



RIETI Discussion Paper Series 13-J-054

日本企業の温室効果ガス排出の空間的相関と立地パターン

大久保 敏弘
慶應義塾大学

Robert J.R. ELLIOTT
バーミンガム大学

Matthew A. COLE
バーミンガム大学

Ying ZHOU
バーミンガム大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

日本企業の温室効果ガス排出の空間的相関と立地パターン*

大久保敏弘¹ Robert J.R. Elliott² Matthew A. Cole², Ying Zhou²

¹ 慶應義塾大学経済学部

² 英国・バーミンガム大学経済学部

要旨

本論文では汚染集約的な企業の立地パターンを検証した。空間計量の手法を用いることにより、企業の二酸化炭素排出量(排出集約度)が空間的に相関しており、さらに、様々な企業特性の変数も、空間相関を強めていることを検証した。また、空間相関の規模も測定し、企業の排出量はおおよそ100km圏内の近隣に立地する企業の排出量に影響することが分かった。本論文により、従来の国レベルの環境規制ではない、地域レベルでの柔軟な環境政策を考察する。

キーワード：二酸化炭素、空間相関

JEL codes: Q53, Q54, C21, D22, O53

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「新しい産業政策の基盤的研究」の成果の一部である。

1. はじめに

近年、地球温暖化が進んでいるが、学術的にも政策的にも温室効果ガス削減の取組みについて京都議定書など国際的な議論がなされてきた。とりわけ重要なのは企業行動である。つまり、環境規制に対してどう企業が反応するのかが議論の中心となっている。

本論文は企業レベルの二酸化炭素排出量の決定要因を空間的な側面で検証する。このような研究は従来からいくつかあり、例えば Kahn(1999)、 Shadbegian and Gray (2003)、 Gray and Shadbegian (2004)があげられるが、環境経済学の研究の中では比較的少数であり、研究自体、未知の部分が多く残されている。具体的に本論文では、排出量の決定要因に空間的な要素が重要であると強調した Gray and Shadbegian(2007)や Cole, et al. (2013)の分析に基づいて推計をしていく。¹「空間的な要素」というのは、本論文の主旨からすると、企業の排出量が「空間的に相関している」ことであり、より厳密には、ある企業の排出量(生産あたりの排出量)が地理的に近くに立地する企業の排出量にも何らかの影響を与えているということである。このような企業の温室効果ガス排出量の空間相関はいくつもの要素によってもたらされていると考えられる。第一に特定地域での環境規制やその実効性、もしくは圧力団体のロビー活動の有無などといった、地域的な要因である。第二に汚染集約的な企業が集積の経済によって地理的に集中しているという要因があげられる。最後に、汚染防止に積極的な企業の慣習や経営方針が空間的に近隣企業へスピルオーバーする(一種の「デモンストレーション効果」)、または労働者の移動を通じて企業の慣習が空間的にスピルオーバーし拡散していくということが考えられる。

本研究では、日本の企業レベルデータを用いて、排出量の空間的な相関を考慮した上で

¹Cole et. al (2013)は推計モデルや測定方法を空間計量・空間統計に基づいて開発・提示し、モデル特定や空間相関の検定、頑強性分析などを重点的に行った。さらに検定の仕方を吟味し空間相関の有無を厳密に推計した。一方、本論文では、Cole et. al (2013)の推計方法をもとにして、さらに空間的な側面や政策的な議論を主眼としてさらに分析を深めた。実際の企業立地の実情を踏まえてウェイトマトリックスを厳密化し、空間相関の具体的な範囲や地理的な規模(本論文6章参照)を推計している。

二酸化炭素排出量の決定要因を解明する。本研究の特徴は、第一に空間相関の度合いを複数の異なる距離ウェイト行列を用いて分析し、第二にその空間相関の地理的な範囲を具体的に計測した。その結果、企業の二酸化炭素排出量が空間的にどれくらいの地理的な距離で相関していることを示した。さらに被説明変数に空間的な相関を考慮すると、説明変数の限界効果が大きく上昇した。言い換えれば、空間的な相関を考慮しないことが説明変数の係数の推定に下方向のバイアスをもたらしていることが示唆している。この分析で企業の二酸化炭素排出量の主要な決定要因が資本労働比率、企業規模、研究開発支出、広告支出と輸出シェアであることが分かったが、地域の環境規制・ガバナンスの強さの排出量への影響は限定的なものだった²。

2. CO2 排出と日本の現状

地球温暖化の原因は様々であるが、なかでも二酸化炭素 (CO₂) 排出は大きな原因であるといわれている。地球温暖化の要因で二酸化炭素排出が単位当たりの温室効果ガスの中で最も低い、実際には二酸化炭素排出量は、全般的な様々なインパクトを考慮すれば、地球温暖化への影響は非常に大きい (Forster et al. 2007)。さらに、化石燃料の使用は二酸化炭素排出の主要因であり、二酸化炭素の排出量の負の影響はほぼ全て化石燃料によるものだと最近までされてきた。しかしながら Jacobson (2010) によれば二酸化炭素が都市部から集中的に排出されることによって地域的なオゾンを過度に集中させ、健康へ負の影響を与えているとしている。

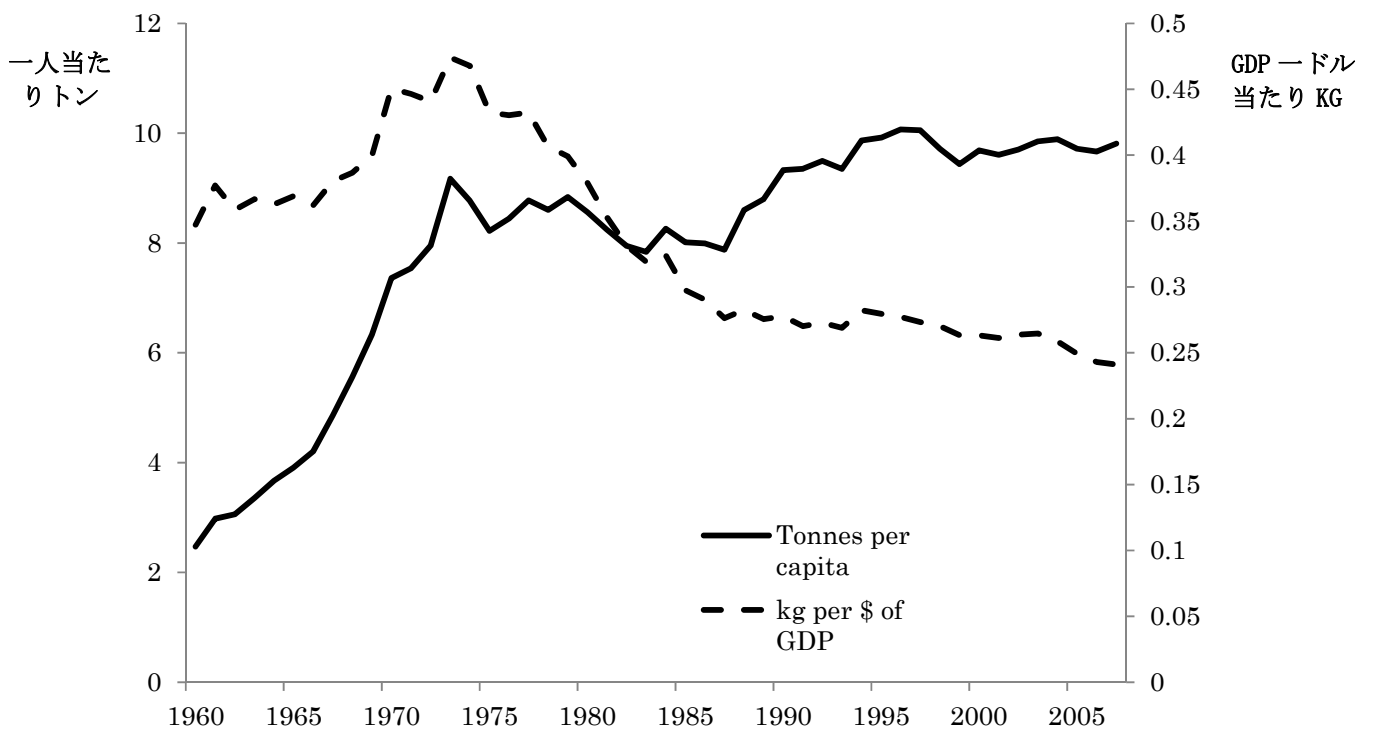
次に日本の二酸化炭素について概観する。近年の日本経済の低迷にも関わらず、2008年の時点で日本は世界で五番目の二酸化炭素排出国であり、国際的な排出量の4%を占める。³ 依然として高水準であることが分かる (中国、アメリカ、インド、ロシアに

