

住宅価格指数と市場効率性

中 村 良 平

1. はじめに

住宅は、水や空気、また食料のようにそれがないと生きていけないというものではないが、人間の日常生活にとっては必要不可欠のものである。したがって、我々は何らかの形でシェルターとしての住宅から恩恵を受けているのである。このことは、我々は、日々、住宅というストックから得られるサービスを消費しており、住宅が消費財としての役割を演じているということの意味している。

消費財としての住宅から得られる便益は、食料のように食べればなくなるといった一時的なものではなく、その住宅に住んでいる限り続くものである。これは、住宅が耐久期間の非常に長い財であることに由来している。耐久性のある財は、何も住宅だけではない。自動車や家電製品、家具、さらにビデオ・テープやCD、書籍類など今日身の回りにある多くのものがそうである。しかしながら、そのような耐久消費財の中でも、住宅は最も耐久期間の長い財と言える。

この耐久性を有した消費財が持っている特徴は、その市場の種類に反映されている。耐久性があるということは、その財の市場において、売買市場だけでなく賃貸市場も存在する可能性がある。たとえば、レンタル・ビデオ店、レンタカー、また家具や家電製品のリース業などがあるように、住宅についても賃貸住宅と分譲住宅といった2つの異なる市場が存在している。し

たがって、財がストックとして売買されるときは価格とフローとしてレンタルされたときのサービス価格の両方があることになる。さらに、耐久性があるということは、新品の市場と中古市場といった2つの市場が存在する。住宅であれば、新築住宅の市場と中古住宅の市場といったことになる。これらのことは、消費者あるいは利用者の立場から見ると、購入するか一定期間借りるかといった選択だけでなく、同時に新しいものにするか中古のものにするかという選択もできるということを意味している。

もう1つの重要な特徴としては、財における異質性の存在があげられる⁽¹⁾。たとえば自家用自動車という同一種類の財のなかでも、異なるメーカーの場合はもちろん、同じメーカーの製品でもその製品を構成している個々の要素が異なり、全体として品質が異なるといった財についての異質性が存在する。同じ会社が施工したマンションのなかで、同じ間取りであっても建物の中で位置している階数や方位が異なっているとき、これらの住宅は質的に異なるものとして捉えられる。そして、住宅は、広さや間取りのような構造的属性のみならず、周辺環境や都心までの時間距離など立地点固有の特性といった多くの特性からも構成されており、それらは通常、互いに切り離したり、任意の大きさに分割することはできないのである⁽²⁾。

立地点固有の特性が住宅属性の構成要素になるということは、住宅の移動不可能性といった性質に依っており、これは住宅が他の耐久消費財と最も異なっている特徴である。動かすことができないという性質と関連して、住宅市場はかなり地理的に分割されていると考えられる。全国市場で住宅を探すという人は、まずいないであろう。賃貸から持ち家へ、マンションから一戸建てへとといった個人の意志での住み替えの場合、通常、同一都市圏の中にお

(1) この特徴は、必ずしも耐久消費財に固有のものではない。非耐久消費財でも、たとえば、最近のビールのように品質の多様化が行われているものもある。

(2) 部品を交換するといった意味で、バス・ユニットを交換するとか流し台を入れ替えるといった基本的なパーツを交換することはできる。

いて住宅を探すであろう。このことは、住宅は全国市場というよりも、各都市圏において、それぞれの地域的市場を形成しているといえ、その結果、住宅に関する不動産情報も地域的なものとなってくる。

本稿では、以上のような住宅が固有にもっている特徴に注意を払いながら、以下に住宅に関する価格のとらえ方、そして住宅市場の効率性の問題に関して考察していく。

2. 住宅の価格指数

住宅というものは、それぞれが様々な特性から構成されているお互いに同質でない異質な耐久財であることはよく知られていることであり、しかも価格に対する品質間の関係が一般に非線形となっている。それが故に、単純に任意の2つの住宅市場におけるある時点の住宅価格の平均値を比較してどちらの市場の住宅価格が高いとか低いとかを述べたり、あるいは同じ住宅市場においても異時点間の住宅価格の平均値を比較して住宅価格が上昇したとか下降したとかを一言で結論づけることはできないのである。

そこで、住宅市場間の価格や異時点間の住宅価格の変化について、整合的かつ統一的に比較できる価格指数を構築することができれば、そのような価格指数を用いて、集計的な概念で市場間や異時点間の価格比較ができるようになる。そしてさらに、それらの指数を用いて、投資効率の程度とか市場効率性の検定なども行うことができるのである。

住宅価格指数 (housing price index) を構築する方法として代表的なものに、パラメータ推定を伴うパラメトリック・アプローチがある⁽³⁾。そして、

(3) もう一つはパラメータの推定を伴わないノンパラメトリック・アプローチであり、その代表的論文としては、Mark and Goldberg (1984) や Meese and Wallace (1991) などがある。

パラメトリック・アプローチは、ヘドニック・モデルによるアプローチと複数回の販売データを用いて推定する repeat sales method に分けられる。

2. 1 ヘドニック・アプローチ

ヘドニック・モデルによる分析は、本来は、品質の異なる財の間において、それらの品質を調整した統一的な価格指数を構築するための手法である。しかしながら、1980年代以降は、不動産市場、特に、土地市場や住宅市場における市場価格のクロスセクショナルな変動要因を分析するのに多く適用されてきた。すなわち、市場価格をそれらの構成要素である属性や特性に回帰し、それらの限界価値を算出するといった都市経済学の分野で多く用いられてきた。ところが、アメリカの大都市における住宅価格の高騰やそれに関連しての住宅への投資の効率性などへの問題に対して、1980年代半ばから、再びヘドニック・モデルを使っての価格指数の構築に関心が払われるようになってきた。

ヘドニック・モデルを使って質的違いを是正した異時点間で比較可能な価格指数を求めるには、まず各期間においてのヘドニック市場価格関数

$$\ln P_t = f(\ln Z_{t,1}, \dots, \ln Z_{t,n}) \quad (1)$$

をクロスセクション・データで推定する。ここで、

P_t : 時間 t における販売価格

Z_t : 住宅特性と立地特性のベクトル

である。そして全サンプルにおける各属性の平均値を使って、各期間において推定されたパラメータから質的違いを是正した住宅価格を計算し、その系列によって住宅価格指数を構築するのである。

