UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE
RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - ÁREA: ECONOMIA
APLICADA

BRUNA GOUSSAIN SANTANA

Retornos do P&D e incentivos fiscais: uma análise para o caso brasileiro

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior

Ribeirão Preto

2017

Prof. Dr. Marco Antonio Zago
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Dante Pinheiro Martinelli
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão
Preto

Prof. Dr. Renato Leite Marcondes
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Sérgio Naruhiko Sakurai
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia
Aplicada

BRUNA GOUSSAIN SANTANA

Retornos do P&D e incentivos fiscais: uma análise para o caso
brasileiro

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para a obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior

Ribeirão Preto

2017

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Santana, Bruna Goussain

Retornos do P&D e incentivos fiscais: uma análise para o caso brasileiro/ Universidade de São Paulo

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Programa de Pós-graduação em Economia - Área: Economia Aplicada; Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior

Ribeirão Preto, 2017- 115 p. : il.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2017.

1. Retornos do P&D. 2. Elasticidade da PTF. 3. Incentivos fiscais. 4. Avaliação de política. 5. Pareamento. I. Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Junior. II. Universidade de São Paulo - Campus Ribeirão Preto. III. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. IV. Retornos do P&D e incentivos fiscais: uma análise para o caso brasileiro.

Nome: Bruna Goussain Santana

Título: Retornos do P&D e incentivos fiscais: uma análise para o caso brasileiro

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para a obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP.

Aprovada em:

Banca Examinadora

**Prof. Dr. Prof. Dr. Sérgio Kannebley
Júnior (Orientador)**
FEA-RP/USP

Dra. Graziela Ferrero Zucoloto
IPEA-RJ

**Dr. Bruno César Pino Oliveira de
Araújo**
IPEA-DF

Profa. Dra. Elaine Toldo Pazello
FEA-RP/USP

Agradecimentos

Agradeço ao meu orientador, Sérgio Kannebley Júnior, a quem admiro muito como pesquisador, e que, com dedicação, foi a pessoa mais importante da minha formação acadêmica.

Agradeço também:

Aos professores da FEA-RP que contribuíram para a minha formação ao longo dos anos da graduação e do mestrado, Rudinei Toneto Júnior, Elaine Toldo Pazello, Daniel Domingues dos Santos e Sérgio Naruhiko Sakurai, e a todos os outros que contribuíram para minha formação acadêmica.

A todos os meus familiares e amigos, especialmente aos amigos Leandro Seiti Anazawa e Leandro Justino Pereira Veloso, que me deram todo o apoio emocional de que, muitas vezes, precisei, e contribuíram significativamente para a elaboração desse trabalho.

À Graziela Ferrero Zucoloto, do IPEA, pelo apoio durante a fase de coleta de dados no IBGE. Também agradeço à Glaucia Ferreira, do IPEA, pelo apoio na manipulação dos dados.

À CAPES, pelo apoio financeiro, e ao IPEA, pelo suporte institucional e financeiro para o acesso aos dados no IBGE.

Resumo

SANTANA, B. G. **Retornos do P&D e incentivos fiscais: uma análise para o caso brasileiro.** 2017. Dissertação (mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, 2017.

Esse trabalho tem como objetivo contribuir para a literatura empírica dos retornos do P&D no Brasil, em particular, dos incentivos fiscais da Lei do Bem (Lei nº 11.196/2005) sobre a produtividade total dos fatores (PTF) das firmas beneficiárias. Para isso, desenvolvemos nosso trabalho em torno de dois objetivos específicos: o primeiro é verificar o impacto do incentivo fiscal sobre os esforços em P&D das firmas beneficiárias por meio do teste de adicionalidade. O segundo é estimar a elasticidade da PTF com relação ao P&D e o impacto do tratamento da Lei do Bem sobre essa elasticidade. Por fim, analisamos o impacto indireto da Lei do Bem sobre a PTF que ocorre por meio do aumento dos dispêndios em P&D. Essa avaliação foi conduzida a partir de estimações de modelos econométricos com microdados de firmas industriais brasileiras para o período de 2003 a 2013, aplicando o procedimento de *Propensity Score Matching (PSM)* associado a estimações de Efeitos Fixos e de Blundell e Bond (1998). Entre os resultados encontrados, verificamos que apenas as estimações para o período de 2006 a 2009 ultrapassaram o limite superior da renúncia fiscal, o que significa que uma parte do aumento verificado para o período de 2010 a 2013 deva ter ocorrido como substituição do gasto público, evidenciando, pelo menos parcialmente, o efeito de *crowding out*. Os resultados da segunda etapa do trabalho sugerem que a lei tem efeitos indiretos positivos sobre a produtividade das firmas, mas, apesar disso, a elasticidade da PTF se encontra abaixo da mediana dos estudos internacionais.

Palavras-chaves: Retornos do P&D, elasticidade da PTF, incentivos fiscais, avaliação de política, pareamento.

Abstract

SANTANA, B. G. **Returns to R&D and tax incentives: an analysis for the Brazilian case.** 2017. Dissertation (Master Degree) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2017.

The objective of this dissertation is to contribute to the empirical literature on returns to R&D in Brazil, in particular, the tax incentives of *Lei do Bem* (*Lei nº 11.196/2005*) on the total factor productivity (TFP) of the beneficiary firms. In order to do this, we have organized this study around two specific objectives: the first is to verify the impact of the tax incentive on the R&D efforts of the beneficiary firms through the additionality test. The second is to estimate the elasticity of TFP with respect to R&D and the impact of the treatment of the *Lei do Bem* on this elasticity. Finally, we analyze the indirect impact of the *Lei do Bem* on TFP that occurs through the increase in expenditures in R&D. This evaluation was carried out based on estimations of econometric models with microdata from Brazilian industrial firms for the period 2003 to 2013, applying the procedure of Propensity Score Matching (PSM) associated with estimates of Fixed Effects, and Blundell and Bond (1998). Among the results, we found that only the estimates for the period from 2006 to 2009 exceeded the upper limit of the tax waiver, which means that part of the increase observed for the period from 2010 to 2013 must have occurred as a substitution of public expenditure, evidencing, at least partially, the crowding-out effect. The results of the second stage of the study suggest that the law has positive indirect effects on firm productivity, but nonetheless, the elasticity of TFP is below the median of international studies.

Key-words: Returns to R&D, TFP elasticity, tax incentives, policy evaluation, matching.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Evolução firmas tratadas e não tratadas: $\widehat{p\&d}$	61
Figura 2 – Evolução firmas tratadas e não tratadas: $lpotec$	61
Figura 3 – Evolução das firmas na amostra geral: $\widehat{lptf}$	71
Figura 4 – Evolução das firmas na amostra geral: $\widehat{p\&d}$	72
Figura 5 – Evolução das firmas na amostra geral: $lpotec$	72
Figura 6 – Evolução das firmas na amostra geral: estoque de P&D (c)	72
Figura 7 – Evolução firmas tratadas e não tratadas: $lptf_lp$	75
Figura 8 – Evolução firmas tratadas e não tratadas: $lptf_lp$	76
Figura 9 – Kdensity: 2006 e 2007	90
Figura 10 – Kdensity: 2008 e 2009	90
Figura 11 – Kdensity: 2010 e 2011	90
Figura 12 – Kdensity: 2012 e 2013	90

Lista de tabelas

Tabela 1 – Grupos ocupacionais da variável <i>potec</i>	33
Tabela 2 – Variáveis da base de dados	36
Tabela 3 – Variáveis do modelo Probit	41
Tabela 4 – Variáveis para a estimação da PTF	47
Tabela 5 – Firms participantes e habilitadas no período 2006 a 2013	50
Tabela 6 – Firms habilitadas e permanência no programa em número absolutos .	51
Tabela 7 – Firms habilitadas e permanência no programa em percentuais	51
Tabela 8 – Frequência da <i>dummy LB</i> para a amostra geral	52
Tabela 9 – Número de observações das firms estreantes na amostra geral	52
Tabela 10 – Estatísticas de <i>potec</i> e $\widehat{P\&D}$ para firms $LB = 1$ na amostra geral . .	53
Tabela 11 – Origem dos <i>missings</i> na variável de $\widehat{p\&d}$	53
Tabela 12 – Firms inovadoras que apresentaram $potec = 0$ ou <i>potec missing</i>	54
Tabela 13 – Estatísticas descritivas para a amostra geral de 2003 a 2013	56
Tabela 14 – Estatísticas descritivas para a amostra pareada de 2003 a 2013	57
Tabela 15 – Evolução das médias para a amostra pareada das firms beneficiárias .	58
Tabela 16 – Estatísticas descritivas de $\widehat{P\&D}$ para firms tratadas e não tratadas para a amostra geral	59
Tabela 17 – Estatísticas descritivas de $\widehat{P\&D}$ para firms tratadas e não tratadas para a amostra pareada	60
Tabela 18 – Estatísticas de $\widehat{p\&d}$ e <i>potec</i> por setores de intensidade tecnológica para o período 2003 a 2013	62
Tabela 19 – Coeficientes da <i>dummy LB</i> para a amostra geral para o período 2003 a 2013	64
Tabela 20 – Coeficientes da <i>dummy LB</i> para a amostra pareada para o período 2003 a 2013	65
Tabela 21 – Coeficientes da <i>dummy LB</i> para a segunda estratégia de identificação para o período 2003 a 2009	67
Tabela 22 – Coeficientes da <i>dummy LB</i> para a amostra pareada no período 2003 a 2009	69

Tabela 23 – Coeficientes da <i>dummy LB</i> para a amostra pareada no período 2007 a 2013	70
Tabela 24 – Estatísticas descritivas de <i>lptf_w</i> para firmas tratadas e não tratadas para a amostra geral	73
Tabela 25 – Estatísticas descritivas de <i>lptf_lp</i> para firmas tratadas e não tratadas para a amostra geral	74
Tabela 26 – Estatísticas descritivas de <i>lptf_w</i> para firmas tratadas e não tratadas para a amostra pareada	74
Tabela 27 – Estatísticas descritivas de <i>lptf_lp</i> para firmas tratadas e não tratadas para a amostra pareada	75
Tabela 28 – Estatísticas de <i>lptf_w</i> e <i>lptf_lp</i> por setores de intensidade tecnológica para o período 2003 a 2013	76
Tabela 29 – Elasticidades da <i>ptf</i> com relação ao estoque de conhecimento (<i>c</i>) e <i>lpotec</i> para a amostra pareada	79
Tabela 30 – Elasticidades da <i>ptf</i> com relação ao estoque de conhecimento (<i>c</i>) e a interação da <i>dummy</i> de tratamento com estoque para a amostra pareada	80
Tabela 31 – Coeficientes de diferencias <i>ptf</i> com relação a diferenciais de estoque de P&D (<i>c</i>) e dispêndio ($\widehat{p\&d}$) para a amostra pareada	81
Tabela 32 – Coeficientes dos modelos Probit	88
Tabela 33 – Testes de balanceamentos para os pareamentos	91
Tabela 34 – Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra geral: 2003-2013	92
Tabela 35 – Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de <i>lpotec</i> na amostra geral: 2003-2013	93
Tabela 36 – Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra pareada: 2003-2013	94
Tabela 37 – Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de <i>lpotec</i> na amostra pareada: 2003-2013	95
Tabela 38 – Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra geral: 2003-2009	96

Tabela 39 – Estimacões de Efeitos Fixos para o modelo de <i>lpotec</i> na amostra geral:	
2003-2009	97
Tabela 40 – Estimacões de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra pareada:	
2003-2009	98
Tabela 41 – Estimacões de Efeitos Fixos para o modelo de <i>lpotec</i> na amostra pareada:	
2003-2009	99
Tabela 42 – Estimacões de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra geral:	
2007-2013	100
Tabela 43 – Estimacões de Efeitos Fixos para o modelo de <i>lpotec</i> na amostra geral:	
2007-2013	101
Tabela 44 – Estimacões de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra pareada:	
2007-2013	102
Tabela 45 – Estimacões de Efeitos Fixos para o modelo de <i>lpotec</i> na amostra pareada:	
2007-2013	103
Tabela 46 – Estimacões de Efeitos Aleat3rios para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e <i>lpotec</i> na amostra geral e pareada: 2003-2013	104
Tabela 47 – Estimacões de Efeitos Aleat3rios para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e <i>lpotec</i> na amostra geral e pareada: 2003-2009	105
Tabela 48 – Estimacões de Efeitos Aleat3rios para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e <i>lpotec</i> na amostra geral e pareada: 2007-2013	106
Tabela 49 – Estimacões de Blundell e Bond para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e <i>lpotec</i> na amostra geral e pareada: 2003-2013	107
Tabela 50 – Estimacões de Blundell e Bond para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e <i>lpotec</i> na amostra geral e pareada: 2003-2009	108
Tabela 51 – Estimacões de Blundell e Bond para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e <i>lpotec</i> na amostra geral e pareada: 2007-2013	109
Tabela 52 – Estimacões de Efeitos Fixos para os modelos de $\widehat{p\&d}$ para a segunda estrat3gia	110
Tabela 53 – Estimacões de Efeitos Fixos para os modelos de <i>lpotec</i> para a segunda estrat3gia	111
Tabela 54 – Estimacões de Efeitos Aleat3rios para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e <i>lpotec</i> para a segunda estrat3gia	112

Tabela 55 – Estimacões de Blundell e Bond para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ para a segunda estratégia	113
Tabela 56 – Estimacões de Efeitos Fixos para os modelos de retorno do P&D com $lptf_w$	114
Tabela 57 – Estimacões de Efeitos Fixos para os modelos de retorno do P&D para $lptf_lp$	114
Tabela 58 – Elasticidades da ptf com relacão ao estoque de conhecimento (c) e a interacão da $dummy$ de tratamento com estoque para a amostra pareada	115
Tabela 59 – Coeficientes de diferencias ptf com relacão a diferenciais de estoque de P&D e dispêndio de P&D ($\widehat{p\&d}$) para a amostra pareada	115

Sumário

Sumário	17
1 Introdução	19
2 Revisão da literatura	24
2.1 Adicionalidade dos incentivos fiscais	24
2.2 Retornos do P&D	27
3 Bases de Dados e Metodologia	31
3.1 Fonte de Dados	31
3.2 Construção de Variáveis	33
3.3 Método para Estimação de Impacto	37
3.3.1 O modelo de resultados potenciais e o método de pareamento	37
3.3.1.1 O modelo de resultados potenciais	37
3.3.1.2 Pareamento	38
3.3.1.3 Pareamento com escore de propensão	40
3.3.1.4 Modelos estimados	41
3.3.2 Estratégias de identificação	41
3.3.3 Modelos em Painel	42
3.4 Método de Estimação de PTF	43
3.4.1 Descrição do método de estimação	43
4 Estimação de Adicionalidade da Lei do Bem	48
4.1 Análise descritiva com definição de amostra, firmas usuárias da lei do bem	49
4.2 Fatos estilizados – dispêndios das firmas usuárias e não usuárias: amostra geral e pareada	58
4.3 Modelos Econométricos de impacto e discussão de resultados	62
4.3.1 Primeira estratégia	62
4.3.2 Segunda estratégia	66
4.3.3 Particionamento da amostra entre os períodos 2003-2009 e 2007-2013	68

5	Evolução da PTF e estimação da elasticidade do P&D	71
5.1	Trajetória da PTF das firmas industriais e comparação com os dispêndios e estoque de P&D	71
5.2	Fatos estilizados e análise descritiva – PTF das firmas usuárias e não usuárias da lei do bem: amostra geral e pareada	73
5.3	Estimação de elasticidade do P&D, com e sem introdução de variáveis dummies e discussão de resultados	77
5.4	Modelos de diferenças de PTF de firmas tratadas e não tratadas	80
6	Conclusões	82
	Referências	85
	Anexos	87
	ANEXO A Resultados do <i>matching</i>:	88
A.1	Resultados do modelo Probit:	88
A.2	Funções densidade de Kernel do <i>Propensity Score</i> :	89
A.3	Teste de balanceamento:	91
	ANEXO B Primeira Estratégia - Modelos de esforço tecnológico	92
	ANEXO C Segunda Estratégia - Modelos de esforço tecnológico	110
	ANEXO D Retornos do P&D	114

1 Introdução

Em diversos países, governos têm adotado políticas de incentivo ao investimento privado em atividades inovativas. Esses investimentos são em grande medida formados por dispêndios privados em P&D, que constitui importante indicador de esforço tecnológico. No período recente, a inovação tecnológica tem sido foco específico de política pública no Brasil desde a adoção da Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (PITCE) de 2003, que deu origem a alguns dos principais arranjos regulatórios sobre este tema, que incluem a Lei de Inovação (Lei nº 10.973/2004), regulamentada pelo Decreto nº 5.563/2005 e a Lei do Bem (Lei nº 11.196/2005), regulamentada pelo Decreto nº 5.798/2006.

Um dos principais argumentos das políticas públicas de incentivo à inovação é o de que os investimentos em atividades de P&D são realizados em um nível sub-ótimo na ausência de intervenção governamental. Uma das principais razões para isso é a falha na apropriação do conhecimento gerado pelas atividades de P&D, que impede que os retornos do investimento possam ser completamente apropriados pela firma, gerando desincentivo para investimentos futuros. (HALL, 2002) Nesse sentido, a estimação dos retornos das atividades de P&D é fundamental para a avaliação da efetividade dos investimentos públicos e privados que são direcionados para essas atividades.

Para esse propósito, muitos estudos já foram feitos para investigar a relação empírica entre dispêndios em P&D e a produtividade das firmas. Em um dos trabalhos pioneiros sobre esse tema, Griliches (1979) postulou que o estoque de conhecimento técnico da firma pode ser considerado um fator de produção na medida em que as atividades de P&D adicionam ao estoque existente de conhecimento acumulado e, portanto, melhoram a qualidade dos produtos ou reduzem o custo de produção de bens e serviços, aumentando a produtividade das firmas.

A Lei do Bem é um incentivo fiscal que se insere em um contexto de reformulação institucional para acelerar os processos de inovação no Brasil. Desde 1993, os incentivos fiscais para gastos em P&D eram direcionados para os setores de agricultura e indústria, por meio do Programa de Desenvolvimento Tecnológico da Agricultura (PDTA) e do Programa de Desenvolvimento Tecnológico da Indústria (PDTI). Entre 1994 e 2004 os

incentivos fiscais oferecidos pelo PDTA e PDTI beneficiaram apenas um grupo pequeno de firmas, já que os projetos precisavam de aprovação prévia. Em 2005, os antigos programas foram substituídos pela Lei do Bem, que possibilitou a fruição automática dos benefícios fiscais, representando uma modernização do incentivo. De acordo com os dados do Relatório Anual da Utilização dos Incentivos da Lei do Bem do MCTI de 2013, o número de firmas habilitadas passou de 130 em 2006, ano em que a lei passou a vigorar, para 977 em 2013.¹ De acordo com dados do MCTI os dispêndios privados em P&D passaram de R\$ 21,7 milhões em 2006 para R\$ 29,4 milhões em 2011 e o dispêndio privado como proporção do PIB subiu de 0,50% entre o período de 2000 a 2005, anos que antecederam a Lei do Bem, para 0,54% entre o período 2006 a 2011², anos que sucedem a lei. Apesar do aumento, a evolução desse indicador mostrou-se insuficiente, dado que continua muito abaixo da média de outros países, que se situou em torno de 1,03% na União Européia, 1,73% na Alemanha e 1,9% nos EUA em 2011³.

Apesar do limitado investimento privado em P&D realizado no Brasil comparativamente ao de outros países, a Lei do Bem foi temporariamente suspensa em 2015.⁴ Antes disso, entretanto, alguns estudos já haviam analisado a efetividade dos incentivos fiscais da Lei do Bem em elevar os esforços tecnológicos. Embora o objetivo dos incentivos fiscais seja aumentar os dispêndios privados em P&D, a avaliação dessa política inclui identificar se, de fato, esse aumento é superior à renúncia fiscal gerada pelo incentivo. Os trabalhos de Kannebley e Porto (2012) e Kannebley et al. (2013) estimaram um impacto estatisticamente significativo e positivo de 7% a 11% sobre a ocupação de pessoal em ocupações técnico-científicas (*potec*), importante indicador de esforço tecnológico. Já Kannebley, Shimada e Negri (2016) estimaram um efeito médio de 80% sobre os dispêndios em P&D.

Outros trabalhos buscaram avaliar os retornos das atividades de P&D no Brasil para outros programas de apoio à inovação. O estudo de Negri, Negri e Lemos (2008) trouxe resultados de impacto sobre dispêndios privados em P&D e variáveis de desempenho, como crescimento das firmas, pedidos de patentes e produtividade do trabalho para o período de 1996 a 2003. O resultado evidenciou um impacto médio de 60% sobre os dispêndios em P&D

¹ Fonte: MCTI [http : //www.mct.gov.br/upd_blob/0238/238494.pdf](http://www.mct.gov.br/upd_blob/0238/238494.pdf)

² Fonte: MCTI [http : //mct.gov.br/index.php/content/view/9138.html](http://mct.gov.br/index.php/content/view/9138.html) (Atualização de 05/04/2017)

³ Fonte: Research and Innovation Observatory [https : //rio.jrc.ec.europa.eu/en/stats](https://rio.jrc.ec.europa.eu/en/stats)

⁴ Medida Provisória nº 694, de 30 de setembro

das firmas. Já os resultados do impacto do programa sobre as variáveis de desempenho foram de que, embora o programa tivesse impactos positivos sobre o crescimento das firmas, o impacto sobre depósitos de patentes e a produtividade não foi significativo. Outro exemplo é o estudo de Cavalcante, Jacinto e Negri (2015) que busca analisar a relação entre investimentos em P&D, inovação e a produtividade do trabalho na indústria brasileira. Os resultados, que avaliaram o período de 2000 a 2008, demonstraram a existência de relação positiva entre essas variáveis. A elasticidade estimada da produtividade do trabalho com relação aos investimentos em P&D nos dados em cross-section foi de 0,03 enquanto nos dados em painel foi de 0,02 para o conjunto da indústria.

Apesar do aumento dos dispêndios privados em P&D no Brasil verificado nas avaliações sobre a Lei do Bem, a produtividade total dos fatores (PTF) apresenta crescimento reduzido desde o final da década de 1970. (NEGRI; CAVALCANTE, 2014) Estudos comparados também apontam para uma defasagem da produtividade do trabalho da economia brasileira em relação a países como Estados Unidos, Alemanha, China e México. (MIGUEZ; MORAES, 2013) A esse respeito, é importante considerar a seguinte questão: embora as avaliações sobre os incentivos fiscais, particularmente sobre a Lei do Bem, tenham evidenciado um impacto positivo sobre os dispêndios em P&D, os retornos desse investimento sobre a PTF das firmas parecem ter sido baixos, uma vez que a produtividade brasileira apresenta um desempenho muito inferior a de outros países.

Ainda que as evidências empíricas tenham mostrado um baixo crescimento para a PTF brasileira, de acordo com a literatura que investiga os retornos do P&D a partir da função de produção, o aumento dos dispêndios em P&D das firmas beneficiárias da Lei do Bem deve elevar a PTF das firmas tratadas. Nesse sentido esse trabalho tem como objetivo principal avaliar os impactos da Lei do Bem sobre a produtividade das firmas beneficiárias. Para isso, desenvolvemos nosso trabalho em torno de dois objetivos específicos: o primeiro é verificar o impacto do incentivo fiscal sobre os esforços em P&D das firmas beneficiárias por meio do teste de adicionalidade. O segundo é estimar a elasticidade da PTF com relação ao P&D e investigar o impacto do tratamento da Lei do Bem sobre essa elasticidade. Por fim, analisamos o impacto indireto da Lei do Bem sobre a PTF que ocorre por meio do aumento dos dispêndios em P&D.

