



RIETI Discussion Paper Series 19-J-027

セレクション・バイアスの補正や属性の構造変化を考慮した リピートセールス法による東京都内の不動産価格指標の推計

沓澤 隆司
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

セレクション・バイアスの補正や属性の構造変化を考慮したリピートセールス法による東京都内の不動産価格指標の推計¹

杵澤 隆司（経済産業研究所）

要 旨

本論文では、東京都内のマンションの取引価格を元に、リピートセールス法による不動産価格指標の作成を試みるものである。不動産価格指標は都市の経済活力を示す上で大きな役割を果たすことから、欧米ではリピートセールス法による指標が示されている。日本ではヘドニック法による不動産価格指標が示されているが、過少な変数によるバイアスが懸念され、マンション価格による指標が住宅地や戸建住宅による指標に比べやや高い数値を示すことなどなお課題を残している。一方で、リピートセールス法も複数回取引されるサンプルのみが対象になるサンプル・セレクション・バイアスや不動産の属性が価格に与える影響が時系列の推移に応じて変化する構造変化の問題がある。そこで本論文では Heckman (1979) が示した 2 段階推定法を用いて、サンプル・セレクション・バイアスを補正するとともに、不動産属性の構造変化を考慮したリピートセールス法による指標を試算し、その指標が住宅地や戸建住宅の水準により近い水準の指標となることが分かった。今後は、不動産価格指標の更なる改善と検証を図ることにより、より実態に即した指標の形成と不動産価格の分析を深化させていくことが必要である。

キーワード：リピートセールス法、ヘドニック法、サンプル・セレクション・バイアス、ヘックマンの 2 段階推定法

JEL classification: R31, R21, R15

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「メッシュデータを活用したコンパクトシティの効果と政策手法の分析」の成果の一部である。本研究は、JSPS 科研費 16K03614 の助成を受けている。本稿の分析に当たっては、国土交通省の不動産取引価格情報及び東京都の都市計画地理情報システムのデータを利用した。

1. はじめに

不動産取引の価格の推計に関しては、欧米では複数回で取引された不動産について、異時点間の取引価格を時間ダミー変数で回帰させるリピートセールス法の分析が広く行われている。米国では S&P/Case Shiller U.S. National Home Price Index のように、リピートセールス法により指数の提供が見られるところである。これに対して、日本では依然としてヘドニック法による価格への要因分析が数多く実施されている。国土交通省では、2015 年から提供している「不動産価格指数」もヘドニック法により作成を行っている。ただ、ヘドニック法による分析においては、不動産価格に影響を与え得るすべての変数を認識して分析を行うことが困難であるという「過小変数バイアス」が生ずる恐れがある。現実には先の不動産価格指数は、図 1 のとおり、マンションに関する数値に関する限り、住宅用土地や戸建価格あるいは地価公示と比較してやや高い数値のまま推移しており、マンションの価格の要因をヘドニック法で十分捉えきれているかどうかの懸念が残されている。

一方で、リピートセールス法に関しては、これまで唐渡・清水・中川・原野(2012)や川口・渡部(2011)による分析が示されているが、前者は不動産情報誌に掲載されている価格であって取引価格ではなく、後者の分析に使用した東日本レイنزのデータは、部屋番号のデータが少なく、分析のツールとしては限界がある。また、リピートセールス法では、複数回の不動産取引が分析対象となっており、特定の属性を有するサンプルに偏った分析になるのではないかとというサンプル・セレクション・バイアスの問題が発生する懸念があるなど改善すべき点が見られる。

また、双方の手法に共通する問題として、複数年次にわたる期間のデータを分析する際に、その期間の間に同一の不動産の属性やそれがもたらす価値が変化することによる「集計バイアス」が予想される。例えば、不動産の経年劣化のほか、不動産の規模、駅からの近接性、職場が集中する地域の駅までの距離のように時系列の中で変数が変化しない場合にも資産価格に与える影響の度合いが変化する構造変化への対応が必要となる。さらに、対象となる不動産の取引ごとにと取引の直前にリフォームが行われたかどうか、あるいは取引の相手方が個人か法人かという取引の形態の変化も取引ごとに相違し、取引地点を含めた地域での地震による危険度、土地利用の時系列での変化も不動産価格に影響を及ぼす。こうした要因をコントロールした上で分析すれば、より実態に合った推計が可能になる。

本研究は、リピートセールス法におけるセレクション・バイアスの懸念を解決するために Heckman(1979)が提示した 2 段階推定法を用いた上で、「不動産取引価格情報」のマンションの取引価格情報にリピートセールス法を適用して、取引対象の不動産の規模、立地、取引形態の属性構造の変化や属性の変化による価格への影響を分析し、ヘドニック法と比較し、その改善に向けた検討を行う。次節では、先行研究を紹介し、分析方針を明らかにし、第 3 節でデータと推定モデル、第 4 節で推定結果、第 5 節で結論と今後の課題を述べる。

2. 先行研究

ヘドニック法は、Rosen(1974)の理論分析を元に広く採用され、回帰分析により不動産の価値を様々な属性(土地の形状、位置、用途、建物の構造、規模など)による価格への影響を分析する。この方法は品質調整を経た価格水準を推定することが可能であるが、不動産価格に影響するすべての属性を把握することは困難であり、過小な変数で不動産の価値を推計するバイアスが生ずるリスクがある。

リピートセールス法は、Baily et al.(1963)や Case and Shiller(1989)により提唱され、複数回で

取引された不動産について、異時点間の取引価格を時間ダミー変数で回帰させることで推計する。同一物件の比較によるため、属性の変化がない場合には、ヘドニック法に見られる過小な変数によるバイアスが発生しづらい利点を有する。反面、複数回で取引された不動産だけを対象とするため、Clapp and Giaccotto(1992)が指摘するようにサンプルのセレクション・バイアスが発生する懸念がある。また、対象不動産の経年劣化をはじめとした属性やそのパラメータの構造変化も適切に把握する必要がある。

不動産価格の指標化に関しては、2015年から国土交通省がヘドニック法により「不動産取引価格情報」²を作成し、公表している。しかし、図1に示す通り、東京都の不動産価格指数の事例を見ても、マンション価格の指数は2010年を100とすると2018年3月時点で140.4となっており、同時期の住宅地(119.3)や戸建住宅(109.6)の指数に比べても高くなっている。これは国土交通省が公表する住宅建築のデフレーターによる建築工事費が2010年度から2017年度にかけて5%上昇に止まり、また、建設物価調査会が取りまとめている東京の集合住宅の純工事費の指数でも、2011年を100として2018年3月でSRCの建築物で116.3、RCの建築物は117.9となっていることを念頭におけば建築物の工事費上昇を含めてもかなり高い水準であり、その指標が本当にマンションの取引の実態を捉えているかどうかについて他の指標による検証も求められるところである。この点、日本でも不動産の取引価格データの蓄積も進み、リピートセールス法の活用環境は整いつつある。

