# EFETIVIDADE DA LEI DO BEM NO ESTÍMULO AOS DISPÊNDIOS EM P&D: UMA ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL<sup>1</sup>

Sérgio Kannebley Júnior<sup>2</sup> Edson Shimada<sup>3</sup> Fernanda De Negri<sup>4</sup>

Este artigo produz uma avaliação quantitativa para o impacto direto sobre os dispêndios em pesquisa e desenvolvimento (P&D) do incentivo fiscal à P&D, denominado Lei do Bem. Esta avaliação foi conduzida a partir de estimações de modelos econométricos com microdados de empresas industriais brasileiras para o período de 2000 a 2009. Foi aplicado o procedimento de *propensity score matching* (PSM) aliado à estimação de modelos com dados em painel a fim de corrigir para a presença de viés de seleção e verificou-se que os incentivos fiscais produzem um efeito de adicionalidade aos dispêndios em P&D. O impacto médio estimado foi de um acréscimo de 43% a 81% para os dispêndios em P&D e de 9% a 10% para o incremento de pessoal técnicocientífico ligado à P&D.

**Palavras-chave**: pesquisa e desenvolvimento; incentivos fiscais; modelos com dados em painel.

# EFFECTIVENESS OF FISCAL INCENTIVES (THE GOOD LAW) IN THE STIMULUS TO R&D EXPENDITURES: A PANEL DATA ANALYSIS

This paper produces a quantitative assessment of the direct impact on expenditures on research and development (R&D) of Brazilian tax incentive for R&D, called the Good Law. We evaluate this law estimating econometric models with microdata of the Brazilian industry for the period 2000-2009. We used propensity score matching procedure combined with models for panel data to correct for the presence of selection bias. We got results that tax incentives have a further effect on expenditure on R&D. The average estimated impact is an increase of 43% to 81% for expenditure on R&D and an increase of technical and scientific personnel on R & D between 9% and 10%.

**Keywords**: research and development; fiscal incentives; panel data models.

JEL: 031; 038; C33.

# 1 INTRODUÇÃO

O conhecimento produzido pela pesquisa e desenvolvimento (P&D) possui características de não rivalidade, de modo que o mercado não é capaz de ensejar a produção da quantidade socialmente ótima. Adicionalmente, a existência de

<sup>1.</sup> Este artigo contou com apoio financeiro da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp) — 2011/17021-5. Esta é uma versão atualizada do artigo que foi o segundo colocado no Prêmio CNI de Economia — categoria economia industrial, edição 2013.

<sup>2.</sup> Professor no Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (Fearp/USP). *E-mail*: <skj@usp.br>.

<sup>3.</sup> Mestre em economia aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Fearp/USP. *E-mail*: <edss89@gmail.com>.

<sup>4.</sup> Pesquisadora do Ipea. *E-mail*: <fernanda.denegri@ipea.gov.br>.

informação assimétrica entre administradores e investidores e o alto risco contribuem para o subinvestimento em P&D. Entretanto, diversos estudos empíricos inferem que os retornos sociais da P&D são maiores que os retornos privados,<sup>5</sup> evidenciando a existência de externalidades positivas, fazendo com que o estímulo governamental à atividade de P&D seja justificado, desde que a P&D induzida produza benefícios que compensem os custos provenientes das perdas de receita do governo e do aumento de impostos.

Em diversos países os governos têm feito esforços ativos para alavancar o nível de inovação e P&D por meio de diversas ferramentas de estímulo. No Brasil essa situação não é diferente, mas apesar das iniciativas governamentais em promover a atividade privada de P&D, ainda há uma distância muito grande entre os níveis brasileiros de P&D e dos países desenvolvidos. Comparando a razão de gasto em P&D sobre o produto interno bruto (PIB), esse índice fica em torno de 1,90% na zona do euro, 2,60% nos Estados Unidos e mais de 3,00% no Japão (OECD, 2016). Conforme dados do Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação (MCTI), no Brasil o dispêndio total em P&D foi de 1,17% do PIB em 2009, enquanto para os gastos privados em P&D esse indicador corresponde a apenas 0,55% do PIB (Brasil, 2015).

As iniciativas governamentais vão desde a produção pública do conhecimento e oferta de infraestrutura de ciência e tecnologia (C&T), a incentivos financeiros à iniciativa privada para a realização de P&D. 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 a P&D é propiciar um ambiente favorável à propriedade intelectual, evitando o *free-rider*, por exemplo, com a efetiva proteção por patentes.

O apoio à P&D por incentivos fiscais fundamenta-se em reduzir o custo marginal de sua produção (David, Hall e Toole, 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, sofrem de desvantagens pelo fato de serem restritos às grandes empresas, além de ter sua efetividade questionada na relação custo-benefício em termos de bem-estar social. Apesar de conceitualmente todas as firmas — e projetos — terem condições de elegibilidade para o incentivo fiscal, David, Hall e Toole (2000) argumentam que o crédito fiscal provavelmente será utilizado para o financiamento de projetos com maior retorno privado no curto prazo e que, não necessariamente, teriam o maior retorno do ponto de vista do bem-estar social.

<sup>5.</sup> Para uma discussão, ver Hall (1993).

O incentivo fiscal no Brasil para a P&D iniciou-se em 1993 com o Programa de Capacitação Tecnológica da Indústria e da Agropecuária (PDTI/PDTA), promovendo a inovação mediante aprovação de projetos, beneficiando poucas empresas. Somente 179 empresas participaram do programa entre 1994 e 2005. 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 houve um aumento expressivo do número de empresas beneficiadas e do valor aplicado. Em 2006, ano de estreia do incentivo, 130 empresas foram beneficiadas, atingindo 640 empresas participantes no ano de 2010 (Brasil, 2012).

Os recursos do governo aplicados na forma de incentivo fiscal 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. Este trabalho, com base em métodos econométricos aplicados a microdados de empresas industriais brasileiras, avalia o impacto da Lei do Bem no incentivo à P&D a fim de verificar a hipótese de adicionalidade do incentivo.

No entanto, em exercícios de avaliação de políticas públicas, é necessário considerar a possibilidade de autosseleção dos beneficiários destas políticas. A autosseleção em programas de incentivo fiscal à P&D justifica-se pela antevisão das firmas de que investir em P&D pode levar ao seu crescimento, de modo que aquelas mais propensas a crescer e investir em P&D são as com maiores chances de se candidatar aos programas de apoio governamentais. Ainda assim, é possível a existência de potenciais usuários do programa que não desfrutem de seus benefícios em razão de custos de conformidade.<sup>7</sup>

Embora de fruição automática para firmas que optem pelo regime tributário de lucro real, é necessário que as firmas obtenham no lucro no ano corrente e que apresentem regularidade fiscal, o que faz com que os custos de conformidade não sejam desprezíveis e induzam apenas um subconjunto dos potenciais usuários do programa a fazer uso desse tipo de benefício fiscal. Esse tipo de argumento é corroborado pelos estudos de Kannebley Jr. e Porto (2012) e Porto *et al.* (2014), que destacam a persistência de incerteza jurídica quanto à utilização da lei no que tange à forma de enquadramento das despesas e à compatibilização de informações com a Receita Federal, fazendo com que as firmas prefiram fazer um uso mais conservador do benefício fiscal.

Tudo isso considerado, é possível admitir que o controle da autosseleção possa dar-se por meio de uma estratégia que combine o uso de método de pareamento

<sup>6.</sup> O PDTI/PDTA foi respaldado pela Lei nº 8.661, de 1993. Disponível em: <a href="https://goo.gl/iZEAG9">https://goo.gl/iZEAG9</a>.

<sup>7.</sup> É interessante mencionar que Kannebley Jr. e Porto (2012, p. 21) reportam, por meio de entrevistas a empresas beneficiárias, que "o processo de preenchimento do formulário eletrônico de solicitação é uma atribuição da área jurídica ou de firmas de consultoria contratadas para este fim".

(propensity score matching – PSM) com a estimação de modelos de diferenças em diferenças, com especificações estáticas e dinâmicas para o dispêndio em P&D, estando em linha com a literatura recente sobre impactos dos incentivos fiscais a estes dispêndios, conforme é discutido em Cerulli e Potì (2012) e Becker (2015). Sua contribuição à literatura nacional deve-se ao fato de produzir, de modo robusto, estimativas de impacto sobre os dispêndios em P&D e para o pessoal ligado à P&D. A partir de uma base de dados de firmas industriais para o período de 2000 a 2009 verificou-se que os incentivos fiscais produzem um efeito de adicionalidade a estes dispêndios. O impacto médio estimado foi de um acréscimo de 43% a 81% para os dispêndios em P&D e de 9% a 10% para o incremento de pessoal técnico-científico ligado à P&D. Estes impactos são também discriminados por setores segundo a intensidade tecnológica.

A literatura recente que investiga impactos de políticas de estímulo à P&D tem sido unânime em encontrar impactos positivos para estas políticas, com resultados dependentes dos tipos de dados disponibilizados e dos métodos empregados. Entre outros, é possível citar os trabalhos de González e Pazó (2008), que analisam as políticas de apoio a firmas industriais espanholas; de Czarnitzki, Hanel e Rosa (2011), que avaliam a política de incentivo fiscal à P&D para firmas canadenses; de Cerulli e Potì (2012), que fazem o mesmo para firmas italianas; e de Yang, Huang e Hou (2012), que investigam o efeito de incentivos fiscais à P&D para firmas manufatureiras de Taiwan. Em todos esses estudos, são empregadas diversas técnicas a fim de lidar com o problema de autosseleção e endogeneidade da variável de incentivo à P&D, tendo como conclusão fundamental a confirmação da expectativa de que medidas de política fiscal que reduzem o custo de uso do capital devem gerar aumentos na despesa privada em P&D.

Este artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 traz uma breve revisão da literatura de investimentos em P&D e resultados de avaliação de impacto de programas de incentivo à P&D. Na seção 3 são discutidos os procedimentos metodológicos empregados no trabalho. A seção 4 é dividida entre três subseções: na 4.1 são apresentadas as estatísticas descritivas sobre a implementação da Lei do Bem no período e das variáveis empregadas nos modelos; a construção da base de dados pareada é discutida na 4.2; e os resultados das estimações são apresentados na 4.3. Por fim, na seção 5 são tecidas as considerações finais do artigo.

