

O novo código brasileiro de proteção à propriedade industrial e seu impacto nos investimentos em P&D¹

Resumo: O objetivo deste trabalho de pesquisa é investigar empiricamente o efeito da mudança na Lei de Patentes brasileira (Lei nº 9.279/1996) nos investimentos feitos por empresas brasileiras em P&D. A mudança na Lei de Patentes implicou em um aumento no grau de proteção à propriedade intelectual exclusivamente em três setores (alimentício, farmacêutico e químico), constituindo assim um experimento natural. Estimamos dois modelos do tipo “diferenças em diferenças” usando dados da ECONOMATICA: *pooled regressions* e Fama-MacBeth. As estimativas do modelo *pooled* nos mostraram que ações de firmas beneficiadas pela nova lei tiveram aumentos em seus retornos mensais 1,36% (136 pontos base) superiores a firmas não afetadas pela mudança legal. Este resultado é robusto à inclusão de diversas variáveis de controle como beta de mercado, tamanho da empresa e razão *book-to-market*, entre outras, e à estimação do tipo Fama-MacBeth. Concluimos que a mudança na lei incentivou firmas nos setores afetados adotarem projetos em P&D.

Palavras-chave: Lei de Patentes; Inovação; Investimentos em P&D.

Classificação JEL: O31; O34; L50; G12.

Abstract: The purpose of this study is to empirically investigate the effect of the change in Brazilian Patent Law (Law nº 9.279/1996) in investments in R&D carried out by Brazilian companies. The change in Patent Law caused an increase in the degree of protection to intellectual property exclusively in three industries (food, pharmaceuticals, and chemicals), characterizing thus a natural experiment. We estimated two difference-in-difference models using data from ECONOMATICA: *pooled* and Fama-MacBeth regressions. The estimates of the *pooled* model showed that stocks of firms that benefited from the new law had a 1.36% (136 basis points) increase in monthly returns superior to those firms unaffected by the legal change. This result is robust to the inclusion of several control variables such as market beta, firm size, and the book-to-market ratio, among others, and to Fama-MacBeth estimation. We conclude that the change in the law motivated firms in industries affected by the change to adopt R&D projects.

Keywords: Patent Law; Innovation; R&D investments.

JEL: O31; O34; L50; G12.

Rogério Galvão de Carvalho²

Rogério Mazali³

² Secretaria de Estado de Gestão do Território e Habitação - SCS Quadra 06 Bloco "A" - Brasília/DF - CEP: 70.306-918 - Telefone: (61) 3214-4069. E-mail: rogerio.carvalho@segeth.df.gov.br

³ Universidade Católica de Brasília. Campus Avançado Asa Norte - SGAN 916 Módulo B Avenida W5 - sala A120. CEP: 70790-160 - Brasília/DF - Telefone: (61) 3448-7192. E-mail: mazali@ucb.br

¹ Os autores gostariam de agradecer a Leonardo Monastério, Victor Gomes, Rogério Lúcio Soares Júnior, Paula Virgínia Tófoli, Maurício da Silva Medeiros Júnior, participantes do XV Encontro Brasileiro de Finanças e dois pareceristas anônimos. Todos os erros remanescentes são de nossa exclusiva responsabilidade.

1 Introdução

Desde Schumpeter (1912), economistas vêm discutindo o papel de inovações e do desenvolvimento tecnológico no crescimento e desenvolvimento econômico. Hoje, cremos que poucos economistas irão discordar da afirmativa de que o desenvolvimento tecnológico possui papel fundamental no crescimento e desenvolvimento econômico de uma nação e melhoria de bem-estar de sua população. De fato, Solow (1957) encontra que apenas 10% do crescimento econômico ocorrido na primeira metade do século XX está associado à acumulação de capital físico. Uma série de estudos, sumarizados por Griliches (1990, 1998), mostram que investimentos em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) contribuíram enormemente para o aumento da produtividade total dos fatores em vários setores.

O desenvolvimento tecnológico é impulsionado pela atividade inovadora em geral e investimentos em P&D em particular. Empresários inovadores dedicam-se a criar novos produtos, serviços e processos que sejam úteis a consumidores e firmas gerando ganhos de produtividade e bem-estar. Esses empresários se dedicam à atividade inovadora visando o seu próprio lucro. No entanto, os ganhos sociais da atividade inovadora podem ir muito além dos ganhos privados obtidos pela empresa inovadora, gerando externalidades positivas. A descoberta da cura de um tipo de câncer pode levar a descobertas de curas para outras doenças beneficiando pacientes dessas outras doenças. A invenção de artefatos de uso militar pode levar à invenção de eletrodomésticos que facilitem o cotidiano das pessoas comuns. No entanto, os inovadores originais ignoram esses impactos de segunda ordem de seus inventos e descobertas. Arrow (1962) e Dasgupta e Stiglitz (1980) mostram que, nessas condições, o investimento feito em inovações será menor que o socialmente desejado, pois os inovadores não internalizam as externalidades positivas geradas por sua atividade.

Dessa forma, justifica-se alguma forma de intervenção estatal para estimular a atividade inovadora. A forma mais comumente utilizada para se estimular inovações é a concessão de patentes. Patentes são direitos de monopólio sobre a exploração de um produto ou processo concedidos por uma autoridade reguladora, que obriga que qualquer agente que queira produzir um produto semelhante ao patenteado, ou que queira se utilizar de um processo de produção semelhante ao patenteado, a negociar com o detentor da patente correspondente. Sem a permissão do detentor da patente, nenhum agente pode fabricar um produto ou produzir se utilizando de um processo semelhante ao patenteado, sob pena de multas significativas. Patentes são concedidas durante um certo período, e expiram após esse período de concessão. A partir de então, o produto ou processo outrora patenteado pode ser copiado livremente por concorrentes.

Patentes não possuem duração eterna porque, se durassem para sempre, poderiam desestimular futuras inovações. Isto ocorre porque, como Gilbert e Newberry (1982) demonstraram, patentes podem ser usadas como barreiras à entrada de novos concorrentes no mercado. Uma firma pode investir para obter direitos de propriedade sobre um certo produto (ou processo) mesmo que não tenha nenhuma intenção de produzi-lo (ou utilizá-lo), só para tornar mais custosa a entrada de uma nova firma no mercado e aumentar assim seu poder de mercado. Uma forma de se evitar esse “engavetamento de patentes” (Guesnerie e Tirole, 1985; Tirole, 1988) é limitar a duração de patentes a um período finito. Outros autores também mostram que há um *trade-off* entre incentivos à inovação presente e futura (Nordhaus, 1967, 1972; Scherer, 1972; Gilbert e Shapiro, 1990; Denicolo, 1996). Assim, há um prazo ótimo de duração para a validade de uma patente, que equilibra os incentivos aos investimentos presentes e futuros em inovação.

Assim, a questão empírica que surge naturalmente da discussão teórica descrita

acima é: será que o estabelecimento de direitos de propriedade intelectual bem definidos por intermédio de patentes é capaz de estimular a atividade inovadora?

Muitos estudos foram realizados com o intuito de documentar a relação entre investimentos em P&D e patentes. Griliches (1990, 1998) sumariza estudos que, desde a década de 1950 encontram uma relação positiva entre essas variáveis. A literatura, no entanto, até a década de 1980, estava mais preocupada em estabelecer se o número de patentes registradas, para os quais haviam boas bases de dados disponíveis (para empresas americanas), poderia servir de *proxy* para o produto da atividade de P&D. Dentre esses estudos, podemos destacar Hausman et al. (1984) e Hall et al. (1986). Acs e Audretsch (1988) foram os primeiros a tentar relacionar a relação entre patentes, P&D e estrutura de mercado, encontrando uma relação de elasticidade um entre patentes e investimento em P&D. Firms grandes, com altos níveis de sindicalização, e em setores concentrados parecem investir menos em P&D. Cohen et al. (2000) realizaram entrevistas com empresários americanos e encontram que patentes são o mecanismo menos usado por empresas para proteger suas inovações. O resultado deste trabalho, publicado como texto de discussão do NBER, levou muitas pessoas a questionarem o uso de patentes para estimular inovações, por criarem monopólios. Entretanto, Hall e Ziedonis (2001) encontraram, ao fazer um estudo de caso com a indústria de semicondutores, que o reforço nos direitos de patentes ocorridos nos EUA nos anos 1980 teria causado firmas a aumentarem seus investimentos em P&D, dando origem a “corridas de patentes” semelhantes às descritas pelo modelo de Denicolo (1996). Cohen et al. (2002) realizaram um estudo amplo e encontraram evidências de que a existência de leis sólidas de direitos de patentes estimulou firmas a desenvolver tecnologia no Japão e EUA, sendo que externalidades positivas parecem ter sido bem maiores no Japão do que nos EUA.

A evidência empírica sobre o efeito de patentes no Brasil é escassa e, na maioria dos casos, apenas descritiva (Barbieri, 1999). Isso se deve ao fato de não haverem dados confiáveis a respeito da atividade inovadora no Brasil. Apenas recentemente, criou-se uma base de dados baseada em entrevistas para se tentar mapear a atividade inovadora no Brasil. Essa base de dados, a PINTEC (Pesquisa de Inovação e Tecnologia) do IBGE contém apenas, até agora, cinco resultados divulgados (2000, 2003, 2005, 2008 e 2011), o que dificulta estudos que exijam uma série temporal mais longa. De Negri et al. (2006) se utilizam desta base de dados para realizar um estudo sobre a eficácia do Programa de Apoio ao Desenvolvimento Tecnológico da Empresa Nacional (ADTEN). Fazendo uso de um modelo de diferenças em diferenças, encontram que o programa governamental obteve sucesso limitado, devido ao baixo número de firmas beneficiadas pelo programa. As firmas beneficiadas pelo programa obtiveram, no entanto, um aumento significativo em seu investimento privado, crescimento, produtividade e pedidos de registro de patentes. Andreassi e Sbragia (2006) encontram que a participação da receita com o novo produto na receita futura influencia em muito o investimento no desenvolvimento daquele produto, e que resultados de venda corrente influenciam o investimento em P&D (ao contrário do que ocorre em outros países), indicando que firmas brasileiras podem ter dificuldade em financiar projetos inovadores. Da Motta e Albuquerque (1996) tentam analisar a eficácia do sistema de patentes para estimular inovações no Brasil se utilizando de uma base de dados do Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI). Realizando um estudo eminentemente qualitativo, chegam à conclusão de que o sistema de patentes não estimulou empresas brasileiras a inovarem.

