

Universidade de Brasília - UnB
Departamento de Economia

Ensaaios Sobre o Gasto Público

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

por

Alexandre Manoel Angelo da Silva

Professor Orientador:

Roberto de Góes Ellery Junior

Agosto, 2009
Universidade de Brasília - UnB
Departamento de Economia

Ensaio Sobre o Gasto Público

Tese submetida ao Departamento
de Economia da
Universidade de Brasília
como requisito parcial para obtenção do título de
Doutor em Economia

por

Alexandre Manoel Angelo da Silva

Banca Examinadora:

- Roberto de Góes Ellery Junior (Orientador, UnB);
- Angelo José Mont'Alverne Duarte (Ministério da Fazenda);
- Daniel Oliveira Cajueiro (UnB);
- Rogério Boueri Miranda (Ipea);
- Victor Gomes e Silva (UnB).

Dedico esta tese a minha esposa, Iraneide Barros da Silva, que é luz e fonte do meu viver e a quem eu tanto amo.

Agradecimentos

Ao meu Deus, Jesus Cristo, fonte inefável da sabedoria humana.

Ao meu orientador, Roberto de Góes Ellery Júnior, pelo estímulo e companheirismo que foram fundamentais para realização deste trabalho.

A minha mãe, Josefa Graciliano da Silva, não tenho palavras para expressar a gratidão que sinto por tudo que me fez ao longo da vida.

Ao meu pai, Anízio Angelo da Silva, pelo exemplo de trabalho e dedicação, mostrando-se sempre incansável na arte do trabalho.

Por fim, agradeço a minha esposa, Iraneide Barros da Silva, e às minhas duas filhas, Ana Clara e Agnes Angelo da Silva Barros, que de maneira direta e indireta estimularam-me bastante para o término deste doutoramento.

Índice

Introdução	6
Capítulo 2 (Eficácia do Gasto Público: Uma Avaliação do FNE, FNO e FCO).....	8
Capítulo 3 (Impactos Macroeconômicos dos Gastos Públicos na América Latina).....	47

Capítulo 4 (Variáveis Fiscais e PIB <i>per capita</i> no Brasil: Relações Vigentes entre 1901 e 2006).....	92
Capítulo 5 (Conclusões).....	123

Capítulo 1:

Introdução

Em 1999, no Brasil, simultaneamente à adoção do regime de metas de inflação e instalação do câmbio flutuante, estabeleceu-se uma âncora fiscal no intuito de prover consistência ao regime de política econômica adotado. Assim, construiu-se um tripé na política macroeconômica, de modo que a política fiscal passou a exercer papel fundamental no mecanismo de coordenação das demais políticas.

Desde então, formadores de opinião e a sociedade em geral passaram a reconhecer de maneira mais proeminente a importância da política fiscal no gerenciamento da política econômica. De fato, passou a ser recorrente a idéia que problemas no equilíbrio das contas públicas acabam sinalizando a possibilidade de desajustes em outras áreas, tais como no setor externo e no setor financeiro. Contudo, tanto na área macro quanto na microeconômica ainda são relativamente poucos os estudos empíricos na área fiscal com dados brasileiros, principalmente quando se considera a importância que a política fiscal tem ganhado nos últimos anos.

No intuito de dar alguma contribuição à literatura empírica de política fiscal no Brasil, esta tese de doutoramento apresenta três artigos que visam, em última análise, avaliar quais são os impactos dos gastos públicos sobre variáveis reais.

Assim, o primeiro artigo desta tese avalia e compara a eficácia em gerar empregos e aumentar produtividade dos empréstimos dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) e do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO). Essa avaliação é feita a partir das estimativas de *propensity score* das firmas beneficiadas com recursos desses fundos constitucionais e de um conjunto de firmas não beneficiadas por esses fundos.

Apesar de existirem algumas experiências recentes de avaliação de eficácia de gasto público no Brasil que utilizam a mesma metodologia empregada neste trabalho, não há, ao menos que tenhamos tido conhecimento, até o presente momento, uma avaliação da aplicação dos recursos desses três fundos constitucionais de financiamento que utilize estimativas de *propensity score*. Dessa forma, o estudo feito nesse primeiro artigo deve ser

visto como uma etapa da tarefa pioneira e imprescindível de avaliação da aplicação dos recursos desses três fundos constitucionais de financiamento por meio de uma metodologia um tanto quanto sofisticada do ponto de vista econométrico, principalmente quando se consideram as congêneres utilizadas em estudos com propósitos similares, sendo, pois, esta a maior contribuição deste artigo.

No segundo artigo, dá-se uma contribuição à literatura empírica que objetiva avaliar os impactos macroeconômicos dos principais componentes dos gastos públicos (consumo e investimento) sobre o PIB, consumo das famílias e investimento privado. Assim, mensuram-se os impactos macroeconômicos dos gastos públicos (consumo e investimento das administrações públicas) dos seguintes países: 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.

Como explicitado no artigo, há um quadro teórico não-consensual relativo aos efetivos impactos do gasto público sobre o produto, de modo que tem sido cada vez mais natural que os economistas sejam céticos e prefiram avaliar empiricamente os efeitos macroeconômicos dos gastos públicos. Nesse sentido, a mais contundente contribuição desse artigo é utilizar o modelo cointegrado dos vetores autoregressivos, que tem sido intensamente utilizado para explicar a interação dinâmica entre variáveis monetárias e reais em um contexto macroeconômico, para captar os efeitos de variáveis fiscais sobre variáveis reais (macroeconômicas), como o PIB e o investimento privado, com o conjunto de dados acima mencionado, que, até então, não tinha sido utilizado para exercícios dessa natureza.

O terceiro artigo realiza por meio da técnica *Markov Switching* uma análise da receita primária, da despesa primária, do investimento e do consumo do governo federal brasileiro, de modo a verificar se esses itens se comportaram de maneira pró ou anticíclica em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* do Brasil, no período 1901 a 2006. Os resultados encontrados nesse artigo também contribuem para a literatura empírica de política fiscal no Brasil, em especial para a que se preocupa com a evolução dos dados fiscais, haja vista que, a despeito do substancial número de artigos que investigam relações entre variáveis fiscais, não se encontrou na literatura brasileira artigo com o objetivo de realizar o proposto nesse estudo por meio de modelos que utilizem *Markov Switching*.

Além desta introdução, esta tese está dividida em mais quatro capítulos. Os três próximos capítulos referem-se aos três artigos comentados nos três parágrafos anteriores, enquanto que, no quinto e último capítulo, evidenciam-se as principais conclusões.

Capítulo 2:

Eficácia do Gasto Público: Uma Avaliação do FNE, FNO e FCO

Resumo

No período 2000-2003, este artigo avalia e compara a eficácia dos empréstimos dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) e do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO), a partir das estimativas de *propensity score* das firmas beneficiadas com recursos desses fundos constitucionais e de um conjunto de firmas não beneficiadas por esses fundos. Em relação ao FNE, o resultado geral diz respeito ao impacto positivo sobre a taxa de variação do número de empregados e à ausência de impacto sobre a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas. No que concerne ao FNO e FCO, não é possível apontar qualquer tipo de impacto nas variáveis em análise.

Palavras-chaves: FNE, FNO, FCO, *Propensity Score* e Impacto.

JEL: H53. H54.

1. Introdução

Nos últimos anos, percebe-se uma elevação na rigidez orçamentária¹ e uma deterioração no volume de investimento público², nesse sentido tem sido recorrente o clamor por uma melhor qualidade e por uma aplicação mais eficaz dos recursos públicos. No entanto, apesar da evolução técnica do Tribunal de Contas da União, órgão externo ao poder executivo federal e responsável pela avaliação da eficácia dos recursos públicos federais, o governo federal continua aplicando seus recursos sem a devida quantificação de sua eficácia.

De fato, no que concerne ao poder executivo federal, a forma usual de avaliar as despesas públicas é verificar o montante de despesa fixada na lei orçamentária anual e analisar o percentual dessa despesa que foi pago, conforme se depreende da avaliação de vários programas do Plano Plurianual (PPA) que é feita pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Assim, com vistas também a mostrar a possibilidade de avaliar os recursos públicos brasileiros por meio das melhores técnicas disponíveis, este artigo analisa a eficácia do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), do Fundo Constitucional de Financiamento Norte (FNO) e do Fundo Constitucional de Financiamento Centro-Oeste (FCO).

Antes de iniciar essa análise, cabe uma breve explicação de como esses fundos funcionam. Do montante de arrecadação do Imposto de Renda (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), 3% são transferidos do Tesouro Nacional para os três fundos constitucionais de financiamento. Desse total, o FNE fica com a parcela de 1,8% e os outros dois fundos (FCO e FNO) ficam cada um com uma parcela de 0,6%.

Destaque-se que esses recursos são transferidos pelo Tesouro Nacional, por meio do MI, aos bancos que efetuam operações de empréstimos, com vistas à geração de emprego e renda, que contribui para parte do crescimento da arrecadação de IR e IPI e, assim, gera uma nova receita para esses fundos. Além da receita (de IR e IPI) e do retorno das

¹ Segundo estudo técnico do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MP)/ Secretaria de Orçamento Federal (SOF) (Brasil, 2003), em 1997, as despesas de livre alocação (discricionárias) da União representavam aproximadamente 22%, enquanto que, em 2003, somente cerca de 11% das despesas da União eram discricionárias.

² Conforme os dados do MF/STN, em dezembro de 1998, acumulado em 12 meses, o investimento do setor público consolidado foi de 4,22% do PIB, enquanto que, em dezembro de 2004, esse investimento foi de 3,54% do PIB.

operações de empréstimos (amortização = principal + juros), os juros SELIC dos valores não emprestados são as outras fontes de receita dos fundos constitucionais de financiamento.

Mesmo ao considerar o retorno financeiro que o FNE, o FNO e o FCO produz aos cofres públicos da União, os recursos desses fundos representam uma parcela importante das despesas públicas. Em termos orçamentários, anualmente, esses recursos representam aproximadamente 0,42% da despesa primária (não-financeira) do governo federal, ou seja, cerca de 0,08% do PIB brasileiro³.

No período 2000 a 2003, no intuito de avaliar a eficácia da aplicação desses recursos constitucionais⁴, este artigo apresenta os resultados obtidos na avaliação da aplicação dos recursos do FNE, do FNO e do FCO, a partir das estimativas de *Propensity Score* das firmas beneficiadas com recursos desses fundos constitucionais e de um conjunto de firmas não-beneficiadas por esses fundos. É importante ressaltar que o objetivo inicial desta investigação e, assim, da metodologia empregada (*matching* através do *Propensity Score*), é aferir a eficácia do programa, isto é, investigar o benefício marginal do programa, não fazendo, pois, qualquer menção ao custo de oportunidade do programa. Também em decorrência dessa limitação, percebe-se que se trata de uma análise de estática comparativa, não sendo possível realizar qualquer consideração sob a perspectiva de equilíbrio geral a partir dos resultados obtidos.

Com isso em mente, na análise dos resultados obtidos, é importante destacar os limites presentes na avaliação, que estão vinculados tanto à natureza da avaliação, como à sua própria operacionalização. Nesse sentido, cumpre ressaltar, primeiro, que as estimativas obtidas exploram unicamente a dimensão eficácia na avaliação da aplicação dos recursos desses fundos, isto é, referem-se aos resultados econômicos dos financiamentos, o que é feito por meio do cotejo entre o desempenho econômico das firmas na situação de

³ Essas informações estão em conformidade com as “Despesas com Subvenções aos Fundos Regionais”, calculadas pela Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda (MF/STN). Essas despesas consideram o retorno das aplicações do FNE, FNO e FCO, a partir de um cálculo de subsídios implícitos. Esse cálculo foi acordado com o Fundo Monetário Internacional em 1999. Nesse cálculo não se incluem os aportes feitos pelo MF/STN com vistas à capitalização dos bancos operadores desses fundos, em virtude de reconhecimento de prejuízo nas operações realizadas por esses fundos. Portanto, essa é uma estimativa subestimada de quanto é gasto com os fundos constitucionais de financiamento.

⁴ Destaque-se que outras técnicas, como a de “*regression discontinuity*”, exposta em Imbens e Lemieux (2008), poderiam ter sido utilizadas para aferir a eficácia desses fundos constitucionais. A opção pela técnica “*matching* através do *Propensity Score*” decorre de uma aceção idiossincrática do autor.

beneficiadas com recursos dos fundos e o desempenho de firmas na situação de não-beneficiadas com esses recursos. Dessa forma, os resultados não contêm informações diretas, por exemplo, a respeito da relação custo/benefício do número de ocupações geradas pelas firmas beneficiadas.

Uma segunda qualificação diz respeito ao universo de firmas considerado neste estudo que, em virtude da inexistência de um conjunto de informações sobre firmas não-beneficiadas com o perfil das firmas beneficiadas, ficou restrito às firmas beneficiadas do setor formal. Em verdade, o conjunto de firmas beneficiadas utilizadas na avaliação ficou restrito àquelas efetivamente identificadas na RAIS (Relatório Anual de Informações Sociais) para o período analisado. Assim, principalmente por esse motivo, os resultados apresentados representam efetivamente uma avaliação parcial da eficácia da aplicação dos recursos do FNE, FNO e do FCO.

Essa última qualificação condicionou a escolha das variáveis de impacto (desempenho) da avaliação, as quais ficaram restritas às taxas de variação do número de empregados das firmas e do salário médio pago pelas firmas, variáveis passíveis de acompanhamento anual a partir da RAIS. Esta, contudo, é uma limitação menos séria que aquela representada pelo universo do setor formal, uma vez que essas são variáveis que devem estar presentes, quando os objetivos de aplicação dos recursos, direta ou indiretamente, estão relacionados com a elevação da renda regional.

Embora sérios, os limites apontados acima não descredenciam a avaliação feita neste artigo, que deve ser vista como uma etapa absolutamente necessária da tarefa pioneira e imprescindível de avaliação da aplicação dos recursos desses três fundos constitucionais de financiamento.

Além desta introdução, o artigo está estruturado em mais quatro seções. Na próxima seção, é apresentada a metodologia utilizada na obtenção das estimativas do impacto dos financiamentos, o que é feito a partir da contextualização dos fundos constitucionais de financiamento dentro do problema geral de avaliação de impactos de políticas públicas. Na terceira seção, são revistas brevemente algumas experiências recentes de avaliação de eficácia de gasto público no Brasil disponíveis na literatura e que utilizam a mesma metodologia empregada neste trabalho. Na quarta seção, a mais extensa do trabalho, são apresentados os resultados das estimativas do impacto da aplicação dos recursos do FNE,

FNO e FCO sobre as firmas beneficiadas a partir de suas taxas de crescimento do emprego e dos salários pagos. Essas variáveis são tomadas como referências para a avaliação da política para as firmas no período 2000-2003. Além desses resultados, por representar um subgrupo⁵ de interesse específico dos Fundos, estimativas adicionais são obtidas para as firmas de micro e pequenos portes (até 49 empregados). Na quinta e última seção, além de algumas conclusões com respeito aos resultados da avaliação, é feita uma comparação entre os resultados obtidos na avaliação do FNE, do FNO e do FCO e são apresentadas hipóteses explicativas para os distintos resultados regionais obtidos.

2. Metodologia Aplicada na Avaliação do Impacto dos Fundos Constitucionais de Financiamento

A questão da avaliação do impacto da aplicação dos recursos do FNE, do FNO e do FCO sobre as firmas beneficiadas deve ser vista dentro da problemática geral de avaliação dos impactos de políticas públicas. Nessas situações, de forma geral, as dificuldades derivam da impossibilidade da observação simultânea do indivíduo/firma em situações ou estados da natureza diferentes, i.e, beneficiado e não beneficiado pela política. Ou seja, as técnicas tentam resolver o problema de avaliação sob insuficiência de informações a respeito dos beneficiados.

Para uma rápida formalização dessa situação, considere-se um indivíduo/firma i , uma variável de avaliação de impacto Y (taxa de crescimento do emprego, por exemplo) e os dois estados possíveis, “1” para a situação de ter sido beneficiado e “0” para a situação de não ter sido beneficiado. Com $D = 1$ indicando o primeiro estado, por exemplo, firma financiada pelo FNE, e, $D = 0$, por exemplo, firma não-financiada pelo FNE. O resultado observado para a variável de interesse da política, Y da firma/indivíduo i , pode ser representado por:

$$Y^i = DY_1^i + (1 - D)Y_0^i, \quad (1)$$

de modo que o impacto da política para o indivíduo/firma i e o impacto médio da política sobre as firmas beneficiadas podem ser representados, respectivamente, por $\Delta^i = Y_1^i - Y_0^i$ e

⁵ É válido destacar que seria importante estudar outros subgrupos; contudo, em virtude da limitação de observações disponibilizadas, isso não foi possível.

$\Delta = E(\Delta^i / D = 1) = E(Y_1^i - Y_0^i / D = 1)$, em que $E(. / D = 1)$ refere-se ao valor esperado condicionado à participação no financiamento.

Como não é possível observar as firmas/indivíduos nas duas situações simultaneamente, utiliza-se nas avaliações um grupo de indivíduos que não recebeu o benefício, grupo de controle, obtendo-se uma medida aproximada do impacto do benefício sobre a variável considerada:

$$\begin{aligned} E(Y_1^i / D = 1) - E(Y_0^j / D = 0) &= E(Y_1^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 1) + E(Y_0^i / D = 1) - E(Y_0^j / D = 0) \\ &= \Delta + [E(Y_0^i / D = 1) - E(Y_0^j / D = 0)] \end{aligned} \quad (2)$$

A diferença dentro dos colchetes, diferença entre os valores esperados da variável quando da não participação no programa condicionado aos dois estados, corresponde à medida do erro que é gerada ao se utilizar o grupo de controle. Esse erro deriva do fato de que, por exemplo, a taxa de crescimento do emprego das firmas do grupo de controle não corresponde àquela dos beneficiados caso não tivessem recebido o financiamento. Assim, essa medida fornece um indicador do viés de seleção ou participação na política, associado ao fato de que a própria participação no financiamento serve, em si, para diferenciar as firmas (mais motivadas versus menos motivadas, por exemplo).

Dessa forma, percebe-se que a precisão e o grau de identificação do impacto do programa sobre as firmas beneficiadas, Δ , dependem do tamanho do viés de seleção envolvido na avaliação. Essa magnitude, por sua vez, está vinculada ao mecanismo de seleção do grupo de controle e às técnicas de avaliação utilizadas nessa tarefa.

No caso do presente estudo, se fosse possível realizar uma seleção aleatória entre beneficiados e não-beneficiados (pelo financiamento), ter-se-ia um verdadeiro experimento social⁶, de modo que os resultados da política não guardariam relação com a disposição a participar ou não da política. Em outras palavras, ter-se-ia $E(Y_0^i / D = 1) - E(Y_0^j / D = 0) = 0$. Nesse caso, Δ poderia ser prontamente estimado por meio da diferença entre os valores esperados para os dois grupos do mesmo universo:

$$\Delta = E(Y_1^i / D = 1) - E(Y_0^j / D = 0) \quad (3)$$

⁶ Para um *survey* desta literatura ver, por exemplo, Friedlander, Greenberg e Robins (1997).

Na ausência de um grupo de controle aleatório, de forma geral, os indivíduos/firmas do grupo de comparação são escolhidos segundo algumas características previamente elegíveis, tidas como fundamentais para a dinâmica da variável fim do programa (taxa de crescimento do emprego, por exemplo). Adicionalmente, são empregados diferentes estimadores na mensuração do impacto dos programas nos beneficiados, dependentes do conjunto de informações disponíveis, da variável em análise e das hipóteses assumidas sobre a participação no programa de treinamento. Em seguida, são apresentados os estimadores utilizados neste estudo⁷.

2.1 Diferença das Médias sem Controle

A estimativa do impacto do programa sobre os beneficiados por meio da diferença das médias da variável fim ou de interesse assume, arbitrariamente, que não existem diferenças importantes entre beneficiados e grupo de controle, em relação às características importantes para explicação do comportamento da variável de interesse. O impacto do programa sobre os beneficiados é estimado calculando-se a diferença entre as médias dessa variável para os beneficiados e o grupo de controle, observando-se então a sua significância estatística (teste de diferenças de médias).

Especificamente, o impacto do programa (Δ) é aproximado por:

$$E(Y_1^i / D = 1) - E(Y_0^j / D = 0) = E(Y_t^i) - E(Y_c^j), \quad (4)$$

em que i e j referem-se aos indivíduos de cada grupo e Y_t^i, Y_c^j referem-se, respectivamente, aos valores da variável para indivíduos dos grupos de beneficiados e controle. Mesmo sob a suposição de que características importantes das firmas para a variável de interesse sejam aproximadas entre os dois grupos, dificilmente essa estimativa fornece um valor confiável para o impacto da política, pois a própria participação no programa já pode sinalizar diferenças importantes entre os indivíduos/firmas dos dois grupos.

⁷ Não é discutida, aqui, em particular, a possibilidade da utilização do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários para obtenção de estimativas do impacto do programa sobre firmas beneficiadas em função da restrição imposta pela necessidade da assunção de uma função específica (linear) para relação entre as covariadas e a variável de interesse. Veja-se, a respeito, Wooldridge (2002).

2.2 Estimadores com *Matching* baseados no *Propensity Score*

Uma alternativa às dificuldades acima apontadas é a utilização de um estimador de *matching* que, ao assumir que a seleção para o programa se dá apenas a partir de características observáveis, obtém o efeito do financiamento considerando subgrupos de indivíduos/firmas⁸.

Uma vez que as firmas com características observáveis idênticas (X) tenham a mesma probabilidade de serem escolhidas para os grupos de financiamento e de controle, o valor da variável de interesse (Y), dadas as informações em (X), passa a ser estatisticamente independente do estado. Formalmente, nessa situação, tem-se $(Y_1^i, Y_0^j \perp D_{0,1}) / X$ e assim, da equação (2),

$$E(Y_1^i / X, D = 1) - E(Y_0^j / X, D = 0) = 0, \quad (5)$$

em que o símbolo \perp indica independência.

Dessa forma, o impacto do financiamento sobre as firmas (Δ) pode ser calculado para as firmas com características observáveis idênticas, isto é, de acordo com a equação (2):

$$\Delta_z = E(Y_1^i / X, D = 1) - E(Y_0^j / X, D = 0), \quad (6)$$

em que Δ_z , dado pela diferença entre as médias da variável de interesse para beneficiados e controles com características observáveis idênticas, corresponde ao impacto médio do programa nas firmas com características X (idênticas). Porém, existe dificuldade em implementar esse estimador, quando há um número muito grande de variáveis X ou quando essas são contínuas.

Os métodos de *Propensity Score* procuram sintetizar as informações contidas nas variáveis em X , que afetam a participação na obtenção do financiamento. Isso é feito por meio da estimação, condicionada nessas variáveis, da probabilidade de pertencer ao grupo de treinamento (estimativa de *propensity score*). Assim, em vez de utilizar as variáveis X diretamente, utilizam-se as probabilidades de participação derivadas delas.

⁸ Para uma discussão detalhada deste estimador, ver Angrist e Krueger (1999).

Não obstante, para a aplicação desse método, é necessário que as propriedades estatísticas dos resultados para a variável de interesse (Y) em relação a D e X , acima assumidas, sejam válidas também quando, em vez de X , considera-se $\Pr(X)$, probabilidade de participação determinada pelas variáveis em X . Nesse sentido, Rosenbaum e Rubin (1983) mostram que, se $(Y_1^i, Y_0^j \perp D_{0,1}) / X$, então $(Y_1^i, Y_0^j \perp D_{0,1}) / \Pr(X)$, em que $\Pr(X) = \Pr(D = 1 | X)$.

O que permite reescrever a equação (6) como:

$$\Delta_p = E(Y_1^i / \Pr(X), D = 1) - E(Y_0^j / \Pr(X), D = 0). \quad (7)$$

Ao menos quatro diferentes tipos de *matching* baseados nas estimativas de *propensity score* podem ser identificados na literatura empírica de avaliação de impacto de políticas públicas ou programas de treinamento (Dehejia and Wahba, 2002; Becher and Ichino, 2002): o *matching* a partir de grupos ou estratos (*Stratification Matching*), o *matching* a partir do vizinho mais próximo (*Nearest Neighbor Matching*), o *matching* a partir de vizinhos dentro de um raio fixo (*Radius Matching*) e o *matching* a partir de uma função densidade (*Kernel Matching*). Uma vez que não é possível identificar uma ordem de superioridade quanto às propriedades estatísticas entre essas alternativas, e dada a obtenção de resultados bastante próximos para todas as quatro formas de *matching*, neste artigo somente são apresentados os resultados obtidos especificamente para os estimadores de *matching* a partir de grupos ou estratos (*Stratification Matching*) e de *matching* a partir de uma função densidade (*Kernel Matching*)⁹.

O *matching* a partir de estratos ou grupos considera a comparação entre as médias da variável de interesse dos beneficiados e não-beneficiados pela política pública nos respectivos estratos, nos quais as firmas dos dois grupos apresentam em média a mesma estimativa de *propensity score*. Assim, estimam-se as probabilidades de participações, isto é, o *propensity score* para as firmas. Em seguida, essas firmas são agrupadas de acordo com essas probabilidades. O resultado final representa uma soma ponderada das diferenças das médias das variáveis de interesse (Y) para cada estrato, com os pesos dados pela participação dos beneficiados em cada estrato.

⁹ Para uma discussão quanto às propriedades estatísticas dos diferentes critérios para o *matching*, ver Ichino e Becker (2002) e Rosenbaum (2002). Os resultados obtidos para o *matching* a partir do vizinho mais próximo e para o *matching* a partir de vizinhos dentro de um raio fixo podem ser disponibilizados pelos autores.

Formalmente, considere-se a distribuição de beneficiados e não-beneficiados pela política pública em m estratos, de forma que a média das estimativas de *propensity score* para os dois grupos não apresente diferença estatisticamente significativa em cada estrato. Se Y é a variável de interesse, o primeiro passo é computar as diferenças de desempenhos entre os beneficiados e não-beneficiados dentro de cada estrato:

$$\Delta_e^S = \frac{\sum_{i \in S(e)} Y_i^B}{N_e^B} - \frac{\sum_{j \in S(e)} Y_j^{NB}}{N_e^{NB}} \dots\dots e=1,2,\dots,m \quad (8)$$

em que $S(e)$ especifica o conjunto de firmas do estrato e , Y_i^B e Y_j^{NB} correspondem aos resultados observados para as firmas i e j , respectivamente, dos grupos dos beneficiados e não-beneficiados (controle) no estrato e N_e^B e N_e^{NB} correspondem aos respectivos números de firmas nesse mesmo estrato. Nesse caso, o resultado final da avaliação do impacto da política pública (Δ^S) é computado a partir de uma média ponderada desses m resultados obtidos para os estratos:

$$\Delta^S = \sum_{e=1}^m \Delta_e^S \frac{N_e^B}{N^B} \quad (9)$$

Apesar de comparar firmas com médias de probabilidades de participações próximas em cada grupo, o *matching* a partir de estratos não garante a utilização de todas as observações (firmas) disponíveis, uma vez que é possível que não-beneficiados do grupo de comparação estejam ausentes em alguns estratos.

O *matching* a partir de uma função densidade ou *Kernel Matching* representa uma ampliação do universo de comparação de cada beneficiado, na medida em que os beneficiados são individualmente cotejados com todas as observações do grupo de controle (não-beneficiados), ponderando-se esse cotejo por meio da distância entre as observações do beneficiado e do não-beneficiado. Essa distância é estimada por meio de uma função densidade que a calcula conforme as estimativas de *propensity score*. Novamente, o resultado final do impacto da política é obtido a partir de uma média das comparações entre beneficiados e não-beneficiados, ponderando-se pelo número de beneficiados.

