

環境と企業の研究開発活動・パフォーマンス
に関する研究

一橋大学博士課程学位請求論文

指導教員 岡田 羊祐

提出者 枝村 一磨

目次

第1章 研究の目的と意義.....	1
1-1 研究の目的と背景.....	1
1-2 本稿の分析視角.....	2
1-3 本稿の意義.....	4
1-4 日本における環境政策の動向.....	11
1-5 環境技術に関する特許の出願状況.....	13
1-6 本稿の構成.....	20
第2章 事業所における揮発性有機化合物（VOC）削減の自主的取組と企業パフォーマンスの 関係.....	21
2-1 はじめに.....	21
2-2 揮発性有機化合物（VOC）規制.....	23
2-3 先行研究と作業仮説.....	27
2-4 モデルとデータ.....	29
2-5 推計結果.....	35
2-6 結論.....	41
補論 2-1 工業統計調査と PRTR データのマッチングについて.....	44
補論 2-2 推計結果の頑健性の確認.....	47
第3章 化学物質排出把握管理促進法が企業の環境技術に関する研究開発活動に与えた影響 の定量分析.....	63
3-1 はじめに.....	63
3-2 仮説と先行研究.....	66
3-3 モデルとデータ.....	71
3-4 推計.....	75
3-5 終わりに.....	83
補論 3-1 推計結果の頑健性の確認.....	85
補論 3-2 産業別にサンプルを分割した推計結果.....	90
第4章 省エネルギー技術開発と企業価値.....	97
4-1 はじめに.....	97
4-2 先行研究と作業仮説.....	98
4-3 推計モデルとデータ.....	102

4-4 推計結果.....	112
4-5 結論.....	123
補論 4-1 省エネ技術に関する特許の検索式.....	126
補論 4-2 推計結果の頑健性の確認.....	127
補論 4-3 無形資産として研究開発活動のみを考慮した推計.....	129
第 5 章 結論と今後の課題.....	131
謝辞.....	137
参考文献.....	139

各章の初出論文

第 2 章 枝村一磨 (2016) 「環境規制と経済的効果-製造事業所の VOC 排出に関する自主的取組に注目した定量分析-」 *NISTEP Discussion Paper* No. 133.

第 3 章 枝村一磨 (2016) 「化学物質排出把握管理促進法が企業の環境技術に関する研究開発活動に与えた影響の定量分析」『研究 技術 計画』、31(3・4)、pp. 322-334.

第 4 章 枝村一磨・岡田羊祐 (2013) 「省エネルギー技術開発と企業価値」『環境・エネルギー・資源戦略』（編者：馬奈木俊介）pp.203-221 日本評論社.

表一覧

表 1-1	本稿と関連する先行研究.....	8
表 2-1	工業統計調査と PRTR データのマッチングについて (1)	31
表 2-2	工業統計調査と PRTR データのマッチングについて (2)	32
表 2-3	傾向スコアを算出するロジットモデルの推計結果.....	36
表 2-4	傾向スコアマッチングのバランシング・テスト.....	36
表 2-5	1 期前と 1 期後を比較した DID 推計結果.....	38
表 2-6	1 期前と 2 期後を比較した DID 推計結果.....	39
表 2-7	1 期前と 3 期後を比較した DID 推計結果.....	40
表 3-1	基本統計量.....	77
表 3-2	環境技術に関する特許出願件数の上位 30 社.....	78
表 3-3	DID 推計結果	82
表 4-1	省エネ特許の技術分類.....	105
表 4-2	基本統計量.....	113
表 4-3	トービンの Q と出願特許ストック、スピルオーバー・プールの推計結果	115
表 4-4	省エネ技術関連特許を 1 件以上出願している企業をサンプルとした推計結果	117
表 4-5	エネルギー価格を考慮した推計結果.....	119
表 4-6	省エネ技術関連特許件数に関する特許生産関数の推計結果 (パネル・ポア ソンモデル)	121
表 4-7	省エネ技術関連特許件数に関する特許生産関数の推計結果 (パネル・ネガ ティブ・バイノミアルモデル)	122
付表 2-1	PRTR データをマッチ可能な工業統計調査のサンプル.....	45
付表 2-2	2006 年以降脱落していない事業所サンプルを用いた DID 推計結果 (1)	49
付表 2-3	2006 年以降脱落していない事業所サンプルを用いた DID 推計結果 (2)	50
付表 2-4	2006 年以降脱落していない事業所サンプルを用いた DID 推計結果 (3)	51
付表 2-5	複数事業所を持つ企業のサンプルを用いた DID 推計結果 (1)	52
付表 2-6	複数事業所を持つ企業のサンプルを用いた DID 推計結果 (2)	53
付表 2-7	複数事業所を持つ企業のサンプルを用いた DID 推計結果 (3)	54

付表 2-8	2004 年から 2006 年までの間に自主的取組を行った事業所についての DID 推計結果 (1)	55
付表 2-9	2004 年から 2006 年までの間に自主的取組を行った事業所についての DID 推計結果 (2)	56
付表 2-10	VOC 排出割合が 40%以上である事業所について分析した DID 推計結果 (1)	57
付表 2-11	VOC 排出割合が 40%以上である事業所について分析した DID 推計結果 (2)	58
付表 2-12	VOC 排出割合が 40%以上である事業所について分析した DID 推計結果 (3)	59
付表 2-13	VOC 排出割合が 50%以上である事業所について分析した DID 推計結果 (1)	60
付表 2-14	VOC 排出割合が 50%以上である事業所について分析した DID 推計結果 (2)	61
付表 2-15	VOC 排出割合が 50%以上である事業所について分析した DID 推計結果 (3)	62
付表 3-1	ブートストラップ法を用いない DID 推計結果	87
付表 3-2	従業員一人当たり特許出願件数、被引用件数を用いた DID 推計結果	88
付表 3-3	技術分野を絞った特許出願件数に関する DID 推計結果	89
付表 3-4	化学産業サンプルを用いた DID 推計結果	93
付表 3-5	電気機械産業サンプルを用いた DID 推計結果	94
付表 3-6	一般機械サンプルを用いた DID 推計結果	95
付表 3-7	輸送用機械産業サンプルを用いた DID 推計結果	96
付表 4-1	省エネ技術に関する特許検索式	126
付表 4-2	陳腐化率を変え、1 期ラグをとった推計結果	127
付表 4-3	省エネ技術とそれ以外の技術で異なる陳腐化率を用いて計算したストックを用いる推計結果	128
付表 4-4	無形資産として研究開発のみを考慮した推計結果	130

図一覧

図 1-1	本稿の分析視角.....	3
図 1-2	日本における特許出願件数と環境技術関連特許の割合.....	14
図 1-3	日本における特許登録件数と環境技術関連特許の割合.....	15
図 1-4	アメリカにおける特許出願件数と環境技術関連特許の割合.....	16
図 1-5	アメリカにおける特許登録件数と環境技術関連特許の割合.....	17
図 1-6	ドイツにおける特許出願件数と環境技術関連特許の割合.....	18
図 1-7	ドイツにおける特許登録件数と環境技術関連特許の割合.....	19
図 2-1	日本における VOC の大気排出量.....	25
図 2-2	VOC を排出する事業所の数と 1 事業所あたり VOC 排出量.....	26
図 2-3	従業員規模別の事業所 VOC 排出量.....	27
図 2-4	削減割合別事業所数（左軸）と、自主的取組達成事業所の割合（右軸）	33
図 2-5	サンプルから脱落した事業所数の推移.....	34
図 3-1	PRTR の報告義務がある事業所の選定方法.....	65
図 3-2	上場企業による、日本における環境技術関連特許の出願件数の推移.....	73
図 3-3	日本の上場企業による全特許出願件数の推移と環境技術関連特許の割合	74
図 3-4	産業別の環境技術に関する特許出願件数.....	79
図 4-1	省エネ技術関連特許出願件数の推移.....	107
図 4-2	タービンの Q 中央値の推移.....	111

第1章 研究の目的と意義

1-1 研究の目的と背景

本稿では、環境政策が企業の研究開発活動に与える影響、環境政策が生産者の売上や生産性に与える影響、環境技術に関する研究開発の蓄積が企業価値に与える影響の3テーマについて、マイクロデータを用いて実証的に分析する。環境政策と企業の研究開発活動との関係は、従来の新古典派経済学にしたがうと、環境政策によって社会的費用が内部化され、環境政策の実施が企業にとって追加的なコストとなり、結果として研究開発インセンティブが低下すると考えられる。一方、Porter and van der Linde (1995)や Jaffe and Palmer (1997)等は、環境政策によってコスト構造が変化し、相対的に高価になった環境対策費用を節約するための研究開発インセンティブが上昇する可能性を指摘している。このように、環境政策が企業の研究開発インセンティブに与える影響についてはまだ議論がなされている。本稿は環境政策と研究開発インセンティブとの関係を、化学物質排出移動量届出制度(PRTR)と環境技術に焦点をあてて、日本における企業レベルのマイクロデータを用いて実証的に検証する。

環境政策が企業や事業所の生産活動や業績に与える影響については、Porter and van der Linde (1995)や Hamamoto (2006)等が、環境政策によって相対的に高価になった環境対策費用を節約するために企業は研究開発を行い、研究開発費を超える利潤を得ることで国際競争力や生産性が向上する可能性を指摘している。一方、従来の新古典派経済学にしたがうと、環境政策によって社会的コストが内部化される結果、企業にとって新たなコストを負担することとなり、利潤が低下すると考えられる(Friedman, 1970)。また、Palmer, Oates, and Portney (1995)等は、もし環境政策によって研究開発活動が促され、利潤を得ることができるのであれば、企業は環境政策が施行されなくても同様の研究開発活動を行って利潤最大化をはかるはずだと指摘している。このように、定型化された結論は得られていない。本稿では、環境政策が事業所の業績に与える影響を、揮発性有機化合物(VOC)規制に注目して、日本における製造業の事業所レベルのマイクロデータを用いて実証的に分析する。

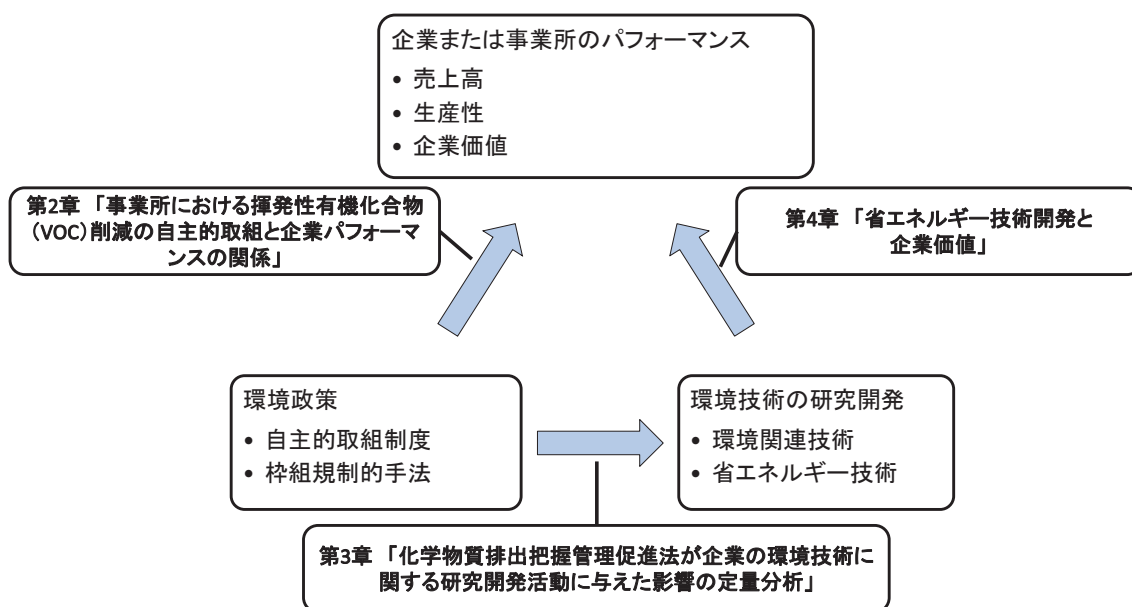
環境技術に関する研究開発活動と企業の業績との関係については、上記の環境政策と業績との関係に関する議論と同様に、定型化された結論は得られていない。従来の新古典派経済学の考え方では、環境技術の研究開発によって生産物の機能や消費者に与える効用に変

化が生じない限り、環境技術への研究開発投資は企業にとっては追加的なコストとなり、利潤は低下する。一方、環境技術の研究開発活動が一種の企業の社会的責任 (Corporate Social Responsibility)投資や、ESG(Environmental, Social, and Governance)投資、社会的責任投資 (Social Responsibility Investment)と考えると、これら投資が企業の評価を高める可能性を理論から指摘している研究もある(川西・田村・広田, 2016)。本稿では、環境技術に関する研究開発活動が企業パフォーマンスに与える影響を、省エネルギー技術に関する特許データとトービンの Q に関する企業レベルのマイクロデータを用いて、実証分析する。

1-2 本稿の分析視角

本稿では、環境政策と企業の環境技術に関する研究開発活動、企業または事業所のパフォーマンスとの関係を、3つのテーマで実証的に検証する。概念図を図 1-1 に示す。具体的には、環境政策が事業所のパフォーマンスに与える影響を、VOC 排出規制における自主的取組制度と事業所の売上高や生産性等に関する分析から明らかにする。環境政策が企業の環境技術の研究開発活動に与える影響については、環境政策の一手法である枠組規制的手法に注目し、日本で行われている化学物質排出移動量届出制度 (PRTR) の施行と企業の環境関連技術に関する特許出願行動に関する分析によって明らかにする。企業の環境技術に関する研究開発活動と企業パフォーマンスについては、省エネルギー技術に関する研究開発活動と企業価値に関する分析によって検証する。

図 1-1 本稿の分析視角



まず、VOC 排出規制の自主的取組に注目し、環境政策が事業所のパフォーマンスに与える影響を分析する。環境政策には様々なタイプがあるが、その中で自主的取組が注目されている。自主的取組とは、政府が一定の努力目標を示し、企業や事業所が自発的に削減計画を立案して対策を実行する仕組みである。政府が示す目標を達成できなかった場合、罰則等はない。自主的取組と従来の環境政策について実施にかかるコストを比較すると、従来の環境政策ではエンフォースメントを担保するためにモニタリング等を行う必要があるため、自主的取組の方が比較的低いコストで実施することができる。ただし、自主的取組は、政府が示す目標を達成できない場合でも罰則がないため、生産活動に与える影響は不明確である。自主的取組は日本において先進的に行われており、ほとんど世界各国で前例がないため、生産者の業績に与える影響は定量的に明らかになっていない。こうしたことを踏まえ、本稿では、自主的取組を行っている事業所と行っていない事業所で売上高や生産性等に差があるか否かを、事業所レベルのパネルデータを用いて実証的に分析する。

次に、PRTR の施行と企業の環境技術に関する特許出願行動に関する分析によって、環境政策が企業の環境技術に関する研究開発活動に与える影響を分析する。PRTR とは、指定された有害物質について排出量と移動量を政府に報告し、政府はその情報を公開するという手続きを定めた「枠組規制的手法」の一つである。一見、枠組規制的手法では、企業の排出量等を直接制限しないので、研究開発イ

ンセンティブに影響を与えないと考えられる。ただ、枠組規制的手法は、企業による報告を義務化し、報告された情報を公開するという手続きを定めているため、手続きの対象となる排出物質の管理を促す。排出される化学物質の管理を行うことで政策実施前には把握されなかった環境リスクが明らかとなり、それを削減するために環境技術に関する研究開発インセンティブが高まることが考えられる。本稿では、枠組規制的手法が企業の環境技術に関する研究開発インセンティブに与える影響を、企業レベルのパネルデータを用いて定量的に分析する。

最後に、省エネルギー技術に関する研究開発活動とトービンの Q に関する実証分析を行い、環境技術の研究開発活動が企業パフォーマンスに与える影響を検証する。研究開発活動は一種の無形資産と捉えることができる (Corrado, Hulten, and Sichel, 2005)。Griliches (1981) の定式化にしたがって無形資産と有形資産から企業価値が決定されるとすると、省エネルギー技術の研究開発活動による無形資産の蓄積は企業価値を向上させると考えられる。一方、特定の技術分野の研究開発活動が企業の利益にどれだけ貢献するかは、当該技術分野に関連する製品市場での市場支配力、技術ライセンスを通じたロイヤリティ収入、当該技術が競合企業に流出して製品市場競争が強まることでレントが消失する効果、技術の利用者側の受容能力等の効果が複雑にからみあって決定されるため、省エネルギー技術に関する無形資産の蓄積が企業価値向上に与える影響は実証分析して確認する必要がある。そこで本稿では、省エネルギー技術に関する研究開発活動の蓄積が企業価値に与える影響を、研究開発活動のスピルオーバーを適切に考慮しつつ、企業レベルのパネルデータを用いて統計的に分析する。

1-3 本稿の意義

本稿では、環境政策と事業所のパフォーマンス、環境政策と企業の環境技術に関する研究開発活動、環境技術に関する研究開発活動と企業パフォーマンスとの関係を実証分析する。本稿に関連する先行研究として、環境政策が企業の研究開発活動を促進させ、その成果が国際競争力を向上させる可能性を指摘したのは、Porter (1991)、Porter and van der Linde (1995) である。これらの研究以降、環境政策と企業の研究開発活動やパフォーマンスとの関連を分析する研究が多く行われた。主要な先行研究を整理したのが表 1-1 である。

環境政策が生産者のパフォーマンスに与える影響を分析した先行研究は比較的多い。特に、環境政策の厳しさを示す代理指標として

汚染対策費用を用いる先行研究は多い。Hart and Ahuja (1996)、Berman and Bui (2001)、Shadbeigian and Gray (2003)、Hamamoto (2006)、Lanoie, Patry, and Lajeunesse (2008)は、環境政策の厳しさが増すと、それに伴って汚染対策費用を支出すると考えられることから、それらを環境政策の厳しさを示す代理指標とし、総資産利益率 (ROA) や株主資本利益率 (ROE)、全要素生産性 (TFP) に与える影響を分析している。また、事業所ごとに異なる大気浄化法の達成状況を環境政策の厳しさを示す代理指標として、従業員数や資本ストック、出荷額の成長率や TFP との関係性を分析した Greenstone (2002)や Greenstone, List, and Syverson (2012)もある。さらに、環境マネジメントシステムである ISO14001 の取得状況や環境報告書発行の有無を、環境政策の自主的取組手法 (Voluntary approach) の代理指標と捉えて、天然資源の使用状況等の環境パフォーマンスとの関係性を分析した Arimura, Hibiki, and Johnstone (2008)もある。

本稿では、環境政策が事業所の業績に与える影響を、日本の VOC 排出規制における自主的取組という制度に注目して、実証的に分析する。先行研究では、環境政策の代理指標として汚染対策費用を用いる研究が多く、他の指標を用いている研究は少ない。また、具体的な環境政策として、大気浄化法等の従来から施行されてきたタイプの法制度の効果性を分析した先行研究はあるものの、本稿のように比較的最近実施された新しいタイプの環境政策手法を分析した先行研究はほとんどない。環境政策とパフォーマンスとの関係性を検証するには、新たなタイプの環境政策も分析する必要がある。本稿は、世界各国でもほとんど行われていない自主的取組という環境政策が、パフォーマンスに与える影響を事業所レベルで分析しており、この研究分野の新たな蓄積となることが期待できる。

環境政策と企業の環境技術に関する研究開発活動との関係性を分析した実証研究としては、Lanjouw and Mody (1996)、Brunnermeier and Cohen (2003)、De Vries and Withagen (2005)、Johnstone and Labonne (2006)、Horbach (2008)、Johnstone, Hascis, and Popp (2010)、Lanoie et al. (2011)、Popp, Hafner, and Johnstone (2011)、Kneller and Manderson (2012)、Calel and Dechezlepretre (2016)がある。特に、Lanjouw and Mody (1996)、Brunnermeier and Cohen (2003)、Kneller and Manderson (2012)は、環境政策の代理変数として汚染対策費用の情報をを用いて、産業レベル、国レベルで実証分析を行っている。De Vries and Withagen (2005)は 1970 年から 2000 年の欧米に位置する OECD 加盟国 14 ヶ国の国レベルのデータを用いて、環境規制が施行された年とそうでない年で環境分野の特許件数に変化があるか否かを検証している。国レベルのデータを用いた先行研究は、他に Popp, Hafner, and Johnstone (2011)がある。彼らは国レベルで紙パルプ産業

における塩素除去技術の特許件数を分析している。Johnstone and Labonne (2006)や Lanoie et al. (2011)は、2003年に日米欧で実施された事業所レベルのサーベイデータを用いて、環境政策と環境分野の研究開発費との関係を実証分析している。サーベイデータを用いた先行研究としては、ドイツの企業に対して行われたサーベイデータを用いて、環境政策と環境分野での新製品・サービスの市場投入の有無を分析した Horbach (2008)がある。Johnstone, Hascis, and Popp (2010)は、固定買い取り制度や再生可能エネルギー認証制度等の再生エネルギーに関する政策の情報と再生可能エネルギー分野の特許件数を用いて、環境政策と環境分野の研究開発活動との関係を定量的に分析している。また、Calel and Dechezlepretre (2016)は環境政策として欧州連合域内排出量取引制度に注目し、当該制度の対象となっている企業となっていない企業とを比較して、低炭素技術の特許件数に差があるか否かを定量的に分析している。

環境政策が企業の研究開発活動に与える影響を分析した実証研究もある。Jaffe and Palmer (1997)、浜本(1997)、中野(2003)では、環境政策の厳しさとして多く用いられている汚染対策費の情報を利用し、研究開発活動のアウトプットの代理指標として研究開発費や特許件数を用いて、両者の関係を分析している。

本稿では、環境政策として PRTR に注目し、企業の環境技術に関する研究開発活動との関係を実証的に分析する。先行研究では、汚染対策費や、環境政策から受ける影響の度合いをサーベイすることで環境政策を示す代理変数としており、具体的な政策に焦点をあてた分析は少ない。環境政策には経済的手法や枠組規制的手法等の手法があり、各手法が環境技術の研究開発活動に与える影響は異なるため、具体的な政策に焦点をあてて分析を行う必要がある。経済的手法の一つである欧州連合域内排出量取引制度に焦点をあてて分析を行った Calel and Dechezlepretre (2016)が数少ない先行研究である。本稿では、枠組規制的手法である PRTR に焦点をあてて分析を行うので、環境政策が環境技術の研究開発活動に与える影響を研究する分野に対して新たな蓄積となる。

環境技術の研究開発活動と企業パフォーマンスとの関係を分析した実証研究としては、Ayari, Blazsek, and Mendi (2012)がある。Ayari, Blazsek, and Mendi (2012)は、1987年から2007年までのヨーロッパ19ヶ国の企業レベルのパネルデータを用いて、再生可能エネルギー技術の研究開発活動が ROA や株式収益に与える影響を実証分析した。その結果、再生可能エネルギーの研究開発活動は、ROA の向上に寄与するという。

研究開発活動全般と企業パフォーマンスとの関係を分析した実証研究は多い(Griliches, 1981; Haneda and Odagiri, 1998; Blundell,

Griffith, and Van Reenen, 1999; Bloom and van Reenen, 2002; Toivanen, Stoneman, and Bosworth, 2002; Hall, Jaffe, and Trajtenberg, 2005; Nagaoka, 2006; Nicholas, 2008; Bloom, Schankerman, and Van Reenen, 2013 等)。一方、環境技術の研究開発活動と企業パフォーマンスとの関係を分析した実証研究は、筆者の知る限り数が少ない。従来の経済学の考え方では、環境技術の研究開発投資はコストとなるので、企業パフォーマンスや企業価値の向上には寄与しないと考えられてきたが、十分な実証研究は行われてこなかった。企業の環境技術に関する研究開発活動と企業価値との関係を分析する本稿の結果は、新たな研究蓄積となる。

表 1-1 本稿と関連する先行研究

被説明変数	説明変数	分析サンプル	分析期間	結果
環境政策とパフォーマンス Hart and Ahuja (1996)	ROS, ROA, ROE 汚染対策費	アメリカにおけるS&P500 社の企業レベルのデータ	1989年～1992年	汚染対策をして排出物を抑制すると、当初1、2年はパフォーマンスが低下するが、その後向上する。
Berman and Bui (2001)	TFP 汚染対策費	アメリカの石油精製業に 属し、Los Angeles (South Coast) Air Basinに位置す るの事業所データ	1979年～1992年	他の地域にある石油精製業の事業所が生産性を低下させた1987年から1992年の間、Los Angeles Air Basinに位置する事業所では、地域の規制に対応するためのコストの増加によってTFPが上昇した。
Greenstone (2002)	従業員数の成長率 資本ストックの成長率 出荷額の成長率	アメリカの製造業におけ る事業所レベルのデータ	1972年～1993年	規制をクリアしていない群ではクリアしている群と比較して、雇用や資本ストック、出荷額が失われた。
Shadbegian and Gray (2003)	TFP 汚染対策費	アメリカの紙パルプ、鉄 鋼、石油精製業に属する 事業所レベルのデータ	1979年～1990年	汚染対策費が増加すると、TFPは低下する。
Hamamoto (2006)	TFP 汚染対策費	日本の製造業における産 業レベルのデータ	1966年～1982年	汚染対策費の増加は研究開発費を増加させる。 汚染対策費の増加によって増加した研究開発費は、TFP成長率にプラスのインパクトを与える。
Arimura et al. (2008)	天然資源の使用状況 固形廃棄物の排出状況 廃水の排出状況	日本で行われたOECDに よるサーベイデータ、事 業所レベルのデータ	2003年	ISO14001を取得している事業所、環境報告書を発行している事業所では天然資源の利用や固形廃棄物の排出が抑制されている。 環境規制はISO14001の取得による効果を阻害しない。
Lanoie et al. (2008)	TFP 汚染対策費	ケベック州 (カナダ) の 製造業における産業レベ ルのデータ	1985年～1994年	環境規制は、施行された直後はTFPを低下させるが、その後は上昇させる。 上記効果は、特に国際的な競争に晒されている産業ほど強い。
Greenstone et al. (2012)	TFP 大気浄化法の達成状況	アメリカの製造業におけ る事業所レベルのデータ	1972年～1993年	大気汚染防止規制はTFPを減少させる。 オゾンや粒子状物質、硫黄酸化物の規制はTFPを低下させる。 一酸化炭素の規制は石油精製業のTFPを向上させる。

(続 き)

環境政策と企業の研究開発活動	
Lanjouw and Mody (1996)	<p>汚染対策技術の特許件数 汚染対策費</p> <p>1971年～1988年 日米独、アルゼンチン、ブラジル、中国等の低・中所得国の国レベルのデータ</p> <p>汚染対策費の増加は特許件数を増加させる。海外の環境規制は国内の特許件数に影響を与えない。</p>
Jaffe and Palmer (1997)	<p>研究開発費 特許件数 汚染対策費</p> <p>1975年～1991年 アメリカの製造業における産業レベルのデータ</p> <p>環境汚染対策費の増加は研究開発費を増加させる。</p>
浜本 (1997)	<p>研究開発費 汚染対策費 (公害防止投資)</p> <p>1970年～1979年 日本の製造業における産業レベルのデータ</p> <p>汚染対策費の増加は、研究開発費の増加を促す。</p>
Brunnemeier and Cohen (2003)	<p>環境分野の特許件数 汚染対策費 規制に関する査察回数</p> <p>1983年～1992年 アメリカの製造業における産業レベルのデータ</p> <p>環境汚染対策費の増加は環境技術に関する特許件数を増加させる。査察回数は環境技術に関する特許件数に影響を与えない。</p>
中野 (2003)	<p>研究開発費 汚染対策費 (公害防止投資)</p> <p>日本の紙パルプ産業における企業レベルのデータ</p> <p>汚染対策費の増加によって、研究開発費の増加が促される。</p>
De Vries and Withagen (2005)	<p>環境分野の特許件数 環境規制が施行された年を1とするダミー変数</p> <p>1970年～2000年 欧米14のOECD加盟国の国レベルデータ</p> <p>環境規制の施行は環境分野の特許件数を増加させる。</p>
Johnstone and Labonne (2006)	<p>環境分野の研究開発費 環境規制の厳しさ</p> <p>2003年 日、米、独、仏、加、豪、シンガポール、ノルウェーで実施したサーベイデータにおける事業所レベルのデータ</p> <p>環境税の導入は環境分野の研究開発費を増加させる。技術基準規制は環境分野の研究開発費を減少させる。</p>
Horbach (2008)	<p>環境分野で新製品・サービスを市場に提供したかどうかのダミー変数 環境規制の達成がイノベーションのモチベーションになったかどうかのダミー変数 環境管理手法を導入しているかどうかのダミー変数</p> <p>2001年、2004年 ドイツにおける企業を対象としたサーベイデータ</p> <p>企業において、環境規制や環境管理の手法導入が環境イノベーションを促進させる。</p>

(続 き)

Johnstone et al. (2010)	再生可能エネルギー分野の特許件数	再生可能エネルギーに関する政策の情報	日米欧等25のOECD加盟国の国レベルデータ	1978年～2003年	再生可能エネルギー分野の特許件数を増加させる。 固定価格買取制度は太陽光発電に関する特許件数を増加させる。 再生可能エネルギー認証制度は風力発電に関する特許件数を増加させる。
Lanoie et al. (2011)	環境分野の研究開発費	環境規制の厳しさ	日、米、独、仏、加、ハンガリー、ノルウェーで実施したサーベイデータにおける事業所レベルのデータ	2003年	環境規制が厳しくなると、環境分野の研究開発活動は促進される。 企業に工夫の余地がある環境規制は、環境分野の研究開発活動を促進させる。
Popp et al. (2011)	塩素除去技術に関する特許件数	環境規制が施行された年を1とするダミー変数	日、米、加、フィンランド、スウェーデンの国レベルデータ	1985年～2003年	環境規制は環境分野の研究開発活動を促す。 環境への社会的な関心の高まりは、環境分野の研究開発活動を促進させる。 環境への社会的な関心の高まりは、生産に関する代替技術の開発を促す。
Kneller and Manderson (2012)	環境分野の研究開発費 環境分野の設備投資	汚染対策費	イギリスの製造業における産業レベルのデータ	2000年～2006年	汚染対策費の増加は、環境分野の研究開発費や設備投資を増加させる。
Calel and Dechezlepretre (2016)	低炭素技術の特許件数	欧州連合域内排出量取引制度の対象か否か	ヨーロッパ23ヶ国の企業レベルのデータ	2000年～2009年	欧州連合域内排出量取引制度は低炭素技術の特許を増加させる。 その他の技術に関する特許は減少させない。

環境技術の研究開発活動とパフォーマンス

Ayari, Blazsek, and Mendi (2012)	ROA 株式収益	再生可能エネルギー技術の特許集中度	ヨーロッパ19ヶ国の企業レベルのデータ	1987年～2007年	再生可能エネルギーの研究開発活動はROAにプラスのインパクトを与える。
----------------------------------	-------------	-------------------	---------------------	-------------	-------------------------------------

1-4 日本における環境政策の動向

本稿では、企業の環境技術に関する研究開発活動や、企業または事業所の業績に環境政策が影響を与えるか否かを実証分析する。ここで、日本における環境政策の動向を整理する。

日本で本格的に施行された環境政策は、1967年の公害対策基本法である。環境政策への関心が高まり始めたのは、高度経済成長期初頭の1950年代半ばである。この時期には、企業による生産活動の活発化に伴い、水俣病、第二水俣病、四日市ぜんそく、イタイイタイ病の4大公害病が発生した。これを受けて政府は公害対策として公害対策基本法を施行した。現在、この法律を発展させ、1993年に環境基本法が施行されている。この法律では、公害として「大気の汚染、水質の汚濁、土壌の汚染、騒音、振動、地盤の沈下及び悪臭」を示している。

公害を防止するための環境政策には、いくつかの政策手法がある。現在多く用いられているのは、直接規制的手法（コマンド・アンド・コントロール）と経済的手法（インセンティブに基づく手法）である。直接規制的手法とは、有害物質を排出している者に対し、排出許容量の基準値を設定したり、採用すべき技術の遵守事項を示したりする政策手法である。法律によって有害物質の排出量や濃度を直接規制できるため、健康被害や重大な環境汚染の防止に有効である。一方、環境基準や技術基準を遵守すればいいため、その基準以上に有害物質の排出を抑制したり、より水準の高い技術を導入したりするインセンティブが生じにくい。また、規制をモニタリングするためのコストも無視できない。日本では、事業所から排出されるばい煙等の量や排出口の高さを規制する大気汚染防止法や、事業所からの排水に含まれる有害物質の量を規制する水質汚濁防止法、事業所による土壌汚染を規制する土壌汚染対策法、事業所から発生する騒音や振動、悪臭を規制する騒音規制法や振動規制法、悪臭防止法等がある。

経済的手法とは、適切な課税等により市場メカニズムを活用して、企業の生産活動に影響を及ぼし、環境保全を図る手法である。企業は直接規制的手法と同等の基準を達成した場合でも、それ以上の環境保全を図ることによってコストを節約することが可能となるため、環境保全へのインセンティブが低下しづらい。また、適切な水準で課税等を設定できれば、政府によるモニタリングの必要もなくなり、直接規制的手法よりも低いコストで政策目標を達成できる可能性がある。一方、適切な課税水準の設定が難しく、過大または過小な課税は市場を非効率としてしまう恐れもある。具体的な施策として、環境税や環境補助金、課徴金、排出権取引等がある。日本では東京

都で、2010年より二酸化炭素排出に関する排出権取引（排出量取引制度）が行われている。

直接規制的手法や経済的手法に加えて、枠組規制的手法という環境政策手法にも近年注目が集まっている。枠組規制的手法とは、政府が指定した化学物質の排出等を報告する義務を課すという手続きやそのルールを法制度で設定し、規制対象者にルール遵守を課す手法である。ルール遵守のための技術的対策や環境対策等の具体策は法律で定められておらず、規制対象者による創意工夫が可能である。つまり、ルールを遵守さえしていれば、各規制対象者の状況に適応した環境対策を取ることができるため、管理、運用に関する負担を軽減することができる。また、企業の場合、業種や企業規模、生産要素の構成等を考慮した環境対策が可能となる。一方、企業と政府の間の情報の非対称性によって、政策がうまく機能しないかもしれない。企業は技術的な情報や生産に関する経験が豊富であり、政府よりも詳細な情報を持っている場合が多く、情報の非対称性が無視できない程度であると、環境保全の政策目標が達成されない可能性がある。日本では、「特定化学物質の環境への排出量の把握等及び管理の改善の促進に関する法律」（化管法）という法律によって、政府が指定する化学物質の排出量や外部への移動量を、企業や大学、地方自治体等の各事業所が報告するという「化学物質排出移動量届出制度」（Pollutant Release and Transfer Register, PRTR）が施行されている。

環境保全という政策目標を効率的に達成するには、環境政策の各手法を適宜組み合わせる「ポリシー・ミックス」が重要である(諸富, 2009)。直接規制的手法や経済的手法、枠組規制的手法等の各政策手段には、上記の通りそれぞれ長所と短所がある。ポリシー・ミックスによって各手法の短所を補い、長所のみを引き出して環境政策を運用することができれば、効率的に政策目標を達成することが可能となる。一方、短所のみが引き出され、各政策手法が持つ本来の機能が失われてしまう可能性もある。1960年代から1970年代には、日本でもポリシー・ミックスが行われた。公害対策基本法において公害防止という政策目標のため、公害防止を目的とする設備投資に対して補助金や税優遇を行うと同時に、大気汚染防止法等で直接規制を行っていた。また、McKibbin and Wilcoxon (2002, 2007) は排出権取引と環境税を組み合わせる政策の有効性を提唱している。OECD (2007)もポリシー・ミックスの重要性を主張していることから、ポリシー・ミックスへの関心は今後ますます高まるであろう。それにはまず、環境政策の各手法が経済主体に与える影響を慎重に分析、評価することが求められる。

1-5 環境技術に関する特許の出願状況

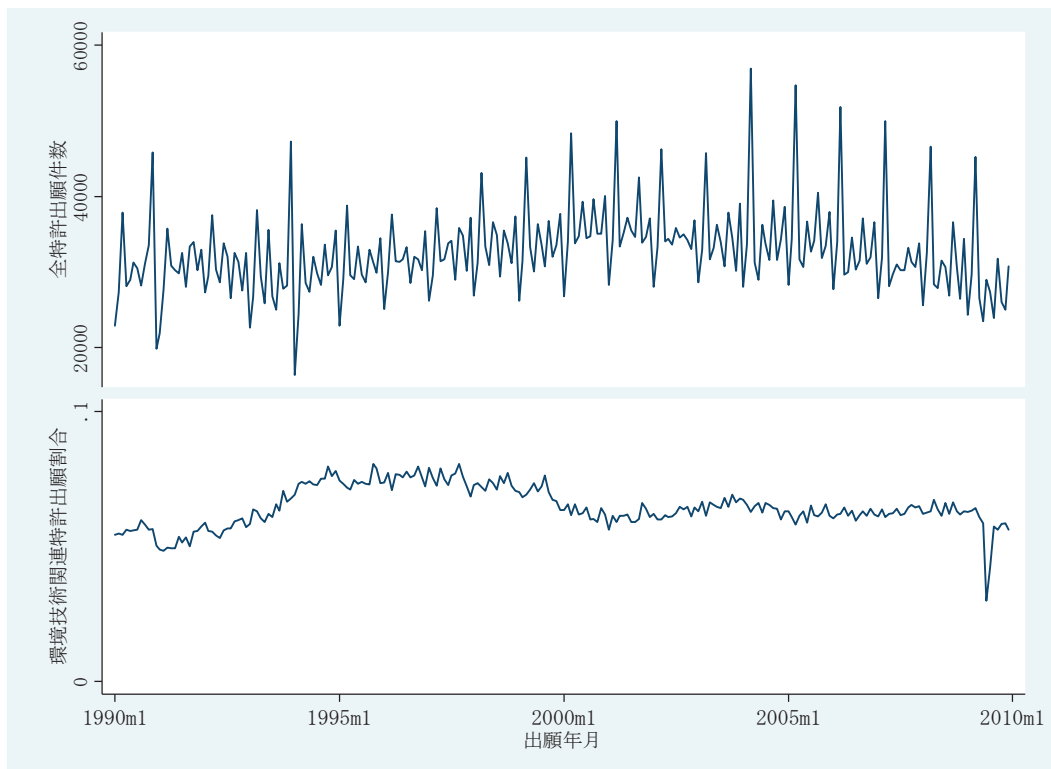
本稿では、環境政策が企業の環境技術に関する研究開発活動に与える影響や、環境技術が企業パフォーマンスに与える影響を、特許データを用いて実証的に分析する。ここで、環境技術に関する特許件数を、日本と米独で比較してみよう。日本やドイツの特許庁では、出願された特許は原則として出願日から18ヶ月後に公開される¹。一方、アメリカ特許庁では、出願人が特許出願の非公開を希望し、かつ、公開制度を有する外国特許庁に出願しない場合、特許出願を非公開とすることが出来る。日米独の環境技術に関する特許を比較するため、特許の出願と登録の状況を整理する。

まず、1990年から2009年までに、日米独の特許庁に出願および登録された環境技術に関する特許件数を整理する。特許庁(2010)に示されている環境関連技術の特許検索式を参考に、1990年1月から2009年12月に日米独特許庁に出願された特許データを、PATSTATを用いて抽出した。データの制約から出願人の国籍を把握することが出来ないので、特許出願先国で整理すると、日米独特許庁に出願された環境技術に関する特許731,649件のうち、69%が日本の特許庁に出願されていた。また、25%がアメリカ特許庁、6%がドイツ特許庁に出願されている。日米独特許庁に登録された環境技術に関する特許について整理すると、登録特許365,873件のうち、55%が日本の特許庁、41%がアメリカ特許庁、5%がドイツ特許庁に登録されている。特許の登録、出願の状況から、環境技術に関連する特許の多くが日本特許庁に出願、登録されていることがわかる。

日本特許庁に出願、登録された特許件数と、環境技術に関連する特許が占める割合の推移を示したのが図1-2、1-3である。1990年から2009年の間、日本特許庁に出願、登録された特許のうち、環境技術に関連する特許が占める割合は、約0.05で横ばいであることが分かる。ただ、2008年から2009年頃に環境技術に関連する特許の割合が大きく減少しているが、これはリーマンショックの影響と考えられる。リーマンショックによって一時的に、環境技術に関する研究開発活動が行われなかった時期があると考えられる。

