慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	都市における住宅立地と住宅生産及び住宅消費：日本のケース
Sub Title	Residential location, housing production and housing consumption in Japan
Author	森泉, 陽子
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1988
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.80, No.6 (1988. 2) ,p.677(131)- 688(142)
JaLC DOI	10.14991/001.19880201-0131
Abstract	
Notes	大熊一郎教授追悼特集号
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19880201-0131

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

「三田学会雑誌」80巻6号（1988年3月）

都市における住宅立地と住宅生産及び住宅消費

日本のケース

森　泉　陽　子

1. 序

都市の空間構造にかんする分析は，Muth〔7〕，Mills〔6〕によってその基本的，理論的モデルが導出された（以降，Muth-Millsモデルと呼ぶ）。このモデルは，都市圏を都心からの距離以外は同質な住宅（土地も含む）市場とみなし都市の空間構造を決定してきた。そこでは，同一の生産技術を持つ住宅生産企業と同一の住宅および立地への選好を持つ家計で市場が形成される。そこからは非常にシンプルな，右さがりの人口密度関数，地価関数が導出された。Muth-Millsモデルの都市圏は単一の中心（CBD，中心ビジネス街で雇用の中心）を持ち同質な，平坦な（特徴のない），CBDを中心とした同心円を描く平野であると仮定されている。Muth-Millsモデルにおいて「全家計が同一である」という家計に関する仮定をはずし，「所得のみが異なる家計（効用関数は同一）」の仮定を導入すると，そこからは，アメリカの多くの都市で観察されるような都市の所得による住み分けが理論的に導出される。Muth-Millsの理論をそのままあてはめて日本の都市圏を観察しても，所得による住み分けの事実は観察されない。その理由は，我が国の都市圏では，Muth-Millsモデルにおけるように，住宅市場が同質，均一であるとはみなされないからである。都市圏が幾つかの（同質な）住宅市場（ゾーン）に分割されていて，各市場が固有の特性を持っていれば，家計が立地選択の決定を行うとき，各家計のゾーンに対する選好が重要な影響を及ぼす。家計は住宅消費量を決定するときに，同時に単に都心からの距離のみを考慮するのではなく，どこのゾーンに立地するかという立地点の選好をもおこなう。従って，立地にたいする選好が各家計にとって同一でないならば（あるいは，住宅に対する効用関数が家計間で相違すれば），例えば，都心立地選好型の家計と郊外立地選好型の家計があるならば，都市圏は単純に所得によってのみ住みわけられない。

本論文では，Muth-Millsモデルの検証，拡張を意図し，都市圏内での住宅市場の異質性の検証を東京圏についておこない，各ゾーンの住宅生産と住宅需要の特性を明らかにする。2節では，東京圏内のゾーンの住宅市場，家計の特性及び立地分布の観察事実を示す。3節では都市住宅の生産と需要の理論モデルを示し，4節では都市住宅の生産関数と需要関数を推定し，そのパラメータの相違を検討する。結論は5節で与えられる。

2. 観 察 事 実

スタンダードな住宅立地理論では，家計の所得が増大すると，住宅財が劣等財でない限り（あるいは所得弾力性が十分に大きい限り），郊外立地が促進されると結論されることが多い。[(1)] 実際アメリカの都市ではこの傾向が強い。図1でも明らかな通り，ニューヨークでは郊外のほうに高所得家計が住んでいる傾向がある。つまり，都市が所得によって住み分けられているといえる。アメリカでは都市における住宅市場は所得以外では同質の市場であると言える。

一方，我が国の都市の住宅市場は表1で見るように，都心からの距離ゾーン毎に，住宅の特質も家計の特性も異なる。家計の立地分布に関しては，図1に見られるように都市圏のどこにもあらゆ

図 1-1 東京圏の家計の立地分布

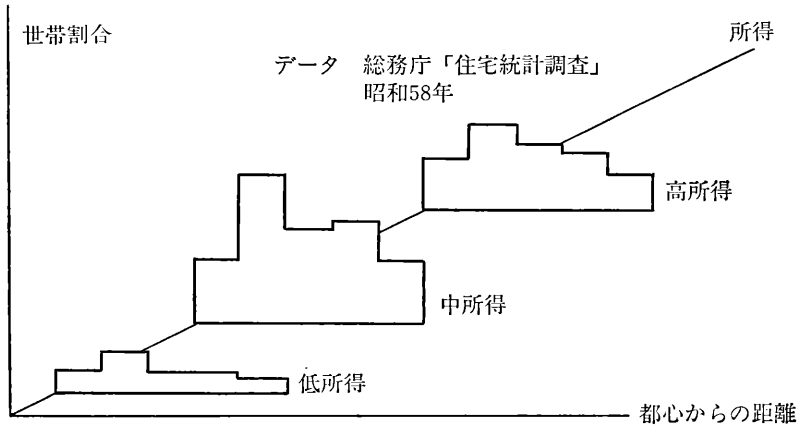
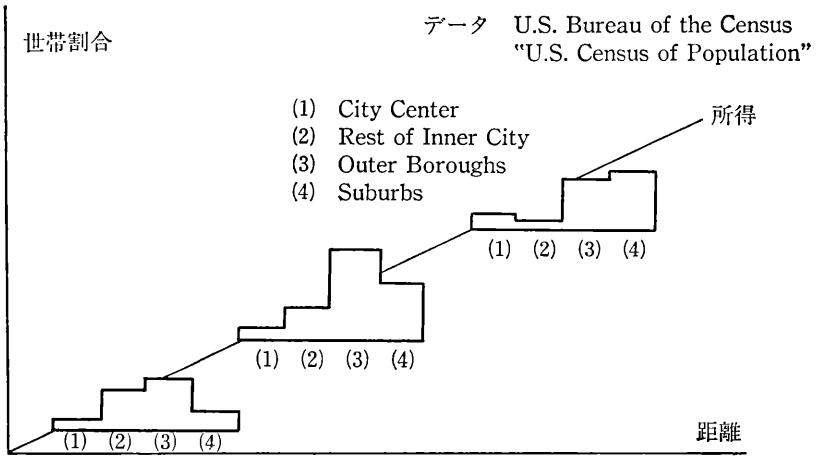


