

## 日本における有害大気汚染物質の自主管理計画は成功したか？

小 俣 幸 子\*

### I. はじめに

環境税などの環境対策の導入は合意形成が難しく、実際に施行されるのに時間がかかる。そこで近年、企業の自主的取り組みを促進する制度である、自主的アプローチが注目されるようになってきた。例えば、「第三次環境基本計画」には、規制や経済的手段を代替したり補完する手段として、その必要性が記されている。

自主的アプローチは以下の3つのタイプに分類される。(1) 政府と一部の企業・事業所が交渉によって排出削減の目標を設定する。(2) 政府や公的機関が決めた基準に同意する企業や事業所が参加を決める。(3) 産業界などが主導となる。

日本における事例は、(1)については公害防止協定、(2)はISO 14001、(3)は経団連の自主行動計画や有害大気汚染物質の自主管理計画が挙げられる。

企業は自主的アプローチに取り組んでいることを公表することで、投資家や消費者に対して、「環境保全に対して積極的な企業である」ことをアピールすることができるかもしれない。たとえば、環境保全に対して関心の高い消費者は、自分が製品を購入する際に、企業が環境保全に対して積極的であるかどうかを判断材料の一つにする可能性がある。そのような場合には、「環境保全に対して積極的な企業である」とアピールすることで、製品の売り上げを増やすことができるかもしれない。また、投資家にとって、投資先の企業が環境保全に対して積極的な企業かどうか、投資対象選定の際の重要な判断材料になる可能性がある。たとえば、チッソ水俣病訴訟の判決からも分かるように、近年、過去にさかのぼって、汚染物質排出による健康被害に関して、企業の損害賠償責任を認める判決が出される傾向にある。したがって、もし将来化学物質に起因して環境問題が深刻化した場合、企業は過去にさかのぼって、損害賠償責任を負わなければならない、企業の収益性が減少するかもしれない。このように、環境保全活動に積極的であり、このような損害賠償責任に問われるリスクの低い企業ほど損害賠償リスクも考慮した収益性が高いため、投資家は、このような企業に対する投資に対して積極的になり、環境保全活動に積極的な企業の企業価値(株価)が上昇する(小俣(2011))。その結果、企業の資金調達は容易になるため、企業は、市場で企業価値を高く評価されることを目的として、自主的アプローチを行う動機を持つようになる可能性がある。さらに企業や業界団体は、政府の環境規制導入を避けるため、自主的に環境への排出量を削減しようとするかもしれない(Segerson and Miceli (1998))。

日本の事例を対象にした先行研究は、公害防止協定について、Welch and Hibiki (2003)がある。ISO 14001の取得効果に関しては、Arimura et al. (2008)や岩田(2010)があり、自主行動計画を対象にした

---

受理日：2011年9月30日、採択日：2011年12月17日

\* 東京工業大学 社会理工学研究科

連絡先：東京都目黒区大岡山2-12-1 W9-100 Tel：03-5734-3319

E-mail：omata.yaa@m.titech.ac.jp

研究には、Sugino and Arimura (2011) がある。Arimura et al. (2008) は ISO 14001 を取得した事業所ほど自然資源の利用量と固形廃棄物の排出量が少ないことを明らかにした。そして岩田他 (2010) は ISO 14001 の取得はトルエンの削減効果があることを示している。Sugino and Arimura (2011) は自主行動計画が企業の省エネ技術の取得に効果があることを示した。

(3) に分類される自主的アプローチは Sugino and Arimura (2011) のみであり十分な蓄積があるとは言えない。そこで、本研究の目的は、(3) に分類される自主的アプローチ一つである有害大気汚染物質の自主管理計画を対象にした実証研究を行い、その有効性を検証することにある。

自主管理計画は、平成8年の大気汚染物質防止法改正で、当時環境庁と通商産業省が策定した「事業者による有害汚染大気物質の自主管理のための指針」によって、12の有害大気汚染物質（のちにダイオキシンが加わり13物質<sup>1)</sup>）について事業者による自主管理の実施を要請したことから始まった。この要請を受けて、77の業界団体（日本化学工業協会、日本電機工業会など）が第1期自主管理計画（平成9年から平成11年）を策定して、基準年（平成7年度）における各物質の排出量の35%削減を目標として、排出抑制に取り組んだ。さらに、環境省と経済産業省は、平成13年6月に指針を改正し、74の業界団体が基準年（平成11年度）に対して40%削減を目標とした、第2期自主管理計画（平成13年から平成15年）を策定した。各業界団体は、所属している企業に参加を要請し、参加する企業は、各業界団体に取り組みの結果を報告することが義務付けられた。そして各業界団体は国に業界団体としての取組結果を報告した。

以上のように、有害大気汚染物質の自主管理計画は、化学物質に関して、業界団体が主導となって進めた自主的アプローチであった。

化学物質に関する自主的アプローチは米国で多く行われており、その一つに33/50プログラムがある。例えば Khanna and Damon (1999) は、33/50プログラムに参加することで対象物質の排出量が削減されたことを明らかにした。

33/50プログラムと比較して、日本の自主管理計画は、いくつかの違いがある。まず、米国の33/50プログラムでは、政府が主導となり17の化学物質について大気・水域・土壌・埋め立て、下水道、事業所の外への移動の合計量を削減することを目的としている。政府は参加する企業に対して技術的な援助を行い、参加した企業のリストを発表している。

一方、日本の自主管理計画では、業界団体が主導となり13の化学物質について大気への排出量を削減することを目的としており、政府や業界団体から参加企業への技術的な援助はなく、参加した企業の公表もされない。そして、自主管理計画では対象物質が少なく、大気への排出のみを対象にしている。このことが、大気への排出量は削減しても他の方法により排出を増やす可能性を含んでいる。また、一部の企業は自ら環境報告書に記載しているが、政府や第3機関による情報公開が行われなかったために企業にとっては投資家を含めた一般の人に、自主管理計画に参加した事実を伝えることが難しい。

このような制度の違いから、化学物質に関する自主的アプローチが米国で有効であっても日本では有効であるとは限らない。また、日本において、有害大気汚染物質の自主管理計画の有効性を検証した先行研究は知る限りない。

このため、本研究により、日本において、有害大気汚染物質の自主管理計画のような自主的アプローチが環境への化学物質の排出を削減できるかどうかを明らかにする意義は大きいと考えられる。

