

Análise Econômica

CAPITAL HUMANO NOS MUNICÍPIOS PARANAENSES

LUCIANO NAKABASHI E EVÂNIO FELIPE

CÂMBIO, INFLAÇÃO, JUROS E RESERVAS NA TRANSIÇÃO
DE REGIMES CAMBIAIS: UMA INVESTIGAÇÃO
ECONOMÉTRICA PARA O BRASIL

FLÁVIO VILELA VIEIRA E CARLOS DE ALMEIDA CARDOSO

INTEGRAÇÃO ECONÔMICA E POLÍTICAS DE
DESENVOLVIMENTO: EXPERIÊNCIAS E PERSPECTIVAS
PARA A AMÉRICA LATINA

RICARDO DATHEIN

MERCADO IMOBILIÁRIO E A IMPORTÂNCIA DAS
CARACTERÍSTICAS LOCAIS: UMA ANÁLISE QUANTÍLICO-
ESPACIAL DE PREÇOS HEDÔNICOS EM BELO HORIZONTE

BERNARDO FURTADO

ANÁLISE DA DINÂMICA DA PRODUTIVIDADE DO
TRABALHO ENTRE SETORES E ESTADOS BRASILEIROS NA
DÉCADA DE 90

ADELAR FOCHIZATTO E VALTER JOSÉ STULP

TEORIA ECONÔMICA DO SUICÍDIO: ESTUDO EMPÍRICO
PARA O BRASIL

CLAUDIO DJISSEY SHIKIDA, ARI FRANCISCO ARAUJO JR E RAFAEL
ALMEIDA VILHENA GAZZI

ÍNDICE RELATIVO DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E
SOCIAL DOS MUNICÍPIOS DA REGIÃO SUDOESTE
PARANAENSE

CARMEM OZANA MELO

DESEMPENHO COMERCIAL DA INDÚSTRIA DE
MÁQUINAS E IMPLEMENTOS AGRÍCOLAS NO BRASIL

CARLOS ALBERTO CINQUETTI

COMPETITIVIDADE DAS EXPORTAÇÕES MUNDIAIS DE
PLANTAS VIVAS E PRODUTOS DE FLORICULTURA

ETEVALDO ALMEIDA, PATRÍCIA SALES LIMA, LUCIA MARIA
SILVA, RUBEN DARIO MAYORGA E FRANCISCO DE LIMA

UMA AVALIAÇÃO DA EFICÁCIA DO FNE, NO PERÍODO
1995-2000

ALEXANDRE MANOEL ANGELO DA SILVA E GUILHERME RESENDE

ANO **25**

Nº **47**

Setembro, 2007

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL

Reitor: Prof. José Carlos Ferraz Hennemann
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
Diretor: Prof. Gentil Corazza

CENTRO DE ESTUDOS E PESQUISAS ECONÔMICAS

Diretor: Prof. Lovois de Andrade Miguel
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
Chefe: Prof. Eduardo Ernesto Filippi
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS CONTÁBEIS E ATUARIAIS

Chefe: Prof. Ceno Odilo Kops
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
Coordenador: Prof. Marcelo S. Portugal
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO RURAL

Coordenador: Prof. Paulo Dabdab Waquil
CONSELHO EDITORIAL: André Moreira Cunha (UFRGS), Carlos G. A. Mielitz Netto (UFRGS), Carlos Henrique Horn (UFRGS), Eduardo A. Maldonado Filho (UFRGS), Eleutério F. S. Prado (USP), Eugênio Lagemann (UFRGS), Fernando Cardim de Carvalho (UFRJ), Fernando Ferrari Filho (UFRGS), Fernando de Holanda Barbosa (FGV/RJ), Flávio Augusto Ziegelman (UFRGS), Flávio Vasconcellos Comim (UFRGS), Gentil Corazza (UFRGS), Giacomo Balbinotto Netto (UFRGS), Gustavo Franco (PUC/RJ), Hélio Henkin (UFRGS), Jan A. Kregel (University of Missouri at Kansas City), João Rogério Sanson (UFSC), Joaquim Pinto de Andrade (UnB), Júlio César Oliveira (UFRGS), Luiz Estrella Faria (UFRGS), Luis Paulo Ferreira Nogueról (UFRGS), Marcelo S. Portugal (UFRGS), Maria Alice Lahorgue (UFRGS), Octávio Augusto Camargo Conceição (UFRGS), Paul Davidson (Journal of Post Keynesian Economics), Paulo D. Waquil (UFRGS), Pedro C.

D. Fonseca (UFRGS), Philip Arestis (University of Cambridge), Ricardo Dathein (UFRGS), Ronald Otto Hillbrecht (UFRGS), Sabino da Silva Porto Jr. (UFRGS), Sérgio M. M. Monteiro (UFRGS), Stefano Florissi (UFRGS) e Werner Baer (University of Illinois at Urbana - Champaign).

COMISSÃO EDITORIAL: Eduardo Augusto Maldonado Filho, Fernando Ferrari Filho, Hélio Henkin, Marcelo Savino Portugal, Paulo Dabdab Waquil, e Sérgio Marley Modesto Monteiro.
EDITOR: Sérgio Marley Modesto Monteiro
EDITOR ADJUNTO: Hélio Henkin
SECRETÁRIO: Emerson Douglas Neves
REVISÃO DE TEXTOS: Vanete Ricacheski
EDITORAÇÃO: Núcleo de Editoração e Criação da Gráfica da UFRGS - Janaina Horn
FUNDADOR: Prof. Antônio Carlos Santos Rosa
Os materiais publicados na revista *Análise Econômica* são da exclusiva responsabilidade dos autores. É permitida a reprodução total ou parcial dos trabalhos, desde que seja citada a fonte. Aceita-se permuta com revistas congêneres. Aceitam-se, também, livros para divulgação, elaboração de resenhas e resenhas. Toda correspondência, material para publicação (vide normas na terceira capa), assinaturas e permutas devem ser dirigidos ao seguinte destinatário:

Prof. Sérgio Marley Modesto Monteiro

REVISTA ANÁLISE ECONÔMICA - Av. João Pessoa, 52

CEP 90040-000 PORTO ALEGRE - RS, BRASIL

Telefones: (051) 3308 3513 / 3308 4164

Fax: (051) 3308 3990

Email: rae@vortex.ufrgs.br

Assinatura revista *Análise Econômica*: R\$50,00

A assinatura anual dá direito a 2 números da revista.

Análise Econômica

Ano 25, nº 47, setembro, 2007 - Porto Alegre
Faculdade de Ciências Econômicas, UFRGS, 2000

Periodicidade semestral, março e setembro.
ISSN 0102-9924

1. Teoria Econômica - Desenvolvimento Regional -
Economia Agrícola - Pesquisa Teórica e Aplicada -
Periódicos. I. Brasil.
Faculdade de Ciências Econômicas,
Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

CDD 330.05

CDU 33 (81) (05)

Uma Avaliação da Eficácia do FNE, no período 1995-2000

Alexandre Manoel Angelo da Silva*
Guilherme Resende**
Raul da Mota Silveira Neto***

Introdução¹

Nos últimos anos, percebe-se uma elevação na rigidez orçamentária² e uma deterioração no volume de investimento público.³ 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.

Mesmo ao considerar o retorno financeiro que Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) produz aos cofres públicos da União,⁴ os recursos desse fundo representam uma parcela importante

* Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. E-mail: alexandre@ipea.gov.br

** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. E-mail: guilherme.resende@ipea.gov.br

*** Professor adjunto do PIMES/UFPE e pesquisador do CNPQ. E-mail: raul.silveira@uol.com.br.

Recebido em agosto de 2007. Aceito em outubro 2007.

¹ Este artigo resume uma parcela da segunda etapa da avaliação dos fundos constitucionais de financiamento no convênio MI/ANPEC/YPEA. Gostaríamos de agradecer ao diretor da DIRUR, Marcelo Piancastelli, ao diretor-adjunto, Aroudo Mota e ao coordenador, Alexandre Carvalho, pela estrutura técnica e pelos incentivos fornecidos no desenvolvimento da pesquisa. Gostaríamos também de agradecer aos técnicos da Secretaria de Desenvolvimento Regional, no Ministério da Integração (MI), e aos pareceristas anônimos que contribuíram com substanciais sugestões para a consecução deste artigo.