図 1-2 ニューヨーク都市圏の家計の立地分布



注（1） Muth-Mills 理論を拡張して様々な所得階級が同一距離帯にすむ「混住」を説明する試みはいくつかなされている。しかし，それらの分析では家計の選好関数は同一であると仮定されている。

る所得層の家計が立地している（このことは，表1でゾーン別の所得が余り相違しないことでも分かる）。かつ，どの所得階層も都心から10～20 km のゾーンに最も多く居住している（図1で各分布のモード）。紙面の都合上掲載しないが，ゾーン別の所得分布でも都心から離れるにつれて，所得分布のモードが低所得層から高所得層に移行するということはない。分布モードは，ほとんどのゾーンについて年収300万円以上400万円未満の中所得階級である（この所得階級は1979年当時の値であり，所得階級は7段階に分けてあり，その第4階級である）。このように，各ゾーンごとに家計の所得が異なるのではなくて，住宅及び家計の特質が異なるということは，都市圏は所得によって住み分けられているのではなく，様々な所得の家計が混住していて，所得以外の要因によって住み分けられているといえよう。都市圏が所得以外の異なる特質を持つ住宅市場（ゾーン）に分かれていることを意味する。

表 1　東京圏におけるゾーン別住宅及び家計の特性

ゾーン	住宅特性				家計特性[4]					
	住宅延面積[1]	敷地面積	持家率	一戸建割合	世帯人員	世帯主年齢	共働き家計	非核世帯	年間収入[2]	年間収入[3]
	㎡	㎡	%	%	人	歳	%	%	万円	万円
1	49.5 (80.5)	121	41.4	3.4	2.59	43.2	41.6	10.4	465	—
2	55.2 (85.3)	165	45.1	7.4	2.89	40.2	37.4	10.0	458	406.5
3	65.2 (88.0)	206	55.7	13.0	3.20	40.5	34.1	11.0	456	447.7
4	69.7 (90.2)	246	59.5	17.3	3.36	39.8	35.1	12.3	457	428.1
5	78.5 (97.2)	315	67.3	24.5	3.49	40.8	37.8	17.3	448	399.8
6	86.1 (104.4)	432	71.3	36.5	3.64	40.6	47.3	24.9	441	361.8
7	93.4 (109.7)	470	76.3	43.9	3.82	42.3	52.2	31.0	455	360.4

1）専用住宅のみ。カッコ内は持家。総務庁統計局「住宅統計調査」昭和58年。
2）「全国消費実態調査」（昭和54年）総務庁個票データから再集計（勤労者世帯）。
3）「住宅金融公庫」（昭和54年）個票データから再集計（勤労者世帯）。
4）年間収入の欄以外のデータは総務庁統計局「国勢調査」昭和55年。

ゾーンごとに異なる住宅市場が形成されている原因としては，2つある。1つは住宅の需要側の要因である。家計が住宅を購入しようとするとき，住宅サービス消費量はどこに立地するかによって大きな影響を受けることは，表1からも明らかである。また，同一所得の家計をみると，都心居住家計は相対的に住宅が広く土地は狭く，一方，郊外居住家計は相対的に住宅よりも土地が広いほうを好む。これは，表2で K/L の値が都心ほど高いことからもわかる。このことは，家計の住宅建物，土地への選好の相違が都心立地選好家計と郊外立地選好家計の区別を生じさせていることがわかる。つまり，都市は家計の住宅への選好によって住み分けられていると言える。(2)

他の要因は住宅生産の異質性にある。表1にも示されているように，都心からの距離が離れるに従って一戸建て住宅の割合が急速に増大する。あるいは，表2における K/L が都心ほど高いことから，ゾーン別に住宅生産が相違すると考えられる。

注（2）森泉〔10〕は都市居住家計を都心型と郊外型にわけられると結論している。

表 2　所得階級別住宅特性[1)]

ゾーン	低所得			高所得		
	住宅延面積	敷地面積	K/L	住宅延面積	敷地面積	K/L
1及び2[2)]	85.8㎡	120.5㎡	0.712	98.8㎡	132.3㎡	0.746
3	89.5	139.1	0.643	98.7	148.3	0.665
4	88.5	155.5	0.569	99.3	165.8	0.598
5	86.7	160.9	0.538	100.3	170.8	0.587
6	85.9	166.9	0.514	94.2	184.5	0.510
7	91.5	197.9	0.462	105.0	248.4	0.422