²これは *Henriques and Sadorsky* (1996)、*Nakamura et al.* (2001)、*Cole et al.* (2006) や *Abomez et al.* (2009) などの企業の環境マネジメントを検証する研究と関連している。これらの研究の盲点は、環境マネジメントと実際の企業レベルの排出量の指標との関係が不明瞭なところである。

³国際連合統計部、ミレニアム開発目標指数

続く)。アメリカ、オーストラリア、カナダのように、日本の一人当たり二酸化炭素排出量は安定して推移しているが、いまだ減少には転じていない。しかし、日本は図1に示されるようにエネルギー効率は向上させてきた。図1はGDP 1ドル（2000年のドル換算）当たりの二酸化炭素（キログラム）によって定義されたエネルギー効率性をプロットしたものである。日本における二酸化炭素の排出は主に電力会社、鉄鋼、化学、石油、紙、セメントといった典型的な重工業によってなされてきた。⁴エネルギー集約度の低下は日本のこのような重工業の縮小によって一部が説明されるが、同時に環境規制、技術進歩とエネルギー効率の向上もエネルギー集約度の低下の一因である。

図1：日本の一人当たり二酸化炭素排出量と二酸化炭素集約度



出典：世界銀行開発指標

さらに、日本の環境規制について概観する。2001年以前は、日本の大気汚染は環境庁によって規制されてきた。2001年以降、その規制は新しく創設された環境省によって実施されることになった。日本における近年の環境政策は1993年に制定された環境基

⁴日本経済団体連合会

本法と関連法規制を通じて強化されてきた。日本の国内法は大気汚染、汚水、廃棄物処理、リサイクルを広くカバーする。一方で都道府県や市町村などの地方自治体は、必要であれば国内法よりも強い環境規制や特定の汚染防止技術に関する規制を条例により課すことができる。日本の環境政策で特筆すべきは、汚染源である企業と地方公共団体との地域的な公害防止協定が多数存在していることがあげられる (Arimura 2004) 。このような地域の公害防止協定によって地方公共団体は、国内の大気汚染の地理的な集中がある水準を越えないように独自に規制できるある種の柔軟性を持っている。その結果、ある産業の生産が集中的に行われている地域では他の地域と比べて強い規制がかけられていることがある。さらに、もし企業が規制で許されているよりも多くの汚染物質の排出を行った場合、企業の経営者は一億円までの罰金（およそ 13000 ドル）か一年の懲役を課せられる。したがって、日本の企業の二酸化炭素排出量は、直接的な環境規制や種々のエネルギー政策を含む、様々な環境規制により厳しく規制され、さらに二酸化硫黄や二酸化窒素などの汚染物質をターゲットとした規制も相乗効果を発揮してきたといえる。

3. 理論的背景と先行研究

本研究での推定式は Pargal and Wheeler (1996) と Cole et al. (2005) (2013) をもとにしており、汚染排出量をいわゆる「環境の需給」均衡という観点からモデル化している。均衡は企業による排出(汚染需要)と社会のより良い環境への一種の欲望によって決定される。先行研究のように、企業の汚染需要は要素集約度（労働と資本）、企業の規模、イノベーション、公的な環境規制、グローバリゼーションの度合い、そしてこの論文で特に強調されるような、他の近隣企業における環境対策の影響によって決定されるとする。

まずはじめに、スピルオーバーについて議論する。他企業からのスピルオーバーは、輸出や海外直接投資がスピルオーバーするのと同じように発生するものと思われる（例え

ば Dunning 1977, Gorg and Greenaway 2004 を参照)。ここでこの効果をもう少し詳しく論じる。例えば、汚染防止の技術や経験を持つ企業が他の近隣企業に環境技術を提供したり、あるいは排出量をうまくコントロールすることで、規制にかかるコストや罰金を回避できるノウハウを周辺企業に示すことにより環境対策のスピルオーバーが起こる。Albornoz et al. (2009)によれば、国内企業の環境マネジメントは、同じ産業内に海外企業が存在しているあるいは輸出企業の多い産業で、お互い影響を受けることがある。しかし彼らの研究ではスピルオーバーの「空間的側面」を考慮していない。近くに立地する企業からのスピルオーバーの影響が、より強くなるということは十分ありうることである。さらにその地域の環境規制のターゲットあるいは「要注意」企業にならないように、自主的に厳しい環境対策を講じ、企業間競争が起きることもありうる。これによって企業の排出量が他の企業の排出量に影響を受けるということが起こりうる。最後に、近隣の企業の特徴が、企業の排出量に影響を及ぼすことが考えられる。例えば、近くに非常に大きな企業が存在するような場合、環境規制当局の担当者がその地域により頻繁に視察に訪れることを予測し、近隣企業は排出量を削減するような経営努力を行うかもしれない。近隣の企業規模が企業の排出量に影響を及ぼしているかもしれない。

次に「環境の需給」の考え方について掘り下げて議論する。企業の汚染需要の面からは、汚染は企業の生産関数の投入要素であり、均衡の排出レベルは企業の汚染需要と社会の供給(排出規制基準の設定)の相互作用によって決定される。一方、供給サイドでは、主要な決定要因は環境規制である。環境規制の下では企業は右上がりのいわゆる「環境供給曲線」に直面する。本研究では中央政府、規制当局による規制を公的な環境規制とする。さらに我々は Huq and Wheeler (1992)、Pargal and Wheeler (1996)、Hartman et al. (1997)や Kathuria (2007)のように、公的ではない規制を地元の汚染企業にロビーイングを通じて自主規制を促すものと定義していく。例えば、公的な環境規制が十分でないと地元住民が考えた場合、彼らが規制当局に対して、より厳しい規制を要求していく例は先進国でも発展途上国でも散見される。