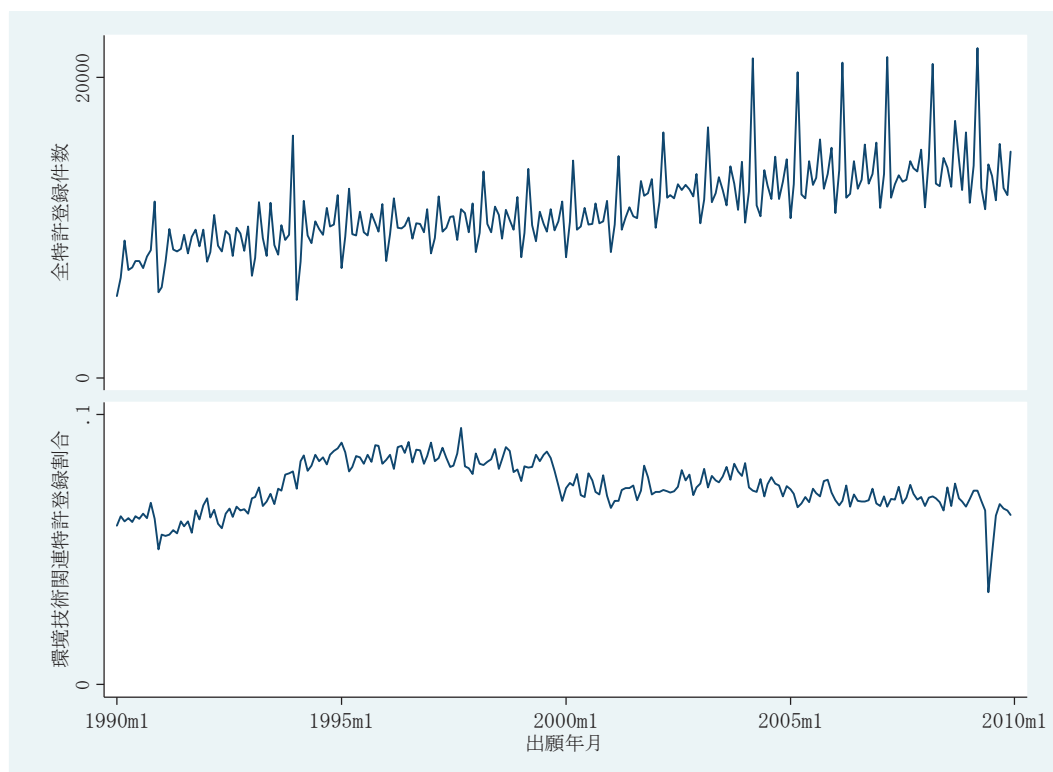
¹ 出願後、公開されるまでに取り下げた特許については、公開されない。

図 1-2 日本における特許出願件数と環境技術関連特許の割合



出典：枝村一磨「JSPS 科学研究費補助金 23730224 成果報告書」

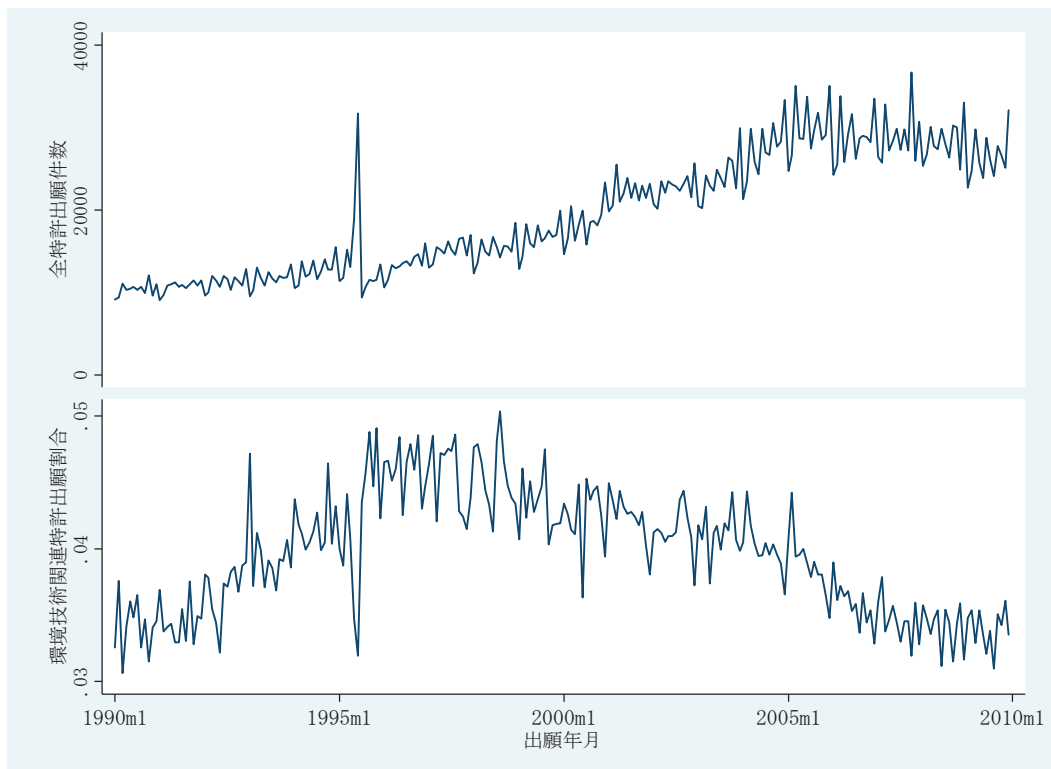
図 1-3 日本における特許登録件数と環境技術関連特許の割合



出典：PATSTAT より筆者作成

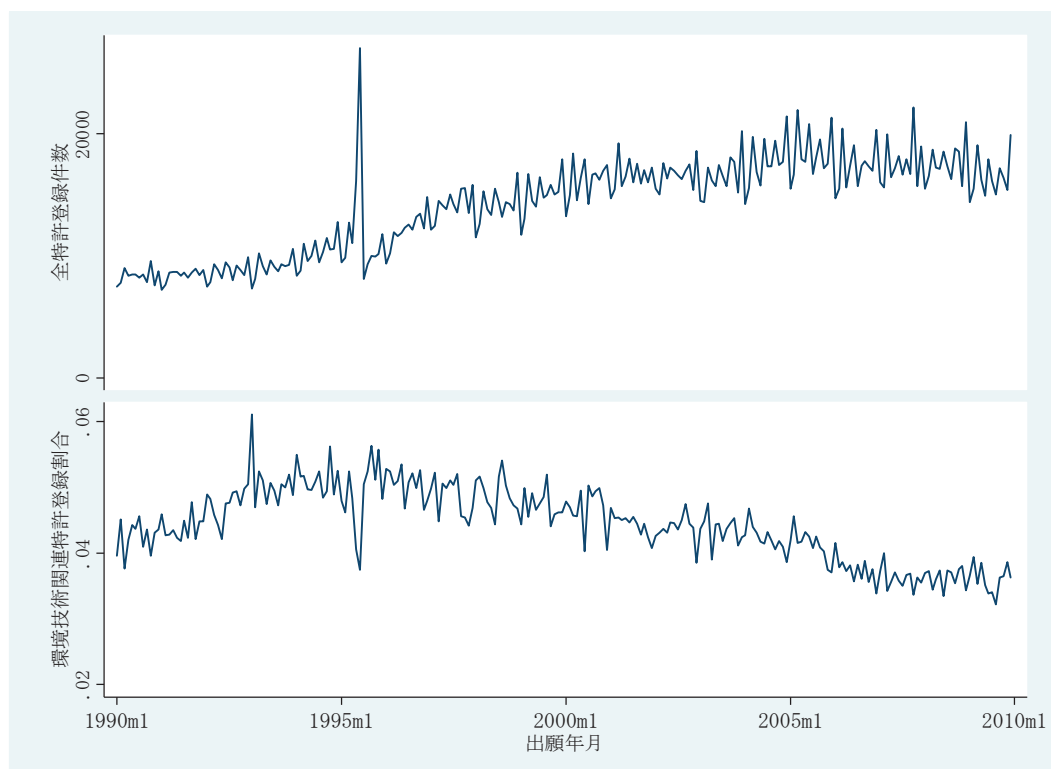
アメリカ特許庁に出願、登録された特許件数と、環境技術に関連する特許の割合の推移を示したのが図 1-3、1-4 である。1995 年に TRIPS 協定が発効した後、一時的に特許出願件数が増加し、相対的に環境技術に関連する特許の出願件数が低下している。また、環境技術に関連する特許の割合は、出願件数、登録件数ともに近年減少傾向にあることがわかる。

図 1-4 アメリカにおける特許出願件数と環境技術関連特許の割合



出典：枝村一磨「JSPS 科学研究費補助金 23730224 成果報告書」

図 1-5 アメリカにおける特許登録件数と環境技術関連特許の割合

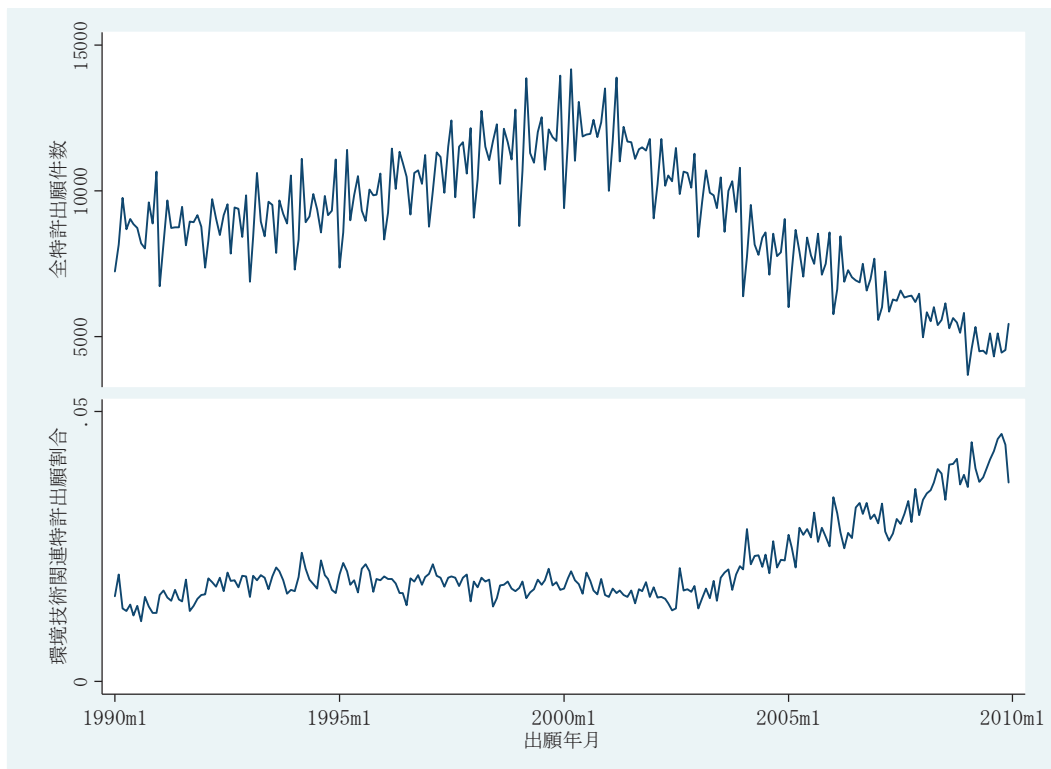


出典：PATSTAT より筆者作成

ドイツ特許庁に出願された特許件数と、環境技術に関連する特許の割合の推移を示したのが図 1-6、1-7 である。2000 年以降、ドイツ特許庁における特許出願件数や登録件数は減少傾向にあるが、環境技術に関連した特許の割合は増加傾向にある。これは、90 年代後半から 2000 年代前半、ドイツにおいて環境政策を重視する政権が成立したことが大きい。ドイツでは、1998 年の連邦議会選挙において、環境政策を重視する緑の党が社民党とともに連立して与党となり、緑の党からユルゲン・トリッティン氏（Jürgen Trittin）が環境大臣に選任された。1998 年の選挙に続き、2002 年のドイツ連邦議会選挙でも再び緑の党と社民党の連立政権が成立し、様々な環境政策が実施された²。ドイツにおける積極的な環境政策によって、環境技術に関連した研究開発活動が行われた結果、当該技術に関する特許が多く出願されたと推察される。

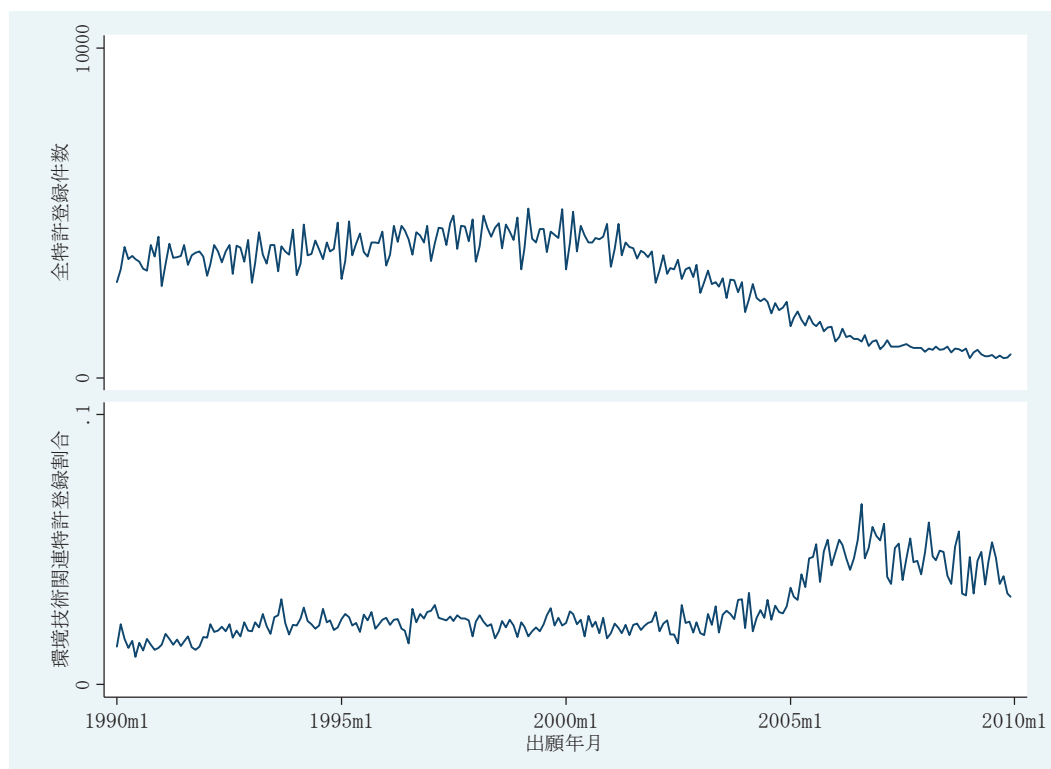
² 再生可能エネルギーによる電力の固定買い取り制度である「再生可能エネルギー法」や、原子力発電を段階的に廃止するための法制度、省エネルギー奨励のための税制等が定められた。

図 1-6 ドイツにおける特許出願件数と環境技術関連特許の割合



出典：枝村一磨「JSPS 科学研究費補助金 23730224 成果報告書」

図 1-7 ドイツにおける特許登録件数と環境技術関連特許の割合



出典：PATSTAT より筆者作成

以上、日米独特許庁に出願される特許のうち、環境技術に関する特許が占める割合の推移を確認した。日本特許庁では、1980年から2009年まで環境技術関連特許が約5%前後で推移しているのに対し、アメリカ特許庁では近年2%弱、ドイツ特許庁では約2%から近年は約4%で推移している。アメリカやドイツの特許庁と比較して、日本特許庁には環境技術に関する特許が量だけでなく、割合としても多く出願されている。

日本では、環境技術に関連する特許がアメリカやドイツと比較して多く出願、登録されていることから、企業による環境技術の研究開発活動を分析することは意義深い。本稿の分析期間である1990年代や2000年代においても、日本はアメリカやドイツと比較してリーマンショック後の1時点を除いて環境技術に関連した特許の割合が高い状態で推移している。出願人の国籍がデータの制約から捕捉できないが、各国特許庁の出願人として大きな割合を一定程度占めるのが自国の企業だとすると、日本企業はアメリカやドイツと比較して、環境技術が進んでいると考えられる。世界的にも技術水準が進んでいる日本において、環境技術についての経済分析を行うこと

は、企業の研究開発活動に関する産業組織論の研究分野に新たな研究蓄積となろう。

1-6 本稿の構成

本稿の構成は以下の通りである。第2章では、環境政策が事業所の業績に影響を与えているか否かを、VOC排出規制に注目して実証的に分析する。第3章では、環境政策が企業の環境技術に関する研究開発活動に与えた影響を、PRTRに注目して分析する。第4章では、環境技術に関する研究開発活動の蓄積が企業価値に与えた影響を、省エネルギー技術に注目して分析する。最後に、第5章では得られた分析結果を整理し、政策的インプリケーションと今後の課題について述べる。

第2章 事業所における揮発性有機化合物（VOC）削減の 自主的取組と企業パフォーマンスの関係

2-1 はじめに

塗料や接着剤、洗浄剤、ガソリン、シンナーに含まれるトルエン等を、揮発性有機化合物（Volatile Organic Compounds, VOC）という。VOCは揮発しやすく、大気中で気体となり、光化学反応することで光化学スモッグの原因となる。これはもちろん健康被害の一因となる。そこで日本では、2004年の大気汚染防止法改正の際にVOC排出規制が法制度として定められた。世界各国でもVOC排出の規制が進んでおり、アメリカでは1990年、EUでは1994年および1999年に制度化されている³。ただ、日本のVOC排出規制が諸外国と異なるのは、VOCの排出規制値の設定にくわえて、事業所における自主的取組を定めている点である。欧米では事業所の構造基準や設備基準、排出基準が設定されているが、日本では排出基準に加えて、事業所がVOC削減計画を自ら定め、2010年までに排出量を3割削減するという自主的取組が制度化されている。

自主的取組は、環境政策としては比較的新しい手法であり、その効果が注目されている。従来の環境政策は、環境税や補助金、排出権取引等に代表される経済的手法と、環境基準等に代表される直接規制的手法が主な方法であった。ただ、経済的手法や直接規制的手法は、制度設計や、エンフォースメントの担保（政策施行後のモニタリング等）にコストがかかる。また、直接規制的手法では、定められた基準の達成以上に対策を行うインセンティブがなく、非効率な対策となってしまう可能性もある。そこで最近注目されているのが、自主的取組である⁴。自主的取組とは、政府が一定の努力目標を設定するが、それを達成できなかった際の罰則はなく、あくまで企業が自発的に削減計画を立案して、対策を実行する仕組みである。

³ アメリカでは大気清浄法（Clean Air Act）の1990年改正でVOC排出規制が盛り込まれた。EUでは、1994年の「ガソリンの貯蔵及びターミナルからガソリンスタンドまでの流通によるVOCの放出抑制に関する理事会指令」（94/63/EC）や、1999年「特定の活動及び設備における有機溶剤の使用によるVOC放出の抑制のための理事会指令」（Gothenburg 議定書、1999/13/EC）でVOC排出規制が定められている。

⁴ 本稿で注目するVOC排出規制の自主的取組だけでなく、多くの企業で行われているCSR（Corporate Social Responsibility、企業の社会的責任）活動も自主的取組の一例と言える。

自主的取組はそのエンフォースメントが極めて重要となる。現在の日本では、指定された化学物質の排出、運搬についてその物質名や量を個別具体的に事業所レベルで報告しなければならない、報告された情報はそのまま公開されるという「化学物質排出移動量届出制度」(Pollutant Release and Transfer Register, PRTR)によって担保されている。法制度が整えられ、自主的取組は環境政策の一手法として期待されている。

そこで本稿では、日本で先進的に実施されている VOC 排出規制の自主的取組に注目し、自主的取組の実施が事業所の企業パフォーマンスに与える影響を、事業所レベルのマイクロデータを用いて実証的に分析する。事業所の財務データを捕捉するため、工業統計調査の個票データを用いることとし、事業所の VOC 排出量データを把握するため、PRTR 個別事業所データを用いる。工業統計調査と PRTR 個別事業所データを事業所レベルでパネルデータに整理し、事業所名と事業所の住所を用いてマッチングして分析を行う。分析を行う際には、自主的取組が企業パフォーマンスに与えるインパクトを統計的に抽出するため、傾向スコアマッチング法と DID を組み合わせた手法を用いて、事業所レベルで売上高、付加価値売上高比率、全要素生産性 (Total Factor Productivity, TFP)、資本生産性、投資生産性、労働生産性、中間投入生産性を分析する。

従来、自主的取組等の環境政策は企業の生産活動を減退させ、業績を低下させると考えられていた。環境政策は追加的なコストとなり、収益率が低下し、生産性が低下するという考えである。また、仮に環境政策によって生産性が向上するのであれば、企業はそもそも環境政策が施行される前から、環境政策に対応するための方策を講じ、利潤最大化を行うという指摘もある (Friedman, 1970; Palmer, Oates, and Portney, 1995)。一方、Porter and van der Linde (1995)では、環境政策によって企業の国際競争力が向上する可能性を指摘している。環境政策によって相対的なコスト構造が変化し、割高になった環境対応コストを節約するような研究開発が行われる結果、むしろ生産性が向上し、競争力が向上するという指摘である。

本稿では、環境政策が事業所の業績に与える影響を定量的に把握するため、VOC 排出規制の自主的取組に注目し、環境政策が事業所の企業パフォーマンスに与える影響を事業所レベルのマイクロデータを用いて実証的に分析する。事業所レベルでの財務データや VOC 排出に関するデータを利用し、自主的取組が事業所の業績に与えるインパクトを精緻に抽出できるのが本稿の独自性であり、貢献である。

自主的取組の有無だけが異なる事業所を傾向スコアマッチング法によって仮想的に抽出し、DID によって企業パフォーマンスを比較

したところ、自主的取組を行った事業所はそうでない事業所と比べて、取組後1年間で売上高、資本生産性、投資生産性が向上していることが分かった。また、その効果は自主的取組から2年後、3年後まで続いていることも示唆された。

本論文の構成は以下の通りである。第2節では日本におけるVOC排出規制とVOC排出の状況を確認する。第3節で環境政策が事業所のパフォーマンスに与える影響を分析した先行研究をサーベイする。第4節では、分析のモデルの理論的な枠組や、実証するためのデータおよび分析に用いる変数の定義、算出方法を示す。第5節で推計結果とその考察を示し、第6節で結論を示す。

2-2 揮発性有機化合物（VOC）規制

VOCの排出を抑制し、光化学スモッグ等の大気汚染による健康被害を防止するため、2004年5月に大気汚染防止法が改正され、VOC排出規制は2006年4月1日より実施された。日本のVOC排出規制は、排出量そのものの排出基準を定めるとともに事業者の自主的取組もあわせて規定しており、世界的にも珍しい法制度となっている。自主的取組では、事業所ごとに柔軟なVOC削減対策が可能となる。

自主的取組として、事業所は2010年度のVOC排出量を2000年度と比較して30%以上削減することを目標とすることが定められている。自主的取組の対象施設は、塗装、印刷、接着、産業洗浄、化学製品製造、貯蔵のどれかに該当し、一定以上の送風能力を持つ送風機を持つ事業所である⁵。

日本においてVOC排出量の状況を確認するため、本稿ではPRTRによる個別事業所の公表データを用いる。PRTRについては、第3章で詳述するが、人または生態系に有害な化学物質を政府が指定し、指定された化学物質について事業所ごとに発生源、環境への排出量、外部に運び出された移動量を把握、集計し、その結果を公表するシステムである。具体的には、有害性があると政府によって指定された化学物質を取り扱う事業所が、その排出量や移動量を都道府県経由で政府に報告し、政府は報告された情報をとりまとめて排出量や移動量を集計し、公開する⁶。トルエン等のVOCについても、報告

⁵ 規定されている送風機の送風能力は、対象施設によって異なっている。例えば、化学製品製造を行う事業所では3000m³/h以上、塗装を行う事業所では10000m³/h以上となっている。

⁶ PRTRの個別事業所データは、環境省ホームページ「PRTRインフォメーション広場」(<http://www.env.go.jp/chemi/prtr/risk0.html>)で公開されており、ダウンロード可能である。また、「環境省PRTR開示窓口」におい

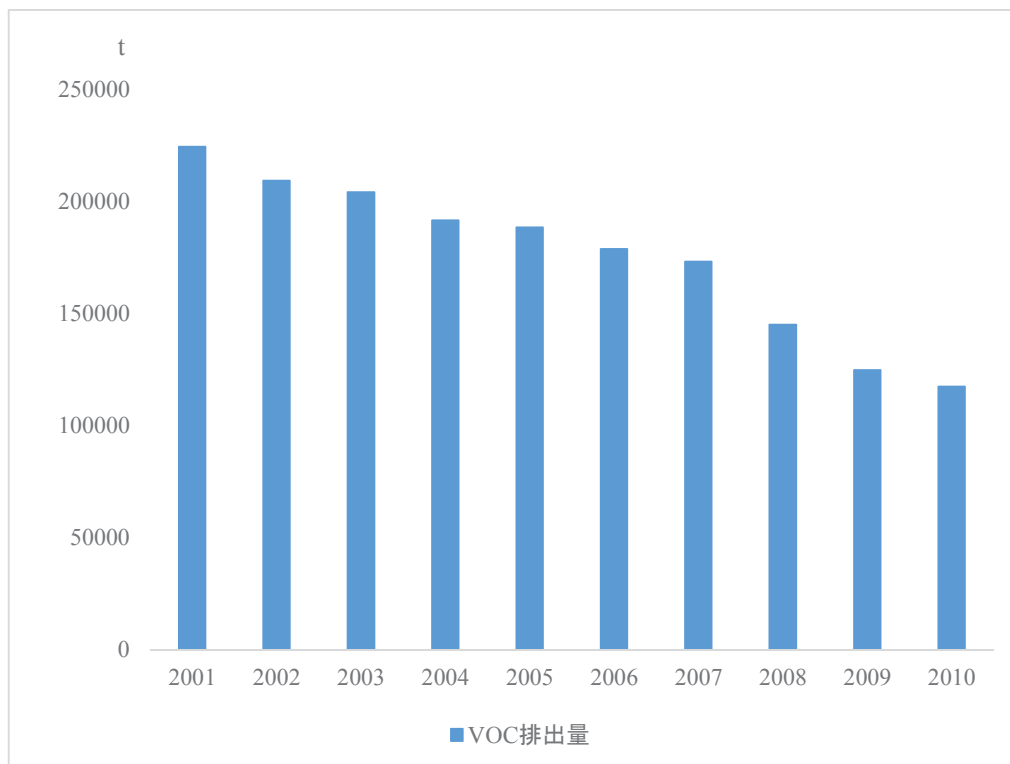
が義務づけられている化学物質とされている。つまり、PRTRによって、VOCの排出場所、排出量、移動先の場所、移動量が事業所単位でわかるようになる。PRTRは、1999年に施行された「特定化学物質の環境への排出量の把握等及び管理の改善の促進に関する法律」（化管法）によって実施が定められ、2001年から制度の運用が開始された。

PRTRでは、日本のほとんどの製造事業所が報告対象となる。報告義務が課される事業所は、日本において全製造業を含む23業種の活動を行っていること、事業者が常時使用する従業員が21人以上であることにくわえて、指定された化学物質を一定量含有する原材料を使用していることか、1年間に一定量排出または移動させていることという条件に当てはまる場合である。ある程度の規模でVOC排出をともなって活動している事業所はほとんどが報告対象となると考えることができる。

PRTRの個別事業所データを集計し、日本において、VOC排出量の年次推移を見たのが図2-1である。PRTRによる個別事業所の公表データを集計して年ごとの推移を確認してみると、VOC排出規制が始まった2006年以前からVOC排出は低下傾向にあることが分かる。また、2007年から2008年にかけて、特に大きくVOC排出が低下している。これは、2008年9月に発生したリーマンショックにより生産が停滞し、VOCを排出する原材料の使用が抑制されたためと考えられる。

て請求を行うことにより、開示を受けることもできる。

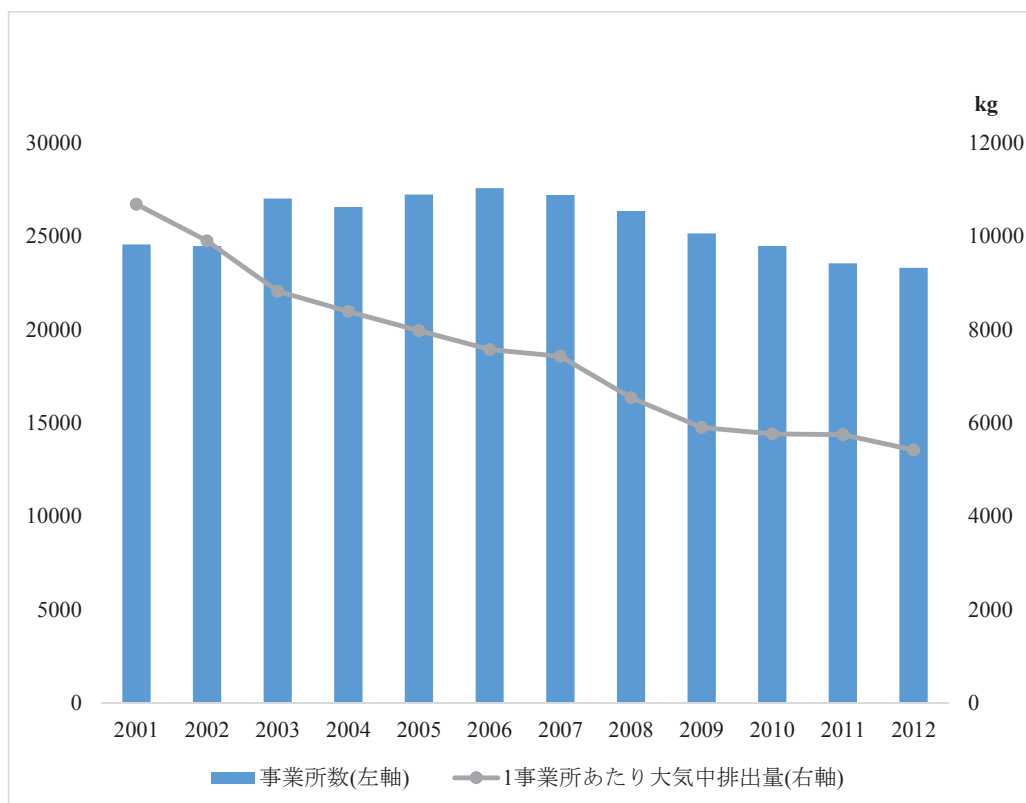
図 2-1 日本における VOC の大気排出量



出典：PRTR 個別事業所データ（PRTR インフォメーション広場よりダウンロード、<http://www.env.go.jp/chemi/prtr/risk0.html>）より筆者作成

VOC を排出している事業所の数と、1 事業所あたりの VOC 排出量の推移を見たのが図 2-2 である。2002 年から 2003 年にかけて VOC を排出する事業所が著しく増加したのは、報告が必要となる物質が 5 トン以上である比較的大規模な事業者にくわえ、1 トンから 5 トンの対象物質を排出する小規模事業者への PRTR 報告に関する猶予期間が 2003 年で終了し、制度が本格的に運用され、猶予されていた小規模事業所も報告を行うようになったためと考えられる。また、1 事業所あたりの VOC 排出量を見てみると、低下傾向にあるが、2007 年から 2008 年にかけての低下が著しい。VOC の排出量に関する推移と同様に、リーマンショックによる生産の停滞が原因と考えられる。

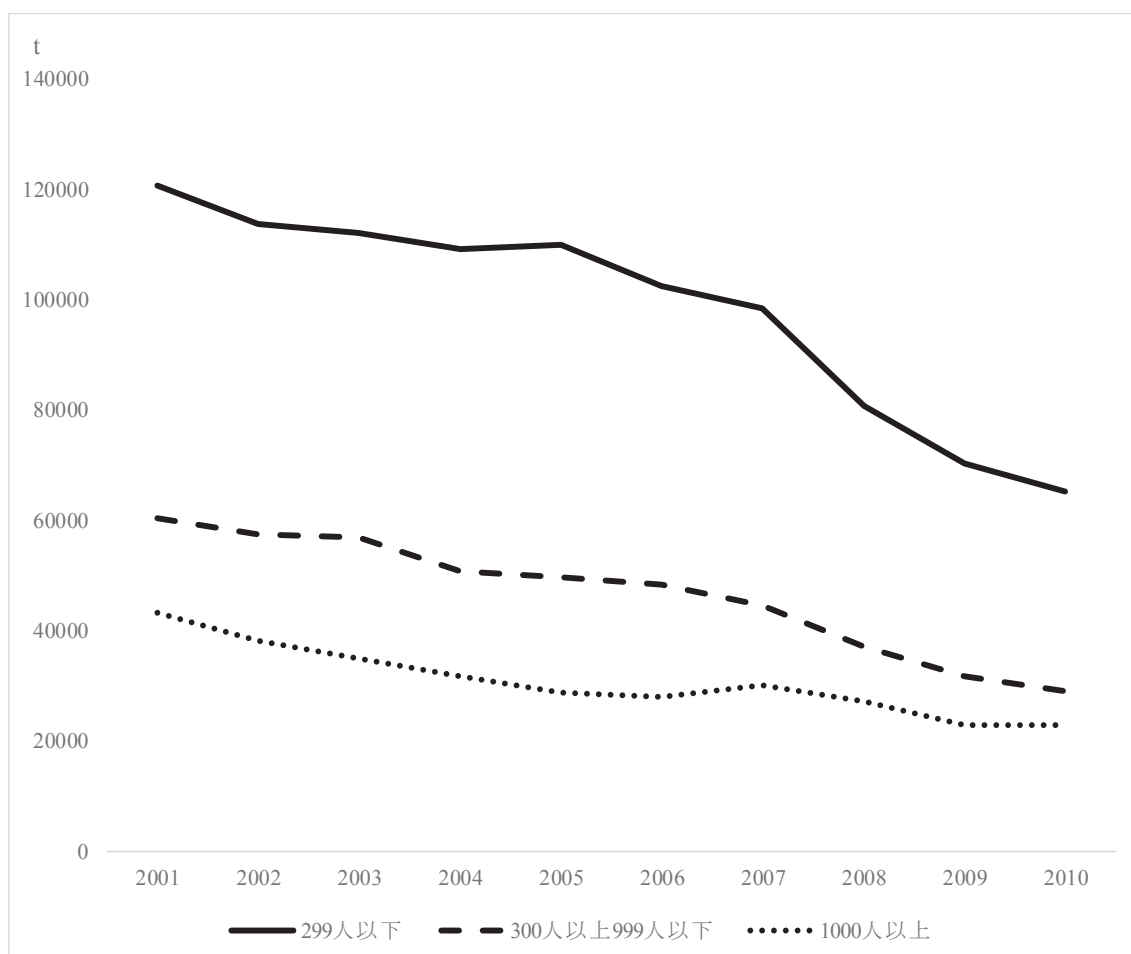
図 2-2 VOC を排出する事業所の数と 1 事業所あたり VOC 排出量



出典：PRTR 個別事業所データより筆者作成

事業所規模別に VOC 排出量の推移をみたのが図 2-3 である。従業員数 299 人以下の比較的小規模事業所による排出が最も多い。小規模事業所、300 人以上 999 人以下の中規模事業所の VOC 排出量は 2001 年から 2010 年まで減少傾向にあるが、1000 人以上の大規模事業所は 2009 年、2010 年と横ばいとなっている。リーマンショック以降、事業所の生産活動が停滞する中で、生産性の高い大規模事業所が生産を維持していることが伺える。

図 2-3 従業員規模別の事業所 VOC 排出量



出典：PRTR 個別事業所データより筆者作成

2-3 先行研究と作業仮説

企業の自主的な取組とパフォーマンスとの関係を実証研究として、Arimura, Hibiki, and Katayama (2008)がある。彼らは、OECDのサーベイデータを用いて、環境管理システムである ISO14001の取得状況や環境報告書の発行と、天然資源の利用、固形廃棄物の発生、排水の排出との関係を分析している。その結果、ISO14001や環境報告書の発行は、天然資源の利用を抑え、固形廃棄物の発生や排水の排出を抑制しているという。また、それらの効果は環境規制によって阻害されることはない。これらのことから、自主的取組は、環境規制と補完的な関係にある可能性が指摘されている。

環境規制と企業パフォーマンスとの関係を分析した研究としては、Porter and van der Linde(1995)、Hart and Ahuja(1996)、Shadbeigian and

Gray(2003)、Lanoie, Patry, and Lajeunesse (2008)等がある。一般に環境規制は、企業にとって追加的なコストとなるため、競争力を弱めると理解されてきた(伊藤・浦島, 2013)。一方、Porter and van der Linde(1995)は、オランダの生花栽培産業や日本の自動車産業等に注目し、厳しい環境規制の実施は企業の負担となるものの、結果として研究開発活動を促進させ、国際競争力の向上に貢献することを指摘した。彼らの研究を嚆矢として、環境規制と企業パフォーマンスとの関係は実証的に検証されてきたが、多くの先行研究では、環境規制によって研究開発活動が促進され、生産性や企業パフォーマンスの向上につながっていることが示されている。

先行研究を踏まえ、本稿では環境政策手法の一つである自主的取組と事業所の業績との関係を分析する。先行研究の多くは、政府による環境基準の設定等に代表される直接規制的手法や、環境税および排出権取引等に代表される経済的手法を「環境規制」として、分析を行ってきた。ただ、最近ではISO14001や環境マネジメントシステム(Environmental Management System, EMS)等に代表される自主的取組(Voluntary)アプローチも環境政策として注目されている⁷。しかしながら、自主的取組と企業パフォーマンスとの関係についてマイクロデータを用いて実証的に分析した研究は、筆者の知る限りArimura, Hibiki, and Katayama(2008)のみであり、研究蓄積が進んでいるとは言えない。

本稿では、環境政策としての自主的取組が事業所の業績に与える影響を、VOC排出規制の自主的取組を事例として分析する。企業は環境に関する自主的取組を進めることで、将来的な訴訟コストを抑制し、企業が持つ各事業所の業績を向上させることができると考えられる。実際、ブルームバーグの2015年9月21日付けの報道によれば、2015年9月20日に明らかとなったフォルクスヴァーゲン(Volkswagen)によるアメリカでの排ガス規制不正行為で、最大180億ドルの罰金と刑事訴追にくわえ、消費者からの訴訟等も今後発生する可能性があり、株価は2日後には約23%低下して時価総額の約4分の1が失われた。環境政策を遵守することは企業パフォーマンスに影響を与え、自主的取組をすることも株価等の企業パフォーマンスに影響を与えらる。環境政策という観点から自主的取組がパフォーマンスに与える影響を計量経済学的手法を用いて検証することは先行研究でも数少なく、本稿で実証的に検証することは大きな貢献となる。具体的に以下のような仮説を検証する。

⁷ OECD(2003)は、横浜市や北九州市における自主的取組を紹介している。

仮説 VOC 削減の自主的取組を行う事業所は、そうでない事業所と比較して企業パフォーマンスが高い。

本稿では、先行研究にならい、企業パフォーマンスとして売上高、付加価値売上高比率、全要素生産性（TFP）、資本生産性、投資生産性、労働生産性、中間投入生産性を用いる。

2-4 モデルとデータ

2-4-1 モデル

自主的取組が企業パフォーマンスに与える影響を検証するため、傾向スコアマッチング法（Propensity Score Matching, PSM）と DID（Difference in Differences）法を組み合わせて分析を行う。自主的取組がパフォーマンスに与えた影響を厳密に検証するには、ある事業所が自主的取組をした場合としていない場合を比較する必要があるが、現実的には不可能である。それを検証する方法の一つとして、事業所の規模や生産性等の条件が同一で、自主的取組実施の有無のみが異なるような事業所を見つけ、両者のパフォーマンスを比較することが有効である。そこでまず、規模と生産性が同一である事業所を見つけるために自主的取組実施の有無に関する傾向スコアを算出する。それに基づいて、自主的取組を実施している事業所群（treatment group）と、実施していない事業所群（control group）をマッチングする。

