

大気環境が地価に与える影響に関する実証研究

2017年 3月

姜 哲敏

大気環境が地価に与える影響に関する実証研究

姜 哲敏

システム情報工学研究科

筑波大学

2017年 3月

目次

序章.....	1
第1章 環境の価値の測定とヘドニック価格法.....	8
1.1 環境の価値の測定手法.....	8
1.1.1 ヘドニック価格法.....	9
1.1.2 仮想市場法.....	11
1.1.3 旅行費用法.....	12
1.2 ヘドニック価格法の経済理論.....	15
1.3 ヘドニック価格法の実証分析.....	18
1.3.1 識別問題.....	19
1.3.2 パネルデータと固定効果.....	24
1.3.3 差の差の推定法.....	25
1.3.4 操作変数法.....	30
第2章 大気環境の改善による経済価値の測定：東京大都市圏におけるディーゼル車規制を用いた検証.....	39
2.1 はじめに.....	39
2.2 背景.....	43

2.2.1	推定上の問題と既存研究レビュー.....	43
2.2.2	1都3県のディーゼル車規制.....	46
2.3	データ.....	52
2.3.1	地価.....	53
2.3.2	大気環境.....	54
2.3.3	幹線道路の交通量.....	56
2.3.4	データセットの結合.....	57
2.3.5	記述統計.....	58
2.4	推定方法.....	60
2.5	推定結果.....	64
2.6	おわりに.....	69
第3章	居住者の特性と大気環境に対する価値.....	95
3.1	はじめに.....	95
3.2	既存研究レビュー及び推定上の問題.....	97
3.3	推定方法.....	101
3.3.1	大気環境への限界支払意思額(MWTP).....	101
3.3.2	限界支払意思額(MWTP)の空間分布.....	102
3.3.3	大気環境への選好と居住地選択.....	103

3.4	データ	104
3.5	推定結果	107
3.5.1	大気環境への限界支払意思額(MWTP)	107
3.5.2	限界支払限界意思額(MWTP)の空間分布	108
3.5.3	大気環境への選好と居住地選択	109
3.6	結論と今後の課題.....	110
終章	：今後の研究課題	123

序章

本論文の目的は、大気環境が地価に与える影響を明らかにすることである。具体的には、次の2つのテーマに対し、地価のヘドニック価格法を用いて分析を行う。第1のテーマでは、都市部において実施された大気環境規制が大気汚染をどの程度改善し、その結果として総便益が地価にどの程度資本化されたのかを測ることで、家計が綺麗な大気環境に対してどれだけの支払意思額を持つのかを調べる。支払い意思額から総便益を推計することで、大気環境規制の費用対効果について議論することが可能となる。第2のテーマでは、どのような特性の家計が大気環境に大きな価値を感じているかを明らかにする。第1のテーマで測る総便益は対象地域内の合計値(or 平均値)として求められるが、空間的な広がりの中で支払い意思額が不均一になる可能性について十分に考慮ができない。それに対して、第2のテーマでは、空間的な支払い意思額の分布と地域における平均的な家計属性との関係を調べることで、どのような地域で大きな便益が発生するのかを明らかにし、その理由について考察する。

これまでに世界各国は経済発展に伴う負の外部性として様々な環境問題を経験してきた。その中のひとつとして大気汚染公害がある。大気汚染公害が注目されるようになったのは、1952年のロンドンスモッグ事件である。当時ロンドンでは産業革命以降の石炭燃料の使用増加によってスモッグが発生し、人々の健康と生命に深刻な影響を及ぼ

した。1952年12月から2か月間でロンドンでは、スモッグによる死者が約1万2千人にもものぼった(Bell et al., 2004)。現在でも、急激な経済成長を遂げている途上国でも大気汚染公害が深刻化している。世界保健機構(WHO)の2012年の推計によると、大気汚染による死者は世界全体で700万人であるという。

大気汚染は人々の健康のみならず、教育(Bharadwaj et al., forthcoming や Nilsson, 2009 など)や労働生産性(Viard and Fu, 2015)などにも影響を与えることが知られている。しかし、大気環境規制を導入する際には、その是非について議論になることが多い。その理由として、綺麗な大気環境の経済価値に関する実証的証拠が少なく、規制導入のコストに見合う効果があるかが分からないためである。また、途上国では環境保全より経済成長が優先されやすい現状がある。

大気環境のような非市場財は取引市場が存在せず、その経済価値を直接に観察することができない。しかし、経済学では土地や住宅の価格を通じて、間接的に非市場財の価値を測る手法が確立されている。そのひとつが、ヘドニック価格法である。ヘドニック価格法は、環境の違いがどのように地価に反映されているかを観察し、それをもとに環境の価値を測定する。これまで、大気汚染(Currie et al., 2015)や水質汚染(Leggett and Bockstael, 2000)、騒音(Boes and Nuesch, 2011)など、様々な環境問題を対象とした研究が報告されている。本論文では先行研究にならい、地価のヘドニック価格法を利用して大気環境の経済価値を測定する。

本論文の特色

本研究には大気環境の経済的価値を測った先行研究とは異なる2つの特色がある。第1の特色は、日本の行政が収集してきたデータセットの質が高く、それらを利用して自然実験アプローチによって内生性の問題を回避していることにある。大気環境の価値を測る研究は50年前から存在しているが、内生性の問題に十分に対処できていなかったことが指摘されている(Smith and Huang, 1995)。また、内生性の問題に対処した研究も近年行われているが(Chay and Greenstone, 2005 など)、大気観測所の空間的な分布の密度が低かったり、標本の単位が広い地域(county レベル)だったため、例えば、支払い意思額の空間的な分布に関する詳細な議論を行うことが難しかった。本研究は、日本の公示地点を標本の単位とすることで、例えば、支払い意思額の詳細な空間的な分布について議論することが可能となる。

第2の特色は、大気汚染の発生源を特定できていることである。第2章では、ディーゼル車に対する排出ガス規制の評価を行うが、日本ではどの幹線道路にどれくらい交通量があったのかを調べているため、大気汚染の発生源に関する情報を利用することができる。本研究が着目する排出ガス規制には自然実験的な特徴があるため、これを利用することでクリアな支払い意思額の推定が可能となる。Currie et al.(2015)は工場の開業・廃業を近隣の大気環境に対する時間的に不連続なイベントとして扱っているという意味において、大気汚染の発生源を特定している数少ない研究の一つである。ただし、

工場の開業・廃業は経済活動の活発さと関連している可能性があり、経済活動の活発さは大気環境の支払い意思額を推定する際の交絡因子となりうるものであるため、推定結果を過小評価する方向のバイアスの懸念がある。つまり、本研究における推定の信頼性はこれまでの先行研究よりも高いものになると期待できる。

本研究は、このような特色の下で、大気環境に対する支払い意思額をもとめ総便益を推計し、例えば、自動車排出ガス規制の費用対効果に関する信頼性の高い証拠を提供することで、大気環境規制に資する証拠の蓄積を目指すものである。

本論文の構成

以下では、これ以降の各章の構成について述べる。第1章では、ヘドニック価格法を中心に、環境の価値の測定手法について概観する。また、ヘドニック価格法の実証分析における識別問題と、その解決策について述べ、環境経済学における関連研究を紹介することで、本研究の位置づけを明確にする。

第2章では、2000年に制定された1都3県（東京都・千葉県・埼玉県・神奈川県）におけるディーゼル車規制の特徴を用いて、大気環境の改善をもたらす経済価値を測定する。分析には、1991年から2010年まで、20年間の公示地価とPM10の年平均値を利用する。また、公示地価の調査地点におけるディーゼル車規制の影響度合いを反映するために、幹線道路における交通量データを利用する。本研究は、大都市圏を対象とし

て大気環境の経済価値を推定した初めての研究である。これまでアメリカなど国全体における平均的な大気環境の経済価値を推定した研究はいくつか発表されているが(例えば、Chay and Greenstone, 2005)、それらの研究は大気環境が綺麗な郊外部を含めるため大気環境の経済価値を過小評価している可能性がある。分析の結果、2000年代前半に1都3県で行われたディーゼル車排出ガス規制は、大きな総便益を発生させたことが示唆された。このことは先進国における自動車排出ガス規制の実施の経済的妥当性を裏付ける証拠である。

第3章では、どのような特徴を持つ家計が、大気環境に対して大きな価値を置くかを調べる。データは、東京23区における2007年から2012年までの公示地価とPM10、窒素酸化物(NOX)、非メタン炭化水素(NMHC)の年平均値を利用する。分析では、ランダム係数モデルにより、支払い意思額の空間的なばらつきを求めた。分析の結果、持ち家率の高い地域ほど、大気環境に対して大きな価値を感じる事が分かった。このことは、居住期間が長いほど、健康投資としての支払い意思額が高くなることを示唆している。

以上で概観したように、第2章と第3章は補完的な関係にあり、どのような都市において大気環境規制の総便益が高くなるのかを考察するための証拠を提供している。しかしながら、大気環境の価値の評価に関する研究はそれでも十分な量・質の証拠を蓄積しているとは言えないため、さらに研究を続けていく必要がある。終章では、本研究の内

容を踏まえ、今後の研究の展望について述べる。

<参考文献>

Bell, Michelle L., Devra L. Davis, and Tony Fletcher. 2004. “A Retrospective Assessment of Mortality from the London Smog Episode of 1952: The Role of Influenza and Pollution.” *Environmental Health Perspectives* 112 (1): 6–8.

Bharadwaj, Prashant, Matthew Gibson, Joshua Graff Zivin, and Christopher Neilson. Forthcoming. “Gray Matters: Fetal Pollution Exposure and Human Capital Formation.” *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*.

Boes, Stefan and Stephan Nuesch. 2011. “Quasi-experimental Evidence on the Effect of Aircraft Noise on Apartment Rents.” *Journal of Urban Economics* 69: 196-204.

Chay, K. Y. and Greenstone, M., 2005, “Does air quality matter? Evidence from the housing market.” *Journal of Political Economy*, 113(2): 376-424.

Currie, Janet, Lucas Davis, Michael Greenstone, and Reed Walker. 2015. “Environmental Health Risks and Housing Values: Evidence from 1,600 Toxic Plant Openings and Closings.” *American Economic Review* 105 (2): 678–709.

Leggett, Christopher G. and Nancy E. Bockstael. 2000. “Evidence of the Effects of Water Quality on Residential Land Prices.” *Journal of Environmental Economics and*

Management 39 (2): 121-144.

Nilsson, J. Peter. 2009. "The long-term effects of early childhood lead exposure: evidence from the phase-out of leaded gasoline." *Working Paper*.

Smith, V. K. and Huang, Ju-Chin. 1995. "Can Markets Value Air Quality? A Meta-analysis of Hedonic Property Value Models." *Journal of Political Economy* 103(1): 209-227.

Viard, V. Brian and Shihe Fu. 2015. "The Effect of Beijing's Driving Restrictions on Pollution and Economic Activity." *Journal of Public Economics* 125: 98-115.

第1章 環境の価値の測定とヘドニック価格法

本章では、本論文で用いるヘドニック価格法(hedonic price method)を中心に、環境の価値の測定手法について概観する。第1節では、環境の価値を測定するために考案された3つの手法を紹介し、それぞれの長短所について述べる。第2節では、Rosen(1974)によるヘドニック価格法の経済理論について概観する。第3節では、ヘドニック価格法の実証分析における識別問題と、その解決策および環境経済学における関連研究を紹介する。

1.1 環境の価値の測定手法

環境の価値を測定することは、環境政策の導入において重要な課題である。綺麗な空気や水、静かな居住環境など、人は誰しも良好な環境を好む。しかし、良質な環境を維持するためには様々な社会的な費用がかかる。従って、環境政策を立案する際には、どの程度の環境水準を目標にすべきか、またその時の費用負担はどうすべきかなどに関して経済的な意思決定が必要となる。

財の価値、言い換えれば財より得られる便益は、通常、市場での取引価格という形で観察される。しかし、環境は取引市場が存在せず、その便益を直接に観察することがで

きない。これに対して経済学では、1960年代より顕著になった公害問題の出現をきっかけとして、環境のような非市場財についての分析が注目を浴びるようになった。以下では、非市場財による便益を測定するために考案された3つの代表的な手法として、ヘドニック価格法、仮想市場法(contingent valuation method)および旅行費用法(travel cost method)について概観し、それぞれの長短所について述べる。本節の内容は、伊多波(2009)や竹内(1999)、肥田野(1997)、肥田野(1999)などを参考にしている。

1.1.1 ヘドニック価格法

ヘドニック価格法は土地や住宅などの代理市場を利用し、非市場財の価値を間接的に測定する手法である。この手法では、居住環境の改善によって得られる便益が地価や住宅価格に資本化されるという資本化仮説が背景となっている。大気環境を例にすると、ある地域で大気環境政策が行われ、その地域の大気環境が綺麗になったとする。人々は綺麗な大気環境を好むため、その地域の土地に対する需要が高まる。従って、土地に対する需要の増加により、その地域の地価が上昇する。ヘドニック価格法では、大気環境の改善による地価の上昇額を推定することで、綺麗な大気環境のもたらす便益を明らかにする。

ヘドニック価格法の起源は、Waugh(1928)がボストンの卸売市場における野菜価格と品質との関係を調べたことである。ヘドニック価格という言葉は初めて用いたのは、

Court(1939)が中古自動車の価格と自動車の属性との関係を調べた研究である。その後、Rosen(1974)が経済学的な理論の枠組みを成立したことにより、様々な環境財と地価や住宅価格との関係を調べた研究が発表されるようになった。しかしながら環境経済学の主な関心事である、環境財による地価や住宅価格の変化を精緻に識別することは容易ではなく、筆者の知る限り 2000 年代以降に準実験的なアプローチを用いることで、ようやくこの問題を解決できるようになった。例えば、Boes and Nuesch(2011)は騒音、Chay and Greenstone(2005)は大気汚染、Davis(2004)は小児白血病の発病リスク、Leggett and Bockstael(2000)は水質と地価や住宅価格との関係を明らかにした。

ヘドニック価格法は、他の非市場財の価値の測定手法に比べ、次の 2 つの長所を持つ。第 1 に、ヘドニック価格法は、代理市場での価格によって表明された人々の行動、つまり顕示選好(revealed preference)をもとにする点である。ヘドニック価格法と並んで使用されてきた仮想市場法(次節詳述)では、仮想上の状況における人々の意識、つまり表明選好(stated preference)をもとにする。しかし、経済学では表明選好のような移ろいやすい人間の意識は信頼できないという議論がある。第 2 に、ヘドニック価格法では、人々は予算制約下で効用の最大化をはかるという最適化行動と、それに伴う市場均衡価格をもとにする。それに対し、仮想市場法ではこのような人々の最適化行動や市場均衡などを考慮していない。

一方、ヘドニック価格法は次の 2 つの短所を持つ。第 1 に、評価対象として市場の影

響が現れるものに限定される点である。そのため、仮想市場法に比べて適用範囲が狭い。第2に、地球温暖化のように広範囲にわたって影響を及ぼす環境財については適用することが難しい。

日本を分析対象としたヘドニック価格法の最大の特徴は豊富な地価データにある。特に、地価公示という制度により、毎年国土交通省が代表的な土地について鑑定価格を公表している。地価公示によるデータは、1970年代より古くから蓄積されており、また、基本的に同じ地点に対して繰り返し調査を行っている。

1.1.2 仮想市場法

仮想市場法は、アンケート調査によって人々に評価の対象となる非市場財への支払意思額を直接尋ね、そのデータに基づいて非市場財の価値を求める方法である。例えば、改善される大気環境に対して支払ってよいと考える金額を質問し、その解答から大気環境の価値を求めるといった方法をとる。仮想市場法の考え方を最初に提示したのは Ciriacy-Wantrup(1947)である。

仮想市場法の長所は、あらゆる非市場財を評価対象としうるため、適用範囲が広いことである。しかしながら仮想市場法は表明選好をもとにするため、信頼性が低いという指摘がある。表明選好は、実際に取引されていないものに関する選好のため、それが実現した場合の顕示選好とは相違が生じることがある。そこで、仮想市場法は他の非市場

財の測定手法が適用できない場合に限って適用すべきだという指摘がある (Johansson 1987 や国交省 2009)。

顕示選好と表明選好との相違に関して、Bohm(1972)による有名なスウェーデンの実験がある。そこでは、無作為に選ばれた被験者を対象に、50 スウェーデン・クローネの現金を与え、著名なテレビ司会者による未公開の番組を鑑賞することに対する支払意思額を尋ねた。さらに被験者は、異なる支払い方法をもとに2つのグループに分類された。その2つは、実際の支払を含む方法(顕示選好)と、実際の支払をせずに支払が仮想的な方法(表明選好)であった。両グループにおける平均支払意思額の比較を行った結果、仮想的な支払方法のグループは、実際の支払方法のグループに比べ、支払意思額が相対的に高かった。Bohm(1972)はこの結果について、表明選好では顕示選好に比べ、人々が無責任にふるまったと解釈している。

仮想市場法はいくつかの問題を抱えているものの、これまで様々な環境財の評価に利用されてきた。本論文では、ヘドニック価格法による分析を中心とするため、仮想市場法の適用例については省略する。仮想市場法の適用例については、竹内(1999)、肥田野(1999)などに詳しい。

1.1.3 旅行費用法

旅行費用法は、評価の対象となる環境財を有する施設までの移動コストをもとに環境

財の価値を測定する。言い換えれば、ある環境財を有する施設に対し、その施設を利用する人々が、交通費などの移動コストを支払ってでも訪問する価値があるか否かの観点で測定をする手法である。旅行費用法の考え方は、Trice and Wood(1958)より初めて提示され、その後、Bradford and Hildebrandt(1977)などによって理論的な基礎づけがなされた。旅行費用法は公園や森林、海辺などのレクリエーション施設の整備評価の際に用いられることが多い。

旅行費用法は、顕示選好として人々の移動行動に現れたデータをもとにする。そのため、仮想市場法よりは結果の信頼性が高いと言える。しかし、分析には施設利用者の行動に関するデータが必要であり、このようなデータは入手が困難な場合が多い。また、複数の施設を目的とする人の場合は、各施設に配分する旅行コストをどう扱うかに関する問題がある。

表 1-1 非市場財の価値の測定手法の比較¹

	ヘドニック価格法	仮想市場法	旅行費用法
内容	環境改善による便益が地価や住宅価格に帰着するとし、環境改善のみによる地価の変化分を便益として計測する	アンケート調査によって環境改善に対する支払意思額を直接に尋ね、この金額をもとに便益を求める	評価対象となる環境財を有する施設までの移動コストをもとに便益を計測する
長所	<ul style="list-style-type: none"> ・客観的なデータ(顕示選好)によるため、結果の信頼性が高い ・日本では地価データが豊富である 	<ul style="list-style-type: none"> ・あらゆる環境財が対象となりうり、適用範囲が広い 	<ul style="list-style-type: none"> ・客観的なデータ(顕示選好)によるため、結果の信頼性が高い
短所	<ul style="list-style-type: none"> ・環境改善等の影響が市場に現れるものに限定されるため、適用範囲が比較的狭い 	<ul style="list-style-type: none"> ・主観的なデータ(表明選好)によるため、結果の信頼性が低い 	<ul style="list-style-type: none"> ・データの入手が困難である ・評価対象が公園やリクレーション施設などに限定され、適用範囲が比較的狭い

¹ この表は国土交通省(2009)を参考に作成したものである。

1.2 ヘドニック価格法の経済理論

本節では、Rosen(1974)によるヘドニック価格法の経済理論について述べる。Ridker and Henning(1967)以降、経済学では非市場財として環境財と土地や住宅の価格との関係を調べてきたが、Rosen(1974)はこれらの関係に経済学的な理論を成立し、非市場財の価値を測定するためのヘドニックモデルを考案した。

ヘドニックモデルでは差別化された財をその財の持つ属性の束として考える。例えば、土地 \mathbf{X} を以下のような土地属性のベクトルとして表す。

$$\mathbf{X} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$$

土地属性としては、環境水準(大気汚染や騒音など)や法規制(用途地域、建ぺい率、容積率など)、最隣環境(寄り駅までの距離、学校の質など)などが考えられる。また、土地の価格 P は、全ての土地属性の潜在価値(implicit price)の束として、次のように表す。

$$P = P(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

通常、上式をヘドニック価格関数(hedonic price function)または市場価格関数という。

ヘドニック価格関数において、ある土地属性 j についての偏微分($\partial P / \partial x_j$)は、他の属性を一定とした場合の属性 j の限界潜在価格(marginal implicit price)となる。

ヘドニックモデルでは完全競争市場において複数の消費者があり、それぞれの消費者は効用最大化を行うと仮定する。このとき、均衡状態における特性 j の限界潜在価格を

特性 j のヘドニック価格指数(hedonic price index または hedonic price schedule)という。

ここで、消費者の効用は土地属性と合成財の消費量で決まる。合成財とは土地属性以外の全ての財を指し、価値尺度財(numeraire good)と仮定する。つまり、合成財の価格は1である。また、消費者は予算制約のもとで効用最大化をはかることから、消費者の行動は下記のように表すことができる。

$$\max_{Z, X} u = u(Z, X)$$

$$\text{subject to } I = P(X) + Z$$

ここで、 Z は合成財の消費量、 X は土地属性の消費量である。また、 I は所得、 P は (x_1, x_2, \dots, x_n) という属性を有する土地の価格である。上式における最適化問題を解くと、

$$\frac{\partial P}{\partial x_j} = \frac{\partial U / \partial x_j}{\partial U / \partial Z} \quad (1)$$

となり、土地属性の最適な消費量 X^* 、合成財の最適な消費量 Z^* およびその際の効用水準 U^* が決まる。以上より、消費者の間接効用関数は以下のようになる。

$$u(I - P, X^*) = U^*$$

ここで、Rosen(1974)のヘドニックモデルでは、 U^* を達成するための付け値関数(bid function)を導入した。すると、間接効用関数は次のように変形できる。

$$u(I - B, X) = U^* \quad (2)$$

付け値関数 B は、効用水準 U^* を維持したうえで、属性 $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ を有する土地に支出できる最大の価格を表す。また、付け値関数は任意の効用水準と予算制約下で定義

できるので、上式を次のように表すことができる。

$$u(I - B(\mathbf{X}; U, I), \mathbf{X}) = U$$

ここで、土地属性 $\mathbf{X} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ のうち、ある属性 x_j について両辺を微分すると、

$$\left(\frac{\partial U}{\partial Z} \times \frac{\partial Z}{\partial x_j} \right) + \frac{\partial U}{\partial x_j} = 0$$

となる。また、 $\frac{\partial Z}{\partial x_j} = -\frac{\partial B}{\partial x_j}$ であるため、上式は次のように変形できる。

$$\left(-\frac{\partial U}{\partial Z} \times \frac{\partial B}{\partial x_j} \right) + \frac{\partial U}{\partial x_j} = 0$$

以上より、次のような式が得られる。

$$\frac{\partial B}{\partial x_j} = \frac{\partial U / \partial x_j}{\partial U / \partial Z} \quad (3)$$

式(1)と式(3)より、

$$\frac{\partial P}{\partial x_j} = \frac{\partial B}{\partial x_j}$$

となり、土地属性 x_j の市場均衡価格を表すヘドニック価格と、効用最大化を行う消費者にとっての土地属性 x_j の限界付け値とが一致することが分かる。つまり、市場価格を通じて土地属性に対する支払意思額を観察できる。通常、上式における左辺を限界潜在価格(marginal implicit price)、右辺を限界支払い意思額(marginal willingness to pay)という。ここで、もし付け値が市場価格より高い場合には、この値を下げることで効用を上げることができる。例えば、式(2)において B を減らすことで合成財の消費量 $Z = I - B$ を増加させることができる。つまり、合成財の消費量を増加させることで、効用水準 U を U^* より高めることができる。逆に、もし付け値が市場価格より低い場合、消費者はこの

土地を購入することができない。

図 1-1 には、大気環境の質という土地属性の市場価格関数 $P(x^{Air})$ と、大気環境に対して異なる選好を持つ 2 種類の消費者の付け値関数を描いている。消費者 1 は、大気環境に対して強い選好を持つ。そのため、価格が高くても大気環境の質の高い場所を好む。それに対し、消費者 2 は、消費者 1 ほど大気環境に強い選好を持たない。すると、消費者 2 は、価格が安くて大気環境の質の低い場所を好む。また、供給者はより多くの消費者を引き寄せるために、大気環境の質の低い土地では、大気環境の質の高い土地に比べてより低い価格を設定することになる。以上より、2 人の消費者は、それぞれの大気環境に対する限界支払意思額が、限界潜在価格に等しくなる地点で居住地選択を行うことになる。

