

## 消費者物価指数における民営家賃の経年減価調整

尾中 裕一<sup>†</sup>

## Aged Depreciation Adjustment of Rent in the Consumer Price Index

ONAKA Yuichi

総務省統計局が公表する消費者物価指数の民営家賃指数においては、基礎統計調査となる小売物価統計調査(家賃調査)の調査対象地区を固定することにより、同品質の価格動向を観測するとしている。しかし、建物の経年に伴う品質や調査価格の低下は消費者物価指数に下方バイアスを生じさせている可能性がある。

本稿では、住宅・土地統計調査の個票データを用いたヘドニック回帰モデルにより、民営借家の経年による家賃変動率を推計した。さらに、その推計結果と家賃調査の建築時期情報を用いて、消費者物価指数における経年減価調整を試みた。

分析の結果、品質低下バイアスを軽減させるとしていた家賃調査におけるサンプルの出入りの効果は限定的であることがわかった。また、経年減価調整の試算結果は、民営家賃指数の前年比を0.7~0.8ポイント程度押し上げるプラス調整となり、消費者物価指数に対しては前年比で0.1ポイント程度のプラス調整が見込まれることがわかった。

キーワード：消費者物価指数、民営家賃、ヘドニック回帰モデル、経年減価

The CPI announced by the Statistics Bureau says that it will measure rent trends of the same quality by fixing the survey area of the rent survey of the basic statistical survey. However, the decline in quality and survey prices over time of buildings may cause a downward bias in the CPI.

In this paper, we estimated the rent volatility of privately-owned rented houses over time using a hedonic regression model using housing and land statistics survey data. Furthermore, using the estimation results and the building year information of the rent survey, we tried to adjust the aged depreciation of the CPI.

The results of the analysis showed that the mitigation effect of entering and exiting individual samples in the rent survey was limited. In addition, as a result of the aged depreciation adjustment, it was found that the annual rate of the private rent index is expected to increase by about 0.7 to 0.8 points, and the annual rate of CPI is expected to be adjusted by about 0.1 points.

Key Words: Consumer Price Index (CPI), Rental Housing, Hedonic Regression Model, Aged Depreciation

<sup>†</sup> 財務省財務総合政策研究所調査統計部 Email : yuichi.onaka@mof.go.jp

## 1. はじめに

消費者物価指数は、世帯が購入する財やサービスの価格を総合した物価の変動を時系列的に測定するものである。指数の計算には、世帯が購入する多種多様な商品全体の物価変動を代表できるように様々な基準から選定された 582 品目（2020 年基準）を採用している。「民営家賃」指数もその 1 品目として毎月作成されている。また、消費者物価指数には「持家の帰属家賃」が含まれており、毎月の指数は近傍家賃法に基づき民営家賃指数の変動がそのまま反映されることになる<sup>1</sup>。消費者物価指数における持家の帰属家賃の占めるウエイトが全体の約 2 割と大きいことから、民営家賃指数の変動が消費者物価指数に及ぼす影響も強くなる。

消費者物価指数の品目別価格には原則として小売物価統計調査によって得られた市町村別及び品目別の小売平均価格が用いられている。民営家賃の指数においても、小売物価統計調査の家賃調査によって得られた家賃や延べ面積などの情報を基にして作成されている。家賃調査の調査市町村は、小売物価統計調査における価格調査と同様、全国の市町村を人口規模や地理的位置及び特性などから 167 層に分け、各層から 1 市町村ずつ抽出した、167 市町村が選定されている。

家賃調査は調査市町村ごとに調査地区を設定して行われている。調査地区は国勢調査の調査区を単位とし、調査市町村ごとに所定数の調査区を、調査区内の民営借家世帯数をウエイトとした確率比例抽出法により抽出し設定される。調査は設定された各調査地区内に所在するすべての民営借家世帯を対象とし、それらの民営借家を賃貸している事業所が調査事業所とされる。調査地区は 5 年ごとの国勢調査に合わせて交替され、直近の 2015 年国勢調査結果を用いた 2019 年の設定では、調査地区数は全国で 1233 地区、対象世帯は約 28000 世帯となっている<sup>2</sup>。

小売物価統計調査の調査品目については、毎月同品質の商品を調査できるよう詳細に銘柄を設定することで、その調査品目の平均的な価格の動きを捉えている。しかし、家賃調査については、建物の規模、最寄り駅からの距離、間取りなどの条件により様々に家賃が設定されていることから、特定の銘柄を設定することが困難である。このため、家賃調査では、原則として調査地区を 5 年間固定し、その地区内のすべての民営借家を継続して対象とすることにより、同品質の価格調査とされている。

民営家賃指数においては、家賃調査によって収集された全ての世帯別の家賃の合計を延面積の合計で除して単位面積当たり家賃を計算し、調査市町村別の指数を算出している。指数算出の際には、調査価格を、延面積 30 m<sup>2</sup>未満又は 30 m<sup>2</sup>以上、構造を木造又は非木造の、合計 4 区分に分類している。

このように、民営家賃指数の基礎データとしている家賃調査は、調査地区を固定することで、建物の千差万別な調査対象の品質を固定することにより同品質を担保していると考えられている。また、調査地区内を悉皆調査とすることで、サンプル数を確保し民営家賃指数の精度が安定するよう配慮されている。

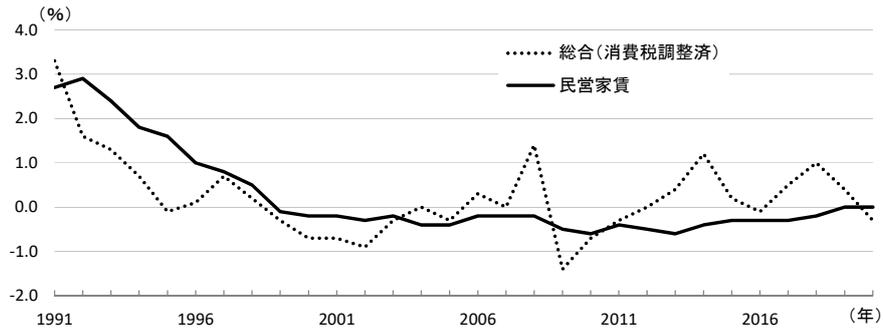
他方、民営借家は建築後の時間経過に伴い、建物の物理的な劣化により品質が低下していくと考えられる。これは、一般的には家賃が低下する要因となる。家賃調査における同一の民営借家の継続調査は、短期的には同品質が確保されているが、長期的にみるとこの経年劣化による価格の低下が含まれている可能性がある。図 1 は消費者物価指数（総合：消費税調整済）と民営家賃指数の前年比の推移を表す。民営家賃指数は 1998 年までは上昇してい

<sup>1</sup> 日本や米国の CPI においては、近隣の家賃相場から持家の帰属家賃を類推する近傍家賃法（Equivalent rent approach）が採用されている。具体的には、市町村別及び 4 区分（面積・構造）別の平均価格を、それらに対応する帰属家賃の区分に代入し、指数化したのち区分別帰属家賃ウエイトによる加重平均により指数を作成している。

<sup>2</sup> 小売物価統計調査（動向編）について（2022 年 1 月現在）（<https://www.stat.go.jp/data/kouri/doukou/1.html>）

たが、1999年から2018年までの20年間は緩やかな下落が続いた。2014年以降の物価の上昇局面においても、下落幅はやや縮小しているものの上昇に転じることはなかった。民営家賃指数の下落が続いていることから、継続的に居住している世帯の契約更新による値下げは反映されているが新築による上昇効果が十分に取り入れられておらず、下方バイアスが生じている可能性が示唆される。

