

Prêmio CNI de Economia 2013
Categoria Economia Industrial

**EFETIVIDADE DA LEI DO BEM NO ESTÍMULO AO INVESTIMENTO EM P&D: UMA
ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL**

Edson Shimada (FEARP-USP)
Sérgio Kannebley Jr. (FEARP-USP)
Fernanda De Negri (IPEA)

RESUMO: O objetivo deste trabalho é contribuir para literatura empírica de avaliação de impacto dos incentivos públicos à pesquisa e desenvolvimento (P&D) às firmas industriais brasileiras. Em particular foi avaliado o impacto da Lei do Bem, instrumento de incentivo fiscal à atividade de pesquisa e desenvolvimento privado. Essa avaliação foi conduzida a partir de estimações de modelos econométricos com microdados de empresas industriais brasileiras. Foi aplicado a técnica de *matching* e realizadas estimações de modelos empíricos com dados em painel. O impacto foi estimado para as firmas em geral, por intensidade tecnológica e adicionalmente foi analisado o efeito de dosagem. Os resultados trazem evidências que existe impacto positivo no dispêndio em P&D nas firmas, rejeitando a hipótese de *crowding-out*.

Classificação JEL: O31, O38, H32, C23

Palavras-chave: P&D, políticas de inovação, *matching*, avaliação de política

ABSTRACT: The objective of this work is to contribute to the empirical literature that evaluates the effectiveness of public support on private R&D to the Brazilian industrial firms. In particular was evaluated an instrument of fiscal incentive called 'Lei do Bem'. The evaluation was conducted applying econometric approach using microdata of industrial firms. A matching was conducted and estimated empirical equation with panel data. The effect was evaluated in full sample, by technological intensity and the dosage effect was also considered. The results indicate a positive impact on the expenditure in R&D, rejecting the crowding-out hypothesis.

JEL Classification: O31, O38, H32, C23

Keywords: R&D, innovation policy, *matching*, policy evaluation

INTRODUÇÃO

O conhecimento produzido pela Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) possui características de não-rivalidade, de forma que o mercado não é capaz de ensejar a produção da quantidade socialmente ótima. Adicionalmente, o problema de informação assimétrica entre administradores e investidores e o alto risco contribuem para o subinvestimento em P&D. Por outro lado, diversos estudos empíricos suportam que os retornos sociais do P&D são maiores que os retornos privados¹, evidenciando a existência de externalidades positivas. Dessa forma o estímulo governamental à atividade de P&D é justificado, desde que o P&D induzido produza benefícios que compensem os custos, como as perdas de receita do governo e aumento de impostos.

Os governos de diversos países têm feito esforços para alavancar o nível de P&D por meio de diversas ferramentas de estímulo². No Brasil esta situação não é diferente, sendo bastante explícito o esforço governamental em promover a inovação. Apesar das iniciativas governamentais crescentes no Brasil em promover a atividade de P&D privada, ainda há uma distância muito grande entre os níveis de P&D brasileiros e dos países desenvolvidos. Comparando a razão de gasto em P&D sobre o PIB, este índice fica em torno 1,9% na zona do Euro, 2,6% nos Estados Unidos e mais de 3% no Japão segundo dados da OCDE³. Conforme dados Ministério de Ciência, Tecnologia e Inovação (MCTI), no Brasil o dispêndio total em P&D foi de 1,17% do PIB em 2009, enquanto que somados apenas gastos privados este indicador corresponde a apenas 0,55% do PIB⁴.

As iniciativas governamentais para correção da falha de mercado em produzir a quantidade socialmente ótima de conhecimento podem ser por meio de produção pública do conhecimento ou incentivos à produção privada. Os incentivos ao dispêndio privado em P&D podem vir na forma de incentivos fiscais, financiamentos com taxas subsidiadas, créditos sobre impostos, subvenções, ou ainda regras contábeis mais flexíveis como a depreciação acelerada. Outra forma de promover o P&D é propiciar um ambiente favorável à propriedade intelectual evitando o *free-rider*, por exemplo, com a efetiva proteção por patentes.

O apoio por incentivos fiscais fundamenta-se em reduzir o custo do P&D, por outro lado, os subsídios diretos aumentam a taxa marginal de retorno do investimento (DAVID, *et al.*, 2000). Entre as vantagens dos incentivos fiscais estão o baixo custo administrativo, a facilidade de acesso pelas empresas e a independência do setor público nas decisões de alocação de projetos e de montante a ser aplicado. No entanto sofre de desvantagens, como de ser restrito às grandes

¹ para uma discussão ver Hall (1993).

² para um survey internacional dos tratamentos de estímulo ao P&D ver Warda (2006)

³ fonte: Eurostat <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

⁴ fonte: MCTI <http://mct.gov.br/index.php/content/view/9138.html> (Atualização de 09/03/2012)

empresas, além de ter sua efetividade questionada em custo-benefício em termos de bem estar social. Apesar do conceito de incentivo fiscal compreender uma elegibilidade para todas as firmas e projetos, David et. Al. (2000) argumentam que provavelmente o crédito será usado em projetos com maior retorno privado no curto prazo e que não são necessariamente os mesmos com maior retorno do ponto de vista do bem estar social.

Por fim, os incentivos fiscais podem ser atribuídos “em nível” ou “incrementais” aos gastos de P&D. O primeiro concede o benefício sobre todo dispêndio realizado, como é o caso da Lei do Bem no Brasil. A modalidade incremental concede o benefício apenas no caso que há acréscimo de gastos entre períodos, como é o caso da França, que vem adotando incentivos incrementais baseados no acréscimo de gastos entre anos consecutivos (IENTILE e MAIRESSE, 2009).

O incentivo fiscal no Brasil para o P&D iniciou-se em 1993 com o PDTI/PDTA⁵, promovendo a inovação mediante aprovação de projetos, no entanto, beneficiando poucas empresas: somente 179 empresas participaram de 1994 à 2005⁶. O PDTI/PDTA foi substituído em 2005 pela Lei do Bem, com uma forma mais moderna de incentivo fiscal, permitindo fruição automática dos benefícios fiscais. Com a Lei do Bem há um aumento do número de empresas beneficiadas e do valor aplicado: 130 empresas participam em 2006, atingindo 640 empresas participantes no ano de 2010⁷.

Os recursos do governo aplicados num incentivo estão sujeitos à possibilidade do efeito de *crowding-out*, ou seja, os fundos públicos substituindo o dispêndio privado, que neste caso seria executado mesmo sem qualquer auxílio governamental. O presente trabalho pretende, com base em métodos econométricos aplicados a micro-dados de empresas industriais brasileiras, avaliar o impacto da Lei do Bem no incentivo à pesquisa e desenvolvimento nas firmas.

A partir de uma base de dados, proveniente de pesquisas do IBGE, de dados da RAIS, da SECEX e do MCTI de 1999 a 2009, foi construído um grupo de controle, a partir da aplicação de *propensity score matching* visando diminuir a possibilidade de viés de seleção, com aproximadamente 1500 empresas. Sobre essa base de dados pareada foi estimado um modelo empírico com dados em painel e efeitos fixos. Para contornar o problema da dados censurados foi utilizado o estimador semiparamétrico para modelo Tobit com efeitos fixos proposto por Honoré (1992). Com o objetivo de determinar o efeito de dosagem do benefício fiscal sobre o indicativo de P&D foi usado o procedimento para estimação de modelos em painel com valores limiares em painel proposto por Hansen (1999).

⁵ Programa de Capacitação Tecnológica da Indústria e da Agropecuária (PDTI/PDTA), respaldados pela Lei nº 8.661 de 1993.

⁶ http://www.mct.gov.br/upd_blob/0012/12561.doc

⁷ <http://www.mct.gov.br/index.php/content/view/346669.html>

Os resultados das estimações sugerem um impacto positivo nas firmas beneficiárias da Lei do Bem no dispêndio em P&D, sendo estimado um aumento de 86 a 107% no dispêndio em P&D nas firmas e de 9% no pessoal técnico ocupado. Este impacto é significativo considerando firmas de setores considerados de baixa ou média intensidade tecnológica, e para o grupo de firmas de setores considerados de alta intensidade tecnológica não foi encontrado impacto significativo. Considerando o efeito da dosagem do incentivo fiscal, igualmente não foi encontrado um impacto estatisticamente significativo no dispêndio em P&D para o grupo de firmas considerado de alta intensidade tecnológica.

Sendo assim, este artigo está estruturado em quatro seções. Além dessa introdução, a próxima traz uma breve revisão da literatura de investimentos em P&D e resultados de avaliação de impacto de diversos programas de incentivo. Na seção 2 são discutidos os procedimentos metodológicos empregados no trabalho. A seção 3 apresenta os resultados empíricos e na seção 4 são apresentadas as considerações finais sobre a avaliação.

1. REVISÃO DA LITERATURA

A *rationale* teórica para o investimento em capital físico e em P&D têm grandes semelhanças e na literatura há uma convergência de tratamentos. Conforme Hall e Hayashi (1989) as semelhanças nas respostas de ambos às expectativas ao lucro, às oportunidades tecnológicas e aos preços de fatores sugere o mesmo tratamento metodológico, com o P&D produzindo capital em conhecimento. Da mesma forma que no investimento físico, o preço do capital e a situação financeira da firma são determinantes na decisão de investir em P&D. Segundo Bond e Reenen (2007), em um modelo em que a firma maximiza seu valor intertemporal, a condição primeira ordem leva à igualdade entre a produtividade marginal do capital em P&D e o custo de uso capital. Em um modelo baseado em uma função de produção CES e uma firma que faz face a uma função de demanda com elasticidade-preço da demanda constante e demanda por capital por ser expressa por meio da seguinte equação:

$$g_{it}^* = \alpha_t + \sigma s_{it} - \beta u_{it} \quad (1)$$

em que α_t é uma constante, s_{it} é o log produto da firma i no período t , u_{it} o custo de uso e o sobrescrito * indica a solução no equilíbrio de longo prazo, com $\sigma > 0$ e $\beta > 0$. Dessa forma, o investimento responde positivamente ao aumento na produção e negativamente ao custo de uso do capital.

