

住宅価格指数の集計バイアス

— ヘドニック価格法 vs. リピートセールス価格法 —

清水千弘・唐渡広志

住宅価格指数の推計においては、不動産が持つ同質の財が存在しないという特性から、品質調整を施す必要がある。その品質調整の方法としては、多くの物価統計で利用されているヘドニック法と合わせて、推計に利用できる情報の限定から、リピートセールス価格法が実用化されている。しかし、その実用化においては、その背後にある理論的な知識の欠如や情報の制約から、その評価が困難な状況にあると言っても過言ではない。そこで、本稿においては、住宅価格指数の品質調整方法として提案されているヘドニック価格法、またはリピートセールス価格指数の理論的な背景を整備すると共に、それぞれの推計手法の優位点(advantage)と問題点(disadvantage)を明確にすることを目的とする。また、日本のデータを用いて、実際の差異を明らかにする。

JEL Classification Codes: C2, C23, C43, D12, E31, R21

1. はじめに

住宅バブルの生成と崩壊は、多くの主要国の経済運営に対して深刻な影響をもたらしてきた。日本における1980年代中ごろから始まった住宅バブルは、20世紀最大のバブルと言われた。そして、その後においては、「失われた10年(lost decade)」と揶揄されたように、長期的な経済の停滞に直面した。このような問題は、1990年代のスウェーデンの経済危機や21世紀に入ってからの米国を中心とした住宅バブルの生成と崩壊によってもたらされた世界的な金融危機と経済停滞など、多くの国が共通に経験した事であった。

このような中で、住宅を含む住宅市場と金融市場、そして、政策当局の間に「情報ギャップ」が存在していた問題が指摘された。IMFは2009年、20カ国・地域(G20)に、情報ギャップを埋めるために住宅価格指数を整備していくことを提案して採択された。そして、2013年には、住宅価格指数を整備していくための「住宅価格指数ガイドライン」が、欧州統計委員会から出版された。

住宅は、規格や設備は建物ごとに大なり小なり異なっており、同質のものを見出すことができない。仮に規格や設備が同じであっても「建築後年数」が異なれば質の劣化の程度が異なり同質のものではなくなる。つまり、「同質の財が存在しない特殊性」を持つ。このような問題に加えて、建物の技術進歩

が比較的早く、時間の経過とともに「品質」が変化する。つまり、時間の経過と共に建物の機能が低下してだけでなく、技術進歩が進むことで建物の経済的な陳腐化が進むこととなる。また、再開発等を通じて周辺環境が大きく変わる場合においては、中心地までの交通利便性などの立地特性も変化してしまう。

こうした「同質の財が存在しない特殊性」や「品質の変化」がもたらす問題に対処しつつ住宅価格の時系列的な変動を捕捉しようとした場合には、価格の品質調整を行う必要がある。消費者物価統計などに代表される既存の指数理論から応用できる点も少なくはない。例えば、技術進歩に伴う品質の変化に対しては、ヘドニック価格法と呼ばれる品質調整方法が活用されている。住宅価格指数においても、ヘドニック価格法で品質調整をすることを考える方が、他の経済統計との整合性もとれるために、自然な流れであると言える。

住宅価格指数の推計における品質調整の方法には複数の候補が存在する。2013年に欧州統計委員会から公表されたガイドラインを見ると、

- a) 層別平均値・中央値法(Stratification or Mix Adjustment Methods),
- b) ヘドニック価格法(Hedonic Regression Methods),
- c) リピート・セールス価格法(Repeat Sales

Methods),

d) 鑑定評価法 (Appraisal-Based Methods)

が、それぞれの優位性(advantage)と問題点(disadvantage)と合わせて紹介されている。その背景には、実際に、住宅価格指数の推計において実用化されている手法が、複数存在しているためである¹⁾。

実用的な観点から、ヘドニック価格法以外の手法に頼らざるを得ない状況にあるのは、それなりの理由がある。

第一の理由は、品質調整の困難性である。前述のように、住宅の品質調整の理由としては、同質の財が存在せず、不均一性(heterogeneity)が強い。その場合には、消費者物価統計などが直面している品質変化に対する問題と加えて、その不均一性に対しても対応しなければならない。つまり、品質調整の困難性が大きいと言えよう。

第二の理由は、住宅価格指数の推計において活用可能なマイクロレベルでの価格情報が不足しているという問題である。ヘドニック価格法を適用しようとすれば、取引価格、取引時点、土地・建物の大きさだけでなく、都市の中心までの時間などの立地に関わる情報や、建物の年齢や性能に関する詳細な情報が必要とされる。このような情報がない中では、限られた情報の中で価格指数を推計しなければならない。リポートセールス価格法は、取引価格、取引時点だけの品質調整が出来るために、住宅に関わる変数に関する情報を節約できるという優位性を持つ。そうすると、情報が限られた中で価格変化を測定しようとすれば、同じ物件が繰り返し取引されたものだけを用いて指数を作成しようとするのは、一般的な価格指数の測定方法の考え方とも整合する。

先述した「住宅価格指数ガイドライン」では、ヘドニック価格法を推奨するとともに、ヘドニック価格法が適用できない場合は、リポートセールステータが豊富にとれる場合においては、リポートセールス価格法で推計するのも許容している。

本稿では、住宅価格指数を作成していく上で、活用出来るであろうヘドニック価格法、リポートセールス価格法を整理するとともに、日本のデータを用いて、実際に住宅価格指数を推計し、どのような特性を持つのかを明らかにしていくことを目的としている。

2. 住宅価格指数の理論的背景と推計法

2.1 ヘドニック価格法

2.1.1 ヘドニック・アプローチとは

ヘドニック・アプローチとは、Rosen(1974)によって理論的に確立された手法である²⁾。具体的には、ある商品価格をその商品のさまざまな属性(特性)の価値に関する集合体(属性の束)とみなし、回帰分析を利用してそれぞれの特性価格を推定する。市場に出回っている商品の多くは、使用目的が同じであったとしても性能や機能などで多くの差別化が図られている。特性の違いはその商品の生産費用に反映される。そして、その商品独自の性能や機能に対する消費者の評価もまた市場で決まる価格に反映されているといえる。しかしながら、その特性自体は市場で売買されているとは限らない。ヘドニック・アプローチでは、商品価格を特性の質や量を示す変数に回帰させることによって、その係数推定値から非市場財の影の価格をも計測する。

古くは、Court(1939)が自動車の価格指数を推定するためにこの手法を利用しているが、この手法についてより多くの注意が払われるようになったのはGriliches(1961, 1967, 1971)以降である。特に、不動産価格による環境評価や不動産市場分析において良く用いられるようになった。また、商品特性の価格を制御することで、品質調整された価格指数を計測する際にも利用されている。たとえば、急速な技術革新で品質が変化するコンピューターのような財について、Dulberger(1989)や Berndt, Griliches and Rappaport(1995)の研究がある。

Rosen(1974)は属性の束で表現される商品価格を競争均衡の枠組みで捉えようとしており、この発想はLancaster(1966)の議論に影響を受けている。Lancaster(1966)は消費者の効用が商品そのものではなく、商品を構成するさまざまな性能や機能などに依存していることを想定した消費者行動の理論的分析をおこなっている。商品の市場価格はさまざまな特性に対する需要と供給によって決まると考えられる。ただし、それぞれの特性に関する市場は必ずしも陽表的ではなく、商品価格決定の背後に隠れてしまっている。Lancasterの狙いはこのような背後にあるメカニズムを明示的に示し、差別化された財市場における消費者行動を分析することにあった。

このような差別化された商品の価格と消費者行動の関係性を綿密に検討することは、価格指数の作成に

において重要である。たとえば、デジタル家電製品、乗用車、住宅などは、たとえ価格が同じであったとしても、時間が経過すると品質が向上し、機能も豊富になる。ラスパイレス方式では基準時点のマーケット・バスケットを固定するので、そのような価格指数は品質や機能の変化を無視してしまうことになる。ヘドニック・アプローチを利用すると、旧製品と新製品との間の性能比を推定することができる。

Rosen(1974)の差別化された財についてのヘドニック価格分析は、属性の束によって構成される商品価格が、どのようにして市場で生じるのかを理論的に解明した研究である。商品供給者のオファー関数、商品需要者の付け根関数およびヘドニック市場価格関数との関係を厳密に検討し、商品の市場価格を消費者と生産者の行動から特徴づけている。このヘドニック市場価格関数を利用すると、商品属性に対する支払許容額を求めることができる。

以下では、2.2節においてRosen(1974)のヘドニック・アプローチ理論を概説し、ヘドニック市場価格関数の推定に関する問題点を取り上げる。2.3節ではリピートセールス法の特徴をまとめる。