もう1つの方法は、ヘドニック関数のパラメータ推定値が異時点間で同じであるものとし、各属性の評価額は時間に比例的に変化するという仮定の下、販売時期のダミー変数を導入して、

$$\ln P_t = f(\ln Z_t, D_1, D_2, \dots, D_T) \quad (2)$$

を全サンプルを使ってヘドニック関数を推定する方法である。この場合、ダミー変数のパラメータ推定値が、年々の住宅評価額を表すことになり、そこから価格指数が構築される。これは、いわゆる品質調整済みの価格指数と呼ばれるものである⁽⁴⁾。

Clapp, Giaccotto and Tirtiroglu (1991)は、住宅評価額における測定誤差の存在を考慮し、(2)式のモデルを以下のように拡張している。

まず、初期時点における真の市場価格 (V_0) は、(2)式の推定結果を用いて、

$$\ln V_0 = g(\ln Z_0) \quad (3)$$

と表せる。いま不動産鑑定士など住宅評価者の評価額 (A) と上の真の市場価値との間の関係を

$$\ln A_t = a + b \ln V_t + e \quad (4)$$

と仮定する。ここで、 e は平均0の攪乱項である。(2)式と(3)式の関数型をともに対数線形に特定化し、(3)・(4)式を(2)式に代入すると、

$$\ln P_t = C + \frac{1}{b} \ln A_t + c_1 D_1 + c_2 D_2 + \dots + c_i D_i - \frac{e}{b} + e' \quad (5)$$

となる。ここで、 $C = -\frac{a}{b}$ そこで、時間 t における市場価値と時間 0 における評価額との対数をとった形での差は

$$c_t = E[\ln P_t] - \frac{1}{b} \ln A_0 - C \quad (6)$$

となり、 c_t は期間 $t=0$ を基準とした期間 t における価格指数を表していることになる。

このように品質の違いをコントロールしたヘドニック価格指数は主としてダミー変数のパラメータ推定値として求められることになるが、Smith and

(4) この方法によるヘドニック価格指数の算出例としては、Palmquist (1980) や国内では田辺 (1994) などがある。

Tesarek (1991) は、住宅価格は品質に関して非線形性が高く単一の価格指数を構築することは困難であるとし、様々な品質水準に対しての価格指数を導いている。

彼らの手順は、まず基準年 ($t=0$) におけるヘドニック関数(1)式を推定する。次に、他の年次 ($t=t$) の住宅データを推定式に代入し、その計算結果を(7)式のように基準年に対する各住宅の品質指数 (Q_i) とする。

$$\ln Q_i \equiv \ln \hat{P}_i = f(\ln Z_{i,1}, \dots, \ln Z_{i,n}) \quad (7)$$

例えば、基準年を1980年とすると、そこでの市場価格が4000万円である住宅は4000ユニットの品質水準をもっているとし、市場価格が縦軸で品質指数を横軸としたグラフでは、基準年のデータは45度線上にプロットされることになる。次に1985年のデータについては、推定された(1)式に代入することで求められた品質指数と実際の市場価格がプロットされることになる。ある年次のデータが、45度線より上にある場合は市場価格が品質指数を上回っていることを意味している。そして、基準年以外の時点については、

$$P_{i,t} = h(Q_{i,t}, Q_{i,t}^2, Q_{i,t}^3, \dots) \quad (8)$$

といった市場価格を品質指数を説明変数としたその多項式に回帰することで、品質水準に対応した連続的な価格指数を求めることができる。そして、各年次において、各々の品質水準に対応して、価格指数を(8)式の推定結果を用いて算出できる。

しかしながら、このようなヘドニック・アプローチによる価格指数の構築には、いくつかの問題点が残されている。そのうち最も重要なのは、適切な関数型選択の問題と選択されなかった説明変数が存在するという問題である。前者については、Box-Cox変換を施してより良い関数型を探索する以外には決め手はないのが現状である。後者については、除かれた変数 (omitted variables) の存在を認めた形の定式化によって推定のバイアスを小さくすることである。これは、測定誤差を持った変数についても同様である (Clapp, Giaccotto and Tirtiroglu, p.275)。また、時間経過の中でのヘドニック関数の

推定係数の変化の検定の必要性なども残された課題と言えよう。

2. 2 Repeat Sales Method

1つの住宅が複数回販売されたという意味でのリピート・セールスのデータを利用して住宅価格指数を構築する手法は、最近ではアメリカにおいて多くの研究成果が見られるが、この方法は Bailey, Muth and Nourse によって1963年に示されたのが始まりである。

Bailey, Muth and Nourse (1963) のモデル (B-M-N) では、1回目と2回目の販売期間の間では住宅の品質についての変化はないものと仮定し、その間での対数価格の差を

$$\ln(P_{i,t}/P_{i,t-k}) = a_c \ln(C_t/C_{t-k}) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

のように定式化する。ここで、

$P_{i,t}$: 住宅 i の時間 t における価格

C_t : 都市レベルでの時間 t における未知の住宅価格指数

ε_{it} : 平均がゼロで、分散が一定の σ^2 、系列相関はない

この(9)式の推定において、右辺の説明変数を、その住宅が第1回目の販売であれば-1、2回目の販売であれば1、その他は0をそれぞれとるダミー変数とする。また、第1回目の販売がサンプル期間の最初であれば、そのときのダミー変数はない。すなわち、

$$\ln(P_{i,t}/P_{i,t-k}) = a_1 D_1 + a_2 D_2 + \dots + a_T D_T + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

のような推定式を考え、これを最小自乗法で推定する。このことは、 C_t が単純にダミー変数の係数の推定値となるということであり；それが対数をとった価格指数を示す。そして、サンプル期間の最初の価格指数の対数値はゼロとなる。

