

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**INTERAÇÕES ENTRE AS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO
BRASIL SOB A ÓTICA DA TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE
PREÇOS**

Autor: Marcelo Ladeira Fialho

**Porto Alegre
2004**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**INTERAÇÕES ENTRE AS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO
BRASIL SOB A ÓTICA DA TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE
PREÇOS**

Autor: Marcelo Ladeira Fialho

Orientador: Prof.: Marcelo Savino Portugal

**Dissertação submetida ao
Programa de Pós-Graduação em
Economia da Faculdade de
Ciências Econômicas da UFRGS
como quesito parcial de obtenção
do Grau de Mestre em Economia**

**Porto Alegre
2004**

SUMÁRIO

Introdução	8
Capítulo 1 Teoria Fiscal do Nível de Preços: Principais Desenvolvimentos Teóricos e empíricos	16
1.1 Regimes de Determinação de Preços.....	17
1.1.1 A visão “monetarista” de determinação de preços.....	17
1.1.2 Aritmética Monetarista Desagradável de Sargent e Wallace.....	17
1.1.3 A ótica fiscalista.....	18
1.1.4 Reabilitação Fiscal das Taxas de Juros Alvo.....	19
1.1.5 Dinâmica Hiperinflacionária e Indeterminações.....	20
1.2 Modelos Teóricos de Determinação de Preços.....	21
1.2.1 Um modelo para uma economia fechada.....	21
1.2.2 Um modelo sob uma taxa de juros rígida.....	24
1.2.3 Um modelo para dois países (câmbio flexível).....	26
1.2.4 Um modelo para dois países e duas moedas.....	31
1.2.5 Um modelo para uma União Monetária.....	34
1.3 Modelos Empíricos de Determinação de Preços e Interações de Políticas Monetária e Fiscal.....	36
1.3.1 Dominância Monetária e Fiscal em um modelo VAR.....	36
1.3.2 Aplicações empíricas internacionais.....	39
1.3.3 Aplicações empíricas para a economia brasileira.....	42
Capítulo 2 Metodologia	47
2.1 Modelo Empírico.....	47
2.1.1 Testes de Raiz Unitária.....	48
2.1.2 Critérios de Informação.....	51
2.1.3 Vetores Auto Regressivos (VAR).....	51
2.1.3.1 Identificação do modelo VAR.....	53
2.1.3.2 Testes sobre a ordem do VAR.....	54
2.1.3.3 Função de impulso resposta.....	55
2.1.4 Vetor Auto Regressivo com Mudança Markoviana (MS-VAR).....	56
2.1.4.1 Seleção e controle de modelos MS-VAR.....	61
2.1.4.2 Determinação do número de regimes.....	62

Capítulo 3 Resultados	64
3.1 Estimacões do modelo VAR.....	65
3.2 Estimacões do modelo MS-VAR.....	71
Conclusão	79
Referências Bibliográficas	82
Apêndice	87

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 1 – Modelos auto regressivos com mudança markoviana.....	60
Tabela 3.1 - Teste de raiz unitária: com intercepto e com tendência.....	64
Tabela 3.1.1 – Critérios de informação.....	66
Tabela 3.1.2 – Correlograma do superávit/PIB.....	69
Tabela 3.2 - Teste de raiz unitária: com intercepto.....	65
Tabela 3.2.1 – Teste LR para seleção de modelos.....	72
Tabela 3.2.2 – Modelo MSMH(2)-VAR(1) para (superávit, juros), 1995(3) - 2003 (9).....	73
Tabela 3.2.3 – Classificação do regime do Modelo MSMH(2)-VAR(1).....	74
Tabela 3.2.4 – Matriz de transição e duração dos regimes do Modelo MSMH(2)-VAR(1).....	75
Tabela 3.2.5 – Modelo MSIH(2)-VAR(1) para (superávit, selic), 1995 (3) - 2003 (9).....	87
Tabela 3.2.6 – Matriz de transição e duração dos regimes do Modelo MSIH(2)- VAR(1).....	87
Tabela 3.2.7 – Classificação do regime do Modelo MSIH(2)-VAR(1).....	87
Tabela 3.2.8 – Modelo MSIH(2)-VARX(1) para (superávit, selic), 1995 (3) - 2003 (9).....	76
Tabela 3.2.9 – Classificação do regime do Modelo MSIH(2)-VARX(1).....	76
Tabela 3.2.10 – Matriz de transição e duração dos regimes do Modelo MSIH(2)-VARX(1).....	76
Tabela 3.3 – Teste de raiz unitária com quebra estrutural.....	65
Figura 3.1.1 – ordenação: dívida/PIB, superávit primário/PIB.....	68
Figura 3.1.2 – ordenação: superávit primário/PIB, dívida/PIB.....	68
Figura 3.1.3 – ordenação: D(LogDívida), D(Superávit) e D(LogPIB).....	70
Figura 3.2.1 - Probabilidade do Modelo MSMH(2)-VAR(1)	73
Figura 3.2.2 - Probabilidade do Modelo MSIH(2)-VAR(1).....	88
Figura 3.2.3 - Probabilidade do Modelo MSIH(2)-VARX(1).....	77

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo identificar a predominância de um regime de Dominância Monetária ou Fiscal no Brasil no período Pós-Real. Para isto, o desenvolvimento desta análise é baseado em um modelo proposto por Canzoneri, Cumby e Diba (2000). O modelo propõe uma relação entre as séries dívida pública/PIB e superávit primário/PIB através da metodologia VAR (Vetores Autoregressivos) com análise sobre suas funções de impulso resposta. Outro objetivo é estender o artigo de Muscatelli et. al. (2002) sobre interações entre políticas monetária e fiscal utilizando o instrumental econométrico MS-VAR (*Markov-Switching Vector Autoregressive Model*) apresentado por Krolzig (1997), visto que o relacionamento entre as políticas pode não ser constante ao longo do tempo. Concluiu-se que a coordenação macroeconômica entre as políticas monetária e fiscal no Brasil foi praticamente de caráter substituta em todo período analisado e com regime predominantemente fiscal segundo o pressuposto de políticas não-ricardianas da Teoria Fiscal do Nível de Preços.

Palavras-Chave: Teoria Fiscal do Nível de Preços, VAR, Dominância Fiscal, MS-VAR, Política Monetária, Política Fiscal.

ABSTRACT

The first objective of this work is to identify the predominance of a regime of monetary or fiscal dominance to Brazil in the Pós-Real period. To do this, the development of the analysis is based on the model proposed by Canzoneri, Cumby and Diba (2000). It proposes a relationship among the primary surplus to GDP ratio and public debt to GDP ratio using the VAR (Vector Autoregressive) in first differences with the impulse response functions. Second, to extend the paper by Muscatelli et. al. (2002) about the interaction of monetary and fiscal policies using the MS-VAR (Markov-Switching Vector Autoregressive Model) discussed in Krolzig (1997), since the relation of policies could be constant to pass time. The analysis suggests that fiscal and monetary policy tend to move in opposite directions to each other, in the other words, they are strategic substitutes in the role period analyzed with evidence that the Brazil is fiscal dominance (non-Ricardian) in agreement to the Fiscal Theory of The Price Level.

Key-Words: Fiscal Theory of The Price Level, VAR, Fiscal Dominance, MS-VAR, Monetary Policy, Fiscal Policy.

Introdução

Sabe-se que o relacionamento entre as políticas monetária e fiscal é um assunto de amplo debate na macroeconomia e objeto de discussão em todos os países. Neste sentido, a política fiscal pode afetar a probabilidade de sucesso da política monetária de várias formas: via seu impacto na credibilidade da política monetária, via efeitos de curto prazo na demanda e modificando as condições de longo prazo do crescimento econômico e da inflação. As análises tradicionais tratam das interações entre as políticas como uma combinação ótima entre elas quando ambos instrumentos políticos estão sob controle de um único *policy maker*. Nos últimos anos esta análise é modificada para uma separação de poderes entre a autoridade fiscal e um Banco Central independente, algumas pesquisas analisam as interações entre as políticas monetária e fiscal quando os objetivos dos *policy makers* diferem. Uma importante questão é se a discricão fiscal deve ser observada como uma ameaça ao compromisso da política monetária. Além disso, a teoria econômica identifica três objetivos a partir dessa inter-relação entre as políticas: taxa elevada de emprego, preços estáveis e crescimento rápido. Porém não existe um consenso na literatura econômica quanto à obtenção dessas metas.

A Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) assume que a estabilidade dos preços é inatingível a menos que a solvência intertemporal do governo seja garantida. Isto implica que um aumento na pressão inflacionária exige um aumento da taxa de juros e uma esterilização de um alto pagamento de serviço da dívida.

A literatura recente tem repensado os fundamentos dessa doutrina. De acordo com essa visão, para se alcançar à estabilidade de preços é necessário não apenas uma política monetária apropriada, mas também uma política fiscal adequada. A menos que medidas específicas sejam tomadas no sentido de se assegurar uma política fiscal apropriada, o objetivo de preços estáveis pode não ser alcançado, apesar do comprometimento e da independência do Banco Central. Essa teoria implica que os Bancos Centrais preocupados com a estabilização de preços precisam fazer mais do que manter a política monetária em ordem, eles também têm que convencer a autoridade fiscal a adotar uma política fiscal adequada.

Segundo Christiano e Fitzgerald (2000), a visão convencional “monetarista” e a TFNP diferem-se pela forma como é interpretada a restrição orçamentária intertemporal do governo no objetivo de se determinar preços. Por essa equação, tem-se que o valor da

dívida do governo é igual ao valor presente das receitas futuras líquidas governamentais, em que ambos, dívida e superávit, são denominados em termos reais.

A teoria convencional afirma que essa equação representa uma restrição à política de gastos e tributação implementada pelo governo. Isto é, a política econômica deve ser determinada de forma a igualar essas duas variáveis, qualquer que seja o nível de preços. Por sua vez, a TFNP argumenta que não existe razão para que o governo entenda essa equação como uma restrição à sua política. De acordo com essa última visão, a equação orçamentária intertemporal seria apenas uma condição de equilíbrio. Dado algum fato que provocasse um distúrbio dessa equação, o mercado alteraria o nível de preços, restaurando a igualdade. Este é exatamente o contraponto entre a visão tradicional de Sargent e Wallace, que afirma que a dívida pública é um compromisso de pagamento em bens e serviços, enquanto a TFNP defende uma dívida paga em moeda doméstica, ou seja, o nível de preços seria determinado dentro do modelo.

De acordo com Woodford (1996), variações no orçamento do governo podem representar uma importante fonte de instabilidade macroeconômica, de tal modo que essa instabilidade não pode ser eliminada quando o Banco Central segue uma regra de política monetária não comprometida com o tamanho da dívida pública. Instabilidades fiscais, como, por exemplo, variações no valor presente e futuro da restrição orçamentária do governo, necessariamente resultariam numa instabilidade do nível de preços, mesmo que uma política monetária apropriada estivesse sendo empregada.

Na presença de rigidez nominal, assume-se que flutuações na demanda agregada resultantes de choques fiscais provocam variações no nível real de atividade econômica e na taxa de juros real, bem como variações na taxa de inflação. Esses efeitos, então, representariam uma violação da Equivalência Ricardiana¹. Os argumentos a favor da Equivalência Ricardiana assumem que a política fiscal tem necessariamente a propriedade de que, qualquer que seja a alteração no nível da dívida pública não paga, o valor presente do superávit governamental futuro altera-se na mesma magnitude, independente do comportamento dos preços e da taxa de juros. E ainda, quando a política fiscal tem esta propriedade ricardiana, alterações no orçamento governamental e na dívida pública não têm efeitos sobre a demanda agregada.

¹ A doutrina da Equivalência Ricardiana argumenta que se os indivíduos corretamente entendem as conseqüências futuras das mudanças correntes no orçamento do governo, eles irão ajustar a poupança privada de modo à, exatamente, anular qualquer mudança no nível de poupança nacional, não provocando qualquer alteração na demanda agregada, aos preços correntes, e na taxa de juros. Daí segue-se que déficits governamentais não causam qualquer distúrbio sobre a estabilidade de preços.

Mas, segundo Woodford (1996), não há razão para que a política fiscal tenha que ser ricardiana nesse sentido. Existem regras de políticas não-ricardianas perfeitamente consistentes com o equilíbrio de expectativas racionais. De acordo com o autor, torna-se evidente que governos incapazes de impor restrições a déficits orçamentários crônicos são também incapazes de assegurar que as condições (mudanças correntes no orçamento do governo não afeta o dipêndio privado, a poupança, o investimento ou a conta corrente nacional) para a Equivalência Ricardiana sejam satisfeitas. Assim se a política fiscal é não-ricardiana, e existem choques que afetam o valor presente e futuro esperados do orçamento do governo, um equilíbrio com expectativas racionais pode ser verificado, não envolvendo, contudo, preços e produto estáveis. Sob um regime não-ricardiano, choques de natureza fiscal alteram a restrição orçamentária intertemporal do governo².

Portanto, a pressuposição de que a política econômica não é conduzida para satisfazer a equação orçamentária intertemporal para qualquer nível de preços é denominada por Woodford (1995) como pressuposição não-ricardiana. Como ressalta o autor, essa pressuposição pode não ser uma boa caracterização da política econômica em todos os países e períodos. Normalmente, os governos parecem estar prontos para ajustar a política fiscal quando a dívida torna-se muito elevada. Como exemplo, pode-se citar o Tratado de Maastricht, pelo qual os membros da União Européia formalmente assumiram a intenção de ajustar suas políticas fiscais caso as dívidas internas crescessem muito. Outro exemplo seria dos países em desenvolvimento que assumiram uma política de ajustamento proposta pelo Fundo Monetário Internacional, com sanções e recompensas para encorajá-los a manter sob controle suas contas públicas.

Contudo, Woodford (1998) enfatiza que para que a TFNP seja uma teoria positiva interessante, não é necessário que ela sempre se verifique. Ela pode fornecer uma caracterização adequada de políticas correntes em alguns países, mesmo que isso não seja válido para outros. Ainda que, na prática, a política econômica nunca seja não-ricardiana, a TFNP pode ser útil como uma teoria normativa. Primeiramente, porque políticas ótimas

² A teoria fiscal é normalmente criticada (Buiter, 1999) por aparentemente basear-se numa habilidade especial do governo de violar ou ameaçar violar a restrição orçamentária ao nível de preços de equilíbrio. Nesse sentido, Kocherlakota e Phelan (1999) mostram que a política fiscal afeta a taxa de inflação se e somente se o governo puder se comportar de maneira diferente às famílias. As famílias têm que satisfazer suas restrições orçamentárias sem se preocupar com a trajetória dos preços, já o governo respeita sua restrição orçamentária para alguns preços, mas não para todos. A resposta então para que o governo possa assumir uma política não-ricardiana e as famílias não é que esta política é uma questão de “crença” e não científica. E que sob uma política não-ricardiana uma redução na oferta de moeda pode levar a uma hiperinflação, totalmente em contraposição a teoria monetarista. Assim, os autores não acreditam na “crença” de uma política não-ricardiana.

podem elas mesmas serem não-ricardianas. E segundo, a TFNP pode servir como uma informação útil na formulação da política econômica, mesmo que, na prática, políticas não-ricardianas sejam ruins.

Considere, por exemplo, legisladores vivendo em um regime não-ricardiano. Entendendo que redução de impostos ou aumento de gastos governamentais não tem necessariamente que ser pagos por maiores impostos no futuro, os formuladores de política econômica podem ser tentados a praticar políticas que levem a um gasto público excessivo e a uma dívida crescente. Restringir a política fiscal através da colocação de um limite sobre a dívida governamental pode ser uma forma efetiva de se lidar com esse tipo de problema.

Estabelecendo a possibilidade lógica da política não-ricardiana, a TFNP de fato implica que tais políticas podem ocorrer na ausência de medidas específicas que as restrinjam. Dessa forma, a TFNP pode ser usada para justificar as limitações sobre a dívida pública impostas pelo FMI e pelo Tratado de Maastricht (Christiano e Fitzgerald, 2000).

É razoável dizer que gastos governamentais deficitários excessivos devem ser evitados. A instabilidade na política fiscal causa incertezas, dificultando, mesmo aos agentes que formam expectativas racionais, a previsão correta do curso do futuro da economia. Além disso, acredita-se que uma política crível que vise proporcionar um crescimento estável baixo da moeda não pode coexistir com uma política fiscal que gere grandes déficits. Llussá (1998) afirma ainda que a precondição para o aumento da credibilidade é transmitir, ao público, sinais concretos de que o governo tem intenções e condições de respeitar sua restrição intertemporal e que a estabilidade monetária de longo prazo está assegurada. Fundamentos fiscais sólidos são necessários não só para equilibrar o orçamento no longo prazo, mas também para reforçar as expectativas de que a estabilidade da moeda é consistente.

No Brasil, na segunda metade da década de 90, apesar do sucesso do Plano Real no combate à inflação, o país passou por alguns períodos críticos que abalaram a credibilidade do público quanto à capacidade do governo de honrar seus compromissos externos e internos, bem como seu comprometimento com a estabilização de preços.

Em contraste com a situação da primeira metade da década, a partir de 1995 a economia brasileira caracterizou-se por uma inflação muito baixa (para os padrões históricos do país) e declinante, contas públicas em considerável desequilíbrio, taxa de

câmbio significativamente apreciada em relação ao nível de 1991-1994, antes do Plano Real e rápida deterioração do resultado da conta corrente.

Segundo Pinheiro, Giambiagi e Gostkorzewicz (1999), na raiz desse contraste encontram-se três elementos. Em primeiro lugar, a própria redução da inflação que havia se transformado, com a quase total indexação dos tributos e a inferior proteção dos gastos contra o efeito corrosivo do aumento de preços, na grande aliada do governo no ajuste *ex-post* das contas públicas. Em segundo, o expressivo aumento do gasto público ocorrido nesse período, principalmente no que tange aos déficits de estados e municípios e Previdência. E, em terceiro, a combinação dos efeitos defasados da abertura comercial, iniciada no começo dos anos 90, com a política cambial praticada nos primeiros meses do Plano Real.

O governo reagiu tardiamente a essa situação, fazendo com que uma reversão importante desse processo só ocorresse a partir de 1999. Nos anos de 1995 a 1998, entretanto, o que se observou foi uma política fiscal nitidamente expansionista, traduzida em sucessivas pioras do resultado primário até 1997 e apenas equilibrado em 1998. Paralelamente, o governo praticou uma política monetária contracionista que serviu inicialmente ao objetivo de estabilizar os preços, controlando a forte expansão do consumo após a queda da inflação. Mas, com o tempo, essa política passou a ser comandada pela necessidade de remunerar adequadamente os capitais a que o país recorreu para financiar seu déficit em conta corrente e rolar as amortizações da dívida externa. Com isso, os juros foram mantidos altos para compensar a deterioração do risco-país e, desde 1997, houve uma expectativa de desvalorização real gradual da taxa de câmbio.

Conseqüentemente, sob todos estes aspectos, desde a implantação do Plano Real, o país enfrentou sérias turbulências oriundas do sistema financeiro internacional. Cabe citar além da crise mexicana em 1994, a crise dos países asiáticos no segundo semestre de 1997 e a moratória russa em 1998. Essas últimas afetaram profundamente a economia brasileira, levando as autoridades econômicas a tomar medidas austeras no âmbito monetário, fiscal e cambial.

Em outubro de 1997, em meio à crise internacional, além da elevação das taxas de juros, o governo anunciou um pacote de medidas na área fiscal, visando não só a melhoria das contas públicas, mas, sobretudo, o resgate da credibilidade junto ao público. Com a temporária melhora do cenário externo, muitas das medidas anunciadas não foram

implementadas, como o Fundo Social de Emergência (FSE)³ em 1994 na fase de implementação do Real com o intuito de eliminar o déficit, o pacote de 51 medidas de outubro de 1998, as medidas para conter o desequilíbrio das contas da previdência (reforma da previdência), a reforma administrativa, a reforma tributária, a reforma política e a reforma constitucional.

Não obstante, o recrudescimento da crise, no segundo semestre de 1998, fez com que o governo tomasse medidas mais rígidas, tais como a elevação das taxas de juros a um patamar recorde de 49% a.a. e um corte orçamentário de R\$ 4 bilhões. Devido ainda às crises cambiais externas, nos países asiáticos e na Rússia, percebeu-se uma grande fuga de capitais dos países emergentes, com uma redução de mais de US\$ 20 bilhões nas reservas internacionais brasileiras. Esses episódios revelaram a vulnerabilidade da economia brasileira a acontecimentos externos, evidenciando a necessidade de alterações ou correções no processo de formulação e condução das políticas macroeconômicas internas.

Os desequilíbrios fiscais e em conta corrente externa levaram o país a negociar um acordo com o FMI no final do ano de 1998. Em janeiro de 1999, o regime cambial brasileiro foi alterado, extinguindo-se o sistema de bandas cambiais e permitindo que o câmbio flutuasse livremente. Essa medida teve como objetivo principal evitar uma redução brutal das reservas internacionais, além de permitir que a taxa de câmbio atingisse seu nível de equilíbrio, bem como uma redução das taxas de juros nacionais. Essa flexibilização do câmbio possibilitaria ainda, segundo as autoridades monetárias, o ajuste das contas externas do país e a implementação de um programa de ajuste fiscal mais austero. Contudo, a mudança do regime cambial, acompanhada de uma forte desvalorização da moeda nacional, provocou inicialmente uma crise de confiança interna, com expectativas negativas acerca do compromisso e capacidade do governo no processo de estabilização da economia brasileira.

Assim, a ausência de uma substancial reforma fiscal e a prática de taxas de juros elevadas encareceu os custos de rolagem e provocaram um aumento excessivo da dívida interna pública. A partir de 1998, as despesas com juros da dívida pública tornaram-se o fator de maior pressão marginal sobre as necessidades de financiamento do setor público. A dívida mobiliária interna federal fora do Banco Central saltou de R\$ 100 bilhões para mais de R\$ 300 bilhões, no período julho de 1995 a julho de 1998. Na década de 90, a

³ Basicamente, o FSE diminuiria, por um período de dois anos, os percentuais de transferências vinculadas, permitindo ao governo contar excepcionalmente com uma fonte de contenção de despesas, por um certo período de tempo.

dívida mobiliária total passou de 11,2% do PIB em 1992 (28,1% em 1994, 35,9% em 1996) para cerca de 60% do PIB em 2002.

Observando a trajetória ascendente da dívida pública, retoma-se aqui novamente a preocupação do público que gera expectativas negativas quanto ao retorno da inflação e o fim da estabilização de preços. De forma a minimizar tais expectativas negativas, o governo comprometeu-se recentemente com metas de superávits primários, redução e alongamento da dívida mobiliária federal. Conjugada com uma política de metas de inflação pode-se afirmar que o governo vem conseguindo manter a inflação em patamares reduzidos e gerar superávits nas contas primárias.