2.2 ヘドニック・アプローチの理論

2.2.1 付け値関数

Rosen(1974)に手法に従い、不動産を例にヘドニックアプローチの理論的基礎を示す。不動産を構成する第 k 番目の特性の値を $z_k(k=1, 2, \dots, K)$ で表すものとしよう。不動産の特性とは、たとえば、広さ、建物の構造、台所、お風呂、交通の利便性、自然環境、社会環境などを示している。Rosenは不動産の市場価格 p と特性値 $z_1, \dots, z_k, \dots, z_K$ の関係を次のヘドニック価格関数 h で示すことができたとした。

$$p = h(z_1, \dots, z_k, \dots, z_K) \quad (1)$$

Rosenの分析の主要な目的は(1)が市場において如何にして決定されるのかを明らかにすることである。

消費者は市場価格関数(1)を所与として、最適な不動産特性の組みを選択する。効用最大化問題は次のように書くことができる。

$$\max_{x, z} U = U(x, z) \quad (2)$$

$$\text{s.t. } I = x + h(z) \quad (3)$$

ここで、 $U(\cdot)$ は振る舞いの良い狭義の凹関数、 x は不動産以外の財・サービスを含む合成財、 $z = (z_1, \dots, z_K)$ は不動産の特性ベクトル、 I は所得

である。合成財価格は1に基準化されている。この最適化問題の1階の条件より $\frac{U_k}{U_x} = h_k(z)$ が成立する。ただし、 $U_k = \partial U(x, z) / \partial z_k$ 、 $U_x = \partial U(x, z) / \partial x$ 、 $h_k(z) = \partial h(z) / \partial z_k$ である。すなわち、所得の限界効用で図った不動産特性の限界効用は、市場価格における属性の限界的な寄与値に等しいことを示している。

付け値関数を用いて市場価格関数を決定することができる。ある効用水準 u と所得のもとで、不動産需要者が提示する特性 z を持つ不動産の付け値を θ とおくと、(2)により

$$U(I - \theta, z) = u$$

と書ける。これを θ について解くと、特性 z のさまざまな組に対して消費者が不動産に支出できる金額は、効用水準と所得を所与として、付け値関数 $\theta(z; I, u)$ として表現できる。効用水準 u を高める(低める)には、特性 z を持つ不動産の付け値 θ が下落(上昇)しなければならない($\partial \theta(z; I, u) / \partial u = -U_x^{-1} < 0$)。したがって、 θ は効用水準 u を達成するときに、特性 z を持つ不動産に支払う最大の価格であることを示している。

(2)、(3)および付け値関数 $\theta(z; I, u)$ より $U(I - \theta(z; I, u), z) = u$ と書くことができる。この式を z_k について偏微分して0とおくと

$$-U_x \frac{\partial \theta(z; I, u)}{\partial z_k} + U_k = 0$$

が得られる。効用が u^* の水準で最大化されているとき、最適な特性の組み z^* について $\frac{U_k}{U_x} = h_k(z^*)$ なので、次の2式が必ず成立している。

$$\frac{\partial \theta(z^*; I, u^*)}{\partial z_k} = h_k(z^*) \quad (4)$$

$$\theta(z^*; I, u^*) = h(z^*) \quad (5)$$

(4)および(5)は、最適な特性を選択しているとき、付け値関数の傾きと市場価格関数の傾きは一致しており、かつ付け値と市場価格も等しくなることを示している。すなわち、最適な特性値のもとで付け値関数と市場価格関数は接していることになる。

消費者の所得や嗜好が異なる場合、付け値関数も異なる。しかし、市場均衡では付け値関数と市場価格関数は接していなければならないので、市場価格関数はさまざまな所得と嗜好を持つすべての消費者の付け値関数の包絡線になっている。

2.2.2 オファー関数

不動産の供給者についても価格のオファー関数を

定義し、利潤最大化問題より市場価格関数との関係を論じることができる。オファー関数は所与の技術水準のもとで、ある利潤を達成するときに提示する最低の価格である。企業が最適な特性を選択して不動産を生産しているとき、利潤最大化よりオファー関数の傾きと(不動産一つあたりの)市場価格関数の傾きは一致し、オファー価格と市場価格も一致する。したがって、最適な特性値のもとでオファー関数と市場価格関数は接していることになる。不動産生産者の技術には異質性があるので、それに対応するオファー価格もさまざまである。均衡ではオファー価格と市場価格は一致する必要があるため、市場価格関数はさまざまな企業のオファー関数の包絡線になっている。

以上より、ヘドニック市場価格関数は無数の不動産需要者の付け値関数と無数の不動産供給者のオファー関数の双方の包絡線になっている。なお、供給者が1社の場合、付け値関数は不動産1戸を追加的に生産した場合の限界費用(もしくは不動産1戸あたりの平均費用)に等しくなる。そのため、市場価格関数は供給者の限界費用に等しくなる。

2.2.3 支払容認額

付け値関数を利用すると、属性の変化に対する消費者の支払容認額を求めることができる。いま、 \mathbf{z}^* において $p^* = \theta(\mathbf{z}^*; I, u^*) = h(\mathbf{z}^*)$ であるとしよう。不動産の第 K 特性 z_K^* が z_K^{**} に上昇 ($z_K^* < z_K^{**}$) したとすると、

$$WTP \equiv \theta(z_1^*, \dots, z_{K-1}^*, z_K^{**}; I, u^*) - p^* \quad (6)$$

は需要者の支払容認額(WTP)である。つまり、支払容認額は特性値が追加的に変化したとき、効用水準を変化させることなく不動産に支払うことができる追加的な価値である。

効用関数 $U(x, \mathbf{z})$ が狭義の凹関数であるとき(ヘッセ行列は半負定符号)、

$$\frac{\partial^2}{\partial z_K^2} \theta(\mathbf{z}^*; I, u^*) \\ = \frac{U_x^2 U_{Kk} - 2U_x U_k U_{xk} + U_k^2 U_{xx}}{U_x^3} < 0$$

なので、付け値関数は凹関数である。最適な特性値の組み \mathbf{z}^* のもとでは(4)および(5)が成立するが、付け値関数は凹関数であることから、

$$\theta(z_1^*, \dots, z_{K-1}^*, z_K^{**}; I, u^*) \\ < h(z_1^*, \dots, z_{K-1}^*, z_K^{**}) = p'$$

および(6)より、

$$p' - p^* > WTP \quad (7)$$

となる。すなわち、市場価格関数の特性の限界値は需要者が同質でない限り WTP を過大に推定する可能性があるため注意を要する。しかし、十分に小さい特性値の変化を想定するのであれば、市場価格関数の限界値は WTP の近似値として利用できるだろう³⁾。

2.2.4 ヘドニック市場価格関数の推定

■関数型 支払容認額を正確に計測するためには付け値関数の推定が必要であるが、一般にはヘドニック市場価格関数(1)を推定し、その近似値を利用する。ヘドニック市場価格関数の推定において問題となるのはその関数型である。容易な推定ができることから、両対数、半対数および線形などのモデルがよく用いられる。

多時点の不動産価格がデータとして観察されるとき、第 n 物件の t 時点のヘドニック市場価格は次の形で記述できる。

$$y_n^t = \alpha_t + \mathbf{z}_n^{t'} \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_n^t \\ (n = 1, 2, \dots, N(t); t = 0, 1, \dots, T) \quad (8)$$

ここで、 y_n^t は不動産価格の対数 ($\ln p_n^t$) もしくは真数値 (p_n^t)、 α_t は未知の時間効果、 $\mathbf{z}_n^{t'} = (1, z_{n1}^t, \dots, z_{nk}^t, \dots, z_{nK}^t)$ は定数項を含む説明変数(特性)ベクトル、 $\boldsymbol{\gamma} = (\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_k, \dots, \gamma_K)'$ は係数ベクトル、 ε_n^t は誤差項である。たとえば時間効果を含む半対数モデルは

$$y_n^t \equiv \ln p_n^t = \alpha_t + \gamma_0 + \sum_{k=1}^K \gamma_k z_{nk}^t + \varepsilon_n^t \quad (9)$$

と定義できる。このモデルにおいて、係数 $\boldsymbol{\gamma}$ の推定値は不動産価格に対する特性値の効果を示しており、時間効果について各時点に対するダミー変数を利用すれば最小2乗法から推定を行うことができる。価格指数計測の観点から、Diewert(2003)やMalpezzi(2003)では半対数モデルの利点が述べられている。

多重共線性を避けてすべてのパラメータを識別するには α_t と γ_0 について何らかの基準化をする必要がある。典型的には観察の初期時点 $t=0$ において $\alpha_0=0$ とおき、各時点に対するダミー変数は $t=1, 2, \dots, T$ に対して用いられる。

ヘドニック市場価格関数 $h(\mathbf{z})$ の関数型は理論的に特定できないので、統計的な手法で選択せざるをえない。両対数モデルや半対数モデルなどに特定している場合でも、その形が最良のものとは限らない。

1980年代以降の研究では、Linneman(1980)を始めとして、Box-Cox変換を利用した非線型推定の有用性についての議論が深まっている。この場合、(9)の左辺は次のように書き換えられる。

$$y \equiv \begin{cases} \frac{p^\lambda - 1}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \ln p & \lambda = 0 \end{cases} \quad (10)$$

