

Fundação Getúlio Vargas  
Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE

## Política Fiscal e Impactos Produtivos dos Gastos Públicos

Tese submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação  
Getúlio Vargas como requisito parcial para obtenção do  
título de Doutor em Economia

Aluno: José Oswaldo Cândido Júnior

Professor Orientador: Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira

Rio de Janeiro  
2008

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Fundação Getúlio Vargas  
Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE

## Política Fiscal e Impactos Produtivos dos Gastos Públicos

Tese submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação  
Getúlio Vargas como requisito parcial para obtenção do  
título de Doutor em Economia

Aluno: José Oswaldo Cândido Júnior

Banca Examinadora:

Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira (Orientador, EPGE-FGV)

Carlos Eugênio Ellery Lustosa da Costa (EPGE-FGV)

João Victor Issler (EPGE-FGV)

Carlos Hamilton de Araújo (Banco Central do Brasil)

Angelo José Mont'Alverne Duarte (Ministério da Fazenda)

Rio de Janeiro  
2008

## Ficha Catalográfica

Cândido Júnior, José Oswaldo

Política fiscal e Impactos Produtivos dos Gastos Públicos / José Oswaldo Cândido Júnior.  
– Rio de Janeiro, 2008.  
156 p. : gráfs., tabs.

Tese (doutorado) – Fundação Getúlio Vargas. Escola de Pós-Graduação em Economia,  
2008.

Inclui Bibliografia.

1. Macroeconomia. 2. Finanças Públicas. 3. Política Fiscal. 4. Gastos Públicos.  
5. Séries Temporais.

I. Título.

CDD 336.3



FUNDAÇÃO  
GETULIO VARGAS

**EPGE**

Escola de Pós-Graduação  
em Economia

## LAUDO SOBRE TESE DE DOUTORADO

### TERMO DE APROVAÇÃO

**JOSÉ OSWALDO CÂNDIDO JÚNIOR**

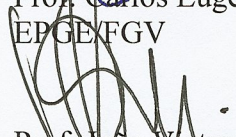
#### **POLÍTICA FISCAL E IMPACTOS PRODUTIVOS DOS GASTOS PÚBLICOS**

Tese aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia no curso de Doutorado em Economia desta Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), pela banca examinadora composta pelos professores a seguir:

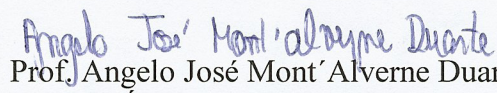
Orientador:

  
Prof. Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira  
EPGE/FGV

  
Prof. Carlos Eugênio Ellery Lustosa da Costa  
EPGE/FGV

  
Prof. João Victor Issler  
EPGE/FGV

  
Prof. Carlos Hamilton de Araújo  
BANCO CENTRAL DO BRASIL

  
Prof. Angelo José Mont'Alverne Duarte  
MINISTÉRIO DA FAZENDA



Rio de Janeiro, 06 de junho de 2008.

## **Agradecimentos**

Gostaria de agradecer algumas pessoas e instituições que direta e indiretamente contribuíram para realização desse trabalho.

Ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) por manter um programa de capacitação dos servidores que é um exemplo de valorização e orgulho institucional.

Aos professores da EPGE pela excelência acadêmica e aos colegas com os quais compartilhei as alegrias e dificuldades de cursar um Doutorado de alto nível.

Ao meu orientador, Pedro Cavalcanti Ferreira, pelo direcionamento preciso em todos os momentos solicitados.

Aos membros da Banca Examinadora, pela paciência na leitura dos artigos e pelas valiosas contribuições.

À minha esposa Márcia, pelo incentivo, motivação e apoio constante no período que passamos no Rio e na fase final desse trabalho, já em Brasília. Seu companheirismo, amor e dedicação foram fundamentais para que esse desafio fosse superado.

Aos meus filhos, Daniel e Davi, que são os faróis da minha vida. Que esse trabalho possa servir de exemplo de que um dos principais legados que um pai pode deixar aos seus filhos é o gosto pela educação.

Aos meus pais, José Oswaldo (in memoriam) e Geny, e pais de criação, Américo (in memoriam) e Felicidade, por compreenderem a importância da educação e sempre me apoiarem durante a minha formação.

À Deus, pela força interior, proteção e luz, sobretudo nos momentos mais difíceis.

## Resumo

Esta tese é composta por três ensaios que versam sobre os efeitos macroeconômicos da Política Fiscal, especialmente sobre os principais agregados, tais como Produto, Investimento, Consumo e a Produtividade Geral da Economia. A literatura econômica e os trabalhos empíricos não são consensuais com relação à natureza dos impactos produtivos da Política Fiscal, mesmo para o caso do capital público. O objetivo dessa Tese não é buscar esse consenso, mas acrescentar à literatura novas evidências sobre os países em desenvolvimento da América Latina.

O primeiro ensaio investiga as relações dinâmicas (no curto e longo prazo) entre investimento público e produto e investimento público e a Produtividade Total dos Fatores (PTF) para a Argentina, Brasil e Chile. Os resultados encontrados para os três países foram unânimes quando se refere a uma relação de longo prazo positiva entre investimento público e produto. O mesmo não se pode afirmar com respeito aos impactos de longo prazo entre investimento público e produtividade total dos fatores.

O segundo ensaio aperfeiçoa a discussão do artigo anterior ao inquirir os efeitos não somente do investimento público, mas também do consumo do governo. Além disso, os impactos são avaliados sobre o PIB e seus principais componentes, tais como consumo das famílias e investimento privado. Os resultados desse capítulo sugerem que, no longo prazo, os investimentos públicos tendem a afetar positivamente o produto e o consumo das famílias. O consumo do governo afeta negativamente o produto e os investimentos privados para a maioria dos países. No entanto, esse resultado não é absoluto e depende do nível relativo do consumo do governo. No curto prazo, os resultados de uma política de estabilização ativa baseados nos pressupostos keynesianos são bastante limitados em termos de magnitude e duração ao longo do tempo.

O terceiro ensaio analisa a consistência da política fiscal no Brasil, a partir de 1999, sob a perspectiva da estabilidade macroeconômica e seus efeitos de longo prazo sobre a sustentabilidade da dívida pública. Vale ressaltar que a consistência da política fiscal no médio e no longo prazos é fundamental para se vislumbrar um crescimento econômico sustentado. Os resultados indicam que, na formação de suas expectativas, o mercado observa apenas o número do superávit primário e o nível da dívida pública, desconsiderando a consistência do superávit primário, o que sugere certo grau de miopia em relação à política fiscal brasileira.

Palavras-Chave: Aspectos Macroeconômicos das Finanças Públicas, Política Fiscal, Gastos Públicos, Modelos de Séries Temporais, Expectativas.

## Abstract

This thesis is composed of three essays concerning the macroeconomic effects of the main aggregates, such as product, investment, consumption and Total Factor Productivity (TFP) for fiscal policy. Since there is no consensus in the applied economic literature regarding the nature of productive impacts for Fiscal Policy, even in the case of public capital, this thesis contributes to the debate by adding new evidences to the literature, as far as developing countries of Latin America are concerned.

The first essay investigates the dynamic effects (in the short and long term) of public investment on product and Total Factor Productivity (TFP) for Argentina, Brazil and Chile. The results for the three countries were incisive regarding the long-term positive relationship between public investment and product, whereas the long-term impacts between public investment and TFP could not be stood.

The second essay broads and deepens the discussion of the previous article by adding to it an investigation of the effects of government consumption. Besides, the impacts are evaluated on GDP and its two major components, household consumption and private investment. The results suggest that public investments tend to have a direct effect on the product and household consumption in the long-term. On the other hand, government consumption relates inversely with product and private investment for most sampled countries, although this result is conditioned to the relative level of government consumption. Notwithstanding, the results of an active policy of stabilization based on keynesian assumptions are quite limited in terms of magnitude, as short length of time is considered into the analysis.

The third essay focuses on the consistency of fiscal policy in Brazil from the perspective of macroeconomic stability and its effects on long-term sustainability of public debt. The consistency of fiscal policy in the medium and long-term is crucial to achieve a sustained economic growth. The empirical findings indicate that the market observes only the volume of primary surplus and the level of public debt, neglecting the consistency of the primary surplus, which suggests some degree of myopia in relation to brazilian fiscal policy.

Keywords: Macroeconomic Aspects of Public Finance, Fiscal Policy, Public Spending, Time Series Models, Expectations.



## **Lista de Gráficos**

### **Capítulo 1**

Gráfico 1 – Taxa de Investimento Público – Média do Período 1970-2000	27
Gráfico 2 – Evolução da Taxa de Investimento Público	27

### **Capítulo 3**

Gráfico 1 – Superávit Primário do Setor Público Consolidado (acumulado em 12 meses em % do PIB)	85
Gráfico 2 – Dívida Líquida do Setor Público Consolidado (% do PIB)	85
Gráfico 3 – Expectativas do Superávit Primário (t+1 ano , t+2 anos e t+3anos)	87
Gráfico 4 – Expectativas da DLSP (t+1 ano , t+2 anos e t+3anos)	87
Gráfico 5 – Despesa Paga (últimos 12 meses) dividida pela Despesa Autorizada (últimos 12 meses)	101
Gráfico 6 – Restos a Pagar Pago (últimos 12 meses) dividido pela Despesa Primária Paga (últimos 12 meses)	102

## **Lista de Figuras**

### **Capítulo 1**

Figura 1 - Argentina: Função Impulso Resposta	41
Figura 2 - Argentina: Função Impulso Resposta Acumulada	42
Figura 3 - Brasil: Função Impulso Resposta (Investimento Público, PTF, Produto)	43
Figura 4 - Brasil: Função Impulso Resposta Acumulada (Investim. Pub., PTF, Produto)	44
Figura 5 - Brasil: Função Impulso Resposta (PTF, Produto, Investim. Pub.)	45
Figura 6 - Brasil: Função Impulso Resposta Acumulada - (PTF, Produto, Investim. Pub.)	46
Figura 7 - Chile: Função Impulso Resposta - (Investimento Público, PTF, Produto)	47
Figura 8 - Chile: Função Impulso Resposta Acumulada (Investim. Pub, PTF, Produto)	48
Figura 9 Chile: Função Impulso Resposta (PTF, Investimento Público Produto)	49
Figura 10 Chile: Função Impulso Resposta Acumulada (PTF, Investim. Pub. Produto)	50

### **Capítulo 2**

Figura 4.1 – Argentina: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos	73
Figura 4.2 – Brasil: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos	73
Figura 4.3 – Chile: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos	74
Figura 4.4 – Colômbia: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos	74
Figura 4.5 – México: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos	75
Figura 4.6 – Venezuela : Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos	75
Figura 4.7 – Argentina: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo	124
Figura 4.8 – Argentina: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público	125

Figura 4.9 – Brasil: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo	126
Figura 4.10 – Brasil: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público	127
Figura 4.11 – Chile: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo	128
Figura 4.12 – Chile: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público	129
Figura 4.13 – Colômbia: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo	130
Figura 4.14 – Colômbia: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público	131
Figura 4.15 – México: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo	132
Figura 4.16 – México: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público	133
Figura 4.17 – Venezuela: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo	134
Figura 4.18 – Venezuela: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público	135

### Capítulo 3

Figura 1 : Relação entre os Restos a Pagar Cancelados no ano t e Restos a Pagar Inscritos no ano t-1	100
Figura 2 - Função Resposta a Impulso: $sp \rightarrow spt1$	139
Figura 3 - Função Resposta a Impulso: $dlsp \rightarrow dt1$	140
Figura 4 - Função Resposta a Impulso: $ddpda \rightarrow spt1$	141
Figura 5 - Função Resposta a Impulso: $ddpda \rightarrow dt1$	142
Figura 6- Função Resposta a Impulso: $rpdp \rightarrow spt1$	143
Figura 7 - Função Resposta a Impulso: $rpdp \rightarrow dt1$	144

## **Lista de Quadros**

### **Capítulo 2**

Quadro 3.1 - Proporção dos Gastos Públicos em relação ao PIB (%) – Média do Período 1970-2002	68
Quadro 4.1 - Relações de Longo Prazo – Gastos Públicos e Produto	70
Quadro 4.3 – Multiplicadores dos Gastos Públicos	78
Quadro 4.4 – Relações de Longo Prazo – Variáveis Fiscais e Componentes do PIB	79
Quadro 4.5 - Multiplicadores dos Gastos Públicos - Componentes do PIB	81
Quadro 4.6 - Respostas Acumuladas do Produto, do Consumo do Governo e do Investimento Público em função de um Choque do Consumo do Governo	136
Quadro 4.7 – Respostas Acumuladas do Produto, do Consumo do Governo e do Investimento Público em função de um Choque do Investimento Público	137

## Lista de Tabelas

### Capítulo 1

Tabela 2.1 – Custo da Construção de 1 Km de rodovia similar em países selecionados (em dólares de 1985)	22
Tabela 2.2 - Relação TFP induzida pela produção pública de bens de capital e TFP induzida pela produção privada de bens de capital	24
Tabela 5.1- Testes de Causalidade de Granger	33
Tabela 5.2 - Elasticidade Produto-Investimento Público - Teste de Cointegração de Johansen	34
Tabela 5.3 - Elasticidade TFP-Investimento Público - Teste de Cointegração de Johansen	35
Tabela 5.4 - Resultado do Modelo de Correção de Erros para a relação entre o Produto (Y) e o Investimento Público (IG)	38
Tabela 5.5 - Resultado do Modelo de Correção de Erros para a relação entre a TFP e o Investimento Público (IG)	39
Tabela 5.6 - Argentina: Decomposição de Variância - Ordenamento do VAR : TFP, Produto e Investimento Público	51
Tabela 5.7 - Brasil: Decomposição de Variância - Ordenamento do VAR : Investimento Público, TFP e Produto	52
Tabela 5.8 - Brasil: Decomposição de Variância - Ordenamento do VAR : TFP, Produto e Investimento Público	52
Tabela 5.9 - Chile: Decomposição de Variância - Ordenamento do VAR : Investimento Público, TFP e Produto	53
Tabela 5.10 - Chile: Decomposição de Variância - Ordenamento do VAR : TFP, Investimento Público e Produto	53

## Capítulo 2

Tabela 4.1 – Argentina – Testes de Raiz Unitária	118
Tabela 4.2 – Brasil – Testes de Raiz Unitária	118
Tabela 4.3 – Chile – Testes de Raiz Unitária	118
Tabela 4.4 – Colômbia – Testes de Raiz Unitária	118
Tabela 4.5 – México – Testes de Raiz Unitária	118
Tabela 4.6 – Venezuela – Testes de Raiz Unitária	119
Tabela 4.7 – Relação de Longo Prazo – Variáveis Fiscais e PIB – Argentina – Teste de Cointegração de Johansen	119
Tabela 4.8 – Relação de Longo Prazo – Variáveis Fiscais e PIB – Brasil – Teste de Cointegração de Johansen	120
Tabela 4.9 – Relação de Longo Prazo – Variáveis Fiscais e PIB – Chile – Teste de Cointegração de Johansen	120
Tabela 4.10 – Relação de Longo Prazo – Variáveis Fiscais – Colômbia – Teste de Cointegração de Johansen	121
Tabela 4.11 – Relação de Longo Prazo – Variáveis Fiscais e PIB – México – Teste de Cointegração de Johansen	121
Tabela 4.12 – Relação de Longo Prazo – Variáveis Fiscais e PIB – Venezuela – Teste de Cointegração de Johansen	122
Tabela 4.13 – Critérios de seleção de lags da ordem do Modelo de Correção de Erros	122
Tabela 4.14 – Testes de Raiz Unitária – Zivot e Andrews – Consumo Privado	123
Tabela 4.15 – Testes de Raiz Unitária – Zivot e Andrews – Investimento Privado	125

## Capítulo 3

Tabela 1 – Execução da Programação Financeira do Governo Central (R\$ milhões)	98
Tabela 2 - Teste KPSS para estacionariedade	138

## Sumário

<b>Apresentação</b>	<b>15</b>
---------------------	-----------

### Capítulo 1

<b>Efeitos do Investimento Público Sobre o Produto e a Produtividade: Uma Análise Empírica</b>	<b>17</b>
<b>1.1 Introdução</b>	<b>17</b>
<b>1.2 Revisão da Literatura</b>	<b>18</b>
<b>1.3 Os Dados</b>	<b>26</b>
<b>1.4 A Metodologia dos Vetores Autoregressivos</b>	<b>28</b>
1.4.1 Teste de Causalidade de Granger	29
1.4.2 Teste de Cointegração de Johansen	30
1.4.3 Função Impulso-Resposta e Decomposição de Variância	31
<b>1.5 Resultados</b>	<b>32</b>
1.5.1 Testes de Causalidade	32
1.5.2 Testes de Cointegração	33
1.5.3 Impulso-Resposta	39
1.5.4 Decomposição de Variância	50
<b>1.6 Conclusões</b>	<b>53</b>

### Capítulo 2

<b>Impactos Macroeconômicos dos Gastos Públicos na América Latina</b>	<b>55</b>
<b>2.1 Introdução</b>	<b>55</b>
<b>2.2 Metodologia</b>	<b>58</b>
<b>2.3 Descrição dos Dados</b>	<b>67</b>

<b>2.4 Resultados</b>	<b>68</b>
2.4.1 Relações de Longo Prazo	68
2.4.2 Resposta a Impulso e Dinâmica de Curto Prazo	71
2.4.3 Gastos Públicos e os Componentes do Produto	78
<b>2.5 Conclusões</b>	<b>81</b>
<b>Capítulo 3</b>	
<b>É o Mercado Míope em Relação à Política Fiscal Brasileira?</b>	<b>84</b>
<b>3.1 Introdução</b>	<b>84</b>
<b>3.2 Expectativas e a Política Macroeconômica</b>	<b>89</b>
<b>3.3 Variáveis da Contabilidade Pública e o Superávit Primário do Governo Central</b>	<b>92</b>
<b>3.4 Metodologia</b>	<b>103</b>
3.4.1 Análise VAR	105
<b>3.5 Conclusões</b>	<b>108</b>
<b>Considerações Finais</b>	<b>109</b>
<b>Referências Bibliográficas</b>	<b>111</b>
Apêndice A – Tabelas Complementares – Capítulo 2	118
Apêndice B – Figuras Complementares – Capítulo 2	124
Apêndice C – Quadros Complementares – Capítulo 2	136
Apêndice D – Tabela Complementar – Capítulo 3	138
Apêndice E - Figuras Complementares – Capítulo 3	139



## **Apresentação**

Esta tese é composta por três ensaios que versam sobre os efeitos macroeconômicos da Política Fiscal, especialmente sobre os principais agregados, tais como o Produto, Investimento, Consumo e a Produtividade Geral da Economia. A literatura econômica não é consensual com relação à natureza dos impactos produtivos da Política Fiscal. Alguns autores defendem que a participação do governo pode ser importante para estimular o crescimento econômico, sobretudo por meio dos investimentos públicos. Por exemplo, os investimentos públicos em estradas, portos, aeroportos, telecomunicações e energia são considerados fundamentais para acelerar os investimentos privados e o crescimento econômico.

Por outro lado, alguns economistas acreditam que os efeitos da expansão dos gastos públicos podem ser danosos à economia, especialmente porque o setor público pode operar de forma ineficiente e burocrática. Além disso, a maior parte do financiamento público ocorre por meio de impostos que distorcem a alocação dos recursos e assim geram ineficiência econômica.

A literatura empírica também não aponta para resultados definitivos. Existem evidências que indicam para diferentes direções, mesmo para o caso específico dos impactos do capital público. Nesta tese foram utilizadas técnicas de séries temporais na abordagem empírica. O modelo escolhido foi o de vetores autoregressivos (modelo VAR) porque ele avalia as relações empíricas entre as variáveis fiscais e macroeconômicas sem determinar uma causalidade *a priori* entre essas variáveis. Por exemplo, não se pode descartar a possibilidade de causalidade reversa entre gastos públicos e os diversos componentes do produto. Além disso, a teoria econômica não estabelece uma relação fechada ou fortemente consolidada da política fiscal e seus efeitos macroeconômicos.

O primeiro capítulo investiga as relações dinâmicas (no curto e longo prazo) entre investimento público e produto e investimento público e a Produtividade Total dos Fatores (PTF). A amostra é composta de três países da América do Sul: Argentina, Brasil e Chile no período de 1970-2000. Os países foram escolhidos de acordo com a importância econômica na região e também devido à significativa participação do investimento público. Os resultados encontrados para os três países foram unânimes quando se refere a uma relação de longo prazo positiva entre investimento público e produto. O mesmo não se pode afirmar com respeito aos impactos de longo prazo entre investimento público e produtividade total dos fatores.

O segundo capítulo aperfeiçoa a discussão do capítulo anterior ao inquirir os efeitos não somente do investimento público, mas também do consumo do governo. Além disso, os impactos são avaliados sobre o PIB e seus principais componentes, tais como consumo das famílias e investimento privado. A metodologia empírica foi ampliada e melhorada com o emprego dos recursos do modelo dos vetores autoregressivos cointegrados. A amostra dos países em análise também foi expandida e passou a incluir as seis principais economias latino-americanas: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela entre os anos 70 e 2000.

Os resultados desse capítulo sugerem que, no longo prazo, os investimentos públicos tendem a afetar positivamente o produto e o consumo das famílias. O consumo do governo afeta negativamente o produto e os investimentos privados para a maioria dos países. No entanto, esse resultado não é absoluto e depende do nível relativo do consumo do governo em relação ao investimento público. A idéia é que um gasto público considerado produtivo (improdutivo) possa vir a se tornar improdutivo (produtivo), quando seu montante se torna excessivo (escasso). No curto prazo, os resultados de uma política de estabilização ativa baseados nos pressupostos keynesianos são bastante limitados em termos de magnitude e duração ao longo do tempo.

O terceiro capítulo ou ensaio analisa a consistência da política fiscal no Brasil, a partir de 1999, sob a perspectiva da estabilidade macroeconômica e seus efeitos de longo prazo sobre a sustentabilidade da dívida pública. Vale ressaltar que a consistência da política fiscal no médio e no longo prazos é fundamental para se vislumbrar um crescimento econômico sustentado.

Nesse sentido, a execução de uma regra de política fiscal intertemporal crível tem sido defendida pelos economistas na definição de um ambiente macroeconômico previsível e redutor das incertezas para os agentes econômicos. Esse ensaio inova ao utilizar variáveis de contabilidade pública para avaliar se as expectativas do superávit primário e as expectativas da dívida pública são influenciadas por dois indicadores que denotam a consistência do número do superávit primário divulgado. Os resultados indicam que, na formação de suas expectativas, o mercado observa apenas o número do superávit primário e o nível da dívida pública, desconsiderando a consistência do superávit primário, o que sugere certo grau de miopia em relação à política fiscal brasileira.

Portanto, em virtude da centralidade da política fiscal no gerenciamento da política econômica brasileira, destaca-se a necessidade de obterem-se indicadores que diminuam possíveis assimetrias de informação entre o governo e o mercado.

# **CAPÍTULO 1 - EFEITOS DO INVESTIMENTO PÚBLICO SOBRE O PRODUTO E A PRODUTIVIDADE: UMA ANÁLISE EMPÍRICA**

## **1.1. Introdução**

O grau de importância que é dado ao investimento como impulsionador do crescimento econômico ou do nível de renda per capita tem mudado ao longo do tempo. As teorias baseadas no modelo de Harrod-Domar atribuíam um papel fundamental ao capital nas décadas de 50 e 60. Essa vertente predominou, sobretudo nos países subdesenvolvidos, como orientação de política econômica. Por outro lado, os estudos mais recentes sugerem que a acumulação de fatores não é o elemento preponderante para explicar as diferenças de renda per capita e destacam a produtividade geral dos fatores (PTF) como variável que passa a exercer esse papel (a este respeito ver Klenow and Rodriguez, 1997; Prescott, 1998, Hall and Jones, 1999 e Easterly and Levine, 2001).

Diante desse cenário, o papel do investimento público nos países em desenvolvimento, como estratégia de acumulação de capital, também sofre esse movimento pendular. Entre os anos 50 e 70, as políticas econômicas que objetivavam atingir o nível de desenvolvimento dos países ricos se norteavam por um elevado grau de participação do setor público na acumulação de capital. Nesse caso, justifica-se inclusive o endividamento público como forma de financiamento dos investimentos de modo a garantir um maior retorno econômico e social no futuro. No entanto, a partir do final dos anos 80 e 90, as reformas econômicas dos países subdesenvolvidos caminharam no sentido de tornar as economias com maior grau de participação do setor privado sob a prerrogativa de melhorar a eficiência geral da economia. Portanto, os fatos estilizados mostram que os investimentos públicos nos países da América do Sul caíram significativamente a partir dos anos 80. A título de exemplo, a taxa média de investimento público na Argentina, Brasil e Chile que foi de 8,0% do PIB no período 1970-79, caiu para 5,3% do PIB no período 1980-89 e declinou para 3,9% do PIB entre 1990-2000. Essa queda resulta da adoção de políticas de estabilização e das próprias reformas estruturais liberalizantes, tais como as privatizações.

Quais os impactos para essas economias dessa acentuada queda do investimento público? Para analisar estes impactos em termos macroeconômicos observam-se dois fenômenos citados na literatura: os efeitos do investimento público sobre a renda per capita desses países (efeito direto sobre o produto) e sobre a Produtividade Total dos Fatores - PTF

(efeito indireto sobre o produto). A amostra escolhida abrange três países da América do Sul (Argentina, Brasil e Chile) no período de 1970-2000. Os países foram escolhidos de acordo com a importância econômica na região e também devido à significativa participação do investimento público. O método econométrico a ser utilizado é o de vetores autoregressivos que permite a realização de diversos testes e instrumentos empíricos: testes de causalidade de Granger, relação de cointegração, análise de impulso-resposta e decomposição de variância. Essa metodologia foi empregada devido ao maior grau de flexibilidade econométrica, dado que inexistia um modelo estrutural consagrado para se analisar a relação entre investimento público, produto e PTF. Adicionalmente, não se pretende estabelecer a priori uma relação de causalidade entre as variáveis.

Este capítulo é composto de seis seções contando com essa introdução. A próxima seção apresenta uma breve evolução teórica e um esquema de classificação dos trabalhos empíricos que analisam os possíveis efeitos do investimento público sobre o produto e o crescimento econômico. A terceira seção discute a origem dos dados e analisa a evolução do investimento público para os países da amostra. A quarta seção trata da metodologia empregada. A quinta seção apresenta os resultados e a última seção está reservada para as conclusões.

## 1.2. Revisão da Literatura

A acumulação de capital sempre teve papel central nas teorias de crescimento ou desenvolvimento econômico. No entanto, ao longo do século passado as teorias vigentes modificaram e qualificaram o grau de importância atribuído a essa acumulação na explicação das taxas de crescimento econômico ou dos níveis de renda per capita. O investimento público sempre esteve presente como variável importante para acelerar o processo de industrialização dos países subdesenvolvidos e em desenvolvimento.

Nas décadas de 50 e 60, as teorias do crescimento de inspiração keynesiana defendiam que a acumulação de capital era o determinante chave do crescimento econômico. Nos modelos Harrod-Domar a taxa de crescimento ( $g$ ) é dada pela relação entre a propensão média a poupar ( $s$ ) – destinada para o investimento - e a proporção capital-produto ( $k$ ) – medida de eficiência no uso dos recursos<sup>1</sup>. Logo,  $g$  seria maximizada aumentando  $s$  e reduzindo  $k$ . No

---

<sup>1</sup> Note que  $s=S/Y$  e  $k=\Delta K/\Delta Y=I/\Delta Y= S/\Delta Y$  e então usando as duas relações acima obtém-se:

entanto, embora a taxa de crescimento econômico dependesse de  $k$ , os economistas defensores dessa teoria enfatizavam que o problema das economias subdesenvolvidas residia muito mais na deficiência de capital do que na ineficiência da utilização dos recursos (Athukorala e Sen, 2002).

Por outro lado, no final da década de 50, uma teoria concorrente questionava o papel do investimento como determinante do crescimento econômico. O modelo neoclássico de Solow-Swan (Solow, 1956 e Swan, 1956) defende que a taxa de crescimento no longo prazo depende do progresso tecnológico exógeno e que a quantidade de capital somente afeta o nível de renda per capita de estado estacionário e o crescimento durante o período de transição.

Se as economias são idênticas, exceto pela quantidade de capital, o modelo neoclássico prevê que os países pobres (menor estoque de capital per capita) cresceriam mais que os países ricos (maior estoque de capital per capita). A convergência absoluta é prevista em razão da propriedade dos retornos decrescentes de capital derivado das hipóteses do modelo. No entanto, se as economias apresentam estruturas distintas, tais como a propensão a poupar, a taxa de crescimento populacional e a posição da função de produção, cada país irá para o seu próprio estado estacionário e a convergência prevista é condicional.

Além disso, extensões do modelo neoclássico (final dos anos 80) incluíram mais variáveis de controle para explicar a convergência condicional, sobretudo vinculadas às políticas públicas, tais como consumo do governo, estrutura tributária, direitos de propriedade e distorções dos mercados domésticos (Barro, 1997). O interesse sobre estudos na área de crescimento e desenvolvimento ganhou novo impulso nos anos 80. Esse renascimento foi motivado - entre outros fatores - pela disponibilidade de uma ampla base de dados para os países (Summers-Heston da Penn World-Table) e os trabalhos seminais de Lucas (1998) e Romer (1986). Portanto, os efeitos da acumulação de capital e o nível de estado estacionário da renda per capita passam a depender de uma série de variáveis, o que relativiza a importância da acumulação de fatores, como capital físico, na determinação das diferenças de renda per capita e da taxa de crescimento para se atingir o estado estacionário<sup>2</sup>.

---


$$k = \frac{\Delta K}{\Delta Y} = \frac{I}{\Delta Y} = \frac{S}{\Delta Y} = \frac{\frac{S}{Y}}{\frac{\Delta Y}{Y}} = \frac{s}{g}, \text{ tal que : } g = \frac{s}{k}.$$

<sup>2</sup> Por exemplo, seguindo o raciocínio de Barro (1997), a taxa de crescimento depende do nível do produto per capita inicial ( $y$ ) e da meta de estado estacionário ( $y^*$ ). Mas  $y^*$  é influenciada pelas políticas públicas e pelo comportamento das famílias, quanto à poupança, fertilidade, oferta de trabalho e acúmulo de capital humano.

Arrow e Kurz (1970) foram os pioneiros em incorporar na estrutura do modelo de crescimento neoclássico o papel do capital público. A partir de uma função de produção Cobb-Douglas, desmembra-se o estoque de capital em capital privado (K) e capital público (G) e admite-se a hipótese de retornos constantes de escala nos insumos K,G e L (trabalho) e retornos decrescentes de escala nos insumos privados (K,L):

$$Y = K^\alpha G^\beta L^\gamma$$

$$\alpha, \beta, \gamma > 0$$

$$\alpha + \beta + \gamma = 1$$

$$\alpha + \gamma < 1$$

Existem dois canais pelos quais o capital público afetaria a produção: o canal direto através da variação de G com relação à variação de Y :  $\frac{\partial Y}{\partial G} > 0$  e um canal indireto, por meio do efeito sobre a produtividade marginal dos insumos trabalho e capital privado:

$$\frac{\partial Y_K}{\partial G} > 0; \frac{\partial Y_L}{\partial G} > 0.^3$$

Na tentativa de “endogeneizar” as explicações para o crescimento econômico<sup>4</sup> surgem as teorias de crescimento endógeno baseadas no modelo com tecnologia AK disseminada por Rebelo (1991). O capital K tem um sentido amplo e inclui, por exemplo, o capital humano. Barro (1990) e Barro e Sala-i-Martin (1992) destacam o papel dos gastos públicos e do seu financiamento na estrutura dos modelos endógenos. Seguindo essa estrutura, Ferreira (1994) modela o papel dos investimentos públicos sobre o crescimento levando em consideração o seu financiamento e sua composição com relação ao total dos gastos públicos. A função de produção é dada por :

$$y_t = A(g_i)^\phi k_t = A(\lambda g)^\phi k_t$$

---

Para dado  $y^*$ , o crescimento varia inversamente com  $y$  e para dado  $y$ , o crescimento varia diretamente com  $y^*$ , por exemplo, uma melhoria nas condições das políticas públicas.

<sup>3</sup> Supondo constante a utilização dos insumos, um aumento da produtividade dos fatores de produção gera uma expansão da produção.

<sup>4</sup> Note que no modelo de Solow a taxa de crescimento do produto per capita no longo prazo depende da taxa de progresso tecnológico que é exógena no modelo.

Onde  $g$  é a proporção dos gastos públicos com relação ao produto e  $g_i$  é a proporção dos investimentos públicos com relação ao produto,  $\phi$  é a produtividade do capital público e  $\lambda$  é a proporção dos investimentos públicos em relação à totalidade dos gastos públicos. No modelo de Ferreira (1994), os gastos públicos são financiados pelo imposto proporcional à renda (proporção  $\tau$ ) e os consumidores maximizam uma utilidade CES intertemporalmente sujeita à restrição de recursos<sup>5</sup>. A principal conclusão desse modelo é que não necessariamente o crescimento econômico irá ser menor em razão do aumento dos impostos e isto irá depender da magnitude do efeito positivo do investimento público sobre o produto (particularmente da elasticidade produto-investimento público e da proporção dos investimentos públicos em relação aos gastos públicos totais)<sup>6</sup>.

Portanto, muito embora tenha havido uma mudança de percepção dos estudiosos da área de desenvolvimento econômico descartando o “fundamentalismo do capital”, ainda destaca-se a importância do capital (incluindo o capital público) como um dos determinantes para explicar níveis de renda per capita por meio de seus efeitos diretos sobre a produção ou seus efeitos indiretos sobre a produtividade dos insumos privados. No entanto, a forma de interação entre insumos privados e públicos depende de um determinado conjunto de variáveis, tais como as instituições públicas, que definem, por exemplo, a composição dos gastos públicos, o financiamento desses dispêndios, o adimplemento dos contratos privados e a garantia dos direitos de propriedade, dentre outros fatores.

No entanto, existem outros autores, como Pritchett (2000) e Schmitz Jr. (2001), que são menos otimistas quanto o efeito positivo dos investimentos públicos sobre o produto e a produtividade da economia. Pritchett (2000) sugere que os investimentos em sua totalidade não necessariamente geram capital e isso é especialmente significativo para o caso dos investimentos públicos. “Ex-post”, o custo de um bem de capital e seu valor podem divergir por três razões: mudanças de preço relativo, mudanças tecnológicas e erros de avaliação. No entanto, o autor enfatiza que pode ocorrer uma distinção entre o custo e valor do bem de capital “ex-ante”. Do ponto de vista teórico, os investidores privados irão igualar o custo do

---

<sup>5</sup> Os agentes  $\max \int_0^{\infty} \frac{c_{(t)}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} e^{-\rho t} dt$  s.a.  $\dot{k}_{(t)} = (1-\tau)y_{(t)} - c_{(t)} - \delta k_{(t)} + V_{(t)}$ , onde  $V$  são transferências do governo,  $\rho$  é a taxa de desconto e  $\sigma$  é a elasticidade de substituição. Supõe-se ainda que o orçamento do governo é equilibrado em cada instante do tempo.

<sup>6</sup>  $\frac{\partial \gamma}{\partial \tau} = \frac{A(\lambda g)^{\phi}}{\sigma} \left[ \frac{(1-\tau)}{\tau} \phi \eta_{g\tau} - 1 \right]$  onde  $\gamma$  é a taxa de crescimento estacionária do produto e  $\eta_{g\tau}$  é a elasticidade dos gastos do governo com relação aos impostos.

investimento ao valor esperado do capital. No entanto, não existe nenhuma teoria positiva do comportamento do governo que garanta que haja igualdade “ex-ante” entre o custo e o valor esperado do capital. Ao contrário, os problemas de agência em organizações públicas (Milgrom e Roberts, 1992) e as evidências empíricas sugerem que há uma perda de eficácia do investimento público. Esse grau de eficácia ( $\gamma$ ) é medido pela relação entre o custo econômico (CE) - que é o custo mínimo para criar um determinado bem de capital dados uma tecnologia disponível e os preços relativos - e o custo efetivamente ocorrido (C).

Pritchett (2000) obtém algumas evidências esparsas que existem grandes diferenças de eficácia entre os países e entre os setores público e privado. Algumas dessas evidências são selecionadas: O retorno médio dos projetos do setor público financiados pelo Banco Mundial<sup>7</sup> (para um grupo de países selecionados no período entre 1973 e 1991) foi 14,1%. No entanto, os retornos apresentaram significativa variância, apresentando valores entre 0 e 25%. Embora essas divergências de retorno possam ser explicadas por choques de preços *ex-post*, operações ineficientes das instalações criadas, dentre outros fatores, existe uma elevada possibilidade que elas reflitam diferenças de eficácia do investimento. A segunda evidência refere-se ao custo de construção de similares rodovias em diversos países. O custo por quilometro é extremamente variável entre os países como mostra a tabela 2.1 abaixo:

**Tabela 2.1**  
**Custo da Construção de 1km de rodovia similar em países selecionados (em dólares de 1985)**

<b>País</b>	<b>Países com Alto custo</b>	<b>País</b>	<b>Países com Baixo custo</b>
Honduras	771.068	Chile	143.840
Etiópia	721.160	India	143.306
Guatemala	631.965	Costa Rica	131.966
El Salvador	540.632	Filipinas	111.343
Paquistão	434.650	Uruguai	95.440
Nigéria	426.839	Coréia	92.072
		Sri Lanka	5.277

Fonte: Pritchett (2000)

Qual é a racionalidade para este resultado de baixa eficácia do investimento público? A literatura sugere que os problemas de agência no setor público são maiores do que no setor privado, ou seja, é mais difícil para os cidadãos monitorarem e controlarem o custo dos investimentos do que os acionistas controlarem os gerentes.

<sup>7</sup> O Banco Mundial apenas financia os projetos e usa os mesmos procedimentos e o staff em todos países.



Três razões podem explicar esse fenômeno: a instituição estado é um monopólio; não existe um mercado para negociação dos direitos de posse dos ativos públicos e a natureza dos bens públicos<sup>8</sup>. O monopólio da tributação dá direito ao estado extrair recursos dos seus cidadãos e aplicar esses recursos em capital, que não foi diretamente escolhido pelos agentes. O setor público pode ainda restringir (monopólio da violência) o acesso e habilidade dos cidadãos no monitoramento através da restrição à informação e à transparência. Na prática, o nível de liberdade civil dos países está correlacionado inversamente com o poder de monopólio do estado. O segundo fator implica na ausência de sinalização - dado que não existe um preço da cidadania - e de incentivos, já que os que os cidadãos não podem oferecer bônus para que os gerentes públicos melhorem seu desempenho.

Schmitz Jr. (2001) utilizou dados sobre a economia do Egito e construiu um modelo para avaliar o quanto se perdeu de PTF nesse país por se adotar uma política em que o governo era o principal responsável pela produção de bens de investimento. Para estimar o impacto dessa política, Schmitz Jr. (2001) utilizou o modelo padrão de crescimento neoclássico a dois setores. O autor assume a existência de duas tecnologias — a do setor privado e a do setor público — para produção de bens de capital. Ambas tecnologias apresentam retornos constantes de escala, mas a tecnologia do setor público é considerada menos eficiente do que a do setor privado.

O autor simula os efeitos de duas políticas e mensura o impacto sobre a PTF da economia. Na primeira política, ele compara a PTF de estado estacionário no caso em que o governo é responsável por 100% da produção de bens de capital contra a PTF obtida se o setor privado fosse o único a produzir os bens de investimento. A segunda política é uma aproximação da realidade da economia do Egito : Uma PTF é obtida sob a hipótese de 75% da produção de bens de capital é pública e o restante atribuída ao setor privado<sup>9</sup>. Em seguida, compara-se esse valor com o caso de uma PTF originada a partir de uma produção de bens de capital realizada exclusivamente pelo setor privado.

A relação entre as PTF's pode ser expressa como o produto de duas proporções: A primeira decorre do efeito direto de uma produção menos eficiente do governo em relação à indústria privada no próprio setor de bens de capital. A menor eficiência do governo reduz o produto e a produtividade do trabalho no setor de bens de investimento. A segunda proporção

---

<sup>8</sup> A não rivalidade e o fato de não serem excludíveis fazem com que os bens públicos não sejam ofertadas em quantidade suficiente pelo setor privado.

<sup>9</sup> Admite-se nesse caso que os bens produzidos pelo setores privado e público são substitutos perfeitos e para compatibilizar com a hipótese de diferenças de produtividade entre setores é preciso taxar o setor privado e subsidiar o setor público.

é o efeito indireto que é disseminado para toda economia decorrente do menor estoque de capital per capita de estado estacionário disponível para o resto da economia. Isso reduz a produtividade do trabalho em todos setores da economia.

Uma variável crítica na calibração do modelo e da obtenção dos resultados é a diferença de eficiência entre os setores. Baseado em estudos como Handoussa (1991) para o Egito e Krueger e Tuncer (1982) para a Turquia em indústrias do setor de bens de capital e bens intermediários Schmitz Jr. (2001) atribui um valor de 0,5 para a relação entre a produtividade do setor público e a produtividade do setor privado na indústria de bens de investimento. Os resultados de Schmitz Jr. (2001) são resumidos na tabela abaixo :

**Tabela 2.2**  
**Relação TFP induzida pela produção pública de bens de capital**  
**e TFP induzida pela produção privada de bens de capital**

POLÍTICAS/EFEITOS	Efeito Direto $y_G/y_P$	Efeito Indireto $\left(k_G/k_P\right)^{\frac{1}{3}}$	Efeito Total
Política 1 - Produção pública de 100% no setor	0,9	0,707	0,636
Política 2 - Produção pública de 75% no setor	0,914	0,756	0,691

Fonte: Schmitz Jr (2001)

Obs.: O efeito direto é devido à redução de produção e da produtividade do trabalho no próprio setor de bens de capital.

O efeito indireto é devido à redução do capital per-capita e da produtividade do trabalho nos outros setores da economia.

Pela política 1 (ver tabela 2.2), a PTF agregada de estado estacionário é cerca de 64% da obtida se a produção de bens de capital fosse de exclusividade do setor privado, com queda estimada de 10% do produto e redução a 35% do estoque de capital per capita inicial. Os efeitos da política 2, que replica de perto o caso do Egito, sugerem que a PTF nessa economia foi cerca de 70% daquela que poderia ser alcançada, ou seja, uma perda de 30% em relação ao valor potencial.

A literatura econômica também apresenta diversos estudos empíricos que exploram a relação de longo prazo entre capital público, seja sob a forma de investimentos ou medidas físicas, e o produto ou crescimento econômico. O trabalho empírico de Aschauer (1989) é referencial nessa literatura e determinou a ampliação de uma linha de pesquisa nessa área. Aschauer (1989) examina os efeitos do investimento público sobre a economia americana, usando dados de séries temporais de 1949-85, e encontra um efeito positivo do investimento público sobre produto. Ele também sugere que a redução da produtividade americana, após os anos 70, pode ser atribuída à queda dos investimentos públicos.

No entanto, a literatura não chegou a um consenso com relação aos efeitos do investimento público. A rica e variada seqüência de trabalhos que se seguiram ao de Aschauer (1989) apresentam evidências que corroboram ou refutam os resultados deste autor. A controvérsia se origina em grande parte das diferenças das metodologias empregadas para avaliar o impacto do capital público sobre o produto e a produtividade.

