RIPESS

経済社会総合研究センター
Working Paper No.3

首都圏中古マンション市場を対象とする品質調整済住宅価格指数の開発

―市場の構造変化と指数の接続―

小野宏哉
麗澤大学 国際経済学部

高辻秀興
麗澤大学 国際経済学部

清水千弘
株式会社 リクルート住宅総合研究所
麗澤大学 経済社会総合研究センター客員研究員

平成 14 年 4 月 1 日

RIPESS 経済社会総合研究センター
麗 澤 大 学
〒277-8686 千葉県柏市光ヶ丘２－１－１
TEL:04-7173-3601 / Fax:04-7173-3403

Reitaku Institute of Political Economics and Social Studies

首都圏中古マンション市場を対象とする品質調整済住宅価格指数の開発
ー市場の構造変化と指数の接続ー

小野宏哉*・高辻秀興*・清水千弘**

* 麗澤大学 国際経済学部

** 株式会社 リクルート住宅総合研究所
麗澤大学 経済社会総合研究センター客員研究員

—要 約—

首都圏における中古マンションを対象としてヘドニック型品質調整済住宅価格指数を開発し、その過程で発生するヘドニック価格関数の構造変化問題を統計的に検討した。住宅価格指数のバイアスという統計学的な問題だけではなく、常にデータが更新される場合に指数をどのように接続するかという問題を扱う。ヘドニック型住宅価格指数の推計対象期間を通じて市場構造の変化に対して制約を与える構造制約型指数と、各期ごとに独立に市場構造の変化を認める構造非制約型指数をそれぞれ作成し比較検討し、あらたに市場構造の変化を逐次的に認める接続型指数を提案した。接続型指数を用いることで実用性の高いヘドニック型品質調整済住宅価格指数の運用が可能になることを示した。

Key Word：住宅価格指数、ヘドニック価格法、構造変化テスト、カルマンフィルター

1. 本研究の目的

バブル崩壊後における不動産価格の持続的な下落局面において、不動産投資のリスクを定量的に把握しようとする試みは積極的に行われてきた。しかし、その目標の達成には不動産市場の動向や投資リターンを適正に評価できる正確な指標を必要とし、その整備はいまだ十分な状況とはいえない（たとえば松村(2001)）。

日本の不動産市場においては、勧業銀行にまで遡る財団法人日本不動産研究所の「市街地価格指数」や国土交通省および旧国土庁による「公示地価」の継続ポイントにおける対前年同期変動率の集計値などが、不動産価格の時系列指数として公表されている。しかし、これらの不動産価格情報は不動産鑑定士による鑑定値にもとづき作成されており、実際の経済活動として得られた情報から作成されていない。このことは不動産市場の特殊性ともいえる。そのために鑑定評価誤差の問題に代表されるように、鑑定評価の精度そのものの影響がインデックスの精度の問題として集約されている（**問題1：鑑定の評価誤差問題**）。

この原因は、不動産鑑定士が純粋な市場価格そのものでなく鑑定価格としていわゆる「正常価格」を導き出すことにある。この正常価格の解釈が変更されるなかで、評価値と市場価格の関係が変化してきたという歴史がある[1)]。現在でも証券化された不動産投資市場において、鑑定価格が投資市場を適正に把握するための指標として有効であるかが議論されており、根本的に解決しておかなければならない課題である。他方で、このようなわが国の鑑定制度に内在する問題のほかにも技術的な問題がある。その代表的なものが評価誤差の問題であり、さらに不動産価格指数のスムージングである。スムージングの問題とは、価格の急激な変化が見られた場合にもその変化

[1])近代鑑定評価制度創設時には地価が異常に高い水準にあるという問題意識があり、「地価抑制」が前提として考えられたために「正常価格」という概念が登場する。この背景として、「あるべき価格(sollen)」として評価すべきか「あるがままの価格(sein)」として評価すべきかという議論が長く続いた（門脇(1981)、西村·清水(2002b)）。

を特異な事例とみなして指数の変化を滑らかにしてしまうというものである。これらの技術的な点は内外を問わず積極的に研究が進められている。

たとえば、Geltner, Graff and Young (1994)、Geltner (1997, 1998)、Bowles, McAllister and Tarbert (2001)では、鑑定評価誤差が指数に与える影響について検証し、鑑定ベースの指数が持つ時間的なラグ構造やボラティリティへの影響、スムージングの問題を指摘している。わが国では、肥田野・山村(1992)、肥田野ほか(1995, 1999)など一連の研究によって鑑定価格情報としての「地価公示」が時間的ラグを持っていることを示している。さらに、西村・清水(2002a)は「地価公示」とともに「市街地価格指数」が持つ問題を指摘し、西村・清水(2002b)で、ラグ構造、スムージングの検討とともに鑑定評価誤差の大きさを計測している。

しかし、近年の不動産金融市場の発達に伴い市場価格に基づく不動産指標の必要性が実務面から要請されているにもかかわらず、既存の地価指標は上記のような問題を抱えたままで、依然として十分な情報整備が実現していない。さらに、これらの公示地価や市街地価格指数などの指標は年次または半期ごとに公表されている。実務的には四半期または月次という時間単位での情報が必要であり（**問題2：指数の時間集計問題**）、加えて計測時点と公表時点の時間的な開き、あるいは応答性の問題も指摘されている（**問題3：指数の応答性問題**）[1]。

これらの課題のうち、第1の問題（評価誤差）に対しては市場価格をベースとした指数を作成しようとする研究が古くからすすめられている(たとえば中村(1996))。しかし、わが国では不動産の市場価格情報が開示されていないため作成に必要な情報が入手困難であり、市場価格ベースの指数の開発は行われなかったというのがこれまでの経緯である。これに対して、第2の課題（時間集計）、第3の問題（応答性）は、第1の課題を解決すれば市場価格データの量とデータベース設計という技術的問題として解決可能となる。

本稿は、リクルート社の情報誌「週刊住宅情報」を通じて収集されてきた市場価格データを用いて、首都圏のマンション市場を対象として指数の開発を行うとともに、その際に発生する統計的課題について分析・検討を行うものである。

2. 住宅価格指数の理論

2.1 指数理論の基礎

異時点間における価格変化を観察するために価格指数が作成され、財やサービスの複合的価格を反映するためにさまざまな工夫がなされている。代表的な物価指数としては、物価水準を指数化した総務省の「消費者物価指数」「卸売物価指数」や日本銀行の「企業向けサービス価格指数」などが挙げられる。

一般に、市場情報を用いた指数の作成方法には、経済統計または理論経済学の一分野として多くの研究蓄積がある（Allen, R.G.D.(1975)、森田(1989)、竹内ほか編(1989)を参照）。おおむね、価格変化に伴う財やサービスの代替効果をどのように取り扱うかで手法が分かれる。全般的に価格上昇が見られる場合でも、相対的に価格上昇する財やサービスに対しては需要が減少し、価格変化後の実質的な総合価格指数は相対的に安い財・サービスの需要を反映する。価格変化前の数量ウエイトを用いた総合指数（合成指数）はラスパイレス型と呼ばれ、全般的な価格上昇の局面においては上昇率が大きく見積もられる。価格変化後の数量ウエイトを用いた総合指数（合成指数）

[1])たとえば、公示地価は1月1日時点の価格が3月末に公表される。

はパーシェ型と呼ばれ、価格上昇の局面においては上昇率が小さく見積もられる。逆に、全般的な価格下落の局面ではラスパイレス型の価格指数では下落率は小さく見積もられ、パーシェ型指数では下落率は大きく見積もられる。

t 時点における i 財の価格をp_{it}、数量をq_{it}すると、単一の財サービスの場合は単純には価格比(p_{ti}/p_{0i})として捉えられる。しかし、複数の財・サービスからなる総合価格水準を示すには、それぞれの需要量に相当する数量により調整を行うことが一般的であり、その調整方法に応じて異なった指数が得られる。その代表的な指数が先に述べたラスパイレス型価格指数($P_L(t)$)およびパーシェ型価格指数($P_P(t)$)である。

ラスパイレス型価格指数 ： $$P_L(t)=\frac{\sum p_{ti}q_{0i}}{\sum p_{0i}q_{0i}} \qquad \text{(式 1)}$$

パーシェ型価格指数 ： $$P_P(t)=\frac{\sum p_{ti}q_{ti}}{\sum p_{0i}q_{ti}} \qquad \text{(式 2)}$$

ラスパイレス型指数とパーシェ型指数の幾何平均をとるフィッシャー指数($P_F(t)$)もある[1]。ラスパイレス型指数、パーシェ型指数は価格変化に対して互いに反対の方向に偏りを持つため、その中間のフィッシャー指数が、偏りが少ないという点で優れている。効用関数を前提とすれば「真の生計費指数」が考えられる[2]。

これらの指数以外にもいくつかの作成方法があるものの、数量の調査が基準年度だけで済むため、実際の価格指数としてラスパイレス型が利用されることが多い。しかし、前述のように相対価格の変化に伴い発生する代替効果を反映できることが望ましい。そのため数量調査が難しい場合にも、たとえば5年おきに数量調査を行いラスパイレス型の指数を作成し、それを5年ごとに接続する擬似ラスパイレス指数も用いられる。

基準時点での固定重みを設けるラスパイレス型指数のバイアスをパーシェ型指数との関係で示すものとして、「ボルトキヴィッチの関係式」[3]がある。価格の上昇（下降）局面では、価格変化と数量変化の相関係数 r が負であるので、$P_L > P_P$ （$P_L < P_P$） となる。「真の生計費指数」に対しては、ラスパイレス指数は上限を、パーシェ型指数は下限を示す(Allen,R.G.D(1975)、森田(1989))。

しかし、価格指数の選択基準には、理論的な問題とともに実務的な運用上の問題もある。より精度が高く「真の指数」に近似していくことが重要ではあるものの、運用上の効率性の問題、つまり応答性が課題である。

2.2 住宅価格指数の構築ーヘドニック型指数ー

一般に作成されている指数は、ラスパイレス型、パーシェ型あるいは擬似パーシェ型がほとん

---

[1]）フィッシャー指数とは $P_F(t)=\sqrt{P_L(t)\cdot P_P(t)}=\sqrt{\frac{\sum p_{ti}q_{0i}}{\sum p_{0i}q_{0i}}\cdot\frac{\sum p_{ti}q_{ti}}{\sum p_{oi}q_{ti}}}$.

[2]）「真の生計費指数」は「異時点間で同じ効用を得るのに必要な金額比」である(竹内ほか編(1989)pp.665)。

[3]）「ボルトキヴィッチの関係式」は $\frac{P_p-P_L}{P_L}=r\frac{s_p}{P_L}\frac{s_q}{Q_L}$ とあらわされる。S_p、S_qは、価格変化及び数量変化の標準偏差を意味し、rはそれらの相関係数である(森田・久次(1993)等を参照)。

どであり、フィッシャー式は貿易価格指数で採用されている。これら価格指数理論の課題のひとつが品質変化の問題である（竹内ほか(1989), p.668）。住宅価格指数において直面する問題はむしろこの点であり、ヘドニック価格法の適用が大きな意味を持つ。問題とは次の点である。

まず第１に、継続反復して「同質」の住宅価格を市場で観測することができない点である。これをいいかえれば、住宅市場ではすべての既存・新築の住宅が売買市場に同時に表立って登場しない。一旦市場に現れた住宅でも次に現れる時には、時間が経過し質も劣化している。同じ規格の住宅はある時期多数存在しても以降は不規則にしか市場に登場しない。生産された一般の商品に比して、このことを**「同質の財」**が存在しない特殊性とよぶ[1)]。

第２に、住宅、特にマンションにおいて技術進歩が早く、時間の経過とともに大きく**「質が変化」**している。このことは近年の都心部における高機能を有するタワー型マンションの供給では顕著であるが、一般のマンションにおいても床暖房、システムキッチン、ピッキング対策用のセキュリティシステムなどの設備が充実しつつある。

このように質的変化が生ずる財の価格指数を作成する方法としては、ヘドニック価格法やリピートセールズ法の利用が提案されている。後者は同一物件の転売事例を取り上げその価格系列を調べる手法である。ヘドニック価格法は、住宅の場合、住宅価格(p)を個別住宅選択時の選好指標、たとえば都心への通勤時間や周辺環境、床面積、建築年などの一群の指標（ベクトルx）に重回帰し、価格形成要因を統計的に明らかにする。

このヘドニック分析の立場は、まず、住宅供給者および消費者が住宅情報誌や個人的情報などを通じて個人単位で選好指標と住宅価格の関係を推測する、そのような情報分析を通じて消費者は一定の予算制約のもとで最も高い効用を得ることができる住宅を選択し、供給者は利益を最大にできる住宅供給を行う、ということである。このような各市場行動の結果として成立する市場均衡を想定するのがヘドニック価格法であり（金本(1997))、客観的には選好指標ベクトルxを変数とする市場価格関数 $p = p(x)$ を推定することになる。

この手法を時系列価格指数の作成に応用したものがヘドニック型価格指数または品質調整済価格指数となる。ヘドニック型時系列指数の作成方法は、ヘドニック価格モデルを重回帰分析で推計する場合にその構造により大きく２つに分けられる。つまり、ヘドニック価格関数が時間的に変化しない、言い換えると回帰係数の値が時間的に一様であるという制約型指数と、価格関数自体の変化を認める非制約型指数に分類される(中村(1996))。

本研究においては、まず、制約型価格関数として下記のようなモデルを想定し、消費者が住宅の選択にあたり重要な判断指標となり得る次の指標を価格属性(x)として採用した。具体的には、占有面積(FS)、最寄駅からの距離(WK)、都心までの接近性(ACC)、築後年数(BY)、バルコニー面積(BS)、その他の建物属性(BC_h)に加え、沿線ダミー(RD_i)、行政区ダミー(LD_j)および時間ダミー(TD_k)を説明変数とした。指数の推計期間を通じて各種変数が価格に与える影響は一定であり、価格指数は時間ダミー(TD_k)の係数(a_{12k})として推定される。

$$\begin{aligned}\log RP_g &= a_0 + a_1 \log WK + a_2 \log ACC + a_3 \log FS \\ &\quad + a_4 \log BY + a_5 \log BS + a_6 \log NU + a_7 \log NR + a_8 RT \\ &\quad + \sum_h a_{9,h} \cdot BC_h + \sum_i a_{10,i} \cdot RD_i + \sum_j a_{11,j} \cdot LD_j + \sum_k a_{12,k} \cdot TD_k + \varepsilon\end{aligned} \qquad \text{(式 3)}$$

---

1) 金本(1997)は、住宅財の特徴として、必需性、耐久性、重要性、多様性と住宅市場の薄さ、生産における規模の経済性、情報の非対称性、取引費用の重要性、の７つの特性を指摘している（pp.97-99)。

RP_g : g種類の住宅価格 ($g=1$:中古マンション価格 , $g=2$:マンション賃料)
FS : 専有面積
WK : 最寄駅までの距離
ACC : 都心までの接近性
BY : 築後年数
BS : バルコニー面積
NU : 総戸数
BC_h : その他建物属性 ($h=0......H$)
RD_i : 沿線ダミー ($i=0......I$)
LD_j : 行政市区ダミー ($j=0......J$)
TD_k : 時間ダミー ($k=0......K$)

このようなモデルは、指数($a_{12,k}$)を推定する期間中の価格関数の構造が変化しないという強い仮定のもとで推定されている。そのため、推定式にもれた品質があり、かつその品質が進化しつづける場合には、「真の指数」との乖離を検討する必要がある。