² 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.

³ 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.

⁴ Essas informações estão em conformidade com as "Despesas com Subvenções aos Fundos Regionais", calculadas pela Secretaria do Tesouro Nacional, no Ministério da Fazenda. Essas despesas consideram o retorno das aplicações do FNE, a partir de um cálculo de subsídios implícitos. Esse cálculo foi acordado com o Fundo Monetário Internacional em 1999.

das despesas públicas. Em termos orçamentários, anualmente, esses recursos representam em torno de 0,24% da despesa primária (não-financeira) do governo federal, ou seja, aproximadamente 0,7% do PIB do Nordeste.

No intuito de avaliar a eficácia da aplicação desses recursos constitucionais, este artigo apresenta e discute os resultados obtidos na avaliação da aplicação dos recursos do FNE, a partir das estimativas de *Propensity Score* das firmas beneficiadas com recursos desse fundo constitucional e de um conjunto de firmas não-beneficiadas por esse fundo.

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. Assim, em um primeiro momento, deve-se ressaltar que as estimativas obtidas exploram unicamente a dimensão eficácia na avaliação da aplicação dos recursos, i.e, referem-se aos resultados econômicos dos financiamentos, o que é feito através do cotejo entre o desempenho econômico das firmas na situação de beneficiadas com recursos do FNE 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 refere-se ao fato que os financiamentos avaliados correspondem àqueles tomados pelas firmas no ano de 1995, ano a partir do qual as firmas foram acompanhadas, com novas evidências a respeito das dinâmicas das variáveis-focos de interesse levantadas novamente para o ano de 1998 e 2000. Há, pois, dois períodos de avaliação: 1995-2000 e 1995-1998.

Uma terceira qualificação diz respeito ao universo de firmas considerado neste estudo que, em virtude das informações disponíveis, ficou restrito às firmas do setor formal. Em verdade, o conjunto de firmas beneficiadas utilizadas na avaliação restringiu-se àquelas efetivamente identificadas na RAIS (Relatório Anual de Informações Sociais) para os períodos analisados. Portanto, principalmente por essa restrição, os resultados apresentados representam efetivamente uma avaliação parcial da eficácia da aplicação dos recursos do FNE.

Destaque-se que essa restrição condicionou a escolha das variáveis de impacto/desempenho da avaliação, que se limitaram à taxa de variação do número de empregados das firmas e à taxa de variação do salário médio pago pelas firmas, variáveis passíveis de acompanhamento anual a partir da RAIS. Contudo, essa limitação na escolha de variáveis é menos séria que aquela representada pelo universo do setor formal, uma vez que essas variáveis devem estar presentes quando os objetivos de aplicação dos recursos direta ou indiretamente estão relacionados com a elevação da renda regional.

De fato, a variável variação do número de empregados das firmas corresponde a um objetivo explícito dos financiamentos do FNE (geração de postos de trabalho), enquanto que o salário médio pago pelas firmas, além da importância em si, já que corresponde à geração de renda ou valor agregado, representa uma *proxy* razoável para mensurar impactos sobre a produtividade, outro objetivo explícito do FNE. Ademais, dada a possibilidade de existência, ao menos no curto prazo, de conflito entre as dinâmicas dessas duas variáveis, pois ganhos de produtividade podem ser resultantes de perdas de emprego, a consideração conjunta delas permite uma avaliação mais consistente da aplicação dos recursos do FNE.

Embora sejam sérias, as limitações apontadas acima não descredenciam a avaliação levada a efeito neste artigo, que deve ser vista como uma etapa absolutamente necessária da tarefa pioneira e imprescindível de avaliação da aplicação dos recursos do FNE. Por fim, em virtude de maior prioridade ou foco, além de evidências para todo o conjunto de firmas beneficiadas identificadas na RAIS, foram obtidos dois conjuntos adicionais de evidências para os subgrupos de firmas do setor industrial e de micro e pequenas firmas.

Além desta introdução, o artigo está estruturado em mais cinco seções. Na próxima seção, discutem-se a literatura empírica sobre os Fundos Constitucionais de Financiamento e a importância dos recursos do FNE para a região Nordeste. Na seção 3, analisa-se a oferta de crédito do FNE no período recente. A seção 4 apresenta a metodologia utilizada na obtenção das estimativas do impacto dos financiamentos, o que é feito a partir da contextualização do FNE dentro do problema geral de avaliação de impactos de políticas públicas. Na quinta seção, são apresentados os resultados das estimativas do impacto da aplicação dos recursos do FNE 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 aplicação dos empréstimos do FNE nos períodos: 1995-2000 e 1995-1998. Além desses resultados, por representarem subgrupos de interesse específico do FNE, estimativas adicionais são obtidas para os subgrupos de firmas do setor industrial e de firmas de micro e pequeno porte (até 49 empregados). Na sexta seção, apresentam-se as principais conclusões deste artigo.

1. FNE e Desenvolvimento Regional

A atuação da política pública em benefício de pequenas e médias firmas por meio do mercado de crédito, caso dos Fundos Constitucionais de Financiamento, pode representar uma resposta a um contexto em que

a própria dinâmica da distribuição de renda, por razões relacionadas à informação imperfeita ou dificuldades de *enforcement* nos contratos de empréstimos, implica a persistência de níveis extremamente elevados de desigualdade de renda.

De fato, Banerjee & Newman (1993) e Galor & Zeira (1993) mostram que, em um contexto inicial, com elevada desigualdade de renda, informação imperfeita no mercado de crédito ou dificuldades de *enforcement*, a existência de um limite de riqueza (dado pela necessidade de colateral) para o acesso ao crédito pode gerar uma dinâmica que pereniza ou eleva a desigualdade de renda, quando o retorno da atividade empresarial ultrapassa aquela disponível aos trabalhadores.

Assim, a maior informalidade com a conseqüente baixa produtividade das atividades econômicas nas regiões menos desenvolvidas do país, em particular, do Nordeste, sugerem que os agentes econômicos de menor porte apresentem dificuldades de financiamento de suas atividades. Nesse cenário, os recursos do FNE podem representar uma importante alternativa de financiamento visando ao combate à desigualdade tanto pessoal como regional de renda no país.

Com o objetivo de elevar o nível de emprego e renda através de concessão de crédito a firmas a taxa de juros menores que aquelas de mercado, o Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) tem sido, desde o início da década de 90 do século passado, o principal instrumento de política regional do governo federal direcionada à região menos desenvolvida do país.⁵

Uma boa idéia do porte e da importância dos recursos do FNE para a região Nordeste pode ser obtida a partir do valor dos recursos contratados para 2006: 5,2 bilhões de reais, 22,1% a mais que em 2005, cujo valor foi de 4,26 bilhões de reais. Note-se que esse valor está acima do total de recursos destinados à região pelo Bolsa Família em 2005 (cerca de 2,98 bilhões de reais, segundo o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome).⁶ Como mostram Almeida, Silva e Resende (2006), os recursos repassados pelo Tesouro têm apresentado significativo crescimento, estando a expansão entre 1994 e 2005 em torno de 89,4%.

A despeito da importância e magnitude do FNE, apenas recentemente o tema tem recebido atenção dos pesquisadores sociais. Nesse sentido, o já citado trabalho de Almeida, Silva e Resende (2006) apresenta uma exaustiva descrição e caracterização dos Fundos Constitucionais

⁵ Aqui, entende-se política regional como a alocação de recursos públicos segundo critérios de localização geográfica.

⁶ Ver a respeito, www.mds.gov.br.

de Financiamento. Em relação ao FNE, os autores apontam uma série de evidências importantes. Primeiro, mostram que há excesso de recursos em relação à demanda: aplicações são menores que o total disponível para aplicações. Além disso, destacam que os empréstimos concedidos não se direcionam prioritariamente para municípios com menores IDH ou renda *per capita*, mas para áreas mais dinâmicas; havendo, pois, a possibilidade de redução das disparidades regionais concomitantemente à elevação das disparidades intra-regionais. No mesmo sentido, as informações trazidas por esses autores indicam que não há relação entre os saldos (dos empréstimos) disponíveis por estado e nível de desenvolvimento (por exemplo, Piauí e Minas Gerais apresentam os maiores saldos *per capita*). Por fim, os números também indicam que o critério de porte das empresas, utilizado para priorizar a concessão de recursos, não tem garantido que os mesmos se direcionem para estados ou municípios mais pobres.