#### 2 REVISÃO DA LITERATURA

A *rationale* teórica para o investimento em capital físico e em P&D tem 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 sugerem o mesmo tratamento

metodológico, com a 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 de primeira ordem leva à igualdade entre a produtividade marginal do capital em P&D e o custo de uso do capital. Em um modelo baseado em uma função de produção de elasticidade de substituição constante, em que a firma faz face a uma função de demanda com elasticidade-preço constante, a demanda por capital em conhecimento  $(g_{tt}^*)$  pode ser expressa por meio da seguinte relação:

$$g_{it}^* = \gamma + \sigma s_{it} - \beta u_{it},\tag{1}$$

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

O custo de uso do capital serve como parâmetro para o rendimento mínimo que deve ser gerado por uma unidade de capital em P&D. Segundo Hall e Jorgenson (1967), o custo de uso do capital, que responde a diversos fatores, como juros real, depreciação e incentivos, que, na ausência de variações reais de preço da P&D, pode ser expresso como:

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

em que  $\tau$  é a alíquota de imposto sobre a renda da firma; A é o valor presente das deduções na margem autorizadas dos gastos em P&D; r é a taxa de juros real; c é o crédito tributário de um programa de incentivo; e  $\delta$  é 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. Também é possível notar que se A > 1, ou seja, o valor presente das deduções supera os gastos em P&D, então há uma redução no custo de uso do capital. A taxa de juros real aumenta o custo de uso, diminuindo o estoque de capital no equilíbrio, demandando um ajustamento com menores investimentos. A partir desse embasamento estrutural, Mairesse e Benoît (2004), com dados de firmas francesas de 1980 a 1997, estimaram a elasticidade do custo de uso do capital de longo prazo, derivada de variação do componente de incentivo fiscal, em -2,7. Becker (2015) discute resultados de diversos autores, demonstrando que o intervalo de estimativas para esta elasticidade vai de -0,14 a -1,8.

Quanto à aplicabilidade da teoria de investimento ao dispêndio em P&D, Hall e Lerner (2010) destacam algumas diferenças importantes. Em primeiro lugar está a composição do dispêndio de P&D, que consiste em mais de 50% na forma de salários de pessoal técnico, científico e engenheiros. O capital 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. Desta forma, o investimento em P&D responde muito mais lentamente do que o investimento físico, com altos custos de ajustamento. A segunda diferença é a grande incerteza do retorno do investimento em P&D, 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 à 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, possivelmente haveria um aumento do esforço de P&D desta firma, aumentando seus dispêndios reais, demandando mais fatores de produção, como mão de obra especializada. Um efeito secundário deste aumento de esforço pode ser o aumento de salários de pesquisadores, reduzindo a demanda por parte de outras firmas não beneficiadas. Entretanto, o aumento de esforço em P&D da firma pode gerar resultados diretos privados, como novos produtos, novos processos, melhoria de produtos e processos e ainda patentes, transformando-se em retornos privados, como aumento da lucratividade, da produtividade ou das exportações em caso de sucesso desses projetos. 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, em termos de eficiência de política, esse benefício por unidade monetária investida seria comparado com outras possíveis políticas e suas respectivas relações custo-benefício.

No problema de avaliação desses impactos, devido à intangibilidade do conhecimento, o usual é avaliar os impactos diretos da P&D por meio da comparação dos esforços na atividade de P&D da firma comparada ao seu contrafactual. Essa abordagem de *inputs* tem informações mais facilmente disponíveis. 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*). 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). O efeito de adicionalidade somente ocorre quando o estímulo ao dispêndio privado em P&D ultrapassa o montante fornecido pelo subsídio. David, Hall e Toole (2000) produzem uma revisão de diversos estudos e apontam evidências de *crowding-out* em um terço dos estudos. No entanto, conforme Becker (2015), a pesquisa mais recente tem rejeitado quase que unanimemente a hipótese de *crowding-out* e encontrado efeitos de adicionalidade.

Ainda sob o ponto de vista privado, uma análise pode ser conduzida verificando o impacto em indicadores dos resultados da 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 à P&D usando um modelo de equilíbrio parcial, estimando um ganho líquido de bem-estar de 11 centavos por dólar de renúncia fiscal. Adicionalmente, além da análise do impacto das políticas intrafirma (impacto direto), também são estimados 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. Um exemplo desse tipo de estudo foi conduzido por Kannebley Jr. *et al.* (2013), em que os resultados indiretos resultantes da mobilidade de mão de obra técnico-científica manifestam-se sobre variáveis de desempenho das firmas, como tamanho e exportações.

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

Na avaliação empírica do impacto de incentivos à P&D, duas abordagens destacam-se: avaliação de impacto do tratamento considerando (ou não) efeitos de viés de seleção, e a estimação de modelos estruturais baseados em predições teóricas derivadas da teoria econômica. Czarnitzki, Hanel e Rosa (2011), com uma base de dados *cross-section*, conduzem uma análise de PSM para avaliar o impacto do programa canadense de incentivo fiscal em firmas manufatureiras. Estes autores avaliaram como indicativo de impacto os resultados (*outputs*) da 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) aplicam igualmente uma análise com matching para avaliar o efeito dos subsídios espanhóis à P&D privada. Eles utilizam uma base de dados com 2.214 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 1.233 firmas entre 1989 e 2003, Carboni (2008) aplica um matching para analizar o efeito dos programas italianos à P&D privada. O autor considera o dispêndio em P&D por trabalhador como variável indicativa de P&D e encontra evidências de um impacto positivo, rejeitando igualmente a hipótese de crowding-out.

Para o caso brasileiro, Kannebley Jr. e Porto (2012) avaliam o impacto de dois instrumentos de incentivo fiscal (Lei de Informática e Lei do Bem) tendo como indicador de insumo o pessoal técnico-científico de 2001 a 2008, encontrando evidências de um impacto estatisticamente significativo e positivo, em torno de 7% a 11% para a Lei do Bem, e evidências de ausência de impacto para a Lei de Informática. Já Porto et al. (2014) realizam estudo que combinam análises quantitativa e qualitativa sobre a efetividade da Lei do Bem para firmas beneficiárias entre 2009 e 2013. Nesse estudo é destacado, entre outras coisas, que a manutenção de quadros para a condução de P&D é uma função importante da lei, assegurando a manutenção do nível de dispêndio em P&D. É observado para as empresas que fazem uso dos benefícios da lei, que a probabilidade em inovar, de forma geral, ou em produtos, depende basicamente do tamanho da empresa e do montante investido em P&D, particularmente do investimento em recursos humanos. Também é reportado que ainda prevalece um considerável nível de incerteza sobre os itens que efetivamente podem ser listados como atividades inovativas para aferição dos benefícios fiscais, e que a utilização de consultorias externas para auxiliar no uso da lei é prática comum entre as firmas beneficiadas pela lei.

#### **3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS**

#### 3.1 Procedimentos econométricos

Para a aplicabilidade dos modelos estruturais, é necessário a variabilidade do custo de uso do capital devido a alterações na tributação, na medida em que se busca estimar a reação dos dispêndios em P&D a variações do custo de uso. No entanto, essa abordagem não é aplicável até o momento no caso brasileiro, dado que não foram promovidas alterações na lei capazes de promover variações no custo de uso do capital em razão de alterações tributárias. Sendo assim, neste trabalho será adotado um modelo empírico em que a variável dependente corresponde aos dispêndios em P&D das firmas, controlada por características observáveis da firma, além de

uma variável *dummy* representativa do acesso (ou não) da firma à Lei do Bem. A forma *log*-linear adotada tem a seguinte forma geral:

$$r_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta BEM_{it} + \theta' X_{it} + \varepsilon_{it}, \tag{3}$$

em que, para firma i e período t em anos,  $r_{it}$  é o logaritmo do dispêndio em P&D;  $\alpha_i$  são os componentes invariantes no tempo, ou efeitos fixos;  $\delta_t$  é o componente temporal comum a todas as firmas no período t; e  $BEM_{it}$  é a variável dummy que representa o acesso ao benefício:

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

sendo que  $BEM\_RENU_{it}$  indica o valor da renúncia fiscal referente à firma i e  $X_{it}$  é o vetor de controles para caraterísticas 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 direciona-se preferencialmente às empresas capazes de financiar-se com lucros internos.<sup>8</sup> Adicionalmente, as firmas vislumbram que investir em P&D pode levar ao seu crescimento, de modo que aquelas mais propensas a crescer e investir em P&D são as com maiores chances de se candidatar aos programas de apoio governamentais. Esse é um problema de autosseleção 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 PSM. O método de pareamento utilizado foi o de *nearest neighbor* com cinco vizinhos, sendo conduzido para o ano de 2006, no qual a Lei do Bem passou a vigorar. Assim, qualquer firma que fez uso da lei entre 2006 e 2009 recebeu indicativo de beneficiária no período. A partir deste indicativo foi construída uma variável binária e regredida em modelo *probit* contra características observáveis das firmas correspondentes aos 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.

<sup>8.</sup> Conforme mencionado anteriormente, parcela significativa dos gastos em atividades de pesquisa, desenvolvimento e inovação (PD&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.

<sup>9.</sup> O parâmetro caliper foi usado de forma a obter o compromisso com a qualidade do pareamento e tamanho da amostra.

As variáveis explicativas utilizadas incluíram variáveis representativas de tamanho da empresa, qualificação do trabalho, orientação exportadora, origem de capital, idade da empresa, além de variáveis *dummies* para controle setorial. Foi aplicado um procedimento de redução do modelo geral para o específico a partir de testes de verossimilhança sequenciais. As estimativas do modelo indicaram, conforme esperado, que firmas maiores, com maior proporção de funcionários com terceiro grau completo, de maior qualificação em geral, exportadoras e com menor proporção de funcionários do sexo feminino têm maior probabilidade de obter o incentivo fiscal. Os resultados completos da estimação do *matching* são apresentados no apêndice deste artigo.

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 não observáveis, supostamente invariantes no tempo. Neste sentido, a diferenciação intrafirma (variação *within*) dos gastos em P&D antes e depois da aquisição do benefício auxiliaria na 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, com 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 ao custo de uso percebido. Desta forma, a variável dependente observada é zero em grande parte da amostra, caracterizando um problema de estimação com censura em zero:

$$r_{it}^* = \alpha_i + \delta_t + \beta BEM_{it} + \theta' X_{it} + \varepsilon_{it}$$
  

$$r_{it} = max (r_{it}^*, 0),$$
(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 ordinários (MQO) 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 teast tea

Alternativamente, é possível supor que os dispêndios anteriores em P&D possam ser determinantes para a busca corrente (ou não) dos benefícios da Lei do Bem. Neste sentido, a hipótese de identificação passa a residir na suposição de que, quando condicionado aos dispêndios passados, a decisão por receber o benefício torna-se independente do resultado potencial sobre os dispêndios futuros, assegurando a exogeneidade do regressor  $BEM_{ir}$ . Neste caso, Angrist e Pischke (2009) sugerem a especificação de um modelo autorregressivo com dados em painel, substituindo-se a hipótese de efeitos não observáveis invariantes no tempo e estimando um modelo com efeitos aleatórios, conforme a expressão (5).

$$r_{it} = \alpha + \delta_t + \gamma r_{it-1} + \beta BEM_{it} + \theta' X_{it} + \varepsilon_{it}. \tag{5}$$

De acordo com esses autores, a estimativa por efeitos fixos forneceria um limite superior para impacto da lei, enquanto a estimação do impacto pelo modelo autorregressivo forneceria um limite inferior para ele.