O presente estudo procura dar mais uma contribuição nesta área, isto é, avaliar empiricamente se direitos de patente podem estimular o investimento em P&D de empresas brasileiras. Para se testar a hipótese de eficácia do sistema de patentes sobre o investimento em P&D empiricamente, faz-se necessário que tenhamos dados desses investimentos em P&D realizados pelas empresas. Esses dados são registrados em uma conta especial do balanço patrimonial da empresa. No entanto, muitas empresas não

registram seus investimentos em P&D como tal e medidas de investimento em inovação baseadas em dados contábeis não são confiáveis (Hou e Robinson, 2006). Assim, precisamos de uma forma indireta de testarmos o impacto da proteção à propriedade intelectual no investimento em P&D. Argumentamos que podemos verificar esse impacto de forma indireta utilizando as variações do retorno médio das ações causadas por mudanças no ambiente legal que afetam firmas em diferentes setores assimetricamente.

Também argumentamos que a aprovação da Lei 9.279/1996, ao modificar a proteção à propriedade intelectual em três setores específicos, deixando inalterados os direitos de propriedade intelectual em outros setores, nos fornece um experimento natural que podemos usar para inferir o impacto da melhoria na proteção à propriedade intelectual no investimento em P&D.

Dessa forma, estimamos um modelo Diferenças em Diferenças (*Difference in Differences*, no original em inglês, doravante DID) para analisarmos o comportamento do grupo formado pelos setores da economia que foram tratados (grupo de tratamento), ou seja, contemplados na lei de patentes de 1996, comparando-o com o comportamento daquele grupo que não recebeu o referido tratamento, isto é, aqueles setores da economia que não foram contemplados na lei (grupo de controle).

A variável adotada para análise comparativa foi o retorno médio das ações dessas empresas, computados antes e depois do anúncio da publicação de Segundo Código de Proteção à Propriedade Industrial 1996. Comparamos a variação nos retornos médios obtida antes e depois do tratamento por firmas no grupo de tratamento com a obtida pelas firmas no grupo de controle.

Escolhemos utilizar retornos de ações para avaliar o impacto da alteração na Lei de Patentes por dois motivos: não há nos balanços contábeis dados confiáveis a respeito dos investimentos em P&D efetivamente realizados pelas empresas; modelos de risco-retorno em finanças (CAPM, APT, etc.) preveem que as empresas cujos projetos possuem exposição aos fatores de risco pagam aos seus acionistas retornos maiores e, assim, se inovação for um fator de risco precificado pelo mercado, ações de firmas com maior investimento em inovação terão retornos maiores. Hou e Robinson (2006) encontram evidências consistentes com essas hipóteses.

Se a melhora na proteção aos direitos de propriedade intelectual estimula o investimento em inovação, esperamos que os retornos das firmas afetadas por essa mudança sejam impactados positivamente, e que a variação nos retornos das ações dessas empresas seja significativamente maior do que a variação nos retornos das ações das empresas não afetadas pela alteração na legislação.

Como outras variáveis podem afetar os retornos de ações, estimamos também o modelo diferenças em diferenças em sua versão “regressão linear” em um painel não-balanceado com regressões *pooled*, isto é, agregados em uma única regressão. Estimamos nosso modelo pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários, utilizando-nos de vetores de variáveis de controle para avaliar a robustez dos resultados.

As variáveis de controle utilizadas foram: Tamanho da empresa, Beta de mercado, Índice de Alavancagem, o Índice “*Book-to-Market*”, uma variável *dummy* indicando se a firma é uma estatal, retornos acumulados dos onze meses anteriores (efeito *momentum*) e o Índice de Herfindahl de concentração industrial. A inclusão dessas variáveis em nosso modelo tem como objetivo isolar o impacto da mudança de lei sobre retornos de ações de mudanças nos retornos de ações associadas a outras razões.

Distúrbios de regressões *pooled* em dados de painel estão sujeitas a sofrerem de problemas de auto-correlação serial (Wooldridge, 2001), reduzindo o poder de nossos testes. Para verificar nossos resultados foram afetados por esses problemas, estimamos também nossas regressões seguindo a metodologia de Fama e MacBeth (1973).

Como resultado, encontramos que firmas nos setores diretamente afetados pela mudança na legislação tiveram variação nos retornos 1,36% (136 pontos-bases) superior a firmas não afetadas pela mudança na lei de patentes. Esta mudança é significativa ao nível 95% (noventa e cinco por cento) de significância. Este resultado é robusto à inclusão de variáveis de controle que controlam para variações no risco da atividade da empresa (Beta do Mercado), no tamanho da empresa, nas oportunidades de negócio disponíveis para a empresa (Razão “*book-to-market*”), no nível de endividamento da empresa (alavancagem), nos retornos passados (*momentum*), no grau de concentração industrial (índice Herfindahl) e status do controlador (Estado ou agente privado). Também obtivemos resultados semelhantes em nossas estimações Fama-MacBeth. Na seção 2, o leitor encontrará uma discussão sobre os aspectos legais envolvendo a lei 9.279 de 1996. A seção 3 traz uma discussão sobre a metodologia usada. A seção 4 expõe os resultados encontrados e a seção 5 conclui o trabalho.

2 Discussão legal

O primeiro código de proteção à propriedade industrial a vigorar no Brasil foi a Lei nº 5.772 de 1971, que vigorou até maio de 1997, em consonância com as regras estabelecidas nas convenções internacionais. Essa lei proibia a concessão de patentes no Brasil para diversos setores da indústria, incluindo medicamentos, substâncias químicas e alimentos.

A legislação brasileira sobre patentes sempre seguiu as recomendações internacionais. Numa série de rodadas de negociações, foram firmados acordos acerca dos princípios a serem seguidos pela legislação nacional dos países signatários, como o da impossibilidade de competição no mercado internacional com vantagens artificiais. Em 1986, foi assinado o “Acordo Constitutivo da Organização Mundial de Comércio”, um tratado que criava a Organização Mundial de Comércio (OMC) em substituição ao antigo Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio (em inglês: *General Agreement on Tariffs and Trade*, GATT).

Nesse tratado da OMC havia, no entanto, um tópico específico, um tratado anexo, sobre propriedade intelectual: o TRIPS (*Trade Related Aspects of Intellectual Property Rights*). Também ficou estabelecido que, para fazer parte da OMC, os países teriam que aceitar as condições impostas pelo TRIPS.

O referido acordo não contém cláusula geral proibindo a concorrência desleal. Entretanto, alguns trechos do texto do acordo registram um compromisso geral para que cada país combata a concorrência desleal. De qualquer modo, o texto final do acordo deixou todo o problema da proibição da concorrência desleal para as legislações nacionais.

O TRIPS foi aprovado no Congresso Nacional em 31 de dezembro de 1994 e entrou em vigor no dia 1º de janeiro de 1995. Nessa época, um projeto de uma nova lei de patentes já estava sendo analisado pelo Senado e teve de ser modificado para atender as exigências do TRIPS. A aprovação do TRIPS e a admissão na OMC possivelmente atrairiam investimentos externos.

Uma das exigências do TRIPS era a de que os países que aceitassem o acordo não poderiam excluir nenhuma área tecnológica da concessão de patentes. No caso brasileiro, isso significava que o país teria que conceder patentes de medicamentos, substâncias químicas e alimentos. Com a aprovação do TRIPS teríamos um prazo de carência para colocá-lo em vigor que poderia ser estendido por até 10 anos. Entretanto, a nova lei foi implementada antes do prazo, estando em vigor desde 1º de janeiro de 1995.

Para adequar a legislação brasileira às normas do TRIPS, foi implantado o Novo Código de Proteção Industrial, que foi aprovado pelo Congresso Nacional sob o número de 9.279/1996, lei que trata da proteção da propriedade industrial (a lei de patentes). Essa lei entrou em vigor no dia 15 de maio de 1997, exatamente um ano após sua publicação no Diário Oficial da União. Neste interstício, o registro de patentes no país continuava regulado pela Lei nº 5.772 de 1971.

De acordo com a nova lei, a partir de maio de 1997, o Brasil passou a dar patentes para alimentos, substâncias químicas e produtos farmacêuticos. A aprovação da lei foi uma consequência direta do acordo pois, com a assinatura do TRIPS, o país já se comprometia a conceder patentes nessas áreas. A lei serviu apenas para ratificar o acordo assinado. A indústria estrangeira passou a reivindicar, então, o direito de revalidar, aqui no Brasil, a partir da entrada em vigor do TRIPS (1/1/95), a concessão no Brasil de patentes que já haviam sido pedidas ou concedidas em outros países.

Com a aprovação do segundo CÓDIGO DE PROPRIEDADE INDUSTRIAL, a lei 9.279/1996, abriu-se a possibilidade de concessão de patentes para os três setores que não eram contemplados com o direito de obtenção de patentes anteriormente. A referida lei de patentes, publicada em 1996 e que entra em vigor em 1997, alterou a condição de alguns setores da economia. Ela garantiu a proteção à propriedade intelectual em três setores específicos da economia (alimentos, remédios e produtos químicos), mantendo inalterada a situação dos outros setores. Temos assim criadas as condições básicas para um experimento natural. A implementação da nova lei estabelece um “tratamento”, que divide a amostra em “antes” e “depois” do tratamento. Da mesma forma, temos que, como a mudança na legislação só afeta firmas em três setores específicos, esses setores passam a constituir nosso “grupo de tratamento”, enquanto que as empresas dos demais setores, não afetados pela mudança legal, constituem um “grupo de controle” para nosso experimento.