Essa avaliação foi conduzida a partir de estimações de modelos econométricos com microdados de firmas industriais brasileiras para o período de 2003 a 2013. Utilizando o

método do contrafactual, aplicamos duas estratégias de identificação a partir da construção de um quase-experimento. Na primeira estratégia aplicamos o procedimento de *Propensity Score Matching (PSM)* e na segunda estratégia implementamos uma redefinição do grupo de controle para minimizar a diferença nas características não observáveis entre os grupos. Realizamos a avaliação para o período de 2006 a 2013 e para os subperíodos de 2006 a 2009 e 2010 a 2013. Utilizando o conjunto de firmas da amostra pareada, estimamos a elasticidade do P&D para as firmas tratadas e estimamos o efeito dos diferenciais de estoque e dispêndio em P&D de firmas tratadas com seu respectivo par do controle sobre o diferencial das PTFs dos respectivos pares.

Esse trabalho traz importantes contribuições para esse tipo de avaliação no Brasil. A primeira é a extensão do período de avaliação até o ano de 2013. É importante lembrar que desde 2009, último ano considerado em estudos anteriores, o número de firmas habilitadas pelo MCTI era de 541 firmas e em 2013 esse número foi para 977. A segunda contribuição é a estimação da elasticidade da PTF com relação ao P&D, ainda pouco estudada no Brasil, e a análise do efeito indireto da Lei do Bem sobre a PTF, que ocorre por meio do aumento dos dispêndios em P&D. Embora outros estudos tenham estimado a elasticidade da produtividade do trabalho na indústria brasileira, esse é o primeiro estudo que estima os retornos das atividades de P&D, em particular da Lei do Bem, sobre a PTF.

Os resultados sugerem que embora a Lei do Bem tenha produzido efeitos positivos nos dispêndios em P&D das firmas beneficiárias, o aumento dos dispêndios só superou a renúncia fiscal para o subperíodo de 2006 a 2009. Para o período de 2003 a 2013, o impacto médio sobre os dispêndios variou de 11,51% a 22,5% e para a segunda estratégia, o impacto médio estimado foi de 16,41%. Já para o subperíodo de 2006 a 2009 o impacto médio encontrado variou de 32,45% a 47,69% e para o subperíodo de 2010 a 2013 o impacto médio foi de 31,91%. Apesar dos resultados positivos, apenas os resultados para o período de 2006 a 2009 ultrapassaram o limite superior da renúncia fiscal, de 34%, o que significa que uma parte do aumento verificado para o período de 2010 a 2013 deva ter ocorrido como substituição do gasto público, evidenciando, pelo menos parcialmente, o efeito de *crowding out*. Esses resultados confirmam os resultados dos estudos anteriores para o período de 2006 a 2009, embora em magnitude menor do que a observada, e indicam uma possível perda de efetividade do incentivo. Apesar disso, os resultados da segunda etapa do trabalho sugerem que a lei tem efeitos indiretos positivos sobre a produtividade das

firmas, que constitui importante medida de desempenho. Apesar disso, as elasticidades estimadas, que variaram de 0,01 a 0,03 se encontram abaixo da mediana dos estudos internacionais, indicando, por um lado, sua importância na contribuição para o incremento da produtividade na indústria brasileira, mas por outro, a necessidade de aprimoramentos da lei.

Este trabalho está estruturado em mais cinco capítulos, além dessa introdução. No capítulo 2 fazemos uma breve revisão da literatura sobre adicionalidade dos incentivos fiscais à inovação e sobre os retornos do P&D. No capítulo 3 apresentamos a base de dados e os procedimentos metodológicos, que incluem a construção de variáveis, o método para estimação de impacto e o método para estimação da PTF. No capítulo 4 apresentamos os resultados para estimação da adicionalidade e no capítulo 5 apresentamos os resultados de estimação da elasticidade da PTF. Por fim, no capítulo 6 apresentamos as conclusões do trabalho.

2 Revisão da literatura

2.1 Adicionalidade dos incentivos fiscais

Uma das principais justificativas das políticas de incentivo à inovação é a de que o conhecimento produzido pelas atividades de P&D possui características de bem público. Nesse caso, parte do resultado das atividades de P&D implementadas pelas firmas são externalizadas para a sociedade, impedindo que as firmas se apropriem completamente dos seus retornos. Como consequência, as atividades de P&D são desenvolvidas em um nível sub-ótimo. Por outro lado, apesar do reconhecimento da necessidade em incentivar essas atividades, os recursos públicos são escassos e avaliar esses incentivos é fundamental para analisar a efetividade de tais políticas. (BECKER, 2015)

Uma das abordagens mais utilizadas para a avaliação da efetividade de um incentivo fiscal à inovação é o teste da hipótese de adicionalidade. Nessa avaliação, o objetivo é verificar se a política favorece o aumento efetivo dos gastos privados em P&D, ou, caso contrário, se ela favorece a substituição de recursos privados por recursos públicos, resultando no efeito indesejado de *crowding out*. Nesse caso, se as firmas substituem todo o gasto privado pelo montante do incentivo fiscal, então o efeito *crowding out* é total. Se as firmas substituem apenas uma parte de seu gasto privado, então o efeito é parcial. Por fim, se as firmas efetuam um gasto adicional em P&D que excede o montante do incentivo fiscal recebido do governo, então a política resulta no efeito de adicionalidade de P&D. (MOHNEN; LOKSHIN, 2009)

O efeito de adicionalidade pode ser mensurado por meio da razão entre o dispêndio adicional em P&D privado e a renúncia fiscal gerada pelo incentivo. Essa medida é a razão custo-benefício do incentivo fiscal: se ela é maior do que um, então o aumento nos dispêndios supera a renúncia fiscal e verificamos o efeito de adicionalidade ou *crowding in*; se ela é menor do que um, então o aumento nos dispêndios é inferior a renúncia fiscal e verificamos o efeito de *crowding out*. Calcular o dispêndio adicional em P&D é equivalente a responder qual é o montante de dispêndio em P&D realizado pelas firmas na presença do incentivo fiscal em comparação com o dispêndio que teria sido realizado na ausência do incentivo. Como o contrafactual não é possível de ser observado, os pesquisadores utilizam

uma variedade de métodos para tentar estimar o nível de P&D na ausência do incentivo. (HALL; REENEN, 2000)

Uma das técnicas econométricas utilizadas para isolar o efeito do incentivo fiscal sobre os dispêndios em P&D é a estimação de modelo estrutural de demanda por P&D, que estabelece o investimento em P&D como função de seus determinantes, dentre os quais o custo de uso do P&D, que pode incluir ou não o subsídio do incentivo fiscal, e permite estimar a elasticidade do P&D com relação ao seu preço. Um dos principais trabalhos que estima o efeito de adicionalidade por meio de equação estrutural é Hall e Reenen (2000). O resultado do trabalho sugere que, na média, cada dólar de incentivo fiscal para P&D aumenta em um dólar adicional o dispêndio em P&D privado. A vantagem dessa técnica é que ela é fundamentada na teoria econômica e fornece diretamente a resposta do investimento em P&D com relação ao seu preço. Apesar disso, ela possui algumas desvantagens: como o crédito fiscal depende de um conjunto de características da firma, o nível de investimento em P&D e o crédito fiscal são determinados simultaneamente, gerando um problema de endogeneidade.

Outra técnica é a estimação do investimento em P&D como função da variável *dummy* que indica o recebimento do incentivo fiscal e de um conjunto de características das firmas. A vantagem dessa técnica é a sua simplicidade, pois o uso da variável *dummy* elimina a necessidade de se calcular o nível de subsídio do incentivo fiscal para cada firma. A desvantagem dela é a imprecisão, já que cada firma recebe um nível diferente de subsídio, que pode ser variável ao longo do tempo. Além disso, a variável *dummy* pode estar correlacionada com outras características da firma que não foram incluídas como controles e da mesma forma que na estimação do modelo estrutural, evidenciamos um problema de autosseleção. (HALL; REENEN, 2000)

O método mais empregado para lidar com a autosseleção proveniente da inclusão da variável *dummy* é o de avaliação de tratamento a partir da construção de um grupo contrafactual, permitindo a comparação dos esforços do grupo de tratamento com o grupo de controle. Nesse caso, a literatura estima o efeito do tratamento de duas formas: a primeira é pelos estimadores de *matching*, que corrigem a autosseleção com base nas características observáveis. Embora esses estimadores permitam comparar a média dos esforços em P&D de firmas beneficiárias e não beneficiárias, sozinhos não podem ser considerados os mais apropriados, uma vez que a participação nos programas não é

exógena. A segunda forma é pelos estimadores que corrigem a autosseleção com base nas características não observáveis, como os estimadores de variáveis instrumentais, os de regressões descontínuas e os de diferença em diferenças, que permitem minimizar o viés causado pela endogeneidade decorrente da correlação entre a *dummy* de recebimento do incentivo e os fatores não observáveis. (MOHNEN; LOKSHIN, 2009)

Um dos trabalhos que analisa o efeito de adicionalidade com o método de *matching* é Duguet (2010). O estudo avalia o impacto do programa de incentivo fiscal na França do período de 1993 a 2003. O resultado foi de que o incentivo fiscal elevou os dispêndios privados em P&D em 7,9% em média, ao longo de todo o período e que um euro de incentivo fiscal para P&D aumenta em pouco mais de um euro o dispêndio total em P&D, evidenciando ausência de efeito *crowding out* no período. Em outro estudo, Carboni (2011) analisa o efeito de adicionalidade de políticas de incentivo à inovação para a Itália no período de 2001 a 2003. Em particular, para os incentivos fiscais, os resultados com o *matching* mostraram efeitos superiores ao do suporte direto e também rejeitaram a hipótese de *crowding out*.

No Brasil, Avellar, Kupfer et al. (2008) avaliaram os efeitos de adicionalidade do FNDCT, fundo não reembolsável, do ADTEN, fundo reembolsável, e do PDTI, incentivo fiscal que foi substituído pela Lei do Bem, para o ano de 2003. Os autores avaliaram o efeito do tratamento sobre a variável de dispêndio em P&D aplicando o método do *matching* e realizando um teste de diferença de médias entre o grupo de tratamento e controle na amostra pareada. Os resultados evidenciaram que os dispêndios em P&D das firmas beneficiárias do ADTEN e do PDTI são estatisticamente diferentes dos dispêndios das firmas não beneficiárias, mas não são diferentes no caso do FNDCT. Com isso, os autores concluem que os incentivos do ADTEN e PDTI elevaram os dispêndios em P&D, e que, apesar do sinal de impacto negativo, o resultado do FNDCT não foi conclusivo, possivelmente pelo fato de o programa ter se iniciado somente em 1999 com montante de recurso pouco expressivo.

Entre as avaliações de incentivo à inovação no Brasil, algumas delas se referem especificamente ao incentivo fiscal da Lei do Bem. Kannebley e Porto (2012) avaliam o impacto da Lei de Informática e da Lei do Bem sobre a ocupação de pessoal em ocupações técnico-científicas (potec). A avaliação se estendeu do período de 2001 a 2008 para a Lei de Informática e de 2006 a 2010 para a Lei do Bem. Utilizando o método de *matching* associado

a modelos de Efeitos Fixos, os resultados evidenciaram que a Lei do Bem produziu um impacto estatisticamente significativo e positivo de 7% a 11% sobre o indicador de esforço tecnológico. Já para a Lei da Informática, os resultados evidenciaram ausência de impacto. Kannebley et al. (2013) avaliaram o impacto de programas de apoio direto e indireto à inovação sobre as exportações, tamanho da firma e potec de firmas beneficiárias e não beneficiárias. Para as firmas beneficiárias da Lei do Bem, o período de análise foi de 2006 a 2010. Os resultados do efeito da Lei do Bem sobre a variável de potec das firmas beneficiárias foi de aproximadamente 7%. Em publicação mais recente, Kannebley, Shimada e Negri (2016) analisaram os impactos da Lei do Bem sobre os dispêndios em P&D e sobre a variável potec durante o período de 2006 a 2009. Aplicando o *matching*, o impacto médio estimado foi de um acréscimo de aproximadamente 80% para os dispêndios em P&D e de 9% para o pessoal técnico-científico. Como resultado do teste de adicionalidade, os autores rejeitaram a hipótese de *crowding out* do incentivo da Lei do Bem.

2.2 Retornos do P&D

Muitos estudos já foram feitos para estimar a taxa de retorno das atividades de P&D. Uma das principais abordagens é a que estima a taxa de retorno a partir da função de produção. Esse arcabouço relaciona a produtividade total dos fatores (PTF) ao P&D, ou seja, o fator de crescimento da função de produção que não é explicado pelos insumos de mão-de-obra, capital e insumos intermediários, é considerado o produto das atividades de P&D que produzem mudanças tecnológicas. Uma importante dificuldade relacionada a essa abordagem está relacionada com a construção do estoque de P&D. Como alternativa, alguns autores transformam a função de produção tomando a elasticidade como parâmetro de interesse no lugar da taxa de retorno. (HALL; MAIRESSE; MOHNEN, 2010)

Um dos trabalhos que apresenta resultados para a taxa de retorno e a elasticidade é o estudo de Wieser (2005). De acordo com os resultados apresentados para os estudos avaliados, embora as taxas de retorno não pareçam variar ao longo do tempo e nem entre países, as elasticidades parecem aumentar e variar entre os países. A média geral da taxa de retorno se situou em 28,3% ao ano e as elasticidades se situaram em 0,132, mas apresentaram maior variabilidade. De forma geral, elas variaram de 0,001 a 0,3 e aproximadamente 30% dos estudos apresentaram elasticidades até 0,059. Outro estudo foi

elaborado por Hall, Mairesse e Mohnen (2010). Os resultados mostram que as elasticidades variaram de 0,01 a 0,25, com mediana em 0,08. Já para a taxa de retorno, a maioria dos estudos reportou resultados que se situavam entre 20% e 30%.

Estudos mais recentes buscam incorporar as inovações tecnológicas na estimação dos retornos do P&D. Assim, os resultados das atividades de P&D passaram a integrar as análises de retorno. Dessa forma, algumas análises de política de incentivo fiscal fazem avaliações sobre a adicionalidade do incentivo e sobre indicadores de inovação, como patentes e participação de produtos inovativos no total de vendas, e indicadores de *performance* da firma, como lucratividade e produtividade. (MOHNEN; LOKSHIN, 2009).

Alguns trabalhos, como Czarnitzki, Hanel e Rosa (2011), por exemplo, avaliam o efeito do crédito fiscal sobre indicadores de inovação e desempenho das firmas industriais canadenses aplicando o método de *matching*. Analisando a diferença de médias do grupo das tratadas e não tratadas, a conclusão é de que aproximadamente 17% das firmas tratadas introduziram um produto novo para o mercado mundial e 40% introduziram um produto novo para o mercado canadense. Entre as firmas não tratadas esses percentuais representam 5% e 22% das firmas, respectivamente. O resultado para as variáveis de desempenho, como lucratividade e participação no mercado doméstico e internacional, é que as médias não variaram significativamente entre os dois grupos. Portanto, embora o incentivo fiscal tenha elevado o número de projetos de P&D, esses projetos não trouxeram retornos elevados para as firmas.

Nas versões do modelo de Crépon-Duguet-Mairesse (CDM), o efeito do incentivo fiscal ocorre por meio da relação entre dispêndios em P&D, inovação e produtividade. Nessa abordagem, o efeito do incentivo é estimado por meio de um sistema de equações simultâneas. Na primeira equação, o esforço em P&D é função do incentivo fiscal; na segunda equação, um indicador de inovação é função do esforço em P&D e na terceira, uma medida de produtividade é função do indicador de inovação da equação anterior. A vantagem de um modelo em equações simultâneas é que ele permite separar o efeito do incentivo fiscal sobre o dispêndio em P&D, indicadores de inovação e de desempenho. Os trabalhos de Lokshin e Mohnen (2007) e Freitas et al. (2015) são exemplos de avaliações que utilizaram modelos de equações simultâneas. Lokshin e Mohnen (2007 apud MOHNEN; LOKSHIN, 2009) avaliaram o programa de incentivo fiscal da Holanda e os resultados encontrados foram de que a elasticidade do P&D com relação ao incentivo fiscal é de

0,77; a elasticidade da participação dos produtos novos no total de vendas com relação ao esforço de P&D é de 0,52 e a elasticidade da produtividade do trabalho com relação aos produtos novos é de 0,07. Por fim, a elasticidade da produtividade com relação ao incentivo é de 0,028.

Freitas et al. (2015) também avaliam o efeito do incentivo fiscal por meio de uma estimação em três estágios para Noruega, França e Itália para o período de 2002 a 2008. No primeiro estágio os autores calculam a probabilidade de a firma participar do programa. No segundo, o efeito do incentivo sobre um indicador de esforço tecnológico usando o método do *matching* a partir do *propensity score* obtido do primeiro estágio. E no terceiro calculam o efeito do esforço sobre uma medida de desempenho da firma por estimação de Efeitos Aleatórios. As estimativas evidenciaram que as firmas cujas indústrias são mais intensivas em P&D e cujos setores possuem maior concentração de mercado apresentam, em média, maior responsividade aos incentivos fiscais para o caso da Noruega e França mas não para a Itália.

No Brasil, alguns trabalhos estimaram os impactos de programas de incentivo à inovação avaliando o efeito de adicionalidade e os retornos da participação nesses programas e das atividades de P&D sobre variáveis de desempenho das firmas. Araújo et al. (2012) estimaram o impacto dos Fundos Setoriais sobre as firmas beneficiárias. Os autores empregaram o método de *matching* associado ao modelo em diferenças para estimar o efeito de adicionalidade dos dispêndios em P&D e o impacto sobre as variáveis de pessoal técnico-científico (potec), pessoal ocupado e exportações de alta tecnologia. O resultado foi de que a taxa de crescimento acumulada da variável potec das firmas beneficiárias foi 25 pontos percentuais superior à das não beneficiárias, o que fez os autores rejeitarem a hipótese de *crowding out*. Para a variável de pessoal ocupado o efeito foi positivo e significativo apenas no primeiro e segundo ano após o acesso aos fundos e para as exportações o resultado foi apenas marginal e após quatro anos de tratamento.

Outros trabalhos trazem resultados especificamente sobre a produtividade do trabalho, sendo exemplo de estudos que analisam os retornos do P&D no Brasil. Negri, Negri e Lemos (2008) trouxeram resultados sobre o impacto do programa ADTEN, fundo reembolsável, sobre dispêndios privados em P&D e variáveis de desempenho, como crescimento das firmas, pedidos de patentes e produtividade do trabalho. Para a avaliação, os autores empregaram o método de *matching* para avaliar a diferença de médias entre os

grupos, e um procedimento em dois estágios, usando a metodologia de Heckman, para controlar o viés de seleção. O resultado do teste de adicionalidade foi de que o programa tem um impacto de 60% sobre os dispêndios em P&D das firmas beneficiárias, o que levou os autores a rejeitarem a hipótese de crowding out. Os resultados do impacto do programa sobre as variáveis de desempenho foram de que, embora o programa tivesse impactos positivos sobre o crescimento das firmas, o impacto sobre depósitos de patentes e produtividade não foi significativo do ponto de vista estatístico.

Outro exemplo é o estudo de Cavalcante, Jacinto e Negri (2015) que busca analisar a relação entre investimentos em P&D e a produtividade do trabalho na indústria brasileira. Nesse trabalho, os retornos do P&D são estimados a partir de um modelo estrutural que explica a produtividade com base no resultado da inovação e o resultado da inovação com base no investimento em P&D. Os resultados para o período de 2000 a 2008 verificam a existência de relação positiva entre investimentos em P&D, inovação e produtividade. A elasticidade estimada da produtividade do trabalho com relação aos investimentos em P&D com dados em cross-section foi de 0,03 enquanto a elasticidade com relação aos investimentos em P&D com dados em painel foi de 0,02 para o conjunto da indústria. As análises mostraram ainda que a relação entre investimentos em P&D e produtividade é tanto maior quanto mais intensivo em tecnologia é o setor. Para o estoque de P&D, os resultados mostraram o inverso, ou seja, os efeitos sobre a produtividade são maiores nos setores de menor intensidade tecnológica.

3 Bases de Dados e Metodologia

3.1 Fonte de Dados

Pesquisa de Inovação Tecnológica (PINTEC): a PINTEC é uma pesquisa amostral realizada pelo IBGE, conduzida, geralmente, a cada três anos. A unidade de investigação é a empresa e a referência temporal para as variáveis quantitativas, como dispêndios em P&D e gastos com pessoal ocupado em P&D, é o último ano do período de referência da pesquisa. A PINTEC contém informações das empresas ativas com pelo menos 10 pessoas ocupadas e cuja atividade principal da CNAE 1.0 está compreendida nas seções de Indústrias extrativas e Indústrias de transformação, Informática e serviços relacionados e Pesquisa e Desenvolvimento.

Como inovação é um fenômeno raro, a amostragem da pesquisa busca aumentar a probabilidade de seleção de empresas inovadoras por meio da utilização de diversos cadastros, como dados do Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação (MCTI), banco de dados de patentes, entre outros. Com esses bancos, a pesquisa constrói indicadores de inovação, definindo as empresas potencialmente inovadoras. Esse indicador é utilizado para a criação dos três estratos de seleção da amostra: estrato certo, com as empresas que possuem mais de 500 funcionários (nesse caso, todas as empresas são incluídas na amostra), o estrato elegível, com empresas potencialmente inovadoras, presente em pelo menos um dos cadastros; e o estrato não elegível com as empresas que não estão nos cadastros. A distribuição da pesquisa é feita de modo que 80% das empresas da amostra são originárias do extrato certo ou do grupo de empresas potencialmente inovadoras.

Dessa pesquisa, utilizamos as variáveis de dispêndio em P&D interno e externo. O P&D interno corresponde ao trabalho empreendido com o objetivo de aumentar o acervo de conhecimento e o uso destes conhecimentos para desenvolver produtos e/ou processos novos ou substancialmente aprimorados. O P&D externo corresponde a aquisição das atividades de P&D interno realizadas por outra organização.

Pesquisa Industrial Anual (PIA): a PIA é uma pesquisa amostral realizada anualmente pelo IBGE, que tem como objetivo identificar as características básicas do segmento

industrial do país. A PIA contém informações de empresas industriais no território nacional, cadastradas como extrativas ou de transformação (categorias C e D da CNAE 1.0) com pelo menos uma pessoa ocupada no ano de referência. A amostragem é obtida por meio de dois estratos: o estrato certo, com todas as empresas que possuem pelo menos 30 pessoas ocupadas e/ou que auferiram receita bruta proveniente das vendas de produtos e serviços industriais superior a um determinado valor no ano anterior ao de referência da pesquisa; e o estrato aleatório, composto por empresas com menos de 30 pessoas ocupadas. Dessa pesquisa, utilizamos o número médio de pessoal ocupado, variáveis de investimento em capital físico necessárias para a construção do estoque de capital físico, valor adicionado, valor da transformação industrial e receita líquida de vendas.

Relação Anual de Informações Sociais (RAIS): a RAIS é uma base de dados gerenciada anualmente pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Seu objetivo é oferecer informações sobre o mercado de trabalho formal no país. Ela abrange cerca de 97% do universo do mercado formal brasileiro e dentre suas principais variáveis investigadas, estão empregos segundo gênero, faixa etária, grau de escolaridade, tempo de serviço e rendimentos, desagregados em nível ocupacional, geográfico e setorial. Dessa pesquisa, utilizamos as variáveis de idade da firma, número médio de anos de estudo do pessoal ocupado, salário médio e proporção de pessoal ocupado com primeiro e segundo graus completos.

Dados do (MCTI) para a Lei do Bem: as empresas que optaram por utilizar os incentivos fiscais da Lei do Bem são obrigadas a preencher os Formulários para Informações sobre as Atividades de Pesquisa Tecnológica e Desenvolvimento de Inovação Tecnológica – FORMP&D disponibilizado pelo MCTI. O total de formulários recebidos é composto por firmas que declaram ter usufruído dos incentivos fiscais da Lei do Bem. Esse grupo é o de firmas participantes ou cadastradas. Entretanto, desse total, apenas uma parcela apresenta informações precisas e compatíveis ao atendimento dos dispositivos da lei. Esse grupo é o de firmas classificadas ou habilitadas pelo MCTI e corresponde a lista de firmas beneficiárias da Lei do Bem, divulgada pelo MCTI e que foi utilizada nesse trabalho para a identificação das firmas beneficiárias.

