

**Universidade de Brasília**

**Instituto de Ciências Humanas**

**Departamento de Economia**

**Doutorado em Economia**

Manoel Carlos de Castro Pires

**Interação entre Política Monetária e Fiscal no Brasil em  
Modelos Robustos a Pequenas Amostras**

Brasília

17 de junho de 2008

**Manoel Carlos de Castro Pires**

**Interação entre Política Monetária e Fiscal no Brasil em  
Modelos Robustos a Pequenas Amostras**

Tese apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília, como requisito para obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Joaquim Pinto de Andrade

Brasília

17 de junho de 2008

**Universidade de Brasília**  
**Instituto de Ciências Humanas**  
**Departamento de Economia**

**Interação entre Política Monetária e Fiscal no Brasil em Modelos  
Robustos a Pequenas Amostras**

Manoel Carlos de Castro Pires

Tese Aprovada em 17/06/2008.

**Banca Examinadora**

Prof. Dr. Joaquim Pinto de Andrade (orientador) (UnB)

Prof. Dr. Adolfo Sachsida (UCB)

Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Adriana Amado (UnB)

Prof. Dr. José Ângelo Divino (UCB)

Prof. Dr. José Luís da Costa Oreiro (UFPR)

Prof. Dr. Vladimir Kuhl Teles (FGV-SP)

## **Agradecimentos**

---

Ao professor e orientador Joaquim Pinto de Andrade pela atenção e paciência dedicada ao longo desses anos e por ter aceitado orientar esse projeto de pesquisa.

Aos membros da banca de defesa da tese de doutorado: Adolfo Sachsida, Adriana Amado, José Ângelo Divino, José Luís Oreiro e Vladimir Kuhl Teles.

Aos demais professores e funcionários do Departamento de Economia da UnB que sempre se mostraram disponíveis em colaborar com o processo de aprendizado.

Aos amigos Fabiano Bastos, Júlio César Costa Pinto, Helder Ferreira de Mendonça e Cláudio Hamilton dos Santos que me ensinaram algumas técnicas utilizadas na tese.

Aos demais colegas de Mestrado e Doutorado.

Aos colegas do IPEA por viabilizarem esse longo processo de amadurecimento e aprendizado.

Aos meus pais que sempre me acompanharam.

À minha esposa e minha filha que entenderam a minha ausência.

## Sumário

---

Introdução	1
Capítulo 1 – A Transmissão da Política Monetária pelo Canal do Efeito Riqueza no Brasil	
1.1. Introdução	4
1.2. A Teoria do Efeito Riqueza	6
1.3. O Debate no Brasil	9
1.4. O VAR Estrutural e a Base de Dados	12
1.5. Evidências do Efeito Riqueza no Brasil	18
1.5.1. Evidências a Partir do VAR Estrutural	18
1.5.2. Evidências a Partir do VAR Parcialmente Cointegrado	21
1.6. Conclusões	24
Capítulo 2 – Um Arcabouço para Análise da Transmissão da Política Monetária e o Canal da Dívida Pública no Brasil	
2.1. Introdução	28
2.2. Considerações sobre a Política Fiscal Brasileira	30
2.3. Alguns Princípios para Modelar a Coordenação entre as Políticas Monetária e Fiscal	32
2.4. Um Modelo de Curto Prazo para o Brasil	35
2.4.1. A Base de Dados e Testes de Raiz Unitária	38
2.4.2. Resultados das Estimativas	40
2.5. O Mecanismo de Transmissão das Políticas Monetária e Fiscal	45
2.6. Algumas Conclusões Preliminares	49
Capítulo 3 – Uma Análise dos Mecanismos de Coordenação das Políticas Monetária e Fiscal	
3.1. Introdução	53
3.2. Uma Breve Descrição do Modelo	55
3.3. Mecanismos de Coordenação entre as Políticas Monetária e	

Fiscal	56
3.3.1. Solução Simultânea e não Cooperativa	57
3.3.2. Solução não Simultânea	60
3.3.3. Solução Simultânea e Cooperativa	62
3.4. Cálculo da Perda Associada aos Regimes	64
3.4.1. Análise de Robustez: Redefinindo a Perda Social	66
3.4.2. Análise de Robustez na Solução Simultânea Cooperativa	67
3.5. Efeitos da Gestão da Dívida Pública na Solução Simultânea não Cooperativa	69
3.5.1. Robustez dos Resultados da Gestão da Dívida Pública na Solução Simultânea não Cooperativa	74
3.6. Conclusões	75
Capítulo 4 – Um Estudo em Pequenas Amostras para a Curva IS e a Curva de Phillips com Aplicação aos Dados Brasileiros	80
4.1. Introdução	80
4.2. O Procedimento Bootstrap	81
4.3. Aplicação do Procedimento Bootstrap	83
4.3.1. Primeiro Método	85
4.3.2. Segundo Método	86
4.4. Uma Comparação com as Estimativas em FIML	86
4.5. Conclusões	90
Conclusões	97
Referências Bibliográficas	99

## Índice de Tabelas

---

Tabela 1.1- Estimativas da Importância do Efeito Riqueza na Transmissão da Política Monetária em Modelos Econométricos de Grande Porte	7
Tabela 1.2 - Testes de Raiz Unitária e Decisão da Ordem de Integração	15
Tabela 1.3 - Teste de Cointegração de Johansen	16
Tabela 1.4 – Comparação dos Resultados	20
Tabela 1.5 - Estimação do Vetor de Cointegração no Modelo com LTN's	22
Tabela 1.6 - Estimação do Vetor de Cointegração no Modelo com LFT's	22
Tabela 1.7 - Modelo VAR Parcialmente Cointegrado com LTN	23
Tabela 1.8 - Modelo VAR Parcialmente Cointegrado com LFT	24
Tabela A.1 - Teste ADF de Raiz Unitária	26
Tabela A.2 – Teste KPSS de Raiz Unitária	26
Tabela A.3 – Teste UR de Raiz Unitária (com Quebra Estrutural)	27
Tabela 2.1 – Participação por Indexador da Dívida Pública	32
Tabela 2.2 – Teste ADF de Raiz Unitária	40
Tabela 2.3 – Teste UR de Raiz Unitária com Quebra Estrutural	40
Tabela 2.4 – Estimativas dos Parâmetros do Modelo: OLS e FIML	41
Tabela 2.5 – Estimativas dos Parâmetros do Modelo: GMM	43
Tabela 2.6 – Parâmetros da Restrição Orçamentária	44
Tabela 3.1 – Coeficientes da Regras para a Solução Simultânea não Cooperativa	60
Tabela 3.2 – Cálculo dos Coeficientes para a Solução não Simultânea	62
Tabela 3.3 – Cálculo dos Coeficientes para a Solução Simultânea Cooperativa	63
Tabela 3.4 - Cálculo da Perda nos Diferentes Regimes	65
Tabela 3.5 – Robustez dos Resultados Alterando a Perda Social	67
Tabela 3.6 – Robustez da Solução Simultânea Cooperativa	68
Tabela 3.7 – Robustez da Solução Simultânea Cooperativa com Assimetria	69

Tabela 3.8 – Gestão da Dívida Pública e Cálculo da Perda Social	70
Tabela 3.9 – Gestão da Dívida Pública e Cálculo da Perda com Taxas Distintas	74
Tabela 3.10 – Análise de Robustez dos Impactos da Gestão da Dívida	75
Tabela 4.1 – Cálculo do P-valor no Primeiro Método	87
Tabela 4.2 – Intervalo de Confiança no Primeiro Método	87
Tabela 4.3 – Cálculo do P-valor no Segundo Método	88
Tabela 4.4 – Intervalo de Confiança no Segundo Método	88



## Índice de Figuras

---

Figura 1.1 – O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária	9
Figura 1.2 – Evolução do Prazo Médio e da Duração da Dívida	11
Figura 1.3 – O Papel da Dívida Pública no Efeito Riqueza	19
Figura 1.4 – Robustez do Efeito Riqueza	21
Figura A.1 – O Efeito Riqueza com a LFT em Nível	27
Figura 2.1 – O Impacto da Dívida Pública no Canal de Transmissão da Política Monetária	47
Figura 2.2 – Efeitos da Composição da Dívida Pública	48
Figura B.1 – Evolução das Variáveis	52
Figura 3.1 – Resposta a Impulso Unitário de Composições Alternativas da Dívida Pública	72
Figura 3.2 – Resposta a Impulso Unitário e o Efeito da Estrutura a Termo	73
Figura 4.1 – Funções Impulso Resposta FIML e Bootstrap	89

## **Resumo**

---

O objetivo desta tese é estudar a interação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil. Um aspecto importante a ser considerado é o fato de que quase metade da dívida pública brasileira é indexada à taxa de juros de curto prazo administrada pelo Banco Central do Brasil. Esse fato faz com que a política monetária seja constrangida porque o efeito riqueza não se manifesta em sua plenitude o que a torna parcialmente ineficaz no combate à inflação. Com efeito, a análise tem início testando o argumento de que a dívida indexada não transmite a política monetária de forma correta. Em seguida, propõe-se um modelo de curto prazo em que a dívida pública possui um papel relevante na transmissão da política monetária. A partir da estimação desse modelo, as políticas econômicas, propriamente ditas, e suas formas de interação são estudadas com o objetivo de avaliar qual tipo de coordenação gera o equilíbrio mais eficiente. Por último, o modelo proposto é analisado a partir de estimativas realizadas por bootstrap com objetivo de avaliar possíveis erros oriundos de amostras pequenas.

## **Introdução**

---

Em um regime explícito de metas para a inflação, a política monetária é conduzida com o objetivo de alcançar a inflação estipulada dentro de um determinado período de tempo. O principal instrumento que o banco central tem ao seu dispor para alcançar esse objetivo é a taxa de juros de curto prazo. Um fato estilizado, no Brasil, é que a taxa de juros de curto prazo é muito elevada comparada aos padrões internacionais. Em um contexto onde a taxa de juros nominal, e conseqüentemente a real, tem que ser muito elevada para manter a taxa de inflação em um nível compatível com a experiência internacional é natural que existam dúvidas sobre a eficácia desse instrumento em atingir as metas que lhe são atribuídas.

Esta tese tem por objetivo estudar as relações entre as políticas monetária e fiscal, no Brasil, e como ambas as políticas podem interagir para alcançar um equilíbrio macroeconômico mais eficiente. A hipótese com a qual a tese trabalha é que a política fiscal possui impactos significativos sobre a eficácia da política monetária. Essa hipótese se justifica porque uma fração significativa da dívida pública não exibe efeito riqueza por estar indexada à taxa de juros de curto prazo.

O efeito riqueza é um canal de transmissão relevante da política monetária e, portanto, a administração da dívida pública – um dos instrumentos de política fiscal - pode contribuir com a política monetária ao elevar a parcela da dívida pública prefixada. Nesse contexto, é importante avaliar como as regras de políticas macroeconômicas, propriamente ditas, devem interagir para alcançar um equilíbrio macroeconômico mais eficiente.

Uma preocupação que cobre todas as aplicações empíricas da tese é o fato de que as séries macroeconômicas brasileiras são curtas para aplicações estatísticas e muitas delas são contaminadas por choques ou observações aberrantes. Para contornar esse problema as aplicações empíricas buscam

resultados que sejam robustos e não devidos à utilização de alguma técnica específica. Assim, duas formas de robustez são trabalhadas ao longo da tese.

A primeira forma de robustez trabalha com o fato de que a teoria assintótica convencional só é válida para amostras grandes e, portanto, a inferência estatística, no caso brasileiro, deve sempre ser feita com muito cuidado. A solução encontrada para contornar esse primeiro problema é utilizar o método de bootstrap onde as distribuições estatísticas são simuladas.

A segunda forma de robustez se dá pelo fato de que a aplicação de uma única técnica pressupõe uma série de hipóteses sobre, por exemplo, o processo gerador de dados e a estacionariedade dos mesmos e, dessa forma, os resultados obtidos acabam sujeitos à validade dessas hipóteses. Para superar essa dificuldade aplicou-se mais de uma técnica empírica a cada problema com o objetivo de avaliar como os principais resultados se alteram em decorrência da aplicação de diferentes metodologias.

O primeiro capítulo avalia se a existência de dívida pública indexada à taxa de juros de curto prazo cria ineficácia para a política monetária. A metodologia utiliza a técnica VAR estrutural e propõe uma identificação capaz de captar se a dívida indexada transmite corretamente a política monetária para a demanda agregada. Os resultados indicam que, de fato, a existência de dívida pública indexada reduz a eficácia da política monetária. Esse resultado é corroborado a partir de modelos que combinam restrições de longo prazo no próprio VAR.

O segundo capítulo propõe um modelo onde a dívida pública é um canal de transmissão relevante para a política monetária e mostra, por meio de funções de impulso resposta, como a administração da dívida pública altera a dinâmica macroeconômica. O modelo foi estimado por OLS, FIML e GMM e, em ambas as estimativas, o canal da dívida pública não é rejeitado pelos dados.

O terceiro capítulo utiliza o modelo proposto no capítulo anterior para estudar como as políticas macroeconômicas interagem para gerar um equilíbrio macroeconômico mais eficiente. Para tanto, define-se como as instituições interagem entre si e, a partir daí, analisa-se como tais interações se comportam na presença de choques. Tais interações são avaliadas pela perda social que

cada combinação de políticas gera. O exercício de robustez consiste então em avaliar como os resultados se alteram quando a perda social é redefinida. As conclusões - que independem da definição da perda social - são de que o melhor mecanismo de coordenação é aquele em que o banco central e o tesouro resolvem suas respectivas perdas de forma independente.

O quarto capítulo realiza um experimento de bootstrap para avaliar a robustez assintótica do modelo proposto pelo segundo capítulo. A importância do experimento se dá por conta dos problemas de inferência existentes na presença de pequenas amostras. Ademais, é importante observar a robustez do canal da dívida pública, a principal contribuição do modelo proposto, que não foi rejeitado pelo experimento.

Em suma, as principais contribuições da tese são: (i) a dívida pública indexada reduz a eficácia da política monetária por não exibir efeito riqueza, (ii) a administração da dívida pública tem impactos significativos sobre o ciclo econômico, (iii) o canal da dívida pública é robusto a pequenas amostras e, (iv) o mecanismo de coordenação mais eficiente é aquele em que o banco central e o tesouro resolvem as respectivas perdas de forma independente.

## Capítulo 1

### A Transmissão da Política Monetária pelo Canal do Efeito Riqueza no Brasil

---

#### 1.1. Introdução

A taxa de juros de curto prazo é o principal instrumento que o banco central dispõe para alcançar seus objetivos que, em geral, são dados pelo combate à inflação e pela administração da demanda agregada (Taylor, 1993). No Brasil, um fato estilizado é a observação de que a taxa real de juros é muito elevada quando comparada com os demais países (Alves e Nakano, 2006)<sup>1</sup>.

Em um regime explícito de metas para a inflação cabe ao banco central determinar a taxa de juros com o objetivo de alcançar em um determinado período de tempo a taxa de inflação estipulada. Se a taxa de juros nominal - e consequentemente a real - no Brasil tem que ser muito elevada para manter a taxa de inflação em um nível compatível com a experiência internacional, é natural que existam dúvidas sobre a eficácia desse instrumento em atingir as metas que lhe são atribuídas.

A ineficácia da política monetária no Brasil pode ser justificada pelo baixo volume de crédito disponível na economia, ao problema de dominância fiscal<sup>2</sup> e pela existência de dívida pública indexada à taxa de juros de curto prazo (Bevilaqua, Mesquita e Minella, 2007). Nesse sentido, o aspecto crucial para

---

<sup>1</sup> Uma consideração importante é que Alves e Nakano (2006) interpretam a taxa real de juros filtrada como a taxa de juros natural da economia. O ponto aqui é um pouco diferente, pois desde que no período utilizado pelos autores muitos choques negativos ocorreram é possível que estas estimativas estejam viesadas para cima. De toda forma, esta evidência é interpretada de uma forma um pouco diferente. A interpretação utilizada para os objetivos deste capítulo é que a taxa de juros real observada no Brasil é muito elevada em comparação com os demais países. Esse fato é que pode ser explicado por meio da ineficácia da transmissão da política monetária em um período de muitos choques negativos, pois tal ineficácia aliada aos choques faz o banco central reagir de forma muito agressiva.

<sup>2</sup> O argumento da dominância fiscal foi expresso por Blanchard (2004). A dinâmica pode ser descrita da seguinte forma: elevações da taxa de juros deterioram a dívida pública aumentando o risco, desvalorizando a moeda local e elevando, consequentemente, a inflação.

entender porque a taxa de juros é tão elevada no Brasil passa por estudar seus mecanismos de transmissão.

Este capítulo tem por objetivo estudar como a existência de títulos da dívida pública indexados à taxa de juros de curto prazo contribui para elevar a ineficácia da política monetária no Brasil. Esses títulos são denominados Letras Financeiras do Tesouro (LFT) e foram criados no contexto da eminente crise do setor financeiro que ocorreria após o descongelamento de preços em 1986, pois a indexação de títulos aos índices de preços estava restrita aos títulos com prazos superiores a um ano. Os títulos inferiores a um ano não possuíam nenhum tipo de indexação e foram adquiridos diante da perspectiva de que o Brasil havia alcançado a estabilidade de preços (Arida, 2006).

A forma encontrada para evitar um possível risco de remuneração derivado da elevada inflação que desvalorizaria os ativos das instituições financeiras e da elevação da taxa de juros que implicaria perdas de capital significativas foi a emissão de títulos indexados à taxa de juros de curto prazo o que corrigiria as perdas oriundas das elevações da taxa de inflação e da taxa de juros com o fim do congelamento de preços. Assim, o risco de remuneração desapareceu de forma que esse tipo de título assegurou elevado rendimento com segurança e elevada liquidez sendo a principal razão para um título que foi criado na época da alta inflação ainda existir em um contexto de estabilidade de preços (Lara Resende, 2006 e Arida, 2006).

A razão pela qual a existência das LFT's aumenta a ineficácia da política monetária é que tais títulos não exibem efeito riqueza. O efeito riqueza avalia como mudanças na riqueza privada induzidas pela política monetária afetam o consumo das famílias (Pigou, 1943). Com efeito, as LFT's são insensíveis às variações na taxa de juros. A perda de capital decorrente do aumento da taxa de juros é compensada pelo aumento dos fluxos de juros pagos de forma que essa fração da riqueza se mantém imune à política monetária.

Este capítulo conta com mais cinco seções além desta introdução. A próxima seção descreve brevemente a evolução do pensamento sobre o efeito

riqueza e como essa evolução influenciou os modelos macroeconômicos. A terceira seção apresenta o debate sobre efeito riqueza aplicado no Brasil.

A quarta seção descreve a metodologia empírica utilizada por Ludvigson, Steindel e Lettau (2002) (doravante LSL) que será seguida. Ademais, algumas modificações necessárias são discutidas na metodologia bem como os dados utilizados. A quinta seção apresenta os resultados que são compatíveis com o argumento de que a dívida indexada pode reduzir a eficácia da política monetária. Por último, seguem as principais conclusões do capítulo.

## **1.2. A Teoria do Efeito Riqueza**

A transmissão da política monetária por meio do efeito riqueza mensura o impacto de variações endógenas da riqueza privada - oriundas de mudanças na política monetária - sobre o consumo. Inicialmente, o efeito riqueza considerava apenas como os ativos da economia influenciavam a demanda agregada. Pigou (1943) mostrou como deflações poderiam estimular a economia devido ao aumento do estoque real de riqueza dos indivíduos. Patinkin (1947) estudou como o então “efeito saldos reais” não poderia ser utilizado com propósitos de política econômica quando analisado de forma dinâmica.

Alguns trabalhos subseqüentes se preocuparam em estudar como o “efeito saldos reais” poderia estabilizar os mercados de trabalho, monetário e de bens. Talvez o economista que mais tenha trabalhado com esse efeito tenha sido Modigliani (1944 e 1963) que estudou extensivamente as condições sobre os mercados de trabalho, de bens e monetário através do qual o efeito riqueza poderia estabilizar a economia. Essa literatura foi estendida para analisar as variações endógenas da riqueza privada induzidas pela política monetária (Ando e Modigliani (1963)).

Em compasso com os desenvolvimentos teóricos, os modelos econométricos de grande porte, mais tradicionais nos anos 1960 e 1970, se utilizaram extensivamente do efeito riqueza no canal de transmissão da política monetária. LSL (2002) conduziram um experimento para ilustrar a importância



do efeito riqueza nos modelos keynesianos de grande porte para a economia norte americana como: (i) o Washington University Macroeconomic Model (WUMM), (ii) o Data Resources Incorporated (DRI) e, (iii) o Federal Reserve Board Model (FRB). Estes modelos diferem basicamente na estrutura de defasagens e no grau de desagregação, mas os mecanismos de transmissão da política monetária são muito semelhantes.

A Tabela 1.1 apresenta o experimento conduzido mostrando que as diferenças entre os modelos podem ser grandes após 12 trimestres. O modelo que atribui o maior impacto da riqueza sobre o consumo é o WUMM e o que atribui o menor efeito é o DRI. Ao utilizar esses modelos, pode-se atribuir ao efeito riqueza metade dos impactos da política monetária. Esses resultados, contudo, não se constituem evidência de que o efeito riqueza opera em grande escala devido aos erros que modelos estruturais desse tipo carregam (Lucas, 1976). Entretanto, tais modelos refletem muito bem o estado das artes presente naquela época.

*Tabela 1.1- Estimativas da Importância do Efeito Riqueza na Transmissão da Política Monetária em Modelos Econométricos de Grande Porte*

Trimestres	Com Efeito Riqueza			Sem Efeito Riqueza		
	WUMM	DRI	FRB	WUMM	DRI	FRB
<b>Efeito sobre o PIB</b>						
1	0,1	0,1	-	0,1	0,1	-
4	0,9	0,6	0,6	0,6	0,2	0,5
8	1,8	0,8	1,7	1,1	0,3	1,2
12	2,5	0,9	-	1,3	0,4	-
<b>Efeito sobre Bens e Serviços não Duráveis</b>						
1	0,1	0,0	-	0,0	0,0	-
4	0,5	0,2	0,3	0,2	-0,2	0,2
8	1,1	0,2	1,1	0,4	-0,3	0,5
12	1,7	0,2	-	0,4	-0,3	-

Fonte: LSL (2002). Washington University Macroeconomic Model (WUMM), Data Resources International (DRI), Federal Reserve Board (FRB). O exercício consistiu em uma redução da taxa de juros; o exercício sem o efeito riqueza foi realizado restaurando a trajetória dos ativos das famílias à trajetória original.

Apesar dos modelos keynesianos tradicionais darem um papel muito importante para o efeito riqueza, existe uma tendência a abandonar esse canal de transmissão nos modelos macroeconômicos mais recentes. A maioria dos

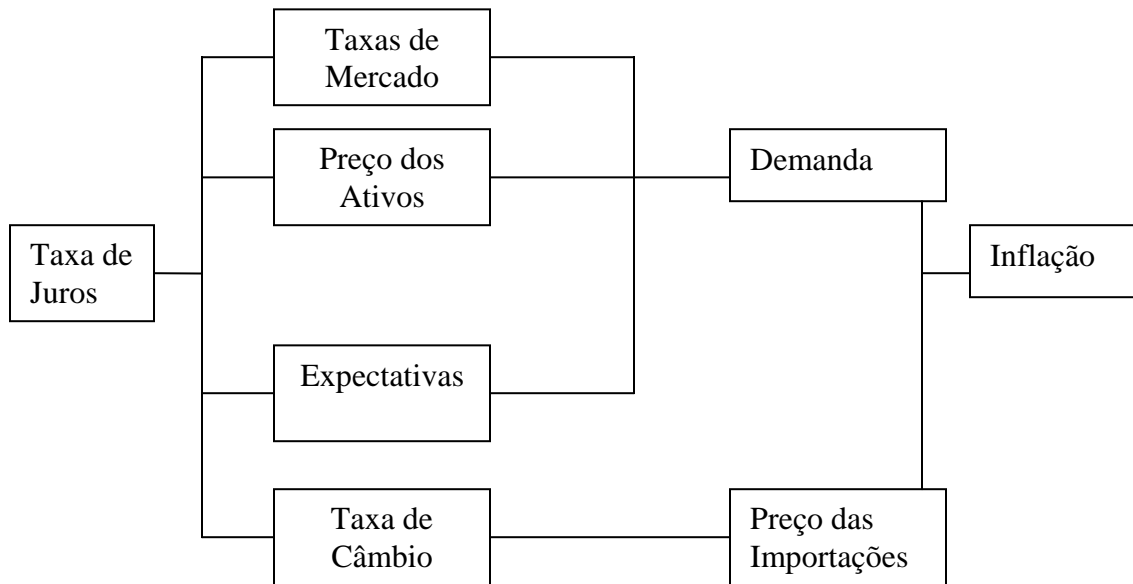
modelos de transmissão da política monetária utilizado pelos bancos centrais não contemplam mais o efeito riqueza como um canal de transmissão relevante.

No Banco do Canadá, por exemplo, o modelo ToTEM (Murchison e Rennison, 2006) substituiu em 2005 o *Quarterly Projection Model (QPM)*. No modelo ToTEM, a política monetária afeta consumo e investimento por meio da taxa de juros de longo prazo. Da mesma forma, o modelo macroeconômico da Nova Zelândia não explicita o papel da riqueza financeira no consumo como canal de transmissão da política monetária (New Zealand Economics Department, 2004).

Uma alternativa ao ToTEM é o modelo que o próprio Banco do Canadá construiu para a economia norte-americana, conhecido como MUSE (Model of the United States Economy). No MUSE, o consumo é modelado conforme a teoria da renda permanente. O nível desejado de gastos das famílias é uma função da taxa de juros, renda do salário e da riqueza financeira. Esta última é afetada pela taxa de juros de longo prazo (Gosselin, Lalonde e Parent, 2006). Um outro exemplo de efeito riqueza na transmissão da política monetária é o modelo trimestral do Banco da Inglaterra (Harrison et alli, 2005).

O Banco da Inglaterra possui talvez o modelo com o mecanismo de transmissão mais tradicional para a política monetária. Assume-se que a taxa de juros de curto prazo possui quatro mecanismos principais para afetar a inflação: (i) a taxa de juros de longo prazo, (ii) o preço dos ativos, (iii) as expectativas e, (iv) a taxa de câmbio. A Figura 1.1 apresenta o mecanismo de transmissão da política monetária na Inglaterra.

Figura 1.1 – O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária



Fonte: The Bank of England Quarterly Model – Harrison et alli (2005).

### 1.3. O Debate no Brasil

O debate sobre o efeito riqueza no Brasil é travado, principalmente, no âmbito da dívida pública. Com efeito, quase metade da dívida pública é indexada à taxa de juros do overnight. Para entender como esse fato influencia o efeito riqueza é necessário compreender o conceito - derivado de finanças - de duração de um título. A duração de um título corresponde à variação do preço do mesmo decorrente de mudanças na taxa de juros.

Considere o caso de uma quantidade de títulos  $B$  de vida perpétua que paga uma taxa constante  $r$  de juros por unidade de tempo  $t$ . O preço de mercado desse montante de títulos é dado pelo valor presente descontado pela taxa de juros de curto prazo do fluxo dos rendimentos pagos pelo título que é dado por:

$$P_t = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{rB}{(1+i)^{t+1}} = \frac{rB}{i} \quad (1)$$

Pode-se notar que elevações na taxa de juros de curto prazo geram uma perda de capital ao reduzir o preço de mercado do título ( $\frac{dP_t}{di} = -\frac{rB}{i^2} < 0$ ).

Considere agora o caso de uma LFT que paga a taxa de juros do overnight. Seu preço de mercado é dado por:

$$P_t = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{iB}{(1+i)^{t+1}} = B \quad (2)$$

De (2) segue que o preço de mercado de um título indexado à taxa do overnight não depende da taxa de juros<sup>3</sup>.

No caso das LFT's a duração é, por definição, igual a zero. A perda no preço de um título decorrente do aumento da taxa de juros é exatamente igual ao ganho na sua remuneração de forma que o efeito total de variações na taxa de juros sobre essa parte da riqueza é anulado. Isso ocorre porque flutuações na taxa de juros geram fluxos positivos que compensam a perda de capital (Lopes, 1998).

Para verificar como os conceitos de maturidade da dívida e o conceito de duração diferem, a Figura 1.2 apresenta a evolução do prazo médio e da duração da dívida pública desde janeiro de 1997<sup>4</sup>. Pode-se notar que os dois conceitos são muito próximos até meados de 1998 quando a emissão de LFT's aumenta gradualmente até alcançar a importância de 50% da dívida mobiliária em 2002 quando estabiliza em torno deste patamar.

A partir de 2006 as duas séries se elevam sem aumento significativo da diferença entre elas. Isso pode ocorrer, em geral, de três formas: (i) substituição de títulos prefixados (LTN – Letras do Tesouro Nacional) curtos por longos com a proporção de LFT's constante; (ii) substituição das LFT's com maturidade curta por LTN's de maturidade longa ou; (iii) uma combinação dos dois casos

---

<sup>3</sup> Uma outra característica dos títulos indexados ao overnight é que o conceito de duração se desvincula completamente da maturidade de um título. No caso de títulos prefixados os dois conceitos são fortemente relacionados. Em geral, quanto maior a maturidade, maior a duração de um título o que não ocorre com as LFT's.

