リピートセールス価格指数における集計バイアス*

平成 21 年 5 月 8 日

唐渡　広志　富山大学経済学部准教授**
清水　千弘　麗澤大学国際経済学部准教授***
中川　雅之　日本大学経済学部教授****
原野　啓　　日本住宅総合センター研究員*****

概要

マクロ経済政策の運営において，資産価格の動向を適切に捕捉可能な指標に対する需要はますます大きくなってきている．住宅価格指数の推計方法としては，ヘドニック法と並んでリピートセールス法はもっとも標準的な推定手法のひとつである．しかしながら，その推定においては，いくつかの問題点が存在する．その最も大きな問題のひとつが,「集計バイアス」と呼ばれる問題である. 本研究では，リピートセールス法における集計バイアスの統計的検定を行い，日本の不動産市場への適用可能性と課題の抽出を行う．具体的には，新しく提案する建築後年数調整済み価格指数によって，伝統的なリピートセールス価格指数における時間効果と経年効果が分離できることを示す．このことは，米国で実用化されているリピートセールス住宅価格指数をわが国に適用した場合には，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と個々の住宅の経年劣化による効果を識別することで，指数にバイアスをもたらす問題を解決できることを意味するものである．

キーワード: リピートセールス法，集計バイアス，ケース・シラー価格指数

---

* 本論文の執筆にあたり不動産経済ワークショップ（2009 年 3 月，麗澤大学）に参加の諸先生より有益なコメントをいただいた．本研究において，唐渡と清水は文部科学省・科学研究費（基盤 C 課題番号#20530210　代表・清水）を受けている．

** 〒930-8555 富山県富山市五福 3190 email: kkarato@eco.u-toyama.ac.jp
*** 〒277-8686 千葉県柏市光ヶ丘 2-1-1 email: cshimizu@reitaku-u.ac.jp
**** 〒101-8360 東京都千代田区三崎町 1-3-2 email: nakagawa.masayuki@nihon-u.ac.jp
***** 〒102-0083 東京都千代田区麹町 4-2 麹町 4 丁目共同ビル 10 階 email: harano@hrf.or.jp

1　はじめに

多くの先進主要国においては，不動産価格の急騰とその後の下落により，深刻な経済問題を発生させた共通の経験を持つ．近年においては，2000 年代初頭から米国の大都市部を中心に発生した住宅価格の急騰は，サブプライムローンを含んだ証券化金融商品の拡大をもたらし，その後の住宅価格の下落を受けて，世界的な金融危機を発生させる引き金になった．日本においても例外ではなく，1980 年代中ごろから発生した不動産価格の急騰とその後の下落は,経済に対して甚大な影響をもたらした．当時の議論を思い起こせば，不動産価格の下げ止まる時期が判定できないということで，不良債権処理計画の度重なる見直しが行われ，本格的な経済対策が発動されるまで多くの時間を要してしまった．

現在における米国においても同様であり，主要な資産価格の動きを観察することができる環境が備わっていることは，各経済主体の投資市場における判断だけでなく政府のマクロ経済運営全体の判断を助ける重要な要素となっている．

しかしながら，各国においては，不動産情報整備，とりわけ不動産価格指数の整備状況は，大きく異なっている．わが国では，公的な関与のある不動産価格指数は更地の評価を鑑定評価手法により行う地価公示等のみであり，このような状況は現在の不動産取引の実態を反映していないだけでなく，今後予想される既存住宅市場の発達にふさわしい市場環境が未整備であることを意味している．一方，世界的には，2006 年の OECD-IMF Real Estate Price Index Workshop のように，国際的に比較可能な不動産価格指数の推定に関するガイドラインの整備を目指す動きがあり，日本の不動産市場は情報面で大きく遅れたものとなりつつある．

従来，研究レベルでは，住宅価格指数を推定するために，いくつかの手法が検討されてきた．なかでも，Court (1939)によって提案され，Rosen (1974)によって理論的に確立されたヘドニック法や，Bailey *et al*. (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（以下 RS 法とよぶ）は最も利用されている手法である．ヘドニック法は，英国政府や Halifax 等の英国を代表するモーゲージバンクによって採用されている．米国では，シカゴ・マーカンタイル市場に上場された住宅価格指数である S&P ケース・シラー価格指数(Case & Shiller index)に代表されるように，RS 法が中心である．

ヘドニック法とは，ある商品価格をその商品のさまざまな属性（性能や機能）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属性価

格を推定する手法である．プーリング・データを利用すれば，品質調整された価格指数を計測することができる．これに対して RS 法は，複数回売買された商品をサンプルとして選び，同一商品の異時点間の対数差分価格を取引時点の時間ダミー変数に回帰させることで，価格指数を推定する． S&P ケース・シラー価格指数も取引期間の分散不均一を調整した RS 法による（重み付き RS 価格指数）.

これらの推計方法には，推計手法がもたらすバイアスが存在する．具体的には，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てしまうこと(集計バイアス，aggregation bias)が予想される．例えば物件の経年劣化，修繕投資または周辺環境の変化は最も大きな要素である．

これに加えてヘドニック法においては，指数の推計に必要なすべての属性を観察することは困難であるため，属性価格に過少定式化（除外変数）バイアスが生じる(Ekeland, Heckman and Nesheim 2004)．RS 法ではヘドニック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ので，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．その一方で，RS 法では複数回取引された物件だけを選択的に利用するため，十分な標本サイズを集めることが困難であり，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(Case and Quigley 1991，Clapp and Giaccotto 1992).

以上のような指数推計上の問題をそれぞれ持つものの，取引価格情報の公開，公的機関による価格指数の発表などの環境整備が図られた上で，欧米の諸国ではいずれかの手法を活用した不動産価格指数が広く使用されている．前述のように日本においては，1980 年代のバブル期の反省を受けて，不動産情報整備の重要性が指摘されて久しいが，依然としてその整備が発展途上にある．とりわけ，不動産価格指数の整備がマクロ経済政策の運営上きわめて重要であるにもかかわらず, 政策的には，大きな進展はみられていない．今後の既存住宅流通市場の発達を考えれば，経済理論のバックグラウンドを持つ，不動産価格指数の整備は重要である．その場合，中古住宅の取引情報が広く公開され，それを利用する形で，公的機関あるいは民間企業が指数を整備して市場に提供する必要があるが，前述のとおり RS 法は必要とされる情報量がヘドニック法に比較して少なくてすむという特徴を持つ．米国では利

用可能な不動産情報のスペックから，必然的に RS 法を用いた指数を選択せざるを得ないという側面もある．それでは，米国や香港で実用化されている RS 法を日本で適用しようとした場合には，どのような問題が発生するのであろうか.

RS 法によって価格指数を推定するときの最も大きな問題は，Diewert (2007)が指摘しているように，物件の経年劣化 (Depreciation Problem) と修繕投資 (Renovation Problem) がもたらすバイアスの存在である．とくに，RS 価格指数は品質変化の効果も含んでしまうため，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を分離できない．このことは，特にマクロ経済指標が下降しているような時期において，その反転時期を識別しようとした場合には，無視できない時間的なラグをもたらすことが指摘されている(清水・渡辺 2009)．日本のように住宅の耐用年数が短く，経年劣化の激しいといわれている住宅市場では，観察期間が長くなればなるほど，RS 価格指数は大きく下方にバイアスをもつ可能性がある．価格指数にどの程度の経年効果が含まれているのかを知ることは，または，それを除去していくことは，トレンドの反転時期を見極める上できわめて重要となるのである.

以上のことを踏まえて，本論文は日本のマンション価格データを利用して，RS 法における属性と属性価格の変化に関する集計バイアスの統計的検定を行い，日本の不動産市場への適用可能性と課題の抽出を行う. RS 法による住宅価格指数の推計は，米国等の諸外国では多くの研究蓄積があるものの，わが国においては，筆者らが知る限り中村(1998)，原野・清水・唐渡・中川(2007)を除いて行われていない．また, 日本の不動産市場データを用いて, 集計バイアスの問題を検証した論文はない. 本研究は，上記の原野ほか(2007)と同一のデータを利用して，RS 法における集計バイアスの問題に焦点をあてる．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（経年効果）を明確に分離した価格指数を提案する.