3 Metodologia

Para realizar nossas estimações, utilizamos dados contábeis e de preços de fechamento de ações de empresas de capital aberto listadas na BOVESPA disponíveis na base de dados da ECONOMATICA. Foram utilizados dados de preços de ações que compreendem o período de janeiro de 1986 a dezembro de 2013 e dados contábeis que compreendem os anos fiscais de 1986 a 2013. Os retornos mensais utilizados no estudo como nossa variável dependente foram calculados utilizando-se o último preço de fechamento do último dia útil de cada mês, de acordo com a fórmula.

$$r_t = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}}, \quad (1)$$

onde p_t representa o preço de fechamento da ação no último dia útil do mês t . Segundo modelos multi-fatores de precificação de ativos, retornos de empresas são proporcionais ao grau de exposição aos fatores de risco relevantes para o ativo em questão. Assim, quanto maior o grau de exposição a um determinado fator de risco, maior deve ser o retorno exigido pelos acionistas para compensá-los pelo risco incorrido.

Fama e French (1992) identificaram três fatores de risco significativos para ativos da economia americana: o risco de mercado, mimetizado pelo excesso de retorno do portfólio de mercado sobre o ativo livre de risco; o risco ligado ao tamanho da empresa, representado pelos retornos de um portfólio ativo em que o investidor compra ações de empresas pequenas e vende ações de empresas grandes; e o risco de oportunidade

de negócios, representado pelos retornos de um portfólio ativo em que um investidor compra ações de empresas com razão *book-to-market* elevada e vende ações de empresas com razão *book-to-market* baixa.

Hou e Robinson (2006) encontram evidências empíricas de que existem retornos anormais, isto é, retornos não explicados pelos três fatores de risco de Fama e French, associados a empresas que em tese estariam mais propensas a atividades inovadoras. Assim, Hou e Robinson conjecturam que há um fator de risco associado à pesquisa em P&D. Portanto, firmas que investem mais em P&D estão mais expostas ao fator de risco de inovação e, portanto, devem recompensar seus acionistas com retornos superiores aos de empresas que não realizam investimentos em P&D. De fato, Jaffe (1986) encontra evidências de valorização de ações de empresas em resposta a investimentos em P&D, tanto da própria empresa quanto de suas concorrentes. Pakes (1985) encontra relação direta entre investimentos em P&D e retornos de ações. Assim, podemos verificar se houve impacto da alteração na lei de patentes nos incentivos à inovação de forma indireta, aferindo seu impacto nos retornos das ações das empresas dos setores afetados e comparando-os com as mudanças ocorridas nos retornos de ações de empresas não afetadas pelas mudanças.

Primeiramente, estimamos o modelo DID de forma direta, calculando, para cada grupo (tratamento e controle), as diferenças entre as médias dos retornos obtidos nos períodos da amostra classificados como posteriores ao tratamento e as médias dos retornos obtidos nos períodos classificados como anteriores ao tratamento. A estatística-teste é então obtida pelo cálculo da diferença entre os resultados obtidos para cada grupo.

O grupo de tratamento é constituído pelas empresas dos setores afetados pela alteração na lei de patentes, isto é, os setores alimentício, farmacêutico e químico, enquanto o grupo de controle é constituído pelas empresas dos demais setores.

Após estimar o modelo diferenças em diferenças em sua forma direta, o reestimamos em sua forma de regressão linear (Angrist e Pischke, 2009) em uma regressão *pooled* pelo método de mínimos quadrados ordinários. A vantagem dessa forma de estimação é que ela permite que incorporemos variáveis de controle no modelo. Sem variáveis de controle, o resultado do coeficiente que mede o efeito do tratamento nos tratados deve ser numericamente idêntico à estatística-teste obtida da forma tradicional.

O modelo DID em formato regressão foi estimado em duas formas: sem variáveis de controle; e incluindo um vetor de variáveis de controle, segundo a equação abaixo:

$$r_{it} = \alpha + \beta D_{it}^T + \gamma D_{it}^G + \delta(D_{it}^T D_{it}^G) + \mathbf{X}_{it}^K \theta^K + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

onde D^T é uma variável *dummy* representando o tempo em que a observação foi obtida (assumindo valor 0 para antes e 1 para depois do tratamento); D^G é uma variável *dummy* que representa o grupo ao qual aquela observação pertence (assumindo valor 0 para controle e 1 para tratamento); e $\mathbf{X}^K$ é uma matriz de variáveis de controle com K coordenadas, cada uma representando uma variável de controle em particular, e θ^K corresponde ao vetor de coeficientes estimados para as variáveis de controle, onde a k -ésima coordenada θ^k representa o coeficiente obtido que multiplica o valor da k -ésima variável de controle. Os índices i e t identificam uma observação em nosso painel, referindo-se à observação relativa à firma i no mês t .

O coeficiente que nos dá o efeito do tratamento nos tratados é o coeficiente δ . Quando não utilizamos variáveis de controle, isto é, quando $\mathbf{X}^K$ é uma matriz nula, o valor de δ deve corresponder, numericamente, ao valor exato da estatística-teste obtida

⁴ Ver Ho et al. (2007).

através dos cálculos de diferenças em diferenças obtida de forma direta.⁴

Como variáveis de controle incluídas no vetor X_t^k , utilizamos as variáveis incluídas por Hou e Robinson (2006) em suas regressões: o beta de mercado; a razão “*book-to-market*”; o tamanho da empresa, medido pela capitalização do mercado; o índice de alavancagem financeira da empresa, medido pela razão dívida total sobre os ativos totais, o índice Herfindahl de concentração industrial e o retorno acumulado dos onze meses anteriores à observação, para capturar o efeito *momentum* documentado por Jeegadesh e Titman (1993).

Para o cálculo do beta de mercado, utilizamos os 60 meses de retornos de ações anteriores à observação. Para calcular os valores dos betas, utilizamo-nos da metodologia disponível no software da ECONOMATICA, que calcula os valores dos betas de acordo com o modelo de mercado, dando como resultado uma variável denominada BetaEco no próprio software da ECONOMATICA.⁵

Para os dados contábeis, utilizamos apenas os dados referentes a dezembro, visto que o ano fiscal da grande maioria das empresas listadas na BOVESPA se encerra em dezembro e, portanto, os dados de dezembro refletem, para a grande maioria das empresas, números do balanço anual e não de balancetes trimestrais.

Como a frequência dos dados contábeis é anual, enquanto que os retornos de ações possuem frequência mensal, faz-se necessário uma fusão das duas bases de dados. Esta fusão foi feita seguindo a metodologia descrita em Fama e MacBeth (1973), Fama e French (1992) e Hou e Robinson (2006).

Para calcular a capitalização de mercado, obtemos o número de ações de cada classe (ON, PN, PNA, PNB, etc.), dada pela variável NSharesClass da ECONOMATICA, e o multiplicamos pelo seu respectivo preço, somando os resultados obtidos para cada classe de ações ao final.

Em particular, para calcularmos a razão *book-to-market*, usamos a metodologia utilizada por Fama e French (1992), que consiste em medir o valor de mercado da empresa (capitalização de mercado) ao final do ano fiscal e dividir o valor contábil do patrimônio líquido da empresa por esse valor (variável StckhdrsEq na ECONOMATICA). Ao final, casa-se o resultado obtido para o ano fiscal t com observações de retornos das ações da empresa relativas ao período entre julho do ano t e junho do ano $t + 1$.

Para calcularmos a razão de alavancagem financeira da empresa, utilizamos a variável LibOverAs disponível na ECONOMATICA, que é obtida ao dividir-se a Dívida Total da empresa (em valor contábil) pelo valor contábil dos ativos da empresa, e casamos o resultado obtido para o ano fiscal t com observações de retornos das ações da empresa relativas ao período entre julho do ano t e junho do ano $t + 1$.

Para o cálculo dos índices de Herfindahl, utilizamos a mesma metodologia utilizada por Hou e Robinson (2006). Calculamos a fatia de mercado anual de cada empresa utilizando dados contábeis relativos a três variáveis diferentes: o faturamento da empresa descrito no Demonstrativo de Resultado de Exercício (variável Revenues na ECONOMATICA), o Ativo Total da empresa disponível em seu Balanço Patrimonial (variável TotAssets na ECONOMATICA), e o Patrimônio Líquido (variável StckhdrsEq na ECONOMATICA), também disponível no Balanço Patrimonial da Empresa. Uma vez calculadas as fatias de mercado de cada empresa, calculamos um índice Herfindahl anual usando a fórmula:

$$HHI_{jt} = \sum_{i \in J} s_{i,t}^2 \quad (3)$$

em que HHI_{jt} refere-se ao índice de Herfindahl anual relativo à indústria J , e $s_{i,t}$ refere-se à fatia de mercado da empresa i obtida no ano t . O índice Herfindahl final utilizado

⁵ Ver Campbell, Lo e MacKinlay (1997), pg. 155.

em nossas regressões é uma média móvel entre os três índices Herfindahl observados anteriores ao mês da observação.

Para calcular a variável *momentum*, calculamos o retorno acumulado obtido pela ação nos onze meses anteriores à observação, seguindo a metodologia de Hou e Robinson (2006).