上記の議論を踏まえ、企業の均衡における汚染需要は以下のように定式化される；

$$e_{it} = f(p_{it}, pci_{it}, hci_{it}, size_{it}, innov_{it}, profile_{it}, glob_{it}, otherfirms_{it}) \quad (1)$$

ここで添え字 i と添え字 t はそれぞれ企業と年をあらわし、 e は大気への汚染物質の排出量(生産単位あたり排出量)、 p は規制により予測される汚染の価格をあらわす。 pci と hci はそれぞれ物理的、人的な資本の集約度をそれぞれあらわし、 $size$ は企業の規模、 $innov$ は企業のイノベーションの水準、 $profile$ は企業の特徴、 $glob$ は汚染の度合いに影響するようなグローバリゼーションの度合いをあらわしている。そして $otherfirms$ は企業 i の排出量に影響を与えるような近隣の企業の行動である。

一方、企業の汚染供給曲線は予測される汚染の価格で表現される。

$$p_{it} = f(e_{it}, FRegs_{it}, IRegs_{it}) \quad (2)$$

$FRegs$ と $IRegs$ は公的な環境規制と公的でない規制をそれぞれあらわす。よって、これら2つの式から均衡の排出は以下のように定式化される。

$$e_{it} = f(pci_{it}, hci_{it}, size_{it}, innov_{it}, profile_{it}, glob_{it}, otherfirms_{it}, FRegs_{it}, IRegs_{it}) \quad (3)$$

4. データと推計方法

本研究は二つの企業レベルのデータセットから構成されている。一つ目のデータは経済産業省の「企業活動基本調査」の調査票であり、この統計は製造業、サービス業の22,000社以上の企業を含んでおり、50人以上の雇用者、3000万円以上の資本金の企業を対象としている。二つ目のデータは環境省によりウェブサイトで一般に公開されている二酸化炭素排出量のデータである。⁵ 製造業、サービス業に従事する6,375

⁵環境省「温室効果ガス排出量算定・報告・公表制度」<http://ghg-santeikohyo.env.go.jp/result>

社の企業レベルのデータである。年当たり石油換算で1,500キロ以上を消費する企業のみを対象としている。さらに、総務省統計局の都道府県レベルデータを分析に利用した。二つの企業レベルのデータセットを統合し、対象を製造業のみに限定した。名簿情報でマッチングした結果、2006年時点で24の2桁産業分類と47の都道府県全てを含んだ1,961社の企業が残った。

データ上、制約がある。大きな問題としては、企業活動基本調査における企業の位置は本社である。本社機能がプラントとは別の場所に位置している場合やプラントが複数あるような場合には、実際の排出拠点と異なる。企業活動基本調査ではプラントの位置・配置は把握していないので、空間計量で推計する上で使うのは企業活動基本調査の本社の場所となる。本論文では企業はシングルプラントで本社と同じ場所にあるものと仮定している。

先ず初めに(3)式について空間相関を考慮しないで推計する。

$$E_i = \alpha_n + \beta X_{firm} + \theta Z_{regs} + e_i \quad (4)$$

ここでは E は一単位当たりの産出に対する二酸化炭素排出量で、 α_n は24産業のダミー（うち一つは省略されている）である。 X_{firm} は企業の性質のベクトルで、 Z_{regs} は規制の度合いをはかるような変数のベクトルである。(4)式は最小二乗法を用いて推定された。

変数ベクトル X は様々な汚染需要の決定要因。ここでは資本労働比率 (KL) と労働者のスキルを表すため一人当たり賃金 ($WAGE$) を用いる。企業の規模 ($SIZE$) をはかるために、本研究では雇用者数を四分位で分け、最初の区分（最も小さい企業）をベンチマークとした。イノベーションは産出一単位当たりの研究開発支出 ($R\&D$) で定義し、それぞれの企業の公的プロフィールは産出一単位当たりの広告費で定義される。汚染水準に影響する様々な国際化の度合いを考慮するため、輸出シェア (EXP)、海外持ち株比率 (FOR)、

FDI を行っているか (*AFF*)、産出一単位当たりのアウトソーシング (*OUT*) を分析に用いている。

汚染供給の決定要因を考える際、公的あるいは、公的でない環境規制の指標は統計・データとして存在しない。その代わりに本研究では産業ダミーが公的規制であると考え、公的あるいは公的でない規制は地域特有のものだと考えることにし、ベクトル Z は地域的な環境規制への圧力をとらえるような変数であるとする。このような環境規制は国内の大気汚染物質の規制水準を満たさなければならないため、主に製造業が集中しているような地域において、より強いことが予想される。そのため、本研究では地域の製造業の付加価値額が地域の総付加価値額に占める割合 (*MANF*) を変数に入れる。⁶

さらに、このような汚染の健康に対する潜在的な影響は人口密度の高い地域でより大きいと考えられる。そのためそのような地域で操業する企業は規制当局からより強い監視をされるであろう。人口が多ければ、規制に対する潜在的な圧力がより大きいと考えられるため、人口密度は公的でない規制の圧力を代理変数とも考えられる。そのため我々は推定式に人口密度 (*POPD*) を導入した。さらに環境規制の度合い、そしてその実効性は地方自治体がどれだけ環境保全を優先して、人的資源を割けるか、または割こうとしているかによっても変化する。これらの効果を考慮するため、地域の中で環境対策・汚染防止規制と監視に従事するために雇用された公的職員の数 (*POLLCOM*)、そして一人当たり GDP (*INC*) を変数に導入する。所得水準は地域の社会問題、そして環境保護がどれだけ地域住民、地方自治体の優先課題となっているかをとらえるものである。さらに住民は豊かであるほど、汚染が彼らの資産価格に与える影響を懸念し、汚染源から離れた場所に移動しやすい。最後に高齢な住民ほど汚染基準に対して敏感でなく、また住居を移動しにくいと考えられる。よって 65 歳以上の住民の割合 (*AGE*) を変数に含めた。それぞれの変数は都道府県レベルのものである。符節にある別表 A1 と A2 において変数の

⁶逆に製造業が多く集中している地域で操業する企業は、企業の多さのあまり環境規制当局からあまり認知されない可能性もありうる。

定義と記述統計が示されている。

(4) 式は基礎的な OLS モデルであり、空間的な側面を考慮していない。空間計量的な要素を含めた、空間エラーモデル、空間ラグモデルという二つの空間計量モデルが考えられる。もし互いに近い二つの企業が、説明変数によってコントロールされないような何らかの要因によって相関しているなら、(4) 式は空間的に相関しているといえる。もしこのような Omit された変数が説明変数と独立ならば、OLS による係数は不偏だが、効率的ではなくなる。これを解決するためには(4) 式の誤差が以下のように空間的に相関していると仮定し、空間エラーモデルを推定する。

$$e_t = \lambda W e_t + \mu_t \quad (5)$$

ここで W は空間ウェイト行列を示している。この空間ウェイト行列 W は他の企業が自分に与える影響の相対的な強さを表現するものであり、 λ は空間的相関の強さを表している。ここでは全ての空間的な相互作用が誤差項によってとらえられているため、推定された係数は OLS の結果と直接比較することができる。

