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

Title	住宅需要分析
Sub Title	The demand for housing : a cross-section analysis in Japan
Author	森泉, 陽子
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1976
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.69, No.8 (1976. 12) ,p.660(52)- 675(67)
JaLC DOI	10.14991/001.19761201-0052
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19761201-0052

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.

住宅需要分析

森泉陽子

Ⅰ 序
Ⅱ 住宅需要関数と住宅サービス概念
Ⅲ スペース需要関数
Ⅳ 結び

Ⅰ 序

住宅需要の初期の分析は，1950年代頃から少しずつ出はじめてはきたが，理論的基盤が弱く，分析方法もまちまちであった。ただこの時期のすべての分析に共通な点は，例えばシュワーベの法則の影響を強く受けて，住宅需要が所得に対して非弾力的である。すなわち，必需品的性格が強い財という結論を導いていたという点である。

これら初期の分析結果である，住宅需要の所得弾力性が1以下であるという点に疑問を抱いたのはムス〔12〕であった。彼はマーシャルが住宅需要の贅沢品的性格を指摘したことに注目し〔8〕，更にデータからも住宅需要の所得弾力性が1以下であることに強い疑問を持った(1)。ムスは，クロスセクションと時系列分析とでは弾力性の値は異なるが，初期の分析で所得弾力性が低いのは，所得の概念として現在の所得 current or measurable income を用いているからであるとして，住宅のような期間の長い財には現在所得ではなくて，恒常所得 permanent or normal income を用いるべきであると提言した(2)。前者は変動的要素が多いのに対し，後者は安定的だからである。かくして1957年に登場したフリードマンの恒常所得仮説（あるいは，1954年のモジリアーニとブランバーグのライフサイクル仮説）の応用としての住宅需要分析が1960年代に発展したのである。このように，この時期の住宅需要分析は，所得概念を恒常所得によってとらえるという研究が大半を占めた。この系譜に沿う分析結果によれば，借家の住宅需要の所得弾力性は1以下，持家のそれは1以上で，より弾力的であり，それらは1950年から1960年に至る初期の結果と対立するものである。ただ，この

注(1) モートン〔11〕もウィニック〔16〕も所得弾力性を0.5と結論。
(2) 恒常所得概念による住宅需要の所得弾力性の値は現在所得概念によるものより大きいという事実は，その後一般的に認められた経験的事実であった。

アプローチに沿う一連の分析結果で問題になるのは，論文によって住宅需要の所得弾力性が大きく異なり，全体として弾力性の推定値が大きな幅を持っているということである。元来，恒常所得という安定的な所得概念を用いたことの分析目的は，可能な限り弾力性の推定値を安定的にとらえようとする点にあった筈である。にもかかわらず，各研究において得られた推定値には大きな変動幅があった。つまり，所得の概念を統一してもなお，所得弾力性が不安定であるということは，実は所得の概念とは別の部分に住宅需要分析の問題点があることを示唆していると言えよう。かくて，問題はまさしく所得の概念に存在するのではなく，むしろ住宅サービスの概念の中に存在すると考えられる。事実，これまでの研究では，住宅サービスの概念が十分に検討されていなかった。

この問題点を改善したのがデュ・リュー〔6〕であって，彼はアメリカの住宅需要の所得弾力性値の諸結果を修正することによって1つの数値（より狭い幅）に結論付けたのである。恒常所得仮説に基づく住宅需要分析は，これで一応のまとまりを見せたかのようであった。しかし，まだ本質的な問題が残されている。たしかに，デュ・リューの分析では住宅サービスの概念について，とくに持家の住宅サービスの諸概念が統一されたという点で，以前の分析に比べ一歩前進したといえよう。しかし，彼の研究でも依然として借家と持家の住宅サービスは，2種類の異なった概念としてとらえられている。持家であろうと借家であろうと，住宅サービスが住居という共通の機能を供給していることに変わりはない。従って，2種類の概念を設置する彼の方法を，例えば，日本の住宅需要に適用すると，それは新たな問題を提起する。つまり彼の場合，住宅サービスの概念を価値額でとらえているので，実質のサービスが向上しなくとも所得弾力性が大きく出てしまい，例えば，借家の方が持家よりも所得弾力性が大きくなってしまうということがある。更に，デュ・リューは借家と持家で別々のサービス概念を樹立している為に，借家と持家の間に何の関連性もなくなってしまうということになる。このことは，実は借家から持家へ移行するという現実に行われている住居形態の変更（あるいは持家比率決定）を何ら説明する手段を分析枠組の中に持たないことに等しい。

そこで，本稿では，まず住宅サービスの概念を明確にし，スペースという新しい概念を樹立することによって，以上の問題点に対処しようとするものである。

Ⅱ　住宅需要関数と住宅サービスの概念

〈1〉　住宅サービスの概念を明確にすることに問題の解決の糸口があることは序でも述べた通りであるが，その概念を1つに統一する前に，今までにどのような概念が用いられてきたかを，デュ・リューの論文を中心に眺望してみよう。

今までの分析結果をまとめてみると，通常借家の住宅サービスの概念として家賃額，持家のそれは次の3つを用いている。(1)帰属家賃，(2)住宅ストック額，(3)住宅関連支出である。(1)は住宅所有

者が自分の持つ家から受ける住宅サービスに対し，あたかも支払いをしているが如き扱いをしているのであって，この値は，通常民営借家の家賃から推定するのが慣例である。(2)は住宅を市場で売ったとしたときの価額である。(3)は持家に住んでいる人（家計）が家を所有していることから生ずる諸経費，例えば，設備修繕，火災保険料，固定資産料，住宅購入の為の借入金支払い，等々である。これら3つの持家の住宅サービス概念のうち，デュ・リューは，(3)の住宅関連支出（housing expense）が伝統的消費理論の流れに沿うものであるとして，まず(2)を用いた場合，その所得弾性値を修正して(3)を用いた弾性値に調整する。これが第一の調整である。(3) 更に(3)を用いた時でも，持家の帰属家賃による収入——家の持主がそこに住まないとしたら得られる収益——は，実際推定のとき用いる所得には入っていないので，このままの所得で需要関数を測ると，その為の差が測られた所得弾力性：1を境として，真の住宅サービスの所得弾力性値を大きくしたり，小さくしたりさせる必要が生じる。(4) これが第二の調整である。彼は以上の1，2の調整を行うに当って，暗黙のうちに，住宅関連支出は粗帰属家賃(H)のうちの一定割合であると仮定し，残りを純帰属家賃（αH，ただしαは定数 $0<\alpha<1$）としている。つまり，純帰属家賃は粗帰属家賃から維持費，保有税，その他の管理費（これらはまさに住宅関連支出）を引いたものと定義している。更に住宅ストック価額も粗帰属家賃の一定割合であると仮定している。そして持家の真の住宅需要の所得弾力性ηは，総所得(Y)を実際の所得（y, measurable income）プラス，純帰属家賃と定義し，$\eta=\frac{dH/H}{dY/Y}$としている。これは粗帰属家賃の所得弾力性に他ならない。デュ・リューのように，(3)や(2)を定義するならば，(1)で測った弾性値と等しくなる。つまり，彼の方法によれば，(1)，(2)及び(3)のうち，どの概念を用いても，第1または第2の調整を施せば同じこととなる。事実，彼自身が持家の所得弾力性を測るときには(2)のストック価額を用いている。

