

平成 27 年度不動産流通経営協会研究助成報告書

地域属性や取引事情による不動産流通価格の形成過程・要因の分析

平成 28 年 10 月

政策研究大学院大学

沓澤 隆司

原田 勝孝

小川 博雅



## 目次

1. 研究の目的・意義	・・・	1
2. 不動産価格分析の現状と課題	・・・	3
3. 不動産価格の分析手法の変遷	・・・	6
4. 不動産価格のデータと分析モデル	・・・	10
5. 分析結果とその解釈	・・・	14
6. 結論と今後の分析の課題	・・・	19
<注釈>	・・・	20
<参考文献>	・・・	21



## 1. 研究の目的・意義

不動産の流通の基幹となる不動産価格・家賃の決定のメカニズムは、それが透明なものであるほど、消費者となる居住者や不動産利用者にとっても納得が出来、不動産業に携わる方々にとっても、取引の目安が明確になり、良いものが正当に評価されることから大きなメリットがあると考えられる。

ところが、その不動産価格・家賃の形成メカニズムが、日本においては、経済学的に十分解明されているとは言えない。

最近になって、不動産価格・家賃に関して、ヘドニックアプローチなどを用いて、地域要因や不動産の構造、区画形質が不動産価格・家賃に与える影響を分析した事例も多くみられるところであるが、こうした分析が用いている被説明変数は地価公示や募集賃料などであり、実際に取引された価格・家賃を分析したものではない。特に、地価公示など公表された不動産の価値は多くの場合、不動産鑑定基準に基づく鑑定価格に依拠しており、この基準によらない地域の特性や取引当事者の事情などは反映されないことが多い。

しかも、実際に取引された価格や家賃の場合、これまで分析の対象となっていた建物の構造や区画形質、最寄り駅までの距離などの不動産の位置や定性的な属性だけでなく、不動産の社会経済的な価値、例えば、犯罪に対する安全性、居住者の子弟の教育水準、医療・福祉の利便性などの生活や活動面での性能やその変化が反映されている可能性が高いことが山鹿・中川・斉藤(2002)や沓澤・水谷・山鹿・大竹(2007)の実証研究でも示されている。こうした属性をあらかじめ網羅的に把握して分析することには実際大きな困難が伴うことから、諸外国でも行われているようなパネルデータを元にしたリピートセールス法による分析が必要不可欠である。

また、不動産自体の性能ばかりでなく不動産を実際に取引する当事者の事情、例えば、相続によるものや借入金を返済するために競売手続きによらずに売買される事例の場合には不動産価格に影響を与えるほか、近隣地域での不動産価格の形成自体が不動産の価格・家賃の形成に影響を及ぼすことも考えられ、そうした要因に対する配慮も必要である。

本研究では、こうした実際の取引事例に根差した価格形成要因の動学的な分析を行うため、国土交通省土地・建設産業局から入手した不動産の取引価格や空間情報のデータを元にパネルデータによる不動産価格・家賃の形成要因の分析を行うものである。

本研究を実施することにより、不動産価格・家賃の形成に影響を及ぼす要因が明らかにより、不動産取引に関わる方々への明確な指標を与えることが可能となり、日本における不動産流通の健全な発展に寄与することが期待できる。不動産の居住者や利用者にとっても、どのような生活や活動に関する機能や性能がどれほどの価

値を有するかが明らかになり、取引の判断に多くの有益な情報を提供することが可能となる。さらには取引に際しての事情がどの程度不動産価格に影響するかというこれまで行われていなかった分析を行うことにより、これまで明らかにされていなかった価格形成メカニズムを明らかにすることになる。

また、地方創生やまちづくりを進めていく観点からは、どのような機能や性能を有することが、地域の価値を高めていく上でより有効であるかという分析を行うことができ、地方創生等の施策の政策評価、費用便益分析を行う上でも有益である。

こうした研究は、不動産流通市場の健全な発展を支え、まちづくり・地域づくりを進める際の施策の評価と形成に資するものであると考える。

## 2. 不動産価格分析の現状と課題

日本の不動産価格分析を経済活動の実勢に即した形で客観的に行う実務・学術の面からも大きな需要があるものの海外と比較して十分に進んでいるとは言えない。その背景として以下の要因がある。

### (1) 不動産価格情報の入手の限界

一つには、実際に取引された不動産情報が十分開示されないことがある。欧米においては、成約価格のデータが比較的入手が容易であり、そうしたデータを元に多くの分析が行われている。日本の場合、成約価格の情報がないため、分析の対象は地価公示や不動産鑑定価格を基準にした価格、あるいは不動産情報誌に出ている募集価格や賃料の情報を元に分析することが圧倒的に多くなっている。

地価公示は国土交通省の前身である建設省が 1970 年から実施している制度であり、日本独特の公的な土地価格の評価制度である。その価格を公示する土地のポイントは全国で 25,707 地点存在する。その地点の選択は、国土交通省土地鑑定委員会が指定し、その地点の鑑定価格を複数の不動産鑑定士が鑑定評価した「正常な価格」を土地鑑定委員会が判定し、毎年 1 月 1 日現在の価格を公示することとされている。

