

工業用途からの土地利用外部性に関する推定 Estimating externalities from industrial land use

○Nagoya city university, Ryo Itoh
Meikai university, Fumio Takuma

○名古屋市立大学経済学研究科 伊藤 亮
明海大学不動産学部 宅間文夫

This study estimates the influence of accessibility to industrial establishments on aggregated demand of residential land use so as to measure negative externalities of industrial land uses to residents. In order to escape an underestimation of the negative externalities of OLS estimation of land price, we consider a simultaneous equation model of residential land markets where equilibrium distribution and price of land are determined by various workers' demand curves. Demand of residential land by non-industrial workers is estimated in which the pure negative externalities from industrial land use are measurable without bias.

1. 背景と目的

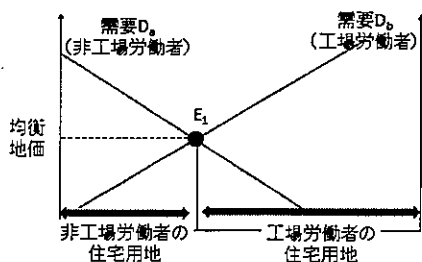
都市における土地利用は、混雑、大気汚染、景観の阻害、といった様々な外部不経済を生み出すことが知られている。異なる土地利用間の外部経済は土地の用途ごとに非対称に影響し、とりわけ住宅用途は騒音・大気汚染などの周辺環境からより大きな影響を受けると考えられている。例えば、平成 15 年度住宅需要実態調査結果¹⁾によれば、現住居の「騒音・大気汚染の少なさ」に「非常に不満」と回答した割合は 10.2%に達し(P24)、さらに移転した家計の 4.6%が、「日照・通風・騒音等の環境条件が悪かった」ことを主な移転理由として挙げている (P35)¹⁾。こうした外部不経済の影響を緩和する目的から、外部性の主たる発生源である道路・工業施設等を住宅から一定以上引き離すよう、用途地域指定等による土地利用規制が設けられている。

本研究の目的は、住宅の居住者が工業系施設から受ける外部不経済が、工場への近接性などどのように関係しているかについて、東京 23 区を対象とした地価データに基づく実証分析を行うことである。外部不経済の影響は、しばしば地価データを

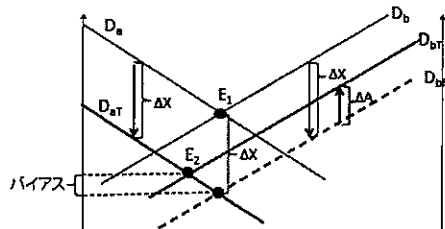
用いた土地需要関数、あるいはヘドニック価格関数の推定によって計測されてきた²⁾。例えば清水他²⁾、清水³⁾では、騒音水準などの測定値が不動産価格に与える影響を分析している。他方で本研究では、騒音水準など個別の外部性の影響に注目した先行研究とは異なり、専用工場、住居併用工場の 2 種類の工業系施設への、距離に基づくアクセスビリティ（近接性）によって外部性を表現している。そのため、我々の推定結果は特定の環境属性の効果に関する詳細な影響の代わりに、様々な工業施設から生じる複数の効果を合計した影響を計測している。この分析結果に基づき、様々な施設ごとの立地規制等の政策に対する、より直接的な示唆が得られことが期待される。

また本研究では、土地需要関数における工場からの住宅への外部不経済の影響を、市場地価に帰着させて計測した場合の過小推計の問題に着目し、そのようなバイアスを取り除く計測方法を提案している。市場地価分析によるバイアスとその解決方法は、以下に示す通りである。

いま、ある特定の地点に一定面積の同質な住宅用地が存在し、そこに工場労働者の家計とそれ以



図一 住宅用地市場の均衡



図二 地価 OLS 推定のバイアス

外の家計が混住している状況を考える。この住宅地の土地市場均衡における2種類の家計の人口比率(居住面積シェア)及び地代(地価)は、図-1に示したように、それぞれのタイプの集計的土地需要曲線(D_a, D_b)の交点によって決まると考えられる。

次に図-2を用いて、工場地帯への近接性のみが異なる2つの住宅地において、どのような土地市場均衡が生じるかを考えてみる。まず、工場地帯から遠い住宅地の土地需要曲線は、それぞれ D_a, D_b で表されるとしよう。次に工場地帯に近い住宅地では遠い住宅地に比べて住環境が悪く、2種類の家計はいずれも ΔX の外部不経済を受けるものとする。しかし同時に、工場労働者にとっては、工場に近づいたことで、 ΔA という通勤利便性の増加が生じる。その結果、工場地帯に近い住宅地において、工場労働者以外の家計の土地需要曲線は $D_{a'}$ だが、工場労働者の土地需要曲線は $D_{b'}$ ではなく $D_{b''}$ で表される。このとき市場地価に帰着して計測される外部性は、2つの市場均衡 E_1 と E_2 の均衡価格の差である。しかしながらこのような計測値は、真の外部不経済の水準 ΔX に比べて過小であることが分かる。

