

論文 / 著書情報
Article / Book Information

題目(和文)	環境リスクの管理に関する経済分析
Title(English)	
著者(和文)	小俣幸子
Author(English)	Yukiko Omata
出典(和文)	学位:博士(学術), 学位授与機関:東京工業大学, 報告番号:甲第10904号, 授与年月日:2018年3月26日, 学位の種別:課程博士, 審査員:松井 知己,坂野 達郎,増井 利彦,樋口 洋一郎,大土井 涼二
Citation(English)	Degree:Doctor (Academic), Conferring organization: Tokyo Institute of Technology, Report number:甲第10904号, Conferred date:2018/3/26, Degree Type:Course doctor, Examiner:,,,,
学位種別(和文)	博士論文
Type(English)	Doctoral Thesis

東京工業大学大学院

学位申請論文

環境リスクの管理に関する経済分析

学位論文提出者

小俣幸子

目次

第1章 研究の目的と方法	・・・2
--------------	------

第2章 気候変動に関するリスクの定量化： 気候変動が豚の日本脳炎ウイルス感染に与える影響に関する実証研究	・・・11
---	-------

第3章 化学物質に関するリスクの定量化： 市場は企業の潜在的なリスクを評価するか？	・・・29
--	-------

第3章 補論 短期的な評価：PRTR 制度の有効性の分析	・・・38
------------------------------	-------

第4章 化学物質に関するリスク管理の定量化(1)： 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？	・・・41
---	-------

第5章 化学物質に関するリスクの管理の定量化(2)： VOC に関する法規制と自主的取り組みに関するリスクの実証研究	・・・56
---	-------

第6章 原子力発電の再稼動に関するリスク認知の定量化： 原子力発電の再稼動に対するリスク認知に関する実証研究	・・・66
---	-------

第7章 研究のまとめ	・・・77
------------	-------

第1章 研究の目的と方法

1.1 はじめに

過去、日本では公害問題によって被害者から公害裁判が次々と起こされた。これを機に1967年に公害対策基本法が設定され、遵守すべき環境基準が導入されて公害問題が解決されていく。しかし1980年後半以降、公害問題に代わって環境問題が出てくることになる。

公害問題と環境問題には大きな違いがある。中西(1995)はその違いとして6点を挙げている。①環境問題は一人ひとりの危険性はそれほど大きくないが、影響を受ける人や地域の範囲は大きい。②環境問題は多種の化学物質に曝露され、複合的な影響を受けている。③過去の公害問題では実際に何らかの現象が起きていた。④環境問題の原因と結果の因果関係を明らかにすることが難しくなっている。⑤多くの事象が環境影響を及ぼすようになってきたため、多面的に環境影響を評価し、相互の関係を考える必要がある。⑥環境問題では未来のために現在何をすべきかを考えなくてはならない。

公害問題とは違う性格をもつ環境問題を解決するために、リスクの概念が用いられるようになっていく。リスクとは「どうしても避けたいことが起きる確率」のことを言う(United States Environmental Protection Agency; EPA 1997)。リスクは良くない出来事が起きる可能性とその良くない出来事の重大さの組み合わせと定義され、「被害の大きさ」と「被害が起きる確率」の積で表される(EPA 2007)。

良くない出来事はエンドポイントと呼ばれる。エンドポイントには、人が死ぬこと、健康が損なわれること、経済的な損失が出ることなどが含まれる。リスクの種類には経済的リスク、人に対する健康リスク、生態系に対する生態リスクがある。

近年、様々な環境問題によって生じる環境リスクが健康リスクを引き起こしている。環境リスクとは、人の活動によって環境に加えられる負荷が環境中の経路を通じ、環境保全上の支障を生じさせる恐れをいい、人の健康や生態系に被害を及ぼす可能性を意味する(EPA 1997)¹。環境リスクをゼロにするためには、環境被害の大きさか、環境問題による被害の起こる確率のどちらかをゼロにすれば良い。²しかし、環境リスクをゼロにすること(“ゼロリスク”)は困難である。例えば、発がん性がある化学物質は、その使用を禁止すれば、発がんのリスクはゼロになる。しかし、発がん性を持つ化学物質には自然発生源も存在する。また、ある化学物質を禁止しても代替した化学物質の方が発がん性を持つといったようなリスクのトレードオフも存在し、健康被害そのもののリスクはなくなる。

一方で、人々が要求する安全レベルはますます上がっている(豊田・木根原, 2005)。しかし、そもそも安全とはリスクがゼロということではない。ISO/IEC GUIDE 51 (2014)によると、安全とは「受け入れられないリスクがないこと」と定義される。つまり、この定義によると、社会や個人は、ある程度のリスクの存在を認めるのである。

では、ゼロリスクを目指すのではなく、社会や個人が許容可能な程度まで環境リスクを削減するには、どのような対策をとるべきであろうか？ここで、環境リスク削減の対策を策定するための、リスクの管理の枠組みが必要になってくる。リスクの管理とは、人や環境システムに対するリスクを削減するためにリスクを認識し、評価し、対策を選択し、実行する過程である(EPA 1997)。

これまで、EPAがThe presidential /congressional commission on Risk assessment and Risk management (1997)で示した環境リスク管理の枠組みが実務上多く用いられてきたが、気候変動や有害化学物質など新たな環境問題に用いるには限界も指摘されてきた。

¹ 環境リスクとは、「環境への危険性の定量的な表現で、どうしても避けたい環境影響の起きる確率で表現される」と定義できる。中西準子(1995)

² リスク=被害の大きさ×影響が起きる確率 と表されるため、右辺の第1項か第2項がゼロになれば、リスクはゼロになる。

そこで Krewski et al. (2014)は、EPA の枠組みでは欠けていたリスク評価の不確実性への考慮やリスク認知の概念を取り入れて、次世代の環境リスク管理の枠組みを示した。しかし、Krewski et al. (2014)では、環境リスク管理に内在する問題点が解決されていない。

環境リスク削減のための管理手段には、政府による規制や情報公開制度など様々な手法がある。リスク管理者は、政策を決定する際に、科学から導かれた結果を利用する。確かに、科学は問題の定義と様々なシナリオで結果を予測するためには不可欠である。しかし、実際の政策の決定は科学だけでなく、経済や倫理、法律、政治、世論などにも依存しているために科学の事実が歪む場合がある(Jesanoff 1987; Dudley and Gray 2012)。また、政策決定者や一般の人々は科学の持つ不確実性に気づかない(Dudley and Gray 2012)。したがってこれらの問題によって、政策の決定が誤った方向へ導かれる可能性がある。

科学と政策の関係をどのように扱うのかという問題は”規制の科学(regulatory science)”と呼ばれている。Dudley and Gray (2012)は科学と政策の乖離を埋めるための方法を示している。社会心理学の分野でも、Slovic(1999)は専門家と市民の間のリスク認知の乖離を埋めるための方法を示している。

しかし、これまでの既存研究では、環境リスク管理の枠組みにおいて、政策への適用という面では議論が十分とは言えない。そこで本研究では、環境リスク管理の枠組みに、政策への適用を考慮した統計的なアプローチを用いた。そうすることによって、環境リスク管理の枠組みをより実行可能な枠組みにすることを試みた。

第2節では、環境リスク管理について、EPAの方法と Krewski et al.(2014)の方法を紹介する。第3節では本研究の目的について詳しく述べる。そして第4節で、本研究における各章の位置づけを明確にする。

1.2 環境リスク管理

1.2.1 EPA の環境リスク管理の枠組みと問題点

米国 EPA の The presidential /congressional commission on Risk assessment and Risk management (1997)では、リスク管理の枠組みとして6つの段階を提唱している。

第1段階は問題の本質を明らかにし、問題の前後関係を把握する。何が問題なのかを見極めて、その特性を明らかにして目標設定をする。目標は法令や政策などで規定されている場合もあるが、被害の発生率を削減することを目標にしたり、感受性の高い集団を保護することを目標にするなど、多様なケースがある。また、利害関係者の議論と合意も必要とされる。

第2段階はリスク評価を行う。リスク評価とは、健康被害の削減、あるいは健康被害自体の大きさを測ることである。はじめに、悪い影響を起こす潜在的な可能性を持っている物質や活動を特定する。次に、エンドポイントを決める。そして、人や生物の摂取量や吸収量(曝露量)を推定する。最後に、動物実験や疫学調査から、その曝露量とリスクとの関係式である用量反応関係を導出する。

第3段階はリスク削減のために選択肢を検討する。各対策の費用、効果などを列挙して定量化する。便益は、発がんなどの疾患の削減などがあげられる。費用は新しい技術開発の費用、排出削減のための装置の購入・設置の費用などがあげられる。それを費用対効果分析³と費用便益分析⁴によって整理する。また誰が費用を負担し、誰が便益を得るのか、公平性も考慮する。

第4段階では、どの選択肢を実施するか、意思決定を行う。意思決定者は、リスク評価と

³ 費用効果分析とは対策の費用と対策によるリスクの削減効果の比較を行うもの。削減効果は人数や件数などの数値で表す。

⁴ 費用便益分析とは、対策によるリスク削減効果を金銭評価した便益と対策の費用を比較するもの。

選択枝の分析を基にして、どの対策を行うかを決定する。そして、リスク管理の目標を達成するための費用が最小となる選択枝を確認する。費用が最小となる選択枝が必ずしも望ましいとは限らず、社会影響なども考慮して決定する。

第5段階では選択した対策を実行する。実施計画を策定し、影響を受ける利害関係者に、決定事項を連絡する。

最後に第6段階で実施の結果について評価を行う。ここではリスク管理の実施プロセスと成果を評価する。

第1から第6段階にはすべてのプロセスに利害関係者が関わり、リスク管理の枠組みとなっている。図1.1はEPAの環境リスク管理の枠組みを示している。

EPAの枠組みにはいくつかの批判がある。まず、リスク評価の段階について、動物毒性試験から導きだされた用量反応関をヒトへ外挿する際に、種間差および個体差に不確実性が存在する。そして良くないことが起こる確率や被害の大きさの評価の大きさにも不確実性が存在する。しかし、リスク評価を行う際には、不確実性を適切にコントロールすることは難しい（Klinke and Renn 2002; NRC1996）。そして選択枝の段階では、費用便益分析や費用効果分析を行う際に、貨幣換算が困難な健康や環境の側面も経済価値化することを強調しすぎて、不確実性や仮定を無視する形で結果が用いられることが多い（谷口 2008）。さらに、選択枝の段階では客観的なリスクだけを問題にするのではなく、主観的なリスクを問題にする必要がある（Klinke and Renn 2002）。リスクは主観的であり、個人や集団の価値や社会的属性、文化的背景から自由ではありえない（Slovic 1997）。社会がリスクをどの程度まで受容するのか、合意形成をどのように進めれば良いのかを考える時に、リスク認知の概念が必要になってくる。以上の問題点によって気候変動、化学物質、ナノテクノロジーなどの技術に関連するリスクの問題の複雑性に対応できない（NRC 2006）。

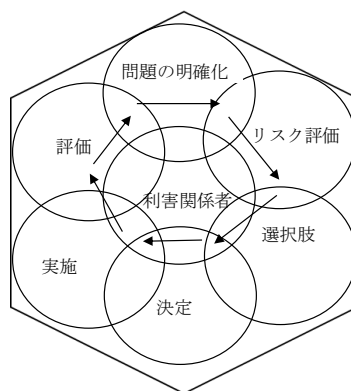


図 1.1 EPA の環境リスク管理の枠組み
U.S.EPA (1997)

1.2.2 Krewski et al. (2014)の方法

Krewski et al.(2014)は、EPAの環境リスク管理の枠組みを発展させて、次世代のリスク管理の枠組みをリスクサイエンスと定義して、次の3つの段階を示している。

第一段階では、問題を明確化して、そのリスク評価とリスク管理の目標を決める。リスク評価者とリスク管理者は、迅速に、目標や分析の期限、正しいモデルの作成、分析のプランを作成する。

第二段階はリスク評価である。EPAの枠組みにおけるリスク評価から発展した点は、将来のリスクを推定し、人の健康被害や環境生態との相互作用まで考慮に入れたより新しい

リスク評価の方法を取り入れて、不確実性に対処したリスク評価を行うことを推奨している点である。

第三段階でリスク管理を行う。リスク評価の結果を用いて、リスクを減らすためのリスク管理が決定される。ここでは、リスク管理者は、リスクの原理⁵に基づいて、費用便益分析などの経済分析を行うだけでなく、決定が社会に受け入れられるように、政治的な状況や社会や文化的な価値も考慮する必要があるとされている。その際、EPA の枠組みでは欠けていたリスク認知もリスク管理の決定の際の戦略として取り入れている。

さらに、EPA の枠組みでは示されていないリスク管理の手段も枠組みの中に置かれている。管理の手段には、政府による規制だけでなく、補助金のような経済的な手段、政府機関などからの情報によって人々にリスクを避ける行動を促すこと、地域のボランティアなどが人々のリスクを避けるためのプログラムを提供すること、リスクを削減するような技術を設置すること、が挙げられている。

Krewski et al.(2014)の枠組みが図 1.2 である。

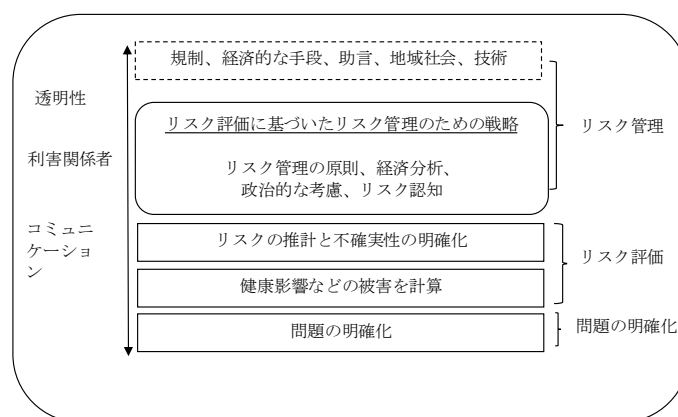


図 1.2 Krewski et al.(2014)の環境リスク管理の枠組み改変

1.3 本研究の目的

Krewski et al.(2014)で示された環境リスク管理の枠組みには問題点が内在している。それは、科学と政策の間の乖離が存在することである。政策決定者は、政策や規制を決定する際に科学による分析結果(fact)を利用するが、政治的価値や世論などいわゆる価値観(value)の影響も受ける。これまで政策や規制の決定に用いられる科学は社会的な価値観からできる限り独立であるべきとされてきた(Jesanoff 1995)。

しかし、科学者は政策に関わる分析をする際に、対象となる政策が持つ複雑性に直面する。そして政策決定者は、政策を決定する際に科学の解釈に悩まされるが、科学が持つ不確実性について、科学者が十分に答えないことが、政策を決定する側にとって問題となっていた(Irwin, 1997)。つまり、科学と政策が乖離していることで、政策決定者が科学的な分析結果を正しく反映しない政策を選択する可能性がある(Jesanoff 1987)。

そこで、科学と政策の乖離をできる限り小さくするような手続きが必要とされるように

⁵ Jardin et al.(2003)によるリスク管理の原則は以下の通りである。a)便益性と無害性の保証、b)公平な決定手順、c)リスクの負担を衡平にすること、d)限られた資源の最適利用、e)リスク削減のためにできることと出来ないことを明らかにすること、f)社会に許容不可能なリスクを課さないこと、g)不確実性がある場合は、より社会にとって甚大な被害をもたらすリスクを削減すること(予防原則)、h)全ての利害関係者に対する情報開示を行うこと、i)新しい技術を柔軟に利用すること、j)リスク削減の遂行が可能なこと。

なり、“規制の科学”という概念が注目されるようになった。規制の科学とは規制の目的のために使われる科学をどのように性格づけるかという概念である(Irwin et al.1997)。図 1.3 は規制の科学の概念を示している。図 1.3 において科学と政策の二つの円の重なった領域が規制の科学を示しており、科学の情報を政策の場面でどのように正しく利用されるべきかが議論される。例えば、Weinberg(1972)は政策の要求に見合うために科学が透明性を高めて、不確実性などの限界を超えるべきと指摘している。しかし、科学と政策の間の境界線と二つが重なる部分を埋めることは難しい(Jasanoff 1995)。

そんな中、Dudely and Gray (2012)は、図 1.3 の政策と科学が重なる領域に”リスク評価の政策(risk assessment policy)”という概念を入れて、環境リスク管理における規制の科学の概念を構築している。Dudely and Grey (2012) の概念は図 1.4 に示した。“リスク評価の政策”には、様々な判断が含まれる。判断すべき事は、科学の透明性、可能な推論からの選択、個々の研究が重みづけ、リスク評価に用いた仮定、リスク評価の不確実性、リスクが生じていると判断する時期、などがある。Dudely and Grey (2012)は”リスク評価の政策”を環境リスク管理の枠組みの中で用いられている”政策”と区別している。そして、Dudely et Gray (2012)は、“リスク評価の政策”の具体的な手段を挙げている。その手段とは、政策決定者が科学者にはっきりと発言すること、適切な科学アドバイザーを置くこと、リスク評価の確実性には不確実性があることを認めること、リスク評価のフィードバックを行うことである。これらの手段はリスク評価とリスク管理の乖離を埋めるために、科学的な情報と政策選択の透明性を高めることを目的としている。

社会心理学の分野でも、専門家と専門家以外人々の間にリスクへの認知に違いがあることは示されており、その差を埋めるための研究の蓄積が多く存在する。まず、専門家と専門家以外の人々リスク認知の違いは、のリスクの許容レベルに違いではなく、リスクの評価の違いによるものである(Slovic 1987; Slovic et al.1981)。そして、リスク評価やリスク管理において、専門家と専門家以外の人々の間のリスク認知の差を理解することが不可欠である(Slovic et al.2004)。また Slovic et al.(1982) や Kasperson et al.(1988) では専門家以外の人々により正しい情報を与えることの重要性が示されている。そして、Slovic (1987)は専門家と専門家以外の人々の間のリスクコミュニケーションがリスク管理において重要であることを指摘している。さらに、Slovic et al. (1981)や Kunreuther and Slovic(1996)、そして Slovic(1999)はリスク評価とリスク管理の各プロセスでの市民参加が、専門家と専門家以外の人々の間のリスク認知の差を埋めるための有効な手段であることを明らかにした。

Matsumoto and Omata(2017)では、ヘドニックモデルを用いてベトナムのエアコンに対する主観的な割引率を分析した。その結果、主観的割引率が高く、省エネ家電普及への障害は大きいことを明らかにした。そして今後、同国での省エネ家電普及には、ラベリング制度など消費者への省エネ機能の情報提供が、人々に省エネ機器の購入を促す可能性となることを示唆した。

Klinke and Renn(2002)は悪影響を引き起こす因果関係を明確にして定量化することの難しさに関係する問題を「複雑性」、統計的な変動や測定誤差などを「不確実性」、結果の解釈の違いから生じる問題を「曖昧さ」と定義して、それぞれの問題への対処の方法を提案している。複雑性の解決に対しては、基準値を考慮したり、リスク同士の比較、費用効果分析やリスク便益分析が有効であり、不確実性に対しては、多様性を確保するために代替的な方法の発展を提案している。曖昧性に対処するために望ましい手段として、総意を形成する際に諮問委員会や市民パネルの導入を挙げている。

これまでの既存研究は科学と政策の乖離を埋めるための議論をしているが、具体的な政策への適用の議論は十分とは言えない。本研究はリスクの定義のうち「被害の大きさ」に焦点を当てた。そして環境リスク管理において、実際の政策への適用を考慮して、環境リスクに関連した変数を加えた統計学的な分析を行って、「被害の大きさ」を評価した。そうすることで、これまでの既存研究と同様に、環境リスク管理において、科学と政策の間の乖離を埋めることを試みた。図 1.5 は、環境リスク管理の枠組みにおける本研究の統計的な分析の

位置を描いている。

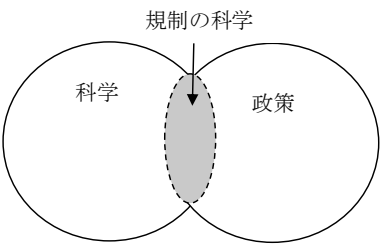


図 1.3 規制の科学の概念図

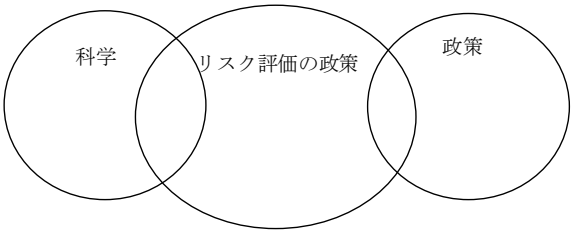


図 1.4 Dudley and Gray(2012)におけるリスク評価の政策

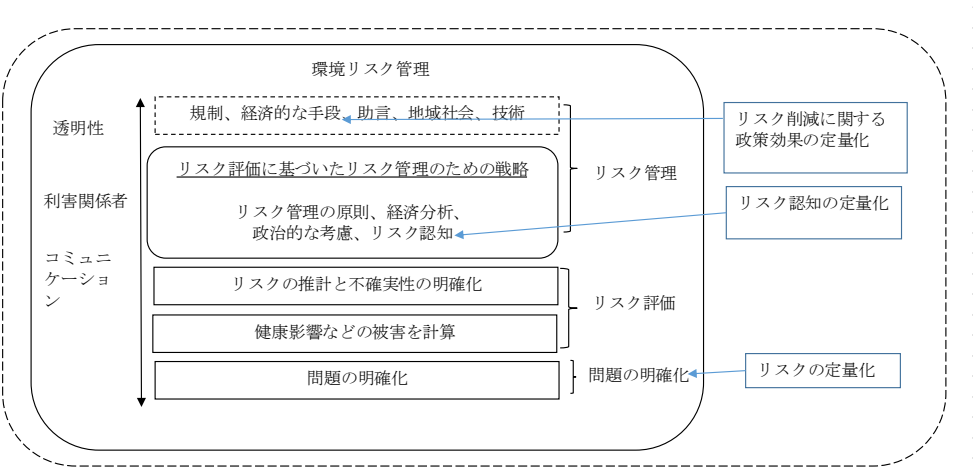


図 1.5 環境リスク管理における本研究の統計的な分析の位置

1.4 各章の位置づけ

第 2 章と第 3 章は環境リスク管理の枠組みのうち、「問題の明確化」に焦点を当てる。環境リスクが引き起こされる原因と結果を、統計学的手法によって定量化することを試みている。

第 2 章では豚の日本脳炎感染率の被害の大きさを評価した。そして気候変動によって増加する媒介生物によって、人が日本脳炎感染症に罹患するリスクが増加することが明らかになった。本研究では、地域レベルのパネルデータを用いているため、各地方自治体における感染症へのリスク管理の必要性も示唆された。

第 3 章では、企業によって排出される化学物質の排出量の被害の大きさをリスクの指標とした。自主的に化学物質の排出量を削減した企業は、将来的に環境による事故などを起こ

して収益が減るリスクが少ないと見なされて、市場で投資家から高く評価されることが示された。この結果は、企業による自主的なリスク削減と企業の利益の間の正の関係を明確にただけでなく、環境リスク管理の手法として、企業の削減努力に関する情報公開の有効性も示唆している。

第4章と第5章では化学物質のリスク管理手段について、企業による自主的な取り組みの有効性を定量的に示した。これまで政府は、化学物質を排出する企業に対して規制という形で化学物質による被害の削減を行ってきたが、規制による一方的な管理の限界も指摘されている(岸本 2009)。そこで、規制に代わる手段として自主的な取り組みを、リスク管理の手段として選択肢に入れる可能性を検討した。

第6章では、リスク管理の決定に考慮すべきとされる、リスク認知について、定量評価を行った。第6章では原発再稼働のリスクに対する人々の認知の度合いがどのような要因によって形成されるのかを分析した。それにより、個人の原発へのリスク認知を考慮した政策の選択肢を、リスク管理の枠組みの中に組み込むことが可能となった。

各章におけるリスクの指標、環境リスク管理における各章の位置づけ、定量化している内容と、各章から導かれたリスク管理の政策を表1.1にまとめた。

最後に、第7章では各章における既存研究の違いと各章で用いた統計的な手法を整理した。そして、本研究の結論を示した。

表 1.1 各章の位置づけ

章	リスクの指標	リスク管理における位置づけ	定量化の内容	政策への適用
第2章	豚の日本脳炎感染率	問題の明確化 →リスク管理の必要性示唆	気候変動 →人の日本脳炎感染リスク増加	地域の特性に応じた感染症対策の必要性
第3章	化学物質の排出量・移動量	問題の明確化 →リスク管理の必要性示唆	企業の化学物質排出量の削減 →企業の利益	・企業が自主的に減らせば、利益につながる可能性 →情報公開の有効性
第4章	化学物質の排出量・毒性	リスク管理	企業による化学物質削減の自主的なプログラムへの参加 →化学物質排出量と毒性の削減	自主的なプログラムを政策の選択肢に入れる
第5章	化学物質の排出量・リスク	リスク管理	企業による化学物質削減の自主的なプログラムへの参加 →化学物質リスクの削減	・自主的なプログラムを政策の選択肢に入れる ・リスクによる目標設定の必要性
第6章	原発再稼働への支持の度合い	リスク管理	環境への態度、政府への支持、原発の経済的なメリットなど →原子力発電の再稼働への支持	・再稼働を推進する政策の提案

参考文献

岸本充生(2009) 化学物質領域でのリスク管理の考え方と問題点 - リスク概念に基づくアプローチを阻害するのは誰か - , 日本リスク研究学会誌 19(1):29-36

谷口武俊(2008)「リスク意思決定」環境リスク管理のための人材養成プログラム編 大阪大学出版会

豊田聖史・木根原良樹 (2005)日本社会における安全意識に関する分析 三菱総合研究所研究ノート 30-51

<http://www.mri.co.jp/news/press/uploadfiles/journal/44/jm05013102.pdf> 最終閲覧日 2017/1/4

中西準子(1995) 環境リスク論 岩波書店

Dudley, SE and Gray, GM (2012) Improving the Use of Science to Inform Environmental Regulation, Institutions and Incentives in Regulatory Science. Lexington Books, Jason Johnstone ed. (2012)

EPA(1997) Framework for Environmental Health Risk Management The

- Presidential/Congressional Commission on Risk Assessment and Risk Management Final Report Volume 1.
<https://cfpub.epa.gov/ncea/risk/recordisplay.cfm?deid=55006&CFID=73973435&CFTOKEN=15796272> Accessed 2017/1/4
- EPA(2007) Environmental regulation using a risk-based approach A guideline for EPA staff. www.epa.gov/epaosopr/t3/04.cfm?id=8350 Accessed 2017/1/4
- Irwin, A., Rothstein, H., Yearley, S., McCarthy, E. (1997). Regulatory science—towards a sociological framework. *Futures*, 29(1), 17-31.
- ISO/IEC GUIDE51 (2014) Guidelines for their inclusion in standards.
http://www.iso.org/iso/catalogue_detail.htm?csnumber=53940 Accessed 2017/1/4
- Jardine, C., Hrudey, S., Shortreed, J., Craig, L., Krewski, D., Furgal, C., & McColl, S. (2003) Risk management frameworks for human health and environmental risks. *Journal of Toxicology and Environmental Health Part B: Critical Reviews*, 6(6), 569-718.
- Jasanoff, S. (1995). Procedural choices in regulatory science. *Technology in society*, 17(3), 279-293.
- Jasanoff, S. (1987) Contested boundaries in policy-relevant science. *Social studies of science*, 17(2), 195-230.
- Kasperson, R. E., Renn, O., Slovic, P., Brown, H. S., Emel, J., Goble, R., & Ratick, S. (1988). The social amplification of risk: A conceptual framework. *Risk analysis*, 8(2), 177-187.
- Klinke, A., Renn, O. (2002) A new approach to risk evaluation and management: Risk - based, precaution - based, and discourse - based strategies. *Risk analysis*, 22(6): 1071-1094.
- Krewski, D., Westphal, M., Andersen, M. E., Paoli, G. M., Chiu, W. A., Al-Zoughool, M., Croteau, M.C., Burgoon, L.D., Cote, I. (2014) A framework for the next generation of risk science. *Environmental health perspectives*, 122(8), 796.
- Kunreuther, H., & Slovic, P. (1996). Science, values, and risk. *The annals of the American academy of political and social science*, 545(1), 116-125.
- NRC(1996) *Understanding Risk: Informing Decisions in a Democratic Society*. Washington, DC: National Academy Press.
- NRC(2006) *Toxicity Testing for Assessment of Environmental Agents: Interim Report*. Washington, DC: The National Academies Press.
- Matsumoto, S., Omata, Y. (2017) Consumer Valuations of Energy Efficiency Investments: The case of Vietnam's air conditioner market. *Journal of Cleaner Production* 142(4), 20: 4001-4010.
- Slovic, P., Fischhoff, B., & Lichtenstein, S. (1981). Rating the risks. In *Risk/benefit*

analysis in water resources planning and management (pp. 193-217). Springer US.