Dados da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX): a Secex é ligada ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) e produz informações sobre o comércio exterior brasileiro, em especial, das exportações, e foi utilizada para

identificar as firmas exportadoras.

Nesse trabalho utilizamos os dados amostrais da PINTEC, de 2000, 2003, 2005, 2008 e 2011; da PIA, de 2000 a 2013; da RAIS, de 2000 a 2013 e da lista de firmas beneficiárias pela Lei do Bem divulgada pelo MCTI, dos anos de 2006 a 2013. Inicialmente, a nossa base de dados foi construída da união das pesquisas da PIA e da PINTEC. A partir dessa união, inserimos as variáveis de interesse dos outros registros administrativos, da RAIS, da SECEX e do MCTI.

3.2 Construção de Variáveis

Pessoal em ocupações técnico-científicas (*potec*):

A variável *potec* é considerada uma proxy para o indicador de esforço tecnológico, assim como os dispêndios em P&D. Há evidências na literatura de que pelo menos 50% dos dispêndios de P&D geralmente consistem em salários de cientistas e engenheiros altamente qualificados. (HALL, 1993). Essa proxy foi sugerida por Araújo, Cavalcante e Alves (2009) para superar questões relacionadas aos dados das pesquisas de inovação. No caso da PINTEC, por exemplo, há duas questões fundamentais: a primeira é que os dados de dispêndio são do último ano de referência da pesquisa, que é conduzida a cada três anos; a segunda é que como a pesquisa é amostral, muitas informações podem ser perdidas quando ela é cruzada com outros registros administrativos.

Essa variável foi construída com dados da RAIS, a partir da Classificação Brasileira de Ocupações, conforme a Tabela 1.

Tabela 1: Grupos ocupacionais da variável *potec*

Grupo Ocupacional	Código	Descrição
Pesquisadores	203	pesquisadores
Engenheiros	202	engenheiros mecatrônicos
	214	engenheiros civis, etc.
Diretores e Gerentes de P&D&I	1237	diretores de P&D&I
	1426	gerentes de P&D&I
Profissionais científicos	201	biotecnologistas, geneticistas e afins
	211	matemáticos, estatísticos e afins
	212	profissionais de informática
	213	físicos, químicos e afins
	221	biólogos e afins

Dispêndio em P&D ($\widehat{p\&d}$):

Como a PINTEC é conduzida, geralmente, a cada três anos, a variável de dispêndio em P&D da firma possui observação apenas para os anos de 2000, 2003, 2005, 2008 e 2011, que são os respectivos últimos anos dos triênios de cada edição da pesquisa. Como a estimação dos modelos em painel com dados anuais requer dados de dispêndio para todo o período de 2000 a 2013, realizamos um procedimento de interpolação e extrapolação linear a partir dos dados originais de dispêndio da PINTEC e da variável *potec* para a construção das séries de dispêndio das firmas ($\widehat{p\&d}$) para todo o período.

Resumidamente, para os anos em que a firma apresentou as informações de dispêndio na PINTEC e de *potec* na RAIS calculamos a razão de dispêndio em P&D por unidade de *potec*, que mede o dispêndio por unidade de pessoal técnico científico da firma. Posteriormente, multiplicamos o valor da razão dispêndio por *potec* pelo valor de *potec* observado em cada ano. Por fim, aplicamos o log e encontramos a variável $\widehat{p\&d}$. Nesse caso, é importante destacar que a interpolação linear foi feita entre dois valores observados da razão de dispêndio em P&D por unidade de *potec*, enquanto a extrapolação foi feita a partir da repetição do primeiro e/ou último valor observado da firma.¹

Para as firmas que apresentaram pelo menos dois valores positivos de dispêndio em P&D por unidade de *potec*, realizamos uma interpolação linear entre os valores positivos. Para as firmas que apresentaram algum valor da razão de dispêndio por *potec* igual a 0 entre dois valores positivos, realizamos a interpolação desprezando o zero. Nos casos em que os zeros foram observados fora do intervalo entre valores positivos, ele também foi desprezado. Optamos por desprezar esses zeros pelo fato de que eles foram gerados na nossa base de dados na situação em que a firma reportou dispêndio igual a zero em P&D no questionário da PINTEC, mas apresentou valor positivo de *potec*. Sob a hipótese de que as firmas que possuem pessoal em ocupações técnico científicas realizaram gastos em P&D naquele ano, optamos por desconsiderar o zero e realizar a interpolação. Para as firmas que apresentam apenas valores da razão dispêndio por *potec* iguais a zero, o valor zero foi interpolado e extrapolado (repetido) para todos os anos da firma. Para as firmas que apresentam valores da razão de dispêndio por *potec* iguais a zero e/ou *missing*, extrapolamos o *missing* para todos os anos. Resumidamente, nossos critérios para

¹ Dessa forma, no caso de uma firma que apresentou informação nos anos de 2005 e 2011, por exemplo, fizemos uma interpolação entre os anos de 2005 e 2011, e uma extrapolação (repetição) do valor de 2005 para os anos anteriores a 2005 e do valor de 2011 para os anos posteriores a 2011.

a interpolação e extrapolação da razão de dispêndio em P&D por *potec* seguiram as três regras:

1. se a firma possui pelo menos dois valores positivos da razão, ignoramos os possíveis zeros e interpolamos entre os valores observados. Para os anos fora do intervalo de duas observações, extrapolamos (replicamos) os valores extremos para fora do intervalo.

2. se a firma apresenta pelo menos um zero da razão de dispêndio em P&D por *potec*, os zeros foram ignorados nos casos em que apareceram entre valores positivos ou fora desse intervalo (entre dois valores positivos) e extrapolados em firmas que apresentaram apenas zeros.

3. caso contrário atribuímos *missing*.

Por fim, estimamos o valor de dispêndio para todos os anos do painel a partir da multiplicação da razão de dispêndio interpolado (ou extrapolado) pela variável *potec*, aplicamos o log e criamos a variável $\widehat{p\&d}$.

Razão renda do trabalho e valor adicionado do setor (*renda_va*):

Essa variável foi criada a partir da razão entre a renda do setor e o valor adicionado do setor. A renda foi obtida do somatório da massa salarial anual da RAIS por setor industrial. O valor adicionado foi obtido da subtração do custo das operações industriais da variável de receita bruta da venda de produtos industriais, ambas variáveis da PIA. Essa variável é uma medida de pressão competitiva do setor, pois quanto maior é a razão, maior é a remuneração do fator trabalho com relação ao valor adicionado do setor, o que corresponde a lucros relativamente menores, e portanto, maior a pressão competitiva do setor.

Estoque de capital físico (*K*):

Essa variável foi criada seguindo a metodologia empregada em Alves e Silva (2008). Para a criação do estoque de capital inicial da firma alocamos o estoque de capital do setor entre as firmas, de acordo com suas respectivas participações no setor em termos de pessoal ocupado. A partir daí, seguimos com o método do inventário perpétuo, no qual o estoque de capital do ano corrente é igual ao estoque de capital existente no ano anterior, depreciado de uma taxa de depreciação, mais os investimentos realizados no ano corrente. Todas as variáveis para a criação do estoque de capital são originárias da PIA.

Estoque de P&D (C):

Para a construção do estoque inicial de P&D construímos uma medida de intensidade de P&D, definida como a razão do somatório dos dispêndios em P&D pelo somatório da receita líquida de vendas (rlv) do setor CNAE 1.0 a três dígitos. Para o primeiro ano em que a firma aparece no painel com $potec > 0$, consideramos seu estoque inicial como o produto da medida de intensidade e da receita líquida de vendas da firma. A partir do estoque de P&D inicial seguimos para a construção do estoque de P&D, a partir do método do inventário perpétuo. As hipóteses desse método são as de que o estoque de P&D no período corrente é função do estoque do período anterior líquido de depreciação e do dispêndio em P&D no período corrente. Como as taxas de depreciação variam de acordo com a classificação setorial de intensidade tecnológica da OCDE, para os setores de baixa, média-baixa, média alta e alta intensidade consideramos taxas de 7,5%, 10%, 12,5% e 15% , respectivamente.

Deflacionamento das variáveis: Para esse trabalho, deflacionamos as variáveis de acordo com os índices IPA-OG (Índice de Preços por Atacado) da Fundação Getulio Vargas e IPCA (Índice de Preços ao Consumidor) do IBGE. As variáveis de dispêndio em P&D (dispêndio interno e externo) e os salários foram deflacionadas pelo IPCA e as variáveis de receita líquida de vendas, valor adicionado e valor da transformação industrial foram deflacionadas pelo IPA-OG.

A tabela 2 contém a descrição das variáveis da nossa base de dados e a fonte dos dados.

Tabela 2: Variáveis da base de dados

Variável	Descrição	Fonte
$p\&d(R\$)$	log do dispêndio em P&D interno e externo da firma	PINTEC; RAIS
$potec$	número de pessoal em ocupações técnico científicas	RAIS
ptf	produtividade da firma	PIA
$idade$	idade da firma	RAIS
$idade2$	idade da firma ao quadrado	RAIS
po	número médio de pessoas ocupadas	PIA
$educa$	número médio de anos de estudo do pessoal ocupado	RAIS
$prop_pgrau$	proporção de pessoal ocupado com primeiro grau	RAIS
$prop_sgrau$	proporção de pessoal ocupado com segundo grau	RAIS
$renda_va$	razão renda do trabalho e valor adicionado do setor	RAIS; PIA
K	estoque de capital físico da firma	PIA
C	estoque de P&D da firma	PINTEC; RAIS
$dexp$	orientação exportadora	SECEX
$dsetor$	controle setorial (CNAE 1.0 a 2 dígitos)	PIA
$dregião$	controle regional (indicativa das 5 regiões do Brasil)	PIA

3.3 Método para Estimação de Impacto

3.3.1 O modelo de resultados potenciais e o método de pareamento

3.3.1.1 O modelo de resultados potenciais

Um dos principais interesses em avaliação de políticas públicas é estimar o efeito médio do tratamento sobre o grupo de tratados. Estamos interessados em estimar o efeito do tratamento sobre os tratados, ou seja, queremos estimar o impacto do programa sobre a unidade de observação i tomando como comparação a própria unidade i caso ela não tivesse recebido o tratamento.

Utilizando o algarismo 1 para denotar a situação em que a unidade de observação i é tratada e 0 para denotar a situação em que a unidade i é não tratada, e seja Y a variável de resultado sobre a qual desejamos estimar o impacto. Se fosse possível identificar a unidade de observação i nas situações de tratamento e controle, teríamos o resultado potencial de ela ser tratada, $Y_i(1)$, e de ser controle, $Y_i(0)$, para essa mesma unidade. Dessa forma, o parâmetro que desejamos estimar poderia ser obtido pela diferença de médias entre esses dois resultados potenciais:

$$\beta_i = Y_i(1) - Y_i(0)$$

No entanto, para cada unidade da nossa amostra, observamos apenas o resultado das unidades tratadas e o resultado das unidades não tratadas, sendo impossível observar para a mesma unidade o resultado de estar nas duas situações simultaneamente. Seja T a variável *dummy* que assume 1 caso a firma seja tratada e 0 caso contrário. O modelo que desejamos estimar pode ser representado como:

$$Y_i = X_i\alpha + \beta T_i + \varepsilon_i$$

Quando a atribuição do tratamento não é feita de forma aleatória e sim pela decisão da firma, a variável T é potencialmente correlacionada com o termo de erro. Isso acontece porque a decisão está geralmente relacionada com características não observáveis da firma e que, portanto, estão embutidas no termo de erro, causando o problema de autoseleção e fazendo com que o parâmetro β seja viesado.

Um dos critérios de elegibilidade para o usufruto dos incentivos às atividades de P&D proporcionados pela Lei do Bem é o de que a firma opere no regime de lucro real. Logo, firmas que operam em regime contábil simplificado, baseado em um lucro presumido, geralmente firmas de pequeno porte, não podem receber o incentivo. Esse requisito, associado com as características do investimento em P&D, como os problemas na apropriação dos retornos e o alto grau de incerteza, faz com que as atividades de P&D sejam realizadas especialmente por empresas capazes de se financiar com lucros internos, com elevado fluxo de caixa. Nesse caso, a participação no programa, que depende da decisão da firma, está provavelmente relacionada com características não observáveis que afetam a variável de resultado, havendo, deste modo, um viés de autosseleção. Para tornar o grupo de tratamento semelhante ao grupo de controle com base nas características observáveis, realizamos o método do pareamento com escore de propensão (ou *propensity score matching*, PSM).

Como estamos trabalhando com dados em painel, utilizaremos estimações de Efeitos Fixos para minimizar o viés de autosseleção baseado em características não observáveis que sejam invariantes no tempo. Além disso, considerando que o investimento em P&D está relacionado com uma propensão da firma em realizar P&D que é anterior à adesão ao incentivo, utilizaremos a estimação de Blundell e Bond na especificação em que a variável que identifica o tratamento é variável predeterminada. Nesse caso, estamos considerando que a propensão da firma em fazer P&D no período t , que é uma característica não observável, está correlacionada com a variável de tratamento no período $t+1$.

3.3.1.2 Pareamento

O método do pareamento busca construir um grupo de controle semelhante ao grupo de tratamento em termos de determinadas características observáveis. A principal hipótese do método é que o vetor de variáveis observáveis X contém todas as informações sobre o resultado potencial na ausência do tratamento que o indivíduo possui ao tomar a decisão de participar ou não do tratamento, ou seja, o vetor de características X contém todas as variáveis que estão relacionadas ao resultado potencial na ausência do tratamento e que também afetam a decisão de participar ou não. Em outras palavras, condicional ao vetor X a atribuição do tratamento é aleatória. Essa hipótese é conhecida como seleção nas observáveis, ou ignorabilidade e pode ser representada como:

$$Y_i(0) \perp T_i | X_i \quad (\text{H1})$$

A implicação dessa hipótese é que o grupo de controle representa o contrafactual do grupo de tratamento que possui o mesmo vetor de variáveis observáveis X , ou seja, o grupo de controle representa o resultado potencial do grupo de tratamento caso ele não tivesse sido tratado.

A segunda hipótese do método é que a região do vetor X que engloba as características do grupo de tratamento também represente as características do grupo de controle. Essa hipótese é conhecida como hipótese de sobreposição e pode ser representada como:

$$Pr[T_i = 1 | X_i] < 1 \quad (\text{H2})$$

Para estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados para a subpopulação com características observáveis $X = x$, queremos estimar:

$$D(x) = E[Y_i(1) | T_i = 1, X = x] - E[Y_i(0) | T_i = 1, X = x]$$

em que $E[Y_i(1) | T_i = 1, X = x]$ é a média populacional de Y para os tratados com o conjunto de características X e $E[Y_i(0) | T_i = 1, X = x]$ é a média que os tratados com essas características teriam caso não tivessem sido tratados.

Sob H1 e H2, temos que:

$$E[Y_i(0) | T_i = 1, X = x] = E[Y_i(0) | X = x] = E[Y_i(0) | T_i = 0, X = x] = E[Y_i | T_i = 0, X = x]$$

Então,

$$D(x) = E[Y_i | T_i = 1, X = x] - E[Y_i | T_i = 0, X = x]$$

Dessa forma, podemos calcular o efeito médio do tratamento sobre os tratados a partir da diferença de médias do grupo de tratamento e do grupo de controle: a primeira esperança diz respeito à média observada de Y para os tratados com essas características, e a segunda diz respeito a média observada de Y para os indivíduos do grupo de controle com essas mesmas características.

3.3.1.3 Pareamento com escore de propensão

Enquanto o pareamento busca construir um grupo de controle semelhante ao grupo de tratamento em termos do vetor de características observáveis X , o pareamento com escore de propensão (ou propensity score matching, PSM) utiliza uma função de X . Isso porque quando acrescentamos características ao vetor X , tornamos mais difícil encontrar para cada unidade no grupo de tratamento seu par no grupo de controle com todas as características observáveis semelhantes. Essa função de X , que resume toda a informação contida nesse vetor, é a probabilidade de receber o tratamento, dado o conjunto de características X e é denominada escore de propensão. Essa função pode ser representada da seguinte forma:

$$P(X) = Pr[T = 1|X]$$

Como o escore de propensão possui a mesma informação contida no vetor X , então sob a hipótese de seleção nas observáveis, temos:

$$Y_i(0) \perp T_i | X_i \rightarrow Y_i(0) \perp T_i | p(X_i)$$

Para estimar o escore de propensão utilizamos o modelo Probit, procedimento paramétrico para estimação de probabilidade, definindo a proximidade do escore de propensão dos indivíduos tratados em relação aos dos indivíduos não tratados como a do vizinho mais próximo, com um único vizinho, sem reposição.² O pareamento foi realizado ano a ano para todos os anos do tratamento, de forma que as firmas estreantes³ de cada ano foram pareadas com as firmas do controle baseadas nas características dos dois anos que antecederam seu ano de entrada. Dessa forma, para as firmas estreantes em 2006 o pareamento foi feito para os anos de 2004 e 2005, para as firmas estreantes em 2007 o pareamento foi feito para os anos de 2005 e 2006 e assim sucessivamente. Para cada ano o pareamento foi realizado restringindo a amostra para o grupo de firmas estreantes naquele ano e o grupo de controle, que permaneceu inalterado em todos os pareamentos, já que é composto pelo grupo de firmas que nunca recebeu a Lei do Bem.

² Utilizamos caliper de 0,02.

³ O ano de estreia corresponde ao primeiro ano em que a firma recebeu o incentivo fiscal.

3.3.1.4 Modelos estimados

Para estimar o escore de propensão, estimamos o seguinte modelo Probit:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \varepsilon_i$$

em que as variáveis do vetor de características observáveis X são variáveis representativas de tamanho da empresa, como pessoal ocupado; qualificação do trabalho, como proporção de pessoal ocupado com primeiro e segundo graus completos; além da variável *potec* defasada; produtividade da firma; idade da firma; além de variáveis dummies para orientação exportadora, controle setorial e regional.

Tabela 3: Variáveis do modelo Probit

Variável	Decrição	Fonte
$idade_{t-1}$	log da idade da firma em $t - 1$	RAIS
$idade2_{t-1}$	log da idade firma ao quadrado em $t - 1$	RAIS
lpo_{t-1}	log do número de pessoal ocupado em $t - 1$	PIA
lpo_{t-2}	log do número de pessoal ocupado em $t - 2$	PIA
$lprop_pgrau_{t-1}$	log da proporção de pessoal ocupado com primeiro grau $t - 1$	RAIS
$lprop_pgrau_{t-2}$	log da proporção de pessoal ocupado com primeiro grau em $t - 2$	RAIS
$lprop_sgrau_{t-1}$	log da proporção de pessoal ocupado com segundo grau em $t - 1$	RAIS
$lprop_sgrau_{t-2}$	log da proporção de pessoal ocupado com segundo grau em $t - 2$	RAIS
$lptf_{t-1}$	log da produtividade da firma em valor adicionado em $t - 1$	PIA
$lpotec_{t-2}$	número de pessoal em ocupações técnico-científicas em $t - 2$	RAIS
$dexp_{t-1}$	orientação exportadora em $t - 1$ (<i>dummy</i> = 1 se exporta)	SECEX
$dexp_{t-2}$	orientação exportadora em $t - 2$	SECEX
$dsetor_{t-1}$	controle setorial em $t - 1$ (CNAE 1.0 a 2 dígitos)	PIA
$dregião_{t-1}$	controle regional em $t - 1$ (indicativa das 5 regiões do Brasil)	PIA

No Anexo A são apresentados os resultados do modelo de probabilidade Probit, bem como os gráficos de densidade de *Kernel* do *propensity score* e o teste de balanceamento.

3.3.2 Estratégias de identificação

Para os objetivos desse trabalho, desenvolvemos um quase-experimento a partir de duas estratégias de identificação: na primeira estratégia consideramos o grupo de firmas tratadas ($Trat1 = 1$) como o grupo de firmas que recebeu o incentivo fiscal em pelo menos um ano no período de 2006 a 2013 e o grupo de firmas do controle ($Trat1 = 0$) como o grupo de firmas que nunca recebeu o incentivo. Para essa estratégia aplicamos o procedimento de *Propensity Score Matching* e definimos 3 anos anteriores ao período de

avaliação para estabelecer os intervalos das regressões. Dessa forma, as estimações foram feitas de 2003 a 2013.

Para verificar a validade dos nossos resultados, realizamos um teste de robustez aplicando uma segunda estratégia de identificação: consideramos o grupo de firmas tratadas ($Trat1 = 1$) como o grupo de firmas que recebeu o incentivo fiscal em pelo menos um ano no período de 2006 a 2009 e o grupo de firmas do controle ($Trat1 = 0$) como o grupo de firmas que recebeu o incentivo em pelo menos um ano no período de 2010 a 2013. Nessa estratégia não aplicamos o PSM e estimamos os modelos para o período de 2003 a 2009. Embora o número de observações tenha se reduzido ao modificarmos nosso grupo de controle, a segunda estratégia permite controlar por características não observáveis que possivelmente não foram controladas ao considerarmos a primeira estratégia.

3.3.3 Modelos em Painel

Para verificar se os dispêndios em P&D aumentam a produtividade das firmas, nosso método de estimação consistiu em três etapas. Na primeira etapa, testamos a hipótese de adicionalidade do dispêndio em P&D para o período de 2006 a 2013 a partir dos seguintes modelos log-lineares:

Modelos estáticos:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 LB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 LB_{it} + \beta_2 X_{1,it} + \varepsilon_{it} \quad (3.2)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 LB_{it} + \beta_2 X_{2,it} + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

Modelos dinâmicos:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 LB_{it} + \beta_2 y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3.4)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 LB_{it} + \beta_2 X_{1,it} + \beta_3 y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3.5)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 LB_{it} + \beta_2 X_{2,it} + \beta_3 y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3.6)$$

em que y_{it} é uma medida de esforço tecnológico da firma i , no período t , α_i são os componentes invariantes no tempo, δ_t é o componente temporal comum a todas as firmas

no período t , LB_{it} é a variável *dummy* que representa o acesso ao benefício, sendo igual a 1 caso a firma tenha recebido o incentivo no respectivo ano, e 0 caso contrário; e $X_{1,it}$ e $X_{2,it}$ são vetores de controle de características observáveis das firmas.

Como medidas de dispêndio em P&D, utilizamos o log do dispêndio em P&D ($\widehat{p\&d}$) e o log da variável *potec* ($lpotec$). O vetor $X_{1,it}$ é composto por log da idade e log da idade ao quadrado e o vetor $X_{2,it}$ é composto pelo conjunto de características em $X_{1,it}$ além do log do pessoal ocupado, escolaridade média do pessoal ocupado, log do estoque de capital físico da firma e uma medida de pressão competitiva do setor industrial, dada pela razão entre renda do trabalho e o valor adicionado do setor.

Nos últimos três modelos estamos considerando uma especificação dinâmica para os dispêndios em P&D. A justificativa dessa especificação é que os investimentos em P&D possuem um elevado custo de ajuste em decorrência dos altos custos envolvidos nas contratações temporárias e nas demissões de mão-de-obra qualificada. Nesse caso, quando acrescentamos a variável dependente defasada, estamos incorporando os custos de ajuste ao modelo (BECKER, 2015). Além da estimação por Efeitos Fixos, essa especificação também foi estimada por Blundell e Bond (1998). Essa estimação permite que, além de serem eliminados os efeitos fixos individuais, seja corrigida a endogeneidade decorrente da inclusão da variável dependente defasada.

3.4 Método de Estimação de PTF

3.4.1 Descrição do método de estimação

Embora as análises sobre a PTF e sua estimação tenham tido início em meados do século XX, diversas questões metodológicas ainda não foram superadas. Dentre essas questões, as mais relevantes são a endogeneidade causada por variáveis omitidas e erros de medidas, listadas abaixo. (BEVEREN, 2012)

Escolha do nível de insumos - viés de simultaneidade:

O nível de insumos de uma função de produção não é exógeno. Ao invés disso, o nível de insumos empregado é uma escolha da firma, que está diretamente correlacionado com as características da firma, dentre as quais a sua produtividade não observada. Como o nível de insumos está correlacionado com o termo de erro, observamos um problema de

endogeneidade no modelo, gerado por um viés de autoseleção.

