



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

オフィス賃料の経年減価とリノベーション効果

篠崎公昭*

kimiaki.shinozaki@boj.or.jp

新谷幸平**

kouhei.shintani@boj.or.jp

曾我部哲人***

sogabe@xymax.co.jp

中山善夫***

yoshi-nakayama@xymax.co.jp

古田早穂子****

sahoko.furuta@boj.or.jp

No.26-J-7
2026年6月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

- * 日本銀行調査統計局
- ** 日本銀行調査統計局（現・総務人事局）
- *** 株式会社ザイマックス総研
- **** 日本銀行調査統計局（現・金融市場局）

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局(post.prd8@boj.or.jp)までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

オフィス賃料の経年減価とリノベーション効果*

篠崎公昭[†]、新谷幸平[‡]、曾我部哲人[§]、中山善夫^{**}、古田早穂子^{††}

2026年6月

【要 旨】

日本銀行が作成・公表している企業向けサービス価格指数 (SPPI) の「事務所賃貸」では、賃貸オフィス物件の経年減価をサービス品質の低下として捉え、指数に反映している。しかし、現行の反映方法は 2007 年のデータに基づく実証分析結果に依拠しており、その後の外部環境の変化が十分に考慮されていない。本研究では、大手オフィス仲介・管理会社であるザイマックスグループが保有する新規賃料・属性データを利用し、ヘドニック法を適用することで、物件の経年減価がオフィス賃料に及ぼす影響を実証的に分析した。本研究の主な発見は、以下の通り。①わが国のオフィス賃料は、新築時点から築 25 年頃までは概ね一定のペース (年率 1.4%) で減価し、その後ペースは鈍化する。この傾向は、米国の商業用不動産を対象とした先行研究と共通している。②物件規模によって減価のペースが異なる。大規模物件は中小規模物件よりもやや速いペースで減価する一方、一旦減価ペースが緩やかになると、その後も減価を続ける中小規模物件とは異なり、ほぼ一定の状態を維持する。③リノベーションの実施は、新築時点の賃料対比でみて最大で 8.2% ポイントほど減価を押し戻す。その押し戻し効果は約 16 年間続き、この期間中に平均で同 5.4% ポイントほどの減価抑制効果が認められる。

キーワード：物価指数、品質調整、ヘドニック法、オフィス賃料

JEL 分類番号：C43、E31、R32、R33

* 本稿は、2025 年度統計関連学会連合大会、39th meeting of the Voorburg Group on Service Statistics、International Conference on Real Estate Statistics 2026 における報告論文を加筆・修正したものである。本稿の作成過程では、各会合参加者のほか、清水千弘 (一橋大学)、Dennis Schoenmaker (CBRE Econometric Advisors)、Xuxin Mao (Bank of China, London)、および一上響、岩崎雄斗、川本卓司、倉知善行、須合智広、中村康治、武藤一郎ほか日本銀行の多くのスタッフから貴重なコメントを頂戴した。記して感謝したい。ただし、あり得べき誤りはすべて筆者らに帰する。なお、本稿中の意見・解釈にあたる部分は筆者ら個人に属するものであり、日本銀行およびザイマックスグループの公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行調査統計局 (kimiaki.shinozaki@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行調査統計局 (現・総務人事局) (kouhei.shintani@boj.or.jp)

[§] 株式会社ザイマックス総研 (sogabe@xymax.co.jp)

^{**} 株式会社ザイマックス総研 (yoshi-nakayama@xymax.co.jp)

^{††} 日本銀行調査統計局 (現・金融市場局) (sahoko.furuta@boj.or.jp)

1. はじめに

不動産価値の源泉であるキャッシュ・フローとしての賃料の合理的な価格を正確に計測することは、関係当局による適切な経済・金融政策の運営や、各経済主体が合理的な投資判断や資金調達を行ううえで極めて重要である（吉田・川井, 2020; Lopez and Yoshida, 2022）。その際、経年による賃料の減価を不動産賃貸サービスの品質劣化として捉え、この品質劣化に起因する賃料の変動分を賃料全体の変化から除外することは、物価指数の精度を向上させるうえで不可欠である。こうした工夫を凝らすことにより、物価指数をデフレーターとして用いて算出される実質 GDP をはじめとする他のマクロ経済統計の精度を確保することが可能となる。

日本銀行が 1991 年 1 月より毎月作成・公表している「企業向けサービス価格指数」(SPPI: Services Producer Price Index) でも、こうした問題意識を基に、経年に伴う品質劣化を反映し、精度の高い不動産賃貸サービスの価格指数を作成するよう心掛けている。具体的には、基本分類指数の一つである小類別「事務所賃貸」に含まれる各品目において、統計調査によって得られたオフィス賃料の個々のデータを指数化し集計する際、「品質一定の下での価格指数」となるよう加工を行っている。その手法として、経年に伴うオフィス物件の資産価値の下落をオフィス賃貸サービスの品質劣化とみなし、品質劣化に起因する賃料の変化は価格指数の騰落に反映させないよう対処している。これはすなわち、概念的には、「経年に伴って資産価値が下落することのない仮想的な物件の賃料」を継続的に調査することに等しい。こうした工夫は「品質調整」(quality adjustment) と呼ばれ、品質一定の財・サービスの価格を計測することを目的とする物価統計の標準的な作成方法に準拠したものである (ILO *et al.*, 2004; OECD/Eurostat, 2014)。

わが国オフィス物件の経年減価率を計測した実証論文としては、2007 年時点の REIT 等のデータを駆使した才田・肥後 (2010) が先駆的である。現在、SPPI 「事務所賃貸」において品質調整を実施する際に利用している減価率のパラメータも、同論文の推計結果に依拠している。但し同論文は、推計上の制約から、オフィス賃料の減価率がオフィス不動産価格の減価率と一致するというやや強い仮定を置いている。また、分析実施から 20 年近く経過するなか、近年の不動産価格の基調的な上昇や、建築分野の技術革新、新型コロナウイルス感染症の拡

大とその後の終息など、この間の外部環境の変化などが適切に反映されておらず、最新の推計結果との間で乖離が生じている可能性もある。

このような状況下、本研究では、最新のデータセットを基に、精度の高い推計手法を用いて、わが国におけるオフィス賃料の経年減価を実証することを試みる。具体的には、大手オフィス仲介・管理会社であるザイマックスグループが保有する大規模なオフィス賃料・属性データセットを基に、築年数を含む物件の各属性が賃料に及ぼす影響を高い精度で定量化する手法であるヘドニック法を用いて、解析する。これにより、わが国オフィス物件の賃料の経年減価率を計測するとともに、築年数以外にどのような物件属性が経年減価に影響するかを特定する。不動産価格ではなく賃料を対象とした実証分析は、居住用不動産・商業用不動産を問わず、世界的にも限られている。我々の研究は、良質な物価統計の作成はもとより、オフィス賃貸市場の実態把握に資するうえでも、重要な貢献として位置付けられる。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、一連の先行研究を整理したうえで、本研究の位置付けについて述べる。3 節では、データセットおよび推計モデルの概要について説明する。4 節では推計結果を示したうえで、ロバストネスチェックの結果と併せてその含意を整理する。5 節では本稿のまとめを行う。

2. 先行研究

本節では、不動産価格や賃料における経年減価の影響を分析対象とした米国およびわが国の先行研究を整理し、その成果を踏まえながら、一連の学術研究における本研究の位置付けを考察する。

2-1. 米国を対象とした研究事例

同分野の先駆的研究としては、Hulten and Wykoff (1981) が挙げられる。米財務省が実施したサーベイ調査結果を基に、米国の住宅・商業用不動産価格（店舗、オフィス、倉庫、工場）の経年減価率を推計した研究である。物件の築年数を Box-Cox 変換したうえで、ヘドニック法を用いて減価率を推計したところ、建物の減価のペースは概ね幾何級数的（geometric form）となるほか、分析対象不動

産のうちオフィス物件の減価率は年率 2.5%となることなどが確認された。

Bokhari and Geltner (2018) は、米国における投資用不動産価格の経年減価率やそのペースを分析した研究である。先行研究よりも大規模で包括的なデータを利用しており、さらに遅行バイアスが懸念される鑑定価格や募集価格ではなく実際の取引価格を採用している点が特徴である。推計の結果、全物件の平均的な減価率は年率 1.5%、うち新築物件の減価率は年率 1.82%、築 50 年物件の減価率は年率 1.12%との結論を得た。このほか、居住用不動産の減価は、商業用不動産と比べてペースが幾分速いことや、減価率の水準は都市圏によって大きく異なっており、供給制約が強い地域ほど減価率は相対的に小さくなることなどが確認された。さらに Bokhari and Geltner (2019) は、減価率についてより精度の高い関数形を特定することを目指し、土地価格や継続投資を考慮して推計を実施したところ、減価率は、築 30 年頃にかけて急激に低下した後、築 30~65 年にかけてはほぼ横ばいとなり、その後は再び低下することなどを発見した。こうした現象が生じた理由として、著者らは、修繕等の設備投資が継続的に入ることによって減価が相殺される可能性を指摘している。

このほか、住宅賃料については、CPI Housing Survey や住宅センサス等を基にヘドニック法を用いて経年減価率を推計した Lane, Randolph, and Berenson (1988) やそれを発展させた Randolph (1988) および Campbell (2006)、住宅価格については Goodman and Thibodeau (1995) や、新たな属性変数を追加した Goodman and Thibodeau (1997) の研究が挙げられる。これらの研究では、築年数項の関数形によって推計結果が大きく変わる可能性が指摘されている。Harding, Rosenthal, and Sirmans (2007) は、American Housing Survey を基に、リピートセールス法を用いて住宅価格の経年減価率を推計した研究である¹。メンテナンスの効果を反映することで、減価率は年率 2.5%から 2.0%に低下する特徴などが観察された。また、Lopez and Yoshida (2022) は、物件の経年減価を、建物や設備が物理的に損耗