1.3 ヘドニック価格法の実証分析

ヘドニック価格法の実証分析では、地価 P を土地属性 \mathbf{X} に回帰させることで、関心のある土地属性に対する限界支払意思額を推定する。つまり、土地属性 j に対する限界支払意思額は、地価 P を土地属性 \mathbf{X} に回帰させた際の推定係数 $(\partial P / \partial x_j)$ となる。しかし、以下で述べる識別問題のため、関心のある土地属性のみに対する限界支払意思額を推定することは簡単ではない。本節では、ヘドニック価格法における識別問題と、その解決

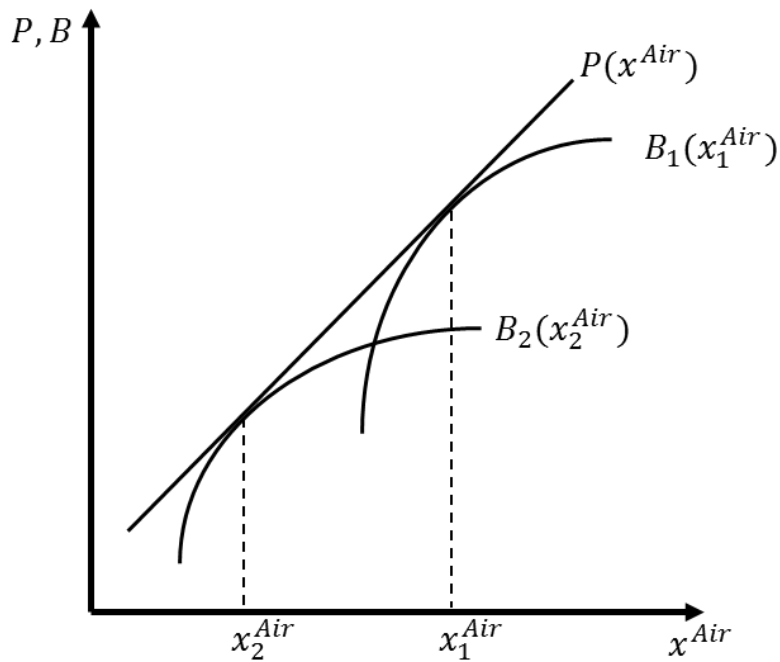


図 1-1 大気環境の質とヘドニック価格市場

策として実験的アプローチを中心について概観し、環境経済学における関連研究を紹介する。

1.3.1 識別問題

大気環境に対する限界支払意思額を推定するために、以下のような回帰式を考える。

$$P_i = \alpha + \beta x_i^{Air} + \gamma \mathbf{X}_i + \varepsilon_i$$

P_i は地点*i*における地価で、 x_i^{Air} は大気環境の質を表す。 \mathbf{X}_i は大気環境以外の土地属性ベクトルである。ここで、もし全ての土地属性を観察できるならば識別問題は起こらない。

つまり、 β の推定量は真の大気環境に対する限界支払意思額となる。しかし、当然なが

ら分析者は全ての土地属性を観察することができず、もしくは指標化することができない。例えば、街の発展度や景観などの要因は回帰式に直接に入れることができない。そこで、大気環境以外の全ての土地属性が観察不可能とし、以下のような回帰式を推定すると、

$$P_i = \alpha + \beta x_i^{Air} + \eta_i$$

$$\text{ただし、} \eta_i = \gamma \mathbf{X}_i + \varepsilon_i$$

最小二乗法による β の推定量は次のような値になる。

$$\hat{\beta} = \frac{(x_i^{Air} - \bar{x}^{Air})(P_i - \bar{P})}{\sum (x_i^{Air} - \bar{x}^{Air})^2} = \beta + \gamma \frac{Cov(x^{Air}, \mathbf{X})}{V(x^{Air})} \quad (4)$$

上式より、もし大気環境の質 x_i^{Air} と土地属性ベクトル \mathbf{X} との間に相関する要因(共変量または交絡因子という)があるならば、右辺の第2項は0ではなくなり、 $\hat{\beta}$ はその分だけ真の値から外れてしまう。これは除外変数バイアスといい、ヘドニック価格法のみならず、因果推論を行う全ての実証分析で問題となる。ヘドニック価格法の実証分析において、除外変数バイアスによる識別問題は古くから指摘されていた。例えば、Small(1975)は大気環境と住宅価格との関係を調べるにあって、今後の課題として次のように述べている。

“I have entirely avoided in this comment the important question of whether the empirical difficulties, especially correlation between pollution and unmeasured

neighborhood characteristics, are so overwhelming as to render the entire method useless. I hope that with the air cleared of theoretical misconceptions, future work can proceed to solving these practical problems.”

ヘドニック価格法を用いて大気環境の価値を測定する際には、除外変数バイアスのために大気環境の価値が過小評価されることが多い。例えば、街の発展度という除外変数の存在を想定する。街の発展度が高いほど、経済活動が活発であり、それに伴って大気環境の質が低い。つまり、式(4)の右辺第2項において $Cov(x^{Air}, \mathbf{X})$ が負となり、 $\hat{\beta}$ はその分だけ真の値より小さくなる。言い換えれば、 $\hat{\beta}$ の中に街の発展度というバイアスが含まれ、地価が高いことが大気環境のせいなのか、街の発展度が高いせいなのか識別できなくなってしまう。

ヘドニック価格法を用いて大気環境の価値の測定を試みた初めての研究は Ridker and Henning(1967)である。それ以降、数多くの研究が発表されてきたが、上記の除外変数バイアス問題への対処が不十分であり、大気環境の価値を過小推定していた。Smith and Huang(1995)は、Ridker and Henning(1967)以降に発表された、37本の論文をもとにメタ分析を行っている(表 1-2)。これらの研究では、アメリカの様々な都市における横断面データを利用して、浮遊粒子(total suspended particles)という大気汚染物質に対する限界支払意思額を調べている。横断面データとは、1時点において複数の土地や

表 1-2 アメリカにおける粒子状物質と住宅価格に関する既存研究²

著者(出版年度)	対象地域	対象年度	限界支払意思額 (1982-1984 ドル)
Anderson and Crocker(1971)	Washington	1960	- 4.9 ~ 169.3
	Kansas City	1960	16.4 ~ 31.6
	St. Louis	1960	17.0 ~ 32.7
Atkinson and Crocker(1987)	Chicago	1964	366.2
Bender et al.(1980)	Chicago	1970	159.8 ~ 234.0
Berry(1976)	Chicago	1968	- 1.38
Brookshire et al.(1982)	Los Angeles	1977	149.2
Bructo et al.(1990)	Los Angeles	1972	140.7 ~ 190.6
	San Francisco	1978	500.2
Jackson(1979)	Milwaukee	1970	551.4
Krumm(1980)	Chicago	1971	29.0
Li and Brown(1980)	Boston	1971	2.7 ~ 10.8
McDonald(1980)	Chicago	1970	- 239.8 ~ 159.8
Nelson(1978)	Washington	1970	0 ~ 1,522.0
Palmquist(1984)	Atlanta など 7 都市	1977	0.4 ~ 173.7
Smith(1978)	Chicago	1970	116.0 ~ 138.1

住宅に関する情報を集めたデータをいう。メタ分析の結果、浮遊粒子に対する住宅価格

² この表には Smith and Huang(1995)のメタ分析に使われた論文のうち、査読付き雑誌に掲載された論文の一部を示す。

の弾力性は-0.04 から-0.07 であり、予想より大気環境の価値は小さい結果であった。さらに、表 1-2 から分かるように、大気環境に対して負の支払意思額を示す研究もいくつかあった。そのため、これらの研究では大気環境の価値は非常に小さい、もしくはヘドニック価格法は環境の価値を評価するに適切ではないと結論づけている。

一方、日本を対象とした研究として、金本ほか(1989)と畑中(2004)はそれぞれ 1987 年の東京都と 1998 年の大阪府の公示地価データを利用し、大気環境の価値を測定した。しかし、いずれも識別問題への対応は不十分であり、金本ほか(1989)は本文中にも記載されている通り、データの制約のため予備的な分析にとどまっている。

上述の通り、Small(1975)は大気環境と住宅価格との関係を調べるにあって、除外変数バイアスによる識別問題の解決が重要であると指摘した。その 30 年後、実験的アプローチを用いて、ようやくこの問題を解決した研究が報告されるようになった(Chay and Greenstone 2005)。筆者の知る限り、環境経済学では 2000 年代より、実験的アプローチを用いて、様々な環境財に対する評価を行う研究が報告されるようになった。次項以降では識別問題への解決策について概観し、環境経済学における関連研究を紹介する。

1.3.2 パネルデータと固定効果

1990年代後半より、土地や住宅に関するパネルデータを利用することで、識別問題の一部に対応するようになった。上述の Smith and Huang(1995)までは、横断面データを用いた分析が主流であった。横断面データとは、1時点において複数の土地や住宅に関する情報を集めたデータをいう。それに対しパネルデータは、複数時点において同一の土地や住宅に関する情報を集めたデータである。パネルデータを用いた分析では、共変量の中で時間を通じて変化しない土地や住宅固有の観察できないあらゆる要因の影響を取り除くことができる。

パネルデータを用いる場合、以下のような回帰式を考える。

$$P_{it} = \alpha + \beta x_{it}^{Air} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

ここで、 P_{it} は地点*i*における*t*期の地価で、 x_{it}^{Air} は大気環境の質を表す。 γ_i は共変量の中で、時間を通じて変化しない地点*i*固有の属性である。通常、 γ_i を個別固定効果(individual fixed-effects)という。当然ながら分析者は全ての地点固有の属性を観察することができず、このような要因の存在は β の推定量にバイアスを引き起こす。ここで、式(5)の両辺に時間平均をとると

$$\bar{P}_i = \alpha + \beta \overline{x_i^{Air}} + \gamma_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (6)$$

となる。ここで、式(5)から式(6)を引くと

$$P_{it} - \bar{P}_i = \beta(x_{it}^{Air} - \overline{x_i^{Air}}) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$$

となり、個別固定効果 γ_i が消去されていることが分かる。つまり、パネルデータを用いた分析では、地点固有の時間を通じて不変の共変量を観察できなくても、その影響を取り除くことができる。

Zabel and Kiel(2000)は、アメリカの4つの都市を対象に4つの大気汚染物質(NOX, SOX, OZ, TSP)に対する限界支払意思額を調べている。彼らが利用したデータはAmerican Housing Survey(AHS)というサーベイ調査で、これはランダムに選ばれた特定の住宅に対して居住者自身が評価した住宅価格を収集している。分析では、5期間にわたって繰り返し調査を行った住宅データを利用することで、時間を通じて変化しない共変量の影響をコントロールしている。しかし彼らの結果では、汚染物質ごとに推定係数の符号が異なり、一貫した結果が示されていない。

パネルデータ分析では固定効果を用いることで、地点固有の時間を通じて不変な要因の影響をコントロールできる。しかし、時間を通じて変化する共変量が存在する場合には、推定量にバイアスが生じる。Zabel and Kiel(2000)の推定結果は、そのような共変量の存在のため、識別問題への対応が不十分であることを示唆している。

1.3.3 差の差の推定法

差の差の推定法(difference-in-differences)は、政策導入などのショックによる環境質および地価の変化を推定する方法である。例えば、中心市街地における交通規制の導入

表 1-3 差の差の推定法

	中心市街地 (treatment group)	郊外部 (control group)
規制導入前(t=0)	x_{T0}^{Air}, P_{T0}	x_{C0}^{Air}, P_{C0}
規制導入後(t=1)	x_{T1}^{Air}, P_{T1}	x_{C1}^{Air}, P_{C1}

によって、大気環境の質と地価がどの程度変化したかを調べたいとする。この場合1つの方法として、単純なビフォー・アフターの比較が考えられる。つまり、交通規制が導入された中心市街地において規制導入の前後における大気環境の質および地価を比べる方法である。表 1-3 によると、 $x_{T1}^{Air} - x_{T0}^{Air}$ および $P_{T1} - P_{T0}$ となる。しかし、この場合には交通規制以外に大気環境および地価と共変する要因の影響を含めてしまう恐れがある。例えば、交通規制とは別に全国レベルでなにかしらの環境政策が行われた場合、単純なビフォー・アフターの比較ではこの影響も含まれ、交通規制の効果を過大評価する。また、もう一つの方法として、交通規制の導入後において中心市街地と郊外部での大気環境の質および地価を比べることが考えられる。表 1-3 における $x_{T1}^{Air} - x_{C1}^{Air}$ および $P_{T1} - P_{C1}$ である。しかし、交通規制を導入した中心市街地は、郊外部に比べ、もともと大気環境の質が低く、地価が高い傾向がある。そうすると、中心市街地で地価が高いことは、交通規制による大気環境改善の便益が資本化されたせいなのか、もともと地価が高いせいなのか識別できなくなる。

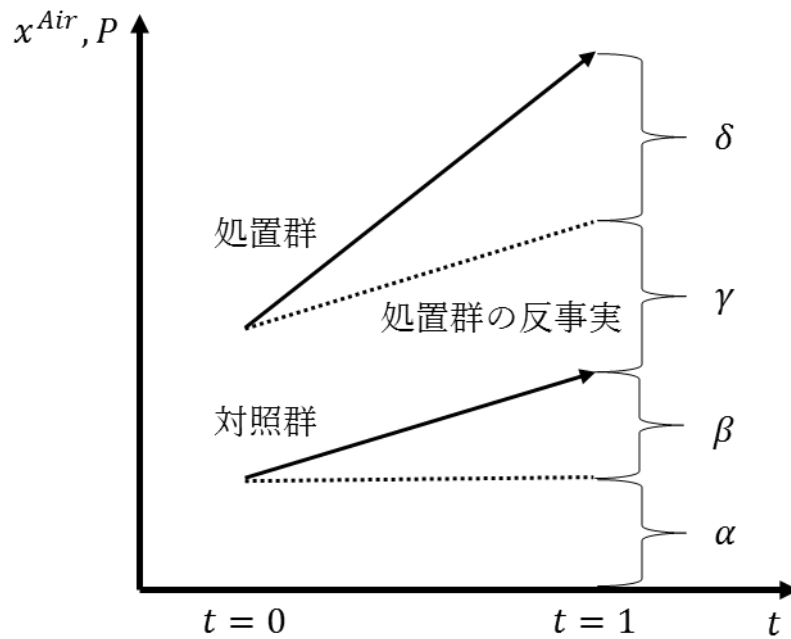


図 1-2 差の差の推定法のイメージ

差の差の推定法では、上記の 2 つの方法を組み合わせることで、交通規制のみによる大気環境の質および地価の変化を推定する。言い換えれば、規制導入の前と後の大気環境および地価の変化が、中心市街地と郊外部でどの程度異なるかを調べる。図 1-2 には差の差の推定法のイメージを示す。図では、規制の対象となる中心市街地を処置群、対象とならない郊外部を対照群としている。図より、差の差の推定法では、中心市街地(処置群)において、もしも交通規制が行われなかったら、大気環境の質と地価の推移は郊外部(対照群)と同じだっただろうと仮定していることが分かる(図中における処置群の反事実)。通常、これをコモントレンド仮定といい、差の差の推定法の有効性を表すために、この仮定が満たされていることを示すことが重要となる。

差の差の推定法を用いて、交通規制が大気環境の質および地価に与える影響を推定するために、以下のような回帰式を考える。

$$x_{it}^{Air} = \alpha + \beta Post_t + \gamma Treat_i + \delta(Post_t \times Treat_i) + \varepsilon_{it}$$

$$P_{it} = \alpha + \beta Post_t + \gamma Treat_i + \delta(Post_t \times Treat_i) + \varepsilon_{it}$$

ここで、 $Post_t$ は規制導入のタイミングを表し、導入前は0、導入後は1となる。 β の推定量は、郊外部におけるビフォー・アフター効果である。 $Treat_i$ は規制の対象地域を表す変数で、中心市街地で1、郊外部で0となる。 γ の推定量は、規制導入後において両地域における大気環境および地価の差を表す。以上の2つの変数の交差項を推定することで、差の差の推定法による交通規制の効果 δ が分かる。

交通規制が大気環境に与える影響を調べた研究として Wolff(2013)がある。そこではドイツの43都市における交通規制(Low Emission Zones)の導入と大気環境(PM10)の改善との関係を調べている。具体的には、各都市において交通規制の導入時期と対象車両が異なることを利用し、規制導入前後において対象地域と対象外地域における大気環境の差を推定している。その結果、規制の対象地域では規制導入後に大気環境が7%~9%改善したことが示されている。Wolff(2013)は交通規制による大気環境改善の効果を推定した先駆的な研究であるものの、それに伴う地価や住宅価格の上昇といった便益の増加を明らかにするまでは至っていない。本論文の第2章では、東京大都市圏を対象とし、交通規制による大気環境の改善と地価の上昇への影響を調べる。

表 1-4 環境経済学においてヘドニック価格法と差の差の推定法を用いた既存研究

著者(出版年度)	評価対象の環境財	対象地域	内容
Boes and Nuesch(2011)	騒音	チューリッヒ (スイス)	飛行規制の変更による離着陸ルートの変化を利用し、空港周辺において飛行規制の変更前後の騒音および家賃の変化を推定した
Currie et al.(2015)	大気汚染	アメリカにおける5つの州	工場の開業と閉鎖タイミングを利用し、工場周辺の住宅価格の変化を明らかにした
Davis(2004)	小児白血病の発病 リスク	アメリカの2つの群	2000年にChurchill郡において小児白血病が急増したことを利用し、その前後におけるChurchill郡と隣接郡の住宅価格の変化を調べた
Horsch and Lewis(2009)	水質	ウィスコンシン 州(アメリカ)	湖にフサモ(milfoil)が出現したことが、湖周辺の地価に与えた影響を推定している
Kim et al.(2015)	公園	ニューヨーク (アメリカ)	公園の設置がその周辺の住宅価格に与えた影響を調べている

その他、環境経済学では様々な環境財を対象として差の差の推定法とヘドニック価格法を用いた研究が報告されている(表 1-4)。例えば、Boes and Nuesch(2011)は騒音、Davis(2004)は小児白血病の発病リスク、Horsch and Lewis(2009)は水質、Kim et al.(2015)は公園などを対象としている。

1.3.4 操作変数法

操作変数(instrument variable)の考え方は、関心のある環境財とは相関するが、共変量とは相関しない変数を探し、その変数を動かすことで関心のある環境財のみの変化による地価や住宅価格の変化を観察するというものである。図 1-3 には操作変数の概念図を示している。ここでは、大気環境の質 x^{Air} と地価 P との関係に注目する。この場合、大気環境の質 x^{Air} とは相関するが、町の発展度などの共変量 ε とは相関しない、操作変数 Z が存在すると想定する。すると、操作変数 Z を動かすと、共変量 ε は動かず、大気環境の質 x^{Air} のみが動き、それに伴う地価 P の変化が識別できる。

操作変数について詳細に説明をするために、以下のような回帰式を考える。

$$P_i = \alpha + \beta x_i^{Air} + \varepsilon_i \quad (5)$$

ここで、 P_i は地点 i の地価で、 x_i^{Air} は関心のある環境財として大気環境の質を表す。 ε_i は観察できない土地属性であり、その中で大気環境の質 x_i^{Air} と相関する要因がある場合、大気環境の対する限界支払意思額を示す β の推定量にはバイアスが生じる。そこで、以

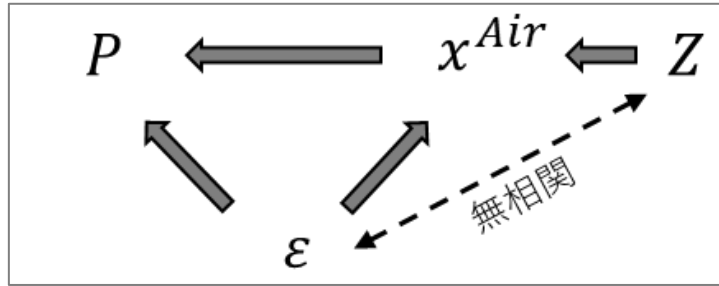


図 1-3 操作変数の概念図

下のような性質を持つ操作変数 Z_i の存在を想定する。

$$Cov(x_i^{Air}, Z_i) \neq 0$$

$$Cov(\varepsilon_i, Z_i) = 0 \quad (6)$$

通常、式(6)を除外制約(exclusion restriction)の仮定という。ここで、操作変数 Z_i は 0 か 1 となる 2 項変数であると仮定し、式(5)を操作変数について条件付き期待値をとると、

$$E(P_i | Z_i = 1) = \alpha + \beta E(x_i^{Air} | Z_i = 1)$$

$$E(P_i | Z_i = 0) = \alpha + \beta E(x_i^{Air} | Z_i = 0)$$

となり、 β を次のように表すことができる。

$$\beta = \frac{E(P_i | Z_i = 1) - E(P_i | Z_i = 0)}{E(x_i^{Air} | Z_i = 1) - E(x_i^{Air} | Z_i = 0)}$$

従って、 β は次のように推定できる。

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{P}_{Z=1} - \bar{P}_{Z=0}}{\bar{x}^{Air}_{Z=1} - \bar{x}^{Air}_{Z=0}}$$

以上より、操作変数による推定量は、操作変数による地価の変化と操作変数による大気環境の変化の比となる。

Chay and Greenstone(2005)は操作変数法を用いることで、識別問題に対応し大気環境の価値を測定した初めての研究である。彼らはアメリカにおいて1970年に導入された大気浄化法(Clean Air Act Amendments)の持つ特徴を操作変数として利用し、大気環境の改善が住宅価格の上昇に与える影響を明らかにした。大気浄化法では浮遊粒子という大気汚染物質に対して環境基準を定め、前年度の浮遊粒子の濃度をもとに各郡(county)を達成地域と未達成地域に指定する。ここで、未達成地域に指定された郡は、工場レベルでの新規投資によって大気汚染物質の排出を減らすことが義務付けられる。Chay and Greenstone(2005)は、環境基準の付近における各郡では、経済状況などの共変量が似ているものの、未達成地域に指定される郡は達成地域に比べ、その後に大気環境が大きく改善され、住宅価格も上昇したことを利用している。推定結果として、大気環境に対する住宅価格の弾力性は、これまでの研究より約5倍も高いことが示されている。また、大気浄化法による便益は、アメリカ全域にわたって約450億ドルであったと推計している。

Chay and Greenstone(2005)はヘドニック価格法を用いて大気環境の価値を測定した先駆的な研究であり、その後、同じ識別戦略を用いた拡張的な研究が次々と発表されてきた。Chay and Greenstone(2005)は、アメリカ全域において大気浄化法による平均的な便益を推定した。それ以降の研究では、どのような特性を持つ居住者が大気浄化法による便益を大きく受けたかを調べている。例えば、Grainger(2012)は、持ち家居住者は

賃貸居住者に比べ、大気環境に対する限界支払意思額が約 1.5 倍高いことを明らかにした。本論文の第 3 章は、東京 23 区を対象として、Grainger(2012)と整合性のある結果が得られている。また、Bento et al.(2015)は、都心の近くに居住する低所得者ほど、大気環境に対する限界支払意思額が大きいことを明らかにした。

<参考文献>

伊多波良雄, 2009, 『公共政策のための政策評価手法』中央経済社

竹内憲司, 2009, 『環境評価の政策利用—CVM とトラベルコスト法の有効性』勁草書房

肥田野登, 1997, 『環境と社会資本の経済評価—ヘドニック・アプローチの理論と実際』勁草書房

肥田野登, 1999, 『環境と行政の経済評価—CVM(仮想市場法)マニュアル』勁草書房

国土交通省, 2009, 「仮想的市場評価法 (CVM) 適用の指針」 <

<http://www.mlit.go.jp/tec/hyouka/public/090713/cvmshishin/cvmshishin090713.pdf>

[f#search=%27%E5%9B%BD%E5%9C%9F%E4%BA%A4%E9%80%9A%E7%9C%](http://www.mlit.go.jp/tec/hyouka/public/090713/cvmshishin/cvmshishin090713.pdf#search=%27%E5%9B%BD%E5%9C%9F%E4%BA%A4%E9%80%9A%E7%9C%81+cvm+%E3%83%9E%E3%83%8B%E3%83%A5%E3%82%A2%E3%83%AB%27)

[81+cvm+%E3%83%9E%E3%83%8B%E3%83%A5%E3%82%A2%E3%83%AB%27](http://www.mlit.go.jp/tec/hyouka/public/090713/cvmshishin/cvmshishin090713.pdf#search=%27%E5%9B%BD%E5%9C%9F%E4%BA%A4%E9%80%9A%E7%9C%81+cvm+%E3%83%9E%E3%83%8B%E3%83%A5%E3%82%A2%E3%83%AB%27)

> (2017 年 1 月 6 日アクセス)

金本良嗣・中村良平・矢澤則彦, 1989 「ヘドニック・アプローチによる環境の価値の

- 測定」, 『環境科学会誌』 2 (4): 251-265, 1989.
- 畑中弘, 2004, 「大阪府域における大気環境の経済分析」, 『大阪府環境情報センター所報』 24: 1-14
- Anderson, Robert J., Jr., and Crocker, Thomas D. 1971. "Air Pollution and Residential Property Values." *Urban Studies* 8: 171-180
- Atkinson, Scott E. and Crocker, Thomas D. 1987. "A Bayesian approach to assessing the robustness of hedonic property value studies." *Journal of Applied Econometrics* 2(1): 27-45.
- Bender, Bruce, Gronberg, Timothy J. and Hwang, Hae-Shin. 1980. "Choice of Functional Form and the Demand for Air Quality." *Review of Economics and Statistics* 62: 638-643.
- Bento, A., Freedman, M., and Lang, C. 2015. "Who benefits from environmental regulation? Evidence from the Clean Air Act Amendments," *Review of Economics and Statistics* 97(3): 610-622.
- Berry, Brian J. L. 1976. "Ghetto Expansion and Single-Family Housing Prices: Chicago, 1968-1972." *Journal of Urban Economics* 3: 397-423.
- Boes, Stefan and Nuesch, Stephan. 2011. "Quasi-experimental Evidence on the Effect of Aircraft Noise on Apartment Rents." *Journal of Urban Economics* 69: 196-204.