本論文の構成は次のとおりである．第 2 節において RS 価格指数の理論的整理を行い，幾何平均，算術平均による価格指数との集計過程における相違点，集計バイアスがもたらす推定上の問題点を論じる．なおデータの集積また実務的な対応可能性という観点からは，できるだけ簡便なものを採用することが現実的であることから，RS 法のみならず幾何平均などの手法も検討対象とし，そのパフォーマンスも同時に検討する．第 3 節では集計バイアスを修正した推定モデルおよび価格指数を定

義し，第 4 節で利用するデータについての説明を行う．第 5 節において推定結果とその考察をおこない，最後に本論文のまとめを示す．

2　価格指数

2.1 回帰モデルによる価格指数

物件 i，取引時点 t 期 $(i=1,\cdots,n,\ t=1,\cdots,T)$ におけるヘドニック回帰モデルを次のように書く．

$$\ln p_{it}=\ln \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta}_t+\varepsilon_{it},\ \ \varepsilon_{it}=\alpha+\delta_t+\upsilon_{it} \tag{1}$$

p は価格，$\mathbf{x}$ は物件の属性ベクトル，$\boldsymbol{\beta}$ は属性のパラメータベクトルである．ε は誤差項を示しており，全体の定数 α，取引時点の時間効果 δ_t，攪乱項 $\upsilon_{it}\sim N\left(0,\sigma_\upsilon^2\right)$（ホワイト・ノイズを仮定）で構成されているものとする．いま，物件 i の s 期の対数価格 $\ln p_{is}$ と(1)との差分をとると次が得られる．

$$\Delta\ln p_i=\left(\ln \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta}_t-\ln \mathbf{x}_{is}'\boldsymbol{\beta}_s\right)+\left(\delta_t-\delta_s\right)+v_{its},\ \ i=1,2,\cdots,n \tag{2}$$

ここで，$\Delta\ln p_i=\ln p_{it}/p_{is}$，$v_{its}=\upsilon_{it}-\upsilon_{is}$，$v_{its}\sim N\left(0,\sigma_v^2\right)$ であるとする．s を 1 回目の取引時点，t を 2 回目の取引時点とすれば，(2)は s 期から t 期に至る価格変化率が, 属性価値の変化に関する項と時間効果の差の項に分解されることを示している．

Bailey *et al.*および Case and Shiller の RS 法は次の仮定を設けて，(2)を再定式化している．

仮定 1. すべての属性は時間通じて不変である．

仮定 2. すべての属性パラメータは時間通じて不変である．

すなわち，仮定 1 は $\mathbf{x}_{it}=\mathbf{x}_{is}=\mathbf{x}_i$ を，仮定 2 は $\boldsymbol{\beta}_t=\boldsymbol{\beta}_s=\boldsymbol{\beta}$ を意味する．この仮定のもとで(2)は次のように書き直される．

$$\Delta\ln p_i=\mathbf{D}_i'\boldsymbol{\delta}+v_{its} \tag{3}$$

ただし，$\mathbf{D}_i=\left(D_{i1}\quad D_{i2}\quad\cdots\quad D_{iT}\right)'$ は取引時点に関するダミー変数の差分を表すベクトルであり，次のように定義される．

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

ダミー変数の項は $\mathbf{D}_i'\boldsymbol{\delta}=0\cdot\delta_1+\cdots+(-1)\cdot\delta_s+\cdots+1\cdot\delta_t+\cdots+0\cdot\delta_T$ なる式である．(3)に最小 2 乗法を適用すると，時間効果の推定量が次のように得られる．

$$\hat{\boldsymbol{\delta}}=(\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1}\mathbf{D}'\Delta\ln\mathbf{p} \tag{4}$$

$\hat{\boldsymbol{\delta}}$は時間効果（価格変化率）の推定量（$T\times 1$のベクトル），$\mathbf{D}$は$n\times T$のダミー変数行列，$\Delta\ln\mathbf{p}$は 2 時点間の価格の対数差分ベクトル($n\times 1$のベクトル)を示しており，$v_{its}\sim N\left(0,\sigma_v^2\right)$のとき，$E\left(\hat{\boldsymbol{\delta}}\right)=\boldsymbol{\delta}$である．基準時点を$s$期とすると，$t$期の RS 価格指数は，(4)を利用して$I_{t/s}^{RS}=\exp\left(\hat{\delta}_t-\hat{\delta}_s\right)$から計測される．

しかしながら，(3)において時間のダミー変数は$\sum_{u=1}^{T}D_{iu}=0$なる線型関係で結びつけられるので，多重共線性を考慮すると，すべての取引時点をダミー変数として利用できない．多くの文献にならって，取引の初期時点となるダミー変数D_{i1}をモデルから落とし，$\delta_1=0$を想定する．基準時点を$s=1$とするとき，RS 価格指数系列は

$$I^{RS}=\left\{\exp(0),\exp\left(\hat{\delta}_2\right),\cdots,\exp\left(\hat{\delta}_T\right)\right\} \tag{5}$$

となる．t期の RS 価格指数の期待値は(4)より$E\left(I_t^{RS}\right)=\exp\left(\delta_t+q_{tt}\,\sigma_v^2/2\right)$となる．ただし，$q_{tt}$は$T\times T$行列$(\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1}$の対角要素である．

Case and Shiller による価格指数は(1)の誤差項において$\upsilon_{it}=h_{it}+e_{it}$なるエラー・コンポーネントを考える．ここで，$h_{it}$はランダム・ウォーク，$e_{it}$はホワイト・ノイズを仮定しており，それぞれ観察できないランダムな変数である．仮定 1 と 2 が満たされているならば，RS 回帰モデルは $\Delta\ln p_i=\mathbf{D}_i'\boldsymbol{\delta}+(h_{it}-h_{is})+(e_{it}-e_{is})$ となる．ここで，Case and Shiller は 1 回目と 2 回目の取引時期の時間差$t-s$が長くなればなるほど，誤差分散は大きくなるという分散不均一性を考慮して次の仮定をおいた．

$$E(h_{it}-h_{is})=0,\ E\left[(h_{it}-h_{is})^2\right]=\xi_1(t-s),\ E(e_{it})=0,\ E(h_{it}e_{js})=0,\ E\left(e_{it}^2\right)=\sigma_e^2.$$

すなわち，$E\left[(\upsilon_{it}-\upsilon_{it})^2\right]=2\sigma_e^2+\xi_1(t-s)$であるから，(3)を最小 2 乗法で推定すると，分散不均一性のため，時間効果の推定量は有効性が失われる．そこで，$v_i\ (=\upsilon_{it}-\upsilon_{is})$ の分散を均一化するための一般化最小 2 乗推定を行っている．まず(3)の最小 2 乗残差$\hat{v}_i$を用いて，$\hat{v}_i^2=\xi_0+\xi_1(t-s)$から$v_i$の分散を予測する．次いで，この理論値の平方根$\tilde{v}_i=\left(\hat{\xi}_0+\hat{\xi}_1(t-s)\right)^{0.5}$をウェイトとして，(3)を再び最小 2 乗推定する．最後に，得られた時間効果$\tilde{\boldsymbol{\delta}}$より，重み付き RS (weighted repeat sales) 価格指数

$$I^{WRS}=\left\{\exp(0),\exp\left(\tilde{\delta}_2\right),\cdots,\exp\left(\tilde{\delta}_T\right)\right\} \tag{6}$$

が得られる．

2.2 幾何平均と算術平均

各取引時点において複数のサンプルが利用可能であるならば，価格指数は二時点間の単純な価格比で与えることもできる．たとえば，価格指数の代表値として，各取引時点における幾何平均や算術平均などの統計量がその候補になる．

いま，t時点において 2 回目の取引がなされたサンプル・サイズが N_t であるとき，任意の s時点に対する価格比のクロス・セクションにおける幾何平均は

$$M_t^G=\left(\prod_{i=1}^{N_t}\frac{p_{it}}{p_{is}}\right)^{1/N_t}=\exp\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t}\Delta\ln p_i\right)$$

となる．いま，Wang and Zorn (1997)で想定されたように，観察された価格比がある母集団からの標本であると考え，そのデータ発生プロセスが(3)であるとしよう．このとき $M_t^G=\exp\left(\delta_t-\sum_{s=1}^T w_{ts}\delta_s+\bar{v}_t\right)$である．ただし，1，2 回目の取引時点に対応した $n\times T$ のダミー変数行列をそれぞれ $\mathbf{d}^1$，$\mathbf{d}^2$ と定義するとき，$T\times T$ の行列 $\left(\mathbf{d}^{2\prime}\mathbf{d}^2\right)^{-1}\mathbf{d}^{2\prime}\mathbf{d}^1$ における t 行 s 列要素を w_{ts}， $\bar{v}_t=\sum_{i=1}^{N_t}v_{its}/N_t$ とする．このとき，幾何平均価格指数の期待値は $E\left(M_t^G\right)=\exp\left(\delta_t-\sum_{s=1}^T w_{ts}\delta_s+\sigma_v^2/2N_t\right)$である．

一方，算術平均による価格指数は $M_t^A=\sum_{i=1}^{N_t}(p_{it}/p_{is})/N_t$ であるから，データ発生プロセスが(3)で与えられているとき， $M_t^A=(1/N_t)\sum_{i=1}^{N_t}\exp(\delta_t-\delta_s+v_{its})$である．したがって，期待値は $E\left(M_t^A\right)=\exp(\delta_t-\delta_s+\sigma_v^2/2)$ となる．

幾何平均と算術平均の期待値を比較すると，算術平均は次の式を幾何平均に乗じた値に等しくなる．

$$\frac{E\left(M_t^A\right)}{E\left(M_t^G\right)}=\exp\left[\sum_{s=1}^T w_{ts}\delta_s-\delta_s+\frac{(N_t-1)\sigma_v^2}{2N_t}\right]$$

