

地価のヘドニック分析

——土地のQAPI (Quality Adjusted Price Index) について——

山 田 節 夫

1. はじめに

土地という財はきわめて多様な経済的用途を持った財である。まず第1に住宅として家計に居住サービスを提供する。どのような家計も生活していくためにはある一定の空間を利用する必要があり、家計にとって土地サービスは欠かすことのできない必需財である。第2に企業の生産要素の1つとして生産過程に投入される。生産活動のためには資本設備を設置し労働者が働くための空間が必要となる。現代の日本経済において、重厚長大産業から土地集約的な情報産業に産業の主力が移ってきているとはいえ、土地を利用しない産業活動はあり得ない。第3に投機家の資産選択対象として機能する。「日本経済のストック化」が進展し、膨大な資産を蓄積してきた日本経済において、本来、流動性が低く収益が確定しにくい資産である土地も、

目 次

1. はじめに	1
2. 質的特性の変化と土地需要	3
3. Capitalization仮説	8
4. ヘドニック分析	11
5. 外部環境評価	13
6. 地価のヘドニック推計	15
7. 推計結果とQAPIの作成	21
8. まとめ	25
<編集後記>	32

投機の対象として保有されるようになった。いわゆる「バブル」経済期において、土地からの現実・未現実のキャピタルゲインを得た土地保有者は非常に多く、資産格差が大きな経済問題となったことは記憶に新しい。第4に社会的共通資本を提供するために利用される。道路や公園、さまざまな福祉施設など、あらゆる社会的共通資本は土地を利用する。第5に資金貸出の際の担保として機能する。土地を所有している企業や家計は、地価上昇により担保価値が上昇し、有利な条件で借り入れができるようになると考えられている¹⁰。第6に相続の媒体としても利用される。日本では次世代への資産伝播の方法として、土地が選択される場合がきわめて多く、このことが持ち家志向を強めている要因であると指摘されている。

一方、土地という財の経済的特性も非常に多様である。まず、他の財とは違って決して磨耗することがない。土地の中古市場が存在しないのはこのためである。また、土地の物理的な量は一定であり供給がきわめて非弾力的である。もちろん、森林開発や埋め立てなどにより長期的にみれば土地の供給も弾力的であるが、短期的には一定と考えられる。ただし、用途別に土地の供給を考えるならば、ある用途への土地の転用は頻繁に起こり得る。さらに、外部経済効果を与えやすく受けやすい財である。土地の価値はその土地が存在する地域の環境に大きく左右される。都市施設整備が不十分である地域に存在する土地の価値は著しく低い。逆に、都市施設整備が進み外部環境が改善された地域の土地の価値は高い。こうした意味で、同じ広さの土地でもそれを同質財として捉えるわけにはいかない。

土地の多様な用途のうち、住宅サービスの提供や投入要素としての側面と、さまざまな経済的特性のうち異質性という特性に着目した場合、市場で観察される土地価格を利用して経済分析を進めると、しばしば厄介な問題を引き起こす。第1に、異なった地域での土地価格を単純に比較できないということである。ある地域に比べて地価が高いとしても、高地価地域での都市施設整備や外部環境などを考慮しなければ、その地価が本質的な意味で高いかどうかは判断できない。第2に、異時点間での地価の比較が困難となる。同一地域内で地価の上昇が観察されたとしても、それが土地の質的向上の結果であるならば、消費者や企業にとって大きな問題とはならない。第3に、家計や企業の土地需要関数を推計する際に、こうした土地の質的变化を組み入れた地価指数を作成しなければ、ミスリーディングな推計結果を生みやすいということである。

土地の用途のうち、資産選択対象や担保機能という側面に着目するのであれば、以上のような質的な変化を考慮する必要はない。なぜならば、投機家や資金を融資する銀行にとってその土地が市場でいくらで売却できるかが重要なのであって、地価上昇が質的变化の結果であるが否かはまったく問題ではないからである。

地域間や異時点間の地価を比較し、精度の高い土地需要関数の推計を行うために、こうし

た土地の質的な属性を十分考慮に入れた地価指数、すなわち QAPI (Quality Adjusted Price Index) の作成が望まれる。中村 (1995) で指摘されているように、土地のQAPI作成の方法には、ヘドニックアプローチとリピートセールス法がある。本稿の目的は、ヘドニックアプローチに基づく地価関数の推計の意味と有用性、および経済学的含意を検討するとともに、住宅サービスや投入要素としての側面を重視する地価決定モデルにおいて、質的特性を考慮した地価指数の利用が非常に重要であることを示す。また、東京圏と大阪圏について住宅地地価を環境変数で説明するヘドニック回帰を行い、計測された時間ダミーから、東京、神奈川、大阪における1986年基準の質的調整地価、すなわち土地のQAPIの作成を試みる。

2. 質的特性の変化と土地需要

地価や住宅賃貸料と、土地需要量や土地サービス需要量の間に逆相関の関係があることは容易に想像できる。土地や住宅サービスの価格の上昇は、それらの需要量を減少させるという命題は、通常のミクロ経済学を応用すれば簡単に導出できる。しかし、こうした需要曲線の背景には、検討の対象となっている財の質は一定であるという暗黙の了解がある。同じ質を維持した財の価格上昇は、その需要量を減少させるというのが正確な需要曲線の解釈である。

しかし、本稿で問題にしている土地という財の質は、存在地域により大きく異なり、時間により絶えず変化を起こしていると考えられる。土地の質は外部経済効果により改善されることもあるし劣化することもある。ここでは、家計の土地サービス需要決定を例として、土地の質的特性の変化がどのような問題を引き起こすかを検討してみよう。

消費者の土地サービス需要の決定

いま、任意の家計は合成財 Z と土地サービス L を消費して生活していると考えよう。家計は所与の所得 I と市場で提示される土地サービス価格 R 、および合成財の価格のもとで効用を最大化するように土地サービスと合成財の消費量を決定する。ただし、合成財の価格は1とする。以上の標準的な消費者行動の理論は、

$$\max_{L,Z} U(L,Z), \text{ s.t. } I = RL + Z$$

というようにまとめることができる。質的变化が家計の効用に与える影響を観察しやすくするために、効用関数 $U(L,Z)$ を次のように特定化しておこう。

$$U = \alpha \ln L + \beta \ln Z$$

ここで、 β は正で1より小さいパラメータである。これらのパラメータが正であるのは、合成財や土地サービスの消費増加が効用を高めるためである。とくに α は、土地サービスの消費量が1%変化したときどれだけ効用が増加するかを表すパラメータと解釈することができる。

効用関数を対数線形としたので、予算制約式も対数レベルに変換してやれば、

$$I = Re^{\ln L} + e^{\ln Z}$$

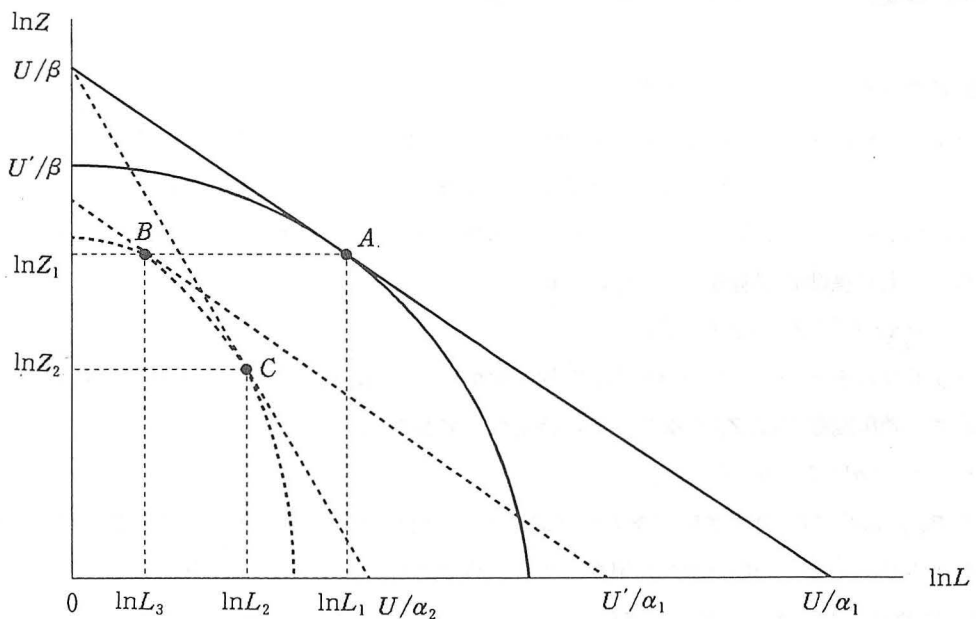
となる。図1は、家計の効用を最大化する合成財の対数値と、土地サービスの対数値の組合せを図示したものである。通常の家計モデルと異なる点は、横軸と縦軸に測られている単位が、それぞれの財の対数値となっていることである。効用関数のパラメータが α_1 と β であるとき、無差別曲線は $U/\beta - U/\alpha_1$ で表され、所与の所得と地代の下で、最適な土地サービスと合成財の消費の組合せはAで決まり、その時の最適な消費量はそれぞれ $\ln L_1$ と $\ln Z_1$ となる。

いま、第1地点と第2地点という異なった地域において、地代が同じだけ上昇したと仮定しよう。ただし、第1地点では土地の質的特性は変化せず、第2地点ではそれが大きく改善されたとしよう。土地の質的特性の改善は、同じ土地サービスを消費していても家計の効用を高める作用があると考えられよう。これは、先の効用関数において、 α の上昇を引き起こす。 α の上昇は図1における無差別曲線を $U/\beta - U/\alpha_1$ から $U/\beta - U/\alpha_2$ のように左下方へ回転させる。

さて、第1地点では地代の上昇に伴って何の質的特性の改善も起きていないから、第1地点の家計の最適消費計画はAからBへ変化し、土地サービスの消費は $\ln L_1$ から $\ln L_3$ に減少する。これに伴って第1地点の家計の効用水準は U から U' へ低下することになる。第1地点の地代上昇は、質的特性の変化を伴っていないからそのすべては本質的な価格上昇とみなされる。

第2地点では土地の質的改善が起きており、これは α の上昇という形で家計に認識される。

図1. 質的变化と土地サービス需要量の決定



どの程度 α が上昇するかはさまざまなケースが考えられようが、ここでは極端なケースとして地代の上昇によりまったく効用水準が変化しないほど質的特性の改善が生じたとしよう。この場合、第2地点での最適消費計画は A から C のように変化し、土地サービスの消費量は $\ln L_1$ から $\ln L_2$ へ減少する。同じ地代の上昇が起きていても、第1地点での土地サービスの需要量の減少は多く、第2地点では効用の減少はまったく起こらない。

ところで、効用を一定に保つ α の変化量は次のように導出できる。先の最適消費問題を解き、間接効用関数を求めれば、

$$U = \alpha \ln \left(\frac{\alpha I}{(\alpha + \beta) R} \right) + \beta \ln \left(\frac{\beta I}{\alpha + \beta} \right)$$