Segundo estudo do IMF (2004), os trabalhos podem ser classificados segundo a uma tipologia que engloba quatro grandes categorias:

- a) Aqueles que utilizam funções de produção agregadas, nas quais o capital público entra como insumo, tal como o capital físico e o trabalho. Além disso, o capital público pode afetar a produtividade de outros insumos, como foi mencionado acima.
- b) Aqueles que estimam uma função custo ou função lucro, com objetivo de avaliar se o capital público reduz os custos e possibilita aumento da rentabilidade das firmas.
- c) Em outros estudos, o investimento público é utilizado como variável para explicar diferenças de renda per capita dos países (ao invés de explicar o crescimento econômico). Muitas vezes se destaca o efeito da infra-estrutura (telecomunicações, transportes e energia) como fator que pode explicar parte dessas diferenças.
- d) Outros artigos examinam a propriedade das séries temporais de produto, investimento, produtividade, dentre outras variáveis. Neste caso não se impõe uma relação de causalidade *a priori* e as várias possibilidades relacionais são examinadas a partir da metodologia dos vetores autoregressivos.

Este trabalho está enquadrado nesta última metodologia sob a hipótese que existe a possibilidade de causalidade reversa na relação entre produto e investimento público e produtividade total dos fatores (PTF) e investimento público. Essa escolha é justificada em razão dos problemas de endogeneidade, presença de tendências comuns ou mesmo erros de medida. Esses problemas tendem a viesar os resultados econométricos nos modelos de regressão tradicional empregados nos três primeiros tipos de trabalhos mencionados acima. Por isso, a opção metodológica por um modelo econométrico mais flexível, o que não exige uma conclusão cautelosa a respeito dos resultados obtidos.

### 1.3. Os Dados

Neste capítulo três séries temporais serão objeto de análise: a taxa de investimento público em relação ao PIB, a renda real per capita e a produtividade total dos fatores (PTF). A taxa de investimento foi obtida a partir do trabalho de Everhart e Sumlinski (2003) que compilam dados dos diversos relatórios do Banco Mundial, obtidos a partir das missões técnicas nos diversos países membros. Os dados de renda real per capita foram extraídos da base da Penn World Table (versão 6.1) do trabalho de Summers, Heston e Aten (2002). Os dados da PTF foram coletados da base do trabalho de Ferreira e Pessoa (2004). Três importantes economias da América do Sul foram selecionadas: Brasil, Argentina e Chile.

O período escolhido é marcado por uma importante variabilidade da taxa de investimento público nesses países. A taxa média de investimento público de 1970-2000 oscilou entre 5 a 6% do PIB, com a economia chilena apresentando a maior média de investimento e a Argentina a menor (gráfico 1). Com relação à evolução, a taxa de investimento nos três países apresenta tendência de crescimento entre meados da década de 70 e início da década de 80, quando os investimentos atingiram o pico. Nos anos 80 e 90, os investimentos declinaram rapidamente com a crise da dívida externa e a necessidade de forte ajustamento fiscal. No final dos anos 90 e no ano de 2000, as economias brasileira, mexicana e argentina atingiram seus menores níveis de investimento público do período. À exceção a esta tendência é a economia chilena que apresentou forte recuperação do investimento público a partir de 1996, com a taxa de investimento acima da média global do período no biênio 1999-2000 (gráfico 2).

Gráfico 1 - Taxa de Investimento Público - Média do período 1970-2000

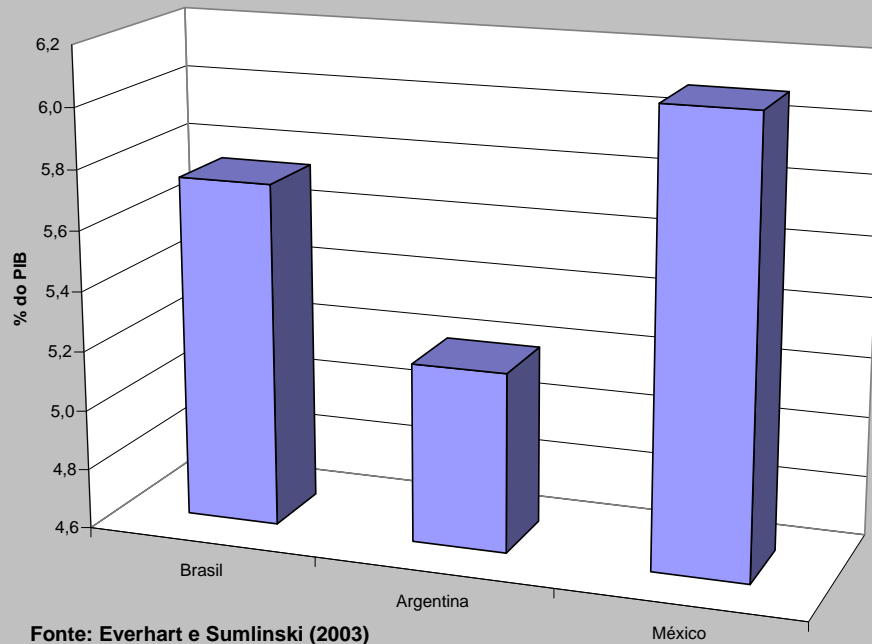
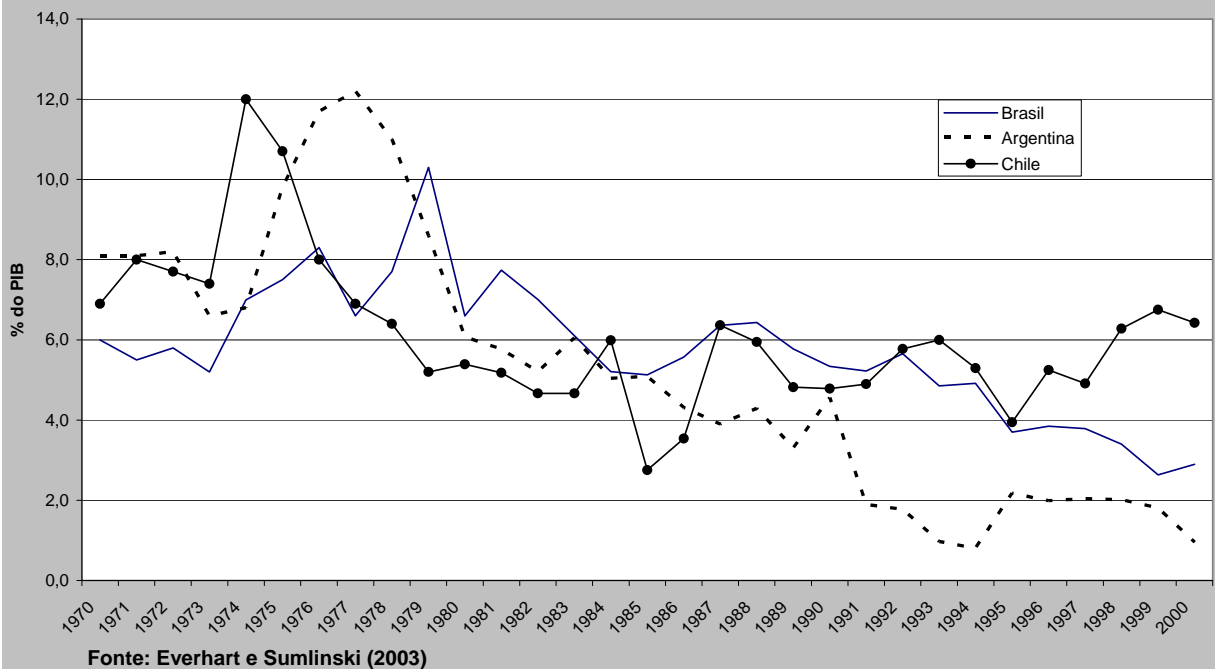


Gráfico 2 - Evolução da Taxa de Investimento Público



Diante desse cenário, são válidos os seguintes questionamentos: Será que esse declínio do investimento público ou essa variabilidade teve uma influência significativa sobre o produto e a PTF? Considerando que uma parcela desses investimentos é destinada a infra-

estrutura e que estudos como Ferreira e Malliagros (1998) para o Brasil, Shah (1992) para o México e Uchimura e Gao (1993) para Coréia do Sul e Taiwan encontraram elasticidades-renda do investimento público positivas e significativas, logo poder-se-ia esperar que a queda dos investimentos públicos afetasse negativamente o produto. Por outro lado, a possibilidade de *crowding-out* poderia ter um efeito positivo sobre o produto, caso se confirme a hipótese de que a produtividade do investimento privado seja maior que a do investimento público. Esse resultado iria na mesma direção dos estudos de Tatom (1993), Holtz-Eakin (1994), Evans e Karras (1994), Garcia-Mila et.all (1996) e Otto e Voss (1996) que sugerem a existência de uma relação negativa ou insignificante entre capital público e crescimento da produtividade e entre o capital público e o produto.

#### **1.4 A Metodologia dos Vetores Autoregressivos**

Como foi destacado nas seções anteriores, existe uma controvérsia na literatura quanto aos efeitos das relações entre capital público e produto e capital público e PTF. Os estudos empíricos com regressões em nível sugerem efeitos positivos e significativos do capital público e produto/ produtividade, já os trabalhos que usam regressões em diferenças sugerem efeitos insignificantes ou mesmo negativos entre as variáveis (Zhang e Fan, 2001). Segundo esses autores, quando se usa dados em nível os possíveis problemas econométricos que surgem são a presença de tendência comum e erros de medida. Por outro lado, quando existe causalidade reversa surgem problemas de endogeneidade. Além disso, nas estimações realizadas com a função de produção - com as variáveis em nível - existe a possibilidade de regressões espúrias e os testes de inferência usuais não são válidos. Portanto, para que as regressões em nível sejam estimadas é preciso que as variáveis sejam cointegradas, o que determinaria uma relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis.

Por outro lado, as regressões com dados em diferenças captam apenas os efeitos de curto prazo e as estimações podem destruir qualquer relação de longo prazo entre as variáveis. Além disso, espera-se que existam longas defasagens na relação entre capital público e PTF.

Portanto, em razão desses possíveis problemas econométricos, optou-se por uma estrutura econométrica mais flexível ao invés de utilizar algum modelo estrutural. Essa escolha é possível porque a teoria econômica não estabelece de forma precisa e incontroversa uma especificação da relação dinâmica entre investimento público e produto (e PTF). A

possibilidade de causalidade reversa (ou endogeneidade) pode ser incorporada num modelo do tipo VAR (Vetor Autoregressivo).

A estrutura do VAR disponibiliza uma série de testes e análises que permitem estabelecer uma relação entre as variáveis em estudo, que podem subsidiar a construção de modelos estruturais numa segunda fase.

A forma usual do VAR é dada pelo seguinte sistema de equações:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta x_t + \xi_t \quad (1)$$

onde  $y_t$  é um vetor de variáveis endógenas e  $x_t$  é um vetor de variáveis exógenas e  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$  e  $\beta$  são matrizes dos coeficientes a serem estimados e  $\xi_t$  é um vetor de resíduos (inovações) que podem ser correlacionados contemporaneamente entre si, mas são não correlacionados com seus valores defasados e nem com as variáveis do lado direito de (1).

A partir da estrutura do VAR serão realizados testes de causalidade de Granger, teste de cointegração de Johansen, análise de impulso-resposta e decomposição de variância para relações entre investimento público e produto per capita e investimento público e PTF.

#### 1.4.1 Teste de Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger permite verificar relações de curto e médio prazo entre as variáveis (Ligthart, 2000). Neste capítulo examina-se a possibilidade de causalidade reversa entre investimento público e produto (ou PTF). Em geral, trabalhos com abordagem da função de produção estabelecem uma causalidade a priori que indica que o investimento público pode afetar o produto e a produtividade. No entanto, existem hipóteses teóricas que justificariam uma causalidade reversa: Os países com renda mais elevada podem demandar mais capital público, seja sob a forma de infra-estrutura (telecomunicações, transportes, energia) ou de outros ativos públicos, tais como equipamentos escolares, hospitalares e de lazer. Esta hipótese também é conhecida como Lei de Wagner e tem despertado o interesse de economistas da área de Finanças Públicas, principalmente a partir da década de 60<sup>10</sup>. Por outro lado, o investimento público pode se comportar de forma pró-cíclica. Em períodos recessivos há queda de receita pública que pode ser compensada com a redução do investimento de forma a manter o equilíbrio orçamentário intertemporal. Em tempos de expansão a restrição orçamentária pode ser relaxada e os investimentos públicos podem

---

<sup>10</sup> Segundo Halicioglu (2003) existem inúmeras evidências e estudos que suportam a Lei de Wagner. No entanto, este autor não encontra evidências da Lei de Wagner (em suas versões tradicionais) para Turquia no período 1960-2000 e sugere uma versão ampliada da Lei de Wagner para estimativas, incluindo variáveis explanatórias adicionais nas formas funcionais, tais como, grau de urbanização, déficit público, dentre outras.

umentar. Vale salientar que o investimento é o componente da despesa pública mais passível de sofrer cortes, o que não acontece com despesas consideradas mais rígidas do ponto de vista legal e político, tais como, pessoal, despesas constitucionais e transferências obrigatórias.

A causalidade também pode ocorrer da PTF para o investimento público. O governo pode direcionar recursos públicos para áreas mais produtivas que demandam mais recursos para infra-estrutura. (a este respeito ver Fan, Hazel e Haque, 2000).

O teste de causalidade implementado no presente trabalho é bivariado, sendo realizado para cada país e obedecendo a seguinte estrutura:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_p x_{t-p} + \xi \\ x_t &= \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \xi \end{aligned} \quad (2)$$

onde (x,y) é um par de séries assumindo-se que (x = investimento público, y = produto per capita) ou (x = investimento público, y = PTF). Portanto, são realizados dois testes de causalidades bivariados, um para cada par de séries. O teste de hipótese conjunto é realizado para os parâmetros betas com a hipótese nula que  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$ , com a estatística de teste de Wald. Na primeira equação a hipótese nula é que  $x$  não causa Granger  $y$  e na segunda equação é  $y$  não causa Granger  $x$ <sup>11</sup>. A escolha das defasagens é importante para definição do teste de causalidade. Nesse sentido, utilizou-se a regra de Holtz-Eakin et.all (1988) que diz que o tamanho da defasagem deve ser menor que um terço do período total. O teste de Granger foi feito para uma estrutura que varia de 1 a 7 defasagens com verificação da estacionaridade das séries.

#### 1.4.2 Teste de Cointegração de Johansen

O teste de cointegração de Johansen é baseado num sistema de equações do tipo VAR e por isso tem capacidade de captar efeitos de feedback entre as variáveis. O teste de Johansen é superior ao teste de Engle-Granger que possui baixa potência e rejeita com mais facilidade relações de cointegração, quando na verdade elas existem (Ligthart, 2000). O teste será realizado para cada país separadamente e será implementado para verificar se existe cointegração entre investimento público e produto e investimento público e PTF.

---

<sup>11</sup> Cabe observar que o teste de Granger apenas indica uma relação de precedência ou previsão e não que uma série seja resultante da outra.



Portanto, para obter a equação a ser estimada considere um VAR de ordem p:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + B z_t + \varepsilon_t$$

Onde  $x_t$  é um vetor de k-ésima dimensão formada por variáveis não estacionárias do tipo I(1) e  $z_t$  é um vetor de d-ésima dimensão de variáveis determinísticas e  $\varepsilon_t$  é um vetor de inovações. A equação acima pode ser reescrita como:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \delta_i \Delta x_{t-i} + B z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Onde } \Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \text{ e } \delta_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Note que  $x$  é um vetor de variáveis de interesse, que no caso específico referem-se a (investimento público, produto per capita) e (investimento público, PTF). Pelo teorema da representação de Granger se os coeficientes da matriz  $\Pi$  tem posto  $r < k$ , então existem matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  cada qual com posto  $r$ , tais que:  $\Pi = \alpha\beta'$  e  $\beta'x_t$  é I(0). Logo,  $r$  é um número de relações de cointegração e  $\alpha$  pode ser interpretado como um coeficiente de ajustamento e  $\beta$  é a elasticidade de longo prazo ou os autovetores. A estatística do traço (estatística LR de teste) irá testar os números de possíveis relações de cointegração (no caso específico  $r=0$  ou  $r \leq 1$ ). Para o caso que exista uma relação de cointegração será estimada (por meio de máxima verossimilhança) a elasticidade produto-investimento e a elasticidade PTF-investimento, já que as variáveis serão medidas em logaritmos naturais.

### 1.4.3 Função Impulso-Resposta e Decomposição de Variância

O estudo das relações dinâmicas entre investimento público, produto e PTF será complementado a partir de um VAR, utilizando instrumentos de análise, tais como a função impulso-resposta e a decomposição de variância. Foi construído um VAR para cada país com pressuposto que investimento público, PTF e produto per capita são variáveis endógenas. A escolha dos defasagens do VAR seguiu os critérios de informação de Akaike e Schwarz<sup>12</sup>. Quanto menor o valor dessas estatísticas melhor especificado está o modelo.

A função impulso-resposta fornece o efeito corrente e futuro sobre as variáveis endógenas originado a partir de um desvio padrão de um choque nas inovações contemporâneas. A

<sup>12</sup> O critério de Akaike é dado por  $-2(l/n)+2(k/n)$  e o critério de Schwarz é  $-2(l/n)+(k \cdot \log n)/n$ , onde  $l$  é o valor da função de maximoverossimilhança,  $n$  é o número de observações e  $k$  é o número de parâmetros estimados.

ordenação do sistema VAR é importante para caracterizar a função impulso-resposta<sup>13</sup>. A ordenação varia diretamente com o grau de endogeneidade que no caso específico foi investimento público, PTF e produto per capita. A idéia é que o investimento público tem um menor grau de endogeneidade, já que decisões exógenas do governo não estão modeladas.

A decomposição de variância mede a contribuição relativa de cada choque sobre as variáveis do sistema, ou seja, a partir de um choque na inovação de uma equação do sistema verifica-se a parcela sobre variações futuras em todas as variáveis do VAR. No caso específico, constata-se como uma inovação no investimento público em  $t$  pode explicar variações no produto e na PTF  $t+s$  períodos adiante.

## 1.5 Resultados

### 1.5.1 Testes de Causalidade

O objetivo dessa subseção é examinar a possibilidade de causalidade reversa<sup>14</sup> entre investimento público e produto e investimento público e PTF. A existência de causalidade reversa sugere efeitos de retroalimentação entre o investimento público e o produto e o investimento público e a PTF ou ainda o investimento público responderia às variações no produto ou na PTF. Essa possibilidade de endogeneidade entre as variáveis representaria um ponto a favor de uma análise do tipo VAR em detrimento da tradicional estimação da função de produção.

O primeiro passo para implementar os testes de causalidade é realizar os testes de estacionariedade das séries. Para isso foi utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado para as séries de taxa de investimento público, PTF e o produto per capita. Para todos os países as séries se tornaram estacionárias nas primeiras diferenças.

Os resultados do teste de causalidade foram diversos e foram realizados para estrutura que vai de 1 a 7 defasagens para captar possíveis efeitos de médio prazo. De qualquer forma não se pode se excluir a possibilidade de causalidade reversa das variáveis sobre o investimento público, porque em todos os países ele pode ser afetado por variações na PTF ou no produto.

---

<sup>13</sup> O pressuposto é a que a função impulso-resposta é construída a partir de resíduos ortogonalizados, ou seja, gera-se um choque nas inovações de uma equação no período  $t$  e mantém as demais inovações constantes (decomposição de Cholesky). Portanto, se a inovação  $i$  precede a inovação  $j$ , então o componente comum que pode existir pela correlação de  $i$  com  $j$ , é atribuído todo a  $i$ .

<sup>14</sup> No sentido de Granger.

**TABELA 5.1-TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER**

País	PIB e Investimento Público	PTF e Investimento Público
Argentina	PIB Causa Granger Invest.	PTF Causa Granger Invest.
Brasil	Causalidade Bidirecional	Invest. Causa Granger PTF
Chile	Invest. Causa Granger PIB	Causalidade Bidirecional

Para o Brasil, não se pode rejeitar a causalidade bidirecional entre crescimento do PIB e investimento público para uma estrutura com uma defasagem. No entanto, para defasagens superiores a 1 investimento público não causa no sentido de Granger o crescimento do PIB, enquanto o efeito do PIB sobre investimento público permanece para defasagens mais longas (até 5). Além disso, não se pode rejeitar que o investimento público não causa no sentido de Granger a PTF, para defasagens de ordens 1 e 3. Esse efeito não ocorre para defasagens mais longas.

No caso da Argentina, o investimento público não causa no sentido de Granger o crescimento do PIB. No entanto, para longas defasagens o PIB pode causar no sentido de Granger a variável investimento público, como ocorreu no caso do Brasil, ou seja, pode ocorrer o efeito de causalidade reversa com maiores rendas exigindo maiores investimentos públicos. Por outro lado, o investimento público não causa PTF e não se pode rejeitar que PTF causa no sentido de Granger o investimento público para longas defasagens (defasagem de ordem 6).

Para o Chile, não se pode rejeitar a hipótese que investimento público causa o crescimento do PIB. O efeito detectado ocorreu num prazo mais longo do que para outras economias. Já o PIB não causa no sentido de Granger o investimento público.

Além disso, não se pode excluir a possibilidade de causalidade bidirecional entre investimento público e PTF. Cabe observar que o efeito encontrado do investimento público sobre a PTF é imediato (defasagem de ordem 1), enquanto o efeito da PTF sobre investimento público ocorre num período mais longo.

### **1.5.2 Testes de Cointegração**

Os testes de cointegração<sup>15</sup> apresentaram resultados semelhantes para os três países, ou seja, o investimento público apresentou uma relação de longo prazo positiva e significativa (tabela 5.2). Portanto, a queda dos investimentos públicos nas décadas de 80 e 90,

<sup>15</sup> Os testes foram realizados com as variáveis em nível e medidas em logaritmos para gerar elasticidades.

principalmente na Argentina e no Brasil, pode ser considerada um dos fatores explicativos para um menor crescimento econômico no período. A deterioração fiscal desses países, principalmente na década de 80, atingiu os investimentos públicos em áreas importantes como energia, telecomunicações e transportes. Os investimentos públicos também representam o item da despesa fiscal que mais sofre cortes, quando existe a necessidade de ajustamento fiscal, devido o seu menor grau de rigidez.

**TABELA 5.2**  
**ELASTICIDADE PRODUTO-INVESTIMENTO PÚBLICO**  
**TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN**

PAÍS	ELASTICIDADE	HIPÓTESE NULA	ESTIMATIVA DO TRAÇO	PROB.
ARGENTINA	0,562645	$r = 0$	17,24411**	0,0719
	(0,18339)	$r \leq 1$	4,770066	0,0289
BRASIL	0,582936	$r = 0$	18.39771*	0,0025
	(0,10671)	$r \leq 1$	3.841466	0,0004
CHILE	4,47580	$r = 0$	13,43682*	0,0324
	(0,25450)	$r \leq 1$	2,673142	0,1206

\* Rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 5%

\*\* Rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 10%

Obs: os valores entre parênteses são desvios-padrão

Para o Brasil e Argentina, os resultados sugerem uma relação de cointegração positiva entre PIB e investimento público. Para o Brasil esse resultado está em consonância com o estudo anterior de Ferreira e Malliagos (1999) que utiliza dados de investimentos públicos em infra-estrutura. Os valores das elasticidades foram bastante próximos na Argentina e no Brasil, da ordem de 0,56 e 0,58, respectivamente. Já no caso do Chile, o valor da elasticidade no período é aproximadamente sete vezes mais alto do que na Argentina e no Brasil. Uma possível explicação para este fato reside na relação entre investimento público e PTF no Chile em comparação com a Argentina e o Brasil.

Os resultados apresentados foram distintos com relação ao teste da hipótese da relação de longo prazo entre investimento público e PTF (tabela 5.3). Enquanto que para o Brasil e Argentina, não se pode rejeitar a inexistência de uma relação de cointegração entre investimento público e PTF (com elasticidades de pequena magnitude), para o Chile os dados do período sugerem a existência de uma relação de cointegração positiva entre investimento público e PTF, com elasticidade positiva e estatisticamente significativa de 0,41. Portanto, na

economia chilena o efeito da magnitude do investimento público sobre o produto é aumentado devido à existência do seu efeito indireto sobre a PTF.

**TABELA 5.3**  
**ELASTICIDADE TFP-INVESTIMENTO PÚBLICO**  
**TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN**

PAÍS	ELASTICIDADE	HIPÓTESE NULA	ESTIMATIVA DO TRAÇO	PROB.
ARGENTINA	0,032005	$r = 0$	5,450425	0,7593
	(0,05866)	$r \leq 1$	0,835352	0,3607
BRASIL	0,033159	$r = 0$	8,845103	0,3799
	(0,07377)	$r \leq 1$	0,919585	0,3376
CHILE	0,40890	$r = 0$	20,81408*	0,0226
	(0,10378)	$r \leq 1$	3,93817	0,0472

\* Rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 5%

Obs: os valores entre parênteses são desvios-padrão

Por que os investimentos públicos no Chile afetaram positivamente a PTF e por consequência foi obtida uma elasticidade produto-investimento do Chile superior ao do Brasil e da Argentina? Duas possíveis razões podem ser elencadas: a primeira está no estoque disponível de infra-estrutura e sua qualidade –um indicador da eficiência do investimento público– e a segunda reside no “timing” e no grau de aprofundamento das reformas estruturais orientadas para uma economia de mercado.

No primeiro caso as informações são extraídas dos estudos de Calderón e Servén (2004,a e 2004,b). No primeiro trabalho os autores fazem um diagnóstico da evolução dos serviços de infra-estrutura comparando a performance da América Latina com países de renda média e países desenvolvidos. No segundo trabalhos os autores estudam os efeitos do estoque e da qualidade da infra-estrutura sobre o produto e a desigualdade de renda para um grupo de cem países, mas sempre com ênfase no desempenho da América Latina. Cabe observar a relação próxima entre investimentos públicos e investimentos em infra-estrutura, principalmente na América Latina e em particular na Argentina, Brasil e Chile. Comparando a média do período 1996-2001 contra 1980-1985 o Chile apresentou um aumento do investimento em infra-estrutura<sup>16</sup> de 2,34% do PIB (atingindo uma média de 5,6% do PIB no período de 1996-2001), enquanto Argentina e Brasil registraram declínios de 1,5% e 2,8% do PIB, respectivamente. Em todos países ocorreram reduções no investimento público na

<sup>16</sup> Investimento em Infra-estrutura inclui telecomunicações, energia elétrica, rodovias, ferrovias e abastecimento de água. Na Argentina inclui o setor de gás.

comparação entre os períodos: Argentina (-2,7% do PIB), Brasil (-2,62% do PIB) e Chile (-1,5% do PIB). No entanto, o Chile foi o país que mais atraiu investimentos privados para o setor (um aumento de 3,9% do PIB no período) cotejado com um aumento de 1,2% do PIB na Argentina e uma redução de 0,16% do PIB no Brasil. Esses resultados sugerem que o Chile está mais avançado no processo de privatização do setor de infra-estrutura e que os investimentos públicos tem complementado os investimentos privados na provisão dos serviços de infra-estrutura.

Calderón e Servén (2004b) observaram que ocorreu um aumento de quase 60% no índice do estoque de infra-estrutura<sup>17</sup> do Chile entre os períodos de 1996-00 e 1980-85, que apresentou o melhor desempenho da América Latina. Por outro lado, o Brasil obteve o pior desempenho na América Latina em termos do índice de qualidade da infra-estrutura<sup>18</sup>, com redução superior a 30%. Considerando apenas as perdas de energia na distribuição e transmissão com relação ao produto total a economia do Chile reduziu esse indicador de 12,5% em 1980 para 7,5% em 2000, enquanto que na Argentina esse indicador permaneceu na faixa dos 13% e no Brasil ocorreu uma deterioração do índice que cresceu de cerca de 12% em 1980 para um valor em torno de 18% em 2000. Portanto, esses são indícios de diferenças de eficiência na alocação dos investimentos públicos que podem gerar efeitos diferenciados sobre o produto e a PTF das economias.

A segunda razão está baseada no fato que na economia chilena as reformas estruturais de liberalização da economia se iniciaram na década de 70 e continuaram na década de 80, enquanto que nas economias da Argentina e do Brasil essas reformas somente tiveram início a partir do início da década de 90. O conjunto das reformas estruturais no Chile<sup>19</sup> englobou política comercial (redução e uniformização de tarifas e liberalização comercial), política fiscal (reformas tributária e do sistema de seguridade social e controle do déficit público), privatização de empresas, reforma do sistema financeiro (desregulamentação, redução das reservas bancárias, privatização de bancos e abertura do mercado bancário ao capital estrangeiro) e introdução de uma nova lei de falências. Na Argentina e no Brasil as reformas de maior impacto como a liberalização comercial, privatização de empresas e serviços de

---

<sup>17</sup> O índice agregado de estoque de infra-estrutura é dado pelo primeiro componente principal das seguintes variáveis normalizadas: linhas telefônicas por mil trabalhadores, capacidade de geração de energia (em GW por mil trabalhadores) e rodovias totais (em km por km<sup>2</sup>).

<sup>18</sup> O índice agregado de qualidade da infra-estrutura é dado pelo primeiro componente principal das seguintes variáveis normalizadas: anos de espera por uma linha telefônica, perdas na distribuição e transmissão de energia (como % do produto) e parcela das rodovias pavimentadas na malha rodoviária.

<sup>19</sup> Uma discussão a respeito das reformas estruturais no Chile e como elas foram importantes para uma rápida recuperação da sua economia na crise que atingiu a América Latina no início dos anos 80 ver Bergeoning et.alli. (2001).

utilidade pública e reformas no sistema financeiro somente se intensificaram ao longo da década de 90, enquanto as reformas no sistema de seguridade social, no sistema tributário e na lei de falências foram parcialmente realizadas ou ainda estão em curso.

Portanto, em termos de “timing” e profundidade as reformas estruturais na economia chilena superaram as reformas realizadas na Argentina e no Brasil. Os incentivos à acumulação de fatores e os ganhos de produtividade explicam um crescimento do PIB per capita no Chile de 3,5% entre 1981-2000 cotejado com crescimentos de 0,01% e 0,43% na Argentina e Brasil, respectivamente. Os efeitos externos positivos dos investimentos públicos foram mais efetivos na economia chilena com repercussões sobre o produto e a eficiência dos fatores de produção.

Para captar os efeitos de curto prazo entre as variáveis utiliza-se o modelo do vetor de correção de erros (VEC) que é obtido através da relação de cointegração. Com os coeficientes do VEC podem-se captar desvios da relação de equilíbrio de longo prazo.

Para exemplificar considere um sistema com duas variáveis ( $y_1$ ,  $y_2$ ) e uma equação de cointegração dada por :

$$y_{2,t} = \beta y_{1,t}$$

O modelo VEC construído a partir da relação de cointegração acima, sem nenhum termo defasado é dado por:

$$\begin{aligned}\Delta y_{1,t} &= \alpha_1 (y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta y_{2,t} &= \alpha_2 (y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{2,t}\end{aligned}$$

Onde os coeficientes  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  medem a velocidade de ajustamento das variáveis na direção da relação de equilíbrio de longo prazo.

**Tabela 5.4**  
**Resultado do Modelo de Correção de Erros para a relação**  
**entre o Produto (Y) e o Investimento Público (IG)**

Correção de Erros	Argentina		Brasil		Chile	
	D(Y)	D(IG)	D(Y)	D(IG)	D(Y)	D(IG)
$\alpha$	-0.003289 (0.04890) [-0.06727]	0.672181 (0.22333) [ 3.00987]	-0.060827 (0.02585) [-2.35306]	0.001665 (0.11336) [ 0.01469]	0.013594 (0.00778) [ 1.74698]	0.075069 (0.03042) [ 2.46774]
C	-0.004386 (0.02387) [-0.18372]	0.009944 (0.10903) [ 0.09121]	0.023035 (0.00699) [ 3.29522]	-0.024279 (0.03065) [-0.79201]	0.024160 (0.01087) [ 2.22196]	-0.002368 (0.04251) [-0.05571]
Trend	0.000660 (0.00134) [ 0.49076]	-0.005229 (0.00614) [-0.85151]				

Valores entre parênteses - desvio-padrão

Valores entre colchetes - estatística t

A tabela 5.4 mostra os resultados do modelo VEC para as relações entre produto e investimento público. Na economia argentina, o coeficiente de ajustamento estatisticamente significativo entre produto e investimento público é positivo. No entanto, somente na direção produto-investimento, ou seja, o investimento público é a variável que se ajusta para corrigir os desvios de longo prazo. No curto prazo, um crescimento no produto argentino (acima da sua relação de longo prazo) gera um crescimento no investimento público. No Brasil a relação significativa é de investimento público-produto, ou seja, no curto prazo os desvios na relação de longo prazo entre as variáveis são corrigidos por desvios no produto. Por exemplo, um aumento do investimento público produz no curto prazo uma redução no produto. Esse resultado poderia ser explicado pela possível ocorrência do efeito “crowding-out” entre o investimento público e privado no curto prazo, o que justificaria a redução do produto no curto prazo<sup>20</sup>. Na economia chilena, não se pode descartar que as duas variáveis podem se ajustar no curto prazo para se alcançar a relação de equilíbrio de longo prazo, embora, em termos de magnitude, o investimento público é a variável que se ajusta mais rapidamente. Por exemplo, um crescimento do produto (acima do nível de longo prazo) impulsiona o investimento público. Por outro lado, uma queda no investimento público no curto prazo, conduz também a uma queda no produto no curto prazo, representando um ajustamento dinâmico distinto do ocorrido para o Brasil. Portanto, enquanto na economia brasileira o modelo VEC sugere um possível efeito deslocamento dos investimentos públicos, na

<sup>20</sup> Cruz e Teixeira (1999) estimaram uma equação para o investimento privado no Brasil no período 1947-90 e encontraram uma relação de crowding-out no curto prazo entre Investimento Privado e Investimento Público.



economia chilena ocorre indícios de complementaridade entre investimento público e investimento privado.

**Tabela 5.5**  
**Resultado do Modelo de Correção de Erros para a relação**  
**entre a TFP e o Investimento Público (IG)**

Chile		
Correção de Erros	D(TFP)	D(IG)
$\alpha$	-0.031471 (0.09476) [-0.33212]	1.116086 (0.34792) [ 3.20784]
C	0.014767 (0.01092) [ 1.35179]	-0.002368 (0.04011) [-0.05904]

Valores entre parênteses - desvio-padrão

Valores entre colchetes - estatística t

A tabela 5.5 mostra a estimação do modelo VEC para a relação entre PTF e investimento público na economia chilena, que foi a única economia que na amostra apresentou uma relação de cointegração entre as variáveis. A variável que se ajusta para alcançar a relação de equilíbrio de longo prazo é o investimento público. Um aumento na PTF que leva a um desvio do equilíbrio produz um crescimento no investimento público.

### 1.5.3 Impulso-Resposta

Na construção do VAR para os países observaram-se os ordenamentos sugeridos pelo teste de causalidade, sempre adotando o critério que a PTF antecede o produto. Para definição das defasagens utilizou-se a metodologia de indicação dos critérios de informação de Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn, Erro de Predição Final e o teste LR. As estimativas da função impulso-resposta foram implementadas a partir da construção dos vetores autoregressivos definidos para as taxas de crescimento das variáveis, já que estas são I(1) para os três países. Portanto, dado um choque inicial nas inovações das taxas de crescimento do investimento público, PTF e produto<sup>21</sup> foi feita uma previsão para 10 períodos adiante. É importante também levar em consideração o alargamento dos intervalos de confiança na previsão dos

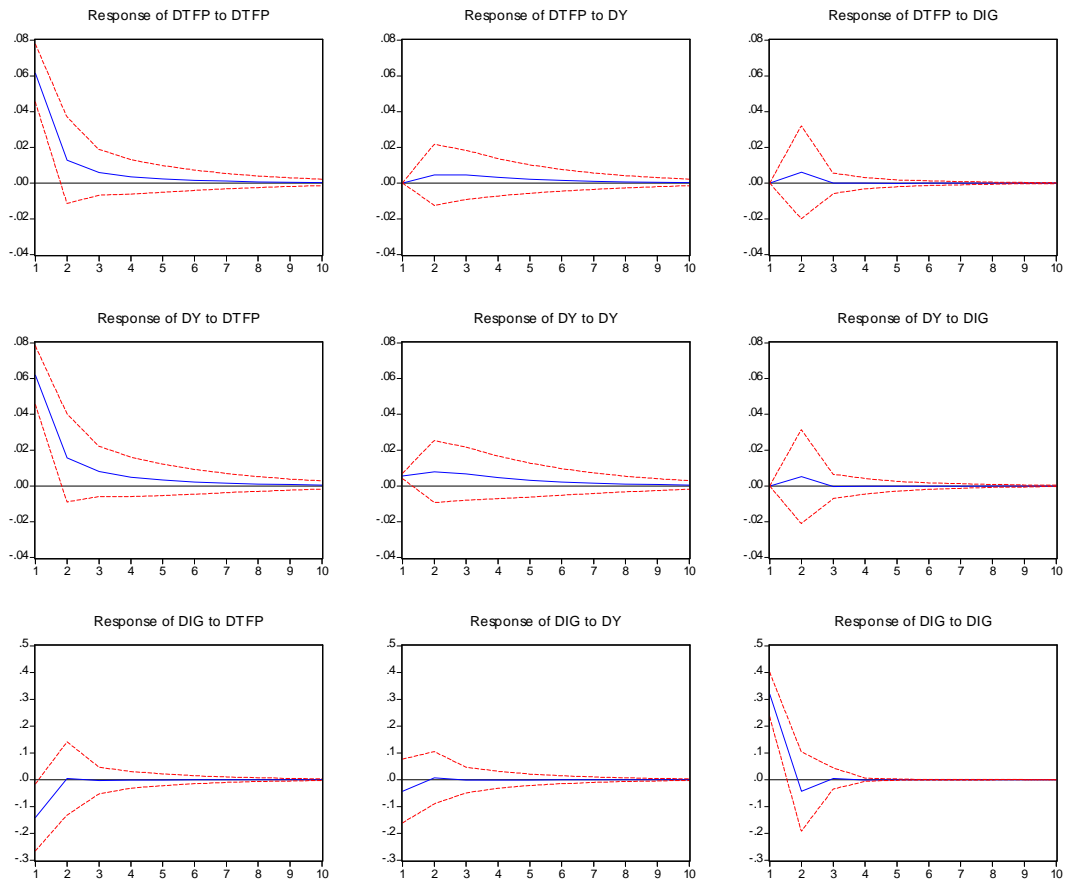
<sup>21</sup> Segue-se exatamente a mesma ordenação da construção do VAR.

modelos. Quanto mais largo o intervalo maior o grau de incerteza e maior o cuidado na interpretação dos resultados.

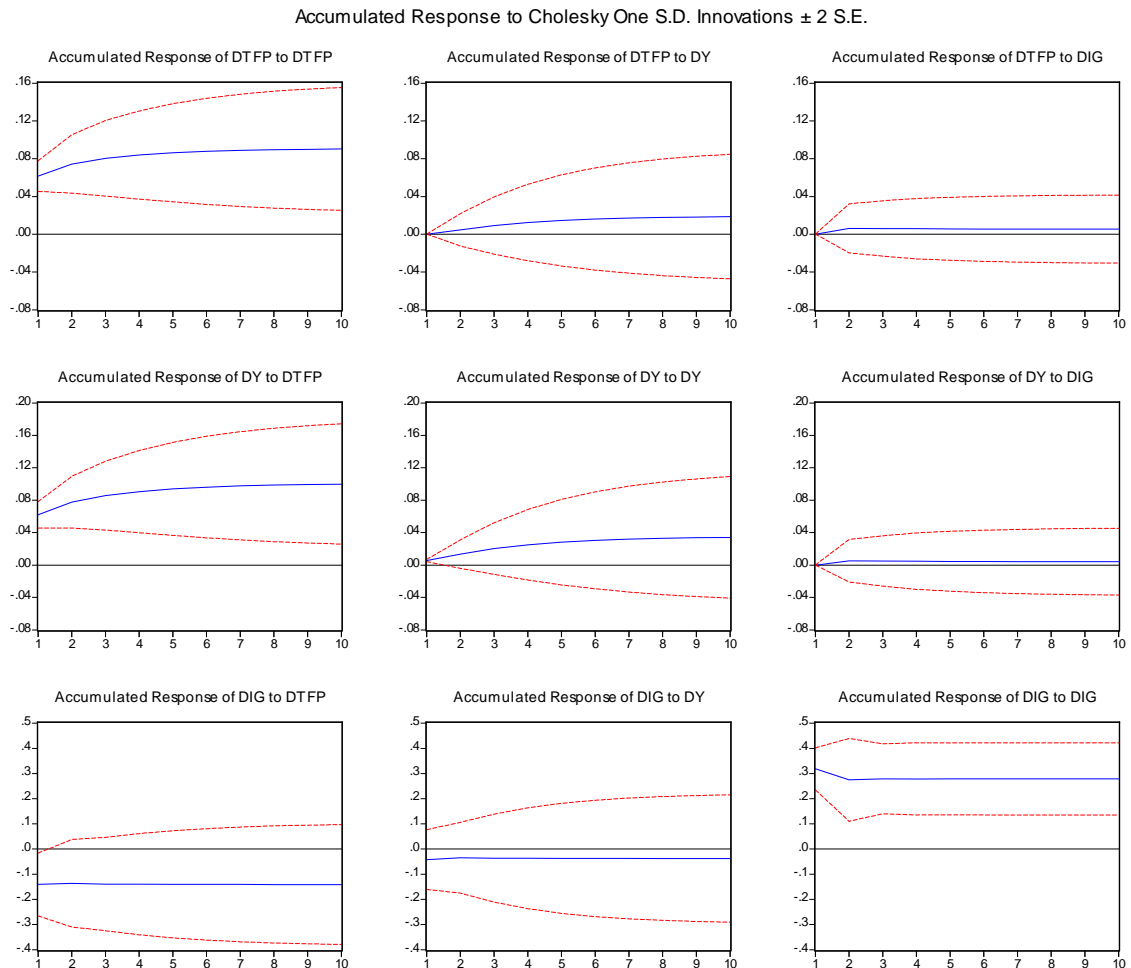
No caso da economia da Argentina, os critérios de informação sugerem em sua maioria a escolha de uma defasagem para o VAR. Além disso, realizou-se apenas um ordenamento (PTF, Produto, Investimento Público), como sugerido pelo teste de causalidade. Um choque na taxa de crescimento do investimento público não tem efeitos contemporâneos sobre o crescimento do Produto e da PTF, somente tendo efeito positivo no ano seguinte com um aumento do produto e da PTF. No entanto esse efeito é revertido a partir do segundo ano e as taxas de crescimento da PTF e do produto voltam para seus níveis de equilíbrio. Por outro lado, choques no crescimento da PTF e do produto têm efeitos contemporâneos no sentido de reduzir a taxa de crescimento do investimento público, sendo rapidamente revertido no próximo ano. O efeito de curto prazo do investimento público sobre o produto é não significativo e próximo de zero (o que pode ser visto mais claramente, caso se acumule o efeito do impulso-resposta). Esse resultado também foi confirmado pelo modelo VECM. Uma possível explicação para esse comportamento seria o maior prazo de maturação que os investimentos exigem para ter repercussões na economia. Por outro lado, o exercício utilizando a função impulso resposta acumulada sugere que o crescimento da PTF e do produto podem ter efeitos sobre o crescimento do investimento público no curto prazo, sugerindo indícios de causalidade reversa, o que também foi constatado pelo teste de causalidade.