- Bohm, P. 1972. "Estimating demand for public goods: an experiment." *European Economic Review* 3: 111-130.
- Bradford D, and Hildebrandt, G. G. 1977. "Observable public goods preferences." *Journal of Public Economics* 8: 111-131.
- Brookshire, David S., Thayer, Mark A., Schulze, William D. and d'Arge, Ralph C. 1982. "Valuing Public Goods: A Comparison of Survey and Hedonic Approaches." *American Economic Review* 72: 165-177.
- Brucato, Peter F., Jr., Murdoch, James C., and Thayer, Mark A. 1990. "Urban Air Quality Improvements: A Comparison of Aggregate Health and Welfare Benefits to Hedonic Price Differential." *Journal of Environmental Economics and Statistics* 30: 265-279.
- Chay, K. Y. and Greenstone, M. 2005. "Does air quality matter? Evidence from the housing market." *Journal of Political Economy* 113(2): 376-424.
- Ciriacy-Wantrup, S. V. 1947. "Capital returns from soil conservation practices." *Journal of Farm Economics* 29: 1181-1196.
- Court, Andrew. 1939. "Hedonic Price Indexes with Automotive Examples", in *The dynamics of automobile demand, General Motors Corporation*: 99-117.
- Currie, Janet, Lucas Davis, Michael Greenstone, and Reed Walker. 2015.

- “Environmental Health Risks and Housing Values: Evidence from 1,600 Toxic Plant Openings and Closings.” *American Economic Review* 105 (2): 678–709.
- Lucas W. Davis. 2004. “The Effect of Health Risk on Housing Values: Evidence from a Cancer Cluster.” *American Economics Review* 94(5): 1693-1704.
- Grainger, C. A., 2012, “The distributional effects of pollution regulations: Do renters fully pay for cleaner air?” *Journal of Public Economics* 96: 840-852.
- Horsch, E. J. and Lewis, D. J. 2009 “The effects of aquatic invasive species on property values: evidence from a quasi-experiment.” *Land Economics* 85: 391–409.
- Jackson, Jerry R. 1979. “Intraurban Variation in the Price of Housing.” *Journal of Urban Economics* 6: 464-79.
- Johansson, P.-O. 1987. *The Economic Theory and Measurement of Environmental Benefits*, Cambridge University Press.
- Kim, H. N., Boxall P. C. and Adamowicz, W. L. 2015. “The demonstration and capture of the value of an ecosystems service: a quasi-experimental hedonic property analysis.” *American Journal of Agricultural Economics* 98(3): 1-19
- Krumm, Ronald J. 1980. “Neighborhood Amenities: An Economic Analysis.” *Journal of Urban Economics* 7: 208-224.
- Leggett, Christopher G. and Nancy E. Bockstael. 2000. “Evidence of the Effects of

- Water Quality on Residential Land Prices.” *Journal of Environmental Economics and Management* 39 (2): 121-144.
- Li, Mingche M., and Brown, H. James. 1980. “Micro-neighborhood Externalities and Hedonic Housing Prices.” *Land Economics* 56: 125-141
- McDonald, John F. 1980. “The Use of Proxy Variables in Housing Price Analysis.” *Journal of Urban Economics* 7: 75-83
- Nelson, Jon P. 1978. “Residential Choice, Hedonic Prices, and the Demand for Urban Air Quality.” *Journal of Urban Economics* 5: 357-369.
- Palmquist, Raymond B. 1984. “Estimating the Demand for the Characteristics of Housing.” *Review of Economics and Statistics* 66: 394-404.
- Ridker, Ronald G., and Henning, John A. 1967. “The Determinants of Residential Property Values with Special Reference to Air Pollution.” *Review of Economics and Statistics* 49: 246-257.
- Rosen, S. 1974. “Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition.” *Journal of Political Economy* 82 (1):34-55.
- Small, Kenneth A. 1975. “Air Pollution and Property Values: Further Comment.” *Review of Economics and Statistics* 5: 105–7.
- Smith, Barton A. 1978. “Measuring the Value of Urban Amenities.” *Journal of Urban*

Economics 5:370-387.

Smith, V. K. and Huang, Ju-Chin. 1995. "Can Markets Value Air Quality? A Meta-analysis of Hedonic Property Value Models." *Journal of Political Economy* 103(1): 209-227.

Trice, A. H. and Wood, S. E. 1958. "Measurement of recreation benefits." *Land Economics* 34: 195-207.

Waugh, F. V. 1928. "Quality Factors Influencing Vegetable Prices." *Journal of Farm Economics* 10: 185-96.

Wolff, Hendrik. 2013. "Keep Your Clunker in the Suburb: Low - emission Zones and Adoption of Green Vehicles." *The Economic Journal* 124: 481-512

Zabel, J. E. and Kiel, K. A. 2000. "Estimating the demand for air quality in four U.S. cities." *Land Economics*, 76 (2):174-194.

第 2 章 大気環境の改善による経済価値の測定：東京大都市圏におけるディーゼル車規制を用いた検証

2.1 はじめに

経済発展と環境保全はトレードオフの関係にあり、その調和を図ることは重要な課題である。日本では 1960 年代半ばより、高速道路網の拡張や幹線道路の整備、低価格車の販売などによって、急速なモータリゼーションが進んだ。日本全国の自動車保有台数は、1965 年から 1999 年まで 813 万台から 7445 万台に 9 倍以上も増加した。モータリゼーションの進展は、貨物の輸送コストの削減や輸送時間の短縮、個人の移動自由の拡大などを通じて経済成長や都市圏の拡大に大きな影響を及ぼした。一方で、モータリゼーションによる車社会の到来は、様々な環境問題を引き起こした。その代表的なものとして、自動車排気ガス公害が挙げられる。とりわけ自動車排気ガス問題は、道路網が発達し、交通量が集中する大都市部で深刻であった³。

自動車排気ガスには様々な有害物質が含まれている。その中で主にディーゼル車から排出される粒子状物質(PM: Particulate Matter)は、人々の健康に大きな被害を及ぼすこ

³ 例えば、1996 年の浮遊粒子状物質(PM10: Suspended Particulate Matter)の環境基準達成率は、東京大都市圏で 11%に対し、東京大都市圏を除いた全国では 78%であった。

とが知られている。これまでの疫学調査や動物実験によると、高濃度の PM に露出されると肺癌や気管支喘息が発病するリスクが高くなり、花粉症やアレルギー性鼻炎が増悪する⁴。日本の大都市圏ではモータリゼーションの進展とともに自動車排気ガスによる健康被害が顕著になった。例えば、東京都における喘息患者数は、1989 年から 1998 年までの 10 年間で、7.7 万人から 13.4 万人に急増した(東京都環境局, 2003)。このような状況を踏まえ、1990 年代には日本の 5 つの大都市で大気汚染訴訟が相次いだ。そこでは、大都市部の幹線道路沿いに居住する呼吸器疾患の患者らが、自動車排気ガスによる健康被害を訴え、国や自治体、ディーゼル車メーカーに対して、損害賠償や大気汚染物質の排出差し止めを求めた。

経済発展と環境保全を両立するにあって、環境の持つ経済価値を調べることは重要な課題である。日本ではモータリゼーションの進展とともに自動車排気ガスによる健康被害が拡大されたが、欧米各国に比べ、自動車起源の PM10 に対する規制の導入が遅く、

⁴ 世界保健機関(WHO)の国際がん研究機関(IARC)は、PM が発がんリスクを高める可能性があるとして発表しているなど、これまでの疫学研究では、PM が肺癌や喘息などの気管支疾患を引き起こすことが明らかになっている。また、国立環境研究所のマウスを対象とした動物実験では、PM10 と花粉症及び生殖機能の減退との関係について調べている。実験の結果では、スギ花粉が PM10 に結びつくと、PM10 中の水分を吸収し破裂して、より細かくなったアレルギー物質が人体の奥まで到達して深刻な健康被害をもたらす危険を指摘している。また、高濃度の PM10 には、生物の生殖機能を損なう毒性があり、精子の生産能力を低下させたり、流産のリスクを高めたりすることが明らかになっている。東京大都市圏において PM10 の主な発生源としては、ディーゼル車の排気ガスが指摘されている。東京都の推計によると、1990 年時点で年間、都内で排出される PM10 のうち、約 37%がディーゼル車の排気ガスに起因するという(東京都環境局, 2000)。

規制値も緩かった。また、ディーゼル車規制を導入にする際には、国と自治体の間で規制の導入時期や方法、予算などをめぐって激しい議論が行われた。このような環境規制の導入をめぐった論争は、綺麗な大気環境の持つ経済価値が分からないことに起因する

本研究の目的は、1991年から2010までの20年間の公示地価のデータを用いて、2000年に日本の首都圏1都3県に対して行われたディーゼル車規制がPM10および地価に与えた影響を調べることである。大気環境が悪いところほど地価が高くなるような傾向があるといった内生性の問題は、ディーゼル車規制の特徴を利用することで回避する。

1都3県では、一定基準を満たさないディーゼル車に対して、域内の走行及び登録を禁止とする規制を行った。そのため、土地周辺を通るディーゼル車数によって、規制の影響度合いにバリエーションが発生してする。分析ではこれを利用し、規制の効果が大きい地点と小さい地点の地価の変化を比較する。地価への影響の評価はヘドニックアプローチを採用する。

これまで大気環境の経済価値を評価した研究の多くが内生性の問題に十分に対処していなかったため、大気環境の価値は過小評価されることが多かった。近年になりようやく Chay and Greenstone(2005)を筆頭とした、アメリカの大気浄化法を対象とした幾つかの研究により内生性の問題を考慮した大気環境の経済的価値の評価が行われるようになってきた。ただし、これら大気環境に関する先行研究は制度の特徴やデータの質の問題に起因する3つの課題を残している。本研究はこれらの課題を解決するものであ

る。第1にモータリゼーションに伴う都市部の大気汚染に対する環境政策の経済価値は測られていない。従って本研究は都市部に対する大気環境政策の経済価値に関する初めての研究となる。第2に先行研究では、大気環境の価値が過小評価されている可能性がある。大気観測所の立地のセレクションによって、大気環境に対する限界支払い意思額(MWTP: Marginal Willingness To Pay)の低い地域が主な評価対象だった可能性がある。本研究が利用する大気観測所は対象地域内でほぼ一様に分布しており、セレクションの影響は少ない。第3に、先行研究が利用している大気観測所の情報は立地の分布の密度が粗いため、郡内における大気汚染の濃度と分布が一様だと仮定されている。これは大気汚染の濃度を考慮した同一郡内における居住地選択を無視し、群間の居住地選択を評価していることになる。本研究が利用する大気観測所は先行研究に比べて高密度に分布しているため、より近い地域の、例えば通勤圏内における、居住地選択の評価を行うことが可能となる。

分析の結果、ディーゼル車規制の制定以前には、周辺を通るディーゼル車数とPM10及び地価との間に有意な関係が見られなかったが、規制の制定以降より周辺を通るディーゼル車数が多い地点(規制の影響を強く受ける地点)ほど、PM10が有意に大きく減少し、それに伴い、地価は有意に大きく上昇したことが分かった。また、PM10の1単位減少による限界支払い意思額は、5.9~6.2%であった。この結果は、アメリカ全域を対象とした既存研究の結果より、2倍以上大きい値である。以上の結果は、大都市圏の居住

者は郊外の居住者より大気環境にさらに大きな経済価値を持っていることを示唆する。

本研究は、次のように構成される。第2節では、大気環境の経済価値に関する先行研究と識別問題について紹介した後に、本研究が着目する大気環境政策の特徴について述べる。第3節では分析に使用するデータセットとその構築について述べる。第4節で識別戦略、第5節で推定結果とその解釈、そして、第6章で結論について述べる。

2.2 背景

2.2.1 推定上の問題と既存研究レビュー

大気環境のような公共財は取引市場が存在せず、その経済価値を直接に観察することができない。ヘドニック価格関数を用いた推定では、居住環境の変化を地価や住宅価格の変化でとらえ、公共財の価値を間接的に評価できる。大気汚染レベルが場所によって異なり、人々が自由に居住地選択を行えるならば、人々の大気環境に対する需要は土地や住宅に資本化される。その結果、大気環境の劣悪な場所では、他の条件が同等で大気環境の綺麗な場所より地価や家賃が安くなる。競争市場では、このような需要者と供給者の相互作用によって住宅や土地の均衡価格が決まり、大気環境のヘドニック価格関数の推定値は大気環境に対する MWTP となる。ヘドニック価格関数を推定する際に注意すべきことは大気環境の内生性である。通常、大気汚染が場所にわたってランダムに分

布することはない。そのため例えば、大気環境が劣悪な場所は、より都市化され、交通量が多く、住民の所得が高い傾向がある。分析者はこれらの要因をすべて観察することが不可能であるため、ヘドニック価格関数の推定値は大気環境が悪いところほど地価が高くなるようなバイアスが生じる可能性が高い。

大気環境と資産価格の関係を調べた研究は多く行われてきたが、最近になるまで、内生性の問題を解決したものは殆ど行われてこなかった。内生性の問題をかかえた推定結果だったため、大気環境政策の経済効果はあまり大きくないと結論されることが多かった。Chay and Greenstone(2005)は大気環境と資産価格における内生性の問題に対処した初めての研究である。彼らは大気浄化法(Clean Air Act)の改正によって、1970年にアメリカ全域で一斉に行われた規制が Sharp Regression Discontinuity になる特徴を利用し、浮遊粒子(TSP: Total Suspended Particles)の減少が住宅価格の上昇に与えた影響を調べている。分析の結果、規制の経済効果はアメリカ全土で450億ドルであったことがわかった。また、Bento et al.(2015)や Grainger(2012)は、同様の識別戦略を用いて、所得水準や居住形態などの居住者の特性によって PM10 の改善から得られる便益の大きさが違うことを明らかにした。しかし、これらの研究は次の3つの限界点を持つ。第1に、都市部における大気環境規制の経済価値を測った研究は存在しない。モータリゼーションによる大気汚染が都市部でより深刻化するため規制の対象も都市部になる。Chay and Greenstone(2005)やそれに関連する研究は都市部というよりもアメリカ全土

を分析対象としているため、都市部における大気環境の価値の測定になっていない。都市部における交通規制が大気環境に与えた影響を評価する研究もいくつかあるが(例えば、Davis 2008 や Wolff 2014, Viard and Fu 2015 など)、大気環境の価値を評価したものはないため、規制の費用対効果に関して十分な証拠を示していない。第2に、アメリカの大気環境観測の特徴により大気環境の価値を過小評価している可能性がある。アメリカの大気観測所の多くは大気環境の悪い地域に設置されている。Chay and Greenstone(2005)も示しているように大気環境の悪い地域に居住する選択を行う人々はそもそも大気環境に対する MWTP が低いと考えられる。本研究が利用する大気観測所は大気汚染の濃度だけでなく分布を測ることを目的としていたため、先行研究の問題を回避できる。第3に、分析に用いる大気環境データの精度が低い。アメリカでは PM₁₀ の観測場所が各郡内に数か所しか存在せず、上記の研究ではこれらの観測値の平均値を各郡の平均住宅価格と結合して分析を行っているため、郡(County)内における大気環境の改善程度のバリエーションを無視している。従って、郡内の都会部と郊外部の間に時間を通じた PM₁₀ の改善程度に異質性があるならば、推定値は measurement error に基づくバイアスを含むことになる。

本研究は、制度の特徴および高品質な複数のデータセットを用いて、上記の3つの問題を解決することで、都市部における交通規制の経済価値と大気汚染に対する健康投資行動としての都市部の住民の居住地選択に関する証拠を提示する。すなわち、東京都と

近隣の3県で2000年から行われているディーゼル車排出ガス規制によって大気環境が改善した地点ほど地価が上昇することを通じて大気環境の価値を測れるだけでなく、ヘドニックアプローチによるこの評価自体が、大気汚染に対する健康被害に対してどれだけの健康投資を必要とすると人々は考えているのかを測ることになる。健康資本に基づく労働生産性が都市部ほど高くなると人々が認識しているのであれば、都市部における大気汚染に対するMWTPは地方部よりも高くなる。先行研究の3つの課題の解決については、3章および4章で述べる。

2.2.2 1都3県のディーゼル車規制

東京都とその近隣の3県は、住民の強い大気環境の改善要求に応えるために、2003年に環境確保条例（正式名称は、「都民の健康と安全を確保する環境に関する条例」）を施行した。この条例は2001年6月に国によって制定された自動車NOX・PM法（正式名称は、「自動車から排出される窒素酸化物及び粒子状物質の特定地域における総量の削減等に関する特別措置法」）を強力に補完するもので、環境基準を満たさないディーゼル車に1都3県内の通行を禁じるものである。本研究は、大気環境に対する自動車NOX・PM法および環境確保条例の複合的な影響を測り、それに伴う地価の上昇を推定する。本章では、2つの大気環境改善政策の導入の経緯および特徴について述べる。

1990年代より東京大都市圏では、ディーゼル車によるPM10濃度の悪化とその深刻

な健康被害が社会問題となった。東京都環境局(2000)によると、1990年時点で年間、都内で排出されるPM10は約12,000トンと推計された。そのうち自動車の排気管から排出されるのは約4,300トンであり、そのほとんどはディーゼル車から排出されていた。また、環境省(2005)は1996年のPM10の環境基準達成状況および健康被害の状況を報告している。東京都を含む1都3県の299か所の観測局のうち、環境基準を満たしたのはわずか32か所に過ぎず、達成率は11%であった。そのうち幹線道路の沿道で測定を行う、いわゆる自動車排出ガス測定局では、82か所のうち6か所のみが環境基準を満たし、達成率は7%であった。それに対し、1都3県を除いた全国の観測局における環境基準達成率は76%であった。このような東京大都市圏における大気環境の悪化は、住民の生命・健康に深刻な被害を及ぼしていた。一方、岩井・内山(2000)は、ディーゼル車から排出されるPMを原因とした肺癌の死者数を地域別に推計している。推計結果によると、全国の肺癌死者の11.5%がディーゼル車からのPMによるという。地域別では、東京都区部で20.4%、千葉市で24.2%、川崎市で23.0%、横浜市で16.1%であり、東京大都市圏の主な大都市では全国平均より肺癌による死亡リスクが1.4~2.1倍高い結果が示されている。また、東京都の喘息患者数は、1989年の7.7万人から1998年の13.4万人に、10年間1.7倍急増した(東京都環境局、2003)。その中で特に18歳未満の若年層における患者数の増加が著しかった。

東京大都市圏における大気環境の悪化と健康被害の拡大の理由として、当時、次の2

つが指摘された。第一に、軽油優遇税制によるディーゼル車の増加である。全国におけるトラック・バスに占めるディーゼル車の割合は、1970年代に3割弱であったが、1985年に逆転し、1990年代には7割以上を占めるようになった。同時期におけるディーゼル車増加の理由は、オイルショック以降のガソリンと軽油の価格差の拡大であった。日本では軽油はガソリンより安い税率が設定されていた。税率を決めた1950年代に、乗用車は高所得者が所有するぜいたく品として認識されており、そのため、産業の必須品であるトラックに使われる軽油にはガソリンより安い税率を設定したのである。このような税率の違いは、オイルショックによる原油価格の急騰によって価格差の拡大をもたらした。東京都において、オイルショック以前の1970年代前半までのガソリンと軽油の価格差は10数円で10%に止まっていたが、オイルショック直後の1974年には価格差が45円で50%に広がり、その後、1990年代前半まで続いた。ディーゼル車は、使う燃料とエンジンの燃焼方式の違いのため、ガソリン車より多くの大気汚染物質を排出することが知られている。ディーゼル車から排出されるPM10は、ガソリン乗用車に比べ、2トントラックで14.4倍、4トントラックで30.4倍、8トントラックで42.1倍、10トントラックで54.7倍多い(佐賀井, 2002)。多量のPM10を排出するディーゼル車の増加がPM10濃度の悪化をもたらした可能性は十分にある。第二に、網目状に走っている道路網である。東京大都市圏には1999年時点で812本の幹線道路が網目状になっている。そのため、複数の幹線道路に囲まれ、累積的な影響を受ける場所が多かった。

実際に、1都3県内のPM10の観測局において幹線道路から離れた、いわゆる一般環境大気測定局217か所うち、環境基準を達成したのは26か所で、達成率は12%に過ぎなかった(1996年時点)。これに対し、1都3県を除いた全国の一般環境大気測定局では、79%の観測局で環境基準を達成していた。大気汚染物質を大量に排出するディーゼル車の増加と網の目のような幹線道路が走る東京大都市圏の特殊性がPM10濃度の悪化をもたらした。

東京大都市圏における大気環境の悪化状況と健康被害の拡大を背景に、1996年5月、東京23区に居住する喘息患者らが、ディーゼル車による健康被害を訴え、道路管理者の国、東京都、日本道路公団とディーゼル車メーカー7社を相手に、損害賠償を求める訴訟を起こした。原告らが求めた請求額は、病状に応じて一人当たり1650万円から5500万円であった。これまで日本では、1978年の西淀川公害訴訟を始めとし、4つの大都市で大気汚染訴訟があったが、それらに比べ東京の大気汚染訴訟は次の2つの特徴があった。第一に、自動車起源の大気汚染のみに注目をした。それ以前の大気汚染訴訟では工場や火力発電所の煙による大気汚染が主な関心であったが、東京大気汚染訴訟では自動車の中で特にディーゼル車からの排気ガスに注目した。ディーゼル車メーカーを被告としたのは東京大気汚染訴訟が初めてであった。第二に、網目状を走る幹線道路による広域的な面的な大気汚染である。原告らは、都内を走る網の目のような幹線道路のため、幹線道路沿いだけでなく、東京都全域の広い面積が汚染し、健康被害を受けて

いると主張した。2002年10月の一審判決で東京地裁は道路管理者の国と東京都、日本道路公団の責任を一部認め、原告99人のうち7人に対し、計7900万円の支払いを命じた。判決では、幹線道路沿いの50m以内に居住する場合に限り、自動車排気ガスによる健康被害を認めた。つまり、多数の幹線道路による面的汚染は認められなかった。その後、国と日本道路公団が判決を不服とし控訴したが、東京高裁の勧告で2006年11月に和解が成立した。和解案では、国と東京都、日本道路公団、ディーゼル車メーカー7社が総200億円を拠出し、都内のぜんそく患者7万8千人に対し、5年間医療費全額を支援することとした。また、ディーゼル車メーカー7社は解決金として原告ら99人に対して計約2億3000万円（一人当たり230万円）の解決金を支払うこととした。和解案で東京高裁は、「自動車メーカー、国、道路管理者はもとより、利便性を享受してきた国民も社会的責任を受け止めるべきだ」といい、車社会がもたらした大気汚染の改善に対し、社会全体的な責任を指摘した。

提訴から和解までの長年を経て、ディーゼル車による大気汚染は重要な社会問題の一つとして認識されるようになった。そこで国は、大都市圏におけるディーゼル車起源のPMの改善を目標とし、2001年6月に自動車NOX・PM法を制定し、2003年10月より実施した。自動車NOX・PM法の導入以前には、道路運送車両の保安基準により新車に限って、自動車が1kmを走行する際に排出される大気汚染物質の上限を設ける規制が行われていた。そこでは、PMのみならず一酸化炭素(CO)と窒素酸化物(NOX)、