No entanto, nos últimos anos as despesas com juros reais têm ficado substancialmente acima do superávit primário. Com isso a dívida pública tem crescido tanto em valores absolutos como relativos. A dívida líquida do setor público aumentou de R\$ 389,2 bilhões (42,7% do PIB) em 1998 para R\$ 588,7 bilhões em março de 2001 (50% do PIB).

Porém, ainda existem incertezas quanto a sustentabilidade e ao compromisso do governo com tais políticas ao longo do tempo. Essa preocupação se deve ao fato de que, historicamente, o déficit público tem sido identificado como a principal causa da expansão monetária e da inflação no Brasil. Por essa razão, políticas monetária e fiscal apropriadas são fundamentais na formulação de uma âncora monetário-fiscal que dê consistência de longo prazo ao processo de estabilização econômica.

Outra questão é a qualidade do ajuste fiscal. A obtenção de superávits primários expressivos, nos últimos anos, foi feita primordialmente pela elevação da carga tributária, mais do que pelo corte de despesas.

Assim, o que realmente se apresenta no país é a sua explícita fragilidade fiscal em detrimento de sua situação externa. Não há dúvida de que estes fundamentos da economia brasileira são frágeis e tornam o país vulnerável a mudanças de humor dos investidores

Portanto, dada à relevância de questões como inflação e dívida pública na conjuntura econômica brasileira recente, bem como o advento da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) como uma teoria alternativa para o entendimento da determinação do nível de preços, torna-se relevante o estudo acerca de sua aplicabilidade à economia brasileira no período Pós-Real. Neste sentido, o objetivo central desta dissertação é verificar se o nível de preços na economia brasileira é determinado pelos canais da teoria monetária convencional ou por aqueles propostos pela TFNP.

Para isto, o trabalho seguirá a seguinte estrutura. No primeiro capítulo, apresenta-se os principais modelos teóricos e empíricos acerca da Teoria Fiscal do Nível de Preços e da interação entre as políticas monetária e fiscal, dando ênfase também aos modelos que criticam a respectiva teoria. No segundo capítulo, apresenta-se os modelos econométricos a serem estimados. Especificamente, a análise será feita em cima de modelos VAR (Vetores Auto Regressivos) com o auxílio de funções impulso-resposta para verificar as possíveis relações entre as variáveis dívida pública/PIB, superávit primário/PIB, taxa de juros e inflação ao longo do tempo e modelos MS-VAR (Vetores Auto Regressivos com Mudança Markoviana) para identificar como as políticas monetária e fiscal são conduzidas e qual o regime de dominância monetária (onde os superávits primários respondem ao nível da dívida de modo a assegurar a solvência fiscal do governo, então, estoque de moeda e nível de preços podem ser determinados pela oferta e demanda de moeda) ou fiscal (no qual os superávits primários são determinados independentemente do nível da dívida, de tal forma que a oferta monetária e o nível de preços satisfaçam as necessidades fiscais do governo) é determinado pelas mesmas no Brasil. E por último, apresentam-se as estimações obtidas pelos modelos e baseada nestas, conclui-se sobre as propostas do presente trabalho.

Capítulo 1 Teoria Fiscal do Nível de Preços: Principais Desenvolvimentos Teóricos e Empíricos

A função tradicional de um Banco Central é controlar o nível de preços. Desde Fisher (1911) quase todas as análises econômicas acerca da determinação de preços baseavam-se na Teoria Quantitativa da moeda. No entanto, de forma contrária a esta “visão monetarista”, surge uma nova abordagem, TFNP – Teoria Fiscal do Nível de Preços, que argumenta que a determinação do nível de preços é um fenômeno fiscal e não monetário.

A TFNP e a Teoria Quantitativa, apesar de suas diferenças aparentes, não são teorias mutuamente exclusivas, mas sim casos diferentes da mesma teoria. Os modelos econômicos que tratam dessas questões se diferenciam pela maneira que tratam a coordenação da política econômica através das seguintes equações que incluem duas condições de equilíbrio, envolvendo o nível de preços:

$$M_t v = P_t y \quad (1.1)$$

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} m_{t,t+j} S_{t+j}^* \quad (1.2)$$

onde M_t = oferta de moeda nominal, Y = renda, B_{t-1} = valor nominal dos títulos, $m_{t,t+j}$ = fator de desconto e S_t^* = superávit do governo, incluindo senhoriagem.

A primeira equação representa uma função de demanda de moeda. A segunda equação é normalmente denominada como restrição orçamentária intertemporal do governo. Dessa forma, o governo determina a dívida, a oferta de moeda e o superávit, $\{B_t, M_t, s_t\}$. Percebe-se imediatamente o problema: (1.1) e (1.2) são duas equações para uma incógnita, p_t . Portanto, as políticas fiscal (B, s) e monetária (M) têm que ser coordenadas para determinar um único nível de preços, dado que qualquer equilíbrio exige que (1.1) e (1.2) sejam respeitadas, o equilíbrio somente se verifica para um conjunto restrito de $\{B_t, M_t, s_t\}$.

É válido especificar alguns casos especiais, ou regimes, que mostram essa coordenação. É também útil considerar que a autoridade monetária tem controle da oferta de moeda $\{M_t\}$ e que a autoridade fiscal está controlando $\{s_t, B_t\}$. Sargent (1987) descreve essa situação como um “*game of chicken*” entre o Banco Central e o Tesouro Nacional. Contudo, toda essa visão pode ser enganosa. O que realmente interessa ao final é saber se o

governo gerou uma seqüência $\{B_t, M_t, s_t\}$ que resulta numa seqüência do nível de preços $\{p_t\}$, única, positiva e que resolva simultaneamente (1.1) e (1.2).

1.1 Regimes de Determinação de Preços

1.1.1 A visão “monetarista” de determinação de preços

A “visão monetarista” padrão oferece uma resposta simples para o questionamento sobre o alcance da estabilidade de preços. Basta que o Banco Central tenha um compromisso com tal política. Essa doutrina reconhece que ambas, política monetária e fiscal, têm que ser escolhidas de forma apropriada para se obter uma economia com preços estáveis. E ainda, se o Banco Central está comprometido com seu objetivo, isso automaticamente forçaria as autoridades fiscais a adotar uma política fiscal apropriada.

Assim, de acordo com a “visão monetarista”, o Banco Central determina $\{M_t\}$, e dessa forma determina o nível de preços $\{p_t\}$ com a equação (1.1). A autoridade fiscal então ajusta o superávit, escolhendo a seqüência $\{s_t\}$ de modo que a equação (1.2) se verifique qualquer que seja o nível de preços determinado a partir de (1.1) e qualquer que seja a escolha de $\{M_t\}$ pela autoridade monetária.

Muitas análises monetaristas começam e terminam em $Mv = pY$ sem apresentar a equação (1.2). Essa omissão é reveladora. O nível de preços já foi determinado e o superávit é apenas mais uma de muitas outras variáveis endógenas menos interessantes. Entretanto, uma teoria quantitativa completa tem que incluir uma equação de valor fiscal como (1.2) e uma especificação de política fiscal que seja consistente com a política monetária.

1.1.2 Aritmética Monetarista Desagradável de Sargent e Wallace

A Aritmética Monetarista Desagradável de Sargent e Wallace (1981) estuda um regime fiscal no qual o Banco Central ainda tem algum controle sobre o comportamento da inflação. Expressando o superávit total (s_t^*) como seu componente fiscal (impostos menos gastos, líquido de juros) s_t mais senhoriagem, a equação (1.2) pode ser rescrita como:

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} m_{t,t+j} \left[s_{t+j} + \frac{M_{t+1} - M_{t+j-1}}{P_{t+j}} \right] \quad (1.1.2.1)$$

Esse regime fiscal assume que o Tesouro Nacional compensa qualquer senhoriagem, controlando então todo superávit s_t independente das ações do Banco Central, ou (na prática) que o montante de senhoriagem é tão pequeno que pode ser ignorado. No regime fiscal de Sargent e Wallace, o Tesouro controla o superávit primário, fixando $\{s_t\}$, mas não controla ou compensa a componente senhoriagem do superávit. Portanto, o Banco Central tem algum controle sobre o comportamento dos preços; ele pode escolher “inflação agora” ou “inflação depois” a partir de sua escolha de $\{M_t\}$. Se escolher um M_t baixo hoje, isso reduz p_t e eleva o valor real da dívida b_{t-1}/p_t . Entretanto, agora o Banco Central sozinho tem que gerar uma política coordenada. Ele precisa elevar $\{M_{t+j} - M_{t+j-1}\}$ para elevar a senhoriagem numa data futura de modo que (1.2) seja satisfeita ao baixo nível de preços de hoje. Essa ação resultará numa inflação maior no futuro.

A linha entre regimes “monetaristas” e “fiscalistas” não precisa ser detalhadamente definida. Muitas análises monetárias especificam, implicitamente, que em “tempos normais” a autoridade fiscal será passiva, ajustando os superávits gradativamente em pequenas quantidades para compensar pequenas mudanças no valor da dívida do governo causadas por pequenas mudanças na política monetária. Entretanto, em períodos muito ruins, as necessidades fiscais podem se tornar superiores àquelas que o Tesouro pode ou irá satisfazer. Então, o regime fiscal torna-se dominante e a moeda entra em colapso ou gera uma hiperinflação.

1.1.3 A ótica fiscalista

A autoridade fiscal vence o “*game of chicken*”. Se o Tesouro Nacional fixa $\{s_t\}$ e $\{B_t\}$ então a equação de valor do governo (1.2) determina o nível de preços. O Banco Central segue então uma política passiva, determinando $M_t = p_t y/v$. A equação de demanda agora determina a quantidade de moeda ao invés de determinar o nível de preços. Isto mostra como uma equação, a restrição orçamentária intertemporal do governo, pode ser usada para determinar preços. Assim, o nível de preços é alcançado por decisões fiscais. Estas decisões fiscais resultam em um superávit real $\{s_t\}$ que é a disponibilidade atual do

governo em pagar os detentores dos títulos públicos. Sendo o valor nominal da dívida igual a $\{B_t\}$, tem-se a definição natural do nível de preços igual a $P=B/s$.

1.1.4 Reabilitação Fiscal das Taxas de Juros Alvo

Leeper (1991), Sims (1994) e Woodford (1994, 1995, 1996, 1998, 1999) enfatizam modelos nos quais o Banco Central segue regras de taxa de juros nominal. Embora esse tipo de regra possa ser responsabilizada pela indeterminação dos níveis de preços, a âncora fiscal pode, muito bem, levar a um nível de preços determinado mesmo com tais políticas.

Este fato pode ser observado através das equações (1.1) e (1.2). Inicialmente, admite-se que exista incerteza. Se o Banco Central possui uma meta de taxa de juros nominal, e se a taxa de juros real é fixada em r , então uma meta de taxa de juros significa que para gerar uma taxa de inflação constante, $p_{t+1} / p_t = \pi$, o Banco Central segue qualquer $\{M_t\}$. Para um dado nível de preços inicial p_0 , o Banco Central segue $M_t = \gamma p_0 \pi_t / v$ e têm-se $p_t = p_0 \pi_t$.

Se o Tesouro Nacional é passivo como na tradição monetarista, esta descrição da política não determina p_0 , e então o nível de preços em qualquer data é indeterminado. Entretanto, se o Tesouro não segue uma política passiva, o nível de preços inicial pode ser identificado pela equação de valor do governo (1.2), restaurando a determinação do nível de preços.

Este exemplo, embora simples, pode ser confuso, dado que sugere alguma diferença sobre o “período inicial” e os períodos subseqüentes. Esta diferença aparente é puramente um resultado de um modelo de previsão perfeita. Em um modelo estocástico, todo dia é um “período inicial”, de modo que toda a seqüência de preços não é identificada pela regra de taxa de juros. Especificamente, uma taxa de juros nominal alvo é agora uma meta de inflação esperada. O Banco Central escolhe $\{M_t\}$ para atingir $\pi = E_t(p_{t+1}/p_t)$. Moeda e preços seguem passeios aleatórios e $p_{t+1}/p_t = \pi + e_{t+1}$. Com uma política fiscal passiva, este regime de oferta de moeda não determina o nível de preços e choques monetários e_{t+1} , e então todo o comportamento do nível de preços é indeterminado⁴. Por

⁴ Cochrane (2000) vai mais além afirmando que o nível de preços pode ser determinado mesmo na ausência de uma demanda por moeda. O autor mostra ainda que essa determinação é possível ainda se $v = \infty$ ou se simplesmente se elimina a equação (1.1). Nesse modelo, dado $\{S_t, B_t\}$, a equação (1.2) pode sozinha determinar um nível de preços.

outro lado, uma política fiscal ativa e a equação de valor do governo (1.2) identificam o choque do nível de preços em cada data.

1.1.5 Dinâmica Hiperinflacionária e Indeterminações

Uma combinação teoricamente interessante é um modelo com perfeita previsão, onde o Banco Central escolhe a oferta de moeda e a demanda de moeda elástica a taxa de juros. Nesse caso, Woodford (1995) observa que uma política fiscal ativa pode novamente determinar o nível de preços inicial e assim determinar o nível de preços em qualquer data. Se, por exemplo, os superávits $\{s\}$, e a oferta de moeda M , são também constantes, o nível de preços inicial é o valor p_0 que satisfaz:

$$\frac{B_{-1}}{p_0} = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{1}{r^t} s = \frac{r}{r-1} s. \quad (1.1.5.1)$$

Se $p_0 > Mv/y$, este equilíbrio irá gerar um nível de preços explosivo, sem, contudo, violar qualquer condição de equilíbrio. Assim, se não observamos preços explosivos isso significa que os governos não praticam políticas firmes (M constante, superávit constante).

McCallum (1998) aponta que o equilíbrio de Woodford (1995) não funciona se uma dívida ainda não paga (B_{-1}) é muito baixa ou os superávits são muito altos. Então, o nível de preços inicial está abaixo do ponto de estabilidade, $p_0 < Mv/y$, os preços convergem para zero e o valor real do estoque de moeda explode. O autor sugere um mecanismo que eleve o fluxo de superávits no montante suficiente para atingir o equilíbrio $p_0 = Mv/y$.

Já se sabe que nem todas as especificações das políticas do governo $\{M_t, s_t, B_t\}$ resultam em um equilíbrio. Não é uma exigência do equilíbrio Walrasiano que um equilíbrio tenha que existir para uma especificação arbitrária de políticas $\{M_t, s_t, B_t\}$, nem o equilíbrio Walrasiano tem um mecanismo específico pelo qual o governo escolhe uma política que produza um equilíbrio. A restrição de McCallum é verdadeira tanto para regimes monetaristas como para fiscais.

Esse modelo, também, envolvendo perfeita previsão, M rigidamente fixo, s completamente exógeno, e uma demanda de moeda elástica a taxa de juros, é muito especial. Por exemplo, o modelo “fiscal” descrito acima com uma demanda por moeda inelástica a taxa de juros e o modelo fiscal sem demanda por moeda de Cochrane (2000)

não apresentam essa indeterminação do nível de preços. Portanto, mesmo a crítica válida de como a indeterminação é resolvida neste modelo, não se culpa a “teoria fiscal” em geral.

1.2 Modelos Teóricos de Determinação de Preços

1.2.1 Um modelo para uma economia fechada

Detendo-se à característica chave da TFNP de pressuposição não-ricardiana da política fiscal, Christiano e Fitzgerald (2000) propõem um modelo de um período.

Inicialmente, com a análise clássica de Sargent e Wallace (1981) de visão ricardiana da política econômica, supõe-se que numa manhã do único dia desse modelo os agentes privados detenham algum volume dado da dívida do governo, b . Assume-se que a dívida pública é não-negativa e os agentes não podem tomar emprestado do governo. A dívida é também fixada em termos reais, ou seja, há um compromisso de se pagar uma quantidade real de bens.

A restrição orçamentária do governo abaixo resume:

$$b' + s^f + s^m = b \quad (1.2.1.1)$$

nos lados esquerdo e direito da equação, as fontes e usos, do produto real governamental. A primeira fonte de recursos, b' , representa os bens e serviços que o governo recebe dos indivíduos que compram papéis da dívida no final do dia. O segundo termo, s^f , são os impostos líquidos e o terceiro termo, s^m , representa a senhoriagem. Do lado direito, b é o principal mais os juros da dívida pública passada.

Admitindo-se que os indivíduos não escolherão $b' > 0$ e estão restritos a $b' < 0$ por hipótese, o processo de otimização implica $b' = 0$. Assim, tem-se a seguinte equação orçamentária intertemporal do governo:

$$b = s^f + s^m \quad (1.2.1.2)$$

Uma política fiscal “frouxa” é adotada, por exemplo, reduzindo-se s^f . Então, de acordo com a análise de Sargent e Wallace, uma simples aritmética determina que a

autoridade monetária deve elevar s^m . Sob circunstâncias normais, isso se traduz em um aumento da inflação, o que, em um modelo de vários períodos, pode ocorrer a qualquer momento do tempo. Ou seja, independente do momento, se a autoridade fiscal reduzir s^f , a aritmética da equação leva a uma visão de que a inflação vai se elevar em algum ponto do tempo.

A mesma aritmética sugere uma solução para o problema da inflação: o Banco Central deve ser capaz de estabelecer um compromisso crível, livre de pressões por parte de uma autoridade fiscal que pratica um s^f baixo. Em vários países, isso é implementado através de um Banco Central independente, cuja maior prioridade é a inflação. O ponto chave nesse caso é que com uma autoridade monetária totalmente comprometida com um valor fixo para s^m , a aritmética força a autoridade fiscal a adotar uma política fiscal consistente. Essa é a essência da visão convencional corrente para se alcançar um nível de preços estáveis, sendo suficiente um Banco Central independente, firme e preocupado com os preços.

A Teoria Fiscal do Nível de Preços, ao contrário da visão convencional exposta na análise de Sargent e Wallace, afirma que, na prática, a dívida pública é um compromisso de pagamento de determinada quantia em moeda doméstica, e não em bens e serviços. Ou seja, essa variável deve ser tratada em termos nominais e não reais.

Tomando-se como base à equação (1.2.1.1), propõe-se à substituição de b por B , representando a dívida nominal. Assim, tem-se a seguinte restrição orçamentária do governo:

$$B' + P(s^f + s^m) = B \quad (1.2.1.3)$$

Da mesma forma que anteriormente, em equilíbrio tem-se $B' = 0$. Logo, a equação (1.2.1.3) com $B' = 0$ é a equação orçamentária intertemporal do governo.

Desse modo tem-se:

$$B = P(s^f + s^m) \quad (1.2.1.4)$$

Nesse caso, P é uma variável endógena. Se as autoridades fiscais determinarem s^f pequeno, não existem agora razões aritméticas que forcem as autoridades monetárias a elevar s^m . Se o Banco Central mantiver um dado nível de s^m , enquanto as autoridades

fiscais reduzem s^f , então esta equação pode continuar sendo satisfeita por uma elevação de P .

Dessa forma, políticas fiscal e monetária são caracterizadas como não-ricardianas se $s \equiv s^f + s^m$ for escolhido de tal forma que essa escolha não garanta que a equação orçamentária intertemporal, (1.2.1.4), seja satisfeita para todos os preços possíveis. Essa é a pressuposição definida pela TFNP. Por sua vez, s será uma política fiscal ricardiana se for escolhido tal que essa mesma equação seja satisfeita, qualquer que seja P . No modelo apresentado de um período, a única forma disso se verificar é tomando s como uma função do nível de preços, $s(P) = B / P$.

Uma analogia interessante na interpretação de uma política não-ricardiana é apresentada em Christiano e Fitzgerald (2000). Um pedestre que deseja atravessar uma rua vai colocar o pé na rua mostrando não estar preocupado com os carros que vêm em sua direção. Isso não significa que essa pessoa não está realmente preocupada com a possibilidade de ser atropelada ou morrer. Ela simplesmente espera que os automóveis, vendo seu compromisso de atravessar a rua, apesar das possíveis conseqüências, irão parar, ao invés de provocar um acidente. Sob uma política fiscal não-ricardiana, o governo adota uma abordagem análoga à do pedestre. A política do governo é simplesmente uma ação, $s \equiv s^f + s^m$. Em princípio, poder-se-ia verificar um dado P , o qual colocaria o governo numa situação fiscal explosiva, onde ele ofereceria papéis da dívida e o mercado os recusaria, isto é, $B' > 0$. Entretanto, se o mercado está totalmente convencido do compromisso do governo com s , então, assim como os automóveis irão parar para o pedestre, o mercado irá gerar um P tal que garanta uma dívida igual a zero. O governo não-ricardiano baseia-se na idéia de que o mercado detesta preços fora do equilíbrio da mesma forma que os motoristas detestam atropelar pedestres.

Nessa mesma linha, Carlstrom e Fuerst (2000) apresentam a TFNP em duas formas: TFNP Fraca e TFNP Forte. Na forma fraca, a autoridade fiscal move-se primeiro, comprometendo-se com uma trajetória do superávit/déficit orçamentário primário, forçando a autoridade monetária a gerar a senhoriagem necessária para manter a solvência, ligando assim a política monetária à fiscal. Portanto, desde que a senhoriagem seja uma fonte de receita possível, políticas monetária e fiscal de longo prazo serão determinadas conjuntamente por restrições orçamentárias fiscais. Não há, conseqüentemente, uma controvérsia quanto às implicações da TFNP Fraca sobre a política monetária. Ou seja, se o

Banco Central é passivo e a autoridade fiscal é dominante, então a política fiscal tem uma enorme influência sobre o nível de preços.

Esta versão fraca da TFNP afirma que a política fiscal determina a inflação futura. Embora verdade, isso ocorre apenas pela determinação do crescimento monetário futuro, o que significa uma certa concordância com a Teoria Quantitativa, no sentido de que os preços são ainda determinados pelo crescimento monetário corrente ou futuro. Em outras palavras, na versão fraca da TFNP a inflação é ainda um fenômeno monetário.

Na forma forte da TFNP, a política fiscal também determina a inflação futura, mas independe do crescimento monetário futuro, ao contrário da TFNP Fraca. A teoria sob esta forma é possível porque em uma grande variedade de modelos monetários, o nível inicial de preços não é determinado sob uma decisão firme. Assim, diferentes níveis iniciais de preços são consistentes com diferentes comportamentos da inflação futura.

Assume-se também que a restrição orçamentária fiscal, e conseqüentemente a política fiscal determina o nível de preços inicial. Sem essa restrição, o nível inicial de preços pode ser indeterminado, mesmo que a oferta monetária seja exógena, isto é, mesmo se a autoridade monetária mover-se primeiro por comprometer-se com uma trajetória para o estoque monetário.

1.2.2 Um modelo sob uma taxa de juros rígida

A teoria monetarista tradicional tem se mostrado contrária a uma política monetária de taxa de juros rígida. Uma taxa de juros controlada potencialmente leva a um descontrole da inflação ou, possivelmente a uma deflação indesejada. Trabalhos teóricos recentes, entretanto, têm seriamente determinado a conclusão tradicional. Segundo estes, a indeterminada conclusão tradicional é obtida somente se ambos consumidores e a autoridade fiscal seguem a estrita hipótese ricardiana. Se a hipótese ricardiana está incorreta, nem as suas suposições para o comportamento do consumidor nem suas hipóteses para o comportamento fiscal, assim ela pode mostrar que os Bancos Centrais estão livres para controlar a taxa de juros, sem se preocupar com possíveis divergências do comportamento de preços.

