

# 大気環境が地価に与える影響

— 東京都特別区の地価データを用いた検証 —

姜 哲敏<sup>1</sup>・太田 充<sup>2</sup>・牛島光一<sup>3</sup>

<sup>1</sup> 学生会員 修士 (社会経済) 筑波大学大学院博士後期課程 システム情報工学研究科 (〒305-8573 茨城県つくば市天王台 1-1-1)

<sup>2</sup> 正会員 Ph.D. 筑波大学准教授 システム情報系 (〒305-8573 茨城県つくば市天王台 1-1-1)

<sup>3</sup> 正会員 博士 (社会経済) 筑波大学助教 システム情報系 (〒305-8573 茨城県つくば市天王台 1-1-1)

本研究は、東京都特別区の2007年から2012年までの公示地価データを用いて大気環境の価値を測定する。地価パネルデータを構築し、固定効果のあるヘドニック価格関数を用いて窒素酸化物 (NO<sub>x</sub>)、浮遊粒子状物質 (SPM)、非メタン炭化水素 (NMHC) の濃度が地価に与える影響を検証する。分析結果より、3つの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、調査地点ごとに大気環境と地価との関係を分析した結果、持家率の高い地域ほど大気環境への限界支払意思額 (MWTP) が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。

**Key Words:** *Hedonic price regression, Land price, Air quality*

## 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)<sup>1)</sup> 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 NO<sub>x</sub>・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)<sup>2)</sup> や Currie and Neidell (2005)<sup>3)</sup>、Luechinger (2014)<sup>4)</sup> 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)<sup>5)</sup> 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)<sup>6)</sup>。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<sup>1)</sup>、日本を対象とした研究は少ない状況である<sup>2)</sup>。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画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 2012<sup>13)</sup> 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の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。

## 2. 既存研究レビュー及び推定上の問題

Ridker and Henning (1967)<sup>14)</sup> 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)<sup>15)</sup> 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)<sup>8)</sup> 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

<sup>1)</sup> Boyle and Kiel (2001)<sup>7)</sup> と Smith and Hwang (1995)<sup>8)</sup> 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)<sup>9)</sup>、Yusuf and Resosudarmo (2009)<sup>10)</sup>、Gonzalez et al. (2013)<sup>11)</sup> がある。

<sup>2)</sup> 金本・中村・矢澤 (1989)<sup>12)</sup> 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 (SO<sub>2</sub>) と二酸化窒素 (NO<sub>2</sub>) 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。

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)<sup>16)</sup> や Parsons (1992)<sup>17)</sup> 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)<sup>18)</sup> 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 1999<sup>19)</sup>, Zabel and Kiel 2000<sup>20)</sup>)。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 1978<sup>21)</sup>, Nelson 1978<sup>22)</sup>, Chay and Greenstone 2005<sup>18)</sup>)。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ない、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)<sup>23)</sup> 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)<sup>24)</sup> 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のある程度除去することが可能であると述べている。

### 3. 推定方法

#### (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。 $\alpha_i$  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。 $\gamma_t$  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 ( $L_{it}$ ) には前面道路の幅員、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することがある<sup>3</sup>。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 ( $N_{ii}$ ) 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. 2007<sup>25</sup>)。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。

## (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 2003<sup>26</sup>)。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。

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

ここでも、 $\alpha_i$  は調査地点  $i$  の個別固定効果を、 $\gamma_i$  は年度固定効果を表す。 $\beta_{1i}$  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変差となる。

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

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

ここで、 $\beta_{10}$  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

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

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) 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 ( $H_j$ ) を含む場合は下記の式を推定する。

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

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。 $\beta_1$  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。

## 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<sup>27</sup> 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 7,868 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