図1：消費者物価指数（前年比）の推移



この経年に伴う品質低下の価格評価と民営家賃指数の調整は従前から課題となっている。高橋・塚本（2016）では経年減価調整の基礎分析として、2003、2008及び2013年3時点の住宅・土地統計調査の個票データを用いたヘドニック回帰モデルの分析を行ったほか、建築年代別の品質調整後家賃について各時点及び時点間の比較から様々な推察を行っている。また、原則は調査対象住戸を固定することとしている現行の家賃調査に関して、調査地区内における新築については入居後に標本に追加し、取り壊しによる退去は標本から除外するような時々の標本更新が、標本全体の経年に伴う品質をある程度は一定に保つ効果があると考察している<sup>3</sup>。他方で、2015年の小売物価統計調査に係る部会審議（統計委員会 サービス統計・企業統計部会）において家賃の経年劣化を巡る活発な議論がなされたほか、「公的統計の整備に関する基本的な計画」<sup>4</sup>においては、具体的な検討時期を含めて課題が明記されている。

主要国の消費者物価指数の事例では、米国が1988年から経年劣化についての品質調整を行っている。定期的な交替を除いてサンプルを固定し、途中で調査地区内に新規借家があったとしても調査対象外としているため、「経年に伴いサンプルの住宅は劣化し、価格を低下させ、したがって居住者に引き渡される住居サービスは減少する」との想定から、この品質低下をヘドニック法に基づき調整している。経年劣化を、計測不能な特性による築年数に伴う体系的な品質変化と定義し、対数化家賃を被説明変数とするヘドニック回帰式を築年数について微分した導関数から、回帰変数に各時点の標本平均値を代入することで経年劣化率を算出している（William (1988)、Gallin and Verbrugge (2007)）。経年劣化率（age-bias factor）は1999年から2006年の年率で0.3%未満としている（Campbell, Poole, Ptacek and Verbrugge (2006)）。

また、国内の物価統計では日本銀行が作成している「企業向けサービス価格指数」の「事務所賃貸」の各品目において、2010年から調査対象のオフィスの経年による品質劣化率を毎年推計し指数を調整している。方法としては、十分なサンプルが得られないことからへ

<sup>3</sup> 統計委員会 第60回サービス統計・企業統計部会（2015年9月3日）配布資料にも同様の記載がある。また、同資料では、建築時期の情報収集を開始し、検証のためのデータの蓄積を進めていくと記されている。

<sup>4</sup> 第Ⅲ期基本計画（当初/2018年3月6日閣議決定）

ドニック法を用いず、資産価値を利用した品質調整方法を採用している。具体的には、事務所賃料がオフィスビルの資産価値に比例して変動し、さらにその資産価値を土地、建物本体、付属設備各々の資産価値の合計とし、建物本体と付属設備の資産価値が定率で減耗する仮定の基で各構成比から建物全体の経年劣化率を算出している。その品質劣化率は「事務所賃貸」の品目平均で年率0.58%となり、「総平均」への影響を0.03%程度としている（才田・肥後（2010）、日本銀行調査統計局（2010））。

本稿は民営家賃指数の前年比変化率のうち経年減価分を調整することを目標とする。建物の経年減価率に関しては国内外で多数の研究が存在する（Shimizu, Nishimura and Watanabe（2010b）、吉田（2016）など）。しかし、これらは新規契約家賃データや不動産取引価格データを用いた分析が主であり、物価指数で扱うような継続家賃（契約後から継続的に居住している世帯が支払う家賃）を含む民営借家の家賃に対する経年減価率とは性質が異なると考えられる<sup>5</sup>。そのため、本稿では継続家賃を含むデータとして住宅・土地統計調査の個票データを用いることとする。また、これにより回帰分析を行うのに十分なサンプル数とその属性情報を得ることができるため、本稿では米国と同様ヘドニック回帰モデルにより経年減価率を推計する。回帰モデルは築年数に対して定率の経年減価を基本としつつ、モデルの拡張や世代効果の検証も試みる。次に、経年減価率の推計結果を用いて、総務省統計局が公表する民営家賃指数の前年比から直接的に経年減価調整値を試算する。ヘドニック家賃関数から2時点間の価格比を経年減価とそれ以外の要素に分解し、各時点の平均築年数の変化を考慮した経年減価の調整方法を示す。また、試算の過程において家賃調査の建築時期の情報を用いて築年数の標本平均値を算出し、現行の標本設計におけるサンプルの入れ替えによる標本更新の有効性について考察する。

## 2. 経年減価率の推計

本節では、住宅・土地統計調査の個票データを用いた、ヘドニック回帰モデルによる民営借家の築年数と家賃との関係についての分析結果を示す。

### 2.1 使用データ

分析で扱うデータは、総務省統計局が実施する住宅・土地統計調査（以下「住調」という。）の2013年結果及び2018年結果の2調査時点の個票データとする。地域は全国を対象とし、分析対象を民営借家に限定するため、住宅の種類が「民営の賃貸住宅（専用住宅）」のデータを抽出する。また、建築時期別に見てサンプル数が少ない建築時期1970年以前のデータを、経年減価率の精度の高い推計が行えないと判断し除外する。

住調の個票データを全国でひとつのデータセットとし、さらに、2調査時点のデータセットをプーリングしたデータテーブルとする。構造による経年減価や家賃への影響の違い及び民営家賃指数の作成区分を考慮し、「木造」、「非木造」の2区分（以下、住宅区分という。）に分類して用いる。さらに、都道府県ごとに、1㎡当たり家賃の対数値の平均から上下3σ超のレコードを抽出し、外れ値として除外する。これらにより、木造では296,514レコード、非木造では817,790レコードのデータテーブルとなる。

また、後述するように地域間の家賃水準の差を表すため、国土交通省が公表している2013年及び2018年の公示地価データを用いる。公示地価にレコードがない市町村は直近の都道

<sup>5</sup> 継続家賃は契約期間内の家賃改定がないほか、更新時においても改定されることはほとんどないことから新規契約家賃と比べて粘着性があるとされている（Shimizu, Nishimura and Watanabe（2010a）、清水・渡辺（2011））。

府県地価調査結果<sup>6</sup>で補完する。

## 2.2 経年減価の計測方法

経年減価を計測するため、家賃の築年数に対する低下率が一定（経年減価率 $\omega(\leq 0)$ ）とする標準的なモデルを設定する。このとき、家賃 $P$ は築年数 $z$ に伴い指数関数に従って低下することとなる。

$$\frac{1}{P(z)} \frac{dP(z)}{dz} = \omega \rightarrow P(z) \propto e^{\omega z} \quad \dots (1)$$

経年減価率 $\omega$ は、被説明変数を家賃の対数とする片対数型の回帰式において、築年数 $z$ の回帰係数として推定する。被説明変数は単位面積当たりの1か月の家賃とし、築年数との関係から片対数型の回帰式に設定する。また、住調の2013年と2018年の2調査時点間における家賃水準の差を調整するため調査時点ダミー変数を追加する。

これらにより、(2)式のヘドニック回帰モデルを設定する。回帰分析においては住調の集計用乗率で重みづけを行う。

$$\ln P = \alpha + \delta \cdot T + \sum_i \beta_i \cdot X_i + \omega \cdot Z + \varepsilon \quad \dots (2)$$

$P$  : 家賃 (単位面積当たり)       $\alpha$  : 切片

$\delta \cdot T$  : 調査時点ダミーと係数 $\delta$

$\sum_i \beta_i \cdot X_i$  : 築年数以外の説明変数 $X$ と係数 $\beta$

$\omega \cdot Z$  : 築年数 $Z$ と係数 $\omega$        $\varepsilon$  : 残差

築年数以外の説明変数は、建物の構造的属性として、延べ面積（7区分）、最寄り駅までの距離（5区分）、建物の階数（5区分）、台所の型（5区分）、オートロック有無を設定する。これらの説明変数は、本研究と同様に住調の個票データを用いたヘドニック回帰モデルを扱う高橋・塚本（2016）を参考にし、基準となる変数以外のすべての変数を採用する。住宅の構造（木造、非木造それぞれ2区分）と建て方（3区分）は、より詳細な分析となるよう「住宅の構造×建て方」（木造、非木造それぞれ6区分）の交差項として採用する<sup>7</sup>。各変数の平均値は付録1に掲載する。