次に、treatment group と control group について、DID の手法を用いてパフォーマンスを比較する。DID とは、自主的取組を実施する前後でパフォーマンスに変化があるか否かを、トレンドを考慮して分析する手法である⁸。DID によって自主的取組のインパクトを正しく推定するには、平行トレンド仮定（Parallel Trends Assumption）と、共通ショック仮定（Common Shocks Assumption）を満たす必要がある。前者の仮定は、自主的取組を実施した事業所群と実施していない事業所群において、もし自主的取組を実施しなかった場合に両事業所群は平行したトレンドとなるという仮定である。後者の仮定は、自主的取組の実施前後で、パフォーマンスに影響を与える別のイベントが起きていないという仮定である。本稿では、自主的取組の実施有無のみが異なるような事業所群を傾向スコアマッチング法で仮想的に抽出しているので、上記 2 つの仮定は統計的に満たされると考えることができる。

⁸ 詳しくは、Ashenfelter and Card(1985)を参照。

2-4-2 データ

傾向スコアマッチング法と DID 法を組みあわせて、VOC 自主的取組の実施がパフォーマンスに与える影響を検証するため、工業統計調査の個票データと、PRTR の個別事業所データを用いる。工業統計調査は製造業に属する事業所を対象に、原則毎年調査が行われている⁹。従業者数 3 人以下の事業所を除いて全数調査が行われており、回収率は 95.2%（2013 年調査）と高い水準である¹⁰。ただし、2000 年以降は、従業者数 30 人以上の事業所が調査対象となる甲調査で有形固定資産を含む詳細な調査が実施される一方、従業者数 4 人以上 29 人以下の事業所を調査対象とした乙調査では有形固定資産等の項目は省かれ、甲調査よりも調査項目が少なくなっている。工業統計調査の個票データでは、名簿情報が 1993 年から利用可能であることと、2011 年に工業統計調査が行われなかったことから、事業所の名称や所在地、売上高、従業員数、有形固定資産、生産活動に用いる中間投入、事業所の建築面積のデータを連続して得ることが出来るのは 1993 年から 2010 年までである。本稿では、後述するように、工業統計調査の個票データと、2001 年以降のデータを利用可能である PRTR の個別事業所データをマッチングして用いるため、推計において 2001 年から 2010 年の工業統計調査の個票データを用いる。また、有形固定資産のデータを用いるため、連続してデータを取得することが可能な工業統計甲調査の個票データを用いる。

事業所ごとの VOC 排出量を把握するため、PRTR の個別事業所データを用いる。PRTR の個別事業所データは、指定された化学物質ごとに、各事業所における排出量、移動量、排出先を 2001 年度から把握することができる。また、各事業所の事業所名称や所在地等の事業所に関する情報もあわせて公開されている。本稿では、VOC の排出規制の対象が大気への排出のため、各事業所の大気への VOC 排出量を PRTR の個別事業所データから抽出する。工業統計調査の個票データを連続して利用できるのが 2010 年までであることを鑑み、公表されている PRTR の個別事業所データのうち、2001 年から 2010 年までのデータを利用する。

分析を行うには、工業統計調査の個票データと、PRTR の個別事業所データをマッチングさせる必要がある。そこで本稿では、各データに収録されている事業所の名称や所在地の情報を用いて、両者のデータをマッチングした。利用できるデータの期間が、工業統計調査は 1980 年から 2010 年、PRTR データは 2001 年から 2012 年であ

⁹ 総務省が経済センサスを実施する年（2011 年等）には、工業統計調査は実施されない。

¹⁰ 2008 年以前は、西暦末尾 0、3、5、8 の年に、従業者数 3 人以下の事業所を含めて全数調査を行っていた。

るので、2001年から2010年までのデータを利用してマッチングを行った。工業統計調査の事業所サンプルにPRTR個別事業所データをマッチングして得られたサンプル数の結果を年ごとに整理したのが表2-1である。マッチングできたのは、2001年から2010年までの工業統計調査462,829サンプルのうち、92,006サンプル(19.9%)であった¹¹。

工業統計調査とPRTRデータがマッチングされたサンプルとされなかったサンプルで売上高、従業員数の平均値、標準偏差、中央値を整理したのが表2-2である。売上高、従業員数の平均値をみると、マッチングされたサンプルではそれぞれ約17億円、約266人であるのに対し、マッチされなかったサンプルではそれぞれ約3億円、約92人であった。工業統計調査とPRTRがマッチされたのは、比較的大きな規模の事業所である可能性がある。ただ、後述するように、本稿では企業規模等を用いてVOC削減の自主的取り組みを行った事業所とそうでない事業所を傾向スコアマッチングするので、分析における影響は大きくない。

表 2-1 工業統計調査と PRTR データのマッチングについて (1)

	工業統計調査サンプル			
	計	PRTRと マッチ可	PRTRと マッチ不可	マッチで きた割合
2001	49,364	7,920	41,444	16.0%
2002	47,046	7,632	39,414	16.2%
2003	46,283	9,278	37,005	20.0%
2004	45,970	9,182	36,788	20.0%
2005	46,029	9,656	36,373	21.0%
2006	46,366	9,727	36,639	21.0%
2007	47,682	9,958	37,724	20.9%
2008	46,455	9,676	36,779	20.8%
2009	44,006	9,163	34,843	20.8%
2010	43,628	9,814	33,814	22.5%
計	462,829	92,006	370,823	19.9%

¹¹ 工業統計調査の甲票サンプルのうち、約20%がPRTR個別事業所データとマッチング可能であった。製造業種ごとに見てみると、特に石油製品製造業、鉄鋼・粗鋼製造業、有機化学製品製造業、有機化学基礎製品製造業において特にマッチングできる割合が高かった。傾向スコアマッチングを行う際には、同一業種の事業所同士をマッチングするので、工業統計調査とPRTR個別事業所データをマッチングさせた際の業種ごとの違いが推計に与える影響はほとんどない。PRTRデータをマッチできた工業統計調査の事業所サンプルに関して業種ごとに整理したものについては、補論2-1を参照。

表 2-2 工業統計調査と PRTR データのマッチングについて (2)

	サンプル数	平均値	標準偏差	中央値
PRTRとマッチ可				
売上高 (百万円)	92,006	1688.0	8419.9	388.6
従業員数 (人)	92,006	265.52	565.23	119
PRTRとマッチ不可				
売上高 (百万円)	370,823	280.4	1187.5	99.8
従業員数 (人)	370,823	92.08	139.50	57

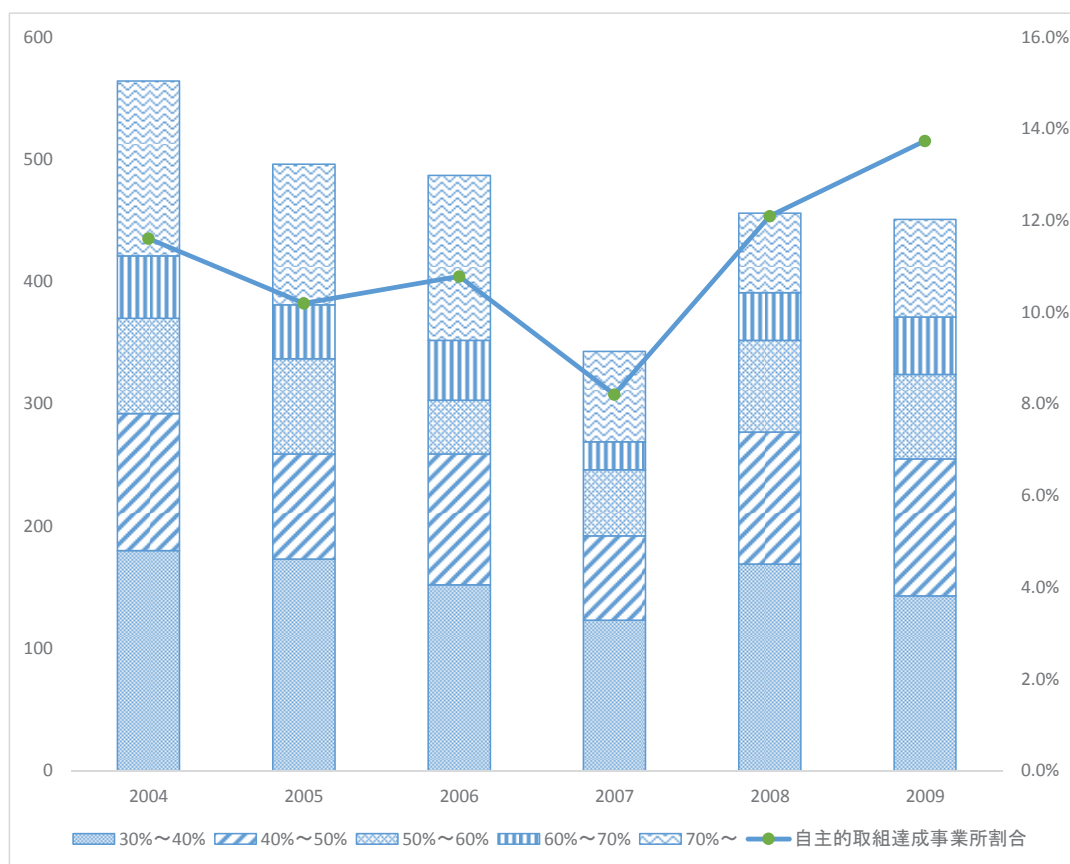
PRTR では、VOC だけでなく、様々な化学物質の排出量が報告されている。そこで、経済産業省・産業環境管理協会(2010)が紹介している「環境省が示す主な VOC100 種」を用いて、PRTR 個別事業所データから VOC に該当する化学物質のデータを抽出する¹²。VOC として抽出された各化学物質の大気への排出量を事業所レベル、年レベルで集計する。

工業統計調査の個票データと PRTR の個別事業所データをマッチングした後、分析に用いる変数を作成する。VOC 自主的取組については、2001 年から 2003 年の間に、初めて報告した年と比較して 30% 以上排出量を削減している場合、自主的取組を行ったと定義した。2006 年に実施された法制度で規定されているのは 2000 年と比較した 2010 年の排出量の削減割合であるが、PRTR データの公開が開始されたのが 2001 年であるため、本稿では上記のように VOC 自主的取組の有無の代理指標を定義している。

VOC 排出規制による事業所の自主的取組について、2010 年までに達成した事業所の割合と、排出の削減割合別に事業所数を整理したのが図 2-4 である。2004 年に VOC 排出規制の実施が決まってから、2005 年にすでに自主的取組によって VOC を 30% 以上削減している事業所は、VOC を排出している事業所全体の約 10.2% となっている。VOC 排出量の削減の度合について見てみると、目標である 30% から 40% の削減を行っている事業所が最も多いが、目標よりも削減が多いほど達成している事業所の数が減少するわけではなく、70% 以上の削減を行っている事業所も多い。VOC 排出規制の自主的取組という制度が、VOC の排出削減に有効に機能していることが示唆される。

¹² VOC として、トルエンやキシレン、1,3,5 トリメチルベンゼン等がリストアップされている。

図 2-4 削減割合別事業所数（左軸）と、自主的取組達成事業所の割合（右軸）



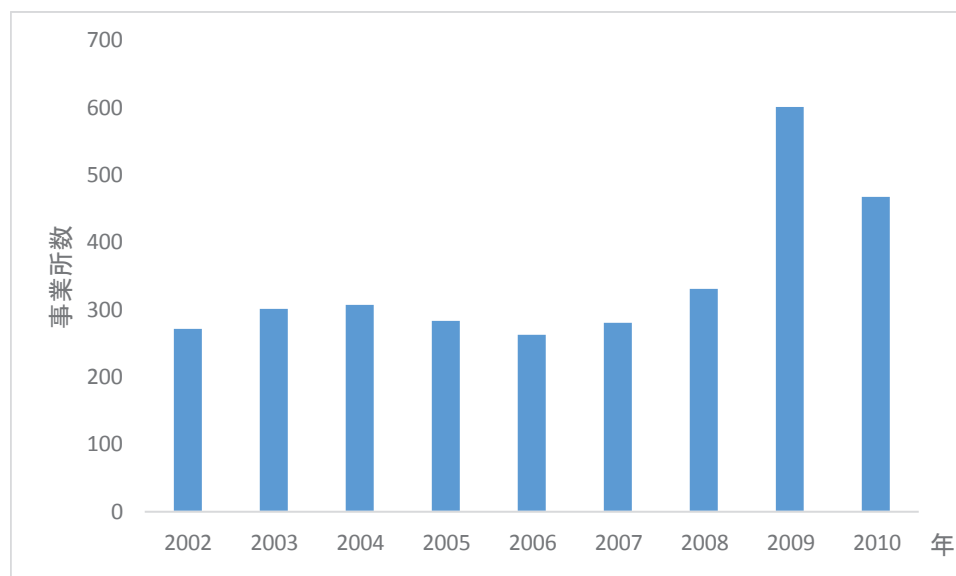
出典：PRTR 個別事業所データより筆者作成

工業統計調査甲票の個票データと PRTR の個別事業所データをマッチングした 2001 年から 2010 年までのデータセットにおいて、サンプルから脱落した事業所の推移を示したのが図 2-5 である¹³。2009 年以降の退出事業所数が増加傾向にあるが、これは 2008 年 8 月に発生したリーマンショックの影響と考えられる。2009 年、2010 年を除くと、大気汚染防止法の改正による VOC 排出規制が施行された 2006 年以降、退出事業所数のトレンドに大きな変化は見られない。このことから、VOC 排出規制の自主的取組が事業所の生産活動に与

¹³ 本研究では、有形固定資産に関するデータを連続して取るため、従業員数 30 名以上の事業所が調査対象である工業統計調査甲調査の個票データを用いている。甲調査の他に、従業員数 4 人以上 29 人以下の事業所を調査対象とする乙調査、従業員数 3 人以下の事業所を調査対象とする丙調査がある。乙調査と丙調査については、2000 年以降有形固定資産に関して調査が行われていないので、本研究の分析対象から外している。

えた影響を統計分析する際に、脱落した事業所によるバイアスは大きくないと考えられる¹⁴。

図 2-5 サンプルから脱落した事業所数の推移



出典：工業統計調査と PRTR データより筆者作成

傾向スコアマッチングを行う際に用いる事業所の規模として、建築面積と従業者数、中間投入を考える。VOC 排出規制では事業所の持つ送風機の大きさを事業所の規模と考えているが、各事業所の送風機の大きさに関するデータはない。そこで、事業所の物理的な規模に送風機の規模が比例すると仮定し、それをコントロールするために工業統計調査の調査項目である建築面積を用いる。事業所の生産規模を考慮する変数としては、工業統計調査で調査されている従業者数と中間投入額を用いる。中間投入額は、工業統計調査の個票データから得られる「原材料使用額」、「燃料使用額」、「電力使用額」、「委託生産額」、「製造等に関連する外注費」を合計し、日本産業生産性（JIP）データベースの中間投入デフレーターで実質化した金額を用いる。また、事業所の生産性を考慮するため、トランス・ログ型生産関数によって推計した TFP を用いる。生産関数の推計には、工業統計調査の個票データから算出した事業所レベルの実質売上高、資本ストック、労働投入、実質中間投入額を用いる。実質売上高は、

¹⁴ リーマンショック後に脱落したサンプルによるバイアスがあるか否かを確認するため、2006 年以降脱落しないサンプルを用いた分析を行って本稿の推計結果の頑健性を確認した。詳しくは補論 2-2 を参照。

在庫を調整した製造品出荷額を、JIP データベースのアウトプットデフレーターで実質化して算出した¹⁵。また、工業統計調査の調査項目である有形固定資産のデータを用いて、1980年をベースとして恒久棚卸法により資本ストックを算出した。労働投入は、従業者数に、JIP データベースのマンアワーを掛け合わせて算出した。

DID で用いるパフォーマンスとして、売上高、付加価値売上高比率、TFP、資本生産性、投資生産性、労働生産性、中間投入生産性の各成長率を考える。売上高は、JIP データベースのアウトプットデフレーターにより実質化する。実質化した売上高から、実質化した中間投入を差し引いて、付加価値を算出する。また、傾向スコアマッチングの際に用いる TFP を、DID でも用いる。資本生産性、投資生産性、労働生産性、中間投入生産性は、実質化した売上高をそれぞれ資本ストック、実質設備投資額、労働投入、実質中間投入で除して算出する。

2-5 推計結果

傾向スコアを算出する際に得られるロジットモデルの推計結果が表 2-3 である。建築面積の係数は有意にプラスであることから、物理的に大きな事業所ほど自主的取組を行っている確率が高いことがわかる。また、従業者数の係数が有意にプラスであることから、規模が大きい事業所ほど、自主的取組を行っている確率が高いことがわかる。TFP の係数が有意にマイナスであることから、TFP が低い事業所ほど自主的取組を行っている確率が高いという結果になる。これは、自主的取組を実施した事業所がそうでない事業所と比べて、ある程度のコストをかけて取組を行ったことで、自主的取組を終えた時には一時的に TFP が低い状態であることが考えられる。

¹⁵ 在庫調整として、製造品年末在庫額から製造品年初在庫額をひいたものと、半製品及び仕掛品年末在庫額から半製品及び仕掛品年初在庫額をひいたものを、製造品出荷額に足している。

表 2-3 傾向スコアを算出するロジットモデルの推計結果

	logit model
建築面積	0.116** (0.000)
従業者数	0.411*** (0.000)
中間投入	-0.125** (0.000)
TFP	-0.204** (0.021)
N	61848
P R2	0.005

算出した傾向スコアをもとに、自主的取組を行っている事業所群と行っていない事業所群をマッチングして、そのバランシング・テストを行った結果が表 2-4 である。マッチングを行う際には、サンプルを SNA による分類¹⁶を用いた産業レベル、年レベルで分割し、カーネル関数 (kernel function) を用いたカーネルマッチングを用いる。傾向スコアを算出する際に用いた共変量は、自主的取組を行った事業所群と、そうでない事業所群で差が 0 でないという帰無仮説が t-test によって棄却されていないことが示されている。2 つの事業所群で共変量に大きな差が無い状態でマッチングが行われており、傾向スコアマッチングは問題なく行われていることが示されている。

表 2-4 傾向スコアマッチングのバランシング・テスト

	Mean			t-test	
	Treated	Control	%bias	t	p>t
建築面積	22650	21240	2.1	0.62	0.534
従業者数	273.1	254.7	3.1	1.18	0.24
中間投入	690	590	1.9	1.31	0.189
TFP	1.18	1.16	4.3	1.59	0.111

傾向スコアマッチングを行って、自主的取組を行った事業所群と、そうでない事業所群のサンプルを用いて DID を行った結果が表 2-5、

¹⁶ 製造業を食料品、繊維、パルプ・紙、化学、石油・石炭製品、窯業・土石製品、一次金属、金属製品、一般機械、電気機械、精密機械、輸送機械、その他の製造業と分類している。

2-6, 2-7 である¹⁷。それぞれ、自主的取組を行う 1 期前と 1 期後、2 期後、3 期後を比較して行った DID の推定結果である。表 2-5 をみると、売上高や資本一単位当たり売上高である資本生産性、設備投資一単位当たり売上高である投資生産性の成長率について処理群の平均処理効果（average treatment effect on the treated, ATT）が有意にプラスであった。自主的取組を行った事業所はそうでない事業所と比較して、1 期後に売上高や資本生産性、投資生産性が向上していることが示唆されている。一方、売上げ 1 単位当たり付加価値や TFP、労働生産性、中間投入生産性の ATT は有意ではない。

自主的取組を行う 1 期前と 2 期後を比較した推定結果である表 2-6 を見てみると、1 期後を比較した結果と同様に売上高や資本生産性、投資生産性の成長率に関する ATT は有意にプラスであり、自主的取組 1 期後だけでなく、2 期後もそれらのパフォーマンスが向上していることが示唆されている。

自主的取組を行う 1 期前と 3 期後を比較した推定結果である表 2-7 を見てみると、1 期後や 2 期後との比較した結果と同様に売上高、資本生産性、投資生産性の成長率に関する ATT がそれぞれ有意にプラスである。自主的取組を実施した事業所は、3 期後にも売上高や資源生産性、投資生産性が向上し、パフォーマンスが高まっていることが示唆されている。

¹⁷ 本稿の推計結果の頑健性を確認するため、2006 年度以降脱落していない事業所サンプルを用いた推計、複数事業所を持つ企業のサンプルを用いた推計、2004 年から 2006 年までの間に自主的取組を行った事業所に注目した推計、VOC 排出削減割合が 40% 以上、50% 以上の事業所に注目した推計を行った。それらの結果は、本稿の推計結果と矛盾していない。詳しくは、補論 2-2 を参照。

表 2-5 1 期前と 1 期後を比較した DID 推計結果

Period	[1] t-1 VS t+1 売上高	[2] t-1 VS t+1 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+1 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+1 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+1 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+1 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+1 生産性 (中間投入)
ATT	0.030* (0.016)	-0.007 (0.138)	0.005 (0.008)	0.036*** (0.013)	1.622** (0.785)	0.007 (0.014)	-0.002 (0.013)
t値	1.889	-0.05	0.622	2.7	2.065	0.504	-0.163
事業所数 (自主的取組実施)	1124	1124	1124	1124	1124	1124	1124
事業所数 (自主的取組未実施)	11626	11626	11626	11626	11626	11626	11626
事業所数合計	12750	12750	12750	12750	12750	12750	12750

注 ***、**、*はそれぞれ有意水準が 1%、5%、10%であることを示す。

表 2-6 1 期前と 2 期後を比較した DID 推計結果

Period	[1] t-1 VS t+2 売上高	[2] t-1 VS t+2 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+2 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+2 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+2 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+2 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+2 生産性 (中間投入)
ATT	0.043***	-0.121	0.015**	0.044***	0.253	0.016	0.011
標準偏差	(0.009)	(0.154)	(0.007)	(0.012)	(0.215)	(0.012)	(0.011)
t値	4.61	-0.785	2.112	3.806	1.178	1.323	1.002
事業所数 (自主的取組実施)	834	834	834	834	834	834	834
事業所数 (自主的取組未実施)	9033	9033	9033	9033	9033	9033	9033
事業所数合計	9867	9867	9867	9867	9867	9867	9867

注 ***、**はそれぞれ有意水準が 1%、5%であることを示す。

表 2-7 1 期前と 3 期後を比較した DID 推計結果

Period	[1] t-1 VS t+3 売上高	[2] t-1 VS t+3 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+3 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+3 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+3 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+3 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+3 生産性 (中間投入)
ATT	0.031***	-0.18	0.015	0.035**	0.526***	-0.001	0.018
標準偏差	(0.011)	(0.200)	(0.010)	(0.014)	(0.179)	(0.013)	(0.014)
t値	2.866	-0.898	1.544	2.553	2.936	-0.042	1.284
事業所数 (自主的取組実施)	593	593	593	593	593	593	593
事業所数 (自主的取組未実施)	6628	6628	6628	6628	6628	6628	6628
事業所数合計	7221	7221	7221	7221	7221	7221	7221

注 ***、**はそれぞれ有意水準が 1%、5%であることを示す。

2-6 結論

本稿では、VOC 排出規制に注目し、自主的取組が売上高や付加価値売上高比率、生産性を向上させるか否かについて、2001 年から 2010 年までの工業統計調査の個票データおよび PRTR 個別事業所データを用いて、傾向スコアマッチング法および DID により実証的に分析を行った。自主的取組の有無だけが異なる事業所を仮想的に抽出し、売上高や付加価値売上高比率、TFP、資本生産性、投資生産性、労働生産性、中間投入生産性を比較したところ、自主的取組を行った事業所はそうでない事業所と比べて、取組後 1 年間で売上高や資本生産性、投資生産性が向上していることが分かった。また、自主的取組から 2 年後、3 年後も売上高や資本生産性、投資生産性が向上していることも示唆された。得られた推計結果は、VOC 排出削減の自主的取組を行った事業所はそうでない事業所と比較して売上高や生産性が向上する可能性を示唆している。

なぜ、自主的取組を実施した事業所は売上高や生産性が向上したのだろうか。自主的取組は、実施しない事業所に対して罰則があるわけではなく、法的な強制力は無い。したがって、企業は自主的取組を実施するとその分コストが増加し、生産性は低下することが予想される。しかし、本稿の分析結果では、自主的取組を行うと、売上高や資本生産性が向上する可能性を示唆している。これは、法的な拘束力がない自主的取組を法制度として明示することで、事業所の VOC 排出に対して柔軟な対策を行うことが可能となり、効果的に VOC 排出を削減できた結果、取組を実施している事業所の将来的な訴訟コストが低下し、当該事業所の製品が将来的に継続して安定的に供給される可能性が高まって、売上高の増加や生産性の向上を促したことを示唆しているものと考えられる。実際、VOC 排出に対する自主的取組として、洗浄剤の変更や溶剤容器、使用済みウェス容器への蓋の設置、塗装成分の変更や非 VOC 材料への切り替え等、様々な取組が各事業所でなされている(経済産業省関東経済産業局, 2012)。

また、本稿の推計から、自主的取組によって資本生産性や投資生産性が向上する一方、TFP については変化がないという結果が得られた。このような結果が得られた理由として、自主的取組を行う過程で VOC 排出が従来よりも少ない設備を導入したことが考えられる。法的拘束力は強くない自主的取組が政策的に推奨されたことで、各事業所は VOC 排出を考慮した設備投資を自主的に行った可能性がある。投資の効果は短期的には観察しづらいため、自主的取組が事業所の生産性に与える影響を評価するには、長期的な視点が必要である。

自主的取組を行うと事業所の売上や生産性が向上する可能性を定量的に示唆した本稿の分析結果は、自主的取組と、従来の直接規制的手法を組み合わせた環境政策が企業の生産活動を停滞させることなく機能することを示している。環境政策の一手法としての自主的取組は、売上高や資本生産性が継続的に向上させる可能性が示唆された。また、3割以上のVOC排出を削減した事業所について全サンプルを用いた分析では、投資生産性も向上させる可能性も示唆されている。環境政策に対して、資金制約等から一時的に対応できない事業所については、資金面で政策的なバックアップを行えば、売上高の増加や生産性の向上につながり、日本全体として政策的な目標を達成しやすくなるであろう。また、自主的取組の奨励は売上高や生産性の向上にもつながることから、産業政策としても有効である。今後は、VOCだけでなく、他の物質についても自主的取組を組み合わせた法制度を実施することで、効率的に環境保全を行いつつ、日本企業の競争力向上を達成できるような政策が可能となる。本稿は、環境政策としても産業政策としても機能する政策を考えるための研究蓄積となるであろう。

本稿の分析結果は、環境政策の実施による事業所の海外移転についても示唆を与える。通常、環境政策が施行されると、企業は環境政策への対応コストを節約するために事業所を環境政策のない外国に移転させること（汚染逃避仮説、Pollution Haven Hypothesis）が指摘されてきた(Leonard, 1998; Xing and Kolstad, 2002)。ただ、自主的取組については法的強制力がないので、政策対応コストは低い。そのため、自主的取組が奨励されたことによって事業所を海外移転する可能性は低いと考えられる。自主的取組によって事業所の売上高や生産性が高まる可能性があるという本稿の推計結果をあわせて考えると、自主的取組という政策手段は環境政策の手法として、環境保全の目的を達成しつつ、業績の向上にもつながり、産業空洞化の原因ともなりにくい。ただし、定められたVOC排出削減に関する自主的取組のコスト負担を避けるため、国内事業所を閉鎖して生産活動をやめ、VOC排出規制が施行されていない国からの安い輸入品に切り替える可能性もある。今後、自主的取組という環境政策の手法が産業空洞化を回避しながら環境政策として機能するか否か検討する際には、国内における生産活動や生産性だけでなく、海外からの輸入や貿易の情報も加味して総合的に判断することが求められるだろう。

最後に、残された課題を指摘しておく。VOC排出規制の自主的規制は、2000年と2010年を比較して30%の削減を行うというものである。ただ、PRTRによる報告、公表が開始されたのが2001年であるために2000年の排出量のデータがないことと、PRTRが本格運用

されたのが 2003 年であったことから、2000 年と 2010 年の VOC 排出量を比較することが出来ず、自主的規制のインパクトを厳密に計測することが出来なかった。今後、排出量のデータが継続的に計測されつつ、自主的取組と環境規制を組み合わせた同様の環境政策が行われた際には、本稿の結果をより精緻に検証できるであろう。また、本稿では事業所データを用いて分析を行ったが、各事業所の生産性向上は、同じ企業内の他の事業所にもスピルオーバーすると考えられる。事業所の特性だけでなく、事業所が属する企業の特性も考慮した上で分析を行えば、より詳細な分析結果を得ることが出来るであろう。そのためには、事業所データと企業データを接合するためのコンバーターが必要となる。今後のデータ整備が待たれる。

補論 2-1 工業統計調査と PRTR データのマッチングについて

工業統計調査の個票データと、PRTR の個別事業所データをマッチさせたサンプルについて、産業ごと、年ごとに整理したのが付表 2-1 である。工業統計調査甲調査の個票データのうち、PRTR の個別事業所データをマッチできたサンプルの割合が大きい製造業種は、石油製品、銑鉄・粗鋼、有機化学製品、有機化学基礎製品、非鉄金属精錬・精製である。一方、マッチできなかったサンプルの割合が大きいのは、水産食料品、製穀・製粉、その他の食料品、畜産食料品、飲料等である。PRTR 制度で報告義務のある化学物質は人体に有害とされていることから、そのような物質を扱わない食料品製造業において PRTR 報告義務のない事業所が多く、工業統計調査とマッチしなかったと考えられる。

付表 2-1 PRTR データをマッチ可能な工業統計調査のサンプル

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
畜産食料品	10.6%	7.8%	5.7%	5.8%	6.0%	5.5%
水産食料品	1.4%	1.1%	0.6%	0.6%	0.6%	0.8%
精穀・製粉	2.7%	2.6%	0.9%	2.5%	3.4%	3.3%
その他の食料品	4.7%	4.0%	3.4%	3.2%	3.2%	3.3%
飼料・有機質肥料	12.9%	12.2%	14.5%	16.7%	16.3%	18.5%
飲料	7.8%	7.2%	7.2%	6.9%	6.9%	6.9%
たばこ	29.0%	25.8%	28.6%	29.2%	37.5%	12.5%
繊維製品	6.8%	7.2%	8.6%	8.5%	9.2%	9.4%
製材・木製品	15.0%	13.0%	15.4%	15.9%	16.2%	16.7%
家具・装備品	21.5%	20.4%	20.2%	22.0%	21.9%	22.2%
パルプ・紙・板紙・加工紙	44.3%	39.0%	44.0%	44.0%	45.3%	43.9%
紙加工品	11.0%	11.5%	17.4%	17.7%	18.3%	19.0%
印刷・製版・製本	6.7%	7.3%	9.4%	9.6%	10.3%	10.6%
皮革・皮革製品・毛皮	7.3%	9.2%	14.5%	14.0%	16.4%	14.0%
ゴム製品	32.6%	31.7%	38.2%	38.1%	40.7%	41.4%
化学肥料	62.0%	67.4%	70.5%	70.5%	76.7%	80.0%
無機化学基礎製品	56.8%	59.0%	62.4%	63.0%	66.2%	65.6%
有機化学基礎製品	66.7%	72.7%	75.0%	80.0%	80.0%	85.7%
有機化学製品	81.2%	83.2%	84.0%	83.6%	85.5%	83.4%
化学繊維	55.6%	66.7%	65.0%	64.9%	62.9%	62.2%
化学最終製品	60.6%	60.5%	64.0%	63.0%	64.4%	63.8%
医薬品	29.5%	28.5%	32.4%	31.0%	31.7%	33.4%
石油製品	78.3%	83.1%	92.6%	89.6%	94.0%	96.9%
石炭製品	53.1%	53.3%	51.5%	57.6%	58.6%	58.1%
ガラス・ガラス製品	26.0%	32.1%	40.6%	43.2%	43.4%	42.9%
セメント・セメント製品	7.6%	7.8%	9.5%	10.2%	9.2%	9.3%
陶磁器	8.0%	12.1%	17.5%	17.0%	16.9%	17.1%
その他の窯業・土石製品	30.1%	30.5%	34.0%	33.7%	34.8%	35.7%
鉄鉄・粗鋼	78.0%	79.2%	85.0%	89.2%	90.3%	91.3%
その他の鉄鋼	26.2%	25.2%	29.4%	29.6%	30.9%	31.3%
非鉄金属精錬・精製	64.7%	65.7%	71.4%	78.0%	76.2%	76.0%
非鉄金属加工製品	33.2%	34.4%	39.6%	38.1%	40.7%	39.7%
建設・建築用金属製品	12.8%	12.3%	16.8%	17.0%	17.6%	17.1%
その他の金属製品	24.5%	24.9%	30.9%	30.0%	32.8%	32.5%
一般産業機械	13.1%	13.2%	19.2%	19.1%	20.7%	21.1%
特殊産業機械	10.2%	10.1%	15.3%	15.4%	16.5%	16.3%
その他の一般機械	8.6%	8.2%	10.9%	9.5%	10.4%	10.5%
事務用・サービス用機器	12.4%	14.0%	18.1%	18.0%	18.7%	18.3%
重電機器	9.1%	9.4%	14.3%	15.7%	17.6%	16.8%
民生用電子・電気機器	14.4%	13.6%	19.5%	21.6%	20.7%	22.6%
電子計算機・同付属装置	-	9.6%	15.0%	13.8%	16.4%	13.8%
通信機器	7.9%	6.8%	13.9%	13.9%	14.3%	14.0%
電子応用装置・電気計測器	3.5%	4.0%	8.9%	9.6%	9.2%	8.8%
半導体素子・集積回路	28.9%	29.3%	48.9%	45.2%	44.0%	42.5%
電子部品	16.3%	17.3%	25.1%	24.8%	26.5%	25.5%
その他の電気機器	26.1%	27.1%	34.6%	36.9%	35.7%	37.9%
自動車	44.7%	47.5%	56.3%	51.6%	55.0%	57.9%
自動車部品・同付属品	18.3%	18.1%	23.9%	22.2%	22.8%	22.6%
その他の輸送用機械	26.0%	25.5%	32.1%	30.7%	32.7%	32.0%
精密機器	12.4%	13.0%	19.2%	17.5%	17.6%	17.8%
プラスチック製品	21.7%	21.8%	25.4%	25.4%	26.9%	26.8%
その他の製造工業製品	12.1%	12.7%	16.2%	16.8%	19.0%	18.4%
合計	16.0%	16.2%	20.0%	20.0%	21.0%	21.0%

(付表 2-1 の 続 き)

	2007	2008	2009	2010	合計
畜産食料品	6.2%	6.1%	5.8%	9.8%	6.9%
水産食料品	0.7%	0.8%	0.8%	1.8%	0.9%
精穀・製粉	1.7%	1.7%	1.7%	3.2%	2.4%
その他の食料品	3.3%	3.7%	3.3%	5.0%	3.7%
飼料・有機質肥料	18.4%	22.2%	23.3%	29.7%	18.6%
飲料	5.8%	7.8%	7.5%	9.1%	7.3%
たばこ	5.6%	5.9%	0.0%	28.6%	21.8%
繊維製品	10.0%	10.0%	9.8%	10.0%	8.8%
製材・木製品	16.0%	15.5%	15.3%	16.0%	15.5%
家具・装備品	20.3%	21.8%	21.1%	23.6%	21.4%
パルプ・紙・板紙・加工紙	42.2%	43.1%	43.9%	48.9%	43.8%
紙加工品	17.9%	17.8%	16.8%	22.9%	16.9%
印刷・製版・製本	10.8%	10.0%	10.0%	11.1%	9.5%
皮革・皮革製品・毛皮	15.3%	16.2%	16.8%	17.1%	13.8%
ゴム製品	42.0%	41.2%	42.0%	43.2%	39.1%
化学肥料	80.0%	79.5%	82.1%	87.8%	75.2%
無機化学基礎製品	63.2%	64.1%	65.4%	64.6%	63.0%
有機化学基礎製品	83.3%	80.0%	87.5%	72.7%	78.6%
有機化学製品	82.6%	81.3%	81.9%	83.4%	83.0%
化学繊維	60.5%	61.0%	55.8%	54.8%	60.8%
化学最終製品	62.8%	62.8%	62.2%	64.5%	62.8%
医薬品	31.4%	32.6%	35.5%	37.3%	32.3%
石油製品	91.4%	91.4%	91.3%	82.1%	89.1%
石炭製品	66.7%	64.3%	58.1%	59.4%	58.0%
ガラス・ガラス製品	40.3%	41.6%	41.9%	44.6%	39.5%
セメント・セメント製品	8.9%	8.7%	9.3%	13.8%	9.2%
陶磁器	19.3%	19.3%	19.5%	19.8%	16.3%
その他の窯業・土石製品	33.8%	35.3%	33.3%	35.7%	33.6%
銑鉄・粗鋼	91.3%	88.9%	87.2%	89.7%	87.1%
その他の鉄鋼	30.9%	31.1%	30.9%	31.6%	29.8%
非鉄金属精錬・精製	77.6%	79.3%	82.0%	82.3%	75.4%
非鉄金属加工製品	40.9%	40.3%	41.5%	41.4%	39.0%
建設・建築用金属製品	16.7%	16.4%	17.2%	18.7%	16.2%
その他の金属製品	34.1%	33.4%	32.7%	33.3%	30.9%
一般産業機械	21.2%	22.3%	22.1%	23.6%	19.5%
特殊産業機械	16.0%	16.0%	15.4%	17.1%	14.9%
その他の一般機械	10.0%	9.7%	10.2%	12.8%	10.1%
事務用・サービス用機器	17.6%	17.8%	16.2%	19.4%	17.0%
重電機器	17.0%	15.6%	16.4%	17.4%	14.8%
民生用電子・電気機器	23.7%	20.5%	22.7%	24.1%	19.9%
電子計算機・同付属装置	14.1%	12.3%	13.9%	14.6%	13.6%
通信機器	13.7%	10.9%	11.0%	12.1%	11.7%
電子応用装置・電気計測器	10.2%	9.1%	9.2%	10.9%	8.2%
半導体素子・集積回路	39.7%	38.3%	39.3%	44.0%	39.8%
電子部品	26.0%	26.1%	26.7%	28.3%	24.2%
その他の電気機器	34.7%	30.2%	31.4%	32.8%	32.5%
自動車	54.0%	57.9%	57.1%	56.4%	53.7%
自動車部品・同付属品	22.0%	22.0%	22.3%	24.5%	21.9%
その他の輸送用機械	28.0%	28.4%	29.3%	29.5%	29.4%
精密機器	16.9%	16.3%	15.8%	18.6%	16.5%
プラスチック製品	27.2%	27.0%	27.3%	27.8%	25.8%
その他の製造工業製品	17.9%	19.1%	19.6%	19.7%	16.7%
合計	20.9%	20.8%	20.8%	22.5%	19.9%

補論 2-2 推計結果の頑健性の確認

本稿の推計結果について、頑健性を確認するため、VOC 排出規制が実施された 2006 年以降、連続してデータを取得できるサンプルを用いて、自主的取組を行う 1 期前と 1、2、3 期後を比較した推定結果が付表 2-2、2-3、2-4 である。全サンプルを用いた DID 推計の場合と同様に、1 期後、2 期後、3 期後の売上高と資本生産性の成長率の ATT がそれぞれ有意にプラスであった。また、投資生産性については 1 期後、3 期後の ATT がプラスで有意であった。

事業所が 1 つである企業と、複数の事業所を持つ企業では、VOC に関する自主的取組が与える影響が異なる可能性がある。そこで、複数の事業所を持つ企業のサンプルを用いて、自主的取組を行う 1 期前と 1、2、3 期後を比較した推定結果が付表 2-5、2-6、2-7 である。全サンプルを用いた DID 推計の場合と同様に、1 期後、2 期後、3 期後の売上高と資本生産性の成長率の ATT がそれぞれ有意にプラスであった。また、複数事業所を持つ企業のサンプルを用いた推計では、自主的取組を行った 1、2、3 期後に TFP に関する ATT が有意にプラスになっている。投資生産性については 3 期後の ATT がプラスで有意であった。

DID 推計の頑健性を確認するため、大気汚染防止法の改正によって VOC 排出規制が設けられた 2004 年から、規制が施行された 2006 年までの間に自主的取組を行った事業所と、自主的取組を行っていない事業所とを比較した DID 推計の結果が付表 2-8、2-9 である。自主的取組の 1 期前と 3 期後の比較については、自主的取組を行った事業所群のサンプル数が少なかったため、推計を行っていない。1 期後、2 期後の ATT については、全サンプルを用いた DID 推計の場合と同様に、資本生産性の成長率が有意にプラスであった。また、売上高については 1 期後、投資生産性については 2 期後に ATT が有意にプラスになっている。