欧米では、Parsons(1992)がメリーランド州の湾岸地域の土地利用規制が住宅価格に与える影響についてリピートセールス法を用いて分析し、土地利用規制がかかる住宅価格は46-62%上昇したことを示した。Riddel(2001)は、クロスセクション分析の代案として、時系列につれて変化するオープンスペースの変数が住宅価格に与える影響をリピートセールス法により推計している。日本において周辺環境が不動産価格に与えている影響を分析した研究例として、国内では中川・山鹿・斎藤(2002)が地震時の建物倒壊危険性が公示地価に与える影響を分析している例などがあるが、いずれもヘドニック法の分析によるもので、時系列の変化を反映していない。

唐渡(2014)は、セレクション・バイアスの課題に対処するため、ヘックマンの2段階推定を用いた新しい関数形を提示している。また、リピートセールス法を用いた国内の先行研究としては、唐渡・中川・清水・原野(2012)が、住宅市場全体に共通の効果(時間効果)と個々の住宅の経年劣化の効果(経年効果)を識別できないことによる集計バイアスの問題を解決するため、経年効果に非線形性を想定する推定方式を導入している。

本研究では、同一不動産について反復して取引が行われることが比較的多いマンションの取引価格情報を元に、Heckman(1979)が提唱する2段階推定法を用いてサンプル・セレクション・バイアスを補正した上で、リピートセールス法を採用した東京都の価格指数を作成し、現行の価格指数に採用されているヘドニック法による指数との比較を試みる。また、不動産価格に影響を与える属性の構造変化を正確に推計するため、不動産の経年劣化のほか、床面積、最寄り駅からの距離、職場が集中する駅からの距離に関するパラメータの変化を計測するとともに、不動産取引の形態や地震の際の倒壊危険度、土地利用の変化を説明変数に加えて推計を行い、リピートセールス法とヘドニック法との比較を行うことにより、不動産価格のより精密な推計の可能性を検証するものである。

²「不動産取引価格情報」は、土地建物の取引を行った当事者へのアンケート調査に基づき、不動産の実際の取引価格に関する情報をホームページに公表するものである。

3. 不動産価格のデータとモデル

(1) 推定モデルの特定化

不動産価格を推計する際にヘドニック法では、取引不動産の属性情報を元に、以下のヘドニック価格関数として表すことができる。

$$Y_{it} = X_{it}\gamma_t + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} = \alpha + \sigma_t + v_{it} \quad (1)$$

Y_{it} は、 i 地点のマンションの取引価格（対数値）、 X はその地点における n 種類の属性情報、 γ_t は取引時点 t のパラメータ、 α はモデル全体の定数、 σ_t は時間効果、 v_{it} は攪乱項である。

唐渡・中川・清水・原野（2012）などの分析でも示されたりピートセールス法では、まず、複数の取引時点が存在することを前提として、(1)式から1回目の取引時点（ p 期）と2回目の取引時点（ q 期）との時間差の差分を取って以下の(2)式に変換する。ここで、 y_i は第1回目と第2回目の価格差、 Δv_i はそれぞれ攪乱項の差分である。

$$y_i = (X_{iq}\gamma_q - X_{ip}\gamma_p) + (\sigma_q - \sigma_p) + \Delta v_i \quad (2)$$

次に、①全ての属性は時間を通じて不変である、②全ての属性パラメータは時間を通じて不変である、との仮定のもとに(2)式を以下の(3)式に変換することでリピートセールス法を定式化する。

$$y_i = M_u \sigma + \Delta v_i \quad (3)$$

M_u は以下の数値で示される数列の集合である。

$$M_u = \begin{cases} -1 & u=p \\ 1 & u=q \\ 0 & \text{その他} \end{cases}$$

σ は時間効果を示し、 u は取引時点の変数、 p は1回目の取引、 q は2回目の取引時点となる。

ただし、いくつかの点でこのモデルは検討を要する。まず、建築年数の経過による老朽化、陳腐化のため、その価値は変わっていく（経年効果）ので、その効果をリピートセールス法の定式化の中に反映させる必要がある。ここで、Chau et. al.(2005) が示すとおり、建築年月からの経過年数を用いて Box-Cox 変換して説明変数とすれば、時間効果を表す年次ダミーとの多重共線性の問題は生じない。この場合、建築竣工時点の価値を C_0 とすれば、取引時点 t において建築後 h 年を経過した住宅の価値 C_t は下記の通りとなる（ μ はパラメータ、 C_0 は経過年数0時点の価値）。

$$C_t = C_0 \exp(\mu h^{(\tau)}) \quad (4)$$

ここで、 $h^{(\tau)}$ は Box-Cox 変換を示し、 $\tau \neq 0$ のとき、 $h^{(\tau)} = (h^\tau - 1)/\tau$ 、 $\tau = 0$ のとき $h^{(\tau)} = \ln \tau$ となる。

ただし、唐渡・清水・中川・原野(2012)が指摘するとおり、竣工時点すなわち、建築年数が0の時点の価格が C_0 であるべきところ、上記の式(4)では $C_0 \exp(-\mu/\tau)$ となり、不整合となる。そこで代替的方法として、唐渡・清水・中川・原野(2012)が提示した下記の(4)'式を適用する。

$$C_t = C_0 \exp(\mu h^\tau) \quad (4)'$$

リピードセールス法に沿って取引時点間 (p 期と q 期) の差分を取り、その中に経年効果を示す(4)'式を挿入すると下記の(5)式に変形できる。

$$\begin{aligned} y_i &= \beta(\ln C_{iq} - \ln C_{ip}) + (\sigma_q - \sigma_p) + \Delta v_i = \theta(h_i^\tau - (h_i - (q-p))^\tau) + (\sigma_q - \sigma_p) + \Delta v_{it} \\ &= \theta k + (\sigma_q - \sigma_p) + \Delta v_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 $\theta = \beta * \ln C_0 * \mu$ となるパラメータである。

次に、不動産の経年効果以外に、属性の値が変わらなくてもその効果の程度が変化する構造変化や時系列の中での属性自体の変化をモデルに反映させる必要がある。前者の属性自体が変化しなくても不動産価格への影響の程度が変化するため説明変数のパラメータが変化する属性として、不動産の床面積、最寄り駅までの距離、居住者にとっての職場であるオフィスが集中する東京駅までの距離などがある。後者の時系列の中で属性自体が変化する変数としては取引直前に新築あるいは改修されているかどうか、取引の当事者が個人か法人かといった取引事情のほか、取引地点を含む地域の地震に対する倒壊危険度や土地利用の変化が想定される。また、こうした説明変数の影響を反映させるため、(5)式を(6)式に変形する。

$$y_i = \theta k + \sum_{u=2}^U \sum_{j=1}^J \gamma_{ju} M_{iu} Z_{ij} + \sum_{u=2}^T M_{iu} \sigma_u + \varepsilon \quad (6)$$