地域による家賃水準差を調整するには、一般的には地域ダミーを設定する方法やデータ自体を地域で分割する方法が考えられる。高橋・塚本（2016）では東京都のみを分析対象として都内全市区町村をダミー変数で表しているが、本分析においては膨大なダミー変数となることの回避や全国で単一の結果を得る目的から、地域差を捉える連続変数として公示地価を用いることとする。住調データにマージするため市区町村別に公示地価を平均化し、ばらつきを小さくするため対数化する。さらに、2013年と2018年の地価の水準差が回帰分

<sup>6</sup> 国土利用計画法施行令に基づき、各都道府県知事が毎年7月1日における基準地の1㎡当たりの価格を調査し公表するもの。都道府県の発表に合わせて、国土交通省が全国の状況を取りまとめて公表している。国土交通省（土地鑑定委員会）が実施する地価公示（毎年1月1日時点の調査）と調査時期、調査地点において相互に補完的な関係にある。

<sup>7</sup> 当該交差項及び公示地価については、消費者物価指数の「持家の帰属家賃」のウェイト推計における回帰モデルにも採用されている（総務省統計局（2021））。

析に影響しないよう、全国でみて平均と分散が一律になるよう住調の集計用乗率を用いて標準化する<sup>8</sup>。

表 1：説明変数一覧（築年数にかかると変数以外）

区分	変数		基準
延べ面積	19㎡以下、20～29㎡、30～39㎡、50～59㎡、60～79㎡、80㎡以上		40～49㎡
最寄り駅までの距離	200m 未満、200～500m 未満、1000～2000m 未満、2km 以上		500～1000m 未満
建物の階数	1～2 階建、5～10 階建、11～14 階建、15 階建以上		3～4 階建
台所の型	LDK、独立、共用、その他		DK
オートロック	有り		無し
構造×建て方	木造	木造（防火木造を除く）×一戸建 木造（防火木造を除く）×長屋建 木造（防火木造を除く）×共同住宅 防火木造×一戸建 防火木造×長屋建	防火木造×共同住宅
	非木造	鉄筋・鉄骨コンクリート造×一戸建 鉄筋・鉄骨コンクリート造×長屋建 鉄筋・鉄骨コンクリート造×共同住宅 鉄骨造×一戸建 鉄骨造×長屋建	鉄骨造×共同住宅
地価（対数）	公示地価の市町村別平均値（連続変数）		—

築年数は、個票データから得られる建築時期階級から、調査周期（5年）にあわせて築年数の階級（5年）を設定し、階級をそのまま連続変数とする。住調の建築時期階級は、1990年以前は10年区切りの階級であり、また、調査実施年に近い年は1年区切りであるため、5年周期の階級に換算して使用する。さらに、住調の実施年においては10月1日現在が調査期日であることも考慮する。したがって、建築時期から築年数への変換は表2となる。

表 2：建築時期から築年数への変換表（1年=0.2）

建築時期 (西暦)	71-80	81-90	91-95	96-00	01-05	06-08	09	10	11	12	13	14	15	16	17	18
2013 住調	7.55	5.55	4.05	3.05	2.05	1.25	0.85	0.65	0.45	0.25	0.075					
2018 住調	8.55	6.55	5.05	4.05	3.05	2.05		1.25		0.85	0.65	0.45	0.25	0.075		

### 2.3 回帰分析結果

回帰分析の結果は付録2となった。自由度調整済み決定係数は木造で0.7340、非木造で0.6916となり、一定程度の説明力を有する結果が得られた。各変数の分散拡大係数（VIF）は十分小さく、多重共線性は発生していないことが確認できた。木造では、対数化した単位面積当たり家賃の平均値（付録1）における2時点間（5年間）の差が0.0120のプラスとなり、幾何平均価格の年率では0.24%<sup>9</sup>の上昇であったが、調査時点ダミーの回帰係数

<sup>8</sup> 地価を標準化しない場合、2時点間の地価の変動による家賃への影響分が調査時点ダミー係数から切り離されることになるため調査時点ダミー係数及び地価係数は変化するが、経年減価率の推計値への影響はない。

<sup>9</sup> 年率(%) =  $[\exp(0.0120/5) - 1] \times 100$

が0.0192となり年率で0.38%の上昇と、品質調整により0.14ポイント押し上げられたことがわかる。これは、単位面積あたりで割高な延べ面積が狭い借家の割合が減少したことや、築年数が経過した建物の割合が増加したことによる家賃変化分が調整されたものである。非木造では、調査結果が年率で0.41%の下落に対し、品質調整後は年率で0.11%の上昇となり、品質調整で0.50ポイント押し上げと、木造と同様の傾向がみられたがより顕著な結果となった。

また、築年数のパラメーター推定値から、築年数を一定にした場合の経年減価率を住宅区分別に計算すると、表3となった。これは、2時点の調査サンプルにおける築年数以外の要素の違いや、それらを考慮した家賃水準差の影響を除いた経年減価率となる。

表3：築年数パラメーターによる経年減価率（基本モデル）

	木造	非木造
推定値 $\hat{\alpha}$	-0.0423	-0.0352
経年減価率（年率）	-0.842%	-0.702%

この推計結果には以下のような性質がある。築年数変数の回帰係数として推計した経年減価率は、借家住宅の築年数の経過に伴って観測される家賃の平均的な変化を示したものであり、住宅の物理的な劣化によるもののほか、住宅の外形的特性（間取り、設備等）への経済的な価格評価（陳腐化）や、過去の建築基準の違いや建築技術の革新といった建築時期に依拠する品質変化によるものも含まれている。

また、実際の借家では、築年数がある程度経過した段階にリフォームなどによる品質の回復が図られることで、築年数と建物の品質劣化との相関関係が弱まることも考えられる。一般的に、築年数が経過するにつれてサンプル全体におけるリフォーム件数の割合は増加していくと考えられることから、築年数変数の回帰係数にはリフォームによる品質回復による家賃上昇分がある程度含まれていることになる。

米国CPIの経年減価率（0.3%）に対し推計結果は過大となった。中川（2018）では、滅失住宅の平均寿命が米国の64年に対し日本が27年と倍近い差があり、背景に日本の過小なりフォーム投資があるとしている。このことが経年減価率の差の遠因となっている可能性がある。

### 3. 拡張モデル

本節では、前節の回帰モデル（基本モデル）の経年減価率に対していくつかの追加検証を行う。

#### 3.1 築年数階級ダミーの追加

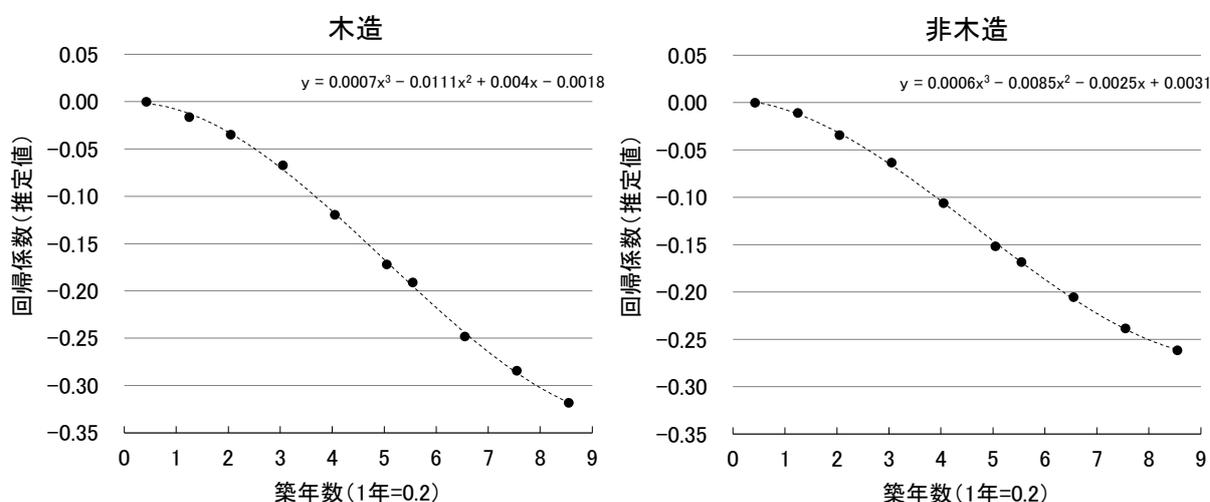
前節では、経年減価率を築年数 $Z$ （連続変数）の回帰係数として、築浅・築古によらず一律に推定したが、実際は年数の経過に対する家賃の下落率には築年数による違いがあると考えられる。図2は、(2)式における説明変数 $Z$ の代わりに築年数階級ダミー<sup>10</sup>を用いた場合の、築年数階級ダミーの回帰係数を表したグラフである。築年数が経つにつれて家賃