Slovic, P. (1987). Perception of risk. *Science*, 236(4799), 280-285.

Slovic, P., Fischhoff, B., & Lichtenstein, S. (1982). Why study risk perception?. *Risk analysis*, 2(2), 83-93.

Slovic, P. (1999). Trust, emotion, sex, politics, and science: Surveying the risk - assessment battlefield. *Risk analysis*, 19(4), 689-701.

Slovic, P., Finucane, M. L., Peters, E., & MacGregor, D. G. (2004). Risk as analysis and risk as feelings: Some thoughts about affect, reason, risk, and rationality. *Risk analysis*, 24(2), 311-322.

Weinberg, A. M. (1972) Science and trans-science. *Minerva*, 10(2), 209-222.

第2章 気候変動に関するリスクの定量化 ：気候変動が豚の日本脳炎ウイルス感染に与える影響に関する実証研究

2.1 はじめに

地球温暖化が進むと、熱波や異常気象が増加し、気温や降水量の変化を引き起こす。これらの気候変動が、感染症のウイルスを媒介する動物等の生息域や活動を拡大させることによって、人の健康に間接的な悪影響を及ぼすことが知られている(Intergovernmental Panel on Climate Change:IPCC 2014)。WHO(World Health Organization)は、気候変動との関連が高い感染症の一つに日本脳炎を挙げている⁶。

日本脳炎とは日本脳炎ウイルスの感染によっておこる中枢神経の疾患である。ウイルスに感染しても、発病は100人~1000人に1人である(国立感染症研究所 1998)。しかし、いったん脳炎を起こすと、数日間の高熱、頭痛、嘔吐などで発病し、意識障害、けいれん等の中枢神経障害を生じる。回復しても脳障害が残る重篤な病気であり、発病者のうち30%が死亡に至る⁷(WHO 2015)。とくに体力的に弱い幼少児や高齢者で死亡の危険が大きいことが指摘されている(国立感染症研究所 1998)。

日本脳炎ウイルスは、日本などの温帯では主に、コガタアカイエカという名の蚊が媒介する(国立感染症研究所 1998)。ウイルスをもった蚊がまず豚を吸血しウイルスを伝搬すると、豚の体内でウイルスが著しく増え、その豚をコガタアカイエカが吸血し、人を吸血することによって、人が日本脳炎に感染する(WHO 2015)。豚は、コガタアカイエカに好まれること、肥育期間が短いために毎年感受性のある個体が多数供給されること、血液中のウイルス量が多い性質を持つことから、日本脳炎ウイルスを増やす増幅動物であると定義されている(国立感染症研究所 1998)。

日本脳炎の感染リスクはワクチン接種により75~95%は減らすことができると報告されている(厚生労働省 2016)。図2.1は日本における脳炎患者報告数の推移である。日本では、1960年代には年間1000人以上が日本脳炎に発症していたが、1967年に政府がワクチンの接種を積極的に勧奨したのを機に患者数が激減した(国立感染症研究所 1998)。近年は報告数が年間10名以内に留まっていることが分かる。2005年にワクチン接種による副作用の事例が見られたため、予防接種の積極的な勧奨を差し控えたが、安全なワクチンが開発されことから、政府は2010年から再び予防接種を奨励している⁸。2013年のワクチン接種率は、約71.5%である(国立感染症研究所 2016)。

これまで日本において日本脳炎の患者数が少なかったのは、日本脳炎の発病率が低く、ワクチン接種率が高かったからである。⁹しかし、発病率が低くても、予防接種率が100%でない中、気候変動によって日本脳炎を媒介する蚊が増殖したり、蚊の活動が活発化すると、日本脳炎ウイルスに感染する豚が増加して、人の日本脳炎感染のリスクが増加するかもしれない。

⁶ WHOは気候変動と関連のある感染症として日本脳炎の他に、コレラ、マラリア、菌性髄膜炎、デング熱、アフリカ睡眠病、セントルイス脳炎、リフトバレー熱、リーシュマニア症、西ナイルウイルス、ロスリバーウイルス感染症、マリーバレー脳炎を挙げている。

(<http://www.who.int/globalchange/publications/oe0401/en/>) 最終アクセス 2016年7月23日

⁷WHOによると、アジアでは毎年68000人が感染し、13600人から20400人が死亡している。

(<http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs386/en/>) 最終アクセス 2016年7月23日

⁸ 厚生労働省は、1期接種を3歳の時に2回、その後概ね1年の間隔をおいて(4歳のときに)1回の計3回、そして9歳の時に2期接種として1回を奨励している。

(http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryou/kenkou/kekkaku-kansenshou20/japanese_encephalitis.html) 最終アクセス 2016年7月23日

⁹他にGubler et al.(2001)では、アメリカでは夏の気温が上昇しているにも関わらず、蚊を媒介とする感染症が減っているのは、ライフスタイルや住環境の変化に依るところが大きいと報告されている。

豚にウイルスを媒介するコガタアカイエカの幼虫の成長や活動を含めたライフサイクルは、気温や降水量と密接に関係があることが知られている。例えば、気温の上昇は、蚊を増加させる (Gingrich et al.1992)。さらに、気温の上昇は、日本脳炎ウイルスの活動も活発にする (Kilpatrick et al. 2008; Takahashi 1976)。したがって、気候変動によって日本脳炎に感染したコガタアカイエカが増加すると、日本脳炎感染者が増加する (Tian et al. 2015; Murty et al. 2010)。

本章の目的は、日本における気候変動が人の日本脳炎感染のリスクに与える影響を検証することにある。本章では、先行研究に対して4つの新規性がある。

第一に、本章は日本脳炎のリスクを豚の日本脳炎ウイルス感染率で測り、気候データとの因果関係を検証している。多くの先行研究は、日本脳炎感染の患者数と気候データの関係に焦点を当てている。しかし、日本ではワクチン接種率が高く、多くの人が日本脳炎に耐性があるために、日本脳炎のリスクは患者の数に反映されない。そのため、厚生労働省が、豚の日本脳炎ウイルスの状況を調査することによって、間接的に人への日本脳炎ウイルスの蔓延状況を調べている (国立感染症研究所 1998)。

日本全国において豚のウイルス感染率と気候データの相関関係を検証した研究は Kurane et al.(2008)、Kurane(2010)、そして Kurane et al.(2013)である。本章ではパネルデータを用いて重回帰分析を行い、豚の感染率と気候データとの因果関係を分析することによって、Kurane et al.(2008)、Kurane(2010)、Kurane et al.(2013)の分析を拡張している。

第二に、本章は気温と降水量と、豚の日本脳炎感染率の关系到、非線形を想定して分析した。蚊は夏に活動するために、これまでの先行研究では、気温が高いと日本脳炎の感染者が増加することが明らかになっている (Mogi 1983; Bi et al. 2007; Murty et al. 2010; Impoinvil et al. 2008; Hsu et al. 2008; Pant 2009; Lin et al. 2012; Borah 2013; Zhao et al. 2014)。しかし、国立感染症研究所(2014)では、気温が上昇すると、水温が上昇して蚊の幼虫の生存が困難になることが指摘されている。また、Tian et al.(2015)では、月の最高気温が 22℃から 23℃以上で蚊の発達が活発になり、月の最低気温が 25℃から 26℃以上で、日本脳炎の患者数が増えることが示されている。そこで、本章では蚊の個体数が減少するか、あるいは蚊の活動が活発になるような境界の温度が存在することを検証する。

降水量と人への日本脳炎感染の关系到については、先行研究によって、明白にされていない。降水量が多いほど水たまりのように蚊にとって良い生育環境が提供されるので、蚊の発生源が増加し蚊の数が増加する。その結果、豚がウイルスに刺される可能性が高くなり、豚の陽性率が高くなると考えられる。たとえば、Zhang et al.(2016)は中国・四川省・南充市において、洪水の後で蚊の生息しやすい環境が増え、日本脳炎の感染者が増加したことを示した。つまり、ある一定の降水量を超えると、蚊が増加して、豚の日本脳炎感染率も高くなる可能性がある。そこで、本章では気温と同様に、降水量と豚の日本脳炎の感染リスクにも、非線形の関係性を想定した。

第三に、本章は蚊が越冬することを考慮して、冬の最低気温と日本脳炎のリスクの因果関係を検証している。コガタアカイエカは成虫で越冬することから、冬季の環境がより安定し、ある程度の温度が保たれていれば翌春まで生存することが明らかになっている (国立感染症研究所 2012)。さらに、冬季の平均気温が高い地域で越冬した成虫が、長距離を飛行している可能性もある (国立感染症研究所 2012)。しかしながら、これまでの先行研究では、冬の気温が分析に含まれていない。

第四に、本章では 1967 年から 2005 年の長期にわたる日本の市町村レベルのパネルデータを用いている。日本における先行研究 (Kurane et al.2008; Kurane 2010; Kurane et al. 2013)では、複数の年のデータを用いて分析しているが、いずれもクロスセクションのデータを用いて、年別に、気候条件と豚の感染率との相関係数を導出するに留まっている。気候変動の適用策は、どの地域でどんな影響がどの程度予測されるかによって、導入すべき適用策が全く違ってくるため、適用策を考える際には、出来る限り個別具体的で、定量的であ

るべきと指摘されている(江守 2013)。本章では、1967 年から 2005 年の長期にわたる日本の市長村レベルのパネルデータを用いた分析を行うことによって、各地域での日本脳炎に対する適用策を示すことが可能になった。

本章では、豚の日本脳炎の感染リスクと気候データの因果関係を検証し、以下の結果を得た。1)夏季の気温と冬季の気温の上昇は、豚の日本脳炎の感染リスクを増加させる。2)夏季の降水量が 783mm を超えると、降水量の増加が豚の日本脳炎の感染リスクを増加させる。一方、冬季の降水量は日本脳炎のリスクとは関係がない。3)面積当たりの豚の頭数は、人の日本脳炎感染リスクに影響を与えない。豚の日本脳炎感染リスクは、豚の感染リスクを反映しているため、1)から 3)の結果は、夏季と冬季の気温の上昇と、夏季の降水量の異常な変化は、人の感染リスクを増加させる可能性を示唆している。

次節では先行研究を紹介する。そして 2.3 で推計モデルについて述べ、2.4 ではデータについて説明する。2.5 は推計結果であり、2.6 で結論を述べる。

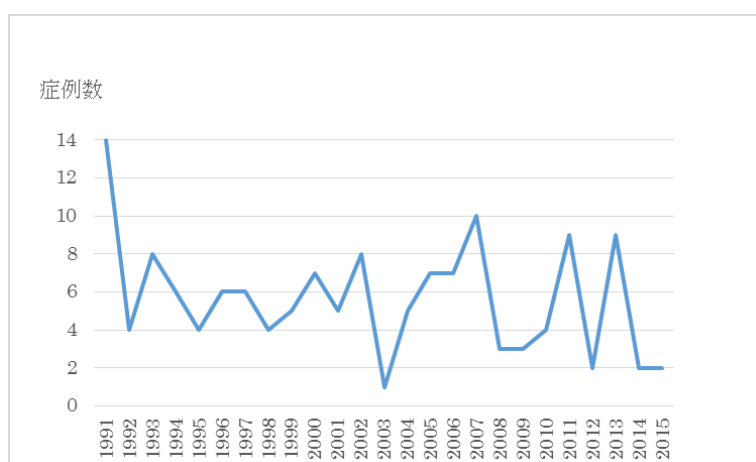


図 2.1 日本脳炎報告症例数の推移

注: データは国立感染症研究所「感染症発生動向調査事業年報」から得た。

(<http://www.nih.go.jp/niid/ja/survei/2270-idwr/nenpou/6139-idwr-nenpo2014.html>)最終アクセス 2016 年 7 月 23 日

2.2 先行研究

日本脳炎患者は、極東から東南アジアと南アジアにかけて広く分布していることから、近年、特にアジアを中心に日本脳炎と気候の関係が分析されている。

例えば、Bi et al.(2007)は、中国・済南市において、1959 年から 1979 年における日本脳炎の患者数と気候の関係を分析した。そして、5 月から 10 月の月最高気温、月最低気温、月平均湿度が、それぞれ上昇すると、日本脳炎の患者数は増加することを示している。また、Murty et al.(2010)は、インドのアーンドラ・プラデーシュ州を対象にして、2002 年から 2006 年において、気温の上昇と日本脳炎患者には正の相関があることを明らかにした。日本では、Mogi(1983)が長崎の 1950 年から 1969 年のデータを用いて、夏の平均気温と日本脳炎の症例数には正の相関があることを示した。このように、多くの先行研究(Impoinvil 2008; Hsu et al. 2008; Pant 2009; Lin et al. 2012; Borah et al. 2013; Zhao et al. 2014)において、特に夏の気温と日本脳炎患者に正の相関関係があることが示されている。

しかし、降水量と人の日本脳炎感染の関係については、先行研究によって結果はさまざまである。いくつかの先行研究では、夏季の降水量と日本脳炎の患者数は正の相関関係があることが示されている (Bi et al. 2007; Hsu et al. 2008; Pant 2009; Murty et al. 2010; Lin et al. 2012; Zhao et al. 2014)。一方で、夏季の降水量と日本脳炎の症例に負の相関を明らかに

した先行研究 (Mogi 1983;Impoinvil 2008)も存在する。

その他、湿度と (Bi et al. 2007; Lin et al 2012;Murty et al 2010;)、豚の密度(Impoinvil et al. 2008; Hsu et al. 2008;Zhao et al. 2014) と日本脳炎症例には、正の相関が示されている。さらに、蚊の生息池は田んぼや湖沼であるため、その地域の田んぼの割合が多い地域では、日本脳炎の患者が多いことも明らかになっている (Impoinvil et al. 2008;Oya and Kurane 2008)。

Konno et al.(1966)は、増幅動物である豚が日本脳炎ウイルスに感染している地域では、数週間後に日本脳炎患者が発生していることを示している。したがって、豚の日本脳炎ウイルスの感染状況は、人の日本脳炎感染のリスクを表すと捉えることができる。

豚の日本脳炎感染率と気候データとの関係に焦点を当てている研究は、日本において Kurane et al.(2008)、Kurane(2010)、Kurane et al.(2013)である。Kurane et al.(2008)と Kurane(2010)は、日本全国の市町村レベルのデータを使って、夏季の気温と豚の日本脳炎感染率に正の相関があることを示した。さらに降水量について、Kurane et al.(2008)では豚の陽性率と負の相関関係を明らかにした。しかし、Kurane et al.(2013)は日本全体では豚の感染率と、年間降水量と夏季降水量はそれぞれ正の相関があるが、近畿地方と中部では、負の相関があることを示した。

Kurane et al.(2008) 、Kurane(2010)、Kurane et al.(2013)ではいずれも相関係数のみを用いている。しかし、本章では、市町村レベルのパネルデータを用いて、気温、降水量、そして豚の頭数密度を含めた重回帰分析を行って、これらの要因が豚の感染率に与える影響を検証した。

2.3 データ

本章で用いたデータは、1967 年から 2005 年の全国の 164 の市町村レベルのアンバランスのパネルデータである¹⁰。基本統計量は表 2.1 に示した。

厚生労働省は 1965 年から毎年感染症流行予測調査を実施している。5 月から 10 月までの期間、全国各地のと畜場で 1 ヶ月に 2 回から 3 回、豚の血清中の日本脳炎ウイルスに対する抗体が調査される。豚から採取された検体は、各都道府県の保健所に集められ、日本脳炎ウイルスの蔓延状況は、赤血球凝集抑制法 (Hemagglutination inhibition test ; HI 法) で測られる。そこで日本脳炎赤血球凝集抑制抗体価 (HI 抗体価) が測定されて、その結果が国立感染症研究所感染症情報センターに報告されている。

本章において、豚の日本脳炎感染率は、各市町村のと畜場において飼育されている豚で、ランダムに選ばれた 10 頭のうち日本脳炎ウイルスに感染していた豚の割合を表す。調査は同じ年に同場所・同一のと畜場で複数回の採血結果が存在する。本研究では、パネルデータとして扱うために、その年の平均のデータを利用している。

1967 年から 2005 年まで、全国で 164 の市区町村で、調査が行われた。豚の感染率の全国平均は、31%であり、平均値が高いのは、東海・中部・近畿地方(46.1%)、中国・四国・九州地方(42.9%)で最も低いのは、北海道・東北地方(6.9%)であった。

1999 年から 2002 年の 4 年間に日本脳炎患者は、九州 8 例、四国 5 例、中国 9 例、近畿 2 例、北陸 1 例であった (国立感染症研究所 2003) ことから、豚の感染率が高い所で人の感染も発生していることが分かる。

¹⁰ 1993 年の台風 4 号により、5/13~7/25 において九州南部で年間降水量に匹敵する大雨が降った。実際に 1993 年は宮崎県宮崎市で 2665mm、鹿児島県末吉市で 2763mm であったため、この 2 つは異常値として推計データから除いた。また、沖縄県宮古島の冬季平均日最低気温が 15℃以上だったので、異常値としてサンプルから除いた。

表 2.1 基本統計量

全国	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
HI陽性率 (%)	1041	31	24.6	0	99.1
夏季平均日最高気温 (°C)	1041	28.1	2.2	19.4	32.9
冬季平均日最低気温 (°C)	1041	0.2	2.9	-15.5	6.2
夏季降水量 (mm)	1041	551.8	282	101	2299
冬季降水量 (mm)	1041	233.4	188.1	12	1375
頭数密度 (数/km ²)	223	139	249.9	0.2	1360.2
北海道・東北	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
HI陽性率 (%)	191	6.9	11.7	0	61.6
夏季平均日最高気温 (°C)	191	25.2	1.9	19.4	30.4
冬季平均日最低気温 (°C)	191	-3.4	3.1	-15.5	1.5
夏季降水量 (mm)	191	380.1	149.5	128.5	905
冬季降水量 (mm)	191	228.5	123.7	32	560.5
頭数密度 (数/km ²)	40	26.3	40.8	0.4	214.3
関東・甲信越・北陸	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
HI陽性率 (%)	312	23.2	20.2	0	83.1
夏季平均日最高気温 (°C)	312	27.7	1.7	23.7	32.3
冬季平均日最低気温 (°C)	312	-0.2	2.3	-7.5	4.9
夏季降水量 (mm)	312	478	166	140	917
冬季降水量 (mm)	312	312.3	286.4	12	1375
頭数密度 (数/km ²)	69	246.8	320.5	0.2	1360.2
東海・中部・近畿	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
HI陽性率 (%)	205	46.1	22.6	0	98.1
夏季平均日最高気温 (°C)	205	29.2	1.3	25.9	32.9
冬季平均日最低気温 (°C)	205	1.2	1.6	-3.1	5.2
夏季降水量 (mm)	205	535.2	234.7	131	2257
冬季降水量 (mm)	205	162.7	72.9	51.5	425.5
頭数密度 (数/km ²)	29	38.8	55.8	1.4	206
中国・四国・九州	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
HI陽性率 (%)	333	42.9	21.1	0	99.1
夏季平均日最高気温 (°C)	333	29.5	1.3	24.2	32.7
冬季平均日最低気温 (°C)	333	2.1	1.6	-2.7	6.2
夏季降水量 (mm)	333	729.5	350.3	101	2299
冬季降水量 (mm)	333	205.8	110.4	45.5	645.5
頭数密度 (数/km ²)	85	138.8	246.9	1.4	1010.2

気候に関するデータは気象庁気象データベース・アメダス¹¹を利用した。豚の感染の計測点名と一致するアメダス観測所を気象データベース・アメダスから抽出した。ただし、計測点に位置するアメダス観測所がない場合は、気象庁・過去の気象データ検索¹²から、計測点に近いアメダス観測所の値を利用した。

夏季の気温は、Kurane et al.(2013)と同様に、夏季平均日最高気温を使った。夏季平均日最高気温は各年の 6 月から 8 月までの月別の日最高気温平均値を合計し、3 で割ることで

¹¹ 気象庁・アメダス (http://www.jma.go.jp/jp/amedas_h/) 最終アクセス 2016 年 7 月 23 日

¹² 気象庁・過去の気象データ (<http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/etrn/index.php>) 最終アクセス 2016 年 7 月 23 日

導出される。また、冬の最低気温は、冬季平均日最低気温を用いた。冬季平均日最低気温は前年の12月から2月までの月別の日最低気温平均値を合計し、同様に3で割った。中国・四国・九州地方と東海・中部・近畿地方は夏季平均日最高気温が、30℃近くあり(中国・四国・九州地方:29.5℃、東海・中部・近畿地方:29.2℃)と他の地域よりも高い(北海道・東北:25.2℃、関東・甲信越・北陸:27.7℃)。また、東海・中部・近畿地方と中国・四国・九州地方の冬季平均日最低気温はそれぞれ、1.2℃、2.1℃であり他の地域よりも高い(北海道・東北:-3.4℃、関東・甲信越・北陸:-0.2℃)。

夏季降水量は6月から8月までの降水量の合計である。中国・四国・九州地方が最も多く、729.5mmであり、次いで東海・中部・近畿地方多く、535.2mmであった。関東・甲信越・北陸は478mmであり、北海道・東北地方が228.5mmで少なかった。

冬季降水量は前年の12月から2月までの降水量の合計である。関東・甲信越・北陸が最も多く312.3mmであり、東海・中部・近畿が最も低く162.7mmであった。

表2.1から豚の日本脳炎感染率が高い、東海・中部・近畿地方と中国・四国・九州地方では夏季の気温が高く、夏季の降水量も多い傾向にあることが見て取れる。

図2.2は、豚の感染率と、夏季平均日最高気温の関係を示している。図2.3は豚の感染率と冬季平均日最低気温の関係である。夏季平均日最高気温と冬季平均日最低気温が高くなると豚の感染率も高い傾向にある。図2.4と図2.5はそれぞれ豚の感染率と夏の降水量、冬の降水量の関係である。

市町村別頭数密度は、市町村1平方キロメートルあたりに占める豚の頭数を意味する。最も大きいのは、関東・甲信越・北陸地方であり、面積あたり312.3頭である。最も小さいのは北海道・東北で26.3頭であった。市町村別頭数密度は農林水産省作物統計から得た。

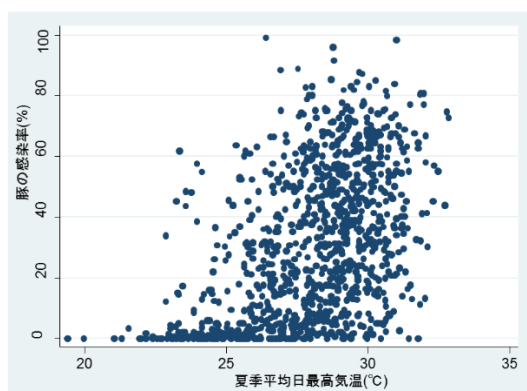


図 2.2 豚の感染率と夏季平均日最高気温の関係

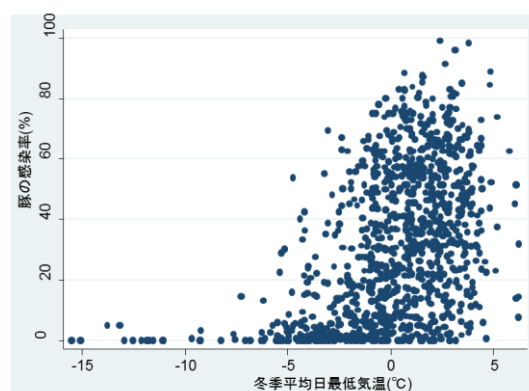


図 2.3 豚の感染率と冬季平均日最低気温の関係

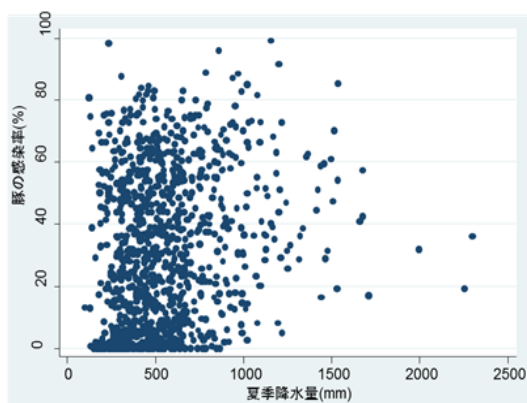


図 2.4 豚の感染率と夏季降水量の関係

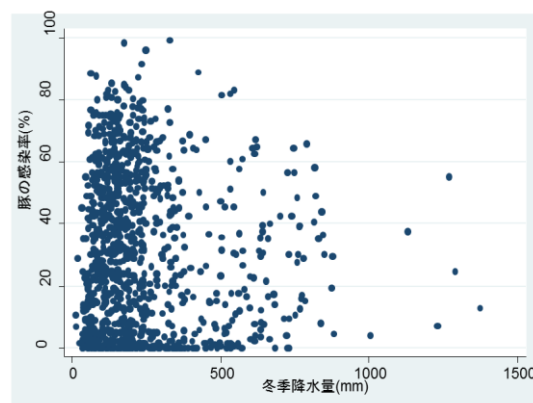


図 2.5 豚の感染率と冬季降水量の関係

2.4 推計モデル

本章では、気温や降水量が豚の感染率に与える影響を推計するために、次のモデルを用いた。

$$HI_{it} = \beta_0 + \beta_1 TEMP_{it} + \beta_2 RAIN_{it} + \beta_3 PIG_DEN_{it} + \beta_4 TEMP_{it}^2 + \beta_5 RAIN_{it}^2 + v_i + \varepsilon_{it} \quad \dots \text{式(2.1)}$$

i は市町村を、 t は年を示す。 HI は豚の日本脳炎感染の割合を表す。 $TEMP$ は気温を表し、 $RAIN$ は降水量を表す。本研究では、気温($TEMP$)と降水量($RAIN$)と、豚の感染率(HI)にそれぞれ非線形の関係を想定しているために、 $TEMP^2$ 、 $RAIN^2$ を含めている。 PIG_DEN は豚の頭数密度を表す。最後に、 ε は誤差項である。 v_i は固別効果である。

被説明変数の豚の感染率(HI)は割合である。図 2.2 から図 2.5 を見ると、豚の感染率(HI)が 0 で切断されたデータとなっていることが分かる。そこで、式(2.1)をトービット・モデルで推計を行った。

$$HI_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 TEMP_{it} + \beta_2 RAIN_{it} + \beta_3 PIG_DEN_{it} + \beta_4 TEMP_{it}^2 + \beta_5 RAIN_{it}^2 + v_i + \varepsilon_{it} \quad \dots \text{式(2.2)}$$

$$u_{it} \sim i.i.d., N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$HI_{it} = \begin{cases} HI_{it}^* & HI_{it}^* > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

HI_{it}^* は潜在変数、 σ_ε^2 は ε_{it} の条件付き分散を表す。固別効果 v_i を、 $v_i \sim i.i.d., N(0, \sigma_v^2)$ と仮定して、式(2.2)をランダム効果トービット・モデルで推計する。ただし σ_v^2 は v_i の条件付き分散である。気温($TEMP$)が 1℃上昇することによる、豚の感染に与える限界効果は、式(2.2)を気温($TEMP$)で偏微分することで得られ、式(2.3)となる。

$$\frac{\partial HI}{\partial TEMP} = \beta_1 + 2\beta_4 \cdot TEMP \quad \dots \text{式(2.3)}$$

(2.3)式の $TEMP$ に、気温のサンプルの平均値を含めて計算すると、その地域の平均的な限界効果を得ることができる。本章では、気温($TEMP$)には夏季平均日最高気温と、冬季平均日最低気温を使った。