地価公示は、「一般の土地の取引に対して指標を与え」、「不動産鑑定」、「公共事業用地」の規準、「相続評価」、「固定資産税評価」の基準となることが期待されており、一定の政策的な役割を負っている。そして、同一地点の各年の決まった月日の価格水準を示すという点では一定の意義を有している。この公示地価のデータを元に後に述べるヘドニックアプローチによる分析や年別のデータを活用したパネルデータを利用した分析が試みられてきた。

しかしながら、公示地価は、市場の取引とは別に土地鑑定委員会が土地のポイントを定めるもので、価格の評価も不動産鑑定士による鑑定価格によっている。このデータを学術的な観点から分析の対象とすることは、不動産鑑定価格基準を後付けするものとなり、本来市場実勢を反映したものなのかという疑問が生ずることになる。

公示地価を分析の対象とするには限界があるもう一つの理由としてはその地価ポイントが東京都の住宅地で約 1,600 件に止まるという件数の制約も指摘されている。

不動産関係団体が公表する地価情報もまた不動産鑑定価格を基礎としていることが多く、同様の制約がある。

いくつかの研究例では、唐渡・清水・中川・原野(2012)によるリピートセールスモデルに見られるように、不動産情報誌に出ているマンションや賃貸住宅の募集価格を元に不動産価格を分析している例もある。しかし、これらは、売買の時期にかなり近接している時期の不動産仲介業者の価格情報を示すものと考えられる。しかし、この情報も最終的な売買価格ではないのでその精度には限界がある。

国土交通省は 2005 年度から登記情報から得られた不動産取引情報を元にアンケート調査を実施している。そこで得られた情報を再編して、不動産取引情報としてホームページ上で公表している。この情報は、地図上で実売情報を表示しており、不動産価格の直近の傾向値を測る上では有益な指標となりつつある。ただし、不動産の取引が行われた具体的な場所は示されてはおらず、詳細な不動産の属性は開示されていない。

## (2) 不動産取引の制度・慣行の課題

日本において経済の実勢に適合した客観的な分析が行いにくいもう一つの要因は、日本の不動産取引の制度、慣行によるところも大きい。例えば海外と日本の私権の内容として、日本は土地と建物は別物として認識され、土地の価値が建物と比較して極めて高く評価される傾向がある。結果として、不動産の利用価値というよりも、もっぱら将来の値上がり益目的の土地取引が多く見られ、特にバブル期にはその傾向が強かった。

また、借地借家法や競売手続などの法制度の歪みが不動産市場の価格形成に悪影響を及ぼした可能性も大きい。定期借地権・定期借家権が導入される前は、正当事由がない限り、借地人、借家人に明け渡しを求めることができなかった。このことは、貸貸人と賃借人との関係において後者が有利な立場にあることを意味する。これが、土地の合理的な有効利用を阻害するばかりか、新規の賃料と継続賃料が乖離するという不動産市場の歪みを生ずることになった。現在は定期借地権、定期借家権が認められており、その下では、より市場価値に近い価格形成が行われていることは大竹・山鹿(2001)でも示されているところである。

競売手続についても、その手続等の規定の結果、市場価格とは乖離した廉価な価格形成が行われていることは、田口・井出(2004)などの実証分析にも表れているところである。

このように日本の不動産市場には、課題が大きいのが、その後の制度改革もあり、市場の実勢を反映した不動産価格の形成とそのデータを使用した分析の条件は整備されつつある。

## (3) 不動産鑑定制度と不動産価格分析との関係

日本の不動産鑑定制度は、国土交通省が定めた不動産鑑定基準に即して運用されており、その基準に位置づけられている「取引価格比較法」、「収益還元法」「原価法」は、欧米諸国にもあるものであり、特に遜色のあるものではない(図-1)。ただし、取引価格比較法を行うにしても、比較対象となるべき隣地の取引価格の情報が本体の土地建物の取引当事者などに容易に入手できない状況がある。この点欧米では取引事例への入手が容易で、鑑定のための定型的なソフトが使われている。収益還元法にしても計算式の元になる賃料水準に関して競争的な賃貸市場が形成され、市場の実勢を反映したものでなければ正確な鑑定は難しくなる。原価法も土地部分は取得額が原則になり、その後の価格変動の反映には、土地取引価格の情報の把握が必要となる。

このように、不動産鑑定分野においても、不動産の取引価格の把握が必要であり、そ



れない中での不動産鑑定価格を基礎とする地価公示等のデータによる推計は課題が大きい。

#### 図－1 不動産鑑定基準の3つの手法

---

- ①取引価格事例比較法：数多くの取引事例を収集した上で適切な取引事例を選択し、取引価格を事情補正・時点修正し、地域要因・個別的要因を比較し、価格を比較して評価額を求める。
  - ②収益還元法：対象不動産が将来生み出すであろうと予測される純収益の現在価値の総和を求めることによって、対象不動産の試算価格（収益価格）を求める。
  - ③原価法：価格時点における対象不動産の再調達原価を求め、この再調達原価について減価修正を行って対象不動産の試算価格を求める。
-