となる。 U, α, R について全微分し、 $dU = 0$ となる $d\alpha/dR$ を求めれば、

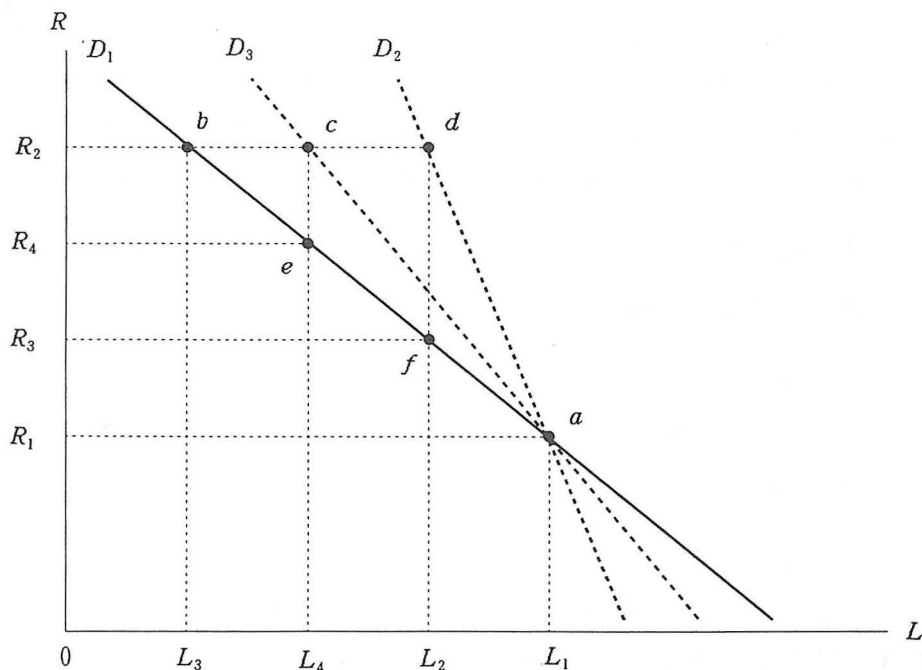
$$\frac{d\alpha}{dR} = \frac{\alpha}{R \ln(L^*)}, L^* = \frac{\alpha I}{(\alpha + \beta) R} \quad (1)$$

となる^⑧。

質的特性の変化と需要曲線

図2は、第1地点と第2地点における地代の変化と土地サービス需要量の関係をみた需要曲線である。第1地点では、地代が R_1 から R_2 に上昇するに伴い、土地サービスの需要量が L_1 から

図2. 質的变化と需要曲線



L_3 に減少している。一方、第2地点では、土地サービスの需要量は L_1 から L_2 への減少ですんでいる。この場合、地代の上昇が本質的に2つの地域で同じと考えることはできない。第2地点では地代の上昇と質的特性の改善が同時に起きており、この地域の家計の効用水準はまったく低下していない。家計の効用が変化していないので第2地点での地代上昇はまったく起きていない、すなわち本質的な地代の上昇はゼロであると考えられるかもしれない。しかし、現実の地代は第2地点においても R_2 に上昇しており、相対価格の変化を通して財の消費の組合せは変化している。すなわち、相対的に安くなった合成財を増加させ土地サービスの需要量を減少させている。そこで、第2地点の本質的な地代上昇は R_3 であると考えるのが適切であろう。地代の R_1 から R_3 への上昇は、もし第2地点において質的特性の変化が起きなかった場合に、土地サービス需要量の L_1 から L_2 への減少に対応した地代上昇分である。このような水準を本質的な地代上昇と考えれば、第2地点では第1地点ほど地代は上昇していないという結論になる。

これまで、地代の上昇によって第2地点の家計の効用がまったく変化しないほど質的改善が起きる極端なケースを考えてきた。そこで、新たに第3地点を考え、この地域では質的改善が地代の上昇に伴って起きているが、家計の効用はある程度まで低下するケースを考えよう。このような場合、第3地点の土地サービスの消費量は地代の R_1 から R_2 への上昇にともなって L_1 から L_4 へ低下する。第3地点においても、第1地点ほどではないにせよ、質的特性の改善が起きているので本質的な地代上昇は R_4 と考えられる。

これまでの簡単なモデルによる含意は、本質的な地代上昇を計測するために、質的改善の効果で現実の地代を割り引く必要があるということである。そこで、質的改善の効果を考慮した土地需要関数とそれを考慮しない土地需要関数を利用して、本質的な地代水準を求める公式を導いてみよう。本稿のモデルにおいて、質的特性の改善は α の変化に集約されていた。そこで、 $\alpha(R)$ という安定した関係を想定すれば、第2地域での土地サービス需要量は、

$$L_2 = \frac{\alpha(R_2)I}{[\alpha(R_2) + \beta]R_2} \quad (2)$$

である。また、第1地域での土地サービス需要関数は、

$$L = \frac{\alpha I}{[\alpha + \beta]R} \quad (3)$$

だから、(2)式と(3)式が均等化するような地代水準が第2地域における本質的な地代水準ということになる。すなわち、

$$R_3 = \frac{\alpha R_2 [\alpha(R_2) + \beta]}{\alpha(R_2)(\alpha + \beta)} \quad (4)$$

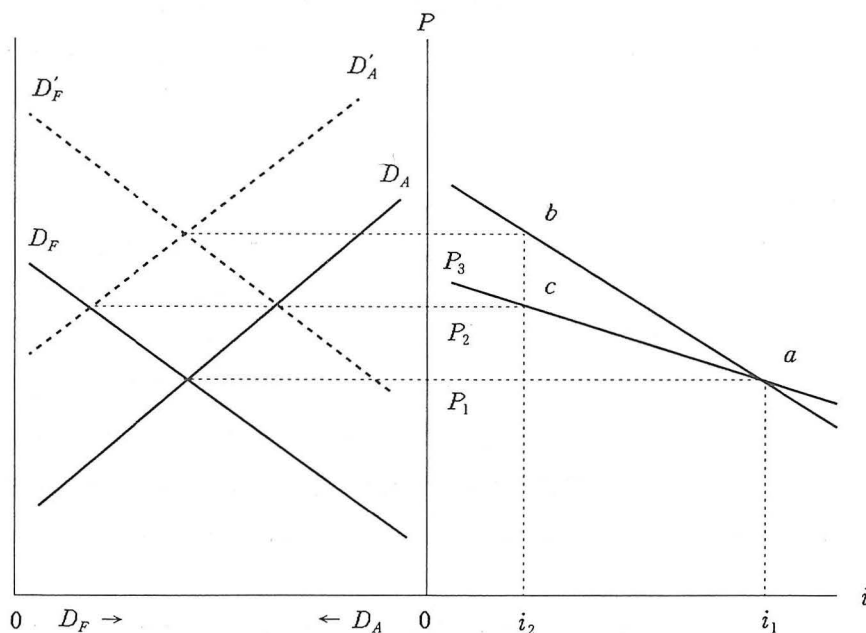
である。(4)式は、現実には観察される地代水準をある一定のルールに従って変換してやれば、質的特性の変化を考慮した地代関数が定義できることを示唆している。

質的特性の変化を考慮に入れないと、計量経済学的な分析手法を適用する場合に、非常に厄介な問題が起こる。たとえば、土地サービスの需要関数を推計する問題を考えよう。図2において観察できるデータの組合せは、 a, b, c, d であり地代と土地サービス需要量との間に明確な逆相関の関係を見いだすことはできない。こうした現実のデータに回帰直線を当てはめても、良好な結果は得られないだろう。すなわち、「地代が上がると土地サービスの需要量が減少する」という命題は否定されやすくなる。問題は、異なった質的特性を持った財の需要関数を推計している点にあり、質的特性を考慮した地代データを使ってやれば、明確な需要関数が推計できるはずである。質的特性を考慮した本質的な地代水準を推計した上で、その地代水準と土地サービスの需要量のデータの組合せを観察すると、 a, f, e, b となり、明確な逆相関の関係が現れる。

金利と土地価格の関係

次の例として、「金利の低下はどの程度土地価格を上昇させたのか」という定量的問題を実証する場合を考えてみよう。ここで、金利の低下は投機的な土地需要を増加させ、市場の地価を引き上げると考える。図3は、土地の投機的需要関数と投入要素としての需要関数を表したものである。図の左側の横軸には、左から投入要素としての土地需要量が測っており、右から

図3. 利子率と地価の関係



投機的需要量が測ってある。ただし、土地の物理的な量は一定とする。曲線 D_F は投入要素としての土地需要関数を表し、曲線 D_A は投機的土地需要関数である。両方の需要曲線が交差した点で均衡地価が決定される。また、この時の金利の水準は i_1 であったとする。

さて、金利の低下はあらゆる地域における投機的需要を増加させるので投機需要関数は D_A から D'_A へシフトする。その結果均衡地価は P_2 へ上昇する。ある地域において、土地の質的特性の改善が起こるとその地域の投入要素としての土地需要関数は D_F から D'_F へシフトする。その結果、質的特性の改善が起きた地域での地価は P_3 となる。しかし、このような地価上昇すべてが金利低下の効果で生じた訳ではない。パネルデータとして分析者が観察できるデータの組は a, b, c であるが、このようなデータに回帰直線を当てはめ、金利低下の地価上昇効果を推計すると、その推計値はどうしても過大推計となってしまう。すなわち、金利低下が引き起こす本当の地価上昇は P_1 から P_2 なのに、観察データには b のような組合せも入っているため、正確な回帰直線の推計はできなくなる。そこで、質的特性の変化を考慮した本質的な地価水準を求める必要が出てくるわけである。

3. Capitalization仮説

先にみたように、現実には観察される地価を質的特性の変化で割り引いて考えることが意味を持つためには、質的特性の変化と地価が密接な関係を持たなければならない。すなわち、質的特性の改善や改悪が十分に地価に反映されている必要がある。後に詳しく検討するヘドニックアプローチでは、外部環境が土地の質的特性を規定し、質的特性の変化は地価や地代に反映されると考えられている。Capitalization仮説は、土地の質的特性の変化が地価や地代に反映されることを保障するものである。

Henry Georgeの定理

土地の質的特性の変化は、主として地方公共財の供給に規定されると考えられる。道路や下水道などのインフラストラクチャーの整備はその地域の土地の質的特性を改善する。一般に、地方公共財と地代収入の間にHenry Georgeの定理が成立することが知られている。私的財と地方公共財の消費から効用を得る家計と、土地と労働を利用して生産活動を営む企業からなる地域経済モデルにおいて、一国全体の効用を最大化するように地方公共財の供給量が決定される場合、ある地域の地代収入の合計は地方公共財の供給量に等しくなるというのがHenry Georgeの定理^③である。この定理は地代と地方公共財の供給量が密接な関係にあることを示唆している。