上記の問題は、市場均衡における地価が、複数のタイプの家計の需要曲線の交点によって内生的に決定されているために生じている。土地の市場価格が異質な家計の付け値地代の包絡線で決まる場合、市場価格による環境質の評価にバイアスがかかるという問題は、Rosen⁴⁾などのヘドニック分析においても指摘されている⁵⁾。本研究が扱うのは土地需要関数における外部性の影響であり、厳密にはこれらのヘドニック分析とは異なる枠組みであるものの、従来から指摘されてきた外部性の推計バイアス問題に対して一定の解決策を提案するものである。

本研究は、外部不経済の効果を工場労働者の通勤費節約効果と切り離して計測する目的から、東京都23区内における、非工場労働者の土地に対する集計的逆需要関数の推定を試みる。我々は上で述べた地価の内生性の問題を回避するために、異質な家計の土地需要関数からなる土地市場均衡の同時方程式モデルを構築し、操作変数法を用いた2段階推定を行うことで、家計の職業別の集計的土地需要関数を推定する。本研究では、3種類の職業を持つ家計(販売員、工場で働く労務作業員、その他労働者)を仮定し、それぞれが異なった目的地に通勤すると考えることで、各職業の通勤アクセスビリティを操作変数として用いる方法を提

案している。

本論文の構成は以下の通りである。第2節ではモデル・データおよび推定方法の紹介を行う。第3節は推定結果とその考察を行う。第4節は結論である。

2. モデル

2.1 家計行動

工場に勤務する労務作業員(タイプ b)、商業施設等に勤務する販売員(タイプ c)、その他労働者(タイプ g)の、3種類の職業タイプの労働者1単位からなる家計が、それぞれ n^b, n^c, n^g 戸ずつ与えられている経済を考える。各家計の職業は固定されており、職業間の移動はないものとする。各家計はあらかじめ定められた通勤目的地に通勤し、同一タイプの労働者間で等しい賃金収入 y^k を受け取るものとする。なお、通勤においてはその距離に応じて効用の一部が犠牲となる。

この経済においては、それぞれ1単位の土地を持つ I 個の住宅地が存在し、家計はそこから立地点 $i \in I$ を自由に選ぶ。そして、各立地点において効用を最大化するように消費財及び住宅敷地の水準を選ぶ。ここで地点 i に住む職業 $k \in \{b, c, g\}$ の家計 j が直面する効用最大化問題を、次のように記述する。

$$\begin{aligned} \max_{z, h} U &= u(z, h, A_i^k, X_i) + \varepsilon_i^j \\ \text{s.t. } y^k &= z + r_i h \end{aligned} \quad \dots \textcircled{1}$$

ここで $u(\cdot)$ は確定効用であり、また ε_i^j は期待値ゼロのランダム効用を表す確率変数で、各家計の意思決定時点において ε_i^j の値は既知である。ここで z は消費財、 h は住宅敷地面積を表し、 r_i は地点 i の住宅敷地面積当たり地代を表す。また、 $X_i = (x_{i0}, x_{i1}, \dots, x_{i10})$ は地点 i における住環境属性を表すベクトルであり、そのゼロ番目の要素 x_{i0} は、工業系施設からの外部性を示す指標である。また A_i^k は、地点 i に住む職業 k の代表的家計の通勤アクセスビリティであり、この値が高いほど通勤利便性が上昇し、確定効用 $u(\cdot)$ が上昇すると想定する。なお、 x_{i0} 及び A_i^k の具体的な特定化は、第2.4節で改めて行う。

2.2 居住地選択

タイプ k の家計 j が地点 i に住んだ際に得られる間接効用 V_i^k は、①式の効用最大化問題を解くこ

とで得られる。家計 j は全ての i について ε_i^j (とすなわち V_i^k)の値を既知として、最大の V_i^k が得られるような立地点 i を選択する。ここで職業 k のある家計が立地 i を選択する確率 $f_i^k(\mathbf{r}, \mathbf{X}, A_i^k)$ は、次のように表される。

$$f_i^k(\mathbf{r}, \mathbf{X}, A_i^k) = \text{Prob}[V_i^k \geq V_{i'}^k; i' \in I \setminus i] \quad \text{②}$$