<sup>4</sup> Segundo Garcia e Salomão (2006), a metodologia usada pelo Banco Central do Brasil considera os títulos indexados à selic como sendo praticamente zero (0,03 por mês). Por isso, toda vez que aumenta a participação da dívida indexada à selic o prazo médio tende a se distanciar da duração.

anteriores. Como a proporção da LFT's cai a partir de 2006 e a maturidade das LTN's aumenta consideravelmente, intui-se que o segundo caso descreve melhor a evolução recente dos dados com o primeiro caso tendo participação menor nesse processo<sup>5</sup>.

*Figura 1.2 – Evolução do Prazo Médio e da Duração da Dívida*



Fonte: Banco Central do Brasil.

O fenômeno é reconhecido por muitos economistas como um fator que reduz a eficácia da política monetária (Pastore, 1996 e Bevilaqua, Mesquita e Minella, 2007). Pastore (2006), por exemplo, argumenta que em um contexto de fortes restrições de liquidez, a existência das LFT's faz com que o efeito de elevações da taxa de juros sobre o consumo seja positivo, pois o efeito renda supera o efeito riqueza<sup>6</sup>. Entretanto, apesar de reconhecerem a ocorrência desse fenômeno, alguns autores desconfiam que esse canal de transmissão tenha relevância empírica (Loyo, 2006).

Dentre as razões para essa desconfiança está: (i) o fato de que no Brasil existe elevada desigualdade de renda de forma que elevações na taxa de juros

<sup>5</sup> Segundo dados do Tesouro Nacional, em 2004, o prazo médio das LTN's foi, em média, de 6,43 meses e da LFT's foi de 19,65 meses. Em 2007, enquanto o prazo médio das LFT's chegou a 23,74 meses (aumento de 21%) o das LTN's atingiu 9,94 meses (aumento de 54%).

<sup>6</sup> Na existência de restrições de liquidez a função consumo depende mais da renda disponível que seria afetada positivamente pela política monetária ao aumentar as transferências ao setor privado na forma de pagamento de juros sobre a dívida pública.

não afetariam a riqueza das parcelas mais pobres da população, (ii) o estoque da riqueza privada no Brasil medido como proporção do PIB é menor que nos países desenvolvidos como, por exemplo, nos Estados Unidos, (iii) a liquidez do mercado habitacional é muito baixa em comparação com países desenvolvidos e, (iv) a equivalência ricardiana pode ter sido reforçada no Brasil recentemente, pois elevações na dívida pública estiveram associadas a elevações na carga tributária para elevar o superávit primário (Barro, 1974)<sup>7</sup>.

Ainda que o efeito riqueza seja uma questão importante no debate sobre eficácia da política monetária, os modelos macroeconômicos brasileiros não têm trazido evidências ou discutido esse efeito. O modelo macroeconômico de médio porte do IPEA, por exemplo, não traz evidências de efeito riqueza (Reis et alli, 1999). O modelo de médio porte de Muinhos e Alves (2003) também não traz evidência de efeito riqueza. No entanto, os modelos mais recentes que procuram explicar alguns fenômenos dão conta de um papel relevante para a dívida pública na dinâmica macroeconômica brasileira (Blanchard, 2004, Favero e Giavazzi, 2002 e Andrade e Morais, 2004).

A conclusão mais geral que se pode ter desse debate é que a relevância do efeito riqueza no canal de transmissão da política monetária pode ser testada empiricamente e que a relevância do papel das LFT's na (in)eficácia da política monetária deve ser avaliada a partir dessas estimativas.

#### **1.4. O VAR Estrutural e a Base de Dados**

A preferência pelo emprego de técnicas de vetores auto-regressivos (VAR) ao contrário dos modelos tradicionais de grande porte se deve por duas razões. A primeira razão é que modelos de grande escala necessitam de muitas restrições (Sims, 1980). Na maioria das vezes, onde o objetivo é compreender relações mais básicas entre as variáveis, é preferível impor o menor número de restrições possíveis. A segunda razão é que a simulação de políticas sistemáticas pode ser pouco confiável se o processo de formação de

---

<sup>7</sup> Para uma interpretação que relativiza a importância da equivalência ricardiana no debate

expectativas antecipar as mudanças de políticas (Lucas, 1976). Nesse sentido, é preferível analisar choques de políticas não sistemáticos.

A base de dados tem periodicidade trimestral, cobrindo o período 1996:1 a 2007:2. As variáveis utilizadas são: a taxa de inflação ( $\pi_t$ ), medida como a taxa de crescimento do IPCA, os salários medidos como o rendimento real médio dos assalariados da cidade de São Paulo ( $s_t$ ). A série de consumo das Contas Nacionais Trimestrais ( $c_t$ ), a série de estoque de Letras do Tesouro Nacional ( $LTN_t$ ) e Letras Financeiras do Tesouro ( $LFT_t$ ), ambas da Secretaria do Tesouro Nacional, deflacionadas pelo IPCA e a taxa de juros nominal selic ( $i_t$ ).

Algumas considerações precisam ser feitas sobre a base de dados. Em primeiro lugar, o IBGE não calcula uma série de riqueza para o Brasil. É comum na literatura internacional utilizar o estoque de riqueza das famílias medida pela matriz de fluxo de fundos. No Brasil não existe uma série apropriada de riqueza desde que a matriz de fluxo de fundos não é contabilizada periodicamente. Essa variável inclui habitações, por exemplo. O fato do mercado de habitações no Brasil não ser muito líquido, em comparação com outros países, ameniza um pouco esse problema. Ademais, para os propósitos do estudo o importante é separar a dívida indexada ao overnight da dívida prefixada.

O modelo VAR estrutural a ser analisado consiste de:

$$A_0 X_t = \delta + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + u_t \quad (3)$$

onde  $X_t = \{\pi_t, s_t, c_t, LTN_t, i_t\}$  ou  $X_t = \{\pi_t, s_t, c_t, LFT_t, i_t\}$ .

A identificação do VAR estrutural é equivalente ao método utilizado por LSL (2002) que permite que o consumo seja afetado contemporaneamente pela riqueza.

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ A_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ A_{31} & A_{32} & 1 & A_{34} & A_{35} \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & 1 & A_{45} \\ A_{51} & A_{52} & A_{53} & A_{54} & 1 \end{bmatrix} \quad (4)$$

---

recente, ver a discussão entre Blinder (2006) e Blanchard (2006).

Na identificação a ser proposta em (4) algumas hipóteses se fazem necessárias. Em primeiro lugar, assume-se que a taxa de juros responde contemporaneamente aos eventos macroeconômicos, mas tem seus efeitos defasados em um período ( $A_{35}=0$ ). Em segundo lugar, assume-se que a riqueza, que é um estoque, não é afetada contemporaneamente pelo consumo, que é um fluxo ( $A_{43}=0$ ). A relação entre taxa de juros e riqueza é simultânea, mas impõe-se a restrição de que a autoridade monetária não possui meta para os ativos, mas se preocupa com os mesmos apenas na medida em que eles influenciam as variáveis reais ( $A_{54}=0$ ).

O teste LSL (2002) consiste em comparar o VAR proposto pela identificação apresentada em (4) com a identificação que impõe que  $A_{34}=0$  assim como os demais efeitos defasados ( $A_{t-i,34} = 0$ ), onde  $i=1, \dots, p$ , representam os coeficientes das defasagens do VAR para avaliar como esse modelo se altera em relação ao anterior. Em outras palavras, o teste proposto é um exercício contra factual que analisa as diferenças entre o modelo que permite a operação do efeito riqueza com um modelo onde esse efeito é, por construção, anulado.

Uma condição importante para a análise de modelos VAR é que as séries sejam estacionárias. Com efeito, três testes foram realizados para cada uma das séries. O primeiro teste é o teste ADF que tem como hipótese nula a existência de raiz unitária e é o mais tradicional. O segundo teste é o KPSS que pode ser considerado um teste complementar ao ADF porque sua hipótese nula é de que as variáveis são estacionárias. O ideal é que os testes produzam as mesmas conclusões, ou seja, que quando uma variável rejeita a hipótese nula em um teste, rejeite a hipótese alternativa no outro. O terceiro teste que permite modelar a quebra estrutural – muito comum nas séries brasileiras - de forma endógena é o teste UR cuja hipótese nula é a existência de raiz unitária<sup>8</sup>.

Os resultados da aplicação dos testes de raiz unitária se mostram bastante conclusivos, pois, com exceção das LFT's, tais testes produziram as mesmas decisões (Tabela 1.2)<sup>9</sup>. As séries que podem ser consideradas

---

<sup>8</sup> Para detalhes do teste UR, ver Lutkepohl and Kratzig (2004).

<sup>9</sup> O apêndice A, apresenta os testes de raiz unitária.



integradas de primeira ordem (I(1)) são o consumo, os salários e as LTN's. As séries de inflação e taxa de juros podem ser tratadas como estacionárias (I(0)). No caso das LFT's, os testes, em conjunto, não são conclusivos. Os testes ADF e o UR sugerem que as LFT's podem ser estacionárias enquanto que o KPSS indica que as LFT's podem ser consideradas integradas de primeira ordem. Sendo assim, o modelo com as LFT's tratará essas duas possibilidades.

*Tabela 1.2 - Testes de Raiz Unitária e Decisão da Ordem de Integração*

	<i>ADF</i>	<i>KPSS</i>	<i>UR com quebra</i>	<i>Decisão</i>
$c_t$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
$s_t$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
$LFT_t$	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)/I(1)
$LTN_t$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
$\pi_t$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$i_t$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$a_t$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

A aplicação da metodologia tal como exposta requer que algumas variáveis sejam diferenciadas para que o VAR seja estacionário. A diferenciação dessas variáveis faz com que ocorra perda de informação de longo prazo, caso ela exista. Por causa dessa possível perda de informação, a metodologia irá contemplar também a possibilidade de existência de relação de longo prazo entre as variáveis não estacionárias por meio de técnicas de cointegração<sup>10</sup>.

As evidências indicam que, em ambos os modelos, a hipótese de que existe ao menos uma relação de longo prazo não pode ser rejeitada no modelo com constante de acordo com a metodologia de Johansen (Tabela 1.3). No modelo com constante e tendência o teste de Johansen não rejeita a hipótese

<sup>10</sup> É importante ressaltar que alguns resultados indicam condições sobre as quais o VAR pode ser utilizado com variáveis I(1). Ainda que esses resultados não possam ser considerados consensuais (conforme Rothenberg e Stock, 1997), uma condição para que essa metodologia possa ser empregada é que todas as variáveis sejam I(1) e que não existe restrição sobre os parâmetros o que não corresponde às evidências encontradas pelos testes de raiz unitária e pelas necessidades do teste LSL (ver, Toda e Yamamoto, 1996).

nula de ausência de relação de longo prazo. Portanto, o modelo com a restrição de longo prazo mais adequada é o que possui apenas uma constante<sup>11</sup>.

Tabela 1.3 - Teste de Cointegração de Johansen\*

<b>Modelo com LTN's e constante</b>				<b>Modelo com LTN's const. e tendência</b>			
r0	LR	p-valor	95%	r0	LR	p-valor	95%
0	39,01	0,016	32,25	0	27,93	0,63	42,77
1	12,65	0,401	17,98	1	8,27	0,97	12,45
<b>Modelo com LFT's e constante</b>				<b>Modelo com LFT's const. e tendência</b>			
r0	LR	p-valor	95%	r0	LR	p-valor	95%
0	46,42	0,001	35,07	0	36,71	0,183	42,77
1	16,34	0,161	20,16	1	8,65	0,962	25,73

\* O teste de cointegração foi conduzido com as seguintes variáveis:  $c_t$ ,  $s_t$ ,  $LTN_t$  e  $LFT_t$ .

A definição da relação de cointegração em conjunto com as demais variáveis que foram definidas como estacionárias faz com que seja necessário propor a estimação de um modelo alternativo que combine a modelagem VAR para as variáveis que são estacionárias com uma modelagem que garanta o aproveitamento das informações das relações de longo prazo como faz o modelo VEC. Nesse sentido, propõe-se estimar um sistema de equações na forma de um VAR parcialmente cointegrado:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \Pi(e_{t-1}) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + CX_t + v_t \\ X_t &= \Psi_1 X_{t-1} + \dots + \Psi_i X_{t-i} + \Phi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

onde  $e_{t-1} = Y_{t-1}$  é o mecanismo de correção de erros.

Alguns comentários devem ser feitos sobre o sistema de equações proposto. Assume-se que os dois vetores de erro -  $v_t$  e  $\varepsilon_t$  - têm média zero e variância constante. O vetor  $Y_t$  corresponde ao vetor com as variáveis não estacionárias, no caso,  $\{s_t, c_t, LTN_t\}$  e  $\{s_t, c_t, LFT_t\}$  e o vetor  $X_t$  é dado pelas

<sup>11</sup> Evidências a partir de testes de uma equação com quebra estrutural endógena como Gregory Hansen (1996) não rejeitam a existência uma relação de longo prazo entre as variáveis. A quebra é encontrada ao final da mostra em 2005:3 de forma que a modelagem dessa quebra fica dificultada, pois não existem dados suficientes para analisar o segundo período.

variáveis estacionárias  $\{\pi_t, i_t\}$ . Ademais, o operador  $\Delta$  corresponde ao processo de diferenciação responsável por tornar as variáveis estacionárias e as matrizes  $\Pi$ ,  $\Gamma$ ,  $\Psi$ ,  $C$  e  $\Phi$  representam os parâmetros a serem estimados. Em um modelo VEC, a matriz  $\Pi$  pode ser decomposta em  $\alpha\beta'$  onde  $\alpha$  é a matriz que mede a velocidade de convergência do mecanismo de correção de erro e  $\beta'$  é a matriz de cointegração propriamente dita. É importante ressaltar que a especificação proposta em (5) permite identificar os choques estruturais do vetor  $X_t$  na medida em que se impõe que o mesmo não é afetado pelas demais variáveis de forma contemporânea. Dessa forma, os choques de inflação e de política monetária podem ser interpretados como choques estruturais.

O primeiro exercício considerará apenas o VAR seguindo rigorosamente a metodologia LSL (2002). Nesse sentido, as variáveis consideradas não estacionárias serão utilizadas em primeira diferença. Ademais, as LFT's serão tratadas como não estacionárias. No apêndice B, é apresentado o exercício contra factual com as LFT's utilizadas em nível. O primeiro exercício considerará, ainda, o exercício de robustez proposto por LSL (2002) que consiste em incluir o índice de preço das commodities no VAR e avaliar novamente as funções de impulso resposta à luz dos resultados anteriores. O índice de preços das commodities utilizado foi calculado pelo IPEA com base na metodologia de Nonnenberg e Lameiras (2005). Como a amostra pode ser considerada pequena e a inferência é muito importante no teste LSL (2002), os intervalos de confiança são obtidos por bootstrap.

O segundo exercício considerará o VAR parcialmente cointegrado com o intuito de incorporar a informação de longo prazo perdida com o processo de diferenciação realizado no primeiro exercício. O processo de estimação será feito em duas etapas. A primeira etapa consistirá na estimação do vetor de cointegração. A segunda etapa impõe esse vetor de cointegração no sistema de equações e os demais parâmetros são estimados por OLS.

## **1.5. Evidências do Efeito Riqueza no Brasil**

O resultado do exercício que analisa a importância da dívida pública na transmissão do efeito riqueza foi realizado separando os títulos da dívida pública que são indexados ao overnight (LFT's) e os títulos da dívida pública que são prefixados (LTN's). A ideia do exercício é verificar o argumento de que as LFT's não apresentam efeito riqueza, ou seja, aumentos da taxa de juros possuem o mesmo efeito sobre o consumo quando se consideram os impactos da parcela da dívida indexada ou quando esses impactos não são considerados.

O exercício analisa, ainda, a importância da dívida prefixada na transmissão da política monetária. O objetivo é analisar se a dívida pode ser considerada na transmissão da política monetária via efeito riqueza. Se a resposta for negativa, o argumento de que a dívida indexada reduz a eficácia da política monetária perde força.

### **1.5.1 Evidências a Partir do VAR Estrutural**

Uma diferença importante entre os dois modelos está no número de defasagens utilizada. Enquanto no modelo com a dívida prefixada os critérios de adequação do modelo (Akaike e Hannan-Quinn) indicaram que o modelo correto possui uma defasagem (VAR(1)), no modelo com dívida indexada os mesmos critérios indicaram que o modelo correto possui quatro defasagens (VAR(4)).

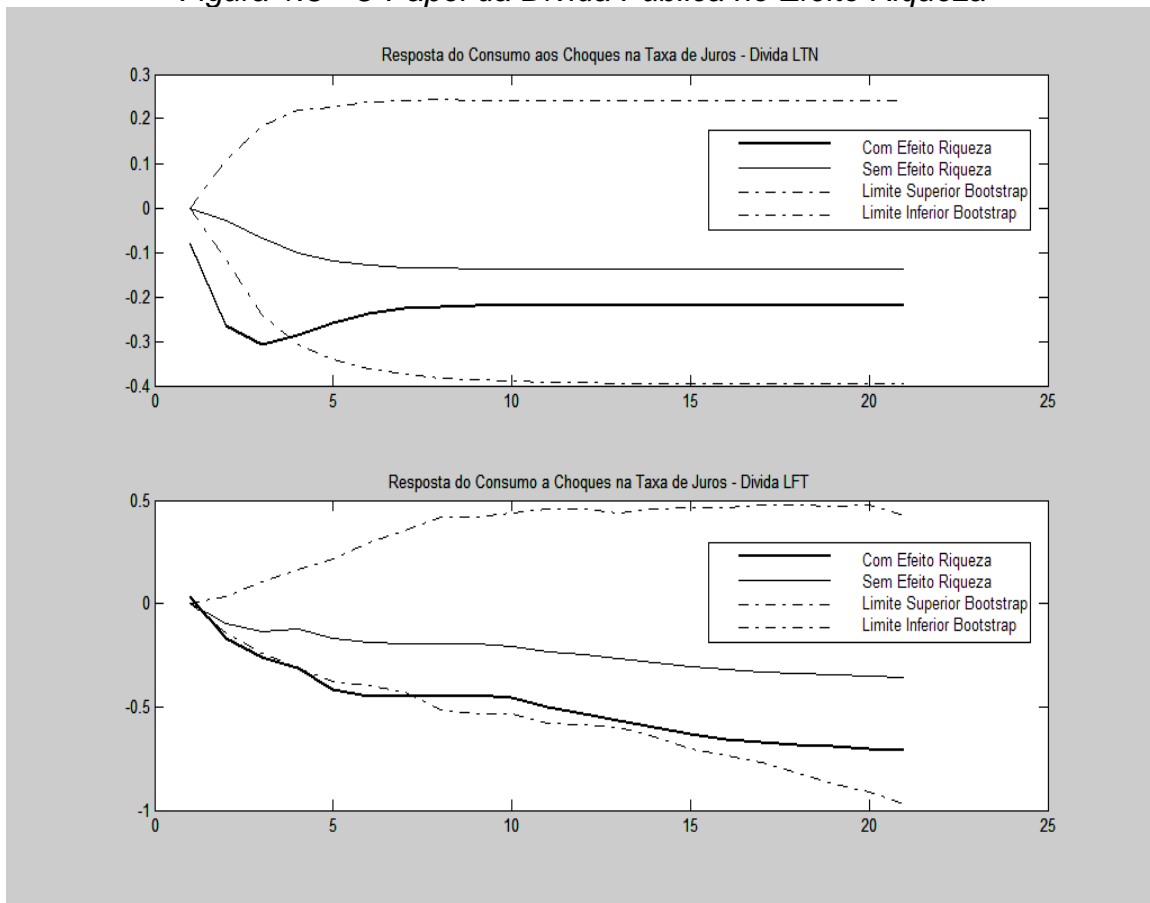
A Figura 1.3 mostra evidências de que a dívida prefixada aumenta a eficácia da política monetária, pois a resposta do consumo aos choques na taxa de juros é mais significativa quando o efeito riqueza é considerado. Com efeito, a estimativa pontual situa-se fora do intervalo de confiança (bootstrap – 200 replicações) do exercício contra factual nos quatro primeiros trimestres.

O exercício que considera a parcela da dívida indexada na transmissão da política monetária mostra que a estimativa pontual situa-se muito próximo do intervalo de confiança (bootstrap – 200 replicações) inferior do exercício contra factual. Assim sendo, é difícil dizer se esse efeito é significativo ou, dito de outra

forma, não se encontra uma evidência contundente de que as LFT's possuem um papel na transmissão da política monetária.

No apêndice B, apresenta-se o resultado do mesmo exercício considerando que as LFT's são estacionárias. Nesse caso, as evidências sugerem que o consumo responde de forma positiva aos choques na taxa de juros quando as LFT's são analisadas em nível. Em outras palavras, o efeito riqueza medido pelas LFT's, não anula o efeito riqueza e sim inverte seu impacto sobre o consumo. Ainda que esse resultado possa parecer estranho<sup>12</sup>, as conclusões qualitativas apontam que a dívida indexada não transmite a política monetária da forma desejada.

*Figura 1.3 - O Papel da Dívida Pública no Efeito Riqueza*



<sup>12</sup> Essa evidência é compatível com o argumento de Pastore (2006) que afirma que em um contexto de forte restrição de liquidez, a selic tem um efeito positivo sobre o consumo, pois o efeito renda – dado pela maior remuneração do pagamento de juros sobre o estoque da dívida – supera o efeito riqueza.

A Tabela 1.4 apresenta os resultados da identificação que não é rejeitada pelos dados em nenhum dos dois modelos. Esse resultado indica que a significância ou não dos efeitos está atrelada aos coeficientes defasados e não à identificação propriamente dita. Ademais, a diferença entre as estimativas pontuais é elevada nos dois modelos. Entretanto, a elevada diferença pontual no modelo com a dívida indexada não parece suficiente para o efeito riqueza ser significativo.

*Tabela 1.4 – Comparação dos Resultados*

<i>Teste sobre-identificação do VAR (sem Efeito Riqueza – Dívida Indexada)</i>			
LR Teste= 0,0471		Probabilidade= 0,8283	
Estimativas Pontuais			
Trimestres	Com Efeito Riqueza	Sem Efeito Riqueza	Diferença
1	-0,1679	-0,0941	-0,0738
2	-0,2627	-0,1341	-0,1286
3	-0,3124	-0,1232	-0,1892
4	-0,4177	-0,1715	-0,2462
<i>Teste sobre-identificação do VAR (sem Efeito Riqueza – Dívida não Indexada)</i>			
LR Teste= 0,1413		Probabilidade= 0,7070	
Estimativas Pontuais			
Trimestres	Com Efeito Riqueza	Sem Efeito Riqueza	Diferença
1	-0,2660	-0,0279	-0,2381
2	-0,3062	-0,0695	-0,2367
3	-0,2876	-0,1015	-0,1861
4	-0,2596	-0,1201	-0,1395

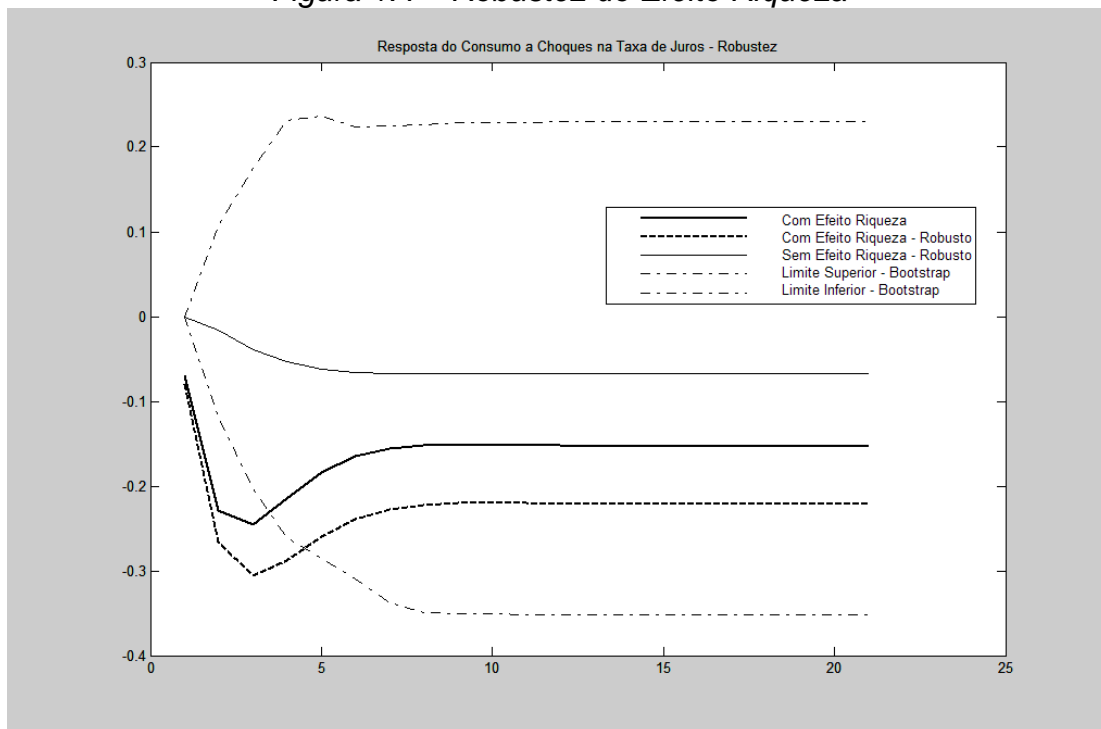
Um exercício de robustez foi conduzido no intuito de avaliar a fragilidade dos resultados obtidos. É comum na literatura sobre transmissão de política monetária a inclusão do índice de preços das commodities como variável exógena no intuito de captar uma dinâmica mais realista. Esse experimento também foi conduzido por LSL (2002) e seus resultados indicaram que a inclusão dessa variável elimina completamente o efeito riqueza o que leva os autores a concluírem que os modelos tradicionais sofriam de má especificação.

Os resultados apresentados na Figura 1.4 sugerem que no Brasil a inclusão do índice de preços das commodities amplifica o efeito riqueza na transmissão da política monetária. Com efeito, no modelo com as LTN's, a

inclusão dessa variável faz com que o efeito da taxa de juros sobre o consumo seja maior que no modelo anterior.

A comparação dos resultados robustos com a estimativa pontual anterior mostra que a estimativa pontual também é diferente do exercício contra factual no modelo que inclui o índice de preços das commodities. Entretanto, essa estimativa pontual parece subestimar o efeito riqueza obtido no exercício de robustez.

*Figura 1.4 – Robustez do Efeito Riqueza*



### 1.5.2 Evidências a Partir do VAR Parcialmente Cointegrado

Para a especificação do sistema de equações proposto é importante verificar quantas defasagens os critérios estatísticos usuais (Akaike, BIC ou Hannan-Quinn) sugerem ser adequado a cada modelo. Para o modelo com as LTN's, os três critérios indicam que uma defasagem se ajusta melhor aos dados. O mesmo número de defasagens é indicado por esses critérios para o modelo com as LFT's. Com efeito, o modelo de correção de erros deve ser estimado

sem nenhuma defasagem, pois essa especificação corresponde ao VAR com uma defasagem.

A estimação do vetor de cointegração foi conduzida e os resultados indicaram que as LTN's e as LFT's afetam o consumo de forma positiva conforme esperado (Tabelas 1.5 e 1.6, respectivamente)<sup>13</sup>. O parâmetro  $\alpha$  que mede a velocidade de ajustamento - uma vez ocorrido o desequilíbrio - indica que no modelo com as LTN's, o desequilíbrio é corrigido duas vezes mais rápido que no modelo com as LFT's. Ademais, a transmissão para correção do desequilíbrio tem direções distintas nos dois modelos uma vez que os sinais são diferentes.

*Tabela 1.5 - Estimação do Vetor de Cointegração no Modelo com LTN's*

$\beta'$				$\alpha$ (consumo)
$c_t$	$s_t$	$LTN_t$	Constante	
1	0,00319 (0,0014)	-0,08459 (0,0137)	-4,01626	-0,0716 (-0,036)

\*Erro padrão entre parêntesis. A correção do erro padrão pelo estimador Fully Modified OLS (FMOLS) produz os mesmos resultados.

*Tabela 1.6 - Estimação do Vetor de Cointegração no Modelo com LFT's*

$\beta'$				$\alpha$ (consumo)
$c_t$	$s_t$	$LFT_t$	Constante	
1	-0,00772 (0,0045)	-0,05784 (0,0084)	-3,64363	0,0304 (0,0070)

\*Erro padrão entre parêntesis. A correção do erro padrão pelo estimador Fully Modified OLS (FMOLS) produz os mesmos resultados.