たとえば、サンプル期間が'81年から'85年までの場合だと、データ行列は次頁のように表すことができる。

このようなダミー変数の取り方は、(2)式のヘドニック・モデルを線形に特

2回目の 販売価格	1回目の 販売価格	D_{82}	D_{83}	D_{84}	D_{85}
P_{85}	P_{84}	0	0	-1	1
P_{85}	P_{83}	0	-1	0	1
P_{85}	P_{82}	-1	0	0	1
P_{85}	P_{81}	0	0	0	1
P_{84}	P_{83}	0	-1	1	0
P_{84}	P_{82}	-1	0	1	0
P_{84}	P_{81}	0	0	1	0
P_{83}	P_{82}	-1	1	0	0
P_{83}	P_{81}	0	1	0	0
P_{82}	P_{81}	1	0	0	0

定化して

$$\ln P_{i,\tau} = a_0 + \sum_{j=1}^J a_{i,\tau,j} \ln Z_{i,\tau,j} + \sum_{\tau=1}^T c_{\tau} D_{\tau} + e_{i,\tau} \quad (11)$$

を期間 τ での第1回目の販売価格についてのヘドニック式、期間 t での2回目の販売価格についても同様に、

$$\ln P_{i,t} = a_0 + \sum_{j=1}^J a_{i,t,j} \ln Z_{i,t,j} + \sum_{\tau=1}^T c_{\tau} D_{\tau} + e_{i,t} \quad (12)$$

とし、両者の差をとった式

$$\ln(P_{i,t}/P_{i,\tau}) = \sum_{\tau=1}^T c_{\tau} D_{i,t} - \sum_{\tau=1}^T c_{\tau} D_{i,\tau} + \varepsilon_{i,t\tau} \quad (13)$$

を推定することを意味しているのである。

さらに、このリピート・セールスのデータを利用した住宅価格指数は、次の考え方と同等である。いま、 α_k を $k-1$ 期と k 期の間の住宅価格の評価率として、2回の住宅販売の間の価格関係を

$$P_{i,t} = (1 + \alpha_{i,\tau+1})(1 + \alpha_{i,\tau+2}) \cdots (1 + \alpha_{i,\tau-l}) P_{i,\tau} \quad (14)$$

と表そう。ここで両辺の対数を取り、整理すると、

$$\ln(P_{i,t}/P_{i,\tau}) \equiv \sum_{m=\tau+1}^{t-\tau} \ln(1+\alpha_m) \quad (15)$$

となる。各期間ごとの評価率を推定するには、期間ダミーを表す変数を導入して

$$\ln(P_{i,t}/P_{i,\tau}) = \beta_{\tau+1}D_{\tau+1} + \beta_{\tau+2}D_{\tau+2} + \dots + \beta_{t-\tau}D_{t-\tau} + \varepsilon \quad (16)$$

を推定することになる。ここで

$$\beta_{\tau} = \ln(1+\alpha_{\tau})$$

D_t : 期間 t が 1 回目の販売時期と 2 回目の販売時期の間であれば 1 をとるダミー変数

である⁽⁵⁾。

このようなリピート・セールのデータを利用して、住宅の価格指数を最小自乗法によって構築する方法では、誤差項について均一分散の前提が保たれない可能性がある。すなわち、再販売までの期間が長くなるとその分散も大きくなるといった不均一分散の性質を持っていると考えられる。Case and Shiller (1987) は、B-M-N のモデルでは考慮されていなかった個々の住宅の価格変動の項を導入して、次のような 3 段階の加重推定法を提案している⁽⁶⁾。基本的なモデルとしては、住宅 i の期間 t における価格 ($P_{i,t}$) を

$$\ln P_{i,t} = \ln C_t + H_{i,t} + \eta_{i,t} \quad (17)$$

のように分解する。ここで、

C_t : 都市レベルでの期間 t における未知の住宅価格指数

$H_{i,t}$: 時間に依存して個々の住宅価格がドリフトする Gaussian Random Walk Term

$$\Delta H_{i,t} \text{ は平均がゼロで、分散が } \sigma_h = E[(H_{i,t} - H_{i,t-1})^2]$$

$\eta_{i,t}$: 住宅市場の不完全性によって生じる各販売における固有の noise で

(5) (14)~(16)式は、 $P_{i,t} = P_{i,\tau}(1+\alpha_{\tau+1})(1+\alpha_{\tau+2}) \dots (1+\alpha_{t-\tau})$ と同値である。

(6) たとえば、住宅価値の減耗とか周辺の環境の変化による価格の変動である。

分散が $\sigma_N = E(\eta_{i,t})^2$

である。目的は、ある期間における都市レベルでの住宅価格指数 C_t を推定することである。

まず、(17)式において、2回目の販売価格と1回目の販売価格の対数差をとった式

$$\ln(P_{i,t}/P_{i,t'}) = a_c \ln(C_t/C_{t'}) + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

$$\varepsilon_{i,t} = \ln(H_{i,t}/H_{i,t'}) + \ln(\eta_{i,t}/\eta_{i,t'})$$

を考え、これを最小自乗法で直接推定を行う⁽⁷⁾。そして、この推定結果から期間 t における住宅価格の観測値と理論値の誤差を

$$y_{i,t} = \ln P_{i,t} - \ln \hat{P}_{i,t} \quad (19)$$

$$\equiv \ln P_{i,t} - [\ln P_{i,t'} - \hat{a}_c \ln(C_t/C_{t'})]$$

と求める。

次の第2段階では、(19)の平方誤差を定数項付きで再販売までの期間（月数など）に回帰する。すなわち、

$$y_{i,t}^2 = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \Delta T \quad (20)$$

という回帰分析を行う。ここで、定数項 (\hat{b}_0) は σ_N^2 の推定値で、勾配 (\hat{b}_1) は σ_N^2 の推定値となる。

そして第3段階では、(20)式から得られた理論値の平方根の逆数をウェイトとして、

$$\ln \frac{P_{i,t}}{\hat{y}_{i,t}^2} = \ln \frac{C_t}{\hat{y}_{i,t}^2} + \frac{H_{i,t}}{\hat{y}_{i,t}^2} \quad (21)$$