ただし、 $\mathbf{r} = (r_1, \dots, r_I)$ 、 $\mathbf{X} = (\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_I)$ である。なお、全地点への立地確率の総和は1に等しいため、以下のような制約が成り立つ。

$$\sum_{i \in I} f_i^k(\mathbf{r}, \mathbf{X}, A_i^k) = 1 \quad \text{③}$$

この式の両辺にタイプ k の総人口 n^k をかけたものは、経済全体におけるタイプ k の総人口制約と同値である。ただし本研究は公示地価を使用するというデータの制約上、実際の経済に存在する i の一部のみしか扱うことができない⁽⁹⁾。そのため、本研究では総人口制約を明示的に考慮せず、全立地点における V_i^k の平均値を外生的に与えた下で、各地点 i の土地市場に関する部分均衡分析に焦点を当てた推定を行う。

2. 3 住宅市場の均衡

各地点 i には、1単位の同質な住宅用地からなる、小さな土地市場が存在するものとする。また住宅用地の他の用途への転用は、規制等により不可能であるとする。この地点 i における職業タイプ k の家計の集計的土地需要関数は、次のように決まる。

$$D_i^k = h^k(r_i) n^k f_i^k(\mathbf{r}, \mathbf{X}, A_i^k) \quad \text{④}$$

ここで、 n^k は職業 k の家計の経済全体における総数であり、 $h^k(r_i)$ は効用最大化問題①式の解として与えられる、タイプ k の1家計あたりの住宅敷地需要である。ここで地点 i の土地面積は仮定により1なので、次のような土地市場の均衡条件が成立する。

$$\sum_{k=b,c,g} D_i^k = 1 \quad \text{⑤}$$

この条件の下で、 D_i^k は各地点において各職業が使用する土地のシェアと同値であることがわかる。

2. 4 通勤アクセスビリティ

本研究では職業タイプごとに異なった勤務地に通勤していると仮定し、各職業 k を持つ家計が通勤先として選択しうる施設タイプの集合を、 $T^k = \{K1, K2, \dots\}$ とする。施設タイプは施設の種類を大

きく分類したものである。詳細は2.6節で述べるが、例えば職業タイプ $k=b$ については $T^b = \{B1, B2\}$ と2種類の施設を考慮しており、それぞれ $B1 =$ 「専用工場」、 $B2 =$ 「住居併用工場」を表すものとする。

ここで各職業の家計は、 T^k に属するタイプのより規模の大きな施設に近接して立地することで、通勤コストを引き下げることができると考える。このような想定に基づき、本研究では通勤アクセスビリティの指標を以下のように与える

$$A_i^k = \prod_{i' \in T^k} (a_{i'})^{\delta^k}, \quad \text{where } a_{i'} = \sum_{s \in T^k} q_s \exp(-d_{is}) \quad \text{⑥}$$

まず、職業 k の平均的通勤アクセスビリティ A_i^k は、タイプ k の家計が通勤すると想定される各施設タイプへの集計アクセスビリティ $a_{i'}|_{i' \in T^k}$ を、タイプ i' 施設への雇用依存度を表すパラメータ δ^k で重みづけした積によって表される。さらに $a_{i'}$ は、タイプ i' に属する個別の施設へのアクセスビリティを合計したものである。地点 i からある施設 s へのアクセスビリティは、施設 s の規模 q_s を地点 i から s への距離 d_{is} に応じて割り引いた値によって表される。なお、本研究では距離に対する割引関数を、指数関数で表現する⁽⁹⁾。

2. 5 工場外部性

全ての家計が工場等から受ける外部不経済は、環境属性ベクトル \mathbf{X}_i に含まれるゼロ番目の変数 x_{i0} によって表現される。本研究が外部不経済の発生源と想定するのは、タイプ $i \in T_b$ の工業関連施設である。タイプ i に属する工業施設 s からの外部経済の発生量は、施設の規模 q_s に依存し、また地点 i の住民がそれらの工場から受ける外部性の量は距離 d_{is} とともに低減すると想定する。このような想定は、2.4節で述べたような工場労働者の各施設タイプへの通勤アクセスビリティ $a_{i'}|_{i' \in T^b}$ と同一であることから、外部不経済を工場への通勤アクセスビリティと単純に区別することは困難である。こうした理由から、本研究では地点 i が工業施設から受ける外部不経済の水準を、タイプ $i \in T_b$ の工業施設へのアクセスビリティ $a_{i'}|_{i' \in T^b}$ の関数として、以下のように表す。

$$x_{i0} = \prod_{i' \in T^b} (a_{i'})^{\gamma_0^b} \quad \text{⑦}$$

但し上記の外部不経済の関数は、施設ごとの影響のパラメータ γ_0^b が、⑥式の通勤アクセスビリティの指数 δ^k とは異なっていることに注意が必要である。2つのパラメータ γ_0^b と δ^k を分離して推定す