O sistema de equações estimado por OLS no modelo com as LTN's é apresentado na Tabela 1.7. Tais estimativas são compatíveis com o argumento de que as LTN's contribuem para elevar a eficácia da política monetária. Com efeito, um choque positivo de política monetária reduz o valor das LTN's e isso produz um desequilíbrio positivo na relação de longo prazo ( $c_{t-1} > -4,01 + 0,003s_{t-1} - 0,08LTN_{t-1}$ ) que se transmite de forma negativa para o

<sup>13</sup> Tomando como exemplo as estimativas do modelo com LTN's note que as estimativas implicam a igualdade  $e_{t-1} = c_{t-1} + 0,00319s_{t-1} - 0,08459LTN_{t-1} - 4,01626$ . Resolvendo essa equação para o consumo, obtém-se a relação positiva entre consumo e as LTN's. Da mesma forma, a relação entre consumo e LFT's pode ser obtida.



consumo ( $\alpha = -0,07$ ). Note que todos os parâmetros necessários para descrever essa dinâmica são significativos.

*Tabela 1.7 - Modelo VAR Parcialmente Cointegrado com LTN*

$\pi_t = 0,54 + 3,58d(c_{t-1}) - 0,21 * d(s_{t-1}) - 0,10d(LTN_{t-1}) + 0,22i_{t-1} + 0,38*** \pi_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t}$						
(0,793)	(15,098)	(0,121)	(0,286)	(0,444)	(0,142)	
$d(s_t) = -0,83 - 6,47(-4,01 + c_{t-1} + 0,003s_{t-1} - 0,08LTN_{t-1}) + 0,45i_t - 0,15\pi_t$						
(0,967)				(0,561)	(0,187)	
$d(c_t) = 0,01 - 0,07(-4,01 + c_{t-1} + 0,003s_{t-1} - 0,08LTN_{t-1}) + -0,003i_t - 0,001\pi_t$						
(0,008)				(0,005)	(0,002)	
$d(LTN_t) = 0,77** + 4,91(-4,01 + c_{t-1} + 0,003s_{t-1} - 0,08LTN_{t-1}) - 0,49**i_t + 0,02\pi_t$						
(0,347)				(0,201)	(0,002)	
$i_t = 0,41*** - 2,82d(c_{t-1}) + 0,01d(s_{t-1}) - 0,02*** d(LTN_{t-1}) + 0,71*** i_{t-1} + 0,03\pi_{t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
(0,145)	(2,775)	(0,022)	(0,052)	(0,081)	(0,026)	

\* denota significância de 10%, \*\* significância de 5% e \*\*\* significância de 1%. Desvio Padrão entre parêntesis. Os termos  $\varepsilon_{i,t}$  e  $\varepsilon_{\pi,t}$  denotam choques estruturais puros. Nas demais equações esses termos não foram modelados por não estarem identificados.

O sistema de equações estimado por OLS no modelo com LFT's é apresentado na Tabela 1.8. De forma distinta das estimativas anteriores, estas sugerem que o efeito riqueza via LFT's não contribui para aprimorar os efeitos da política monetária. Em primeiro lugar, o efeito da taxa de juros sobre as LFT's não é significativo. Em segundo lugar, ainda que o efeito fosse significativo, o parâmetro que mede a velocidade de ajuste é positivo ( $\alpha = 0,03$ ). Em outras palavras, mesmo que a política monetária afetasse as LFT's, o desequilíbrio gerado se transmitiria de forma positiva para o consumo<sup>14</sup>.

<sup>14</sup> Essa dinâmica produz um efeito equivalente ao VAR com as LFT's em nível apresentado no apêndice B.

*Tabela 1.8 - Modelo VAR Parcialmente Cointegrado com LFT*

$\pi_t = 0,61 + 2,54d(c_{t-1}) - 0,19*d(s_{t-1}) - 0,04d(LFT_{t-1}) + 0,20i_{t-1} + 0,374***\pi_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t}$					
(0,784)	(14,346)	(0,118)	(0,044)	(0,438)	(0,139)
$d(s_t) = -0,63 + 2,33(-3,64 + c_{t-1} - 0,007s_{t-1} - 0,05LFT_{t-1}) + 0,02i_t + 0,12\pi_t$					
(0,942)			(0,532) (0,181)		
$d(c_t) = 0,008 + 0,03(-3,64 + c_{t-1} - 0,007s_{t-1} - 0,05LFT_{t-1}) + 0,001i_t - 0,001\pi_t$					
(0,007)			(0,004) (0,001)		
$d(LFT_t) = 0,81 + 7,98(-3,64 + c_{t-1} - 0,007s_{t-1} - 0,05LFT_{t-1}) - 0,64i_t + 0,18\pi_t$					
(2,313)			(1,294) (0,429)		
$i_t = 0,41*** - 6,33*d(c_{t-1}) + 0,02d(s_{t-1}) - 0,001d(LFT_{t-1}) + 0,73***i_{t-1} + 0,02\pi_{t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
(0,184)	(3,373)	(0,027)	(0,010)	(0,103)	(0,032)

\* denota significância de 10%, \*\* significância de 5% e \*\*\* significância de 1%. Desvio Padrão entre parêntesis. Os termos  $\varepsilon_{i,t}$  e  $\varepsilon_{\pi,t}$  denotam choques estruturais puros. Nas demais equações esses termos não foram modelados por não estarem identificados.

Deve-se ressaltar que as evidências encontradas por meio do sistema de equações podem ser consideradas preliminares, pois a inferência foi conduzida pelas estatísticas t que podem sofrer distorções devido aos problemas derivados de pequenas amostras. A condução de um experimento de bootstrap nesse contexto não é simples porque não há muita clareza sobre a adequação deste método no contexto em que seria aplicado (restrições de não linearidade com modelos que combinam restrições de longo prazo a um subconjunto do sistema de equações) (Härdle et alli, 2003).

## 1.6. Conclusões

Este artigo teve como objetivo avaliar a importância do efeito riqueza na transmissão da política monetária no Brasil. A idéia é de que o efeito riqueza no Brasil não funciona na sua plenitude porque uma fração significativa da dívida pública está indexada à taxa de juros de curto prazo. Por isso seu preço não flutua de acordo com mudanças na taxa de juros e, portanto, uma fração da riqueza privada se mantém imune à política monetária reduzindo seu efeito sobre o consumo.

O artigo empregou duas metodologias. A primeira metodologia seguiu a abordagem de Ludvigson, Steindel e Lettau (2002) que propõem um exercício

contra factual para avaliar a importância do efeito riqueza na transmissão da política monetária. A aplicação dessa metodologia indicou que a existência da dívida pública indexada pode, de fato, reduzir a eficácia da política monetária. Essas evidências se mantêm no exercício de robustez que inclui o índice de preços das commodities. Esse resultado difere do obtido por Ludvigson, Steindel e Lettau (2005) que identificam nessa variável a possibilidade do efeito riqueza ser oriundo de problemas de má especificação do modelo o que parece não acontecer com os dados brasileiros. Entretanto, o uso dessa metodologia aos dados brasileiros acaba por gerar perda de informação de longo prazo.

Com o objetivo de utilizar tal informação de longo prazo, empregou-se uma segunda metodologia que combinou equações com restrições de longo prazo e equações do tipo VAR em um único sistema de equações. A análise do sistema de equações é compatível com o argumento de que a dívida indexada não contribui para a transmissão da política monetária. Nesse sistema de equações apenas a dívida prefixada possui um papel na transmissão da política monetária.

Esses resultados possuem duas contribuições principais. A primeira contribuição é que os modelos brasileiros que não contemplam a operação do efeito riqueza na transmissão da política monetária podem subestimar a eficácia da política monetária tornando-a excessivamente agressiva. A segunda contribuição é que o efeito riqueza pode explicar parte da ineficácia da política monetária no Brasil devido à existência de dívida pública indexada à taxa de juros de curto prazo.

Dito de outra forma, devido à existência de dívida pública indexada, a política monetária brasileira deve ser de fato mais agressiva que em países onde esse fenômeno não ocorre. No entanto, as decisões de política monetária baseadas em modelos que não explicitam o canal da riqueza tendem a superestimar a verdadeira ineficácia dado que a parcela prefixada da dívida pública transmite a política monetária de forma correta.

## Apêndice A

### Evidência dos Testes de Raiz Unitária

*Tabela A.1 - Teste ADF de Raiz Unitária*

Variáveis	Modelo	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%
$c_t$	const e tend	-1,22	-3,41
$d(c_t)$	sem const e tend	-3,55	-1,94
$s_t$	const e tend	-1,06	-3,41
$d(s_t)$	sem const e tend	-4,73	-1,94
$LFT_t$	const	-7,70	-2,86
$LTN_t$	const	-2,56	-2,86
$d(LTN_t)$	const	-6,32	-2,86
$\pi_t$	const	-4,70	-2,86
$i_t$	const	-2,83	-2,86

*Tabela A.2 – Teste KPSS de Raiz Unitária*

Variáveis	Modelo	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%
$c_t$	const e tend	0,37	0,14
$d(c_t)$	const	0,17	0,46
$s_t$	const e tend	0,39	0,14
$d(s_t)$	sem const e tend	0,19	0,46
$LFT_t$	const e tend	0,61	0,46
$d(LFT_t)$	const	0,02	0,46
$LTN_t$	const	0,94	0,46
$d(LTN_t)$	const	0,04	0,46
$\pi_t$	const	0,13	0,46
$i_t$	const	0,08	0,14

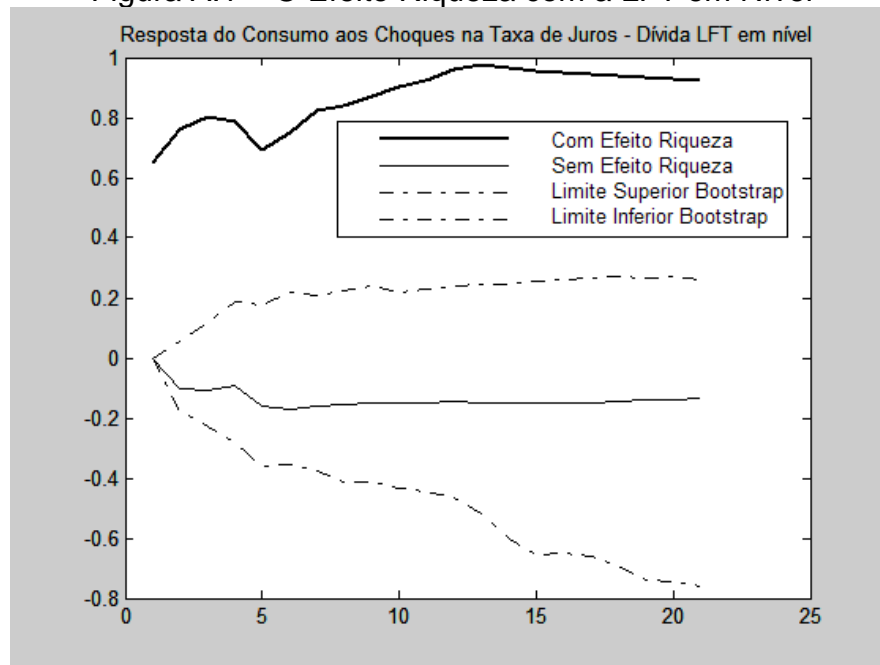
**Tabela A.3 – Teste UR de Raiz Unitária (com Quebra Estrutural)**

Variáveis	Modelo (data e tipo de quebra)	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%
$c_t$	const e tend (2001:2 shift)	-2,08	-3,03
$d(c_t)$	const (2001:4 impulso)	-3,00	-2,88
$s_t$	const e tend (2006:3 shift)	-1,34	-3,03
$d(s_t)$	const e tend (2006:3 imp.)	-3,76	-2,88
$LFT_t$	const (1997:3 impulso)	-8,80	-2,88
$LTN_t$	const (1997:4 impulso)	-1,06	-2,88
$d(LTN_t)$	const (1998:1 impulso)	-2,61	-2,88
$\pi_t$	const (2003:1 impulso)	-4,60	-2,88
$i_t$	const (1997:3 impulso)	-3,05	-2,88

## Apêndice B

### Modelo com as LFT's em nível – Exercício Contra Factual

**Figura A.1 – O Efeito Riqueza com a LFT em Nível**



## Capítulo 2

### Um Arcabouço para Análise da Transmissão da Política Monetária e o Canal da Dívida Pública no Brasil

---

#### 2.1. Introdução

A importância da política fiscal e a sua combinação com a política monetária na administração da demanda agregada e no combate à inflação sempre estiveram no centro do debate macroeconômico. Tobin (1963) argumenta que a gestão da dívida pública é um fator importante na administração da demanda agregada, pois ela altera o tamanho e a composição da riqueza privada<sup>15</sup>. Em um artigo famoso, Sargent e Wallace (1981) mostram que a política monetária pode ser completamente ineficaz no combate à inflação, caso a política fiscal não seja sustentável. Com efeito, se a política monetária for restritiva e a política fiscal deficitária, a política monetária terá que acomodar a política fiscal para obedecer a restrição orçamentária do governo na ausência de um ajuste fiscal. Esse resultado corrobora a interpretação de Sargent (1981) sobre o processo hiperinflacionário em países que passaram por esse tipo de problema. Segundo o autor, a hiperinflação observada nesses países foi resultado de um processo fiscal desequilibrado o que exigia que o banco central desses países fosse obrigado a emitir moeda com o intuito de financiar o governo. Esse debate culminou com a idéia de que a inflação era determinada pela política fiscal, o que ficou conhecido como teoria fiscal do nível de preços<sup>16</sup>.

Os desenvolvimentos de Blinder (1982)<sup>17</sup> definiram as bases para uma modelagem Keynesiana que relacionasse as principais interações entre a

---

<sup>15</sup> Para uma análise clássica sobre como a gestão da dívida pública pode ser administrada com objetivos de afetar a demanda agregada, ver Modigliani e Sutch (1966) que analisou os efeitos da gestão da dívida pública sobre a demanda agregada na administração Kennedy.

<sup>16</sup> Ver Woodford (1997).

<sup>17</sup> De acordo com Blinder (1982) a questão da coordenação entre a política monetária e fiscal consiste na escolha da combinação entre o déficit e a taxa de juros, o chamado *policy mix*.

política fiscal e monetária<sup>18</sup>. Nordhaus (1994) incorporou essas bases em um modelo que discutiu a interação entre as políticas monetária e fiscal em uma linguagem de teoria dos jogos.

A interação entre a política fiscal e monetária é central para a análise macroeconômica no Brasil. O ex-presidente do Banco Central do Brasil reconheceu que o sucesso do regime de metas de inflação pressupõe a ausência de dominância fiscal (Fraga et alli, 2006). Além dos mecanismos tradicionais de política fiscal como a dívida pública e o déficit primário, o fato de parcela da dívida pública no Brasil estar indexada à taxa de juros de curto prazo traz uma peculiaridade não considerada nos modelos mais tradicionais.

O objetivo desse capítulo é analisar o mecanismo de transmissão da política monetária com ênfase no papel da dívida pública e na sua composição caracterizando o efeito portfólio que mede como a composição da dívida pública afeta a demanda agregada e, conseqüentemente, a política monetária (Loyo, 2006). Com efeito, esse capítulo contém cinco seções além dessa introdução. A próxima seção discute de forma não exaustiva, a gestão da dívida pública no Brasil com foco na sua composição, apresentando as principais implicações para a política monetária e argumentando principalmente que a composição da dívida pública deve ser considerada na aplicação desses modelos. A terceira seção apresenta as principais características que um modelo de curto prazo deve possuir para analisar a interação entre as políticas fiscal e monetária.

A quarta seção propõe um modelo de curto prazo que se preocupa explicitamente com o papel da dívida pública na transmissão da política monetária e fiscal. Em outras palavras, o modelo tem por objetivo dar conta de alguns dos impactos macroeconômicos da dívida pública. Em seguida, o modelo foi estimado para avaliar sua adequação na descrição do ciclo econômico. Na quinta seção, o modelo é avaliado a partir de funções de impulso resposta. Em seguida, seguem algumas conclusões do capítulo.

---

<sup>18</sup> Para uma análise das principais diferenças entre a análise monetarista e a teoria fiscal do nível de preços, ver, McCallum e Nelson (2007).

## 2.2. Considerações sobre a Política Fiscal Brasileira

No início dos anos 1990, Guidotti e Kumer (1991) sugeriram que o problema de gestão da dívida pública, em países como o Brasil que não conseguiam se financiar com títulos prefixados e de longo prazo, era composto por dois fatores: a elevada taxa de inflação e o elevado déficit público. Com o início do Plano Real, em junho de 1994, imaginou-se que a gestão da dívida pública seria facilitada com a possibilidade de colocação de títulos prefixados ainda que de prazo curto<sup>19</sup>. De fato, a participação de títulos prefixados aumentou gradativamente.

Contudo, com os choques internacionais (na Ásia em 1997, na Rússia em 1998 e no Brasil no início de 1999) o esforço efetuado pelo Tesouro Nacional no sentido de ampliar a participação dos títulos prefixados recrudescceu, pois o prazo dos títulos continuou muito curto de forma que o risco de refinanciamento para o Tesouro continuava alto e a taxa de juros exigida em momentos de turbulência foi considerada muito elevada o que fazia com que o Tesouro Nacional recuasse nesse processo. De fato, a parcela da dívida pública com títulos prefixados em 1998 pode ser considerada desprezível. A Tabela 2.1 apresenta a evolução da composição da dívida mobiliária federal brasileira.

Em 1998, o Brasil ajustou seu déficit primário tornando-o equilibrado por conta da crise russa. A partir de 1999 o governo implementou um programa de metas crescentes de superávit primário que culminou com o valor de 4,25% do PIB no período 2003-6 além de ter introduzido no campo da política monetária o regime de metas para a inflação em 1999. Apesar desse arcabouço, em termos de gestão da dívida pública, pouco mudou. Ainda que a participação dos títulos prefixados tenha aumentado, os títulos pós-fixados correspondem a quase 50% da dívida pública. O Tesouro Nacional tem usado principalmente três instrumentos de indexação da dívida pública: (i) a taxa de câmbio, (ii) a taxa de

---

<sup>19</sup> A inflação é o maior problema para a colocação de títulos prefixados, pois gera incerteza em relação ao rendimento do título, de forma que os demandantes exigem alguma forma de indexação. O déficit público dificulta a colocação de títulos de longo prazo na medida em que gera incerteza quanto o pagamento do mesmo no futuro.



inflação e; (iii) a taxa de juros de curto prazo (selic), principal instrumento de política monetária<sup>20</sup>.

Passado os efeitos da crise eleitoral de 2002, que elevou a taxa de câmbio nominal de 2,36 R\$/US\$ para 3,89 R\$/US\$ em apenas cinco meses, a parcela da dívida pública indexada a taxa de câmbio foi reduzida até se tornar inexpressiva. Em um primeiro momento, a parcela da dívida indexada à taxa de juros de curto prazo aumentou e em seguida aumentou a parcela indexada à taxa de inflação e, finalmente, os títulos prefixados. Entretanto, a taxa exigida pelos títulos prefixados é muito elevada de forma que em muitas ocasiões o Tesouro Nacional se recusa a emitir tais títulos. Em suma, é possível que essa transição seja muito lenta de forma que os impactos macroeconômicos de tal composição devem ser levados em conta na análise da coordenação entre a política monetária e fiscal.

A importância da gestão da dívida pública é crucial na discussão da eficácia da política monetária no Brasil<sup>21</sup>. De acordo com Pastore (1995), em um contexto de restrição de liquidez, a parcela da dívida pública atrelada à taxa selic (conhecida como LFT's) gera efeito renda. Quando a taxa de juros se eleva, os fluxos de rendimentos dos detentores dos títulos aumentam, elevando a renda disponível o que pode gerar um efeito positivo no consumo, estimulando a demanda agregada. A percepção de que a política monetária no Brasil perde eficácia é recorrente em artigos sobre o tema<sup>22</sup>.

---

<sup>20</sup> A parcela da dívida indexada a taxa de câmbio ou à taxa de inflação, pode ser pensada como um título com rendimento real prefixado, principalmente se o câmbio se comporta de acordo com a teoria da paridade do poder de compra e a inflação internacional for próxima de zero. Para os propósitos do capítulo, a discussão se centrará no papel dos títulos indexados à taxa de juros de curto prazo e no seu impacto sobre a eficácia da política monetária.

<sup>21</sup> Esse capítulo não tem por objetivo exaurir o tema da administração da dívida pública brasileira. Para uma análise aprofundada, ver Bevilaqua e Garcia (2002).

<sup>22</sup> É claro que esse efeito não tira toda a eficácia da política monetária. Existem outros canais que garantem sua eficácia, como, por exemplo, seu efeito sobre a taxa de câmbio e o efeito sobre o patrimônio das firmas. Para mais detalhes ver, Bevilaqua et alli (2007) e Pastore (2006).

*Tabela 2.1 – Participação por Indexador da Dívida Pública*

	Câmbio	inflação	selic	prefixado	outros
1996	9.4	1.8	18.6	61.0	9.2
1997	15.4	0.3	34.8	40.9	8.6
1998	21	0.4	69.1	3.5	6.0
1999	24.2	2.4	61.1	9.2	3.1
2000	22.5	6.0	52.7	14.9	3.9
2001	29.5	7.2	54.4	8.1	0.8
2002	20.3	11.4	55.2	2.0	11.1
2003	10.0	12.6	57.0	11.6	8.8
2004	4.9	14.1	54.0	19.0	8.0
2005	2.6	15.2	50.6	27.2	4.4
2006	0.0	21.4	42.6	24.8	11.26

Fonte: Boletim do Banco Central do Brasil, vários números.

A ineficácia da política monetária no Brasil é um tema crucial para o entendimento dos mecanismos de transmissão da mesma e um tema recorrente no debate brasileiro diante dos patamares observados no nível da taxa de juros selic no período pós-Real. A taxa de juros real média no período de 1995-1998, um período de turbulência internacional, foi próxima de 20%. No período de 1999-2006, a taxa de juros real média situou-se perto de 11%. Ambas as médias são muito elevadas se comparadas com as taxas praticadas por outros países emergentes. Com efeito, uma análise que considera o efeito da gestão da dívida pública como um canal de transmissão da política monetária pode render alguns *insights* importantes sobre este fenômeno.

### **2.3. Alguns Princípios para Modelar a Coordenação entre as Políticas Monetária e Fiscal**

Quais devem ser os princípios para uma análise que incorpore os principais aspectos da relação entre a política monetária e a política fiscal? Analisando a literatura gerada sobre o tema, pode-se chegar a três princípios. O primeiro princípio deve considerar os impactos da política fiscal em um modelo macroeconômico tal como o novo-keynesiano<sup>23</sup>. Muscatelli et alli (2004)

---

<sup>23</sup> Para alguns efeitos macroeconômicos da política fiscal, ver Perrotti (2007).

modelam uma curva IS que é afetada pelo nível de gastos do governo. Lambertini e Rovelli (2003) também utilizam a curva IS como canal de transmissão da política fiscal usando, entretanto, o déficit primário como medida de política. Nordhaus (1994), da mesma forma, usa o déficit primário na curva IS como canal de transmissão da política fiscal. Kirsanova et alli (2005) analisam a curva IS com a dívida pública. Bénassy (2007) também modela a dívida pública na curva IS.

O segundo princípio deve se preocupar em como modelar explicitamente a política fiscal. Duas formas emergem na literatura. Na primeira forma, Muscatelli et alli (2004) modelam a política fiscal (gastos primários e receitas) de forma autoregressiva sem considerar a dívida pública. Na segunda forma, Nordhaus (1994) e Lambertini e Rovelli (2003) consideram o déficit primário determinado de forma endógena em um modelo estático, criando uma regra fiscal. As duas opções, por motivos diferentes, têm o mesmo custo: a política fiscal não se preocupa com a trajetória da dívida pública.

No primeiro caso, os gastos primários e as receitas são exógenos e, por isso, o superávit primário não tem uma relação estável com a dívida pública. No segundo caso, o problema foi bem explicitado por Tobin (1982) quando o autor argumenta que a principal falha do modelo Keynesiano foi não considerar a restrição orçamentária do governo na análise da política fiscal de forma que os impactos macroeconômicos de sucessivos déficits foram subestimados. Em outras palavras, Tobin (1982) argumenta que esses modelos devem ser dinâmicos e não estáticos. A sugestão de Favero (2004) é que a política fiscal deve ser modelada por meio da sua restrição orçamentária. Kirsanova et alli (2005) e Bénassy (2007) explicitam a dinâmica da dívida pública como parte do modelo.

O terceiro princípio se refere à forma como modelar as interações entre as políticas monetária e fiscal, ou seja, como se comportam as instituições responsáveis pela definição das políticas. Leeper (1991), por exemplo, define regras de política para a análise de equilíbrio do seu modelo. Seu principal

resultado é que para existir equilíbrio basta que uma política seja ativa e a outra seja passiva<sup>24</sup>.

Uma boa contribuição a essa questão foi elaborada por Blinder (1982) que vê a interação entre as políticas como um jogo entre as instituições. Lambertini e Rovelli (2003) adotam esse enfoque e modelam a interação entre as políticas como um modelo de Nash (solução simultânea não cooperativa) onde as duas instituições determinam suas políticas sem considerar o que a outra está fazendo e em um modelo Stackelberg (solução não simultânea) onde existe uma instituição líder e uma outra que se comporta como seguidora. Na prática, isso significa que a líder incorpora a regra ótima da seguidora, mas o contrário não ocorre. Seus resultados indicam que a solução não simultânea é preferida e que a política fiscal deve ser a líder. A intuição para esse resultado é que a política fiscal é revisada menos frequentemente. Woodford e Giannoni (2006) seguem um enfoque semelhante, entretanto, é o banco central que determina a política monetária ótima sendo constrangido pela restrição orçamentária do governo, ou seja, no contexto Woodford e Giannoni (2006) a política monetária é a líder<sup>25</sup>.

O arcabouço de análise apresentado nesse capítulo possui duas características que o distinguem da literatura citada acima. Em primeiro lugar, conforme Kirsanova et alli (2005), o modelo a ser analisado se preocupa em avaliar o mecanismo de transmissão da política fiscal onde a dívida pública é o principal canal de transmissão no sentido de que significa variação de riqueza dos agentes<sup>26</sup>. Em segundo lugar, a política fiscal é modelada por meio de sua restrição orçamentária para dar conta das questões dinâmicas envolvidas e incorpora, ainda, a questão da composição da dívida indexada à taxa de juros de curto prazo.

---

<sup>24</sup> Política ativa significa uma política com coeficiente de resposta maior que um e política passiva significa uma política com coeficiente menor que um.

<sup>25</sup> O mesmo enfoque foi adotado por Muscatelli et alli (2004). Note que como os autores modelam a política fiscal de forma exógena foi natural adotar essa solução.

<sup>26</sup> Naturalmente, assume-se que os títulos públicos constituem riqueza líquida diferentemente de Barro (1974).

## 2.4. Um Modelo de Curto Prazo com Aplicações para o Brasil

O modelo discutido nesse capítulo apresenta as principais características necessárias para analisar a interação entre a política fiscal e monetária: (i) modela explicitamente na curva IS a transmissão da política fiscal via dívida pública, (ii) a restrição orçamentária do governo é considerada para análise da consistência intertemporal da política fiscal e; (iii) a administração da dívida pública é especificada permitindo a existência de dois títulos: um indexado à taxa de juros instrumento de política monetária e o outro prefixado.

A curva IS proposta tem sido derivada de duas formas na literatura. Blanchard (1985) mostra, por exemplo, que em modelos onde agentes possuem uma probabilidade positiva de morte, a expectativa de dívida pública afeta positivamente o consumo dos agentes, pois representa variação na riqueza privada. Essa é a modelagem utilizada em Kirsanova et alli (2005).

Bénassy (2007) deriva uma curva IS onde a expectativa de dívida pública também afeta positivamente o consumo dos agentes, entretanto, em um contexto *cash in advance*. A curva IS proposta neste capítulo, portanto, modela a dívida pública esperada impactando positivamente a demanda agregada.

A curva IS híbrida proposta é dada por:

$$\hat{c}_t = \rho E_t \hat{c}_{t+1} + \mu \hat{r}_{t-1} + \alpha E_t \hat{b}_{t+1} + \varepsilon_{AD,t} \quad (1)$$

De acordo com (1), a curva IS híbrida define o consumo ( $c_t$ ) como função do consumo esperado ( $E_t$ ) no período seguinte, da taxa de juros real ( $r_{t-1}$ ) e da dívida pública esperada no período seguinte ( $b_{t+1}$ ). Permite-se, ainda, a existência de choques de demanda ( $\varepsilon_{AD,t}$ ) que podem ser devidos a mudanças nas preferências dos consumidores. As variáveis com “chapéu” denotam desvio do steady state em logaritmo.

A oferta agregada (curva de Phillips) é definida como:

$$\pi_t = \chi E_t \pi_{t+1} + (1 - \chi) \pi_{t-1} + \lambda \hat{c}_t + \varepsilon_{AS,t} \quad (2)$$

A curva de Phillips novo keynesiana com indexação define a taxa de inflação no período  $t$  ( $\pi_t$ ) como uma média ponderada da inflação futura e da inflação passada e também da demanda agregada. A curva de Phillips tal como definida acima foi microfundamentada em Woodford (2003). Permite-se, ainda, a existência de choques de oferta ( $\varepsilon_{AS,t}$ ).

