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

Title	日本における住宅需要の所得弾力性 : クロスセクション分析と時系列分析
Sub Title	The income elasticity of housing demand in Japan
Author	森泉, 陽子
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1981
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.74, No.2 (1981. 4) ,p.115(1)- 128(14)
JaLC DOI	10.14991/001.19810401-0001
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19810401-0001

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.

日本における住宅需要の所得弾力性
クロスセクション分析と時系列分析*

森泉陽子

序

住宅需要は住宅投資を通じて国民所得を決定する重要な要因であるとともに，住宅政策は国民の福祉と深く係っている。更に，住宅需要は他の消費財の需要に比べて大きく変動することから，1950年代から経済学者の注目を浴びてきている。しかしながら，住宅需要の所得及び価格変化に対する基本的関係式に関して際立った見解の相違が分析者の間にある。この基本的関係式を明確に把握するために，まずクロスセクション分析で所得との基本的関係を確立することに長い間努力が向けられてきている。それは住宅需要の所得弾力性推定値の大きさの論争に集約されている。

住宅需要の所得弾力性推定値に関する論争は大きく分けて3つの時期に区分される。第一は，1950年代からR. Muth, 1960〔7〕までの時代である。この時期は，シュワーベの法則の影響を強く受けて住宅需要の所得弾力性値(e)は1以下であるという帰結を導いていた。しかし，この時期においては住宅需要の所得弾性値を推定する際に，所得概念としては，measured income（観察された実際所得）が用いられていた。Muth は住宅のように消費計画期間の長い財には normal income(1) を採用するのが望ましいとして，当時登場してきた消費の normal income 仮説の1つとしての恒常所得を所得概念に採用した。その結果として$e>1$という帰結を得，1950年代の帰結と相反する実証結果を導出した。その後1960年代からF. de Leeuw, 1971〔3〕までの第2の時期では，住宅需要関数の所得概念には恒常所得概念を採用した分析が殆んどであった。その結果，measured income の弾力性は normal income の弾力性よりも低いという実証結果が広く認められるようになった。しかしながら，恒常所得という安定的概念を用いたにも拘らず，この時期に得られた所得

* 本稿は，高木新太郎成蹊大学教授との共同研究のうち，筆者が担当した部分である。なお，筆者が1980年計量経済学会議（六甲コンファレンス）において報告した内容に，その後の研究成果を附加したものである。コンファレンスにおけるコメンター諸氏及び多くの参加者の有益なるコメントに感謝する。又本論文に対し，多くの実りあるコメントを与えて下さいました尾崎巌教授（慶應義塾大学）及び高木新太郎教授に感謝の意を表します。

注(1) normal income とは，厳密には M. Farrel の定義に従った所得概念（脚注8参照）であって，それによれば生涯所得（lifetime income）を示すのであるが，通常は恒常所得をも含められる傾向にある。

弾力性値は，分析者によって非常に大きな幅を持っていたのが，この期の特徴である。この点を整理し各弾性値に修正を施し，一つの値に近づけたのが de Leeuw の貢献である。彼は持家の e は1に近い値であり，借家のそれは持家のそれよりも低いことを結論づけた[(2)]。しかし，その後の第3の時期（1970年代から現在）の実証結果は de Leeuw の修正を施しても彼の前述の帰結に反するものが殆んどであった。即ち，どの分析においても，持家の住宅需要の所得弾性値は1以下である[(3)]。これは一見，1950年代の帰結と同様であるが，重要な相違は第3の時期では，所得弾性値は measured income ではなくて，normal income（恒常所得）が用いられていること，及び住宅消費に及ぼす所得以外の要因を考慮し所得弾力性を推定していることである。その結果，この第3時期において再び所得弾性の推定値が広く散布して所得弾力性の議論が再燃しているのが現状である。

他方，日本においては上述の観点からの分析が殆んど行なわれていない。本論文の目的は，これら諸研究結果との比較分析という意味を含めて次の2点について分析を行ない，日本の持家の住宅需要の所得弾力性の特性を明らかにすることにある。まず第一に，クロスセクションデータを用いて，日本の持家の住宅需要の所得弾力性の推定値を求め，これを従来からの所得弾力性の論争との係わりにおいて把握する。従来（第2期以降）から，所得弾力性の推定には恒常所得が用いられてきた。しかし，ここでは2つの問題点が存在する。第一は，恒常所得には幾つかの推計方法があるので，推計方法によって，所得弾力性の推定値が大きく相違するという点である。第2は，家計の住宅取得行動は，前述の如く家計のライフステージに依存して変化する。一方，家計が住宅を取得する際に，家計の行動として将来の稼得能力を考慮し金融機関より借入れを行い，それを稼得期間中に返済してゆくというものを考えるならば，この家計行動に対応する所得概念は恒常所得よりも，むしろ生涯所得（lifetime income）が適当であろう。そこで，本論文では以上のような観点に立ち，生涯所得を用いて住宅の所得弾力性を推定する。従来の住宅需要の分析において生涯所得を用いて弾性値を推定した例はなかった。そこで本研究では，豊富なデータを用いて家計をそのライフサイクル特性（世帯主年齢及び世帯人員）に区分し，家計の生涯所得を年齢別所得分布上で相対的位置を同一に保つように変化すると仮定し推計した。この推計された年齢別生涯所得を用いて，家計のライフステージ区分に従って住宅需要の所得弾性値を推定した。その結果，「measured income による住宅需要の所得弾力性推定値はnormal income を用いた場合のそれよりも低い」という従来から認識されてきた帰結は，データをライフサイクル特性に分けた時及び，normal income として恒常所得ではなくて生涯所得を用いた時には必ずしも妥当しないことを示す。更に，住宅消費の尺度に何を採用するかによって住宅消費の所得弾性推定値は著しく相違することを示す。