<sup>10</sup> 表2の各数値を築年数階級としている。例えば、2013年住調の建築時期「91-95」と2018年住調の建築時期「96-00」は「4.05」で、「築18-22年」階級となる。また、住調の実施年に近い1年区切りの階級は「築0-4年」階級としてまとめている。

が下落しているが、築浅・築古物件においてその傾きが緩やかになっていることがわかる。これらは高橋・塚本（2016）でも同様の結果が得られており、その要因として、築古においては低品質物件の廃止による上昇効果の可能性、築浅においては新築時の空室を埋めるためその時々需給状況や経済状況の影響を受け築年数に対して割安に設定された可能性がそれぞれ示唆されている。

この築年数の違いによる家賃変化の差を補正してより線形の当てはまりが良い経年減価率を取り出すため、(3)式のように、築浅・築古両端の築年数階級ダミーを変数に追加する<sup>11</sup>。

図 2：築年数階級ダミー回帰係数の推移



$$\ln P = \alpha + \delta \cdot T + \sum_i \beta_i \cdot X_i + \omega \cdot Z + \underbrace{\sum_j \mu_j \cdot Z_j}_{\text{築年数階級ダミー}} + \varepsilon \quad \dots (3)$$

$\sum_j \mu_j \cdot Z_j$  : 築年数階級ダミー  $Z_j$  と係数  $\mu_j$

$j$  : 築 0 - 4 年階級、築 38 - 47 年階級

### 3.2 推計結果

回帰分析の結果は付録 3 となった。築年数変数以外の推定値は基本モデルからはほぼ変化は見られなかった。自由度調整済み決定係数はわずかに上昇したほか、築年数変数の VIF が上昇したが結果に影響を及ぼすことはなかった。

築年数のパラメーター推定値から、築年数を一定にした場合の経年減価率を住宅区分別に計算すると、表 4 となった。

<sup>11</sup> 本稿では定率の経年減価率を基本とし、築年数階級ダミーは経年減価以外の要因を説明する変数として導入している。一方、米国 CPI においては経年減価率に定数項のほか築古ダミーや築年数の 1 次項などを入れている。

表 4：築年数パラメーターによる経年減価率（拡張モデル）

	木造	非木造
推定値 $\hat{\omega}$	-0.0451	-0.0375
経年減価率（年率）	-0.898%	-0.747%

表 3の結果と比較すると、経年減価率はどちらの住宅区分においてもマイナス幅が大きくなった。これは、年数の経過に伴う家賃の下落率が他と比べて緩やかな築浅及び築古物件の影響により、基本モデルでは経年減価率の傾きが緩やかに推定されたのに対し、拡張モデルでは築年数階級ダミーによりこれらの影響が調整されたためと考えられる<sup>12</sup>。

### 3.3 世代効果の検証

本分析の経年減価率には建物の経年劣化だけではなく建築時期の違いによる品質差に伴う価格変化（世代効果）も含まれている。しかし、これらを分離するため線形回帰モデルの説明変数として単純に追加しようとする、建築時期、築年数及び調査時点の間に、“建築時期＋築年数＝調査時点”の関係があることから完全共線状態となり、3つの効果を同時に識別することができない。このため、分析データや回帰モデルに様々な工夫を加えることで3つの効果を同時に推計する方法が検討されている（Coulson and McMillen（2008）、Karato, Movshuk and Shimizu（2010）、唐渡・モヴシュク・清水（2011））。

ここでは簡易的な方法として、5年刻みの築年数及び調査時点に対して、建築時期の区切りを、木造では「1980年以前」及び「2001年以降」、非木造では「1980年以前」及び「2006年以降」のダミー変数とすることにより多重共線性の回避を試みる。また、これらの区切りは、耐震基準などの改定時点に対応しており<sup>13</sup>、耐震基準の変更による品質差と家賃との関係を表す変数になることが期待される。

基本モデルに建築時期ダミー変数を加えた回帰分析の結果は付録 4となった。築年数変数のVIFは大きく上昇したが10を超えることはなく共線性は回避されていることがわかる。非木造の「1980年以前」の推定値は、旧耐震基準による低品質からマイナスが想定されたが推計結果はプラスとなった。これは前節の築年数階級を用いた築古ダミーの追加による推計と同様の結果であり、建築基準の違いによる品質差に対して低品質物件の廃止による効果の方が家賃評価への影響が強いことが示された。「2006年以降」についても新制度によるコスト増加分が係数に表れずに築浅ダミーと同様の結果となった。また、木造においては追加変数の説明力は弱く、これらの結果から世代効果は価格とは無関係か無視できる程度であることで、本分析結果の経年減価率から世代効果の切り分けは不要であることが示唆される。

## 4. 民営家賃指数の経年減価調整

本節では、物価指数への反映方法を考察し、前節で推計した経年減価率を用いて、その影響度を試算する。

<sup>12</sup> 築浅・築古両端に加えて築浅の2番目の築年数階級ダミー変数を追加した分析を行ったところ、築年数変数のVIFはさらに上昇したが影響のない範囲に収まった。

<sup>13</sup> 現行の耐震基準（新耐震基準）は1981年に導入され、それ以前の耐震基準（旧耐震基準）から大幅に改定された。また、2000年には、木造住宅の基礎や接合部などの仕様を明確化する改定がされたほか、2007年には、構造計算適合性判定制度の導入により、主に非木造住宅において耐震設計の構造計算に従来以上の時間や費用が必要となった。

#### 4.1 家賃変化率に対する経年減価の調整方法

家賃の変化率については、(2)式または(3)式から、経年減価率の推定値 $\hat{\omega}$ と築年数の平均値 $\bar{Z}$ を用いて、(4)式のように表すことができる。ここで、延べ面積階級など経年減価以外の項を $\rho$ にまとめている。また、 $\tilde{P}$ は幾何平均であり、 $t$ は調査時点を表す。

$$\ln \frac{\tilde{P}(t)}{\tilde{P}(t-1)} = \hat{\omega} \cdot (\bar{Z}(t) - \bar{Z}(t-1)) + \rho$$

$$\exp[\rho] = \frac{\tilde{P}(t)}{\tilde{P}(t-1)} \times \exp[-\hat{\omega} \cdot (\bar{Z}(t) - \bar{Z}(t-1))] \quad \dots (4)$$

(4)式は調整前の平均価格の変化率 $\tilde{P}(t)/\tilde{P}(t-1)$ に経年減価による変動を調整する係数

$$\text{調整係数} = \exp[-\hat{\omega} \cdot (\bar{Z}(t) - \bar{Z}(t-1))] \quad \dots (5)$$

を乗じることで経年減価調整後の家賃変化率 $\exp[\rho]$ が得られる等式となっている。調整係数は、回帰分析で求めた経年減価率 $\hat{\omega}$ と、各時点の築年数の平均差により求められる。

調査対象の民営借家に入りが無い場合、 $\bar{Z}(t) = \bar{Z}(t-1) + 1$ となり、調整係数は $\exp[-\hat{\omega}]$ となるが、新築の取り入れや築古の廃止による出入りがある場合には、 $\bar{Z}(t) < (\bar{Z}(t-1) + 1)$ となるため、調整係数は $\exp[-\hat{\omega}]$ と比べて1に近くなることが考えられる。また、2時点間で築年数の平均が変わらない場合には、 $\bar{Z}(t) = \bar{Z}(t-1)$ で調整係数は1となり、経年調整は不要となる。