¹ リピートセールス法は、複数回取引された同一物件を対象に、時間ダミー変数を用いて回帰することで異時点間の取引価格の変化を推計する手法。取引実績が複数回ある物件のデータのみを推計に用いるため、物件属性の差異を適切に統制できる特長がある。一方、特にオフィス物件では、入退去率の高い物件の構成比が高まるなど、データの偏りが懸念される。標本数や各物件の属性情報が十分に収集できる場合には、一般的に、ヘドニック法を採用するのが望ましいとされている。

する「物理的劣化」(physical deterioration)と、技術の進歩や社会的ニーズの変化により建物や設備が時代遅れとみなされ価値が下がる「機能的陳腐化」(functional obsolescence)に峻別したうえで、コンドミニアムの減価率が戸建ての減価率よりも大きい理由は主に後者が影響していると指摘したほか、築年数や物件規模に応じて減価ペースが異なり得る可能性に言及した。

2-2. わが国を対象とした研究事例

わが国のオフィス賃料の経年減価の実証に取り組んだ先駆的な研究としては、先に言及した才田・肥後 (2010) が挙げられる。ここでは、オフィス賃料を網羅する大規模データセットの入手が困難であるとして、代わりに REIT データなど複数のデータソースを組み合わせて、オフィスビルの資産価値の減少分をオフィス賃貸サービスの品質劣化分と一致するとみなす「資産価値アプローチ」を用いて、減価率の推計が行われている。同論文およびそれを発展させた日本銀行調査統計局 (2010) によると、オフィス賃貸サービスの経年に伴う品質劣化率はトータルでみて年率 0.6%程度となることや、築年数の増加につれて品質劣化のペースが逡減すること、経年減価と更新投資が相殺することで築 18 年目以降の品質劣化率はゼロ%近傍で推移することなどが指摘された。

Diewert and Shimizu (2015、2016) は、不動産の資産価値の変化を土地の寄与分と建物の寄与分に分解することで精度の高い推計を可能にするビルダーズ・モデルを基に、リクルート社の募集価格データを用いて東京の住宅価格指数を推計した。Diewert and Shimizu (2017) は、J-REIT の開示データを基に、ビルダーズ・モデルを用いて東京の商業用不動産価格指数を推計した。この研究では、減価のペースは幾何級数的な形状を示し、その水準は年率 2.6%と推計されている。

最後に、Yoshida *et al.* (2024) は、本研究と同じくザイマックスグループのデータセットを用いて、東京 23 区を対象としたオフィス賃料の減価率を推計している。同研究は、Lopez and Yoshida (2022) と同じく、物件の経年減価を物理的劣化と機能的陳腐化に峻別分解して分析している点や、資産計上され減価償却を伴う資本的支出 (CAPEX) や収益を統合的に分析している点に特徴がある。同論文によると、賃料の減価率は不動産価格の減価率の半分未満であり、新規賃料で年率 0.81%、継続賃料で年率 0.58%と推計される。

2-3. 本研究の位置付け

これら一連の先行研究に対し、本研究では、将来的な物価指数への実装も意識しながら、わが国におけるオフィス賃料の経年減価率について、その変化のペースを含めてより包括的な計測や考察を試みる。

具体的には、Yoshida *et al.* (2024) が採用した築年数を 5 年毎の階級別に分ける方法ではなく、各築年について個別に経年ダミー変数を導入することで、経年に伴う減価率の変化をきめ細かく観察し、累積減価率関数の形状について考察する。また、分析範囲を東京 23 区にとどめず、大阪市のデータを加えることで、物件所在地の違いが減価率に与える影響の差異を検証する。さらに、オフィス賃貸実務の現場から寄せられる関心も踏まえ、物件規模の違いが減価率に及ぼす影響を明らかにすることや、リノベーション実施の有無およびリノベーション実施後の経過年数を変数として考慮することで、リノベーションが物件の経年減価を抑制する効果を定量的に把握することを試みる。

3. データセットおよび推計モデルの概要

本節では、ザイマックスグループから提供を受けた賃料・属性データセットの概要を説明するとともに、ヘドニック法を基に推計モデルを定式化する。その際、経年減価のペースを適切に表現するため、築年数に関する項の関数形を三つの方法で表現し、それぞれ詳述する。

3-1. データセット

本研究では、東京 23 区および大阪市に所在する物件を対象に、2000 年から 2024 年の間に成約がみられた取引価格ベースの新規契約賃料および物件属性のデータを活用する。鑑定価格や募集価格ではなく取引価格を採用したのは、Bokhari and Geltner (2018) の問題意識と同様、需給均衡下にある市場の実態を推計において適切に反映し、観測誤差を抑制するためである。

なお、Shimizu, Nishimura, and Watanabe (2010) や Yoshida *et al.* (2024) が指摘するように、特にわが国の場合、名目価格の粘着性により、たとえ取引価格ベースであったとしても更新賃料は市場均衡価格から乖離するおそれがある。そこで

本研究では、粘着性が表れにくいと考えられる新規契約のみを分析対象とした。但し、推計の頑健性を確保する観点から、新規賃料と更新賃料の両方を含めたデータセットに基づく補完的な分析を実施し、推計結果に基づく考察に差が生じないことは別途確認済みである（4節2項参照）。

データセットが具備する観測数は80,057。推計式に用いる変数は、前節で整理した一連の先行研究における取り扱いも参考にしながら、**図表1**に記載のものを採用する。具体的には、被説明変数にはテナントの坪当たり新規賃料、説明変数には物件の築年数、最寄り駅からの距離（徒歩分数）、延床面積、地上階数、都心5区所在ダミーといった主要属性のほか、二重構造床や個別空調、機械警備の有無といった物件のアメニティ環境を規定する属性、リノベーションの実施有無やリノベーション実施からの経過時間などが含まれる。各変数の記述統計量は**図表2**を参照。なお、原データの分布およびオフィス賃貸実務の感覚を踏まえ、成約賃料単価が坪6,000円以下または同100,000円超の物件や、成約時点の築年数が60年超の物件、延床面積が300坪以下の物件については、異常値として推計から除外した。

データセットに含まれる物件の築年数やリノベーション実施時の築年数、その後の経過年数、賃貸契約の成約年の分布は推計結果に影響するおそれがあることから、**図表3**ではヒストグラムを示している。成約年毎にみると、2008年、2012年、2020年にそれぞれ観測数の落ち込みがみられるが、これは世界金融危機や東日本大震災、新型コロナウイルス感染症拡大といったマクロ経済ショックが発生したタイミングと整合し、データセット固有の歪みはないと判断した。

3-2. 推計モデル

本研究では、多くの先行研究と同様にヘドニック法を採用する。この手法により、賃料に影響を与える築年数以外の変数を統制し、築年数に関する項の係数を推計することで、経年減価の影響を定量的に評価することが可能となる。その具体的な推計式は、(1)式のとおり。

$$\ln rent_t^{(i)} = f(age_t^{(i)}) + \alpha + \sum_{k=1}^l \gamma_k X_{k,t}^{(i)} + \sum_{k=1}^m \delta_k D_{k,t}^{(i)} + \theta^{(i)} + \rho_t + u_t^{(i)}. \quad (1)$$

$rent_t^{(i)}$ は成約時点 t におけるテナント i の賃料、 $f(age_t^{(i)} | age_t^{(i)} \in [0, \dots, 60])$ は成約時点 t におけるテナント i が入居する建物の築年の影響を表す項である。物件属性のうち連続変数で表現されるものは $X_{k,t}^{(i)}$ 、ダミー変数で表現されるものは $D_{k,t}^{(i)}$ に整理する。このほか $\theta^{(i)}$ はテナント i が入居する建物が所在する特別区（例：千代田区）や行政区（例：大阪市北区） $\gamma^{(i)}$ の差異を統制するグループ固定効果、 ρ_t は成約時点 t のマクロ経済環境を統制する時間固定効果、 $u_t^{(i)}$ は残差である²。

(1)式の右辺第一項から第六項までの各項の総和は、築 $age_t^{(i)}$ 年におけるテナント i の妥当な賃料となる（以下、 $\ln \widetilde{rent}(age_t^{(i)})$ と表記する）。また、 $age_t^{(i)}$ をゼロとした場合、 $\ln \widetilde{rent}(age_t^{(i)})$ は、時点 t において新築だった場合におけるテナント i の賃料に一致する（以下、 $\ln \overline{rent}_t^{(i)}$ と表記する）。すなわち $f(age_t^{(i)})$ と $f(0)$ の差は、 $\ln \widetilde{rent}(age_t^{(i)})$ と $\ln \overline{rent}_t^{(i)}$ の乖離を意味する。なお、新築時点では経年に伴う減価は生じないことから、 $f(0) = 0$ を満たす。

$$f(age_t^{(i)}) - f(0) = f(age_t^{(i)}) = \ln \widetilde{rent}(age_t^{(i)}) - \ln \overline{rent}_t^{(i)}.$$

以下、 $f(age_t^{(i)})$ を「累積減価率」と呼称する。このとき、築年 $age_t^{(i)} - 1$ 年から築年 $age_t^{(i)}$ 年にかけて生じる一年間分の減価が、築年 $age_t^{(i)} - 1$ 年におけるテナント i の賃料である $\ln \widetilde{rent}(age_t^{(i)} - 1)$ と、築年 $age_t^{(i)}$ 年における賃料である $\ln \widetilde{rent}(age_t^{(i)})$ の乖離となるのは明らかである。本稿では、以下のとおり定義される $\Delta f(age_t^{(i)})$ を「減価率」と呼称する。

$$\begin{aligned} \Delta f(age_t^{(i)}) &\equiv f(age_t^{(i)}) - f(age_t^{(i)} - 1) \\ &= [\ln \widetilde{rent}(age_t^{(i)}) - \ln \overline{rent}_t^{(i)}] \\ &\quad - [\ln \widetilde{rent}(age_t^{(i)} - 1) - \ln \overline{rent}_t^{(i)}] \\ &= \ln \widetilde{rent}(age_t^{(i)}) - \ln \widetilde{rent}(age_t^{(i)} - 1). \end{aligned}$$