もし，基準時点を $s=1$ とおき， $\delta_s=0$ を仮定するならば，算術平均は幾何平均よりも $\exp\left((N_t-1)\sigma_v^2/2N_t\right)$倍だけ大きい．また，サンプル・サイズが増大すると，この倍数は $\exp(\sigma_v^2/2)$に収束する．したがって，常に $E\left(M_t^G\right)\le E\left(M_t^A\right)$ となる．

RS 価格指数と幾何平均，算術平均は基本的に同じ時間効果の関数になるが，誤差構造に違いがある．ただし，前提条件である二つの仮定がどちらかでも満たされない場合は，(3)のように属性やそのパラメータの変化の可能性が含まれないため，RS 価格指数とこれらの平均値指数は乖離する．次節でこの問題点について論じる．

2.3 集計バイアスと推定上の問題

Bailey *et al*. や Case and Shiller では，前節の二つの仮定のもとでの時間効果を推定している．しかしながら，多くの文献で指摘されているように，このことは時間効果の推定量にバイアスをもたらしている可能性がある．

仮定 1 において，実際には住宅資本財は時間とともに劣化する．そのため，観察期間が長くなるほど，属性の変化も大きくなる．また，経年劣化に対する修繕やリ

フォームは属性の価値を向上させる．さらに，周辺環境や交通の利便性に変化があった場合にも，この仮定は満たされない．

仮定 2 は属性パラメータが一定であることを要求している．しかしながら，Rosen のヘドニック法の枠組みでは，当該商品を構成する属性の隠れた市場 (implicit market) 構造を考慮するわけであるから，属性価格 (implicit price) であるパラメータが，他の市場動向と通時的に独立であるとするのは強い仮定である．

以上の問題は集計バイアスとして知られている．このことを図 1, 図 2 で示そう．図 1 は二つの取引時点 s,t のヘドニック価格方程式を示している．属性に変化がなければ，価格変化率は切片の差分 $\delta_t - \delta_s$ に等しくなる．属性に変化があった場合には，その差分が加えられるので，真の価格指数は $p_t / p_s = \exp[\delta_t - \delta_s + \beta(\ln x_t - \ln x_s)]$ となる．図 2 は二つの取引時点で属性パラメータが異なるヘドニック価格方程式を示している．この場合，真の価格指数は $p_t / p_s = \exp[\delta_t - \delta_s + (\beta_t - \beta_s)\ln x_s]$ となる．

図 1. 属性の変化

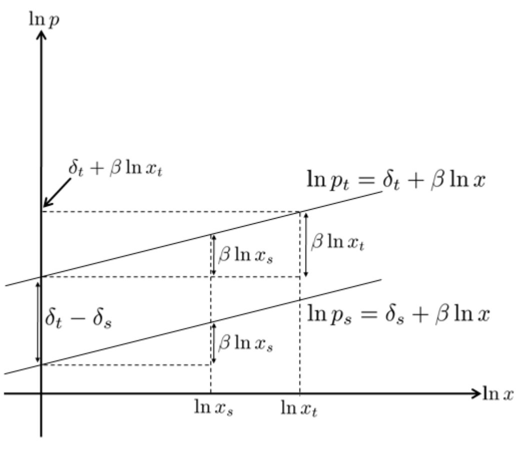
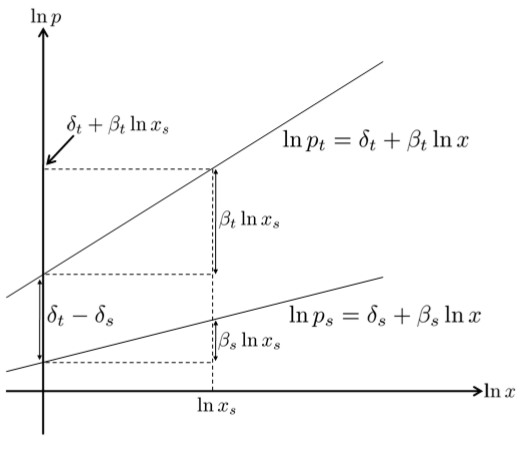


図 2. 属性パラメータの変化



仮定 1 の問題点について再び考えてみよう．いま，住宅属性ベクトル $\mathbf{x}$ が経年で性質が変化する資本財 K と変化しない属性 Z に分けられるものとしよう．McMillen (2003)にしたがって，建築物の竣工時点における資本財を K_0 とおき，建築後 τ 年経過した資本財を次のように定義する．

$$K_t = K_0 \exp[c \cdot \tau] \tag{7}$$

ここで，c は住宅資本財の減価率パラメータ($c < 0$)を示している．住宅資本財の s 期から t 期に至る過程の変化率は $\ln K_t - \ln K_s = [c \cdot (t - s)]$ である．(2)において仮定 2 が満たされているならば，RS 回帰モデルは $\ln p_{it} / p_{is} = \theta(t - s) + (\delta_t - \delta_s) + v_{its}$ となる．ここ

で, 住宅資本財 K のヘドニック属性価格を $\beta_K(>0)$ とすると $\theta = c\beta_K(<0)$ である．$c<0$ のとき経年効果を除外して(3)を最小 2 乗推定すると，$E(\hat{\boldsymbol{\delta}}) - \boldsymbol{\delta} = (\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1}\mathbf{D}'\mathbf{A}\theta \le 0$ であるから，時間効果の推定量は下方にバイアスをもつ．(ただし $\mathbf{A}$ は 2 時点間の経年 $t-s$ の $n \times 1$ ベクトル)．すなわち，RS 回帰モデルにおける時間効果は経年効果を分離できていない．

しかしながら，時間効果と経年効果の分離を行うために $\theta, \boldsymbol{\delta}$ を同時に求めようとすると推定上の問題が発生する．経年 $A = t - s$ と時間ダミー $\mathbf{D}$ との間には以下の(8)で示されるように完全な線型関係が存在する．

$$A_i = t - s = \sum_{u=1}^{T} uD_u = 1 \cdot \underset{(=0)}{D_{i1}} + 2 \cdot \underset{(=0)}{D_{i2}} + \cdots + s \cdot \underset{(=-1)}{D_{is}} + \cdots + t \cdot \underset{(=1)}{D_{it}} + \cdots + T \cdot \underset{(=0)}{D_{iT}} \tag{8}$$

c が非ゼロならば，(3)は次のように書き換えられる．

$$\Delta \ln p_i = \mathbf{D}_i'(\mathbf{u}\theta + \boldsymbol{\delta}) + v_{its} \tag{9}$$

すなわち，多重共線性があるために，(9)の時間効果と経年効果を別々に推定できない．Palmquist (1979)，Hill et al. (1997)，Cannaday et al. (2005) および Coulson and McMillen (2008)などにおいても同様に，古典的な RS 法が時間効果と経年効果を分離していないを指摘している．

このような問題が生じるため，時間効果と経年効果を分離するいくつかの方法が提案されている．本研究では次の 2 点を利用して効果の分離を試みる[1]．

i. 時間効果と経年効果で異なる単位を利用する．

ii. 経年効果の非線形性を想定する．

i は時間ダミーの単位を年次とするとき，経年の単位を四半期や月次に修正する方法である．利用するデータによってはこの修正が可能である．例えば，t_Q を 2 回目取引の四半期時点, s_Q を 1 回目取引の四半期時点とすると, $A = (t_Q - s_Q)/4$ となる[2]．この場合，経年と時間ダミーの間の線型関係は崩れる．

ii は経年効果に非線型性を導入して多重共線性を回避する手法である．Chau *et al*. (2005) は Box−Cox 変換を利用して関数型を統計的に決定している．具体的には経年効果の差分を $\theta\tau^{(\lambda)} - \theta\{\tau - (t-s)\}^{(\lambda)}$ と定義して，時間ダミーと経年の間の完全な線型

---

[1] 本研究では取り上げないが，上記以外にも次の手法が提案されている．iii. 経年に関するダミー変数を利用する．Cannaday *et al*. (2005)，iv. セミ・パラメトリック法を用いる．Coulson and McMillen (2008)，v. ヘドニック回帰モデルのデータと RS 回帰モデルのデータをプーリングして, 係数制約をおいた上で推定する. Case and Quigley (1991)，Hill *et al*. (1997).