また、降水量が豚の感染に与える限界効果は、(2.2)式を降水量($RAIN$)で偏微分することで得られ、式(2.4)となる。

$$\frac{\partial HI}{\partial RAIN} = \beta_2 + 2\beta_5 \cdot RAIN \quad \dots \text{式(2.4)}$$

(2.4)式の $RAIN$ に、サンプルの平均値を含めて計算すると、平均的な限界効果を得ることができる。降水量($RAIN$)には、夏季降水量と冬季降水量のそれぞれの平均値を用いた。

2.5 推計結果

表 2.2 は、推計結果である。

Model1 は気温と降水量の、1 次の項のみを含めたモデルである。推計結果より、夏季平均日最高気温と冬季平均日最低気温が上昇すると、豚の日本脳炎感染率が増えることが示された。しかし、夏季降水量は豚の日本脳炎感染率に影響を与えないことが明らかになった。豚の頭数密度も、豚の日本脳炎感染率とは無関係であった。

Model2 は、気温と感染率の非線形の関係を検証するためのモデルである。結果から、冬季平均日最高気温と豚の感染率には非線形の関係は見られなかった。つまり、日本では、Tian et al.(2015)における中国で見られたような、気温の境界は示されなかった。冬季平均最低日気温においても同様に、豚の陽性率との非線形の関係は明らかにされなかった。

降水量と豚の感染率の非線形の関係を検証したのは Model3 である¹³。夏季降水量の 1 次の項は負で統計的に有意であり、さらに夏季降水量の 2 次の項は正で統計的に有意である。この結果は夏季の降水量と豚の感染率が U 字型の関係にあることを意味している。そして、夏の降水量が感染率に与える効果を全国のサンプルの平均値で評価したところ、夏季の降水量が 1mm 増加すると感染率が平均的に約 0.01%¹⁴低下するという結果を得た。

表 2.2 推計結果

	Model1	Model2	Model3
夏季平均日最高気温	6.347*** (0.835)	15.807 (13.574)	5.889*** (0.827)
(夏季平均日最高気温) ²		-0.171 (0.247)	
冬季平均日最低気温	1.810** (0.764)	2.446** (0.877)	2.264** (0.788)
(冬季平均日最低気温) ²		0.128 (0.01)	
夏季降水量	0.0001 (0.005)	-0.002 (0.006)	-0.047*** (0.015)
(夏季降水量) ²			0.00003*** (0.000008)
冬季降水量			0.014 (0.04)
(冬季降水量) ²			-0.00001 (0.0001)
豚の頭数密度	0.002 (0.01)	0.001 (0.01)	0.0002 (0.01)
定数項	-155.555*** (25.0)	-286.298*** (187.6)	-129.484*** (26.8)
Wald statistics	90.35***	92.73***	107.48***
自由度	4	6	7
Log likelihood	-883.539	-882.434	-877.750
観測数	223	223	223

注:***,**,*はそれぞれ、係数が有意水準 1%,5%,10%で 0 と異なることを示す。()内は標準偏差である。

U 字型の曲線の頂点にあたる夏季降水量は 783mm である¹⁵。つまり、夏季降水量が 783mm 以下の市町村では、降水量が増加すると豚の日本脳炎感染率は減少する。しかし、

¹³ 夏季平均日最高気温と夏季降水量、冬季平均日最低気温と冬季降水量の交差項を含めて分析を行った(付録 4 と付録 5 を参照)。蚊は、夏季の気温が高いほど蚊の活動性が増し、夏季降水量が多いほど発生源も増えることから、夏季の気温が高い地域ほど、夏季降水量の増加に伴って、豚の感染率も高くなるはずが、分析結果では、夏季降水量が増加すると豚の感染率も増加するが、その増加の程度は夏季平均日最高気温が高いほど小さくなった。

¹⁴ 夏季降水量の増加が豚の感染率に与える効果は式(2.4)によって示される。Model3 の推計結果より $\beta_2 = -0.047$ 、 $\beta_5 = 0.00003$ 。そして RAIN に夏季降水量のサンプル平均(558.5mm)を代入すると、 $\frac{\partial HI}{\partial RAIN} = \beta_2 + 2\beta_5 \cdot RAIN = -0.047 + 2 \times 0.00003 \times 558.5 = -0.014$ となる。

¹⁵ 2 次方程式 $y = ax^2 + bx + c$ における、頂点は $(-\frac{b}{2a}, -\frac{b^2-4ac}{4a})$ と表すことができる。夏季降水量の 1 次の項の係数は -0.047 、2 次の項の係数は 0.00003 であるため、頂点は $-\frac{(-0.047)}{2 \times 0.00003} = 783$ となる。

夏季降水量が 783mm を超えると、降水量が増加につれて感染率が増えることを意味している。図 2.6 は夏季降水量の分布を示しているが、分布から 783mm は大きな値であることが分かる。

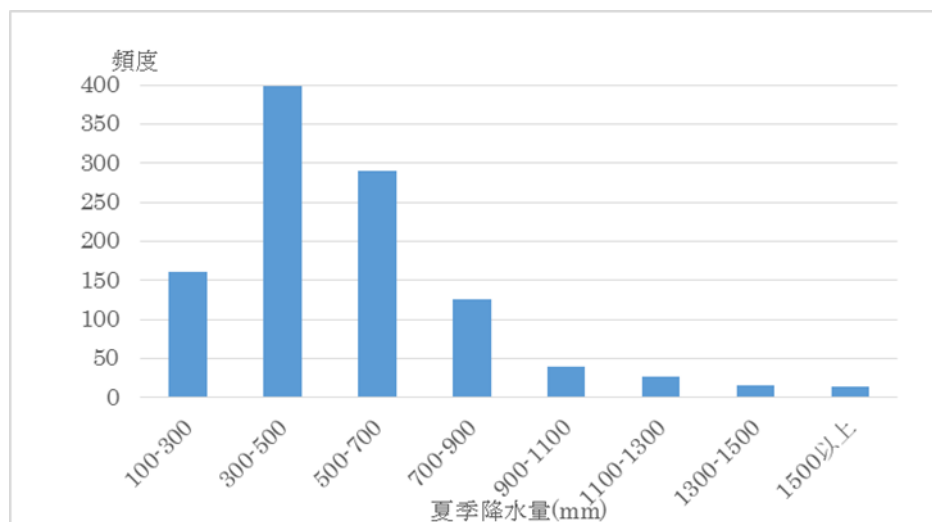


図 2.6 夏季降水量の分布

サンプルのうち約 8 割は U 字型の曲線の頂点から左側に位置し、残りの 2 割は頂点の右側に位置する。つまり、ほとんどの市町村では、夏季の降水量が増えると、豚の感染率は低下する。降水量の増加は、蚊の成長を損害する(Mogi 1983)ため、降水量が増加すると蚊の個体数が減り、豚の HI 感染率が低下する可能性がある。しかし、本章では、降水量が 783mm 以上になると、水たまりなどが増加し、蚊によって良好な生育環境が増えることで、蚊の個体数を増やし豚の陽性率を高めることが示唆された。夏季の降水量が 783mm 以上の地域は、中国・四国・九州が 8 割近くを占めており、実際に 2000 年から 2016 年にかけても日本脳炎患者のうち半数以上が中国・四国・九州地方で認められている。

一方、冬季の降水量は、1 次の項の係数も 2 次の項の係数も統計的に有意ではなかったことから、冬の降水量は豚の感染率に影響を与えないことが示された。

また、夏季平均日最高気温が 1℃上昇すると、豚の感染率は 5.9%増加することが示された。そして、冬季平均日最低気温が 1℃上昇すると、豚の感染率は 2.3%増加することも示された。これは、冬の気温が上昇すると、越冬する蚊の個体数が増加して、豚の感染も増加することを示している。

図 2.7 は、都道府県別に夏季降水量が豚の日本脳炎の感染率に与える限界効果の分布を示している。特に、九州地方や四国の一部(愛媛、高知、山口)、そして東海の一部(岐阜、静岡)では夏季降水量増えると豚の日本脳炎が増加することが分かる。したがって、九州地方や中国・四国地方、東海地方の一部では、気候変動によって、豪雨や台風が起き、夏季降水量が多くなったとき、水たまりなどで蚊の駆除を行うことが有効であることが示唆される。特に、九州南部では限界効果が大きいので、夏季の降水量が多い年は、早急な対策が必要である。

近畿(兵庫、大阪)や中部では、夏季降水量が増えると、感染率は増加することが示され、Kurane et al.(2013)との結果とも整合的な結果となった。

そして面積当たりの豚の頭数密度は、豚の感染率の大きさに影響を与えない結果となった。これは、豚が密集しているほど、蚊が豚への接触が容易になるため、豚の感染率が高くなるという仮説と異なる。本研究では、豚の密度を市町村 1 平方キロメートルあたりに占める豚の頭数で測っている。しかし豚舎やと畜場は人の居住地とは隔離された場所に集中的に存在する傾向にあるため、面積当たりの豚の頭数が豚の密集度を反映していない可能性がある。

Model3 の頑強性を確認するために、豚の密度を除いた分析を行って、付録 1 の REmodel4 に記載した。夏季平均日最高気温と冬季平均日最低気温は正で統計的に有意となり、Model3 と同様な結果となったが、夏季降水量は 1 次の項と 2 次の項ともに統計的に有意とならず、Model3 と異なる結果が示された。しかし、豚の密度は、豚の日本脳炎感染リスクを示す重要な変数であることから、本研究では Model3 を採用した。

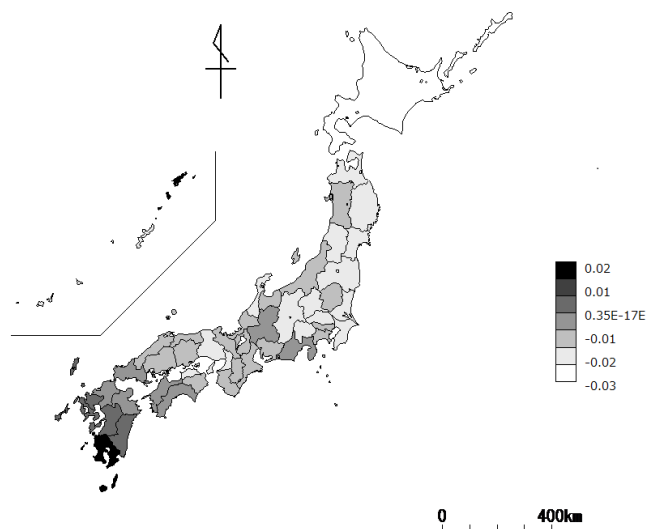


図 2.7 夏季降水量が豚の感染率に与える限界効果
注:色の濃さは、効果の大きさを表す。限界効果は各市町村の平均値を導出した。

1951 年に家畜伝染病予防法が制定されており、本章が対象とした期間でも既にある程度の対策は取られていたと考えられる。家畜の伝染性疾病の発生予防やまん延防止については、国がその対応方針を都道府県に通知しているため、都道府県や市町村レベルで、ワクチン接種の義務付けなどの対策が行われた可能性もあるが、その具体的な対策や時期について、分析に必要なデータを得るには限界があった。そこで、固定効果モデルでの分析を行ったが、Model3 と大きな違いは見られなかった。結果は付録 2 に示した。

さらに、豚舎での技術面や衛生面での改善が、豚の感染率に与えた影響を考慮した分析も行った。1999 年 11 月 1 日に「家畜排せつ物の管理の適正化及び利用の促進に関する法律」が施行された。この法律では、畜舎において固形状の家畜排せつ物の管理について、床を不浸透性の材料で築造し、適当な覆い及び側壁を設けること、液状の家畜排せつ物の管理施設は、不浸透性材料で築造した貯留槽とすることが明記され、豚舎施設での技術面の改善が行われた。そこで、データを 1967 年から 1999 年を前期、2000 年から 2005 年を後期に分けて、それぞれの期間で分析を行った。結果は付録 1 に示した。

その結果、前期と後期で夏季の気温が感染率に与える影響に差は見られなかった。しかし、冬季平均日最低気温については、前期で気温が上昇すると豚の感染率が上昇することが示されたのに対して、後期では影響はないという結果を得た。この結果から、2000 年以降の豚舎施設での技術面の改善により、家畜排せつ物の衛生面が改良されて、越冬する蚊の数が減少して、豚の感染率が低くなった可能性が示唆された。夏季の降水量については、全期を対象とした Model3 と同様な結果であり、前期と後期での違いは示されなかった。

その他、感染率が 0% と 100%を除いて分析を行うモデルであるロジスティック・モデルでもトービット・モデルと同様に夏季平均日最高気温の上昇が感染率を増加するという結果になり、気温について頑強性を確認した。ロジスティック分析の結果は付録 3 に示した。

2.6 結論

本章の目的は、日本における豚の日本脳炎ウイルスの感染率と気候の関係を明らかにすることにあった。

まず、夏季平均日最高気温と冬季平均日最低気温が増加すると、豚の日本脳炎感染率は増加する。夏季降水量と豚の感染率には U 字型の非線形の関係があることが示された。しかし、冬季降水量は豚の感染率に影響を与えない。さらに、先行研究とは異なり、豚の頭数密度が高いからといって、必ずしも豚の日本脳炎感染率は高くないことが示された。

夏季の気温が上昇すると、豚の感染率が高くなるのは、先行研究と整合的である。そして、冬季の気温と豚の感染率の関係を検証したことによって、冬の最低気温の上昇は死滅するはずだった蚊を越冬させる可能性があることが示唆された。

これまで、降水量と豚の感染率の関係は明白ではなかったが、本研究において、夏季の降水量は豚の感染率と密接な関係があることを示すことができた。夏季の降水量が 783mm 以下では、降水量の減少が感染率を増加させ、夏季の降水量が 783mm 以上では、降水量の増加が感染率を増加させる。

夏季の降水量が豚の感染率に与える効果を導出したところ、特に、九州南部でその効果が大きく、夏季に降水量が多いと、豚の日本脳炎に感染する割合が増加することが示された。¹⁶一方、冬季の降水量は、豚の感染率に影響を与えなかったが、これは、1 年のうち、夏季の降水量が主に蚊の生態に重要であることを示唆している。

豚の日本脳炎感染率は、人の日本脳炎感染のリスクを反映している。したがって、気候変動により豚の日本脳炎感染率が増加することは、気候変動が間接的に人間の日本脳炎リスクを増加させることを意味している。もし、現在のまま気候変動が進み、夏季の気温が上昇すると、人間が日本脳炎に感染するリスクが増加するだろう。また、気候変動により、洪水が引き起こされる場合にも、人間の日本脳炎感染リスクは増加する。例えば、夏季の台風が頻発して降水量が以上に多くなると、人の日本脳炎感染リスクは増加するだろう。

本章は、人の日本脳炎感染に対する公衆衛生上の適用策を提供することができる。気候変動による被害の種類や大きさは地域によって違うはずである。本章は、構築されたモデルを用いて地域ごとの被害の大きさを導出したため、地域ごとに効果的な適用策を示すことができた。例えば、九州南部では、夏季の降水量の異常な増加時に、適用策を行うことが有効である。日本脳炎は、発病率が低いが発病した場合の被害は大きいため、予防が大事な感染症であると言える。したがって、発病リスクを下げるために、地方自治体ごとの適切な適用策は不可欠だろう。

本章にはいくつかの限界がある。第一に、分析は、豚の感染率のデータを補完すべき蚊のデータに欠けているために、気候条件－蚊の生態－豚の感染率の関係を明らかにすることができなかった。したがって、気候条件－蚊の生態－人の感染率を検証している中国などで得られた結果と異なる点がある。

第二に先行研究で用いられていた説明変数で、豚の感染率へ影響を与えるであろう説明変数を分析に使うことができなかった。例えば、蚊の主要な生息地となる田んぼの割合のデータも分析に欠けていたために、田んぼが多い地域特有の適用策を示すことができなかった。

第二点目と関連して、今後は地域ごとのより詳細な分析が必要になる。本章では、降水量が多いことが蚊の増加につながることを前提としてきたが、降水量は、水たまり等が管理されている都市部よりも、田んぼや灌漑の多い地域で蚊を増加させる要因となっている可能

¹⁶本章では感染率と夏季降水量に U 字型の関係があることが示された。理論的には降水量が低い所では、曲線の傾きが大きく、干ばつなどが生じると感染率が高くなることになる。本章では頂点から左にデータの 8 割が位置するが、限界効果は-0.1%と非常に小さい値となっている。つまり、夏季降水量が減少した場合、感染率の変化はゼロに近く、降水量が頂点を超えると感染率は増加する。

性がある。¹⁷したがって、降水量を用いる際には、各地域で豚舎周辺に田んぼや灌漑がどのくらいあるかといった要因も考慮する必要がある。

最後に、本章で用いたモデルは内生性をコントロールしていない。モデルの誤差項の中に、気温や降水量と相関のある情報が含まれている場合、推計された係数はバイアスを持ち、気温や降水量が豚の感染率に与える効果を過大評価、あるいは過小評価する。したがって内生性をコントロールするためのさらなる統計的な分析が必要とされる。

参考文献

江守正多 (2013)「異常気象と人類の選択」 角川 SSC 新書

気象庁・アメダス http://www.jma.go.jp/jp/amedas_h/ 最終アクセス 2016 年 7 月 23 日

気象庁・過去の気象データ <http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/etrn/index.php> 最終アクセス 2016 年 7 月 23 日

厚生労働省(2016) 日本脳炎ワクチン予防接種に係る Q & A
http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/kekkaku-kansenshou21/dl/nouen_qa.pdf 最終アクセス 2016 年 7 月 23 日

国立感染症研究所(1998) “日本脳炎とは” 国立感染症研究所ウイルス第一部 高崎智彦
<http://www.nih.go.jp/niid/ja/kansennohanashi/449-je-intro.html> 最終アクセス 2016 年 7 月 23 日

国立感染症研究所 (2003) The Topic of This Month (24):149-150.

国立感染症研究所(2016) 平成 25 年度(2013 年度)感染症流行予測調査報告書
<http://www.nih.go.jp/niid/images/epi/yosoku/AnnReport/2013-all.pdf> 最終アクセス 2016 年 7 月 23 日

国立感染症研究所(2012) 国立感染研究所昆虫医学学部
「アルボウイルス、水系細菌叢、媒介生物のモニタリングによる温暖化の影響評価に関する研究」媒介生物による温暖化評価、平成 24 年度 終了成果報告書

農林水産作物統計 http://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/sityo_tyouki/index.html#a15
最終アクセス 2016 年 7 月 23 日

Bi P, Zhang Y, Parton KA (2007) Weather variables and Japanese encephalitis in the metropolitan area of Jinan city, China. *Journal of Infection* 55(6):551-556.

Borah J, Dutta P, Khan SA, Mahanta J (2013) Epidemiological concordance of Japanese encephalitis virus infection among mosquito vectors, amplifying hosts and humans in India. *Epidemiology and Infection* 141(01):74-80.

Gingrich JB, Nisalak A, Latendresse JR, Sattabongkot J, Hoke CH, Pomsdhit J, Chantalakana C, Satayaphanta C, Uechiewcharnkit K, Innis BL (1992) Japanese encephalitis virus in Bangkok: factors influencing vector infections in three suburban

¹⁷実際に県庁所在地を 1、それ以外を 0 としたダミー変数を作成して Model3 に加えて分析した結果、県庁所在地のような都市部ではその他の地域と比較して感染率が低いことが示された。(付録 6 参照)

communities. *Journal of medical entomology* 29(3):436-444.

Gubler DJ, Reiter P, Ebi KL, Yap W, Nasci R, Patz JA. (2001) Climate variability and change in the United States: potential impacts on vector and rodent-borne diseases. *Environmental health perspectives* 109(2): 223.

Hsu SM, Yen AMF, Chen THH (2008) The impact of climate on Japanese encephalitis. *Epidemiology and infection* 136(07): 980-987.

Impoinvil, DE, Solomon T, Schluter WW, Rayamajhi A., Bichha RP, Shakya G, Caminade C, Baylis M (2011) The spatial heterogeneity between Japanese encephalitis incidence distribution and environmental variables in Nepal. *PLoS One* 6(7): e22192.

IPCC(2014) Summary for Policymakers. In: Edenhofer O, R. Pichs-Madruga, Y. Sokona, E. Farahani, S. Kadner, K. Seyboth, A. Adler, I. Baum, S. Brunner, P. Eickemeier, B., Kriemann JS, S. Schlömer, C. von Stechow, T. Zwickel and J.C. Minx editors. *Climate Change 2014, Mitigation of Climate Change Contribution of Working Group III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.: Cambridge University Press.

Kilpatrick A.M, Meola MA, Moudy RM, Kramer LD (2008) Kilpatrick, A. M., Meola, M. A., Moudy, R. M., & Kramer, L. D. (2008). Temperature, viral genetics, and the transmission of West Nile virus by *Culex pipiens* mosquitoes. *PLoS pathogens*, 4(6), e1000092.

Konno J, Endo K, Agatsuma H, Ishida N (1966) Cyclic outbreaks of Japanese encephalitis among pigs and humans. *The American Journal of Epidemiology* 84: 92-300.

Kurane I, Kotaki A, Takasaki T (2008) Vector-borne Infectious Diseases and Climate Change. *Global Environmental Research* 12: 35-40.

Kurane I. (2010) The effect of global warming on infectious diseases. *Osong public health and research perspectives* 1(1): 4-9.

Kurane I, Shibasaki KI, Kotaki A, Hijioka Y, Takasaki T (2013) The effect of precipitation on the transmission of Japanese encephalitis (JE) virus in nature: a complex effect on antibody-positive rate to JE virus in sentinel pigs. *International journal of environmental research and public health* 10(5): 1831-1844.

Lin H, Yang L, Liu Q, Wang T, Hossain SR, Ho SC, Tian L (2012) Time series analysis of Japanese encephalitis and weather in Linyi City, China. *International journal of public health* 57(2):289-296.

Mogi, M (1983) Relationship between number of human Japanese encephalitis cases and summer meteorological conditions in Nagasaki, Japan. *American journal of tropical medicine and hygiene* 32(1): 170-174.

Murty US, Rao MS, Arunachalam N (2010) The effects of climatic factors on the distribution and abundance of Japanese encephalitis vectors in Kurnool district of Andhra Pradesh, India. *Journal of Vector Borne Diseases* 47(1):26-32.

Oya A, Kurane I (2007) Japanese encephalitis for a reference to international travelers. *Journal of travel medicine* 14(4):259-268.

Pant SD (2009) Epidemiology of Japanese encephalitis in Nepal. *Journal of Nepal Paediatric Society* 29(1):35-37.

Takahashi M (1976) The effects of environmental and physiological conditions of *Culex tritaeniorhynchus* on the pattern of transmission of Japanese encephalitis virus. *Journal of Medical Entomology* 13: 275–284.

Tian H.Y, Bi P, Cazelles B, Zhou S, Huang SQ, Yang J, Pei Y, Wu XX, Fu SH, Tong SL, Wang HY, Xu B (2015). How environmental conditions impact mosquito ecology and Japanese encephalitis: An eco-epidemiological approach. *Environment international* 79: 17-24.

WHO, 2015 World Health Organization Fact sheet No 386.

<http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs386/en/> 最終アクセス 2016 年 7 月 23 日

Zhang F, Liu Z, Zhang C, Jiang B (2016) Short-term effects of floods on Japanese encephalitis in Nanchong, China, 2007–2012: A time-stratified case-crossover study. *Science of The Total Environment* 563: 1105-1110.

Zhao X, Cao M, Feng HH, Fan H, Chen F, Feng Z, Li, X, Zhou XH (2014) Japanese Encephalitis Risk and Contextual Risk Factors in Southwest China: A Bayesian Hierarchical Spatial and Spatiotemporal Analysis. *International journal of environmental research and public health* 11(4): 4201-4217.

付録 1. ランダム効果モデルの推計結果

ランダム効果モデル				
	REmodel1	REmodel2	REmodel3	REmodel4
	1967年-1999年	2000年-2005年	1967年-2005年	1967年-1999年
説明変数	係数	係数	係数	係数
夏季平均日最高気温	6.264*** (0.909)	6.470*** (1.570)	6.449*** (0.873)	3.935*** (0.505)
冬季平均日最低気温	3.984*** (1.134)	1.114 (1.025)	1.890** (0.821)	1.840*** (0.443)
夏季降水量	-0.048*** (0.017)	-0.077** (0.032)	-0.039*** (0.015)	0.003 (0.007)
(夏季降水量) ²	0.00003*** (0.000009)	0.00005*** (0.00002)	0.00002*** (0.000008)	0.000001 (0.000004)
冬季降水量	0.011 (0.049)	0.053 (0.074)	0.024 (0.040)	0.000582 (0.012)
(冬季降水量) ²	0.00001 (0.000085)	-0.0001 (0.000111)	-0.000022 (0.000066)	-0.000009 (0.000012)
豚の頭数密度	-0.001 (0.010)	0.003 (0.013)	0.002 (0.010)	- (0.010)
トレンド	- (0.401)	- (0.401)	-0.920** (0.401)	- (0.401)
定数項	-138.944*** (29.784)	-144.615*** (49.532)	1688.775** (793.201)	-83.344*** (15.840)
Wald statistics	104.99***	38.66***	110.96***	118.66***
自由度	7	7	8	6
Log likelihood	-509.292	-362.783	-875.139	-4301.531
観測数	128	95	223	1041

注:***,**,*はそれぞれ、係数が有意水準 1%,5%,10%で 0 と異なることを示す。カッコ内は標準偏差である。

付録 2. 固定効果モデルの推計結果

固定効果モデル				
	FEmodel1	FEmodel2	FEmodel3	FEmodel4
	1967年-2005年	1967年-1999年	2000年-2005年	1967年-2005年
説明変数	係数	係数	係数	係数
夏季平均日最高気温	6.000*** (1.510)	8.661*** (2.037)	3.222 (2.994)	6.876*** (1.343)
冬季平均日最低気温	5.177** (2.604)	3.065 (3.918)	11.727* (6.062)	4.154* (2.428)
夏季降水量	-0.050*** (0.019)	-0.035* (0.020)	-0.088 (0.057)	-0.038** (0.018)
(夏季降水量) ²	0.0003*** (0.00001)	0.00002** (0.000011)	0.0001 (0.000036)	0.00002** (0.00001)
冬季降水量	-0.042 (0.047)	0.007 (0.054)	-0.096 (0.102)	-0.020 (0.043)
(冬季降水量) ²	0.000049 (0.00006)	-0.000016 (0.00006)	0.000098 (0.000115)	0.000027 (0.000052)
豚の頭数密度	0.013 (0.013)	0.038 (0.043)	-0.005 (0.013)	0.022** (0.010)
トレンド	- (0.401)	- (0.401)	- (0.401)	-1.435** (0.401)
X2乗検定	71.05***	142.67***	881.09***	100.19***
観測数	223	128	95	223

注:***,**,*はそれぞれ、係数が有意水準 1%,5%,10%で 0 と異なることを示す。カッコ内は標準偏差である。

付録 3. ロジスティック分析の推計結果

	Pooling logit model1	FE logit model1	RE logit model1
説明変数	係数	係数	係数
夏季平均最高気温	0.537*** (0.123)	0.423* (0.248)	0.537*** (0.123)
冬季平均最低気温	0.066 (0.083)	0.424 (0.616)	0.066 (0.083)
夏季降水量	-0.008848 (0.006)	-0.013 (0.0138)	-0.009 (0.006)
(夏季降水量) ²	0.00001 (0.00001)	0.00001 (0.00001)	0.00001 (0.00001)
冬季降水量	0.0003 (0.007)	-0.008 (0.011)	0.0003 (0.007)
(冬季降水量) ²	0.000001 (0.000012)	0.000008 (0.00002)	0.000001 (0.000012)
豚の頭数密度	0.004* (0.002)	0.056 (0.063)	0.004* (0.002)
定数項	-10.814*** (3.913)		-10.814*** (3.913)
LR chi2	58.99***	10.9	34.62
Log likelihood	-54.769	-19.326	-54.769
Pseudo R2	0.35	-	-
観測数	137	65	137