ここで、 k は $(h_i^\tau - (h_i - (q-p))^\tau)$ である。 M は(3)式で示したダミー変数で構成される行列、 Z は時系列の推移の中でパラメータが変化する属性変数、 σ は時間効果を示す。パラメータのみ変化する属性が変数となる場合は、 $\sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J \gamma_{ju} M_{iu} Z_{ij}$ は $\sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J (\gamma_{jt} - \gamma_{js}) \hat{Z}_j$ と書き換えられる。

これに加えて、サンプル・セレクション・バイアスの問題に対処する必要がある。すなわち、 M は、各取引時点に対応した2時点のダミー変数の差分の行列であり、誤差分散は取引2時点間の間隔に依存しており分散不均一になる。このため Case and Shiller (1989) が提示するように、 $1/\sqrt{h}$ で重み付けした最小2乗法による推計が必要になる。さらに、セレクション・バイアスを是正するため、Heckman (1977) が提示する2段階推定による解決を図る。

まず、最初の売買の後に次の売買を行う選択について、下記の式に従いプロビット推定を行う。

$$R_{i,t}^* = w_{i,t} \pi + \mu_{i,t} \quad (7)$$

ここで、不動産の売却が1回目だけでなく、 t 期にも売買される選択を示す閾値を閾値 R^* を示し、 w

はマンションの属性のほか、その時点での経済成長率など閾値を説明する指標である。 π はパラメータであり、 $R_{i,t}^* > 0$ ならば $R = 1$ 、それ以外であれば $R = 0$ となる変数を考えれば、その確率は(8)式で示される。

$$P_r(R_{i,t} = 1) = F(w_{i,t}\pi) \quad (8)$$

次の段階では、複数取引のサンプルのみを対象とし、リピートセールスの回帰を行うこととするが、(7)式で示された複数取引とそれ以外の取引の選択関数と(8)式のリピートセールスの関数との誤差との相関を考慮して、リピートセールス法による誤差 e と上記の選択関数の誤差 v が2変量正規分布に従い、その共分散 δ_{ev} であるとの前提で、セレクション・バイアスをコントロールしたリピートセールスの価格関数は下記の通り整理する。ここで、 $y_i^* = y_i/\sqrt{h}$ 、 $k^* = k/\sqrt{h}$ 、 $M_i^* = M_i/\sqrt{h}$ 、 $\gamma_{ju}^* = \gamma_{ju}/\sqrt{h}$ であり、 λ_i はプロビット推定から得られる逆ミルズ比である。

$$y_i^* = \theta k^* + \sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J \gamma_{ju} M_{iu}^* Z_{ij} + \sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J (\gamma_{jq}^* - \gamma_{jp}^*) \hat{Z}_j + \sum_{u=2}^T M_{iu}^* \sigma_u + \delta_{ev} \lambda_i + \eta_i \quad (9)$$

(9)式を踏まえれば、特定の s 時点をもととする t 期の不動産価格指数は(10)式となり、経年変化や属性自体の変化を除いた価格指数は(11)式のとおりであり、その場合に、サンプル・セレクション・バイアスを補正するためにこの指数をベースに複数の手法の比較を行っていく。

$$I_{q/p} = \exp(\theta k^*) \exp\left(\sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J \gamma_{ju} M_{iu}^* Z_{ij}\right) \exp\left(\sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J (\gamma_{jq}^* - \gamma_{jp}^*) \hat{Z}_j\right) \exp\left(\sum_{u=2}^T M_{iu}^* \sigma_u\right) \quad (10)$$

$$I_{q/p} = \exp\left(\sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J (\gamma_{jq}^* - \gamma_{jp}^*) \hat{Z}_j\right) \exp\left(\sum_{u=2}^T M_{iu}^* \sigma_u\right) \quad (11)$$

(2) 使用したデータ

本分析に使用するデータとして、被説明変数となる不動産価格は、2007年4月から2018年3月までのマンションの取引価格である。ヘドニック法においては、単独の取引の対象となる不動産価格が被説明変数となり、その件数は、今回の分析の対象となる東京都全体のマンションの取引である。リピートセールス法では、複数回取引された取引価格の差が被説明変数となる。ヘドニック法による分析の対象となる不動産取引の全体数は93,659件に上るが、そのうちリピートセールス法の対象とする複数回取引の件数は4,115件（延べ8,230件）で全体の約8.8%となっている³。

説明変数については、ヘドニック法に関しては、国土交通省が行っている不動産価格指標を作成する際に使用した説明変数とともに、取引の地点の属する地域の環境変化を示す指標を説明変数とした。こ

³ 国土交通省が作成する「不動産価格指数」は、取引関係者に対するアンケート調査を元にしており、その記入ミス considering して、回答データから一定の閾値（例：マンションの築年数は60年以内）を設定し、それを超えるデータをサンプルから削除するクリーニングを行っている。本分析においても、国土交通省のデータとの整合を確保するため同様の対応を行った。また、リピートセールス法対象の取引は複数取引間の月数が1年未満のものは価格のぶれが大きいことから除外している。

ここで、国土交通省が使用する説明変数は、マンションの専用面積、部屋の地上階数、建物総階数、最寄り駅からの距離、東京駅からの直線距離⁴、築年数、新築中古の別⁵、改修済みかどうか、所在する市区町村、用途地域の区分⁶、南向きか否か、取引主体（買主・売主）が法人であるかどうかを使用している。本分析においては、ヘドニック分析についてはおおむね同様の説明変数を採用したが、取引された地点が属する地域の環境に関しては、より詳細な環境の変化を把握するために、所在する市区町村のダミー変数ではなく地震時の倒壊危険度や土地利用状況（商業施設、業務施設、工業施設、文教施設、医療福祉施設の割合）を説明変数とした。このうち、マンションの価格や属性に関する変数は、国土交通省が「不動産価格指数」を作成するために不動産取引価格アンケート回答を元に取りまとめた「不動産取引価格情報」によっている。これらの変数が不動産価格に与える影響が時系列によって変化する属性構造の変化を検証するため、年次ダミーとの交差項を説明変数としている。また、建築年数については、時間効果と経年効果との競合が直ちに生ずるわけではないことから、建築年数の対数値⁷を変数に使用している。

地域の環境変化に関する説明変数に関するもののうち、地震の倒壊危険度は東京都がおおむね5年ごとに公表している「地震に関する危険度」⁸で示される町丁目単位の建物倒壊危険度について、共に5段階の評価の中で比較的危険性の高い3以上の数値を示した地域での取引を1とし、それ以外の地域を0とするダミー変数である。町丁目単位の土地利用状況は、東京都の都市計画地理情報システムのデータにより把握した。