[2] 1993 年第 1 四半期を時点 1 としよう．1 回目の取引が 1995 年第 2 四半期，2 回目の取引が 2000 年第 3 四半期ならば，$t_Q = 31$，$s_Q = 10$ より $A = 5.25$ となる．

関係を排除している．ただし，$\tau^{(\lambda)} = (\tau^{\lambda} - 1)/\lambda$ である．住宅資本財は McMillen (2003) と同様に，$K_t = K_0 \exp[c \cdot \tau^{(\lambda)}]$ と定義できる．しかしながら，竣工時点の資本財が K_0 で固定されている場合，建築後年数が 0 のとき $K_0 \exp[-c/\lambda] \neq K_0$ となる．Chau *et al.*の Box−Cox 変換は統計モデルとしては問題ないが，パラメータの経済的意味を考える場合に不都合が生じる．代替案として，より単純な $K_t = K_0 \exp[c \cdot \tau^{\lambda}]$ を想定しても多重共線性の問題は回避できるし，モデルはまったく同じである．$\lambda = 1$ であることが統計的に棄却できれば，定式化に問題はない．

仮定 2 の集計バイアス問題については，長期の取引期間を分析する場合に，構造変化として生じやすい．Shimizu, Ono, Takatsuji and Nishimura (2007) や清水・唐渡 (2007, pp.105-132) は一定の期間を推定期間にとり，複数の期にまたがってヘドニック価格モデルを推定し，それを時間の進行に伴って逐次的に行ない，構造変化を検出している．また，Dombrow, Knight and Sirmans (1997) はリピートセール回帰モデルにおいて属性パラメータが通時的に異なることを想定した上で，説明変数と取引時点ダミーとの交差項に関するパラメータが，初期時点を除いてすべて同じであるという帰無仮説を検定している．本研究においても，パラメータの時間的な変化がもたらす集計バイアスを検証する．

3　推定モデルと集計バイアスの検定

本研究では日本の住宅市場において RS 価格指数を推定する場合，集計バイアスが検出されるかどうか, されるとすればどのような偏り傾向を持つのかを実証する．

3.1 属性の時間的な変化への対応

はじめに, 2.1 節の仮定 1 だけが保持されないケースを検討する. 住宅資本財を(7)で定義するとき，RS 回帰モデルは多重共線性に陥る. そこで経年を四半期ベースに直し，それを 4 で除した値を時間の単位とする．さらに，2 回目の取引時点における資本財を $K_t = K_0 \exp[c \cdot \tau^{\lambda}]$ と定義して，次の RS 回帰モデルを推定する．

$$\Delta \ln p_i = f(\theta, \lambda, \boldsymbol{\delta}) + v_{its} = \theta \tau_i^{\lambda} - \theta(\tau_i - (t-s))^{\lambda} + \sum_{u=2}^{T} \delta_u D_u + v_{its} \tag{10}$$

ここで，θ は住宅資本財の属性価格 β_K と経年減価パラメータ c の積，τ_i は 2 回目の取引時点における建築後年数，δ は各取引時点の時間効果，D_u は 1 回目取引時点のとき−1，2 回目取引時点のとき 1，それ以外の時点で 0 となるダミー変数である．

後述する第 4 節で説明するように，本研究で利用するデータ・セットは，1 回目の取引時点においてすべて新築であるため， $\tau-(t-s)=0$ より，実質的な経年効果は $\theta\tau_i^{\lambda}$，1 年当たりの価格減価率は $\theta\lambda\tau_i^{\lambda-1}$ で測ることができる[3].

$\lambda=1$ なる帰無仮説が棄却されたとき，資本財の減価率は経年に対して一定ではなく非線型であり，(7)の定式化が否定される[4]． $\tau=0$ を建築後年数の基準とする「建築後年数調整済み価格指数」(age adjusted price index) は次のように定義できる．

$$I_{t/s}^{AA}=\exp\left(\hat{\theta}\tau^{\hat{\lambda}}\right)\exp\left(\hat{\delta}_t-\hat{\delta}_s\right) \tag{11}$$

$I_{t/s}^{AA}$ は経年変化も考慮した価格指数であり，経年効果と時間効果を分離することができる. (11)から時間効果だけを抽出した「建築後年数一定の価格指数」(age−constant price index) は

$$I_{t/s}^{AC}=\exp\left(\hat{\delta}_t-\hat{\delta}_s\right)\ \left(=I_{t/s}^{AA}\Big/\exp\left(\hat{\theta}\tau^{\hat{\lambda}}\right)\right) \tag{12}$$

となる.

3.2 パラメータの時間的な変化への対応

次に仮定 2 が満たされないケースを考える． j 番目の属性 Z_j は取引期間を通じて一定であるが, そのパラメータは可変であり, t 時点の属性 Z_j のパラメータが $\gamma_j+\gamma_{jt}$ で表されるものとしよう．(1)を利用すると次のように書き直すことができる.

$$\ln p_{it}=\alpha+\sum_{j=1}^{J}\gamma_j\ln Z_{ij}+\sum_{u=2}^{T}\sum_{j=1}^{\tilde{J}}\gamma_{ju}d_{iu}\ln Z_{ij}+\sum_{u=2}^{T}\delta_u d_{iu}+\upsilon_{it},\ J>\tilde{J},\ i=1,2,\cdots,2n \tag{13}$$

ここで，d_{iu} は $u=t$ のとき 1, それ以外の時点で 0 となる取引時点のダミー変数，$\tilde{J}$ はパラメータ変化が想定される説明変数の数である．(13)より RS 回帰モデルは

$$\Delta\ln p_i=\sum_{u=2}^{T}\sum_{j=1}^{\tilde{J}}\gamma_{ju}D_{iu}\ln Z_{ij}+\sum_{u=2}^{T}\delta_u D_{iu}+v_{its},\ J>\tilde{J},\ i=1,2,\cdots,n \tag{14}$$

となる．ここで，D_{iu} は 2.1 節で定義した取引時点についてのダミー変数である．すべての係数ダミーに対する $\tilde{J}\times(T-1)$ 個のパラメータが 0 であるという帰無仮説を検定するために， F 検定およびラグランジュ乗数検定を利用する．このような構造変化 (structural change) を含む価格指数は

---

[3] $\tau_i=0$ のとき，正しい計算ができない．そこで，$\tau_i>0$ のとき 1，$\tau_i=0$ のとき 0 となるダミー変数を q_i， $\tau_i=0$ のとき 1， $\tau_i>0$ のとき 0 となるダミー変数を r_i， $\tau_i^*=\tau_i+r_i$ と定義して， $\theta\tau_i^{\lambda}=\theta q_i\tau_i^{*\lambda}$ と置き換えて推定する.

[4] $\lambda=1$ を仮定したモデルの最小 2 乗残差を e^*， 推定値を θ^* とするとき， e^* を $\partial f/\partial\theta=\tau_i$， $\partial f/\partial\lambda=\theta^*\tau_i\ln\tau_i$ および $\partial f/\partial\boldsymbol{\delta}=\mathbf{D}_i$ に回帰させる．この補助方程式におけるサンプル・サイズと決定係数の積 nR^2 は，ラグランジュ乗数検定の考え方により自由度 1 のカイ 2 乗分布にしたがう．また，$\lambda=1$ の制約を付けたモデルとその対立仮説である制約のない(10)の対数尤度より，尤度比検定でこの仮説を検証できる(Greene 2007, pp.298−300).

$$I_{t/s}^{SC} = \exp\left(\sum_j (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_{js}) \ln \hat{Z}_j\right) \exp\left(\hat{\delta}_t - \hat{\delta}_s\right) \tag{15}$$

と定義できる．ここで，$\ln \hat{Z}_j$ は j 番目の対数属性の代表値を示す．

さらに，仮定 1，2 どちらも満たされないケースとして，次のモデルを考える．

$$\Delta \ln p_i = \theta \tau_i^{\lambda} - \theta(\tau_i - (t-s))^{\lambda} + \sum_{u=2}^{T} \sum_{j=1}^{\tilde{J}} \gamma_{ju} D_{iu} \ln Z_{ij} + \sum_{u=2}^{T} \delta_u D_{iu} + v_{its} \tag{16}$$

この場合，構造変化と建築後年数を調整した価格指数は(16)より

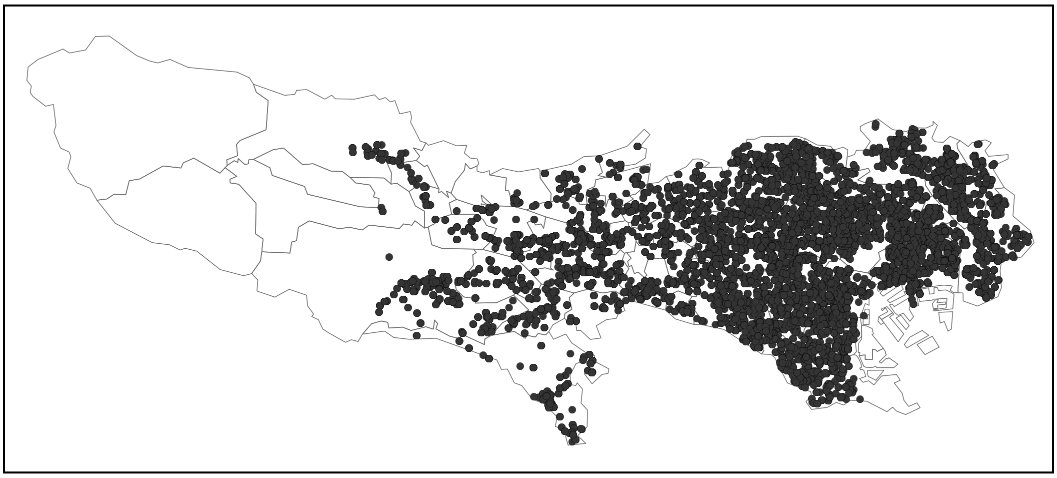
$$I_{t/s}^{AASC} = \exp\left(\hat{\theta}\tau^{\hat{\lambda}}\right) \exp\left(\sum_j (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_{js}) \ln \hat{Z}_j\right) \exp\left(\hat{\delta}_t - \hat{\delta}_s\right) \tag{17}$$