炭化水素(HC)を規制の対象とし、PMについては1993年より規制を行っている。保安基準による上限値は年々強化されてきたが、新車のみを対象とするため、汚染度の高い使用中の自動車からのPMの削減ができないという限界点があった。また、自動車排気ガスによる被害は交通量の多い大都市圏で発生している問題もあった。これらの問題点を踏まえ、自動車NOX・PM法では、2005年の保安基準を満たさない使用中のディーゼル車を、首都圏を含む日本の3大都市圏に登録禁止とした。自動車NOX・PM法の目的は、使用中の自動車の利用禁止年を指定することで、汚染度の高い旧型車の利用期間を短縮させ、汚染度の低い新車への買い替えを促すことであった。規制実施時には車種によって初度登録から8年から12年までは規制適用の猶予期間が設けられた。自動車NOX・PM法は、使用中の自動車の利用を制限するという点で世界的にみても非常に特徴的な規制であった。

東京都は自動車NOX・PM法を補完する独自のディーゼル車規制を実施した。1999年、東京都ではディーゼル車公害対策を公約に挙げた石原慎太郎が都知事選で当選、都知事に就任した。その後、2000年12月に、環境確保条例を改正し、都独自のディーゼル車規制を打ち出した。改正した環境確保条例の目的は、自動車NOX・PM法の抜け道を作らないことであった。自動車NOX・PM法には、自動車の本拠は都外に登録するけれども、実際には都内で使用するという抜け道が生じる。そのため、登録場所にかかわらず、実際に都内を走る自動車を規制する必要があった。新たな環境確保条例では、

1999 年の安保基準を満たさないディーゼル車に対し都内の走行を禁止とし、対象車両を都内で使用するためには、PM の除去装置をつけることが義務付けられた。規制の適用には、初度登録から 7 年間の猶予期間がある。東京都の環境確保条例は、他自治体にも影響を与え、2003 年 10 月に東京大都市圏の 1 都 3 県で同時スタートすることになった。

すなわち、これらの制度の大気環境への影響は 2 つの特徴をもつ。第 1 にディーゼル車の交通量の多い地点ほどの大気環境が改善する。ディーゼルエンジンに対する規制なので、通常の乗用車は影響を受けない。ただし、汚染は大気中に拡散するので、交通量の多い地点の直近のみが影響を受けるかどうかについては十分に注意する必要がある。第 2 に、大気環境は時間とともに改善する。自動車 NOX・PM 法および環境確保条例は時限付きの制度であるため、導入直後から徐々に影響が強まる。自動車 NOX・PM 法は 2013 年ころから完全実施、環境確保条例は 2010 年から完全施行となる。

2.3 データ

本研究は、東京大都市圏において 2001 年と 2003 年に導入された 2 つの大気環境政策による大気環境の改善が地価に与えた影響を推定する。分析には、1991 年から 2010 年までの公示地価、PM10 の年平均値、および、幹線道路におけるディーゼル車の交通

量を用いる。PM10 およびディーゼル車交通量のデータを利用することで、地価の調査地点におけるディーゼル車規制の影響の違いを推計する。これらのデータは、既存研究で利用したデータに比べ、調査地点が多いなど非常に高品質なものである。以下では、分析で用いる各データの詳細について述べる。

2.3.1 地価

本研究では、PM10 の改善による居住者の便益の増加をとらえるために公示地価を利用する。公示地価は、地価公示法に基づき、国土交通省の土地鑑定委員会が選定した土地に対して、不動産鑑定士が毎年1月1日時点で評価した鑑定価格である。鑑定価格の算出の際には、近隣の相応する土地の取引事例をもとにする。そのため公示地価は市場の取引価格ではないが、土地の市場価値を反映している。公示地価のデータは、国土交通省の国土数値情報ダウンロードサービスより、シェープファイル形式でダウンロードできる⁵。分析には、1991年から2010年まで1都3県における住宅地として利用される公示地点の情報を利用する。図1は2000年の1都3県における公示地価の調査地点を描いている。

公示地価は以下の3つの特徴を持つ。第一に、individual panel data である。公示地価制度は、毎年ほぼ同じ地点に対する追跡調査である。そのため、公示地価のパネルデ

⁵ 国土数値情報サービスの URL は次の通りである。http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/ (最終アクセス日：2016年10月31日)

ータを利用した分析では、individual fixed-effects を用いて、PM10 と共変する地点固有の観察できない time-invariant な要因をコントロールすることができる。通常、不動産の取引は頻繁に行われないため、取引データでは individual panel data にすることが難しい。そのため、取引データを用いる研究では、individual fixed-effects に代わり、regional fixed-effects を用いて地域内の共通する共変量の影響をコントロールする。本研究で用いる公示地価は individual panel の構造を持つため、取引データを利用した分析に比べ、より強いコントロールの推定ができる。第二に、サンプルセレクションバイアスが少ない。例えば、取引価格を利用する場合に、大気環境が劣悪で価格の安い住宅ほど多く取引される傾向があれば、サンプルセレクションにより推定値にバイアスが生じる。しかし、公示地価の調査地点は毎年ほぼ変わらないため、このような問題を回避できる。第三に、測定誤差が小さい。公示地価制度の目的は、適正な地価を提示することで、土地の取引における売り手と買い手間の情報の非対称性を減少させ、合理的な土地市場を形成することである。そのため、取引が頻繁に行われない地点や特殊な事情によって取引が行われた地点などは、調査対象に含まれない。

2.3.2 大気環境

大気環境については、主に各自治体が観測している PM10 のデータを利用する。こ

の観測データは、国立環境研究所の環境数値データベースよりダウンロードした⁶。そこには、観測地点の緯度・経度や住所、PM10の月間値、観測日数・時間などの情報が含まれている。分析には、公示地価より1年前の1990年から2009年まで1都3県とその隣接県における各観測所で観測されたPM10の年平均値を用いる。通常、冬季はPM10の濃度が高くなる傾向があるが、年の途中で観測を始めた場合はこのようなPM10の季節性がバイアスを引き起こす可能性がある。そのため、観測日数が274日未満か観測時間が6571時間未満の地点は分析から除いた⁷。図1は1999年の1都3県および近隣県におけるPM10の観測地点も描いている。

本研究で用いるPM10のデータは、次の2つの特徴を持つ。第一に、先行研究で利用している大気環境データに比べ、観測地点の数が多い。例えば、2000年時点で1都3県におけるPM10の観測場所は397か所に上る。それに対し、Bento et al.(2015)で用いたPM10の観測地点がアメリカ全域で375か所に過ぎない。第二に、観測地点の分布が均一である。図1では、2000年におけるPM10の観測地点と公示地価の調査地点を描いている。図より、東京23区などの都市部において、PM10の観測地点がほぼ均一に分布していることが分かる。また、郊外部においても公示地価の調査地点が多いところにPM10の観測場所が位置している。

⁶ 環境数値データベースのURLは次の通りである。<http://www.nies.go.jp/igreen/>（最終アクセス日：2016年10月31日）

⁷ この手続きによって分析から除かれる観測所は全体の0.52%である。

2.3.3 幹線道路の交通量

公示地価の調査地点におけるディーゼル車規制の影響度合いを反映するために、幹線道路における交通量を利用する。本研究は 1990 年からの 2009 年までの情報を用いて分析を行うので 1990 年の交通量の情報を用いる。交通量のデータは、国土交通省による道路交通センサスから得られる。道路交通センサスは、全国全ての高速道路及び一般国道、都道府県道、政令指定都市の一般市道における交通量を調べている。交通量調査の際には、調査区間を設定し、各区間を通る自動車を乗用車・小型貨物車・大型貨物車・バスの 4 種類に分類して調査を行っている。調査時期は、9 月から 11 月までの間の、平日及び休日の各任意 1 日である。本研究では、国土交通省が販売する道路交通センサスの CD-ROM より、幹線道路の各調査区間における交通量を画像ファイルとして入手した。また、GIS 上で分析を行うために、交通量データのデジタル化を行った。その際には、フリーの道路地図である Open Street Map より道路ネットワークのライン情報を取得し⁸、そこに道路交通センサスにおける交通量の情報を付与した。図 2 は、上記の手続きによってデジタル化した幹線道路ネットワークとディーゼル車の交通量の地図である。

⁸ Open Street Map は、<http://download.geofabrik.de/>などからダウンロードできる（最終アクセス日：2016 年 10 月 31 日）。

2.3.4 データセットの結合

大気汚染の観測所は、公示地価の観測地点とは異なっているため二つのデータを結合する必要がある。公示地価と PM10 を結合するために、地球統計学的手法である通常型クリギングを利用する⁹。クリギングは、既知の観測地点（本研究であれば、PM10 の観測地点）から未知の任意地点（公示地価の調査地点）までの距離を用いて、任意地点の空間予測を行う手法である。公示地価は毎年1月1日時点の価格である。そのため、各年の公示地価を前年度の PM10 の年平均値と結合する。繰り返しになるが、図1は、2000年の1都3県における公示地価の調査地点と1999年の1都3県とその隣接県における PM10 の観測地点を表している。以下の式より、公示地価の各調査地点における PM10 濃度を予測する。

$$\widehat{PM10}_{it} = \sum_{s=1}^n w_{is} PM10_{st} \quad (1)$$

ここで、 $\widehat{PM10}_{it}$ は t 期の公示地価の調査地点 i における PM10 の予測値であり、年ごとに推計する値である。 w_{is} は公示地価の調査地点 i から、PM10 の観測地点 s までの距離で決まるウェイト、 $PM10_{st}$ は PM10 の観測地点 s における t 期の PM10 濃度の年平均値、 n は PM10 の観測地点の数である。予測値を（地理的な関係の中で）内挿するために PM10 の観測地点は1都3県の近隣にある観測地点の情報も利用する。図3は、クリギング後の公示地価の調査地点における PM10 の予測年平均値を描いている。背景で述べたよ

⁹ 本研究では、ArcGIS10.1 上の Geostatistical Analyst ツールより、球型モデルの通常型クリギングを利用した。

うに幹線道路ネットワークが密な地域は PM10 の濃度が高くなる傾向が見られる。例えば、東京都区部や埼玉北部の国道 4 号線、国道 17 号線沿いなどで PM10 の濃度が高い。

ディーゼル車の排出ガスに関わる二つの環境政策を利用するために、各年の公示地価と近隣の道路ネットワークにおけるディーゼル車の交通量の情報を結合する。各公示地価の調査地点付近におけるディーゼル車の交通量は、調査地点から半径 1km の同心円を描き、その中を通る幹線道路の大型貨物車とバスの交通量の合計とする。1990 年代以降、大型貨物車とバスに占めるディーゼル車の割合はいずれも 9 割以上であったため、本研究では大型貨物車とバスをディーゼル車とみなす。図 4 には、両データの結合後、公示地価の調査地点における周辺 1km を通るディーゼル車の交通量を描いている。図 2 で示した幹線道路ネットワークとディーゼル車交通量をよく捉えている。例えば、東京都区部や川崎市、横浜市、千葉市など、東京大都市圏における主な都市部と、交通量の多い東名高速道や東関東自動車道、国道 16 号線沿いで交通量が多い。

2.3.5 記述統計

表 1 は分析に使用するデータの記述統計を報告している。ここで報告されている統計量は、公示地価の調査地点に於ける値で、大気汚染の予測値および近隣の交通量の情報は公示地価の調査地点に結合した後の値である。分析に用いるのは分析期間 20 年間、

標本数 109394、調査地点（グループ）数 7600 の不完全パネルデータである。全標本における 1m² 当たりの平均地価はおよそ 27.1 万円、平均 PM10 濃度は 40.0 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 、調査地点から半径 1 km 以内におけるディーゼル車の調査日 1 日の平均交通量は 9.7 千台である。

図 5 は、各標本を近隣のディーゼル車交通量の値に応じて 2 つのグループに分類したものである。具体的には、ディーゼル車交通量の対数値が平均以上であれば、2 つの政策の影響を強く受けると予想される High Intensity Group とし、そうでない標本を Low Intensity Group とした。図 6 は、各群間における PM10 の値の差の推移を描いたものである。記述統計レベルにおいてではあるが、1991 年から 2000 年まで群間の PM10 の差は約 2.5 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ から約 3.3 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ほどあったが、2 つの大気環境政策が実施された 2000 年以降急速に差が縮小し、2007 年には約 0.5 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ほどになっている事がわかる。

表 2 はこのグループ分けに基づく、PM10 濃度と地価の変化に関する表である。まず PM10 濃度に着目すると、High Intensity Group では約 17.5 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ の平均 PM10 濃度の低下が、Low Intensity Group では約 16.0 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ の平均 PM10 濃度の低下が観察される。従って、High Intensity Group の方が約 1.5 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ だけ大気環境の改善が大きい。各群で、PM10 濃度が大きく改善しているように見られるのは、ディーゼル車由来の大気汚染が道路の近隣よりも広い範囲に拡散しているため、Low Intensity Group も大気環境政策の影響を受けている可能性を示唆する。2001 年の東京地裁の判決における公

害の認定が幹線道路から 50m以内だったのはあまりにも狭い範囲だった可能性がある。

次に地価の変化率に着目すると、標本全体で 90 年代から 2000 年代にかけて地価が下落する傾向があり、High Intensity Group では約 41%、Low Intensity Group では約 51% も地価が下落した。地価の変化率の差分によれば High Intensity Group の地価は約 10% 上昇している事になる。表 2 の uncontrolled な比較より、 $1.5 \mu\text{g}/\text{m}^3$ の PM10 濃度の改善が約 10%のち家の上昇をもたらしているので、PM10 濃度 1 単位の改善によって地価は 6.7%上昇する事がわかる。この地価上昇率は、先行研究における相対的に裕福な地域における大気環境 (PM10) への MWTP2.6%よりも大きい値である。

2.4 推定方法

本節では、識別戦略のアイデアについて述べた後に、地価と大気環境の内生性の問題とその対処方法を踏まえつつ、大気環境政策が大気環境に与えた影響と政策による大気環境の改善が地価に与える影響の推定方法について説明する。本研究で利用する大気環境政策の準実験的特徴から、Duflo(2001)と同様の識別戦略を採用する。

本研究では、2つの大気環境政策(ディーゼル車排出ガス規制)の持つ準実験的な特徴を利用して大気環境が地価に与える影響を識別する。背景で述べたように2つの大気環境政策は、ディーゼル車の排出ガスに含まれる PM10 の濃度を下げることが目的と

していた。2000年以前は、東京におけるPM10の年間排出量のおよそ3分の1がディーゼル車由来と言われており、PM10濃度の分布はディーゼル車がより多く通行する幹線道路付近でより高かった。そして政策実施に伴いこれらの幹線道路付近の大気環境が同時に大きく改善する。またこれに伴う、土地属性としての大気環境の改善が土地の資産価値を上昇させる。この特徴に着目することで、Chay and Greenstone(2005)よりも前の研究が悩まされていた、経済活動が活発で大気環境の悪いところほど地価が高くなるという観測地点固有の社会経済的背景が除外変数になる問題を解決できる。また、政策実施が大気環境改善のタイミングであることが明らかであることと、効果の強度が近隣の幹線道路環境に依存しているので、例えば、大気環境が改善するトレンドと地価が上昇するトレンドの間で偶然起こる見せかけの相関を捉えることも少なくなる。

このアイデアに基づく、大気環境政策の実施とPM10濃度の関係を推定するモデル(First stage)は以下の(1)式で表される。

$$PM10_{ijt} = c_1 + (Diesel_i \times Year_t)\beta_{1t} + X_{it}\gamma_1 + \eta_{1i} + Year_{1t} + \delta_{1j} \times Year_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

ここで、 $PM10_{ijt}$ は t 期の市区町村 j における公示地価の調査地点 i のPM10濃度である。

$Diesel_i$ は、地点 i における周辺1kmを通るディーゼル車の台数(/千台)である。 X_{it} は調査地点 i の属性¹⁰、 η_i は individual fixed-effects、 $Year_t$ は year fixed-effects、 $\delta_{1j} \times Year_t$ は市区町村ダミーと year fixed-effects との交差項、 ε_{ijt} は誤差項である。year

¹⁰ 推定に用いた調査地点の属性については表1に記述している。

fixed-effects は制度導入直前の 2000 年をベースケースとしている。DID 項である β_{1t} に着目することで仮説を検証する。すなわち、政策実施後に β_{1t} が有意に負となることを期待する。

Individual fixed-effects は、多くの先行研究が悩まされた、観測地点固有の時間を通じて変化しない社会経済的背景をコントロールする。本研究のような都市部を対象とした分析でしばしば観察されるのは、PM10 の濃度が高い地点ほど地価が高くなるという状況である。これは経済活動の活発さが除外変数になっており、経済活動活発な地域ほど地価は高く、また、同時にディーゼル車の交通量が多いため大気汚染物質の濃度も高くなるという関係を、地価と大気汚染の見せかけの相関としてとらえている。(1) 式は Individual fixed-effects を含んでいるため、その様な地点固有の時間を通じて変化しない特徴の影響は全てコントロールすることができる。year fixed-effects は、例えば黄砂などの気候要因などによる、年度単位の PM10 値をコントロールする。市区町村ダミーと year fixed-effects との交差項は、例えば、各市町村単位の大気環境に対する条例や対策による年度ごとの市区町村単位の PM10 の変動をコントロールする。Year time-trend との交差項ではなく year fixed-effects との交差項とすることで、より柔軟なコントロールになっている。

PM10 の改善に伴う地価の上昇を推定するモデル(Second stage)は以下の (2) 式で表される。

$$\ln(\text{Price})_{ijt} = c_2 + \widehat{\text{PM10}}_{ijt}\beta_{2t} + X_{it}\gamma_2 + \eta_{2i} + \text{Year}_{2t} + \delta_{2j} \times \text{Year}_t + v_{ijt} \quad (2)$$

ここで、 $\ln(\text{Price})_{ijt}$ は t 期の市区町村 j におけるにおける公示地価の調査地点 i の 1m^2 当たりの対数地価である。 $\widehat{\text{PM10}}_{ijt}$ は(1)式に基づく PM10 の予測値、 v_{ijt} は誤差項である¹¹。

(2) 式は (1) 式と同じコントロール変数を用いているので、 β_{2t} は大気環境政策に伴う PM10 の改善 1 単位に対する地価の上昇率を表す。

この推定における懸念は 2 点ある。第 1 の懸念は、2 つの大気環境政策と関連するような時間を通じて変化する要因の存在である。もし、何らかの要因によって、PM10 が減少するようなトレンドがあり、地価が上昇するようなトレンドがあるならば、まるで大気環境政策の導入が地価を上昇させたような推定結果が得られてしまう。つまり、PM10 が地価に与える影響の識別ではこのようなトレンドの相関が存在しないと仮定している。そこで、推定の前にこの仮定が満たされていないかを確認する。もし、大気環境政策とは別に PM10 の減少および地価の上昇のトレンドがあるならば、政策の導入前からその傾向が観察される可能性が高い。そこで、(1) 式および (3) 式を推定し、政策導入前における DID 項 β_t の係数が有意ではない事を確認する。

$$\ln(\text{Price})_{ijt} = c_3 + (\text{Diesel}_i \times \text{Year}_t)\beta_{3t} + X_{it}\gamma_3 + \eta_{3i} + \text{Year}_{3t} + \delta_{3j} \times \text{Year}_t + \xi_{ijt} \quad (3)$$

第 2 の懸念は、図 5 で確認される High intensity group と Low intensity group の社会

¹¹ 実際の分析では、 $\text{Diesel}_i \times \text{Year}_t$ を操作変数として推定している。

経済的属性の明らかなアンバランスの問題である。図2でも示されているように、幹線道路ネットワークが集中している東京都心付近は、定義より High intensity group に分類される傾向がある。東京都心付近の土地はそれ以外の地域と比べて明らかに異なる社会経済的属性をもっている。たとえ第1の懸念であったコモントレンドの仮定が形式的に満たされているように見えたとしても、分析対象期間が政策実施後にも10年あるため、社会経済的背景のアンバランスの影響でコモントレンドが持続しない可能性がある。そこで、本研究は頑健性の確認として東京都23区に属する地点を除いた標本による分析を行う。

表3は、表2の標本から東京都23区に属する地点を除いた標本による統計量を報告している。この表によると、High intensity groupの方はPM10濃度が約1.16%大きく改善し、地価が7.3%上昇したことが分かる。つまり、PM10濃度1単位あたりの地価上昇率は6.3%である。この値は23区の標本を含んだ表2の値とほぼ同等であり、time variant で地域固有の社会経済的属性が政策の効果と強く相関している可能性は低いといえる。

2.5 推定結果

この節では、まず、第1の懸念に関する推定結果を報告し、その後2つの大気環境

政策がPM10濃度を与えた影響および地価に与えた影響に関する推定結果を報告する。そして、推定の頑健性の確認として、23区の調査地点を除いた標本による推定と調査地点の近隣におけるディーゼル車の交通量を集計する際の範囲を1kmだけでなく、500mから3kmの範囲で変化させた場合の推定結果についても報告する。

第1の推定上の懸念について確認を行う。表4は(1)式の β_{1t} を、表5は図8は(3)式の β_{3t} を、それぞれ報告している。それぞれの表の1列目は個別固定効果および年度固定効果によるコントロールの結果、2列目は土地属性のコントロールを加えた結果、3列目のは市区町村ダミーと年度固定効果の交差項をコントロールに加えたものである。つまり、3列目が(1)式、(3)式に対応している。2列目の結果は、1列目の結果とほぼ同様であり、観察できる土地属性は概ね個別固定効果によってコントロールされていることが示唆される。3列目の推定結果は、同じ市区町村内におけるディーゼル車交通量のばらつきに基づいて政策効果を測っている。

図7および図8はそれぞれの表における3列目の係数をプロットしたものである。これらの図は地価の観測地点*i*から半径1km以内を通行するディーゼル車の台数が多いほど、観測地点*i*のPM10濃度もしくは地価が2000年と比べてどのような値となるかを描いている。図7によれば、1990年にディーゼル車の交通量が多かった地点のPM10濃度は、2000年以前は1995年までは増加するような傾向が観察されそれ以降はやや減少の傾向が見受けられる。ただし、どれも一貫して2000年の値と有意に異なる傾向は

みられていない。つまり、この図は、ディーゼル車の交通量が多いところもそうでないところも、PM10 の値は 1991 年から 2000 年までそれほど大きな変動をしていないことを示唆する。それに対して、2001 年以降は一貫して 1990 年時点でディーゼル車の交通量の多かった地点において統計的有意に PM10 濃度が減少する傾向がみられる。また、この現象は 2007 年ころからほぼ横ばいとなることも見て取れる。2 つの大気環境政策はディーゼルエンジンに規制を適用する猶予期間を設けているが実質的には 2007 年あたりから完全実施に近い状態になっていることがわかる。つまり、2 つの大気環境政策の導入に伴って、ディーゼル車由来の PM10 が減少していると言える。

図 8 の地価とディーゼル車交通量の関係も、図 7 で示した PM10 濃度との関係と類似の傾向を示している。すなわち、2000 年以前の地価はディーゼル車の交通量が多いところほど 91 年から 96 年まで減少し、その後横ばいとなり、2001 年から有意に上昇する傾向がみられる。上昇傾向が終わり横ばいとなるのは PM10 より一年遅い 2008 年であった。このトレンドを確認する際にもっとも恐れるのは、一貫した PM10 の減少と地価上昇である。図 7 も図 8 も有意ではないもののトレンドが見られるが、PM10 も地価も政策実施前に示しているのは逆の傾向であり、2 つの政策の実施と相関するようなトレンドが存在する可能性は低い。また、これらの図は、地価と PM10 濃度が政策実施前であってもよく関係している可能性も示唆している。

表 4 および表 5 の結果は、大気環境政策の実施とともに大気環境に対する人々の

MWTP が上昇している可能性を示唆している。図9は表4および表5の3列目の結果にもとづいて、 β_{1t} が統計的に有意な年の大気環境に対する MWTP ($-\beta_{3t}/\beta_{1t}$ の値) を描いたものである。すなわち、年度ごとに PM10 濃度1単位の減少による地価の上昇が異なることを示している。図9から1都3県の大気環境政策が本格的に開始された2003年以降はそれ以前に比べて MWTP が高くなっていることが確認できる。本研究の分析では MWTP が高くなった原因については識別できないが、これは富裕層ほど大気汚染の改善に対する MWTP が高いというだけでなく、大気汚染物質による健康被害の認識が MWTP を高める可能性を示唆している。先行研究が分析の対象とした時期と大気汚染物質への MWTP の違いからもこのことは確認できる。