#### 3.2 Construção de variáveis e forma funcional

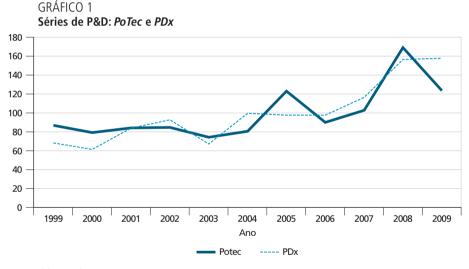
Este trabalho busca estimar o impacto da Lei do Bem sobre duas medidas representativas de P&D. A primeira é o dispêndio em P&D das firmas, em termos reais. A segunda corresponde a uma *proxy* para o número de pessoal ocupado ligado à P&D (variável *PoTec*). A variável *PoTec*, conforme descrita em Araújo, Cavalcante e Alves (2009), é definida segundo a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO), construída com base em dados da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Previdência Social (Rais/MTPS), conforme o quadro 1. Em acordo à crítica de Goolsbee (1998), esta variável tem a vantagem de evitar o inconveniente de dificultar a distinção entre variações nominais e reais para o dispêndio de P&D. Adicionalmente, conforme observado por Porto *et al.* (2014), 66% dos dispêndios totais em P&D de firmas beneficiários da Lei do Bem, entre 2009 e 2014, correspondem a dispêndios com recursos humanos, o que reforça a representatividade da *proxy* utilizada.

Para a variável dependente de dispêndio em P&D da firma, a Pesquisa de Inovação Tecnológica (Pintec) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (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. Dado que para a estimação de um modelo em painel com dados anuais é

<sup>10.</sup> Como destacado em Angrist e Pischke (2009, p. 243-244), a hipótese de identificação que motiva a estimação de efeitos fixos é dada por  $E(Y_{0it} \mid \alpha_i, X_{it}, D_{it}) = E(Y_{0it} \mid \alpha_i, X_{it})$ , em que  $Y_{0it}$  é o resultado potencial do indíviduo na ausência de tratamento;  $\alpha_i$  é um componente não observável invariante no tempo;  $X_{it}$  um vetor de covariadas; e  $D_{it}$  é a variável indicadora de tratamento. Já no caso de dependência temporal afetando a decisão, a suposição de identificação assentaria-se na iqualdade  $E(Y_{0it} \mid X_{it}, Y_{it-n}, D_{it}) = E(Y_{0it} \mid X_{it}, Y_{it-n})$ .

necessária a obtenção de dados de dispêndios para todo o período de 2000 a 2009, realizamos um procedimento de extrapolação linear a partir dos dados originais de dispêndio da Pintec e da variável *Po Tec* para a construção das séries de dispêndio das firmas para todo o período.

Para os anos em que a pesquisa apresenta as informações de dispêndio, foi efetuado o cálculo de uma variável auxiliar de dispêndio por unidade de PoTec, Dpotec = Dispêndio (\$)/ $N^{o}PoTec$ , que mede o dispêndio por unidade de pessoal técnico-científico da empresa. Em um segundo passo foi construída, por interpolação linear, a variável Dpotec para os valores faltantes que a Pintec não apresenta informações para o dispêndio. Por fim, é estimado o valor de dispêndio para todos os anos a partir do produto do dispêndio previsto por unidade de pessoal técnico-científico da empresa vezes o total de pessoal técnico-científico, isto é,  $PDx_{it} = Dpotec_{it} * PoTec_{it}$ . O gráfico 1 apresenta as séries agregadas pela média para PoTec e PDx (ambas na base 100 para a média do período), demonstrando sua associação e tendência ascendente ao longo de 1999 a 2009.



Elaboração dos autores.

A tabela 1 apresenta o coeficiente de correlação das duas variáveis dependentes (*PoTec* e *PDx*) com o valor disponibilizados pelo MCTI das firmas beneficiárias da Lei do Bem (*bem\_disp*) para o período de 2006 a 2008.<sup>11</sup> A correlação dos dispêndios observados das firmas beneficiárias com a variável construída a partir da Pintec (*PDx*) foi de 0,936, enquanto com a *proxy PoTec* foi de 0,820.

<sup>11.</sup> 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.

QUADRO 1 Grupos ocupacionais da variável *PoTec* 

Grupo ocupacional		Códigos (CBO 02)
Pesquisadores	203	Pesquisadores
Enganhaires	202	Engenheiros mecatrônicos
Engenheiros	214	Engenheiros civis etc.
Diretores e gerentes de DD01	1.237	Diretores de PD&I
Diretores e gerentes de PD&I	1.426	Gerentes de PD&I
	201	Biotecnologistas, geneticistas, pesquisadores em metrologia e especialistas em calibrações meteorológicas
	211	Matemáticos, estatísticos e afins
Profissionais "científicos"	212	Profissionais de informática
	213	Físicos, químicos e afins
	221	Biólogos e afins

Fonte: Araújo, Cavalcante e Alves (2009). Elaboração dos autores.

TABELA 1

Coeficientes de correlação PDx, PoTec e bem\_disp

	Coeficiente	N
bem_disp vs. PD2	0,936	942
bem_disp vs. PoTec	0,820	1.437

Elaboração dos autores.

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 para investimento em P&D mais facilmente. Como variável representativa do tamanho da firma foi calculado como o número de funcionários não relacionados à P&D: poliq = PO - PoTec, em que PO é o número total de funcionários e PoTec é o número de pessoal técnico-científico ocupado. Outra variável representativa do tamanho da empresa, ou escala de produção, é o seu estoque de capital físico (K). O estoque de capital é calculado com base em variáveis de investimento físico da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE, conforme Alves e Silva (2008).  $^{12}$ 

O custo de uso de capital, de modo similar a Mulkay, Hall e Mairesse (2001), é representado pela combinação de efeitos fixos ( $\alpha_i$ ) e temporais ( $\delta_t$ ). Outro fator relevante seria a idade da empresa, também incluído seu número de anos ao quadrado. A fim de controlar para qualificação do pessoal ocupado, é incluída

<sup>12.</sup> A variável de estoque de capital utilizada é calculada a partir do método de inventário perpétuo, com imputação de *missings* segundo Alves e Silva (2008).

também a variável de proporção de funcionários com primeiro grau (*prop\_pgrau*). A idade da empresa e o número médio de anos de estudo dos funcionários são variáveis construídas a partir de informações da Rais.<sup>13</sup>

A inclusão das variáveis de controle nos modelos foi feita de forma sequencial, produzindo três especificações a serem estimadas. Na primeira especificação somente foram incluídas a variável dummy representativa de recebimento do benefício no período ( $BEM_{it}$ ) e as variáveis dummies de ano. Na segunda especificação foram incluídas as variáveis representando a idade da firma. Por fim, na terceira, foram incluídas todas as variáveis de controle. Com isso, as especificações estimadas foram:

(I) 
$$r_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 BEM_{it} + \varepsilon_{it},$$

(I) 
$$r_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 BEM_{it} + \beta_2 empr\_anos_{it} + \beta_3 empr\_anos_{it}^2 + \varepsilon_{it},$$

$$\begin{split} r_{it} &= \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 BEM_{it} + \beta_2 empr\_anos_{it} + \beta_3 empr\_anos_{it}^2 \\ &+ \beta_4 Log(poliq_{it}) + \beta_5 prop\_pgrau_{it} + \beta_6 Log(K_{it}) \\ &+ \varepsilon_{it}. \end{split}$$

A base de dados em nível de firma, com dados anuais para o período de 1999 a 2009, é um painel desbalanceado construído com firmas da indústria de transformação, combinando dados das pesquisas do IBGE (Pintec e PIA) com dados da Rais, da Secretaria de Comércio Exterior (Secex) do MDIC e dados referentes ao dispêndio do MCTI. As variáveis nominais (em R\$) foram deflacionadas para o ano de 2009 conforme o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Na tabela 2 é apresentada a descrição das variáveis e a fonte dos dados utilizadas neste trabalho, inclusive para o cálculo do PSM.

TABELA 2 Variáveis e fonte de dados utilizados

Variável	Descrição	Fonte de dados
dispendio	Dispêndio em P&D (R\$)	Pintec/IBGE
cnae4	Código CNAE 4 dígitos	Pintec/IBGE e PIA/IBGE
mk	Estoque de capital físico (R\$)	PIA/IBGE
Estr	Origem do capital ( $dummy = 1$ se estrangeiro)	Pintec/IBGE
bem_disp	Dispêndio em P&D (R\$)	Lei do Bem/MCTI
mexp	Exportações (US\$ FOB)	Secex

(Continua)

<sup>13.</sup> Outras variáveis capazes de captar efeitos setoriais, como indicadores de concentração similares àqueles utilizados em Moita e Souza (2011), poderiam também constar como controles, mas dada a estimação por efeitos fixos, além de controles temporais, sua inclusão teria baixa capacidade de explicação nesse contexto.

#### (Continuação)

Variável	Descrição	Fonte de dados
PO	Número médio de funcionários	Rais/MTPS
empr_anos	Idade da empresa (anos)	Rais/MTPS
РоТес	Número médio de funcionários técnico-científico	Rais/MTPS
prop_tgrau	Proporção de funcionários com terceiro grau	Rais/MTPS
prop_sgrau	Proporção de funcionários com segundo grau	Rais/MTPS
prop_pgrau	Proporção de funcionários com primeiro grau	Rais/MTPS
prop_feminino	Proporção de funcionários do sexo feminino	Rais/MTPS
educa	Número médio de anos de estudo dos funcionários	Rais/MTPS

Elaboração dos autores.