Formalmente, considerando-se uma função *kernel* $G(\cdot)$ e um parâmetro para janela h , para cada observação i de firmas beneficiadas pela política pública (cada $i \in B$), é

estimada a seguinte média ponderada dos resultados Y_j^{NB} observados (considerando-se todas as firmas do grupo de controle, isto é, todo $j \in NB$):

$$Y_{ki}^{NB} = \frac{\sum_{j \in NB} Y_j^{NB} G\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)}{\sum_{l \in NB} G\left(\frac{p_l - p_i}{h}\right)}, \quad i \in B. \quad (10)$$

Dessa forma, a estimativa do impacto da política (R^K) é obtida a partir da média das diferenças entre Y_i^B e Y_{ki}^{NB} , isto é:

$$\Delta^K = \frac{1}{N^B} \sum_{i \in B} [Y_i^B - Y_{ki}^{NB}] \quad (11)$$

Deve estar claro, pois, que os estimadores que utilizam as estimativas de *propensity score* permitem solucionar o problema da execução do balanceamento (*match*) entre firmas/indivíduos quando o número de variáveis observáveis é muito elevado. Todavia, não opera sem limitações; em particular, é importante apontar que não soluciona problemas relacionados com o potencial viés de participação derivado da influência de variáveis não-observáveis. Além disso, nem sempre há garantias antecipadas de existência de firmas/indivíduos comparáveis, mesmo quando a participação é condicionada apenas em variáveis observáveis.

3. Avaliação da eficácia do gasto público no Brasil: a experiência recente

Este artigo representa um esforço no sentido de fornecer informações sobre a aplicação de recursos públicos em favor de agentes privados pré-selecionados. Nesse sentido, deve ser visto como mais uma contribuição para a recente experiência brasileira na avaliação da eficácia da alocação de recursos públicos.

Em um esforço no sentido de contextualizar a investigação efetivada na literatura econômica brasileira sobre avaliação de políticas públicas, ainda que em diferentes contextos, é possível identificar, ao menos, três trabalhos que utilizam especificamente a metodologia apresentada na segunda seção deste trabalho.

Focando-se no impacto dos programas públicos de treinamento dos trabalhadores em situação economicamente desvantajosa no estado de Pernambuco, mais

especificamente, o antigo PLANFOR do Ministério do Trabalho e Emprego, Silveira Neto (2002) utiliza estimadores de *propensity score* para avaliar em que medida os trabalhadores treinados, quando cotejados com aqueles não-treinados, apresentavam melhor desempenho no mercado de trabalho em termos de renda ou probabilidade de estar empregado. Consistentes com o desaparecimento do programa, os resultados obtidos pelo autor não indicaram qualquer desempenho superior por parte dos indivíduos que haviam participado dos treinamentos e cursos.

A partir de *matching* nas estimativas de *propensity score* e ainda tendo como foco o estado de Pernambuco, centrando-se, no entanto, na avaliação da aplicação dos recursos do PRONAF (Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar) sobre o desempenho econômico das famílias e agricultores beneficiários, Magalhães et.al. (2006), a partir de microdados referentes ao período de 1998 a 2001, não encontram substanciais impactos positivos da aplicação dos recursos sobre o valor da produção e valor da produção por hectare dos diferentes grupos do PRONAF. De fato, apenas para os agricultores pertencentes ao grupo com valor da renda bruta anual intermediária (grupo C) é obtida uma estimativa positiva da aplicação dos recursos, ainda assim, apenas sobre o valor da produção por trabalhador.

Por sua vez, atendo-se à recente política pública de transferência de renda do governo federal consubstanciada no Bolsa Família, Resende e Oliveira (2006) fazem uso do *matching* nas estimativas de *propensity score* a partir de dados da POF (Pesquisa de Orçamento Familiar) de 2002-2003 para avaliar o impacto das transferências de renda sobre os gastos das famílias brasileiras. Os resultados obtidos apontam para um efeito positivo das transferências de recursos sobre a despesa familiar, ou seja, os níveis de despesa das famílias beneficiadas encontram-se acima daquelas não-beneficiadas, mas também elegíveis para o programa.

Dentro desse panorama, ao contrário das demais avaliações, cujos focos eram indivíduos, famílias ou firmas beneficiadas por programas públicos presentes em diferentes regiões do país, a especificidade da investigação ora levada a efeito diz respeito ao critério geográfico ou regional da política pública e, assim, da avaliação. Nesse sentido, a investigação representa um esforço pioneiro de avaliação de eficácia de políticas de

desenvolvimento regional no Brasil a partir de microdados de firmas beneficiadas, sendo essa condição vinculada à localização geográfica no país.

4. Avaliação dos Fundos Constitucionais de Financiamento

Nesta seção, são apresentadas as estimativas dos impactos das aplicações dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) e do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) sobre o desempenho das firmas beneficiadas das respectivas macro-regiões brasileiras. Como já adiantado na introdução deste trabalho, as informações utilizadas nas avaliações da eficácia dos três Fundos foram obtidas a partir da identificação de firmas beneficiadas e não-beneficiadas com os empréstimos desses fundos nas respectivas regiões.

Três diferentes bancos de dados para as respectivas regiões foram constituídos, a partir de informações sobre as firmas beneficiadas obtidas nos agentes bancários que administram os três Fundos (Banco do Nordeste do Brasil, no caso do FNE, o Banco da Amazônia, no caso do FNO, e o Banco do Brasil, no caso do FCO) e da posterior identificação dessas firmas na RAIS.

Apesar de conterem as mesmas informações sobre as firmas nas três regiões para o mesmo período de tempo (2000 a 2003), por razões legais e estruturais, foram obtidas estimativas em separado para cada Fundo. Entre as razões legais, destaque-se que, no caso do FNE, metade dos recursos deve ser investido no semi-árido da região Nordeste¹⁰. Entre as razões estruturais, ressalte-se que os empréstimos são feitos por diferentes agentes bancários, os quais, por sua vez, dispõem de diferentes conselhos de administração; implicando, portanto, substanciais diferenças de gerenciamento de recursos pelo diferentes bancos.

Além disso, a título de ilustração, no ano de 2000, o total de recursos contratados pelo FNO foi cerca de 45% do total contratado para os três Fundos, percentual bem acima da distribuição pré-estabelecida pela legislação para a região Norte (um sexto do total da

¹⁰ Além dessa razão legal, ressalte-se que, eventualmente, por mecanismos legais, são concedidos abate ou equalização de maneira não uniforme entre FNE, FCO e FNO. Isso, em alguma medida, deve ajudar na diferenciação da concessão de empréstimos entre esses fundos.

renúncia fiscal) e acima daquele contratado pelo FNE para a região Nordeste (que deve ficar com dois terços da renúncia fiscal total).

Dessa forma, além de potencialmente elevar o número de variáveis não-observáveis ou observáveis de difícil mensuração, a estimação conjunta a partir das observações dos três bancos de dados não refletiria nem a estrutura institucional nem a partilha regular dos recursos contratados entre os Fundos, gerando informação menos relevante. Na próximas sub-seções, são apresentados, pois, os resultados obtidos das estimativas para o FNE, FNO e FCO, nessa ordem.

4. 1 Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste – FNE

O interesse inicial é conhecer ou obter informações estatisticamente válidas a respeito do impacto do FNE sobre as firmas beneficiadas. Nessa direção, os dados disponíveis possibilitaram focar a avaliação em duas variáveis de interesse imediato do FNE: a taxa de variação do emprego e a taxa de variação dos salários médios pagos pelas firmas.

Destaque-se que a primeira variável corresponde a um objetivo explícito dos financiamentos (geração de postos de trabalho), enquanto que a segunda, além de corresponder à geração de renda ou valor agregado, pode representar uma boa *proxy* para mensurar impactos sobre a produtividade, outro objetivo explícito do FNE. Ademais, em virtude de ser possível que ganhos de produtividade impliquem perdas de emprego, ao menos no curto prazo, a consideração conjunta dessas duas variáveis permite, adicionalmente, uma avaliação mais consistente da aplicação dos recursos do FNE.

É válido ressaltar os limites e abrangência desta avaliação. Nesse sentido, note-se, primeiro, que os financiamentos avaliados correspondem àqueles tomados pelas firmas no ano de 2000, a partir do qual as firmas foram acompanhadas, com novas evidências a respeito das dinâmicas das variáveis de interesse levantadas, novamente, para o ano de 2003.

Há, pois, para as duas variáveis supramencionadas, o seguinte período de avaliação: 2000-2003. Além disso, a avaliação restringe-se às empresas tomadoras dos recursos do FNE identificadas na RAIS de 2000. Por fim, em virtude de maior prioridade, além de

evidências para todo o conjunto de firmas beneficiadas identificadas na RAIS, foi obtido um conjunto adicional de evidências para o subgrupo de micro e pequenas firmas.

4.1.1 Dados e Evidências Iniciais

As estimativas apresentadas foram obtidas a partir de duas diferentes amostras. Uma primeira amostra é constituída pelas firmas beneficiadas pelo FNE no ano de 2000 da região Nordeste e que foram identificadas na RAIS desse mesmo ano. Das 254 firmas beneficiadas pelo FNE em 2000, foi possível identificar 231 firmas, das quais foram excluídas as firmas que também receberam financiamento nos anos de 2001, 2002 e 2003. Assim, a amostra de beneficiadas é constituída de 211 firmas da região Nordeste do país. A partir do universo de firmas presentes na região Nordeste, na RAIS, em 2000, uma outra amostra de 1.234 firmas, que não receberam financiamento do FNE em qualquer um dos anos do período analisado, foi considerada para o grupo de comparação ou controle¹¹.

Na busca de robustez nas estimativas, foram discutidas estimativas sem controle para a probabilidade de beneficiar-se por meio do financiamento via FNE e, também, dois estimadores de *propensity score*, que foram discutidos na seção anterior: o *match* de desempenhos entre firmas beneficiadas e não-beneficiadas a partir de estratos e a comparação a partir da utilização de um *kernel*, o que implica a comparação de cada firma beneficiada com todas as demais não-beneficiadas, com pesos dados pela distância entre as estimativas de *propensity score* da firma beneficiada e das não-beneficiadas.

As estimativas *propensity score* são basicamente levadas a efeito em duas etapas. Na primeira, a partir de um modelo *probit* ou *logit*¹² e de características observáveis das firmas, estima-se a probabilidade de cada firma ser beneficiada com recursos do FNE. Em uma segunda etapa, essas estimativas são utilizadas para comparações ponderadas entre beneficiadas e não-beneficiadas pelo FNE. Na estimação a partir de estratos, essa segunda etapa consiste no agrupamento de firmas em estratos em que beneficiadas e não-beneficiadas, além de apresentarem estimativas de probabilidades próximas, são idealmente

¹¹ As características e comparação entre as amostras são descritas a seguir.

¹² No caso deste artigo, as estimativas em geral não são sensíveis à utilização alternativa de um dos dois modelos.

indistinguíveis com respeito às variáveis observadas e utilizadas na estimação¹³. Na estimação com utilização de um *kernel*, cada firma beneficiada é comparada com demais não-beneficiadas, em uma comparação que é ponderada pela distância entre as estimativas de *propensity score*.

Uma descrição das variáveis consideradas nas estimativas e uma comparação das características das duas amostras utilizadas são possíveis a partir dos números presentes na tabela 3.1. Nesse sentido, ressalte-se que no exercício investigativo foram utilizadas todas as variáveis disponíveis na RAIS que pudessem caracterizar o perfil das firmas e condicionar sua decisão de participar como beneficiárias do financiamento. Assim, tanto no caso do FNE, como nos casos do FNO e FCO, foram utilizadas variáveis que caracterizam o perfil da demanda por trabalho das firmas (escolaridade e idade da força de trabalho), o porte das firmas (número de empregados e nível salarial)¹⁴, seu ramo de atividades e sua localização geográfica. Por fim, apenas foram utilizadas firmas que, antes de 2000, não haviam tomado qualquer financiamento do FNE¹⁵.

A partir das evidências a seguir, em 2000, com respeito ao perfil das firmas beneficiadas e não-beneficiadas com recursos do FNE, ao menos algumas características merecem destaques. Primeiramente, destaca-se que as firmas beneficiadas apresentam maior concentração de trabalhadores nos níveis intermediários de escolaridade. Por sua vez, as firmas RAIS não-beneficiadas apresentam-se mais bem distribuídas de acordo com os diferentes níveis de escolaridade de sua força de trabalho. Particularmente importante, enquanto que 35,5% das firmas RAIS não-beneficiadas apresentam sua força de trabalho em média com segundo grau ou mais, as firmas beneficiadas pelo FNE apresentam tal percentual em torno de 12,3%.

Não há diferenças importantes entre os dois conjuntos de firmas quanto à idade média dos empregados, nem quanto ao porte das firmas. Mais especificamente, para ambas as amostras, mais de 86% das firmas podiam ser classificadas com micro ou pequena¹⁶ (até 49 empregados). Esse fato, ainda que refletida a própria distribuição das firmas das RAIS,

¹³ Tecnicamente, a exigência é que, dentro de cada estrato, a condição de ser beneficiada ou não-beneficiada pelo FNE seja independente das variáveis observadas e consideradas na estimação.

¹⁴ Infelizmente, por não ser uma informação disponível na RAIS, não foi possível utilizar o faturamento das firmas como condicionante à participação como beneficiária dos financiamentos.

¹⁵ O que também se aplica imediatamente para os casos do FCO e FNO.

¹⁶ A definição de micro/pequena empresa e médio/grande porte seguiu a definição do SEBRAE.

parece de acordo com o foco e com objetivos do programa, ao menos quando se considera a escala das firmas beneficiadas (micro e pequenos produtores). Apesar da semelhança entre os dois grupos de firmas quanto ao porte, há diferenças significativas entre os dois grupos de firmas quanto ao salário médio pago aos empregados. De fato, os números da tabela 1 indicam que os salários pagos pelas firmas não-beneficiadas eram em média 16,4% maior que aqueles pagos pelas firmas beneficiadas pelos FNE. Essa evidência é consistente com a maior presença das firmas não-beneficiadas no grupo de empregados com maior escolaridade, o que pode indicar situação economicamente mais frágil (mais baixa produtividade) das firmas beneficiadas.

Tabela 1 - Perfis das Firmas Beneficiadas pelo FNE e das Não Beneficiadas da RAIS - 2000

Variável	FNE formal	RAIS
Grau médio de instrução(%)		
Analfabeto ou da 1ª a 4ª série incompleta*	6,6	12,9
1ª até 4ª série completa	8,5	10,6
5ª até 8ª série incompleta*	18,0	13,0
8ª série completa*	34,6	15,4
2º grau incompleto*	19,9	12,5
2º grau completo ou mais*	12,3	35,5
Idade média dos empregados (anos)	31,5	32,8
Número de empregados (%)		
Micro e Pequeno porte (até 49 empregados)	86,7	86,6
Médio e Grande porte (mais de 49 empregados)	13,3	13,4
Salário médio em Salário Mínimo*	2,07	2,41
Grupo CNAE (%)		
Agropecuária*	14,7	5,5
Indústria*	54,5	16,9
Comércio*	24,2	40,6
Serviços*	6,6	36,7
Estados do Nordeste (%)		
Maranhão	7,6	5,6
Piauí*	9,5	4,0
Ceará	15,6	15,2
Rio Grande do Norte	6,6	6,3
Paraíba*	10,4	5,7
Pernambuco*	12,3	17,8
Alagoas	4,3	4,4
Sergipe*	11,8	4,9
Bahia*	12,8	30,0

Fonte: Estimativas a partir de dados da RAIS e do BNB. Nota: “*” indica significância estatística a 5% para os testes de diferenças entre médias e entre proporções entre os dois grupos, o que implica rejeição das correspondentes hipóteses nulas de que as médias ou proporções são iguais.

É possível também apontar diferenças significativas entre a distribuição das firmas beneficiadas e não beneficiadas pelo FNE, de acordo com os grandes setores. Como reflexo dos focos do programa de financiamento, percebe-se que a maior parte das firmas beneficiadas pertencem aos setores agropecuário e industrial (quase 70%), enquanto que as firmas não-beneficiadas são, sobretudo, vinculadas aos setores do comércio e serviços (em torno de 77%).

No que concerne à distribuição das firmas beneficiadas entre os estados da região, que tende a refletir as diferenças de porte econômico entre os estados, também é possível apontar diferenças marcantes em relação àquela distribuição encontrada para as firmas não-beneficiadas da RAIS. Especificamente, é possível apontar três estados com sobre-representações (Piauí, Paraíba e Sergipe), isto é, com números de firmas beneficiadas relativamente maiores que aqueles esperados de acordo com a distribuição das firmas entre os estados encontrada de forma geral na RAIS, e dois estados com sub-representações (Bahia e Pernambuco), ou seja, com números de firmas beneficiadas relativamente menores que aqueles esperados segundo suas respectivas presenças na RAIS.

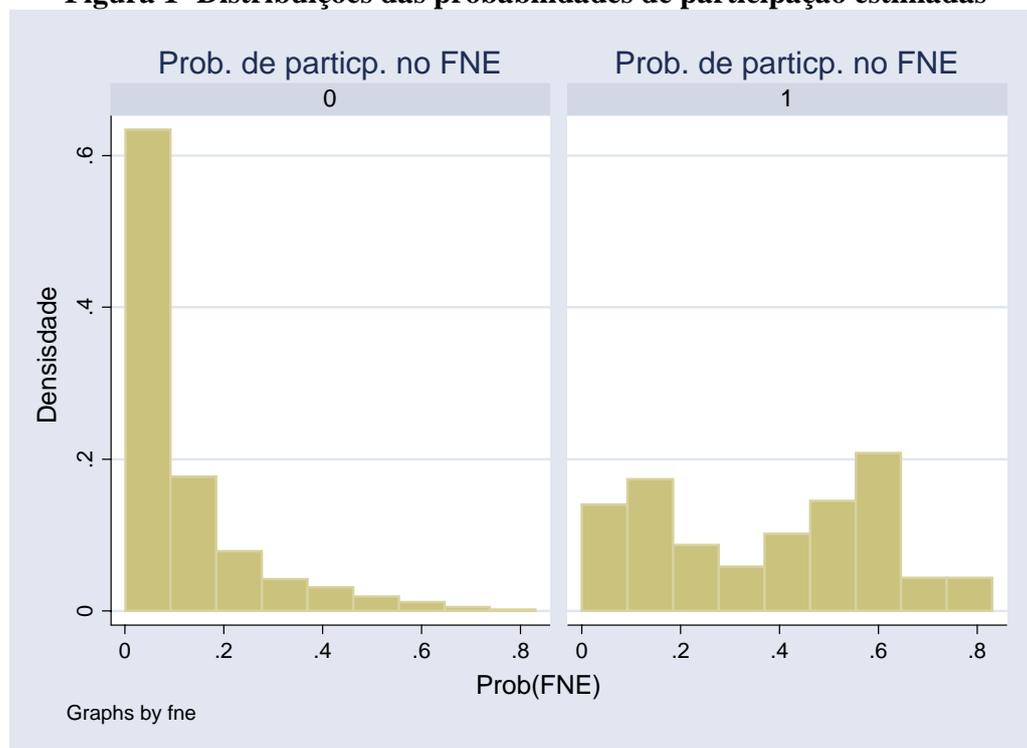
A partir das estimativas dos coeficientes do modelo *probit* para cada firma das duas amostras¹⁷, foram obtidas estimativas relativas à probabilidade de ser beneficiada pelo FNE. Essas estimativas foram utilizadas para obter as estimativas de *propensity score* do FNE. Para se ter uma idéia das probabilidades estimadas, a partir dos correspondentes histogramas na figura 1, são apresentadas as respectivas distribuições dessas probabilidades para os dois conjuntos de firmas, não-beneficiadas (0) e beneficiadas (1).

Dados os objetivos explícitos do programa, com maior foco nas pequenas e micro firmas e nas firmas dos setores industrial e agropecuário, as estimativas da figura 1 indicam que, de fato, uma amostra aleatória de firmas das RAIS implica a obtenção de baixas probabilidades de participação para maior parte do conjunto de firmas. Mais especificamente, nota-se que a maior parte das firmas da amostra RAIS apresenta probabilidade de participação no FNE entre 0 e 20%, enquanto que para as firmas beneficiadas a maior parte apresentam probabilidade de participação acima de 20%. Essas diferenças apontam para a importância de se considerar, na estimativa do impacto do

¹⁷ Nessa tarefa, é utilizada a extensão *pscore.do* do programa Stata 8.0 devida a Becher e Ichino (2002).

financiamento sobre a firma beneficiada, apenas comparações entre firmas com probabilidades de participação semelhantes.

Figura 1 -Distribuições das probabilidades de participação estimadas



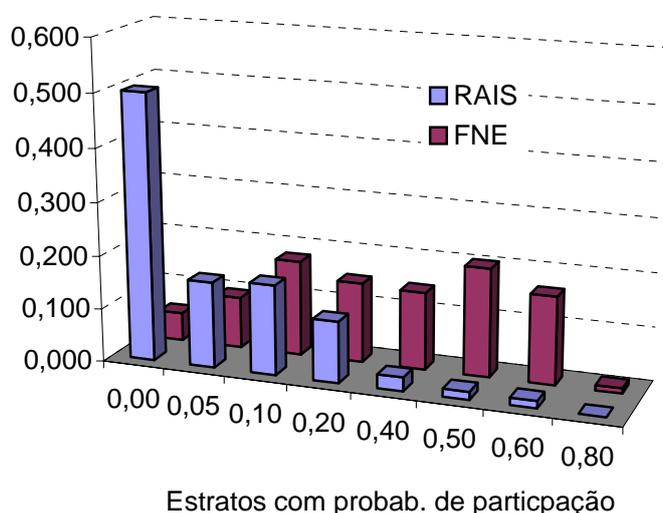
Fonte: Elaboração própria.

4.1.2 Impacto do FNE nas Firms Beneficiadas: Estimativas Gerais

No caso da estimação a partir de estratos, foi possível obter oito estratos, nos quais tanto as estimativas de probabilidade como as demais variáveis encontram-se balanceadas entre os dois conjuntos de firmas. Para uma rápida percepção da distribuição das firmas entre os 8 estratos, a figura 2 apresenta as distribuições das firmas beneficiadas (FNE) e da RAIS entre esses estratos.

Observe que grande parte das firmas RAIS encontra-se no primeiro estrato (entre 0,0 e 0,05) e a maior parte das firmas beneficiadas encontram-se nos estratos acima de 0,2 para probabilidade de participação. Apesar de existirem essas diferenças, o importante a reter é que as comparações a partir de estratos consideram as diferenças de desempenho apenas a partir da comparação das firmas dos dois grupos em um mesmo estrato.

Figura 2 - Distribuição das firmas entre os estratos



Fonte: Elaboração própria.

A tabela 2 apresenta as estimativas de *Propensity Score* para o impacto do financiamento do FNE sobre as firmas beneficiadas, tomando-se para isso as taxas de variação do emprego e do salário médio pago pelas firmas. Nessas duas variáveis, estima-se a diferença média entre a situação quando beneficiada pelo FNE e a situação caso não tenha sido beneficiada pelo programa.

Tabela 2 - Impacto do FNE: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 2000-2003.

	Taxa de variação Emprego	Taxa de variação Salário Médio
Sem Controle	0,557* (0,208)	0,014 (0,026)
<i>Propensity Score</i> – Estratos	0,651* (0,217)	-0,013 (0,038)
<i>Propensity Score</i> – Kernel	0,612* (0,217)	-0,003 (0,038)

Fonte: Estimativas a partir de dados do BNB e da RAIS. Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por *bootstrap* para as estimativas de *propensity score*. “*” indica significância estatística a 5%. Foram utilizadas 211 firmas beneficiadas e 1234 firmas não-beneficiadas. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o *kernel* de Epanechnikov¹⁸.

¹⁸ Para todas as estimativas do trabalho, tabelas 2 e 3 (FNE), tabelas 5 e 6, (FNO) e tabelas 8 e 9 (FCO), não há diferenças substantivas entre os resultados obtidos com a utilização do *kernel* de Epanechnikov e aqueles gerados a partir de um *kernel* gaussiano. Por este motivo e pelo mesmo apresentar o menor erro quadrado médio integrado (*mean integrated squared error*) entre os diferentes *kernels* (Silverman, 1986), optou-se pelo *kernel* de Epanechnikov.

A tabela 2 também apresenta aquela estimativa resultante apenas da comparação entre as médias de desempenho das firmas beneficiadas pelo FNE e das firmas RAIS entre 2000 e 2003, quando não são feitos quaisquer controles para a probabilidade de participação (Sem Controle). No que diz respeito a essas estimativas sem controle algum para diferenças entre as firmas dos dois grupos, as evidências apontam para um impacto positivo do programa sobre a taxa de crescimento do emprego: em média, diferença de 55,7 pontos percentuais na taxa de crescimento do emprego para as firmas beneficiadas em relação à situação de beneficiada. Não há, contudo, evidências estatisticamente significantes favoráveis para o impacto do FNE sobre taxa de variação do salário médio pago pelas firmas.

Apesar de indicarem um efeito ainda maior do FNE sobre a taxa de crescimento do número de empregados das firmas beneficiadas, as duas estimativas de *Propensity Score* apontam para o mesmo padrão obtido no estimativa “Sem Controle”, ou seja, em média, as firmas beneficiadas apresentam um diferencial favorável entre 61,2 e 65,1 pontos percentuais quando se comparam as taxas de variação do número de empregados entre situações de beneficiadas e não-beneficiadas com financiamento do FNE.

4.1.3 Impacto do FNE nas Firms Beneficiadas: Estimativas para Micro e Pequenas Firms

Em consonância com o foco inicial do programa de financiamento, as firmas com menos de 50 empregados (micro e pequenas firms) representaram em torno de 86% do total da firms beneficiadas pelo FNE em 2000. A tabela 3 apresenta as estimativas do impacto dos financiamentos do FNE sobre esse conjunto de firms, a partir das mesmas variáveis consideradas acima, ou seja, a taxa de variação do número de empregados e a taxa de variação do salário médio pago pelas firms.

Tabela 3 - Impacto do FNE: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 2000-2003. Micro e Pequenas Firmas.

	Taxa de variação Emprego	Taxa de variação Salário Médio
Sem Controle	0,627* (0,239)	0,034 (0,029)
Propensity Score - Estratos	0,529* (0,278)	0,031 (0,037)
Propensity Score - Kernel	0,640* (0,279)	0,030 (0,035)

Fonte: Estimativas a partir de dados do BNB e da RAIS. Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por *bootstrap* para as estimativas de *propensity score*. “*” indica significância estatística a 5%. Foram utilizadas 182 firmas beneficiadas e 1068 firmas não-beneficiadas. Mesma especificação do *probit* para amostra total, exceto pela ausência das categorias médias e grandes firmas. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o kernel de Epanechnikov, já as estimativas obtidas a partir de estratos foram obtidas a partir de 8 estratos.

De forma geral, as evidências obtidas indicam que os resultados já apontados para o total da amostra refletem as estimativas obtidas para o universo de micro e pequenas firmas, ou seja, nas pequenas e micro firmas, as estimativas do impacto do programa indicam um diferencial positivo entre 52,9 e 64 pontos percentuais para taxa de variação do número de empregados entre as situações de beneficiadas e não-beneficiadas pelo FNE. De maneira similar ao encontrado para o total da amostra, também não foi obtido qualquer impacto estatisticamente significativo sobre a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas entre as duas situações (beneficiadas e não-beneficiadas).

4.2 Fundo Constitucional de Financiamento do Norte - FNO

Nesta sub-seção, são apresentadas as estimativas do impacto econômico da aplicação dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) nas firmas beneficiadas e identificadas na RAIS. É importante, mais uma vez, ressaltar que os resultados obtidos referem-se exclusivamente ao universo de firmas beneficiadas com recursos do FNO identificadas na RAIS, o que implica a consideração apenas de firmas do setor formal.