Henry Georgeの定理は、次のような地域経済モデルを設定することで証明できる。任意の

地域の土地面積を $\bar{L}$ 、企業数を m 、雇用者数を n 、土地投入量を l 、地域の数を k 、経済全体の人口を P と表すことにする。地域の企業は雇用者と土地を利用し、 $f(n, l)$ という同質的な生産関数にしたがって生産活動を営んでいる。地域の消費者は私的財 c と公共財 G から効用関数 $u(c, G)$ を通して効用を得る。地域の資源制約は、

$$mf(n, l) = mnc + G \quad (5)$$

$$ml = \bar{L} \quad (6)$$

$$kmn = P \quad (7)$$

と表すことができる。(5)式は任意の地域で生産された財が私的財と公共財に配分されることを表している。地域の人口は mn なので、私的財の消費量は mnc となるが、公共財は共同消費という性質を持っているため、地域人口の規模は資源制約に介在しない。(6)式は地域の土地面積が企業数と、1企業当たりが利用する土地面積の積となることを表している。(7)式は地域人口と地域の数の積が、経済全体の人口に等しいことを表している。ここで、政府が(5)式から(7)までの資源制約の下で、経済全体の総効用 $Pu(c, G)$ を最大化するように公共財の供給を決定するとしよう。

(6)式と(7)式をそれぞれ l と n について解き、(5)式に代入すれば、

$$mf\left(\frac{P}{km}, \frac{\bar{L}}{m}\right) = \frac{Pc}{k} + G \quad (8)$$

となる。この式をさらに c について解いて経済全体の総効用関数に代入すると、

$$V = Pu\left[f\left(\frac{P}{km}, \frac{\bar{L}}{m}\right) \frac{mk}{P} - \frac{k}{P} G, G\right] \quad (9)$$

が得られる。(9)式から総効用が m と G だけに規定されていることがわかる。そこで、 V を m と G について最大化すれば、

$$f = f_n \frac{P}{km} + f_l \frac{\bar{L}}{m} \quad (10)$$

$$\frac{u_G}{u_c} = \frac{k}{P} \quad (11)$$

となり、(9)式と(11)式から最適な m と G が決まる。さらに、(10)式を(8)式に代入した、

$$c = f_n + \frac{k}{P} [f_l \bar{L} - G] \quad (12)$$

より c が決まる。最後に(6)式と(7)式から l と n が決まる。

次に地域の数 k についても V を最大化すれば、

$$fm - f_n \frac{P}{k} - G = 0$$

となるが、この式を(10)式に代入して整理すれば、

$$f_l \bar{L} - G = 0 \quad (13)$$

を得る。(13)式は、土地投入量の限界生産力が地代をあらわすと考えられることから、地域の地代総額は公共財の供給量に等しいことを意味している。

地方公共財の増加と地価への帰着

Henry Georgeの定理が一地域の地代総額と地方公共財の供給量の関係を示したものであるのに対し、Starret (1980,1981) や金本 (1983) では、地方公共財の限界的増加による地代の限界的増加を考え、地方公共財の供給増加がどの程度地代に帰着するのかが明らかにされている。ここでは、金本 (1983) で定式化されたモデルを引用して、このような帰着問題を検討する。

金本 (1983) では、地域間の移動が自由で費用がかからず、ある地域は他地域全体と比べて十分に小さく、おなじ効用関数を持った消費者が十分存在し、企業の参入が自由で長期均衡が成立している、という一連の仮定の下で、地方公共財の限界便益が完全に地代に帰着することを証明している。

いま、私的財 c と地方公共財 G の消費から $u(c, G)$ の効用を得る家計と、労働投入量 n と土地投入量 l を使って $f(n, l)$ の生産を実現している企業を考えよう。また、家計の所得は、企業から受け取る賃金 w と配当と地代の合計 s からなるとする。ただし、 s は外生変数とする⁽⁴⁾。先の仮定により、ある地域の消費者は他地域の消費者より高い効用を得ることができないので、すべての地域の効用は均等化し、

$$u_0 = u(w + s, G) \quad (14)$$

が成立する。ある地域の企業の利潤が正だと企業参入が続くため、長期均衡では企業の超過利潤はゼロとなり、

$$f(n, l) - wn - rl = 0 \quad (15)$$

となる。ここで、 r は土地単位当たりの地代を意味する。企業の投入要素はそれぞれの限界生産力と要素価格が均衡化するように決まるので、

$$f_n(n, l) = w \quad (16)$$

$$f_l(n, l) = r \quad (17)$$

となる。さらに地域の土地面積を $\bar{L}$ 、地域の企業数を m とすれば、

$$\bar{L} = ml \quad (18)$$

という関係が成立する。(14)式から(18)式は、内生変数 w, n, l, r, m と外生変数 $s, G, \bar{L}$ からな

る連立方程式を構成している。5つの内生変数の最適解は次のように求められる。(14)式から w が決まる。(16)式と(17)式を連立させて解き、それぞれの需要関数を求め(15)式に代入すれば、(15)式は w と r だけの関数となる。この式に先に求めた w を代入すれば r が決まる。決定された w と r を使いそれぞれの需要関数から n と l が決まる。最後に(18)式から m が決まる。

地方公共財の供給増加が地代にどのような影響をもたらすかを観察するため、(14)式から(17)式までを w, n, l, r, G について全微分し、行列表示すれば、

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & u_c & 0 \\ 0 & 0 & -n & -l \\ f_{nn} & f_{nl} & -1 & 0 \\ f_{nl} & f_{ll} & 0 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dn \\ dl \\ dw \\ dr \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -u_G \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} dG \quad (19)$$

となる。(19)式の連立方程式を解けば、

$$\frac{dn}{dG} = -\frac{u_G(nf_{nl} + lf_{ll})}{u_c l(f_{nn}f_{ll} - f_{nl}^2)} \quad (20)$$

$$\frac{dw}{dG} = -\frac{u_G(nf_{nn} + lf_{ll})}{u_c l(f_{nn}^2 - f_{nn}f_{ll})} \quad (21)$$

$$\frac{dw}{dG} = -\frac{u_G}{u_c} \quad (22)$$

$$\frac{dr}{dG} = \frac{u_G}{u_c} \frac{N}{L} \quad (23)$$

を得る。(23)式における N は当該地域の人口で $N = mn$ である。(22)式から、地方公共財の増加が地方公共財に対する私的財の限界代替率分だけ賃金を低下させることがわかる。これは先の(14)式からも直接導出することができる。(23)式は地方公共財の私的財に対する限界代替率を地域の消費者について合計したものを、その地域の土地面積で割った値となっている。このような限界代替率は地方公共財の限界便益をあらわすと考えられるので、(23)式は土地単位当たりの地方公共財の限界便益はすべて地代に帰着することを意味している。

土地を取りまく外部環境の変化が地代に帰着すれば、現実の地代を観察することによって逆に外部環境変化の金銭的な評価が可能になる。次にみるヘドニックアプローチを応用した実証研究の多くは、こうした外部環境評価を試みたものである。

4. ヘドニック分析

ヘドニック分析は、第1に、質の変化を考慮した本質的な価格指数を作成し、価格変化のう

ち質的变化による部分を析出するために有用である。第2に、先にみたCapitalization仮説を拠り所として、外部環境評価の析出に利用される。外部環境の改善や劣化が地価や地代に反映されることが保障されれば、地代や地価の変化の中かから逆に外部環境の金銭的評価を析出することが可能となる。

一般の物価指数と地価指数

土地に限らず、多くの財の質は絶えず変化している。コンピュータや自動車の性能が絶えず向上していることは指摘するまでもなからう。一般の財を対象に作成されている物価指数には、こうした財の質的变化を織り込んだ統計が作成されている。家計の逼迫を適切に表すことのできる物価指数を作成するためには、まず支出全体に対する当該財の支出の割合をウェイトとして加重平均する必要がある。あらゆる物価指数はこうした加重平均の方法が採用されている。また、質的な変化を考慮することも必要である。先に指摘したように、質の改善を伴う価格上昇は、必ずしも家計の効用を低下させるとは限らないからである。

米国における代表的な物価指数であるPPI(Producer Price Indexes)では、MMM(Matched Model Method)という手法が利用されている。これは、物価指数を作成する期間において、品質や規格が変わっていない製品の価格を調査対象とするものである。異なった期間において製品の質や規格を一致させれば、その期間で生じた価格上昇は確実に消費者の効用を低下させ、本質的な意味での価格上昇を意味することになる。しかし、Berndt(1990)は、MMMには質的变化を捕捉する物価指数の作成という点において2つの問題があることを指摘している。第1に、品質や規格が頻繁に改善される製品が調査対象となりにくくなるため、経済全体の価格変化を表す指標の作成が困難となる。第2に、異なった時点において、本当に質や規格が不変のままであるかどうかを調査するのは意外に困難であるということである。統計作成の立場からすれば、品質や規格が変化した製品は調査の対象から外す必要があるので、わずかな変化ならば指数作成に利用されてしまう可能性が高い。

一般の物価指数はこうした品質の変化をある程度まで考慮して作成されているが、日本で公表されている土地価格にそのような配慮はなされていない。そもそも土地の実勢価格を調査することにもかなりの困難を伴う。一般に、財の実勢価格は市場で取引されて初めて表面化する。地価の調査地点は統計の時間的な連続性という観点から固定されていることが望ましいが、一般の財ほど土地は頻繁に取引されるわけではない。そこで、多くの土地価格の調査では不動産鑑定士等の専門家による鑑定評価が重要視されている。そして土地評価の基準としては、土地に対してわれわれが認める効用、土地の相対的希少性、土地に対する有効需要の存在、などを反映した評価でなくてはならないと規定されている⁶⁾。このような評価の基準により実勢地価

が算出されているとすれば、外部環境の改善や劣化はそのまま地価に反映されていることになる。すなわち、ある地域に立地する土地の近隣で都市施設の整備が進展すれば、その土地に対する効用は高まり、相対的希少性が増し、有効需要が拡大することになり、当然、土地評価額は上昇する。こうした意味で、質的特性の変化を織り込んだ土地価格指数を作成する作業は、一般の財の価格指数の場合よりも重要であることが理解されよう。

GM社製自動車のQAPI

ところで、ヘドニック分析が価格指数の作成に本格的に利用されたのは、自動車の価格についてであった。Court (1939) は、1925年から1927年までにGM (General Motors) が販売した各種の自動車の価格と品質を調査し、次のようヘドニック関数を推計し、QAPI (Quality Adjusted Price Index) を作成した⁽⁶⁾。

$$\ln P_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1926i} + \alpha_2 D_{1927i} + \beta_1 WT_i + \beta_2 LH_i + \beta_3 HP_i + u_i \quad (24)$$

(24)式の P_i は第 i 番目のモデルの価格、 WT_i 、 LH_i 、 HP_i は第 i 番目のモデルの品質属性を表し、それぞれ車の重量、ホイールベースの長さ、馬力を意味する。また、 D_{1926i} は第 i 番目のモデルが1926年に製造された車であれば1、それ以外はゼロとなる時間ダミーで、 D_{1927i} は第 i 番目のモデルが1927年に製造された車であれば1、それ以外はゼロとなる時間ダミーである。(24)式の各パラメータが計測されれば、車の本質的な価格上昇を次のように計算することが可能となる。

たとえば、任意のモデル k の1935年製と1936年製のそれぞれの価格は、

$$\ln P_{k,1935} = \alpha_0 + \beta_1 WT_k + \beta_2 LH_k + \beta_3 HP_k$$

$$\ln P_{k,1936} = \alpha_0 + \alpha_1 + \beta_1 WT_k + \beta_2 LH_k + \beta_3 HP_k$$