#### **4 RESULTADOS E DISCUSSÕES**

#### 4.1 Estatísticas descritivas

A Lei do Bem, Lei nº 11.196, de 21 de novembro de 2005, <sup>14</sup> eliminou a necessidade de aprovação dos projetos para usufruto dos incentivos fiscais. Assim como o PDTI/PDTA, os benefícios de incentivo fiscal somente se aplicam às empresas que optaram pelo sistema de tributação pelo lucro real com lucros tributáveis, e entre seus principais itens constam:

- dedução para apuração de lucro líquido de Imposto de Renda Pessoa Jurídica (IRPJ) e da Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL) de 160% dos dispêndios efetuados em atividades de P&D (somente para empresas sob tributação de lucro real). Esse valor pode chegar a 170% caso a empresa incremente o número de pesquisadores em até 5%, e 180% se incrementar esse número acima de 5%. Além disso, caso tenha uma patente concedida ou cultivar registrado, pode excluir mais 20% da base de cálculo para IRPJ e CSLL;
- depreciação acelerada para máquinas e equipamentos para P&D;
- amortização acelerada de bens intangíveis;
- redução de 50% do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) na compra de máquinas e equipamentos para P&D;
- isenção do Imposto de Renda Retido na Fonte (IRRF) nas remessas efetuadas para o exterior destinadas ao registro e à manutenção de marcas, patentes e cultivares;
- subvenção na folha de pagamento de pesquisadores. 15

<sup>14.</sup> Disponível em: <a href="https://goo.gl/baajoa">https://goo.gl/baajoa</a>>.

<sup>15.</sup> Subvenção de 40% da folha de pagamento dos pesquisadores com dedicação integral, podendo atingir 60% se a empresa localiza-se nas regiões Norte e Nordeste.

As empresas beneficiárias pela Lei do Bem são obrigadas anualmente a fornecer informações sobre seus programas ao MCTI, por meio do preenchimento de um formulário eletrônico. Na tabela 3 é apresentada uma síntese dos resultados divulgados pelo MCTI, sumarizando os principais indicadores dos cinco primeiros anos de funcionamento do benefício.

TABELA 3
Resultados gerais da Lei do Bem

Ana	Número de	empresas	Renúncia fiscal	Investimento em	Renúncia
Ano	Cadastradas	Habilitadas	(R\$ milhões)	P&D (R\$ milhões)	Investimento
2006	130	130	229,0	2.109,4	11%
2007	332	300	883,9	5.107,8	17%
2008	552	460	1.582,7	8.804,1	18%
2009	635	542	1.382,8	8.331,2	17%
2010	875	639	1.727,1	8.622,0	20%

Fonte: MCTI ([s.d.]). Elaboração dos autores.

Dessa forma, de acordo com a legislação, a isenção adicional de IRPJ e CSLL pode atingir 100,0% do dispêndio em P&D. Sendo aplicadas as alíquotas correspondentes do imposto e da contribuição social (25,0% + 9,0%), o montante da isenção pode situar-se entre 20,4% e 34,0% dos dispêndios em P&D. <sup>16</sup> A tabela 3 demonstra que, em média, 16,0% dos dispêndios foram contabilizados na forma de isenção fiscal. Esse percentual é de 10,9% no ano de 2006, ano de estreia do benefício, chegando a 20,0% em 2010. Ou seja, a partir dessas informações é possível inferir que houve um aprendizado, por parte das firmas, na utilização da Lei do Bem, não apenas no que tange ao número de firmas, mas também no próprio usufruto do benefício fiscal.

A tabela 4 apresenta estatísticas da base de dados utilizada de empresas habilitadas referentes à isenção fiscal e ao dispêndio por ano e por classificação por intensidade tecnológica, <sup>17</sup> ressaltando que, devido à falta de informação de CNAE, nem todas as empresas são classificadas por setor. A primeira observação é quanto ao desvio-padrão elevado em todas as classes e anos, evidenciando uma grande heterogeneidade, tanto em valor dos benefícios quanto do valor despendido. Observando-se a trajetória dos benefícios e dos dispêndios, percebe-se que os setores de alta intensidade tecnológica são aqueles que mais despendem em P&D, como também tiveram em média 21% do dispêndio em forma do benefício fiscal.

<sup>16.</sup> Dedução de mais 60% (100 + 60 = 160%) dos dispêndios com inovação tecnológica da base de cálculo (BC) do IR e da CSLL. Então, IR2 = 0.34 \* (BC - XPD). Para X = 0.6 a isenção fiscal é de 20,4% dos dispêndios. Com X = 1, a taxa de isenção chega a 34% dos dispêndios.

<sup>17.</sup> Ver apêndice deste artigo para o detalhamento.

Interessantemente, o segundo lugar em dispêndios é das firmas dos setores de média-baixa intensidade tecnológica, com 18% dos seus dispêndios descontados na forma de benefício fiscal.

TABELA 4 **Benefício fiscal e dispêndio segundo setor por intensidade tecnológica** 

			Benef	ício fiscal			Investime	ento em P&D	
		2006	2007	2008	2009	2006	2007	2008	2009
	Empresas	128	298	458	541	127	298	458	541
Total	Média	1.725	2.820	3.439	2.569	17.244	14.537	18.629	15.439
	d.p.	4.660	15.838	18.488	14.581	75.929	78.242	93.383	89.224
	Empresas	13	42	65	86	13	42	65	86
Baixa	Média	1.199	1.209	1.345	1.165	5.022	9.015	9.300	9.027
	d.p.	1.815	2.249	2.952	2.611	6.902	29.141	31.587	33.565
	Empresas	32	58	71	87	31	58	71	87
Média- baixa	Média	1.665	5.411	6.117	4.273	8.678	28.195	32.009	26.752
	d.p.	3.663	30.719	37.452	30.458	17.784	57.489	86.867	82.984
	Empresas	52	127	186	186	52	127	186	204
Média- alta	Média	949	2.661	3.385	3.385	13.143	12.596	19.771	17.005
arta	d.p.	1.320	12.116	12.899	12.899	60.412	50.504	75.045	68.285
	Empresas	15	26	54	63	15	26	54	63
Alta	Média	4.369	1.845	5.306	4.021	20.634	9.147	22.351	18.949
	d.p.	11.431	2.391	21.413	15.038	50.499	11.037	79.042	73.485

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores correntes em R\$ mil.

A tabela 5 apresenta estatísticas das variáveis utilizadas nas estimações dos modelos para as firmas classificadas segundo a realização de P&D e a obtenção do benefício da Lei do Bem. Na coluna "amostra geral", são apresentadas informações para todas as firmas da amostra, seguidas pelas informações das firmas que apresentaram dispêndio em P&D em algum ano da amostra (baseado nas informações da Pintec), denominada Realiza P&D. Essa subamostra equivale a 10,5% da amostra geral. Na última parte da tabela 5 são apresentadas as informações relativas às firmas que realizam P&D e que são beneficiadas pela Lei do Bem, constituindo apenas 1,4% do total de observações da amostra geral.

Inicialmente é importante observar, em todos os indicadores, a grande diferenciação entre as médias apresentadas pela amostra geral, para as empresas que realizam atividades de P&D e aquelas que são beneficiadas pela Lei do Bem. De modo geral, as firmas beneficiadas pela Lei do Bem são maiores, mais antigas, com empregados com maior nível de qualificação. As firmas que realizam P&D

são maiores em termos de pessoal ocupado (560 e 1.642, contra 126 funcionários das firmas que não realizam P&D), estoque de capital físico (R\$ 187,4 milhões e R\$ 653,53 milhões contra apenas R\$ 32,7 milhões), salientando que a amostra geral inclui as firmas que realizam P&D e recebem o benefício fiscal da Lei do Bem. Os indicadores de esforço em P&D, *PoTec* e *PDx* (número de pessoal técnico ocupado e dispêndio em P&D, respectivamente) apresentam crescimento exponencial em direção às firmas que recebem Lei do Bem. Enquanto a média de *PoTec* é de 2,2 empregados para a amostra geral, passa a ser 15,9 empregados para as empresas que realizam P&D e 70,7 para as firmas que são beneficiadas pela Lei do Bem. Os dispêndios médios em P&D são respectivamente iguais a R\$ 990 mil para a amostra geral, R\$ 3,04 milhões para as firmas que realizam P&D e R\$ 11,5 milhões para as beneficiárias da Lei do Bem.

TABELA 5
Estatísticas descritivas

		Amost	tra geral	Real	iza P&D	Recebe	Lei do Bem
		Média	d.p.	Média	d.p.	Média	d.p.
Idade	Anos	19,41	15,28	31,93	17,03	36,85	16,97
prop_feminino	-	0,29	0,27	0,25	0,20	0,22	0,16
prop_pgrau	-	0,55	0,29	0,42	0,25	0,28	0,21
Ро	Número de empregos	125,80	639,72	559,95	1.650,87	1.642,07	4.085,47
РоТес	Número de empregos	2,20	53,16	15,93	160,39	70,75	413,39
Mk	R\$ milhões	32,72	670,56	187,37	1.853,02	653,53	4.329,08
Мехр	US\$ milhões	2,19	66,70	16,80	202,44	75,02	508,84
PDx	R\$ milhões	0,99	20,32	3,04	35,41	11,52	73,45
Observações		443	3.887	46	5.548	6	.385

Elaboração dos autores.

# 4.2 Matching

O *matching* foi realizado segundo o *propensity score* estimado 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 especificação estimada do modelo *probit*, para utilização do benefício fiscal entre 2006 e 2009, incluiu variáveis representativas de tamanho da empresa, qualificação do trabalho, orientação exportadora, origem de capital, idade da empresa, além de variáveis *dummies* para controle setorial, entre os anos de 2005 e 2004. Foi aplicado um procedimento de redução do modelo geral para o específico a partir

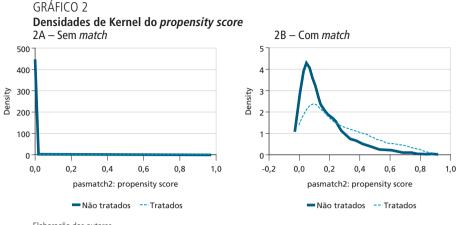
de testes de verossimilhança sequenciais. As estimativas do modelo indicaram, conforme esperado, que firmas maiores, com maior proporção de funcionários com terceiro grau completo e de maior qualificação em geral, exportadoras e com menor proporção de funcionários do sexo feminino têm maior probabilidade de obter o incentivo fiscal. Os resultados da estimação e dos testes de balanceamento estão apresentados no apêndice deste artigo.<sup>18</sup>

O gráfico 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 para a subamostra pareada (dentro do suporte comum). As densidades estimadas sugerem que os grupos de tratados e não tratados após o pareamento têm probabilidades similares de acesso ao benefício.

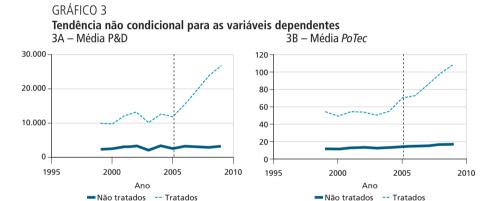
A partir da subamostra com pareamento é possível verificar a validade da hipótese de tendência comum incondicional das variáveis de interesse. O gráfico 2 apresenta a média incondicional do dispêndio para cada grupo por ano. A observação das tendências sugere que antes da Lei do Bem (antes de 2006) ambos os grupos seguiam tendências de crescimento similares de dispêndio em P&D (lado esquerdo do gráfico) e *Po Tec* (lado direito). Após 2005, os deslocamentos das séries de *Po Tec* e dispêndio em P&D, entre os grupos de tratados e não tratados, tornam-se evidentes.