#### 4.2 小売物価統計調査（家賃調査）の状況

小売物価統計調査の家賃調査において、2013年10月から<sup>14</sup>建築時期（年）など附帯事項の情報収集を開始しており、その結果と調査時期との差から個別住居の築年数を算出することができる。表5は、住調の調査年と同じ2013年及び2018年の2時点における家賃調査の個別住居の築年数を、住居区分別に平均化した結果である<sup>15</sup>。平均築年数の5年間の差を年換算すると、どちらの住居区分とも1年より短くなった。これは、サンプルを完全に固定するのではなく、新築による築浅物件の取入れや取り壊しによる築古物件の廃止によりサンプルを入れ替えたことに伴う平均築年数の若返りによるものと見られる。他方で、住調の平均築年数の差は付録1から算出でき、年換算で木造が0.2692、非木造が0.4654となる<sup>16</sup>。住調の結果が各時点の真の値に近いことを考慮すると、この結果は家賃調査が十分に若返りを反映できていないことを示している。

また、家賃調査の平均築年数差及び住調の個票データから推計した表4の結果を用いて、(5)式による調整係数を計算することができ、この係数から経年減価率を調整した家賃の変化率を推計することができる<sup>17</sup>。なお、この係数は、住調の2時点間において、経年減

<sup>14</sup> 2014年1月の家賃調査地区の設定替えにより一斉に標本を入れ替えたが、指数の接続用に新調査地区において2013年10月から調査を開始しており、同一調査地区による調査は2018年12月まで継続されたため5年分の築年数差を算出できる。

<sup>15</sup> 保合により価格補完している住戸を含む。集計は指数のウェイトを用いず全調査価格を単純平均している。

<sup>16</sup> 建築時期が1970年以前のデータを除外していることに注意が必要である。

<sup>17</sup> 住戸の入れ替えにより築年数以外の変数にも平均値に差が生じると考えられる。ただし、家賃関数への寄与の大きい延べ面積階級（30㎡未満又は30㎡以上）、構造（木造又は非木造）、地域（調査市町村）は指数作成段階で区別されていることを考慮すると、調整の有無による民営家賃指数への影響は限定的と考えられる。

価と築年数の変化が一律である仮定のもと年率換算していることになる。

表 5：平均築年数（年）と調整係数

	木造	非木造
2018年	24.9171	23.2871
2013年	20.6073	18.5946
平均築年数差（年）	0.86196	0.93850
調整係数（年率）	1.007703	1.006958

#### 4.3 CPI 民営家賃の経年減価調整の試算結果

(4) 式から類推される経年減価を調整した指数の前年比は、

$$\begin{aligned} \text{調整後変化率(\%)} &= \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \times \text{調整係数} - 1 \right) \times 100 \\ &= (\text{調整前変化率(\%)} + 100) \times \text{調整係数} - 100 \quad \dots (6) \end{aligned}$$

と表すことができる。総務省統計局が公表している「民営家賃（木造）」及び「民営家賃（非木造）」の指数について調整後前年比を計算すると、表 6 となった。(6) 式と調整係数から、小数第 1 位の範囲では、木造で 0.8 ポイント、非木造で 0.7 ポイントを変化率に加算することにより調整後の値となる。なお、ここで用いた調整係数は、住調の 2 時点間で経年減価と築年数の変化が一律である仮定で算出した経年減価率であるため、各前年比に対する調整も住宅区分ごとに一律としている。

表 6：経年減価率の調整後指数（前年比 (%)）

	民営家賃（木造）		民営家賃（非木造）	
	調整後 （推計値）	調整前 （公表値）	調整後 （推計値）	調整前 （公表値）
2014年	0.5	-0.3	0.2	-0.5
2015年	0.6	-0.2	0.3	-0.4
2016年	0.5	-0.3	0.4	-0.3
2017年	0.6	-0.2	0.3	-0.4
2018年	0.6	-0.2	0.5	-0.2

さらに、経年減価調整の消費者物価指数（総合指数）への寄与度は、

経年減価寄与度 = 調整後寄与度 - 調整前寄与度

$$= \sum_{i \in \text{区分}} \left[ (\text{調整係数}_i - 1) \times \frac{I_{i, \text{当月}}}{I_{\text{総合, 前年同月}}} \times \frac{w_i}{w_{\text{総合}}} \right] \times 100 \quad \dots (7)$$

のように、各住宅区分における経年減価調整の寄与度の合計で計算される。民営家賃の2区分に、民営家賃を代入して算出される持家の帰属家賃の2区分を加えた、4区分を合計した経年減価寄与度は0.1ポイント程度のプラス調整になることが見込まれる<sup>18</sup>。

## 5. まとめと課題

本稿では、消費者物価指数における民営家賃の経年減価による調整方法を、住宅・土地統計調査の個票データを用いたヘドニック法により推計した経年減価率を家賃調査の築年数の変化に当てはめて指数の変化率を調整する方法として提示した。推計の結果、2014年から2018年の民営家賃指数の前年比は、木造で0.8ポイント程度、非木造で0.7ポイント程度のプラスの調整となった。また、持家の帰属家賃を含めた消費者物価指数（総合指数）への影響は0.1ポイント程度のプラスの調整が見込まれることを示した。

本稿の分析における経年減価調整後の民営家賃指数（変化率）は、2013年及び2018年の家賃調査における平均築年数差に基づいて算出した。したがって経年減価調整によって民営家賃指数がどの程度変化するかは、家賃調査の平均築年数の増加に大きく依存していることになる。現在、家賃調査では、調査区内の悉皆調査により調査地区内の新規物件を取り込むことや、入居停止となった築古物件を除外することで、平均築年数の増加が年換算で木造が0.86年、非木造が0.94年と1年より短くなっている。しかしながら、住調と比較して過大になっていることを踏まえると、物件の新陳代謝を必ずしも十分に統計に反映できていない可能性もある。これは、家賃調査地区設定において、民営借家世帯数をウェイトとした確率比例抽出としていることから賃貸物件の多い地区が選定されやすく、このため地区内に新築物件の建設が見込めず築浅物件が選定されにくくなっていることが一因と考える。

総務省統計局では、民営家賃について、本稿の分析対象期間以降にいくつかの見直しを行っている。指数作成段階においては、調査対象住戸が空き家となった場合に指数の急激な変動を緩和させるための前月価格による補完（保合）について、2020年1月以降、その後一定期間入居者がいない場合は今後も入居が見込めないものとみなして保合を外す処理が追加されている（総務省統計局（2021））。また、家賃調査の実査においては、2021年1月以降、家賃調査の報告者を民営借家世帯から不動産管理会社等へ変更されている<sup>19</sup>。これらによって、築古による募集停止住戸の機動的な除外や、新築を含めた物件の的確な把握による、標本全体の平均築年数の若返りが期待される。これらの変更に加えて、今後更に、調査地区の抽出方法の見直しを進めることで一層の精度向上が計画されている。

家賃調査については、例えば、築年数の偏りが解消されるよう、調査地区をローテーション・サンプリングとすることでリフレッシュさせるなど標本設計を見直すことも一案である。しかし、標本交替による指数の接続には、築年数の若返りが反映できるような品質調整が必要である。その品質調整方法としてはヘドニック法が考えられるが、家賃調査の十分なサンプル数の確保や回帰変数となる附帯情報の正確な把握といった統計精度面や、毎月の作業負担の大きさなど課題が多い<sup>20</sup>。また、仮に標本設計の見直しにより真の平均築年数が得られ

<sup>18</sup> ここではCPIで現在採用されている近傍家賃法に基づいて経年減価調整を試算した。清水（2013）では、近傍家賃法による持家の帰属家賃の測定は住宅の市場価格の変動が正確に反映できていないとしている。この場合、本稿の経年減価率の推計において使用する住調データを、市場価格（新規契約家賃）がより反映されていると推察される入居時期が浅いデータに限定するなどの工夫が必要である。

<sup>19</sup> 統計委員会「諮問第142号（令和2年6月25日）」及び「諮問第142号の答申（令和2年9月9日）」

<sup>20</sup> 久我（2007）では、家賃調査における調査世帯の出入りに伴う平均価格の変動に対して、ヘドニック法による品質調整方法を検討している。

たとしてもその築年数差による経年減価が発生することを考慮する必要が生じる。

このようなことから、調査区を固定する現行の標本設計を基本とし、世帯の出入りによる指数変動を一切なくすことで同品質としつつ、本稿で示したような、経年による家賃の下落分のみを調整する「経年減価調整法」が現実的な手法と考える。