Em relação à avaliação econômica da aplicação dos recursos do FNE, não há trabalho disponível na literatura. Na verdade, apenas recentemente Oliveira e Domingues (2005) investigaram o impacto dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte (FNO) e Centro-Oeste (FCO) sobre crescimento dos municípios entre 1991 e 2000, não incorporando na análise o FNE. Contudo, ao menos três evidências obtidas por esses autores merecem ser destacadas. Primeiro, fazendo uso de estatísticas espaciais, esses autores apontam para a presença de correlação espacial quanto à alocação dos recursos entre os municípios, isto é, municípios que, em média, recebem mais (menos) recursos apresentam vizinhos também recebendo uma quantidade de recursos acima (abaixo) da média. Segundo, consistente com o apontado por Almeida, Silva e Resende (2006), Oliveira e Domingues (2005) mostram que os recursos desses fundos estão correlacionados positivamente com a atividade econômica (renda *per capita*) e indicadores sociais (escolaridade, IDH e expectativa de vida). Ademais, no período 1991-2000, os autores encontram evidências de que os empréstimos do FNO e do FCO não parecem impactar o desempenho econômico (crescimento da renda *per capita*) dos municípios.

2. A Oferta de Crédito do FNE no Período Recente

Na seção anterior, discutiram-se a literatura empírica sobre os Fundos Constitucionais de Financiamento e a importância dos recursos do FNE para a região Nordeste. Nesta seção, busca-se aprofundar os conhecimentos acerca do comportamento dos empréstimos do FNE no período em análise (1995-2000). Vale destacar que, apesar de o

objetivo do artigo ser o de avaliar microeconomicamente a eficácia da aplicação dos recursos do FNE sobre as firmas beneficiadas vis-à-vis as não beneficiadas, no período 1995-2000, não é possível fazê-lo sem referenciar a oferta de crédito no período recente,

Observa-se que o montante de 3% da arrecadação do Imposto de Renda (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) é a origem das transferências para os três Fundos Constitucionais de Financiamento (FNE, FNO e FCO). 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%. Esses recursos são transferidos pelo Tesouro Nacional, por meio do Ministério da Integração, 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 operações de empréstimos (Amortização = principal + juros), os juros SELIC dos valores não emprestados são as outras fontes de receita dos fundos constitucionais de financiamento (Almeida, Silva e Resende, 2006).

O FNE é o fundo com maior volume de recursos entre os três Fundos Constitucionais de Financiamento. A título de ilustração, para o ano de 2005, os três Fundos receberam do Tesouro Nacional cerca de R\$ 3,5 bilhões, sendo que R\$ 2,1 bilhões foram transferidos para o FNE. As transferências do Tesouro para os Fundos Constitucionais de Financiamento determinam também o limite máximo de remuneração dos bancos operadores, já que esses não podem receber mais que 20% das transferências anuais do Tesouro Nacional a título de remuneração pela administração dos fundos.⁷

Tabela 3.1 – Recursos Anuais Repassados Pelo Tesouro Nacional para os Fundos Constitucionais – 1994-2005 (R\$ mil)

Ano	FCO	FNO	FNE	Total
1994	372.300	372.300	1.116.901	1.861.501
1995	382.472	382.472	1.147.416	1.912.360
1996	359.379	359.379	1.078.147	1.796.905
1997	370.889	370.889	1.112.713	1.854.491

⁷ O BASA (Banco da Amazônia) e o BNB (Banco do Nordeste) são remunerados com a taxa de administração de 3% sobre o patrimônio líquido do FNO e FNE respectivamente. Como o patrimônio desses fundos cresceu muito, essa taxa já ultrapassa o valor de 20% dos repasses anuais do Tesouro Nacional para esses fundos. Alguns economistas defendem que essa taxa é excessivamente elevada e que terminam por prejudicar as operações de empréstimos, pois os bancos operadores seriam remunerados quer efetuem operações de empréstimos, quer não emprestem e (conseqüentemente) apliquem os recursos desses fundos em títulos públicos.

1998	377.092	377.092	1.131.274	1.885.458
1999	388.549	388.549	1.165.648	1.942.746
2000	433.367	433.367	1.300.113	2.166.847
2001	523.624	523.624	1.570.872	2.618.120
2002	602.074	602.074	1.806.224	3.010.372
2003	626.346	677.506	1.826.432	3.130.284
2004	695.440	695.440	2.086.319	3.477.199
2005*	705.300	705.300	2.115.954	3.526.554

Fonte: Min. da Integração Nacional. OBS: valores atualizados pela TR; *valores de 2005 correspondem a previsão de repasses para 2005 em 36 liberações a cada dez dias.

É válido ressaltar que os valores da tabela 3.1 não representam a disponibilidade real anual de empréstimo desses fundos. O volume disponível para emprestar em cada ano depende não só da parcela de transferência do IR e do IPI que cada fundo tem direito, mas também do retorno dos empréstimos feitos em anos anteriores, acrescido do volume de recursos disponíveis não emprestados nos exercícios fiscais anteriores e que são remunerados pela taxa SELIC. Acrescido desses valores, a disponibilidade dos fundos para empréstimos em 2005 mais do que duplica, passando para R\$ 7,7 bilhões. Almeida, Silva e Resende (2006) observaram que essa diferença é particularmente elevada para o FNE, que contou em 2005 com uma disponibilidade de recursos para empréstimo da ordem de quase R\$ 5 bilhões, frente ao baixo volume de empréstimos concedidos no período 1998-2002. Como se observa, no Gráfico 2.1, em apenas dois anos, no período de 1996 a 2004, as aplicações do FNE superaram os repasses anuais feitos pelo Tesouro Nacional.

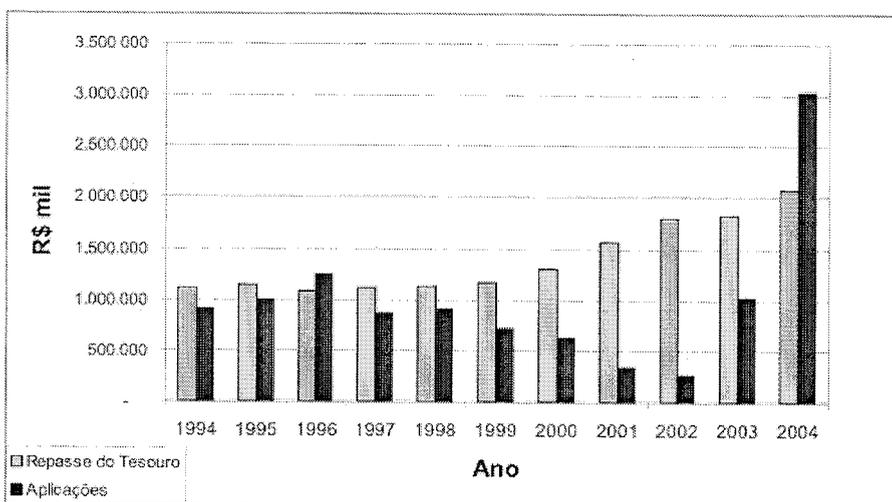


Gráfico 2.1 – Repasses Anuais do Tesouro Nacional e Aplicações do FNE (1994–2004)

Fonte: Min. da Integração Nacional.