A correlação entre os insumos variáveis e a produtividade é positiva, fazendo com que os coeficientes sejam superestimados. No entanto, para o insumo capital essa correlação é negativa, fazendo com que o coeficiente seja subestimado. Como a estimação da PTF consite, basicamente, na estimação do resíduo da função de produção, se a endogeneidade dos insumos não é corrigida, para firmas mais intensivas no uso de fatores variáveis, a estimação da PTF é subestimada, e para as intensivas em capital ela é superestimada.

Atrito - viés de seleção:

A entrada e saída das firmas no mercado é motivada em grande parte por diferenças de produtividade entre as firmas. Produtividades mais altas reduzem a probabilidade de saída da firma. Dessa forma, considerar um painel balanceado, que não leva em consideração a entrada e a saída de firmas, gera um viés de autoseleção, já que as firmas que permanecem no mercado são as firmas com maiores níveis de produtividade. Ao trabalharmos com um painel desbalanceado, estamos controlando parte do viés de seleção.

Estimação de Levinsohn-Petrin (LP):

Várias metodologias foram desenvolvidas para tentar superar as diferentes causas de endogeneidade envolvidas na estimação da PTF. A metodologia de Levinsohn e Petrin (2003) é uma delas, que tenta lidar com o viés de simultaneidade.

Considerando uma função de produção Cobb-Douglas, temos:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} \quad (3.7)$$

em que Y é a produção, A é o progresso técnico, L é trabalho e K é o capital físico.

Convertendo o modelo para a forma log-linear, obtemos:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{i,t} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.8)$$

em que as letras minúsculas indicam o log da respectiva variável e $\log(A) = \beta_0 + \omega_{it} + \varepsilon_{it}$. A constante pode ser interpretada como a eficiência média das firmas, ω_{it} é o desvio da média, que está correlacionado com a escolha dos insumos e ε_{it} é o termo do erro idiossincrático.

Assim, a produtividade pode ser estimada, basicamente, da seguinte forma:

$$\hat{p}t f_{it} = \log(A) = \hat{\omega}_{it} + \hat{\beta}_0 + \hat{\varepsilon}_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_l l_{i,t} \quad (3.9)$$

Para solucionar o problema de endogeneidade decorrente da correlação entre a escolha do nível de insumos e a produtividade, Levinsohn e Petrin utilizam os insumos intermediários como proxy para a variável não observada. Sob a hipótese de que os insumos intermediários são função do capital e da produtividade, temos:

$$m_{it} = f_t(k_{it}, \omega_{it}) \quad (3.10)$$

Ainda, sob a hipótese de que $f_t(\cdot)$ é crescente na produtividade, essa função é invertível e podemos representar ω_{it} como função de observáveis:

$$\omega_{it} = f_t^{-1}(k_{it}, m_{it}) \quad (3.11)$$

Com isso, a equação 3.8 é reescrita da seguinte forma:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{i,t} + f_t^{-1}(k_{it}, m_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3.12)$$

Definindo $\phi(m_{it}, k_{it}) = \beta_0 + \beta_k k_{it} + f_t^{-1}(k_{it}, m_{it})$, temos:

$$y_{it} = \beta_l l_{i,t} + \phi(m_{it}, k_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3.13)$$

Aproximando a função $\phi(\cdot)$ por um polinômio de terceira ordem a equação 3.13 pode ser estimada por MQO, e o parâmetro $\hat{\beta}_l$ é recuperado consistentemente.

Sob a hipótese de que ω_{it} segue um processo de Markov de primeira ordem, temos:

$$\omega_{it} = E[\omega_{it} | \omega_{it-1}] + \xi_{it} = g(\omega_{it-1}) + \xi_{it}, \text{ em que } g(\omega_{it-1}) \text{ é uma função desconhecida.}$$

Para recuperar o parâmetro β_k devemos considerar:

$$y_{it} - \hat{\beta}_l l_{i,t} = \beta_0 + \beta_k k_{i,t} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.14)$$

$$y_{it} - \hat{\beta}_l l_{i,t} = \beta_0 + \beta_k k_{i,t} + g(\omega_{it-1}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.15)$$

$$y_{it} - \hat{\beta}_l l_{i,t} = \beta_0 + \beta_k k_{i,t} + g(\phi(m_{it-1}, k_{it-1}) - \beta_k k_{it-1}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.16)$$

Utilizando $\hat{\phi}(m_{it}, k_{it})$ estimado no primeiro estágio e aproximando a função $g(\cdot)$ por um polinômio, podemos estimar a equação 3.16 por Mínimos Quadrados Não Lineares e recuperamos $\hat{\beta}_k$.

Estimação de Wooldridge:

A estimação de Wooldridge (2009) redefine as equações que são estimadas em dois estágios em LP para um sistema em GMM. Partindo da equação 3.12, temos:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{i,t} + f_t^{-1}(k_{it}, m_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3.17)$$

Sob a hipótese de que ε_{it} é não correlacionado com os regressores, a escolha imediata de instrumentos é: $z_{it1} = (l_{i,t}, c_{i,t})$, em que $c_{i,t}$ é o vetor que contém todos os termos do polinômio em (k_{it}, m_{it}) .

Considerando que ω_{it} segue um processo de Markov, podemos reescrever a equação 3.17 da seguinte forma:

$$y_{it} - \hat{\beta}_l l_{i,t} = \beta_k k_{it} + g(f_{t-1}^{-1}) + \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.18)$$

A função $g(\cdot)$ pode ser aproximada por um polinômio de segundo grau e utilizando a matriz de instrumentos $z_{it2} = (k_{i,t}, l_{i,t-1}, c_{i,t-1}, q_{i,t-1})$, em que $q_{i,t-1}$ são funções não lineares de $c_{i,t-1}$ e $l_{i,t-1}$ e as equações 3.17 e 3.18 podem ser estimadas por GMM.

Para a estimação da PTF, consideramos uma função de produção na especificação Cobb-Douglas e as estimações de Levinsohn-Petrin e Wooldridge. Após calcularmos a função de produção no nível do setor, a partir do código CNAE a dois dígitos, calculamos as PTFs no nível da firma. Para isso, utilizamos as seguintes variáveis:

Tabela 4: Variáveis para a estimação da PTF

Variável	Descrição	Fonte
y_{it}	Valor da transformação industrial (v_{ti}): Calculado pela diferença entre o valor bruto da produção industrial (v_{bpi}) e o custo das operações industriais (COI)	PIA
l_{it}	Pessoal ocupado	PIA
k_{it}	Estoque de capital físico	PIA

4 Estimação de Adicionalidade da Lei do Bem

Como já destacado na revisão desse trabalho, o efeito de adicionalidade pode ser mensurado por meio da razão entre o dispêndio adicional em P&D privado e a renúncia fiscal gerada pelo incentivo. O dispêndio adicional em P&D pode ser calculado como o montante de dispêndio em P&D realizado pelas firmas na presença do incentivo fiscal em comparação com o dispêndio que teria sido realizado na ausência do incentivo. Dessa forma, estamos comparando firmas que usufruem do incentivo fiscal com firmas que não usufruem do incentivo mas que fazem parte do mesmo universo para o qual a regra da Lei do Bem existe. Em outras palavras, estamos avaliando o efeito de usufruir da Lei do Bem, que institui deduções dos dispêndios em P&D do lucro líquido para a apuração do lucro real.¹

A dedução prevista pela lei pode variar de 60% a 100% dos dispêndios em P&D da base de cálculo para o pagamento do Imposto de Renda Pessoa Jurídica (IRPJ) e a Contribuição Social Sobre Lucro Líquido (CSLL).² Considerando que os principais impostos das firmas que optam ou devem declarar seus lucros a partir do sistema de lucro real são o IRPJ, que possui alíquota básica de 15% e adicional de 10% (para firmas grandes), e a CSLL, com alíquota de 9%, a alíquota incidente sobre o lucro real (base de cálculo para a apuração dos impostos) das firmas é de 34%. Para as firmas que deduzem 60% dos seus dispêndios, isso equivale a uma renúncia fiscal de 20,4% e para as firmas que deduzem 100%, isso equivale a uma renúncia de 34% dos dispêndios em P&D.

No entanto, a análise de impacto baseada nas deduções da Lei do Bem deve ser tomada com cautela. Além das particularidades da Lei, que instituem profundas

¹ Alternativamente, poderíamos estimar o efeito da Lei do Bem a partir da comparação do universo para o qual a regra do incentivo fiscal existe e é válida para todo o conjunto de firmas com o universo para o qual a regra não existe. Em outras palavras, estaríamos comparando o universo instituído com a Lei do Bem com o universo anterior à Lei do Bem, quando eram vigentes outros programas de incentivos fiscais, como o PDTA e o PDTI. Dessa forma, estaríamos avaliando o impacto de existir a Lei do Bem. De forma simplificada, a Lei do Bem determinou um conjunto de deduções adicionais ao que já existia nos antigos programas.

² 60% dos dispêndios podem ser deduzidos do lucro líquido para a determinação do lucro real. Essa taxa pode ser aumentada em 10% se a empresa aumentar o número de pesquisadores em até 5% e em 20% se a empresa aumentar o número de pesquisadores em mais de 5%; essa taxa pode ainda ser aumentada em mais 20% se a firma tiver uma patente concedida.

heterogeneidades no benefício concedido, o critério de elegibilidade suscita algumas questões importantes. Um dos critérios de elegibilidade para o usufruto dos incentivos às atividades de P&D proporcionados pela Lei do Bem é o de que a firma opere no regime de lucro real. A exceção das firmas que tem a obrigatoriedade de operarem no regime de lucro real, todas as firmas podem optar pelo regime de tributação baseado no lucro real.³ Apesar disso, o critério para a elegibilidade coloca importantes restrições para o usufruto do incentivo.

Os benefícios fiscais no Brasil sempre beneficiaram as firmas que operam no regime de lucro real, excluindo as firmas que operam no regime de lucro presumido ou no regime SIMPLES.⁴ Além disso, como o valor a ser descontado da base de cálculo é proporcional à alíquota do imposto e ao montante gasto em P&D a Lei do Bem é menos favorável para as pequenas e médias empresas (que possuem alíquotas menores) relativamente às grandes empresas. (ARAÚJO, 2012) Dessa forma, associado as características do investimento em P&D, como os problemas na apropriação dos retornos e o alto grau de incerteza, o critério de elegibilidade estabelece um custo para pequenas e médias firmas que são predispostas a realização de atividades de P&D, que faz com que iniciar o usufruto dos benefícios da lei seja oneroso.

4.1 Análise descritiva com definição de amostra, firmas usuárias da lei do bem

A Tabela 5 apresenta o número de firmas participantes e habilitadas para cada ano. As firmas participantes correspondem as firmas que declararam ter usufruído dos incentivos fiscais e as firmas habilitadas correspondem as firmas que atenderam aos dispositivos da

³ De acordo com a legislação tributária brasileira, as firmas com faturamento anual acima de R\$78 milhões anuais são obrigadas a operarem no regime de lucro real, as firmas com até 78 milhões podem optar pelo regime de lucro presumido (excluindo casos específicos, como as instituições financeiras) e aquelas com faturamento de até R\$ 3,6 milhões, podem optar pelo regime SIMPLES.

⁴ Nos casos dos regimes de lucro presumido e SIMPLES, a lei pressupõe que uma percentagem da receita seja considerada como lucro para fins fiscais. Como estes regimes se baseiam numa base tributável presumida, os regulamentos proíbem expressamente que estas firmas se beneficiem de deduções fiscais. Embora o sistema de lucro real permita que os gastos em inovação (sobretudo os gastos correntes) possam ser deduzidos como despesa, muitas vezes em proporção maior que um, reduzindo assim os lucros apurados e, conseqüentemente, os impostos devidos, para entender melhor o significado dessa restrição sob uma perspectiva de política de inovação, vale a pena considerar que em 2013 apenas 155 mil empresas optaram pelo regime de imposto sobre o lucro real, o que representa aproximadamente 3% do número total de empresas operadoras no país naquele ano. (Receita Federal, 2015)

Lei do Bem.⁵ Como podemos observar, o número de firmas participantes cresceu ao longo dos anos, passando de 130 em 2006 para 1.158 em 2013, indicando um aumento de mais de oito vezes. O número de firmas habilitadas também cresceu, passando de 130 em 2006 para 977 em 2013, indicando um aumento de mais de sete vezes. Embora o número de firmas habilitadas tenha crescido em uma proporção menor, de forma geral, elas correspondem a mais de 80% do grupo de firmas participantes.

Tabela 5: Firmas participantes e habilitadas no período 2006 a 2013

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Participantes	130	333	552	635	875	962	1042	1158
Habilitadas	130	300	460	541	639	767	787	977

Fonte: Relatório Anual da Utilização dos Incentivos Fiscais, ano base 2013.

A Tabela 6 mostra o número de firmas habilitadas pela primeira vez pelo MCTI, ou seja, o número de firmas estreantes a cada ano no programa, e a permanência dessas firmas ao longo dos anos. Como podemos observar, das 130 firmas estreantes de 2006, 95 continuam no ano seguinte, mas apenas 20 permanecem até 2013. A Tabela 7 contém a permanência em termos percentuais. Por exemplo, para as estreantes de 2006, 73% permaneceram até 2007 e 28% permaneceram até 2010. Para as estreantes de 2007, 66% permaneceram até 2008 e 25% permaneceram até 2011. Embora os percentuais sejam variáveis, podemos perceber que a permanência de estreantes é relativamente estável para cada geração de firmas estreantes: das firmas estreantes, aproximadamente 65% permanecem até o segundo ano e 25% permanecem até o quinto ano.

A Tabela 8 apresenta o número de observações da *dummy LB* na nossa base de dados, para a amostra geral para os anos de 2003 a 2013. A *dummy LB* assume valor 1 para o ano em que a firma usufrui do incentivo fiscal da Lei do Bem e 0 para o ano em que a firma não usufrui do incentivo. Como restringimos nossa análise as firmas do setor industrial, as firmas que receberam a *dummy LB* = 1 são apenas as firmas industriais

⁵ De acordo com as informações dos Relatórios Anuais da Utilização dos Incentivos Fiscais, o total de formulários recebidos pelo MCTI é constituído por firmas que declaram ter usufruído dos incentivos fiscais da Lei do Bem. Esse grupo é o de firmas participantes ou cadastradas. Entretanto, desse total, apenas uma parcela apresenta informações precisas e compatíveis ao atendimento dos dispositivos da lei. Esse grupo é o de firmas classificadas ou habilitadas pelo MCTI e corresponde a lista de firmas beneficiárias da Lei do Bem, divulgada todos os anos no anexo do referido relatório.

Tabela 6: Firmas habilitadas e permanência no programa em número absolutos

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
2006	130	95	69	48	37	26	22	20
2007		205	135	97	71	52	36	35
2008			249	158	104	76	51	46
2009				202	116	81	57	46
2010					225	144	92	76
2011						247	147	115
2012							202	158
2013								318

Fonte: Elaboração própria com base nas listas de firmas habilitadas divulgadas pelos Relatórios Anuais da Utilização dos Incentivos Fiscais dos anos base de 2006 a 2013.

Tabela 7: Firmas habilitadas e permanência no programa em percentuais

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
2006		73%	53%	37%	28%	20%	17%	15%
2007			66%	47%	35%	25%	18%	17%
2008				63%	42%	31%	20%	18%
2009					57%	40%	28%	23%
2010						64%	41%	34%
2011							60%	47%
2012								78%
2013								100%

Fonte: Elaboração própria com base nas listas de firmas habilitadas divulgadas pelos Relatórios Anuais da Utilização dos Incentivos Fiscais dos anos base de 2006 a 2013.

pertencentes ao grupo de firmas habilitadas pelo MCTI. Por esse motivo, o número de observações da variável $LB = 1$ é inferior ao número de firmas habilitadas pelo MCTI. As firmas que receberam a *dummy* $LB = 1$ correspondem a aproximadamente 66% das firmas participantes e a 78% das firmas habilitadas considerando o ano de 2013. É importante salientar ainda que como as informações disponíveis não permitem identificar as firmas que fizeram uso do benefício fiscal (participantes), mas apenas as que foram habilitadas pelo MCTI, podemos estar contaminando o grupo de controle, o que pode indicar um potencial problema em nossa análise.

A Tabela 9 mostra o número de observações das firmas industriais estreantes para cada ano do programa na amostra geral. Como podemos observar, das 113 firmas que

Tabela 8: Frequência da *dummy LB* para a amostra geral

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
<i>LB</i>											
0	40,620	39,132	43,445	42,245	44,519	47,313	46,490	46,158	50,359	49,270	50,069
1	.	.	.	113	247	376	471	627	487	585	770

Fonte: Elaboração própria.

entraram em 2006, 99 foram observadas novamente em 2013.

Tabela 9: Número de observações das firmas estreantes na amostra geral

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Variável <i>ano_estreia</i>								
<i>ano_estreia_2006</i>	113	112	112	105	103	102	100	99
<i>ano_estreia_2007</i>		159	159	153	148	149	145	143
<i>ano_estreia_2008</i>			194	189	188	184	181	176
<i>ano_estreia_2009</i>				168	166	165	156	156
<i>ano_estreia_2010</i>					199	192	193	191
<i>ano_estreia_2011</i>						110	107	105
<i>ano_estreia_2012</i>							149	144
<i>ano_estreia_2013</i>								172

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 10 mostra as estatísticas das variáveis *potec* e $\widehat{P\&D}$ na amostra geral para as firmas beneficiárias da Lei do Bem para os anos de 2003 a 2013. Podemos observar que o número de observações da variável *potec* é praticamente o mesmo do número de observações da *dummy LB* = 1. Isso significa que quase todas as firmas que receberam o incentivo fiscal possuem informação para a variável de *potec*. Entretanto, para a variável de $\widehat{P\&D}$ o número de observações é menor, chegando a representar cerca de apenas 54% das firmas que usufruíram do incentivo fiscal em 2013. É importante mencionar que assim como a não identificação de todas as firmas participantes pode contaminar o nosso grupo de controle, a falta de informações para a variável de dispêndio das firmas que usufruíram do incentivo fiscal parece indicar que as estimações que envolvem a variável *potec* parecem estar menos suscetíveis aos erros de amostragem que incorrem as estimações que envolvem a variável $\widehat{P\&D}$.

Como a variável $\widehat{p\&d}$ foi criada a partir da razão entre o dispêndio informado na PINTEC e o número de *potec* proveniente da RAIS, a falta de informação para $\widehat{p\&d}$ pode ter origem tanto na falta de informação de dispêndio quanto na falta de informação de

Tabela 10: Estatísticas de *potec* e $\widehat{P\&D}$ para firmas $LB = 1$ na amostra geral

	<i>potec</i>			$\widehat{P\&D}$		
	N	Média	DP	N	Média	DP
2006	113	57.71	236.84	82	26.94	77.53
2007	246	76.83	504.84	195	36.16	177.63
2008	376	79.40	525.85	293	41.89	198.88
2009	471	68.42	504.11	311	37.59	193.83
2010	627	61.80	461.84	385	34.21	179.65
2011	485	65.11	530.39	301	32.98	199.37
2012	584	66.56	549.15	328	35.43	212.26
2013	770	59.67	500.80	417	33.95	202.43

Fonte: Elaboração própria.

potec. A Tabela 11 mostra o número de *missings* em $\widehat{p\&d}$ decorrente do fato de a firma apresentar *potec* = 0 ou *potec missing* ou do fato de ela apresentar *missings* em pelo menos um ano da pesquisa da PINTEC. Como podemos observar, das 31 firmas que não possuem informação de $\widehat{p\&d}$ em 2006 e que usufruem da Lei do Bem, 14 são decorrentes de firmas que não possuem *potec* ou apresentaram falta de informação para essa variável e 17 são decorrentes de firmas que não declaram seu dispêndio com P&D, embora tenham *potec* > 0.

Tabela 11: Origem dos *missings* na variável de $\widehat{p\&d}$

	<i>potec</i> = 0 ou <i>potec missing</i>		Dispêndio <i>missing</i>		Total <i>missings</i>
	<i>LB</i>		<i>LB</i>		<i>LB</i>
	0	1	0	1	1
2003	34,851	0	3,676	0	0
2004	33,146	0	3,899	0	0
2005	37,030	0	4,304	0	0
2006	35,690	14	4,550	17	31
2007	37,914	16	4,767	36	52
2008	40,302	29	5,255	54	83
2009	39,634	64	5,217	96	160
2010	39,185	100	5,449	142	242
2011	42,775	82	5,987	104	186
2012	41,679	94	6,083	163	257
2013	42,511	115	6,178	238	353
Total	424,717	514	55,365	850	1,364

Fonte: Elaboração própria.

Interessante ainda observar que, mesmo firmas que não possuem *potec* ou apresentaram falta de informação para essa variável, declararam ser inovadoras no questionário da PINTEC.⁶ Como podemos observar na Tabela 12, referente aos anos da PINTEC que constam na nossa análise, das 82 firmas que apresentaram *potec* = 0 ou *missing* em 2011 e usufruíram da Lei do Bem, 58 declararam ser inovadoras.

Tabela 12: Firmas inovadoras que apresentaram *potec* = 0 ou *potec missing*

	<i>LB</i>	
	0	1
2003	2,931	-
2005	3,759	-
2008	4,030	20
2011	3,661	58

Fonte: Elaboração própria.

⁶ Foram consideradas firmas inovadoras as firmas que responderam "sim" a pelo menos uma das perguntas 10, 11, 16, 17, 22 e 23 do questionário da PINTEC, referentes a introdução de produtos e processos novos ou significativamente aperfeiçoados no mercado e desenvolvimento de projetos incompletos e projetos abandonados.

As Tabelas 13 e 14 apresentam as estatísticas das principais variáveis utilizadas nas estimações dos modelos, considerando a amostra geral e a amostra pareada que foram formadas a partir da definição da estratégia 1, ou seja, considerando que o grupo de firmas tratadas ($Trat1 = 1$) é o grupo de firmas que recebeu a Lei do Bem em algum ano no período de 2006 a 2013 e o grupo de firmas controle ($Trat1 = 0$) é o grupo de firmas que nunca recebeu a Lei do Bem.

Como podemos observar na Tabela 13, em que são apresentadas as estatísticas da amostra antes do pareamento (amostra geral), as médias das firmas tratadas são significativamente superiores às médias das não tratadas. Para as variáveis de esforço tecnológico, como $\widehat{P\&D}$, a média das firmas não tratadas é de R\$ 2,17 milhões enquanto a média das firmas tratadas é de R\$ 19,62 milhões. Para a variável de *potec* a média das firmas não tratadas é de 0,46 enquanto a média das firmas tratadas é de 34 pessoas. Para as variáveis de estoque de P&D (C), estoque de capital físico (K) e receita líquida de vendas (rlv) as diferenças das médias são ainda maiores. Para a variável C a média varia de R\$ 195 mil a R\$ 37 milhões. Para a variável K , a média varia de R\$ 13 milhões a R\$ 600 milhões e para rlv a média varia de R\$ 21 milhões a R\$ 929 milhões. Já para as variáveis indicativas de qualificação do trabalho, como escolaridade média do pessoal ocupado ($educa$), a média das tratadas supera em pouco mais de 20% a das não tratadas, enquanto a proporção de pessoal ocupado com segundo grau completo ($prop_sgrau$) supera em pouco mais de 35%.

Já para a amostra pareada, conforme esperado, a diferença das médias de tratadas e não tratadas é bem menor. Apesar da redução do número de firmas da amostra geral para a amostra pareada, após o pareamento as firmas tratadas e não tratadas se tornam mais semelhantes nas características observáveis, favorecendo a estimação do efeito do tratamento. Entretanto, para as variáveis de esforço tecnológico, as médias são estatisticamente diferentes mesmo após o pareamento. A diferença para $\widehat{P\&D}$ é de aproximadamente 250% enquanto para *potec* é de aproximadamente 170%. Como as variáveis de esforço tecnológico são nossas variáveis de interesse, esse resultado indica que as firmas que usufruem da Lei do Bem apresentaram o $\widehat{P\&D}$ e o emprego de *potec* superiores ao das firmas que não usufruíram do incentivo, indicando um potencial efeito do tratamento.