以上のような調整を，1960年代までに書かれた主要論文5編について施し，住宅サービスの所得弾力性を求め直した。それによると次のような帰結を得る。

(1)借家の住宅需要の所得弾性値は1以下である。(0.8～1.0)

(2)持家の住宅需要の所得弾性値は1を若干上廻り，借家のそれより大である。

(3)世帯人員が大きくなると，住宅需要の所得弾力性は増加する。

注(3) アメリカのデータ（Federal Housing Administration）上の理由により，ストック価額を用いた場合はその所得弾力性値を15～20%低くすると(3)で測った弾性値に一致するとしている。

(4) Vを住宅ストック額，Yを総収入，Hを粗帰属家賃収入，αHを純帰属家賃収入（α一定）とし次の関係式を置く。

$$\log(V)=\beta_1+\beta_2\log(Y-\alpha H)$$

住宅ストック額を住宅サービス概念として用いたとき，β_2を持家の住宅需要の所得弾力性と通常はしている。しかし，持家の真の弾力性は$\eta=\frac{dH/H}{dY/Y}$であるとし，上式から$V=\frac{\alpha}{\gamma}H$（γは capitalized rate）としてηとβ_2の関係を求めると，$\eta=\frac{\beta_2}{1-\alpha(\frac{H}{Y})(1-\beta_2)}$となり $\beta_2\gtrless1$によってηは大きくなったり，小さくなったりする。実際の調整には$\alpha=0.5$，$\frac{H}{Y}=0.2$を代入している。

1960年代に問題となっていた持家の住宅需要の所得弾力性が，非常に広い幅を持っていることに対しては，デュ・リューのこの調整によって1つのまとまった数値に近づいたと言えよう。

〈2〉前節で展開してきたデュ・リューの分析は，一応1960年代までのアメリカの住宅需要分析のまとめたものとして高く評価できる。そこで用いられた住宅需要関数を要約すれば，所得概念としては恒常所得を用い，住宅サービスの概念としては，借家では家賃額，持家では帰属家賃または前節の(1)または(3)の概念に調整を加えるという2本立ての構想であったといえる。その結果，アメリカにおいては，1950年代の初期の住宅需要分析に比べて住宅サービスは所得弾力的なものとなり，持家の住宅サービスの所得弾性値は借家のそれより大であった。

それでは日本についてはどうであろうか。アメリカでの帰結があてはまるであろうか。そこで全国消費実態調査（総理府）の昭和44年，49年の9所得階級区分によるクロスセクションデータ（勤労者世帯のみを対象）及び国富調査（45年）のクロスセクションデータ（17所得階級区分）を用いて検討してみよう。住宅類型は次の3通りである。(1)持家，(2)民営借家（設備専用）木造一戸建，(3)民営借家（設備共有）[(5)]。(2)と(3)を合せて借家とする。民営借家についてはデータは更にもう1つ，民営借家（設備専用）木造共同住宅が存在するが，この住宅類型の家賃は，所得にほとんど反応しないことから除外した。

これら3つの住宅類型に，それぞれ(1)に対しては住宅サービス概念として帰属家賃と住宅ストック額，(2)及び(3)に対しては家賃を用いて次式を推定した。

(2-1) $R=\alpha_1+\beta_1 y$

(2-2) $R=\alpha_2+\beta_2 y+\gamma_2 M$

(2-3) $V=\alpha_3+\beta_3 y$

Rは家賃及び帰属家賃，yは所得，Mは世帯人員，Vは住宅ストック額である。ここで，所得としてはアメリカの分析に合わせれば恒常所得概念であるが，クロスセクションにおいて対応する概念は容易にできない。事実，アメリカの分析でも所得の平均やメディアンを用いたりしている。そこで所得データとしては，1カ月当りの現金実収入ではなく年間収入を用いた。これは前者よりも恒常所得概念に近いものであると思われる。

(2-1) 式，(2-2) 式に各々単純最小自乗法を適用した結果が表2-1である。この結果を用いて住宅サービス(R)の所得弾力性を求めたのが表2-2である。表2-2を見ると，式(2-1)による所得弾性値も式(2-2)によるそれも，いずれも借家の住宅サービス弾性値の方が持家のそれを上廻っている。借家の中では，民借（専）よりも民借（共）の方が弾性値が高い。通常言われているように，借家の

注(5) 民営借家（設備専用）と民営借家（設備共用）の区分は，前者が炊事用流し及び便所が専用となっている住宅を意味し，後者はこれらのいずれか，又は両方が共用となっている住宅を言う。

表2—1　住宅需要関数(I)(家賃需要関数)

パラメータ / 住宅類型	α	(t値)	β	(t値)	R^2	α	(t値)	β	(t値)	γ	(t値)	R^2
44年												
(1)持　家	12963.44	(15.63)	0.0248	(7.47)	0.9014	24002.21	(4.77)	0.0346	(6.82)	-3376.02	(-2.21)	0.9446
(2)民借(専)	5505.84	(3.37)	0.0317	(4.42)	0.7558	3095.40	(0.25)	0.0302	(2.83)	748.14	(0.19)	0.6978
(3)民借(共)	545.06	(0.35)	0.0681	(5.31)	0.8197	21953.46	(3.06)	0.1229	(6.19)	-7797.63	(-3.01)	0.9310
49年												
(1)持　家	7277.64	(21.93)	0.0323	(11.97)	0.9595	1754.39	(1.16)	0.0195	(5.22)	1697.29	(3.70)	0.9888
(2)民借(専)	2207.81	(4.48)	0.0435	(10.03)	0.9432	-3698.64	(-1.04)	0.0313	(3.84)	1935.89	(1.67)	0.9582
(3)民借(共)	10008.64	(3.14)	0.0001	(0.008)	0.0	-4120.80	(-0.18)	-0.0189	(-0.58)	5450.13	(0.65)	0.0

R^2は自由度調整済相関係数。
民借(専)は民借(設備専用)のうち本造一戸建のこと。以降の表でも同様。
民借(共)は民借(設備共用)のこと。以降の表でも同様。

うち民借（専）が民借（共）よりも住宅の質が高いとすれば，表2-2の結果は，住宅サービスの所得弾力性は，住宅の質が低い程大きいことを示している。この日本における結果は，アメリカにおける幾つかの経験的事実と全く反するものである。しかし，ここでデュ・リューの方法に合わせるならば，表2-2の所得弾性値に第2の調整を施す必要がある。なぜならば，ここでは，デュ・リューの言うところの総所得(Y)を用いたのではなく，measurable income を用いたからである。彼と同様の仮定を置き調整を施すと，その弾性値は表2-2の下段のカッコの中の数値となる。それによると，調整を施しても結果は同じである。

表2—2　住宅サービスの所得弾力性(I)(家賃)