## II. 先行研究

日本における自主的アプローチの事例には、「公害防止協定」、「ISO 14001」、「経団連の自主行動計画」、「有害大気汚染物質の自主管理計画」が挙げられる。

公害防止協定について、Welch and Hibiki (2003) がある。そして ISO 14001 の取得効果に関して、Arimura et al. (2008)、岩田他 (2010)、Arimura et al. (2011) があり、経団連の自主行動計画については Sugino and Arimura (2011) がある。

Welch and Hibiki (2003) は北九州市において、なぜ公害防止協定が環境負荷の改善に貢献したのかを明らかにした。そして Arimura et al. (2008) は製造業に属する事業所に焦点を当て、ISO 14001 を取得する効果を分析し、ISO 14001 を取得した事業所ほど自然資源の利用量と固形廃棄物の排出量が少ないことを明らかにした。また、岩田他 (2010) は製造業に属する事業所レベルのデータを用いて、ISO 14001 の取得はトルエン排出の削減効果があることを示した。Arimura et al. (2011) は日本の事業所レベルのデータを使って、ISO 14001 の取得の効果を分析し、ISO 14001 を取得した企業ほどグリーンサプライチェーンマネジメントと呼ばれる、より進んだ環境マネジメントを促進することを明らかにし、ISO 14001 を取得した事業所ほどグリーンサプライチェーンマネジメントを通じて環境パフォーマンスを改善することを示した。

経団連の自主行動計画に関する先行研究に関しては、Sugino and Arimura (2011) が企業レベルで実証分析を行い、温室効果ガスやエネルギー消費の総排出量の削減目標を伴った自主行動計画は企業の省エネ技術の取得に効果があることを示した。

日本の事例のうち、有害大気汚染物質の自主管理計画を事例に扱ったものは知る限りない。ISO 14001 と経団連の自主管理計画は日本における事例であるが、ISO 14001 の目的は企業の環境マネジメントシステムを確立することで環境負荷を減らすことであり、経団連の自主管理計画の目的は二酸化炭素と廃棄物を削減することであった。本研究が対象とする有害大気汚染物の自主管理計画は、化学物質の削減の效果に焦点を当てている。

本研究の目的は、日本において企業が化学物質に関する自主的アプローチに参加する動機とその効果を検証することにある。

米国では、化学物質に関する自主的アプローチが行われており、その実証研究も多くなされている。例えば、Arora and Cason (1995, 1996) は企業が 33/50 プログラムに参加する動機は消費者など外からの圧力であることを示した。そして Videras and Alberini (2000) も同様に、企業が 33/50 プログラムに参加する際の要因として外部からの圧力の重要性を明らかにした。一方、Khanna and Damon (1999) はプログラムに参加する動機を明らかにしただけではなく、プログラムの有効性についても検証を行い 33/50 プログラムにより対象物質の排出量は削減されたことを明らかにした。しかし Gamper-Rabindran (2006) はプログラムが対象とした物質を毒性で重み付けした場合、プログラムに参加することによって毒性で重み付けした排出量は削減されなかったことを示してプログラムの有効性に疑問を呈した。また、Vidovic and Khanna (2007) は化学物質をより多く排出している企業はプログラムに参加することを示し、さらにプログラムが対象とした物質が減少したのはトレンドによるものであってプログラムによる成果ではないことを示唆した。

米国の 33/50 プログラムと日本の自主管理計画はいくつかの相違があるため、先行研究が明らかにしているように、33/50 プログラムが有害化学物質の排出削減に有効であったとしても（例えば Khanna and Damon (1999)）、日本の自主管理計画では、どの程度有効に機能するか明らかではない。もし米国と同様に日本においても、自主的アプローチが成功したことが明らかになれば、化学物質排出削減のために、自主的アプローチが伝統的な環境政策に代わる有効な政策手段の一つとなるだろう。したがって、本研究を通じて日本における化学物質の自主的アプローチの有効性を検証する意義は大きいと考えられる。

### III. モデルとデータ

#### III. 1 モデル

自主管理計画への参加が、自主管理計画が対象とした化学物質の排出量へ及ぼす影響を分析するために、[1] 式のような排出モデルを考える。

$$\text{排出量}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DHAP_{it} + \alpha_2 (\text{売上})_{it} + \alpha_3 \left( \frac{\text{広告費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \alpha_4 \left( \frac{\text{研究開発費}}{\text{売上}} \right)_{it} + v_{it} \quad \dots [1]$$

*DHAP* は、自主管理計画への参加ダミーであり、参加した場合には、1 をとり、そうでない場合には 0 をとる変数である。排出量は化学物質の排出量を示す。排出量には以下の 3 つを用いた。まず有害大気汚染物質の自主管理計画が対象とした化学物質の排出量（対象物質の排出量）は 13 物質の化学物質の大気への排出量の合計値である。しかし、たとえ対象物質の大気への排出量を削減しても、毒性は削減されたかどうか分らない。このことを検証するために、対象物質を毒性で重み付けした<sup>2)</sup> 分析を行った。さらに、自主管理計画の対象物質は 13 物質だけであり、大気への排出だけを対象にしていた。このため、もし大気への排出量を減らす代わりに、水域や土壌、移動量の排出量を増やしたり、対象物質の排出量を減らす代わりに、非対象物質の排出量を増やすことが容易であるとすると、自主管理計画の導入の結果、その対象となる排出量は大幅に減少するが、対象とならないものの排出量が増加してしまう結果、自主管理計画が対象としない排出量を含めた全体の排出量はあまり減少しないかもしれない。この可能性を確認するために、本研究では自主管理計画への参加が、自主管理計画が対象とした排出量以外の排出量を被説明変数として分析を行った。自主管理計画が対象とした排出量以外の排出量（対象外の物質の総量）は、全物質の移動量と排出量の合計である総量から 13 物質の大気への排出量を引いた量と定義した。

その他の説明変数について、まず、企業の生産量が増加すると化学物質の排出量も増加すると考えられるが、データの制約から、生産量の代理変数として売上高（売上）を使った。そして、参加モデルの場合と同様に、顧客のタイプを表す変数として売上当たりの広告費（広告費 / 売上）を使った。製品の顧客が消費者である場合には、そうでない場合と比べて、より多くの広告費が使われると考えられる。この指標が大きいほど、消費者に近い製品を作っていることを示すことになる。消費者は、自分が直接消費する製品を生産している企業の環境汚染のリスクに対して関心が高く、汚染のリスクの高い企業の製品への需要がそうでない場合に比べて小さくなる可能性がある。このように顧客のリスクに対する態度が、排出量に影響を与える可能性がある。また、技術水準を示す指標として売上当たりの研究開発費（研究開発費 / 売上）を使った。すでに十分な研究投資が行われていて技術水準が高い企業ほど、化学物質を排出するのに低い費用で済ませるので、より積極的に排出を削減しているかもしれない。変数を作る際には GDP でデフレートし、直近過去 3 年間の累計を用いた。推計は 2001 年から 2003 年までのプールしたデータを用いて最小二乗推計を行った。