A dinâmica da dívida pública nominal é dada pela restrição orçamentária, em que  $\phi$  é a parcela da dívida indexada à taxa de juros nominal de curto prazo ( $i_t$ ) e  $(1-\phi)$  é a parcela prefixada da dívida que paga uma taxa nominal prefixada  $R^*$ . O termo ( $D_t$ ) corresponde ao déficit primário (que desconsidera as despesas financeiras), e os impostos são considerados não distorcivos (ou lump sum)<sup>27</sup>:

$$B_t = D_t + \phi(1+i_t)B_{t-1} + (1-\phi)(1+R^*)B_{t-1} \quad (3)$$

Para escrever a restrição do governo em termos reais (onde  $x_t = \frac{X_t}{P_t}$ ), basta dividir pelo nível de preços ( $P_t$ ) para obter<sup>28</sup>:

$$b_t = d_t + \phi(1+r_t)b_{t-1} + (1-\phi)\frac{(1+R^*)}{(1+\pi_t)}b_{t-1} \quad (4)$$

A loglinearização da equação (4), rende<sup>29</sup>:

$$\hat{b}_t = \psi_0 \hat{d}_t + \phi\psi_1 \hat{r}_t - (1-\phi)\psi_2 \hat{\pi}_t + \psi_3 \hat{b}_{t-1} + \varepsilon_{b,t} \quad (5)$$

$$\psi_0 = \frac{\bar{d}}{\bar{b}}; \psi_1 = \frac{(\bar{b}-\bar{d})\bar{r}}{\bar{b}\{\phi(1+\bar{r}) + (1-\phi)\frac{(1+R^*)}{(1+\bar{\pi})}\}};$$

$$\psi_2 = \frac{(\bar{b}-\bar{d})\bar{\pi}(1+R^*)(1+\bar{\pi})^{-2}}{\bar{b}\{\phi(1+\bar{r}) + (1-\phi)\frac{(1+R^*)}{(1+\bar{\pi})}\}}; \psi_3 = \frac{\bar{b}-\bar{d}}{\bar{b}}.$$

onde os quatro parâmetros são assumidos maiores que zero como caso relevante ( $\bar{b} > \bar{d}$ ).

<sup>27</sup> Na verdade, basta assumir que o governo faz um volume de transferências ao setor privado tal que elimine os efeitos distorcivos da política tributária, ver Calvo (1983).

<sup>28</sup> Admite-se a equação de Fisher  $(1+i_t)=(1+r_t)(1+\pi_t)$  para a derivação da equação (4).

A equação de dinâmica da dívida pública indica que o déficit primário contribui positivamente para o seu acréscimo, assim como a taxa de juros real de curto prazo e o estoque da dívida. De forma alternativa, a inflação contribui com sinal negativo para a dinâmica da dívida pública. Um fator relevante para a dinâmica da dívida pública é a sua composição. Com efeito, quanto mais elevada for a participação dos títulos indexados à taxa de juros de curto prazo (maior  $\phi$ ), maior a contribuição da política monetária na dinâmica da dívida e menor a participação direta da inflação.

O modelo é fechado com uma equação que determina o comportamento da política monetária (regra para a taxa de juros) e da política fiscal (regra para o déficit público). Nas próximas duas subseções, o modelo apresentado (equações 1 e 2) é estimado com o objetivo de avaliar se o mesmo descreve bem o ciclo econômico no Brasil.

Vale ressaltar, que o mecanismo de transmissão modelado é uma versão ampliada do efeito riqueza estudado no capítulo anterior. O mecanismo de transmissão pode ser caracterizado como um efeito portfólio que decorre da mudança na composição da dívida pública em favor de títulos prefixados que carregam risco de juros e de inflação (Loyo, 2006)<sup>30</sup>. O efeito portfólio reflete a noção de que mudanças na duração da dívida possuem impactos sobre o equilíbrio macroeconômico.

O canal de transmissão proposto na análise, portanto, consiste em avaliar como a alteração na parcela da dívida indexada à taxa de juros de curto prazo afeta a eficácia das políticas econômicas. A composição da dívida afeta a demanda agregada de duas formas: (i) a elevação dos juros aumenta as transferências para o setor privado o que induz a demanda positivamente e, (ii) a elevação da inflação tem efeitos corrosivos sobre o rendimento real dos títulos prefixados o que reduz a demanda agregada caracterizando o efeito renda e

---

<sup>29</sup> A derivação desta equação encontra-se no apêndice A ao fim do capítulo.

<sup>30</sup> Para uma análise clássica do efeito portfólio, ver Modigliani e Sutch (1966). Esse efeito foi revisitado em Bernanke e Reinhart (2004).

uma forma simplificada para o efeito riqueza, respectivamente<sup>31</sup>. Ambos os efeitos, ou dito de outra forma, manipulações na composição da dívida caracterizam o efeito portfólio.

#### 2.4.1. A Base de Dados e Testes de Raiz Unitária

A base de dados consiste de dados trimestrais que cobrem o período 1996:1 a 2007:2. A série de consumo foi obtida nas contas nacionais trimestrais do IBGE, índice de volume “referência 2000”. A série de dívida pública mensal (dívida líquida nominal do setor público) do Banco Central do Brasil foi trimestralizada a partir da média dos meses que correspondem ao trimestre e deflacionada pelo deflator trimestral do PIB de forma a constituir um índice de volume. A inflação trimestral foi calculada a partir do IPCA - variação percentual trimestral do número índice. Calculou-se uma série de número índice trimestral e a taxa de inflação foi definida como  $\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$  onde  $\ln$  corresponde ao logaritmo neperiano.

A taxa de juros selic é divulgada pelo Banco Central com frequência mensal. Ela foi trimestralizada a partir da média aritmética do trimestre e deflacionada pela taxa de inflação descrita acima do mesmo trimestre, constituindo-se em uma taxa de juros real *ex-post*. Ademais, aplicou-se a função  $\ln$  à série de taxa de juros real.

As séries consumo, dívida pública e juros real *ex post* foram filtradas com o filtro HP para que o valor possa ser utilizado como referência para o steady state. É importante notar que, diferentemente da maior parte das aplicações onde se utiliza a média do período como valor de referência de steady state, optou-se pelo uso da série filtrada para essa referência. Isso se justifica, porque o período coberto observou choques de elevada magnitude como as crises financeiras internacionais nos anos 1990 e as crises energética (em 2001) e

---

<sup>31</sup> O efeito riqueza analisado, nesse modelo, se aproxima do sentido original do termo conhecido como efeito Pigou, onde variações do nível de preços modificam o valor real dos ativos afetando



eleitoral (em 2002) de forma que a aplicação dessa forma pode amenizar a presença de observações aberrantes bem como contemplar possíveis alterações nos próprios valores de equilíbrio das variáveis envolvidas no período<sup>32</sup>.

Para que os procedimentos de estimação tradicionais possam ser efetuados é necessário estudar as características das séries como a ordem de integração e a possibilidade de quebras estruturais. Em relação à demanda agregada, pode-se notar a presença de dois choques “aberrantes”: o primeiro positivo em 1996-4 e o segundo negativo em 2003-2/3. Esses dois choques podem dar a impressão de que a série se comporta como um passeio aleatório quando, de fato, é estacionária. O mesmo comentário se aplica à série de dívida que em 1999-1 sofreu um choque significativo.

As séries de juros e inflação apresentam choques (em 1999-1 e 2003-1 para a primeira e em 2003-2 para a segunda), mas que não parecem afetar as características estatísticas das variáveis. Com efeito, nesses dois casos é comum observar reversão para a média. Com o intuito de avaliar essa percepção inicial, foram aplicados testes de raiz unitária.

A análise dos resultados do teste de raiz unitária mostra que as variáveis podem ser consideradas estacionárias. O teste ADF (Tabela 2.2) rejeitou a hipótese nula de raiz unitária em todas as variáveis indicando que a observação dos choques não afetou os resultados sugeridos pela inspeção gráfica das mesmas. Apenas para corroborar esses resultados, aplicou-se o teste UR (*unit root*) de raiz unitária que modela explicitamente a quebra estrutural (Tabela 2.3)<sup>33</sup>. Ao modelar a quebra estrutural como uma dummy de impulso, o teste rejeita para todas as variáveis a hipótese nula de raiz unitária.

---

assim a demanda agregada.

<sup>32</sup> A evolução das séries encontra-se no apêndice B ao fim do capítulo.

<sup>33</sup> Para detalhes do teste UR, ver Lutkepohl e Kratzig (2004).

*Tabela 2.2 – Teste ADF de Raiz Unitária*

Variáveis	Modelo	Estatística t	Probabilidade
$\hat{c}$	c/ constante, 0 lags	-3,3523	0,0182
$\hat{b}$	c/ constante, 0 lags	-3,0149	0,0410
$\pi$	c/ constante, 0 lags	-4,2633	0,0015
$\hat{r}$	c/ constante, 0 lags	-4,2452	0,0016

*Tabela 2.3 – Teste UR de Raiz Unitária com Quebra Estrutural*

Variáveis	Modelo (dummy impulso)	Quebra	Estatística de teste	Valor Crítico 5%
$\hat{c}$	c/ constante, 2 lags	2001-2	-3,4427	-2,88
$\hat{b}$	c/ constante, 2 lags	1998-2	-3,1224	-2,88
$\pi$	c/ constante, 2 lags	2003-1	-2,9681	-2,88
$\hat{r}$	c/ constante, 2 lags	2002-4	-2,8798	-2,88

#### **2.4.2. Resultados das Estimativas**

O procedimento de estimação foi realizado de duas formas: (i) por OLS equação por equação e, (ii) por full information maximum likelihood (FIML) (Tabela 2.4). Conforme notam Cho e Moreno (2006) a estimação por FIML resulta em significativo ganho de desempenho, pois permite aproveitar a informação entre o setor público (Banco Central e Tesouro Nacional) e o setor privado. Com efeito, o parâmetro que mede o efeito do hiato do produto sobre a inflação não é significativo e possui sinal invertido na estimação por OLS. Na estimação por FIML, o mesmo parâmetro é significativo e com o sinal correto. Os demais parâmetros possuem o sinal correto e são todos significativos.

Uma possível explicação para esse fenômeno é que em momentos de choques de oferta, o conseqüente aumento da inflação reduz a dívida pública e eleva a taxa de juros o que reduz a demanda agregada e, portanto, impõe uma correlação negativa entre as variáveis. A estimação por modelos de equações simultâneas tende a corrigir esse fenômeno.

Em relação à estabilidade dos parâmetros estimados, pode-se notar que os testes CUSUM e de coeficientes recursivos não demonstram evidência de

instabilidade. Ademais, na estimação OLS equação por equação a curva IS não apresenta evidência de não normalidade dos resíduos (pelo teste Jarque-Bera) nem de correlação serial (correlograma). A curva de Phillips apresenta evidência de correlação serial no correlograma de forma que o erro-padrão foi estimado por Newey-West para corrigir os problemas derivados da autocorrelação dos resíduos na estimação OLS equação por equação.

Os parâmetros estimados indicam que a dívida pública possui efeito significativo sobre o consumo. Os demais parâmetros, com exceção da taxa de juros, possuem magnitude similar da reportada por Cho e Moreno (2006), ainda que os autores não encontrem significância do hiato do produto na curva de Phillips em algumas das especificações<sup>34</sup>.

*Tabela 2.4 – Estimativas dos Parâmetros do Modelo: OLS e FIML*

	OLS – Equação por equação			FIML		
	Coeficiente	Erro Padrão	Probabilidade	Coeficiente	Erro Padrão	Probabilidade
$\rho$	0,690	0,102	0,000	0,524	0,114	0,000
$\mu$	-0,014	0,006	0,012	-0,025	0,007	0,000
$\alpha$	0,127	0,055	0,026	0,128	0,053	0,018
$\chi$	0,492	0,085	0,000	0,478	0,075	0,000
$\lambda$	-0,016	0,096	0,861	0,260	0,139	0,062

De acordo com a Tabela 2.4, o modelo pode ser escrito como:

$$\hat{c}_t = 0,524 \hat{c}_{t+1} - 0,025 \hat{r}_{t-1} + 0,128 E_t \hat{b}_{t+1} + \varepsilon_{AD,t} \quad (1a)$$

$$\pi_t = 0,478 \pi_{t+1} + 0,522 \pi_{t-1} + 0,260 \hat{c}_t + \varepsilon_{AS,t} \quad (2a)$$

As estimativas reportadas na Tabela 2.4, obtidas por OLS e FIML, assumem a hipótese de previsão perfeita, pois as expectativas condicionais são iguais às variáveis observadas. Ao relaxar essa hipótese, o modelo não mais pode ser estimado por nenhum destes métodos. Com efeito, na ausência da

<sup>34</sup> No caso da taxa de juros, a diferença pode resultar de dois fatores. Em primeiro lugar, o artigo dos autores usa o PIB e não o consumo de forma que uma parte significativa da variável usada pelos mesmos não responde diretamente à taxa de juros (como os gastos do governo). Em segundo lugar, existe uma ligeira diferença na curva IS dos autores que usam a taxa real de juros apenas e não o desvio além do fato que a taxa de juros está em logaritmo.

hipótese de previsão perfeita tem-se que a substituição das expectativas condicionais das variáveis pelas próprias variáveis observadas causa uma modificação no modelo que torna os erros serialmente correlacionados:

$$\hat{c}_t = \rho \hat{c}_{t+1} + \mu \hat{r}_{t-1} + \alpha \hat{b}_{t+1} + v_{AD,t} \quad (6)$$

onde  $v_{AD,t} = \rho(E_t \hat{c}_{t+1} - \hat{c}_{t+1}) + \alpha(E_t \hat{b}_{t+1} - \hat{b}_{t+1}) + \varepsilon_{AD,t}$ .

$$\pi_t = \chi \pi_{t+1} + (1 - \chi) \pi_{t-1} + \lambda \hat{c}_t + v_{AS,t} \quad (7)$$

onde  $v_{AS,t} = \chi(E_t \pi_{t+1} - \pi_{t+1}) + \varepsilon_{AS,t}$ .

Assim, a forma correta de estimar o modelo, na ausência de previsão perfeita, é por meio do Método Geral de Momentos (GMM)<sup>35</sup>.

Para estimar o modelo por meio do GMM é importante definir a lista de instrumentos a ser utilizada. A Tabela 2.5 apresenta duas estimações por GMM. A primeira estimação (GMM 1) usa as defasagens 3, 4 e 5 da taxa de inflação, do consumo, da dívida e da taxa de juros. A segunda estimação (GMM 2) usa a lista de instrumentos anterior e as defasagens 3, 4 e 5 do índice de preços das commodities.

Os resultados indicam que a hipótese de previsibilidade perfeita não produz alteração significativa nos resultados. Na primeira estimativa (GMM 1), apenas o parâmetro que mede o efeito da dívida pública sobre a demanda agregada não é significativo. Na segunda estimativa (GMM 2), todos os parâmetros são significativos e com o sinal adequado. Do ponto de vista qualitativo, ressalta-se que o parâmetro que mede o efeito da demanda agregada futura sobre a demanda agregada ( $\rho$ ) é bem maior nas estimativas obtidas pelos GMM 1 e 2 que nas estimativas anteriores.

É importante ressaltar que a diferença entre as duas estimativas está na inclusão do índice de preços das commodities na lista de instrumentos. Assim, a inclusão dessa variável parece ser importante para produzir resultados semelhantes aos obtidos pelo FIML. Com a variação dos resultados obtidos em virtude de diferentes instrumentos, é importante analisar a adequação dos

mesmos e, portanto, apresenta-se a estatística  $J$  que testa a validade dos instrumentos. A hipótese nula de que os instrumentos utilizados são válidos não é rejeitada em nenhum dos dois procedimentos de estimação. Assim sendo, conclui-se que os resultados obtidos por FIML podem ser considerados robustos e serão utilizados para analisar a dinâmica do modelo.

*Tabela 2.5 – Estimativas dos Parâmetros do Modelo: GMM*

GMM 1			GMM 2			
	Coeficiente	Erro Padrão	Probabilidade	Coeficiente	Erro Padrão	Probabilidade
$\rho$	0,785	0,077	0,000	0,822	0,035	0,000
$\mu$	-0,019	0,004	0,000	-0,009	0,001	0,000
$\alpha$	0,032	0,026	0,230	0,025	0,014	0,080
$\chi$	0,557	0,123	0,000	0,601	0,054	0,000
$\lambda$	0,180	0,051	0,001	0,096	0,030	0,002
	<i>Estatística <math>J=14,6</math></i>		$\chi^2(18)=28,87$	<i>Estatística <math>J=15,69</math></i>		$\chi^2(21)=32,67$

A lista de instrumentos do modelo GMM 1 usa as defasagens 3, 4 e 5 das variáveis consumo, inflação, taxa de juros e dívida. A lista de instrumentos do modelo GMM 2 adiciona o índice de preço das commodities com 3, 4 e 5 defasagens. Os valores críticos para a distribuição  $\chi^2$  referem-se ao nível de significância de 5%.

É importante ressaltar que a restrição orçamentária não precisa ser estimada porque seus parâmetros podem ser calculados a partir da observação das variáveis que os definem. Assim sendo, a Tabela 2.6 apresenta os valores utilizados para cálculo dos parâmetros a partir das respectivas fórmulas.

Uma consideração importante sobre a restrição orçamentária é que o termo de erro modelado não diz respeito a uma variável estocástica porque a mesma não foi estimada. O termo de erro representa um erro de medida por conta da aproximação. Tal erro pode ocorrer por erros de aproximação em qualquer uma das variáveis que foram aproximadas e, portanto, choques nesse termo podem representar choques de qualquer natureza. Feita esta ressalva, essa variável será interpretada como um choque fiscal. Uma intuição para esta interpretação é que no Brasil é muito importante o reconhecimento de dívidas

<sup>35</sup> Ver Favero (2001).

(que são conhecidas no jargão fiscal como esqueletos) e, assim, é importante saber como erros de mensuração da dívida se transmitem pelo modelo.

*Tabela 2.6 – Parâmetros da Restrição Orçamentária*

Médias no Período 1996:1-2007:2		Cálculo dos Parâmetros	
$\bar{b}$	540.098	$\psi_0$	0,0239
$\bar{d}$	-12.911	$\psi_1$	0,0376
$\bar{r}$	0,0380		
$\bar{\pi}$	0,0166	$\psi_2$	0,0177
$R^*$	0,0466		
$\phi$	0,5	$\psi_3$	1,0239

\* Equivale a uma taxa de juros de 20% ao ano que é a média do período 2000:1 a 2007:6 da LTN de 12 meses, conforme IPEADATA.

De acordo com os resultados da Tabela 2.6, a restrição orçamentária pode ser escrita como:

$$\hat{b}_t = 0,0239 \hat{d}_t + \phi 0,0376 r_t - (1 - \phi) 0,0177 \pi_t + 1,0239 \hat{b}_{t-1} + \varepsilon_{b,t} \quad (5a)$$

Para concluir o modelo é preciso especificar uma regra para a política monetária e para a política fiscal. Como aproximação inicial, assume-se que a política monetária persegue a meta de inflação e que a política fiscal objetiva a suavização da demanda agregada da seguinte forma:

$$\hat{r}_t = 0,5(\pi_t - \bar{\pi}) \quad (8)$$

$$\hat{d}_t = -0,5 \hat{c}_t \quad (9)$$

O arranjo definido pelas equações (8) e (9) considera um mix de políticas onde a política monetária é ativa e a política fiscal é passiva conforme Leeper (1991).

A dinâmica do modelo sugere que podem existir efeitos que diminuem a eficácia da política monetária. Em um contexto de excesso de demanda e inflação, a política monetária reage de forma positiva, mas gera alguma aceleração da dívida pública o que estimula a demanda gerando um efeito contraproducente. Para o modelo convergir é importante que o efeito da dívida

pública sobre a demanda agregada seja pequeno e/ou que o efeito da taxa de juros sobre a dívida seja pequeno<sup>36</sup>.

## 2.5. O Mecanismo de Transmissão das Políticas Monetária e Fiscal

Como a inclusão do canal da dívida pública afeta a dinâmica desse modelo? Desde que os modelos tradicionais de curto prazo (novo-keynesianos, por exemplo), em geral, não modelam a política fiscal é importante avaliar como esse canal de transmissão funciona.

Para avaliar a importância da inclusão do canal da dívida pública no modelo macroeconômico, são comparadas as funções impulso resposta do modelo estimado com as funções de impulso resposta de um modelo calibrado com o pequeno impacto da dívida pública na demanda agregada, aproximando, dessa forma, o modelo calibrado do modelo novo-keynesiano com apenas três equações. O modelo calibrado usou como coeficiente da dívida pública na curva IS o valor  $\alpha^* = 0,05$  bem menor que o valor estimado que foi  $\alpha = 0,128$ .

A Figura 2.1 apresenta as funções de impulso resposta dos dois modelos com o objetivo de comparar a dinâmica dos mesmos. No caso de choques de demanda os efeitos sobre a demanda agregada e sobre o déficit são equivalentes em ambos os casos. Desde que as funções impulso resposta mostram maior inércia da inflação e da taxa de juros no modelo calibrado, a dívida apresenta maior resposta no modelo calibrado que no modelo estimado.

No caso de choques de oferta, a dívida pública reage mais no modelo calibrado o que torna a demanda agregada e o déficit mais estável que no modelo estimado. Por outro lado, a taxa de inflação e a taxa de juros apresentam maior inércia no modelo calibrado que no modelo estimado.

No caso de choques fiscais, a dívida pública acelera mais no modelo calibrado que no modelo estimado enquanto que a demanda agregada e o

---

<sup>36</sup> Desde que o modelo foi estimado e os parâmetros da restrição orçamentária são perfeitamente identificados espera-se que não existam problemas de convergência do modelo, dada a estabilidade econômica observada na economia brasileira, principalmente após o ano de 2002.

déficit são mais estáveis no modelo calibrado. A taxa de juros e a taxa de inflação apresentam maior inércia no modelo calibrado que no modelo estimado.

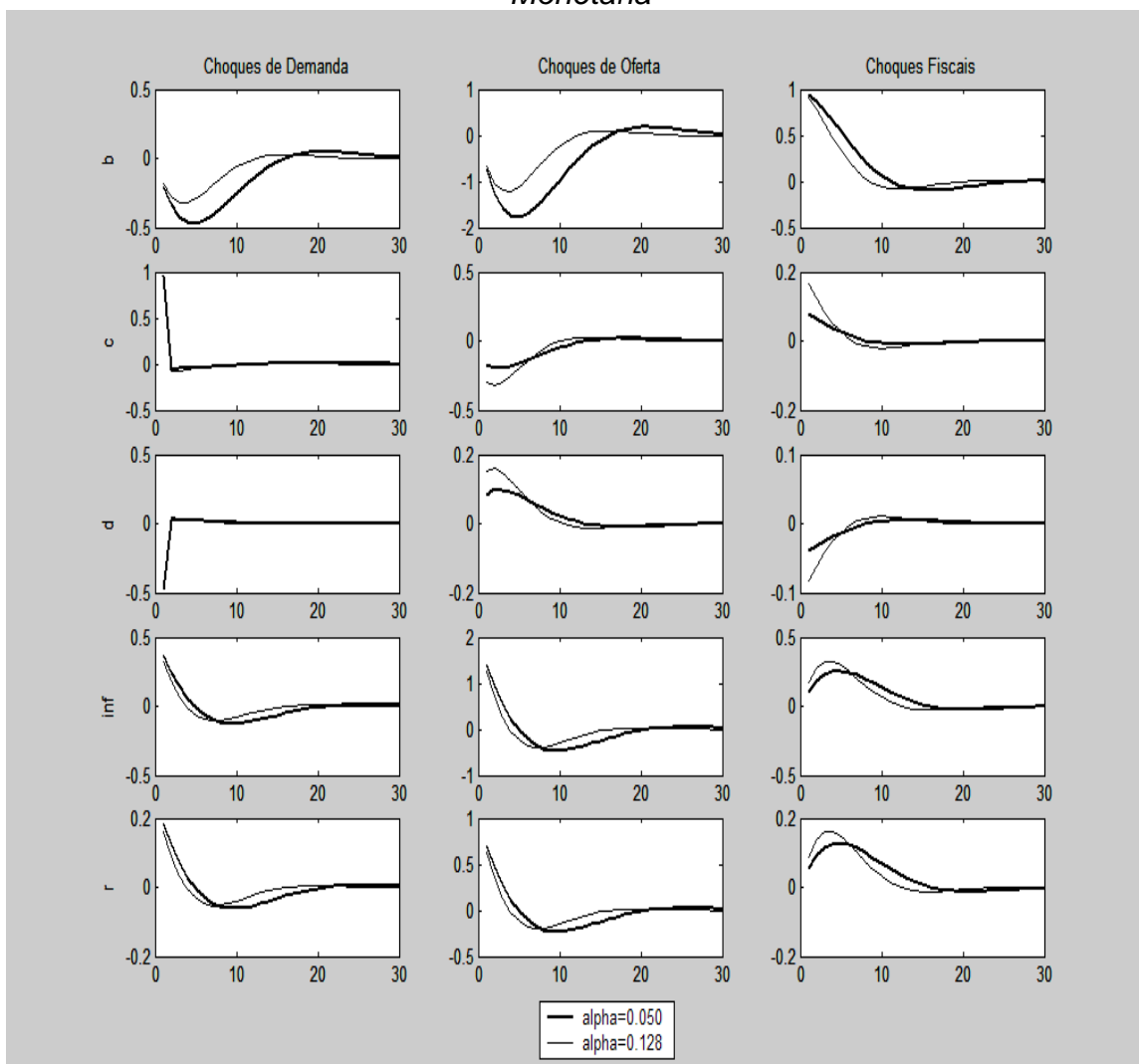
Como conclusão geral, pode-se notar que com o canal da dívida pública operando, as funções de impulso resposta sugerem que o modelo converge para o equilíbrio de forma mais rápida que no modelo em que o canal da dívida pública não opera de forma plena (como é o caso do modelo calibrado).

Como a composição da dívida pública afeta a transmissão da política monetária? Para analisar o impacto dinâmico da gestão da dívida pública sobre a economia são simulados três modelos: o primeiro com a composição da dívida pública que se aproxima dos parâmetros observados para a economia brasileira ( $\phi=0,5$ ) e que foi o utilizado no exercício anterior. Os demais modelos simulam uma composição concentrada em títulos indexados à taxa de juros de curto prazo ( $\phi=0,9$ ) e uma composição concentrada em títulos prefixados ( $\phi=0,1$ ).

A Figura 2.2 apresenta as funções de impulso resposta com três composições para a dívida pública. Na ocorrência de choques de demanda, quanto mais prefixada for a dívida pública, maior a resposta da dívida e menor a inércia da taxa de inflação e da taxa de juros. Os efeitos sobre a demanda agregada e sobre o déficit não são distinguíveis.