となる。35年から36年にかけて品質属性が変わらないと仮定した場合の価格上昇が本質的な意味での価格上昇となるので、それは、

$$\ln P_{k,1936} - \ln P_{k,1935} = \alpha_1$$

のように表すことができる。ここで、同モデルの価格変化は品質属性の変化とそれ以外の要因に分割されている。実際に観察される価格上昇から品質属性の改善による価格上昇分を差し引いたものが、本質的な意味での価格上昇を表すことになる。また、モデル k の1936年と1937年のQAPIは、 $P_{k,1935}e^{\alpha_1}$ 、 $P_{k,1935}e^{\alpha_2}$ と計算される。

5. 外部環境評価

Rosen (1974) によって、ヘドニックアプローチの理論的基礎が構築されて以来、先にみたCapitlization仮説を拠り所として、本来市場価格を持たない外部環境の変化、すなわち自然

環境の改善・悪化とか社会的共通資本の拡充・衰退などについての経済的な評価が、不動産価格に関するヘドニック回帰によって行われてきた。これまで行われてきたヘドニックアプローチを用いた環境評価に関する実証研究をサーベイしておくことは、土地のQAPIを作成する場合に多くの示唆をもたらすと考えられる。そこでここでは、これらの実証研究を簡単に概観しておこう。

環境評価の実証研究

金本・中村・矢澤（1989）では、東京都の住宅地を対象に大気汚染の改善に関する便益評価を行っている。そこで、用いられているデータは、地価公示価格、東京都が作成した500mメッシュ単位でのSO₂指標とNO₂指標、最寄り駅までの距離、下水道の有無、用途地域、沿線ダミーなどである。SO₂やNO₂が高まることによる環境の悪化はその地域の地価に帰着することから、地価を規定するさまざまな変数で地価を説明し、環境要因以外の変数の効果をはぎ取ることで、マイナスの便益を算出しようというのがこの研究のねらいである。地価に関するヘドニック回帰分析の結果、最寄り駅までの距離の短縮は、1km当たりにつき121900円という結果となったが、NO₂の減少とSO₂の減少についての便益は、ppb当たりそれぞれマイナス48300円とマイナス46300円となっており、大気汚染の改善が地価を引き下げるという結果となってしまっている。このことは、ヘドニック分析の現実経済への適用には、多くの障害があることを示唆している。

矢澤・金本（1992）では、川崎市における騒音改善、緑地、都心までの時間改善などに関する便益評価が、地図データシステムによる局所的な環境データとアンケート調査によるデータを用いて行われている。これまでのヘドニック分析に用いられたデータは、ある地域の平均データが用いられる場合が多いため、局所的に生じる環境変化をうまく捕捉できないという難点を克服するのがこの研究のねらいである。ヘドニック回帰式の説明変数には、騒音昼夜平均、緑地施設面積、迷惑施設面積、商業施設面積、都心までの時間などの客観変数と、緑の豊かさ、街の落ちつき、利便性などの主観的な変数が選択されている。便益評価の結果は、川崎市について1m²当たり、騒音改善効果は3500円、緑地施設効果は140円、都市までの時間改善効果は7100円となっており、かなり整合的と感じられる推計結果となっている。

生活の質の地域間格差を明らかにする目的でヘドニックアプローチを応用した研究に加藤（1991）がある。この研究では、地域の環境便益は地代や賃金に帰着することから、地代と賃金に関するヘドニック回帰を行い、地域における生活の質を指標化している。

ヘドニックアプローチは本来、地方公共財の便益評価にその有効性を発揮するものと考えられるが、地域別の社会資本ストック統計が継続的に作成されてこなかったことから、全国レベ

ルで社会資本ストックの便益評価を行った研究は皆無に等しい。ただし、浅子ほか（1994）では都道府県別の時系列データから、社会資本ストックの生産力効果、公共投資の経済厚生効果などが推計されている。

大林ほか（1995）では、本四架橋（本州四国連絡橋）開通後の便益評価がおこなわれている。この研究では本四架橋のインパクトが強いと考えられる岡山、広島、徳島、香川、愛媛、高知における地価を、自然環境指標、学校教育指標、医療指標、住居環境指標、社会保障指標、文化・娯楽指標、および架橋変数として移動の短縮時間などによって説明するヘドニック回帰を行っている。計測の結果は、1㎡当たり岡山が6399円、広島4456円、徳島307円、香川9309円、愛媛1435円、高知1233円であり、瀬戸大橋が実際に架かっている岡山と香川において便益評価額が大きくなっているという点で整合的と感じられる推計となっている。

6. 地価のヘドニック推計

ここでは、実際に土地に関するQAPIの推計を試みる。土地を取りまく外部環境が地代や地価に帰着することから、地価をそれぞれの地域の環境変数と時間ダミーによって推計し、本質的な意味での地価指数を推計することがここでの目的である。ある一定期間に観察される地価変動の一部は外部環境の変化が原因となっているはずである。そこで、現実の地価から外部環境の変化による部分を排除したものが、本質的な意味での地価変動ということになる。具体的には地価をさまざまな環境変数と時間ダミー TD_t によって説明するモデル、

$$P_{it} = f(X_{it}, TD_t)$$

を考える。基準時点から、環境変数は不変と仮定された場合の地価の時系列内挿値がQAPIとなる。

データについて

環境変数の候補としては、加藤（1991）や大林ほか（1995）において選択された変数を参考に、自然環境分野、学校教育分野、医療分野、住居環境分野、社会保障分野、文化・娯楽分野からそれぞれ適当と思われる変数を次のように選択した。

自然環境

可住地面積（東洋経済推計）

公園面積（建設省都市局公園緑地課調べ）

医療

病院数（厚生省「地域医療計画基礎調査」）

住居環境

下水道普及率(日本下水道協会「下水道統計要覧」)

全国銀行数(全国銀行協会連合会「金融」)

郵便局数(「日本銀行調査統計局都道府県別経済統計」)

社会保障

児童福祉施設数(厚生省「社会福祉施設調査報告」)

老人福祉施設数(厚生省「社会福祉施設調査報告」)

文化・娯楽

ボーリング場数(日本ボーリング場協会調べ)

映画館数(厚生省統計情報部「衛生行政業務報告」)

図書館数(日本図書館協会調べ)

カッコ内はデータの出所である。

推計には1986年から1991年にかけての時系列データと、関東圏および関西圏のクロスセクションデータからなるパネルデータを作成した。対象となる地域は、茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、および京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県である。地価データは、各都道府県が毎年一回7月に基準値について調査しているデータを用いた。都道府県地価調査では、全用途、住宅地、商業地、工業地についてデータを作成しているが、選択された環境変数の性質から考えて、住宅地地価についての推計を行う。選択された環境変数は住宅環境を主として規定していると考えられるからである。

関数型について

住宅地地価を環境変数と時間ダミーでヘドニック回帰する場合、問題となるのがどのような関数型を選択したら良いかということである。これまでのヘドニック分析を利用した実証研究は、地価と環境変数の間に非線形の関係が見いだされるケースが非常に多いことを報告している。そこで、本稿では、対数線形型、片対数型、BOX-COX型のそれぞれについて推計を試みた。対数線形型のヘドニックモデルは次のように書き表される。

$$\log P_{it} = \alpha + \sum_{s=1}^k b_s \log X_{it}^s + \sum_{l=2}^T (\alpha_l TD_l + \beta_{TOK,l} TD_{TOK,l} + \beta_{KAN,l} TD_{KAN,l} + \beta_{OSA,l} TD_{OSA,l})$$
$$i = 1 \cdots n, t = 1 \cdots T \quad (25)$$

ここで、 P_{it} は第*i*クロスユニットにおける時点*t*の住宅地地価、 X_{it}^s は第*i*クロスユニットにおける*t*時点の*s*番目の環境変数、 TD_l は $t = l$ の時は1、それ以外はゼロとなる時間ダミーをそれぞれ表している。また、クロスユニットによって時間ダミーのパラメータが異なるように推計するため、係数ダミーを東京、神奈川、大阪について導入した。 $TD_{TOK,l}$ は $t = l$ および

$i = TOK$ (東京)の時1、それ以外はゼロの係数ダミー、 $TD_{KAN,l}$ は $t = l$ および $i = KAN$ (神奈川)の時1、それ以外はゼロの係数ダミー、 $TD_{OSA,l}$ は $t = l$ および $i = OSA$ (大阪)の時1、それ以外はゼロの係数ダミーである。12個のクロスユニットすべてについて係数ダミーを導入するには $12 \times (T-1)$ のダミー変数が必要でありこれは不可能である。そこで、3地域にのみこのような処理を施した。ただし、この3地域以外では、すべて同じ時間ダミーのパラメータが推計されてしまうという問題がある。

片対数モデルは(25)式の被説明変数のみを対数変換した、

$$\log P_{it} = \alpha + \sum_{s=1}^k b_s X_{it}^s + \sum_{l=2}^T (\alpha_l TD_l + \beta_{TOK,l} TD_{TOK,l} + \beta_{KAN,l} TD_{KAN,l} + \beta_{OSA,l} TD_{OSA,l})$$

$$i = 1 \cdots n, t = 1 \cdots T \quad (26)$$

のような推計式である。さらに、BOX-COX型は、

$$\frac{P_{it}^\lambda - 1}{\lambda} = \alpha + \sum_{s=1}^k b_s \frac{(X_{it}^s)^\lambda - 1}{\lambda} + \sum_{l=2}^T (\alpha_l TD_l + \beta_{TOK,l} TD_{TOK,l} + \beta_{KAN,l} TD_{KAN,l} + \beta_{OSA,l} TD_{OSA,l})$$

$$i = 1 \cdots n, t = 1 \cdots T \quad (27)$$

のように書き表される。BOX-COX型については、被説明変数と説明変数のどちらかにBOX-COX変換を施す場合があるが、本稿では両変数にBOX-COX変換を施すことにした。

不均一分散とLSDV (Least Squares Dummy Variable) モデル

パネルデータを用いて先の(25)式、(26)式、(27)式のようなモデルを推計する場合、もっとも懸念される問題はクロスユニット間に不均一分散が発生する可能性が高いということである。特に、本稿のモデルのように地価を説明する環境変数の選択を試行錯誤的に行うしかない場合や、環境変数自体の数が限られている場合には、クロスユニット間の経済的特性の違いを十分に捕捉することはかなり難しい。もし、説明変数だけでクロスユニット間の経済特性を捕捉できない場合には、各ユニットの誤差項の分散は異なり不均一分散が生じる可能性が高くなる。

いま、次のようなパネルデータによる推計モデルを考えよう。

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}, \text{ or } y = X\beta + \varepsilon \quad (28)$$

(28)式の y_1 は第1クロスユニットにおける被説明変数ベクトル、 X_1 は第1クロスユニットにおける説明変数行列、 β は係数パラメータベクトル、 ε_1 は第1クロスユニットにおける攪乱項ベクトルである。また、クロスユニットの数は n で、各クロスユニットの時系列は T と想定されている。もし、各クロスユニットの経済的特性を説明変数行列で十分に捕捉できないとすると、このモデルの分散・共分散行列は、

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 \mathbf{I} & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & \sigma_n^2 \mathbf{I} \end{bmatrix}$$