Quando se considera o período 2000-2003, deve-se chamar atenção para o fato de que, no ano de 2000, o total de recursos contratados pelo FNO correspondeu aproximadamente a

45% do total de recursos contratados pelos três fundos constitucionais de financiamento (FCO, FNE e FNO), ficando, pois, acima do contratado pelo FNE¹⁹.

4.2.1. Dados e Evidências Iniciais

As estimativas apresentadas na próxima seção foram obtidas a partir de duas diferentes amostras. Uma primeira amostra é constituída pelas firmas beneficiadas pelo FNO no ano de 2000 da região Norte e que foram identificadas na RAIS desse mesmo ano. Em 2000, no FNO, foi possível identificar 281 firmas, das quais foram excluídas as firmas que também receberam financiamento nos anos de 2001, 2002 e 2003. Assim, a amostra de beneficiadas é constituída de 214 firmas da região Norte do país. A partir do universo de firmas presentes na região Norte, na RAIS, em 2000, e que não receberam financiamento do FNO em qualquer um dos anos do período analisado, uma outra amostra de 1.230 firmas (não-beneficiadas²⁰) foi considerada para o grupo de comparação ou controle.

A tabela 4 apresenta valores para o conjunto de variáveis utilizadas nas estimativas que permitem, ao mesmo tempo, caracterizar as firmas beneficiadas identificadas e compará-las com a amostra de firmas escolhidas aleatoriamente na RAIS no ano de 2000.

No que concerne à escolaridade média dos empregados, há uma importante diferença entre os dois conjuntos de firmas. O conjunto de firmas beneficiadas apresenta relativa maior participação de firmas com escolaridade média de seus empregados aos níveis de da 1^a a 8^a série incompleta. Por sua vez, a amostra RAIS apresenta relativa maior participação de firmas com escolaridade média de seus empregados em níveis mais elevados: 30,4% das firmas apresentam a escolaridade média dos seus empregados correspondentes à 2^o grau completo ou mais.

Contudo, diferenças estatisticamente significativas não se verifica nem na idade média nem no salário médio pago aos empregados. Esse último resultado, em vista das diferenças de escolaridade acima apontadas, não deixa de ser curioso. Uma parcela importante da explicação disso reside nas diferenças das distribuições de firmas das amostras, de acordo com os setores e quanto ao porte, já que as firmas beneficiadas pelo FNO apresentam-se concentradas no setor industrial, e as firmas da amostra RAIS estão

¹⁹ Evidentemente, o mesmo não pode ser dito a respeito dos recursos do Tesouro Nacional, que obedeceram as normas relativas as participações dos Fundos nos recursos disponibilizados.

²⁰ As características e comparação entre as amostras são descritas a seguir.

concentradas em sua maioria na categoria de micro e pequenas empresas. Note-se, além disso, retornando ao cotejo por níveis educacionais, que, para mais de 40% das firmas nas duas amostras, não há diferenças estatisticamente significantes entre as escolaridades médias de seus empregados.

Tabela 4 - Firmas beneficiadas pelo FNO e das firmas não beneficiadas da RAIS - 2000

Variável	FNO formal	RAIS
Grau médio de instrução(%)		
Analfabeto ou da 1 ^a a 4 ^a série incompleta	7,5	5,1
1 ^a até 4 ^a série completa*	15,5	7,8
5 ^a até 8 ^a série incompleta*	19,0	13,0
8 ^a série completa	24,1	22,5
2 ^o grau incompleto	26,4	21,2
2 ^o grau completo ou mais*	7,5	30,4
Idade média dos empregados (anos)	30,8	31,2
Número de empregados (%)		
Micro e Pequeno porte (até 49 empregados)*	81,6	93,9
Médio e Grandes porte (mais de 49 empregados)*	18,4	6,1
Salário médio em SM	2,02	2,35
Grupo CNAE (%)		
Agropecuária	12,1	9,2
Indústria*	66,1	14,0
Comércio*	18,4	45,1
Serviços*	3,4	31,6
Estados do Norte (%)		
Rondônia*	12,1	18,9
Acre	4,0	4,8
Amazonas*	8,6	16,0
Roraima*	0,0	2,5
Pará*	48,3	39,1
Amapá*	1,2	4,1
Tocantins*	25,9	14,6

Fonte: Estimativas a partir de dados da RAIS e do Banco da Amazônia. Nota: *indica significância estatística a 5% para os testes de diferenças entre médias e entre proporções entre os dois grupos, o que implica rejeição das correspondentes hipóteses nulas de que as médias ou proporções são iguais.

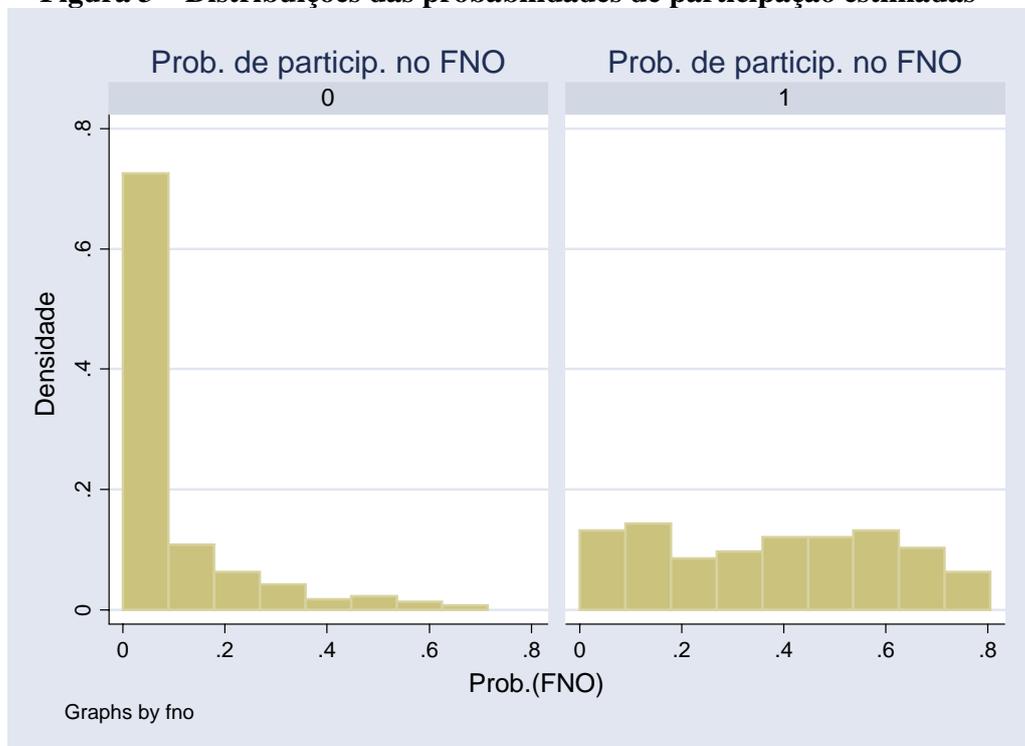
Por sua vez, há importantes diferenças entre os dois conjuntos de firmas no que diz respeito ao porte e a presença entre os setores. Mais especificamente, mais de 90% das firmas da RAIS correspondem a pequenas ou micro firmas, percentual acima da amostra de firmas beneficiadas pelo FNO. As diferenças são ainda mais acentuadas quando se

considera o corte setorial: enquanto mais de 66% das firmas beneficiadas pelo FNO pertenciam ao setor industrial, apenas 14% das firmas da RAIS eram classificadas nessa categoria. Na verdade, mais de 75% das firmas da RAIS pertenciam aos setores de serviços e ao comércio.

Por fim, o cotejo entre as distribuições das duas amostras de firmas segundo os estados da região aponta para sobre-representação dos estados do Pará e Tocantins entre as firmas beneficiadas pelo FNO: em torno de 74% das firmas beneficiadas pertenciam a esses dois estados, embora as firmas desses estados representassem apenas cerca de 54% das firmas da amostra da RAIS. Nos demais estados, apenas o Acre apresentava uma representação de acordo com seu peso na amostra de firmas da RAIS.

A partir das estimativas dos coeficientes do modelo *probit*, para cada firma das duas amostras foram obtidas estimativas da probabilidade de ser beneficiada pelo FNO. Essas estimativas foram utilizadas para obter as estimativas de propensity score do FNO. Para se ter uma idéia inicial das probabilidades estimadas, a figura 3, a partir dos correspondentes histogramas, apresenta as distribuições dessas probabilidades estimadas para os dois conjuntos de firmas, não-beneficiadas (0) e beneficiadas (1), respectivamente.

Figura 3 – Distribuições das probabilidades de participação estimadas



Fonte: Elaboração própria.

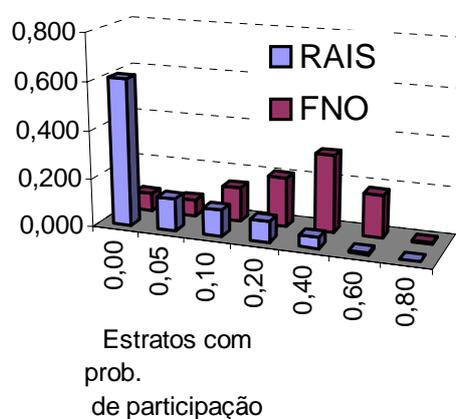
Os dois histogramas apresentados na figura 3 mostram distintas distribuições para os dois grupos de firmas quanto à probabilidade de serem beneficiadas com recursos do FNO. De fato, enquanto que a maioria das firmas RAIS apresenta probabilidades de até 20% de serem beneficiadas com recursos do programa, a maioria das firmas beneficiadas apresenta probabilidade acima desse percentual. Essas diferenças refletem o foco específico do programa nas pequenas firmas e nas firmas do setor industrial e, ao mesmo tempo, apontam para o risco potencial, quando da obtenção de estimativas do impacto do programa, de comparações generalizadas que não considerem os diferentes níveis de probabilidades de participação do programa.

4.2.2 Impacto do FNO nas Firmas Beneficiadas: Estimativas Gerais

Nesta subseção são apresentadas as estimativas gerais do impacto da aplicação dos recursos do FNO nas firmas beneficiadas, ou seja, os resultados são obtidos considerando toda a amostra de firmas beneficiadas pelo FNO presente na RAIS nos anos de 2000 e 2003. É válido ressaltar que as variáveis focadas correspondem à taxa de variação do número de empregado e à taxa de variação do salário médio das firmas beneficiadas.

No caso da estimação a partir de estratos, foi possível obter sete estratos, nos quais tanto as estimativas de probabilidade como as demais variáveis encontram-se balanceadas entre os dois conjuntos de firmas.

Figura 4 – Distribuição das firmas entre os estratos



Fonte: Elaboração própria.

Para uma rápida percepção da distribuição das firmas entre os 7 estratos, a figura 4 apresenta as distribuições das firmas beneficiadas (FNO) e da RAIS entre estes estratos. Observe que grande parte das firmas RAIS encontra-se no primeiro estrato (entre 0,0 e 0,05) e a maior parte das firmas beneficiadas encontra-se nos estratos acima de 0,2 para probabilidade de participação.

Nas estimativas apresentadas a seguir, o estimador de *Propensity Score* considera apenas comparações entre firmas dentro de cada estrato. Essas estimativas, em conjunto com estimativas obtidas sem qualquer controle quanto à probabilidade de participação e com estimativas que fazem uso de um *kernel*, são apresentadas na tabela 5.

De acordo com as estimativas da tabela 5, todas as estimativas das diferenças de desempenho das firmas sob a condição de beneficiadas e sob a condição de não-beneficiadas pelo FNO não apontam para um impacto favorável do programa.

Tabela 5 - Impacto do FNO: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 2000-2003.

	Tx. de variação Emprego	Tx. de variação Salário Médio
Sem Controle	0,023 (0,129)	0,014 (0,032)
<i>Propensity Score</i> - Estratos	-0,102 (0,245)	-0,019 (0,037)
<i>Propensity Score</i> - Kernel	0,011 (0,249)	0,002 (0,038)

Fonte: Estimativas a partir de dados do Banco da Amazônia e da RAIS. Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por *bootstrap* para as estimativas de *propensity score*. “*” indica significância estatística a 5%. Foram utilizadas 214 firmas beneficiadas e 1230 firmas não-beneficiadas. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o kernel de Epanechnikov.

Em outras palavras, com nenhum dos estimadores utilizados foi possível obter impacto positivo (estatisticamente significativo) do programa sobre a taxa de variação do número de empregados ou sobre a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas beneficiadas.

4.2.3 Impacto do FNO nas Firms Beneficiadas: Estimativas para Micro e Pequenas Firms

Em 2000, cerca de 81% das firms beneficiadas pelo FNO tinham menos de 50 de empregados na sua força de trabalho. Observe que, pela não significância estatística de todos os valores estimados apresentados na tabela 6, não se obteve, também, para micro e pequenas firms, resultados favoráveis ao programa de financiamentos do FNO.

Dito de outra forma, tanto para a taxa de variação do número de emprego quanto para a taxa de variação do salário médio pago pelas firms não foi possível rejeitar a hipótese de que o desempenho das firms beneficiado é igual àquele que apresentariam caso não tivessem recebido os recursos do FNO.

Tabela 6 - Impacto do FNO: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 2000-2003. Micro e pequenas firms.

	Tx. de variação Emprego	Tx. de variação Salário Médio
Sem Controle	0,122 (0,152)	0,038 (0,037)
Propensity Score - Estratos	0,162 (0,222)	-0,007 (0,042)
Propensity Score - Kernel	0,132 (0,228)	-0,002 (0,035)

Fonte: Estimativas a partir de dados do Banco da Amazônia e da RAIS. Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por *bootstrap* para as estimativas de *propensity score*. “*” indica significância estatística a 5%. Foram utilizadas 174 firms beneficiadas e 1154 firms não-beneficiadas. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o kernel de Epanechnikov, já as estimativas obtidas a partir de estratos foram obtidas a partir de 7 estratos.

4.3 Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste – FCO

Em relação ao período de avaliação, 2000-2003, são obtidas as estimativas de impacto para as duas variáveis supramencionadas. Além disso, é válido destacar que a avaliação restringe-se às empresas tomadoras dos recursos do FCO identificadas na RAIS de 2000. Ademais, de maneira similar ao FNE e ao FNO, em virtude de maior prioridade, além de evidências para todo o conjunto de firms beneficiadas identificadas na RAIS, foi obtido um conjunto adicional de evidências para o subgrupo de micro e pequenas firms.

4.3.1. Dados e Evidências Iniciais

As estimativas foram obtidas a partir de duas diferentes amostras. Uma primeira amostra é constituída pelas firmas beneficiadas pelo FCO no ano de 2000 da região Centro-Oeste e que foram identificadas na RAIS nesse mesmo ano. Das 110 firmas beneficiadas pelo FCO em 2000, foi possível identificar 86 firmas, das quais foram excluídas as firmas que também receberam financiamento nos anos de 2001, 2002 e 2003. Assim, a amostra de beneficiadas é constituída de 75 firmas da região Centro-Oeste do país. Do universo de firmas da região Centro-Oeste presentes na RAIS em 2000 e que não receberam financiamento do FCO em qualquer ano, uma outra amostra de 1.204 firmas não-beneficiadas foi considerada para o grupo de comparação ou controle.

Uma descrição das variáveis consideradas nas estimativas e uma comparação das características das duas amostras utilizadas são possíveis a partir dos números presentes na tabela 7. O primeiro conjunto de evidências da tabela 7 indica que, no que diz respeito ao nível de escolaridade dos empregados, há diferenças entre as firmas beneficiadas e não-beneficiadas. De forma semelhante às firmas beneficiadas pelo FNE, a distribuição das firmas beneficiadas pelo FCO aponta para maior presença de firmas com empregados no grupo de escolaridade média (64% das firmas situam-se no grupo de escolaridade dos empregados com 5ª série até 8ª série completa). Por sua vez, as firmas não beneficiadas encontram-se mais bem distribuídas entre os diferentes grupos de escolaridade média dos empregados, todavia, vale destacar, também estão mais presentes no grupo de mais elevada escolaridade.

No que concerne à idade média dos empregados, não há diferenças importantes entre os dois conjuntos de firmas, não obstante essas aparecem quando se considera o porte das firmas. Especificamente, nota-se que tanto as firmas beneficiadas como não-beneficiadas pelo FCO são, em sua maioria, classificadas como micro ou pequenas firmas, embora o percentual das últimas sob essa classificação seja maior (percentuais de 82,7% e 90,1%, respectivamente).

Como no caso do FNE, também os valores da tabela 7 indicam que, em média, as firmas beneficiadas pagavam um salário menor que as firmas não-beneficiadas da RAIS. Precisamente, as firmas do setor formal da região Centro-Oeste pagavam, em 2000, um salário médio 10% maior que aquele pago pela firmas beneficiadas pelo FCO, resultado

novamente consistente com a maior presença das firmas não-beneficiadas no grupo de empregados com maior escolaridade, o que também pode indicar situação economicamente mais frágil (mais baixa produtividade) das firmas beneficiadas.

Tabela 7 - Perfis das Firms beneficiadas pelo FCO e das firms não beneficiadas da RAIS - 2000

Variável	FCO formal	RAIS
Grau médio de instrução(%)		
Analfabeto ou da 1 ^a a 4 ^a série incompleta*	0,0	12,2
1 ^a até 4 ^a série completa*	4,0	11,2
5 ^a até 8 ^a série incompleta	26,7	20,0
8 ^a série completa*	37,3	17,2
2 ^o grau incompleto	24,0	14,2
2 ^o grau completo ou mais*	8,0	25,1
Idade média dos empregados (anos)	32,6	31,9
Número de empregados (%)		
Micro e Pequeno porte (até 49 empregados)*	82,7	90,1
Médio e Grande porte (mais de 49 empregados)*	17,3	9,9
Salário médio em SM*	2,50	2,75
Grupo CNAE (%)		
Agropecuária*	1,3	16,8
Indústria*	69,3	14,6
Comércio	25,3	35,5
Serviços*	4,0	32,1
Unidades da Federação do Centro-Oeste (%)		
Mato Grosso do Sul	22,7	21,1
Mato Grosso	12,0	21,0
Goiás	48,0	38,0
Distrito Federal	17,3	20,0

Fonte: Estimativas a partir de dados da RAIS e do BB.

Nota: “* ” indica significância estatística a 5% para os testes de diferenças entre médias e entre proporções entre os dois grupos, o que implica rejeição das correspondentes hipóteses nulas de que as médias ou proporções são iguais.

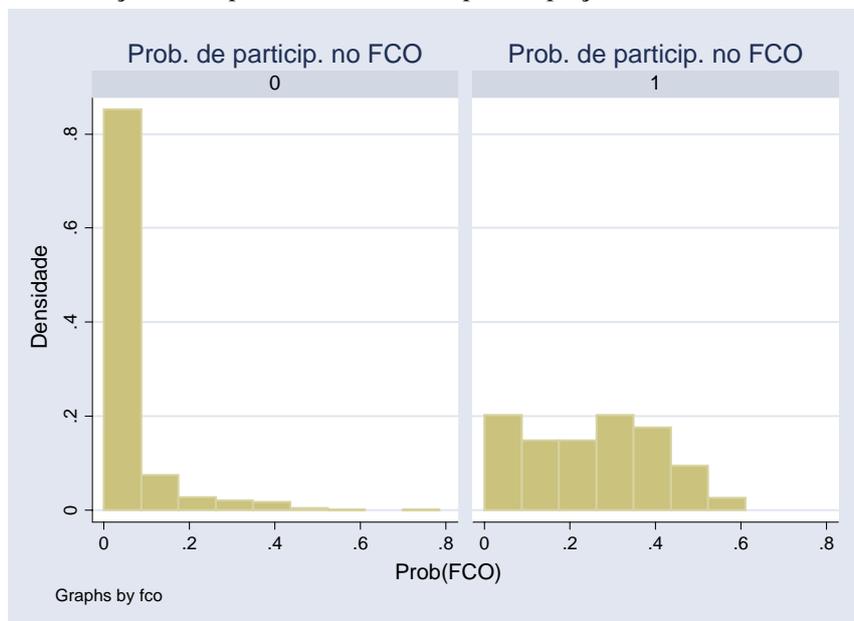
Entretanto, a diferença mais marcante entre os dois grupos de firms diz respeito às respectivas distribuições de acordo com os grandes setores econômicos, isto é, em 2000, quase 70% das firms beneficiadas pelo FCO pertenciam ao setor industrial, enquanto quase 70% das firms não-beneficiadas da RAIS eram do setor do comércio e dos

serviços. De fato, houve, em 2000, um claro foco na aplicação de recursos do FCO no setor industrial.

Diferentemente ao que foi encontrado na aplicação dos recursos do FNE, a distribuição das firmas beneficiadas pelo FCO entre os estados da região Centro-Oeste reflete a própria distribuição espacial da atividade econômica na região, ao menos aquela apontada a partir das firmas não-beneficiadas da RAIS. Ou seja, os valores da tabela indicam que nenhum estado foi privilegiado quanto à distribuição do número de firmas beneficiadas.

No sentido de ilustrar as estimativas de *propensity score* para os conjuntos de firmas beneficiadas e não-beneficiadas, a figura 5 apresenta, a partir dos respectivos histogramas, as distribuições dessas estimativas para os dois conjuntos de firmas. Os dois histogramas refletem distribuições distintas. Mais especificamente, enquanto em torno de 93% das firmas da RAIS (não-beneficiadas) apresentam menos de 20% de probabilidade estimada de participação, para as firmas beneficiadas apenas aproximadamente 34% apresentam menos de 20% de probabilidade estimada de participação.

Figura 5 – Distribuições das probabilidades de participação estimadas



Fonte: Elaboração própria.

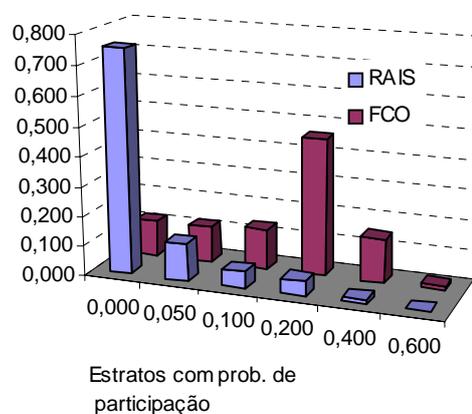
Essas diferenças refletem o foco específico do programa nas firmas do setor industrial e, ao mesmo tempo, apontam para o risco potencial, quando da obtenção de estimativas do impacto do programa, de comparações generalizadas que não considerem os diferentes níveis de probabilidades de participação do programa.

4.3.2 Impacto do FCO nas Firmas Beneficiadas: Estimativas Gerais

No caso da estimação a partir de estratos, foi possível obter seis estratos, nos quais tanto as estimativas de probabilidade como as demais variáveis encontram-se balanceadas entre os dois conjuntos de firmas. Para uma visualização da distribuição das firmas entre os 6 estratos, a figura 6 apresenta as distribuições das firmas beneficiadas (FCO) e da RAIS entre esses estratos.

Observe que grande parte das firmas RAIS (cerca de 75%) encontra-se no primeiro estrato (entre 0,0 e 0,05) e a maior parte das firmas beneficiadas encontram-se nos estratos acima de 0,2 para probabilidade de participação.

Figura 6 – Distribuição das firmas entre os estratos



Fonte: Elaboração própria.

Nas estimativas apresentadas na tabela 8, o estimador de *Propensity Score* por estratos considera apenas comparações entre firmas dentro de cada estrato. Essas estimativas, em conjunto com estimativas obtidas sem qualquer controle em relação à probabilidade de participação e com estimativas que fazem uso de um *kernel*, são apresentadas na tabela 8.

De acordo com a tabela 8, em nenhuma das estimativas das diferenças de desempenho das firmas entre a condição de beneficiadas e a condição de não-beneficiadas pelo FCO, obteve-se impacto favorável do programa. Assim, seja utilizando estimador de *Propensity Score* ou estimando-se o impacto sem controle não foi possível obter impacto positivo do programa sobre a taxa de variação do número de empregados ou sobre a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas beneficiadas.

Tabela 8 - Impacto do FCO: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 2000-2003.

	Tx. de variação Emprego	Tx. de variação Salário Médio
Diferenças das Médias	0,820 (0,666)	0,045 (0,051)
<i>Propensity Score</i> - Estratos	0,987 (0,664)	0,032 (0,048)
<i>Propensity Score</i> - Kernel	0,978 (0,698)	0,032 (0,058)

Fonte: Estimativas a partir de dados do Banco do Brasil e da RAIS.

Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por *bootstrap* para as estimativas de *propensity score*. “*” indica significância estatística a 5%. Foram utilizadas 74 firmas beneficiadas e 1204 firmas não-beneficiadas. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o kernel de Epanechnikov.

Dessa forma, para o período 2000-2003, as evidências obtidas quanto ao impacto dos financiamentos do FCO, ao menos para as duas variáveis consideradas no que concerne às firmas do setor formal, indicam que tais financiamentos não implicam melhor desempenho das firmas beneficiadas em relação à condição alternativa de não-beneficiadas.

4.3.3 Impacto do FCO nas Firmas Beneficiadas: Estimativas para Micro e Pequenas Firmas

Em 2000, em torno de 83% das firmas beneficiadas pelo FCO tinham menos de 50 de empregados na sua força de trabalho. Como se pode observar pela não significância estatística de todos os valores estimados apresentados na tabela 9, não se obtêm, também, para micro e pequenas firmas, resultados favoráveis ao programa de financiamentos do FCO. Ou seja, tanto para a taxa de variação do número de emprego quanto para a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas, em nenhum dos casos foi possível rejeitar as hipóteses de que o desempenho das firmas beneficiado é igual àquele que apresentariam caso não tivessem recebido os recursos do FCO.

Tabela 9 - Impacto do FCO: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 2000-2003. Micros e Pequenas firmas

	Tx. de variação Emprego	Tx. de variação Salário Médio
Diferenças das Médias	1,026 (0,805)	0,064 (0,059)
Propensity Score - Estratos	1,165 (0,881)	0,059 (0,064)
Propensity Score - Kernel	1,201 (0,837)	0,060 (0,069)

Fonte: Estimativas a partir de dados do Banco do Brasil e da RAIS.

Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por *bootstrap* para as estimativas de *propensity score*. “*” Indica significância estatística a 5%. Foram utilizadas 61 firmas beneficiadas e 1084 firmas não-beneficiadas. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o kernel de Epanechnikov.

5. Conclusões

O presente artigo objetiva avaliar a aplicação dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) e do Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO). Destaque-se que as informações apresentadas resultam de um esforço pioneiro na utilização de micro dados sobre firmas beneficiadas com esse tipo de financiamento público.

Nessa tarefa de avaliação, em virtude da necessidade de construção de grupos de firmas de controle (não-beneficiadas) e de grupos de firmas beneficiadas com recursos desses fundos, foram utilizadas apenas firmas identificadas na RAIS, o que significa a consideração de apenas firmas do setor formal. Adicionalmente, em função dessa utilização exclusiva da RAIS como fonte de informações sobre as firmas e de forma consistente com os objetivos da aplicação dos recursos do FNE, do FNO e do FCO somente duas variáveis foram tomadas como referências para avaliar desempenho das firmas: a taxa de variação do número de empregados e a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas.

Em relação ao FNE, o resultado geral a destacar diz respeito ao impacto sobre as duas variáveis consideradas: enquanto que para a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas não foi possível apontar impacto positivo da aplicação dos recursos, para a taxa de variação do número de empregados os resultados permitem apontar um resultado positivo da aplicação dos recursos desse fundo sobre as firmas beneficiadas.