のような式を考え、これについて(18)式のような差分をとった形での加重最小自乗法（一般化最小自乗法）を行う。ここで推定されたパラメータは、不均一分散に対して是正された不偏推定量となる。したがって、WRS_t (Weighted Repeat Sales) 指数は $P_{i,t}^* = P_{i,t}/\hat{y}_{i,t}$ 、 $C_t^* = C_t/\hat{y}_{i,t}$ として、再び(18)式を推定す

(7) 推定の仕方は、(10)式や(13)式と同様である。

ることと得られる。

このようなリピート・セールスのデータを用いた価格指数の構築は、ヘドニック・モデルのような関数型を特定化したり質的屬性値の測定といった困難性を取り除くといった利点がある。しかしながら、そのモデルの前提には、再販売までの期間において住宅の質的変化が無いものとしている点がある。したがって、住宅の質的変化が発生してると考えられるようなデータはサンプルとして直接扱えないことになり、実質的には質的変化を無視したモデルとなっていると考えられる。これに関連した最大の問題点は、サンプル・サイズの問題である。複数回販売された住宅のサンプルをいくら多くとってもそれは全住宅戸数の一部に過ぎないことから、このようなサンプルでもって住宅市場の価格指数を構築するのは適切ではないということになる。たとえば、Case and Shiller (1987) の使った16年間のサンプルでは、再販売のサンプルは全販売戸数の4.1%に過ぎないのである。また、複数の販売期間において住宅特性の水準が変化した場合など、そのようなサンプルを除外すれば同質住宅の間での価格指数の構築は可能であるが、そうすることによってサンプリング・バイアスの問題が強く発生してくる。さらに、再販売される住宅というのは、高級な住宅よりはむしろ中級以下のよく似たタイプの住宅に多く見られるといった問題がある。

2. 3 Hybrid Approach

Repeat Sales Method のこのような欠点を克服するために、そこにヘドニック・モデルの考えを導入し、1回のみ販売された住宅と再販売された住宅の両者の情報を結合して、それらを有効に利用できるようなアプローチが、Hybrid Modelとして、Case and Quigley (1991) などによって示されている。

彼らのモデルは、時間の経過を明示的に考慮するために、まず初期時点 $t = 0$ におけるヘドニック関数式を、 Z_1 を連続変数、 Z_2 を質的変数、 Z_3 を0-

1 変数として,

$$\ln P_0 = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Z_1 + \alpha_2 \ln Z_2 + \alpha_3 Z_3 \quad (22)$$

と表す。そして、時点 t におけるパラメータをその間の時間経過の線形関数として,

$$\ln P_t = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1 t) \ln Z_1 + (\alpha_2 + \beta_2 t) \ln Z_2 + (\alpha_3 + \beta_3 t) Z_3 \quad (23)$$

と表せるものとする。したがって、期間 $[t, \tau]$ で 2 回にわたって販売されたサンプルについて、その間に属性値に変化がない場合は、時点 $t (> \tau)$ では,

$$\ln(P_t/P_\tau) = \beta_1(t-\tau) \ln Z_1 + \beta_2(t-\tau) \ln Z_2 + \beta_3(t-\tau) Z_3 \quad (24)$$

となる。一方、期間 $t^* [\tau < t^* < t]$ において、属性値が $[Z_1, Z_2, Z_3] \rightarrow [Z_1^*, Z_2^*, Z_3^*]$ へと変化した場合を考える。すると、変化の直前の住宅価値 ($P_{t^*-1}^*$) は,

$$\ln P_{t^*-1}^* = \ln P_\tau + \beta_1(t^* - \tau) \ln Z_1 + \beta_2(t^* - \tau) \ln Z_2 + \beta_3(t^* - \tau) Z_3 \quad (25)$$

となる。ここで期間 t^* における属性値が変化する直前と直後の住宅価格式は、初期時点 $t = 0$ を基準とした(23)式を用いて、それぞれ,

$$\ln P_{t^*-1}^* = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1 t^*) \ln Z_1 + (\alpha_2 + \beta_2 t^*) \ln Z_2 + (\alpha_3 + \beta_3 t^*) Z_3 \quad (26)$$

と

$$\ln P_t^* = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1 t^*) \ln Z_1^* + (\alpha_2 + \beta_2 t^*) \ln Z_2^* + (\alpha_3 + \beta_3 t^*) Z_3^* \quad (27)$$

となることから、住宅の属性値が変化した前後での住宅価値の関係式は、

$$\begin{aligned} \ln(P_t/P_{t^*-1}^*) &= \beta_1(t-t^*) \ln(Z_1^*/Z_1) + \beta_2(t-t^*) \ln(Z_2^*/Z_2) \\ &\quad + \beta_3(t-t^*)(Z_3^*/Z_3) \end{aligned} \quad (28)$$

と表せる。また、属性の変化直後 (t^*) の住宅価値とその後の 2 回目の販売時点 t における住宅価値との関係は、(24)式の関係を用いて、

$$\ln P_t = \ln P_{t^*}^* + \beta_1(t-t^*) \ln Z_1^* + \beta_2(t-t^*) \ln Z_2^* + \beta_3(t-t^*) Z_3^* \quad (29)$$

と表せる。最後に、(25)式を(28)式に代入した式を、(29)式に代入することによって

$$\begin{aligned} \ln P_t &= \ln P_\tau + \alpha_1 \ln(Z_1^*/Z_1) + \alpha_2 \ln(Z_2^*/Z_2) + \alpha_3 (Z_3^*/Z_3) \\ &\quad + \beta_1(t \ln Z_1^* - \tau \ln Z_1) + \beta_2(t \ln Z_2^* - \tau \ln Z_2) + \beta_3(t Z_3^* - \tau Z_3) \end{aligned} \quad (30)$$

となる。サンプル期間内に1回のみ販売された住宅については(23)式のモデルで、また期間内に2回販売された住宅でその間に質的变化がなかった住宅については(24)式のモデルで、そして、質的变化があった住宅については(30)式のモデルで、必要な係数制約の下、同時推定を行うことになる。