### 3. 不動産価格の分析手法の変遷

不動産市場における価格の分析に関しては2つの手法がある。ヘドニック法とリピートセールス法である。

#### (1) ヘドニック法の意義と課題

このうちヘドニック法は、不動産に対する経済主体の需要・効用を高める要素がその不動産の価値に反映されるという考え方である。例えば、個人が通勤先である都市の中心部の事務所に行く利便性を高めるため、最寄り駅までの距離が短い住宅に対する需要が多くなる傾向があれば、その距離が不動産価格に影響するものとして、不動産価格の説明変数として位置づけられる。このように不動産の効用に影響する変数を下記の式(1)に位置づけることができる。

$$\begin{aligned} P &= R(x_1, x_2, \dots, x_n) \\ &= \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_n x_n \end{aligned} \quad (1)$$

ここで  $P$  は不動産(土地や住宅)の価格、 $x_1, x_2, \dots, x_n$  は説明変数、 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$  は、パラメータとなる。

このヘドニック分析については、Rosen(1974)の理論的な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(土地であれば形状、位置、用途、建物であれば構造、規模など)による価格への影響を分析されてきた。この方法によって、品質調整を経た価格水準を推定することも可能であり(例えば、戸建て、マンションの別、規模別、構造別の住宅価格水準の推移など)、日本においても数多くのヘドニック分析が行われてきた。国土交通省においても、2012年から不動産価格指数の検討をはじめ、年間約30万件の取引情報を元に2015年3月から住宅の不動産価格指数を、16年3月から商業用の不動産価格指数をヘドニック分析を使用してデータを作成し公表している。その際には以下の式(2)を用いて、不動産価格指数を算出している。

$$P_n^t = \beta_0 + \sum_{s=1}^t \delta^s D^s + \sum_{k=1}^K \beta_k Z_{nk}^t + \epsilon_n^t \quad (2)$$

しかし、ヘドニック法には以下のような問題点がある。

第一には、不動産を欲する主体の効用に影響する属性を全て網羅的に把握することは困難であるという点である。また、その属性自体をある程度特定できたとしてもその属性に対応するデータを把握できない恐れがある。後で述べる地域の教育水準なども、その好例の一つで、学校単位のテストを実施していても、そのデータが公表されなければ、変数として使われることはない。土地利用関係のデータも時々刻々変わってゆくが、そうした現

象を一々とらえて変数に織り込むことはデータの整備状況に依存することになる。以上の結果を踏まえれば、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存在する。

第二には、仮に説明変数に係るデータが単年度のクロスセクションのデータで分析した場合には、時系列による変化による不動産価格への影響が反映されず、不十分な分析になる可能性がある。換言すれば、複数年度にわたるパネルデータが入手できれば、不動産の位置（駅や中心市街地からの距離）や構造（建築物の構造）など年次によって変化しない属性も多く、こうした属性については先に述べた過小バイアスは生じにくくなる。

このため、パネルデータを使ったヘドニック分析も見られるものの、日本での研究例の場合、同じ地点での複数年での土地や建物の土地事例のデータの蓄積が乏しく、実売取引事例を元にした研究事例は筆者が承知している限りない。このため、パネルデータを利用したヘドニック分析は、公示地価など同じ地点で不動産鑑定士の評価により算定した価格を元に分析を行っている事例が多い。

上記のような過小バイアスを回避するための方策に対応するものが次節に述べるレポートセールス法ということになる。

## (2) レポートセールス法による分析法とその限界

レポートセールス法は、Baily et al. (1963)やCase and Shiller(1989)により開発されてきた手法であり、複数回売買されてきた不動産について、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により推計する手法である。この手法によった場合、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の推計によるバイアスが発生しづらい利点を有する。

レポートセールス法のモデルは一般的には、以下のように定式化される。ヘドニック法による不動産の取引価格の推計を複数年のデータを前提にその地点に係る属性情報（マンションの規模、構造、前面道路の広さ、最寄り駅からの距離、用途）を元に、以下の式(3)で表すことができる。

$$\ln P_i = h(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ni})$$

$$\ln P_{it} = x_{it}\gamma_t + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} = \alpha + \sigma_t + \nu_{it} \quad (3)$$

$\ln P$  は、 $i$  地点の床面積当たりの価格、 $x$  はその地点における  $n$  種類の属性情報) を表す。ここで、(3)式から時間差の差分を取って以下の式(4)に変換する。

$$\Delta \ln P_i = (X_{it}\gamma_t - X_{is}\gamma_s) + (\sigma_t - \sigma_s) + \varepsilon_i \quad (4)$$

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、との仮定のもとに式（４）を以下の式（５）に変換することでリピートセールス法を定式化できる。

$$\Delta \ln P = M_u \sigma + \varepsilon \quad (5)$$

$M_u$  は、以下の数値で示される数列の集合である。

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

ここで、 $s$  は 1 回目の取引、 $t$  は 2 回目の取引、 $\sigma$  は時間効果を示している。

欧米では広くリピートセールス法による不動産価格の推定が行われ、特に米国では、S&P/Case Shiller U.S. National Home Price Index に見られるように、リピートセールス法による不動産価格指数の提供が行われている。

一方では、複数回取引されたサンプルだけを分析対象とするため、サンプル・セレクション・バイアスが発生する懸念がある。また、リピートセールス法は、対象物件の品質は変化しないとの仮定を置いているが、不動産の経年劣化が生ずるほか、修繕投資が行われることが想定される上に、地域の立地や環境の状況に変化が生ずることは通常の事象として認識しうる。特に日本の建築物の耐用年数は 29 年と欧米に比較して短くそうした懸念は一層大きい。