ここで、 λ は未知パラメタである。Halvorson and Polakowski(1981)は説明変数間の交差項を含んだ2階近似式によるフレキシブルな関数形にBox-Cox変換を適用して、さまざまな関数形のテストを行っている。同論文に対してCassel and Mendelsohn(1985)は変数間の交差項を多数含むことで説明力が上昇するもの、多重共線性による係数推定値の信頼性低下やヘドニック特性値の限界効果の解釈が困難になることを指摘している。Cropper, Deck and McConnell(1988)はトランスログ型やDiewert型効用関数(Barten(1964), Diewert(1971, 1973))のもとで統計実験を行ったところ、変数に観測誤差が含まれている場合には、2次形式のBox-Cox変換よりも、線型もしくは右辺だけBox-Cox変換したモデルのほうが定式化の観点で優れていることを示している。

ヘドニック価格関数をパラメトリックな関数型で特定化する代わりに、ノン・パラメトリック法あるいはセミ・パラメトリック法を利用する研究も提案されている。これらのアプローチは関数型をあらかじめ特定化することなく、データから直接的に属性価格を推定する(Knight *et. al.* 1993, Anglin and Gencay 1996, Pace 1995)。ただし、パラメトリックな分析手法と同様に、データ上の問題点(多重共線性)から解放されないことも指摘されている。Anglin and Gencay(1996)は、パラメトリック対ノンパラメトリックのモデル選択に関する検定において、パラメトリック・モデルは比較的棄却されやすい事実を示している。パラメトリック・モデルの変数構成が貧弱だからというわけではなく、モデル選択に関する標準的な検定をいくつもパスしたパラメトリック・モデルにおいてすら、そのような結果になることが示されている。Pace(1998)はより柔軟な一般化加法モデル(Generalized Additive Model; GAM)を利用して、セミパラメトリックのヘドニック価格関数を推定しており、あらゆるパラメトリック・モデルに対する優位性があることを実証している。GAM自体が統計的手法として確立されている

ので、このことはヘドニック・アプローチへのノンパラメトリック法やセミパラメトリック法の援用がきわめて効果的であることを示す結果であるといえる。

■限界付け値関数の識別問題 特性値が市場価格に与える影響が大きい場合、支払容認額はヘドニック市場価格関数と付け値関数との間に乖離を生じさせるので、付け値関数なし付け値の限界効果を推定する必要がある⁴⁾。

Rosen(1974)は付け値関数を推定するための手法として、市場価格関数の限界効果を特性値とその他の外生変数に回帰する方法を提案している。

$$\hat{h}_k = D_k(\mathbf{z}, \mathbf{A}) \quad (11)$$

$$\hat{h}_k = S_k(\mathbf{z}, \mathbf{B}) \quad (12)$$

ここで、 \hat{h}_k はヘドニック市場価格関数の特性 k についての限界効果、 $D(\cdot)$ および $S(\cdot)$ は特性の需要関数と供給関数、 \mathbf{A} と \mathbf{B} はそれぞれ不動産需要者と供給者のタイプ(所得や生産技術など)を示すベクトルである。限界効果は特性値の影の価格なので、(11)、(12)は逆需要(付け値)、逆供給(オファー価格)を用いた需給連立方程式になっており、 \mathbf{A} 、 \mathbf{B} を操作変数として需給の識別を図っている。

Witte, Sumka and Erekson(1979)はRosenのモデルにしたがって複数の不動産市場を対象に三つの属性に関して同時連立方程式を推定している。しかしながら、Brown and Rosen(1982)が指摘しているように、この方法による推定は特性値の需要と供給を正しく識別することができない。1段階目で推定される市場価格関数の限界効果は \hat{h}_k は $h(\mathbf{z})$ から導き出されるので、限界効果で示された属性価格もまた \mathbf{z} の関数であると考えられる。この需要はそれぞれの属性価格に依存しており、属性価格と属性需要方程式の誤差との間に相関が生じてしまう。すなわち、属性価格が属性需要に与える効果はバイアスをもって推定される可能性が生じる。

付け値関数とオファー関数のこの識別問題はDiamond and Smith(1985)やMendelsohn(1985)において検討されている。まず、1段階目のヘドニック市場価格関数の推定において、特性ベクトルとは別に付け値関数とオファー関数どちらにも含まれない外生変数や特性値のべき乗項が必要であることが指摘されている。そして、2段階目において、識別条件を満たすだけの外生変数を用いて限界付け値関数の方程式体系を同時推定する⁵⁾。

2.2.5 ヘドニック・アプローチによる価格指数計測

ヘドニック・アプローチは品質を調整した価格指数を作成する際の有益な手法である。代表的なヘドニック価格指数として(i)時間ダミーヘドニック指数(time dummy hedonic index), (ii)ヘドニック補定指数(hedonic imputaion indx), の二つがある(Diewert *et al.* (2007)). 以下では, (i)時間ダミーヘドニック指数についてその要点を論じよう。

■時間ダミーヘドニック回帰(Time Dummy Hedonic Index) ヘドニック回帰式(9)における説明変数ベクトルから定数項を除いたものを $\mathbf{z}'_n = (z'_{n1}, \dots, z'_{nk}, \dots, z'_{nK})$ とし, 対数価格をこれらに回帰した, 次の2時点 ($t=0, 1$) についての時間ダミー回帰モデルを考える。

$$y'_n \equiv \ln p'_n = \alpha_t + \sum_{k=1}^K \gamma_k z'_{nk} + \varepsilon'_n \quad (t=0, 1; n=1, 2, \dots, N(t)) \quad (13)$$

ここで, α_t は各期における商品の品質一定価格の平均水準を示しており, 第0期から第1期への対数価格変化の総体的な尺度は $\alpha_1 - \alpha_0$ である。

$\mathbf{1}_t$ をすべて1からなる $N(t)$ 次元ベクトル, $\mathbf{0}_t$ をすべて0からなる $N(t)$ 次元ベクトルとしよう。また, \mathbf{y}^0 および \mathbf{y}^1 をそれぞれ第0期, 第1期の対数価格についての $\mathbf{N}(0), \mathbf{N}(1)$ 次元ベクトル, \mathbf{Z}^0 および \mathbf{Z}^1 をそれぞれ第0期, 第1期の $N(t) \times K$ 説明変数行列としよう。(13)を第0期と第1期について行列表示すると次のように書ける。

$$\mathbf{y}^0 = \mathbf{1}_0 \alpha_0 + \mathbf{0}_0 \alpha_1 + \mathbf{Z}^0 \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon}^0 \quad (14)$$

$$\mathbf{y}^1 = \mathbf{0}_1 \alpha_0 + \mathbf{1}_1 \alpha_1 + \mathbf{Z}^1 \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon}^1 \quad (15)$$

$\alpha_t^*, \boldsymbol{\gamma}^*$ を最小2乗法によるこれらの未知パラメタの推定量とすると, 推定量と最小2乗残差の実現値 \mathbf{e}^t を用いて, (14)と(15)は以下のように書き換えることができる。

$$\mathbf{y}^0 = \mathbf{1}_0 \alpha_0^* + \mathbf{0}_0 \alpha_1^* + \mathbf{Z}^0 \boldsymbol{\gamma}^* + \mathbf{e}^0 \quad (16)$$

$$\mathbf{y}^1 = \mathbf{0}_1 \alpha_0^* + \mathbf{1}_1 \alpha_1^* + \mathbf{Z}^1 \boldsymbol{\gamma}^* + \mathbf{e}^1 \quad (17)$$

$\mathbf{y} = [\mathbf{y}^0, \mathbf{y}^1]'$, $\mathbf{e} = [\mathbf{e}^0, \mathbf{e}^1]'$, $\boldsymbol{\phi}^* = [\alpha_0^*, \alpha_1^*, \boldsymbol{\gamma}^*]'$, および

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{1}_0 & \mathbf{0}_0 & \mathbf{Z}^0 \\ \mathbf{0}_1 & \mathbf{1}_1 & \mathbf{Z}^1 \end{bmatrix} \quad (N(0) + N(1)) \times (2 + K)$$

と定義すると(16), (17)は次のように書き換えることができる。

$$\mathbf{y} = \mathbf{X} \boldsymbol{\phi}^* + \mathbf{e} \quad (18)$$

ここで \mathbf{X} と残差 \mathbf{e} は直交するので $\mathbf{X}'\mathbf{e} = \mathbf{X}'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\phi}^*) = \mathbf{0}$ が得られる。すなわち, $\mathbf{1}_0 \mathbf{e}^0 = \mathbf{0}, \mathbf{1}_1 \mathbf{e}^1 = \mathbf{0}$

および $\mathbf{Z}^0 \mathbf{e}^0 + \mathbf{Z}^1 \mathbf{e}^1 = \mathbf{0}$ が得られる。したがって(16), (17)の残差を利用して

$$\mathbf{1}'_0 \mathbf{y}^0 = N(0) \alpha_0^* + \mathbf{1}'_0 \mathbf{Z}^0 \boldsymbol{\gamma}^* \quad (19)$$

$$\mathbf{1}'_1 \mathbf{y}^1 = N(1) \alpha_1^* + \mathbf{1}'_1 \mathbf{Z}^1 \boldsymbol{\gamma}^* \quad (20)$$