² グループ固定効果 $\theta^{(i)}$ と時間固定効果 ρ_t を二元配置するモデルに代えて、両効果の直積 $\theta^{(i)} \otimes \rho_t$ からなるダミー変数を生成し、賃料に影響を及ぼすマクロ経済環境の変化が行政区画の間で不均一に生じた可能性に配慮した定式化も別途実施した。もっとも、二元配置固定効果モデルと比べ推計結果の差は僅少であり、本稿の考察に影響を及ぼすものではない。

このように減価率を定義することで、時間の経過に伴う年間の減価の程度を定量化することが可能となる。

ヘドニック推計を実施する際に非常に重要となるのは、経年の影響を表す項の関数形 $f(\text{age}_t^{(i)})$ をどのように定式化するか、である。本研究では、①築年に応じた減価率の変化をきめ細かく表現できる「経年ダミー変数による定式化」、②経年減価のペースの変化を滑らかな関数によって表現できる「Box-Cox 変換による定式化」、そして③統計作成実務への応用を念頭に、経年ダミー変数を用いた推計結果を簡便に近似する「2本の線形関数の組合せ（屈折関数）による定式化」の三つを比較・検討することにより、わが国オフィス物件の経年減価について多角的な分析を行うことを目指す。

（1）経年ダミー変数による定式化

はじめに、Bokhari and Geltner (2019) と同じく、築年毎に個別に設定する経年ダミー変数を用いて累積減価率関数を定式化することを考える。すなわち、関数 $f(\text{age}_t^{(i)})$ を(2)式で定式化する。 $\mathbf{1}_{\{n\}}$ は、条件 n が成立する場合に1、成立しない場合にゼロを取る二値関数である。このとき、経年ダミー変数の係数 β_k は、築年 k における累積減価率に相当する。

$$f(\text{age}_t^{(i)}) = \sum_{k=1}^{60} \beta_k \mathbf{1}_{\{\text{age}_t^{(i)}=k\}}. \quad (2)$$

（2）Box-Cox 変換による定式化

経年ダミー変数による定式化は、各築年の減価率の変化をきめ細かく表現できる利点がある一方、関数形を先験的に特定しないため、本来は連続的で滑らかな変化を示すはずの築年毎の減価率推計値が必ずしも安定的なものとならない。例えば、ある築年には物件が大幅に減価し、その翌年には増価に転じる、といった不可解な挙動を示す。このように築年毎にバラつきの大きい減価率推計値を、物価指数における品質調整のパラメータとして実装した場合、合理的に解釈し得ない品質変化を指数に反映することとなり、望ましくない。

そこで、二つ目のモデルとして、築年数項に Box-Cox 変換を適用する関数を

考える。経年に伴って減価率が非線形に変化する可能性を許容しつつ、築年毎の減価率推計値の安定化を試みる。なお、築年数に対する Box-Cox 変換の適用は、不動産の減価計測に関する一連の研究の嚆矢となった Hulten and Wykoff (1981) のほか多くの研究において採用されている、標準的な手法である。

Box-Cox 変換を適用する場合、 $f(0) = 0$ の仮定のもとで、関数 $f(\text{age}_t^{(i)})$ は(3)式のとおり定式化される。最尤推定される λ は、関数の非線形性の度合いを調整する Box-Cox パラメータである。

$$f(\text{age}_t^{(i)}) = \begin{cases} \frac{(\text{age}_t^{(i)} + 1)^\lambda - 1}{\lambda} & \text{if } \lambda \neq 0, \\ \ln(\text{age}_t^{(i)} + 1) & \text{if } \lambda = 0. \end{cases} \quad (3)$$

(3) 屈折関数による定式化

詳しくは次節において後述するが、経年ダミー変数による定式化を基に累積減価率関数を観察すると、新築時点から築 25 年頃までの間は概ね一定のペースで減価を続けた後、ペースが一服して概ね横ばいに推移する形状を示す。

そこで、本研究では、このような減価率の変化を簡便な関数で描写することを試みる。具体的には、累積減価率関数が 2 本の線形関数で近似できると想定し、関数が築年 T で屈折する、すなわち 2 本の線形関数が $\text{age}_t^{(i)} = T$ で接続されるとの制約を課す。このとき、 $f(0) = 0$ の仮定のもとで、関数 $f(\text{age}_t^{(i)})$ と制約条件は、(4-1)式のとおり表現できる。

$$f(\text{age}_t^{(i)}) = \begin{cases} \beta_1 \text{age}_t^{(i)} & \text{if } 0 \leq \text{age}_t^{(i)} \leq T, \\ \beta_2 + \beta_3 \text{age}_t^{(i)} & \text{if } T < \text{age}_t^{(i)} \end{cases} \quad (4-1)$$

$$\text{s.t. } \beta_1 T = \beta_2 + \beta_3 T \leftrightarrow \beta_1 = \frac{(\beta_2 + \beta_3 T)}{T}.$$

このとき、関数 $f(\text{age}_t^{(i)})$ は、(4-2)式のとおり変形できる。

$$\begin{aligned}
f(\text{age}_t^{(i)}) &= \mathbf{1}_{\{0 \leq \text{age}_t^{(i)} \leq T\}} \beta_1 \text{age}_t^{(i)} + \mathbf{1}_{\{T < \text{age}_t^{(i)}\}} (\beta_2 + \beta_3 \text{age}_t^{(i)}) \\
&= \mathbf{1}_{\{0 \leq \text{age}_t^{(i)} \leq T\}} \frac{\beta_2 + \beta_3 T}{T} \text{age}_t^{(i)} + \mathbf{1}_{\{T < \text{age}_t^{(i)}\}} (\beta_2 + \beta_3 \text{age}_t^{(i)}) \\
&= \left(\mathbf{1}_{\{0 \leq \text{age}_t^{(i)} \leq T\}} \frac{1}{T} \text{age}_t^{(i)} + \mathbf{1}_{\{T < \text{age}_t^{(i)}\}} \right) \beta_2 \\
&\quad + \left(\mathbf{1}_{\{0 \leq \text{age}_t^{(i)} \leq T\}} + \mathbf{1}_{\{T < \text{age}_t^{(i)}\}} \right) \beta_3 \text{age}_t^{(i)} \\
&= \left(\mathbf{1}_{\{0 \leq \text{age}_t^{(i)} \leq T\}} \frac{1}{T} \text{age}_t^{(i)} + \mathbf{1}_{\{T < \text{age}_t^{(i)}\}} \right) \beta_2 + \beta_3 \text{age}_t^{(i)}. \tag{4-2}
\end{aligned}$$

以降、係数 β_2 にかかる項 $\left(\mathbf{1}_{\{0 \leq \text{age}_t^{(i)} \leq T\}} \frac{1}{T} \text{age}_t^{(i)} + \mathbf{1}_{\{T < \text{age}_t^{(i)}\}} \right)$ を $\text{kink}_t^{(i)}$ と呼称する。

4. 推計結果

本節では、前節で定式化したモデルをそれぞれ用いて推計を行い、その妥当性を評価する。また、物件属性の違いやリノベーションが不動産の経年減価に与える影響などについて詳しく考察し、含意を導出する。

4-1. ベースライン推計

本研究において定式化した三つのモデルの推計結果に共通する特徴を挙げると、オフィス賃料の累積減価率関数 $f(\text{age}_t^{(i)})$ の非線形性が指摘できる。具体的には、新築時点から築25年頃まで概ね一定のペースで減価が進み、その後、減価のペースが急速に低下し、ほぼ横ばいの状態で推移する。こうした動きは、米国の商業用不動産の減価を推計した Bokhari and Geltner (2019) の分析結果と類似している。先行研究では、こうした非線形性が出現する理由として、減価償却の対象とならない土地の影響や、物件の価値を維持するために実施される継続投資の影響などが指摘されており、本研究の推計結果でもこれらの影響が作用した可能性が示唆される³。

なお、本研究では、物件属性を規定する主要変数のみを組み込んだ「基本モデ

³ 継続投資の影響については、リノベーション効果を実証することにより、本節3項において別途考察する。

ル」と、二重構造床ダミーや個別空調ダミー、機械警備ダミーといったアメニティ環境に関するダミー変数を追加的に盛り込んだ「フルモデル」の二種類の変数構成を、三つのモデルそれぞれに組み込んだうえで推計を実施した。もっとも、両者の推計結果に有意な差はみられないことから、本研究では、分析の趣旨を明確にする観点から、以降、基本モデルを軸に考察を進めることとする。各モデルの推計結果の特徴を整理すると、以下のとおり。

（１）経年ダミー変数モデルの減価率推計結果

経年ダミー変数を用いたモデルの推計結果から算出した減価率は、既述のとおり大きな振れがあることが分かる。その減価率は、減価のペースが鈍化する築 25 年までの平均値で年率 1.37%、築 60 年までの長期平均値で年率 0.61%となる（図表 4）^{4,5}。築年数が嵩むに連れて各築年における推計値の振れが大きくなる傾向がみられるが、これは建物の解体・除却等に伴い築古になるほどデータセットに含まれる物件数が減少し、推計の安定性を欠いたためと推察される。