唐渡・中川・清水・原野（2012）は、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、特に経年劣化の効果（経年劣化）の効果を識別できないことはリピートセールス法による推計に深刻な集計バイアスの問題をもたらすとして、時間効果と経年効果を分離するため、両者で異なる時間単位を採用し、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。この分析は、日本の不動産市場にリピートセールス法を適用する際に生ずる特に顕著な経年劣化の問題への解決法を示した点で画期的な論文であるが、分析対象となるサンプルが不動産情報誌に掲載された価格であって成約価格ではなく、周辺の立地や環境の変化が経年で生じた場合の影響が分析されておらず、こうした不動産の経年変化を分析の対象とすべきである。

既に述べたように、日本においても、2015 年から国土交通省が不動産価格指数を作成し、公表しているが、この指数は、ヘドニック法によるものに止まる。その背景としては、実際取引された不動産の取引情報がこれまで十分されて来なかったこと、中古不動産の取引市場が十分形成されてこなかった事情によるものと推察される。しかし、国土交通省が取りまとめている不動産価格情報も 2005 年以降データの蓄積が進んでおり、特に中古マンションの取引は、取引対象の住宅の内容も定型的で分析も比較的容易になりつつあると考

えられる。

(3) 2つの手法による検証

以上に述べた不動産評価に関する2つの手法を比較すると以下の表-2のようになると考えられる。

表-2 ヘドニック法とリピートセールス法の比較

	ヘドニック法	リピートセールス法
概要	不動産を様々な属性の価値に関する集合体と見なし、回帰分析	同一不動産の複数回行われた取引された不動産を対象に同一不動産の異時点間の差分価格を時点ダミーに回帰させて価格指数を推定
データ	プーリングデータが多い	複数回の取引データが必要
メリット	品質調整された価格指数を計測	過小定式化バイアスを回避
デメリット	すべての属性を観察することが困難。過小定式化バイアスが生ずる	観察期間の間に同一物件の属性に変化が生ずる

本研究では、ここまで述べてきた不動産価格の分析手法に関する課題を踏まえて、異時点間の比較が容易に行える中古マンションの不動産価格の実売価格情報を入手し、両手法による不動産評価の検証を行っていく。

#### 4. 不動産価格のデータと分析モデル

##### (1) 分析モデルの特定化

ここでは、中古マンションの取引情報を元に、ヘドニック法とリピートセールス法を使って不動産価格の推定を行うものとする。

ヘドニック法は下記の式(6)のモデルを使った分析を行うことになる。

$$P_n^t = \beta_0 + \sum_{s=1}^t \delta^s D^s + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{nk}^t + \epsilon_n^t \quad (6)$$

これに対して、リピートセールス法は、先にも述べたように、全ての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、との仮定の下に、P8の(5)式のモデルによる分析となる。

ただし、全ての属性が時間を通じて一定という仮定は必ずしも現実的とは言えない。

第一には、建築後の年数の経過につれて、老朽化、陳腐化により、マンションの価値が変わっていくことになる。(マンション価格の経年効果)

第二には、不動産が立地する地域での地震時の延焼危険性や犯罪発生率などの環境の変化により、取引価格に影響を与える可能性がある。

第三には、床面積など属性自体は時間が経過しても変化しない場合でも、価格関数の構造変化を反映してパラメータが変化する可能性がある。

上記の課題のうち、第一点目のマンションの経年効果は、同じ時間の単位で時間効果とともに説明変数に入れた場合、建築物の経過年数を示す  $A_t = t - s$  と時間効果を示す年間ダミー変数との間に以下の式(7)の線形関係が成立する。

$$A_t = t - s = \sum_{u=1}^T u D_{iu} + 1 * D_{i1} + 2 * D_{i2} + \dots + T * D_{iT} \quad (7)$$

このため、多重共線性があるために時間効果と経年効果を別々に推計することが困難になる。この解決法として唐渡・清水・中川・原野(2012)で指摘するように、①時間効果と経年効果で異なる時間単位を利用する、②Chau et al.(2005)が提唱するように Box-Cox 変換などにより経年効果の非線形性を想定する方法が考えられる。本分析で使用するデータでは、それぞれの建築年月、取引時点の年月が示されており、経過月数を説明変数にすれば先の線形関係は崩れ、多重共線性の問題は回避できることから、本分析では建築月数を説明変数とする分析を行う。

ここで建築竣工時点の価値を  $C_0$  とおき、取引時点  $t$  において建築後  $T$  月を経過した住宅の価値  $C_t$  は下記の式(8)のとおりとなる。

$$C_t = C_0 \exp(k * T) \quad (8)$$

リピードセールス法に沿って取引時点間（t期とs）の差分を取ると下記式（9）に変形できる。

$$\Delta \ln P_i = \beta (\ln C_{it} - \ln C_{is}) + (\sigma_t - \sigma_s) + \Delta v_{its} = \theta (t - s) + (\sigma_t - \sigma_s) \quad (9)$$

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

第二点目の取引地点の近隣の土地利用や環境の変化や第三点目の不動産の価格関数の構造変化に対処するために、上記の式（9）を式（10）に変形できる。

$$\Delta \ln P_i = \theta (t - s) + \sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J \gamma_{ju} M_{iu} Z_{ij} + \sum_{u=2}^T M_{iu} \sigma_u + \varepsilon \quad (10)$$