No que concerne ao FNO e ao FCO, o resultado geral a destacar também diz respeito ao impacto sobre as duas variáveis consideradas: nesse caso, em nenhuma circunstância, foi possível apontar impacto positivo da aplicação dos recursos. Em outras palavras, tanto para

a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas quanto para a taxa de variação do número de empregados não é possível apontar um resultado positivo da aplicação dos recursos desses fundos sobre as firmas beneficiadas.

Quando foram obtidas estimativas da aplicação dos recursos do FNO e do FCO para o subgrupo específico micro e pequenas firmas, as semelhanças entre os resultados das duas avaliações continuaram robustas, o que sugere consistência com respeito aos resultados obtidos. Mais especificamente, de forma similar ao resultado encontrado quando se considera toda a amostra, na avaliação da aplicação dos recursos do FNO ou do FCO, no que diz respeito às pequenas e micro firmas, não é possível apontar impacto positivo sobre a taxa de variação do número de empregados nem sobre a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas beneficiadas.

No caso do FNE, também indicando robustez nos resultados, ao se considerar o subgrupo específico micro e pequenas firmas, é possível apontar um impacto positivo (em relação a firmas não-beneficiadas) na taxa de variação do número de empregados de magnitude similar ao apontado quando todo o universo de firmas é considerado.

É possível que o melhor desempenho do FNE seja explicado pela melhor gerência na aplicação dos recursos e/ou pelo menor acesso a financiamentos alternativos das firmas não-beneficiadas. Contudo, dado o conjunto de informações disponível, não se consegue ser decisivo a respeito. De fato, desde que não foi possível levantar informações nem a respeito das assessorias técnicas e administrativas dos bancos, nem dos valores dos empréstimos concedidos para as firmas de acordo com o seu porte, não é possível tecer comentários detalhados sobre uma dessas duas possibilidades.

De qualquer forma, é válido mencionar que os resultados obtidos são consistentes com o menor acesso relativo das firmas presentes no espaço geográfico abrangido pelo FNE a canais alternativos de financiamento (sistema financeiro, BNDES, recursos próprios etc.), o que naturalmente tende a aumentar a importância dos recursos do FNE para essas firmas. De fato, isso significaria que as firmas não-beneficiadas com os recursos nas regiões Norte e Centro-Oeste estariam em situações mais favoráveis que as correspondentes da região Nordeste, a região mais pobre, o que favoreceria a obtenção de resultados menos favoráveis da aplicação dos recursos do FNO e FCO, respectivamente. Note-se, em particular, que isso é muito importante para metodologia utilizada, já que, em geral, é

extremamente difícil garantir que as firmas do grupo de controle não tenham acesso a mecanismos alternativos externos de financiamento.

Nesse caso, os recursos públicos desses fundos constitucionais estariam sendo bem alocados na região Nordeste e não nas outras duas. Entretanto, dado o conjunto de informações disponível neste estágio da pesquisa, não se pode ser decisivo a respeito, razão pela qual se necessita de novas investigações precisam ser feitas, tais como pesquisa de campo para obtenção de dados primários.

Deve-se reconhecer que, como todos demais trabalhos que empregam a metodologia utilizada, o presente estudo é passível de ponderações e críticas uma vez que não necessariamente os fatores observáveis das firmas estudadas são suficientes para garantir que as firmas tomadoras (grupo de tratamento) sejam similares às firmas não tomadoras, no grupo de controle construído. Isso poderia então causar algum viés nas estimativas. Ora, não se pode esquecer que os fundos constitucionais de financiamento são alocados a firmas que se candidataram aos empréstimos e tiveram esses empréstimos aprovados. Dessa forma, é de se esperar que, caso exista alguma diferença não observada no dinamismo e na competitividade intrínseca das firmas tomadoras, em relação ao grupo de controle, esse viés seja em favor das firmas tomadoras. De fato, assumindo-se que os bancos de fomento (BNB, BASA e Banco do Brasil) aprovam empréstimos a empresas com maior *rating* de crédito, em princípio, o grupo de beneficiadas seria mais dinâmico do que o grupo de controle – ou seja, caso haja algum viés nas estimativas dos impactos dos fundos constitucionais de financiamento, esse viés atua em favor do efeito positivo dos fundos constitucionais de financiamento – o que, conforme discutido na quarta seção, quando houve, no caso do FNE, foi muito baixo.

Por fim, destaque-se a implicação dos resultados deste estudo para a política de desenvolvimento regional brasileira. É válido ressaltar que um dos objetivos dos fundos constitucionais de financiamento é reduzir as desigualdades regionais por meio, entre outros fatores, da geração de empregos e de renda. O mecanismo para essa geração de emprego e renda da política regional ora considerada é justamente por meio da geração de empregos nas empresas beneficiadas com empréstimos e, se possível, aumento dos salários, devido a aumento da qualificação da mão-de-obra empregada nas empresas tomadoras de empréstimos. Assim, os casos em que não se observam efeitos relevantes dos fundos

constitucionais de financiamento sobre a geração de emprego e aumento de renda nas empresas que tomaram os empréstimos indicam que essa política tem sido ineficaz em relação aos agregados macroeconômicos geração de emprego e aumento da renda das regiões favorecidas.

Referências Bibliográficas

- Angrist, E.J. e Krueger, A.B. (1999). Empirical Strategies in Labor Economics. In: Ashenfelter, O.; Card, D., *Handbook of Labor Economics*, vol.3.
- Becker, S.O. e Ichino, A. (2002). “Estimation of average treatment effects based on propensity score”, *The Stata Journal*, 2(4), p.358-377.
- BRASIL. Ministério do Planejamento Orçamento e Gestão, Secretaria de Orçamento Federal (SOF). Vinculações de receitas dos orçamentos fiscal e da seguridade social e o poder discricionário da alocação dos recursos do governo federal, v. 1, n. 1, 2003.
- Dehejia, R.H. e Wahba, S. (2002). “Propensity Score-Matching Methods for Non-experimental Causal Studies”, *The Review of Economics and Statistics*, February 84(1), p. 151-161.
- Imbens, G.W. e Lemieux, T. (2008). “Regression discontinuity designs: A guide to practice”, *Journal of Econometrics*, vol. 142, p. 615–635.
- Friendlander, D., Greenberg, D.H. e Robins, P.K. (1997). “Evaluating Government Training Programs for Economically Disadvantaged”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. XXXV, December.
- Magalhães, A.M., Silveira Neto, R.M., Dias, F.M. e Rands, A. (2006). “A experiência recente do PRONAF em Pernambuco: uma análise por meio de *propensity score*”, *Economia Aplicada*, V. 10, N.1, p. 57-74.
- Resende, A.C.C. e Oliveira, A.M.H.C. (2006). “Avaliando resultados de um programa de transferências de renda: o impacto do Bolsa-Família sobre os gastos das famílias brasileiras”, Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia, Dezembro, Salvador.
- Rosenbaum, P. (2002). *Observational Studies*, 2nd ed. Springer series in statistics, Springer, New York.
- Rosenbaum, P. e Rubin, D. (1983). “The Central Role of Propensity Score in Observational Studies for causal Effects”, *Biometrika*, vol.70.
- Silveira Neto, R.M. (2002). “Eficácia e viés de seleção em programas de qualificação em trabalhadores em situação economicamente desvantajosa: evidências para o estado de Pernambuco”, *Revista Econômica do Nordeste*, V. 4, N.1, p.1-22.
- Silverman, B.W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, London, Chapman and Hall.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT press.

Capítulo 3:

Impactos Macroeconômicos dos Gastos Públicos na América Latina

Resumo

Este artigo mensura os impactos macroeconômicos dos gastos públicos (consumo e investimento das administrações públicas) nas principais economias da América Latina por meio do modelo cointegrado dos vetores auto-regressivos. No longo prazo, de maneira geral, os investimentos públicos tendem a afetar positivamente o produto e o consumo das famílias, embora tenha apresentado uma relação de substitutibilidade com o investimento privado. Por sua vez, na maioria dos países analisados, o consumo do governo afeta negativamente o produto e o consumo das famílias e apresenta uma relação de substitutibilidade com o investimento privado nos países em que o nível de consumo governamental vis-à-vis ao de investimento público é relativamente alto. No curto prazo, na maioria dos casos, os multiplicadores do consumo do governo com relação ao produto, consumo e investimento privados são positivos e significativos, embora de pequena magnitude. Já os multiplicadores do investimento público para a maioria dos países são estatisticamente não-significativos.

Palavras-chaves: VAR, Longo Prazo e Curto Prazo.

Classificação JEL: H50, E62, C32

1. Introdução

A preocupação com os efeitos macroeconômicos dos gastos públicos é um tema que engloba uma extensa literatura. Já em meados do século XX, economistas chamaram atenção para a natureza dos bens que geram externalidades positivas no consumo e na produção, que seriam provisionados de abaixo do nível ótimo pelo setor privado, o que representou uma das principais justificativas para a introdução dos gastos públicos como argumento na função utilidade dos consumidores e na função de produção. Ao utilizar um modelo com planejador central, Samuelson (1954) foi o pioneiro em postular essa estrutura. Segundo esse autor, os efeitos positivos dos gastos públicos sobre o produto a cada período de tempo dependem da relação de eficiência alocativa entre os bens públicos e os bens privados.

Apesar dessa suposta relação positiva entre gasto público e produto, de 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, os autores obtêm performances positivas ou negativas do gasto público sobre o produto.

Na literatura sobre o crescimento econômico, muitos autores chamam a atenção para a composição dos gastos públicos²¹. 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. A partir de uma função de produção Cobb-Douglas, esses autores desmembraram o estoque de capital em capital privado (K) e capital público (G), admitindo-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).

Há, também, autores da literatura de crescimento econômico, tais como Barro e Sala-i-Martin (1992), que consideram alguns tipos específicos de gastos públicos como

²¹ Para maiores detalhes, ver Tanzi e Zee, 1997; Tanzi e Schuknecht, 2003 e Mittnik e Neumann, 2001.

produtivos, em particular os bens providos publicamente que estão sujeitos a congestionamento (sistema de saneamento e abastecimento de água, 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”, i.e, investimento públicos que não ampliam a capacidade produtiva da economia. Nesse sentido, ao utilizar um arcabouço teórico mais elaborado, em um modelo neoclássico com dois setores, Schmitz Jr. (2001) admite-se formalmente a existência de duas tecnologias (setor privado e setor público) com retornos constantes de escala para produção de bens de capital, supondo-se que a tecnologia do setor privado é mais produtiva²².

Devarajan *et alli* (1996) e Mittnik 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 gasto depende do seu nível e composição que afetam os seus efeitos marginais. Em outras palavras, não é porque um determinado nível de investimento público afeta positivamente o produto que sua expansão necessariamente pode ser a melhor estratégia. Esses autores não escolhem uma classificação *a priori* para identificar o que seria gasto produtivo e improdutivo, preferindo, pois, classificar os gastos 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 prevêm aumento do produto no longo prazo em função de

²² Esse é um argumento similar ao utilizado no modelo especificado por Ram (1986) que admite a existência do diferencial de produtividade.

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. Destaque-se que Keynes defendia que os investimentos públicos seria a ferramenta de política fiscal ideal (Skidelsky, 2001 e Perotti, 2004), reunindo duas virtudes: capacidade de estimular a demanda no curto prazo e gerar o aumento da capacidade produtiva no longo prazo. Com base nesses pressupostos *keynesianos*, origina-se a “Regra de Ouro”, que se sustenta sob a hipótese de que os investimentos públicos se pagam via efeitos virtuosos sobre o investimento privado e o PIB, gerando os ganhos futuros de receitas, que justificam o endividamento no presente.

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 (pessoal, benefícios previdenciários, transferências, custeio, dentre outros), 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 prazo²³.

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

²³ Existem evidências de expansões fiscais que causaram retrações no produto na Dinamarca (1983-86), Irlanda (1986-89), Grécia (1990-94) e Suécia (1986-87). Para maiores detalhes, ver Alesina e Perotti (1995, 1997).

gastos públicos (consumo e investimento) sobre o PIB, consumo das famílias e investimento privado, em uma amostra de seis países da América Latina²⁴.

Os países escolhidos foram 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. Assim, este estudo é eminentemente exploratório (de dados) do ponto de vista econométrico, que formalmente não testa qualquer modelo teórico. Nesse sentido, utiliza-se a metodologia dos vetores autorregressivos (VAR), que 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 reais (macroeconômicas), como o PIB e o investimento privado²⁵.

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. Metodologia

Para se avaliar os impactos dos gastos públicos sobre o produto e seus principais componentes utilizou-se a metodologia dos vetores autorregressivos (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

²⁴ 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).

²⁵ 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.

exogenamente pré-determinada e problemas de causalidade reversa ou endogeneidade são levados em consideração nesse modelo²⁶.

Stock e Watson (2001) sugerem a existência de quatro funções 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 cointegração de Johansen e da função resposta a impulso.

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 enumeradas²⁷:

- 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 pró-cíclicamente 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 ou 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 deflagrações são incorporados nas diversas variáveis do modelo.

²⁶ 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 adiante.

²⁷ Para maiores detalhes, ver Perotti (2004).

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 cointegração 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 a estimativas inconsistentes 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 outros²⁸.

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 VAR²⁹. 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

²⁸ 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.

²⁹ 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 no período anterior, de modo que é necessário estimar relações de cointegração de maneira que a informação contida nessa matriz seja preservada (Juselius, 2006). A fim de ilustrar as diversas possibilidades de como as relações de cointegração devem ser utilizadas na estimação do VAR, ver Juselius (2006).

resultados, é uma ferramenta econométrica útil para se avaliar tanto a relação de longo prazo como a dinâmica de curto prazo entre as variáveis fiscais e o produto.

3. Descrição dos Dados

Os dados abrangem seis países: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela. Ressalte-se que esses países representam aproximadamente 90% do PIB da América Latina. Os dados são anuais e cobrem o período de 1970-2002.³⁰ No período em análise, existe uma grande dificuldade na obtenção de dados consistentes e comparáveis de gastos públicos e componentes do PIB em fontes primárias. 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. 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 (9,9%).

A taxa de investimento apresentou um maior grau de dispersão, se comparada 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

³⁰ A exceção é o Brasil, no qual o período compreendido é 1970-2003.

razão da necessidade de realizar cortes nos gastos públicos, como respostas a crises externas ou à implantação de planos de estabilização³¹.

QUADRO 3.1

Proporção dos Gastos Públicos (Consumo e Investimento da Administração Pública) em relação ao PIB (%) – Média do Período 1970-2002

	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Venezuela
Consumo	16,7	13,8	12,6	12,7	9,9	11,8
Investimento	5,0	3,4	6,0	7,0	6,0	9,9
Total	21,6	17,2	18,6	19,7	15,9	21,7

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da amostra.

4. Resultados

Nesta seção, serão apresentados e discutidos os efeitos dinâmicos do investimento e do consumo do governo na América Latina, no período 1970-2002³², tendo como base a estrutura dos vetores auto-regressivos. 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 e a segunda trata dos efeitos dinâmicos das variáveis fiscais no curto prazo.

4.1 Relações de Longo Prazo

³¹ 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.

³² No caso do Brasil, o período é 1970-2003.

A fim de definir a estrutura do modelo VAR cointegrado, foram realizados testes de “raiz unitária” no consumo do governo, no investimento público e no produto³³. Neste artigo, utiliza-se o teste de Zivot e Andrews, que leva em consideração 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.

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 apêndice³⁴. 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, tenta-se minimizar a armadilha da não-estacionariedade espúria.

As variáveis $I(1)$ foram submetidas ao teste de cointegração³⁵, 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. Em cada um dos países, para as variáveis selecionadas, confirmou-se a existência de uma relação de co-integração (tabelas 7 a 12 no apêndice 1).

³³ A partir das variáveis em termos reais e *per capita*, tomou-se o logaritmo. Para maiores detalhes, ver seção 3, que mostra como os dados foram descritos.

³⁴ 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%.

³⁵ 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 cointegração, o que é compatível com uma tendência linear nos dados. Nesse sentido, destaque-se que, quando as tendências das séries individuais não se cancelam, diz-se que há uma tendência linear no espaço de cointegração (Patterson, 2000), o que foi verificado neste estudo.

QUADRO 4.1

Relações de Longo Prazo – Gastos Públicos e Produto

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

Fonte: Elaboração própria.

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

De um modo geral, os investimentos das administrações públicas apresentaram uma relação positiva com o produto (conforme o quadro 4.1)³⁶. 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 região³⁷.

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.

³⁶ No caso do Brasil e do 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 $I(0)$.

³⁷ As implicações desses estudos é que o subinvestimento em infra-estrutura na América Latina nos anos 80 e 90 é capaz de explicar separadamente o hiato de renda em relação a outros países de renda média, como os países do leste asiático.

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, diminuindo, pois, os gastos privados. Pelo lado da oferta, o canal de transmissão envolve mudanças no mercado de trabalho, de modo que uma expansão dos gastos públicos, por meio de aumento de salários, eleva o salário de equilíbrio, reduz os lucros e a taxa de retorno do investimento privado, deteriorando a taxa de crescimento do produto. Tanzi e Schuknecht (2003) sugerem um canal adicional, ao evidenciar que, no mundo real, a fonte de financiamento do consumo do governo 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.alli, 1996). O México apresentou uma relação média no período de 10% do PIB, a mais baixa entre os países investigados, destacando-se que, 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. De fato, 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 para 11% do PIB, no período de 1990-2002.

No que concerne às relações de 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 utilizados na investigação das relações de longo prazo entre os gastos públicos e o produto³⁸.

³⁸ 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 tabela 13 e 14 no apêndice 1), à exceção do consumo privado na Argentina. Como anteriormente, os

Os resultados da relação de longo prazo entre os gastos públicos e esses dois componentes do PIB estão resumidos no quadro 4.2. No que diz respeito à Argentina, ao México e à Venezuela, os resultados sugerem que os investimentos das administrações públicas apresentam relação de substitutibilidade com os investimentos privados. De fato, nesses países, as relações estimadas sugerem *crowding-out* entre o investimento público e o privado, ou seja, o investimento público substitui o investimento privado³⁹. Ressalte-se que os resultados apresentados anteriormente para esse mesmo grupo de países apontam que o investimento público tem efeito positivo sobre o produto⁴⁰.

A relação entre consumo do governo e investimento privado foi negativa (e significativa) para Argentina, Brasil e Chile. Dito de outro modo, expansões permanentes do consumo do governo inibem os investimentos privados no longo prazo. Esses efeitos estão em consonância com 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 4.2

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

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

³⁹Somente para Colômbia a relação de cointegração sugere uma relação de complementaridade entre os dois tipos de investimentos, porém o coeficiente estimado não foi significativo.

⁴⁰ O conjunto desses resultados é um tanto quanto interessante, pois mostra que, no longo prazo, o investimento público impacta positivamente o PIB, mesmo que seja à custa da redução do setor privado na economia. A questão que se coloca é se necessariamente esses investimentos públicos teriam de ser feitos. Em outras palavras, será que o setor privado realizaria esses investimentos se o setor público não se dispusesse a fazê-lo? Qual foi o custo da substituição do investimento público pelo privado? Essas são algumas das questões que mereceriam ser analisadas, com vistas a saber os benefícios e custos dessa relação de substitutibilidade encontrada entre o investimento público e privado na Argentina, no México e na Venezuela.

Por outro lado, Colômbia, México e Venezuela apresentam uma relação significativamente positiva entre consumo do governo e investimento privado. Nesse caso, a explicação pode ser atribuída aos efeitos marginais dos gastos públicos, na linha defendida por Devarajan et. alli (1996) e Barro (1990). 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 somente a partir dos anos 90, i.e., 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, respectivamente⁴¹.

Essa explicação em torno dos efeitos marginais decorre da comparação dessas proporções com o caso brasileiro ou argentino, por exemplo. De fato, no caso do Brasil, as realocações em favor do consumo do governo foram sempre bem maiores em qualquer um das décadas estudadas; nas décadas de 70 e 80, a relação média entre consumo do governo e investimento público era (3,13), 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 proporções altas podem ter sido determinantes para o efeito negativo do consumo do governo sobre o investimento privado nesses dois países. Isso também pode sugerir que o consumo do governo nesses dois países está acima de seu nível ótimo.

Mencione-se que, 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.

⁴¹ Devajaran et. alli (1996) encontrou resultado semelhante ao analisar um grupo de 43 países em desenvolvimento para o período de 1970-90.

Essas últimas evidências estão em consonância com os resultados encontrados para os impactos observados anteriormente 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.

4.2 Relações de Curto Prazo

Nesta subseção, 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 gasto público com vistas a elevar o PIB.

A fim de se executar esse exercício, estimou-se um modelo VAR cointegrado composto por produto, consumo do governo e investimento público, 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 cointegração⁴². Em seguida, é verificado como os choques nas inovações de gastos públicos (consumo e investimento público) podem afetar inovações no produto e vice-versa⁴³.

No apêndice 2, as figuras 1 a 6 mostram a resposta do produto a choques por diferentes tipos de gastos. É possível afirmar que o consumo do governo impacta positivamente o produto na maioria dos países⁴⁴. Contudo, em geral, o efeito do choque do consumo do governo sobre o produto 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,

⁴² 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 15 do apêndice 1.

⁴³ Na definição das funções de resposta a impulso, utilizou-se a função impulso-generalizada, que é invariante ao ordenamento imposto no VAR. Em outras palavras, não depende do ordenamento imposto no VAR (Pesaran e Shin, 1998).

⁴⁴ As exceções foram o Brasil e a Venezuela.

não é recomendável utilizar o investimento público como estabilizador automático, i.e, como política anticíclica com vistas a atenuar as flutuações econômicas de curto prazo.

O padrão descrito para o consumo e investimento governamental no curto prazo repete-se quando se acumula as funções de resposta a impulso nos cinco primeiros períodos. 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).

Vários multiplicadores do consumo do governo foram positivos e significativos (Quadro 4.3), 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, com exceção do México, não foram significativos. Portanto, os resultados sugerem que, na amostra utilizada, o grau de eficácia da política *keynesiana* de curto prazo é bastante limitado em termos de magnitude e extensão temporal. Ressalte-se que o consumo do governo, apesar de sua baixa magnitude em termos estatísticos, mostrou-se ser estatisticamente significativo, sendo, pois, preferível aos investimentos públicos como impulsionador da demanda agregada no curto prazo. Em linhas gerais, esses resultados corroboram as evidências encontradas por Perotti (2004).

Quando se analisam os efeitos de curto prazo dos gastos públicos (consumo e investimento público) sobre consumo e investimento privado os gastos públicos também mostram uma capacidade muito limitada em estimular a atividade econômica na América Latina, à semelhança do que já tinha sido observado nos impactos dos gastos públicos sobre o produto (ver figuras - 8 a 16 - das funções resposta a impulso no apêndice 2). De fato, a partir de dois anos, os efeitos dos gastos públicos tendem a desaparecer completamente. Também, de modo similar ao efeito sobre o produto, 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 públicos⁴⁵.

⁴⁵ A fim de comparar com outros países, ver 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).

QUADRO 4.3

Multiplicadores dos Gastos Públicos

Países	Período (ano)				
	1	2	3	4	5
Multiplicadores do Consumo do Governo ⁽¹⁾					
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 ⁽²⁾					
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.

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, 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.

Para obtenção dos resultados, utilizou-se a estrutura dos vetores autoregressivos cointegrados. A fim de expor os principais resultados de maneira didática, dividem-se as conclusões em dois contextos: relações de longo prazo e relações no curto prazo.

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 governamental afeta negativamente o produto e o consumo das famílias para a maioria dos países. No que diz respeito ao impacto do consumo do governo sobre o investimento privado, o resultado é de complementaridade para Colômbia, México e Venezuela e de substitutibilidade para Argentina, Brasil e Venezuela.

Esses resultados sugerem que o impacto do consumo do governo sobre o investimento privado depende do nível relativo desse consumo em relação ao investimento público. De fato, nos países em que esse nível é relativamente mais baixo ou sua evolução ao longo do tempo é de estabilidade ou queda, é possível encontrar relações positivas entre o consumo do governo e o 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).

Relações de curto prazo: em linhas gerais, os resultados de uma política de estabilização baseada em uma política *keynesiana* ativa de estabilização são bastante limitados em termos de magnitude e duração ao longo do tempo. De fato, com exceção do caso chileno, os multiplicadores quando significativos são geralmente abaixo de 1 e os efeitos dos choques perduram no máximo por 2 períodos, desaparecendo completamente no período subsequente.