Este modelo, segundo Cushing (1999), sugere que a conclusão de indeterminação do nível de preços não conta com as hipóteses ricardianas e assim a conclusão de indeterminação é obtida sob condições mais gerais do que anteriormente se pensava. A

indeterminação ressurgem quando restrições implausíveis e arbitrárias nas expectativas dos agentes empregadas em atos anteriores são relaxadas. Modelos com consumidores não-ricardianos implicitamente ou explicitamente limitam atenção de trajetórias exógenas ou constantes para inflação futura. Quando as expectativas de inflação são conjuntamente determinadas com o nível de preços corrente, uma seqüência de preços de equilíbrio contínuo é obtida. Através dessas seqüências de preços, efeitos renda estáticos são contrabalançados por variações nas trajetórias de taxas de inflação futuras, deixando sem forcas para determinar o nível de preços absoluto.

Modelos com autoridades fiscais não-ricardinas impõem restrições implausíveis a crença dos agentes com respeito a trajetórias possíveis da dívida do governo. Naqueles modelos, os agentes têm simultaneamente que acreditar que a dívida do governo convergirá e que nem a autoridade monetária nem a fiscal tomarão alguma ação para assegurar a convergência da dívida. Uma vez que os agentes estão permitidos a esperar (racionalmente) que a dívida não convergirá sob um regime fiscal não-ricardiano, a unicidade do nível de preços desaparece. Até que argumentos convincentes para a unicidade do nível de preços estejam firmemente estabilizados, ele deve parecer prudente para os Bancos Centrais prestarem atenção as advertências tradicionais com respeito à possibilidade de conseqüências horríveis de uma taxa de juros controlada⁵.

⁵ **Um modelo com expectativas adaptativas** - Creel e Sterdyniak (2002) questionam a relevância da TFNP em um sistema de expectativas adaptativas. Mais especificamente demonstraram em que medida a validade da TFNP também depende de consumidores não-ricardianos. Seus principais pontos foram: primeiro, com preços guiados por expectativas racionais, a qualidade dos resultados das interações estratégicas entre os *policymakers* fiscal e monetário não depende de um comportamento ricardiano ou não-ricardiano das famílias. Segundo, com inflação lenta, a versão forte da TFNP não induz a uma economia dinamicamente estável. A menos que os governos reajam um pouco para a mudança na razão dívida/PIB, a TFNP não é válida. Terceiro, uma reação do governo às mudanças na dívida pública não é uma condição necessária para que a versão fraca da teoria fiscal seja assegurada. Nesta situação, condições estáveis dependem da existência e do tamanho do efeito renda. Se este efeito renda é muito baixo (ou muito alto) e a política monetária é passiva, não existirá grau de reação das variações da dívida do governo que seja suficiente para preservar a economia de dinâmicas instáveis. Quarto, no caso de inflação lenta, a TFNP é incompatível com consumidores ricardianos. Assim, a compatibilidade da TFNP com inflação lenta parece muito problemática.

1.2.3 Um modelo para dois países (câmbio flexível)

A argumentação da Teoria Quantitativa é tão predominante entre os economistas monetários que alguns tópicos da teoria monetária, tal como a determinação da taxa de câmbio e as causas da inflação, são destinadas exclusivamente a modelos onde o governo fixa o estoque de moeda. As respostas a estas questões importantes, portanto podem apenas se aplicar a situações onde as políticas monetárias do governo são formuladas como regra de oferta monetária.

Friedman and Kuttner (1996) e Estrella and Minhkin (1996), argumentaram que os Bancos Centrais têm abandonado os agregados monetários como alvo para política monetária. A necessidade, portanto, de se entender como os preços são determinados, quando um governo não usa regras de oferta monetária para conduzir a política monetária, aumenta.

Como visto anteriormente, Leeper (1991), Sims (1994) e Woodford (1994, 1995, 1996, 1998, 1999) estudam a determinação do nível de preços em um modelo um país onde as autoridades monetária e fiscal fixam a taxa de juros nominal ao invés de controlar a quantidade de moeda. Eles mostram que uma regra para taxa de juros nominal pode levar à estabilidade do nível de preços em um modelo de um país ainda que procedimentos operacionais do governo não façam referência a oferta de moeda nominal.

A contribuição desse modelo é explorar a determinação da taxa de câmbio em um modelo de dois países e duas moedas sob uma taxa de juros nominal fixa, aplicando as idéias de Leeper-Sims-Woodford.

Nesse sentido, existem duas motivações para um entendimento do preço nominal e da determinação da taxa de câmbio em um modelo de dois países que vão além das motivações no caso de um único país. Primeiro, a volatilidade da taxa de câmbio nominal continua sendo confusa para modelos onde o governo especifica a política monetária em termos de estoque de moeda. Segundo, o desenvolvimento de uma União Monetária na Europa, onde os governos conjuntamente mantêm um Banco Central único e uma única moeda, excluindo a possibilidade de que governos de países individuais possam realizar uma política monetária para controlar o estoque de moeda. A questão que se coloca então é a possibilidade de se imaginar ou não uma política monetária para um país que tenha concordado em deixar de controlar sua oferta de moeda.

Desta forma, nesta abordagem, a determinação ou indeterminação da taxa de câmbio entre moedas depende de: a) da forma na qual as moedas facilitam as transações em diferentes países; b) dos tipos de políticas fiscal e monetária exercidas pelos governos destes países.

Em suas análises, para um modelo deste tipo, Dupor (2000) utiliza a Teoria Fiscal do Nível de Preços. A TFNP assume que, sob uma certa classe de políticas fiscal e monetária, o nível de preços nominal é determinado pela razão das obrigações nominais do governo sobre o valor real dos ativos do governo. Assim, o nível de preços em cada país, e, portanto a taxa de câmbio, será unicamente determinada se ambas especificações acima (a e b) implicarem em um único caminho para o valor presente líquido do superávit real do governo.

Seu principal resultado é que a taxa de câmbio real é indeterminada⁶ se ambos governos fixarem a taxa de juros nominal dos títulos privados, existindo um equilíbrio contínuo, cada um com diferentes taxas de câmbio e alocações de recursos reais através dos países. Portanto, com regras de juro nominal e moedas insubstituíveis, o nível de preços em ambos países não é determinado.

Sob uma regra de taxa de juros, se cada governo se compromete com uma política que resultará em um valor presente de equilíbrio orçamentário do governo para alguma seqüência de preços e taxas de juros, então o equilíbrio é único. Woodford chama uma política com estas características de ricardiana. Já sob um regime de taxa de juros fixa descrito acima, nada força o governo de algum país a equilibrar seu valor presente orçamentário para alguma seqüência de preços e taxas de juros. Woodford chama uma política com estas características de não-ricardiana.

No modelo de dois países de Dupor (2000), não somente é possível para o governo especificar uma política fiscal/monetária que não satisfaça ao valor presente de equilíbrio orçamentário para todos os possíveis níveis de preços e taxas de juros, como também é possível que, em equilíbrio, ambos governos não satisfaçam ao valor presente de equilíbrio orçamentário.

⁶ Porém, para Sargent (1987), a taxa de câmbio é unicamente determinada em um modelo similar a este. A diferença nos resultados pode ser atribuída a especificações das políticas monetária e fiscal. Sargent assume uma diferente política governamental. Em seu modelo, cada governo escolhe uma quantidade de moeda, uma vez que nesta abordagem, o governo fixa a taxa de juros nominal.

Portanto, sob políticas não-ricardianas, apenas uma restrição orçamentária pode ser obtida pela soma das restrições orçamentárias dos dois consumidores juntamente com a restrição dos recursos:

$$\frac{2\Delta Y}{1-\beta} = \frac{W}{P^a_0} + \frac{W}{P^b_0} \quad (1.2.3.1)$$

onde W=riqueza; Y=dotação real da família; P_0 =Preço do bem. Esta equação diz que o valor total real da renda é igual ao valor real da dívida dos países no tempo zero. Isto não decide firmemente o nível de preços em ambos países.

Esta indeterminação pode ser entendida usando a Teoria Fiscal do Nível de Preços. A Teoria Fiscal em um modelo de um país diz que o nível de preços é determinado pela razão da dívida em relação às receitas do governo que são conectadas pela única condição de restrição que existe no equilíbrio. Agora, apesar de existir dois governos, existe uma única equação conjunta da restrição orçamentária. Assim, uma taxa de juros rígida em um modelo de dois países não determina o excesso de juros reais líquidos de nenhuma receita dos governos, e, entretanto não determina o nível de preços em ambos países⁷.

Em suma, Dupor (2000) desenvolveu um resultado indeterminado para taxa de câmbio similarmente a Kareken e Wallace (1981) e Sargent (1987). No seu modelo, entretanto, compras de bens devem ser feitas com moeda do país e dessa forma seu resultado é mais forte do que estes outros anteriores, porque outros resultados permitiram que cada moeda fosse usada para compras em ambos países.

O autor também usou a Teoria Fiscal para encontrar um preço contínuo e taxas de câmbio neste modelo. Uma taxa de juros nominal fixa é um pobre instrumento monetário em um modelo de dois países se a estabilidade de preços for o objetivo da política, apesar do fato de que a Teoria Fiscal tenha sido usada em um modelo de um país para sustentar que uma taxa de juros nominal fixa pode levar a uma determinação do nível de preços.

Seus resultados ilustram uma situação onde uma indeterminação nominal também resulta em uma indeterminação de alocação real.

Já com moedas substituíveis, o nível de preços em ambos países e a taxa de câmbio são também indeterminados, ou seja, a determinação da taxa de câmbio, em um modelo de dois países sob uma taxa de juros nominal fixa e dois mecanismos alternativos para que a

⁷ Isto é um resultado oposto para um modelo de um país. Em um modelo de um país, Sims (1994) e Woodford (1994) encontraram a existência de um equilíbrio único sob uma taxa de juros nominal fixa, uma vez que pode existir uma indeterminação quando os governos fixam a oferta nominal de moeda.

moeda facilite as transações, não será unicamente determinada para ambas moedas substituíveis e insubstituíveis.

Assim, reafirmando, em um modelo de dois países, uma taxa de juros nominal fixa não proíbe um governo de perseguir indefinidamente um déficit orçamentário que é exatamente compensado por um superávit orçamentário de um outro governo. Além disso, o tamanho do superávit e do déficit correspondente não são forçados para alguma condição de equilíbrio do modelo. Um superávit primário indeterminado implica em um valor presente das receitas do governo também indeterminado e desde que as receitas do governo sejam indeterminadas, de acordo com a Teoria Fiscal do Nível de Preços, o nível de preços nominal e a taxa de câmbio também serão indeterminados.

O autor proporcionou uma interpretação da Teoria Fiscal para o problema de indeterminação da taxa de câmbio tal que obtêm sob uma regra de oferta nominal de moeda com moeda substituíveis. Se ambas moedas podem ser usadas para fazer pagamentos em cada um dos países, então, em equilíbrio, agentes de diferentes países serão indiferentes entre saldos de títulos reais em cada uma das moedas. Embora os agentes sejam indiferentes, a distribuição dos saldos reais entre as duas moedas tem importantes implicações para a taxa de câmbio. Se a distribuição dos saldos reais das diferentes moedas é indeterminado, então o valor de cada receita do governo é também indeterminado e o nível de preços não é unicamente atingido.

Uma outra abordagem, segundo Leith e Wren-Lewis (2002) - sobre um modelo para uma economia aberta com dois países, onde cada país tem gerações sobrepostas de consumidores que ofertam trabalho para firmas imperfeitamente competitivas que somente mudam seus preços infreqüentemente e os consumidores em cada país compram bens diferenciados produzidos tanto no país doméstico quanto no estrangeiro - examina o caso onde os dois países operam sob uma taxa de câmbio flexível com políticas monetárias e fiscais independentes.

Leith e Wren-Lewis (2002) identificaram três regimes que descrevem combinações factíveis de políticas monetária e fiscal. No primeiro regime, ambas autoridades fiscais respondem fortemente a desequilíbrios da dívida e isto permite a autoridade monetária em cada economia estar ativa com a meta inflacionária. No segundo regime, uma autoridade fiscal continua a implementar uma política fiscal sustentável, enquanto a outra não procura estabilizar seu estoque de dívida para evitar um espiral de juros da dívida na ausência de uma acomodação da política monetária. Uma característica importante deste regime é a

não significância em que a autoridade monetária abandone sua meta de inflação para estabilizar a dívida de uma autoridade fiscal relutante. O último regime é quando a autoridade fiscal não age para estabilizar seu estoque de dívida, e ambas autoridades monetárias abandonam suas metas de inflação para estabilizar os estoques de dívidas de suas respectivas autoridades fiscais. A diferença entre esses regimes depende do grau do comportamento não-ricardiano dos consumidores. Os efeitos renda propostos pelos consumidores não-ricardianos aumentam o grau de realimentação fiscal solicitado para estabilizar o estoque de dívida dado que as autoridades monetárias estão perseguindo uma política monetária ativa.

Identifica-se assim as restrições na política fiscal exigida para suportar uma ativa meta inflacionária por parte das autoridades monetárias. Um resultado chave é uma correspondência mínima da receita de impostos pela dívida desequilibrada exigida para suportar uma política monetária ativa que é maior do que quando os consumidores são não-ricardianos. Adicionalmente, se alguma autoridade fiscal não encontra essa necessidade mínima então existe uma área limitada para outra autoridade fiscal compensar. Na ausência de comportamentos semelhantes, a autoridade monetária deve operar uma política monetária passiva que contrabalance alguma dívida desequilibrada por reduzir os custos dos serviços da dívida. Entretanto um modelo que descreve o livre comércio, onde a inflação de uma economia afeta a outra, não existe razão para a autoridade monetária passiva residir em um mesmo país com uma autoridade fiscal insolvente.

As simulações, para este modelo, mostram que quando todas autoridades fiscais ajustam os impostos para estabilizar seus estoques de dívida real, então choques fiscais terão um impacto limitado nas variáveis macroeconômicas como, por exemplo, o produto e a inflação. Em contraste, quando uma autoridade monetária abandona sua política ativa para socorrer de outra forma uma autoridade fiscal instável, então o impacto macroeconômico de um choque fiscal pode ser de tamanho considerável. E os custos de cada política são, entretanto, diminuídos pelo tamanho que o preço inicial e os movimentos da taxa de câmbio possuem para deflacionar o valor real da dívida da autoridade fiscal através da surpresa inflacionária, e isto é alcançado quando a dívida é nominal e denominada em moeda da autoridade monetária passiva.

Em suma, então, Leith e Wren-Lewis (2002) derivaram um modelo de dois países onde os consumidores consomem uma cesta de bens produzidos interno e externamente e ofertam trabalho às firmas que produzem esses bens. Estas firmas são apenas capazes de

alterar seus preços após um intervalo aleatório de tempo e que a política monetária pode ter efeitos reais no curto prazo. Isto permite ao modelo analisar onde a abrangência das interações das políticas monetárias e fiscais forem mais amplas do que normalmente consideradas nas extensões da economia aberta da TFNP.

1.2.4 Um modelo para dois países e duas moedas

Considere agora uma economia aberta, com dois países, duas moedas e um bem transacionado. Os agentes e os governos podem emitir títulos nominais em suas moedas e esses títulos são substitutos perfeitos. Partindo desse cenário, Daniel (2001) determina o nível de preços e taxa de câmbio para a economia.

Neste trabalho, Daniel mostra que fazendo cuidadosamente e de maneira independente, as regras de política econômica dos governos podem eliminar a indeterminação de preços e câmbio. Especificamente, se todos governos recusam engajar numa política que leva ao superávit orçamentário do governo, então a Teoria Fiscal do Nível de Preços em uma economia aberta torna-se análoga à teoria fiscal em uma economia fechada. O nível de preços em cada país é determinado para assegurar o equilíbrio no orçamento do governo. E uma política não-ricardiana “*no-surplus*” (governo que não gera superávit) é preferível a uma política não-ricardiana geral, desde que esta última possa levar a superávits intertemporais segundo os quais os residentes de um país acabem com seus recursos.

Segundo Daniel (2001) uma regra de política “*no-surplus*” é definida como:

$$\begin{aligned} & \lim_{T \rightarrow \infty} (b_{hT}^g + b_{hT}^{*g} + m_T^g) e^{-\theta T} \\ & = \int_{t=0}^{\infty} (g^{-h} - \tau_t^h - i_t m_t^g) e^{-\theta t} dt + b_{h0}^g + b_{h0}^{*g} + m_0^g \geq 0 \end{aligned} \quad (1.2.4.1)$$

onde b = juros da dívida, m = estoque de moeda, g = gastos do governo, para todo P e P^* (nível de preços dos países).

Esta equação (1.2.4.1) significa basicamente que quando o país doméstico ou estrangeiro gasta mais que o valor presente da sua renda juntamente com os ativos estrangeiros líquidos, ele tem que ter um déficit orçamentário intertemporal que é um termo positivo. Portanto, uma política, segundo o qual um governo deixa de fora os

caminhos que levam a superávits intertemporais, chamada de política “*no-surplus*”, tem que produzir um bem-estar mais alto para os residentes do país do que uma política não-ricardiana geral⁸.

Observa-se então que uma política “*no-surplus*” pode ser dividida em política ricardiana e não-ricardiana. Assim para ambos países, uma regra de política “*no-surplus*” é ricardiana se:

$$\begin{aligned} & \lim_{T \rightarrow \infty} (b_{hT}^g + b_{hT}^{*g} + m_T^g) e^{-\theta T} \\ &= \int_{t=0}^{\infty} (g^{-h} - \tau_t^h - i_t m_t^g) e^{-\theta t} dt + b_{h0}^g + b_{h0}^{*g} + m_0^g = 0 \end{aligned} \quad (1.2.4.2)$$

para todo P e P^* . Fora isso a política é não-ricardiana.

Note que políticas não-ricardianas “*no-surplus*” exigem uma desigualdade fraca na equação (1.2.4.1) para no mínimo alguns P e P^* , quando o oposto é abandonado para todo P e P^* .

Considere agora as implicações para políticas não-ricardianas “*no-surplus*”. Isto implica que cada governo aceita um déficit intertemporal, mas não superávits intertemporais. As condições de equilíbrio englobam o equilíbrio no mercado de bens mundial, dado pela equação (1.2.4.3), juntamente com as desigualdades “*no-surplus*” para cada país, gerando:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (b_{hT}^g + b_{hT}^{*g} + m_T^g + b_{fT}^g + b_{fT}^{*g} + m_T^{*g}) e^{-\theta T} = 0 \quad (1.2.4.3)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (b_{hT}^g + b_{hT}^{*g} + m_T^g) e^{-\theta T} \geq 0 \quad (1.2.4.4)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (b_{fT}^g + b_{fT}^{*g} + m_T^{*g}) e^{-\theta T} \geq 0 \quad (1.2.4.5)$$

onde os subscritos h = país doméstico e f = país estrangeiro e θ = taxa de juros real que é igual nos dois países.

Essas equações devem ser conjuntamente satisfeitas com igualdade no equilíbrio. Uma política não-ricardiana “*no-surplus*”, portanto, implica que cada restrição orçamentária do governo tem que ser satisfeita assim como na teoria fiscal para uma

⁸ Deve-se ter o cuidado de não confundir uma política “*no-surplus*” como definida aqui com uma política através da qual o governo nunca cumpre um fluxo superavitário. Fluxos superavitários são permitidos, mas superávits intertemporais são deixados de fora.

economia fechada. Isto produz quatro equações independentes, (1.2.4.6) e (1.2.4.7) que são basicamente as equações de demanda por moeda implícita para ambos países, (1.2.4.8) e (1.2.4.9) que são as restrições orçamentárias dos governos, para determinar o valor inicial dos dois níveis de preços e suas taxas de câmbio. A economia aberta desaparece com a indeterminação. Pela paridade do poder de compra, a taxa de câmbio é determinada pelos preços relativos.

Uma política “*no-surplus*” tem implicações sobre como um governo deve reagir aos vetores de preços que estão potencialmente fora do equilíbrio. Um comportamento ricardiano satisfaz ao critério “*no-surplus*” implica que alguma mudança no vetor de preços tem que ser acompanhada por uma mudança na política do governo para assegurar um equilíbrio orçamentário do governo. Então, todas trajetórias dos preços são trajetórias de equilíbrio. Por outro lado, uma política não-ricardiana “*no-surplus*” implica que uma mudança no vetor de preços tem que produzir uma mudança na trajetória das variáveis de política do governo somente se o novo vetor de preços dos velhos ambientes políticos violarem suas desigualdades “*no-surplus*”, para produzir um superávit intertemporal. Assim, algumas trajetórias de preços, causando equilíbrio no mercado de bens, tem que gerar ou um déficit intertemporal para um país e um superávit correspondente para o outro, ou um equilíbrio para ambos; e assim um país não escolhe uma trajetória política, associada com trajetórias de preços, que produz um superávit intertemporal. A única trajetória do preço de equilíbrio consistente com uma política não-ricardiana “*no-surplus*” é a que produz um equilíbrio orçamentário para ambos países.

$$v'(m_t^g) = [\theta + \frac{\dot{P}_t}{P_t}] u'(c_t^h) \quad (1.2.4.6)$$

$$v'(m_t^{*g}) = [\theta + \frac{\dot{P}_t^*}{P_t^*}] u'(c_t^f) \quad (1.2.4.7)$$

$$\int_{t=0}^{\infty} (g^{-h} - \tau_t^h - i_t m_t^g) \beta_t dt + b_{h0}^g + b_{h0}^{*g} + m_0^g = 0 \quad (1.2.4.8)$$

$$\int_{t=0}^{\infty} (g^{-f} - \tau_t^f - i_t^* m_t^{*g}) \beta_t dt + b_{f0}^g + b_{f0}^{*g} + m_0^{*g} = 0 \quad (1.2.4.9)$$

onde $u'(c_t^h)$ e $u'(c_t^f)$ são as utilidades dos consumos doméstico e estrangeiro, respectivamente.

1.2.5 Um modelo para uma União Monetária

O Pacto de Estabilidade Fiscal para União Monetária Européia implica que restrições na política fiscal facilitam o controle inflacionário. Análises sobre a performance de regras de política monetária têm surgido, mostrando a adoção de metas inflacionárias e a concessão de Bancos Centrais independentes em alguns países. Entretanto, a controvérsia estimulada pelo pacto de estabilidade fiscal, combinada como parte de uma preparação para o Banco Central independente da União Monetária Européia, sugere que a ligação entre a política fiscal e monetária na influência da inflação não está completamente entendida.