しかし、被説明変数が空間的に相関している、つまり企業の環境パフォーマンスが他の近隣企業によって直接的に影響されているならば、通常の OLS の推定量はバイアスをもつことになる。そのため(6) 式のように空間ラグモデルを考える必要がある。

$$E_t = \alpha_n + \rho W E_t + \beta X_{firm} + \theta Z_{regs} + e_t \quad (6)$$

ここで ρ は空間的な相関の係数であり、W は空間ウェイト行列である。そのため、 WE_i は空間的なラグをとった被説明変数である。この推定式は自己回帰モデルであるため、推定された係数は直接的に OLS (もしくは空間エラーモデル) と比較することはできない。

我々の空間エラーモデルと空間ラグモデルでは三つの異なる空間ウェイト行列 (W) を用

いる。①企業が同じ産業の他の企業からより強く影響を受けるとしたら、同じ産業にある企業を距離に応じてウェイトをつけ、異なる産業の企業に対しては0をつけるような空間ウェイト行列を考える。②同じ都道府県に立地する企業からより強く影響を受けるとしたら、同じ都道府県に立地する企業については距離に応じてウェイトをつけ、異なる都道府県に存在する企業には0を振るような空間ウェイト行列(W)を考える。③同じ産業かつ同じ都道府県に立地する企業にのみ、距離について重み付けし、他の企業には0を振るような空間ウェイト行列を考える。⁷

本研究の分析は以下のように構成される。まずベースラインとなる、空間的な相関を考慮しないOLSモデルを推定する。その後空間エラーモデルか空間ラグモデルのどちらがより良いモデルか検定し、空間計量モデルを推定する。

5. 推定結果

ベースラインとなる空間的相関を考慮しないOLSの結果は表1の一項目に述べられている。ここでは産出一単位当たりの二酸化炭素排出量は賃金と資本労働比率の正の関数になっている。さらに有意ではないが中規模、大規模、そして超大規模企業は小規模な企業よりも排出集約度が低いこともあらわしている。⁸ 研究開発支出、広告費、輸出シェアは排出集約度を減少させている。海外子会社の有無、海外持ち株比率、アウトソーシングの有無は排出集約度に影響を与えていない。このOLSモデルでは地域的な変数はどれも有意ではない。

空間的な相関の可能性を検証するため、統計的に検定する。Moran's I テストをOLSの残差について行う。我々はこのテストのために上記のような三つの空間ウェイト行列

⁷実際ウェイト行列で用いている距離は企業の所在する市区町村レベルでの距離を用いている。

⁸ここで輸出シェアの変数の代わりに輸出をしているか否かのダミー変数を用いても、二酸化炭素排出の集約度に対して係数は有意に負であった。なお結果は紙面の制約上省略している。

を用いる。一つは同産業の行列、二つ目は同都道府県の行列、そして最後に同産業かつ同都道府県の行列である。さらに誤差項の相関についてラグランジュ乗数 (LM) 検定を行い、三つのウェイト行列による省略されたラグ変数についての検定も行った。結果は表 2 に示されている。同産業、同都道府県のウェイト行列を用いた LM 検定、モラン検定を除き、他の全ての結果で空間的な相関の存在が示されている。もし空間ラグモデルの LM 検定量が空間エラーモデルの LM 検定量より大きければ、空間ラグモデルが採用される。この検定結果はそれを示唆しているが、念のため空間エラーモデルと空間ラグモデルの二つの結果も記載する。

表 1 の項 (2)、(3)、(4) がそれぞれの空間ウェイト行列を用いた空間エラーモデルの結果を載せたものである。ここでは推定された係数の符号と優位性は概ね OLS の結果と一致しているが、全ての空間ウェイト行列において地域の所得水準が、汚染集約度の決定要因として有意に効いている。負の係数は、より豊かな地域ほどより汚染が少ないことを示している。空間的な相関の係数 λ は同産業のウェイト行列、同地域のウェイト行列で有意だが、同産業、同地域のウェイト行列では有意にならなかった。これは Moran' s I テストおよび LM 検定の結果と整合的である。

次に空間ラグモデルの結果を見る。空間ラグモデルによって推定された係数は表 1 の結果と直接比べることができないので、係数は符節の別表 A3 に記載した。LeSage and Pace (2009) にしたがって、説明変数 X が被説明変数 E に与える総効果を記載した (ここでは k は説明変数の行列の r 番目の変数を表している)。総効果とは直接的な影響と、空間的な相関を通じた間接的な影響の和である (ここでは i)。このインパクトは表 1 にある OLS、空間エラーのモデルの係数と直接比較することができる。表 3 は三つのウェイト行列ごとに説明変数の総合的なインパクトを述べたものである。表 4 は直接的な影響と間接的な影響を記載している。

表 3 の係数の符号や有意性は表 1 とほぼ同じである。二酸化炭素排出量の決定要因は企業規模、研究開発費、資本労働比率、広告費と輸出であり、地域的な変数は有意になら

ないままである。他の企業のラグ付きの被説明変数の係数（（6）式の ρ ）はそれぞれのウェイト行列において正で有意である。ここでは *KL*, *R&D*, *ADV* と *EXP* の影響が空間ラグモデルにおいて OLS や空間エラーモデルよりも強いことに留意する必要がある。これは空間的な相関を考慮しないと、推定された係数に下方向のバイアスがかかるということを示唆している。この結果の経済的効果は以下のように考えられる。例えば、大企業の二酸化炭素排出集約度は小規模な企業よりも 1.053 単位低い。これは小規模な企業の平均的な排出集約度が 100 万円の産出当たり 3.25 トンの二酸化炭素であることを考えると、小規模企業から大規模企業へ変化することにより、平均的な企業の排出集約度は 32%減少する。同様に平均的な企業において産出に対する研究開発支出が 10%上昇すると、二酸化炭素排出集約度は 0.029 単位下がり、これは 1.59%の集約度の低下に相当する。⁹

表 4 は間接的な影響を表記している。この間接的な影響とは近隣の企業 *j* の説明変数が企業 *j* の排出量を通じて企業 *i* の排出量に与えるインパクトである。この影響は予想したように、明らかに直接的な影響よりも小さい。しかし、統計的な有意性からこれらの間接的な効果が全ての主要な説明変数において存在していることを示している。

6. 空間相関とその規模

本論文の一つの貢献はウェイト行列を府県レベルよりも一層厳密に変えて、空間相関の規模を測ったことにある。企業の地理的な分布、とくに産業集積は府県をまたがる場合が多々あり、上記のような府県ベースのウェイト行列では対応できない。この問題を解決するために、距離ベースのウェイト行列で推計する。表 5 と表 6 は空間エラーモデルと空間ラグモデルを異なる空間ウェイト行列で推定しなおした係数を表している。ここ

⁹ $((12.99 / (1 / (0.022 * 0.1))) / 1.80) * 100 = 1.59\%$ と計算される。ここで 12.99 は推定された R&D に対する係数で、0.22 は標本における研究開発支出の割合の平均で、1.80 は標本における二酸化炭素排出の集約度の平均である。

では 30 キロ圏内、50 キロ圏内、100 キロ圏内の企業に距離で重み付けをしたウェイト行列を考えている。圏外であればゼロをとる。それぞれのウェイト行列において、近い企業ほど強い重み付けがされている。表 5 と表 6 にみられるように、推定された係数の符号と有意性は表 1 と表 3 の結果と非常に似通っている。