自主的取組の実施が事業所の生産活動に与える影響の頑健性を確認するため、VOC 排出を 4 割または 5 割削減する自主的取組を行っている事業所と、自主的取組を行っていない事業所を比較する。上記の推計では、事業所が自主的取組を行っているか否かを判断するための VOC 排出減割合として、VOC 排出規制で提示されていた「3 割」を用いていた。本稿では、さらに 3 割以上の VOC 排出削減を自主的取組として行っている事業所と、自主的取組を行っていない事業所を比較する。

4 割以上の VOC 排出削減を自主的取組として行った事業所と、自主的取組を行っていない事業所について、自主的取組を行う 1 期前と 1、2、3 期後を比較した推定結果が付表 2-10、2-11、2-12 である。

3割以上のVOC排出削減を自主的取組として行った事業所に関するDID推計の場合と同様に、1期後、2期後、3期後の売上高と資本生産性の成長率のATTがそれぞれ有意にプラスであった。

5割以上のVOC排出削減を自主的取組として行った事業所と、自主的取組を行っていない事業所について、自主的取組を行う1期前と1、2、3期後を比較した推定結果が付表2-13、2-14、2-15である。3割および4割以上のVOC排出削減を自主的取組として行った事業所に関するDID推計の場合と同様に、1期後、2期後、3期後の売上高と資本生産性の成長率のATTがそれぞれ有意にプラスであった。

売上高や資本生産性については、2006年以降連続してデータが取得できるサンプルや、複数の事業所を持つ企業に限定したサンプルを用いた推計でも同様の結果を確認できた。さらに、2004年から2006年までの間に自主的取組を実施した事業所や、4割以上、5割以上のVOC削減を自主的取組として実施した事業所と、自主的取組を実施していない事業所を比較した推計でも、本論と同様の結果を確認できた。このことから、本稿の推計結果はある程度の頑健性を持っていると言える。

付表 2-2 2006 年以降脱落していない事業所サンプルを用いた DID 推計結果 (1)

Period	[1] t-1 VS t+1 売上高	[2] t-1 VS t+1 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+1 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+1 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+1 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+1 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+1 生産性 (中間投入)
ATT	0.031**	-0.021	0.001	0.041**	2.016**	0.009	-0.008
標準偏差	(0.014)	(0.182)	(0.010)	(0.017)	(0.990)	(0.014)	(0.011)
t値	2.242	-0.114	0.095	2.392	2.036	0.638	-0.741
事業所数 (自主的取組実施)	932	932	932	932	932	932	932
事業所数 (自主的取組未実施)	10097	10097	10097	10097	10097	10097	10097
事業所数合計	11029	11029	11029	11029	11029	11029	11029

注 **は有意水準が 5%であることを示す。

付表 2-3 2006 年以降脱落していない事業所サンプルを用いた DID 推計結果 (2)

Period	[1] t-1 VS t+2 売上高	[2] t-1 VS t+2 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+2 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+2 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+2 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+2 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+2 生産性 (中間投入)
ATT	0.035***	-0.142	0.012	0.042***	0.127	0.013	0.009
標準偏差	(0.012)	(0.193)	(0.009)	(0.011)	(0.208)	(0.013)	(0.012)
t値	3.021	-0.734	1.407	3.772	0.613	1.023	0.745
事業所数 (自主的取組実施)	724	724	724	724	724	724	724
事業所数 (自主的取組未実施)	8062	8062	8062	8062	8062	8062	8062
事業所数合計	8786	8786	8786	8786	8786	8786	8786

注 ***は有意水準が 1%であることを示す。

付表 2-4 2006 年以降脱落していない事業所サンプルを用いた DID 推計結果 (3)

Period	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3
	売上高	付加価値/売上高	生産性 (TFP)	生産性 (資本)	生産性 (投資)	生産性 (労働)	生産性 (中間投入)
ATT	0.031***	-0.205	0.017	0.039***	0.442**	0.006	0.018
標準偏差	(0.010)	(0.258)	(0.010)	(0.013)	(0.177)	(0.013)	(0.014)
t値	2.915	-0.795	1.64	3.053	2.498	0.447	1.299
事業所数 (自主的取組実施)	527	527	527	527	527	527	527
事業所数 (自主的取組未実施)	6066	6066	6066	6066	6066	6066	6066
事業所数合計	6593	6593	6593	6593	6593	6593	6593

注 ***、**はそれぞれ有意水準が 1%、5%であることを示す。

付表 2-5 複数事業所を持つ企業のサンプルを用いた DID 推計結果 (1)

Period	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
	t-1 VS t+1	t-1 VS t+1	t-1 VS t+1	t-1 VS t+1	t-1 VS t+1	t-1 VS t+1	t-1 VS t+1
	売上高	付加価値/売上高	生産性 (TFP)	生産性 (資本)	生産性 (投資)	生産性 (労働)	生産性 (中間投入)
ATT	0.039**	0.013	0.020*	0.046***	1.061	0.014	0.013
標準偏差	(0.018)	(0.218)	(0.011)	(0.018)	(0.993)	(0.019)	(0.015)
t値	2.207	0.059	1.794	2.613	1.069	0.726	0.884
事業所数 (自主的取組実施)	694	694	694	694	694	694	694
事業所数 (自主的取組未実施)	7009	7009	7009	7009	7009	7009	7009
事業所数合計	7703	7703	7703	7703	7703	7703	7703

注 ***、**、*はそれぞれ有意水準が1%、5%、10%であることを示す。

付表 2-6 複数事業所を持つ企業のサンプルを用いた DID 推計結果 (2)

Period	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2
	売上高	付加価値/売上高	生産性 (TFP)	生産性 (資本)	生産性 (投資)	生産性 (労働)	生産性 (中間投入)
ATT	0.046***	-0.178	0.022**	0.049***	0.274	0.02	0.015
標準偏差	(0.014)	(0.245)	(0.010)	(0.018)	(0.247)	(0.017)	(0.012)
t値	3.357	-0.726	2.182	2.738	1.109	1.18	1.236
事業所数 (自主的取組実施)	537	537	537	537	537	537	537
事業所数 (自主的取組未実施)	5471	5471	5471	5471	5471	5471	5471
事業所数合計	6008	6008	6008	6008	6008	6008	6008

注 ***、**はそれぞれ有意水準が 1%、5%であることを示す。

付表 2-7 複数事業所を持つ企業のサンプルを用いた DID 推計結果 (3)

Period	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
t-1 VS t+3	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3	t-1 VS t+3
売上高	付加価値/売上高	生産性 (TFP)	生産性 (資本)	生産性 (投資)	生産性 (労働)	生産性 (中間投入)	
ATT	0.033**	-0.246	0.026***	0.040**	0.465*	-0.004	0.030***
標準偏差	(0.016)	(0.310)	(0.009)	(0.016)	(0.251)	(0.018)	(0.011)
t値	2.088	-0.795	2.725	2.537	1.85	-0.23	2.584
事業所数 (自主的取組実施)	384	384	384	384	384	384	384
事業所数 (自主的取組未実施)	4022	4022	4022	4022	4022	4022	4022
事業所数合計	4406	4406	4406	4406	4406	4406	4406

注 ***、**、*はそれぞれ有意水準が1%、5%、10%であることを示す。

付表 2-8 2004年から2006年までの間に自主的取組を行った事業所についてのDID推計結果(1)

Period	[1] t-1 VS t+1 売上高	[2] t-1 VS t+1 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+1 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+1 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+1 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+1 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+1 生産性 (中間投入)
ATT	0.146*	0.124	0.064	0.186*	1.54	0.134	0.017
標準偏差	(0.086)	(0.104)	(0.045)	(0.106)	(1.459)	(0.105)	(0.049)
t値	1.69	1.201	1.409	1.753	1.055	1.282	0.338
事業所数 (自主的取組実施)	44	44	44	44	44	44	44
事業所数 (自主的取組未実施)	11626	11626	11626	11626	11626	11626	11626
事業所数合計	11670	11670	11670	11670	11670	11670	11670

注 *は有意水準が10%であることを示す。

付表 2-9 2004年から2006年までの間に自主的取組を行った事業所についてのDID推計結果(2)

Period	[1] t-1 VS t+2 売上高	[2] t-1 VS t+2 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+2 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+2 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+2 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+2 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+2 生産性 (中間投入)
ATT	0.113 (0.069)	0.048 (0.055)	0.028 (0.042)	0.164** (0.067)	1.289** (0.651)	0.129 (0.084)	-0.012 (0.037)
t値	1.642	0.872	0.674	2.454	1.98	1.538	-0.319
事業所数 (自主的取組実施)	21	21	21	21	21	21	21
事業所数 (自主的取組未実施)	9033	9033	9033	9033	9033	9033	9033
事業所数合計	9054	9054	9054	9054	9054	9054	9054

注 **は有意水準が5%であることを示す。

付表 2-10 VOC 排出割合が 40% 以上である事業所について分析した DID 推計結果 (1)

Period	[1] t-1 VS t+1 売上高	[2] t-1 VS t+1 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+1 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+1 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+1 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+1 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+1 生産性 (中間投入)
ATT	0.026*	-0.064	0.007	0.045**	1.216	0.015	-0.003
標準偏差	(0.013)	(0.126)	(0.011)	(0.020)	(1.013)	(0.013)	(0.016)
t値	1.914	-0.512	0.67	2.241	1.201	1.165	-0.159
事業所数 (自主的取組実施)	1043	1043	1043	1043	1043	1043	1043
事業所数 (自主的取組未実施)	12588	12588	12588	12588	12588	12588	12588
事業所数合計	13631	13631	13631	13631	13631	13631	13631

注 **、*はそれぞれ有意水準が 5%、10%であることを示す。

付表 2-11 VOC 排出割合が 40% 以上である事業所について分析した DID 推計結果 (2)

Period	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2	t-1 VS t+2
	売上高	付加価値/売上高	生産性 (TFP)	生産性 (資本)	生産性 (投資)	生産性 (労働)	生産性 (中間投入)
ATT	0.040***	-0.121	0.022**	0.040***	0.049	0.02	0.021
標準偏差	(0.010)	(0.172)	(0.010)	(0.011)	(0.443)	(0.013)	(0.018)
t値	4	-0.705	2.332	3.668	0.11	1.506	1.119
事業所数 (自主的取組実施)	754	754	754	754	754	754	754
事業所数 (自主的取組未実施)	9714	9714	9714	9714	9714	9714	9714
事業所数合計	10468	10468	10468	10468	10468	10468	10468

注 ***、**はそれぞれ有意水準が 1%、5%であることを示す。

付表 2-12 VOC 排出割合が 40% 以上である事業所について分析した DID 推計結果 (3)

Period	[1] t-1 VS t+3 売上高	[2] t-1 VS t+3 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+3 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+3 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+3 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+3 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+3 生産性 (中間投入)
ATT	0.019 (0.013)	-0.22 (0.216)	0.009 (0.009)	0.033** (0.013)	-0.019 (0.600)	0.005 (0.014)	0.008 (0.015)
t値	1.522	-1.018	1.027	2.551	-0.031	0.393	0.552
事業所数 (自主的取組実施)	536	536	536	536	536	536	536
事業所数 (自主的取組未実施)	7161	7161	7161	7161	7161	7161	7161
事業所数合計	7697	7697	7697	7697	7697	7697	7697

注 **は有意水準が 5% であることを示す。

付表 2-13 VOC 排出割合が 50% 以上である事業所について分析した DID 推計結果 (1)

Period	[1] t-1 VS t+1 売上高	[2] t-1 VS t+1 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+1 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+1 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+1 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+1 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+1 生産性 (中間投入)
ATT	0.034**	0.033	-0.002	0.053**	0.76	0.004	-0.019
標準偏差	(0.014)	(0.167)	(0.011)	(0.024)	(0.916)	(0.015)	(0.016)
t値	2.341	0.197	-0.197	2.177	0.829	0.288	-1.174
事業所数 (自主的取組実施)	921	921	921	921	921	921	921
事業所数 (自主的取組未実施)	13559	13559	13559	13559	13559	13559	13559
事業所数合計	14480	14480	14480	14480	14480	14480	14480

注 **は有意水準が 5% であることを示す。

付表 2-14 VOC 排出割合が 50% 以上である事業所について分析した DID 推計結果 (2)

Period	[1] t-1 VS t+2 売上高	[2] t-1 VS t+2 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+2 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+2 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+2 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+2 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+2 生産性 (中間投入)
ATT	0.040***	-0.122	0.011	0.045***	0.013	0.01	-0.001
標準偏差	(0.011)	(0.194)	(0.009)	(0.012)	(0.539)	(0.014)	(0.017)
t値	3.598	-0.629	1.141	3.667	0.024	0.695	-0.078
事業所数 (自主的取組実施)	669	669	669	669	669	669	669
事業所数 (自主的取組未実施)	10473	10473	10473	10473	10473	10473	10473
事業所数合計	11142	11142	11142	11142	11142	11142	11142

注 ***は有意水準が 1%であることを示す。

付表 2-15 VOC 排出割合が 50% 以上である事業所について分析した DID 推計結果 (3)

Period	[1] t-1 VS t+3 売上高	[2] t-1 VS t+3 付加価値/売上高	[3] t-1 VS t+3 生産性 (TFP)	[4] t-1 VS t+3 生産性 (資本)	[5] t-1 VS t+3 生産性 (投資)	[6] t-1 VS t+3 生産性 (労働)	[7] t-1 VS t+3 生産性 (中間投入)
ATT	0.029**	-0.22	0.017	0.036**	-0.202	0.001	0.017
標準偏差	(0.012)	(0.259)	(0.011)	(0.015)	(0.651)	(0.015)	(0.014)
t値	2.433	-0.849	1.603	2.469	-0.31	0.05	1.212
事業所数 (自主的取組実施)	488	488	488	488	488	488	488
事業所数 (自主的取組未実施)	7711	7711	7711	7711	7711	7711	7711
事業所数合計	8199	8199	8199	8199	8199	8199	8199

注 **は有意水準が 5% であることを示す。

第3章 化学物質排出把握管理促進法が企業の環境技術に関する研究開発活動に与えた影響の定量分析

3-1 はじめに

環境政策が企業の研究開発インセンティブを高めるという仮説がある。それを指摘したのがPorter and van der Linde (1995)である。彼らはオランダの生花栽培産業や日本の自動車産業、北欧の紙パルプ産業等を例示しながら、環境政策が企業の環境技術に関する研究開発インセンティブを高める可能性を指摘した。

環境政策は様々な手法により行われている。特に最近では、環境保全の目的を達成しつつ、経済成長を妨げないように企業の生産活動や研究開発活動を促進するような環境政策の手法が多く考案されている。そのうちの1つとして、枠組規制的手法がある¹⁸。政府が環境基準や技術基準を直接設定せずに、定められた手続きを設定するという環境政策である。日本においては、事業所が排出する化学物質について、1999年に「特定化学物質の環境への排出量の把握等及び管理の改善の促進に関する法律」(化学物質排出把握管理促進法、化管法)が法制化され、「化学物質排出移動量届出制度」(Pollutant Release and Transfer Register, PRTR)が定められた。

PRTRとは、人または生態系に有害性のある化学物質について、その発生源、環境への排出量、事業所から外に運び出された移動量を把握し、集計し、その結果を公表するシステムである。具体的には、政府の指定する有害性の疑われる化学物質を取り扱う事業所が、その排出量や移動量を都道府県経由で政府に報告し、政府は報告された情報をとりまとめて排出量や移動量を集計し、公開する。PRTRによって、対象化学物質の排出場所、排出量、移動先の場所、移動量が事業所レベルでわかるようになる。また、国全体としても対象化学物質の上記情報がわかるようになる。日本では、前述の通り1999年に施行された化管法によってPRTRの実施が定められ、2001年の排出、移動から報告、公表が始まった。

PRTRは、事業者、政府、国民やNGOが化学物質の排出量や移動量の情報を共有し、事業者による化学物質の自主的な管理の改善を促

¹⁸ 環境政策の手法として、枠組規制的手法だけでなく、環境基準値の設定等の直接規制的手法、環境税や排出権取引等の経済的手法、環境マネジメントシステム等の手続的手法等がある。

進し、環境保全上の支障を未然に防止することを目的としている。事業者は、PRTRによって、排出口に限らない様々な箇所からの化学物質の排出を自ら管理する必要がでてくる。つまり、事業者は、PRTRが無ければ実施していなかったであろう化学物質の管理をすることで、環境リスクを認識し、化学物質の不要な排出を抑えようとするのが期待されている。また、PRTRによって化学物質の排出量や移動量等の取扱量や排出場所を把握することで、化学物質の漏洩等による排出を管理し、原材料の節約につながることも期待されている。

PRTRにおいて事業者による政府への報告が義務づけられている化学物質は、政府が定めた第一種指定化学物質である。また、このうち特に発がん性が指摘されている物質については、特定第一種指定化学物質とされている。PRTRが実施された2001年では、第一種指定化学物質は354物質であり、うち12物質が特定第一種指定化学物質とされた¹⁹。

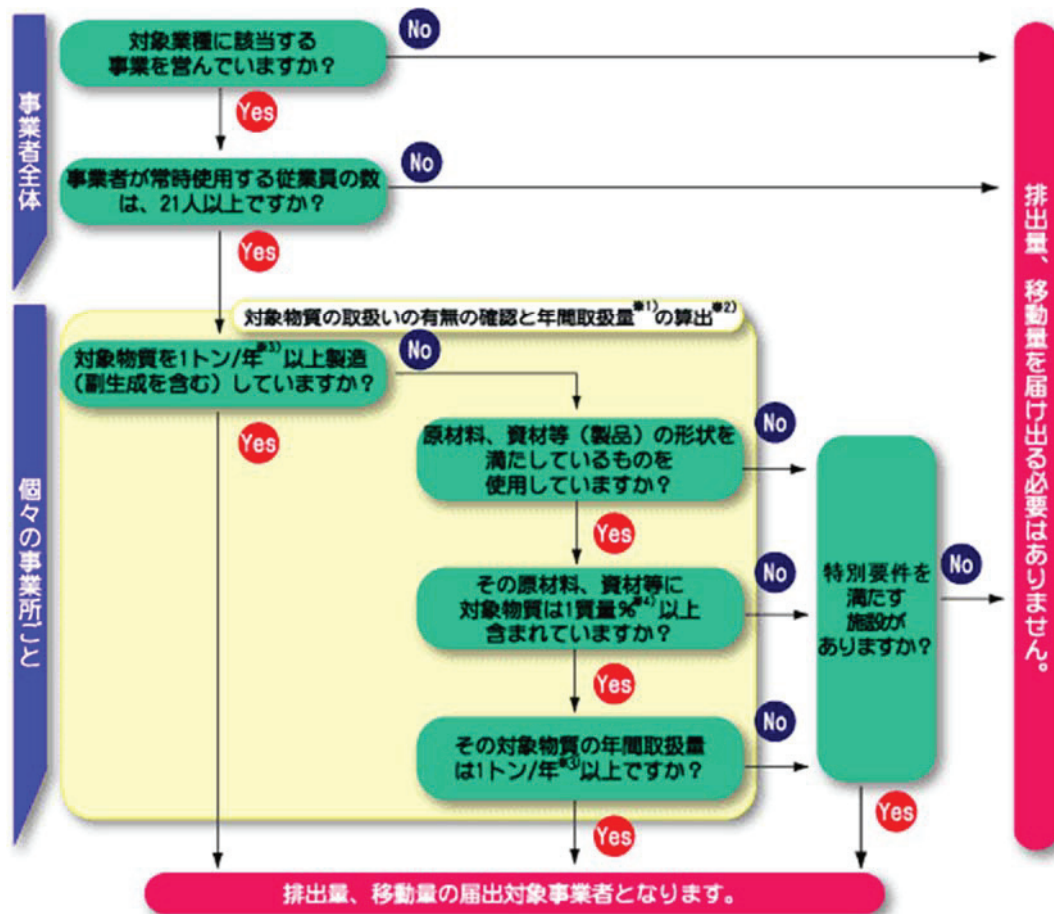
報告が義務となる事業者は、業種や従業員規模、第一種指定化学物質の取扱量で規定されている。報告義務がある事業所の業種は、全製造業を含む23業種とされた²⁰。業種に加えて、事業者が常時使用する従業員が21人以上の事業所が報告の対象となる。また、上記2つの条件に加えて、第一種指定化学物質を一定量含有する原材料を使用しているか、第一種指定化学物質を1年間に一定量排出または移動させているか、特別用件施設（下水道終末処理施設等）を有しているか、の3つのどれか条件にあてはまる事業所は、PRTRの対象となる。PRTRによって排出量、移動量の報告義務がある事業所の選定方法に関するフロー図が、図3-1である。

PRTRによって報告する必要があるのは、第一種指定化学物質の年間排出量と年間移動量である。それらは事業所ごとの量を、排出または移動した化学物質ごとに届け出る必要がある。また、排出量については、排出された場所ごとに量を報告しなければならない。移動量については、移動された場所ごとに量を報告する必要がある。つまり、事業所ごと、化学物質ごと、排出場所ごと、移動場所ごとに、年間の排出量または移動量を報告することになる。これら化学物質の情報にくわえて、事業者の氏名と住所、事業所の名称と住所等の事業所の基本情報も報告され、公表される。

¹⁹ 第一種指定化学物質の種類は固定化されておらず、見直しも行われる。2010年に改正され、第一種指定化学物質として462物質、うち15物質が特定第一種指定化学物質と改正された。改正前の354物質のうち、改正後も指定が継続されたのは276物質、改正後に指定が解除されたのが73物質、改正後に整理、統合されたのが5物質であった。また、改正後に新たに指定された物質は186種であった。

²⁰ 製造業の他に、サービス業の一部、地方自治体、大学や病院、自衛隊等も対象である。2010年には医療業が対象に追加された。

図 3-1 PRTRの報告義務がある事業所の選定方法



出典：環境省「PRTRインフォメーション広場」より抜粋

これまで、PRTR等の枠組規制的手法が企業の研究開発活動に与える影響を分析した先行研究はほとんどない。環境基準の設定等の環境政策が企業の研究開発インセンティブを刺激するという先行研究があるものの(Horbach, 2008; Kneller and Manderson, 2012; Calel and Dechezlepretre, 2016 等)、PRTRのような枠組規制的手法による環境政策が企業の研究開発活動に与える影響を分析した研究は筆者の知る限り存在しない。

そこで本稿では、環境政策の枠組規制的手法が環境技術に関する企業の研究開発インセンティブを高めるか否かを検討するため、日本において行われている枠組規制的手法のPRTRの導入が、企業の環境技術に関する特許出願活動に影響を与えているか否かを、PRTRによって公開されている個別事業所データと特許データを用いて実証分析を行う。PRTRによる個別事業所データを分析に用いる際には、事業所レベルのデータを企業レベルに整理する。環境技術に関する

特許データは、特許情報プラットフォーム（J-PlatPat）と、IIPパテントデータベースを利用して、出願人レベルで整理し、企業レベルで分析に用いることができるようにする。企業レベルで整理したPRTRのデータと特許データを用いて、枠組規制的手法が研究開発インセンティブに与える影響を明らかにする。

具体的な分析方法としては、分析対象の制度であるPRTRが導入された前後で、政府への報告義務を負う企業とそうでない企業を比較し、環境技術の特許出願行動に差があるか否かを、DID(Difference in Differences)分析する。分析対象企業は、日本の新興市場を除く証券取引所に上場している企業1,301社で、分析対象期間は1992年度から2011年度である。

PRTRのデータと特許データを企業レベルで整理したパネルデータによるDID分析の結果、PRTRによる化学物質取扱情報の公開は企業の環境技術に関する研究開発インセンティブを高める可能性が統計的に示された。環境技術に関する特許出願件数や特許1件当たりクレーム数は、PRTRによる報告義務が生じた企業の方がそうでない企業よりも増加傾向にある。この結果は、PRTRの導入が、企業の環境技術に関する研究開発活動を量と質の両面にプラスのインパクトを与えたことを示唆している。

PRTRにより化学物質の排出量及び移動量の報告義務が生じた企業の方が環境技術の研究開発インセンティブが高まるという本稿の推計結果は、日本において環境政策の枠組規制的手法が企業の環境技術に関する研究開発活動を促進させる可能性があることを示唆している。環境政策の枠組規制的手段は、環境保全等を目的として用いられるだけでなく、企業の環境技術に関する研究開発を促進させるという目的でも用いることができることを意味している。

本稿の構成であるが、まず次節で、環境政策と企業の研究開発活動に関する先行研究を紹介し、本稿の独自性を説明する。第3節では仮説を検証するためのモデルとデータを説明する。第4節では推計結果を示してその考察を行い、第5節で本稿の結論を述べることとする。

3-2 仮説と先行研究

3-2-1 本稿の仮説

本稿では、環境政策の枠組規制的手法が企業の研究開発インセンティブを高めるか否かを、計量経済学的手法を用いて分析する。環境政策はその手法によって、企業の研究開発インセンティブに与える影響が異なる。例えば、環境基準の設定等に代表される直接規制的手法は、環境政策がほとんど実施されていないときは研究開発イ

ンセンティブを高める効果があるが、環境基準よりも厳しい水準を達成するような研究開発を行うインセンティブは生じにくい。つまり、環境基準をいったん満たすと、研究開発インセンティブは低下する。一方、PRTR等の環境政策の枠組規制的手法は、環境基準等の規制を含んでおらず、排出量や移動量についての制限もかけていない。化学物質の取扱に関して届出義務を課し、それが公開されるといふ枠組を規定しているだけである。企業は、PRTRが施行される前は環境基準に違反しない範囲で化学物質の管理を行えば問題なく、その情報が公開されることはなかった。PRTRが施行されることによって、排出する化学物質の名前や排出場所、排出量等の個別具体的な情報が公表されることから、より詳細に化学物質の管理を行う必要が生じている。PRTR実施前には周知されていなかった化学物質の排出量等の情報が公開されると、明らかとなった環境リスクによって企業が環境訴訟を提起されるリスクが高まる可能性がある。つまり、排出される有害物質の情報が公開されるPRTRは、有害物質の排出を削減したり管理したりするための環境技術に関する研究開発インセンティブを高めることが考えられる。

環境政策の枠組規制的手法であるPRTRが企業の環境技術に関する研究開発インセンティブに与える影響を分析する際には、研究開発インセンティブの代理指標として特許データを用いる。岡田・久保(2004)は、研究開発インセンティブと特許データとの関連を見極めることは容易でないことを指摘している。研究開発インセンティブの大きさは研究開発インプットから得られる期待収益率によって決定されるが、その期待収益率は事前的収益率と事後的収益率の差で決まる。事前的収益率と事後的収益率はそれぞれ異なる要因から影響を受けることから、研究開発インセンティブと特許データとの関連は複雑である。彼らは、研究開発インプットの推移を考慮するパネルデータを用いることで、事前のおよび事後的な要因を可能な限りコントロールし、研究開発インセンティブと特許データの関連を間接的に捕捉している。これを踏まえて、本稿における分析でも企業レベルのパネルデータを用いて分析を行うことで、PRTRが企業の研究開発インセンティブに与える影響を、特許データを用いて間接的に検討する²¹。

²¹ 特許データを用いて企業の研究開発活動を実証的に分析している研究として、Bound et al.(1984)、Griliches (1990)や Crepon, Duguet and Mairesse (1998)、Blundell, Griffith, and Van Reenen (1999)、Hall and Ziedonis (2001)、岡田・久保 (2004)、Bloom, Schankerman, and Van Reenen (2013)等がある。一方、研究開発活動の成果として必ずしも特許制度が使われるとは限らず、営業秘密や暗黙知として管理される場合もある(Griliches, 1990; Popp, 2005)。ただ、詳細な技術情報含む企業の研究開発活動の情報を入手することは通常困難であり、特許データはそれを可能

以上を踏まえ、本稿では、以下のような仮説を設定する。

仮説1 PRTRによって排出物の報告が義務となると、企業は環境技術に関する特許を多く出願する。

環境政策の枠組規制的手法が研究開発インセンティブを高めることで、研究開発のアウトプットである特許の量だけでなく質にも影響を与えると考えられる。上述の通り、環境基準を設定する等の環境政策だと、基準を達成してから、関連する研究開発活動を継続させ、よりよい技術を研究開発するインセンティブは生じにくい。一方、PRTR等の枠組規制的手法では、政府が有害とする化学物質の排出量等について詳細な情報が公開されることで訴訟リスクが高まる可能性があることから、企業は排出物の環境リスクを可能な限り削減するための質の高い環境技術を研究開発するインセンティブが生じる。つまり、PRTRの施行によって有害化学物質の排出物の報告、公表制度が実施されると、企業はより質の高い環境技術を研究開発するインセンティブが高まると考えられる。そこで本稿では、Lanjouw and Schankerman (2004)の議論を参考に、特許の質を示す指標として特許のクレーム数を考え、以下のような仮説を設定する²²。

仮説2 PRTRによって排出物の報告が義務となると、企業が出願する環境技術に関連した特許のクレーム数が増加する。

3-2-2 先行研究

環境政策が企業の研究開発を促進させる可能性を指摘したのが、Porter and van der Linde (1995)である。彼らは、オランダの生花栽培産業や日本の自動車産業、北欧の紙パルプ産業を例に、環境政策と環境技術に関する研究開発について議論している。Porterたちは、適切な環境政策が設定されると、企業パフォーマンスが向上するという「ポーター仮説」を主張した。適切な環境政策が企業パフォーマ

にするほぼ唯一のデータとも言える。上記のような留意点を踏まえつつ、特許データを用いた多くの先行研究が進められていることを考慮すると、研究開発インセンティブの代理指標として特許データを用いることは、ある程度合理性があると言える。

²² 特許の質を示す指標として、出願人による引用情報を用いた研究も多い (Lanjouw and Schankerman, 2004 等)。ただ、本稿で用いる特許データでは引用情報として、審査官が他の出願特許を拒絶する際に引用する「審査官引用」情報のみが利用可能であるため、本論ではクレーム数に注目した。本稿の推計結果の頑健性を確認するため、特許の質を示す指標として審査官引用情報を用いた推計も行っている。詳しくは補論 3-1 を参照。

ンスの向上につながる過程として、企業は環境政策の施行により新たな利潤機会を模索するため、研究開発活動を活発化させることを想定している。一方、Palmer, Oates, and Portney (1995)はポーター仮説に懐疑的な見方を示した。環境政策によって企業が新たな利潤機会を見つけるために研究開発インセンティブを持つのであれば、環境政策が施行される前から既にそのための研究開発インセンティブを持つはずであると彼らは主張した。

環境規制と研究開発活動に関して、日本の企業レベルのデータを用いた先行研究として、有村・杉野 (2008)がある。彼らは、日本の研究開発統計である「科学技術研究調査」の企業個票データを用いて、環境規制が研究開発活動に与える影響を分析している。環境規制によって研究開発が実施されるか否かを分析したプロビット分析の結果、環境規制の強化によって環境関連研究開発や研究開発全般を行う企業数は増加したことが示されている。また、環境規制の強化は企業の研究開発支出額を必ずしも増加させないが、環境関連分野に配分される研究開発費の割合は増加させることも示されている。ただし、彼らの用いたデータはパネルデータではなく、プールしたデータをクロスセクション分析したものであり、環境規制と企業の研究開発活動のダイナミクスは分析できていない。

環境規制と研究開発活動に関する海外の先行研究としては、Horbach (2008)、Kneller and Manderson (2012)、Calel and Dechezlepretre (2016)等がある²³。Horbach (2008)は、企業レベルで収集したヒアリングによるデータ (Mannheim Innovation Panel, MIP) を用いて、環境規制と環境技術に関する研究開発活動の関係を実証している。彼は、環境規制や環境経営手法等が、環境技術に関する研究開発を促進させるという結果を得ており、この結果はポーター仮説を支持するものであると結論した。Kneller and Manderson (2012)は、イギリス製造業の産業レベルのデータを用いて、環境規制と研究開発活動の関係を実証分析している。環境規制と研究開発活動の代理指標として、それぞれ汚染対策費と、環境分野の研究開発費や設備投資を考え、GMMで推計した結果、環境規制は環境分野の研究開発活動を促すという。Calel and Dechezlepretre (2016)は、欧州連合

²³ 他にも、Lanjouw and Mody (1996)や Jaffe and Palmer (1997)、Cleff and Rennings (1999)、Popp (2002)、Brunnermeier and Cohen (2003)、De Vries and Withagen (2005)、Johnstone and Labonne (2006)、Johnstone, Hascis, and Popp (2010)、Lanoie et al. (2011)、Kalamova and Johnstone (2011)等がある。また、Ambec et al. (2013)は、ポーター仮説の理論的、実証的文献を整理している。少し異なる視点から環境規制と環境技術を議論しているものとしては、Bossle et al. (2016)がある。彼らは、環境技術導入の決定要因をサーベイしており、そのうちのひとつとして政府による規制をあげている。

域内排出量取引制度(European Union Emissions Trading System, EU ETS)が低炭素技術に関する技術変化に与えるインパクトを、企業レベルで分析している。その結果、環境政策であるEU ETSは低炭素技術の特許を10%増加させるが、その他の技術に関する特許を減少させないという。

環境政策として特に枠組規制的手法が経済に与えた影響を検討したものとしては、Bui and Mayer (2003)がある。彼女らはアメリカで実施されている化学物質排出情報の公開制度のTRI(Toxic Release Inventory)の公開情報と、マサチューセッツ州の住宅価格のデータを用いて、TRIの情報が住宅価格に影響を与えるか否かを分析した。その結果、TRIで化学物質の排出が大きく減少したと公表されても、住宅価格の上昇にはつながらないという。TRIのような複雑な化学物質に関する情報の公開は、環境規制として効果的ではないかもしれないと主張している。

King and Lenox (2000, 2001a, 2001b, 2002)は、化学物質の排出量と企業価値との関係をアメリカのTRIデータを用いて分析している。彼らは、化学物質の排出量を削減することは企業価値や利潤の向上につながる可能性を指摘している。また、藤井他 (2008)は、PRTRデータの2001年から2005年の化学物質排出量データと、Directional Distance Function(DDF)を用いて、環境汚染物質を考慮した生産性分析を行っている。その結果、日本の製造業において、有害物質の排出を考慮した場合、生産性が上昇しているという。

3-2-3 先行研究の課題と本稿の独自性

以上の先行研究において、課題が主に3つあると思われる。一つは、企業レベルの分析の蓄積である。産業レベルのデータは、入手が容易であることから、分析に用いられることが多い。産業レベルのデータを用いると、環境規制が企業に与える影響が産業ごとに同一であると仮定して分析を行うことになる。しかし、企業はそれぞれ異なる経営状況に身を置いているので、同じ産業に属している企業同士でも、環境政策が与える影響はそれぞれ異なると考えられる。企業レベルのデータを用いることで、そのような企業の異質性を考慮した分析が可能である。したがって、産業レベルの分析に加えて、企業レベルの分析の蓄積が必要である。

また、企業レベルの分析を行う際には、できるだけ長い期間、統一された制度で、正確に収集されたデータを用いるのが適切である。企業レベルの分析を行う先行研究では、企業へのヒアリング・データを使用しているものもある。ヒアリング・データは、公表されていない詳細な企業データを収集できる反面、年ごとに質問内容が変化する場合が多く、連続したパネルデータを収集するのは難しい。

また、回答者によって質問の理解にばらつきがあるため、データの質が安定しない可能性もある。さらに、回答者には、誤りなく報告するという義務がないため、正しく申告するインセンティブが高くない。したがって、より精緻な分析を行うには、有価証券報告書や政府統計等に代表される、ある程度制度が確立されているデータを用いることが望まれる。

もう一つの課題は、企業の研究開発活動を示す指標として特許データを用いた研究の蓄積である。特許データを用いた研究は他の分野と比較して筆者の知る限り多くない。先行研究で多く用いられている研究開発費のデータでは、技術分野ごとの研究開発支出に関する内訳を知ることが困難であるため、特定の技術に注目した分析を行うのは難しい。一方、特許データは技術に関する詳細なデータであり、様々な技術分野を特定して情報を収集することが可能である。技術分野の特性を考慮して政策と研究開発活動の関係をより精緻に分析するには、特許データを用いた研究の蓄積は不可欠である。

本稿では、先行研究及び上記3点の課題を踏まえながら分析を行い、環境政策と環境技術の研究開発活動に関する実証分析を行う。分析は、企業レベルのパネルデータで行う。また、企業の研究開発動向を詳細に捕捉するため、特許データを用いる。先行研究の課題3点の解決を試みた分析を行うのが本稿の独自性と言える。

3-3 モデルとデータ

本節では、枠組規制的手法による環境政策と企業の環境技術に関する研究開発インセンティブとの関係を検証するための回帰分析モデルを提示する。企業の異質性を考慮した分析を行うため、企業ごと、年ごとに整理してパネルデータ分析を行う。

3-3-1 DID分析 (Difference in Differences analysis)

本稿では、枠組規制的手法による企業の排出物の報告義務が環境技術の研究開発インセンティブを高めたか否かを分析するため、Difference in Differences (DID) 分析を行う。枠組規制的手法によって排出物の報告義務を負う企業をトリートメントグループ、報告義務を負わない企業をコントロールグループとして、グループ間の環境技術に関する特許出願の差を比較する。まず、以下の式を固定効果モデルで推計する。

$$(3-1) \quad P_{it} = \alpha + \beta R_t + \gamma D_t + \delta R_t \times D_t + f_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 P_{it} は企業 i の t 年における環境技術に関する特許データである。 P は、PRTRの導入と特許の量との関係に関する仮説1を検証するには環境技術に関連する特許の出願件数を用い、PRTRの導入と特許の質との関係に関する仮説2を検証するには環境技術に関連する特許1件当たりクレーム数を用いることにする。 R_t は枠組規制的手法による環境政策において、排出物の報告を義務づけられた企業の場合1を取るダミー変数、 D_t は枠組規制的手法による環境政策が開始された年(2001年)以降に1を取るダミー変数である。また、 f_i は固定効果、 ε_{it} は誤差項である。

ここで、 R_t と D_t の交差項として推計された δ がDID推計値となる。すなわち、トリートメントグループとコントロールグループについて、PRTRの施行前後の特許出願の差を比較した値がDID推計値となるので、

(3-2)

$$\begin{aligned} DID &= [\bar{P}(D_t=1|R_t=1) - \bar{P}(D_t=0|R_t=1)] - [\bar{P}(D_t=1|R_t=0) - \bar{P}(D_t=0|R_t=0)] \\ &= \hat{\delta} \end{aligned}$$

となる。ただし、 \bar{P} は P の期待値を意味する。したがって、(3-1)式を固定効果モデル推計すると、 R_t と D_t の交差項の係数 $\hat{\delta}$ が環境技術に関する特許データの「処理群の平均処置効果」(average treatment effect on the treated, ATT)として、DID推計値となる。

3-3-2 データ

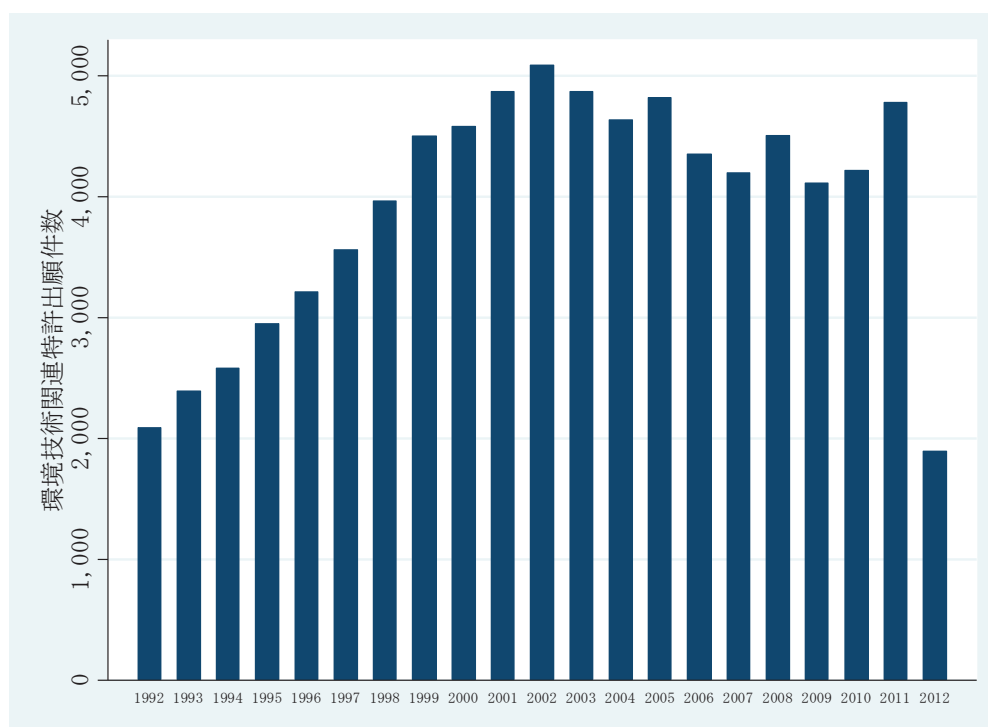
(1) 環境技術に関連する特許出願データ

環境技術に関する特許データとして、本稿では、特許件数、特許1件当たりクレーム数を用いる。また、頑健性の確認を行うため、特許1件当たり被引用件数も用いる。まず、環境技術に関する特許出願番号を、特許庁(2009)に示されている特許検索式を用いて、工業所有権情報・研修館が運営する特許情報プラットフォーム(J-PlatPat)より収集した。