Nesse sentido, a Teoria Fiscal do Nível de Preços analisa o impacto desta política na inflação. Contudo, no trabalho de Leith e Wren-Lewis (2000), alguns detalhes são necessários para assegurar que as políticas fiscal ou monetária sozinhas determinem preços: o modelo utilizado deve permitir desvios da Equivalência Ricardiana, uma inércia nominal no ambiente de preços, a possibilidade da dívida do governo estar denominada em termos reais e realimentada pelo desequilíbrio dos gastos do governo. Suas análises também enfatizam o ambiente no qual as políticas fiscais e monetárias são ajustadas por simples regras. Casos onde a ação fiscal restringe a ação monetária (regime segundo a TFNP) são considerados, junto com regimes onde a política fiscal não restringe a política monetária, mas onde ela pode influenciar preços.

Identificou-se dois regimes de políticas. Um regime ativo, onde a taxa de juros real aumenta se a inflação está acima da meta e a política fiscal assegura a estabilidade da dívida do governo. E um regime passivo, onde a política fiscal não é auto estabilizadora, e a estabilidade exige que a taxa de juros real seja reduzida quando existir excesso inflacionário.

Este regime passivo é o que tem sido chamado de TFNP. Entretanto, no modelo de Leith e Wren-Lewis (2000), chamado de LWL, esta descrição pode ser enganosa, porque a conduta da política monetária é ainda criticada na determinação de preços neste regime passivo. Neste trabalho, se a política fiscal é passiva, então a estabilidade seguindo choques de demanda pode ser aumentada pelo trabalho mais passivo da política monetária,

por exemplo, seguindo uma regra de taxa de juros nominal fixa. E uma política passiva pode levar a uma inflação menor seguindo um choque de demanda positivo do que uma política ativa.

Em suma, conclui-se que o Banco Central não precisa perseguir o grau de estabilidade da dívida que se mostra no pacto de estabilidade fiscal.

Creel (2001) estendeu o modelo LWL para o caso de dois países juntos em uma União Monetária e considerando políticas ótimas como a solução de um jogo entre duas autoridades fiscais e uma única política monetária, implementada pelo Banco Central Europeu.

O primeiro resultado é que depois de um choque de oferta simétrico, a coordenação das políticas aumenta para uma mudança nos instrumentos – monetário e fiscal – das metas. O governo com finanças públicas sólidas agora amortece as conseqüências inflacionárias de um choque e a política monetária é substancialmente menos restritiva do que a de um equilíbrio não coordenado. Esta mudança na tarefa dos instrumentos não ocorre após um choque de demanda simétrico ou algum choque assimétrico.

Em segundo lugar, um país com finanças públicas sólidas experimenta dois tipos de efeitos *feedback*. Ele tem que interferir para estabilizar a União Monetária como um todo, mesmo se que ele não esteja sendo diretamente atingido pelo choque. A interdependência entre as economias, dessa forma, aumenta as interações estratégicas entre as políticas fiscais. Mas esta interdependência também aumenta as interações entre as políticas monetárias e fiscais, porque há um crescimento da dívida pública e uma severidade relativa da política monetária, e o governo desde país torna-se cada vez mais atrelado em suas escolhas políticas ao longo do tempo.

Terceiro, a coordenação no caso de choques de oferta assimétrico é muito produtiva porque ela cancela os custos emergentes de um pacto de estabilidade. A maior parte de um choque agora cai sobre o país diretamente afetado, sendo ele restringido fiscalmente ou não. Este resultado não aparece depois de um choque de demanda.

Por último, os custos induzidos pelo Pacto de Crescimento e Estabilidade de um Banco Central Europeu são duplicados. Por um lado, o Pacto implica mais intervenções pelo BCE para contrabalançar o choque de demanda se ele ocorrer em um país restrito fiscalmente do que em um país com finanças públicas sólidas. Por outro lado, após um choque de oferta, os custos devido ao Pacto de Estabilidade são na maioria das vezes indiretos.

Outra análise é a proposta de Bergin (2000) em aplicar a teoria fiscal no caso de uma União Monetária. Este é um estudo interessante porque uma União Monetária implica que níveis de preços comuns prevaleçam entre múltiplos países com múltiplas políticas fiscais.

A TFNP quando aplicada a uma União Monetária sugere que o foco de pesquisas passadas da senhoriagem está enganado. Não considerando a senhoriagem, se a dívida do governo é muito grande, um aumento no nível de preços comum pode ter grandes implicações para as finanças do governo e riqueza das famílias através do imposto inflacionário. Além disso, no contexto de uma União Monetária, a teoria fiscal enfrenta algumas novas dimensões não observadas no contexto de uma economia fechada. Por exemplo, a solvência fiscal pode não ser necessária para um governo individual. Entretanto, enquanto a divisão do risco internacional estiver imperfeita, este caso estará aumentando.

1.3 Modelos Empíricos de Determinação de Preços e Interações de Políticas Monetária e Fiscal

1.3.1 Dominância Monetária e Fiscal em um modelo VAR

Canzoneri, Cumby e Diba (2000) usaram um sistema bivariado de Vetores Autoregressivos para testar a existência de um regime ricardiano nos Estados Unidos no período de 1951 a 1995.

Segundo estes autores, um regime no qual os superávits primários são determinados independentemente do nível da dívida, de tal forma que a oferta monetária e o nível de preços satisfaçam as necessidades fiscais do governo, é denominado como um regime de Dominância Fiscal (DF). Por outro lado, se os superávits primários respondem ao nível da dívida de modo a assegurar a solvência fiscal do governo, então, estoque de moeda e nível de preços podem ser determinados pela oferta e demanda de moeda, caracterizando assim um regime de Dominância Monetária (DM). A questão que se coloca, então, é se a política fiscal ou a política monetária representam uma âncora nominal para a economia.

A ênfase dada é que a escolha do regime limita a forma como a política monetária pode ser modelada, como o nível de preços sendo determinado acima do nível de equilíbrio em um modelo no qual o Banco Central tente fixar a oferta monetária em um regime de

Dominância Fiscal e o nível de preços estando abaixo do equilíbrio, caso o Banco Central tente determinar a taxa de juros nominal em um regime de Dominância Monetária.

Dessa forma, o nível de preços depende sobremaneira do regime de política em vigor. Num regime DF, a política monetária tem que atuar através de senhoriagem e a restrição orçamentária do governo para controlar o nível de preços. Por sua vez, em um regime DM, a política monetária utiliza-se dos canais convencionais de controle da demanda agregada.

Dado que a Teoria Fiscal do Nível de Preços baseia-se na equação orçamentária intertemporal do governo, Canzoneri, Cumby e Diba propõem que a definição das características dos Regimes de Dominância Fiscal e Monetária deve ser explicada a partir dessa equação. Em termos nominais, a restrição orçamentária do governo no período j pode ser escrita como:

$$B_j = (T_j - G_j) + (M_{j+1} - M_j) + B_{j+1} / (1 + i_j) \quad (1.3.1.1)$$

em que M_j e B_j são os estoques de base monetária e a dívida do governo no início do período j , $(T_j - G_j)$ é o superávit primário durante o período j e i_j é a taxa de juros no período j . A restrição diz que a dívida existente deve ser paga, monetizada ou refinanciada. Assume-se que, apesar dos valores nominais das obrigações do governo (M e B) serem fixados no início do período, seus valores nominais dependem do nível de preços.

Focalizou-se até agora a evolução do nível da dívida período após período, mas em uma economia em que o produto cresce ao longo do tempo, faz mais sentido analisar a razão entre a dívida e o PIB. De modo a facilitar as discussões e aplicações empíricas, os mencionados autores expressam essa restrição orçamentária em termos das obrigações nominais do governo e trabalham-se as variáveis fiscais como proporção do PIB. Assim, a partir da equação (1.3.1.1) tem-se:

$$\frac{M_j + B_j}{P_j Y_j} = \left[\frac{T_j - G_j}{P_j Y_j} + \left(\frac{M_{j+1}}{P_j Y_j} \right) \left(\frac{i_j}{1 + i_j} \right) \right] + \left(\frac{Y_{j+1} / Y_j}{(1 + i_j) (P_j / P_{j+1})} \right) \left(\frac{M_{j+1} + B_{j+1}}{P_{j+1} Y_{j+1}} \right) \quad (1.3.1.2)$$

Essa equação afirma que a razão obrigações totais do governo em relação ao PIB deve ser igual à razão superávit primário (incluindo as transferências do Banco Central ou

senhoriagem) pelo PIB mais o valor descontado da razão obrigações totais do governo em relação ao PIB do período seguinte. Simplificando a equação (1.3.1.2), tem-se:

$$W_j = S_j + \alpha_j W_{j+1} \quad (1.3.1.3)$$

em que W_j é a razão obrigações do governo/PIB, S_j a razão superávit/PIB e α_j o fator de desconto.

De acordo com o desenvolvimento teórico proposto em Woodford (1995), iterando-se a equação (1.3.1.3) para períodos futuros a partir do período t e tomando as expectativas com base nas informações disponíveis no período t , obtém-se o valor presente da restrição:

$$W_t = E_t \sum_{j=t}^{\infty} (\prod_{k=t}^{j-1} \alpha_k) S_j \Leftrightarrow \lim_{T \rightarrow \infty} E_t (\prod_{k=t}^{T-1} \alpha_k) W_{T+1} = 0 \quad (1.3.1.4)$$

em que $\prod_t^{t-1} \alpha_k \equiv 1$.

A Teoria Fiscal do Nível de Preços considera a equação (1.3.1.4) como uma condição de equilíbrio que deve ser satisfeita. Para que essa condição de equilíbrio seja alcançada, Canzoneri, Cumby e Diba (2000) apresentam duas possibilidades. Existiria uma política fiscal endógena tal que a seqüência $\{S_j\}$ satisfizesse a equação (1.3.1.4), quaisquer que fossem os valores do fator de desconto, $\{\alpha_j\}$, ou da razão obrigações iniciais/PIB, tomando W_t em equilíbrio. Outra possibilidade é de que a seqüência $\{S_j\}$ é independente do nível da dívida. Então, o fator de desconto e/ou as obrigações iniciais como razão do PIB, W_t , tem que variar no equilíbrio para satisfazer a equação (1.3.1.4). Considerando-se que as obrigações nominais são apresentadas no início do período, uma alteração de $W_t = (M_t + B_t) / P_t Y_t$ pode ser gerada por um salto na renda nominal. Todo o ônus do ajustamento para o equilíbrio em (1.3.1.4) deve ser no fator de desconto ou na renda real.

É possível agora definir os regimes DM e DF nos termos da equação (1.3.1.4). Se os superávits primários (ou, mais precisamente, as razões superávits/PIB) são determinados independentemente do nível da dívida, então a renda nominal e/ou o fator de desconto tem que saltar no equilíbrio para satisfazer a equação (1.3.1.4), caracterizando assim um regime de Dominância Fiscal (DF). Por outro lado, se os superávits primários são determinados de tal forma que (1.3.1.4) seja sempre satisfeita, qualquer que seja a forma como a renda nominal e o fator de desconto são encontrados, então essas variáveis podem ser definidas no modelo. Esse regime é denominado regime de Dominância Monetária (DM). Assim, a

renda nominal é determinada pelas necessidades de solvência fiscal em um regime DF, ao passo que essa variável pode ter o seu valor de uma forma mais convencional em um regime de Dominância Monetária.

Como a escolha do regime limita a forma como a política monetária pode ser modelada, admite-se agora que o produto e os gastos governamentais têm os seus valores gerados a cada período e que existe uma restrição monetária futura (tal que $M_{t+1} = P_t y$).

No regime DF, S_j não responde ao nível da dívida e P_t tem que aumentar, de forma a fazer com que W_t satisfaça a equação (1.3.1.4). Se o Banco Central tentar determinar M_{t+1} , o nível de preços no período t (P_t) será sobrestimado. Em geral, P_t não pode satisfazer a equação (1.3.1.4) e a restrição monetária futura. Se, por outro lado, o Banco Central determinar i_t , então a equação (1.3.1.4) determina P_t e a restrição monetária futura determina M_{t+1} .

Em um regime DM, por sua vez, esse processo é diferente. S_j é determinado de tal forma que a equação (1.3.1.4) seja satisfeita para qualquer valor de $\bar{P}_t y$ (ou W_t); a equação (1.3.1.4) não pode ser usada para determinar P_t . Nessa situação, se o Banco Central determinar M_{t+1} , P_t é, então, determinado pela restrição monetária futura, não havendo qualquer problema. Se, contudo, o Banco Central tentar fixar i_t , a restrição monetária futura não pode, simultaneamente, determinar M_{t+1} e P_t . Logo, o regime DF limita os formuladores de política econômica a considerar regras para a taxa de juros, enquanto o regime DM limita os mesmos a considerar regras para a oferta de moeda.

Assim, os resultados encontrados para a economia americana, com dados anuais de 1951 a 1995, indicaram que choques positivos no superávit primário diminuíram o valor real do estoque da dívida pública, apresentando então a existência de um regime ricardiano, com o tesouro assumindo uma estratégia passiva e o Banco Central assumindo uma estratégia ativa.

1.3.2 Aplicações empíricas internacionais

Cochrane (1999) usou também um modelo VAR, com uma única defasagem e com as variáveis dívida pública como porcentagem do consumo privado, superávit orçamentário em razão do consumo privado, a taxa de crescimento do consumo e a taxa de juros real implícita na dívida pública. Com dados anuais para a economia americana no

período de 1960 a 1996 a conclusão é, similar a de Canzonery, Cumby e Diba (2000), de que mudanças positivas no superávit orçamentário reduzem o estoque da dívida pública.

Nesse mesmo sentido Debrun e Wyplosz (1999) e Méltz (2000) estimaram as funções de reação para doze países da União Européia e da OCDE, para avaliar se os superávits primários respondem positivamente ao nível da dívida. Os resultados encontrados foram de que existe uma relação positiva estatisticamente significativa entre a dívida pública e o superávit primário, sendo assim impossível concluir que os governos não levam em conta suas respectivas restrições orçamentárias intertemporais. Ou seja, uma política fiscal pode ser sido implementada de acordo com um regime ricardiano e assim, estes resultados não podem validar a hipótese da TFNP.

Com uma metodologia similar a Méltz (2000), Creel e Sterdyniak (2000) mencionam que uma política fiscal pode ser caracterizada por um regime ricardiano na Alemanha e nos Estados Unidos, e por um regime não-ricardiano na França. Já nos estudos de Semmler e Zhang (2003) tanto na Alemanha quanto na França o regime predominante a partir dos anos 70 foi não-ricardiano.

Afonso (2002) analisa a aplicabilidade da TFNP para quinze países da União Européia usando dados de painel para o superávit primário/PIB e dívida/PIB entre 1970 e 2001, são 32 anos de dados anuais para quinze países.

O modelo analisado é dado pela equação:

$$S_{it} = \beta_i + \delta S_{it-1} + \theta B_{it-1} + u_{it} \quad (1.3.2.5)$$

onde S é o superávit primário/PIB, B é a dívida/PIB, o índice i e t indicam os países e o período e β_i o efeito individual a ser estimado para cada país i, assim:

- i) Se $\theta = 0$, o superávit não é alterado pelo nível da dívida, então o nível de preços pode ser determinado pela restrição orçamentária do governo;
- ii) Se $\theta > 0$, o governo tenta aumentar o superávit em resposta a existência de um estoque de dívida pública e cumprir com a restrição orçamentária, isto é um sinal de um regime de dominância monetária.

Pode-se tentar também estimar o modelo da seguinte forma:

$$B_{it} = \alpha_i + \gamma S_{it-1} + \phi B_{it-1} + v_{it} \quad (1.3.2.6)$$

onde S é o superávit primário/PIB, B é a dívida/PIB, o índice i e t indicam os países e o período e α_i o efeito individual a ser estimado para cada país i , assim:

- i) A hipótese de um regime ricardiano, de dominância monetária, não é rejeitada quando $\gamma < 0$. Aparentemente o governo está usando superávit para reduzir dívida;
- ii) Com $\gamma \geq 0$, deve existir um regime não-ricardiano, que é um regime de dominância fiscal.

Os resultados encontrados para estes modelos no período entre 1970 a 2001 indicaram a rejeição do teste de hipótese usado para validar a TFNP, assim, os governos dos quinze países da União Européia tendem a usar o superávit primário para reduzir a razão dívida/PIB.

Como a inter-relação entre as políticas monetária e fiscal é uma questão chave na determinação de preços, cabe ainda mencionar alguns trabalhos que exploram isto empiricamente: Méritz (1997 e 2000), van Aarle et al. (2001), Muscatelli et al. (2002), Smaghi e Casini (2000) e Semmler e Zhang (2003).

Méritz (1997) usa dados agrupados de 15 países da União Européia e encontra que as políticas tendem a se mover em direções opostas, ou seja, elas são estratégias substitutas. Muscatelli et.al (2002) estimam um modelo VAR com constante e parâmetros que variam no tempo para os países do G7 e encontrou que as políticas funcionam como complementos estratégicos. Smaghi e Casini (2000), entretanto, investigaram a cooperação entre as instituições monetária e fiscal. Eles compararam as situações antes da União Monetária Européia e no primeiro ano da União e encontraram que algumas coisas se perderam quando os países da área européia entraram na união. Em particular, existem algumas áreas que favorecem o diálogo e a cooperação entre as autoridades monetária e orçamentária na União.

Já Semmler e Zhang (2003) exploraram o problema de como há interação entre as políticas monetária e fiscal no tempo para os países da França e da Alemanha nas décadas de 70, 80 e 90. Aplicaram um Modelo de Estado Espaço com Mudança Markoviana para estimar o vetor de parâmetros variando no tempo de um modelo simples. Assim, o objetivo

foi verificar se existem mudanças de regimes nas interações entre as políticas monetária e fiscal, e se existirem, como isto acontece.

O modelo apresentado pelos autores seguiu os seguintes passos: se for encontrado Causalidade de Granger da taxa de juros (R) – variável de política monetária - afetando o superávit (S) – variável de política fiscal, estima-se:

$$S_t = \alpha_{1t} + \alpha_{2t}S_{t-1} + \alpha_{3t}R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3.2.7)$$

onde ε_t é um choque com média zero e distribuição normal e variância não constante mas com propriedade markoviana.

Os resultados, para este modelo, indicaram que as políticas monetária e fiscal foram complementarias umas as outras na maior parte do tempo analisado, especialmente no início de cada década. Para a Alemanha, não se encontrou interações significativas entre as políticas monetária e fiscal, ou seja, os parâmetros que variam no tempo entre as políticas situaram-se em torno de zero. Entre 1975 e 1985, os parâmetros estiveram um pouco abaixo de zero e depois do meio dos anos 80 mudaram para zero. Isto indicou que as políticas podem ter sido fracamente substitutas durante o período anterior e oscilaram entre fracamente complementares e substitutas durante o período posterior. Concluiu-se que na Alemanha uma política monetária futura não parece afetar a política fiscal corrente.

1.3.3 Aplicações empíricas para a economia brasileira

Ainda é possível citar alguns estudos que trabalham empiricamente a questão da dominância monetária ou fiscal para a economia brasileira.

Pastore (1995), analisando o período 1944 – 1985, afirma que todos os resultados da economia brasileira mostram evidências fortes das taxas de inflação causando as taxas de expansão monetária, mas não mostram evidências das taxas de expansão monetária causando as taxas de inflação. Esses resultados dão suporte a hipótese de passividade da oferta monetária brasileira.

E ainda, analisando o período anterior a 1994, o autor atribui esses mesmos resultados a endogeneidade do regime monetário brasileiro, no qual a autoridade monetária nunca adquiriu o poder de exercer algum controle sobre a expansão dos agregados monetários. Neste regime de política econômica, a taxa de inflação teria que mostrar uma

forte persistência, a moeda teria que ser passiva e o déficit e a dívida pública teriam que ser determinados endogenamente. De acordo com o estudo, isso ocorreu no país como uma consequência de erros monetários e cambiais, e não como consequência de erros fiscais.

Segundo o autor, para eliminar uma inflação como a brasileira não é necessário apenas uma reforma fiscal como geralmente se propõe. Para que a estabilidade de preços seja atingida, os regimes monetário e cambial também têm que ser alterados.

Rocha (1996), discutindo os limites da política monetária no Brasil durante os anos 80 e começo dos anos 90, demonstra que a primeira hipótese da “aritmética monetarista desagradável” de Sargent e Wallace - taxa de juros real maior do que a taxa de crescimento da economia - é sustentada pelos dados brasileiros. O estudo conclui que a política monetária tem ainda uma certa habilidade para afetar a inflação no Brasil. Contudo, uma política monetária mais restritiva tem efeitos apenas no curto prazo, implicando somente um rearranjo temporal no *timing* do imposto inflacionário. Uma taxa menor de inflação hoje pode ser somente à custa de uma taxa maior de inflação no futuro.

Entretanto, a autora salienta que este resultado não pode ser interpretado como um argumento contra políticas monetárias restritivas. A única implicação é que a escolha desta política deve acontecer em um ambiente institucional diferente. Os resultados apontam então a favor de um regime monetário caracterizado por um maior grau de dominância monetária.

Testando a sustentabilidade da dívida pública brasileira para o período pós-guerra (1947-1992), Issler e Lima (1997) mostram que a dívida é sustentável somente se a senhoriagem é incluída com uma receita do governo e que nesse período a senhoriagem teve um papel importante no controle do orçamento público no Brasil, tendo como consequência uma inflação alta.

A partir de testes econométricos, os autores verificaram que a série déficit público é estacionária, com o orçamento no Brasil sendo sempre estabilizado com mudanças nos impostos. Os gastos são fracamente exógenos, mas as receitas com impostos não são exógenas. Este resultado é consistente com a existência de um consumidor brasileiro racional, segundo os pressupostos da Equivalência Ricardiana. Os autores também fazem uma reflexão sobre o período pós-Real, onde houve uma redução nas receitas com senhoriagem e aumentos consideráveis de gastos, gerando um déficit persistente, contribuindo desde então para um aumento no estoque da dívida pública.

Rocha (1997) mostra que o orçamento do governo brasileiro é equilibrado em termos do valor presente. Isto parece acontecer, entretanto, não porque o governo sistematicamente segue um regime ricardiano rigoroso. Neste regime, um valor positivo da taxa de juros conectada com a dívida sinaliza um fluxo contínuo de superávits presentes descontados, enquanto no Brasil isso somente é verdade se consideradas as receitas da criação de moeda. O problema de coordenação de ações das autoridades monetária e fiscal no Brasil parece, então, ser resolvida pela autoridade fiscal movendo-se primeiro e a autoridade monetária coletando o imposto inflacionário necessário para equilibrar o orçamento, ou seja, a política econômica tem sido de caráter não-ricardiana.

Loyo (1999) apresenta um modelo fiscal simples que reconcilia a estabilidade da inflação no final da década de 1970 com sua explosão no início dos anos 1980 e analisa duas situações em relação a uma taxa de juros real constante de equilíbrio. A primeira situação, na qual a taxa de inflação inicial é menor do que a taxa de juros apresenta uma dinâmica inflacionária estável. Se a política monetária é rígida, respondendo a cada nível de inflação com uma taxa de juros maior, então a taxa de inflação de estado estacionário eleva-se, sendo esta a situação para a qual a economia deve convergir. Segundo o autor, esta foi a característica da política monetária brasileira no período pré-1980.