注:***,**,*はそれぞれ、係数が有意水準 1%,5%,10%で 0 と異なることを示す。カッコ内は標準偏差である。

	Pooling logit model2	FE logit model2	RE logit model2
説明変数	係数	係数	係数
夏季平均最高気温	0.396*** (0.067)	0.126 (0.149)	0.414*** (0.077)
冬季平均最低気温	0.230*** (0.048)	-0.179 (0.166)	0.231*** (0.053)
夏季降水量	-0.0012 (0.003)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.003)
(夏季降水量) ²	0.00000 (0.000003)	0.00000 (0.00001)	0.00000 (0.000003)
冬季降水量	-0.007** (0.003)	-0.005 (0.005)	-0.008** (0.003)
(冬季降水量) ²	0.000008** (0.000004)	0.000007 (0.000008)	0.000009** (0.000004)
豚の頭数密度	-	-	-
定数項	-6.759*** (2.051)		-7.167*** (2.333)
LR chi2	169.18***	7.16	87.34
Log likelihood	-192.528	-95.963	-192.252
Pseudo R2	0.305	-	-
観測数	955	219	955

注:***,**,*はそれぞれ、係数が有意水準 1%,5%,10%で 0 と異なることを示す。カッコ内は標準偏差である。

付録 4. 気温と降水量の交差項を含めたランダム効果モデルの分析結果

ランダム効果モデル				
	REmodel5	REmodel6	REmodel7	REmodel8
夏季平均日最高気温	9.135*** (1.811)	5.220*** (0.901)	10.880*** (1.755)	5.178*** (0.891)
冬季平均日最低気温	1.790 (1.315)	1.852*** (0.649)	1.322 (1.289)	1.841*** (0.647)
夏季降水量	0.133 (0.090)	0.075* (0.042)	0.243*** (0.082)	0.074* (0.042)
(夏季降水量) ²	0.000023*** (0.000009)	0.000001 (0.000004)	-	-
夏季平均日最高気温×夏季降水量	-0.006** (0.003)	-0.003* (0.001)	-0.008*** (0.003)	-0.002* (0.001)
冬季降水量	0.003 (0.040)	0.002 (0.013)	-0.001 (0.018)	-0.007 (0.006)
(冬季降水量) ²	0.000001 (0.000007)	-0.000011 (0.000013)	-	-
冬季平均日最低気温×冬季降水量	0.000178 (0.005)	-0.000649 (0.002)	-0.000169 (0.005)	-0.000203 (0.002)
豚の頭数密度	0.001 (0.009)	-	0.003 (0.010)	-
定数項	-224.500*** (54.256)	-120.069*** (26.534)	-285.994*** (51.246)	-117.851*** (25.728)
Wald statistics	111.25***	121.57***	98.49***	121.87***
自由度	9	8	7	6
Log likelihood	-875.66738	-4300.005	-879.12307	-4300.3722
観測数	223	1041	223	1041

注:***,**,*はそれぞれ、係数が有意水準 1%,5%,10%で 0 と異なることを示す。カッコ内は標準偏差である。

付録 5. 気温と降水量の交差項を含めた固定効果モデルの分析結果

固定効果モデル				
	FEmodel5	FEmodel6	FEmodel7	FEmodel8
夏季平均日最高気温	9.391*** (3.074)	3.997*** (1.048)	13.366*** (2.594)	4.236*** (1.040)
冬季平均日最低気温	4.895 (2.986)	-0.563 (0.787)	3.298 (2.991)	-0.381 (0.798)
夏季降水量	0.113 (0.142)	0.065 (0.043)	0.267** (0.104)	0.076* (0.043)
(夏季降水量) ²	0.000020* (0.000012)	0.000006 (0.000004)	-	-
夏季平均日最高気温×夏季降水量	-0.005 (0.004)	-0.003* (0.001)	-0.009** (0.004)	-0.003* (0.001)
冬季降水量	-0.042 (0.047)	0.040** (0.016)	-0.015 (0.034)	0.005 (0.009)
(冬季降水量) ²	0.00008 (0.000059)	-0.000037** (0.000017)	-	-
冬季平均日最低気温×冬季降水量	-0.005 (0.006)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.007)	0.001 (0.002)
豚の頭数密度	0.005 (0.013)	-	-0.006 (0.009)	-
X ² 乗検定	75.5***	40.11***	57.98***	32.93***
観測数	223	1041	223	1041

注:***,**,*はそれぞれ係数が有意水準 1%,5%,10%で 0 と異なることを示す。カッコ内は標準偏差である。

付録 6. 県庁所在地ダミーを含めた分析結果

	REmodel5
	(県庁所在地ダミーあり)
夏季平均日最高気温	6.083*** (0.81)
冬季平均日最低気温	2.350*** (0.76)
夏季降水量	-0.046*** (0.01)
(夏季降水量) ²	0.00003*** (0.00001)
冬季降水量	0.016 (0.40)
(冬季降水量) ²	-0.00001 (0.0001)
豚の頭数密度	-0.008 (0.01)
県庁所在地ダミー	-11.251*** (4.86)
定数項	-132.139*** (26.06)
Wald statistics	117.73***
自由度	8
Log likelihood	-875.185
観測数	223

第3章 化学物質に関するリスクの定量化：市場は企業の潜在的なリスクを評価するか？

3.1 はじめに

日本では2001年4月から化学物質排出移動登録制度(Pollutant Release and Transfer Register ; PRTR 制度)がスタートした。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、誰でも環境省の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・移動量の情報が誰にでも入手可能になれば、投資家(株主)はその情報を利用して、企業の価値を評価することが可能となる。それによって汚染物質の排出量の多い企業は、将来環境汚染の被害が生じた場合に、損害賠償の責任を負わなければならない可能性が生じる。近年、水俣病訴訟を始め、裁判において公害被害に対する企業の責任が認められ、過去に遡って、企業が損害賠償に問われる判決が増えている。このことから分かるように、化学物質を多く排出していた企業は、将来化学物質に起因して環境問題が深刻化した場合、過去に遡って損害賠償責任を負わなければならないかもしれない。このため、投資家は、現在の化学物質の排出量・移動量の増加が、将来の企業の収益性を低下させる要因となる可能性があるかと判断すると、現在の企業価値を低く評価することになる。¹⁸

一方、企業にとっては、市場が企業価値を高く評価すれば、資金調達が容易になるなどのメリットが生じる。したがって、株式市場において投資家が化学物質の排出量・移動量を評価する場合、株式市場は、化学物質を排出している事業所(あるいは企業)に排出量・移動量を減らすインセンティブを与えるかもしれない。

したがって、株式市場が企業の環境負荷を評価しているかどうかを検証することは、情報開示が政策手段として有効に機能するかどうかを判断する上で重要である。

企業の環境パフォーマンスと株式市場の評価との関係を分析した先行研究には、例えばHamilton(1995)がある。彼はアメリカの製造業を対象にして分析した結果、化学物質の排出量の削減が株式市場の評価には影響しないことを明らかにした。一方例えばKonar and Cohen(2001)はアメリカの製造業を対象にして分析した結果、化学物質排出量を10%削減すると無形資産の価値が3400万ドル上昇するという結果を示した。しかし、これらの先行研究は、排出量・移動量を外生変数として扱っており、除去変数(omitted variable)バイアスの問題を考慮していない。Hibiki and Managi(2010)は日本を対象にした分析を行い、排出量と移動量の合計値を用いて、市場は企業の化学物質のリスクを評価しないという結論を得ている。この研究は、化学物質の総量のリスクの除去変数バイアスを考慮して分析しているものの、リスクの程度の異なる排出量と移動量を区別して分析していないために、分析結果が不十分かもしれない可能性がある。なぜなら、排出量は大気・水域・土壌への排出量・埋め立てた量が含まれており、工場から直接環境中へ排出した量に対応しているため、環境汚染のリスクが存在するが、移動量は主に廃棄物として工場外へ移動される量を表しており、廃棄物は安全に処理されるため、移動量の環境汚染のリスクは非常に小さいと考えられるからである。化学物質の排出量と移動量を区別せずその合計をリスクの代理変数と考え

¹⁸ 公開されている物質の排出量と移動量が多いと将来環境汚染や人健康影響などの被害が増える。投資家にとっては、この被害が潜在的なリスクとなる。本研究ではリスク評価や毒性の計算は一般の人には難しいため、一般の投資家は、排出されている化学物質の総量をリスクと受け止めて、情報に注目すると想定している。

ると、たとえば、排出量が少なく、本来ならリスクの少ない事業所であっても、移動量が多ければ、その総量が多くなるためリスクを大きいものと扱ってしまう。このような理由から、もし投資家が排出量をリスクと認知する一方で、移動量をリスクとして認知していないならば、分析結果が有意にならない可能性がある。

本章の目的は、先行研究の問題点を改善した上で、日本の株式市場が、企業の化学物質排出のリスクを評価しているかどうかを明らかにすることにある。具体的には、①除去変数によるバイアスを考慮するために二段階推定手法を用い、②化学物質の排出量と移動量に分けて分析し、日本の株式市場が、それぞれのリスクをどのように評価しているかを明らかにする。

本章の構成は以下の通りである。第 2 節では先行研究をレビューする。第 3 節では本研究で用いたモデルとデータを説明して、第 4 節では結果を提示する。第 5 節では結論を要約する。

3.2 先行研究

企業の化学物質への取り組みと財務指標の関係を分析している欧米の実証研究は多数ある。Hart and Ahuja(1996)は米国の製造業に属する 127 社の企業を対象に、1988 年から 1989 年における売上当たりの化学物質の削減量が 1989 年から 1992 年の資産利益率、自己資本利益率、売上利益率へ与える影響を分析した。その結果、総量を減らすことは売上利益率と自己資本利益率の増加につながるが、資産利益率の増加にはつながらないことを明らかにした。Khanna et al.(1998)は Hamilton(1995)と同様にアメリカの製造業に属する企業を対象に、TRI の公表日をイベントとしたイベントスタディを行い、移動量が減少すると異常収益率が增加するが、排出量の減少は異常収益率の増加にならないことを明らかにした。また、移動量と排出量を合計した総量について、総量の減少が異常収益率に与える効果は明かでないことを明らかにした。King and Lenox(2001)は米国 652 の製造業に属する企業を対象に、化学物質の総量と産業部門の平均相対排出量、その企業が属する産業部門の従業員あたり排出量に焦点を当てた。これは排出量の削減と、より排出量の多い産業における企業の取り組みを区別するためである。その結果、企業が属する産業部門の従業員あたり排出量が少ないほど、そして総量が少ないほどトービンの q は高いことを明らかにした。Cañón-de-Francia et al.(2008)は 2001 年から始まったヨーロッパにおける化学物質登録制度、European Pollutant Emission Register(EPER) を対象にイベントスタディを行い、その結果、投資家は企業の化学物質の排出量をポートフォリオの決定の際に利用しており、企業の化学物質の排出量が市場で評価対象になっていることを明らかにした。

日本を対象にした先行研究は、Ferraro and Uchida(2005)と Hibiki and Managi(2010)しかない。Ferraro and Uchida (2005)はイベントスタディを用いて分析した結果、PRTR 制度が始まった 2001 年度について、届け出排出量は企業の株価収益率に影響を与えないという結果を得た。しかしイベントスタディを行う際には、どの時点でイベントが発生したかを特定する必要がある。現在の制度の下では、情報が開示可能になった時点は特定できるが、投資家がどの時点で、情報を認知したかについては特定できない。情報が広く認知されるようになるためには、ある程度の時間が必要であることを考えると、イベントスタディを市場評価に適用するのは、適切ではないと考えられる。このため、Hibiki and Managi(2010)は、Ferraro and Uchida(2005)とは異なるアプローチを使って、化学物質のリスクが企業価値に与える影響を分析し、日本の株式市場はこれらのリスクを認知していないという結論を得ている。

しかし、先行研究には以下のような問題がある。①Hibiki and Managi(2010)を除く多くの先行研究では説明変数として用いている化学物質の排出量を外生変数として扱い、除去変数バイアスを考慮していないという問題がある。除去変数バイアスは、例えば企業の経営

能力などの観察できない変数が企業の価値と、排出量に影響を与える場合に生じる。このような場合、推計結果が一致性を持たなくなるという問題が起こる。②一方でHibiki and Managi(2010)は、除去変数バイアスを考慮した上で分析しているものの、リスクを分析する際に、排出量と移動量を区別せず、それらの合計値を使って分析しているという問題がある。排出量は大気・水域・土壌への排出量・埋め立てた量が含まれており、工場から直接環境中へ排出した量に対応している。また、移動量は主に廃棄物として工場外へ移動される量であるが、廃棄物は安全に処理される。このため、排出量の環境汚染リスク（例えば、将来、工場跡地の土壌から化学物質で汚染された土壌が見つかり、それが原因で、健康被害が問題となる可能性がある）は大きい、移動量のリスクは、非常に小さいと考えられる。化学物質の排出量と移動量を区別せずその合計をリスクの代理変数と考えると、例えば、排出量が少なく、本来ならリスクの少ない事業所であっても、移動量が多ければ、その総量が多くなるためリスクを大きいものと扱ってしまう。このようなケースが含まれると、投資家が排出量と移動量を区別して認知していた場合、排出量と移動量を区別して分析しないと、投資家が汚染のリスクをどのように評価しているかを適切に分析することはできない。Hibiki and Managi(2010)は、リスクを区別しなかったことで、分析結果が有意にならなかった可能性がある。

3.3 モデルとデータ

3.3.1 モデル

まず、企業の市場評価関数として式(3.1)のようなモデルを考える。

$$\begin{aligned} (\text{市場の評価})_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\text{排出量}}{\text{売上}} \right)_{it-2} + \alpha_2 \left(\frac{\text{移動量}}{\text{売上}} \right)_{it-2} + \alpha_3 \left(\frac{\text{広告費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \alpha_4 \left(\frac{\text{研究開発費}}{\text{売上}} \right)_{it} \\ & + \alpha_5 \left(\frac{\text{経常利益}}{\text{総資産}} \right)_{it} + \alpha_6 \left(\frac{\text{負債}}{\text{総資産}} \right)_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

・・・式(3.1)

$$\begin{aligned} \left(\frac{\text{排出量}}{\text{売上}} \right)_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{\text{広告費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \beta_2 \left(\frac{\text{研究開発費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \beta_3 \left(\frac{\text{経常利益}}{\text{総資産}} \right)_{it} + \beta_4 (\text{株主比率}_\text{外国法人等})_{it} \\ & + \beta_5 (\text{株主比率}_\text{金融機関})_{it} + v_2 \end{aligned}$$

・・・式(3.2)

$$\begin{aligned} \left(\frac{\text{移動量}}{\text{売上}} \right)_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 \left(\frac{\text{広告費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \gamma_2 \left(\frac{\text{研究開発費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \gamma_3 \left(\frac{\text{経常利益}}{\text{総資産}} \right)_{it} + \gamma_4 (\text{株主比率}_\text{外国法人等})_{it} \\ & + \gamma_5 (\text{株主比率}_\text{金融機関})_{it} + \rho_2 \end{aligned}$$

・・・式(3.3)

企業に対する市場の評価を表す変数として、Khanna and Damon(1999)と同様に（企業の株式時価総額－総資産）/売上を使った。有形固定資産以外の資産も将来収益の増加に寄与していると考え、有形固定資産を含めた総資産を使った。企業の株式時価総額は、その年の最高株価と最低株価より平均値を算出して、発行済み株式数を掛けた。

化学物質について排出量は、環境省の定義に従って、工場から大気、水域、土壌へ排出された量と工場内に埋め立てられた量を合計した。生産量が多くなると当然、排出量が多くなるので、生産量でコントロールする必要があるが、各企業の生産量のデータを入手することは困難である。そこで多くの先行研究と同様に、売上高を生産量の代理変数として用い、売上当たりの排出量を変数として使用した。さらに移動量についても同様に分析を行った。移動量も環境省により定義されているように、下水道へ移動された量と工場の外へ廃棄物として運ばれた量の合計量とした。

排出量と移動量の各ラグを2期とったのは、国によって集められたデータは集計されて

から一般に公開されるまでに2年間かかることを考慮したからである。

先行研究(たとえば、Konar and Cohen(2001)他)に従って、企業の製品の顧客のタイプを表す代理変数として、売上当りの広告費(広告費/売上)を使った¹⁹。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。

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。変数を作る際にはGDPデフレーターで基準化した。通常、技術水準は、企業が過去に行った研究開発費の総額に正に相関すると考えられる。以下では、データの制約から、直近過去三年間研究開発費の累計をとった。研究開発費が多い企業は、技術水準が高く、新しい技術を開発する能力が高くなる。本研究では、Khanna et al.(1998)に従って、そのような企業が、そうでない企業に比べて、競争優位に立てることにより企業価値を高めることに成功したかどうかを検証する。

企業の収益性を示す変数には総資産当たりの経常利益(経常利益/総資産)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経常利益に結び付けているかを表し、企業分析に使われている代表的な指標である。収益性が高い企業ほど、市場の評価は高いと予想される。

Khanna et al.(1998)などと同様に、資産負債比率(負債/総資産)を企業の財務的な安定性を示す指標として用いた。財務状況が不安定な企業は、経営のリスクが高いことを意味するので、市場での評価は低いと考えられる。

なお、排出量と移動量は、それぞれ、市場評価関数の誤差項と相関する可能性がある。このため、本章では排出量と移動量のそれぞれについて、除去変数バイアスを考慮するために、化学物質の排出量関数および移動量関数として次式のモデル式(3.2)と式(3.3)を考慮した、2段階推計を行う²⁰。

モデル式(3.2)と式(3.3)において、本研究では売上当り広告費を、どのくらい消費者に近い製品を生産しているかを示す指標として使った。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(健康被害)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企業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、企業の排出量や移動量にどのような影響を及ぼすかを検証するために、売上げ当たり広告費の変数を用いている。売上当たりの排出量・移動量の時期と合わせるために、説明変数のラグは2期とった。

Khanna et al.(1998)らに従って、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。既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、化学物質の排出を削減するのに低い費用で済ませることができるかもしれない。変数を作る際にはGDPデフレーターで基準化した。

企業の収益性(経常利益/総資産)を説明変数に入れたのは、収益性が高いほど、環境対

¹⁹ 業種別に「広告費/売上」のサンプル平均値を計算したところ、売上当たりの広告費が高い上位の産業は、医薬品、化学工業、輸送用機械器具製造業、電気機械器具製造業、食料品製造業であり、それらの業種に属する企業を確認したところ、消費者向けの製品を多く生産する企業だった。一方、売上当たりの広告費が低い産業には各種商品卸売業、原油・天然ガス鉱業などがあつた。これらの業種に属する企業名を確認したところ、主に企業向けの製品を多く生産する企業だった。このことから、売上当り広告費は企業の製品購入者のタイプ(消費者か企業か)をある程度表していると考えられる。

²⁰ 本章の主眼は、移動量と排出量が市場評価に与える影響を分析することにあるため、この2つの変数については、内生性バイアスの問題を考慮した。しかし、他の変数については、本研究の主眼ではないため、主に、内生変数(売上当り排出量と売上当り移動量)をコントロールする目的で使用し、二段階推計は行わなかった。その結果、他の変数について除去変数バイアスの問題が存在し、推計結果は一致性を持たない可能性がある。しかし、他の変数に対して二段階推計を適用しないことが、売上当り排出量・移動量が市場の評価に与える影響の推計結果に悪影響を与えることはない。よって、本章では他の変数が除去変数に与える影響は考慮せず、主眼となる売上当たりの排出量・移動量にのみ、二段階推計を使用した。

策を行う余裕があり多くの排出量・移動量を削減している可能性をコントロールするためである。売上当たりの排出量・移動量の時期と合わせるために、説明変数のラグは2期とした。

株主比率の大きさは、企業のオーナーシップが誰に依存するかを示す指標であり、株主によるガバナンスが企業の環境活動に影響を与える可能性がある。本章では、外国法人等の持ち株数が総株式数に占める割合（株主比率_外国法人等）と金融機関の持ち株が総株式数に占める割合（株主比率_金融機関）が企業の排出量と移動量に影響を与える可能性を考慮した。売上当たりの排出量・移動量の時期と合わせるために、説明変数のラグは2期とした。

式(3.1)からわかるように、 t 期の市場の評価は、 $t-2$ 期の（排出量／売上）や（移動量／売上）の関数になっているが、それ以外の変数（たとえば、（広告費／売上））については、 t 期の値の関数になっている。一方、モデル式(3.2)と式(3.3)からわかるように、 t 期の（排出量／売上）や（移動量／売上）は、 t 期の各変数の関数になっている。このため、たとえば、（広告費／売上）は、式(3.1)及び式(3.2)あるいは式(3.3)の説明変数として使われているが、使っている時点が異なるため、操作変数としての役割を果たしていることになる。

3.3.2 データ

PRTR 制度の下では、対象となる事業者は①事業所からの排出量（大気への排出、公共水域への排出量、事業所内埋め立て量）、②事業所からの移動量（下水道、排水処理施設、事業所外処理施設など）を届けことが義務付けられている。対象となる事業所は常用雇用人数が21人以上で指定された354物質のいずれかを1年間に1トン以上（第一種指定化学物質については0.5トン以上）を排出する事業所である。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。オリジナルデータは、経済産業省、環境省、一部の都道府県のホームページからダウンロードして手に入れることができる。

分析期間はPRTR制度が始まった2001年から2008年までの8年間である。届出は事業所ごとに行われているが財務指標を評価に使うために企業に集計した。対象にしたのは日経300の銘柄²¹に含まれる企業のうち届出を行った企業である。そのうち推計期間中に合併や統合された企業があり全部で145社となった。企業の財務データは日経NEEDSと各企業の有価証券報告書より得た。推計に使われた変数の基本統計量を表3.1に示した。

表 3.1 基本統計量

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
市場の評価（単位：割合）	0.93	1.01	0.001	26
広告費/売上(単位：割合)	0.02	0.05	0.0001	0.78
研究開発費/売上(単位：割合)	0.22	0.99	0.001	21.11
経常利益/総資産(単位：割合)	0.04	0.04	-0.12	0.4
負債/総資産(単位：割合)	0.89	0.06	0.2	1.05
株主比率_外国人(単位：割合)	0.23	0.13	0.01	0.72
株主比率_金融機関(単位：割合)	0.4	0.11	0.01	0.65
排出量/売上(単位：割合)	0.001	0.003	0	0.04
移動量/売上(単位：割合)	0.001	0.01	0	0.1

²¹ 日経300は、東証一部上場企業から、「相当の機関連続して経常赤字」、「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、極端な経済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済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ため日経300を分析対象とした。

3.3.3 推計結果

表 3.2 は、排出量関数および移動量関数の推計結果である。固定効果モデルとプールした最小二乗法モデルについて F 検定を行い、変量効果モデルとプールした最小二乗法モデルについて、Breusch-Pagan Lagrangian multiplier 検定を行い、最後に変量効果モデルと固定効果モデルについて、ハウスマン検定を行うことで最適なモデルを決定した。その結果、排出量関数について、F 検定と Breusch-Pagan Lagrangian multiplier 検定において 1%の有意水準で、それぞれ固定効果モデルと変量効果モデルが選択され、ハウスマン検定で変量効果モデルが選択された(F 検定;F 統計量=7.19,Breusch-Pagan Lagrangian multiplier 検定; χ^2 統計量=690.21, ハウスマン検定; χ^2 統計=1.78)。移動量関数についても同様に 1%の有意水準で固定効果モデルと変量効果モデルが選択され、ハウスマン検定により変量効果モデルが選択された(F 検定;F 統計量=8.20,Breusch-Pagan Lagrangian multiplier 検定; χ^2 統計量=330.84, ハウスマン検定; χ^2 統計=1.53)。

主要な結果は以下の通りである。排出量関数について、売上当たりの広告費の係数は正となり統計的に有意となった。このことは、対消費者向けの製品を作っている割合の多い企業ほど排出量が多いことを意味している。他の変数はどれも統計的に有意な結果にはならなかった。移動量関数についても同様に、売上当たりの広告費の係数が正で統計的に有意となり、対消費者向けの製品を作っている割合の多い企業ほど移動量が多いことが明らかになった。その他の変数はどれも統計的に有意な結果とはならなかった。ワルド検定を行った結果、排出量関数のワルド統計量は 18.06、移動量関数のワルド統計量は 11.01 となり、それぞれ有意水準 1%、5%で「定数項以外の係数が 0 である」という帰無仮説は棄却された。

表 3.2 排出量関数・移動量関数の推計結果

説明変数	被説明変数：(排出量/売上)	被説明変数：(移動量/売上)
	変量効果モデル	変量効果モデル
広告費/売上	0.002** (2.21)	0.01* (1.76)
研究開発費/売上	0.0001 (1.09)	0.0004 (0.93)
経常利益/総資産	-0.001 (-0.65)	0.002 (0.3)
株主比率_外国法人等	-0.0003 (-1.16)	-0.0004 (-0.26)
株主比率_金融機関	0.0002 (-1.22)	-0.001 (-1.06)
定数項	0.001*** (-5.1)	0.0018* (1.83)
R-squared	0.02	0.01
Wald statistics(5)	18.06***	11.01**
観測数	680	680

注:*, **, ***はそれぞれ 10%,5%,1%の確率で 0 と異なることを示している。()は t 値を示している。

表 3.3 は市場評価関数の推計結果である。表 3.3 の(1)列は操作変数法を用いて分析したモデルである。Durbin-Wu-Hausman 検定において、売上当たり排出量と移動量ともに有意水準 1% (χ^2 統計量=23.62) で、内生変数であることが示された。また、検定の結果、F 検定、Breusch-Pagan Lagrangian multiplier 検定において 1%の有意水準で、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが選択され、ハウスマン検定において 1%の有意水準で固定効果モデルが選択された(F 検定; F 統計量=8.20, Breusch-Pagan Lagrangian multiplier

検定; χ^2 統計量=247.98, ハウスマン検定; χ^2 統計量=71.42)。推計結果から、以下のことが明らかになった。排出量のパラメータは、1%の有意水準で有意にマイナスであったが、移動量のパラメータについては、有意な結果が得られなかった。このことは、排出量の増加は、企業の市場の評価を低下させるが、移動量の増加は、市場の評価に影響を与えないことを意味している。このような結果が得られたのは、これまで議論したように、排出量は企業にとってリスクとなるが、移動量はリスクにならないからだろうと考えられる。

一方、表 3.3 の(2)列に示すように、操作変数法を用いないパネル推計（固定効果モデル）では、排出量、移動量とも有意な結果が得られなかった。このことから、操作変数法を用いない分析では、推計結果を誤ってしまう可能性があることが確認された。

さらに、比較のために、表 3.3 の(3)列に示すように、Hibiki and Managi(2010)と同様に、移動量と排出量を区別して分析せず、総量（移動量と排出量の合計）を被説明変数として用いた場合の分析結果（操作変数法を使ったパネル推計（固定効果モデル））を見ると、総量のパラメータは有意ではなかった。このことから、化学物質の汚染リスクが高いと考えられる排出量とそうでない移動量を区別せずに、総量を説明変数として分析すると、分析結果を誤る可能性があることが分かった。

その他、主要な変数については、企業の収益性の係数はプラスで統計的に有意となり、収益性の高い企業ほど市場の評価が高いことが示されたが、売上当たり広告費の係数は統計的に有意にならなかった²²。

最後に、本章が対象とした企業において、推計結果（表 3.3(1)列）とサンプル平均を用いて、排出量や経常利益の変化が市場の評価に与える影響を推計した。その結果、排出量が 1%減少すると市場の評価は平均的に約 1.32%増加することが示され、企業の収益性（経常利益）が 1%増加すると、市場の評価は平均的に約 0.28%増加することが分かった²³。

²² 製品の顧客が最終消費者か、それを原料として使用する企業かによって化学物質リスクに対する態度が異なる可能性がある。たとえば、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（健康被害）に対して、消費者の関心が高ければ、汚染のリスクの高い企業の製品に対する消費者の需要がそうでない企業に比べて小さくなる結果、企業の収益性に影響を及ぼす可能性がある。あるいは、逆に、その製品を原材料として利用している企業の方が、化学物質の排出量に対して敏感かもしれず、そのことが企業の収益性に影響を及ぼすと考えられる。このことを考慮するために、先行研究にならって、広告費と排出量のクロス項、及び、広告費と移動量のクロス項を入れたモデルの推計も行ったが、有意な結果が得られなかった。