る方法を、以下の節で提案する。

2. 6 データと推定方法

(1) モデルの特定化と推定方法

本研究は家計の確定効用を、次のような対数線形のコブ・ダグラス型関数で与える。

$$u(z, h, A_i^k, \mathbf{X}_i) = \alpha + (1 - \beta) \log z + \beta \log h + \sum_{i \in T^a} \delta^i \log a_i^k + \sum_{m=0}^M \gamma_m \log x_{im} \quad \dots \textcircled{3}$$

①式より確定効用とランダム効用は加法分離されているので、家計の効用最大化問題の解はランダム効用 ε_i^k の値と独立に決まる。ここで、最大化された確定効用を v_i^k とおくと、最適消費を実現した際に得られる、地点 i に住むタイプ k の家計 j の間接効用関数は、以下のように求められる。

$$V_i^k = v_i^k + \varepsilon_i^k = \alpha + \log y^k - \beta \log r_i + \sum_{i \in T^k} \delta^i \log a_i^k + \sum_{m=0}^M \gamma_m \log x_{im} + \varepsilon_i^k \quad \dots \textcircled{4}$$

ここで ε_i^k が期待値0のワイブル分布に従うと仮定すると、職業 k による居住地 i の選択確率は以下のようなロジットモデルによって表現できる。

$$f_i^k(\mathbf{r}, \mathbf{X}, A_i^k) = \frac{\exp[v_i^k]}{\sum_{w \in T} \exp[v_w^k]} \quad \dots \textcircled{10}$$

ただし、地点 i に立地した場合の間接効用の期待値は、消費について最大化された確定効用 v_i^k と等しい。このときタイプ $k=c$ の土地の需要関数は、⑦⑧⑩式より、以下の⑪式ようになる。なお、タイプ $k=b, g$ についても同様の式が成立するがここでは省略する。

$$\begin{aligned} \log D_i^c &= \log [f_i^c(\mathbf{r}, \mathbf{X}, A_i^c)^n \beta y^c / r_i] \\ &= \alpha^c - (1 + \beta) \log r_i + \sum_{i \in T^c} \delta^i \log a_i^c \\ &\quad + \sum_{i \in T^c} \gamma_0^c \log a_i^c + \sum_{m=1}^M \gamma_m \log x_{im} \quad \dots \textcircled{11} \\ \text{where } \alpha^c &= -\log \sum_{w \in T} \exp[v_w^c] + \log(\alpha \beta y^c n^c) \end{aligned}$$

⑪式より、タイプ c の地点 i に対する土地需要関数は、以下のように求められる。

$$\begin{aligned} \log r_i &= \tilde{\alpha} + \tilde{\beta} \log D_i^c + \sum_{i \in T^c} \tilde{\delta}^i \log a_i^c \\ &\quad + \sum_{i \in T^c} \tilde{\gamma}_0^c \log a_i^c + \sum_{m=1}^M \tilde{\gamma}_m \log x_{im} \quad \dots \textcircled{12} \end{aligned}$$

ただし、⑫式の各パラメータは以下の通り表され

る^⑩。

$$\begin{aligned} \tilde{\alpha} &= \frac{\alpha^c}{1 + \beta}, \quad \tilde{\beta} = -\frac{1}{1 + \beta}, \quad \tilde{\delta}^i = \frac{1}{1 + \beta} \delta^i, \\ \tilde{\gamma}_0^c &= \frac{1}{1 + \beta} \gamma_0^c, \quad \tilde{\gamma}_m = \frac{1}{1 + \beta} \gamma_m \end{aligned}$$

本研究では、⑫式をタイプ c （販売員）について推定することにより、以下のパラメータの組 $(\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}, \{\tilde{\delta}^i | i \in T^c\}, \{\tilde{\gamma}_0^c | i \in T^c\}, \{\tilde{\gamma}_m | m = 1, \dots, M\})$ の推定値を得ることができる。これらの推定値を用いることで、③式などに含まれるモデルのパラメータそのものを求めることも可能だが、本研究ではタイプごとの集計的需要関数⑫式のパラメータの推定のみを行う。

ここで、タイプ c の地点 i における住宅用地使用面積 D_i^c は、土地市場の需給均衡条件である⑤式を通じて決定される内生変数である。そのため、 D_i^c の観測値をそのまま説明変数として使い、⑫式をOLSで直接推定することは、内生性によるバイアスを生じさせる恐れがある。そこで本研究は、⑤式を用いた2段階最小二乗推定(2SLS)を行うことで内生性によるバイアスの除去を試みる。