Para a variável rlv a diferença é de aproximadamente 80% e para C e K essa diferença se situa em torno de 390% e 170%, respectivamente. É importante destacar que

Tabela 13: Estatísticas descritivas para a amostra geral de 2003 a 2013

	Amostra Geral				
	Trat1 = 0		Trat1 = 1		P(t > T)
	N	Média	N	Média	
$\widehat{P\&D}$ (R\$ milhões)	1350	2.17	636	19.62	0.000
<i>potec</i>	44194	0.46	1139	34.43	0.000
<i>C</i> (R\$ milhões)	44614	0.195	1140	37.03	0.000
<i>idade</i>	44194	20.28	1139	38.43	0.000
<i>rlv</i> (R\$ milhões)	43823	21.96	1137	929.86	0.000
<i>po</i>	44194	98.42	1139	1321.69	0.000
<i>educa</i>	44194	8.78	1139	10.69	0.000
<i>prop_pgrau</i> (%)	44155	32%	1138	19%	0.000
<i>prop_sgrau</i> (%)	44155	38%	1138	52%	0.000
<i>K</i> (R\$ milhões)	35470	13.57	1137	609.38	0.000

Fonte: Elaboração própria.

N = Número médio de observações no período.

Média = Média no período (somatório das médias de cada ano dividido pelo número de períodos).

essas variáveis não compuseram o vetor de controles do pareamento, fato que pode justificar as diferenças significativas de médias entre tratamento e controle para essas variáveis. Além disso, diferentemente das estatísticas apresentadas aqui, todas as variáveis que compuseram o vetor do pareamento estavam em formato logarítmico, o que pode explicar os baixos níveis dos p-valores ao compararmos médias de variáveis que não estão na função logarítmica. Também é possível observar que na amostra pareada a média de idade da firma, do pessoal ocupado (*po*), da receita líquida de vendas (*rlv*), dos estoques de P&D (*C*) e de capital físico (*K*) ficou maior, indicando que as firmas beneficiárias são firmas mais velhas, maiores, com maiores receitas e estoques de P&D e capital físico.

Tabela 14: Estatísticas descritivas para a amostra pareada de 2003 a 2013

	Amostra Pareada				
	Trat1 = 0		Trat1 = 1		P(t > T)
	N	Média	N	Média	
$\widehat{P\&D}$ (R\$ milhões)	369	3.86	582	13.59	0.000
<i>potec</i>	369	14.34	582	39.37	0.000
<i>C</i> (R\$ milhões)	370	10.615	582	49.05	0.000
<i>idade</i>	369	43.00	582	42.92	0.945
<i>rlv</i> (R\$ milhões)	369	578.56	581	1052.23	0.000
<i>po</i>	369	1331.65	582	1490.31	0.003
<i>educa</i>	369	10.34	582	10.81	0.000
<i>prop_pgrau</i> (%)	369	19%	582	18%	0.000
<i>prop_sgrau</i> (%)	369	50%	582	51%	0.001
<i>K</i> (R\$ milhões)	369	302.63	581	824.13	0.002

Fonte: Elaboração própria.

N = Número médio de observações no período.

Média = Média no período (somatório das médias de cada ano dividido pelo número de períodos).

A Tabela 15 apresenta a evolução das médias das principais variáveis utilizadas nos modelos para os anos de 2006 a 2013, na amostra pareada, quando a variável *dummy LB* = 1. Esses dados mostram a evolução das características das firmas beneficiárias desde o primeiro ano de exercício da lei até o ano de 2013. Como o conjunto de firmas que se beneficia do incentivo é variável entre os anos, podemos observar a evolução do perfil das firmas que foram aderindo a lei ao longo do período. Como podemos notar, a média do dispêndio em P&D de 2006 a 2009, de aproximadamente R\$ 25 milhões, é maior que a média de 2010 a 2013, que é de aproximadamente R\$ 21 milhões. A variável de *potec*, outra medida de esforço tecnológica, também apresentou queda a partir de 2009, com uma média de 76 pessoas nos quatro primeiros anos e de 58 nos últimos quatro anos.

Outra variável que apresentou forte queda foi *K*: a média do estoque de capital físico passou de R\$ 1,6 bilhão para R\$ 1,3 bilhão. Outras variáveis apresentaram ligeira queda a partir de 2010, como *idade* e *po*. A média de *idade* passa de 47 anos para 45 anos e a média de *po* passa de 2047 para 1916 pessoas. As médias das variáveis *educa*, *prop_pgrau* e *prop_sgrau* se mantiveram relativamente estáveis. Já para a variável de estoque de P&D (*C*), a média passa de R\$ 81 milhões até 2009 para R\$ 100 milhões a partir de 2010.

Com isso, podemos concluir que o perfil das firmas que usufruem do incentivo fiscal a partir de 2010 é diferente do perfil das firmas que usufruem do incentivo nos primeiros

Tabela 15: Evolução das médias para a amostra pareada das firmas beneficiárias

	Amostra Pareada LB=1							
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
$\widehat{P\&D}$ (R\$ milhões)	25.09	25.34	25.44	24.86	13.58	25.18	23.25	25.10
<i>potec</i>	73.71	75.93	85.21	70.10	30.87	67.77	67.06	66.31
<i>C</i> (R\$ milhões)	32.92	120.03	81.02	93.44	89.21	78.53	119.18	113.71
<i>idade</i>	50.10	48.10	44.77	46.67	45.97	43.96	45.83	47.76
<i>rlv</i> (R\$ milhões)	1714.00	1778.30	1462.30	1621.20	1545.10	1833.20	2163.20	1084.70
<i>po</i>	2032.95	2186.67	2031.98	1939.81	1926.17	1924.26	1870.34	1944.39
<i>educa</i>	11.14	10.97	11.19	11.44	10.96	10.93	11.21	11.33
<i>prop_pgrau</i> (%)	14%	18%	19%	16%	16%	18%	17%	14%
<i>prop_sgrau</i> (%)	54%	55%	53%	51%	56%	52%	54%	56%
<i>K</i> (R\$ milhões)	1403.70	1506.80	2038.40	1628.80	1648.90	1281.20	790.24	1558.90

Fonte: Elaboração própria.

anos do benefício. Embora seja possível considerar que as firmas que participaram nos primeiros anos tenham reduzido seus dispêndios e seu *potec*, essas variáveis são indicadores de resultado de decisões de investimentos de longo prazo, que dificilmente se alterariam nesse curto período de tempo. Dessa forma, é mais plausível considerar que o perfil das firmas que entraram a partir de 2010 é diferente do perfil inicial, do que considerar que o mesmo conjunto de firmas apresentou queda nas variáveis.

4.2 Fatos estilizados – dispêndios das firmas usuárias e não usuárias: amostra geral e pareada

As Tabelas 16 e 17 mostram as estatísticas descritivas da variável $\widehat{P\&D}$ ao longo dos anos, para a amostra geral e para a amostra pareada. Como podemos observar na Tabela 16, a média das firmas tratadas cresce em todos os anos, com exceção da ligeira queda em 2011. As firmas não tratadas, no entanto, apresentam quedas sucessivas de 2004 a 2008 e apesar da ligeira recuperação entre 2010 e 2011, voltou no patamar de 2009, com uma média de R\$ 1,68 milhão. Na última coluna, os p-valores evidenciam que as médias das firmas tratadas são estatisticamente superiores as médias das firmas não tratadas em todos os anos, com exceção do ano de 2004.

Na Tabela 17, em que são apresentadas as estatísticas na amostra pareada, podemos observar uma evolução semelhante a das médias apresentadas na amostra geral, porém, as diferenças entre as médias são menores. O p-valores indicam que para o período anterior a

Lei do Bem, as médias são estatisticamente iguais. A partir de 2006, entretanto, as médias das firmas tratadas passam a ser estatisticamente maiores que as médias das firmas não tratadas.

Tabela 16: Estatísticas descritivas de $\widehat{P\&D}$ para firmas tratadas e não tratadas para a amostra geral

	Amostra Geral						
	Trat1 = 0			Trat1 = 1			P(t > T)
	N	Média	DP	N	Média	DP	
2003	1461	2.31	33.75	632	9.51	56.76	0.000
2004	1451	5.50	108.98	636	11.69	67.95	0.186
2005	1467	2.21	29.00	644	11.91	72.03	0.000
2006	1436	2.01	13.14	651	16.46	94.12	0.000
2007	1384	1.83	11.33	649	19.58	107.71	0.000
2008	1394	1.49	8.12	655	23.15	136.44	0.000
2009	1312	1.68	8.79	638	23.37	139.26	0.000
2010	1276	1.71	8.02	633	24.26	144.17	0.000
2011	1267	1.81	9.34	631	23.35	145.33	0.000
2012	1214	1.69	8.69	622	25.24	159.72	0.000
2013	1190	1.68	7.65	607	27.25	170.07	0.000
2006-2013	14852	2.21	37.70	6998	19.57	123.18	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 17: Estatísticas descritivas de $\widehat{P\&D}$ para firmas tratadas e não tratadas para a amostra pareada

	Amostra Pareada						
	Trat1 = 0			Trat1 = 1			P(t > T)
	N	Média	DP	N	Média	DP	
2003	388	5.40	62.51	582	6.46	51.06	0.771
2004	385	5.79	61.32	584	8.73	65.38	0.483
2005	393	5.49	55.29	590	8.80	69.03	0.426
2006	389	3.67	18.11	593	10.88	84.95	0.099
2007	382	2.77	9.00	590	12.54	94.74	0.045
2008	378	2.60	9.83	593	14.85	123.53	0.055
2009	368	3.00	11.11	584	15.90	132.32	0.062
2010	355	3.27	11.35	580	17.10	139.97	0.064
2011	348	3.51	12.76	576	16.55	142.38	0.089
2012	340	3.66	15.15	569	17.84	156.88	0.097
2013	334	3.27	10.74	556	19.81	167.84	0.072
2006-2013	4060	3.88	33.73	6397	13.54	117.52	0.000

Fonte: Elaboração própria.

As figuras 1 e 2 representam a evolução das médias das variáveis de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ para cada uma das amostra. Os gráficos à esquerda representam a tendência antes do pareamento e os gráficos à direita, depois do pareamento. O princípio para a construção do grupo de controle a partir do pareamento foi não apenas o de buscar nivelar as médias das variáveis, mas também nivelar a tendência de evolução das variáveis no período anterior ao tratamento. Embora o nivelamento da tendência não seja perfeitamente claro para todo o período pré tratamento, a diferença das média é menor. O efeito do benefício fiscal é mais claro na evolução da média da variáveis $lpotec$, havendo maior distanciamento das séries posteriormente a 2006. Para a variável de $\widehat{p\&d}$ esse efeito é menos nítido, ainda que reflita em parte o comportamento da variável $lpotec$.

Figura 1: Evolução firmas tratadas e não tratadas: $\widehat{p\&d}$ Figura 2: Evolução firmas tratadas e não tratadas: $lpotec$

A Tabela 18 mostra as estatísticas de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ dos grupos de firmas formados com a agregação de setores de atividades de acordo com a classificação de intensidade tecnológica utilizada pela OCDE para a nossa amostra pareada. Como podemos observar, a segmentação por setores revela que a média de dispêndios em P&D e de ocupação de $lpotec$ não é crescente a medida que se passa de setores de mais baixa intensidade para setores de alta intensidade. Para ambas as variáveis, a maior média para firmas tratadas é do setor de média baixa intensidade tecnológica. Para a variável de $\widehat{p\&d}$ a média chega a R\$ 34 milhões, seguido do setor de alta intensidade, que supera os R\$ 16 milhões. Já para a variável de $lpotec$ a média chega a 129 pessoas no setor de média baixa intensidade tecnológica, seguido do setor de média alta, com uma média de 26 pessoas empregadas no grupo de firmas tratadas.

Tabela 18: Estatísticas de $\widehat{p\&d}$ e $potec$ por setores de intensidade tecnológica para o período 2003 a 2013

	$\widehat{p\&d}$				$potec$			
	Trat1 = 0		Trat1 = 1		Trat1 = 0		Trat1 = 1	
Intensidade tecnológica	N	Média	N	Média	N	Média	N	Média
Alta intensidade	49	7.39	95	16.16	49	16.39	95	23.51
Média alta	153	2.92	256	10.22	153	13.54	256	26.44
Média baixa	70	1.53	92	34.15	70	12.48	92	129.94
Baixa	90	1.85	125	4.14	90	8.12	125	9.42

Fonte: Elaboração própria.

N = Número médio de observações no período.

Média = Média no período (somatório das médias de cada ano dividido pelo número de períodos).

4.3 Modelos Econométricos de impacto e discussão de resultados

4.3.1 Primeira estratégia

As Tabelas 19 e 20 contêm os coeficientes associados à variável *dummy LB* obtidos nas diferentes especificações e estimações, para a amostra geral e para a amostra pareada, respectivamente. Um padrão para todos os resultados é a distinção dos coeficientes produzidos com os dois tipos de amostra, sendo os coeficientes produzidos pela amostra pareada sistematicamente menores.

Como pode ser observado, o impacto médio⁷ das estimações por Efeitos Fixos calculado para a variável $\widehat{p\&d}$ na amostra geral se reduz de 59,36% no modelo 3.1 para 19,24% no modelo 3.6. Para a variável $lpotec$ o efeito cai de 25,98% para 13,20%. Para as estimações por Efeitos Aleatórios⁸ o impacto para $\widehat{p\&d}$ é de 26,74% e para $lpotec$ é de 18,88%. Já para as estimações por Blundell e Bond, o impacto em $\widehat{p\&d}$ é de 19,48%.

Já para a amostra pareada, como podemos observar na Tabela 20, o impacto das estimações de Efeitos Fixos em $\widehat{p\&d}$ se reduz de 35,66% para 11,51% e em $lpotec$ o impacto cai de 11,73% para 4,67%. Para as estimações por Efeitos Aleatórios, o impacto para a variável $\widehat{p\&d}$ é de 23,12%, enquanto para $lpotec$ é de 4,96%. Já para as estimações por Blundell e Bond, os coeficientes se elevam e ganham significância estatística. O impacto

⁷ Em termos percentuais, o coeficiente é interpretado a partir da seguinte expressão: $100(e^{\beta} - 1)$.

⁸ A especificação do modelo para a estimação por Efeitos Aleatórios também inclui *dummies* setoriais, que não foram incluídas nas estimações por Efeitos Fixos e Blundell e Bond.

em $\widehat{p\&d}$ é de 22,5% enquanto para a variável *lpotec* o impacto estimado é de 3,23%.

Apesar da diferença nos coeficientes, a *dummy LB* produziu efeitos de magnitude considerável em todas as variáveis de resultado utilizadas e em todas as estimações, exceto para a variável *lpotec* na estimação por Blundell e Bond na amostra geral. Embora esse resultado nos permita concluir que a Lei do Bem aumentou os indicadores de esforço tecnológico das firmas beneficiárias durante o período de 2006 a 2013, é importante considerar que uma parte desse aumento de dispêndio privado possa ter ocorrido apenas como substituição do gasto público. Considerando mesmo o limite inferior da renúncia fiscal, de 20,4% dos gastos em P&D, as estimações por Efeitos Fixos não permitiriam afirmar que houve um efeito de complementariedade dos recursos nem nos resultados para a amostra geral. As estimações por Blundell e Bond, entretanto, permitiriam concluir que houve algum efeito de complementariedade, ainda que próximo do limite inferior da renúncia fiscal. Os demais resultados, por outro lado, mostram um aumento dos dispêndios que é inferior à renúncia fiscal, indicando um efeito de *crowding out*.

Tabela 19: Coeficientes da *dummy LB* para a amostra geral para o período 2003 a 2013

Amostra Geral						
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Blundell Bond	
	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$
(3.1)	0.466*** (0.0619)	0.231*** (0.0147)				
(3.2)	0.480*** (0.0620)	0.229*** (0.0146)				
(3.3)	0.363*** (0.0598)	0.197*** (0.0138)				
(3.4)	0.244*** (0.0416)	0.153*** (0.0101)				
(3.5)	0.247*** (0.0416)	0.146*** (0.0100)				
(3.6)	0.176*** (0.0414)	0.124*** (0.00959)	0.237*** (0.0296)	0.173*** (0.00788)	0.178*** (0.0609)	0.0026 (0.0128)

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 20: Coeficientes da *dummy LB* para a amostra pareada para o período 2003 a 2013

Amostra Pareada						
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Blundell Bond	
	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$
(3.1)	0.305*** (0.0661)	0.111*** (0.0212)				
(3.2)	0.314*** (0.0658)	0.116*** (0.0210)				
(3.3)	0.215*** (0.0636)	0.0542*** (0.0179)				
(3.4)	0.166*** (0.0451)	0.0819*** (0.0140)				
(3.5)	0.167*** (0.0450)	0.0827*** (0.0139)				
(3.6)	0.109** (0.0449)	0.0457*** (0.0132)	0.208*** (0.0345)	0.0485*** (0.0104)	0.203*** (0.0636)	0.0318* (0.0180)

Fonte: Elaboração própria.

4.3.2 Segunda estratégia

A Tabela 21 contém os coeficientes associados à variável *dummy LB* obtidos nas diferentes especificações e estimações para a amostra definida a partir da segunda estratégia de identificação, ou seja, considerando que o grupo de firmas tratadas ($Trat1 = 1$) é o grupo de firmas que recebeu a Lei do Bem em algum ano no período de 2006 a 2009 e o grupo de firmas controle ($Trat1 = 0$) é o grupo de firmas que recebeu a Lei do Bem em algum ano no período 2010 a 2013.

Como podemos observar, o impacto das estimações por Efeitos Fixos calculado para a variável $\widehat{p\&d}$ se reduz de 27,25% no modelo 3.1 para 16,41% no modelo 3.6. Para a variável de *lpotec* o impacto se reduz de 7,64% para 5,41%. Para as estimações por Efeitos Aleatórios, o impacto é de 17,93% para $\widehat{p\&d}$ e de 4% para *lpotec*. Nas estimações por Blundell e Bond, os coeficientes não são estatisticamente significativos. Com essa estratégia, a *dummy LB* produz efeitos estatisticamente significativos na estimação de Efeitos Fixos e Aleatórios mas o aumento não supera o limite inferior da renúncia fiscal em termos de gastos em P&D.

Comparando as estimações produzidas pela primeira estratégia para o período de 2003 a 2013 com as estimações produzidas pela segunda estratégia, ambos os resultados produzem efeitos significativos para a variável de $\widehat{p\&d}$ nas estimações por Efeitos Fixos. Apesar disso, apenas os resultados da primeira estratégia permitem concluir que a Lei do Bem produz um efeito de complementariedade. Interessante ainda observar que os coeficientes da variável *lpotec* parecem apresentar uma variância menor relativamente aos coeficientes de $\widehat{p\&d}$. Considerando as estimações por Efeitos Fixos, o impacto em *potec* variou apenas de 4,67% para 8,11%.

Tabela 21: Coeficientes da *dummy LB* para a segunda estratégia de identificação para o período 2003 a 2009

Segunda estratégia: período 2003 - 2009						
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Blundell Bond	
	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$
(3.1)	0.241*** (0.0844)	0.0737*** (0.0203)				
(3.2)	0.268*** (0.0855)	0.0806*** (0.0204)				
(3.3)	0.234*** (0.0821)	0.0659*** (0.0173)				
(3.4)	0.161** (0.0689)	0.0567*** (0.0166)				
(3.5)	0.174** (0.0699)	0.0580*** (0.0166)				
(3.6)	0.152** (0.0685)	0.0527*** (0.0151)	0.165*** (0.0590)	0.0401*** (0.0131)	0.108 (0.102)	0.0269 (0.0232)

Fonte: Elaboração própria.

4.3.3 Particionamento da amostra entre os períodos 2003-2009 e 2007-2013

As Tabelas 22 e 23 contêm os coeficientes associados à variável *dummy LB* obtidos nas diferentes especificações e estimações para a amostra pareada para os subperíodos de 2003-2009 e 2007-2013. No primeiro subperíodo consideramos que o grupo de firmas tratadas ($Trat1 = 1$) é o grupo de firmas que recebeu a Lei do Bem em algum ano no período de 2006 a 2009 e no segundo subperíodo consideramos que o grupo de firmas tratadas ($Trat1 = 1$) é o grupo de firmas que recebeu a Lei do Bem em algum ano no período de 2010 a 2013. Para ambas as amostras o grupo de controle ($Trat1 = 0$) é o grupo de firmas que nunca recebeu a Lei do Bem.

Como podemos observar na Tabela 22 o impacto das estimações por Efeitos Fixos calculado para a variável $\widehat{p\&d}$ se reduz de 61,45% no modelo 3.1 para 32,45% no modelo 3.6. Para a variável *lpotec* o impacto cai de 13,20% para 8,11%. Para as estimações de Blundell e Bond esse efeito é de 47,69% nos dispêndios e de 6,42% em *lpotec*. Já na Tabela 23 o impacto no modelo 3.1 para $\widehat{p\&d}$ é de 38,96%, mas perde significância estatística no último modelo. Para a variável de *lpotec* ocorre uma queda no efeito, que passa de 14,11% para 4,81%. Para as estimações por Blundell e Bond, o impacto em $\widehat{p\&d}$ é de 31,91% e em *lpotec* é de 7,16%.

Analisando o primeiro subperíodo, esses resultados parecem indicar que a *dummy LB* produziu efeitos de magnitude considerável para as duas variáveis de resultado, e que embora o aumento na variável $\widehat{p\&d}$ na estimação por Efeitos Fixos supere apenas o limite inferior da renúncia, na estimação por Blundell e Bond o aumento ultrapassa o limite superior de 34%. Entretanto, para o segundo subperíodo, considerando a estimação por Efeitos Fixos, a *dummy LB* deixa de produzir efeitos estatisticamente significativos na variável de $\widehat{p\&d}$ e para as outras estimações o aumento não supera o limite superior da renúncia fiscal. Esses resultados parecem indicar que o efeito da Lei do Bem nos primeiros quatro anos foi superior ao efeito dos últimos quatro anos da análise, evidenciando uma relativa perda de efetividade do incentivo fiscal para o período pós 2009. Nesse sentido, a partir dessas estimações, poderíamos concluir que a Lei do Bem possa ter produzido um efeito de complementariedade dos recursos públicos e privados no período de 2006 a 2009, mas produziu um efeito de *crowding out* no período de 2010 a 2013.

Tabela 22: Coeficientes da *dummy LB* para a amostra pareada no período 2003 a 2009

Amostra Pareada 2003 - 2009						
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Blundell Bond	
	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$
(3.1)	0.479*** (0.0937)	0.124*** (0.0275)				
(3.2)	0.485*** (0.0939)	0.127*** (0.0274)				
(3.3)	0.422*** (0.0895)	0.0837*** (0.0235)				
(3.4)	0.322*** (0.0729)	0.110*** (0.0225)				
(3.5)	0.324*** (0.0733)	0.111*** (0.0225)				
(3.6)	0.281*** (0.0719)	0.0780*** (0.0206)	0.329*** (0.0609)	0.0657*** (0.0175)	0.390*** (0.115)	0.0623** (0.0316)

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 23: Coeficientes da *dummy LB* para a amostra pareada no período 2007 a 2013

Amostra Pareada - 2007 - 2013						
	Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios		Blundell Bond	
	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$
(3.1)	0.329*** (0.123)	0.132*** (0.0315)				
(3.2)	0.332*** (0.123)	0.131*** (0.0315)				
(3.3)	0.204* (0.118)	0.0649** (0.0282)				
(3.4)	0.202** (0.0881)	0.0864*** (0.0213)				
(3.5)	0.203** (0.0882)	0.0858*** (0.0213)				
(3.6)	0.112 (0.0867)	0.0470** (0.0205)	0.201*** (0.0668)	0.0658*** (0.0176)	0.277** (0.135)	0.0692** (0.0308)

Fonte: Elaboração própria.