のようになりやすい。ここで、 $\sigma_i^2 (i = 1 \cdots n)$ は各クロスユニットの誤差項の分散である。よく知られているように、不均一分散が懸念される場合の一般的な対処方法は、GLS推計である。 Ω の構造が既知であるとすれば、 β のGLS推定量は、

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\Omega\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{y} \quad (29)$$

となることが知られている。普通は Ω の構造があらかじめ分かっていることはないので、OLSによる残差からの情報を用いて σ_i^2 が推計される。

クロスユニット間での不均一分散を考慮し、GLS推計を行う場合には、各クロスユニットにおける分散を少なくとも n 個推計しなければならない。しかし、時系列の数が説明変数の数よりも少ないパネルデータの場合、各ユニットごとにOLS推計を行って残差を出力させ、不均一分散の構造を推測することは不可能となる。本稿で利用されるモデルでは、時系列が6、クロスユニットは12であり、説明変数の数は時系列の数を大幅に上回ってしまう。

そこで、クロスユニット間の経済的特性の違いをより簡単に捕捉するためにしばしば利用されているのが、定数項がクロスユニットごとに出力できるようにダミーを導入するLSDV (Least Squares Dummy Variable) モデルである。LSDVモデルでは n 個の0、1ダミーを次のように説明変数に加える。

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{i} & 0 \cdots 0 \\ \vdots & \mathbf{i} \cdots \vdots \\ 0 & \cdots & \mathbf{i} \end{bmatrix} \beta_0 + \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{X}_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

ここで、 $\mathbf{i}$ はすべての要素が1の $T \times 1$ ベクトル、 β_0 は $n \times 1$ の定数項ベクトルである。

LSDVモデルはクロスユニット間の定数項の違いから経済特性を捕捉しようとするものであるが、クロスユニットが時系列よりもかなり大きい本稿モデルのような場合、自由度の不足が懸念される。そこで、本稿では以下のようなRE (Random Effects) モデルによる推計を行う。

Random Effectsモデル

REモデルは、クロスユニットの定数項が平均的な値を中心にある分布をしていると仮定するモデルである。この仮定が受容されれば、REモデルは、定数項の分布の分散と誤差項の分散の2つを推計するだけで、比較的簡単にGLS推計が可能となるという利点を持っている。REモデルは次のように定式化することができる。

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u_1 \mathbf{i} \\ \vdots \\ u_n \mathbf{i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (30)$$

ただし、 $X_i (i = 1 \cdots n)$ は説明変数行列でその第1列は1、 β は推計されるパラメータベクトルで、その第1要素はクロスユニット間の定数項の平均 β_0 である。 $u_i (i = 1 \cdots n)$ は平均ゼロで分散が σ_u^2 の確率変数である。また、誤差項に不均一分散や系列相関は無く、

$$E[\varepsilon_i \varepsilon_j'] = \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I}, E[\varepsilon_i \varepsilon_j'] = 0, i \neq j$$

とする。さらに、 u_i は ε_i の各要素とは無相関と仮定する。REモデルによれば、任意のクロスユニットの定数項は、 $\beta_0 + u_i$ という確率変数で表現され、この点で他のクロスユニットと差別化されることになる。

(30)式のREモデルは、

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{W}, \mathbf{W} = \begin{bmatrix} u_1 \mathbf{i} + \varepsilon_1 \\ \vdots \\ u_n \mathbf{i} + \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (31)$$

のように簡単に書くことができる。ところで、行列 $\mathbf{W}$ の分散・共分散行列は、

$$E[\mathbf{W}\mathbf{W}'] = \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 \mathbf{ii}' + \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_u^2 \mathbf{ii}' + \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I} \end{bmatrix} \quad (32)$$

となる。ただし、

$$\Omega_p = \sigma_u^2 \mathbf{ii}' + \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I} = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ \sigma_u^2 & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \sigma_u^2 \\ \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 & \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix} \quad (33)$$

と定義する。

ところで、(31)式において $\mathbf{W}$ の構造が既知であれば、GLS推定が可能となり、 β のGLS推定量は、先の(29)式と同じとなる。問題は Ω^{-1} の構造である。 Ω^{-1} は、

$$\Omega^{-1} = \begin{bmatrix} \Omega_p^{-1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \Omega_p^{-1} \end{bmatrix}$$

と書くことができる。したがって、 Ω の逆行列は Ω_p^{-1} を求める問題に帰着する。 Ω_p^{-1} は、

$$\Omega_p^{-1} = \begin{bmatrix} a & b & \cdots & b \\ b & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & b \\ b & \cdots & b & a \end{bmatrix}, \quad a = \frac{\sigma_\varepsilon^2 + (T-1)\sigma_u^2}{\sigma_\varepsilon^2(\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_u^2)}, \quad b = \frac{-\sigma_u^2}{\sigma_\varepsilon^2(\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_u^2)} \quad (34)$$

と計算される。(34)式はクロスユニットにおける定数項の分散 σ_u^2 と撓乱項の分散 σ_ε^2 の2つが分かれば、GLS推計が可能であることを示唆している。不均一分散の処理がクロスユニットに等しい分散の推計が必要であり、LSDVモデルがクロスユニットに等しいダミー変数の導入が必要であることを考えれば、REモデルは非常に簡便にクロスユニット間の経済的特性の差異を説明できることがわかる。

さて、 Ω^{-1} が(34)式のように与えられれば、 β の推定量は、

$$\hat{\beta} = [(\sigma_\varepsilon \Omega^{-\frac{1}{2}} \mathbf{X})' (\sigma_\varepsilon \Omega^{-\frac{1}{2}} \mathbf{X})]^{-1} (\sigma_\varepsilon \Omega^{-\frac{1}{2}} \mathbf{X})' \sigma_\varepsilon \Omega^{-\frac{1}{2}} \mathbf{y} \quad (35)$$

となるから、説明変数行列と被説明変数ベクトルを、

$$\begin{aligned} \mathbf{X}^* &= \sigma_\varepsilon \Omega^{-\frac{1}{2}} \mathbf{X} \\ \mathbf{y}^* &= \sigma_\varepsilon \Omega^{-\frac{1}{2}} \mathbf{y} \end{aligned} \quad (36)$$

のように変換してOLS推定すれば、GLS推定量を得ることができる。 $\Omega^{-\frac{1}{2}}$ は、

$$\Omega^{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \begin{bmatrix} \mathbf{I} - \frac{\theta}{T} \mathbf{ii}' & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \mathbf{I} - \frac{\theta}{T} \mathbf{ii}' \end{bmatrix}, \quad \theta = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon}{(\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_u^2)^{0.5}} \quad (37)$$

と計算できる。したがって、変換された説明変数行列と被説明変数ベクトルは、

$$\begin{aligned} \mathbf{X}_i^* &= \left(\mathbf{I} - \frac{\theta}{T} \mathbf{ii}' \right) \mathbf{X}_i \quad (i = 1 \cdots n) \\ \mathbf{y}_i^* &= \left(\mathbf{I} - \frac{\theta}{T} \mathbf{ii}' \right) \mathbf{y}_i \quad (i = 1 \cdots n) \end{aligned} \quad (38)$$

のように書き表される。また、(38)式は、

$$\begin{aligned} \mathbf{X}_i^* &= \begin{bmatrix} x_{i1}^1 - \theta \bar{x}_i^1 & \cdots & x_{i1}^k - \theta \bar{x}_i^k \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{iT}^1 - \theta \bar{x}_i^1 & \cdots & x_{iT}^k - \theta \bar{x}_i^k \end{bmatrix}, \quad \bar{x}_i^s = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T x_i, \quad i = 1 \cdots n, \quad s = 1 \cdots k \\ \mathbf{y}_i^* &= \begin{bmatrix} y_{iT} - \theta \bar{y}_i \\ \vdots \\ y_{iT} - \theta \bar{y}_i \end{bmatrix}, \quad \bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T y_{it} \quad i = 1 \cdots n \end{aligned}$$

のようになる。(38)式は、GLS推定量を得るためには、各クロスユニットにおける被説明変数

と説明変数について、時系列について平均した値に θ を乗じた変数を各変数から控除したデータでOLS推定すればよいことを意味している¹⁰⁾。

7. 推計結果とQAPIの作成

ここでは、(25)式、(26)式、(27)式の推計結果を報告し、推計されたヘドニック関数のパラメータから、土地の質的調整指数を作成しその結果を検討する。

推計結果

地価のヘドニック回帰を実際に行う場合、環境変数の候補の中からどのような変数の組合せを選択するかという問題がある。最適な変数の組合せは事前に分かっている訳ではないので、環境変数の選択は試行錯誤的に行う他はない。この場合にも、変数を逐次入れ替え推計式の当てはまり具合を見ていく方法と、最尤推定法に基づき、対数尤度ができるだけ大きくなるような変数を選択する方法などが考えられる。ここでは、前者の方法に依拠し環境変数の選択を行った。環境変数の推計パラメータについて予想される符号条件は、選択された環境変数の性格から考えて、すべて正である。しかし、これには明確な理論的な根拠が無いことと、住宅環境の劣化を表す変数が選択されていないことなどから、若干の幅を持って解釈する必要がある。たとえば、人口1人当たりの映画館数の増加が必ず地価の上昇に帰着すると考えるのは早計であろう。なぜなら、映画館の多い地域ではむしろ住居環境が悪いと判断する経済主体が多いかもしれない。このように、環境変数のパラメータに関する符号条件の検討は意外に難しい。

また、クロスユニットを通じて定数項は同じであるという帰無仮説をF値によって検定し、LSDVモデルやRandom Effectsモデルの適用妥当性を検討した。定数項異質の検定は次のように行った。まず、定数項はクロスユニットを通じて等しいという帰無仮説を立てる。もしこの仮説が受容されれば、パネルデータによるプレーンなOLS推定量は有効推定量となる。また、対立仮説はクロスユニットによって定数項は異なるというものである。前者を制約モデル、後者を非制約モデルと呼ぶ。制約モデルからの決定係数を R_u^2 、非制約モデルの決定係数を R_n^2 とすれば、F値は、

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R_u^2 - R_n^2) / (n-1)}{(1 - R_u^2) / (nT-n-K)}$$

で与えられる。非制約モデルの決定係数は、先のLSDVモデルから推計する。この場合、帰無仮説は $n-1$ 個のダミー変数がすべてゼロと仮定することと同値となる。

表1と表2は、適用された関数型が異なった推計結果が報告されている。表1の推計結果1から3は対数線形型、表2の推計結果4から5は片対数型、推計結果6はBOX-COX型である。表1と表

2のF統計量から、本稿で選択された関数型と変数の組合せのすべてにおいて、クロスユニット間での定数項が同一であるという帰無仮説は1%の有意水準で棄却されており、これはLSD VモデルやRandom Effectsモデルの適用が必要であることを示唆している。そこで、対数線形型と片対数型の推計モデルの場合にはRandom Effectsモデルを適用した。ただし、BOX-COX型の場合にはこうした処置は施さなかった。