このような強い仮定を認めず、価格構造は常に変化していくことを想定するのが構造非制約型ヘドニック指数である。典型的には、$t=1\cdots\cdots\cdots T$ の毎期について関数を独立に推定し、同時に仮想点を各関数に共通して設定し、同質点の時間的な価格変化を示す指数を作成して接続するのが構造非制約型指数である。その場合には具体的に、下記のような式を用いた。

$$\begin{aligned}\log RP_{gt} &= a_0 + a_{1,t}\log WK_t + a_{2,t}\log ACC_t + a_{3,t}\log FS_t \\ &+ a_{4,t}\log BY_t + a_{5,t}\log BS_t + a_{6,t}\log NU_t + a_{7,t}\log NR_t + a_{8,t}RT_t \qquad \text{(式 4)} \\ &+ \sum_h a_{9,h,t}\cdot BC_{h,t} + \sum_i a_{10,i,t}\cdot RD_{i,t} + \sum_j a_{11,j,t}\cdot LD_{j,t} + \varepsilon_t \qquad (t=1\cdot\cdots\cdot \mathrm{T})\end{aligned}$$

ただし、毎期ごとに価格関数の構造が無作為に変化することは価格選好が不安定であることを意味するので、各期で推定された係数が合理的なものか検討が必要である。

3. 品質調整済住宅価格指数の開発

3.1 分析用データベースの構築

本研究においては、小野・高辻・清水(2001)で作成したデータベースを拡張し、分析用データとした。まず、情報源としては、リクルート社の情報誌「週刊住宅情報」に掲載された中古マンションの価格情報を用いた。情報誌では、品質情報・募集価格(asking price)に関する情報が週単位で提供されているが、はじめて情報誌を通じて市場に登場してから成約等により抹消されるまでの履歴情報を有している。そのうち重要なものは、市場に登場した際の掲載時売り出し価格情報(first offer price)、情報誌から抹消された時点での価格情報(推定購入価格:first bid price)、さらにサンプル的に収集された成約(売買)価格(transaction price)の3つの情報である。

ここでは、最初の募集価格は、市場価格ではなく売り手の希望価格であり、また、成約価格では、不動産取引がもつ相対取引の特殊性である売り手（売り進み）・買い手（買い急ぎ）の個別事情が入ることを考慮し、「週刊住宅情報」に掲載された情報のなかでも、成約によって情報誌から抹消された時点の価格情報を用いることとした。情報誌から抹消された時点の価格は、逆オーク

ション的に情報誌を通じて品質と価格に関する情報を発信し、買い手が登場するまで価格を下げていく過程での最初の購入希望価格である。そのため、買い手の付け値のなかでの上位価格という性格ではあるものの、相対的に取引価格情報と比して競争的な市場で形成された価格であり、そのため取引に伴う個別事情が入らず、市場動向を敏感に捕捉することが可能であると判断した。

さらに、品質としては、これら情報のなかには軽量鉄骨等の共同住宅も含まれるが、現在の投

Table 1　分析データ一覧

Variables	Contents	unit
最寄駅までの距離 (*WK* :Distance to nearest station)	*最寄駅までの時間距離（徒歩時間+バス時間）	分
都心までの接近性 (*ACC* :Accessibility to Central Buisiness District)	最寄駅から，1998年時点における乗降客数上位40駅に対する昼間時における乗換え時間を含む鉄道乗車時間の乗降客数による加重平均*	分
専有面積 (*FS* :Floor Space/Square Meters)	マンション専有面積(住宅情報記載面積)	m^2
築後年数(*BY* :Number of Years After Construction)	抹消日-建築日	年
バルコニー面積(BS:Balcony Space/Square Meters)	バルコニー面積(住宅情報記載面積)	m^2
総戸数 (NU:Numbers of Unit)	同一マンション内の総戸数	戸
市場滞留時間 (*RT* :Market Reservation Time)	住宅情報に掲載された日時から抹消された日時までの市場に滞留した時間とした。	日
管理費(*MC* :Management Cost)	管理費	円/月
徒歩圏ダミー (*WD* :Walk_Dummy)	最寄駅までの時間距離にバス時間がない場合を徒歩圏とする。徒歩圏:1,それ以外:0	(0,1)
最上階ダミー(*UF*)	最上階の物件:1,それ以外:0	(0,1)
1Fダミー(*FF* :First Floor_Dummy)	1Fの物件:1,それ以外:0	(0,1)
1Fダミー(*HF* :Highest Floor_Dummy)	最上階の物件:1,それ以外:0	(0,1)
南向きダミー (*SD* :South Dummy)	開口部が南:1,それ以外:0	(0,1)
南向き系ダミー (*SD2* :South Dummy2)	開口部が南，南西，南東:1,それ以外:0	(0,1)
鉄筋鉄骨コンクリートダミー (*TK* :ferroconcrete Dummy)	鉄筋鉄骨コンクリート造:1,その他(鉄筋コンクリート):0	(0,1)
住宅金融公庫融資可能ダミー (*KD* :Housing-Fund Financing Coorporation-Dummy)	住宅金融公庫融資可能物件:1,その他:0	(0,1)
沿線ダミー群 (RDi(i=0,………,I):Line Dummy)	i番目の該当沿線:1,その他:0，沿線は，住宅情報の掲載基準に準じた首都圏110沿線について作成。	(0,1)
行政市区ダミー群 (LDj(j=0,……,J): Location(Ward)Dummy)	j番目の該当行政市区:1,その他:0	(0,1)
時点ダミー群 (TDk (k=0,………,K):Time Dummy/Monthly)	k番目の該当時点:1,その他:0	(0,1)

*乗降客数の第1位が，新宿駅であり，上位40駅の中には，品川・池袋・渋谷等の山手線主要ターミナル駅のほかに，横浜，川崎，千葉，大宮などの主要駅または柏等の中核駅が含まれる。そのため，住宅情報に掲載があった首都圏1848駅×40=73,920鉄道ネットワークデータベースを構築した。同データベースは，半年毎に更新される。

資市場においては、鉄筋コンクリート造または鉄筋鉄骨コンクリート造の堅固な建物を中心として取引がなされていることから、構造として後者の二つのものだけを抽出した。

続いて、価格形成要因を次のように作成した(**Table 1**)。まず各地点における交通利便性を「最寄駅までの距離:*WK*」、「都心までの接近性:*ACC*」で代表している。「都心までの接近性:*ACC*」については、首都圏全体を対象としたモデル構築であるため、首都圏における乗降客数上位40駅に対して、首都圏に存在するすべての駅からの時間距離（昼間平均時間[1]）の各ターミナル駅における乗降客数の加重平均とした[2]。つまり、各主要ターミナル駅のポテンシャルを乗降客数に求め、その数に応じてアクセスする確率が高くなることを仮定した。また、単一の駅までの時間距離としなかった理由は、新線の開発等による交通ネットワークの向上に伴う全体の効果を組み込むためである。また、徒歩圏であるかどうかをダミー変数(「徒歩圏ダミー:*WD*」)として作成した。

また、各物件の売買価格の格差には需給ギャップを反映する要因も影響する。すなわち供給側の判断で市場に登場してから需要側の判断で成約するまでの時間である。これを情報誌に登場してから成約等によって抹消されるまでの時間「市場滞留時間:*RT*」としてデータを作成した。ヘドニック変数として建物属性を表す数量データは、「専有面積:*FS*」「築後年数:*BY*」「バルコニー面積:*BS*」および「総戸数:*NU*」である。総戸数については、マンション全体のグレードや共有スペースの充実などの代理変数と考えることができる。一階部分は、専用庭などがついている場合を除き相対的に価格が低くなることが予想され、最上階は価格が相対的に高くなることが予想され

Table 2. 中古マンション価格データの要約統計量

首都圏

n=456,730	Average	Standard Deviation	Minimum	Maximum
中古マンション価格:万円 (Resale Price)	3,510.86	2,186.82	500.00	36,300.00
最寄駅までの距離:minuites (Distance to nearest station)	9.55	5.14	1.00	31.00
都心までの接近性:minuites (Accessibility to Central Buisiness District)	38.11	13.30	16.31	108.84
専有面積 :㎡ (Floor Space/Square Meters)	62.24	17.91	15.00	119.99
築後年数:year (Number of Years after	12.50	6.91	0.08	34.25
市場滞留時間:day (Market reservation time)	87.41	85.18	1.00	757.00

うち東京都区部

n=157,232	Average	Standard Deviation	Minimum	Maximum
中古マンション価格:万円 (Resale Price)	4,199.54	3,018.12	500.00	36,300.00
最寄駅までの距離:minuites (Distance to nearest station)	7.67	4.32	1.00	26.00
都心までの接近性:minuites (Accessibility to Central Buisiness District)	25.12	5.03	16.31	92.69
専有面積 :㎡ (Floor Space/Square Meters)	55.14	18.88	15.00	119.99
築後年数:year (Number of Years after	13.62	6.93	0.08	34.25
市場滞留時間:day (Market reservation time)	90.48	89.17	1.00	757.00

1989/04～2001/10

1)ジョルダン社のデータベースによる。

2)月次の分析には、新線開通の経緯を調査した上で、都心までの接近性指標を変更することが望ましいが、ここでは時刻表が変更される4月1日または10月1日の半年に一回の変更として、データを整備している。

るため、「1F ダミー」「最上階ダミー」を作成した。開口部が南向きか否か等の方位について、「南向きダミー:*SD*」に加え、南東・南西も含めた「南向き系ダミー」の 2 種類のダミーを用意した。さらに品質の代理変数として、「鉄筋鉄骨コンクリート造」ダミーとともに、住宅金融公庫の融資が可能かどうかにより品質を識別する「住宅金融公庫融資可能ダミー:*KD*」を作成した。

以上のような変数は、マンションの立地または建物に帰属する要因であるが、地域的な価格差も存在することが予想される。そこで、公共サービスなどの差や地域全体としての地ぐらいの差を「行政市区ダミー:*LD*」を設けて反映することとした。また、住宅地開発が沿線開発とともに行なわれてきた歴史的な経緯に対して「沿線ダミー:*RD*」を作成することとした。

このように構築されたデータベースの特徴を主要変数の要約統計量を用いて示す(**Table 2**)。1989 年 4 月から 2001 年 11 月までの間に、首都圏全体で 456,730 件のデータが、そのうち都区部では 157,232 件のデータが収集された。都区部の比率が 34.4%と高いことがわかる。中古マンション価格の平均値は、首都圏全体で 3520 万円であるのに対して都区部では 4199 万円と 600 万円強高いことがわかる。また、交通利便性については、「最寄駅までの距離」は首都圏全体で 9.55 分に対して、都区部では 7.67 分、「都心までの接近性」は首都圏全体で 38.11 分に対して、都区部では 25.12 分である。都区部の鉄道網が比較的きめ細かに整備されていることが反映している。「築後年数」については、首都圏全体で 12.50 年であるのに対して都区部で 13.62 年であることから、相対的に古くから都区部でマンション開発が行われていたことが確認できる。

3.2　構造制約型中古マンション価格指数

前節で作成したデータベースをもとに、中古マンション価格が対数正規分布に矛盾しないことを踏まえて、ダミー変数以外の変数を対数変換して重回帰モデルを適用した。AICを基準に変数選択をおこない得られたヘドニック価格関数推定式を以下に示す。時間以外のダミー変数を含む推定結果は**Table 3**に示す。これをもとに構造制約型の中古マンション価格指数を作成した。都区部を対象とした指数を示す(**Figure 1**)。

$$
\begin{aligned}
\log RP_1 = \ & \underset{(327.7)}{6.182} + \underset{(639.7)}{0.998}\cdot \log FS + \underset{(24.26)}{0.021}\cdot \log BS + \underset{(41.77)}{0.023}\cdot \log NU + \underset{(41.98)}{0.021}\cdot \log RT \\
& - \underset{(-77.89)}{0.424}\cdot ACC + \underset{(29.92)}{0.122}\cdot WD - \underset{(-70.98)}{0.054}\cdot WK - \underset{(-266.2)}{0.186}\cdot BY + \underset{(7.312)}{0.008}\cdot SD + \underset{(19.87)}{0.068}\cdot KD \quad (\text{式 } 5) \\
& + \sum\nolimits_i a_{1,i}\cdot RD_i + \sum\nolimits_j a_{2,j}\cdot LD_j + \sum\nolimits_k a_{3,k}\cdot TD_k + \varepsilon
\end{aligned}
$$

$$\textit{Adjusted R squared} = 0.884 \quad (\textit{Number of observations} = 157{,}232)$$

都区部のヘドニック価格関数は、自由度調整済決定係数で0.884と説明力の高いモデルが推定されている[1]。採択された変数の係数を検討すると、専有面積、バルコニー面積、総戸数、市場滞留時間については正、都心までの接近性、最寄駅までの距離、築後年数は負であり、符号条件を満たしている。つまり中古マンション価格は、影響の大きい順に、専有面積が1%増加すると0.998%上昇し、都心までの接近性が1%増加する(離れる)と0.424%低下し、最寄駅までの距離が1%増大すると0.054%低下することがわかる。ダミー変数に着目すると、徒歩圏ダミー、南向きダミー、住

---

[1])本研究の一連の分析においては、SAS Version6.12 を用いた。変数選択においては、Mallow'sCp を基準として総当たり法を用いた。

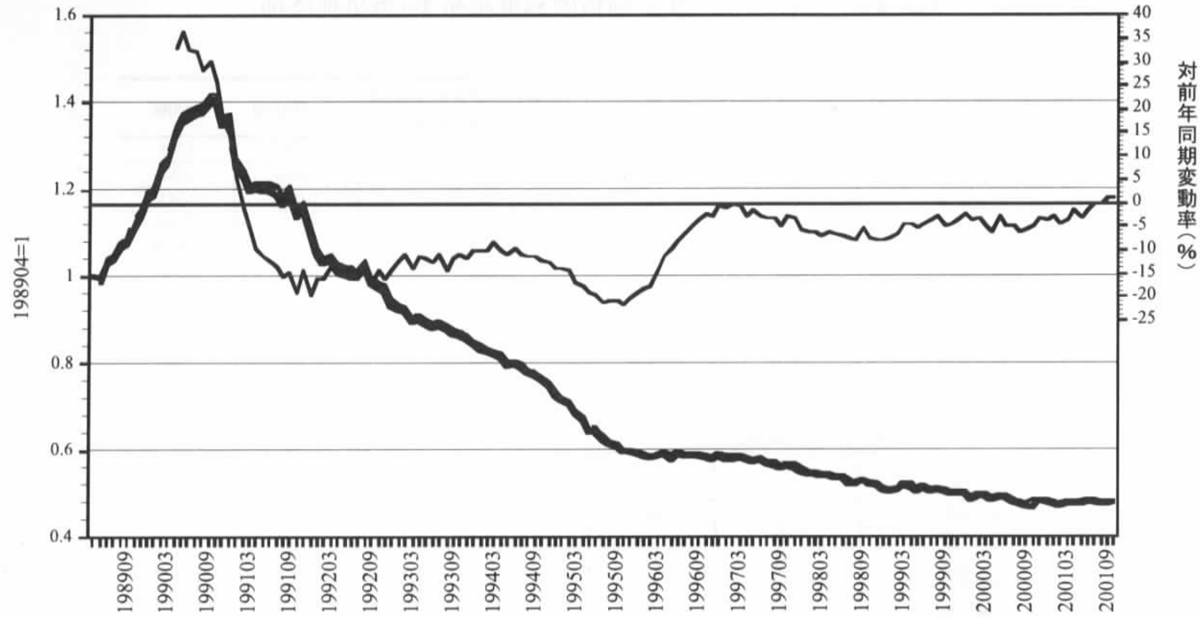

Figure 1　東京都区部中古マンション価格指数:1989/04～2001/10

宅金融公庫利用可能ダミーの係数はいずれも正の符号でやはり符号条件を満たしている。

続いて、時間ダミー変数TD_kの係数として推定された指数 $a_{3,k}$ を検討する。時間ダミー変数の係数として推定された値 $a_{3,k}$ は、そのままヘドニック変数によるモデルでは説明できない部分、ヘドニック価格とは独立の住宅価格の時間的変化を表す。対数変換後の価格に対する変化を対数変換前の価格に対する比に戻し、その値を対基準年比として示している(**Figure 1**)。この変化には住宅の質的変化は含まれていない。さらに、各時点に相当するダミー変数の推定された係数の誤差をそのまま対数変換後の住宅価格指数の誤差と解釈できるので、住宅価格指数のグラフに誤差分の幅を重ねて表示した。ここでいう誤差は t 値算出に用いる推定値の標準誤差を指す。