Case and Quigley (1991) では、ホノルルのカハラ地区における住宅について、1980年10月から87年10月までの期間で418のサンプルを用いて分析している。その内訳は、310戸が一度のみ販売された住宅で、108が複数回販売され、さらにその内の61戸が住宅属性の水準に変化があったものである。彼らは、(24)、(24)、(30)式をOLSで個々に推定した場合とGLSで同時推定した場合とで、価格指数の信頼区間を比較検討している。その結果、伝統的なヘドニック手法に比べ彼らの提示したHybrid Modelの方が実証的にも優位であることを示している⁽⁸⁾。

3. 住宅市場の効率性

前節で示した住宅価格に関するより正確な価格指数の構築は、個々が異なる特性を持っているといった互いに異質な財としてとらえられる住宅のような財にとっては、異時点間における価格の比較や地理的に分割された複数の住宅市場間の価格の比較をおこなう場合に非常に重要となってくる。しかし、住宅価格指数の役割はそれだけではない。マクロ計量経済モデルに代表される集計されたデータを扱うモデル分析において、集計された住宅価格という1つの変数をどのように構築するかは重要な問題である。また、住宅は

(8) Case, Pollakowski and Wachter (1991) では、14種類のモデルの定式化によってヘドニック・モデル、リピートセール法、ハイブリッド・モデルを比較した結果、Case and Quigley (1991) のモデルの方法が特に推定値の効率性を高めるといった優位な結果は得られず、サンプル特性に結果は依存しているとしている。そして、様々なタイプのハイブリッド・モデルの開発が必要であるとしている。

その耐久性から資産としての価値も有しており、したがって資産運用の物件としての側面もある。そこで、もし住宅価格に関連した過去の情報によって予測が可能であるならば、その情報を持っている者にとっては、その市場において、住宅を投資財として、人より高い収益をあげることが可能となってくる。マクロ的な計量経済モデルの中で住宅価格関数を特定化する場合に、その説明変数として何期か前の住宅金利、インフレ率、平均所得、さらには一期前の住宅価格などを用いることがしばしばあるが、このことは過去の住宅価格に関係した情報集合によって、将来価格を予測できるということを意味しているのである。以下で述べる市場の効率性の検定において、正確な住宅価格指数の構築は重要な必要条件となってくる。

3. 1 市場効率性の概念

過去の情報集合によって将来の価格動向が予測できるかどうかは、金融市場 (Financial Markets) の分野において、市場の効率性に関する問題として今日まで数多くの分析が試みられてきている。ただし、ここでいう市場の効率性とは、通常の経済学でいうところの資源配分の効率性の概念ではなく、市場における情報の観点からの効率性を意味しているのである。

Jensen (pp. 95-101, 1978)によると、ある情報集合に関して市場が効率的であるということは、その情報に基づいて行動 (取引) することによっては経済的利潤を得ることができないということである。そのような市場では、資産価値に影響を与える情報は直ちに価格にキャピタライズされ、市場情報に基づいて取引している個々の投資家は、他の投資家に比べて異常で高い収益を獲得することはできない。効率性仮説の中で弱い効率性 (Weak Form of Efficiency) の仮説を検定する場合は、情報集合というのは過去の市場価格に限定される。換言すると、効率的市場にいる投資家は、市場の過去の価格変化の歴史を、将来の価格を予想することによって異常な収益を獲得するためには活用できないということである。

効率的市場仮説（EMH：Efficient Markets Hypothesis）の検定は、通常、前提となる情報集合に応じて、次の3つに分類される〔Fama（1970）〕。

1) Weak Form Tests

この検定においては、時間 t における情報集合 (Φ_t) は、過去の価格と取引量のみである。このような情報は、多くの人々が容易にかつ低い費用で利用できる。したがって、この検定における効率的市場であるならば、異常収益率は期待されないことになる。

2) Semistrong Form Tests

この検定においては、情報集合 (Φ_t) は、時間 t における全ての公開された情報を意味する。たとえば、Wall Street Journalで報告された利得のようなものである。このような情報は、多くの人々が容易にかつ低い費用で利用できる。したがって、この検定における効率的市場では、異常収益率は期待されないことになる。

3) Strong Form Tests

この検定においては、情報集合 (Φ_t) は、時間 t において誰にとっても既知の全て情報を意味する。たとえば、経営者の将来の投資・生産計画や価格政策などのようなものである。このような情報はいわゆる内部情報であり、この種の検定を行うことによって、内部情報をもった投資家がこの市場においてより高い収益を獲得しているかどうかを調べることができる。通常、ほとんどの人々は、効率的市場仮説（EMH）のこの形のものは、実際のデータと整合的であるとは考えないであろう。

3.2 住宅市場の効率性

住宅も含めた不動産投資市場が非効率的であるという仮説は、この市場で観察される多くの不完全性の存在に由来しているものと考えられる。ここで市場の不完全性として言われているのは、参入障壁と情報の非効率性の2

つである。ある不動産市場への参入障壁は、不動産市場がしばしば地域固有の性質を有していることから生じることであり、その結果、不動産投資に対して高い情報費用を必要とすることである。不動産情報は、全国市場でないために、参入するには地域固有の情報を必要とする。このような市場における投資家は、ある種の情報（例えば、線引きの変更）に独占的にアクセスできる可能性があり、それを内部情報として利用し高い収益を獲得できることがある。しかしながら、取引費用や情報コストが高いということは、市場が非効率であることの十分条件とはならない。取引費用が高くても、利用できる情報が、価格に十分反映されうるからである。

市場の効率性仮説を検定するということは、ある効率的な市場において期待される収益率と実際の収益率とを比較することである。この検定を実施するためには、期待収益についての仮定を特定化する必要がある。期待収益は時間に関して一定であるとか、非負であるとか、1つの資産に対しての期待収益は市場の平均に等しい、などのような様々な仮定が多くの分析において採用されてきている。このような仮定が必要であるとする、効率性市場の検定をおこなうということは、期待形成についての仮説も同時に結合検定としておこなうことを意味している。