推計の結果を見ると、人口密度、図書館数、下水道普及率の説明力が高く、その他の変数は、変数の組合せによって有意性が違ってくるのがわかる。また、人口密度を変数から外すと、F値が高くなる傾向がうかがえる。これは人口密度がクロスユニット間の経済特性の違いをかなり捕捉していることを示唆していると考えられる。

QAPIの作成手順

土地の質的調整価格は次のような手順によって作成した。本稿のヘドニック地価関数では、東京、神奈川、大阪について係数ダミーを導入し、この3地域について時間ダミーのパラメータが異なるように計算される。たとえば、東京における1986年の地価と1987年の地価は対数線形型において、

$$\begin{aligned}\log P_{TOK,1986} &= \alpha + \sum_{s=1}^k b_s \log X_{TOK,1986}^s \\ \log P_{TOK,1987} &= \alpha + \sum_{s=1}^k b_s \log X_{TOK,1987}^s + \alpha_{1987} + \beta_{TOK,1987}\end{aligned}\quad (39)$$

となる。したがって、土地のQAIは、

$$P_{TOK,1988}^* = P_{TOK,1987} \exp(\alpha_{1987} + \beta_{TOK,1987})$$

となる。同様に、1986年基準のQAPIを時系列について一般化すれば、

$$P_{i,t}^* = P_{i,0} + \exp \lambda (\alpha_t + \beta_{i,t}) \quad (40)$$

と表記できる。片対数型におけるQAPI指標の計算は(40)式と同じである。BOX-COX型のQAPI指標は以下の式で計算される。

$$P_{i,t}^* = [P_{i,0}^{\lambda} + \lambda (\alpha_t + \beta_{i,t})]^{\lambda} \quad (41)$$

図4から図15までは、比較的当てあまりの良かった推計式から、(40)式や(41)式を使って土地のQAPIをグラフ化したものである。単位は、1m²/100円である。

図4から図12は、関数型として対数線型を選択し、REモデルによる推計結果からQAPIを作成し、現実の住宅地地価とそれを比較してみたものである。東京、神奈川、大阪のすべての地域において、現実の地価がQAPIを下回っており、この期間の地価上昇の一部は質的改善による結果であることがわかる。1986年から1991年にかけて、現実の住宅地地価は、東京で1.93倍、神奈川で2.07倍、大阪で2.71であったが、推計結果1によるQAPIはそれぞれ、1.62倍、1.64倍、

表1. ヘドニック地価関数の推計結果－1

変 数	推 計 結 果 1 (対 数 線 形)		推 計 結 果 2 (対 数 線 形)		推 計 結 果 3 (対 数 線 形)	
	係 数	T 値	係 数	T 値	係 数	T 値
定 数 項	12.8520	0.9422	-19.2370	-1.3118	13.7285	1.6534
人 口 密 度	0.9386	4.6316	-	-	-	-
公 園 面 積	0.2879	1.0080	0.1948	0.6169	-	-
高 等 学 校 数	0.4983	0.3072	-4.2676	-2.3422	-	-
病 院 数	0.5747	1.0049	0.4154	0.6392	0.3879	0.5224
銀 行 数	-0.6613	-1.8073	0.0324	0.0855	-	-
郵 便 局 数	0.2931	0.5170	1.5088	2.0577	0.3379	0.5701
児童福祉施設数	-0.4906	-1.7594	-	-	-	-
老人福祉施設数	0.1683	0.3924	-0.3023	-0.8711	-0.3347	-0.8737
映 画 館 数	-0.2242	-0.9479	-0.4001	-1.4388	-0.4065	-1.2384
図 書 館 数	0.8216	3.7783	0.6376	2.2880	0.8905	2.7610
下水道普及率	0.0764	0.6421	0.3944	2.5568	0.4078	2.4114
TD87	-0.0512	-0.6822	-0.0538	-0.7149	-0.0750	-0.8771
TD88	0.0463	0.6016	0.0345	0.4456	0.0432	0.4892
TD89	-0.0247	-0.3628	-0.0600	-0.8821	-0.0832	-1.0751
TD90	0.6556	4.2071	0.3380	2.0859	0.3991	3.9186
TD91	0.5795	3.0917	0.3438	1.7847	0.4308	2.5591
TD87TOK	0.6670	2.6830	0.7972	3.4342	0.7041	2.7033
TD88TOK	0.5068	2.0546	0.6980	3.2372	0.5447	2.3089
TD89TOK	0.4719	1.9262	0.6448	3.0211	0.4916	2.1000
TD90TOK	-0.0688	-0.2544	0.3334	1.5180	0.1673	0.6878
TD91TOK	-0.9420	-0.3574	0.2868	1.3320	0.0957	0.4080
TD87KAN	0.5352	2.3428	0.6145	2.6944	0.5782	2.2402
TD88KAN	0.5093	2.3409	0.5741	2.6750	0.5609	2.3490
TD89KAN	0.2532	0.8684	0.4233	1.7431	0.4681	1.7861
TD90KAN	-0.1052	-0.4743	0.0929	0.4366	0.1131	0.4762
TD91KAN	-0.0838	-0.3700	0.1083	0.4997	0.1619	0.6762
TD87OSA	-0.2213	-0.8982	-0.1390	-0.6208	0.0653	0.2461
TD88OSA	-0.1254	-0.5644	-0.0172	-0.0824	0.1134	0.4974
TD89OSA	0.1329	0.5662	0.2653	1.2274	0.4022	1.7344
TD90OSA	0.2997	1.3127	0.3913	1.8421	0.4951	2.2103
TD91OSA	0.1079	0.4637	0.1942	0.9074	0.2670	1.1818
決 定 係 数	0.91129		0.85550		0.83553	
F 統 計 量	3.75232		11.2996		16.4924	
L A M B D A	-		-		-	

表 2. ヘドニック地価関数の推計結果 - 2

変 数	推 計 結 果 4 (片 対 数 形)		推 計 結 果 5 (片 対 数 形)		推 計 結 果 6 (B O X - C O X)	
	係 数	T 値	係 数	T 値	係 数	T 値
定 数 項	7.7486	6.1618	5.1055	10.0528	-0.0865	-0.3427
人 口 密 度	-0.0001	-1.3551	-	-	1.3042	12.9100
公 園 面 積	-496.13	-0.9213	-4.9480	-0.0128	0.0012	0.3801
高 等 学 校 数	-59,097.70	-1.8025	-	-	0.0263	2.6800
病 院 数	-8,062.33	-1.0349	-	-	0.0021	0.5300
銀 行 数	1,241.46	0.4068	-	-	-0.0168	-5.1090
郵 便 局 数	7,646.48	3.1293	-3,241.14	1.8509	-0.0003	-0.0739
児童福祉施設数	-2,338.38	-1.9667	-	-	-0.0064	-2.1830
老人福祉施設数	8,254.70	0.9357	-3,018.98	-0.4537	0.0012	0.3708
映 画 館 数	-20,956.70	-1.2435	-39,561.90	-2.7045	0.0001	0.1017
図 書 館 数	47,632.10	3.1960	49,686.40	3.3814	0.0064	6.0110
下水道普及率	0.0320	5.2799	49,686.40	3.3814	0.0149	1.0240
TD87	-0.0669	-1.0671	-0.0780	-1.2666	-0.0127	-1.2200
TD88	-0.0015	-0.0236	0.0084	0.1327	0.0081	0.7601
TD89	-0.0403	-0.7070	-0.0562	-1.0062	-0.0053	-0.5615
TD90	0.2689	2.1714	0.3312	4.5410	0.1446	8.4850
TD91	0.0773	0.4840	0.2761	2.1559	0.1416	6.6690
TD87TOK	0.7193	3.4770	0.6162	3.2071	0.0647	1.8250
TD88TOK	0.5394	2.5878	0.3956	2.1989	0.0414	1.1560
TD89TOK	0.3504	1.7031	0.2127	1.1514	0.0458	1.2870
TD90TOK	0.0149	0.0680	-0.1201	-0.6319	-0.0656	-1.7170
TD91TOK	-0.0717	-0.3299	-0.2380	-1.2827	-0.0698	-1.8440
TD87KAN	0.5054	2.9466	0.5595	3.0337	0.0594	1.8640
TD88KAN	0.4616	2.6483	0.5098	2.9539	0.0542	1.7210
TD89KAN	0.2334	1.2859	0.3826	2.1864	0.0191	0.4564
TD90KAN	-0.1437	-0.7949	-0.0998	-0.5707	-0.0583	-1.8540
TD91KAN	-0.1420	-0.7777	-0.1322	-0.7285	-0.0578	-1.8010
TD87OSA	-0.0981	-0.4994	-0.0695	-0.3565	0.0028	0.0810
TD88OSA	0.0912	0.4954	0.0437	0.2589	0.0125	0.3806
TD89OSA	0.3857	2.0792	0.3692	2.2660	0.0480	1.3550
TD90OSA	0.4642	2.4164	0.4242	2.5342	0.0457	1.3610
TD91OSA	0.3420	1.6135	0.2108	1.2307	0.0223	0.6587
決 定 係 数	0.916074		0.898964		0.9617	
F 統 計 量	7.23085		10.29912		-	
L A M B D A	-		-		-0.260	

1.99倍にとどまっている。ただし、推計結果2による東京のQAPIは、ほとんど現実の住宅地地価と乖離がない。図13から図15までは、関数型としてBOX-COX型を選択した推計結果からQAPIを作成したものである。このケースでは、線形対数型と違って、東京、大阪においてQAPIが現実の住宅地地価を上回っている。このことは、選択された関数型によって、推計の結果に大きな違いが出る可能性を示唆している。

8. まとめ

これまで、地価の質的調整指数を作成することの意義を考え、実際にQAPI指数の作成を試みた。しかし、ヘドニック分析の適用には残された幾つかの問題がある。

第1は、環境変数の選択を試行錯誤的に行うしかないため、変数の選択によって大きく質的調整指数の推計結果が異なるという点である。本稿では、全体的な変数の当てはまりを見ながら変数を選択したが、なんらかの統計量に基づいた推計が必要であるように思われる。

第2は、ヘドニック分析において、集計データを利用することの問題である。大林(1995)は、日本全国に対し層化二段階無差別抽出を行った「21世紀の社会と車を考える会」における意識調査に、暮らしやすさなどの総合的満足度、公共施設にかんする社会資本満足度などのアンケートデータが存在することに着目し、地価との相関を調査した。ヘドニック分析が適応可能ならば、これらのアンケート調査の解答と地価は相関しているはずであるが、実際の推計結果はこれを否定するものであったことを報告している。ただし、所得水準でスケールした場合には説明力が向上することを指摘し、同質的な家計を抽出してヘドニック分析を行うことの必要性を指摘している。

このように、集計化されたデータの持つ問題を克服し、マイクロデータによる地価のQAPI指標の作成が今後の課題となろう。

(1) 土地の担保機能に着目し、土地の資産価値が上昇した場合、企業の借り入れ条件が有利となり、設備投資が刺激されるという興味深い投資決定モデルに計(1995)がある。計(1995)のモデルの特徴は、情報の非対称性が地価上昇による設備投資刺激効果をもたらすという点にある。Bermamle amd Gertler (1989)やOgawa et al. (1994)なども担保価値の上昇が設備投資を刺激する可能性を指摘している。他方、岩田(1993)では、「バブル経済」期において、地価と株式の価格上昇が銀行の活動を活発化させたという見方に対して、「準備預金制度のもとでは、どんなに土地の担保価値が増加しても、銀行全体でそれを担保に貸し出せる融資額の上限は、日本銀行が銀行に供給した準備総額によって条件づけられている(P242)」とし、「土地担保信用膨張説」を批判している。