²³ 効果の推計にはそれぞれ次の式を使い、表 3.3(1)列の推計値とサンプル平均を代入した。

$$\frac{\frac{\partial(\text{市場の評価})_t}{\partial(\text{排出量})_{t-2}}}{\frac{\partial(\text{市場の評価})_t}{\partial(\text{排出量})_{t-2}}} = \frac{\frac{\partial(\text{市場の評価})_t}{\partial(\text{排出量})_{t-2}}}{\frac{\partial(\text{市場の評価})_t}{\partial(\text{排出量})_{t-2}}} \times \frac{\left(\frac{\partial(\text{排出量})}{\partial(\text{売上})}\right)_{t-2}}{\left(\frac{\partial(\text{排出量})}{\partial(\text{売上})}\right)_{t-2}} = \alpha_1 \times \frac{1}{\left(\frac{\partial(\text{排出量})}{\partial(\text{売上})}\right)_{t-2}} \times \frac{(\text{排出量})_{t-2}}{(\text{市場の評価})_t} = \alpha_1 \times \frac{(\text{排出量})_{t-2}}{(\text{市場の評価})_t}$$

$$\frac{\frac{\partial(\text{市場の評価})_t}{\partial(\text{経常利益})_t}}{\frac{\partial(\text{市場の評価})_t}{\partial(\text{経常利益})_t}} = \frac{\frac{\partial(\text{市場の評価})_t}{\partial(\text{経常利益})_t}}{\frac{\partial(\text{市場の評価})_t}{\partial(\text{経常利益})_t}} \times \frac{\left(\frac{\partial(\text{経常利益})}{\partial(\text{総資産})}\right)_t}{\left(\frac{\partial(\text{経常利益})}{\partial(\text{総資産})}\right)_t} = \alpha_5 \times \frac{1}{\left(\frac{\partial(\text{経常利益})}{\partial(\text{総資産})}\right)_t} \times \frac{(\text{経常利益})_t}{(\text{市場の評価})_t} = \alpha_5 \times \frac{(\text{経常利益})_t}{(\text{市場の評価})_t}$$

表 3.3 市場評価関数の結果

説明変数	(1)	(2)	(3)
	固定効果モデル	固定効果モデル	固定効果モデル
	(操作変数法による二段階推定)	(操作変数法を行わない)	(操作変数法による二段階推定)
排出量/売上	-1293.25*** (-3.48)	-6.12 (-0.13)	—
移動量/売上	37.99 (0.39)	0.47 (0.05)	—
総量/売上	—	—	-97.98 (-1.14)
広告費/売上	0.69 (0.80)	1.00 (1.07)	1.01 (1.30)
研究開発費/売上	0.05 (0.85)	-0.05 (-1.01)	-0.02 (-0.25)
経常利益/総資産	6.12*** (4.38)	6.50*** (4.37)	6.54*** (3.68)
負債/総資産	-2.06 (-1.34)	-1.83 (-1.16)	-1.55 (-0.84)
定数項	3.39** (2.40)	2.38* (1.68)	2.3 (1.39)
R-squared	0.23	0.25	0.24
観測数	692	692	692

注:*, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1%の確率で 0 と異なることを示している。()は t 値を示している。

3.4 結論

本章は日本の市場が PRTR 届け出データを用いて企業の化学物質の排出量と移動量を金融市場が評価しているか否かを分析した。

①Hibiki and Managi(2010)を除く多くの先行研究では化学物質の除去変数バイアスを考慮していない、②Hibiki and Managi(2010)では、排出量と移動量を区別せずに分析していないため、分析結果を誤る可能性がある、などの問題があった。このため本章では、排出量と移動量を区別して分析し、操作変数法を使い、このバイアスを除くことを試みた。

その結果、操作変数法を用いて分析したモデルでは排出量の増加は、企業の市場の評価を低下させ、移動量の増加は、市場の評価に影響を与えないことが示された。このような結果が得られたのは、排出量は企業にとってリスクとなるが、移動量はリスクにならないからだろうと考える。

一方、操作変数法を用いないパネル推計（固定効果モデル）では、排出量、移動量とも有意な結果が得られなかった。このことから、操作変数法を用いない分析では、推計結果を誤ってしまう可能性があることが確認された。また、Hibiki and Managi (2010)と比較のために、排出量と移動量を合計した総量を説明変数として分析した場合 Hibiki and Managi(2010)と同様に、総量は市場の評価に影響を与えないという結果となった。以上の結果から、市場による化学物質のリスクの評価を分析する場合、排出量と移動量を区別しなければ、分析結果を誤る可能性があることが示唆される。これは、本章の推計結果から明らかにされたように、投資家は、排出量の環境汚染リスク（例えば、将来、工場跡地の土壌から化学物質で汚染された土壌が見つかり、それが原因で、健康被害が問題となる可能性がある）を認知する一方で、移動量のリスクを認知していないからである。

しかしながら、自主的な取り組みに限らず、課税や他の規制によって、企業が化学物質の排出量を削減した情報が公開された場合でも、市場はその企業を高く評価するかもしれない。自主的な取組みでは、規制と異なり、企業自身が排出の削減量を決めるために、企業は好きなだけ削減できるという利点がある。しかしながら、本章では、自主的な取組によって生じる排出削減が規制や他の政策による削減量よりも多く、かつ低い費用で行われるのかを示すことはできなかった。自主的な取組の有効性を示すためには、今後、さらなる検証が

必要とされる。

参考文献

Hamilton, J. T. (1995). Pollution as news: Media and stock market reactions to the toxics release inventory data. *Journal of environmental economics and management*, 28(1), 98-113.

Konar, S., & Cohen, M. A. (2001). Does the market value environmental performance?. *The review of economics and statistics*, 83(2), 281-289.

Ferraro, P. J., & Uchida, T. (2007). Stock market reactions to information disclosure: new evidence from Japan's pollutant release and transfer register. *Environmental economics and policy studies*, 8(2), 159-171.

Hibiki, A., & Managi, S. (2010). Environmental information provision, market valuation, and firm incentives: an empirical study of the Japanese PRTR system. *Land Economics*, 86(2), 382-393.

Hart, S. L., & Ahuja, G. (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), 30-37.

Khanna, M., Quimio, W. R. H., & Bojilova, D. (1998). Toxics release information: A policy tool for environmental protection. *Journal of environmental economics and management*, 36(3), 243-266.

King AJ, Lenox M (2001) Does It Really Pay to Be Green? An Empirical Study of Firm Environmental and Financial Performance. *Journal of Industrial Ecology* 5(1):105-116.

Cañón-de-Francia J, Garcés-Ayerbe C, Ramírez-Alesón M (2008) Analysis of the effectiveness of the first European Pollutant Emission Register (EPER). *Ecological Economics* 67(1): 83-92.

Khanna, M., & Damon, L. A. (1999). 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.

第3章 補論：短期的な評価：PRTR 制度の有効性の分析

Event study とは、企業の活動に関する何らかのニュースの発表という出来事(Event)がその株価にどのような影響を与えるかを実証する方法である。本章は PRTR の発表という Event が、企業の株価に対して与える影響を MacKinlay(1997)による Event study の方法を用いて分析する。

各銘柄の収益率と市場インデックスの収益率と線形的に関連付けている市場モデルを使う。各銘柄の収益率を $R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}}$ 、市場インデックスの収益率を $R_{MT} = \frac{P_{MT} - P_{MT-1}}{P_{MT-1}}$ とする。回帰式により式(3.4)のパラメータ $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ を最小二乗法で求める。ここで P_{it} は銘柄 i の t 日における終値である。 P_{MT} はマーケットインデックスの t 日における終値を表す。 u_{it} は誤差項である。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + u_{it} \quad \dots \text{式(3.4)}$$

式(3.4)はマーケットモデルと呼ばれる。次に、このモデルを用いて各銘柄の超過収益率 (Abnormal Return: AR) を以下のように求める。

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{Mt} \quad \dots \text{式(3.5)}$$

次に、サンプル全ての企業(N 社)について AR を求めて、平均異常収益率 (Average Abnormal Return: AAR) を求める。

$$AAR_t = \sum_{j=1}^N \frac{AR_{jt}}{N} \quad \dots \text{式(3.6)}$$

そして、イベントが起こった日の前後 ($t = T_1 \sim T_2$) の累積平均異常収益率 (Cumulative Average Abnormal Return: CAAR) を求める。

$$CAAR_i(T_1, T_2) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N CAAR_j(T_1, T_2) \quad \dots \text{式(3.7)}$$

次に、マーケットモデルでの推計結果の誤差項を用いて、CAR を標準化された累積平均異常収益率 (Standardized Cumulative Average Abnormal Return: SCAAR) を求める。

$$SCAAR_i(T_1, T_2) = \frac{CAAR_i(T_1, T_2)}{\hat{\sigma}} \quad \dots \text{式(3.8)}$$

ここで、 $\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{t=T_0}^{T_1} (R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{Mt})^2}{L-2}}$ である。

そして、累積平均異常収益率はゼロであるという帰無仮説を検定する。その際に使われる統計量 J は以下のように表される。

$$J = \sqrt{\frac{N(L-4)}{L-2}} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SCAAR_{it} \right) \quad \dots \text{式(3.9)}$$

統計量 J は漸近的に標準正規分布に従うと仮定される。この J 統計量が、有意に 0 と異なるかどうかでイベントがリターンに与える影響を分析する。

サンプルは日経 300 銘柄にある製造業のうち、総排出量が上位の 30 社を対象にした。環境省の PRTR 公表日をイベントの日 (Event day) とした。イベントの影響を受けていない推定期間はイベントの 110 日前から 11 日前までの 100 日間にした。そしてイベントが起きた日とその後の 1 日の株価収益率を検定する。

図 3.1 から図 3.7 は、各年の異常収益率の度数分布である。2001 年では右に歪んだ分布となり、2006 年と 2007 年では右に歪んだ分布であるが、それ以外の年では比較的正規分布に近い形状となっている。表 3.4 は、各年の基本統計量である。

表 3.5 は Event study の結果であり、図 3.8 は各年の累積平均異常収益率 (SCAAR) を示している。SCAAR は、それぞれの年の全データの 95% に入っている。2001 年と 2006 年は PRTR の公表が株価収益率にプラスに影響したが 2002 年と 2003 年は公表が株価収益率にマイナスに影響したという結果を得た。2004 年、2005 年、2007 年は公表が株価収益率に影響しなかったという結果となった。

PRTR 制度に基づいた、企業の化学物質の排出量に対する市場の評価があるか否かは、年

によって結果が異なるために、一概に結論付けることができなかった。

Event study の問題点の一つには、日々の株価収益率には多くの要因が影響しているため、本当に注目するイベントの影響の効果なのかが区別出来ないという推計上の問題が存在する。

表 3.4 基本統計量

	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年
最小値	-0.08	-0.053	-0.027	-0.079	-0.049	-0.033	-0.077
最大値	0.054	0.033	0.016	0.06	0.096	0.084	0.048
平均値	0.0036	-0.0056	-0.0042	0.0003	0.0006	0.0065	-0.0126
標準偏差	0.0311	0.0196	0.0121	0.0309	0.0275	0.0271	0.028
平均-2×標準偏差	-0.0585	-0.0449	-0.0285	-0.0615	-0.0544	-0.0478	-0.0685
平均+2×標準偏差	0.0657	0.0337	0.0201	0.0621	0.0556	0.0608	0.0434

注：単位は割合

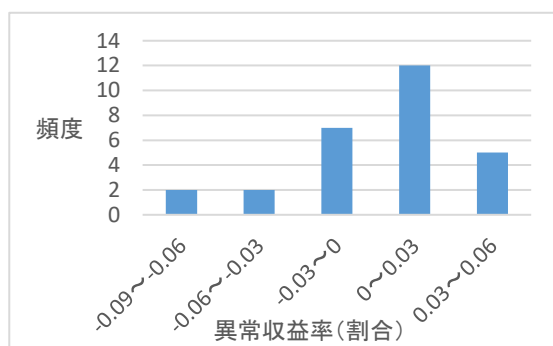


図 3.1 2001 年の異常収益率の分布

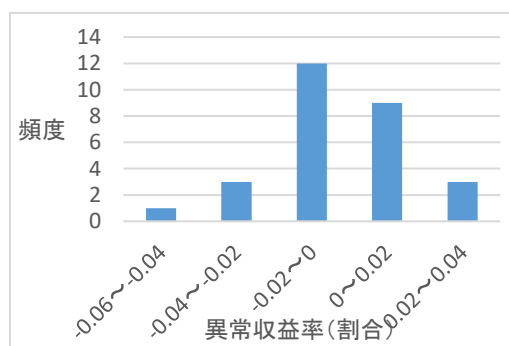


図 3.2 2002 年の異常収益率の分布

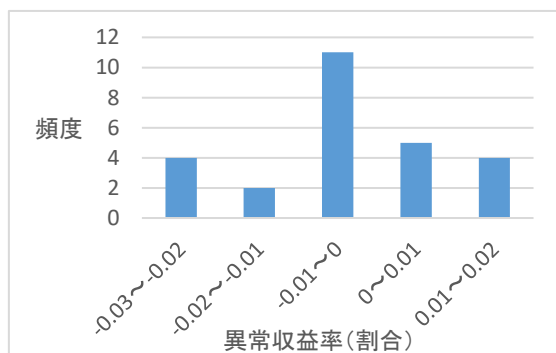


図 3.3 2003 年の異常収益率の分布

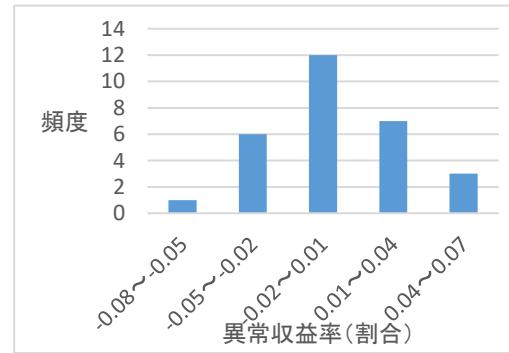


図 3.4 2004 年の異常収益率の分布

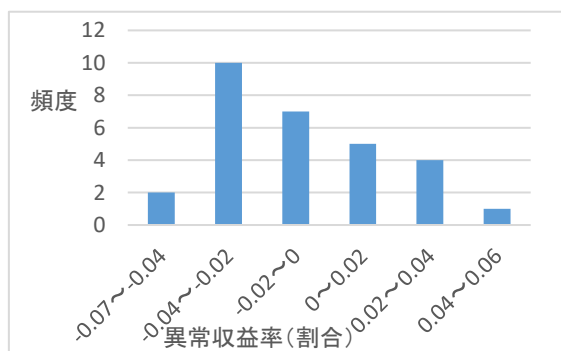


図 3.5 2005 年の異常収益率の分布

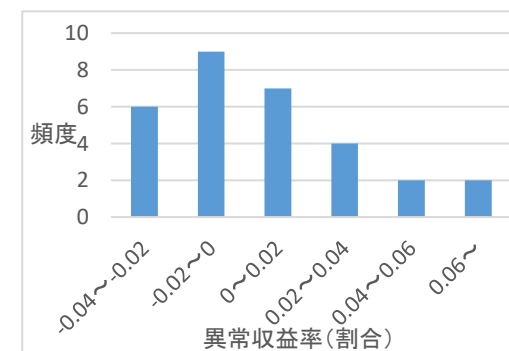


図 3.6 2006 年の異常収益率の分布

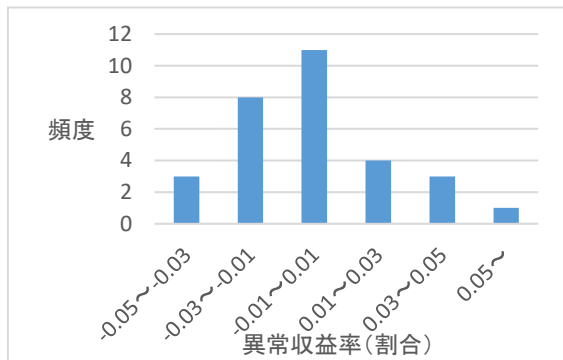


図 3.7 2007 年の異常収益率の分布

表 3.5 Event study の分析結果

Event year	企業数	SCAAR	J統計量
2001	28	0.0036***	3.44
2002	28	-0.0056**	-1.86
2003	26	-0.0042**	-2.2
2004	29	0.0003	0.76
2005	30	0.001	0.85
2006	30	0.0065**	1.92
2007	30	0.013	-0.87

注:*, **, ***はそれぞれ有意水準が 10%, 5%, 1%で 0 と異なることを示す。企業数が 30 以下になっているのは企業の統合などにより株価のデータが得られなかったため。

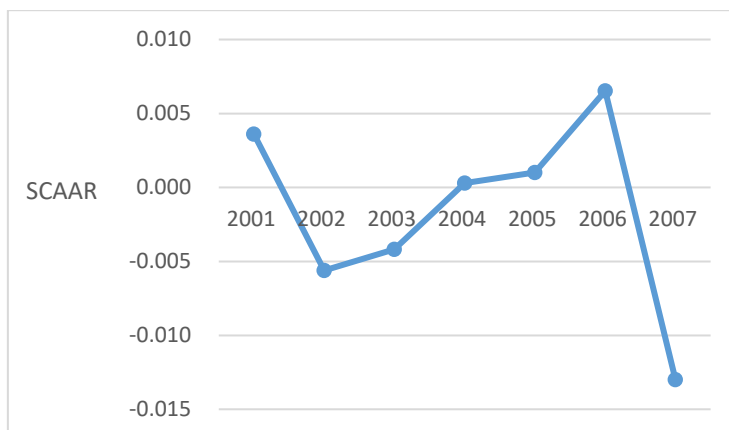


図 3.8 一年ごとの累積異常平均収益率(SCAAR)

参考文献

MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. Journal of economic literature, 35(1), 13-39.

第4章 化学物質に関するリスク管理の定量化(1)

: 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？

4.1 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(International Organization for Standardization)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、本章の目的は、(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²⁴）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ない。

このため、本章により、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。

4.2 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」、「ISO14001」、「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

²⁴ 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

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、化学物質の削減の効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。

4.3 モデルとデータ

4.3.1 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、式(4.1)のような排出モデルを考える。

$$\text{排出量}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DHAP_{it} + \alpha_2 \text{売上}_{it} + \alpha_3 \left(\frac{\text{広告費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \alpha_4 \left(\frac{\text{研究開発費}}{\text{売上}} \right)_{it} + v_{it} \quad \cdot \cdot \text{式(4.1)}$$

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²⁵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、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、企業が排出している全種の物質について、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。²⁶

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。²⁷この問題を考慮するため、本章では先行研究(例えば

²⁵ 本章では 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/m³)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_appendixa_toxicity.pdf>

²⁶ 全種類の物質について、毒性の係数は明らかになっていないため、対象となる 13 物質のみ重みづけを行った。

²⁷ 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

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(4.2)のように定義した。

$$DHAP_i^* = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{\text{広告費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \beta_2 \left(\frac{\text{研究開発費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \beta_3 \left(\frac{\text{当期純利益}}{\text{総資産}} \right)_{it} + \varepsilon_{it}$$

・・・式(4.2)

参加モデル 1 をベースモデルとして、式(4.2)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(Pollutant Release and Transfer Register ; PRTR 制度)において、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、本章は第 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

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。本章では、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。

は 2001 年のデータのみを使用した。

以上から、式(4.1)における *DHAP* を使う代わりに、参加モデル式(4.2)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(4.3)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。

$$\text{排出量}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{PHAP}_{it} + \gamma_2 \text{売上}_{it} + \gamma_3 \left(\frac{\text{広告費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \gamma_4 \left(\frac{\text{研究開発費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \omega_{it} \quad \cdot \cdot \text{式(4.3)}$$

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。

4.3.2 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、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。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 4.1 に示した。排出量は対象企業に含まれる事業所をすべて合計したものである。その結果、右に歪んだ分布が見てとれた。

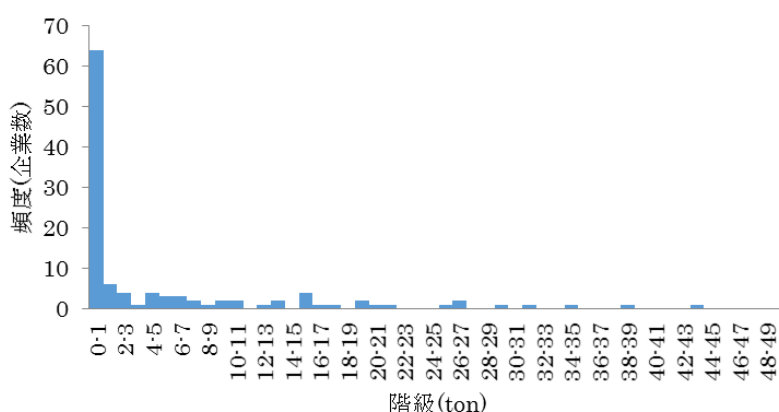


図 4.1 対象物質の排出量のヒストグラム

本章では日経 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 4.1 に示した。

表 4.1 基本統計量

変数	単位	全企業(144社)					参加した企業(58社)					参加しなかった企業(86社)				
		平均	標準偏差	最小値	最大値		平均	標準偏差	最小値	最大値		平均	標準偏差	最小値	最大値	
売上	百万円	866,178.30	129,200.6	4938	985,696.4		699,407.60	768,778.60	8631	342,804.1		979,344.10	154,428.9	4938	985,696.4	
広告費/売上	割合	0.01	0.02	0.00008	0.1		0.01	0.02	0.0004	0.1		0.01	0.01	0.00008	0.072	
研究開発費/売上	割合	0.04	0.04	0.0001	0.22		0.04	0.03	0.0009	0.15		0.04	0.05	0.0001	0.22	
当期純利益/総資産	割合	8.75	138.99	-0.2	2680.13		0.01	1.12	-0.2	14.71		14.52	179.35	-0.12	2680.13	
負債/総資産	割合	0.9	0.04	0.75	0.98		0.89	0.04	0.79	0.98		0.9	0.04	0.75	0.98	
従業員	人	9,477.43	1190,4.69	16	66820		7499.46	823.93	16	53202		11,054.52	14126.6	34	66820	
対象物質の排出量	ton	40.56	75.27	0	435.42		60.81	86.32	0	284.195		27.05	63.92	0	435.42	
毒性	ton	4223.56	11,644.38	0	101,915		794.46	1104.96	0.013	7225.55		467.24	688.23	0.02	5905.9	

注: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。

4.4 推計結果及び考察

4.4.1 推計結果

表 4.2 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。本章では「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 4.3 に、排出モデル 2 の結果は表 4.4 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確率が増加することによって、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 4.3(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、参加確率が増加することで、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 4.4(2)のモデルでは、自主管理計画へ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確率が増加することにより、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 4.5 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、参加確率が増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 4.6 に示した。その結果、企業の自主管理計画への参加確率が増加することにより、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 4.2 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 (-1.54)	-13.95 (-1.19)
研究開発費/売上	1.24 (0.36)	1.38 (0.36)
当期純利益/総資産	18.00** (2.84)	19.98** (2.79)
ln(従業員数)	—	0.22 (1.37)
負債/総資産	—	-2.32 (-0.55)
産業ダミー_化学	—	1.74*** (3.76)
産業ダミー_繊維		1.34** (2.01)
産業ダミー_非金属		0.45 (0.77)
産業ダミー_機械		0.49 (1.03)
産業ダミー_電気機器		0.57 (1.29)
産業ダミー_輸送機器		-0.23 (-0.30)
定数項	-0.49** (-2.67)	-1.02 (-0.28)
観測数	114	114
Pseudo-R-squared	0.07	0.22
χ^2 統計量	11.48***	32.69**
AIC統計量	149.46	150.57

注.*, **, ***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。

表 4.3 排出モデル 1(第一段階目が参加モデル 1)の推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	対象物質の排出量	対象物質の排出量 (産業ダミーあり)	対象物質の排出量 (毒性重み付け)	対象外の物質の総量
自主管理計画への参加の確率 (PHAP)	-14.33*** (-3.39)	0.24 -0.05	-1445.38* (-1.75)	-65.03 (-1.24)
売上	-0.00000799 (-1.38)	-0.00000223 (-0.44)	-0.001 (1.03)	0.00002 -0.35
広告費/売上	-295.78 (-0.87)	-353.01 (-1.16)	513,20.64 (0.83)	-229,9.47 (-0.55)
研究開発費/売上	65.83 -1.46	16.34 -0.39	163,39.42** -2.04	-89.71 (-0.61)
化学ダミー	—	74.39*** -4.55	—	—
繊維ダミー	—	99.86*** -3.43	—	—
鉄鋼ダミー	—	166.69*** -4.51	—	—
化学ダミー×PHAP	—	-28.53*** (-3.18)	—	—
繊維ダミー×PHAP	—	-30.58** (-2.15)	—	—
鉄鋼ダミー×PHAP	—	-141.84*** (-5.18)	—	—
定数項	44.45*** -4.07	17.95* -1.81	3683.946** -2.01	611.06*** -4.65
観測数	114	114	114	114
R-squared	0.02	0.29	0.03	0.001
Wald statistics	15.16***	101.77***	8.17*	2.24
自由度	4	10	4	4

注.()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 4.4 排出モデル 2(第一段階目が参加モデル 2)の推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	対象物質の排出量	対象物質の排出量 (産業ダミーあり)	対象物質の排出量 (毒性重み付け)	対象外の物質の総量
自主管理計画への参加の確率 (PHAP)	-8.52*** (-2.38)	8.63 (0.67)	-956.03 (-1.33)	-32.38 (-0.15)
売上	-0.00000729 (-1.19)	-0.00000278 (-0.52)	-0.001 (-0.94)	0.00002 (0.31)
広告費/売上	-279.7 (-0.85)	-467.84 (-1.59)	-63276.22 (-1.06)	-3033.81 (-0.76)
研究開発費/売上	94.71** (1.96)	48.41 (1.06)	179,88.94* (-2.07)	71.9 (0.12)
化学ダミー	—	73.49*** (4.36)	—	—
繊維ダミー	—	76.12*** (2.54)	—	—
鉄鋼ダミー	—	167.55*** (4.4)	—	—
化学ダミー×PHAP	—	-39.11*** (-4.32)	—	—
繊維ダミー×PHAP	—	8.64 (0.67)	—	—
鉄鋼ダミー×PHAP	—	-113.34*** (-3.98)	—	—
定数項	39.93*** (3.56)	18.94* (1.86)	3797.52** (1.99)	598.31*** (4.51)
観測値	114	114	114	114
R-squared	0.04	0.30	0.05	0.01
Wald statistics	10.66**	89.16***	7.02	1.28
自由度	4	10	4	4

注.()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 4.5 排出モデルの推計結果（被説明変数に対数をとった場合）

	排出モデル1		排出モデル2
	ln(対象物質の排出量)(産業ダミーあり)	ln(対象物質の排出量)(毒性で重み付け)	ln(対象物質の排出量)(産業ダミーあり)
自主管理計画への参加の確率(PHAP)	0.03	-0.43**	-0.05
	(0.11)	(-2.80)	(-0.29)
売上	-0.000000349	-0.000000653	-0.000000326
	(-0.64)	(-1.18)	(-0.55)
広告費/売上	-36.16	-24.68	-33.54
	(-1.48)	(-1.00)	(-1.33)
研究開発費/売上	-1.09	-1.27	-0.81
	(-0.51)	(-0.66)	(-0.37)
化学ダミー	2.49**		2.56***
	(2.58)		(2.56)
繊維ダミー	3.76**		3.59**
	(2.29)		-2.14
鉄鋼ダミー	4.49**		4.61**
	(2.21)		(2.22)
化学ダミー×PHAP	-0.33		-0.34
	(-0.88)		(-1.02)
繊維ダミー×PHAP	-0.24		0.25
	(-0.44)		(0.55)
鉄鋼ダミー×PHAP	-0.83		-0.49
	(-0.85)		(-0.51)
定数項	0.94		0.83
	(1.23)		(1.05)
R-squared	114	114	114
観測数	0.17	0.02	0.18
Wald statistics	19.64**	10.30*	18.71*
自由度	10	4	10

注.()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1と表2の(1)から(4)でワルド統計量が統計的に有意となったモデルを掲載。

表 4.6 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）

	(2)	(3)	(4)
	ln(対象物質の排出量)(産業ダミーあり)	ln(対象物質の排出量)(毒性で重み付け)	ln(対象外の物質の総量)
自主管理計画への参加の確率	0.05	-0.42**	-0.30**
	(0.19)	(-2.74)	(-2.27)
ln(売上)	0.32	-0.25	-10.38
	(0.71)	(-0.55)	(-1.02)
広告費/売上	-36.22	-24.17	-10.38
	(-1.47)	(-0.97)	(-1.02)
研究開発費/売上	-1.06	-1.23	0.61
	(-0.50)	(-0.63)	(0.47)
化学ダミー	2.86***	—	—
	(2.95)		
繊維ダミー	4.23***	—	—
	(2.55)		
鉄鋼ダミー	4.39**	—	—
	(2.12)		
化学ダミー×PHAP	-0.33	—	—
	(-0.88)		
繊維ダミー×PHAP	-0.2	—	—
	(-0.37)		
鉄鋼ダミー×PHAP	-0.82	—	—
	(-0.84)		
定数項	-3.57	8.72	3.01
	(-0.60)	(1.48)	(1.28)
R-squared	114	114	114
観測数	0.16	0.01	0.02
Wald statistics	19.46*	9.24*	8.09*
自由度	10	4	10

注.()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 1 と表 2 の(1)から(4)でワルド統計量が統計的に有意となったモデルを掲載。

4.4.2 考察

本章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%²⁸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%²⁹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。

参加モデル 2 で統計的に有意でなかった産業ダミーを除いた参加モデルを参加モデル 3 として同様の分析を行った結果を付録 7 に示した。排出モデルに産業ダミーのない(3)と(4)では、参加確率の係数が正で統計的に有意となっている。しかし産業ダミーをいれた(2)ではそのようなことはなかった。これは産業ダミーを入れたモデルで議論を行った方が良いことを示唆している。

²⁸ 第 2 期自主管理計画の目標設定は、2001 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。

²⁹ 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(%)。

4.5 結論

本章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。

本章では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な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な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。本章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、本章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。

また、対象としている自主管理計画には、削減技術などの情報提供の協力はあるが、参加による金銭的なサポートはなかった。企業各自が排出量の削減と低コストの両立を試みている。たとえば補助金などを与えて、企業の削減コストを下げれば、今までプログラムに参加しなかった企業は参加するかもしれないが、その可能性について本章では言及することができない。

本章におけるアンケート調査の対象は、日経 300 の銘柄に含まれる製造業であり、大企業に偏っているため、本研究の結論は大企業に限定されたものである。したがって自主的な取り組みによって、排出の多くを占める大企業で多くの物質を削減することが可能となることが示唆された。

参考文献

- Arimura, T. H., Hibiki, A., & Katayama, H. (2008). 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.
- Arimura, T. H., Darnall, N., & Katayama, H. (2009). Is ISO 14001 a gateway to more advanced voluntary action? A case for green supply chain management.
- Arora, S., & Cason, T. N. (1995). An experiment in voluntary environmental regulation: Participation in EPA's 33/50 program. *Journal of environmental economics and management*, 28(3), 271-286.
- Arora, S., & Cason, T. N. (1996). Why do firms volunteer to exceed environmental regulations? Understanding participation in EPA's 33/50 program. *Land economics*, 413-432.
- Gamper-Rabindran, S. (2006). 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.
- Khanna, M., & Damon, L. A. (1999). 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.
- Segerson K, Miceli TJ (1998) Voluntary Environmental Agreements: Good or Bad News for Environmental Protection? *Journal of Environmental Economics and Management* 36(2):109-130.
- Sugino, M., & Arimura, T. H. (2011). 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.
- Videras, J., & Alberini, A. (2000). The appeal of voluntary environmental programs: which firms participate and why?. *Contemporary Economic Policy*, 18(4), 449-460.
- Vidovic, M., & Khanna, N. (2007). 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.
- Welch, E. W., & Hibiki, A. (2003). An institutional framework for analysis of voluntary policy: the case of voluntary environmental agreements in Kita Kyushu, Japan. *Journal of environmental planning and management*, 46(4), 523-543.
- 岩田和之・有村俊秀・日引聡(2010)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.