ここで、⑤式よれば $D_i^c = 1 - D_i^b - D_i^g$ であり、また D_i^b, D_i^g は、⑪式における職業 $k=c$ を、それぞれ b, g に置き換えた式で表される。このことから、 D_i^c は他のタイプ b, g のアクセスビリティの関数として、 $D_i^c(\mathbf{r}, \mathbf{X}, A_i^b, A_i^g)$ と表すことができる。本研究では簡単化のため、この関数を以下の⑬式のような対数線形の式によって、近似的に記述する。

$$\begin{aligned} \log D_i^c &= \hat{\alpha} + \hat{\beta} \log r_i + \sum_{i \in T^c} \hat{\delta}^i \log a_i^c \\ &\quad + \sum_{i \in T^c} (\hat{\delta}^i + \hat{\gamma}_0^c) \log a_i^c + \sum_{m=1}^M \hat{\gamma}_m \log x_{im} \quad \dots \textcircled{13} \end{aligned}$$

本研究では、1段階目に⑬式のOLS推定を行い、次に第2段階目として、1段階目から得られた D_i^c の推定値を観測値の代わりに用いて、⑫式を推定する。なお、⑬式の推定においては、工業施設への通勤アクセスビリティと工場から受ける外部不経済を区別することはできず、両者の係数の和 $\hat{\delta}^c + \hat{\gamma}_0^c$ の推定値のみが得られる。

ここで、2段階推定を行うにあたり、⑬式中には⑫式には含まれない変数、つまり操作変数が含まれなければならない。本研究では、その他タイプ g の通勤アクセスビリティ $a_i^g | i \in T^g$ 、及び \mathbf{X}_i に含まれる属性のうち、近隣公園の数($park_i$)の2種類の変数を、操作変数として用いることにする。まず、タイプ g の通勤アクセスビリティは明らか

表一 1 変数の定義

変数名	定義	
r_i	地点 i の公示地価 (円/㎡)	
D_i^k	タイプ k の地点 i における土地需要。地点 i が属する町丁目における、就労人口に占める職業タイプ別居住人口シェアで代用	
通勤アクセス ビリティ	a_i^{C1}, a_i^{C2}	地点 i における「専用商業施設 (C1)」「住居併用商業施設 (C2)」への通勤アクセスビリティ
	a_i^{B1}, a_i^{B2}	地点 i における「専用工場 (B1)」「住居併用工場 (B2)」への通勤アクセスビリティ
	a_i^G	地点 i における東京駅への通勤アクセスビリティ
X_i に含まれる 変数	a_i^{B1}, a_i^{B2}	それぞれ、地点 i が「専用商業施設」「住居併用商業施設」から受ける外部不経済の指標。各施設の通勤アクセスビリティで代用する
	YS_i	指定容積率 (%)
	$Yoto(l)$	用途地域ダミー。地点 i が用途 l に指定されていれば 1、そうでなければ 0。第 1 種住居地域をダミー基準とする
	$AREA_i$	地積 (㎡)
	$Width_i$	前面道路の幅員 (m)
	dE_i	最寄駅までの直線距離 (m)
	$Acpub_i$	通勤アクセスビリティと同様の方法で計算された「官公庁施設」までのアクセスビリティ
	$DL(\kappa)$	最寄駅が路線 κ の駅であれば 1、そうでなければ 0。 $\kappa = 0$ (山手線) ~ 46 (西武新宿線) の 47 路線を考慮
$park_i$	地点 i が属する町丁目に立地する公園の総数 (㎡)	

に③式のみに含まれている。これは、タイプ c とタイプ g の家計が異なる目的地に通勤するという、本研究の仮定に基づいている。また、近隣公園数は X_i に含まれる変数のため、実際には②式の中にも現れているが、②式におけるこの変数の係数をゼロと仮定することで、実質的に③式のみに含まれる変数とする。このような仮定を設けた根拠としては、東京 23 区全体においてタイプ g のおよそ 7 割を占めるホワイトカラー労働者（「専門・技術的職業従事者」「管理的職業従事者」「事務従事者」の合計）が相対的に高い所得を持ち、閑静で良好な住環境を好むことを想定したためである。

ただし実際には、近隣公園数がタイプ c の土地需要にも影響を与えている可能性が残されている。また、後述のようにタイプ g の通勤先が「東京駅」であると仮定してアクセスビリティを求めるが、実際には東京駅周辺には様々な商業・交通機能等も集中しているため、タイプ c の効用もまたタイプ g の通勤アクセスビリティから影響を受ける可能性がある。本研究は、データの制約がある中で操作変数を確保する必要性から、それらの可能性を排除しているが、操作変数の妥当性についても推定と併せて統計的検討が必要である。