ここで、企業の経営能力などの観察できない変数が企業の自主管理計画への参加と環境への化学物質の排出量の両方に影響を与える可能性、つまり、除去変数バイアスがあると、推計結果が一致性を持たなくなる<sup>3)</sup>。この問題を考慮するため、本研究では先行研究（例えば Khanna and Damon (1999)）と同様に二段階推計を用いた。まず、第一段階として、プロビットモデル（参加モデル）を使って企業が有害大気汚染物質の自主管理計画に参加する動機を明らかにし、各企業の有害大気汚染物質の自主管理計画への参加確率の予測値を求める。第二段階として、この参加確率の予測値を用いて排出量モデルを推定する。

自主管理計画への参加モデル 1 は式 [2] のように定義した。

$$DHAP_i^* = \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{\text{広告費}}{\text{売上}} \right)_i + \beta_2 \left( \frac{\text{研究開発費}}{\text{売上}} \right)_i + \beta_3 \left( \frac{\text{当期純利益}}{\text{総資産}} \right) + \varepsilon_i \quad \dots [2]$$

参加モデル 1 をベースモデルとして、式 [2] に企業の従業員数と負債比率、産業ダミーを含めた式を参加モデル 2 と定義した。

ここで、DHAP\* は自主管理計画に参加することの純便益を表す。しかし DHAP\* を実際に観測することは出来ず、企業が自主管理計画に参加したかどうかのみが観測可能である。よって DHAP\* が 0 以上の場合、企業は自主管理計画に参加し、それ以外の場合は参加しないと想定する。企業の属性は以下の変数を使った。企業の顧客のタイプを表す代理変数として、Khanna and Damon (1999) と同様に売上当たりの広告費 (広告費 / 売上) を使った。より消費者に近い製品を作る企業ほど彼らに自分の企業が安全であることを示すために、自主管理計画へ参加する可能性がある。また、売上当たりの研究開発費 (研究開発費 / 売上) は企業の技術水準を表す変数として使用した。技術水準の高い企業ほど、そうでない企業と比較してより安い費用で排出量を削減できるために、有害大気汚染物質の自主管理計画に参加する動機を持つ可能性がある。変数を作る際には GDP デフレーターで基準化を行った。そして、Arora and Cason (1995) と同様に企業の収益性を示す変数には総資産当たりの当期純利益を用いた。この指標は総資産をどれだけ効率的に運用して利益に結び付けているかを表し、企業分析に使われる代表的な指標である。企業の規模が大きく資源が多いほど、自主管理計画に参加するための費用が少なく済むので、規模の小さい企業と比較してより参加しやすいと考えられる。規模を示す変数には、従業員数の対数を用いた。また、財務の安定性を示す変数には、負債比率 (負債 / 総資産) を使った。企業の財務が安定している企業ほど、自主管理計画の参加に必要な資金を持つと考えられるので、積極的に自主管理計画へ参加する可能性がある。産業ダミーには、PRTR 届出排出量が多い産業である化学、繊維、非金属、機械、電気機器、輸送機器を用いた。

推計をするに当たり、2001 年以前の企業の化学物質のデータは得られないので、本研究は第 2 期自主管理計画の 2001 年から 2003 年までの効果を分析することになる。この場合有害大気汚染物質の自主管理計画への参加の決定は 2001 年に行うので、参加モデルの推計には 2001 年のデータのみを使用した。

以上から、[1] 式における DHAP を使う代わりに、参加モデル [2] 式の推計結果を用いて、企業の自主管理計画への参加確率 (PHAP) を計算し、その変数を用いて、次式 [3] のような排出モデルを推計した。これを排出モデル 1 と定義し、参加モデル 2 より導出された参加確率を用いたモデルを排出モデル 2 と定義した。

$$\text{排出量}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 PHAP_{it} + \gamma_2 (\text{売上})_{it} + \gamma_3 \left( \frac{\text{広告費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \gamma_4 \left( \frac{\text{研究開発費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \omega_{it} \quad \dots [3]$$

被説明変数に対象物質の排出量を用いた場合、PRTR 届け出排出量が多い産業は他の産業と比較して、プログラムに参加することで、対象物質の排出量をどのくらい削減したのかを分析するために、産業ダミーと産業ダミーと自主管理計画への参加確率 (PHAP) とのクロス項を入れたモデルについても分析を行った。

### Ⅲ. 2 データ

日本における化学物質の排出量を計算する際には、化学物質排出移動登録制度 (Pollutant Release and Transfer Register ; PRTR 制度) の下で集計されたデータを利用した。PRTR 制度は 2001 年 4 月から施行された制度である。この制度の下では、事業所は対象化学物質の排出量及び移動量を国へ届け出ることが義務づけられている。排出量には大気・水域・土壌への排出と事業所における埋め立て処分が含まれ、移動

量には下水道への移動と事業所外への移動が含まれる。国によって集められたデータは集計され、2年後に公表される。また、各事業所からの化学物質排出および移動量の情報は、だれでも環境省のHPにおいて入手することができる。PRTR制度により事業所における化学物質の排出・移動量の情報がだれにでも入手可能となった。この制度が始まる以前は企業の化学物質の排出に関するデータは公開されてこなかった。

本研究では日経300の銘柄の企業を対象にした。日経300は、東証一部上場企業から、「相当の期間連続して経常赤字」、「連続して債務超過」、「過去2年間の各年の売買回転率ランキングの順位が上位または下位に急激に変動している」など、極端な経営状況にある企業を除外したものの中からサンプリングしている。このように極端な経営状況にある企業を排除した上で、分析をすることで、異常な要因が分析に影響を及ぼすことを排除することが重要であると判断したからである。対象としている産業は21産業(原油・天然ガス鉱業、総合工事業、石油製品・石炭製品製造業、食品製造業、繊維工業、パルプ・紙・紙加工製造業、化学工業、ゴム、窯業・土石製品製造業、鉄鋼業、非鉄金属、一般機械器具製造業、電気機械器具製造業、輸送用機械器具製造業、精密機械器具製造業、その他製造業、鉄道・バス、陸運、各種商品卸売業、電気業、ガス業)である。企業レベルの財務データは日経ニーズのデータベースから得た。化学物質の排出量に関するデータはPRTR制度によって届出られたデータを利用した。データは環境省のホームページから得た。合併や統合を行った企業やデータに欠損がある企業は除外し、最終的に分析対象となった企業は145社となった。