（２）Box-Cox 変換モデルの減価率推計結果

Box-Cox 変換を用いたモデルの推計結果から算出した減価率は、比較的滑らかに推移し、築 25 年までの平均値で年率 1.03%、築 60 年までの長期平均値で年率 0.86%との結果を得た（図表 5）。経年ダミー変数を用いたモデルと比べ、築年経過に伴う減価ペースの変化は穏やかなものとなっている。

（３）屈折関数モデルの減価率推計結果

最後に、築年 T で 2 本の線形関数が接続する屈折関数を用いて定式化したモデルについて考察する。まず築年 T について、逐次的に屈折関数モデルを試し、AIC が最小となり、また自由度修正済み決定係数が最大となる T が 24 年であることを探索的に特定した。次に、これを所与とした屈折関数モデルを推計したところ、

⁴ 累積減価率 $f(\text{age}_t^{(i)})$ および減価率 $\Delta f(\text{age}_t^{(i)})$ は、推計上は負の値として算出される。但し、本文中では、説明の簡便性や先行研究との整合性等に鑑み、原則として、その絶対値を以て累積減価率および減価率と表現する。

⁵ 才田・肥後（2010）は、築年数の経過に伴うオフィス賃料下落率について、築 20 年までの平均値で年率 0.9~1.6%程度、築 30 年までの平均値で年率 0.5~1.6%程度と指摘しており、本稿の分析結果とほぼ整合的である。

減価率は、2本の線形関数の接続時点（ $T = 24$ 年）までの平均値で年率 1.41%、接続時点から築 60 年までの平均値で年率 0.23%、そして新築時点から築 60 年までの長期平均値で年率 0.70%と算出され、経年ダミー変数モデルの推計結果と概ね大差ない結果を得た（[図表 6](#)、[図表 7](#)）。

（4）累積減価率および減価率の形状比較

累積減価率関数 $f(\text{age}_t^{(i)})$ の形状について Box-Cox 変換モデルと経年ダミー変数モデルを比較すると、推計結果の違いを裏付けるように、明らかな差異を認める（[図表 8](#)）。すなわち、累積減価率の動きをスムージングする Box-Cox 変換では、その性質上、築 25 年頃を境に減価ペースがくっきりと鈍化する特徴を適切に描写することができない。各築年の減価率 $\Delta f(\text{age}_t^{(i)})$ の振れが抑制されるのは一見望ましいようにも思われるが、累積減価率の形状を築年毎に正確に描写する観点からは課題を残す。既述のとおり築年数項の Box-Cox 変換は多くの先行研究で実施されている標準的な手法とはいえ、スムージングによって築浅物件と築古物件の減価率の差異が実態よりも小さく評価されるおそれがあり、推計結果を解釈する際には留意が必要である。

累積減価率関数 $f(\text{age}_t^{(i)})$ の形状について、屈折関数モデルと経年ダミー変数モデルと比較すると、屈折関数モデルは、各築年の減価率 $\Delta f(\text{age}_t^{(i)})$ の振れを抑制しつつ、減価ペースが急速に鈍化する特徴を適切に描写していることが分かる（[図表 8](#)）。すなわち、経年ダミー変数モデルと Box-Cox 変換モデルがそれぞれ指摘された課題に対し、屈折関数モデルは概ね適切に対処できているように見受けられる。経年ダミー変数モデルに基づく推計は、よりシンプルな屈折関数による定式化によって近似できるとみて差し支えない⁶。

（5）他の変数に関する推計結果

その他の説明変数の推計結果について確認すると、いずれのモデルにおいても、最寄り駅からの徒歩分数 $\text{min}_t^{(i)}$ や延床面積の対数値 $\ln GFA^{(i)}$ 、都心 5 区ダミー

⁶ 本稿では、以降、先行研究において標準的な経年ダミー変数モデルと Box-Cox 変換モデルを軸に追加的な分析を実施する。しかし、実務的に扱いやすい屈折関数モデルによって経年ダミー変数モデルが近似可能であることは、推計結果を統計実務の現場に実装する必要に迫られる物価統計部局にとって有用であるといえよう。

$D_center^{(i)}$ は総じて有意である一方⁷、地上階数 $story^{(i)}$ はさほど有意ではない。延床面積と地上階数には正の相関があり、本推計においては前者の説明力が支配的であると推察される。

また、フルモデル推計において採用したアメニティ環境変数については、二重床ダミー $D_RF_t^{(i)}$ は有意である一方、個別空調ダミー $D_AC_t^{(i)}$ や機械警備ダミー $D_machine_t^{(i)}$ は然程有意とはいえず、変数によって説明力に濃淡がある。

4-2. ロバストネスチェック

本項では、前項で実施したベースライン推計のうち「基本モデル」に対して変数の再定義や追加などの変更を加えた場合に、推計結果にどのような副次的影響が生じるかを検証する。これにより、推計結果の頑健性を評価する。

(1) 新規賃料と更新賃料の違い

本研究では、名目価格の粘着性が推計に及ぼす悪影響を考慮し、新規賃料のみを分析対象とする方針としている。もっとも、既述のとおり、ザイマックスグループ管理物件に限れば、新規賃料と更新賃料の両方のデータを具備している。そこで、こうした契約形態の違いが推計された経年減価率に及ぼす影響を考察するため、ザイマックスグループ管理物件のデータを対象に、築年数と更新賃料ダミー $D_renew_t^{(i)}$ の交差項を加えてサブサンプル推計を実施した⁸。

推計結果をみると、ごく一部の築年でみられる振れを除けば、新規賃料と更新賃料の違いが経年減価に及ぼす影響は総じて限定的であることが分かる（**図表9**）。これを踏まえ本研究では、推計精度を確保する観点から、ザイマックスグループ管理物件に限定せず、他社管理物件を含むより大きなデータセットを分析対象とするのが適当と判断した。

⁷ 都心5区ダミーは、中央区所在物件が基準となるように設定している。

⁸ 他社管理物件を含む新規賃料のデータと比べ、新規賃料と更新賃料の両方のデータを具備しているザイマックスグループの管理物件のデータはカバレッジが限られている点に留意が必要である。前者の観測数80,057に対し、後者の観測数は14,531に止まる。なお、更新賃料ダミーはザイマックスグループの管理物件に対してのみ識別能を有する変数であるため、誤解を招かぬよう図表1の変数一覧には含めていない。

（２）物件所在地の違い

本研究では、東京 23 区および大阪市に所在する物件を分析の対象としている。仮に両地域の経年減価率に有意な差があるとすれば、立地の違いを適切に統制する必要がある。そこで、築年数と大阪市ダミー $D_Osaka^{(i)}$ の交差項を加えて推計したところ、築 9～13 年頃と築 28～36 年頃の一部期間を除けば、両地域の累積減価率関数の形状に大きな差はないことが判明した（図表 10）。すなわち、物件が所在する地域による違いが経年減価に及ぼす影響は大きくないと判断できる。

（３）物件規模の違い

都市再開発に伴って誕生した都心部のフラッグシップ物件の識別を主な目的として、築年数と、実務目線を基に延床面積 5,000 坪以上として定義する大規模物件ダミー $D_large^{(i)}$ を交差させて推計したところ、大規模物件と他の中小規模物件では、減価のペースに違いがあることが分かる。詳細にみると、大規模物件は、新築時点からしばらくの間は中小規模物件と比べて減価のペースが速い。一方で、築 38 年頃以降になると、中小規模物件は引き続き緩やかな減価傾向をたどるのに対し、大規模物件はそれまでの速い減価ペースを一変させ、ほぼ横ばいで推移するようになる（図表 11）。

新築プレミアムの存在は、このような差異を生じさせる一つの仮説として位置付けられる。都市再開発により創出されるフラッグシップ物件の賃料は、その象徴性に起因して、新築時にプレミアムが乗りやすい傾向がある。このプレミアムは築年数が浅い段階において急激に失われることから、築浅の段階では、中小規模物件と比較して減価ペースが速い可能性が指摘される。これに対し、築年が進んだ段階では、物件を保有する企業の資金力の違いが顕在化し、大規模物件ほど適切かつ迅速な修繕が実施される傾向が強いと考えられる。このような修繕や維持管理に向けた継続的な投資の存在は、さらなる減価を抑制する要因として作用しうる。また、物件価値の土地・建物比率をみると、一般的に、容積率を最大限に活用する大規模物件ほど物件全体に占める建物の割合が大きい（才田・肥後, 2010）。このことも大規模物件の累積減価率関数の曲率を強める方向に作用し、減価ペースに違いをもたらした可能性が示唆される。

4-3. リノベーション効果の推計

経年減価した建物はそのまま解体再築されるとは限らず、設備寿命や費用、収益性等を勘案のうえ、リノベーションによって資産価値を回復する事例も多くみられる。物件の経年減価を分析する際には、リノベーション効果、すなわち当該物件がリノベーションを施されることによって、それまで累積した減価が一定程度押し戻される効果を捕捉することが重要である。一般的に、リノベーションは、不動産価値の向上や環境改善を通じてオフィス賃料の引き上げに資する。このため、リノベーション実施の有無やリノベーション実施後の経過年数の推計式への取り込みは、経年減価と賃料の関係性を分析するうえで有用である⁹。

(1) リノベーションの実施有無

はじめに、テナント*i*が入居する建物がリノベーションを実施済みの場合に 1 を取るリノベーションダミー $D_{renov}_t^{(i)}$ と築年数を交差させた項を追加したうえでオフィス賃料の累積減価率を推計することにより、リノベーション効果の実証を試みる。

推計の結果、リノベーションの実施により累積減価率関数は上方にシフトし、そのシフト幅は築 17 年から築 38 年までの平均値で 5.74%ポイント、築 60 年までの長期平均値で 3.47%ポイントとなることが判明した (図表 1 2)。リノベーションの実施に伴い減価が押し戻されるのは自然であり、推計結果に違和感はない。また、リノベーションは、通常、幾分築古となった物件に対して実施されるものであることから、リノベーション効果が有意となる期間の始期が築 17 年となるのも妥当である。