弾力性 / 住宅類型	44年 (1)	44年 (2)	49年 (1)	49年 (2)
(1)持　家	0.310	0.432	0.334	0.201
	(0.332)		(0.357)	
(2)民借(専)	0.550	0.524	0.674	0.485
(3)民借(共)	0.930	1.678		

(1)は式（1−1）に基づく所得弾力性。
(2)は式（1−2）に基づく所得弾力性。
所得弾力性は，いずれも平均におけるもの。
斜線はパラメータが有意でないので求めなかったもの。

ところで，デュ・リューの方法とここでの分析方法で異なる基本的な点が2つある。第一点は，住宅需要関数の形である。デュ・リュー及びその他の分析者はほとんど対数線型の関数を用いている。そこで，日本の場合も次式のように対数線型で回帰式を推定したのが表2-3である。

表2—3　住宅需要関数(I)(家賃，対数線型)

	α	(t値)	β	(t値)	R^2	α	(t値)	β	(t値)	γ	(t値)	R^2
44年												
(1)持　家	230.64	(29.95)	0.333	(21.20)	0.9868	324.95	(15.84)	0.266	(4.18)	0.302	(1.07)	0.9872
(2)民借(専)	1.83	(0.89)	0.711	(12.02)	0.9598	2.64	(0.47)	0.629	(3.39)	0.449	(0.47)	0.9525
(3)民借(共)	1.51	(0.24)	0.737	(4.93)	0.7950	0.0079	(1.62)	1.596	(3.55)	-3.682	(-1.98)	0.8707
49年												
(1)持　家	496.81	(9.23)	0.294	(5.39)	0.8241	145.71	(9.09)	0.533	(6.62)	-1.247	(-3.23)	0.9391
(2)民借(専)	20.75	(2.25)	0.521	(4.72)	0.7800	21.71	(1.99)	0.502	(2.58)	0.141	(0.12)	0.7260
(3)民借(共)	1.65	(0.16)	0.721	(2.87)	0.5910	0.26	(0.20)	0.951	(1.28)	-0.820	(0.33)	0.4750

(2-4) $\text{Log } R=\alpha_3+\beta_3 \text{ Log } y$

(2-5) $\text{Log } R=\alpha_4+\beta_4 \text{ Log } y+\gamma_4 M$

この推定式に基づいて所得弾性値を求めたのが表2-5である。結果は1つの例外（表において49年の(2)）を除き，すべて借家の所得弾力性が持家のそれを上廻っている。よって分析方法の第一点に

関しては，問題なく前述の帰結は妥当する。分析方法の違いの第二は，所得概念の差にある。厳密に言えば，アメリカにおける1960年代の分析方法での所得概念は恒常所得であった。この所得概念を用いて初めて住宅サービスの所得弾力性は1を越えたのであった。実際は，アメリカのクロスセクション分析においても，この所得概念を厳密に使用しているとは言い難い。ある場合には，それは地域での平均所得であったり，またある場合には，メディアンであったりしている。ところでフリードマンの恒常所得仮説によれば，総消費は恒常所得に比例的であるので，総消費支出に対する住宅サービスの支出弾性値を求めれば，それは住宅サービスの恒常所得弾性値のよき代理となるであろう。そこで総消費支出を説明変数として住宅需要関数を対数線型で求め（表2-4），それから住

表2—4　住宅需要関数(I)（家賃，総消費支出）

	α	(t値)	β	(t値)	R^2	α	(t値)	β	(t値)	γ	(t値)	R^2
44年												
(1)持　家	207.68	(25.27)	0.353	(25.27)	0.983	329.45	(1.37)	0.263	(3.90)	0.386	(1.37)	0.985
(2)民借(専	3.58	(1.97)	0.670	(11.61)	0.957	5.50	(0.82)	0.550	(3.47)	0.703	(0.82)	0.954
(3)民借(共	2.33	(0.22)	0.722	(2.10)	0.364	0.32	(2.04)	-1.296	(-1.30)	6.665	(2.10)	0.623
49年												
(1)持　家	698.68	(8.34)	0.277	(4.19)	0.734	82.64	(4.42)	0.714	(6.90)	-2.231	(-4.42)	0.943
(2)民借(専	12.32	(1.78)	0.580	(4.89)	0.792	8.38	(1.24)	0.682	(2.82)	-0.639	(-0.49)	0.756
(3)民借(共	3.11	(0.39)	0.688	(2.78)	0.574	0.26	(0.20)	1.017	(1.25)	-1.19	(-0.43)	0.465

表2—5　住宅サービスの所得弾力性(対数線型)

	44年		49年	
	(1)	(2)	(1)	(2)
(1)持　家	0.333	0.266	0.294	0.533
(2)民借(専	0.711	0.629	0.521	0.502
(3)民借(共	0.737	1.596	0.721	——

表2—6　住宅サービスの支出弾力性(対数線型)

	44年		49年	
	(1)	(2)	(1)	(2)
(1)持　家	0.353	0.263	0.277	0.714
(2)民借(専	0.670	0.550	0.580	0.682
(3)民借(共	0.722	——	0.688	——

回帰式における所得係数のt値が2以下であるものは記入していない。以下同様。

宅サービスの支出弾性値を求めた結果，やはりただ1つの例外を除いて今までの帰結がそのままあてはまることが示された（表2-6）。

最後に，持家の住宅サービス概念として住宅ストック額を用いた場合についての結果を若干付加しておこう。昭和45年国富調査より住宅ストック価額（土地は含まない）を被説明変数，所得を説明変数として回帰式を推定すると，表2-7の(1)の結果を得る。これから求めた所得弾力性にデュ・リューの第二の調整を施すと，それは表2-7の(2)となる。[(6)] この値を44年の先の所得弾性値と比較すると（表2-2の(1)，表2-5の(1)，表2-6の(1)），表2-2の(1)において近似した値をとる他は，すべて借家の所得弾力性が大きくなっている。

表2—7　住宅需要関数(II)（住宅ストック額）

	切　片	(t値)	所得係数	(t値)	R^2
(1)持　家	489689.14	(6.16)	0.468	(10.04)	0.8771
(2)所得弾力性	0.5984				

以上の結果をまとめると，次の帰結を導くことかできる。

(1)日本においては，住宅需要はアメリカにおけるように弾力的（1以上）ではなく，持家，借家

注(6)　第一の調整については，アメリカのデータと日本のデータとでは異なるので調整を行わないが，アメリカの場合のように15~20%低下させるのであれば，更に持家の弾性値は減少する。

ともに，その住宅需要の所得弾力性は1以下となる。

(2)家賃で測る住宅サービス概念をとる限り，持家の住宅需要の所得弾力性は，借家のそれを下廻る。

〈3〉　前節における帰結は，アメリカにおけるそれとは全く異なるものであった。このことは，住宅サービス概念として家賃という価値額を採用していることに由来する。つまり，所得弾力性が1以上であるということは，住宅サービスは向上しなくとも，その価格のみが上昇しても起こることであるし，また1以下の場合には住宅サービスは一定で，価格のみが所得の上昇に比較して若干下落することもありうる。更に，借家の住宅サービスの所得弾力性が持家のそれより大であるということは，真の住宅サービスの所得弾力性が大ではなくとも，その価格上昇率が持家より借家の方が大きい場合におこりうる。このように家賃額を住宅サービスの概念にとると，価格の効果も同時に入り込んできてしまう為に，真の住宅サービスを表わしているとは言い難い(7)。