A segunda situação, segundo ele, apresenta uma dinâmica instável onde a taxa de inflação inicial é maior que no estado estacionário, tendo como resultado uma inflação acelerada e uma dinâmica inflacionária explosiva. Esta foi a característica da política monetária brasileira no período pós-1980. Assim, a aceleração do processo inflacionário levou à explosão dos juros nominais e, conseqüentemente, à explosão das despesas do governo. As evidências para a economia brasileira apontam, então, para uma maior atenção ao pagamento de juros do que para os movimentos do déficit primário.

Expectativas de uma política fiscal não-ricardiana restringem o conjunto de possíveis resultados de equilíbrio da política monetária. Esta restrição pode, além disso, ter conseqüências importantes para a ordenação de políticas monetárias alternativas. Na presença de expectativas fiscais não-ricardianas, a escolha de uma política monetária que seja antiinflacionária conduz (ao menos eventualmente) a uma inflação mais elevada, podendo ainda resultar em um processo hiperinflacionário como Loyo (1999) argumenta ter ocorrido no Brasil nos anos 80.

Luporini (2000) apresenta resultados consistentes com outros previamente mencionados por Pastore (1995) e Rocha (1997). Segundo ela, a restrição orçamentária do

governo tem se equilibrado em termos de valor presente, indicando, portanto, que a política fiscal no Brasil tem sido sustentável desde 1966. Os resultados indicam que esta política fiscal do governo foi sustentável até os anos de 1980. A dívida federal doméstica, no entanto, tornou-se insustentável depois de 1981, no sentido de que o governo caminhou na direção de uma excessiva acumulação de dívida, podendo ter tido um incentivo para negar sua dívida, tanto abertamente quanto via monetização.

Apesar da trajetória insustentável assumida pela dívida federal depois de 1981, o governo brasileiro foi capaz de continuar colocando papéis no mercado, dado o baixo grau de independência que caracteriza a relação entre o Tesouro Nacional e o Banco Central. O Banco Central ajudou o Tesouro a se financiar, em um contexto de falta de credibilidade e pressão do mercado por maiores rendimentos, administrando a taxa de juros através do uso de acordos de recompra e ofertando seus próprios papéis.

Já em outro trabalho, Luporini (2001), apresentando uma metodologia alternativa e utilizando dados anuais de 1966 a 2000, indica resultados nos quais os superávits fiscais não têm respondido de forma sistemática a variações da relação dívida/PIB previamente observada, evidenciando que a política fiscal do governo federal não pode ser considerada sustentável durante o período analisado. Além disso, seus resultados mostram que a razão dívida/PIB não apresenta tendência de reversão à média, mesmo quando variações cíclicas no nível de renda e de gastos governamentais são levadas em consideração, o que também sugere um padrão não sustentável para a política fiscal brasileira.

Tanner e Ramos (2000), analisando a solvência intertemporal e o ajustamento fiscal da economia brasileira entre 1991 a 2000, com resultados para o período todo (janeiro/91-fevereiro/2000) e para vários subperíodos, concluem que o déficit é estacionário e que a política fiscal é sustentável. Eles observaram ainda que o déficit primário reduz-se em resposta ao pagamento de juros reais no período imediatamente posterior à implementação do Plano Real. Contudo, durante o mesmo período, variações no déficit primário são negativamente associadas a pagamentos de juros reais futuros, refletindo uma deterioração do equilíbrio primário e uma menor taxa de juros real implícita na dívida pública no período 1997-1998. Tal característica pode sugerir uma escolha intertemporal racional por parte do governo de endividar-se mais no presente em antecipação às menores taxas de juros.

A análise sugere ainda que, depois do Plano Real, variações correntes nos impostos federais são negativamente relacionadas com o pagamento de juros reais futuros, o que

aponta no sentido de uma quebra no regime fiscal do país. Nesse mesmo período, a dívida foi controlada graças a uma crescente arrecadação tributária, não existindo, contudo, uma relação significativa entre variações correntes e gastos discricionários e pagamentos de juros futuros.

De acordo com o autor, os resultados observados são relevantes para a economia brasileira, tendo em vista as medidas de ajuste fiscal e o regime de metas de inflação. Importantes medidas visando o ajustamento fiscal foram implementadas no final de 1998, e especialmente durante 1999 e 2000. Neste período, a política fiscal brasileira foi sustentável, dada a estacionariedade do déficit operacional. Mas, um regime de Dominância Monetária como definido no estudo – uma relação estatisticamente significativa entre déficit primário real e pagamento de juros reais – não pode ser caracterizado nesse período. Entretanto, a verificação empírica da ausência de um regime DM não necessariamente significa que a autoridade monetária seja incapaz de conduzir uma política monetária independente, por exemplo, como a política de metas de inflação. Como ressalta ainda o autor, os recentes ajustes fiscais por que passa a economia brasileira, até que totalmente consolidados, podem representar ajustes transitórios, não eficazmente comprometidos com a trajetória sustentável da dívida pública.

E, finalmente, um dos poucos trabalhos empíricos para a economia brasileira utilizando a Teoria Fiscal do Nível de Preços é o de da Silva e Rocha (2003) que analisou a possibilidade de regime não-ricardiano para o período de 1966 a 2000 usando observações anuais sob a metodologia VAR com duas variáveis (superávit/PIB e obrigações do governo/PIB), 6 defasagens e uma constante. E, de acordo com as funções de impulso resposta do sistema concluiu-se que o regime brasileiro foi ricardiano neste período.

Observa-se, de tudo isto, que apesar desta questão macroeconômica ser objeto de tantas discussões a nível mundial para melhor se entender as interações das políticas monetária e fiscal na busca de bem estar econômico, a literatura ainda avança a passos lentos, principalmente no tocante empírico onde as conclusões são bastante limitadas. Nesse sentido, segue-se com a proposta de um maior entendimento sobre a economia brasileira.

Capítulo 2 Metodologia

Neste capítulo tem-se como objetivo apresentar a metodologia utilizada ao longo do trabalho com o intuito de esclarecer como tais ferramentas são úteis para alcance de resultados satisfatórios dentro da literatura abordada. Subdivide-se o mesmo em algumas seções de forma a dar um melhor entendimento do que está sendo proposto. Pode-se dizer que, além de divisões que explicitam basicamente o tratamento das variáveis, para que estas possam estar especificadas de maneira correta, o capítulo mostra os principais modelos utilizados para posterior análise empírica. São eles o modelo VAR (Vetores Auto Regressivos) e principalmente o modelo MS-VAR (Vetores Auto Regressivos com Mudança Markoviana) cuja aplicação para estes fins ainda é bastante incipiente na literatura, no entanto possui uma interessante abordagem que pode gerar melhores conclusões que outros tipos de metodologia.

2.1 Modelo Empírico

Tendo em vista o interesse em se testar a aplicabilidade da TFNP à economia brasileira, pretende-se analisar a existência de uma relação sistemática entre as razões dívida/PIB (W_t) e superávit primário/PIB (S_t). Seguindo Canzoneri, Cumby e Diba (2000), estimamos um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) para estas duas variáveis de forma a verificar a evidência empírica de um regime de Dominância Fiscal ou Monetária no Brasil. Alternativamente a este modelo, pode-se substituir a variável dívida/PIB (W_t) por pagamentos de juros reais (PJR_t), onde $PJR = \text{déficit operacional} - \text{déficit primário}$, seguindo Tanner e Ramos (2000).

Em complementação a estimação do VAR, propõe-se também um modelo de Vetores Autoregressivos com Mudança Markoviana (MS-VAR)⁷, entre os instrumentos de políticas do governo, tais como, taxa básica de juros da economia – SELIC (R_t) – e superávit primário/PIB (S_t). Assim, analisar-se-á se existem mudanças de regimes nas interações entre as políticas monetária e fiscal no Brasil no período pós-Real, e se existirem, como isto acontece. A diferença desse modelo é que se assume uma mudança markoviana na variância dos choques.

⁷ Ver Krolzig (1997).

Anteriormente a apresentação dos modelos, com relação às séries em questão deve-se realizar testes de estacionariedade, de forma a verificar o grau de integração de cada série. E para averiguar a não estacionariedade de uma série aplicam-se aqui testes estatísticos para raízes unitárias.

2.1.1 Testes de Raiz Unitária

Diz-se que um processo estocástico é estacionário⁸ se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo de tal forma que o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada. Sendo Y_t uma série temporal estocástica:

$$E(Y_t) = \mu \quad (2.1.1.1)$$

$$V(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2.1.1.2)$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu) E(Y_{t-1} - \mu)] \quad (2.1.1.3)$$

em que γ_k , a covariância (ou autocovariância) na defasagem k , é a covariância entre os valores de Y_t e Y_{t+k} , ou seja, entre dois valores Y separados por k períodos.

Para tanto se utiliza o teste *Dickey-Fuller*, nas suas variantes *Dickey-Fuller* e *Dickey-Fuller* Aumentado (Greene, 2000). Considere inicialmente o seguinte modelo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1.1.4)$$

em que ε_t é termo de erro estocástico com as pressuposições clássicas de média zero, variância constante e não-autocorrelacionado. Tal termo de erro é também conhecido como termo de erro de ruído branco. O modelo considerado acima implica numa regressão de Y no tempo t em relação ao seu valor no período $(t-1)$.

O teste de raiz unitária consiste em testar a hipótese $H_0: \rho = 1$, (série tem raiz unitária), contra $H_1: \rho \neq 1$. Portanto, se estimada a regressão (2.1.1.4) e de fato $\rho = 1$, diz-se então que a variável estocástica Y tem uma raiz unitária, sendo não estacionária. Na

⁸ Especificamente aqui se trata da estacionariedade fraca onde se deve respeitar: $E(Y_t)$ é independente em t ; $V(Y_t)$ é uma constante finita, positiva e independente em t ; $COV(Y_t, Y_k)$ é uma função finita de $t-k$, mas não em t ou k .

econometria de séries temporais, uma série temporal que tenha uma raiz unitária é conhecida como uma série temporal de caminho aleatório. E um caminho aleatório é um exemplo de uma série temporal não-estacionária.

A equação (2.1.1.4) é freqüentemente expressa em uma forma alternativa como:

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\tag{2.1.1.5}$$

em que $\delta = (\rho - 1)$ e Δ , são os operadores de primeira diferença. Por conseguinte, a hipótese nula é $\delta = 0$, contra $H_1 \neq 0$.

Então, se uma série temporal for diferenciada uma vez e a série diferenciada for estacionária, dizemos que a série original (com caminho aleatório) é integrada de ordem 1, indicada por I(1). Similarmente, se a série original tiver de ser diferenciada duas vezes (isto é, pegar a primeira diferença da primeira diferença) antes de se tornar estacionária, a série original é integrada de ordem 2, ou I(2). Em geral, se uma série temporal tiver de ser diferenciada d vezes, ela é integrada de ordem d , ou I(d). Assim, sempre que tivermos uma série temporal integrada de ordem 1 ou maior, temos uma série temporal não-estacionária.

A razão do teste de estacionariedade de uma série temporal tem por objetivo testar se ρ estimado é estatisticamente igual a 1, para a equação (2.1.1.4), ou se da mesma forma δ estimado é estatisticamente igual a zero para a equação (2.1.1.5), com base na estatística t . Nesse caso, cabe observar que o valor que t assume não segue a distribuição t de *Student*, mesmo quando a amostra apresenta um grande número de observações. No teste da hipótese nula $(\rho - 1)$, a estatística t calculada é conhecida como τ (tau), onde os valores críticos foram tabulados por *Dickey-Fuller*, com base em simulações de Monte Carlo. O teste de *Dickey-Fuller*, portanto, é feito com base nas seguintes hipóteses: $H_0: \rho = 1$, e $H_1: \rho \neq 0$.

Por razões teóricas e práticas, o teste *Dickey-Fuller* é aplicado a regressões rodadas nas seguintes formas:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.1.1.6}$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.1.1.7}$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.1.1.8}$$

em que t é a variável tempo ou tendência. Em cada caso, a hipótese nula é a de que $\delta=0$, ou seja, há uma raiz unitária. A diferença entre elas é na inclusão de constante (intercepto) e do termo de tendência.

Se o termo de erro ε_t é autocorrelacionado, modifica-se esta última regressão para:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.1.1.9)$$

em que, por exemplo, $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$ etc., ou seja, usamos termos de diferenças defasadas. O número de termos de diferenças defasadas a incluir é muitas vezes determinado empiricamente: a idéia é incluir termos suficientes de modo que o termo de erro em (2.1.1.9) seja serialmente independente. A hipótese nula é ainda a de que $\delta=0$, ou seja, existe uma raiz unitária em Y . Quando o teste DF é aplicado a modelos como (2.1.1.9), é chamado de teste aumentado de *Dickey-Fuller*. A estatística de ADF tem a mesma distribuição assintótica que a estatística DF, de modo que podem ser usados os mesmos valores críticos.

Um outro teste muito utilizado é o chamado teste PP. Phillips e Perron (1988) propuseram um método alternativo de controle de correlação serial quando se testa uma raiz unitária. O método PP estima a equação do teste ADF e modifica a razão t pelo coeficiente α para que a correlação não afete a distribuição assintótica da estatística do teste. O teste PP é baseado na estatística:

$$t_{\alpha}^{\sim} = t_{\alpha} \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2 f_0^{1/2} s} \quad (2.1.1.10)$$

onde $\hat{\alpha}$ é estimado, t_{α} é a razão t de α , $se(\hat{\alpha})$ é o coeficiente de erro padrão e s é o erro padrão do teste de regressão. Ainda, γ_0 é um estimador consistente da variância do erro na equação do teste ADF (calculado como $(T-k)S^2/T$, onde k é o número de regressores. O termo restante, f_0 , é um estimador de um espectro residual de frequência zero.

Existem duas escolhas que se deve fazer quando utiliza-se um teste PP. Primeiro, deve-se escolher se inclui uma constante, uma constante e uma tendência, ou nenhuma das duas coisas, no teste de regressão. Segundo, escolher um método para estimar f_0 . Alguns

pacotes econométricos oferecem: a soma de covariâncias baseadas no *Kernel* e a estimação da densidade espectral autoregressiva.

2.1.2 Critérios de Informação

Existem alguns critérios que são utilizados na seleção de modelos econométricos com relação a um possível melhor ajustamento dos dados, como os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwartz (BIC) e o teste LR na determinação de defasagens ótimas dos testes de estacionariedade. Tanto o AIC quanto o BIC melhoram quando o R^2 aumenta, mas, *coeteris paribus*, piora quando o tamanho do modelo aumenta. Como no R^2 ajustado, estas medidas atribuem um prêmio alcançado por um dado ajuste com um menor número de parâmetros por observação, K/n . As medidas AIC e BIC são:

$$AIC = \log\left(\frac{e'e}{n}\right) + \frac{2k}{n} \quad (2.1.2.1)$$

$$BIC = \log\left(\frac{e'e}{n}\right) + \frac{k \log n}{n} \quad (2.1.2.2)$$

Observa-se então que o critério BIC dá uma alta penalidade para a perda de graus de liberdade.

2.1.3 Vetores Auto Regressivos (VAR)

A principal característica de modelos VAR, introduzido por Sims (1980), é o tratamento sem qualquer distinção a priori entre as variáveis endógenas e exógenas. As previsões obtidas com este método são, em muitos casos, melhores do que as obtidas com os mais complexos modelos de equações simultâneas.

O maior desafio prático na modelagem VAR é escolher a duração apropriada da defasagem. Se tivermos um modelo de m equações com p valores defasados das m variáveis, temos de estimar ao todo $(m + pm^2)$ parâmetros. A menos que o tamanho da amostra seja grande, estimar tantos parâmetros assim vai consumir muitos graus de liberdade.

Um processo VAR(p) considera um vetor coluna com k variáveis diferentes, $y_t = [y_{1t} \quad y_{2t} \quad \dots \quad y_{kt}]$ e o modela em termos dos seus valores passados:

$$Y_t = m + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.1.3.1)$$

Os a_i são matrizes de coeficientes do tipo $k \times k$, m é um vetor de constantes de dimensão $k \times 1$ e ε_t é um processo ruído branco vetorial, com as seguintes propriedades:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \text{ para todo } t \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \Omega \text{ se } s=t \text{ e } 0 \text{ se } s \neq t$$

onde se assume que a matriz de covariância Ω é definida positiva. Assim, os ε_t 's não estão correlacionados em série, mas podem estar contemporaneamente correlacionados.

Em um sistema de duas variáveis pode haver uma seqüência $\{S_t\}$, em nosso caso o superávit primário/PIB, sendo afetada por valores correntes e passados de uma outra variável $\{W_t\}$, dívida/PIB, que também é afetada, agora pelos valores correntes e passados da variável $\{S_t\}$. Sendo assim tem-se um sistema bivariado do tipo (Enders, 1995):

$$S_t = b_{10} - b_{12} W_t + \gamma_{11} S_{t-1} + \gamma_{12} W_{t-1} + \varepsilon_{S_t} \quad (2.1.3.2)$$

$$W_t = b_{20} - b_{21} S_t + \gamma_{21} S_{t-1} + \gamma_{22} W_{t-1} + \varepsilon_{W_t} \quad (2.1.3.3)$$

onde se assume que: 1) ambas as variáveis são estacionárias⁹; 2) ε_{S_t} e ε_{W_t} são distúrbios do tipo ruído branco com desvios padrões σ_S e σ_W ; 3) ε_{S_t} e ε_{W_t} são não correlacionados.

As equações (2.1.3.2) e (2.1.3.3) constituem um vetor autoregressivo (VAR) de primeira ordem com o tamanho da mais alta defasagem igual à unidade. A estrutura desse sistema incorpora uma realimentação de S_t e W_t afetando uma a outra. Por exemplo, $-b_{12}$ é o efeito contemporâneo da mudança de uma unidade de W_t em S_t e γ_{21} é o efeito da mudança de uma unidade de S_{t-1} em W_t . Observa-se que os termos ε_{S_t} e ε_{W_t} são choques em S_t e W_t . É claro que se b_{21} não for igual a zero, ε_{S_t} terá um efeito contemporâneo indireto em W_t e se b_{21} não for igual a zero, ε_{W_t} terá um efeito contemporâneo indireto em S_t .

⁹ Sims (1980) questiona a necessidade das séries serem estacionárias. Recomendam a estimação de um VAR em primeiras diferenças ao invés de um VAR no nível. Argumentam que o objetivo de uma análise de VAR é determinar o inter-relacionamento entre as variáveis e não a estimação de parâmetros. Porém a estimação em primeiras diferenças deixa de lado a possibilidade de cointegração.

Assim, tal como em todos os processos VAR, observa-se que cada variável pode ser expressa em termos de uma combinação linear dos seus valores defasados e dos valores defasados de todas as outras variáveis no grupo. Na prática, as equações VAR podem ainda ser expandidas de modo a incluir tendências temporais determinísticas e outras variáveis exógenas.

Este sistema apresentado pelas equações (2.1.3.2) e (2.1.3.3) após algumas manipulações matriciais pode ser reescrito na forma:

$$S_t = a_{10} + a_{11}S_{t-1} + a_{12}W_{t-1} + \varepsilon_{S_t} \quad (2.1.3.4)$$

$$W_t = a_{20} + a_{21}S_{t-1} + a_{22}W_{t-1} + \varepsilon_{W_t} \quad (2.1.3.5)$$

A literatura apresenta o primeiro sistema como um VAR estrutural ou sistema primitivo e o segundo como um VAR na forma padrão.

Se as variáveis do modelo forem integradas de mesma ordem, este sistema pode ser reparametrizado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = m + b_1 \Delta y_{t-1} + \dots + b_{p-1} \Delta y_{t-p+1} - \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1.3.6)$$

onde os b s são funções dos a s e $\Pi = I - a_1 - \dots - a_p$. Neste caso, se $\Pi = 0$ o VAR deve ser especificado em termos das primeiras diferenças. A idéia de que as variáveis devam ser estacionárias é para que exista um equilíbrio estático do modelo.

Assim, existem duas abordagens distintas para a estimação dos VAR. A primeira consiste na estimação direta do sistema representado pela equação (2.1.3.1) ou da reparametrização alternativa dada pela equação (2.1.3.6).

A proposta, então, é a estimação e análise dos coeficientes do modelo VAR segundo o formato da equação (2.1.3.6).

2.1.3.1 Identificação do modelo VAR

Para o procedimento de identificação voltamos ao VAR estrutural representado pelas equações (2.1.3.2) e (2.1.3.3). Devido ao feedback inerente a este sistema, estas equações não podem ser diretamente estimadas. A razão é que W_t é correlacionada com o termo de erro ε_{S_t} e S_t com o termo de erro ε_{W_t} . E como é de conhecimento de todos, uma

estimativa padrão requer que os regressores sejam não correlacionados com o termo de erro. Porém, não existe tal problema na estimação de um sistema VAR na forma padrão para as equações (2.1.3.4) e (2.1.3.5). Assim por mínimos quadrados pode-se obter estimativas dos dois elementos de a_0 e dos quatro elementos de a_1 . Além disso, obtendo os resíduos dessas duas regressões, é possível calcular as estimativas da variância de ε_{1t} , ε_{2t} , e a covariância entre ε_{1t} e ε_{2t} . A questão é se é possível recuperar todas as informações presentes no sistema primitivo através do modelo VAR na forma das equações (2.1.3.2) e (2.1.3.3).

A resposta é não, ao menos que se imponha uma restrição no sistema primitivo. A razão é clara se compararmos o número de parâmetros do VAR estrutural com o número de parâmetros do modelo VAR padrão. As equações (2.1.3.4) e (2.1.3.5) geram nove parâmetros a serem estimados, enquanto que as equações (2.1.3.2) e (2.1.3.3) geram dez. Assim, deve existir uma restrição aos parâmetros para que seja possível identificar o sistema primitivo, tornando-o exatamente identificado.

Portanto, uma maneira de identificar o modelo é usar um tipo de sistema recursivo proposto por Sims (1980), que em linhas gerais exhibe exatamente uma restrição ao sistema através de técnicas matriciais, como a decomposição dos resíduos chamada de decomposição de Choleski¹⁰.