A variável *dummy* que nos dá o status do controlador da empresa, se estatal ou controlada por agentes privados, foi calculada seguindo a metodologia de Mazali (2012). Em particular, criou-se um algoritmo de texto que identificasse verbetes como “União”, “Federal”, “Estadual”, etc. no nome do maior acionista da empresa listado na seção *Major Shareholders* da ECONOMATICA. Em caso positivo, assinala-se valor 1 para a variável que define a empresa como estatal. Muitas empresas são administradas pelo setor público de forma indireta, através da participação acionária na empresa controladora. Dessa forma, em uma segunda etapa, também consideramos definições alternativas de “estatal” que levassem em consideração a possibilidade de controle indireto pelo estado. Nessa segunda definição de estatal, considera-se como estatal uma empresa diretamente administrada pelo Estado ou uma empresa que é controlada por uma empresa diretamente administrada pelo Estado. Expandindo essa definição mais um pouco, criamos também uma outra variável que designa uma empresa como estatal se o controlador da empresa, levando em consideração múltiplas rodadas de controle indireto, o controlador da empresa for, em última instância, o Estado. Finalmente, temos que o Estado pode controlar uma empresa de forma indireta através de suas indicações no Quadro de Executivos de um Fundo de Pensão. Fundos de Pensão de estatais controlam muitas empresas de capital aberto no Brasil. Esses fundos recebem contribuição das estatais que empregam os contribuintes desses fundos e, portanto, essas estatais têm o direito de apontar membros dos Conselhos de Administração e Fiscal e, em última instância, influenciar a escolha de executivos e a administração dos fundos e das empresas que eles controlam. Assim, criamos uma quarta definição de estatal que considera como empresa estatal uma empresa que é controlada direta ou indiretamente pelo Estado, ou que é controlada por um fundo de pensão de empresa estatal.

Como data da “aplicação do tratamento”, escolhemos o ano de 1996, data da publicação da lei. A utilização do ano de 1996 (publicação da lei) como ano de corte e não o ano de 1997 (início da vigência da lei) dá-se porque o mercado de ações age por conta das expectativas. Assim, uma vez que a informação de que a lei entrará em vigor se torna pública, os agentes já incorporam essa nova informação em suas expectativas de fluxo de caixa da empresa e, portanto, no preço ao qual suas ações serão negociadas. Portanto, o evento relevante para a tomada de decisão dos agentes econômicos é o anúncio da aprovação da nova lei, e não sua implementação.

Conforme apontado por Wooldridge (2001), regressões em painel do tipo *pooled* podem sofrer de problemas de auto-correlação serial dos resíduos. Se isso ocorrer, o poder dos testes dos nossos coeficientes pode ser pequeno, reduzindo a chance de rejeição da hipótese nula. Por causa disso, como teste de robustez, refizemos nossas estimações nos utilizando da metodologia Fama-MacBeth (Fama e MacBeth, 1973), que consiste em estimar regressões em *cross-section*, ignorando as relações temporais entre os retornos, e posteriormente tirando uma média temporal entre os coeficientes obtidos nas regressões *cross-section*. Uma vez obtidos os coeficientes para cada mês de nossa base de dados, calculamos então médias temporais para cada grupo de nossa base de dados (grupo de controle antes do tratamento, grupo de controle depois do tratamento, grupo de tratamento antes do tratamento, grupo de tratamento depois do tratamento). Uma vez obtidas essas médias, estimamos o modelo DID sem variáveis de controle para obter o efeito do tratamento nos tratados.

4 Resultados

4.1. Modelo diferenças-em-diferenças básico

A Tabela 1 registra a média dos retornos das ações das empresas de cada grupo, isto é, a média de retorno das ações para o grupo de controle e para o grupo de tratamento antes e depois da aprovação da nova lei, o que corresponde à submatriz 2x2 englobando as duas primeiras linhas e as duas primeiras colunas da tabela (desconsiderando as linhas referentes aos desvios padrões entre parênteses).

A diferença entre retornos médios obtidos depois e antes do tratamento para o grupo de controle é dada pelo valor expresso na célula da terceira linha e primeira coluna da tabela. Similarmente, a mesma diferença obtida para o grupo de tratamento é dada pelo valor expresso na célula da última linha e segunda coluna da tabela.

A diferença entre os retornos médios obtidos para os grupos de tratamento e controle antes do tratamento está expressa na célula da primeira linha e terceira coluna da tabela, enquanto que a mesma diferença obtida para os retornos computados depois do tratamento está expressa na célula da segunda linha e terceira coluna da tabela.

E, por fim, a célula na terceira linha e terceira coluna da tabela mostra a diferença das diferenças, isto é, a diferença entre os valores obtidos na última linha ou, de forma alternativa, a diferença entre os valores obtidos na última coluna.

Tabela 1. Retornos Médios de Ações por Grupo/Período

	<i>Controle</i>	<i>Tratamento</i>	<i>T - C</i>	<i>Teste de Chow</i>
<i>Antes</i>	6,7873 (45,62)	5,7125 (43,40)	-1,0748	
<i>Depois</i>	3,1139 (30,20)	3,3951 (52,20)	0,2812	
<i>D - A</i>	-3,6734	-2,3174	1,3561	2,15**

Fonte: elaboração própria.

Nota: Desvios padrões entre parêntesis.

De acordo com a Tabela 1, verificamos que as ações das empresas que pertencem ao grupo de tratamento, após da publicação do Novo Código, obtiveram retornos que renderam 136 pontos-base a mais (retornos de 1,36% a mais) do que as empresas do grupo de controle no mesmo período.

O teste Chow de igualdade de médias para as diferenças entre os impactos dos tratamentos (Tratamento – Controle) assumiu valor de 2,15, que nos permite rejeitar a hipótese de igualdade das médias ao nível de 95% de significância.

4.2. Modelo DID em regressões *pooled*

Uma vez computada a estatística-teste em sua versão tradicional, estimamos o modelo DID em sua versão de regressão linear, como descrito pela equação (2). Primeiramente estimamos uma versão básica do modelo sem nenhuma variável de controle, isto é, considerando a matriz X^c como sendo uma matriz nula. Os resultados aparecem na primeira coluna da Tabela 2. Como esperado, o resultado numérico para o coeficiente δ , que mede o efeito do tratamento para os tratados, possui exatamente o mesmo valor numérico que a estatística-teste calculada pelo método tradicional. Este coeficiente, que mede o efeito do tratamento nos tratados, é significativo ao nível de 95%, o que nos permite rejeitar a hipótese nula de que o tratamento não possui efeito. Também temos que as empresas do grupo tratado, isto é, pertencentes aos setores alimentício,

farmacêutico e químico, possuem retornos em média 1,07 pontos percentuais (107 pontos-base) inferiores às empresas dos demais setores. Empresas desses setores tiveram, após 1996, perdas médias de 3,67% em seus retornos (367 pontos-base), enquanto que as firmas tratadas tiveram perdas de apenas 2,31%.

Posteriormente, estimamos novamente a regressão no modelo DID, só que desta vez incluindo um vetor de variáveis de controle. Os resultados estão nas colunas de 2 a 10 da Tabela 2. Diversas especificações foram testadas, incluindo apenas algumas das variáveis e excluindo outras.

Na coluna 2 temos um modelo que inclui como variáveis de controle o beta de mercado, o tamanho da empresa, a razão *book-to-market* e o índice de alavancagem (ou endividamento) da empresa dado pela razão dívida total/ativo total. Escolhemos essas variáveis por terem sido incluídas por Hou e Robinson (2006) como variáveis de controle que podem influenciar o retorno de ações de empresas. Mazali (2012) também se utiliza dessas mesmas variáveis ao avaliar a existência do desconto de concentração industrial para empresas brasileiras.

Os coeficientes obtidos para as variáveis de controle são qualitativamente semelhantes aos obtidos por Hou e Robinson (2006) e Mazali (2012). Alavancagem não é significativamente correlacionada com retornos de ações, betas são negativamente correlacionados com retornos, tamanho e *book-to-market* também apresentam correlações negativas com retornos de ações. O valor do coeficiente que nos dá o efeito do tratamento nos trados obtido para este modelo foi 1,31. Assim, mesmo controlando para fatores de risco e endividamento, os retornos de firmas afetadas pelas mudanças na lei aumentaram em 1,31% (131 pontos-base) a mais do que suas equivalentes em outros setores. O coeficiente é significativo ao nível de 90%, o que nos permite rejeitar a hipótese nula de que a mudança na legislação não teve efeitos sobre os retornos das empresas nos setores afetados. Nas colunas de 3 a 5, incluímos mais três variáveis em nosso vetor de variáveis de controle: uma *dummy* que assume valor 1 se a empresa é uma estatal, o índice Herfindahl de concentração industrial e uma variável "*momentum*", que representa o retorno acumulado dos onze meses anteriores à observação. O índice de Herfindahl foi incluído pois Hou e Robinson (2006) encontram uma relação negativa entre este índice e retornos de ações. O índice de *momentum* foi incluído pois Jegadeesh e Titman (1993) encontram que retornos de ações de empresas podem estar correlacionadas com sua performance recente. A variável *dummy* que indica o status do controlador da empresa foi incluída pois Mazali (2012) encontra substanciais diferenças nos retornos obtidos por empresas estatais em comparação com empresas semelhantes administradas por agentes privados. Na especificação das colunas de 3 a 5, consideramos como estatal uma empresa que fosse administrada diretamente pelo Estado ou por uma empresa diretamente administrada pelo Estado em seus três níveis (federal, estadual ou municipal). Assim como Mazali (2012), encontramos que empresas estatais apresentam retornos superiores às outras empresas. Concentração industrial, medida pelo índice Herfindahl, nos mostra que empresas em setores mais competitivos pagam retornos maiores aos seus acionistas que empresas em setores concentrados, resultado semelhante ao obtido por Hou e Robinson (2006). Na coluna 3, utilizamos fatias de mercado obtidas através de dados de faturamento das empresas para calcular o índice Herfindahl (HHI). Na coluna 4, o índice usado calcula fatias de mercado pelo ativo total da empresa, e na coluna 5, usamos um índice que é calculado utilizando-se o Patrimônio Líquido da empresa para se calcular fatias de mercado. Em quaisquer das especificações, o coeficiente encontrado não foi, no entanto, significativo. Isso nos mostra que descontos de concentração podem não estar significativamente presentes no mercado acionário brasileiro, resultado semelhante ao encontrado por Mazali (2012).