更に，借家と持家について全く別の住宅サービス概念を用いるという考え方は，どちらかと言えば不自然である。つまり，住宅サービスから得る効用が，持家と借家とでは全く関連のない異質のものである筈はないのであって，逆に異質でないが故に，家計はより高い効用を得る為に住宅保有（持家）を志向するのである。借家と持家とで全く別個の住宅サービス概念を置くならば，このような住居形態の変化（借家から持家へ）を斉合的に分析することはできないであろう。すなわち，質の転換を考慮に入れた分析枠組を組み立てることが必要となるからである。われわれはこのような煩雑な方法はとらず，住宅サービスの概念を2本立てにせず，借家，持家について同一の住宅サービスの概念を樹立することにより，住居形態の変化（あるいは持家比率決定）をも説明できる理論的枠組を提供しようとするものである。

Ⅲ　スペース需要関数

〈1〉　住宅需要分析を行おうとするとき，第一に説明変数である所得の概念にどのようなものを用いるのか，第二に被説明変数である住宅サースビの概念としてどのようなものを設定するのか，の2点に関して，各々概念を明確にしなくてはならないということであった。デュ・リューは，この2点のうち，特に第2の点に焦点を合わせ，従来，分析者によって不統一に用いられてきた持家の住宅サービス概念を1つに調整することによって，今まで幅広い値をとっていた住宅需要の所得弾力性値に，ある一定の値（幅）を付けることに成功した。デュ・リューの方法は，借家と持家とに

注(7)　デュ・リューの場合は，地域間で回帰式を推定し，住宅ストック額を一般物価水準でデフレートしている。しかし，これは住宅ストック額のデフレーターではなく一般物価水準でデフレートしていることから，真の住宅サービス量（住宅サービスの実質値）を表わすものではない。なお，デュ・リューが用いた回帰式は，$\log(\frac{V}{Q})=\alpha+\beta\log(\frac{Y}{Q})$ である。なお，Vは住宅ストック額，Qは一般物価水準，Yは所得である。

別個の住宅サービス概念を適用し，従って借家と持家の家計の行動は，全く異なったものであるという想定による。しかし，人間の"住む"という行動を押し進めてゆくとき，そこには借家，持家の行動の差は住宅サービスの概念の差にあるのではなくして，むしろ住宅需要関数の説明変数のパラメーター推定値の方に存在すると考えて住宅需要関数を導出し，これが統計的にも検証に耐えられるならば，モデルとしては，より単純明快である。そこで，ここでは，デュ・リューのように住宅サービス概念を二本立てするのではなく，双方に統一的なものを用いることにより，デュ・リューの分析を一歩前進させたい。

それでは，何をもって借家・持家の共通の住宅サービス概念としたら良いであろうか。この概念を樹立する為に，住宅サービスを形成している諸要因を考えてみよう。住宅サービスとは分解して考えれば，住宅の広さ，強さ，等々から形成されている。この形成要因の各々からサービスを受け，その合計を住宅サービスと規定すれば，住宅サービスの概念は明確な様相を呈する。これは同時に，財の質に深くかかわる問題である。つまり，住宅サービスの形成要因とは，すなわち住宅サービスの質の違いを生み出しているものに他ならないのである。従来の分析方法で，住宅サービスを価値額でとらえるというやり方は，この住宅サービスの各形成要因をひとまとめにして(区別することなく)，住宅サービスとして把握していたので，住宅の質の差も明確にされず，サービス概念は諸形成要因の複合として曖昧なものとなっていた。また，持家・借家の住宅サービスが住居という共通の機能を提供しているにも拘らず，全く異なった概念が並存されるということにもなってしまっていた。

さて，このような考え方（各形成要因からのサービス）で住宅財のサービスを把握するとき，直ちにいくつかの形成要因があることが考えられる。しかし，すべての形成要因を導入して住宅財を考えることは，必ずしも賢明な方法とは言えない。煩雑さも増すし，またどこまで取り入れるべきかの採択基準も難しい。そこで有効な方法は，住宅財について最も重要と思われる（家計が重点を置く）形成要因を1つ取り上げることにしよう。それは住宅の広さ（スペース）であると言えよう。事実，住宅購入及び移動の理由の第一には，住宅の狭さをあげている家計が圧倒的である。そこで，住宅の需要というとき，スペースから受けるサービスへの需要であると定義する。すなわち，家計はスペースから効用を受け，ある所得の制約下にこれを最大にするように住宅を賃借したり保有したりするという仮説をたてる。

いま効用関数を

$$(3\text{-}1)\quad u=u(q_1, \cdots\cdots, q_m, s_p)$$

と置く。qi は第 i 財消費量 $(i=1, \cdots m)$ s_p はスペースである。さて，ここで，一般的には住宅サービスの諸形成要因の各々に対して価格は付けられない。価格は，あくまでも市場において，財に付けられるものである。しかし今，住宅のスペースを考えているときには，幸いにして，その価格付けは容易に考えられうる。従って，所得制約式を

(3-2)　$y=\sum_{i=1}^{n} p_i q_i + p(s_p)\cdot s_p$

と置けば，（ここで p_i は i 財価格，$p(s_p)$ はスペースの価格）(3-1) の効用を (3-2) の所得制約の下で最大にすることになる。

さて，スペースというもので住宅サービスの概念を一本化することによって，借家に住む家計と持家に住む家計に同一の消費行動をあてはめることができる。つまり，借家に住む家計も持家に住む家計も住宅から受けるサービスは同一であるので，借家に住む家計が持家へ移行するという現実によく起きている現象も，全く異質なものへの転換ではなく，同一の土俵上で説明することができるメリットを持っている。更に，持家の住宅需要に関することであるが，住宅ストック価額で扱う場合に生ずる耐久財固有の問題点である財の減耗[(8)]を回避できる利点をも持つ。

以上で，住宅財ではなく，その諸形成要因のサービスを住宅サービスと考えることのメリットを掲げたのであるが，次にこのアプローチを具体的に日本の住宅需要の分析に適用してみよう。

〈2〉　前節での効用最大化行動をより単純化・具体化しよう。今，2財，すなわち貯蓄 q_2 と q_1（スペースに対する支出を除いた総消費）とスペース s_p を考えよう。効用最大化行動は，

(3-3)　$u=u(q_1, q_2, s_p)$

を，

(3-2)′　$y=p_1(q_1)\cdot q_1+p_2(q_2)\cdot q_2+p(s_p)\cdot s_p$

の下で最大化する。より具体的には効用関数をベルヌーイ・ラプラス型にスペシファイする。

(3-3)′　$u=\prod_{i=1}^{2}(a_{i0}+b_{im}+q_i)^{\alpha i}\cdot(a_{30}+b_{3m}+s_p)^{\alpha 3}$