1)　月収30万円未満を低所得，月収30万円以上を高所得と区分した。
2)　ゾーン1はサンプル数が少ないので，ゾーン1と2を集計した。

以上の住宅の需要と生産の2つの要因によって，我が国の都市はアメリカの都市に見られるように，所得のみが相違する幾つかの住宅市場から形成されるのではなく，表1に見るようにゾーン毎に異なった特性を持つ異質な住宅市場より形成されると言える。住宅市場における需給は都市の空間構造を決定する基本となるものである。すなわち，住宅の需給均衡が土地の需給均衡，更に，都市で雇用されているすべての家計がその都市内に居住できるという条件（人口の居住可能条件）を通じて，地価関数，人口密度関数を決定するのである。これらの関数は都市の空間構造を規定する。このような観点からも，都市における住宅の生産（供給）と需要がいくつかの異質な市場を形成しているという事実は，都市構造を決定する地価関数，人口密度関数の形状に著しい影響を与える。以下の分析では，住宅の需要と生産に焦点を当て，我が国の都市圏に固有の住宅市場の異質性の検証をおこなう。[(3)]

3.　住宅生産と需要のモデル

3-1)　都市（空間）構造は主として，住宅の供給と需要，土地と住宅建物の代替の程度によって決定される。そこで，それぞれについて，ゾーン別に検討する。2節における観察事実に基づいて，都市圏を幾つかのゾーンに分割する。ゾーンごとに Muth-Mills モデルを修正して適用する。ゾーンごとに異なった技術を持った企業と異なった所得，taste を持った家計が存在すると仮定する。このとき，ゾーン間で，住宅需要関数と住宅生産関数とが同一であるならば，各ゾーンはそれぞれ同質（同一の選好を持つ）の需要者と同質（同一の技術を持つ）の企業とで形成されており，同質な市場を形成しているとする。[(4)]

都市で住宅の生産を行っている住宅生産者は各ゾーンごとに異なる技術を持っていると仮定する。

注（3）　山田，その他〔18〕は東京50 km 圏は39の異なった住宅市場に分割できることを検証した。分析手法は本分析とは異なり，住宅の生産及び，需要の行動に関連するものではなく，主成分分析に基づいて市場の特性を識別するというものである。

（4）　例えば，生産側は同一で，家計が同一の taste を持ち所得のみが異なる場合は住宅市場は同質と考える。

ゾーン内では住宅市場は完全競争的である。住宅サービスを生産する能力（ストック変数）は土地と建物（住宅資本）のストックから生産されるものとする。このように，ストック変数を用いるのが住宅生産の分析の特徴である。[5] 住宅生産関数は一次同次とする。ゾーン j において都心からの距離 x にある住宅，$h^s{}_j(x)$ はゾーン j で使用される土地 $L_j(x)$ と住宅資本 $K_j(x)$ に依存して，次の生産関数に従って生産される。

(1) $h^s{}_j(x)=h^s{}_j(K_j, L_j)$

最も単純な住宅生産関数はコブ・ダグラス型生産関数である。Muth-Mills の都市モデルはコブ・ダグラス型生産関数に基づいている。周知の通り，コブ・ダグラス型生産関数は代替の弾力性が1である。代替の弾力性は土地の利用度を決定するのに非常に重要な役割を果す。代替の弾力性の定義から，第 j ゾーンにおける土地と住宅資本の代替の弾力性 σ_j は次の(2)式で表される。

(2) $\sigma_j=d\ln(K_j/L_j)/d\ln(Pl_j/Pk_j)$

ここで，ln は自然対数である。今，ゾーン内で住宅建物価格 Pk_j はあまり変化しないとすると，ゾーン内では都心からの距離に関して一定であるので，住宅生産者は利潤最大化行動をしているとすると，[6]

(3) $$\frac{\partial\ln(K_j(x)/L_i(x))}{\partial x}=\frac{\sigma_j\partial\ln Pl_j(x)}{\partial x}$$

である。ここで，$Pl_j(x)$ はゾーン j において都心からの距離 x での土地の価格である。(3)式から，都心に近づいて地価が1％上昇すると，土地利用度は σ_j ％上昇する。このことは，都心に近づくほど高層化されることを示しているが，高層化の程度を代替の弾力性 σ_j が表している。σ_j が大きいほど高層化の程度が高い。

以上で見たように，σ_j を先験的に1であると仮定することはできない。そこで，代替の弾力性が同一の等量曲線上でも，K と L の組み合わせによって変化する次式で表現される Revankar VES の生産関数を仮定する。[7]

(4) $h^s{}_j=A_jL_j^{(\alpha_j(1-\delta_j\rho_j)}[K_j(x)+(\rho_j-1)L_j(x)]^{\alpha_j\delta_j\rho_j}.\qquad A_j>0,\ 0<\delta_j<1, 0\leqq\delta_j\rho_j\leqq1,$