2.1.3.2 Testes sobre a ordem do VAR

Supondo que o VAR ajustado seja de ordem p_1 e se pretende testar a hipótese da ordem ser $p_0 < p_1$, a hipótese nula está encaixada dentro da hipótese alternativa e pode ser testada usando um teste da razão de verossimilhanças. Quando se ajusta um VAR com k variáveis e n observações, o logaritmo da função de verossimilhança a maximizar será:

$$L = \text{constante} + n/2(\ln \Omega^{*-1}) \quad (2.1.3.2.1)$$

onde Ω^* é a matriz de variâncias e covariâncias dos resíduos das equações VAR. Já quando se usam p_0 lags, o logaritmo da função de verossimilhança a maximizar será:

¹⁰ A decomposição de Cholesky de uma matriz simétrica positiva definida é uma representação alternativa usada em análises de regressões. Qualquer matriz positiva definida A pode ser escrita como o produto de uma matriz triangular inferior L e sua transposta (que é uma matriz triangular superior) $L' = U$. Assim, $A = LU$. Este resultado é a decomposição de Cholesky de A .

$$L_0 = \text{constante} + n/2(\ln\Omega_0^{*-1}) \quad (2.1.3.2.2)$$

E quando se usam p_1 lags, o logaritmo da função de verossimilhança a maximizar será:

$$L_1 = \text{constante} + n/2(\ln\Omega_1^{*-1}) \quad (2.1.3.2.3)$$

A estatística do teste da razão de verossimilhança é, então:

$$LR = -2(L_0 - L_1) = n[\ln|\Omega_0^*| - \ln|\Omega_1^*|] \sim \chi^2(q) \quad (2.1.3.2.4)$$

Falta ainda determinar o número de graus de liberdade, q . Este valor corresponde ao número de restrições impostas na determinação da hipótese nula. Por exemplo, pretendendo-se testar a existência de 3 lags ao invés de 4 em um var de duas variáveis, excluem-se duas variáveis de cada equação do VAR, dando $q=4$. Em geral, $q = K^2 (p_1 - p_0)$.

2.1.3.3 Função de impulso resposta

Relembrando as equações (2.1.3.4) e (2.1.3.5) percebe-se que uma alteração em ε_{S_t} tem um efeito imediato de um para um em S_t , mas não tem efeito em W_t . No período $t+1$, essa alteração em S_t afeta S_{t+1} através da primeira equação, mas também afeta W_{t+1} através da segunda equação. Estes efeitos repercutem-se no período $t+2$ e por aí adiante. Assim, uma alteração em uma inovação no VAR estabelece uma reação em cadeia ao longo do tempo em todas as variáveis do VAR. As funções de impulso resposta permitem calcular estas reações em cadeia.

Uma possível objeção no cálculo das funções de impulso resposta resulta do fato de as inovações no VAR não serem, em geral, contemporaneamente independentes umas das outras. É pouco provável uma inovação ser afetada por uma alteração, e outra não ser.

Como os coeficientes estimados de um vetor autoregressivo são difíceis de serem interpretados e os resultados são freqüentemente resumidos pelas funções de impulso resposta e pela decomposição da variância numa matriz de covariância dos erros, a interpretação das funções de impulso resposta deve ser através de uma matriz de

covariância resultante das inovações que deve ser diagonal. Assim, uma solução freqüentemente utilizada para resolver este tipo de problema consiste em transformar as inovações ε de modo a obter um novo conjunto de inovações: a decomposição de Cholesky é usada para ortogonalizar os termos de erros. Estas inovações não estão correlacionadas duas a duas e têm variâncias unitárias. Deve-se ter o cuidado com o ordenamento das variáveis, pois isto pode alterar substancialmente as funções de impulso resposta.

Neste trabalho a função de impulso resposta k -passos à frente é calculada usando apenas a primeira k defasagem na estimativa do VAR. Sims, Stock e Watson (1990) mostram que mesmo se o VAR contém algumas variáveis $I(1)$, subconjuntos dos coeficientes das defasagens estimadas serão assintoticamente normais. Em particular, os coeficientes da função impulso resposta k -passos à frente serão assintoticamente normais desde que o VAR tenha mais de k defasagens. O principal interesse é o efeito de um choque de S_t em W_{t+1} . Tão logo quanto à estimativa do VAR tenha mais de uma defasagem, o erro padrão para a função impulso resposta em $t+1$ será assintoticamente válida, mesmo se algumas variáveis não forem estacionárias.

2.1.4 Vetor Auto Regressivo com Mudança Markoviana (MS-VAR)

Os modelos VAR tornaram-se objeto de intensa pesquisa empírica em macroeconomia deste Sims (1980). Em análises de séries de tempo, a introdução de um modelo com mudança markoviana é devido a Hamilton (1988, 1989).

A classe MS-VAR fornece ferramentas para estimar modelos VAR com mudanças de regimes. Quando um sistema está sujeito a mudanças de regimes, os parâmetros θ de um processo VAR tornam-se variantes no tempo. Porém, o processo pode ser constante no tempo condicional a uma variável não observável (H_t) que indica o regime prevalecente no período t . Sendo M o número de regimes factíveis e $H_t \in \{1, \dots, M\}$ então a densidade de probabilidade condicional de um vetor de séries de tempo observável $\{y_t\}$ é dado por:

$$p(y_t / Y_{t-1}, H_t) = \begin{cases} f(y_t / Y_{t-1}, \theta_1) & \text{se } H_t = 1 \\ \vdots & \\ f(y_t / Y_{t-1}, \theta_M) & \text{se } H_t = M, \end{cases} \quad (2.1.4.1)$$

onde θ_m é o vetor de parâmetros do VAR no regime $m = 1, \dots, M$ e Y_{t-1} são as observações $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}$.

Assim para um dado regime H_t , o vetor de séries de tempo y_t é gerado por um processo autoregressivo vetorial de ordem p (VAR(p)):

$$E[y_t / Y_{t-1}, H_t] = v(H_t) + \sum_{j=1}^p A_j(H_t) y_{t-j}, \quad (2.1.4.2)$$

onde u_t é um termo de inovação:

$$u_t = y_t - E[y_t / Y_{t-1}, H_t]. \quad (2.1.4.3)$$

O processo de inovação é um processo de ruído branco com média zero e matriz de variância-covariância $\Sigma(H_t)$: $u_t \sim \text{NID}(0, \Sigma(H_t))$.

Se o processo VAR é definido condicionalmente sobre um regime não observável como na equação (2.1.4.1), a descrição do processo de geração dos dados tem que ser completada por hipóteses com relação ao processo de geração do regime. Uma característica especial de um modelo de mudança markoviana é a hipótese de que a realização não observável de um regime $H_t \in \{1, \dots, M\}$ é dirigida por um processo markoviano, ou seja, se cada padrão for representado por um estado aleatório não-observável H_t o qual pode assumir valores discretos de 1 a M , então a probabilidade de estarmos hoje em um padrão j , dado que inicialmente partimos de um padrão i_0 e depois passamos para um padrão i_1 e assim por diante até chegarmos no padrão i de ontem, será, através da propriedade markoviana, exatamente igual à probabilidade de estarmos em um estado j hoje dado que ontem estávamos em um padrão i . Estatisticamente,

$$\text{Prob}(H_t = j / H_0 = i_0, H_1 = i_1, \dots, H_{t-1} = i) = \text{Prob}(H_t = j / H_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (2.1.4.4)$$

Restrito a:

$$p_{11} + p_{12} + \dots + p_{1m} = 1 \quad \text{e} \quad 0 \leq p \leq 1.$$

ou seja, dado que estamos no regime/estado i temos certas probabilidades de passarmos para os M estados da natureza. A racionalidade econômica por trás disto é que a economia pode se encontrar em diferentes estados econômicos.

As probabilidades associadas a cada regime são expressas por uma matriz estocástica de transição de probabilidades ($M \times M$) que descreve a evolução da Cadeia de Markov $(H_t)_{t \geq 0}$ dos estados H_t . Esta matriz pode ser vista da seguinte forma:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{M1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{M2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1M} & p_{2M} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix}$$

Para simplificar, seja $M = 2$. Então a seguinte cadeia de Markov passa a ser,

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix}.$$

Caso $p_{11} = 1$, temos então uma matriz triangular superior, ou seja, sempre que o processo estiver no regime 1 ele jamais sai dele. Chamamos neste caso o regime 1 de regime absorvente, pois o processo ao entrar neste regime não muda mais. Esta característica não é muito comum em séries financeiras ou macroeconômicas, uma vez que não há racionalidade econômica. Uma matriz de transição markoviana é dita irredutível se não há nenhum estado absorvente, por exemplo, no caso de uma matriz (2×2) isto será verdade se $p_{11} < 1$ e $p_{22} < 1$.

Uma informação interessante que pode ser analisada é a duração dos regimes. Considerando a matriz P ($M \times M$) citada anteriormente, os elementos na diagonal principal contém as informações sobre a duração de um certo regime. Com isso, o que se quer responder é: por quantos períodos em média um determinado regime prevalece.

De acordo com Kim e Nelson (1999), fazendo $D =$ duração do regime j tem-se: $D = 1$ se $H_t = j$ e $H_{t+1} \neq j$, isto implica que $P(D=1) = 1 - p_{jj}$, ou seja, temos simplesmente a probabilidade de sair do regime j uma vez que estávamos nele. Por sua vez, D é igual a 2

se $H_t = H_{t+1} = j$ e $H_{t+2} \neq j$, agora isto implica que $P(D=2) = p_{jj}(1 - p_{jj})$, ou seja, temos a probabilidade de repetir o estado j uma vez (p_{jj}), vezes a probabilidade de sair de j ($1 - p_{jj}$).

Continuando o raciocínio por diante, pode-se calcular a duração esperada de um regime:

$$E(D) = \sum_{j=1}^{\infty} j \cdot P(D=j) \quad (2.1.4.5)$$

Portanto, $E(D) = 1 \cdot (1 - p_{jj}) + 2p_{jj}(1 - p_{jj}) + 3p_{jj}^2(1 - p_{jj}) + \dots = 1/(1 - p_{jj})$. Com o valor de p_{jj} fica fácil calcular a duração esperada.

Voltando aos modelos MS-VAR tem-se um modelo VAR(p) ajustado na média com M regimes seguindo um processo markoviano:

$$Y_t - \mu(H_t) = A_1(H_t)(Y_{t-1} - \mu(H_{t-1})) + \dots + A_p(H_t)(Y_{t-p} - \mu(H_{t-p})) + u_t \quad (2.1.4.6)$$

onde $u_t \sim \text{NID}(0, \Sigma(H_t))$ e $\mu(H_t)$, $A_1(H_t)$, ..., $A_p(H_t)$, $\Sigma(H_t)$ são funções dos parâmetros que descrevem a dependência dos parâmetros μ , A_1 , ..., A_p , Σ no regime realizado H_t , isto é: $\mu(H_t) = \mu_1$ se $H_t=1$, ..., $\mu(H_t) = \mu_M$ se $H_t=M$.

Neste modelo existe, após uma mudança no regime, um imediato salto no período seguinte na média do processo. Porém, às vezes, é mais convincente assumir que a média aproxima-se suavemente de um novo nível depois da transição de um estado para o outro. Neste sentido, um modelo com um regime dependendo do termo de intercepto $v(H_t)$ pode ser usado:

$$Y_t = v(H_t) + A_1(H_t)Y_{t-1} + \dots + A_p(H_t)Y_{t-p} + u_t \quad (2.1.4.7)$$

Em oposição ao modelo VAR linear, a média ajustada pela equação (2.1.4.6) e o intercepto pela equação (2.1.4.7) de um modelo MS-VAR não são equivalentes. Krolzig (1997) mostra que enquanto um deslocamento de regime na média $\mu(H_t)$ causa um salto imediato no vetor de série de tempo observado sobre seu novo nível, a resposta dinâmica do deslocamento do regime do primeiro para todos os outros no termo intercepto $v(H_t)$ é idêntica a um choque equivalente na série de ruído branco u_t .

Em um modelo mais geral, todos os parâmetros podem ser condicionados a um estado H_t que segue uma cadeia de Markov. Entretanto, para aplicações empíricas pode ser mais difícil usar um modelo onde apenas alguns parâmetros são condicionados a um estado com propriedade markoviana, enquanto outros parâmetros têm regimes constantes.

Particularmente, os modelos MS-VAR podem ser introduzidos onde os parâmetros auto regressivos, a média ou o intercepto tem regimes dependentes e o termo de erro é hetero ou homocedástico. Ver quadro 1.

Quadro 1 – Modelos auto regressivos com mudança markoviana.

		MSM		Especificação MSI		
		μ variando		μ constante	v variando	V constante
A_j	Σ constante	MSM-VAR	MVAR linear	MSI-VAR	VAR linear	
	Σ variando	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR	
A _j	Σ constante	MSMA-VAR	MAS-MVAR	MSIA-VAR	MAS-VAR	
Variável	Σ variando	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR	

Estes parâmetros possuem o seguinte significado:

M \Rightarrow média com mudança markoviana

I \Rightarrow intercepto com mudança markoviana

A \Rightarrow parâmetros auto regressivos com mudança markoviana

H \Rightarrow Heterocedasticidade com mudança markoviana

Os modelos que aparecem em negrito no quadro 1 são os propostos pelo trabalho.

Para diferenciar os modelos VAR com intercepto e média invariante no tempo, utiliza-se a média ajustada de um vetor autoregressivo com MVAR(p). Obviamente que se as especificações dos modelos MSI e MSM tiverem $p=0$, elas serão equivalentes.

A estimação de um modelo do tipo MS-VAR pode ser feita por máxima verossimilhança. A maximização de uma função de verossimilhança de um modelo MS-VAR implica em uma técnica de estimação iterativa para obter estimativas dos parâmetros de uma autoregressão e das probabilidades de transição controladas por uma cadeia de Markov dos estados não observados. Ou seja, encontra-se o vetor de parâmetros que maximiza a verossimilhança para as observações consideradas.

A função de verossimilhança é simplesmente o produto das funções de densidade para cada observação que inclui a probabilidade desta ser gerada em um determinado regime usando as informações disponíveis. Basicamente, sua representação na forma mais simples seria:

$$LnL = \sum_{t=1}^T \ln \left[\sum_{H_t=0}^1 f(Y_t / H_t, \psi_{t-1}) \cdot P(H_t / \psi_{t-1}) \right] \quad (2.1.4.8)$$

onde ψ_{t-1} = toda informação disponível até $t-1$. Não esquecendo que a estrutura para a variação de H_t ao longo do tempo é conforme a matriz de probabilidades apresentada anteriormente.

Esta estimação é baseada em uma implementação de um algoritmo de maximização das expectativas, conhecido por EM, proposto por Hamilton (1990) para esta classe de modelos. Uma visão alternativa para a estimação da máxima verossimilhança de um modelo MS(M)-VAR(p) é dada por Krolzig (1997)¹¹.

Antes de realizar a estimação propriamente do modelo, um único conjunto de parâmetros deve ser especificado. A estimação por máxima verossimilhança pressupõe que o modelo seja no mínimo localmente identificado. Em modelos MS-VAR, um problema de identificação poder ser superficialmente causado por uma capacidade de troca no nível dos estados. Como os índices dos estados de uma cadeia de Markov $\{H_t\}$ podem ser trocados sem uma mudança na lei dos processos dos parâmetros e das variáveis observáveis, os modelos MS-VAR não são estritamente identificados. Entretanto, estas trocas podem ser evitadas por alguns comportamentos *a priori* com relação às características dos regimes. Isto é, os estados podem ser ordenados em um modelo MSM(M)-VAR(p) de modo que eles tenham média crescente para cada k-ésima variável, $\mu_{k1} < \mu_{k2} < \dots < \mu_{kM}$, as quais não restringem as análises empíricas.

2.1.4.1 Seleção e controle de modelos MS-VAR

A proposta aqui é começar com a análise de um modelo MS-VAR simples, porém factível, restringindo os deslocamentos de regimes em um número limitado de parâmetros e sua comparação com modelos alternativos.

A maioria das estruturas contidas nos dados não são atribuídas a mudanças de regimes, mas explicadas por variáveis observáveis. Porém, a análise do geral para o específico não contradiz a modelagem econométrica. Modelos, tais como MSMAH/MSIAH-VAR podem ser facilmente estimados, desde que se use técnicas

¹¹ Ainda pode-se encontrar alguns trabalhos que utilizam e explicam a metodologia MS-VAR como: Krolzig (1996, 1998, 2000) e Krolzig e Toro (2000).

numéricas e iterativas. Esta vantagem é comprometida pelo perigo de se obter um máximo local.

Supondo que a teoria econômica relevante neste estudo indica potenciais deslocamentos de regimes - como políticas monetária e fiscal podendo ser de caráter complementar ou substituta, regimes fiscais ou monetários – inicia-se com modelos MSI/MSM(M)-VAR(p)¹² que são escolhidos em procedimentos de seleção de modelos baseados na representação ARMA.

No próximo passo, os modelos pré-selecionados são estimados. Assim, a estimação de modelos MS-VAR requer técnicas de maximização numérica com o perigo de uma convergência para um máximo local. Finalmente, os modelos economicamente e estatisticamente significativos são testados contra os modelos gerais.

Desta forma, a especificação do processo de modelos MS(M)-VAR(p) segue a seguinte seqüência: 1) pre-seleção do número de regimes M e da ordem autoregressiva p ; 2) análises das estimativas dos modelos MS(M)-VAR(p): teste LM, LR e Wald.

Vale ressaltar que neste sentido procura-se determinar qual o melhor modelo que se ajusta ao problema em relação a um modelo mais geral como explicado. Porém, a comparação entre modelos com número de regimes diferentes não é possível.

2.1.4.2 Determinação do número de regimes

Um problema que aparece nos modelos MS-VAR é a determinação do número de estados necessários para que um processo markoviano caracterize um processo observado.

Para visualizar este problema pode-se testar um modelo de mudança markoviana contra um modelo linear invariante no tempo. Assim, um modelo VAR(p) poder ser reescrito como um modelo MSM(2)-VAR(p), por exemplo, com $\mu_1 = \mu_2$, e pode-se considerar um teste LR de um modelo linear VAR(p) como hipótese nula contra um modelo irrestrito MSM(2)-VAR(p). Infelizmente, sob a hipótese nula, os parâmetros p_{ij} não são identificados e a matriz de informação é singular. Isto leva o teste LR sob a hipótese nula de $\mu_1 = \mu_2$ não ter distribuição normal padrão. Mas para os modelos MSI(2)-VAR(0), MSIH(2)-VAR(0), MSM(2)-VAR(1) e MSMH(2)-VAR(1) a distribuição assintótica para a estatística LR é tabulada em Garcia (1993).

¹² Como para modelos MSI com probabilidades filtradas e alisadas e a estimação dos parâmetros são computacionalmente obtidos mais rapidamente dos que as análises estatísticas dos modelos MSM, na ausência de considerações teóricas, as especificações são preferíveis.

Pode-se ainda usar um teste chamado de teste J para modelos não aninhados de Davidson e Mackinnon (1981). O modelo com um grande número de estados (M) é estimado e os valores filtrados $y_t^{*(M)}$ são inseridos dentro da regressão de y_t no modelo com $M-1$ estados. E então, o coeficiente de $y_t^{*(M)}$ estará restrito ao teste t.

Este capítulo, então, apresentou as técnicas utilizadas para captar o relacionamento entre as políticas monetária e fiscal no Brasil dando uma maior relevância a exposição do modelo MS-VAR visto o seu melhor ajustamento para o que se propõe a fazer e dada sua pouca exploração nesta literatura.

Dessa maneira passa-se para as análises dos resultados encontrados.

Capítulo 3 Resultados

O objetivo deste capítulo é apresentar os resultados e discussões obtidos pelos modelos VAR e MS-VAR relacionados à interação das políticas monetária e fiscal no Brasil. As variáveis utilizadas são: Necessidades de Financiamento do Setor Público no conceito primário, Dívida Mobiliária Interna Federal em Poder do Público, Taxa de Juros over – Selic e Produto Interno Bruto a preços correntes. A periodicidade das séries é mensal, representando valores acumulados para doze meses, para o período de análise de Janeiro de 1995 a setembro de 2003. Os dados são os disponíveis no *site* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), <http://www.ipeadata.gov.br>. As estimativas econométricas destes dados são obtidas pelos softwares Eviews, Rats e OX.

Antes de estimar os modelos, é realizado testes de estacionariedade das séries em questão. Os resultados obtidos pelos testes ADF e Phillips-Perron com quebra estrutural são os seguintes nas tabela 3.1, 3.2 e 3.3:

Tabela 3.1 - Teste de raiz unitária: com intercepto e com tendência

Variável	ADF(2)	ADF(4)	ADF(8)
Dívida/PIB	-0,4633 (3,301) [3,430]	-0,5679 (3,327) [3,509]	-0,0965 (3,418) [3,712]
Δ Dívida/PIB	-5,5065* (3,288) [3,417]	-5,4314* (3,306) [3,490]	-4,0986* (3,366) [3,605]
LogDívida	-2,4880 (-5,529) [-5,401]	-3,1574 (-5,543) [-5,361]	-1,6762 (-5,583) [-5,289]
Δ LogDívida	-5,4769* (-5,472) [-5,343]	-5,9277* (-5,486) [-5,302]	-3,8394 (-5,547) [-5,252]
LogPIB	-1,7443 (-9,358) [-9,230]	-1,1689 (-9,402) [-9,219]	-1,8640 (-9,503) [-9,209]
Δ LogPIB	-8,4698* (-9,411) [-9,282]	-5,0019* (-9,385) [-9,202]	-2,1329 (-9,493) [-9,197]

ADF(d): Teste Dickey-Fuller Aumentado com d lags.

(): Critério de informação Akaike, []: Critério Schwarz

*: Significativo a 1% .

Tabela 3.2 - Teste de raiz unitária: com intercepto

Variável	ADF(2)	ADF(4)	ADF(8)
Selic	-2,9034 (6,214) [6,317]	-3,3827 (5,675) [5,831]	-3,3132 (5,700) [5,967]
Δ Selic	-8,2060* (5,984) [6,088]	-4,4813* (5,782) [5,940]	-4,3707* (5,818) [6,087]

ADF(d): Teste Dickey-Fuller Aumentado com d lags.

() : Critério de informação Akaike, []: Critério Schwarz

*: Significativo a 1% .

Tabela 3.3 – Teste de raiz unitária com quebra estrutural

Variável	PP1	PP2	PP3
Superávit Primário/PIB	-3.75866	-3.58143	-3.24130
Δ Superávit Primário/PIB	-6.05865*	-5.47197*	-6.00241**

PP1.: Teste de Phillips-Perron com alteração no intercepto.

PP2.: Teste de Phillips-Perron com alteração na inclinação.

PP3.: Teste de Phillips-Perron com alteração no intercepto e na inclinação.

*.: Coeficientes significativos a 1%.

**.: Coeficientes significativos a 5%.

O resultado de rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária não é confirmada para nenhuma das séries, ou seja, todas são não estacionárias no nível. É aplicado o teste de Phillips-Perron com quebra estrutural na série do superávit primário, pois ela mostrou esta característica. Neste caso, o teste ADF poderia ser viesado no sentido da não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, mesmo que a tendência não seja estocástica, sendo necessária a utilização de um teste que considerasse a presença de quebra estrutural.

3.1 Estimações do modelo VAR

Como as variáveis superávit/PIB e dívida/PIB apresentam uma raiz unitária, como pode ser visto pelas tabelas 3.1 e 3.3, é estimado um VAR nas primeiras diferenças. A ordem do VAR é determinada com base nos critérios de informação de Schwarz (BIC) e

Akaike (AIC) apresentados na tabela 3.1.1, decidindo assim por um VAR com uma defasagem e uma constante¹³.