次に、収集した環境技術に関する特許出願番号をもとに、知的財産研究所が管理する特許データベース「IIPデータベース」から特許書誌情報および引用情報を抽出し、出願人レベルで整理した。まず、環境技術全体の特許出願件数と特許1件当たりクレーム数、正規化した特許1件当たり被引用件数を出願人ごと、出願年度ごとに整理した²⁶。整理した特許データは、出願人名に記載されている企業名をキーとして企業財務データバンクと接合した。分析対象とするのは、東証、大証、名証の1部、2部、福岡証券取引所、札幌証券取引所に上場する企業である。

上場企業が出願した環境関連特許件数の推移を示したのが図 3-1 である。上場企業による環境技術関連特許の出願件数は、2002年と2011年にピークがある。2012年が著しく減少しているが、これは新しいデータほどデータベースに収録されないというランケーションによるものと思われる。

図 3-2 上場企業による、日本における環境技術関連特許の出願件数の推移

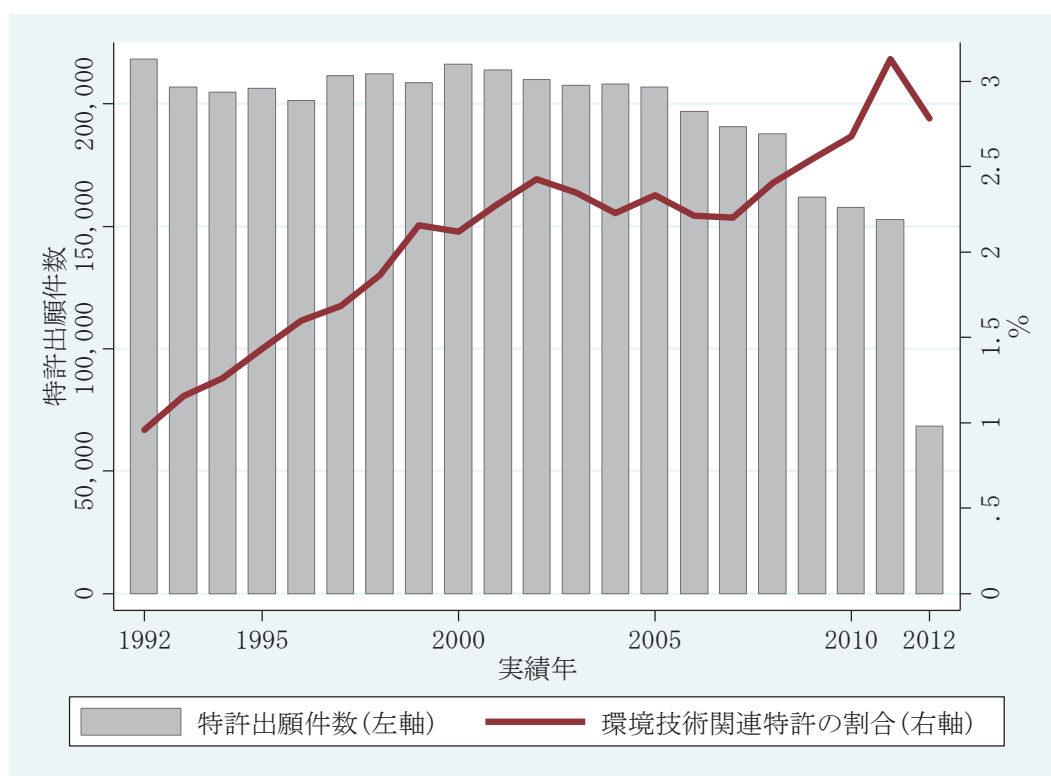


出典：IIPデータベースとJ-PlatPatより筆者作成

²⁶ 特許データには出願日が収録されている。企業財務データと接合することをあらかじめ想定し、本研究では年度で集計した。例えば、2000年度に出願された特許は、2000年4月1日から2001年3月31日までに出願された特許を指す。

図3-3は、日本の上場企業による全特許出願件数と、全特許出願に占める環境技術関連特許の割合の推移である。上場企業による特許出願件数は、2012年度に激減しているが、これは環境技術関連特許出願件数の推移の場合と同様に、新しいデータほどデータベースに収録されないというランケーションによるものと思われる。2011年までの傾向を見てみると、2009年度以降に特許出願件数は減少傾向にある。これは、2008年9月に発生したリーマンショックにより、特許出願にかかる費用を企業が節約したためと考えられる。また、全特許出願件数に占める環境技術関連特許の出願件数の割合をみてみると、全体としては1992年度から増加傾向にあることが分かる。全特許出願件数を減少させている2009年度以降についても、ランケーションによる問題がある2012年度を除くと、環境技術に関連する特許出願の割合は増加傾向にあり、企業における環境技術の研究開発の重要性が高まっていることが示唆されている。

図 3-3 日本の上場企業による全特許出願件数の推移と環境技術関連特許の割合



※全特許出願件数は、年度(当該年4月から次年3月まで)で整理している。

出典：IIPパテントデータベースより筆者作成

(2) PRTRデータ

環境政策の枠組規制的手法として、PRTRによるデータを用いる。2016年4月現在、入手できるPRTRの公開データは2001年から2014年分である。PRTRによって得られた事業所レベルのデータをもとに、報告を提出した事業者名称からPRTRにおける報告企業リストを作成する。このリストを、企業名で企業財務データと接合する。接合できた企業をPRTRで報告義務がある企業、接合できなかった企業をPRTRで報告義務を負わない企業とした。また、2002年以降にPRTRの報告対象となった企業については、分析サンプルから除いた。

(3) その他のデータ

DID分析を行う際に、共変量を用いた分析も行う。環境技術関連特許の出願に関連する共変量として、企業規模を示す実質付加価値、知識ストックを示す特許ストックを用いる。付加価値については、営業損益、人件費、貸借料、租税公課、減価償却費を足したものを名目値とし、日本産業生産性(JIP)データベースから得られた産業レベルの産出デフレータで実質値とした。特許ストックは、1980年をベースとして恒久棚卸法により特許出願件数から算出した。

3-4 推計

本節では、前節で提示したDID推計モデルと特許データ、PRTRデータを用いて行った推計結果を示す。推計では、特許データと企業財務データを接合できた1992年から2011年までの20年間を対象に、製造業に属する1,301社を対象に行った²⁷。持株会社については分析対象から外している²⁸。推計を行う際には、共変量を考慮しないシンプルなDID、共変量を考慮したDID、共変量を考慮してブートストラップ法を用いたDIDを行った。政策が導入された年は、PRTRでの報告制度が開始された2001年とする。分析期間として、政策導入後の効果を平均的に推計するためにデータを捕捉できる全ての期間（2011年まで）を用いる。くわえて、政策導入1年後から5年後（2002年、2003年、2004年、2005年、2006年まで）の効果を検討するため、

²⁷ 特許データと企業財務データを接合できたのは1992年度から2012年度までであるが、2012年度に出願された特許の情報については、トランケーションバイアスがある可能性があるため、推計には2011年までのデータを用いることとした。

²⁸ 社名に「ホールディング」や「グループ」を含む企業を持株会社と見なした。また、それらを社名に含まない持株会社（旭化成やジーエス・ユアサ・コーポレーション等）についても、沿革等を確認しながらできる限り持株会社として捕捉している。

それぞれサンプルを分割して推計する。

本稿の分析に用いた変数に関する基本統計量を表3-1に示す。1992年から2011年までの20年間に捕捉できるサンプル1,301社の基本統計量だけでなく、PRTR非報告企業サンプル634社、PRTR報告企業サンプル667社についても分割して基本統計量を示す。

本稿の分析に用いる1992年から2011年までの環境技術に関する特許出願件数について、主な特許出願人30社を整理したのが表3-2である。トヨタ自動車株式会社や日産自動車株式会社、本田技研工業株式会社、株式会社デンソー、三菱自動車工業株式会社といった自動車関連産業や、パナソニック株式会社、三洋電機株式会社、シャープ株式会社、ソニー株式会社といった民生用電子・電気機器産業が多い。また、株式会社日立製作所や株式会社東芝、三菱重工業株式会社、三菱電機株式会社、株式会社IHIといった重電機器産業も多く出願している。

本稿の分析に用いる1992年から2011年までの環境技術に関する特許出願件数を産業別に集計したのが図3-4である。日本において環境技術に関する特許を多く出願しているのは、輸送用機械、電気機械、一般機械、化学産業であることがわかる。

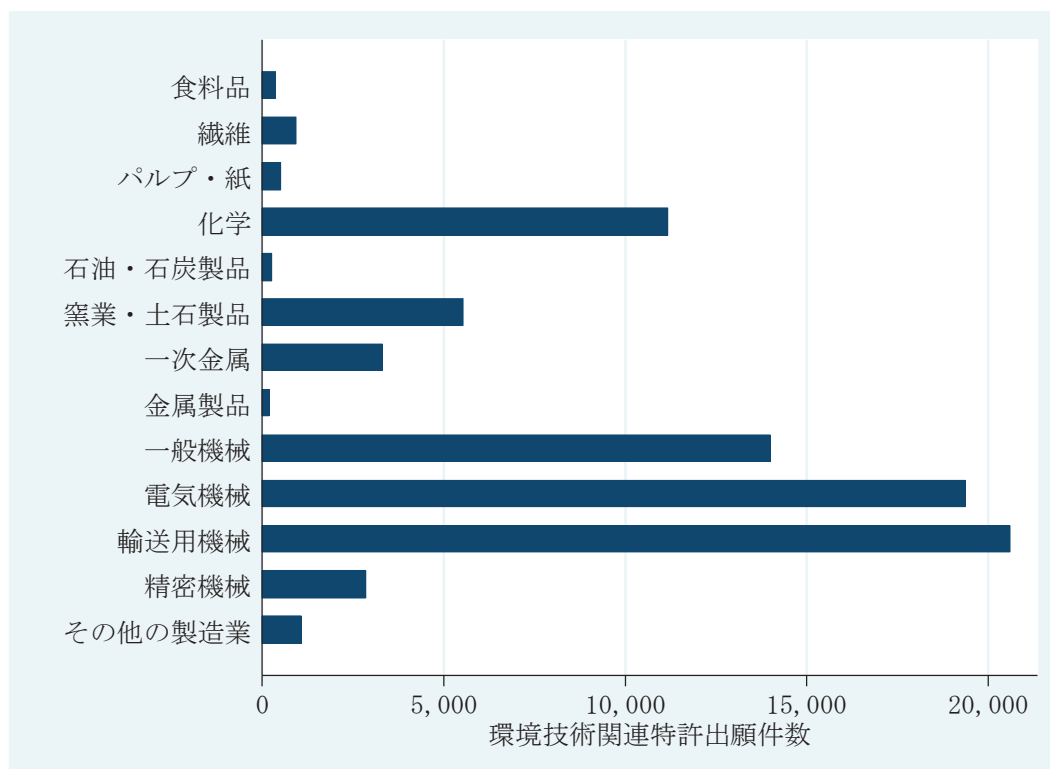
表 3-1 基本統計量

	PRTR 非報告企業(634社)					PRTR 報告企業(667社)					全企業(1301社)				
	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
環境技術関連特許出願件数	8849	0.61	4.97	0.00	115.00	12955	5.02	26.44	0.00	1075.00	21804	3.23	20.74	0	1075.00
環境技術関連特許 1件当たりクレーム数	8849	0.58	2.21	0.00	49.00	12955	2.38	3.85	0.00	57.43	21804	1.65	3.40	0	57.43
従業員1人当たり 環境技術関連特許出願件数	8741	0.50	3.55	0.00	149.25	12920	1.55	5.83	0.00	260.87	21661	1.13	5.06	0	260.87
環境技術関連特許出願特許 1件当たり被引用件数	8849	-0.96	0.49	-1.57	6.30	12955	-0.68	0.79	-1.57	7.70	21804	-0.79	0.70	-1.57	7.70
環境リスク関連特許出願件数	8849	0.01	0.19	0.00	9.00	12955	0.09	0.91	0.00	48.00	21804	0.06	0.71	0	48.00
循環型社会システム関連特許出願 件数	8849	0.19	1.89	0.00	57.00	12955	1.28	4.94	0.00	76.00	21804	0.83	4.03	0	76.00
実質付加価値(百万円)	8849	0.01	0.02	-0.09	0.53	12955	0.02	0.05	-0.34	1.29	21804	0.01	0.04	-0.34	1.29
特許ストック	8849	219.01	1135.75	0.00	20048.02	12955	1568.19	6432.44	0.00	94740.09	21804	1020.63	5054.27	0.00	94740.09

表 3-2 環境技術に関する特許出願件数の上位 30 社

	出願人	出願件数
1	トヨタ自動車 (株)	8412
2	日産自動車 (株)	3173
3	パナソニック (株)	3166
4	(株) 日立製作所	2771
5	(株) 東芝	2650
6	本田技研工業 (株)	2173
7	三菱重工業 (株)	2057
8	(株) デンソー	1887
9	栗田工業 (株)	1503
10	新日鐵住金 (株)	1410
11	三洋電機 (株)	1399
12	(株) 荏原製作所	1253
13	東レ (株)	1197
14	三菱電機 (株)	1107
15	キヤノン (株)	963
16	オルガノ (株)	831
17	シャープ (株)	805
18	(株) クボタ	791
19	三菱自動車工業 (株)	742
20	パナソニック電工 (株)	725
21	東洋紡 (株)	719
22	(株) I H I	706
23	積水化学工業 (株)	665
24	三井化学 (株)	661
25	コニカミノルタ (株)	653
26	住友電気工業 (株)	595
27	TOTO (株)	584
28	太平洋セメント (株)	576
29	(株) 神戸製鋼所	559
30	ソニー (株)	559

図 3-4 産業別の環境技術に関する特許出願件数



3-4-1 推計結果

共変量によるバイアスを考慮しつつ、推定値の信頼性評価を行うため、共変量を考慮したブートストラップ法を用いた環境技術関連特許出願件数と特許1件当たりクレーム数のDID推計値を示したのが、表3-3である²⁹。モデル1は、PRTRが実施された2001年以降の環境技術に関する特許出願件数のDID推計値であり、モデル2～6はPRTR実施からそれぞれ1～5年後についてのDID推計値である。モデル1からモデル6までの推計値は正で有意であった。企業の規模や知識ストックを考慮しつつ、精緻な推計結果を得るためにブートストラップ法を用いた場合、PRTRの実施は平均して環境技術に関する特許出願件数を増加させ、その効果は少なくとも政策実施から5年間は継続することが示唆されている。

共変量を考慮しつつ、ブートストラップ法を用いて環境技術に関

²⁹ ブートストラップ法は、標本集団から母集団を推定し、推定値の信頼性評価を行う手法である。したがって、環境技術に関連した特許出願件数のDID推計値について、ブートストラップ法を用いた推計値である表3-3のモデル1からモデル6と、補論で示しているブートストラップ法を用いていない推計結果を整理した付表表3-1のモデル7からモデル12の推計値はそれぞれ同じ値をとるが、標準偏差が異なる値となる。

連する特許の1件当たりクレーム数をDID推計した結果を示したモデル7からモデル12を確認すると、全てのモデルの推計値が正で有意である。つまり、PRTRの実施は、その後平均して環境技術に関する特許1件当たりクレーム数を増加させており、実施後5年間はその効果が観察されることが示唆されている。

本稿で行った推計の留意点を3点指摘しておく。第1に、本稿ではPRTRの指定化学物質の全てを対象に報告義務の有無を分析に用いている。しかし、PRTRで報告する義務がある指定化学物質は数多くあり、それぞれの物質が持つ毒性は異なっている。また、各物質について定められている環境規制の基準値も異なっている。毒性が強く、環境規制の基準値も厳しい物質の排出に関する報告義務は、企業の環境技術に対する研究開発インセンティブをより高める可能性がある。そのような事情を考慮せず、全化学物質についての報告義務の有無を対象に分析を行っている本稿でのDID推計値は、過小になっているかもしれない。

第2に、環境技術が生産プロセスに関連する技術なのか、それとも製品に関連する技術なのか、明確に定義できなかった。環境政策が企業の研究開発活動に与える影響を検討する場合、政策の対象が生産プロセスに係るか、それとも生産された製品に係るかで、研究開発活動の内容も変わってこよう。本稿の分析対象であるPRTRは主として生産プロセスに関連すると考えられる。本稿では特許庁(2009)によって定義された環境分野の特許検索式を用いて環境技術に関する特許情報を収集したが、生産プロセスと製品に関連する技術の両方が混在している可能性がある。環境技術に関する特許データに生産プロセスだけでなく製品に関連する特許も混在しているとすると、PRTRのインパクトを正しく推計していないかもしれない。推計結果の頑健性を確認するために、補論3-1で生産プロセスに関連すると考えられる「環境リスク」技術と「循環型社会システム」技術に関連する特許出願件数について推計し、本稿の結果と矛盾しないことを確認したが、これら技術が全て生産プロセスに関連するとは言いきれない。より詳細な技術的知識が必要とされるが、これは今後の課題である。

第3に、本稿では日本の証券取引所に上場している製造業の企業を対象にDID推計を行っている。PRTRでは製造業に属する企業だけでなく、非製造業に属する企業や、自治体、大学、公的研究機関等も要件を満たせば報告義務が生じる。これら機関がPRTRにより環境技術の研究開発インセンティブを高め、研究助成や共同研究プロジェクトを通じて製造業に属する企業とコラボレートし、その結果としてそれら機関が出願人となって特許が出願されることも考えられる。本稿では製造業に属する企業以外の機関を分析に含めておらず、

PRTRの導入が製造業に属する企業の環境技術に関する研究開発活動に与える影響を過小に推計している可能性がある。

3-4-2 考察

本稿のDID推計の結果、企業規模や企業が持つ知識ストックを考慮しても、環境技術に関する特許出願件数、特許1件当たりクレーム数はPRTRが実施された2001年以降有意に増加していることが統計的に確認された。これらの推計結果は、PRTRの実施によって企業による環境技術の研究開発インセンティブが高まった可能性を示唆している。

PRTRによる排出物の報告義務が、企業の環境技術に関する研究開発インセンティブを高めるという結果となった理由として、どのようなものが考えられるだろうか。第1に考えられるのは、PRTRによる化学物質排出量等の公開が、企業価値に影響を与えるためである。現在は環境規制の対象となっていない化学物質を排出している場合でも、将来的には環境規制が施行されて操業ができなくなる可能性がある。また、PRTRデータは投資家もウェブサイトによって容易に閲覧可能であり、排出している化学物質の種類や量、質が市場において評価されることもある³⁰。化学物質の排出が企業価値を下落させるリスクを低減するために、企業は環境技術に関する研究開発インセンティブを高めることが考えられる。

第2に考えられるのは、資産価値の下落である。PRTRでは、排出する化学物質だけでなく、排出する場所も報告する義務がある。土壌への排出や埋立処理を多くしている場合、PRTRでその情報が公開されると、当該事業所の敷地の土地価格は下落する可能性が高い。また、大気や河川への排出は近隣の土地価格を低下させる可能性がある。排出した物質や場所が公開されて、土地価格の下落との因果関係が明らかになった場合、企業は住民からの訴訟を受ける可能性もある。したがって、企業は資産価値の下落に関するリスクを回避するために、環境技術に関する研究開発インセンティブを高めると考えられる。

³⁰ 近年、環境問題への取組状況を投資基準の1つに定めた投資信託である「エコ・ファンド」も注目されている。代表的なものとして、損保ジャパン日本興亜アセットマネジメントによる「損保ジャパン・グリーン・オープン（ぶなの森）」がある。

表 3-3 DID 推計結果

期間	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7	モデル8	モデル9	モデル10	モデル11	モデル12
	1992~2000 vs 2001~2011	1992~2000 vs 2001~2002	1992~2000 vs 2001~2003	1992~2000 vs 2001~2004	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2006	1992~2000 vs 2001~2011	1992~2000 vs 2001~2002	1992~2000 vs 2001~2003	1992~2000 vs 2001~2004	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2006
DID推計値	1.4327*** (0.4101)	1.4108*** (0.5377)	1.2792*** (0.3540)	1.2211*** (0.3423)	1.0455*** (0.3077)	0.7997*** (0.3026)	0.4304*** (0.0817)	0.7652*** (0.1385)	0.7646*** (0.1277)	0.7495*** (0.1120)	0.7256*** (0.1016)	0.6366*** (0.0933)
実質付加価値	0.1285** (0.0555)	0.1871*** (0.0208)	0.1984*** (0.0208)	0.2111*** (0.0292)	0.2267*** (0.0392)	0.2399*** (0.0409)	0.0078*** (0.0015)	0.0133*** (0.0032)	0.0144*** (0.0030)	0.0138*** (0.0026)	0.0127*** (0.0023)	0.0115*** (0.0025)
特許ストック	1.5460*** (0.2963)	0.9232*** (0.1247)	0.9047*** (0.1256)	0.8865*** (0.1236)	0.8502*** (0.1399)	0.8026*** (0.1512)	0.1746*** (0.0106)	0.1316*** (0.0161)	0.1338*** (0.0150)	0.1372*** (0.0141)	0.1436*** (0.0130)	0.1498*** (0.0151)
サンプル数	21804	12741	13829	14893	15935	16962	21804	12741	13829	14893	15935	16962
自由度修正決定係数	0.3041	0.5144	0.5187	0.516	0.516	0.5216	0.1769	0.1958	0.198	0.1958	0.1924	0.1896

注 1 括弧内は標準偏差を示す。

注 2 *** : 1% 有意、** : 5% 有意を示す。

3-5 終わりに

本稿では、環境技術に焦点を当てて、特許データとPRTRデータを用いて、PRTRの導入と特許の関係をDID分析した。推計結果から、PRTRによって化学物質の排出、移動に関する報告の義務が生じた企業はそうでない企業と比較して、環境技術に関する特許を多く出願していることが確認された。また、特許の質を示すと考えられる特許1件当たりクレーム数は、PRTRの導入によって増加していた。本稿のDID分析の結果から、PRTRの導入が、環境技術に関する特許出願の量と質の両面でプラスの影響を与えていることが統計的に示唆された。これは、本稿で設定した2つの仮説が現実に妥当している可能性を示している。

本稿の2つの仮説が統計的に支持されたことにより、環境政策における枠組規制的手段は企業の研究開発インセンティブを高める可能性が指摘できる。このことは、環境政策が企業の研究開発活動を促進させるというポーター仮説が、日本の製造業における枠組規制的手法にも当てはまる可能性があることを示唆している。環境政策が環境保全等を目的とする環境政策として用いられるだけでなく、企業による研究開発活動の促進を目的とする技術政策としても一つの選択肢となり得ると言えるだろう。また、日本だけでなく欧米においてPRTRと同様のデータと特許情報を用いて本稿と同様の分析を行うことができれば、経済事情が異なる国際間での比較が可能となり、枠組規制的手法が技術政策として機能するための条件や、機能しない条件を明らかにすることも可能である³⁴。

政策的含意として、枠組規制的手法が企業の環境技術に関する研究開発インセンティブを高めるという推計結果から、PRTRが、その政策目的を達成できていることと同時に、政府による常時モニタリングが必要な環境基準の設定等の政策よりも低コスト(Kerret and Gray, 2007)で、環境政策・技術政策としての効果を期待できる点を指摘できる。ただし、環境政策として、PRTRのような枠組規制的手法だけでなく、環境基準値等を設定するという直接規制的手法や、環境税などの経済的手法等もある。各手法を単独で使用するだけでなく、適切に組み合わせながら、環境政策を実施していくこと(ポリシー・ミックス)によって、その効果はより高まることが期待される。従来は環境政策の各手法と研究開発インセンティブの関係の分析が

³⁴ 海外におけるPRTRとして、アメリカのToxics Release Inventory (TRI)、カナダのNational Pollutant Release Inventory (NPRI)、オーストラリアのNational Pollutant Inventory (NPI)、イギリスのPollution Inventory (PI)、オランダのIndividual Emissions Inventory (IEI)等がある。また、それらの国以外にも韓国やメキシコ等で同様の制度が行われている。

行われてきたが、今後さらに、直接規制的手法と枠組規制的手法、経済的手法と枠組規制的手法の組み合わせがどのような影響を与えるのかを明らかにしていくことで、効果的な環境政策を実施するための基礎的情報を提供することができるであろう。

補論 3-1 推計結果の頑健性の確認

本論での推計結果の頑健性を確認するため、環境技術関連特許出願件数について、共変量を考慮しないシンプルなDID推計値と、共変量として実質付加価値と特許ストックを考慮したDID推計値を示したのが付表3-1である。モデル1は、環境技術に関する特許件数のDID推計値であり、有意に正となっている。PRTRが実施された前後で、排出物報告の義務を負った企業はそうでない企業に較べて、環境技術に関する特許を1.4324件多く出願していることがわかる。すなわち、PRTRによる報告義務によって、環境技術の特許が多く出願されるようになったことが確認できる。モデル2～6は、それぞれPRTRが実施されてからそれぞれ1～5年後についてのDID推計値である。各推計値は有意に正となっている。PRTRの実施1年後から、環境技術関連特許出願件数が増加していることが統計的に確認できる。

共変量を考慮したモデル7からモデル12を確認してみると、全てのモデルの推計値が正で有意である。企業の規模や知識ストックを考慮した場合、PRTRの実施は平均してその後の環境技術に関する特許出願件数を増加させ、その効果は実施から少なくとも5年間持続することが示唆されている。また、共変量を考慮しないモデル1からモデル6と、対応するモデル7からモデル12の推計値をそれぞれ比較すると、モデル7からモデル12の方が小さい値となっている。この結果は、PRTRは日本の製造業全体に等しく影響を与える政策であるが、共変量が完全に考慮されているとは限らず、バイアスが一定程度あることを示唆している。

従業員1人当たり環境技術関連特許出願件数と、環境技術関連特許出願1件当たり被引用件数について、共変量を考慮したブートストラップ法を用いたDID推計を行った³⁵。その結果を整理したのが、付表3-2である。モデル1～6は、環境技術に関する従業員1人当たり特許出願件数のDID推計値である。モデル7～12は、環境技術に関連した出願特許1研当たりの被引用件数に関するDID推計値である。本論におけるDID推計の結果と同様に、モデル1と7はPRTRが実施された2001年から2011年までについてのDID推計値であり、モデル2～6および8～12はPRTR実施からそれぞれ1～5年後についてのDID推計値である。

³⁵ 被引用件数は、最近出願された特許ほど少ないというトランケーションバイアスがある。それを考慮するため、推計に用いる際には平均0、分散1に正規化している。

モデル 1 からモデル 6 について、従業員 1 人当たり環境技術関連特許出願件数の DID 推計値は正で有意である。また、モデル 7 からモデル 12 について、環境技術関連出願特許 1 件当たり被引用件数の DID 推計値も正で有意である。得られた結果は、環境技術関連特許出願件数や特許 1 件当たりクレーム数に関する DID 推計の結果と同様である。本稿で行っている DID 推計の結果は、頑健性を持っていると言える。

本論における DID 推計の結果の頑健性を確認するため、環境技術の詳細な技術分野である「環境リスク関連」および「循環型社会システム関連」技術に関する特許出願件数に注目し、共変量を考慮したブートストラップ法を用いて DID 推計を行う³⁶。その結果を整理したのが、付表 3-3 である。モデル 1～6 は、環境リスク関連技術に関する特許出願件数の DID 推計値である。モデル 7～12 は、循環型社会システム関連技術の特許出願件数に関する DID 推計値である。既に述べた DID 推計の結果と同様に、モデル 1 と 7 は PRTR が実施された 2001 年から 2011 年までについての DID 推計値であり、モデル 2～6 および 8～12 は PRTR 実施からそれぞれ 1～5 年後についての DID 推計値である。

モデル 1 からモデル 12 についてみると、環境リスク関連技術および循環型社会システム関連技術の特許出願件数の DID 推計値は、正で有意である。得られた結果は、各技術分野を含む環境技術関連特許出願件数の DID 推計の結果と同様である。本稿で行っている DID 推計の結果は、頑健性を持っていると言える。

³⁶ 特許庁(2009)には、環境技術の中分類として、「地球環境」、「地域環境」、「環境リスク」、「生物多様性」、「循環型社会システム」、「環境/共通基盤研究」の 6 つが示されている。本稿ではこのうち、有害化学物質の排出について報告するという PRTR 制度により関連する技術分類として、環境技術の細分類に「リスク評価」や「環境ホルモン/健康被害/物質安全評価」技術が含まれる中分類「環境リスク」と、「ライフサイクルアセスメント」や「環境調査型化学プロセス・製造プロセス・製品」技術等が含まれる中分類「循環型社会システム」に注目する。

付表 3-1 ブーティストラップ法を用いない DID 推計結果

期間	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5		モデル6		モデル7		モデル8		モデル9		モデル10		モデル11		モデル12	
	1992~2000 vs 2001~2011	無	1992~2000 vs 2001~2002	無	1992~2000 vs 2001~2003	無	1992~2000 vs 2001~2004	無	1992~2000 vs 2001~2005	無	1992~2000 vs 2001~2006	1992~2000 vs 2001~2011	1992~2000 vs 2001~2002	1992~2000 vs 2001~2003	1992~2000 vs 2001~2004	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2006	1992~2000 vs 2001~2003	1992~2000 vs 2001~2004	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2006	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2006	
共変量の考慮		無		無		無		無		無		有	有	有	有	有	有	有	有	有	有	有	有	有
環境技術 関連特許出願件数	1.4324** (0.5706)		1.5906*** (0.6096)		1.5410*** (0.5455)		1.5492*** (0.5209)		1.5459*** (0.5168)		1.4684*** (0.5176)	1.4327*** (0.4790)	1.4108*** (0.4298)	1.2792*** (0.3829)	1.2211*** (0.3664)	1.0455*** (0.3632)	0.7997** (0.3614)							
実質付加価値												0.1285*** (0.0033)	0.1871*** (0.0032)	0.1984*** (0.0030)	0.2111*** (0.0030)	0.2267*** (0.0029)	0.2399*** (0.0028)							
特許ストック												1.5460*** (0.0267)	0.9232*** (0.0182)	0.9047*** (0.0181)	0.8865*** (0.0186)	0.8502*** (0.0193)	0.8026*** (0.0197)							
サンプル数	21804	12741	13829	14893	15935	16962	21804	12741	13829	14893	15935	16962	21804	12741	13829	14893	15935	16962	21804	12741	13829	14893	15935	16962
自由度修正決定係数	0.0116	0.0232	0.0227	0.0214	0.0197	0.0178	0.3041	0.5144	0.5187	0.516	0.516	0.516	0.516	0.516	0.516	0.516	0.516	0.516	0.516	0.516	0.516	0.516	0.516	0.5216

注 1 括弧内は標準偏差を示す。

注 2 *** : 1% 有意、** : 5% 有意を示す。

付表 3-2 従業員一人当たり特許出願件数、被引用件数を用いた DID 推計結果

期間	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5		モデル6		モデル7		モデル8		モデル9		モデル10		モデル11		モデル12	
	1992~2000 2001~2011	vs 1992~2000 2001~2002	1992~2000 2001~2002	vs 1992~2000 2001~2003	1992~2000 2001~2004	vs 1992~2000 2001~2005	1992~2000 2001~2006	vs 1992~2000 2001~2006	1992~2000 2001~2011	vs 1992~2000 2001~2002	1992~2000 2001~2003	vs 1992~2000 2001~2004	1992~2000 2001~2005	vs 1992~2000 2001~2004	1992~2000 2001~2003	vs 1992~2000 2001~2004	1992~2000 2001~2005	vs 1992~2000 2001~2005	1992~2000 2001~2004	vs 1992~2000 2001~2004	1992~2000 2001~2005	vs 1992~2000 2001~2005	1992~2000 2001~2006	vs 1992~2000 2001~2006
DID推計値	0.4304*** (0.0817)	0.7652*** (0.1385)	0.7646*** (0.1277)	0.7495*** (0.1120)	0.7256*** (0.1016)	0.6366*** (0.0933)	0.7785*** (0.1793)	1.3356*** (0.2510)	1.2428*** (0.2206)	1.2734*** (0.2039)	1.3269*** (0.1938)	1.3181*** (0.1893)												
実質付加価値	0.0078*** (0.0015)	0.0133*** (0.0032)	0.0144*** (0.0030)	0.0138*** (0.0026)	0.0127*** (0.0023)	0.0115*** (0.0025)	0.0106*** (0.0012)	0.0202*** (0.0019)	0.0186*** (0.0017)	0.0168*** (0.0016)	0.0156*** (0.0015)	0.0143*** (0.0015)												
特許ストック	0.1746*** (0.0106)	0.1316*** (0.0161)	0.1338*** (0.0150)	0.1372*** (0.0141)	0.1436*** (0.0130)	0.1498*** (0.0151)	0.2386*** (0.0100)	0.1396*** (0.0106)	0.1499*** (0.0104)	0.1589*** (0.0103)	0.1661*** (0.0103)	0.1756*** (0.0103)												
サンプル数	21804	12741	13829	14893	15935	16962	21804	12741	13829	14893	15935	16962												
自由度修正決定係数	0.1769	0.1958	0.198	0.1958	0.1924	0.1896	0.1409	0.1142	0.1154	0.1174	0.1198	0.1197												

注 1 括弧内は標準偏差を示す。

注 2 *** : 1%有意を示す。

付表 3-3 技術分野を絞った特許出願件数に関する DID 推計結果

期間	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5		モデル6		モデル7		モデル8		モデル9		モデル10		モデル11		モデル12	
	1992~2000 vs 2001~2011	1992~2000 vs 2001~2002	1992~2000 vs 2001~2002	1992~2000 vs 2001~2004	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2003	1992~2000 vs 2001~2004	1992~2000 vs 2001~2006	1992~2000 vs 2001~2011	1992~2000 vs 2001~2002	1992~2000 vs 2001~2003	1992~2000 vs 2001~2004	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2004	1992~2000 vs 2001~2003	1992~2000 vs 2001~2002	1992~2000 vs 2001~2003	1992~2000 vs 2001~2004	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2006		
DID推計値	0.0635*** (0.0143)	0.1133** (0.0480)	0.1023*** (0.0359)	0.1050*** (0.0288)	0.1032*** (0.0235)	0.1032*** (0.0235)	0.0937*** (0.0218)	0.6303*** (0.0717)	0.8795*** (0.1606)	0.8259*** (0.1239)	0.8326*** (0.1097)	0.8217*** (0.0960)	0.8058*** (0.0838)	0.0062*** (0.0018)	0.0095*** (0.0032)	0.0102*** (0.0029)	0.0102*** (0.0029)	0.0102*** (0.0029)	0.0102*** (0.0024)	0.0102*** (0.0024)	0.0102*** (0.0024)	0.0102*** (0.0024)	0.0102*** (0.0024)	0.0102*** (0.0024)
実質付加価値	0.0002 (0.0004)	0.0001 (0.0007)	-0.0002 (0.0006)	0 (0.0006)	0.0001 (0.0006)	0.0001 (0.0006)	0.0001 (0.0006)	0.0001 (0.0006)	0.0062*** (0.0018)	0.0095*** (0.0032)	0.0102*** (0.0029)	0.0102*** (0.0029)	0.0102*** (0.0024)	0.0062*** (0.0018)	0.0095*** (0.0032)	0.0102*** (0.0029)	0.0102*** (0.0029)	0.0102*** (0.0029)	0.0102*** (0.0024)	0.0102*** (0.0024)	0.0102*** (0.0024)	0.0102*** (0.0024)	0.0102*** (0.0024)	0.0102*** (0.0024)
特許ストック	0.0606*** (0.0093)	0.0467*** (0.0086)	0.0519*** (0.0081)	0.0568*** (0.0092)	0.0594*** (0.0102)	0.0594*** (0.0102)	0.0616*** (0.0104)	0.4757*** (0.0295)	0.4122*** (0.0435)	0.4200*** (0.0405)	0.4341*** (0.0430)	0.4341*** (0.0430)	0.4463*** (0.0346)	0.4757*** (0.0295)	0.4122*** (0.0435)	0.4200*** (0.0405)	0.4341*** (0.0430)	0.4341*** (0.0430)	0.4463*** (0.0346)	0.4463*** (0.0346)	0.4463*** (0.0346)	0.4581*** (0.0366)	0.4581*** (0.0366)	0.4581*** (0.0366)
サンプル数	21804	12741	13829	14893	15935	15935	16962	21804	12741	13829	14893	15935	16962	21804	12741	13829	14893	15935	15935	15935	15935	16962	16962	16962
自由度修正決定係数	0.1916	0.1243	0.1356	0.1556	0.1687	0.1687	0.1797	0.411	0.4306	0.4219	0.423	0.4252	0.426	0.411	0.4306	0.4219	0.423	0.4252	0.4252	0.4252	0.4252	0.426	0.426	0.426

注 1 括弧内は標準偏差を示す。

注 2 *** : 1% 有意、** : 5% 有意を示す。

補論 3-2 産業別にサンプルを分割した推計結果

本論では、製造業に属する企業を対象に DID 推計を行った。ここでは、産業別に推計結果に違いがあるかを確認するため、化学産業、電気機械産業、一般機械産業、輸送用機器産業に注目してサンプルを分割した推計結果を示す。製造業に属する全企業のサンプルを用いると、産業ごとに異なるトレンドを考慮することができない。もし環境関連技術特許の出願が増加するトレンドを持つ産業と、減少するトレンドを持つ産業がある場合、過大推計される可能性がある。そこで、同一産業内ではトレンドもある程度同一であると考え、産業ごとに注目して企業サンプルを抽出し、DID 推計を行う。本補論では、本論と同様に、共変量を考慮したブートストラップ法による推計結果を確認する。

化学産業に属する企業のサンプルを用いた DID 推計の結果を整理したのが、付表 3-4 である。モデル 1～6 は、環境技術関連特許出願件数を DID 推計した結果であり、モデル 7～12 は、環境技術に関連する特許の 1 件当たりクレーム数を DID 推計した結果である。本論と同様に、モデル 1 とモデル 7 は、PRTR が実施された 2001 年以降の環境技術に関する特許出願件数の DID 推計値であり、モデル 2～6 およびモデル 8～12 は PRTR 実施からそれぞれ 1～5 年後についての DID 推計値である。モデル 1～6 をみると、有意な係数は得られていない。一方、環境技術に関連する特許の 1 件当たりクレーム数を DID 推計した結果を示したモデル 7～12 をみると、モデル 8、9、10、11 で推計値が正で有意である。これは、PRTR 実施から 1～4 年後に、環境技術に関連する特許のクレーム数が増加したことを示唆している。これらの結果から、化学産業では、PRTR の実施は環境技術に関する特許の量には影響を与えないが、特許の質は向上させる可能性があることがわかる。

電気機械産業に属する企業のサンプルを用いた DID 推計の結果を整理したのが、付表 3-5 である。本論と同様に、モデル 1～6 は、環境技術関連特許出願件数を DID 推計した結果であり、モデル 7～12 は、環境技術に関連する特許の 1 件当たりクレーム数を DID 推計した結果である。また、モデル 1 とモデル 7 は、PRTR が実施された 2001 年以降の環境技術に関する特許出願件数の DID 推計値であり、モデル 2～6 およびモデル 8～12 は PRTR 実施からそれぞれ 1～5 年後についての DID 推計値である。モデル 1～6 をみると、全てのモデルにおいて正で有意な係数を得られている。さらに、環境技術に関連する特許の 1 件当たりクレーム数を DID 推計した結果を示したモデル 7～12 をみても、全てのモデルにおいて正で有意な係数となっている。電気機械産業では、PRTR の実施によって環境技術に関す