(2) リノベーション実施からの経過年数

次に、一度実施されたリノベーションの減価押し戻し効果が、その後の経年に伴ってどのように剥落するのかを確認する。ここでは、リノベーションダミーに代えて、各物件について、リノベーション実施からの経過年数に応じて 1 を取

⁹ 同じリノベーションといえども、小規模な内装刷新から既存の構造を活かした全館改修まで、様々なバリエーションがある。しかし本研究では、データ制約から、その差異にかかわらず単一のダミー変数で識別することとしている。

る経年ダミー（リノベーション後経過年数ダミー）を(5)式のとおり定式化し、推計式に追加した。ここでは、ダミー変数の係数 φ_k が、リノベーション後経過年数 $recency_t^{(i)}$ に応じたリノベーション効果に相当する。

$$g(recency_t^{(i)}) = \sum_{k=1}^{60} \varphi_k \mathbf{1}_{\{recency_t^{(i)}=k\}}. \quad (5)$$

推計の結果、リノベーションの実施に伴い、当該物件の累積減価率は、リノベーション実施直後のタイミングで最大 8.23%ポイント押し戻されることが分かる（[図表 1 3](#)）。すなわち、リノベーションを実施してからの経過時間を統制することで、リノベーション実施を機にオフィス賃料が有意に上昇する関係性が明瞭に実証されたといえる。その後、経年に応じてリノベーション効果は徐々に剥落するものの、リノベーションから約 16 年が経過するまでの間、程度の差こそあれ減価を押し戻す効果は有意に存在し、この期間中に平均で 5.43%ポイントの減価抑制をもたらすことが判明した。

また、リノベーション実施による賃料上昇効果を、リノベーション実施時築年数とリノベーション後経過年数でカテゴリー分けして観察すると、築古物件ほど、およびリノベーション後経過年数が短いほど、賃料上昇効果は概ね大きくなることがわかる（[図表 1 4](#)）。

このように、個々の物件についてみたときのリノベーションの実施に伴う減価の押し戻し効果は相応に大きく、また長期に亘って存在すると考えられる。このことは、オフィス賃料の経年減価を分析する上で、リノベーション効果を勘案することの必要性を示唆している。もっとも、本研究で利用したデータセットでは、リノベーションを実施した物件の割合は全体の約 2 割に止まるほか、たとえリノベーションを実施したとしても、その後の経過年数が嵩み、既に減価押し戻し効果が剥落した物件も多くみられる点には留意が必要である。リノベーションの実施が経年減価に与える影響は、個々の物件についてみると無視し難いものであるが、賃貸市場全体でみるとこれまで示してきた分析結果を覆すものではないと判断できる。

5. おわりに

オフィス賃料の経年減価に関する実証的なファクトは、物価統計や国民経済計算など経済統計の精度向上に資すると考えられるほか、不動産ビジネスをより戦略的かつ効果的に遂行する観点からも有望視される、貴重な情報である。本研究では、ザイマックスグループより入手したオフィス物件の大規模な新規契約賃料・物件属性データを基に、多くの先行研究と同じくヘドニック法を適用することで、わが国オフィス物件の経年減価が賃料に及ぼす影響を定量的に評価した。分析の過程では、キーパラメータである築年数に関する項について複数の定式化に取り組むとともに、データセットが具備する変数を活用することで推計の頑健性確保に資するロバストネスチェックを実施した。

推計の結果、わが国のオフィス賃料は、①新築時点から築 25 年頃にかけて年率 1.37%のペースで減価し、その後は減価ペースが鈍化することや、②減価のペースは物件規模によって異なり、大規模物件は中小規模物件よりもやや速いペースで減価する一方、減価ペースが緩やかになると、その後も減価を続ける中小規模物件とは異なり、減価がほぼ押し止められること、③リノベーションはその実施後に最大 8.23%ポイントほど減価を押し戻し、その効果は 16 年程度持続すること、などが明らかとなった。他方、新規契約賃料と更新契約賃料の違いや、物件所在地の東京 23 区と大阪市の違いは、総じてみると経年減価のペースに有意な影響を及ぼさないことなどが判明した。

不動産価格と異なり賃料を対象とした実証分析は世界的にも限られているなか、我々の分析は、オフィス物件の経年減価について有用なファクトを提示するものである。今後、本研究において推計された経年減価率を SPPI「事務所賃貸」の各品目に実装する具体的な手法を検討していくとともに、データ制約等の理由から、本研究では明示的に取り扱うことのできなかつた発展的な課題、例えば経年減価における物理的劣化と機能的陳腐化の峻別や、築古物件におけるサバイバルバイアスの除去、地理情報と紐付けるなどした物件立地のより厳密な統制、建物の経年劣化とリノベーションの実施に関する内生性への対処などに取り組むことにより、わが国オフィス賃料について分析を深めていくこととした。

参考文献

- Bokhari, S. and D. Geltner (2018), "Characteristics of Depreciation in Commercial and Multi-family Property: An Investment Perspective," *Real Estate Economics*, 46(4), pp.745-782.
- Bokhari, S. and D. Geltner (2019), "Commercial Buildings Capital Consumption and the United States National Accounts," *Review of Income and Wealth*, 65(3), pp.561-591.
- Campbell, L. L. (2006), "Updating the Housing Age-bias Regression Model in the Consumer Price Index," CPI Detailed Report, November 2006, Bureau of Labor Statistics.
- Diewert, E. and C. Shimizu (2015), "Residential Property Price Indices for Tokyo," *Macroeconomic Dynamics*, 19(8), pp.1659-1714.
- Diewert, E. and C. Shimizu (2016), "Hedonic Regression Models for Tokyo Condominium Sales," *Regional Science and Urban Economics*, 60, pp.300-315.
- Diewert, E. and C. Shimizu (2017), "Alternative Approaches to Commercial Property Price Indexes for Tokyo," *Review of Income and Wealth*, 63(3), pp.492-519.
- Goodman, A. C. and T. G. Thibodeau (1995), "Age-related Heteroskedasticity in Hedonic House Price Equations," *Journal of Housing Research*, 6(1), pp.25-42.
- Goodman, A. C. and T. G. Thibodeau (1997), "Dwelling-age-related Heteroskedasticity in Hedonic House Price Equations: An Extension," *Journal of Housing Research*, 8(2), pp.299-317.
- Harding, J. P., S. S. Rosenthal, and C. F. Sirmans (2007), "Depreciation of Housing Capital, Maintenance, and House Price Inflation: Estimates from a Repeat Sales Model," *Journal of Urban Economics*, 61(2), pp.193-217.
- Hulten, C. R. and F. C. Wykoff (1981), "The Estimation of Economic Depreciation Using Vintage Asset Prices: An Application of the Box-Cox Power Transformation," *Journal of Econometrics*, 15(3), pp.367-396.

- ILO, IMF, OECD, UNECE, Eurostat, World Bank (eds.) (2004), *Producer Price Index Manual, Theory and practice*, International Monetary Fund, Washington, DC.
- Lane, W. F., W. C. Randolph, and S. A. Berenson (1988), "Adjusting the CPI Shelter Index to Compensate for Effect of Depreciation," *Monthly Labor Review*, Bureau of Labor Statistics.
- Lopez, L. A. and J. Yoshida (2022), "Estimating Housing Rent Depreciation for Inflation Adjustments," *Regional Science and Urban Economics*, 95, 103733.
- OECD/Eurostat (2014), *Eurostat-OECD Methodological Guide for Developing Producer Price Indices for Services: Second Edition*, OECD Publishing, Paris.
- Randolph, W. C. (1988), "Housing Depreciation and Aging Bias in the Consumer Price Index," *Journal of Business & Economic Statistics*, 6(3), pp.359-371.
- Shimizu, C., K. G. Nishimura, and T. Watanabe (2010), "Residential Rents and Price Rigidity: Micro Structure and Macro Consequences," *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(2), pp.282-299.
- Yoshida, J., K. Kawai, D. Geltner, and C. Shimizu (2024), "How Property Rents and Expenses Depreciate: A Case of Tokyo Office Properties," *Journal of Real Estate Research*, 46(3), pp.272-307.
- 才田友美・肥後雅博 (2010)、「賃料データを用いたオフィスビルの減耗率の計測」、日本銀行ワーキングペーパー、No.10-J-1
- 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」、日本銀行調査論文、2010年2月
- 吉田次郎・川井康平 (2020)、「商業用不動産に関するデータ資源：経年減価率推計を例に見る現状と課題」、『日本不動産学会誌』、第33巻第4号、93～97頁