であり，建築後年数一定の構造変化調整済み価格指数は

$$I_{t/s}^{ACSC} = \exp\left(\sum_j (\hat{\gamma}_{jt} - \hat{\gamma}_{js}) \ln \hat{Z}_j\right) \exp\left(\hat{\delta}_t - \hat{\delta}_s\right) \ \left(= I_{t/s}^{AASC} \Big/ \exp\left(\hat{\theta}\tau^{\hat{\lambda}}\right) \right) \tag{18}$$

となる．

図 3．サンプル所在地（東京都）



4　データ

本研究で利用するデータは東京都（図 3 を参照）において 1993 年 1 月から 2006 年 10 月までの期間に取引された 15,119 の物件である．各取引時点は月次で分かっている．取引時点 1 回目では，物件はすべて新築である．さらに，各物件の 2 回目の取引時点を観察しており，3 回以上取引されているものを含まない．本来，RS 法では，中古から中古への取引サンプルを用いても問題はない．むしろ，先行研究ではそのようなサンプルを使用しているものが多い．しかし，日本の中古住宅の流通シェアは全体の一割程度であり，海外と比べて非常に薄いものである[5]．そのため，

[5] 『平成 18 年度 国土交通白書』によると，既存住宅の流通量のシェアは米国で 77.6%，イギリスで 88.8%，フランスで 66.4%となっているのに対して，日本は 13.1%と異様に低い値になっている．

複数回の取引が行われている物件のほとんどが，新築から中古への取引となっており，本研究でのサンプルが極端に偏っているわけではない[6].

新築マンションデータは，MRC 社の「新築マンション価格表」データを，中古マンションデータは，株式会社リクルートの情報誌である「週刊住宅情報」および「住宅情報タウンズ」に掲載された中古マンションの価格情報を用いた.

MRC 社の新築マンション価格情報は，マンション開発・販売時において発行されるパンフレット情報をもとに収集・整備がなされている．その意味で，実際に取引されたときの成約（売買）価格情報ではない．しかし，新築マンションの取引現場においては，特殊な時期を除けば，いったん開示した価格情報を大きく引き上げたり，逆に引き下げたりすることは稀であることから，成約価格の水準に近いデータであると判断した.

一方，中古マンション価格情報は，情報誌を通じて品質情報・募集価格に関する情報が週単位で市場に提供されている．そこには，情報誌を通じて初めて流通市場に登場してから,成約等により抹消されるまでの価格に関する履歴情報が含まれる．そのうち重要なのは，市場に登場した際の掲載時売出し価格，情報誌から抹消された時点での価格（推定購入価格），さらにサンプルとして収集された成約(売買)価格の 3 種類である．最初の掲載時売出し価格は，市場価格ではなく売り手の希望価格である. 一方, 成約価格は, 全体のデータベースの 3 割程度しか把握されていない.

そこで，モデルの被説明変数となる価格として,「週刊住宅情報」に掲載された情報のうち，成約事情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にした．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．よって，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，市場価格に近似できるものと判断した.

MRC 社の新築マンション価格データとリクルート社の中古マンション価格データのマッチングは，住所データとマンション名，部屋番号によって行った[7].

---

6 Clapp and Giaccotto (1992)は，取引頻度が高い物件は「レモン」の可能性が強く，セレクション・バイアスの問題を引き起こすことを主張している．本研究では，そのようなレモンをデータから排除するために 3 回以上取引された物件をあえて選択していない.

7 新築マンションデータには座標が存在している．そこで，情報に関して住所データから座標を取得し，100m 単位でバッファーを発生させて，同一と考えられるマンションを識別する．続いて，マンション名でマッチングを行い，最後に部屋単位での同じ部屋であることを識別した．最後に，部屋の面積が同一であるかどうかを確認した.

表 1．年次別マンション価格の記述統計（単位：万円）

年次	1 回目の取引（新築時）			2 回目の取引（中古時）		
	平均	標準偏差	サンプル・サイズ	平均	標準偏差	サンプル・サイズ
1993	5,291	1,857	1427	3,904	1,585	5
1994	5,041	1,297	2792	4,969	1,895	50
1995	4,664	1,202	2303	4,763	2,062	122
1996	4,896	1,561	1998	4,415	1,769	310
1997	5,128	2,395	1547	4,182	1,477	520
1998	4,795	2,042	1182	4,019	1,435	774
1999	4,500	1,893	1303	3,842	1,765	1116
2000	4,316	1,701	1079	3,636	1,505	1324
2001	4,700	3,076	662	3,597	1,579	1593
2002	4,792	3,055	456	3,537	1,500	1711
2003	4,295	2,335	238	3,611	1,759	1769
2004	3,865	1,239	96	3,586	2,002	1830
2005	4,617	3,066	35	3,586	1,961	2265
2006	4,503	−	1	3,485	1,626	1730
全期間	4,836	1,870	15119	3,670	1,736	15119

表 2．マンション属性の記述統計

変数	変数の説明	平均	標準偏差	最小値	最大値
τ	建築後年数[年]（2 回目取引時）	5.58	2.77	0.50	13.75
LSITE	対数敷地面積[m^2]	7.20	0.83	4.56	10.97
LFL	対数専有面積[m^2]	4.15	0.24	2.77	5.36
LNU	対数総戸数/棟	3.89	0.68	2.08	7.05
ELV	エレベーター基数×人数	11.54	8.53	0	198.00
BAL	バルコニー面積[m^2]	9.66	6.04	0	85.53
WALK	最寄駅徒歩時間[分]	8.41	4.59	1.00	32.00
TKY	JR 東京駅までの直線距離[km^2]	14.37	9.42	0.42	47.88
SJK	JR 新宿駅までの直線距離[km^2]	12.32	7.54	0.33	41.77

価格データに関する年次別記述統計を表 1 に示す．サンプル・サイズは 15,119 であり各物件の 1 回目と 2 回目のときの価格の分布を表示している．2 回取引されたデータであるため，サンプルは 1 回目の取引（新築）では分析期間の前半に多く，2 回目の取引では後半に多くなっている．RS 回帰モデルの各年次のサンプル・サイズ 15,119 は 2 回目の取引（中古）時点のそれに一致する．

属性に関する記述統計を表 2 に示す．1993 年から 2006 年までの 14 年間を観察しているため，建築後年数は最大で 13.75 年になる．ここで，時間の単位を四半期化したデータを 4 で除している．データは総戸数が 10 戸未満の小規模マンションから，1000 戸以上のタワー型の超大型マンションまで幅広い物件を含んでいる．本研究では，これらの属性を用いたヘドニック回帰モデルの推定結果を報告していない．RS 回帰モデル(14)，(16)の推定では，属性パラメータの変化が考えられる変数だけが，価格指数に影響する要因になっている．ヘドニック回帰モデルの予備的な推定では，有面積(LFL)，都心までの距離(TKY, SJK)が価格形成において大きなウェイトを占め

ており，パラメータが観察期間を通じて安定していない．そこで，(14)，(16)の RS 回帰モデルにおいて，これらのパラメータが観察期間を通じて変化しているかどうかを調べるために，時間ダミーとの交差項を考え，RS 回帰モデルにおいて検定をおこなう．交差項を考慮するのは，LFL，LFL^2，LFL*LNU，LFL*BAL，TKY^2，TKY, TKY*SJK, SJK, SJK^2 である．

5　推定結果

第 3 節において，古典的 RS モデル，重み付き RS モデルを紹介し，それらが抱える集計バイアスに対応するために，変数の時間的な変化を考慮した非線型経年調整 RS 回帰モデル(10)，構造変化のある RS 回帰モデル(14)および(16)を提案した．当節においては，第 4 節のデータを用いて，

- 古典的 RS モデル，重み付き RS モデル(WRS)のモデルに基づく価格指数(I^{RS} 及び I^{WRS})
- 建物の経年変化を考慮したモデルによる価格指数(I^{AA})とそこから時間効果のみをピックアップした価格指数(I^{AC})
- 建物の経年変化とパラメータの構造変化を考慮したモデルによる価格指数(I^{AASC})とそこから時間効果のみをピックアップした価格指数(I^{ACSC})

を推定し，そのパフォーマンスを検証することとする．その過程では，幾何平均，算術平均などのより簡便な手法で算出された価格指数も考慮するものとする．

5.1 変数の時間的変化を考慮した価格指数

表 3 は古典的 RS (Bailey *et al*. 3 式)，重み付き RS (WRS，Case and Shiller)，および非線型経年調整 RS (10 式) の推定結果を示している．RS と WRS の時間効果推定値にはほとんど違いはないが，経年効果を分離した非線型経年調整 RS の時間効果はそれらよりも大きな推定値である．2.2 節で述べたように，経年効果が存在するならば，RS と WRS モデルは時間効果の推定値に経年効果を含む．このことは，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と個々の住宅における経年劣化効果が分離されていないことを意味する．したがって，RS と WRS の時間効果には，下方への除外変数バイアスが生じている可能性がある．