図4. 東京のQAPI (推計結果1)

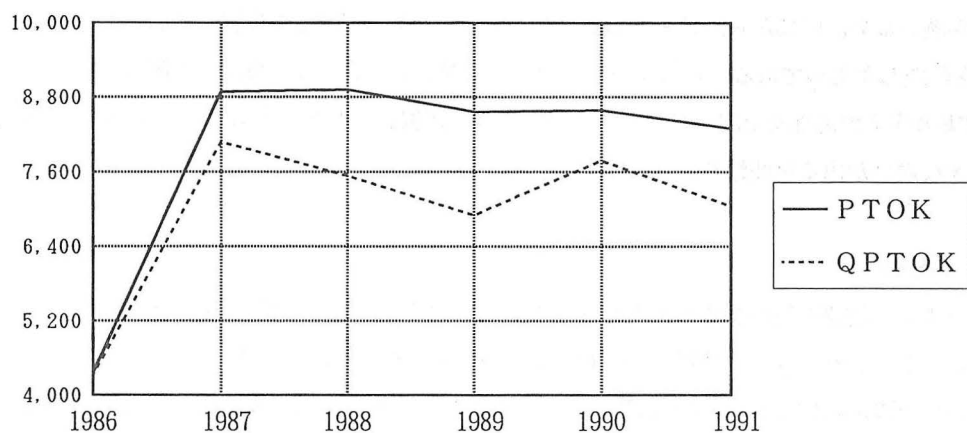


図5. 神奈川のQAPI (推計結果1)

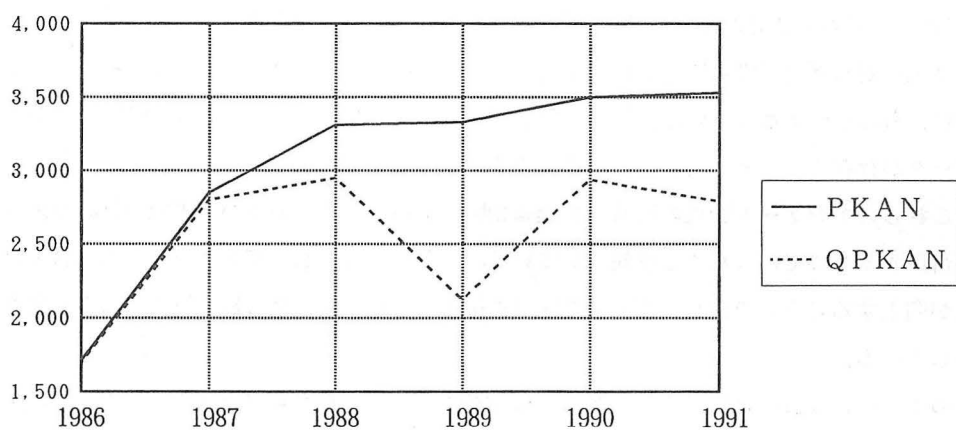


図6. 大阪のQAPI (推計結果1)

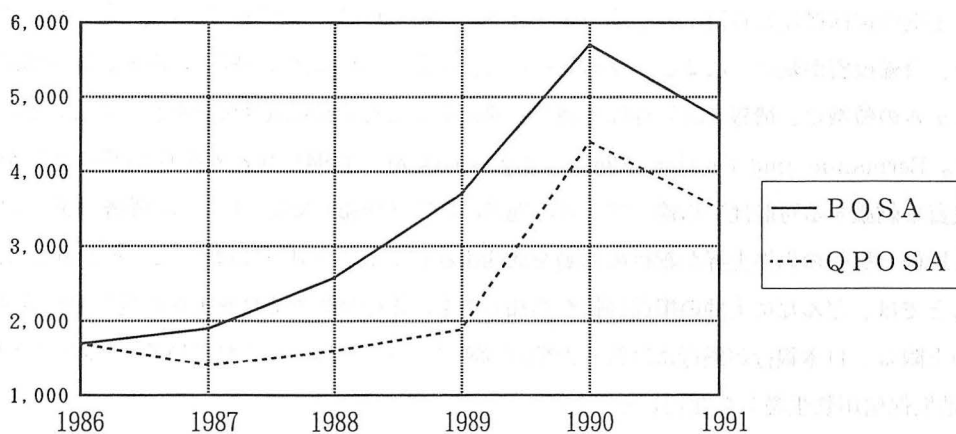


図7. 東京のQAPI (推計結果2)

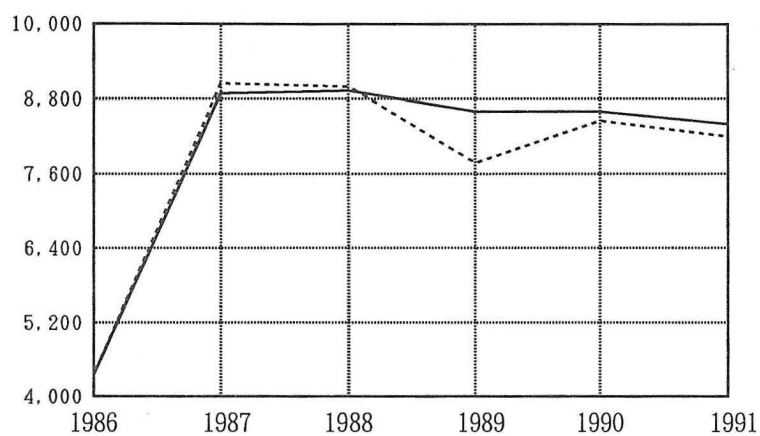


図8. 神奈川のQAPI (推計結果2)

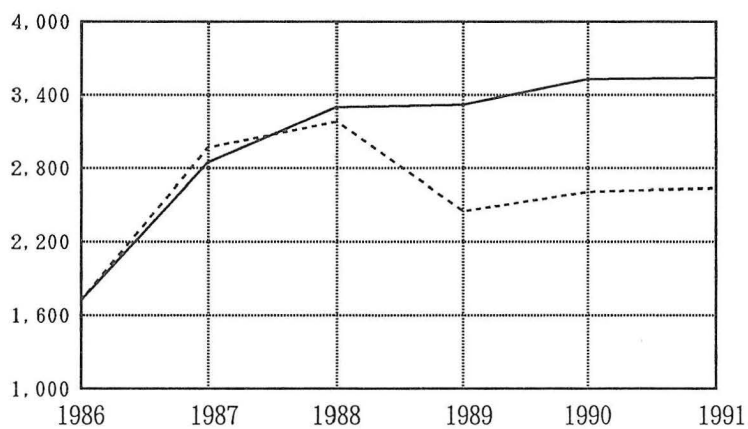


図9. 大阪のQAPI (推計結果2)

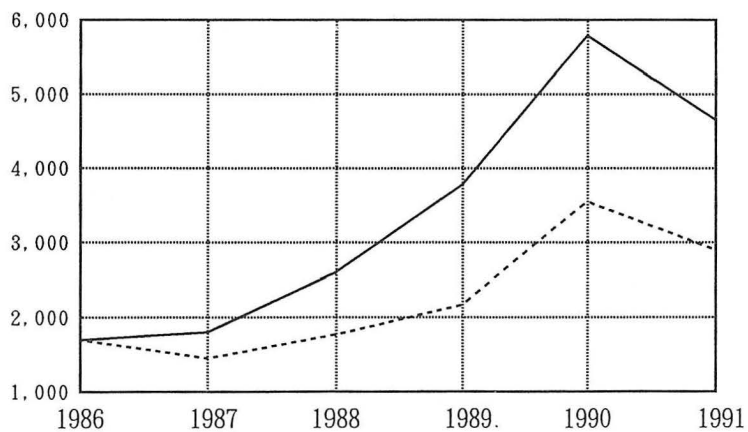


図10. 東京のQAPI（推計結果3）

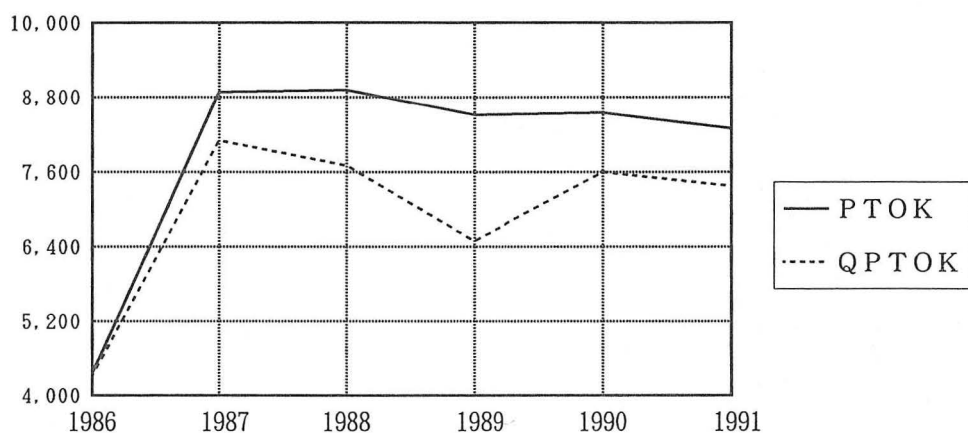


図11. 神奈川のQAPI（推計結果3）

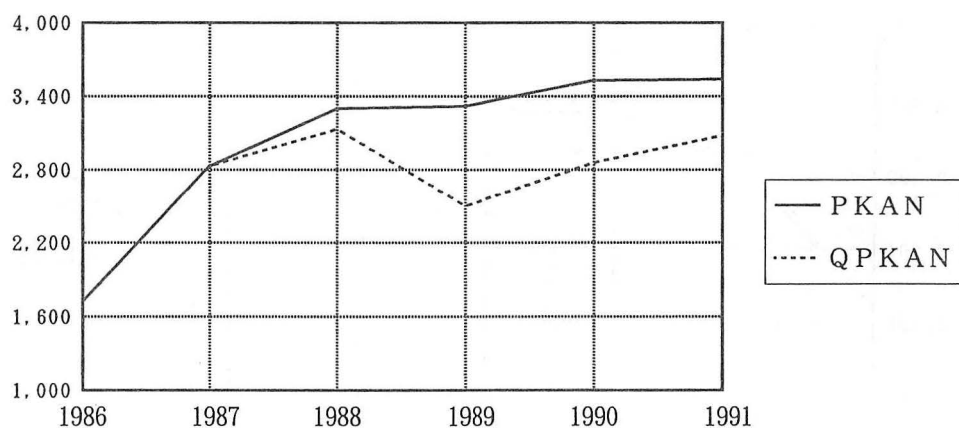


図12. 大阪のQAPI（推計結果3）

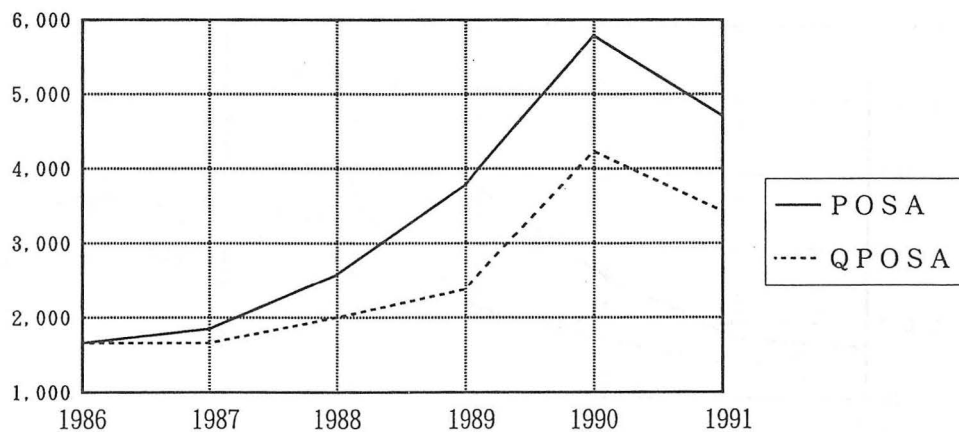


図13. 東京のQAP I (推計結果 6)