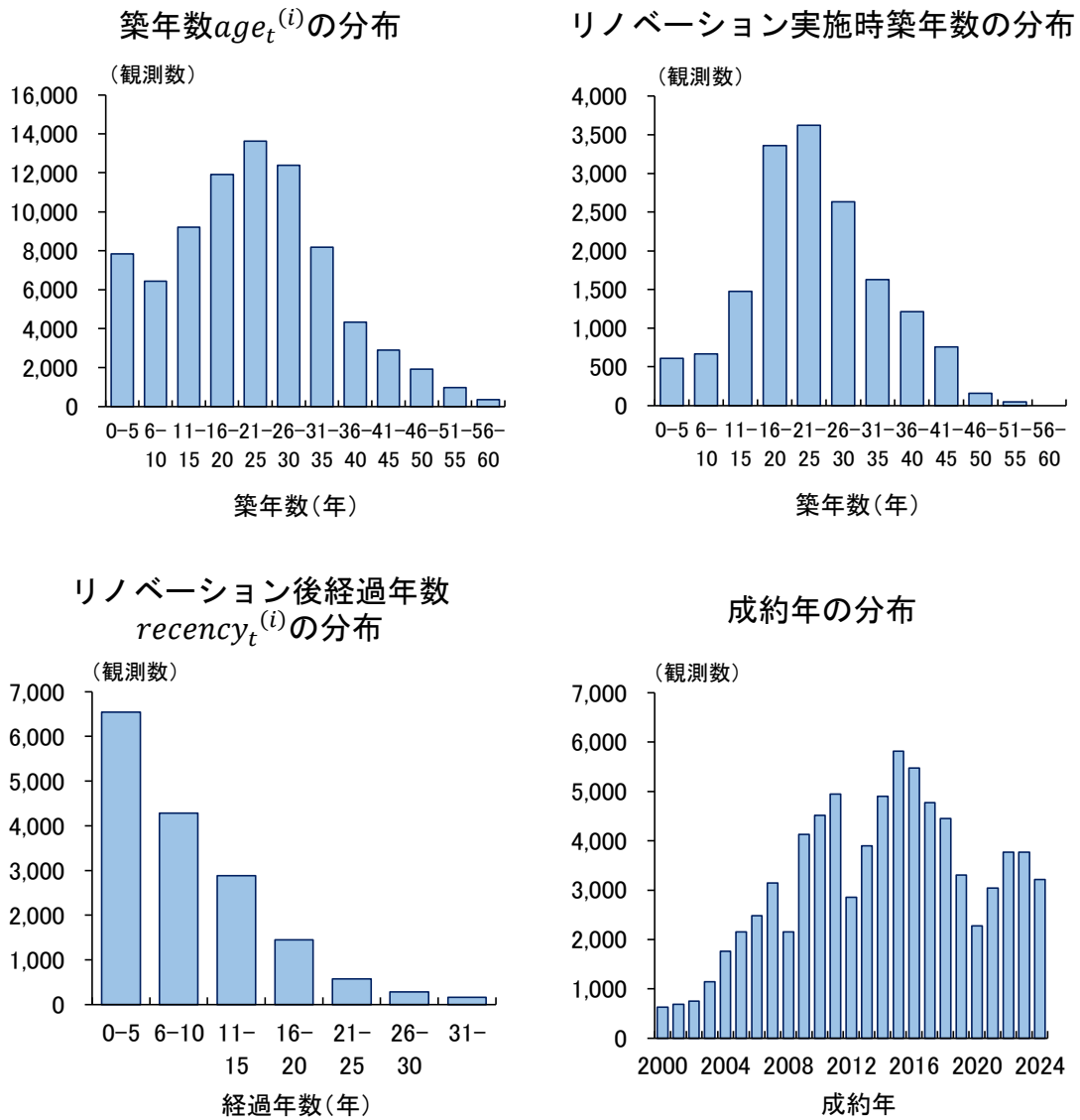
図表 1 : 変数一覧

変数名	変数の定義
連続変数	
$rent_t^{(i)}$	成約時点 t におけるテナント i の賃料 (円/坪)
$age_t^{(i)}$	成約時点 t におけるテナント i が入居する建物の築年数 (年)
$min_t^{(i)}$	成約時点 t におけるテナント i が入居する建物の最寄り駅からの徒歩分数 (分)
$GFA^{(i)}$	テナント i が入居する建物の延床面積 (坪)
$story^{(i)}$	テナント i が入居する建物の地上階数 (階)
$recency_t^{(i)}$	成約時点 t におけるテナント i が入居する建物の改修等実施からの経過年数 (年)
ダミー変数	
$D_center^{(i)}$	テナント i が入居する建物が都心 5 区 (千代田区、中央区、港区、渋谷区、新宿区) に所在する場合に 1 を取るダミー変数
$D_Osaka^{(i)}$	テナント i が入居する建物が大阪市に所在する場合に 1 を取るダミー変数
$D_large^{(i)}$	テナント i が入居する建物が大規模物件 (延床面積 5,000 坪以上) の場合に 1 をとるダミー変数
$D_RF_t^{(i)}$	成約時点 t においてテナント i に二重構造の床 (OA フロア) が導入されている場合に 1 をとるダミー変数
$D_AC_t^{(i)}$	成約時点 t においてテナント i に個別空調が導入されている場合に 1 をとるダミー変数
$D_machine_t^{(i)}$	成約時点 t においてテナント i に機械警備が導入されている場合に 1 をとるダミー変数
$D_renov_t^{(i)}$	成約時点 t においてテナント i が入居する建物が改修済みの場合に 1 を取るダミー変数

図表 2 : 記述統計量

変数名	最小値	平均値	中央値	最大値	標準偏差	除外条件
連続変数						
$rent_t^{(i)}$	6,003	18,474	17,000	94,025	7,523	6,000 円以下または 100,000 円超
$age_t^{(i)}$	0.0	22.3	22.0	60.0	12.2	60 年超
$min_t^{(i)}$	0.0	3.1	3.0	19.0	2.1	—
$GFA^{(i)}$	300	7,243	2,200	139,685	12,895	300 坪以下
$story^{(i)}$	2.0	13.3	10.0	64.0	8.8	—
$recency_t^{(i)}$	0.0	8.6	7.0	57.0	7.1	—
ダミー変数						
$D_center^{(i)}$	0.00	0.41	0.00	1.00	—	—
$D_Osaka^{(i)}$	0.00	0.25	0.00	1.00	—	—
$D_large^{(i)}$	0.00	0.31	0.00	1.00	—	—
$D_RF_t^{(i)}$	0.00	0.83	1.00	1.00	—	—
$D_AC_t^{(i)}$	0.00	0.82	1.00	1.00	—	—
$D_machine_t^{(i)}$	0.00	0.96	1.00	1.00	—	—
$D_renov_t^{(i)}$	0.00	0.20	0.00	1.00	—	—

図表3：ヒストグラム



(注) データの仕様上、リノベーション実施年は、各物件で行われた直近のリノベーション時期のみを記録している。このため、それ以前にも当該物件においてリノベーションが行われていた可能性がある点には留意が必要。

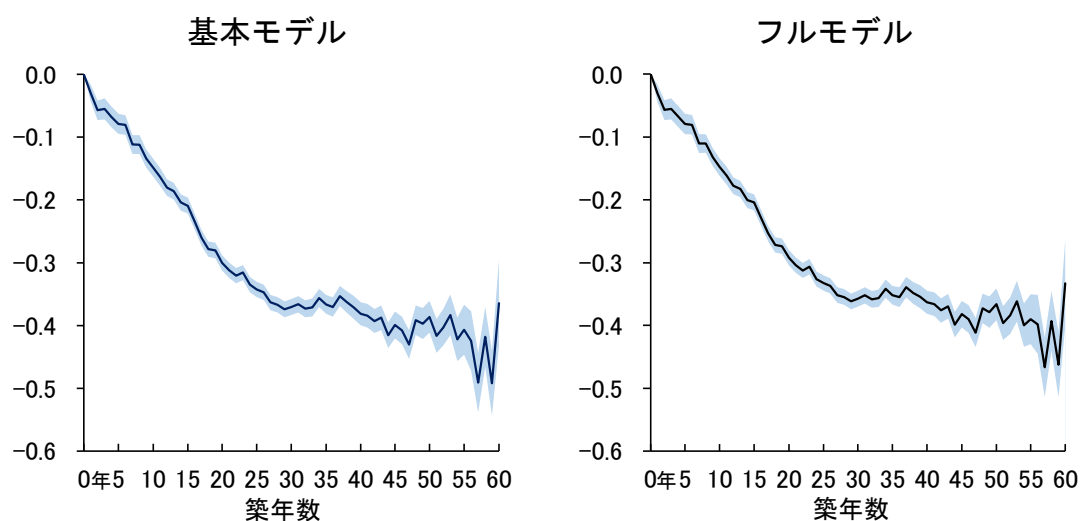
図表 4 : 推計結果 (経年ダミー変数モデル)

(1) 係数推計値

説明変数	基本モデル		フルモデル	
	係数推計値	標準誤差	係数推計値	標準誤差
$f(age_t^{(i)})$	下記参照		下記参照	
$min_t^{(i)}$	-0.028 ***	0.000	-0.028 ***	0.000
$\ln GFA^{(i)}$	0.123 ***	0.001	0.118 ***	0.001
$story^{(i)}$	-4.896×10^{-5}	0.000	2.587×10^{-4} *	0.000
$D_center^{(i)}$	0.561 ***	0.031	0.543 ***	0.031
$D_RF_t^{(i)}$	—		0.054 ***	0.002
$D_AC_t^{(i)}$	—		-0.002	0.002
$D_machine_t^{(i)}$	—		0.007 *	0.004
const.	8.641 ***	0.037	8.641 ***	0.037
観測数	80,057		80,057	
修正済み決定係数	0.697		0.699	