自主管理計画に参加したか否かは企業の環境報告書より得た。環境報告書に情報がない企業については、①「有害大気汚染物質の自主管理計画」に参加していたか否か、②もし参加したなら、その参加時期はいつか、について、メールあるいは電話、faxにて情報を収集した。その結果、58企業が参加し、86企業が参加していないことが確認できた。1企業からは回答が得られなかった。基本統計量を表1に示した。また、自主管理計画が対象とした物質の3年間の平均について、ヒストグラムを図1に示した。その結果、右に歪んだ分布が見てとれた。

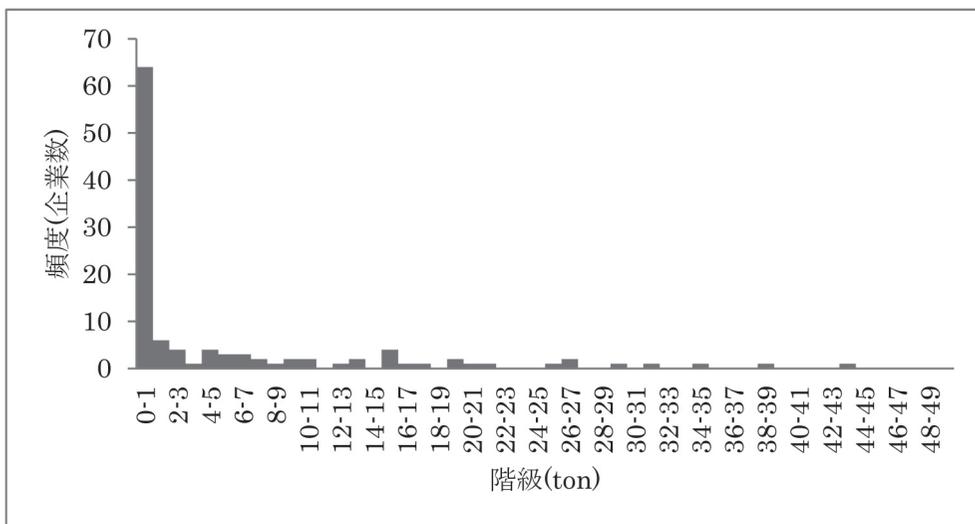


図1 対象物質の排出量のヒストグラム

表 1 基本統計量

| 変数                | 単位  |      | 全企業       | 参加した企業    | 参加しなかった企業 |
|-------------------|-----|------|-----------|-----------|-----------|
| 売上                | 百万円 | 平均   | 866178.30 | 699407.60 | 979344.10 |
|                   |     | 標準偏差 | 1292006   | 768778.60 | 1544289   |
|                   |     | 最小値  | 4938      | 8631      | 4938      |
|                   |     | 最大値  | 9856964   | 3428041   | 9856964   |
| 広告費 / 売上          | -   | 平均   | 0.01      | 0.01      | 0.01      |
|                   |     | 標準偏差 | 0.02      | 0.02      | 0.01      |
|                   |     | 最小値  | 0.00008   | 0.0004    | 0.00008   |
|                   |     | 最大値  | 0.10      | 0.10      | 0.0720    |
| 研究開発費 / 売上        | -   | 平均   | 0.04      | 0.04      | 0.04      |
|                   |     | 標準偏差 | 0.04      | 0.03      | 0.05      |
|                   |     | 最小値  | 0.0001    | 0.0009    | 0.0001    |
|                   |     | 最大値  | 0.22      | 0.15      | 0.22      |
| 当期純利益 / 総資産       | -   | 平均   | 8.75      | 0.01      | 14.52     |
|                   |     | 標準偏差 | 138.99    | 1.12      | 179.35    |
|                   |     | 最小値  | -0.20     | -0.20     | -0.12     |
|                   |     | 最大値  | 2680.13   | 14.71     | 2680.13   |
| 負債 / 総資産          | -   | 平均   | 0.90      | 0.89      | 0.90      |
|                   |     | 標準偏差 | 0.04      | 0.04      | 0.04      |
|                   |     | 最小値  | 0.75      | 0.79      | 0.75      |
|                   |     | 最大値  | 0.98      | 0.98      | 0.98      |
| 従業員数              | 人   | 平均   | 9477.43   | 7499.46   | 11054.52  |
|                   |     | 標準偏差 | 11904.69  | 823.93    | 14126.6   |
|                   |     | 最小値  | 16        | 16        | 34        |
|                   |     | 最大値  | 66820     | 53202     | 66820     |
| 対象物質の排出量          | ton | 平均   | 40.56     | 60.81     | 27.05     |
|                   |     | 標準偏差 | 75.27     | 86.32     | 63.92     |
|                   |     | 最小値  | 0         | 0         | 0         |
|                   |     | 最大値  | 435.42    | 284.195   | 435.42    |
| 毒性で重み付けした対象物質の排出量 | ton | 平均   | 4223.56   | 8825.96   | 3465.88   |
|                   |     | 標準偏差 | 11644.38  | 17031     | 9941.74   |
|                   |     | 最小値  | 0         | 0         | 0         |
|                   |     | 最大値  | 101915    | 101915    | 29234.08  |
| 対象外の物質の総量         | ton | 平均   | 602.66    | 794.46    | 467.24    |
|                   |     | 標準偏差 | 914.52    | 1104.96   | 688.23    |
|                   |     | 最小値  | 0.013     | 0.013     | 0.02      |
|                   |     | 最大値  | 7225.55   | 7225.55   | 5905.90   |
| 企業数               | 社   | -    | 144*      | 58        | 86        |