である。(19), (20)をそれぞれ α_0^*, α_1^* について解くと

$$\alpha_0^* = \frac{\mathbf{1}'_0 \mathbf{y}^0}{N(0)} - \frac{\mathbf{1}'_0 \mathbf{Z}^0 \boldsymbol{\gamma}^*}{N(0)} = \frac{\mathbf{1}'_0 (\mathbf{y}^0 - \mathbf{Z}^0 \boldsymbol{\gamma}^*)}{N(0)} \quad (21)$$

$$\alpha_1^* = \frac{\mathbf{1}'_1 \mathbf{y}^1}{N(1)} - \frac{\mathbf{1}'_1 \mathbf{Z}^1 \boldsymbol{\gamma}^*}{N(1)} = \frac{\mathbf{1}'_1 (\mathbf{y}^1 - \mathbf{Z}^1 \boldsymbol{\gamma}^*)}{N(1)} \quad (22)$$

が得られる。(21)および(22)は品質一定の対数価格水準を示している。 $\frac{\mathbf{1}'_t \mathbf{y}^t}{N(t)}$ は $t=0, 1$ 期の対数価格の算術平均, $\frac{\mathbf{1}'_0 \mathbf{Z}^0}{N(0)}$ は $t=0, 1$ 期の特性値の算術平均を示している。すなわち, α_0^* は対数価格の平均値からすべての属性価値の平均値の合計を差し引いたもの(品質調整した対数価格の算術平均)に等しい。以上より, 第0期から第1期への対数価格変化によるヘドニック時間ダミーの推定値は差分 $\alpha_1^* - \alpha_0^*$ で示すことができる。

2.3 リピートセールス価格指数

2.3.1 リピートセールス価格指数とは

ヘドニック価格法と合わせて, 住宅価格指数の実用においては, Bailey, Muth and Nourse(1963), Case and Shiller(1987, 1989)によって精緻化されたリピート・セールス法もまた最も利用されている手法の一つである。

リピート・セールス法では, ヘドニック価格回帰モデルにおけるデータ発生プロセスを想定しているため, ヘドニック法で生じる問題点の一部が引き継がれる。ただし, 同一物件の比較を行うため, もし属性や属性価格に変化がなければ, 過少定式化バイアスが解消される。推計方法が簡単なことから, 再現性が高く, 推計効率の高い手法であるというメリットを持つ。しかし, ヘドニック価格法のような理論的背景を持つものではなく, 住宅価格指数の推計方法として提示されているものである。

どちらの方法においても, 推計手法がもたらすバイアスが存在する。価格指数は長期間の価格データを観察することを目的としているため, 観察期間が長くなると同一物件の属性や属性価格に変化が生じることによる「集計バイアス(aggregation bias)」が予想される。

特に, 住宅市場の需給バランスを要因とする市場

全体に共通の効果(時間効果)と個々の住宅の変化に関する効果、とくに経年劣化の効果(年齢効果)を分離できないことは、リピート・セールス法の利用において極めて重要な問題となる。住宅の経年劣化の影響を無視した場合、リピート・セールス価格指数は大きく下方にバイアスを持つことが予想される。

また、複数回取引された物件だけを選択的に利用するためサンプル・サイズが減少し、サンプルにセレクション・バイアスが生じることも懸念されている。加えて、繰り返し取引が行われる期間において「物件の品質に変化がない」とする強い仮定を置いているものの、物件の経年劣化、修繕投資または周辺環境の変化が発生することは容易に予想されるため、仮定は整合的でない。

2.3.2 BMN 型リピート・セールス回帰モデル

多時点の住宅価格がデータとして観察されるとき、第 n 物件の t 時点のヘドニック市場価格回帰モデルは次の形で記述できる。

$$y_n^t \equiv \ln p_n^t = \alpha_t + \mathbf{z}_n^{t'} \boldsymbol{\gamma}^t + \varepsilon_n^t \quad (n = 1, 2, \dots, N(t); t = 0, 1, \dots, T) \quad (23)$$

ここで、 y_n^t は住宅価格の対数 ($\ln p_n^t$)、 α_t は未知の第 t 時点の時間効果、定数項を含む説明変数ベクトルは $\mathbf{z}_n^t = (1, z_{n2}^t, \dots, z_{nh}^t, \dots, z_{nk}^t)$ 、係数ベクトルは $\boldsymbol{\gamma}^t = (\gamma_1, \gamma_2^t, \dots, \gamma_h^t, \dots, \gamma_k^t)'$ 、 ε_n^t は誤差項である。 γ_1 はモデル全体の定数項係数、 $\gamma_2^t, \dots, \gamma_k^t$ は属性の限界効果(属性の品質調整パラメタ)である。

第 n 物件が s 期と t 期 ($t > s$) の二度に渡って市場で取引されるものとしよう。このとき、(23)に従えば二つの期間の対数価格差分は次のように書ける。

$$\mathbf{Y}_n \equiv \ln p_n^t - \ln p_n^s = (\alpha_t - \alpha_s) + (\mathbf{z}_n^{t'} \boldsymbol{\gamma}^t - \mathbf{z}_n^{s'} \boldsymbol{\gamma}^s) + v_n \quad (24)$$

ここで、 v_n はそれぞれの期間における誤差項の差分 ($\varepsilon_n^t - \varepsilon_n^s$) である。すなわち価格変化率(対数差分)は時間効果の差、属性価値(属性の品質と数量)の変化、および誤差によって生じたデータであるとみなすことができる。

Bailey, Muth and Nourse(1963)およびCase and Shiller(1987, 1989)のRS法は暗黙裡に次の仮定を設けて(24)を再定式化している。

仮定 1. すべての属性は時間を通じて不変である。

仮定 2. すべての属性パラメタは時間を通じて不変である。

すなわち、仮定 1 は $\mathbf{z}_n^s = \mathbf{z}_n^t$ を、仮定 2 は $\boldsymbol{\gamma}^s = \boldsymbol{\gamma}^t$ を意味する。第 n 物件は s 期に 1 回目の、 t 期に 2 回目の取引を行うものとする、仮定 1, 2 のもとでの時間ダミー変数を用いた s 期と t 期それぞれのヘドニック回帰式(23)を書き直して次のようになる。

$$y_n^s = \bar{\mathbf{d}}_n' \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{z}_n^s \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_n^s \quad (25)$$

$$y_n^t = \bar{\mathbf{d}}_n' \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{z}_n^t \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_n^t \quad (26)$$

ただし、 $\bar{\mathbf{d}}_n = (\bar{d}_{n1}^s, \dots, \bar{d}_{n1}^t)'$ は 1 回目の取引における時間ダミー変数、 $\bar{\mathbf{d}}_n = (\bar{d}_{n1}^s, \dots, \bar{d}_{n1}^t)'$ は 2 回目の取引における時間ダミー変数であり、

$$\bar{d}_{nu}^s = \begin{cases} 1 & u = s \\ 0 & u \neq s \end{cases}, \quad \bar{d}_{nu}^t = \begin{cases} 1 & u = t \\ 0 & u \neq t \end{cases}$$

また、 $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_1, \dots, \alpha_s, \dots, \alpha_t, \dots, \alpha_T)$ は時間効果ベクトルである。モデル全体の定数項 z^1 とダミー変数の間に線型関係が生じるので、ここでは、0 期の時間効果を $\alpha_0 = 0$ に基準化する。したがって、0 期に対応する時間ダミー変数 \bar{d}_{n0}^0 および \bar{d}_{n0}^0 は除外されている。

1 回目と 2 回目のヘドニック回帰式における時間ダミー変数の差分を次の $T \times 1$ ベクトルで定義する。

$$\mathbf{D}_n = \bar{\mathbf{d}}_n - \bar{\mathbf{d}}_n \quad (27)$$

ただし、

$$D_{nu} = \begin{cases} 1 & u = t \text{ (2 回目の取引)} \\ -1 & u = s \text{ (1 回目の取引)}, \\ 0 & \text{その他の場合} \end{cases}$$

である。 $\mathbf{Y} = (Y_1, \dots, Y_n, \dots, Y_N)'$ 、 $\mathbf{D} = (\mathbf{D}_1, \dots, \mathbf{D}_n, \dots, \mathbf{D}_N)'$ とおくとリピートセールス回帰モデルが次のように定義できる。

$$\mathbf{Y} = \mathbf{D}\boldsymbol{\alpha} + \mathbf{v} \quad (28)$$

(28)の最小 2 乗推定量は $\hat{\boldsymbol{\alpha}} = (\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1} \mathbf{D}'\mathbf{Y}$ である。 s 期に 1 回目の、 t 期に 2 回目の取引がなされた任意の物件の理論値(対数価格差分)は $\hat{Y}_n = \ln \left(\frac{p_n^t}{p_n^s} \right) = \bar{\alpha}_t - \bar{\alpha}_s$ したがって、 s 期を基準とした $t = 0, 1, \dots, T$ 期の価格指数は $\widehat{p}_n^t / p_n^s = \exp(\bar{\alpha}_t - \bar{\alpha}_s)$ となる。多重共線性を避けるために第 0 期の時間ダミー変数を除外し、 $\alpha_0 = 0$ とおいたので、0 期を基準とした価格指数を計測することができる。Bailey, Muth and Nourse(1963)において示された[BMN]価格指数は

$$I^{\text{BMN}} = \{ \exp(0), \exp(\bar{\alpha}_1), \dots, \exp(\bar{\alpha}_T) \} \quad (29)$$