(2) データの定義と取扱い

本研究では、平成 19 年度の東京 23 区の公示地価データの住宅用途に供されている 964 地点のデータを、地点 i のサンプルとして分析に使用する。

地点 i は、公示地価地点の各点に対応する。公示地価データからは、緯度経度及び住所による位置情報、最寄り駅とそこまでの距離、用途地域に関する情報が得られる。

また、本推定で用いる職業タイプごとの土地利用のデータ D_i^k は入手不可能なため、別のデータによって代替する必要がある。単純化のために職業間で所得 y^k が等しいと仮定すると、土地市場の均衡条件⑤式及び⑩式より、以下の関係が成り立つ。

$$D_i^k = \frac{D_i^k}{\sum_{\lambda=b,c,g} D_i^\lambda} = \frac{f_i^k(r, X, A_i^k) n^k}{\sum_{\lambda=b,c,g} f_i^\lambda(r, X, A_i^\lambda) n^\lambda} \dots \textcircled{14}$$

ここで $f_i^k(r, X, A_i^k) n^k$ は地点 i におけるタイプ k の人口であることから、⑩式より D_i^k は地点 i のタイプ k の人口シェアに等しい。我々はこの⑩式に基づき、各地点の 15 歳以上総就労人口に占める職業ごとの人口シェアで、 D_i^k を代用する。ここでは、公示地価地点 i における職業別人口シェアが、平

表—2 主要な変数の基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
r_i	506799.8	293010.4	173000	2900000
D_i^b (労務者人口シェア)	0.172	0.077	0	0.406
D_i^c (販売員人口シェア)	0.170	0.026	0	0.229
a_i^{B1}	57606.58	51124.0	5194.1	285117.4
a_i^{B2}	39151.42	30651.9	3607.4	193477.7
a_i^{C1}	49282.55	20622.9	741.9	151362.6
a_i^{C2}	156437	75935.9	1860.6	424821.1
a_i^G	0.060	0.030	0.024	0.200
dE_i	800.2	546.4	90	4100
YS_i	192.5	81.9	80	600
$AREA_i$	205.9	173.4	47	2045
$Width_i$	5.52	2.34	2	30
$Acpub_i$	38260.4	73736.7	2322.8	630695.5
$park_i$	4.89	4.34	0	37

成17年度国勢調査から得られた、地点*i*が属する各小地域（個別町丁目）全体の職業別人口シェアに等しいと仮定する。なお、職業タイプの分類は国勢調査の職業大分類に従い、タイプ*b*を「労務作業」、タイプ*c*を「販売員」、またタイプ*g*を上記以外の全ての労働者とする。

また、タイプ*b, c*の通勤アクセスビリティの計算には、平成18年度東京都都市計画調査結果に含まれる、東京23区内における個別の土地利用の状況（用途と面積）を用いた。本研究では、各土地の敷地面積を、各施設の規模 q_s の代理変数として用いる。ここで土地の用途のうち、職業*b*の通勤目的地集合である T^b に含まれるものは、「専用工場($t=B1$)」「住居併用工場($B2$)」の2種類である。また、 T^c に含まれる職業*c*の通勤目的地となる土地利用（施設タイプ）は、「専用商業施設 ($C1$)」「住居併用商業施設($C2$)」であるとする。また、その他職業*g*の7割をホワイトカラー労働者が占め、それら労働者は主にオフィス等に通勤していると考えられる。ここでは、簡単化のためにタイプ*g*の通勤目的地が全て「東京駅 (G)」のみに集中していると仮定し、アクセスビリティを以下のような簡略化した形で定義する。

$$a_i^G = 1/d_i^G \quad \dots \text{⑮}$$

ここで、 d_i^G は「駅すばあと」検索結果から得られた、鉄道+徒歩による東京駅への所要時間(分)である。またそれ以外のアクセスビリティ計算に

おける地点*i*と*s*の距離は、地図平面上の直線距離を使用する。その際、計算の簡単化を目的として、各施設*s*はれが属する町丁目の代表地点の位置座標に全て立地しているものとみなしている。

また、属性ベクトル X_i に含まれる変数として、容積率や都心部への時間距離など、一般的な地価分析において用いられる変数を考慮しているほか、都内における各サブセンターへの近接性を代替する指標として、官公庁へのアクセスビリティを採用している。また、既に述べた通り近隣公園の数 ($park$) を操作変数として用いる。各変数の定義一覧については表—1を、またそれらの基本統計量については表—2を参照のこと。