る特許出願件数とクレーム数が増加しているという結果から、PRTRの実施が環境技術に関連する特許の量を増加させ、質を向上させている可能性がある。

一般機械産業に属する企業のサンプルを用いた DID 推計の結果を整理したのが、付表 3-6 である。本論と同様に、モデル 1~6 は、環境技術関連特許出願件数を DID 推計した結果であり、モデル 7~12 は、環境技術に関連する特許の 1 件当たりクレーム数を DID 推計した結果である。また、モデル 1 とモデル 7 は、PRTR が実施された 2001 年以降の環境技術に関する特許出願件数の DID 推計値であり、モデル 2~6 およびモデル 8~12 は PRTR 実施からそれぞれ 1~5 年後についての DID 推計値である。モデル 1~6 をみると、全てのモデルにおいて係数は有意でない。さらに、環境技術に関連する特許の 1 件当たりクレーム数を DID 推計した結果を示したモデル 7~12 をみても、全てのモデルにおいて係数が有意ではない。この推計結果は、一般機械産業において、PRTR の実施が環境技術に関連する特許の量にも質にも大きな影響を与えていないことを示唆している。

輸送用機械産業に属する企業のサンプルを用いた DID 推計の結果を整理したのが、付表 3-7 である。本論と同様に、モデル 1~6 は、環境技術関連特許出願件数を DID 推計した結果であり、モデル 7~12 は、環境技術に関連する特許の 1 件当たりクレーム数を DID 推計した結果である。また、モデル 1 とモデル 7 は、PRTR が実施された 2001 年以降の環境技術に関する特許出願件数の DID 推計値であり、モデル 2~6 およびモデル 8~12 は PRTR 実施からそれぞれ 1~5 年後についての DID 推計値である。環境技術に関連した特許出願件数に関する推計結果を見てみると、モデル 1、4、5 で有意に正の係数となっている。また、環境技術に関連した特許のクレーム数に関する推計結果を見てみると、モデル 8、9、10、11 で係数が有意に正となっている。これらの結果から、PRTR の実施後、平均して環境技術に関する特許出願件数は増加し、特に 3 年後と 4 年後に増加することと、環境技術に関する特許のクレーム数が 1 年後から 4 年後の間に増加傾向にあることが示唆されている。輸送用機械産業では、PRTR の実施によって、環境技術に関連する特許の量が増加し、質も一定期間向上する傾向にあることがわかる。

本補論の推計結果から、PRTR が環境技術に関連する研究開発活動に与える影響が産業によって異なる可能性が示唆される。本論の推計結果では、製造業全体だと平均して PRTR の実施が企業の環境技術に関する特許出願件数やクレーム数を増加させていた。一方、産業別にサンプルを分割して分析すると、化学産業ではクレーム数が増加、電気機械産業では出願件数とクレーム数が増加、一般機械産業では出願件数もクレーム数もともに増加も減少もせず、輸送用

機械産業では出願件数は増加し、クレーム数は最初の4年間増加するという結果であった。PRTRによって報告義務が生じた化学物質の種類を、利用可能であった最新年度である2014年度について調べてみると、化学産業367種、電気機械産業120種類、一般機械産業92種類、輸送用機械産業101種類であった。化学産業では種々の化学物質を原材料として使用したり、製品として製造したりしているため、PRTRで報告しなければならない化学物質も多い。企業規模や知識ストックの規模を考慮すると、PRTRの報告対象となった企業はそうでない企業と比べて、化学物質をより厳格に管理する必要が生じ、そのコストを節約しようとして、特に質の高い特許につながる研究開発を行ったものと考えられる。一方、一般機械産業はPRTRで報告する化学物質の種類が比較的少ないため、環境技術について特別に研究開発を行うことなく化学物質の管理が可能であり、PRTRの影響が観察されなかったと考えられる。電気機械産業や輸送用機械産業では、製造過程において化学物質が多く排出されるプラスチックの加工や塗装等の工程があり、PRTRの報告対象となる化学物質の種類も少なくないため、PRTRの実施が環境技術に関連する特許出願件数やクレーム数にプラスの効果を与えたと考えられる。以上、産業ごとにPRTRの実施が環境技術の研究開発インセンティブに与える影響は異なるが、おおむね本論の推計結果と矛盾する結果ではない。

付表 3-4 化学産業サンプルを用いた DID 推計結果

期間	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7	モデル8	モデル9	モデル10	モデル11	モデル12
	1992~2000 2001~2011	1992~2000 2001~2002	1992~2000 2001~2003	1992~2000 2001~2004	1992~2000 2001~2005	1992~2000 2001~2006	1992~2000 2001~2011	1992~2000 2001~2002	1992~2000 2001~2003	1992~2000 2001~2004	1992~2000 2001~2005	1992~2000 2001~2006
DID推計値	0.3902 (0.2773)	0.4561 (0.4711)	0.4267 (0.3818)	0.3641 (0.3692)	0.4109 (0.3662)	0.4848 (0.3473)	0.1462 (0.2407)	1.0125** (0.4609)	1.0690*** (0.3861)	0.7976** (0.3803)	0.7095** (0.3600)	0.5028 (0.3318)
実質付加価値	-0.0306*** (0.0048)	-0.0347*** (0.0100)	-0.0356*** (0.0104)	-0.0348*** (0.0080)	-0.0340*** (0.0069)	-0.0335*** (0.0063)	0.0119 (0.0079)	0.0219* (0.0131)	0.0318** (0.0146)	0.0290** (0.0121)	0.0237** (0.0118)	0.0196* (0.0106)
特許ストック	5.8702*** (0.3043)	5.9493*** (0.3672)	6.0273*** (0.4091)	6.0127*** (0.3450)	6.0371*** (0.3836)	6.1049*** (0.3047)	1.1161*** (0.0740)	0.9221*** (0.1247)	0.8650*** (0.1390)	0.8661*** (0.1166)	0.9240*** (0.1173)	0.9630*** (0.1014)
サンプル数	3160	1811	1971	2131	2283	2432	3160	1811	1971	2131	2283	2432
自由度修正決定係数	0.6583	0.668	0.6715	0.6722	0.671	0.6754	0.1789	0.2042	0.2197	0.2046	0.1956	0.1872

注 1 括弧内は標準偏差を示す。

注 2 *** : 1% 有意、** : 5% 有意を示す。

付表 3-5 電気機械産業サンプルを用いた DID 推計結果

期間	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7	モデル8	モデル9	モデル10	モデル11	モデル12
	1992~2000 2001~2011	1992~2000 2001~2002	1992~2000 2001~2003	1992~2000 2001~2004	1992~2000 2001~2005	1992~2000 2001~2006	1992~2000 2001~2011	1992~2000 2001~2002	1992~2000 2001~2003	1992~2000 2001~2004	1992~2000 2001~2005	1992~2000 2001~2006
DID推計値	3.7097*** (0.8732)	4.6417*** (1.6972)	4.0652*** (1.3715)	4.0881*** (1.2596)	4.0644*** (1.1187)	3.8896*** (1.0504)	1.1736*** (0.2388)	1.4160*** (0.3943)	1.6227*** (0.4197)	1.6340*** (0.2982)	1.6422*** (0.3016)	1.4479*** (0.3066)
実質付加価値	-0.0102 (0.0086)	0.0558 (0.0630)	0.0352 (0.0464)	0.0273 (0.0415)	0.0266 (0.0324)	0.0133 (0.0293)	0.0030* (0.0018)	0.0130** (0.0057)	0.0114** (0.0056)	0.0103** (0.0051)	0.0119** (0.0049)	0.0119*** (0.0043)
特許ストック	1.3748*** (0.1008)	1.0787*** (0.2127)	1.1428*** (0.1842)	1.1799*** (0.1607)	1.2087*** (0.1421)	1.2605*** (0.1675)	0.1307*** (0.0091)	0.0852*** (0.0180)	0.0923*** (0.0165)	0.0962*** (0.0154)	0.0943*** (0.0159)	0.0974*** (0.0136)
サンプル数	3379	1911	2081	2249	2418	2585	3379	1911	2081	2249	2418	2585
自由度修正決定係数	0.6461	0.6036	0.6107	0.6122	0.6182	0.6214	0.2857	0.3206	0.3011	0.3057	0.3081	0.307

注 1 括弧内は標準偏差を示す。

注 2 *** : 1% 有意、** : 5% 有意を示す。

付表 3-6 一般機械サンプルを用いた DID 推計結果

期間	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7	モデル8	モデル9	モデル10	モデル11	モデル12
	1992~2000 vs 2001~2011	1992~2000 vs 2001~2002	1992~2000 vs 2001~2003	1992~2000 vs 2001~2004	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2006	1992~2000 vs 2001~2011	1992~2000 vs 2001~2002	1992~2000 vs 2001~2003	1992~2000 vs 2001~2004	1992~2000 vs 2001~2005	1992~2000 vs 2001~2006
DID推計値	-0.3174 (0.8852)	2.9218 (2.1189)	2.1502 (1.3721)	1.7505 (1.2999)	1.3611 (1.1708)	0.9154 (1.1184)	0.1455 (0.2038)	0.2975 (0.3300)	0.3479 (0.2932)	0.3168 (0.2717)	0.3 (0.2680)	0.2423 (0.2431)
実質付加価値	0.1056* (0.0563)	0.4227*** (0.0688)	0.3665*** (0.0837)	0.3006*** (0.0694)	0.2347*** (0.0793)	0.1624** (0.0793)	0.0008 (0.0066)	0.0218** (0.0100)	0.0175** (0.0079)	0.0114 (0.0104)	0.0069 (0.0096)	0.0041 (0.0096)
特許ストック	0.7466*** (0.1989)	0.1215 (0.2493)	0.2044 (0.2735)	0.3609 (0.2348)	0.5053** (0.2399)	0.6990*** (0.2515)	0.2839*** (0.0259)	0.2492*** (0.0333)	0.2581*** (0.0330)	0.2710*** (0.0332)	0.2836*** (0.0338)	0.2899*** (0.0353)
サンプル数	3304	1961	2121	2278	2432	2583	3304	1961	2121	2278	2432	2583
自由度修正決定係数	0.2588	0.367	0.3442	0.3297	0.3067	0.2866	0.2679	0.3509	0.3451	0.3256	0.311	0.3027

注 1 括弧内は標準偏差を示す。

注 2 *** : 1% 有意、** : 5% 有意を示す。

付表 3-7 輸送用機械産業サンプルを用いた DID 推計結果

期間	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5		モデル6		モデル7		モデル8		モデル9		モデル10		モデル11		モデル12															
	1992~2000 2001~2011	vs 1992~2000 2001~2002	1992~2000 2001~2002	vs 1992~2000 2001~2003	1992~2000 2001~2003	vs 1992~2000 2001~2004	1992~2000 2001~2004	vs 1992~2000 2001~2005	1992~2000 2001~2005	vs 1992~2000 2001~2006	1992~2000 2001~2006	vs 1992~2000 2001~2006	1992~2000 2001~2006	vs 1992~2000 2001~2011	1992~2000 2001~2011	vs 1992~2000 2001~2002	1992~2000 2001~2002	vs 1992~2000 2001~2003	1992~2000 2001~2003	vs 1992~2000 2001~2004	1992~2000 2001~2004	vs 1992~2000 2001~2005	1992~2000 2001~2005	vs 1992~2000 2001~2006	1992~2000 2001~2006													
DID推計値	6.5492*** (1.3846)	1.0265 (0.9499)	1.3623 (0.9150)	1.8239** (0.8537)	1.5824* (0.8460)	1.155 (0.9650)	0.1589 (0.3076)	0.7815* (0.4300)	0.7603** (0.3494)	0.6831* (0.3669)	0.5572* (0.2948)	0.5011 (0.3862)	0.0012 (0.0022)	-0.0049** (0.0019)	-0.0053*** (0.0015)	-0.0059*** (0.0013)	-0.0064*** (0.0015)	0.2926*** (0.0477)	0.4901*** (0.0477)	0.5023*** (0.0436)	0.5135*** (0.0348)	0.5178*** (0.0355)	2062	1200	1302	1400	1497	1594	0.7204	0.8747	0.8621	0.8388	0.8314	0.8506	0.2476	0.2482		
実質付加価値	0.0798 (0.0797)	0.2176*** (0.0258)	0.2463*** (0.0343)	0.2792*** (0.0370)	0.3264*** (0.0587)	0.3724*** (0.0647)	0.0012 (0.0022)	-0.0049** (0.0019)	-0.0049*** (0.0014)	-0.0053*** (0.0015)	-0.0059*** (0.0013)	-0.0064*** (0.0015)	0.2926*** (0.0477)	0.4901*** (0.0477)	0.5023*** (0.0436)	0.5135*** (0.0348)	0.5178*** (0.0355)	2062	1200	1302	1400	1497	1594	0.7204	0.8747	0.8621	0.8388	0.8314	0.8506	0.2476	0.2482							
特許ストック	11.6266*** (1.8127)	2.9887*** (0.3758)	2.9029*** (0.4521)	3.0058*** (0.4956)	2.7067*** (0.6394)	2.1871*** (0.7222)	0.0012 (0.0022)	-0.0049** (0.0019)	-0.0049*** (0.0014)	-0.0053*** (0.0015)	-0.0059*** (0.0013)	-0.0064*** (0.0015)	0.2926*** (0.0477)	0.4901*** (0.0477)	0.5023*** (0.0436)	0.5135*** (0.0348)	0.5178*** (0.0355)	2062	1200	1302	1400	1497	1594	0.7204	0.8747	0.8621	0.8388	0.8314	0.8506	0.2476	0.2482							
サンプル数	2062	1200	1302	1400	1497	1594	2062	1200	1302	1400	1497	1594	2062	1200	1302	1400	1497	1594	2062	1200	1302	1400	1497	1594	2062	1200	1302	1400	1497	1594	0.7204	0.8747	0.8621	0.8388	0.8314	0.8506	0.2476	0.2482
自由度修正決定係数	0.7204	0.8747	0.8621	0.8388	0.8314	0.8506	0.1999	0.255	0.2578	0.243	0.2476	0.2482	0.1999	0.255	0.2578	0.243	0.2476	0.2578	0.243	0.2476	0.2482	0.2476	0.2482	0.1999	0.255	0.2578	0.243	0.2476	0.2482	0.2476	0.2482	0.2476	0.2482	0.2476	0.2482	0.2476	0.2482	

注 1 括弧内は標準偏差を示す。

注 2 *** : 1% 有意、** : 5% 有意を示す。

第4章 省エネルギー技術開発と企業価値

4-1 はじめに

日本では産出されるエネルギーが少ないため、企業はエネルギーを節約する技術（以下、「省エネ技術」）を研究開発し、生産活動を行ってきた。日本は自然界に存在する石油・石炭・天然ガス等の一次エネルギーに恵まれず、エネルギー自給率は6%（2014年）となっており、他の主要先進国と比べて相当に低い水準にある³⁷。したがって、企業がコントロールできないエネルギーの海外調達状況が生産活動や企業利潤に与える影響も大きい。こうした事情から、省エネ技術の開発が日本のエネルギー効率を大いに高めてきた。

本稿では、省エネルギー技術に関する無形資産を独自に定義して、通常の無形資産と省エネ技術に係る無形資産のそれぞれが企業価値（トービンのQ）に与える影響を分析する。また、Jaffe（1986）やBloom, Schankerman, and Van Reenen（2013）に基づく企業間、技術間の技術的近接性を考慮したスピルオーバー・プールを、個々の企業の省エネ技術関連特許と省エネ技術以外の特許のそれぞれで計算し、スピルオーバー効果が企業価値に与える影響も分析する。

これまで省エネ技術に関する研究開発と企業価値との関係を具体的に分析した先行研究はきわめて少ない³⁸。われわれの知る唯一の研究であるAyari, Blazsek, and Mendi（2012）は、再生可能エネルギーの研究開発が総資産利益率（ROA: Return on Asset）および株式収益（stock return）を上昇させる効果があったという。また、無形資産のスピルオーバーが企業価値に与える影響を分析した先行研究はあるものの（Jaffe, 1986; Bloom, Schankerman, and Van Reenen, 2013）、省エネ技術にフォーカスしてスピルオーバー効果と企業価値の関係を分析した研究は筆者の知る限り存在しない。

³⁷ International Energy Agency (IEA, 国際エネルギー機関) (2015)を参照。生活や経済活動に必要な一次エネルギーのうち自国内で確保できる比率を「エネルギー自給率」と呼ぶ。ここでは原子力発電は「純国産エネルギー」と位置付けられているが、2016年現在では原子力発電による電力の自給はほとんど行われていない。なお、2010年では、「エネルギー自給率」は20%であり、原子力を除いたエネルギー自給率は5%程度であった。

³⁸ 企業パフォーマンスに対する省エネルギー技術の重要性を間接的に示す研究として、Allcott, Collard-Wexler, and O'Connell (2016)がある。彼らは、インドにおける電力不足と事業所の利潤、生産性、生産者余剰との関係を実証分析している。推計の結果、電力不足は、生産性を低下させることはないが、利潤や生産者余剰を5~10%低下させることが示唆された。

そこで、本稿では、特許情報プラットフォーム（J-PlatPat）や知的財産研究所（IIP: Institute of Intellectual Property）の特許データベース（IIP パテントデータベース）を活用して、省エネ技術を包括的に定義し、その無形資産ストックや無形資産のスピルオーバー・プールが企業価値に与える影響を明らかにする。日本の東証・大証の一部・二部に上場する企業 1,058 社を対象にして、トービンの Q を無形資産ストック、有形資産ストック、および企業の個別効果（企業特性）で説明するモデルを非線形最小自乗法によって分析する。

有形資産と無形資産を分離可能とする Griliches (1981) の基本モデルに依拠したわれわれの非線形推定の結果によれば、先行研究と同様に無形資産ストックが企業価値を高めており、省エネ技術に関する無形資産ストックも企業価値を高めているという結果が得られた。また、エネルギー価格が上昇した場面で、特に省エネ技術に関する無形資産ストックが企業価値を高めていることも確認された。さらに、省エネ技術に関するスピルオーバー・プールは企業価値にプラスのインパクトを与えていた。これは、省エネに関する研究開発投資が社会的に見て最適な水準にはないことを含意している。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では無形資産の蓄積やスピルオーバーと企業価値の関係についての先行研究をサーベイしつつ、本稿で検証する仮説を提示する。第 3 節では推計モデルの理論的な枠組みと、データおよび諸変数の定義や算出方法を述べる。第 4 節で推計結果とその考察を述べる。第 5 節で結論を述べる。

4-2 先行研究と作業仮説

本節では、無形資産の蓄積やスピルオーバーと企業価値との関係や、エネルギー関連技術の研究開発と企業パフォーマンスとの関係を分析した先行研究をサーベイし、本稿で検証する具体的な仮説を提示する。

4-2-1 無形資産の蓄積と企業価値

無形資産ストックと企業価値に関する先行研究は、Griliches (1981) を嚆矢として、多くの実証研究が行われてきた³⁹。Griliches (1981) は企業価値を有形資本ストック及び無形資本ストックで説明

³⁹ 本稿で紹介する先行研究以外では、Haneda and Odagiri (1998)、Blundell, Griffith, and Van Reenen (1999)、Bloom and Van Reenen (2002)、Nicholas (2008) 等がある。また、エネルギー関連技術と、ROA や株式収益といった企業パフォーマンスとの関係を実証分析した研究として、Ayari, Blazsek, and Mendi (2012) がある。

する企業価値関数モデルを提示し、アメリカにおける 1968 年から 1974 年の 157 社のデータを用いて実証した。彼は無形資産として研究開発費ストックや特許件数を用いている。

Toivanen, Stoneman, and Bosworth (2002)は、Griliches (1981)のモデルを用いて、1989 年から 1995 年のイギリスにおける 1,519 社の企業データを用いて、分析を行っている。無形資産として研究開発費や特許件数等を用いて、トービンの Q に回帰する固定効果モデル分析の結果、トービンの Q に研究開発費が与えたインパクトはプラスであったが、特許ストックが与えたインパクトはマイナスであった。Toivanenらは、特許ストック蓄積が企業規模にマイナスの効果を及ぼす原因として、特許データが研究開発成果の専有化の度合いを示す指標となっている可能性を指摘している。

Hall, Jaffe, and Trajtenberg (2005)は、Griliches (1981)のモデルを応用し、1976 年から 1995 年の米国 4,864 社の特許データを用いて分析している。Griliches (1981)等の多くの先行研究では理論モデルから推計モデルを導く際に、有形資本ストックと無形資産ストックの割合の項が十分小さいものと仮定して線形近似を行うが、Hall, Jaffe, and Trajtenberg (2005)はその仮定をゆるめ、線形近似せずに非線形最小自乗法を用いて推計を行っている。また、彼女たちは無形資産として、研究開発費と特許情報を考慮している⁴⁰。推計の結果、アメリカにおいては有形資本ストックと無形資産ストックの割合は、トービンの Q にプラスのインパクトを与えているという。

Nagaoka (2006)は、企業活動基本調査の企業レベルの個票データから、1991 年、1994 年から 2000 年の日本における 1,356 社のデータを用いて Griliches (1981)のモデルを推計した。多くの先行研究で用いられているように、企業価値関数モデルの線形近似を行った上で推計を行っている。分析の結果、研究開発投資がトービンの Q にプラスのインパクトを与えていることが実証された。ただし、Nagaoka(2006)では、特許件数を無形資産としてではなく、コントロール変数として用いており、推計された係数は統計的に有意でなかった。

Miyagawa, Takizawa, and Edamura (2015)は、Corrado, Hulten, and Sichel (2009)による無形資産の定義を利用して日本の製造業に属する上場企業の無形資産ストックを計測し、トービンの Q との関係を実証的に分析している。企業レベルのパネルデータ分析の結果、無形資産の蓄積は企業価値を向上させていることが統計的に示されている。

⁴⁰ Hall, Jaffe, and Trajtenberg (2005)は企業価値関数に研究開発費や特許件数だけでなく、特許引用情報を用いた最初の研究である。

Chen and Inklaar (2016)は、無形資産として研究開発費と組織資本を考え、Griliches(1981)のモデルと、1982年から2011年のアメリカの製造業1,722社のデータを用いて、企業価値関数を実証的に分析している。分析の結果、研究開発費の蓄積も組織資本の蓄積も、企業価値の向上に起用していることが示されている。

無形資産ストックと企業価値の関係を分析した先行研究を概観したが、無形資産を細分化して検討した研究は数少ない。Corrado, Hulten, and Sichel (2005)は、無形資産を革新的資産(Innovative property)等3種類に分け、さらに革新的資産を科学的な研究開発(Scientific R&D)とそうでない研究開発(Nonscientific R&D)とに分ける計測方法を示しているが⁴¹、各項目が企業価値に与える影響は検討されていない。Chen and Inklaar(2016)は無形資産として組織資本と研究開発を用いているが、研究開発をさらに細分化して分析することはしていない。無形資産として捉えられた研究開発を、省エネルギー技術という特定の技術分野を考慮して企業価値との関係を分析した先行研究は、筆者の知る限りほとんどない。

4-2-2 スピルオーバーと企業価値

スピルオーバーと企業価値に関する数少ない先行研究として、Jaffe(1986)とBloom, Schankerman, and Van Reenen (2013)、Chen and Inklaar (2016)がある。Jaffe (1986)は、1973年および1979年のアメリカの製造業432社の特許データを用いて、スピルオーバーがトービンのQに影響を与えるか否かをGriliches (1981)のモデルを基に分析した。彼は、スピルオーバー効果の代理指標として、企業間の技術的近接性を考慮して算出したスピルオーバー・プールを用いている。分析の結果、スピルオーバーはトービンのQにプラスのインパクトを与えている可能性を示唆した。

Bloom, Schankerman, and Van Reenen (2013)は、1980年から2001年のアメリカにおける715社の企業財務データおよび特許データを用いて、Jaffe (1986)やマハラノビス距離に基づくスピルオーバー・プールを計算し、スピルオーバーと企業価値の関係を分析した。その結果、企業の固定効果を考慮すると、スピルオーバーは企業価値にプラスのインパクトを与えている可能性を示唆している。

Chen and Inklaar (2016)は、Bloom, Schankerman, and Van Reenen (2013)の手法に則って算出した組織資本のスピルオーバー・プールがトービンのQに与えた影響を、1982年から2011年のアメリカの

⁴¹ Corrado, Hulten, and Sichel (2005)では革新的資産の他に、コンピューター化された情報(Computerized information)、経済的コンピテンシー(Economic competencies)とに無形資産を分けている。

製造業に属する企業 1,266 社のデータを用いて実証分析した。彼らは、組織資本のスピルオーバーが企業の市場価値に与える影響を企業レベルのパネル分析では確認できないとしている。

無形資産への投資によるスピルオーバーが企業価値に与える影響を分析した先行研究を概観したが、無形資産を細分化して分析を行ったものはほとんどない。Chen and Inklaar(2016)は無形資産として組織資本と研究開発を考え、各スピルオーバー・プールを算出して企業価値との関係を分析している。しかしながら、研究開発の技術的特性を考慮したスピルオーバー・プールを用いた先行研究は筆者の知る限りほとんどない。企業の研究開発活動は、技術分野によって専有可能性が異なると考えられるので、研究開発の技術的特性を考慮したスピルオーバー・プールを用いた分析は重要である。

4-2-3 作業仮説

まず、本稿では、無形資産の蓄積が企業価値を向上させるという仮説を検討する。Griliches(1981)以降の多くの先行研究によって、無形資産の蓄積が企業価値向上につながることを示されている。研究開発活動等による知識生産活動によって無形資産が蓄積されると、新製品の開発や既存製品の改良等によって生産活動が活発となり、当該企業の売上げや利潤が増加する可能性が高い。そうすると、企業価値は高まる。Miyagawa, Takizawa, and Edamura (2015)は、市場が企業による無形資産の投資や蓄積を考慮して評価している可能性を指摘している。よって、本稿では具体的に下記の仮説を検証する。

仮説 1：無形資産の蓄積は企業価値を向上させる

次に、本稿では、研究開発活動に関連する無形資産だけでなく、省エネ技術に関連する無形資産の蓄積が企業価値に与える影響についても検討する。上記のとおり、無形資産の蓄積は総体として企業価値向上に寄与すると考えられる。ただし、無形資産の種類や知識、技術分野ごとに、生産過程や利潤等に与える影響は異なると考えられる。特に、エネルギー自給率が低い日本において生産活動を行うには、省エネルギー技術は重要であり、他の研究分野と比較して省エネルギー技術の研究開発活動は企業価値の向上につながる。そこで、本稿では具体的に下記の仮説を検証する。

仮説 2：省エネルギー技術に関する無形資産の蓄積は企業価値を向上させる。

最後に、本稿では省エネ技術に関連するスピルオーバー・プールが企業価値を向上させるという仮説を検証する。専有可能性が低い無形資産投資が行われた場合、その成果はスピルオーバーして他社の無形資産の蓄積を促す可能性が高い。省エネ技術はその汎用性の広さから専有可能性が低い技術である可能性があり、企業は他社による投資の成果を利用しやすく、自社で投資するよりも安いコストで企業価値の向上を図ることができると考えられる。よって、本稿では具体的に下記の仮説を検証する。

仮説 3：省エネルギー技術に関するスピルオーバー・プールは企業価値を向上させる。

4-3 推計モデルとデータ

4-3-1 企業価値関数

無形資産の蓄積が企業価値の向上に寄与するという仮説を検証するため、多くの先行研究に倣い、Griliches (1981)に基づく企業レベルの企業価値関数を推計モデルとして利用する。すなわち、

$$V_{it} = \alpha_{it} (A_{it} + \beta K_{it})^\sigma \quad (4-1)$$

である。ここで V_{it} は企業 i の t 年における企業価値である。また、Griliches (1981) に倣い有形資産と無形資産は分離可能 (additively separable) と仮定し、 A_{it} は有形資産ストック、 K_{it} は無形資産ストックを表すものとする。 α_{it} はこれら資産が個々の企業にもたらす限界価値 (shadow value) である。すなわち α_{it} は、個々の企業の直面する事業リスク、企業規模、利用可能な外部資源の利用可能性、属する業種の特徴を表す。収穫一定を仮定して $\sigma=1$ とし、(1)の両辺を対数変換して整理すると、

$$\ln\left(\frac{V_{it}}{A_{it}}\right) = \ln Q_{it} = \ln \alpha_{it} + \ln\left(1 + \beta \frac{K_{it}}{A_{it}}\right) \quad (4-2)$$

となる。 β は有形資産に対する無形資産ストックの相対的価値 (relative value)、 β は有形資産に対する無形資産ストックの絶対

価値 (absolute value) である。また、 Q_{it} はトービンの Q を示す。ここで、もし $\beta(K_{it}/A_{it})$ が十分に小さいならば、 $\ln[1+\beta(K_{it}/A_{it})]$ は $\beta(K_{it}/A_{it})$ と近似できる。この近似は Griliches (1981)等の多くの先行研究で用いられてきた。一方、Hall, Jaffe, and Trajtenberg (2005)は (K_{it}/A_{it}) は約 15%程度であることから十分に小さいとはいえず、近似せずに推計する必要性を指摘した。Arato and Yamada (2012)は、1980年から2000年の日本企業の財務データを用いて無形資産と有形資産の比率を計算したところ 46.8%と報告している。Hall, Jaffe, and Trajtenberg (2005)や Arato and Yamada (2012)の指摘を踏まえ、本稿の推計では線形近似を行わず、(2)式に基づく非線形推計モデルを採用することとしたい。

本稿ではさらに、無形資産ストック K_{it} を省エネ技術関連の無形資産 K_{it}^E とそれ以外の無形資産 K_{it}^O とに分離可能であると仮定する。つまり、技術分野によって、蓄積される無形資産が企業価値に与える影響が異なると仮定する。技術分野ごとに限界収益や専有可能性、技術機会は異なることから、企業価値に与える影響も核技術分やごとに異なると考えられる。そこで、企業が持つ無形資産を省エネ技術に関連したものと、それ以外のものとの分割し、それぞれの蓄積が企業価値に与える影響を検討する。

$$\ln Q_{it} = \ln \left(1 + \beta_1 \frac{K_{it}^O}{A_{it}} + \beta_2 \frac{K_{it}^E}{A_{it}} \right) + \ln q_{it} \quad (4-3)$$

q_{it} は、企業の固有効果をコントロールする諸変数 X_{it} 、利用可能な外部資源の利用可能性を表す無形資産のスピルオーバー・プール (Spillover Pool) S_{it} 、および誤差項 ε_{it} から構成されるものとする。無形資産のスピルオーバー・プールを考える際には、省エネ技術に関連するスピルオーバー・プール S_{it}^E と、それ以外の技術に関するスピルオーバー・プール S_{it}^O とに分割する。Bloom, Schankerman, and Van Reenen (2013)は、研究開発による社会的限界収益が、「ニッチ」製品か否かで異なる可能性を指摘している。省エネ技術が汎用性の高

い技術であることを考えると、省エネ技術とそれ以外の技術で、スピルオーバー・プールが企業価値に与える影響は異なると考えられる。よって、(3)式は

$$\ln Q_{it} = \ln \left(1 + \beta_1 \frac{K_{it}^O}{A_{it}} + \beta_2 \frac{K_{it}^E}{A_{it}} \right) + \gamma_1 (\ln S_{it}^O) + \gamma_2 (\ln S_{it}^E) + (\ln X_{it}) \eta + \alpha_j + \alpha_t + \varepsilon_{it}$$

(4-4)

となる。ただし、 α_j は産業ダミー、 α_t は年ダミー、 ε_{it} は誤差項である⁴²。

4-3-2 変数の構成とデータ

(1) 無形資産ストック

本稿では、無形資産ストック K の代理変数として、特許ストック P_{it} を考える。また、省エネ技術関連無形資産ストック K_{it}^E として省エネ技術関連特許ストック P_{it}^E 、省エネ技術以外の無形資産ストック K_{it}^O として省エネ技術以外の特許ストック P_{it}^O を代理変数として用いる。

特許ストックを算出するため、まず知的財産研究所の「IIP パテントデータベース」から日本国内に上場するすべての企業を出願人とする特許を抽出した⁴³。出願年および出願人で整理したパネルデータを構築する際には、科学技術・学術政策研究所によって作成された上場企業の出願人の名寄せデータベースを利用した⁴⁴。

⁴² 推計では、企業の固定効果を考慮することが望ましいが、固定効果を考慮した非線形最小自乗法によって安定的な推計結果を得ることは非常に難しい。Bloom, Schankerman, and Van Reenen (2013)と同様に、(2)式を線形近似した固定効果モデル推計も試みたが、有意な推計値を得ることはできなかった。そこで本稿では、非線形モデルを維持したまま、 $\ln q_{it}$ を構成する諸変数によって企業固有の効果をコントロールしようと試みている。

⁴³ IIP パテントデータベースの詳細については、Goto and Motohashi (2007)を参照。IIP パテントデータベースから抽出した出願特許は12,300,115件（出願年1971年～2012年）であり、うち上場企業が出願人である特許は8,141,582件である。

⁴⁴ 特許の出願人情報には「～株式会社」や「～(株)」等の表記揺れが含まれる。また、企業名を変更された場合にも出願人情報の連続性が担保されなくなる。以上のような事情を考慮して適切に企業レベルのパネルデータを構築するには、実質的に同一の出願人に対して一意のIDを割り振る必要がある。科学技術・学術政策研究所による名寄せデータでは、上

次に、特許庁(2010)の『重点 8 分野の特許出願状況調査報告書』で定義されている省エネ技術に関する特許検索式を利用して、省エネ特許を定義した。特許検索式は、各特許が関連する技術分類を示す国際特許分類 (IPC) と、省エネ技術に関するキーワードを組み合わせで定義されている⁴⁵。省エネ技術に関する特許検索式をもとに、特許情報プラットフォーム (J-PlatPat) を利用して、出願年が 1992 年から 2013 年の特許から、分野ごとに省エネ関連技術の特許出願番号 35,836 件を抽出した⁴⁶。抽出された出願番号を、出願人を上場企業に限定した IIP パテントデータベースに参照することによって、省エネ特許の出願人や出願年等の書誌情報を IIP パテントデータベースから抽出した。このように収集した省エネ特許は 24,958 件であり、特許庁(2010)にしたがって表 4-1 のように 10 分類別に整理した。

表 4-1 省エネ特許の技術分類

特許庁(2010)の10分類
① 分散型エネルギーシステム
② 廃棄物エネルギーシステム
③ 直接発電技術
④ 火力発電技術
⑤ 電力貯蔵技術
⑥ 電力ネットワーク技術
⑦ 燃焼技術
⑧ 熱回収技術
⑨ 熱貯蔵技術
⑩ 熱輸送技術

図 4-1 は、省エネ技術 10 分類ごとに特許出願件数を集計し、推移を示したものである。これを見ると、省エネ技術に関連した特許出願件数は 2000 年代前半がピークとなっており、最近は減少傾向にあることが分かる。技術分類別に見ると、分散型エネルギー関連技術や熱貯蔵技術の特許が多く出願されている。廃棄物エネルギー技術は、1990 年代後半から 2000 年代前半にかけて出願が増加している

場企業と、1970 年以降に特許出願を累積 100 件以上行っている企業等 6,494 社について、企業の沿革に関する情報を収集して名寄せを行っており、その情報を公開している。

⁴⁵ 検索式の詳細については、補論 4-1 を参照。

⁴⁶ J-PlatPat で特許情報を電子的に得られるのは、1993 年以降に公開された特許出願の情報である。特許が出願されてから公開されるまで 18 ヶ月かかることから、出願年が 1992 年以降の特許データを確実に捕捉することができる。また 10 分類に整理された特許には、排他的な分類が不可能なために重複して分類されたものが少数含まれる。

が、最近はお願が減少傾向にある。直接発電技術や火力発電技術に関連した特許は、1990年代後半からお願が増加し、現在も比較的多くお願されている。燃焼関連技術関連特許は、1990年代、2000年代を通じて、一定の割合でお願されている。

以上のように収集した特許お願件数を用いて、特許ストックを恒久棚卸法により算出する。すなわち、

$$P_{it} = (1 - \delta)P_{it-1} + ap_{it}$$

ただし、 ap_{it} は企業*i*が*t*年にお願した特許の件数、 δ は特許の陳腐化率を示す⁴⁷。初期値は、1980年のお願特許件数を用いている。

省エネ技術以外の特許ストックや省エネ技術に関連する特許ストックも同様の方法で下記のように算出した。

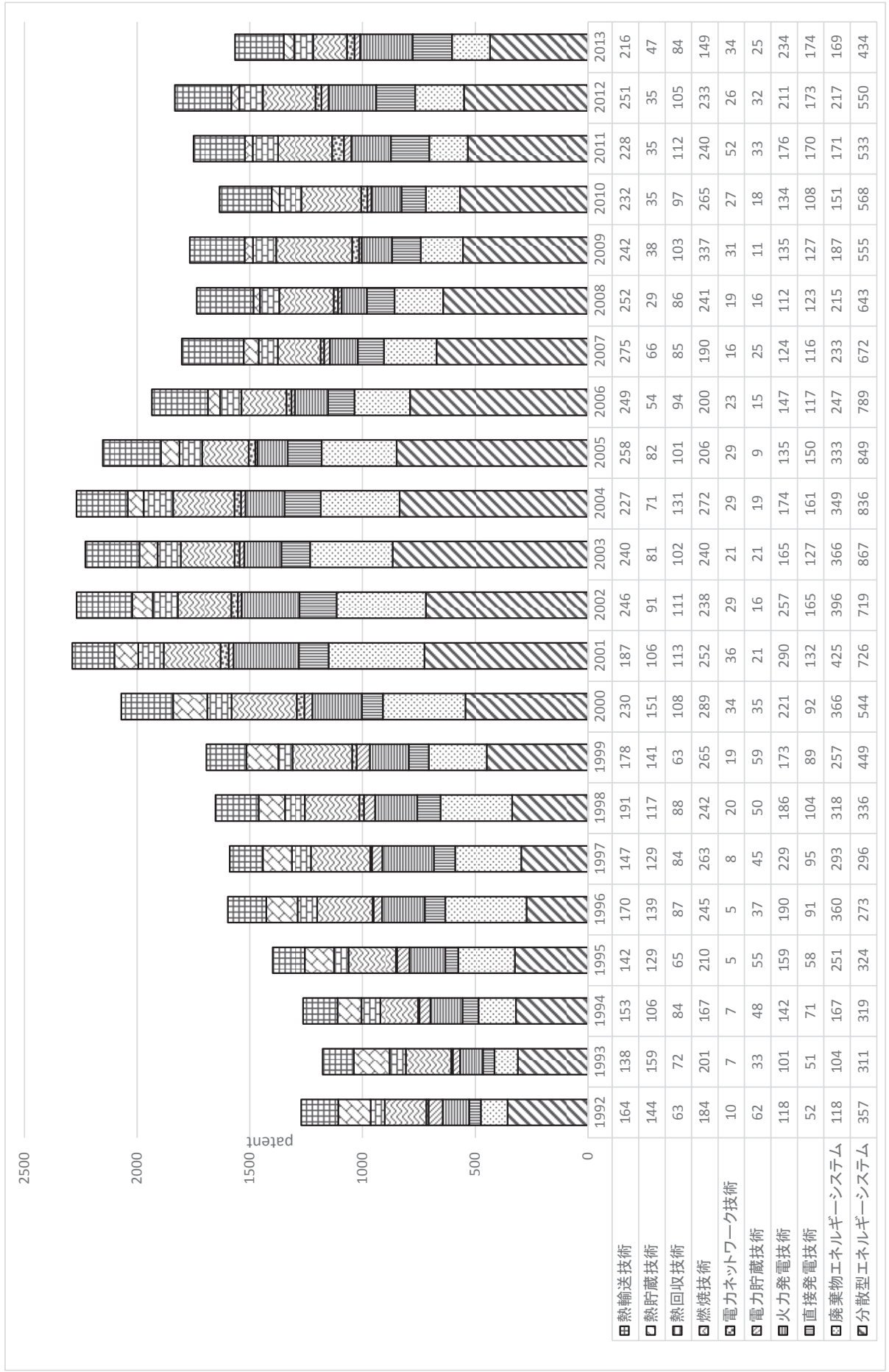
$$P_{it}^O = (1 - \delta)P_{it-1}^O + ap_{it}^O$$

$$P_{it}^E = (1 - \delta)P_{it-1}^E + ap_{it}^E$$

初期値は、省エネ技術を除く特許および省エネ技術関連特許を用いる場合ともに1992年のお願特許件数としている。

⁴⁷ ここでは、Hall, Jaffe, and Trajtenberg (2005)や Bloom, Schankerman, and Van Reenen (2013)にならって、陳腐化率を15%とした。特許ストックを算出する際の陳腐化率については合意された値はなく、Corrado, Hulten, and Sichel (2009)は20%、Blundell, Griffith, and Van Reenen (1999)は30%の陳腐化率を用いている。われわれは陳腐化率を20%、30%と設定した推計も確認したが、15%の場合とほとんど変わらない結果を得ている。また、省エネ以外の技術と、省エネ技術について陳腐化率をそれぞれ15%、20%、30%として計算し、省エネ以外の技術と省エネ技術に関する陳腐化率をともに15%とする以外の8組合せについても推計結果を確認したが、得られた係数の符号や有意性に違いは見られなかった。詳しくは補論4-2を参照。