(3-3)′の効用関数は，その限界効用が世帯人員(m)によってシフトする型をとっている。(3-3)′を (3-2)′ の下で最大化すると，次の3コの需要関数を得る。

$$(3\text{-}4)\quad q_i=\frac{\alpha_i}{\sum_{i=1}^{3}\alpha_i}\cdot\frac{y}{p_i}+\left\{\frac{b_i\sum_{i\neq j}\alpha_j}{\sum_{i=1}^{3}\alpha_i}+\frac{\alpha i}{\sum_{i=1}^{3}\alpha_i}\cdot\frac{\sum_{i\neq j} b_j p_j}{p_i}\right\}m$$

$$+\left\{\frac{\alpha_i}{\sum_{i=1}^{3}\alpha_i}\cdot\frac{\sum_{i\neq j} a_{j0}p_j}{p_i}+\frac{a_{i0}\sum_{i\neq j}\alpha_j}{\sum_{i=1}^{3}\alpha_i}\right\}$$

$$=A_i\cdot\frac{y}{p_i}+B_i m+C_i$$

$i=1, 2$ sp を $i=3$ として記入。

注(8)　一般に耐久財の需要関数を求めるときには，減耗率を外生的に与えてしまう。しかし減耗率こそ理論モデルの中で内生的に決められるべきものなのである。なぜならば，通常の耐久財分析では耐久財の減耗を消費とみなしているからである。

上の3本の需要関数を同時決定することにより，スペース需要関数を求めることができるのであるが，データからq_1に相当するものを得ることができない。そこで(3-7)式の3本の需要関数のうち，スペース需要関数にのみ単純最小自乗法をあてはめた。このとき，スペースの価格をデータからは得ることはできないが，借家・持家に対してスペースの価格は同一であると仮定していることから，クロスセクションでは，価格は同一であることから，定数項及びパラメータに価格が入っているが，何ら推定上の問題は生じない。なお，需要関数に世帯人員の効果を入れた場合と入れない場合の二

表3—1 住宅需要関数(II)(スペース需要関数)住宅類型間 $Sp=\alpha+\beta y+(\gamma M)$

	α	(t値)	β	(t値)	R^2	α	(t値)	β	(t値)	α	(t値)	R^2
44年(I)												
(1)持　家	51.20	(118.10)	0.1528E-4	(44.38)	0.9974	55.44	(17.04)	0.1640E-4	(18.09)	- 1.38	(-1.31)	0.9978
(2)民借(専	32.65	(16.47)	0.1230E-4	(7.34)	0.9138	26.27	(1.31)	0.1071E-4	(2.01)	2.23	(0.32)	0.8888
(3)民借(共	16.55	(6.29)	0.1018E-4	(4.52)	0.7954	16.65	(0.72)	-0.0125*E-4	(-0.15)	13.35	(1.44)	0.8395
44年(II)												
(1)持　家	50.75	(127.31)	0.1570E-4	(58.05)	0.9982	56.51	(22.99)	0.1681E-4	(32.95)	- 1.76	(-2.35)	0.9990
(2)民借(専	35.99	(14.51)	0.0891E-4	(4.89)	0.7927	6.02	(0.33)	0.0377*E-4	(1.10)	9.82	(1.69)	0.8490
(3)民借(共	16.55	(6.29)	0.1018E-4	(4.52)	0.7927	16.65	(0.72)	-0.0125*E-4	(-0.15)	13.35	(1.44)	0.8395
49年												
(1)持　家	56.38	(25.37)	0.0909E-4	(12.24)	0.9613	92.70	(11.20)	0.1178E-4	(16.89)	-11.10	(-4.42)	0.9930
(2)民借(専	30.22	(1.10)	0.0612E-4	(4.60)	0.7707	30.22	(1.10)	0.0583E-4	(2.93)	1.82	(0.21)	0.7167
(3)民借(共	21.28	(5.13)	0.0517E-4	(3.59)	0.6656	16.08	(0.54)	0.0459*E-4	(1.25)	2.00	(0.17)	0.5852

R^2 は自由度調整済決定係数。
*印は所得係数のうち5％有意水準で有意でないもの。
E-4 は 10^{-4} を示す。
44年(I)，(II)の区別は64頁に説明がなされる。

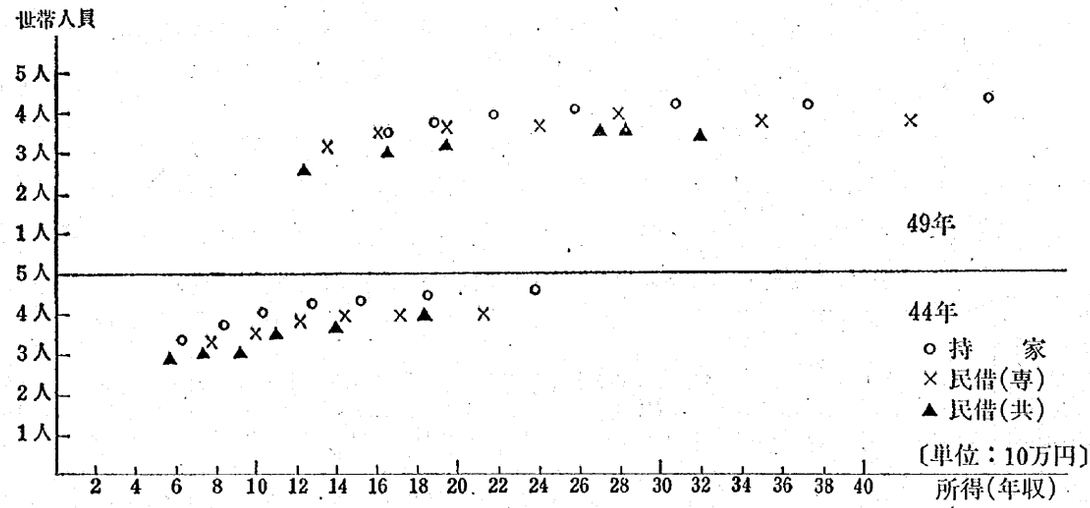
通りを求めた。使用したデータは，全国消費実態調査の昭和44年，49年のクロスセクション（現金実収入階級の9区分）である。所得はII章と同様に年間収入を用い，スペースには延面積(9)を用いた。住宅類型も以前と同様に3類型とした。結果は表3-1に示してある。

この表によれば，住宅需要関数に世帯人員の効果を入れた場合と入れない場合の両方について，家賃を説明変数とした住宅需要関数よりも大部分において相関係数R^2は高くなっている（44年の(3)，49年の(2)を除く）。また，所得係数の安定性に関してもスペース需要関数の方が優れている。とくに，49年の(2)について，家賃需要関数の R^2 はゼロでありフィットがすこぶる悪い（家賃は所得と何の関連性もない）のに対し，スペース需要関数では R^2 は0.6近い値をとっている。これらの点だけから見ても，家賃需要関数よりもスペース需要関数の方が住宅需要関数としてはより適当であることを示唆している。

また，スペース需要関数において（家賃需要関数でも同様であるが），世帯人員の効果は有意にでてこない（5％有意水準の下で）。更にこの効果を入れると，かえって R^2 が低下するケースが目立つ。このことは，世帯人員mと所得yとが多重共線性を起こしている為ではなく，むしろ，住宅類型ごとに世帯人員が余り幅をもって変動していないことによる（図3-1）。このような世帯人員効果の結果