(注) ***は有意水準1%、**は5%、*は10%で有意であることを示す。

(2) 累積減価率 $f(age_t^{(i)})$ の形状



(注) 図中のシャドーは、±2標準偏差のバンドを表す。

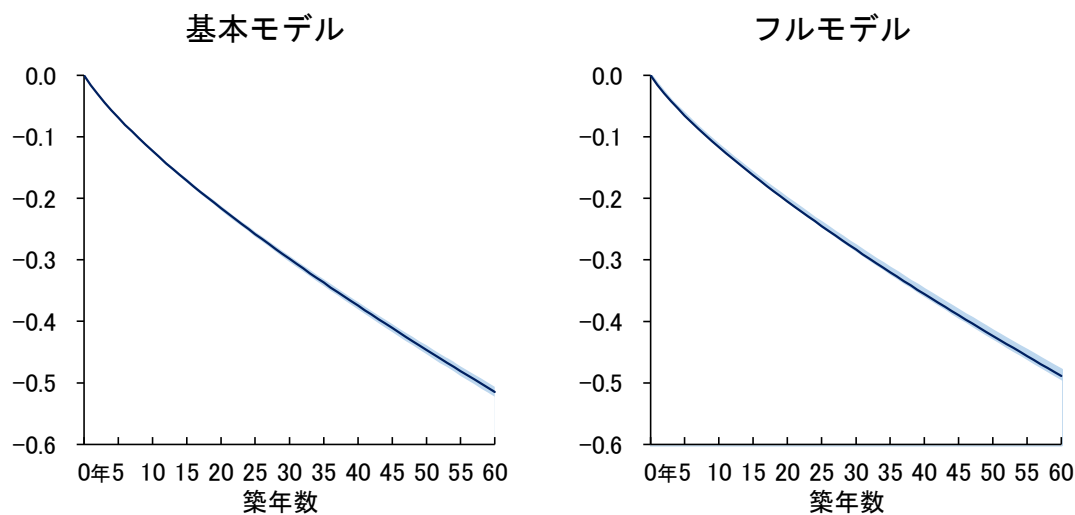
図表5：推計結果（Box-Cox 変換モデル）

(1) 係数推計値

説明変数	基本モデル		フルモデル	
	係数推計値	標準誤差	係数推計値	標準誤差
$f(age_t^{(i)})$	-0.018 ***	0.000	-0.017 ***	0.000
$min_t^{(i)}$	-0.029 ***	0.000	-0.029 ***	0.000
$\ln GFA^{(i)}$	0.127 ***	0.001	0.123 ***	0.001
$story^{(i)}$	-2.969×10^{-4} *	0.000	6.647×10^{-5}	0.000
$D_center^{(i)}$	0.588 ***	0.031	0.570 ***	0.031
$D_RF_t^{(i)}$	—		0.054 ***	0.002
$D_AC_t^{(i)}$	—		0.005 *	0.002
$D_machine_t^{(i)}$	—		-0.003	0.004
const.	8.569 ***	0.037	8.564 ***	0.037
λ	0.759		0.759	
観測数	80,057		80,057	
修正済み決定係数	0.689		0.691	

(注) ***は有意水準1%、**は5%、*は10%で有意であることを示す。

(2) 累積減価率 $f(age_t^{(i)})$ の形状



(注) 図中のシャドーは、±2標準偏差のバンドを表す。

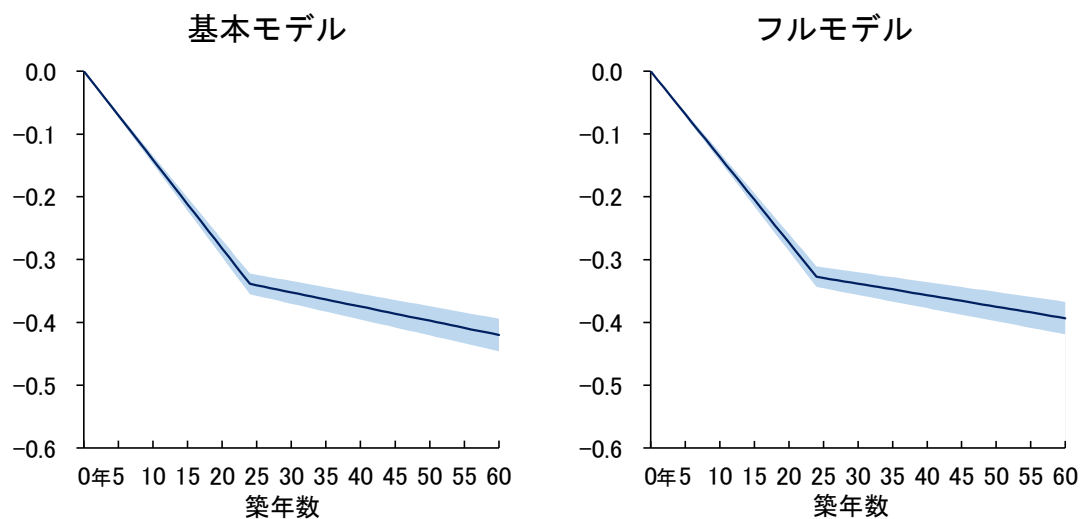
図表 6 : 推計結果 (屈折関数モデル)

(1) 係数推計値

説明変数	基本モデル		フルモデル	
	係数推計値	標準誤差	係数推計値	標準誤差
$age_t^{(i)}$	-0.002 ***	0.000	-0.002 ***	0.000
$kink_t^{(i)}$	-0.284 ***	0.005	-0.283 ***	0.005
$min_t^{(i)}$	-0.028 ***	0.000	-0.028 ***	0.000
$\ln GFA^{(i)}$	0.124 ***	0.001	0.119 ***	0.001
$story^{(i)}$	-6.400×10^{-5}	0.000	2.430×10^{-4}	0.000
$D_center^{(i)}$	0.564 ***	0.031	0.546 ***	0.031
$D_RF_t^{(i)}$	—		0.054 ***	0.002
$D_AC_t^{(i)}$	—		-0.002	0.002
$D_machine_t^{(i)}$	—		0.007 *	0.004
const.	8.630 ***	0.037	8.628 ***	0.037
観測数	80,057		80,057	
修正済み決定係数	0.696		0.699	

(注) ***は有意水準 1%、**は 5%、*は 10%で有意であることを示す。

(2) 累積減価率 $f(age_t^{(i)})$ の形状



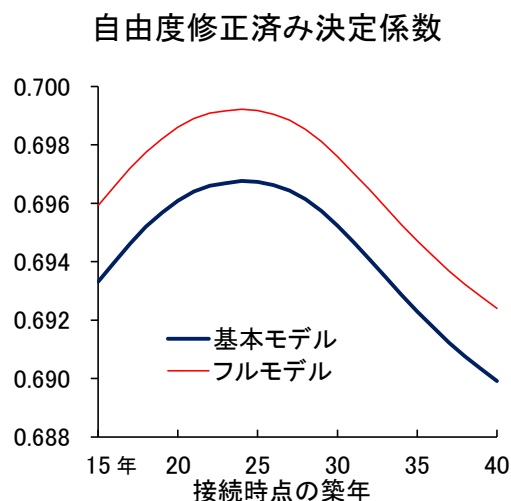
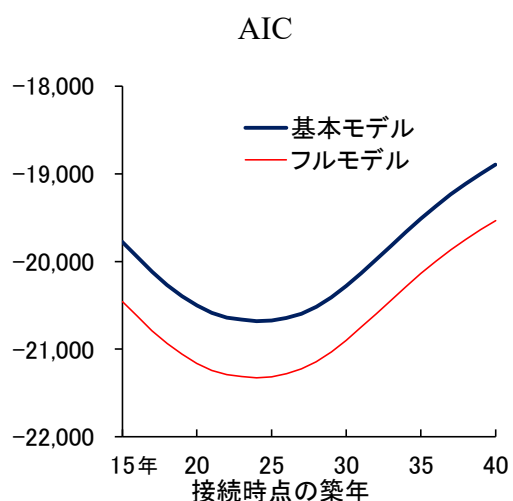
(注) 図中のシャドーは、±2標準偏差のバンドを表す。

図表 7 : 屈折関数モデルの接続時点の特定

(1) 屈折関数の接続時点に応じた AIC・自由度修正済み決定係数の変化

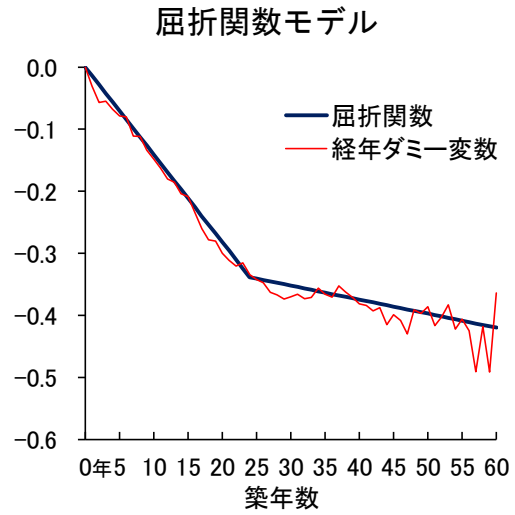
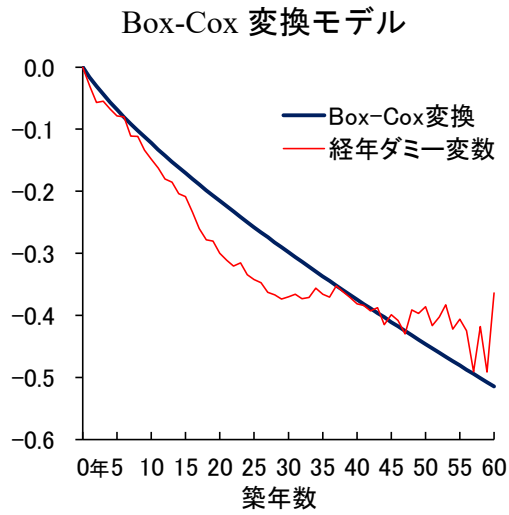
築年 (T)	基本モデル		フルモデル		築年 (T)	基本モデル		フルモデル	
	AIC	修正済み 決定係数	AIC	修正済み 決定係数		AIC	修正済み 決定係数	AIC	修正済み 決定係数
15年	-19,776	0.6933	-20,455	0.6959	28年	-20,516	0.6961	-21,141	0.6985
16年	-19,947	0.6940	-20,622	0.6966	29年	-20,410	0.6957	-21,032	0.6981
17年	-20,117	0.6946	-20,787	0.6972	30年	-20,277	0.6952	-20,896	0.6976
18年	-20,269	0.6952	-20,935	0.6977	31年	-20,130	0.6947	-20,748	0.6970
19年	-20,394	0.6957	-21,057	0.6982	32年	-19,979	0.6941	-20,597	0.6965
20年	-20,503	0.6961	-21,162	0.6986	33年	-19,822	0.6935	-20,441	0.6959
21年	-20,585	0.6964	-21,241	0.6989	34年	-19,661	0.6929	-20,283	0.6953
22年	-20,637	0.6966	-21,290	0.6991	35年	-19,511	0.6923	-20,137	0.6947
23年	-20,662	0.6967	-21,311	0.6992	36年	-19,370	0.6918	-19,999	0.6942
24年	-20,680	0.6968	-21,325	0.6992	37年	-19,233	0.6912	-19,865	0.6937
25年	-20,674	0.6967	-21,314	0.6992	38年	-19,112	0.6908	-19,747	0.6932
26年	-20,645	0.6966	-21,279	0.6990	39年	-19,000	0.6903	-19,637	0.6928
27年	-20,596	0.6964	-21,225	0.6988	40年	-18,893	0.6899	-19,533	0.6924