5 Evolução da PTF e estimação da elasticidade do P&D

5.1 Trajetória da PTF das firmas industriais e comparação com os dispêndios e estoque de P&D

A figura 3 representa as evoluções das médias das variáveis de ptf para as especificações de LP ($lptf_lp$) e Wooldridge ($lptf_w$) para o conjunto de firmas da amostra geral. Apesar da trajetória ascendente, os estudos comparados evidenciam que a produtividade no Brasil é muito inferior à dos países desenvolvidos e à de vários outros países em desenvolvimento.¹ Além disso, de acordo com Alves e Silva (2008) há um considerável problema de atrito nas informações a respeito dos estoques de capital das empresas, que faz com que a estimação do estoque de capital físico sofra algumas limitações no caso do Brasil, o que possivelmente tem implicações na estimação da PTF.²

As trajetórias de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ são muito semelhantes até meados de 2010. Depois disso, elas seguem tendências opostas, com o dispêndio mostrando queda e $lpotec$ mostrando crescimento das médias, de forma semelhante ao estoque de P&D.

Figura 3: Evolução das firmas na amostra geral: $\widehat{lptf}$

¹ Cavalcante (2014)

² Basicamente dois motivos contribuem para isto: em primeiro lugar, uma vez que a PIA foi elaborada como um instrumento para a construção das contas nacionais, sua preocupação reside primordialmente no cômputo da formação bruta de capital fixo e não propriamente sobre o estoque das firmas. Em segundo lugar, a mudança de metodologia dessa pesquisa em 1996 impossibilita a construção da variável a partir do inventário perpétuo para o período anterior a 1996.

Figura 4: Evolução das firmas na amostra geral: $\widehat{p\&d}$ Figura 5: Evolução das firmas na amostra geral: $lpotec$ Figura 6: Evolução das firmas na amostra geral: estoque de P&D (c)

5.2 Fatos estilizados e análise descritiva – PTF das firmas usuárias e não usuárias da lei do bem: amostra geral e pareada

As Tabelas 24 e 25 mostram as estatísticas descritivas das variáveis $lptf_w$ e $lptf_lp$ para a amostra geral, enquanto as Tabelas 26 e 27 mostram as estatísticas da amostra pareada. Como podemos observar, as estimações para a média produzidas por $lptf_w$ e $lptf_lp$ são muito próximas. As Tabelas 24 e 25 mostram que as médias das firmas tratadas são estatisticamente superiores a média das firmas não tratadas. Já nas Tabelas 26 e 27, a média das firmas são estatisticamente iguais no período anterior a Lei do Bem e estatisticamente diferentes no período posterior.

Tabela 24: Estatísticas descritivas de $lptf_w$ para firmas tratadas e não tratadas para a amostra geral

	$lptf_w$						
	Trat1 = 0			Trat1 = 1			P(t > T)
	N	Média	DP	N	Média	DP	
2003	23864	9.71	1.41	965	11.39	1.18	0.000
2004	24516	9.72	1.39	997	11.39	1.14	0.000
2005	26813	9.80	1.35	1021	11.43	1.15	0.000
2006	28163	9.86	1.39	1059	11.46	1.11	0.000
2007	28919	9.95	1.34	1090	11.53	1.09	0.000
2008	30582	10.01	1.35	1100	11.54	1.10	0.000
2009	32603	10.05	1.33	1123	11.50	1.11	0.000
2010	33933	10.15	1.34	1136	11.61	1.07	0.000
2011	34562	10.29	1.36	1112	11.64	1.11	0.000
2012	32936	10.42	1.37	1078	11.61	1.16	0.000
2013	36291	10.39	1.37	1107	11.69	1.49	0.000
2003-2013	333182	10.06	1.38	11788	11.53	1.17	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 25: Estatísticas descritivas de $lptf_lp$ para firmas tratadas e não tratadas para a amostra geral

	$lptf_lp$						
	Trat1 = 0			Trat1 = 1			P(t > T)
	N	Média	DP	N	Média	DP	
2003	23865	10.35	1.47	965	12.11	1.32	0.000
2004	24520	10.35	1.45	997	12.12	1.28	0.000
2005	26812	10.41	1.39	1021	12.14	1.29	0.000
2006	28159	10.46	1.42	1059	12.17	1.27	0.000
2007	28916	10.56	1.38	1090	12.27	1.25	0.000
2008	30579	10.61	1.38	1100	12.28	1.27	0.000
2009	32599	10.66	1.36	1123	12.23	1.27	0.000
2010	33932	10.75	1.36	1136	12.33	1.24	0.000
2011	34559	10.85	1.36	1112	12.35	1.26	0.000
2012	32932	10.97	1.35	1078	12.34	1.29	0.000
2013	36284	10.96	1.34	1103	12.33	1.25	0.000
2003-2013	333157	10.66	1.40	11784	12.25	1.27	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 26: Estatísticas descritivas de $lptf_w$ para firmas tratadas e não tratadas para a amostra pareada

	$lptf_w$						
	Trat1 = 0			Trat1 = 1			P(t > T)
	N	Média	DP	N	Média	DP	
2003	360	11.38	1.19	548	11.54	1.11	0.046
2004	363	11.41	1.18	562	11.53	1.13	0.120
2005	374	11.43	1.19	564	11.58	1.11	0.048
2006	367	11.38	1.24	574	11.61	1.11	0.003
2007	364	11.39	1.10	574	11.66	1.09	0.000
2008	353	11.41	1.10	568	11.67	1.09	0.000
2009	345	11.33	1.18	566	11.65	1.10	0.000
2010	338	11.36	1.18	562	11.75	1.07	0.000
2011	326	11.40	1.18	549	11.77	1.07	0.000
2012	320	11.29	1.24	540	11.72	1.17	0.000
2013	314	11.35	1.14	520	11.73	1.09	0.000
2003-2013	3824	11.38	1.18	6127	11.65	1.11	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 27: Estatísticas descritivas de $lptf_lp$ para firmas tratadas e não tratadas para a amostra pareada

	$lptf_lp$						
	Trat1 = 0			Trat1 = 1			P(t > T)
	N	Média	DP	N	Média	DP	
2003	360	12.19	1.36	548	12.26	1.27	0.444
2004	363	12.24	1.35	562	12.26	1.28	0.786
2005	374	12.23	1.34	564	12.29	1.26	0.481
2006	367	12.17	1.38	574	12.32	1.26	0.084
2007	364	12.24	1.30	574	12.41	1.26	0.046
2008	353	12.24	1.27	568	12.44	1.27	0.023
2009	345	12.18	1.41	566	12.41	1.27	0.010
2010	338	12.20	1.36	562	12.51	1.25	0.001
2011	326	12.18	1.31	549	12.52	1.24	0.000
2012	320	12.09	1.40	540	12.47	1.32	0.000
2013	314	12.12	1.31	520	12.48	1.23	0.000
2003-2013	3824	12.19	1.35	6127	12.40	1.27	0.000

Fonte: Elaboração própria.

As figuras 7 e 8 representam a evolução das médias das variáveis $lptf_w$ e $lptf_lp$ para cada uma das amostras. Como já destacado, os gráficos à esquerda representam a tendência antes do pareamento e os gráficos à direita, depois do pareamento. As figuras reproduzem os dados apresentados nas estatísticas descritivas e ilustram com maior clareza o nivelamento das médias após o pareamento no período anterior ao início da Lei do Bem e o desnivelamento das séries após 2006, com o aumento das médias das firmas tratadas e a redução das firmas não tratadas.

Figura 7: Evolução firmas tratadas e não tratadas: $lptf_lp$

Figura 8: Evolução firmas tratadas e não tratadas: $lptf_lp$

A Tabela 28 mostra as estatísticas de $lptf_w$ e $lptf_lp$ por setores de intensidade tecnológica para a amostra pareada. Como podemos observar, o setor de média baixa intensidade tecnológica é o mais produtivo. Para ambas as variáveis, a maior média para firmas tratadas é do setor de média baixa intensidade tecnológica. Para $lptf_w$ a média chega a 0,80, seguido do setor de alta intensidade, que chega a 0,44. Já para a variável $lptf_lp$ a média chega a 2,94 no setor de média baixa intensidade tecnológica, seguido do setor de alta, que chega a 0,82. Esse resultado parece sugerir que os investimentos em P&D tem um impacto positivo na produtividade, uma vez que os setores mais produtivos foram os que apresentaram as maiores médias de dispêndio em P&D.

Tabela 28: Estatísticas de $lptf_w$ e $lptf_lp$ por setores de intensidade tecnológica para o período 2003 a 2013

	$lptf_w$				$lptf_lp$			
	Trat1 = 0		Trat1 = 1		Trat1 = 0		Trat1 = 1	
Intensidade tecnológica	N	Média	N	Média	N	Média	N	Média
Alta intensidade	46	0.35	89	0.44	46	0.64	89	0.82
Média alta	145	0.15	248	0.18	145	0.49	248	0.61
Média baixa	66	0.23	87	0.80	66	1.21	87	2.94
Baixa	84	0.11	119	0.12	84	0.37	119	0.32

Fonte: Elaboração própria.

5.3 Estimação de elasticidade do P&D, com e sem introdução de variáveis dummies e discussão de resultados

O arcabouço mais utilizado para o estudo da relação entre dispêndios em P&D e a produtividade das firmas é o que utiliza a função de produção Cobb-Douglas. Nesse modelo, o crescimento da PTF está relacionado com os dispêndios em P&D e um dos objetivos é estimar a parcela do crescimento da PTF que pode ser atribuída às atividades de P&D.(HALL; MAIRESSE; MOHNEN, 2010).

Nesse caso, em adição aos fatores de produção tradicionais, como capital físico e trabalho, essa função inclui o estoque de conhecimento interno, relativo ao conhecimento próprio da firma, e de conhecimento externo, referente ao conhecimento de outras firmas:

$$Y_{i,t} = AL_{i,t}^{\alpha} K_{i,t}^{\beta} C_{i,t}^{\gamma} C_{i,t}^0{}^{\varphi} e_{i,t}^v$$

em que Y é a produção, A é o progresso técnico, L é trabalho, K é o capital físico, C é o estoque de conhecimento interno e C^0 é o estoque de conhecimento externo.

Convertendo o modelo para a forma logarítmica, obtemos:

$$y_{i,t} = \eta_i + \lambda_t + \alpha l_{i,t} + \beta k_{i,t} + \gamma c_{i,t} + \varphi c_{i,t}^0 + v_{i,t}$$

em que as letras minúsculas indicam o log da respectiva variável e, por hipótese, o log do progresso técnico (A) é considerado como a soma do efeito específico da firma, (η_i), mais o efeito temporal, (λ_t).

Subtraindo do lado esquerdo da equação os termos que envolvem as estimações dos insumos capital e trabalho, obtemos um modelo que relaciona a PTF com o estoque de conhecimento:

$$ptf_{i,t} = y_{i,t} - (\alpha l_{i,t} + \beta k_{i,t}) = \eta_i + \lambda_t + \gamma c_{i,t} + \varphi c_{i,t}^0 + v_{i,t}$$

em que γ é a elasticidade da PTF com relação ao estoque de conhecimento, que é o parâmetro em que estamos interessados. Essa elasticidade pode ser escrita em termos da taxa de retorno do P&D, pois por definição $\gamma = \rho \frac{C_{i,t}}{Y_{i,t}}$, em que ρ é a produtividade marginal

do estoque de conhecimento, também chamada taxa de retorno do P&D. Reescrevendo a elasticidade em função da taxa de retorno do P&D e aplicando a primeira diferença para eliminar o efeito fixo obtemos a seguinte forma:

$$\Delta ptf_{i,t} = \lambda_t + \rho \frac{C_{i,t}}{Y_{i,t}} \Delta c_{i,t} + \varphi \Delta c_{i,t}^0 + \Delta v_{i,t}$$

Aproximando $\Delta c_{i,t}$ por $\frac{\Delta C_{i,t}}{C_{i,t}}$, desprezando o estoque externo de conhecimento, $c_{i,t}^0$, e considerando que a taxa de depreciação do capital em conhecimento, δ , é aproximadamente igual a 0,³ podemos reescrever a equação como:

$$\Delta ptf_{i,t} = \lambda_t + \rho \left(\frac{P\&D_{i,t}}{Y_{i,t}} \right) + \Delta v_{i,t}$$

em que $P\&D_{i,t}$ é o dispêndio em P&D da firma e a razão $\frac{P\&D_{i,t}}{Y_{i,t}}$ é um indicador de esforço tecnológico.

Nesse etapa estimamos a elasticidade da PTF com relação ao estoque de conhecimento interno e com relação a variável *lpotec* para a amostra de firmas definida a partir do pareamento. Consideramos as seguintes especificações:

$$ptf_{it} = \alpha_i + \gamma c_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

$$ptf_{it} = \alpha_i + \delta_t + \gamma c_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.2)$$

$$ptf_{it} = \alpha_i + \gamma lpotec_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.3)$$

$$ptf_{it} = \alpha_i + \delta_t + \gamma lpotec_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.4)$$

em que as letras minúsculas representam o log da respectiva variável, c_{it} é a variável representativa do estoque de P&D e *lpotec* é o log de *potec* da firma *i* no tempo *t*.

Como pode ser observado na Tabela 29 a elasticidade com relação ao estoque de P&D variou de 0,0326 na estimação sem *dummies* de ano a 0,0162 na estimação com *dummies* de ano. Para a variável *lpotec* as estimações variaram de 0.169 a 0.135. As estimativas apresentadas foram calculadas por Efeitos Fixos.⁴ Embora as estimativas

³ $\Delta c_{i,t} = \log C_{i,t} - \log C_{i,t-1} \approx \frac{\Delta C_{i,t}}{C_{i,t}}$, em que $\Delta C_{i,t} = C_{i,t} - C_{i,t-1} = P\&D_{i,t}$

⁴ Os modelos foram calculados por Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios e realizamos um teste de Hausman para compararmos os dois estimadores. O resultado do teste foi significativo a 1%, o que significa que

tenham produzido coeficientes positivos e significativos, é importante destacar que eles estão abaixo da mediana dos estudos internacionais, de 0,06, conforme apontado por Wieser (2005).

Tabela 29: Elasticidades da ptf com relação ao estoque de conhecimento (c) e $lpotec$ para a amostra pareada

Amostra Pareada			
		$lptf_w$	$lptf_lp$
(5.1)	c	0.0275*** (0.00548)	0.0326*** (0.00560)
(5.2)	c	0.0162*** (0.00554)	0.0167*** (0.00561)
(5.3)	$lpotec$	0.130*** (0.0214)	0.169*** (0.0225)
(5.4)	$lpotec$	0.103*** (0.0215)	0.135*** (0.0234)

Fonte: Elaboração própria.

Adicionalmente, estimamos um modelo com a interação do estoque de conhecimento e a *dummy* de tratamento para verificar se o tratamento tem efeito sobre a elasticidade da PTF. Consideramos a seguinte especificação:

$$ptf_{it} = \alpha_i + \delta_t + \gamma c_{it} + \gamma c_{it} * Y1 + \varepsilon_{it} \quad (5.5)$$

Na especificação 5.5 consideramos que a *dummy* de tratamento, $Y1$, é igual a 1 a partir do primeiro ano em que a firma faz uso da Lei do Bem e 0 nos anos anteriores. Diferentemente da *dummy* $Trat1$, que assume valor 1 para todos os anos da firma no painel caso a firma faça uso do incentivo em pelo menos um ano, a *dummy* $Y1$ assume valor 1 para todos os anos da firma somente a partir do primeiro ano em que a firma faz uso do incentivo.

a estimativa consistente deve ser a de Efeitos Fixos. Para mais informações sobre o teste, consultar Schaffer, M.E., Stillman, S. 2010. xtoverid: Stata module to calculate tests of overidentifying restrictions after xtreg, xtivreg, xtivreg2 and xthtaylor <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456779.html>.

Como pode ser observado na Tabela 30, ambas as *ptfs* produziram coeficientes muito semelhantes para cada uma das variáveis. Para a interação entre a *dummy* de tratamento e o estoque o estimador de Efeitos Fixos⁵ produziu coeficientes positivos e estatisticamente significativos, indicando uma mudança de inclinação para as firmas tratadas, o que significa que o esforço tecnológico das firmas que receberam o incentivo fiscal foi mais efetivo do que o das firmas que não receberam. O coeficiente associado a essa variável demonstra não apenas a existência de uma diferença entre as elasticidades das PTFs das firmas tratadas com relação as não tratadas, mas também uma diferença entre o período em que a firma começa a fazer uso da lei e o período anterior.

Tabela 30: Elasticidades da *ptf* com relação ao estoque de conhecimento (*c*) e a interação da *dummy* de tratamento com estoque para a amostra pareada

Amostra Pareada		
	<i>lptf_w</i>	<i>lptf_lp</i>
<i>c</i>	0.0129** (0.00576)	0.0134** (0.00578)
<i>Y1 * c</i>	0.00808*** (0.00297)	0.00794*** (0.00299)

Fonte: Elaboração própria.

5.4 Modelos de diferencias de PTF de firmas tratadas e não tratadas

A fim de testar o impacto do diferencial dos gastos em P&D entre as firmas que receberam, ou não, incentivos fiscais, sobre o respectivo diferencial de produtividade, na última etapa estimamos um modelo em diferenças em que a produtividade total dos fatores, PTFs, das firmas do grupo de tratamento com relação a seu respectivo par do grupo de controle é função do diferencial dos seus respectivos estoques, ou dispêndios em P&D, considerando as seguintes especificações:

⁵ Novamente aplicamos o teste de Hausman a fim de comparar as estimativas produzidas pelos modelos de Efeitos Fixos e Aleatórios e seus resultados rejeitaram a hipótese nula de consistência das estimativas dos modelos de Efeitos Aleatórios em ambos os casos

$$(ptf_{T,it} - ptf_{C,it}) = \alpha_i + \delta_t + \beta(c_{T,it} - c_{C,it}) + \eta_{it} \quad (5.6)$$

$$(ptf_{T,it} - ptf_{C,it}) = \alpha_i + \delta_t + \beta(\widehat{p\&d}_{T,it} - \widehat{p\&d}_{C,it}) + \eta_{it} \quad (5.7)$$

em que as letras minúsculas novamente correspondem ao log da respectiva variável e os índices T e C dizem respeito as firmas do tratamento e controle.

A Tabela 31 contém as elasticidades das especificações 5.6 e 5.7 para as equações de diferenciais de produtividade. A variável dependente de ambos os modelos é o diferencial entre as PTFs das firmas do grupo de tratamento com relação a seu respectivo par do grupo de controle, gerado pelo *PSM*. Novamente, os coeficientes apresentados são das estimativas de Efeitos Fixos. Como podemos observar, as estimativas produziram coeficientes significativos para as variáveis de estoque e dispêndio. Esses resultados indicam que tanto os diferenciais de estoque de P&D, como os dispêndios produzem efeitos significativos sobre os diferenciais das PTFs. Nesse sentido, apesar do baixo impacto da lei sobre os dispêndios em P&D não é possível ignorar seus efeitos positivos sobre a evolução da produtividade das empresas.

Tabela 31: Coeficientes de diferencias ptf com relação a diferenciais de estoque de P&D (c) e dispêndio ($\widehat{p\&d}$) para a amostra pareada

Amostra Pareada			
		$lptf_w$	$lptf_lp$
(5.6)	$c_T - c_C$	0.0184** (0.00799)	0.0170** (0.00803)
(5.7)	$\widehat{p\&d}_T - \widehat{p\&d}_C$	0.0221*** (0.00729)	0.0223*** (0.00726)

Fonte: Elaboração própria.

6 Conclusões

Esse trabalho teve como objetivo principal avaliar os impactos da Lei do Bem sobre a produtividade das firmas beneficiárias. Para isso, duas etapas foram realizadas: na primeira, avaliamos o impacto do incentivo fiscal sobre os esforços em P&D das firmas beneficiárias, por meio do teste de adicionalidade. Como medidas de esforço em P&D consideramos as variáveis de dispêndios privados em P&D ($\widehat{p\&d}$) e a proporção de pessoal em ocupações técnico-científicas (*potec*) e para testar a hipótese de adicionalidade estimamos o impacto do incentivo sobre essas variáveis e comparamos com a isenção fiscal em termos de gastos em P&D. Na segunda etapa investigamos a relação dos investimentos em P&D com a produtividade das firmas. Em particular, estimamos a elasticidade da PTF com relação ao estoque de P&D e com relação a *lpotec* para o conjunto de firmas da amostra pareada e investigamos o impacto do tratamento da Lei do Bem sobre a elasticidade da PTF para o mesmo conjunto de firmas. Finalmente, analisamos o impacto indireto da Lei do Bem sobre a PTF que ocorre por meio do aumento dos dispêndios em P&D: para isso, estimamos o efeito dos diferenciais de estoque e dispêndio em P&D de firmas tratadas com seu respectivo par do controle sobre o diferencial das PTFs dos respectivos pares.

Entre os resultados encontrados na primeira etapa, constatamos que a Lei do Bem produziu efeitos positivos e significativos nos dispêndios em P&D das firmas beneficiárias, embora o aumento nos dispêndios tenha superado o limite superior da renúncia fiscal apenas nas estimações para o subperíodo de 2006 a 2009. Para o período de 2003 a 2013, o impacto médio estimado foi de 11,51% por Efeitos Fixos e de 22,5% por Blundell e Bond. Com a segunda estratégia, o impacto médio estimado para o período de 2006 a 2009 foi de 16,41% por Efeitos Fixos e não foi significativo por Blundell e Bond. Apesar dos resultados positivos e considerando que a variação da renúncia fiscal seja de 20,4% a 34%, devemos considerar que uma parte desse aumento deva ter ocorrido apenas como substituição do gasto público, evidenciando, pelo menos parcialmente, o efeito de *crowding out* para a Lei do Bem.

Entretanto, as estimações da amostra particionada mostraram resultados diferentes. Para o subperíodo de 2006 a 2009 o impacto médio encontrado foi de 32,45% por Efeitos Fixos e 47,69% por Blundell e Bond, que ultrapassa o limite superior da renúncia fiscal.

Já para o subperíodo de 2010 a 2013 não foi possível verificar efeitos significativos na estimação por Efeitos Fixos, embora tenhamos encontrado um impacto de 31,91% por Blundell e Bond. Dessa forma, embora os resultados para o período de 2006 a 2013 e para o superíodo de 2010 a 2013 tenham indicado *crowding out*, os resultados do subperíodo de 2006 a 2009 mostraram um efeito de adicionalidade. Com isso, podemos concluir que os incentivos da Lei do Bem perderam efetividade ao longo dos anos.

Para a variável de *potec* os estimadores produziram uma menor variância nos coeficientes estimados. Para o período de 2006 a 2013 o impacto estimado foi de 4,67% e na segunda estratégia o impacto foi de 5,41%. Para os subperíodos de 2006 a 2009 e 2010 a 2013 o impacto foi de 8,11% e 4,81%, respectivamente. É importante ressaltar ainda que, considerando os dispêndios em P&D, os resultados encontrados para o período de 2006 a 2009 contradizem os resultados anteriores das estimações de impacto da Lei do Bem, que se situavam em torno de 80%. Entretanto, considerando a variável de *potec* os resultados encontrados são muito semelhantes as estimativas anteriores, que se situaram entre 7% e 11%. Uma possível explicação para a divergência de resultados é que a variável de dispêndio $\widehat{p\&d}$ foi estimada a partir de dados trienais que apresentam uma falta não desprezível no número de informações. Conforme ressaltado na análise descritiva desse trabalho, uma parte considerável das firmas inovadoras não reportaram seus dispêndios na pesquisa da PINTEC e o impacto do incentivo parece ser muito sensível as estimações para essa variável.¹

Entre os resultados encontrados na segunda etapa, verificamos que a elasticidade da PTF com relação ao estoque de P&D variou de 0,0162 a 0,0326 e com relação a *lpotec* essa variação foi de 0,103 a 0,169. Embora os resultados tenham sido positivos, a elasticidade do estoque se encontra abaixo da média dos estudos internacionais, que se situa em 0,132. Além disso, as elasticidades das firmas tratadas parece ser estatisticamente superior a elasticidade das firmas não tratadas. Adicionalmente, dado que a *dummy* que identifica o tratamento nesses modelos discrimina o período anterior ao usufruto do benefício do período posterior à entrada da firma, as estimativas indicam também que as elasticidades das firmas tratadas no período pós tratamento são superiores as elasticidades pré-tratamento.