Table 4に具体的な数値を示すように、１％程度の指数の変化は t 値でおおむね１強に相当し、月次単位でも推定期間の変動を良く判別できることがわかる。この価格指数グラフには対前年同期比の変動率(百分率)も表示しており、十分有効な判断ができる。例えば、価格が対基準年で下落局面に転じる1992年は指数自体が１に近く t 値が小さいが、１％の変化があれば前年比あるいは前月比で十分変化が判別できることがわかる。

つぎに、この指数を都県別に推定した結果を**Figure 2**に示す。1989年4月を基準としていることから(198904=1)、すでに同時期までの上昇率が高かった都区部で下落率が高く、1990年9月、10月をピークとして(1.41)、2001年10月では0.48の水準に低下している。また、都区部に遅れて価格上昇が始まった地域では、基準年がバブル期に入るためにその後の変化率が小さく、千葉・埼玉・神奈川・都下の順でピーク時の指数が高く、下落局面では埼玉以外はおおむね逆の傾向がある。

対前年同期変動率を地域別に調べると全体と同様に、1991年前半にかけて上昇率が低下し始め、1995年において下落率はもっとも大きくなり、その後、下落率が小さくなるものの、再度拡大し、2001年後半期に横ばいから上昇に転じようとしている様子が確認できる。

それぞれの地域ごとに重回帰分析により推定された重回帰係数を、埼玉県は**Table 5**、千葉県は**Table 6**、神奈川県は**Table 7**、都下は**Table 8**に示す。

Table 3 中古マンション価格関数推定結果:東京都区部

Dependent Variable:Log of the Resale Price of Condominiums.Method of Estimation:OLS

Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value	Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value
Property Characteristics			京王井の頭線	0.024	4.795
Constant	6.182	327.650	京王新線	-0.128	-39.617
専有面積	0.998	639.660	中央線	0.026	7.545
バルコニー面積	0.021	24.255	西武新宿線	-0.029	-7.345
総戸数	0.023	41.768	西武池袋線	-0.058	-14.159
市場滞留時間	0.021	41.982	東武東上線	-0.047	-9.976
都心までの接近性	-0.424	-77.887	埼京線	-0.128	-16.912
徒歩圏ダミー	0.122	29.920	高崎線	-0.074	-11.465
最寄駅までの距離	-0.054	-70.975	東武伊勢崎線	-0.015	-3.143
築後年数	-0.186	-266.206	常磐線快速	0.021	3.641
南向きダミー	0.008	7.312	京成押上線	-0.058	-9.710
住宅金融公庫ダミー	0.068	19.872	京成本線	-0.031	-5.728
Raiway/Subway Line Dummy			**Ward(city) Dummy**		
山手線	0.042	17.400	千代田区	0.331	55.457
銀座線	0.166	32.650	港区	0.159	50.440
丸ノ内線	0.017	5.041	新宿区	0.046	15.406
日比谷線	0.126	36.642	台東区	-0.303	-64.684
千代田線	0.042	11.271	墨田区	-0.302	-72.409
有楽町線	-0.010	-3.016	江東区	-0.316	-99.554
半蔵門線	0.046	5.342	品川区	-0.046	-13.318
南北線	-0.037	-3.649	目黒区	0.035	8.879
都営三田線	-0.042	-11.044	大田区	-0.047	-12.893
都営新宿線	-0.012	-4.331	世田谷区	0.085	27.799
新交通ゆりかもめ	-0.318	-2.326	渋谷区	0.198	59.443
東京モノレール	-0.147	-16.655	中野区	-0.036	-9.962
京浜急行本線	-0.175	-45.615	豊島区	-0.087	-23.965
空港線	-0.161	-18.559	北区	-0.190	-33.093
京浜東北線	-0.024	-5.902	荒川区	-0.395	-91.019
東急池上線	0.042	8.950	板橋区	-0.192	-46.598
東急大井町線	0.034	7.618	練馬区	-0.084	-22.497
東急東横線	0.048	12.590	足立区	-0.432	-95.023
東急新玉川線	0.069	5.072	葛飾区	-0.366	-71.098
東急世田谷線	-0.079	-10.296	江戸川区	-0.280	-72.991
小田急線	-0.009	-2.440			

Adjusted R square= 0.884
Number of Observations= 157,232

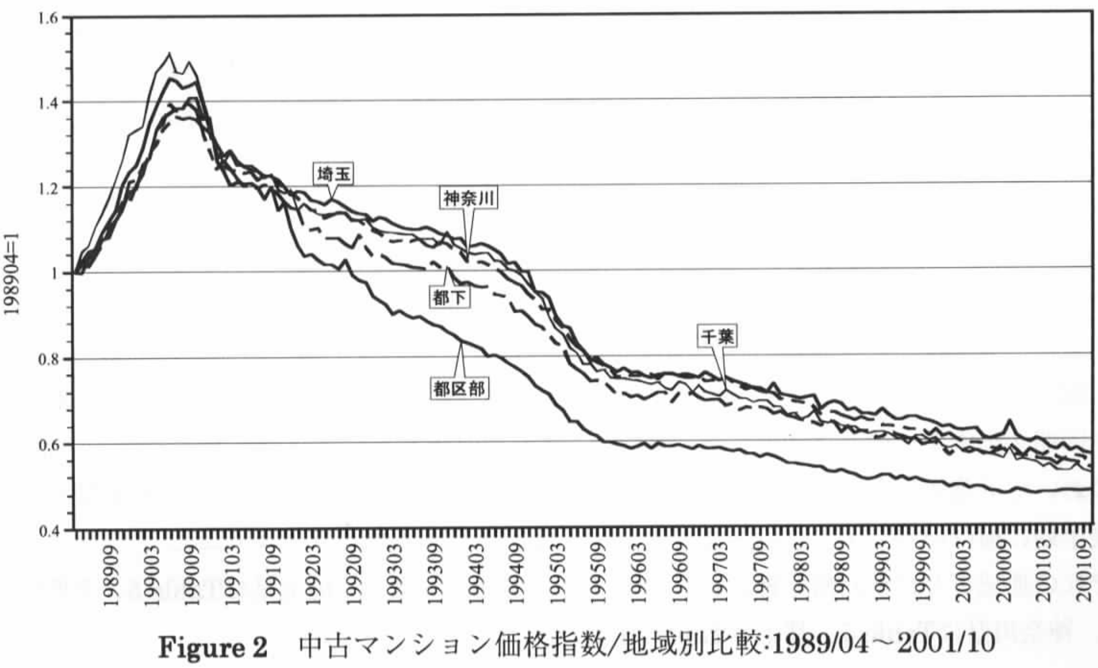

Figure 2 中古マンション価格指数/地域別比較:1989/04～2001/10

Table 4 中古マンション・指数の精度

Time	*index*	*t-value*	*Time*	*index*	*t-value*	*Time*	*index*	*t-value*	*Time*	*index*	*t-value*
198904	1.00		199206	1.01	1.89	199508	0.62	-63.62	199810	0.52	-85.99
198905	1.00	-0.36	199207	1.00	0.63	199509	0.61	-66.30	199811	0.52	-79.07
198906	1.03	4.89	199208	1.03	3.01	199510	0.60	-67.65	199812	0.51	-81.25
198907	1.04	5.76	199209	0.99	-1.08	199511	0.60	-71.41	199901	0.51	-80.68
198908	1.08	9.53	199210	0.98	-3.07	199512	0.59	-67.45	199902	0.51	-85.06
198909	1.08	10.74	199211	0.97	-3.57	199601	0.59	-60.92	199903	0.52	-81.35
198910	1.12	14.99	199212	0.94	-8.18	199602	0.58	-76.99	199904	0.52	-83.99
198911	1.15	19.26	199301	0.93	-9.31	199603	0.59	-69.26	199905	0.51	-81.79
198912	1.19	19.40	199302	0.92	-11.08	199604	0.59	-67.67	199906	0.51	-79.27
199001	1.19	22.14	199303	0.90	-14.53	199605	0.58	-67.58	199907	0.51	-86.42
199002	1.25	29.41	199304	0.91	-13.55	199606	0.60	-65.71	199908	0.51	-70.70
199003	1.27	33.95	199305	0.90	-14.71	199607	0.59	-64.77	199909	0.50	-86.45
199004	1.33	35.18	199306	0.89	-15.82	199608	0.59	-65.73	199910	0.50	-78.52
199005	1.36	39.15	199307	0.89	-15.72	199609	0.59	-65.06	199911	0.50	-81.96
199006	1.37	39.38	199308	0.88	-14.62	199610	0.59	-73.74	199912	0.50	-83.04
199007	1.38	39.73	199309	0.87	-18.20	199611	0.58	-67.18	200001	0.49	-84.80
199008	1.38	39.15	199310	0.87	-18.09	199612	0.59	-63.32	200002	0.50	-101.51
199009	1.41	42.84	199311	0.86	-20.09	199701	0.58	-69.47	200003	0.50	-109.53
199010	1.41	45.87	199312	0.85	-22.20	199702	0.58	-70.26	200004	0.49	-104.30
199011	1.36	37.06	199401	0.84	-24.13	199703	0.59	-69.53	200005	0.49	-103.16
199012	1.36	34.62	199402	0.83	-26.01	199704	0.58	-71.26	200006	0.49	-104.42
199101	1.26	27.22	199403	0.82	-29.19	199705	0.58	-65.11	200007	0.48	-81.48
199102	1.24	27.01	199404	0.82	-27.02	199706	0.58	-67.18	200008	0.48	-84.76
199103	1.20	23.90	199405	0.80	-28.53	199707	0.57	-72.00	200009	0.47	-81.81
199104	1.21	23.30	199406	0.80	-30.98	199708	0.57	-59.91	200010	0.48	-35.93
199105	1.21	23.48	199407	0.80	-30.33	199709	0.56	-67.52	200011	0.49	-89.98
199106	1.21	22.81	199408	0.78	-29.74	199710	0.57	-75.12	200012	0.48	-82.78
199107	1.20	21.63	199409	0.77	-36.47	199711	0.56	-67.26	200101	0.48	-95.65
199108	1.17	20.02	199410	0.76	-36.69	199712	0.56	-67.07	200102	0.47	-96.27
199109	1.20	24.46	199411	0.75	-38.24	199801	0.55	-70.91	200103	0.48	-89.59
199110	1.14	18.97	199412	0.73	-43.23	199802	0.55	-75.61	200104	0.48	-88.87
199111	1.16	20.03	199501	0.72	-43.60	199803	0.54	-76.08	200105	0.48	-91.81
199112	1.10	12.40	199502	0.71	-47.10	199804	0.54	-78.49	200106	0.48	-85.86
199201	1.06	7.98	199503	0.69	-54.98	199805	0.54	-75.82	200107	0.48	-81.16
199202	1.04	4.71	199504	0.67	-54.21	199806	0.54	-74.15	200108	0.48	-87.54
199203	1.04	5.63	199505	0.65	-55.73	199807	0.53	-81.47	200109	0.48	-82.77
199204	1.03	3.58	199506	0.65	-63.20	199808	0.53	-69.54	200110	0.48	-85.51
199205	1.02	2.16	199507	0.63	-61.66	199809	0.53	-74.36			

Table 5　中古マンション価格関数推定結果:埼玉県

Dependent Variable:Log of the Resale Price of Condominiums.Method of Estimation:OLS

Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value	Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value
Property Characteristics			加須市	-0.318	-20.430
Constant	6.034	153.923	東松山市	-0.056	-5.253
専有面積	0.940	297.202	春日部市	-0.127	-23.374
バルコニー面積	0.036	27.386	狭山市	-0.059	-11.871
総戸数	0.007	11.046	本庄市	-0.198	-13.636
市場滞留時間	0.014	21.043	岩槻市	-0.113	-11.601
都心までの接近性	-0.438	-43.371	鴻巣市	-0.093	-9.594
徒歩圏ダミー	0.168	89.555	深谷市	-0.201	-15.384
最寄駅までの距離	-0.115	-106.699	上尾市	0.012	1.802
築後年数	-0.195	-220.275	与野市	0.030	5.740
1Fダミー	-0.039	-6.410	草加市	-0.109	-23.806
南向きダミー	0.016	12.508	越谷市	-0.125	-27.019
住宅金融公庫ダミー	0.053	14.946	蕨市	-0.054	-9.491
Raiway/Subway Line Dummy			戸田市	-0.021	-3.739
武蔵野線	-0.316	-2.874	入間市	-0.111	-22.927
西武新宿線	0.146	24.936	鳩ヶ谷市	-0.109	-14.379
西武池袋線	0.130	25.917	朝霞市	-0.041	-7.057
東武東上線	0.085	17.638	志木市	0.088	16.482
東武越生線	-0.202	-4.759	和光市	0.064	11.330
川越線	-0.112	-19.031	新座市	0.024	5.137
高崎線	0.034	11.169	久喜市	-0.125	-12.056
高崎線	-0.077	-12.376	北本市	-0.093	-10.304
伊奈線	-0.147	-17.663	富士見市	-0.044	-6.524
宇都宮線	-0.036	-5.623	三郷市	-0.085	-16.488
東武日光線	-0.087	-4.080	蓮田市	-0.084	-7.315
武蔵野線	0.016	3.515	坂戸市	-0.137	-19.164
東武野田線	-0.141	-25.340	幸手市	-0.176	-7.033
常磐線快速	0.047	4.676	鶴ヶ島市	-0.138	-19.031
Ward(city) Dummy			吉川市	-0.145	-16.217
川越市	-0.074	-16.232	北足立郡	-0.180	-19.470
熊谷市	-0.044	-3.887	入間郡	-0.023	-4.307
川口市	-0.093	-22.763	比企郡	-0.336	-23.557
浦和市	-0.019	-5.407	北埼玉郡	-0.213	-4.289
行田市	-0.140	-4.801	南埼玉郡	-0.090	-5.870
飯能市	-0.086	-8.108	北葛飾郡	-0.193	-22.401

Adjusted R square= 0.873

Number of Observations= 66,186

Table 6 中古マンション価格関数推定結果:千葉県

Dependent Variable:Log of the Resale Price of Condominiums.Method of Estimation:OLS

Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value
Property Characteristics		
Constant	6.190	184.867
専有面積	0.960	310.589
バルコニー面積	0.024	18.198
総戸数	0.010	16.365
市場滞留時間	0.011	15.967
都心までの接近性	-0.471	-58.030
徒歩圏ダミー	0.133	64.081
最寄駅までの距離	-0.101	-94.234
築後年数	-0.225	-218.351
南向きダミー	0.022	16.138
住宅金融公庫ダミー	0.058	15.970
Raiway/Subway Line Dummy		
流山電鉄線	0.032	2.974
成田線	-0.286	-23.578
武蔵野線	-0.037	-8.147
新京成線	-0.024	-6.495
東武野田線	-0.077	-20.181
北総・公団線	-0.148	-25.144
京成千葉線	0.092	7.192
京成千原線	0.096	2.664
総武線快速	0.072	31.451
東葉高速鉄道	0.072	11.817
京葉線	0.102	39.530
外房線	0.069	5.676
Ward(city) Dummy		
市川市	0.064	17.588
船橋市	-0.040	-15.000
野田市	-0.030	-2.194
茂原市	-0.293	-12.144
佐倉市	-0.088	-16.265
成田市	0.055	7.686
東金市	-0.668	-4.376
習志野市	0.030	9.532
柏市	-0.023	-7.288
市原市	-0.105	-12.782
流山市	-0.087	-16.904
我孫子市	-0.074	-15.149
鎌ヶ谷市	-0.132	-23.587
君津市	-0.132	-4.422
浦安市	0.167	37.141
四街道市	-0.088	-5.598
袖ヶ浦市	-0.099	-4.410
印西市	0.020	2.765
千葉市中央区	-0.042	-9.108
千葉市花見川区	0.008	2.180
千葉市緑区	-0.162	-10.836
夷隅郡	0.282	3.650
山武郡	-0.377	-15.155
東葛飾郡	-0.072	-11.575
印旛郡	-0.044	-6.899