となる。

2.3.3 ケース・シラー型リピートセールス価格指数：ランダムウォーク誤差項の修正

(25)と(26)の誤差項について、

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_n^s) &= 0, \quad E[(\varepsilon_n^s)^2] = \sigma_\varepsilon^2, \\ E(\varepsilon_n^s \varepsilon_m^s) &= 0 \quad (n \neq m, t \neq s) \end{aligned} \quad (30)$$

それぞれのヘドニック回帰式において、誤差項は均一分散で、系列相関がない。この場合、(25)と(26)の差分である(28)の誤差項 $\mathbf{v} = \{v_1, v_2, \dots, v_N\}'$ は、

$$\begin{aligned} E(v_n) &= 0, \quad E(v_n^2) = E[(\varepsilon_n^s)^2] + E[(\varepsilon_n^s)^2] = 2\sigma_\varepsilon^2, \\ E(v_n v_m) &= 0 \quad (n \neq m) \end{aligned} \quad (31)$$

であるから、(31)は均一分散、系列相関なしが満たされている。Bailey, Muth and Nourse(1963)の価格指数もこのような想定のもとで計測されている。

これに対してCase and Shiller(1987, 1989)は、物件の取引間隔が広がるほど住宅固有の構成要素が持つノイズの分散が大きくなり、対数価格変化は均一分散ではないとリピート・セールス回帰モデルを提示した。同論文において対数価格変動に関する誤差項は次のランダム・ウォークを含む式で仮定されている

$$\varepsilon_n^s = h_n^s + \nu_n^s, \quad \nu_n^s \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_\nu^2) \quad (32)$$

$$\begin{aligned} h_n^s &= h_n^{s-1} + \eta_n^s, \quad \eta_n^s \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_\eta^2) \quad (33) \\ (n &= 1, \dots, N; t = 0, 1, \dots, T) \end{aligned}$$

ここで、(32)の右辺第1項は(33)に示されるランダム・ウォークであり、(32)の右辺第2項は以下のようにホワイト・ノイズを仮定する。

$$\begin{aligned} E(\nu_n^s) &= 0, \quad E[(\nu_n^s)^2] = \sigma_\nu^2, \quad E(\nu_n^s \nu_m^s) \\ &= 0 \quad (n \neq m, t \neq s), \quad E(\varepsilon_n^s \nu_m^s) = 0 \end{aligned} \quad (34)$$

リピート・セールス回帰モデルの誤差項は $v_n = \varepsilon_n^s - \varepsilon_n^{s-1} = h_n^s - h_n^{s-1} + \nu_n^s - \nu_n^{s-1}$ である。ここで、 $h_n^s - h_n^{s-1} = \sum_{u=1}^{t-s} \eta_n^{s+u}$ であるから(34)より

$$E(\varepsilon_n^s - \varepsilon_n^{s-1}) = 0 \quad (35)$$

$$E[(\varepsilon_n^s - \varepsilon_n^{s-1})^2] = \sigma_\nu^2 + (t-s)\sigma_\eta^2 \quad (36)$$

が得られる。この場合、取引間隔 $t-s$ が大きくなると、リピート・セールス回帰モデルの誤差分散も増大する(分散不均一)ことがわかる。

Case and Shiller(1987, 1989)はこの分散不均一に対して3段階での推定方法を提案している(Weighted Repeat Sales[WRS] Method, 重み付きリピート・セールス法)。

1. BMN 価格指数を求めた場合と同じく(28)を推定し、対数価格差分を時間ダミーの差分に回帰して、最小2乗残差 \hat{v}_n を求める。
2. (36)の $\sigma_\nu^2, \sigma_\eta^2$ を推定するために、残差2乗値 \hat{v}_n^2

を定数項と取引間隔 $A_n = t-s$ に回帰する。
($\hat{v}_n^2 = a + bA_n + \text{error}_n$)

3. 2段階目の理論値を $\hat{v}_n^2 = \bar{a} + \bar{b}A_n$ とし、その平方根の逆数 $1/\hat{v}_n$ をウェイトとして(28)の重み付き最小2乗法を実行する。

3段階目におけるウェイト ($N \times N$ 対角行列)を

$$\hat{\omega} = \begin{pmatrix} 1/\hat{v}_1 & & \\ & \ddots & \\ & & 1/\hat{v}_N \end{pmatrix}$$

と定義すると、重み付きリピートセールス回帰モデルは次のように書ける。

$$\mathbf{Y}^* = \mathbf{D}^* \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{v}^* \quad (37)$$

ただし、 $\mathbf{Y}^* = \hat{\omega} \mathbf{Y}$, $\mathbf{D}^* = \hat{\omega} \mathbf{D}$, $\mathbf{v}^* = \hat{\omega} \mathbf{v}$ である。したがって、実行可能な一般化最小2乗推定量は $\bar{\alpha} = (\mathbf{D}' \hat{\omega}' \hat{\omega} \mathbf{D})^{-1} \mathbf{D}' \hat{\omega}' \hat{\omega} \mathbf{Y}$ であり、Case and Shiller による[WRS]価格指数は

$$I^{\text{WRS}} = \{\exp(0), \exp(\bar{\alpha}_1), \dots, \exp(\bar{\alpha}_T)\} \quad (38)$$

となる。

Hill, Knight and Sirmans(1997), Knight, Hill and Sirmans(1999)では、ヘドニック価格関数の誤差項を $\varepsilon_n^s = \varepsilon_n^{s-1} + \nu_n^s$ と定義している。この場合リピート・セールス回帰モデルの誤差分散は $E[(\varepsilon_n^s - \varepsilon_n^{s-1})^2] = (t-s)\sigma_\nu^2$ となる。したがって、取引間隔を $A_n (n=1, 2, \dots, N)$ とするとき

$$v_n \equiv \varepsilon_n^s - \varepsilon_n^{s-1} \sim N(0, A_n \sigma_\nu^2)$$

であり、重み付きリピート・セールス回帰モデルは次のように書ける。

$$\mathbf{Y}^{**} = \mathbf{D}^{**} \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{v}^{**} \quad (39)$$

ただし、

$$\boldsymbol{\omega} = \begin{pmatrix} 1/\sqrt{A_1} & & \\ & \ddots & \\ & & 1/\sqrt{A_N} \end{pmatrix}$$

$\mathbf{Y}^{**} = \boldsymbol{\omega} \mathbf{Y}$, $\mathbf{D}^{**} = \boldsymbol{\omega} \mathbf{D}$, $\mathbf{v}^{**} = \boldsymbol{\omega} \mathbf{v}$ である。

3. 実証分析

3.1 データ

ここで、実際のデータを用いて、ヘドニック価格指数とリピートセールス価格指数を推計し、それぞれの指数が持つ特性を実証的に明らかにしていく。

本研究で用いた分析データは、東京都都心部の5区(千代田・中央・港・新宿・渋谷)の2000年1月から2014年12月までの15年間において、戸建住宅の取引価格の成約データを用いた。

表 1. 要約統計量

全サンプル		n=27,518				
symbol	変数名	単位	平均	標準偏差	最小	最大
P	価格	1000万円	9.132	8.039	0.980	213.000
L	敷地面積	100 m ²	0.821	0.527	0.189	13.750
W	前面道路幅員	m ²	4.253	1.845	0.400	43.000
TW	最寄り駅までの徒歩時間	分	7.640	3.425	1.000	33.000
TT	東京駅までの直線距離	km	6.713	1.802	0.890	10.260
S	延べ床面積	100 m ²	1.170	0.655	0.132	12.544
A	建築後年数	四半期	23.830	39.806	0.000	433.000
NB	部屋数		3.447	1.073	1.000	16.000

1回だけ取引されたサンプル(リピートセールスサンプルを除く)		n=24,692				
symbol	変数名	単位	平均	標準偏差	最小	最大
P	価格	1000万円	8.962	7.676	0.980	213.000
L	敷地面積	100 m ²	0.814	0.506	0.189	13.750
W	前面道路幅員	m ²	4.244	1.790	0.400	40.000
TW	最寄り駅までの徒歩時間	分	7.629	3.419	1.000	33.000
TT	東京駅までの直線距離	km	6.731	1.803	0.890	10.260
S	延べ床面積	100 m ²	1.157	0.632	0.187	12.544
A	建築後年数	四半期	22.496	38.594	0.000	433.000
NB	部屋数		3.438	1.045	1.000	16.000

表 2. ヘドニック関数の推計結果

symbol	変数名	推定値	標準誤差	t-statistic	P-value
c	定数項	2.611	0.014	183.163	[.000]
L	敷地面積	0.471	0.005	95.182	[.000]
W	前面道路幅員	0.015	0.001	21.683	[.000]
TW	最寄り駅までの徒歩時間	-0.002	0.000	-4.669	[.000]
TT	東京駅までの直線距離	-0.053	0.001	-56.175	[.000]
S	延べ床面積	0.682	0.006	115.132	[.000]
A	建築後年数	-0.001	0.000	-30.774	[.000]
NB	部屋数	-0.027	0.001	-18.329	[.000]
LD	地域ダミー			Yes	
TD	時間ダミー			Yes	

注) n=27,518.