\* 本研究のサンプル数は 145 社だが、プログラムに参加したか否かを回答しなかった企業が 1 社あったために 144 社となっている。

数値は 2001 年から 2003 年までの平均値を示している。

## IV. 推計結果及び考察

### IV. 1 推計結果

表2は参加モデル1と参加モデル2の推計結果である。いずれのモデルでも「広告費/売上」の係数、「研究開発費/売上」の係数は統計的に有意にはならなかった。

本研究では「広告費/売上」を顧客のタイプを表す変数とした用い、「研究開発費/売上」は企業の技術水準を示す変数として用いた。よって、より消費者に近い製品を作っている企業はそうでない企業と比較してプログラムに参加し、より技術水準が高い企業がそうでない企業と比較してプログラムに参加することは示されなかった。従って顧客のタイプと技術水準は、企業が有害大気汚染物質の自主管理計画への参加の動機とならないことが明らかになった。また、参加モデル2の結果より、企業の規模と財務の安定

表2 参加モデルの推計結果

| 説明変数                  | 参加モデル1             | 参加モデル2            |
|-----------------------|--------------------|-------------------|
| 広告費/売上                | -16.09<br>(-1.54)  | -13.95<br>(-1.19) |
| 研究開発費/売上              | 1.24<br>(0.36)     | 1.38<br>(0.36)    |
| 当期純利益/総資産             | 18.00**<br>(2.84)  | 19.98**<br>(2.79) |
| ln(従業員数)              | -                  | 0.22<br>(1.37)    |
| 負債/総資産                | -                  | -2.32<br>(-0.55)  |
| 産業ダミー_化学              | -                  | 1.74***<br>(3.76) |
| 産業ダミー_繊維              |                    | 1.34**<br>(2.01)  |
| 産業ダミー_非金属             |                    | 0.45<br>(0.77)    |
| 産業ダミー_機械              |                    | 0.49<br>(1.03)    |
| 産業ダミー_電気機器            |                    | 0.57<br>(1.29)    |
| 産業ダミー_輸送機器            |                    | -0.23<br>(-0.30)  |
| 定数項                   | -0.49**<br>(-2.67) | -1.02<br>(-0.28)  |
| Pseudo R <sup>2</sup> | 0.07               | 0.22              |
| χ <sup>2</sup> 統計量    | 11.48***           | 32.69**           |
| AIC 統計量               | 149.46             | 150.57            |

\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%で0と異なることを示す。

( )はt値を示す。

性もまた、自主管理計画への参加へは影響を与えないことが示された。一方、いずれのモデルでも収益性が高い企業ほど自主管理計画に参加することが明らかになった。

排出モデル1の結果は表3に、排出モデル2の結果は表4にそれぞれ示されている。排出モデル1では、自主管理計画への参加確率の係数はマイナスで統計的に有意となった。排出モデル2でも同様であった。これらの結果は、自主管理計画への参加によって、対象となった13の物質の大気への排出量の削減効果があったことを表している。

表3(2)はPRTR届出排出量が多い産業である化学、繊維、鉄鋼のダミー変数と、各産業ダミーと自主管理計画への参加確率のクロス項を含めたモデルである。各クロス項の係数がマイナスで統計的に有意となったことから、これらの産業に所属している企業はそうでない企業と比較して、参加することで、対象物質の排出量をより多く削減したことを示している。一方、表4(2)のモデルでは、自主管理計画へ

表3 排出モデル1(第一段階目が参加モデル1)の推計結果

| 被説明変数<br>説明変数            | (1)<br>対象物質<br>の排出量  | (2)<br>対象物質の排出量<br>(産業ダミーあり) | (3)<br>対象物質の排出量<br>(毒性重み付け) | (4)<br>対象外の<br>物質の総量 |
|--------------------------|----------------------|------------------------------|-----------------------------|----------------------|
| 自主管理計画への<br>参加の確率 (PHAP) | -14.33***<br>(-3.39) | 0.24<br>(0.05)               | -1445.38*<br>(-1.75)        | -65.03<br>(-1.24)    |
| 売上                       | -7.99e-06<br>(-1.38) | -2.23e-6<br>(-0.44)          | -0.001<br>(-1.03)           | 0.00002<br>(0.35)    |
| 広告費/売上                   | -295.78<br>(-0.87)   | -353.01<br>(-1.16)           | 51320.64<br>(-0.83)         | -2299.47<br>(-0.55)  |
| 研究開発費/売上                 | 65.83<br>(1.46)      | 16.34<br>(0.39)              | 16339.42**<br>(2.04)        | -89.71<br>(-0.61)    |
| 化学ダミー                    | -                    | 74.39***<br>(4.55)           | -                           | -                    |
| 繊維ダミー                    | -                    | 99.86***<br>(3.43)           | -                           | -                    |
| 鉄鋼<br>ダミー                | -                    | 166.69***<br>(4.51)          | -                           | -                    |
| 化学ダミー × PHAP             | -                    | -28.53***<br>(-3.18)         | -                           | -                    |
| 繊維ダミー × PHAP             | -                    | -30.58**<br>(-2.15)          | -                           | -                    |
| 鉄鋼ダミー × PHAP             | -                    | -141.84***<br>(-5.18)        | -                           | -                    |
| 定数項                      | 44.45***<br>(4.07)   | 17.95*<br>(1.81)             | 3683.946**<br>(2.01)        | 611.06***<br>(4.65)  |
| 決定係数                     | 0.02                 | 0.29                         | 0.03                        | 0.001                |
| ワールド統計量                  | 15.16***             | 101.77***                    | 8.17*                       | 2.24                 |

( ) はt値を示す。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%で0と異なることを示す。

検定の結果全てランダム効果モデルが選択された。

表4 排出モデル2（第一段階目が参加モデル2）の推計結果

| 被説明変数<br>説明変数        | (1)<br>対象物質<br>の排出量  | (2)<br>対象物質の排出量<br>(産業ダミーあり) | (3)<br>対象物質の排出量<br>(毒性で重み付け) | (4)<br>対象外の<br>物質の総量 |
|----------------------|----------------------|------------------------------|------------------------------|----------------------|
| 自主管理計画への参加の確率 (PHAP) | -8.52***<br>(-2.38)  | 8.63<br>(0.67)               | -956.03<br>(-1.33)           | -32.38<br>(-0.15)    |
| 売上                   | -7.29e-06<br>(-1.19) | -2.78e-06<br>(-0.52)         | -0.001<br>(-0.94)            | 0.00002<br>(0.31)    |
| 広告費 / 売上             | -279.70<br>(-0.85)   | -467.84<br>(-1.59)           | -63276.22<br>(-1.06)         | -3033.81<br>(-0.76)  |
| 研究開発費 / 売上           | 94.71**<br>(1.96)    | 48.41<br>(1.06)              | 17988.94*<br>(2.07)          | 71.90<br>(0.12)      |
| 化学ダミー                |                      | 73.49***<br>(4.36)           |                              |                      |
| 繊維ダミー                |                      | 76.12***<br>(2.54)           |                              |                      |
| 鉄鋼ダミー                |                      | 167.55***<br>(4.40)          |                              |                      |
| 化学ダミー × PHAP         |                      | -39.11***<br>(-4.32)         |                              |                      |
| 繊維ダミー × PHAP         |                      | 8.64<br>(0.67)               |                              |                      |
| 鉄鋼ダミー × PHAP         |                      | -113.34***<br>(-3.98)        |                              |                      |
| 定数項                  | 39.93***<br>(3.56)   | 18.94*<br>(1.86)             | 3797.52**<br>(1.99)          | 598.31***<br>(4.51)  |
| 決定係数                 | 004                  | 0.3                          | 0.05                         | 0.01                 |
| ワールド統計量              | 10.66**              | 89.16***                     | 7.02                         | 1.28                 |