Ademais, Almeida, Silva e Resende (2006), questionam o que ocorreu pós-1998 com o FNE, já que houve continuação na administração do BNB e essa administração havia adotado várias medidas para facilitar a liberação de empréstimos entre 1995 e 1998. Segundo os referidos autores, existem duas explicações complementares para explicar a forte queda na concessão de empréstimos pelo Banco do Nordeste (BNB) com recursos do FNE no segundo mandato (1998-2002) da administração anterior. Primeiro, o volume de empréstimos do banco em relação ao seu capital próprio cresceu muito, alcançando o limite estabelecido pelo Acordo de Basiléia, acordo este que o BNB passou a ter que observar a partir de 1998. Assim, a redução dos empréstimos decorreria de um limite natural imposto pela nova legislação bancária modificada ao longo da segunda metade dos anos 90 por ocasião do Programa de Reestruturação e Ordenamento do Sistema Financeiro Nacional (PROER).

Segundo, o crescimento rápido dos empréstimos do FNE no período 1995-1998 ocorreu, simultaneamente, ao crescimento elevado da inadimplência. Como a legislação em vigor na época estabelecia que 100% do risco do empréstimo eram de responsabilidade dos bancos operadores e não do fundo, o Banco do Nordeste ficou com um volume elevado de provisão para devedores duvidosos, reduzindo sua capacidade de conceder novos empréstimos, o que levou a uma intervenção do Banco Central. A questão até hoje não respondida é o que levou os

empréstimos com recursos do FNE atingirem um nível de inadimplência tão elevado no período pós-1998. Uma hipótese é a possível influência política no BNB, teoria esta que carece de comprovação. Não se explica, por exemplo, porque essa influência política seria maior no caso do BNB, e não no BASA ou no Banco do Brasil, que também são bancos públicos.

Em resumo, com os novos limites estabelecidos pelo acordo da Basileia e o crescimento expressivo da provisão para devedores duvidosos, o BNB ficou sem possibilidade de transformar o aumento dos repasses do Tesouro Nacional em novas operações de crédito no período 1999-2002. Fez-se necessário uma capitalização no Banco do Nordeste pelo governo federal que ocorreu em 2002, que permitiu ao BNB aumentar a concessão de empréstimos com recursos do FNE, a partir de 2003.

Portanto, ao se analisar o período que o presente artigo avalia o FNE, isto é, 1995 a 2000, observa-se que houve uma gradativa diminuição dos recursos emprestados. Não obstante a referida dinâmica do FNE no período em questão, pode-se observar que a metodologia empregada (neste artigo) na avaliação do FNE é capaz de prover uma avaliação da eficácia dos recursos do FNE em gerar emprego e renda, mesmo em um período de retração de empréstimos e com todas as limitações já mencionadas. De fato, isso é possível porque a metodologia coteja as empresas beneficiadas com as empresas não-beneficiadas, controlando-se pelas características das empresas, isto é, avaliam-se empresas semelhantes (setor, porte, localização, etc.). Em outras palavras, o ambiente macroeconômico afeta de maneira equânime os dois grupos de empresas (beneficiadas e não beneficiadas).

3. Metodologia Aplicada na Avaliação do Impacto do FNE

A questão da avaliação do impacto dos empréstimos dos recursos do FNE 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 de observar simultaneamente o 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 uma firma/indivíduo 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 i , pode ser representado por:

$$Y_i = YD_i^i + (1 - D) Y_0^i \quad (4.1)$$

de modo que o impacto da política para a firma i e o impacto médio da política sobre as firmas beneficiadas podem ser representados, respectivamente, por $\Delta^i = Y_i^i - Y_0^i$ e $\Delta = E(\Delta^i / D = 1) = E(Y_i^i - Y_0^i / D = 1)$, em que $E(\cdot / D = 1)$ refere-se ao valor esperado condicionado à participação no financiamento.

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

$$\begin{aligned} E(Y_i^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 0) &= E(Y_i^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 1) \\ &+ E(Y_0^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 0) \\ &= \Delta + [E(Y_0^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 0)] \end{aligned} \quad (4.2)$$

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 social,⁸ 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 $E(Y_0^i / D = 1) - E(Y_0^i / D = 0) = 0$. Nesse caso, Δ poderia ser prontamente estimado por meio da diferença entre os valores esperados para os dois grupos do mesmo universo:

⁸ Para um survey desta literatura ver, por exemplo, Friedlander, Greenberg e Robins (1997).

$$\Delta = E(Y_1^i / D = 1) - E(Y_0^j / D = 0) \quad (4.3)$$

Na ausência de um grupo de controle aleatório, de forma geral, as firmas do grupo de comparação são escolhidas 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 financiamento. Em seguida, são apresentados os estimadores utilizados neste estudo.⁹

3.1 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 :

$$E(Y_1^i / D = 1) - E(Y_0^j / D = 0) = E(Y_1^i) - E(Y_0^j) \quad (4.4)$$

em que i e j referem-se às firmas de cada grupo e Y_1^i , Y_0^j referem-se, respectivamente, aos valores da variável para firmas dos grupos de beneficiados e controle. Mesmo sob a suposição de que características importantes das firmas para a variável de interesse sejam aproximadas entres 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 as firmas dos dois grupos.

3.2 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 firmas.¹⁰

⁹ 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).

¹⁰ Para uma discussão detalhada deste estimador, ver Angrist e Krueger (1999).

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 $(Y^1, Y^0 \perp D_{0,1}) / X$ e assim, da equação (4.2),

$$E(Y^1 / X, D = 1) - E(Y^0 / X, D = 0) = 0 \quad (4.5)$$

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 (4.2):

$$\Delta_z = E(Y^1 / X, D = 1) - E(Y^0 / X, D = 0) \quad (4.6)$$

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 financiamento 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 firmas beneficiadas (estimativa de *propensity score*). Assim, em vez de utilizar as variáveis X diretamente, utilizam-se as probabilidades de participação derivadas delas.

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 $(Y^1, Y^0 \perp D_{0,1}) / X$, então $(Y^1, Y^0 \perp D_{0,1}) / \Pr(X)$, em que $\Pr(X) = \Pr(D = 1 | X)$.

O que permite reescrever a equação (4.6) como:

$$\Delta_p = E(Y^1 / \Pr(X), D = 1) - E(Y^0 / \Pr(X), D = 0) \quad (4.7)$$

É válido mencionar que diferentes métodos 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). Neste artigo, somente são considerados especificamente os estimadores

de *matching* a partir de grupos ou estratos (*Stratification Matching*), e de *matching* a partir de uma função densidade (*Kernel Matching*).

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 os indivíduos 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.

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:

$$\Delta_e^S = \frac{\sum_{i \in S(e)} Y_i^B}{N_e^B} - \frac{\sum_{j \in S(e)} Y_j^{NB}}{N_e^{NB}} \dots \dots e = 1, 2, \dots, m \quad (4.8)$$

em que S(e) especifica o conjunto de firmas do estrato e, YiB e YjNB correspondem aos resultados observados para as firmas i e j, respectivamente, dos grupos dos beneficiados e não-beneficiados (controle) no estrato e NeB e NeNB 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:

$$\Delta^S = \sum_{e=1}^m \Delta_e^S \frac{N_e^B}{N^B} \quad (4.9)$$

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, de modo que essa distância é estimada por meio de uma função densidade. Essa distância é calculada 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_{jNB} observados (considerando-se todas as firmas do grupo de controle, isto é, todo $j \in NB$):

$$Y_{ki}^{NB} = \frac{\sum_{j \in NB} Y_j^{NB} G\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)}{\sum_{j \in NB} G\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)}, \quad i \in B \quad (4.10)$$

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

$$\Delta^K = \frac{1}{N^B} \sum_{i \in B} [Y_{iB} - Y_{ki}^{NB}] \quad (4.11)$$

Deve estar claro, pois, que os estimadores que utilizam as estimativas de propensity score de fato permitem solucionar o problema da execução do balanceamento (match) entre firmas 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.

4. O Impacto do FNE sobre as Firmas Beneficiadas

No intuito de obter informações estatisticamente válidas a respeito do impacto do FNE sobre as firmas beneficiadas, e, conforme os dados disponíveis, utilizam-se duas variáveis de interesse imediato do FNE: a taxa de variação do emprego e a taxa de variação dos salários médios pagos pelas firmas. As estimativas do impacto dos empréstimos do FNE sobre as firmas que receberam financiamento são obtidas a partir de duas diferentes amostras.