M は(5)式で示したダミー変数で構成される行列、Z は地域の環境変化に関する変数と時系列の変化の中でパラメータが変化する属性変数、 $\sigma$  は時間効果である。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。

以上の式を前提にすれば、特定のs時点を1とするt期の不動産価格指数は以下の式（11）となる。

$$I_{t/s} = \exp(\theta(t - s)) \exp(\sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J \gamma_{ju} M_{iu} Z_{ij}) \exp(\sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J (\gamma_{jt} - \gamma_{js}) \hat{Z}_j) \exp(\sum_{u=2}^T M_{iu} \sigma_u) \quad (11)$$

経年変化を除いた価格指数は以下の式（12）のとおりであり、本分析ではこの指数をベースに複数の手法の比較を行っていく。

$$I_{t/s} = \exp(\sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J \gamma_{ju} M_{iu} Z_{ij}) \exp(\sum_{u=2}^T \sum_{j=1}^J (\gamma_{jt} - \gamma_{js}) \hat{Z}_j) \exp(\sum_{u=2}^T M_{iu} \sigma_u) \quad (12)$$

## （2）使用したデータ

本研究では、被説明変数は複数回取引されたマンションの取引価格の差とし、説明変数として、建物の経年効果を示すマンションの建築から経過月数、年次効果を示す年次ダミー、近隣の環境の状況を示すものとして、東京都が評価した地震時の町丁目単位の延焼危険性、町丁目単位の面積当たりの犯罪発生率、価格形成要因の構造変化を検証するためマンションの床面積を採用している。

被説明変数である中古マンションの取引価格や説明変数に用いる建築年、取引年月、床面積、最寄り駅からの距離は、国土交通省が実施している不動産取引当事者へのアンケート調査に基づき把握された実際の取引価格である「不動産取引価格情報」<sup>1</sup>によっている。

この調査は、国土交通省が地価の上昇や下落傾向を示すために、不動産取引に起因する登記情報を入手して、取引を行った当事者に対してアンケートを行い不動産価格その他の属性情報を入手し、そこから得られた情報を取引者の情報が特定できないようにして同省のホームページで公表している。本分析では、時系列の中で同一物件での複数取引のデータを作成するため、国土交通省の不動産取引情報の属性情報（その物件のマンション名、位置情報、構造、建築年月など）を元に、同じマンションの住戸で2回以上の取引が行われたマンションの2005年から14年までの取引情報を抽出してデータとした。このデータの中には、取引されたマンション名、部屋番号も入っており、この情報を元に同一の不動産の取引をマッチングすることでリピートセールスのためのデータを整備する。分析の対象は、東京特別区内の取引とした。

説明変数を構成する地震における火災に対する危険度については、地震発生時に火災の延焼等による大きな被害をもたらすリスクがある。特に分析対象となる東京特別区においては木造住宅が密集した地域が多く、災害に対する危険性ばかりでなく、これが不動産価格に影響することが懸念される。本分析では、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」<sup>2</sup>で示される町丁目単位の延焼危険性のランキングを用いて、100番以内の危険性が高い町丁目について、危険性が高い順位の逆数を用いて変数としている。

また、犯罪の発生が多い地域は、その地域への居住が生命や財産に対する危険を高めることになり、負の外部性になって不動産価格を引き下げる可能性が高い。本分析では、警視庁が把握した町丁目別の犯罪認知件数を用いて、取引の前年度の住宅地の面積当たりの凶悪犯、粗暴犯、住居向けの侵入窃盗犯罪の件数を変数とした。

それぞれの地域の環境の状況を示す変数は、時系列の中で変動し、その変化が同一不動産であっても不動産価格に影響を与えることになるのでその影響をリピートセールス法で検証する。このほか、不動産の規模（例えば、マンションの床面積など）などのパラメータも時系列の変化につれて構造変化をする可能性があり、この検証をリピートセールス法の中で行う。これらのデータの記述統計は、表-3、表-4に示す通りである。

分析対象となるマンションの取引情報は、国土交通省が開示している2005年から2014年の取引情報の中から、取引されているマンション名、部屋番号を元に同一対象のマンション取引情報を抽出した。建築年数は1回目の取引時点で194月、2回目の取引時点で228月が平均値である。



表－3 データの記述統計

	リピートセールス		取引数全体
	第1回	第2回	
取引価格 (万円)	2510.790	2628.522	2569.656
	(2097.985)	(2067.712)	(2083.520)
	[500-26000]	[500-24800]	[500-26000]
建築月数	194.3725	228.027	211.770
	(140.7218)	(137.710)	(140.223)
	[1-567]	[5-571]	[1-571]
床面積(㎡)	44.544		
	(24.113)		
	[10.82-281.99]		
最寄り駅ま での距離 (m)	361.883		
	(327.315)		
	[0-3200]		
容積率(%)	371.283		
	(166.205)		
	[100-800]		
地震時の 延焼危険 性	0.089	0.113	0.089
	(1.177)	(1.370)	(1.176)
犯罪発生 率(件/ha)	4.559	3.856	4.208
	(38.430)	(40.285)	(39.366)
	[0-1155.27]	[0-1483.05]	[0-1483.05]
標本数	2416		4832