しかし 100 キロ圏内より離れた企業、例えば 150 キロ圏内や 200 キロ圏内の企業についてのウェイト行列の係数は有意にならなかった。この結果は紙面の関係から記載されていない。これは 100 キロ圏内付近までのウェイト行列でのみ空間的な相関が有意であるということを示唆している。100 キロという距離は産業集積の大きさと同じか、少し大きいぐらいになっている。¹⁰

100 キロ圏内での空間的な相関は直感的にも理解しやすいものといえる。日本の市町村単位か複数市町村ぐらいの大きさといえる。多くの日本における環境政策は地域レベル（市町村、自治体）よりも全国レベルで行われてきた。様々な地域的な規制が存在するとはいえ、排出量の規制は主として国内法で行われており、日本の各地域でほぼ同一である。これは本研究の結果からも確認できる。表 1 から表 6 で示されたとおり、*AGE* や *POLLUCON* などの府県レベルの規制に関連した変数は有意になっていない。これは府県単位での公的、公的でない規制が企業の排出集約度に有意に影響を及ぼしていないことをあらわしている。しかし裏返せば、規制を市町村あるいは 100 キロ圏内の限定された地域レベルであれば、有効に機能する可能性が高い。

7. 結論

¹⁰近年、経済地理学の文脈では Duranton and Overman(2005)が point-pattern approach という集積を事業の立地データを測る手法を提案している。日本では Nakajima et al. (2009)がマイクロデータを用いて、ほぼ全ての製造業について集積が 40 キロから 100 キロ圏内で形成されていることを示した。彼らは” 近距離 (0-40 キロ) でおおよそ半分の製造業 (561 のうち 267 から 276 の産業) が集積している。中距離 (40-100 キロ) においては集積している産業の数が大きく減り、110km 当たりで少し増加する。” と述べている。

この論文では我々は日本の企業レベルのデータを用い、空間的な相関を地域や産業をコントロールした上で企業レベルの二酸化炭素排出量の決定要因を検証した。本研究では企業の二酸化炭素排出量の主要な決定要因は資本労働比率、企業規模、研究開発支出、広告費（企業の公的なプロフィールを反映していると考えられる）、輸出シェアであることが分かった。地域の性質によってとらえられる地元のロビーイングは二酸化炭素排出量に影響を与えているという仮説は、我々の分析では明らかではなかった。

本研究では二酸化炭素排出量が空間的に相関していることを発見した。特に OLS モデルでの誤差項が空間的に相関していることを示した。これは近くに立地する企業同士が分析でコントロールされていない、産業集積の効果など共通の地域的な要素によって影響されている可能性を示唆している。さらにデモンストレーション効果や模倣効果によると思われる、被説明変数の空間的な相関の存在が分析で分かった。このような被説明変数における空間的な相関を考慮すると、説明変数の限界的な効果は大幅に大きくなり、これは空間的な相関を考慮に入れないと、推定された係数に下方向のバイアスがかかることを示している。これは環境パフォーマンスを計測する将来の研究に大きな含意をもたらすものである。期待されたように、遠くに立地する企業を含むほど、ウェイト行列の係数の有意性は弱まった。とくに 100 km 圏内で空間相関が観測され、それ以上の距離になると空間相関が消えることが分かった。

本論文の推計では 1 時点を使った空間計量分析だったため、論文の結果や結果の解釈は限定的であることに注意を要する。今後、時系列データを用いてパネル化することで一層、厳密な研究ができると思われる。

また、データ上の問題も大きいことに注意する必要がある。企業活動基本調査における企業と CO₂ の排出拠点であるプラントとは必ずしも一致しない。今後はプラントレベルでの推計も厳密化する上で必要不可欠であろう。

表1：OLS と空間エラーモデルの推定

	OLS	空間エラーモデル		
		産業	都道府県	産業 X 都道府県
<i>KL</i>	0.06** (2.41)	0.07*** (5.75)	0.07*** (5.92)	0.07*** (5.89)
<i>WAGE</i>	0.10** (2.00)	0.08* (1.68)	0.06 (1.44)	0.07 (1.57)
<i>SIZE MEDIUM</i>	-0.84*** (3.17)	-0.99*** (3.94)	-0.94*** (3.86)	-0.98*** (3.99)
<i>SIZE LARGE</i>	-0.91*** (3.45)	-1.01*** (3.87)	-1.02*** (3.94)	-1.03*** (3.93)
<i>SIZE EXLARGE</i>	-0.18 (0.56)	-0.33 (1.08)	-0.31 (1.04)	-0.35 (1.16)
<i>R&D</i>	-11.57*** (4.50)	-13.20*** (3.35)	-12.97*** (3.32)	-12.98*** (3.29)
<i>ADV</i>	-12.62*** (4.59)	-13.41** (2.06)	-13.26** (2.03)	-13.68** (2.08)
<i>EXP</i>	-1.03*** (2.75)	-1.03* (1.65)	-1.04* (1.67)	-1.08* (1.71)
<i>FOR</i>	-0.01 (1.24)	-0.01 (1.32)	-0.01 (1.23)	-0.01 (1.41)
<i>AFF</i>	0.15 (1.07)	0.03 (0.14)	0.04 (0.18)	0.01 (0.07)
<i>OUT</i>	0.03 (1.15)	0.02 (0.69)	0.03 (0.72)	0.02 (0.67)
<i>POPD</i>	-0.0002 (0.29)	-0.00002 (0.04)	-0.000037 (0.31)	-0.000003 (0.03)
<i>INC</i>	-0.00005 (1.10)	-0.0003* (1.81)	-0.0003*** (4.22)	-0.0003*** (5.19)
<i>MANF</i>	2.26 (0.84)	3.01 (1.39)	2.86 (1.27)	3.11 (1.37)
<i>AGE</i>	-7.48 (1.40)	-7.97 (1.49)	-7.09 (1.32)	-8.29 (1.52)
<i>POLLCON</i>	0.0003 (0.45)	0.0002 (0.29)	0.0006 (0.85)	0.0002 (0.37)
R ²	0.27	0.21	0.23	0.21
λ	-	0.08*** (11.97)	0.15*** (13.50)	0.01 (0.75)
対数尤度	-4801.127	-4673.83	-4663.57	-4677.37
LR 値 (自由度 1)	-	1233.79**	1406.67**	1341.11**
F 値	-	8.69**	14.68**	15.64**
標本数	1961	1961	1961	1961

***, ** と * はそれぞれ 1%、5%、10%での統計的な有意水準を示している。

t 値は括弧付きで表現されている。

LR 検定は OLS と空間エラーモデルを比較するものである。

F 検定は回帰全体の有意性を検定している。

λは誤差の空間的な相関の係数であり、(5)式で定義されている。

表 2 : Moran's I、LM 検定

	ウェイト行列		
	同産業	同都道府県	産業 X 同都道府県
OLS 残差に対する Moran 検定	0.05 ^{***}	0.10 ^{***}	0.01
OLS 残差に対する LM 検定 (空間エラーモデル)	8.59 ^{***}	32.08 ^{***}	0.460
OLS 残差に対する LM 検定 (空間ラグモデル)	10.35 ^{***}	42.47 ^{***}	12.71 ^{**}