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 de dispêndio envolverem 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 após 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 ambas variáveis dependentes, que existe um diferencial médio em favor das firmas do grupo de tratamento, tanto antes quanto depois de 2005. Nesse sentido, a utilização do estimador de efeitos fixos buscará controlar para esse diferencial, dada a hipótese de invariância no tempo.

<sup>18.</sup> Um teste *omnibus* para o balanceamento geral das duas amostras que é estatisticamente significativo para a amostra não balanceada (*Pseudo R* $^2$  = 0,374, *LR-Chi* $^2$  = 1.321,78, *p*-valor = 0,00), mas não é estatisticamente significativo para a amostra pareada (*Pseudo R* $^2$  = 0,02, *LR-Chi* $^2$  = 23,39, *p*-valor = 0,18).



Elaboração dos autores.



Elaboração dos autores.

#### 4.3 Estimação de impacto

O gráfico 4 resume os coeficientes obtidos nas diversas estimações para a amostra geral e para a amostra pareada, evidenciando as diferenças produzidas pelas diversas metodologias e formas funcionais adotadas. Um padrão consistente para todos os resultados é a distinção entre resultados com toda amostra e com a amostra pareada, sendo os resultados produzidos pela amostra pareada sistematicamente menores. As diferentes especificações sobre o estimador de efeitos fixos e *tobit* denotam o decaimento do efeito de impacto conforme adicionam-se variáveis explicativas. Também se observa um padrão de estimativa de impacto, em que os modelos com efeitos fixos estáticos fornecem um limite superior para as estimativas e um limite inferior para os modelos AR(1), conforme predito pela teoria econométrica.

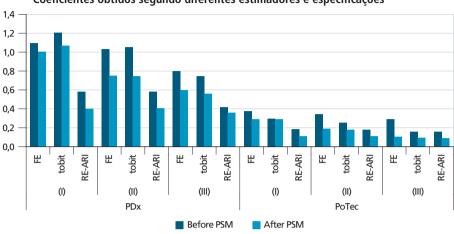


GRÁFICO 4
Coeficientes obtidos segundo diferentes estimadores e especificações

Elaboração dos autores.

As tabelas 6 e 7 apresentam os resultados das estimações dos modelos I, II e III para as variáveis *PDx* e *PoTec*, respectivamente, utilizando o modelo estático com efeitos fixos. São comparadas as estimativas para as amostras não pareada e pareada, a fim de se observar o impacto da estratégia de pareamento e da inserção sequencial de variáveis. Na coluna (1) são apresentados os resultados de estimações correspondentes a um modelo de painel com efeitos fixos, com os resultados do estimador de efeitos fixos *within* (MQO-FE) para toda a amostra. Nas demais colunas são apresentados os resultados, para toda a amostra e os setores, segundo intensidade tecnológica, do estimador *tobit*-FE. Nas primeiras seis colunas as estimações foram realizadas para a amostra total, e nas seis últimas sobre a amostra pareada, como descrito anteriormente. Para os modelos de ambas variáveis dependentes (*PDx* e *PoTec*), o nível de significância estatística dos coeficientes associados à variável *BEM* é de 1% em todos os modelos.

Conforme pode ser observado, os resultados do estimador de efeitos fixos within MQO e tobit (colunas 1 e 2, respectivamente) são similares para os modelos sem e com controles, havendo, conforme esperado, uma tendência a uma redução no impacto estimado na medida em que são inseridos controles nas equações. O impacto médio calculado para a variável de dispêndio, PDx, na amostra não pareada reduz-se de 198% no modelo sem controles, para 121% no modelo com todos os controles, enquanto nos modelos para a amostra pareada o impacto reduz-se de 171% no modelo sem controles, para 81% no modelo com todos os controles. Já para a variável dependente PoTec, o impacto médio estimado utilizando a amostra não pareada vai de 45% a 34%, utilizando o modelo de efeitos fixos estimados

<sup>19.</sup> O coeficiente é interpretado em termos percentuais a partir da seguinte expressão:  $100(e^{\beta}-1)$ .

por MQO, e de 35% a 17% quando estimado pelo estimador *tobit*-FE. Já com a amostra pareada, os resultados das estimações indicam um intervalo de estimação de 33% a 11% no estimador MQO e 33% a 10% no estimador *tobit*-FE. Esses resultados indicam, para os modelos da variável *PoTec*, que parte do problema de censura da variável dependente é minimizada com o procedimento de pareamento na medida em que melhora o grau de comparabilidade entre os grupos.

Os diferenciais de impactos estimados provenientes das duas amostras e das diversas especificações de modelos demonstra que a estratégia empírica para eliminação do viés de seleção apresentou resultados significativos. Já os coeficientes associados aos controles para tamanho, à idade da empresa, à orientação exportadora, à qualificação de pessoal e ao estoque de capital têm os sinais de acordo com o esperado, embora sua significância estatística varie conforme as amostras e as classificações setoriais.

As tabelas 8 e 9 apresentam os resultados com a adição do componente autorregressivo de primeira ordem na regressão e estimação de um painel com estimador de efeitos aleatórios. A primeira observação de interesse é que a discrepância das estimativas para a amostra não pareada e pareada no caso dos modelos autorregressivos é bem menor, demonstrando uma capacidade do componente autorregressivo de minimizar o efeito do viés de seleção sobre a estimativa de impacto. A estimativa de impacto para a variável de dispêndios *PDx* no modelo sem controles é de 79%, e do modelo com todos os controles é de 52% para a amostra não pareada, enquanto a estimativa de impacto para o modelo sem e com controles é de 51% e 43%, respectivamente, para a amostra pareada. Fato similar ocorre para os modelos com a variável *PoTec*, em que os limites superiores e inferiores dos modelos autorregressivos, sem e com controles, para as bases não pareada e pareada, foram, respectivamente, iguais a 20% e 17%, e 12% e 9%.

As estimações dos modelos estáticos (tabelas 6 e 7) nas subamostras definidas segundo o grau de intensidade tecnológica dos setores sugerem que o efeito no dispêndio em P&D é significativo em todos os segmentos, exceto para o subconjunto de firmas pertencentes a setores de alta intensidade tecnológica, em que não foi encontrado impacto estatisticamente significante na especificação com controles. Com relação ao modelo com todos os controles, os impactos estimados para os setores de baixa, média-baixa e média-alta intensidade tecnológica foram, respectivamente, iguais a 64%, 158% e 65%. Já para a variável dependente *PoTec*, os respectivos impactos estimados foram iguais a 8%, 9% e 8%. Para os setores de alta intensidade tecnológica, apresentou impacto estimado de 18% sobre o pessoal técnico-científico, sendo, neste caso, estatisticamente significativo em um nível de significância de 5%. Ou seja, existe uma divergência nas estimativas de impacto para os setores de alta intensidade tecnológica, não apenas no que tange à significância estatística dos coeficientes, mas também no que diz respeito à relação entre os coeficientes dos dois modelos.

No que diz respeito aos coeficientes estimados para os modelos autorregressivos para as subamostras definidas segundo o grau de intensidade tecnológica dos setores para ambas variáveis dependentes, *PDx* e *PoTec*, todos os coeficientes são estatisticamente significativos em um nível de significância de 1%, com exceção de um coeficiente estatisticamente significativo em um nível de 5%. Para os modelos de dispêndio, os impactos estimados nos modelos de amostra pareada para os setores de baixa, média-baixa, média-alta e alta são de 41%, 69%, 32% e 45%, respectivamente. Nos modelos para a variável dependente *PoTec*, as respectivas estimativas de impacto setoriais foram iguais a 7%, 12%, 6% e 12%. A essa altura é importante observar que o impacto sobre os dispêndios é bastante superior relativamente aos impactos sobre o pessoal técnico-científico. Duas causas combinadas podem explicar tal discrepância: a possibilidade de aumento nominal, não neutralizado pelo deflacionamento dos dispêndios, e a desconsideração dos gastos em custeio e capital nos dispêndios em P&D. Ainda assim, dada a restrição de informações, essa é a melhor estimativa de que se dispõe.<sup>20</sup>

A comparação entre as estimativas de impacto setoriais produzidas pelos modelos estáticos e autorregressivos com controles está apresentada no gráfico 5. Conforme pode ser percebido inicialmente, os maiores impactos são verificados para os setores de média-baixa intensidade tecnológica. No entanto, é nesse conjunto de setores que se verifica a maior variabilidade de impactos estimados para o nível de dispêndios em P&D, com uma diferença de 89 pontos percentuais (p.p.) entre os impactos estimados. Para os demais setores, as diferenças de impacto situam-se entre 19 p.p. e 32 p.p. a favor dos modelos estáticos. Já no impacto estimado para a variável de *Po Tec*, o maior diferencial encontra-se nas estimativas para as firmas de setores de alta intensidade tecnológica (6 p.p.), enquanto o menor diferencial é para os setores de média-baixa intensidade, com -2 p.p. Isto é, o único caso em que o coeficiente do modelo estático foi ligeiramente inferior ao coeficiente do modelo autorregressivo.

Conforme discutido anteriormente, segundo previsto em lei, no que tange à hipótese de adicionalidade, esta seria verificada caso o incremento em dispêndios fosse superior a 20,4% no seu limite inferior, e 30,4% no limite superior da lei. Considerando todas as estimativas, segundo os diversos procedimentos de estimação e formas funcionais, além do resultado confirmatório trazido pelos modelos com a variável dependente *PoTec*, observamos que a Lei do Bem produziu um efeito de adicionalidade para os dispêndios em P&D no período analisado.

<sup>20.</sup> Inicialmente, é importante admitir que por ser uma variável construída por meio de interpolação, pode conter erros de medida que poderiam levar a algum viés nas estimativas caso a suposição de que o erro de medida seja estatisticamente independente das variáveis explicativas não seja válida. Essa hipótese é menos provável do que a hipótese de que o processo de interpolação embuta alguma variação no custo nominal da P&D que não seja efetivamente captada pelo índice de inflação utilizado para deflacionar os gastos. Há ainda uma segunda possibilidade de que a diferença seja oriunda dos demais gastos de custeio e capital, algo também a se considerar aqui. Por fim, Cerulli e Poti (2012) observam que os modelos em que a variável de dispêndio é a variável dependente são aqueles que apresentam os resultados com maior disparidade quando estimados por diferentes metodologias econométricas.