( ) はt値を示す。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%で0と異なることを示す。  
検定の結果全てランダム効果モデルが選択された。

の参加確率の係数は、化学と鉄鋼のクロス項に関してのみ、統計的に有意となった。

毒性で重みづけした対象物質について、排出モデル1の推計結果から、自主管理計画に参加することにより、対象物質の毒性は削減されていることが明らかになった。しかし、排出モデル2では、自主管理計画への参加確率の係数は統計的に有意ではなかった。最後に、対象物質以外の物質の総量に関して、排出モデル1と排出モデル2の両方で、自主管理計画への参加確率の係数は統計的に有意にならなかった。

排出モデル1と排出モデル2の説明変数に対数をとった場合の結果はそれぞれ表5に示されている。その結果、排出モデル1においても排出モデル2においても、対象物質の排出量については統計的に有意な結果は得られなかった。しかし、毒性で重み付けした場合は、排出モデルに1に関して、自主管理計画への参加確率の係数は負となり統計的に有意となり、参加することで対象物質の毒性の削減効果があった可能性も示唆している。

さらに、排出モデルにおいて、「対象外の物質の総量」と「売上」に対数をとったモデルの結果を表6に示した。その結果、企業の自主管理計画への参加による、対象物質の毒性と対象以外の物質の総量の削減効果が明らかになった。

表5 排出モデルの推計結果（被説明変数に対数をとった場合）

| 被説明変数         | 排出モデル1                        |                               | 排出モデル2                        |
|---------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
|               | ln（対象物質の<br>排出量）<br>（産業ダミーあり） | ln（対象物質の<br>排出量）<br>（毒性で重み付け） | ln（対象物質の<br>排出量）<br>（産業ダミーあり） |
| 自主管理計画への参加の確率 | 0.03<br>(0.11)                | -0.43**<br>(-2.80)            | -0.05<br>(-0.29)              |
| 売上            | -3.49e-07<br>(-0.64)          | -6.53e-07<br>(-1.18)          | -3.26e-07<br>(-0.55)          |
| 広告費/売上        | -36.16<br>(-1.48)             | -24.68<br>(-1.00)             | -33.54<br>(-1.33)             |
| 研究開発費/売上      | -1.09<br>(-0.51)              | -1.27<br>(-0.66)              | -0.81<br>(-0.37)              |
| 化学ダミー         | 2.49**<br>(2.58)              |                               | 2.56***<br>(2.56)             |
| 繊維ダミー         | 3.76**<br>(2.29)              |                               | 3.59**<br>(2.14)              |
| 鉄鋼<br>ダミー     | 4.49**<br>(2.21)              |                               | 4.61**<br>(2.22)              |
| 化学ダミー × PHAP  | -0.33<br>(-0.88)              |                               | -0.34<br>(-1.02)              |
| 繊維ダミー × PHAP  | -0.24<br>(-0.44)              |                               | 0.25<br>(0.55)                |
| 鉄鋼ダミー × PHAP  | -0.83<br>(-0.85)              |                               | -0.49<br>(-0.51)              |
| 定数項           | 0.94<br>(1.23)                |                               | 0.83<br>(1.05)                |
| 決定係数          | 0.17                          | 0.02                          | 0.18                          |
| ワールド統計量       | 19.64**                       | 10.30*                        | 18.71*                        |

( ) は t 値を示す。\*、\*\*、\*\*\* はそれぞれ 10%、5%、1% で 0 と異なることを示す。  
検定の結果全てランダム効果モデルが選択された。

表6 排出モデルの推計結果（被説明変数と売上に対数をとった場合）

| 被説明変数<br>説明変数       | (2)<br>ln（対象物質<br>の排出量）<br>（産業ダミーあり） | (3)<br>ln（対象物質<br>の排出量）<br>（毒性重み付け） | (4)<br>ln（対象外の物質<br>の総量） |
|---------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------|
| 自主管理計画への参加の確率（PHAP） | 0.05<br>(0.19)                       | -0.42**<br>(-2.74)                  | -0.30**<br>(-2.27)       |
| ln（売上）              | 0.32<br>(0.71)                       | -0.25<br>(-0.55)                    | -10.38<br>(-1.02)        |
| 広告費/売上              | -36.22<br>(-1.47)                    | -24.17<br>(-0.97)                   | -10.38<br>(-1.02)        |
| 研究開発費/売上            | -1.06<br>(-0.50)                     | -1.23<br>(-0.63)                    | 0.61<br>(0.47)           |
| 化学ダミー               | 2.86***<br>(2.95)                    | -                                   | -                        |
| 繊維ダミー               | 4.23***<br>(2.55)                    | -                                   | -                        |
| 鉄鋼<br>ダミー           | 4.39**<br>(2.12)                     | -                                   | -                        |
| 化学ダミー × PHAP        | -0.33<br>(-0.88)                     | -                                   | -                        |
| 繊維ダミー × PHAP        | -0.20<br>(-0.37)                     | -                                   | -                        |
| 鉄鋼ダミー × PHAP        | -0.82<br>(-0.84)                     | -                                   | -                        |
| 定数項                 | -3.57<br>(-0.60)                     | 8.72<br>(1.48)                      | 3.01<br>(1.28)           |
| 決定係数                | 0.16                                 | 0.01                                | 0.02                     |
| ワルド統計量              | 19.46*                               | 9.24*                               | 8.09*                    |

（ ）はt値を示す。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%で0と異なることを示す。  
検定の結果全てランダム効果モデルが選択された。