注(2) この点について詳しくは，森泉陽子〔6〕を参照。

(3) 唯一の例外は Clark, C. and Jones, J. T. 1971の推計結果であって，所得弾力性は1よりも若干大きな値となっている。Clark, C. and Jones, J. T. "The Demand for housing" University Working Paper, Centre for Environment Studies.（この論文は入手できない。Wilkinson, R. K.〔11〕の中に引用されている）

第2に，徒来では真の所得弾力性推定値を求めるためにデータ上の制約もあり，クロスセクション分析に関心が集中していた。一方，所得の成長期においては時系列弾力性はクロスセクションのそれとは大きく相違するであろうことは予想される。そこで，本論文では，時系列において地域別に住宅需要の所得弾力性を推定し，クロスセクションの弾性値との比較を行う。その結果，双方の所得弾力性の推定値は大きく相違し，地域間相違が明瞭に生じている。

本論文の構成は以下のようである。第1節では，今までの所得弾力性推定値の相違の原因を4つに分けて簡単にサーベイする。第2節では，用いられたデータの特性を示す。第3節では，生涯所得の推計方法を明示する。第4節では，クロスセクション分析の実証結果を示す。まず始めに，グループデータを用いた所得弾性の推定値を示す。次に，神奈川県のデータを用いて，世帯主年齢別に住宅需要の所得弾性の推定値を示し，更に各世帯主年齢を世帯人員別に区分した場合の所得弾性の推定値を示す。第5節では，時系列データを用いて住宅需要関数を推定した結果を示し，時系列所得弾性値を推定しクロスセクションのそれとの比較を行う。最後に，以上の実証結果の要約と簡単な結論を述べる。

第1節

クロスセクション分析における住宅需要の所得弾力性推定値の相違の原因について簡単に整理をする。

まず第一に考えられる大きな原因は，所得概念の相違である。初期の分析（1950年代）では，住宅の所得弾力性を推定するために主として measured income が用いられた。その後1960年代に入り，恒常所得が用いられた。その結果，measured income 概念による所得弾性の推定値は，normal income 概念によるそれより低いという実証結果が報告され，現在に至る迄，広く認識されていると主張されている。この場合の normal income とは恒常所得を指す。そこで，ここで問題となる点は恒常所得の測定の方法にある。この測定での重要な点は，いかに所得の変動部分を除くかということである。従来の大部分の分析では，都市間での median or mean 所得を恒常所得概念としている。これは，都市でグルーピングすることによって所得の変動部分が相殺されるという根拠に立っている。一方，上述の方法以外の若干の例としては T. H. Lee〔4〕及び A. G. Carliner〔1〕が，個票より2又は3年のラグ付き所得で恒常所得を推計し用いている。S. Maisel et al〔5〕は，アメリカのF. H. A.〔Federal Housing Administration〕の推計値をそのまま用いている。しかし，世帯の恒常的所得を推計するためには，世帯の諸属性をコントロールすることが必要である。従って，この点を考えるならば，上述の恒常所得概念は適切なる所得概念にはなっていないと言える。(4)(5)

次に，推定に用いられたデータの相違が掲げられる。つまり，個票データを用いた場合と，グループデータを用いた場合とでは，所得弾力性の推定値に差が生じる。この点に関してはS. Maisel et al によって，同一のデータを用いて個票データからの所得弾力性と都市別にグルーピングして弾性値を求めた結果が報告されている。それによると，都市間（グループデータ）に回帰式を嵌めた場合の所得弾性値の方が，個票データを用いた場合のそれよりも高い値をとる。この傾向は一般に認められた実証結果であると現在までのところ言われている。個票データの利点は，住宅消費に影響を及ぼす所得以外の諸要因（世帯主年齢，世帯人員数，世帯主の職業，地域等々）をコントロールして，真の所得弾性値に近い値を推定できるという点である。従って，R. Wilkinson〔11〕によっても指摘されているように，用いられた個票データが分析目的に対し representative であるか否かが重要な点となる。

第3番目の原因としては，住宅需要関数に価格項を導入した場合と，そうでない場合の相違が考えられる。価格項を導入しなかった場合，所得弾性値は，そうでない場合に比較して高めに推定されるという報告がある。この点に関して，A. Polinsky は価格項を入れた住宅サービス需要関数と，入れない需要関数について個票データを用いた場合と，グループデータを用いた場合とでの所得弾力性推定値のバイアスを分析している(6)。しかしながら，価格項導入の試みは，A. Carliner 及び R. Straszheim〔9〕によって行われたが，良好な結果は得られなかった。