**Figura 1**  
**Argentina: Função Impulso Resposta**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



**Figura 2**  
**Argentina: Função Impulso Resposta Acumulada**

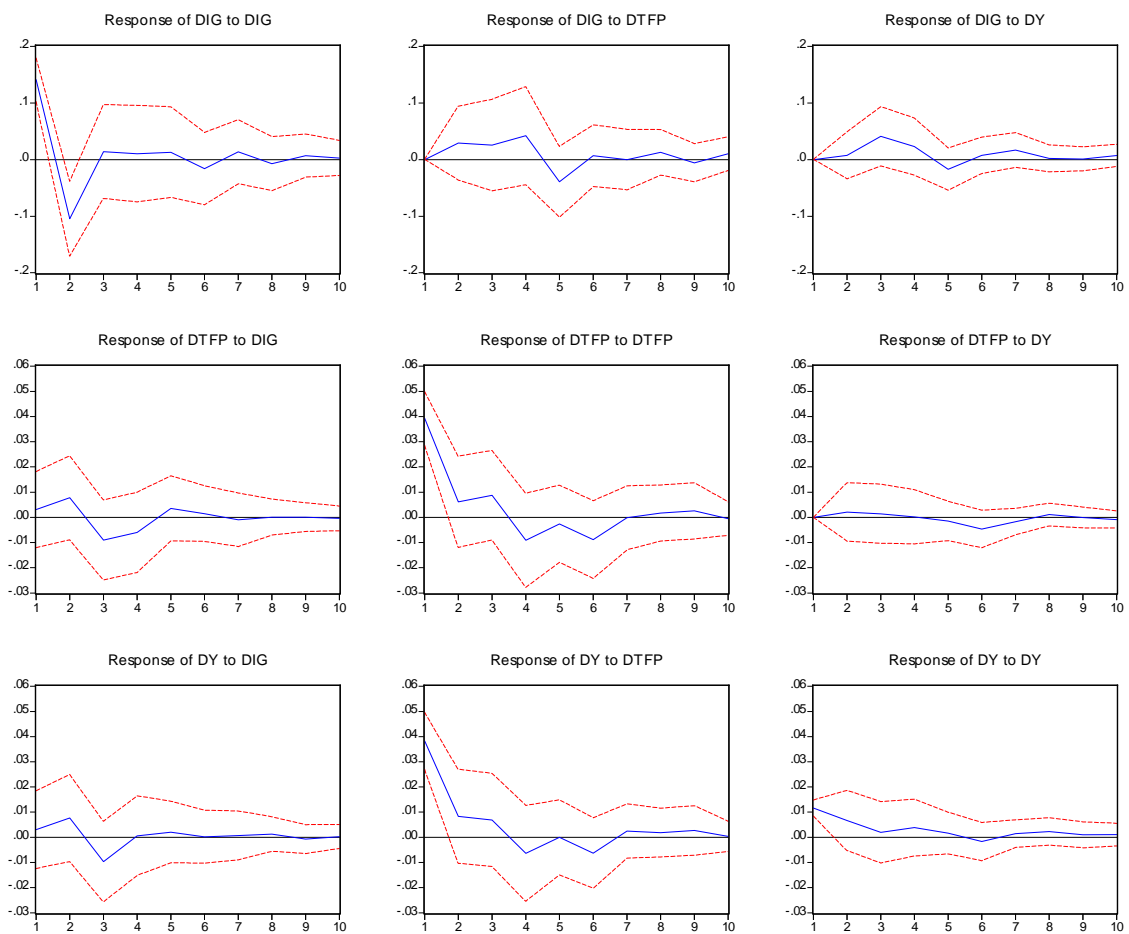


Para a economia brasileira foram realizados dois ordenamentos (Investimento Público, PTF, Produto) e (PTF, Produto, Investimento Público) como sugerido pelo teste de causalidade. No primeiro ordenamento, o VAR construído com 3 defasagens aponta que os efeitos de curto prazo do crescimento do investimento público sobre o crescimento da PTF e do produto não foram importantes, sobretudo caso se considere os valores acumulados. Esse resultado é semelhante ao encontrado para Argentina. Um choque na taxa de crescimento do investimento público gera um pequeno efeito positivo contemporâneo nas taxas de crescimento do produto e da PTF e esse efeito perdura por mais um período, sendo revertido nos dois anos seguintes com quedas nas taxas de investimento público e PTF. A partir de então ocorre uma estabilização (volta para o equilíbrio de longo prazo). Os choques nas taxas de crescimento da PTF e do produto não têm efeitos contemporâneos sobre investimento

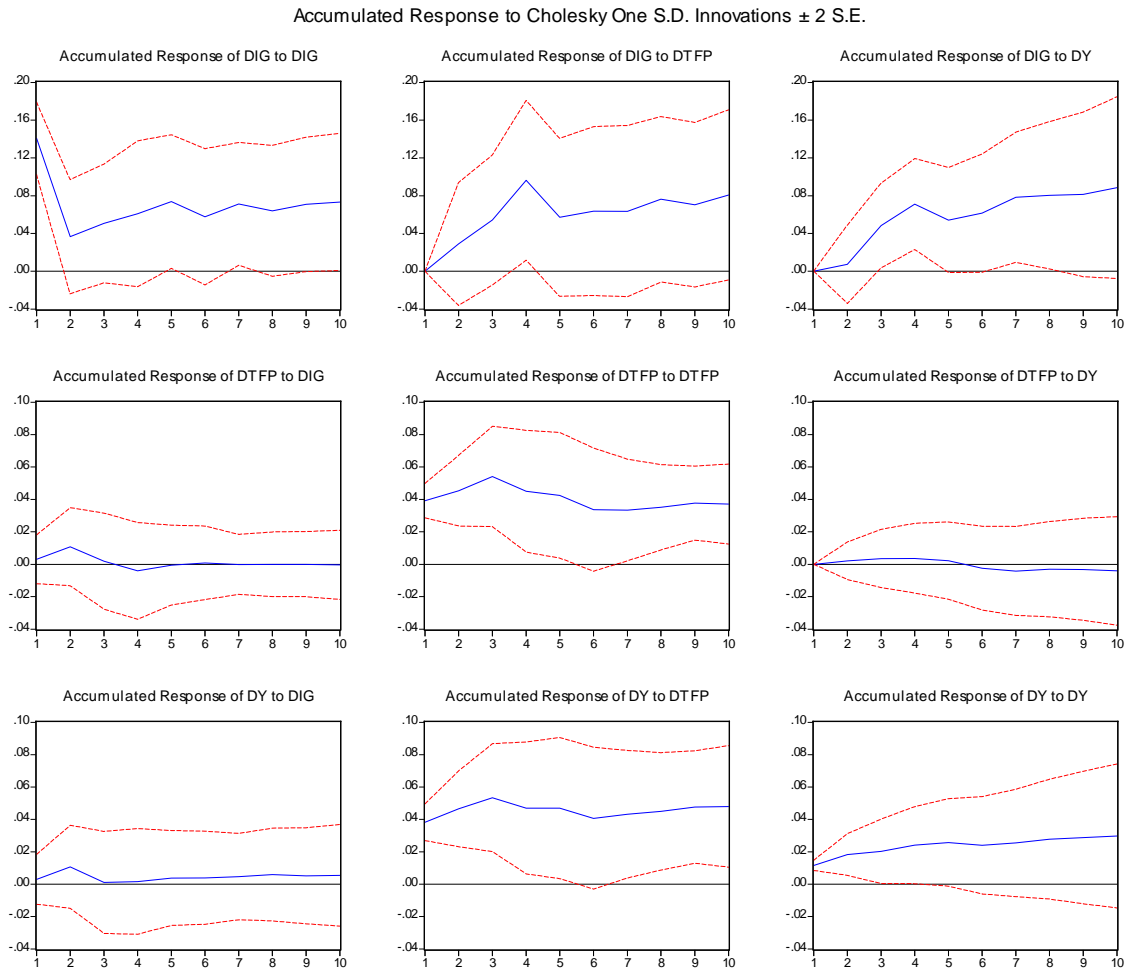
público, mas gera um efeito positivo que dura de 2 a 3 anos e logo em seguida é revertido. Novamente no curto prazo a causalidade reversa foi mais importante, sobretudo no caso da PTF, ou seja, sugere-se que o crescimento na PTF impulsiona o crescimento dos investimentos públicos. Portanto, uma provável explicação é que um aumento da eficiência da economia demanda maiores investimentos públicos, principalmente em infra-estrutura.

**Figura 3**  
**Brasil: Função Impulso Resposta**  
**(Investimento Público, PTF, Produto)**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



**Figura 4**  
**Brasil: Função Impulso Resposta Acumulada**  
**(Investimento Público, PTF, Produto)**



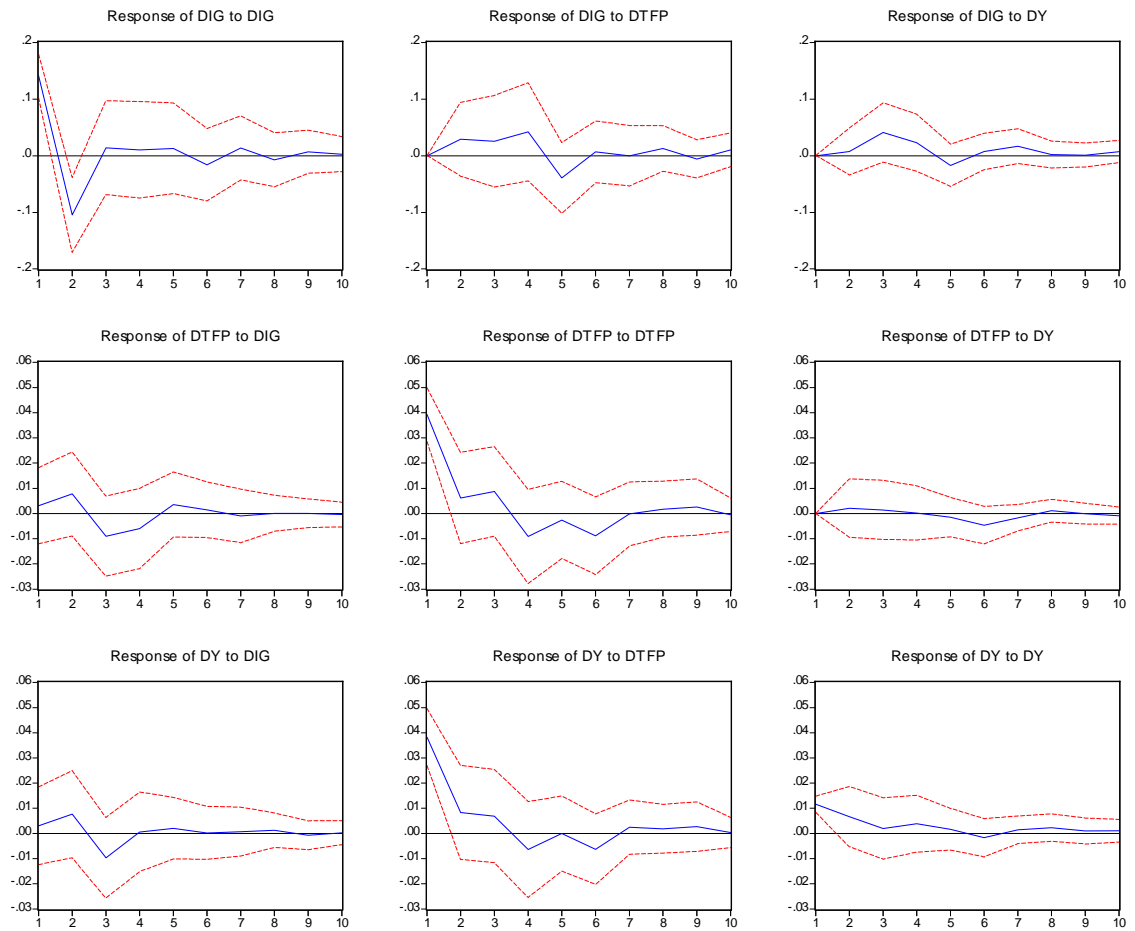
No segundo ordenamento para o Brasil<sup>22</sup> os efeitos dos choques na taxa de crescimento do investimento público são bastante similares aos impactos verificados no primeiro ordenamento, o que significa um sinal de robustez ao ordenamento. A única diferença é que o efeito contemporâneo do investimento público sobre produto e a PTF é nulo. Já o choque na taxa de crescimento da PTF perdura por quatro períodos e produz um efeito positivo sobre o investimento público (indícios de causalidade reversa). O efeito de uma inovação na taxa de crescimento do produto tem um impacto positivo sobre o

<sup>22</sup> Os critérios de seleção de defasagens indicaram em sua maioria um VAR com 3 defasagens com o melhor modelo.

crescimento do investimento público dois anos depois, mas com duração de apenas um ano, sendo imediatamente revertido.

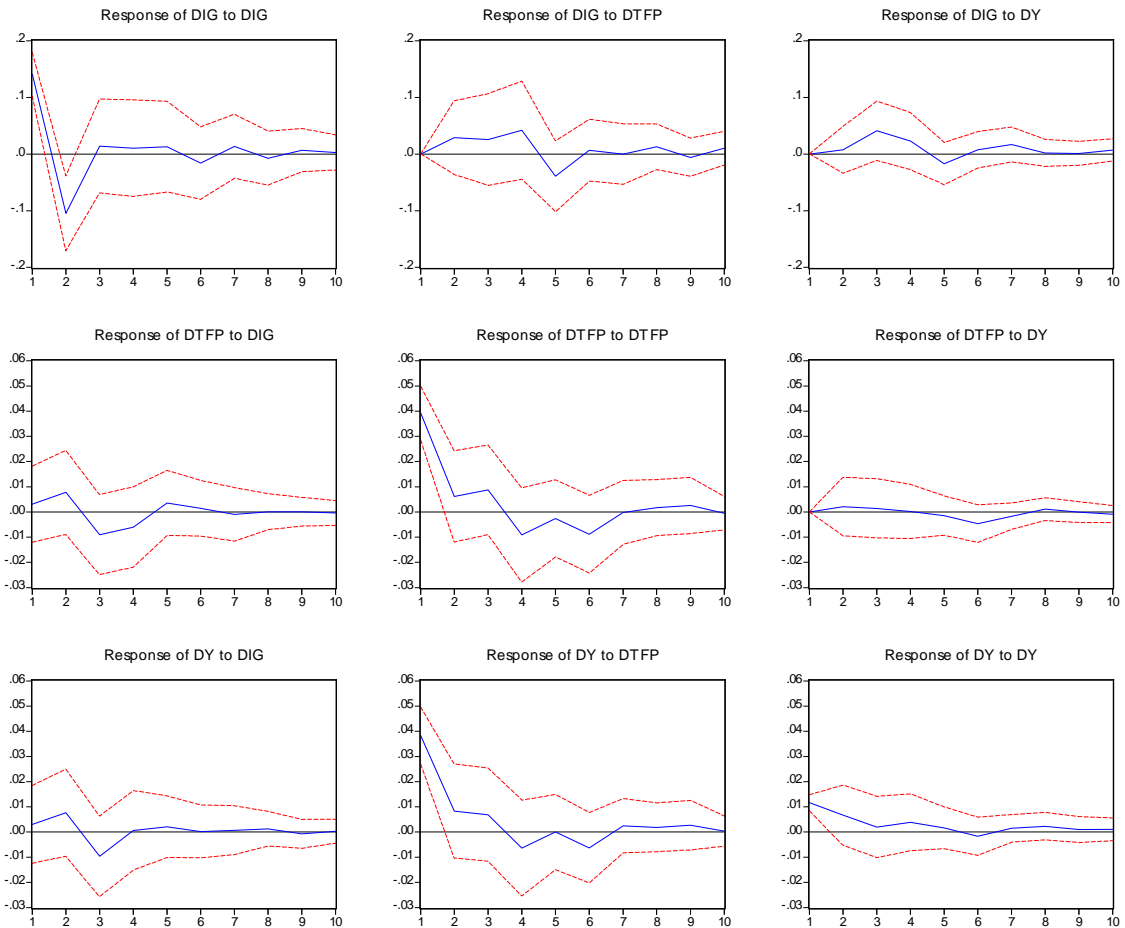
**Figura 5**  
**Brasil: Função Impulso Resposta**  
**(PTF, Produto, Investimento Público)**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



**Figura 6**  
**Brasil: Função Impulso Resposta Acumulada**  
**(PTF, Produto, Investimento Público)**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



Na economia chilena, assim como no Brasil, realizaram-se dois ordenamentos (Investimento Público, PTF, Produto) e (PTF, Investimento Público, Produto). Para os dois casos os critérios de informação indicam três defasagens como a seleção do melhor modelo. Para o primeiro ordenamento um choque contemporâneo na taxa de crescimento do investimento público gera um efeito positivo na taxa de crescimento da PTF e do produto, que é rapidamente revertido no período seguinte e voltando a crescer no terceiro ano. Em termos acumulados, o choque do crescimento do investimento público sobre o crescimento da PTF e do produto é positivo nos dois primeiros anos e se estabilizando em seguida. Assim, como no caso das duas economias anteriores, um choque na PTF tem um efeito acumulado positivo



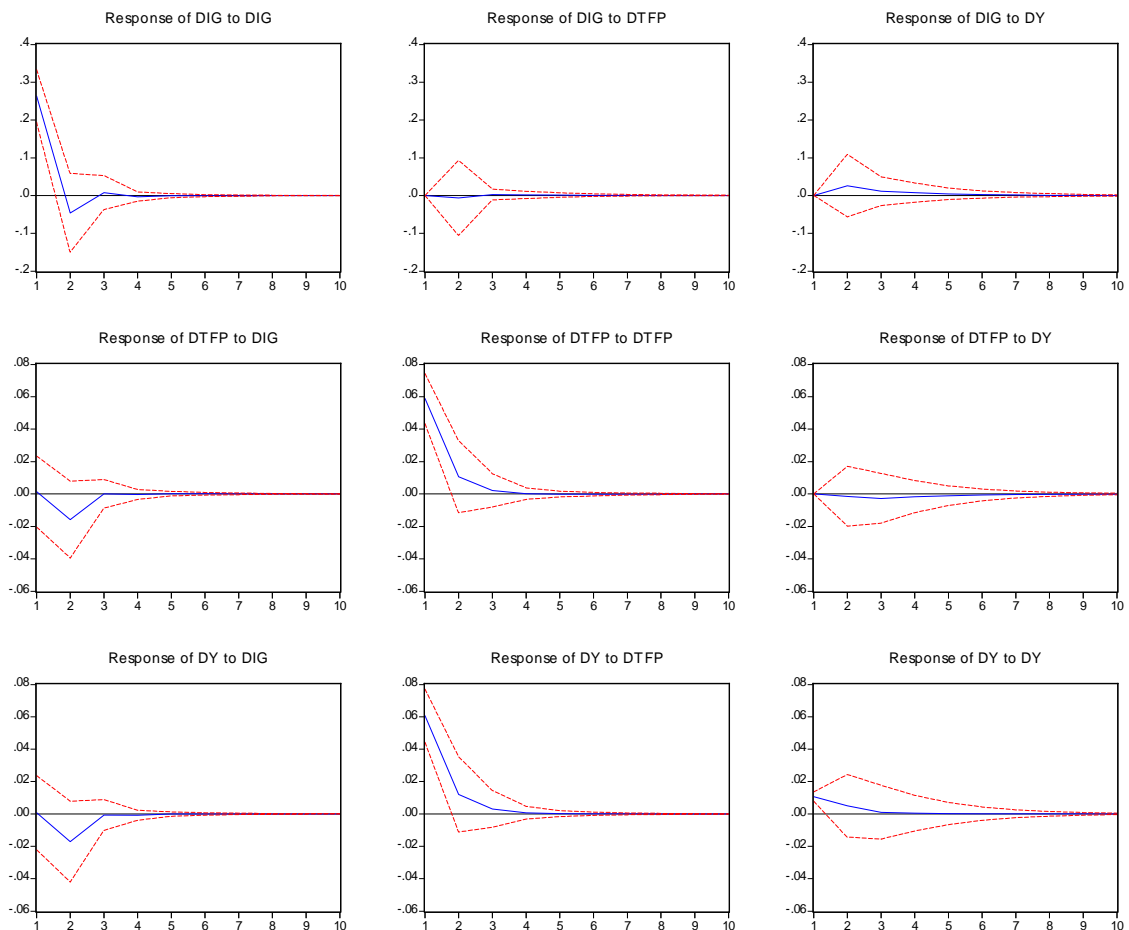
sobre o crescimento do investimento público no curto prazo. Esse resultado também foi corroborado na estimação do modelo VECM.

No segundo ordenamento os efeitos do investimento público sobre a PTF e o produto não foram alterados, essencialmente, com a mudança do ordenamento. Esse resultado indica robustez à mudança do ordenamento semelhante ao caso do Brasil. Destaca-se novamente o efeito positivo do choque do produto sobre o investimento público. No entanto, diferentemente da economia brasileira, choques na PTF parecem não afetar o investimento público segundo esse exercício.

**Figura 7**

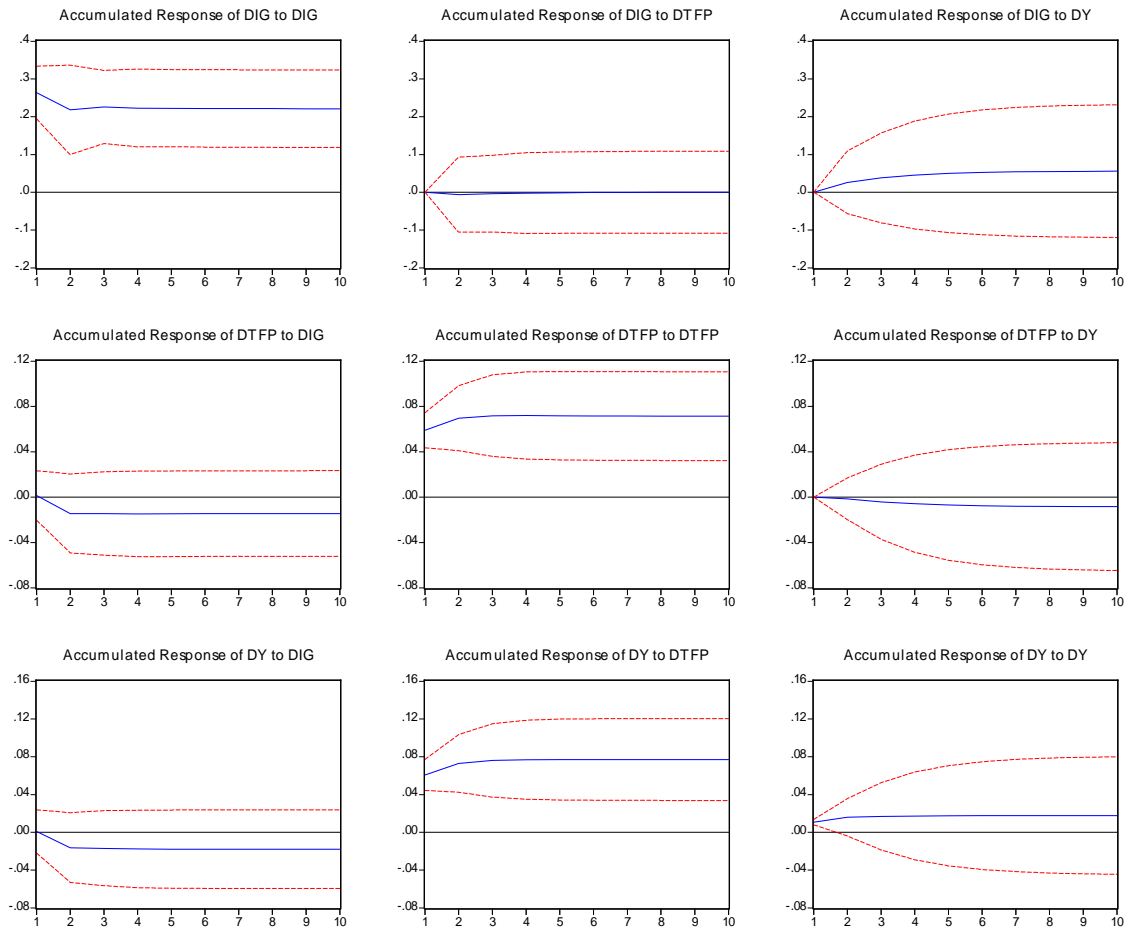
**Chile: Função Impulso Resposta  
(Investimento Público, PTF, Produto)**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

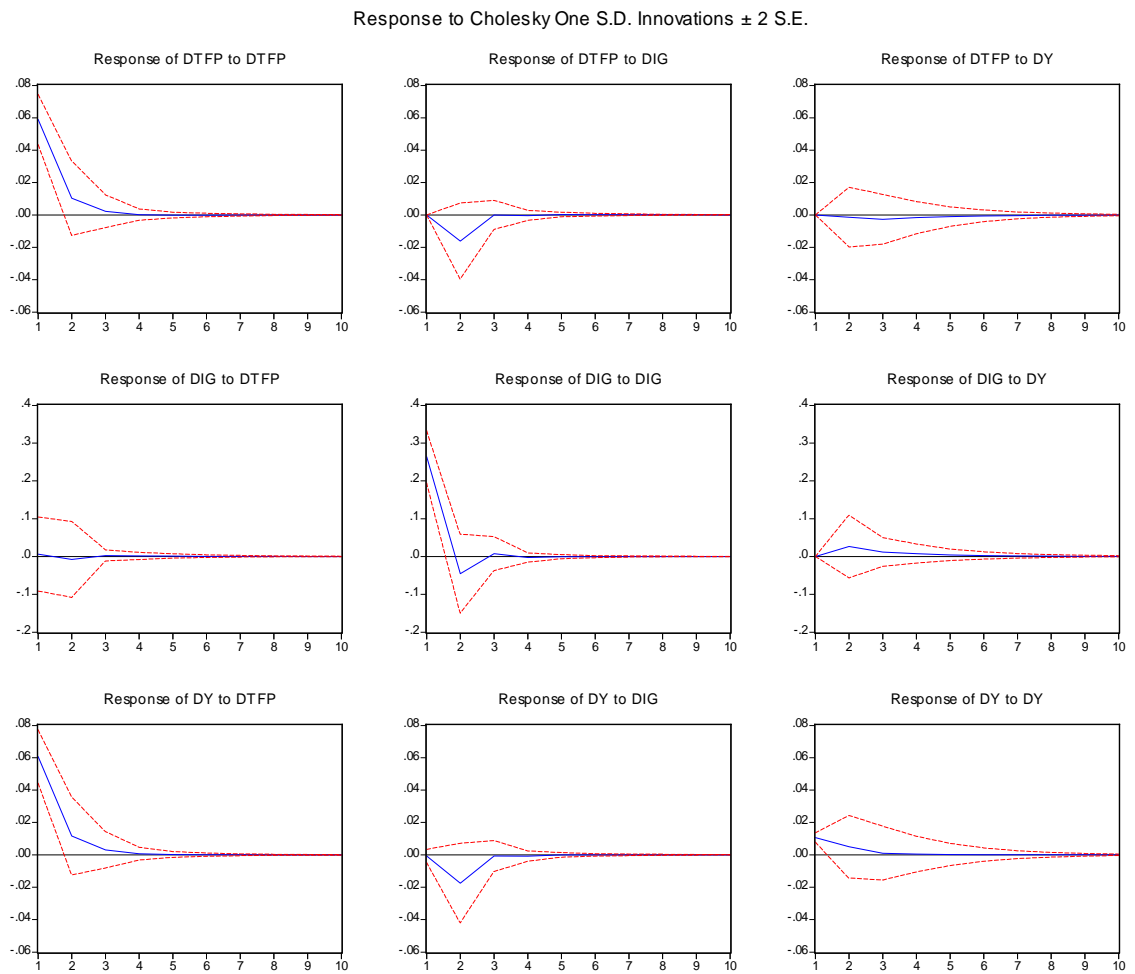


**Figura 8**  
**Chile: Função Impulso Resposta Acumulada**  
**(Investimento Público, PTF, Produto)**

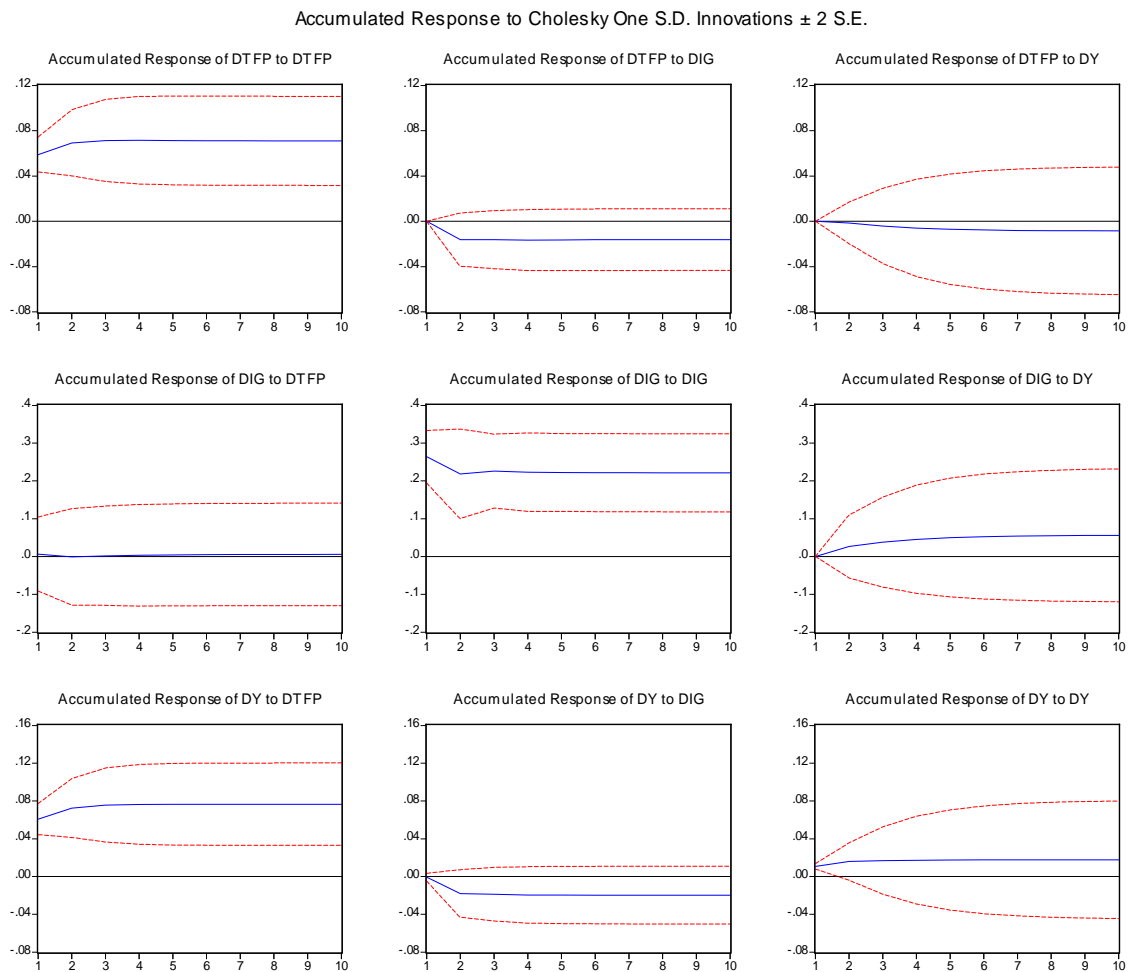
Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



**Figura 9**  
**Chile: Função Impulso Resposta**  
**(PTF, Investimento Público Produto)**



**Figura 10**  
**Chile: Função Impulso Resposta Acumulada**  
**(PTF, Investimento Público Produto)**



#### 1.5.4 Decomposição de Variância

Outro instrumento de análise da dinâmica das variáveis num sistema VAR é a decomposição de variância do erro de predição  $s$  períodos adiante. As tabelas 5.6-5.10 fornecem para cada país informações sobre a variância prevista das variáveis endógenas: investimento público, PTF e produto no curto, médio e longos prazos (1,3,5,10,15,20 períodos adiante) em resposta a um choque nas inovações.

A taxa de crescimento do investimento público é explicada principalmente por inovações na própria taxa de investimento público. No entanto, secundariamente inovações na

taxa de crescimento da PTF podem chegar a explicar, sobretudo no médio e longo prazo, cerca de 16%, 13% e 16% das variações no crescimento do investimento público na Argentina, Brasil e Chile, respectivamente, o que gera indícios de uma causalidade reversa. Para o Brasil e Chile, os choques no produto podem explicar até 7,5% e 14%, respectivamente, das variações do erro de previsão do investimento público, enquanto que na Argentina o valor máximo explicado pelo produto é de 1,49%. Novamente no caso do Chile os indícios são de uma relação de “feedback” entre investimento público e produto, o que corrobora uma relação de longo prazo de maior magnitude entre essas variáveis.

O crescimento da PTF é explicado preponderantemente pelas próprias inovações na PTF, assim como no caso do investimento público. Além disso, as inovações na PTF apresentaram um grau de influência mais importante do que as inovações do investimento público para explicar variações no produto. Esse resultado está em consonância com evidências recentes de que a PTF é a principal fonte de de explicação das variações do produto, superando a acumulação dos fatores (a este respeito ver Klenow and Rodriguez, 1997; Prescott, 1998, Hall and Jones, 1999 e Easterly and Levine, 2001).

**Tabela 5.6**  
**Argentina: Decomposição de Variância**  
**Ordenamento do VAR : TFP, Produto e Investimento Público**

Equação	Inovação	1	3	5	10	15	20
Inv. Público	TFP	16,13673	15,90044	15,90065	15,90071	15,90071	15,90071
	Produto	1,468323	1,487773	1,487994	1,488077	1,488079	1,488079
	Inv. Público	82,39495	82,61178	82,61136	82,61121	82,61121	82,61121
TFP	TFP	100,0000	98,07451	97,71338	97,61568	97,61362	97,61357
	Produto	0,000000	1,025597	1,393131	1,492229	1,494320	1,494364
	Inv. Público	0,000000	0,899898	0,893494	0,892093	0,892064	0,892064
Produto	TFP	99,20863	96,11581	95,42856	95,24596	95,24212	95,24204
	Produto	0,791371	3,248665	3,943699	4,127947	4,131825	4,131907
	Inv. Público	0,000000	0,635522	0,627737	0,626089	0,626055	0,626054

As colunas contém 0 % da variância prevista de uma variável no período de tempo  $t$  ( $=1,3,\dots,20$ ) explicada pelo choque de uma das três variáveis.

**Tabela 5.7**  
**Brasil: Decomposição de Variância**  
**Ordenamento do VAR : Investimento Público, TFP e Produto**

Equação	Inovação	1	3	5	10	15	20
Inv. Público	Inv. Público	100,0000	90,57508	80,98700	79,74519	79,62245	79,57916
	TFP	0,000000	4,343487	12,40780	12,87511	12,92550	12,94313
	Produto	0,000000	5,081436	6,605195	7,379691	7,452050	7,477718
TFP	Inv. Público	0,608339	8,314149	10,19925	9,773456	9,783710	9,786505
	TFP	99,39166	91,33210	89,36225	88,51755	88,48048	88,47247
	Produto	0,000000	0,353755	0,438502	1,708994	1,735808	1,741030
Produto	Inv. Público	0,573702	8,350093	8,319108	8,163698	8,180710	8,179587
	TFP	91,01526	82,10840	81,56786	81,47103	81,38082	81,36173
	Produto	8,411036	9,541504	10,11303	10,36527	10,43847	10,45869

As colunas contém 0 % da variância prevista de uma variável no período de tempo  $t$  ( $=1,3,\dots,20$ ) explicada pelo choque de uma das três variáveis.

**Tabela 5.8**  
**Brasil: Decomposição de Variância**  
**Ordenamento do VAR : TFP, Produto e Investimento Público**

Equação	Inovação	1	3	5	10	15	20
Inv. Público	TFP	0,608339	3,658051	11,71941	12,12826	12,17746	12,19686
	Produto	0,001437	5,076516	6,598548	7,375324	7,447660	7,473397
	Inv. Público	99,39022	91,26543	81,68205	80,49642	80,37488	80,32974
TFP	TFP	100,0000	91,59730	89,95678	88,96327	88,92858	88,92068
	Produto	0,000000	0,354683	0,436912	1,704561	1,731407	1,736652
	Inv. Público	0,000000	8,048015	9,606309	9,332169	9,340018	9,342665
Produto	TFP	91,58884	82,57755	81,98054	81,85912	81,77385	81,75514
	Produto	8,411158	9,552226	10,12633	10,37862	10,45204	10,47228
	Inv. Público	0,000000	7,870222	7,893128	7,762260	7,774108	7,772583

As colunas contém 0 % da variância prevista de uma variável no período de tempo  $t$  ( $=1,3,\dots,20$ ) explicada pelo choque de uma das três variáveis.

**Tabela 5.9**  
**Chile: Decomposição de Variância**  
**Ordenamento do VAR : Investimento Público, TFP e Produto**

Equação	Inovação	1	3	5	10	15	20
Inv. Público	Inv. Público	100,0000	98,80234	98,69015	98,67550	98,67544	98,67543
	TFP	0,000000	0,068925	0,073662	0,074605	0,074610	0,074610
	Produto	0,000000	1,128732	1,236189	1,249894	1,249955	1,249955
TFP	Inv. Público	0,059434	6,618487	6,615369	6,614655	6,614652	6,614652
	TFP	99,94057	93,13545	93,03192	93,01655	93,01648	93,01647
	Produto	0,000000	0,246059	0,352716	0,368799	0,368872	0,368873
Produto	Inv. Público	0,016609	6,879282	6,892220	6,892256	6,892255	6,892255
	TFP	96,95689	89,82194	89,80389	89,80351	89,80351	89,80351
	Produto	3,026505	3,298782	3,303885	3,304233	3,304235	3,304235

As colunas contém 0 % da variância prevista de uma variável no período de tempo  $t$  ( $=1,3,\dots,20$ ) explicada pelo choque de uma das três variáveis.

**Tabela 5.10**  
**Chile: Decomposição de Variância**  
**Ordenamento do VAR : TFP, Investimento Público e Produto**

Equação	Inovação	1	3	5	10	15	20
Inv. Público	TFP	13,01406	6,061681	16,33519	16,12312	16,16498	16,17038
	Inv. Público	86,98594	83,50711	72,87370	69,91070	69,85233	69,84270
	Produto	0,000000	10,43121	10,79111	13,96618	13,98269	13,98692
TFP	TFP	100,0000	86,74905	83,84954	82,26888	82,19838	82,19156
	Inv. Público	0,000000	10,73563	10,90286	10,80486	10,82647	10,82772
	Produto	0,000000	2,515317	5,247594	6,926260	6,975148	6,980721
Produto	TFP	97,20873	82,47205	78,90228	78,12966	78,03791	78,03339
	Inv. Público	0,028165	13,43525	13,07887	12,84792	12,86559	12,86626
	Produto	2,763104	4,092697	8,018846	9,022414	9,096507	9,100350

As colunas contém 0 % da variância prevista de uma variável no período de tempo  $t$  ( $=1,3,\dots,20$ ) explicada pelo choque de uma das três variáveis.

## 1.6 Conclusões

Os resultados encontrados para os três países foram unânimes, quando se refere a uma relação de longo prazo positiva entre investimento público e produto. Por outro lado, a relação de longo prazo entre investimento público e PTF somente foi positiva para a economia chilena. O efeito do investimento público sobre o produto na economia chilena ocorre por meio de dois canais: Além do canal direto, observou-se empiricamente um mecanismo de transmissão indireto, quando um maior investimento público aumenta a eficiência geral da economia, que por sua vez afeta positivamente o produto. Esse resultado poderia corroborar a

maior magnitude da elasticidade produto-investimento público do Chile com relação à Argentina e Brasil. Adicionalmente, na relação dinâmica de curto prazo entre produto e investimento os resultados sugerem efeitos de “feedback”, o que pode contribuir para uma elasticidade maior no longo prazo. A maior elasticidade produto-investimento público na economia chilena pode ser atribuído a dois fatores: o estoque disponível e a qualidade dos serviços de infra-estrutura e as condições estruturais da economia melhoradas em razão das reformas orientadas para economia de mercado. Esses fatores determinam maiores incentivos para acumulação de capital e elevam os efeitos positivos observados dos investimentos públicos sobre o produto e a eficiência geral da economia.

Além disso, podem ser destacadas outras conclusões feitas com a amostra utilizada:

a) Não se pode descartar a possibilidade de causalidade reversa entre investimento público e PTF, o que sugere que o aumento da eficiência da economia antecede a um aumento dos investimentos públicos;

b) Os exercícios sugerem indícios de efeito crowding-out entre investimento público e produto no curto prazo para economia brasileira, possivelmente por meio do investimento privado, que neste trabalho não foi considerado. Porém, os efeitos de curto prazo para a economia chilena e argentina sugerem uma relação de complementariedade.

c) Finalmente, os resultados distintos para a relação de longo prazo entre o investimento público e a PTF sugerem diferenças de produtividade ou eficácia dos investimentos públicos. Para se investigar essa hipótese com mais profundidade dever-se-ia investigar a composição do investimento público (máquinas e equipamentos versus construções e infra-estrutura), o grau de complementaridade do investimento público com o investimento privado e mensurar o grau de eficiência dos investimentos públicos.



## **CAPÍTULO 2 - IMPACTOS MACROECONÔMICOS DOS GASTOS PÚBLICOS NA AMÉRICA LATINA**

### **2.1. Introdução**

Este artigo avalia os impactos macroeconômicos dos principais componentes dos gastos públicos (consumo e investimento) sobre o PIB, consumo das famílias e investimento privado, em uma amostra de seis países da América Latina: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela, no período de 1970-2002. Esses países são as principais economias da região, representando cerca de 90% do PIB regional.

A metodologia do trabalho faz uso do modelo dos vetores autoregressivos cointegrado, que é uma estrutura suficientemente flexível para realizar inferências estatísticas de relações macroeconômicas entre gastos públicos e o produto, e gastos públicos e componentes do produto, tais como o consumo das famílias e o investimento privado. Os gastos públicos serão divididos de acordo com sua natureza macroeconômica: consumo do governo e investimento público. O modelo dos vetores autoregressivos (VAR) tem sido intensamente utilizada para explicar a interação dinâmica entre variáveis monetárias e reais em um contexto macroeconômico. Todavia, mais recentemente é crescente a aplicação dessa estrutura para captar os efeitos de variáveis fiscais sobre variáveis macroeconômicas, como o PIB, o investimento privado, dentre outras<sup>23</sup>, e vice-versa.

Serão estimadas as relações de curto e longo prazos entre o consumo do governo/investimento público e o PIB, o consumo e o investimento privados. O modelo também contempla uma variável de financiamento dos gastos: os impostos indiretos. A literatura da área ressalta que os impactos dos gastos são sensíveis à evolução dinâmica desse financiamento. Também serão calculados multiplicadores dinâmicos acumulados dos gastos públicos, que mensuram a resposta do produto e seus componentes por unidade do gasto público.

A preocupação com os efeitos macroeconômicos dos gastos públicos é um tema que engloba uma extensa literatura. Em 1820, Malthus defendia que se fazia necessário aumentar

---

<sup>23</sup> Kamps (2005) sumariza os resultados de diversos estudos que aplicam a metodologia VAR num survey sobre a literatura. Esse autor relatou que 90% desses estudos referem-se a países individuais, dentre os quais 50% correspondem à economia americana. Entre as referências mais novas, somente alguns artigos estenderam a amostra para os países da OCDE.

os gastos públicos para estimular a demanda e elevar o produto (Szmrecsányi, 1982). Por sua vez, a Lei de Wagner ou Lei dos Dispendios Públicos Crescentes defendia que, à medida que ocorressem elevações das rendas *per capita* dos países, exigir-se-ia uma expansão ainda maior da oferta de bens públicos, de forma que a participação dos gastos públicos no produto tenderia a aumentar com o nível de desenvolvimento econômico (Musgrave, 1969). Assim, desde os princípios da teoria econômica, existiam controvérsias concernentes às relações de causalidade entre gastos públicos e produto.

Apesar dessa suposta relação positiva entre gasto público e produto, de uma maneira geral, do ponto de vista teórico, ainda não há um consenso a respeito do impacto do gasto público sobre o produto no longo prazo. De fato, dependendo da forma como se modela a função de produção e da suposição a respeito do financiamento dos gastos, os autores obtêm efeitos positivos e/ou negativos do gasto público sobre o produto.