表6は、ディーゼル車の交通量と年度固定効果の交差項を操作変数として、(2)式を推定した結果を報告している。各列のコントロール変数は表4および表5に対応している。どの推定結果もほぼ同様の値を示しており、PM10の1単位($\mu\text{g}/\text{m}^3$)の改善によって地価が6.0%ポイント上昇することを意味している。平均地価が 1m^2 当たり27.1万円なので、1.63万円分上昇することになる。ちなみに、この値は、表2で簡易的に計算した値(6.7%)とも大きな差はない。単純な比較とコントロール変数を多く加えた分析の結果で差がないということは、2つの大気環境政策が本研究の識別戦略が想定する自然実験的な状況によく当てはまっており、さらに、これ以外の政策の影響がそれほど大きくないことを示唆している。さらに表7は23区を除いた標本で分析した結果を

報告している。3列目の結果によれば、およそPM10の1単位($\mu\text{g}/\text{m}^3$)の改善によって地価が7.0%ポイント上昇する。つまり、どの地域においてもPM10に対するMWTPはほぼ同様の値であると言える。

2つの大気環境政策の経済効果はどの程度であろうか。いくつかの議論すべき問題点が残されているが速報値として報告する。議論すべき問題点については今後の課題として結論において述べる。表4(および表2)の結果より、半径1km以内のディーゼル車の交通量が1千台多いと大気環境政策によるPM10の改善は $0.12\mu\text{g}/\text{m}^3$ ほど大きくなる事がわかる。平均交通量は9.7千台なので、大気環境政策によって平均的にPM10は $1.16\mu\text{g}/\text{m}^3$ 改善した¹²。つまり、 1m^2 当たりの平均的な地価の上昇は、 $1.63 \times 1.16 = 1.89$ 万円である。1都3県の宅地面積はそれぞれ東京都 570km^2 、神奈川県 588km^2 、埼玉県 664km^2 、千葉県 724km^2 より合計 2546km^2 である。この宅地において 1m^2 当たり1.89万円の地価上昇があったとすると合計で48.1兆円の経済効果があったと言える。1都3県の人口(2016年10月現在)はそれぞれ東京都約1350万人、神奈川県約910万人、埼玉県約730万人、千葉県約620万人より合計約3610万人である。大気環境政策の経済効果を一人あたりに換算すると約133万円である。この金額は、人々が大気汚染と健康資本の関係について合理的に判断しているとするならば、大気環境政策に

¹² 大気環境政策の効果としてはあまりにも小さい規模であり、ディーゼル車の交通量とPM10の関係は過小評価されている可能性がある。ただし、これは同時に地価とPM10の関係を過大評価していることにもつながるため、最終的な経済効果の値には大きな影響は与えないと思われる。

よる大気環境の改善によって、行う必要がなくなった恒常的な健康投資の割引現在価値の合計と等しくなる。すなわち、

$$\text{割引現在価値の合計} = \sum_{t=0}^{\infty} (\text{一年間の健康投資額}) \times (1 - \text{割引率})^t$$

と表せる。したがって、1990年代の1都3県の大気汚染が2000年代も続くとするならば、人々は健康を維持するため、割引率が1.0%であれば一年間の健康投資額は約1.33万円、5%であれば6.65万円になると考えているといえる。

2.6 おわりに

本研究では、1991年から2010年までの20年間のデータと1都3県において導入された二つの大気環境政策の特徴を利用して、PM10が地価に与える影響を推定した。推定結果、PM10の1単位減少による平均的なMWTPは5.9~6.2%であることが分かった。また、東京都特別区(23区)を分析から除いた場合でも7.0%ほどであり、地価の上昇額から考えるとどの地域でもほぼ同じ金額になる傾向があることが分かった。1都3県の宅地全体における大気環境政策の経済効果は48.1兆円ほどあり、人口一人あたり約133万円ほどであった。この結果は、1990年代の1都3県の大気汚染が2000年代も続くとするならば、人々は健康を維持するため、割引率が1.0%であれば一年間の健康投資額は約1.33万円、5%であれば6.65万円になると考えていることを意味して

いる。

本研究に残された課題は2つある。第1の課題はPM10の推定精度の向上である。現在は通常クリギングにもとづいて各調査地点におけるPM10値を推定している。この手続は地理的な距離に基づいてアウトカムの相関の強さが決まるとする方法である。もし、現実に影響する距離よりもより広い距離から各地点におけるアウトカムの値を求めている場合、本研究の場合であれば、Low Intensity GroupにおけるPM10の減少を過大評価してしまう可能性がある。これにより大気環境政策のPM10に与える影響は過小評される。代替的な方法としては、回帰クリギングによる推定もしくは、大気観測所を標本とした大気環境政策のPM10に与える影響の評価に基づく予測が考えられる。第2の課題は費用対効果の議論である。機会費用も含めどれだけの費用がかかったかを求めることは容易ではないが、ディーゼルエンジンからPM10の排出量を減らすための装置の取り付けなどの費用については推計できるはずである。このような費用の値と効果の値を比較する議論は必要であろう。

今後の研究課題は次の2つが考えられる。第1に、規制の対象外地域におけるスピルオーバー効果の測定である。1都3県で行われたディーゼル車規制は、実際に1都3県内を通る自動車を対象となる。そのため、1都3県の外から1都3県内に流入する自動車にも影響があったと考えられる。もし、スピルオーバー効果が大きいならば、1都3県における大気環境政策の経済効果はより大きなものになると言える。第2に、大気汚

染と実際の健康被害の因果関係の測定である。本研究では、大気環境の経済価値は、人々の健康投資行動として測れると考えて分析を行った。しかし、人々が大気汚染の健康被害の規模を過小評価した場合、大気環境政策の経済価値を過小評することになる。そこで、大気汚染に起因する病気への治療費が具体的にどの程度減少したのかを評価することで、大気環境政策の評価を行う必要がある。

<参考文献>

Bento, A., Freedman, M., and Lang, C. 2015. "Who benefits from environmental regulation? Evidence from the Clean Air Act Amendments." *Review of Economics and Statistics* 97(3): 610-622.

Chay, K. Y. and Greenstone, M. 2005. "Does air quality matter? Evidence from the housing market." *Journal of Political Economy* 113(2): 376-424.

Davis, L. W. 2008. "The Effect of Driving Restrictions on Air Quality in Mexico City." *Journal of Political Economy* 116(1): 38-81.

Duflo, E. 2001. "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment." *American Economic Review* 91(4):795-813.

Grainger, C. A. 2012. "The distributional effects of pollution regulations: Do renters

fully pay for cleaner air?" *Journal of Public Economics* 96: 840-852.

Viard, V. B. and Fu, S. 2015. "The effect of Beijing's driving restrictions on pollution and economic activity." *Journal of Public Economics* 125: 98-115.

Wolff, H. 2014. "Keep your clunker in the suburb: Low-emission zones and adoption of green vehicles." *The Economic Journal* 124: 481-512.

岩井和郎・内山巖雄, 2000, 「ディーゼル車排出粒子による人肺癌リスク試算〈予測〉」,
大気環境学会誌: 35-4, 229-241.

環境省, 2005, 「自動車NO_x・PM総量削減対策環境改善効果に関する検討結果」

佐賀井勝, 2002, 『これでわかるディーゼル排ガス汚染』, 合同出版株式会社

東京都環境局, 2000, 『東京都環境白書 2000』, 東京都環境局総務部環境政策課

東京都環境局, 2003, 「ディーゼル車運行規制の開始にあたって」

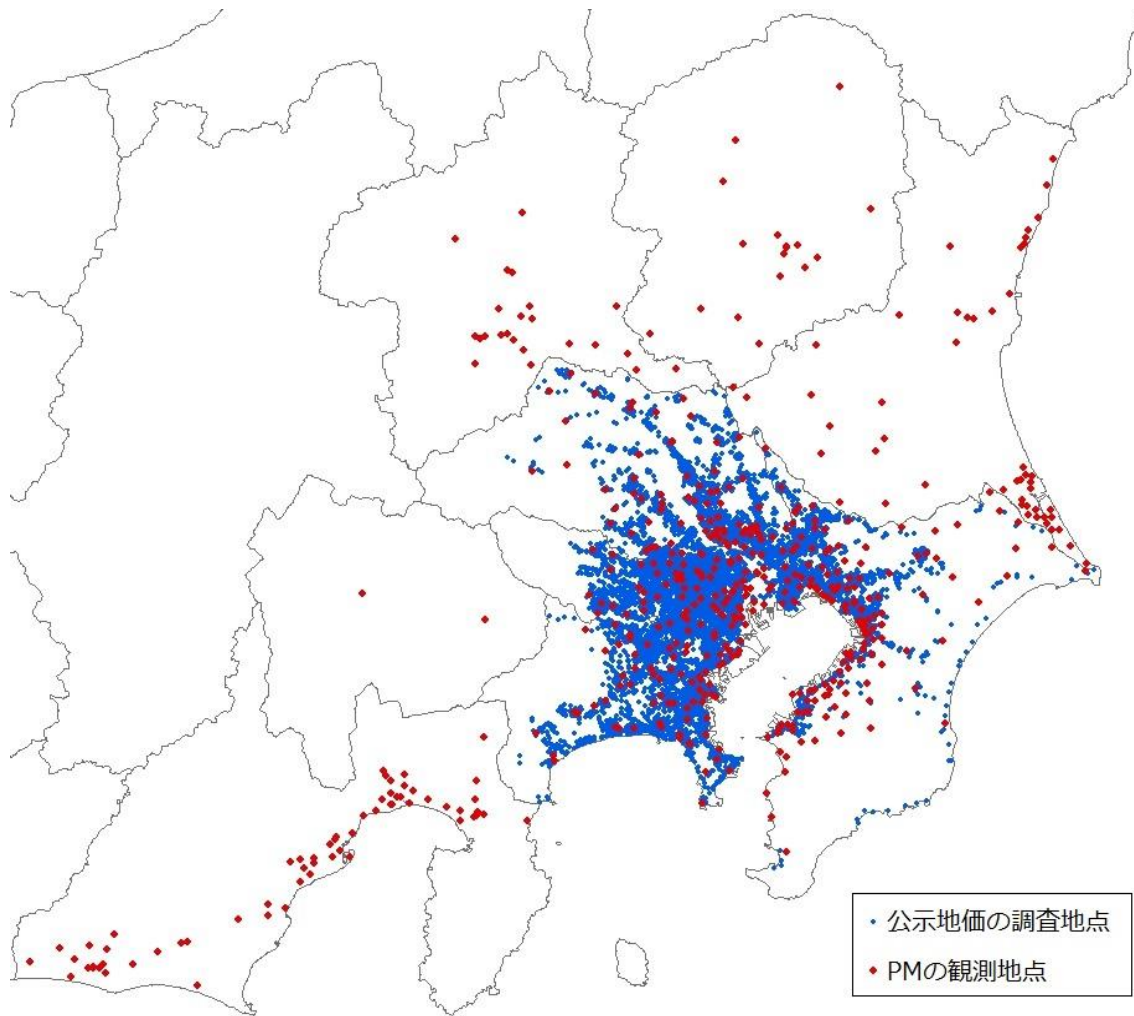


図1. 公示地価の調査地点(2000年)とPM10の観測地点(1999年)

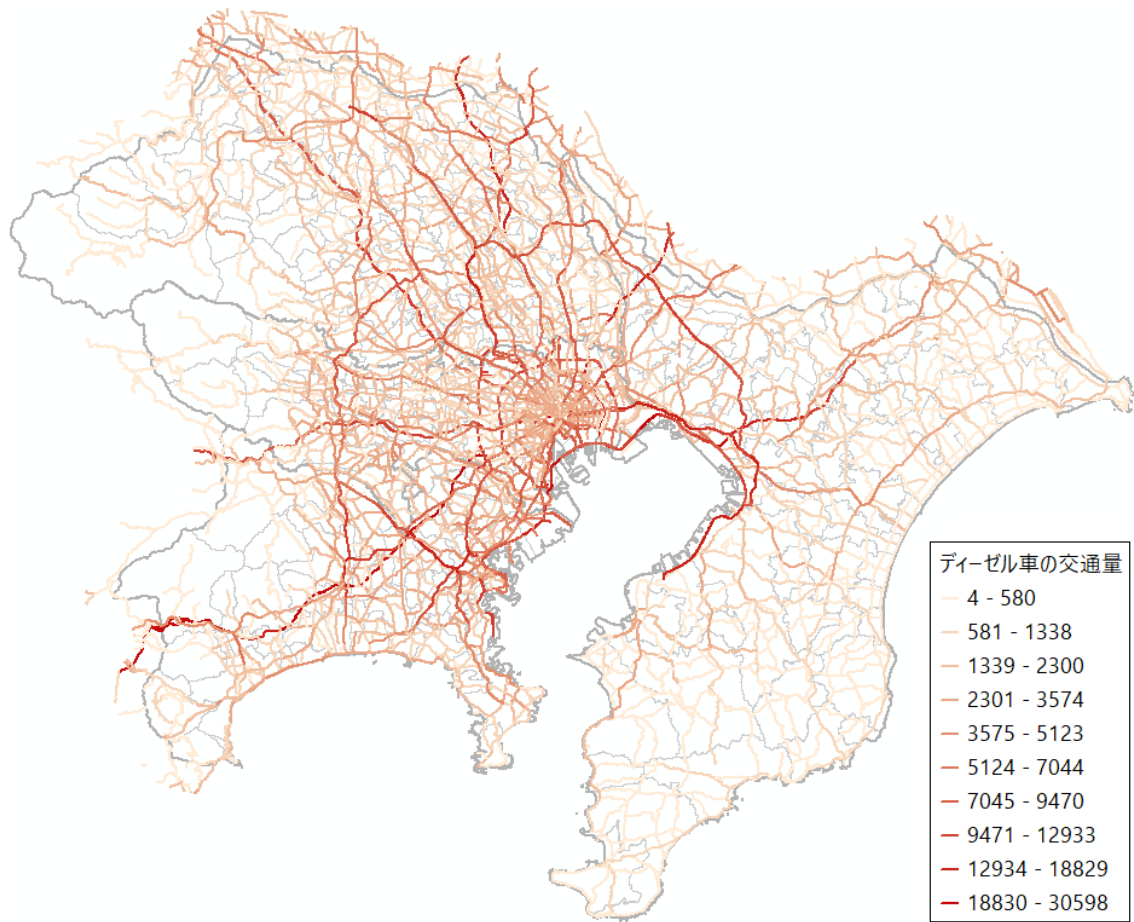


図 2. 幹線道路ネットワークとディーゼル車の交通量(1990 年)

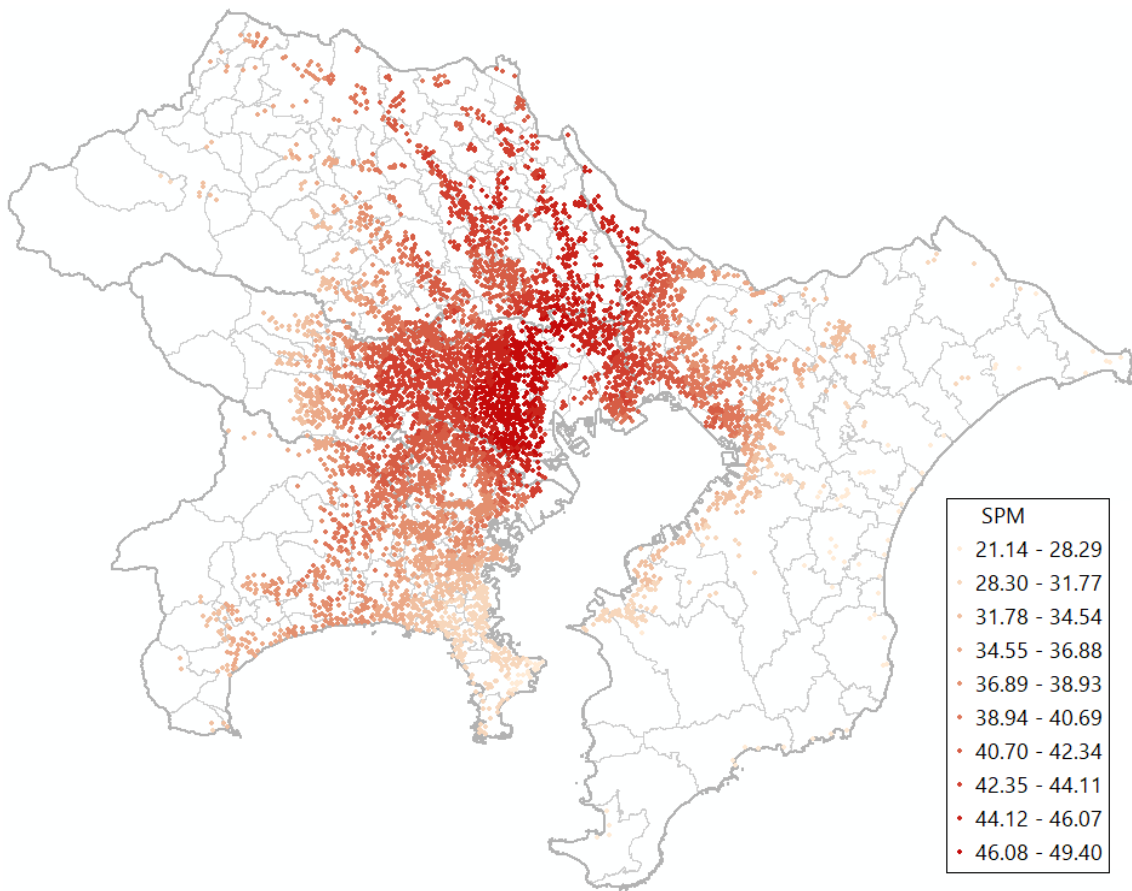


図3. 公示地価の調査地点におけるPM10の予測濃度(2000年)

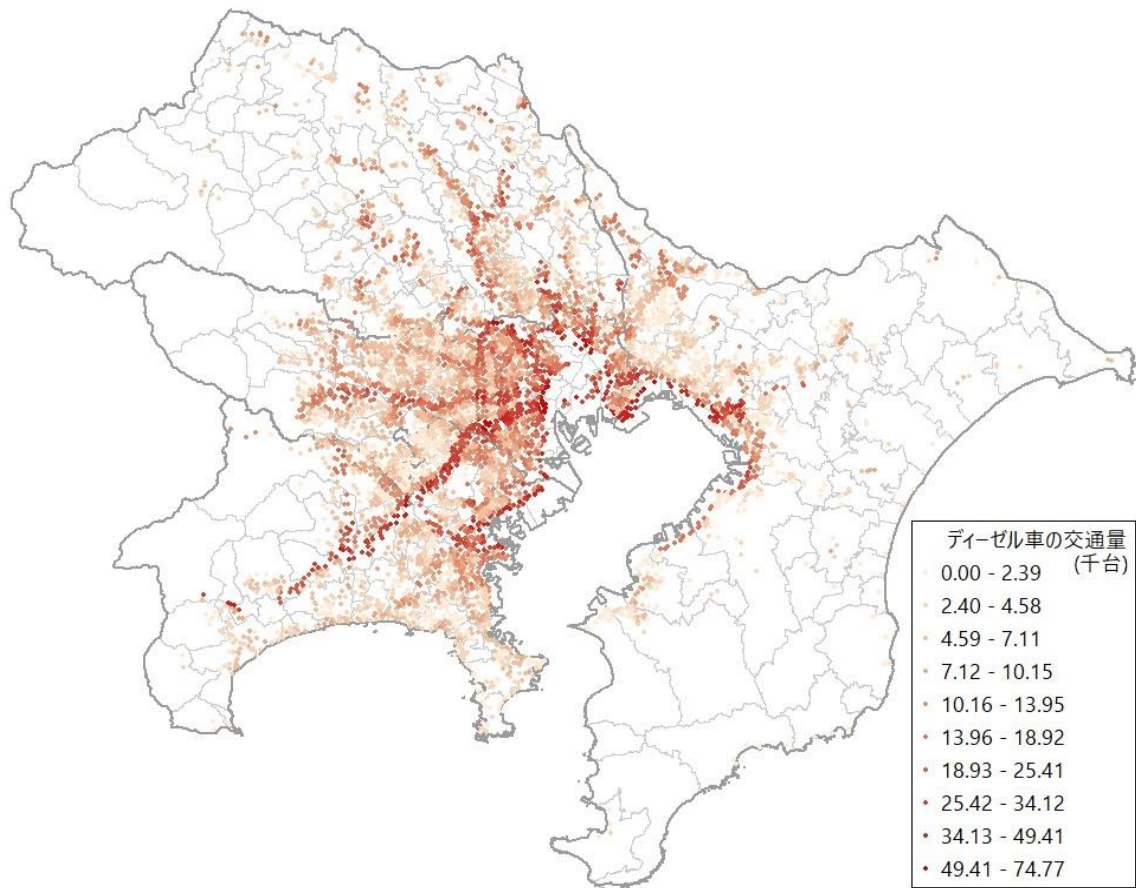


図 4. 公示地価の調査地点におけるディーゼル車の交通量(2000 年)

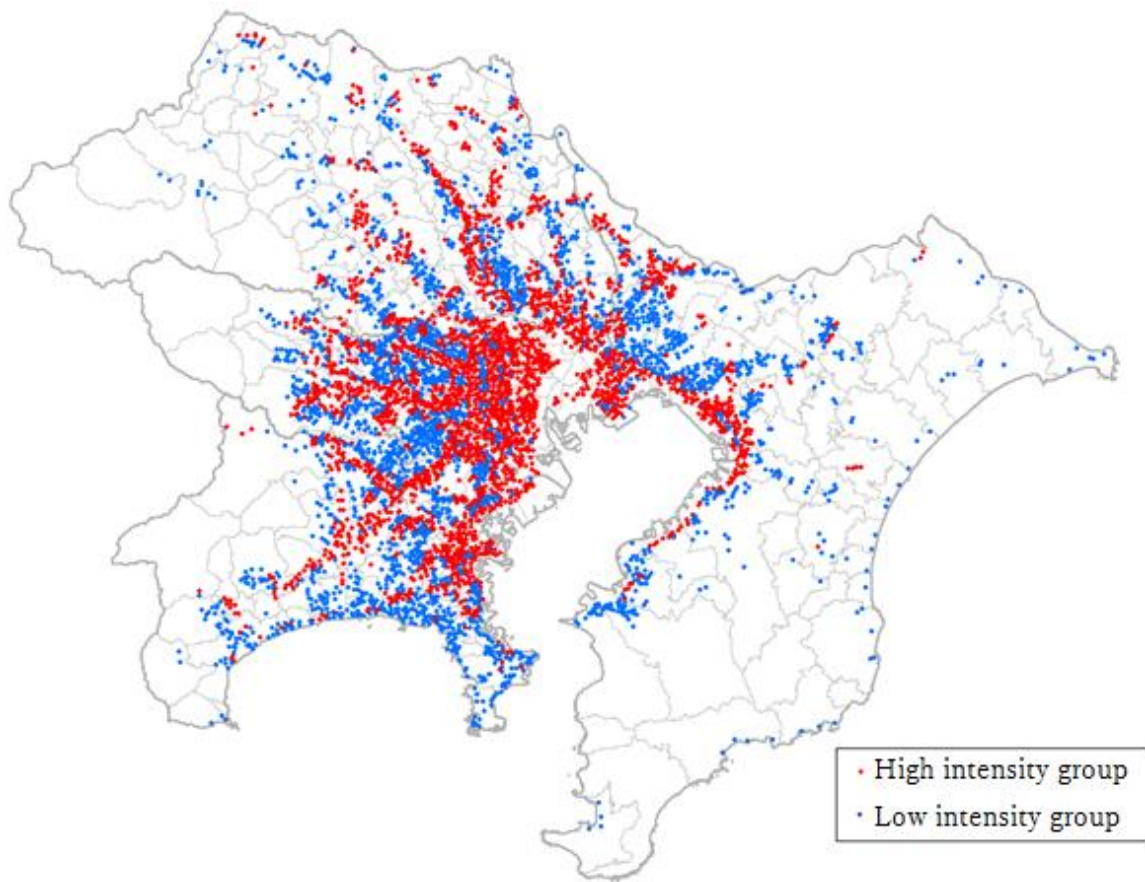


図 5. グループ分け(2000 年)