Adjusted R square= 0.901

Number of Observations= 57,886

Table 7 中古マンション価格関数推定結果:神奈川県

Dependent Variable:Log of the Resale Price of Condominiums.Method of Estimation:OLS

Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value
Property Characteristics		
Constant	5.606	370.579
専有面積	0.962	531.840
バルコニー面積	0.035	39.822
総戸数	0.011	24.173
市場滞留時間	0.015	30.106
都心までの接近性	-0.301	-91.336
徒歩圏ダミー	0.113	92.574
最寄駅までの距離	-0.083	-111.266
築後年数	-0.192	-296.399
住宅金融公庫ダミー	0.068	19.872
Raiway/Subway Line Dummy		
京浜東北線	0.085	34.440
根岸線	0.126	45.553
江ノ島電鉄線	0.149	16.619
東海道本線	0.043	14.341
市営地下鉄	0.033	15.243
相模線	-0.125	-17.735
東急東横線	0.080	31.955
田園都市線	0.132	80.217
Ward(city) Dummy		
横浜市鶴見区	-0.045	-17.403
横浜市中区	0.188	51.664
横浜市西区	0.064	16.691
横浜市磯子区	-0.043	-13.815
横浜市金沢区	0.065	24.628
横浜市港北区	0.049	17.678
横浜市旭区	0.037	13.533
横浜市泉区	0.113	24.006
横浜市青葉区	0.074	29.485
横浜市都筑区	0.092	26.524
川崎市麻生区	0.071	21.740
鎌倉市	0.173	39.258

Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value
藤沢市	0.130	42.534
茅ヶ崎市	0.086	19.184
逗子市	0.411	69.265
相模原市	-0.045	-19.831
秦野市	-0.169	-31.186
厚木市	-0.098	-23.524
大和市	-0.092	-26.728
伊勢原市	-0.154	-23.438
海老名市	-0.144	-33.598
座間市	-0.128	-34.613
綾瀬市	-0.152	-17.731
三浦郡	0.292	26.426

Adjusted R square= 0.872

Number of Observations= 132,277

Table 8　中古マンション価格関数推定結果:都下

Dependent Variable:Log of the Resale Price of Condominiums.Method of Estimation:OLS

Variables(all in log except for dummies)	Coefficient	t-value
Property Characteristics		
Constant	7.039	147.935
専有面積	0.978	335.098
バルコニー面積	0.021	15.812
総戸数	0.010	14.136
市場滞留時間	0.014	18.185
都心までの接近性	-0.681	-58.292
徒歩圏ダミー	0.098	38.464
最寄駅までの距離	-0.075	-64.962
築後年数	-0.189	-182.100
1Fダミー	-0.019	-3.098
南向きダミー	0.015	9.814
住宅金融公庫ダミー	0.053	12.980
Raiway/Subway Line Dummy		
南武線	-0.033	-3.749
横浜線	0.159	8.566
田園都市線	0.178	12.923
小田急線	0.111	11.607
小田急多摩線	0.050	4.789
京王井の頭線	0.168	6.853
京王新線	0.103	21.993
京王相模原線	0.116	24.444
京王高尾線	0.077	11.137
多摩都市モノレール	0.118	3.619
中央線	0.081	20.162
多摩都市モノレール	-0.123	-5.854
青梅線	0.066	11.544
五日市線	-0.320	-2.111
武蔵野線	-0.033	-1.647
八高線	0.493	7.257
西武新宿線	-0.013	-3.065
Ward(city) Dummy		
東京都立川市	0.015	3.243
東京都武蔵野市	0.164	26.095
東京都三鷹市	0.096	14.390
東京都青梅市	-0.030	-4.495
東京都府中市	0.038	7.814
東京都調布市	-0.053	-8.572
東京都町田市	-0.071	-7.578
東京都小金井市	0.080	14.012
東京都小平市	0.053	11.017
東京都東村山市	0.010	2.173
東京都国分寺市	0.118	20.744
東京都国立市	0.205	29.155
東京都福生市	-0.046	-6.152
東京都狛江市	-0.083	-7.869
東京都東大和市	0.032	4.359
東京都清瀬市	-0.014	-1.980
東京都東久留米市	0.048	9.392
東京都多摩市	0.052	15.040
東京都稲城市	-0.105	-14.285

Adjusted R square= 0.894

Number of Observations= 43,149

4. 構造変化がある場合の品質調整済住宅価格指数の接続法

4.1 問題の所在

前章で作成した価格指数は、全期間（1989 年 4 月～2001 年 10 月）を通じて構造変化がないものと仮定した中古マンション価格モデルにもとづくものであった。つまり、定数項と時間ダミー係数を除いて、回帰係数は全期間を通じて変化しないことを仮定していた。こうしたモデルを構造制約型モデルといい、これにもとづいて作成した価格指数を構造制約型指数と呼ぶ。しかしながら、価格指数をこうした単一の構造制約型モデルにもとづいて推定することには無理がある。長期の間には途中時点における構造変化が予想されるからである。

一方、構造変化がある場合、通常はブレイクポイント（構造変化が生じた時点）で観測期間を区切り、区切った期間ごとにモデルを推定する方法をとる。そうしたモデルを構造非制約型モデルといい、それにもとづいて作成した価格指数を構造非制約型指数と呼ぶ。そこで第 1 に提起されるのは、ブレイクポイントをどのように検出すればよいかという構造変化テストの問題である。

次に、仮に過去の観測期間におけるブレイクポイントが検出されるとしても、それは単に過去の構造変化をモデル化するに過ぎない。われわれが直面するのは毎月新たな観測データが得られるという状況であり、そのデータが持つ情報を取り込む必要がある。すなわち第 2 に提起されるのは、過去の観測データにもとづいて推定されたモデルがあるところへ毎月新たな観測データが加わるとき、逐次的に変化するかもしれない構造をどのように推定すればよいかという問題である。

さらに、われわれの目的は、構造変化を考慮したモデルを推定すれば達成されるのではなく、そこから価格指数を作成することにある。つまり第 3 の問題は、構造変化があるという想定の下で、構造変化の前後にわたる価格指数をどのように接続していけばよいかということである。

以下では、これら構造変化に関連する問題について考察し、価格指数の作成法について整理しておきたい。

4.2 構造変化テストの問題

「最寄駅までの距離」や「専有面積」などの住宅の立地特性や住宅の属性に対する需要者の選好は、時間的経過の中で変化すると考えられる。また税制などの制度の改正やその他の外的ショックにより、住宅選択の行動様式もまた変化すると考えられる。これらは価格モデルの回帰係数の変化として現れる。こうした構造変化を検出するには、一般にはブレイクポイントを境にしてその前後で別々に回帰モデルを推定し、それらの回帰係数の相等性テストをしてやればよい。これを構造変化テストという。

われわれのケースでは、構造変化テストに際し次のような問題が生ずる。特定の外的ショックがあった時点をブレイクポイントとしてアプリオリにみなせるのであれば、その前後の期間に焦点を絞って構造変化テストをすればよい。しかし、われわれが扱うデータが月次データであり、厳密には外的ショックの発生した月がブレイクポイントなのか、その影響が浸透する 2 、3 ヶ月後がブレイクポイントなのかは必ずしもアプリオリに特定できない。つまり、特定すべきブレイクポイントが未知である。しかも、全期間を通じていくつブレイクポイントがあるかも未知である。さらに、テクニカルな問題と関連するが、月ごとに誤差分散が不均一であることが予想され、かつその分散は未知である[1)]。

---

1) 多変量の Behrens-Fisher 問題を招ずる。

いま、ブレイクポイントが未知でいくつあるか分からないという問題を回避するため、毎月構造変化があるものと仮定し、月ごとの観測データをもとにモデルを推定することを考えてみよう。すなわち構造非制約型モデルである。構造変化がない期間では月ごとのモデルは互いに相等の回帰係数のモデルになるであろうし、構造変化があればその時点で回帰係数は変わるであろうと考えられる。この方法は一見妥当なように見えるが、実際に推定してみると、月ごとのモデルの回帰係数が大きく変化するという結果になる（3.3.2 項 **Figure6～9** 参照)。このことから、構造変化があることは示唆されるものの、しかし、これをもって直ちに毎月大きな構造変化があると解釈することは受け入れ難い。回帰係数が大きく変化するのは、月ごとの観測データが持つ固有の偏りにも一因があるのではないかと推察されるからである。したがって、月ごとのモデル（構造非制約型モデル）をそのまま利用することには困難が伴う。

結局、当初の問題に戻って、全期間のうちでいくつかの適切なブレイクポイントを検出し、それにより区切られた期間ごとにプーリングしたデータを用いてモデルを推定する方法が望ましいと考えられる。そうした構造変化テストの方法について触れた文献はこれまで数多くあり、それらの知見をもとにすれば、上の問題に対処しつつ構造変化テストを行うことは十分に可能であろう[1)]。例えば、ブレイクポイントがどこにいくつあるか分からないという問題に対しては、総当り法が 1 つの方法としてある。ブレイクポイントが 1 つだと仮定して、すべての月について順次ブレイクポイントを仮定してテストをする。次に、ブレイクポイントが 2 つだと仮定して、すべての月から 2 つの月を選ぶ組合せの数だけテストをする。同様にして、3 つの場合について実施する、等々である。決して効率のよい方法ではないが、実行不可能ではない。

こうして、最終的に構造変化テストの問題とは、全期間を複数のブレイクポイントで区切って推定される回帰モデル群の代替案集合の中から最も適切なものを選択せよ、というモデル選択の問題に帰着する。ブレイクポイントを多くすれば、回帰モデル群全体としての当てはまりはよくなるかもしれないが、全体として多数の説明要因を必要とする。したがって、当てはまりと説明要因の数との代替関係に着目して、適度の当てはまりと適度の数の説明変数という観点から評価することにすれば、モデルの選択基準としては AIC が適用できる[2)]。

4.3 逐次的に変化する構造の推定の問題

構造変化テストを経て、仮に過去の観測期間（0 期から T 期）においてブレイクポイント（$t_1, t_2,\ldots,t_k$ 期）が検出されたとして、それが何を示唆するのか、次のような疑問が生ずる。最近時のブレイクポイント t_k 期から現 T 期までの構造（回帰係数）が、そのまま新たな T+1 期に続くと考えればよいのだろうか。それとも、t_k 期から T 期までの観測データと、新たに得られた T+1 期

---

[1])構造変化テストは、回帰係数 $\boldsymbol{\beta}_1$, $\boldsymbol{\beta}_2$ の相等性テストであり、テスト方法は、誤差項の分散についての仮定、つまり $\sigma_1^2=\sigma_2^2$ の場合と、$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ の場合とで異なる。誤差項の分散が等しい場合（$\sigma_1^2=\sigma_2^2$）は、回帰係数に関する線形制約仮説の検定という一般化された形式での検定方法がある。誤差項の分散が等しくない場合（$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$）は、漸近特性に基づく尤度比検定（asymptotic likelihood ratio test）などを用い、$-2log$(尤度比)が χ^2 分布することを利用し、未知係数を収束計算で求めることになる。この問題に対して、具体的な検定方法を Amemiya(1985)は紹介している。

[2] ）このような問題に対して、Garcia and Perron (1996)では、2 回構造変化が起こるもののブレイクポイントが未知である場合に対して構造変化テストの方法を提示している。Jushan and Perron (1998)は構造変化の回数が、ブレイクポイントとともに未知のケースに対応している。高辻(2001)はこの一連の研究に、分散が均一であることを前提に、離散時間用ダミー変数群を用い、AIC に基づき探索的に分析する方法を提示した。この方法は、バブル前後にブレイクポイントが 2 個存在することを前提として、類似のデータでも検証された(西村・清水(2002b))。

の観測データとの間で構造変化テストをすればよいのだろうか。そのテストで構造変化が検出されたら、$T+1$ 期の観測データだけを用いて新たなモデルを推定すればよいのだろうか。それ以降の将来も同様に毎期の観測データだけを用いてモデルを推定するのであれば、結局、構造非制約型モデルになってしまうのではないだろうか。これらの疑問が提起するのは、われわれの直面する問題が、過去の観測データにもとづいて推定されたモデルがあるところへ毎月新たな観測データが加わるとき、新たな構造をどのように推定すればよいかという点にある、ということである。

この問題は次のように整理される。まず、構造変化はブレイクポイントで瞬時に起こって完結するのではなく、外的なショックによる変化が浸透するまでには調整期間が存在すると考えられる。よって回帰係数もまた瞬時に変化するのではなく逐次的に変化するとみなすべきである。その場合、構造変化テストで見出されるブレイクポイントは、逐次的な変化が統計的検定の観点から無視できないくらい大きくなった時点を示唆している。しかしそのことは、ブレイクポイントで観測データを区分してその前後で個別に回帰モデルを推定すれば、それが逐次的に変化する真の回帰係数を推定したことになるということを意味するわけではない。構造変化のモデルの推定と、逐次的に変化する真の回帰係数の推定とは別の問題である。構造変化のモデルにおいては、ブレイクポイント以後の期間では、それ以前の観測データが持つ情報を捨ててしまっているため、逐次的に変化するという側面を捉えきれないのである。したがって問題は、「構造変化が逐次的に起こるという仮定の下で、過去の観測データをもとに推定されたモデルがあるとして、そこに新たな観測データが得られたとき、逐次的に変化する回帰係数を推定するにはどうすればよいか」ということになる。

この問題への対処法として、カルマンフィルターと接続型モデルとを検討しておこう。

4.4 カルマンフィルター

過去の観測データと毎月の新たな観測データとをもとに、逐次的に変化する回帰係数を推定する方法として離散時間カルマンフィルターがある。

いま、t 期の回帰係数を未知の状態変数 $\boldsymbol{\beta}_t\,(K\times 1)$ [1]とし、観測される中古マンション価格データを $\boldsymbol{y}_t\,(n_t\times 1)$、説明変数データを $X_t\,(n_t\times K)$ とする。正確には、価格データと説明変数データは、もとのデータの対数をとったものである。n_t は t 期の観測データの件数であり、K は説明変数の数である（定数項を含む)。ここで未知の回帰係数 $\boldsymbol{\beta}_t$ は、基本的に前期の回帰係数 $\boldsymbol{\beta}_{t-1}$ と相等であるが、外的ショック（確率撹乱項 $\boldsymbol{v}_t\,(K\times 1)$）の影響を受けて逐次的に変化するものと仮定する。すると、これらの状態空間による表現は、

$$\boldsymbol{\beta}_t = \boldsymbol{\beta}_{t-1} + \boldsymbol{v}_t \qquad \text{(式 6)}$$

$$\boldsymbol{y}_t = X_t \boldsymbol{\beta}_t + \boldsymbol{u}_t \qquad \text{(式 7)}$$

となる。$\boldsymbol{u}_t\,(n_t\times 1)$ は価格データ $\boldsymbol{y}_t$ を観測するときの確率撹乱項である。

ここで、先に述べた問題設定をこれらの記号を用いて言い換えると、「過去の観測データをもとに推定されたモデル $\boldsymbol{\beta}_{t-1}$ があるとして、そこに新たな観測データ $\boldsymbol{y}_t$、X_t が得られたとき、逐次的に変化する回帰係数 $\boldsymbol{\beta}_t$ を推定するにはどうすればよいか」ということになる。

いま、$t-1$期の $\boldsymbol{\beta}_{t-1}$ がすでに推定されていて、ある平均と分散を持つ確率変数だとすれば、上

---

1) 以下、$(m\times n)$で m 行 n 列の行列の次元を表す。任意のベクトル $\boldsymbol{x}$ は行ベクトルを表し、$\boldsymbol{x}'$で列ベクトルを表すものとする。