Na literatura sobre o crescimento econômico, muitos autores chamam a atenção para a composição dos gastos públicos<sup>24</sup>. Tradicionalmente os dispêndios são divididos em duas amplas categorias: consumo do governo e investimento público. Em geral, os investimentos públicos, em especial, os de infra-estrutura, estão associados ao efeito externalidade positiva, sendo, pois, capazes de influenciar positivamente a produtividade do setor privado (Tanzi e Zee, 1997).

Arrow e Kurz (1970) foram os pioneiros a incorporar na estrutura do modelo de crescimento neoclássico esse efeito positivo do capital público. Há, também, autores da literatura de crescimento endógeno, tais como Barro e Sala-i-Martin (1992), que consideram alguns tipos específicos de gastos públicos como produtivos, em particular os bens providos publicamente que estão sujeitos a congestionamento (sistema de saneamento e abastecimento de água, aparelho judiciário, segurança pública) e gastos que contribuem para o acúmulo de capital humano (gastos com educação e treinamento). No conceito de contas nacionais, a maioria desses gastos é alocada como consumo do governo e poderia, portanto, afetar a produtividade dos fatores de produção. Por sua vez, Pritchett (2000) sugere existirem muitas evidências empíricas de investimentos que são considerados “elefantes brancos”, de forma que eles não ampliam a capacidade produtiva da economia.

Devarajan *et alli* (1996) e Mitnik e Neumann (2001) destacam a importância dos efeitos marginais dos gastos públicos. Uma expansão acentuada de um determinado tipo de gasto considerado produtivo pode vir a torná-lo improdutivo, ou seja, a produtividade do

---

<sup>24</sup> Para maiores detalhes, ver Tanzi e Zee, 1997; Tanzi e Schuknecht, 2003 e Mitnik e Neumann, 2001.

gasto depende do seu nível e composição que afetam os seus efeitos marginais. Esses autores não escolhem uma classificação *a priori* para identificar o que seria gasto produtivo e improdutivo, preferem classificar a partir dos que os dados apontam.

Ao utilizar um modelo neoclássico que permite interações entre a acumulação de capital, oferta de trabalho e variáveis fiscais, Baxter e King (1993) analisam os efeitos macroeconômicos de curto e longo prazo dos gastos públicos. Esses autores mostram que uma ampliação dos gastos do governo financiados com impostos do tipo *lump-sum* gera expansão da produtividade do capital e induz a um maior investimento e acumulação de capital. Contudo, se o aumento permanente dos gastos públicos é financiado com impostos distorcivos, o produto cai em proporção maior do que do aumento dos gastos públicos.

Modelos novos keynesianos (Galí, López-Salido e Vallés, 2006; Linnemann, 2005 e Basu e Kimball, 2000) também prevêem aumento do produto no longo prazo em função de um choque nos gastos públicos, quando esses são financiados com aumento de impostos do tipo *lump-sum*. A diferença é que os resultados são não-Ricardianos, pois o consumo privado se expande no longo prazo.

A literatura também não é consensual quanto aos efeitos macroeconômicos de curto prazo dos gastos públicos. Nos modelos tradicionais *keynesianos*, um aumento dos gastos públicos ou redução dos impostos estimulam a demanda agregada, elevam a renda disponível dos agentes econômicos e o consumo privado, afinal de contas Keynes defendia que os investimentos públicos seria a ferramenta de política fiscal ideal (Skidelsky, 2001 e Perotti, 2004), dado que reunia duas virtudes: capacidade de estimular a demanda no curto prazo e gerar o aumento da capacidade produtiva no longo prazo.

A partir dos anos 90, porém, uma gama de estudos (Bertola e Drazen, 1993, Alesina e Perotti, 1995 e 1997; Sutherland, 1997, Perotti, 1999) passaram a defender a chamada visão expectacional da política fiscal, na qual um aumento dos gastos ou redução dos impostos podem não ter efeitos expansionistas nem mesmo no curto prazo, em razão da sinalização que essa política fiscal gera junto aos agentes econômicos. De fato, se os agentes percebem que a expansão fiscal irá produzir um aumento permanente nos gastos públicos, sobretudo em gastos correntes, ocasiona-se uma expectativa negativa na economia com redução de investimento e consumo privado, tendo a expansão fiscal efeitos contracionistas (redução do produto e do emprego) mesmo no curto prazo<sup>25</sup>.

---

<sup>25</sup> Existem evidências de expansões fiscais contracionistas na Dinamarca (1983-86), Irlanda (1986-89), Grécia (1990-94) e Suécia (1986-87). Para maiores detalhes, ver Alesina e Perotti (1995, 1997).

Diante desse quadro teórico não-consensual relativo aos efetivos impactos do gasto público sobre o produto, é natural que os economistas sejam céticos e prefiram avaliar empiricamente os efeitos macroeconômicos dos gastos públicos, sem atribuir *a priori* uma superioridade para os investimentos públicos (Perotti, 2004; Devajaran et.alli, 1996; Mitnik e Neumann, 2001). Essa estratégia empírica também será adotada no presente artigo, que objetiva avaliar os impactos macroeconômicos dos principais componentes dos gastos públicos sobre o PIB, consumo das famílias e investimento privado, em uma amostra de seis países da América Latina<sup>26</sup>, levando em consideração a composição desses gastos (consumo e investimento públicos), o financiamento e seus efeitos marginais pelo nível desses dispêndios.

Além desta introdução, este artigo contém mais quatro seções. Na próxima seção, é discutida a metodologia. A terceira seção traz uma breve descrição da base de dados. Em seguida, são apresentados os resultados dos impactos do consumo do governo e do investimento público sobre o PIB e seus principais componentes. Por fim, na última seção, abordam-se as principais conclusões.

## 2.2. Metodologia

Para se avaliar os impactos dos gastos públicos sobre o produto e seus principais componentes utilizou-se a metodologia dos vetores autoregressivos (VAR). O VAR foi inicialmente proposto por Sims (1980) e se constitui em uma estrutura econométrica que busca captar a interação dinâmica entre variáveis econômicas ao longo do tempo. No sistema VAR, as variáveis dependem dos seus próprios valores defasados e das demais variáveis, em seus níveis correntes e defasados. Portanto, cada variável do sistema não é exogenamente pré-determinada e problemas de causalidade reversa ou endogeneidade são levados em consideração nesse modelo<sup>27</sup>.

Stock e Watson (2001) sugerem a existência de quatro finalidades típicas do modelo VAR: a) descrição dos dados; b) previsão; c) inferência estrutural e d) análise de política. Com exceção da função típica de previsão, neste trabalho serão exploradas essas outras funções por meio do teste de co-integração de Johansen e da função resposta a impulso.

---

<sup>26</sup> Embora estivessem no intuito de responderem outras perguntas, de maneira indireta alguns autores já fizeram análises semelhantes para países da América Latina. A título de ilustração, ver Calderón e Servén (2003) ou Ferreira e Araújo (2006).

<sup>27</sup> No VAR, impõe-se uma restrição de linearidade na forma reduzida do sistema. No entanto, esse modelo é ainda bem menos restritivo do que as alternativas, como a função de produção ou função de custo, o que será discutido mais adiante.

A opção pela metodologia VAR em vez da abordagem da função de produção e/ou função custo justifica-se ao menos pelas três razões abaixo enumeradas<sup>28</sup>:

- a) a existência de endogeneidade conjunta de insumos privados e produto na estimação da função de produção exige a utilização de instrumentos, os quais são quase sempre questionáveis. Além disso, no uso da função custo, os preços dos insumos são exógenos, não obstante Houghwout (2002) sugerir que, para os níveis de agregação contidos nos estudos (estados ou indústrias), esses preços são determinados simultaneamente com as quantidades do produto e dos insumos.
- b) Os gastos públicos, que entram como insumos na função de produção ou na função custo, também podem ser endógenos em muitas situações, sejam porque esses gastos podem responder procíclicamente ou mesmo porque alguns países ou estados podem programar políticas fiscais anticíclicas. Akitoby et. alli. (2006) e Clements et. alli. (2007) encontram evidências que diversos itens dos gastos públicos na América Latina são pró-cíclicos.
- c) A especificação da função de produção e da função custo impõe fortes restrições na forma como os gastos públicos interagem dinamicamente com o produto. Na metodologia VAR, a restrição imposta é de linearidade e os efeitos das desafagens são incorporados nas diversas variáveis do modelo.

A fim de implementar o processo de estimação do modelo VAR, é necessário tomar alguns cuidados. Inicialmente, é preciso verificar a ordem de integração das variáveis do sistema. De posse desse resultado, deve-se testar a possibilidade de co-integração ou de uma relação de longo prazo entre as variáveis não estacionárias que apresentam a mesma ordem de integração. Caso o teste conjunto das séries não rejeite a existência de relação de longo prazo entre as variáveis, essa relação deve ser levada em consideração na estimação do modelo VAR, pois os modelos que simplesmente trabalham com variáveis estacionárias obtidas pela diferenciação perdem informações fundamentais da relação entre os níveis. Por outro lado, estimar o VAR na sua forma irrestrita ignorando problemas de séries não estacionárias conduz

---

<sup>28</sup> Para maiores detalhes, ver Perotti (2004).

a estimativas não consistentes das funções respostas a impulso e da decomposição da variância do erro de previsão (Phillips, 1998).

Portanto, o primeiro passo é realizar os testes de “raiz unitária” para verificação da ordem de integração das variáveis. Nesse sentido, o artigo implementa o teste de Zivot e Andrews (1992), que leva em consideração quebras estruturais nas séries. Esse procedimento se justifica devido ao histórico dos países da América Latina, que conviveram no período em análise (1970-2002) com diversos episódios que podem representar importantes choques macroeconômicos: crise da dívida externa, planos de estabilização, moratórias, hiperinflações, abertura comercial e financeira, dentre outros<sup>29</sup>.

Em seguida, se as variáveis que o compõem o sistema VAR são todas estacionárias, estima-se o VAR irrestrito. De outra forma, como ressaltado anteriormente, se as variáveis não são estacionárias, é preciso examinar a possibilidade de uma relação de longo prazo entre essas variáveis, levando-se essa relação em consideração no processo de estimação do modelo VAR<sup>30</sup>. Nesse caso, obtém-se um modelo VAR cointegrado. As etapas podem ser assim descritas :

Considere um modelo VAR de p-ésima ordem na sua forma reduzida :

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

O qual :

$X$  : vetor de dimensão ( $k \times 1$ ), que contém as  $k$  variáveis que compõem o sistema VAR, ou seja,  $X_t \equiv [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}]$ .

$A_j$  : é uma matriz de dimensão ( $k \times k$ ) dos coeficientes autoregressivos para  $j=1,2,\dots,p$ ;

$D$  : vetor de dimensão ( $d \times 1$ ) de termos determinísticos;

$\Phi$  : é uma matriz de dimensão ( $k \times d$ ) dos coeficientes dos termos determinísticos ;

<sup>29</sup> De fato, a desconsideração das quebras estruturais pode conduzir a conclusões viesadas sobre a ordem de integração das variáveis. Assim, destaque-se que Dos Santos e Pires (2007) aplicaram o teste de Zivot e Andrews (1992) e identificaram a presença de quebras estruturais em séries trimestrais de investimento público e privado no Brasil. Esses autores sugerem que algumas de suas variáveis que são estacionárias poderiam ter a conclusão (viesada) pela não estacionaridade, caso eles tivessem aplicado apenas o teste ADF ou mesmo o teste KPSS.

<sup>30</sup> A presença de raízes unitárias ou tendências estocásticas nas séries que compõem o VAR impõem uma condição de redução de posto na matriz de coeficientes do vetor que contém as variáveis defasadas, de modo que é necessário estimar relações de cointegração de maneira que a informação contida nessa matriz seja preservada (Juselius, 2006). Para ilustrar as diversas possibilidades de como as relações de co-integração devem ser utilizadas na estimação do VAR, ver Juselius (2006).

$\varepsilon$  : é um vetor de dimensão (k x 1), que contém ruídos brancos, ou seja,  $\varepsilon_t \equiv [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt}]$ , com as seguintes propriedades :

$$E[\varepsilon_t] = 0$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Omega, \text{ tal que } \Omega \text{ é simétrica semidefinida positiva de dimensão (k x k)}$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_s'] = 0, \text{ para } s \neq t$$

O modelo VAR(p) na forma irrestrita -- equação (2.1) -- pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

O qual :

$\Pi$  : é uma matriz de coeficientes de dimensão (k x k), sendo  $\Pi \equiv -I + \sum_{i=1}^p A_i$

$\Gamma_j$  : é uma matriz de coeficientes dimensão (k x k), sendo

$$\Gamma_j \equiv - \sum_{i=j+1}^p A_i \quad (j = 1, 2, \dots, p-1), \quad j = 1, 2, \dots, p-1$$

Se as variáveis que o compõem o sistema VAR são todas estacionárias, a estimação de (2.2) é equivalente aos resultados obtidos por Mínimos Quadrados Ordinários do modelo (2.1), ou seja, o VAR irrestrito.

Por outro lado, como ressaltado anteriormente, se as variáveis são não estacionárias é preciso examinar a possibilidade de uma relação de longo prazo entre essas variáveis e assim levando-a em consideração no processo de estimação do modelo VAR.

A presença de raízes unitárias ou tendências estocásticas nas séries que compõem o VAR impõem uma condição de redução de posto na matriz  $\Pi$  e é necessário se estimar relações de co-integração de forma que a informação contida em  $\Pi$  seja preservada (Juselius, 2006).

Para ilustrar as diversas possibilidades suponha que as  $k$  variáveis  $x$  (pertencentes ao vetor  $X$ ) do VAR ( $p$ ) definido anteriormente sejam integradas de ordem um<sup>31</sup>. Portanto, o vetor  $X$  é dito cointegrado se existe algum vetor  $\beta_1$  de dimensão ( $k \times 1$ ), tal que  $\beta_1'X_t$  é estacionário ou que  $\beta_1'X_t$  seja integrado de ordem zero<sup>32</sup>. Por outro lado, se o sistema VAR for composto por mais de duas variáveis ( $k > 2$ ), então existe a possibilidade de  $r$  vetores de co-integração  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_r$ , tal que  $r < k$ . Ao juntar os vetores de co-integração, obtém-se a matriz  $\beta = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_r]$  de dimensão ( $k \times r$ ), de tal forma que  $\beta'X_t$  é um vetor estacionário de dimensão  $r \times 1$ .

O Teorema da Representação de Granger estabelece que sistema de variáveis cointegráveis pode ser representado pelo um modelo VAR( $p$ ) tal como na equação (2.1) ou equivalentemente por um modelo de correção de erros<sup>33</sup>:

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

O qual:

$\alpha$  : é uma matriz de dimensão ( $k \times r$ ), tal que  $\alpha \beta' = \Pi$ .

A diferença do modelo (2.3) para o modelo (2.2) é que existe uma restrição de redução do posto da matriz  $\Pi$  dado pelo número de relações de co-integração ( $r < k$ ). De posse de  $\beta$  é preciso escolher estimativas de  $\alpha$ , tal que a informação estatisticamente relevante em  $\Pi$  seja mantida.

Existem três situações que podem ser examinadas de acordo com o número de relações de co-integração ( $r$ ), que definem o posto reduzido da matriz  $\Pi$ , e a quantidade de tendências estocásticas, dada por  $k-r$ .

A primeira ocorre quando  $r=0$ . Então, existem  $k$  tendências estocásticas independentes e o VAR deve ser estimado com as variáveis em diferenças, sendo excluído o termo  $X_{t-1}$  da equação 2.3.

O segundo caso é o outro extremo, quando  $r=k$  e o posto da matriz  $\Pi$  é pleno. Não existe nenhuma tendência estocástica governando as variáveis do sistema, ou seja,  $k-r$  é igual a zero. Isso tipicamente ocorre quando todas as variáveis do sistema são estacionárias. Nesse caso, as  $k$  equações do sistema VAR podem ser estimadas separadamente por Mínimos

<sup>31</sup>  $x_t$  é integrada de ordem  $d$  se  $x_t$  tem a representação  $(1-L)^d x_t = C(L)\varepsilon_t$ , o qual  $C(1) \neq 0$  e  $\varepsilon_t \sim IN(0, \sigma^2)$ , onde  $L$  é um operador de defasagem (Juselius, 2006, p.98).

<sup>32</sup> Seja um processo  $x_t$  integrado de ordem  $d$ , ou seja  $x_t \in I(d)$ . Logo,  $x_t$  é um processo cointegrado CI( $d, b$ ) com vetor de co-integração  $\beta \neq 0$ , se  $\beta' x_t \in I(d-b)$ , para  $b = 1, 2, \dots, d$ ;  $d=1, 2, \dots$

<sup>33</sup> Existe ainda uma terceira forma de representação desse sistema: um modelo de médias-móveis. Banerjee et.alli. (1993) demonstra o isomorfismo dessas representações comparadas duas a duas.



Quadrados Ordinários e com as variáveis em níveis, tal como descrito no modelo irrestrito da equação (2.1)<sup>34</sup>.

O terceiro caso é quando o posto da matriz  $\Pi$  não é pleno, mas é positivo, ou seja, posto ( $\Pi$ ) =  $r$ , tal que  $0 < r < k$ . Logo, existem  $k-r$  tendências estocásticas comuns com  $0 < k-r < k$ . Nessa situação a estimação do sistema deve incorporar as restrições cruzadas entre as equações impostas sobre a matriz  $\Pi$ , o que torna a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários inadequada.

Para examinar a possibilidade de co-integração utiliza-se a metodologia de Johansen (1991, 1995) que testa o número de relações de co-integração e estima por maxiverossimilhança o vetor de co-integração. O número de relações de co-integração ( $r$ ) é estimado a partir de uma seqüência de testes que se inicia com as hipóteses nulas de  $r=0$  até  $r \leq k-1$ , onde  $k$  é o número de variáveis que compõem o VAR no teste. As estatísticas de testes são as usuais: a estatística do traço e a estatística do máximo auto-valor.

De posse das estimativas do vetor  $\beta$ , essas são inseridas como restrições na estimação do modelo de correção de erros da equação (2.3). A partir daí são estimadas as funções resposta a impulso, análise de decomposição de variância e a dinâmica de curto prazo.

Destaque-se que a consideração das relações de cointegração é feita por meio da estrutura do modelo VAR cointegrado, que, como se verá na análise dos resultados, é uma ferramenta econométrica útil para se avaliar a relação de longo prazo e a dinâmica de curto prazo entre as variáveis fiscais e o produto.

Antes de se descrever os dados e discutir os resultados obtidos é válido salientar uma questão importante. Os modelos VAR até então apresentados estão na forma reduzida e pouca informação até então foi dita a respeito de como esses modelos podem ser interpretados na sua forma estrutural e como a função resposta a impulso, que possui uma interpretação econômica útil, é derivada a partir de valores dos parâmetros da forma reduzida. A função resposta a impulso define o efeito de um choque exógeno em uma variável de interesse ou de controle sobre as demais variáveis macroeconômicas que compõem o sistema VAR.

A relação entre as perturbações aleatórias na forma estrutural e os choques na forma reduzida pode ser visualizada a partir da pré-multiplicação do modelo na forma reduzida (equação 2.1) pela uma matriz quadrada de dimensão  $k$  ( $A_0$ ). Tal operação gera o modelo VAR na sua forma estrutural mostrado na equação abaixo:

---

<sup>34</sup> Alternativamente é equivalente estimar por OLS as  $k$  equações do sistema (2.2), levando em consideração as relações entre  $\Pi$ ,  $\Gamma$  e  $A$ .

$$A_0 X_t = A_1^* X_{t-1} + A_2^* X_{t-2} + \dots + A_p^* X_{t-p} + A_0 \Phi D_t + B e_t \quad (2.4)$$

tal que  $A_i^* \equiv A_0 A_i$  para  $i=1, \dots, p$ .

A relação  $B e_t = A_0 \varepsilon_t$  mostra a ligação entre os resíduos do VAR na sua forma estrutural e o seu equivalente na forma reduzida. Assumindo que as perturbações estruturais,  $e_t = (e_1, e_2, \dots, e_k)$ , são ruídos brancos e não correlacionados entre si, o que resulta numa matriz de variância-covariância diagonal. No entanto, para que o modelo (2.4) seja identificado é necessário impor restrições sobre os componentes das matrizes  $A_0$ ,  $A_i^*$  e  $B$ . A literatura empírica é repleta de métodos de identificação que podem incorporar restrições sugeridas pela teoria econômica ou informações institucionais específicas para os casos em análise.

Sims (1980) originalmente propôs um método de identificação – decomposição de Cholesky – o qual restringe  $B$  a uma matriz identidade de ordem  $k$  e  $A_0$  a uma matriz triangular inferior, de tal forma que exista uma matriz  $P$ , tal que  $P \equiv A_0^{-1} \Sigma^{1/2}$  e  $\Sigma$  é a matriz de variância-covariância das perturbações estruturais, que por hipótese é diagonal. Isso implica que  $P$  é uma matriz diagonal triangular inferior, cuja a diagonal principal é formada pelo desvios-padrão dos resíduos estruturais. Além disso, existe uma matriz definida positiva simétrica  $\Omega$ , tal que  $\Omega = P P'$ . Vale salientar que  $P$  é única na formação de  $\Omega$  e para um dado ordenamento das variáveis no sistema VAR. Essa última característica é a mais passível de crítica, dado que as funções resposta a impulso podem variar substancialmente quando existir uma mudança no ordenamento das variáveis do sistema VAR.

Para derivar as funções respostas a impulso que decorrem desse ordenamento parte-se da representação de média móvel do sistema VAR sob condições usuais de estabilidade e invertibilidade (Hamilton, 1994; Watson, 1994 e Lütkepohl, 2005):

$$\underset{(k \times 1)}{X_t} = \underset{(k \times k)}{C(L)} \underset{(k \times 1)}{\varepsilon_t} \quad (2.5)$$

com

$$C(L) \equiv \sum_{p=0}^{\infty} C_p L^p$$

A ortogonalização tradicional de Cholesky irá aplicar uma transformação P (descrita acima) às perturbações da forma reduzida de tal modo que estas não sejam correlacionadas contemporaneamente. Portanto, (2.5) pode ser reescrito (continua no arquivo Cholesky)  
Portanto, (2.5) pode ser reescrita :

$$X_t = \sum_{p=0}^{\infty} (C_p P) (P^{-1} \varepsilon_{t-p}) \quad \text{com } t = 1, 2, \dots, T$$

Assim o vetor k x 1 de função impulso resposta ortogonalizada de um choque unitário para j-ésima equação sobre  $X_{t+1}$  é dado por :

$$\phi_j(l) = C_l P u_l \quad l=0,1,2,\dots, \quad (2.6)$$

o qual  $u_j$  é um vetor de seleção k x 1 preenchido com 1 (um) no j-ésimo elemento e 0 (zero) para os demais elementos.

Nesse artigo preferiu-se aplicar um método de identificação alternativo ao proposto por Sims (1980) e sugerido por Pesaran e Shin (1998). Trata-se da função resposta a impulso generalizada que tem como principal característica o fato de que as respostas a choques independem da ordem das variáveis selecionadas no VAR. Além disso, Pesaran e Shin (1998) sugerem a existência de resultados mais robustos e uma interpretação mais precisa a respeito do efeito inicial dos choques sobre quaisquer variáveis do sistema. Porém, o método exige que se faça uma hipótese sobre a distribuição dos choques.

O método de Pesaran e Shin (1998) aplica um fator de Cholesky específico para cada variável do VAR. Essa identificação ao invés de especificar um comportamento para cada elemento do vetor de perturbações estruturais ( $\varepsilon_t$ ), quando se promove um choque na j-ésima equação, esses efeitos são retirados assumindo uma distribuição histórica dos erros. Nesse caso, Koop, Pesaran e Potter (1996) definem a função resposta a impulso generalizada sobre o vetor  $X_t$  no horizonte l :

$$GI_X = (l, \delta_j, \Psi_{t-1}) = E(X_{t+l} | \varepsilon_{jt} = \delta_j, \Psi_{t-1}) - E(X_{t+l} | \Psi_{t-1}) \quad (2.7)$$

O qual  $\Psi_{t-1}$ , é um conjunto de informação não-decrescente e que conta a história conhecida da economia até o período t-1 e  $\delta_j$  é um hipotético choque que atinge a j-ésima equação associada a j-ésima variável do sistema VAR. Assume-se que o vetor de perturbações estruturais tem uma distribuição normal multivariada de tal forma que:

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j) = (\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{kj})' \sigma_{jj}^{-1} \delta_j = \sum e_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j$$

Portanto, o vetor de dimensão  $k \times 1$  contendo as funções resposta a impulso generalizadas a um choque na j-ésima equação ao tempo t para as variáveis do vetor  $X_t$  no horizonte  $l$  que compõem o sistema VAR é dado por:

$$\left( \frac{C_l \sum e_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \left( \frac{\delta_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right), l = 0, 1, 2, \dots \quad (2.8)$$

Pesaran e Shin (1998) sugerem ainda a colocação de  $\delta_j = \sqrt{\sigma_{jj}}$ , o que gera a função resposta a impulso generalizada padronizada:

$$\phi_j^G(l) = \sigma_{jj}^{-\frac{1}{2}} C_l \sum e_j \quad (2.9)$$

A equação (2.9) possui uma interpretação econômica útil nesse artigo, ou seja, ela é capaz de fornecer os efeitos de um choque nos gastos públicos no período t sobre algumas variáveis macroeconômicas de interesse para o período  $t+l$ , tais como, o produto agregado, o consumo das famílias e o investimento privado. Nesse artigo a evolução dos valores de (2.9) ao longo do tempo irá fornecer a dinâmica dos choques nos gastos públicos sobre as variáveis macroeconômicas. Além disso, será possível calcular os efeitos unitários dos gastos públicos sobre essas variáveis por meio do cálculo dos multiplicadores dinâmicos do consumo e do investimento públicos.

### 2.3. Descrição dos Dados

Os dados abrangem seis países: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela. As observações são anuais e cobrem o período de 1970-2002.<sup>35</sup> No período em análise, existe uma grande dificuldade na obtenção de dados de gastos públicos e componentes do PIB de fontes primárias que são produzidos sob a mesma metodologia e, portanto, comparáveis. A alternativa foi partir para uma base de dados que compatibilizasse essas observações. Nesse caso, a escolha recaiu sobre os dados de contas nacionais coletados e consolidados pela Comissão Econômica para América Latina e Caribe (CEPAL).

A publicação de referência dos dados foram os Anuários Estatísticos da CEPAL para o PIB e alguns de seus componentes: Consumo das Famílias e do Governo, Formação Bruta de Capital Fixo Privado e das Administrações Públicas. Os dados representativos das receitas públicas foram os impostos indiretos líquidos de subsídios obtidos junto à base do Banco Mundial (*World Development Indicators*), também de acordo com o conceito adotado nas Contas Nacionais<sup>36</sup>. As variáveis são mensuradas em termos reais de forma *per capita*. Após a obtenção da variável em termos reais e *per capita*, tomou-se o logaritmo dela. Para a obtenção dos valores reais, utilizou-se o deflator do PIB. A estimação do valor *per capita* beneficiou-se dos indicadores de população coletados junto à base do Banco Mundial.

O quadro 3.1 mostra os dados da proporção média dos gastos públicos com relação ao PIB nos seis países que integram a amostra. Ao se considerar o total do consumo e do investimento das administrações públicas, a média dos países foi de 19,1% do PIB. Nesse sentido, o México apresentou o menor nível de gasto público (15,9%), em razão do menor nível de consumo das administrações públicas, enquanto que a Venezuela registrou o nível mais elevado (21,7%), explicado basicamente pela maior taxa de investimento média (9,9%).

A taxa de investimento apresentou um maior grau de dispersão se comparado com o consumo das administrações públicas. É bastante conhecido que, a partir dos anos 80, países como Argentina, Brasil e México reduziram suas taxas de investimento público em razão da necessidade de realizar cortes nos gastos públicos, como respostas a crises externas ou na implementação de planos de estabilização<sup>37</sup>.

---

<sup>35</sup> A exceção é o Brasil, onde o período compreendido é 1970-2003.

<sup>36</sup> As exceções são Brasil e Argentina, que incluem também impostos diretos e itens adicionais de transferências, como beneficiários previdenciários.

<sup>37</sup> Para maiores detalhes, ver Clements et. alli. (2007). Mencione-se também que, em geral, nos orçamentos públicos, o investimento é o item da despesa mais flexível. Portanto, o alvo preferido dos cortes em planos de ajuste fiscal.

**QUADRO 3.1**  
**Proporção dos Gastos Públicos em relação ao PIB (%) – Média do Período**  
**1970-2002**

	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Venezuela
<b>Consumo das Adm. Públicas</b>	<b>16,7</b>	<b>13,8</b>	<b>12,6</b>	<b>12,7</b>	<b>9,9</b>	<b>11,8</b>
<b>Investimento das Adm. Públicas*</b>	<b>5,0</b>	<b>3,4</b>	<b>6,0</b>	<b>7,0</b>	<b>6,0</b>	<b>9,9</b>
<b>Total</b>	<b>21,6</b>	<b>17,2</b>	<b>18,6</b>	<b>19,7</b>	<b>15,9</b>	<b>21,7</b>

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da amostra.

\*Obtido a partir da formação bruta de capital fixo.

## 2.4. Resultados

Nesta seção, serão apresentados e discutidos os efeitos dinâmicos do investimento e do consumo do governo na América Latina, no período 1970-2002<sup>38</sup>, tendo como base a estrutura dos vetores autoregressivos. Esse modelo empírico permite captar as relações de curto e longo prazo entre as variáveis fiscais (investimento e consumo do governo) e o produto (e seus componentes), analisando as conseqüências sobre a trajetória do produto em razão de choques nos gastos públicos.

Com vistas a uma melhor exposição dos resultados, esta seção é dividida em duas subseções. A primeira subseção comenta as estimações das relações de longo prazo; a segunda, trata dos efeitos dinâmicos das variáveis fiscais no curto prazo.

### 2.4.1 Relações de Longo Prazo

A fim de definir a estrutura do modelo VAR cointegrado, foram realizados testes de raiz unitária para o produto, o consumo do governo, o investimento público e a receita líquida do governo<sup>39</sup>. Neste artigo, utiliza-se o teste de Zivot e Andrews<sup>40</sup>, que leva em consideração

<sup>38</sup> Para o Brasil o período é 1970-2003.

<sup>39</sup> A partir das variáveis em termos reais e *per capita*, tomou-se o logaritmo. Para maiores detalhes, ver seção 3 que descreve os dados.

a possibilidade de quebras estruturais no intercepto e na tendência das séries. O problema das quebras estruturais é que os testes convencionais, como o ADF, tendem a concluir com mais facilidade pela não estacionariedade da série, quando na verdade o processo é estacionário.

Perron (1989) foi o pioneiro em incorporar nas regressões e nos testes padrões de raiz unitária a possibilidade de quebra estrutural. Zivot e Andrews (1992) contribuem para esse debate ao formular testes em que o período da quebra estrutural não precisa ser conhecido a priori como proposto por Perron (1989).

O teste de Zivot e Andrews (1992) assume uma posição intermediária entre o teste de Perron (1992) e o teste ADF. Em relação ao teste de Perron (1992) que assume a priori na hipótese alternativa a presença de quebra estrutural, o teste de Zivot e Andrews (1992) busca estimar essa quebra e assim é menos propenso relativamente a rejeitar a presença de raiz unitária. Nas séries de Nelson-Plosser, o teste de Zivot e Andrews (1992) levou à reversão das conclusões sobre a integração das séries em 40% dos casos, os quais o teste de Perron (1989) rejeitou a presença de raiz unitária.

Por outro lado, o teste ADF convencional não consegue distinguir uma mudança na inovação da série do efeito de uma quebra estrutural, o que viesou os seus resultados de não rejeitar a hipótese de raiz unitária. Portanto, em relação ao teste ADF, o teste proposto por Zivot e Andrews (1992) é menos provável de concluir por uma não-estacionariedade espúria.

Desde que ainda é muito comum utilizarem-se os testes ADF e KPSS na literatura de macroeconometria, esses também são relatados como base de comparação em relação ao teste de Zivot e Andrews. Os resultados estão expressos nas tabelas 1 a 6 no apêndice<sup>41</sup>. Em cerca de 42% dos casos, os três testes concordaram com respeito à ordem de integração das variáveis. Em 92% dos casos o ADF optou pela presença de raiz unitária nas séries em nível, o que confirma a tendência desse teste em não rejeitar a hipótese nula (baixo poder do teste). Por sua vez, o KPSS rejeitou a hipótese de não-estacionariedade apenas em 42% dos casos. Já o teste de Zivot e Andrews apresentou um desempenho intermediário (71%) entre os dois testes pela existência de raiz unitária nos níveis das variáveis. Dessa forma, ao utilizar o Zivot e Andrews, tentou-se minimizar a armadilha da não estacionariedade espúria.

---

<sup>40</sup> Patterson (2000) traz uma excelente survey sobre o tratamento das quebras estruturais nos testes de raiz unitária.

<sup>41</sup> Foram realizados os testes até se definirem a ordem de integração das variáveis. As tabelas 5.1 a 5.6, no apêndice 1, trazem a ordem de integração, conforme a conclusão de cada teste para um nível de significância de 5%.

As variáveis I(1) foram submetidas ao teste de co-integração<sup>42</sup>, utilizando-se as estatísticas do traço e do máximo autovalor. Caso se rejeite a inexistência de co-integração, são estimados os vetores que definem as relações de equilíbrio de longo prazo. Para as variáveis selecionadas e em cada país confirmou-se a existência de uma relação de co-integração (para detalhes ver tabelas 4.7 a 4.12 no apêndice A).

**Quadro 4.1**  
**Relações de Longo Prazo – Gastos Públicos e Produto**

País	Produto e Consumo do Governo	Produto e Investimento Público	Consumo do Governo e Investimento Público
Argentina	Negativa	Positiva	Positiva
Brasil	Negativa	N.A.	N.A.
Chile	Positiva	N.A.	N.A.
Colômbia	N.A.	N.A.	Positiva
México	Positiva	Positiva	Negativa
Venezuela	Negativa	Positiva	Positiva

Fonte: Elaboração dos Autores.

N.A. – Não se aplica em razão das diferentes ordens de integração.

Obs.: As tabelas 4.7 a 4.12 no apêndice A trazem as estatísticas de testes (estatísticas do traço e do máximo autovalor) e as estimativas dos vetores de cointegração.

De um modo geral, os investimentos das administrações públicas apresentaram uma relação positiva com o produto (conforme o quadro 4.1)<sup>43</sup>. Esse resultado é compatível com a hipótese do modelo neoclássico, i.e., o aumento do estoque de capital (variação positiva do investimento) eleva o produto de forma direta no longo prazo (Arrow e Kurz, 1970; Aschauer, 1989, Baxter e King, 1993).

Na América Latina, os estudos de Calderón e Servén (2004a), Calderón e Servén (2004b), Ferreira e Malliagos (1998), Ferreira e Nascimento (2005) e Ferreira e Araújo (2006) ressaltam em uma direção similar que os investimentos públicos, especialmente em infra-estrutura, podem ser considerados como um dos principais determinantes dos níveis de renda *per capita* e do crescimento econômico na região. As implicações desses estudos é que o subinvestimento em infra-estrutura na América Latina nos anos 80 e 90 é capaz de explicar

<sup>42</sup> A metodologia de Johansen oferece cinco tipos de especificações do VAR para realização do teste. Essas especificações variam de acordo com os componentes determinísticos (intercepto ou tendência) que são incluídos nos modelos. Os valores críticos dos testes irão variar de acordo com a escolha dos modelos. Em todos os casos, a constante entrou de forma irrestrita, ou seja, a constante possui um componente dentro e fora do espaço de co-integração, o que é compatível com uma tendência linear nos dados. Além disso, examinou-se a possibilidade de uma tendência linear no espaço de co-integração. Isso ocorre quando as tendências das séries individuais não se cancelam (Patterson, 2000)

<sup>43</sup> Para o Brasil e o Chile, o investimento público foi diagnosticado como uma variável I(0) na amostra. Para Colômbia, a possibilidade de cointegração foi afastada em razão de o produto ser uma variável I(0).



separadamente o hiato de renda em relação a outros países de renda média, como os países do leste asiático.

Em relação ao consumo do governo, as estimativas de longo prazo confirmaram em sua maioria uma relação negativa entre o consumo do governo e o produto (quadro 4.1). De fato, para a Argentina, Brasil e Venezuela essa variável se relaciona negativamente com o produto. Barro (1991) encontra resultados semelhantes para um grupo de 98 países no período de 1960-1985. Ao estudar os países da OCDE, Alesina e Ardagna (1998) e Alesina et al. (1999) e Von Hagen et al. (2001) também encontraram evidências de que essa relação é negativa.

Mais recentemente, De Castro (2007) também encontra evidências para a Espanha de que a relação entre consumo do governo e produto é negativa. Na explicação de seus resultados, esse autor destaca duas explicações não excludentes que são comumente encontradas na literatura. Pelo lado da demanda, um aumento do consumo do governo elevaria o prêmio de risco e a taxa de juros deslocando os gastos privados. Pelo lado da oferta, o canal de transmissão envolve mudanças no mercado de trabalho, na lucratividade das empresas e os investimentos das empresas. Dito de outro modo, uma expansão dos gastos públicos, por meio de aumento de salários, pressiona o salário de equilíbrio, reduz os lucros, a taxa de retorno do investimento privado, atingindo, assim, o produto. Tanzi e Schuknecht (2003) sugerem um canal adicional, ao evidenciar que, no mundo real, a fonte de financiamento dos gastos públicos é formada por aumento de impostos distorcivos, que inibem os investimentos e o consumo privado, reduzindo, portanto, o produto no longo prazo.

No Chile e no México, porém, sugere-se que há uma relação de longo prazo positiva entre o consumo do governo e o produto. Uma possível explicação está relacionada com o nível do consumo do governo ou sua evolução ao longo do tempo, o que pode gerar efeitos marginais positivos desse tipo de gasto (Devarajan et. al., 1996). O México apresentou uma relação média no período de 10% do PIB, a mais baixa entre os países investigados. Ao longo do tempo, ocorreu uma relativa estabilidade dessa relação, enquanto que, no Chile, apesar do nível mais elevado, observou-se uma redução do consumo do governo na economia. Dito de outra forma, na década de 70, a média do consumo público chileno foi de 14,4% do PIB, reduzindo para 12,7% na década de 80 e 11% do PIB, no período de 1990-2002.

#### **2.4.2 Resposta a Impulso e Dinâmica de Curto Prazo**

Nesta seção, são estimadas funções de resposta a impulso para captar os efeitos dinâmicos no curto prazo de choques nas variáveis de gasto público. A partir disso, avaliam-

se as potencialidades para os países da América Latina de uma política de curto prazo tipicamente *keynesiana*, do tipo que fomenta incrementos no consumo do governo com vistas a elevar o PIB.

A fim de se implementar esse exercício, estimou-se o modelo VAR cointegrado composto por produto, consumo do governo, investimento público e impostos na forma de um modelo de correção de erros, que leva em consideração o número de relações de co-integração e os coeficientes estimados do vetor de co-integração<sup>44</sup>. A formalização desse modelo foi descrita na seção de metodologia (seção 2). Em seguida, é verificado como os choques nas inovações de gastos públicos podem afetar inovações no produto e vice-versa<sup>45</sup>.

As figuras 4.1 a 4.6 mostram a resposta do produto a choques por diferentes tipos de gastos. É possível se afirmar que o consumo do governo afeta positivamente o produto para a maioria dos países<sup>46</sup>. Contudo, em geral, o efeito do choque inicial do consumo do governo sobre o produto é instantâneo e perdura, no máximo, por dois períodos, desaparecendo completamente posteriormente. No que concerne aos investimentos públicos, no curto prazo, com exceção do México, mostraram-se ineficazes como instrumento para elevar o produto. Diante disso, é possível sugerir que, na América Latina, não é recomendável utilizar o investimento público como estabilizador automático, i.e, como política contra-cíclica com vistas a atenuar as flutuações econômicas de curto prazo.

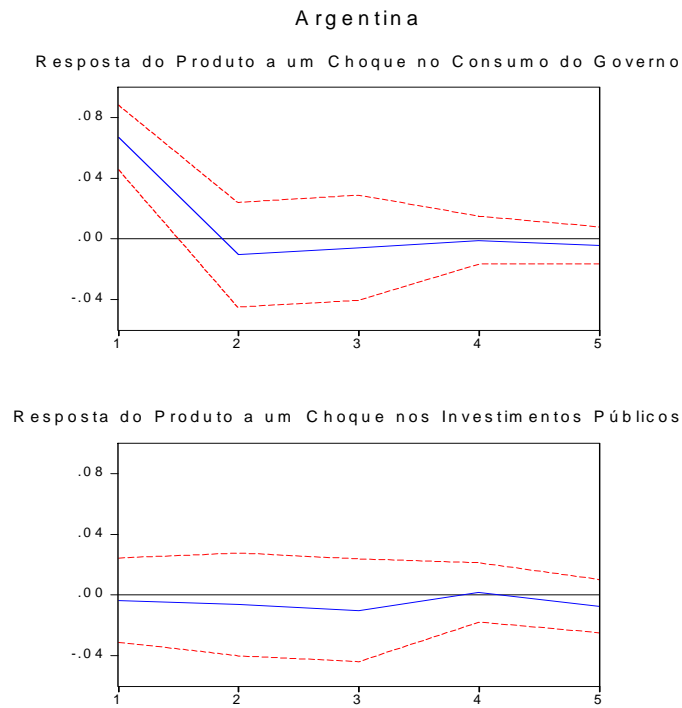
---

<sup>44</sup> Os critérios de informação de Akaike e de Schwarz indicam que a melhor especificação do modelo para os seis países foi com 1 lag de acordo com a Tabela 4.13 do apêndice.

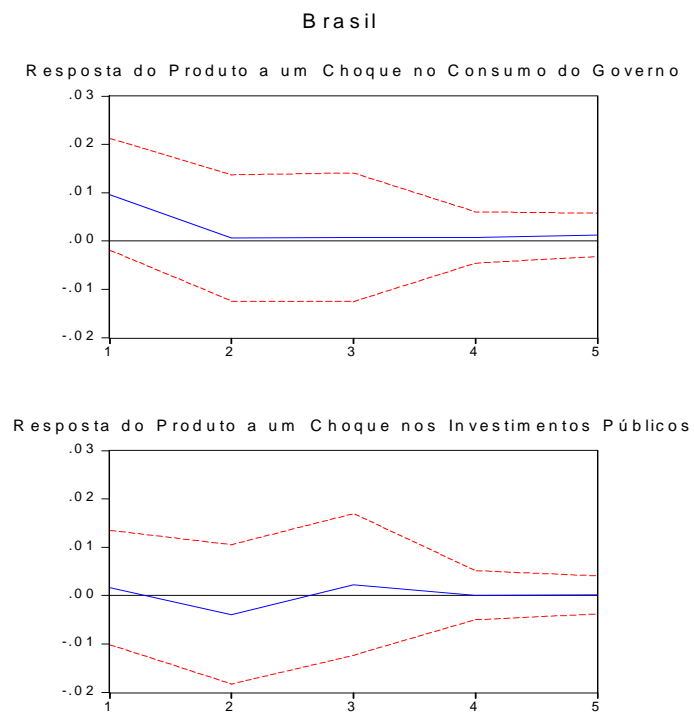
<sup>45</sup> Para a definição das funções de resposta a impulso, utilizou-se a função impulso-generalizada, que é invariante em relação ao VAR. Em outras palavras, não depende do ordenamento imposto no VAR (Pesaran e Shin, 1998).

<sup>46</sup> As exceções foram o Brasil e a Venezuela.