リピートセールス法に関しては、ヘドニック法でも使用した変数を元に時間差を反映した変数を使用している。すなわち、対象となる不動産の1回目の取引と2回目の取引との間での時間効果や経年効果を反映する建築時からの築年数の差、改修の有無、取引主体（売主・買主）、地震時の倒壊危険度、町丁目単位の土地利用状況といった属性の変化のほか、マンションの属性構造の変化を検証するための床面積、東京駅からの直線距離、最寄り駅からの距離と年次ダミーとの交差項を説明変数として採用している。また、倒壊危険度と町丁目単位の土地利用状況に関しては、取引間の変化とそれが不動産価格に与える影響を分析するため、倒壊危険度3以上の数値を1、2以下の数値を0として、その数値の取引間の変化を説明変数とした。町丁目単位の土地利用状況についても、不動産取引地点におけるそれぞれの用途面積（商業施設、業務施設、工業施設、文教施設、医療福祉施設）が全体に占める割合の平均以上である町丁目を1、平均以下である町丁目を0としてその変化を説明変数としている。

以上のデータの記述統計として、リピートセールス法とヘドニック法の被説明変数と説明変数を表1及び表2のとおり示している。

⁴ 「不動産価格指数」では都道府県内主要駅からの直線距離とあり、その趣旨から東京駅からの直線距離を推計した。この推計では東京大学空間情報科学研究センターのCSVアドレスマッチングシステムにより取引が行われた地点と東京駅の緯度経度を特定することにより相互の距離を算出した。

⁵ アンケート調査において建築後6ヶ月未満で新築と回答した住宅を対象とした。

⁶ 第1種・第2種低層住宅専用地域に立地しているかどうかをダミー変数としている。

⁷ 建築年数が0である取引もあり、年数に1を加えた数値の対数値を変数としている。

⁸ 東京都が5年に1回公表している「地震に関する地域危険度測定調査」の中の火災危険度、建物倒壊危険度を5段階評価で判断し、公開しているものであり、その危険性は、地域の建物密度、建物構造、広幅員道路や公園の整備存在などから判断している。

4. 推定結果とその解釈

リピートセールス法の推計⁹では、まず、(1)サンプル・セレクション・バイアス(Sample Selection Bias)を補正前のリピートセールス法(SB 補正前 RS(Repeat Sales)法)、(2)ヘックマンの2段階推定法によるサンプル・セレクション・バイアスの補正を行ったリピートセールス法(SB 補正後 RS 法)について推定を行った。また、リピートセールス法との比較のために(3)ヘドニック法の分析を行った。また、サンプル・セレクション・バイアスの分析の妥当性を検証するため、(4)サンプル・セレクション・バイアスの補正を行ったサンプル、すなわちリピートセールス法の対象となったマンションの2回目の取引に対するヘドニック法の分析を併せて行った。ここではいずれも構造変化を伴う分析は行っていない(表3)。それぞれの方式において、2010年を100とした不動産価格指数で見た場合、2018年の数値はSB 補正前 RS 法で140.9、SB 補正後 RS 法で133.6、ヘドニック法で144.3となっており、ヘドニック法による数値が国土交通省の示す不動産価格指数と同様に高い数値を示している。また、セレクション・バイアスの補正のために行ったプロビット分析の結果は表4のとおりであり、ここでは、説明変数にヘドニック法による価格分析で用いた不動産の属性のほか、前年の経済成長率を用いている。逆ミルズ比(λ)の平均は2.180で、パラメータは0.024であり、複数回取引を経たサンプルについて、セレクション・バイアスを補正した後の価格は、その他のサンプルに比べて価格が5%強高くなることを示している¹⁰。このことは、(4)のヘドニック法による分析での2018年の不動産価格指数が160.1とサンプル全体の分析と比べ約1割程度大きくなっている結果と整合的である。この一連の分析の結果、SB 補正後のRS法による推計値を元に算出した価格指数は、住宅地や戸建て住宅による価格指数と近接することが示された。

経過月数の推計に用いる θ は有意であり、経過月数の経過により不動産が減価する。本分析の対象となるマンションの建築年数の平均は16.36年であり、その建築年数のマンションがさらに1年経過した際の減価率は1.4%となる¹¹。この点に関して、日本住宅総合センター(2008)が戸建住宅について行った分析では、1年当たりの減価率は0.9%となっている。また、唐渡・中川・清水・原野(2012)は、経過年数5.58年の周辺で5.6%の減価率であると推計しており、大きく異なっている。ただし、これは唐渡・中川・清水・原野(2012)の分析対象が、1回目の取引が新築であることを前提とし、平均的建築年数が5.58年に止まっていることに起因すると考えられ、本分析による推計との整合性は大きく損なわれていない。本分析では、1回目の取引において新築の住宅もあり、その影響がどの程度生ずるかを検証するため、特に新築・中古の別をダミー変数として推計を行った。リピートセールス法ではサンプル・セレクション・バイアス補正後で-0.084と有意に負の係数を示した。このことは、建物の経年劣化に加えて、新築から中古になったことだけで約1割程度の価格の減価が生ずることを意味し、現実の不動産取引の実態とも整合する¹²。

さらに、時系列の進行による属性構造の変化を反映したモデルにつき、表5の通り推計を行った。ここでは、(2)構造変化を反映しないSB 補正後RS法とともに、(5)住宅専用面積、最寄り駅までの距離、

⁹ この推計は統計ソフトである *stata* によって行った。

¹⁰ $\exp(2.180 \times 0.024) \doteq 1.054$

¹¹ $\exp(-0.219 \times (16.36)^{0.367}) / \exp(-0.219 \times (16.33+1)^{0.367}) - 1 \doteq 0.014$ 、ここで0.367はbox-cox変換における λ 値

¹² ヘドニック法では負に有意な数値を示し、見かけ上新築が中古より低価であるようにも見えるが、これは経過年数が説明変数に入っていることからくる多重共線性のバイアスなどが要因として考えられる。

東京駅からの距離についての構造変化を反映した SB 補正後 RS 法、(6)説明変数と年次ダミーの交差項を入れることにより構造変化を反映したヘドニック法による分析を示した。これらの変数と年次ダミーとの交差項係数がすべて 0 であるという帰無仮説は、F 検定で棄却されており、全期間の係数が一定ではないことが示されている。したがって、リピートセールス法においても、ヘドニック法においても、構造変化を反映したモデルがより精密な分析が可能であることが示されている。