消費者物価指数は経済政策や金融政策の判断材料となるほか、年金額の改定などの社会保障額の算定といった重要で幅広い利用がある。民営家賃指数を調整することは、現行の帰属家賃方式による作成方法に従うとウエイトの大きい持家の帰属家賃指数にも反映され、結果として指数全体に与える影響も大きくなる。本稿の試算結果である0.1ポイントの調整であっても、利用者への影響も十分考慮したうえでの採否の判断が必要と考える。

## 謝辞

本稿は、著者が総務省統計局統計調査部消費統計課物価統計室在籍中に、同室が開催する物価指数研究会において報告した研究内容を加筆・修正したものである。本研究の遂行に当たり、物価指数研究会の委員の方々や物価統計室の職員の方々から有益なコメントをいただいた。ここに感謝の意を表したい。

また、本稿について丁寧に査読をしていただき、改善点の指摘や有益なコメントをしていただいた匿名の2名の査読者の方にも感謝を申し上げます。

## 参考文献

- [1] 唐渡広志, モヴシュケーオレクサンダー, 清水千弘 (2011) 「住宅価格ヘドニックモデルにおける時間効果、年齢効果および世代効果の分離: セミパラメトリック法による推定」, 『季刊 住宅土地経済』2011年秋季号 (第82号), 12~20頁
- [2] 久我真理子 (2007) 「小売物価統計調査における家賃調査に関する一考察」, 『統計研究彙報』第64号, 17~26頁
- [3] 才田友美, 肥後雅博 (2010) 「賃料データを用いたオフィスの減耗率の計測」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』10-J-1
- [4] 清水千弘, 渡辺努 (2011) 「家賃の名目硬直性」, 『フィナンシャル・レビュー』第106号, 52~68頁
- [5] 清水千弘 (2013) 「持ち家の帰属家賃の測定」, 『季刊 住宅土地経済』2013年春季号 (第88号), 10~19頁
- [6] 総務省統計局 (2021) 『2020年基準 消費者物価指数の解説』
- [7] 総務省統計局 (2021) 『消費者物価指数のしくみと見方』
- [8] 高橋伸一, 塚本大器 (2016) 「借家住宅の建築年代別家賃価格の分析」, 『統計研究彙報』第73号, 19~36頁
- [9] 中川雅之 (2018) 「日米の住宅循環システムの比較」, 『都市住宅学』2018巻103号, 20~26頁
- [10] 日本銀行調査統計局 (2010) 「企業向けサービス価格指数「事務所賃貸」経年劣化に対する品質調整の導入」, 『日本銀行レポート・調査論文』
- [11] 吉田二郎 (2016) 「不動産の経年減価率」, 『季刊 住宅土地経済』2016年冬季号 (第99号), 20~27頁
- [12] Campbell, L. L., Poole, R., Ptacek, F. and Verbrugge, R. (2006), "Updating the Housing Age-Bias Regression Model in the Consumer Price Index" CPI Detailed Report.

- [13] Coulson, N. E. and McMillen, D. P. (2008), “Estimating time, age and vintage effects in housing prices” *Journal of Housing Economics*, 17(2), 138-151.
- [14] Gallin, J. H. and Verbrugge, R. (2007), “Improving the CPI's Age-bias Adjustment: Leverage, Disaggregation and Model Averaging” BLS Working Paper 411, US Department of Labor, US Bureau of Labor Statistics, Office of Prices and Living Conditions.
- [15] Karato, K., Movshuk, O. and Shimizu, C. (2010), “Semiparametric Estimation of Time, Age and Cohort Effects in An Hedonic Model of House Prices” Working Paper No.256, University of TOYAMA.
- [16] Shimizu, C., Nishimura, K. G. and Watanabe, T. (2010a), “Residential rents and price rigidity: Micro structure and macro consequences” *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(2), 282-299.
- [17] Shimizu, C., Nishimura, K. G. and Watanabe, T. (2010b), “Housing Prices in Tokyo: A Comparison of Hedonic and Repeat Sales Measures” *Journal of Economics and Statistics*, 230(6), 792-813.
- [18] William C. Randolph (1988), “Estimating of Housing Depreciation: Short-Term Quality Change and Long-Term Vintage Effects” *Journal of Urban Economics* 23, 162-178

## 付録 1 : 回帰変数別の平均値

		木造		非木造	
調査時点		2013年	2018年	2013年	2018年
オブザベーション数		146,532	149,982	379,876	437,914
変数		平均値	平均値	平均値	平均値
単位面積当たり家賃(対数)	被説明変数	7.1073	7.1193	7.4277	7.4070
築年数	(連続変数)	4.0951	4.3643	3.5466	4.0120
延べ面積階級	19m <sup>2</sup> 以下	0.0853	0.0867	0.1107	0.1129
	20～29	0.1802	0.1697	0.2484	0.2353
	30～39	0.1635	0.1626	0.1705	0.1663
	40～49	0.1727	0.1728	0.1622	0.1540
	50～59	0.1372	0.1423	0.1478	0.1454
	60～79	0.1225	0.1304	0.1299	0.1359
	80m <sup>2</sup> 以上	0.1386	0.1356	0.0305	0.0503
最寄り駅までの距離	200m未満	0.0353	0.0359	0.1063	0.1005
	200～500m未満	0.1324	0.1299	0.2216	0.2241
	500～1000m未満	0.2441	0.2512	0.2674	0.2886
	1000～2000m未満	0.2749	0.2861	0.2173	0.2132
	2000m以上	0.3133	0.2970	0.1875	0.1736
建物の階数	1～2階建	0.9608	0.9457	0.2874	0.2749
	3～4階建	0.0392	0.0543	0.3639	0.3626
	5～10階建	0.0000	0.0000	0.2827	0.2878
	11～14階建	0.0000	0.0000	0.0541	0.0592
	15階建以上	0.0000	0.0000	0.0119	0.0154
台所の型	独立	0.3924	0.3787	0.3689	0.3884
	DK	0.2867	0.2507	0.2419	0.2050
	LDK	0.2345	0.2864	0.2465	0.2756
	その他	0.0842	0.0811	0.1385	0.1248
	共用	0.0021	0.0032	0.0043	0.0062
オートロック	有り	0.0192	0.0284	0.3154	0.3538
	無し	0.9808	0.9716	0.6846	0.6462
構造×建て方	木造×一戸建	0.1446	0.1119	0.0000	0.0000
	木造×長屋建	0.0389	0.0353	0.0000	0.0000
	木造×共同住宅	0.1404	0.1264	0.0000	0.0000
	防火木造×一戸建	0.1385	0.1307	0.0000	0.0000
	防火木造×長屋建	0.0597	0.0751	0.0000	0.0000
	防火木造×共同住宅	0.4779	0.5205	0.0000	0.0000
構造×建て方	鉄筋鉄骨コン×一戸建	0.0000	0.0000	0.0024	0.0020
	鉄筋鉄骨コン×長屋建	0.0000	0.0000	0.0052	0.0068
	鉄筋鉄骨コン×共同住宅	0.0000	0.0000	0.7432	0.7291
	鉄骨造×一戸建	0.0000	0.0000	0.0020	0.0018
	鉄骨造×長屋建	0.0000	0.0000	0.0076	0.0122
	鉄骨造×共同住宅	0.0000	0.0000	0.2397	0.2481
地価(対数、標準化)	(連続変数)	10.0032	10.0038	10.0019	10.0006
築年数階級	築38～47年階級(8.55)	0.0000	0.1402	0.0000	0.0690
	築33～42年階級(7.55)	0.1905	0.0000	0.0858	0.0000
	築28～37年階級(6.55)	0.0000	0.2130	0.0000	0.2119
	築23～32年階級(5.55)	0.2396	0.0000	0.2382	0.0000
	築23～27年階級(5.05)	0.0000	0.1217	0.0000	0.1366
	築18～22年階級(4.05)	0.1405	0.1089	0.1569	0.1317
	築13～17年階級(3.05)	0.1101	0.1017	0.1403	0.1199
	築8～12年階級(2.05)	0.1222	0.1231	0.1497	0.1456
	築5～7年階級(1.25)	0.0949	0.0761	0.1194	0.0736
	築0～4年階級(0.425)	0.1021	0.1152	0.1097	0.1117
建築時期階級	1971～1980年階級	0.1905	0.1402	0.0858	0.0690
	1981～2000年階級	0.4902	0.4436	0.5354	0.4802
	2001年以降階級	0.3192	0.4162	0.3788	0.4508
	1981～2005年階級	0.6125	0.5453	0.6851	0.6001
	2006年以降階級	0.1970	0.3145	0.2292	0.3309