最後に，従来あまり議論されなかったが，住宅サービス概念に何を規定するかによって所得弾性値は相違する(7)。この点についてF. de Leeuw は，幾つかの住宅サービス概念によって推定された所得弾性値を調整して各実証結果の所得弾力性推定値の相違の差を縮小することに，一応は成功したのではあるが，統一的な住宅サービス概念を樹立したわけではない。その後の実証研究においては，Owner に対しては住宅価値額又は住宅関連支出額，Renterに対しては家賃額が用いられているのが通常である。従って，いずれも価値額で測られた住宅サービス概念であり，価格の変化が小さいときにはバイアスを生じないが，そうではない場合には，バイアスを持つことになろう。住宅サービス概念を価値でとらえていない唯一の例外はR. Straszheim である。彼は住宅サービスを多元的サービスの複合体としてとらえた。例えば，住宅の室数，住宅の築令構造，敷地面積である。しかし，彼の場合も，従来の分析と同様に Renter に対しては価値額（家賃額）を適用している。

注(4) T. H. Lee及び A. G. Carliner は世帯主年齢を考慮に入れて所得弾力性の推定を行っている。しかし，それはダミー変数によるもので，データを直接コントロールして諸要因の効果を取り除いているのではない。

(5) その他，FHAのデータの偏り等の問題については F. de Leeuw〔3〕A. Polinsky〔8〕を参照。

(6) 彼女はS. Maisel et alの実証結果を援用し，更に，同様のデータを使用して価格項を導入して弾力性を推定した結果（A. Carlinerの報告）と，価格項を導入せずに推定した結果（T. H. Leeの報告）とを比較し確認している。

(7) R. Wilkinson〔11〕は住宅サービスを3つの内容に分けてその特性を分析している。しかし，それらは所得弾力性を推定する際には必ずしも生かされていない。

第2節　デ　ー　タ

用いられたデータは住宅金融公庫昭和49年「一般個人住宅資金利用調査報告」である。このうち第4節の第1の分析では，全県別の平均値及び神奈川県の38所得階級区分の平均値を用いる。第2の分析では，神奈川県という一地域にデータをコントロールして，更にそのうちの勤労者世帯のデータを用いる。この時，世帯主年齢を以下の6区分に分割する。(1) 20～29歳，(2) 30～34歳，(3) 35～39歳，(4) 40～44歳，(5)45～49歳，(6) 50～60歳。更に，各世帯主年齢区分に対し，世帯人員数を(1) 2人，(2) 3人，(3) 4人，(4) 5人，(5) 6人以上の5つに区分する。用いられたデータの住宅はすべて一戸建である。データの所得項は税引き前のそれで，世帯主のみならず，働いている全世帯人員の所得である。

第3節　生涯所得の推計方法

家計の生涯所得を推計するに際し，次のことを仮定する。現在 t 歳の家計の将来所得は，所得分布において現在の所得と同一の相対的位置を占めながら変化してゆくと仮定する。更に，諸財の価格及び利子率は期間中一定と仮定する。又，家計はその労働所得を60歳まで稼得し，住宅購入のための借入金を残余の生涯期間で返済してゆくと仮定する。

さて，$\bar{y}_t$，σ_t を現在 t 歳の家計の所得分布の平均と標準偏差とする。同様に，$\bar{y}_\tau$，σ_τ を現在 τ 歳の家計の所得分布の平均と標準偏差とする。ここで，現在 t 歳の家計が τ 歳になったときの将来所得 y_τ^t は次の(1)式を満たすように変化すると仮定する，

$$(1)\quad \frac{y_t-\bar{y}_t}{\sigma_t}=\frac{y_\tau^t-\bar{y}_\tau}{\sigma_\tau} \qquad \tau=t+1,\ \cdots,\ N.$$

ここで，y_t は現在 t 歳の家計の現在の所得である。(1)式から，現在 t 歳の家計の将来所得の系列は次式で得られる。

$$(2)\quad y_\tau^t=\frac{\sigma_\tau}{\sigma_t}(y_t-\bar{y}_t)+\bar{y}_\tau, \quad \tau=t+1,\ \cdots,\ N$$

次に，残余の生涯期間中の y_τ^t を合計すると，当該家計の生涯所得 Y_t を得る。

$$(3)\quad Y_t\equiv\sum_{\tau=t}^{N} y_\tau^t/(1+r)^{\tau-t}$$

ここで，$y_t^t=y_t$（現在の所得），r は利子率を表わす。

更に，当該家計が t 歳の期首に保有している assets a_t を Y_t に加えることによって，当該家

計の total resources V_t を得る。

(4) $V_t=a_t+Y_t$

以下の分析では，所得弾力性の推定に関して，Y_t ではなくて V_t を用いる。[8] かくして得られた家計の V_t 及び Y_t は，所得分布のパラメーター（平均及び分散）によって変化することが示唆される。

なお，このような形式で将来所得を推計するためには，各年齢区分で所得分布が正規分布をしていることが必要であるが，これは用いられたデータからは確認されている。それは各年齢区分ごとに，平均及び分散が変化する正規分布である。[9]

第4節　クロス・セクション分析

(4-1) グループデータを用いた分析

まず第一に，全国都道府県別の平均値（46サンプル）を用いて次の(4)式で所得弾力性を推定した。推定方法は単純最小自乗法を用いた。[10]