建物に改修が行われているか、あるいは売主・買主が法人か個人化かの区分はヘドニック、リピートセールス法を問わず、有意な影響を与えている。一方で、地震の倒壊危険度や商業や工業用途などの土地利用の状況はヘドニック法の下では有意に影響を与えていたが、リピートセールス法の下では倒壊危険度と業務用途の増減のみ有意の影響を与えており、取引地点の環境の変化は 1 時点のデータと異なり時系列の変化では防災性能など特定の場合を除き不動産価格に影響を与えるまでに至っていない状況を示している。

以上の推計を元に、2007 年の不動産価格を 1 として 2006 年以降の不動産価格を指数として示した場合、表 6 の通りとなり、その推移をまとめると図 2 の通りとなる。

前述のとおり国土交通省はヘドニック法を元に「不動産価格指数」を作成し、ホームページで公表している。その分析方法は 1 年ごとのデータを元に指標を作成し、1 月ずつずらしながら月別の指数を逐次更新していく「ウィンドウ」方式と呼ばれるものである上に、既に述べたように説明変数には市区町村のダミーを用いており、建築年数は Box-Cox 変換などのデータの変換は行っておらず、今回の分析でのヘドニック法とは細部で若干の相違がある。しかしながら、今回の分析での構造変化を考慮したヘドニック法による価格指数の軌跡は国土交通省が公表している指数とほぼ同様の軌跡を描いている¹³。そしてヘドニック法による指数の数値は、2018 年で 144.3 となっており、国土交通省が公表している住宅地や戸建て住宅の指標の 2 倍以上になっており、ここ数年の建築費の高騰を考慮に入れてもやや大きなものとなっている。これに対して構造変化を考慮したセレクション・バイアス補正後のリピートセールス法による指数は 2018 年で 129.9 であり、住宅地や戸建て住宅の指数よりは依然として高いものの、近接した数値となっている。

Akaike Information Criterion(A.I.C)や Bayesian Information Criterion(B.I.C)の数値は、表 3、表 5 に示すとおりセレクション・バイアス補正後リピートセールス法の方が補正前のリピートセールス法やヘドニック法よりも小さく、望ましいモデルであることを示している。

5. おわりに

本稿の分析では、同一不動産で複数回取引が行われることが比較的多いマンションについて、リピートセールス法を用いて、不動産の属性とその時系列の変化を元に価格推計を行い、現在国土交通省が「不動産価格指数」作成の際に採用しているヘドニック法を元に行った推計と比較を行い、リピートセールス法の指数がヘドニック法に比べ小さいことを確認した。どちらが実態に沿った分析であるかは更なる検証を必要とするが、リピートセールス法によるマンションの価格指数が、地価公示や国土交通省による住宅地、戸建住宅の価格指数に近接していること、土地分以外に不動産価格の要因となり得る建築費

¹³ 川口・渡辺(2011) はリピートセールス法の先行研究であるが、分析対象期間は 2008 年まで、本分析と重なる時期が少ない。また、唐渡・清水・中川・原野(2012) も対象期間は分析対象が 2006 年までで本分析とほとんど重なりがなく比較は出来なかった。

の高騰も基準年である 2010 年から 20%程度であることを勘案すると、ヘドニック法により算出した指数がやや過大になっている可能性がある。この原因として、ヘドニック法による説明変数が過小で、マンションの質を説明する上で十分ではない「過小変数バイアス」が生じていることが考えられる。一例として、マンションの管理人の数やその管理体制などは説明変数に入っていない。

一方で、リピートセールス法の側にも推計の精度に関しては、なお改善の余地がある。日本の場合は、中古住宅の市場整備が欧米に比べて遅れており、取引件数も十分とは言えず、分析の精度に影響を与えている。また、複数の回数の取引に際して、どの程度の改修が行われ、どのような形態での取引が行われたかという詳細な情報が不動産の取引価格に影響する可能性が高い。今回の分析では改修が行われたかどうかをダミー変数として捉えているだけであるが、物件や取引の事情に応じたより詳細な分析が必要であり、例えば、対象となる建築物の維持更新の経歴を改修額も含めたカルテ情報化を行うなど、リピートセールス法の改善に向けた更なるデータの整備と分析手法の改善が必要となる。また、毎年建設されるマンション自体の性能は徐々に耐久性を増しつつあり、経年劣化の程度も変わりつつあることも分析方法に組み入れなければならない。今回の分析は、建設された年次に関わりなく経年劣化の程度は一定との前提に立っておりこの点も改善を要する。

ただし、これまでのヘドニック法によるだけでは、すべての属性情報を把握することが困難であり、十分正確な価格分析を行うことには限界があることも事実である。例えば、先に述べたように、ヘドニック法によるマンションの「不動産価格指数」は、他の戸建住宅や住宅地に比べて突出して高く、その指標が本当に取引の実態を反映したものと言い切れるかどうかは、他の手法の試行も含めた検証が必要ではないかという疑問を提起している。従って、こうした疑問に答えるためには、リピートセールス法の分析手法の更なる改善を図り、両者の分析を併せて検証しながらより不動産取引価格指数の精緻化を目指していくことが必要ではないかと考える。

こうした不動産価格の推計方法を改善することは、不動産や不動産が立地する都市地域の要因がどのように変化すれば、資産価値を上げることが可能になることを解明することに役立つ。例えば、本分析でも説明変数としている地震時における防災性の改善が資産価値の向上にどの程度つながるかを解明できれば、防災事業の便益を数値で明らかし、事業の効率性の評価に活用することができる。このように不動産や都市地域に関わる政策効果を資産価値の変化で明らかにすることを可能にし、政策評価にも資することから、本分析を契機とした不動産価格の推計方法のさらなる精緻化は、不動産や都市地域に関わる政策の企画、立案の上からも大きな意義を有する。このため、今後は改善を加えた不動産価格の推計方向を政策検討のツールとして活用していくことが望まれる。

参考文献

- Baily, M. J., R. F. Muth and H. O. Nource (1963) "A regression model for real estate price index construction" *Journal of American Statistical Association*, 58, pp.983-942
- Case, K. E. and R. J. Shiller (1987) "The efficiency of the market for single-family homes," *The American Economic Review* 79-1, pp.125-137
- 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*, 31(2), pp. 137-153.
- Clapp, J. M. and C. Giaccotto (1992) "Estimating Price Trends for Residential Property: A

Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 5, pp.357-374

Heckman, J. (1979) “Sample Selection Bias as a Specification Error” *Econometrica* 47, pp.153-161

Parsons, G. R. (1992) “The effect of coastal land use restrictions on housing prices: a repeat sale analysis,” *Journal of environmental economics and management* 22, pp.5-37

Riddel, M. (2001) “A dynamic approach to estimating hedonic prices for environmental goods: application to open space purchase,” *Land Economics*, 77, pp.494-512

Rosen, S., (1974) “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition” *Journal of Political Economy*, 82, pp.34-55

S&P/Case Shiller U.S. National Home Price Index

<http://us.spindices.com/indices/real-estate/sp-case-shiller-us-national-home-price-index>