Tabela 2. Método DID versão Regressão Linear

Painel A

VARIÁVEIS	(1) Ret. Mensais	(2) Ret. Mensais	(3) Ret. Mensais	(4) Ret. Mensais	(5) Ret. Mensais
<i>Dummy</i> Tratamento (Antes ou Depois)	-3,6734*** (0,279)	-2,8155*** (0,369)	-2,9032*** (0,378)	-2,9457*** (0,376)	-2,8974*** (0,376)
<i>Dummy</i> Grupo (Trat. Ou Controle)	-1,0748** (0,517)	-0,656 (0,655)	-0,6759 (0,666)	-0,7153 (0,663)	-0,671 (0,663)
<i>Dummy</i> Trat x <i>Dummy</i> Grupo	1,3561** (0,63)	1,3081* (0,757)	1,3802* (0,771)	1,4282* (0,770)	1,3181* (0,770)
Tamanho		-0,0000 (0,000)	-0,0000 (0,000)	-0,0000 (0,000)	-0,0000 (0,000)
<i>Book-to-market</i>		-0,0190*** (0,003)	-0,0189*** (0,003)	-0,0192*** (0,003)	-0,0224*** (0,003)
Beta		-2,2210*** (0,457)	-2,7197*** (0,474)	-2,6923*** (0,473)	-2,6600*** (0,473)
Alavancagem		0,0000 (0,000)	0,0000* (0,000)	0,0000* (0,000)	0,0000* (0,000)
<i>Dummy</i> Estatal (Dir. e Ind. 1 nível)			2,4117*** (0,528)	2,4207*** (0,522)	2,4262*** (0,521)
<i>Momentum</i>			-0,0007 (0,001)	-0,0007 (0,001)	-0,0006 (0,001)
HHI (Faturamento)			-0,1532 (0,424)		
HHI (Ativo Total)				-0,4241 (0,444)	
HHI (Patr. Líquido)					-0,3585 (0,447)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto)					
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto e Indireto)					
<i>Dummy</i> Estatal (incl. Fundos Pensão)					
Ln(Tamanho)					
Ln(<i>Book-to-Market</i>)					
Constante	6,7873*** (0,24)	6,5396*** (0,442)	6,9130*** (0,504)	7,0346*** (0,502)	6,9684*** (0,505)
Observações	115.216	51.411	50.244	50.458	50.362
R ²	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observações Utilizadas	115.216	51.411	50.244	50.458	50.362
Estatística F	63,49	18,87	15,04	15,25	15,73
Graus de Liberdade 1	3	7	10	10	10
Graus de Liberdade 2	115.212	51.403	50.233	50.447	50.351
R ² Ajustado	0,0016	0,0024	0,0028	0,0028	0,0029

Painel B

VARIÁVEIS	(6) Ret. Mensais	(7) Ret. Mensais	(8) Ret. Mensais	(9) Ret. Mensais	(10) Ret. Mensais
<i>Dummy</i> Tratamento (Antes ou Depois)	-2,8469*** (0,378)	-2,8374*** (0,377)	-2,9104*** (0,378)	-1,6430*** (0,396)	-1,7073*** (0,404)
<i>Dummy</i> Grupo (Trat. Ou Controle)	-0,6275 (0,666)	-0,619 (0,665)	-0,6606 (0,666)	-0,5459 (0,643)	-0,5937 (0,654)
<i>Dummy</i> Trat x <i>Dummy</i> Grupo	1,3540* (0,771)	1,2315 (0,771)	1,3655* (0,771)	1,0752 (0,749)	1,1054 (0,764)
Tamanho	-0,0000 (0,000)	-0,0000 (0,000)	-0,0000 (0,000)		
<i>Book-to-market</i>	-0,0188*** (0,003)	-0,0189*** (0,003)	-0,0189*** (0,003)		
Beta	-2,5209*** (0,474)	-2,3982*** (0,466)	-2,6709*** (0,474)	-1,3749*** (0,487)	-1,7893*** (0,504)
Alavancagem	0,0000* (0,000)	0,0000* (0,000)	0,0000* (0,000)	-0,0044 (0,004)	-0,0044 (0,004)
<i>Dummy</i> Estatad (Dir. e Ind. 1 nível)					2,2611*** (0,552)
<i>Momentum</i>	-0,0005 (0,001)	-0,0011 (0,001)	-0,0006 (0,001)		-0,0008 (0,001)
HHI (Faturamento)	-0,3017 (0,425)	-0,4059 (0,419)	-0,2093 (0,423)		0,2473 (0,428)
HHI (Ativo Total)					
HHI (Patr. Líquido)					
<i>Dummy</i> Estatad (Contr. Direto)	1,2571** (0,555)				
<i>Dummy</i> Estatad (Contr. Direto e Indireto)		10,5921*** (1,511)			
<i>Dummy</i> Estatad (incl. Fundos Pensão)			2,0239*** (0,497)		
Ln(Tamanho)				-0,0762 (0,071)	-0,1402* (0,075)
Ln(<i>Book-to-Market</i>)				0,5777*** (0,119)	0,4846*** (0,125)
Constante	6,8816*** (0,504)	6,8738*** (0,504)	6,9169*** (0,504)	5,7386*** (0,899)	6,6470*** (0,987)
Observações	50.244	50.244	50.244	48.818	47.667
R ²	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observações Utilizadas	50.244	50.244	50.244	48.818	47.667
Estatística F	13,47	17,88	14,61	18,8	14,5
Graus de Liberdade 1	10	10	10	7	10
Graus de Liberdade 2	50.233	50.233	50.233	48.810	47.656
R ² Ajustado	0,0025	0,0034	0,0027	0,0026	0,0028

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Desvios Padrões entre Parênteses

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

O coeficiente que mede o efeito da alteração na lei de patentes continuou sendo positivo e significativo. Os valores numéricos obtidos para ele foram de 1,38, 1,43 e 1,32 respectivamente, para os modelos das colunas 3, 4, e 5. Em outras palavras, empresas nos setores beneficiados pela mudança legal tiveram variação nos retornos superior a empresas em setores não afetados pela mudança legal medida em 1,38 pontos percentuais (138 pontos-base) pelo modelo da coluna 3, 1,43 pontos percentuais (143 pontos-base) pelo modelo da coluna 4, e 1,32 pontos percentuais (132 pontos-base) pelo modelo da coluna 5. Estes valores para o coeficiente δ são significativos ao nível de 90% de significância.

Nas especificações do modelo incluídas nas colunas de 6 a 8, testamos definições alternativas de empresa estatal. Na coluna 6, consideramos como empresa estatal apenas uma empresa diretamente administrada pelo Estado. Na coluna 7, consideramos como estatal uma empresa que seja controlada pelo Estado direta ou indiretamente, mesmo que haja várias escalas de controle até que se chegue ao controlador em última instância. Finalmente, na coluna 8, consideramos como empresa estatal uma empresa que seja controlada direta ou indiretamente pelo Estado, ou que seja controlada por um fundo de pensão de empresa diretamente controlada pelo Estado. Apenas no modelo da coluna 7 encontramos um coeficiente não significativo para nosso efeito do tratamento no tratado. O coeficiente encontrado foi de 1,23, não significativo em um teste bicaudal com 90% de significância. Mesmo assim, o valor do nível de significância mínimo para se rejeitar a hipótese nula (*p-value*, não reportado) obtido foi de 11,0%, o que faz com que o coeficiente seja considerado significativo em um teste unicaudal a 90% de significância. Nos modelos das colunas 6 e 8, os coeficientes obtidos para o efeito do tratamento nos tratados foram 1,35 e 1,37, respectivamente, ambos significativos a 90% de significância (teste bicaudal).

Hou e Robinson (2006) utilizam as variáveis razão "*book-to-market*" e tamanho da empresa em forma logaritimizada. Por isso, nós reestimamos o modelo DID com essa especificação. Os resultados estão expostos nas colunas 9 e 10 da Tabela 2. Como se pode ver, ao incluirmos as variáveis logaritimizadas no modelo, não podemos rejeitar a hipótese nula de que o tratamento foi ineficaz, isto é, que a mudança na legislação não afetou de forma significativa os retornos das ações dos setores interessados. A hipótese nula só pode ser rejeitada nos modelos das colunas 9 e 10 a níveis de significância de 84,9% e 85,2%, respectivamente (*p-values* de 15,1% e 14,8%, respectivamente). No entanto, em testes unicaudais, esses coeficientes seriam considerados significativos a 90% de significância.

De uma maneira geral, a evidência obtida através da estimação de uma regressão *pooled* em um painel de dados de retornos de empresas nos permite concluir que há evidência de que a concessão de patentes aumentou o retorno esperado de empresas nos setores por ela afetados. Esse retorno pode ser atribuído à antecipação dos agentes de que as firmas desenvolverão projetos inovadores para obterem as patentes correspondentes.

A evidência empírica aqui obtida está em linha com os achados de Hall e Ziedonis (2001) e Cohen et al. (2002), e contradizem a ideia de que patentes não são importantes incentivadores de inovação, presentes em Cohen et al. (2000) e Da Motta e Albuquerque (1996). Os presentes achados são consistentes com a hipótese descrita na literatura teórica de que patentes podem ser usadas para se estimular inovações.⁶

4.3. Modelo DID em regressões Fama-MacBeth

Como dito na seção anterior, regressões *pooled* podem apresentar correlação serial dos resíduos. Uma forma de se eliminar esse problema, caso exista, é através da estimação do modelo utilizando-se da metodologia Fama-MacBeth (Fama e MacBeth, 1973). Nesta subseção apresentamos os resultados obtidos com a utilização desta metodologia para estimar nossos modelos DID. Em regressões Fama-MacBeth, primeiramente ignoramos o fato de nossas séries terem um componente temporal e estimamos regressões separadas em *cross-section*, uma para cada ponto temporal de nossa base de dados, isto é, uma para cada mês. Obtemos assim, para cada mês, um conjunto de coeficientes estimados. Tiramos então uma média entre os coeficientes obtidos. Essas médias são nada mais que médias amostrais de variáveis aleatórias e, portanto, aplica-se o teorema central do limite. Podemos assim usar resultados assintóticos para testar a significância desses coeficientes.