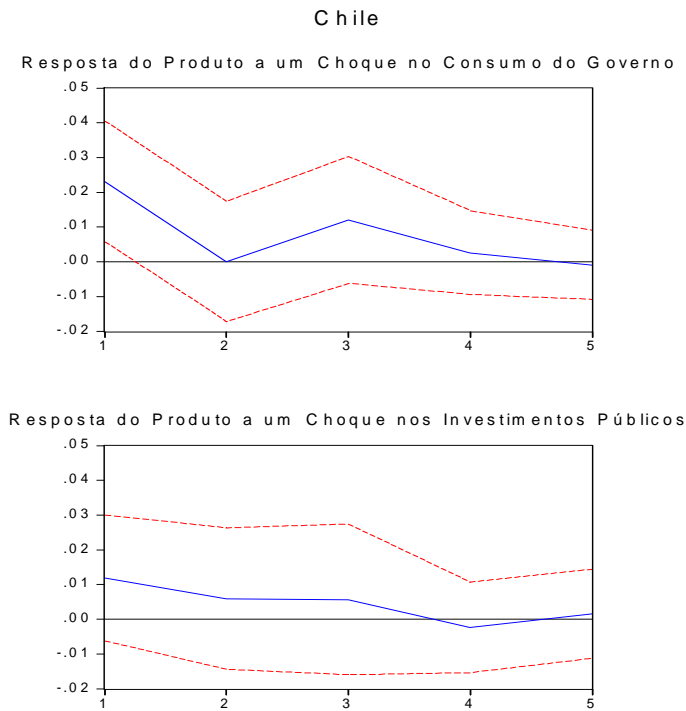
**Figura 4.1 – Argentina: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos**



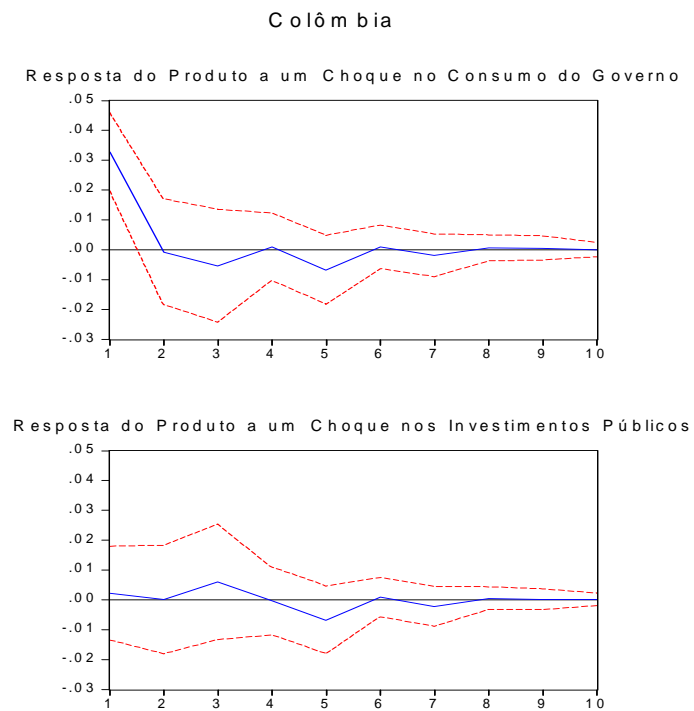
**Figura 4.2 – Brasil: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos**



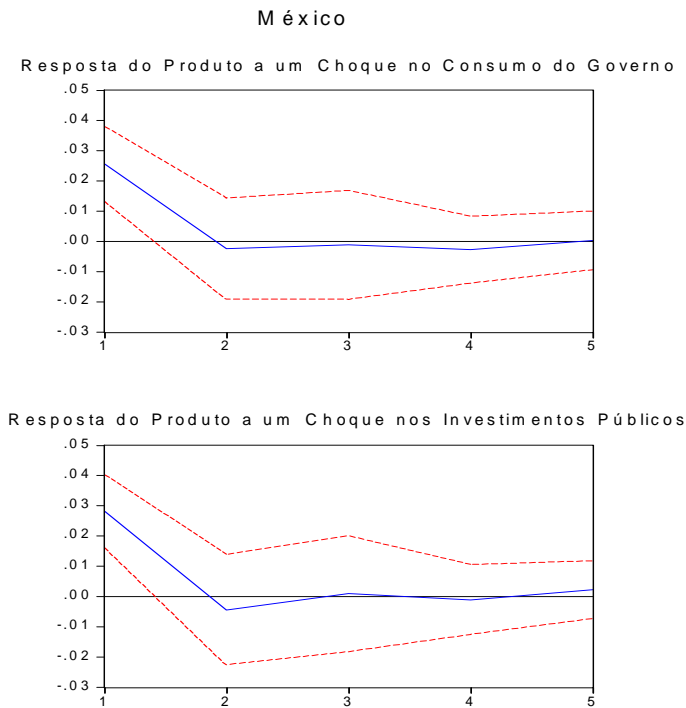
**Figura 4.3 – Chile: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos**



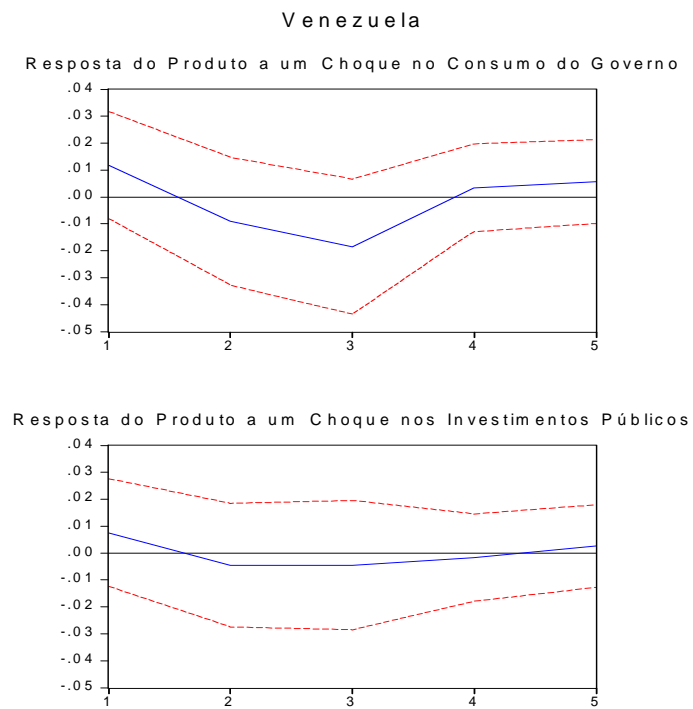
**Figura 4.4 – Colômbia: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos**



**Figura 4.5 – México: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos**



**Figura 4.6 – Venezuela : Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos**



O padrão descrito para o consumo e investimento governamental no curto prazo repete-se quando se acumulam as funções de resposta a impulso nos cinco primeiros períodos (quadro 4.2 e quadro 4.2 A no apêndice C<sup>47</sup>). A partir dessas respostas acumuladas, é possível se calcular os multiplicadores dos gastos públicos, que mensuram a resposta do produto por unidade do gasto público (Perotti, 2004), ou seja, o efeito do choque do gasto público sobre o produto *líquido* do aumento que esse choque provoca no próprio gasto público. O multiplicador dinâmico acumulado do consumo do governo (investimento público) de j períodos é definido formalmente pela razão entre a resposta acumulada do produto em j períodos a um choque no consumo do governo (investimento público) e a soma das respostas acumuladas do consumo do governo e do investimento público em j períodos a um choque no consumo do governo (investimento público). Formalmente :

$$M_t^G = \frac{\sum_{j=0}^t \phi_j^{Y,G}}{\sum_{j=0}^t (\phi_j^{G,G} + \phi_j^{Z,G})}$$

o qual:

$M_t^G$  : multiplicador dinâmico acumulado do consumo do governo<sup>48</sup>;

<sup>47</sup> Por motivo de economia de espaço no corpo principal do artigo o quadro 4.2A é mostrado no apêndice 3.

<sup>48</sup> De forma similar o multiplicador dinâmico acumulado do investimento público ( $M_t^Z$ ) é dado por :

$$M_t^Z = \frac{\sum_{j=0}^t \phi_j^{Y,Z}}{\sum_{j=0}^t (\phi_j^{G,Z} + \phi_j^{Z,Z})}$$

$\phi_j^{Y,Z}$  : é a função de resposta a impulso sobre o produto (Y) de um choque (ou inovação) no investimento público (Z) no período j;

$\phi_j^{G,Z}$  : é a função de resposta a impulso sobre o consumo do governo (G) de um choque (ou inovação) no investimento público (Z) no período j;

$\phi_j^{Z,Z}$  : é a função de resposta a impulso sobre o investimento público (Z) de um choque (ou inovação) no investimento público (Z) no período j;

$\phi_j^{Y,G}$ : é a função de resposta a impulso sobre o produto (Y) de um choque (ou inovação) no consumo do governo (G) no período j;

$\phi_j^{G,G}$ : é a função de resposta a impulso sobre o consumo do governo (G) de um choque (ou inovação) no consumo do governo (G) no período j;

$\phi_j^{Z,G}$ : é a função de resposta a impulso sobre o investimento público (Z) de um choque (ou inovação) no consumo do governo (G) no período j;

Os multiplicadores do consumo do governo foram positivos e significativos, apesar de apresentarem magnitudes muito pequenas (em geral abaixo de 1), sobretudo se comparado aos valores encontrados por Perotti (2004) para países da OCDE (Alemanha, Austrália, Canadá, EUA e Reino Unido). Por sua vez, os multiplicadores dos investimentos públicos foram não significativos. Portanto, os resultados sugerem que, na amostra utilizada, o grau de eficácia da política *keynesiana* de curto prazo<sup>49</sup> é bastante limitado em termos de magnitude e extensão temporal. Além disso, ressalte-se que o multiplicador do consumo do governo, apesar de sua baixa magnitude em termos estatísticos, mostrou-se ser estatisticamente significativo, sendo, pois, preferível aos investimentos públicos como impulsionador na demanda agregada no curto prazo. Em linhas gerais, esses resultados corroboram as evidências encontradas por Perotti (2004).

---

<sup>49</sup> Aqui, a terminologia curto prazo se apresenta como uma tautologia, já que parece não existir uma teoria *keynesiana* de longo prazo.

**Quadro 4.3**  
**Multiplicadores dos Gastos Públicos**

Países	Período (ano)				
	1	2	3	4	5
Multiplicadores do Consumo do Governo <sup>(1)</sup>					
Argentina	0,8606*	0,8384*	0,7778	0,8379	0,9206
Brasil	0,0649	0,0710	0,0868	0,0891	0,0852
Chile	0,2827*	0,8833	1,0014*	0,5683*	0,6105*
Colômbia	0,2555*	0,2745*	0,1996	0,2238	0,1953
México	0,1077*	0,0961*	0,0959	0,0898	0,0928
Venezuela	0,0339	0,0082	-0,0772	-0,0621	-0,0268
Multiplicadores do Investimento Público <sup>(2)</sup>					
Argentina	-0,0156	-0,0415	-0,0808	-0,0764	-0,1178
Brasil	0,0072	-0,0104	-0,0004	-0,0002	0,0003
Chile	0,0456	0,0765	0,1492	0,1242	0,1125
Colômbia	0,0134	0,0146	0,0457	0,0457	0,0066
México	0,1083*	0,0906*	0,1011	0,1016	0,1078
Venezuela	0,0241	0,0080	-0,0050	-0,0132	-0,0023

(1) Definido como a razão entre a resposta acumulada do Produto em função de uma inovação no consumo do governo e a soma das respostas acumuladas do consumo do governo e do investimento público em função de uma inovação no consumo do governo.

(2) Definido como a razão entre a resposta acumulada do Produto em função de uma inovação no investimento público e a soma das respostas acumuladas do consumo do governo e do investimento público em função de uma inovação no investimento público.

(\*) indica que o valor zero está fora das regiões compreendidas pelas duas bandas de desvio-padrão.

### 2.4.3 Gastos Públicos e os Componentes do Produto

Nessa seção, são avaliadas as relações de curto e longo prazo entre os gastos públicos (consumo e investimento público) e os dois principais componentes do PIB: consumo das famílias e o investimento privado. A intenção é estimar se existem efeitos de substituição (“*crowding-out*”) ou complementaridade (“*crowding-in*”) entre estes componentes do PIB e aquelas duas categorias de gastos públicos. A metodologia econométrica segue os mesmos passos das seções anteriores. A etapa inicial das estimativas recai sobre a ordem de integração do consumo e do investimento privado. Os testes de raiz unitária de Zivot e Andrews sugerem que essas variáveis são integradas de primeira ordem (ver tabelas 4.14 e 4.15 no apêndice A), à exceção do consumo privado na Argentina. Como na seção anterior, os testes de co-



integração são realizados para o vetor de variáveis I(1), no qual o PIB é substituído pelo consumo e pelo investimento privados.

Os resultados da relação de longo prazo entre as variáveis fiscais e os componentes do PIB estão resumidos no quadro 4.4. Os resultados sugerem que os investimentos das administrações públicas não são complementares aos investimentos privados. No que diz respeito à Argentina, ao México e à Venezuela, as relações estimadas sugerem *crowding-out*, ou seja, o investimento público substituiu o investimento privado<sup>50</sup>. Contudo, é válido destacar que o efeito final do investimento público sobre o produto é positivo tal como verificado na seção anterior, de modo que o *crowding-out* entre o investimento público e investimento privado é parcial.

A relação entre consumo do governo e investimento privado foi negativa (e significativa) para Argentina, Brasil e Chile. Essas evidências novamente reforçam a idéia de uma relação negativa entre consumo do governo e produto longo prazo com um canal de transmissão por meio dos investimentos privados. Dito de outro modo, expansões permanentes do consumo do governo inibem os investimentos privados no longo prazo e por consequência reduzem o produto. Esses efeitos estão em consonância com o modelo neoclássico de Baxter e King (1993) e vão de encontro aos resultados encontrados por modelos novos keynesianos (Galí, López-Salido e Vallés, 2006; Linnemann, 2005 e Basu e Kimball, 2000).

**QUADRO 4.4**  
**RELAÇÕES DE LONGO PRAZO - VARIÁVEIS FISCAIS E COMPONENTES DO PIB**

Países	Cons.Privado x Cons. Governo	Cons.Privado x Invest. Público	Invest.Privado x Cons. Governo	Invest.Privado x Invest. Público
Argentina	Positiva*	Positiva	Negativa*	Negativa*
Brasil	Negativa*	N.A.	Negativa**	N.A.
Chile	Negativa*	N.A.	Negativa*	N.A.
Colômbia	Positiva*	Positiva*	Positiva*	Positiva
México	Negativa*	Positiva*	Positiva*	Negativa*
Venezuela	Negativa*	Positiva*	Positiva*	Negativa*

\* Significativa a 5%

\*\* Significativa a 10%

N.A. - Não aplicável em razão das diferentes ordens de integração

Por outro lado, Colômbia, México e Venezuela apresentam uma relação significativamente positiva entre consumo do governo e investimento privado. Novamente a explicação pode ser atribuída aos efeitos marginais dos gastos públicos, na linha defendida

<sup>50</sup> Somente para Colômbia a relação de cointegração sugere uma relação de complementariedade entre os dois tipos de investimentos, porém o coeficiente estimado foi não significativo.

por Devarajan et. alli (1996) e Barro (1990). De fato, a Colômbia e o México apresentaram níveis relativamente baixos de consumo do governo (em torno de 9,5% do PIB) nos anos 70 e 80, realocando os gastos em favor do consumo do governo a partir dos anos 90, isto é, nas décadas de 70 e 80, as relações médias entre o consumo do governo e investimentos públicos eram da ordem de 1,50 e 1,33 na Colômbia e México, respectivamente. No período de 1990-2002, essas relações aumentaram para 2,25 e 2,91. Considerando que os investimentos públicos, no período em análise, não exerceram um efeito significativo de complementaridade (para México ocorreu observou-se um efeito *crowding out*) com os investimentos privados, é possível argumentar que na Colômbia e no México essas realocações foram efetivas para o aumento da formação bruta de capital fixo privada<sup>51</sup>.

Porém, para o Brasil, as realocações em favor do consumo do governo produziram efeito inverso sobre o investimento privado. A relação média entre consumo do governo e investimento público que já era alta (3,13) nas décadas de 70 e 80, e mais que dobrou no período de 1990-2003, situando-se em 6,9 no período de 1990-2003. Efeito semelhante aconteceu na Argentina, quando essa relação média cresceu de 2,63 para 12,27 no mesmo período. Essas altas relações podem ter sido determinantes para o efeito negativo do consumo do governo sobre o investimento privado nesses dois países.

Portanto, ao se observar os efeitos do investimento público e do consumo do governo sobre os investimentos privados na América Latina não se pode afirmar que exista uma superioridade do investimento público, como se observou com relação ao produto. Ainda no longo prazo, em relação aos efeitos sobre o consumo privado, os resultados sugerem que os investimentos públicos tendem a ser complementares, enquanto o consumo do governo, em geral, mantém uma relação de substituição. Em outras palavras, enquanto o consumo do governo substitui o consumo privado, o investimento público complementa esse consumo.

Essas últimas evidências estão em consonância com os resultados encontrados para os impactos dos gastos públicos sobre o PIB. Uma possível explicação é que os investimentos públicos contribuem para aumentar a capacidade produtiva da economia e acabam gerando no longo prazo um crescimento econômico maior, expandindo-se a possibilidade de consumo.

Os efeitos de curto prazo sugerem que os gastos públicos têm uma capacidade muito limitada em estimular a atividade econômica na América Latina. Esses resultados corroboram as evidências de Perotti (2004), De Castro (2007) e da teoria expectacional da política fiscal (Bertola e Drazen, 1993, Alesina e Perotti, 1995 e 1997; Sutherland, 1997, Perotti, 1999).

---

<sup>51</sup> Devajaran et. alli (1996) encontrou resultado semelhante ao analisar um grupo de 43 países em desenvolvimento para o período de 1970-90.

Mesmo no caso da constatação de efeitos significativos, esses tendem a desaparecer completamente a partir do segundo período, conforme pode ser visualizado nas funções resposta a impulso no apêndice B. Além disso, o consumo do governo é mais efetivo em afetar positivamente o consumo das famílias e o investimento privado no curto prazo, se comparado aos investimentos públicos, à semelhança do que já tinha sido observado nos impactos dos gastos públicos sobre o produto (ver figuras - 4.6 a 4.17 - no apêndice B).

Esses resultados são confirmados no quadro 4.5 que contém o cálculo dos multiplicadores dinâmicos. Os multiplicadores do consumo do governo na América Latina são em geral significativos, embora de baixa magnitude, enquanto os multiplicadores do investimento público são estatisticamente próximos de zero<sup>52</sup>. Portanto, ressalta-se mais uma vez a baixa capacidade dos gastos públicos nas maiores economias do continente latino-americano em estimular a demanda agregada no curto prazo.

**Quadro 4.5 - Multiplicadores dos Gastos Públicos - Componentes do PIB**

Comp. PIB	Países					
	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Venezuela
Multiplicadores do Consumo do Governo <sup>(1)</sup>						
Consumo das Famílias	0.6164	n.s.	n.s.	0.4390	0.1420	n.s.
Investimento Privado	1.2663	0.3444	0.5084	1.2933	0.2292	0.7878
Multiplicadores do Investimento Público <sup>(2)</sup>						
Consumo das Famílias	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	0.1335	0.2587
Investimento Privado	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	0.1302	n.s.

(1) Definido como a razão entre a resposta acumulada do Consumo das Famílias ou do Investimento Privado em função de uma inovação no consumo do governo e a soma das respostas acumuladas do consumo do governo e do investimento público em função de uma inovação no consumo do governo.

(2) Definido como a razão entre a resposta acumulada do Consumo das Famílias ou do Investimento Privado em função de uma inovação no investimento público e a soma das respostas acumuladas do consumo do governo e do investimento público em função de uma inovação no investimento público.

n.s. = não significativo e indica que o valor zero está dentro das regiões compreendidas pelas duas bandas de desvio-padrão.

## 2.5. Conclusões

Este artigo avalia os impactos macroeconômicos dos principais componentes dos gastos públicos (consumo e investimento) sobre o PIB, consumo das famílias e investimento privado. Para consecução dos resultados, utilizou-se a estrutura dos vetores autoregressivos

<sup>52</sup> Os valores dos multiplicadores são calculados de forma análoga a da seção anterior. As respostas acumuladas a inovações (choques) no consumo do governo e investimento público não são mostradas com objetivo de poupar espaço. Os resultados estão disponíveis com os autores.

cointegrados. A estrutura do modelo é construída sob hipóteses gerais e leva em consideração problemas de endogeneidade entre as variáveis e assegura uma descrição estatisticamente válida das relações macroeconômicas mensuradas sob a ótica das Contas Nacionais. Assim, o modelo permite obter inferências estatísticas sobre as hipóteses e questões de interesse dessas relações macroeconômicas dinâmicas no curto e no longo prazo entre as variáveis.

Essas relações podem subsidiar a construção de modelos teóricos. Ao se analisar a literatura da área observa-se que esses aspectos são tratados de forma isolada e fluida, que variam desde modelos neoclássicos que enfatizam o canal de transmissão da oferta para os gastos públicos até os modelos keynesianos tradicionais que realçam exclusivamente a demanda agregada. De acordo com os resultados obtidos, a estrutura teórica deve levar em consideração de forma interdependente a composição dos gastos (consumo e investimento públicos), a forma de financiamento desses gastos e seus efeitos marginais pelo nível de dispêndio. Portanto, existe espaço para esse tipo de modelagem no sentido de definir “uma classe distinta de *atos estilizados* que são estatisticamente bem fundadas e muito mais rica do que gráficos convencionais, correlações e taxas de crescimento médias freqüentemente recorridos para discussão dos *atos estilizados*” (Juscélio, 2006).

Nesse experimento macroeconômico foi utilizada uma amostra de seis países da América Latina: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela, no período de 1970-2002. A fim de expor as principais conclusões de maneira didática, divide-as em dois contextos: relações de longo prazo e relações no curto prazo.

Nas relações de longo prazo, em geral, o investimento público afeta positivamente o produto e o consumo das famílias, embora tenha mantido uma relação de substituição com os investimentos privados. O consumo do governo afeta negativamente o produto e os investimentos privados para a maioria dos países. No entanto, esse resultado não é absoluto e depende do nível relativo do consumo do governo em relação ao investimento público. De fato, nos países em que esse nível é relativamente mais baixo e/ou sua evolução ao longo do tempo é de estabilidade ou queda, é possível encontrar relações positivas entre o consumo do governo e o produto ou investimento privado. A idéia é que gasto público considerado produtivo (improdutivo) possa vir a se tornar improdutivo (produtivo), quando seu montante se torna excessivo (escasso).

Nas relações de curto prazo, em linhas gerais, os resultados de uma política de estabilização ativa baseados nos pressupostos *keynesianos* são bastante limitados em termos de magnitude e duração ao longo do tempo. De fato, os multiplicadores são geralmente abaixo

de 1 e os efeitos dos choques perduram no máximo por 2 períodos, desaparecendo completamente no período subsequente.

## **CAPÍTULO 3 - É O MERCADO MÍOPE EM RELAÇÃO À POLÍTICA FISCAL BRASILEIRA?**

### **1. Introdução**

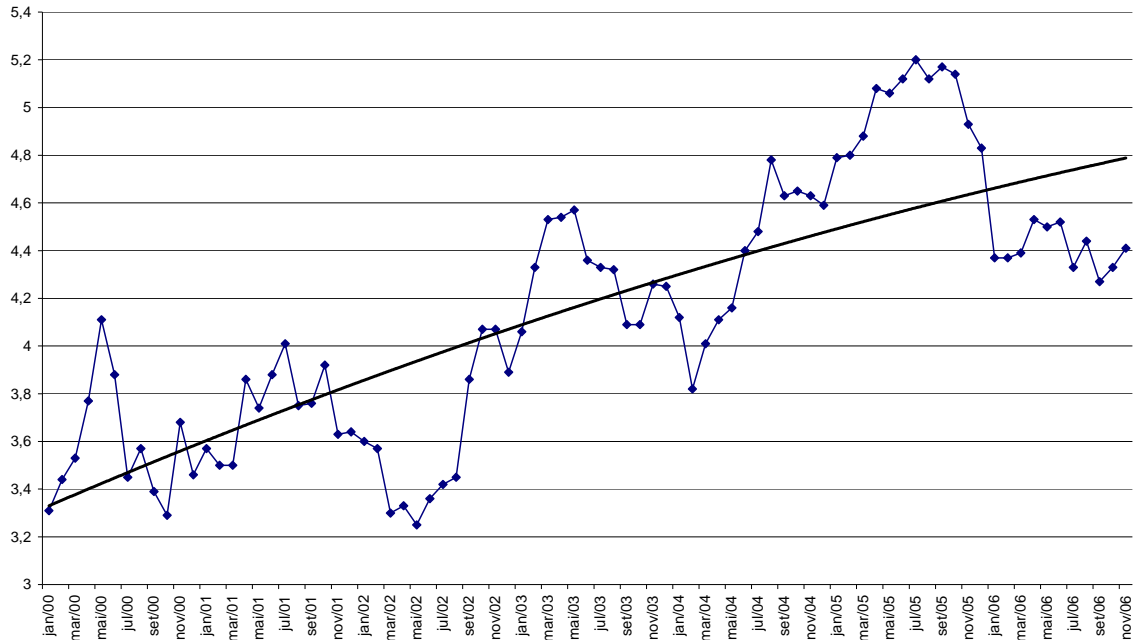
No Brasil, a partir de 1999, incorporou-se na agenda dos *policy-makers* a idéia de um regime de política macroeconômica no qual se define e se anuncia uma seqüência de regras, que objetivam gerar um ambiente econômico onde exista maior previsibilidade para os agentes formarem suas expectativas e tomarem suas decisões. Na área fiscal, por meio de instrumentos legalmente estabelecidos<sup>53</sup>, os entes da federação e suas respectivas estatais estabelecem metas de superávits primários. Nesse contexto, os resultados primários alcançados não apenas cumprem as metas fixadas, mas também costumam superá-las. De fato, conforme se observa no gráfico 1, os superávits primários foram substancialmente elevados ao longo dos últimos anos.

Em conjunto com as menores taxas reais de juros e a diminuição da freqüência de ajustes patrimoniais, tais como depreciações cambiais e aparecimento de esqueletos (*hidden liabilities*), os maiores superávits primários alcançados ajudaram a obter menores níveis de Dívida Líquida do Setor Público consolidado (DLSP) em proporção do PIB, a partir do início de 2003 (gráfico 2).

---

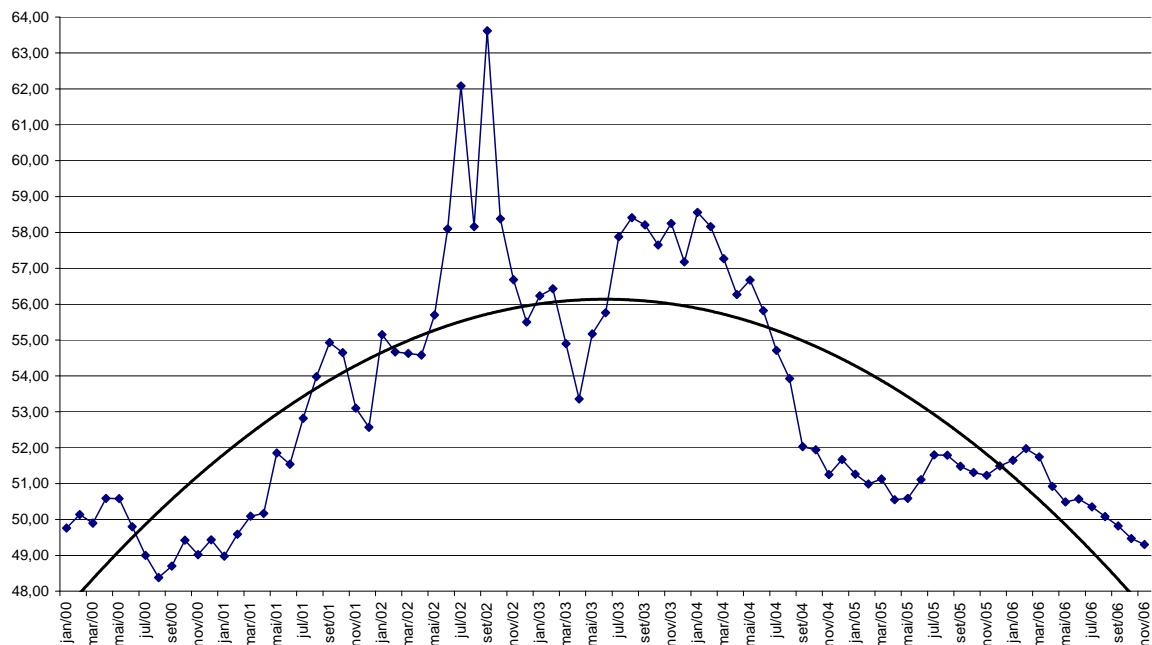
<sup>53</sup> Tais como Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO), Lei Orçamentária Anual e Lei de Responsabilidade Fiscal.

**Gráfico 1 – Superávit Primário do Setor Público Consolidado<sup>54</sup>  
(acumulado em 12 meses em % do PIB)**



Fonte: IPEADATA.

**Gráfico 2 – Dívida Líquida do Setor Público Consolidado (% do PIB)**



Fonte: IPEADATA.

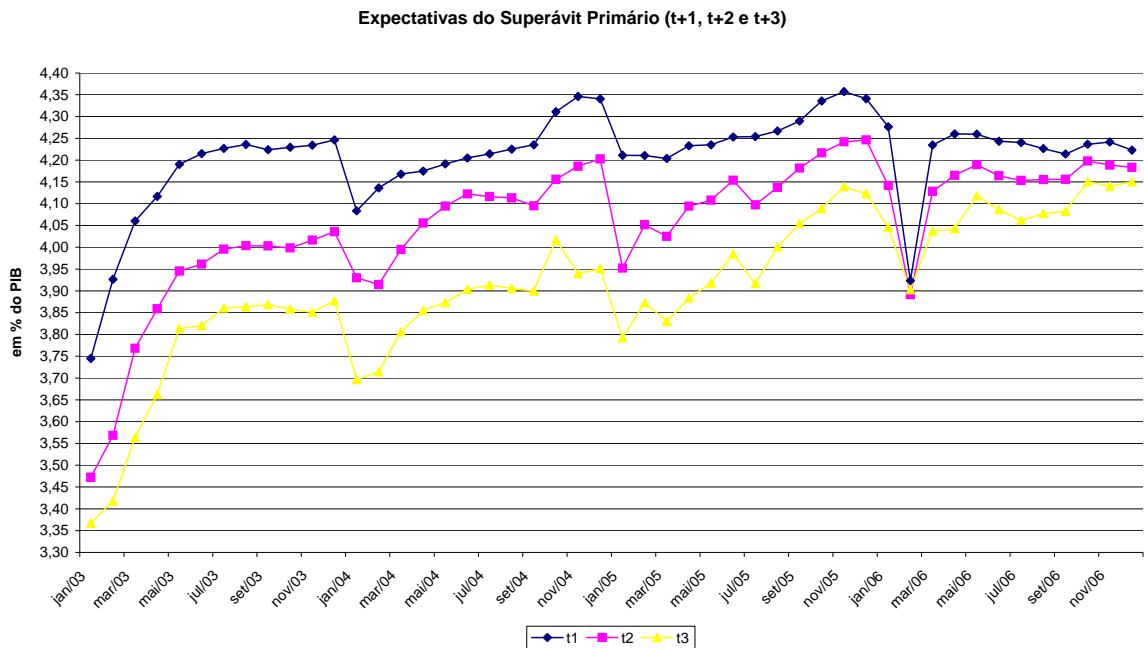
<sup>54</sup> A palavra consolidado refere-se à agregação contábil dos dados da União, Estados, Distrito Federal, Municípios e suas respectivas empresas estatais.

Ao avaliar-se a credibilidade da política fiscal brasileira por meio dos gráficos 3 e 4, nota-se que os dados de expectativas divulgados pelo Banco Central do Brasil (BCB) via Relatório Focus prevêem um maior nível de superávit primário do setor público consolidado (em % do PIB) e um menor nível de DLSP (em % do PIB). Nesse sentido, de acordo com a teoria das expectativas racionais, a política fiscal adotada em 1999 pode ser considerada crível, pois o governo tem obtido sucesso na convergência das expectativas dos agentes em relação à manutenção de um regime de política fiscal austero.

Essa convergência de expectativas é ainda ressaltada quando se observa que as projeções para períodos mais longos são mais otimistas do que aquelas para períodos mais curtos. Em qualquer que seja o mês, os agentes presentes no mercado financeiro projetam menores níveis de superávit primário e de DLSP para daqui a 3 anos ( $t+3$ ) do que para daqui a 1 ano ( $t+1$ ). Em outras palavras, conforme o horizonte temporal para a projeção se expande de  $t+1$  até  $t+3$ , os agentes apresentam expectativas de DLSP menor e, em consequência disso, expectativas de um superávit primário menor para fazer jus àquela DLSP menor. Isso *per se* sugere os ganhos de credibilidade da regra de política fiscal adotada.

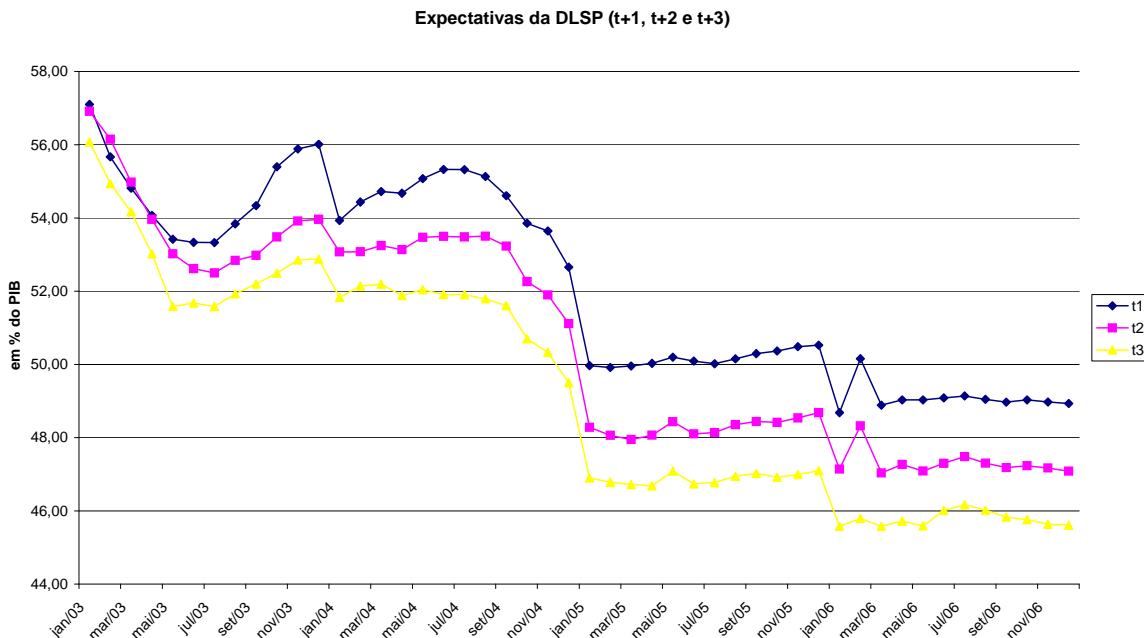


### Gráfico 3 – Expectativas do Superávit Primário (t+1 ano , t+2 anos e t+3anos)



Fonte: Relatório Focus do BCB. Gráfico elaboração própria. É importante mencionar que, em determinado mês, as expectativas relativas a t+1, t+2 e t+3 referem-se à média aritmética das expectativas disponibilizadas pelo Relatório Focus naquele mês.

### Gráfico 4 – Expectativas da DLSP (t+1 ano , t+2 anos e t+3anos)



Fonte: Relatório Focus do BCB. Gráfico elaboração própria. É importante mencionar que, em determinado mês, as expectativas relativas a t+1, t+2 e t+3 referem-se à média aritmética das expectativas disponibilizadas pelo Relatório Focus naquele mês.

De maneira mais analítica, De Mello (2005) e Pires (2006) sugerem outras evidências de credibilidade da política fiscal no Brasil. No primeiro caso, o autor estima uma função de reação fiscal ao endividamento do setor público e mostra que, no período 1999-2004, ocorre um aumento da elasticidade (superávit primário – dívida pública) em relação ao período de 1995-1997, mostrando que no período mais recente o superávit primário tem crescido com mais intensidade a cada aumento da dívida pública. Por sua vez, Pires (2006) encontra evidências de que, quando ocorrem choques nas expectativas da dívida pública, os agentes esperam uma elevação do superávit primário de forma a manter a sustentabilidade da política fiscal.

Na análise dos gráficos 1 e 2, em conjunto com os gráficos 3 e 4, é possível suspeitar que o otimismo do mercado observado nas expectativas das variáveis fiscais baseia-se nos maiores superávits primários e nas menores DLSP. Assim, pode-se suspeitar que, na determinação das expectativas das variáveis fiscais, os agentes levam em consideração fortemente os números divulgados de superávit primário e de DLSP, de modo que é possível que esses agentes não considerem a consistência desses números na determinação de suas expectativas relativas às variáveis fiscais.

No Brasil, um superávit primário de 4,25% do PIB não necessariamente significa uma economia orçamentária primária de 4,25% do PIB, em sentido diferente ao que alguns agentes presentes no mercado financeiro podem inferir<sup>55</sup>. A título de ilustração, é possível que esses 4,25% do PIB signifiquem uma economia orçamentária primária de 3% do PIB. Neste artigo, quando a economia orçamentária primária realizada é menor que o número de superávit primário divulgado, diz-se que há inconsistência desse número.

O objetivo deste artigo é estudar as relações entre alguns indicadores que denotam a consistência do número do superávit primário divulgado, as Expectativas do Superávit Primário do Setor Público consolidado (ESP) e as Expectativas da Dívida Líquida do Setor Público consolidado (EDLSP). A principal pergunta a ser respondida é: são as ESP e as EDLSP influenciadas pela consistência do superávit primário? Se as ESP e as EDLSP não forem influenciadas pela consistência do superávit primário obtido, diz-se que o mercado é míope em relação à política fiscal brasileira<sup>56</sup>.

---

<sup>55</sup> Analogamente, na álgebra linear, em determinados espaços vetoriais, de forma diferente ao que acontece no espaço vetorial dos números reais,  $1+1 \neq 2$ .

<sup>56</sup> Na literatura econômica aplicada internacional, o termo miopia é utilizado quando existe “*Fiscal Illusion*”. Segundo Easterly (1999), o ajuste fiscal é uma ilusão quando há diminuição do déficit orçamentário ou da dívida pública, mas a riqueza líquida governamental permanece inalterada. Isso acontece em ajustes fiscais realizados por meio da diminuição da acumulação de ativos ou do aumento de “*hidden liabilities*” (esqueletos).

Com vistas à obtenção dessa resposta, além desta introdução, o artigo está estruturado em quatro seções. Na próxima seção, discutem-se as expectativas de acordo com os princípios macroeconômicos vigentes. Na seção 3, faz-se uma pequena incursão na contabilidade pública e mostram-se, entre outras coisas, dois indicadores que são construídos a partir de variáveis da contabilidade pública e que são importantes nas determinações do montante de superávit primário divulgado, da economia orçamentária primária obtida e da evolução da dívida pública. Na seção 4, analisa-se empiricamente por meio da metodologia VAR (Vetores Auto-Regressivos), a relação entre esses indicadores e as expectativas do mercado em relação à política fiscal brasileira. Por fim, na seção 5, evidenciam-se as principais conclusões.

### **3.2 Expectativas e a Política Macroeconômica**

A partir da revolução das expectativas racionais na macroeconomia, torna-se elemento crucial a convergência das expectativas dos agentes de mercado ao proposto pelos *policy-makers*. Lucas (1976) e Sims (1980) chamam atenção para o desempenho ruim dos modelos econométricos da década de 60 de inspiração keynesiana ou monetarista em episódios de mudanças de política econômica. O problema apontado é que esses modelos realizam previsões supondo que as regras do ambiente econômico não mudam, extrapolando, pois, o comportamento passado das variáveis macroeconômicas.

Nesse sentido, como as variáveis macroeconômicas são resultados de decisões descentralizadas dos agentes econômicos que levam em consideração as mudanças no ambiente econômico, qualquer movimento de política discricionária passa a não ter o efeito desejado pelo *policy-maker*, pois os agentes antecipam os benefícios e internalizam os custos da decisão de política econômica. Por exemplo, em um período recessivo, a decisão de acelerar os gastos governamentais com vistas a expandir a atividade econômica, pode apenas aumentar a recessão.

De fato, se as regras mudam, os agentes econômicos reagem, incorporando essas mudanças em suas restrições orçamentárias e em suas respectivas decisões. Assim, o corolário da teoria das expectativas racionais é que políticas baseadas em regras são superiores às políticas discricionárias. Segundo Sargent (1994), os *policy-makers* devem reconhecer que os agentes econômicos possuem um conjunto de escolhas diante de regimes alternativos de política econômica e que o importante não é definir uma ação particular no tempo, mas seguir uma estratégia repetida para a escolha das variáveis de política econômica.

Uma política de regras se torna crível à medida que os anúncios tornam-se efetivos e existe uma convergência de expectativas entre os agentes de mercado e a política anunciada. Para que essa convergência se estabeleça de maneira efetiva, é importante o conceito de consistência intertemporal da política econômica, ou seja, na medida em que o *policy-maker* anuncia uma regra ou uma meta a ser perseguida no futuro, essa deve ser a escolha ótima ao longo do tempo. Caso contrário, os agentes podem antecipar que o governo possa se desviar da meta, tornando, portanto, a política anunciada não crível (Kydland e Prescott, 1977).

No Brasil, a política fiscal a partir de 1999 tem se caracterizado pelos princípios (acima definidos) da construção do regime de política econômica e da consistência intertemporal. O governo anuncia uma política de geração de superávits primários (regra fiscal) e o que se tem observado ao longo dos últimos anos é que os resultados obtidos estão sendo cumpridos e em alguns casos acima da meta fixada, de forma que, na área fiscal brasileira, pelo menos no curto prazo, de acordo com o observado nos gráficos 3 e 4, parece não haver dúvidas do quão crível tem sido essa política.

Não obstante a idéia defendida pela teoria das expectativas racionais e aparentemente incorporada pelos *policy-makers* brasileiros desde 1999, há de se mencionar que existe a possibilidade de assimetria de informações na execução da política fiscal, o que pode, ao menos no curto prazo, privilegiar os *policy-makers* diante dos agentes de mercado, tornando possível, por exemplo, o usufruto dos benefícios de uma política fiscal sustentável que pode passar a não ser sustentável quando se eliminam as assimetrias informacionais.

A preocupação com os possíveis problemas gerados por informações assimétricas é agravada quando se reconhece a importância da política fiscal no gerenciamento da política econômica. Autores como Dinh (1999), Mihaljek & Tissot (2003) e Lopreato (2006) chamam a atenção para o papel crucial exercido pela política fiscal no âmbito da política macroeconômica, sobretudo em economias emergentes como o Brasil. A idéia é que problemas no equilíbrio das contas públicas acabam sinalizando a possibilidade de desajustes em outras áreas, como os setores externo e financeiro. Além disso, compromissos com a política monetária, tais como os regimes de metas de inflação, podem ser inconsistentes intertemporalmente se ocorre descontrole fiscal (Alesina & Tabellini, 1987).