の式によりt期の$\boldsymbol{\beta}_t$と$\boldsymbol{y}_t$とは、確率変数$\boldsymbol{\beta}_{t-1}$、$\boldsymbol{v}_t$、$\boldsymbol{u}_t$の関数である。その同時確率密度を$f(\boldsymbol{\beta}_t, \boldsymbol{y}_t)$とすると、

$$f(\boldsymbol{\beta}_t, \boldsymbol{y}_t) = f(\boldsymbol{\beta}_t | \boldsymbol{y}_t) f(\boldsymbol{y}_t) \qquad \text{(式 8)}$$

である。この右辺の第1項$f(\boldsymbol{\beta}_t | \boldsymbol{y}_t)$は、$\boldsymbol{y}_t$が得られたときの$\boldsymbol{\beta}_t$の条件付き確率密度を表している。つまり、上の問題設定で述べられた「新たな観測データ$\boldsymbol{y}_t$が得られたとき、$\boldsymbol{\beta}_t$を推定するにはどうすればよいか」という箇所の定式化になっている。よってこれに対する解は、この条件付き確率密度を用いて$\boldsymbol{\beta}_t$を最尤推定すれば求めることができる。

$$\prod_i f(\boldsymbol{\beta}_t | y_{t,i}) \to \max_{\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{v}, \boldsymbol{u}} \quad (y_{t,i}\text{は}t\text{期の}i\text{番目の観測データ}) \qquad \text{(式 9)}$$

なお、$f(\boldsymbol{\beta}_t | \boldsymbol{y}_t)$の具体的な表現は、**(式 8)**から、

$$f(\boldsymbol{\beta}_t | \boldsymbol{y}_t) = \frac{f(\boldsymbol{\beta}_t, \boldsymbol{y}_t)}{f(\boldsymbol{y}_t)} = \frac{f(\boldsymbol{\beta}_t, \boldsymbol{y}_t)}{\int f(\boldsymbol{\beta}_t, \boldsymbol{y}_t) d\boldsymbol{\beta}_t} \qquad \text{(式 10)}$$

により求められる。

通常のカルマンフィルターの公式は、$\boldsymbol{v}_t$と$\boldsymbol{u}_t$とに関する分散共分散行列を与件として求められる。しかし、われわれのモデルでは未知であるため、それらも$\boldsymbol{\beta}_t$とともに最尤推定する必要がある。そこに技術的な難点がある。ただ、$\boldsymbol{v}_t$と$\boldsymbol{u}_t$との分散共分散行列を対角行列と仮定すれば推定は幾分容易になろう。

このカルマンフィルターの応用は、逐次的に変化する回帰係数を推定する有力な方法だと考えられる[1)]。しかしながら、まだわれわれのデータに適用したときの解の特徴が十分には捉えられていない。実際の適用は今後の課題としたい。

4.5 接続型モデル

通常、構造変化モデルの推定は、ブレイクポイントで観測データをいくつかの期間に分けて、それぞれの期間ごとの観測データを用いてモデルを推定するというものである。つまりブレークポイントで前後の接続性を断ち切ることになっている。そのため、構造変化が逐次的に生ずるという仮定の下では、その方法が却って逐次的変化の過程にある回帰係数を捕捉しにくいものにしている。むしろ自然な着想として、あたかも移動平均を求めるのと同様に、一定の期間長を推定期間にとり、複数の期にまたがってモデルを推定することで逐次的変化の過程にある回帰係数を推定する方法が考えられる。

すなわち、$\boldsymbol{\beta}_t$を推定する場合、ある一定のτ期だけさかのぼった$t-\tau+1$期からt期までの観測データ（プールデータ）にもとづいて回帰係数を推定する方法である。推定のためのモデルは、

$$\tilde{\boldsymbol{y}}_t = \tilde{X}_t \boldsymbol{\beta}_t + \tilde{\boldsymbol{u}}_t \qquad \text{(式 11)}$$

と定式化できる。ここで、

1) Harvey, A.C. (1989)、 Maddala, G.S. and Kim, In-Moo(1998)、赤池弘次・北川源四郎編(1994)

$$\widetilde{\boldsymbol{y}}_t' = (\boldsymbol{y}_t', \boldsymbol{y}_{t-1}', \cdots, \boldsymbol{y}_{t-\tau+1}')$$ [1)]

$$\widetilde{X}_t' = (X_t', X_{t-1}', \cdots, X_{t-\tau+1}')$$

$$\widetilde{\boldsymbol{u}}_t' = (\boldsymbol{u}_t', \boldsymbol{u}_{t-1}', \cdots, \boldsymbol{u}_{t-\tau+1}')$$

である。これを次のように適用する。

① $\tau-1 \rightarrow t$ を初期とする。

② $t-\tau+1$ 期から t 期までの観測データをもとに(式 11)のモデルを推定する。

③ $t+1 \rightarrow t$ として次の期へ進み②を繰り返す。これを現時点まで繰り返す。

④ 将来の毎期を t として同様に②を繰り返す。

一定の τ 期を推定期間として観測データが重複して使用されることになるが、そのことが逐次的に変化する構造の推定を可能にする要点になっている。構造変化モデルのようにブレイクポイントで接続性を断ち切るのではなく、むしろその前後を接続して構造の逐次的な変化を捉えるという方法である。

このモデルを接続型モデルと呼ぶ。今回われわれがとった方法は、この接続型モデルによる推定である。なお、最終的にわれわれが作成した価格指数は、この接続型モデルに対して、次に述べる構造制約型指数の作成方法を適用して作成したものである。

4.6 構造制約型指数

t 期の価格指数 $Index_t$ とは、ある特定品質の住宅について、t 期の価格 h_t の、基準時の価格 h_0 に対する比である。

$$Index_t = \frac{h_t}{h_0} \qquad \text{(式 12)}$$

われわれのモデルでは、もとの価格 h_t と説明変数 $z_{t,i}$（t 期の i 番目の変数）について対数をとったものを分析データとして用いている。つまり、$y_t = \log h_t$、$x_{t,i} = \log z_{t,i}$ である。これを用いて、

$$\log Index_t = \log h_t - \log h_0 = y_t - y_0 \qquad \text{(式 13)}$$

と表すことができる。以下では説明の便宜のため、

$$Lindex_t = \log Index_t = y_t - y_0 \qquad \text{(式 14)}$$

とした $Lindex_t$ を、改めて価格指数と定義して議論を進めることにする。

さて、構造制約型指数とは、住宅の立地特性や属性などの説明変数に対応する回帰係数が、全期間を通じて変わらないと仮定した構造制約型モデルをもとにして作成される価格指数である。以下では単純な 2 期間モデルを例に挙げてその作成方法について述べていく。いま、0 期と 1 期との 2 期間だけがあると仮定し、0 期を基準時として 1 期の価格指数を求めることにしよう。それぞれの期の価格データを $\boldsymbol{y}_0(n_0 \times 1)$、$\boldsymbol{y}_1(n_1 \times 1)$ とし、説明変数データを $X_0(n_0 \times K)$、$X_1(n_1 \times K)$ とする。n_0、n_1 はそれぞれの期の観測データ件数である。K は説明変数の数である（定数項を含む)。構造制約型モデルは、0 期と 1 期の観測データをプールしたものを用いて、

$$\widetilde{\boldsymbol{y}} = \widetilde{X}\boldsymbol{\beta} + \widetilde{\boldsymbol{u}} \qquad \text{(式 15)}$$

---

1) $\boldsymbol{x}'$、A' でそれぞれベクトル $\boldsymbol{x}$、行列 A の転置を表す。

と表される。ここで、

$$\tilde{\boldsymbol{y}}=\begin{pmatrix}\boldsymbol{y}_0\\ \boldsymbol{y}_1\end{pmatrix}、\tilde{\boldsymbol{u}}=\begin{pmatrix}\boldsymbol{u}_0\\ \boldsymbol{u}_1\end{pmatrix}、\tilde{X}=\begin{pmatrix}\boldsymbol{0} & X_0\\ \boldsymbol{1} & X_1\end{pmatrix}、\boldsymbol{\beta}=\begin{pmatrix}a_1\\ \boldsymbol{b}\end{pmatrix}$$

① $\boldsymbol{0}$は要素がすべてゼロの列ベクトル。

② $\boldsymbol{1}$は要素がすべて1の列ベクトル。

③ X_0、X_1の第1列は定数項のための$\boldsymbol{1}$ベクトルである。

④ Xの第1列$(\boldsymbol{0}',\boldsymbol{1}')$は、1期の時間ダミーを表している。

⑤ a_1は、1期の時間ダミーに対応する回帰係数である。

⑥ $\boldsymbol{b}(K\times1)$は、時間ダミーを除いた説明変数に対応する回帰係数ベクトル（定数項を含む）である。

⑦ $\boldsymbol{\beta}(\overline{K+1}\times1)$は、$a_1$と$\boldsymbol{b}(K\times1)$とからなる回帰係数ベクトルである。

⑧ $\boldsymbol{u}_0(n_0\times1)$、$\boldsymbol{u}_1(n_1\times1)$は、確率撹乱項ベクトルである。

すなわち、構造制約型モデルでは、0期と1期を通じて共通の回帰係数$\boldsymbol{b}$を使用する。ただ、1期においては0期に比べて、時間ダミーに対応する係数a_1分だけ価格がシフトすると考えるわけである。

さて、回帰係数$\hat{\boldsymbol{\beta}}$が推定され、特定の品質の住宅を表す説明変数値ベクトル$\boldsymbol{x}^*(K\times1)$（回帰係数ベクトル$\boldsymbol{b}$に対応する）が与えられると、0期と1期における特定の品質$\boldsymbol{x}^*$を備えた住宅の価格の推定値$\hat{y}_0$、$\hat{y}_1$は、

$$\hat{y}_0=(0,\mathbf{x}^{*\prime})\hat{\boldsymbol{\beta}}=\mathbf{x}^{*\prime}\hat{\mathbf{b}} \qquad \textbf{(式 16)}$$

$$\hat{y}_1=(1,\mathbf{x}^{*\prime})\hat{\boldsymbol{\beta}}=\hat{a}_1+\mathbf{x}^{*\prime}\hat{\mathbf{b}} \qquad \textbf{(式 17)}$$

となる。よって、1期の価格指数$Lindex_1$は、

$$Lindex_1=\hat{y}_1-\hat{y}_0=\hat{a}_1 \qquad \textbf{(式 18)}$$

と表される。これが構造制約型指数である。ここからは住宅の特定の品質を表す$\boldsymbol{x}^*$が消えている。つまり、構造制約型指数は、いかなる品質の住宅についても共通の価格指数を与える点に特徴がある。

4.7 接続型指数の作成

さてここで、われわれが採用した接続型モデルに対してこの構造制約型指数の作成方法を適用する。接続型モデルは、ある一定のτ期間に関して言えば、構造制約型モデルである。したがって、上と同様にして、τ期間あるうちの$\tau-1$個の期について時間ダミーを用いれば、それに対応するダミー係数がそのτ期間における価格指数として推定される。ところが接続型モデルでは、τ期間の適用を1期ずつ、ずらしてモデルを推定することになる。その場合の指数の接続をどのように行うかが一つのポイントである。

t期の接続型モデルは、前項(**式 15**)の表現を拡張して次のように表される。

$$\tilde{\boldsymbol{y}}_t=\tilde{X}_t\boldsymbol{\beta}_t+\tilde{\boldsymbol{u}}_t \qquad \textbf{(式 19)}$$

ここで、

$$\widetilde{\boldsymbol{y}}_t = \begin{pmatrix} \boldsymbol{y}_{t-\tau+1} \\ \vdots \\ \boldsymbol{y}_{t-1} \\ \boldsymbol{y}_t \end{pmatrix}、\widetilde{\boldsymbol{u}}_t = \begin{pmatrix} \boldsymbol{u}_{t-\tau+1} \\ \vdots \\ \boldsymbol{u}_{t-1} \\ \boldsymbol{u}_t \end{pmatrix}、\boldsymbol{\beta}_t = \begin{pmatrix} a_{t-\tau+2} \\ \vdots \\ a_{t-1} \\ a_t \\ \mathbf{b}_t \end{pmatrix} \quad \text{ただし}(\overline{\tau-1+K}\times 1)、$$

$$\widetilde{X}_t = \begin{pmatrix} \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} & X_{t-\tau+1} \\ \mathbf{1} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & & \mathbf{0} & X_{t-\tau+2} \\ \mathbf{0} & \mathbf{1} & \mathbf{0} & & \mathbf{0} & X_{t-\tau+3} \\ \vdots & & & \ddots & & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & & \mathbf{0} & X_{t-1} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{1} & X_t \end{pmatrix} \quad \text{ただし}(\overline{n_{t-\tau+1}+\cdots+n_{t-1}+n_t}\times\overline{\tau-1+K}).$$

いま、t 期の接続型モデルが推定され、そこから時間ダミー係数 $\hat{a}_{t-\tau+2},\cdots,\hat{a}_{t-1},\hat{a}_t$ が推定されたとする。これらは、基準時を $t-\tau+1$ 期とした、$t-\tau+2$ 期、. . . 、$t-1$ 期、t 期の価格指数である。このとき、

$$\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1} \tag{式 20}$$

という量に着目すると、これは t 期と $t-1$ 期との価格指数の差を表している。これを、全期間を通じた価格指数における、t 期の指数 $Lindex_t$ と $t-1$ 期の指数 $Lindex_{t-1}$ との差として定義することにする。すなわち、

$$Lindex_t - Lindex_{t-1} = \hat{a}_t - \hat{a}_{t-1} \tag{式 21}$$

である。これを用いて全期間の価格指数は、次のようにして逐次的に作成されることになる。

① いま、$t-1$ 期までの価格指数 $Lindex_{t-1}$ が求められているものとする。

② t 期に新たな観測データが得られる。

③ それを加えて、$t-\tau+1$ 期から t 期までの観測データを用いて接続型モデルを推定する。

④ $t-\tau+2$ 期から t 期までの時間ダミーに対応する時間ダミー係数 $\hat{a}_{t-\tau+2},\cdots,\hat{a}_{t-1},\hat{a}_t$ が得られる。

⑤ ここから、$\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1}$ を用いて、

$$Lindex_t = Lindex_{t-1} + (\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1}) \tag{式 22}$$

として t 期の価格指数 $Lindex_t$ を求める。

⑥ 同様にして、次期においても繰り返す。

5. 接続型の首都圏中古マンション価格指数

前章で整理したように、逐次更新されるデータベースを用いて最新の指数を継続的に提供するには、一定のルールに基づいた作業を行なわなければならない。当然のこととして、指数を最新のものにする過程で価格構造が変化していると考えなければならない。データの始期を固定し構造を制約して価格関数を推定すると、指数に系統的な偏りが発生する恐れがあり、また追加データを逐一加えることで指数の統一性は失われる。そこで、まず「構造制約型指数」に対して「構

造非制約型指数」を作成し両者の比較をふまえて構造変化の検討を行い、そのうえで、「接続型指数」を作成し検討を加えるとともに構造変化に対する課題を示す。

5.1 構造非制約型中古マンション価格指数

まず、月次指数を作成するために、月次で価格関数を推定し、標準品質を備える仮想点を設け、その点に対する指数を月次データとして接続する構造非制約型指数を作成した。ここでは、1989年4月から2001年10月までの151期間を対象とした。月ごとに推計式は異なるので、当然、構造非制約型指数の推定誤差は、各期の価格推定モデルの精度に左右される。