Figura 2.1 – O Impacto da Dívida Pública no Canal de Transmissão da Política Monetária

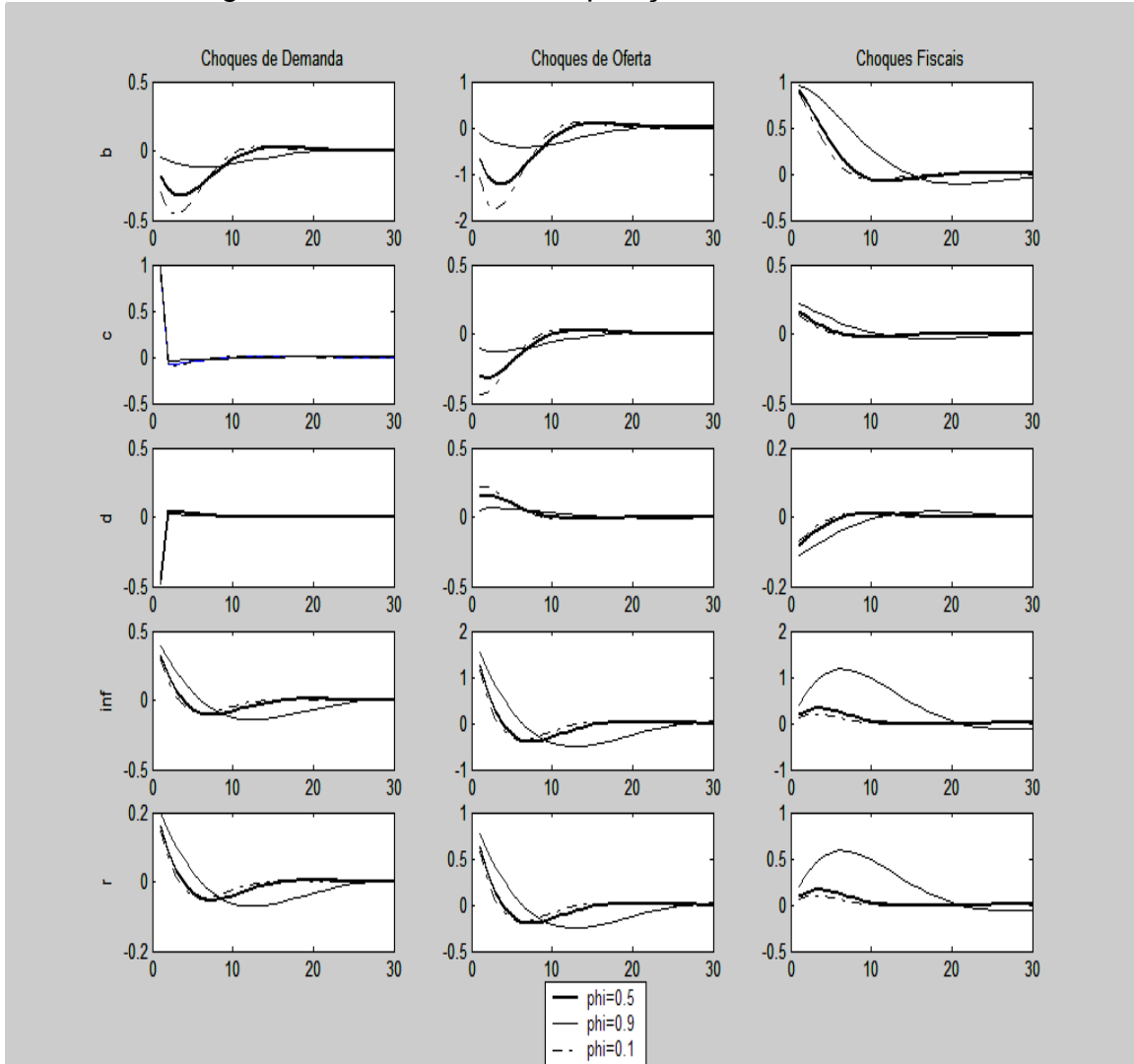


Na presença de choques de oferta, quanto mais prefixada estiver a dívida pública, maior o efeito sobre a dívida pública, sobre a demanda agregada e sobre o déficit e menor o efeito sobre a taxa de inflação e a taxa de juros. Na presença de choques fiscais, quanto mais prefixada a dívida pública estiver, menor o impacto sobre a dívida, a taxa de inflação e a taxa de juros enquanto maior é a resposta da demanda agregada e do déficit.

Como conclusão geral pode-se notar que quanto maior a composição da dívida indexada à taxa de juros de curto prazo, maior a duração do ciclo

econômico, ou seja, as variáveis levam mais tempo para convergir para os valores de equilíbrio.

Figura 2.2 – Efeitos da Composição da Dívida Pública



## 2.6. Algumas Conclusões Preliminares

Esse capítulo teve por objetivo apresentar um modelo que incorporasse um papel para a dívida pública no canal de transmissão da política monetária. Com efeito, o modelo analisa os efeitos da dívida pública sobre a demanda agregada e da política monetária sobre a dinâmica da própria dívida pública. Ademais, o modelo incorpora o papel da gestão da dívida pública e suas implicações dinâmicas por meio da participação dos títulos indexados à taxa de juros de curto prazo o que adiciona um canal de transmissão para a política monetária.

A gestão da dívida pública pode ser sofisticada de várias formas. Em primeiro lugar, pode ser endogeneizada como função do déficit primário, pois quanto maior o déficit primário menor o poder de barganha do Tesouro Nacional na negociação dos títulos da dívida pública o que eleva a taxa de juros dos títulos bem como prejudica sua composição criando outro canal de transmissão para a política fiscal. Em segundo lugar, a composição da dívida pública pode ser obtida de forma ótima de acordo com as preferências dos agentes que desejam maximizar uma função utilidade gerando uma demanda por títulos públicos, sendo a oferta determinada pelo déficit público.

Ainda que essas possibilidades sejam importantes, os fatos da economia brasileira discutidos nesse capítulo sugerem que a composição da dívida pública não se modificará com velocidade suficiente para invalidar a análise realizada. Durante o período analisado, a participação dos títulos indexados à taxa de juros de curto prazo sempre foi maior que 50% com exceção do ano de 2006. Esse lento processo de substituição de títulos indica que a aproximação realizada ao tratar a composição de forma exógena pode ser considerada um bom enfoque na discussão da transmissão da política monetária bem como os impactos da gestão da dívida pública na coordenação das políticas monetária e fiscal.

Os resultados indicam que o canal de transmissão da dívida pública reduz o tamanho do ciclo no Brasil. Observa-se que quando esse canal não opera plenamente existe uma tendência a maior instabilidade. Além disso, a

composição da dívida pública também modifica a dinâmica do modelo. Com efeito, quanto maior a participação dos títulos indexados à taxa de juros de curto prazo, mais longa é a resposta das variáveis aos choques que atingem o modelo.

## Apêndice A

### Derivação da Restrição Orçamentária do Governo

A equação (10) pode ser escrita da seguinte forma:

$$b_t - d_t = [\phi(1 + r_t) + (1 - \phi)\frac{(1 + R)}{(1 + \pi_t)}]b_{t-1} \quad (\text{A.1})$$

Aplicando log em ambos os lados:

$$\log(b_t - d_t) = \log[\phi(1 + r_t) + (1 - \phi)\frac{(1 + R)}{(1 + \pi_t)}] + \log(b_{t-1}) \quad (\text{A.2})$$

A regra utilizada para a loglinearização foi:

$$\log f(X_t, Y_t) = \log f(X, Y) + \frac{1}{f(X, Y)}(f_1(X, Y)Xx_t + f_2(X, Y)Yy_t) + \varepsilon_t \quad (\text{A.3})$$

Onde  $f_1$  é a derivada com relação ao primeiro argumento da função e assim por diante e  $\hat{x}_t = \log x_t - \log \bar{x}$  em que  $\bar{x}$  é o valor de equilíbrio de steady state.

Aplicando a regra postulada acima, obtém-se para o termo da esquerda:

$$\log(b_t - d_t) = \log(\bar{b} - \bar{d}) + \frac{1}{\bar{b} - \bar{d}}(\bar{b}\hat{b}_t - \bar{d}\hat{d}_t) + \varepsilon_t \quad (\text{A.4})$$

Aplicando a regra para o primeiro termo da direita, obtém-se:

$$\begin{aligned} \log[\phi(1 + r_t) + (1 - \phi)\frac{(1 + R)}{(1 + \pi_t)}] &= \log[\phi(1 + \bar{r}) + (1 - \phi)\frac{(1 + R)}{(1 + \bar{\pi})}] \\ &+ \frac{1}{\phi(1 + \bar{r}) + (1 - \phi)\frac{(1 + R)}{(1 + \bar{\pi})}}(\phi\bar{r}\hat{r}_t - (1 - \phi)\frac{(1 + R)}{(1 + \bar{\pi})^2}\bar{\pi}\hat{\pi}_t) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (\text{A.5})$$

Aplicando a regra para o segundo termo da direita, obtém-se:

$$\log(b_{t-1}) = \log \bar{b} + \frac{1}{\bar{b}}\hat{b}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.6})$$

Ao igualar os valores de equilíbrio:

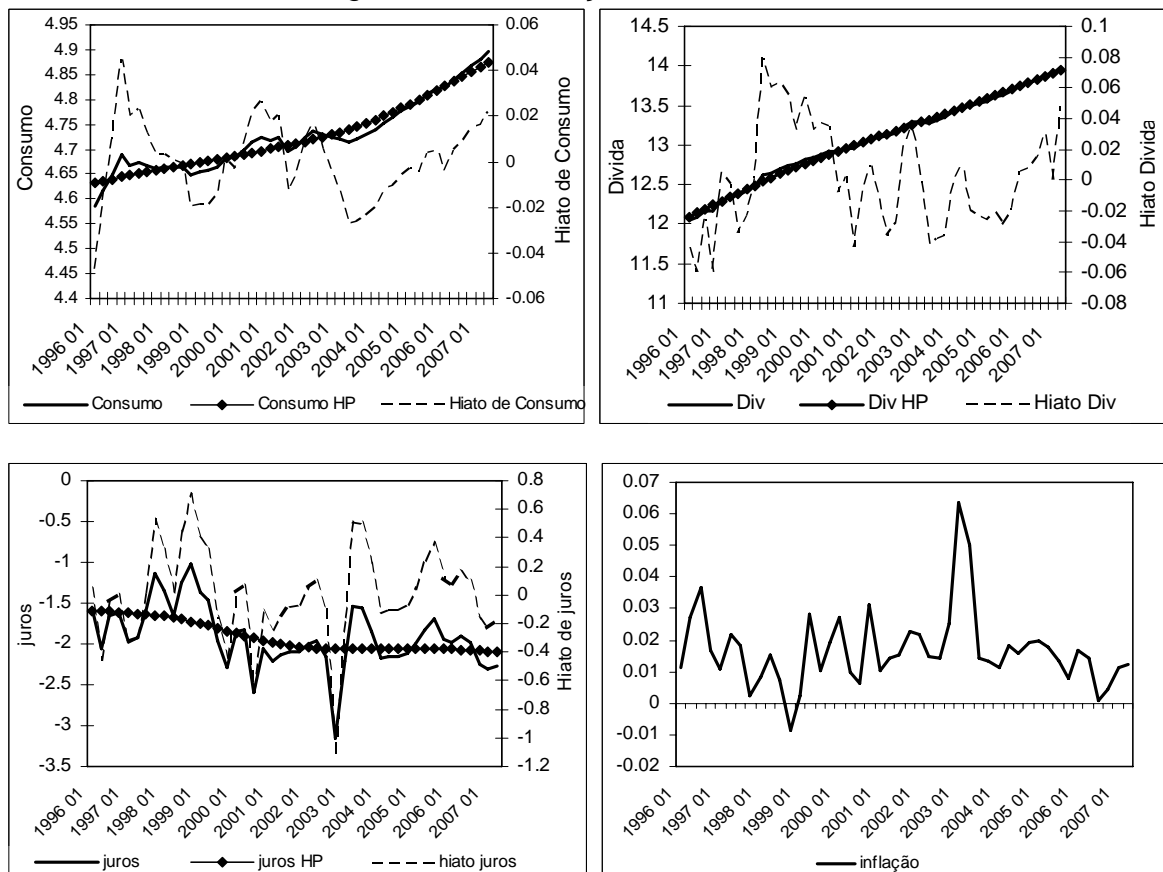
$$\log(\bar{b} - \bar{d}) = \log[\phi(1 + \bar{r}) + (1 - \phi)\frac{(1 + R)}{(1 + \bar{\pi})}] + \log(\bar{b}) \quad (\text{A.7})$$

Usando a definição acima, os valores de equilíbrio podem ser eliminados e a seguinte relação é obtida:

$$\begin{aligned} \left[ \frac{\bar{b}}{b-d} \right] \hat{b}_t = & \left[ \frac{\bar{d}}{b-d} \right] (\hat{d})_t + \hat{b}_{t-1} \\ & + \frac{1}{\phi(1+r) + (1-\phi) \frac{(1+R)}{(1+\pi)}} (\phi \bar{r} \hat{r}_t - (1-\phi) \frac{(1+R)}{(1+\pi)^2} \bar{\pi} \hat{\pi}_t) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (\text{A.8})$$

## Apêndice B

Figura B.1 – Evolução das Variáveis



## Capítulo 3

### Uma Análise dos Mecanismos de Coordenação das Políticas Monetária e Fiscal

---

#### 3.1. Introdução

A partir do final dos anos 1960, a idéia de que a política econômica deveria ser conduzida por regras começou a ganhar força dentro do debate acadêmico e da prática de diversos bancos centrais. Inicialmente a justificativa para o uso de regras consistia no fato de que os efeitos das políticas econômicas sobre a economia eram incertos e geravam em muitos casos instabilidade, por conta de vários tipos de defasagens (Friedman, 1968). Desde que a velocidade de circulação da moeda fosse estável e a taxa de crescimento do produto regular e previsível, pela Teoria Quantitativa da Moeda, a relação entre a quantidade de moeda e o nível de preços seria regular. Portanto, o controle de algum agregado monetário era importante para o controle do nível de preços. A experiência de vários países nos anos 1970 mostrou que regras por meio do controle de agregados monetários são inócuos no controle da inflação exatamente porque a velocidade de circulação da moeda revelou-se instável.

Os desenvolvimentos teóricos em favor de regras no final dos anos 1970 e início dos anos 1980 não cessaram. Kydland e Prescott (1977) formalizaram a idéia de que regras são superiores ao comportamento discricionário porque os agentes econômicos tomam decisões baseadas nas expectativas futuras e o comportamento discricionário faz com que os agentes revisem continuamente suas decisões o que não é ótimo. Barro e Gordon (1983) identificaram a existência de um viés inflacionário na presença de discricionariedade e mostraram que o comprometimento com regras ou com mudanças institucionais que as impusesse tais como a independência do banco central poderia eliminar tal viés e reduzir a perda social. É importante ressaltar que desses resultados

não emerge naturalmente a discussão sobre o instrumento de política mais adequado.

Taylor (1993) identificou as bases para a análise contemporânea da operacionalização da política monetária. Nesse artigo, Taylor (1993) encontrou um procedimento regular para a determinação da política monetária por meio da taxa de juros pelo FED. A regra que ficou conhecida como “Regra de Taylor” mostrava que o FED determinava a taxa de juros de acordo com a taxa de inflação e com o hiato do produto<sup>37</sup>. Em seguida, vários artigos tentaram racionalizar essa regra a partir de algum modelo econômico<sup>38</sup>.

Esse capítulo tem por objetivo derivar regras ótimas de política monetária e fiscal diante de três mecanismos de coordenação. O primeiro mecanismo a ser estudado é o que define as regras de forma simultânea: as duas instituições minimizam sua perda de acordo com as restrições da economia sem considerar o que a outra instituição está fazendo o que é conhecido, na literatura, como solução de Nash.

O segundo mecanismo é o que define qual instituição vai escolher a regra que seguirá primeiro e por isso é denominada líder e qual instituição será a seguidora. Essa solução é conhecida como solução de Stackelberg. A diferença em relação à solução simultânea é que nesse caso a instituição líder considera no seu conjunto de restrições a regra ótima da instituição seguidora. Nesse contexto, existem duas soluções: (i) a que a política fiscal é a líder e a política monetária é a seguidora e; (ii) a que a política monetária é líder e a política fiscal é seguidora.

O terceiro mecanismo trata de *policy makers* benevolentes. A solução é simultânea, mas cada instituição atribui um peso positivo à perda da outra. Em outras palavras, a perda gerada para uma instituição a partir da política econômica da outra é internalizada para que essa externalidade negativa seja

---

<sup>37</sup> Dos avanços aplicados vale mencionar o artigo de Ball e Tchaizze (2002) que mostra que a regra de Taylor relevante na condução da política monetária do FED considera o hiato do produto estrutural da economia (medido pela NAIRU variante no tempo).

<sup>38</sup> Para um apanhado das principais regras de política monetária e suas implicações, ver King (2000).



corrigida. Em seguida, calcula-se qual regra gera a menor perda social o que sugere qual mecanismo de coordenação é melhor para estabilizar a economia.

Este capítulo conta com cinco seções além desta introdução. A próxima seção descreve brevemente o modelo derivado no capítulo anterior. A terceira seção deriva as regras dos respectivos regimes de coordenação das políticas monetária e fiscal. A quarta seção calcula a perda obtida em cada regime e a quinta analisa a robustez dos resultados a partir de mudanças paramétricas no peso que cada instituição atribui à outra e na composição da dívida. Por último, seguem as principais conclusões.

### 3.2. Uma Breve Descrição do Modelo

O modelo consiste na curva IS, que liga a taxa de juros à demanda agregada, que foi modificada para incluir o efeito da dívida pública (efeito riqueza). A curva IS híbrida é definida por:

$$\hat{c}_t = 0,524\hat{c}_{t+1} - 0,025\hat{r}_{t-1} + 0,128\hat{b}_{t+1} + \varepsilon_{AD,t} \quad (1)$$

A curva IS híbrida define o consumo ( $\hat{c}_t$ ) como função do consumo no período seguinte, da taxa de juros real ( $\hat{r}_{t-1}$ ) e da dívida pública esperada no período seguinte ( $\hat{b}_{t+1}$ ). Permite-se, ainda, a existência de choques de demanda ( $\varepsilon_{AD,t}$ ) que podem ser devidos a mudanças nas preferências dos consumidores. As variáveis com “chapéu” denotam desvio do steady state em logaritmo.

A oferta agregada (curva de Phillips) é definida como:

$$\pi_t = 0,478\pi_{t+1} + 0,522\pi_{t-1} + 0,260\hat{c}_t + \varepsilon_{AS,t} \quad (2)$$

A curva de Phillips novo keynesiana com indexação define a taxa de inflação no período t ( $\pi_t$ ) como uma média ponderada da inflação futura e da inflação passada e também do consumo. Permite-se, ainda, a existência de choques de oferta ( $\varepsilon_{AS,t}$ ). Essa curva de Phillips foi utilizada em Cho e Moreno (2006).

A dinâmica da dívida pública é dada pela restrição orçamentária, em que  $\phi$  é a parcela da dívida indexada à taxa de juros de curto prazo e  $(1-\phi)$  é a parcela prefixada da dívida (que paga taxa  $R$ ) e  $\hat{d}_t$  corresponde ao déficit, com os parâmetros definidos apropriadamente:

$$\hat{b}_t = 0,0239 \hat{d}_t + \phi 0,0376 \hat{r}_t - (1-\phi) 0,0177 \hat{\pi}_t + 1,0239 \hat{b}_{t-1} + \varepsilon_{b,t} \quad (3)$$

O modelo descrito pelas três equações acima é o modelo que será usado como referência para a derivação de políticas ótimas.

### 3.3. Mecanismos de Coordenação entre as Políticas Monetária e Fiscal

Para designar as políticas ótimas é crucial estipular como as instituições que as determinam se comportam (quais são seus objetivos e suas restrições) e como se relacionam (se determinam suas políticas em conjunto com as demais instituições e como fazem isso).

Algumas considerações são importantes sobre essas questões. A literatura sobre coordenação entre políticas monetária e fiscal modela as instituições assumindo que um planejador central possui uma função perda social e delega objetivos distintos para as instituições. Nessa modelagem o problema de coordenação surge por construção desde que o objetivo delegado para uma instituição é, geralmente, conflitante com o objetivo delegado para as demais (Lambertini e Rovelli, 2004 e Nordhaus, 1994)<sup>39</sup>. Esse capítulo se concentrará em estudar esta modelagem.

Nesse sentido, o planejador central atribui a cada instituição um determinado conjunto de objetivos bem como suas restrições (que geralmente são dadas pelas equações estruturais da economia). A hipótese que será trabalhada é que ao banco central é delegado o objetivo de minimizar desvios da

---

<sup>39</sup> Uma possibilidade seria derivar a função perda social a partir da função utilidade do agente representativo e a partir daí cada instituição utilizar seu instrumento para minimizar tal perda. Enquanto essa abordagem pode ser considerada mais consistente teoricamente o principal objetivo do capítulo é analisar o custo gerado por conflitos distintos que é o principal objetivo da literatura citada.

taxa de inflação e da taxa de juros e ao tesouro é delegado o objetivo de minimizar desvios da demanda agregada e do déficit público<sup>40</sup>.

No caso do relacionamento entre as instituições a literatura tradicional adota três enfoques, principalmente: (i) solução simultânea de políticas de forma não cooperativa, (ii) solução não simultânea onde uma política escolhe primeiro como proceder e a outra segue e; (iii) solução simultânea e cooperativa onde as duas políticas são escolhidas simultaneamente, mas cada instituição se importa com os objetivos da outra instituição se comportando de forma benevolente.

É importante notar, principalmente para o caso da determinação não simultânea, que o tempo em que a decisão é tomada constitui-se apenas como uma entidade lógica e não tem nada a ver com o tempo calendário. Pode-se pensar que existem dois instantes onde uma instituição determina a política (líder) e a outra instituição acompanha (seguidora), mas apenas do ponto de vista lógico (Lambertini e Rovelli, 2004).

### **3.3.1 Solução Simultânea não Cooperativa**

Como esse modelo e os vários regimes afetam a política monetária ótima? Para responder a essa pergunta assume-se inicialmente uma solução simultânea não cooperativa entre banco central e tesouro para obter uma referência. Isso significa que nenhuma das instituições está restringida pelo comportamento da outra. Esse mecanismo admitirá duas soluções: (i) a que a política monetária não está restringida pela restrição orçamentária (SS1) e; (ii) a que a política monetária está restringida pela restrição orçamentária (SS2).

O banco central minimiza uma função perda que contém como argumento apenas o desvio da taxa de inflação em relação ao seu equilíbrio e um termo que penaliza um comportamento muito instável na condução da taxa de juros da forma<sup>41</sup>:

---

<sup>40</sup> Esses objetivos são usuais na literatura sobre coordenação. Ver Nordhaus (1994) e Lambertini e Rovelli (2003).

<sup>41</sup> A derivação completa da regra de política monetária ótima encontra-se no apêndice A ao fim do capítulo.

$$L^M = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{(\pi_t - \bar{\pi})^2 + \delta_r (\hat{r}_t)^2\} \quad (4)$$

onde  $\delta_r$  representa o peso relativo do desvio da taxa de juros em relação ao desvio da inflação. Ao minimizar essa função perda sujeita às restrições da curva IS híbrida e da curva de Phillips, obtém-se:

$$\hat{r}_t = a_1 (E_t \pi_{t+1} - \bar{\pi}) \quad (5)$$

com  $a_1 = -\lambda\mu\beta\delta_r^{-1} > 0$ .

A equação (5) indica que a política monetária ótima deve reagir de forma positiva de acordo com o desvio da expectativa de inflação da meta.

Como a restrição orçamentária do governo afeta a política monetária ótima? Para responder a essa pergunta utiliza-se a restrição orçamentária do governo no conjunto de restrições do banco central. A nova política monetária ótima é dada por:

$$\hat{r}_t = a_1 (E_t \pi_{t+1} - \bar{\pi}) + a_2 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) \quad (6)$$

onde  $a_2 = -\beta^{-1}\lambda\alpha\psi_1\phi\delta_r^{-1} < 0$ .

Em comparação com (5), a política monetária ótima dada por (6) indica que a taxa de juros deve se comportar de forma menos agressiva, com maior rigidez, dando um peso para a taxa de inflação passada. Tal peso é tanto maior quanto maior for a fração da dívida pública que é indexada à taxa de juros de curto prazo.

Para análise da regra fiscal, suponha que o tesouro se comporta de maneira ótima e que o mesmo tem como instrumento o déficit primário. Ademais, ao tesouro é delegada a função de minimizar desvios da demanda agregada e evitar grandes desvios do déficit primário em relação aos seus valores de equilíbrio da seguinte forma<sup>42</sup>:

---

<sup>42</sup> A inclusão de um termo que capta a suavização do déficit pode ser pensada como um caso onde uma redução significativa dos gastos pode ser custosa na produção de bens públicos ou que é inviável obter ganhos muito elevados em termos de reforma tributária no curto prazo, ou, ainda, que a meta de déficit é feita como função da dívida e que o objetivo é alcançar a meta em um ambiente de receitas e despesas incertas.

$$L^T = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ (\hat{c}_t)^2 + \delta_d (\hat{d}_t)^2 \} \quad (7)$$

onde  $\delta_d$  representa o peso do desvio do déficit em relação ao desvio da demanda agregada. As restrições são dadas pela curva IS híbrida, pela curva de Phillips e pela restrição orçamentária do governo. A regra fiscal ótima é dada por:

$$\hat{d}_t = -b_1 (\hat{c}_{t-1}) \quad (8)$$

onde  $b_1 = \beta^{-1} \alpha \psi_0 \delta_d^{-1}$ . A regra fiscal descrita pela equação (8) mostra que o déficit fiscal responde de forma negativa à demanda agregada, se constituindo em uma política fiscal anticíclica. Para tornar a regra (8) um pouco mais intuitiva observe que ao substituir a curva IS híbrida na referida equação obtém-se:

$$\hat{d}_t = -b_1 (\rho E_{t-1} \hat{c}_t + \mu \hat{r}_{t-2} + \alpha E_{t-1} \hat{b}_t + \varepsilon_{AD,t-1}) \quad (9)$$

A regra fiscal ótima mostra que o déficit fiscal deve reagir de forma negativa com a demanda agregada corrente e de forma negativa com a aceleração da dívida pública.

Com relação à taxa de juros, a política fiscal ótima indica que o déficit deve aumentar com elevações da taxa de juros. Será analisado a seguir se esse tipo de correlação pode representar um problema de coordenação, pois em choques de oferta, o aumento da inflação pode elevar a taxa de juros que por sua vez desestimula a demanda agregada que eleva o déficit e estimula a própria demanda agregada via dívida pública. Assim sendo, ainda que o modelo não seja instável, é possível que choques de oferta gerem custos elevados por conta desse mecanismo de coordenação.

Para ilustrar as diferenças entre as regras de política monetária (5) e (6), os coeficientes estimados por FIML para a curva IS e para a curva de Phillips, foram utilizados para calcular os coeficientes incidentes sobre a taxa de inflação da regra de política monetária ótima. Alguns dos coeficientes necessários para se calcular  $a_1$  e  $a_2$  foram calibrados como  $\beta=0,99$ . Os resultados obtidos estão dispostos na Tabela 3.1 que também apresenta o cálculo da regra fiscal.

Os resultados da Tabela 3.1 mostram que o parâmetro que mensura a agressividade da taxa de juros ( $\delta_r$ ) é importante no coeficiente de reposta da inflação e que  $a_2$  é muito pequeno quando comparado com  $a_1$ . Esse resultado indica que a composição da dívida possui um efeito pequeno sobre a condução da política monetária ótima.

Assim como a política monetária, a política fiscal é muito sensível ao grau de suavização de seu instrumento ( $\delta_d$ ). Para um grau de suavização pequeno a elasticidade do déficit à demanda agregada pode atingir -0,30.

*Tabela 3.1 – Coeficientes da Regras para a Solução Simultânea não Cooperativa*

$\delta_r$	$a_1$	$a_2$	$\delta_d$	$b_1$
0,2	0,0321	-0,0031	0,2	0,0154
0,1	0,0643	-0,0063	0,1	0,0309
0,01	0,6435	-0,0632	0,01	0,3097

### 3.3.2. Solução não Simultânea

A solução não simultânea, ou solução de Stackelberg como também é conhecida, consiste na incorporação por parte da instituição líder da regra de política ótima da outra instituição, que fica conhecida como seguidora, no conjunto de restrições. Em outras palavras, significa que a autoridade monetária incorpora a regra fiscal (8) quando líder enquanto que a autoridade fiscal incorpora a regra monetária (6) quando líder, em seus respectivos conjuntos de restrições. Para a instituição seguidora, a solução continua sendo a solução simultânea não cooperativa.

Para manter a parcimônia, o mecanismo de determinação não simultânea adotará a solução em que o banco central incorpora a restrição orçamentária no seu conjunto de restrições, diferentemente do caso anterior, em que duas soluções foram contempladas.

Assumindo a mesma função perda, isso significa dizer que a política monetária ótima é dada por:

$$\hat{r}_t = a_1^* (E_t \pi_{t+1} - \bar{\pi}) + a_2^* (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) \quad (10)$$

onde  $a_1^* = -\mu\beta\lambda\delta_r^{-1} \left(1 - \frac{\alpha\mu\psi_0 b_1}{1 + \psi_0 b_1 \alpha}\right) e$ ,  $a_2^* = -\left(\frac{\lambda\alpha\phi\psi_1\beta^{-1}\delta_r^{-1}}{1 + \psi_0 b_1 \alpha}\right)$ .

A política fiscal ótima é dada por:

$$\hat{d}_t = -b_1^* (\hat{c}_t) - b_2^* (\hat{c}_{t-1}) \quad (11)$$

onde  $b_1^* = \mu a_2 \lambda \alpha \psi_0 \delta_d^{-1}$  e  $b_2^* = (\mu a_1 \lambda \alpha \psi_0 + \alpha \psi_0) \beta^{-1} \delta_d^{-1}$ .

A análise das equações (10) e (11) comparadas com as regras anteriores (9) e (7) revelam as seguintes características:

- (i) desde que  $\left(1 - \frac{\alpha\mu\psi_0 b_1}{1 + \psi_0 b_1 \alpha}\right) > 1$  e  $1 + \psi_0 b_1 \alpha > 1$ , a política monetária torna-se mais forward looking ( $a_1^* > a_1$  e  $a_2^* < a_2$ );
- (ii) a regra fiscal é afetada pela demanda agregada contemporânea também;
- (iii) quanto maior a resposta fiscal ( $b_1$ ), mais forward looking se torna a política monetária e;
- (iv) quanto mais forward looking for a política monetária (maior  $a_1$ ), mais persistente a política fiscal e quanto mais backward looking (maior  $a_2$ ) a política monetária, menos persistente a política fiscal.

Os respectivos coeficientes foram calculados (Tabela 3.2) e se percebe que o efeito da demanda agregada contemporânea ( $b_1^*$ ) sobre a regra fiscal ótima é muito pequeno. Em relação aos parâmetros calculados anteriormente nota-se que a política fiscal torna-se um pouco menos reativa à demanda agregada ( $b_2^*$ ) defasada enquanto que os novos coeficientes têm diferenças desprezíveis em relação à política monetária ótima derivada anteriormente indicando que o caso relevante, nesse modelo, é o que a política fiscal é líder e o caso contrário é similar à solução SS2.