#### IV. 2 考察

本研究において有害大気汚染物質の自主管理計画の効果を導出した。その結果、排出モデル1では、自主管理計画に参加した企業は、対1999年比で、23.1%<sup>4)</sup>の排出量を削減したことが明らかになった。この結果は、自主管理計画の削減量が当初目標（対1999年で、35～40%削減）には達成しなかったことを示すが、自主管理計画には目標を達成しなかった企業に対して罰則規定がなく、実効性が弱かったことが原因である可能性がある。目標には達しなかったものの、自主的アプローチによる削減効果があったことは明らかになった。

削減量のうち、自主管理計画参加による削減効果は、23.4%<sup>5)</sup>と推計された。岩田他(2010)は日本において、ISO 14001の取得がトルエン排出に対して約22%削減効果を持つという結果を得ている。またKhanna and Damon(1999)は、米国で33/50プログラムに参加することにより対象物質の排出量が約28%削減したことを明らかにしている。したがって、自主的アプローチは化学物質の排出を削減する効果があったと考えられる。

また、自主管理計画参加による削減効果は、化学産業については61.9%、繊維産業では24.2%、鉄鋼産業では70.5%となったことから、産業によるバラつきがあることが明らかになった。

排出モデル2では、自主管理計画へ参加したことによる削減効果は20.1%であり、化学産業、鉄鋼産業はそれぞれ64.7%と66.0%となり、排出モデル1と同様の結果となった。

## V. 結論

本研究の目的は日本において企業が自主的プログラムに参加する動機とプログラムの効果を検証することにあった。その結果、収益性の高い企業はそうでない企業と比較するとより参加することが明らかになった。

また、有害大気汚染物質の自主管理計画への参加は、対象物質の排出量を削減したことが明らかになった。特に化学、繊維、鉄鋼業に所属する産業はその他の産業と比較すると、参加することでより多くの対象物質を削減したことが明らかになった。さらに、自主管理計画に参加した企業は、対1999年比で約20%の排出量を削減し、削減量のうち、自主管理計画参加による削減効果は約20%と推計された。したがって、日本において自主的アプローチは化学物質の排出を削減する効果があったことが示された。

米国の33/50プログラムは政府が主導の自主的プログラムであったのに対し、有害大気汚染物質の自主管理計画は業界団体が主導となる自主的プログラムであった。また33/50プログラムでは情報公開があり、消費者や投資家にアピールできたのに対して、有害大気汚染物質の自主管理計画は公的な機関からの情報公開はなかった。それにも関わらず、企業は自主管理計画に参加することで排出量を削減していることが明らかになった。これらの点を考慮すると、日本では業界団体の個々の企業に対する影響力が強く働いた可能性も示唆される。

また、Sugino and Arimura(2011)は、経団連の自主行動計画に参加することにより、温室効果ガスやエネルギー消費の総排出量の削減目標を伴った自主行動計画は企業の省エネ技術の取得に効果があることを明らかにした。具体的には、排出量の上限を小さくしたり、投入する燃料を削減するといった絶対的な目標を設定することにより、省エネ技術を導入する企業の割合は7%増加することを示した。本研究が対象とした有害大気汚染物質の自主管理計画も絶対的な目標をもつ(第1期の目標は1995年をベースにして35%を削減することであり、第2期の目標は1999年をベースに40%を削減することであった)。自主管理計画は、化学物質排出削減に役立ったが、その目標値は達成できなかったと推察される。これは、自主管理計画は、万が一目標値を達成できなかった場合の罰則がなく、強制力を持たないために起こったものだと考えられる。したがって、Sugino and Arimura(2011)の知見と併せて考えると、自主的アプローチは、排出量を削減する上で有効であり、絶対的な目標を設定することにより、より削減効果を高めることができるが、強制力がない場合、削減目標に比べて削減効果が不十分になる可能性があるといえる。

しかしながら、本研究が導出した有害大気汚染物質の自主管理計画の削減効果には、自主管理計画以外の取り組みの間接的な効果が含まれている可能性が考えられる。例えば、経団連の自主行動計画は有害大気汚染物質の自主管理計画とはほぼ同時期に行われていた。化学物質を排出する際にも二酸化炭素は排出される。よって、二酸化炭素を削減する対策と化学物質を削減する対策の固定費用が共有できる場合には、経団連の自主行動計画に参加する企業は有害大気汚染物質の自主管理計画に参加しやすい可能性がある。

(実際に、本研究で有害大気汚染物質の自主管理計画に参加した企業は58社であるが、そのうち45社が経団連の自主行動計画にも参加していた。)また、二酸化炭素を削減する対策を行うために、生産プロセスを変えた結果、化学物質の排出も削減されたかもしれない。もし、経団連の自主管理計画に参加することで、これらの自主管理計画への間接的な効果が存在するとすれば、本研究において、有害大気汚染物質の自主管理計画の効果が過大評価されている可能性がある。