(5) $h=\alpha+\beta y$

(6) $H=\alpha'+\beta' y$ [11]

ここで h は住宅スペース（延面積，m²）を表わし，H は住宅建築額（新築）を表わす。前者の住宅消費概念は，住宅消費の量的尺度を示し，後者は価格をも含んだものである。よって，後者は，住宅の量的尺度以外に質的な尺度をも表わすと考えることも可能である。

推定結果は表1に示してある。ここでの推定では，所得は全国都道府県の平均であるので，通常よく言われるように変動所得部分が相殺されて，恒常所得概念に近いとみなすこともできる。しかしながら，同一の所得概念を用いても住宅消費の尺度に何をとるかによって，所得弾力性の推定値は著しく異なることが，この表から読み取れる。

表1　全国ベースの住宅需要所得弾力性の推定値

	所得弾力性（t 値）	R^2
スペース	0.335　(2.043)	0.750
住宅価値額	0.929 (11.827)	0.788

推定式　$h=\alpha+\beta y$　　h：住宅延面積
$H=\alpha'+\beta' y$　　y：平均月収
H：住宅価値額
所得弾力性値は各々平均におけるもの。

注(8)　normal income の概念を初めて導入したのは，M. Farrel〔2〕である。彼は，normal inomeとは，total resources からの年々のフロー量であると規定した。つまり，一定数 τ を家計の生涯期間と考えると，V_t/τ を normal incomeとした。この考え方に拠れば，normal income に基づく所得弾力性を推定するには，Y_t ではなくて，むしろ V_t を用いた方が正しいことになる。以下では，この V_t/τ を単純に生涯所得（lifetime income）と呼ぶ。

(9)　実際の Y_t の推計では，計算の簡単化の為に，各年齢区分内では所得は5年間一定であるとして計算している。つまり，各年齢区分毎に，現在の所得と同一の相対所得を求め，この値を各年齢区間内では一定として計算している。$y'^{\tau}_{t}=5\times y^{\tau}_{t}$，$\tau=30,35,40,45,50$．（ただし，$\tau=50$については，$y'^{\tau}_{t}=10\times y^{\tau}_{t}$）利子率は昭和49年の平均約定金利 0.0913 を用いた。

(10)　以下の推定式でも同様である。

hの所得弾性値と，Hの所得弾性値との差は価格の地域間変動であると考えられる。

一方，地域を神奈川県にコントロールして(5)及び(6)式で所得弾力性を推定した結果が表2である。この場合，データが38の所得階級に区分してあるので，所得の中には変動所得を含む可能性が強いことから，もはや，恒常所得概念とは考えられず，用いられた所得概念はmeasured incomeである。いずれにせよ，やはり，所得弾力性の推定値は同一の所得概念を用いたにも拘らず，(4)式からの推定値と(5)式からのそれとでは若干異なる。しかし，双方の相違は，全国都道府県平均値の場合ほど大きくはない。このことは，地域を神奈川県という一地域にコントロールしたことによって，地域による住宅の価格の変動分が小さくなったためであると考えられる。依然として残る若干の相違は，住宅の質の差を反映していると考えてもよい。

表2　神奈川県グループデータを用いた場合の所得弾力性の推定値

	所得弾力性（t値）	R^2
スペース	0.282　(9.465)	0.888
住宅価値	0.356 (11.042)	0.914

推定式　$h=\alpha+\beta y$

$H=\alpha'+\beta' y$

所得弾力性値は平均におけるもの。

(4-2) 神奈川県データを用いた場合

(a)　世帯主年齢別住宅消費の所得弾力性

次式の住宅需要関数を年齢別に推定した。

(7)　$h=\gamma+\delta V$

(8)　$H=\gamma'+\delta' V$

結果は表3に示されている。この表から読み取れる特徴的実証結果は，「住宅消費の所得弾力性の推定値は，年齢の上昇とともに低下してゆく」ことである。この傾向は，住宅消費の尺度としてhを用いた場合でも，Hを用いた場合でも妥当する。又，この実証結果は，G. Carliner の結果とも一致する。彼は恒常所得を用いて年齢のダミー変数（2こ）を導入して所得弾力性値を推定した結果，若年の Owner の弾力性は老年のそれより有意に大きいことを示した。

表3　年齢別住宅需要の所得弾力性の推定値

年齢＼所得弾力性	スペース（t値）	住宅価値額（t値）	サンプルサイズ
1.　～29歳	0.314　(8.899)	0.425　(9.387)	318
2.　30～34	0.283 (14.941)	0.395 (15.602)	855
3.　35～39	0.302 (17.488)	0.467 (19.433)	925
4.　40～44	0.257 (13.952)	0.460 (18.289)	666
5.　45～49	0.215 (10.259)	0.388 (13.724)	457
6.　50～	0.157　(7.584)	0.266 (10.168)	346

所準弾力性値はいずれも平均における数値。

一方，表3から読み取れるもう一つの結果は，(4-1) で得られた神奈川県のグループデータを用いて求められた所得弾力性推定値は，hに関しては，表3の年齢別推定値の中間に位置し，Hに関