Separamos nosso painel em quatro subamostras, de acordo com o grupo e o período (antes ou depois do tratamento) aos quais a observação pertence (grupo de tratamento ou controle). As equações a serem estimadas são, portanto, dadas por:

$$r_{itg} = \alpha_{ig} + \mathbf{X}_{it}^K \theta_{ig}^K + \varepsilon_{itg} \quad (4)$$

onde g representa a subamostra a que a observação pertence. Uma vez estimados os coeficientes, tiramos médias temporais por grupo dos coeficientes, isto é:

$$\bar{\theta}_{kg} = \sum_{t=1}^T \theta_{ktg} \quad (5)$$

em que chamaremos $\theta_{0ig} = \alpha_{ig}$ e $\bar{\theta}_{0g} = \bar{\alpha}_g$. Uma vez obtidos os coeficientes, testamos se há efeito tratamento significativo ao rodarmos um modelo DID sem variáveis de controle nos interceptos médios obtidos, através do modelo:

$$\theta_{ktg} = \alpha^{FM} + \beta D_{it}^{T,FM} + \gamma D_{it}^{G,FM} + \delta \left(D_{it}^{T,FM} D_{it}^{G,FM} \right) + \varepsilon_{it}^{FM} \quad (6)$$

onde o sobrescrito *FM* serve para diferenciar os coeficientes e termos de erro das estimações Fama-MacBeth. No apêndice estatístico estão os coeficientes médios obtidos nas estimações das regressões em (4) pelo método Fama-MacBeth. Novamente, o efeito do tratamento nos tratados obtido pela equação (5) é numericamente idêntico ao obtido pelo método de regressões estampado em (6). Para poupar espaço, iremos mostrar apenas o resultado obtido pelo método de regressões.

Os resultados da estimação da equação (6) podem ser vistos na Tabela 3. As especificações de 1 a 9 dos modelos lá listados correspondem aos modelos de 2 a 10 em nossa especificação de painel com regressões *pooled*. Em outras palavras, no modelo 1 da Tabela 3 foram utilizadas as mesmas variáveis de controle utilizadas no modelo 2 mostrado na Tabela 2; no modelo 2 da Tabela 3 foram utilizadas as mesmas variáveis de controle utilizadas no modelo 3 mostrado na Tabela 2, e assim por diante. Em aproximadamente metade das especificações testadas (quatro dos nove modelos testados: Modelos de 1 a 4), conseguimos encontrar efeitos de tratamento nos tratados significativos. Mesmo nos outros modelos, sempre encontramos valores positivos para o coeficiente que mede o efeito do tratamento nos tratados.

⁶ Ver, por exemplo, Tirole (1988), cap. 10.

Tabela 3. Método DID versão Regressão Linear: Regressões Fama-MacBeth

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	alfa	alfa	alfa	alfa	alfa	alfa	alfa	alfa	alfa
Constante	4,8074** (2,691)	4,6877*** (1,463)	4,9325*** (1,39)	4,9745*** (1,354)	4,6885* (3,637)	4,7484*** (0,956)	4,6877** (2,328)	6,3940*** (2,659)	5,9918* (4,27)
<i>Dummy</i> Tratamento	-2,701 (3,075)	-2,513* (1,671)	-2,891** (1,588)	-2,914** (1,547)	-2,526 (4,156)	-2,565*** (1,092)	-2,516 (2,66)	-3,178 (3,038)	-2,627 (4,879)
(Antes ou Depois)									
<i>Dummy</i> Grupo	-2,51 (3,806)	0,0107 (2,069)	-1,431 (1,966)	-1,662 (1,915)	0,2328 (5,144)	-0,398 (1,352)	0,0107 (3,293)	-1,843 (3,76)	1,6979 (6,039)
(Trat. Ou Controle)									
<i>Dummy</i> Trat	6,7863* (4,349)	3,0586* (2,364)	4,2443** (2,246)	4,1326** (2,188)	6,5286 (5,878)	1,83 (1,545)	3,6905 (3,763)	1,8908 (4,297)	5,2207 (6,901)
x <i>Dummy</i> Grupo									
Observações	3.384	3.384	3.384	3.384	3.384	3.384	3.384	3.384	3.384
R2	0,0014	0,0023	0,0023	0,002	0,0017	0,0025	0,0013	0,0004	0,0013
Observações Utilizadas	3.384	3.384	3.384	3.384	3.384	3.384	3.384	3.384	3.384
Estatística F	1,55	2,63**	2,57*	2,27*	1,91	2,77**	1,42	0,44	1,46
Graus de Liberdade 1	3	3	3	3	3	3	3	3	3
Graus de Liberdade 2	3.380	3.380	3.380	3.380	3.380	3.380	3.380	3.380	3.380
R2 Ajustado	0,0014	0,0023	0,0023	0,002	0,0017	0,0025	0,0013	0,0004	0,0013

Fonte: elaboração própria

Nota: Desvios padrões entre parênteses

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1, teste unicaudal

Os resultados obtidos com as regressões Fama-MacBeth nos dizem que, após a implementação da nova lei, firmas nos setores alimentício, farmacêutico e químico obtiveram variações nos retornos de suas ações superiores aos de empresas de outros setores em pelo menos 1,89% (Modelo 8) e em até 6,79% (Modelo 1). Esta diferença é economicamente significativa em qualquer dos casos citados acima, e mostra mais evidência de que firmas nestes setores podem ter se beneficiado da expansão da Lei de Patentes. Esta evidência é consistente com a ideia de que as firmas que passaram a ser contempladas com o direito de registrar patentes sobre suas inovações passariam a levar adiante mais projetos inovadores e que isso afetaria seus retornos em comparação com as firmas não afetadas pela mudança legal.

Como dito anteriormente, em todas as especificações do modelo obtivemos sinal positivo para o coeficiente que mede o efeito do tratamento nos tratados, mas obtivemos significância estatística em apenas quatro das nove especificações testadas. Esta observação pode ser um indício de que o número de observações não tenha sido grande o suficiente para dar poder ao nosso teste. Dessa forma, concluímos que os resultados obtidos com as estimações Fama-MacBeth, de maneira geral, confirmam os resultados obtidos com regressões de painel do tipo *pooled*.

5 Conclusão

Neste estudo, testamos empiricamente o impacto nos investimentos das empresas em P&D de uma mudança legal na proteção à propriedade industrial. Para isso,

estimamos um modelo de diferenças em diferenças no qual o tratamento consiste na aprovação da nova Lei de Patentes. Para estimar nosso modelo, utilizamos a base de dados da ECONOMETICA, com observações que iam de 1986 a 2013.

Como as empresas nem sempre revelam os investimentos em P&D em seus balanços contábeis, foi necessária a substituição dessa variável por outra cuja mensuração fosse possível e que representasse esses investimentos. Por isso, ao invés de medir o impacto das mudanças legais no investimento em P&D diretamente, procuramos avaliar esse impacto de forma indireta, estimando o impacto dessas mudanças nos retornos de ações.

Ao estimarmos a regressão para o modelo DID, encontramos que as empresas de setores diretamente afetados pelas mudanças legais tiveram aumentos de retornos 1,36% (136 pontos-base) superiores a empresas de setores não afetados pelas alterações da legislação. Este resultado é estatisticamente significativo a 95% e, portanto, podemos rejeitar a hipótese nula de que o tratamento foi ineficaz, isto é, que as mudanças na lei não trouxeram impactos significativos nos investimentos em P&D dos setores afetados.

Este resultado se manteve após controlarmos por fatores de risco (beta de mercado, "book-to-market" e tamanho da firma), endividamento (alavancagem financeira), status do controlador (Estado ou agente privado), concentração industrial (índice Herfindahl) e retornos passados. O nível de significância, no entanto, se reduz, mas ainda rejeitamos a hipótese nula de que as mudanças legais não surtirão efeito a 90% de significância. Apenas quando utilizarmos tamanho e "book-to-market" loglinearizados (especificações dos Modelos 9 e 10 da Tabela 2) não conseguimos rejeitar a hipótese nula. Neste caso, a hipótese nula só pode ser rejeitada a 84,9% de significância. Mesmo assim, os sinais dos coeficientes estão em linha com os outros modelos, mostrando que as firmas afetadas pela alteração na lei tiveram ganhos em seus retornos em comparação a seus pares em outros setores.

Resultados semelhantes foram obtidos ao estimarmos o modelo usando a metodologia Fama-MacBeth. A hipótese nula de que não há efeitos significativos da nova Lei de Patentes é rejeitada em quatro das nove especificações testadas. Mesmo nas especificações em que a hipótese nula não é rejeitada, o valor numérico do coeficiente que mede o impacto do tratamento nos tratados é sempre positivo, e tem relativa significância econômica, estando entre 1,89% (Modelo 8) e 6,79% (Modelo 1).

Desta forma, concluímos que, de maneira geral, a evidência empírica obtida neste trabalho é consistente com a ideia de que os investimentos em P&D foram maiores nos setores alimentício, farmacêutico e químico após a publicação do Novo Código de Proteção à Propriedade Intelectual, 1996, pois estes setores passaram a poder registrar patentes sobre suas inovações a partir da implementação dessa lei.

Como questões para pesquisa futura, temos que os coeficientes aqui encontrados podem ser afetados pelo viés de sobrevivência. Shumway (1997) mostrou que retornos de ações listadas na base de dados CRSP, que compila os três principais mercados de ações dos Estados Unidos (NYSE, AMEX e NASDAQ), sofrem de significativo viés de sobrevivência. Se este viés de sobrevivência afeta nosso grupo de tratamento de forma diferente do grupo de controle, os resultados aqui obtidos podem não se dever a projetos de P&D das empresas, mas sim pelo viés de sobrevivência. Dessa forma, reestimar o modelo para levar em conta o viés de sobrevivência pode dar mais confiabilidade aos resultados encontrados neste estudo.