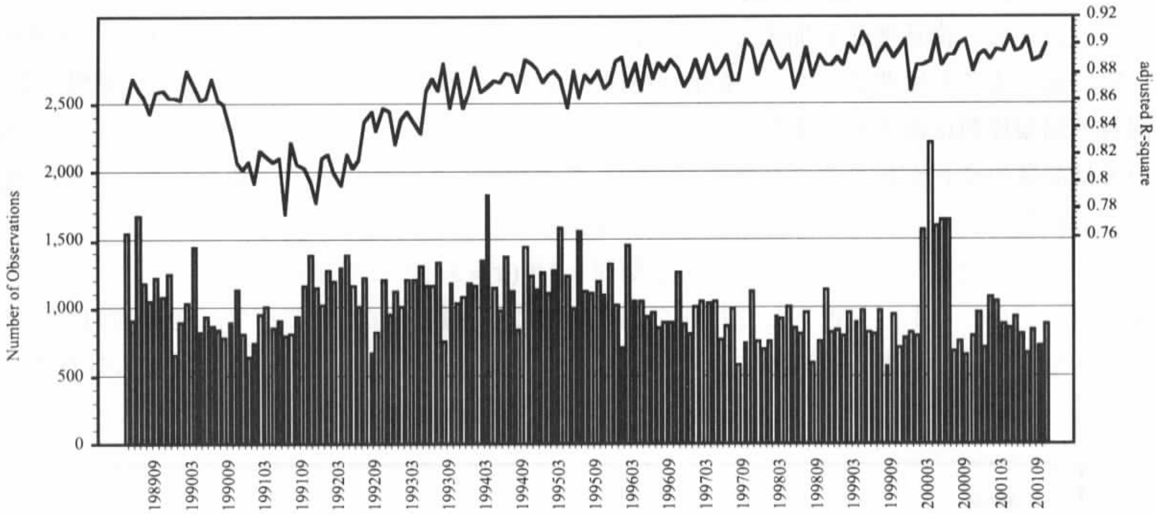

Figure 3　構造非制約型ヘドニック価格関数の推定精度－月次:1989/04～2001/10

Figure 3は、構造非制約型月次モデルとして推定された151本の推計式に対しての、各サンプル数と自由度調整済決定係数の時間的推移を示している。自由度調整済決定係数は最小と最大とでは10%弱の開きがある。サンプル数は月により倍以上の差があるが、その動きと説明力とは独立である。

モデルの主要な回帰係数について検討する。構造非制約型の場合、151組の月次モデルから得ら

Table 9　主要回帰係数の統計量（月次・非制約型モデル）

		summary statistics of estimated parameter			
		平均値	標準偏差	歪度	尖度
変数名	最寄駅までの距離 (Distance to nearest station)	-0.058	0.012	-0.399	0.410
変数名	築後年数(Number of Years after Construction)	-0.186	0.028	0.247	0.220
変数名	専有面積 (Floor Space/Square Meters)	1.045	0.088	-0.474	-1.252
変数名	都心までの接近性(Accessibility to Central Buisiness District)	-0.434	0.162	-0.372	-0.455
サンプル数(Number of Observation)の統計量		1075.086	293.199	0.686	1.908
平均自由度調整済決定係数(adjusted R Square)の統計量		0.881	0.024	-0.998	0.039

Number of Mode= 151

れる主要回帰係数の統計量、サンプル数、自由度調整済決定係数を**Table 9**に示す。

このように推定されたモデルをもとに作成した指数と、構造制約型指数を比較したものが**Figure 4**である。推定された非制約型指数の動きは変動が大きく、現実の動きから乖離している恐れがある。変数間の共分散が影響して係数が不安定である可能性も考えられる。毎月のように価格構造が変化していくことは想像し難いので、構造非制約型指数として実用化するためには、このような過剰と思える変動を均す方法を検討する必要がある。

5.2 接続型中古マンション価格指数

前節の検討から、構造変化を加味しなければならないような変化が起こるとしても、一ヶ月という単位で起こることは考えにくく、変化が浸透するまでの調整期間が存在することを予想して、価格関数の回帰係数は漸次的に変化すると想定することが現実的であろう。そこで、一定期間内においては品質の変化が起こることはなく、少しずつ変化していくことを前提とした、4章で提案した「接続型モデル」によって推定することが意味を持つ。ここでは、構造変化ないものとしてパネルデータを利用することが許容される期間を3年($\tau=36$)として接続した。

「接続型モデル」によって推定した指数を**Figure 4**で「接続型」として示す。構造制約形とほぼ同じ動きを示しているが、系統的に高めの値になっている。このモデルの推定精度の推移を**Figure 5**に、116組の各推定モデルの回帰係数の統計量を**Table 10**に示す。

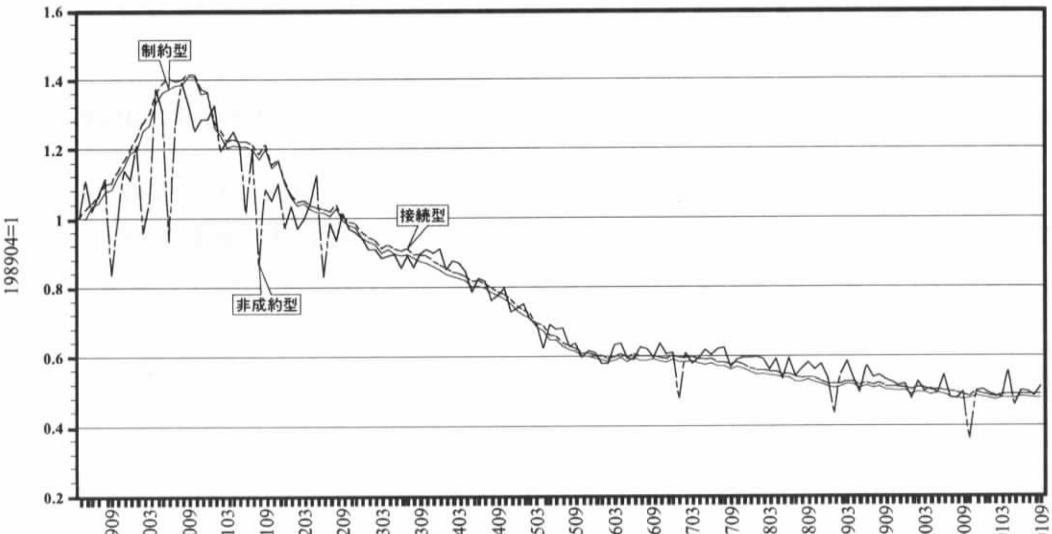

Figure 4　構造制約の有無による指数比較:1989/04～2001/10

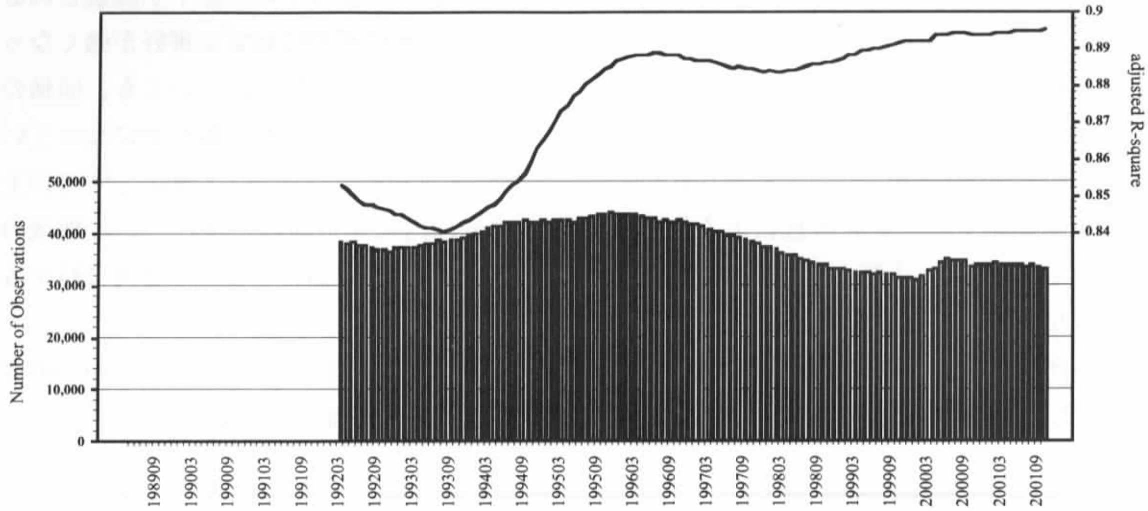

Figure 5　接続型関数の推定精度:1989/04～2001/10

Table 10　主要変数の統計分布(三年単位別・接続型モデル)

		summary statistics of estimated parameter			
		平均値	標準偏差	歪度	尖度
変数名	最寄駅までの距離 (Distance to nearest station)	-0.057	0.006	-0.697	-0.452
	築後年数(Number of Years after Construction)	-0.192	0.014	0.779	0.056
	専有面積 (Floor Space/Square Meters)	1.020	0.070	-0.543	-1.380
	都心までの接近性(Accessibility to Central Buisiness District)	-0.397	0.116	-0.896	-0.656
サンプル数(Number of Observation)の統計量		37957.620	3927.870	-0.026	-1.379
平均自由度調整済決定係数(adjusted R Square)の統計量		0.876	0.019	-0.832	-1.021

Number of Mode= 116

Figure 5では、説明力がサンプル数の減少にかかわらず増し、1996年前半までは一定の傾向で改善し、1996年後半以降は、自由度調整済み決定係数が0.88～0.90の間で安定した値を示している。回帰係数の標準偏差を比較すれば、「最寄駅までの距離」、「築後年数」において非制約型係数は接続型係数の2倍の大きさ、「専有面積」、「都心までの接近性」においても非制約型が接続型を上回る大きさで、接続型の回帰係数が安定していることが確かめられる。

続いて、これら４つの回帰係数の時間的な変化について検討を加える。これらの係数は対数変換した変数に対する回帰係数であるので、元の変数に対しては弾性値に対応する。まず、「最寄駅からの距離*WK*」の係数は、大きな変化とはいえないが絶対値として小さくなる傾向にある(**Figure 6**)。しかし、絶対値自体が小さいことには変わりない。「築後年数*BY*」については、1996年から97

年後半を中心に負の方向に大きく底を形作っており、近年では若干小さくなっている(**Figure 7**)。これら変数に対して、「専有面積」「都心までの接近性」については、顕著な傾向がある。「専有面積*FS*」については、符号条件を満たした推定値が時とともに大きくなっていく様子が観察される(**Figure 8**)。特に、弾性値が1996年初頭に1を超えており、消費者の面積に対する選好が強くなっている様子がうかがわれる。負の値として推定される「都心までの接近性」についても、同様の形状で推移しており、追時的に「都心までの接近性」と価格との関係の勾配が緩やかになっていることがわかる(**Figure 9**)。ここで推定されたモデルは都区部を対象としているために、すでに主要ターミナル40駅までの乗降客数による加重平均が25.12分以内と立地環境が優れている地域の居住者として(**Table 2**)、「都心までの接近性」という要因よりも「専有面積」などの要因に対する選好が強くなっていると解釈できる。