O custo de uso do capital pode ser interpretado como o rendimento mínimo que deve ser gerado por uma unidade de capital em P&D. Segundo Hall e Jorgenson (1969), o custo de uso do

capital responde a diversos fatores, podendo ser expresso como (na ausência de variações do preço real do P&D):

$$u' = \frac{(1 - c)(1 - \tau A)}{1 - \tau} (r + \delta) \quad (2)$$

em que τ é a alíquota de imposto sobre a renda da firma, A é o valor presente das deduções de impostos sobre lucro, r a taxa de juros real, c o crédito tributário de um programa de incentivo e δ a taxa de obsolescência do capital em conhecimento. Portanto, o crédito tributário diminui o custo de uso o que aumentaria o estoque de capital no equilíbrio. A taxa de juros real aumenta o custo de uso e igualmente ao investimento físico diminui o estoque de capital no equilíbrio, demandando um ajustamento com menores investimentos.

Quanto às diferenças na teoria de investimento em P&D e de investimento físico, Hall e Lerner (2010) destacam: Primeiro, o dispêndio de P&D consiste em mais de 50% em salários de pessoal técnico, científico e engenheiros. O produto intangível do trabalho, detido pelos pesquisadores, é perdido pela firma em caso de saída ou demissão do funcionário da empresa. O resultado é que as firmas tendem a ter uma inércia nos gastos, evitando demissões e suavizando os gastos. Dessa forma, o investimento em P&D responde muito mais lentamente que o investimento físico e com altos custos de ajustamento. A segunda diferença é que o retorno do investimento em P&D é muito mais incerto, e esta incerteza tende a ser maior no início de um projeto de inovação.

Em equilíbrio geral, o primeiro efeito de uma política de incentivo fiscal a P&D é a diminuição de recursos disponíveis pelo governo, o que no longo prazo pode criar uma demanda por aumento de impostos. A menor disponibilidade de recursos pode gerar uma queda no bem-estar social. Analisando o impacto privado na firma que recebe o incentivo, este incentivo pode causar um aumento do esforço de P&D desta firma, aumentando seus dispêndios reais, o que demandaria mais fatores de P&D, como mão de obra especializada. Um efeito secundário desse aumento de esforço pode ser o aumento de salários de pesquisadores. O aumento de esforço de P&D pela firma, pode gerar um aumento do nível de P&D e em caso de sucesso destes projetos, um aumento dos resultados de P&D. Alguns dos resultados diretos privados são novos produtos, novos processos, ou melhoria de produtos, processos e ainda patentes. Alguns retornos privados na firma que realiza o P&D podem ser o aumento na lucratividade, da produtividade ou das exportações. Na presença de externalidades positivas, outras firmas podem ser beneficiadas pela atividade de P&D, por meio do transbordamento do conhecimento gerado. Todos os efeitos dos resultados inovativos, assim como transbordamentos, podem promover o aumento do bem-estar social. Finalmente, o incentivo é socialmente desejável se há um saldo positivo quando

contabilizado o custo social, na forma de perda de receita do governo ou aumento de impostos, e o benefício social.

No problema de avaliação de impacto, devido a intangibilidade do conhecimento, o usual é avaliar os impactos diretos do P&D por meio da comparação dos esforços na atividade de P&D da firma comparada ao seu contrafactual. Esta abordagem de *inputs* tem os dados mais facilmente disponíveis, no entanto os resultados e a eficiência da atividade de P&D não são computados. Outro inconveniente, apontado por Goolsbee (1998), é o efeito de aumento dos salários do pessoal científico em resposta ao aumento da demanda, dificultando a distinção entre a evolução entre dispêndios nominais e reais.

Em uma abordagem do impacto pelos esforços empreendidos (*inputs*), em particular pelo dispêndio, como é o tratamento usual, a questão é verificar se os fundos públicos estão estimulando a atividade de P&D ou somente substituindo fundos privados (efeito *crowding-out*). David, *et al.* (2000) produzem um *survey* de diversos estudos e apontam evidências de *crowding-out* em um terço dos estudos. O efeito *crowding-out* pode ser total (quando a firma substitui integralmente os fundos privados pelos públicos, sem alterar o nível de P&D) ou parcial (quando a firma aumenta o nível de P&D abaixo do valor do incentivo público), ou pode haver estímulo ao dispêndio privado, aumentando o nível de P&D para além do subsídio.

Ainda sob ponto de vista privado, uma análise pode ser conduzida verificando o impacto em indicadores dos resultados do P&D, como por exemplo, por meio do número de patentes. Devido à complexidade, estudos do impacto no bem estar social são bem menos numerosos. Parsons e Phillips (2007) avaliam o impacto no bem estar do programa canadense de incentivo fiscal ao P&D usando um modelo de equilíbrio parcial, estimam um ganho líquido de bem estar de 10.9% por dólar de renúncia fiscal. Outra abordagem possível além da análise do impacto das políticas intra-firma (impacto direto) é conduzir uma análise de efeitos de transbordamentos das firmas diretamente beneficiadas para outras firmas (impacto indireto). Os transbordamentos ocorreriam em firmas não diretamente beneficiadas, mas que foram beneficiadas por alguma externalidade positiva. A capacitação técnica de funcionários é um possível canal.

Quanto ao nível de agregação dos dados, usualmente os estudos são conduzidos com micro dados da indústria manufatureira. No entanto o uso de dados agregados por país ou por indústria ou região é possível, como em Bloom, *et al.* (2002) que investiga o efeito de políticas de incentivo fiscal em um painel com 9 países da OECD, controlando pelo custo de uso de capital.

Na avaliação empírica do impacto de incentivos ao P&D, duas estruturas se destacam: a avaliação de um impacto do tratamento considerando, ou não, efeitos de viés de seleção, e estimação de modelos estruturais similares à condição de primeira ordem apresentada anteriormente. O *propensity score matching* é o método com uso destacado para o tratamento da

seleção, como em Czarnitzki, *et al.* (2005) que, com uma base de dados *cross-section*, conduz uma análise de *propensity score matching* para avaliar o impacto do programa canadense de incentivo fiscal em firmas manufatureiras. Avaliaram como indicativo de impacto os resultados (*outputs*) do P&D representados por novos produtos e novas vendas e a performance da firma (lucratividade, market share, competitividade perante concorrentes), encontrando um impacto positivo nos resultados diretos mas nenhum impacto significativo em indicadores de performance. González e Pazó (2008) igualmente aplicam um *matching* para avaliar o efeito dos subsídios espanhóis ao P&D privado. Utilizam uma base de dados com 2214 firmas manufatureiras de 1990 a 1999 e encontram evidências contra a hipótese de *crowding-out* entre os dispêndios públicos e privados. No entanto, concluem que a presença de subsídios não estimula o dispêndio privado além do seu nível contrafactual. Com um painel de 1233 firmas entre 1989 e 2003, Carboni (2008) aplica um *matching* para analisar o efeito dos programas italianos ao P&D privado. O autor considera o dispêndio em P&D por trabalhador como variável indicativa de P&D e encontra evidências de um impacto positivo e igualmente rejeita a hipótese de *crowding-out*. Para o caso brasileiro Kannebley e Porto (2012) avaliam o impacto de dois instrumentos de incentivo fiscal (Lei de Informática e Lei do Bem). Os autores usam dados provenientes da RAIS de 2001 a 2008 e o número de pessoal técnico ocupado como indicador de resultado. Constroem uma base de dados com e sem pareamento por *Propensity Score Matching* e com um estimador Tobit (Honoré, 1992) encontram evidências de um impacto estatisticamente significativo para Lei do Bem, de um acréscimo em torno de 7% a 11% no pessoal técnico-científico. No caso da Lei de Informática encontram evidências de ausência de impacto.

2. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

2.1. PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

Para a aplicabilidade dos modelos estruturais é necessário a variabilidade do custo de uso do capital devido à alterações na tributação, na medida em que se busca estimar a reação dos dispêndios em P&D a variações do seu preço relativo, o custo de uso. No entanto, esse tipo de modelo não é aplicável ao caso brasileiro até o momento dado que não foram promovidas alterações na lei capazes de promoverem variações no custo de uso do capital em razão de alterações tributárias.

Sendo assim, nesse trabalho será adotado um modelo empírico em que a variável dependente corresponda aos dispêndios em P&D das firmas, controladas por características observáveis da firma, além de um variável *dummy* representativa do acesso, ou não, firma à lei do Bem. A forma log-linear adotada tem a seguinte forma geral:

$$r_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta \text{BEM}_{it} + \theta' \mathbf{X}_{it} \quad (3)$$

em que, para firma i e período t em anos, r_{it} é o logaritmo do dispêndio em P&D, α_i são os componentes invariantes no tempo, ou efeitos fixos, α_t os componentes temporais representando a mudança técnica para o período, BEM_{it} é a variável *dummy* que representa o acesso ao benefício:

$$\text{BEM}_{it} = \begin{cases} 1 & , \text{ se } \text{BEM_RENU}_{it} > 0 \text{ em } t \geq 2006 \\ 0 & , \text{ caso contrário} \end{cases}$$

BEM_RENU_{it} indica o valor da renúncia fiscal referente à firma i e \mathbf{X}_{it} o vetor de controles para características observáveis das firmas.

Baseado no conceito de contrafactual o objetivo é estimar o impacto da Lei do Bem sobre o nível de dispêndio em P&D, tendo como base o cenário alternativo dos dispêndios da mesma firma sem benefício fiscal. Devido às características do investimento em P&D - como presença de custos irreversíveis, alto grau de incerteza, necessidade de investimento contínuo e problemas de apropriação de retornos - a atividade de P&D se torna restrita principalmente às empresas capazes de financiar-se com lucros internos⁸. Adicionalmente, as firmas vislumbram que investir em P&D pode levar ao seu crescimento, de modo que aquelas mais propensas a crescerem e investirem em P&D são aquelas com maiores chances de se candidatarem aos programas de benefício do governo. Esse é um problema de auto-seleção cuja consequência é a endogeneidade do regressor do incentivo fiscal BEM_{it} .