非線型経年調整 RS モデルでは，経年効果を形成する θ, λ は有意である．$\lambda=1$ の帰無仮説は有意水準 1%で棄却されるので，住宅資本財の価値減価率は一定ではなく，

非線型である．また，Schwarz Bayesian information criterion は非線型経年調整 RS モデルで最も小さい値を示しており， RS や WRS モデルよりも好ましい．

表 3. RS，重み付き RS，非線型経年調整 RS 回帰モデルの推定結果

	RS		WRS		非線型経年調整 RS	
変数	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値
D_1994	−0.134	−30.20	−0.138	−31.25	−0.082	−15.83
D_1995	−0.272	−59.55	−0.279	−61.34	−0.166	−23.23
D_1996	−0.360	−78.47	−0.369	−80.27	−0.201	−21.10
D_1997	−0.391	−84.82	−0.399	−85.38	−0.180	−14.96
D_1998	−0.447	−95.99	−0.454	−95.65	−0.181	−12.13
D_1999	−0.522	−117.37	−0.530	−117.55	−0.205	−11.72
D_2000	−0.585	−130.85	−0.592	−131.10	−0.216	−10.71
D_2001	−0.636	−139.82	−0.644	−140.17	−0.215	−9.33
D_2002	−0.671	−146.78	−0.679	−148.21	−0.196	−7.59
D_2003	−0.701	−150.07	−0.709	−152.32	−0.173	−6.03
D_2004	−0.733	−154.78	−0.741	−157.86	−0.152	−4.81
D_2005	−0.741	−162.39	−0.749	−167.15	−0.105	−3.06
D_2006	−0.728	−149.71	−0.734	−154.78	−0.041	−1.11
θ	−	−	−	−	−0.044	−14.79
λ	−	−	−	−	1.091	98.50
$\hat{\sigma}$	0.1383		0.1415		0.1363	
Adj. R^2	0.632		0.633		0.642	
S.B.I.C.	−8400.0		−7970.2		−8613.8	
LM					74.32	[.0000]
LR					91.10	[.0000]

注. D は時間ダミー，$\hat{\sigma}$ は回帰の標準誤差，S.B.I.C.は Schwartz's Bayesian Information Criterion，LM，LR は仮説 H_0: $\lambda = 1$ のためのラグランジュ乗数検定，尤度比検定による統計量であり，それぞれ自由度 1 の χ^2 にしたがう． [ ]内は検定の p 値を示す．

表 4 および図 3 はこれらの推定値をもとに計算した価格指数（I^{RS} は(5), I^{WRS} は(6), I^{AC} は(12)，I^{AA} は(11)を利用）と価格比の幾何平均，算術平均を示している．非線型経年調整 RS モデルにおいて，表 2 の平均値 $\tau = 5.58$[年] で評価すると，経年減価率は $\hat{\theta}\hat{\lambda}(5.58)^{\hat{\lambda}-1} = -0.05644$ （標準誤差: 0.0028683）である[8]．すなわち，1 年あたり 5.6%だけ価値が下落している（95%信頼区間は[−6.2%,−5.1%]）[9]．I^{AA} はこの効果を各経年で調整している．これに対して，建築後年数一定の価格指数 I^{AC} は，非線型経年調整 RS における時間効果だけを抽出した価格指数である．そのため，経年変化を分離していない I^{AA} は経年の調整によって I^{RS} や I^{WRS} とほぼ同じ水準にまで下がる．

表 4 より，算術平均は幾何平均よりも常に大きい．しかしながら，算術平均や幾

8 $\Delta\mathbf{f} = \left[\partial f / \partial\hat{\theta}, \partial f / \partial\hat{\lambda}\right]'$， $\hat{\theta},\hat{\lambda}$ の分散共分散行列を $\mathbf{\Sigma}$ として $\sqrt{\Delta\mathbf{f}'\mathbf{\Sigma}\Delta\mathbf{f}}$ より標準誤差を求めた．

9 Cannaday *et al*. (2005)のヘドニック法によると，経年減価率は Miami-Dade で 0.4%，Cleveland で 1.1%，San Francisco で 0.05%，Champaign で 0.8%である．また，Hill *et al*. (1997)のハイブリッド法では Baton Rouge(Louisiana 州)で 1.7%となっており，本研究の推定結果に比べかなり小さい．日本の不動産データによって RS 価格指数を導出する場合，経年効果の除外は大きなバイアスをもたらす可能性がある．

何平均による価格指数もまた時間効果に経年減価率を含んでいるため，1 回目と 2 回目の取引時点が拡大すると，価格指数は下方にバイアスをもつ.

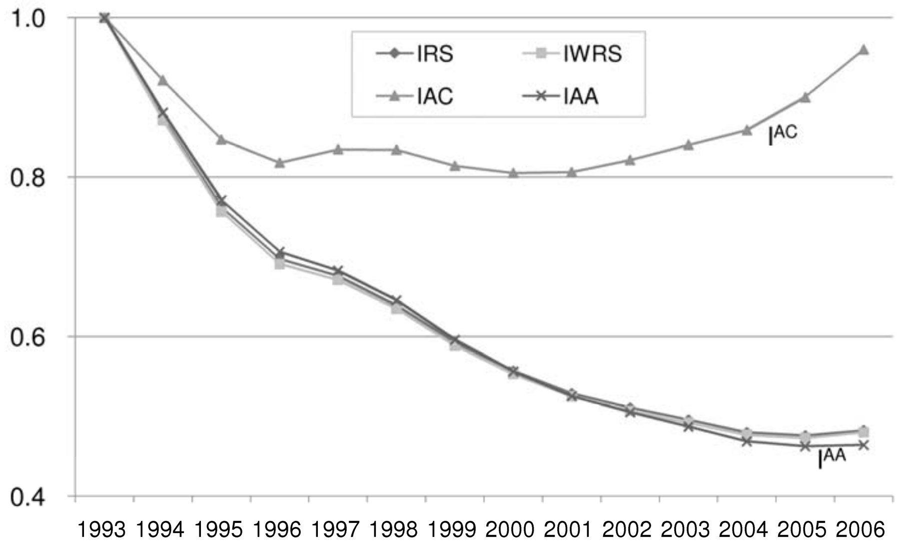
以上より，マンション価格指数に対して，RS 法を適用する場合，その時間効果は経年効果を分離できない可能性があり，建築後年数によるコントロールが必要であることがわかる.

表 4. 価格指数

年次	I^{RS}	I^{WRS}	I^{AC}	I^{AA}	幾何平均	算術平均
1993	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1994	0.874	0.871	0.921	0.881	0.963	0.966
1995	0.762	0.757	0.847	0.771	0.899	0.906
1996	0.698	0.691	0.818	0.706	0.864	0.873
1997	0.677	0.671	0.835	0.683	0.830	0.840
1998	0.640	0.635	0.834	0.646	0.807	0.818
1999	0.593	0.589	0.814	0.596	0.761	0.773
2000	0.557	0.553	0.805	0.556	0.731	0.746
2001	0.529	0.525	0.806	0.526	0.720	0.735
2002	0.511	0.507	0.822	0.505	0.716	0.735
2003	0.496	0.492	0.841	0.487	0.725	0.744
2004	0.480	0.477	0.859	0.469	0.731	0.750
2005	0.477	0.473	0.900	0.463	0.742	0.763
2006	0.483	0.480	0.960	0.464	0.766	0.786

注. I^{RS} は(5), I^{WRS} は(6), I^{AC} は(12), I^{AA} は(11)を利用して, それぞれ表 3 の推定値より計算した.

図 3. RS，WRS，非線型経年調整 RS 回帰モデルによる価格指数



注. I^{RS} は古典的 RS，I^{WRS} は重み付き RS，I^{AC} は非線型経年調整 RS による建築後年数一定の指数，I^{AA} は非線型経年調整 RS による建築後年数調整済の指数.

5.2 パラメータの構造変化を考慮した価格指数

パラメータの安定性を検証するために, 属性のうち専有面積(LFL)と都心までの距

離(TKY, SHJK)に関する属性価格(係数推定値)が取引期間を通じて一定であるかどうかを分析する．ここで，次の変数: LFL, LFL^2, LFL*LNU, LFL*BAL, TKY^2, TKY, TKY*SHJK, SHJK, $SHJK^2$ に対して取引時点についての時間ダミーとの交差項(9×13 = 117 変数)を考え, RS 回帰モデル(14)および(16)を最小 2 乗法で推定した結果を表 5 に示す.