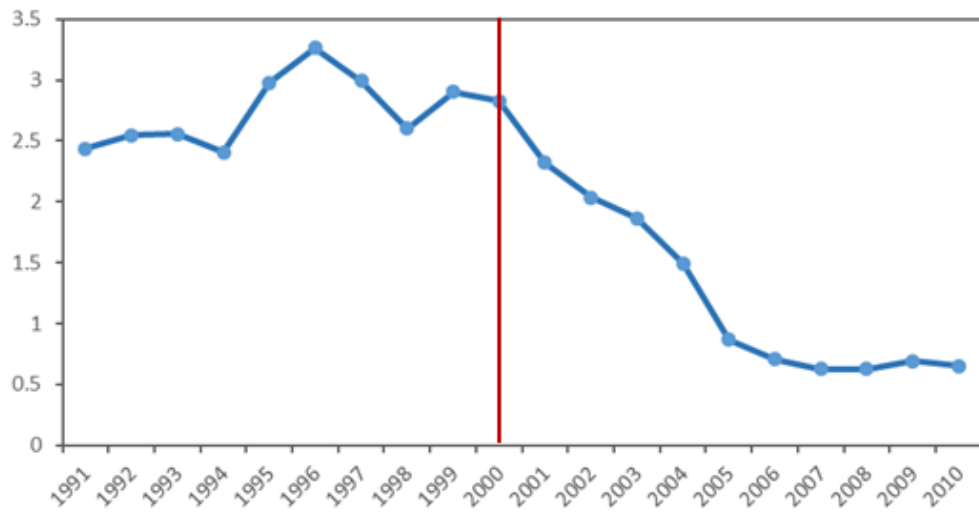


図 6. PM10 のグループ間差の推移

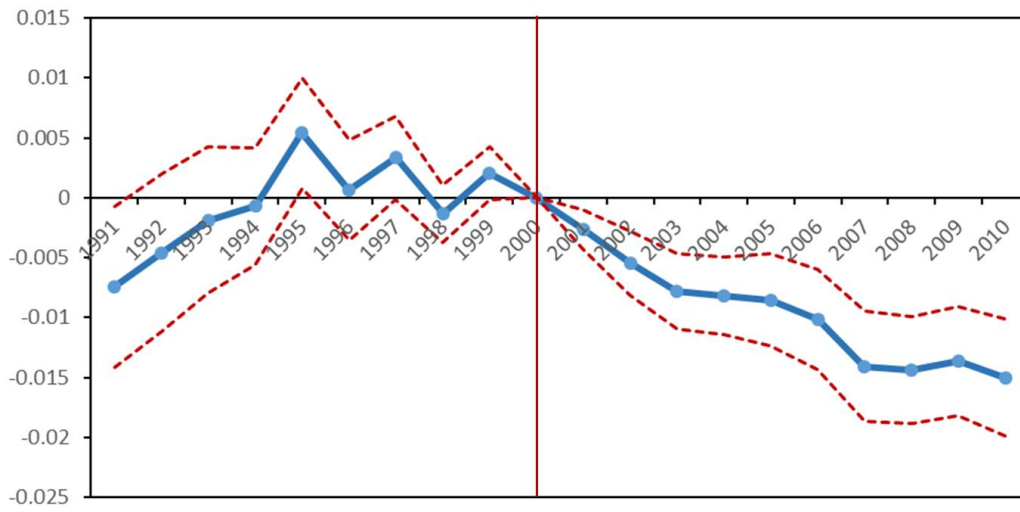


図7. PM10濃度とディーゼル車（千台）の関係の推移（First-stageの推定結果）

注：横軸は年を縦軸は（1）式における β_{1t} を表す。

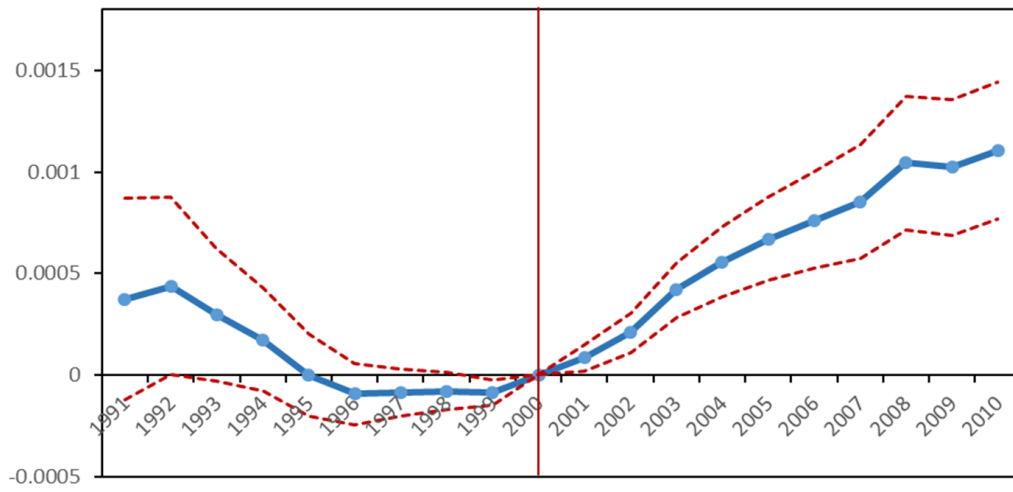


図8. 地価とディーゼル車（千台）の関係の推移（Reduced-form の推定結果）

注：横軸は年を縦軸は（3）式における β_{3t} を表す。

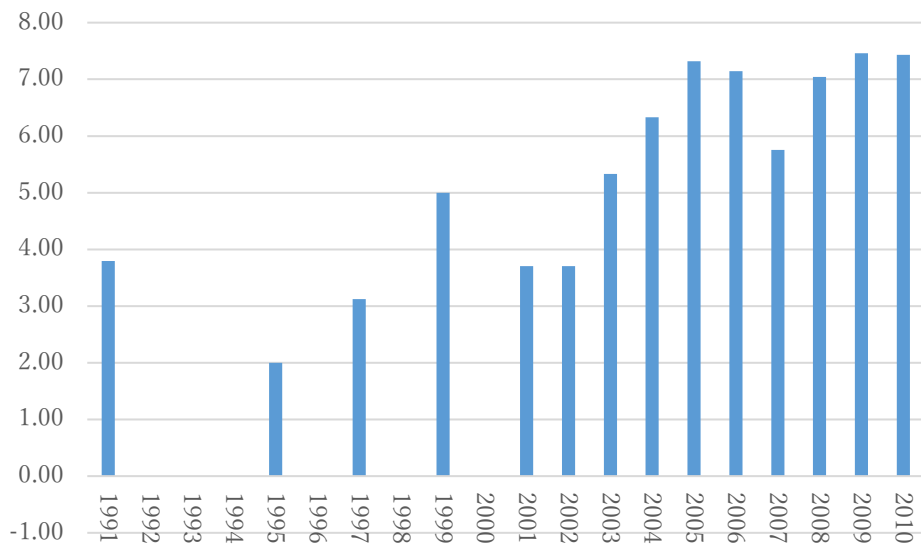


図9. 大気環境に対する MWTP の推移

注： β_{1t} が10%水準で統計的に有意な時の年ごとの β_{3t}/β_{1t} の値を報告している。

表 1. 記述統計

	Mean	Std. Dev.
Price (Yen/m ²)	271476	(247414)
ln(Price)	12.29	(0.67)
大気汚染・交通量		
PM10 (µg/m ³)	40.0	(10.2)
ディーゼル車交通量 (千台/日) 半径 1.0km	9.73	(9.56)
ディーゼル車交通量 (千台/日) 半径 2.0km	20.48	(16.43)
ディーゼル車交通量 (千台/日) 半径 3.0km	32.66	(24.48)
土地属性・利用規制 (X_{it})		
Distance to the nearest station (m)	1458.2	(1362.8)
Land area (土地面積)	185.2	(97.3)
Water (上水道ダミー：使用可 = 1)	0.999	(0.035)
Gas (都市ガスダミー：都市ガス使用 = 1)	0.734	(0.442)
Sewage (下水道ダミー：使用可 = 1)	0.858	(0.349)
Building coverage ratio (建ぺい率)	44.8	(20.0)
Floor area ratio (容積率)	148.2	(64.3)
防火地域・高度地区・用途地域指定 (X_{it})		
Fire protection district (防火地域ダミー)	0.006	(0.076)
Semi-fire protection district (準防火地域ダミー)	0.360	(0.480)
City planning district (都市計画区域ダミー)	0.017	(0.130)
First-class residential area	0.161	(0.367)
First-class exclusive residential area	0.130	(0.337)
First-class medium and high exclusive residential area	0.148	(0.355)
First-class low exclusive residential area	0.375	(0.484)
Second-class residential area	0.017	(0.130)
Second-class exclusive residential area	0.059	(0.235)
Second-class medium & high exclusive residential area	0.034	(0.182)
Second-class low exclusive residential area	0.004	(0.065)
Neighborhood commercial area	0.001	(0.027)
Residential area	0.065	(0.246)
Semi-residential area	0.000	(0.006)
Commercial area	0.000	(0.021)
No zoning designation	0.005	(0.072)
Sample size (N of groups)	109394	7600

表 2. グループ別の平均の差 (全サンプル)

	PM10			ln(Price)		
	High	Low	Difference	High	Low	Difference
	Intensity	Intensity		Intensity	Intensity	
	Group	Group	Group	Group		
2000 to 2010	33.681	32.256	1.424	12.316	11.875	0.441
	(0.036)	(0.033)	(0.049)	(0.004)	(0.004)	(0.005)
1991 to 1999	51.153	48.229	2.924	12.728	12.388	0.340
	(0.032)	(0.040)	(0.051)	(0.004)	(0.003)	(0.005)
Difference	-17.472	-15.972	-1.500	-0.411	-0.513	0.101
	(0.050)	(0.052)	(0.072)	(0.005)	(0.005)	(0.007)
平均ディーゼル						
車交通量	16.197	3.269		16.197	3.269	
(千台)						
Sample size	54,650	54,744		54,650	54,744	

注：括弧の中は Standard Error である。

表 3. グループ別の平均の差（東京 23 区を除く）

	PM10			ln(Price)		
	High	Low	Difference	High	Low	Difference
	Intensity	Intensity		Intensity	Intensity	
	Group	Group	Group	Group		
2000 to 2010	32.925	32.102	0.823	12.046	11.823	0.223
	(0.040)	(0.034)	(0.052)	(0.003)	(0.004)	(0.005)
1991 to 1999	49.936	47.955	1.980	12.495	12.345	0.150
	(0.037)	(0.041)	(0.057)	(0.003)	(0.003)	(0.005)
Difference	-17.011	-15.853	-1.157	-0.450	-0.522	0.073
	(0.056)	(0.053)	(0.078)	(0.005)	(0.005)	(0.007)
平均ディーゼル						
車交通量	14.523	3.225		14.523	3.225	
(千台)						
Sample size	39,105	52,067		39,105	52,067	

注：括弧の中は Standard Error である。

表 4. 規制が PM10 に与える影響（年度別）

Diesel	(1)		(2)		(3)	
*Year						
1991	-0.0160	(0.0059) ***	-0.0152	(0.0062) ***	-0.0079	(0.0034) **
1992	-0.0004	(0.0055)	0.0004	(0.0058)	-0.0050	(0.0034)
1993	-0.0060	(0.0050)	-0.0052	(0.0052)	-0.0022	(0.0031)
1994	-0.0221	(0.0048) ***	-0.0216	(0.0050) ***	-0.0010	(0.0025)
1995	0.0101	(0.0046) **	0.0105	(0.0048) **	0.0050	(0.0023) **
1996	0.0199	(0.0036) ***	0.0210	(0.0038) ***	0.0003	(0.0021)
1997	0.0015	(0.0032)	-0.0003	(0.0032)	0.0032	(0.0018) *
1998	-0.0181	(0.0025) ***	-0.0196	(0.0025) ***	-0.0015	(0.0012)
1999	0.0006	(0.0019)	-0.0005	(0.0019)	0.0020	(0.0011) *
2001	-0.0241	(0.0018) ***	-0.0240	(0.0018) ***	-0.0027	(0.0008) ***
2002	-0.0406	(0.0026) ***	-0.0399	(0.0025) ***	-0.0054	(0.0013) ***
2003	-0.0569	(0.0028) ***	-0.0582	(0.0029) ***	-0.0075	(0.0016) ***
2004	-0.0813	(0.0032) ***	-0.0827	(0.0033) ***	-0.0079	(0.0016) ***
2005	-0.1148	(0.0045) ***	-0.1166	(0.0046) ***	-0.0082	(0.0020) ***
2006	-0.1214	(0.0050) ***	-0.1230	(0.0050) ***	-0.0098	(0.0021) ***
2007	-0.1211	(0.0052) ***	-0.1228	(0.0052) ***	-0.0139	(0.0023) ***
2008	-0.1236	(0.0053) ***	-0.1252	(0.0054) ***	-0.0142	(0.0023) ***
2009	-0.1184	(0.0053) ***	-0.1195	(0.0053) ***	-0.0134	(0.0023) ***
2010	-0.1197	(0.0053) ***	-0.1208	(0.0054) ***	-0.0148	(0.0025) ***
Individual FE	Yes		Yes		Yes	
Year FE	Yes		Yes		Yes	
Land Attributes			Yes		Yes	
City *					Yes	
Year						
Sample Size			109394			

注：括弧の中は調査地点 id に基づく Clustered robust Standard Error である。

表 5. 規制が地価に与える影響（年度別）

Diesel	(1)			(2)			(3)		
*Year									
1991	0.0063	(0.0006)	***	0.0063	(0.0006)	***	0.0003	(0.0003)	
1992	0.0055	(0.0005)	***	0.0055	(0.0005)	***	0.0004	(0.0002)	
1993	0.0032	(0.0004)	***	0.0032	(0.0004)	***	0.0002	(0.0002)	
1994	0.0012	(0.0003)	***	0.0012	(0.0003)	***	0.0001	(0.0001)	
1995	-0.0002	(0.0002)		-0.0001	(0.0002)		-0.0001	(0.0001)	
1996	-0.0009	(0.0002)	***	-0.0008	(0.0002)	***	-0.0002	(0.0001)	**
1997	-0.0012	(0.0001)	***	-0.0010	(0.0001)	***	-0.0001	(0.0001)	
1998	-0.0011	(0.0001)	***	-0.0010	(0.0001)	***	-0.0001	(0.0001)	
1999	-0.0008	(0.0001)	***	-0.0007	(0.0001)	***	-0.0001	(0.0000)	***
2001	0.0009	(0.0001)	***	0.0009	(0.0001)	***	0.0001	(0.0000)	***
2002	0.0019	(0.0001)	***	0.0018	(0.0001)	***	0.0002	(0.0001)	***
2003	0.0030	(0.0001)	***	0.0031	(0.0001)	***	0.0004	(0.0001)	***
2004	0.0041	(0.0002)	***	0.0042	(0.0002)	***	0.0005	(0.0001)	***
2005	0.0050	(0.0002)	***	0.0050	(0.0002)	***	0.0006	(0.0001)	***
2006	0.0061	(0.0002)	***	0.0062	(0.0002)	***	0.0007	(0.0001)	***
2007	0.0083	(0.0003)	***	0.0083	(0.0003)	***	0.0008	(0.0001)	***
2008	0.0096	(0.0003)	***	0.0096	(0.0003)	***	0.0010	(0.0002)	***
2009	0.0088	(0.0003)	***	0.0088	(0.0003)	***	0.0010	(0.0002)	***
2010	0.0083	(0.0003)	***	0.0083	(0.0003)	***	0.0011	(0.0002)	***
Individual FE	Yes			Yes			Yes		
Year FE	Yes			Yes			Yes		
Land Attribute				Yes			Yes		
City *							Yes		
Year									
Sample Size				109394					

注：括弧の中は調査地点 id に基づく Clustered robust Standard Error である。

表 6. PM10 が地価に与える影響

	(1)	(2)	(3)
PM10	-0.059 *** (0.001)	-0.059 *** (0.001)	-0.062 *** (0.004)
Individual FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Land Attributes		Yes	Yes
City * Year			Yes
Sample Size		109394	

注：括弧の中は調査地点 id に基づく Clustered robust Standard Error である。

表 7. PM10 が地価に与える影響（東京 23 区を除く）

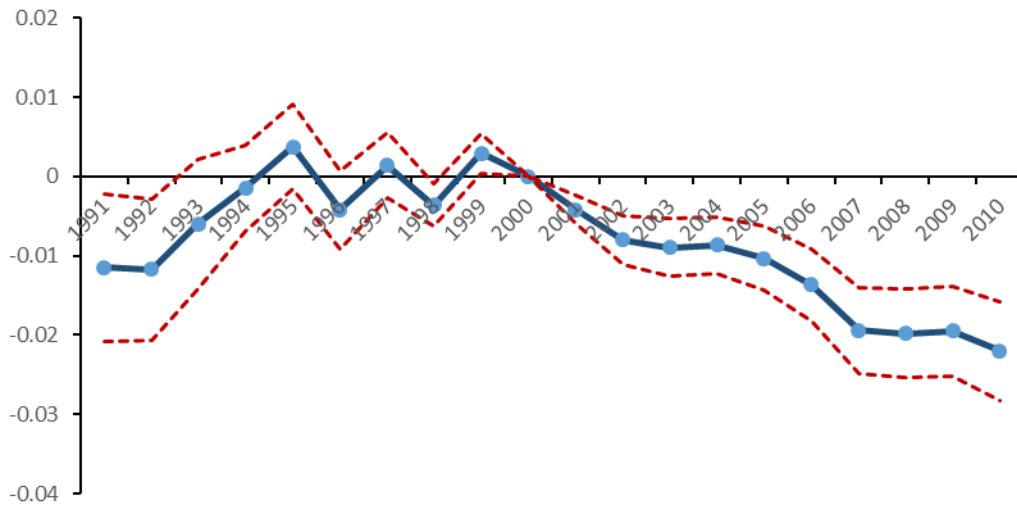
	(1)	(2)	(3)
PM10	-0.046 *** (0.001)	-0.045 *** (0.001)	-0.070 *** (0.004)
Individual FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Land Attributes		Yes	Yes
City * Year			Yes
Sample Size	91172		

注：括弧の中は調査地点 id に基づく Clustered robust Standard Error である。

表 8. PM10 が地価に与える影響（半径変更）

	The size of radius		
	1km	2km	3km
	(1)	(2)	(3)
PM10	-0.062 *** (0.004)	-0.068 *** (0.003)	-0.069 *** (0.002)
Individual FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Land Attributes	Yes	Yes	Yes
Pref * Year	Yes	Yes	Yes
City * Year	Yes	Yes	Yes
Sample Size	109394		

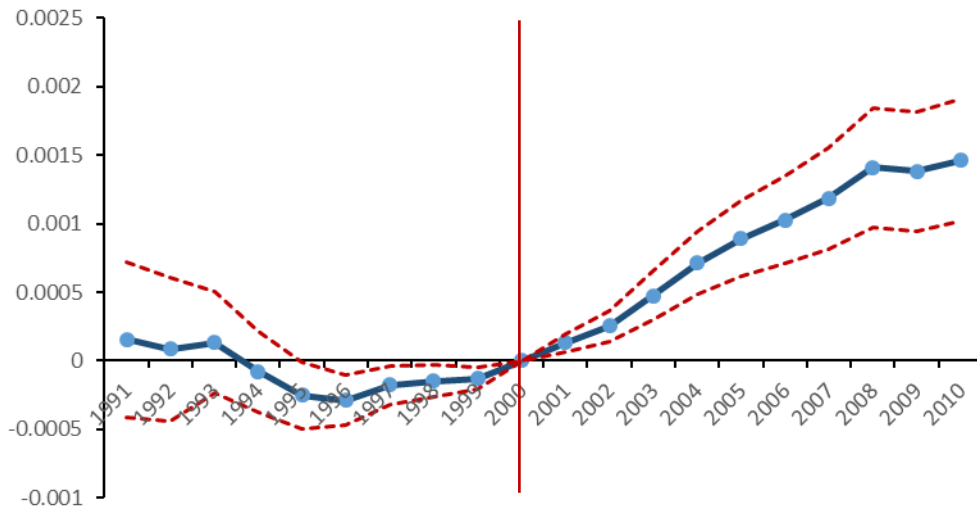
注：（１）から（３）はそれぞれ調査地点から半径 1km、2km、3km 以内の交通量にもとづいて推定を行っている。括弧の中は調査地点 id に基づく Clustered robust Standard Error である。



附図1. PM10濃度とディーゼル車（千台）の関係の推移

（東京23区を除く、First-stageの推定結果）

注：横軸は年を縦軸は（1）式における β_{1t} を表す。



附図 2. 地価とディーゼル車（千台）の関係の推移

（東京 23 区を除く、Reduced-form の推定結果）

注：横軸は年を縦軸は（3）式における β_{3t} を表す。

附表 1. 規制が PM10 に与える影響 (東京 23 区を除く、年度別)

Diesel	(1)		(2)		(3)		
*Year							
1991	0.0092	(0.0073)		0.0112	(0.0074)	-0.0115	(0.0047) **
1992	0.0074	(0.0073)		0.0094	(0.0074)	-0.0117	(0.0045) **
1993	0.0340	(0.0066)	***	0.0361	(0.0067)	***	-0.0060 (0.0042)
1994	0.0378	(0.0050)	***	0.0397	(0.0051)	***	-0.0015 (0.0027)
1995	0.0716	(0.0053)	***	0.0734	(0.0055)	***	0.0038 (0.0027)
1996	0.0488	(0.0053)	***	0.0505	(0.0054)	***	-0.0042 (0.0025) *
1997	0.0335	(0.0048)	***	0.0320	(0.0048)	***	0.0014 (0.0021)
1998	0.0002	(0.0038)		-0.0012	(0.0038)		-0.0036 (0.0013) **
1999	0.0099	(0.0028)	***	0.0084	(0.0028)	***	0.0029 (0.0013) ***
2001	-0.0201	(0.0022)	***	-0.0205	(0.0022)	***	-0.0042 (0.0009) ***
2002	-0.0242	(0.0029)	***	-0.0238	(0.0029)	***	-0.0080 (0.0016) ***
2003	-0.0284	(0.0031)	***	-0.0295	(0.0031)	***	-0.0089 (0.0019) ***
2004	-0.0395	(0.0030)	***	-0.0405	(0.0031)	***	-0.0087 (0.0018) ***
2005	-0.0561	(0.0042)	***	-0.0578	(0.0043)	***	-0.0103 (0.0021) ***
2006	-0.0610	(0.0048)	***	-0.0626	(0.0049)	***	-0.0137 (0.0023) ***
2007	-0.0661	(0.0056)	***	-0.0680	(0.0056)	***	-0.0194 (0.0028) ***
2008	-0.0814	(0.0059)	***	-0.0833	(0.0060)	***	-0.0198 (0.0028) ***
2009	-0.0748	(0.0059)	***	-0.0765	(0.0059)	***	-0.0195 (0.0029) ***
2010	-0.0861	(0.0062)	***	-0.0877	(0.0062)	***	-0.0220 (0.0032) ***
	0.0092	(0.0073)		0.0112	(0.0074)		-0.0115 (0.0047) **
Individual FE	Yes			Yes			Yes
Year FE	Yes			Yes			Yes
Land Attributes				Yes			Yes
City *							Yes
Year							
Sample Size	91172						

注：括弧の中は調査地点 id に基づく Clustered robust Standard Error である。

附表 2. 規制が地価に与える影響（東京 23 区を除く、年度別）

Diesel	(1)		(2)		(3)	
*Year						
1991	0.0005	(0.0006)	0.0004	(0.0006)	0.0002	(0.0003)
1992	0.0004	(0.0005)	0.0003	(0.0005)	0.0001	(0.0003)
1993	-0.0003	(0.0003)	-0.0004	(0.0003)	0.0001	(0.0002)
1994	-0.0007	(0.0003)	***	-0.0008 (0.0003)	***	-0.0001 (0.0002)
1995	-0.0008	(0.0002)	***	-0.0009 (0.0002)	***	-0.0003 (0.0001) **
1996	-0.0010	(0.0002)	***	-0.0009 (0.0002)	***	-0.0003 (0.0001) ***
1997	-0.0008	(0.0002)	***	-0.0007 (0.0002)	***	-0.0002 (0.0001) **
1998	-0.0007	(0.0001)	***	-0.0006 (0.0001)	***	-0.0002 (0.0001) **
1999	-0.0006	(0.0001)	***	-0.0005 (0.0001)	***	-0.0001 (0.0000) ***
2001	0.0007	(0.0001)	***	0.0007 (0.0001)	***	0.0001 (0.0000) ***
2002	0.0013	(0.0001)	***	0.0012 (0.0001)	***	0.0003 (0.0001) ***
2003	0.0020	(0.0002)	***	0.0021 (0.0002)	***	0.0005 (0.0001) ***
2004	0.0027	(0.0002)	***	0.0027 (0.0002)	***	0.0007 (0.0001) ***
2005	0.0033	(0.0002)	***	0.0034 (0.0002)	***	0.0009 (0.0001) ***
2006	0.0038	(0.0003)	***	0.0039 (0.0003)	***	0.0010 (0.0002) ***
2007	0.0047	(0.0003)	***	0.0047 (0.0003)	***	0.0012 (0.0002) ***
2008	0.0053	(0.0004)	***	0.0054 (0.0003)	***	0.0014 (0.0002) ***
2009	0.0051	(0.0003)	***	0.0051 (0.0003)	***	0.0014 (0.0002) ***
2010	0.0050	(0.0003)	***	0.0050 (0.0003)	***	0.0015 (0.0002) ***
	0.0005	(0.0006)		0.0004 (0.0006)		0.0002 (0.0003)
Individual FE	Yes		Yes		Yes	
Year FE	Yes		Yes		Yes	
Land Attribute			Yes		Yes	
City *					Yes	
Year						
Sample Size			91172			