A fim de controlar para a seleção com base em características observáveis é aplicado um procedimento de *propensity score matching*. O método de pareamento utilizado foi o de *nearest neighbor*, com cinco vizinhos⁹. O pareamento foi conduzido para o ano de 2006, ano em que a Lei do Bem passou a vigorar. Assim, qualquer firma que fez uso da lei entre 2006 e 2009 recebeu indicativo de usuário em todo período. A partir desse indicativo foi construída variável binária e regredida em modelo *probit* contra características observáveis das firmas correspondentes anos de 2005 e 2004, a fim de garantir a predeterminação dos regressores e possibilitar a verificação de tendência comum na variável dependente previamente à implementação da lei. Os resultados completos da estimação do *matching* são apresentados em apêndice.

No entanto, o interesse da firma em se candidatar aos programas de inovação e o diferencial de investimento em P&D podem ser caracterizados por heterogeneidades individuais

⁸ Conforme mencionado anteriormente, parcela significativa dos gastos em atividades de P&D&I está relacionada a gastos com pessoas. Isto significa produzir uma inércia nos gastos, dado que existe rigidez nos salários, além da presença de custos de treinamento e aprendizado, requerendo planejamento e existência de fluxo de caixa de forma a garantir a continuidade de tais investimentos.

⁹ O parâmetro *caliper* foi usado de forma a obter o compromisso com a qualidade do pareamento e tamanho da amostra

não observáveis, supostamente invariantes no tempo. Nesse sentido, a diferenciação intra-firma (variação *within*) dos gastos em P&D antes e depois da aquisição do benefício representaria a identificação do efeito causal do benefício fiscal sobre os dispêndios em P&D. Tal solução reside na equivalência do modelo de efeitos fixos, baseado no estimador *within* com controles temporais, como o estimador de “Diferenças em Diferenças” com dados em painel.

Na especificação empírica (3), a variável dependente é o nível de investimento em P&D, que ainda pode estar em uma solução de canto, dado que a firma realiza o investimento se o retorno esperado é maior ou igual que o custo de uso percebido. Dessa forma, a variável dependente observada é zero em grande parte da amostra, caracterizando um problema de estimação com censura em zero:

$$\begin{aligned} r_{it}^* &= \alpha_{it} + \beta BEM_{it} + \boldsymbol{\theta}'\mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it} \\ r_{it} &= \max(r_{it}^*, 0) \end{aligned} \quad (4)$$

em que r_{it}^* é a variável latente da medida do dispêndio em P&D da firma i no tempo t . Sob censura, o estimador de Mínimos Quadrados ordinário é inconsistente e viesado. Os estimadores de painel com efeitos fixos e dados censurados por métodos de estimação por maximização da função de verossimilhança sofrem de problemas de inconsistência mesmo com a especificação da distribuição dos erros correta. Para este problema Honoré (1992) propõe um estimador de painel Tobit semiparamétrico com efeitos fixos para dados censurados ou truncados (*Trimmed Least Absolute Deviations – Trimmed LAD*) consistente e assintoticamente normal, sob as devidas condições de regularidade, quando o número de indivíduos tende ao infinito. Este estimador não requer especificar a forma paramétrica dos erros e não é assumida homocedasticidade entre indivíduos.

Uma extensão do contexto da especificação empírica (4), que considera as firmas com tratamento com uma tendência na média distinta das demais, é considerar o efeito da intensidade do tratamento, ou efeito de dosagem. Uma especificação possível é substituindo a *dummy* BEM_{it} , binária, para *dummies* que dependam de um valor limiar. A especificação em (4) pode ser reescrita como:

$$r_{it}^* = \alpha_i + \alpha_t + \begin{cases} \beta_1 BEM0_{it} + \boldsymbol{\theta}'\mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it}, & \text{se } \gamma_{it} \leq \hat{\gamma} \\ \beta_2 BEM1_{it} + \boldsymbol{\theta}'\mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it}, & \text{se } \gamma_{it} > \hat{\gamma} \end{cases} \quad (5)$$

em que

$$\gamma_{it} = \ln \left(\frac{BEM_RENU}{PoTec}_{it} \right) \quad \text{e} \quad \begin{cases} BEM0_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } \gamma_{it} \leq \hat{\gamma} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \\ BEM1_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } \gamma_{it} > \hat{\gamma} \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \end{cases}$$

γ é a variável limiar de valor da renúncia fiscal em unidades de PoTec¹⁰. Para a estimação dos valores limiares foi usado o método proposto por Hansen (1999) para estimação de modelos em painel com efeitos limiares. O algoritmo calcula $\hat{\gamma}$ de forma que o erro quadrático médio concentrado do modelo linear (3) é minimizado:

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma}{\operatorname{argmin}} \operatorname{SSE}(\gamma)$$

em que $\operatorname{SSE}(\gamma) = \hat{\varepsilon}^*(\gamma)' \hat{\varepsilon}^*(\gamma) = [\mathbf{Y}^* - \mathbf{X}^*(\gamma)\hat{\boldsymbol{\beta}}(\gamma)]' [\mathbf{Y}^* - \mathbf{X}^*(\gamma)\hat{\boldsymbol{\beta}}(\gamma)]$ e \mathbf{X}^* e \mathbf{Y}^* são os vetores de x_{it} e y_{it} empilhados livres da média. O autor propõe testar a presença de limiar com um teste de hipótese: $H_0: \beta_1 = \beta_2$. Portanto, sob H_0 não é possível afirmar a hipótese de existência de não linearidade. O teste é conduzido com um teste de razão de verossimilhança baseado na estatística $F_1 = (\operatorname{SSE}_0 - \operatorname{SSE}_1(\gamma)) / \hat{\sigma}^2$, em que SSE_0 é a estimativa de soma do quadrado dos erros para o estimador de mínimos quadrados ordinários. Segundo o autor, a distribuição de F_1 não é padrão e domina a distribuição padrão χ^2 , no entanto com um procedimento *bootstrap* propõe que pode ser simulada uma distribuição assintótica e calculados os valores críticos. Com os valores de limiar provenientes do algoritmo de Hansen (1999) (5), foram estimados modelos Tobit com efeitos fixos a partir do estimador proposto por Honoré (1992).

2.2. CONSTRUÇÃO DE VARIÁVEIS E FORMA FUNCIONAL

Para variável dependente do modelo, dispêndio em P&D da firma, a Pesquisa de Inovação Tecnológica (PINTEC - IBGE) disponibiliza apenas o valor do dispêndio para os anos de 2000, 2003, 2005 e 2008, que são os respectivos últimos anos dos triênios de cada edição da pesquisa. Sendo assim, para a estimação de um modelo em painel com dados anuais é necessária a obtenção de dados de dispêndios para todo período de 2000 a 2009. Para isso foi lançado mão de três medidas alternativas. As duas primeiras são extrapolações lineares a partir dos dados originais, enquanto que a terceira é uma medida de pessoal ocupado ligado à P&D.

O primeiro método é pela simples interpolação linear dos valores *missings* do dispêndio a valores de 2009: os valores não observados entre dois valores observados são construídos interpolação linear, e valores extremos observados são repetidos nos extremos não observados. Esta variável foi denominada **PD1**¹¹.

No segundo método é efetuado o cálculo uma variável auxiliar de dispêndio por unidade de PoTec, $Dpotec = \text{Dispêndio} / \text{PoTec}$ para os anos em que o dispêndio é observado, e o mesmo

¹⁰ Calculada em reais de 2009.

¹¹ A variável de dispêndio foi deflacionada pelo IPCA-IBGE e as variáveis de vendas líquidas pelo IPA-OG (Índice de preços por atacado – Oferta Global calculado pela Fundação Getúlio Vargas) disponível por setor de atividade, todos os preços foram deflacionados para o ano de referência de 2009.

método de interpolação linear é usado nesta variável para os valores *missings*, sendo construída a variável \widehat{Dpotec} . A estimativa de dispêndio é então construída para os anos *missings*, com base na *PoTec* observada e a variável construída: $PD2 = \widehat{Dpotec} * PoTec$.

Adicionalmente às variáveis de dispêndio foi utilizado a variável dependente *PoTec*, conforme descrita em Araújo, *et al.* (2009), representando o número médio de pessoal ocupado técnico. Essa variável tem a vantagem de evitar o inconveniente, apontado por Goolsbee (1998), que é o efeito de aumento dos salários do pessoal científico em resposta ao aumento da demanda, dificultando a distinção entre a evolução entre dispêndios nominais e reais. A variável *PoTec* é definida segundo a Classificação Brasileira de Ocupações, construída com base em dados da RAIS conforme o Quadro 1.

A Tabela 1 apresentam o coeficiente de correlação entre as três variáveis para o representação dispêndio em P&D (*PoTec*, *PD1* e *PD2*) com o valor disponibilizados pelo Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação (MCTI) das firmas beneficiárias da Lei do Bem (*bem_disp*), devido a ser proveniente da Receita Federal espera-se um menor grau de erro de medida nesta variável. A variável *bem_disp* é apenas observada nas firmas beneficiárias da Lei do Bem, portanto apesar da precisão não é possível usá-la como variável dependente. Os resultados de correlação entre as variáveis construídas da PINTEC (*PD1* e *PD2*) de 2005 e 2008 com os dispêndios observados das firmas beneficiárias entre 2006 e 2008 indica uma alta correlação (0.945 e 0.932 respectivamente) e com a *proxy PoTec* (de 2005 a 2008) de 0.849.