付録 2：回帰分析結果（基本モデル）

		木造					非木造				
オブザベーション数		296,514					817,790				
調整済 R2 乗		0.7340					0.6916				
変数		推定値	標準誤差	t 値	Pr >  t	分散拡大係数	推定値	標準誤差	t 値	Pr >  t	分散拡大係数
時点ダミー	2018年	0.0192	0.0011	17.35	<.0001	1.0201	0.0057	0.0006	9.42	<.0001	1.0304
築年数	(連続変数)	-0.0423	0.0002	-173.81	<.0001	1.2240	-0.0352	0.0002	-231.91	<.0001	1.3193
延べ面積階級 base:40~49m <sup>2</sup>	19m <sup>2</sup> 以下	0.7245	0.0026	283.31	<.0001	1.7186	0.6585	0.0013	501.58	<.0001	1.9398
	20~29	0.3897	0.0020	193.42	<.0001	1.9591	0.3389	0.0011	314.03	<.0001	2.4171
	30~39	0.1741	0.0019	90.91	<.0001	1.6727	0.1462	0.0011	137.30	<.0001	1.7988
	50~59	-0.1323	0.0020	-66.74	<.0001	1.5798	-0.1150	0.0011	-106.06	<.0001	1.6661
	60~79	-0.3088	0.0021	-146.47	<.0001	1.6416	-0.2439	0.0011	-215.11	<.0001	1.6799
	80m <sup>2</sup> 以上	-0.6615	0.0023	-293.15	<.0001	2.0136	-0.5301	0.0017	-314.35	<.0001	1.2660
最寄り駅までの距離 base:500~1000m未満	200m未満	-0.0144	0.0031	-4.65	<.0001	1.1042	0.0057	0.0011	5.18	<.0001	1.2692
	200~500m未満	0.0034	0.0019	1.80	0.0718	1.3358	0.0110	0.0009	12.85	<.0001	1.4241
	1000~2000m未満	-0.0029	0.0015	-1.90	0.0572	1.5712	-0.0208	0.0009	-23.91	<.0001	1.4479
	2000m以上	-0.0221	0.0016	-14.12	<.0001	1.7376	-0.0361	0.0010	-37.80	<.0001	1.5291
建物の階数 base:3~4階建	1~2階建	0.0172	0.0027	6.48	<.0001	1.0491	0.0006	0.0009	0.68	0.4974	1.7367
	5~10階建	.	.	.	.	.	0.0153	0.0008	19.02	<.0001	1.5008
	11~14階建	.	.	.	.	.	0.0568	0.0014	39.44	<.0001	1.2596
	15階建以上	.	.	.	.	.	0.1676	0.0027	62.85	<.0001	1.0943
台所の型 base:DK	独立	-0.0494	0.0015	-33.74	<.0001	1.6989	-0.0327	0.0009	-35.97	<.0001	2.2044
	LDK	0.0701	0.0016	44.05	<.0001	1.6285	0.0552	0.0009	60.64	<.0001	1.8132
	その他	-0.0848	0.0024	-35.70	<.0001	1.4305	-0.0755	0.0012	-63.66	<.0001	1.8187
	共用	-0.0426	0.0107	-3.98	<.0001	1.0208	-0.0670	0.0042	-15.96	<.0001	1.0537
オートロック	有り	0.0319	0.0037	8.67	<.0001	1.0510	0.0522	0.0008	63.01	<.0001	1.7318
構造×建て方 base:防火木造×共同住宅	木造×一戸建	-0.0685	0.0020	-33.79	<.0001	1.5368	.	.	.	.	.
	木造×長屋建	-0.1089	0.0030	-36.24	<.0001	1.0769	.	.	.	.	.
	木造×共同住宅	-0.0477	0.0017	-28.07	<.0001	1.1147	.	.	.	.	.
	防火木造×一戸建	0.0481	0.0021	23.26	<.0001	1.6662	.	.	.	.	.
	防火木造×長屋建	0.0413	0.0023	17.80	<.0001	1.1332	.	.	.	.	.
構造×建て方 base:鉄骨造×共同住宅	鉄筋鉄骨コン×一戸建	.	.	.	.	.	-0.0138	0.0065	-2.13	0.0335	1.0210
	鉄筋鉄骨コン×長屋建	.	.	.	.	.	0.0305	0.0039	7.84	<.0001	1.0290
	鉄筋鉄骨コン×共同住宅	.	.	.	.	.	0.0017	0.0008	2.12	0.034	1.4460
	鉄骨造×一戸建	.	.	.	.	.	0.0367	0.0069	5.29	<.0001	1.0221
	鉄骨造×長屋建	.	.	.	.	.	0.0337	0.0031	11.05	<.0001	1.0490
地価(対数、標準化)	(連続変数)	0.2235	0.0006	361.41	<.0001	1.2740	0.2285	0.0004	651.89	<.0001	1.3888

付録 3 : 回帰分析結果 (拡張モデル)