いま住宅を資産運用物件の1つとして購入して、そこから収益を得ることを考えてみよう。そのときの t 期首において予想される $t+1$ 期首での予想収益率 ($E[R_t]=R_t^e$) は、家賃収入 (r_t) に対して所得税 τ がかかってくることを考慮に入れると、

$$E[R_t]=\frac{(1-\tau_y)r_t+(P_{t+1}^e-P_t)}{P_t} \quad (31)$$

と表すことができる。③1式を、情報集合の存在を考慮して書き改めると、

$$E[R_t | \Phi_t]=\frac{(1-\tau_y)r_t+(E[P_{t+1}^e | \Phi_t]-P_t)}{P_t} \quad (32)$$

となる。

ここで各資産市場間で裁定が働くとする、他の資産市場との間の収益率は等しくなるはずである。したがって、住宅市場が効率的であるならば、住宅に投資することによって得られる(31)式のような収益率は、他の投資機会に比較して変わらない。このことは、住宅への投資効率と他の安全資産の投資効率との間の差の期待値がゼロで、誤差が時系列的に見て系列相関を持たないランダムな動きをすることを意味している。

いま、代替資産の収益率を θ とすると、このときの住宅の資産運用のリスク・プレミアムは、

$$E[R_t | \Phi_t] - \theta \quad (33)$$

となる。そこで、実現した事後的な収益率と期待収益率の関係を誤差項 u_t の存在を考慮して

$$R_t = E[R_t | \Phi_t] + u_t \quad (34)$$

とする。そして、(33)式には過去の収益率の系列 $(\Phi_t; R_{t-1}, R_{t-2}, \dots)$ が情報として含まれるとすると、

$$R_t = \theta + \sum_{j=1} \gamma_j R_{t-j} + u_t \quad (35)$$

という回帰モデルを考えたときに、パラメータ (γ_j) の推定値が全ての j についてゼロになることが市場が効率的であることの検証となる。

このような市場モデルでの弱効率性仮説の検証は、日本の住宅市場については、伊藤・廣野(1992)によってなされている。用いたデータは、週間住宅情報誌から、1981~92年までの12年間で、マンションの販売物件と賃貸物件ともに山手線・中央線の20の駅から各々2サンプルの合計 $480 \times 2 = 960$ サンプルである(各年について1個のサンプリング)。効率性の検証の手続きとしては、まず①分譲・賃貸別に、ヘドニック市場価格関数の推定する。推定式は左辺の片対数で、分譲物件についての右辺の説明変数は、山手線からの時間、面積、築年、1階ダミー、駐車場の有無、南東向き、南向き、RC構造、時間ダミー。また賃貸物件については、山手線からの時間、面積、改

装済みかどうか、駐車場の有無。次に②推定された分譲マンションのヘドニック価格関数に賃貸住宅の属性値を代入することによって、この賃貸物件が売却されたときの理論的価格を求める (P_t と P_{t+1} の算出)。これによって、いくつかの金融資産(定期預金、金融債、譲渡性預金)を比較対象として、賃貸物件を購入した場合の超過収益率の計算を行う⁽⁹⁾。購入条件としては、ローンが0%の場合と70%の場合の2通りを設定している。最後に、③市場の弱効率性の検定を実施する。(35)式の一階自己回帰式を推定した結果、自己相関パラメータの推定値は低く、それがゼロであるという仮説は棄却されえない。したがって、市場の弱効率性の仮説を否定できないということである。彼らは、また、効率市場仮説の検定に先立って、推定されたヘドニック市場価格関数と賃貸料関数の推定結果を用いて、標準物件についての価格・賃貸料比率を計算している。

市場の効率性を検定する方法としては、このような市場モデルによるアプローチだけでなく予測モデルによるアプローチもある。前者には、Linneman (1986) や Draper and Findlay (1982) らによるCAPM (Capital Asset Pricing Model) や、Gau (1985) によるAPT (Arbitrage Pricing Theory) のモデルも含まれる。

市場モデルによる効率的市場仮説の検定では、1つの住宅に関して資産価格と賃貸価格の両方のデータなど多くの情報を必要とし、直接的に検定を実行することが困難であることが一般的である。そこで、市場モデルを使わないで、価格の予測モデルを使って効率的市場の検定が従来からいくつか行われてきた。価格の予測モデルを使う背景には、「効率的市場仮説の下では、情報が十分に価格に反映されるため、ある投資家が将来の価格を予測して他の

(9) 超過収益率 (ER_t) の計算式は、(30)式をベースにしたものとは賃料を期首に払うという点と礼金 (p^0) を考慮していることで少し異なり、

$$ER_t = \frac{\{1 + (1 - \tau_p)\} (r_t + p^0) + (P_{t+1} - P_t)}{P_t} - (1 - \tau_p)i_t$$

市場の投資家に比べて高い収益率を得ることができない」という考えがあり、このことは、逆に、自己回帰モデルにおいて、ラグ月変数の間に有意な自己相関が存在すると、その情報を用いて価格を予測することが可能となることから、ある投資家はより高い収益を得ることができることになる。Gau (1984) は、バンクーバーのアパートと商業用テナントについて、1971年1月から1980年12月までのこれらの不動産の販売価格のデータを用いて、時系列モデル (ARIMA) を推定している。その結果、弱効率性市場の仮説を支持している。Case and Shiller (1989) では、Case and Shiller (1987) で構築した住宅価格指数を用いて、自己回帰モデルで価格指数と超過収益率の予測可能性を調べている。アトランタ、シカゴ、ダラス、サンフランシスコの4つの都市圏で1970年から86年までの間に複数回販売された一戸建て住宅に関して約4,000件のマイクロ・データに基づいて弱効率性の仮説を検定している。ここでは、価格の変化率には正の自己相関が観察され、また(荒っぽい作り方の)超過収益率の自己回帰分析からは、住宅は安全資産の収益率よりも高く、一旦上昇し始めるとその傾向が続くといったことが発見されている(効率的市場であるとは言えない)。Case and Shiller (1990) では、収益率の変数の定義をより厳密にし、多くの説明変数を使った回帰分析で、強効率性市場の仮説の検定を行っている。価格に対する建設費用の割合、個人所得の実質上昇率、青年人口の増加率などが価格変化や収益率の変化を予測するのにプラスで有意に示されている。