自由度調整済み決定係数=0.843.

情報源として、リクルート社の情報誌「SUU-MO」に掲載された戸建て住宅の価格情報を用いた。同サイトでは、品質情報・募集価格(asking price)に関する情報がリアルタイムで提供されている。そこには、初めて情報誌に登場してから成約等により情報誌から抹消されるまでの履歴情報が含まれている⁶⁾。そこで、モデルの被説明変数となる価格として、成約によってサイトから抹消された時点の価格情報を用いることにした。

また、戸建て住宅価格は、土地・建物のそれぞれに関する情報によって形成される。

土地・建物属性を表す数量データとして、土地面積(L)、建物面積(S)、前面道路幅員(W)を挙げた。

「建築後年数」は、建築された年月から成約された年月までの期間である。また、住宅の各立地点における交通利便性を「都心までの時間:TT」と「最寄り駅までの時間:TS」とで代表した⁷⁾。また、同期間内において、複数回の取引が行われた物件を特定し、リピートセールスサンプルをあわせて作成した。

表 1 に要約統計量として整理した。

ここでは、2000 年第一四半期から 2015 年第一四半期までを対象として、27,518 件のデータを得た。

また、この期間内において、複数回取引されたリピートセールスサンプルは 2,826 件であり、全体の 10% にしか過ぎない。

全サンプルとリピートセールスサンプルを除く、一回限りの取引のデータの要約統計量と合わせて比較した。価格の平均は、都心部とあって平均で 9000 万円程度であるが、リピートセールスサンプルを除くと 200 万程度、平均値が小さくなる。複数回繰り返し取引がされるような物件は、わが国では投資目的で売買されることが予想されるため、相対

的に価格帯が高くなっていることが予想される。また、最小値で 900 万程度から最大値で 2 億円を超える物件も含まれており、分散が大きい。

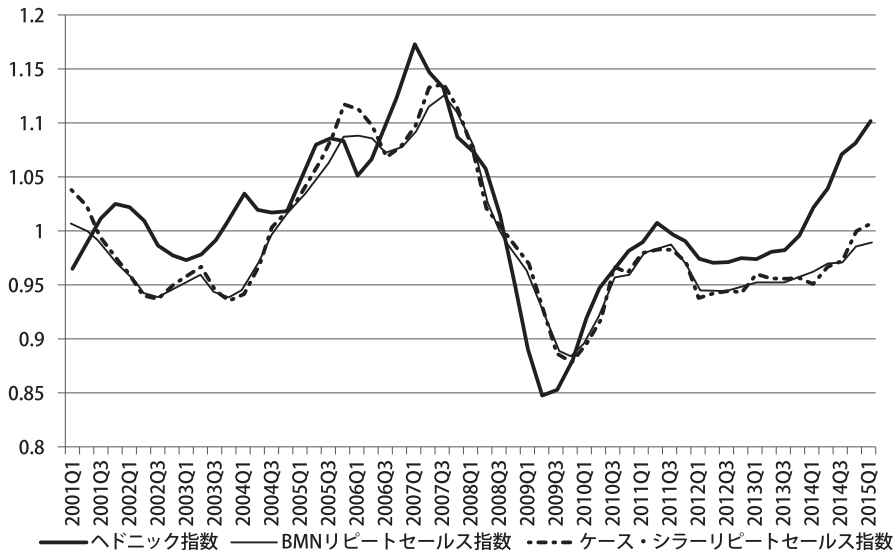
価格以外の、住宅の属性情報に関しては、平均敷地面積が 80 平米程度、建築後年数で 23 四半期(5 年強)と、新築物件が多く含まれることから、比較的築浅の物件に集中していることがわかる。

3.2 推計結果

以上のような情報を用いて、ヘドニック価格指数とリピート価格指数の推計を行った。表 2 に、ヘドニック価格指数の推計結果を示す。

自由度調整済み決定係数で 0.843 と比較的説明力

図 1. 価格指数の比較



の高いモデルとして推計されている。それぞれの属性に対応した推計値の符号関係は、一般的な経験と整合した結果として得られている。

リポートセールス価格指数としては、標準的なBMN型の指数と併せて、ランダムウォーク誤差項を考慮したケース・シラー型の指数を推計した。推計されたモデルの自由度調整済み決定係数を見ると、BMN型では0.204、ケース・シラー型では0.196と、データの制限もあり、説明力としては必ずしも高いモデルとして推計することはできなかった。

図1に、それぞれの推計された指数の対前年同期比としてみた時の動きをみた。

まず、転換点およびLead-Lag構造に注目すると、バブル崩壊後の長期的な資産価格の下落からの反転する時期としては、ヘドニック指数で2003年の第4四半期を示しているのに対して、リポートセールス価格指数ではいずれも2004年第4四半期と、1年のラグを持つことがわかる。また、リーマンショック前にピーク時は、ヘドニック指数で2007年の第1四半期から原則が始まっているが、リポートセールス価格指数はいずれも2007年第3四半期から、伸び率が鈍化しており、2四半期のラグを持つ。このような傾向は、リーマンショック後の下落幅の反転期においても引きずる形となっている(ヘドニック指数が2009年第2四半期、リポートセールス指数がそれぞれ2009年第4四半期)。さらに近年に注目すれば、ヘドニック指数は、2004年第1四半期には上昇に転じることで、アベノミクスの効果が資

産市場に浸透してきていることがうかがえるが、リポートセールス指数は、BMN型では依然としてゲラ傾向を示しており、ケース・シラー型でも2014年第4四半期になって初めて上昇に転じている。

ここで、それぞれの指数の関係を見るために、ヘドニック価格指数とBMN型のリポートセールス価格指数の変動率の関係を図2の左側の図として、BMN型のリポートセールス価格指数とケース・シラー型のリポートセールス価格指数との関係を右側の図としてみた。

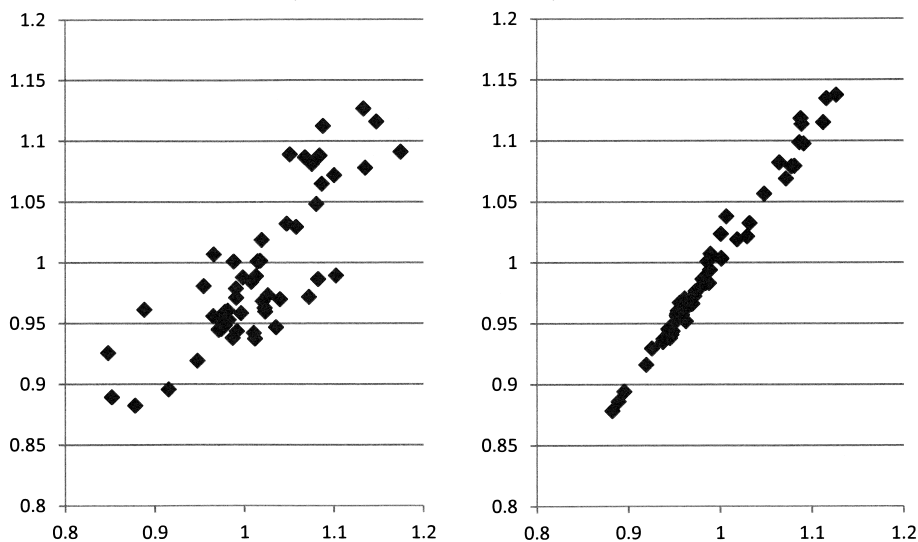
相関係数と併せてみてみると、ヘドニック型指数とBMN型リポートセールス価格指数とは相関係数で0.822と一定の相関を持つものの、必ずしも一致していないことがわかる。一方、BMN型リポートセールス価格指数とケース・シラー型のリポートセールス価格指数とり間の相関係数は0.992とほぼ一致している。このことは、ランダムウォーク誤差項を修正したとしても、変動率といった意味では、十分に修正ができていない可能性を示唆するものである。

3.3 住宅価格指数の集計バイアス

以上のヘドニック価格法とリポートセールス価格法の理論的整理、実証分析の結果から、それぞれの手法を比較した時に、次のような優位点(advantages)と問題点(disadvantages)が理解出来る。