注(11)　以下の住宅消費関数でも，簡単化の為に，撹乱項は推定式から省略した。

しては，年齢の第6グループを除いて，すべてグループデータからの推定値は，表3の推定値の下方に位置するということである。このことから，価値タームで住宅消費を推定した場合，グループデータを用いた場合の住宅消費の measured income 弾力性は，個票を用いた nomal income 弾力性より低くなるという帰結を得る。

(b) 年齢別，世帯人員別住宅消費の所得弾力性

ここでの主な関心は，住宅消費の所得弾力性を，measured income と生涯所得について推定し，双方の推定値を比較し従来広く認識されている「measured income を用いた住宅消費の所得弾力性は normal income を用いた場合のそれよりも低くなる」という事実を検討するものである。

表4　年齢別世帯人員別住宅需要の所得弾力性推定値 (lifetime incomeのケース)

(1)スペース

年齢＼世帯人員	2人（t値）	3人（t値）	4人（t値）	5人（t値）	6人以上（t値）
1. ～29歳	0.330 (4.954)	0.229 (3.909)	0.190 (3.853)	——*	——*
2. 30～34	0.275 (5.212)	0.299 (9.294)	0.234 (8.456)	0.202 (4.342)	0.175 (2.869)
3. 35～39	0.310 (4.694)	0.275 (5.474)	0.276 (12.783)	0.279 (8.995)	0.203 (4.046)
4. 40～44	——*	0.207 (5.270)	0.253 (10.475)	0.293 (8.661)	0.271 (5.349)
5. 45～49	0.295 (3.606)	0.276 (4.176)	0.190 (7.586)	0.240 (5.734)	0.227 (4.100)
6. 50～	0.209 (2.487)	0.099 (2.167)	0.143 (4.223)	0.158 (5.155)	0.131 (3.421)

(2)住宅価値額

年齢＼世帯人員	2人（t値）	3人（t値）	4人（t値）	5人（t値）	6人以上（t値）
1. ～29歳	0.435 (5.474)	0.432 (6.013)	0.176 (2.957)	——*	0.248 (2.208)
2. 30～34	0.389 (5.052)	0.480 (10.807)	0.347 (9.040)	0.287 (5.018)	0.287 (3.874)
3. 35～39	0.495 (6.559)	0.465 (7.158)	0.426 (13.425)	0.451 (9.987)	0.422 (6.019)
4. 40～44	0.497 (3.179)	0.428 (6.857)	0.465 (14.219)	0.451 (9.647)	0.394 (5.635)
5. 45～49	0.384 (3.920)	0.373 (4.106)	0.348 (11.294)	0.432 (7.532)	0.561 (6.626)
6. 50～	0.282 (2.593)	0.161 (2.948)	0.252 (6.374)	0.259 (6.174)	0.320 (5.252)

* t値が5％水準で有意でなかったもの。　　所得弾力性値は平均における数値。

サンプルサイズ

年齢＼世帯人員	2人	3人	4人	5人	6人以上
1. ～29歳	210	170	98	48	26
2. 30～34	132	293	440	149	66
3. 35～39	49	129	546	243	119
4. 40～44	25	90	381	186	98
5. 45～49	25	84	254	136	58
6. 50～	26	88	162	107	54

今までの分析では，住宅消費に及ぼす所得以外の要因として，世帯主年齢のみを取り上げてきた

が，その他の要因のうちで重要なものは世帯人員数である。そこで，(7)，(8)式を年齢別，世帯人員別に推定した。同様に，説明変数に measured income を用いた次式をも推定した。

(9) $h=\mu+\rho y$

(10) $H=\mu'+\rho' y$

結果は表4と表5に示されている。表5の中の小文字 l は，生涯所得の所得弾力性推定値よりも小さい値をとるものを示す。これらの結果より，measured income による推定値は必ずしも生涯所得によるそれよりも小さくはない。このことは，h で推定した場合でも，H に基づいて行った場合でも同様である。

表5　年齢別・世帯人員別住宅需要の所得弾力性推定値（measured income のケース）

(1) スペース

世帯主年齢＼世帯人員	2人（t 値）	3人（t 値）	4人（t 値）	5人（t 値）	6人以上（t 値）
1. ～29歳	0.205 l (2.931)	0.151 l (2.492)	0.201 (3.784)	—— *	—— *
2. 30～34	0.280 (4.549)	0.315 (8.124)	0.223 l (7.363)	0.210 (3.942)	0.185 (2.407)
3. 35～39	0.375 (5.165)	0.297 (4.912)	0.283 (11.523)	0.267 l (7.457)	0.253 (4.638)
4. 40～44	—— *	0.240 (4.898)	0.224 l (8.465)	0.259 l (6.715)	0.260 l (3.986)
5. 45～49	0.271 l (2.910)	0.272 l (3.641)	0.171 l (6.349)	—— *	0.219 l (3.767)
6. 50～	0.234 (2.095)	0.146 (2.249)	0.218 (5.106)	0.170 (3.941)	0.172 (2.874)