Com vistas a analisar os períodos 1995-2000 e 1995-1998, uma primeira amostra é constituída pelas firmas beneficiadas pelo FNE, no ano de 1995, na região Nordeste, e identificadas na RAIS nesse ano. Das cerca de 1400 firmas beneficiadas pelo FNE em 1995, é possível identificar (na RAIS) 240 firmas, das quais 16 são excluídas por também receberem financiamento nos anos de 1996, 1997, 1998, 1999 e/ou 2000; assim, a amostra final de beneficiadas é constituída de 224 firmas da região Nordeste.

A partir do universo de 181937 firmas da região Nordeste presentes na RAIS em 1995 e que não receberam financiamento do FNE em qualquer ano no período 1995-2000, uma outra amostra é considerada para o grupo de comparação ou controle: uma amostra constituída de 1228 firmas com características semelhantes àquelas das firmas beneficiadas.¹¹

A consideração de uma amostra de firmas semelhantes àquelas financiadas pelo FNE em 1995, de fato, representa um match ou balanceamento inicial entre os dois universos (beneficiadas e não beneficiadas). Embora esse match não seja necessário para os estimadores de propensity score, esse procedimento permite, em geral, um balanceamento entre firmas de um mesmo estrato (ou faixa de probabilidade de ser beneficiada) a partir de um conjunto maior de características ou variáveis observadas.

Na busca de robustez das estimativas, além de estimativas sem controle para obter informações a respeito do impacto dos empréstimos do FNE sobre as firmas beneficiadas, também são obtidas evidências a partir de dois estimadores de propensity score discutidos na seção anterior: o match entre firmas beneficiadas e não-beneficiadas a partir de estratos e a 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 desses dois estimadores de propensity score são basicamente levadas a efeito em duas etapas. Na primeira, a partir de um modelo probit ou logit¹² 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

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

¹² Como no caso deste trabalho, as estimativas em geral não são sensíveis a utilização alternativa de um dos dois modelos.

estimativas de probabilidades próximas, são idealmente indistinguíveis com respeito às variáveis observadas e utilizadas na estimação.¹³ 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.

Na tabela 4.1, apresenta-se uma descrição das variáveis consideradas nas estimativas e uma comparação das características das duas amostras utilizadas. Nesse sentido, resalte-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, 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.

Tabela 4.1 – Características das firmas beneficiadas pelo FNE e não-beneficiadas constituintes do grupo de controle -RAIS – Ano de 1995

Variáveis	FNE	RAIS
	Formal	Amostra
Distribuição pelo grau médio de instrução (%)		
Até a 4a série incompleta	12,11	11,57
4a série completa	14,35	13,53
5a até 8a série incompleta	26,46	27,63
8a série completa	25,11	24,04
2º grau incompleto	10,31	15,32
2º grau completo ou mais*	11,66	7,91
Idade média dos empregados (anos)	30,3	30,4
Distribuição pelo número de empregados (%)		
Micro e Pequeno Porte (até 49 empregados)	83,86	88,35
Médios e Grandes portes (mais de 49 empregados)	16,14	11,65
Salário médio em SM	1,90	1,68
Salário médio em R\$ de 1995	190,46	168,77

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.

Distribuição entre os setores (%)		
Agropecuária	12,50	13,53
Indústria*	58,33	49,14
Comércio*	14,58	24,29
Serviços	14,58	13,04
Distribuição entre os Estados do Nordeste (%)		
Maranhão	3,75	3,91
Piauí*	12,08	4,65
Ceará	23,75	18,83
Rio Grande do Norte	6,67	5,13
Paraíba	9,17	7,74
Pernambuco*	12,5	20,21
Alagoas	3,75	4,4
Sergipe	4,17	4,65
Bahia*	24,17	30,48

Obs: Números de observações para as amostras do FNE e RAIS semelhantes são, respectivamente, de 224 e 1228. “* ” 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.

Ao observar a tabela 4.1, ao menos quatro características merecem ser destacadas com respeito ao perfil das firmas beneficiadas com recursos do FNE em 1995. Primeiro, o grau de instrução médio dos empregados dessas firmas situa-se preponderantemente entre a 5^a e 8^a série completa. Segundo, em mais de 80% dos casos, as firmas beneficiadas são de micro e pequeno porte. Terceiro, em mais da metade dos casos, as firmas beneficiadas pertencem ao setor industrial. Por fim, sobretudo para os estados de maior porte econômico, não há um balanceamento entre a distribuição de firmas beneficiadas e o número de firmas presentes nos estados; em particular, ressalte-se a sub-representação dos estados de Pernambuco e Bahia. Ademais, note-se que as características das firmas do grupo de controle são bastante próximas àquelas da amostra de beneficiadas, mesmo assim, ainda permanecem significantes as diferenças na distribuição das firmas entre o setor industrial e entre os estados do Piauí, Pernambuco e Bahia.

Assim, nas estimativas das probabilidades de ser beneficiada com recursos do FNE (estimativas de *propensity score*), dado o claro perfil das firmas beneficiadas, é assumido que o incentivo ou a orientação à participação como beneficiado do FNE está vinculado a fatores de

demanda ou orientação setorial (setores de atividade),¹⁵ a fatores locais (distribuição entre os estados) e variáveis com vínculos com a tecnologia utilizada pela firma beneficiada (grau de instrução e idade média dos empregados, salários médios e porte das firmas).

Formalmente, assumindo que o vetor de características representa as características que condicionam a participação da firma i como beneficiada com recursos do FNE e utilizando a notação da seção anterior, tem-se a seguinte representação do modelo probit:

$$\Pr (D_i = 1 / X_i) = \Phi (f(X_i)) \quad (5.1)$$

em que, lembre-se, $D = 1$ corresponde a condição de beneficiada, Φ representa a função de distribuição normal acumulada (c.d.f.) e $f(X_i)$ corresponde a uma especificação inicial com todas as variáveis presumivelmente importantes para a condição de ser beneficiada pelo FNE.

Na determinação da especificação da função $f(X_i)$, com vistas ao controle para as influências do maior número de variáveis observáveis, parte-se da utilização de todas as variáveis que potencialmente afetam a condição de ser beneficiada com recursos do FNE. O objetivo nessa etapa é obter, para todas as firmas, estimativas de probabilidades de serem beneficiadas com recursos do FNE que permitam o agrupamento de firmas em estratos dentro dos quais não existam diferenças estatisticamente significantes entre as probabilidades estimadas e entre as variáveis presentes no vetor para o grupo das firmas beneficiadas e o grupo das firmas não-beneficiadas. Nessa tarefa, é utilizada a extensão `pscore.do` do programa Stata 8.0 devida a Becher e Ichino (2002).

Na tabela 4.2, apresentam-se as estimativas do modelo probit dos coeficientes das variáveis consideradas para o caso da utilização da amostra com grupo de controle (RAIS não-beneficiadas) composto de firmas semelhantes.

Tabela 4.2 - Estimativas para a probabilidade de ser Beneficiado pelo FNE – Modelo Probit para a estimativa do *Propensity Score*

	Coefficiente	P value
Até 4a série do 1o Grau	-0,1335	0,443
5a série até 2o grau incompleto	-0,2473	0,110
Idade	-0,0442	0,148
Idade ²	0,0006	0,239

¹⁵ Ainda que, entre as firmas presentes na RAIS, o maior financiamento ao setor industrial seja esperado, dada as prioridades do FNE e a informalidade do setor agrícola, o financiamento a esse setor não deixa, ao menos potencialmente, de se vincular às condições de demanda.

Salário Médio	0,0003	0,055
Maranhão	-0,2378	0,323
Piauí	0,3408	0,058
Rio Grande do Norte	-0,0233	0,905
Paraíba	-0,0996	0,563
Pernambuco	-0,3838*	0,007
Alagoas	-0,2847	0,235
Sergipe	-0,1170	0,584
Bahia	-0,2220	0,072
Agropecuária	-0,1774	0,205
Comércio	-0,3110*	0,008
Serviços	-0,1574	0,271
Micro e Pequenas	0,1775	0,182
Constante	0,0295	0,954
N. obs	1387	
Teste Qui.	42,27	0,001
Pseudo R ²	0,0373	

Obs.: “*” indica significância estatística a 5%. Subgrupos de variáveis não apresentados correspondem aos grupos omitidos nas variáveis *dummies*; assim, para os grupos educação, estado, setor e porte da firma os coeficientes representam estimativas para *dummies* com relação ao subgrupo correspondente omitido. Os subgrupos de referência (omitidos) na estimativa foram de firmas com grau médio de instrução dos empregados com ao menos o 2o grau completo, firmas do estado do Ceará, firmas da indústria e firmas de porte médio ou grande. Todas as variáveis referem-se ao ano de 1995.