表 5 において，(16)は建築後年数をコントロールしており，(14)はコントロールしていない．(16)の推定結果において $\lambda = 1$ の仮説は有意水準 1%で棄却され，1 年当たりの経年変化率は−3.73%になる．また，属性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 $(\hat{\gamma}_{j2} = \cdots = \hat{\gamma}_{jT} = 0)$ は F 検定および LM 検定で棄却される．このことから，全期間においてパラメータは一定ではなく，構造変化が生じている可能性が示唆される.

表 5. 構造変化をともなう RS 回帰モデル

	(14)		(16)	
変数	推定値	t 値	推定値	t 値
D_1994	−0.400	−0.87	−0.164	−0.36
D_1995	0.835	1.76	0.951	2.03
D_1996	−2.390	−4.45	−2.034	−3.83
D_1997	−1.940	−4.32	−1.603	−3.61
D_1998	−1.010	−2.13	−0.597	−1.27
D_1999	−1.361	−2.86	−0.869	−1.85
D_2000	−1.016	−2.23	−0.494	−1.10
D_2001	−1.116	−2.54	−0.544	−1.25
D_2002	−2.073	−5.00	−1.515	−3.69
D_2003	−2.038	−4.42	−1.359	−2.98
D_2004	−1.590	−3.45	−1.008	−2.21
D_2005	−3.013	−7.02	−2.313	−5.43
D_2006	−3.414	−7.02	−2.792	−5.78
θ	−	−	−0.046	−16.69
λ	−	−	1.035	106.20
時間ダミー×属性	Yes		Yes	
$\hat{\sigma}$	0.1229		0.1214	
Adj. R^2	0.708		0.716	
S.B.I.C.	−9676.4		−9858.4	
H_0: $\lambda = 1$ (LM)	−	−	10.72	[.0011]
H_0: $\lambda = 1$ (LR)	−	−	14.03	[.0002]
H_0: $\gamma_{j2} = \ldots \gamma_{jT} = 0$ (F)	35.29	[.0000]	38.32	[.0000]
H_0: $\gamma_{j2} = \ldots \gamma_{jT} = 0$ (LM)	3257.87	[.0000]	3214.91	[.0000]
H_0: $\gamma_{j2} = \ldots \gamma_{jT} = 0$, $\lambda = 1$ (LM)	−	−	3274.10	[.0000]

注．D_#### は時間ダミー，$\hat{\sigma}$ は回帰の標準誤差，S.B.I.C.は Schwartz's Bayesian Information Criterion，F，LM，LR は F 検定，ラグランジュ乗数検定，尤度比検定による統計量．[ ]内は検定の p 値を示す.

価格指数は構造変化が期待される属性の値に依存する．価格指数を計測するために表 2 で示された属性の平均値周りでの評価をおこなう．表 6 にその価格指数とそ

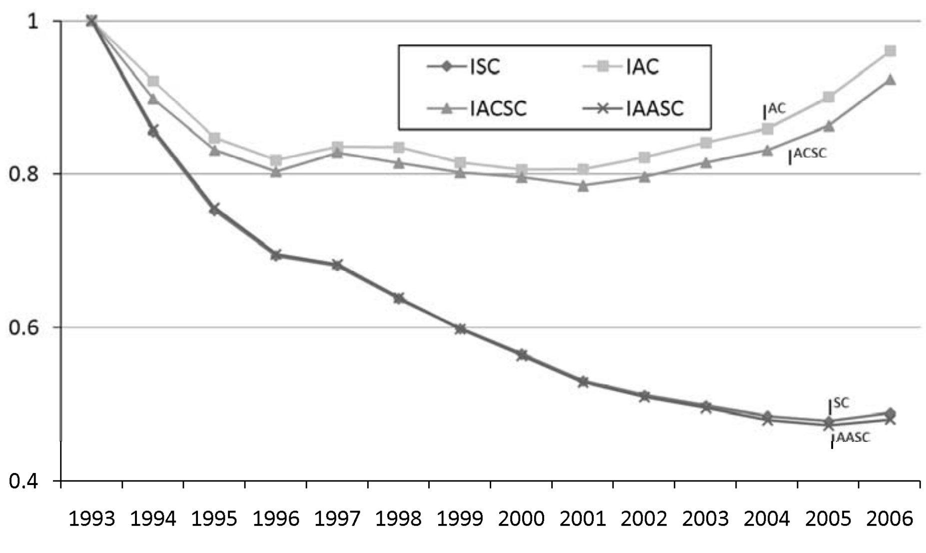
の標準誤差$V(I_{t/1}^{SC})^{1/2}$を示した[10]．ここで，$\mathrm{I^{SC}}$は経年効果を除外したモデルにおける構造変化付きの価格指数(15)，$\mathrm{I^{ACSC}}$は建築後年数一定の価格指数(18)，$\mathrm{I^{AASC}}$は建築後年数調整済み価格指数(17)である．

表 6. 構造変化を伴う価格指数

	$\mathrm{I^{SC}}$		$\mathrm{I^{ACSC}}$		$\mathrm{I^{AASC}}$	
年次	価格指数	標準誤差	価格指数	標準誤差	価格指数	標準誤差
1993	1.000	-	1.000	-	1.000	-
1994	0.855	0.0067	0.898	0.0073	0.858	0.0103
1995	0.752	0.0059	0.831	0.0077	0.756	0.0107
1996	0.694	0.0054	0.803	0.0087	0.696	0.0117
1997	0.680	0.0053	0.828	0.0106	0.682	0.0136
1998	0.638	0.0050	0.814	0.0122	0.639	0.0152
1999	0.598	0.0046	0.802	0.0136	0.598	0.0167
2000	0.565	0.0044	0.795	0.0154	0.564	0.0185
2001	0.531	0.0041	0.785	0.0171	0.529	0.0202
2002	0.512	0.0039	0.796	0.0194	0.509	0.0224
2003	0.498	0.0039	0.815	0.0219	0.495	0.0249
2004	0.485	0.0039	0.831	0.0243	0.480	0.0274
2005	0.478	0.0037	0.863	0.0273	0.473	0.0304
2006	0.489	0.0040	0.924	0.0315	0.481	0.0346

注. $\mathrm{I^{SC}}$は(15)，$\mathrm{I^{ACSC}}$は(18)，$\mathrm{I^{AASC}}$は(17)を利用して，それぞれ表 5 の推定値より計算した．

図 4. 構造変化を伴う価格指数



経年効果を含むモデル(16)において，建築後年数も同時に変化する$\mathrm{I^{AASC}}$は，ほぼ$\mathrm{I^{SC}}$と同じ水準にまで調整される．このことは，構造変化が生じている場合でも，経

10 構造変化を伴う時間効果を$\hat{\delta}_t^{SC}=\hat{\delta}_t+\Sigma_j\hat{\gamma}_{jt}\ln\hat{Z}_j$とおくと，価格指数は$I_{t/1}^{SC}=\exp\left(\hat{\delta}_t+\Sigma_j\hat{\gamma}_{jt}\ln\hat{Z}_j\right)$，その漸近的分散は$V\left(I_{t/1}^{SC}\right)=\exp\left[2E\left(\hat{\delta}_t^{SC}\right)+V\left(\hat{\delta}_t^{SC}\right)\right]\left\{\exp\left[V\left(\hat{\delta}_t^{SC}\right)\right]-1\right\}$である． $\mathbf{\Delta}=\left[\partial\hat{\delta}_t^{SC}/\partial\hat{\delta}_t \quad \partial\hat{\delta}_t^{SC}/\partial\hat{\gamma}_{1t} \quad \cdots \quad \partial\hat{\delta}_t^{SC}/\partial\hat{\gamma}_{\tilde{J}t}\right]'$，$\mathbf{\Sigma}$を$\hat{\delta}_t,\hat{\gamma}_{1t},\cdots,\hat{\gamma}_{\tilde{J}t}$の分散共分散行列とすると，$V\left(\hat{\delta}_t^{SC}\right)=\mathbf{\Delta'\Sigma\Delta}$である．

年効果を除外したモデルの価格指数は，建築後年数の経過に伴う資本財劣化の効果も内包していることが原因であると考えられる．

図 4 はこれらの指数に加えて，建築後年数一定価格指数 I^{AC} の推移も図示している．構造変化を除外した I^{AC} は I^{ACSC} よりも上方に偏る傾向があり，属性価格の変化による集計バイアスが生じている可能性がある．