Quadro 1 – Grupos ocupacionais da variável *PoTec*

Grupo ocupacional	Códigos (CBO 02)
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, pesquisadores em metrologia e especialistas em calibrações metereológicas
	211 matemáticos, estatísticos e afins
	212 profissionais de informática
	213 físicos, químicos e afins
	221 biólogos e afins

fonte: elaboração própria, baseada em Araújo et al. (2009)

Tabela 1 – Coeficiente de correlação *PD1*, *PD2*, *PoTec* e *bem_disp*

	coeficiente	N
<i>bem_disp</i> vs <i>PD1</i>	0.945	987
<i>bem_disp</i> vs <i>PD2</i>	0.932	1002
<i>bem_disp</i> vs <i>PoTec</i>	0.849	1367

fonte: elaboração própria

Como variáveis dependentes do modelo são incluídas uma variável representativa do tamanho da firma, calculado como o número de funcionários não relacionados ao P&D foi escolhido para representação do tamanho da empresa: $poliq = PO - PoTec$, em que PO é o número de funcionários e $PoTec$ é o número de pessoal técnico ocupado. O tamanho da empresa é provavelmente um determinante importante do nível de P&D. As empresas de maior porte têm uma melhor estrutura, melhores condições de acesso ao crédito e à informação, e possivelmente podem transpor os custos fixos mais facilmente.

Assumindo que existe uma grande heterogeneidade entre os diversos setores, foram usados *dummies* de setor industrial e o estoque de capital físico (K). O custo de uso de capital, conforme Mulkey, *et al.* (2000), é representado pela combinação de efeitos fixos (α_i) e temporais (α_t). Outro fator relevante é que firmas exportadoras provavelmente diferenciam das demais devido à exposição a uma competição mais acirrada, sendo representada pela *dummy* para o status exportador ($dexport$). A fim de controlar a proporção de pessoal ligado diretamente a produção é incluída também a variável de proporção de funcionários com primeiro grau ($prop_pgrau$). Com isso, a especificação estimada é dada por:

$$r_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 BEM_{it} + \beta_2 \text{Log}(poliq_{it}) + \beta_3 prop_pgrau_{it} + \beta_4 dexport_{it-1} + \beta_5 \text{Log}(K_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Tabela 2 – Variáveis

Variável	Descrição	Fonte de Dados
dispendio	dispêndio em P&D (R\$)	PINTEC/IBGE
cnae4	código CNAE 4 dígitos	PINTEC/IBGE, PIA/IBGE
K	estoque de capital físico (R\$*)	PIA/IBGE
Estr	origem do capital (<i>dummy</i> = 1 se estrangeiro)	PINTEC/IBGE
bem_renu	incentivo fiscal da Lei do Bem (R\$)	Lei do Bem/MCTI
bem_disp	dispêndio em P&D (R\$)	Lei do Bem/MCTI
exp	exportações (US\$ FOB*)	SECEX
PO	número médio de funcionários	RAIS/MTE
empr_anos	idade da empresa (anos)	RAIS/MTE
PoTec	número médio de funcionários técnico científico	RAIS/MTE
prop_tgrau	proporção de funcionários com terceiro grau	RAIS/MTE
prop_sgrau	proporção de funcionários com segundo grau	RAIS/MTE
prop_pgrau	proporção de funcionários com primeiro grau	RAIS/MTE
prop_feminino	proporção de funcionários do sexo feminino	RAIS/MTE
educa	número médio de anos de estudo dos funcionários	RAIS/MTE

fonte: elaboração própria

* MK, mexp quando expresso em milhões

Na Tabela 2 é apresentada a descrição das variáveis e fonte dos dados utilizadas nesse trabalho, inclusive para o cálculo do *propensity score matching*. O estoque de capital é calculado

com base em variáveis de investimento físico da Pesquisa Industrial Anual (PIA – IBGE) conforme em Alves e Silva (2008). A idade da empresa e o número médio de anos de estudo dos funcionários são variáveis construídas pelo IPEA com a partir de informações da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS – MTE).

3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.1. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A base de dados em nível de firma, com dados anuais para o período de 1999 a 2009, é um painel desbalanceado. A base de dados foi construída com firmas da indústria de transformação, combinando as pesquisas IBGE, PINTEC e PIA com dados da RAIS, SECEX (Secretaria de Comércio Exterior – MDIC) e MCTI¹².

Em cada ano da amostra, em média 571 firmas receberam o incentivo da Lei do Bem ou 1.5% do número de firmas da amostra ('Recebe Lei do Bem' ou $BEM_i = 1$). Na amostra geral constam todas as firmas em que os dados estão disponíveis, na subamostra 'Realiza P&D' ($PD_i = 1$) são firmas que em algum ano apresentou algum dispêndio em P&D baseado na variável da PINTEC, em média 4168 firmas ou 11.2%.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas

	Amostra Geral		Realiza P&D		Recebe Lei do Bem	
	Media	d.p.	média	d.p.	média	d.p.
Estr	0.03	0.18	0.17	0.38	0.37	0.48
empr_anos	17.51	12.11	27.69	13.87	32.60	14.40
prop_tgrau	0.08	0.14	0.16	0.17	0.26	0.20
prop_feminino	0.29	0.27	0.25	0.20	0.22	0.16
PO	132.71	648.11	563.94	1657.94	1621.98	3964.91
Potec	2.27	54.25	15.94	160.96	69.48	407.98
prop_pgrau	0.55	0.28	0.43	0.25	0.28	0.21
prop_sgrau	0.37	0.26	0.42	0.20	0.46	0.17
MK	22.81	759.05	147.18	2168.38	652.74	5792.25
Export	2.37	68.96	16.90	203.26	75.25	510.75
N†	37080		4168		571	

fonte: elaboração própria

† Número médio de empresas por ano

A Tabela 3 mostra outras estatísticas descritivas para toda amostra, para as firmas que realizam P&D e para as firmas beneficiadas pela Lei do Bem. Observa-se que, em média, as

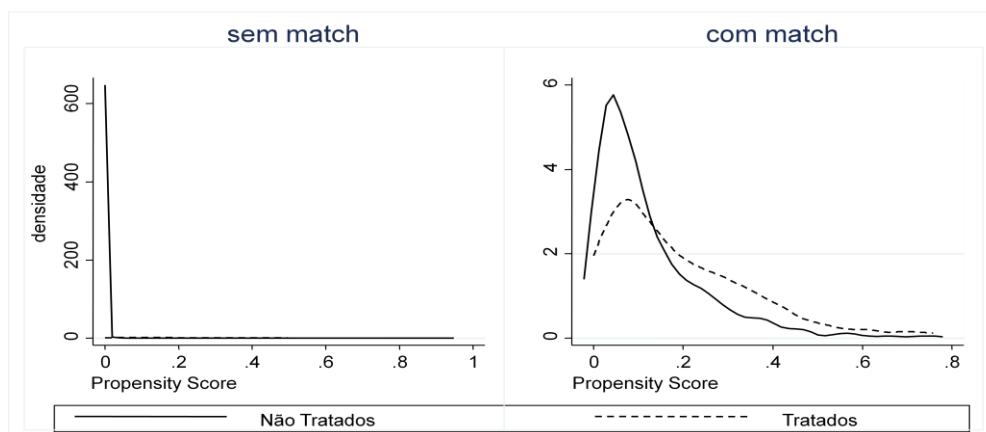
¹² PINTEC (Pesquisa de Inovação Tecnológica do IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística); PIA (Pesquisa Industrial Anual do IBGE); RAIS (Relação Anual de Informações Sociais do MTE); Base de dados do MCTI referente à Lei do Bem, com dados de valores dispêndio em P&D e crédito fiscal e SECEX (Secretaria de Comércio Exterior, ligada ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior - MDIC)

firmas que realizam P&D diferenciam-se substancialmente das demais, e as que recebem o incentivo (ou Tratamento) diferenciam do segundo grupo.

3.2. MATCHING

O *matching* foi calculado, segundo o *propensity score* estimados por um modelo *probit*. Após o pareamento, produzido pelo método de *nearest neighbor* com cinco vizinhos, são desconsideradas as firmas não pareadas, resultando em uma subamostra dentro do suporte comum. A Figura 1 apresenta a densidade do *propensity score* para a subamostra de tratados (recebem a Lei do Bem) e não tratados, para a amostra geral e a para subamostra pareada (dentro do suporte comum). O resultado do modelo de probabilidade sugere que o grupo de firmas que não recebe o incentivo tem uma concentração de densidade próxima à zero, $pr(X) = 0$, ou seja, o modelo sugere que as firmas, em sua grande maioria, têm probabilidade zero de participar da Lei do Bem, o que difere significativamente do grupo tratado. Para a subamostra pareada, as densidades de probabilidade dos grupos de firmas de tratados e não-tratado (controle) se aproximam (Figura 1, quadro da direita). No entanto estes grupos são originalmente muito distintos, havendo um *trade-off* no pareamento entre um critério de pareamento que torne as densidades muito próximas e o número de observações com pareamento.

Figura 1 – densidades de *kernel* do *propensity score*



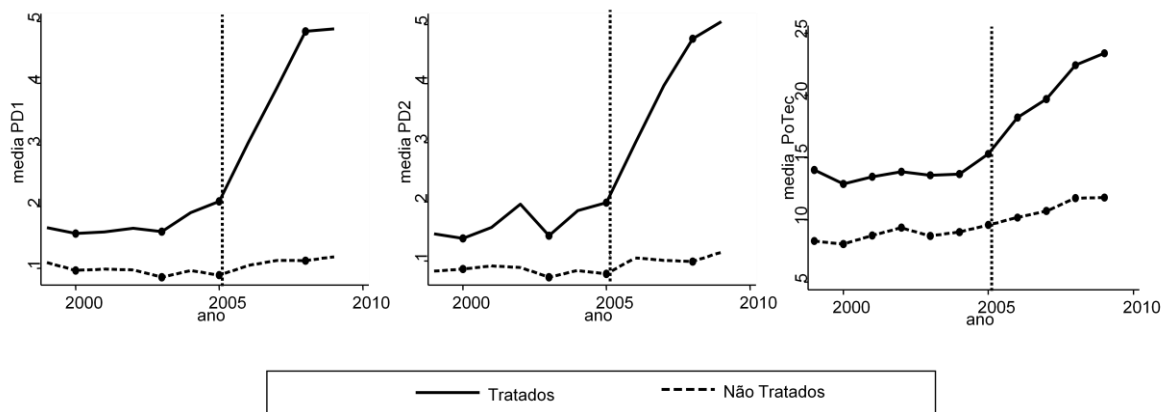
fonte: elaboração própria

A partir da subamostra com pareamento é possível verificar a validade da suposição de tendência comum incondicional das variáveis de interesse. A Figura 2 apresenta o gráfico da média incondicional do dispêndio para cada grupo por ano. A observação das tendências sugere que antes da Lei do Bem (antes de 2005) ambos os grupos têm tendências similares.