(2) 住宅価値額

世帯主年齢＼世帯人員	2人（t 値）	3人（t 値）	4人（t 値）	5人（t 値）	6人（t 値）
1. ～29歳	0.244 l (2.677)	0.368 l (5.237)	0.156 l (2.286)	—— *	—— *
2. 30～34	0.381 l (4.022)	0.517 (9.217)	0.342 l (8.076)	0.287 (4.210)	0.326 (8.076)
3. 35～39	0.557 (6.287)	0.509 (6.365)	0.433 (11.834)	0.436 l (8.689)	0.453 (5.031)
4. 40～44	0.512 (2.825)	0.451 (5.574)	0.496 (12.385)	0.430 l (7.687)	0.419 (4.603)
5. 45～49	0.352 l (3.247)	0.364 l (3.308)	0.353 (9.579)	—— *	0.611 (7.326)
6. 50～	0.397 (2.810)	0.252 (3.307)	0.359 (7.028)	0.254 l (4.481)	0.453 (4.884)

* 印は t 値が5％水準で有意でなかったもの。

G. Carliner は，同一の個票データを用いて，measured income による推定と恒常所得による推定を行い，前者による推定値が後者によるそれを下廻ることを示したが，彼の場合，データを家計のライフサイクル特性でコントロールしていない。一方，ここでの場合は，データをライフサイクル特性で30のケースにコントロールし，かつ，normal income のもう一つの概念である生涯所得を用いた。

これらの結果より，前述の広く認識されている事実はデータを家計のライフサイクル特性によって区分した場合，かつ，normal income に生涯所得を用いた場合には妥当しないことを示している。一般に，恒常所得を normal income として用いる場合には，家計は変動所得から全く消費しないことを前提にしているので，全所得から変動部分を取り除くことが必要である。一方，生涯

所得の中には変動所得も含まれる可能性があり，家計はその変動所得をも残余の期間中に消費し尽くす[12]。従って，恒常所得概念を用いる場合には，いかにして全所得から変動部分を取り除くかということが，その推計方法にとって重要な点となる。このことが，恒常所得の様々な推計方法を生み，よって，恒常所得による住宅消費の所得弾力性値の相違を生むことになる。一方，生涯所得の推計については，その可能性はなくなり，かつ，住宅消費が家計のライフステージによって相違することを考慮に入れるならば，恒常所得よりも生涯所得を用いる方が，住宅消費の分析に対しては，より適切な説明変数であると言える。

さてもう一度，表4，5に戻ると，そこからは家計のライフサイクル特性による所得弾力性の変化の興味ある結果が見い出される。前述の(a)の分析において，年齢の上昇とともに所得弾力性推定値は低下するという傾向が示されていた。この傾向は，更に世帯人員を一定としてみても見い出される傾向である。つまり，世帯人員を一定にして，年齢別に所得弾力性をみると，中年層（35歳～39歳を含む）をピークにして低下傾向をもつ。よって年齢35歳～39歳におけるhの所得弾力性が他の年齢区間よりも高いということは，この年齢区間において住宅消費の需要が他の区間よりも強いことを表わしている。一方，世帯主の年齢を一定とすると，所得弾力性は，hを用いた場合には40歳～44歳，Hを用いた場合には45歳～60歳を例外として全般的に低下傾向をもつ。この事実は，F. de Leeuw の実証結果である，「世帯人員が増加すると住宅消費の所得弾力性は上昇する」という帰結に反する。このことは，彼の場合には，データを年齢によってコントロールしていないことから生ずる相違と考えられる。

ところで，16の家計のライフサイクル特性でデータをコントロールしてアメリカの住宅消費の所得弾力性を推定した興味ある実証結果が，R. Straszheim により報告されている[13]。彼は住宅消費を多次元的サービスの複合体であると規定し，そのうちの室数がここでの住宅スペースに対応する[14]。彼の場合の所得は measured income である。幾つかの推定結果のうち報告されているのは，「子供1人，世帯主年齢30歳～39歳」であり，その所得弾力性推定値は0.120である。ここでの分析で対応するものは，measured income で推定した0.315と0.297であり，normal income で推定した場合は，0.299と0.275である。いずれも彼の推定値より高い。これは日本とアメリカの住宅需要の相違を表わしている一つの興味ある結果である。

第5節　時系列データに基づく分析

住宅需要の所得弾力性に関して，時系列分析はあまりなかった。ここでは，時系列データを利用

注(12)　これは消費に関する恒常所得仮説とライフサイクル仮説の重要な相違の1つである。
(13)　サンフランシスコの1965年の個票データである。
(14)　多次元的サービスを測る尺度として，室数の他に，敷地面積，住宅の築令構造を用いている。

して地域別にその推定値の相違を検討する。全国と大都市圏とで，まず次式の住宅消費関数により推定し，更に大都市圏を市街地人口の 62.5% が集中していると言われている，関東臨海，東海，近畿臨海に区分して推定した。更に，前節との係わりで神奈川県のみを取り上げ時系列で推定を行った。

(11) $h=a+b\frac{y}{P}+c\frac{P_c}{P}$

(12) $\frac{H}{P}=a'+b'\frac{y}{P}+c'\frac{P_c}{P}$

ここでPは建築工事費デフレーター（住宅建設，建設省）であり，P_cは消費者物価指数である。yは平均月収である。なお用いたデータは住宅金融公庫（前述）の昭和46年から53年である。結果は表6及び表7に示してある。推定結果のうち，所得係数は有意に推定されているが，価格係数については，その符号は通常理論から要請されるそれとは反対である。このことは，用いられた住宅の