<sup>3</sup> 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。

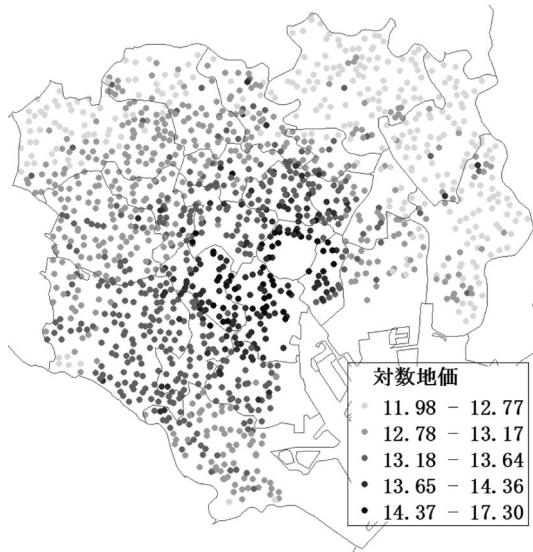


図1 公示地価マップ (2007年東京23区)

境大気測定局の大気環境月間値を用いる<sup>28)</sup>。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( $\text{NO}_x$ )、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。

$\text{NO}_x$ とは、物質が高い温度で燃焼するとき、空気中の窒素(N)と酸素( $\text{O}_2$ )が結びついて発生するガス状物質である。高濃度の $\text{NO}_x$ 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。 $\text{NO}_x$ 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。 $\text{NO}_x$ 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( $\text{CH}_4$ )を除いた物質である。 $\text{NO}_x$ 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)<sup>29)</sup>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、 $\text{NO}_x$ とSPMが $-0.132$ 、SPMとNMHCが $0.033$ 、 $\text{NO}_x$ とNMHCが $-0.001$ であ

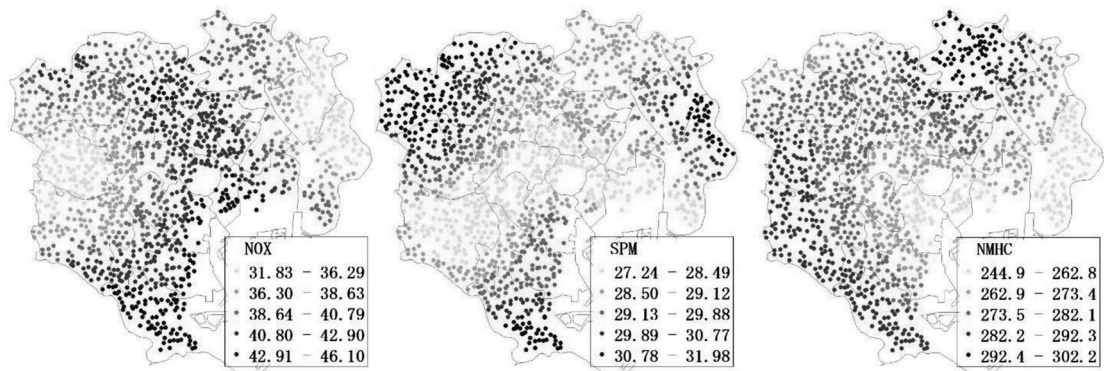


図2 大気汚染物質マップ (2007年東京23区)

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

表1 記述統計

	平均	標準偏差
地価 (万円 / m <sup>2</sup> )	64.13	(80.81)
対数地価	13.16	(0.55)
大気環境		
NO <sub>x</sub> (ppb)	33.59	(4.68)
SPM (g/m <sup>3</sup> )	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)
前面道路の幅員 (m)	8.48	(7.16)
地積 (m <sup>2</sup> )	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	7,868	
グループ数	1,468	

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<sub>x</sub>の平均が33.6ppb、SPMは24.9g/m<sup>3</sup>、NMHCは229.5ppbCである。

## 5. 推定結果

### (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。

まず、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<sub>x</sub>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<sub>x</sub>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/m<sup>3</sup>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<sub>x</sub>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。

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 <sub>x</sub> (ppb)	0.0026 (0.0025)			0.0099*** (0.0027)	-0.0028*** (0.0004)			-0.0017*** (0.0003)
SPM(g/m <sup>3</sup> )		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					7,868			

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 <sub>x</sub> (ppb)	-0.0028*** (0.0004)			-0.0069*** (0.0004)		
SPM(g/m <sup>3</sup> )		-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				7,868		