Dada a utilização, como regressores no probit, dos níveis de PoTec em 2004 e 2005, é possível verificar que a suposição de similaridade entre as tendências dos grupos de tratamento e controle

pré implementação da lei do Bem tem melhor ajuste para o caso da variável de PoTec. Em razão das variáveis *PD1* e *PD2* serem variáveis que envolvem valores monetários, com maior variabilidade, a percepção de tendências comuns entre os grupos de tratamento e controle é desfavorecida, ainda que o deslocamento entre as trajetórias de dispêndio pós 2005 fique bastante nítida, sendo determinada, muito fortemente em razão da diferença entre os valores de dispêndio de 2005 e 2008 presentes na PINTEC. Ainda assim, é possível verificar para as três variáveis dependentes que existe um diferencial médio em favor das firmas do grupo de tratamento, tanto antes, como depois, de 2005. Nesse sentido a utilização do estimador de efeitos fixos buscará controlar, ao menos parcialmente (dada a hipótese de invariância no tempo), para esse diferencial.

Figura 2 – Tendência não-condicional para as variáveis dependentes



fonte: elaboração própria

3.3. ESTIMAÇÃO DE IMPACTO

A Tabela 4 apresenta os resultados das estimações dos determinantes do investimento em P&D para amostra pareada para toda indústria de transformação. Também foram realizadas estimação segundo subamostras conforme a categorização por intensidade tecnológica dos setores industriais (baixa, media-baixa, média-alta e alta intensidade)¹³. As estimações correspondem a um modelo de painel com efeitos fixos, com os resultados do estimador de efeitos fixos *within* (M.Q.O.) na coluna (1) e do estimador *Tobit* de Honoré (1992) nas colunas de (2) a (6). As estimações apresentadas nas colunas (1) e (2) correspondem à estimacão para toda amostra e as demais colunas sobre as subamostras de firmas classificadas segundo a intensidade tecnológica: (3) baixa, (4) média-baixa, (5) média-alta intensidade e (6) intensidade tecnológica alta.

¹³ ver apêndice para o detalhamento

Comparativamente, os resultados do estimador de efeitos fixos *within* M.Q.O. e Tobit (colunas 1 e 2, respectivamente) não apresentam diferenças significativas para variável de interesse, *BEM*. Para os modelos das três variáveis dependentes (*PD1*, *PD2* e *PoTec*) o nível de significância estatística dos coeficientes associados à variável *BEM* é de 1% em todos os modelos. Os valores dos coeficientes são, respectivamente, para *PD1* de 0.623 para o estimador *within* M.Q.O. e 0.625 para o estimador *Tobit*; para o *PD2* de 0.733 para o estimador *within* e 0.665 para o estimador *Tobit* e para e no modelo de $PoTec_t$ de 0.106 para o estimador *within* e 0.087 para o estimador *Tobit*. Nesse sentido, é importante observar que, a despeito de uma pequena diferença em magnitude, o estimador *Tobit* tende a produzir uma estimativa de impacto ligeiramente inferior à estimativa proporcionada pelo estimador de M.Q.O., embora as maiores diferenças proporcionadas pelos métodos encontrem-se nos outros coeficientes associadas às variáveis de controle¹⁴.

Assim, de acordo com o modelo para *PD1* o incremento em dispêndio promovido pelo incentivo fiscal estaria na ordem de 86% para ambos estimadores, entre 94% e 108% nos modelos para a variável *PD2*¹⁵. Para a *PoTec*, o efeito do acesso é significativo em 1%, indicando que há um acréscimo de 9% no número de profissionais relacionados à pesquisa, denotando um impacto em termos reais dado que reflete diretamente o incremento em pessoal técnico-científico. Quanto ao impacto estimado nos modelos de *PD1* e *PD2* é importante esclarecer que seria possível a existência de viés nessas estimativas devido à variação do valor unitário de P&D calculado no processo de interpolação linear, caso a variação de salários dos pesquisadores, ou devido à composição do dispêndio adicional em outros fatores não relacionados à contratação de pessoal, tivessem sido diversos da variação do deflator utilizado.

As estimações nas subamostras definidas segundo o grau de intensidade tecnológica dos setores, sugerem que o efeito no dispêndio é significativo para em todos subgrupos, exceto para o subconjunto de firmas pertencentes a setores de alta intensidade tecnológica, em que não foi encontrado impacto estatisticamente significante. Para as variáveis dependentes *PD1* e *PD2*, o setor com maior impacto é o de tecnologia média-baixa, com coeficiente estimador igual a 1.428 e 1.479 respectivamente, ambos significantes estatisticamente em um nível de 1%. Os setores de baixa e média-alta tecnologia têm resultados próximos, com coeficientes de 0.566 e 0.450 respectivamente para $PD1_t$ e 0.662 e 0.467 respectivamente para $PD2_t$. Para variável dependente *PoTec* somente o setor de tecnologia média-alta teve estimacão estatisticamente significante, com coeficiente de 0.101 significante a 1%.

¹⁴ É importante observar que essas diferenças seriam substanciais caso não tivesse realizada a etapa prévia de controle pra o viés de seleção, o pareamento via p.s.m., conforme demonstrado pelas estimativas presentes em Kannebley e Porto (2012).

¹⁵ Em termos percentuais, o coeficiente é interpretado a partir da seguinte expressão: $100(e^\beta - 1)$

Ou seja, em termos de magnitude dos coeficientes existe uma similaridade no ordenamento dos impactos estimados a partir dos modelos para *PD1* e *PD2*, no sentido de que os setores que apresentam maior incremento em dispêndios em P&D são os setores de média-baixa intensidade tecnológica, seguidos pelos setores de baixa intensidade tecnológica e média-alta, respectivamente. No que tange à hipótese de *crowding-out* para incentivo verifica-se que dada a magnitude do incentivo, que prevê a possibilidade de exclusão adicional de 60% a 100% dos dispêndios com P&D da base de cálculo do imposto de renda e CSLL, os impactos estimados para os setores de média-baixa intensidade tecnológica superam em muito o estímulo do incentivo fiscal (adicional de mais 300% em dispêndio). Esse impacto corresponderia à aproximadamente 56% ou 59%, para os setores de média-alta intensidade tecnológica, dependendo do indicador de dispêndio considerado (*PD1* e *PD2*, respectivamente), que juntamente com os setores de alta intensidade tecnológica, cujo impacto foi nulo estatisticamente, trazem evidências de *crowding out*. O impacto sobre os dispêndios para as firmas pertencentes aos setores de baixa intensidade tecnológicos foi de 94% em média evidenciando um caso limite para a efetividade do impacto.

No entanto, esses resultados não encontram correspondência plena para o modelo em que a variável dependente é *PoTec*. Enquanto que o resultado geral aponta para um incremento em torno de 9%, este impacto global se deve principalmente, o efeito do incentivo sobre firmas pertencentes a setores de média-alta intensidade tecnológica, com impacto estimado em torno de 10,5%. Em termos gerais, esse impacto global também deve ter contribuição das firmas dos setores de alta intensidade tecnológica e média-baixa intensidade tecnológica, considerando o desvio padrão dos coeficientes para a variável nessas subamostras, mas nada pode ser dito adicionalmente a partir desse conjunto de resultados.

Com relação aos demais regressores, o tamanho da empresa, representado pela variável *poliq*, é significativo em todas as estimações em 1%, exceto para intensidade média-baixa, e sugere um efeito positivo. A *dummy* indicativa de exportação (*dexport*) se mostrou estatisticamente nula em todas as estimações. E os resultados para o estoque de capital físico ($lk = \log(K)$) indicam um efeito positivo em ao menos um nível de significância estatística de 5% em oito dos quinze modelos estimados.

Uma tentativa de buscar verificar a robustez dos resultados até o momento apresentados é a tentativa de inferência para o efeito dinâmico do recebimento do incentivo. Ou seja, dado que o recebimento da isenção fiscal é um recebimento *ex-post* ao gasto é interessante observar se o impacto obtido a partir da variável *dummy* em tempo corrente seria resultado também da disponibilidade de recursos proporcionados pelo incentivo recebido no anterior. A Tabela 5 apresenta os resultados, em que é adicionado ao modelo (6) a variável *BEM* defasada em um período.

Obviamente, não se ignora aqui a possibilidade desses resultados serem função também da forma de construção da variável de dispêndio, devendo ser considerados com a devida cautela.