図 4-1 省エネ技術関連特許出願件数の推移



(2) スピルオーバー・プール

スピルオーバー・プールは、Bloom, Schankerman, and Van Reenen (2013)の手法にしたがって、マハラノビス距離 (Mahalanobis Distance) を用いて企業間の技術距離を定義し、それをウェイトとして研究開発費を加重和することによって計算する。まず、IPCのサブクラスごとの特許ストックを用いて、企業*i*の技術ポジション T_i を定義する。すなわち、

$$T_i = [T_{i1}, T_{i2}, \dots, T_{iK}] \sim 1 \times L$$

ここで、例えば、 T_{ik} はある年に企業*i*が出願したサブクラス*k*の特許シェアである。これを全企業について整理した行列を T (L, N)とする。 N はある年の企業数を示す。

次に、 T を次のように正規化する。

$$\tilde{T} = \left[\frac{T'_1}{(T_1 T'_1)^{1/2}}, \frac{T'_2}{(T_2 T'_2)^{1/2}}, \dots, \frac{T'_N}{(T_N T'_N)^{1/2}} \right] \sim K \times N$$

$\tilde{T}\tilde{T}'$ は、Jaffe(1986)の技術分野間で中心化されない相関係数 (uncentered correlation measure) を示す。

ここで、 T の*i*番目の行を $T_{(i)}$ とし、以下の行列を定義する。

$$\tilde{Z} = \left[\frac{T'_{(i,1)}}{(T_{(i,1)} T'_{(i,1)})^{1/2}}, \frac{T'_{(i,2)}}{(T_{(i,2)} T'_{(i,2)})^{1/2}}, \dots, \frac{T'_{(i,N)}}{(T_{(i,N)} T'_{(i,N)})^{1/2}} \right] \sim L \times N$$

この行列を用いて、 $\Omega = \tilde{Z}\tilde{Z}' \sim L \times L$ とする。この Ω は技術間の補完性を示す。企業の技術距離と、技術間の補完性を用いて、マハラノビス距離による技術的近接度 (Mahalanobis normed technology closeness) $M = \tilde{T}'\Omega\tilde{T}$ を求める。ここで、企業*i*と企業*j*のマハラノビス距離による技術的近接度 M_{ij} は、0から1の値をとる。企業*i*と企業*j*の技術的近接度が低いほど0に近づき高いほど1に近づく。技術的近接度 M_{ij} をウェイトとして、企業*j*の研究開発費 R_j ($j \neq i$)の加重和をとり、これを企業*i*が利用できるスピルオーバー・プール S_i と定義する。すなわち、

$$S_i = \sum_{j \neq i} M_{ij} R_j$$

である。ただし、研究開発費は実質化している⁴⁹。

次に、省エネ技術以外のスピルオーバー・プール S_i^O と、省エネ技術に関するスピルオーバー・プール S_i^E についての算出方法を示す。

省エネ技術以外のスピルオーバー・プール S_i^O を算出する際の技術ポジションは、IPC サブクラスで定義する。サブクラスで定義された技術ポジションと、省エネ技術以外の特許ストックを用いて、上記と同様に省エネ技術以外のスピルオーバー・プール S_i^O を算出する。

省エネ技術に関するスピルオーバー・プール S_i^E を算出する際の技術ポジションは、企業ごとの技術ポジションの差異が明確となるように、10の省エネ技術分類を用いて定義する。この定義によって計算される技術的近接度 M_{ij}^E を利用して、省エネ技術関連のスピルオーバー・プール S_i^E を $S_i^E = \sum_{j \neq i} M_{ij}^E R_j$ と定義する。省エネ技術に関連する研

究開発費のデータは利用できないので、本稿では省エネ技術分類の技術ポジションをもとに算出したマハラノビス距離を用いて企業レベルの研究開発費 R_j を加重和している。

なお、技術的近接度を計算する際には、すべての技術分野において専有可能性が同じと仮定している点に注意すべきである。専有可能性が高いとされる産業（例えば、医薬品産業）がある一方、専有可能性が低いとされる産業（例えば、食料品製造業）も存在する。本稿ではマハラノビス距離を用いてこの点を可能な限り考慮するとともに、推計において産業固有の効果をコントロールするために産業ダミーを導入するが、これらの方法では捕捉しきれない産業特性要因（特に専有可能性）が残る可能性があることに留意しなければならない。

(3) トービンの Q

トービンの Q は、日本政策投資銀行(DBJ)企業財務データバンクを用いて、企業価値と有形資本ストックの割合として計算した。企業価値は、期末発行済み株式数と年間平均株価を掛け合わせたものに有利子負債を足しあわせた時価総額から土地を除いた値とした。

⁴⁹ 実質化に際しては、文部科学省(2015)『科学技術要覧』の「日本の研究費デフレーター（人文・社会科学を含む全体、企業等）」を用いている。

有形資本ストックは、Hayashi and Inoue (1991)にしたがって、建物、構築物、機械装置、船舶・車両運搬具、工具器具備品、その他有形固定資産についてそれぞれストック化したものを合計し、投資価格を乗じて算出した⁵⁰。

トービンのQが、省エネ技術を出願した企業とそうでない企業で異なるか否かをグラフで確認する。図4-2は、トービンのQの中央値の推移を、省エネ技術関連特許を1件以上出願している企業と、全く出願していない企業とでそれぞれ整理したグラフである。省エネ技術関連特許を出願している企業はそうでない企業に比べて、2000年代後半にトービンのQが上回っている。ただ、2000年代前半は、省エネ技術関連特許を出願している企業の方がそうでない企業よりもトービンのQが下回っている。省エネ技術に関連する無形資産投資と企業価値の関係を分析する上で、省エネ技術に関連した特許の出願の有無とトービンのQから単純に比較することはできないことが示唆される。

⁵⁰ 各資本の償却率は、Hayashi and Inoue(1991)にしたがって、以下の通りとした。

建物 4.7%

構築物 5.64%

機械装置 9.489%

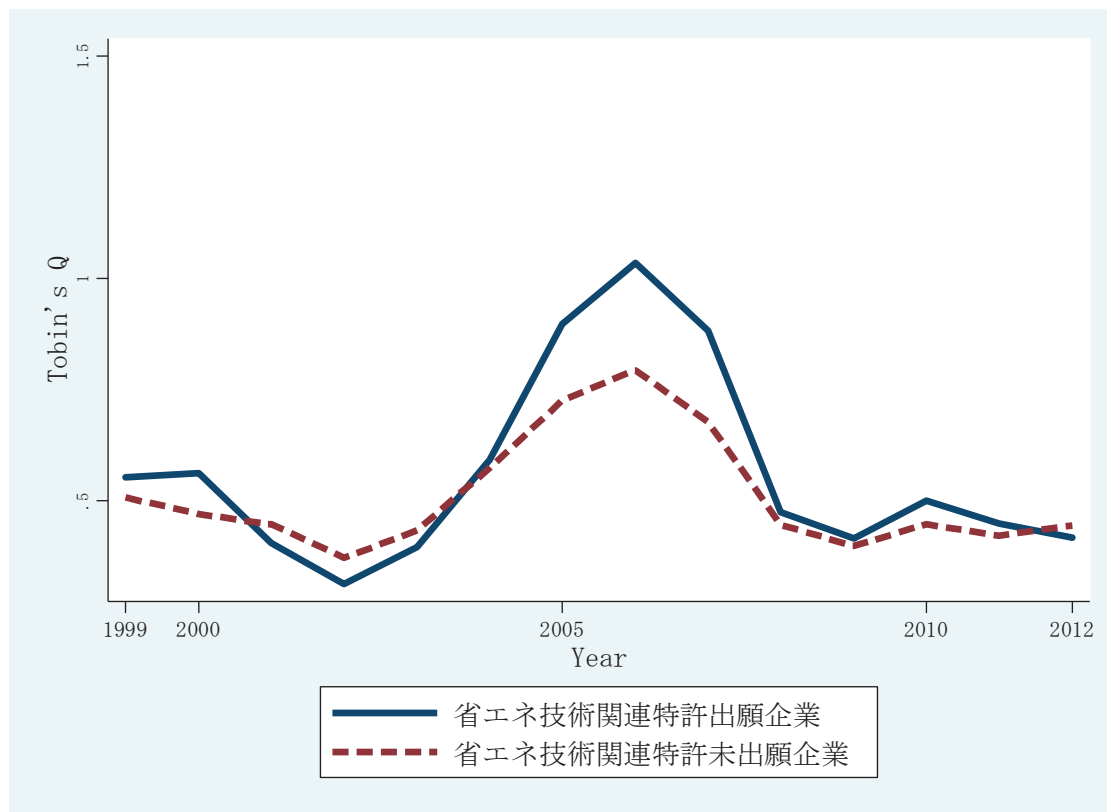
船舶・車両運搬具 14.7%

工具器具備品 8.838%

その他有形固定資産 8.838%

また、投資価格は日本産業生産性(JIP)データベースを用いて算出した。

図 4-2 トービンの Q 中央値の推移



4-3-4 その他の変数

本稿では、企業が研究開発を行う技術に関する無形資産の他に、Corrado, Hulten, and Sichel (2009)でも指摘されているブランド資産 (Brand equity) を考慮するため、広告費ストックを用いる⁵¹。広告費ストックは、特許ストックと同様に恒久棚卸法で推計する。

$$B_{it} = (1 - \delta_B)B_{it-1} + ad_{it}$$

ただし、 ad_{it} は企業 i が t 年に支出した実質広告費である。広告費を実質化するには、日本産業生産性(JIP)データベースから得られた広

⁵¹ 前述の通り、Corrado, Hulten, and Sichel (2009)では、無形資産として研究開発活動に関連する革新的資産の他に、ソフトウェア等のコンピューター化された情報、ブランド資産等の経済的コンピテンシーを示している。本稿ではそれら無形資産を可能な限り考慮するため、現在日本で利用可能なデータである特許データ、研究開発費、広告費の情報を用いる。コンピューター化された情報については、ソフトウェアに関する情報を取得することができないため、本稿では考慮できなかった。今後、データ整備が進めば、コンピューター化された情報についても無形資産として考慮した分析が可能となる。今後の課題である。

告業の産出デフレーターを用いる。 δ_p は広告費の陳腐化率を示す⁵²。

初期値は、1980年の実質広告費を用いている。

本稿の採用する推計モデル(4)式は非線形モデルであるため、企業の資産が個々の企業にもたらす限界価値 (shadow value) に影響を及ぼす企業属性を通常のパネル OLS 推計による固定効果モデルによってコントロールすることができない。そこで本稿では、企業属性変数によって企業固有の効果をコントロールするように努める。具体的には、企業属性変数として個々の企業の直面する事業リスク、企業規模を考える。企業が直面する事業リスクの代理変数として売上高成長率、企業規模の代理変数として従業員数を用いる。

また、企業が属する産業特性を考慮するため、産業ダミーを推計に含める。産業ダミーは、DBJ 企業財務データバンクに収録されている日本政策投資銀行業種に JIP データベースの産業分類を接合し、JIP データベースの産業分類をもとに作成した。

4-4 推計結果

4-4-1 推計対象と基本統計量

本稿では、1999年から2012年を推計対象期間とする。研究開発費のデータが捕捉可能になるのが1999年であることと、特許データを抽出するIIPパテントデータベースにおいて特許データを安定的に捕捉できるが2012年までであることから、推計対象期間を決定している。

推計対象サンプルは、推計対象期間においてデータを継続的に捕捉でき、かつ製造業に属する上場企業983社とする⁵³。トービンのQを計算する際に株価が必要であることから、上場企業を推計対象サンプルとする。また、日本の全企業が2014年度に支出した研究開発費のうち、86.5% (総務省, 2016) が製造業から支出されていることから、製造業を分析対象とする。株価や売上高、資本ストックがゼロまたは欠損値である上場企業はサンプルから除く。すなわち、推計対象期間において、すべてのデータを完備した企業かつ製造業に属する企業のみが推計の対象となっている。したがって、期間中に新規に上場した企業や上場廃止となった企業は推計の対象となっ

⁵² ここでは、Corrado, Hulten, and Sichel (2009)にならって、広告費ストックの陳腐化率を60%とした。

⁵³ 推計対象企業983社のうち、推計対象機関である1999年から2012年までの間に省エネ特許を1件以上出願している企業は379社、出願していない企業は604社である。

ていない。これは、非線形推計ではバランス・パネルのデータセットであることが必要となるためである。これら企業の基本統計量が表 4-2 に示されている⁵⁴。

表 4-2 基本統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値
タービンのQ	13762	3.707	66.654	1.737	0	5510.315
全出願特許ストック	13762	1227.258	5342.649	111.479	0	89213.5
省エネ技術を除く特許ストック	13762	1221.272	5318.614	110.827	0	88768.25
省エネ技術関連特許ストック	13762	5.986	34.66279	0	0	584.43
資本ストック(百万円)	13762	91236.400	269666.400	20379.13	4.052	4188438
全特許を用いたスピルオーバー・プール(兆円)	13762	2.024	1.371	1.703	0	7.985
省エネ技術を除くスピルオーバー・プール(兆円)	13762	2.019	1.368	1.697	0	7.950
省エネ技術関連スピルオーバー・プール(兆円)	13762	1.248	2.101	0	0	7.186
広告費ストック(百万円)	13762	2015.026	9666.161	20.090	0	183623.900
売上高成長率(割合)	13762	0.024	0.561	0.011	-0.982	58.539
従業員数(人)	13734	1793	4636	637	0	71567

4-4-2 企業価値関数の推計結果

推計モデル(4)式の推計結果をまとめたのが表 4-3 である。推計では、全てのモデルに年ダミーと産業ダミーを含めている。推計モデル[1]は、特許ストックと広告費ストックのみを含めた最もシンプルなモデルの推計結果である。特許ストックを資本ストックで除した変数のパラメータは有意に正である。推計モデル[2]では、特許ストックおよび広告費ストックに関連した変数に加えて、スピルオーバー・プールを説明変数に含めている。特許ストックを資本ストックで除した変数のパラメータが統計的に有意に正であることは変わらない。さらに、スピルオーバー・プールのパラメータも有意に正である。推計モデル[1]と[2]の結果は予想通りすべてのパラメータは有意にプラスとなり先行研究と同様の結果が得られた。すなわち、無形資産が有意に企業価値を高めていること、また、スピルオーバー

⁵⁴ 推計を行う際に自然対数をとるスピルオーバー・プールや従業員数については、1を加えたうえで自然対数としている。自然対数を取るものが0である場合、1を加えて自然対数とすることで、貴重なサンプルを推計に残している。その場合、当該変数が0であるダミー変数を推計に別途含めることで、適切に推計が出来るように考慮している。

効果によって企業価値が高められていることが確認できる。

次に、特許ストックを省エネ技術に関する特許ストックとそうでない特許ストックに分けて考え、スピルオーバー・プールについても省エネ技術とそれ以外の技術に関連するものに分けて考えて説明変数に含めた推計結果が推計モデル[3]である。省エネ技術を除く特許ストックを資本ストックで除した変数と、省エネ技術の特許ストックを資本ストックで除した変数のパラメータは、推計モデル[1]、[2]と同様に有意に正であった。すなわち、省エネ技術関連特許ストックの増加は、企業価値を向上させることが示唆されている。

一方、スピルオーバー・プールの係数は、省エネ技術を除くものも、省エネ技術に関連するものも、ともに有意に正である。すなわち、省エネ技術やそれ以外の技術のスピルオーバー・プールが増加すると、トービンの Q が増加する。社会全体として研究開発が行われ、特に省エネ技術に関する研究開発が行われると、その成果がスピルオーバーし、他社の企業価値を向上させることが示唆されている。

推計モデル[4]～[6]では、[3]に企業特性を示す変数として売上高成長率、従業員数をそれぞれまたは同時に説明変数に加えたモデルの推計結果である。特許ストックに関する係数は、省エネ技術を除くものと、省エネ技術に関連したものの両方で有意に正である。また、スピルオーバー・プールの係数については、省エネ技術以外のものはモデル[4]で有意に正であり、省エネ技術に関連するものは全てのモデルで有意に正となっている。すなわち、企業が直面する事業リスクや企業規模を考慮しても、省エネ技術に関する特許ストックの増加はトービンの Q を増加させ、省エネ技術に関するスピルオーバー・プールの増加もトービンの Q を増加させることが示唆されている。

コントロール変数である広告費ストックを資本ストックで除したもの、売上高成長率、従業員数の係数は、いずれも有意に正であった。広告費ストックや売上高成長率、従業員数がコントロール変数として機能しており、トービンの Q と特許ストック、スピルオーバー・プールとの関係をより適切に推計していることが示唆される。

表 4-3 トービンの Q と出願特許ストック、スピルオーバー・プールの推計結果

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
特許ストック	17.556*** (26.085)	16.824*** (24.763)				
/資本ストック						
省エネ技術を除く特許ストック			15.666*** (22.512)	15.478*** (22.387)	15.405*** (22.352)	15.223*** (22.228)
/資本ストック			203.546*** (5.947)	203.960*** (5.976)	224.066*** (6.373)	224.363*** (6.401)
省エネ技術関連特許ストック						
/資本ストック						
ln(スピルオーバー・プール)		0.030*** (4.422)				
ln(省エネ技術を除くスピルオーバー・プール)			0.020*** (2.730)	0.020*** (2.778)	-0.001 (-0.076)	0 (-0.026)
ln(省エネ技術関連スピルオーバー・プール)			0.008*** (4.789)	0.008*** (4.775)	0.007*** (4.192)	0.007*** (4.180)
広告費ストック	3.081*** (23.049)	3.179*** (23.172)	3.163*** (23.239)	3.164*** (23.295)	2.985*** (22.343)	2.987*** (22.401)
/資本ストック						
売上高成長率				0.047*** (6.770)		0.047*** (6.750)
ln(従業員数)					0.039*** (9.215)	0.039*** (9.190)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	13762	13762	13762	13762	13734	13734
決定係数	0.365	0.366	0.37	0.372	0.374	0.376

注 1：括弧内は t 値である。

注 2：***は 1% 有意水準であることを示す。

注 3：モデル[1]には特許ストックが 0 の場合に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

注 4：モデル[2]には、特許ストックが 0 の場合に 1 を取るダミー変数に加えて、全出願特許から構成されたスピルオーバー・プールが 0 の場合に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

注 5：モデル[3]～[6]には、省エネ技術関連特許ストックが 0 の場合に 1 を取るダミー変数、および省エネ技術関連スピルオーバーが 0 の場合に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

4-4-3 省エネ技術関連特許出願企業による分析

本節では、上記の推計結果の頑健性を確認するため、省エネ技術関連特許を1件以上出願した企業に分析対象サンプルを限定した推計結果を示す。前節の推計では、省エネ技術関連特許の出願の有無にかかわらず、製造業に属する上場企業を推計対象サンプルとしていた。推計対象サンプルには省エネ技術関連特許を推計対象期間に1件以上出願している企業379社と、全く出願していない企業604社が含まれていた。省エネ技術関連特許を全く出願していない企業を多く含めた推計では、省エネ技術関連特許ストックを資本ストックで除した変数の係数にマイナスのバイアスがかかるかもしれない。

省エネ技術関連特許を1件以上出願した企業を対象に推計を行った結果を整理したのが表4-4である。前節の推計と同様に、全てのモデルに年ダミーと産業ダミーを含めている。推計モデル[1]から[6]までは、前節と同様のスペシフィケーションである。すなわち、推計モデル[1]は、特許ストックと広告費ストックのみを含めた最もシンプルなモデルの推計結果である。推計モデル[2]は、特許ストックに関連した変数と広告費ストックに関連した変数に加えて、スピルオーバー・プールを説明変数に含めている。推計モデル[3]は、特許ストックを省エネ技術に関する特許ストックとそうでない特許ストックに分けて考え、スピルオーバー・プールについても省エネ技術とそれ以外の技術に関連するものと分けて考えて説明変数に含めた推計結果である。推計モデル[4]から[6]までは、[3]に企業特性を示す変数として売上高成長率、従業員数をそれぞれまたは同時に説明変数に加えたモデルの推計結果である。

省エネ技術関連特許を1件以上出願した企業をサンプルとした推計モデル[1]から[6]までの結果は、前節の省エネ技術関連特許を出願した企業としていない企業をサンプルとした推計結果と符号や有意性はかわらない。このことから、無形資産の蓄積が有意に企業価値を高めていること、省エネ技術関連特許ストックの増加が有意に企業価値を高めていること、スピルオーバー効果によって企業価値が高められていること、省エネ技術のスピルオーバー・プールが増加すると企業価値が増加することが頑健性を持って示唆されている。

表 4-4 省エネ技術関連特許を 1 件以上出願している企業をサンプルとした推計結果

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
特許ストック / 資本ストック	10.094*** (14.384)	9.559*** (13.700)				
省エネ技術を除く特許ストック / 資本ストック			9.204*** (13.141)	9.272*** (13.209)	8.932*** (12.921)	9.003*** (12.989)
省エネ技術関連特許ストック / 資本ストック			238.590*** (7.930)	240.835*** (7.980)	250.223*** (8.196)	252.092*** (8.235)
ln(スピロオーバー・プール)		0.048*** (4.011)				
ln(省エネ技術を除くスピロオーバー・プール)			0.049*** (4.064)	0.048*** (4.044)	0.019 (1.407)	0.02 (1.449)
ln(省エネ技術関連スピロオーバー・プール)			0.008*** (6.066)	0.008*** (6.027)	0.008*** (5.583)	0.008*** (5.558)
広告費ストック / 資本ストック	3.085*** (8.613)	3.263*** (8.958)	3.397*** (9.223)	3.406*** (9.244)	3.060*** (8.483)	3.077*** (8.519)
売上高成長率				0.073*** (3.815)		0.070*** (3.660)
ln(従業員数)					0.029*** (4.599)	0.028*** (4.471)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	5306	5306	5306	5306	5306	5306
決定係数	0.42	0.422	0.437	0.439	0.44	0.441

注 1：括弧内は t 値である。

注 2：***は有意水準が 1%であることを示す。

注 3：モデル[1]には特許ストックが 0 の場合に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

注 4：モデル[2]には、特許ストックが 0 の場合に 1 を取るダミー変数に加えて、全出願特許から構成されたスピロオーバー・プールが 0 の場合に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

注 5：モデル[3]～[6]には、省エネ技術関連特許ストックが 0 の場合に 1 を取るダミー変数、および省エネ技術関連スピロオーバーが 0 の場合に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

4-4-4 エネルギー価格の影響を考慮したモデルの推計

日本ではエネルギー価格が企業の生産活動や利潤、企業価値に与える影響は大きく、エネルギー価格が変動した時こそ省エネ技術に関する研究開発が企業価値向上に寄与する度合いは高くなると予想される。つまり、エネルギー価格の変動が企業価値への限界効果を変化させている可能性がある。そこで、エネルギー価格の変動が企業価値に与える影響を分析するため、省エネ技術関連の特許ストックを資本ストックで除した変数に加えて、これとエネルギー価格との交差項を説明変数に加えて推計を行った。エネルギー価格指数としては、原油、天然ガス、石炭の価格の加重平均である IMF Primary Commodity Prices の Fuel (energy) Index を用いた。その推計結果をまとめたのが表 4-5 である。

推計モデル[1]~[4]は、表 4-4 における推計モデル[3]~[6]に、省エネ特許ストックとエネルギー価格の交差項を加えたものである。省エネ特許ストックとエネルギー価格指数との交差項のパラメータは統計的に有意にプラスとなった。すなわち、エネルギー価格が上昇する場合には、省エネ特許ストックが企業価値に与えるプラスの効果がより大きくなることを示唆している。

表 4-5 エネルギー価格を考慮した推計結果

	[1]	[2]	[3]	[4]
省エネ技術を除く特許ストック /資本ストック	15.695*** (22.538)	15.507*** (22.412)	15.435*** (22.379)	15.253*** (22.256)
省エネ技術関連特許ストック /資本ストック	15.696 (0.238)	18.712 (0.285)	28.089 (0.417)	31.119 (0.463)
ln(省エネ技術を除くスピルオーバー・プール)	0.020*** (2.707)	0.020*** (2.754)	-0.001 (-0.103)	0
ln(省エネ技術関連スピルオーバー・プール)	0.007*** (4.724)	0.007*** (4.712)	0.007*** (4.124)	0.006*** (4.114)
広告費ストック /資本ストック	3.162*** (23.240)	3.163*** (23.296)	2.984*** (22.345)	2.986*** (22.403)
売上高成長率 ln(従業員数)		0.047*** (6.750)		0.047*** (6.730)
			0.039*** (9.231)	0.039*** (9.206)
エネルギー価格×省エネ技術関連特許ストック /資本ストック	1.974*** (3.189)	1.944*** (3.153)	2.057*** (3.259)	2.026*** (3.222)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	13762	13762	13734	13734
決定係数	0.371	0.373	0.375	0.377

注 1：括弧内は t 値である。

注 2：***は有意水準が 1%であることを示す。

注 3：モデル 8~12 には、省エネ技術関連特許ストックが 0 の時に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

注 4：エネルギー価格は IMF の ” Primary Commodity Prices ” におけるエネルギー価格指数を用いた。

4-4-5 省エネ技術関連特許の特許生産関数の推計

本節では、省エネ技術関連スピルオーバー・プールが企業の省エネ技術関連特許件数に与える影響を検証する。前節の推計結果から、省エネ技術関連スピルオーバー・プールが企業価値向上に寄与している可能性が示唆された。また、省エネ技術に関する特許ストックも企業価値の向上に寄与していることも示唆された。つまり、省エネ技術に関連する無形資産の蓄積は企業価値にプラスの影響を与えており、うち、省エネ技術関連スピルオーバーによって促された省エネ技術関連無形資産の蓄積も企業価値を向上させる可能性がある。そこで、省エネ技術関連スピルオーバーが企業の省エネ技術に関連した無形資産投資に影響を与えているか否かを、省エネ技術関連特許件数とスピルオーバー・プールを用いて、特許生産関数（Pakes and Griliches, 1984 等）フレームワークにより推計する。

推計では、被説明変数を省エネ技術関連特許件数とし、説明変数として省エネ技術関連スピルオーバー・プール、省エネ技術以外のスピルオーバー・プール、研究開発インプットの規模を考慮する研究開発費ストック、企業規模を考慮する従業員数、トレンドを考慮する年ダミーを用いる⁵⁵。推計を行う際には、企業レベル、年レベルのパネルデータを用いることと、被説明変数がカウントデータであることを考慮し、パネル・ポアソンモデルおよびパネル・ネガティブ・バイノミアルを用いる⁵⁶。

省エネ技術関連特許に関する特許生産関数をパネル・ポアソンモデルによって推計した結果を整理したのが、表 4-6 である。また、パネル・ネガティブ・バイノミアルモデルによる推計結果を整理したのが表 4-7 である。モデル[1]、[2]、[3]はスピルオーバーの変数として省エネ技術関連スピルオーバー・プールを推計に含めており、[4]、[5]、[6]は省エネ技術以外のスピルオーバー・プールも含めている。また、[1]と[4]は研究開発費ストックのみ、[2]と[5]は従業員数を、[3]と[6]は研究開発費ストックと従業員数を同時にコントロールした推計結果である。パネル・ポアソンモデルでも、パネル・ネガ

⁵⁵ 研究開発インプットの規模や企業規模、トレンドに加えて、企業の業種特性をコントロールすることが望ましい。しかし、本稿の用いた上場企業のデータは、各企業の業種が分析期間を通じて同一であり、企業の固定効果を同時に考慮して推計することができない。そのため、業種特性はコントロールしておらず、企業固有の効果に含まれていると考えて推計を行った。

⁵⁶ 固定効果を考慮したパネル・ネガティブ・バイノミアルモデルにはバイアスがあることが指摘されている (Allison and Waterman, 2002; Guimaraes, 2007)。したがって本稿では、推計結果の頑健性を確認するため、パネル・ポアソンモデルとパネル・ネガティブ・バイノミアルモデルによる推計結果の両方を示している。

タイプ・バイノミアルモデルでも、省エネ技術関連スピルオーバー・プールの係数は、全てのモデルを通じて有意に正の値となっている。これは、省エネ技術以外のスピルオーバー・プールや研究開発インプットの規模、企業規模、トレンドを考慮しても、省エネ技術関連スピルオーバー・プールの増加が省エネ技術関連特許件数を増加させることを意味している。社会全体として省エネ技術に関する研究開発活動が進み、特許が出願されると、その成果がスピルオーバーして企業の省エネ技術に関する研究開発を促す可能性が示唆されている。

パネル・ポアソンモデルでもパネル・ネガティブ・バイノミアルモデルでも、[4]、[5]、[6]の推計結果では、省エネ技術以外のスピルオーバー・プールの係数も有意に正の値となっている。また、パネル・ポアソンモデルでは、研究開発費ストックや従業員数の係数も、全て有意に正の値となっている。以上のことから、省エネ技術以外のスピルオーバーや研究開発インプットの規模、企業規模が適切に考慮され、省エネ技術関連特許に関する特許生産関数は大きな問題なく妥当性を持って推計されたと考えられる。

表 4-6 省エネ技術関連特許件数に関する特許生産関数の推計結果
(パネル・ポアソンモデル)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
省エネ技術関連スピル オーバープール	0.180*** (12.623)	0.195*** (13.693)	0.180*** (12.565)	0.183*** (12.808)	0.199*** (13.946)	0.183*** (12.765)
省エネ技術以外のスピ ルオーバープール				0.176*** (4.907)	0.184*** (5.135)	0.185*** (5.139)
研究開発費ストック	0.675*** (13.230)		0.638*** (11.110)	0.668*** (13.074)		0.626*** (10.897)
従業員数		0.020*** (7.974)	0.004 (1.364)		0.021*** (8.044)	0.005 (1.564)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	5612	5702	5590	5612	5702	5590
サンプル企業数	419	421	417	419	421	417
Wald Chi2	708.323	611.353	703.351	728.641	634.635	725.392

注 1：括弧内は t 値である。

注 2：***は有意水準が 1%であることを示す。

注 3：被説明変数が非負の整数であるカウントデータであることから、パネル・ポアソンモデルで推計した。

表 4-7 省エネ技術関連特許件数に関する特許生産関数の推計結果
(パネル・ネガティブ・バイノミアルモデル)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
省エネ技術関連スピル オーバープール	0.274*** (13.158)	0.273*** (13.241)	0.271*** (12.970)	0.259*** (12.472)	0.259*** (12.601)	0.257*** (12.387)
省エネ技術以外のスピ ルオーバープール				0.193*** (5.627)	0.189*** (5.365)	0.196*** (5.502)
研究開発費ストック	0.258*** (3.211)		0.101 (0.777)	0.069 (0.761)		0.047 (0.354)
従業員数		0.013*** (3.525)	0.009 (1.571)		0.003 (0.719)	0.001 (0.154)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	5612	5702	5590	5612	5702	5590
サンプル企業数	419	421	417	419	421	417
Wald Chi2	283.033	289.652	285.572	329.994	329.434	328.158

注 1：括弧内は t 値である。

注 2：***は有意水準が 1%であることを示す。

4-4-6 推計結果の解釈に係る留意点

ここで、本稿の行った推計に関する含意と留意点を 3 点指摘しておこう。第 1 に、われわれの推計によれば、省エネ特許ストックが企業価値にプラスの影響を与えていることが観察された。すなわち、省エネ技術関連の特許ストックは専有可能性が低くない無形資産であることが示唆される。しかし、特許の専有可能性は技術分野や業種によって著しく異なることが知られている (Cohen et al. 2002; 後藤・永田, 1997)。また、特許データでは捕捉しがたい省エネのためのノウハウの蓄積は、本稿では十分に捉えきれていない。省エネ関連技術分野ごとに専有可能性がどのように異なるか、省エネ特許ストックに関してさらに詳細にブレークダウンして分析することが必要となるだろう。

第 2 に、スピルオーバー・プールの構成方法で説明したように、本稿は上場企業の出願した特許のみをベースとしてスピルオーバー・プールを導出している。しかし、個々の企業の利用できる外部の無形資産はこれら上場企業に限定されるものではない。大学や官公庁の研究機関、外国企業、また未上場企業の研究開発の成果からもさまざまなスピルオーバーが生じているはずである。したがって、これら外部の無形資産へのアクセスの程度が企業ごとにどのように異なっているかは、本稿で導入した説明変数では十分に捉えきれないさまざまな企業特性にも依存している可能性が高い。これら除外変数バイアスに伴う内生性がスピルオーバー効果を過少推定してい

る可能性があるといえよう。

第3に、バランスト・パネルを用いたことに伴う対象企業のセレクション・バイアス、また、無形資産と有形資産の蓄積過程のダイナミクスにおける相互連関が内生性を生む懸念は残らざるをえない。今後の検討課題である。

4-5 結論

本稿では、省エネ技術に焦点を当てて、無形資産およびスピルオーバーと企業価値の関係を分析した。Griliches (1981)、Hall, Jaffe, and Trajtenberg (2005)の企業価値関数モデルに依拠した非線形推定の結果によれば、先行研究と同様に無形資産ストックや省エネ技術に関する無形資産ストックが企業価値を高めていることが確認できた。この推計結果は、本稿で示した仮説1「無形資産の蓄積は企業価値を向上させる」および仮説2「省エネルギー技術に関する無形資産の蓄積は企業価値を向上させる」を統計的に支持している。なお、エネルギー価格が上昇する場合、省エネ技術に関する無形資産ストックは企業価値をより向上させる可能性も確認された。一方、省エネ技術に関するスピルオーバー・プールは企業価値にプラスのインパクトを与えていた。省エネ技術関連特許件数と省エネ技術関連スピルオーバー・プールの関係を分析した特許生産関数の推計では、省エネ技術関連スピルオーバーが省エネ技術に関する無形資産の蓄積にプラスのインパクトを与えている結果が得られた。これらの結果は、仮説3「省エネルギー技術に関するスピルオーバー・プールは企業価値を向上させる」を統計的に支持している。

省エネ技術に関する無形資産の蓄積が企業価値を向上させるという結果となった理由としては、以下のことが考えられる。すなわち、省エネ技術はエネルギー自給率が低い日本の製造業において、生産活動に必要な技術であると市場が評価しているということである。もちろん、省エネ特許を取得することが当該企業の利益（キャッシュ・フロー）にどれだけ貢献するかは、当該技術を利用した製品市場における市場支配力、技術ライセンスを通じたロイヤリティ収入、当該技術がライバル企業に流出することによって製品市場競争が強まることによって自らのレントが消失する効果（rent dissipation effect）、さらに、技術の利用者側の受容能力（absorptive capacity）などの効果が複雑に絡みあって決定される⁵⁷。ただ、エネ

⁵⁷ 技術取引市場の効率性を左右する要因のうち、供給サイドの要因であるロイヤリティ等の収入効果（revenue effect）、競争相手へのライセンス

ルギー価格が上昇する場面で、省エネ技術に関する無形資産の蓄積が企業価値をより向上させるという本稿の結果や、省エネ技術に関連した特許を出願している企業のみをサンプルとした推計結果等もあわせて考えると、エネルギーの希少性が高い日本において、省エネ技術に関する無形資産蓄積を適切に投資家、市場は評価していると言えるだろう⁵⁸。

一方、スピルオーバー・プールは企業価値にプラスの影響を与えていた。これは、少なくとも上場企業に関する限り、企業間の技術距離と市場における競合度とは強く相関していない可能性も示唆している。製品市場で競合するライバル企業に技術が流出することは当該企業の価値を低めるはずであるが、そのような事態は少なくとも集計レベルでは生じていない。

政策的な含意として、省エネ技術に関する無形資産や、省エネ技術に関するスピルオーバー効果が企業価値に対してプラスであるという推計結果から、省エネに関する研究開発投資は最適水準にはない可能性が指摘できる。省エネ技術の研究開発を最適水準に誘導するための政策的サポートが、日本企業の企業価値を向上させる可能性があるといつてよい。実際、1973年に発生した第1次石油危機以降、国立研究開発法人産業技術総合研究所や国立研究開発法人新エネルギー・産業技術総合開発機構が政策として積極的に省エネ技術の開発をサポートしてきた⁵⁹。これらの政策が、日本企業の企業価値を高めてきたと考えられる。エネルギーの自給が難しい日本で活動する製造業にとって、引き続き、省エネ技術開発のための政策的サポートが企業価値向上に寄与する可能性は高い。

本稿では省エネ技術に焦点を合わせた分析を行ったが、今後さらに、自然災害からの復興に貢献する技術や再生可能エネルギー等のグリーン・イノベーション関連技術、医療や介護等のライフイノベ

に伴うレントの消失効果 (rent dissipation effect)、また需要サイドの要因である受容能力 (absorptive capacity) といった要因がこれまで詳しく検討されてきた。詳しくは Arora and Gambardella (2010), Cohen and Levinthal (1989, 1990) を参照されたい。

⁵⁸ 本稿の推計結果の頑健性を確認するため、特許ストックを算出する際の陳腐化率を 20%、30%とした推計や、説明変数にラグを取った推計も行っている。詳しくは補論 4-2 を参照。

⁵⁹ 省エネルギー技術の開発は、1978年から実施された「ムーンライト計画」で政策的に進められた。1992年までに1400億円が支出され、廃熱利用技術システムや高効率ガスタービンの開発等、様々な基礎的技術の開発が行われた。1993年からは、「ムーンライト計画」にくわえ、新エネルギーの技術開発を目的とする「サンシャイン計画」、環境負荷低減技術の開発を目的とする「地球環境技術開発」制度を統合し、「ニューサンシャイン計画」が実施された。これにより、分散型電池電力貯蔵技術等の省エネ技術開発が行われた(資源エネルギー庁、1999)。

ーション関連技術等についても、本稿と同様の検討を行うことが望まれる。これによって、政策的支援をより効果的に行うための基礎的情報を提供することができるだろう。

補論 4-1 省エネ技術に関する特許の検索式

付表 4-1 省エネ技術に関する特許検索式

tech1	分散型エネルギーシステム	#1 WD=(分散型エネルギー+分散型発電+コージェネ+コージェネ) #2 #1
tech2	廃棄物エネルギーシステム	#3 IC=(C02F?+F23G?+C10L?+C10J?+F23K?+C21B5/?) #4 WD=(発電+ガス化改質) #5 WD=(廃棄物+ゴミ+ごみ+廃ゴム+廃プラスチック) #6 #3*#4*#5
tech3	直接発電技術	#7 IC=(H01L35/?) #8 WD=(発電) #9 #7*#8
tech4	火力発電技術	#10 IP=(C10J?+F02C?) #11 WD=(排熱+排ガス+廃熱) #12 WD=(発電) #13 #10*#11*#12
tech5	電力貯蔵技術	#14 IP=(H02J15/?) #15 #14
tech6	電力ネットワーク技術	#16 IP=(H02J1/?+H02J3/?+H02J4/?+H02J5/?) #17 WD=(負荷平準化+超高压+超低損失+系統連携) #18 #16*#17
tech7	燃焼技術	#19 WD=(燃焼) #20 WD=(高温空気+純酸素+C02リサイクル+C02回収) #21 #19*#20
tech8	熱回収技術	#22 WD=(熱) #23 WD=(回収) #24 WD=(カスケード利用+廃熱利用+排熱利用+自然熱利用+ケミカルヒートポンプ) #25 #22*#23*#24
tech9	熱貯蔵技術	#26 IP=(C09K5/?+F24F5/?) #27 WD=(潜熱蓄熱+氷蓄熱) #28 #26*#27
tech10	熱輸送技術	#29 WD=(熱輸送) #30 #29
	計	#31 #2*#6*#9*#13*#15*#18*#21*#25*#28*#30

補論 4-2 推計結果の頑健性の確認

本補論では、本稿の推計の頑健性を示すため、陳腐化率を変えたり、1期ラグを取ったりした説明変数を用いる推計結果を示す。本稿では、知識の陳腐化率を Hall, Jaffe, and Trajtenberg (2005) や Bloom, Schankerman, and Van Reenen (2013) を参考にして 15% としている。本補論では、陳腐化率を Corrado, Hulten, and Sichel (2009) が用いている 20%、Blundell, Griffith, and Van Reenen (1999) が用いている 30% として算出した特許ストックおよびスピルオーバー・プールを説明変数とした推計結果を示す。また、本稿では説明変数にラグをとらずに推計を行った。本補論では、1期ラグを伴う説明変数を用いた推計結果を示す。付表 4-2 は上記の推計結果をまとめたものである。モデル [1] と [2] はそれぞれ陳腐化率を 20%、30% として計算した推計結果である。また、[3]、[4]、[5] は、それぞれ陳腐化率を 15%、20%、30% として計算し、説明変数に 1期ラグを取った推計結果である。モデル [1] から [5] までの結果を見てみると、本稿の推計結果で示されている係数の符号や有意水準と大きく異なることが示されている。