Apêndice 1 - Tabelas

Tabela 1

Argentina - Testes de Raiz Unitária

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³
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)*

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 2

Brasil - Testes de Raiz Unitária

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³
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)

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 em um nível de significância de 5%

Tabela 3

Chile - Testes de Raiz Unitária

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³
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)

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

Colômbia - Testes de Raiz Unitária

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³
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)

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 em um 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 5

México - Testes de Raiz Unitária

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³
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)

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 6
Venezuela - Testes de Raiz Unitária

Testes/Variáveis	ADF			KPSS			Zivot e Andrews		
	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³
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)

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 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
Vetor de Co-Integração			
Y	dG	Z	
1,000	14,343 (2,472)	-0,043 (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 8
RELAÇÃO DE LONGO PRAZO - VARIÁVEIS FISCAIS e PIB - BRASIL
TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Estatísticas	Hipótese	Valores	Valores Críticos a 5%
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
Vetor de Co-Integração			
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 9
RELAÇÃO DE LONGO PRAZO - VARIÁVEIS FISCAIS e PIB - CHILE
TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Estatísticas	Hipótese	Valores	Valores Críticos a 5%
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
Vetor de Co-Integração			
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 10
RELAÇÃO DE LONGO PRAZO - VARIÁVEIS FISCAIS - COLÔMBIA
TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Estatísticas	Hipótese Nula	Valores	Valores Críticos a 5%
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
Vetor de Co-Integração			
	Y	Z	
	1,000	-2,764	
		(0,770)	

(*) 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)

Obs: Os valores entre parênteses são desvios-padrões

TABELA 11
RELAÇÃO DE LONGO PRAZO - VARIÁVEIS FISCAIS e PIB - MÉXICO
TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Estatísticas	Hipótese Nula	Valores	Valores Críticos a 5%
Traço	r =0*	44,122	29,68
	r ≤1	11,564	15,41
	r ≤2	0,084	3,76
Máximo-Autovalor	r =0*	32,558	20,97
	r ≤1	11,480	14,07
	r ≤2	0,084	3,76
Vetor de Co-Integração			
Y	G	Z	
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 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 ≤1	26,402	29,68
	r ≤2	7,600	15,41
	r ≤3	2,906	3,76
Máximo-Autovalor	r =0*	30,575	27,07
	r ≤1	18,802	20,97
	r ≤2	4,694	14,07
	r ≤3	2,906	3,76
Vetor de Co-Integração			
Y	G	Z	
1,000	0,097 (0,037)	-0,253 (0,029)	

(*) 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 13
Testes de Raiz Unitária - Zivot e Andrews - Consumo Privado

Países	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³
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 14
Testes de Raiz Unitária - Zivot e Andrews - Investimento Privado

Países	Nível ¹	Primeira Diferença ²	Conclusão ³
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%

TABELA 15

Cr terios de sele o de lags da ordem do Modelo de Corre o de

Pa�ses	Sele�o 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
Col�mbia	-7,670	-6,362	-6,417	-4,343	-5,293	-2,439
M�xico	-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

Ap ndice 2 – Figuras

Figura 1 – Argentina: Resposta do produto a choques por tipos de gastos p blicos

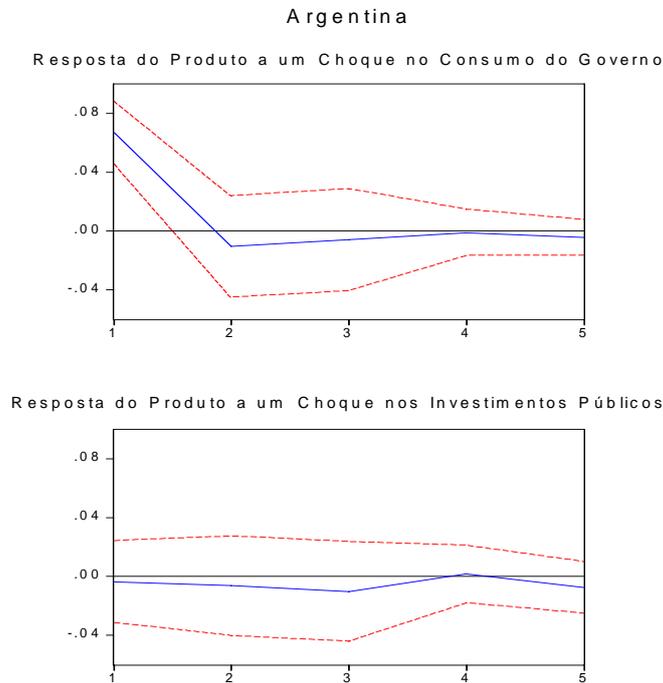


Figura 2 – Brasil: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos

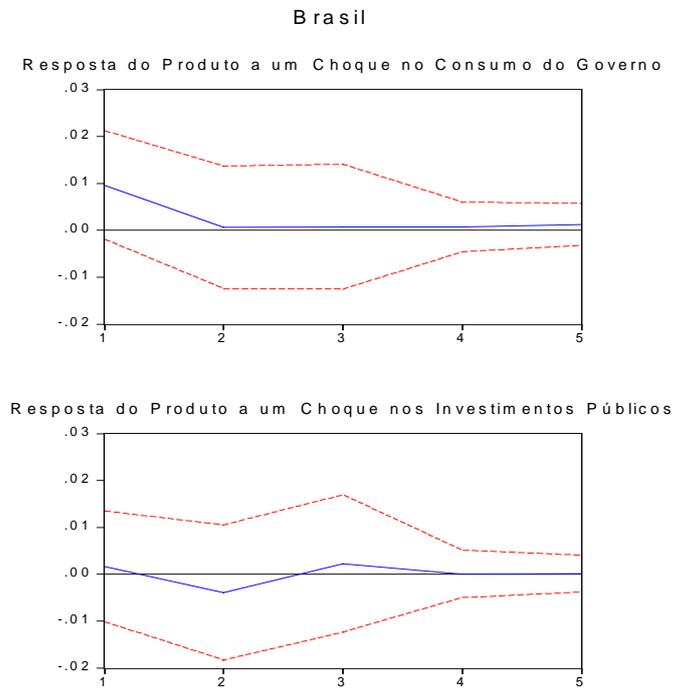


Figura 3 – Chile: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos

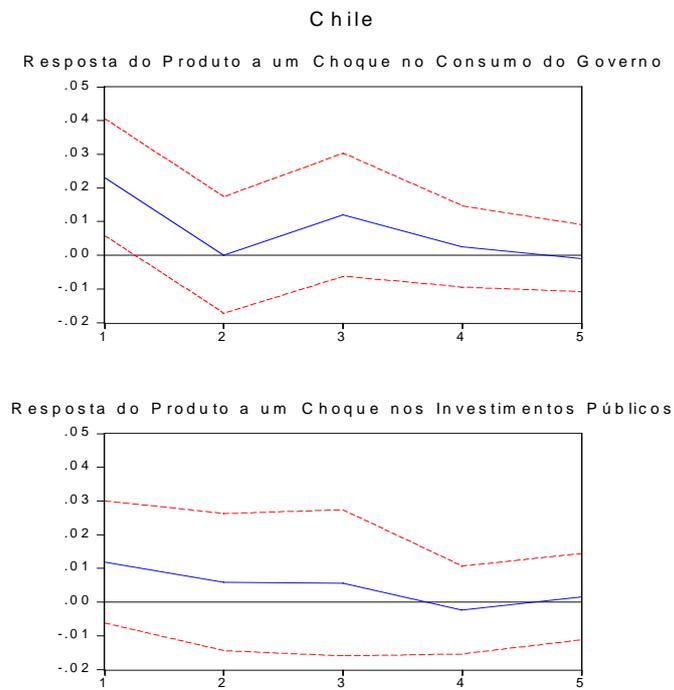


Figura 4 – Colômbia: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos

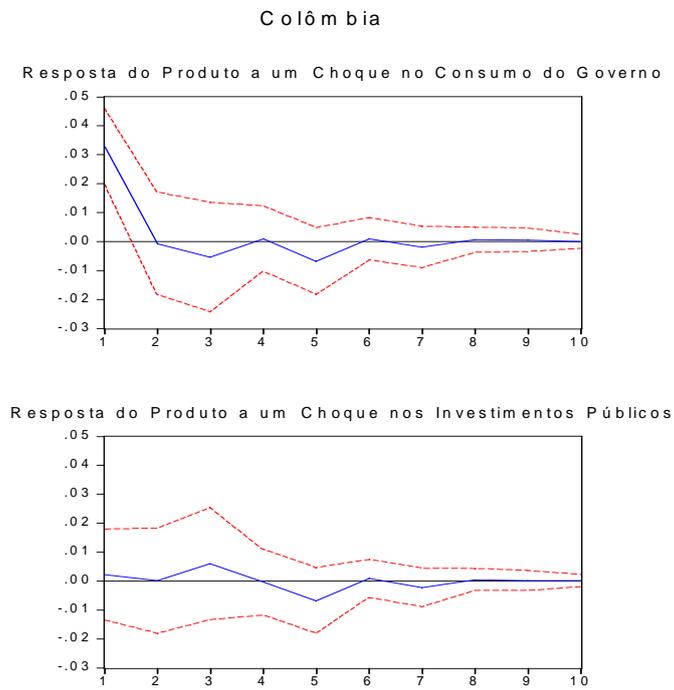


Figura 5 – México: Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos

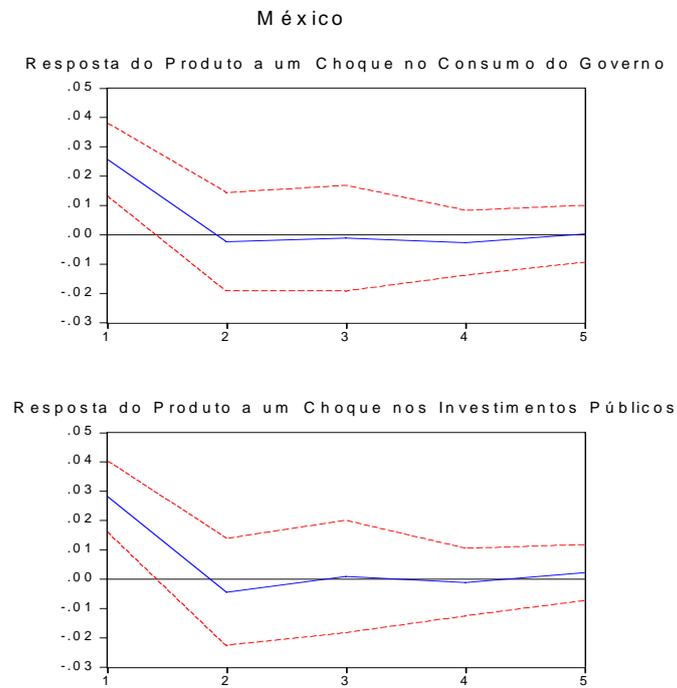


Figura 5 – Venezuela : Resposta do produto a choques por tipos de gastos públicos

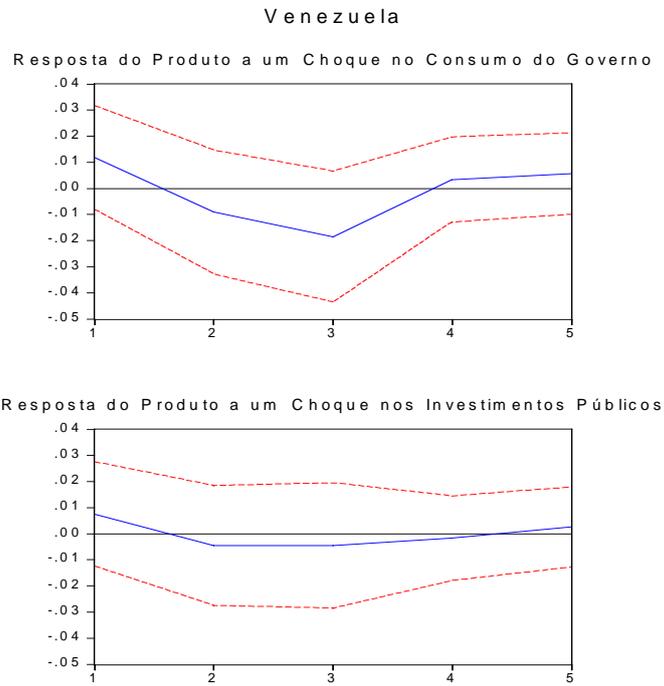
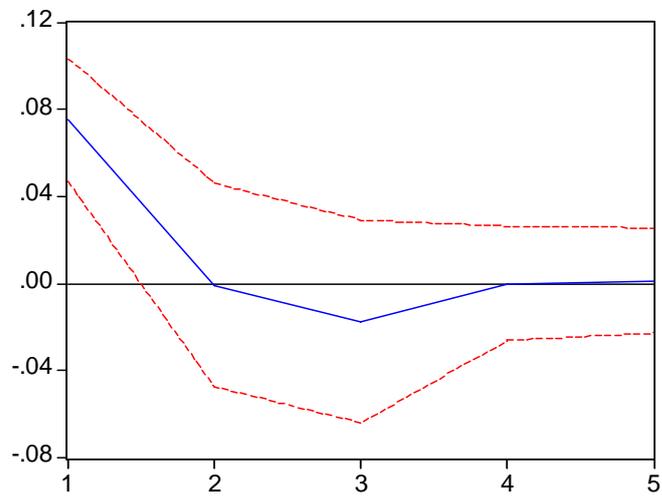


Figura 6 – Argentina: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo

Argentina

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



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo

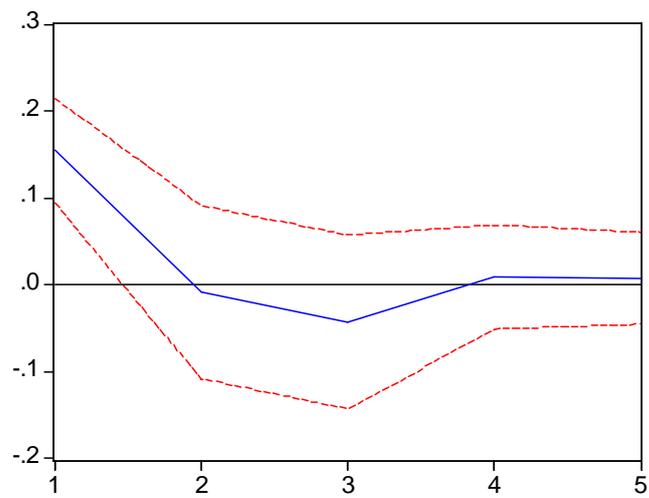
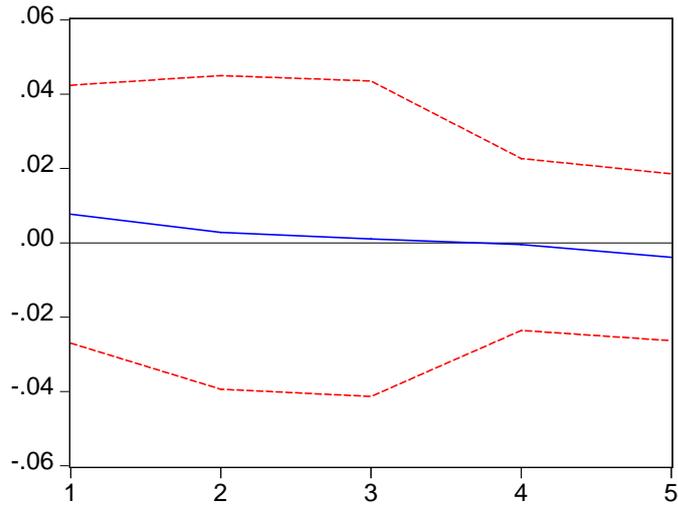


Figura 7 – Argentina: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público

Argentina

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público

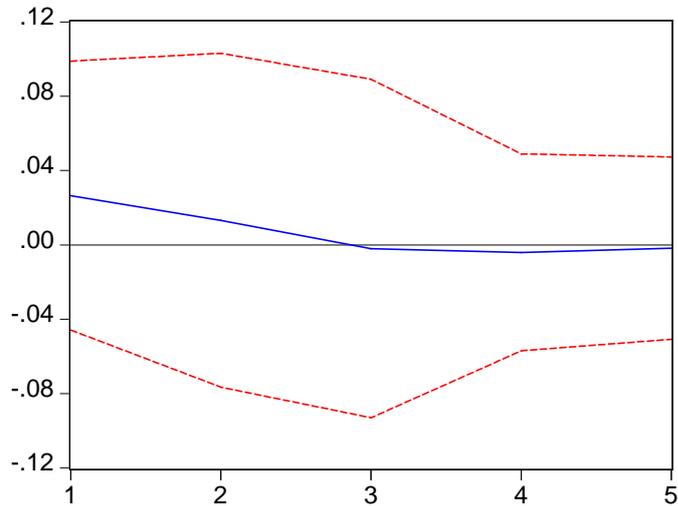
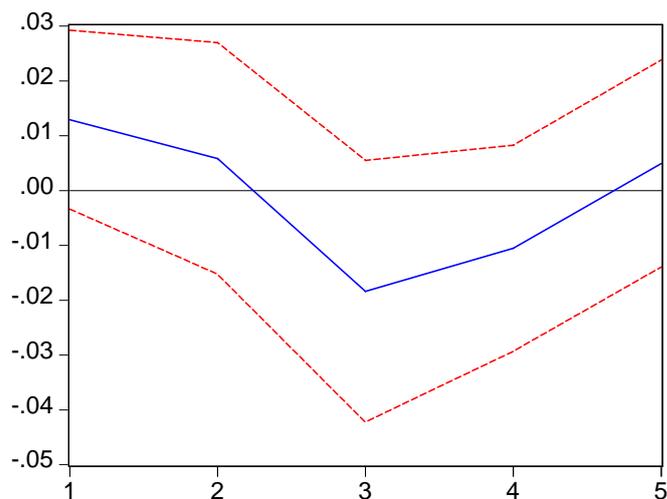


Figura 8 – Brasil: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo

Brasil

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



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo

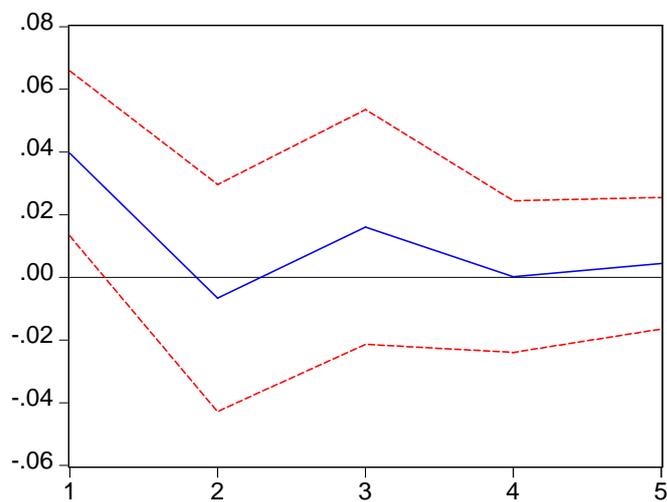
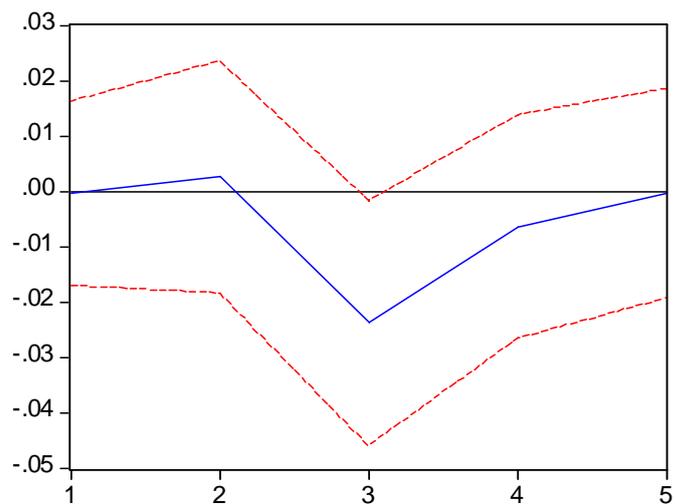


Figura 9 – Brasil: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público

Brasil

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público

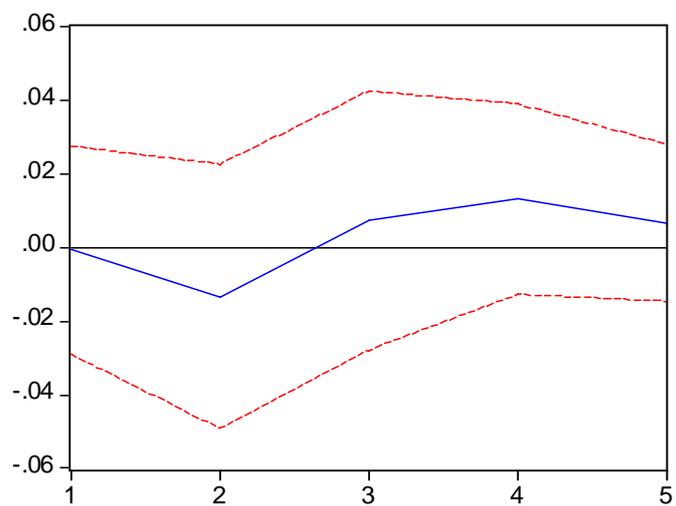
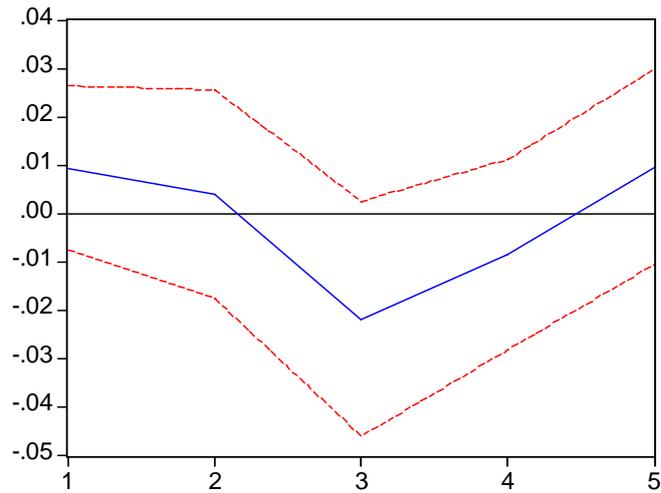


Figura 10 – Chile: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo

Chile

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



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo

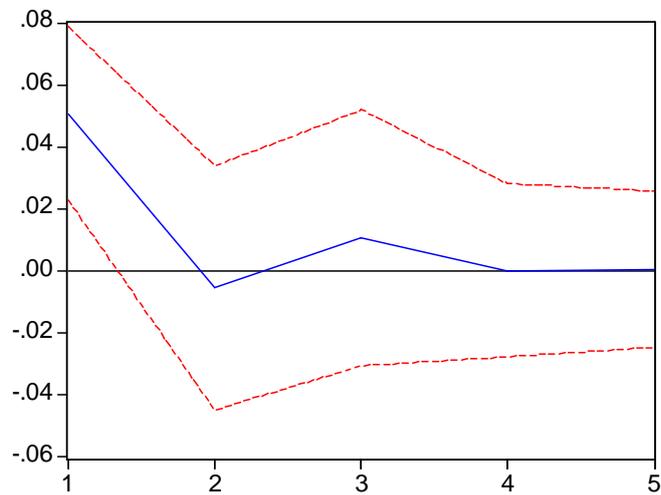
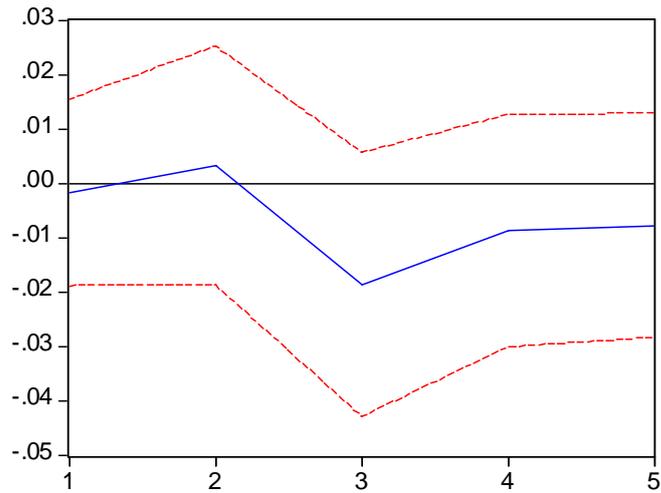


Figura 11 – Chile: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público

Chile

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público

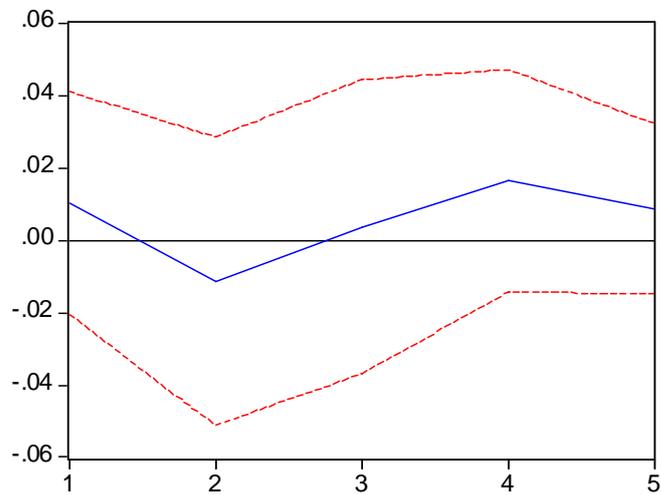
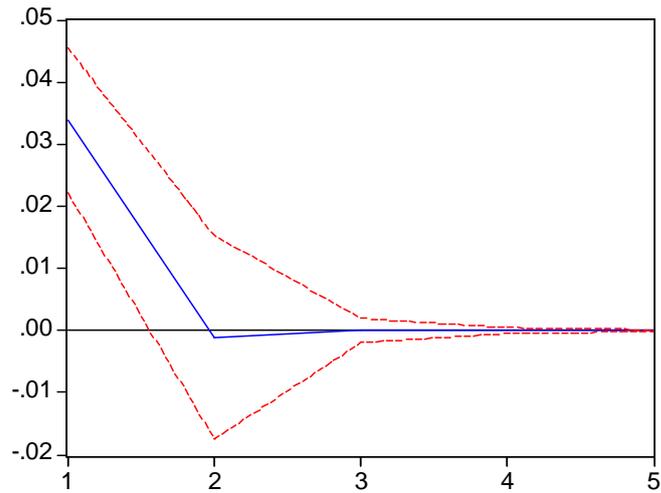


Figura 12 – Colômbia: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo

Colômbia

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



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo

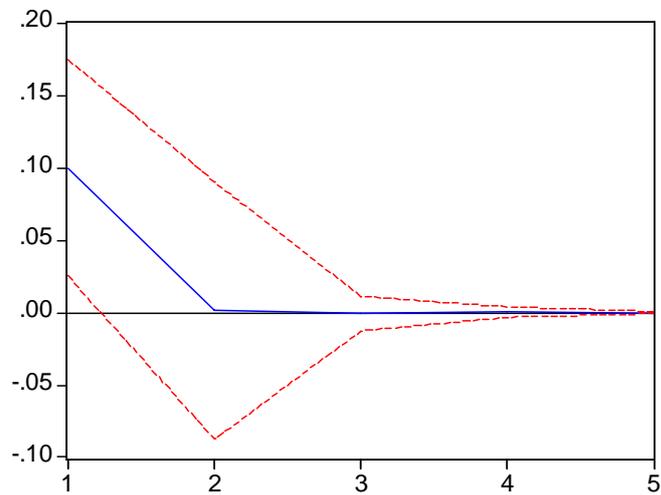
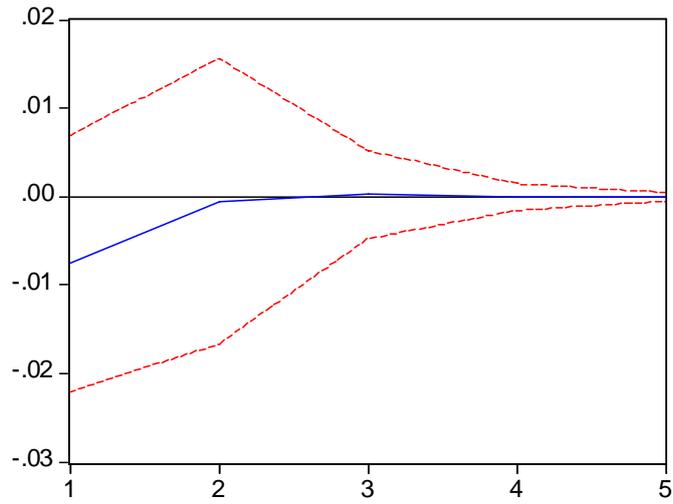


Figura 13 – Colômbia: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público.

Colômbia

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público

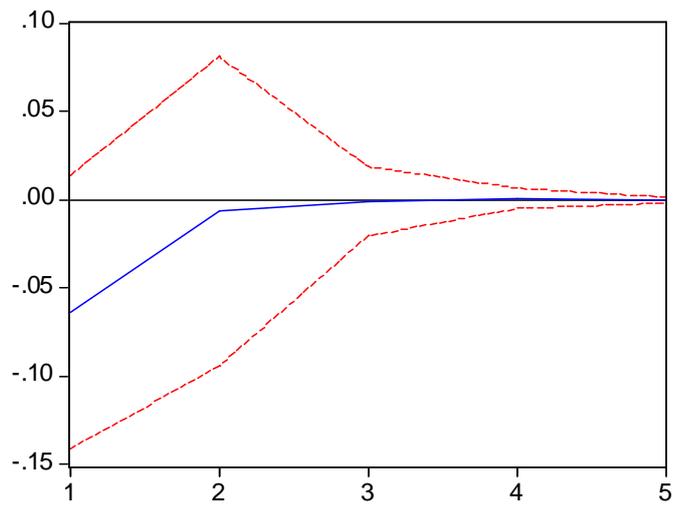
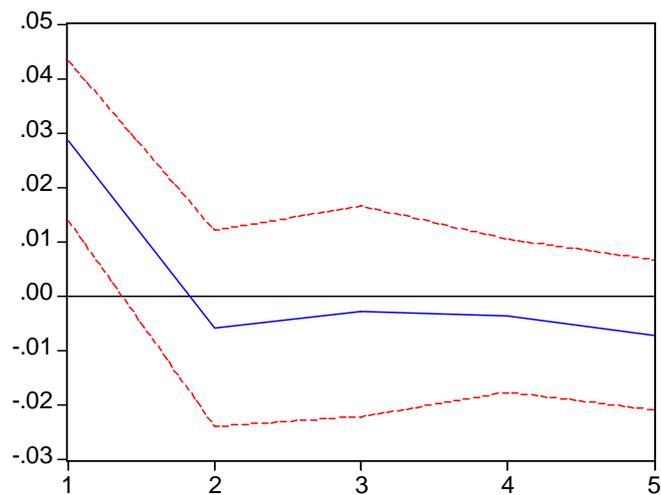


Figura 14 – México: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo.