注：括弧の中は調査地点 id に基づく Clustered robust Standard Error である。

付表 3. OLS および固定効果の推定結果との比較

	OLS	FE	IV
	(1)	(2)	(3)
PM10	0.026 *** (0.0004)	-0.009 *** (0.0002)	-0.062 *** (0.004)
Land Attributes	Yes	Yes	Yes
City * Year	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Individual FE		Yes	Yes
Sample Size	109394		

注：括弧の中は調査地点 id に基づく Clustered robust Standard Error である。

第3章 居住者の特性と大気環境に対する価値

3.1 はじめに

環境の経済的価値を測定することは、政策立案者と研究者の両方にとって非常に重要な課題である。1960年代以降、日本やアメリカ等の先進国では、公害問題の深刻化に伴い、様々な環境政策を行ってきた。規制の是非については多くの議論が行われる中、Portney(1990)¹⁾は、アメリカにおける大気浄化法(Clean Air Act)の改正による費用と便益を推定し、規制の費用が便益より大きかったことを明らかにした。一方、日本では大気汚染防止法や自動車NOx・PM法など、様々な大気汚染規制が設けられてきたもののこれらに対する費用と便益の推定に関する実証的証拠の蓄積は少ない。

大気汚染が健康に与える影響を考えると、大気環境の価値を測ることは一層重要な意義を持つ。大気汚染の健康影響に関しては多くの論文が発表されており、海外の研究では大気汚染物質の減少が幼児の健康を改善させることを検証した。例えば、Chay and Greenstone(2003)²⁾やCurrie and Neidell(2005)³⁾、Luechinger(2014)⁴⁾は、大気環境の改善が幼児の死亡率の下落をもたらすことを検証した。また、日本の疫学的調査として環境庁(1997)⁵⁾は大気汚染物質の濃度と喘息様症状の有症率との間に統計的な関連性があることを明らかにした。つまり、大気環境の改善は住民の健康の向上をもたらす可能性

がある。

以上を踏まえ本研究は、地価を通じた大気環境の価値を測定し、大気環境の改善による便益を測る。具体的には、固定効果のあるヘドニック価格関数を用いて大気汚染物質に対する限界支払意思額(marginal willingness to pay: MWTP)を推定する。また、大気環境に対する居住者の選好の不均一性を考慮し、ランダム係数モデルを用いて地価の調査地点ごとのMWTPの違いを調べる。さらに、この選好の不均一性を解釈するための分析を行う。本研究の分析においてMWTPが高い世帯ほど環境に起因する健康リスクを回避したいという選好が強い、と解釈することができる(Currie et al. 2015)⁶⁾。長期間居住する可能性が高い世帯ほど質の高い環境を求めるならば、MWTPは高くなるはずである。そこで、将来の居住期間の代理変数として持家率を利用し、MWTPの空間的な不均一性を説明できるか調べる。

本研究は以下の3点の特徴を持つ。第一に、本研究は日本を対象に大気環境の価値を推定した数少ない研究の一つである。大気環境に関するヘドニック価格分析として、アメリカを中心に多くの研究が報告されているが¹³⁾、日本を対象とした研究は少ない状況である¹⁴⁾。第二に、本研究ではポイント単位の個票データを用いることで精度の高い分

¹³⁾ Boyle and Kiel(2001)⁷⁾と Smith and Hwang(1995)⁸⁾は、アメリカを対象とした大気環境と住宅価格に関する論文をレビューしている。また、韓国やインドネシア、メキシコを対象にした研究として、それぞれ Kim et al.(2003)⁹⁾、Yusuf and Resosudarmo(2009)¹⁰⁾、Gonzalez et al.(2013)¹¹⁾がある。

¹⁴⁾ 金本・中村・矢澤(1989)¹²⁾は1987年の公示地価データを利用し、東京都における二酸化硫黄(SO₂)と二酸化窒素(NO₂)の価値を測定した。しかし、本文中にも記載されている通り、データの制約のため予備的な分析にとどまっている。

析を行う。多くの既存研究は、メッシュ単位の大気環境データや行政区域単位で集約した住宅データを用いたが、本研究は緯度・経度と特定されるポイント単位の個票データを用いる。第三に、これまで多くの研究では、大気環境に対する居住者の選好が同質と仮定したが(例えば、Grainger 2012¹³⁾など)、本研究はこの仮定を緩め、選好の違いが確率的に発生すると扱うことで選好の不均一性を反映する。そこで、居住者の特性と大気環境に対する選好の違いとの関係を明らかにし、居住地選択の空間分布を説明する。

本研究では、東京都特別区の2007年から2012年までの地価パネルデータを用いて分析を行った。その結果、3つの大気汚染物質とも地価に有意な負の影響を与えることが分かった。また、大気環境に対する選好の違いと居住地選択の空間分布との関係を分析した結果、それぞれの大気汚染物質の空間分布は大きく異なっているにもかかわらず、どの汚染物質も持家率の高い地域で大気環境に対するMWTPが大きくなることが確認できた。この結果は、長期間居住する際に、大気環境へのMWTPがより高くなることを示唆している。

3.2 既存研究レビュー及び推定上の問題

Ridker and Henning(1967)¹⁴⁾以来、大気環境と住宅価格との関係を分析した論文が多数発表されてきた。その後、Rosen(1974)¹⁵⁾よりヘドニック価格関数が考案され、この

関係に経済的な解釈を与える理論が構築された。ヘドニック価格関数は、差別化された財の価格をその財の持つ特性の関数と定義する。推定された係数は、他の特性が固定された際に、特定の特性の増加による財の市場価格の変化を表す。これは効用最大化を行う消費者にとって均衡状態における特定の特性に対するMWTPを意味する。

ヘドニック価格関数を用いて因果推定を行う際に注意すべき点の一つとして除外変数バイアスがある。誤差項に含まれている要因が説明変数と相関を持つ場合、ヘドニック価格関数の推定値にはバイアスが生じる。一般的に分析者は、地価や住宅価格に影響を与える全ての要因を観察することができないため、このような問題は常に起こりうる。Smith and Hwang (1995)⁸⁾は、アメリカにおける総浮遊粒子状物質(TSP)に対するMWTPを推定した37件の論文をレビューしている。その中で約1/4の推定値は大気汚染と住宅価格との間に正の関係が推定され、期待と反する誤った結果を報告している。これらの結果は、除外変数バイアスのコントロールが足りないためであろう。

除外変数が時間を通じて安定であり、パネルデータが利用可能な際には一階差分モデルや固定効果モデルを用いることでこの問題を避けることができる。分析に利用するパネルデータが2期間にわたって観察したデータの場合には一階差分モデルを、3期間以上の場合には固定効果モデルを用いる。Mendelsohn et al.(1992)¹⁶⁾やParsons (1992)¹⁷⁾は繰り返し取引が行われた住宅データを用い、一階差分モデルを適用することでこの問題を回避した。しかし、多くのサンプルを入手することが困難であるため、実際には郵便

番号や行政区域ごとに集計したデータを利用することが多く、その際には後述する集約データによるバイアスが発生することがある。

除外変数が分析期間中に変化し、パネルデータが利用できない場合には、準実験的なアプローチによる操作変数法が用いられる。Chay and Greenstone(2005)¹⁸⁾は、規制の不連続性と境界による構造的断絶に着目し、操作変数法を用いてこの問題を避けている。これは規制や境界が外生的であり、住宅の特性に大きな変化をもたらす場合に効率的である。

一方、多くの先行研究では取引データを利用しているが、その際にはサンプルセレクションバイアスが発生することがある。例えば、大気環境が劣悪で価格の安い住宅ほど多く取引される傾向がある際には推定値にバイアスが生じる。この問題に対して、American Housing Survey(AHS)というサーベイ調査による住宅データを用いた研究がある(Kiel and Zabel 1999¹⁹⁾, Zabel and Kiel 2000²⁰⁾)。AHSは、ランダムに選ばれた特定の住宅に対して居住者が評価した住宅価格である。AHSを用いることでサンプルセレクションバイアスを回避することができるが、評価の基準が明確ではなく、全ての居住者が前期の調査と同一の基準で評価できるのかという問題がある。また、居住者が変わった場合に過大評価や過小評価する問題もある。

他方、行政区域ごとの集約データを用いた研究もある(Harrison and Rubinfeld 1978²¹⁾, Nelson 1978²²⁾, Chay and Greenstone 2005¹⁸⁾)。しかし本来、ヘドニック価格関数は個

人レベルを想定したモデルであり、集約データを利用する際にはバイアスを誘発する可能性がある。集約単位内の個々のデータ間の関係が非線形である場合、集約データによる推定値にはバイアスが生じうる。このようなバイアスは生態学的誤謬(Ecological Fallacy)と知られている。

これらの問題に対し、本研究は既存研究にならい、固定効果モデルを用いることで観察できない要因による除外変数バイアスの問題に対応する。また、公示地価を用いることでデータによるバイアスの問題を回避する。公示地価は、不動産鑑定士が個々の標準地に対して評価を行った鑑定価格である。そのため、取引データによるサンプルセレクションバイアスや集約データによる生態学的誤謬の問題が起こらない。しかし、公示地価と市場価格との間に様々な誤差の問題が発生することがある。例えば、西村・清水(2002)²³⁾は、評価者や政策的意図によるバイアスや取引価格とのタイムラグ、調査地点の増減や変更などによる誤差などを指摘している。しかし、中川・斎藤・山鹿(2011)²⁴⁾によると、パネルデータによる固定効果モデルを用いることでこれらのバイアスがある程度除去することが可能であると述べている。

3.3 推定方法

3.3.1 大気環境への限界支払意思額(MWTP)

本研究では下記のような固定効果のあるヘドニック価格関数を用いて大気汚染物質に対するMWTPを推定する。

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + A_{it}\beta_1 + L_{it}\beta_2 + N_{it}\beta_3 + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 P_{it} は期間 t における調査地点 i の地価を表す。 α_i は地点 i の個別固定効果であり、地点によって異なるが、分析期間を通じて一定な除外変数の影響をコントロールする。 A_{it} は大気汚染物質の濃度、 L_{it} は土地の属性、 N_{it} は近隣・地域属性を表す。 γ_t は年度固定効果を示す年度ダミーであり、地点間では等しいが、時間とともに変化する除外変数の影響をコントロールする。

大気汚染物質の濃度(A_{it})には3つの大気汚染物質の前年度平均値を用いる。劣悪な大気環境は住民の健康へ悪影響を及ぼすため、これらの値が低くなるほど、地価が高くなると期待される。

土地属性(L_{it})には全面道路の幅員、地積、容積率、用途地域ダミーを用いる。これらの要因は分析期間中に変動しない土地固有の特性であり、その土地に建てられる建築物の形態や特性に影響を与える。そのため、これらの規制が緩い土地ほど地価が高くなると期待される。最寄駅までの距離は駅や路線の新設により分析期間中に変化がすること

がある¹⁵。最寄駅までの距離が短くなるほど利便性が向上するため、地価が上昇すると予想される。

近隣・地域属性(N_{it})には専門的・管理的職業従事者比率と地震危険度を用いる。専門的・管理的職業は他の職業に比べ高い所得を得ているため、所得の代理変数とすることができる。また、日本では震災のリスクが住宅の家賃に影響を与えることが知られている(Nakagawa et al. 2007²⁵)。地盤が沖積低地や谷底低地となっている東京都の東部や古い木造住宅が密集するいわゆる木賃ベルト地帯では地震発生時に被害が大きくなることが知られている。これらの影響をコントロールするために地震による危険性を表す地震危険度を用いる。

3.3.2 限界支払意思額(MWTP)の空間分布

上記の分析では、居住者の大気環境への選好が同質と仮定し、全ての調査地点における平均的なMWTPを推定する。次に、大気環境に対する居住者の選好の不均一性を考慮し、調査地点ごとのMWTPを推定する。具体的には、ランダム係数モデルを用いて選好の違いが確率的に発生すると仮定し、各調査地点の係数を推定する(Cheng 2003²⁶)。ランダム係数モデルによるヘドニック価格関数は以下のように定義することができる。

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + A_{it}\beta_{1i} + L_{it}\beta_2 + N_{it}\beta_3 + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

¹⁵ 本研究では2008年3月30日に日暮里・舎人ライナーが開業したことと、2008年6月14日に東京メトロ副都心線が完全開業したことが影響を与える。

ここでも、 α_i は調査地点*i*の個別固定効果を、 γ_t は年度固定効果を表す。 β_{1i} は調査地点*i*における大気汚染物質に対する係数であり、以下のような全体平均とそこからの偏差となる。

$$\beta_{1i} = \beta_{10} + v_i \quad (3)$$

$$\text{ただし、 } v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$$

ここで、 β_{10} は全ての調査地点における大気汚染物質に対する係数の平均であり、 v_i は調査地点*i*における平均からの偏差を表す。(3)式を(2)式に代入すると

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + A_{it}(\beta_{10} + v_i) + L_{it}\beta_2 + N_{it}\beta_3 + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

となり、 $(\beta_{10} + v_i)$ の推定値は調査地点*i*における大気汚染物質に対するMWTPを意味する。

3.3.3 大気環境への選好と居住地選択

居住者の特性として持家率と大気環境への選好の違いを分析し、(3)式のモデルで推定したMWTPの空間分布を説明する。大気環境の改善が健康に与える影響を考えると、大気環境へのMWTPは健康への投資を意味する。そのため、将来的に居住期間の長い持家の居住者は、居住期間の短い借家の居住者に比べ、大気環境へのMWTPが高いと予想される。

持家率(H_i)を含む場合は下記の式を推定する。

$$\ln(P_{ijt}) = \alpha_i + A_{it}H_j\beta_1 + L_{it}\beta_2 + N_{it}\beta_3 + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

ここで、 H_j は調査地点*i*の属する特別区*j*の持家率を表す。 β_1 の推定値は、大気汚染物質の濃度と持家率がともに1単位変化する際のMWTPの変化を意味する。

3.4 データ

本研究では、国土交通省が毎年1月1日付で公表している公示地価²⁷⁾を東京都特別区の2007年から2012年まで用いる。分析には用途地域指定が工業地域である地点と、商業施設または工業施設のみ建設されている地点を除いた。また、固定効果モデルを適用するために1年度のみ調査が行われた地点も除いた。その結果、本研究では述べ7868地点のデータを利用して分析を行う。

図1は、分析に用いた2007年の公示地価をマップ上にプロットしたものである。東京都の中心部では商業施設が集中するため最も地価が高く、次に西部の住宅密集地域で地価が高くなっている。また、下町と呼ばれる東部では地価が最も低くなっている。南部の海沿いにサンプルが少ないのは、工業施設として利用されている地点が多く、分析から除いたためである。

大気環境のデータについては、国立環境研究所が作成した環境数値データベースにおける一般環境大気測定局の大気環境月間値を用いる²⁸⁾。分析には2006年から2011年ま

での東京都と隣接3県(千葉県・埼玉県・神奈川県)の窒素酸化物(NO_x)、浮遊粒子状物質(SPM)、非メタン炭化水素(NMHC)の各年1月から12月までの月間値の平均値を用いる。

NO_x とは、物質が高い温度で燃焼するときに、空気中の窒素(N)と酸素(O_2)が結びついて発生するガス状物質である。高濃度の NO_x は呼吸器に悪い影響を与え、喘息や気管支炎を引き起こすことが知られている。また、光化学スモッグや酸性雨の原因にもなる。 NO_x の発生源としては、工場の煙突や自動車の排ガス、家庭のボイラなど様々な要因がある。

SPMは、大気中に浮遊する粒子状物質の中で粒径 $10\mu\text{m}$ 以下の物質である。 NO_x と同様に呼吸器に悪い影響を与え、喘息や気管支炎を引き起こすことが知られている。また、高濃度のSPMは視界を悪化させ、建物を汚すこともある。SPMの発生源としては、工場から排出されるばいじんやディーゼル車の排ガスに含まれる黒煙などがある。

NMHCとは、炭化水素(HC)から光化学反応速度の非常に遅いメタン(CH_4)を除いた物質である。 NO_x とともに光化学スモッグの原因になることが知られている。発生源としては、工場の煙突や自動車の排ガス等様々な要因がある。

上述した公示地価データと大気環境データは調査地点が異なり、地価の調査地点における大気汚染物質の濃度を推定する必要がある。本研究では地球統計学におけるクリギング手法を用いる。クリギングは、既知の観測データの共分散を距離の関数とし、空間

相関を構造化することによって未知の任意地点での値を予測する手法である。Li and Heap(2011)²⁹⁾よりクリギングは、他の空間予測手法より優れていることが示されている。本研究では、ArcGIS10.1上のGeostatistical Analystツールを用いて普遍型クリギングより推定を行った。図2は、クリギング後の公示地価の調査地点における大気汚染物質の分布を表す。各汚染物質の発生源が異なるため、それぞれの物質の空間分布が大きく異なっている。各汚染物質間の相関係数は、NO_xとSPMが-0.132、SPMとNMHCが0.033、NO_xとNMHCが-0.001であり、相関はほとんど見られなかった。

次に、居住期間の代理変数として持家率には、国勢調査による2008年の特別区ごとのデータを用いる。地域・近隣属性としては専門的・管理的職業従事者比率と地震による危険性を表す地震危険度を用いる。専門的・管理的職業従事者比率は2005年と2010年の国勢調査から町丁ごとのデータを利用する。これは調査地点のある町丁に居住する住民の所得を表す代理変数である。地震危険度については、東京都都市整備局が行う地震に関する地域危険度測定調査(第5回)における総合危険度を利用する。これは町丁における地震危険性を相対的に評価し、5段階のランクに分けたものである。

表1は、分析に用いた全てのデータをもとに作成した記述統計である。分析期間を通じた地価の平均値は平方メートル当たり約64.1万円であり、標準偏差は80.8万円である。大気環境については、NO_xの平均が33.6ppb、SPMは24.9g/m³、NMHCは229.5ppbCである。

3.5 推定結果

3.5.1 大気環境への限界支払意思額(MWTP)

表2はプーリング回帰モデルと固定効果モデルによる推定結果を報告している。表2の(1)から(4)まではプーリング回帰モデルの結果を、(5)から(8)までは固定効果モデルの結果を表す。また、(1)から(3)まで及び(5)から(7)まではそれぞれ一つの汚染物質をモデルに入れた結果であり、(4)と(8)は3つの汚染物質を同時にモデルに入れた場合の推定結果である。

先ず、プーリング回帰モデルによる分析結果について検討を行う。NO_xとSPMについては正の係数が推定され、NMHCは負に有意な値が推定された。プーリング回帰モデルでは、NMHCのみ期待通りの結果が得られたが、その理由として除外変数バイアスの問題が考えられる。誤差項の中に含まれる観察できない要因が説明変数と相関し、推定値にバイアスを誘発する可能性がある。本研究であれば、交通量の多い地域ほど大気汚染物質の濃度と地価が高くなることがある。

この問題への対処として固定効果モデルを用いて推定を行う。固定効果モデルでは、分析期間中に変動しないあらゆる要因による影響をコントロールできる。表2の(5)から(8)までの推定結果より、どの汚染物質についても統計的に有意で地価に負の影響を与えていることが分かる。1標準偏差当たりの限界効果でみると、NO_xの年平均値が

4.7ppb減少すると地価が0.8%上昇し、SPMが2.9g/m³減少すると地価が0.8%上昇し、NMHCが34.1ppbC減少すると地価が2.6%上昇することが分かった。これらを1坪当たりの金額に換算すると、NO_xについては1.7万円、SPMについては1.7万円、NMHCについては5.5万円であり、平均的な土地面積当たりに換算すると、それぞれ105万円、103万円、335万円である。

3.5.2 限界支払限界意思額(MWTP)の空間分布

表3は、ランダム係数モデルを用いた(4)式の推定結果である。表3の(1)から(3)までは個別固定効果を、(4)から(6)まではランダム係数のばらつきを明確に表示するために町丁固定効果を導入した推定結果を報告している。

先ず、個別固定効果を入れた(1)から(3)までの推定結果について検討を行う。表における大気汚染物質の推定係数は(4)式における β_{10} の推定値を表し、全ての調査地点における大気汚染物質に対する係数の平均を意味する。三つの汚染物質とも地価に負の影響を与えており、統計的に有意であることが分かる。(4)式における $\text{var}(v_i)$ を示すランダム係数の分散についても有意な値が推定されており、地価と大気環境との関係が地点ごとに異なることが分かる。

一方、個別固定効果を入れたランダム係数モデルでは、各地点における推定係数のばらつきが非常に小さくなっている。そこで、ランダム係数のばらつきを明確に表示する

ために、町丁固定効果を導入する。町丁固定効果の入ったモデルは、個別固定効果の入ったモデルに比べ、除外変数のコントロールが弱くなり、推定量の上方へのバイアスが懸念される。しかし、本分析においてこのようなバイアスの増加が各地点の推定係数の空間分布に影響を与えることはなかった。

表3の(4)から(6)までは、町丁固定効果を入れたランダム係数モデルの推定結果を報告している。個別固定効果を入れた場合と同様に、それぞれの大気汚染物質及びランダム係数のばらつきについて有意な値が推定されている。図3は、推定された各地点の係数をマップにプロットしたものである。

これは各調査地点における大気汚染物質のMWTPを意味する。図2よりそれぞれの大気汚染物質の空間分布は大きく異なるにもかかわらず、推定係数は似た分布をしていることが分かる。さらに、地価の各調査地点における推定係数間の相関係数が、NO_xとSPMが0.963、SPMとNMHCが0.963、NO_xとNMHCが0.955であった。この結果は、居住者の大気環境に対する選好は、汚染物質の種類にかかわらず、類似していることを意味する。

3.5.3 大気環境への選好と居住地選択

表4は、持家率を含む(5)式の推定結果である。大気汚染物質の推定値に、持家率との交差項の推定値を足した値が負であることより、大気環境が地価に負の影響を与えてい

ることが分かる。また、持家率の交差項の推定値が有意に負であるは、持家率の高い地域ほど大気環境へのMWTPが高くなることを意味する。この結果は、将来的に居住期間の長い持家の居住者は、居住期間の短い借家の居住者に比べ、大気環境により大きな価値を置くことを示唆する。

3.6 結論と今後の課題

本研究では、東京都特別区の2007年から2012年までの6年間の地価パネルデータを用いて、大気環境が地価に与える影響について分析を行った。分析の結果、NO_x及びSPM、NMHCの年平均値は地価に負の影響を与え、その関係は汚染物質の空間分布にかかわらず、類似していることが分かった。また、持家率の高い地域ほど大気環境に対するMWTPがより高くなることが確認できた。この結果は、長期間居住する場合には、大気環境により大きな価値を置くことを示唆する。

本研究では、固定効果モデルを用いて時間を通じて変動しないあらゆる要因によるバイアスをコントロールした。しかし、固定効果モデルは分析期間中に変化する除外変数のコントロールが不十分であるため、バイアスが存在している可能性がある。この問題に対し、近年は自然実験による準ランダムな状況を用いた論文がいくつか発表されている(Chay and Greenstone 2005¹⁸)やGonzalez et al. 2013¹¹)など)。これらの研究の多くが

アメリカの大気環境規制を対象としているが、今後は、日本の大気環境規制の自然実験的特徴を利用した研究を行い、よりバイアスが少ない推定量から、大気環境規制の費用対効果を求める必要があるだろう。

また、本研究では居住期間の代理変数として持家率を利用し、居住者の特性と大気環境への選好の違いとの関係を分析したが、より詳細な居住者の情報を用いてどのような特徴を持った家計の大気環境に対するMWTPが高くなるのかを明らかにすることも重要な課題である(Bajari and Benkard 2005³⁰)。

<参考文献>

- 1) Portney, P. R.: Economics and the clean air act, *Journal of Economic Perspectives*, 4 (4), pp.173-181, 1990.
- 2) Chay, K. Y. and Greenstone, M.: The impact of air pollution on infant mortality: Evidence from geographic variation in pollution shocks induced by a recession, *The Quarterly Journal of Economics*, 118 (3), pp.1121-1167, 2003.
- 3) Currie, J. and Neidell, M.: Air pollution and infant health: What can we learn from California's recent experience?, *The Quarterly Journal of Economics*, 120 (3), pp.1003-1030, 2005.
- 4) Luechinger, S.: Air pollution and infant mortality: A natural experiment from