注(9) 延面積は，その住宅の延床面積をさすが，アパート，社宅などの共同住宅の場合は，共用している廊下，台所，便所などを除き，世帯が専用に使っている部分の面積である（全国消費実態調査から）。

図3—1



は，たとえば世帯人員が増加しても余りスペースは増加しないことを意味している。これらの結果から考えると，世帯人員の効果は当初は予想されたように，同一の住宅類型において床面積を増加させる効果ではなくて，むしろ住宅類型を変えてゆく効果を持つようである。例えば民借（共）に住んでいた家計が子供が増えると，公社公団に移ったり，民借（専）や一戸建に移動するという具合である。従って，以降，スペース需要関数を取り上げるときには，世帯人員を除去した方がよいと思われるので，以下では，所得のみを説明変数とする。

次に，スペース需要関数から求めた所得弾力性が表3-2に示してある。この表をみると，スペースの所得弾力性は，持家・借家ともに1以下である。また，持家と民借（専）一戸建ではほとんど持家の方が弾性値が上廻つている。しかし民借（共）に比べると，ほとんど持家の方が低い値をとっている。この結果のうち，所得弾力性が1以下である点については，家賃需要関数と同じであるが，後者については，若干異なる。しかし，いずれにしても，アメリカにおける住宅需要の所得弾力性とは大分異なるものである。この点に関しては，日本の住宅市場では，住居の形態を変えることは様々な理由（現実に行われている敷金，礼金の慣習等々）で必ずしもスムーズではないことに由来し，その際には所得以外の，例えば資産（実物・金融を含めたそれ）が密接に影響を及ぼすであろうことは，推測のつくことである。従って，アメリカでの帰結（デュ・リューのそれ）と異なることは，むしろ当然といえよう。

表3—2　スペースの所得弾力性

	44年	49年		44年	49年
(I)			(II)		
(1)持　家	0.260	0.312	(1)持　家	0.279	0.402
(2)民借(専)	0.296	0.301	(2)民借(専)	0.258	0.286
(3)民借(共)	0.397	0.385	(3)民借(共)	——	0.339

(I)は $Sp=\alpha+\beta y$,
(II)は $Sp=\alpha+\beta y+\alpha M$ から各々，平均における弾性値。

〈3〉　最後に，スペース需要関数の持つ性質について，次の2点に関して検討してみよう。第一は，スペース需要関数の住宅類型間における特質，第二は同一住宅類型のスペース需要関数の異時

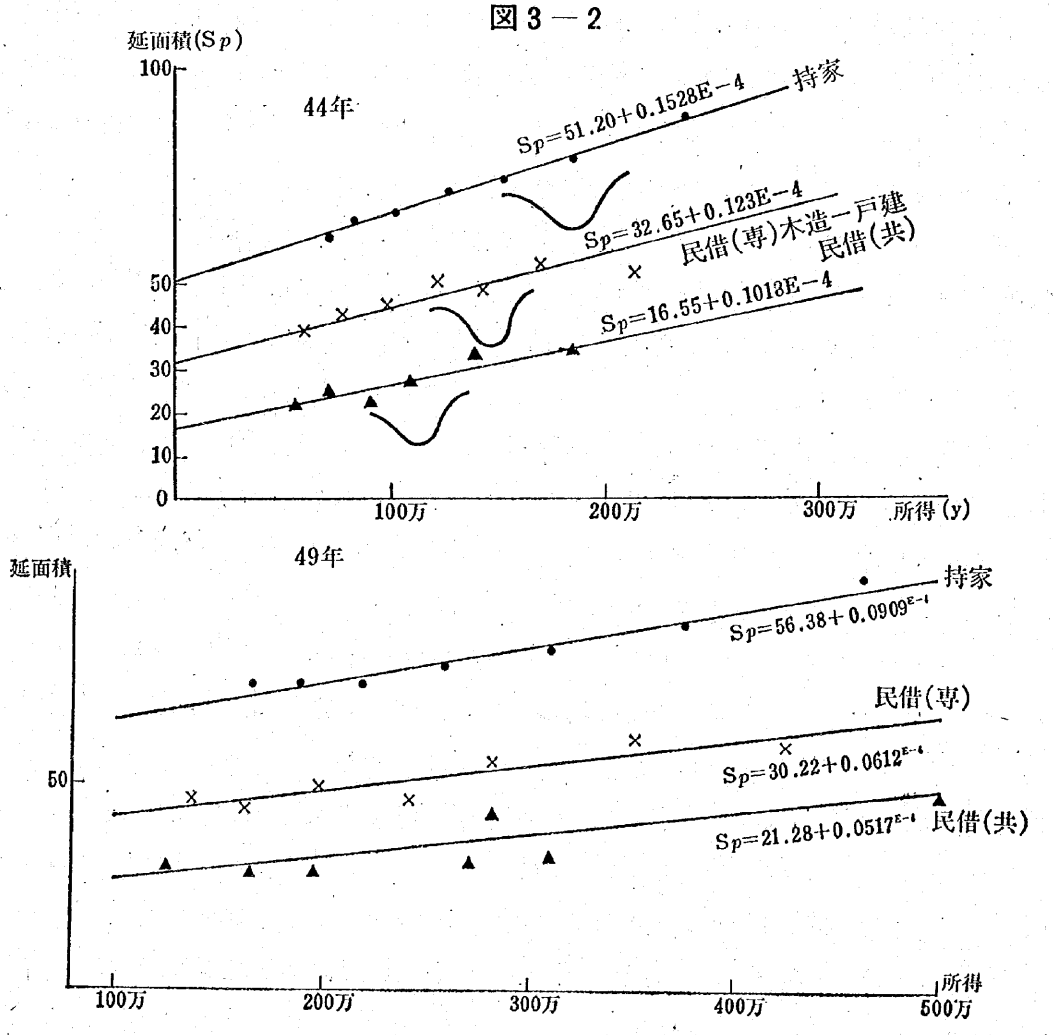
点間における特質である。

まず第一の点に関しては，表3-1から住宅類型間で所得係数を比較すると，44年，49年ともに，かなり似通った数値をしている。更にこのことを確める為には，住宅類型間で所得係数の間に有意な差があるか否かの帰無仮説（$\beta(1)=\beta(2)=\beta(3)$，添字(1),(2),(3)は各々住宅類型を示す）を立て，その仮説の検定をすれば良い。この為には，共分散分析手法が最も適していると思われる。その結果が表3-4に示してある。それによると，の5％の有意水準で，次の帰結を導くことができる。3つの住宅類型間で昭和44年，49年で所得係数が同一であるという仮説は，$F_{44}=2.591<F(2.12)=3.89$，$F_{49}=2.726<F(2.15)<3.68$であり，ともに棄却