一般に効率的市場の仮説では、期待の変化は直ちに価格に反映されるから、たまたま価格が上昇してその資産保有者が利得を得ても、期待が変化した後には資産を購入する投資家は効率的市場においては通常の収益を得るに過ぎない。このことから、過去の価格データを情報にしては、投資家は異常に高い収益を得ることかできないならば、市場は弱効率性であると定義されているのである。

しかしながら、弱効率性の検定を行うに当たって、「期待」というものは観

察できないし、事後的な価格を用いたとしても、それが期待の変化を正確に表しているのだという仮定が必要である。したがって、効率性仮説の検定では、実際の収益率と効率市場で期待された収益率の間の比較をする必要があることになることから、どのような期待をしているかについての仮説の検定も効率市場仮説の検定と合わせて行わねばならない。

市場モデルを使っての検定は、例えばインフレ率の変化ような情報が全ての市場の収益率に同様に影響を与えているという前提にしている。それ故、いくつかの不動産市場の間での収益率の比較を行う必要がある。Guntermann and Smith (1987) では、期待収益は市場モデルに従うという仮説を採用し、1つの期間における異常収益が引き続く期間における(市場効果を調整した後の)異常収益を予測するために利用できるかどうかを検定しており、このことは適応期待 (Adaptive Expectation) と市場の非効率性を意味している。そこでは、次の(36)式のように、収益率(厳密には、価格評価率)について、それを複数の57の都市圏の平均値に回帰している。

$$\Delta c_{i,t} = \varphi_{i,0} + \varphi_{i,1} \frac{\sum_{i=1}^N \Delta c_{i,t}}{N} + \varepsilon_{i,t} \quad (36)$$

この誤差項においてクロスセクショナルな相関が全ての時点においてないということは、情報が十分に市場間において価格に反映されていることを意味する。

Tirtiroglu (1992) では、超過収益率の変化率 ($\Delta R_{i,t}$) を

$$\Delta R_{i,t} = \Delta c_{i,t} - \sum_{i=1}^N \Delta c_{i,t} / N \quad (37)$$

と定義し、時間に関する自己回帰式と空間に関する自己回帰式を推定することによって、住宅市場における効率性仮説を検定している。

4. おわりに

本稿では、住宅特性のうち財としての異質性と耐久性から生じる価格指数の構築の問題と市場効率性の検定に関して述べた。住宅価格指数の構築については、ヘドニック・モデルによるアプローチとリピート・セール法によるアプローチ、そして両者を混合したアプローチについてそれぞれ解説し、それらの問題点の指摘をおこなった。また、住宅価格指数を使つての住宅市場の効率性検定の問題については、その考え方を概観した。

わが国での土地価格や住宅価格の変動については、地域レベルでの単純平均のみによって経年変化の評価が議論されている場合が多い。しかしながら、土地や住宅の価格の変化には、交通投資などによるアクセシビリティの変化や近隣環境の変化、さらに住宅価格であればそれを構成する特性の変化といった要因にも依存するところが多々ある。交通投資によるアクセシビリティの変化に対する評価は、土地価格を用いて間接的評価がしばしば行われているが、逆に、このような価格を構成する属性値の変化による効果を区別した形での土地・住宅価格の評価も必要である。そのとき、本稿で示した価格指数の構築と適用が意義を持つてくるのである。住宅価格指数の構築方法に関しては、本稿の2節でも述べたように絶対的に優位な方法というのは今のところ開発されておらず、豊富な住宅市場のデータに基づいた構築方法の手法間の比較研究や新たな手法の開発が望まれる⁽¹⁰⁾。

構築された価格指数を用いての市場の効率性の検定については、証券市場の場合と異なり、住宅は消費財としての特性も強く有しており、その特性を考慮した検定方法の考案が必要になってこよう。また、Guntermann and Smith (1987) や Guntermann and Norrbin (1991) においても述べられてい

(10) 住宅価格指数を構築する手法間の比較研究としては、たとえば、Case et al. (1991) や Crone and Voith (1992) などが挙げられる。

るように、将来の住宅価格の変化について合理的期待形成がなされているかどうかについての検定も必要となってくる。その方法としては、以下のような手続きが考えられよう。

まず、収益率でなく住宅価格そのものについては、

$$P_{t+1}^e = (1 + i_h + \delta)P_t - r_t \quad (38)$$

が導ける。ここで、 i_h は住宅金利で δ は資本減耗に伴う維持管理費である。合理的期待に基づいて市場で住宅価格が形成されるのであれば、

$$P_{t+1}^e = E[P_{t+1} | \Phi_t] \quad (39)$$

となり、実現価格に対しては、攪乱項を考慮して

$$P_{t+1} = E[P_{t+1} | \Phi_t] + \varepsilon_{t+1} \quad (40)$$

と書き改められる。したがって、

$$P_{t+1} = (1 + i_h + \delta)P_t - r_t + \varepsilon_{t+1} \quad (41)$$

となる。そこで住宅価格に関する合理的期待形成の仮説の検定は、

$$P_{t+1} = \mu_0 + \mu_1(1 + i_h + \delta)P_t - \mu_2 r_t + \varepsilon_{t+1} \quad (42)$$

の推定式において、 $\mu_0 = 0$ 、 $\mu_1 = \mu_2 = 1$ という結合帰無仮説を検定することである。変数にトレンドなど非定常性があると、それを取り除いた形で統計的検定を実施する必要があるが生じてくる。あるいは、期待収益率の形での

$$g_t^e = \frac{P_{t+1}^e - P_t}{P_t} = (i_h + \delta) - \frac{r_t}{P_t} \quad (43)$$

から、

$$g_t^e = [(1 - \tau_y)i_h + \delta + \tau_p] + a_1 \Phi_t - a_2 \frac{r_t}{P_t} \quad (44)$$