まずヘドニック価格法における優位性としては、

図2. ヘドニック指数、BMN リピートセールス指数、ケース・シラー指数との関係



- ・経済理論、指数理論の背景を持つとともに、その理論的なバイアスも明確である。
- ・他の手法と比較して、取引価格データをすべて利用することが可能であるために、最も効率的な手法であると言える。
- ・不動産が持つ多くの属性を制御することが出来ることから、用途・地域毎にきめ細かな指数に分類することが出来る。
- ・既に、消費者物価統計などの推計で活用されていることから、他の経済統計との整合性を持つことが出来る。

問題点としては、

- ・不動産に関する多くの属性を収集することが必要となることから、情報収集コストが高い。
- ・不動産の価格を決定するための重要な属性を収集できない場合においては、過小定式化バイアス (omitted variable bias) の問題に直面する。
- ・採択する関数形によって異なる指数が算出されてしまう。つまり、再現性が低い。
- ・不均一性が強い場合は、品質をコントロールすることが出来ない場合がある。
- ・経済理論的背景や推計手続きなどが複雑であるため、指数の作成当局において特別な能力が必要となったり、利用者に説明することが困難である。

一方、リピートセールス価格法の優位点としては、

- ・繰り返し取引された同じ不動産の異時点間の価格比を持って指数を作成することから、不動産の属性に関する情報を必要としない。
- ・ヘドニック価格法が持つ過小定式化バイアスの問題が回避される。
- ・推計方法が簡便であり、再現性が高い。
- ・不均一性が強い不動産の場合でも、指数が推計できる確率が高い。
- ・コンセプトが簡単であることから、利用者に説明しやすい。

問題点としては、

- ・二回以上取引された情報だけを用いて価格指数が推計されるため(1回だけしか取引されていない情報は捨ててしまうため)、非効率である。そのため、流動性が低い国(地域)では利用が困難であったり、地域や用途を限定した指数を推計することが困難になることが少なくない。
- ・二つの取引の間に発生した建築後年数の増加に伴う減価部分を無視しているため、それを制御しない場合には、下方バイアスを持つ。
- ・二つの取引の間に修繕投資が行われた場合には、それを制御しない場合には、上方バイアスを持つ。
- ・データベースの構築によっては、同一の取引かどうかを特定する場合に、費用が発生する場合がある(同一取引を特定することが困難な国も

少なくない)。

- ・ 価格指数を土地と建物に分離することが不可能である。
- ・ 新しい取引価格情報が発生した場合、常に過去の系列まで変化してしまうため、確定値を出すことが出来ない。

今回の実証分析においては、日本の戸建市場では、リポートセールスサンプルは極めて限定されることから、全体の取引の10%程度しか得ることができなかった。その意味で、サンプルセレクションバイアスが強く働いていることが予想された。また、建築後年数が極めて短いといった特性もあることから、修繕投資が行われた場合の上方バイアスよりも、建築後年数の増加に伴う減価部分に配慮していないといったことで、下方バイアスが強く働いていることが理解された。

4. 結論

住宅価格指数は、どの様に推計すべきであろうか。住宅価格指数の推計においては、利用可能な情報の制限によって、その推計方法は大きく変化してくることとなる。もし、このような制限がないものとした場合においては、経済理論的な背景や他の経済統計との整合性や国民経済計算への応用などを考えたときに、ヘドニック法が優位性を持つ。

それでは、どうして米国においては、リポートセールス価格法で推計されたケース・シラー指数が広く利用されているのであろうかといった疑問が出てくるであろう。その理由としては、次の点が予想される⁸⁾。

第一に、米国においては、中古住宅市場が発達しており、リポートセールスサンプルが豊富に得ることができる為である。第二に、ヘドニック法を適用するための属性情報が、データソースに入っていないという制約が強い。第三に、国土が広い米国においては、ヘドニック法の適用において多様な変数が必要となるだけでなく、地域ごとで異なる属性情報が必要となり、モデルの特定化が困難である、などといったことが想定される。そのようななかで、セカンドベストの選択として、リポートセールス法を採用しているといってもよい。

しかし、わが国においても、ヘドニック価格法で指数を推計していくことが困難になる場合は、多く直面する。商業不動産などは、不均一性が強く、多

くの属性情報が必要となり、その情報入手が困難であることが多いために、ヘドニック価格法が適用できないということも想定される。そのような不均一性が強い市場では、リポートセールス価格法が有力であろう。しかし、不均一性が強い商業不動産市場では、取引が極めて稀で、十分な取引量が制限されるような市場であることが多く、そのような市場に至っては、リポート・セールス価格法の適用も困難となる。例えば、地方部のオフィス市場であったり、商業施設、工場、ホテル、物流施設などが想定される。

このような市場においても、国民経済計算における資産の測定や企業活動における戦略策定において、不動産価格指数が必要になってくることがある。そのような場合には、ヘドニック価格法やリポートセールス価格法とは異なる推計方法が求められるようになってくる。また、国民経済計算においては、不動産全体ではなく、土地と建物を分離した指数が要求される。前者の問題に対しては、不動産鑑定評価を用いた価格指数が作成されており、後者については、Builder's Model といった手法が、Diewert and Shimizu(2015)によって提案されている。

これらの問題に対しては、残された課題としたい。

(シンガポール国立大学不動産研究センター・一橋大学経済研究所、富山大学経済学部)

注

1) ハンドブックは、次のサイトから見る事が出来る http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/hicp/methodology/hps/rppi_handbook.

2) ヘドニック・アプローチに関する理論的・体系的な解説は Sheppard(1999)が詳しい。

3) 公共投資や環境価値などの経済評価にヘドニック・アプローチを応用した邦語の研究として、金本・中村・矢澤(1989)、肥田野(1997)がある。

4) ヘドニック・アプローチを使用した実証分析上の問題点を整理したより綿密な邦語文献として中村(1992)がある。

5) Sheppard(1999)では、識別問題に関するより詳しいサーヴェイがなされている。また、近年では Ekeland, Heckman and Nesheim(2004) および Heckman, Matzkin and Nesheim(2010)がノンパラメトリック法を利用した識別方法を提案している。

6) 価格に関する情報としては、i) 市場に登場した際の掲載時売出し価格(first offer price)、ii) 情報誌から抹消された時点での価格(推定購入価格: first bid price)、が存在している。

7) 「都心までの時間: TT」については、東京駅・品川駅・渋谷駅・新宿駅・池袋駅・上野駅といった山

手線のターミナル駅とともに、営団地下鉄の中心駅である大手町駅を設定し、最寄り駅からの7つのターミナル駅までの昼間平均時間を計算した。

8) 2014 Second IMF Statistical Forum (IMF, Washington, D.C, USA)において、Real Estate Prices — Availability, Importance, and New Developments というセッションが開催された(2014年11月18日)。同セッションで筆者の一人の清水がイェール大学のロバート・シラー氏の討論を務めた。そこでの議論をもとに整理したものである。(http://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2014/statsforum/)