Tabela 4 – Estimações de efeito de tratamento

	Dispêndio em PD - $PD1_{it}$					
	(1) M.Q.O.	(2) Tobit	(3) baixa	(4) m baix	(5) malta	(6) alta
BEM _{it}	0.623*** (0.138)	0.625 *** (0.155)	0.566** (0.284)	1.428*** (0.433)	0.450** (0.221)	0.113 (0.363)
lpoliq _{it}	0.743*** (0.122)	1.145*** (0.177)	1.391*** (0.375)	0.664 (0.502)	0.940*** (0.262)	1.114** (0.434)
prop_pgrau _{it}	-1.367** (0.538)	-1.897** (0.833)	-2.957* (1.675)	-0.376 (2.228)	-1.241 (1.263)	-2.394 (1.546)
export _{i,t-1}	-0.069 (0.138)	-0.109 (0.219)	-0.171 (0.516)	-0.559 (0.656)	-0.163 (0.316)	0.103 (0.302)
lk _{it}	0.190** (0.088)	0.266** (0.136)	-0.030 (0.383)	1.085** (0.424)	0.839*** (0.282)	-0.082 (0.087)
Número de observações	10022	10022	2946	2333	3563	1104
Número de firmas	1327	1327	374	367	508	161
	Dispêndio em PD - $PD2_{it}$					
	(1) M.Q.O.	(2) Tobit	(3) baixa	(4) Mbaix	(5) malta	(6) alta
BEM _{it}	0.733*** (0.142)	0.665*** (0.172)	0.662** (0.313)	1.479*** (0.502)	0.467* (0.247)	0.296 (0.392)
lpoliq _{it}	0.924*** (0.113)	1.735*** (0.223)	1.825*** (0.387)	1.414** (0.598)	1.729*** (0.305)	1.469*** (0.463)
prop_pgrau _{it}	-1.161** (0.464)	-1.971** (0.919)	-2.507 (1.724)	0.135 (2.600)	-1.347 (1.398)	-4.826** (2.049)
export _{i,t-1}	0.031 (0.115)	0.123 (0.235)	0.003 (0.557)	-0.517 (0.739)	0.264 (0.296)	0.011 (0.406)
lk _{it}	0.125** (0.051)	0.573* (0.295)	0.534* (0.309)	1.227** (0.540)	1.124*** (0.299)	-0.041 (0.152)
Número de observações	11301	11301	3220	2855	3964	1186
Número de firmas	1320	1320	376	371	512	160
	Pessoal Técnico - $PoTec_{it}$					
	(1) M.Q.O.	(2) Tobit	(3) baixa	(4) Mbaix	(5) malta	(6) alta
BEM _{it}	0.106 *** (0.028)	0.087 *** (0.027)	0.034 (0.055)	0.100 (0.074)	0.101 *** (0.038)	0.099 (0.069)
lpoliq _{it}	0.512 *** (0.029)	0.648 *** (0.030)	0.533 *** (0.048)	0.559 *** (0.071)	0.731 *** (0.048)	0.738 *** (0.090)
prop_pgrau _{it}	-0.419 *** (0.095)	-0.531 *** (0.108)	-0.806 *** (0.195)	-0.282 (0.241)	-0.541 *** (0.164)	-0.313 (0.362)
dexport _{i,t-1}	0.018 (0.024)	0.026 (0.027)	0.068 (0.052)	-0.003 (0.052)	0.039 (0.049)	-0.063 (0.059)
lk _{it}	0.005 (0.008)	0.025 * (0.014)	0.117 *** (0.036)	0.030 * (0.018)	0.033 (0.021)	-0.030 (0.022)
Número de observações	13887	13887	3546	3598	5214	1441
Número de firmas	1552	1552	412	449	637	192

Erros padrão entre parênteses, * : significante em 10%, ** : significante em 5%, *** : significante em 1%.

dummies de ano omitidos da apresentação

fonte: elaboração própria

Nesse sentido, a principal atenção aqui se concentra na significância estatística dos coeficientes, ficando a magnitude dos coeficientes em um segundo plano. Para amostra geral os resultados indicam que a variável defasada em um ano é estatisticamente significativa em 1% para variáveis *PD1* e *PD2*, e em um nível de significância estatística de 10% para o modelo de *PoTec*.

Para as variáveis de dispêndio os coeficientes estimados para amostra geral não diferem substancialmente: nos modelos para *PD1* e *PD2* o coeficiente do incentivo no ano corrente é de 0.488 enquanto que do ano anterior é de 0.497, significantes a 1%. Para *PoTec* o efeito do recebimento do ano corrente é maior (0.074, significativo a 1%) que o do ano anterior (0.048, significativo a 10%).

No que tange aos resultados para os setores classificados segundo a intensidade tecnológica, observa-se que o impacto sobre as firmas pertencentes a setores de baixa intensidade tecnológica se dá em função da isenção fiscal obtida no ano anterior. Nos setores de média-baixa intensidade o impacto se deve à isenção fiscal corrente, enquanto nos setores de média-alta intensidade tecnológica o impacto deve tanto à isenção corrente, como defasada em período. Este último resultado é corroborado na estimação do modelo para a variável dependente *PoTec*, que diferentemente das variáveis de dispêndio, tem periodicidade e disponibilidade de dados anual. Por fim, nesse conjunto de estimação, mais uma vez não foi possível se apurar resultados estatisticamente significantes para o impacto do incentivo fiscal nos setores de alta intensidade tecnológica, em qualquer um dos modelos estimados.

Tabela 5 – Estimações com variável de tratamento defasada

	Dispêndio em PD - $PD1_{it}$				
	(1) Tobit	(2) baixa	(3) mbaixa	(4) malta	(5) alta
BEM_{it}	0.488 *** (0.129)	0.378 (0.255)	1.167 *** (0.354)	0.393 ** (0.185)	0.012 (0.307)
$BEM_{i,t-1}$	0.497 *** (0.129)	0.730 *** (0.235)	0.845 ** (0.361)	0.223 (0.199)	0.375 (0.294)
	Dispêndio em PD - $PD2_{it}$				
BEM_{it}	0.527 *** (0.146)	0.481 * (0.283)	1.233 *** (0.421)	0.361 * (0.208)	0.252 (0.342)
$BEM_{i,t-1}$	0.488 *** (0.141)	0.710 *** (0.267)	0.750 * (0.391)	0.394 * (0.214)	0.169 (0.337)
	Pessoal Técnico – $PoTec_{it}$				
BEM_{it}	0.074 *** (0.023)	0.040 (0.049)	0.092 (0.061)	0.079 ** (0.033)	0.086 (0.061)
$BEM_{i,t-1}$	0.048 * (0.025)	-0.023 (0.052)	0.023 (0.061)	0.079 ** (0.036)	0.050 (0.073)

Erros padrão entre parênteses, *: significativo em 10%, **: 5%, ***: 1%.

lpoliq, prop_pgrau, dexport, lk e *dummies* de ano omitidos da apresentação

fonte: elaboração própria

3.4. EFEITOS DE DOSAGEM DO INCENTIVO

Os resultados anteriores baseados na equação (4) consideram o efeito binário do tratamento, ou o efeito médio da utilização, ou não, do incentivo fiscal. A Tabela 6 apresenta os resultados dos testes de não-linearidade proposto em Hansen (1999), para existência de valores limiares. As estatísticas F dos testes e o p-valor são obtidos por meio do método *bootstrap* e mostram que a hipótese nula de linearidade (ou não existência de um limiar) é rejeitada em nível de significância estatística de 10%, evidência da existência de ao menos um limiar. Nos testes para a existência de dois valores limiares, a hipótese nula de existência de apenas um valor limiar não é rejeitada, a não ser para o caso do modelo de *PoTec*, porém o segundo limiar é próximo ao limite inferior da distribuição de γ , sendo desconsiderado nas estimações presentes. Sendo assim, os modelos estimados consideram a presença de não-linearidade nos parâmetros associados à variável *BEM*, com um parâmetro limiar.

Tabela 6 – Teste de Linearidade para efeitos limiares

	PD1	PD2	PoTec
Teste para efeitos de um valor limiar			
Estatística F	15.02	14.88	35.74
p-valor	0.05	0.08	0.00
Valores Críticos (10%, 5%, 1%)	(12.8, 14.1, 23.6)	(14.6, 16.2, 24)	(11, 13.1, 17.6)
Teste para efeitos de dois valores limiares			
Estatística F	4.85	5.12	32.22
p-valor	0.68	0.93	0.00
Valores Críticos (10%, 5%, 1%)	(12.1, 13.5, 16.6)	(24.7, 31, 31.9)	(10.5, 12.4, 16.8)

fonte: elaboração própria

A estimativa do valor limiar é apresentada na Tabela 7. Para variável dependente *PD1* a estimativa de limiar é de 3.158, correspondendo a um valor de R\$ 22,4 mil de renúncia fiscal por pesquisador (em R\$ de 2009)¹⁶. No modelo para *PD2* é estimado o valor limiar equivalente a uma renúncia fiscal de 26.0 mil R\$ por pesquisador. Já no modelo para *PoTec* o valor limiar equivale a uma renúncia em torno de R\$ 133,6 mil por pesquisador. Ou seja, dados esses valores limiares espera-se uma resposta diferenciada para impacto do incentivo, considerando valores de renúncia abaixo (ou igual), ou acima desses respectivos valores limiares.

A Tabela 8 apresenta os resultados das estimações considerando os efeitos de um incentivo por pesquisador segundo faixa “inferior” do limiar ($BEM0_t = 1$) e faixa “superior” do limiar ($BEM1_t = 1$). Inicialmente é importante observar que os resultados estimados para efeito de

¹⁶ Lembrando que $\gamma_{it} = \ln\left(\frac{BEM_{RENU}}{PoTec_{it}}\right)$, então $e^\gamma \approx 22.4$ (mil R\$/pesquisador), em R\$ de 2009

dosagem independem do estimador utilizado (M.Q.O. ou Tobit), havendo coerência nas estimativas. Também é importante notar que as estimações considerando valores limiares não produzem resultados simétricos para os modelos em que as variáveis dependentes são os dispêndio, *PD1* e *PD2*. Comparativamente aos resultados da Tabela 4, estes resultados para o modelo de *PD1* sugerem, em termos médios, um retorno decrescente para o incentivo, com um impacto maior na faixa inferior do valor limiar ($\hat{\beta}_{1,MQO} = 0,816$ e $\hat{\beta}_{1,Tobit} = 0,788$), e um impacto menor para a faixa superior do limiar ($\hat{\beta}_{1,MQO} = 0,498$ e $\hat{\beta}_{1,Tobit} = 0,504$). De acordo com as estimativas do modelo *Tobit* o diferencial de adicionalidade em P&D das firmas na faixa inferior limiar, em relação às firmas que receberam incentivos na faixa superior, é de 54%.