注：上段は平均値、中段の（ ）書きは標準偏差、下段の[ ]内は最小値と最大値。

表－4 年次別マンション価格

年次	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
2005	2308	2144	270			0
2006	2713	2181	461	2195	1818	58
2007	2607	1957	489	2784	2146	136
2008	2609	2154	305	2828	1862	233
2009	2790	2681	263	2850	2925	224
2010	2317	1559	251	2756	2474	266
2011	2287	1993	183	2579	1898	345
2012	2019	1871	151	2485	1638	422
2013	1949	1202	41	2566	2027	592
2014			0	2547	1543	140

注：単位は百万円。

## 5. 分析結果とその解釈

本推計<sup>3</sup>では、まず、経年変化と時間効果を分離するため、①年間ダミーのみを用い、経年効果を調整する前のリピートセールス法（調整前RS法）、②経過月数を説明変数に加えたリピートセールス法（経過月数調整後RS法）についてモデルの推定を行った（表-5）。経過月数の推計に用いる $\theta$ は有意であり、経過月数の経過につれて不動産が減価する。建築年数が5年経過したマンションの場合、さらに1年経過した後の減価の割合は2.5%となる。この点、唐渡・中川・清水・原野（2012）は、経過年数5.58年の周辺で1年間で5.6%の減価率であるとしており本研究の分析よりかなり長い、この分析での建築年数は最大でも13.75年で狭い範囲での分析に起因していると考えられる<sup>4</sup>。また、Bayesian Information Criterion(BIC)の数值は、経過月数調整後RS法の方が調整前RS法よりも小さい値を示しており、より望ましいモデルを示していると言える。

表-5 変換前後のリピートセールス法の分析結果

変数	調整前RS法		経過月数調整後RS法	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
06年	0.0527*	0.0217	0.0633***	0.0209
07年	0.1128***	0.0220	0.1499***	0.0214
08年	0.0910***	0.0224	0.1561***	0.0221
09年	0.0382*	0.0228	0.1206***	0.0227
10年	0.0260	0.0227	0.1311***	0.0231
11年	0.0121	0.0226	0.1368***	0.0236
12年	-0.0043	0.0224	0.1366***	0.0238
13年	0.0666***	0.0221	0.2240***	0.0241
14年	0.1710***	0.0324	0.3307***	0.0332
$\theta$			-0.1401***	0.0101
Adj. R <sup>2</sup>	0.0332		0.1040	
B.I.C.	1163.173		986.320	

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。

上記①、②に加え、③地域の環境の変化や不動産価格に影響する属性変化を反映させたモデルについて、表-6、表-7の通り推計を行った。また、これと対比する趣旨で、④ヘドニックモデルによる分析も示している。

この結果、不動産取引が行われた地域の環境の変化に関しては、延焼可能性、犯罪発生率は、いずれも負の係数を示し、延焼危険性の抑制や犯罪発生率の低下が居住する上でのリスクの低下につながり、地価の上昇要因となることを示している。

また、時系列により変化しない属性であるマンションの床面積については、これらの変

数と時間ダミーの交差項係数がすべて0であるという仮説がF検定で棄却され(表7、注2)、全期間にわたり係数が一定ではないことがわかる。

このほか、公園等の土地利用変化、建物の倒壊危険性についても不動産価格に影響を与える可能性があったが、実証では有意な結果とはならなかった。また火災危険度が100番以上の比較的危険度が低い地域は価格に有意な影響を与えなかった。

地震の危険度や犯罪発生率の実証分析に関しては、先述のように、山鹿・中川・斎藤(2002)や沓澤・山鹿・水谷・大竹(2007)の先行研究が見られるが、いずれもクロスセクションの家賃や地価に与える影響を分析したもので、時系列での数値の変化の影響を分析したものと比較することには限界がある。

ただし、いずれの分析も地震の危険度や犯罪の発生率に対して負に有意な数値を示しており、結論としては整合的である。犯罪発生率の係数は、時系列の変化を見た今回の方が小さい。

**表-6 環境変化を反映させたリピートセールス法とヘドニック法と比較)**

	環境属性変化対応型変化対応		ヘドニック法	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
06年	0.0631***	(0.0209)	0.0689***	0.0243
07年	0.1512***	(0.0214)	0.2044***	0.0236
08年	0.1585***	0.0221	0.1985***	0.0243
09年	0.1232***	0.0237	0.1310***	0.0247
10年	0.1332***	0.0231	0.1682***	0.0245
11年	0.1389***	0.0236	0.1702***	0.0245
12年	0.1386***	0.0238	0.1560***	0.0242
13年	0.2250***	0.0241	0.2569***	0.0238
14年	0.3217***	0.0332	0.3048***	0.0340
$\theta$	-0.1405***	0.0101	-0.2294***	0.0046
延焼危険性	-0.0119***	0.0038	-0.0009	0.0036
犯罪発生率	-0.0554*	0.0331	-0.0003**	0.0001
Adj. R <sup>2</sup>	0.1078		0.7597	
B. I. C	989, 626		2986.816	