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.

付録 7. 参加モデル 3 と排出モデルの推計結果

説明変数	参加モデル3
広告費/売上	-18.67*
	(1.71)
研究開発費/売上	1.06
	(0.29)
当期純利益/総資産	20.05**
	(3.01)
ln(従業員数)	0.13
	(0.92)
負債/総資産	-1.22
	(0.33)
産業ダミー_化学	1.34**
	(3.41)
産業ダミー_繊維	0.99*
	(1.64)
産業ダミー_非金属	—
産業ダミー_機械	—
産業ダミー_電気機器	—
産業ダミー_輸送機器	—
定数項	-0.77
	(0.24)
観測数	114
Pseudo-R-squared	0.18
X ² 乗統計量	27.12**
AIC統計量	62.91

注.()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。ワルド統計量が統計的に有意となったモデルを掲載。

付録 7. 続き 排出モデル

	(1)対象物質 の排出量	(2)対象物質 の排出量 (産業ダミー あり)	(3)対象物質 の排出量 (毒性重み付 け)	(4)ln(対象 物質の排出 量)	(5)ln(対象 物質の排出 量) (産業ダミー あり)	(6)ln(対象 物質の排出 量) (毒性重み付 け)	(7)ln(対象 外の物質の 総量)	(8)ln(対象物 質の排出量) (毒性重み付 け)	(9)ln(対象外 の物質の総 量)
自主管理計画へ の参加の確率 (PHAP)	33.52***	24.01	6056.01***	0.28	-0.36	1.38***	0.60**	1.46***	0.61**
	(3.18)	(1.59)	(3.87)	(-0.55)	(-0.44)	(2.76)	(2.26)	(-0.26)	(-0.62)
売上	-8.12e-06	-6.54E-06	-0.000706	-1.08e-06**	-9.04e-07*	-6.96e-07**	-1.14e-07**	-0.09	0.24
	(-1.31)	(-1.12)	(-0.75)	(-2.36)	(-1.95)	(2.76)	(2.26)	(-0.26)	(1.49)
広告費/売上	-158.16	-285.62	5107.93	-45.97**	-49.24**	-39.86**	-35.22***	-39.62**	-31.73***
	(-0.48)	(-0.88)	(0.10)	(-2.10)	(-2.23)	(-2.01)	(-4.07)	(-1.97)	(-3.58)
研究開発費/売上	-231.70	-129.12	-10110.35	3.89	6.83	-3.08	-4.40	-3.00	-3.77
	(-1.55)	(-0.89)	(-0.43)	(0.55)	(0.95)	(-0.48)	(-1.15)	(-0.45)	(-0.99)
化学ダミー		33.99			2.15				
		(1.21)			(1.35)				
繊維ダミー		87.12*			3.46				
		(1.74)			(1.38)				
鉄鋼ダミー		214.90**			5.28				
		(2.43)			(1.19)				
化学ダミー× PHAP		-1.23			-0.28				
		(-0.04)			(-0.16)				
繊維ダミー× PHAP		-92.68			-1.34				
		(-0.62)			(-0.18)				
鉄鋼ダミー× PHAP		26.13			1.1				
		(0.28)			(-0.24)				
定数項	71.42***	50.93***	6862.57***	2.53***	1.41*	6.50***	5.95***	7.24	2.74
	(6.84)	(3.65)	(4.32)	(4.27)	(1.68)	(11.50)	(22.22)	(1.52)	(1.30)
R-squared	0.07	0.25	0.11	0.12	0.211821	0.142487	0.070987	0.100	0.08
ワルド統計量	21.60**	50.40***	16.63**	11.38**	20.61**	19.98***	69.95***	17.23**	71.53***
観測数	112	112	112	112	82	82	111	82	111

注.()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。ワルド統計量が統計的に有意となったモデルを掲載。

第5章 化学物質に関するリスクの管理の定量化(2) ：VOCに関する法規制と自主的取り組みに関するリスクの実証研究

5.1 はじめに

揮発性有機化合物(volatile organic compounds: VOC)とは、大気汚染防止法では「排出口から大気中に排出され、また飛散したときに有機化合物」と定義されており、蒸発しやすく、大気中でガス状になる有機化合物の総称を言う。現在、環境省ではVOCに該当する物質として100種類を挙げており、代表的な物質には、塗料、接着剤、印刷インキなどに使用されている、トルエン、キシレンなどがある。大気中のVOCはNO_xとお互いに関わり合いながら、太陽光の光化学反応により光化学オキシダントを生成する。光化学オキシダントは光化学スモッグの原因となり、目がチカチカする、息苦しいなど人への健康影響を生じさせる。また、VOCなどのガス状物質が大気中において光化学反応などにより粒子化すると、二次生成粒子(主にPM_{2.5})が生成され、呼吸器疾患等の要因となる。したがって、光化学オキシダントやPM_{2.5}による光化学大気汚染の改善を行うためには、共通の原因物質の一つであるVOCの排出を削減する政策が必要となってくる。

日本におけるVOCに対する対策は、1996年の大気汚染防止法改正の「有害大気汚染物質の自主管理」から始まった。これは、1997年から1999年を第1期、2001年から2003年を第2期として、業界団体が主導になり、VOCにも含まれる12の有害大気汚染物質を削減することを目的とした自主管理計画であった。そして、2004年の5月に大気汚染防止法を改正し、2006年4月1日からVOCの排出に対する規制を施行した。この法改正では、VOCの大気への排出量を2000年度の大気排出量を基準にして、2010年までに3割削減することが目標とされたが、最大の特徴は「法規制」と「自主的取り組み」とを組み合わせ、VOCの排出削減を達成しようとしたことにある。このようにVOCの削減を図った一連の政策には、「有害大気汚染物質の自主管理計画」と「自主的取り組みと法規制を組み合わせる政策」の二つが存在したことになる。そこで、本研究の目的は、VOCの削減を図ったこれらの二つの政策について、どちらの政策が削減の効果があつたのかを検証することである。

Alberini and Segerson(2002)は政策立案者が政策を策定する際には、強制的アプローチと自主的アプローチの二つの選択に直面すると指摘している。強制的アプローチには法規制が含まれ、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。「有害大気汚染物質の自主管理計画」は(3)のタイプに分類される。そして「自主的取り組みと法規制とを組み合わせる政策」のうち、「自主的取り組み」は広い意味で(2)に該当すると考えられ、法規制は(1)に分類される。特にこの法規制は、実施段階にのみ関与した規制となっている。法規制には強制力があり、公平性が担保されるという長所があるが、規制された値以上は減らさないといった短所がある。一方、自主的アプローチには強制力はないが、企業は当初の目標を超える削減を行う可能性も十分に考えられる。なぜなら、投資家や消費者は、自主的アプローチを行っている企業に対して、「環境保全に対して積極的な企業である」という印象を持ち、その企業を市場で高く評価すると、企業の資金調達は容易になる可能性があり、このことが、より積極的な削減行動につながるからである。実際に、小俣(2011)は日本の企業を対象にして、化学物質の排出量を削減することが市場での評価を高くすることを明らかにしている。このように、化学物質の排出量削減対策に関して、法規制と自主的アプローチは互いの欠点を補う関係にある。したがって、法規制と補完的に用いることが効果的だと明らかになれば、政策立案者は法規制か自主的アプローチかの二者択一ではなく、新たな選択肢を政策立案の際の選択肢に含めることができるだろう。また、日本におけるVOCの削減対策に関する実証分析は少ない。

さらに、VOC は複数の化学物質から構成され、個々の化学物質は有害性の種類と強さが異なるため、排出削減の程度と健康リスク削減の程度は分けて分析する必要があると考えられる。実際に、Harrison and Antweiler(2003)はカナダにおいて、化学物質の排出量は削減傾向にあるが、排出量を健康影響で評価した値は増加していることを示している。したがって、本研究では削減量のみでなく健康影響で評価した削減効果の検証を試みた。

本章では、排出量を健康影響で評価する際に DALY(Disability Adjusted Life Year:障害調整生存年数)を用いた。具体的には単位濃度当たりの影響発生確率と大気中 VOC 濃度、影響発症当たりの障害調整生存年数を掛け合わせて算出された。直感的には VOC によりガンを疾患した場合に余命が損失されるだけではない、疾患を抱えながら生活することの影響も合わせて評価された値となっている。

5.2 VOC 削減のための政策

5.2.1 有害大気汚染物質の自主管理計画

1996 年の大気汚染防止法改正の際に「有害大気汚染物質の自主管理計画」が行われた。この自主管理計画では、77 の業界団体（日本化学工業協会、日本電機工業会など）が 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）について、第 1 期(1997 年から 1999 年)に 1995 年度を基準とし各物質の排出量の 35%削減を、第 2 期(2001 年から 2003 年)に 1999 年度を基準として 40% 削減を目標として、排出削減に取り組んだ。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取り組み結果を報告した。対象となった 12 の有害大気汚染物質のうち、ニッケル化合物を除く 11 物質は VOC の対象物質であった。したがって、有害大気汚染物質の自主管理計画は、VOC に関して、業界団体が主導となり進めた自主的アプローチであったと言える。

5.2.2 法規制

2006 年から VOC に対する法規制が始められた。対象となった施設は、①化学製品製造における乾燥施設、②塗装施設及び塗装後の乾燥・焼付施設、③接着剤使用施設における使用後の乾燥・焼付施設、④印刷施設における印刷後の乾燥・焼付施設、⑤工業用洗浄施設及び洗浄後の乾燥施設、⑥VOC の貯蔵施設、の 6 つの施設類型で、かつ裾切基準値以上の大きな施設であった。事業者は施設の届出、排出口での排出基準を遵守し、定められた測定方法に従って年に 2 回以上の排出濃度測定を行い、事業所が立地する都道府県知事(または指定都市、中核市の長)に届出を行うことが義務付けられた。排出基準の遵守義務と測定義務、届出の義務に違反に対しては、都道府県知事から改善命令が出され、それに従わない場合には罰金や懲役の罰則が科された。

5.2.3 自主的取り組み

経済産業省によると、2008 年の取り組みにおける自主的取り組みは、参加する企業が自主的に VOC の排出削減計画を検討・立案・実施する仕組みと定義されている。自主的取り組みを行う企業は各事業所の排出状況などから、自主行動計画を策定し、業界団体に報告し、業界団体がこれを集計して経済産業省に報告する。法規制と違い、施設の類型や規模は特定されず、VOC 大気排出量を削減したいと考える企業は参加できた。また計画通りに削減が進まなくても、罰則などはなかった。

5.3 推計方法

本章では Gamper-Rabindran(2006)と同様に、propensity score matching を用いた分析を行った。例えば、Dehejia and Wahba(1999)はアメリカのデータを用いて、経済的そして社会的な問題を抱えている人に対して行われた職業訓練プログラムの効果を propensity score matching を用いて検証し、プログラムに参加した人は、参加しなかった人と比較して平均年収が高いことを示した。このように、propensity score matching は、あるプログラムに参加したことが、あるアウトカムに与える効果があったかどうかを分析するのに使うことのできる手法である。

有害大気汚染物質の自主管理計画へ参加した企業が、実際に排出量を削減したのか、有害大気汚染物質の自主管理計画への参加は本当に効果があったのか否かを知りたい場合、実際に自主管理計画に参加した企業について、実際に自主管理計画に参加した場合の排出量が、その自主管理計画に参加していなかった場合の排出量と比較して少なければ、自主管理計画の効果は正であり、逆であればその効果は負であると判断できる。しかしながら、実際に参加した企業が参加しなかった場合の排出量を得ることは、仮想実験をしない限りは難しい。そこで、次善策として、データから、実際に自主管理計画に参加した企業と、参加しなかった企業のデータから参加した企業と似た属性をもつ企業を選ぶことを考える。前者を処置群、後者を対照群として、二つのグループの排出量の差が統計的に有意か否かを検証すれば良い。

しかし、ここでは二つの問題がある。第一に、自主的取り組みに参加したか否かという事実に関係なく、もともとの排出量に違いがある可能性がある。例えば、資金に余裕があり環境対策が進んでいる事業所は排出量が少ないかもしれない。第二に参加した企業と似た属性をもつ企業と言った場合、何を持って「似ている」と定義するのが問題となる。自主管理計画に参加した企業と全ての属性が同じで、参加しなかった企業を見つけることは不可能である。このように、セレクションバイアスが存在する。

そこで、Rubin(1977)は第条件付き独立性の仮定を置くことで第一の問題を解決した。具体的には、処置群(自主管理計画に参加)と対照群(自主管理計画に不参加)のどちらに属するかという確率と効果(排出量)は、同じ属性を持つ主体では両者は独立であるという仮定である。さらに Rosenbaum and Rubin(1983)は、処置(自主管理計画)への理論上の参加確率を求め、その確率が非常に近い主体を対照群として、その効果(排出量)の差を比較することで第二の問題が解決できることを示した。通常、その理論上の自主管理計画への参加確率はロジットモデルを用いて推定される。被説明変数が 0 か 1 かの 2 値しかとらない場合、通常の最小二乗法では推定値にバイアスが生じてしまう。このため最尤法によるロジットモデルが用いられる。

自主管理計画に参加した場合の排出量の平均的な差は次のように表すことができる。

$$E(Y^1 - Y^0 | D = 1) = E(Y^1 | D = 1) - E(Y^0 | D = 1) \quad \text{式(5.1)}$$

$D = 1$ のときは、自主管理計画に参加、 $D = 0$ なら不参加であることを示し、 Y^1 は参加したときの排出量、 Y^0 は参加しなかったときの排出量を示している。式(5.1)の第 1 項は、実際に自主管理計画に参加した企業の平均的な排出量を表す。第 2 項は、実際は自主管理計画に参加した企業が、もし仮に自主管理計画に参加しなかったとした場合の排出量を表すが、これは観測不可能で実際のデータから得ることは出来ない。そこで、企業の属性の観測可能な変数を X とし、 $Y \perp D | X$ を仮定する。つまり、与えられた X の元で、自主管理計画に参加するか否かは、排出量に対して独立であるという仮定を置き、観測可能な X から参加する確率である、propensity score を求めるのである。もし同じスコアをもてば、参加したか、しなかったかで二つのグループに分けて、排出量を比較することができる。このとき、propensity score は式(5.2)のように表される。

$$P(x) = \Pr[D = 1|X = x] \quad \text{式(5.2)}$$

具体的には、まず次の式(5.3)のロジットモデルで自主管理計画に関するモデルを推計して propensity score を導出した。

$$HAP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\text{当期純利益}}{\text{純資産}} \right)_{it} + \alpha_2 \left(\frac{\text{負債}}{\text{総資産}} \right)_{it} + \alpha_3 \left(\frac{\text{研究開発費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \alpha_4 \left(\frac{\text{広告費}}{\text{売上}} \right)_{it} + \alpha_5 (\text{人口密度})_{it} + \alpha_6 (\text{条例})_{it} + \alpha_7 (\text{産業ダミー})_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{式(5.3)}$$

i は事業所を表す。 t は年である。有害大気汚染物質(Hazardous Air Pollutant :HAP)は親会社である企業が自主管理計画に参加したか否かのダミー変数である。親会社である企業の顧客のタイプを表す代理変数として、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(Khanna and Damon 1999)。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。

各企業がどれだけ環境対策に対する研究開発費を費やしたか、正確な金額を得ることは出来ない。従って本章では一般の研究開発費が高いほど環境対策に向ける投資も高いと仮定して、一般の技術水準が高いことは環境対策に関連する技術も高いことを意味すると想定している。そして、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、企業の財務の安定性を示す変数として、総資産当たりの負債比率を用いた。収益性が高いほど、また、財務が安定しているほど、資金の余力があり自主管理計画へ参加すると考えられる(Arora and Cason 1995)。さらに、人口密度の高い場所に位置する事業所は、地域住民から化学物質の排出削減へのプレッシャーが高く、また政府からも監視の目を向けられやすいという政府からのプレッシャーもあるので(Harrison and Antweiler 2003)、自主管理計画へ参加する可能性が高いかもしれない。ただし、本章での密度は各都道府県レベルの密度である。各都道府県には事業所の多い所と少ない所があるため、事業所周辺の人口密度を捉えられていない可能性がある。また、47都道府県のうち、東京都、千葉県、神奈川県、京都府、大阪府、兵庫県、愛知県、三重県では、2001年以前に施行されたVOCに関する条例が存在するため、これらの都道府県に位置する事業所ほど、自主管理計画へ参加しやすいと考えられる。次にマッチングを行い、「自主管理計画」におけるVOCの削減量と、「自主的取り組みと法規制とを組み合わせる政策」におけるVOCの削減量について、それぞれ比較した。

マッチングの方法が違うために当然、その結果にも違いが生じる。数あるマッチングのうち、どれが最適化を判断することは出来ないため、本章では比較的良く用いられている3つのマッチングを用い、その結果を比較し議論することを試みた。

Nearest Neighbor Matching とは処置群(自主管理計画に参加)の観測値ごとに propensity score が一番近い対照群(自主管理計画に不参加)の観測値とマッチングさせる方法である。一方、**Caliper matching** とは propensity score の差を、ある値以下を基準にしてマッチングさせる方法である。また、**Kernel matching** は自主管理計画に参加した観測値に対して、対照群の観測値にあるウェイトを掛けながらマッチングさせる方法である。

サンプル間の比較対象となる排出量については、2001年から2003年は自主管理計画の期間、2006年から2010年までが自主的取り組みと法規制とを組み合わせる政策の期間と定義されるので、自主的取り組みの削減量は2001年から2003年におけるVOC削減量と

なり、自主的取り組みと法規制とを組み合わせる政策における削減量は、同様に 2006 年から 2010 年の VOC 削減量となる。

以上の手順によって、有害大気汚染物質の自主管理計画に参加した企業の事業所に関して、「有害大気汚染物質の自主管理計画」とその後の「自主的取り組みと法規制とを組み合わせる政策」のどちらで排出削減努力をしたかを検証する。

5.4 データ

企業の化学物質の排出に関するデータは PRTR 制度の情報公開が始まって以降しか得られないため、2001 年から 2010 年までを分析の対象期間とした。環境省では 100 種類の物質が VOC に該当すると示しており、このうち PRTR 制度に登録されている物質に該当した物質は 38 物質であった。よって本章では VOC 排出量をこの 38 物質の大気への排出量として集計した。生産量が多いほど排出量も多いと推定されるが、事業所別の生産量は手に入れることができない。しかし従業員数が多いほど、事業所の規模が大きく、そこでの生産量も多いと予想される。従って、生産量の代わりに従業員数を用いて、排出量をコントロールした。ここで従業員数とは正規雇用の数である。

対象は日経 300 の銘柄に含まれる製造業に属する企業の事業所である。各企業が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、1 企業からは回答が得られなかった。事業所レベルでは、親企業の合併や持ち株会社化、事業所の統廃合などがあり、本章が対象とした 2001 年から 2010 年まで連続して VOC を排出している事業所は 188 事業所となった。このうち親会社が参加した事業所は 68、参加しなかった事業所は 120 となった。

健康リスクは、PRTR 排出量データを大気中の化学物質濃度を推定する大気拡散モデルの一つであるワンコンパートメントボックスモデルのインプットデータとして利用することにより、VOC の大気中濃度と平均個人曝露量を計算して求めた。ここで言う健康リスクとは、VOC によりガンを疾患した場合に余命が損失されるだけではない、疾患を抱えながら生活することのリスクを意味する。基本統計量を表 5.1 に示した。

表 5.1 基本統計量

変数	自主管理計画へ参加：68社		自主管理計画へ不参加：120社	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
当期純利益/売上（割合）	0.01	0.05	0.0004	0.04
負債/総資産（割合）	0.89	0.04	0.91	0.04
研究開発費/総資産（割合）	0.04	0.03	0.02	0.03
広告費/総資産（割合）	0.01	0.02	0.01	0.01
都道府県別人口密度（人/km ² ）	9.03	9.48	13.46	14.51
2001年から2003年の削減量（ton）	-29.07	84.89	-7.2	87.1
2006年から2010年の削減量（ton）	-16.99	48.71	-37.72	130.16

5.5 推計結果

ロジットモデルの推計結果を表 5.2 に示した。推計結果から、収益性の高さと、財務の安定性は自主的取り組みの参加の有無に影響を与えなかった。この結果は多くの先行研究と異なる結果となった。また研究開発費が多い事業所ほど自主的取り組みを行いやすいこ

とが明らかになった。さらに、VOCに関する条例を施行している都道府県に位置している事業所は、自主的取り組みを行いやすいことは示されなかった。これは、自主管理計画の参加を決定する前に、既に何らかの対策が取られていた可能性を示唆している。また、親会社の広告費は自主的取り組みへ影響を与えないことが明らかになった。人口密度の高い都道府県に位置する事業所ほど、自主的取り組みを行い難い結果となり、仮説と逆の結果となった。事業所周辺の人口密度が高いことは、事業所周辺の住民が多く、事業所から排出されるVOCによる健康被害を受けるリスクに直面している人が多いことを意味する。本章では、都道府県の人口密度を用いているため、事業所レベルでのVOCの排出量に関するデータは公開されてはいるが、環境報告書を読むか、環境省のHPを調べる等、積極的に情報を得ようと動かない限り知ることは出来ない。つまり、事業所は住民がVOCの排出量に関する情報を得ていないだろうと予測している可能性がある。そのために、事業所周辺の人口密度の高さは、事業所がVOCに対する対策をすることへのプレッシャーになっていない可能性がある。しかしながら、本章で用いた人口密度は、都道府県レベルであるために、事業所周辺の人口密度が正確に捉えられていない可能性も考えられる。さらに、VOCの排出量の多い産業である化学産業と電気機器産業に所属する事業所ほど、自主管理計画に参加したことが示された。自主管理計画への参加は業界団体が主導だったため、この結果はその現実と整合的である。

表 5.2 ロジットモデルの推計結果

変数	係数
当期純利益/総資産	3.26
	(2.62)
研究開発費/売上	6.85**
	(3.23)
広告費/売上	-6.34
	(7.98)
負債/総資産	-3.89
	(-1.27)
人口密度	-0.0001**
	(0.00005)
条例	0.43
	(0.27)
化学産業	0.88***
	(0.25)
電気機器	1.16**
	(0.46)
定数項	2.75**
	(2.78)
観測数	188
Log likelihood	42.72
R-squared	0.18

注.*,**,***はそれぞれ統計的に10%,5%,1%で有意に異なることを意味する。()内は標準偏差を示している。

表 5.3 はマッチングの結果である。VOCの排出削減量についていずれのマッチングでも、

自主管理計画へ参加した事業所とそうでない事業所の間に統計的に差はみられなかった。表 5.4 は健康影響についての結果である。健康影響について Nearest-neighbor matching と Caliper matching では、親会社が自主管理計画へ参加した事業所とそうでない事業所の間にリスクの削減量について統計的に差があることが明らかになり、自主管理計画に参加した事業所は健康影響を削減していることが明らかになった。本章では、排出量を健康影響で評価する際に DALY を用いた。一方、Harrison and Antweiler(2003)では、カナダの化学物質について、排出量に毒性の指標を掛け合わせて、排出量の健康影響の評価を行った。このように健康影響の評価方法の違いから、カナダでは排出量は削減したが健康影響は増加傾向にある結果となり、本章ではリスクが減少傾向にあるという結果になったと考えられる。

排出量と健康影響の結果に差が出た原因の一つには排出量と健康影響の推計方法の違いにある。健康影響の評価に用いている DALY は、排出量のデータを使って、単位濃度あたりの影響発症確率×大気中の VOC 濃度×影響発症あたりの障害調整生存年数で導出される。一方、排出削減される VOC は 100 種類以上の物質から構成されており、個々に有害性の種類と強さが異なり、排出削減の程度と健康リスク削減の程度は異なる。したがって、排出削減量が多くても、DALY の削減効果は小さい場合もあり、逆に、排出削減量が少なくても、DALY の削減効果が大きい場合もある。

表 5.3 排出量についてマッチングによる推計結果

政策	Nearest-neighbor matching	Caliper matching	Kernel matching
有害大気汚染の自主管理計画	-17.32 (-0.58)	2.77 (0.10)	-45.12 (-1.45)
自主的取り組みと法規制とを 組み合わせる政策	-0.64 (-0.03)	2.31 (0.13)	11.52 (0.50)