Resultados modelos de efeitos fixos: PDx Tabela 6

							Dispêndio em P&D, PDxt	n P&D, <i>PDxt</i>					
				Sem PSM	PSM					Com PSM	PSM		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(9)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(9)
Especificação		MQO-FE	Geral	Baixa	Média- baixa	Média-alta	Alta	MQO-FE	Geral	Baixa	Média- baixa	Média-alta	Alta
\$	BEMt	1,093***	1,198***	1,079***	1,558***	1,018***	1,218***	***866'0	1,058***	0,933***	1,437***	***956'0	1,178***
(1)		(0,139)	(0,132)	(0,264)	(0,324)	(0,196)	(0,339)	(0,137)	(0,134)	(0,258)	(0,328)	(0, 198)	(0,347)
	+ 1 4 1 0	1,023***	1,041***	0,928***	1,600***	***196'0	1,007***	0,750***	0,744***	**099'0	1,161***	***/29'0	0,707**
	BEIMI	(0,141)	(0,137)	(0,280)	(0,330)	(0,200)	(0,343)	(0,141)	(0,139)	(0,282)	(0,345)	(0,204)	(0,344)
=		0,241***	0,327***	0,150	0,428***	0,398***	0,324***	0,343***	0,422***	0,282**	0,427***	0,488***	0,433***
Ē	empr_anos	(0,033)	(0,039)	(0,094)	(060'0)	(0,064)	(0,073)	(0,050)	(0,054)	(0,136)	(0,137)	(980'0)	(0,101)
	empr_anos2	-2,290***	-3,060***	-0,934	-4,230***	-4,130***	-2,750**	-2,810***	-3,440***	-1,860	-3,230**	-4,520***	-3,230**
		(0,407)	(0,477)	(1,040)	(1,050)	(0,777)	(1,090)	(0,581)	(0,622)	(1,420)	(1,540)	(686'0)	(1,440)
	D 7.1 / 4+	0,795***	0,750***	0,640**	1,311***	***604'0	0,646*	0,595***	0,561***	0,494*	0,947***	**005'0	0,496
	DEIMI	(0,136)	(0,133)	(0,275)	(0,319)	(0, 190)	(0,354)	(0,137)	(0,135)	(0,271)	(0,335)	(0,195)	(0,358)
	silval	1,264***	1,670***	1,773***	1,830***	1,568***	1,621***	1,225***	1,454***	1,567***	1,572***	1,561***	1,171***
	hindi	(0,082)	(0,103)	(0,207)	(0,262)	(0,160)	(0,247)	(0,129)	(0,143)	(0,342)	(0,439)	(0,193)	(0,317)
	200	-1,406***	-1,718***	-1,653*	-1,771*	-1,945**	-1,741	-1,006	-1,069	-1,088	0,912	-1,867*	-1,437
	prop_pgrau	(0,411)	(0,490)	(066'0)	(0,995)	(0,775)	(1,190)	(0,656)	(0,714)	(1,487)	(1,659)	(0,994)	(1,970)
(III)	Jone James	0,064*	0,087**	-0,052	0,181*	0,160**	0,033	0,144***	0,187***	0,017	0,248*	0,243***	0,173
	ellipi _allos	(0,035)	(0,042)	(0,091)	(860'0)	(0,067)	(680'0)	(0,054)	(0,059)	(0,137)	(0,143)	(0,092)	(0,138)
	Cross ramo	-1,100***	-1,420***	0,305	-2,680**	-2,550***	-0,313	-1,380**	-1,730***	0,054	-1,720	-2,930***	-0,954
	ellipi _allosz	(0,406)	(0,474)	(0,962)	(1,100)	(0,759)	(1,160)	(0,586)	(0,628)	(1,390)	(1,530)	(0,964)	(1,620)
	*	***080'0	**680'0	0,022	0,222	0,107**	0,050	0,049	0,048	980'0	0,297*	0,015	0,031
		(00'030)	(9:00'0)	(0,087)	(0,155)	(0,054)	(0,052)	(0,039)	(0,046)	(0,115)	(0,174)	(0,080)	(0,062)
Número de observações	ervações	24.344	24.344	096.9	5.469	8.414	3.225	11.217	11.217	2.608	2.361	4.659	1.558
Número de firmas	las	3.458	3.458	919	802	1.212	486	1.210	1.210	768	258	510	171

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*; \*\*\* \*\*\* representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Erros-padrão entre parênteses. O coeficiente de *empr\_anos*2 foi multiplicado por um fator 1.000. *Dummies* de ano omitidas.

TABELA 7 Resultados modelos de efeitos fixos: *PoTec* 

							Pessoal tecnico, <i>PoTec</i> t	nco, <i>Po le</i> c <sub>t</sub>					
				Sem PSM	PSM					Com PSM	PSM		
		(5)	(2)	(3)	(4)	(2)	(9)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(9)
Especificação		OLS-FE	Geral	Baixa	Média-baixa	Média-alta	Alta	OLS-FE	Geral	Baixa	Média-baixa	Média-alta	Alta
=	- P.	0,371***	0,297***	0,333***	0,216***	0,283***	0,406***	0,288***	0,291***	0,322***	0,228***	0,270***	0,429***
	BEIVIL	(0,031)	(0,029)	(0,059)	(0,059)	(0,044)	(6/0'0)	(0,029)	(0,029)	(0,061)	(090'0)	(0,043)	(0,082)
	7,44	0,345***	0,256***	0,258***	0,199***	0,258***	0,351***	0,187***	0,181***	0,160***	0,164***	0,166***	0,305***
	BEINI	(0,031)	(0,028)	(0,057)	(0,058)	(0,043)	(0,078)	(0,029)	(0,029)	(0,056)	(0,061)	(0,043)	(6/0/0)
	2000	0,013***	***990'0	0,071***	0,055***	0,067***	***680'0	0,092***	0,116***	0,144***	0,082***	0,112***	0,138***
(II)	enipi_anos	(0,001)	(0,002)	(0,004)	(0,004)	(00'00)	(600'0)	(0,007)	(800'0)	(0,016)	(0,016)	(0,012)	(0,023)
	Cook	-0,027	-0,471***	-0,426***	***866'0-	-0,550***	-0,683***	-0,610***	-0,822***	***6/6'0-	-0,549***	-0,818***	-1,120***
	enipi_anosz	(0,017)	(0,035)	(090'0)	(0,064)	(690'0)	(0,139)	(0,087)	(0,094)	(0,178)	(0,181)	(0,157)	(0,278)
	D C A A+	0,293***	0,159***	0,156***	0,137***	0,158***	0,203***	0,106***	0,0925***	0,0773	* 1880'0	0,0774**	0,168***
	DEIWIL	(0,028)	(0,023)	(0,050)	(0,051)	(0,034)	(0,062)	(0,024)	(0,023)	(0,050)	(0,051)	(0,035)	(0,061)
	2700	0,178***	0,532***	0,529***	0,486***	0,557***	0,579***	***695'0	0,663***	***899'0	0,683***	0,665***	0,629***
	buodi	(0,004)	(0,010)	(0,017)	(0,018)	(0,022)	(0,031)	(0,028)	(0,032)	(0,044)	(690'0)	(0,059)	(0,076)
		-0,0857***	-0,410***	-0,404***	-0,432***	-0,403***	-0,427***	-0,341***	-0,510***	-0,941***	-0,431*	-0,325**	-0,740**
	prop_pgrau	(0,008)	(0,029)	(0,059)	(0,049)	(0,052)	(0,112)	(0,091)	(660'0)	(0,156)	(0,221)	(0, 163)	(0,333)
(III)	2000	0,003***	0,011***	0,020***	900'0	*600'0	0,014	0,011	0,017**	0,030**	-0,004	0,025**	0,010
	enipi_anos	(0,001)	(0,003)	(0,005)	(00'00)	(0000)	(600'0)	(0,007)	(0,008)	(0,015)	(0,018)	(0,012)	(0,025)
	Cour samo	0,055***	-0,091***	*860'0-	680'0-	-0,137**	-0,011	-0,021	-0,137	-0,261*	000'0	-0,186	-0,030
	ביווטו _מווטאל	(0,016)	(0,033)	(0,056)	(090'0)	(0,063)	(0,123)	(0,080)	(0,085)	(0,156)	(0,170)	(0,141)	(0,264)
	11	00000	0,004***	0,003	*500'0	0,001	* 200'0	0,003	0,013**	800'0	0,025*	0,001	0,026*
	<		(0,001)	(0,003)	(0,002)	(00'003)	(0,004)	(0,005)	(900'0)	(0,013)	(0,015)	(600'0)	(0,014)
Número de observações	rvações	347.217	347.217	154.785	107.517	60.334	16.687	20.018	20.018	4.706	4.733	8.011	2.411
Número de firmas	Ş	65.558	65.558	31.131	20.189	10.123	2.702	2.004	2.004	476	466	801	244

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*, \*\*, \*\*\* representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Erros-padrão entre parênteses. O coeficiente de *empr\_anos*2 foi multiplicado por um fator 1.000. *Dummies* de ano omitidas.

TABELA 8 Resultados modelos autorregressivos: *PDx* 

					Dispêndio em P&D, <i>PDxt</i>	P&D, <i>PDxt</i>				
			Sem PSM					Com PSM		
. 1	(1)	(2)	(3)	(4)	(2)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
•	Geral	Baixa	Média-baixa	Média-alta	Alta	Geral	Baixa	Média-baixa	Média-alta	Alta
*PVJQ	0,581***	0,617***	***8/2/0	0,473***	***465'0	0,414***	0,382***	0,639***	0,350***	0,412***
DEWIL	(0,044)	(0,092)	(0,107)	(890'0)	(0,110)	(0,047)	(680'0)	(0,121)	(0,074)	(0,123)
(1)	0,855***	0,854***	0,837***	***958'0	0,838***	0,851***	***998'0	0,814***	***958'0	0,826***
7DXt-1	(0,004)	(00'00)	(600'0)	(800'0)	(0,012)	(00'00)	(0,011)	(0,017)	(0,010)	(0,020)
Número de observações	20.824	6.026	4.648	7.161	2.728	10.007	2.339	2.100	4.138	1.381
Número de firmas	2,282	651	497	782	311	1,064	245	217	437	147
*P V J C	0,584***	0,617***	***9/2′0	0,477***	0,603***	0,414***	0,384***	0,635***	0,353***	0,413***
DEIVIL	(0,044)	(0,091)	(0,108)	(0,068)	(0,111)	(0,047)	(0,088)	(0,124)	(0,073)	(0,123)
ìd	0,856***	0,854***	0,835***	***958'0	***658'0	0,851***	0,865***	0,802***	***958'0	0,827***
(II)	(0,004)	(0,007)	(0,010)	(800'0)	(0,012)	(00'00)	(0,012)	(0,018)	(0,011)	(0,021)
	*900'0-	-0,005	800'0	-0,001	-0,018**	-0,002	800'0-	0,021	600'0	-0,010
empi_amos	(0,003)	(0,006)	(0,008)	(900'0)	(600'0)	(00'00)	(0,011)	(0,014)	(00'00)	(0,013)
Canac name	0,0562	0,0661	-0,0771	6800'0-	0,214*	0,0176	0,111	-0,15	-0,137	0,0946
empi_amosz	(0,044)	(0,079)	(0,103)	(0,078)	(0,125)	(0,062)	(0,129)	(0,161)	(660'0)	(0,173)
Número de observações	20.824	6.026	4.648	7.161	2.728	10.007	2.339	2.100	4.138	1.381
Número de firmas	2.282	651	497	782	311	1,064	245	217	437	147