		木造					非木造				
オブザベーション数		296,514					817,790				
調整済 R2 乗		0.7342					0.6918				
変数		推定値	標準誤差	t 値	Pr >  t	分散拡大係数	推定値	標準誤差	t 値	Pr >  t	分散拡大係数
定数項		5.0548	0.0072	699.66	<.0001	0.0000	5.1493	0.0039	1332.23	<.0001	0.0000
時点ダミー 2018年		0.0186	0.0012	16.16	<.0001	1.1107	0.0057	0.0006	9.24	<.0001	1.0568
築年数 (連続変数)		-0.0451	0.0003	-142.62	<.0001	2.0695	-0.0375	0.0002	-199.39	<.0001	2.0297
延べ面積階級											
base:40~49m <sup>2</sup>											
19m <sup>2</sup> 以下		0.7244	0.0026	283.30	<.0001	1.7195	0.6589	0.0013	501.65	<.0001	1.9424
20~29		0.3891	0.0020	193.12	<.0001	1.9600	0.3385	0.0011	313.67	<.0001	2.4186
30~39		0.1742	0.0019	91.00	<.0001	1.6728	0.1461	0.0011	137.17	<.0001	1.7991
50~59		-0.1328	0.0020	-67.02	<.0001	1.5803	-0.1154	0.0011	-106.42	<.0001	1.6671
60~79		-0.3092	0.0021	-146.71	<.0001	1.6419	-0.2444	0.0011	-215.43	<.0001	1.6829
80m <sup>2</sup> 以上		-0.6622	0.0023	-293.46	<.0001	2.0155	-0.5306	0.0017	-314.56	<.0001	1.2672
最寄り駅までの距離											
base:500~1000m未満											
200m未満		-0.0144	0.0031	-4.66	<.0001	1.1042	0.0055	0.0011	5.00	<.0001	1.2693
200~500m未満		0.0035	0.0019	1.87	0.0619	1.3358	0.0110	0.0009	12.90	<.0001	1.4241
1000~2000m未満		-0.0031	0.0015	-2.04	0.0414	1.5713	-0.0209	0.0009	-24.07	<.0001	1.4480
2000m以上		-0.0224	0.0016	-14.32	<.0001	1.7380	-0.0365	0.0010	-38.17	<.0001	1.5297
建物の階数											
base:3~4階建											
1~2階建		0.0168	0.0027	6.34	<.0001	1.0493	0.0000	0.0009	0.05	0.9618	1.7382
5~10階建		.	.	.	.	.	0.0150	0.0008	18.60	<.0001	1.5015
11~14階建		.	.	.	.	.	0.0562	0.0014	39.01	<.0001	1.2604
15階建以上		.	.	.	.	.	0.1658	0.0027	62.16	<.0001	1.0954
台所の型											
base:DK											
独立		-0.0490	0.0015	-33.43	<.0001	1.7009	-0.0332	0.0009	-36.48	<.0001	2.2058
LDK		0.0711	0.0016	44.67	<.0001	1.6345	0.0555	0.0009	61.01	<.0001	1.8159
その他		-0.0845	0.0024	-35.59	<.0001	1.4310	-0.0760	0.0012	-64.02	<.0001	1.8192
共用		-0.0406	0.0107	-3.79	0.0002	1.0210	-0.0654	0.0042	-15.59	<.0001	1.0541
オートロック											
有り		0.0348	0.0037	9.45	<.0001	1.0545	0.0519	0.0008	62.74	<.0001	1.7321
構造×建て方											
base:防火木造×共同住宅											
木造×一戸建		-0.0667	0.0020	-32.76	<.0001	1.5521	.	.	.	.	.
木造×長屋建		-0.1074	0.0030	-35.68	<.0001	1.0818	.	.	.	.	.
木造×共同住宅		-0.0473	0.0017	-27.87	<.0001	1.1152	.	.	.	.	.
防火木造×一戸建		0.0493	0.0021	23.77	<.0001	1.6743	.	.	.	.	.
防火木造×長屋建		0.0422	0.0023	18.15	<.0001	1.1349	.	.	.	.	.
構造×建て方											
base:鉄骨造×共同住宅											
鉄筋鉄骨コン×一戸建		.	.	.	.	.	-0.0129	0.0065	-2.00	0.0455	1.0214
鉄筋鉄骨コン×長屋建		.	.	.	.	.	0.0316	0.0039	8.15	<.0001	1.0296
鉄筋鉄骨コン×共同住宅		.	.	.	.	.	0.0016	0.0008	1.94	0.0526	1.4461
鉄骨造×一戸建		.	.	.	.	.	0.0373	0.0069	5.38	<.0001	1.0223
鉄骨造×長屋建		.	.	.	.	.	0.0345	0.0031	11.32	<.0001	1.0495
地価(対数、標準化)											
(連続変数)		0.2239	0.0006	361.90	<.0001	1.2765	0.2287	0.0004	652.29	<.0001	1.3900
築年数階級											
base:築5~37年階級											
築38~47年階級(8.55)		0.0123	0.0026	4.73	<.0001	1.4789	0.0168	0.0018	9.39	<.0001	1.2808
築0~4年階級(0.425)		-0.0337	0.0021	-15.89	<.0001	1.4559	-0.0238	0.0011	-21.09	<.0001	1.4246

付録 4：建築時期階級ダミーを用いた回帰分析結果

		木造					非木造				
オブザベーション数		296,514					817,790				
調整済 R2 乗		0.7342					0.6917				
変数		推定値	標準誤差	t 値	Pr >  t	分散拡大係数	推定値	標準誤差	t 値	Pr >  t	分散拡大係数
時点ダミー	2018年	0.0191	0.0012	15.83	<.0001	1.2127	0.0087	0.0006	13.40	<.0001	1.1805
築年数	(連続変数)	-0.0421	0.0006	-67.47	<.0001	8.0486	-0.0380	0.0003	-139.08	<.0001	4.2874
延べ面積階級	19m <sup>2</sup> 以下	0.7242	0.0026	283.04	<.0001	1.7206	0.6587	0.0013	501.10	<.0001	1.9449
base:40~49m <sup>2</sup>	20~29	0.3897	0.0020	193.35	<.0001	1.9599	0.3387	0.0011	313.73	<.0001	2.4190
	30~39	0.1742	0.0019	90.94	<.0001	1.6728	0.1463	0.0011	137.35	<.0001	1.7995
	50~59	-0.1324	0.0020	-66.77	<.0001	1.5799	-0.1154	0.0011	-106.39	<.0001	1.6688
	60~79	-0.3089	0.0021	-146.49	<.0001	1.6417	-0.2446	0.0011	-215.25	<.0001	1.6879
	80m <sup>2</sup> 以上	-0.6618	0.0023	-293.11	<.0001	2.0161	-0.5307	0.0017	-314.45	<.0001	1.2679
最寄り駅までの距離	200m未満	-0.0145	0.0031	-4.68	<.0001	1.1042	0.0056	0.0011	5.06	<.0001	1.2694
base:500~1000m未満	200~500m未満	0.0034	0.0019	1.80	0.0725	1.3358	0.0111	0.0009	12.98	<.0001	1.4243
	1000~2000m未満	-0.0029	0.0015	-1.93	0.0537	1.5713	-0.0208	0.0009	-23.92	<.0001	1.4479
	2000m以上	-0.0222	0.0016	-14.17	<.0001	1.7379	-0.0363	0.0010	-37.95	<.0001	1.5296
建物の階数	1~2階建	0.0173	0.0027	6.53	<.0001	1.0493	0.0004	0.0009	0.45	0.6543	1.7373
base:3~4階建	5~10階建	0.0000	.	.	.	.	0.0153	0.0008	19.00	<.0001	1.5010
	11~14階建	0.0000	.	.	.	.	0.0571	0.0014	39.65	<.0001	1.2607
	15階建以上	0.0000	.	.	.	.	0.1686	0.0027	63.19	<.0001	1.0958
台所の型	独立	-0.0490	0.0015	-33.40	<.0001	1.7067	-0.0328	0.0009	-36.02	<.0001	2.2052
base:DK	LDK	0.0706	0.0016	44.22	<.0001	1.6400	0.0554	0.0009	60.80	<.0001	1.8169
	その他	-0.0846	0.0024	-35.58	<.0001	1.4317	-0.0755	0.0012	-63.60	<.0001	1.8189
	共用	-0.0421	0.0107	-3.93	<.0001	1.0210	-0.0666	0.0042	-15.87	<.0001	1.0542
オートロック	有り	0.0326	0.0037	8.85	<.0001	1.0538	0.0520	0.0008	62.74	<.0001	1.7325
構造×建て方	木造×一戸建	-0.0675	0.0021	-33.00	<.0001	1.5635	0.0000	.	.	.	.
base:防火木造×共同住宅	木造×長屋建	-0.1078	0.0030	-35.71	<.0001	1.0868	0.0000	.	.	.	.
	木造×共同住宅	-0.0475	0.0017	-27.95	<.0001	1.1157	0.0000	.	.	.	.
	防火木造×一戸建	0.0487	0.0021	23.49	<.0001	1.6763	0.0000	.	.	.	.
	防火木造×長屋建	0.0419	0.0023	18.02	<.0001	1.1384	0.0000	.	.	.	.
構造×建て方	鉄筋鉄骨コン×一戸建	0.0000	.	.	.	.	-0.0133	0.0065	-2.05	0.0406	1.0219
base:鉄骨造×共同住宅	鉄筋鉄骨コン×長屋建	0.0000	.	.	.	.	0.0311	0.0039	8.00	<.0001	1.0299
	鉄筋鉄骨コン×共同住宅	0.0000	.	.	.	.	0.0017	0.0008	2.13	0.0331	1.4461
	鉄骨造×一戸建	0.0000	.	.	.	.	0.0370	0.0069	5.33	<.0001	1.0224
	鉄骨造×長屋建	0.0000	.	.	.	.	0.0344	0.0031	11.26	<.0001	1.0501
地価(対数、標準化)	(連続変数)	0.2235	0.0006	361.44	<.0001	1.2741	0.2287	0.0004	651.74	<.0001	1.3912
建築時期階級	1971~1980年階級	-0.0062	0.0024	-2.52	0.0117	2.7525					
base:1981~2000年階級	2001~階級	-0.0026	0.0025	-1.03	0.3042	4.8446					
建築時期階級	1971~1980年階級						0.0101	0.0015	6.79	<.0001	1.7650
base:1981~2005年階級	2006~階級						-0.0145	0.0011	-13.01	<.0001	2.8629