付表 4-2 陳腐化率を変え、1期ラグをとった推計結果

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
説明変数に1期ラグを取る	×	×	○	○	○
陳腐化率	20%	30%	15%	20%	30%
省エネ技術を除く特許ストック / 資本ストック	20.200*** (22.572)	29.831*** (22.719)	14.001*** (20.628)	18.524*** (20.965)	27.368*** (21.183)
省エネ技術関連特許ストック / 資本ストック	271.952*** (6.337)	362.156*** (6.154)	222.870*** (6.276)	270.098*** (6.239)	361.252*** (6.106)
ln(省エネ技術を除くスピルオーバー・プール)	-0.001 (-0.096)	-0.001 (-0.091)	-0.001 (-0.097)	-0.001 (-0.189)	-0.002 (-0.243)
ln(省エネ技術関連スピルオーバー・プール)	0.007*** (4.330)	0.007*** (4.502)	0.006*** (3.970)	0.007*** (4.104)	0.007*** (4.260)
広告費ストック / 資本ストック	2.974*** (22.369)	2.978*** (22.425)	2.885*** (21.389)	2.871*** (21.353)	2.864*** (21.373)
売上高成長率	0.047*** (6.708)	0.047*** (6.710)	0.044*** (6.265)	0.043*** (6.229)	0.043*** (6.238)
ln(従業員数)	0.038*** (9.071)	0.037*** (8.767)	0.040*** (9.105)	0.039*** (9.045)	0.039*** (8.844)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	13734	13734	12753	12753	12753
決定係数	0.378	0.379	0.37	0.372	0.374

注 1：括弧内は t 値である。

注 2：***は 1% 有意水準を示す。

注 3：省エネ技術関連特許ストックが 0 の時に 1 を取るダミー変数、省エネ技術関連スピルオーバー・プールが 0 の時に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

省エネ技術以外の特許ストックと、省エネ技術関連特許ストックについて、両者で異なる陳腐化率を用いて算出したストックを用いる推計結果を整理したのが付表 4-3 である。本稿では、省エネ技術以外の特許や、省エネ技術関連特許に関して、特許ストックの算出や、スピルオーバー・プール算出のための技術ポジションの定義の際に同様の陳腐化率 15%を用いている。本補論では、15%、20%、30%の3パターンの陳腐化率から、両特許ストックにおいてそれぞれ異なる陳腐化率を用いて計算した。モデル[1]、[2]は省エネ技術以外の特許について陳腐化率 15%を設定し、省エネ技術関連特許をそれぞれ陳腐化率 20%、30%として推計に用いた結果である。[3]、[4]は、省エネ技術以外の特許について陳腐化率 20%と設定し、省エネ技術関連特許をそれぞれ陳腐化率 15%、30%として推計に用いた結果である。[5]、[6]は省エネ技術以外の特許について陳腐化率 30%を設定し、省エネ技術関連特許をそれぞれ陳腐化率 15%、20%として推計に用いた結果である。各モデルの推計結果は、係数の符号や有意水準において本稿の推計結果と大きく異なる結果となっていることが示されている。

付表 4-3 省エネ技術とそれ以外の技術で異なる陳腐化率を用いて計算したストックを用いる推計結果

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
陳腐化率						
省エネ技術を除く特許ストック	15%	15%	20%	20%	30%	30%
省エネ技術関連特許ストック	20%	30%	15%	30%	15%	20%
省エネ技術を除く特許ストック /資本ストック	15.215*** (22.223)	15.208*** (22.222)	20.217*** (22.582)	20.179*** (22.563)	29.929*** (22.755)	29.887*** (22.739)
省エネ技術関連特許ストック /資本ストック	272.033*** (6.333)	366.057*** (6.176)	225.099*** (6.426)	363.824*** (6.147)	226.762*** (6.505)	272.813*** (6.390)
ln(省エネ技術を除くスピルオーバー・プール)	0 (-0.018)	0 (-0.002)	-0.001 (-0.104)	-0.001 (-0.079)	-0.001 (-0.120)	-0.001 (-0.110)
ln(省エネ技術関連スピルオーバー・プール)	0.007*** (4.178)	0.007*** (4.154)	0.007*** (4.333)	0.007*** (4.305)	0.007*** (4.529)	0.007*** (4.527)
広告費ストック /資本ストック	2.987*** (22.399)	2.987*** (22.396)	2.975*** (22.371)	2.974*** (22.365)	2.978*** (22.431)	2.978*** (22.429)
売上高成長率	0.047*** (6.751)	0.047*** (6.749)	0.047*** (6.707)	0.047*** (6.706)	0.047*** (6.710)	0.047*** (6.711)
ln(従業員数)	0.039*** (9.192)	0.039*** (9.182)	0.038*** (9.070)	0.038*** (9.059)	0.037*** (8.782)	0.037*** (8.782)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	13734	13734	13734	13734	13734	13734
決定係数	0.376	0.376	0.378	0.378	0.379	0.379

注 1：括弧内は t 値である。

注 2：***は 1% 有意水準を示す。

注 3：省エネ技術関連特許ストックが 0 の時に 1 を取るダミー変数、省エネ技術関連スピルオーバー・プールが 0 の時に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

補論 4-3 無形資産として研究開発活動のみを考慮した推計

本補論では、無形資産として研究開発活動のみに注目した推計結果を示す。本論では、Corrado, Hulten, and Sichel (2009)にしたがって無形資産を可能な限り考慮するため、研究開発活動だけでなくブランド資産も推計に含めた。同様の推計方法で、ブランド資産を示す広告費ストックを変数から除いた際の推計結果を整理したのが、付表 4-4 である。ブランド資産をモデルから除くと、モデル[3]～モデル[6]において省エネ技術に関連するスピルオーバー・プールの係数は有意に正であるものの、省エネ技術関連特許ストックに関する係数は有意でなくなる。これは、省エネ技術に関連した研究開発活動の一部がブランド資産の蓄積の役割を果たしており、ブランド資産が潜在変数になっている可能性を示唆している。広告費ストックを用いて明示的にブランド資産蓄積の影響を考慮している本論の推計は、そのようなバイアスがない結果を示していると考えられる。

付表 4-4 無形資産として研究開発のみを考慮した推計結果

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
特許ストック	9.085*** (18.758)	8.146*** (17.302)				
/資本ストック						
省エネ技術を除く特許ストック			7.549*** (15.826)	7.399*** (15.640)	7.181*** (15.414)	7.037*** (15.230)
/資本ストック			-26.65 (-1.583)	-26.157 (-1.558)	-12.582 (-0.708)	-12.143 (-0.686)
省エネ技術関連特許ストック						
/資本ストック		0.076*** (11.501)				
ln(スピロバー・プール)						
ln(省エネ技術を除くスピロバー・プール)			0.064*** (9.163)	0.064*** (9.192)	0.032*** (4.460)	0.032*** (4.492)
ln(省エネ技術関連スピロバー・プール)			0.005*** (3.139)	0.005*** (3.122)	0.003*** (2.109)	0.003*** (2.093)
売上高成長率				0.057*** (7.631)		0.057*** (7.703)
ln(従業員数)					0.073*** (17.502)	0.072*** (17.482)
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	16268	16268	16268	16268	16226	16226
決定係数	0.197	0.203	0.205	0.208	0.219	0.222

注 1：括弧内は t 値である。

注 2：***は 1%、**は 5%の有意水準を示す。

注 3：モデル [1]には特許ストックが 0 の場合に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

注 4：モデル [2]には、特許ストックを除く特許ストックが 0 の場合に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

注 5：モデル [3]～[6]には、省エネ技術を除く特許ストックが 0 の場合に 1 を取るダミー変数と、省エネ技術関連特許ストックが 0 の場合に 1 を取るダミー変数を推計に含めている。

第5章 結論と今後の課題

本稿では、環境政策が企業の研究開発活動や事業所の業績に与える影響や、環境技術に関する研究開発の蓄積が企業価値に与える影響を、事業所レベルまたは企業レベルのマイクロデータを用いて実証的に分析した。分析の結果、環境政策は、企業の環境技術に関する研究開発インセンティブを上昇させ、事業所の売上高や生産性を向上させる可能性が示唆された。また、環境技術に関する研究開発の蓄積は、企業価値の向上に寄与し、研究開発を行う企業だけでなく社会的にも企業価値向上に寄与する可能性が示唆された。伝統的な経済学の考え方では、環境政策は生産活動における社会的費用を内部化することとなり、企業にとって私的コストが増加することになるため、研究開発インセンティブや企業パフォーマンスは低下すると考えられていた。一方、Porter and van der Linde (1995)等が指摘したように、適切な環境政策は企業の研究開発インセンティブを上昇させ、企業パフォーマンス向上につながるとも考えられる。本稿では後者の説をサポートする分析結果を示している。環境汚染による外部不経済を適切に考慮しつつ、企業が持続可能な生産活動を行うことができるような環境政策をどのように設計していくのかは、現在施行されている様々な環境政策と企業行動を分析し、慎重に検討する必要がある。

本稿では、事業所レベルや企業レベルの詳細なパネルデータを用いて、環境政策と企業の研究開発活動、パフォーマンスとの関係を、3つのテーマで実証的に検証した。ここで、得られた結果の概要を示し、環境政策へのインプリケーションについて言及しておこう。

第2章では、VOC排出規制の自主的取組に注目し、環境政策が事業所の業績に与える影響を、工業統計調査甲調査の個票データおよびPRTRの個別事業所データをマッチングした事業所レベルのデータを用いて実証的に分析した。分析の際には、自主的取組のインパクトを統計的に抽出するため、傾向スコアマッチング法とDIDを組み合わせた手法を用いた。自主的取組を行った事業所とそうでない事業所で売上高や付加価値売上高比率、生産性を比較し、そのインパクトを統計的に抽出した結果、自主的取組を行った事業所はそうでない事業所よりも売上高や資本生産性、投資生産性が高いという結果が得られた。自主的取組を行うと事業所の売上や生産性が向上する可能性を定量的に示唆した本稿の分析結果は、自主的取組と、従来の直接規制的手法を組み合わせた環境政策が企業の生産活動を停滞させることなく機能することを示している。環境政策に対して、

資金制約等から一時的に対応できない事業所については、資金面で政策的なバックアップを行えば、売上高の増加や生産性の向上につながり、日本全体として政策的な目標を達成しやすくなるであろう。また、自主的取組の奨励は売上高や生産性の向上にもつながることから、産業政策としても有効である。今後は、VOCだけでなく、他の物質についても自主的取組を組み合わせた法制度を実施することで、効率的に環境保全を行いつつ、日本企業の競争力向上を達成できるような政策が可能となる。環境政策としても産業政策としても機能する政策を検討することができるようになる。

また、本稿の分析結果は、環境政策の実施による事業所の海外移転についても示唆を与える。通常、環境政策が施行されると、企業は環境政策への対応コストを節約するために事業所を環境政策のない外国に移転させることが指摘されてきた。ただ、自主的取組には法的強制力がないため、政策対応コストは低く、自主的取組が奨励されたことによって事業所を海外移転する可能性は低い。自主的取組によって事業所の売上高や生産性が高まる可能性があるという本稿の推計結果をあわせて考えると、自主的取組という政策手段は環境政策の手法として環境保全の目的を達成しつつ、業績の向上にもつながり、産業空洞化の原因ともなりにくい。ただし、定められた自主的取組のコスト負担を避けるため、国内事業所を閉鎖して生産活動をやめ、VOC排出規制が施行されていない国からの安い輸入品に切り替える可能性もある。今後、自主的取組という環境政策の手法が産業空洞化を回避しながら環境政策として機能するか否か検討する際には、国内における生産活動や生産性だけでなく、海外からの輸入や貿易の情報も加味して総合的に判断することが求められる。

第3章では、環境技術の研究開発インセンティブに対して、環境政策の枠組規制的手法が与える影響を分析した。枠組規制的手法として、日本におけるPRTRに注目し、独自に定義した環境技術の特許データを用いて分析を行った。PRTRの報告義務を持つ企業とそうでない企業の環境技術に関する特許の量と質を比較するDID推計の結果によれば、PRTRによる報告内容の公開が2001年に開始されて以降、報告対象となっている企業はそうでない企業に比べて環境技術に関する特許を多く出願している。また、環境技術に関連する特許1件当たりクレーム数も多いことが確認された。PRTRが報告義務を負う企業の環境技術に関する研究開発インセンティブを高めている可能性があるという一連の推計結果は、枠組規制的手法による環境政策が、企業に化学物質の管理を促すという環境政策としての側面と、環境技術の研究開発活動が量と質の両面から促進されるという技術政策としての側面を持っていることを示唆している。

第4章では、省エネルギー技術に関する無形資産を独自に定義して、通常の無形資産と省エネルギー技術に係る無形資産のそれぞれが企業価値に与える影響を分析した。また、企業間、技術間の技術的近接性を考慮したスピルオーバー・プールを、各企業の省エネ技術関連特許と省エネ技術以外の特許データを基に計算し、スピルオーバー効果が企業価値に与える影響も同時に分析した。有形資産と無形資産を分離可能とする企業価値関数モデルに依拠した非線形推定の結果によれば、先行研究と同様に無形資産ストックが企業価値を高めることにくわえて、省エネ技術に関する無形資産ストックも企業価値の向上に寄与するという結果が得られた。また、エネルギー価格が上昇する局面において、特に省エネ技術に関する無形資産の蓄積は企業価値を高める効果があるという結果も得られた。省エネ技術に関する無形資産の蓄積が企業価値を高めるという推計結果は、エネルギーの希少性が高い日本において、省エネ技術に関する無形資産蓄積を適切に市場は評価していることを示唆している。一方、省エネ技術に関するスピルオーバー・プールは企業価値にプラスのインパクトを与えていた。これは、省エネに関する研究開発投資が社会的に見て最適な水準にないことを示唆している。

最後に、本稿に残された課題を述べる。本稿の実証分析では、環境政策と企業の研究開発活動、企業パフォーマンスの関係を検証するため、現時点で利用可能な企業または事業所データを用いた。現時点で利用可能な企業データは上場企業のデータや特許書誌情報を出願人レベルで集計したデータである。また、資本や労働、中間投入等に関する詳細な事業所データを継続して入手可能なのは、従業員数が30人以上の事業所に関するデータである。よって、本稿の分析からは、環境政策が中小企業や零細企業の研究開発インセンティブ、企業パフォーマンスに与える影響を含めてすべて明らかにしているわけではない。平成24年経済センサス活動調査によると、2012年2月1日現在で日本全体の企業412万8,215社のうち、従業員数が300人未満の企業が411万2,320社であったことから、企業数の上で大きな割合を占める中小企業に環境政策が大きな影響を与えていることは想像に難くない。将来的にデータ整備が進み、中小企業や零細企業を含む日本全体の企業データが整備されれば、より精確な研究が可能となるであろう。

また、本稿の推計では、内生性の問題を最大限考慮しようと試みているものの、完全には考慮できていない。第2章では、VOC排出削減に関する自主的取組を実施しているか否かのみが異なり、他の条件は同一であるような事業所を統計的に抽出し、自主的取組が事業所の企業パフォーマンスに与えた影響をDID推計した。また、サンプルを分割して様々な視点から推計結果の頑健性も確認している。

ただ、VOC 排出削減に関する自主的取組の実施が、将来の環境訴訟リスク等を考慮することができる経営者の能力を示している可能性もある。そのような経営者は、自主的取組をするが、企業パフォーマンスの向上にも効率的に取り組むことができるかもしれない。傾向スコアマッチングを行う際に、事業所の TFP を考慮することで経営者の質はある程度コントロールできていると考えられるが、経営者個人に関する詳細な情報を利用することがほぼ不可能であるという現在のデータ制約もあり、事業所ごとで捕捉可能な要因以外の経営者の質はほぼ同一であると仮定して得られたのが本稿の推計結果である。非合理的な仮定ではないと考えられるが、今後、経営者に関するデータ整備が進み、適切に考慮することができれば、より精緻な分析が可能となるであろう。

第 3 章では、PRTR の実施が企業の環境技術に関する研究開発インセンティブに与える影響を DID 推計した。ただ、政府は企業の研究開発活動をモニタリングしながら、PRTR を実施したという側面もあり、政策の実施が完全に外生であるとは言い切れない。これを考慮するため、本稿では、推計結果の頑健性を様々なスペシフィケーションで推計を行うことで確認した。また、化学産業や電気機械産業、一般機械産業、輸送用機械産業にサンプルを分割した推計も頑健性を確認するために行った。産業別にサンプルを分割した推計は、政策実施前の条件がある程度同一である企業を比較した分析となっており、本稿の推計結果に深刻なバイアスは無いと考えられる。今後、政府の政策決定に関するプロセスを定量化する手法が確立されれば、本稿の推計結果をより洗練できるであろう。

第 4 章では、省エネ技術の研究開発に関する無形資産の蓄積が企業価値に与える影響を、スピルオーバー・プールを考慮して推計した。本稿では、データの制約から上場企業の特許データと研究開発費のデータを用いてスピルオーバー・プールを算出している。ただ、企業が利用できる外部の無形資産は上場企業による研究開発活動の成果だけではない。大学や公的研究機関、外国企業、未上場企業による研究開発の成果も様々な形でスピルオーバーが生じているはずである。したがって、これら外部の無形資産へのアクセスの程度が企業ごとにどのように異なっているかは、本稿で導入した説明変数では十分に捉えきれないさまざまな企業特性にも依存している可能性が高い。これら除外変数バイアスに伴う内生性がスピルオーバー効果を過少推定している可能性があると考えられる。本稿では、スピルオーバー・プールの算出に必要な技術距離を定義する際に可能な限り一般性の高いマハラノビス距離を用いたり、省エネ技術に関連する特許ストックを算出する際の陳腐化率を様々に変えて推計結果を確認したりする等、可能な限り様々なスペシフィケーションで

推計を行った。その結果、本稿の推計結果はある程度の頑健性を持つことが確認されている。この後、データの利用可能性が拡大すれば、本稿の推計結果はより頑健性を持つであろう。

謝辞

本論文を作成するに当たり、多くの方々のお世話になりました。特に、指導教官である一橋大学経済学研究科の岡田羊祐先生には、大学、大学院を通じて本稿全般にわたり数多くの大変有益なアドバイス・丁寧かつ熱心なご指導・公私にわたり暖かい激励の言葉をいただきました。心より厚く感謝申し上げます。

副指導教官である深尾京司先生にも、研究活動において大変お世話になり、本稿について多くの貴重なアドバイス、コメントをいただきました。心より厚く御礼申し上げます。

岡室博之先生にも、大学、大学院を通じて大変お世話になり、本稿についても多くの貴重なアドバイス、コメントをいただきました。心より御礼申し上げます。

長岡貞男先生にも、大学院ゼミでの報告の機会をいただく等、本稿について多くの貴重なアドバイス、コメントをいただきました。心より御礼申し上げます。

山下英俊先生にも、本稿について多くの貴重なアドバイス、コメントをいただきました。大学院ゼミでも様々なアドバイスをいただきました。心より御礼申し上げます。

各章の作成に当たっては、以下の方々に大変お世話になりました。

第1章の作成においては、JSPS 科研費 K123730224 の助成を受けた研究成果の一部が用いられています。

第2章は、2016年6月に開催された日本経済学会2016年度春季大会で研究報告をした際に討論者を引き受けていただいた早稲田大学森田稔先生や高崎経済大学岩田和之先生に、詳細かつ的確なコメントをいただきました。御礼申し上げます。また、フロアからも貴重なコメントをいただきました。くわえて、本稿の前身であるNISTEP Discussion Paper「環境規制と経済的効果-製造事業所のVOC排出に関する自主的取組に注目した定量分析-」を公表する際には、科学技術・学術政策研究所の川上伸昭所長、斎藤尚樹総務研究官、三木清香企画課長に有益なコメントをいただきました。心より感謝致します。

第3章は、2016年6月に開催されたInnovation Economics Workshopで研究報告をし、東京経済大学長岡貞男先生や一橋大学イノベーション研究センター大山睦先生、参加者各位から大変貴重なコメントをいただきました。心より感謝致します。また、2名の匿名レフェリーより大変有益なアドバイス、コメントをいただきました。個々に記して、感謝の意を表します。

第4章の作成においては、経済産業研究所「大震災後の環境・エ

エネルギー・資源戦略に関わる経済分析」プロジェクトリーダーの九州大学の馬奈木俊介先生をはじめ、研究会参加者に多くの有益で貴重なコメントをいただきました。厚く御礼申し上げます。また、2014年12月に開催されたGRIPS/NISTEPセミナーで研究報告をし、東京大学名誉教授の後藤晃先生や政策研究大学院大学の鈴木潤先生、参加者各位から大変有益なコメントをいただきました。心より御礼申し上げます。

さらに、大学院の岡田羊祐ゼミ、深尾京司ゼミ、長岡貞男ゼミ、寺西俊一ゼミに参加されている諸氏にも、多くの貴重なコメントをいただきました。心から感謝しております。

博士論文の作成を進めるにあたって、学習院大学の宮川努先生、乾友彦先生、政策研究大学院大学の隅藏康一先生、慶応大学の松浦寿幸先生には様々なアドバイスや激励のお言葉をいただきました。心より感謝致しております。また、科学技術・学術政策研究所の榊原裕二前所長、富澤宏之総括主任研究官、氏田壮一郎主任研究官、東京大学の古澤陽子先生、東北大学名誉教授の石田秀輝先生、東北大学の古川柳蔵先生、明治学院大学の山内勇先生、大阪工業大学の西村陽一郎先生には、公私にわたり様々なアドバイスや激励、コメントをいただきました。大変感謝しております。

最後に、研究を進めるに当たり、御支援、御協力をいただきながら、ここにお名前を記すことが出来なかった多くの方々に、心より御礼申し上げます。

なお、本論文中に残された誤りは、すべて筆者本人のものであります。

参考文献

- Allcott, Hunt, Allan Collard-Wexler, and Stephen D. O'Connell (2016) "How do Electricity Shortages Affect Industry? Evidence from India," *American Economic Review*, 106(3), pp.587-624.
- Allison, Paul D. and Richard P. Waterman (2002) "Fixed-Effects Negative Binomial Regression Models," *Sociological Methodology*, 32, pp. 247-265.
- Ambec, Stefan, Mark A. Cohen, Stewart Elgie, and Paul Lanoie (2013) "The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness?" *Review of Environmental Economics and Policy*, 7(1), pp.2-22.
- Arato, Hiroki and Katsunori Yamada (2012) "Japan's Intangible Capital and Valuation of Corporations in a Neoclassical Framework," *Review of Economic Dynamics*, 15(4), pp.459-478.
- Arimura, Toshihide, Akira Hibiki, and Hajime Katayama (2008) "Is a Voluntary Approach an Effective Environmental Policy Instrument? A Case for Environmental Management System," *Journal of Environmental Economics and Management*, 55(3), pp.281-295.
- Arimura, Toshihide, Akira Hibiki, and Nick Johnstone (2007) "An Empirical Study of Environmental R&D: What Encourages Facilities to be Environmentally Innovative?" in Nick Johnstone (eds), *Environmental Policy and Corporate Behaviour*, OECD Publishing
- Arora, Ashish, and Alfonso Gambardella (2010) "Ideas for Rent: An Overview of Markets for Technology," *Industrial and Corporate Change*, 19(3), pp.775-803.
- Ashenfelter, Orley and David Card (1985) "Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs," *Review of Economics and Statistics*, 67(4), pp.648-660.

- Ayari, Nadia, Szabolcs Blazsek, and Pedro Mendi (2012) “Renewable energy innovations in Europe: a dynamic panel data approach,” *Applied Economics*, 44(24), pp.3135-3147.
- Belenzon, Sharon (2011) “Cumulative Innovation and Market Value: Evidence from Patent Citations,” *Economic Journal*, 122, pp.265-285.
- Berman, Eli, and Linda T. M. Bui (2001) “Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries,” *Review of Economics and Statistics*, 83(3), pp498-510.
- Bloom, Nicholas and John Van Reenen (2002) “Patents, Real Options and Firm Performance,” *Economic Journal*, 112, pp.C97-C116.
- Bloom, Nicholas, Mark Schankerman, and John Van Reenen (2013) “Identifying Technology Spillovers and Product Market Rivalry,” *Econometrica*, 81(4), pp.1347-1393.
- Blundell, Richard, Rachel Griffith, and John Van Reenen (1999) “Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms,” *The Review of Economic Studies*, 66, pp.529-554.
- Bound, John, Clint Cummins, Zvi Griliches, Bronwyn Hall, and Adam Jaffe (1984), “Who Does R&D and Who Patents?” in Zvi Griliches (eds), *R&D, Patents and Productivity*, The University of Chicago Press, pp. 21-54.
- Bossle, Marilia Bossle, Marcia Dutra de Barcellos, Luciana Marques Vieira, and Loic Sauvee (2016) “The drivers for adoption of eco-innovation,” *Journal of Cleaner Production*, 113, pp.861-872.
- Brunnermeier, Smita B. and Mark A. Cohen (2003) “Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 45(2), pp.278-293.

- Bui, Linda and Christopher J. Mayer (2003) "Regulation and Capitalization of Environmental Amenities: Evidence from the Toxic Release Inventory in Massachusetts," *Review of Economics and Statistics*, 85(3), pp.693-708.
- Calel, Raphael, and Antoine Dechezlepretre (2016) "Environmental Policy and Directed Technological Change: Evidence from the European Carbon Market," *Review of Economics and Statistics*, 98(1), pp.173-191.
- Chen, Wen, and Robert Inklaar (2015) "Productivity Spillovers of Organizational Capital," *Journal of Productivity Analysis*, 45(3), pp.1-17.
- Cleff, Thomas and Klaus Rennings (1999) "Determinants of environmental product and process innovation," *Environmental Policy and Governance*, 9(5), pp.191-201.
- Cohen, Wesley M., Akira Goto, Akiya Nagata, Richard R. Nelson, and John P. Walsh (2002) "R&D Spillovers, Patents and the Incentives to Innovate in Japan and the United States," *Research Policy*, 31(8-9), pp.1349-1367.
- Cohen, Wesley M., and Daniel A. Levinthal (1989) "Innovation and Learning: The Two Faces of R&D," *Economic Journal*, 99, pp.569-596.
- Cohen, Wesley M., and Daniel A. Levinthal (1990) "Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation," *Administrative Science Quarterly*, 35(1), pp.128-152.
- Corrado, Carol, Charles Hulten, and Daniel Sichel (2005) "Measuring Capital and Technology: An Expanded Framework," in C. Corrado, J. Haltiwanger, and D. Sichel (eds), *Measuring Capital in the New Economy, Studies in Income and Wealth*, Chicago, University of Chicago Press.
- Corrado, Carol, Charles Hulten, and Daniel Sichel (2009) "Intangible Capital and U.S. Economic Growth," *Review of Income and Wealth*, 55(3), pp.661-685.

- Crepon, Bruno, Emmanuel Duguet, and Jacques Mairessec (1998) "Research, Innovation and Productivity: An Econometric Analysis at the Firm Level," *Economics of Innovation and New Technology*, 7(2), pp.115-158.
- De Vries, Frans P. and Cees Withagen (2005) "Innovation and Environmental Stringency: The Case of Sulfur Dioxide Abatement," *CentER Discussion Paper Series*, 18.
- Friedman, Milton (1970) "The Social Responsibilities of Business Is to Increase Its Profits," *The New York Times Sunday Magazine*, September 13, pp.25-26.
- Goto, Akira and Kazuyuki Motohashi (2007) "Construction of a Japanese Patent Database and a first look at Japanese patenting activities," *Research Policy*, 36(9), pp.1431-1442.
- Greenstone, Michael (2002) "The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures," *Journal of Political Economy*, 110(6), pp.1175-1219.
- Greenstone, Michael, John A. List, and Chad Syverson (2012) "The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of U.S. Manufacturing," *NBER Working paper* 18392.
- Griliches, Zvi (1981) "Market Value, R&D, and Patents," *Economics letters*, 7, pp.115-158.
- Griliches, Zvi (1990) "Patent Statistics as economic indicators: a survey," *Journal of Economic Literature*, 28(4), pp.1661-1707.
- Guimaraes, Paulo (2008) "The Fixed Effects Negative Binomial Model Revisited," *Economics Letters*, 99, pp.63-66.
- Hall, Bronwyn (2000) "Innovation and Market Value," in Ray Barrell, Geoff Mason, and Mary O'Mahony (eds)., *Productivity, Innovation and Economic Performance*, New York: Cambridge University Press.

- Hall, Bronwyn H., Adam. B. Jaffe, and Manuel Trajtenberg (2005) "Market Value and Patent Citations," *RAND Journal of Economics*, 36(1), pp.16-38.
- Hall, H. Bronwyn, and Rosemarie Ham Ziedonis (2001) "The Patent Paradox Revisited: An Empirical Study of Patenting in the U.S. Semiconductor Industry, 1979-1995," *Rand Journal of Economics*, 32(1), pp.101-128.
- Hamamoto, Mitsutsugu (2006) "Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries," *Resource and Energy Economics*, 28(4), pp.299-312.
- Haneda, Shoko and Hiroyuki Odagiri (1998) "Appropriation of Returns from Technological Assets and the Values of Patents and R&D in Japanese High-tech Firms," *Economics of Innovation and New Technology*, 7(4), pp.303-322.
- Hart, Stuart, and Gautam Ahuja (1996) "Does it pay to be green? An empirical examination of the relationship between emission reduction and firm performance," *Business Strategy and the Environment*, 5(1), pp.30-37.
- Hayashi, Fumio and Tohru Inoue (1991) "The Relation Between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, 59(3), pp.731-753.
- Horbach, Jens (2008) "Determinants of environmental innovation—New evidence from German panel data sources," *Research Policy*, 37(1), pp.163-173.
- International Energy Agency (IEA) (2015) *Energy Balances of OECD Countries 2015 Edition*.
- Jaffe Adam B. (1986) "Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms' Patents, Profits, and Market Value." *American Economic Review*, 76(5), pp.984-1001.

- Jaffe, Adam B., Steven R. Peterson, Paul R. Portney, and Robert N. Stavins (1995) "Environmental Regulation and Competitiveness of U.S. Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us?" *Journal of Economic Literature*, 33(1), pp.132-163.
- Jaffe, Adam B. and Karen Palmer (1997) "Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study," *Review of Economics and Statistics*, 79(4), pp.610-619.
- Jaffe, Adam B., Richard G. Newell, and Robert N. Stavins (2002) "Environmental Policy and Technological Change," *Environmental and Resource Economics*, 22(1), pp.41-69.
- Johnstone, Nick and Julien Labonne (2006) "Environmental Policy, Management and R&D," *OECD Economic Studies*, 42, pp.169-203.
- Johnstone, Nick, Ivan Hascis, and David Popp (2010) "Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts," *Environmental and Resource Economics*, 45(1), pp.133-155.
- Kalamova, Margarita and Nick Johnstone (2011) "Environmental Policy Stringency and Foreign Direct Investment," *OECD Environment Working Papers*, 33.
- Kerret, Dorit and George M. Gray (2007) "What Do We Learn from Emissions Reporting? Analytical Considerations and Comparison of Pollutant Release and Transfer Registers in the United States, Canada, England, and Australia," *Risk Analysis*, 27(1), pp.203-223.
- King, Andrew A. and Michael J. Lenox (2000) "Industry Self-Regulation without Sanctions: The Chemical Industry's Responsible Care Program," *Academy of Management Journal*, 43(4), pp.698-716.
- King, Andrew A. and Michael J. Lenox (2001a), "Does it really pay to be green? an empirical study of firm environmental and financial performance," *Journal of Industrial Ecology*, 5(1), pp.105-116.

- King, Andrew A. and Michael J. Lenox (2001b) “Lean and green: exploring the spillovers from lean production to environmental performance,” *Production and Operations Management*, 10(3), pp.1-13.
- King, Andrew A. and Michael J. Lenox (2002) “Exploring the Locus of Profitable Pollution Reduction,” *Management Science*, 48(2), pp.289-299.
- Kneller, Richard and Edward Manderson (2012) “Environmental Regulations and Innovation Activity in UK Manufacturing Industries,” *Resource and Energy Economics*, 34(2), pp.211-235.
- Lach, Saul (1995) “Patents and productivity growth at the industry level: A first look,” *Economics Letters*, 49(1), pp.101–108.
- Lanjouw, Jean Olson, and Ashoka. Mody (1996) “Innovation and the International Diffusion of Environmentally Responsive Technology,” *Research Policy*, 25(4), pp.549-571.
- Lanjouw, Jean Olson, and Mark Schankerman (2004) “Patent Quality and Research Productivity: Measuring Innovation with Multiple Indicators,” *Economic Journal*, 114, pp.441-465.
- Lanoie, Paul, Michel Patry, and Richard Lajeunesse (2008) “Environmental Regulation and Productivity: New Findings on the Porter Hypothesis,” *Journal of Productivity Analysis*, 30(2), pp.121-128.
- Lanoie, Paul, Jeremy Laurent Lucchett, Nick Johnstone, and Stefan Ambec (2011) “Environmental Policy, Innovation and Performance: New Insights on the Porter Hypothesis,” *Journal of Economics and Management Strategy*, 20(3), pp.803–842.
- Leonard, Jeffrey H. (1998) *Pollution and the Struggle for the World Product: Multinational Corporations, Environment, and International Comparative Advantage*, Cambridge University Press.
- Linn, Joshua (2008) “Energy Prices and the Adoption of Energy-Saving Technology,” *Economic Journal*, 118, pp.1986-2012.

- McKibbin, Warwick J. and Peter J. Wilcoxon (2002) "The Role of Economics in Climate Change Policy," *Journal of Economic Perspectives*, 16(2), pp. 107-129.
- McKibbin, Warwick J. and Peter J. Wilcoxon (2007) "A credible Foundation for Long-Term International Cooperation on Climate Change," in Joseph E. Aldy and Robert N. Stavins (eds), *Architectures for Agreement: Addressing Global Climate Change in the Post-Kyoto World*, Cambridge University Press, pp185-208.
- Marin, Giovanni (2014) "Do eco-innovations harm productivity growth through crowding out? Results of an extended CDM model for Italy," *Research Policy*, 43, pp. 301-317.
- Miyagawa, Tsutomu, Miho Takizawa, and Kazuma Edamura (2015) "Does the Stock Market Evaluate Intangible Assets? An Empirical Analysis Using Data of Listed Firms in Japan," in Ahmed Bounfour and Tsutomu Miyagawa (eds), *Intangibles, Market Failure and Innovation Performance*, Switzerland, Springer.
- Nagaoka, Sadao (2006) "R&D and market value of Japanese firms in the 1990s," *Journal of The Japanese and International Economies*, 20(2), pp.155-176.
- Nicholas, Tom (2008) "Does Innovation Cause Stock Market Runups? Evidence from the Great Crash," *American Economic Review*, 98(4), pp.1370-1396.
- Onishi, Koichiro, Yoichiro Nishimura, Naotoshi Tsukada, Isamu Yamauchi, Tomoyuki Shinbo, Kenta Nakamura and Masayo Kani (2012) "Standardization and Its Accuracy of the Japanese Patent Assignee Names," mimeo.
- Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) (2003) "Voluntary Approaches: Two Japanese Cases," *Environment Policy Committee Report*.
- Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) (2007) *Instrument Mixes for Environmental Policy*, OECD Publishing.

- Pakes, Ariel, and Zvi Griliches (1984) "Patents and R&D at the Firm Level: A First Look," in Zvi Griliches (eds), *R&D, Patents, and Productivity*, USA, University of Chicago Press.
- Palmer, Karen, Wallace E. Oates and Paul R. Portney (1995) "Tightening environmental standards: The benefit-cost or the no-cost paradigm?" *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp.119–132.
- Popp, David (2002) "Induced innovation and energy prices," *American Economic Review*, 92(1), pp.160–180.
- Popp, David (2005) "Lessons from Patents: Using Patents to Measure Technological Change in Environmental Models," *Ecological Economics*, 54, pp.209–226.
- Popp, David (2006) "International innovation and diffusion of air pollution control technologies: the effects of NOx and SO2 regulation in the US, Japan, and Germany," *Journal of Environmental Economics and Management*, 51(1), pp.46–71.
- Popp, David, and Richard Newell (2012) "Where does energy R&D come from? Examining crowding out from energy R&D," *Energy Economics*, 34, pp. 980-991.
- Popp, David, Tamara Hafner, and Nick Johnstone (2011) "Environmental Policy vs. Public Pressure: Innovation and Diffusion of Alternative Bleaching Technologies in the Pulp Industry," *Research Policy*, 40, pp.1253-1268.
- Porter, Michael (1991) "Essay: America's Green Strategy," *Scientific American*, 264(4), p.168.
- Porter, Michael E. and Claas van der Linde (1995) "Toward a New Conception of the Environment - Competitiveness Relationship," *Journal of Economic Perspective*, 9(4), pp.97-118.
- Sakakibara, Mariko and Lee Branstetter (2001) "Do Stronger Patents Induce More Innovation? Evidence from the 1988 Japanese Patent Law Reforms," *Rand Journal of Economics*, 32(1), pp. 77-100.

Shadbegian, Ronald J. and Wayne B. Gray (2003) “What determines environmental performance at paper mills? The roles of abatement spending, regulation, and efficiency,” *Topics in Economic Analysis and Policy*, 3(1), pp.283-302.

Shane, Hilary and Mark Klock (1997) “The relation between patent citations and Tobin's q in the semiconductor industry,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 9(2), pp.131-146.

Toivanen, Otto, Paul Stoneman, and Derek Bosworth (2002) “Innovation and Market Value of UK Firms, 1989-1995,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(1), pp.39-61.

Verdolini, Elena and Marzio Galeotti (2011) “At home and abroad: An empirical analysis of innovation and diffusion in energy technologies,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 61(2), pp.119-134.

Xing, Yuqing and Charles D. Kolstad (2002) “Do Lax Environmental Regulations Attract Foreign Investment?” *Environmental and Resource Economics*, 21, pp.1-22.

有村俊秀、杉野誠 (2008)「環境規制の技術革新への影響：企業レベル環境関連研究開発支出データによるポーター仮説の検証」、『研究技術計画』、pp.201-211.

伊藤康、浦島邦子 (2013)「ポーター仮説とグリーン・イノベーション—適切にデザインされた環境インセンティブ環境規制の導入」、『科学技術動向』、pp.30-39.

岡田羊祐、久保研介 (2004) 「インド製薬産業における研究開発と特許出願」、『アジア経済』 45(11/12)、pp.113-146.

川西諭、田村輝久、広田真一 (2016)「現代株式会社が社会的価値を創造するには？-不完備契約理論からの考察-」、『経済経営研究』、36(4)

経済産業省、産業環境管理協会 (2010) 『VOC 排出抑制の手引き参考資料第 3 版』

経済産業省関東経済産業局 (2012) 『関東経済産業国間アイにおける揮発性有機化合物(VOC)の排出抑制のためのネットワーク形成に関する調査報告書』

後藤晃、永田晃也 (1997)「イノベーションの専有可能性と技術機会：サーベイデータによる日米比較研究」 NISTEP Report, no.48、科学技術政策研究所

資源エネルギー庁(1999)『平成10年度版新エネルギー便覧』

総務省 (2016) 『平成27年科学技術研究調査報告』

特許庁 (2009) 『重点8分野の特許出願状況調査報告書 環境他4分野』

特許庁 (2010) 『平成22年度 重点8分野の特許出願状況調査報告書 環境他4分野』

特許庁 (2012) 『国際特許分類指針』

中野牧子 (2003) 「環境規制は研究開発を促進するか—70年代の紙パルプ産業を事例として—」、『環境科学会誌』、pp.329-338.

浜本光紹 (1997) 「ポーター仮説をめぐる論争に関する考察と実証分析」、『経済論叢』、pp.506-524.

藤井秀道、金子慎治、河原博満、金原達夫 (2008) 「PRTR換算排出量を考慮した統合生産性の計測—国内製造業10業種の比較—：国内製造業10業種の比較」、『環境システム研究論文集』、pp.165-172.

諸富徹 (2009) 『環境政策のポリシー・ミックス』ミネルヴァ書房

文部科学省 (2015) 『科学技術要覧 平成27年度版』