Dessa maneira, o VAR é estimado e conseqüentemente são obtidas as funções de impulso resposta do sistema. Como a metodologia VAR explicita uma possível diferença nos resultados devido às ordenações adotadas para as variáveis no modelo, as duas ordenações possíveis nesse caso são realizadas. A ordenação em que a série do superávit primário/PIB vem primeiro permite um efeito contemporâneo da inovação sobre a dívida/PIB, o que é consistente com um regime não-ricardiano (onde o PIB nominal deve saltar no equilíbrio para fazer com que o valor da dívida existente se iguale ao valor presente descontado dos superávits primários). Já a ordenação em que a dívida/PIB vem primeiro não permite um efeito contemporâneo do choque sobre a própria dívida, o que faz mais sentido em um regime ricardiano.

Tabela 3.1.1 – Critérios de informação

Nº de lags	AIC	BIC
1	-163,8108	-163,6474
2	-161,5839	-161,3115
3	-158,5174	-158,1362
4	-158,2243	-157,7341
5	-156,8848	-156,2857
6	-156,2427	-158,9346

Relembrando as equações a serem estimadas pelo modelo VAR, tem-se:

$$S_t = a_{10} + a_{11}S_{t-1} + a_{12}W_{t-1} + \varepsilon_{S_t} \quad (2.1.3.4)$$

$$W_t = a_{20} + a_{21}S_{t-1} + a_{22}W_{t-1} + \varepsilon_{W_t} \quad (2.1.3.5)$$

onde S_t é a razão superávit primário/PIB, W_t é a razão dívida/PIB e ε_{S_t} e ε_{W_t} são distúrbios do tipo ruído branco com desvios padrões σ_S e σ_W .

¹³ Também foi analisado o teste LR para determinação da ordem do VAR. Começando com 6 lags e reduzindo gradativamente esse valor até 1 lag, os resultados são similares aos apresentados pelos testes AIC e BIC. Um VAR com mais lags apresentou por sua vez os mesmos resultados.

As figuras 3.1.1 e 3.1.2 mostram as funções de impulso resposta para uma inovação no superávit/PIB. O interesse aqui é analisar a resposta da razão dívida/PIB um período à frente a inovação na razão superávit/PIB. Tanto a figura 3.1.1 quanto a 3.1.2 mostram que a resposta da dívida/PIB no período 1 a uma inovação no superávit/PIB no período 1 é negativa e significativa. Isto pode ser explicado em termos de um regime DM, mas é também consistente com um regime DF, no qual o superávit primário é exógeno, mas exibe autocorrelação negativa.

No caso da autocorrelação, os resultados indicam a presença de autocorrelação positiva e significativa para todos os primeiros *lags* da razão superávit/PIB, como ressaltado na tabela 3.1.2. Confirmando esta análise, as funções de impulso resposta evidenciam que uma inovação positiva no superávit leva a um novo superávit no período seguinte.

Portanto, existindo uma correlação positiva entre uma inovação no superávit hoje e os superávits futuros, e a resposta da dívida/PIB no período 2 em diante sendo positiva e significativa, pode-se afirmar que esta é uma resposta seguida por um regime DF.

Assim, os resultados encontrados com relação à determinação do regime, ou seja, se um choque positivo no superávit reduz a dívida no período à frente levando a um regime DM ou se um choque positivo no superávit eleva a dívida no período à frente levando a um regime DF, não geram dúvida. Como a preocupação da resposta da dívida é um passo à frente ao choque no superávit, a determinação de um regime de dominância fiscal no Brasil fica bem clara.

Em suma, encontrou-se que, para o período em questão, houve uma evidência de um regime DF. A resposta da dívida um período ou mais à frente a uma inovação no superávit foi positiva e significativa, ou seja, nos períodos subsequentes a dívida volta a crescer mesmo tendo a cada período um superávit gerando outro e assim por diante, o que vem a caracterizar um regime DF.

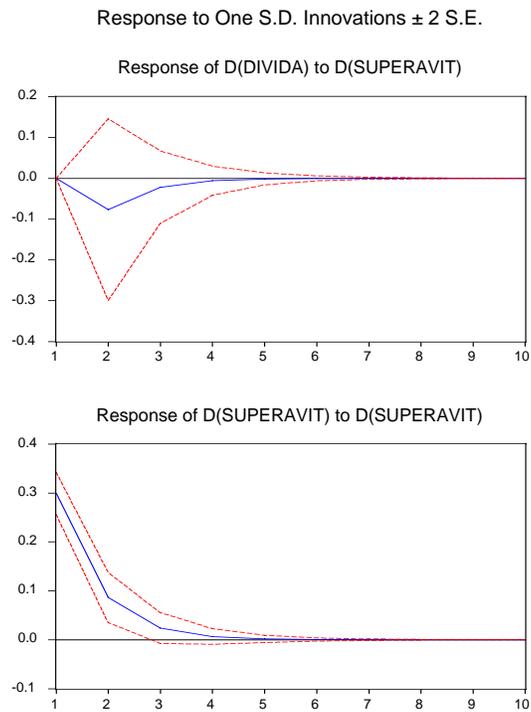


Figura 3.1.1 – ordenação: dívida/PIB, superávit primário/PIB.

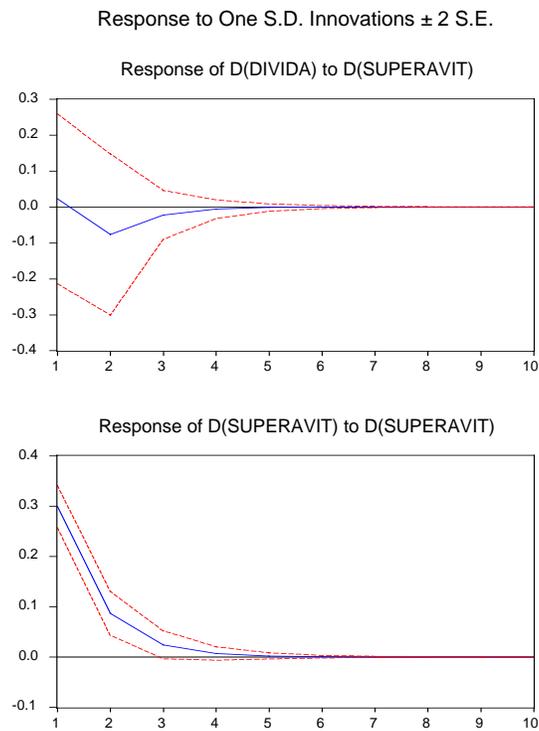


Figura 3.1.2 – ordenação: superávit primário/PIB, dívida/PIB.

Tabela 3.1.2 – Correlograma do superávit/PIB

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.969	0.969	101.48	0.000
2	0.938	-0.019	97.50	0.000
3	0.900	-0.142	286.63	0.000
4	0.854	-0.140	367.73	0.000
5	0.800	-0.147	439.67	0.000
6	0.748	0.010	503.10	0.000
7	0.694	-0.012	558.26	0.000
8	0.640	-0.012	605.64	0.000
9	0.588	0.028	646.16	0.000
10	0.539	-0.016	680.47	0.000
11	0.490	-0.026	709.13	0.000
12	0.443	-0.011	732.86	0.000
13	0.411	0.207	753.52	0.000
14	0.383	0.038	771.58	0.000
15	0.352	-0.111	787.07	0.000
16	0.330	0.030	800.78	0.000
17	0.310	-0.005	813.08	0.000
18	0.292	-0.007	824.10	0.000
19	0.275	-0.020	833.97	0.000
20	0.258	-0.042	842.77	0.000
21	0.241	-0.005	850.56	0.000
22	0.227	0.031	857.54	0.000
23	0.212	-0.048	863.68	0.000
24	0.192	-0.081	868.81	0.000

Uma outra análise, para confirmação dos resultados, também pode ser feita através do comportamento do PIB nominal¹⁴. De acordo com a Equivalência Ricardiana alterações no orçamento governamental e na dívida pública não tem efeitos sobre a demanda agregada, regime ricardiano. Por outro lado, em um regime não-ricardiano, na presença de rigidez nominal, assume-se que flutuações na demanda agregada resultantes de choques fiscais provocam variações no nível real de atividade econômica e na taxa de juros real, bem como variações na taxa de inflação.

Dessa forma, para testar se uma inovação positiva no superávit diminui a renda nominal no mesmo período e aumenta a dívida do governo, conforme Canzoneri, Cumby e Diba (2000), é estimado um VAR com 1 lag e intercepto das seguintes variáveis: Superávit primário/PIB, LogDívida que corresponde ao logaritmo da dívida do governo em termos

¹⁴ Este estudo é feito por da Silva e Rocha (2003) para a economia brasileira no período de 1966 a 2000.

nominais e LogPIB, o logaritmo do PIB nominal. Todas variáveis sendo usadas em primeiras diferenças de acordo com as tabelas 3.1 e 3.3.

Como a expectativa é que o PIB nominal responda a inovação no superávit no caso do regime ser não-ricardiano, a ordenação adotada no VAR foi: LogDívida, superávit, LogPIB. As funções de impulso resposta do VAR estimadas com 1 lag e intercepto são as seguintes na figura 3.1.3:

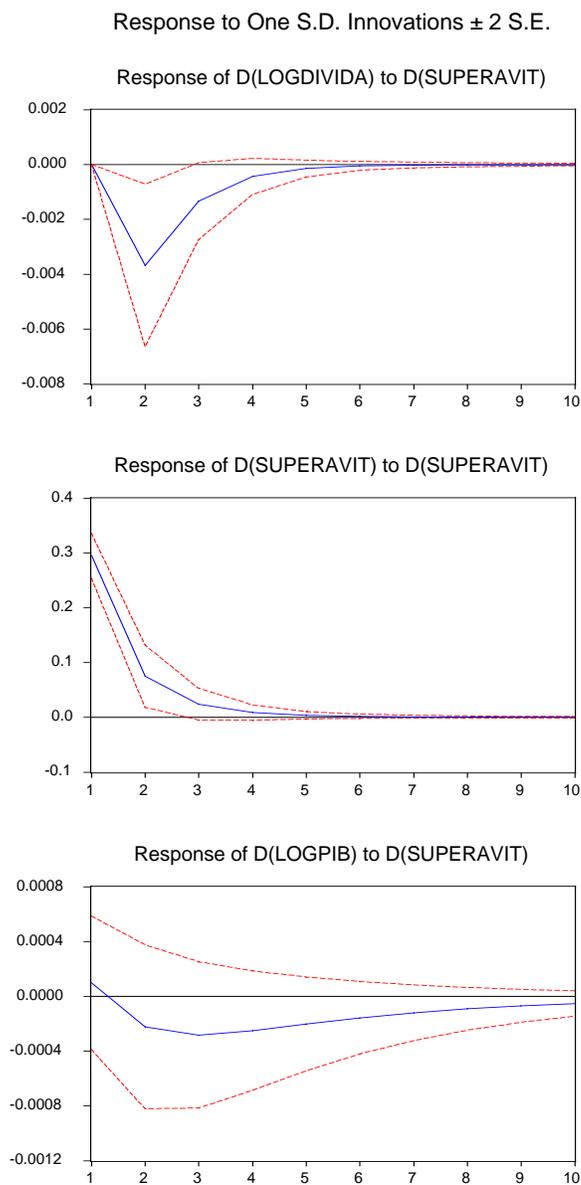


Figura 3.1.3 – ordenação: D(LogDívida), D(Superávit) e D(LogPIB).

O resultado encontrado, condizente com o esperado, é que uma inovação no superávit diminui a renda nominal e eleva o valor da dívida um período à frente. Isto indica que esta análise também confirma um regime não-ricardiano. Ou seja, existe um não comprometimento por parte das autoridades econômicas com políticas de geração de superávits com o objetivo de reduzir a dívida pública, indicando que a dívida do período seguinte é proveniente de uma dívida passada não paga, dado que os possíveis superávits primários gerados no período anterior não são utilizados para o pagamento da dívida pública existente.

O modelo a seguir nos ajuda a entender melhor este relacionamento entre os objetivos das políticas econômicas no Brasil que levaram a um regime fiscal.

3.2 Estimações do modelo MS-VAR

Esta seção apresenta a grande inovação metodológica à literatura sobre interações de política econômica. Na verdade, o uso de modelos MS-VAR na construção de pesquisas empíricas econômicas é muito recente, alguns trabalhos datam do final da década de 90, como os de Krolzig (1997, 1998, 2000). A utilização destes modelos também é restrita a pacotes econométricos, é utilizado aqui o software OX versão 3.3.

Iniciando a apresentação dos resultados, da mesma forma que na estimação do modelo VAR, toma-se a primeira diferença das séries superávit/PIB e Selic e faz-se uma análise com o intuito de observar o relacionamento destas variáveis no período selecionado.

Este trabalho aborda especificamente a metodologia MSMH(2)-VAR(1) e MSIH(2)-VAR(1), modelos VAR com uma defasagem onde média e intercepto seguem um processo markoviano em 2 regimes, que podem ser derivados respectivamente das equações (2.2.4.6) e (2.2.4.7) como se segue:

$$(\Delta Y_{t-\mu_2-(\mu_1-\mu_2)}\xi_{1t}) = A_1(\Delta Y_{t-1-\mu_2-(\mu_1-\mu_2)}\xi_{1t-1}) + u_t \quad (3.2.1)$$

$$\Delta Y_t = v_2 + (v_1 - v_2)\xi_{1t} + A_1\Delta Y_{t-1} + u_t \quad (3.2.2)$$

onde ΔY_t é um vetor de duas variáveis diferenciadas uma vez, devido não serem estacionárias em níveis. Estas variáveis são superávit primário e taxa de juros selic, como

já mencionado. Este modelo é apresentado no formato VAR em primeiras diferenças, pois tais variáveis não são cointegradas, caso contrário apresentar-se-ia a metodologia VEC.

A justificativa para análise dos modelos é devida a rejeição da hipótese nula do teste LR para seleção de modelos visualizada na seguinte tabela:

Tabela 3.2.1 – Teste LR para seleção de modelos

$H_0 : \text{MSM}(2)\text{-VAR}(1) = \text{MSMH}(2)\text{-VAR}(1)$	LR = 93,9562*	Escolha MSMH(2)-VAR(1)
$H_a : \text{MSM}(2)\text{-VAR}(1) \neq \text{MSMH}(2)\text{-VAR}(1)$		
$H_0 : \text{MSI}(2)\text{-VAR}(1) = \text{MSIH}(2)\text{-VAR}(1)$	LR= 92,4306*	Escolha MSIH(2)-VAR(1)
$H_a : \text{MSI}(2)\text{-VAR}(1) \neq \text{MSIH}(2)\text{-VAR}(1)$		

*: Como $\chi^2_{95}=5,99$, valor da estatística Qui-quadrado com 2 graus de liberdade ou com duas restrições na hipótese nula, isto implica na desigualdade dos modelos visto a significância de 5% do teste LR, escolhendo assim o modelo irrestrito como sugerido na literatura.

Determinado então a especificidade de cada modelo, os resultados obtidos são apresentados nas tabelas 3.2.2, 3.2.3, 3.2.4 e figura 3.2.1 para o modelo MSMH(2)-VAR(1) e nas tabelas 3.2.5, 3.2.6, 3.2.7 e figura 3.2.2 para o modelo MSIH(2)-VAR(1)¹⁵. Porém, os resultados encontrados para ambos modelos são muito semelhantes, ou seja, analisando possíveis mudanças de regimes no comportamento da política econômica brasileira, tanto variações na média quanto no intercepto captam o mesmo efeito. Nesse sentido, é realizado comentários sobre o modelo MSMH-VAR.

Dessa forma, fazendo uma análise minuciosa da tabela 3.2.2 e figura 3.2.1, encontramos a média do modelo sendo mais baixa no regime 1 do que no regime 2. No entanto, o desvio padrão do superávit entre os regimes quase não se altera, indicando que na realidade somente o comportamento dos juros explica a variação dos regimes. Isto pode apontar a predominância de um único regime (1), enquanto o regime (2) seria apenas um ajuste de políticas em decorrência de distúrbios macroeconômicos na economia e não uma mudança de paradigma que significasse um novo regime.

¹⁵ Ver apêndice para os resultados do modelo MSIH.

Tabela 3.2.2 – Modelo MSMH(2)-VAR(1) para (superávit, juros), 1995 (3) - 2003 (9)

Coeficientes	Δ Superávit	Δ Selic
Média (reg 1)	-0.036181 (-0.8065)	-0.756890 (-3.0203)
Média (reg 2)	0.267584 (2.5439)	1.247934 (0.4288)
Δ Superávit(-1)	0.277801 (2.9948)	1.730688 (2.2073)
Δ Selic(-1)	0.002117 (0.3887)	-0.121612 (-2.3436)
SE (reg 1)	0.290548	2.162210
SE(reg 2)	0.298426	12.888363
log-likelihood	-271.8496	

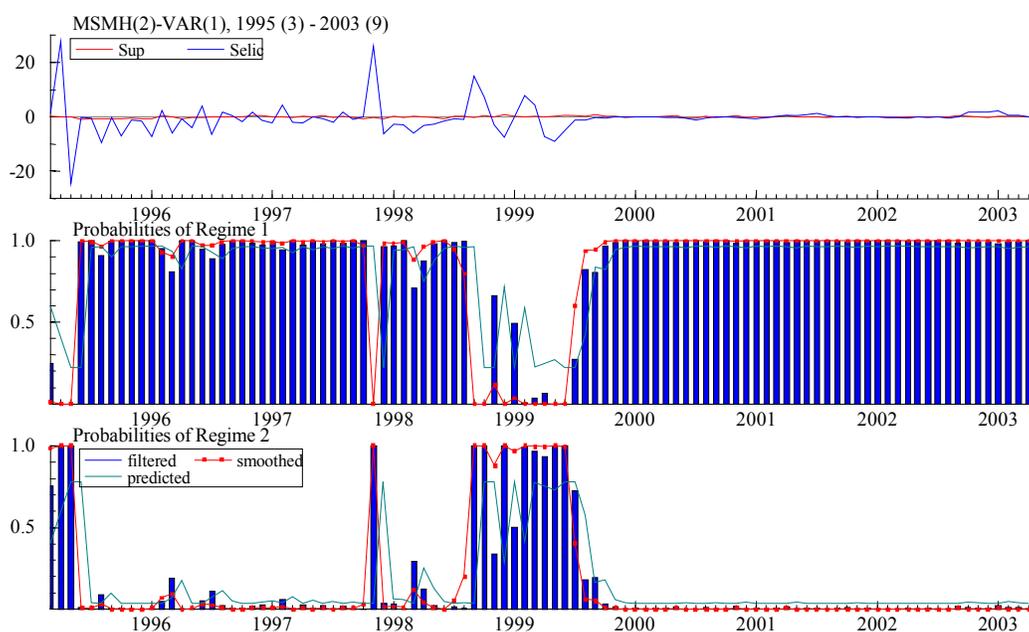


Figura 3.2.1 - Probabilidade do Modelo MSMH(2)-VAR(1)

O significado então de cada regime pode ser determinado na análise dos sinais assumidos pelas médias do modelo. Estes foram na mesma direção, negativos para o

superávit e selic no primeiro regime e positivos no segundo. Isto quer dizer que na primeira situação ambas políticas foram expansionistas e na segunda contracionistas. Muscatelli et. al. (2002) identificam este tipo de comportamento das políticas monetária e fiscal como de caráter complementar. Políticas que indicassem trajetórias contrárias (contracionista e expansionista e vice-versa) seriam classificadas como substitutas. Assim, a mesma direção nos sinais, tanto no regime (1) quanto no regime (2), caracteriza o período como um todo de políticas complementares.

Analisando isoladamente o regime (2), percebe-se uma particularidade deste em se apresentar em períodos de maior turbulência na economia brasileira no período pós Real, como observado na tabela 3.2.3. Efeito pós-crise mexicana no início de 1995, crise asiática no final de 1997, crise russa no final de 1998 e o posterior abandono do câmbio fixo no início de 1999 com a adoção da política de metas de inflação são os períodos revelados.

Tabela 3.2.3 – Classificação do regime do Modelo MSMH(2)-VAR(1)

Período	Regime 1	Período	Regime 2
1995:6 – 1997:10	[0.9867]	1995:3 - 1995:5	[0.9953]
1997:12 - 1998:8	[0.9484]	1997:11 - 1997:11	[1.0000]
1999:7 – 2003:9	[0.9871]	1998:9 - 1999:6	[0.9845]

Logo, o comportamento da política monetária no regime (2) seria simplesmente uma resposta a estes choques externos ao invés de uma política que se altera por mudança de paradigma macroeconômico, confirmando o que foi dito anteriormente. Nestas épocas, as reações da política monetária foram muito contracionista, ou seja, com grandes altas na taxa de juros, e a política fiscal por sua vez não apresentou mudança significativa na sua trajetória.

Dentro desta análise poderíamos dizer que no período em questão o regime 1 teria uma duração de aproximadamente 30 períodos contra uma duração de 4 períodos para o regime 2, conforme a tabela 3.2.4.

Todavia, estes resultados estão descontraídos com o cenário econômico do período, os dados econômicos não apontam nesta direção. Este fato pode ter ocorrido devido a uma má especificação do modelo.

Tabela 3.2.4 – Matriz de transição e duração dos regimes do Modelo MSMH(2)-VAR(1)

Transição	Regime 1	Regime 2	NºObs.	Prob.	Duração
Regime 1	0.9675	0.0325	87.7	0.8719	30.73
Regime 2	0.2215	0.7785	15.3	0.1281	4.51

Assim, uma outra forma de se entender o relacionamento destas políticas neste intervalo de tempo seria analisar um modelo MS-VAR com a inclusão de uma variável *dummy* que anulasse os supostos choques evidenciados no regime (2) do modelo anterior. Como os resultados indicaram uma ausência deste regime (2), este novo modelo poderia justificar o ocorrido.

Portanto, o novo modelo seria do tipo MSIH(2)-VARX(1). A diferença agora está exatamente na inclusão de uma variável exógena *dummy* representada pela letra *X* na descrição do modelo. Os novos resultados são os representados nas tabelas 3.2.8, 3.2.9, 3.2.10 e figura 3.2.3.

Nesta nova análise é identificado uma clara divisão entre os regimes, o período exato de prevalência de cada um é visto na tabela 3.2.9. Defini-se agora que o regime (2) do modelo MSIH(2)-VARX(1), no período pré 1999, indica uma política monetária contracionista de juros altos e uma política fiscal com uma tendência expansionista refletida pelas sucessivas quedas do superávit; já no período pós 1999, o regime (1), a política monetária comparativamente ao período anterior é expansionista com juros relativamente mais baixos e uma política fiscal cada vez mais contracionista, tudo isto em virtude do acordo com o FMI, situações que de fato ocorreram na economia brasileira.