Ali et al. (2009) argumentam que bases de dados que contêm somente observações de empresas de capital aberto sofrem de viés de seleção de amostra, visto que a decisão de abrir capital é endógena. Os autores replicam diversos estudos que usam dados das bases de dados CRSP e/ou COMPUSTAT, que contêm dados de empresas de capital aberto americanas, mas utilizando dados do *U.S. Census*, que contém também dados de empresas de capital fechado. Ali et al. (2009) encontram que muitos dos resultados

encontrados nos estudos que utilizam CRSP/COMPUSTAT não podem ser replicados quando se usam dados do *U.S. Census*. A base de dados da ECONOMATICA possui apenas dados de empresas de capital aberto e, portanto, sofre dos mesmos problemas de potencial viés que CRSP/COMPUSTAT. Desta forma, faz-se necessário replicar o presente estudo utilizando-se de uma base de dados que contenha também dados de empresas de capital fechado, para que possamos excluir a hipótese de que os resultados encontrados se devem exclusivamente ao viés de seleção de amostra.

Outra limitação importante do estudo aqui desenvolvido é que uma das hipóteses fundamentais dos modelos de resposta a tratamento não é satisfeita em nosso experimento natural: o tratamento deve ser assinalado aleatoriamente entre pacientes que irão formar o grupo de tratamento e o grupo de controle. Por conta disso, fatores externos ao modelo podem afetar diferentemente os dois grupos em nossa base de dados, enviesando os coeficientes estimados. Para resolver este problema de endogeneidade do assinalamento do tratamento, Angrist e Imbens (1995) argumentam que pode se recorrer a dois métodos: variáveis instrumentais (Heckman, 1979) e amostragem por pares ou *matched sampling* (Rosenbaum e Rubin, 1983; Ho et al., 2007). Refazer as estimações do presente estudo usando uma dessas técnicas pode também aumentar o grau de confiança dos resultados aqui obtidos.

Referências

- ACS, Z. J.; AUDRETSCH, D. B. Innovation in Large and Small Firms: An Empirical Analysis. *American Economic Review*, 78(4), 678–690, 1988.
- ALI, A.; KLASA, S.; YEUNG, E. The limitations of industry concentration measures constructed with Compustat data: Implications for finance research. *Review of Financial Studies*, 22(10), 3839–3871, 2009.
- ANDREASSI, T.; SBRAGIA, R. Relações entre indicadores de P&D e de resultado empresarial. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo*, 37(1), 2002.
- ANGRIST, J. D.; IMBENS, G. W. Identification and estimation of local average treatment effects, NBER Technical Working Paper No. 118, 1995.
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. S. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricists' Companion*, Princeton University Press, 2009.
- ARROW, K. Economic welfare and the allocation of resources for invention. In: ARROW, K. *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*, National Bureau of Economic Research. 609 – 626, 1962.
- BARBIERI, J. C. Os inventores no Brasil: tipos e modalidades de incentivos. *Revista de Administração de Empresas*, 39(2), 54–63, 1999.
- CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, 1997.
- COHEN, W. M.; NELSON, R. R.; WALSH, J. P. Protecting their intellectual assets: Appropriability conditions and why US manufacturing firms patent (or not)., NBER Working Paper N° 7552, 2000.
- COHEN, W. M.; GOTO, A.; NAGATA, A.; NELSON, R. R.; WALSH, J. P. R&D spillovers, patents

and the incentives to innovate in Japan and the United States. *Research Policy*, 8(31), 1349-1367, 2002.

DA MOTTA, E.; ALBUQUERQUE, P. B. R. M. Patentes de invenção concedidas a residentes no Brasil: indicações da eficiência dos gastos em pesquisa e desenvolvimento. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 25(3), 1995.

DASGUPTA, P.; STIGLITZ, J. Uncertainty, Industrial Structure, and the Speed of R&D, *Bell Journal of Economics*, 11(1), 1 – 28, 1980.

DE NEGRI, J. A.; LEMOS, M. B.; DE NEGRI, F. Impact of P&D Incentive Program on the Performance and Technological Efforts of Brazilian Industrial Firms. *Inter-American Development Bank Working Paper N° OVE/WP-14/06*, 2006.

DENICOLO, V. Patent races and optimal patent breadth and length. *Journal of Industrial Economics*, 44(3), 249-265, 1996.

FAMA, E. F.; MACBETH, J. D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636, 1973.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance*, 47, 427-465, 1992.

GILBERT, R. J.; NEWBERY, D. M. G. Preemptive patenting and the persistence of monopoly. *American Economic Review*, 72(3), 514-526, 1982.

GILBERT, R.; SHAPIRO, C. Optimal patent length and breadth, *RAND Journal of Economics*, 21(1), 106-112, 1990.

GRILICHES, Z. Patent statistics as economic indicators: a survey. *Journal of Economic Literature*, 28(4), 1661-1707, 1990.

GRILICHES, Z. *R&D and Productivity: The Econometric Evidence*. University of Chicago Press, 1998.

GUESNERIE, R.; TIROLE, J. L'économie de la recherche-développement: introduction à certains travaux théoriques. *Revue économique*, 36(5), 843-871, 1985.

HALL, B. H.; GRILICHES, Z.; HAUSMAN, J. A. Patents and R&D: Is There a Lag?. *International Economic Review*, 27(2), 265-283, 1986.

HALL, B. H.; ZIEDONIS, R. H. The patent paradox revisited: an empirical study of patenting in the US semiconductor industry, 1979–1995. *RAND Journal of Economics*, 32(1), 101-128, 2001.

HAUSMAN, J. A.; HALL, B. H.; GRILICHES, Z. Econometric models for count data with an application to the patents-R&D relationship. *Econometrica*, 52(4), 909-938, 1984.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153-161, 1979.

HO, D. E.; IMAI, K.; KING, G.; STUART, E. A. Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference. *Political Analysis*, 15(3), 199-236, 2007.

HOU, K.; ROBINSON, D. T. Industry Concentration and Average Stock Returns, *Journal of Finance*, 61(4), 1927-1955, 2006.

JAFFE, A. B. Technological Opportunity and Spillovers of R & D: Evidence from Firms' Patents, Profits, and Market Value. *American Economic Review*, 76(5), 984-1001, 1986.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S., Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, *Journal of Finance*, 48, 65-91, 1993.

MAZALI, R. What causes the Concentration Discount? Evidence from Brazilian Stock Markets. Midwest Finance Association 2012 Annual Meetings Paper, 2012.

NORDHAUS, W. D. The optimal life of a patent. Cowles Foundation for Research in Economics working paper, Yale University, 1967.

NORDHAUS, W. D. The optimum life of a patent: reply. *American Economic Review*, 62(3), 428-431, 1972.

PAKES, A. On Patents, R & D, and the Stock Market Rate of Return. *Journal of Political Economy*, 93(2), 390-409, 1985.

ROSENBAUM, Paul R.; RUBIN, Donald B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55, 1983.

SCHERER, F. M. Nordhaus' theory of optimal patent life: A geometric reinterpretation. *American Economic Review*, 62(3), 422-427, 1972.

SCHUMPETER, J. A. The Theory of Economic Development. Harvard University Press, 1912.

SHUMWAY, T. The delisting bias in CRSP data. *Journal of Finance* 52, 327-340, 1997.

SOLOW, R. M. Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320, 1957.

TIROLE, J. "The Theory of Industrial Organization", MIT Press, 1988.

WOOLDRIDGE, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Boston, MA, chap. 18, 2001.

Apêndice estatístico

Tabela 4. Regressões Fama-MacBeth: Coeficientes Médios
Grupo 1 (Controle antes do Tratamento)

Painel A					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais
constante	6,6381*** (16,115)	5,9381*** (17,992)	6,5901*** (17,636)	6,6709*** (17,205)	5,9399*** (18,003)
Tamanho	0,0000 (1,561)	0,0000 (1,466)	0,0000 (1,432)	0,0000 (1,448)	0,0000 (1,468)
<i>Book-to-market</i>	0,0506** (0,236)	0,0527** (0,236)	0,0523** (0,235)	0,0537** (0,235)	0,0524** (0,235)
Beta	-3,004* (15,999)	-3,465** (16,138)	-3,698** (15,986)	-3,719** (15,902)	-3,464** (16,126)
Alavancagem	0,0003 (0,179)	-0,005 (0,161)	-0,01 (0,159)	-0,01 (0,157)	-0,005 (0,161)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Dir. e Ind. 1 nível)		9,0758** (42,466)	8,7134** (42,279)	8,6158* (42,13)	
<i>Momentum</i>		-0,021*** (0,071)	-0,020*** (0,069)	-0,019** (0,066)	-0,021*** (0,071)
HHI (Faturamento)		2,1059** (8,763)			2,1227** (8,776)
HHI (Ativo Total)			1,7839* (9,905)		
HHI (Patr. Líquido)				1,6130* (9,102)	
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto)					9,4234** (42,519)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto e Indireto)					
<i>Dummy</i> Estatal (incl. Fundos Pensão)					
Ln(Tamanho)					
Ln(<i>Book-to-Market</i>)					
Observações	66	66	66	66	66