¹ A estimação da variável de P&D está sujeita as decisões que o pesquisador toma para o tratamento de dados faltantes. Exercício adicional ao que foi apresentado nesse trabalho foi realizado considerando uma extrapolação menos conservadora. Os resultados de impacto foram significativamente iguais mas de magnitude reduzida.

Por fim, os modelos de diferenciais evidenciaram que a variação de estoques e dispêndios entre firmas tratadas e não tratadas é estatisticamente significativa para explicar a variação da PTF de firmas tratadas e não tratadas. As elasticidades encontradas variaram de 0,0170 a 0,0184 para o estoque de P&D (c) e de 0,0221 a 0,0223 para os dispêndios ($\widehat{p\&d}$).

Nesse sentido, no que diz respeito a avaliação da efetividade do incentivo a partir do teste de adicionalidade, apesar de a lei ter contribuído para o aumento dos dispêndios privados em P&D, esse aumento só superou o limite superior da isenção fiscal proporcionado pelo incentivo quando consideramos o subperíodo de 2006 a 2009. Após 2009 as estimativas não ultrapassam o limite superior, o que parece evidenciar uma perda de efetividade do incentivo fiscal. Apesar do aparente efeito de *crowding out*, a possível interpretação de ineficácia do incentivo frente à renúncia fiscal do governo deve ser tomada com cautela. Isso porque o critério para a elegibilidade do incentivo impõe elevados custos para pequenas e médias firmas que são obrigadas a operarem no regime tributário mais oneroso como o do lucro real e que de outra forma poderiam operar em regimes mais simplificados. Além disso, usufruir dos incentivos fiscais requer custos para o cumprimento adequado das regras mesmo para firmas grandes, que não foram movidas pelo incentivo a mudarem de regime tributário.

No que diz respeito a avaliação dos retornos do incentivo sobre a produtividade das firmas, a lei parece ter contribuído significativamente para o aumento da PTF, mas apesar disso, a elasticidade se encontrou abaixo da mediana dos estudos internacionais. Dessa forma, embora a Lei do Bem tenha representado uma modernização nas políticas de incentivo à inovação do Brasil por possibilitar a fruição automática do benefício e por essa razão possuir um baixo custo administrativo, esses resultados podem indicar uma ineficiência do incentivo e, possivelmente, a necessidade de aprimoramento da lei.

Referências

- ALVES, P.; SILVA, A. M. Estimativa do estoque de capital das empresas industriais brasileiras. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2008.
- ARAÚJO, B. C. *Políticas de apoio à inovação no Brasil: uma análise de sua evolução recente*. [S.l.], 2012.
- ARAÚJO, B. C.; CAVALCANTE, L. R.; ALVES, P. Variáveis proxy para os gastos empresariais em inovação com base no pessoal ocupado técnico-científico disponível na relação anual de informações sociais (rais). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2009.
- ARAÚJO, B. C. et al. Impactos dos fundos setoriais nas empresas. *Revista Brasileira de Inovação*, v. 11, p. 85–112, 2012.
- AVELLAR, A. P.; KUPFER, D. et al. Avaliação de impacto de programas de incentivos fiscais e incentivos financeiros à inovação no brasil em 2003. *Anais do 36º Encontro Nacional de Economia, ANPEC (Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia)*, 2008.
- BECKER, B. Public r&d policies and private r&d investment: A survey of the empirical evidence. *Journal of economic surveys*, Wiley Online Library, v. 29, n. 5, p. 917–942, 2015.
- BEVEREN, I. V. Total factor productivity estimation: A practical review. *Journal of Economic Surveys*, Wiley Online Library, v. 26, n. 1, p. 98–128, 2012.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 87, n. 1, p. 115–143, 1998.
- CARBONI, O. A. R&d subsidies and private r&d expenditures: evidence from italian manufacturing data. *International Review of Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 25, n. 4, p. 419–439, 2011.
- CAVALCANTE, L. Produtividade no brasil: desempenho e determinantes. *Brasília: ABDI/Ipea*, 2014.
- CAVALCANTE, L. R.; JACINTO, P. de A.; NEGRI, F. D. P&d, inovação e produtividade na indústria brasileira. *PRODUTIVIDADE NO BRASIL*, p. 43, 2015.
- CZARNITZKI, D.; HANEL, P.; ROSA, J. M. Evaluating the impact of r&d tax credits on innovation: A microeconomic study on canadian firms. *Research Policy*, Elsevier, v. 40, n. 2, p. 217–229, 2011.
- DUGUET, E. The effect of the r&d tax credit on the private funding of r&d: an econometric evaluation on french firm level data. 2010.
- FREITAS, I. M. B. et al. *The additionality effects of R&D tax credits across sectors: A cross-country microeconomic analysis*. [S.l.], 2015.

- GRILICHES, Z. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth. *The bell journal of economics*, JSTOR, p. 92–116, 1979.
- HALL, B.; REENEN, J. V. How effective are fiscal incentives for r&d? a review of the evidence. *Research Policy*, Elsevier, v. 29, n. 4, p. 449–469, 2000.
- HALL, B. H. R&d tax policy during the 1980s: success or failure? *Tax policy and the economy*, National Bureau of Economic Research and The MIT Press, v. 7, p. 1–35, 1993.
- HALL, B. H. The financing of research and development. *Oxford review of economic policy*, Oxford Univ Press, v. 18, n. 1, p. 35–51, 2002.
- HALL, B. H.; MAIRESSE, J.; MOHNEN, P. Measuring the returns to r&d. *Handbook of the Economics of Innovation*, Elsevier, v. 2, p. 1033–1082, 2010.
- KANNEBLEY, S. et al. *Productive Development Policies and Innovation Spillovers through Labor Force Mobility: The Case of the Brazilian Innovation Support System*. [S.l.], 2013.
- KANNEBLEY, S.; PORTO, G. Incentivos fiscais à pesquisa, desenvolvimento e inovação no brasil. 2012.
- KANNEBLEY, S.; SHIMADA, E.; NEGRI, F. D. Efetividade da lei do bem no estímulo aos dispêndios em p&d: uma análise com dados em painel. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2016.
- LEVINSOHN, J.; PETRIN, A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The Review of Economic Studies*, Oxford University Press, v. 70, n. 2, p. 317–341, 2003.
- LOKSHIN, B.; MOHNEN, P. Achtergrondstudie a – econometrische analyse – in de jong, j.p.j. and w.h.j. verhoeven. 2007.
- MIGUEZ, T.; MORAES, T. Produtividade do trabalho e mudança estrutural: uma comparação internacional com base no world input-output database (wiod) 1995-2009. *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*. Brasília: ABDI/Ipea. Recuperado em, v. 15, 2013.
- MOHNEN, P.; LOKSHIN, B. What does it take for an r&d tax incentive policy to be effective? 2009.
- NEGRI, F. D.; CAVALCANTE, L. R. Os dilemas e os desafios da produtividade no brasil. *Produtividade no Brasil: Desempenho e determinantes*, v. 1, 2014.
- NEGRI, J. A. D.; NEGRI, F. D.; LEMOS, M. B. O impacto do programa fndct sobre o desempenho e o esforço tecnológico das empresas industriais brasileiras. *Políticas de incentivo à inovação tecnológica no Brasil*, 2008.
- WIESER, R. Research and development productivity and spillovers: empirical evidence at the firm level. 2005.
- WOOLDRIDGE, J. M. On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables. *Economics Letters*, Elsevier, v. 104, n. 3, p. 112–114, 2009.

Anexos

ANEXO A – Resultados do *matching*:

A.1 Resultados do modelo Probit:

Tabela 32: Coeficientes dos modelos Probit

Variáveis	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
<i>idade</i>	-1.057 (0.717)	0.506 (0.800)	1.204* (0.708)	0.0942 (0.490)	0.864 (0.543)	1.484 (0.975)	-0.142 (0.452)	0.369 (0.432)
<i>idade2</i>	0.209* (0.115)	-0.0534 (0.124)	-0.164 (0.109)	0.00509 (0.0777)	-0.107 (0.0845)	-0.159 (0.143)	0.0279 (0.0732)	-0.0488 (0.0695)
<i>lpo</i>	0.676*** (0.190)	0.488*** (0.159)	0.459*** (0.154)	0.370*** (0.122)	0.449*** (0.116)	0.350** (0.175)	0.280* (0.153)	0.355*** (0.115)
<i>lpo_{t-1}</i>	-0.255 (0.186)	-0.162 (0.158)	-0.230 (0.153)	-0.166 (0.120)	-0.306*** (0.114)	-0.156 (0.173)	-0.0410 (0.151)	-0.143 (0.111)
<i>lprop_pgrau</i>	0.768 (1.358)	-1.207 (1.331)	-0.870 (1.215)	0.0718 (1.090)	-0.930 (1.053)	-0.0353 (1.522)	-0.467 (1.243)	-0.952 (1.089)
<i>lprop_pgrau_{t-1}</i>	-2.490* (1.290)	0.804 (1.329)	0.928 (1.163)	-0.255 (1.014)	1.236 (1.016)	-0.323 (1.464)	-0.689 (1.245)	0.594 (1.053)
<i>lprop_sgrau</i>	1.275 (1.119)	-2.508** (1.163)	0.627 (1.133)	0.815 (0.964)	0.695 (0.954)	1.362 (1.306)	-0.679 (1.128)	0.536 (0.980)
<i>lprop_sgrau_{t-1}</i>	-0.264 (1.034)	3.548*** (1.175)	0.481 (1.113)	0.129 (0.906)	0.932 (0.931)	-0.687 (1.273)	1.628 (1.115)	0.978 (0.973)
<i>dexp</i>	0.105 (0.235)	-0.00502 (0.188)	0.0433 (0.180)	0.154 (0.146)	-0.0120 (0.124)	0.304 (0.190)	0.0758 (0.151)	-0.0537 (0.135)
<i>dexp_{t-1}</i>	0.131 (0.234)	0.359* (0.199)	0.436** (0.183)	0.169 (0.152)	0.306** (0.124)	0.114 (0.187)	0.375** (0.152)	0.407*** (0.137)
<i>ptf</i>	0.386*** (0.0740)	0.458*** (0.0613)	0.322*** (0.0518)	0.378*** (0.0469)	0.380*** (0.0458)	0.242*** (0.0611)	0.256*** (0.0503)	0.334*** (0.0462)
<i>lpotec_{t-1}</i>	0.0102 (0.0641)	0.156*** (0.0515)	0.297*** (0.0506)	0.110** (0.0490)	0.164*** (0.0456)	0.0892 (0.0583)	0.0800 (0.0498)	0.0597 (0.0466)
Constante	-8.768*** (1.473)	-13.37*** (1.646)	-10.60*** (1.386)	-9.365*** (1.060)	-10.32*** (1.106)	-10.58*** (1.872)	-7.857*** (1.044)	-10.27*** (1.054)
N	17,889	23,128	24,934	26,918	28,249	28,880	27,123	31,314
R2	0.498	0.522	0.466	0.348	0.355	0.316	0.308	0.303

Fonte: Elaboração própria.

A.2 Funções densidade de Kernel do *Propensity Score*:

Os gráficos abaixo representam as densidades de Kernel da função estimada de propensity score para a subamostra de firmas tratadas e não tratadas. Como realizamos o pareamento ano a ano, ilustramos as densidades que foram geradas para todos os anos do painel, sem o *matching*, ou seja, com a amostra geral, e com o *matching*, com a amostra pareada. Como é possível observar, as funções sem o *matching* indicam que firmas tratadas e não tratadas têm probabilidades muito diferentes de receberem o benefício. Já as funções com o *matching* indicam que os dois grupos de firmas têm probabilidades muito semelhantes de receberem o benefício, um dos fatores que evidencia a qualidade do pareamento.

Figura 9: Kdensity: 2006 e 2007

Figura 10: Kdensity: 2008 e 2009

Figura 11: Kdensity: 2010 e 2011

Figura 12: Kdensity: 2012 e 2013

A.3 Teste de balanceamento:

A Tabela 33 mostra os resultados dos testes de balanceamento da amostra para cada ano, antes do pareamento e após o pareamento. O teste verifica se a média de covariadas é a mesma entre os dois grupos. Como podemos observar, os testes para as amostras pareadas não rejeitam a hipótese nula de que as covariadas estão balanceadas.

Tabela 33: Testes de balanceamentos para os pareamentos

2005								
	Ps_R2	LR_chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	B	R	%Var
Não Pareado	0.344	200.00	0.000	37.6	32.2	182.4*	0.61	40
Pareado	0.094	16.60	0.956	7.4	8.6	70.5*	0.71	20
2006								
	Ps_R2	LR_chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	B	R	%Var
Não Pareado	0.354	304.31	0.000	28.9	21.6	175.5*	0.57	50
Pareado	0.115	33.57	0.391	8.5	6.8	66.5*	4.25*	30
2007								
	Ps_R2	LR_chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	B	R	%Var
Não Pareado	0.264	232.43	0.000	24.2	13.9	148.6*	0.80	30
Pareado	0.083	29.01	0.619	8.2	7.0	68.9*	1.08	0
2008								
Sample	Ps_R2	LR_chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	B	R	%Var
Não Pareado	0.187	104.96	0.000	21.3	17.2	130.4*	0.44*	10
Pareado	0.140	26.69	0.688	9.7	7.9	90.1*	0.68	0
2009								
Sample	Ps_R2	LR_chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	B	R	%Var
Não Pareado	0.219	131.77	0.000	22.8	17.7	139.9*	0.70	30
Pareado	0.076	14.82	0.980	8.8	6.9	66.4*	0.76	10
2010								
	Ps_R2	LR_chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	B	R	%Var
Não Pareado	0.142	47.75	0.008	22.9	18.8	119.3*	0.36*	20
Pareado	0.151	14.22	0.920	16.2	13.5	73.5*	1.19	20

ANEXO B – Primeira Estratégia - Modelos de esforço tecnológico

Tabela 34: Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra geral: 2003-2013

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.466*** (0.0619)	0.480*** (0.0620)	0.363*** (0.0598)	0.244*** (0.0416)	0.247*** (0.0416)	0.176*** (0.0414)
<i>idade</i>		-1.053 (1.133)	-1.211 (1.083)		-1.402 (0.962)	-0.983 (0.908)
<i>idade2</i>		0.429 (0.321)	0.254 (0.300)		0.363 (0.245)	0.145 (0.230)
<i>lpo</i>			0.860*** (0.0653)			0.576*** (0.0485)
<i>educa</i>			0.188*** (0.0390)			0.105*** (0.0277)
<i>k</i>			0.0281 (0.0226)			0.00905 (0.0217)
<i>renda_va</i>			-0.0346 (0.825)			0.273 (0.553)
$\widehat{p\&d}_{t-1}$				0.500*** (0.0142)	0.500*** (0.0142)	0.478*** (0.0141)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	4.094*** (0.0387)	2.482*** (0.707)	-2.189** (0.902)	1.780*** (0.0711)	2.165*** (0.607)	-1.126 (0.764)
Observações	21,850	21,850	21,732	21,696	21,696	21,590
R-quadrado	0.018	0.019	0.068	0.273	0.274	0.295
Nº de firmas	2,183	2,183	2,179	2,183	2,183	2,179

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 35: Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de *lpotec* na amostra geral: 2003-2013

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.231*** (0.0147)	0.229*** (0.0146)	0.197*** (0.0138)	0.153*** (0.0101)	0.146*** (0.0100)	0.124*** (0.00959)
<i>idade</i>		0.0100 (0.0158)	-0.0789*** (0.0184)		0.0360 (0.0232)	0.0910*** (0.0257)
<i>idade2</i>		-0.00929 (0.00634)	0.00788 (0.00699)		-0.0271*** (0.00757)	-0.0446*** (0.00823)
<i>lpo</i>			0.130*** (0.00292)			0.0973*** (0.00220)
<i>educa</i>			0.0133*** (0.00105)			0.00869*** (0.000853)
<i>k</i>			-0.000615*** (0.000217)			-0.00105*** (0.000200)
<i>renda_va</i>			0.0359 (0.0270)			0.0270 (0.0200)
<i>lpotec_{t-1}</i>				0.457*** (0.00531)	0.457*** (0.00530)	0.439*** (0.00501)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	0.132*** (0.00161)	0.168*** (0.0100)	-0.326*** (0.0183)	0.0315*** (0.00218)	0.135*** (0.0119)	-0.327*** (0.0181)
Observações	498,658	498,655	400,442	420,949	420,948	355,687
R-quadrado	0.023	0.023	0.078	0.272	0.273	0.306
Nº de firmas	117,693	117,692	76,394	91,183	91,183	66,833

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 36: Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra pareada: 2003-2013

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.305*** (0.0661)	0.314*** (0.0658)	0.215*** (0.0636)	0.166*** (0.0451)	0.167*** (0.0450)	0.109** (0.0449)
<i>idade</i>		1.216 (2.584)	2.062 (2.091)		-0.847 (1.870)	-0.122 (1.683)
<i>idade2</i>		-0.0332 (0.692)	-0.541 (0.555)		0.231 (0.466)	-0.114 (0.409)
<i>lpo</i>			1.107*** (0.105)			0.702*** (0.0809)
<i>educa</i>			0.136** (0.0651)			0.0563 (0.0462)
<i>k</i>			0.0304 (0.0328)			0.00659 (0.0278)
<i>renda_va</i>			0.556 (1.287)			0.453 (0.916)
$\widehat{p\&d}_{t-1}$				0.512*** (0.0178)	0.511*** (0.0178)	0.487*** (0.0180)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	5.352*** (0.0609)	1.508 (1.511)	-3.927** (1.664)	2.234*** (0.115)	2.288* (1.192)	-0.862 (1.365)
Observações	10,457	10,457	10,438	10,413	10,413	10,396
R-quadrado	0.041	0.043	0.096	0.304	0.304	0.326
Nº de firmas	993	993	993	993	993	993

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 37: Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de *lpotec* na amostra pareada: 2003-2013

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.111*** (0.0212)	0.116*** (0.0210)	0.0542*** (0.0179)	0.0819*** (0.0140)	0.0827*** (0.0139)	0.0457*** (0.0132)
<i>idade</i>		-0.718 (0.735)	-0.248 (0.510)		-0.651 (0.551)	-0.336 (0.503)
<i>idade2</i>		0.314 (0.195)	0.0268 (0.127)		0.169 (0.131)	0.00731 (0.116)
<i>lpo</i>			0.673*** (0.0378)			0.449*** (0.0318)
<i>educa</i>			0.122*** (0.0219)			0.0761*** (0.0169)
<i>k</i>			-0.0157* (0.00956)			-0.0173** (0.00766)
<i>renda_va</i>			0.191 (0.398)			0.218 (0.297)
<i>lpotec_{t-1}</i>				0.516*** (0.0165)	0.515*** (0.0167)	0.417*** (0.0160)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	1.720*** (0.0188)	0.271 (0.577)	-2.901*** (0.563)	0.571*** (0.0421)	0.718 (0.459)	-1.400*** (0.494)
Observações	10,457	10,457	10,438	10,413	10,413	10,396
R-quadrado	0.129	0.135	0.330	0.410	0.410	0.491
Nº de firmas	993	993	993	993	993	993

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 38: Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra geral: 2003-2009

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.651*** (0.0810)	0.665*** (0.0821)	0.590*** (0.0783)	0.443*** (0.0630)	0.446*** (0.0641)	0.396*** (0.0626)
<i>idade</i>		-1.103 (1.118)	-1.840* (1.097)		-2.339* (1.387)	-2.220 (1.353)
<i>idade2</i>		0.451 (0.340)	0.421 (0.330)		0.610 (0.379)	0.442 (0.370)
<i>lpo</i>			0.773*** (0.0757)			0.613*** (0.0662)
<i>educa</i>			0.199*** (0.0412)			0.146*** (0.0358)
<i>k</i>			0.0359 (0.0268)			0.0296 (0.0308)
<i>renda_va</i>			-0.0444 (1.033)			0.261 (0.839)
$\widehat{p\&d}_{t-1}$				0.379*** (0.0166)	0.379*** (0.0166)	0.361*** (0.0163)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	3.959*** (0.0357)	2.246** (0.992)	-1.907* (1.128)	2.269*** (0.0776)	2.853*** (0.868)	-0.985 (1.013)
Observações	12,804	12,804	12,731	12,668	12,668	12,606
R-quadrado	0.022	0.022	0.057	0.169	0.169	0.189
Nº de firmas	1,950	1,950	1,946	1,950	1,950	1,946

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 39: Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de *lpotec* na amostra geral: 2003-2009

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.232*** (0.0206)	0.231*** (0.0206)	0.208*** (0.0196)	0.188*** (0.0169)	0.182*** (0.0169)	0.162*** (0.0163)
<i>idade</i>		0.0283 (0.0196)	-0.0684*** (0.0228)		0.0590* (0.0341)	0.109*** (0.0371)
<i>idade2</i>		-0.0115 (0.00803)	0.00926 (0.00891)		-0.0366*** (0.0114)	-0.0530*** (0.0122)
<i>lpo</i>			0.107*** (0.00313)			0.0974*** (0.00300)
<i>educa</i>			0.0125*** (0.00116)			0.0105*** (0.00115)
<i>k</i>			0.000137 (0.000249)			-0.000427 (0.000261)
<i>renda_va</i>			0.0424* (0.0231)			0.0343 (0.0222)
<i>lpotec_{t-1}</i>				0.275*** (0.00609)	0.277*** (0.00610)	0.266*** (0.00583)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	0.134*** (0.00125)	0.144*** (0.0161)	-0.268*** (0.0241)	0.0837*** (0.00206)	0.211*** (0.0185)	-0.257*** (0.0262)
Observações	298,425	298,424	238,025	248,174	248,174	209,166
R-quadrado	0.014	0.014	0.057	0.128	0.129	0.164
Nº de firmas	89,399	89,399	59,471	68,433	68,433	50,976

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 40: Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra pareada: 2003-2009

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.479*** (0.0937)	0.485*** (0.0939)	0.422*** (0.0895)	0.322*** (0.0729)	0.324*** (0.0733)	0.281*** (0.0719)
<i>idade</i>		-1.632 (2.561)	-0.465 (2.456)		-5.862 (3.734)	-4.639 (3.647)
<i>idade2</i>		0.695 (0.720)	0.0982 (0.688)		1.479 (0.941)	0.962 (0.919)
<i>lpo</i>			1.007*** (0.140)			0.716*** (0.122)
<i>educa</i>			0.168** (0.0762)			0.0924 (0.0640)
<i>k</i>			0.0259 (0.0459)			0.0218 (0.0483)
<i>renda_va</i>			0.632 (1.991)			0.0726 (1.599)
$\widehat{p\&d}_{t-1}$				0.406*** (0.0236)	0.406*** (0.0236)	0.386*** (0.0236)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	5.469*** (0.0627)	2.332 (2.374)	-2.751 (2.528)	2.948*** (0.145)	4.719** (2.352)	1.302 (2.460)
Observações	5,234	5,234	5,222	5,202	5,202	5,191
R-quadrado	0.047	0.048	0.083	0.213	0.213	0.232
Nº de firmas	768	768	768	768	768	768

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 41: Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de *lpotec* na amostra pareada: 2003-2009