表3—3 スペース需要関数(II)(時点間比較) $Sp=\alpha'+\beta'\cdot\frac{y}{p}$

	α'	(t値)	β'	(t値)	R^2
(1)持　家					
44年	50.75	(127.31)	0.1446E-4	(58.05)	0.9982
49年	56.38	(25.37)	0.1243E-4	(12.24)	0.9613
(II)民借(専)					
44年	35.99	(14.51)	0.0821E-4	(4.89)	0.7927
49年	36.10	(9.93)	0.0837E-4	(4.60)	0.7707
(III)民借(共)					
44年	13.24	(5.24)	0.0937E-4	(7.74)	0.9076
49年	21.28	(5.13)	0.0770E-4	(3.59)	0.6656

図3—2



できない。なお，44年と49年とでは標本数の大きさが異なっている。これは，44年の民借（共）標本のうち1つがとび抜けて大きな s_p を与えて，この為に推定された所得係数が過大評価されている。なお，この区間の集計世帯数は1世帯である（調整集計世帯数でも全体の0.002である）。従って，この世帯は世帯人員4人のうち3人までが働いているという偏りの為に（平均有業人員は1.46人），異常な標本を与えたと思われるので除外した。ところで，共分散分析は検定したいと思う各グループの標本数が一致していないと利用できない。その為に44年では49年に比べ，各々の住宅類型につきサンプルが1つずつ落ちていることになっている。また，参考の為に，住宅類型(1)，(2)について49年と同一のサンプル（7コ）で回帰式を測ったのが表3-1の44年(II)である。この表によれば，所得係数はサンプル数6コで推定したもの（44年(I)）と大体類似の値をとっているので，情報を減らしたこと自体には問題はないようである。

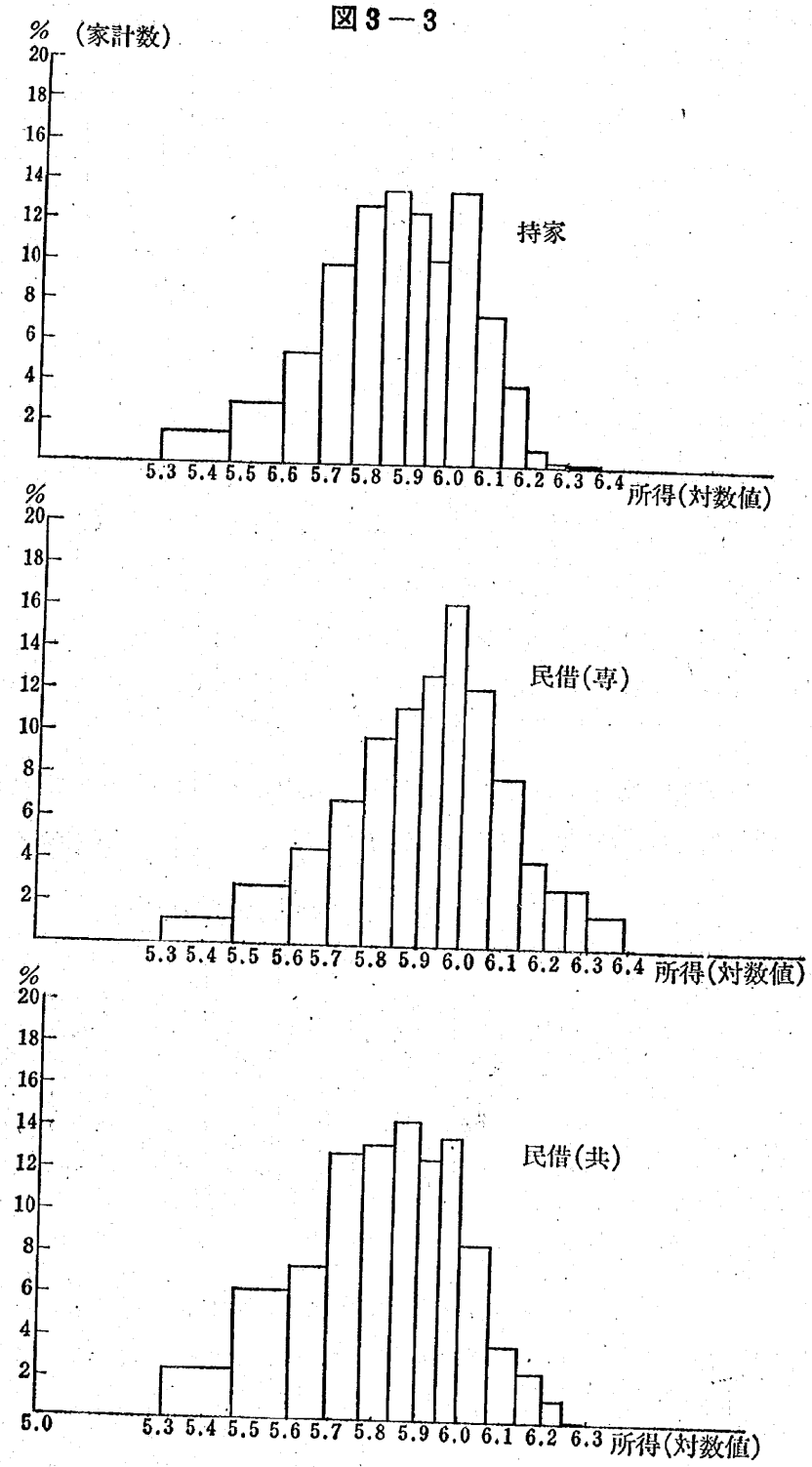
さて，住宅類型間で所得係数が同一で切片項のみが異なるということは，図3-2のように平行移動をしている関係にあることを示唆している。このことの意味するところは，同一所得であっても，借家と持家の双方が存在する可能性があることを示している。このときの切片の差は，スペースの価格は住宅類型間で同一であるとの仮説を採っていることから，また世帯人員の効果も有意に出ていないことから，他の要因にその差の意味を求めるべきであろう。たとえば，その有力なものの1つとして資産（実物・金融も含めて）が掲げられるであろう。

ところで，各住宅類型において，各々の所得分布をみてみる[(10)]と，その位置が異なっている（図3-3）。これを図3-2の上に描いてみると，スペース需要関数の上方平行移動に伴い，所得分布も上方へシフトしていることがわかる。これらの関係から所得が上昇すると，ある家計は同一住宅類型において延面積を増加させようとするのではなく，むしろ住宅類型を変えることによって対応していることが図におけるように，所得分布が狭い位置で分布していることから推測される。この観察事実は同一住宅類型で，住宅需要の所得弾性値が小さいという前の事実とも矛盾しない。更に現実に行われている住居形態の移行（借家から持家へ）も，所得がある大きさ以上（所得分布で上方シフトできる大きさ）に上昇すると，同時に資産の蓄積も伴って，実現していることを示唆するものである。

次に，第2の特質について検討を進めよう。この為には，昭和44年，49年の2時点での所得係数を比較することになる。しかし第一の特質を議論する時に用いた所得係数は，各々価格を含んでいるものである（(3-4)式参照）。クロスセクションにおいては，価格は同一であるので第一の性質に触れる際には，この問題は不問に付していた。しかし，時点間比較を行う為には，われわれはスペースの価格を知らなければならない。しかし，そのようなデータはいまのところ存在しないので，近似的であるが，消費者物価指数の家賃指数で代理することにし，これを（3-4）式にあてはめた結果が表3-3である。この場合にも，共分散分析を用いて所得係数の同一性を検定しよう。そこで，