唐渡広志(2014)「リピート・セールス価格指数におけるセレクション・バイアス」Faculty of Economics, University of Toyama, Working Paper No.287

唐渡広志・清水千弘・中川雅之・原野啓 (2012)「リピートセールス不動産価格指数における集計バイアス」『日本経済研究』No66、pp22-50

川口有一郎・渡部光章(2011)「取引価格データベースを用いた住宅価格指数」早稲田大学

建設物価調査会(2010-2018)「建築費指数」<https://www.kensetu-navi.com/construction>

国土交通省(2010-2017)「建設工事費デフレーター」

http://www.mlit.go.jp/sougouseikaku/jouhouka/sosei_jouhouka_tk4_000112html

国土交通省(2006-2014)「不動産取引価格情報」

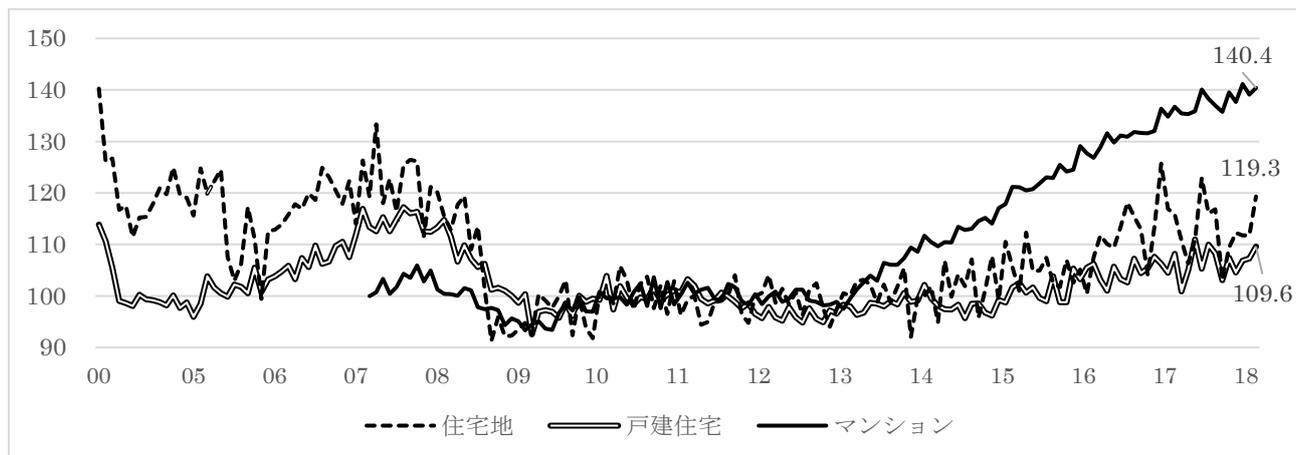
国土交通省(2013)「不動産価格指数」

http://tochi.mlit.go.jp/?post_type=secondpage&p=13110

東京都都市計画局(2016)「都市計画地理情報システム」

日本住宅総合センター(2008)「住宅価格と建築後経過年数」『我が国の住宅市場改善に関する研究』(調査研究レポート No.07289、第3章)、pp.95-114

図1 東京都の不動産価格指数の推移



資料：国土交通省

注：縦軸が不動産価格指数であり、2010年を100とした指標。

表1 データの記述統計

	リピートセールス法対象		ヘドニック法対象
	第1回	第2回	
取引価格(万円)	2753.162 (2384.762) [55-31000]	2974.559 (2548.759) [67.1-33700]	3068.141 (2483.101) [16.38-67000]
建築年数	14.535 (11.327) [0-52.333]	19.694 (11.474) [1.167-53.333]	16.363 (11.793) [0-56.833]
床面積(m ²)	43.654 (25.994) [10.44-385.63]		47.811 (26.083) [10.02-499.53]
地上階数	6.342 (6.543) [1-58]		6.115 (5.697) [1-58]
建物総階数	11.881 (9.731) [1-60]		11.574 (8.602) [1-60]
最寄り駅までの距離(m)	465.011 (412.546) [5-13000]		477.365 (382.167) [1-17000]
東京駅からの距離(km)	10.274 (8.228) [0.645-48.284]		10.495 (8.039) [0.571-49.553]
新築	0.051 (0.220)	—	0.040 (0.197)
改修済み	0.212 (0.409)	0.261 (0.439)	0.228 (0.420)
低層住居専用地域	0.031 (0.172)		0.036 (0.186)
南向き	0.504 (0.500)		0.528 (0.499)
売主が法人	0.413 (0.492)	0.257 (0.437)	0.357 (0.479)
買主が法人	0.217 (0.413)	0.187 (0.390)	0.168 (0.374)
倒壊危険度3以上割合	0.289 (0.453)	0.285 (0.451)	0.300 (0.458)
商業施設用地割合	0.143 (0.104) [0-1]	0.113 (0.091) [0-1]	0.123 (0.096) [0-1]
業務施設用地割合	0.063 (0.074) [0-0.575]	0.070 (0.089) [0-0.739]	0.059 (0.077) [0-0.976]
工業施設用地割合	0.046 (0.059) [0-0.721]	0.041 (0.055) [0-0.720]	0.045 (0.059) [0-0.976]
文教施設用地割合	0.059 (0.077) [0-0.805]	0.057 (0.069) [0-0.805]	0.059 (0.073) [0-0.972]
医療福祉施設用地割合	0.010 (0.021) [0-0.454]	0.011 (0.020) [0-0.318]	0.010 (0.020) [0-0.454]
経済成長率	1.371 (1.837) [-6-3.5]		0.383 (2.557) [-6-3.5]
標本数	4,115		93,659

注：上欄は平均値、() 書きは標準偏差、下欄の[]内は最小値と最大値、新築・改修済み、低層住居専用地域、南向き、倒壊危険度3以上割合はダミー変数

表2 年次別マンション価格

	1回目の取引			2回目の取引		
	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差	標本数
2007年	2637.6	2105.7	581			0
2008年	2816.3	2500.0	631	2708.9	1776.0	21
2009年	2925.0	2464.0	599	2380.6	1893.1	57
2010年	2634.2	1944.7	661	2540.9	2459.3	112
2011年	2831.9	2817.7	478	2500.3	1934.1	189
2012年	2637.8	1863.5	386	2468.3	1807.2	283
2013年	2677.6	2116.5	312	2524.8	2130.9	437
2014年	2834.6	2571.2	248	2932.8	2333.9	488
2015年	2689.8	2588.1	148	3299.6	3200.6	610
2016年	2934.4	2844.7	67	3107.8	2585.4	779
2017年	5382.2	4990.6	4	3082.2	2730.3	936
2018年			0	3483.3	2678.7	203