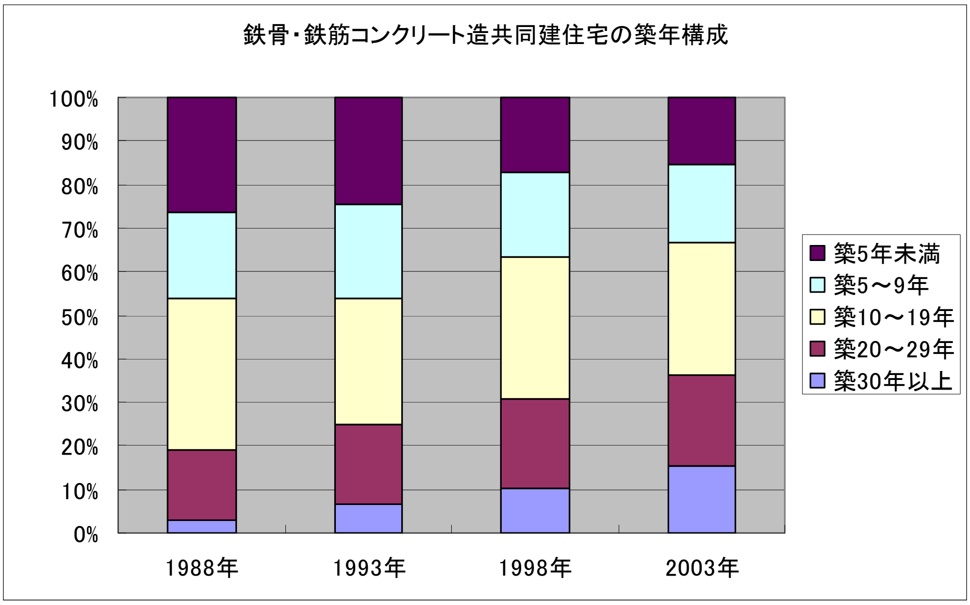
6　おわりに

金融サービスを提供する際に，その債権保全を何らかの資産に設定した抵当権によって行っている場合，対象資産に関する信頼できる価格指数の整備は，マクロ経済や金融システムの安定化のために必須のインフラでもある．

第 1 節で言及したように，アカデミズムにおいて様々な議論が展開され，それが実務の世界で応用されようとしている一方で，わが国においては，不動産価格指数に関する議論はあまり進展がみられない. 公的に提供されている不動産価格指数は，公示地価などの鑑定評価というフィルターを通した更地価格を対象としたものしか存在しない．西村・清水（2002）で指摘されている鑑定評価上の問題を別にしても，更地を対象とした価格指数しかないという状態は，現状の不動産取引の実情に合わないし，今後の予想される既存住宅市場の発達という不動産市場の将来像とも不整合である．居住者の適切な維持管理を背景とする良質な建物資産の形成，建物も含んだ不動産資産による金融機関の債権保全などを，今後の不動産市場の特徴として意識すれば，建物資産を含む信頼できる不動産価格指数の整備は急務である．

しかし，わが国のような既存住宅流通市場の厚みが乏しい環境下では，住宅は時間の経過とともにその資産価値を急速に低下させるため，欧米で使用されている不動産価格指数算定の技術を，わが国にそのまま持ち込むことは，様々な面で問題を引き起こすこととなろう．第一に，わが国のように既存住宅流通市場が薄い環境下では，米国で採用されている RS 法による住宅価格指数は，マクロの市場環境変化と対象資産の老朽化の効果を分離できないために大きなバイアスを抱える可能性がある．この論文ではマンションを取り上げているが，本格的な供給が始まった時期が比較的最近でストック自身が急速に成長している資産については，定常状態に至る過程で資産の平均的な年齢属性が上がるという現象が観察される．実際マンションストックは，図 5 にあるように近年急速なストックの年齢属性の上昇を経験している．

図 5. 鉄骨・鉄筋コンクリート造共同住宅の築年構成



注．総務省統計局「住宅統計調査」より作成．築年齢区分が粗い場合は，等しい割合で按分．

この論文では集計バイアスを検証するために，建築後年数調整済み価格指数と建築後年数一定の価格指数を定義し，二つの指数の間に経年効果による有意差が存在することを実証した．非線型経年調整 RS 回帰モデルの推定結果より，伝統的な RS 価格指数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と個々の住宅の経年劣化による効果を分離していないことが示唆された．また，専有面積と都心までの距離に関する属性価格は観察期間を通じて一定ではなく，価格指数にバイアスをもたらしている可能性があることを指摘した．

このように既存住宅市場が発達する過渡期においては, RS において資産の年齢を明示的に考慮した手法を採用することが適当であろう．さもなければ，清水・渡辺(2009)でも指摘されているように，研年劣化による効果が分離されていないことで，住宅市場の回復時期に認識を遅らせる可能性がある．図 5 のようなストック全体の年齢属性の変化を考慮しない価格指数は，ストックの老朽資産増加の効果をマクロな市況ととらえる可能性がある．実際，図 5 では建物年齢を考慮した場合，首都圏のマンション市場の回復はこれまで言われてきたものより，あるいは年齢効果を考慮しない RS 法が示すものよりも，早期に訪れていた可能性を示している．

このような問題を解決するためには，ヘドニック法を利用するという解決方法も考えられる．しかし，米国のように，住宅属性データが整備されていないことで，

同手法が適用できない国も多く存在するものと考えられる.そのような国において,RS 法を適用する際には,ここで提案された経年劣化を考慮したモデルを利用することで，住宅価格指数の整備が可能となる.

加えて，本研究では，新築価格と再取引の回数が 1 回に限定された中古価格を対象としたサンプルを扱った．これは，他の先進主要国と比較して流通市場よりも新築市場が厚いという日本の住宅市場の特殊性を一部反映している．このような特殊なケースでも，指数の推計が可能となることが示されたことで，住宅市場が成熟していない地域においても，RS 法の適用を可能とすることができることを示した.

ただし，新築住宅と中古住宅とでは価格形成メカニズムに構造的な格差が存在している可能性もあり，その構造の格差に関する検討と対応が必要となるかもしれない．多くの場合，従前居住者の行動が観察できないため，中古住宅購入前における品質の瑕疵に対する疑いは新築住宅に比べて強い．真の品質が観察できないので,リスク回避的な消費者が期待する確実性等価は期待値水準よりも低く，住宅に対する付け値はそれだけ過少になる．この問題が解決し，新築物件と中古物件を組み合わせたサンプルであっても正確な指数が推計できるモデルが開発されたときには,日本のように中古住宅市場が薄い他の国や地域でも, RS 法を適用することが可能となることが考えられる.

このような問題は，今後の残された課題である.

参考文献

[1] 原野啓・清水千弘・唐渡広志・中川雅之(2007)「リピートセールス法による品質調整済住宅価格指数の推計」『季刊　住宅土地経済』No.65,12−19 頁

[2] 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.

[3] 中村良平(1998)「マンション価格指数と収益性」『季刊　住宅土地経済』No.27,16−25 頁.

[4] 西村・清水(2002)「地価情報の歪み」西村清彦編著『不動産市場の経済分析』日本経済新聞社.

[5] 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*, 58, pp.933−942.

[6] 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*, 57,

pp.320−342.

[7] Case, B. and J. M. Quigley (1991) "The Dynamics of Real Estate Prices" *Review of Economics and Statistics*, 22, pp.50−58.

[8] Case, K. E. and R. J. Shiller (1987), "Prices of Single Family Homes since 1970: New Indexes for Four Cities," *New England Economic Review*, (Sept./Oct.), pp.45−56.

[9] Case, K. E. and R. J. Shiller (1989), "The Efficiency of the Market for Single−Family Homes," *The American Economic review*, 79(1), pp.125−137.

[10] Chau, K.W. and Wong, S.K. and Yiu, C.U. (2005) "Adjusting for Non−Linear Age Effects in the Repeat Sales Index" *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 31(2), pp.137−153.

[11] 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.

[12] Court, A. T. (1939) "Hedonic Price Indexes with automotive examples, " in: *The Dynamics of Automobile Demand*, General Motors, New York.

[13] Coulson, N.E. and D. P. McMillen (2008), "Estimating Time, Age and Vintage Effects in Housing Prices," *Journal of Housing Economics* 17, pp.138−151.

[14] Diewert, W. E(2007), "The Paris OECD-IMF Workshop on Real Estate Price Indexes: Conclusions and Future Directions," The University of British Columbia, Department of Economics, *Discussion Paper* 07-01.

[15] Dombrow, J., J. R. Knight. and C. F. Sirmans (1997) "Aggregation Bias in Repeat−Sales Indices," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14, pp.75−88.

[16] Ekeland, I., J. J. Heckman and L. Nesheim (2004), "Identification and Estimation of Hedonic Models", *Journal of Political Economy*, Vol.112, pp.60-109.

[17] Greene, W. H. (2007) *Econometric Analysis*, 6th ed. Pearson Prentice Hall.

[18] Hill, R. C., J. R. Knight and C. F. Sirmans (1997) "Estimating Capital Asset Price Indexes," *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), pp.226−233.

[19] 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* 33, pp.287−304

[20] Palmquist, R.B. (1979) "Hedonic price depreciation indexes for residential housing: a comment," *Journal of Urban Economics* 6, pp.267−271.

[21] Rosen, S. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, 82, pp.34−55.

[22] Shimizu, C., H.Takatsuji, H.Ono and K.G.Nishimura, (2007), "Change in house price structure with time and housing price index", *RIPESS* (*Reitaku Institute of Political Economics and Social Studies*) *Working Paper*, No.25.

[23] Wang, F. T. and P. M. Zorn, (1997) "Estimating House Price Growth with Repeat Sales Data: What's the Aim of the Game?," *Journal of Housing Economics* 6, pp.93−118.