注.()は t 値を示す。*, **, ***はそれぞれ統計的に 10%, 5%, 1%で有意に異なることを意味する。Nearest-neighbor matching は noreplacement, Caliper matching の caliper は 0.01、Kernel matching ではカーネル関数は Gaussian、バンド幅は 0.06 を設定した。

表 5.4 健康影響についてマッチングによる推計結果

政策	Nearest-neighbor matching	Caliper matching	Kernel matching
有害大気汚染の自主管理計画	-6.50e-10** (-2.28)	-5.90e10** (-2.02)	-3.41E-10 (-0.91)
自主的取り組みと法規制とを 組み合わせる政策	1.18E-10 (-1.20)	4.02E-11 (0.25)	8.29E-11 (0.31)

注.()は t 値を示す。*, **, ***はそれぞれ統計的に 10%, 5%, 1%で有意に異なることを意味する。Nearest-neighbor matching は noreplacement, Caliper matching の caliper は 0.01、Kernel matching ではカーネル関数は Gaussian、バンド幅は 0.06 を設定した。

5.6 結論

本章の目的は、政府による VOC 削減対策である「有害大気汚染物質の自主管理計画」と「自主的取り組みと法規制とを組み合わせる政策」の、どちらで削減の効果があったのかを検証することにある。その際に、Gamper-Rabindran(2006)と同様に、分析によるセレクションバイアスを除くために propensity score matching を用いた。

まず、ロジットモデルにより事業所の自主的取り組みへの参加の動機について、以下のことが明らかになった。親会社に資金的に環境対策を行う余裕がある事業所ほど自主的取り組みを行いやすいことは示されなかった。そして 2001 年以前に、VOC を削減する条例を設定している都道府県からのプレッシャーを受けている事業所ほど、また研究開発費が多く環境対策を行うのに費用が安くて済む事業所ほど自主的取り組みを行いやすいことが示された。一方で、対消費者向けの商品を作っている程度は、自主的取り組みへ影響を与えない結果となった。Khanna and Damon(1999)では、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的なプログラムへ参加したことを明らかにした。アメリカでは、広告や製品を通じてより消費者の目に触れることの多い企業は、消費者の目を意識して自主的なプログラムへ積極的に参加するが、日本において、同様の傾向は見られなかった。

VOC の排出量について、「自主管理計画」と「自主的取り組み+法規制」の両方の期間で、自主管理計画に参加した企業とそうでない企業の削減効果に違いはなかったが、健康影響に関しては「自主管理計画」の期間は、削減効果に違いがあった。つまり、自主管理計画に参加した企業は、参加しなかった企業よりも健康被害を多く削減していたことが示された。これは、自発的アプローチである自主管理計画により、健康影響の削減の効果があったことを示唆している。

残念ながら、本章では法規制が自主的アプローチと補完的である場合に効果をもつのか、法規制のみで効果を持つのか、明らかにすることはできなかった。しかしながら、自主的アプローチである自主管理計画によるリスク削減の効果があったことは示唆され、化学物質のリスク管理における自発的アプローチの有効性が示された。法規制には、強制力があり公平性が担保されるという長所があるが、柔軟性がない、実際に施行されるまでに時間がかかるといった短所がある。一方で、自主的アプローチには、環境対策を行うことが投資家に好まれて市場での評価が高くなるなどの経済的な動機があれば、当初の目標を超える削減を行う可能性も十分に考えられる。つまり、法規制と自主的アプローチを補完的に利用することで、化学物質削減に向けたより効果的な環境対策を実現することが可能である。

しかしながら、現在日本で行われている自主的アプローチは欧米と比較すると非常に少ないのが実情である。規制などの強制的な措置をとるには、正当化するために必要な科学的証明が必要で、時間と資源がかかる。一方、自主的アプローチでは、目標設定も自由であり、迅速な対応をとることが可能である。さらに、2001 年には PRTR 制度により事業所レベルでの化学物質の排出量を利用することが可能になり、情報公開も進んでいるために、フリーライドの恐れが少なく、管理に費用がかからない。このような自主的アプローチの長所を活用し、今後は、現在の法規制と自主的アプローチを柔軟に利用していくことが望まれる。

さらに、本章により自主的アプローチである自主管理計画の効果は、排出量と健康影響で異なることが示された³⁰。つまり、化学物質における管理を行う際には“量”のみならず“リスクによる評価”も必要であることが示唆された。

しかし、本章では propensity score matching の手法による結果の違いを是正することができなかった。Heckman et al.(1997)ではサンプルが小さい場合は、結果は異なる場合があることが指摘されており、本章では各アルゴリズムを利用するにはサンプルが小さく、これが各アルゴリズムで結果が一致しない原因となっている可能性がある。各アルゴリズムには推定値のバイアスを減らそうとすると分散が増大するというトレードオフが存在する(Caliendo and Kopeinig 2008)。そして分析を行う際に各アルゴリズムで選択するオプションによって結果も変わることが予想される。そのため、今後は感度分析を行うなどのさらなる検証が必要である。

³⁰ 排出量を毒性で評価した分析も行った結果、Caliper matching ではプログラムによる毒性の削減効果が示された。付録 8 を参照。

参考文献

小俣幸子(2011)「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): 440-448.

Alberini, A., & Segerson, K. (2002). Assessing voluntary programs to improve environmental quality. *Environmental and Resource Economics*, 22(1-2), 157-184.

Arora, S., & Cason, T. N. (1995). An experiment in voluntary environmental regulation: Participation in EPA's 33/50 program. *Journal of environmental economics and management*, 28(3), 271-286.

Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of economic surveys*, 22(1), 31-72.

Dehejia, R. H., & Wahba, S. (1999). Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American statistical Association*, 94(448), 1053-1062.

Gamper-Rabindran, S. (2006). 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.

Harrison, K., & Antweiler, W. (2003). Incentives for pollution abatement: Regulation, regulatory threats, and non-governmental pressures. *Journal of Policy Analysis and Management*, 22(3), 361-382.

Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. E. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *The review of economic studies*, 64(4), 605-654.

Khanna, M., & Damon, L. A. (1999). 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.

Rubin, D. B. (1977). Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate. *Journal of educational Statistics*, 2(1), 1-26.

Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.

付録 8. 毒性による分析結果

有害大気汚染の自主管理計画について、Nearest -neighbor matching と Kernel matching ではプログラムによって毒性が削減されたことは示されなかった。Caliper matching では、プログラムによる毒性の削減効果があったという結果になった。さらに、自主的取り組みと法規制が組み合わさった政策が行われた期間ではどのマッチングでも政策による毒性の削減効果は示されなかった。

リスク評価の結果と比較すると Kernel matching では削減効果が見られず、Caliper matching では有害大気汚染物質の自主管理計画による削減効果が示されたのは健康評価と同様であった。自主的取り組みと法規制が組み合わさった政策が行われた期間で、政策の効果が見られなかったのは、健康影響評価の場合と同様であった。

表 7:付録 8. 毒性による分析結果

政策	Nearest - neighbor matching	Caliper matching	Kernel matching
有害大気汚染の自主 管理計画	-3513.36	-4757.43*	-3752.66
	(-1.25)	(-1.69)	(-1.53)
自主的取り組みと法 規制とを組み合わせ る政策	1308.25	1266.33	432.91
	(0.77)	(-0.53)	(0.24)

注.()は t 値を示す。*,**,***はそれぞれ統計的に 10%,5%,1%で有意に異なることを意味する。Nearest-neighbor matching は noreplacement, Caliper matching の caliper は 0.01、Kernel matching ではカーネル関数は Gaussian 、バンド幅は 0.06 を設定した。38 物質のうち毒性係数が明らかになっている 31 物質による評価である。欠損している物質を排出している 5 つの事業所がデータから除いたために観測数は 183 となっている。本研究で VOC を毒性で評価するためには、38 物質の係数が必要となる。しかし現在、利用可能な RSEI による毒性係数の 31 物質のみ分析をしている。

第6章 原子力発電の再稼働に関するリスク認知の定量化： 原子力発電の再稼働に対するリスク認知に関する実証研究

6.1 はじめに

2011年3月の東日本大震災による東京電力・福島第一原発事故後、日本国内すべての原子力発電所は稼働を停止した。原子力発電は事故が起きた場合の被害が甚大かつ長期化する可能性が高い。福島での原発事故後、放射能による健康被害への不安は高まり、放射性廃棄物の処理は未だ解決の糸口が見えない。震災から5年を経ても、県外への避難者は4万人を超えている³¹。また放射能に対する風評被害の影響は県内の農産物、観光業、工業製品など多岐に及ぶ(戒能 2013)。原子力発電のもつ欠点が顕在化した現在、過半数を超える国民が再稼働に反対している³²。

一方、政府は原発再稼働に動き出している³³。原発再稼働を推し進める理由の一つに、原発が稼働を停止するなか、記録的な猛暑や大雪により電力需要が増えたために全国的に電力供給が不安定になったことがあげられる(経済産業省 2014)。また、化石燃料価格の上昇に付随する電気料金の値上がりも原発再稼働の動きを後押しした(資源エネルギー庁 2015)。原子力発電の燃料であるウランは、石油や天然ガスに比べて供給が安定している。再生可能エネルギーに比べても原子力発電は電力不足への不安が少ない(IAEA 2014)。

また、原子力発電は、他の発電源に比べ電力を生産する際に排出される二酸化炭素が少ない(IAEA 2014)。そのため、温暖化対策の手段として原発再稼働を推進する動きもある。これは2015年に開催された気候変動枠組み条約締結国会議(Conference of Parties:COP21)で日本が2030年の自主的なCO₂削減目標を2013年比の26%と表明したことも影響しているだろう。

安定的な電力供給やCO₂削減に貢献できること以外にも、原発を再稼働するメリットはある。原子力発電は再生可能エネルギーに比べて電気料金が安い。原発事故以降、政策的に再生可能エネルギー普及促進策が拡大されているが、それにより電気料金が上昇すると言われている。2015年5月政府は、電源構成の違いによる電気料金への影響を試算し、2030年³⁴に原子力を0%³⁵にした場合、電気料金は家庭当たり月に1.5倍から2倍に膨らむという結果を提示した³⁶。

こうした原子力発電の利点を個人が理解している場合、その個人は理解をしていない人に比べて原発再稼働をより肯定的にとらえるのだろうか。それとも利点を理解していても、原子力発電のリスクへの懸念の方が強く、再稼働を不支持するのだろうか。そもそも原発再稼働に対する個人レベルの態度(i.e.,支持および不支持の度合い)はどのような要因によって形成されるのだろうか。本章ではその決定要因をさまざまな観点から検証する。

次の節では、主に原子力に対する人々の認知に関する先行研究(e.g., Arikawa et al. 2014; Stoutenborough et al. 2013; Visschers et al. 2011)を紹介し、本章の理論的な背景を説明す

³¹ 復興庁 (http://www.reconstruction.go.jp/topics/main-cat2/sub-cat2-1/20160428_hinansha.pdf) 最終アクセス 2016/5/6

³² 日本経済新聞社が2016年2月に行った調査では全国20歳以上の男女1,016人のうち、6割が原発再稼働に反対と回答(<https://www.nikkei-r.co.jp/phone/results/2016-02.html>)最終アクセス 2016/5/6

³³ 九州電力は2015年8月に川内原発を再稼働した。さらに2016年1月には高浜原発が再稼働された。

³⁴ ドイツでは再生可能エネルギー導入拡大の対策として2004年から固定買取価格制度が実施されているが、この制度により2013年の家庭負担総額は1世帯当たり5.277€t/kWhの負担増となった。

³⁵ 震災直前の2010年電源構成では原子力は全体の28.6%を占めていた。(残りはLNG29.3%,石炭25%,水力8.5%,石油等7.5%,再生可能エネルギー1.1%)

³⁶ 詳細はエネルギー・環境会議の報告書で確認できる。(http://www.env.go.jp/council/06earth/y060-110/mat01_2.pdf) 最終アクセス 2016/5/6

る。そして、3 節では、データと分析に用いる変数を述べる。モデルと推計結果は、それぞれ第 4 節と第 5 節で紹介される。最後に、第 6 節で本研究の結論を述べる。

6.2 先行研究

本章では Stoutenborough et al.(2013)に基づき、個人の原発再稼働の支持・不支持に与える要因を検証した。Stoutenborough et al.(2013)は福島第一原発の事故以降に、アメリカで、政府の原発推進政策に関する支持・不支持について、国レベルの大規模なサーベイを行った。政府の原発推進政策に対する支持・不支持に与える要因として、政府や環境への態度、知識、リスク認知、個人の属性の 4 つのカテゴリーを採用した。分析の中で、彼らは、教育や人種、既婚か否か、性別、年齢、そして収入と同様に、個人の政府へのイデオロギーを考慮している。そして、エネルギー問題への知識が高い個人ほど、原子力を支持することを示した。さらに彼らは、政府への信頼度合いが高いほど、そして温暖化への不安が高いほど、原発推進策を支持することを示した。また、メルtdown、核の貯蔵へのリスクを高く感じる個人ほど、原子力発電を支持しないことを明らかにした。さらに、彼らはエネルギー問題への態度(e.g., the belief, “the U.S. will likely face an energy shortage in the near future.”)と核エネルギーへの態度(e.g., the beliefs, “nuclear energy is a safe technology” and “properly regulated.”).が原子力発電を支持する主要な要因となっていることを明らかにした。

Stoutenborough et al.(2013)が用いた理論的な枠組みに加えて、本章は政府や環境への態度と知識と同様に、個人の原発のリスクと便益への認知の程度が、原子力政策に与える影響も分析した。本研究では、以下のリスクを想定した：メルtdownへの不安、放射性廃棄物を輸送する際に起きうる事故への不安、使用済み核燃料が安全に保管されているのかという不安、原子力発電の技術的な安全性に関する不安。これらのリスクに対する不安が高い個人ほど、原発再稼働を容認しないことが予想される。

Greenberg and Truelove(2011)、Siegrist et al.(2014)、Tanaka(2004)、Visschers et al.(2011)、Visschers and Siegrist(2013)、Whitfield et al.(2009)など、多くの先行研究でも、原子力へのリスクを高く感じている人ほど、原子力に対してマイナスの態度を抱いていることを明らかにしている

リスクと同時に原子力発電の便益を認知している・していないことが原発再稼働の支持・不支持にどう影響しているかも考察した。具体的には原子力発電が再生可能エネルギーに代わると、電気料金が高くなることを知っているか、知っていると原発再稼働を肯定的に捉えることにつながるのかを分析した。

Visschers et al.(2011)は、スイスにおける原子力エネルギーに対する国民の支持について、原子力が CO₂ 排出量が少ないというメリットやリスクの影響は少ないが、安定的なエネルギー供給というメリットが原発への支持の重要な要因となっていることを示した。他に、Huang et al.(2013)、Siegrist et al.(2014)、Corner(2011)、Tanaka(2004)、Pidgeon et al.(2008)においても、原子力の持つメリットが原子力への支持につながっていることが示されている。

個人が原発再稼働の是非を考える上で、原発のリスク・便益という「知識」を判断材料にすることが想定されるが、個人が必要とする知識はそれ以外にもさまざまある。例えば、Visschers and Wallquist(2013)が明らかにしているように、環境問題に興味を持っている個人は、温暖化に対する知識もあり、その知識の程度が原発再稼働を支持する/しないという決定に影響を与えている可能性がある。本章では、エネルギー、地球温暖化を含めた環境問題一般に関する知識に焦点を当てて、その知識の影響を検証している。

また、Coner et al.(2011)はイギリスで気候変動への不安が高い人ほど、またエネルギー供給への安定性を望む人ほど、原子力を容認することを明らかにしている。そこで本章でも温暖化への不安、将来の化石燃料の枯渇、そして電力供給への不安に対する個人の態度を分

析に含めた。

さらに、Pijawka and Mushkatel(1991)もアメリカで、連邦政府や州政府が公の安全を守れると信頼している人ほど、核のリスク認知が低いことを示した。Whitfield et al. (2009)、そして Flynn et al.(1992)はそれぞれ、原子力や核の廃棄物が安全に管理されているという信頼が原子力への人々の支持につながることを示している。したがって、原子力を管理している政府に対して信頼度が高い人ほど、原発への支持の度合いも高いことが予想される。

先行研究(e.g. Arikawa et al., 2014; Greenberg, 2009)と同様に、本章は年齢、家計の所得、学歴、既婚か否か、子供がいるかいないか等の個人の属性についても考慮した。

本章はさらに、男性と女性を別々に分析することによって、新たな視点を分析に組み込むことを試みた。先行研究では、女性は男性よりも、核エネルギーやがんのリスクをより危険だと認識することが確認されている(Flynn et al., 1994; Slovic, 1999)。また、男性は女性と比較すると、原子力発電にエネルギーを生み出す技術というプラスのイメージを抱いていることが明らかにされている(Keller et al., 2012)。したがって、性差によって、原発再稼働の支持/不支持の態度が違つか否かを分析することは価値があることだろう。

また、本章は福島第一原発の事故の後に、日本において国レベルの大規模な調査を行うことによって、新たな分析結果を明らかにできるだろう。福島第一原発の事故の後、日本を含めた多くの国で、原発に対する支持が減った(Poortinga et al., 2013; Siegrist and Visschers., 2013; Visschers and Siegrist., 2013; Yeo et al., 2014)。本章のデータは、福島やその周辺の地域に居住している、あるいは居住していた人々を含んでいる。直接的に、原発事故を経験した人々から得られたデータは、他の国々で集められたデータとは明らかに違うだろう。

6.3 データと変数

6.3.1 データ

本章では市場開発研究所³⁷のパネルモニターから、日本に居住する 20 代から 60 代までの男女 6,500 人を抽出し、得られたデータの全てを分析に用いた。サンプルは、全国を 6 つの地域に分け、その人口構成比に合わせてサンプルの抽出を行った。こうして抽出された 6,500 人(男性; 3,260、女性; 3,240)に対して、2014 年 2 月に「一般家庭の省エネに関する意識調査」として Web による調査を実施した。しかし、本章の抽出方法はサンプルの代表性を満たしていないかもしれない。そこで、サンプルの代表性をチェックするために、調査によって得られた 6 つのブロックをさらに細かく、都道府県別に集計し、総務省統計局が公表している 2014 年の人口統計から得られた都道府県別人口と比較をした。

その結果、Wilcoxon matched-pairs signed-ranks test により、有意水準 10%で帰無仮説が採択され、本章のデータと政府統計のデータの分布が同一であることが示された。さらに、2010 年の国勢調査では、15 歳以上に占める未婚者数の割合は男性が 31.9%、女性が 23.3%であった。本サーベイにおける未婚率は、男性が 39.4%、女性は 24.1%であり、国勢調査の結果と近い。

しかしながら、教育水準については注意しなくてはならない。2010 年の国勢調査では、人口に占める大卒以上の割合が男性では約 26.7%、女性では 11.9%なのに対し、本章では、男性で約 56.7%、女性で 29.2%であった。したがって、本章のサーベイは、比較的、教育水準の高い層をサンプルにしている。これは、ネットによる回答が可能である人は、教育水準が高いことが理由かもしれない。教育水準は国勢調査と差があるものの、その分布や人口構成が政府統計とほぼ等しいことから、本章のサーベイはサンプルの代表性は確保できていると考えられる。

³⁷市場計画研究所は、約 135 万人のパネルモニターを持つ、大規模なコンサルティング企業である。

6.3.2 変数

本章で用いた変数の基本統計量を表 6.1 にまとめた。

被説明変数は、原発の再稼働への支持の程度である。再稼働への支持の程度を測るために、調査では回答者に以下の質問をした。「現政権は原子力発電所を再稼働しようとしています。あなたはこの原子力政策を支持しますか?」。そして、1(全く支持しない)～5(強く支持する)から1つを選択してもらった。その結果、全体の平均値は、2.68 であり、全体としては再稼働を支持する傾向にあることが分かった。男女別にみると再稼働支持に対する男性の平均が 2.86 ポイント、女性の平均は 2.50 ポイントであった。平均の差の検定により男性のポイントが女性よりも小さいという帰無仮説が有意水準 1%で棄却され、男性の方が、再稼働に対して支持が高いことが示された。男性と女性の再稼働に対する支持の程度の分布は、図 6.1 と図 6.2 に、それぞれ示されている。

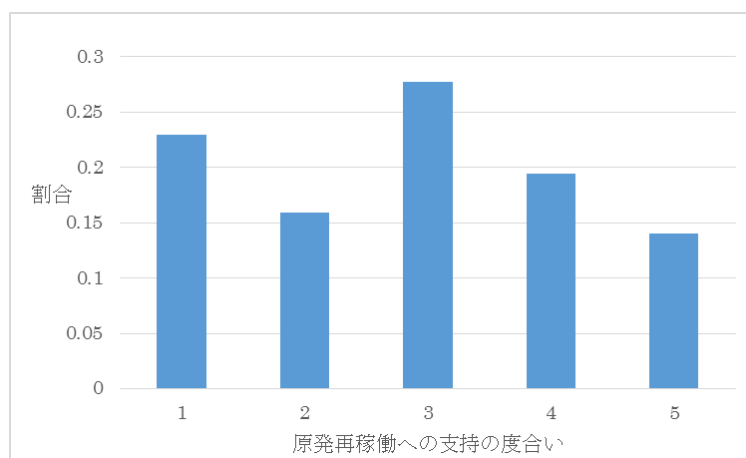


図 6.1 原発再稼働への支持の程度に関する分布（男性）
注:支持の程度は 1:原発再稼働を全く支持しない～5:強く支持する

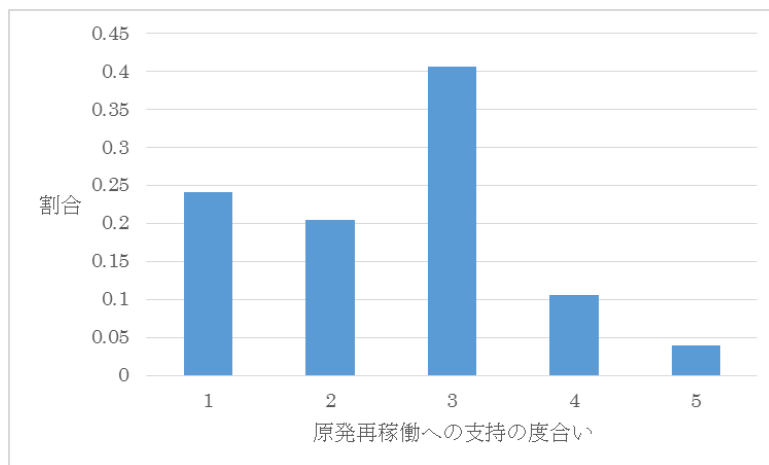


図 6.2 原発再稼働への支持の程度に関する分布（女性）
注:支持の程度は 1:原発再稼働を全く支持しない～5:強く支持する。

本章では、Stoutenborough et al.(2013)を参考にして、説明変数を選択した。まず、Stoutenborough et al.(2013)と同様に、政府への信頼の度合いを以下のように測った。回答者に「あなたは政府をどのくらい信頼していますか」と尋ね、1(全く信頼していない)から5(とても信頼している)までで、一つを選んでもらった。その結果、平均が約 2.5 ポイントとなり、政府への信頼度はそれほど高くないことが示された。男女別で見たところ、男性は

2.53 ポイント、女性は 2.45 ポイントであり、僅かであるが、男性の方が政府への信頼が高いことが明らかになった。

個人の温暖化問題への不安の程度を知るために以下の 3 つの質問を設定した。まず「温暖化問題についてどれくらい心配しているか」について尋ねた。1(全く心配していない)から 5(極めて心配している)の間で一つを選択してもらったところ、平均は約 4 ポイントとなり、温暖化問題への心配は高いことが示された。そして、男性が 3.4 ポイント、女性は 3.8 ポイントであり、女性の方が温暖化問題に対して高い不安を抱いていることが示された。

次に、「今後 10 年間で深刻な電力供給問題に直面する可能性はあると思うか」尋ねた。1(限りなく可能性が低い)から 5(極めて可能性がある)の中で一つを選択してもらった。その結果、平均は 3.3 ポイントとなり、電力供給不足に直面するという不安を持っていることが示された。男女差で見ると、男性が 3.1 ポイント、女性が 3.4 ポイントであり女性の方が不安が高いことが明らかになった。

最後に、今後 30 年間で、世界が深刻な化石燃料不足に直面する可能性を尋ねた。1(限りなく可能性が低い)から 5(極めて可能性がある)の中で一つを選択してもらった。その結果、平均が 3.5 ポイントであり、化石燃料不足への不安を抱いていることが明らかになった。男女差でみると、男性が 3.3 ポイント、女性は 3.6 ポイントであり、女性の不安が高いことが示された。

さらに、原子力発電が技術的に安全であるか否かを尋ねた (1(安全であると思う)、2(安全であると思わない)、3(分からない))。本章では安全であると思うと回答した場合は 1、それ以外を 0 とするダミー変数を作った。その結果、全体では 0.15 ポイントとなり、技術的な安全性への不安が伺えた。男女別で見ると、男性が 0.21 ポイントであるのに対して、女性は 0.08 ポイントであり、男性の方が技術的に安全であると答えた人が多かった。

原発のリスクには、メルトダウン、輸送中の事故そして使用済み核燃料の保管を想定した。そして、回答者には、これらのリスクに対する不安の度合いを、全く不安でない～とても不安である(1 から 5)から選択してもらった。その結果、全てのリスクについて、平均が 4 ポイント近くあり、回答者が原発再稼働のリスクについて大きな不安を抱いていることが示された。また、男女別でみると女性の方がよりリスクへの認知が高いことが示された。メルトダウンへの不安に対しては、男性が 3.67 ポイント、女性が 3.98 ポイントであり、放射性廃棄物の輸送への不安に対しては男性の平均が 3.65 ポイント、女性の平均が 3.96 ポイント、核の貯蔵への不安に対しては男性が 3.78 ポイント、女性が 4.05 ポイントとなっている。

本調査では、知識について、地球温暖化を含めた環境問題一般に関する 10 個の問題に答えてもらい、その正解の数を個人の環境に対する知識の程度と定義した。その結果、全体の平均スコアは 6.2 ポイントとなった。男性の平均点は 6.7 ポイント、女性の平均点は 5.99 ポイントで、男性の方が女性に比べて環境に対する知識が平均的に多いことが示された。

さらに本章は、Stoutenborough et al.(2013)で使用されている説明変数に加えて、個人が原発の持つ経済的な便益を知っているか否かを示す変数を追加した。「再生可能エネルギーによる発電が、電気料金の上昇につながることを知っているか否か？」を訪ね、原発の経済的な便益を知っていたら 1、知らなかったら 0 とするダミー変数を作った。その結果、知っていると答えた割合が、60%近くあった。男女別で見ると、女性が 51%だったのに対して、男性は 65%であり、男性の方が原発の経済的な便益を知っていることが示された。

本章は、多くの先行研究で用いられている個人の属性：年齢、教育（大卒なら 1、それ以外なら 0 のダミー変数）、未婚か否か（未婚なら 1、既婚なら 0 のダミー変数）、子供がいるかないか（15 歳以下の子供がいるなら 1、それ以外なら 0 のダミー変数）を分析に含めた。収入については世帯の年収であり、1. 200 万円未満、2. 200 万円以上 300 万円未満、3. 300 万円以上 400 万円未満、4. 400 万円以上 500 万円未満、5. 500 万円以上 700 万円未満、6. 700 万円以上 1000 万円未満、7. 1000 万円以上 1500 万円未満、8. 1500 万円以上。の 8 つの区分のうち、200 万円未満を基準としたダミー変数を作成して分析に含めた。さら