注：単位は万円。

表3 サンプル・セレクション・バイアス(SB)補正前後のリポートセールス(RS)法・ヘドニック法の分析結果(属性の構造変化は考慮せず)

年	(1)SB 補正前 RS 法	(2)SB 補正後 RS 法	(3)ヘドニック法	(4)SB 補正対象 サンプルの ヘドニック法
2008年	-0.053*** (0.018)	-0.082** (0.019)	-0.026*** (0.007)	—
2009年	-0.088*** (0.017)	-0.103*** (0.018)	-0.080*** (0.007)	0.0001 (0.085)
2010年	-0.074*** (0.017)	-0.102*** (0.019)	-0.026*** (0.006)	0.003 (0.079)
2011年	-0.059*** (0.018)	-0.089*** (0.020)	-0.007 (0.006)	-0.006 (0.077)
2012年	-0.060*** (0.019)	-0.108*** (0.021)	-0.032*** (0.006)	0.009 (0.076)
2013年	-0.022 (0.019)	-0.071*** (0.023)	0.012** (0.006)	0.084 (0.075)
2014年	0.055*** (0.021)	-0.007 (0.025)	0.107*** (0.006)	0.181** (0.075)
2015年	0.144*** (0.021)	0.070*** (0.026)	0.202*** (0.006)	0.298*** (0.074)
2016年	0.206*** (0.022)	0.139*** (0.028)	0.273*** (0.006)	0.379*** (0.074)
2017年	0.240*** (0.024)	0.158*** (0.030)	0.318*** (0.006)	0.420*** (0.074)
2018年	0.270*** (0.031)	0.189*** (0.038)	0.347*** (0.009)	0.474*** (0.077)
θ	-0.205*** (0.022)	-0.219*** (0.024)	-0.312*** (0.002)	-0.395*** (0.009)
λ^*	—	0.025*** (0.005)	—	—
建物等属性	No	No	Yes	Yes
新築	-0.088*** (0.029)	-0.084*** (0.031)	-0.224*** (0.007)	—
改修	0.059*** (0.009)	0.052*** (0.009)	0.059*** (0.003)	0.075*** (0.013)
売主(法人)	0.054*** (0.009)	0.047*** (0.009)	0.036*** (0.003)	0.027*** (0.012)
買主(法人)	-0.136*** (0.010)	-0.131*** (0.010)	-0.185*** (0.003)	-0.137*** (0.014)
倒壊危険度	-0.009 (0.023)	-0.013 (0.025)	-0.167*** (0.003)	-0.181*** (0.013)
商業割合	-0.019 (0.011)	-0.011 (0.012)	0.045*** (0.014)	0.048 (0.065)
業務割合	0.030 (0.036)	0.069* (0.038)	-0.099*** (0.021)	-0.160** (0.080)
工業割合	-0.045* (0.023)	-0.040 (0.025)	-0.962*** (0.021)	-0.992*** (0.099)
文教割合	-0.018 (0.028)	-0.008 (0.029)	0.097*** (0.016)	0.068 (0.080)
医療福祉割合	0.015 (0.018)	0.025 (0.020)	-0.004 (0.016)	0.449* (0.269)
Adj.R ²	0.2359	0.2436	0.7606	0.7993
A.I.C	2034.418	2003.167	68502.970	2650.193
B.I.C	2173.527	2148.599	68786.400	2827.220
サンプル数	4,115	4,115	93,567	4,115

注:***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%有意を示す。**年はそれぞれの年に取引が行われたことを示す年次ダミー。

表4 プロビット分析(標本数 90,386)

	係数	標準誤差
建築年数	0.176***	0.011
床面積	-0.173***	0.014
最寄駅からの距離 (対数値)	0.022**	0.010
東京駅からの距離	0.007	0.015
居住階	-0.005	0.012
総階数	0.099***	0.020
低層住居専用地域	0.012	0.045
南向きかどうか	-0.022	0.015
改修	0.012***	0.045
売主(法人)	-0.210***	0.018
買主(法人)	-0.018***	0.020
倒壊危険度	-0.0005	0.018
商業割合	-0.624***	0.089
業務割合	0.680***	0.118
工業割合	-0.108	0.142
文教割合	-0.021	0.112
医療福祉割合	0.240	0.380
経済成長率	0.077***	0.004
定数	-1.867***	0.092

注：***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%有意を示す。

表5 属性の構造変化を考慮したSB補正後のリポートセールス(RS)法の分析結果

年	(2) 構造変化を考慮しな いRS法(再掲)	(5) 構造変化を考慮した RS法	(6) 構造変化を考慮した ヘドニック法
2008年	-0.082** (0.019)	-0.053 (0.161)	-0.025 (0.068)
2009年	-0.103*** (0.018)	-0.504*** (0.156)	0.017 (0.067)
2010年	-0.102*** (0.019)	-0.228 (0.148)	-0.222*** (0.064)
2011年	-0.089*** (0.020)	-0.376*** (0.145)	-0.347*** (0.066)
2012年	-0.108*** (0.021)	-0.181 (0.152)	-0.360*** (0.065)
2013年	-0.071*** (0.023)	-0.248 (0.150)	-0.288*** (0.063)
2014年	-0.007 (0.025)	0.102 (0.150)	-0.023 (0.064)
2015年	0.070*** (0.026)	0.232 (0.149)	0.198*** (0.063)
2016年	0.139*** (0.028)	0.186 (0.150)	0.506*** (0.062)
2017年	0.158*** (0.030)	0.461*** (0.152)	0.652*** (0.063)
2018年	0.189*** (0.038)	0.486** (0.242)	0.636*** (0.092)
θ	-0.219*** (0.024)	-0.234*** (0.024)	-0.312*** (0.002)
λ^*	0.025*** (0.005)	0.027*** (0.004)	—
時間ダミー×属性	No	Yes	Yes
F検定	—	4.63 [0.0000]	12.23 [0.0000]
新築	-0.084*** (0.031)	-0.096** (0.031)	-0.220*** (0.007)
改修	0.052*** (0.009)	0.053*** (0.009)	0.059*** (0.003)
売主(法人)	0.047*** (0.009)	0.048*** (0.009)	0.039*** (0.003)
買主(法人)	-0.131*** (0.010)	-0.126*** (0.010)	-0.182*** (0.003)
倒壊危険度	-0.013 (0.025)	-0.017*** (0.024)	-0.167*** (0.003)
商業割合	-0.011 (0.012)	0.013 (0.012)	0.100*** (0.015)
業務割合	0.069* (0.038)	0.073* (0.038)	-0.155*** (0.021)
工業割合	-0.040 (0.025)	-0.031 (0.029)	-0.965*** (0.021)
文教割合	-0.008 (0.029)	-0.007 (0.029)	0.084*** (0.016)
医療福祉割合	0.025 (0.020)	0.023 (0.020)	-0.015 (0.058)
Adj.R ²	0.2436	0.2632	0.7624
A.I.C	2003.167	1914.972	67854.730
B.I.C	2148.599	2269.026	68865.600
サンプル数	4,115	4,115	93,567