Tabela 3.2 – Cálculo dos Coeficientes para a Solução não Simultânea

$\delta_r$	$\delta_d$	$a_1^*$	$a_2^*$	$b_1^*$	$b_2^*$
0,2	0,2	0,0321	-0,0031	0,00001	0,0153
0,1	0,1	0,0643	-0,0063	0,00005	0,0303
0,01	0,01	0,6435	-0,0632	0,0050	0,2573

### 3.3.3. Solução Simultânea Cooperativa

A solução simultânea cooperativa é tal que a política monetária reage à política fiscal e vice-versa<sup>43</sup>. Em outras palavras, a política monetária reage às variáveis de controle e de estado da política fiscal e o mesmo ocorre com a política fiscal em relação à política monetária. O enfoque adotado para modelar esse comportamento foi assumir uma nova função perda para o banco central que consiste na soma da função perda anterior e a do tesouro com um peso que o banco central atribui à perda do tesouro. Assim, o banco central minimiza:

$$L^{M,C} = L^M + \omega^{M,T} L^T \quad (12)$$

em que  $L^{M,C}$  denota cooperação do banco central e  $\omega^{M,T}$  o peso que o banco central atribui à perda do tesouro. Da mesma forma, o tesouro minimiza:

$$L^{T,C} = L^T + \omega^{T,M} L^M \quad (13)$$

onde a notação de (13) é análoga a notação de (12).

O objetivo de cada instituição é minimizar sua respectiva função perda com seu instrumento restrito à estrutura da economia (IS, Phillips e restrição orçamentária).

A intuição por trás desse arranjo está no fato de que a solução não simultânea exige que apenas uma autoridade reaja (ou esteja restringida) ao que a outra está fazendo. De forma similar, a solução simultânea não cooperativa não permite uma interação direta entre as políticas. Uma possibilidade intuitiva é que as duas considerem o que a outra está fazendo e assim, reajam. A forma mais intuitiva de fazer isso é assumir que o banco central incorpora a própria perda do tesouro e vice-versa o que garante que a política

<sup>43</sup> Essa determinação foi inspirada por Pindyck (1975).



monetária ótima se ajustará de acordo com a política fiscal e vice-versa. Nesse contexto, a política monetária ótima é dada por:

$$\hat{r}_t = a_1(E_t\pi_{t+1} - \bar{\pi}) + a_2(\pi_{t-1} - \bar{\pi}) + a_3(\hat{c}_{t+1}) + a_4(\hat{c}_{t-1}) \quad (14)$$

onde  $a_3 = -\omega^{M,T} \beta \delta_r^{-1} \mu$  e  $a_4 = -\omega^{M,T} \beta^{-1} \delta_r^{-1} \alpha \phi \psi_1$ . Da mesma forma, a política fiscal ótima é definida como:

$$\hat{d}_t = -b_1(\hat{c}_{t-1}) - b_2(\pi_{t-1} - \bar{\pi}) \quad (15)$$

onde  $b_2 = \omega^{T,M} \beta^{-1} \delta_d^{-1} \lambda \alpha \psi_0$ .

As regras (14) e (15) se caracterizam por reagirem de acordo com a variável de estado cuja responsabilidade é da outra instituição. Em outras palavras, o banco central determina a taxa de juros de acordo com a inflação e a demanda agregada (conforme uma regra de Taylor) e a política fiscal reage de acordo com a evolução da taxa de inflação além da demanda agregada. O cálculo dos parâmetros é apresentado na Tabela 3.3.

*Tabela 3.3 – Cálculo dos Coeficientes para a Solução Simultânea Cooperativa*

$\omega^{M,T}$	$\delta^r$	$a_4$	$a_3$	$\omega^{T,M}$	$\delta^d$	$b_2$
0,5	0,1	-0,01216	0,1237	0,5	0,1	-0,00402
0,5	0,01	-0,12169	1,2375	0,5	0,01	-0,04018
0,25	0,1	-0,00608	0,0618	0,25	0,1	-0,00201
0,25	0,01	-0,06084	0,6187	0,25	0,01	-0,02090
0,1	0,1	-0,00243	0,0247	0,1	0,1	-0,00080
0,1	0,01	-0,02433	0,2475	0,1	0,01	-0,00804

A Tabela 3.3 indica que esses efeitos podem ser significativos caso atribua-se um peso elevado para a perda da outra instituição. Entretanto, desde que não é provável que esse peso seja muito elevado sob pena de que a autoridade se distancie em demasia do seu próprio objetivo, a análise irá focar o caso em que  $\omega^{M,T} = \omega^{T,M} = 0,1$  como caso mais provável, ou seja, que os efeitos não são quantitativamente grandes.

### 3.4. Cálculo da Perda Associada aos Regimes

A análise, por enquanto, mostrou como os vários mecanismos de coordenação se diferenciam. Entretanto, nada pode ser dito sobre qual mecanismo é mais eficiente para a estabilização macroeconômica. Para avaliar essa questão, é necessário calcular a perda social de cada choque em cada um dos regimes de coordenação.

Para contabilizar a perda associada a cada regime calculou-se o valor da resposta a choques unitários tanto de demanda quanto de oferta e fiscal. Tendo computado esses valores, as funções  $L^T$  e  $L^M$  foram calculadas. Esse exercício permite dizer qual regime é melhor para cada instituição, entretanto, não pode ser dito nada do ponto de vista global. Em outras palavras é possível que uma solução seja melhor para o tesouro e uma outra solução seja melhor para o banco central, mas, qual arranjo é melhor para a economia como um todo? Para responder a essa pergunta define-se a função de bem estar social como:

$$L^S = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ (\pi_t - \bar{\pi})^2 + \delta_r (\hat{r}_t)^2 + (\hat{c}_t)^2 + \delta_d (\hat{d}_t)^2 \} \quad (16)$$

ou seja, a função perda social consiste na soma das funções perda da política monetária e fiscal, exceto na solução simultânea cooperativa<sup>44</sup>.

A Tabela 3.4 apresenta a perda associada a choques de demanda, oferta e fiscais. No caso de choques de demanda, se pode notar que a solução simultânea em que o banco central não acomoda a restrição orçamentária do governo (SS1) é a que gera a menor perda social. Entretanto, a que gera a menor perda para o tesouro é a solução simultânea onde a política monetária

---

<sup>44</sup> Uma consideração deve ser feita para a solução simultânea cooperativa (SSC), pois a perda social, nesse caso, não consiste na soma da perda de cada instituição, mas na perda de cada autoridade caso se comportasse observando apenas seus objetivos. A perda social reflete apenas os desvios das variáveis em relação ao equilíbrio e não o que cada instituição define ser considerado na definição de seus objetivos. Caso contrário seria trivial mostrar que a perda associada à soma das respectivas funções de perda resulta sempre em uma perda maior que nos casos anteriores na medida em que se adiciona um termo estritamente positivo a mesma. Pode-se pensar nesse caso como aquele em que ao banco central e ao tesouro são delegados alguns objetivos, mas que de forma benevolente eles tentam ajudar um ao outro.

considera a restrição orçamentária do governo (SS2). Contudo, a perda para a política monetária mais do que compensa o ganho obtido pelo tesouro.

A solução que, na presença de choques de oferta, gera a menor perda social também é a solução simultânea em que a política monetária não observa a restrição fiscal (SS1). Para a política fiscal, a menor perda acontece quando a política monetária acomoda a restrição orçamentária (SS2), mas a perda gerada para a política monetária mais que compensa o ganho fiscal.

Na presença de choques fiscais, a perda social é menor na solução simultânea em que o banco central não considera a restrição orçamentária do governo (SS1). A solução que gera menor perda para o tesouro é a solução simultânea cooperativa. Entretanto, a perda gerada para a política monetária mais que compensa o ganho de forma que a perda social é maior que na solução simultânea.

De uma forma geral, percebe-se que qualquer arranjo que gera algum tipo de perda para o tesouro gera uma perda mais que proporcional para a política monetária de forma que a política monetária acaba por definir o arranjo que gera a menor perda social.

*Tabela 3.4 - Cálculo da Perda nos Diferentes Regimes*

	SS1	SS2	SNS	SSC
Choques de demanda				
$L^T$	0,860599	0,860557	0,860631	0,860590
$L^M$	0,198102	0,198654	0,198801	0,200006
$L^S$	1,058621	1,059211	1,059432	1,060597
Choques de oferta				
$L^T$	0,408045	0,407129	0,407278	0,405718
$L^M$	2,936041	2,945533	2,946356	2,959279
$L^S$	3,344086	3,352662	3,353634	3,364997
Choques fiscais				
$L^T$	0,053451	0,053550	0,053575	0,053320
$L^M$	0,525995	0,527026	0,527641	0,527625
$L^S$	0,579446	0,580576	0,581216	0,580945

### 3.4.1. Análise de Robustez: Redefinindo a Perda Social

Desde que a função de perda social reflete uma soma de duas funções perda, uma monetária e a outra fiscal, pode-se notar que a forma como a definimos pode afetar as conclusões. Com efeito, foi estabelecido que cada perda possui peso igual na composição da perda social. Como as conclusões anteriores podem ser alteradas devido a essa hipótese?

A importância desse exercício não deve ser subestimada. Assim como em períodos de elevada inflação é perfeitamente razoável assumir que a perda monetária deve ter um peso maior que a perda fiscal, é possível assumir que em momentos de elevada dívida pública, o peso referente à perda fiscal pode ser maior. Ademais, como a definição da perda social (16) pode ser considerada *ad hoc* é importante considerar alternativas com o objetivo de obter a noção real do alcance das conclusões.

A perda social é redefinida da seguinte forma:

$$L^S = \omega_1 L^T + \omega_2 L^M \quad (17)$$

A perda social (17) generaliza a perda social (16) de forma muito simples. Para avaliar a robustez dos resultados foi fixado um peso no valor unitário para a perda fiscal e variamos o peso da perda monetária nos valores 0,2, 0,4, 0,6 e 0,8. O exercício reduzindo o peso da perda fiscal não é necessário, pois como a perda monetária dominou os ganhos fiscais no caso da seção anterior, a redução do peso da perda fiscal simplesmente manterá o resultado anterior.

A Tabela 3.5 apresenta a perda social obtida em cada regime de coordenação. Pode-se notar que o regime SS1 obtém a menor perda para qualquer tipo de choque independente do peso que se atribui à perda monetária. Em seguida, a solução SS2 apresenta a menor perda de forma que a solução simultânea parece ser o melhor mecanismo de coordenação.

Tabela 3.5 – Robustez dos Resultados Alterando a Perda Social

	SS1	SS2	SNS	SSC
Choques de Demanda				
$\omega_2=0,2$	0,900219	0,900288	0,900391	0,900591
$\omega_2=0,4$	0,939840	0,940019	0,940151	0,940592
$\omega_2=0,6$	0,979460	0,979749	0,979912	0,980594
$\omega_2=0,8$	1,019081	1,019480	1,019672	1,020595
Choques de Oferta				
$\omega_2=0,2$	0,995253	0,996236	0,996549	0,997574
$\omega_2=0,4$	1,582461	1,585342	1,585820	1,589430
$\omega_2=0,6$	2,169670	2,174449	2,175092	2,181285
$\omega_2=0,8$	2,756878	2,763555	2,764363	2,773141
Choques Fiscais				
$\omega_2=0,2$	0,158650	0,158955	0,159103	0,158845
$\omega_2=0,4$	0,263849	0,264360	0,264631	0,264370
$\omega_2=0,6$	0,369048	0,369766	0,370160	0,369895
$\omega_2=0,8$	0,474247	0,455171	0,475688	0,475420

### 3.4.2. Análise de Robustez na Solução Simultânea Cooperativa

A solução simultânea cooperativa havia sido simulada com um valor de  $\omega^{M,T} = \omega^{T,M} = 0,1$ . Ainda que esse argumento seja plausível, pois não parece razoável atribuir um peso muito elevado à perda da outra instituição, é importante avaliar a sensibilidade dos resultados a essa hipótese. Em situações extremas como elevada inflação ou dívida pública, pode ser possível que uma autoridade atribua um peso muito elevado à perda da outra. Para avaliar essa questão a Tabela 3.6 apresenta os resultados para os valores dos parâmetros de 0,25 e 0,5 (SSC2 e SSC3, respectivamente) e compara com os resultados obtidos anteriormente o que indica que as conclusões anteriores independem do peso desses parâmetros, pois a perda aumenta na medida em que os mesmos aumentam.

Tabela 3.6 – Robustez da Solução Simultânea Cooperativa

	SS1	SSC	SSC2	SSC3
Choques de Demanda				
$L^T$	0,860599	0,860590	0,860633	0,860710
$L^M$	0,198102	0,200006	0,202122	0,205909
$L^S$	1,058621	1,060597	1,062755	1,066619
Choques de Oferta				
$L^T$	0,408045	0,405718	0,403638	0,400281
$L^M$	2,936041	2,959276	2,980660	3,017969
$L^S$	3,344086	3,364993	3,384298	3,418250
Choques Fiscais				
$L^T$	0,053451	0,053320	0,051543	0,052443
$L^M$	0,525995	0,527625	0,528563	0,530230
$L^S$	0,579446	0,580945	0,580106	0,582673

Uma segunda possibilidade para se avaliar a robustez do resultado da solução simultânea cooperativa em relação à não cooperativa é avaliar a assimetria entre as instituições. Será que os resultados são mantidos quando o banco central valoriza muito a perda do tesouro, mas o tesouro valoriza um pouco a perda do banco central? E o que acontece no caso oposto?

A Tabela 3.7 apresenta a perda social no caso de comportamento assimétrico. A solução simultânea cooperativa em que o tesouro valoriza muito a perda monetária (SSC2\*) usou os parâmetros  $\omega^{M,T}=0,1$  e  $\omega^{T,M}=0,5$ . A solução simultânea cooperativa em que o banco central valoriza muito a perda fiscal (SSC3\*) usou os parâmetros  $\omega^{M,T}=0,5$  e  $\omega^{T,M}=0,1$ .

Os resultados indicaram que, em geral, a solução simultânea não cooperativa continua melhor que a solução simultânea cooperativa seja simétrica ou assimétrica. Contudo, na maior parte dos casos, o comportamento assimétrico é melhor que o comportamento simétrico. A única exceção é a solução SSC3 quando ocorrem choques fiscais. No caso de choques de demanda a SSC3 é menor, inclusive, que a SS1.

Tabela 3.7 – Robustez da Solução Simultânea Cooperativa com Assimetria

	SS1	SSC	SSC2*	SSC3*
Choques de Demanda				
$L^T$	0,860599	0,860590	0,860579	0,859185
$L^M$	0,198102	0,200006	0,199867	0,192500
$L^S$	1,058621	1,060597	1,060446	1,051685
Choques de Oferta				
$L^T$	0,408045	0,405718	0,406073	0,407882
$L^M$	2,936041	2,959276	2,957426	2,952256
$L^S$	3,344086	3,364993	3,363499	3,360138
Choques Fiscais				
$L^T$	0,053451	0,053320	0,053323	0,051573
$L^M$	0,525995	0,527625	0,526410	0,531367
$L^S$	0,579446	0,580945	0,579733	0,582941

### 3.5. Efeitos da Gestão da Dívida Pública na Solução Simultânea não Cooperativa

Suponha que o Tesouro possa escolher a composição da dívida pública alterando o parâmetro  $\phi$  que mensura a participação de títulos indexados à taxa de juros de curto prazo. O modelo foi simulado com dois cenários para a composição da dívida pública. No primeiro cenário, a parcela prefixada é elevada ( $\phi=0,1$ ) e no segundo cenário onde a parcela prefixada é baixa (elevada indexação à taxa de juros de curto prazo) ( $\phi=0,9$ )<sup>45</sup>.

As funções de impulso resposta (Figura 3.1) mostram como a dinâmica do modelo se comporta na presença de choques unitários de demanda, oferta e fiscal para diferentes composições da dívida pública. Na presença de choques de oferta e demanda, quanto maior a composição da dívida pública a títulos atrelados à taxa de juros de curto prazo, maior a rigidez da taxa de juros e da inflação e menor o desvio da dívida pública do equilíbrio de *steady state*. Apesar de estes resultados valerem para choques de oferta e demanda esses dois choques não são inteiramente equivalentes. Em choques de demanda, a gestão da dívida pública altera de forma marginal a dinâmica da demanda agregada e

<sup>45</sup> Vale notar que a referida mudança paramétrica altera a política monetária ótima também.

da política fiscal. Em choques de oferta, quanto maior a participação dos títulos indexados à taxa de juros de curto prazo maior a suavização da demanda agregada e da política fiscal.

Segue daí que enquanto para choques de demanda os resultados sugerem que uma baixa participação de títulos indexados à taxa de juros de curto prazo pode ser melhor do ponto de vista da perda social o mesmo não está claro na presença de choques de oferta.

Na presença de choques fiscais, os resultados sugerem que quanto maior a indexação à taxa de juros de curto prazo maior a perda social. Com efeito, maior participação de títulos pós-fixados gera maior desvio e inércia da dívida pública, da demanda agregada, do déficit, da inflação e da taxa de juros de seus respectivos valores de longo prazo.

A Tabela 3.8 apresenta o cálculo da perda para as duas composições. Pode-se notar que a perda social aumenta na medida em que a participação dos títulos prefixados cai. Esse resultado independe do tipo de choque. É importante ressaltar que a perda do tesouro na presença de choques de oferta decresce na medida em que a participação dos títulos indexados a taxa de juros de curto prazo aumenta. Entretanto, esse ganho é mais que compensado pelo aumento da perda do banco central.

*Tabela 3.8 – Gestão da Dívida Pública e Cálculo da Perda Social*

	$L^T$	$L^M$	$L^S$
<i>Choques de Demanda</i>			
$\phi = 0,1$	0,808068	0,145082	0,953150
$\phi = 0,9$	0,945242	0,477132	1,422374
<i>Choques de Oferta</i>			
$\phi = 0,1$	0,628119	2,151051	2,779170
$\phi = 0,9$	0,111474	7,024421	7,135895
<i>Choques Fiscais</i>			
$\phi = 0,1$	0,033269	0,177415	0,210684
$\phi = 0,9$	0,159190	12,86631	13,025503

Os resultados apresentados pela Tabela 3.8 e pela Figura 3.1 consideram que a taxa de juros nominal prefixada seja constante em 20% ao ano



independente da composição da dívida. Essa hipótese pode ser considerada muito forte, pois na medida em que a oferta de títulos prefixados é maior, o retorno demandado pelo mercado financeiro deve se elevar para absorver a maior quantidade de títulos. Diante disso, dois exercícios foram conduzidos. O primeiro em que  $\phi = 0,1$  e o tesouro paga por essa composição uma taxa de 28% ao ano. O segundo em que  $\phi = 0,9$  e a taxa de juros equivale a 8% ao ano.

Dado que esses números possam parecer exagerados, algumas qualificações devem ser feitas. A série de taxa de juros da Letra do Tesouro Nacional para 12 meses disponível no IPEADATA para o período 2002-2007 apresenta uma média de 18% ao ano, muito próxima da média utilizada nos exercícios anteriores. Os valores de outubro e novembro de 2007 são respectivamente 11,29% e 11,5% para uma composição pouco acima de 20% de títulos prefixados (nesse caso  $\phi$  seria 0,8) o que justifica a taxa de 8% ao ano para  $\phi = 0,9$ . A série exibe picos em torno de 30% ao ano o que justifica a taxa de 28% para uma composição concentrada em títulos prefixados.

A Figura 3.2 apresenta as funções de impulso resposta para os parâmetros ( $\phi = 0,1$ ;  $R=0,28$ ) e ( $\phi = 0,9$ ;  $R=0,08$ ). Em geral, as conclusões obtidas no exercício anterior podem ser mantidas. A concentração de títulos pós-fixados indexados à taxa de juros de curto prazo gera uma dinâmica mais inercial da maior parte das variáveis.

Figura 3.1 – Resposta a Impulso Unitário de Composições Alternativas da Dívida Pública

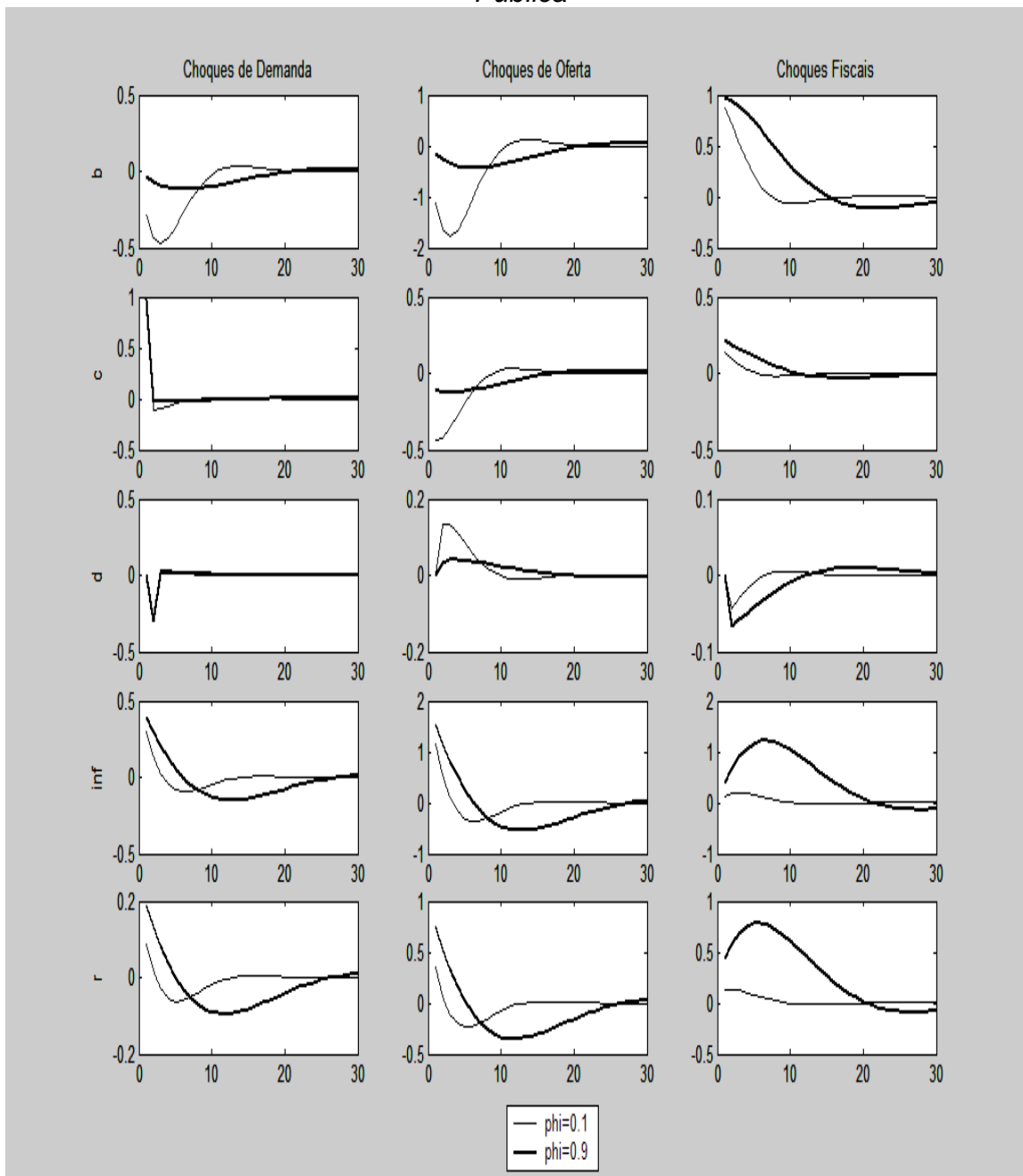
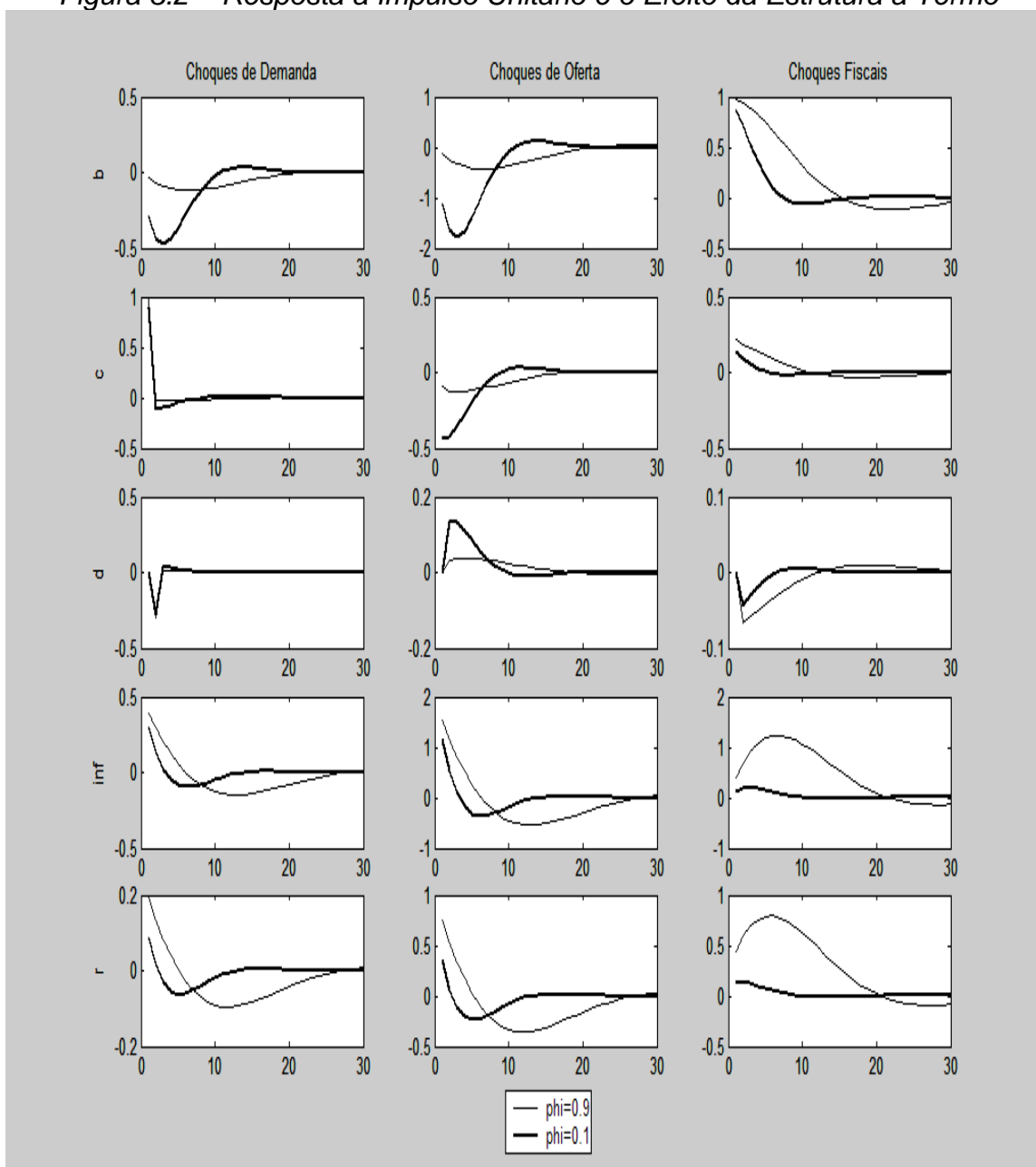


Figura 3.2 – Resposta a Impulso Unitário e o Efeito da Estrutura a Termo



A Tabela 3.9 apresenta a perda social e das autoridades monetária e fiscal diante de cada tipo de choque para cada combinação de indexador e taxa de juros prefixada. Do ponto de vista social, a perda é sempre maior no caso em que a dívida é concentrada na taxa de juros de curto prazo. O arranjo em que a dívida pública está concentrada em títulos indexados à taxa de juros é favorável ao tesouro no caso de choques de oferta, mas não no caso de choques fiscais e

de demanda. Em relação à perda da política monetária, os resultados indicam que a concentração da dívida pública em títulos indexados à taxa de juros de curto prazo gera uma perda para o banco central elevada em qualquer tipo de choque.

*Tabela 3.9 – Gestão da Dívida Pública e Cálculo da Perda com Taxas Distintas*

	$L^T$	$L^M$	$L^S$
<i>Choques de Demanda</i>			
$\phi = 0,9; R=0,08$	0,945713	0,481669	1,427382
$\phi = 0,1; R=0,28$	0,808068	0,145082	0,953150
<i>Choques de Oferta</i>			
$\phi = 0,9; R=0,08$	0,109949	7,089774	7,199723
$\phi = 0,1; R=0,28$	0,628119	2,151038	2,779158
<i>Choques Fiscais</i>			
$\phi = 0,9; R=0,08$	0,160766	13,318166	13,478931
$\phi = 0,1; R=0,28$	0,034023	0,177407	0,211429

Comparando os resultados das Tabelas 3.8 e 3.9, pode-se verificar que o efeito de introduzir alterações na taxa de juros prefixada conforme a composição da dívida pública se altera não produz diferenças elevadas entre as perdas sociais. A única exceção é o caso de choques fiscais onde ocorre uma mudança significativa quando os títulos da dívida pública estão concentrados na taxa de juros de curto prazo.