表6　時系列住宅需要関数及び所得弾力性推定値（住宅スペース）

地域	切片（t値）	所得係数（t値）	相対価格係数（t値）	自由度修正済決定係数	ダービンワトソン比	hの所得弾力性
1. 全国	66.6996 (4.34)	0.5707E^{-3}(7.65)	-89.7134(-3.79)	0.8926	1.76	0.7965
2. 大都市圏	63.4642 (2.80)	0.5144E^{-3}(3.73)	-86.8674(-2.18)	0.6715	1.85	0.7565
関東臨海	60.9707 (4.02)	0.4824E^{-3}(6.38)	-85.7745(-3.52)	0.8632	1.90	0.7686
東　海	52.1577 (2.67)	0.6561E^{-3}(5.22)	-91.0750(-2.71)	0.8208	2.00	0.8557
近畿臨海	60.1774 (2.50)	0.4885E^{-3}(2.61)	-76.7953(-1.50)	0.5194	1.46	0.7075
3. 神奈川県	57.4168 (3.27)	0.4824E^{-3}(4.84)	-88.8646(-2.89)	0.7800	1.43	0.8087

（注）所得弾力性推定値は各々平均におけるもの。
E^{-3}は10^{-3}を示す。

価格指数が分析にとって適切でなかったことを示唆するかも知れない。しかしt値の判定による係数は有意であることから，住宅需要行動においては，価格が上昇するにも拘らず根強い需要が存在することを示し，通常の財とは異なった特質を住宅財がもっている可能性を表わしているとも考えられる。

表7　時系列住宅需要関数及び所得弾力性推定値（住宅価額値）

地域	切片（t値）	所得係数（t値）	相対価格係数（t値）	自由度修正済決定係数	ダービンワトソン比	Hの所得弾力性
1. 全　国	3.9636(1.968)	0.8015 (8.20)	-13.8357(-4.46)	0.9011	2.18	2.3713
2. 大都市圏	4.1298(1.618)	0.9289 (5.98)	-17.5818(-3.92)	0.8403	2.62	2.7157
関東臨海	3.3748(1.615)	1.0102 (9.70)	-19.8213(-5.90)	0.9340	1.80	3.0514
東　海	3.2825(1.588)	1.1571 (8.71)	-19.2576(-5.43)	0.9210	1.38	3.1139
近畿臨海	3.6150(1.120)	1.4706 (5.87)	-29.9268(-4.39)	0.8340	1.67	4.1465
3. 神奈川県	3.1511(1.360)	0.9086 (6.95)	-18.4205(-4.58)	0.8772	2.40	2.8325

（注）所得弾力性推定値は各々平均におけるもの。

この表より明らかなことは，同一の地域（神奈川県）でも時系列弾力性はクロスセクションのそれよりも著しく大きいことである。更にhの弾力性は1以下であるのに対しHのそれは1以上の大

きな値である。このことは，興味ある一つの事実を引き出す。即ち，住宅を保有しようとしている家計は，所得が時系列的に変化したときに，スペースはそれほど増加させないが，質的には大きくその消費を増加させようとする。このことは，スペースは世帯人員によって大体決められている住宅部分の必需的部分であるが，住宅の構造，その他の質的部分は所得によって弾力的に変化する。(15)

いずれにせよ，このクロスセクションの所得弾力性推定値と時系列のそれとの相違は非常に大きい。このことは，家計の異時点間の動学的行動においては，住宅の質的部分は所得に対し非常に弾力的に反応することがわかる。一方，このクロスセクションと時系列との相違の理由の一つは，時

表8　時系列データにおける世帯主年齢及び世帯人員数の推移

	昭和46年	昭和47年	昭和48年	昭和49年	昭和50年	昭和51年	昭和52年	昭和53年
世帯主年齢(歳)	37.7	37.7	38.0	38.2	38.4	38.2	38.2	38.1
世帯人員数(人)	3.8	4.0	4.0	4.1	4.2	4.2	4.2	4.2

系列分析では，クロスセクション分析とは異なって，住宅消費に及ぼす所得，価格以外の要因をコントロールすることができない。つまり，世帯主の年齢，世帯人員の効果を導入していない。表8で示されているように，時系列分析の期間におけるデータの平均世帯主年齢は37歳～38歳で推移している。これは，前節のクロスセクション分析の結果を援用すれば（表3），一番高い弾力性を示す年齢層である。一方，世帯人員は3～4人で推移している。このことも前節の実証結果を参考にすると（表5，measured income），3～4人の区分で弾力性は一番高い値を示す。これらの効果の相乗作用が時系列の所得弾力性推定値を高めている一因であると考えられる。