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。

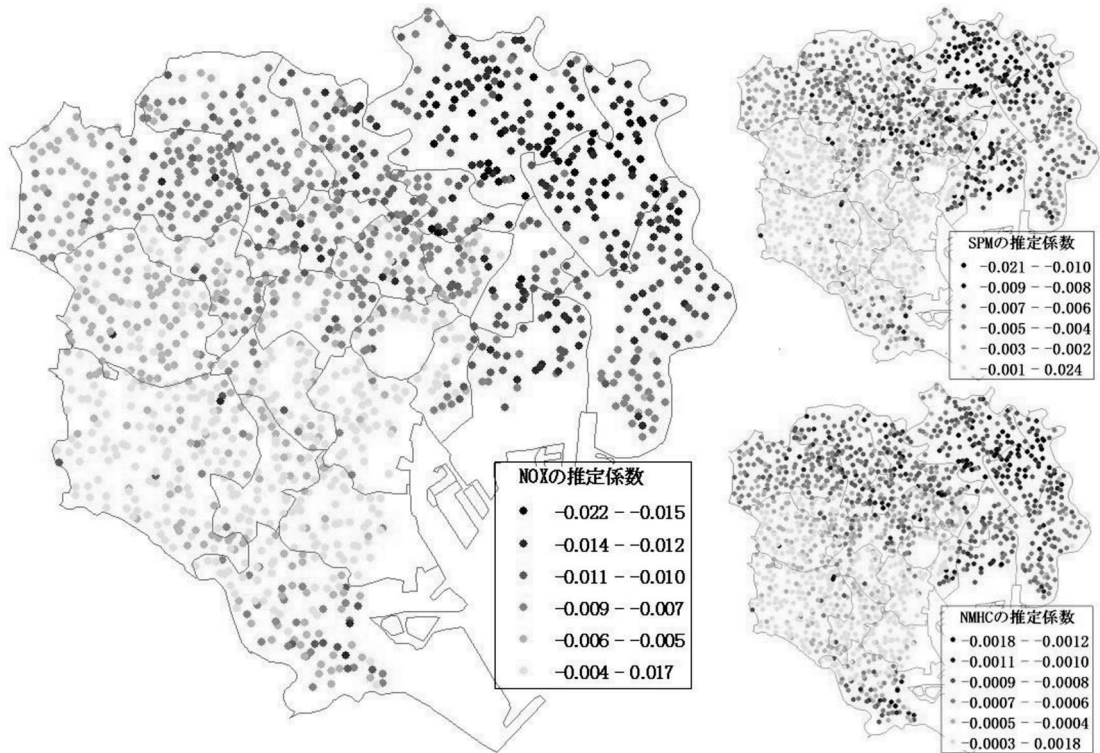


図3 推定係数マップ（東京23区）

## (2) 限界支払意思額（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。

まず、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 $\beta_{10}$ 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 $var(v_i)$ 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<sub>x</sub>とSPMが0.963、SPMとNMHCが0.963、NO<sub>x</sub>とNMHCが0.955であっ



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 <sub>x</sub> (ppb)	0.0112 *** (0.0014)		
SPM (g/m <sup>3</sup> )		0.0141 *** (0.0016)	
NMHC (ppbC)			0.0008 *** (0.0001)
大気環境×持家率			
NO <sub>x</sub> ×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		7,868	

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。

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) 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ことは、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。

## 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<sub>x</sub>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 2005<sup>18)</sup> や Gonzalez et al. 2013<sup>11)</sup> 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嗜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 2005<sup>30)</sup>）。

#### 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, 齋藤誠, 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.
- (2015.01.20 受付)  
(2015.12.07 受理)

Effects of Air Quality on Land Prices  
Evidence from the Land Prices of Tokyo Metropolitan Area

Cheol-Min KANG, Mitsuru OTA and Koichi USHIJIMA

This paper measures the value of air quality using land price data for the Tokyo metropolitan area from 2007 to 2012. We construct land price panel data to estimate a hedonic price function with fixed-effects, and examine the impact of nitrogen oxides, suspended particulate matter and non-methane hydrocarbon to land values. As a result, we find that all three pollutants give a significant negative effects on land values. Further, we also analysis the relationship between air quality and land prices at each point. We confirmed that areas with higher home ownership rates tend to have higher willingness to pay for air quality. This result suggests that people who live a long period of time in one area place greater value on air quality.