- power plant desulfurization, *Journal of Health Economics*, 37, pp.219-231, 2014.
- 5) 環境庁: 窒素酸化物等健康影響継続観察調査, 1997.
 - 6) Currie, J., Davis, L., Greenstone, M., and Walker. R. Environmental health risks and housing values: Evidence from 1,600 toxic plant openings and closings, *American Economic Review*, 105(2), 678-709, 2015.
 - 7) Boyle, M. A. and Kiel, K. A.: A survey of house price hedonic studies of the impact of environmental externalities, *Journal of Real Estate Literature*, 9 (2), pp.117-144, 2001.
 - 8) Smith, V. K. and Hwang, J.-C.: Can markets value air quality? A meta-analysis of hedonic property value models, *Journal of Political Economy*, 103 (1), pp.209-227, 1995.
 - 9) Kim, G. W., Phipps, T. T., and Anselin, L., Measuring the benefits of air quality improvement: A spatial hedonic approach., *Journal of Environmental Economics and Management*, 45 (1), pp.24-39, 2003.
 - 10) Yusuf, A. A and Resosudarmo, B. P., Does clean air matter in developing countries' megacities? A hedonic price analysis of the Jakarta housing market, Indonesia, *Ecological Economics*, 68, pp.1398-1407, 2009.
 - 11) Gonzalez, F., Leipnk, M., and Mazumder, D.: How much are urban residents in

- Mexico willing to pay for cleaner air?, *Environment and Development Economics*, 18 (3), pp.354-379, 2013.
- 12) 金本良嗣・中村良平・矢澤則彦: ヘドニック・アプローチによる環境の価値の測定, *環境科学会誌*, 2 (4), pp. 251-265, 1989.
- 13) Grainger, C. A.: The distributional effects of pollution regulations: Do renters fully pay for cleaner air? , *Journal of Public Economics*, 96(9-10), pp.840-852, 2012.
- 14) Ridker, R. G. and Henning, J. A.: The determinants of residential property values with special reference to air pollution, *Review of Economics and Statistics*, 49, pp.246-257, 1967.
- 15) Rosen, S.: Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82 (1), pp.34-55, 1974.
- 16) Mendelsohn, R., Hellerstein, D., Huguenin, M., Unsworth, R., and Brazee, R.: Measuring hazardous waste damages with panel models, *Journal of Environmental Economics and Management*, 22 (3), pp.259-271, 1992.
- 17) Parsons, G. R.: The effect of coastal land use restrictions on housing prices: A repeat sales analysis, *Journal of Environmental Economics and Management*, 22 (1), pp.25-37, 1992.
- 18) Chay, K. Y. and Greenstone, M.: Does air quality matter? Evidence from the

- housing market, *Journal of Political Economy*, 113 (2), pp.376-424, 2005.
- 19) Kiel, K. A. and Zabel, J. E.: The accuracy of owner provided house values; The 1978-1991 American Housing Survey, *Real Estate Economics*, 27, pp.263-298, 1999.
- 20) Zabel, J. E. and Kiel, K. A.: Estimating the demand for air quality in four U.S. cities, *Land Economics*, 76 (2), pp.174-194, 2000.
- 21) Harrison, D. and Rubinfeld, D. L.: Hedonic housing prices and the demand for clean air, *Journal of Environmental Economics and Management*, 5, pp.81-102, 1978.
- 22) Nelson, J. P., Residential choice, hedonic prices, and the demand for urban air quality, *Journal of Urban Economics*, 5 (3), pp.357-369, 1978.
- 23) 西村清彦, 清水千弘: 地価情報の歩み－取引事例と鑑定価格の誤差, 西村清彦編, 不動産市場の経済分析, 日本経済新聞社, pp.19-66, 2002.
- 24) 中川雅之, 斎藤誠, 山鹿久木: ヘドニック・アプローチにおける地価公示データのパネル構造の活用について, *住宅土地経済*, 79, pp.18-25, 2011.
- 25) Nakagawa, M., Saito, M., and Yamaga, H.: Earthquake risk and housing rents: Evidence from the Tokyo metropolitan area, *Regional Science and Urban Economics*, 37, pp.87-99, 2007.

- 26) Cheng, H.: *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, 2003.
- 27) 国土交通省: 公示地価, 2007~2012.
- 28) 国立環境研究所: 環境数値データベース, 2006~2011.
- 29) Li, J. and Heap, A. D.: A review of comparative studies of spatial interpolation methods in environmental sciences: Performance and impact factors, *Ecological Informatics*, 6 (3-4), pp.228-241, 2011.
- 30) Bajari, P. and Benkard, C. L.: Demand estimation heterogeneous consumers and unobserved product characteristics: A hedonic approach, *Journal of Political Economy*, 113 (6), pp.1239-1276, 2005.

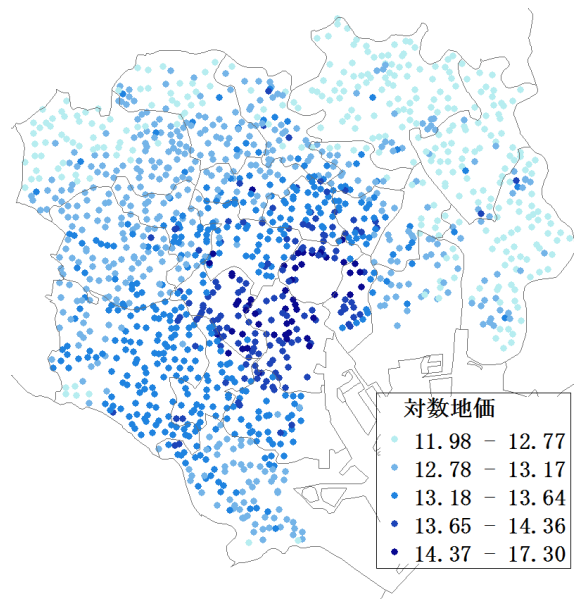


図1 公示地価マップ(2007年東京23区)

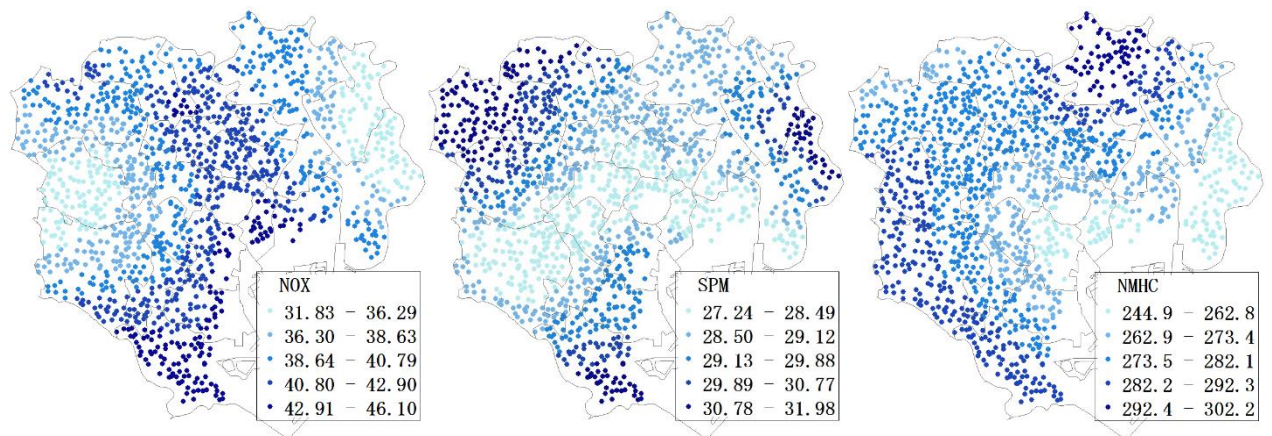


図2 大気汚染物質マップ(2007年東京23区)

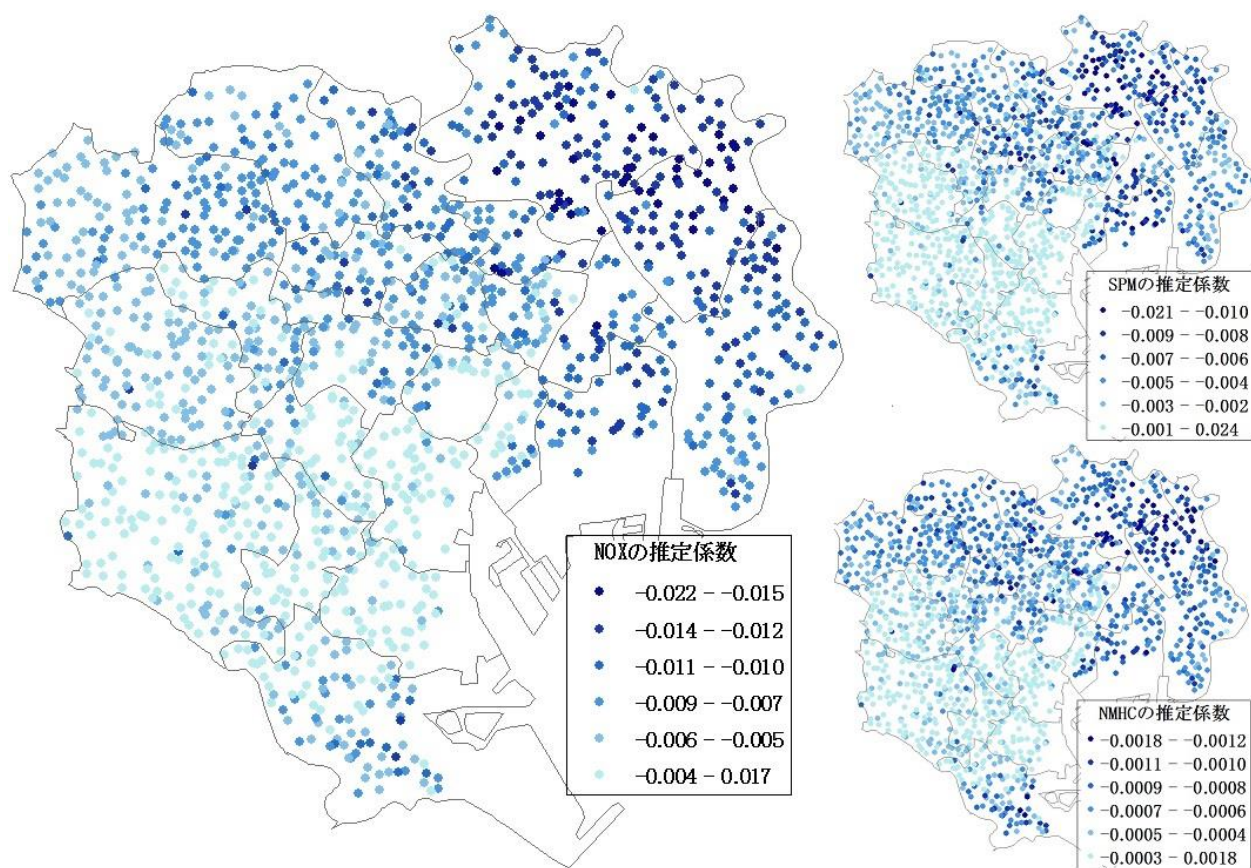


図3 推定係数マップ(東京23区)

表1 記述統計

	平均	標準偏差
地価(万円/m ²)	64.13	(80.81)
対数地価	13.16	(0.55)
大気環境		
NO _x (ppb)	33.59	(4.68)
SPM(μ g/m ³)	24.91	(2.85)
NMHC(ppbC)	229.51	(34.06)
土地属性		
最寄駅までの距離(km)	0.66	(0.50)
全面道路の幅員(m)	8.48	(7.16)
地積(m ²)	202.46	(190.43)
容積率(%)	268.51	(147.54)
第一種住居	0.160	(0.367)
第一種中高層住居専用	0.179	(0.383)
第一種低層住居専用	0.249	(0.432)
第二種住居	0.019	(0.138)
第二種中高層住居専用	0.016	(0.126)
第二種低層住居専用	0.009	(0.093)
近隣商業	0.126	(0.332)
準工業地域	0.082	(0.275)
準住居地域	0.005	(0.073)
商業地域	0.154	(0.361)
地域・近隣属性		
専門的・管理的職業比率	0.216	(0.072)
地震危険度1	0.150	(0.357)
地震危険度2	0.437	(0.496)
地震危険度3	0.284	(0.451)
地震危険度4	0.097	(0.296)
地震危険度5	0.032	(0.177)
持家率	0.424	(0.046)
サンプルサイズ	7868	
グループ数	1468	

表2 大気環境と地価の関係

	プーリング回帰モデル				固定効果モデル			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
大気環境								
NO _x (ppb)	0.0026 (0.0025)			0.0099*** (0.0027)	-0.0028*** (0.0004)			-0.0017*** (0.0003)
SPM(μg/m ³)		0.0065* (0.0035)		0.0063** (0.0029)		-0.0031*** (0.0003)		-0.0028*** (0.0004)
NMHC(ppbC)			-0.0040*** (0.0004)	-0.0045*** (0.0004)			-0.0008*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)
土地属性	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
近隣・地域属性	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
個別固定効果					YES	YES	YES	YES
年度固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
定数項	11.736*** (0.114)	11.641*** (0.111)	12.997*** (0.157)	12.570*** (0.168)	13.274*** (0.024)	13.256*** (0.021)	13.374*** (0.031)	13.518*** (0.030)
修正済み決定係数	0.747	0.747	0.756	0.758				
グループ内決定係数					0.862	0.862	0.870	0.872
サンプルサイズ				7868				

注：括弧の中はブートストラップ法によるクラスタロバスト標準誤差を表している。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で係数が有意であることを示す。土地属性および近隣・地域属性として、表1の記述統計に記載した持家率以外の変数をコントロール変数として分析に用いている。

表3 ランダム係数モデルの推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
大気環境						
NO _x (ppb)	-0.0028*** (0.0004)			-0.0069*** (0.0004)		
SPM(μg/m ³)		-0.0031*** (0.0004)			-0.0034*** (0.0004)	
NMHC(ppbC)			-0.0008*** (0.0001)			-0.0006*** (0.0001)
土地属性	YES	YES	YES	YES	YES	YES
近隣・地域属性	YES	YES	YES	YES	YES	YES
個別固定効果	YES	YES	YES			
町丁固定効果				YES	YES	YES
年度固定効果	YES	YES	YES	YES	YES	YES
ランダム係数の分散	1.84e-28*** (2.55e-27)	6.56e-28*** (7.93e-27)	1.51e-29*** (1.80e-28)	0.000017*** (1.66e-06)	0.000022*** (4.43e-06)	2.33e-07*** (2.72e-08)
定数項	13.267*** (0.018)	13.239*** (0.015)	13.368*** (0.019)	13.833*** (0.090)	13.564*** (0.089)	13.620*** (0.084)
疑似対数尤度	17798.94	17806.40	18024.52	15025.04	14757.89	15035.80
サンプルサイズ	7868					

注：括弧の中はクラスタロバスト標準誤差を表している。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で係数が有意であることを示す。土地属性および近隣・地域属性として、表1の記述統計に記載した持家率以外の変数をコントロール変数として分析に用いている。

表4 持家率の交差項を含むモデルの推定結果

	(1)	(2)	(3)
大気環境			
NO _x (ppb)	0.0112*** (0.0014)		
SPM($\mu\text{g}/\text{m}^3$)		0.0141*** (0.0016)	
NMHC(ppbC)			0.0008*** (0.0001)
大気環境×持家率			
NO _x ×持家率	-0.0351*** (0.0035)		
SPM×持家率		-0.0394*** (0.0036)	
NMHC×持家率			-0.0035*** (0.0003)
土地属性	YES	YES	YES
近隣・地域属性	YES	YES	YES
個別固定効果	YES	YES	YES
年度固定効果	YES	YES	YES
定数項	13.316*** (0.029)	13.248*** (0.025)	13.345*** (0.031)
グループ内決定係数	0.870	0.866	0.875
サンプルサイズ		7868	

注：括弧の中はブートストラップ法によるクラスタロバスト標準誤差を表している。*は10%水準で有意、**は5%水準で有意、***は1%水準で係数が有意であることを示す。土地属性および近隣・地域属性として、表1の記述統計に記載した変数をコントロール変数として分析に用いている。

終章：今後の研究課題

本論文では、地価のヘドニック価格関数を用いて、大気環境が地価に与える影響について分析した。

第2章では、1都3県で行われたディーゼル車規制の持つ疑似実験的な特徴を利用し、東京大都市圏における大気環境の価値を測定した。分析の結果、1991年から2010年まで、1都3県における大気環境の改善によって人々が得られた便益は、48.1兆円であった。これを一人当たりの年間健康投資額に示すと、割引率が1.0%であれば1.33万円、5.0%であれば6.65万円であった。

第3章では、支払い意思額が空間的に不均一になる可能性について調べた。分析では3つの大気汚染物質に対する家計の行動に着目し、どのような家計が大気環境に大きな価値を置いているかを分析した。その結果、人々は大気汚染物質の種類に関わらず同じ選好を持ち、持家率の高いほど大気環境に大きな価値を置くことが分かった。

第2章および第3章の分析の結果で示された人々の大気汚染に対する支払い意思額の高さは、健康投資という視点から説明できる。第2章の分析結果では、東京都23区を分析の標本から除いてもPM10の1単位($\mu\text{g}/\text{m}^3$)の改善に対する地価の上昇の割合はほぼ変化しなかった。つまり、地価の高い地点ほど支払い意思額が高くなる。このことは労働生産性の高い人ほど大気汚染による健康被害による労働生産性の低下を回避し

たいと考えていると解釈できる。また第3章の結果からは、大気汚染への暴露期間が長くなることが期待される家計ほど大気環境への価値が高まる。つまり、長期的な健康投資活動として大気汚染の影響を回避したいと家計が考えている可能性がある。このことは疫学の分野で今なお重要な課題として盛んに研究されている、大気汚染による健康被害の問題とも整合的な解釈と言えるだろう。

序章でも述べた通り、大気環境の価値の評価に関する研究は政策形成のために十分な量・質の証拠を蓄積しているとは言えないため、さらに研究を続けていく必要がある。以下では今後の研究課題について述べる。研究課題には次の3つを挙げる。第1の研究課題は、環境規制のスピルオーバー効果を測定することである。第2章では、1都3県で行われたディーゼル車規制の特徴を利用し、大気環境の改善による便益を測定した。この規制では1都3県内を通る自動車を対象とするため、1都3県外から1都3県内に流入する自動車にも、規制の影響があると考えられる。そのため、1都3県で行われたディーゼル車規制の実施により、1都3県の外でも大気環境が改善された可能性がある。

近年、海外の大都市では、様々な交通規制を行っており、その効果を検証した研究がいくつか発表されている(例えば、Davis, 2008 や Wolff, 2014 などがある)。これらの研究では、規制の対象地域を処置群、対象外地域を対照群とし、規制実施以降に対照群に比べ、処置群でどれくらいの大気環境改善の効果があつたかを調べている。しかし、これらの規制に対象地域を超えたスピルオーバー効果があつたならば、分析結果は規制の

効果を過小評価していると言える。

1都3県で行われたディーゼル車規制のスピルオーバー効果を測るためには、規制の対象外地域の中で処置群と対照群を設定する必要がある。比較群を設定するためには、道路交通センサスと Open Street Map による幹線道路網の情報を利用し、1都3県外の人口集中地区から1都3県内の人口集中地区までの最短距離探索を行い、その際に通る道路の周辺を処置群、通らない道路の周辺を対照群として定義する。この分析により環境規制は、対象地域を超えて広い地域にわたって効果をもたらすことを示す。また、大気環境に対する便益が、都市と地方間でどのように違うかを明らかにする。

第2の研究課題は、大気汚染と実際の健康被害の因果関係を推定することである。本研究では、綺麗な大気環境の持つ経済価値を人々の健康投資行動としてとらえて分析を行った。しかし、人々が大気汚染による健康被害の規模を過小評価する場合、大気環境政策の効果を過小評価することになるとも言える。そこで、大気汚染に起因する病気への治療費が具体的にどの程度減少したのかを評価し、大気環境政策の評価を行う必要がある。

第3の研究課題に、国境を超える大気汚染である黄砂が健康、教育などの人的資本に与える影響を調べることがある。具体的には、韓国のマイクロデータを用いて、黄砂の発生が子供の健康を表す指標として出生時体重や早産に与える影響を推定する。ここでは、大気汚染物質が国境を越えて広い範囲に及ぼす影響を解明することで、地球規模の

環境対策の必要性を提示する。

この分析を行う際の問題は、居住地選択による大気環境の内生性問題を解決することである。人々は大気環境のみならず様々な地域の特性をもとに居住地選択を行う。そのため、大気環境は居住者の特性と相関をする。例えば、大気環境の綺麗な地域ほど、居住者の所得や学歴が高い傾向がある。しかし、所得や学歴といった要因は子供の健康とも相関するといえる。Currie(2011)は、親の所得や学歴が高いほど、子供の健康状態が良好であると述べている(Currie, 2011)。このことから、単純に大気環境と子供の健康の関係を調べると、子供の健康状態が大気環境によるものか、所得や学歴水準などの居住者の属性によるものか識別できなくなる恐れがある。

所得や学歴といった大気環境の内生性を回避するためには、居住地選択に関係なく、ランダムに大気汚染が発生するような自然実験的な状況が必要である。今後の研究では、黄砂の発生メカニズムによる自然実験的な特徴に着目して大気環境の内生性問題を回避していく方法を考えている。具体的には、黄砂の発生における時空間の異質性を用いる。まず、時間的な異質性として、春季には気温の上昇に伴い地表の凍土が溶けるため、砂塵が上空に舞い上がりやすい状態となる。そのため、黄砂の発生は3月から5月までの春季に集中する。次に、空間的な異質性として、浮遊中の黄砂が地面に落ちるためには、近隣の気圧差や降雨などの気象条件が必要である。これらの気象条件によって黄砂の発生には空間的なばらつきが生じる。これらの時空間的な異質性は、黄砂の発生には

強く影響するが、子供の健康や子供の健康と相関する居住者の特性(例えば、親の所得や学歴など)とは相関しないと考える。以上より、気象状況を操作変数と用いることで、居住者の特性の影響を除いた、黄砂のみによる子供の健康への影響が識別可能となる。以上の分析方法は、Almond et al. (2009)を参考にしている。そこでは、降水量を操作変数として、チェルノブイリ原発事故がスウェーデンの子供の健康や学校のテストスコアに与えた影響を分析した。

<参考文献>

- Almond, Douglas, Lena Edlund, and Mårten Palme. 2009. "Chernobyl's Subclinical Legacy: Prenatal Exposure to Radioactive Fallout and School Outcomes in Sweden." *The Quarterly Journal of Economics* 124 (4): 1729-1772.
- Currie, Janet. 2011. "Inequality at Birth: Some Causes and Consequences." *American Economic Review* 101 (3): 1-22.
- Davis, Lucas W. 2008. "The Effect of Driving Restrictions on Air Quality in Mexico City." *Journal of Political Economy* 116 (1): 38-81.
- Wolff, Hendrik. 2014. "Keep Your Clunker in the Suburb: Low Emission Zones and Adoption of Green Vehicles." *The Economic Journal* 124: 481-512.

謝辞

本論文の作成にあたり、多くの方のお力添えを賜りました。ここに深く感謝の意を表わします。

先ず、素晴らしい研究環境を与えて頂くとともに、多大なるご指導・ご助言を賜りました、指導教員の牛島光一先生に深く感謝致します。牛島先生には、常に丁寧かつ熱心なご指導を賜りました。研究だけではなく、親身に相談に乗っていただくことも多く、非常に多くのことをご教授いただきました。ここに心より深く感謝を申し上げます。

本論文の審査をしていただいた堤盛人先生、太田充先生、奥島真一郎先生、田中隆一先生には、大変有意義かつ的確なご意見をいただきました。深く感謝いたします。

研究生生活全般にわたり、ご協力およびご支援をいただきました社会工学専攻の皆様には、感謝いたします。特に、香川涼亮氏、辻本隆宏氏、黒田翔氏および島田夏美氏には、有意義な議論をする時間も多く、感謝の意を表します。

博士課程の間に経済的な援助をしていただいた、かめのり財団の方々に感謝いたします。かめのり財団よりは、留學生活における様々な面でサポートをいただきました。特に、事務局長の西田浩子氏は、家族のように終始暖かく見守って下さいました。ここに記して感謝の意を表します。

最後に、常に私のことを心から支えてくれる家族に感謝いたします。