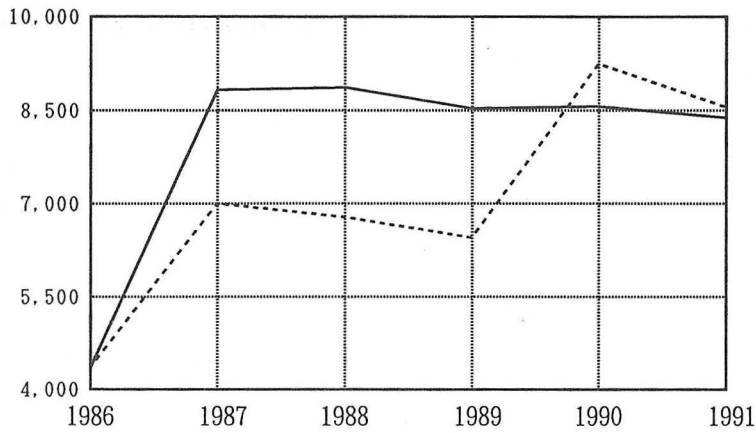


図14. 神奈川のQAP I (推計結果 6)

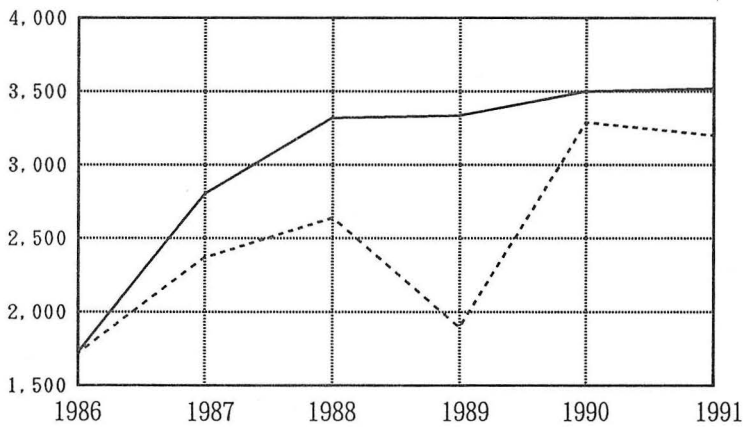
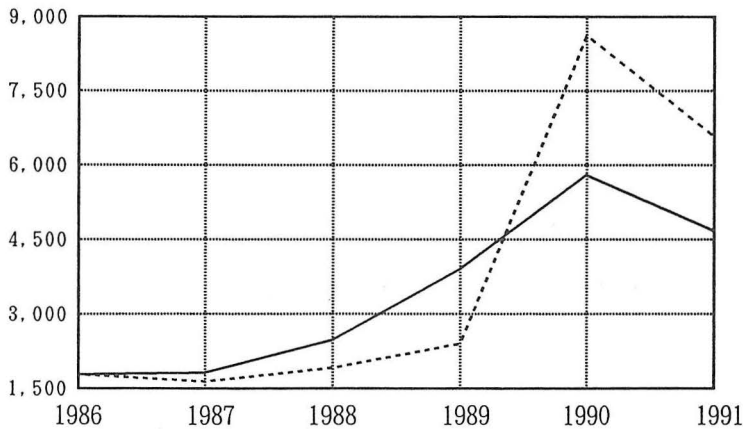


図15. 大阪のQAP I (推計結果 6)



(2) 当初の土地サービスの需要量を変化させない質的改善は、家計の効用水準を低下させることに留意されたい。家計の効用水準が不変となるような質的改善の場合は、土地サービスと合成財の相対価格が変化するため、土地サービスの需要量は低下する。

(3) Henry Georgeの定理については、Flatters, Henderson and Mieszkowski (1974)、Arnott and Stiglitz (1979)、金本 (1983) などを参照。本稿のHenry Georgeの定理の解説は、金本(1983)に負うところが大きい。また、伊多波(1993)では、Henry Georgeの定理を用いて都市の最適人口規模が理論的に導出されている。

(4) の外生化について金本 (1983) では、「この仮定は消費者がこの地域の土地を所有しないかあるいは所有していても、配当・地代収入全体のうちこの地域からの部分がごくわずかである時に成立する」としている。

(5) 土地価格評価の基準についての解説は、徳岡 (1987) による。

(6) Court (1939) の研究に関する詳細については、Berndt (1990) の第4章を参照。また、Berndt (1990) では、これまでヘドニック分析が適用された経済問題について詳細なサーベイがなされている。

(7) REモデルを実際に推計するには、誤差項の分散 σ_e^2 と定数項の分散 σ_u^2 を推定してFGLS (Feasible Generalized Least Squares) 推定値を計算する必要がある。これらの分散は通常次のような方法で推定される。まず、 σ_e^2 がLSDVモデルの残差から、

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{\sum_i \sum_t (e_{it} - \bar{e}_i)^2}{(nT - n - K)}$$

のように推計される。ここで、 $\bar{e}_i$ はLSDVモデルから得られた残差を各クロスユニットにおいて時系列について平均したものである。また、説明変数、非説明変数を、各クロスユニットにおける時系列について平均すれば、

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_t y_{it}, \quad \bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_t x_{it}$$

となるが、これらの平均データで回帰した場合の各クロスユニットの誤差は、

$$\varepsilon_{..i} = \bar{y}_i - \alpha - \beta' \bar{x}_i = \bar{e}_i + u_i$$

となるから、この誤差分散は、

$$Var(\varepsilon_{..i}) = \sigma_{..}^2 = \frac{\sigma_e^2}{T} + \sigma_u^2$$

となる。誤差分散は、平均データで回帰した場合の残差分散から、

$$\hat{\sigma}_{..}^2 = \frac{e'_{..} e_{..}}{n - K}$$

のように推計する。したがって、定数項の分散は、

$$\hat{\sigma}_u^2 = \hat{\sigma}_{..}^2 - \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{T}$$

のように推計できる。詳細については、Greene(1993)の第16章などを参照。

参考文献

- Arnott, J.R. and Stiglitz, J.E. (1979), "Aggregate Land Rents, Expenditure on Public Goods and Optimal City Size," *Quarterly Journal of Economics*, 93, 451-500.
- Bernanke, B. and Gertler, M. (1989), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, Vol.79, No.1, 14-31.
- Berndt, E.R. (1991), *Econometrics*, Addison-Wesley.
- Court, A.T. (1939), "Hedonic Price Indexes with Automotive Examples," in *The Dynamic of Automobile Demand*, The General Motors Corporation, 99-117.
- Flatters, F., Henderson, J.V., and Mieszkowski, P. (1974), "Public Goods, Efficiency, and Regional Fiscal Equalization," *Journal of Public Economics*, 3, 99-112.
- Greene, H.W. (1993), *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- Ogawa, K., S. Kitasaka, H. Yamaoka, and Y. Iwata (1994), "Asset Markets and Business Fluctuations in Japan," *The Economic Analysis*, No.136.
- Rosen, S. (1974), "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Perfect Competition," *Journal of Political Economy*, Vol.82, 34-55.
- Starret, D.A. (1980), "On the Method of Taxation and the Provision of Local Public Goods," *American Economic Review*, Vol.70, 380-392.
- Starret, D.A. (1981), "Land Value Capitalization in Local Public Finance," *Journal of Political Economy*, Vol.89, 306-327.
- 浅子和美・常木淳・福田慎一・照山博司・塚本隆・杉浦正典 (1994) 「社会資本の生産力効果と公共投資政策の経済厚生評価」 経済企画庁経済研究所『経済分析』第135号
- 伊多波良雄 (1993) 「都市規模に関する実証研究」『経済学論叢』(同志社大学) 第44巻第1号
- 岩田規久男 (1993) 『金融政策の経済学』日本経済新聞社
- 大林守・中西泰夫・山田節夫・真殿誠志 (1995) 「架橋総合インパクト計測手法に関する分析-ヘドニック接近法による本四架橋の便益評価分析-」 国民経済研究協会『架橋総合インパクト評価手法報告書』第2章
- 大林守 (1996) 「社会資本評価におけるヘドニック仮説の実証的妥当性」『専修商学論集』第61号。
- 金本良嗣 (1983) 「地方公共財の理論」岡野・根岸偏『公共経済学の展開』東洋経済新報社
- 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)
- 計聡 (1995) 「地価の変化が投資活動に与える影響」日本経済研究 No29

徳岡一幸（1987）「地価形成に関する実証分析をめぐって」日本不動産学会誌 第2巻第4号

中村良平（1995）「住宅市場の理論と分析」山田浩之・西村周三・綿貫伸一郎・田淵隆俊 編『都市と土地の経済学』日本評論社

矢澤則彦・金本良嗣（1992）「ヘドニック・アプローチにおける変数選択」環境科学誌5（1）

〈編集後記〉

パソコンの性能の上昇は飛躍的である。たとえば、インテル社が78年に発売した「8086」と現在主力の「ペンティアム」とを比較すると、トランジスタの搭載数は2万9千個から330万個で100倍、一秒当たりの演算回数は33万回から1億1千2百万回と340倍の向上だそうである。そうなることはもう別のカテゴリーと考えたほうがよいのかもしれない。それでいて価格が下がるのだから、消費者にとっては有り難い限りだが、価格指数を測定しようという場合はやっかいなことになることは容易に想像できる。土地の場合、フローの価格としての地代とストックの価格としての地価の間には、将来の成長予測という、これもまた測定が難しい変数がある。質的に変化しかつ多様であるものを可能な限り量的に説明しようという学問的努力には敬服せざるをえない。専門外の読者にも興味深いインプリケーションをもった論文であると思う。(R. I)

〒214 神奈川県川崎市多摩区東三田2丁目1番1号

TEL (044)911-1089 FAX (044)900-7829

専修大学社会科学研究所

(発行者) 泉 武 夫

製作 佐藤印刷株式会社

〒150 東京都渋谷区神宮前2-10-2 TEL (03)3404-2561