De forma geral, os resultados obtidos quanto à significância dos coeficientes estimados refletem o prévio balanço entre as amostras para as variáveis consideradas. Dessa forma, na tabela 4.2, as estimativas obtidas indicam que apenas para a variável *dummy* do setor de serviços e para a variável *dummy* referente ao estado de Pernambuco é encontrada significância estatística dos coeficientes estimados. No primeiro caso, pertencer ao setor de serviços e não ao setor industrial diminui a probabilidade de ser beneficiada com financiamento do FNE; no segundo caso, estar localizada no estado de Pernambuco e não no estado do Ceará também diminui a probabilidade de receber o financiamento.

Essas estimativas servem de base para obtenção das estimativas de *propensity score* das firmas beneficiadas e não-beneficiadas com empréstimos do FNE em 1995, as quais são apresentadas na figura 4.1, que ilustra a semelhança entre as distribuições obtidas para os dois grupos de firmas (beneficiadas e não-beneficiadas).

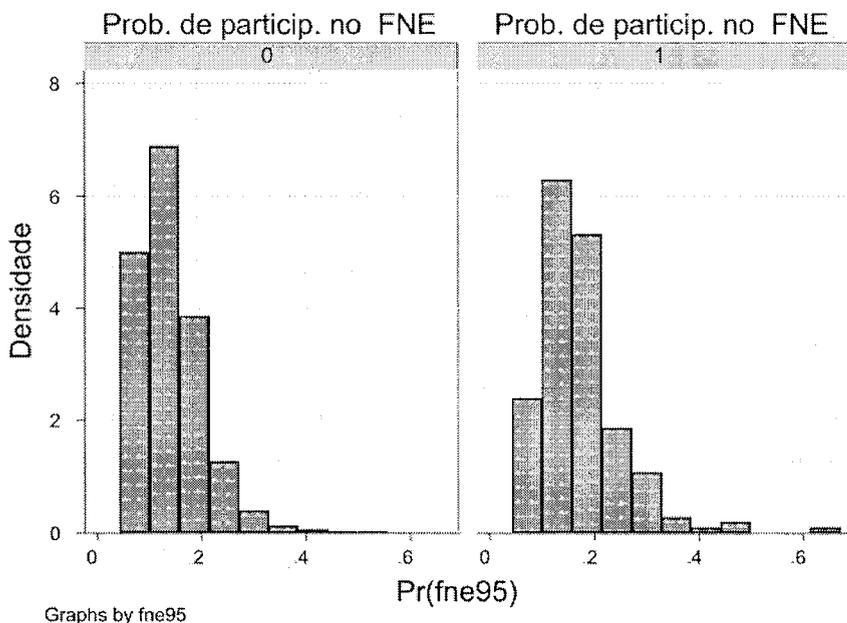


Figura 4.1 – Distribuições da probabilidade de ser financiado pelo FNE para amostra RAIS (0) e para amostra das beneficiadas pelo FNE (1) em 1995.

Fonte: elaboração dos autores.

A partir dessas estimativas, é possível obter a constituição de cinco estratos com diferentes números de firmas beneficiadas e não-beneficiadas pelo FNE. Note que, dentro desses estratos, em um nível de significância de 5%, não há diferenças de médias entre firmas beneficiadas e não-beneficiadas pelo FNE, com respeito à probabilidade estimada de ser beneficiada pelo FNE e todas as demais variáveis presentes na tabela 4.2.

É válido destacar que, utilizando-se um grupo de controle escolhido de maneira aleatória na RAIS, um procedimento similar foi também levado a efeito. Porém, não foi possível a obtenção de uma especificação do modelo probit estimado que incluísse todas as variáveis da tabela 4.2 e, ao mesmo tempo, apresentasse um balanceamento adequando entre as variáveis no interior de cada estrato. Mais especificamente, nessa estimativa que utiliza um grupo de controle aleatório da RAIS, das variáveis presentes na tabela 4.2, foram excluídas: a idade média do trabalhador nas firmas, o salário médio e a variável *dummy* correspondente ao porte da firma (número de empregados).

4.1. Impacto do FNE nas Firms Beneficiadas: Estimativas Gerais

Como já introduzido, os impactos econômicos dos financiamentos do FNE sobre as firmas beneficiadas foram estimados a partir do comportamento observado para as taxas de variação do emprego e do salário médio. A seguir, são apresentadas as estimativas para a totalidade da amostra das firmas beneficiadas nos períodos: 1995-2000 e 1995-1998.

Com o objetivo de verificar a robustez das estimativas, realizaram-se as estimativas com dois grupos de controles de firmas não beneficiadas das RAIS (firmas semelhantes e amostra aleatória),¹⁶ e, além de estimativas sem controle de quaisquer variáveis, que são obtidas pelo simples cálculo da média das diferenças entre as taxas de variação para os dois grupos de firmas, foram obtidas estimativas a partir de dois métodos de *propensity score*: *matching* nos estratos e ponderações utilizando um *kernel*.

Na tabela 4.3, são apresentadas as estimativas para o período 1995-2000, tanto para a taxa de variação do emprego do salário médio como para a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas.

Tabela 4.3 - Impacto do FNE: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 1995-2000.

	Tx. de variação Emprego	Tx. de variação do Salário Médio
Sem Controle	0,790 (0,462)	-0,068 (0,042)
Propensity Score - Estratos	0,781 (0,479)	-0,052 (0,040)
Propensity Score - Kernel	0,717 (0,522)	-0,053 (0,042)

Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por bootstrap para as estimativas de propensity score. "*"indica significância estatística a 5%. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o *kernel* de Epanechnikov.

Os números da tabela correspondem a estimativas da média das diferenças entre as taxas de variações da variável para as firmas beneficiadas entre as situações de beneficiadas e não-beneficiadas,¹⁷ quando diferentes estimadores são utilizados. Assim, por exemplo, considerando a variável taxa de variação do emprego, nota-se que o coeficiente

¹⁶ Além da amostra do grupo de controle constituído de firmas com características semelhantes, foram obtidas estimativas a partir de um grupo de controle com firmas escolhidas aleatoriamente das informações da RAIS. Com resultados qualitativamente semelhantes, tanto em termos de sinal quanto em termos de significância estatística, optou-se por apresentar os resultados apenas para o grupo de controle com características semelhantes.

¹⁷ Na notação da seção anterior, correspondem a estimativas do

estimado na primeira linha (sem controle) apesar de positivo (0,790) não é estatisticamente significativo.¹⁸

Nesse sentido, observe que, considerando-se o impacto sobre as taxas de variação do emprego, independentemente do critério utilizado, todas as estimativas indicam que as firmas beneficiadas pelo FNE em 1995 não apresentam taxas de crescimento do emprego entre 1995 e 2000 acima daquela que seria esperada caso não houvessem sido beneficiadas pelo FNE.

As estimativas obtidas para a taxa de variação do salário médio pago pelas firmas nesse mesmo período apresentam semelhanças para os diferentes estimadores e também não apresentam significância estatística a 5%. Ou seja, também não é possível apontar impacto positivo dos financiamentos sobre as firmas beneficiadas no que diz respeito à taxa de variação do salário médio.

Em suma, para o período entre 1995 e 2000, as estimativas obtidas indicam que os financiamentos do FNE não se mostraram eficazes nem para o aumento do emprego nem para o aumento dos salários das firmas da região Nordeste.