(Continua)

-	_
- 0	0
30	ū
- (	۰
- 0	n
-	Ŧ
7	=
.=	=
+	_
2	=
- 0	Э
	)

						Dispêndio em P&D, <i>PDxt</i>	P&D, PDxt				
	•			Sem PSM					Com PSM		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		Geral	Baixa	Média-baixa	Média-alta	Alta	Geral	Baixa	Média-baixa	Média-alta	Alta
	D	0,420***	0,435***	0,557***	0,293***	0,421***	***096'0	0,343***	0,523***	0,278***	0,372***
	BEIVIL	(0,044)	(0,084)	(0,108)	(0,070)	(0,109)	(0,048)	(0,085)	(0,123)	(9/0/0)	(0,122)
	ć	0,819***	0,819***	***508'0	***808'0	0,804***	0,819***	0,826***	0,782***	***808'0	0,802***
	170xt-1	(00'00)	(0,008)	(0,011)	(600'0)	(0,015)	(800'0)	(0,014)	(0,019)	(0,012)	(0,023)
	مارما	0,216***	0,214***	0,254***	0,292***	0,224***	0,221***	0,193***	0,227***	***808'0	0,182**
	buodi	(0,014)	(0,025)	(0,039)	(0,023)	(0,041)	(0,020)	(0,041)	(090'0)	(0,030)	(0,071)
		-0,942***	***059'0-	-0,547***	-0,802***	-1,176***	***088'0-	-0,710***	-0,167	-0,621***	-1,124**
	prop_pgrau	(0,068)	(0,124)	(0,168)	(0,117)	(0,232)	(0,111)	(0,204)	(0,265)	(0,171)	(0,439)
	3 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6 6	***600'0-	-0,012**	0,001	-0,003	-0,027***	-0,007	-0,018*	0,011	0,005	-0,022*
	empr_anos	(0,004)	(900'0)	(600'0)	(900'0)	(600'0)	(0000)	(0,011)	(0,014)	(0,008)	(0,013)
	2000	990'0	0,124	-0,060	-0,041	**008'0	0,040	0,200	-0,100	-0,142	0,211
	empi_anosz	(0,045)	(0,077)	(0,106)	(0,083)	(0,129)	(0,063)	(0,128)	(0,162)	(0,105)	(0,174)
	÷	-0,016**	0,015	-0,011	-0,024*	-0,022	-0,003	0,046	-0,005	-0,010	0,012
	¥.	(0,008)	(0,018)	(0,020)	(0,013)	(0,015)	(0,011)	(0,031)	(0,031)	(0,016)	(0,032)
Número de observações	bservações	20.769	6.021	4.648	7.158	2.702	9.983	2.336	2.100	4.138	1.381
Número de firmas	rmas	2.259	651	497	780	305	1,049	245	217	437	147

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*; \*\*\*, \*\*\* representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Erros-padrão entre parênteses. O coeficiente de *empr\_anos*2 foi multiplicado por um fator 1.000. *Dummies* de ano omitidas.

TABELA 9 Resultados modelos autorregressivos: *PoTec* 

					Pessoal técnico, <i>PoTec</i> <sub>t</sub>	co, <i>Po Tec</i> t				
			Sem PSM					Com PSM		
. '	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(2)
	Geral	Baixa	Média-baixa	Média-alta	Alta	Geral	Baixa	Média-baixa	Média-alta	Alta
200444	0,182***	0,170***	0,221***	0,157***	0,170***	0,114***	0,0957***	0,150***	***9080′0	0,148***
DEIWI	(0,012)	(0,025)	(0,022)	(0,018)	(0,035)	(0,013)	(0,027)	(0,024)	(0,020)	(0,041)
(1)	***096'0	0,961***	0,945***	***656'0	***096'0	0,949***	0,947***	0,946***	0,953***	0,920***
rojec <sub>t-1</sub>	(0,001)	(0,002)	(00'00)	(0,002)	(0,004)	(0,003)	(00'00)	(0,008)	(0,004)	(0,013)
Número de observações	308.834	133.397	93.063	57.159	17.595	18.062	4.216	4.255	7.183	2.158
Número de firmas	72.287	32.307	21.249	12.704	4.085	2.081	476	464	803	244
DE14	0,180***	0,171***	0,217***	0,152***	0,165***	0,114***	0,0962***	0,151***	***66/0'0	0,149***
DEIVIL	(0,012)	(0,025)	(0,022)	(0,018)	(0,035)	(0,013)	(0,027)	(0,024)	(0,020)	(0,041)
Octo	0,957***	0,955***	0,941***	***856'0	0,957***	0,949***	0,945***	0,940***	0,954***	0,922***
rojec <sub>t-1</sub>	(0,001)	(00'003)	(00'00)	(0,002)	(0,005)	(00'003)	(900'0)	(600'0)	(00'00)	(0,014)
	*900'0-	-0,005	800'0	-0,001	-0,018**	-0,001	0,001	0,002	-0,002	-0,001
enina_anos	(0,003)	(900'0)	(800'0)	(900'0)	(600'0)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(00'003)
Canac anno	0,0562	0,0661	-0,0771	6800'0-	0,214*	0,0101	-0,0094	-0,0133	0,0197	0,00354
enip _anosz	(0,044)	(6/0/0)	(0,103)	(0,078)	(0, 125)	(0,011)	(0,019)	(0,022)	(0,017)	(0,039)
Número de observações	308.054	133.037	92.882	57.038	17.547	18.062	4.216	4.255	7.183	2.158
Número de firmas	71.721	32.056	21.109	12.617	4.054	2.081	476	464	803	244

(Continua)

-	-	-	٠
2	0	Ť	1
	ţ		j
	ċ	ī	٦
	-	-	٦
	7	=	-
	à		
٠	+		
	S		
		7	
¢			ì
ľ	٠	-	1

						Pessoal técnico, <i>PoTec</i> t	co, <i>PoTec</i> t				
				Sem PSM					Com PSM		
	. '	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ı	Geral	Baixa	Média-baixa	Média-alta	Alta	Geral	Baixa	Média-baixa	Média-alta	Alta
	0.00	0,156***	0,156***	0,189***	0,116***	0,137***	0,0863***	0,0651**	0,112***	0,0549***	0,113***
	BEIVIL	(0,012)	(0,026)	(0,024)	(0,018)	(0,036)	(0,013)	(0,027)	(0,024)	(0,020)	(0,041)
	T.O.	***806'0	0,901***	***088'0	0,882***	***588'0	***698'0	0,853***	***058'0	***858'0	0,843***
	rorec <sub>t-1</sub>	(0,002)	(00'003)	(0,004)	(0,004)	(0,007)	(0,007)	(0,011)	(0,016)	(0,011)	(0,022)
	1	0,0576***	0,0474***	0,0683***	0,0902***	0,0851***	0,112***	0,118***	0,140***	0,132***	0,123***
	buodi	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(00'00)	(900'0)	(0,006)	(0,010)	(0,016)	(0,012)	(0,020)
	1	-0,0826***	-0,0421***	-0,0571***	-0,130***	-0,174***	-0,372***	-0,300***	-0,255***	-0,397***	-0,435***
(III)	prop_pgrau	(0,002)	(0,002)	(0,004)	(00'00)	(0,013)	(0,024)	(0,039)	(0,046)	(0,041)	(0,094)
	3	0000'0	000'0	*000'0	-0,001**	-0,001	-0,002**	-0,002	-0,003	-0,001	-0,005
	empr_anos					(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(00'003)
	2000	0,001	0,004	0,004	0,005	0,010	0,013	0,023	0,019	0,004	0,041
	empi_amosz	(0,002)	(00'003)	(00'00)	(900'0)	(0,012)	(0,012)	(0,022)	(0,026)	(0,019)	(0,044)
	1	0,001***	***000'0	*000'0	0,001***	0,001	**500'0	*600'0	0,013***	900'0	0,001
	<b>4</b>	,		•	•	(0,001)	(0,002)	(0,005)	(00'00)	(0,003)	(00'00)
Número de observações	ervações	268.428	118.075	82.986	48.002	13.310	17.938	4.211	4.255	7.175	2.157
Número de firmas	ias	53.297	24.832	16.296	8.612	2.394	2.000	475	464	800	244

Elaboração dos autores. Obs.: 1. \*, \*\*, \*\*\* representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente. 2. Erros-padrão entre parênteses. O coeficiente de *empr\_anos*2 foi multiplicado por um fator 1,000. *Dummies* de ano omitidas.

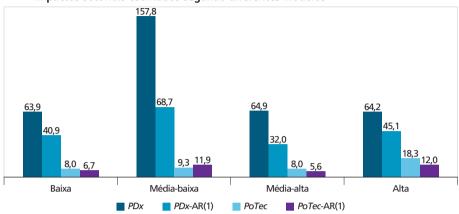


GRÁFICO 5 Impactos setoriais estimados segundo diferentes modelos

Elaboração dos autores.

### **5 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Este trabalho contribui com evidências sobre a efetividade dos incentivos fiscais à P&D nas firmas industriais brasileiras. Foi analisado, em particular, o impacto da Lei do Bem sobre duas variáveis, que se espera resultados diretos: o dispêndio privado em P&D e o número de pessoal técnico empregado em empresas industriais brasileiras. Em concordância com a literatura internacional, os resultados deste trabalho sugerem que há um efeito de adicionalidade para a indústria em geral.

Os modelos econométricos apresentam um impacto positivo tanto no nível de dispêndio em P&D quanto para o número de pessoal técnico-científico ocupado, sendo aceita a hipótese de adicionalidade para os dispêndios em P&D. O aumento estimado no dispêndio em P&D devido ao incentivo fiscal situou-se no intervalo entre 43% e 81%, em média, enquanto o aumento no número de pessoal técnico-científico ficou situado no intervalo entre 9% e 10%, em média. Um único resultado ambíguo, em termos de significância estatística, foi obtido para as firmas pertencentes aos setores industriais de alta intensidade tecnológica. Para os demais setores, os resultados foram positivos e estatisticamente significativos.