$[K_j(x)/L_j(x)]>(1-\rho_j)/(1-\delta_j\rho_j), j=1,\cdots,n.$

規模の経済を表すパラメータは α_j であり，一次同次を仮定しているので，$\alpha_j=1$ である。

住宅生産のゾーン間の異質性は(4)式におけるパラメータの値，又は代替の弾力性がゾーンごとに異なることによって検証される。よって，(4)式の生産関数パラメータの推定を行う必要がある。以下で推定に用いられる式を導出する。

(4)式から住宅資本と土地の限界生産力は，それぞれ次式である。

(5) $$\frac{\partial h^s{}_j(x)}{\partial K_j(x)}=\frac{\alpha_j\delta_j\rho_jh^s{}_j(x)}{K_j(x)+(\rho_j-1)L_j(x)}$$

注（5） McDonald〔5〕参照。
（6） Henderson〔1〕参照。
（7） Revankar〔14〕参照。

$$(6)\quad \frac{\partial h^s{}_j(x)}{\partial L_j(x)}=\frac{\alpha_j(1-\delta_j\rho_j)h^s{}_j(x)}{L_j(x)}+\frac{\alpha_j\delta_j\rho_j(\rho_j-1)h^s{}_j(x)}{K_j(x)+(\rho_j-1)L_j(x)},\quad j=1,\cdots,n.$$

要素市場は完全競争であると仮定すると，

$$(7)\quad \frac{Pk_j(x)}{P_j(x)}=\frac{\alpha_j\rho_j h^s{}_j}{K_j(x)+(\rho_j-1)L_j(x)}$$

$$(8)\quad \frac{Pl_j(x)}{P_j(x)}=\frac{(1-\delta_j)h^s{}_j(x)}{L_j(x)}+\frac{\alpha_j\rho_j(\rho_j-1)h^s{}_j(x)}{K_j(x)+(\rho_j-1)L_j(x)},\quad j=1,\cdots,n.$$

が成立する。ここで $Pk_j(x), Pl_j(x)$，はそれぞれ建物（住宅資本），土地の価格であり，$P_j(x)$は住宅の価格である。(7)及び(8)から，

$$(9)\quad \frac{K_j(x)}{L_j(x)}=\frac{1-\rho_i}{(1-\delta_j\rho_j)}+\frac{\delta_j\rho_j}{(1-\delta_j\rho_j)}\cdot\frac{Pl_j(x)}{Pk_j(x)},\quad j=1,\cdots,n.$$

が導出される。(9)式による VES 生産関数のパラメータの推定は A_j の推定はできないが，住宅生産の異質性の検証は δ_j, ρ_j で十分と思われる。

3-2） 次に，需要側の相違を住宅需要関数のパラメータの相違によってみる。生産者側と同様に，都市はnこのゾーンに区分されており，ゾーン毎に家計の taste は異なるものとする。家計は土地と建物から作りだされる住宅サービスを需要すると仮定する。したがって，家計は土地と建物とを切り離して需要することはしない。[8] 家計の住宅サービス需要関数は Muth-Mills タイプのものとする。

$$(10)\quad h^d{}_j(x)=B_j y_j{}^{\theta^1{}_j}(x)p_i{}^{\theta^2{}_j}(x),$$

ただし，$h^d{}_j(x)$，$y_j(x)$，$p_j(x)$ はそれぞれ，ゾーンjで都心からの距離xにおける住宅サービス需要量，家計の所得，住宅サービス価格である。B_j，$\theta^1{}_j$，$\theta^2{}_j$ は住宅需要関数の第jゾーンにおけるパラメータである。家計は持ち家，借家のいずれであろうとも，住宅サービスにたいする価格（レント）を支払っている。家計にとって重大関心事はこの住宅サービスの価格である。一方，住宅生産者は住宅一戸の販売が重大関心事であるので，一戸あたり住宅価格は企業の最適化行動の指標となる。つまり，両者の最適化行動におけるパラメータである価格は相違している。しかし，家計の支払っている住宅サービス価格を住宅サービスのレント，rental price（$p_j(x)$）と考え（持ち家は帰属家賃を支払っている），企業が販売する時の一戸あたり住宅価格を価値価格 value price（$P_j(x)$）とすると，同一規模の住宅に関して，最も単純には均衡において次式が成立する。

$$(11)\quad p_j(x)=i\,P_j(x)$$

ただし，iは利子率である。単純な仮定のもとでは，住宅所有者のコストは利子率の支払いのみである。住宅市場が競争的であるならば，年々のレント $p_j(x)$ は住宅所有者の年々のコスト $iP_j(x)$ をカバーしなくてはならない。[9]

注（8） 森泉〔10〕では，住宅を土地，建物の2つの属性に分けて分析している。

（9） 最も単純なケースでは，住宅は減耗はなく無限に耐久性があり，キャピタル・ゲイン，キャピタル・ロスはない。この解釈は同一規模の住宅で，$p_j(x)$ は $P_j(x)$の価値の住宅を保有する年々のコストという考えである。別の解釈は，$P_j(x)$ 将来収益 $p_j(x)$（年々一定）の系列の現在価値とする。Mills〔6〕