3. 推定結果

3.1 結果の概要

本研究の推定結果は、表—3に示すとおりである。ここでは、⑫式を用いて地価を直接OLS回帰した結果と、⑬式と⑭式の2段階推定の結果を比較している。なお、路線ダミー、用途区域ダミーの推定結果、及び2SLSの第1段階目の結果は、紙幅の都合により省略している。

まず、いずれの式においても、専用工場へのアクセスビリティ (a^{B1}) は、土地の価格に1%水準で有意に負の影響をもたらすという、工業施設からの外部不経済の存在を裏付ける結果が得られた。

表—3 推定結果^{(註1) (註2)} (一部変数の結果を省略して表示)

	OLS		2SLS (2段階目)	
	係数	T 値	係数	T 値
販売員人口シェア(D_i^j) ^(註3)	-0.66560	-2.50**	-12.11560	-1.29
専用工場アクセス(a_i^{B1})	-0.10729	-5.41***	-0.15829	-2.78***
住居併用工場アクセス(a_i^{B2})	-0.03371	-1.44	0.04373	0.57
専用商業施設アクセス(a_i^{C1})	0.01074	0.42	0.14028	1.17
住居併用商業施設アクセス(a_i^{C2})	0.11260	4.63***	0.04014	0.53
最寄り駅距離(dE_i)	-0.13776	-12.16***	-0.22786	-3.06***
地積($AREA_i$)	0.09585	6.46***	0.12824	4.13***
容積率(YS_i)	-0.01221	-0.43	0.05382	0.72
前面道路幅員($Width_i$)	0.28582	11.75***	0.24955	4.86***
官公庁アクセス($Acpub_i$)	0.25282	17.40***	0.15549	1.89*
定数項	10.58965	37.24***	12.72979	6.95***
自由度修正済み R^2	0.8687		0.5540	

*90%有意、**95%有意、***99%有意

^(註1) ダミーを除く変数は、被説明変数も含め全て対数値を推定に使用している

^(註2) a_i^G $park_i$ の2変数は、2SLSの操作変数として用いている。なお、第1段階目の推定におけるこれらの操作変数に関する推定結果は、係数がそれぞれ -0.00398 と 0.00183 であり、また T 値はそれぞれ -1.39 と 1.82 であった。

^(註3) 2SLS では1段階目の回帰分析から得られた値を使用している

この外部不経済は騒音、大気汚染、交通量増加など特定の影響を切り離したのではなく、それらの効果を全て積み上げたものであり、例えば地域イメージの変化などの心理的要因も含まれる可能性がある。また、通勤利便性による過少推計バイアスを除去した純粋な外部不経済である 2SLS 推定値は、バイアスを含む OLS 推定値と比較して絶対値が大きく、本研究で提案された方法によって過少推計バイアスが除去されたことが確認された。

また、2SLS 推定における住居併用工場へのアクセス係数の係数は、有意ではなかったものの、仮説に反してわずかが正の値をとった。これは、東京区部に古くから立地している住居併用工場の多くが、専用工場に比べ比較的小規模であり、地域社会の中で周辺に配慮しながら他の用途と共存してきた結果、それほど大きな外部不経済を与えていないためと解釈できる。

また、係数の符号が仮説と逆であったり、符号条件を満たしていても有意でない変数が一部見られるものの⁷⁾、決定係数の値も含め概ね良好な推定結果が得られている。最後に、2SLS 推定の過剰識別検定に用いた Sargan 統計量が 2.586 (p 値 = 0.108) という結果となり、過剰識別制約は 10%水準でも棄却されなかったことから、本モデルにお

ける操作変数の選択は、一定の妥当性を持つものと判断される。

3. 2 工場外部性の推計

ここでは、推定結果を用いて、専用工場への近接性によって生じる外部不経済を実際に推計する。

アクセス係数の係数は地価に対する弾性値であることから、2SLS 推定の結果によると、専用工場へのアクセス係数 1%の増加により、土地に対する需要価格 (= 付値) は約 0.16%増加することが分かる。ここで、より具体的な状況例を想定して、外部性が土地への需要価格に与える影響を考察してみよう。いま、ある住宅から 200m の地点に、敷地面積 5000 m^2 の工場が新たに建設されたものとする。この住宅が工場建設以前に、サンプル全体における平均的な専用工場アクセス係数と地価 (表—1 参照のこと) を持っていたと仮定すると、新規工場建設により専用工場へのアクセス係数は約 6.9%上昇し、その結果土地に対する非工場労働者の需要価格は約 1.1%、つまり 5535 円/ m^2 低下することになる。ここで、OLS の結果を用いて同様の計算を行うと、価格の低下は 3748 円/ m^2 であり、専用工場からの外部不経済についておよそ 1787 円/ m^2 の過少推計が生じることが分かる。なお、上で述べたような特