No Brasil, em 1999, paralelamente à introdução do regime de metas de inflação e adoção do câmbio flutuante, estabeleceu-se uma âncora fiscal com o intuito de prover consistência ao regime de política econômica instalado. Portanto, foi construído um tripé na política macroeconômica, no qual a política fiscal passou a exercer papel fundamental no mecanismo de coordenação das demais políticas. Nesse contexto, as decisões sobre o nível e o

financiamento do déficit público e da dívida pública influenciam a taxa de juros e a inflação, que por sua vez determinam mudanças nas expectativas sobre a taxa de câmbio. Em um tipo de *feedback*, essas variáveis também afetam o déficit e a dívida pública, influenciando as expectativas dos agentes com relação a sustentabilidade da dívida pública e ao nível de esforço fiscal exigido.

Dessa forma, em virtude da centralidade assumida pela política fiscal no gerenciamento da política macroeconômica no Brasil, aumenta-se a importância de se diminuir possíveis assimetrias de informação relativas à política fiscal no Brasil, trazendo análises e informações adicionais sobre o ajuste fiscal. Logo, a fim de avaliar a sustentabilidade da política fiscal, sobretudo no médio e longo prazo, cresce a necessidade de se observar indicadores alternativos que não se resumem apenas ao fluxo de receitas e despesas e à relação dívida pública-PIB. Caso contrário, os agentes correm o risco de avaliar a política fiscal de forma míope.

Blanchard (1990) foi um dos pioneiros a destacar a necessidade de se observar indicadores alternativos na avaliação da política fiscal. Segundo esse autor, como medida de avaliação, a observação do déficit (superávit) é insuficiente, já que não leva em consideração a trajetória fiscal futura, apenas os valores líquidos de receitas e despesas já realizados (Lopreato, 2006).

Dinh (1999) sugere uma série de indicadores qualitativos como forma de realizar uma análise coerente sobre a solvência e a sustentabilidade da política fiscal de um país<sup>57</sup>. Alvarado, Izquierdo e Panizza (2004) analisam a sustentabilidade fiscal utilizando modelos probabilísticos e utilizam variáveis consideradas importantes para economias emergentes, tais como parcela da dívida denominada em moeda estrangeira, termos de troca, receitas de recursos naturais não-renováveis, variáveis relacionadas aos fluxos de capitais, dentre outras.

Neste artigo, chama-se atenção para as variáveis de contabilidade pública que estão relacionadas à construção do resultado primário. A partir dessas variáveis, analisam-se dois indicadores que fornecem informações adicionais sobre a execução da política fiscal e sobre a aferição da sustentabilidade da política fiscal no médio e/ou no longo prazo.

---

<sup>57</sup> Alguns deles são análises sobre: as origens do desequilíbrio fiscal (escassez de receitas ou aumento excessivo de gastos, ou ambos); a importância das esferas sub-nacionais e empresas estatais na composição do déficit público; as despesas extra-orçamentárias; o impacto da participação do governo em empresas financeiras, como bancos e sociedades de economia mista; a composição da estrutura tributária entre impostos diretos e indiretos; a participação de receitas transitórias no ajuste fiscal; etc.

### 3.3 Variáveis da Contabilidade Pública e o Superávit Primário do Governo Central<sup>58</sup>

Um dos principais objetos de análise da contabilidade pública é o acompanhamento da execução orçamentária. Desse modo, quando se busca melhor compreender a execução da programação financeira governamental, torna-se crucial o entendimento de conceitos e variáveis da contabilidade pública.

De acordo com a Lei n.º 4.320/64, que estatui normas gerais de direito financeiro para elaboração e controle dos orçamentos da União, dos Estados, dos Municípios e do Distrito Federal, a despesa pública deve ser contabilizada sob o regime contábil de competência e passa por três estágios: empenho, liquidação e pagamento. Segundo Pascoal (2004), o empenho é o ato que oficialmente reserva (destaca) um determinado montante de uma dotação orçamentária para fazer frente a uma despesa específica. Por sua vez, quando o serviço (bem) que deu origem a essa despesa já foi efetuado (entregue) e reconhecido pelo ordenador de despesas, ocorre o estágio referente à liquidação da despesa pública. Por fim, quando há o desembolso efetivo do dinheiro, ocorre o estágio referente ao pagamento.

No entanto, no que concerne à apuração do resultado primário brasileiro, no conceito acima da linha, o regime contábil utilizado na apuração das despesas é o de caixa, ou seja, a despesa somente afeta o resultado primário quando é efetivamente paga, que é o estágio da despesa correspondente ao pagamento<sup>59</sup>. Dessa forma, um determinado bem (serviço) entregue (efetuado) ao governo em julho de 2005, mas pago em janeiro de 2006, somente afeta o resultado primário em 2006. Nesse caso, no final do exercício financeiro de 2005, surgem os restos a pagar, que correspondem às despesas realizadas em determinado ano, com pagamentos postergados para o ano seguinte.

Existem dois tipos de restos a pagar. Os restos a pagar processados e aqueles não processados. Os do primeiro tipo correspondem a despesas que já foram liquidadas no exercício anterior, mas não foram pagas. Os do segundo tipo correspondem a despesas que foram empenhadas, mas não chegaram a ser liquidadas nem pagas no exercício anterior.

---

<sup>58</sup> Inicialmente, vale destacar que a análise empírica foca no governo federal, durante o período janeiro de 2003 a dezembro de 2006. É válido esclarecer o porquê dessa escolha. Assim, deve-se observar que a análise desenvolvida somente é possível em virtude da existência do banco de dados SIGABRASIL do Senado Federal (SF), que é um banco de dados de acesso público via sítio do SF. Desse modo, destaque-se que, no SIGABRASIL, apenas são disponibilizados os dados orçamentários do governo federal, a partir de janeiro de 2002. Dessa forma, desde que a análise econométrica desenvolvida utiliza dos dados de Restos a Pagar (RAP), inicia-se a análise em janeiro de 2003, pois a execução dos RAP de 2002 vige a partir de 2003.

<sup>59</sup> No que diz respeito às receitas, não há divergência entre a Lei 4.320/64 e a metodologia de apuração do resultado primário, pois ambas calculam as receitas pelo regime contábil de caixa.

Segundo Mota (2004), na contabilidade pública, o termo liquidação da despesa representa o momento de sua apropriação, o que equivale ao reconhecimento da despesa em um regime contábil de competência. Dessa maneira, somente cabe mencionar postergação de despesas no caso dos restos a pagar processados. Contudo, para os propósitos deste artigo, também se consideram os restos a pagar não-processados como elemento de postergação das despesas, haja vista que a inscrição dos restos a pagar não-processados implica a assunção de obrigações em volume superior à capacidade de pagamento, acarretando o comprometimento de receitas futuras e a imobilização do governo no início de cada exercício financeiro. Assim, de maneira similar aos restos a pagar processados, diz-se que o incremento da inscrição dos restos a pagar não-processados frente ao respectivo pagamento é fonte de inconsistência do resultado primário, pois deteriora o regular funcionamento da programação financeira do ano seguinte<sup>60</sup>.

Fernandes (2004) analisa o processo de cálculo do resultado primário considerando a estimativa do *float*, que é a diferença entre o valor das despesas primárias inscritas em restos a pagar no final do ano e o valor dos restos a pagar que são pagos no exercício financeiro. Ao utilizar dados do Sistema Integrado de Administração Financeira do Governo Federal (SIAFI), no período 1999 a 2003, esse autor demonstra que há uma tendência de crescimento do *float* dos restos a pagar processados e do *float* dos restos a pagar não-processados do governo central.

Neste artigo, há uma substancial diferença em relação ao conceito de *float* utilizado em Fernandes (2004), i.e, considera-se também o total de restos a pagar cancelados no cálculo do *float*. A diminuição do montante de restos a pagar a pagar cancelados do total de inscritos na aferição do *float* é implicação direta do fato que, sob o ponto de vista econômico, o que interessa é saber a efetiva quantidade de despesas realizadas, mas postergadas em termos de pagamento para o(s) ano(s) seguinte(s)<sup>61</sup>. Ao não se considerar o cancelamento, superestima-se o *float*, pois se considera a inscrição de despesas que efetivamente não foram realizadas. Ademais, do ponto de vista da transparência das contas públicas, o cálculo do *float* é particularmente interessante porque a inscrição de restos a pagar, como se verá nos parágrafos subseqüentes desta seção, apesar de relevante sob a ótica econômica, não impacta nem o superávit primário nem a dívida pública.

---

<sup>60</sup> Existem pré-requisitos que normatizam a inscrição das despesas empenhadas em restos a pagar, ver Decreto 93.872/86.

<sup>61</sup> No jargão das pessoas que lidam com orçamento público, o uso do *float* significa “pedalar” despesas. Nesse sentido, o termo “pedalar” é utilizado como sinônimo de postergar.

A fim de simplificar a análise, considera-se o total de *float*<sup>62</sup>, que é a soma do *float* de restos a pagar não-processados (diferença entre o valor das despesas primárias inscritas em restos a pagar não-processados no final do ano e a soma do valor dos restos a pagar não-processados que são pagos no exercício financeiro com o montante de restos a pagar não-processados cancelados referentes ao total dos inscritos) com o *float* de restos a pagar processados (diferença entre o valor das despesas primárias inscritas em restos a pagar processados no final do ano e a soma do valor dos restos a pagar processados que são pagos no exercício financeiro com o montante de restos a pagar processados cancelados referentes ao total dos inscritos).

Ao se considerar o *float*, nota-se que existe uma diferença entre o resultado primário no conceito de caixa (RP) e a economia orçamentária efetiva do governo, i.e, o resultado primário que utiliza a despesa no conceito de competência. Quando se exclui o *float* (F) do resultado primário no conceito de caixa, tem-se uma *proxy* do resultado primário que utiliza a despesa no conceito de competência. Ao longo deste artigo, chama-se essa *proxy* de resultado primário ajustado (RPA).

Esses conceitos podem ser descritos em equações. Inicialmente, evidencia-se o resultado primário obtido no conceito de caixa:

$$RP_t = R_t - DRAP_t - D_t \quad (1)$$

em que  $R_t$  é a receita primária arrecadada no ano t,  $DRAP_t$  é o pagamento no ano t de restos a pagar inscritos em exercícios anteriores ao ano t e  $D_t$  constitui as demais despesas primárias pagas no ano t. No caso do *float*, tem-se:

$$F_t = RAPI_t - DRAP_t - CRAP_t \quad (2)$$

na qual  $RAPI_t$  equivale aos restos a pagar (processados e não-processados) inscritos no ano t e  $CRAP_t$  aos restos a pagar (processados e não-processados) cancelados no ano t, referentes ao total de inscritos. Assim, o resultado primário ajustado é dado por:

$$RPA_t = RP_t - F_t \quad (3)$$

Ao substituir (1) e (2) em (3), obtém-se:

$$RPA_t = R_t - D_t - RAPI_t + CRAP_t \quad (4)$$

É válido destacar que, para analisar o impacto da execução orçamentária no médio e longo prazo e conseqüentemente sobre a sustentabilidade da dívida pública, o conceito mais adequado é o de resultado primário ajustado. Com isso em mente, é possível mostrar os

---

62 Daqui por diante, denomina-se o total de “float” simplesmente como “float”.



efeitos do *float* sobre essa sustentabilidade a partir da restrição orçamentária intertemporal do governo:

$$B_t = -RPA_t + (1 + i_{t-1})B_{t-1} \quad (5)$$

em que  $B_t$  é o estoque de dívida pública no período  $t$  e  $i_{t-1}$  é a taxa nominal de juros no período  $t-1$ .

Em consonância com Marinheiro (2005), a equação (5) pode ser reescrita em termos reais ao dividi-la pelo nível de preços no período  $t$  ( $P_t$ ):

$$\frac{B_t}{P_t} = \frac{-RPA_t}{P_t} + \frac{(1 + i_t)}{\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)} \frac{B_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{-RPA_t}{P_t} + \frac{(1 + i_t)}{(1 + \pi_t)} \frac{B_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (6)$$

A equação (6) pode ser simplificada ao denominar suas frações por letras minúsculas dos respectivos numeradores e utilizar a seguinte definição de taxa real de juros

$$(r_t = \frac{(1 + i_t)}{(1 + \pi_t)} - 1):$$

$$b_t = -rpa_t + (1 + r_t)b_{t-1} \quad (7)$$

Ao considerar a taxa real de juros estacionária em torno da média e resolvendo (7) de forma recursiva, obtém-se:

$$b_t = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{rpa_{t+j}}{(1 + r)^{j+1}} + \lim_{j \rightarrow \infty} \frac{b_{t+j+1}}{(1 + r)^{j+1}} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{rp_{t+j}}{(1 + r)^{j+1}} - \sum_{j=0}^{\infty} \frac{f_{t+j}}{(1 + r)^{j+1}} + \lim_{j \rightarrow \infty} \frac{b_{t+j+1}}{(1 + r)^{j+1}} \quad (8)$$

em que  $f$  é o *float* em termos reais. A equação (8) pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$b_t + \sum_{j=0}^{\infty} \frac{f_{t+j}}{(1 + r)^{j+1}} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{rp_{t+j}}{(1 + r)^{j+1}} + \lim_{j \rightarrow \infty} \frac{b_{t+j+1}}{(1 + r)^{j+1}} \quad (9)$$

Ao definir  $E(\cdot)$  como esperança condicional sobre a informação no período  $t$ , a sustentabilidade da dívida pública mantém-se, se somente se:

$$E \left[ \lim_{j \rightarrow \infty} \frac{b_{t+j+1}}{(1+r)^{j+1}} \right] = 0 \quad (10)$$

Assim, se satisfeita a condição de transversalidade posta na equação (10), o valor presente dos fluxos dos futuros superávits primários esperados (no conceito de caixa) é igual aos fluxos dos futuros *floats* esperados mais o valor corrente da dívida pública em termos reais. Dessa forma, é de se esperar que, com crescentes *floats*, esperem-se crescentes fluxos de superávits primários, a fim de manter a sustentabilidade da dívida pública.

Desde que maior *float* necessariamente significa maior esforço fiscal no futuro, do ponto de vista do gestor público, quais seriam os benefícios em se aumentar de forma persistente o *float*? Visto que a despesa (na forma de empenho ou de liquidação) se efetuada terá de ser paga em algum momento, seja no ano seguinte ou em qualquer outro ano, quais são os benefícios para o gestor público incrementar o *float*?

Este artigo advoga a tese de que existem ganhos contábeis e econômicos em se elevar persistentemente o *float*<sup>63</sup>. Em virtude de as despesas só afetarem o resultado primário quando são efetivamente pagas, o governo costuma segurar o pagamento de um ano para o outro para gerar, temporariamente, um superávit primário mais elevado. Em outras palavras, o ganho contábil em aumentar os restos a pagar é conseguir melhorar o resultado do superávit primário para um determinado ano, isso permite mostrar que está sendo feito um esforço fiscal maior, quando o que de fato ocorreu foi a postergação de pagamentos de despesas que já foram realizadas. Com isso, no governo federal, são cumpridas as metas estabelecidas na Lei de Diretrizes Orçamentárias, na Lei Orçamentária Anual e nos outros instrumentos legalmente estabelecidos passíveis de fiscalização pelo Tribunal de Contas da União (TCU).

É válido também mencionar que os restos a pagar são contabilizados como Dívida Flutuante, a qual não entra na contabilidade da Dívida Líquida do Setor Público Consolidado (DLSP). Todavia, no futuro, os restos a pagar podem se transformar em Dívida Consolidada (Fundada), o que torna possível gerar um superávit primário maior no ano anterior que termina por aumentar a DLSP do ano seguinte.

Destaque-se que existem duas formas de pagar os restos a pagar. Uma forma é utilizar receita corrente primária, o que significa que esse pagamento é contabilizado como uma despesa, pressionando o resultado primário e, conseqüentemente, comprometendo despesas que haviam sido autorizadas para o ano corrente, que devem ser postergadas, caso não haja

---

63 Lima e Miranda (2006) chamam ainda atenção para os incentivos políticos do float, haja vista que, segundo esses autores, o efetivo pagamento dos restos a pagar é um instrumento de barganha política do Executivo junto ao Legislativo.

um aumento substancial da receita. A outra forma é por meio da diminuição do superávit primário. Nesse caso, aumentam-se as necessidades de financiamento (endividamento) e o governo é obrigado a lançar títulos no mercado para pagar os restos a pagar. Essa última operação transforma uma dívida flutuante em dívida fundada e, em consequência disso, aumenta a DLSP. É por isso que se denota o aumento do superávit primário via incremento de *float* como algo inconsistente, pois ou se tem um impacto negativo na execução da programação financeira do ano seguinte ou se aumenta a DLSP.

Quais seriam, pois, os incentivos econômicos em se aumentar de forma persistente o *float*? Em muitos casos, governos ganham com a postura de serem fiscalmente mais responsáveis do que realmente são, auferindo, portanto, credibilidade e reputação que podem não ser sustentadas ao longo do tempo<sup>64</sup>. De acordo com o exposto na seção 2, em consonância com a teoria de expectativas racionais, o anúncio por repetidas vezes de que o governo estaria comprometido com uma política fiscal mais rígida e a consequente demonstração do cumprimento dessas metas torna a política fiscal crível. No curto prazo, como corolário dessa política, torna-se possível obter-se maiores reduções no custo de financiamento da dívida pública, com impacto positivo na trajetória dessa dívida, mesmo que o superávit primário maior seja feito por meio de mecanismos espúrios como o aumento do *float*.

Na análise da Tabela 1, percebe-se que os resultados primários obtidos no primeiro governo FHC, 1995-1998, eram pífios. Isso pode ser observado tanto pela média dos resultados primários divulgados (cerca de 0,5% do PIB) quanto pela média dos resultados primários ajustados pelo *float* (aproximadamente 0,05% do PIB). Inequivocamente a política de geração de superávits primários iniciada em 1999 foi eficaz<sup>65</sup>, i.e, a média dos resultados primários divulgados aumentou para 1,84% do PIB, no segundo governo FHC, 1999-2002.

Ao se comparar a média dos resultados primários obtidos no período 1999-2002 com os resultados primários obtidos no primeiro governo Lula, 2003-2006, em torno de 2,35% do PIB, poder-se-ia afirmar que o primeiro governo Lula foi fiscalmente mais austero na geração de superávits primários do que o segundo governo FHC. Afinal de contas, na comparação do

---

64 É válido chamar atenção para a política fiscal dos governadores neste início de mandato, em janeiro de 2007, haja vista que vários dos eleitos se comprometeram com um austero ajuste fiscal. Nesse caso, a fim de verificar a consistência desses ajustes, seria interessante ter acesso aos dados desses estados. Infelizmente, no Brasil, a transparência das contas públicas estaduais ainda está muito distante da transparência das contas públicas do governo federal.

65 Mencione-se que a Tabela 1 considera a nova série de PIB, que foi divulgada em dezembro de 2006 pelo IBGE.

período 1999-2002 com 2003-2006, em média, mostra-se que esse último período gerou uma poupança primária mais elevada em 0,5% do PIB, que significa um substancial esforço fiscal.

Entretanto, uma análise minuciosa (menos míope) da política fiscal brasileira sugere que o primeiro governo Lula se comportou de igual forma ao segundo governo FHC. Dito de outro modo, ao se considerar o *float*, nota-se que não houve substancial diferença na política de geração de resultados primários entre o segundo governo FHC (em média, em torno de 2,1% do PIB no conceito de resultado primário ajustado) e o primeiro governo Lula (em média, aproximadamente 2,05% do PIB no conceito de resultado primário ajustado).

De acordo com a Tabela 1, desde 2000, com exceção de 2002 e 2003, o *float* persistentemente ajuda o governo central a obter maiores metas de superávit primário, de modo que, em todos esses anos, a economia orçamentária auferida (resultado primário ajustado) foi menor do que o resultado primário alcançado (divulgado), o que indica que as metas de superávit primário foram alcançadas de forma inconsistente.

**Tabela 1 – Execução da Programação Financeira do Governo Central<sup>66</sup> (R\$ milhões)**

	Restos a Pagar Inscritos	Restos a Pagar Cancelados	Restos a Pagar Pagos	Resultado Primário	Float	Resultado Primário Ajustado	Resultado Primário (% PIB)	Float (% PIB)	Resultado Primário Ajustado (% PIB)
1995	6.935,96	2.341,54	2.538,21	6.261,39	2.056,21	4.205,18	0,89	0,29	0,60
1996	5.510,05	355,86	4.594,42	2.760,13	559,77	2.200,36	0,33	0,07	0,26
1997	3.651,48	111,66	5.115,35	1.800,75	-1.575,53	3.376,28	0,19	-0,17	0,36
1998	21.233,93	350,93	3.190,67	7.577,02	17.692,32	-10.115,30	0,77	1,81	-1,03
1999	6.337,38	646,96	18.268,54	20.164,29	-12.578,13	32.742,43	1,89	-1,18	3,07
2000	12.053,19	2.859,17	5.491,31	20.982,20	3.702,71	17.279,49	1,78	0,31	1,47
2001	20.952,25	5.296,98	8.996,56	21.737,10	6.658,71	15.078,39	1,67	0,51	1,16
2002	13.177,08	6.136,23	15.567,20	31.712,76	-8.526,36	40.239,11	2,15	-0,58	2,72
2003	17.152,60	12.038,05	6.522,60	39.289,08	-1.408,05	40.697,14	2,31	-0,08	2,39
2004	16.831,66	5.264,18	5.671,98	49.368,56	5.895,50	43.473,06	2,54	0,30	2,24
2005	29.780,35	8.513,23	9.934,85	52.816,61	11.332,27	41.484,33	2,46	0,53	1,93
2006	35.769,90	7.769,94	18.021,72	48.891,98	9.978,24	38.913,74	2,10	0,43	1,67
Total	189.385,82	51.684,75	103.913,41	303.361,87	33.787,66	269.574,21	19,08	2,24	16,84

Fonte: SIAFI. De 1995 a 2000, os cancelamentos são os registrados no SIAFI para o exercício. DE 2001 a 2006, os cancelamentos são os efetivos de cada ano, depurados por Nota de Empenho. No Anexo I, apresentam-se duas tabelas com a divisão dos restos a pagar inscritos e cancelados em processados e não-processados.

Ainda em relação à tabela 1, no período 2003-2006, ao descontar-se o *float* e obter-se o resultado primário ajustado, percebe-se que em nenhum ano obteve-se a economia orçamentária de 2,45% do PIB, que desde 2003 é a meta oficial de superávit primário do governo central estabelecida na LDO. Portanto, pode-se afirmar que, no período 2003 a 2006,

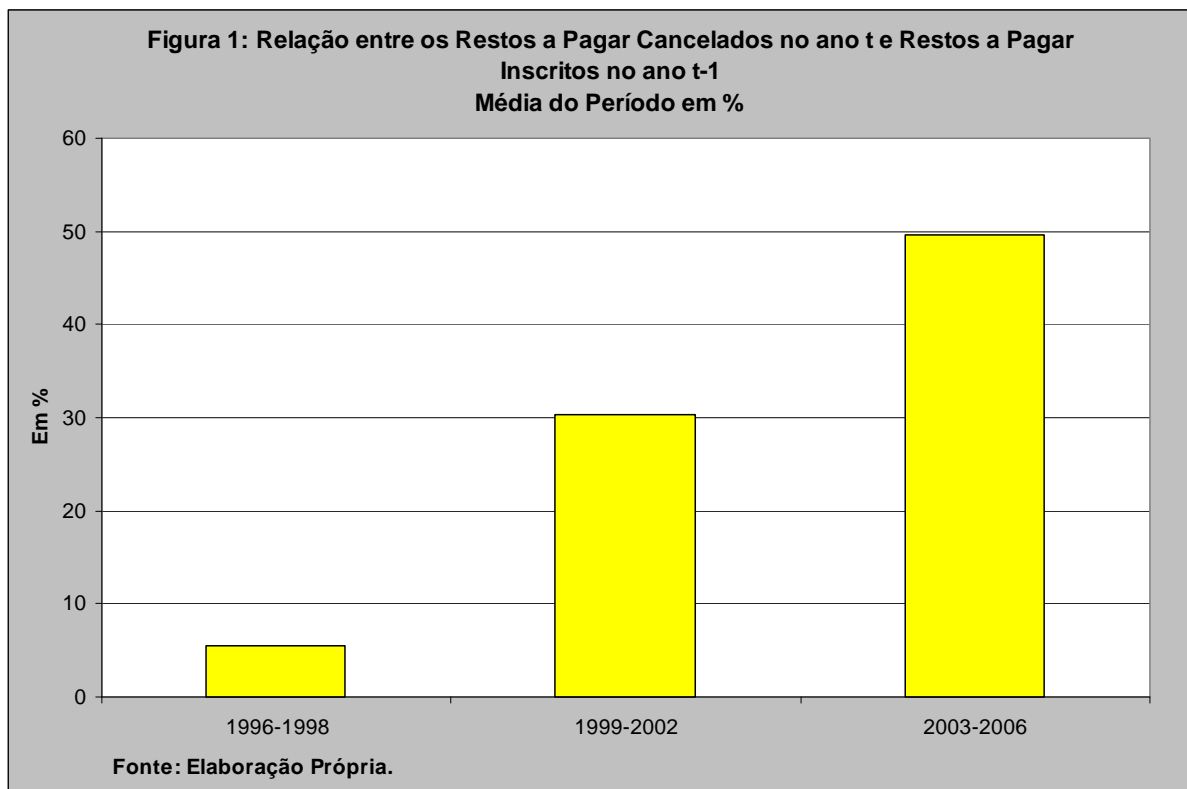
<sup>66</sup> Obtém-se o cálculo do *float* até 2006, haja vista que para o cálculo de 2007 seria necessário estimar o cancelamento de restos a pagar que será feito em 2008. Optou-se por não utilizar estimativa na Tabela 1.

apesar da maior meta de superávit primário estabelecida, não houve alteração na consistência da política de geração de superávit primário em relação ao período 1999 a 2002. Além disso, de acordo com a discussão anterior, é possível afirmar que houve benefícios contábeis e econômicos para os gestores federais se mostrarem condescendentes com a tendência de crescimento do *float* no período 1995 a 2006.

Ante o exposto acima, do ponto de vista do *policy-maker* responsável pela política fiscal, parece serem óbvios os benefícios de se utilizar o *float*. Outrossim, faz-se necessário saber quais são os custos incorridos quando se utiliza o *float*. Além do impacto negativo sobre a sustentabilidade da dívida pública, como demonstrado anteriormente, é preciso destacar que o uso do *float* deteriora a programação financeira e impõe sérios obstáculos à melhoria da qualidade das despesas públicas.

De fato, se não fosse possível utilizar o *float*, o governo não concentraria a execução orçamentária e financeira no fim do ano. Desde que se iniciou a política de geração de superávit primário, sabe-se que é de praxe o governo gerar um elevado superávit primário nos primeiros nove meses do ano, despoupando no último trimestre do ano, de forma a alcançar a meta de superávit primário no final do ano. Isso ocorre justamente porque, ao se concentrar a execução das despesas no final do ano, obtém-se a possibilidade de se utilizar do *float* via inscrição de restos a pagar no final do ano.

É importante ressaltar que o fato de inscrever os restos a pagar em um ano não se constitui uma garantia de sua execução no ano seguinte. Em muitos casos, os restos a pagar inscritos podem ser cancelados no ano seguinte. O cancelamento dos restos a pagar pode ser entendido como um contingenciamento adicional que a despesa sofre no ano posterior ao do seu empenho. Esse contingenciamento potencializado ou “contingenciamento ao quadrado” somente foi possível em razão da existência dos restos a pagar. A relação entre restos a pagar cancelados no ano  $t$  e restos a pagar inscritos no ano  $t-1$  apresentou crescimento significativo no período 1999-2006. No triênio 1996-1998, o valor médio dessa relação situou-se em 5,8%, crescendo para 30,3% e 49,7% nos períodos de 1999-2002 e 2003-2006, respectivamente. A figura abaixo mostra essa evolução.



Em termos anuais, de acordo com a definição utilizada, parece não haver dúvidas de que o superávit primário do governo central tem sido obtido de forma inconsistente. Não obstante a isso, o interesse principal é saber se a inconsistência do superávit primário divulgado afeta a Expectativa do Superávit Primário do Setor Público consolidado (ESP) e/ou a Expectativa da Dívida Líquida do Setor Público consolidado (EDLSP). Essas expectativas são divulgadas semanalmente pelo BCB<sup>67</sup>. Contudo, não faz sentido em termos práticos ou teóricos realizar levantamentos mensais de *float*, que é a medida utilizada para indicar o grau de consistência do resultado primário.

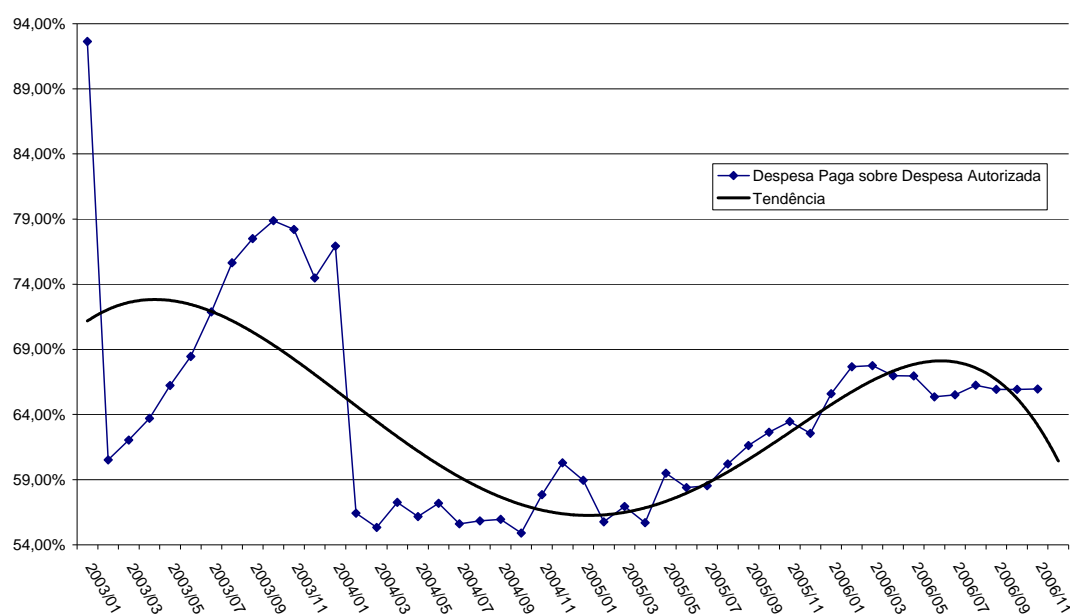
Diante disso, a partir de quatro tradicionais variáveis de contabilidade pública, sugerem-se dois indicadores (mensais) que representam *proxies* do grau de consistência do resultado primário e que, se monitorados de forma adequada, trazem valiosas informações sobre a consistência da política fiscal executada<sup>68</sup>. No gráfico 5, evidencia-se o primeiro indicador que é a fração entre a despesa paga (numerador) e a despesa autorizada (denominador).

<sup>67</sup> Neste artigo, utilizam-se as médias mensais dessas expectativas.

<sup>68</sup> É válido destacar que esses são os dois indicadores utilizados na análise empírica realizada por meio do VAR, que será feita na próxima seção.

A variável despesa paga corresponde ao terceiro e último estágio da despesa (pagamento). Na variável despesa autorizada, registra-se a soma dos valores da dotação inicial com os cancelamentos e remanejamentos relativos à abertura de créditos adicionais. Dessa forma, quanto mais próxima essa fração estiver do número 1 (100%), de forma mais intensa se executa a programação financeira, ou seja, menos os ordenadores de despesa conseguem conter os ímpetus para elevar gastos. Em consequência disso, com vistas a cumprir a meta de superávit primário (anual), os gestores tendem a precisar mais fortemente do mecanismo do *float*<sup>69</sup>, aumentando, pois, a inconsistência do superávit primário. Analogamente, quanto mais próxima de zero for essa fração, menor tende a ser a necessidade de *float*.

**Gráfico 5 – Despesa Paga (últimos 12 meses) dividida pela Despesa Autorizada (últimos 12 meses)**



Fonte: Siga Brasil (Senado Federal).

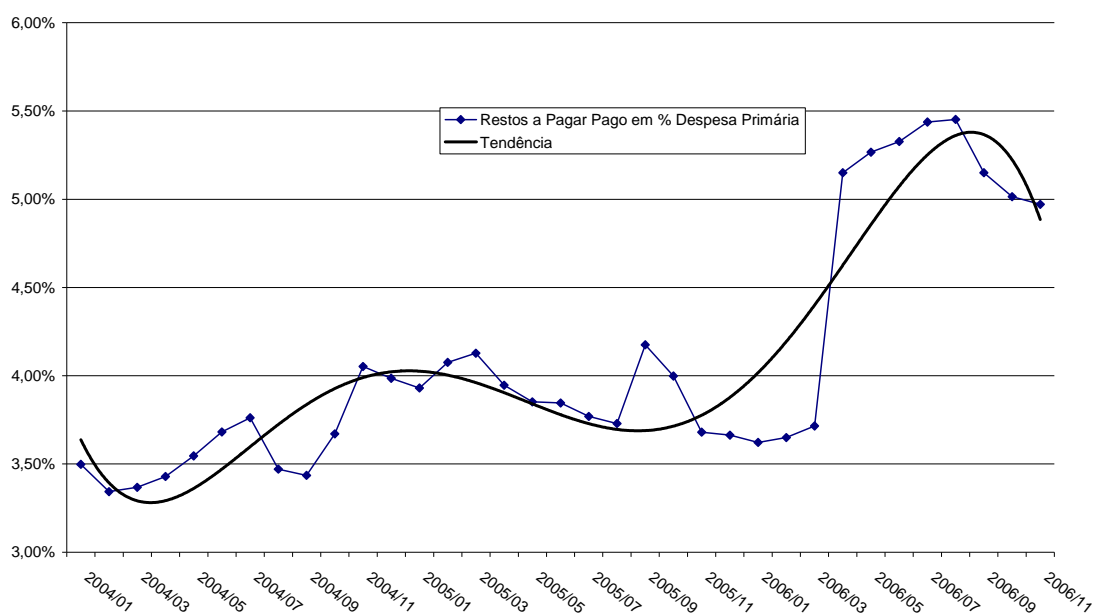
No gráfico acima, ao observar a tendência, percebe-se que o indicador despesa paga sobre despesa autorizada capta com relativa precisão o movimento do *float*. Inicialmente, em 2003, entre os meses de março e outubro, ocorre uma elevação nesse indicador, captada sutilmente pela tendência, essa elevação indica o crescimento do *float* no fim do período. Ao longo de 2004, observa-se uma redução nesse indicador, que corresponde a um decréscimo

<sup>69</sup> No jargão das pessoas que lidam com orçamento público, o uso do *float* significa “pedalar” despesas. Nesse sentido, o termo “pedalar” é utilizado como sinônimo de postergar.

no *float* no fim do exercício. Em 2005, evidencia-se um aumento da relação despesa paga sobre despesa autorizada que se reflete na elevação do *float* nesse mesmo ano. Por sua vez, em 2006, esse indicador novamente volta a decrescer e depois se mantém estável, mostrando-se compatível com a queda do *float* (Tabela 1).

No gráfico 6, evidencia-se o segundo indicador utilizado como *proxy* do grau de consistência do resultado primário. Trata-se da fração entre a variável que mensura os restos a pagar pago (numerador) e a variável despesa primária (denominador). A variável restos a pagar pago corresponde ao montante de restos a pagar que estavam inscritos e que foram efetivamente pagos no mês. A variável despesa primária corresponde ao total das despesas primárias (não-financeiras). Assim, como consequência direta da própria definição de *float* (Equação 2), quanto menor (maior) for essa fração em relação ao período anterior, maior (menor) é o incremento de *float* no final do exercício.

**Gráfico 6 – Restos a Pagar Pago (últimos 12 meses) dividido pela Despesa Primária Paga (últimos 12 meses)**



Fonte: Siga Brasil (Senado Federal).

No gráfico acima, observe que, ao longo do ano de 2004, ano em que se obteve um menor *float* em relação ao ano anterior, há uma tendência de crescimento do pagamento de restos a pagar em relação à despesa primária, indicando uma queda no *float* e, conseqüentemente, a obtenção de um maior resultado primário ajustado ou uma melhor



consistência do superávit primário anual obtido (divulgado). No decorrer de 2005, obtém-se uma diminuição nesse indicador, indicando um crescimento do *float*. Por sua vez, em 2006, a tendência de crescimento na maior parte do ano do pagamento de restos a pagar (em relação à despesa primária) já indicaria uma diminuição do *float* em relação ao exercício anterior, que de fato ocorreu (Tabela 1).

Assim, no intuito de analisar o grau de consistência do resultado primário, há indícios de que os dois indicadores sugeridos nos gráficos 5 e 6 são *proxies* “coerentes” do *float* do superávit primário anual obtido. Dessa forma, se os agentes do mercado não sofrerem de miopia, espera-se que sofram alguma influência desses indicadores.

### 3.4 Metodologia

Para analisar a relação entre os dois indicadores sugeridos e as expectativas de mercado em relação à política fiscal, utiliza-se a metodologia dos vetores auto-regressivos (VAR). Em razão das características da pergunta que se deseja responder, há ao menos três motivos para indicar que essa metodologia é a mais adequada do ponto de vista econométrico.

Primeiro, inexistente uma relação teórica na ciência econômica entre esses dois indicadores e as variáveis de expectativas em análise. Segundo, em virtude do primeiro motivo e pelo fato de a metodologia VAR ser atórica, o instrumental da função resposta a impulso torna-se um candidato natural para verificar se os indicadores fiscais em foco de alguma maneira influenciam as expectativas de mercado acerca da dívida pública e do superávit primário<sup>70</sup>. Terceiro, na metodologia VAR, os dados descrevem o comportamento entre as variáveis de uma forma mais flexível, impondo apenas restrições de linearidades entre cada variável investigada e seus valores passados e os valores defasados das outras variáveis selecionadas. Portanto, questões de endogeneidade ou causalidade reversa entre as variáveis são contempladas nessa metodologia.

A forma usual do VAR é dada pelo um sistema de equações assim expresso:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta x_t + \varepsilon_t$$

<sup>70</sup> A estrutura VAR disponibiliza uma série de outros testes e análises que normalmente são utilizados na literatura econômica: teste de causalidade e teste ou relação de cointegração entre as variáveis (teste de Johansen). No entanto, como se deseja captar os efeitos dos choques do indicador restos a pagar pago em relação à despesa primária e do indicador despesa paga/despesa autorizada sobre as expectativas de dívida pública e de superávit primário, foca-se na análise da função de resposta a impulso que é o instrumental mais adequado para esse tipo de exercício. Para maiores detalhes, ver Enders (2003).

em que  $y_t$  é um vetor de variáveis endógenas e  $x_t$  é um vetor de variáveis exógenas e  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$  e  $\beta$  são matrizes dos coeficientes a serem estimados e  $\epsilon_t$  é um vetor de resíduos (inovações) que podem ser correlacionados contemporaneamente entre si, mas são não correlacionados com seus valores defasados, nem com as variáveis do lado direito das equações do sistema acima. Neste artigo, em todas as estimativas, o vetor de variáveis endógenas é bidimensional, contendo uma variável de expectativas de dívida pública (ou de superávit primário) e outra variável fiscal (o superávit primário, a DLSP, o indicador restos a pagar pago sobre despesa primária ou o indicador despesa paga sobre despesa autorizada). O vetor de variáveis exógenas contém somente uma constante. Destaque-se que se utiliza apenas as expectativas para daqui a 1 ano ( $t+1$ ), em virtude da crença que o mercado forma suas expectativas fiscais a partir da divulgação de normativos legais tais como a Lei Orçamentária Anual que aponta a meta anual de superávit primário a ser alcançada e da divulgação dos fluxos (anuais) do resultado primário obtido e do nível da DLSP. Em outras palavras, acredita-se que as expectativas sejam formadas em bases anuais.

Para que a análise VAR seja efetuada, é necessário testar se as séries são estacionárias. Em consequência disso, utiliza-se o teste KPSS. Em sentido contrário aos testes usuais que verificam a presença de raiz unitária, o KPSS possui a hipótese nula de que a série é estacionária. Como é de praxe, somente são utilizadas séries estacionárias na estimação do VAR.

Os critérios de seleção da defasagem do VAR seguem os critérios de seleção: Akaike(AIC), Schwarz (SIC) e Hanna-Quin (HQ), de modo que a defasagem do VAR é escolhida quando indicada por todos os testes ou por sua maioria.

Finalmente, nas análises das funções resposta a impulso, inicialmente, verifica-se se o mercado leva em consideração os números divulgados de superávit primário e de DLSP. Nesse caso, o ordenamento do VAR estabelecido a priori sugere que o superávit primário divulgado influencia as expectativas desse superávit e que a DLSP influencia as expectativas dessa dívida. Em seguida, no intuito de analisar se o mercado considera a consistência do número do superávit primário divulgado na determinação de suas expectativas relativas às variáveis fiscais, estabelece-se que os indicadores fiscais (restos a pagar pago sobre despesa primária e despesa paga sobre despesa autorizada) antecedem as expectativas de mercado a respeito das trajetórias da dívida pública e do superávit primário. Assim, verifica-se se esses indicadores influenciam as expectativas dos agentes em relação à política fiscal.

### 3.4.1 Análise VAR

De acordo com o teste KPSS<sup>71</sup>, com exceção do indicador despesa paga sobre despesa autorizada, todas as variáveis usadas nos modelos devem ser utilizadas em nível, ou seja, o superávit primário do setor público consolidado (sp), a expectativa de superávit primário do setor público consolidado (spt1), a dívida líquida do setor público consolidado (dlsp), a expectativa da dívida líquida do setor público consolidado (dt1) e o restos a pagar pago sobre despesa primária (rpdp) devem ser utilizados em nível, enquanto o indicador despesa paga sobre despesa autorizada (dpda) deve ser utilizado em primeira diferença (apêndice D).

A partir dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hanna-Quin (HQ), no modelo que verifica se o sp influencia spt1, no modelo que analisa se a dlsp influencia dt1, no modelo que inspeciona se ddpda influencia spt1, no modelo que investiga se ddpda influencia as expectativas de dlsp e no modelo que analisa se rpdp influencia dt1 determina-se o uso de uma defasagem. Por sua vez, no modelo que analisa se rpdp influencia spt1, determina-se o uso de três defasagens<sup>72</sup>.

Na análise das funções de resposta a impulso, deve-se observar que somente são consideradas as respostas a impulsos significativas, ou seja, aquelas que se encontram dentro do intervalo de confiança de dois desvios padrão, completamente acima ou completamente abaixo do número zero no eixo das abcissas. Em outras palavras, nos apêndices que mostram as funções de resposta a impulso, quando as linhas pontilhadas que denotam o intervalo de confiança abrange o eixo das abcissas, diz-se que não existe resposta ao respectivo impulso, ou seja, o efeito do choque da variável sobre a outra é desprezível (nulo).

Assim, ao analisar o modelo que relaciona o superávit primário às suas expectativas, nota-se que o efeito dos choques das variáveis sobre si próprias é positivo e temporário. A resposta do superávit primário às suas expectativas é desprezível. A resposta da expectativa do superávit primário a impulso no superávit primário é significativa e positiva entre o terceiro e o sétimo mês, de modo que, conforme se suspeitava, o mercado leva em consideração o número do superávit primário divulgado na formação de suas expectativas sobre superávit primário (apêndice E – figura 2). Quanto maior (menor) é o superávit primário divulgado, maior (menor) é a expectativa relativa ao superávit primário.

---

<sup>71</sup> Os testes de raiz unitária, tais como Dickey –Fuller Aumentado e Phillips-Perron, apresentam problemas na presença de quebras estruturais ou sazonalidades nas séries. A fim de evitar esses problemas, utiliza-se o teste KPSS que possui a vantagem de testar diretamente a estacionariedade da série. A respeito desse teste, ver Kim e Maddala (1998).

<sup>72</sup> As estimativas desses critérios estão com os autores, qualquer dúvida é só entrar em contato.