さて，一般に住宅サービスの測定は困難をともなう。[10] その測定には，大きく2つのアプローチがある。1つは住宅サービスを何らかの方法で一元化する方向であり，Muth-Mills モデル等の伝統的方向である。他のアプローチは住宅を様々な属性に分解して測るものである。いずれのアプローチも住宅価格の定義，測定が分析のキーポイントとなる。[11] 前者では住宅サービス価格は，住宅生産の等量曲線上の各点に対応した生産要素（土地，住宅資本）の組み合わせにたいして，要素価格を付けることによって計算される。すなわち，生産関数から導かれる cost function によって定義される。後者では，属性に対する implicit market を想定し，属性価格を定義し，住宅需要は属性別に推定される。ここでの分析は Muth-Mills モデルの検証，拡充を意図しているので，前者のアプローチをとる。

住宅サービス価格は(11)式によって住宅（価値）価格と結びついているので，(1)の生産関数の cost function を導出し $P_j(x)$ を求める。(7)，(8)式から，すべての j について，

$$(12)\quad K_j(x)=\frac{\alpha_j P_j(x)h^s{}_j(x)\delta_j\rho_j}{Pk_j(x)}-\frac{(\rho_j-1)(1-\delta_j\rho_j)h^s{}_j(x)}{Pl_j(x)+(1-\rho_j)Pk_j(x)}$$

$$(13)\quad L_j(x)=\frac{\alpha_j P_j(x)h^s{}_j(x)(1-\delta_j\rho_j)}{Pl_j(x)+(1-\rho_j)Pk_j(x)},\quad j=1,\cdots,n.$$

が導出される。これらの式を(1)に代入すると VES 生産関数に対応する次の cost function が得られる（unit cost function）。

$$(14)\quad P_j(x)=E_jPk_j(x)[Pl_j(x)+(1-\rho_j)Pk_j(x)]^{(1-\delta_j\rho_j)}$$

ただし，$E_j=A^{-1}{}_j(1-\delta\sigma_j)^{(\delta_j\rho_j-1)}(\delta_j\rho_j)^{-\delta_j\rho_j}$，$j=1,\cdots,n.$

推定すべき需要関数は(10)式であるが，前述したように，一元化された住宅サービス $h^d{}_j(x)$ の測定はむずかしい。一方，一戸当たり価値額，$H_j(x)$ は明瞭な測定値がえられる。そこで，(10)式を $P_j(x)$ を用いて表し直すと，

$$(15)\quad H_j(x)=B'_j\, y_j{}^{\theta_j}(x)\, P_i{}^{(1-\theta_j{}^2)}(x)$$

と書ける。ただし，$B'_j=i^{\theta_j{}^2}B_j$ である。[12][13]

10章参照。

注 (10) 森泉〔11〕は住宅サービス概念について詳細に検討している。

(11) Straszheim〔17〕，Kain and Quigley〔2〕は属性アプローチである。森泉〔11〕は2つの住宅サービス概念について，それぞれ住宅サービス価格，あるいは属性価格を測定し，2つの概念に対応する住宅需要関数を推定している。

(12) このように仮定できるのは，脚注(9)で述べられている前提があるからである。同一規模の住宅に対して rental price，$p_i(x)$（サービス価格）と value price，$P_i(x)$（ストック価格）が存在する。この前提を緩めて，住宅サービスはストック，X，からの一定割合 r とすると，$h_d=rX$ であり，また，$Ph_d=P(rX)=rH$ となる。この場合 $B'=irB$ である。

(13) 3節の住宅生産と需要のモデルを用いて住宅の需給均衡式を導き，更に，土地市場における需給均衡式，および前述の人口の居住可能条件の一般均衡モデルを解くことにより，地価関数，人口密度関数が導出できる。この都市モデルについては，森泉〔12〕参照。

4. 使用したデータと推定結果

4-1) データ

使用したデータは住宅金融公庫の1979年の個票である。住宅金融公庫は全国住宅建設の約4割へ融資を行っている。東京圏（東京都，神奈川県，埼玉県，千葉県）の8,000個以上のサンプルから土地取得と住宅建築をほぼ同時期に行った家計をとりあげた。結果として，1,234サンプルとなった。また，勤労者家計のみを選んだのは，それ以外の世帯では店舗と専用住宅との区別がつきにくいからである。データは家計の状況（世帯人員，世帯主年齢，所得）および，住宅に関する情報（住宅および敷地面積，住宅および土地価格，住宅設備，住宅構造，立地地域など）を持っている。このデータの利点は，従来の住宅生産の分析では住宅地の価格が推定データによるのに対し，実際の販売価格が利用できるという点である。[(14)] 従来の分析はアメリカの都市に適用したものがほとんどで，日本での適用例は利用できるデータの制約もあり皆無であった。

推定に用いる変数との対応は（添字 j と変数 x を省略すると），K は住宅延べ面積，L は敷地面積とする。データには住宅建物の総額（PkK）及び住宅延べ面積 K があるので，単位（㎡）当たり住宅資本価格 Pk がえられる。同様にして，土地に関しても，総土地価額 PlL と敷地面積 L が利用できるので，単位（㎡）当たり土地価格 Pl が得られる。住宅資本価値額と土地価値額の合計が一戸当たり住宅の総価値額（H）となる。家計の所得 y は税引き前の所得である。都心からの距離に関するデータは含まれていないので，東京70 km 圏（東京都，神奈川，埼玉，千葉の1都3県のみ）を同質とみなされる39地区（区市）に分割して，39地区を都心からの距離帯に従って1～7ゾーンに集計した。[(15)] 1＝0～10km 未満，2＝10～20km 未満，3＝20～30km未満，4＝30～40km未満，5＝40～50km未満，6＝50～60km未満，7＝60～70km未満とする。