As trajetórias observadas entre 1995 e 2000 resultam, porém, de desempenhos bastante distintos quando se considera o subperíodo 1995-1998. Na tabela 4.4, apresentam as estimativas obtidas para esse subperíodo. As estimativas indicam que os financiamentos do FNE, entre 1995 e 1998, também não impactaram positivamente os salários médios pagos pelas firmas beneficiadas pelo FNE. Há, porém, enorme diferença no que diz respeito ao impacto sobre o emprego.

Tabela 4.4 - Impacto do FNE: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 1995-1998.

	Tx. de variação Emprego	Tx. de variação Salário Médio
Sem Controle	0,694* (0,290)	-0,047 (0,028)
Propensity Score - Estratos	0,677* (0,266)	-0,035 (0,028)
Propensity Score - Kernel	0,655* (0,257)	-0,029 (0,033)

Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por *bootstrap* para as estimativas de *propensity score*. "*" indica significância estatística a 5%. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o *kernel* de Epanechnikov.

¹⁸ Caso estatisticamente significativo, significaria que o FNE seria responsável por uma taxa de crescimento do emprego das firmas beneficiadas 79 pontos percentuais acima da taxa que seria obtida sem o financiamento.

De fato, como pode ser constatado a partir das duas primeiras colunas da tabela 4.4, entre 1995 e 1998, as estimativas indicam impacto positivo do programa, independentemente do estimador utilizado. Observe que as estimativas de *propensity score* indicam que as firmas beneficiadas apresentaram, em média, taxa de variação do emprego entre 65 e 68 pontos percentuais acima daquela correspondente à da situação de não-beneficiadas; um impacto, além de positivo, considerável para os três anos considerados. Ademais, note-se que as estimativas obtidas sem controle, menos confiáveis, estão acima daquelas obtidas com a utilização das estimativas de *propensity score*, o que ressalta a importância dos controles introduzidos.

Em resumo, tomando-se como referências as taxas de variações do emprego e do salário médio pago pela firmas, as estimativas apresentadas não apontam efeitos positivos dos financiamentos do FNE sobre as firmas beneficiadas no período 1995-2000. Contudo, esses resultados escondem uma dinâmica bastante distinta para o subperíodo 1995-1998 no que concerne à taxa de variação do emprego, i.e, no período de três anos seguidos ao financiamento (1995-1998), o impacto dos recursos do FNE se mostrou positivo e bastante elevado no que se refere à taxa de variação do emprego das firmas beneficiadas.

Disso decorre que, nos dois anos subsequentes, 1999-2000, há uma variação negativa na taxa de crescimento do emprego que compensa o efeito positivo obtido no período 1995-1998. Vários motivos (práticos e teóricos) podem ser apontados para essa ausência de continuação do efeito positivo do FNE sobre o emprego em um período mais extenso. Por exemplo, é possível que a ausência de monitoramento e/ou de assistência técnica aos tomadores de empréstimos impeçam uma continuação dos efeitos positivos ou, talvez, a ausência de controles adequados para períodos mais extensos de análise impeçam uma avaliação precisa nesse caso. De qualquer forma, é válido destacar que não é possível ser decisivo a esse respeito, visto que não há informações disponíveis para isso.

4.2. Impacto do FNE nas Firms Beneficiadas: Estimativas para as Firms do Setor Industrial e para as Micro e Pequenas Firms

Embora a maior parte dos recursos contratados pelo FNE em 1995 tenham sido direcionados para o setor agrícola (cerca de 76,9%), a consideração apenas de firmas presentes ou identificadas na RAIS implicou, dado o maior grau de informalidade, a não consideração de parte importante das firmas desse setor na avaliação levada a efeito neste artigo.

Em conseqüência disso, como pode ser percebido a partir da tabela 4.1, perto de 60% das firmas identificadas na RAIS pertencem ao setor industrial. Por sua vez, a consideração apenas de firmas presentes na RAIS implicou a consideração de firmas relacionadas a um dos focos principais do programa, representado pelas pequenas e micro firmas, que constituem a grande maioria das firmas avaliadas.

Nesta subseção, a partir das variáveis já consideradas, são apresentadas estimativas do impacto dos financiamentos do FNE para esses dois grupos específicos de firmas. O interesse é conhecer em que medida há especificidades importantes a destacar ou, se os resultados obtidos e já apresentados para a totalidade das firmas estão presentes para estes dois subgrupos específicos: setor industrial; micro e pequenas firmas.

Em relação ao setor industrial, as tabelas 4.5 e 4.6 apresentam as estimativas do impacto do FNE sobre as firmas beneficiadas desse setor para os períodos: 1995-2000 e 1995-1998, respectivamente.

Tabela 4.5 - Impacto do FNE: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 1995-2000. Setor Industrial

	Tx. de variação Emprego	Tx. de variação Salário Médio
Sem Controle	0,752 (0,665)	-0,118* (0,034)
Propensity Score Estratos	0,730 (0,752)	-0,110* (0,025)
Propensity Score - Kernel	0,610 (0,766)	-0,124* (0,032)

Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por bootstrap para as estimativas de *propensity score*. “**” indica significância estatística a 5%. Na primeira amostra utilizou-se 121 firmas beneficiadas e 575 firmas não-beneficiadas. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o kernel de Epanechnikov.

Os valores da tabela 4.5 indicam que, para todo o período 1995-2000, a aplicação dos recursos do FNE não apresentou impacto sobre o crescimento do emprego das firmas beneficiadas do setor industrial do Nordeste, um resultado similar ao obtido para amostra total. Por outro lado, considerando-se o crescimento dos salários, as estimativas indicam um impacto negativo sobre as firmas beneficiadas: em média, o salário médio pago pelas firmas beneficiadas apresentou uma taxa de variação 12 pontos percentuais abaixo daquela verificada para firmas na situação de não-beneficiadas.

Para o período 1995-1998 (tabela 4.6), as estimativas não indicam qualquer impacto estatisticamente significativo sobre as variáveis consideradas.

Portanto, isso indica que, nos dois anos subseqüentes, 1999-2000, o crescimento do salário médio pagos pelas firmas (no setor industrial) deve ter apresentado uma taxa de variação abaixo daquela verificada para firmas na situação de não-beneficiadas.

Tabela 4.6 - Impacto do FNE: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 1995-1998. Setor Industrial

	Tx. de variação Emprego	Tx. de variação Salário Médio
Sem Controle	0,741 (0,415)	-0,028 (0,038)
Propensity Score Estratos	0,716 (0,364)	-0,028 (0,036)
Propensity Score - Kernel	0,681 (0,462)	-0,030 (0,039)

Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por bootstrap para as estimativas de *propensity score*. “*” indica significância estatística a 5%. Na primeira amostra utilizou-se 121 firmas beneficiadas e 575 firmas não-beneficiadas. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o kernel de Epanechnikov.

Assim, no que concerne às firmas beneficiadas com recursos do FNE identificadas do setor industrial na RAIS, as evidências obtidas não são mais favoráveis que aquelas já encontradas para todo o universo de firmas identificadas. Na verdade, os resultados indicam impacto negativo sobre o crescimento dos salários médios pagos pelas firmas entre 1995-2000, um resultado não observado nas estimativas obtidas quando da consideração de todo o universo de firmas beneficiadas.

Os resultados das estimativas do impacto da aplicação dos recursos do FNE sobre a taxa de variação do emprego e sobre a taxa de variação dos salários médios das firmas beneficiadas pertencentes ao subgrupo de micro e pequenas firmas são apresentados nas tabela 4.7 e 4.8, respectivamente, para os períodos: 1995-2000 e 1995-1998.

De forma geral, as evidências obtidas a respeito do impacto da aplicação dos recursos do FNE para o subgrupo de micro e pequenas firmas (mais de 80% das firmas beneficiadas identificadas na RAIS) apresentam-se semelhantes àquelas obtidas para todo o universo de beneficiadas identificadas na RAIS. Quando se considera todo o período 1995-2000 (tabela 4.7), as estimativas não indicam qualquer efeito sobre a taxa de variação do emprego ou do salário médio pago pelas firmas beneficiadas pelo FNE.