Painel B

	(6)	(7)	(8)	(9)
	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais
constante	6,0243*** (18,281)	5,9381*** (17,992)	6,4383* (33,418)	5,1948 (32,788)
Tamanho	0,0000 (1,5)	0,0000 (1,466)		
<i>Book-to-market</i>	0,0522** (0,235)	0,0527** (0,236)		
Beta	-3,260* (16,293)	-3,465** (16,138)	-2,538 (16,898)	-2,878* (17,027)
Alavancagem	-0,000 (0,171)	-0,005 (0,161)	-0,008 (0,18)	-0,015 (0,162)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Dir. e Ind. 1 nível)				8,7992** (40,923)
<i>Momentum</i>	-0,021** (0,071)	-0,021*** (0,071)		-0,022*** (0,07)
HHI (Faturamento)	1,7524** (8,474)	2,1059** (8,763)		2,6921*** (8,91)
HHI (Ativo Total)				
HHI (Patr. Líquido)				
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto)				
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto e Indireto)	-0,619 (12,518)			
<i>Dummy</i> Estatal (incl. Fundos Pensão)		9,0758** (42,466)		
Ln(Tamanho)			-0,12 (2,814)	-0,105 (2,563)
Ln(<i>Book-to-Market</i>)			1,0248** (3,784)	1,1148** (3,866)
Observações	66	66	66	66

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Desvios Padrões entre Parênteses

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Tabela 5. Regressões Fama-MacBeth: Coeficientes Médios
Grupo 2 (Tratamento antes do Tratamento)

Painel A

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais
constante	-0,318 (21,684)	2,6578 (31,128)	0,8493 (27,375)	0,6575 (26,441)	3,0632 (31,484)
Tamanho	0,0000 (1,679)	0,0000 (0,000)	0,0000 (2,89)	0,0000 (0,000)	0,0000 (3,238)
<i>Book-to-market</i>	0,1436* (0,733)	0,1594* (0,891)	0,1756** (0,827)	0,1756** (0,814)	0,1521* (0,884)
Beta	3,9568 (25,311)	4,4508* (25,85)	4,2577* (26,174)	4,3482* (26,285)	4,5695* (25,961)
Alavancagem	0,0259 (0,387)	0,0152 (0,407)	0,0229 (0,412)	0,0244 (0,409)	0,0116 (0,406)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Dir. e Ind. 1 nível)		4,2528 (41,2)	2,3048 (38,73)	1,9341 (37,438)	
<i>Momentum</i>		-0,018** (0,068)	-0,019** (0,068)	-0,019** (0,068)	-0,018** (0,068)
HHI (Faturamento)		-4,190* (24,35)			-4,513* (24,63)
HHI (Ativo Total)			-1,914 (21,9)		
HHI (Patr. Líquido)				-1,827 (20,54)	
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto)					8,4681* (46,837)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto e Indireto)					
<i>Dummy</i> Estatal (incl. Fundos Pensão)					
Ln(Tamanho)					
Ln(<i>Book-to-Market</i>)					
Observações	66	66	66	66	66

Painel B

	(6)	(7)	(8)	(9)
	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais
constante	2,4624 (26,916)	2,6578 (31,128)	-0,782 (40,83)	1,6004 (53,062)
Tamanho	0,0000 (1,523)	0,0000 (0,000)		
<i>Book-to-market</i>	0,1447* (0,805)	0,1594* (0,891)		
Beta	4,5479* (25,792)	4,4508* (25,85)	4,4931* (24,625)	5,5711** (25,298)
Alavancagem	0,0179 (0,394)	0,0152 (0,407)	0,0175 (0,325)	0,0012 (0,362)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Dir. e Ind. 1 nível)				3,6865 (27,305)
<i>Momentum</i>	-0,017** (0,07)	-0,018** (0,068)		-0,020** (0,077)
HHI (Faturamento)	-4,033* (21,7)	-4,190* (24,35)		-4,527** (21,15)
HHI (Ativo Total)				
HHI (Patr. Líquido)				
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto)				
<i>Dummy</i> * Estatal (Contr. Direto e Indireto)	-0,707 (6,9218)			
<i>Dummy</i> Estatal (incl. Fundos Pensão)		4,2528 (41,2)		
Ln(Tamanho)			-0,014 (3,33)	0,022 (3,874)
Ln(<i>Book-to-Market</i>)			1,2584** (6,018)	1,5912** (7,291)
Observações	66	66	66	66

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Desvios Padrões entre Parênteses

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Tabela 6. Regressões Fama-MacBeth: Coeficientes Médios
Grupo 3 (Controle após o Tratamento)

Painel A

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais
constante	2,6382*** (6,7293)	2,5650*** (7,3352)	2,4041*** (6,8238)	2,4396*** (6,8099)	2,5371*** (7,3033)
Tamanho	0,0000 (6,545)	0,0000 (6,683)	0,0000 (6,683)	0,0000 (6,752)	0,0000 (6,845)
<i>Book-to-market</i>	0,0324 (0,452)	0,0233 (0,473)	0,0211 (0,474)	0,0217 (0,472)	0,0219 (0,474)
Beta	-0,697 (11,865)	-1,252* (11,484)	-1,243* (11,337)	-1,252* (11,323)	-1,203* (11,448)
Alavancagem	-0,003 (0,07)	-0,004 (0,069)	-0,004 (0,068)	-0,004 (0,069)	-0,004 (0,068)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Dir. e Ind. 1 nível)		0,0094 (7,8427)	0,127 (7,8146)	0,1292 (7,8159)	
<i>Momentum</i>		-0,005 (0,068)	-0,005 (0,067)	-0,005 (0,068)	-0,005 (0,068)
HHI (Faturamento)		-0,151 (4,971)			-0,127 (4,958)
HHI (Ativo Total)			0,1407 (5,412)		
HHI (Patr. Líquido)				0,0263 (5,432)	
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto)					0,0866 (7,8292)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto e Indireto)					
<i>Dummy</i> Estatal (incl. Fundos Pensão)					
Ln(Tamanho)					
Ln(<i>Book-to-Market</i>)					
Observações	216	216	216	216	216

Painel B

	(6)	(7)	(8)	(9)
	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais
constante	2,5857*** (7,3517)	2,5616*** (7,3189)	3,3115*** (15,512)	3,3409*** (15,708)
Tamanho	0,0000 (6,622)	0,0000 (6,672)		
<i>Book-to-market</i>	0,0226 (0,478)	0,0242 (0,477)		
Beta	-1,326** (11,445)	-1,205* (11,411)	-0,587 (12,071)	-1,056* (11,482)
Alavancagem	-0,004 (0,068)	-0,004 (0,068)	-0,002 (0,068)	-0,006* (0,066)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Dir. e Ind. 1 nível)				-0,109 (7,935)
<i>Momentum</i>	-0,005 (0,068)	-0,005 (0,068)		-0,006* (0,067)
HHI (Faturamento)	-0,12 (5,021)	-0,179 (4,986)		-0,134 (4,8)
HHI (Ativo Total)				
HHI (Patr. Líquido)				
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto)				
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto e Indireto)	0,3425 (8,6592)			
<i>Dummy</i> Estatal (incl. Fundos Pensão)		-0,148 (6,9496)		
Ln(Tamanho)			-0,066 (1,129)	-0,074 (1,149)
Ln(<i>Book-to-Market</i>)			0,2159* (2,006)	0,1927* (2,119)
Observações	216	216	216	216

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Desvios Padrões entre Parênteses

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Tabela 7. Regressões Fama-MacBeth: Coeficientes Médios
Grupo 4 (Tratamento após o Tratamento)

Painel A					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais
constante	8,4119*	5,5513**	4,6776**	4,1859**	12,008*
	(90,34)	(38,156)	(35,616)	(34,592)	(127,62)
Tamanho	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	(6,349)	(1,652)	(0,000)	(1,646)	(1,035)
<i>Book-to-market</i>	0,8406	0,2867	0,3149	0,3732*	0,7487
	(10,81)	(3,513)	(3,689)	(3,863)	(8,969)
Beta	-9,468	-2,738	-2,425	-2,309	-10,16
	(136,08)	(36,402)	(35,877)	(36,118)	(141,1)
Alavancagem	-0,017	-0,015*	-0,014*	-0,011	-0,031*
	(0,243)	(0,14)	(0,145)	(0,148)	(0,29)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Dir. e Ind. 1 nível)		18,368	18,113	18,04	
		(259,59)	(260,66)	(262,03)	
<i>Momentum</i>		-0,01	-0,012*	-0,014**	-0,013*
		(0,155)	(0,124)	(0,123)	(0,139)
HHI (Faturamento)		-2,727**			-5,203*
		(22,6)			(54,67)
HHI (Ativo Total)			-2,11		
			(24,77)		
HHI (Patr. Líquido)				-1,348	
				(26,17)	
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto)					5,8383**
					(51,648)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto e Indireto)					
<i>Dummy</i> Estatal (incl. Fundos Pensão)					
Ln(Tamanho)					
Ln(<i>Book-to-Market</i>)					
Observações	216	216	216	216	216

Painel B

	(6)	(7)	(8)	(9)
	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais	Ret. Mensais
constante	2,7843** (18,436)	6,1470** (45,779)	-0,366 (40,158)	11,652 (140,44)
Tamanho	0,0000 (1,482)	0,0000 (3,804)		
<i>Book-to-market</i>	0,221 (3,159)	0,8499 (10,31)		
Beta	-0,308 (20,255)	-5,926 (79,883)	-9,111 (127,88)	-8,595 (112,64)
Alavancagem	-0,011 (0,129)	-0,012* (0,136)	0,0051 (0,225)	-0,037** (0,332)
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Dir. e Ind. 1 nível)				11,229 (152,9)
<i>Momentum</i>	-0,017** (0,124)	-0,031** (0,203)		-0,017** (0,124)
HHI (Faturamento)	-1,277* (13,81)	-3,269** (28,68)		-5,505* (59,12)
HHI (Ativo Total)				
HHI (Patr. Líquido)				
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto)				
<i>Dummy</i> Estatal (Contr. Direto e Indireto)	16,906 (340,21)			
<i>Dummy</i> Estatal (incl. Fundos Pensão)		8,8317 (120,04)		
Ln(Tamanho)			0,7669 (10,4)	-0,039 (3,342)
Ln(<i>Book-to-Market</i>)			1,1772** (9,513)	1,4264** (12,63)
Observações	216	216	216	216

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Desvios Padrões entre Parênteses