4-2) 住宅生産関数の推定

はじめに，全ゾーンの住宅生産の技術が同一と仮定したうえで，東京圏全体にわたって住宅生産関数を推定した。結果は表3に掲載されている。VES 生産関数は等量曲線上の各点で代替の弾力性が異なるという特性を持った生産関数である。まず，東京圏全域にわたって同一の生産関数を推定し，現実に観察される各ゾーンの K と L の組み合わせ上で代替の弾力性値を求めたのが表4の第2欄の σ_1 である。この結果からみると，都心に近づく程代替の弾力性は高まる。これから見ると都

注（14） 住宅生産と土地と住宅資本の代替の弾力性の分析のサーベイ（McDonald〔5〕）の中に従来用いられてきたデータの特徴が述べてある。土地価格は Ol cott の推計を用いているか，FHA（Federal Housing Administration）の推計を用いている分析がほとんどである。これらは推計データであるため，このデータを用いて推定された生産関数あるいは需要関数のパラメータは当然バイアスをもつ。

（15） 山田〔19〕は東京50 km を東京圏とし，そこを39ゾーンに分割した。本分析ではこのゾーン区分を踏襲し，その後の市の合併等による変更及び，東京圏70 km への変更を考慮してゾーン区分を行い，距離帯に集計した。

表 3　ゾーン別住宅生産関数の推定結果

ゾーン	α_0	(t 値)	α_1	(t 値)	δ	ρ	K/L [2]	サンプル数
1 [1]	0.6626	(13.6)	0.1179	(3.3)	0.2589	0.4073	1.2741	13
2	0.6109	(16.7)	0.1358	(4.8)	0.2587	0.4621	0.7730	169
3	0.5646	(19.5)	0.1302	(4.9)	0.2301	0.5004	0.6988	272
4	0.4898	(24.1)	0.1771	(8.0)	0.2575	0.5898	0.6415	411
5	0.5009	(16.5)	1.1651	(4.8)	0.2485	0.5701	0.6350	206
6	0.3827	(15.1)	0.2852	(7.7)	0.3160	0.7002	0.5609	133
7	0.3438	(6.0)	0.1091	(3.9)	0.1428	0.6901	0.5372	52
全ゾーン	0.6109	(16.7)	0.1358	(4.8)	0.2812	0.5935	0.6647	1,256

1)　ゾーン1の推定パラメターはＶＥＳ生産関数のパラメターの条件を満たさなかった。ゾーン1のサンプル数が少ない（13こ）ためと思われる。ここではゾーン1と2とを集計したサンプルに対して推定を行った。
2)　データの平均値。

表 4　住宅資本（建物）と土地の代替の弾力性

ゾーン	σ_1	σ_2
1	0.6170	0.4799
2	0.3972	0.2097
3	0.3018	0.1920
4	0.2394	0.2364
5	0.2316	0.2111
6	0.1301	0.3177
7	0.0917	0.3600

表 5　土地の有効利用率[1]

ゾーン	建ペイ率		容積率	
	法的率未満[2]	適正率[3]	法的率未満[2]	適正率[3]
1	42.7%	27.1%	65.4%	18.6%
2	45.4	25.5	68.2	17.8
3	57.2	24.3	77.9	12.2
4	62.4	21.4	82.8	9.5
5	60.7	17.7	87.2	5.0
6	57.3	11.1	90.7	3.0
7	71.4	14.2	100.0	0

1)　第1種住居専用地域のうち建ペイ率＝50%，容積率＝100%のケースをとりあげた。家計数の割合%。
2)　建ペイ率40%以下，容積率80%以下の家計の割合。
3)　建ペイ率40%～50%，容積率80%～100%を満たす家計の割合。

心ほど高層化が非常に進んでいることになる。しかし，表5より明らかであるように，現実にはそれほど高層化は進んでいない[(16)]。その原因は，σ_1 が全ゾーンにわたり同一の生産関数から導出された点にある。そこで，各ゾーン別の生産関数を推定し代替の弾力性を求めた結果が，表4の σ_2 に示してある。平均的土地利用度（集約度），K/L は都心に近いほど高い。ゾーン1の σ_2 は高いが，必ずしも郊外へ行くほど σ_2 は低下しない。全般的に都心ゾーンのうち第2ゾーンの代替の弾力性が低いのは，土地面積が少ないので建ぺい率あるいは容積率の限度一杯まで建築するためと考えられる（この場合には等量曲線が垂直に近い領域において，代替の弾力性を計算していることになる）。これは，土地価格が高いことにより，狭い土地しか消費できないことと土地利用規制による影響が大きい。第1ゾーンに比べ第2ゾーンは一種住居専用地域が多い。この場合，通常は建ぺい率50%，容積率100%である。この法的規制限度一杯に建築すると $K/L=1$ である。データから第2ゾーンの土地