に、原子力発電所が設置されている都道府県に住んでいたら 1、それ以外なら 0 のダミー変数を加えた。

表 6.1 基本統計量

	総数(6,500人)		男性(3,260人)		女性(3,240人)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
原発再稼働への支持(1-5)	2.679	1.238	2.857	1.345	2.500	1.091
政府への信頼(1-5)	2.495	0.964	2.527	1.018	2.463	0.905
温暖化への不安(1-5)	3.574	1.029	3.393	1.089	3.756	0.931
電力供給への不安(1-5)	3.269	1.000	3.140	1.057	3.400	0.921
化石燃料不足への不安(1-5)	3.458	0.985	3.349	1.060	3.566	0.890
原発の技術的安全を感じる(1/0)	0.147	0.354	0.213	0.409	0.080	0.272
メルトダウンが生じることへの不安(1-5)	3.826	1.051	3.670	1.116	3.983	0.956
放射性物質輸送時の事故への不安(1-5)	3.802	1.030	3.646	1.101	3.960	0.927
核燃料の適切な貯蔵への不安(1-5)	3.916	1.010	3.783	1.079	4.051	0.916
再生可能エネルギーによる電気料金の増加を知っている(1/0)	0.581	0.493	0.654	0.476	0.507	0.500
知識の度合い(1-10)	6.232	1.523	6.467	1.510	5.994	1.499
ln(年齢) (continuous)	3.770	0.322	3.770	0.323	3.770	0.322
収入(1-8)	4.123	1.901	4.231	1.937	4.014	1.859
15歳以下の子供がいる(1/0)	0.212	0.409	0.185	0.388	0.239	0.426
大卒以上(1/0)	0.430	0.495	0.566	0.496	0.292	0.455
未婚(0/1)	0.318	0.466	0.394	0.489	0.241	0.428
原発のあるところに居住(1/0)	0.198	0.398	0.200	0.400	0.195	0.397

6.4 推計モデル

分析に用いる被説明変数は、原発再稼働の支持の程度を表した ordered categorical variable;1(全く支持しない)から 5(強く支持する)までを表す。この ordered categorical variable を用いた分析は、先行研究(e.g., Arikawa et al.,2014)でも用いられている。ordered categorical variable を被説明変数に使うモデルの標準的なアプローチは、ordered logit モデルか ordered probit モデルである。本章では Stoutenborough et al.(2013)と同様に ordered probit モデルを用いた。

説明変数には、以下の変数を含む。政府への信頼の程度、地球温暖化問題への不安、電力供給への不安、化石燃料不足の不安、原子力発電の技術的安全性への認知を表すダミー変数、原子力発電に伴うリスク(メルトダウン、原子力輸送の際のリスク、核燃料保存のリスク)、再生可能エネルギーにすると原子力発電よりも電気料金が増加することを知っているか否かを示すダミー変数、環境一般に対する知識の量。そして、個人の属性を表す、年齢(対数)、収入、未婚であるダミー変数、大卒か否かの学歴を表すダミー変数、15歳以下の子供を持つか否かのダミー変数、原子力発電所がある都道府県に住んでいるか否かを示すダミー変数である。これらを含めたモデルを、base model とする。

さらに、「地球環境問題についての不安の程度」と「再生化のエネルギー使用時の電気料金の増加の認識」の相互作用と、「地球温暖化問題についての不安の程度」と「知識」の相互作用が、原発の再稼働の支持の程度に与える影響をそれぞれ検証するために、base model にクロス項を入れたモデルを分析した。

本章では、base model と base model にクロス項を含めたモデルをそれぞれ、ordered probit モデルを用いて分析を行った。

6.5 推計結果

推計結果は表 6.2 に示されている。男性の推計結果は(3)と(4)であり、(3)は base model の推計結果である。

まず、base model から以下のことが明らかになった。政府への信頼が高いほど、将来の電力供給や化石燃料不足への不安が高いほど、原発再稼働を支持する傾向がある。しかし、地球温暖化への不安の度合いは、再稼働の支持の程度には影響を与えない結果となった。そして原子力発電の技術を安全だと思う個人ほど、原発再稼働を支持する。また、メルトダウン、原子力輸送の際のリスク、核燃料貯蔵のリスク認知が高い個人ほど、再稼働を支持する。そして、再生可能エネルギーが原発に変わった場合、電気料金が上昇することを知っている個人は、再稼働を支持する傾向にあることが示された。環境一般に関する知識の量は、原発再稼働の支持あるいは不支持に、影響していないことが示された。個人の属性を見ると、年齢が低いほど、そして収入が高いほど再稼働を支持することが分かる。しかし、15 歳以下の子供がいること、学歴、既婚か未婚かという要素は、原発再稼働の意思決定に影響を与えないことが示された。そして、原子力発電所がある都道府県に住む人は、そうでない人と比較すると、原子力再稼働を支持する傾向にあることが明らかになった。

表 6.2 の(4)はクロス項を含めた推計結果である。この結果より、原発は再生可能エネルギーと比較して電気料金が安いことを知っている個人は原発再稼働を支持することが示された。ただし、地球温暖化への不安が高いほど、支持の程度は低くなることが明らかになった³⁸。

女性に関して、base model の推計結果は表 6.2 の(5)に示されている。男性と同様に、女性も政府への信頼の度合いが高いほど、原発再稼働を支持する傾向がある。また、電力供給への不安は原発再稼働の支持へつながる。しかし、化石燃料への不安は原子力発電の再稼働の支持/不支持に影響を与えない結果となった。同様に、地球温暖化への不安の度合いも、原発再稼働の支持の程度には影響を与えないことが示された。一方、原発に伴うリスクは、メルトダウン、原子力の輸送のリスク、核燃料の貯蔵のリスク、それぞれのリスクへの認知が高いほど、原発再稼働の程度が低いことが示された。さらに、原発は再生可能エネルギーと比較して、家庭の電気料金が安いことを知っている個人は、そうでない個人と比べると、原発再稼働を支持する傾向にあることが示された。そして、環境一般に対する知識の量が低いほど、原発再稼働への支持の度合いが高いことが示された。個人の属性について、年齢が若いほど、原発再稼働を支持する傾向にあることが示された。しかし、収入の大きさ、15 歳以下の子供がいるか否か、学歴、といった要素は、原発再稼働への支持/不支持に影響を与えなかった。さらに、原発のある都道府県に居住しているか否かも、原発再稼働の支持/不支持には関係がなかった。しかし、既婚者よりも未婚の女性の方が、原発再稼働への支持の度合いは低いことが示された。

女性についてクロス項を含んだモデルの結果は表 6.2 の(6)である。原発が再生可能エネルギーと比較すると電気料金が安いという事実を知っているか否かは、その個人の温暖化への不安の程度がどうであっても、原発の支持/不支持へは影響を与えないことが示された。しかし、温暖化への不安が高いほど、環境一般への知識が多い女性は、原発再稼働を支持しないことが明らかになった³⁹。Visschers and Wallquist(2013)は、震災の後、特に女性

³⁸原発の経済的なメリットが原発再稼働への支持の程度に与える効果は以下のように導出される。表 6.2(4)の推計結果より、「再生可能エネルギーによる電気料金の増加を知っているかのダミー変数」の係数は、0.661 であり、有意水準 1%で統計的に有意である。そして「再生可能エネルギーによる電気料金の増加を知っているかのダミー変数」と「温暖化問題への不安」のクロス項係数の大きさは、-0.124 であり有意水準 5%で統計的に有意となっている。「温暖化問題への不安」の女性の平均値は、3.756 であるから、 $0.661 - 0.124 \times 3.756 = 0.195(>0)$ である。

³⁹知識が原発再稼働への支持の程度に与える効果は以下のように導出される。表 6.2(6)の推計結果より、知識と温暖化問題への不安の係数の大きさは、有意水準 10%で統計的に有意となっており、係数の大きさは-0.024 である。

$$\frac{\partial(\text{原発再稼働への支持})}{\partial(\text{知識})} = -0.024 \times (\text{温暖化への不安})$$

温暖化への不安の大きさの女性の平均値は 3.756。より、平均的な効果は、 $-0.024 \times 3.756 = -0.090(<0)$

の原子力に対する知識が増加し、それが原子力への容認を引き下げたことを明らかにしており、本研究の結果は、この結果とも整合的である。

表 6.2 推計結果

	全データ		男性		女性	
説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
政府への信頼(1-5)	0.365*** (0.016)	0.364*** (0.016)	0.377*** (0.022)	0.375*** (0.022)	0.351*** (0.024)	0.351*** (0.024)
温暖化への不安(1-5)	-0.026** (0.016)	0.189** (0.061)	-0.008 (0.022)	0.211** (0.089)	-0.031 (0.026)	0.134 (0.088)
電力供給への不安(1-5)	0.264*** (0.018)	0.261*** (0.018)	0.26*** (0.023)	0.259*** (0.023)	0.279*** (0.028)	0.279*** (0.028)
化石燃料不足への不安(1-5)	0.033* (0.018)	0.034* (0.018)	0.05** (0.024)	0.049** (0.024)	0.013 (0.029)	0.013 (0.029)
原発の技術的安全を感じる(1/0)	0.892*** (0.045)	0.887*** (0.045)	0.841*** (0.057)	0.837*** (0.057)	0.832*** (0.079)	0.829*** (0.079)
メルトダウンが生じることへの不安(1-5)	-0.375*** (0.025)	-0.375*** (0.025)	-0.364*** (0.034)	-0.364*** (0.034)	-0.385*** (0.038)	-0.387*** (0.038)
放射性物質輸送時の事故への不安(1-5)	-0.116*** (0.028)	-0.115*** (0.028)	-0.134*** (0.036)	-0.132*** (0.036)	-0.078* (0.043)	-0.079* (0.043)
核燃料の貯蔵時の事故への不安(1-5)	-0.174*** (0.028)	-0.180*** (0.028)	-0.158*** (0.037)	-0.168*** (0.037)	-0.203*** (0.043)	-0.202*** (0.043)
再生可能エネルギーによる電気料金の増加を知っている(1/0)	0.173*** (0.029)	0.527*** (0.106)	0.242*** (0.043)	0.661*** (0.143)	0.077* (0.041)	0.216 (0.168)
知識の度合い(1-10)	-0.001 (0.009)	0.085** (0.035)	0.02 (0.014)	0.09* (0.047)	-0.040** (0.014)	0.051 (0.054)
ln(年齢)	-0.372*** (0.057)	-0.370*** (0.057)	-0.388*** (0.083)	-0.392*** (0.083)	-0.391*** (0.082)	-0.390*** (0.082)
収入(1-8)	0.013* (0.008)	0.013* (0.008)	0.025** (0.011)	0.025** (0.011)	-0.002 (0.011)	-0.001 (0.011)
15歳以下の子供がいる(1/0)	0.050 (0.040)	0.049 (0.040)	0.008 (0.059)	0.004 (0.059)	0.060 (0.055)	0.064 (0.055)
大卒以上(1/0)	-0.027 (0.029)	-0.025 (0.029)	-0.058 (0.041)	-0.058 (0.041)	-0.059 (0.045)	-0.057 (0.045)
未婚(0/1)	-0.004 (0.041)	-0.003 (0.041)	0.043 (0.059)	0.04 (0.059)	-0.159* (0.061)	-0.157** (0.061)
原発のあるところに居住(1/0)	0.035 (0.035)	0.032 (0.035)	0.099** (0.049)	0.096 (0.049)	-0.045 (0.050)	-0.047 (0.050)
再生可能エネルギーによる電気料金の増加を知っている×温暖化への不安		-0.100*** (0.029)		-0.124** (0.040)		-0.037 (0.043)
知識の度合い×温暖化問題への不安		-0.024*** (0.009)		-0.02 (0.013)		-0.024* (0.014)
観測数	6,500	6,500	3260	3260	3240	3240
Pseudo-R-squared	0.22	0.23	0.25	0.25	0.19	0.19
log-likelihood	-7663.23	-7651.76	-3872.60	-3865.62	-3692.01	-3689.85

注.***,**,*はそれぞれ有意水準 1%,5%,10%で帰無仮説が棄却されたことを意味する。()の中は標準偏差。

となる。

6.6 結論

本章の目的は、原子力発電の再稼働に対して、どのような要因が影響を与えているのかを明らかにすることにあった。そして、原子力発電に伴う経済的な便益と環境問題への知識と地球温暖化への認知の相互作用が、原子力発電への容認にどのように影響を与えているかを検証した。さらに、原発再稼働の支持あるいは不支持には、男女差がどのように影響をしているのかを明らかにすることを試みた。

その結果、まず、政府の態度について、アメリカを対象にした Stoutenborough et al.(2013)と同様の結果であり、政府を信頼している人ほど、原発再稼働を支持することが示唆された。また男女ともに、原発が技術的に安全であると感じている場合にも、原発再稼働の支持の度合いは高かった。さらに、将来の電力需要への不安の度合いが高いほど、原発再稼働の支持が高かった。男女とも年齢が若い人ほど、そして収入が高いほど、再稼働の支持の度合いが高くなる傾向があることが明らかになった。原発の持つ経済的なメリットについて、男女とも原発の経済的なメリットを知っているほど原発再稼働を支持する傾向がある。

これらの結果は、概ね米国の先行研究と同じである。しかし、リスク認知に関しては、男女共に、メルトダウン、原子力の輸送時のリスク、核燃料の貯蔵に対するリスクに対して、いずれも認知が高い人ほど、再稼働を支持しない結果となった。Stoutenborough et al.(2013)では、輸送に関するリスクについてのみ、リスクが高いと感じる人ほど政府の核エネルギー促進を指示する結果を示している。本章がアメリカを対象とした場合の結果と違うのは、実際に原子力発電所の事故に直面したために、原発に伴うリスクについて、認知が高まったことにあると考えられる。

男女差が見られたのは、以下の点である。化石燃料不足への不安の度合は男性のみ、原発再稼働への支持に影響を与えた。そして、環境一般の知識が多い女性は、原発の再稼働の支持への程度が低いことが示されたが、男性ではこのような傾向は見られなかった。また、女性は未婚者の方が、再稼働の支持を支持しているが、男性は未婚か否かは、再稼働への支持の程度に影響を与えなかった。さらに、原発のある都道府県に居住している男性はそうでない男性と比較すると、原発への支持の程度が高かった。これは、原発関連の仕事に就きやすいという要因が影響している可能性がある。

地球温暖化への不安の程度は、男女ともに直接、原発再稼働の支持の程度に影響を与えなかったが、原発の経済的なメリットと知識との相互作用が、原発の支持への程度へ与える効果を分析したところ、男女差が認められた。男性では、経済的なメリットが重要なものに対して、女性は知識の大きさが原発再稼働支持/不支持には重要であることが明らかになった。

原発推進派は、このまま原子力が廃止されて、再生可能エネルギーが増加すると電気料金が增加することを主張している。この原発の経済的なメリットを知っている男性は、原発再稼働を支持する傾向にある。しかしながら、地球温暖化への不安が高い男性ほど、その支持への態度は低いことが明らかになった。したがって、もし政府が原発再稼働を推進したいのであれば、男性に対しては、原発の経済的なメリットとともに、原発は二酸化炭素排出量が少なく、温暖化問題への影響が少ないことを強調すれば良いだろう。

しかし、女性では、地球温暖化への不安の度合いの大きい個人が、原発の経済的なメリットを知っていても、原発再稼働の支持につながらない。むしろ、女性の場合、男性とは違って、環境問題に関する知識の大きさが、原発への支持の度合いに影響を与える。女性は、環境問題に関する知識が大きいほど、原発の再稼働への支持の度合いは小さい。そして、知識の量が多い女性が、温暖化へ不安の度合いを高めると、再稼働に対する支持の度合いはますます小さくなる。したがって、もし政府が原発再稼働を推進したいのであれば、特に環境問題への知識が高い女性に対して、原発の環境へ与える影響が少ないことを強調すれば良い。

本章では、原子力発電の持つ経済的な利点のうち、電気料金が再生可能エネルギーと比較すると安いという情報が、特に男性にとっては重要であることを示すことが出来た。また、男性と女性では、原発再稼働に対する態度に与える要因に違いがあり、原発の再稼働を推進

する場合あるいは、再稼働を停止する場合には、男女で違った政策やプログラムを提供することが、政策遂行の鍵となることが示唆された。

参考文献

資源エネルギー庁 (2015) 年次報告

<http://www.enecho.meti.go.jp/about/whitepaper/2015html/> 最終アクセス 2016 年 6 月 28

Arikawa H, Cao Y, Matsumoto S (2014) Attitudes toward nuclear power and energy-saving behavior among Japanese households. *Energy Research & Social Science* 2:12-20.

Corner A, Venables D, Spence A, Poortinga W, Demski C, Pidgeon N (2011) Nuclear power, climate change and energy security: Exploring British public attitudes. *Energy Policy* 39(9):4823-4833.

Flynn J, Slovic P, Mertz CK (1994) Gender, race, and perception of environmental health risks. *Risk analysis* 14 (6):1101-1108.

Greenberg M (2009) Energy sources, public policy, and public preferences: Analysis of US national and site-specific data. *Energy Policy* 37 (8):3242-3249.

Greenberg M, Truelove HB (2011) Energy choices and risk beliefs: Is it just global warming and fear of a nuclear power plant accident? *Risk analysis* 31(5):819-831.

Huang L, Zhou Y, Han Y, Hammitt JK, Bi J, Liu Y (2013) Effect of the Fukushima nuclear accident on the risk perception of residents near a nuclear power plant in China. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 110(49): 19742-19747.

International Atomic Energy Agency (IAEA) (2014) Climate change and nuclear power. <http://www-pub.iaea.org/MTCD/Publications/PDF/ccanp2014web-14869824.pdf> Accessed 3 Oct 2015

戒能一成(2013)東京電力福島第一原子力発電所事故による農林水産品の風評被害と損害賠償に関する経済学的評価分析.

The Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI) Discussion Paper Series 13-J-060. <http://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/13j060.pdf> 最終アクセス 2015 年 10 月 3 日.

Keller C, Visschers VH, Siegrist M (2012) Affective imagery and acceptance of replacing nuclear power plant. *Risk analysis* (32): 464-477.

経済産業省 (2014) エネルギー価格の動向について.

<http://www.cas.go.jp/jp/seisaku/energycost/dai1/siryou1.pdf> 最終アクセス 2016 年 6 月 28 日.

Pijawka, KD, Mushkatel AH (1991) Public opposition to the siting of the high-level nuclear waste repository: The importance of trust. *Review of Policy Research* 10(4):180-194.

Pidgeon NF, Lorenzoni I, Poortinga W (2008) Climate change or nuclear power—No thanks! A quantitative study of public perceptions and risk framing in Britain. *Global*

Environmental Change 18(1):69-85.

Poortinga W, Aoyagi M, Pidgeon NF (2013) Public perceptions of climate change and energy futures before and after the Fukushima accident: A comparison between Britain and Japan. *Energy Policy* 62:1204-1211.

Siegrist M, Visschers VH (2013) Acceptance of nuclear power: The Fukushima effect. *Energy Policy* 59:112-119.

Siegrist M, Sütterlin B, Keller C (2014) Why have some people change their attitudes toward nuclear power after the accident in Fukushima? *Energy Policy* 69:356-363.

Slovic P (1999) Trust, Emotion, Sex, Politics, and Science: Surveying the Risk-Assessment Battlefield. *Risk Analysis* 19(4): 689-701.

Stoutenborough JW, Sturgess SG, Vedlitz A (2013) Knowledge, risk, and policy support: Public perceptions of nuclear power. *Energy Policy* 62:176-184.

Tanaka Y (2004) Major psychological factors determining public acceptance of the siting of nuclear facilities. *Journal of Applied Social Psychology* 34(6):1147-1165.

Visschers VH, Keller C, Siegrist M (2011) Climate change benefits and energy supply benefits as determinants of acceptance of nuclear power stations: Investigating an explanatory model. *Energy Policy* 39(6):3621-3629.

Visschers VH, Siegrist M (2013) How a nuclear power plant accident influence acceptance of nuclear power: Results of a longitudinal study before and after Fukushima disaster. *Risk Analysis* 33(2): 333-347.

Visschers VH, Wallquist (2013) Nuclear power before and after Fukushima: The relations between acceptance, ambivalence and knowledge. *Journal of Environmental Psychology* 36: 77-86.

Whitfield SC, Rosa EA, Dan A, Dietz T (2009) The future of nuclear power: Value orientations and risk perception. *Risk Analysis* 29(3):425-437.

Yeo SK, Cacciatori MA, Brossarda D, Scheufelea DA, Rungea K, Leona Y, Su LY, Kim J, Xenosc M, Corleyd EA (2014) Partisan amplification of risk: American perceptions of nuclear energy risk in the wake of the Fukushima Daiichi disaster. *Energy Policy* 67:727-736.

第7章 研究のまとめ

これまで環境リスク管理の枠組みは EPA の枠組みが使われていたが、Krewski et al.(2014)はそれを発展させた、次世代の環枠組みを提供した。しかし、Krewski et al.(2014)で示された環境リスク管理の枠組みには、科学と政策の間の乖離が埋められておらずリスク削減対策を決定する管理者が、誤った管理手段を選択する可能性が残されていた。本研究ではリスクの定義のうち、リスクの被害の大きさに焦点を当てた。そして、科学と政策の間の乖離を埋めるために、政策への適用を考慮した統計的な分析手法で、リスクによる被害の大きさを定量評価することを試みた。

各章で用いた分析手法は以下の通りである。まず第 2 章ではパネルデータを利用したトービットモデルを使った。日本を対象にした先行研究はクロスセクションデータを使った相関係数の導出に留まっていたが、本研究では分析手法を発展させている。第 3 章では、これまでの先行研究では、分析の際、内生性のコントロールがされていなかったが、操作変数法を用いることで、内生性のコントロールを行った。第 4 章では、セレクションバイアスを除去するために、先行研究に従って二段階推定を行った。第 5 章では先行研究に従って、セレクションバイアスを除くために **Propensity Score Matching** を用いた。第 6 章では、先行研究と同様にプロビットモデルを用いた推計を行った。

各章の概要と示唆された政策は以下の通りである。

まず、第 2 章と第 3 章では、リスク管理の「問題の明確化」において、計量経済学のアプローチを使って、リスクをもたらす原因とリスクの因果関係を検証することを試みた。

第 2 章では気候変動が人の日本脳炎感染リスクを増加させることを示した。また、本研究では先行研究では検証されてこなかった、冬季の気候データを分析に含めた。これまで降水量と日本脳炎感染リスクの関係は明白ではなかったが、夏季の降水量と感染リスクには U 字型の非線形の関係があることを示した。さらに、地域ごとのパネルデータの利用によって、地域ごとの感染症対策の必要性も示唆された。

第 3 章では、企業による化学物質の排出の削減が企業の利益につながることを示した。企業が化学物質の排出量を削減して、化学物質による事故のリスクを減らせば、企業の収益が減るリスクが低くなるために、市場で投資家から高く評価されて利益につながる可能性がある。つまり、企業の化学物質削減の情報が市場で評価されるという結果は、化学物質の排出に関する情報公開制度がリスク管理の手段として有効である可能性も示唆している。

第 4 章と第 5 章では化学物質のリスク管理手段について、計量経済学のアプローチを用いて、企業による自主的な取り組みの有効性を定量的に示した。化学物質の自主的な取り組みの可能性について、欧米を対象にした研究には蓄積があるが、これまで日本を対象にした分析はされてこなかった。

第 4 章では、収益性の高い企業は化学物質削減のための自主的なプログラムにより多く参加することを示した。そして自主的なプログラムに参加する企業は参加しない企業と比較して、化学物質の排出量のみならず、毒性もより多く削減していることを明らかにした。そしてリスク管理の手段として自主的なプログラムの有効性を示した。

第 5 章では、企業の排出する VOC に焦点を当てて、排出量と健康影響について自主的なプログラムの有効性を検証した。排出量では削減効果は見られなかったが、排出量を健康影響の指標で評価した場合、自主的なプログラムに参加した企業は、参加しなかった企業よりも健康影響が削減していたことが示され、VOC に関する自主的な取り組みの有効性が確認された。

第 6 章では、リスク管理の決定に考慮するべきとされる、リスク認知について、定量評価を行った。先行研究と違う点は、性差によって原発再稼働の支持/不支持の態度がどうか否かを分析した点と東日本大震災以降、日本において国レベルの大規模な調査を行って得られたデータを用いた点にある。特に男性にとっては原子力発電の持つ経済的なメリットが、

原発の支持を高めることを示した。さらに、原発の再稼働を推進する場合あるいは、再稼働を停止する場合には、男女で違った政策やプログラムを提供することが、政策実行の鍵となることも示唆された。

各章で用いた定量化・手法・根拠・既存研究との違いを表 7.1 にまとめた。

表 7.1 各章で用いた定量化・手法・根拠・既存研究との違い

章	リスクの指標	リスク管理における位置づけ	定量化の内容	政策への適用
第2章	豚の日本脳炎感染率	問題の明確化 →リスク管理の必要性示唆	気候変動 →人の日本脳炎感染リスク増加	地域の特性に応じた感染症対策の必要性
第3章	化学物質の排出量・移動量	問題の明確化 →リスク管理の必要性示唆	企業の化学物質排出量の削減 →企業の利益	企業が自主的に減らせば、利益につながる可能性→情報公開の有効性
第4章	化学物質の排出量・毒性	リスク管理	企業による化学物質削減の自主的なプログラムへの参加 →化学物質排出量と毒性の削減	自主的なプログラムを政策の選択肢に入れる
第5章	化学物質の排出量・リスク	リスク管理	企業による化学物質削減の自主的なプログラムへの参加 →化学物質リスクの削減	・自主的なプログラムを政策の選択肢に入れる ・リスクによる目標設定の必要性
第6章	原発再稼働への支持の度合い	リスク管理	環境への態度、政府への支持、原発の経済的なメリットなど →原子力発電の再稼働への支持	再稼働を推進する政策の提案

これまで様々な分野で、科学と政策の間の乖離を埋めるための努力が行われてきた。しかし、既存研究では実際の政策への適用を考えた場合、具体的な政策を提供するには不十分だった。そこで、本研究では、新たな技術に関連する環境リスクの被害の大きさについて、政策に関係する変数を考慮した統計学的な手法を用いることで、科学と政策の間の乖離を埋める試みが行われ、リスク管理者がより実現可能な管理方法を実行することが可能となり、従来の枠組が有効に機能することが明らかとなった。

各問題には利害関係者が存在する。既存研究が示しているように、科学と政策の乖離を埋めるには利害関係者間のコミュニケーションも重要となる。本研究では科学と政策の乖離を埋め、気候変動や化学物質などの環境リスクに対して具体的な管理の政策を示したが、本研究で示した定量的な評価結果をリスクコミュニケーションの際に情報の一部として有用することで、より実効性のある環境リスク管理を行える可能性がある。

しかしながら、本研究には今後の研究課題が残されている。本研究では主に環境リスク管理の政策の実効性に焦点を当てたため、情報と価値の間の乖離は計画論、社会学、科学哲学などの分野でも議論されているが、これらの分野の議論を十分に抑えた上で研究を位置づけることが出来なかった。そのため規範的な結論を導くには至っていない。今後は他の分野での理論を踏まえた上で、環境リスク管理の実効性について規範的な議論を行うことが課題である。さらに、本研究が対象としたリスクは限られている。今後は他のリスクについても科学と政策の乖離を埋めるためのモデル開発を行うことが必要とされる。

謝辞

本論文の審査を引き受けて下さった、増井利彦先生、松井知己先生、樋口洋一郎先生、坂野達郎先生、大土井涼二先生に感謝します。先生方から頂いたご質問やご指摘に基づいて、本論文の各章を再考し修正するという過程で、論文が改良されていくのを実感し、以前よりも論文に愛着を抱けるようになりました。

第 2 章は環境省研究総合推進 S-8-1(8)「媒介生物を介した感染症に及ぼす温暖化影響評価と適応政策に関する研究」の一部として行われ、国立環境研究所と国立感染症研究所の 2 つの機関からデータを提供して頂きました。そして、第 6 章は科研費(B)15H03352 の一部として行われましたが、本論分の一部として利用することを認めて下さった早稲田大学の有村俊秀先生と片山東先生にも感謝をします。その他、学位申請に必要な要件を整えるためにご指導やご指摘を頂いた東北大学の日引聡先生にも、厚くお礼を申し上げます。

また、大阪大学の岸本充生先生には私が産業技術総合研究所に在職中から勉強会など一緒に勉強をさせて頂きました。本論文のテーマの多くはそこで見つけたもので、私の研究の原点になっています。感謝しています。

最後に、入学当時から研究しやすい環境を提供して下さいました棟居洋介助教や秘書の木下恵美子さん、そして在籍中やその後も力になってくれた研究室の後輩達にも心から感謝をします。