México

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



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo

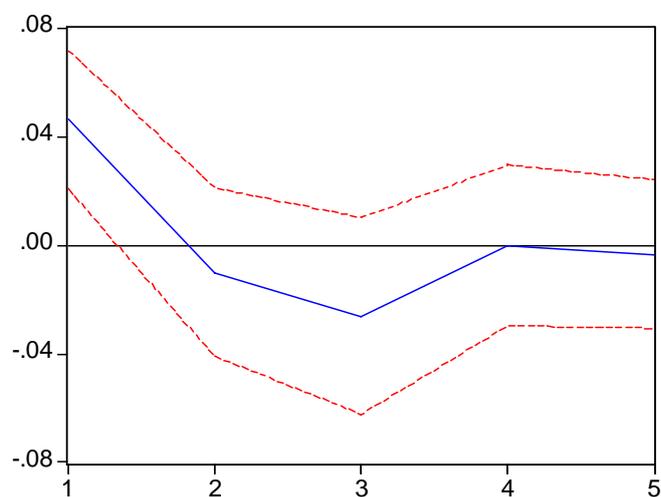
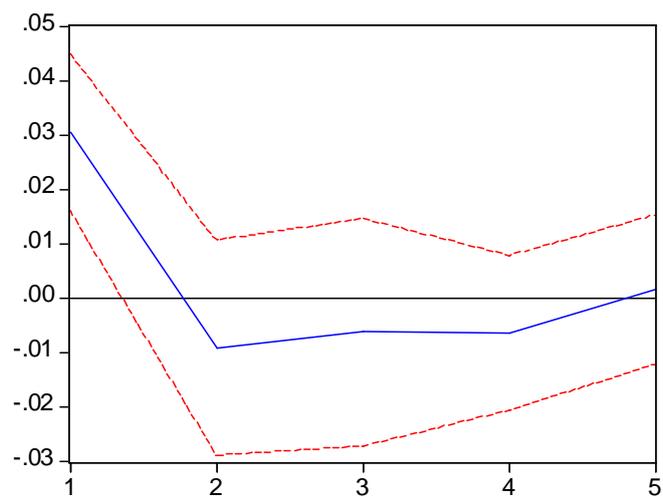


Figura 15 – México: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público

México

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público

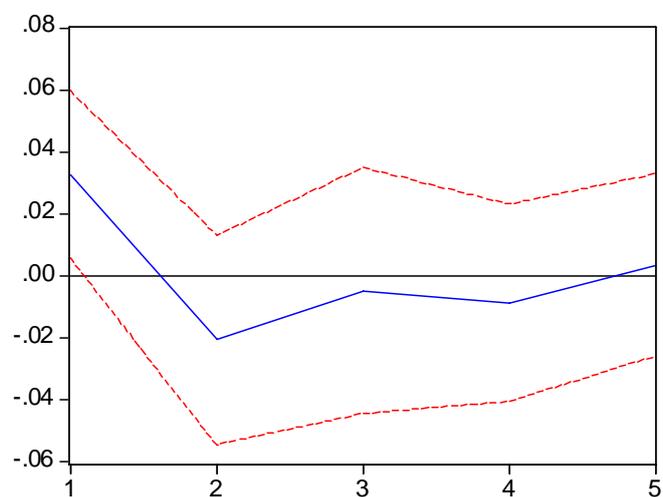
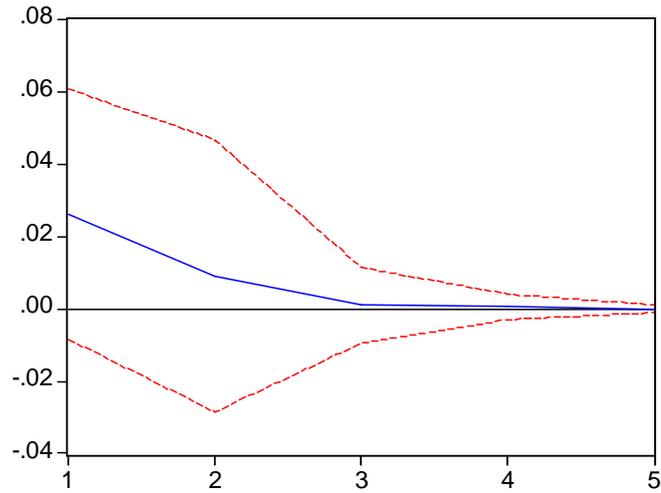


Figura 16 – Venezuela: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Consumo do Governo

Venezuela

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



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Consumo do Governo

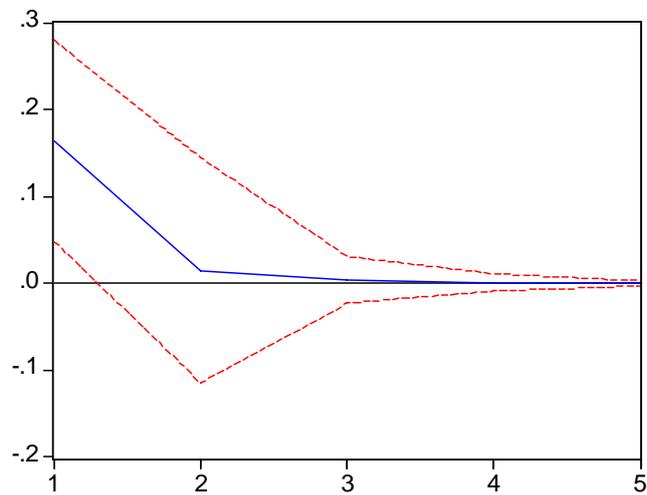
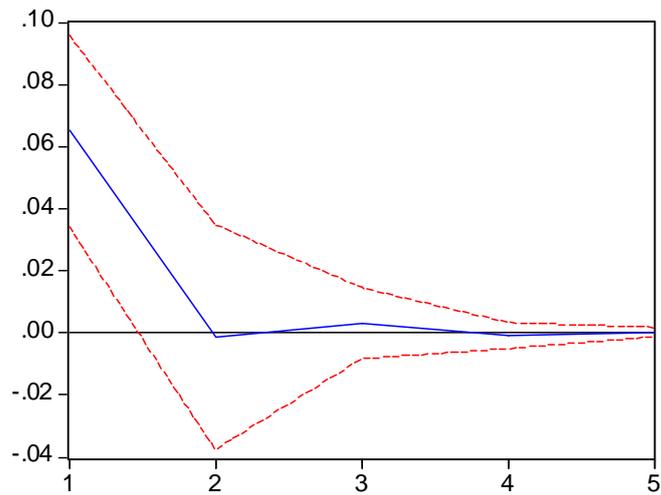


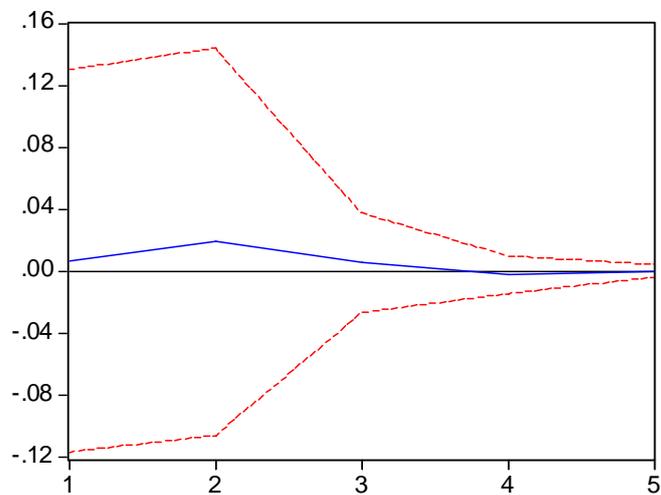
Figura 17 – Venezuela: Resposta do Consumo e do Investimento Privado a choques no Investimento Público

Venezuela

Resposta do Consumo das Famílias a um Choque no Investimento Público



Resposta do Investimento Privado a um Choque no Investimento Público



Referências Bibliográficas

Arrow, K. e Kurz, M. (1970). “Public Investment, the Rate of Return and Optimal Fiscal Policy”. Johns Hopkins Press, Baltimore, Md.

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.; 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.

Alesina, A.; Tabellini. (2005) “Why is Fiscal Policy Often Procyclical?”. NBER Working Paper No. 11600.

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.

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.
- 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.
- Bhagwati, J. Directly Unproductive Profit-Seeking DUP Activities. *Journal of Political Economy*, v. 90, n. 5, p. 988-1002, 1982.
- Buchanan, J. Rent Seeking and Profit Seeking. In: BUCHANAN, J. TOLLISON R. and G. TULLOCK. *Toward a Theory of the Rent Seeking Society*. College Station, TX: Texas A&M University Press, 1990.
- Calderón, C. and L. Servén (2003). “The Output Cost of Latin America’s Infrastructure Gap”. In W. Easterly and L. Servén (eds.): *The Limits of Stabilization: Infrastructure, Public Deficits, and Growth in Latin America*, Stanford University Press and the World Bank.
- Catão, Luis A. and Bennett W. Sutton (2002). “Sovereign Defaults: The Role of Volatility,” IMF Working Papers 02/149, International Monetary Fund.
- CEPAL (2005). *Anuario estadístico de América Latina y el Caribe, 2005 e vários números*.
- Clements, B., Faircloth, C. , Verhoeven, M. “Public Expenditure in Latin America: Trends and Key Policy Issues”. IMF Working Paper nº07/21.

- Devarajan, S.; Swarrop, V.; Zou, H. (1996). “The composition of public expenditure and economic growth”. *Journal of Monetary Economics*, 37,p. 313-344.
- Dos Santos, C. H.; Pires, M. (2007). “Reestimativas do Investimento Privado Brasileiro: Qual a Sensibilidade do Investimento Privado a Aumentos na Carga Tributária?”. IPEA: Texto para Discussão nº 1297: Brasília.
- Ferreira, P. C, Araújo, C. H. V. (2006). “On the Economic and Fiscal Effects of infrastructure Investment in Brazil”. FGV/EPGE: Ensaios Econômicos nº 613: Rio de Janeiro.
- 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.
- Gavin, M.; Perotti, R. (1997). “Fiscal Policy in Latin America,” in Bernanke, Ben and Rotemberg, Julio, *NBER Macroeconomics Annual 1997*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Houghwout, A. (2002): “Public Infrastructure Investments, Productivity, and Welfare in Fixed Geographic Areas”, *Journal of Public Economics*, 83, pp. 405-28.
- 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.

- Kaminski, G., Reinhart, C.; Vegh, C. (2004) “When it Rains it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies” in Mark Gertler and Kenneth Rogoff (eds) NBER Macroeconomic Annual 2004, , Cambridge, MA: MIT 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.
- Kneller, R., Bleaney, MF, Gemmell, N (1999). “Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries”. *Journal of Public Economics*, 74 (2): 171-190.
- Lane, Philip and Aaron Tornell (1998) “Why Aren’t Latin American Saving Rates Procyclical?” *Journal of Development Economics*, 57: 185- 200.
- Linnemann, L. (2005): “Distortionary Taxation, Debt, and the Transmission of Fiscal Policy Shocks,” *FinanzArchiv* 61, No. 3, 368–392.
- 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.
- 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, Novembre, 1999.
- Perotti, R. (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.
- Pritchett, L., (2000). "The Tyranny of Concepts: CUDIE (Cumulated, Depreciated, Investment Effort) is Not Capital," *Journal of Economic Growth*, 5 (4): 367-391.
- Ram, R. (1986). "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-section and Time Series Data". *American Economic Review*, v. 76, p. 191-203.
- Samuelson, P. (1954) "The Pure of Theory of Public Expenditures". *The Review of Economics and Statistics*, v. 36, p. 387-389, nov.
- Schmitz Jr. (2001) – "Government Production of Investment Goods and Aggregate Labor Productivity". *Journal of Monetary Economics*, 47, pp.163-87.
- 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.
- Srinivasan, T. (1985). "Neoclassical Political Economy, the State, and Economic Development." *Asian Development Review*, v. 3, n. 2, p. 38-58.
- 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.
- Szmrecsányi, T. (1982). "A Importância de Malthus na História do Pensamento Econômico". In: SZMRECSÁNYI, T. (Org.). São Paulo: Ática.
- Talvi, E.; Vegh, C. (2005) "Tax Base Variability and Procyclicality of Fiscal Policy" *Journal of Development Economics*, forthcoming.
- 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.
- 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.

Capítulo 4:

VARIÁVEIS FISCAIS E PIB PER CAPITA NO BRASIL: RELAÇÕES VIGENTES ENTRE 1901 E 2006

Resumo

Este artigo realiza por meio da técnica *Markov Switching* uma análise da receita primária, da despesa primária, do investimento e do consumo do governo federal brasileiro, de modo a verificar se esses itens se comportaram de maneira pró ou anticíclica em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* do Brasil, no período 1901 a 2006. Os resultados são sugestivos em pelo menos duas direções. Primeiro, nos períodos em que os respectivos regimes estatísticos se mostraram significativos, denota-se que, no Brasil, o governo federal é perdulário, pois, enquanto a taxa real de crescimento das despesas primárias do governo federal cresceu a uma média de 7,7% ao ano, o PIB *per capita* cresceu em média 5,09% ao ano, i.e, em média, nos períodos de alto crescimento econômico, o consumo do governo federal cresce significativamente mais que o aumento de riqueza da sociedade. Segundo, no governo federal brasileiro, só há um único regime fiscal de ciclicidade, que é o regime pró-cíclico entre a despesa primária e o PIB *per capita*, datado em diversos períodos do século passado.

Palavras-chaves: PIB *per capita*, receita, despesa, investimento e consumo.

Classificação JEL: H50, E62, C32

1. INTRODUÇÃO

Há uma considerável gama de estudos empíricos que analisam como os componentes da despesa pública de países da América Latina respondem a choques no produto, se de forma pró-cíclica ou anticíclica. Em geral, ao utilizar diversas categorias de gasto e períodos amostrais distintos, os autores desses estudos concluem ou indicam que o gasto público se comporta de maneira pró-cíclica (Gavin & Perotti, 1997; Kaminsky, Reinhart & Végh, 2004; Alesina & Tabellini, 2005; Talvi & Végh, 2005; Ellery-Jr & Gomes, 2005; Akitoby et.alli. 2006). A literatura justifica o caráter pró-cíclico da política fiscal em países em desenvolvimento sob pelo menos dois argumentos. Uma primeira razão estaria relacionada a restrições de liquidez enfrentadas por essas economias. Nos períodos de expansão, a oferta de crédito é mais abundante e os governos poderiam tomar empréstimos com maior facilidade e com isso elevar os dispêndios públicos. Nas recessões, a escassez da oferta de crédito limita o crescimento dos gastos públicos (Gavin & Perotti 1997, Catão & Sutton, 2002 e Kaminsky, Reinhart & Vegh, 2004).

Uma segunda linha de argumentação reside na literatura de economia política. Lane & Tornell (1998) defendem a existência do “efeito voracidade”, ou seja, nos períodos de expansão, os recursos públicos são maiores e a disputa por uma parcela excedente desses recursos se intensifica, o que obriga os governos a acomodarem as demandas dos diversos grupos por meio da expansão dos gastos. Por sua vez, Alesina & Tabellini (2005) defendem que a natureza pró-cíclica advém do comportamento dos eleitores diante de governos corruptos. A fim de evitar que os grupos corruptos ou “caçadores de renda” consigam extrair os recursos públicos excedentes do período de “boom”, esses eleitores demandam maiores gastos públicos. O problema é que os eleitores observam a expansão econômica, mas não são capazes de identificar, ao menos na margem, a elevação do endividamento público. Portanto, os problemas de informação imperfeita e agência⁴⁶ dos eleitores acabam conduzindo a uma expansão ainda maior dos empréstimos e gastos por parte do setor público.

⁴⁶ O problema de agência surge por que “Voters can replace a government that abuses of his powers, but in equilibrium they generally cannot push rents all the way to zero” (Alesina & Tabellini, 2005, p.3).

Neste artigo, objetiva-se promover uma análise da receita primária, da despesa primária, do investimento e do consumo do governo federal brasileiro, de modo a verificar se esses itens se comportaram de maneira pró ou anticíclica em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* do Brasil, no período 1901 a 2006. De fato, no âmbito da esfera federal brasileira, este estudo visa investigar empiricamente qual é a relação entre esses componentes do orçamento público e o PIB *per capita*, durante o século XX e limiar do século XXI. Trata-se de um estudo eminentemente descritivo e exploratório (de dados) do ponto de vista econométrico, que formalmente não testa qualquer modelo teórico.

Em particular, investiga-se se a relação encontrada entre essas variáveis fiscais e o PIB *per capita* altera-se ao longo do tempo. Nesse sentido, estimam-se modelos autorregressivos univariados e multivariados com a técnica *Markov Switching*. Esta técnica permite estimar modelos em que as variáveis se relacionam de maneira diferente em distintos regimes, de forma que os parâmetros desses modelos mudam de acordo com o regime em vigor. Assim, esses modelos levam em consideração possíveis relações de não-linearidades, já que a imposição de linearidade entre cada variável investigada e seus valores passados e os valores defasados das outras variáveis selecionadas é feita apenas em cada regime de maneira separada, de modo que os dados descrevem o comportamento entre as variáveis de uma forma mais flexível. Ademais, destaque-se que questões de endogeneidade ou causalidade reversa entre as variáveis são contempladas quando se utiliza essa técnica.

Os resultados encontrados neste artigo podem contribuir para a literatura empírica de política fiscal no Brasil, em especial para a que se preocupa com a evolução dos dados fiscais, haja vista que, a despeito do substancial número de artigos que investigam relações entre variáveis fiscais, não se encontrou na literatura brasileira artigo com o objetivo de realizar o proposto neste estudo. No âmbito internacional, de acordo com o encontrado, a literatura empírica de economia tem apontado respostas em relação à ciclicidade da política fiscal apenas com o uso de Vetores Auto-Regressivos (VAR). Como parece serem óbvias as vantagens da técnica de *Markov Switching* em relação ao VAR, espera-se que

este artigo também tenha algum tipo de contribuição no sentido de sugerir uma forma mais adequada para obter respostas acuradas relativas à datação da evolução de dados fiscais⁴⁷.

A estratégia de organização deste artigo está em consonância com Ribeiro & Teixeira⁴⁸ (2007). Assim, além desta introdução, o artigo está estruturado em quatro seções. Na próxima seção, descrevem-se os dados e alguns fatos estilizados do período em análise, 1901-2006. Na seção 3, discute-se de maneira sucinta os principais aspectos do modelo auto-regressivo *Markov Switching*. Na seção 4, apresentam-se os resultados empíricos. Por fim, na seção 5, evidenciam-se as principais conclusões.

2. DESCRIÇÃO DOS DADOS E ALGUNS FATOS ESTILIZADOS

No período 1901 a 2006, quatro variáveis não-financeiras do governo federal brasileiro foram utilizadas na análise: receita tributária total (direta e indireta); despesa primária; formação bruta de capital fixo⁴⁹; e consumo do governo, que exclui das despesas primárias as transferências governamentais às famílias e às empresas. No período 1901 a 2000, essas quatro variáveis foram retiradas do estudo Estatísticas do Século XX, disponível na *homepage* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). No período 2001 a 2006, utilizaram-se os dados do Tesouro Nacional, disponível na *homepage* da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda (STN/MF). Além dessas variáveis do governo federal, utilizou-se a variável PIB *per capita* do Brasil, disponibilizada para o período 1901 a 2006 no IPEADATA.

Inicialmente, a fim de melhor captar as possíveis relações de ciclicidade existentes entre as séries, todas as variáveis foram deflacionadas utilizando o deflator do PIB, disponível na *homepage* do IBGE para o período 1900 a 2006. Em seguida, foram calculadas as taxas de crescimento de cada uma das variáveis, obtendo-se, então: taxa real de crescimento do consumo do governo (DCG), taxa real de crescimento do investimento (DINV), taxa real de crescimento da despesa primária (DDP), taxa real de crescimento da

⁴⁷ Na literatura internacional, há artigos que investigam relações entre variáveis fiscais utilizando *Markov Switching*, como Höppner & Wesche (2000), mas esses não investigam possíveis relações de ciclicidade.

⁴⁸ Esses autores investigaram a relação entre indicadores do sistema financeiro e as taxas de poupança e investimento no Brasil, no período 1947-2004, utilizando o mesmo tipo de técnica utilizada neste artigo.

⁴⁹ Neste artigo, utiliza-se investimento como sinônimo de formação bruta de capital fixo.

receita tributária total (DRT) e a taxa real de crescimento do PIB *per capita* (DPIBPC). A figura 1 mostra o comportamento dessas cinco taxas reais de crescimento, que são as séries analisadas neste artigo⁵⁰. Alguns fatos merecem ser destacados.

Nos anos 1901 a 2006, as taxas reais de crescimento do PIB *per capita* oscilaram substancialmente, entre valores positivos e negativos. Nos idos de 1901 a 1928, quando existiam dois ou três anos com taxas reais de crescimento sequencialmente positivas, em seguida surgia um outro curto período com taxas reais de crescimento negativas. A forte oscilação do PIB *per capita* nesse período está em consonância com o que descreve Winston Fritsch em Abreu (1990). Dito de outro modo, segundo esse autor, durante os anos 1900-1930, a sucessão de crises econômicas esgarçam o tecido político além de sua possibilidade de resistência, ensejando, ao longo dos anos 30, não só um profundo redesenho das políticas econômicas, como das formas de organização do Estado.

Entre os anos 1932 e 1939, o Brasil experimenta o primeiro longo período no século XX com taxas reais positivas de crescimento do PIB *per capita*, com uma taxa média de crescimento real em torno de 4,5%. Nos anos 1940 a 1947, a economia brasileira passou por outro interstício de oscilação entre taxas positivas e negativas. Em seguida, no período 1948 a 1955, o Brasil experimentou mais um longo período com taxas reais de crescimento do PIB *per capita* sequencialmente não-negativas, que gerou uma taxa média de crescimento real de aproximadamente 4,1%.

No período 1957 a 1962, impulsionada pelas políticas de curto-prazo do Presidente Juscelino Kubitschek, a economia brasileira não somente alcança outro longo período com taxas reais de crescimento positivas do PIB *per capita*, mas também obtém a mais elevada (até então conhecida) taxa média de crescimento real dessa variável, cerca de 5,6%. A esse período segue-se um interregno com reordenamento das contas públicas na presidência Jânio Quadros, que renunciou perante a impopularidade de suas medidas, gerando a desordem política que culminaria no golpe militar de 1964. Essa desordem certamente é o principal fator da forte oscilação na taxa real de crescimento do PIB *per capita*, no interregno 1963-1965.

Durante os anos 1966 a 1980, de maneira ininterrupta, de acordo com a amostra utilizada neste estudo, a economia brasileira experimenta o período mais extenso de taxas

⁵⁰ Todas as figuras e tabelas deste estudo são apresentadas no Apêndice.

reais de crescimento positivas do PIB *per capita*. Ademais, nesse período, o Brasil obteve a maior taxa média de crescimento real do PIB *per capita* do século XX, aproximadamente 5,8%. Nessa época, o I e II PND são instituídos e acontece o que os historiógrafos da economia brasileira chamam de milagre econômico. Este é um período em que os economistas debruçam-se com veemência até os dias atuais, no intuito de entender os determinantes das altas taxas de crescimento do PIB *per capita* ocorridas na época⁵¹.

De 1981 a 1992, em que se perpassa a redemocratização e as mais diversas tentativas de estabilização de preços, a taxa real de crescimento do PIB *per capita* volta a oscilar fortemente, com mais variações negativas do que positivas, de forma que a taxa média de crescimento real desse período fica em torno de - 0,6%.

No período 1993 a 2006, com a democracia e a estabilização econômica se estabelecendo, a economia brasileira volta a experimentar um período com taxa real de crescimento do PIB *per capita* variando mais positivamente do que negativamente, recuperando aparentemente sua tendência de crescimento de longo prazo, com uma taxa média de crescimento real do PIB *per capita* em torno de 1,5 %. Destaque-se que, ao se considerar apenas o período 2003-2006, essa taxa média passa para aproximadamente 2,7%.

Na maior parte do período em análise, a receita tributária total apresenta taxas reais de crescimento positivas. De fato, no período 1901-2006, somente em aproximadamente 20 anos, não necessariamente seqüenciados, essa receita apresentou taxas reais de crescimento negativas. Embora com níveis de taxas reais de crescimento distintas, durante esse período, a taxa real de crescimento da despesa primária apresentou variações similares às apresentadas pela receita tributária total. Em outras palavras, em períodos em que a receita tributária apresentou taxas reais de crescimento positivas, a despesa também as apresentou; e vice-versa. É válido também destacar que tanto as taxas reais de crescimento da receita quanto da despesa apresentaram um comportamento similar ao apresentado pelas taxas reais de crescimento do PIB *per capita*. Além disso, é possível identificar que, em termos absolutos, as variações das taxas reais de crescimento da receita e da despesa são sempre maiores do que a da taxa real de crescimento do PIB *per capita*.

⁵¹ A esse respeito ver Veloso *et alli* (2007).

No que concerne às taxas reais de crescimento do investimento e do consumo do governo federal no período em investigação, não há, ao menos visualmente, uma relação entre essas taxas e a taxa real de crescimento do PIB *per capita*. Ademais, ao observar os gráficos dessas duas variáveis fiscais, percebe-se que há um comportamento errático ou bastante oscilatório durante todo o período analisado.

Antes da análise principal deste artigo, que é feita por meio do modelo *Markov Switching - Vector Autorregressive* (MS-VAR), testou-se a presença de raiz unitária em cada uma das séries utilizadas⁵². Em consequência disso, utilizou-se o teste “aumentado” de Dickey-Fuller (1981) e o proposto por Zivot e Andrews (1992), que leva em consideração quebras estruturais nas séries. Os resultados sugerem que as cinco séries usadas neste artigo são estacionárias. As escolhas das defasagens do VAR seguiram os seguintes critérios de seleção: Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hanna-Quin (HQ), de modo que a defasagem do VAR foi escolhida quando indicada por todos os testes ou por sua maioria⁵³.

3. METODOLOGIA⁵⁴

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. Assim, questões de endogeneidade ou causalidade reversa entre as variáveis são contempladas nessa metodologia. Contudo, quando a série temporal apresenta quebra estrutural, variando em diferentes patamares, o modelo VAR não é o mais apropriado.

Nesse caso, os modelos auto-regressivos vetoriais *Markov Switching* (MS-VAR) se apresentam como uma forma de estimar uma série temporal em que ocorra mudança súbita, do tipo quebra estrutural, de modo que, após essa mudança, essa série passa a seguir um

⁵² Para que a análise VAR seja efetuada, é necessário testar se as séries são estacionárias, pois, como é de praxe, somente são utilizadas séries estacionárias na estimação do VAR. A fim de obter maiores detalhes sobre a necessidade de utilizar séries estacionárias na estimação de modelos VAR, ver o capítulo 11 de Hamilton (1994).

⁵³ Os resultados dos testes de raiz unitária e dos critérios de seleção para escolha de defasagens poderão ser disponibilizados, caso sejam solicitados.

⁵⁴ Em linhas gerais, esta seção segue Hamilton (1994), Krolzig (1997) e, em alguma medida, beneficia-se da estrutura metodológica proposta por Ribeiro & Teixeira (2007).

regime diferente do que vigia. Entenda-se mudança de regime o fato de os parâmetros do modelo VAR serem variantes no tempo, i.e, de acordo com um determinado regime, assumem valores diferentes⁵⁵.