注 (16)　第1ゾーンから第2ゾーンまでを都心ゾーンと名付けた。第4ゾーンから第7ゾーンは郊外ゾーンとした。因みに第2ゾーンには世田谷区，杉並区等が入る。

利用度（K/L）は0.7であり，かなり法的規定に近いといえる。一方，ゾーン6及び7の代替の弾力性は予想に反して高い。この理由として考えられるのは，表1の家計の属性からもわかるが，このゾーンの家計は世帯人員が多く，かつ多世代同居世帯（非核世帯）が多い。このことは大規模の住宅の生産を意味し，従って代替の弾力性を高める。

次に，生産関数のパラメータについて検討してみよう。生産関数をゾーン別に推定したのであるが，パラメータ，$\delta_j, \rho_j (j=1, \cdots, 7)$ が同一であれば，ゾーン1～7では同質の住宅を生産していることになる。明らかに α_0, α_1，あるいは，δ, ρ はゾーン別に異なることが表3より判明し，よって，ゾーン1からゾーン7までは同一（同質）の住宅生産の技術を持つ市場とみなすことはできない。

4-3） 住宅需要関数の推定

$P_j(x)$を(14)式の cost function から推計し，(15)式の需要関数を推定する。しかし，cost function の中で A_j^{-1} は生産関数の推定の際に推定することができなかった。そこで，(14)式の右辺のうち A_j^{-1} 以外の部分を $\hat{P}_j(x)$ と置くと，

(16) $P_j(x)=A_j^{-1}\hat{P}_j(x)$

が成立する。$\hat{P}_j(x)$ は各ゾーンごとに推定された δ_j, ρ_j と，データから $Pk_j(x), Pl_j(x)$ を用いて推計することができる。(16)式を(15)式に代入すると次式が得られる。

(17) $H_j(x)=\hat{B}_j y_j^{\theta_j^1}(x)\hat{P}_j^{(1-\theta_j^2)}(x)$,

ただし，$\hat{B}_j=A_j^{-(1+\theta_j^2)}B'_j$ である。(17)式が実際に用いられた住宅需要関数である。推定に用いられた $P_j(x)$ は表6に掲げてある。A_j^{-1}はゾーン毎に同じと仮定すると，$P_j(x)$ は都心に近づくほど高い。ゾーン別に住宅需要の所得及び価格弾力性は表6に示してある。表より住宅需要の所得弾力性も価格弾力性も非常に低いことがわかる。

所得弾力性から判断すると，住宅財は劣等財ではないが弾性値が1以下であることから，必需品的要素が強い。価格弾力性値が非常に低いことからも同様の推察ができる。また，住宅の価格弾力

表 6　ゾーン別住宅需要の所得及び価格弾力性

ゾーン	$\hat{B}$	所得弾力性	価格弾力性	住宅価値額	年　収	$\hat{P}$
				万円	万円	万円
1及び2	3.9335	0.2053	−0.1648	2,870.6	406.5	27.6
	(12.8)[1]	(4.2)	(13.7)			
3	4.5730	0.1846	−0.3064	2,686.4	447.7	23.2
	(15.1)	(4.3)	(10.9)			
4	4.1796	0.2646	−0.3307	2,496.7	428.1	20.5
	(19.7)	(7.4)	(15.9)			
5	3.6625	0.2545	−0.1290	2,597.7	399.8	20.2
	(9.3)	(4.1)	(12.9)			
6	4.9005	0.1768	−0.4151	1,999.0	361.8	17.0
	(15.6)	(3.5)	(11.3)			
7	4.9947	0.1856	−0.4165	1,735.2	360.4	10.3
	(8.6)	(1.8)	(5.7)			

1）カッコ内は t 値。

性が−1ではないという点は，家計の住宅需要の特徴を示すのみならず，都市圏の空間構造にも決定的影響を与える。Muth モデル〔7〕では住宅サービスの価格弾性値は−1であると仮定して，シンプルな右さがりの地価関数及び人口密度関数を導出した。その後，Mills〔6〕は価格弾力性が−1ではないケースについて地価関数および人口密度関数を理論的に導出し，必ずしも単純な右さがりの地価及び人口密度関数が導出されないことを示した。海外では多くの実証研究が住宅需要の価格弾力性が−1ではないことを示している。(17) 我が国ではこの方面の研究は少なく，森泉〔11〕で本分析とは異なったアプローチも含め包括的に行われているが，cost function を CES 生産関数から導いているのが本分析とは異なる点である。我が国の都市圏で住宅の価格弾性が−1ではないことが検証されたということは，東京圏の人口密度関数，地価関数も単純な右さがりの関数ではないことを示唆している。(18)

表6を見ると，ゾーンごとにかなり所得弾力性，価格弾力性が異なることが明らかである。所得弾力性は郊外へいくほどむしろ小さくなっているのは，所得水準と関係があるように思われる。表1で見たように都心のほうが若干所得が高い。表6ではこの傾向は更に顕著である。(19) 価格弾性値が都心ゾーンが低く，郊外ゾーンが高いのは，都心立地選好型の家計と郊外立地選好型家計の住宅への選好の相違を表していると読みとれる。すなわち，都心型家計では住宅価格が大幅に低下しても，住宅消費量をあまり増加させないのに対し，郊外型家計では住宅価格が少し低下しても，都心型家計よりも多く住宅消費量を増加させる。以上の実証結果から，ゾーン毎に住宅需要関数のパラメータが異なっているので，ゾーン1から7まで同質の家計であるとみなすことはできない。