A verificação da hipótese de adicionalidade pode ser racionalizada como resultado da maior autonomia adquirida pelos setores de P&D, que permite a manutenção ou a ampliação dos seus gastos, permitindo a suavização temporal dos gastos e diminuindo a incerteza sobre a continuidade dos projetos.

Dadas essas evidências positivas para o impacto da Lei do Bem, cabe discutir formas de aperfeiçoamento do instrumento. À medida que o conhecimento do

instrumento de incentivo aumenta e os ganhos de *expertise* em sua obtenção vão aumentando, é importante atentar para a intensificação da utilização do instrumento.

É necessário ampliar a capacidade de utilização do benefício fiscal, alargando não apenas sua base de beneficiárias, mas permitindo sua plena utilização por parte das firmas. Isso envolve maior esclarecimento e melhor regulamentação por parte dos executores da lei (MCTI e Receita Federal). Adicionalmente, é necessário pensar em alterações futuras da lei, a fim de preservar o incentivo à medida que os seus retornos vão se reduzindo. Nesse sentido, é importante refletir sobre regras de utilização baseadas no incremento em gastos de P&D, em vez da isenção fiscal baseada no total de gastos realizados, ou variações nos determinantes do custo de uso do capital. Ou seja, ainda que esses resultados apontem para a efetividade do benefício fiscal, é importante não se perder de vista o constante processo de aperfeiçoamento do instrumento, discutindo as alternativas de aprimoramentos para evitar seu esgotamento.

#### REFERÊNCIAS

ALVES, P.; SILVA, A. M. Estimativa do estoque de capital das empresas industriais brasileiras. Brasília: Ipea, 2008. (Texto para Discussão, n. 1325).

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. S. **Mostly harmless econometrics**: an empiricist's companion. Princeton: Princeton University Press, 2009.

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, p. 16-21, 2009.

BECKER, B. Public R&D policies and private R&D investment: a survey of the empirical evidence. **Journal of Economic Surveys**, v. 29, n. 5, p. 917-942, 2015.

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. Microeconometric models of investment and employment. **Handbook of Econometrics**, v. 6, p. 4417-4498, Jun. 2007.

BRASIL. Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação. **Lei do Bem**. Brasília: MCTI, 2012. Disponível em: <a href="https://goo.gl/kXfEIx">https://goo.gl/kXfEIx</a>.

; \_\_\_\_\_\_\_. **2.1.7 Brasil**: comparação dos dispêndios em P&D (em valores de 2013) com o produto interno bruto (PIB), 2000-2013. Brasília: MCTI, 2015. Disponível em: <a href="https://goo.gl/3cf4Xm">https://goo.gl/3cf4Xm</a>.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. **Informações gerais**. Brasília: MCTI, [s.d.]. Disponível em: <a href="https://goo.gl/r2cp0s">https://goo.gl/r2cp0s</a>.

CARBONI, O. A. **The effect of R&D subsidies on private R&D**: evidence from italian manufacturing data. Cagliari: University of Cagliari and Sassari, 2008. (Working Paper CRENoS, n. 200815).

CERULLI, G.; POTÌ, B. Evaluating the robustness of the effect of public subsidies on firms' R&D: an application to Italy. **Journal of Applied Economics**, v. 15, n. 2, p. 287-320, 2012.

CZARNITZKI, D.; HANEL, P.; ROSA, J. M. Evaluating the impact of R&D tax credits on innovation: a microeconometric study on Canadian firms. **Research Policy**, v. 40, p. 217-229, 2011.

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.

GOOLSBEE, 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 1980s: success or failure? **Tax Policy and The Economy**, v. 7, p. 1-36, 1993.

HALL, B. H.; HAYASHI, F. Research and development as an investment. Cambridge: NBER, 1989. (NBER Working Paper, n. 2973).

HALL, B. H.; LERNER, J. **The financing of R&D and innovation**. TC Maastricht: UNU, 2010. (Working Paper, n. 012).

HALL, R. E.; JORGENSON, D. W. Tax policy and investment behavior. **American Economic Review**, v. 57, n. 3, p. 391-414, 1967.

HONORÉ, B. E. Trimmed lad and least squares estimation of truncated and censored regression models with fixed effects. **Econometrica**, v. 60, n. 3, p. 533-565, 1992.

KANNEBLEY JR., S. *et al.* **Productive development policies and innovation spillovers through labor force mobility**: the case of the Brazilian innovation support system. Washington: IDB, 2013. (IDB Publications, n. 459).

KANNEBLEY JR., S.; PORTO, G. S. Incentivos fiscais à pesquisa, desenvolvimento e inovação no Brasil: uma avaliação das políticas recentes. Washington: IDB, 2012. (IDB Publications, n. 326).

MAIRESSE, J.; BENOÎT, M. Une évaluation du crédit d'impôt recherche en France, 1980-1997. Bordeaux: Insee, 2004. (Série des Documents de Travail du Crest, n. 2004-43).

MOITA, R. M. S.; SOUZA, E. C. Gasto em P&D e poder de mercado: teoria e evidência para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 1, p. 101-131, 2011.

MULKAY, B.; HALL, B. H.; MAIRESSE, J. Firm level investment and R&D in France and the United States: a comparison. In: DEUTSCHE BUNDESBANK. **Investing today for the world of tomorrow**. New York: Springer, 2001. p. 229-273.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Main science and technology indicators**. Paris: OECD, 2016. Disponível em: <a href="https://goo.gl/bPe5MX">https://goo.gl/bPe5MX</a>>.

PARSONS, M.; PHILLIPS, N. An evaluation of the federal tax credit for scientific research and experimental development. Ottawa: Ministère des Finances, 2007.

PORTO, G., KANNEBLEY Jr., S. Memória, C. Ampliação e atualização dos processos institucionais de formulação, implantação e avaliação das políticas de ciência, tecnologia e inovação no Brasil. Brasília: MCTI, 2014.

YANG, C. H.; HUANG, C. H.; HOU, T. C. T. Tax incentives and R&D activity: firm-level evidence from Taiwan. **Research Policy**, v. 41, n. 9, p. 1578-1588, 2012.

# **APÊNDICE A**

#### **RESULTADOS DO MATCHING**

TABELA A.1 Modelo *probit*: probabilidade de participação com *t* = 2005

	Coeficiente	d.p.	Z	pr >  z
log(pot-1)	0.455	0.139	3.27	0.00
log(pot)2	0.075	0.011	7.00	0.00
log(pot-1)2	-0.076	0.016	-4.80	0.00
log(prop_tgraut)	0.842	0.210	4.01	0.00
prop_femininot	-1.800	0.739	-2.44	0.02
log(prop_tgraut-1)	1.445	0.736	1.96	0.05
log(empr_anost)	0.089	0.046	1.95	0.05
log(educat)	2.525	0.269	9.40	0.00
log(expt)	0.057	0.006	9.30	0.00
Número de observações	-	-	27.162	-
LR chi2 (19)	-	-	2579.43	-
Prob > chi2	-	-	0.00	-
Log likelihood	-	-	-1399.4889	-
Pseudo R2	-	-	0.4796	-

Elaboração dos autores.

Obs.: Dummies regionais e setoriais omitidas; estr, prop\_tgraut, pot e expt-1 removidos devido a p > 20%.

TABELA A.2 **Teste de balanceamento** 

		Amostra sen	n pareamento			Amostra com	n pareamento	1
	<i>T</i> = 1	<i>T</i> = 0	t	p >  t	<i>T</i> = 1	T = 0	t	p >  t
				Cova	riadas			
log(po <sub>t</sub> )	6.40	4.25	50.18	0.00	6.29	6.27	0.23	0.82
log(PoTec₁)	2.51	0.32	71.62	0.00	2.34	2.36	-0.22	0.83
log(po <sub>t</sub> )2	42.93	19.03	57.20	0.00	41.28	40.95	0.32	0.75
<i>estr</i> <sub>t</sub>	0.38	0.04	39.27	0.00	0.37	0.40	-0.88	0.38
empr_anos <sub>t</sub>	37.95	22.14	23.01	0.00	37.43	36.91	0.51	0.61
educa <sub>t</sub>	10.54	8.28	28.63	0.00	10.49	10.61	-1.22	0.22
prop_tgrau <sub>t</sub>	0.25	0.08	30.26	0.00	0.25	0.27	-1.47	0.14
prop_pgrau <sub>t</sub>	0.25	0.54	-25.48	0.00	0.26	0.25	1.10	0.27
setor1 <sub>t</sub>	0.01	0.00	3.17	0.00	0.01	0.00	1.12	0.26
setor2t	0.11	0.12	-0.59	0.56	0.12	0.13	-0.82	0.41
setor3 <sub>t</sub>	0.03	0.11	-6.26	0.00	0.03	0.03	0.33	0.74
setor4 <sub>t</sub>	0.28	0.16	7.80	0.00	0.28	0.28	0.00	1.00
setor5 <sub>t</sub>	0.26	0.19	3.91	0.00	0.27	0.28	-0.51	0.61
setor6 <sub>t</sub>	0.14	0.04	11.21	0.00	0.12	0.11	0.51	0.61

(Continua)

#### (Continuação)

		Amostra sem	n pareamento			Amostra com	pareamento	
	<i>T</i> = 1	T = 0	t	$\rho >  t $	<i>T</i> = 1	T = 0	t	$\rho >  t $
				Cova	ariadas			
setor7 <sub>t</sub>	0.05	0.02	4.82	0.00	0.04	0.04	0.73	0.46
setor8 <sub>t</sub>	0.07	0.14	-4.23	0.00	0.08	0.07	0.49	0.63
setor9t	0.00	0.00	-1.35	0.18	0.00	0.00	-	-
setor10 <sub>t</sub>	0.03	0.03	-0.38	0.70	0.03	0.01	1.58	0.11
setor11 <sub>t</sub>	0.00	0.01	-1.21	0.23	0.00	0.01	-1.92	0.06
			Variável o	dependente				
PD1 <sub>t</sub>	9599.10	314.51	13.05	0.00	4876.20	3143.70	1.69	0.09

Elaboração dos autores.

Obs.: T = 1 e T = 0 indicam as respectivas médias; t a estatística t; e p > |t| o p-valor.

QUADRO A.1 Classificação setorial segundo 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	Eletroeletrônica	31
Fabricação de máquinas e equipamentos	Eletroeletrônica	29
Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	Mecânica e transportes	34
Alta	,	
Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos	Química	245
Fabricação de material eletrônico e de aparelhos de comunicações	Eletroeletrônica	32
Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	Eletroeletrônica	33
Fabricação de outros equipamentos de transporte	Mecânica e transportes	35

Elaboração dos autores.