Desde que, neste artigo, busca-se responder se alguns itens do orçamento público federal se comportaram de maneira pró ou anticíclica em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, investigando-se não apenas se a relação encontrada entre essas variáveis fiscais e o PIB *per capita* altera-se ao longo do tempo, mas também em quais períodos essas alterações aconteceram, o modelo MS-VAR se apresenta como mais apropriado do que o próprio VAR.

Os parâmetros do modelo MS-VAR variam ao longo do tempo, dependentes da variável discreta não observada s_t , que indica o regime prevalecente em t e segue um processo de Markov. Nesse caso, dado uma variável temporal y_t estacionária, pode-se apresentar o seguinte modelo auto-regressivo⁵⁶:

$$y_t = \mu(s_t) + \alpha_1(s_t)y_{t-1} + \dots + \alpha_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (1),$$

em que μ é o intercepto, $\alpha_1, \dots, \alpha_p$ são os termos auto-regressivos e u_t é o termo de erro, tal que $u_t | s_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2(s_t))$. Os termos $\mu(s_t), \alpha_1(s_t), \dots, \alpha_p(s_t)$ e $\sigma^2(s_t)$ representam funções que descrevem os parâmetros em função da variável de regime s_t .

Em outras palavras, apesar de os parâmetros serem variantes no tempo, são considerados invariantes no tempo quando condicionados à variável não observável $s_t \in \{1, \dots, N\}$. Essa representação empírica é conhecida por MS(N)-AR(p), caracterizada pelo número de regimes N e pela autoregressividade de ordem p . Ressalte-se que s_t é não observável, discreta ao longo do tempo e guiada por um processo de Markov, que é definido por probabilidades de transição constantes entre quaisquer dois regimes. Essas probabilidades são representadas da seguinte forma:

⁵⁵ Para maiores detalhes, ver o capítulo 22 de Hamilton (1994).

⁵⁶ Observe que a representação da equação (1) refere-se a um modelo univariado. A partir dessa representação, facilmente é possível estender para o caso multivariado, no qual em vez de MS-AR obtém-se MS-VAR. Para maiores detalhes, ver Krolzig (1997).

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \text{ em que } \sum_{j=1}^N p_{ij} = 1, \text{ ou para todo } i, j \in \{1, \dots, N\}. \quad (2)$$

A fim de se obter uma distribuição de probabilidade estacionária, assume-se que o processo de Markov é ergódico. Estimam-se os parâmetros μ , $\alpha_1, \dots, \alpha_p$ e σ^2 em cada regime, a probabilidade de transição p_{ij} e o valor inicial de cada regime. Costuma-se representar esses parâmetros conjuntamente por um vetor ζ . Condicionando-se no valor de ζ e nas observações amostrais de y , representado pelo vetor $Y_t = (y_t, \dots, y_1)$, é possível calcular a probabilidade de o processo estar em um regime específico na data t .

Em cada data t , duas diferentes probabilidades podem ser estimadas: filtradas e suavizadas. O procedimento que calcula as probabilidades filtradas usa as observações disponíveis até a data t e é representado por $\Pr(s_t | Y_t; \zeta)$. O procedimento que calcula as probabilidades suavizadas fornece uma inferência do regime usando informação da amostra inteira (até a data T) e é representado por $\Pr(s_t | Y_T; \zeta)$.

De acordo com o mostrado em Hamilton (1990) e utilizado em Ribeiro & Teixeira (2007), o algoritmo de maximização das expectativas pode ser utilizado em conjunto com os procedimentos de cálculo das probabilidades filtradas e suavizadas, de modo a obter as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros. Cada interação do algoritmo consiste de dois passos. No passo de cálculo das expectativas, os valores de s_t não observados são estimados por meio das probabilidades suavizadas.

Em seguida, as probabilidades condicionais $\Pr(s_t | Y_t; \zeta^{(j-1)})$ e $\Pr(s_t | Y_T; \zeta^{(j-1)})$ são estimadas usando o vetor de parâmetros $\zeta^{(j-1)}$ referente ao último passo de maximização. No passo de maximização, a estimativa de máxima verossimilhança de ζ é obtida, por meio dos regimes de probabilidades condicionais, $\Pr(s_t | Y_t; \zeta)$ e $\Pr(s_t | Y_T; \zeta)$, que são substituídas pelas probabilidades suavizadas do último passo de maximização, ou seja, $\Pr(s_t | Y_T; \zeta^{(j-1)})$.

Com vistas a iniciar o processo, o algoritmo assume valores iniciais para os parâmetros ($\zeta^{(0)}$). A partir daí, interagem-se os dois passos até a função de verossimilhança aumentar muito pouco entre duas interações sucessivas. As especificações dos modelos

univariados e multivariados *Markov Switching* seguiram a estratégia proposta por Krolzig (1997). Inicialmente, foram estimados modelos simples nos quais as mudanças de regime restringem-se ao parâmetro do intercepto.

Em seguida, utilizando o teste *Likelihood Ratio* (LR), esse modelo inicial era confrontado com modelos alternativos nos quais sucessivamente estendia-se a mudança de regime aos outros parâmetros do modelo. Neste artigo, de acordo com o teste LR, esse tipo de procedimento sempre levou à opção pelo modelo com mudança de regime restrita ao intercepto. Ademais, de acordo com o intuito de investigar os períodos pró-cíclicos e anticíclicos e em virtude da frequência (anual) das séries, optou-se por especificar os modelos MS-AR e MS-VAR com dois regimes.

4. RESULTADOS

Inicialmente, investigou-se a possibilidade de um regime comum entre duas ou mais séries. Isso foi feito ajustando um modelo univariado para cada uma das cinco séries utilizadas neste estudo e verificando se existiam mudanças de regime contemporâneas, enfatizando as relações entre as variáveis fiscais e o PIB *per capita*. Após isso, ao se detectar uma relação contemporânea, estimou-se o modelo bi-variado e inferiu-se a respeito das relações de ciclicidade existentes.

Os resultados das estimativas dos modelos univariados da taxa real de crescimento do consumo do governo, da taxa real de crescimento do investimento, da taxa real de crescimento da despesa primária, da taxa real de crescimento da receita tributária total e da taxa real de crescimento do PIB *per capita*, incluindo as propriedades visuais dos resíduos padronizados (i.e, resíduos corrigidos para os efeitos de mudança de regime) e as probabilidades de regime, são apresentados nas tabelas 1 a 5 e nas figuras 2 a 11, as quais, assim como as demais figuras e tabelas deste artigo, estão no apêndice.

As propriedades estatísticas dos resíduos padronizados sugerem normalidade e ausência de correlações fortes (figuras 2, 4, 6, 8 e 10). Em todos os modelos univariados ajustados, o teste LR rejeitou a hipótese nula de linearidade. Os parâmetros estimados para a taxa real de crescimento do consumo governo (DCG) estão na tabela 1, ressaltando-se que as mudanças de regime, de maneira idêntica aos demais modelos, são restritas somente ao

parâmetro do intercepto. Neste caso, apenas o regime 1, que corresponde a uma taxa média de crescimento de aproximadamente 4,7% ao ano (a.a), é significativo⁵⁷.

As probabilidades de transição estimadas corroboram a significância exclusiva do regime 1. Além disso, note que o regime 1 é de altíssima frequência (alta probabilidade incondicional), cerca de 99%, com duração média de 102,94 anos, que é equivalente a quase o total da amostra. Em suma, para a DCG, o modelo MS (2)- AR(1) denota que só há um regime. A figura 3 mostra as probabilidades suavizadas e estimadas para DCG. Mais uma vez, denota-se a predominância quase que integral do regime 1. De fato, ainda que de maneira não significativa, o regime 2 somente se apresenta no ano 1934.

Os parâmetros estimados para a taxa real de crescimento do investimento (DINV) estão na tabela 2. No caso de DINV, nenhum dos regimes é significativo, o que desautoriza qualquer tipo de análise em relação ao modelo MS (2)- AR (1) estimado. Os parâmetros estimados para a taxa real de crescimento da despesa primária (DDP) estão na tabela 3. Note que somente o regime 2 é significativo. Nesse regime, que tem duração média de 4,3 anos, a taxa real média de crescimento é de aproximadamente 7,7% a.a..

Desde que tanto o consumo do governo como a despesa primária apresentaram significativas e positivas taxas reais de crescimento, em seus respectivos regimes significativos, com o consumo do governo apresentando uma taxa real em torno de 4,7% e as despesas primárias em torno de 7,7%, é possível suspeitar que as transferências governamentais a empresas e indivíduos⁵⁸, que distingue o consumo do governo da despesa primária, são as responsáveis pelo maior crescimento das despesas primárias em relação ao consumo do governo ao longo do século XX e no limiar do século XXI.

A figura 7 mostra as probabilidades suavizadas e estimadas para DDP. Note que o regime 2 prepondera fortemente nos seguintes intervalos: 1917 a 1920, 1930 a 1938 e 1948 a 1953. Destaquem-se ainda os intervalos 1955 a 1961 e 1967 a 1979, nos quais também o

⁵⁷ A fim de calcular a média da taxa de crescimento, toma-se a esperança incondicional da respectiva equação do modelo *Markov Switching*. Nesse caso e nos seguintes, $\Delta y_t = \mu_1 + \beta \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$, no primeiro regime, e $\Delta y_t = \mu_2 + \beta \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$, no segundo regime. Ao se calcular a esperança incondicional do primeiro regime, tem-se: $E(\Delta y_t) = \mu_1 / (1 - \beta)$, o que equivale, no caso da taxa real de crescimento do consumo governo, a $E(DCG) = 5,7973 / 1,2698 = 4,5655$. Vários modelos foram estimados, mas, de acordo com os critérios convencionais de comparação de modelos, o MS (2) – AR (1) sempre apresentou melhor desempenho.

⁵⁸ É válido destacar que as transferências aos indivíduos incluem os benefícios previdenciários do Regime Geral da Previdência Social (RGPS).

regime 2 preponderara sobre o regime 1, mas em menor intensidade do que os demais intervalos em que o regime 2 foi significativamente preponderante.

Os parâmetros estimados para a taxa real de crescimento da receita tributária total (DRT) estão na tabela 4. Neste caso, tanto o regime 1 como o regime 2 são significativos. Note que os diferentes sinais para as estimativas do intercepto em cada um desses regimes sugerem a existência de períodos caracterizados por queda ou crescimento (regimes 1 e 2, respectivamente) da receita tributária total. O regime 2, com aproximadamente 98% de probabilidade incondicional, é inequivocamente mais freqüente que o regime 1, que possui cerca de 2% dessa probabilidade. Em consequência disso, a duração média do regime 2 é de 78,8 anos, enquanto a do regime 1 é de 1,46 ano.

A figura 9 mostra as probabilidades suavizadas e estimadas para DRT. Note que o regime 1 prepondera somente nos anos 1914 e 1915. Nos demais anos do século XX e limiar do século XXI, o regime 2 prepondera fortemente. Em outras palavras, de acordo com a datação do MS (2) – AR (1), apenas, no limiar da primeira guerra mundial, a receita tributária apresentou um período de significativas quedas. Nos outros anos, a carga tributária federal apresentou significativos sinais de crescimento real, em média, cerca de 6,3% a.a..

Os parâmetros estimados para a taxa real de crescimento do PIB *per capita* (DPIBPC) estão na tabela 5. Observe que apenas o regime 2, que corresponde a uma taxa média de crescimento em torno de 5,2% a.a., é significativo. Esse regime tem uma duração média de aproximadamente 4 anos. Na figura 11, são apresentadas as probabilidades filtradas e suavizadas. Observe que o regime 2 prepondera fortemente nos anos iniciais dos anos de 1920, nos anos 1933 a 1939, na década de 50 até o iníciozinho da década de 60 e nos anos 1968 até 1979.

Sabendo-se que um dos objetivos deste artigo é investigar qual é a relação entre variáveis fiscais e o PIB *per capita*, após analisar todos os resultados das estimativas dos modelos univariados, ao menos três observações merecem ser feitas.

Em primeiro lugar, destaque-se o fato de a taxa real de crescimento do PIB *per capita* é significativa em apenas um regime, que é positivo. As taxas reais de crescimento do consumo do governo, da receita tributária total e da despesa primária são positivas e

significativas em um regime⁵⁹. Nem o consumo do governo nem a despesa primária apresentam um regime em que a taxa real seja significativamente negativa. Logo, se fosse feita alguma análise de ciclicidade observando apenas os modelos univariados, dir-se-ia que não há possibilidade de relação anticíclica entre PIB *per capita* e despesa primária e/ou entre PIB *per capita* e consumo do governo.

Em segundo, observando-se as médias das taxas reais de crescimento auferidas por meio dos modelos MS (2)-AR (1), pode-se desconfiar do quão perdulário o governo federal tem sido desde a proclamação da República do Brasil. De fato, enquanto o PIB *per capita* cresceu em média 5,09% a.a., a taxa real de crescimento das despesas primárias cresceu a uma média de 7,7% a.a.. Em outras palavras, no século XX e limiar do século XXI, em média, o governo federal cresceu em uma proporção maior que o aumento de riqueza da sociedade.

Em terceiro lugar, ao se observar minuciosamente os modelos univariados estimados, comparando-se a evolução de cada um deles em relação à do PIB *per capita*, percebe-se um regime contemporâneo para as taxas reais de crescimento da despesa primária e do PIB *per capita*. Diante disso, estimou-se um modelo bi-variado, MS (2)-VAR (1), para essas duas variáveis⁶⁰.

Os parâmetros estimados para o modelo bi-variado que contempla a taxa real de crescimento da despesa primária (DDP) e a taxa real de crescimento do PIB *per capita* (DPIBPC) estão na tabela 6. Observe que, em um nível de significância de 5%, a DDP e a DPIBPC confirmam os resultados encontrados nos modelos univariados, i.e, no regime 2, essas taxas são positivas e significativas em níveis próximos aos observados nos modelos univariados, o que sugere que, no Brasil, durante o século XX e limiar do século XXI, o único regime de ciclicidade observado entre despesa primária e PIB *per capita* é o pró-cíclico⁶¹.

Além disso, é válido também destacar que, de maneira significativa, o modelo bi-variado sugere que um aumento de 1% na taxa real de crescimento da despesa primária no

⁵⁹ A taxa real de crescimento da receita tributária total é significativamente negativa no outro regime, porém esse regime vigora em somente dois anos, o que torna sua análise completamente desprezível para os propósitos deste artigo.

⁶⁰ Novamente, o MS (2)-VAR (1) apresentou-se como o modelo mais apropriado.

⁶¹ Mesmo sem observar um regime contemporâneo entre as outras variáveis fiscais e o PIB *per capita*, foram estimados modelos bi-variados e multivariados entre essas outras variáveis e o PIB *per capita*. Neste caso, nenhuma relação de ciclicidade foi sugerida. Esses resultados estão disponíveis, caso sejam solicitados.

ano anterior, leva a uma diminuição de aproximadamente 2,7% no crescimento da taxa real de crescimento do PIB *per capita*. A figura 11 mostra as probabilidades suavizadas e estimadas para DDP e DPIBPC. Note que o regime 2, que se caracteriza como pró-cíclico e tem uma duração média de 4,8 anos, prepondera em meados da década de 80, em meados da década de 90 e em vários sub-períodos das décadas de 20, 30, 40, 50, 60, 70.

5. CONCLUSÕES

Neste artigo, investigaram-se as relações entre as taxas reais de crescimento de cinco variáveis fiscais e a taxa real de crescimento do PIB *per capita*, observando-se, inclusive, possíveis relações de ciclicidade no período 1901 a 2006. A técnica *Markov Switching* permitiu a possibilidade de diversas relações entre essas variáveis ao longo desse período. Assim, de acordo com os resultados encontrados, pelo menos três considerações podem ser feitas.

Primeiro, observando-se as médias das taxas reais de crescimento auferidas por meio dos modelos estimados, pode-se sugerir que o governo federal é perdulário, pois, enquanto a taxa real de crescimento das despesas primárias cresceu a uma média de 7,7% a.a., o PIB *per capita* cresceu em média 5,09% a.a. Em outras palavras, no século XX e limiar do século XXI, em média, o governo federal cresceu em uma proporção maior que o aumento de riqueza da sociedade.

Segundo, no Brasil, ao longo do período em análise, observa-se um único regime fiscal de ciclicidade, que é o regime pró-cíclico entre a despesa primária e o PIB *per capita*, datado em diversos períodos do século passado, o que pode corroborar os resultados encontrados em diversos estudos empíricos para a América Latina, conforme mencionado na introdução.

Terceiro, os resultados deste artigo sugerem que um aumento de 1% na taxa real de crescimento da despesa primária do governo federal no ano anterior implica uma diminuição de aproximadamente 2,7% no crescimento da taxa real de crescimento do PIB *per capita*.

Diante dos principais resultados deste estudo, é válido mencionar que existe uma linha de argumentação que tenta explicar a pró-ciclicidade da política fiscal relacionando-

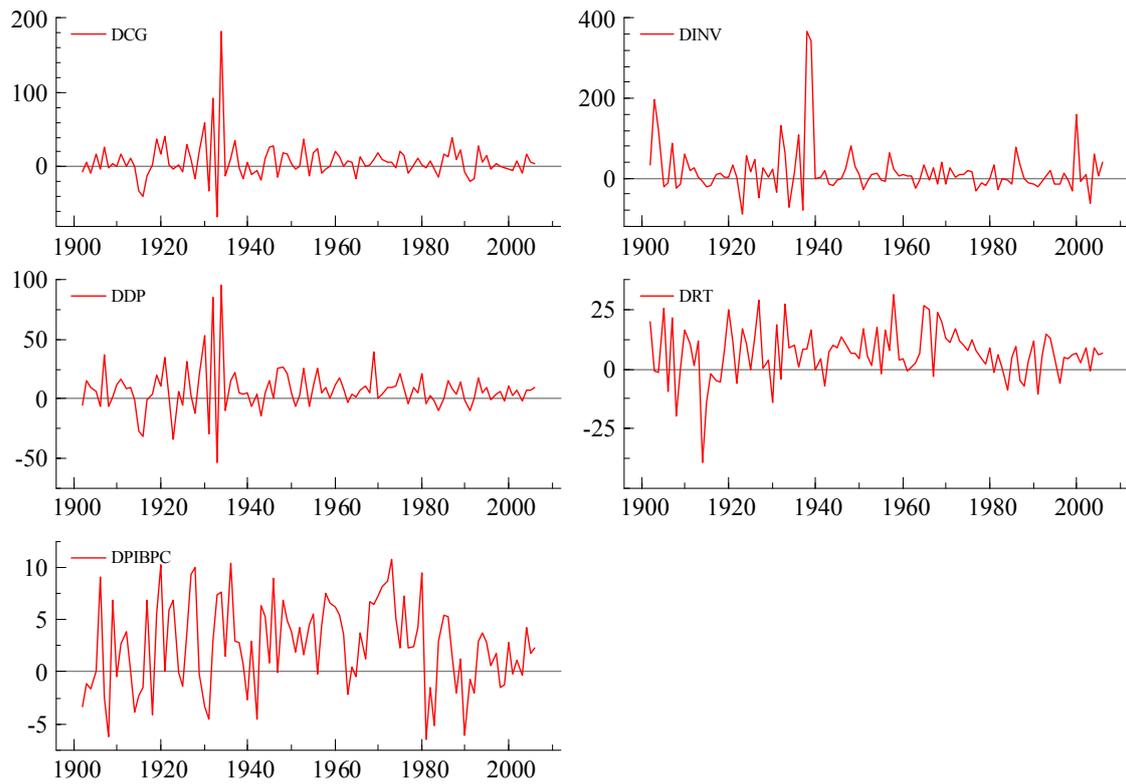
a com a existência de déficits ou superávits fiscais de acordo com o ciclo econômico⁶². Nesse sentido, é preciso ressaltar que a existência de pró-ciclicidade foi obtida apenas entre a taxa real de crescimento da despesa primária e a taxa real de crescimento do PIB *per capita*, não sendo observado nenhum regime entre as demais variáveis e o PIB *per capita*. Assim, a partir dos resultados obtidos, não é possível inferir que a toda a política fiscal no Brasil, no período em análise, possuiu caráter pró-cíclico ou anticíclico. De fato, com os resultados deste artigo, em relação à ciclicidade, o que se pode afirmar é apenas que as despesas primárias do governo federal se comportaram de maneira pró-cíclica em relação ao PIB *per capita*, no século XX e no limiar do século XXI.

Por fim, do ponto de vista da pesquisa empírica da economia brasileira, a combinação do resultado de que a taxa real de crescimento da despesa primária afeta negativamente a taxa real de crescimento do PIB *per capita* com o resultado obtido referente ao comportamento perdulário do governo federal sugere uma lacuna a ser explorada pelos pesquisadores da área de crescimento econômico.

⁶² Para maiores detalhes, ver Talvi & Vegh (2005). Mencione-se, também, a impossibilidade de se obter resultados primários com o conjunto de dados disponíveis, nos anos 1901-2006.

Apêndices

Figura 1 – As cinco séries utilizadas na análise econométrica, período 1901-2006.



Fonte: elaboração própria.

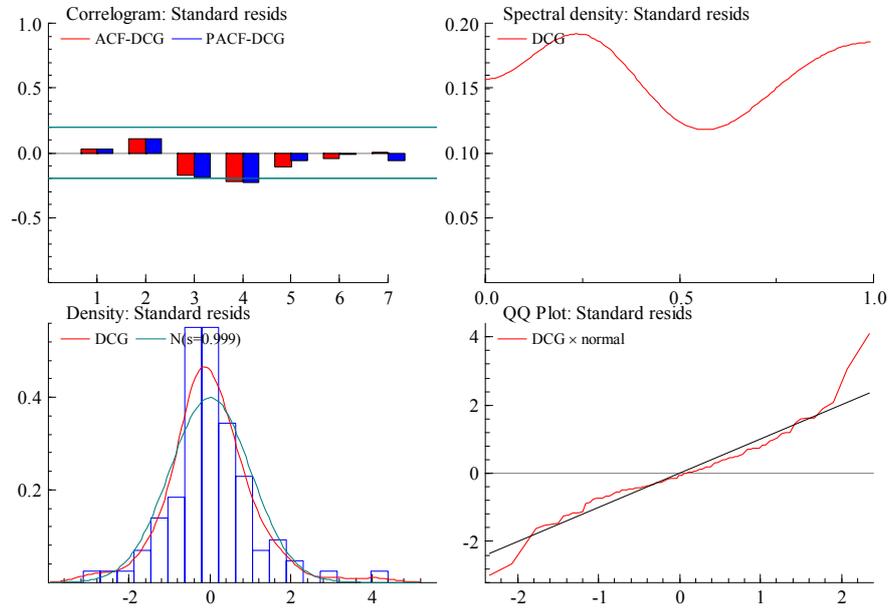
Tabela 1 – Modelo univariado MS(2)-AR(1) estimado para a taxa real de crescimento do consumo do governo, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (*).

Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística t-student
Regime 1 (intercepto)	5,7973	0,6526	8,8833
Regime 2 (intercepto)	158,8921	159,2123	0,9979
DCG (-1)	-0,2698	0,3125	-0,8633
Desvio-padrão dos resíduos		18,7830	
Log-Verossimilhança		-458,6884	
Período Amostral		1901-2006	
Probabilidades de Transição			
p_{11}	0,9903	p_{12}	0,0097
p_{21}	1	p_{22}	4,10E-31
Propriedades dos Regimes	Probabilidade	Duração Média (anos)	
Incondicional			
Regime 1	0,9904	102,94	
Regime 2	0,0096	1	

* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 1%.

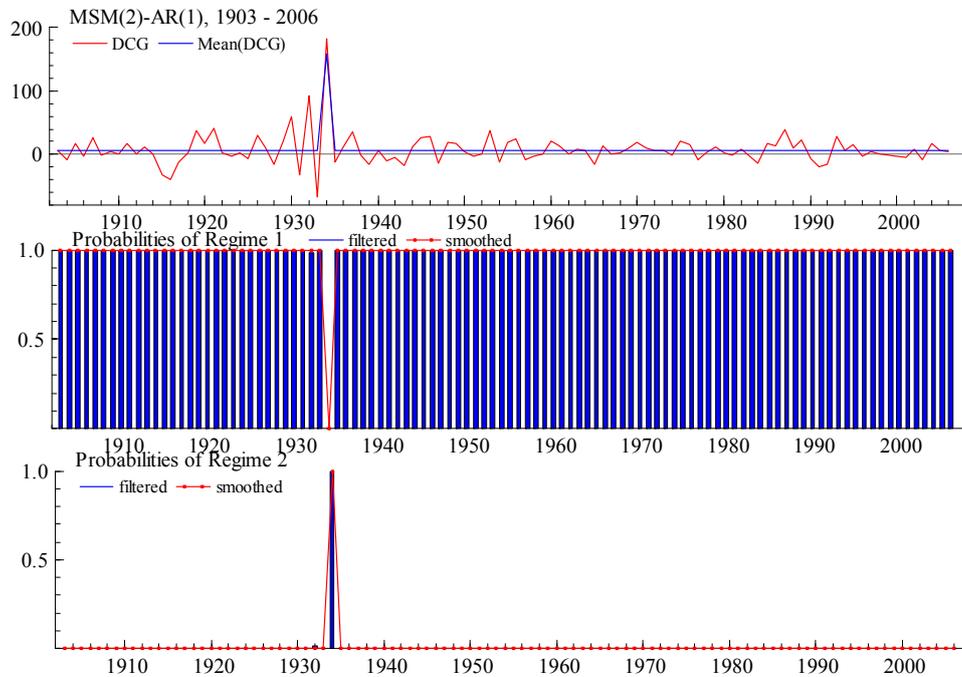
Fonte: elaboração própria.

Figura 2 – Modelo estimado para a taxa real de crescimento do consumo do governo: propriedades dos resíduos padronizados.



Fonte: elaboração própria.

Figura 3 – Probabilidades filtradas e suavizadas: taxa real de crescimento do consumo do governo



Fonte: elaboração própria.

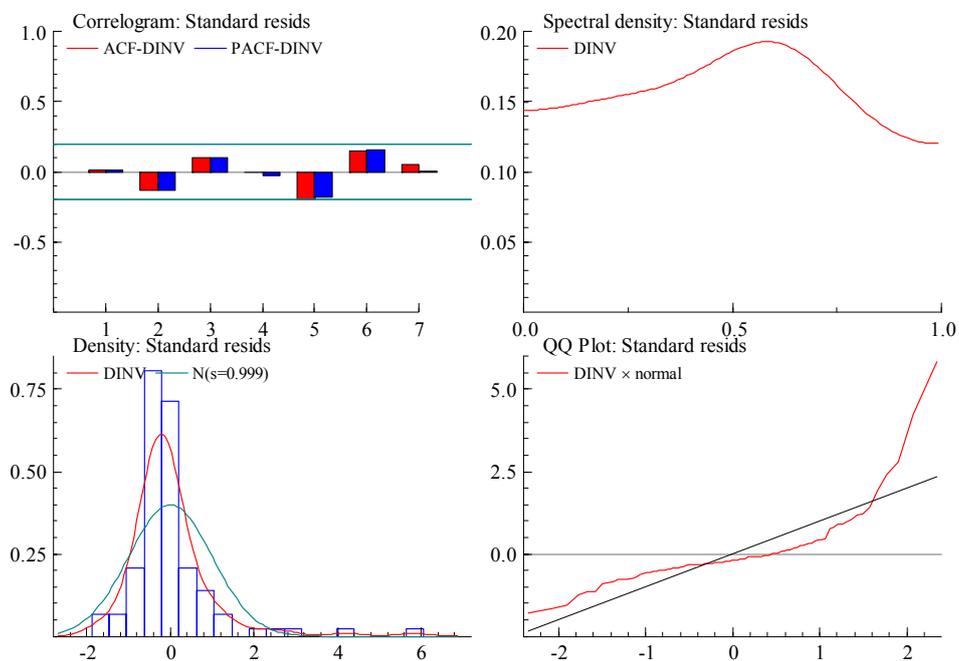
Tabela 2 – Modelo univariado MS(2)-AR(1) estimado para a taxa real de crescimento do investimento, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (*).

Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística t de <i>student</i>
Regime 1 (intercepto)	14,095	25,9344	0,5435
Regime 2 (intercepto)	21,2347	17,8407	1,1902
DINV (-1)	0,1644	0,0987	1,666
Desvio-padrão dos resíduos		62,8500	
Log-Verossimilhança		-578,3555	
Período Amostral		1901-2006	
Probabilidades de Transição			
p_{11}	0,7503	p_{12}	0,2497
p_{21}	0,2626	p_{22}	0,7374
Propriedades dos Regimes	Probabilidade	Duração Média (anos)	
Incondicional			
Regime 1	0,5126	4,01	
Regime 2	0,4874	3,81	

* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 10%.

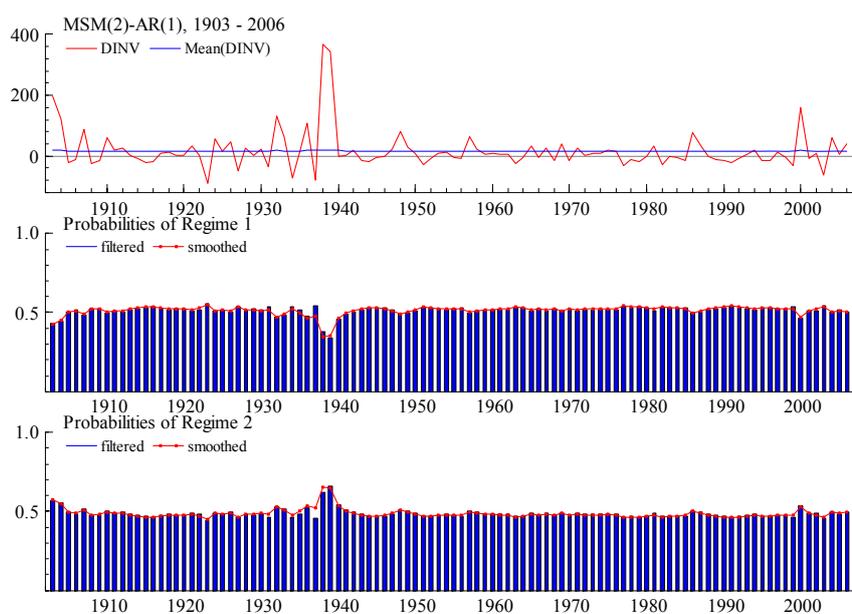
Fonte: elaboração própria.

Figura 4 – Modelo estimado para a taxa real de crescimento do investimento: propriedades dos resíduos padronizados.



Fonte: elaboração própria.

Figura 5 – Probabilidades filtradas e suavizadas: taxa real de crescimento do investimento



Fonte: elaboração própria.

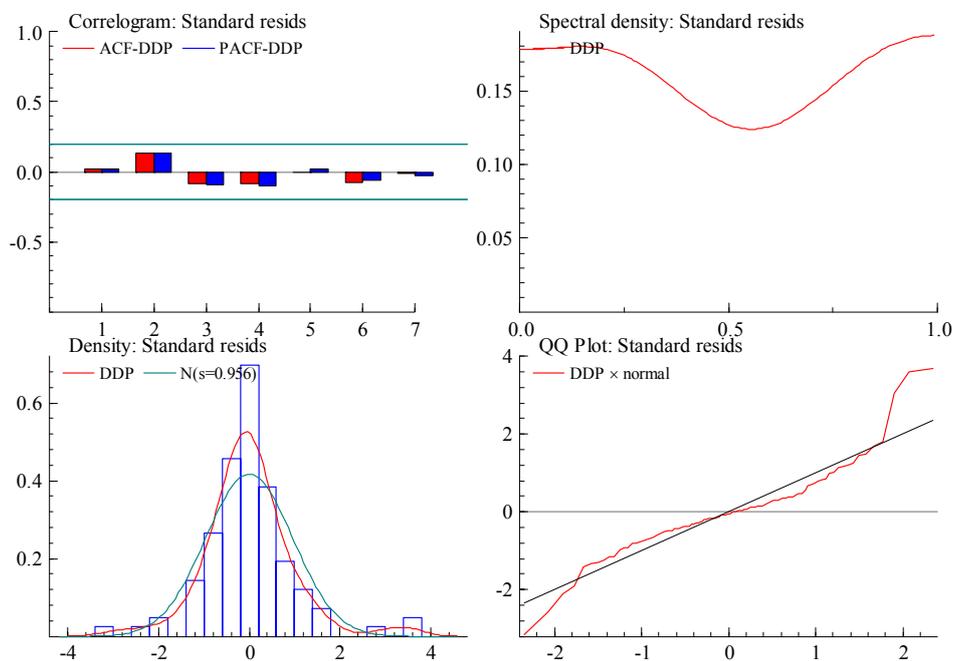
Tabela 3 – Modelo univariado MS(2)-AR(1) estimado para a taxa real de crescimento da despesa primária, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (*).

Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística t de <i>student</i>
Regime 1 (intercepto)	3,0209	4,4308	0,6818
Regime 2 (intercepto)	11,1818	4,0326	2,7729
DDP (-1)	-0,4476	0,1016	-4,4058
Desvio-padrão dos resíduos		16,3320	
Log-Verossimilhança		-442,5119	
Período Amostral		1901-2006	
Probabilidades de Transição			
p_{11}	0,733	p_{12}	0,267
p_{21}	0,2332	p_{22}	0,7668
Propriedades dos Regimes	Probabilidade	Duração Média (anos)	
	Incondicional		
Regime 1	0,4662	3,75	
Regime 2	0,5338	4,29	

* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 10%.

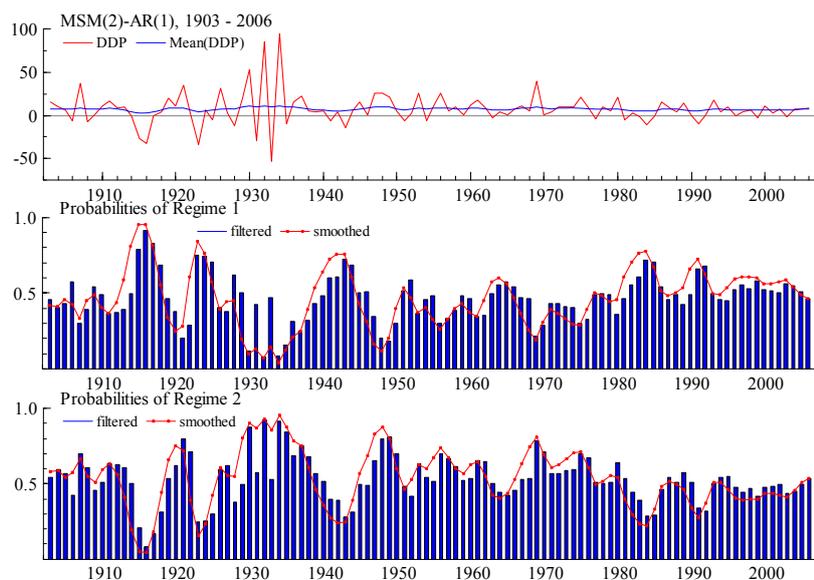
Fonte: elaboração própria.

Figura 6 – Modelo estimado para a taxa real de crescimento da despesa primária: propriedades dos resíduos padronizados.



Fonte: elaboração própria.

Figura 7 – Probabilidades filtradas e suavizadas: taxa real de crescimento da despesa primária



Fonte: elaboração própria.

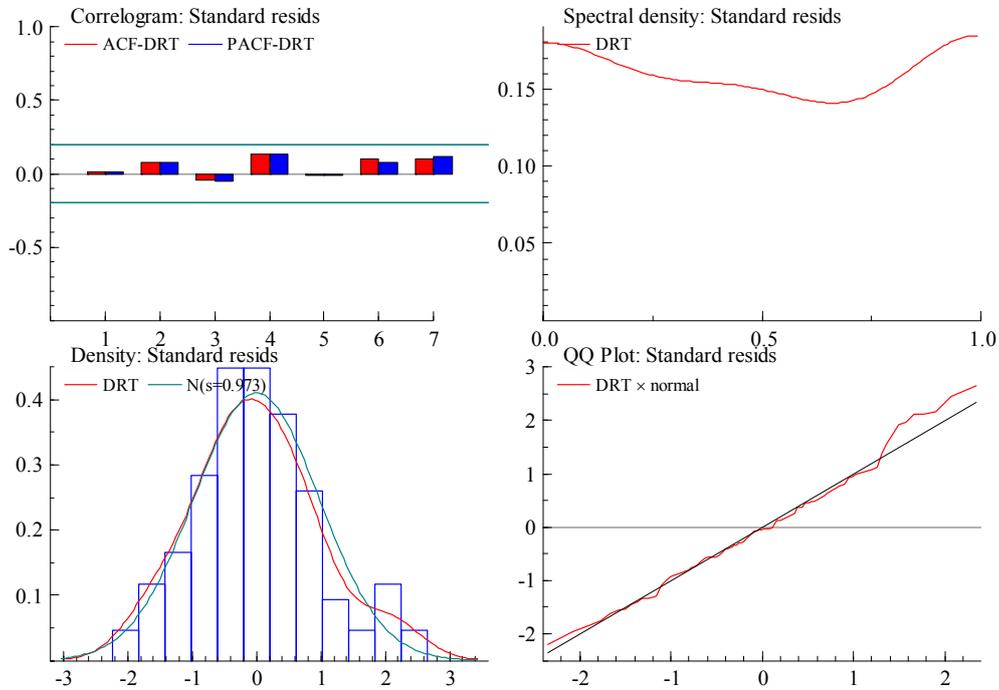
Tabela 4 – Modelo univariado MS(2)-AR(1) estimado para a taxa real de crescimento da receita tributária total, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (*).

Coefficientes	Estimativas	Desvio-padrão	Estatística t de <i>student</i>
Regime 1 (intercepto)	-26,6573	9,0416	-2,9483
Regime 2(intercepto)	6,9856	1,3058	5,3498
DRT (-1)	-0,1005	0,142	-0,7081
Desvio-padrão dos resíduos		9,4275	
Log-Verossimilhança		-387,8367	
Período Amostral		1901-2006	
Probabilidades de Transição			
P_{11}	0,3148	P_{12}	0,6852
P_{21}	0,0127	P_{22}	0,9873
Propriedades dos Regimes	Probabilidade	Duração Média (anos)	
	Incondicional		
Regime 1	0,0182	1,46	
Regime 2	0,9818	78,85	

* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 1%.

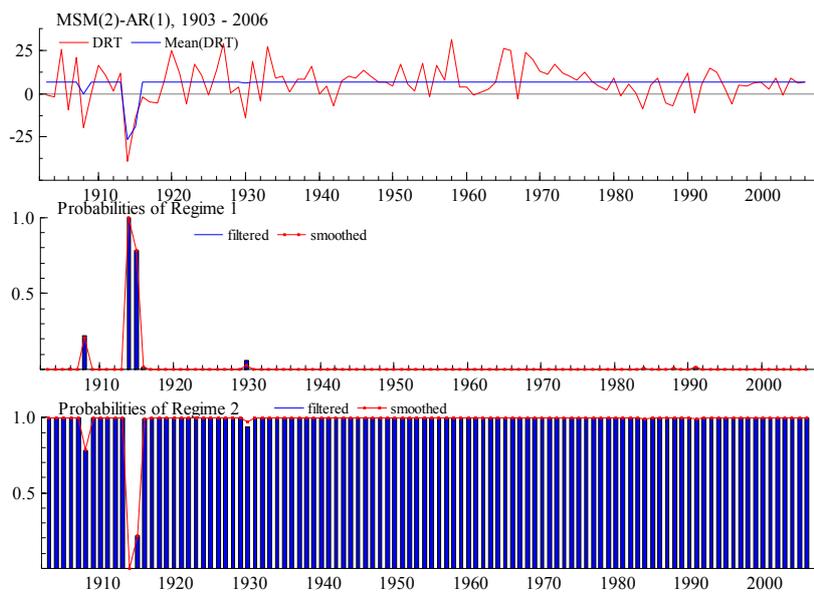
Fonte: elaboração própria.

Figura 8 – Modelo estimado para a taxa real de crescimento da receita tributária total: propriedades dos resíduos padronizados.



Fonte: elaboração própria.

Figura 9 – Probabilidades filtradas e suavizadas: taxa real de crescimento da receita tributária total



Fonte: elaboração própria.

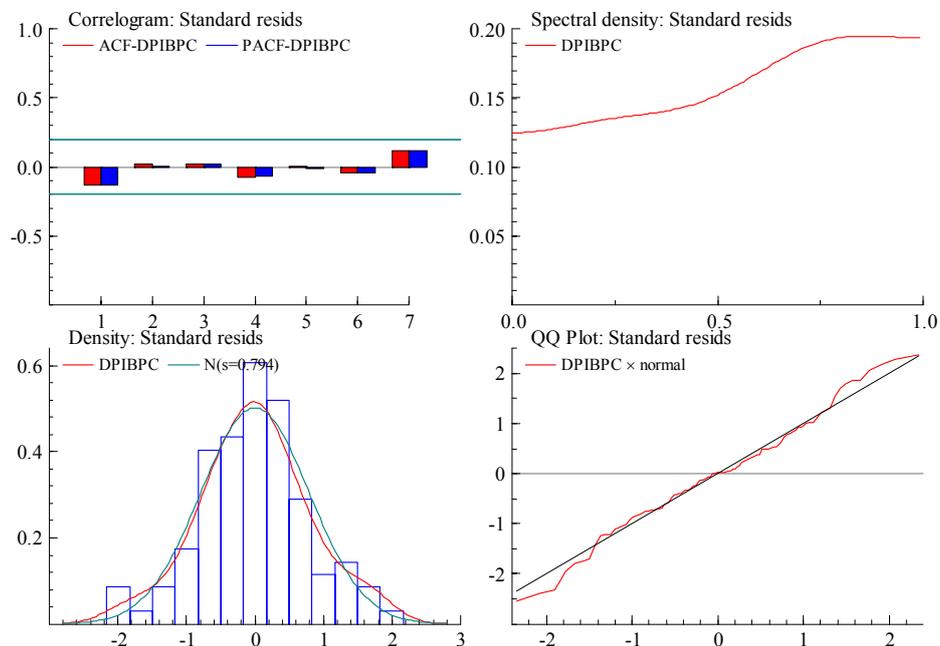
Tabela 5 – Modelo univariado MS(2)-AR(1) estimado para a taxa real de crescimento do PIB *per capita*, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (*).

Coefficientes	Estimativa	Desvio-padrão	Estatística t de <i>student</i>
Regime 1 (intercepto)	-0,5424	0,9262	-0,5856
Regime 2 (intercepto)	5,0943	0,7990	6,3757
DPIBPC (-1)	0,0149	0,1358	0,1099
Desvio-padrão dos resíduos		2,9936	
Log-verossimilhança		-290,5061	
Período Amostral		1901-2006	
Probabilidades de Transição			
p_{11}	0,6905	p_{12}	0,3095
p_{21}	0,2507	p_{22}	0,7493
Propriedades dos Regimes	Probabilidade Incondicional	Duração Média (anos)	
Regime 1	0,4475	3,2300	
Regime 2	0,5525	3,9900	

* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 10%.

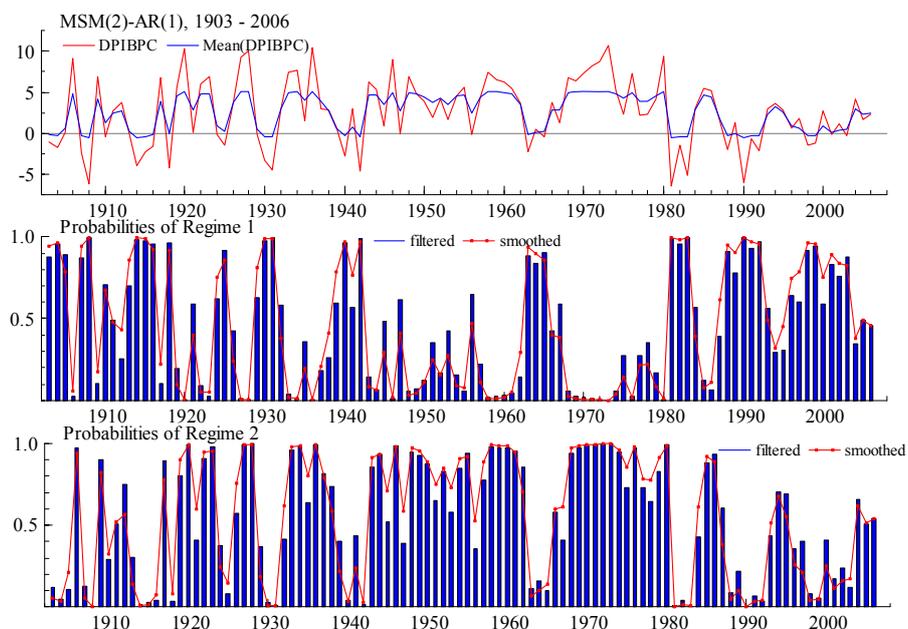
Fonte: elaboração própria.

Figura 10 – Modelo estimado para a taxa real de crescimento do PIB *per capita*: propriedades dos resíduos padronizados.



Fonte: elaboração própria.

Figura 11 – Probabilidades filtradas e suavizadas: taxa real de crescimento do PIB *per capita*



Fonte: elaboração própria.

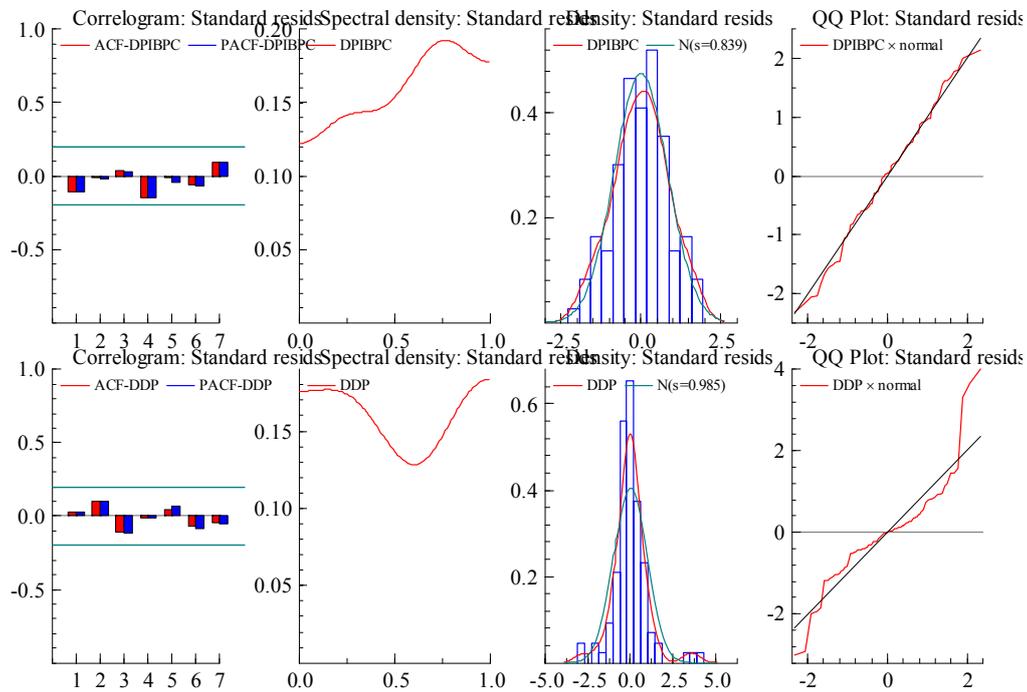
Tabela 6 – Modelo multivariado MS(2)-VAR(1) estimado para a taxa real de crescimento do PIB *per capita* e taxa real de crescimento da despesa primária, com mudança de regime apenas nos parâmetros dos interceptos (*). Estatística *t-student* em parênteses.

Coefficientes	DPIBPC	DDP	
Regime 1 (intercepto)	-0,010575 (-0,0091)	2,894552 (1,4158)	
Regime 2 (intercepto)	5,2279 (-6,7211)	12,1009 (-3,2728)	
DPIBPC (-1)	-0,078996 (-0,8214)	0,761812 (1,4937)	
DDP (-1)	-0,027739 (-1,6)	-0,454699 (-5,001)	
Desvio-padrão dos resíduos (regime 1)	1,1605	2,0444	
Desvio-padrão dos resíduos (regime 2)	0,7778	3,6974	
Log-verossimilhança	-727,4917		
Período Amostral	1901-2006		
Probabilidades de transição			
p_{11}	0,7999	p_{12}	0,2001
p_{21}	0,2067	p_{22}	0,7933
Propriedades dos Regimes	Probabilidade Incondicional	Duração Média (anos)	
Regime 1	0,5081	5,00	
Regime 2	0,4919	4,84	

* Teste LR rejeita a hipótese nula de linearidade a um nível de significância de 5%.

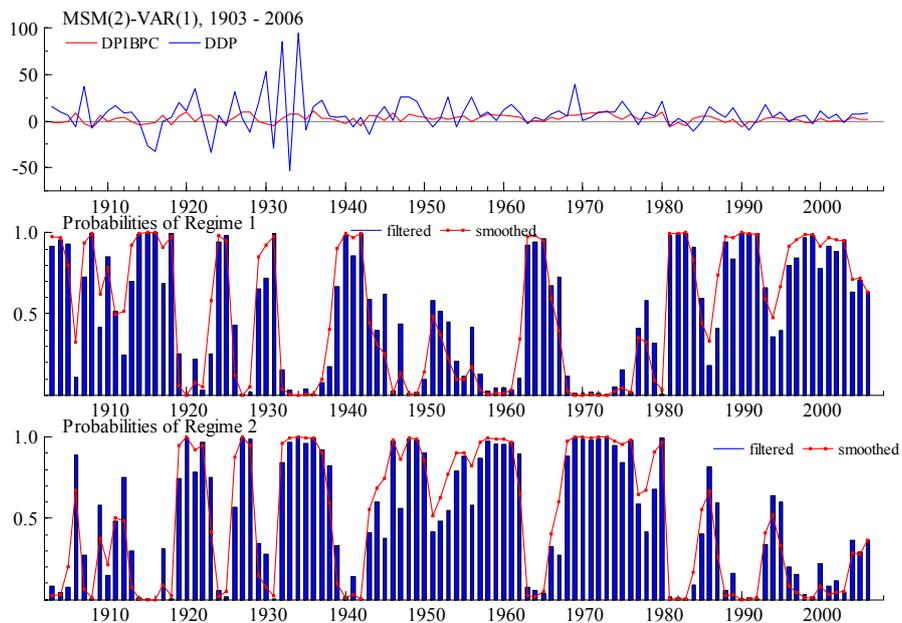
Fonte: elaboração própria.

Figura 12 – Propriedades dos resíduos padronizados para cada uma das equações do modelo multivariado estimado



Fonte: elaboração própria.

Figura 13 – Probabilidades filtradas e suavizadas: modelo MS (2)- VAR (1)



Fonte: elaboração própria.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abreu, M. P. (org.) *et al* (1990). *A Ordem do Progresso, Cem Anos de Política Econômica Republicana 1889-1989*.
- 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.; Tabellini. (2005) “Why is Fiscal Policy Often Procyclical?”. NBER Working Paper No. 11600.
- Catão, Luis A. and Bennett W. Sutton (2002). “Sovereign Defaults: The Role of Volatility,” IMF Working Papers 02/149, International Monetary Fund.
- Dickey, D. and Fuller, W. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, vol. 49, no. 4, pp. 1057-72.
- Ellery-Jr, R e Gomes, V. (2005). “Ciclo de Negócios no Brasil Durante o Século XX – Uma Comparação com a Evidência Internacional”, *Revista Economia*, vol. 6, n.1, p. 45-66.
- Gavin, M.; Perotti, R. (1997). “Fiscal Policy in Latin America,” in Bernanke, Ben and Rotemberg, Julio, NBER Macroeconomics Annual 1997, Cambridge, MA: MIT Press.
- Hamilton, J. 1990. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime. *Journal of Econometrics*, vol. 45, pp. 39-70.
- Hamilton, J. D. (1994). “Time Series Analysis”, Princeton University Press.
- Höppner, F., Wesche, K. (2000). “Non-linear Effects of Fiscal Policy in Germany: A Markov-Switching Approach”. Bonn Econ Discussion Papers.
- Kaminski, G., Reinhart, C.; Vegh, C. (2004). “When it Rains it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies” in Mark Gertler and Kenneth Rogoff (eds) NBER Macroeconomic Annual 2004, Cambridge, MA: MIT Press.
- Krolzig, H.-M. 1997. *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Springer-Verlag, Berlin.
- Lane, Philip and Aaron Tornell (1998). “Why Aren’t Latin American Saving Rates Procyclical?”. *Journal of Development Economics*, 57: 185- 200.
- Ribeiro, M. B., Teixeira, J. R. (2007). “Financial System , Savings and Investment in Brazil: Evidence from Markov Switching Autoregressive Models”. In: VI

International Colloquium – Macrodynamics Capability and Economic Development, 2007. Brasília: Theasurus, 2007, v.1, p. 95-114.

Talvi, E.; Vegh, C. (2005). “Tax Base Variability and Procyclicality of Fiscal Policy”. *Journal of Development Economics*, *forthcoming*.

Veloso, F.A.; Villela, A.; Giambiagi, F. (2007). Determinantes do "Milagre" Econômico Brasileiro (1968 - 1973): Uma Análise Empírica. Texto Para Discussão, nº 1273, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

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.

Capítulo 5:

Conclusões

De modo a analisar várias facetas da política fiscal, este trabalho apresentou três estudos empíricos que analisam os impactos do gasto público nas variáveis reais. No artigo exposto no capítulo 1, em relação ao FNE, o resultado é que há impacto positivo sobre a taxa de variação do número de empregados e ausência de impacto sobre a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas. No que concerne ao FNO e FCO, não é possível apontar qualquer tipo de impacto nas variáveis em análise. Dessa forma, os recursos do IPI e do IR direcionados para os fundos constitucionais de financiamento parecem ter alguma eficácia apenas na geração de empregos da região Nordeste.

No artigo exposto no capítulo 2, para fins didáticos, os resultados são expostos em dois contextos: longo e curto prazo. No 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 governamental afeta negativamente o produto e o consumo das famílias para a maioria dos países.

No curto prazo, em linhas gerais, os resultados de uma política de estabilização baseada em uma política keynesiana ativa de estabilização são bastante limitados em termos de magnitude e duração ao longo do tempo. De fato, com exceção do caso chileno, os multiplicadores quando significativos são geralmente abaixo de 1 e os efeitos dos choques perduram no máximo por 2 períodos, desaparecendo completamente no período subsequente.

No artigo exposto no capítulo 3, os resultados são sugestivos em pelo menos duas direções. Primeiro, no Brasil, o governo federal é perdulário, pois, nesse período, enquanto a taxa real de crescimento das despesas primárias cresceu a uma média de 7,7% ao ano, o PIB *per capita* cresceu em média 5,09% ao ano, i.e, em média, o governo federal cresceu em uma proporção maior que o aumento de riqueza da sociedade. Segundo, no governo federal brasileiro, só há um único regime fiscal de ciclicidade, que é o regime pró-cíclico entre a despesa primária e o PIB *per capita*, o qual é datado em diversos períodos do século passado.