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.124*** (0.0275)	0.127*** (0.0274)	0.0837*** (0.0235)	0.110*** (0.0225)	0.111*** (0.0225)	0.0780*** (0.0206)
<i>idade</i>		0.0176 (0.736)	0.660 (0.629)		-0.830 (1.013)	0.0186 (0.919)
<i>idade2</i>		0.127 (0.205)	-0.221 (0.173)		0.235 (0.258)	-0.101 (0.233)
<i>lpo</i>			0.669*** (0.0447)			0.551*** (0.0411)
<i>educa</i>			0.135*** (0.0257)			0.111*** (0.0222)
<i>k</i>			-0.0194 (0.0128)			-0.0241* (0.0134)
<i>renda_va</i>			0.758* (0.451)			0.552 (0.410)
<i>lpotec_{t-1}</i>				0.317*** (0.0210)	0.316*** (0.0212)	0.238*** (0.0180)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	1.820*** (0.0179)	0.127 (0.816)	-3.027*** (0.763)	1.085*** (0.0538)	1.008 (0.752)	-1.747** (0.746)
Observações	5,234	5,234	5,222	5,202	5,202	5,191
R-quadrado	0.098	0.101	0.283	0.234	0.235	0.352
Nº de firmas	768	768	768	768	768	768

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 42: Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra geral: 2007-2013

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.380*** (0.119)	0.381*** (0.119)	0.265** (0.114)	0.224*** (0.0858)	0.223*** (0.0857)	0.135 (0.0836)
<i>idade</i>		2.277 (2.129)	2.561 (2.094)		0.728 (1.201)	1.393 (1.061)
<i>idade2</i>		-0.522 (0.559)	-0.727 (0.528)		-0.196 (0.311)	-0.456* (0.266)
<i>lpo</i>			0.882*** (0.105)			0.710*** (0.0846)
<i>educa</i>			0.198*** (0.0591)			0.141*** (0.0472)
<i>k</i>			0.0109 (0.0268)			-4.47e-05 (0.0250)
<i>renda_va</i>			0.962 (0.804)			0.676 (0.562)
$\widehat{p\&d}_{t-1}$				0.431*** (0.0246)	0.431*** (0.0246)	0.415*** (0.0246)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	3.688*** (0.0332)	2.321 (1.443)	-3.601** (1.813)	2.137*** (0.0943)	2.083** (0.876)	-2.613** (1.188)
Observações	10,641	10,641	10,568	10,617	10,617	10,545
R-quadrado	0.005	0.005	0.055	0.195	0.195	0.230
Nº de firmas	1,661	1,661	1,641	1,661	1,661	1,641

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 43: Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de *lpotec* na amostra geral: 2007-2013

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.175*** (0.0190)	0.175*** (0.0189)	0.156*** (0.0181)	0.0982*** (0.0137)	0.0984*** (0.0137)	0.0867*** (0.0132)
<i>idade</i>		-0.0167 (0.0171)	-0.123*** (0.0207)		-0.0571* (0.0297)	-0.0260 (0.0331)
<i>idade2</i>		0.00735 (0.00721)	0.0331*** (0.00814)		0.0164 (0.0101)	0.00555 (0.0111)
<i>lpo</i>			0.111*** (0.00316)			0.0866*** (0.00265)
<i>educa</i>			0.0136*** (0.00115)			0.0102*** (0.000960)
<i>k</i>			-0.000356 (0.000238)			-0.000631*** (0.000244)
<i>renda_va</i>			0.0348* (0.0191)			0.00520 (0.0155)
<i>lpotec_{t-1}</i>				0.474*** (0.00590)	0.474*** (0.00590)	0.461*** (0.00572)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	0.137*** (0.00111)	0.127*** (0.0140)	-0.337*** (0.0228)	0.0867*** (0.00138)	0.113*** (0.0135)	-0.317*** (0.0211)
Observações	330,321	330,319	264,493	280,369	280,368	236,614
R-quadrado	0.010	0.010	0.052	0.233	0.233	0.260
Nº de firmas	94,482	94,481	64,112	75,310	75,310	56,929

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 44: Estimações de Efeitos Fixos para o modelo de $\widehat{p\&d}$ na amostra pareada: 2007-2013

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.329*** (0.123)	0.332*** (0.123)	0.204* (0.118)	0.202** (0.0881)	0.203** (0.0882)	0.112 (0.0867)
<i>idade</i>		8.618** (3.780)	9.992*** (3.126)		2.983** (1.330)	4.458*** (1.400)
<i>idade2</i>		-2.074** (0.828)	-2.570*** (0.646)		-0.771** (0.319)	-1.256*** (0.314)
<i>lpo</i>			1.292*** (0.168)			1.002*** (0.144)
<i>educa</i>			0.167 (0.112)			0.0990 (0.0834)
<i>k</i>			0.0485 (0.0503)			0.0283 (0.0429)
<i>renda_va</i>			2.556 (1.977)			1.425 (1.447)
$\widehat{p\&d}_{t-1}$				0.476*** (0.0343)	0.474*** (0.0350)	0.450*** (0.0351)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	5.184*** (0.0574)	1.621 (3.874)	-8.005** (3.976)	2.770*** (0.182)	2.255 (1.665)	-4.665** (2.245)
Observações	4,067	4,067	4,061	4,062	4,062	4,056
R-quadrado	0.012	0.017	0.092	0.235	0.236	0.285
Nº de firmas	611	611	611	611	611	611

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 45: Estimacões de Efeitos Fixos para o modelo de *lpotec* na amostra pareada: 2007-2013

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.132*** (0.0315)	0.131*** (0.0315)	0.0649** (0.0282)	0.0864*** (0.0213)	0.0858*** (0.0213)	0.0470** (0.0205)
<i>idade</i>		-1.445** (0.736)	-0.851** (0.399)		-0.876*** (0.261)	-0.495 (0.471)
<i>idade2</i>		0.307 (0.197)	0.0842 (0.0918)		0.152** (0.0617)	0.00889 (0.113)
<i>lpo</i>			0.656*** (0.0613)			0.457*** (0.0590)
<i>educa</i>			0.137*** (0.0299)			0.0783*** (0.0206)
<i>k</i>			-0.0283** (0.0124)			-0.0213** (0.00991)
<i>renda_va</i>			0.858 (0.589)			0.590 (0.469)
<i>lpotec_{t-1}</i>				0.570*** (0.0208)	0.570*** (0.0208)	0.474*** (0.0227)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	1.804*** (0.0182)	2.940*** (0.759)	-1.484* (0.855)	0.810*** (0.0391)	1.950*** (0.484)	-0.798 (0.717)
Observacões	4,067	4,067	4,061	4,062	4,062	4,056
R-quadrado	0.044	0.045	0.252	0.338	0.339	0.441
Nº de firmas	611	611	611	611	611	611

Fonte: Elaboracão própria.

Tabela 46: Estimações de Efeitos Aleatórios para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ na amostra geral e pareada: 2003-2013

VARIÁVEIS	Amostra geral $\widehat{p\&d}$	Amostra pareada $\widehat{p\&d}$	Amostra geral $lpotec$	Amostra pareada $lpotec$
<i>LB</i>	0.237*** (0.0296)	0.208*** (0.0345)	0.173*** (0.00788)	0.0485*** (0.0104)
<i>idade</i>	0.0819 (0.160)	-0.446 (0.289)	-0.0163*** (0.00384)	-0.129 (0.104)
<i>idade2</i>	-0.00940 (0.0238)	0.0656 (0.0423)	0.00261*** (0.000701)	0.0137 (0.0153)
<i>lpo</i>	0.184*** (0.0139)	0.193*** (0.0237)	0.0454*** (0.000797)	0.114*** (0.00922)
<i>educa</i>	0.0776*** (0.00725)	0.0764*** (0.0130)	0.00759*** (0.000297)	0.0456*** (0.00537)
<i>k</i>	-0.0129* (0.00704)	-0.0146 (0.0118)	-0.000537*** (6.75e-05)	0.00142 (0.00349)
<i>renda_va</i>	0.808* (0.464)	0.473 (0.858)	0.139*** (0.0165)	0.361 (0.298)
<i>y_{t-1}</i>	0.890*** (0.00574)	0.875*** (0.00938)	0.868*** (0.00266)	0.855*** (0.00846)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim
<i>dummies_setor</i>	sim	sim	sim	sim
Constante	-2.062*** (0.319)	-1.143** (0.551)	-0.345*** (0.00766)	-1.314*** (0.194)
Observações	21,590	10,396	355,687	10,396
R-quadrado	0.279	0.305	0.286	0.419
Nº de firmas	2,179	993	66,833	993

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 47: Estimções de Efeitos Aleatórios para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ na amostra geral e pareada: 2003-2009

VARIÁVEIS	Amostra geral $\widehat{p\&d}$	Amostra pareada $\widehat{p\&d}$	Amostra geral $lpotec$	Amostra pareada $lpotec$
<i>LB</i>	0.384*** (0.0493)	0.329*** (0.0609)	0.262*** (0.0134)	0.0657*** (0.0175)
<i>idade</i>	0.117 (0.192)	-0.694* (0.374)	-0.0350*** (0.00570)	-0.234 (0.159)
<i>idade2</i>	-0.0136 (0.0294)	0.104* (0.0562)	0.00660*** (0.00104)	0.0297 (0.0241)
<i>lpo</i>	0.180*** (0.0166)	0.184*** (0.0291)	0.0609*** (0.00120)	0.159*** (0.0146)
<i>educa</i>	0.0759*** (0.00853)	0.0612*** (0.0162)	0.0105*** (0.000429)	0.0591*** (0.00844)
<i>k</i>	-0.00538 (0.00834)	-0.00919 (0.0142)	-0.000517*** (9.84e-05)	0.0140* (0.00744)
<i>y_{t-1}</i>	0.879*** (0.00686)	0.864*** (0.0116)	0.143*** (0.0209)	0.0760 (0.535)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim
<i>dummies_setor</i>	sim	sim	sim	sim
Constante	-2.057*** (0.359)	-0.544 (0.677)	0.776*** (0.00461) -0.387***	0.775*** (0.0140) -1.590***
Observações	12,606	5,191	(0.0106)	(0.312)
R-quadrado	0.168	0.207	40	37
Nº de firmas	1,946	768		

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 48: Estimções de Efeitos Aleatórios para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ na amostra geral e pareada: 2007-2013

VARIÁVEIS	Amostra geral $\widehat{p\&d}$	Amostra pareada $\widehat{p\&d}$	Amostra geral $lpotec$	Amostra pareada $lpotec$
<i>LB</i>	0.189*** (0.0592)	0.201*** (0.0668)	0.109*** (0.0121)	0.0658*** (0.0176)
<i>idade</i>	0.0696 (0.235)	-0.352 (0.437)	-0.00312 (0.00347)	0.0934 (0.142)
<i>idade2</i>	-0.00954 (0.0342)	0.0489 (0.0627)	0.000356 (0.000624)	-0.0186 (0.0204)
<i>lpo</i>	0.172*** (0.0182)	0.191*** (0.0380)	0.0355*** (0.000746)	0.143*** (0.0160)
<i>educa</i>	0.0652*** (0.00896)	0.0583*** (0.0167)	0.00671*** (0.000273)	0.0452*** (0.00625)
<i>k</i>	-0.0212** (0.0104)	-0.0255 (0.0225)	-0.000473*** (6.62e-05)	-0.00882 (0.00602)
<i>y_{t-1}</i>	0.918*** (0.00647)	0.916*** (0.0107)	0.921*** (0.00206)	0.865*** (0.0112)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim
<i>dummies_setor</i>	sim	sim	sim	sim
Constante	-1.120** (0.440)	-0.262 (0.814)	-0.184*** (0.00681)	-1.314*** (0.281)
Observações	10,545	4,056	236,614	4,056
R-quadrado	0.205	0.246	0.245	0.378
Nº de firmas	1,641	611	56,929	611

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 49: Estimações de Blundell e Bond para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ na amostra geral e pareada: 2003-2013

VARIÁVEIS	Amostra geral $\widehat{p\&d}$	Amostra pareada $\widehat{p\&d}$	Amostra geral $lpotec$	Amostra pareada $lpotec$
<i>LB</i>	0.178*** (0.0609)	0.203*** (0.0636)	0.00264 (0.0128)	0.0318* (0.0180)
<i>idade</i>	-1.112 (0.776)	-0.361 (1.302)	-0.0929*** (0.0285)	-0.871** (0.346)
<i>idade2</i>	0.114 (0.162)	-0.0175 (0.227)	0.0310*** (0.00905)	0.0539 (0.0647)
<i>lpo</i>	0.747*** (0.0924)	0.905*** (0.139)	0.0811*** (0.00341)	0.478*** (0.0391)
<i>educa</i>	0.0569 (0.0583)	-0.160* (0.0878)	0.0103*** (0.00142)	0.0264 (0.0228)
<i>k</i>	-0.000894 (0.0271)	-0.0336 (0.0372)	-0.000131 (0.000310)	-0.0165** (0.00762)
<i>renda_va</i>	0.709 (0.524)	0.979 (1.077)	-0.00176 (0.0174)	0.431 (0.414)
<i>y_{t-1}</i>	0.778*** (0.0271)	0.762*** (0.0371)	0.900*** (0.00708)	0.806*** (0.0353)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim
Constante	-1.972 (1.249)	-0.915 (2.362)	-0.389*** (0.0278)	-0.230 (0.548)
Observações	19,498	9,431	307,966	9,431
Nº de firmas	2,157	993	62,267	993

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 50: Estimações de Blundell e Bond para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ na amostra geral e pareada: 2003-2009

VARIÁVEIS	Amostra geral $\widehat{p\&d}$	Amostra pareada $\widehat{p\&d}$	Amostra geral $lpotec$	Amostra pareada $lpotec$
<i>LB</i>	0.331*** (0.106)	0.390*** (0.115)	-0.0102 (0.0227)	0.0623** (0.0316)
<i>idade</i>	0.339 (1.289)	3.162 (2.536)	-0.145*** (0.0437)	0.484 (0.708)
<i>idade2</i>	-0.328 (0.286)	-0.864* (0.496)	0.0493*** (0.0135)	-0.232 (0.160)
<i>lpo</i>	0.669*** (0.140)	0.697*** (0.215)	0.0767*** (0.00452)	0.464*** (0.0417)
<i>educa</i>	-0.0564 (0.0785)	-0.264** (0.122)	0.00718*** (0.00183)	0.0171 (0.0280)
<i>k</i>	-0.00591 (0.0406)	-0.0392 (0.0612)	-0.000434 (0.000368)	-0.0211* (0.0123)
<i>renda_va</i>	0.332 (0.668)	0.433 (1.560)	0.0104 (0.0225)	0.106 (0.682)
<i>y_{t-1}</i>	0.876*** (0.0320)	0.838*** (0.0496)	0.900*** (0.00983)	0.802*** (0.0566)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim
Constante	0.237 (1.662)	0.0794 (3.748)	-0.350*** (0.0352)	-1.036 (0.808)
Observações	10,765	4,450	171,892	4,450
Nº de firmas	1,923	767	46,497	767

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 51: Estimções de Blundell e Bond para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ na amostra geral e pareada: 2007-2013

VARIÁVEIS	Amostra geral $\widehat{p\&d}$	Amostra pareada $\widehat{p\&d}$	Amostra geral $lpotec$	Amostra pareada $lpotec$
<i>LB</i>	0.293** (0.140)	0.277** (0.135)	0.0252 (0.0218)	0.0692** (0.0308)
<i>idade</i>	1.633 (1.907)	1.873 (2.475)	-0.0700* (0.0382)	-0.337 (0.634)
<i>idade2</i>	-0.356 (0.444)	-0.317 (0.504)	0.0213* (0.0128)	-0.00917 (0.118)
<i>lpo</i>	0.863*** (0.127)	1.112*** (0.260)	0.0784*** (0.00428)	0.473*** (0.0951)
<i>educa</i>	0.202** (0.0807)	0.141 (0.141)	0.0117*** (0.00180)	0.0790** (0.0343)
<i>k</i>	0.00804 (0.0411)	-0.0574 (0.0586)	-0.000105 (0.000420)	-0.0212 (0.0154)
<i>renda_va</i>	0.0632 (0.926)	1.081 (2.379)	0.00214 (0.0186)	-0.479 (0.769)
<i>y_{t-1}</i>	0.658*** (0.0539)	0.707*** (0.0787)	0.896*** (0.00970)	0.830*** (0.0577)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim
Constante	-7.417*** (2.197)	-9.056** (4.289)	-0.409*** (0.0398)	-1.775 (1.164)
Observações	8,905	3,448	191,632	3,448
Nº de firmas	1,608	605	51,580	605

Fonte: Elaboração própria.

ANEXO C – Segunda Estratégia - Modelos de esforço tecnológico

Tabela 52: Estimacões de Efeitos Fixos para os modelos de $\widehat{p\&d}$ para a segunda estratégia

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.241*** (0.0844)	0.268*** (0.0855)	0.234*** (0.0821)	0.161** (0.0689)	0.174** (0.0699)	0.152** (0.0685)
<i>idade</i>		-4.555 (4.081)	-4.626 (4.079)		-6.941 (4.336)	-6.309 (4.407)
<i>idade2</i>		1.683 (1.085)	1.262 (1.074)		1.936* (1.096)	1.492 (1.108)
<i>lpo</i>			1.049*** (0.150)			0.783*** (0.130)
<i>educa</i>			0.182* (0.0960)			0.108 (0.0826)
<i>k</i>			0.0681* (0.0412)			0.0497 (0.0465)
<i>renda_va</i>			0.263 (2.491)			-0.0603 (2.035)
<i>y_{t-1}</i>				0.368*** (0.0224)	0.365*** (0.0225)	0.344*** (0.0226)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	6.186*** (0.0693)	0.764 (2.375)	-3.449 (2.605)	3.630*** (0.161)	3.401 (2.488)	-0.0140 (2.691)
Observacões	4,505	4,505	4,493	4,472	4,472	4,461
R-quadrado	0.079	0.084	0.121	0.221	0.222	0.240
Nº de firmas	657	657	657	657	657	657

Fonte: Elaboracão própria.

Tabela 53: Estimacões de Efeitos Fixos para os modelos de *lpotec* para a segunda estratégia

VARIÁVEIS	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
<i>LB</i>	0.0737*** (0.0203)	0.0806*** (0.0204)	0.0659*** (0.0173)	0.0567*** (0.0166)	0.0580*** (0.0166)	0.0527*** (0.0151)
<i>idade</i>		0.152 (0.505)	0.0501 (0.437)		0.249 (0.611)	0.528 (0.585)
<i>idade2</i>		0.0686 (0.145)	-0.0910 (0.123)		-0.0398 (0.159)	-0.227 (0.150)
<i>lpo</i>			0.591*** (0.0349)			0.474*** (0.0307)
<i>educa</i>			0.0775*** (0.0195)			0.0642*** (0.0180)
<i>k</i>			-0.00598 (0.00621)			-0.0107 (0.00682)
<i>renda_va</i>			-0.114 (0.402)			0.00622 (0.359)
<i>y_{t-1}</i>				0.340*** (0.0176)	0.339*** (0.0175)	0.264*** (0.0160)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim
Constante	1.411*** (0.0150)	0.0965 (0.500)	-1.768*** (0.478)	0.785*** (0.0370)	0.416 (0.481)	-1.392*** (0.495)
Observacões	7,790	7,790	7,763	7,622	7,622	7,599
R-quadrado	0.127	0.130	0.292	0.278	0.278	0.372
Nº de firmas	1,197	1,197	1,195	1,178	1,178	1,177

Fonte: Elaboracão própria.

Tabela 54: Estimações de Efeitos Aleatórios para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ para a segunda estratégia

VARIÁVEIS	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$
<i>LB</i>	0.165*** (0.0590)	0.0401*** (0.0131)
<i>idade</i>	-0.135 (0.508)	-0.188** (0.0923)
<i>idade2</i>	0.0241 (0.0749)	0.0245* (0.0144)
<i>lpo</i>	0.219*** (0.0351)	0.145*** (0.0108)
<i>educa</i>	0.111*** (0.0234)	0.0615*** (0.00646)
<i>k</i>	0.0235 (0.0236)	-0.000950 (0.00439)
<i>renda_va</i>	-0.982 (2.131)	0.262 (0.491)
<i>y_{t-1}</i>	0.799*** (0.0172)	0.813*** (0.0108)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim
<i>dummies_setor</i>	sim	sim
Constante	-2.284** (1.001)	-1.398*** (0.197)
Observações	4,461	7,599
R-quadrado	0.205	0.268
Nº de firmas	657	1,177

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 55: Estimações de Blundell e Bond para os modelos de $\widehat{p\&d}$ e $lpotec$ para a segunda estratégia

VARIÁVEIS	$\widehat{p\&d}$	$lpotec$
<i>LB</i>	0.108 (0.102)	0.0269 (0.0232)
<i>idade</i>	0.512 (2.486)	0.0868 (0.383)
<i>idade2</i>	-0.468 (0.459)	-0.114 (0.0802)
<i>lpo</i>	0.841*** (0.152)	0.412*** (0.0434)
<i>educa</i>	-0.207* (0.113)	0.0365 (0.0225)
<i>k</i>	-0.00375 (0.0563)	-0.0166** (0.00699)
<i>renda_va</i>	0.916 (1.489)	0.628* (0.355)
<i>y_{t-1}</i>	0.827*** (0.0479)	0.800*** (0.0356)
<i>dummies_ano</i>	sim	sim
Constante	2.280 (3.663)	-1.176** (0.502)
Observações	3,835	6,555
Nº de firmas	657	1,175

Fonte: Elaboração própria.

ANEXO D – Retornos do P&D

Tabela 56: Estimações de Efeitos Fixos para os modelos de retorno do P&D com $lptf_w$

VARIÁVEIS	$lptf_w$	$lptf_w$	$lptf_w$	$lptf_w$
c	0.0275*** (0.00548)	0.0162*** (0.00554)		
$lpotec$			0.130*** (0.0214)	0.103*** (0.0215)
$dummies_ano$	não	sim	não	sim
Constante	11.35*** (0.0388)	11.39*** (0.0366)	11.29*** (0.0433)	11.30*** (0.0440)
Observações	9,951	9,951	9,943	9,943
R-quadrado	0.007	0.013	0.013	0.018
Nº de firmas	989	989	989	989

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 57: Estimações de Efeitos Fixos para os modelos de retorno do P&D para $lptf_lp$

VARIÁVEIS	$lptf_lp$	$lptf_lp$	$lptf_lp$	$lptf_lp$
c	0.0326*** (0.00560)	0.0167*** (0.00561)		
$lpotec$			0.169*** (0.0225)	0.135*** (0.0234)
$dummies_ano$	não	sim	não	sim
Constante	12.09*** (0.0397)	12.13*** (0.0378)	11.97*** (0.0455)	11.99*** (0.0468)
Observações	9,951	9,951	9,943	9,943
R-quadrado	0.009	0.019	0.021	0.029
Nº de firmas	989	989	989	989

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 58: Elasticidades da ptf com relação ao estoque de conhecimento (c) e a interação da $dummy$ de tratamento com estoque para a amostra pareada

VARIÁVEIS	$lptf_w$	$lptf_lp$
c	0.0129** (0.00576)	0.0134** (0.00578)
$y1 * lestoque$	0.00808*** (0.00297)	0.00794*** (0.00299)
$dummies_ano$	sim	sim
Constante	11.41*** (0.0376)	12.15*** (0.0386)
Observações	9,951	9,951
R-quadrado	0.015	0.021
Nº de firmas	989	989

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 59: Coeficientes de diferencias ptf com relação a diferenciais de estoque de P&D e dispêndio de P&D ($\widehat{p\&d}$) para a amostra pareada

VARIÁVEIS	$lptfw_{T,it} - lptfw_{C,it}$	$lptfw_{T,it} - lptfw_{C,it}$	$lptflp_{T,it} - lptflp_{C,it}$	$lptflp_{T,it} - lptflp_{C,it}$
$c_T - c_C$	0.0184** (0.00799)		0.0170** (0.00803)	
$\widehat{p\&d}_T - \widehat{p\&d}_C$		0.0221*** (0.00729)		0.0223*** (0.00726)
$dummies_ano$	não	sim	não	sim
Constante	0.0398 (0.0412)	0.0367 (0.0412)	-0.0560 (0.0424)	-0.0609 (0.0424)
Observações	5,433	5,426	5,433	5,426
R-quadrado	0.017	0.018	0.015	0.017
Nº de firmas	589	589	589	589

Fonte: Elaboração própria.