いずれの回帰係数も、構造非制約型と比べて接続型において変動がはるかに小さく、かつ前者の変化に対して3年程度の遅れが見られる。接続型での推定期間に相当している。

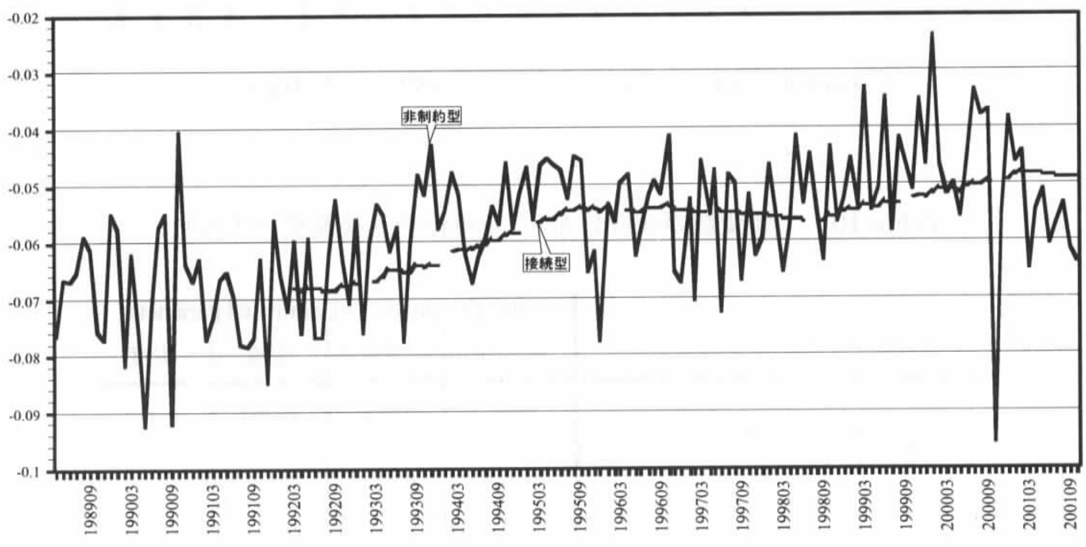

Figure 6　回帰係数の時間的変化—最寄駅までの距離 *WK*:1989/04～2001/10

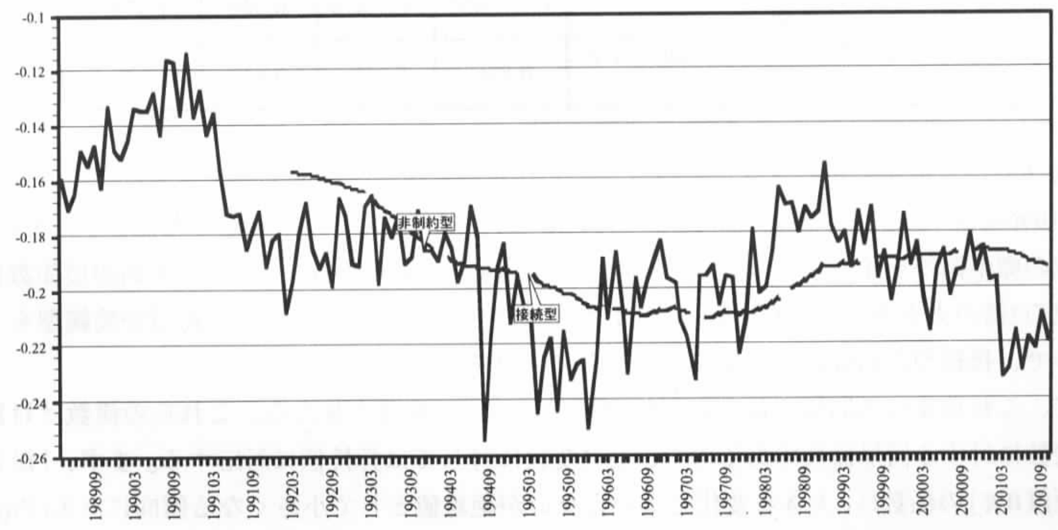

Figure 7　回帰係数の時間的変化－築後年数 *BY*:1989/04～2001/10

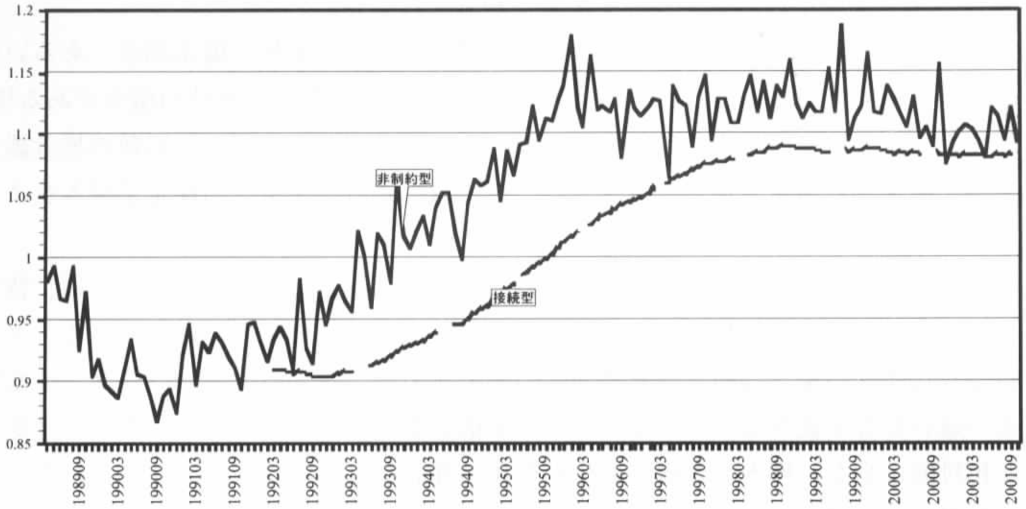

Figure 8　回帰係数の時間的変化－専有面積 *FS*:1989/04～2001/10

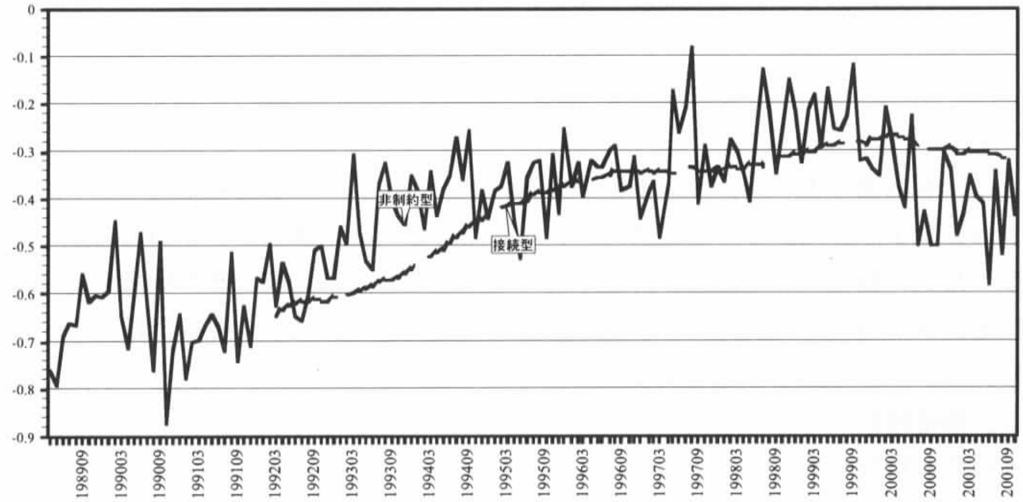

Figure 9　回帰係数の時間的変化－都心までの接近性 *ACC*:1989/04～2001/10

5.3　構造変化を反映する接続型価格指数の課題

以上のようにヘドニック価格関数の係数推定値が時間とともに変化し、消費の構造変化が認められる。接続型の場合、応答性の課題も考慮に入れれば必要以上に長い推定期間は問題であり、逆に短い期間では指数、係数ともに不安定になる怖れがある。

Figure 4からは、接続型指数に対して制約型指数はおおむね良好に対応していることがわかる。しかし、その系統的に存在する差は、資産価格指標としては当期のキャピタルゲイン（ロス）の10%程度に相当する。

接続型が望ましいとしても3年が適切であるかの判断基準が必要である[1]。この問題を追求する上では、構造変化を組み込んで指数の接続を行う便益と、それに必要なアルゴリズムを実務的に整備する場合の機会費用と対比させる必要があるかもしれない。

パネルデータの分析においては、観察できる市場情報が特定の案件に偏る場合、あるいは特定の特徴のものが欠損値である場合、サンプル数がばらつく[2]。空間的に抽出法の偏りがある場合に、地域ダミー変数のみで空間的な構造の差異を表現できる場合にはそのダミー係数の推計誤差が偏りを吸収する。全体的に構造が変化する場合は、標本数の差は構造変化の検定手続きをより複雑にする。

上記に加えて、時間的にサンプル数が変化するときには、構造制約型指数の場合に、特定時点の情報がヘドニック変数の係数推計に相対的に大きな影響を持つ可能性が考えられる。ダミー変数以外に構造変化がない場合は同じ母集団からの抽出なので、標本数の差が時間ダミー変数の係数推定誤差の違いとして表れる。すべてにわたって構造変化がある場合には、変化を前提とせず推計すると相対的に少ない標本での構造変化が全体の推計結果に反映されにくく、結果として構造変化検出を遅らせる傾向を持つ恐れがある。より短期の接続型指数を採用すればこの問題は自然に解消できる。

いずれにせよ、時間ダミー係数の指数化と接続型指数を併用することが、問題解決の可能性を広げている。この点の厳密な議論は別稿に譲る。

6. おわりに

本論文では、首都圏中古マンション市場を対象とするヘドニック型住宅価格指数の開発手法を説明し指数の特徴を示した。その開発過程において検討された、推定される価格関数の違いに応じた2種類の指数、構造制約型指数と構造非制約型指数を作成・比較しその特徴を明確にした。さらに、住宅投資市場における指数として必要な更新過程を考慮して、接続型指数とその作成法を提案した。いずれの問題も、住宅市場の逐次的な構造変化をどのように扱うかが焦点であり、結果として、価格関数のモデル選択および指数接続の問題に集約された。

より精度の高い指数を実現することが今後の課題である。特に投資環境に対するベンチマーク指数としての役割を果たすような指数の開発を進めるためには、以下に示すような課題を解決しながら住宅価格指数体系の改善・調整を行っていくことが必要である。

まず第1に、ヘドニック価格関数の非線形構造に対する対応である。本稿での分析においては、住宅価格と駅までの距離等の主要変数との関係は対数変換の後には線型関係にあることを前提としたが、小野・高辻・清水(2001)で詳細に検討し指摘したように、非線型構造であると考えるほうが一般的であろう。いくつかの先行研究では、Box-Cox変換等の変数変換を行うなどしてアプリオリな形での非線型推定が行われている。

第2に、構造変化から当然予想される不均一分散への対応である。不均一分散の検定とともに、本稿でも検討した一般化最小二乗法や最尤法などで推定することが必要かもしれない。

第3に、品質そのものの変化による価格変化への対応である。ここでは、品質を調整した上で

---

1) 本データでは構造変化が3年未満では起きていないことを確認している。

2) sampling selection bias については Griliches(1996), Davidson and Mackinnon(1993), Maddala(1985)を参照。

時間軸上での価格変化を観察することが可能な指数開発問題を扱った。しかし、例えば特定の駅や地域という属地的な影響を受ける空間単位を対象としてインデックスを作成する場合には、地域特性として認識される品質を加味しなければならない。新線や大型商業施設などの開発による影響などの場合である（例えば、清水・小野(1998)）。

第4に、総合収益率指数を作成するためには賃料指数の開発が不可欠である。そのうえで、Net Cash Flowが把握できるよう、控除すべき費用に関する分析・調査が必要である。

これらの問題については、今後の課題としたい*。

謝辞

本研究は、1998年に麗澤大学国際経済学部に新設された麗澤経済研究センター（センター長鈴木幸夫教授(当時)、現在は 経済社会総合研究センター）内に設置された不動産投資研究会を出発点としている。同研究会が組織した不動産投資指標研究会は麗澤大学、東京海上火災保険株式会社、株式会社リクルート社、およびオブザーバーとして財団法人日本不動産研究所から構成された。東京海上火災保険株式会社不動産部不動産投資新規グループ(当時)の研究会メンバーの方々からは投資実務上の観点から多くの助言をいただいた。

英国 IPD(*Investment Property Data Bank*)社の西岡敏郎氏からは、インデックス作成における実務的側面からの助言をいただいた。

本稿執筆の初期段階で清水は、西村清彦 東京大学大学院経済学研究科教授、中村良平 岡山大学経済学部教授、山村能郎 香川大学経済学部助教授から適切なコメントを頂戴した。特に中村教授、山村助教授には未定稿をもとにした議論を通じて種々の助言をいただいた。

以上の方々にはここに記して御礼申し上げる。

なお、本稿に関するすべての誤りは筆者らに帰すべきものである。

* ㈱リクルート住宅ディビジョンカンパニー住宅総合研究所では、本稿でのべた住宅価格指数を「リクルート住宅価格指数:RRPI : *Recruit Residential Price Index*」として公表している。同指数は、本稿でいう接続型を採用している。また、同指数は上記で指摘した不均一分散への対応が行われている。今後の課題でいう第3の問題は、別稿で扱いたい。第4の問題についても、国際基準に沿うような基準作成を進めているところである。

参考文献

赤池弘次・北川源四郎編(1994)『時系列解析の実際Ⅰ・Ⅱ』朝倉書店

Amemiya, T.(1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press

Allen, R.G.D.(1975), *Index Numbers in Theory and Practice*, The Macmillan Press (溝口敏行・寺崎康博訳(1977)『指数の理論と実際』東洋経済新報社)

Bowles, G., P. McAllister and H. Tarbert(2001) "An Assessment of the Impact of Valuation Error on Property Investment Performance Measurement," *Journal of Property &Finance*, Vol.19, No.2, pp. 139-155

Clayton, J.(1996) "Rational Expectation, Market Fundamentals and Housing Price Volatility," *Real Estate Economics*, Vol.24, No.4, pp. 441-470

Davidson, R. and J.G. Mackinnon(1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press

不動産投資指標研究会(2000)「住宅系不動産投資指数の作成に関する調査研究」麗澤大学麗澤経済研究センター報告書

Garcia, A. R. and P. Perron (1996) "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts," *Review of Economic and Statistics*, Vol.78, pp.111－125

Geltner, D.(1997) "The Use of Appraisal in Portfolio Valuation and Index Construction," *Journal of Property Valuation and Investment*, Vol.15, No.5, pp.423-447

Geltner, D.(1998) "How Accurate is the NCRIEF Index, and who cares," *Real Estate Finance*, VOL.14, pp.25-37

Geltner, D., R. Graff and M. Young (1994) "Random Disaggregate Error in Commercial Property: evidence from the Russell-NCRIEF database," *Journal of Real Estate Research*, Vol.19, No.4, pp.403-419

Griliches, Z.(1996) "Introduction to the Application," in *The Econometrics of Panel Data* ed. by Matayas, L. and Sevescre, Kluwer Academic Publishers, pp.655-659

Harvey, A.C.(1989), *Forecasting structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press

肥田野登・山村能郎(1992)「住宅地における容積率規制が地価の地域間波及に及ぼす影響」第 27 回日本都市計画学会学術研究論文集, pp.127-132

肥田野登・山村能郎・土井康資(1995)「市場データを用いた商業・業務地における地価形成および変動要因分析」第 30 回日本都市計画学会学術研究論文集, pp.529-534

肥田野登・山村能郎・土井康資(1999)「市場価格データを用いた東京都南西区部住宅地における地価変動分析」都市計画 224, pp.56-66

Jushan, B. and P. Perron (1998) "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, Vol.66, No.1, pp.47-78

門脇淳(1981)『不動産鑑定評価要説(7 訂版)』税務経理協会

金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社

Maddala, G.S.(1983), *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press

Maddala, G.S. and I. M. Kim(1998), *Unit Roots Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press

松村徹(2001)「不動産インデックスの現状と展望－実績データに基づくインデックス開発の可能性－」証券アナリストジャーナル第 39 巻 7 号, pp.54-65

森田優三(1989)『物価指数理論』東洋経済新報社

森田優三・久次智雄(1993)『新統計概論改訂版』日本評論社

中村良平(1996)「住宅市場におけるマンション価格形成と収益率に関する研究」財団法人 第一住宅建設協会

西村清彦・清水千弘(2002a)「商業地不動産価格指数の精度-東京都区部:1975～1999 年」季刊 住宅土地経済 2002 年冬季号

西村清彦・清水千弘(2002b)「地価情報の歪み:取引事例と鑑定価格のメカニズム」西村清彦編著『不動産市場の経済分析』日本経済新聞社(forthcoming)所収

小野宏哉・高辻秀興・清水千弘(2001)「品質を考慮した中古マンションの価格モデルの推定」RIPESS (麗澤大学 経済社会総合研究センター) Working Paper, No.1

清水千弘(2000)「取引情報を用いた住宅市場環境と購入者の個別選好の把握手法に関する研究－東京圏中古マンション市場・賃貸市場を対象として－」データマイニングシンポジウム 2000 研究報告集

清水千弘(2001)「品質調整済住宅価格インデックス」東洋経済統計月報, 2001 年 7 月号

清水千弘・小野宏哉(1998)「地方都市の鉄道整備事業の費用負担における計画参加」計画行政, 第 21 巻第 3 号, pp.62-73

清水千弘・早川信也・篠津和夫(2001)「品質調整済住宅価格インデックス作成システムの開発」*SUGI* (SAS Users Group International Japan)-J2001(20th)/第 20 回 SAS ユーザー会総会および研究発表会論文集, pp.91-100

白塚重典(2001)「資産価格と物価:バブル生成から崩壊にかけての経験を踏まえて」金融研究, 2001 年 1 月号

高辻秀興(2001)「SAS による構造変化テストの方法」mimeo.

竹内啓ほか編(1989)『統計学辞典』東洋経済新報社

付編

付１　構造制約型指数と構造非制約型指数の作成方法

いま、0、 1、 2、 3 期の 4 期間について、0 期を基準時とした価格指数を作成するものとする。t 期の住宅の価格を y_t（$t=0,1,2,3$）とする。住宅の品質を表す説明変数は 1 つだけしかないものとし、それを x とする。t 期の価格指数を $Lindex_t = y_t - y_0$ で定義する。

(1)　構造制約型指数の作成方法

構造制約型指数は、説明変数に対応する回帰係数が全期間を通じて変わらないと仮定した構造制約型モデルをもとに作成される。ただ、0 期に比べて、1、2、3 期では、価格がシフトすると考えて、時間ダミー d_1、d_2、d_3 を変数に加える。この時間ダミー d_t（$t=1,2,3$）は、t 期のときにのみ 1 の値をとり、他の期はゼロの値をとる変数である。さて、構造制約型モデルを次のように表すことにする。

$$y = a_1 d_1 + a_2 d_2 + a_3 d_3 + b_0 + b_1 x + u$$

ここで、a_t（$t=1,2,3$）は時間ダミーに対応する回帰係数、b_0 は定数項、b_1 は説明変数 x に対応する回帰係数、u は確率攪乱項である。このモデルが推定されると、品質 x を備えた住宅の価格の推定値は、

$$\hat{y} = \hat{a}_1 d_1 + \hat{a}_2 d_2 + \hat{a}_3 d_3 + \hat{b}_0 + \hat{b}_1 x$$

と表される。時間ダミーに値を入れて 0、 1、 2、 3 期ごとの表現にすると、

$$\hat{y}_0 = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 x$$

$$\hat{y}_1 = \hat{a}_1 + \hat{b}_0 + \hat{b}_1 x$$

$$\hat{y}_2 = \hat{a}_2 + \hat{b}_0 + \hat{b}_1 x$$

$$\hat{y}_3 = \hat{a}_3 + \hat{b}_0 + \hat{b}_1 x$$

である。よって、0 期を基準にした品質 x の住宅の価格指数は、

$$Lindex_0 = \hat{y}_0 - \hat{y}_0 = 0$$

$$Lindex_1 = \hat{y}_1 - \hat{y}_0 = \hat{a}_1$$

$$Lindex_2 = \hat{y}_2 - \hat{y}_0 = \hat{a}_2$$

$$Lindex_3 = \hat{y}_3 - \hat{y}_0 = \hat{a}_3$$

となる。構造制約型指数は、住宅の品質 x にかかわらず、時間ダミーの回帰係数だけで定まるのが特徴である。

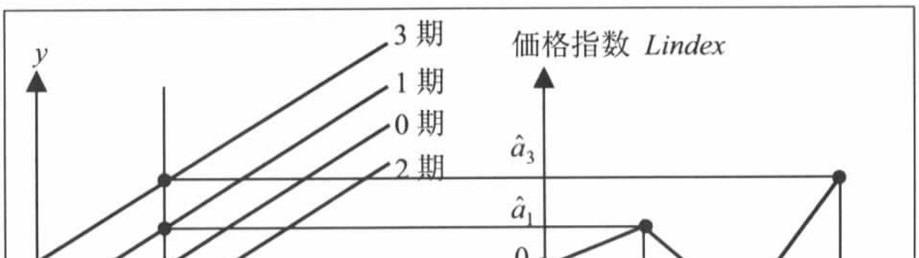

図 1　構造制約型指数

(2)　構造非制約型指数の作成方法

構造非制約型指数では、回帰係数が期ごとに変わると仮定する。そこで、期ごとの観測データを用いて次の構造非制約型モデルを推定する。

$$y_t = b_{t,0} + b_{t,1}x + u_t \qquad (t = 0,1,2,3)$$

このモデルが推定されれば、品質 x の住宅の、0、 1、 2、 3 期の価格の推定値は、それぞれ、

$$\hat{y}_0 = \hat{b}_{0,0} + \hat{b}_{0,1}x$$

$$\hat{y}_1 = \hat{b}_{1,0} + \hat{b}_{1,1}x$$

$$\hat{y}_2 = \hat{b}_{2,0} + \hat{b}_{2,1}x$$

$$\hat{y}_3 = \hat{b}_{3,0} + \hat{b}_{3,1}x$$

である。よって、0 期を基準にした品質 x の住宅の価格指数は、

$$Lindex_0 = \hat{y}_0 - \hat{y}_0 = 0$$

$$Lindex_1 = \hat{y}_1 - \hat{y}_0 = (\hat{b}_{1,0} - \hat{b}_{0,0}) + (\hat{b}_{1,1} - \hat{b}_{0,1})x = c_1$$

$$Lindex_2 = \hat{y}_2 - \hat{y}_0 = (\hat{b}_{2,0} - \hat{b}_{0,0}) + (\hat{b}_{2,1} - \hat{b}_{0,1})x = c_2$$

$$Lindex_3 = \hat{y}_3 - \hat{y}_0 = (\hat{b}_{3,0} - \hat{b}_{0,0}) + (\hat{b}_{3,1} - \hat{b}_{0,1})x = c_3$$