### **3.5.1 Robustez dos Resultados da Gestão da Dívida Pública na Solução Simultânea não Cooperativa**

A Tabela 3.10 apresenta os resultados da análise de sensibilidade dos resultados ao se variar os pesos da perda monetária na perda social. O que esse exercício indica é que os resultados obtidos anteriormente são robustos, pois a perda social é maior em todas as possibilidades em que a dívida é indexada à taxa de juros de curto prazo.

Tabela 3.10 – Análise de Robustez dos Impactos da Gestão da Dívida

	$\phi = 0,9; R=0,08$	$\phi = 0,1; R=0,28$
<i>Choques de Demanda</i>		
$L^S (\omega_2=0,2; \omega_1=1)$	1,042047	0,837084
$L^S (\omega_2=0,4; \omega_1=1)$	1,138381	0,866101
$L^S (\omega_2=0,6; \omega_1=1)$	1,234714	0,895117
$L^S (\omega_2=0,8; \omega_1=1)$	1,331048	0,924134
<i>Choques de Oferta</i>		
$L^S (\omega_2=0,2; \omega_1=1)$	1,527904	1,058327
$L^S (\omega_2=0,4; \omega_1=1)$	2,945859	1,488534
$L^S (\omega_2=0,6; \omega_1=1)$	4,363813	1,918742
$L^S (\omega_2=0,8; \omega_1=1)$	5,781768	2,348949
<i>Choques Fiscais</i>		
$L^S (\omega_2=0,2; \omega_1=1)$	2,824399	0,069504
$L^S (\omega_2=0,4; \omega_1=1)$	5,488032	0,104986
$L^S (\omega_2=0,6; \omega_1=1)$	8,151666	0,140467
$L^S (\omega_2=0,8; \omega_1=1)$	10,815299	0,175949

Os resultados da aplicação sugerem que, de fato, a composição da dívida pública possui impactos macroeconômicos que não podem ser desprezados. A concentração de títulos indexados à taxa de juros de curto prazo afeta a eficácia da política monetária tornando-a mais responsiva aos choques e adicionando uma inércia elevada. Esse resultado mostra que o fato da política monetária ser baseada em taxa de juros elevada não significa que a mesma despreza seus impactos sobre a política fiscal. Pelo contrário, a gestão da dívida pública compromete a eficácia da política monetária de tal modo a produzir taxas elevadas. De fato, o principal resultado dessa aplicação é mostrar que esse comportamento por parte do banco central pode ser considerado adequado.

### 3.6. Conclusões

Esse capítulo teve por objetivo analisar os principais arranjos entre as políticas monetária e fiscal a partir de um modelo macroeconômico aplicado para o Brasil e que explicita o papel da dívida pública na estabilização econômica. Com efeito, três regimes de coordenação foram definidos e avaliados a partir da

perda que tais combinações de políticas geram oriundas da reação que exibem na presença de choques sejam de demanda, de oferta ou fiscais.

Os resultados indicam que o regime de política macroeconômica que gera a menor perda social é aquele em que as políticas são simultâneas e não cooperativas, ou seja, cada instituição minimiza sua própria função perda e o banco central desconsidera a restrição orçamentária do governo deixando para a política fiscal o peso de ajustar a dívida pública. Quando o banco central incorpora a restrição orçamentária no conjunto de restrições, a perda da política fiscal realmente diminui. Contudo, a perda adicional para a política monetária mais que compensa o ganho obtido pelo tesouro de forma que a perda social é maior que no caso anterior.

Uma aplicação desse modelo, a partir de mudanças paramétricas na composição da dívida pública, foi realizada e os resultados da solução simultânea mostram que a composição da dívida pública concentrada nos títulos indexados à taxa de juros de curto prazo gera uma perda social elevada, principalmente para a política monetária que tem sua eficácia muito reduzida independentemente do regime de coordenação utilizado.

## Apêndice A

### Derivação da Política Monetária Ótima Simultânea não Cooperativa

A condição de primeira ordem é dada por:

$$2\beta^t(\pi_t - \bar{\pi}) \frac{\partial \pi_t}{\partial r_t} + 2\beta^{t+1}(\pi_{t+1} - \bar{\pi}) \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial r_t} + 2\beta^{t-1}(\pi_{t-1} - \bar{\pi}) \frac{\partial \pi_{t-1}}{\partial r_t} + 2\beta^t \delta_r \hat{r}_t = 0 \quad (\text{C.1})$$

Para a definição das derivadas parciais basta incluir a regra fiscal na regra de acumulação da dívida e, em seguida fazer a substituição da mesma na curva IS e depois na curva de Phillips. As derivadas parciais resultantes são:

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial r_t} = 0 \quad (\text{C.2})$$

$$\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial r_t} = \lambda\mu \quad (\text{C.3})$$

$$\frac{\partial \pi_{t-1}}{\partial r_t} = \lambda\alpha\psi_1\phi \quad (\text{C.4})$$

Substituindo, obtém-se:

$$\hat{r}_t = -\beta\lambda\mu\delta_r^{-1}(E_t\pi_{t+1} - \bar{\pi}) - \beta^{-1}\lambda\alpha\psi_1\phi\delta_r^{-1}(\pi_{t-1} - \bar{\pi}) \quad (\text{C.5})$$

### Derivação das Políticas Monetária e Fiscal Ótima não Simultânea

Para se chegar à equação (10), basta notar que uma das restrições do problema é reescrita da seguinte forma:

$$\hat{b}_t = -\psi_0 b_1 (\rho E_{t-1} \hat{c}_t + \mu \hat{r}_{t-2} + \alpha E_{t-1} \hat{b}_t + \varepsilon_{AD,t-1}) + \phi \psi_1 \hat{r}_t - (1 - \phi) \psi_2 \hat{\pi}_t + \psi_3 \hat{b}_{t-1} + \varepsilon_{b,t} \quad (\text{C.6})$$

Assumindo certeza e resolvendo a equação para  $b_t$ :

$$\begin{aligned} \hat{b}_t &= \frac{-\psi_0 b_1}{1 + \psi_0 b_1 \alpha} (\rho \hat{c}_t + \mu \hat{r}_{t-2} + \varepsilon_{AD,t-1}) \\ &+ \frac{1}{1 + \psi_0 b_1 \alpha} (\phi \psi_1 \hat{r}_t - (1 - \phi) \psi_2 \hat{\pi}_t + \psi_3 \hat{b}_{t-1} + \varepsilon_{b,t}) \end{aligned} \quad (\text{C.7})$$

As derivadas parciais são dadas por:

$$\frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial \hat{r}_t} = \lambda \left( \mu - \frac{\alpha \psi_0 b_1}{1 + \psi_0 b_1 \alpha} \right) \quad (\text{C.8})$$

$$\frac{\partial \pi_{t-1}}{\partial \hat{r}_t} = \frac{\lambda \alpha \phi \psi_1}{1 + \psi_0 b_1 \alpha} \quad (\text{C.9})$$

A condição de primeira ordem é:

$$\beta^{t+1} \lambda \mu \left( 1 - \frac{\alpha \psi_0 b_1}{1 + \psi_0 b_1 \alpha} \right) (\pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \beta^{t-1} \frac{\lambda \alpha \phi \psi_1}{1 + \psi_0 b_1 \alpha} (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) + \beta^t \delta_d(\hat{r}_t) = 0 \quad (\text{C.10})$$

Que rende:

$$\hat{r}_t = -\beta \lambda \mu \left( 1 - \frac{\alpha \psi_0 b_1}{1 + \psi_0 b_1 \alpha} \right) (\pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \beta^{-1} \frac{\lambda \alpha \phi \psi_1}{1 + \psi_0 b_1 \alpha} (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) \quad (\text{C.11})$$

Para se chegar à equação (11) basta notar que a curva IS pode ser escrita incorporando a regra de juros (10) e substituindo a inflação pela curva de Phillips. A restrição, além da equação de acumulação da dívida, é dada por:

$$\begin{aligned} \hat{c}_t = & \rho E_t \hat{c}_{t+1} + \mu [a_1 (\chi E_{t+1} \pi_{t+2} + (1 - \chi) \pi_t + \lambda \hat{c}_{t+1} + \varepsilon_{AS,t+1} - \bar{\pi}) \\ & + a_2 (\chi E_{t-1} \pi_t + (1 - \chi) \pi_{t-2} + \lambda \hat{c}_{t-1} + \varepsilon_{AS,t-1} - \bar{\pi})] + \alpha E_t b_{t+1} + \varepsilon_{AD,t} \end{aligned} \quad (\text{C.12})$$

As derivadas parciais são dadas por:

$$\beta^t \frac{\partial \hat{c}_t}{\partial \hat{d}_t} = \beta^t \mu a_1 \lambda \frac{\partial \hat{c}_{t+1}}{\partial \hat{d}_t} + \beta^t \mu a_2 \lambda \frac{\partial \hat{c}_{t-1}}{\partial \hat{d}_t} + \beta^t \alpha \frac{\partial \hat{b}_{t+1}}{\partial \hat{d}_t} = \beta^t \mu a_2 \lambda \alpha \psi_0 \quad (\text{C.13})$$

$$\beta^{t+1} \frac{\partial \hat{c}_{t+1}}{\partial \hat{d}_t} = \beta^{t+1} \mu a_1 \lambda \frac{\partial \hat{c}_{t+2}}{\partial \hat{d}_t} + \beta^{t+1} \mu a_2 \lambda \frac{\partial \hat{c}_t}{\partial \hat{d}_t} + \beta^{t+1} \alpha \frac{\partial \hat{b}_{t+2}}{\partial \hat{d}_t} = 0 \quad (\text{C.14})$$

$$\beta^{t-1} \frac{\partial \hat{c}_{t-1}}{\partial \hat{d}_t} = \beta^{t-1} \mu a_1 \lambda \frac{\partial \hat{c}_{t-1}}{\partial \hat{d}_t} + \beta^{t-1} \mu a_2 \lambda \frac{\partial \hat{c}_{t-2}}{\partial \hat{d}_t} + \beta^{t-1} \alpha \frac{\partial \hat{b}_t}{\partial \hat{d}_t} =$$

$$\beta^{t-1} (\mu a_1 \lambda \alpha \psi_0 + \alpha \psi_0) \quad (\text{C.15})$$

A condição de primeira ordem é:

$$\beta^t \mu a_2 \lambda \alpha \psi_0 \hat{c}_t + \beta^{t-1} (\mu a_1 \lambda \alpha \psi_0 + \alpha \psi_0) \hat{c}_{t-1} + \beta^t \delta_d(\hat{d}_t) = 0 \quad (\text{C.16})$$

O que rende:



$$\hat{d}_t = -\mu\alpha_2\lambda\alpha\psi_0\delta_d^{-1}\hat{c}_t - \beta^{-1}\delta_d^{-1}(\mu\alpha_1\lambda\alpha\psi_0 + \alpha\psi_0)\hat{c}_{t-1} \quad (\text{C.17})$$

### Derivação da Política Monetária Ótima Simultânea Cooperativa

A função perda pode ser escrita como:

$$L^{M,C} = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [(\pi_t - \bar{\pi})^2 + \delta_r (\hat{r}_t)^2 + \omega^{M,T} ((\hat{c}_t)^2 + \delta_d (\hat{r}_t)^2)] \quad (\text{C.18})$$

As derivadas parciais são dadas por:

$$\beta^{t+1} \frac{\partial (\pi_{t+1} - \bar{\pi})^2}{\partial \hat{r}_t} = \beta^{t+1} 2\lambda\mu(\pi_{t+1} - \bar{\pi}) \quad (\text{C.19})$$

$$\beta^{t-1} \frac{\partial (\pi_{t-1} - \bar{\pi})^2}{\partial \hat{r}_t} = \beta^{t-1} 2\lambda\alpha\psi_1\phi(\pi_{t-1} - \bar{\pi}) \quad (\text{C.20})$$

$$\beta^t \delta_r \frac{\partial (\hat{r}_t)^2}{\partial \hat{r}_t} = \beta^t 2\delta_r (\hat{r}_t) \quad (\text{C.21})$$

$$\beta^{t+1} \frac{\partial (\hat{c}_{t+1})^2}{\partial \hat{r}_t} = \beta^{t+1} 2\omega^{M,T} \mu(\hat{c}_{t+1}) \quad (\text{C.22})$$

$$\beta^{t-1} \frac{\partial (\hat{c}_{t-1})^2}{\partial \hat{r}_t} = \beta^{t-1} 2\omega^{M,T} \alpha\psi_1\phi(\hat{c}_{t-1}) \quad (\text{C.23})$$

Resolvendo a partir da Condição de primeira ordem, obtém-se a regra de política monetária:

$$\hat{r}_t = -\delta_r^{-1} \beta \lambda \mu (\pi_{t+1} - \bar{\pi}) - \delta_r^{-1} \beta^{-1} \lambda \alpha \psi_1 \phi (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - \delta_r^{-1} \beta \omega^{M,T} \mu (\hat{c}_{t+1}) - \delta_r^{-1} \beta^{-1} \omega^{M,T} \alpha \psi_1 \phi (\hat{c}_{t-1}) \quad (\text{C.24})$$

A regra fiscal na solução simultânea cooperativa é derivada de forma análoga.

## Capítulo 4

### **Um Estudo em Pequenas Amostras para a Curva IS e a Curva de Phillips com Aplicação aos Dados Brasileiros**

---

#### **4.1. Introdução**

A modelagem econométrica aplicada ao Brasil sofre de vários problemas que comprometem a análise macroeconômica usual. Pode-se citar, por exemplo, a existência de choques que geram quebras estruturais ou observações aberrantes e mudanças metodológicas na construção dos dados.

Enquanto os procedimentos econométricos existentes conseguem acomodar os problemas oriundos de observações aberrantes ou de quebras estruturais, os problemas derivados de mudanças metodológicas na construção dos dados que reduzem consideravelmente a amostra e, portanto, dificultam a inferência estatística são mais difíceis de serem tratados.

Um procedimento que é muito utilizado para lidar com os problemas de inferência causados por pequenas amostras é o bootstrap<sup>46</sup>. Esse procedimento consiste em basear a inferência estatística em distribuições que são calculadas por simulações ao invés da distribuição sugerida pela teoria assintótica que é válida apenas quando o tamanho da amostra é suficientemente grande. Ainda que os coeficientes e as estatísticas de teste sejam calculados da mesma forma, o p-valor e o intervalo de confiança são calculados usando o procedimento de bootstrap.

A preocupação com os resultados em pequenas amostras é justificada pelo fato de que o modelo deve ser devidamente testado e sua robustez comprovada para que suas conclusões sejam críveis. Isso é particularmente importante no caso do modelo proposto porque o mesmo propõe um canal

---

<sup>46</sup> Para avaliar a importância do bootstrap em pequenas amostras, ver Lutkepohl e Kratzig (2001).

adicional para a transmissão da política monetária por meio da dívida pública. Com o uso de bootstrap é possível avaliar a robustez desse canal.

O objetivo deste capítulo é conduzir um experimento de bootstrap para realizar a inferência apropriada ao modelo empregado nos capítulos anteriores. Para tanto, este capítulo conta com mais quatro seções além desta breve introdução. A próxima seção discute o procedimento de bootstrap a ser utilizado. A terceira seção discute a modelagem para o processo gerador de dados. A quarta seção compara os resultados obtidos com os resultados originais e, por último, seguem as conclusões.

## 4.2. O Procedimento Bootstrap

O procedimento de bootstrap utilizado por Cho e Moreno (2006) consiste na estimação de um sistema de equações (por FIML) e, em seguida, na resolução desse sistema em sua forma reduzida (VAR) na forma:

$$X_t = c + \Omega X_{t-1} + \Gamma \varepsilon_t \quad (1)$$

Para definir a hipótese nula estima-se um modelo VAR irrestrito dado por:

$$X_t = d + \Theta X_{t-1} + v_t \quad (2)$$

onde  $Var(\Gamma \varepsilon_t) = \Gamma D \Gamma'$  e  $Var(v_t) = \Lambda$ . O procedimento consiste em adotar a hipótese nula de que  $\Gamma D \Gamma' = \Lambda$ . Vale notar que o erro do VAR irrestrito é ortogonalizado, utilizando-se Cholesky. Dessa forma,  $Var(v_t) = \Lambda = CC'$ , onde  $C$  é uma matriz triangular inferior. Assim, pode-se escrever  $v_t = C \xi_t$  onde  $\xi_t \sim (0,1)$  e  $cov(\xi_i, \xi_j) = 0$  para  $i \neq j$  de forma que:

$$X_t = d + \Theta X_{t-1} + C \xi_t \quad (3)$$

O modelo estrutural pode, então, ser escrito como:

$$X_t = c + \Omega X_{t-1} + \Gamma \sqrt{D} \xi_t \quad (4)$$

desde que  $\varepsilon_t = \sqrt{D} \xi_t$ .

O bootstrap sob a hipótese nula de que o modelo estrutural tem variância igual ao modelo irrestrito é feito pelas seguintes etapas:

(i) É feito um sorteio dos erros irrestritos,  $v_t$ , com reposição formando um conjunto de tamanho  $n$ .

(ii) São construídas  $k$  amostras de  $n$  conjuntos de dados sob a hipótese nula assumindo os parâmetros calculados em (1) e os valores iniciais da amostra original usando o distúrbio  $\xi_t$  o qual é obtido utilizando-se o conjunto de dados montado na primeira etapa pré-multiplicado por  $C^{-1}$ .

(iii) É importante que  $n$  seja grande para retirar a influência dos valores iniciais na geração dos dados que deve ter o mesmo tamanho da amostra real.

(iv) O modelo é estimado  $k$  vezes e são obtidos os  $k$  parâmetros e as  $k$  estatísticas de teste.

Pode-se obter, com os  $k$  parâmetros, uma estimativa pontual a partir da média dos mesmos. Além disso, o intervalo de confiança obtido via bootstrap pode ser calculado como:

$$[\Pi - \Phi t_{1-\alpha}, \Pi + \Phi t_{1-\alpha}] \quad (5)$$

onde  $\Pi$  é o vetor de parâmetros estimados por FIML inicialmente,  $\Phi$  é o erro padrão dos respectivos coeficientes e  $t_{1-\alpha}$  é a estatística de teste do bootstrap em que  $\alpha$  representa a significância que se deseja obter.

O p-valor é calculado a partir do número de vezes que a estatística obtida pelo bootstrap excede a estatística obtida pelos dados originais o que pode ser escrito como:

$$p^*(t) = \frac{1}{B} \sum_{j=1}^B I(t_j^* > t) \quad (6)$$

onde  $B$  é o número de replicações do bootstrap,  $I$  é a função indicadora que toma valor igual a 1 quando a estatística ( $t_j^*$ ) for maior que a estatística estimada pelos dados originais ( $t$ ) e zero caso contrário.

Uma consideração importante feita por Davidson e MacKinnon (2004) é que existem alguns casos em que o bootstrap pode não obter bom desempenho. Um desses casos é exatamente quando o procedimento deve ser feito em

modelos de equações simultâneas. Uma dificuldade é porque o procedimento deve encontrar uma forma de gerar todas as variáveis endógenas, o que é contornado na metodologia de Cho e Moreno (2006).

Alguns resultados em modelos de equações simultâneas já existem. Em um contexto de 2SLS, MacKinnon (2006) mostra que o bootstrap não é perfeito, mas obtém resultados melhores que as convencionais estatísticas t. Outro resultado importante para modelos multivariados foi obtido por Inoue e Kilian (2002) que em um contexto VAR mostram que o bootstrap pode funcionar bem.

### 4.3. Aplicação do Procedimento Bootstrap

Em relação ao procedimento de Cho e Moreno (2006) cumpre notar que os autores utilizam um sistema de três variáveis e três equações, ou seja, todas as variáveis são endógenas. O arcabouço apresentado neste artigo difere um pouco porque o modelo contém duas variáveis endógenas e duas exógenas. Conforme MacKinnon (2002), o problema então passa a ser gerar as variáveis endógenas referentes ao modelo de equações simultâneas.

O modelo estrutural que foi estimado por FIML é dado por:

$$\hat{c}_t = 0,524 \hat{c}_{t+1} - 0,025 \hat{r}_{t-1} + 0,128 \hat{b}_{t+1} + \varepsilon_{AD,t} \quad (7)$$

$$\pi_t = 0,478 \pi_{t+1} + 0,522 \pi_{t-1} + 0,260 \hat{c}_t + \varepsilon_{AS,t} \quad (8)$$

A matriz de variância covariância estimada pelo FIML é dada por:

$$D = \begin{bmatrix} 0,00011424 & -0,00000417 \\ -0,00000417 & 0,00014183 \end{bmatrix} \quad (9)$$

As alterações que adaptam o procedimento devem ser feitas na etapa inicial que consiste na resolução do modelo estrutural estimado por FIML no VAR. Dois métodos foram empregados: (i) o primeiro pressupõe que a taxa de juros e a dívida pública são, de fato, exógenos o que se aproxima do modelo

utilizado neste artigo e; (ii) o segundo pressupõe que a dívida pública também é endógena no VAR irrestrito e na resolução do modelo são impostas regras *ad hoc* de política monetária e fiscal e a restrição orçamentária o que se aproxima do enfoque utilizado por Cho e Moreno (2006). Entretanto, não é exatamente igual porque as regras não são estimadas<sup>47</sup>.

Esses dois métodos necessitam de algumas mudanças adicionais que merecem alguns comentários. No primeiro método, que trata algumas variáveis como exógenas, deve-se especificar o VAR irrestrito da mesma forma. Em outras palavras, o VAR irrestrito deve ser estimado tratando a dívida pública e a taxa de juros como exógenas a fim de se obter os resíduos.

No segundo método, onde três variáveis são endógenas, utiliza-se o VAR irrestrito com a dívida pública como endógena também. O modelo é fechado com regras *ad hoc* para a obtenção do modelo na sua forma restrita.

Desde que MacKinnon (2002) afirma que o principal problema do bootstrap em modelos de equações simultâneas é o de gerar as variáveis endógenas e não as exógenas essa segunda opção pode ser entendida como uma forma de avaliar os resultados em decorrência de se tratar como exógenas variáveis que podem ser endógenas. Assim, o segundo método é encarado muito mais como uma forma de avaliar os efeitos causados pelas simplificações assumidas no primeiro método ao tratar a taxa de juros e a dívida pública como exógenas no sistema de equações que como uma metodologia a ser aplicada nesse contexto. Ademais, o parâmetro que mensura o impacto da dívida pública na demanda agregada é o mais importante porque é nesse parâmetro que está a principal modificação do modelo teórico.

As equações que fecham o modelo para aplicação no segundo método são iguais ao do primeiro capítulo e são reescritas:

$$\hat{b}_t = 0,0239 \hat{d}_t + \phi 0,0376 \hat{r}_t - (1 - \phi) 0,01779 \hat{\pi}_t + 1,0239 \hat{b}_{t-1} + \varepsilon_{b,t} \quad (10)$$

---

<sup>47</sup> As regras não foram estimadas porque o período cobre mudanças importantes na condução das políticas monetária e fiscal. Só a partir de 1999, a política monetária assumiu o formato proposto. Para a política fiscal, ver Dos Santos e Mendonça (2008) que mostram que a regra fiscal apresenta não linearidades importantes.

$$\hat{r}_t = 0,5(\pi_t - \bar{\pi}) \quad (11)$$

$$\hat{d}_t = -0,5(\hat{c}_t) \quad (12)$$

onde  $\phi=0,5$ .

O procedimento em Matlab, apresentado no apêndice B, consiste especificamente nas seguintes etapas:

(i) resolva o modelo na forma estrutural para o modelo na sua forma reduzida VAR;

(ii) salve a matriz de coeficientes e de erros estruturais;

(iii) com a mesma base de dados estime um VAR da mesma ordem que o VAR que escreve o modelo na sua forma reduzida;

(iii) salve os resíduos do VAR;

(iv) use os resíduos do VAR para o sorteio do bootstrap  $k$  vezes e a matriz de variância covariância estimada pelo modelo na sua forma estrutural para simular as séries;

(v) com a nova base de dados estime o modelo em sua forma estrutural original  $k$  vezes.

Alguns comentários adicionais ao procedimento (i)-(v) devem ser feitos: o primeiro comentário é que a nova base de dados deve ser gerada de forma que as observações iniciais não influenciem os dados. Assim, as series foram geradas com um excedente de 460 observações. Ou seja, foram geradas 505 observações dentre as quais as primeiras 460 foram desconsideradas. O segundo comentário é que deve-se utilizar um número de replicações elevado. Empregou-se o mesmo número de replicações que Cho e Moreno (2006) utilizaram que foi de 1.000 replicações.

#### **4.3.1. Primeiro Método**

A solução do modelo em sua forma reduzida é:

$$\begin{bmatrix} \hat{c}_t \\ \hat{\pi}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{c}_{t-1} \\ \hat{\pi}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,025 & 0,128 \\ -0,012 & 0,063 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{r}_t \\ \hat{b}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1,000 & 0 \\ 0,498 & 1,915 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{AD} \\ \varepsilon_{AS} \end{bmatrix} \quad (11)$$

#### 4.3.2. Segundo Método

A solução do modelo em sua forma reduzida no segundo método é:

$$\begin{bmatrix} \hat{c}_t \\ \hat{\pi}_t \\ \hat{b}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & -0,1579 & 0,1683 \\ 0 & 0,6560 & 0,1787 \\ 0 & -0,3434 & 0,9278 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{c}_{t-1} \\ \hat{\pi}_{t-1} \\ \hat{b}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,0229 \\ -0,0081 \\ 0,0045 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{r}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,9193 & -0,3026 & 0,1644 \\ 0,3246 & 1,2567 & 0,1745 \\ -0,1819 & -0,6579 & 0,9061 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{AD} \\ \varepsilon_{AS} \\ \varepsilon_b \end{bmatrix} \quad (12)$$

#### 4.4. Uma Comparação com as Estimativas em FIML

A aplicação do procedimento de bootstrap sugere que o modelo possui algumas incongruências (Tabela 4.1). A primeira delas é que o parâmetro que mede o efeito da demanda agregada futura sobre a demanda agregada presente foi rejeitado no exercício de robustez. Nas 1.000 simulações nenhuma das estatísticas de teste superou a estatística de 4,54 obtida pelos dados originais de forma que o p-valor obtido foi 0,001 rejeitando, portanto a hipótese de que o verdadeiro parâmetro seja igual ao parâmetro estimado.

A segunda incongruência é o efeito da demanda agregada na curva de Phillips. Apenas 2% das estatísticas superaram o valor estimado de forma que podemos rejeitar o valor obtido ao nível de 5% mas não ao nível de 1%. Os demais parâmetros não puderam ser rejeitados aos níveis usuais de confiança.



*Tabela 4.1 – Cálculo do P-valor no Primeiro Método*

	Estatística	Percentil 0,025	Percentil 0,975	P-Valor
$\hat{c}_{t+1}$	4,5457	-1,30086	2,16765	0,0010
$\hat{r}_{t-1}$	-3,3692	-6,54731	-1,84446	0,4265
$\hat{b}_{t+1}$	2,3736	-0,62681	2,91894	0,0779
$\hat{\pi}_{t-1}$	6,3284	4,01018	12,1961	0,6893
$\hat{c}_t$	1,8710	-0,94117	1,75520	0,0199

Nota: A coluna 2 (Estatística) apresenta a estatística de teste obtida com os dados originais, a coluna 3 (percentil 0,025) corresponde ao percentil 2,5% dos percentis obtidos por bootstrap, a coluna 4 (percentil 0,975) aos respectivos percentis de 97,5% e a coluna 5 (p-valor) ao p-valor definido como o número de bootstraps que excedem o d. p. estimado dividido pelo número total de replicações.

A comparação dos parâmetros estimados com a estimativa em bootstrap (Tabela 4.2) revela que o único parâmetro estimado em que a estimativa em bootstrap encontra-se fora do intervalo de confiança é o que mede o efeito da demanda futura sobre a demanda presente. Os demais parâmetros obtidos por bootstrap encontram-se dentro do intervalo de confiança.

*Tabela 4.2 – Intervalo de Confiança no Primeiro Método*

	Estimativa	Bootstrap	Limite Inferior	Limite Superior
$\hat{c}_{t+1}$	0,522512	0,053677	0,273347	0,77167
$\hat{r}_{t-1}$	-0,02455	-0,02776	-0,03799	-0,01111
$\hat{b}_{t+1}$	0,127644	0,068108	-0,02933	0,28461
$\hat{\pi}_{t-1}$	0,477433	0,464571	-0,44263	1,39749
$\hat{c}_t$	0,260291	0,218402	0,01606	0,50451

Nota: A coluna 1 (estimativa) refere-se à estimativa dos dados originais, a coluna 2 (bootstrap) computa a média dos parâmetros estimados por bootstrap, a coluna 3 (limite inferior) corresponde ao limite inferior de 5% do intervalo de confiança dos parâmetros estimados e a coluna 4 (limite superior) apresenta o limite superior do mesmo.