注:\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%有意を示す。

表一七 構造変化（住宅の床面積）の影響を考慮したリピートセールス法の推計

	係数	標準誤差
06年ダミー	-0.1059	0.1320
07年ダミー	-0.0642	0.1319
08年ダミー	0.2253*	0.1366
09年ダミー	-0.2581*	0.1399
10年ダミー	-0.1302	0.1397
11年ダミー	-0.1988	0.1390
12年ダミー	-0.2722**	0.1382
13年ダミー	-0.1368	0.1356
14年ダミー	-0.2902	0.2208
06年ダミー×属性	0.0470	0.0361
07年ダミー×属性	0.0594	0.0363
08年ダミー×属性	-0.0165	0.0373
09年ダミー×属性	0.1035***	0.0379
10年ダミー×属性	0.0726**	0.0380
11年ダミー×属性	0.0925**	0.0380
12年ダミー×属性	0.1121***	0.0376
13年ダミー×属性	0.0994***	0.0374
14年ダミー×属性	0.1693***	0.0592
$\theta$	-0.1382***	0.0101
延焼危険性	-0.0109***	0.0039
犯罪発生率	-0.0620**	0.0330
Adj. R <sup>2</sup>	0.1166	
B.I.C	1026.655	
F検定量	3.56	[0.0000]

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。

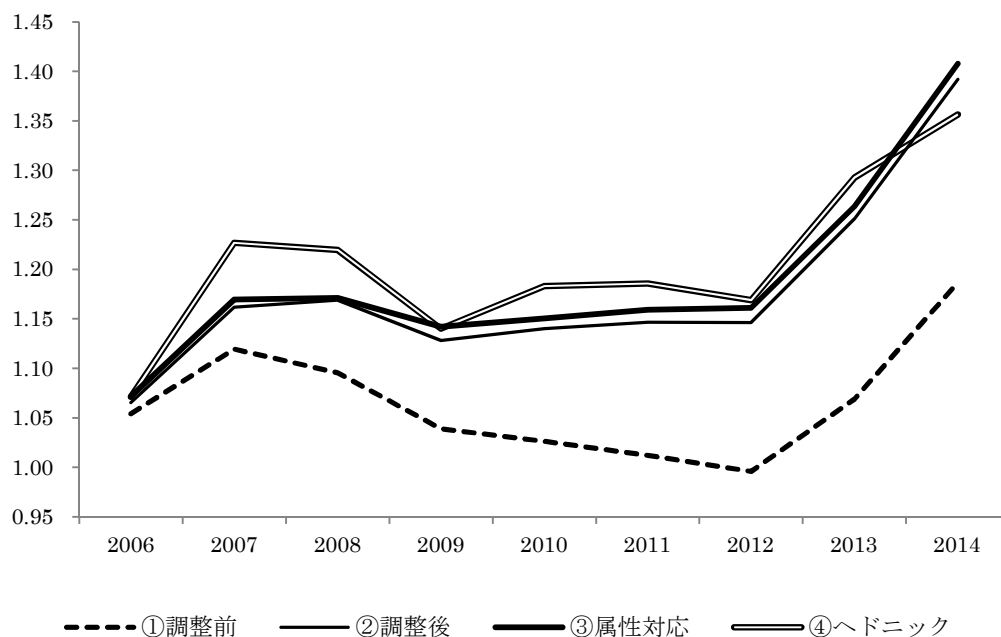
以上の推計を元に、2005年の不動産価格を指数として示した場合、表一八の通りとなり、その推移をまとめると図一の通りとなる。

表－8 不動産価格指数、信頼区間の推移と比較

	①調整前 RS 法	②調整後 RS 法	③環境属性対応型 RS 法	④ヘドニック法
06	1.0542	1.0653	1.0705	1.0714
	1.0102-1.1001	1.0225-1.1100	1.0272-1.1156	1.0215-1.1236
	(0.0899)	(0.0875)	(0.0884)	(0.1021)
07	1.1194	1.1617	1.1690	1.2268
	1.0720-1.1689	1.1139-1.2114	1.1206-1.2196	1.1714-1.2848
	(0.0968)	(0.0975)	(0.0990)	(0.1134)
08	1.0953	1.1689	1.1721	1.2196
	1.0481-1.1446	1.1193-1.2207	1.1222-1.2241	1.1629-1.2791
	(0.0964)	(0.1014)	(0.1019)	(0.1162)
09	1.0390	1.1282	1.1407	1.1400
	0.9936-1.0865	1.0789-1.1796	1.910-1.1926	1.0861-1.1965
	(0.0929)	(0.1007)	(0.1016)	(0.1104)
10	1.0263	1.1400	1.1498	1.1831
	0.9817-1.0730	1.0895-1.1929	1.0988-1.2032	1.1277-1.2414
	(0.0914)	(0.1035)	(0.1044)	(0.1137)
11	1.0121	1.1466	1.1581	1.1855
	0.9662-1.0581	1.0948-1.12009	1.1059-1.2128	1.1300-1.2438
	(0.0898)	(0.1061)	(0.1069)	(0.1138)
12	0.9957	1.1464	1.1595	1.1688
	0.9530-1.0404	1.0940-1.2012	1.1068-1.2147	1.1147-1.2257
	(0.0874)	(0.1072)	(0.1080)	(0.1110)
13	1.0688	1.2511	1.2629	1.2929
	1.0235-1.1162	1.1933-1.3117	1.2047-1.3239	1.2338-1.3547
	(0.0927)	(0.1185)	(0.1193)	(0.1209)
14	1.1865	1.3920	1.4071	1.3563
	1.1135-1.2643	1.3041-1.4858	1.3192-1.5009	1.2690-1.4497
	(0.1508)	(0.1817)	(0.1817)	(0.1807)