5. 結　　び

住宅生産における代替の弾力性および住宅需要の所得弾力性および価格弾力性の値は，企業および家計の住宅生産，住宅需要の特徴を示すのみならず，都市の空間構造（地価関数，人口密度関数）に決定的影響を与える。都市構造を決める基本である住宅（土地をも含む）市場において，家計の住宅サービス需要の所得弾力性は1以下ではあるが，正であり，よって住宅財は劣等財ではない。この結果から，もし都市圏における住宅市場が均一な市場を形成しているならば，我が国の都市では所得による住みわけの事実が観察されるはずである。しかしながら，高所得層が郊外に居住し，低所得層が都心に居住するという所得による住みわけ現象は日本の都市では観察されない。この原因は，我が国の都市が都市圏全域にわたる均一な市場ではないという点に求められる。このことを住

注 (17) Mayo〔4〕に住宅需要の所得弾力性，価格弾力性のサーベイがある。

(18) 我が国の都市の地価関数については，Ohkawara〔13〕，森泉〔12〕で検討されている。前者は東京23区を同質な市場として地価関数を推定している。後者は異質な市場を前提として地価関数を推定している。

(19) 表1は「全国消費実態調査」1983年のデータであり，表6は「住宅金融公庫」の1979年のデータであるので若干の相違はある。

宅生産の技術のゾーン間の相違，及び家計の住宅および消費全般にわたるゾーン間の相違によって検証した。これらの結果から，我が国の都市圏は均一住宅市場ではないというアメリカでは観察されない独自の特徴を持つことが示された。また，住宅の価格弾力性が−1ではないという点は，家計の住宅需要の特徴を示すのみならず，都市圏の空間構造にも決定的影響を与える。すなわち，我が国の都市でも単純な右さがり地価関数，人口密度関数が妥当しないことを意味する。

また，ゾーンごとに代替の弾性値及び需要の所得弾性値，価格弾性値がかなり相違するということは，ゾーンごとに地価関数，人口密度関数の勾配がかなり相違することを意味している。これらの関数の分析は今後の実証研究の1つの方向である。

参考文献

〔1〕 Henderson, J. V.: Economic Theory and the Cities, Academic Press, 1985.

〔2〕 Kain, J. and J. Quigley: "Housing Market and Racial Discrimination: A Microeconomic Analysis," National Bureau of Economic Research, New York, 1975.

〔3〕 Kau, J. Lee, C. and C. Sirman,: "Urban Econometrics: Model Development and Empirical Results", JAI Press, 1986.

〔4〕 Mayo, S. K.: "Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand", Journal of Urban Economics, 10, 1981, 95-116.

〔5〕 McDonald, J. F.: "Capital-Land Substitution in Urban Housing: A Survey of Empirical Estimates", Jounal of Urban Economics, 1981, 190-211.

〔6〕 Mills, E. and B. W. Hamilton: "Urban Economics" 3版 Scott, Foresman and Company, 1984.

〔7〕 Muth, R.: "Cities and Housing", Univ. of Chicage Press, Chicago, 1969.

〔8〕 Miyao, T.: Dynamic Analysis of the Urban Economy", Academic Press, 1981.

〔9〕 森泉陽子，高木新太郎.:「日本における住宅需要の所得弾力性について」, 季刊理論経済学, 1981, 70-76.

〔10〕 森泉陽子：「東京大都市圏における家計の立地分布と住宅，土地需要行動」，三田学会雑誌，78，1985

〔11〕 森泉陽子：「住宅サービス価格の推計と住宅需要の価格弾力性について—日本の都市における住宅需要の価格弾力性の推定—」，日本統計学会誌，16，1986，81-100.

〔12〕 Moriizumi, Y.: "The Land Value Function in Japan: Some Empirical Evivence", mimeo.

〔13〕 Ohkawara, T.: "Urban Residential Land Rend Function: An Alternative Muth-Mills Model", Journal of Urban Economics, 18, 1985, 338-349.

〔14〕 Revankar, N.: "A Class of Variable Elasticity of Substitution Production Function", Econometrica, 39, 1971, 61-71.

〔15〕 Sirman, C. Kun, J. and C. Lee,: "The elasticity of substitution in urban housing production; A VES approach", Journal of Urban Economics, 6, 1979, 407-415.

〔16〕 Sirman, C. and A. Redman, "Capital land substitution and the price elasticity of demand for urban residential land", Land Economics, 55, 1979, 167-176.

〔17〕 Straszheim, M.: "An Econometric Analysis of the Urban Housing Market," National Bureau of Economic Research, New York, 1975.

〔18〕 山田浩之，小林良邦，近藤誠，「東京大都市圏の圏域構造」昭和49年，経済分析，経済企画庁シリーズ。

〔19〕 山田浩之 「都市の経済分析」東洋経済新報社，昭和55年。

（神奈川大学経済学部）