Tabela 4.7 - Impacto do FNE: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 1995-2000. Micro e Pequenas Firms

	Tx. de variação Emprego	Tx. de variação Salário Médio
Sem Controle	0,938 (0,550)	-0,033 (0,048)
Propensity Score Estratos	0,825 (0,533)	-0,017 (0,056)
Propensity Score - Kernel	0,885 (0,632)	-0,027 (0,051)

Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por bootstrap para as estimativas de *propensity score*. “*” ndica significância estatística a 5%. Na primeira amostra foram utilizadas 163 firmas beneficiadas e 674 firmas não-beneficiadas. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o *kernel* de Epanechnikov.

Por sua vez, quando se considera o subperíodo 1995-1998 (tabela 4.8), observam-se movimentos no mesmo sentido daquele já apontado para todo universo de firmas beneficiadas: impacto positivo da aplicação dos recursos do FNE sobre a taxa de variação do emprego das firmas beneficiadas no período 1995-1998, de mais curto prazo, e, conseqüentemente, um impacto negativo sobre essa mesma taxa de variação nos dois anos subseqüentes: 1999-2000.

Além disso, note-se que esses movimentos, para esse subgrupo de firmas considerado, aparecem de forma mais forte ou aguda que aqueles observados na amostra do universo de firmas beneficiadas. Em outras palavras, no período 1995-1998, em relação às estimativas *propensity score*, enquanto o diferencial favorável máximo estimado para a taxa de variação do emprego chega a 67,7 pontos percentuais para a amostra do universo de beneficiadas, essa vantagem chega a 79,4 pontos percentuais para as pequenas e micro firmas; por outro lado, isso indica que, para os dois anos subseqüentes, 1999-2000, é maior o diferencial negativo para esse subgrupo de firmas.

Tabela 4.8 - Impacto do FNE: Diferenças entre taxas de variação do emprego e do salário médio no período 1995-1998. Micro e Pequenas Firms

	Tx. de variação Emprego	Tx. de variação Salário Médio
Sem Controle	0,837* (0,345)	-0,027 (0,034)
Propensity Score Estratos	0,760* (0,315)	-0,017 (0,035)
Propensity Score - Kernel	0,794* (0,356)	-0,016 (0,032)

Obs: Desvio-padrão entre parênteses, obtido por bootstrap para as estimativas de *propensity score*. “*” indica significância estatística a 5%. Na primeira amostra foram utilizadas 163 firmas beneficiadas e 674 firmas não-beneficiadas. Nas estimativas de *Propensity Score* com *kernel* foi utilizado o *kernel* de Epanechnikov.

Essas evidências, ao mesmo tempo em que sugerem maior sensibilidade das micro e pequenas firmas com respeito à aplicação dos recursos do FNE, reforçam a noção de que os efeitos da aplicação dos recursos do FNE vigoram apenas para um menor período de tempo.

5. Conclusões

No objetivo de avaliar a aplicação dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), destaque-se que as informações apresentadas neste artigo resultam de um esforço pioneiro na utilização de micro dados sobre firmas beneficiadas com o financiamento público.

Inicialmente, discutiu-se a literatura empírica a respeito dos Fundos Constitucionais de Financiamento e sobre avaliação de políticas públicas. Ademais, foi feita uma contextualização em relação à dinâmica da oferta crédito do FNE no período avaliado.

No que concerne à avaliação propriamente dita, em virtude da possibilidade 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, 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.

A partir das performances com respeito a essas duas variáveis e de acordo com a condição de beneficiadas e não-beneficiadas, os resultados gerais da avaliação da aplicação dos recursos do FNE apontam que, ao menos em um espaço de três anos, 1995-1998, 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. Entretanto, quando se considera um período mais extenso, cinco anos, 1995-2000, não é possível apontar impacto positivo da aplicação dos recursos do FNE.

Quando estimativas da aplicação dos recursos do FNE foram obtidas para o subgrupo específico micro e pequenas firmas, vige a semelhança com os resultados encontrados para o conjunto de firmas beneficiadas. Mais especificamente, de forma similar ao resultado encontrado quando se considera toda a amostra, na avaliação da aplicação dos recursos do FNE, é possível apontar um impacto positivo (em relação a firmas não-beneficiadas) na taxa de variação do número de empregados no subperíodo 1995-1998, contudo, quando se considera o período 1995-2000, não é possível apontar um resultado positivo na aplicação dos recursos do FNE.

Finalmente, é válido mencionar que uma possível crítica à avaliação feita neste artigo é que não necessariamente os fatores observáveis das firmas estudadas sejam suficientes para garantir que as firmas beneficiadas (grupo de tratamento) sejam similares às firmas não beneficiadas, no grupo de controle construído. Isso poderia então estar causando algum viés nas estimativas. Ora, não se pode esquecer que os recursos do FNE 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 beneficiadas, em relação ao grupo de controle, esse viés seria em favor das firmas beneficiadas. Assumindo-se que o banco de fomento (BNB) aprova empréstimos a empresas com maior *rating* de crédito, em princípio, o grupo de tratamento seria mais dinâmico do que o grupo de controle – ou seja, se fosse para haver algum viés nas estimativas dos impactos do FNE, esse viés seria em favor do efeito positivo do FNE – o que, conforme discutido na quinta seção, quando houve, foi somente para a variável emprego no período 1995-1998.

Referências

- ALMEIDA, M.F., SILVA, A.M.A. e RESENDE, G.M. "Uma análise dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Nordeste (FNE), Norte (FNO) e Centro-Oeste (FCO)." Texto para Discussão No 1206, IPEA, Brasília, 2006.
- ANGRIST, E.J. E KRUEGER, A.B. Empirical Strategies in Labor Economics. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D., Handbook of Labor Economics, vol.3. 1999.
- ASHENFELTER, O. Estimating the Effect of Training Programs on Earnings. *Review of Economics Studies*, vol. 60. 1978.
- BECKER, S.O. E ICHINO, A. "Estimation of average treatment effects based on propensity score", *The Stata Journal*, 2(4), p.358-377. 2002.
- BANERJEE, A. e NEWMAN, A. "Occupational Choice and the Process of Development", *Journal of Political Economy*, 101. 1993.
- BOLFARINE, H E BUSSAB, W. *Elementos de Amostragem*. Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo, Versão Preliminar. 2000.

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. "Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs", *NBER Working Paper*, 6586. 1998.

DEHEJIA, R.H. E WAHBA, S. "Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs", *Journal of the American Association*, December, 94 (448), p. 1053-1062. 1999.

DEHEJIA, R.H. E WAHBA, S. "Propensity Score-Matching Methods for Non-experimental Causal Studies", *The Review of Economics and Statistics*, February 84(1), p. 151-161. 2002.

FREEMAN, R.D. Demand for Education. In: Ashenfelter, O. e Card, D., *Handbook of Labor Economics*, vol.1. 1986.

FRIENDLANDER, D., GREENBERG, D.H. E ROBINS, P.K. "Evaluating Government Training Programs for Economically Disadvantaged", *Journal of Economic Perspectives*, vol. XXXV, December. 1997.

GALOR, O. e ZEIRA, J. "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economics Studies*, 60. 1993.

HECKMAN, J. E SIMTH, J.A. "The pre-Programme Earnings Dip and the Determinants of Participation in a Social Programme: Implications for Simple Programme Evaluation Strategies", *The Economic Journal*, vol. 109, n. 457. 1999.

LA LONDE, R. "The Promise of Public Sector-Sponsored Training Programs", *Journal of Economics Perspectives*, (2), 149-68. 1995.

LA LONDE, R. "Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data", *American Economic Review*, September, 76(4), pp. 604-620. 1986.

MALLAR, C.D. *et al.* "Evaluation of Economic Impact of the Job Cops Program: Third Follow-up Report". Report prepared for U.S. Department of Labor under Contract No. 23-3476-06. Mathematic Policy, Inc. September. 1982.

MINCER, J. *Schooling Experience and Earnings*. NBER, New York. 1973.

OIVEIRA, H. C. e DOMINGUES, E.P. "Considerações sobre o impacto dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte e do Centro-Oeste na redução da desigualdade regional no Brasil", *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*, Natal. 2005.

ROSEMBAUM, P. E RUBIN, D. "The Central Role of Propensity Score in Observational Studies for causal Effects", *Biometrika*, vol.70. 1983.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT press. 2002.