の回帰式において、 $a_1 = 0$ 、 $a_2 = 1$ という合理的期待形成の仮説を検定することが可能である。

参 考 文 献

- Abraham, J.M. and Schauman, W. S., 'New Evidence on Home Prices from Freddie Mac Repeat Sales Data,' *AREUEA J*, 19, 3, 333-352, 1991.
- Bailey, M. J., Muth, R. F., and Nourse, H. O., 'A Regression Method for Real Estate Price Index Construction,' *JASA*, 58, 933-942, 1963.
- Case, K. E. and Shiller, R. J., 'Prices of Single-Family Homes since 1970: New Indexes for Four Cities,' *NEER*, Sep/Oct, 45-56, 1987.
- Case, K. E. and Shiller, R. J., 'The Efficiency of the Market for Single-Family Homes,' *AER*, 79, 1989.
- Case, K. E. and Shiller, R. J., 'Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market,' *AREUEA J*, 18, 1990.
- Case, B., Pollakowski, H. O., and Wachter, S. M., 'On Choosing among House Price Index Methodologies,' *AREUEA J*, 19, 3, 286-307, 1991.
- Case, B. and Quigley, J. M., 'The Dynamics of Real Estate Prices,' *REStat*, 73, 1, 50-58, 1991.
- Clapp, J. M., Giaccotto, C., and Tirtiroglu, D., 'Housing Price Indices Based on All Transactions Compared to Repeat Subsamples,' *AREUEA J*, 19, 3, 270-285, 1991.
- Crone, T. M. and Voith, R. P., 'Estimating House Price Appreciation: A Comparison of Methods,' *JHE*, 2, 4, 324-338, 1992.
- Draper, D. W. and Findlay, M. C., 'Capital Asset Pricing and Real Estate Valuation,' *AREUEA J*, 10, 152-183 1982.
- Fama, E. F., 'Efficient Capital Market: A Review of Theoretical and Empirical Work,' *JF*, 25, 383-417, 1970.
- Gatzlaff, D. H. and Ling, D. C., 'Measuring Changes in Local House Prices: An Empirical Investigation of Alternative Methodologies,' *JUE*, 35, 2, 221-244, 1994.
- Gau, G. W., 'Weak Form Tests of the Efficiency of Real Estate Investment,' *FR*, 19, 1984.
- Gau, G. W., 'Public Information and Abnormal Returns in Real Estate Investment,' *AREUEA J*, 13, 1985.
- Gau, G. W., 'Efficient Real Estate Markets: Paradox or Paradigm,' *AREUEA J*, 15, 1, 1-12, 1987.
- Goetzmann, W. N., 'The Accuracy of Real Estate Price Indices: Repeat Sales Estimators,' *JREFE*, 5, 5-53, 1992.
- Gunterman, K. L. and Smith, R. L., 'Efficiency of the Market for Residential Real Estate,' *LE*, 63, 34-45, 1987.
- Gunterman, K. L. and Norrbin, S. C., 'Empirical Tests of Real Estate Market Efficiency,' *JREFE*, 4, 297-313, 1991.
- Haurin, D. R., Hendershott, P. H., and Kim, D., 'Local House Price Indexes: 1982-1991,' *AREUEA J*, 19, 3, 451-472, 1991.

Hosios, A. J. and Pesando, J. E., 'Measuring Prices in Resale Housing Markets in Canada,' *JHE*, 1, 4, 303-317, 1991.

Jensen, M. C., 'Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency,' *JFE*, 6, 95-101, 1978.

Linneman, P., 'An Empirical Test of the Efficiency of the Housing Market,' *JUE*, 20, 1986.

Mark, J. H. and Goldberg, M. A., 'Alternative Housing Price Indices: An Evaluation,' *AREUEA J*, 12, 1, 31-49, 1984.

Meese, R. and Wallace, N., 'Nonparametric Estimation of Dynamic Hedonic Price Models and the Construction of Residential Housing Price Indices,' *AREUEA J*, 19, 3, 308-332, 1991.

Palmquist, R. B., 'Alternative Techniques for Developing Real Estate Price Indices,' *REStat*, 62, 442-448, 1980.

Rayburn, W., Devaney, M., and Evans, R., 'A Test of Weak-Form Efficiency in Residential Real Estate Returns,' *AREUEA J*, 15, 220-233, 1987.

Smith, B. A. and Tesarek, W. P., 'House Prices and Regional Real Estate Cycles: Market Adjustments in Houston,' *AREUEA J*, 19, 3, 397-416, 1991.

Thibodeau, T. G., 'Housing Price Indexes from the 1974-83 SMSA Annual Housing Surveys,' *AREUEA J*, 17, 110-117, 1989

Tirtiroglu, D., 'Efficiency in Housing Markets: Temporal and Spatial Dimensions,' *JHE*, 2, 3, 276-292, 1992.

伊藤隆敏・廣野圭子, 「住宅市場の効率性: ミクロデータによる計測」, 金融研究, Vol. 11, No. 3, 17-50, 1992.

田辺 亘, 「マンションのヘドニック価格と収益率の計測」, 住宅土地経済, No.14, 32-39, 1994.

なお, ここで用いた雑誌の略称は, 以下の通りである。

<i>AER</i>	<i>American Economic Review</i>
<i>AREUEA J</i>	<i>American Real Estate and Urban Economics Journal</i>
<i>FR</i>	<i>Financial Review</i>
<i>JASA</i>	<i>Journal of American Statistical Association</i>
<i>JF</i>	<i>Journal of Finance</i>
<i>JFE</i>	<i>Journal of Financial Economics</i>
<i>JHE</i>	<i>Journal of Housing Economics</i>
<i>JREFE</i>	<i>Journal of Real Estate Finance and Economics</i>
<i>JUE</i>	<i>Journal of Urban Economics</i>
<i>LE</i>	<i>Land Economics</i>
<i>NEER</i>	<i>New England Economic Review</i>
<i>REStat</i>	<i>Review of Economics and Statistics</i>