***, ** と * はそれぞれ 1%、5%、10% の統計的な有意性を示している。

表3：空間ラグモデル：総効果

	産業	都道府県	産業 X 都道府県
<i>KL</i>	0.078 ^{***} (6.13)	0.084 ^{***} (6.01)	0.075 ^{***} (5.93)
<i>WAGE</i>	0.083 [*] (1.71)	0.082 (1.51)	0.074 (1.60)
<i>SIZE MEDIUM</i>	-1.062 ^{***} (3.87)	-1.096 ^{***} (3.68)	-1.006 ^{***} (4.10)
<i>SIZE LARGE</i>	-1.124 ^{***} (3.93)	-1.174 ^{***} (3.95)	-1.053 ^{***} (3.99)
<i>SIZE EXLARGE</i>	-0.373 (1.12)	-0.407 (1.14)	-0.362 (1.20)
<i>R&D</i>	-14.339 ^{***} (3.39)	-15.33 ^{***} (3.24)	-12.992 ^{***} (3.20)
<i>ADV</i>	-14.602 ^{**} (2.00)	-15.573 ^{**} (2.03)	-14.053 ^{**} (2.09)
<i>EXP</i>	-1.181 [*] (1.72)	-1.234 [*] (1.67)	-1.078 [*] (1.72)
<i>FOR</i>	-0.009 (1.29)	-0.009 (1.27)	-0.009 (1.41)
<i>AFF</i>	0.017 (0.07)	0.040 (0.16)	0.002 (0.01)
<i>OUT</i>	0.025 (0.63)	0.029 (0.72)	0.021 (0.59)
<i>POPD</i>	0.000002 (0.01)	-2.2E-05 (0.16)	0.000005 (0.04)
<i>INC</i>	-0.0003 (0.99)	-0.0003 (1.07)	-0.0003 (0.97)
<i>MANF</i>	3.357 (1.36)	3.554 (1.365)	3.341 (1.45)
<i>AGE</i>	-8.908 (1.38)	-8.713 (1.29)	-8.24 (1.42)
<i>POLLCON</i>	0.0002 (0.12)	0.0005 (0.35)	0.0002 (0.14)
ρ	0.09 ^{***} (103.02)	0.14 ^{**} (137.70)	0.02 ^{**} (54.36)
R ²	0.21	0.21	0.21
対数尤度	-4672.80	-4660.29	-4677.18
LR 値 (自由度 1)	1391.15 ^{**}	1410.65 ^{**}	1333.03 ^{**}
F 値	14.76 ^{**}	15.87 ^{**}	14.35 [*]
標本数	1961	1961	1961

***, ** と *はそれぞれ 1%、5%、10%の統計的な有意性を示している。

λ は誤差の空間的な相関の係数であり、(6)式で定義されている。

表 4：空間ラグモデル：直接効果と間接効果

	直接効果			間接効果		
	産業	都道府県	産業 X 都道府県	産業	都道府県	産業 X 都道府県
<i>KL</i>	0.0711*** (6.13)	0.0721*** (6.01)	0.0735** (5.93)	0.0065*** (6.11)	0.0120*** (6.01)	0.0012*** (5.89)
<i>WAGE</i>	0.0756 (1.71)	0.0703 (1.51)	0.073 (1.60)	0.0070* (1.71)	0.0117 (1.51)	0.0013 (1.59)
<i>SIZE MEDIAN</i>	-0.973*** (3.87)	-0.939*** (3.68)	-0.989*** (4.10)	0.0008** (3.04)	0.0012** (3.01)	0.0001** (3.12)
<i>SIZE LARGE</i>	-1.029*** (3.93)	-1.001*** (3.94)	-1.035*** (3.99)	-0.0947*** (3.93)	-0.1675*** (3.94)	-0.0178*** (3.98)
<i>SIZE EXLARGE</i>	-0.342 (1.118)	-0.349 (1.14)	-0.356 (1.20)	-0.0314 (1.12)	-0.0580 (1.14)	-0.0061 (1.20)
<i>R&D</i>	-13.132*** (3.39)	-13.140*** (3.24)	-12.773*** (3.20)	-1.2073*** (3.39)	-2.1881*** (3.24)	-0.2190*** (3.20)
<i>ADV</i>	-13.372** (2.00)	-13.350* (2.03)	-13.817** (2.09)	-1.2295** (2.00)	-2.2225** (2.03)	-0.2370** (2.08)
<i>EXP</i>	-1.081* (1.72)	-1.057* (1.67)	-1.060* (1.72)	-0.0994* (1.72)	-0.1761* (1.67)	-0.0182* (1.72)
<i>FOR</i>	-0.008 (1.29)	-0.008 (1.27)	-0.009 (1.41)	-0.0008 (1.29)	-0.0013 (1.257)	-0.0001 (1.41)
<i>AFF</i>	0.015 (0.07)	0.034 (0.163)	0.002 (0.01)	0.0014 (0.07)	0.0057 (0.16)	0.00004 (0.01)
<i>OUT</i>	0.022 (0.63)	0.025 (0.72)	0.021 (0.60)	0.0021 (0.63)	0.0042 (0.782)	0.0004 (0.60)
<i>POPD</i>	0.00001 (0.01)	-1.9E-05 (-0.16)	0.000005 (0.04)	0.000002 (0.01)	-3E-06 (-1.06)	0.0000056 (0.04)
<i>INC</i>	-0.0003 (0.99)	-0.0003 (1.07)	-0.0003 (0.97)	-2.4E-05 (0.99)	-4.6E-05 (1.21)	-4E-06 (0.97)
<i>MANF</i>	3.074 (1.35)	3.046 (1.37)	3.28 (1.45)	0.2826 (1.36)	0.507 (1.36)	0.056 (1.45)
<i>AGE</i>	-8.158 (1.39)	-7.469 (1.29)	-8.104 (1.42)	-0.7499 (1.39)	-1.2435 (1.29)	-0.1389 (1.42)
<i>POLLCON</i>	0.0001 (0.13)	0.0005 (0.35)	0.0002 (0.14)	0.00001 (0.12)	0.0001 (0.35)	0.000003 (0.14)

表5：空間ラグモデル：相関の規模

説明変数	30 キロ圏内	50 キロ圏内	100 キロ圏内
KL	0.08*** (6.01)	0.07*** (6.08)	0.07*** (5.96)
WAGE	0.06 (1.63)	0.08 (1.61)	0.08* (1.66)
SIZE MEDIAN	-0.99*** (3.89)	-1.00*** (3.94)	-1.02*** (4.11)
SIZE LARGE	-1.05*** (3.93)	-1.05*** (3.88)	-1.07*** (3.95)
SIZE ENLARGE	-0.35 (1.12)	-0.34 (1.09)	-0.37 (1.21)
R&D	-13.24*** (3.36)	-13.23*** (3.29)	-13.43** (3.38)
ADV	-14.17** (2.09)	-14.09** (2.09)	-14.60** (2.16)
EXP	-1.15* (1.77)	-1.12* (1.73)	-1.07* (1.57)
FOR	-0.01 (1.44)	-0.01 (1.37)	-0.01 (1.37)
AFF	0.01 (0.04)	0.002 (0.009)	0.02 (0.08)
OUT	0.02 (0.66)	0.02 (0.62)	0.02 (0.65)
POPD	-6E-06 (0.05)	-3E-06 (0.03)	-4E-06 (0.03)
INC	-0.0003 (1.07)	-0.0003 (1.04)	-0.0003 (0.98)
MANF	3.05 (1.36)	3.17 (1.36)	3.19 (1.37)
AGE	-8.24 (1.46)	-8.67 (1.56)	-8.63 (1.45)
POLLCON	0.0003 (0.22)	0.0002 (0.19)	0.0003 (0.18)
ρ	0.02** (60.08)	0.02*** (49.20)	0.04*** (73.72)
R ²	0.21	0.21	0.21
対数尤度	-4677.00	-4677.21	-4676.19
LR 値 (自由度 1)	1371.15**	1240.33**	1240.27**
F 値	14.37**	14.35**	14.44**
標本数	1961	1961	1961