次に，地域での住宅需要行動の差をみると，スペースでみた場合，地域間の相違はほとんどないと考えられるが，Hでみた場合にはその相違は無視できない。即ち，全国ベースと大都市圏では弾性値にはあまり差がないが，大都市圏を地域別に検討すると，相違は明瞭に表われる。近畿臨海の弾性値は一番高く，関東臨海，東海地方がそれに次ぐ。このことは，地域による住宅価格が若干相違していることに起因している可能性もある。しかし，現在のところ，この地域区分に対応する価格指数が存在しないので明らかではない。また，宅地価格の相違により，家計の資金状況が土地購入費にどれ程吸収されてしまっているかにも依存するであろう。つまり，同一面積の住宅を建築する場合でも，資金的余力（土地購入費が小さい）がある家計はより質の高い住宅を建築できるであろう。

従って，住宅需要の地域別分析は家計の土地取得行動と不可分の関係にあると考えられる。この方面のデータは現在利用でき得るものは皆無に等しいと言っても過言ではないので，データの整備が待たれる次第である。

注(15)　R. Wilkinson は，住宅消費は住宅消費の必需的消費の部分と status symbol 的消費としての luxury な部分の2つの性格を併せ持つと規定している。

第6節　結論と要約

①グループデータを用いても個票を用いても，量的尺度で測った住宅消費の所得弾力性は，質的尺度で測ったそれよりも低い。このことは，住宅消費の概念の選択は，住宅消費の所得弾力性の推定にとって重要であることを示す。

②グループデータを用いた住宅消費（価値タ－ム）の measured income 弾力性は，個票を用いた normal income 弾力性よりも低い。

③住宅消費は家計のライフサイクル特性によって変化することを考慮に入れ，30のライフサイクル特性によってデータをコントロールし所得弾力性を推定した。その結果，広く認識されている事実である，「normal income の代りに measured income を用いて住宅消費の所得弾力性を推定すると，弾力性を過少推定することになる」は，30の家計のカテゴリーに対しては成立しない。このことより，データが，幾つかのカテゴリーに層化され，かつ，生涯所得が normal income として採用された時には，上述の実証事実は成立しないことが示された。

④世帯主年齢と世帯人員でコントロールした場合の住宅消費の所得弾力性の興味ある傾向が見い出された。所得弾力性は世帯主年齢の上昇とともに低下する。一方，世帯人員を一定とすると，所得弾力性は年齢とともに低下する（但し，2つの年齢区分に対しては妥当しない）。又，年齢を一定とし，世帯人員が変化したときの所得弾力性をみると，中年層でピークの値をもつ低下傾向を示す。

⑤時系列住宅需要関数では，所得弾性値はクロスセクション弾性値よりも著しく大きな値をとる。このことは，この期間で所得の成長が大きかったことに加え，世帯主年齢及び世帯人員の時系列的変化が，クロスセクション分析で最も弾力性の高い区分に対応していることによるものと判断される。又，住宅消費の必需的部分であるスペース（h）については，所得弾力性は1以下であり非弾力的である。質的部分（H）に関しては，弾力性値は1より大きく弾力的である。これは，スペースが住宅の必需的性格の部分を表わしていると考えることの根拠にもなる。

⑥地域別時系列住宅需要関数は，スペースに関する所得弾性値については，地域間の相違があまり見られないが，価値タ－ム（質的部分）に関する所得弾性値の地域間相違は存在する。このことは，住宅建築費の地域間格差もさることながら，地価の相違により，振り分けることのできる住宅建築費の大きさが異なることにより，同一のスペースでも建築費が相違してくることによると考えられる。

REFERENCES

[1] Carliner, G., "Income Elasticity of Housing Demand", Review of Economics and Statistics,

vol. 55, 1973.

〔2〕 Farrel, M., "The New Theory of the Consumption Function", Economic Journal, vol. 69, 1959.

〔3〕 De Leeuw, F., "The Demand for Housing: A Review of Cross-Section Evidence", Review of Economics and Statistics, vol. 53, 1971.

〔4〕 Lee, T. H., "Housing and Permanent Income: Tests Based on a Three-Year Reinterview Survey", Review of Economics and Statistics, vol. 50, 1968.

〔5〕 Maisel, S., J. B. Burham and J. S. Austin, "The Demand for Housing: A Comment", Review of Economics and Statistics, vol. 53, 1971.

〔6〕 Moriizumi, Y., "The Demand for Housing", Mita Gakkai Zasshi, vol. 69, 1976. (in Japanese).

〔7〕 Muth, R., "The Demand for Non-Farm Housing" in The Demand for Durable Goods, ed. by A. C. Harberger, Chicago Univ. of Chicago Press. 1960.

〔8〕 Polinsky, A. M., "The Demand for Housing: A Study in Specificaion and Grouping", Econometrica, vol. 45, 1977.

〔9〕 Straszheim, M. R., "Estimation of the Demand for Urban Housing Service from Household Interview Data", Review of Economics and Statistics, vol. 55, 1973.

〔10〕 Vaughn, G. A., "Sources of Downward Bias in Estimating the Demand Income Elasticity for Urban Housing", Journal of Urban Economics, vol. 3. 1976.

〔11〕 Wilkinson, R. K., "The Income Elasticity of Demand for Housing", Oxford Economic Papers, vol. 25, 1973.

〔12〕 山田浩之，その他，"東京大都市圏における住宅市場の計量分析" 経済企画庁経済研究所，研究シリーズ，31号，昭和51年。

(成蹊大学，杏林大学非常勤講師)