Na inspeção do modelo que relaciona a DLSP às suas expectativas, nota-se que o efeito do choque da DLSP sobre si mesma é positivo e permanente. Por sua vez, um choque da expectativa da DLSP sobre si própria é positivo e temporário. A resposta da DLSP às suas expectativas é desprezível. A resposta da expectativa da DLSP a impulso na DLSP é significativa e positiva entre o terceiro e o décimo mês, de modo que, conforme se suspeitava, o mercado leva em consideração o nível da DLSP na formação de suas expectativas sobre DLSP (apêndice E – figura 3). Quanto maior (menor) é o nível da DLSP, maior (menor) é a expectativa da DLSP.

Na investigação sobre a possibilidade de o mercado observar a consistência do superávit primário na formação de suas expectativas fiscais, primeiro, analisa-se o modelo que relaciona o indicador despesa paga sobre despesa autorizada às expectativas de superávit primário. Nesse caso, nota-se que o efeito dos choques das variáveis sobre si próprias é positivo e temporário. A resposta desse indicador a impulso nessas expectativas é desprezível. A resposta dessas expectativas a impulso nesse indicador também é desprezível, de modo que o mercado não leva em consideração a evolução da despesa paga em relação à despesa autorizada na formação de suas expectativas sobre superávit primário (apêndice E – figura 4).

Segundo, analisa-se o modelo que relaciona o indicador despesa paga sobre despesa autorizada às expectativas de DLSP. Dessa forma, nota-se que o efeito do choque desse indicador sobre si próprio é positivo e temporário. Por sua vez, o efeito das expectativas de DLSP sobre si mesma é positivo e permanente. A resposta desse indicador a impulso nessas expectativas é desprezível. A resposta dessas expectativas a impulso nesse indicador também é desprezível, de modo que o mercado não leva em consideração a evolução da despesa paga em relação à despesa autorizada na formação de suas expectativas sobre DLSP (apêndice E - figura 5).

Terceiro, analisa-se o modelo que relaciona o indicador restos a pagar pago sobre despesa primária às expectativas de superávit primário. Nesse caso, nota-se que o efeito dos choques das variáveis sobre si próprias é positivo e temporário. A resposta dessas expectativas a impulso nesse indicador é desprezível, de modo que o mercado não leva em consideração a evolução do pagamento dos restos a pagar em relação à despesa primária na formação de suas expectativas sobre superávit primário. Contudo, a resposta desse indicador a impulso nas expectativas de superávit primário mostra-se significativa e negativa entre o quarto e o quinto mês, isso pode indicar que, de alguma forma, o governo usufrui da possível

assimetria de informação existente para gerenciar o pagamento de restos a pagar e, conseqüentemente, ajustar o *float* (apêndice E - figura 6).

Por último, nessa investigação sobre a possibilidade de o mercado observar a consistência do superávit primário na formação de suas expectativas fiscais, analisa-se o modelo que relaciona o indicador restos a pagar pago às expectativas de DLSP. Dessa forma, nota-se que o efeito do choque desse indicador sobre si próprio é positivo e temporário. Por sua vez, o efeito das expectativas de DLSP sobre si mesma é positivo e permanente. A resposta desse indicador a impulso nessas expectativas é desprezível. A resposta dessas expectativas a impulso nesse indicador também é desprezível, de modo que o mercado não leva em consideração o pagamento de restos a pagar em relação à despesa primária na formação de suas expectativas sobre DLSP (apêndice E – figura 7).

Portanto, em relação à formação de expectativas fiscais, a mensagem desta seção é simples: apesar de os agentes presentes no mercado serem influenciados pelo número divulgado do superávit primário e pelo nível de DLSP, esses não levam em consideração a consistência do superávit primário obtido. Em conseqüência disso, diz-se que o mercado é míope em relação à política fiscal brasileira.

Uma forma de prover maior consistência à regra de superávit primário e eliminar ou diminuir possíveis assimetrias de informação existentes entre o mercado e o governo é adotar o regime de competência nas despesas. Países como a Austrália, França, Nova Zelândia e o Reino Unido adotam esse regime, com isso se obtém maior transparência e credibilidade não somente na geração dos resultados fiscais, assim como no planejamento, na execução orçamentária e na alocação eficiente dos gastos públicos (Toye, 2006). Além disso, instituições internacionais como o Fundo Monetário Internacional (FMI) defendem a necessidade de se adotar um regime competência com objetivo de se avaliar adequadamente os ativos e passivos do governo e se padronizar a forma de apuração das estatísticas fiscais com outros sistemas de informações, como as contas nacionais e o balanço de pagamento (IMF, 2002).

### 3.5. Conclusões

Neste artigo, objetiva-se avaliar se as expectativas do superávit primário e as expectativas da dívida pública são influenciadas por dois indicadores que denotam a consistência do número do superávit primário divulgado e que são construídos a partir de variáveis da contabilidade pública. Dessa forma, analisa-se se o mercado é míope em relação à política fiscal brasileira. Os resultados indicam que, na formação de suas expectativas, o mercado observa apenas o número do superávit primário e o nível da dívida pública, desconsiderando a consistência do superávit primário, o que sugere certo grau de miopia em relação à política fiscal brasileira.

Além disso, em virtude da centralidade da política fiscal no gerenciamento da política econômica brasileira, destaca-se a necessidade de obterem-se indicadores que diminuam possíveis assimetrias de informação entre o governo e o mercado. Nesse sentido, ao sugerir dois indicadores que denotam a consistência do superávit primário obtido, este artigo tenta também contribuir na eliminação ou diminuição dessas assimetrias.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os ensaios que compõem esta Tese realizaram experimentos macroeconômicos centrados em variáveis fiscais, sobretudo buscando avaliar os impactos produtivos dos gastos públicos. Foi utilizada uma metodologia econométrica comum nos três ensaios: o modelo de vetores autoregressivos. A opção por uma estrutura econométrica mais flexível, ao invés de utilizar algum modelo estrutural, justifica-se em razão de possíveis problemas econométricos, tais como causalidade reversa e endogeneidade entre variáveis fiscais e os principais agregados macroeconômicos. Essa escolha também é possível porque a teoria econômica não estabelece de forma precisa e incontroversa uma especificação da relação dinâmica entre gastos públicos, receitas, produto, investimento privado e o consumo das famílias.

Assim, os artigos permitem obter inferências estatísticas sobre hipóteses e questões de interesse das relações macroeconômicas dinâmicas no curto e no longo prazo que envolvem as variáveis de Política Fiscal.

Essas relações podem subsidiar a construção de modelos teóricos. Ao se analisar a literatura da área observa-se que esses aspectos são tratados de forma isolada e fluida, que variam desde modelos neoclássicos que enfatizam o canal de transmissão da oferta para os gastos públicos até os modelos keynesianos tradicionais que realçam exclusivamente a demanda agregada. De acordo com os resultados obtidos, a estrutura teórica deve levar em consideração e de forma interdependente a composição dos gastos (consumo e investimento públicos), a forma de financiamento desses gastos e seus efeitos marginais pelo nível de dispêndio. Portanto, existe espaço para esse tipo de modelagem no sentido de definir “uma classe distinta de *fatós estilizados* que são estatisticamente bem fundadas e muito mais rica do que gráficos convencionais, correlações e taxas de crescimento médias frequentemente recorridos para discussão dos *fatós estilizados*” (Juscélio, 2006).

Várias extensões são possíveis de forma a aprofundar mais ainda o conhecimento sobre os impactos produtivos dos gastos públicos. Por exemplo, é importante desagregar o capital público entre máquinas e equipamentos *versus* construções. Os dispêndios ainda podem ser desagregados por funções, programas ou atividades de forma a identificar a natureza funcional dos gastos públicos, tais como educação, saúde, infra-estrutura, atividades administrativas, dentre outras. No tocante ao terceiro ensaio, que sugere uma visão míope do mercado na avaliação da consistência do superávit primário, é possível utilizar a metodologia da área de finanças para se testar as expectativas de mercado. Além disso, com a obtenção de

uma série mais longa de restos a pagar também será possível conceber testes de sustentabilidade intertemporal da dívida pública usando a conceituação de *float*.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Akitoby, B., Clements B, Gupta, S, Inchauste, G. (2006). “Public Spending, Voracity, and Wagner’s Law in Developing Countries,” *European Journal of Political Economy*, Vol. 22, pp. 908–924.
- Alesina, A. e Tabellini, G. (1987) Rules and Discretion with Non-coordinated Monetary and Fiscal Policy, *Economic Inquiry*, 25 (October):619-30.
- Alesina, A.; Perotti, R. (1995). “Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries. *Economic Policy*”, vol. 21, Out.
- \_\_\_\_\_. (1997). “Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects”. *IMF Staff Papers*, vol. 44, no. 2, p. 210-248, Jun.
- Alvarado, C. ; Izquierdo, A. e Panizza, U. (2004) .Fiscal Sustainability in Emerging Market Countries with an Application to Ecuador. Inter-American Development Bank, Working Paper nº 511.
- Arrow, K. e Kurz, M. (1970) – “Public Investment, the Rate of Return and Optimal Fiscal Policy”. Johns Hopkins Press, Baltimore, Md.
- Aschauer, D.A. (1989) – “Is Public Expenditure Productive?”. *Journal of Monetary Economics*, Vol.23, pp.177-200.
- Athukorala, P. e Sen, K. (2002) – “Saving, Investment, and Growth in India”. Oxford University Press, New Delhi.
- Banerjee, A et.alli. (1993). “Co-Integration, Error-Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data”. Oxford University Press, Nova York.
- Barro, R. (1990) – “Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth”. *Journal of Political Economy*, vol.98, pp.S103-25.
- \_\_\_\_\_. (1991) “Economic growth in a cross-section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*”, 106, p. 407-444, 1991.
- \_\_\_\_\_. (1997) – “Determinants of Economic Growth”. MIT Press, Cambridge, Mass.
- Barro, R. e Sala-i-Martin (1992) – “Public Finance in Models of Economic Growth.” *Review of Economic Studies* 59, pp. 645-662.
- Basu, S., and M. S. Kimball (2000): “Long-Run Labor Supply and the Elasticity of Intertemporal Substitution for Consumption,” University of Michigan, December, <http://www.bu.edu/econ/seminars/macro/cee.pdf>
- Baxter, M. and R. G. King. (1993). “Fiscal Policy in General Equilibrium,” *American Economic Review* 83, 315–333.

- Bergoing, R. et. alli. (2001) - "A Decade Lost and Found: Mexico and Chile in the 1980s". Federal Reserve Bank of Minneapolis: Research Department Staff Report 292.
- Bertola, G.; Drazen, A. (1993) "Trigger points and budget cuts: explaining the effects of fiscal austerity". *American Economic Review*, vol. 83, p.11-26, March.
- Blanchard, O. J. (1990). Suggestions for a new set of fiscal indicators. OECD Department of Economics and Statistics, Working Paper, n. 79.
- Calderón, C. e Sérven, L. (2004a) – "Trends in Infrastructure in Latin America: 1980-2001" - Central Bank of Chile: Working Paper N° 269.
- Calderón, C. e Sérven, L. (2004b) - "The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution"- Central Bank of Chile: Working Paper N° 270.
- CEPAL (2005). Anuario estadístico de América Latina y el Caribe, 2005 e vários números.
- Clements, B., Faircloth, C. , Verhoeven, M. (2007) "Public Expenditure in Latin America: Trends and Key Policy Issues". IMF Working Paper n°07/21.
- Cruz, B. e Teixeira, J. (1999) – "Impacto de la Inversión Pública sobre la Inversión Privada en Brasil: 1947-1990". *Revista de la CEPAL*, 67, pp.71-80.
- De Castro, F. (2007). "Non-Keynesian Effects of Public Expenditure in Spain". *Applied Economics Letters*, 2003, 10, pp. 651–655.
- De Mello, L. (2005). Estimating a Fiscal Reaction Function: The Case of Debt Sustainability in Brazil. OECD Economics Department Working Papers, n° 423, OECD Publishing.
- Devarajan, S.; Swarrop, V.; Zou, H. (1996). "The composition of public expenditure and economic growth". *Journal of Monetary Economics*, 37,p. 313-344.
- Dinh, H. T. (1999). Fiscal solvency and sustainability in economic management. World Bank : Working Paper n. 2213.
- Dos Santos, Pires, M. (2007). "Reestimativas do Investimento Privado Brasileiro I): Qual a Sensibilidade do Investimento Privado "Referência 1985" a Aumentos na Carga Tributária?". IPEA: Texto para Discussão n° 1297: Brasília.
- Easterly, W. (1999). Fiscal illusion. *Economic Policy*, April.
- Easterly, W. and R. Levine, 2001. "It's not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models," *The World Bank Economic Review*, 15 (2): 177-219.
- Enders, W. (2003). "Applied Econometric Time Series". Wiley, IE.

- Everhart, S. e Sumlinski, M. (2003) – “Trends in Private Investment in Developing Countries: Statistics for 1970-2000” (forthcoming). IFC-World Bank.
- Fan, S., Hazel, P. eand Haque, T. (2000) – “Targeting Public Investments by Agro-Ecological Zone to Achieve Growth and Poverty Alleviation Goals in Rural India.” *Food Policy*, 25: 411-428.
- Fernandes, E. L.B. (2004). Restos a pagar. Universidade de Brasília, Núcleo de Estudos e Pesquisas em Políticas Públicas, Governo e Gestão. Monografia de conclusão de curso de especialização, Brasília.
- Ferreira, P. (1994) – “A Note on Policy, The Composition of Public Expenditures and Economic Growth”. EPGE/FGV: Ensaio Econômicos nº240, Rio de Janeiro.
- Ferreira, P. e Malliagos, T. (1998) – “Impactos Produtivos da Infra-Estrutura no Brasil – 1950/95”. *Planejamento e Pesquisa Econômica*, v.28, nº2, pp.315-38.
- Ferreira, P. e Pessoa, S. (2004) – “The evolution of international output differences (1960-2000): From factors to productivity”. EPGE/FGV: Ensaio Econômicos nº 548, Rio de Janeiro.
- Ferreira, P. e Nascimento, L. (2005). “Welfare and Growth Effects of Alternative Fiscal Rules for Infrastructure Investment in Brazil”. EPGE/FGV: Ensaio Econômicos nº 604.
- Ferreira, P. e Araújo, C. H. (2006). “On the Economic and Fiscal Effects of Infrastructure Investment in Brazil”. EPGE/FGV: Ensaio Econômicos nº 613.
- Gali, J., López-Salido, D. e Vallés, J. (2007). “Understanding the Effects of Government Spending on Consumption”. *Journal of the European Economic Association*, March, vol. 5 (1), 227-270.
- Garcia-Mila, T. , McGuire, T. e Porter, R. (1996) – “The Effect of Public Capital in State-Level Production Functions Reconsidered.” *The Review of Economics and Statistics*: 177-180.
- Halicioglu, F. (2000) – “Testing Wagner’s Law for Turkey, 1960-2000”. *Rev. Middle East Econ. Finance.*, August, vol.I, nº2, 129-140.
- Hall, R. and C. Jones (1999) - "Why Do Some Countries Produce so Much More Output per Worker than Others?," *Quarterly Journal of Economics*, February, Vol. 114, pp. 83-116
- Handoussa, H., 1991. Reform policies for Egypt's manufacturing sector. In: Handoussa, H., Potter, G. (Eds.), *Employment and Structural Adjustment: Egypt in the 1990s*. American University in Cairo Press, Cairo, pp. 95} 123.
- Heston, A., Summers, R. e Bettina, A. (2002) - Penn World Table Version 6.1, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).
- Holtz-Eakin, D. (1994) – “Public-Sector Capital and the Productivity Puzzle.” *The Review of Economics and Statistics*, 76(1): 12-21.

- Houghwout, A. (2002): "Public Infrastructure Investments, Productivity, and Welfare in Fixed Geographic Areas", *Journal of Public Economics*, 83, pp. 405-28.
- IMF (2002). *Government Finance Statistics Manual 2001*.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica* 59, 1551–1580.
- Johansen, S. (1995). "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models". Oxford: Oxford University Press.
- Juselius, K. (2006). "The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications". Oxford: Oxford University Press.
- Kamps, C. (2005) "The Dynamic Effects of Public Capital: VAR Evidence for 22 OECD Countries". *Journal International Tax and Public Finance*, vol. 12, n°4, pp.533-558.
- Kim, I.; Maddala, G. S. (1998). *Unit root, cointegration and structural change. Themes in Modern Econometrics*. Cambridge-USA.
- Klenow, P. J. and A. Rodriguez-Clare. (1997.)- "The neoclassical revival in growth economics: has it gone too far?" em *NBER Macroeconomics Annual 1997* eds. Ben S. Bernanke e Julio J. Rotemberg Cambridge, MA: The MIT Press, 73-103.
- Kneller, R., Bleaney, MF, Gemmell, N (1999). "Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries". *Journal of Public Economics*, 74 (2): 171-190.
- Krueger, A.O., Tuncer, B., 1982. Growth of factor productivity in Turkish manufacturing industries. *Journal of Development Economics* 11, 307-325.
- Kydland, F. E.; Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85 (3) : 473-491.
- IMF (2004) – "Public Investment and Fiscal Policy". Prepared by the Fiscal Affairs Department and the Policy Development . ([www.imf.org](http://www.imf.org))
- Lane, Philip and Aaron Tornell (1998) "Why Aren't Latin American Saving Rates Procyclical?" *Journal of Development Economics*, 57: 185- 200.
- Ligthart, J. (2000) – "Public Capital and Output Growth in Portugal: An Empirical Analysis". IMF: Working Paper n°11.
- Lima, E. C. P.; Miranda, R. B. (2006). *O processo orçamentário federal brasileiro. Gasto público eficiente*, capítulo 11. Editora Topbooks, RJ.

- Linnemann, L. (2005): “Distortionary Taxation, Debt, and the Transmission of Fiscal Policy Shocks,” *FinanzArchiv* 61, No. 3, 368–392.
- Lopreato, F. L. (2006) O papel da política fiscal: Um exame da visão convencional. Unicamp: Instituto de Economia, Texto para discussão nº 119.
- Lucas, R. E. (1976) Economic policy evaluation: a critique. In: BRUNNER, Karl; MELTZER, Allan H. (Ed). *The Phillips curve and labor market*. Nort-Holland Press.
- \_\_\_\_\_. (1988) – “On the Mechanics of Economic Development”. *Journal of Monetary Economics*, vol.22, nº1, pp.3-42.
- Marinheiro, C.F. (2005) Sustainability of portuguese fiscal policy in historical perspective. Cesifo working paper nº. 1399, Feb.
- Mihaljek, D.;Tissot, B. (2003) Fiscal positions in emerging economies: central bank’s perspective. In: *FISCAL issues and central banking in emerging economies*. BIS Paper n. 20.
- Milgrom, Paul R., and John Roberts. (1992). - *Economics, Organization, and Management*. Edgewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Mittnik, S. and T. Neumann. (2001). “Dynamic Effects of Public Investment: Vector Autoregressive Evidence from Six Industrialized Countries,” *Empirical Economics* 26, 429–446.
- Mota, F. G L. (2004). *Contabilidade Aplicada à Administração Pública*. Editora Vestcon, Brasília, 6º edição.
- Musgrave, R. (1969). *Fiscal Systems*. New Haven: Yale University Press.
- Otto, G. e Voss, G. (1996) – “Public Capital and Private Production in Australia”. *Southern Economic Journal*, Vol.62, pp.723-38.
- Pascoal, V. F. (2004). *Direito financeiro e Controle Externo*. Editora Impetus, RJ, 4º edição.
- Patterson, K. (2000). “Introduction to Applied Econometrics: A Times Series Approach”. Nova York: St. Martin’s Press, 2000.
- Pereira, A. M. (2001a). “On the Effects of Public Investment on Private Investment: What Crowds in What?” *Public Finance Review* 29, 3–25.
- \_\_\_\_\_.(2001b). “Public Investment and Private Sector Performance—International Evidence,” *Public Finance & Management* 1, 261–277.

- Perron, P. (1989). "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis". *Econometrica*, 57, p. 1.361-1.401, 1989.
- Perotti, R. (1999). "Fiscal policy in good times and bad". *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, n°. 4, p. 1399-1436, Novembro, 1999.
- \_\_\_\_\_. (2004). "Public Investment: Another (Different) Look". University of Bocconi - Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research (IGIER), Working Paper N°. 277.
- Pesaran, M.; Shin, Y. (1998). "Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*, 58, 17-29.
- Phillips, P. (1998). "Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VARs," *Journal of Econometrics* 83, 21–56.
- Pires, M. C. C. (2006). Credibilidade na Política Fiscal: Uma análise preliminar para o Brasil. *Revista de Economia Aplicada* 10 (3): 367-375.
- Prescott, E., (1998) - "Needed: a Total Factor Productivity Theory," *International Economic Review*, 39: 525-552.
- Pritchett, L., (2000) - "The Tyranny of Concepts: CUDIE (Cumulated, Depreciated, Investment Effort) is Not Capital," *Journal of Economic Growth*, 5 (4): 367-391.
- Rebelo, S. (1991) – "Long Run Analysis and Long Run Growth". *Journal of Political Economy*, vol.99, pp.500-521.
- Romer, P. (1986) – "Increasing Returns and Long Run Growth". *Journal of Political Economy*, vol.94, n°5, pp.1002-37.
- Samuelson, P. (1954) "The Pure of Theory of Public Expenditures". *The Review of Economics and Statistics*, v. 36, p. 387-389, nov.
- Sargent, T. J. (1994) Rational expectations and the reconstruction of macroeconomics. In: MILLER, P. J. *The rational expectations revolution: readings from the front line*. MIT Press.
- Schmitz Jr. (2001) – "Government Production of Investment Goods and Aggregate Labor Productivity". *Journal of Monetary Economics*, 47, pp.163-87.
- Shan, A. (1992) – "Dynamics of Public Infrastructure and Private Sector Profitability and Productivity". World Bank, mimeo.
- Sims, C. A. (1980). "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48, 1–48.
- Skidelsky, R. (2001). "John Maynard Keynes: Fighting for Britain, 1973-1946", MacMillan Pub. Td.

- Solow, R. (1956) – “A Contribution to the Theory of Economic Growth”. *Quarterly Journal of Economics*, vol.70, nº1, pp-65-94.
- Stock, J. e Watson, M. (2001). “Vector Autoregressions”. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4, Autumn, pp. 101-115.
- Sutherland, A. (1997) “Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy?” *Journal of Public Economics*, vol. 65, no. 2, Agosto.
- Swan, T. (1956) – “Economic Growth and Capital Accumulation”. *Economic Record*, vol.32, nº3, pp.334-61.
- Szmrecsányi, T. (1982). “A Importância de Malthus na História do Pensamento Econômico”. In: SZMRECSÁNYI, T. (Org.). São Paulo: Ática.
- Tanzi, V. e Schuknecht, L. (2003). “Public Finances and Economic Growth in European Countries”. Conference on “Fostering Economic Growth in Europe”, Viena.
- Tanzi, V. e Zee, H. (1997) “Fiscal Policy and Long Run Growth”, *IMF Staff Papers*, 44, 2179-2209.
- Tatom, J. (1993) – “Paved with Good Intentions: The Mytical National Infrastructure Crisis.” Policy Analysis. Washington, DC: Cato Institute, August 12.
- Toye, J. (2006) O Papel da política fiscal para a estabilização e crescimento econômico: o exemplo do sistema de controle dos gastos públicos na Grã-Bretanha in IPEA: Boletim de Desenvolvimento Fiscal 1: 12-17.
- Uchimura, K. e Gao, H. (1993) – “The Importance of Infrastructure on Economic Development.” World Bank, mimeo.
- Zhang, X. e Fan, S. (2001) – “How Productive is Infrastructure? : New Approach and Evidence from Rural India”. International Food Policy Research Institute: EPTD Discussion Paper nº84: Washington, October.
- Zivot, E.; Andrews, D. (1992). “Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, p. 251-270.

## Apêndice A – Tabelas Complementares – Capítulo 2

**Tabela 4.1**  
**Argentina - Testes de Raiz Unitária**

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>
PIB	-1,654	-4,991	I(1)	0,134	-	I(0)	-3,291	-5,546	I(1)
Invest. Público	-2,267	-6,862	I(1)	0,158	0,333	I(1)	-4,423	-7,307	I(1)
Consumo do Governo	-1,700	-6,139	I(1)	0,170	0,097	I(1)	-4,015	-3,646	I(2)*
Receita Líquida	-3,598	-	I(0)	0,085	-	I(0)	-6,844	-	I(0)

1 Inclui constante e tendência. Valores críticos a 5%: ADF : -3,5578; KPSS: 0,146; ZIVOT e ANDREWS: -5,08

2 Inclui constante. Valores críticos a 5%: ADF : -2,9640; KPSS: 0,463; ZIVOT e ANDREWS: -4,80

3 Com base num nível de significância de 5%

\* A estatística de teste para segunda diferença foi -8,299 para um valor crítico de -4,80 a 5% de significância.

**Tabela 4.2**  
**Brasil - Testes de Raiz Unitária**

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>
PIB	-3,454	-2,975	I(1)	0,167	0,447	I(1)	-3,593	-5,513	I(1)
Invest. Público	-2,567	-7,017	I(1)	0,091	-	I(0)	-5,228	-	I(0)
Consumo do Governo	-2,017	-5,544	I(1)	0,084	-	I(0)	-3,998	-7,024	I(1)
Receita Líquida	-3,496	-5,377	I(1)	0,097	-	I(0)	-5,187	-	I(0)

1 Inclui constante e tendência. Valores críticos a 5%: ADF : -3,5578; KPSS: 0,146; ZIVOT e ANDREWS -5,08

2 Inclui constante. Valores críticos a 5%: ADF : -2,9640; KPSS: 0,463; ZIVOT e ANDREWS -4,80

3 Com base num nível de significância de 5%

**Tabela 4.3**  
**Chile - Testes de Raiz Unitária**

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>
PIB	-2,677	-3,827	I(1)	0,185	0,292	I(1)	-3,348	-5,011	I(1)
Invest. Público	-2,206	-5,703	I(1)	0,135	-	I(0)	-5,492	-	I(0)
Consumo do Governo	-1,573	-6,174	I(1)	0,179	0,278	I(1)	-4,620	-7,344	I(1)
Receita Líquida	-3,423	-4,444	I(1)	0,145	-	I(0)	-5,716	-	I(0)

1 Inclui constante e tendência. Valores críticos a 5%: ADF : -3,5578; KPSS: 0,146; ZIVOT e ANDREWS -5,08

2 Inclui constante. Valores críticos a 5%: ADF : -2,9640; KPSS: 0,463; ZIVOT e ANDREWS -4,80

3 Com base num nível de significância de 5%

**Tabela 4.4**  
**Colômbia - Testes de Raiz Unitária**

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>
PIB	-1,241	-5,008	I(1)	0,073	-	I(0)	-5,523	-	I(0)
Invest. Público	-2,564	-6,192	I(1)	0,075	-	I(0)	-3,378	-6,462	I(1)
Consumo do Governo	-1,780	-5,453	I(1)	0,148	0,120	I(1)	-2,472	-7,549	I(1)
Receita Líquida	-4,234	-	I(0)	0,108	-	I(0)	-4,844	-4,079	I(2)*

1 Inclui constante e tendência. Valores críticos a 5%: ADF : -3,5578; KPSS: 0,146; ZIVOT e ANDREWS: -5,08

2 Inclui constante. Valores críticos a 5%: ADF : -2,9640; KPSS: 0,463; ZIVOT e ANDREWS: -4,80

3 Com base num nível de significância de 5%

\* A estatística de teste para segunda diferença foi -6,717 para um valor crítico de -4,80 a 5% de significância.

**Tabela 4.5**  
**México - Testes de Raiz Unitária**

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>
PIB	-2,793	-4,536	I(1)	0,1520	0,130	I(1)	-3,768	-5,830	I(1)
Invest. Público	-1,980	-5,282	I(1)	0,1605	0,125	I(1)	-3,763	-7,245	I(1)
Consumo do Governo	-2,362	-4,476	I(1)	0,0922	-	I(0)	-3,846	-5,308	I(1)
Receita Líquida	-1,937	-8,034	I(1)	0,1320	-	I(0)	-5,182	-	I(0)

1 Inclui constante e tendência. Valores críticos a 5%: ADF : -3,5578; KPSS: 0,146; ZIVOT e ANDREWS: -5,08

2 Inclui constante. Valores críticos a 5%: ADF : -2,9640; KPSS: 0,463; ZIVOT e ANDREWS: -4,80

3 Com base num nível de significância de 5%



**Tabela 4.6**  
**Venezuela - Testes de Raiz Unitária**

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>
PIB	-2,256	-4,536	I(1)	0,152	0,060	I(1)	-3,271	-7,665	I(1)
Invest. Público	-2,592	-5,282	I(1)	0,165	0,125	I(1)	-3,439	-6,586	I(1)
Consumo do Governo	-3,077	-4,476	I(1)	0,145	-	I(0)	-4,427	-8,117	I(1)
Receita Líquida	-3,053	-8,034	I(1)	0,136	-	I(0)	-3,913	-8,445	I(1)

<sup>1</sup> Inclui constante e tendência Valores críticos a5%: ADF: -3,5578; KPSS: 0,146; ZIVOT e ANDREWS -5,08

<sup>2</sup> Inclui constante Valores críticos a5%: ADF: -2,9640; KPSS: 0,463; ZIVOT e ANDREWS -4,80

<sup>3</sup> Com base num nível de significância d5%

**TABELA 4.7**  
**RELAÇÃO DE LONGO PRAZO - VARIÁVEIS FISCAIS - PIB - ARGENTINA**  
**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN**

Estatísticas	Hipótese Nula	Valores	Valores Críticos a 5%
Traço	$r = 0^*$	31,459	29,68
	$r \leq 1$	5,528	15,41
	$r \leq 2$	0,001	3,76
Máximo-Autovalor	$r = 0^*$	25,930	20,97
	$r \leq 1$	5,528	14,07
	$r \leq 2$	0,001	3,76
<b>Vetor de Co-Integração</b>			
Y	dG	Z	
1,000	14,343	-0,043	
	(2,472)	(0,083)	

(\*) As estatísticas do traço e do máximo-autovalor rejeitam a hipótese nula a 5% e indicam 1 equação de co-integração.

Produto (Y); Variação do Consumo das Administrações Públicas (G) e Investimento das Adm. Públicas (Z)

Obs: Os valores entre parênteses são desvios-padrões

**TABELA 4.8**  
**RELAÇÃO DE LONGO PRAZO - VARIÁVEIS FISCAIS e PIB - BRASIL**  
**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN**

<b>Estatísticas</b>	<b>Hipótese</b>	<b>Valores</b>	<b>Valores Críticos a 5%</b>
Traço	$r = 0^*$	27,647	25,32
	$r \leq 1$	4,277	12,25
Máximo-Autovalor	$r = 0^*$	23,370	18,96
	$r \leq 1$	4,277	12,25
<b>Vetor de Co-Integração</b>			
Y	G	Tendência	
1,000	0,313 (0,210)	-0,018 (0,009)	

(\*) As estatísticas do traço e do máximo-autovalor rejeitam a hipótese nula a 5% e indicam 1 equação de co-integração.

Produto (Y); Consumo das Administrações Públicas (G) e Investimento das Adm. Públicas (Z)

Obs: Os valores entre parênteses são desvios-padrões

**TABELA 4.9**  
**RELAÇÃO DE LONGO PRAZO - VARIÁVEIS FISCAIS e PIB - CHILE**  
**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN**

<b>Estatísticas</b>	<b>Hipótese</b>	<b>Valores</b>	<b>Valores Críticos a 5%</b>
Traço	$r = 0^*$	30,636	25,32
	$r \leq 1$	10,843	12,25
Máximo-Autovalor	$r = 0^*$	19,793	18,96
	$r \leq 1$	10,843	12,25
<b>Vetor de Co-Integração</b>			
Y	G	Tendência	
1,000	-0,246 (0,119)	-0,022 (0,003)	

(\*) As estatísticas do traço e do máximo-autovalor rejeitam a hipótese nula a 5% e indicam 1 equação de co-integração.

Produto (Y) e Consumo das Administrações Públicas (G)

Obs: Os valores entre parênteses são desvios-padrões

**TABELA 4.10**  
**RELAÇÃO DE LONGO PRAZO - VARIÁVEIS FISCAIS - COLÔMBIA**  
**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN**

<b>Estatísticas</b>	<b>Hipótese Nula</b>	<b>Valores</b>	<b>Valores Críticos a 5%</b>
Traço	$r = 0^*$	34,468	29,68
	$r \leq 1$	12,290	15,41
	$r \leq 2$	0,005	3,76
Máximo-Autovalor	$r = 0^*$	22,177	20,97
	$r \leq 1$	12,285	14,07
	$r \leq 2$	0,005	3,76
<b>Vetor de Co-Integração</b>			
	<b>G</b>	<b>Z</b>	<b>dT</b>
	1,000	-2,764 (0,770)	-21,136 (4,760)

(\*) As estatísticas do traço e do máximo-autovalor rejeitam a hipótese nula a 5% e indicam 1 equação de co-integração.

Produto (Y); Investimento das Adm. Públicas (Z) e Variação da Receita Líquida das Adm. Públicas  
 Obs: Os valores entre parênteses são desvios-padrões

**TABELA 4.11**  
**RELAÇÃO DE LONGO PRAZO - VARIÁVEIS FISCAIS e PIB - MÉXICO**  
**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN**

<b>Estatísticas</b>	<b>Hipótese Nula</b>	<b>Valores</b>	<b>Valores Críticos a 5%</b>
Traço	$r = 0^*$	44,122	29,68
	$r \leq 1$	11,564	15,41
	$r \leq 2$	0,084	3,76
Máximo-Autovalor	$r = 0^*$	32,558	20,97
	$r \leq 1$	11,480	14,07
	$r \leq 2$	0,084	3,76
<b>Vetor de Co-Integração</b>			
	<b>Y</b>	<b>G</b>	<b>Z</b>
	1,000	-1,512 (0,208)	-0,601 (0,142)

(\*) As estatísticas do traço e do máximo-autovalor rejeitam a hipótese nula a 5% e indicam 1 equação de co-integração.

Produto (Y); Consumo das Administrações Públicas (G) e Investimento das Adm. Públicas (Z)  
 Obs: Os valores entre parênteses são desvios-padrões

**TABELA 4.12**  
**RELAÇÃO DE LONGO PRAZO - VARIÁVEIS FISCAIS e PIB - VENEZUELA**  
**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN**

Estatísticas	Hipótese Nula	Valores	Valores Críticos a 5%
Traço	$r = 0^*$	56,976	47,21
	$r \leq 1$	26,402	29,68
	$r \leq 2$	7,600	15,41
	$r \leq 3$	2,906	3,76
Máximo-Autovalor	$r = 0^*$	30,575	27,07
	$r \leq 1$	18,802	20,97
	$r \leq 2$	4,694	14,07
	$r \leq 3$	2,906	3,76
Vetor de Co-Integração			
Y	G	Z	T
1,000	0,097 (0,037)	-0,253 (0,029)	-0,087 (0,023)

(\*) As estatísticas do traço e do máximo-autovalor rejeitam a hipótese nula a 5% e indicam 1 equação de co-integração.

Produto (Y); Consumo das Administrações Públicas (G), Investimento das Adm. Públicas (Z) e Receita Líquida das Adm. Públicas (T)

Obs: Os valores entre parênteses são desvios-padrões

**TABELA 4.13**  
**Critérios de seleção de lags da ordem do Modelo de Correção de**

Países	Seleção de Lags					
	1 lag		2 lags		3 lags	
	Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz
Argentina	-6,025	-4,717	-4,782	-2,708	-3,237	-0,382
Brasil	-7,145	-5,817	-5,943	-3,862	-5,490	-2,641
Chile	-2,125	-0,784	-1,720	0,382	-1,838	1,038
Colômbia	-7,670	-6,362	-6,417	-4,343	-5,293	-2,439
México	-8,494	-7,198	-7,456	-5,401	-6,673	-3,845
Venezuela	-1,594	-0,298	-0,359	1,696	1,563	4,391

**Tabela 4.14**  
**Testes de Raiz Unitária - Zivot e Andrews - Consumo Privado**

Países	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>
Argentina	-2,452	-4,600	I(2)*
Brasil	-3,808	-6,845	I(1)
Chile	-3,137	-5,109	I(1)
Colômbia	-4,607	-5,982	I(1)
México	-4,887	-4,954	I(1)
Venezuela	-4,703	-7,135	I(1)

1 Inclui constante e tendência. Valores críticos a 5%: -5,08

2 Inclui constante. Valores críticos a 5%: -4,80

3 Com base num nível de significância de 5%

\* A estatística de teste para segunda diferença foi -8,655 para um valor crítico de -4,80 a 5% de significância.

**Tabela 4.15**  
**Testes de Raiz Unitária - Zivot e Andrews - Investimento Privado**

Países	Nível <sup>1</sup>	Primeira Diferença <sup>2</sup>	Conclusão <sup>3</sup>
Argentina	-3,423	-5,367	I(1)
Brasil	-4,605	-5,686	I(1)
Chile	-4,636	-4,983	I(1)
Colômbia	-3,638	-6,985	I(1)
México	-4,872	-5,014	I(1)
Venezuela	-3,801	-5,735	I(1)

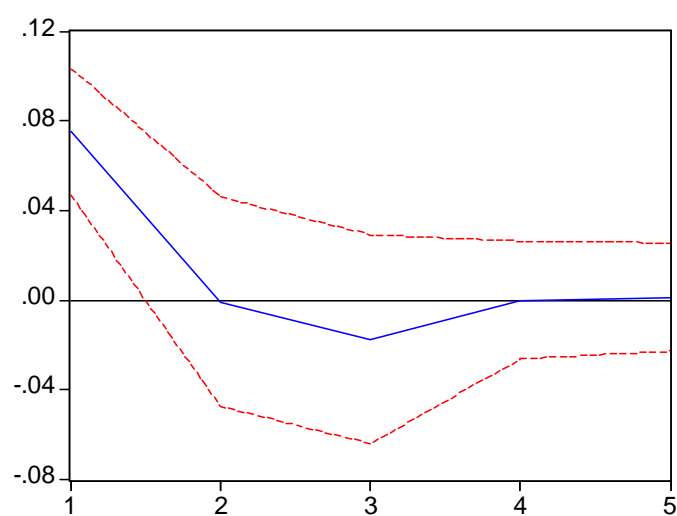
1 Inclui constante e tendência. Valores críticos a 5%: -5,08

2 Inclui constante. Valores críticos a 5%: -4,80

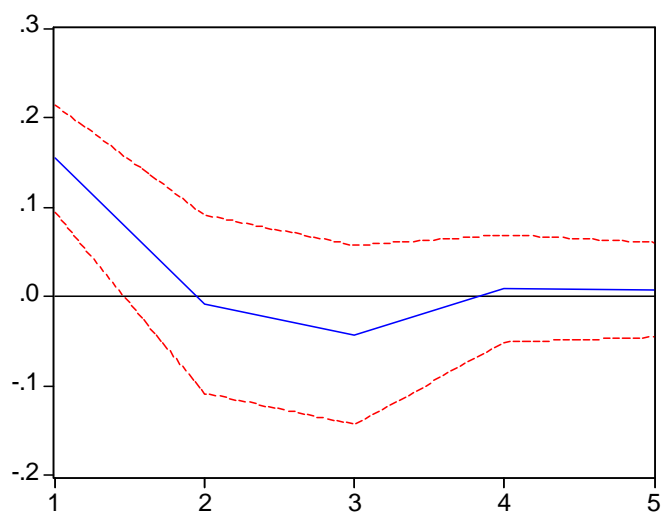
3 Com base num nível de significância de 5%

**Apêndice B – Figuras Complementares – Capítulo 2****Figura 4.7 – Argentina: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo****Argentina**

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Consumo do Governo



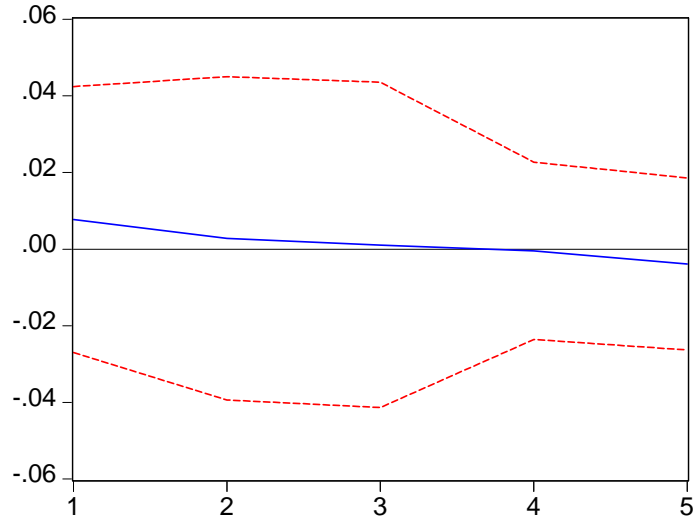
Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo



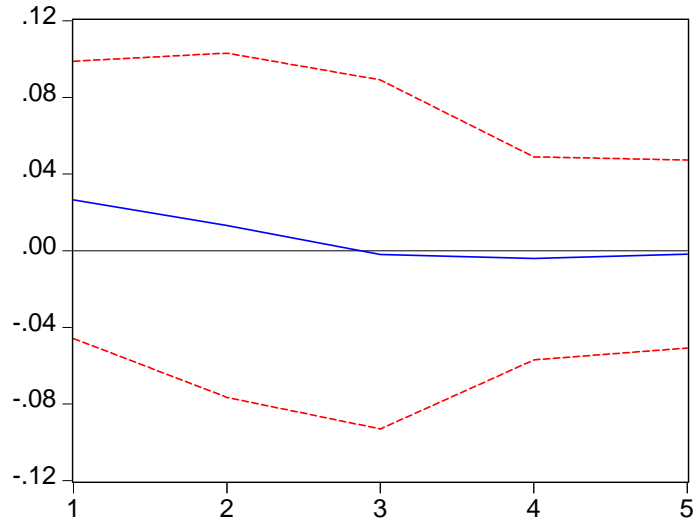
**Figura 4.8 – Argentina: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público**

Argentina

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



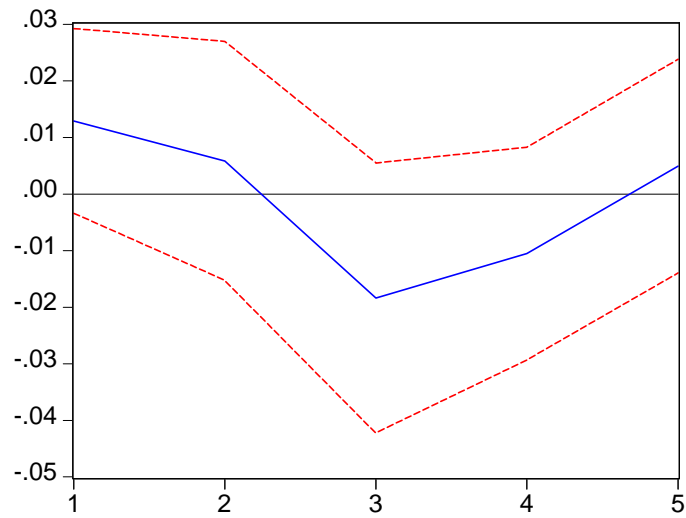
Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público