## 注

- 1) アクリルニトリル、塩ビモノマー、1,2-ジクロロエタン、クロロホルム、ジクロロメタン、テトラクロロエチレン、トリクロロエチレン、ベンゼン、ホルムアルデヒド、アセトアルデヒド、1,3-ブタジエン、ニッケル化合物、ダイオキシン
- 2) 本研究では Gamper- Rabindran (2006) と同様に、排出量に毒性ウェイトを掛けることで、毒性による重みづけを行った。米国環境保護庁(United States Environmental Protection Agency)が開発した、化学物質の排出量をリスクベースで解釈するためのツールである Risk-Screening Environmental Indicators (RSEI) では毒性のウェイトは以下の通りに導出されている。まず、非発がんのリスクについては、EPA's integrated risk information system (IRIS) などにより、経口の参照容量 (Reference Dose: RfD)、吸引のリファレンス濃度 (RfC: Reference Concentration) のそれぞれについて最も感度のよい有害影響に基づいてスコアが付けられている。毒性のウェイトは最も感度のよい有害影響を1とした時に、ある物質の有害影響はどのくらいかを示す。発がんリスクも IRIS などにより、証拠の重み (weight-of-evidence: WOE) によって A, B, C の3つのカテゴリーに分類されており、カテゴリーごとに経口のスロープファクター (risk per mg/kg-day) と吸引のユニットリスク値 (risk per mg/m<sup>3</sup>) が決められている。毒性のウェイトは基準となる発がんリスクを1としたときに、ある物質はどのくらいリスクがあるのかを示す。大気への排出には吸引 (inhalation) の weight を、それ以外には経口 (oral) の weight を使った。毒性のウェイトの一覧は以下のホームページから得た。<[http://www.epa.gov/oppt/rsei/pubs/technical\\_appendix\\_a\\_toxicity.pdf](http://www.epa.gov/oppt/rsei/pubs/technical_appendix_a_toxicity.pdf)>
- 3) 未知の変数 (投資や環境規制など) と説明変数 (自主管理計画へ参加するか否か) が相関しない場合には、バイアスは生じない。しかし、相関する場合には次のようなバイアスが生じる。もともと省エネ投資や環境保全投資に積極的なタイプの企業は自主管理計画に参加するだけでなく、排出量の削減に積極的な可能性がある。この場合、省エネ投資や環境保全投資の増加と自主管理計画への参加は、排出量を減らす効果を持つとすると、省エネ投資や環境保全投資を明示的に排出モデルに含んで推計しなければ、自主管理計画の排出量に対するマイナスの効果は過大評価されてしまう可能性がある。また、厳しい環境規制に直面している企業は、すでに何らかの対策を行っており、自主管理計画に参加するための固定費用が低くて済むため、自主管理計画に参加したかもしれず、排出削減に積極的なだけでなく、参加するための動機が強いかもしれない。この場合は、環境規制の強度と自主管理計画への参加は、排出量を削減する効果を持つ可能性があり、環境規制の強度が排出モデルに含まれないことで、自主管理計画の排出量に対するマイナスの効果が過大評価される可能性が考えられる。また、環境規制の強度や省エネ投資や環境保全投資は、自主管理計画への参加や不参加の意思決定に影響を及ぼす変数である場合、自主管理計画への参加の意思決定をプロビットモデルで推計し、その結果を用いて、参加予測確率を計算し、それをダミー変数の代わりに用いて排出モデルを推計することで、プログラムの参加パラメータのバイアスを修正することができる。

本研究では、そのような対処をしているため、少なくとも、自主管理計画への参加変数のパラメータについては、推計上のバイアスは生じないと考えられる。

- 4) 第2期自主管理計画の目標設定は、2001年から2003年の排出目標を、1999年を基準年として、40%減らすことであった。このため、以下で、推計結果を用いて、自主管理計画参加企業を対象に、2001～2003年の排出量の変化（対1999年）を推計したところ、

(対1999年変化率) = [(2001～2003年平均排出量(実データ)) - (1999年排出量(推計値))] / (1999年排出量(推計値))

= -23.1%となった。ただし、PRTR制度施行以前である1999年の化学物質排出量のデータは得られないため、以下の方法で計算した。

(1999年排出量推計値)

= {(自主管理計画に参加しなかった場合の2001年排出量(推計値)) / (2001年実質売上(実データ))} × (1999年実質売上(実データ))

ここで、(計画に参加しなかった場合の2001年排出量推計値) = (2001年排出量(実データ)) - (自主管理計画ダミーパラメータ) × (i) で計算される。

- 5) 自主管理計画に参加した企業が、この計画に参加しなかった場合の変化率(対1999年)については、以下の式から求められる。

(2001～2003年の排出(不参加ケース)変化(対1999年))

= [(2001～2003年の平均排出量(不参加ケース推計値)) - (1999年排出量(推計値))] / (1999年排出量(推計値)) = 0.3%

ただし、(2001～2003年の平均排出量(不参加ケース推計値))については、(i)式と同様に計算する。従って、自主管理計画へ参加したことによる削減効果 = {参加した企業の2001年から2003年の排出量の変化(対1999年)} - {参加した企業がこの計画に参加しなかった場合の変化率(対1999年)} = -23.1 - 0.3 = -23.4(%)。

## 参考文献

- Arimura, Toshi H. and Akira Hibiki and Hajime Katayama “Is a Voluntary Approach an Effective Environmental Policy Instrument?: a Case for Environmental Management Systems.” *Journal of Environmental Economics and Management*, 55(3), 281-295, 2008.
- Arimura, T. H. and N. Darnall, and Katayama, H. “Is ISO 14001 a Gateway to More Advanced Voluntary Action? A Case for Green Supply Chain Management.” *Journal of Environmental Economics and Management*, 61(2), 170-182, 2011.
- Arora S., Cason T. N. “An Experiment in Voluntary Regulation: Participation in EPA’s 33/50 Program.” *Journal of Environmental Economics and Management*, 28(3), 271-286, 1995.
- Arora S., Cason T. N. “Why do firms volunteer to exceed environmental regulations? Understanding participation in EPA’s 33/50 program.” *Journal of Land Economics*, 72(4), 413-432, 1996.
- Gamper-Rabindran, S. “Did the EPA’s Voluntary industrial toxics program reduce emissions? A GIS analysis of distributional impacts and by-media analysis of substitution.” *Journal of Environmental Economics and Management*, 52(1), 391-410, 2006.

- Khanna. M. and Damon. L. A. "EPA's voluntary 33/50 program; impact on toxic releases and economic performance of firms." *Journal of Environmental Economics and Management*, 37(1), 1-25, 1999.
- Segerson K. and T. J. Miceli "Voluntary Environmental Agreements: Good or Bad News for Environmental Protection?" *Journal of Environmental Economics and Management*, 36(2), 109-130, 1998.
- Sugino, Makoto and Arimura, T. H. "The Effects of Voluntary Action Plans on Energy-saving Investment: an Empirical Study of the Japanese Manufacturing Sector." *Environmental Economics and Policy Studies*, 13(3), 237-257, 2011.
- Videras. J and Alberini. A. "The appeal of voluntary ironmental programs: which firms participate and why?" *Contemporary Economic Policy, Western Economic Association International*, 18(4), 449-460, 2000.
- Vidovic. M. and Khanna. N. "Can voluntary pollution prevention programs fulfill their promises? Further evidence from the EPA's 33/50 Program." *Journal of Environmental Economics and Management*, 53(2), 180-195, 2007.
- Welch Eric and Hibiki Akira "An Institutional Framework for Analysis of Voluntary Policy: The Case of Voluntary Pollution Prevention Agreements in Kita Kyushu, Japan" *Journal of Environmental Planning and Management*, 46(4), 523-543, 2003.
- 岩田和之・有村俊秀・日引聡「ISO14001 認証取得の決定要因とトルエン排出量削減効果に関する実証研究」『日本経済研究』62: 16-38、2010。
- 小俣幸子「市場は企業の潜在的なリスクを評価するか？－日本における実証分析」『環境科学会誌』24(5): 40-448、2011。