注(10) 住宅類型別所得分布のデータは44年のみしかない。

図3－3



異時点で（44年，49年）所得係数が同一である（$\beta_{(i)}^{44}=\beta_{(i)}^{49}$ $i=1, 2, 3$）という帰無仮説を検定しよう。しかし，この場合にも，共分散分析を用いるので，44年，49年の各住宅類型について同一サンプル数をとる必要がある。そこで住宅類型(1)と(2)については標本数は7コ，(3)については6コで行

った結果が表3-4である[11]（従って，表3-3の(1)(2)もサンプル数7コの結果である）。この表から次の帰結を得ることができる。同一住宅類型において，44年，49年ともにF統計量は充分小さい値をとっている。

表3—4　所得係数の同一性の検定

(1) 住宅類型間

	F統計量（自由度）
(I) 44年	2.591 (2.12)
(II) 49年	2.726 (2.15)

F(2.12)＝3.89
F(2.15)＝3.68

(2) 異時点間

住宅類型	F統計量（自由度）
(1)持家	0.180 (1.10)
(2)民借(専)	0.180 (1.10)
(3)民借(共)	0.406 (1.8)

F(1.10)＝4.96
F(1.8)＝5.32

F(持家)$=0.1806<F(1, 10)$

F(民借一戸建)$=0.1800<F(1, 10)$

F(民借共)$=0.4063<F(1, 8)$

従って，同一住宅類型のスペース需要関数の所得係数が時間を越えても一定であるという仮説を棄却できない。よって，スペース需要関数は異時点間において（時間を越えて）安定的なものであると考えても良いであろう。なお，切片については，式(3-4)でも明らかなように他財との相対価格の項が入ってきている為に，その動き方に切片は影響を蒙るわけである。よって，このような不確定要素の多い切片の動きについては，安定性を言及することは余り意味があるとは思えないので避けた。

〔補〕　スペース需要関数(3-4)は線型関数であるが，通常良く用いられる対数線型の関数と比較してみよう。推定に用いられた式は$\log(s_p)=\alpha'+\beta'\log(y)$であり，推定結果は表3-5にある。こ

表3—5　スペース需要関数（対数線型）

	α	(t値)	β	(t値)	γ	(t値)	R^2	α	(t値)	β	(t値)	R^2
44年												
(I)持家	0.36	(-3.34)	0.4610	(12.37)	-0.841	(-5.12)	0.9952	1.48	(1.27)	0.2759	(12.41)	0.9690
(II)民借(専)	2.89	(1.29)	0.1541*	(1.51)	0.485	(0.93)	0.9103	1.56	(0.92)	0.2434	(6.95)	0.8888
(III)民借(共)	0.0093	(1.40)	0.6186*	(1.69)	-0.459	(-0.30)	0.8990	0.023	(3.07)	0.5116	(5.85)	0.8912
49年												
(I)持家	0.24	(3.26)	0.4814	(10.25)	-0.96	(-4.27)	0.9843	0.99	(7.53)	0.2975	(7.53)	0.9241
(II)民借(専)	0.60	(0.44)	0.3221	(2.85)	-0.22	(-0.34)	0.8051	0.70	(0.37)	0.2923	(4.49)	0.8051
(III)民借(共)	0.12	(0.50)	0.3845*	(1.01)	-0.10	(-0.076)	0.6873	0.16	(1.07)	0.3620	(3.20)	0.6897

切片(α)はlogから真数になおした数値。
R^2は真数に直したもの。
*印は5%有意水準で有意でない所得係数。

れらの結果をみると，R^2は表3-1の線型の需要関数に比べ大体似通っているが，切片項αのt値がほとんど2以下であり，安定的でないことを示している。よって，線型のスペース需要関数の方がより適当であると判断する。

注(11)　因に，住宅類型(1), (2)についてもサンプル数6コで時系列の所得係数同一性についての検定を行った結果，持家について$F=4.3202<F(1, 8)=5.32$，民借（専）一戸建について，$F=0.0449<F(1, 8)$となり，いずれも同一であるという仮説を，この場合も棄却できない。

Ⅳ 結　び

従来，借家・持家で統一されていなかった住宅サービスの概念を，スペースという概念で統一し，日本における住宅需要関数を計測した。この関数は幾つかの利点を持っている。まず第一に従来の家賃需要関数よりも説明力に優れ（高い R^2），また，借家・持家で同じ住宅サービス概念であるので，前者から後者への移行も同一の理論的枠組で説明することができる。更にスペース需要関数は次の特質を持つ。まず第一に，スペース需要関数の所得係数は住宅類型間で等しく，切片のみが異なる平行移動の関係にある。第二に，スペース需要関数は時点間でも安定的な関係にある。

〔参考文献〕

〔1〕 *G. Carliner* "Income Elastisity of Housing Demand" Review of Economics and Statistics. LV (Nov. 1973)

〔2〕 *J. Duesenberry and H. Kistin* "The Role of Demand in the Economic Structure" in Studies in the Structure of the American Economy, ed. W. Leontief Oxford Univ. Press 1953

〔3〕 *J. Johnston* "Econometric Method" 2nd Edition. McGraw-Hill Kogakusha, Ltd.

〔4〕 *T. Lee* "Demand for Housing: A Cross-Section Anaysis" Review of Economics and Statistics 1963

〔5〕 *T. Lee* "Housing and Permanent Income: Tests Based on a Three-Year Reinterview Survey" Review of Economics and Statics, L1968

〔6〕 *F. de Leeuw* "The Demand for Housing: A Review of Cross-section Evidence" Review of Economics and Statics, 1971, No. 1

〔7〕 *Maisel, S. and J. Burnham and J. S. Austin* "The Demand for Housing: A Comment" Review of Economics and Statics, LIII Nov. 1971

〔8〕 *A. Marshall*, "Principles of Economics" New-York Macmillan Co.

〔9〕 *J. Morgan* "Housing and Ability to Pay" Econometrica vol. 33 No. 2 April, 1965

〔10〕 森泉陽子「消費支出構造に与える実物資産の効果，住居保有形態別による分析」三田学会雑誌68巻9号（1975年9月）慶應義塾大学

〔11〕 *W. Morton* "Housing Taxation" Univ. of Wisconsin Press, 1955

〔12〕 *R. Muth* "The Demand for Non-Farm Housing" in Harberger(ed.,)The Demand for Durable Goods, Univ. of Chicago Press, 1960

〔13〕 *M. Reid* "Housing and Income" Univ. of Chicago Press, 1962

〔14〕 江村江太郎「消費構造と物価」勁草書房

〔15〕 *A. Winger* "Housing and Income" Western Economic Journal 6. June, 1968

〔16〕 *L. Winnich* "Housing: Has There Been a Down-ward Shift in Consumer Preferences?" Quarterly Journal of Economics, LXIX Feb. 1955

〔17〕 山田浩之，池上政弘，柳沼寿「住宅需要の計量分析」1975年度　理論・計量経済学会発表論文

（大学院経済学研究科博士課程修了）