***, ** と *はそれぞれ 1%、5%、10%の統計的な有意性を示している。
 λ は誤差の空間的な相関の係数であり、(6)式で定義されている。

APPENDIX 表 6 : 空間エラーモデル : 相関の規模

説明変数	30 キロ圏内	50 キロ圏内	100 キロ圏内
<i>KL</i>	0.08*** (6.07)	0.07*** (5.71)	0.07*** (5.62)
<i>WAGE</i>	0.07 (1.50)	0.08* (1.70)	0.08* (1.71)
<i>SIZE MEDIAN</i>	-0.97*** (3.94)	-0.97*** (3.97)	-0.99*** (4.02)
<i>SIZE LARGE</i>	-1.01*** (3.90)	-1.01*** (3.90)	-1.02*** (3.90)
<i>SIZE EXLARGE</i>	-0.32 (1.08)	-0.34 (1.14)	-0.34 (1.13)
<i>R&D</i>	-12.99*** (3.30)	-13.17*** (3.34)	-13.20*** (3.35)
<i>ADV</i>	-13.33** (2.05)	-13.57** (2.07)	-13.56** (2.07)
<i>EXP</i>	-1.05* (1.67)	-1.06* (1.68)	-1.04* (1.65)
<i>FOR</i>	-0.01 (1.39)	-0.01 (1.34)	-0.01 (1.34)
<i>AFF</i>	0.01 (0.96)	0.02 (0.11)	0.03 (0.15)
<i>OUT</i>	0.02 (0.68)	0.02 (0.68)	0.02 (0.69)
<i>POPD</i>	-8E-06 (0.09)	-2E-06 (0.02)	-6E-06 (0.05)
<i>INC</i>	-0.0003* (1.80)	-0.0003** (2.02)	-0.0003*** (2.78)
<i>MANF</i>	3.08 (1.43)	3.12 (1.44)	3.02 (1.34)
<i>AGE</i>	-7.40 (1.39)	-7.97 (1.49)	-8.35 (1.54)
<i>POLLCON</i>	0.0003 (0.44)	0.0002 (0.41)	0.0002 (0.28)
λ	0.07*** (11.80)	0.04*** (8.08)	0.05*** (4.13)
R ²	0.21	0.20	0.21
対数尤度	-4673.07	-4675.48	-4675.34
LR 値 (自由度 1)	1372.31**	1372.31**	8765.61**
F 値	14.67**	14.42**	14.52**
標本数	1961	1961	1961

***, ** と *はそれぞれ 1%、5%、10%の統計的な有意性を示している。

λ は誤差の空間的な相関の係数であり、(6)式で定義されている。

参考文献:

- Anselin, L. and Rey, S. (1991). Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. *Geographical Analysis*, 2, pp. 112-131.
- Antweiler, W., Copeland, B.R. and Taylor, M.S. (1999). Is Free Trade Good for the Environment? NBER Working Paper no. 6707.
- Antweiler, W., Copeland, B.R. and Taylor, M.S. (2001). Is Free Trade Good for the Environment? *American Economic Review*, 91, 4, pp. 877-908.
- Albornoz, F., Cole, M.A., Elliott, R.J.R. and Ercolani, M.G. (2009). In Search of Environmental Spillovers. *The World Economy*, 32, 1, pp. 136-63.
- Badrinath, S. G. and Bolster, P. J. (1996). The Role of Market Forces in EPA Enforcement Activity. *Journal of Regulatory Economics*, 10, 2, pp.165–181.
- Cole, M.A. and Elliott, R.J.R. (2005). FDI and the Capital Intensity of 'Dirty' Sectors: A Missing Piece of the Pollution Haven Puzzle. *Review of Development Economics*, 9, 4, pp.530-48.
- Cole, M.A., Elliott, R.J.R. and Shimamoto, K. (2013). The carbon dioxide emission of firms: A spatial analysis. *Journal of Environmental Economics and Management*, 65, pp.290-309.
- Cole, M.A., Elliott, R.J.R. and Shimamoto, K. (2005). Industrial Characteristics, Environmental Regulations and Air Pollution: An Analysis of the UK Manufacturing Sector. *Journal of Environmental Economics and Management*, 50, 1, pp.121-43.
- Cole, M.A., Elliott, R.J.R. and Strobl, E. (2008). The Environmental Performance of Firms: The Role of Foreign Ownership, Training and Experience. *Ecological Economics*, 65, pp. 538-46.
- Dunning, J.H. (1977). *Trade, Location of Economic Activity and the Multinational Enterprise: A Search for an Eclectic Approach*, Macmillan, London.
- Duranton, G. and H. Overman (2005), Testing for Localization Using Micro-geographic Data, *Review of Economic Studies* 72, 1077-1106.
- Eskeland, G. S. and A. E. Harrison (2003), 'Moving to Greener Pastures? Multinationals and the Pollution Haven Hypothesis', *Journal of Development Economics*, 70, pp.1–23.
- Forster, P., Ramaswamy, V., Artaxo, P., Berntsen, T., Betts, R., Fahey, D.W., Haywood, J., Lean, J., Lowe, D.C., Myhre, G., Nganga, J., Prinn, R., Raga, G., Schultz, M. and Van Dorland, R. (2007). Changes in Atmospheric Constituents and in Radiative Forcing in Solomon, S., Qin, D., Manning, M., Chen, Z., Marquis, M., Averyt, K.B., Tignor, M. and Miller H.L. (eds.). *Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the*

- Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press.
- Gray, W.B. and Shadbegian, R. (2004). Optimal Pollution Abatement – Whose Benefits Matter and How Much? *Journal of Environmental Economics and Management*, 47, pp. 510-534.
- Görg, H. and Greenaway, D. (2004). Much ado about nothing? Do domestic firms really benefit from foreign direct investment? *World Bank Research Observer* **19** (2004), pp. 171–197
- Hartman, R., Huq, M. and Wheeler, D. (1997). Why Paper Mills Clean Up: Determinants of Pollution Abatement in Four Asian Countries, World Bank Policy Research Department Working Paper, No. 1710, January.
- Henriques and Sadorsky (1996). The Determinants of an Environmentally Responsive Firm: An Empirical Approach, *Journal of Environmental Economics and Management*, 30, pp. 381-395.
- Hibiki, A. and Arimura, T. (2004). Environmental Policies and Firm-Level Management Practices in Japan, OECD, Paris.
- Huq, M. and Wheeler, D. (1993). Pollution Reduction Without Formal Regulation: Evidence from Bangladesh, World Bank Environment Department Working Paper, No. 1993-39.
- Jacobson, M. Z. (2010). Enhancement of Local Air Pollution by Urban CO₂ Domes. *Environmental Science and Technology*, 44, pp. 2497–2502.
- Kahn, M. (1999). The Silver Lining of Rust Belt Manufacturing Decline. *Journal of Urban Economics*, 46, pp. 360-76.
- Kathuria, V. (2007). Informal Regulation of Pollution in a Developing Country: Evidence from India, *Ecological Economics*, Volume 63, pp. 403-417.
- LeSage, J.P. and Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press.
- Nakamura, M., Takahashi, T. and Vertinsky, I. (2001). Why Japanese Firms Choose to Certify: A Study of the Managerial Response to Environmental Issues, *Journal of Environmental Economics and Management*, 42, 1, pp.23-52.
- Nakajima, K., Saito, Y and Uesugi, I. (2009). Measuring Economic Localization: Evidence from Japanese Firm-level Data, *Journal of the Japanese and International Economies*, 26, pp.201-220.
- Pargal, S. and Wheeler, D. (1996). Informal Regulation of Industrial Pollution in Developing Countries: Evidence from Indonesia, *Journal of Political Economy*, 104, 6, pp. 1314-1327.

Schreurs, M. A. (2002). *Environmental Politics in Japan, Germany and the United States*. Cambridge University Press.

Shadbegian, R. and Gray, W.B. (2003). What Determines the Environmental Performance of Paper Mills? The Roles of Abatement Spending, Regulation and Efficiency. *Topics in Economic Analysis and Policy*, 3.

Ziegler, A., Schroder, M. and Rennings, K. (2007). The Effect of Environmental and Social Performance on the Stock Performance of European Corporations. *Environmental and Resource Economics*, 37, pp. 661-680.

APPENDIX 表 A1：変数の定義

変数	定義
<i>CO₂ intensity</i>	百万円の産出額一単位当たりの二酸化炭素排出量（トン）
<i>SIZE SMALL</i>	企業の雇用者数の第1四分位（50人から233人の雇用者数）
<i>SIZE MEDIUM</i>	企業の雇用者数の第2四分位（234人から470人の雇用者数）
<i>SIZE LARGE</i>	企業の雇用者数の第3四分位（471人から1032人の雇用者数）
<i>SIZE EXLARGE</i>	企業の雇用者数の第4四分位（1033人から78200人の雇用者数）
<i>EXP</i>	産出額の中の輸出された割合
<i>KL</i>	労働者一人当たりの物理的な資本
<i>R&D</i>	産出額一単位当たりの研究開発支出
<i>FOR</i>	海外持ち株比率
<i>ADV</i>	産出額一単位当たりの広告費
<i>WAGE</i>	一人当たり賃金（百万円）
<i>AFF</i>	海外子会社を持っているかどうかのダミー変数
<i>OUT</i>	産出額一単位当たりのアウトソーシングの額
<i>POPD</i>	都道府県の平方キロメートル当たりの人口（千人）
<i>INC</i>	都道府県の一人当たりGDP（千円）
<i>MANF</i>	都道府県の総付加価値額のうち、製造業の付加価値額の占める割合
<i>AGE</i>	都道府県の65歳以上の人口の比率
<i>POLLCON</i>	都道府県の環境対策部署の職員の割合

APPENDIX 表 A2：記述統計

説明変数	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
<i>CO₂ intensity</i>	1961	1.80	4.016	0.0029	69.50
<i>SIZE SMALL</i>	1961	0.25	0.43	0	1
<i>SIZE MEDIUM</i>	1961	0.25	0.43	0	1
<i>SIZE LARGE</i>	1961	0.25	0.43	0	1
<i>SIZE EXLAGRE</i>	1961	0.25	0.43	0	1
<i>EXP</i>	1961	0.090	0.16	0	0.97
<i>KL</i>	1961	5.23	7.43	0.022	97.32
<i>R&D</i>	1961	0.022	0.027	0	0.25
<i>FOR</i>	1961	5.26	14.57	0	100
<i>ADV</i>	1961	0.0053	0.015	0	0.21
<i>WAGE</i>	1961	6.23	2.061	0.47	26.056
<i>AFF</i>	1961	0.31	0.46	0	1
<i>OUT</i>	1961	0.23	2.46	0	85.68
<i>POPD</i>	1961	1.47	1.82	0.00056	4.13
<i>INC</i>	1961	34273.05	7630.49	20400	44970
<i>MANF</i>	1961	13.08	6.098	4.50	23.84
<i>AGE</i>	1961	19.51	2.27	16.077	27.094
<i>POLLCON</i>	1961	428.78	273.79	30	768

APPENDIX 表 A3：空間ラグモデルの係数

説明変数	産業 X		
	産業	都道府県	都道府県
<i>KL</i>	0.071 ^{***} (5.73)	0.072 ^{***} (5.86)	0.073 ^{***} (5.88)
<i>WAGE</i>	0.076 (1.67)	0.071 (1.57)	0.072 (1.59)
<i>SIZE MEDIAN</i>	-0.971 ^{***} (3.96)	-0.944 ^{***} (3.88)	-0.982 ^{***} (3.98)
<i>SIZE LARGE</i>	-1.023 ^{***} (3.94)	-1.008 ^{***} (3.92)	-1.029 ^{***} (3.95)
<i>SIZE SUP.LARGE</i>	-0.345 (1.14)	-0.347 (1.17)	-0.356 (1.18)
<i>R&D</i>	-12.943 ^{***} (3.29)	-13.007 ^{***} (3.33)	-12.941 ^{***} (3.28)
<i>ADV</i>	-13.604 ^{**} (2.06)	-13.502 ^{**} (2.06)	-13.703 ^{**} (2.07)
<i>EXP</i>	-1.061 [*] (1.69)	-1.009 [*] (1.62)	-1.082 [*] (1.71)
<i>FOR</i>	-0.009 (1.38)	-0.008 (1.24)	-0.009 (1.41)
<i>AFF</i>	0.022 (0.10)	0.028 (0.13)	0.012 (0.06)
<i>OUT</i>	0.023 (0.64)	0.023 (0.65)	0.024 (0.67)
<i>POPD</i>	-4E-06 (-0.03)	-1.6E-05 (-0.13)	-3E-06 (-0.02)
<i>INC</i>	-0.0003 (1.03)	-0.0003 (1.05)	-0.0003 (1.05)
<i>MANF</i>	3.056 (1.35)	3.046 (1.361)	3.114 (1.38)
<i>AGE</i>	-8.152 (1.44)	-7.485 (1.33)	-8.32 (1.46)
<i>POLLCON</i>	0.0002 (0.164)	0.0004 (0.30)	0.0003 (0.193)
<i>P</i>	0.09 ^{***} (103.02)	0.14 ^{**} (137.70)	0.02 ^{**} (54.36)
R ²	0.21	0.21	0.21
対数尤度	-4672.80	-4660.29	-4677.18
LR 値 (自由度 1)	1391.15 ^{**}	1410.65 ^{**}	1333.03 ^{**}
F 値	14.76 ^{**}	15.87 ^{**}	14.35 [*]
標本数	1961	1961	1961