Tabela 7 – Valores limiares estimados no modelo Hansen

variável dependente	limiar ($\hat{\gamma}$)	$e^{limiar} \ddagger$
PD1	3.158	22.44
PD2	3.260	26.05
PoTec	4.895	133.62

fonte: elaboração própria
 \ddagger em mil R\$ por pesquisador

Esse resultado deve, principalmente, ao diferencial proporcionado pelos setores de média-baixa intensidade tecnológica (67%), já que para as firmas pertencentes aos setores de baixa intensidade tecnológica somente o coeficiente associado ao limiar inferior é estatisticamente significativo e positivo (0,865), enquanto que nos setores de média-alta intensidade tecnológica o inverso é verificado, isto é, somente para a faixa limiar superior o coeficiente é significativo estatisticamente, em um nível de significância de 10%, com um impacto de adicionalidade igual a 62,1%.

Já os resultados para o modelo da variável dependente *PD2* indicam uma relação inversa, em de, em termos médios, um retorno para incentivo somente na faixa superior do valor limiar ($\hat{\beta}_{1,MQO} = 0,835$ e $\hat{\beta}_{1,Tobit} = 0,725$). Esse tipo de resultado é verificado na maior parte das categorias setoriais, com exceção dos setores de alta intensidade tecnológica, em que o impacto somente é significativo, em um nível de significância de 10%, porém negativo. Nos setores de baixa, média-baixa e média-alta intensidade tecnológica, os impactos somente são positivos e estatisticamente significativos, em um nível de significância de 5%, 1% e 10%, respectivamente. Os impactos de adicionalidade são iguais a 116%, 376% e 62% para as firmas pertencentes setores de baixa, média-baixa e média-alta intensidade tecnológica. Ou seja, somente para os setores de média-alta intensidade tecnológica têm-se um resultado coerente entre os modelos *PD1* e *PD2*. Os resultados, o que está em concordância com os resultados obtidos pelo o modelo linear apresentado anteriormente.

Tabela 8 – Estimacões com efeitos de dosagem

	Dispêndio em P&D - $PD1_{it}$					
	(1) M.Q.O.	(2) Tobit	(3) baixa	(4) mbaix	(5) malta	(6) alta
BEM0 _{it}	0.816 *** (0.175)	0.788 *** (0.187)	0.865 *** (0.322)	1.502 *** (0.539)	0.393 (0.258)	0.686 (0.422)
BEM1 _{it}	0.498 *** (0.178)	0.504 ** (0.200)	0.302 (0.393)	1.339 ** (0.555)	0.483 * (0.277)	-0.284 (0.472)
	Dispêndio em P&D - $PD2_{it}$					
BEM0 _{it}	-0.108 (0.243)	-0.232 (0.453)	-1.544 (1.339)	0.374 (1.414)	0.223 (0.455)	-1.025 * (0.539)
BEM1 _{it}	0.835 *** (0.151)	0.725 *** (0.175)	0.773 ** (0.313)	1.560 *** (0.494)	0.486 * (0.259)	0.356 (0.398)
	Pessoal Técnico - $PoTec_{it}$					
BEM0 _{it}	-0.002 (0.063)	0.115 * (0.069)	-0.001 (0.123)	-0.035 (0.124)	0.164 * (0.096)	0.612 ** (0.250)
BEM1 _{it}	0.125 *** (0.030)	0.084 *** (0.027)	0.039 (0.058)	0.116 (0.078)	0.094 ** (0.040)	0.070 (0.066)

Erros padrão entre parênteses, *: significante em 10%, **: 5%, ***: 1%.

lpoliq, prop_pgrau, dexport, lk e *dummies* de ano omitidos da apresentação

fonte: elaboração própria

Para os modelos em que a variável dependente $PoTec$ e são estimados utilizando toda a amostra verificou-se um padrão de resposta ao incentivo do tipo retornos crescentes, quando se considera o estimador de M.Q.O., e um retorno decrescente do incentivo quando se considera o resultado proporcionado pelo estimador *Tobit*. No entanto, o impacto na faixa limiar inferior, ainda que seja maior (0,115 ou 12,2%), é estatisticamente significativa apenas em um nível de significância de 10%, e deve-se principalmente ao resultados para os setores de média-alta intensidade tecnológica (0,164 ou 17,8%). Isto é, a despeito dessa incongruência, em termos gerais os resultados dos modelos de $PoTec$ tendem a concordar com os resultados para $PD2$, pelo menos para toda amostra.

Os coeficientes não são estatisticamente significativos para subamostras de firmas nos setores de intensidade tecnológica baixa e média-baixa, igualmente aos resultados dos modelos lineares. Para subamostra de firmas nos setores de intensidade tecnológica média-alta o coeficiente referente à dosagem “inferior” é de 0.164 (significativo a 10%) e o referente à dosagem “alta” é de 0.094 (significativo a 5%). Para subamostra de firmas nos setores de intensidade tecnológica alta o coeficiente referente à dosagem “baixa” é, diferentemente das estimacões anteriores, significativo a 5%. No entanto, dado o reduzido número relativo de firmas nesses modelos, da mesma forma que no caso do modelo para $PD2$, esses resultados parecem pouco confiáveis.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho objetivou-se contribuir com evidências para questão do impacto dos incentivos fiscais ao P&D privado nas firmas. Em particular foi analisado o impacto da Lei do Bem sobre o dispêndio privado em P&D e sobre o número de pessoal técnico empregado em empresas industriais brasileiras. Os resultados deste trabalho sugerem que, em geral, não há o efeito de *crowding-out* total para o período e instrumento analisado nas firmas industriais brasileiras. Os modelos econométricos sugerem um impacto positivo no nível de dispêndio em P&D e pessoal técnico ocupado. Os modelos estimam que aumento no dispêndio em P&D devido ao incentivo seja em média de 86% a 108%, enquanto que o aumento no número de pessoal técnico é de 9% em média.

Dada as diferenças nas formas de medir P&D, via dispêndio (*PD1* ou *PD2*), ou via pessoal envolvido em atividades de P&D (*PoTec*), foram obtidos resultados diversos no que tange à concentração dos impactos setoriais, do efeito em termos correntes ou defasados do incentivo, bem como do efeito de dosagem do incentivo. Em concordância com os resultados dos modelos de dispêndio observou-se que as firmas pertencentes aos setores de média-baixa intensidade tecnológica são as responsáveis pela maior adicionalidade em P&D devido aos incentivos fiscais, seguidos pelas firmas pertencentes aos setores de baixa e média-alta intensidade tecnológica. Em termo de pessoal (*PoTec*) nenhum impacto foi observado para esses setores. Isto indica que os dispêndios de custeio em atividades de P&D incentivadas nos setores de baixa, e média-baixa intensidade, ou são menos concentradas em pessoal, e mais intensivas em capital, ou refletem algum componente inflacionário não captado, ou ainda devido à forma de cálculo anual para o dispêndio das firmas, dada a restrição trienal de dados da PINTEC, que deslocou os gastos em P&D para essas firmas. Dada a baixa proporção de dispêndios em capital no geral observada em despesas de P&D, é importante melhor investigação sobre a origem desses resultados.

No que tange à hipótese de *crowding-out* para incentivo verificou-se que para as firmas dos setores de média-alta intensidade tecnológica, dependendo do indicador de dispêndio considerado (*PD1* e *PD2*, respectivamente), e dos setores de alta intensidade tecnológica, cujo impacto foi nulo estatisticamente essa hipótese não pode ser rejeitada. O impacto sobre os dispêndios para as firmas pertencentes aos setores de baixa intensidade tecnológicos foi de 94% em média evidenciando um caso limite para a efetividade do impacto. Ou seja, não apenas o argumento de que os recursos disponibilizados pelos incentivos destinam-se principalmente a atividades de custeio, mas também que em termos de dinamismo tecnológico dos setores, temos evidências adversas para os estímulos promovidos pela Lei do Bem. No entanto, esses resultados não encontram correspondência plena para o modelo em que a variável dependente é *PoTec*.

Enquanto que o resultado geral aponta para um incremento em torno de 9%, este impacto global se deve principalmente ao efeito do incentivo sobre firmas pertencentes aos setores de média-alta intensidade tecnológica, com impacto estimado em torno de 10,5%. Ou seja, mais uma vez dependendo do indicador utilizado e de sua forma de construção evidenciam-se resultados distintos, sendo a única evidência conclusiva a inefetividade desse incentivo para firmas pertencentes a setores de alta intensidade tecnológica. Estes resultados são similares aos encontrados por González e Pazó (2008), por exemplo, que encontram maior efetividade dos programas espanhóis em empresas operando em setores de baixa tecnologia.

Nos setores de baixa intensidade tecnológica observou-se que a disponibilização de recursos após a obtenção de isenção fiscal poderia ser o indutor de maiores gastos em P&D, porém a análise de dosagem não permitiu conclusão sobre os retornos, se crescentes ou decrescentes, para as firmas pertencentes a esses setores. Nos setores de média-baixa e média-alta aparentemente tanto o incentivo em tempo corrente, isto é, a possibilidade de isenção fiscal a indutora de gastos adicionais em P&D, como a disponibilidade de recursos derivada da isenção passada, configuram-se em incentivos para adicionalidade em P&D, sendo que nos setores de média-alta as evidências mais robustas são de que existem retornos crescentes para os incentivos fiscais.