No segundo método, os resultados qualitativos não mudaram muito (Tabelas 4.3 e 4.4). A mudança mais importante está na estimativa pontual do bootstrap, que mede o efeito da demanda futura na IS, que se aproximou do intervalo de confiança do verdadeiro parâmetro (sem alcançá-lo, no entanto) e do parâmetro que mede o efeito da demanda agregada na curva de Phillips onde a estimativa do bootstrap se aproximou bastante da estimativa original.

*Tabela 4.3 – Cálculo do P-valor no Segundo Método*

	Estatística	Percentil 0,025	Percentil 0,975	P-Valor
$\hat{c}_{t+1}$	4,5457	-0,7637	2,6692	0,0020
$\hat{r}_{t-1}$	-3,3692	-5,7806	-1,4545	0,6653
$\hat{b}_{t+1}$	2,3736	-0,5239	2,9327	0,0649
$\pi_{t-1}$	6,3284	4,0595	9,5647	0,4425
$\hat{c}_t$	1,8710	-0,3904	1,8107	0,0249

Nota: A coluna 2 (Estatística) apresenta a estatística de teste obtida com os dados originais, a coluna 3 (percentil 0,025) corresponde ao percentil 2,5% dos percentis obtidos por bootstrap, a coluna 4 (percentil 0,975) aos respectivos percentis de 97,5% e a coluna 5 (p-valor) ao p-valor definido como o número de bootstraps que excedem o d. p. estimado dividido pelo número total de bootstraps.

*Tabela 4.4 – Intervalo de Confiança no Segundo Método*

	Estimativa	Bootstrap	Limite Inferior	Limite Superior
$\hat{c}_{t+1}$	0,522512	0,1366	0,2157	0,8293
$\hat{r}_{t-1}$	-0,02455	-0,0258	-0,0351	-0,0139
$\hat{b}_{t+1}$	0,127644	0,0729	-0,0300	0,2853
$\pi_{t-1}$	0,477433	0,5011	-0,2441	1,1989
$\hat{c}_t$	0,260291	0,2648	0,0083	0,5122

Nota: A coluna 1 (estimativa) refere-se à estimativa dos dados originais, a coluna 2 (bootstrap) computa a média dos parâmetros estimados por bootstrap, a coluna 3 (limite inferior) corresponde ao limite inferior de 5% do intervalo de confiança dos parâmetros estimados e a coluna 4 (limite superior) apresenta o limite superior do mesmo.

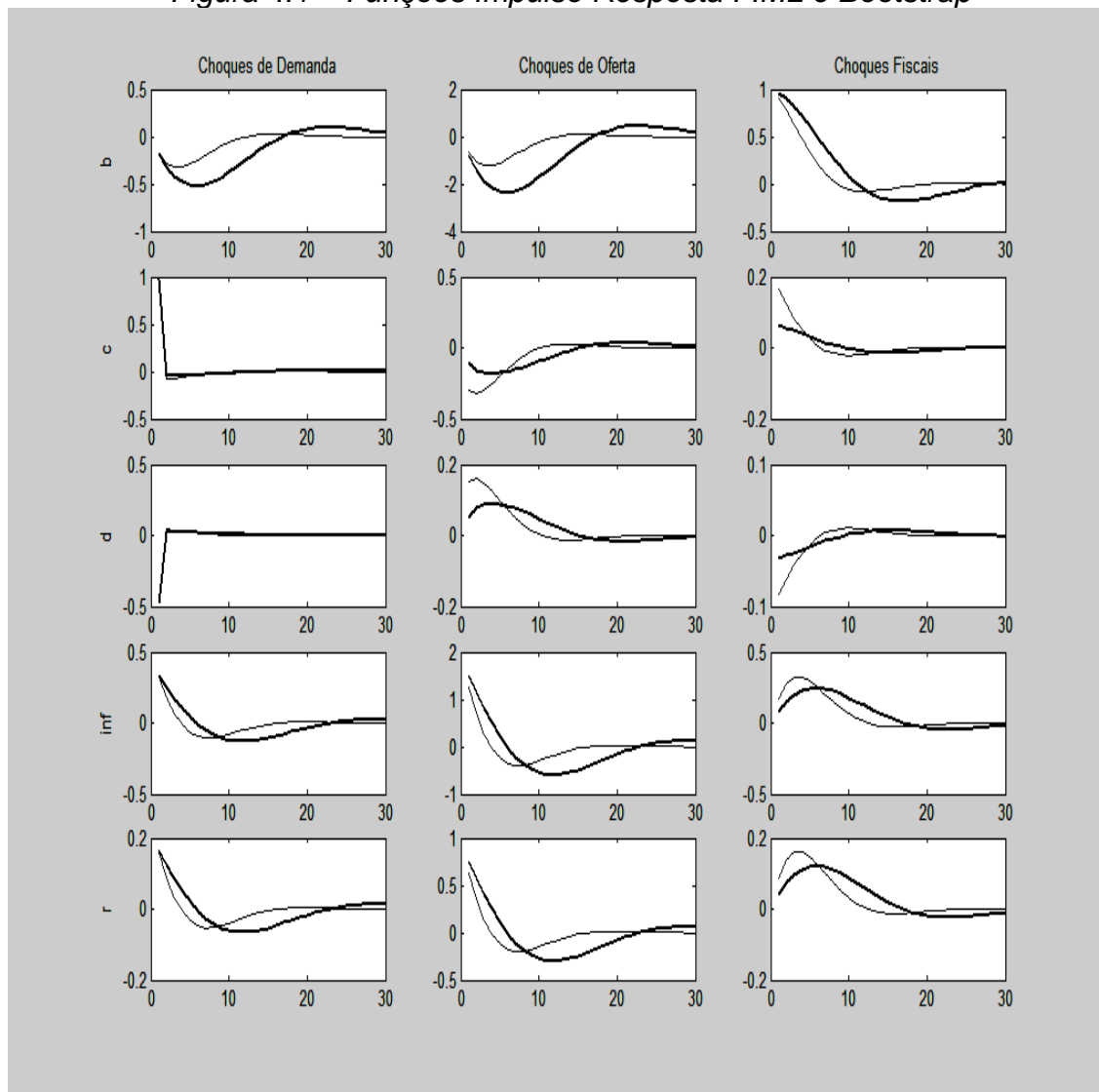
Pode-se concluir da aplicação desses dois métodos: (i) que não existe muitas diferenças entre as abordagens, (ii) o parâmetro que mede o efeito da demanda agregada futura sobre a demanda agregada presente pode ser rejeitado e; (iii) que o parâmetro que mede o efeito da dívida pública sobre a demanda agregada não deve ser rejeitado, se constituindo em um canal importante na transmissão da dívida pública, mas a estimativa pontual pode ser um pouco diferente.

Para uma idéia das diferenças entre as estimativas e os resultados obtidos por bootstrap, a Figura 4.1 apresenta as funções de impulso resposta do

modelo estimado por FIML e do modelo estimado por bootstrap. Para as funções de impulso resposta o modelo foi concluído com a restrição orçamentária e as regras explicitadas de política monetária e fiscal. O experimento consistiu apenas na alteração dos parâmetros da curva IS e da curva de Phillips obtidos pelo primeiro método de bootstrap mantendo os parâmetros das demais equações.

Como observação geral, vale notar que o modelo estimado por bootstrap apresenta ciclos mais prolongados que o modelo estimado por FIML. Entretanto, como era de se esperar, a dinâmica do modelo é semelhante desde que o sinal dos coeficientes foi preservado em ambas as estimações.

*Figura 4.1 – Funções Impulso Resposta FIML e Bootstrap*



## 4.5. Conclusões

Este capítulo teve como objetivo aplicar o procedimento de bootstrap para realizar inferência no modelo proposto que examina o papel da dívida pública no canal de transmissão da política monetária. A inferência tradicional fica prejudicada porque o tamanho da amostra pode não ser suficiente para que a distribuição implicada pela amostra convirja para a distribuição sugerida pela teoria assintótica de forma que uma solução para a inferência é que a distribuição seja construída por meio de simulações.

A preocupação com os resultados em pequenas amostras é justificada pelo fato de que o modelo deve ser devidamente testado e sua robustez comprovada para que suas conclusões sejam críveis. Isso é particularmente importante no caso do modelo proposto porque o mesmo propõe um canal adicional para a transmissão da política monetária por meio da dívida pública.

Os resultados indicam que o canal de transmissão da dívida pública é, de fato, significativo. Contudo, a estimativa bootstrap sugere que o parâmetro é um pouco menor que o obtido pela estimativa do modelo estrutural original. A comparação da dinâmica do modelo com os parâmetros estimados por FIML dos obtidos por bootstrap sugere que nestes últimos a volatilidade é maior que na estimativa original. Esse resultado indica que a estimativa com pequenas amostras pode tender a subestimar o ciclo econômico brasileiro.

## Apêndice A

### Programação no Dynare para a Solução do Modelo Estrutural

```
var c r b pi d;
varexo e_ad e_as e_b;
parameters rho, mi, alpha, chi, lambda, psi0, psi1, psi2, psi3, a1, phi;
rho=0.524;
mi=-0.025;
alpha=0.128;
chi=0.478;
lambda=0.260;
psi0=0.0239;
psi1=0.0376;
psi2=0.01779;
psi3=1.0239;
a1=0.5;
b2=0.5;
phi=0.5;

save param_values rho mi alpha chi lambda psi0 psi1 psi2 psi3 a1 phi;

model;
c=rho*c(+1)+mi*r(-1)+alpha*b(+1)+e_ad;
pi=chi*pi(+1)+(1-chi)*pi(-1)+lambda*c+e_as;
b=psi0*d+phi*psi1*r(-1-phi)*psi2*((1/(pibar))*(pi-pibar))+psi3*b(-1)+e_b;
r=a1*(pi-pibar);
d=-b2*c;
end;

steady;
check;

r_ss=ys_(1);
pi_ss=ys_(2);
b_ss=ys_(3);
c_ss=ys_(4);
d_ss=ys_(5);

save ss_values r_ss pi_ss b_ss c_ss d_ss;

shocks;
var e_ad=1;
var e_as=1;
var e_b=1;
end;

stoch_simul(dr_algo=1, irf=30);
//simul;
```

## Apêndice B

### Bootstrap no Primeiro Método

```
% Bootstraping
%
%
% Cho & Moreno (2006) - Appendice B
% VAR sem constante
% Matriz de covariancia dos erros estruturais

clear all;

D=[.000114 -.0000685 0 0;
-.0000685 .000114 0 0;
0 0 1 0;
0 0 0 1];

omegag=[0 0 -0.025 0.128;
0 1 -0.012452 0.063755;
0 0 0 0;
0 0 0 0];

talg=[1 0 0 0;
0.498084 1.915709 0 0;
0 0 0 0;
0 0 0 0];

jur=[0.039674;
-0.455250;
-0.040683;
0.002755;
-0.335304;
-0.294187;
0.023822;
0.520999;
0.317753;
0.015699;
0.443821;
0.705284;
0.391115;
0.319280;
-0.156531;
-0.446167;
0.022006;
0.066422;
-0.675694;
-0.110647;
-0.240165;
-0.141911;
-0.081004;
-0.070042;
0.048076;
0.094973;
```

-0.096887;  
-1.099272;  
-0.154869;  
0.518826;  
0.499098;  
0.220477;  
-0.119440;  
-0.100035;  
-0.096750;  
-0.063999;  
0.044143;  
0.236329;  
0.364198;  
0.118329;  
0.078987;  
0.164468;  
0.093540;  
-0.167924;  
-0.228278;  
-0.175036];

d=[-0.04365;  
-0.059618;  
-0.025559;  
-0.060940;  
0.005125;  
-0.003113;  
-0.034440;  
-0.023485;  
0.001128;  
0.079677;  
0.060126;  
0.063373;  
0.054575;  
0.033165;  
0.054264;  
0.033034;  
0.036533;  
0.035032;  
-0.007407;  
0.002229;  
-0.043089;  
-0.006705;  
0.009905;  
-0.012132;  
-0.036459;  
-0.028053;  
0.022568;  
0.034498;  
-0.001340;  
-0.041199;  
-0.038584;  
-0.036336;  
0.001441;  
0.009211;  
-0.020003;

```
-0.022764;  
-0.026366;  
-0.021409;  
-0.029918;  
-0.018109;  
0.005284;  
0.007849;  
0.014885;  
0.030373;  
-0.001647;  
0.048047];
```

```
% Matriz de erros - VAR(1) irrestrito
```

```
u=[0.001733  0.005716;  
0.018776   0.012051;  
0.032319   -0.008933;  
-0.011900  -0.002057;  
0.006531   0.011561;  
-0.005730  0.005383;  
-0.002301  -0.002302;  
0.004335   0.010981;  
0.004757   0.004655;  
0.007979   -0.001858;  
-0.006550  -0.008367;  
0.002486   0.009362;  
-0.001083  0.026604;  
0.000705   -0.020898;  
0.008635   0.000770;  
-0.000985  0.009525;  
0.013356   -0.014414;  
0.007379   -0.009488;  
0.012129   0.026896;  
-0.006163  -0.013118;  
0.006795   0.006127;  
-0.026028  0.004503;  
-0.000723  0.008339;  
0.010744   0.004303;  
0.008422   0.000683;  
-0.004505  0.001687;  
-0.016290  -0.002937;  
-0.012070  0.039549;  
-0.018440  0.004735;  
-0.008388  -0.022199;  
-0.007544  0.002650;  
-0.006046  -0.004505;  
-0.000434  0.004108;  
-0.005351  -0.001562;  
-0.002313  0.004807;  
-0.000871  0.004908;  
-0.002425  0.005275;  
0.007359   0.004657;  
0.001666   -0.000270;  
-0.005992  0.011657;  
0.009440   0.001843;  
0.006676   -0.009667];
```



```

0.009694      0.000828;
0.004491      0.006230;
0.013592      0.000397;
];

u1=u(:,1);
u2=u(:,2);

% Bootstraping
rep=500;
exced=460;
s1=size(u1,1);
s2=size(u2,1);
out1=u1(ceil(s1*rand(s1+exced,rep)));
out2=u2(ceil(s2*rand(s2+exced,rep)));

%concatenacao de i e d
n=(exced+s1+1)/46;
div=d;
ii=jur;
for j=1:n
    div=[div;d];
    ii=[ii;jur];
end

for i=1:rep
u_rnd(:,i)=[out1(:,i) out2(:,i) zeros(s1+exced,2)];
end

covar_a = zeros(4,4,rep);
Cholesky = zeros(4,4,rep);
X=zeros(s1+exced,4,rep);
for i=1:rep
    a1 = std(out1(:,i))^2;
    a2 = std(out2(:,i))^2;
    a3 = 0;
    b12 = out1(:,i) * out2(:,i);
    a12 = (sum(b12)-(sum(out1(:,i))*sum(out2(:,i)))/(s1+exced)))/(s1+exced);
    covar_a(:,i)=[a1 a12 a3 a3; a12 a2 a3 a3;a3 a3 1 a3;a3 a3 a3 1];
    Cholesky(:,i) = chol(covar_a(:,i));
    zeta_boot(:,i)=(inv(Cholesky(:,i))*u_rnd(:,i));
    csi_boot(:,i)=zeta_boot(:,i);
    erro_boot(:,i)=(D^(1/2)*(csi_boot(:,i)));
    X(1,:,i)=[-0.046899 0.013839 0.039674 -0.04365];

    for j=2:(s1+exced)
        X(j,:,i)= omegag*(X(j-1,:,i))+talg*(erro_boot(j-1,:,i));
        if j<s1+exced+1
            X(j,4,i)=div(j+1,1);
            X(j,3,i)=ii(j+1,1);
        end
    end
end
end
dados_boot=X(exced:s1+exced,:);
dados_excel=zeros(s1*rep,4);
j=1;

```

```
for i=1:rep
    dados_excel(j:j+s1,1:4)=dados_boot(:,1:4,i);
    j=j+s1+1;
end
% cria arquivo txt
dlmwrite('teste3.txt',dados_excel,',' );
```

## **Conclusões**

---

Esta tese teve como objetivo estudar a relação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil com ênfase no papel que a administração da dívida pública possui sobre a política monetária. A importância da administração da dívida pública e seus impactos macroeconômicos não devem ser negligenciados porque uma fração significativa está indexada à taxa de juros de curto prazo e, portanto, não exibe efeito riqueza um importante canal de transmissão da política monetária.

Na tentativa de encontrar evidências de que o efeito riqueza não opera de forma plena por conta da indexação da dívida pública à taxa de juros de curto prazo, o primeiro capítulo analisa um exercício contra factual, por meio de estimativas em VAR, que avalia a diferença entre um modelo onde o efeito riqueza opera de forma plena do modelo em que, por construção, este efeito é anulado. As evidências confirmam que a dívida indexada não transmite a política monetária de forma correta e que, portanto, a ausência do efeito riqueza pode contribuir para a ineficácia da política monetária.

O segundo capítulo incorpora a dívida pública em um modelo de curto prazo para gerar o efeito riqueza no consumo e, por meio desse efeito sobre a demanda agregada, descrever a ineficácia da política monetária que ao elevar a taxa de juros eleva a dívida pública. As evidências empíricas não rejeitam esse canal de transmissão e indicam que a dívida pública é, de fato, um elemento importante na transmissão da política monetária.

O terceiro capítulo explora, a partir do modelo estimado, os mecanismos de coordenação entre as políticas monetária e fiscal de forma a obter uma análise normativa sobre qual mecanismo gera menor perda. Os resultados indicam que a solução que gera a menor perda é aquela em que o banco central e o tesouro nacional solucionam a própria perda sem considerar o que a outra instituição está fazendo.

O quarto capítulo faz uma análise de robustez do modelo estimado por meio de técnicas de bootstrap. A robustez do modelo se faz necessária desde que com

pequenas amostras a teoria assintótica tem seus resultados prejudicados e, portanto, algumas conclusões podem ser indevidas. Os resultados mostraram que o canal da dívida é relevante para explicar a transmissão da política monetária o que indica que o modelo é robusto.

Os resultados da tese sugerem que a dívida pública indexada à taxa de juros de curto prazo reduz a eficácia da política monetária e que a transmissão macroeconômica da dívida deve ser modelada em modelos de curto prazo para o Brasil. Ademais, esse modelo se mostra robusto aos métodos de estimação e a pequenas amostras e que pode ser utilizado para uma análise normativa sobre os mecanismos de coordenação mais eficientes entre a política monetária e fiscal.

## Referências Bibliográficas

- Ando, A. e Modigliani, F. (1963). "The life cycle hypothesis of savings: Aggregate implications and tests". *American Economic Review*, 53, 55-84.
- Andrade, J. P. e Morais, J. F. (2004). "Como a dívida pública afeta a política monetária ótima". *IX Prêmio do Tesouro Nacional*, Secretaria do Tesouro Nacional.
- Arida, P. (2006). "As letras financeiras do tesouro em seu vigésimo aniversário". In: Bacha, E. e Oliveira, L. (org). "Mercado de Capitais e Dívida Pública". Ed. Contracapa.
- Ball, L. e Tchaidze, R. (2002). "The Fed and the new economy". *American Economic Review*, vol. 92 (2), 108-114.
- Bénassy, J. P. (2007). "Money, interest and policy: dynamic general equilibrium in a non-ricardian world". MIT Press.
- Benigno, P. e Woodford, M. (2006). "Optimal inflation targeting under alternative fiscal regimes". *NBER working paper 12158*.
- Bernanke, B. e Reinhart, V. (2004). "Conducting monetary policy at very low short term interest rates". *American Economic Review*, vol.94, 85-90.
- Barro, R. (1974) "Are government bonds net wealth". *Journal of Political Economy*, vol. 82. 1095-1117.
- Barro, R. e Gordon, D. (1983). "Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy". *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, 101-120.
- Bevilaqua, A. e Garcia, M. (2002). "Debt management in Brazil: Evaluation of the real plan and challenges ahead". *International Journal of Finance and Economics*, vol. 7, 15-35.
- Bevilaqua, A. Mesquita, M e Minella, A. (2007). "Brazil: taming inflation expectations". *Banco Central do Brasil working paper 129*.
- Blanchard, O. (1985). "Debt, deficits and finite horizons". *Journal of Political Economy*, vol. 93, 223-247.
- Blanchard, O. (2004). "Fiscal dominance and inflation target: Lessons from Brazil". *NBER working paper, 10.389*.

- Blanchard, O. (2006). "Comments on: The case against discretionary fiscal policy". In: Kopcke, R., Tootell, G. e Triest, R. (org). "*The Macroeconomics of Fiscal Policy*". The MIT Press.
- Blinder, A. (1982). "Issues in the coordination of monetary and fiscal policy". In: Monetary Policy Issues in the 1980's – A symposium sponsored by the Federal Reserve of Kansas City.
- Blinder, A. (2006). "The case against discretionary fiscal policy". In: Kopcke, R., Tootell, G. e Triest, R. (org). "*The Macroeconomics of Fiscal Policy*". The MIT Press.
- Calvo, G. (1983). "Staggered prices in a utility-maximizing framework". *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Cho, S. e Moreno, A. (2006). "A small-sample study of the new Keynesian macro model". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.38, 1461-1482.
- Davidson, R. e MacKinnon, J. (2004). "Bootstrap methods in econometrics". Mimeo.
- Dos Santos, C. H. e Mendonça, M. J. (2008). "Revisitando a Função de Reação Fiscal no Brasil Pós-Real: Uma Abordagem de Mudanças de Regime". Mimeo.
- Favero, C. (2001). "*Applied macroeconometrics*". Oxford University Press, New York.
- Favero, C. e Giavazzi, F. (2002). "Why are Brazil's interest rates so high?" *CEPR Working Paper Series*, 224.
- Favero, C. (2004). "Comments on: Fiscal and monetary policy interactions: Empirical evidence on optimal policy using a structural new-Keynesian model". *Journal of Macroeconomics*, vol. 26, 281-285.
- Fraga, A, Goldfajn, I. e Minella, A. (2003). "Inflation targeting in emerging market economies". *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 18, 365-400.
- Friedman, M. (1968). "The role of monetary policy". *American Economic Review*, vol. 58, 1-17.

- Garcia, M. e Salomão, J. (2006). "Alongamento dos títulos de renda fixa no Brasil". In: Bacha, E. e Oliveira, L. C (org). *Mercado de Capitais e Dívida Pública*. Editora Contracapa.
- Guidotti, E. e Kumer, M. (1991). "Domestic public debt of externally indebted countries". *FMI occasional paper 80*.
- Gosselin, M., Lalonde, R., Parent, N. (2006). "MUSE: The Bank of Canada's new projection model of the United States". *Bank of Canada Review*, autumn, 19-31.
- Gregory, A. and Hansen, B. (1996). "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts". *Journal of Econometrics*, vol. 70, p. 99-126.
- Härdle, W., Horowitz, J. and Kreiss, J. (2003). "Bootstrap methods for time series". *International Statistical Review*, vol. 71, 2, p. 435-459.
- Harrison, R., Nikolov, K., Quinn, M., Ramsay, G. Scott, A. Thomas, R. (2005). "The Bank of England quarterly model". *Bank of England*.
- Inoe, A. e Kilian, L. (2002). "Bootstrapping smooth functions of slope parameters and innovation VAR( $\infty$ ) models". *International Economic Review*, vol. 43, 309-332.
- King, R. (2000). "The new IS-LM model: Language, logic, and limits". *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, vol. 86, 45-103.
- Kirsanova, T., Stehn, S. e Vines, D. (2005). "The interactions between fiscal policy and monetary policy". *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 21, 532-564.
- Kydland, F. e Prescott, E. (1977). "Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans". *Journal of Political Economy*, vol. 85, 473-492.
- Lambertini, L. e Rovelli, R. (2003). "Monetary and fiscal policy coordination and macroeconomic stabilization: A theoretical analysis". *Working paper, Universidade de Bolonha*.
- Lara Resende, A. (2006). "Em defesa dos títulos de indexação financeira". In: Bacha, E. e Oliveira, L. (org). "Mercado de Capitais e Dívida Pública". Ed. Contracapa.

- Leeper, E. (1991). "Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies". *Journal of Monetary Economics*, vol. 27, 129-147.
- Lopes, F. (1998). "The transmission mechanism of monetary policy in a stabilizing economy: Notes on the Case of Brazil". *BIS Policy Paper*, 3.
- Loyo, E. (2006). "Política monetária e alongamento da dívida pública". In: Bacha, E. e Oliveira, L. C (org). *Mercado de Capitais e Dívida Pública*. Editora Contracapa.
- Lucas, R. (1976). "Econometric policy evaluation: A critique". *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.
- Ludvigson, S., Steindel, C. e Lettau, M. (2002). "Monetary policy transmission through the consumption-wealth channel". *Federal Reserve Bank of New York*, 117-128, may.
- Lutkepohl, H. e Kratzig, M. (2004). "Applied econometric time series". Cambridge University Press.
- MacKinnon, J. (2002). "Bootstrap inference in econometrics". *The Canadian Journal of Economics*, vol. 35, 615-645.
- McCallum, B. T. e Nelson, E. (2006). "Monetary and fiscal theories of price level: The irreconcilable differences." *NBER working paper 11869*.
- Modigliani, F. (1944). "Liquidity preference and the theory of interest and money". *Econometrica*, 12, 45-88.
- Modigliani, F. (1963). "The monetary mechanism and its interaction with real phenomena". *Review of Economics and Statistics*, 45, 79-107.
- Modigliani, F. e Sutch, R. (1966). "Innovations in interest rate policy". *The American Economic Review*, vol. 56, 178-197.
- Muinhos, M. K. e Alves, S.A.L. (2003). "Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy". *Working Paper Banco Central do Brasil*, 64.
- Murchison, S. e Rennison, A. (2006). "ToTEM: The Bank of Canada's new quarterly projection model". Bank of Canada, Technical Report, 97.
- Muscattelli, V. Tirelli, P. e Trecroci, C. (2004). "Fiscal and monetary policy interactions: Empirical evidence and optimal policy using a structural new-Keynesian model". *Journal of Macroeconomics*, vol. 26, 257-280.



- New Zealand Economic's Department (2004). "The reserve bank's forecasting and policy system". Technical Pamphlet Provided by New Zealand Central Bank.
- Nonenberg, M. e Lameiras, M. A. (2005). "Preços das commodities e o IPA". *Nota Técnica, Boletim de Conjuntura*, 69. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Nordhaus, W. (1994). "Policy games: Coordination and independence in monetary and fiscal policies". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 139-216.
- Pastore, A. C. (1996). "Por que a política monetária perde eficácia". *Revista Brasileira de Economia*, vol. 50, 281-311.
- Pastore, A. C. (2006). "As letras financeiras do tesouro e a eficácia da política monetária". In: Bacha, E. e Oliveira, L. (org). "Mercado de Capitais e Dívida Pública". Ed. Contracapa.
- Patinkin, D. (1947). "Price flexibility and full employment". *American Economic Review*, 38, 543-564.
- Perroti, R. (2007). "In search of the transmission of fiscal policy". *NBER macroeconomics annual*, vol. 22, version july, 30.
- Pigou, A. C. (1943). "The classical stationary state". *Economic Journal*, 53, 343-351.
- Pindyck, R. (1975). "Optimal stabilization policies under decentralized control and conflicting objectives." *MIT working paper 765-75*.
- Reis, E., Cavalcanti, M. A., Castro, A.R., Emerson, R.A. e Hernandez, B.M. (1999). "Model for projections and simulations of the Brazilian economy". *Texto para Discussão IPEA*, 619.
- Rothenberg, T. and Stock, J. (1997). "Inference in a nearly integrated autoregressive model with nonnormal innovations". *Journal of Econometrics*, vol. 80, p. 269-286.
- Sargent, T. (1981). "The ends of four big inflations". *Fed Minneapolis working paper 158*.

- Sargent, T e Wallace, N. (1981). "Unpleasant monetarist arithmetic". *Quarterly Review Federal Reserve Bank of Minneapolis*, vol. 5, 1-18.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, 48, 1-48.
- Svensson, L. (1999). "Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation target". *European Economic Review*, vol. 41, 1111-1146.
- Taylor, J. (1993). "Discretion versus policy rules in practice". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
- Tobin, J. (1963). "An essay on the principles of debt management". In: *Fiscal and Debt Management Policies*, Commission on Money and Credit. Reprinted by Cowles Foundation Paper 195.
- Tobin, J. (1980). "Asset accumulation and economic activity: Reflections on contemporary macroeconomic theory". *Yrjö Jahnsson Lectures*, The University of Chicago Press.
- Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995). "Statistical inference in vector autoregressions with possible integrated processes". *Journal of Econometrics*, vol. 66, p. 225-250.
- Woodford, M. (1997). "Control of public debt: A requirement for price stability". In: Calvo, G. e King, M.; *The debt burden and monetary policy*. London: MacMillan.
- Woodford, M. (2003). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*". Princeton University Press.