定施設による外部性の計測は、その地点の工場アクセスビリティの水準や、もちろん地価水準によっても大きく異なるため、各ケースにおける事情を勘案しながら注意深く計算を行う必要がある。

4. 結論

本稿では、住宅が工業施設に近接して立地した際に、工業施設からの外部不経済が土地に対する需要にどのような影響を与えるかを考察している。本研究では、OLS 推定による外部不経済の過小推定の問題を指摘し、2 段階推定によって外部不経済のみを切り離して推計する方法を提案した。このような推定方法に基づき推定を行ったところ、OLS 推定には一定のバイアスが生じていると結論付けられた。

我々の研究では、環境外部性の分析を行ったいくつもの既存研究とは異なり、工場への近接性という指標によって、騒音・大気汚染・交通混雑等の様々な影響が統合された外部不経済を計測している。このような方法は、計算が非常に簡便であり、かつ、例えば地区イメージや心理的不安といった、計測や想定が困難な影響も含めて計測可能であることから、大規模な開発行為による広範囲の影響を把握するような分析に、特に有効であると考えられる。他方で、工場施設はその規模、製造品目、施設形態等によって、発生する面積当たり外部性が異なると考えられるため、個別の開発事例や土地の価値評価への適用については、施設の機能などを注意深く考慮する必要があるといえよう。

謝辞

本稿の執筆に当たっては、日本不動産学会第 27 回講演会（京都大学）の参加者、並びにコメントターの東北大学の横井涉央氏より有益なコメントを頂いた。また本論文の投稿に際し、3 名の匿名の査読者からも貴重なコメントを頂いている。土地利用データは、東京都より提供を受けた東京都地理情報システムデータを利用している。また、

本研究は JSPS 科研費 23330095 の助成を受けて行われたものである。記して感謝を表す。最後に、論文中の全ての誤りは全て著者らに属するものである。

脚注

- (1) この項目では最大 2 つまで複数回答可。
- (2) 通常、家計が同質な付け値関数を持っていると仮定することで、市場地価分析とヘドニック推定は同一視すること可能である。
- (3) Rosen(1974)は、環境質の改善が付け値に与える影響を市場地価で評価した場合に、推定値が過大なることを指摘している。これは一見本研究の指摘と整合しないように見えるが、本研究の枠組みにおいても、工場から遠ざかった場合の工場労働者にとっての住環境の価値変化 $\Delta X - \Delta A$ を、市場地価に帰着して測ろうとした場合、同様の過大推定問題が生じることが確認できる。
- (4) 本研究では、各地点 i の単位は概ね各町丁目に対応すると想定している。ただし後述するように、平成 19 年の東京 23 区内において、住宅用途の土地で公示地価が利用可能な地点は 964 なのに対し、東京 23 区内にはおよそ 3800 の町丁目が存在しており、我々がサンプルとして扱うことができるのが、全地点 I の一部のみであることが分かる。
- (5) 例えば唐戸⁹では、分数型のアクセスビリティ関数を設定し、距離における感度パラメータをグリッド探索する推定方法を用いている。本研究でも同様の関数形とパラメータ探索手法を用いた推定を試みたが、各係数の符号が対数関数を採用した場合と概ね一致することが確認されている。
- (6) パラメータ α^i は、理論モデルのパラメータだけでなく 3 つの外生変数 $y, \mu, \Sigma_i \exp[\mu^i]$ を含んでいる (2 節で述べたように、経済全体の平均的効用は外生とする)。ただし、これらの変数は全ての立地点 i で等しい値を取るため、説明変数ではなく定数項の一部として推定する。また、推定の際にこれらの変数の値が用いられることはない。
- (7) 住居併用商業施設アクセスの VIF は 10.72 と高く、特に専用商業施設アクセスとの多重共線性が疑われる。なお、VIF が 10 を超える変数は住居併用商業施設アクセスのみであった。

参考文献

- 1) 国土交通省住宅局 (2004)、「平成 15 年度住宅需要実態調査結果」
- 2) 清水千弘・横井広明・杉本裕昭・花澤美紀子・石橋美典 (2001)「道路交通騒音が住宅価格に与える影響に関する分析」不動産研究、第 4 3 巻 3 号、pp.61-72.
- 3) 清水千弘 (2008)、「近隣外部性を考慮したヘドニック住宅関数の推定」脳神経経済研究、第 16 巻 1 号、pp.29-44.
- 4) Rosen, S. (1974), "Hedonic price and implicit markets: product differentiation in pure competition", *Journal of Political Economy*, 82(1), pp. 34-55.
- 5) 唐戸広志 (2006)、「容積率規制改革の便益と費用」日本経済研究第 53 巻、pp.42-71.