Dadas essas evidências relativamente positivas para o impacto da Lei do Bem cabe discutir formas de aperfeiçoamento do instrumento. À medida que o desconhecimento do instrumento de incentivo diminui, como pode ser percebido pelo aumento contínuo de empresas beneficiadas, e os ganhos de *expertise* em sua obtenção vão aumentando é importante atentar para a utilização do instrumento como forma de planejamento tributário das empresas. Nesse sentido regras de utilização baseadas no incremento em gastos de P&D, ao invés da isenção fiscal baseada no total de gastos realizados, parecem uma forma bem mais eficiente de aplicação do recurso tributário. Muito possivelmente, a divergência de resultados de acordo com as formas de variável de medida decorrem desse fator. A isenção fiscal para o acréscimo à média de gastos, como é o caso francês, pode ser uma forma muito mais eficiente para estimular os dispêndios privados em P&D nessa segunda fase da condução da política de inovação no Brasil.

REFERÊNCIAS

ALVES, P.; SILVA, A. M. Estimativa do estoque de capital das empresas industriais brasileiras. **IPEA**, v. Texto para Discussão 1325, 2008.

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). **Radar: Tecnologia, Produção e Comercio Exterior**, v. 5, 2009.

BLOOM, N.; GRIFFITH, R.; REENEN, J. V. Do R&D tax credits work? Evidence from a panel of countries 1979-1997. **Journal of Public Economics**, v. 85, n. 1, p. 1-31, 2002.

BOND, S.; REENEN, J. V. Microeconomic models of investment and employment. **Handbook of econometrics**, v. 6, n. June, p. 4417-4498, 2007.

CARBONI, O. A. The Effect of R&D Subsidies on Private R&D: Evidence from Italian Manufacturing Data. **Working Paper CRENoS 200815, University of Cagliari and Sassari**, n. 200815, 2008.

CZARNITZKI, D.; HANEL, P.; ROSA, J. M. Evaluating the Impact of R&D Tax Credits on Innovation: A Microeconomic Study on Canadian Firms, n. 05-01, 2005.

DAVID, P. A.; HALL, B. H.; TOOLE, A. A. Is public R&D a complement or substitute for private R&D? A review of the econometric evidence. **Research Policy**, v. 29, n. 4-5, p. 497-529, 2000.

GONZÁLEZ, X.; PAZÓ, C. Do public subsidies stimulate private R&D spending? **Research Policy**, v. 37, n. 3, p. 371-389, 2008.

GOM.Q.O.BEE, A. Does Government R&D Policy Mainly Benefit Scientists and Engineers? **American Economic Review**, v. 88, n. 2, p. 298-302, 1998.

HALL, B. H. R&D Tax Policy During the Eighties: Success or Failure? **Hoover Institution, Stanford University**, n. e-93-1, 1993.

HALL, B. H.; LERNER, J. The Financing of R&D and Innovation. **United Nations University, Maastricht Economic and social Research and training centre on Innovation and Technology**, n. 012, 2010.

HALL, B.; HAYASHI, F. Research and Development As An Investment. **NBER Working Papers**, n. 2973, 1989.

HALL, R. E.; JORGENSON, D. W. Tax Policy and Investment Behavior: Reply and Further Results. **American Economic Review**, v. 59, n. 3, p. 388-401, 1969.

HANSEN, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. **Journal of Econometrics**, v. 93, n. 2, p. 345-368, 1999.

HONORÉ, B. E. Trimmed LAD and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects. **Econometrica**, v. 60, n. 3, p. 533-65, 1992.

IENTILE, D.; MAIRESSE, J. A policy to boost R&D: Does the R&D tax credit work? **EIB Papers**, n. 6/2009, 2009.

KANNEBLEY, S.; PORTO, G. S. Incentivos fiscais à pesquisa, desenvolvimento e inovação no Brasil: Uma avaliação das políticas recentes. **Inter-American Development Bank Publications**, n. 76698, 2012.

MULKAY, B.; HALL, B. H.; MAIRESSE, J. Firm level investment and R&D in France and the United States: a comparison. **NBER Working Papers**, 2000.

PARSONS, M.; PHILLIPS, N. An Evaluation of the Federal Tax Credit for Scientific Research and Experimental Development. **Working Paper 2007-2008**, 2007. Department of Finance, Canada.

WARDA, J. Tax Treatment of Business Investments in Intellectual Assets: An International Comparison, n. 2006/4, 2006.

APÊNDICE

A. Resultados do *Matching*

Tabela 9 – Modelo *probit*: probabilidade de participação com t=2005

	Coef.	d.p.	z	pr> z
$\ln(po_t)$	0.511	0.133	3.84	0.00
$\ln(po_t)^2$	0.028	0.015	1.84	0.07
$\ln(empr_anos_t)$	-45.335	19.069	-2.38	0.02
$\ln(educat_t)$	2.909	0.520	5.59	0.00
prop_feminino _t	-1.549	0.724	-2.14	0.03
$\ln(exp_t)$	0.020	0.010	2.12	0.03
$\ln(po_{t-1})^2$	-0.032	0.010	-3.13	0.00
$\ln(educat_{t-1})$	-0.110	0.059	-1.86	0.06
prop_tgrau _{t-1}	1.294	0.249	5.19	0.00
prop_feminino _{t-1}	1.149	0.719	1.60	0.11
$\ln(exp_{t-1})$	0.029	0.010	2.93	0.00
Número de observações			30948	
LR chi2 (22)			2738.4	
Prob > chi2			0.00	
Ln likelihood			-1416.50	
Pseudo R ²			0.4915	

fonte: elaboração própria

Obs.: dummies regionais e setoriais omitidas da apresentação
estr, prop_tgrau_t e po_t removidos devido a p>20%

Tabela 10 – Teste de balanceamento

	Amostra sem pareamento				Amostra com pareamento			
	T=1	T=0	t	p> t	T=1	T=0	t	p> t
	Covariadas							
$\log(PO_t)$	6.39	4.02	47.09	0.00	5.95	6.05	-1.17	0.24
$\log(PoTec_t)$	2.50	0.29	75.89	0.00	1.92	1.97	-0.57	0.57
$\log(PO_t)^2$	42.83	17.70	58.14	0.00	36.87	38.22	-1.28	0.20
estr _t	0.38	0.03	42.14	0.00	0.30	0.33	-1.00	0.32
empr_anos _t	32.96	18.19	28.05	0.00	30.25	31.50	-1.25	0.21
educat _t	10.49	8.19	28.69	0.00	10.26	10.21	0.47	0.64

prop_tgrau _t	0.25	0.08	30.50	0.00	0.23	0.23	0.11	0.91
prop_pgrau _t	0.25	0.54	-24.87	0.00	0.28	0.29	-0.48	0.63
setor1 _t	0.01	0.00	2.45	0.01	0.00	0.00	-0.32	0.75
setor2 _t	0.11	0.11	-0.33	0.74	0.12	0.13	-0.23	0.82
setor3 _t	0.03	0.11	-6.07	0.00	0.04	0.04	-0.52	0.60
setor4 _t	0.28	0.17	6.83	0.00	0.29	0.28	0.40	0.69
setor5 _t	0.26	0.19	4.38	0.00	0.25	0.27	-0.43	0.66
setor6 _t	0.14	0.05	10.07	0.00	0.10	0.09	0.40	0.69
setor7 _t	0.05	0.02	4.72	0.00	0.03	0.03	0.32	0.75
setor8 _t	0.08	0.14	-4.08	0.00	0.10	0.10	0.09	0.93
setor9 _t	0.00	0.00	-1.64	0.10	0.00	0.00	-0.45	0.66
setor10 _t	0.03	0.03	-0.54	0.59	0.03	0.02	1.32	0.19
setor11 _t	0.00	0.01	-1.15	0.25	0.00	0.00	-0.45	0.66
Variável dependente								
PD1 _t	9.55	0.30	13.34	0.00	1.86	1.07	2.51	0.01

fonte: elaboração própria

T=1 e T=0 indicam as respectivas médias, t a estatística t, $p>|t|$ o p-valor

B. Intensidade Tecnológica

Descrição CNAE	Setor	CNAE 1.0
Baixa		
Fabricação de Produtos Alimentícios e Bebidas	Alimentos	15
Fabricação de Produtos do Fumo	Agroindústria	16
Fabricação de Produtos Têxteis	Têxtil	17
Confecção de Artigos Do Vestuário E Acessórios	Têxtil	18
Preparação de Couros e Fabricação de Artefatos De Couro, Artigos Para Viagem e Calçados	Bens de Consumo	19
Fabricação de Produtos de Madeira	Bens de Consumo	20
Fabricação de Celulose, Papel e Produtos de Papel	Papel e Celulose	21
Impressão e Reprodução de Gravações		22
Média-Baixa		
Fabricação de Coque, de Produtos Derivados do Petróleo e de Biocombustíveis	Petroquímica	23
Fabricação de Produtos de Borracha e de Material Plástico	Químico	25
Fabricação de Produtos de Minerais Não-Metálicos	Químico	26
Metalurgia	Metalurgia	27
Fabricação de Produtos de Metal, Exceto Máquinas e Equipamentos	Moveleira	28
Fabricação de Móveis e Indústrias diversas	Moveleira	36
Média-Alta		
Fabricação de Produtos Químicos	Química	24
Fabricação de Máquinas, Aparelhos E Materiais Elétricos	Eletro-Eletrônica	31
Fabricação de Máquinas E Equipamentos	Eletro-Eletrônica	29
Fabricação e Montagem de Veículos Automotores, Reboques e Carrocerias	Mecânica e Transportes	34
Alta		
Fabricação de Produtos Farmoquímicos e Farmacêuticos	Química	24-5
Fabricação de Material Eletrônico e de Aparelhos de comunicações	Eletro-Eletrônica	32
Fabricação de Equipamentos de Instrumentação Médico-Hospitalares, Instrumentos de Precisão e Ópticos, Equipamentos para Automação Industrial, Cronômetros e Relógios	Eletro-Eletrônica	33
Fabricação de Outros Equipamentos de Transporte	Mecânica e Transportes	35