参考文献

- 肥田野登(1997)『環境と社会資本の経済評価—ヘドニック・アプローチの理論と実際』, 勁草書房。
- 金本良嗣・中村良平・矢沢剛彦(1989)「ヘドニック・アプローチによる環境の価値の測定」環境科学会誌第2巻第4号, pp. 251-266.
- 中村良平(1992)「ヘドニックアプローチにおける実証分析の諸問題」, 『土木学会論文集』, NO. 449/IV-17, pp. 57-66.
- 清水千弘・唐渡広志(2007)『不動産市場の計量経済分析』, 朝倉書店。
- Anglin, P. M. and R. Gencay (1996) "Semiparametric Estimation of Hedonic Price Function," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No. 6, pp. 633-648.
- Bailey, M. J., R. F. Muth and H. O. Nourse (1963) "A Regression Model for Real Estate Price Index Construction," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 58, No. 304, pp. 933-942.
- Barten, A. P (1964) "Consumer Demand Functions under Conditions of Almost Additive Preferences," *Econometrica*, Vol. 32, No. 1/2, pp. 1-38.
- Berndt, E. R., Z. Griliches and N. J. Rappaport (1995) "Econometric Estimates of Price Indexes for Personal Computers in the 1990s?" *Journal of Econometrics*, Vol. 68, No. 1, pp. 243-268.
- Box, G. E. P. and D. R. Cox (1964) "An analysis of Transformations," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, Vol. 26, No. 2, pp. 211-252, .
- Brown, J. N. and H. S. Rosen (1982) "On the Estimation of Structural Hedonic Price Models," *Econometrica*, Vol. 50, No. 3, pp. 765-768.
- Cannaday, R. E., H. J. Munneke and T. T. Yang (2005) "A Multivariate Repeat-Sales Model for Estimating House Price Indices," *Journal of Urban Economics*, Vol. 57, No. 2, pp. 320-342.
- Case, B., H. O. Pollakowski and S. M. Wachter (1991) "On Choosing Among House Price Index Methodologies," *Real Estate Economics*, Vol. 19, No. 3, pp. 286-307.
- Case, B. and J. M. Quigley (1991) "The Dynamics of Real Estate Prices," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 1, pp. 50-58.
- Case, K. E. and R. J. Shiller (1987) "Prices of Single Family Homes Since 1970: New Indexes for Four cities," *New England Economic Review*, Vol. (Sept./Oct.), pp. 45-56.
- Case, K. E. and R. J. Shiller (1989) "The Efficiency of the Market for Single-Family Homes," *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, pp. 125-137.
- Cassel, E. and R. Mendelsohn (1985) "The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment," *Journal of Urban Economics*, Vol. 18, No. 2, pp. 135-142.
- Chau, K.W., S. K. Wong and C.U. Yiu (2005) "Adjusting for Non-linear Age Effects in the Repeat Sales Index," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 31, No. 2, pp. 137-153.
- Clayton, J., D. Geltner and S. W. Hamilton (2001) "Smoothing in Commercial Property Valuations: Evidence from Individual Appraisals," *Real Estate Economics*, Vol. 29, issue 3, pp. 337-360.
- Cropper, M. L., L. B. Deck and K. E. McConnell (1988) "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 4, pp. 668-675.
- Court, A. T (1939) "Hedonic Price Indexes with Automotive Examples," in *The Dynamics of Automobile Demand*, General Motors, New York.
- Devaney, S. and R. M. Diaz (2010) "Transaction Based Indices for the UK Commercial Property Market: Exploration and Evaluation Using IPD Data," Discussion Paper 2010-02, University of Aberdeen Business school, pp. 1-19.
- de Haan, J. (2004) "Direct and Indirect Time Dummy Approaches to Hedonic Price Measurement," *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 29, No. 4, pp. 427-443.
- de Haan, J. (2010) "Hedonic Price Indexes: A Comparison of Imputation, Time Dummy and Re-Pricing methods," *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 230, No. 6, pp. 772-791.
- Diamond, D. Jr. and B. A. Smith (1985) "Simultaneity in the Market for Housing Characteristics," *Journal of Urban Economics*, Vol. 17, No. 3, pp. 280-292.
- Diewert, W. E. (1971) "An Application of the Shepherd Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function," *Journal of Political Economy*, Vol. 79, No. 3, pp. 481-507.
- Diewert, W. E. (1973) "Functional Forms for Profit and Transformation functions," *Journal of Economic Theory*, Vol. 6, No. 3, pp. 284-316.
- Diewert, W. E. (1976) "Exact and Superlative Index Numbers," *Journal of Econometrics*, Vol. 4, No. 2, pp. 114-145.
- Diewert, W. E. (1983) "The Theory of the Output Price Index and the Measurement of Real Output Change," in *Price Level Measurement*, W. E. Diewert and C. Montmarquette (eds.), Ottawa: Statistics Canada, pp. 1049-1113.
- Diewert, W. E. (1997) "Commentary on Mathew D. Shapiro and David W. Wilcox: Alternative Strategies

- for Aggregating Price in the CPI." *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 3, pp. 127-137.
- Diewert, W. E. (2002) "Hedonic Producer Price Indexes and Quality Adjustment," Discussion Paper 02-14, Department of Economics, University of British Columbia, pp. 1-11.
- Diewert, W. E. (2003) "Hedonic Regressions: A Review of Some Unresolved Issues," Mimeo, Department of Economics, University of British Columbia.
- Diewert, W. E. and C. Shimizu (2015) "Residential Property Price Indexes for Tokyo," *Macroeconomic Dynamics*, (DOI: <http://dx.doi.org/10.1017/S1365100514000042> (DOI), 56 pages. Published online: 20 April, 2015).
- Diewert, W. E., S. Heravi and M. Silver (2007) "Hedonic Imputation Versus Time Dummy Hedonic Indexes," Discussion Paper 007-07, Department of Economics, University of British Columbia, pp. 1-29.
- Dombrow, J., J. R. Knight and C. F. Sirmans (1997) "Aggregation Bias in Repeat-Sales Indices," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 14, No. 1/2, pp. 75-88.
- Dulberger, E. R. (1989) "The Application of a Hedonic Model to a Quality-Adjusted Price Index for Computer Processors," In D. W. Jorgenson and R. Landau (eds.), *Technology and Capital Formation* (pp. 37-75), Cambridge, MA: MIT Press.
- Ekeland, I., J. J. Heckman and L. Nesheim (2004) "Identification and Estimation of Hedonic Models," *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. S1, pp. S60-S109.
- Eurostat (2013) *Handbook on Residential Property Price Indices (RPPIs)*, Methodologies & Working papers, 2013 edition.
- Gatzlaff, D. H. and D. R. Haurin (1997) "Sample Selection Bias and Repeat-Sales Index Estimates," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 14, No. 1/2, pp. 33-50.
- Gatzlaff, D. H. and D. R. Haurin (1998) "Sample Selection and Biases in Local House Value Indices," *Journal of Urban Economics*, Vol. 43, No. 2, pp. 199-222.
- Griliches, Z (1961) "Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change," In G. Stigler (chairman), *The Price Statistics of the Federal Government*, Washington D. C.: Government Printing Office.
- Griliches, Z. (1967) "Hedonic Price Indexes Revisited: A Note on the State of the Art," *Proceedings of the Business and Economics Section of the American Statistical Association*, pp. 332-334.
- Griliches, Z (1971) "Introduction: Hedonic Price Indexes Revisited," In Z. Griliches (ed.), *Price Indexes and Quality Change*, (pp. 3-15), Cambridge MA: Harvard University Press.
- Halvorsen, R. and H. O. Pollakowski (1981) "Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations," *Journal of Urban Economics*, Vol. 10, No. 1, pp. 37-49.
- Heckman, J. J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-161.
- Heckman, J. J., H. Ichimura and P. Todd (1998) "Matching as an Econometric Evaluation Estimator," *Review of Economic Studies*, Vol. 65, No. 2, pp. 261-294.
- Heckman, J. J., R. L. Matzkin and L. Nesheim (2010) "Nonparametric Identification and Estimation of Nonadditive Hedonic Models," *Econometrica*, Vol. 78, No. 5, pp. 1569-1591.
- Hill, R. C., J. R. Knight and C. F. Sirmans (1997) "Estimating Capital Asset Price Indexes," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 2, pp. 226-233.
- Knight, J. R., R. C. Hill and C. F. Sirmans (1993) "Estimation of Hedonic Housing Price Models Using non Sample Information: A Montecarlo Study," *Journal of Urban Economics*, Vol. 34, No. 3, pp. 319-346.
- Knight, J. R., R. C. Hill and C. F. Sirmans (1999) "A Random Walk Down Main Street?," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 89-103.
- Lancaster, K. J. (1966) "A New Approach to Consumer Theory," *Journal of Political Economy*, Vol. 74, No. 2, pp. 132-157.
- Linneman, P. (1980) "Some Empirical Results on the Nature of the Hedonic Price Function for the Urban Housing Market," *Journal of Urban Economics*, Vol. 8, No. 1, pp. 47-68.
- Malpezzi, S. (2003) "Hedonic Pricing Models: a Selective and Applied Review," In A. O'Sullivan and K. Gibb (eds.), *Housing Economics: Essays in Honor of Duncan Maclellan*, (pp. 67-89). Blackwell: Malder, MA.
- McMillen, D. P. (2003) "The Return of Centralization to Chicago: Using Repeat Sales to Identify Changes in House Price Distance Gradients," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 33, No. 3, pp. 287-304.
- McMillen, D. P. (2012) "Repeat Sales as a Matching Estimator," *Real Estate Economics*, Vol. 40, No. 4, pp. 745-773.
- Mendelsohn, R. (1985) "Identifying Structural Equations with Single Market Data," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 3, pp. 525-529.
- Pace, R. K (1995) "Parametric, Semiparametric, and Nonparametric Estimation of Characteristic Values with in Mass Assessment and Hedonic Pricing Models," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 11, No. 3, pp. 195-217.
- Pace, R. K (1998) "Appraisal Using Generalized Additive Models," *Journal of Real Estate Research*, Vol. 15, No. 1/2, pp. 77-99.
- Palmquist, R. B. (1979) "Hedonic Price Depreciation Indexes for Residential Housing: A Comment,"

- Journal of Urban Economics*, Vol. 6, No. 2, pp. 267-271.
- Rosen, S. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 1, pp. 34-55.
- Sheppard, S. (1999) "Hedonic Analysis of Housing Markets," In *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 3, Cheshire, P. C. and E. S. Mills (eds.), chapter 41, pp. 1595-1635.
- Shimizu, C., K. G. Nishimura and T. Watanabe (2010) "House Prices in Tokyo—A Comparison of Repeat-sales and Hedonic Measures—," *Journal of Economics and Statistics*, Vol. 230, No. 6, pp. 792-813.
- Silver, M. and S. Heravi (2007) "The Difference Hedonic Imputation Indexes and Time Dummy Hedonic Indexes," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 25, No. 2, pp. 239-246.
- Witte, A. D., H. Sumka and J. Erekson (1979) "An Estimate of a Structural Hedonic Price Model of the Housing Market: An application of Rosen's Theory of Implicit Markets," *Econometrica*, Vol. 47, No. 5, pp. 1151-1172.