Tabela 3.2.8 – Modelo MSIH(2)-VARX(1) para (superávit, selic), 1995 (3) - 2003 (9)

Coefficientes	Δ Superávit	Δ Selic
Constante (reg 1)	0.037270 (1.0821)	-0.022520 (-0.2862)
Constante (reg 2)	-0.023325 (-0.3778)	0.051404 (0.0360)
Δ Superávit(-1)	0.218928 (2.2846)	0.402002 (1.2552)
Δ Selic(-1)	0.004954 (0.5952)	0.568930 (11.4761)
Dummy(-1)	-0.137715 (-0.6715)	-4.667273 (-3.1878)
SE (reg 1)	0.237198	0.555344
SE(reg 2)	0.353773	9.675421
log-likelihood	-244.4535	

Tabela 3.2.9 – Classificação do regime do Modelo MSIH(2)-VARX(1)

Período	Regime 1	Período	Regime 2
1998:4 – 1998:8	[0.9639]	1995:3 - 1998:3	[0.9916]
1999:6 – 2003:9	[0.9863]	1998:9 - 1999:5	[0.9962]

Tabela 3.2.10 – Matriz de transição e duração dos regimes do Modelo MSIH(2)-VARX(1)

Transição	Regime 1	Regime 2	NºObs.	Prob.	Duração
Regime 1	0.9719	0.0281	56.5	0.6319	35.56
Regime 2	0.0483	0.9517	46.5	0.3681	20.71

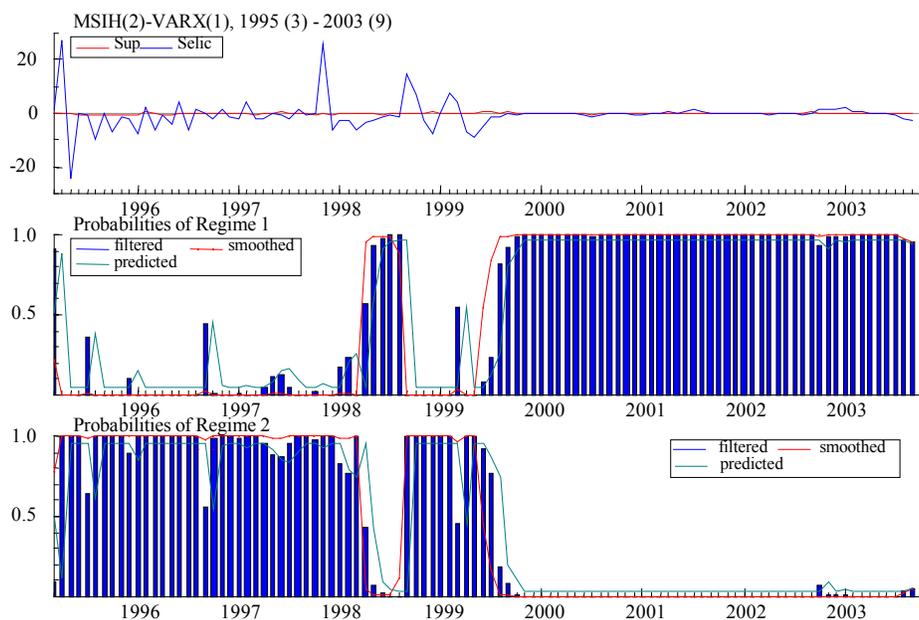


Figura 3.2.3 - Probabilidade do Modelo MSIH(2)-VARX(1)

A caracterização dos regimes pode ser definida pela tabela 3.2.8 analisando os sinais das constantes nos dois regimes. Este novo resultado indica sinais opostos para as políticas em ambos regimes, o contrário do ocorrido anteriormente. No entanto, novamente, ambos regimes apontam para um mesmo tipo de comportamento. Elas agora são substitutas em todo período, só alternam o ciclo de um regime para o outro, de contracionista para expansionista no caso da política fiscal e de expansionista para contracionista no caso da política monetária, assim tanto o regime (1) quanto o regime (2) foram classificados como regimes de políticas substitutas.

Pode-se afirmar ainda que em todo período de análise as políticas foram fracamente substitutas devido aos coeficientes de determinação dos regimes se encontrarem muito próximos de zero. E comparativamente a situação anterior, novamente o desvio padrão da política fiscal entre os regimes quase não se altera, a relevância maior se apresenta no comportamento da política monetária.

Pela tabela 3.2.10 observamos que a duração dos regimes tornou-se mais equilibrada. Houve a prevalência do regime (1) por aproximadamente 35 períodos contra uma duração de 20 períodos para o regime(2). Esta informação só é relevante para se saber por quanto tempo cada ciclo, expansionista ou contracionista das políticas, durou até mesmo porque se concluiu pela substituição entre elas em todo período.

Assim, o que é preeminente nos resultados obtidos são os do último modelo devido a sua maior abrangência do problema, particularmente a inclusão da variável *dummy* para os períodos de crises internacionais.

Conclusão

O presente trabalho analisa empiricamente a Determinação do Nível de Preços para a economia brasileira ao longo do período Pós Real e a caracterização de regimes de dominância fiscal ou monetária com as interações das políticas monetária e fiscal nesse período.

Para alcançar o primeiro objetivo empírico do trabalho foram utilizados modelos VAR com análise sobre suas funções de impulso resposta. Encontrou-se que, para o período em questão, houve uma evidência de um regime DF. A resposta da dívida um período ou mais à frente a uma inovação no superávit foi positiva e significativa, ou seja, nos períodos subseqüentes a dívida volta a crescer mesmo tendo a cada período um superávit gerando outro e assim por diante, o que vem a caracterizar um regime DF.

Analisando também o comportamento do PIB nominal encontrou-se que uma inovação no superávit diminui a renda nominal e eleva o valor da dívida um período à frente. Isto indica que esta análise também confirma um regime não-ricardiano.

Estes resultados, tendendo a um regime DF, são coerentes com a postura adotada pelo governo na segunda metade dos anos 90 visto que as políticas de contenção da inflação e dos gastos públicos, medidas de ordem tributária, acordo com o FMI, contágio de crises internacionais, apesar de estarem gerando sucessivos superávits primários nos últimos anos, estes não estão sendo suficientes para abater a dívida pública, o que mostra exatamente o não relacionamento entre essas variáveis.

Com relação às análises empíricas sobre a interdependência entre as políticas monetária e fiscal e suas interações como variáveis macroeconômicas chaves, estas ainda são muito restritas na literatura. Isto acontece apesar do número crescente de modelos teóricos que enfatizam o papel de regras fiscais na influência da conduta da política monetária para afetar o nível de preços.

Um foco privilegiado de análise foi à apresentação de modelos MS-VAR com dois regimes. O problema aqui analisado foi como as políticas monetária e fiscal no Brasil se interagiram também ao longo do período pós-Real. Foi aplicado um modelo de Vetores Auto Regressivos com Mudança Markoviana para estimar os parâmetros variando no tempo, a vantagem desta abordagem em relação aos modelos VAR é que se poderia determinar mudanças nos comportamentos das políticas em cada regime, o que não acontece no VAR.

Os resultados indicaram sinais opostos para as políticas em cada regime, no entanto apontam para um mesmo tipo de comportamento. Elas são substitutas em todo período, só alternam o ciclo de um regime para o outro, de contracionista para expansionista no caso da política fiscal e de expansionista para contracionista no caso da política monetária, assim tanto o regime (1) quanto o regime (2) foram classificados como regimes de políticas substitutas. Pode-se afirmar ainda que em todo período de análise as políticas foram fracamente substitutas devido aos coeficientes de determinação dos regimes se encontrarem muito próximos de zero.

Conclui-se, então, que a coordenação macroeconômica entre as políticas no Brasil foi praticamente de caráter substituta em todo período analisado e com regime predominantemente fiscal. Esta conduta econômica tomada pelo governo nos últimos anos, evidenciada nos resultados apresentados por este trabalho, tem ajudado a diminuir o nível de incertezas, mas receia que a questão fiscal brasileira esteja longe de um equacionamento, e isso pode trazer problemas a médio e longo prazo.

Sabe-se que a dominância fiscal na sua definição mais simples surge quando a inflação é predominantemente originária de problemas fiscais e não de descontrole monetário. A partir então dos resultados aqui encontrados, o cuidado que o governo deve tomar neste caso é estar atento a situação em que o estoque da dívida esteja desconfortavelmente próximo ao máximo considerado sustentável, utilizando como parâmetro à taxa de juro real compatível com o crescimento da economia. Neste cenário, um aumento do juro nominal, ainda que temporário, seria capaz de elevar o estoque da dívida para além do seu limite sustentável, através do seu impacto sobre o serviço da dívida.

As observações empíricas das proposições aqui levantadas estão sujeitas a várias correções e críticas até mesmo porque a literatura sobre a Determinação de Preços, segundo a Teoria Fiscal do Nível de Preços, ainda não está sendo explorada de maneira significativa, o que dificulta um maior entendimento da mesma. E ainda, os trabalhos publicados brasileiros são, na sua maioria, de caráter teórico. Este tipo de limitação científica dificulta o processo de comparação dos resultados encontrados. Dessa forma, a pesquisa procura contribuir para o avanço teórico e empírico desta teoria no sentido de entender como a ambiente de interação das políticas econômicas afeta o nível de preços da economia.

Vale ressaltar que a metodologia empregada pode ser mais apurada à medida que a disponibilidade temporal das séries aumente. A utilização de dados mensais nas análises propostas não é o mais indicado neste caso. Porém, a necessidade de graus de liberdade na parte econométrica fez com que este fosse o caminho encontrado. Por outro lado, o período de estabilização econômica que o país vem passando após a implantação do Plano Real torna a experiência relevante para estudo dos problemas relacionados ao comportamento das políticas econômicas.

Uma possível proposta de trabalho seria analisar a sensibilidade da dívida ao câmbio em um regime de dominância fiscal, isto seria a outra perna relevante da equação. Nestes termos, um aumento da taxa de juros depreciaria o câmbio e aumentaria a inflação, ou seja, a política monetária perderia eficácia sobre os preços. Uma outra sugestão para ampliação do trabalho seria a aplicação de modelo para dois países na determinação dos preços. Em um exemplo para Brasil e Argentina utilizar-se-ia o fato de existir duas autoridades monetárias e duas fiscais.

Referências Bibliográficas

- Afonso, A. Disturbing the Fiscal Theory of the Price Level: Can it Fit the EU-15. Department of Economics, Instituto Superior de Economia e Gestão, Universidade Técnica de Lisboa, Working Paper, janeiro, 2002.
- Bergin, P. Fiscal Solvency and Price Level Determination in a Monetary Union. **Journal of Monetary Economics** v. 45, p. 37-53, Feb, 2000.
- Buiter, W.H. The Fallacy of the Fiscal Theory of the Price Level. **NBER Working Paper** N. 7302, August 1999.
- Canzoneri, M. B.; Cumby, R. E; Diba, B. T. Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency ? forthcoming **American Economic Review**, 2000.
- Carlstron, C.; Fuerst, T. The Fiscal Theory of the Price Level. Federal Reserve Bank of Cleveland. **Economic Review**, v. 36, Q.1, 2000.
- Christiano, L J.; Fitzgerald. Understanding the Fiscal Theory of the Price Level. **NBER Working Paper** N.7668, April 2000.
- Cochrane, J. H. A Frictionless View of U.S. Inflation. In. Bernanke, B.; Rotemberg, J. (eds.), **NBER Macroeconomics Annual 1998**, p. 323-384, 1999.
- _____. Money as Stock: Price Level Determination with no Money Demand. **NBER Working Paper** N.7498, January 2000.
- Creel, J. Strategic Interactions between Monetary and Fiscal Policies: a case study for the European Stability Pact. **Royal Economic Society Conference**, University of Durham, 2001.
- Creel, J.; Sterdyniak, H. La théorie budgétaire du niveau des prix: un bilan critique. OFCE, working paper, 2000-3, November.
- _____. The fiscal theory of the price level and sluggish inflation: how important shall the wealth effect be? OFCE, working paper, 2002-1, Janvier.
- Cushing, M. The indeterminacy of prices under interest rate pegging: The non-Ricardian case, **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n.1, p. 131-148, 1999.
- Da Silva, E; Rocha, F. Teoria Fiscal e a Plausibilidade de Regimes não-Ricardianos no Brasil. In: ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 2003, Porto Seguro. **Anais ...** Porto Seguro/Bahia: ANPEC, 2003.
- Daniel, B. The Fiscal Theory of the Price Level in an Open Economy. **Journal of Monetary Economics** v. 48, p. 293-308, 2001.

- Davidson, R.; MacKinnon, J. Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses. **Econometrica**, v. 49, p. 781-793, 1981.
- Debrun, X.; Wyplosz, C. Onze gouvernements et une Banque centrale, **Revue d' Economie Politique**, v. 3, p. 387-420, 1999.
- Dupor, B. Exchange Rates and The Fiscal Theory of the Price Level. **Journal of Monetary Economics**, v. 45, p. 613-630, 2000.
- Enders, W. **Applied Econometric Time Series**. New York, John Wiley and Sons, 1995.
- Estrella, A.; Mishkin, F. Is there a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy. **NBER Working Paper 5845**, 1996.
- Fisher, I. The Equation of Exchange 1896-1910. **American Economic Review**, v. 1, p. 296-305, 1911.
- Friedman, B.; Kuttner, K. A Price Target for U.S. Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy. **Brookings Papers on Economic Activity** v. 1, p. 77-146, 1996.
- Garcia, R. Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Models. Université de Montréal, working paper, 1993.
- Greene, W. **Econometric Analysis**. Fourth Edition. Prentice Hall, 2000.
- Hamilton, J. D. Rational Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime. An Investigation of the Term Structure of Interest Rates. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 385-423, 1988.
- _____. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. **Econometrica**, v. 57, p. 357-384, 1989.
- _____. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime. **Journal of Econometrics**, v. 45, p. 39-70, 1990.
- Issler, J. V; Lima, L. R. Public Debt Sustainability and Endogenous Seignorage in Brazil: Time-Series Evidence from 1947-1992. FGV/EPGE, junho, 1997.
- Kareken, J.; Wallace, N. On the Indeterminacy of Equilibrium Exchange Rates. **Quarterly Journal of Economics** v. 96, n.2, p. 207-222, 1981.
- Kim, C; Nelson, C. **State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications**. MIT, 1999.
- Kocherlakota, N.; Phelan. C. Explaining the Fiscal Theory of the Price Level, Federal Reserve Bank of Minneapolis **Quarterly Review**, v. 23, n.4, p. 14-23, 1999.
- Krolzig, M. Statistical Analysis of Cointegrated VAR Processes with Markovian Regime Shifts. SFB 373 Discussion Paper 25/1996, Humboldt Universität zu Berlin, 1996.

- _____. Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis. Berlin: Springer, 1997.
- _____. Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox. Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford: <http://www.economics.ox.ac.uk/hendry/krolzig>. 1998.
- _____. Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes. Working paper Department of Economics and Nuffield College, Oxford, 2000.
- Krolzig, M.; Toro, J. A new approach to the analysis of shocks and the cycle in a model of output and employment. Working paper , EUI, Florence, 2000.
- Leeper, E. Equilibria under Active and Passive Monetary and Fiscal Policies. **Journal of Monetary Economics** v. 27, p. 129-147, 1991.
- Leith, C.; Wren-Lewis, S. Interactions between Monetary and Fiscal Policy Rules. **The Economic Journal** v. 110, c93-c108, March, 2000.
- _____. Interactions between Monetary and Fiscal Policy under Flexible Exchange Rates. University of Glasgow, mimeo, 2002.
- Llussá, F. A. J. **Credibilidade e Administração Pública: Um Estudo Para o Brasil**. BNDES, Rio de Janeiro, 1998. 116p.
- Loyo, Eduardo. Tight Money Paradox on the Loose: A Fiscalist Hyperinflation. Kennedy School of Government, Harvard University, 1999 (mimeo).
- Luporini, V. Sustainability of Brazilian Fiscal Policy and Central Bank Independence. **Revista de Economia Brasileira**, v. 54, n.2, p. 201-226, 2000.
- _____. The Behavior of the Brazilian Federal Domestic Debt. In: ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 2001, Salvador. **Anais ...** Salvador: ANPEC, 2001.
- Mccallum, B. T. Indeterminacy, Bubbles, and The Fiscal Theory of Price Level Determination. **NBER Working Paper** N. W6456, 1998.
- Méltiz, J. Some Cross-Country Evidence about Debt, Deficits, and the Behaviour of Monetary and Fiscal Authorities. CEPR Discussion Paper n.1653, 1997.
- _____. Some Cross-Country Evidence about Fiscal Policy Behaviour and Consequences for EMU, **European Economy, Reports and Studies** 2, 3-21, 2000.
- Muscattelli, V.; Tirelli, A.; Trecroci, C. Monetary and fiscal policy interactions over the cycle: some empirical Evidence", Manuscript, 2002.
- Pastore, A. Déficit Público, a Sustentabilidade das Dívidas Interna e Externa, Senhoriagem e Inflação: Uma Análise do Regime Monetário Brasileiro. **Revista de Econometria**, v.

- 14, n.2, p. 177-234, 1995.
- Phillips, P.; Perron, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika** v. 75, p. 335-346, 1988.
- Pinheiro, A.C.; Giambiagi, F.; Gostkorszewicz, J. O Desempenho Macroeconômico do Brasil nos Anos 90. IN: Moreira, Maurício M.; Giambiagi, Fábio. **A Economia Brasileira nos Anos 90**. Rio de Janeiro: BNDES, p.11-42, 1999.
- Rocha, F. Um Teste dos Limites do Poder da Política Monetária. **Estudos Econômicos**. v. 26, n. 3, p. 309-333, set-dez, 1996.
- _____. Long-run Limits on the Brazilian Government Debt. **Revista de Economia Brasileira**, v. 51, n.4, p. 447-470, 1997.
- Sargent, T. J. *Dynamic Macroeconomic Theory* Cambridge: Harvard University Press, 1987.
- Sargent, T.J; Wallace, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis. **Quarterly Review** v. 5, p. 1 – 17, 1981.
- Semmler, W.; Zhang, W. Monetary and Fiscal Policy Interactions: Some Empirical Evidence in the Euro-Area. Bielefeld University, Germany, Working Paper nº48, march, 2003.
- Sims, C. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n.1, p. 1-48, 1980.
- _____. A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy. **Economic Theory** v. 4, p. 381-399, 1994.
- Sims, C. A.; Stock, J. H.; Watson, M. W. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. **Econometrica**, v. 58, p. 113-144, Jan, 1990.
- Smaghi, B.; Casini, C. Monetary and fiscal policy co-operation: Institutions and procedures in EMU", forthcoming in the Journal of Common Market Studies, 2000.
- Tanner, E; Ramos, A.M. Fiscal Sustainability and Monetary versus Fiscal Dominance: Evidence from Brazil, 1991-2000. In: LATIN AMERICAN AND CARRIBBEAN ECONOMIC ASSOCIATION, 2000, Rio de Janeiro. **Anais ...** Rio de Janeiro: LACEA, 2000. cd-rom.
- Van Aarle, B.; Garretsen, H.; Gobbin, N. Monetary and fiscal policy transimission in the euro-area: Evidence from a VAR analysis". Manuscript, 2001.
- Woodford, M. Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-in-Advance Economy. **Economic Theory**, v. 4, p. 345-380, 1994.
- _____. Price Level Determinacy without Control of a Monetary Aggregate, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy v. 43, p. 1-46, 1995.

_____. Control of The Public Debt: A Requirement for Price Stability? **NBER Working Papers** no. 5684, July 1996.

_____. Public Debt and The Price Level. Princeton University, July 7, 1998 (mimeo).

_____. Comment, in Olivier Blanchard and Julio J. Rotemberg, eds. *NBER Macroeconomics Annual 1998*, p. 390-419, 1999.

APÊNDICE

Tabela 3.2.5 – Modelo MSIH(2)-VAR(1) para (superávit, selic), 1995 (3) - 2003 (9)

Coeficientes	Δ Superávit	Δ Selic
Constante (reg 1)	-0.025587 (-0.7663)	-0.807950 (-3.2569)
Constante (reg 2)	0.180351 (2.3050)	2.333030 (0.6950)
Δ Superávit(-1)	0.241170 (2.5775)	1.469103 (1.8814)
Δ Selic(-1)	-0.001854 (-0.3543)	-0.128373 (-2.4545)
SE (reg 1)	0.296716	2.180479
SE(reg 2)	0.278985	12.872711
log-likelihood	-271.8496	

Tabela 3.2.6 – Matriz de transição e duração dos regimes do Modelo MSIH(2)-VAR(1)

Transição	Regime 1	Regime 2	NºObs.	Prob.	Duração
Regime 1	0.9685	0.0315	87.8	0.8755	33.33
Regime 2	0.2212	0.7788	15.2	0.1245	4.5

Tabela 3.2.7 – Classificação do regime do Modelo MSIH(2)-VAR(1)

Período	Regime 1	Período	Regime 2
1995:6 - 1997:10	[0.9900]	1995:3 - 1995:5	[0.9935]
1997:12 - 1998:8	[0.9534]	1997:11 - 1997:11	[1.0000]
1999:7 - 2003:9	[0.9875]	1998:9 - 1999:6	[0.9881]

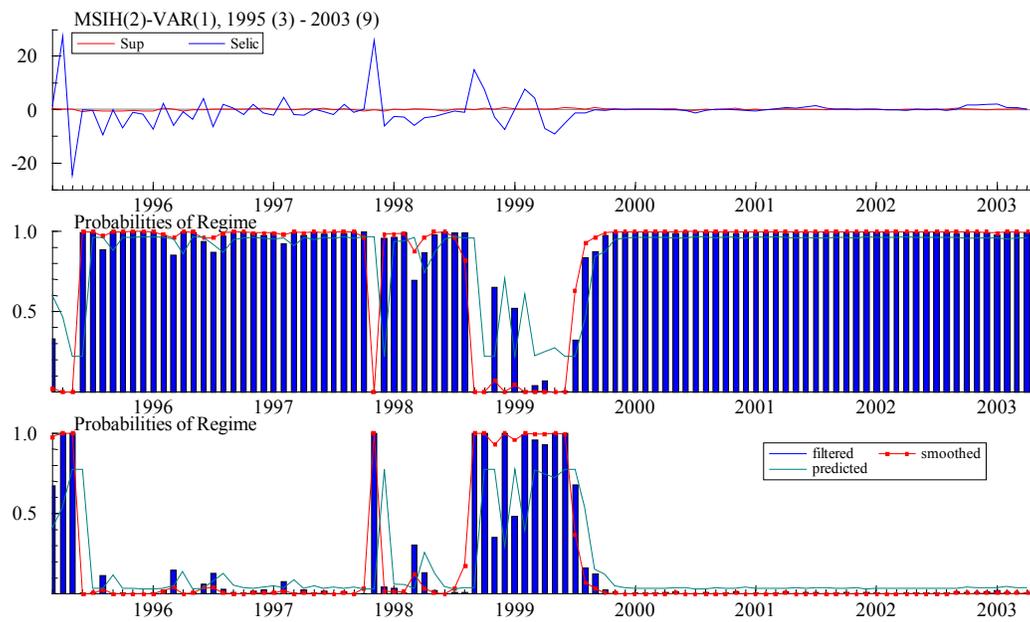


Figura 3.2.2 - Probabilidade do Modelo MSIH(2)-VAR(1)