注：上段は 2005 年を 1 とする不動産価格指数。中段は信頼区間、下段は信頼区間の幅を示している。

図－１ 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



既に述べた通り、国土交通省は不動産の取引価格を元にヘドニック法を用いて価格指標を取りまとめ、「不動産価格指数」として国土交通省のHPで公表している。その公表の範囲は、2007年からで本分析の時期と一致せず、地域の範囲も東京都全域に及んでおり直接の比較はできないが、④の分析とほぼ同様の軌跡を描いている<sup>5</sup>。表－6に示した通り、リポートセールス法とヘドニック法の数値はほぼ同様の傾向を示しているが、指標の水準としては14年を除きヘドニック法の方がやや高い水準を示している。信頼区間の幅も14年を除き、リポートセールス法によるものの方が、ヘドニック法のものに比べ、短くなっている。また、②と③の手法の比較から地域の環境や属性の係数の変化が不動産価格の推計に一定の影響を与えている。

## 6. 結論と今後の分析の課題

本研究では、不動産価格を推計する方式として欧米では広く利用されてきたリピートセールス法を用いて、地域の立地状況や環境の変化が不動産価格に与える影響を分析し、併せて不動産本来の規模や位置などに関する属性が時系列の進行により不動産価格に与える影響の変化についても分析を行った。この結果、地震時の延焼危険性、犯罪発生率などの地域の環境要因が不動産価格の形成に影響すること、また不動産の床面積も時系列の変化によって係数が変化することが明らかになった。

しかし、今後の推計方法の検討の際には、さらに検討すべき事項がある。例えば、リピートセールス法は複数回取引の不動産を対象とするため、所有者の複数回入れ替わり、長期にわたり質的に劣化しない不動産に限定される可能性が高い。この結果、リピートセールス法の対象となる不動産は特定の性質を有するものだけとなり、セレクションバイアスが生ずる恐れがある。(もっとも、複数回取引以外の不動産取引を使って算出した国土交通省の東京都内のマンション価格指数は2014年4月に東京都で109.63であるのに対し、複数回取引、東京都区部を対象にした本研究でのヘドニック法による価格指数は2014年で110.56(2007年を100)であり、サンプルが異なることによる差異は大きいものではない。)

また、日本は、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ない。さらに、この分析は、国土交通省の不動産取引当事者へのアンケート調査に基づく不動産の実際の取引価格を元に行っているが、不動産の取引価格は取引当事者の事情や取引態様により多様である。これまで分析対象とされることが多かった地価公示や不動産情報誌などを元にした価格情報に比べ、データのばらつきが多く、取引の事情に応じたより詳細な分析が必要である。

これに加え、中古の不動産に関しては、それぞれの不動産の個別性が強く、途中で改修が行われることや売り惜しみや買い急ぎ、あるいは債務の存在による任意売買など買主・売主の個別の事情が取引価格に影響を及ぼすおそれがある。これに対して、今回の分析の対象となった不動産取引の元となった国土交通省のアンケート調査では、中古マンションの取引が行われる際にリフォームが行われたかどうかについて聞いているが、具体的にどの程度の額でどの程度のリフォームが行われたかの情報の把握は行われていない。今後リピートセールス法を定着させていくためには、分析の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が必要となる。一方で、リピートセールス法により、これまですべての属性情報を把握することが困難な中でヘドニック法による不動産価格の分析を行ってきた限界を乗り越えるものであることは大きな前進であり、当面は両者の分析を併存させながらより精密な分析を目指していくことが必要である。

<注釈>

- 1 国土交通省による「不動産取引情報」は、土地建物の取引を行った当事者の方から任意に取引情報を提供して頂き、その情報を取引当事者の情報を特定できないようにしてホームページに公表している。2011年現在で120万件を超えている。
- 2 延焼危険性は、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」の中の火災の発生による延焼危険度によっており、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。
- 3 この推計は統計ソフトである `stata` によって行った。
- 4 日本住宅総合センターが戸建て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%と小さい。
- 5 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、唐渡広志・清水千弘・中川雅之・原野啓(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。



<参考文献>

- Baily, M. J., R. F. Muth and H. O. Nourse(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
- 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・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
- 沓澤隆司・山鹿久木・水谷徳子・大竹文雄 (2007) 「犯罪発生の地域的要因と地価の影響に関する分析」『日本経済研究』vol.56,2007.3,pp.70-91
- 警視庁(2004-2013) 「市区町丁別、罪種及び手口別認知件数」
- 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](http://tochi.mlit.go.jp/?post_type=secondpage&p=13110)>
- 東京都都市計画局(2001,2006,2011) 「東京の土地利用 (東京都区部)」
- 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
- 山鹿久木・中川雅之・齊藤誠 (2002) 「地震危険度と家賃：耐震対策のための政策的インプリケーション」『日本経済研究』第46号、pp1-21