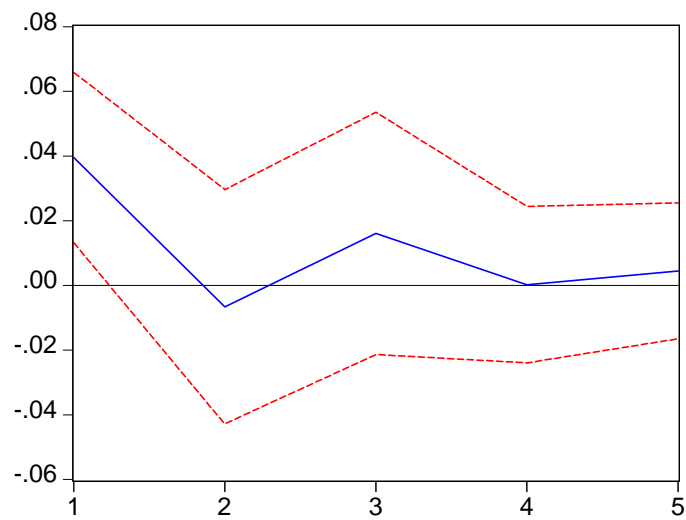
**Figura 4.9 – Brasil: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo**

### Brasil

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Consumo do Governo



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo

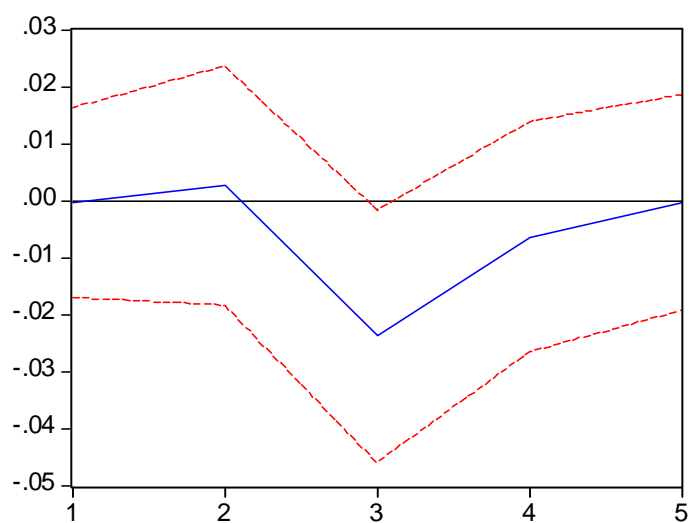




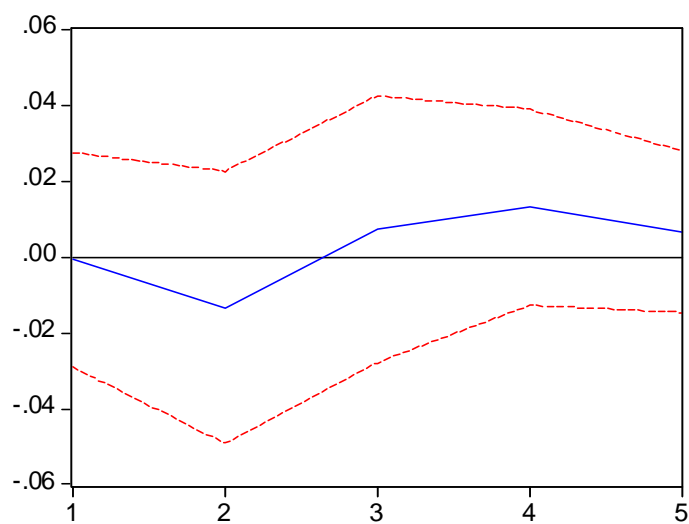
**Figura 4.10 – Brasil: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público**

### Brasil

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



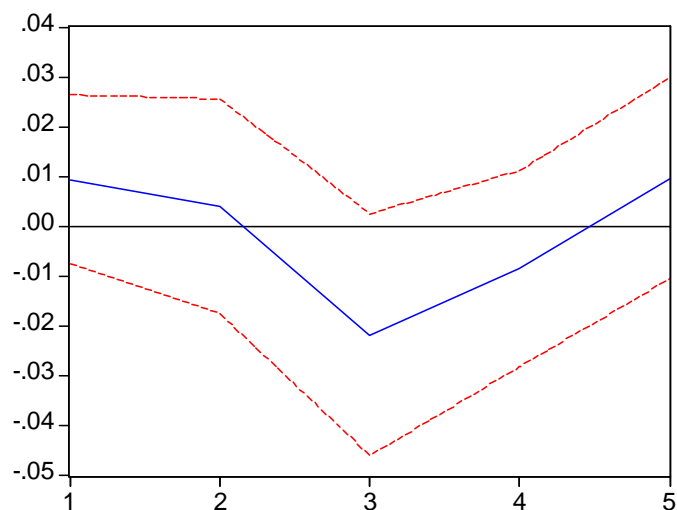
Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público



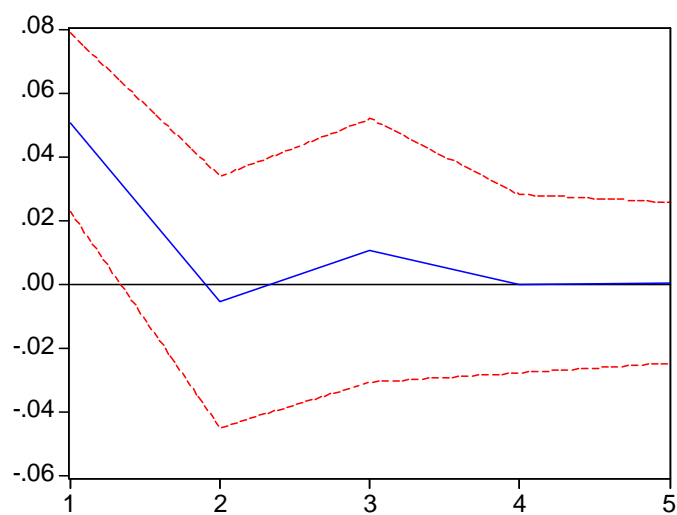
**Figura 4.11 – Chile: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo**

### Chile

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Consumo do Governo



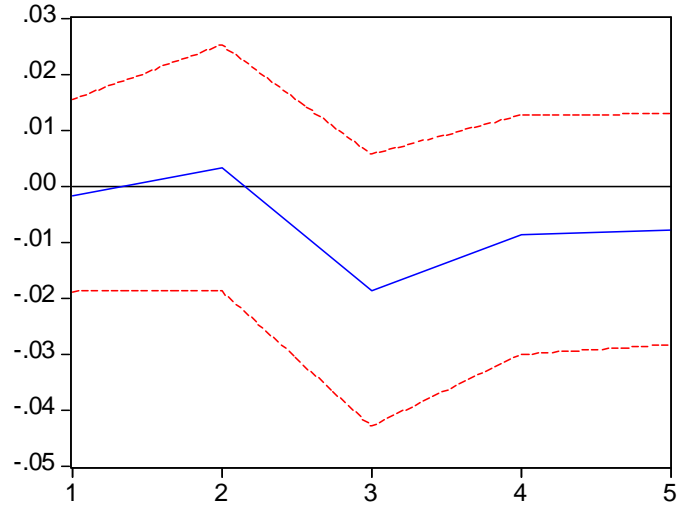
Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo



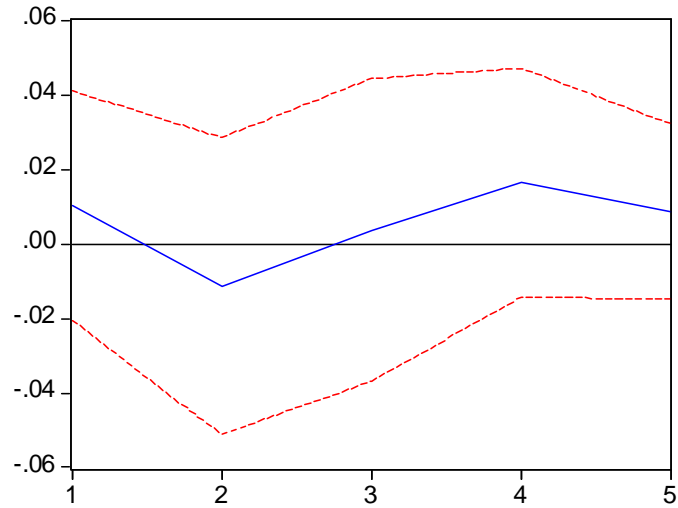
**Figura 4.12 – Chile: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público**

Chile

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



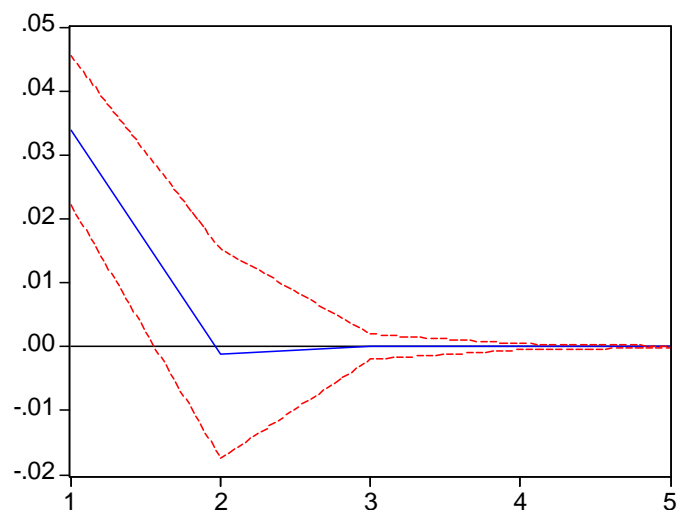
Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público



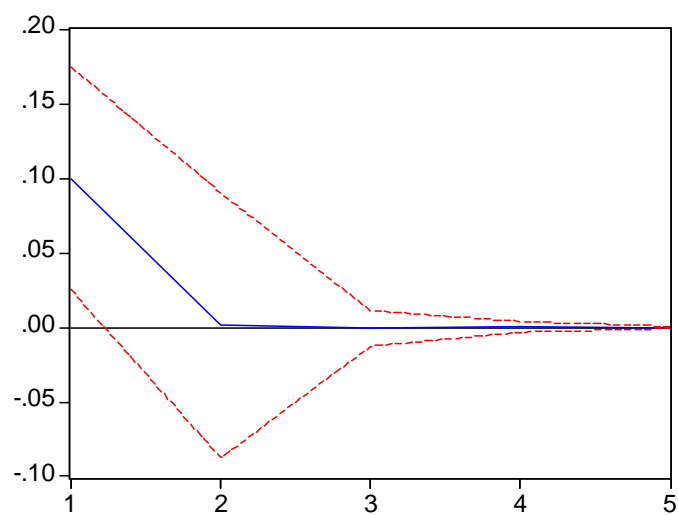
**Figura 4.13 – Colômbia: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo**

### Colômbia

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Consumo do Governo



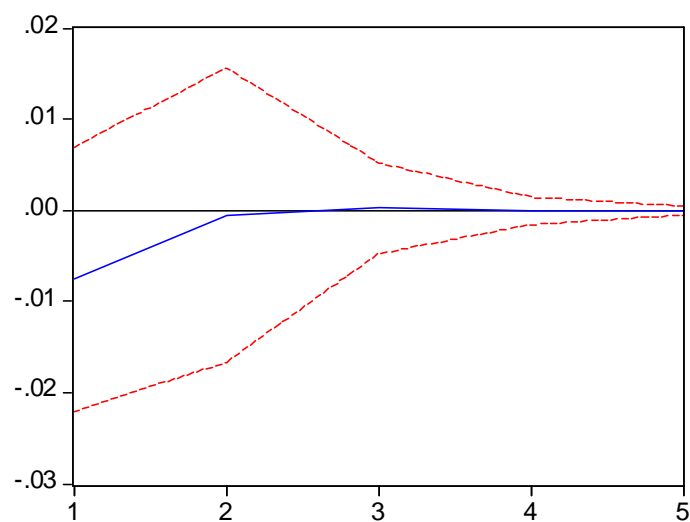
Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo



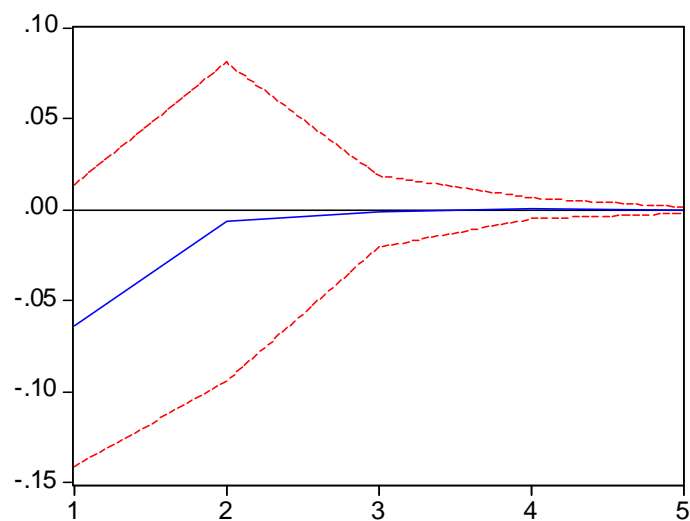
**Figura 4.14 – Colômbia: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público**

### Colômbia

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



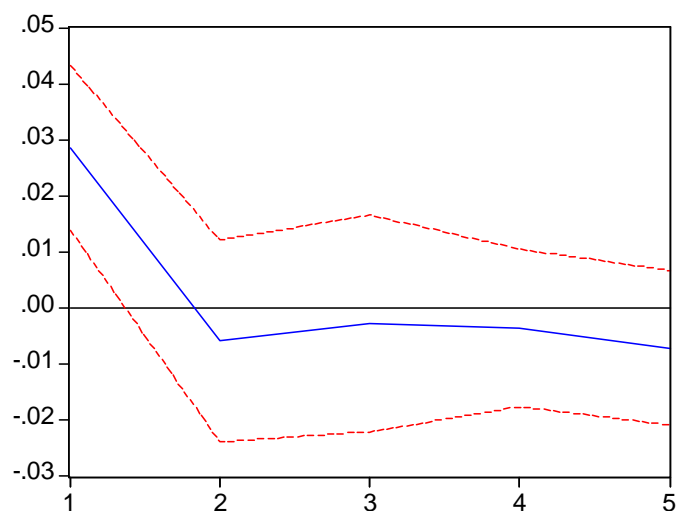
Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público



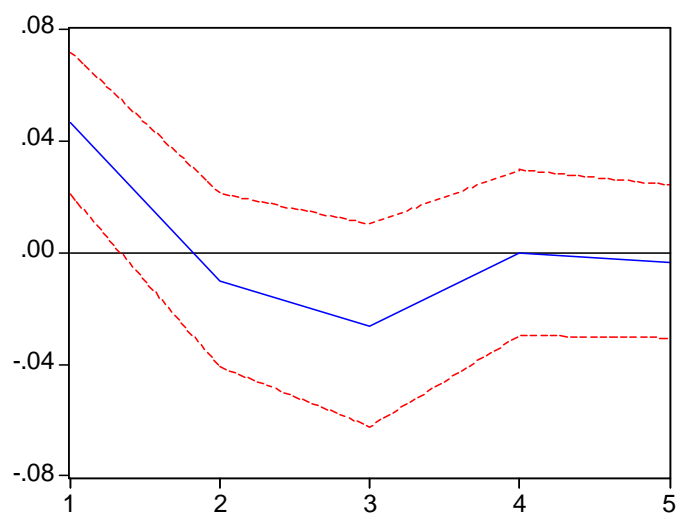
**Figura 4.15 – México: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo**

### México

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Consumo do Governo



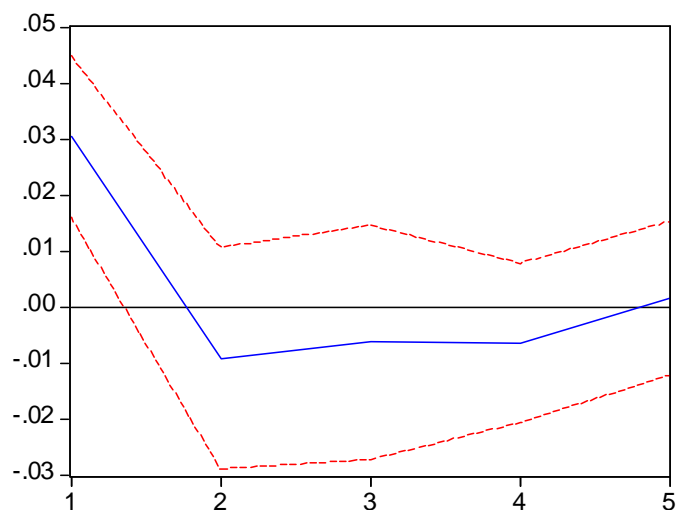
Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo



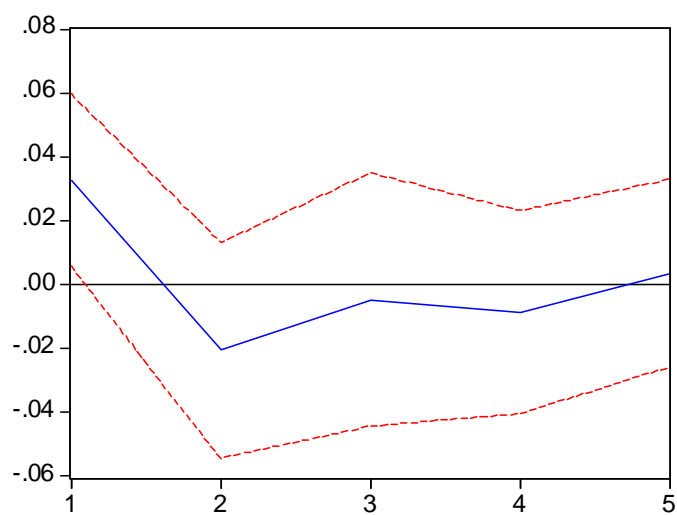
**Figura 4.16 – México: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público**

### México

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



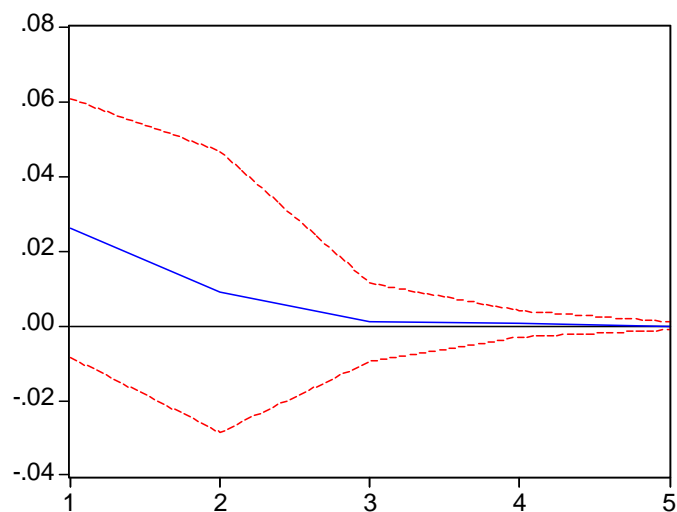
Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público



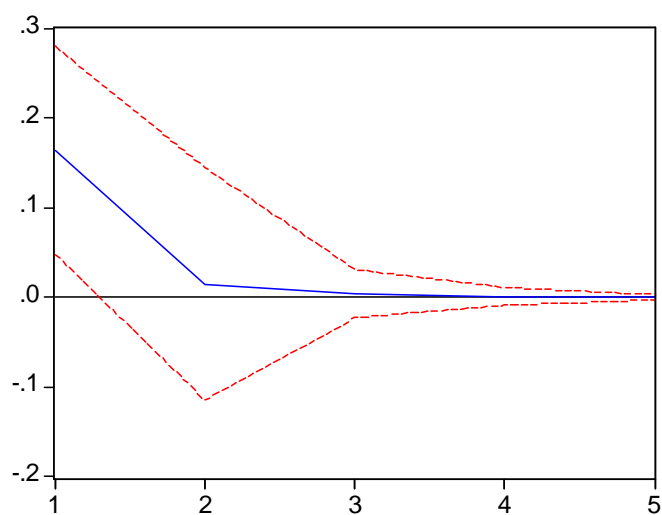
**Figura 4.17 – Venezuela: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo**

### Venezuela

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Consumo do Governo



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo

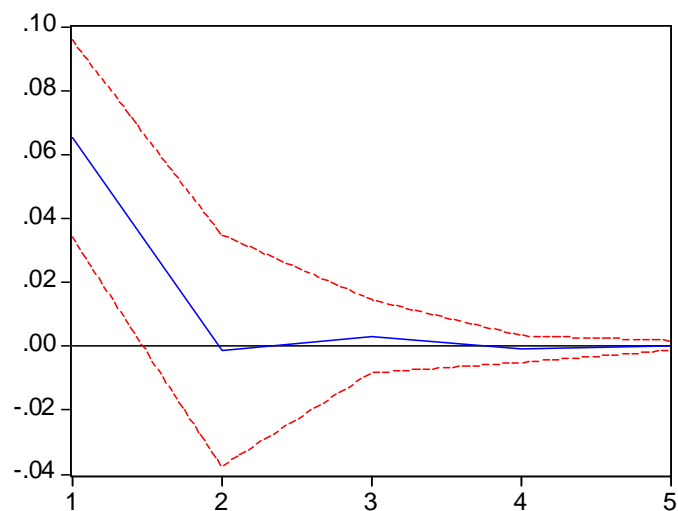




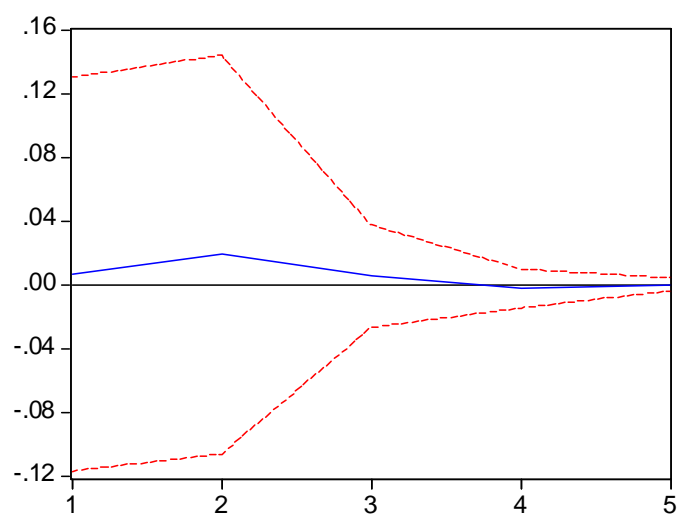
**Figura 4.18 – Venezuela: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público**

### Venezuela

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público



## Apêndice C – Quadros Complementares – Capítulo 2

<b>Quadro 4.6</b>					
<b>Respostas Acumuladas do Produto, do Consumo do Governo e do Investimento Público em função de um Choque do Consumo do Governo</b>					
	Período - Ano				
	1	2	3	4	5
<b>Resposta Acumul. do Produto</b>					
<b>Argentina</b>	<b>0,0609</b>	<b>0,0545</b>	<b>0,0628</b>	<b>0,0601</b>	<b>0,0562</b>
DP	0,0097	0,0175	0,0229	0,0223	0,0227
<b>Brasil</b>	<b>0,0096</b>	<b>0,0102</b>	<b>0,0110</b>	<b>0,0116</b>	<b>0,0129</b>
DP	0,0058	0,0084	0,0108	0,0106	0,0110
<b>Chile</b>	<b>0,0231</b>	<b>0,0231</b>	<b>0,0351</b>	<b>0,0376</b>	<b>0,0367</b>
DP	0,0087	0,0126	0,0151	0,0169	0,0175
<b>Colômbia</b>	<b>0,0328</b>	<b>0,0320</b>	<b>0,0265</b>	<b>0,0275</b>	<b>0,0207</b>
DP	0,0066	0,0110	0,0151	0,0168	0,0183
<b>México</b>	<b>0,0256</b>	<b>0,0231</b>	<b>0,0220</b>	<b>0,0192</b>	<b>0,0195</b>
DP	0,0062	0,0104	0,0150	0,0165	0,0175
<b>Venezuela</b>	<b>0,0117</b>	<b>0,0026</b>	<b>-0,0160</b>	<b>-0,0126</b>	<b>-0,0069</b>
	0,0099	0,0153	0,0189	0,0181	0,0178
<b>Resposta Acumul. do Consumo do Governo</b>					
<b>Argentina</b>	<b>0,0669</b>	<b>0,0575</b>	<b>0,0582</b>	<b>0,0574</b>	<b>0,0537</b>
DP	0,0089	0,0174	0,0230	0,0215	0,0219
<b>Brasil</b>	<b>0,0807</b>	<b>0,0752</b>	<b>0,0607</b>	<b>0,0665</b>	<b>0,0763</b>
DP	0,0104	0,0188	0,0242	0,0220	0,0218
<b>Chile</b>	<b>0,0595</b>	<b>0,0617</b>	<b>0,0584</b>	<b>0,0569</b>	<b>0,0572</b>
DP	0,0078	0,0131	0,0168	0,0185	0,0185
<b>Colômbia</b>	<b>0,0937</b>	<b>0,0858</b>	<b>0,0996</b>	<b>0,0943</b>	<b>0,0867</b>
DP	0,0125	0,0230	0,0312	0,0352	0,0387
<b>México</b>	<b>0,0767</b>	<b>0,0736</b>	<b>0,0582</b>	<b>0,0504</b>	<b>0,0543</b>
DP	0,0101	0,0195	0,0261	0,0256	0,0235
<b>Venezuela</b>	<b>0,2501</b>	<b>0,2320</b>	<b>0,1781</b>	<b>0,1740</b>	<b>0,1911</b>
	0,0329	0,0633	0,0787	0,0680	0,0604
<b>Resposta Acumul. do Investimento Público</b>					
<b>Argentina</b>	<b>0,0038</b>	<b>0,0075</b>	<b>0,0226</b>	<b>0,0143</b>	<b>0,0074</b>
DP	0,0441	0,0717	0,0951	0,0959	0,0959
<b>Brasil</b>	<b>0,0673</b>	<b>0,0687</b>	<b>0,0654</b>	<b>0,0642</b>	<b>0,0746</b>
DP	0,0352	0,0526	0,0653	0,0624	0,0617
<b>Chile</b>	<b>0,0221</b>	<b>-0,0355</b>	<b>-0,0234</b>	<b>0,0094</b>	<b>0,0029</b>
DP	0,0473	0,0616	0,0658	0,0643	0,0605
<b>Colômbia</b>	<b>0,0346</b>	<b>0,0308</b>	<b>0,0335</b>	<b>0,0287</b>	<b>0,0195</b>
DP	0,0273	0,0405	0,0495	0,0506	0,0522
<b>México</b>	<b>0,1609</b>	<b>0,1674</b>	<b>0,1709</b>	<b>0,1633</b>	<b>0,1557</b>
DP	0,0298	0,0522	0,0680	0,0691	0,0654
<b>Venezuela</b>	<b>0,0947</b>	<b>0,0865</b>	<b>0,0287</b>	<b>0,0282</b>	<b>0,0653</b>
DP	0,0318	0,0567	0,0697	0,0642	0,0542

Fonte: Elaboração dos Autores

Obs: DP = Desvio-Padrão

<b>Quadro 4.7</b>					
<b>Respostas Acumuladas do Produto, do Consumo do Governo e do Investimento Público em função de um Choque do Investimento Público</b>					
	Período - Ano				
	1	2	3	4	5
<b>Resposta Acumul. do Produto</b>					
<b>Argentina</b>	<b>-0,0037</b>	<b>-0,0100</b>	<b>-0,0203</b>	<b>-0,0188</b>	<b>-0,0263</b>
DP	0,0139	0,0210	0,0266	0,0283	0,0292
<b>Brasil</b>	<b>0,0016</b>	<b>-0,0023</b>	<b>-0,0001</b>	<b>0,0000</b>	<b>0,0001</b>
DP	0,0059	0,0091	0,0116	0,0119	0,0125
<b>Chile</b>	<b>0,0119</b>	<b>0,0177</b>	<b>0,0234</b>	<b>0,0209</b>	<b>0,0225</b>
DP	0,0091	0,0139	0,0176	0,0167	0,0160
<b>Colômbia</b>	<b>0,0023</b>	<b>0,0023</b>	<b>0,0083</b>	<b>0,0079</b>	<b>0,0011</b>
DP	0,0079	0,0120	0,0155	0,0162	0,0169
<b>México</b>	<b>0,0281</b>	<b>0,0237</b>	<b>0,0246</b>	<b>0,0235</b>	<b>0,0257</b>
DP	0,0060	0,0110	0,0156	0,0177	0,0190
<b>Venezuela</b>	<b>0,0075</b>	<b>0,0030</b>	<b>-0,0015</b>	<b>-0,0032</b>	<b>-0,0006</b>
	0,0100	0,0150	0,0191	0,0186	0,0165
<b>Resposta Acumul. do Consumo do Governo</b>					
<b>Argentina</b>	<b>0,0011</b>	<b>-0,0075</b>	<b>-0,0085</b>	<b>-0,0052</b>	<b>-0,0099</b>
DP	0,0127	0,0188	0,0236	0,0247	0,0254
<b>Brasil</b>	<b>0,0273</b>	<b>0,0240</b>	<b>0,0397</b>	<b>0,0371</b>	<b>0,0334</b>
DP	0,0143	0,0223	0,0268	0,0259	0,0262
<b>Chile</b>	<b>0,0051</b>	<b>0,0044</b>	<b>0,0172</b>	<b>0,0177</b>	<b>0,0116</b>
DP	0,0110	0,0167	0,0209	0,0188	0,0172
<b>Colômbia</b>	<b>0,0221</b>	<b>0,0219</b>	<b>0,0530</b>	<b>0,0468</b>	<b>0,0413</b>
DP	0,0175	0,0260	0,0333	0,0346	0,0364
<b>México</b>	<b>0,0628</b>	<b>0,0564</b>	<b>0,0460</b>	<b>0,0413</b>	<b>0,0480</b>
DP	0,0116	0,0217	0,0280	0,0280	0,0258
<b>Venezuela</b>	<b>0,1288</b>	<b>0,1598</b>	<b>0,1402</b>	<b>0,1209</b>	<b>0,1271</b>
	0,0433	0,0652	0,0803	0,0726	0,0562
<b>Resposta Acumul. do Investimento Público</b>					
<b>Argentina</b>	<b>0,2335</b>	<b>0,2482</b>	<b>0,2596</b>	<b>0,2505</b>	<b>0,2328</b>
DP	0,0312	0,0627	0,0859	0,0960	0,1005
<b>Brasil</b>	<b>0,1987</b>	<b>0,1969</b>	<b>0,1932</b>	<b>0,1939</b>	<b>0,1955</b>
DP	0,0257	0,0505	0,0659	0,0658	0,0658
<b>Chile</b>	<b>0,2554</b>	<b>0,2271</b>	<b>0,1395</b>	<b>0,1510</b>	<b>0,1883</b>
DP	0,0335	0,0610	0,0749	0,0557	0,0435
<b>Colômbia</b>	<b>0,1467</b>	<b>0,1390</b>	<b>0,1295</b>	<b>0,1269</b>	<b>0,1234</b>
DP	0,0196	0,0369	0,0468	0,0443	0,0436
<b>México</b>	<b>0,1968</b>	<b>0,2050</b>	<b>0,1969</b>	<b>0,1899</b>	<b>0,1903</b>
DP	0,0258	0,0532	0,0707	0,0740	0,0710
<b>Venezuela</b>	<b>0,1839</b>	<b>0,2218</b>	<b>0,1555</b>	<b>0,1250</b>	<b>0,1433</b>
DP	0,0242	0,0486	0,0672	0,0644	0,0473

Fonte: Elaboração dos Autores

Obs: DP = Desvio-Padrão

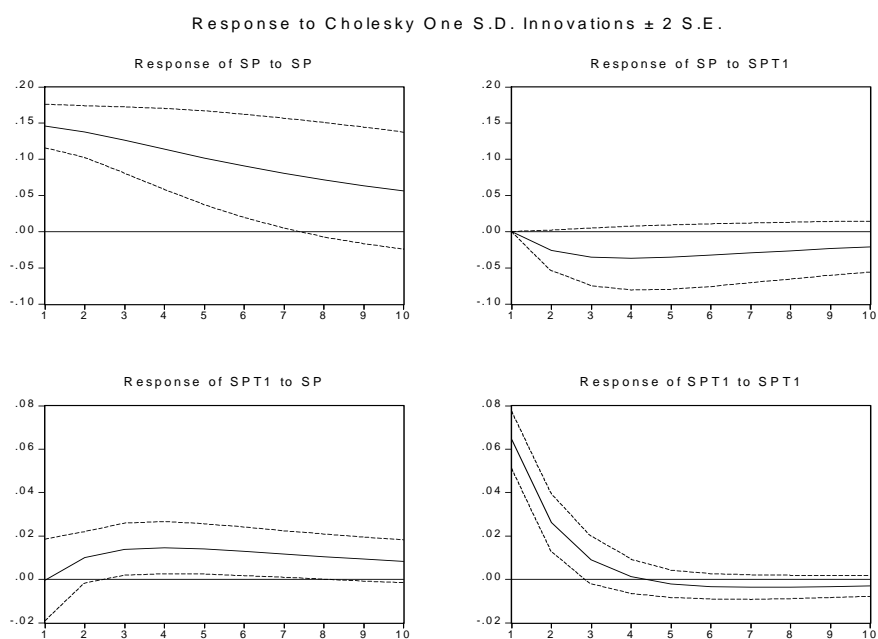
**APÊNDICE D – Tabela Complementar – Capítulo 3**

**Tabela 2 - Teste KPSS para estacionariedade**

Hipótese Nula	Estatística LM	Nível 5%
sp é estacionário	0,1359	0,1460
spt1 é estacionário	0,1448	0,1460
dlsp é estacionária	0,0880	0,1460
dt1 é estacionária	0,0892	0,1460
dpda é estacionária	0,1703	0,1460
ddpda é estacionária	0,0564	0,1460
rpdp é estacionária	0,1095	0,1460

Fonte: elaboração própria. Observação: todos os testes foram feitos com o uso de uma tendência e um intercepto.

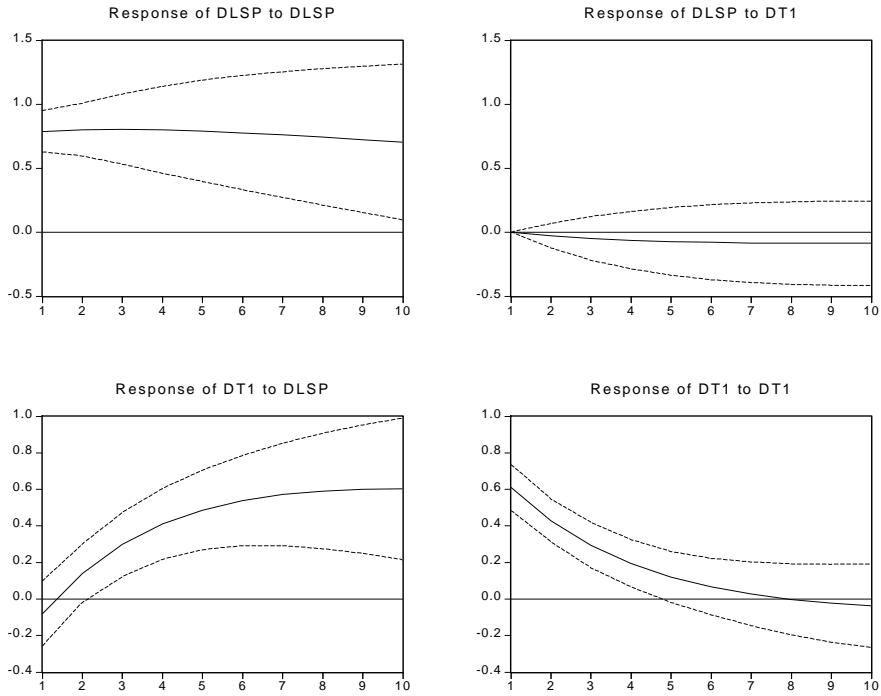
## APÊNDICE E – Figuras Complementares – Capítulo 3

Figura 2 - Função Resposta a Impulso: sp  $\rightarrow$  spt1

Fonte: elaboração própria.

**Figura 3 - Função Resposta a Impulso: dlsp → dt1**

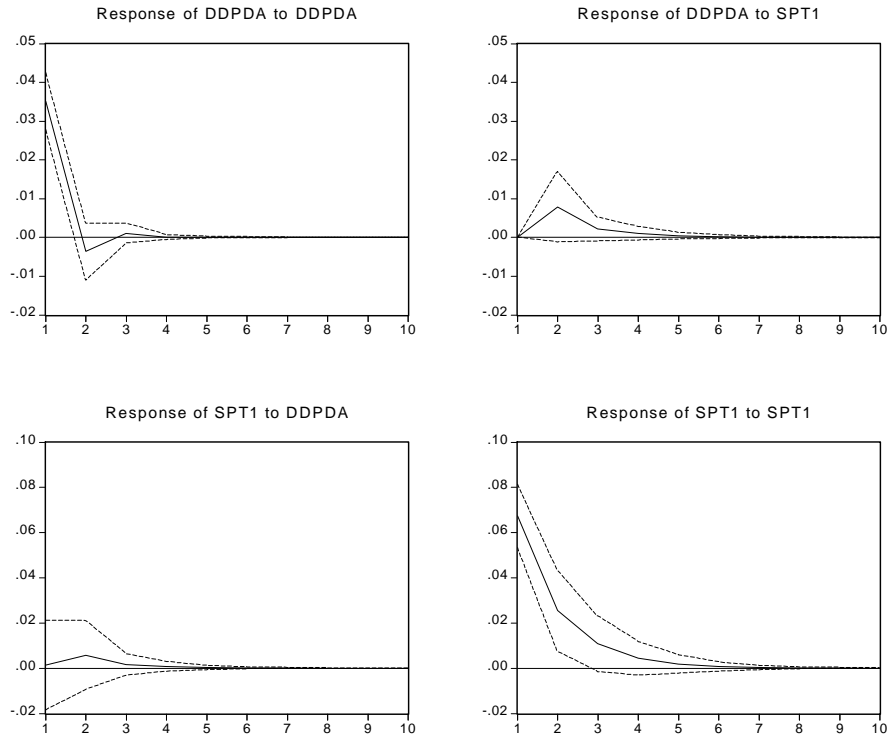
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Fonte: elaboração própria.

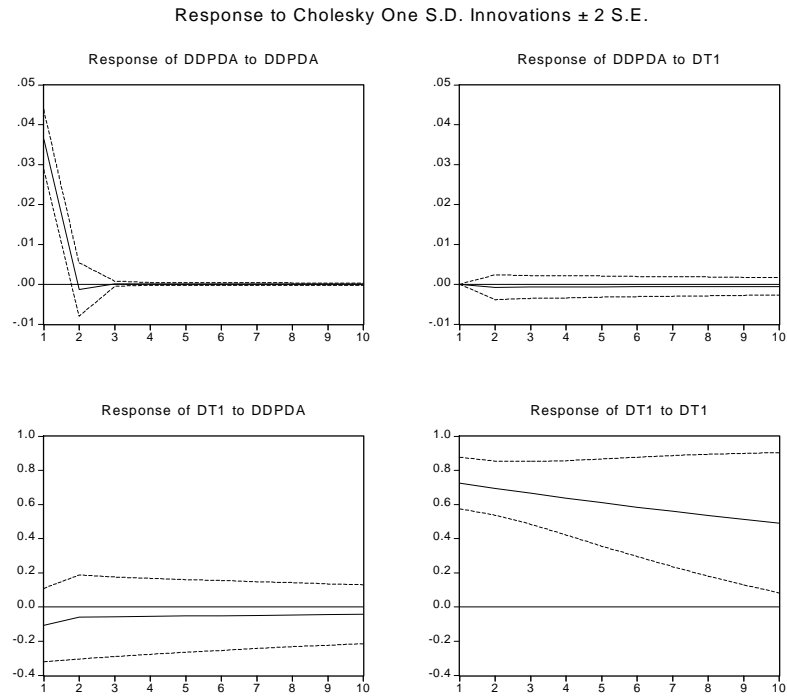
### Figura 4 - Função Resposta a Impulso: ddpda $\rightarrow$ spt1

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



Fonte: elaboração própria.

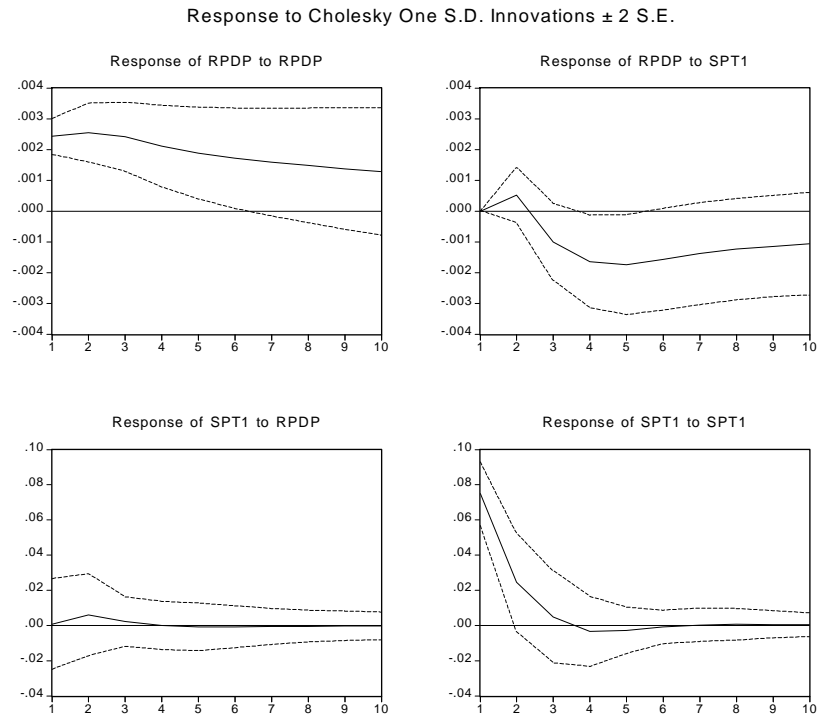
**Figura 5 - Função Resposta a Impulso: ddpda  $\rightarrow$  dt1**



Fonte: elaboração própria.

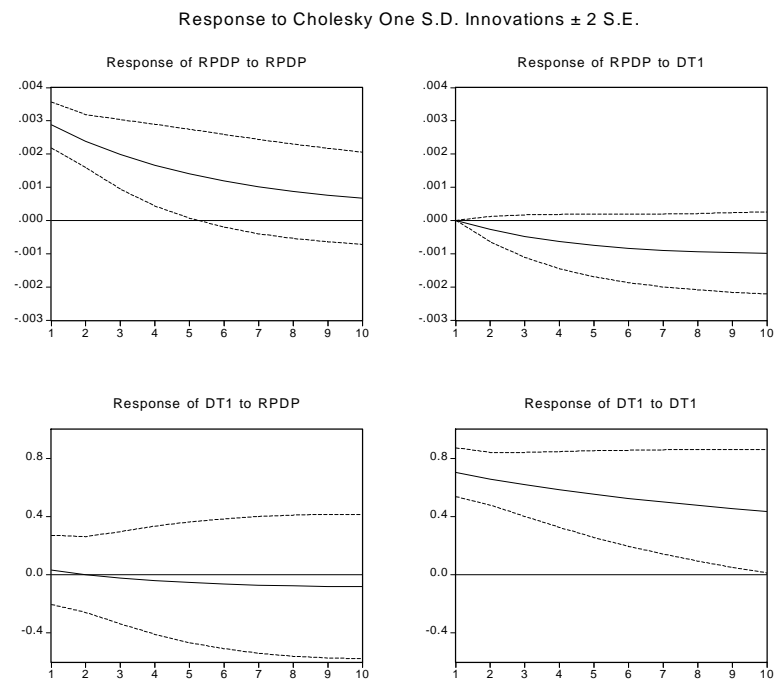


**Figura 6- Função Resposta a Impulso: rpdp → spt1**



Fonte: elaboração própria.

**Figura 7 - Função Resposta a Impulso: rpdp  $\rightarrow$  dt1**



Fonte: elaboração própria.

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)