注1:***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%有意を示す。

注2:F検定は、不動産価格に影響する属性変数と年次ダミーの交差項の係数が0になるとの帰無仮説について検定。

表6 RS法とヘドニック法の不動産価格指数と標準誤差

年	構造変化を考慮しない RS法（再掲）	構造変化を考慮した RS法	構造変化を考慮した ヘドニック法
2008年	0.921 (0.019)	0.927 (0.074)	0.944 (0.077)
	[0.888-0.956]	[0.760-1.094]	[0.845-1.042]
2009年	0.903 (0.018)	0.922 (0.294)	0.906 (0.045)
	[0.871-0.936]	[0.379-1.464]	[0.834-0.978]
2010年	0.903 (0.019)	0.916 (0.171)	0.971 (0.116)
	[0.870-0.936]	[0.575-1.257]	[0.738-1.205]
2011年	0.914 (0.020)	0.927 (0.214)	0.976 (0.149)
	[0.879-0.950]	[0.480-1.373]	[0.680-1.273]
2012年	0.897 (0.021)	0.899 (0.148)	0.980 (0.142)
	[0.860-0.936]	[0.597-1.201]	[0.676-1.284]
2013年	0.930 (0.023)	0.942 (0.188)	1.031 (0.123)
	[0.890-0.972]	[0.572-1.313]	[0.751-1.311]
2014年	0.992 (0.025)	0.986 (0.158)	1.114 (0.052)
	[0.946-1.041]	[0.743-1.230]	[1.012-1.216]
2015年	1.071 (0.025)	1.058 (0.117)	1.218 (0.148)
	[1.017-1.128]	[0.660-1.456]	[0.950-1.486]
2016年	1.148 (0.028)	1.149 (0.254)	1.283 (0.242)
	[1.087-1.212]	[0.764-1.535]	[0.823-1.774]
2017年	1.168 (0.030)	1.141 (0.313)	1.348 (0.290)
	[1.100-1.240]	[0.512-1.770]	[0.779-1.873]
2018年	1.206 (0.038)	1.190 (0.405)	1.402 (0.364)
	[1.120-1.299]	[0.310-2.070]	[0.703-2.100]

注1：上段は2007年を1とする不動産価格指数と標準誤差。下段は95%の信頼区間の上限と下限を示している。

注2：構造変化を考慮した時間効果($\hat{\sigma}_t^{ch}$)と価格指数(I_t^{ch})は以下の式で算出する。

$$\hat{\sigma}_t^{ch} = \hat{\sigma}_t + \sum_j \hat{\gamma}_{jt} \ln \hat{Z}_j \quad I_t^{ch} = \exp(\hat{\sigma}_t + \sum_j \hat{\gamma}_{jt} \ln \hat{Z}_j)$$

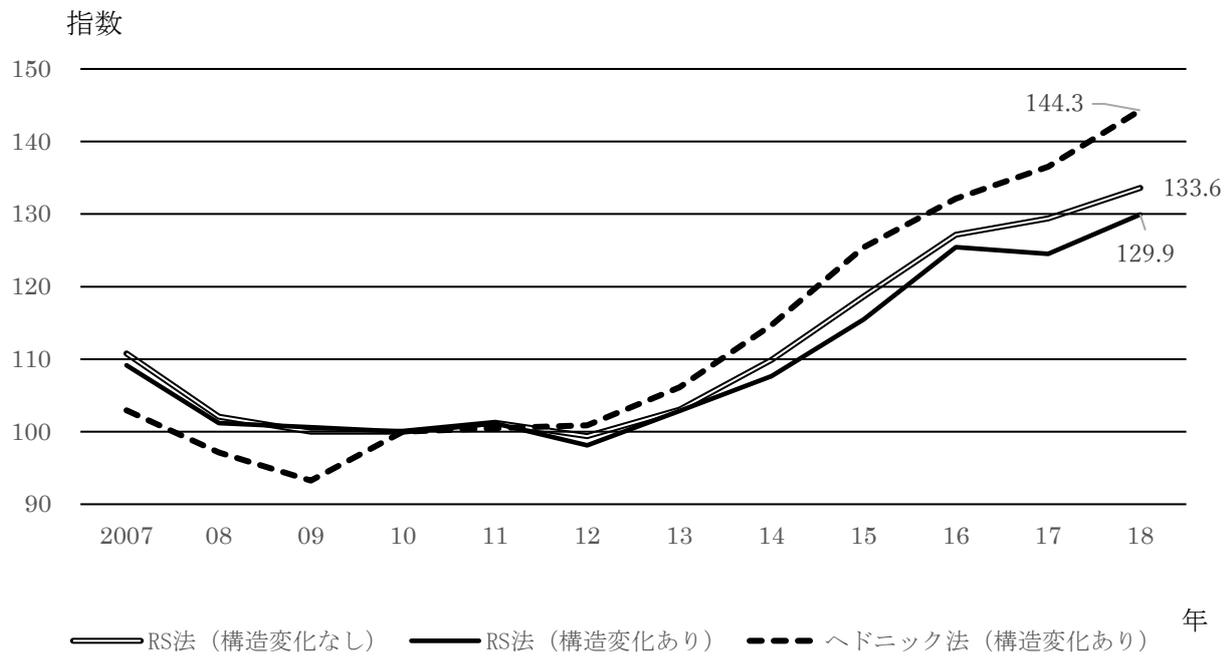
不動産価格指数の標準誤差は、誤算は唐渡・中川・清水・原野（2012）に示したように下式に示される漸近的分散を元に算出した。

$$\text{Var}(I_t^{ch}) = \exp\left\{2 * \text{Ave}(\hat{\sigma}_t^{ch}) + \text{Var}(\hat{\sigma}_t^{ch})\right\} \left[\exp\left\{\text{var}(\hat{\sigma}_t^{ch})\right\} - 1 \right]$$

ここで、構造変化を考慮した不動産の時間効果の分散は、時間効果 $\hat{\sigma}_t^{ch}$ を推定量 $\hat{\sigma}, \hat{\gamma}_{1t}, \dots, \hat{\gamma}_{jt}$ で偏微分したベクトルを f と置き、 D を推定量 $\hat{\sigma}, \hat{\gamma}_{1t}, \dots, \hat{\gamma}_{jt}$ の分散共分散行列として下式により算出した。

$$\text{Var}(\hat{\sigma}_t^{ch}) = f'Df$$

図2 リポートセールス法とヘドニック法による不動産価格指数の比較



注：上記指数は2010年を100とした数値。