と求められる。構造非制約型指数は、住宅の品質 x によって変わってくるのが特徴である。

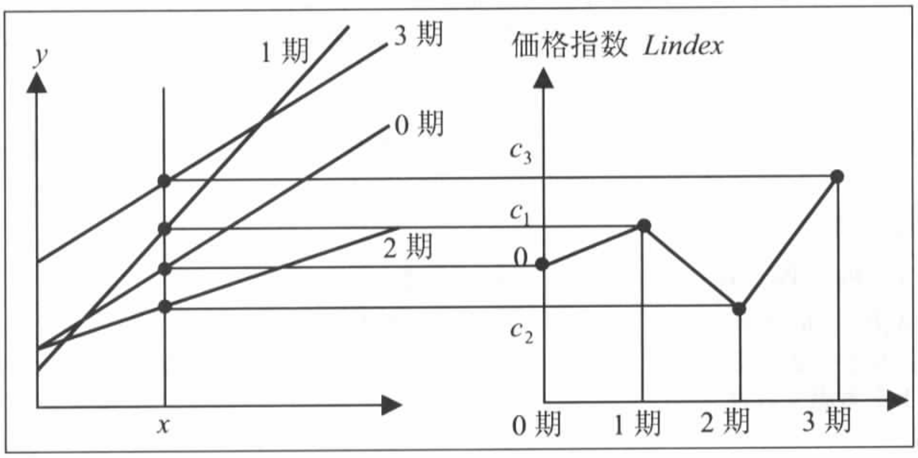

図 2　構造非制約型指数

付２　構造制約型指数と構造非制約型指数の特徴

0、 1期の2期間モデルを例に挙げ、構造制約型モデルを次のように表す。

$$\tilde{\boldsymbol{y}} = \tilde{X}\boldsymbol{\beta} + \tilde{\boldsymbol{u}} \tag{1}$$

ここで、

$$\tilde{\boldsymbol{y}} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{y}_0 \\ \boldsymbol{y}_1 \end{pmatrix}、\tilde{X} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{0} & X_0 \\ \boldsymbol{1} & X_1 \end{pmatrix}、\boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} a_1 \\ \boldsymbol{b} \end{pmatrix}、\tilde{\boldsymbol{u}} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{u}_0 \\ \boldsymbol{u}_1 \end{pmatrix}$$

である。a_1は時間ダミーに対応する回帰係数である。一方、構造非制約型モデルを次のように表す。

$$\boldsymbol{y}_0 = X_0\boldsymbol{\beta}_0 + \boldsymbol{u}_0 \tag{2}$$

$$\boldsymbol{y}_1 = X_1\boldsymbol{\beta}_1 + \boldsymbol{u}_1 \tag{3}$$

(1)　特徴１　それぞれの期において、価格とその推定値との誤差の合計はゼロである。

構造制約型モデルでは、$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\tilde{X}'\tilde{\boldsymbol{y}}$より、$\tilde{\boldsymbol{y}}$の推定値は$\hat{\boldsymbol{y}} = \tilde{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} = \tilde{X}(\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\tilde{X}'\tilde{\boldsymbol{y}}$となり、誤差は$\hat{\boldsymbol{u}} = \tilde{\boldsymbol{y}} - \hat{\boldsymbol{y}} = (I - \tilde{X}(\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\tilde{X}')\tilde{\boldsymbol{y}}$である。この両辺に左から$\tilde{X}'$を掛ければ$\tilde{X}'\hat{\boldsymbol{u}} = \boldsymbol{0}$が得られる。ここで、データ行列$\tilde{X}$の第1列が1期の時間ダミーで、また第2列がすべて1である（定数項に対応するデータになっている）ことを考慮すると、特徴1が導かれる。構造非制約型モデルでも同様になる。

(2)　特徴２　構造制約型モデルの推定式$\hat{\boldsymbol{y}} = \tilde{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}$は、それぞれの期の観測データの重心を通る。

推定式$\hat{\boldsymbol{y}} = \tilde{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}$より、

$$\hat{\boldsymbol{y}}_0 = X_0\hat{\boldsymbol{b}}、\quad \hat{\boldsymbol{u}}_0 = \tilde{\boldsymbol{y}}_0 - \hat{\boldsymbol{y}}_0 \quad \rightarrow \quad \tilde{\boldsymbol{y}}_0 - \hat{\boldsymbol{u}}_0 = X_0\hat{\boldsymbol{b}}$$

$$\hat{\boldsymbol{y}}_1 = \hat{a}_1 + X_1\hat{\boldsymbol{b}}、\quad \hat{\boldsymbol{u}}_1 = \tilde{\boldsymbol{y}}_1 - \hat{\boldsymbol{y}}_1 \quad \rightarrow \quad \tilde{\boldsymbol{y}}_1 - \hat{\boldsymbol{u}}_1 = \hat{a}_1 + X_1\hat{\boldsymbol{b}}$$

これらの両辺に左から$\boldsymbol{1}'$（要素がすべて1であるベクトル）を掛けて、各期のデータ件数で両辺を割り、特徴1を考慮すれば、

$$\bar{y}_0 = \bar{\boldsymbol{x}}_0'\hat{\boldsymbol{b}}$$

$$\bar{y}_1 = \hat{a}_1 + \bar{\boldsymbol{x}}_1'\hat{\boldsymbol{b}}$$

が得られる。$\bar{y}_0$、$\bar{\boldsymbol{x}}_0$、$\bar{y}_1$、$\bar{\boldsymbol{x}}_1$は、各期の価格の平均と説明変数値の平均である。一方、構造非制約型モデルにおいても同様に

$$\bar{y}_0 = \bar{\boldsymbol{x}}_0'\hat{\boldsymbol{\beta}}_0$$

$$\bar{y}_1 = \bar{\boldsymbol{x}}_1'\hat{\boldsymbol{\beta}}_1$$

がいえる。

(3)　特徴３　0期と1期との説明変数データの平均値が等しい（$\bar{\boldsymbol{x}}_0 = \bar{\boldsymbol{x}}_1$）ならば、その平均値を品質とする住宅の構造制約型指数と構造非制約型指数とは等しい。

$\bar{\boldsymbol{x}}_0 = \bar{\boldsymbol{x}}_1 = \bar{\boldsymbol{x}}$とおくと、品質$\bar{\boldsymbol{x}}$を備えた住宅の価格の推定値は、特徴2から、

$$\bar{y}_0 = \bar{\boldsymbol{x}}'\hat{\boldsymbol{b}} = \bar{\boldsymbol{x}}'\hat{\boldsymbol{\beta}}_0$$

$$\bar{y}_1 = \hat{a}_1 + \bar{\boldsymbol{x}}'\hat{\boldsymbol{b}} = \bar{\boldsymbol{x}}'\hat{\boldsymbol{\beta}}_1$$

となる。つまり、構造制約型モデルと構造非制約型モデルとにおいて、品質$\bar{\boldsymbol{x}}$を備えた住宅の価格の推定値は、ともに各期の価格の平均値となる。よって特徴3がいえる。

付3　構造制約型指数と構造非制約型指数との関連

上と同様に、0、 1期の2期間モデルを例に挙げるが、時間ダミーを含まない通常の構造制約型モデルを追加する。

$$\tilde{\boldsymbol{y}} = X\boldsymbol{\beta}_* + \boldsymbol{u}_* \tag{4}$$

ここで、

$$\tilde{\boldsymbol{y}} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{y}_0 \\ \boldsymbol{y}_1 \end{pmatrix}、\ X = \begin{pmatrix} X_0 \\ X_1 \end{pmatrix}、\ \boldsymbol{u}_* = \begin{pmatrix} \boldsymbol{u}_{*0} \\ \boldsymbol{u}_{*1} \end{pmatrix}$$

である。$\boldsymbol{\beta}_*$は定数項を含むが時間ダミー係数を含まない回帰係数ベクトルである。一方、構造非制約型モデルは、前出の(2)式と(3)式に同じものとする。

(4)　特徴4　時間ダミーのない構造制約型モデルの回帰係数$\hat{\boldsymbol{\beta}}_*$は、構造非制約型モデルの回帰係数$\hat{\boldsymbol{\beta}}_0, \hat{\boldsymbol{\beta}}_1$を、その回帰係数の分散共分散行列の逆行列で加重平均したものである。

(4)式のモデルの$\boldsymbol{\beta}_*$の推定値は、

$$\begin{aligned}\hat{\boldsymbol{\beta}}_* &= (X'X)^{-1}X'\tilde{\boldsymbol{y}} \\ &= (X_0'X_0 + X_1'X_1)^{-1}(X_0'\boldsymbol{y}_0 + X_1'\boldsymbol{y}_1)\end{aligned} \tag{5}$$

と表される。一方、(2)式と(3)式の構造非制約型モデルの$\boldsymbol{\beta}_0, \boldsymbol{\beta}_1$の推定値は、

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_0 = (X_0'X_0)^{-1}X_0'\boldsymbol{y}_0 \tag{6}$$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_1 = (X_1'X_1)^{-1}X_1'\boldsymbol{y}_1 \tag{7}$$

である。ここで、$\boldsymbol{u}_0 \sim N(\boldsymbol{0}, \sigma^2 I_0)$、$\boldsymbol{u}_1 \sim N(\boldsymbol{0}, \sigma^2 I_1)$と、各期の確率攪乱項の分散が等しいと仮定すると、

$$Var(\hat{\boldsymbol{\beta}}_0) = \sigma^2(X_0'X_0)^{-1} \qquad (=V_0 \text{とおく}) \tag{8}$$

$$Var(\hat{\boldsymbol{\beta}}_1) = \sigma^2(X_1'X_1)^{-1} \qquad (=V_1 \text{とおく}) \tag{9}$$

である。(6)(7)(8)(9)式を用いると、(5)式は、

$$\begin{aligned}\hat{\boldsymbol{\beta}}_* &= (\sigma^2 V_0^{-1} + \sigma^2 V_1^{-1})^{-1}(\sigma^2 V_0^{-1}\hat{\boldsymbol{\beta}}_0 + \sigma^2 V_1^{-1}\hat{\boldsymbol{\beta}}_1) \\ &= (V_0^{-1} + V_1^{-1})^{-1}(V_0^{-1}\hat{\boldsymbol{\beta}}_0 + V_1^{-1}\hat{\boldsymbol{\beta}}_1)\end{aligned} \tag{10}$$

となる。すなわち、時間ダミーのない構造制約型モデルの回帰係数$\hat{\boldsymbol{\beta}}_*$は、構造非制約型モデルの回帰係数$\hat{\boldsymbol{\beta}}_0, \hat{\boldsymbol{\beta}}_1$を、その回帰係数の分散共分散行列の逆行列で加重平均したものである。

なお、時間ダミーを含んだ(1)式の構造制約型モデルにおいても、定数項と時間ダミー係数を除いた回帰係数については、上と同様に構造非制約型モデルの回帰係数の対応する部分を、その分散共分散行列の逆行列で加重平均したものになる。

(5)　特徴5　構造制約型指数と構造非制約型指数との関連

付2より、1期の構造制約型指数は$\hat{a}_1$であった。構造非制約型指数がこれと同じ値をとるのはどのような場合かを考えてみよう。つまり、品質$\boldsymbol{m}$の住宅の、1期の構造非制約型指数は、

$$\hat{y}_1 - \hat{y}_0 = \boldsymbol{m}'\hat{\boldsymbol{\beta}}_1 - \boldsymbol{m}'\hat{\boldsymbol{\beta}}_0 = \boldsymbol{m}'(\hat{\boldsymbol{\beta}}_1 - \hat{\boldsymbol{\beta}}_0)$$

と表されるが、これが$\hat{a}_1$に等しくなるような$\boldsymbol{m}$を求めてみることにする。これは、制約・非制約の2種類の指数がどのようなときに類似した動きをするのかを知る上で有用であろう。

$\bar{y}_0$、$\bar{\boldsymbol{x}}_0$、$\bar{y}_1$、$\bar{\boldsymbol{x}}_1$を、各期の価格の平均と説明変数値の平均とすると、構造制約型指数$\hat{a}_1$は、

次のように表される。

$$\hat{a}_1 = (\bar{y}_1 - \bar{\boldsymbol{x}}_1{}'\hat{\boldsymbol{\beta}}_*) - (\bar{y}_0 - \bar{\boldsymbol{x}}_0{}'\hat{\boldsymbol{\beta}}_*) \\ = (\bar{y}_1 - \bar{y}_0) - (\bar{\boldsymbol{x}}_1{}' - \bar{\boldsymbol{x}}_0{}')\hat{\boldsymbol{\beta}}_* \qquad (11)$$

これに、(10)式の分解、 $\hat{\boldsymbol{\beta}}_* = (V_0^{-1} + V_1^{-1})^{-1}(V_0^{-1}\hat{\boldsymbol{\beta}}_0 + V_1^{-1}\hat{\boldsymbol{\beta}}_1)$ を用いて整理すると、

$$\hat{a}_1 = (\bar{\boldsymbol{x}}_0{}'W_0 + \bar{\boldsymbol{x}}_1{}'W_1)(\hat{\boldsymbol{\beta}}_1 - \hat{\boldsymbol{\beta}}_0) \qquad (12)$$

が得られる。ここで、

$$W_0 = V_0(V_0 + V_1)^{-1} \qquad (13)$$

$$W_1 = V_1(V_0 + V_1)^{-1} \qquad (14)$$

である。よって、 $\boldsymbol{m}'(\hat{\boldsymbol{\beta}}_1 - \hat{\boldsymbol{\beta}}_0) = \hat{a}_1$ となるような $\boldsymbol{m}$ は、

$$\boldsymbol{m}' = \bar{\boldsymbol{x}}_0{}'W_0 + \bar{\boldsymbol{x}}_1{}'W_1 \qquad (15)$$

であることがわかる。これは、各期の説明変数値の平均を、構造非制約型モデルの回帰係数 $\hat{\boldsymbol{\beta}}_0$, $\hat{\boldsymbol{\beta}}_1$ の分散共分散行列で加重平均したものである。また、 $\bar{\boldsymbol{x}}_0 = \bar{\boldsymbol{x}}_1 = \bar{\boldsymbol{x}}$ ならば、 $\boldsymbol{m} = \bar{\boldsymbol{x}}$ であり、特徴 3 に挙げたことが再びいえる。