(2) AIC・自由度修正済み決定係数の変化形状

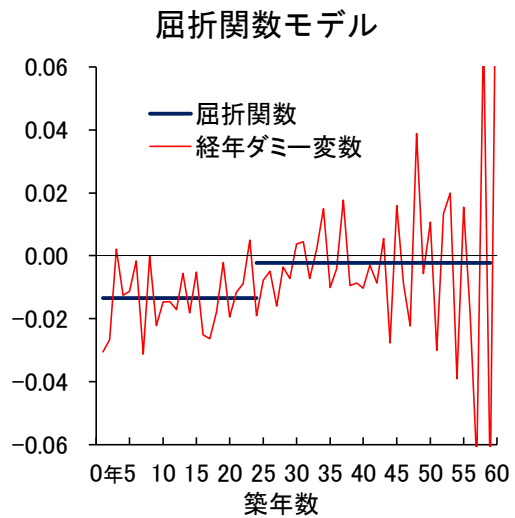
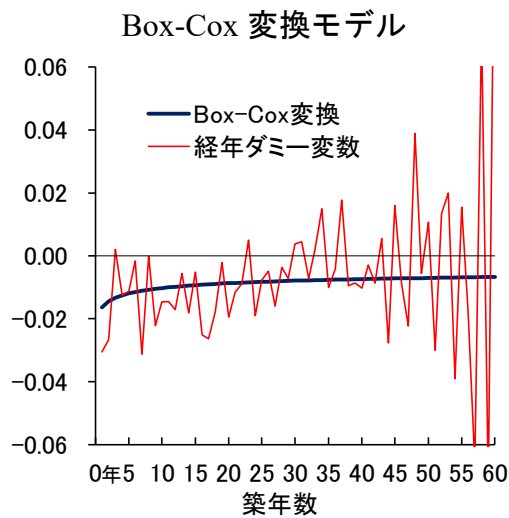


図表 8 : 累積減価率および減価率の形状比較

(1) 累積減価率 $f(\text{age}_t^{(i)})$ の形状比較



(2) 減価率 $\Delta f(\text{age}_t^{(i)})$ の形状比較



図表9：新規賃料と更新賃料の違い

(1) 係数推計値 (基本モデル)

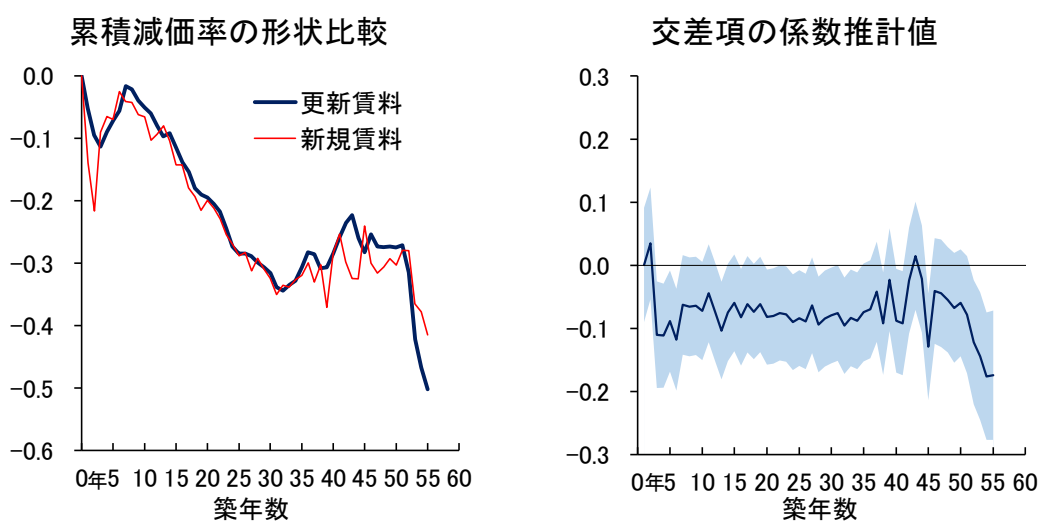
説明変数	経年ダミー変数モデル		Box-Cox 変換モデル	
	係数推計値	標準誤差	係数推計値	標準誤差
$f(age_t^{(i)})$	下記参照		-0.017 ***	0.000
$f(age_t^{(i)}) \times D_{renew}_t^{(i)}$	下記参照		-0.001 **	0.000
$D_{renew}_t^{(i)}$	0.087 **	0.037	0.021 ***	0.004
$min_t^{(i)}$	-0.024 ***	0.000	-0.027 ***	0.000
$\ln GFA^{(i)}$	0.109 ***	0.001	0.110 ***	0.001
$story^{(i)}$	0.002 ***	0.000	0.001 ***	0.000
$D_{center}^{(i)}$	0.372 ***	0.005	0.393 ***	0.005
$const.$	8.949 ***	0.031	8.949 ***	0.009
観測数	14,531		14,531	
修正済み決定係数	0.616		0.604	

(注1) ***は有意水準1%、**は5%、*は10%で有意であることを示す。

(注2) 更新賃料データを具備しているのはザイマックスグループの管理物件に限られるため、他社管理物件を含む新規賃料データと比べて、サンプルサイズは大幅に減少する。当該推計結果は幅をもって見る必要がある。

(注3) $D_{renew}_t^{(i)}$ は成約時点 t においてテナント i が更新契約されている場合に1をとるダミー変数。当該ダミー変数は、ザイマックスグループの管理物件に対してのみ識別能を有するローカルに定義された変数であるため、誤解を招かぬよう図表1の変数一覧には含めていない。

(2) 累積減価率の形状比較および $D_{renew}_t^{(i)}$ との交差項の係数推計値



(注) 図中のシャドーは、±2標準偏差のバンドを表す。

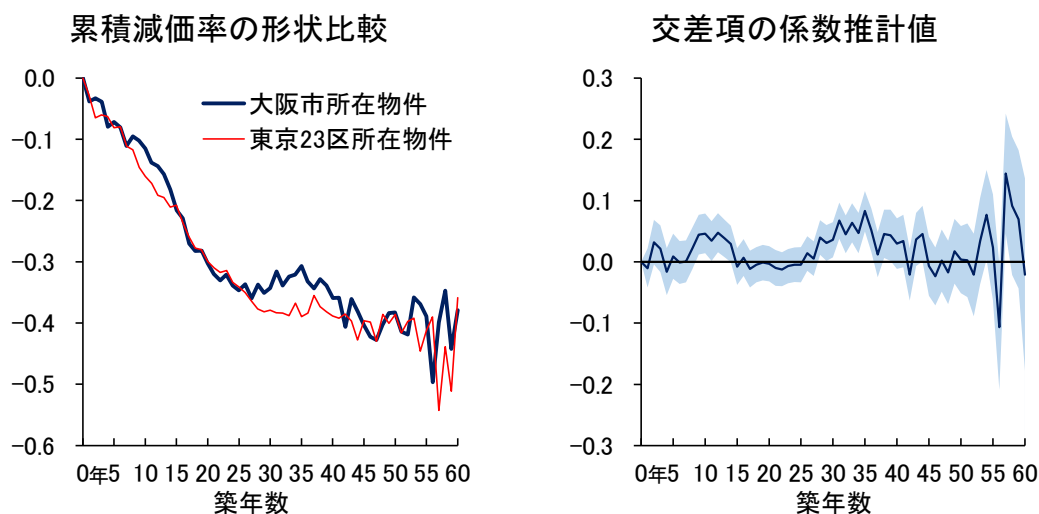
図表 10 : 物件所在地の違い

(1) 係数推計値 (基本モデル)

説明変数	経年ダミー変数モデル		Box-Cox 変換モデル	
	係数推計値	標準誤差	係数推計値	標準誤差
$f(age_t^{(i)})$	下記参照		-0.018 ***	0.000
$f(age_t^{(i)}) \times D_Osaka^{(i)}$	下記参照		0.001 ***	0.000
$D_Osaka^{(i)}$	グループ固定効果として推計		グループ固定効果として推計	
$min_t^{(i)}$	-0.028 ***	0.000	-0.029 ***	0.000
$\ln GFA^{(i)}$	0.123 ***	0.001	0.127 ***	0.001
$story^{(i)}$	4.208×10^{-5}	0.000	-2.484×10^{-4}	0.000
$D_center^{(i)}$	0.561 ***	0.031	0.587 ***	0.031
$const.$	8.650 ***	0.037	8.574 ***	0.037
観測数	80,057		80,057	
修正済み決定係数	0.697		0.689	

(注) ***は有意水準 1%、**は 5%、*は 10%で有意であることを示す。

(2) 累積減価率の形状比較および $D_Osaka^{(i)}$ との交差項の係数推計値



(注) 図中のシャドローは、±2標準偏差のバンドを表す。

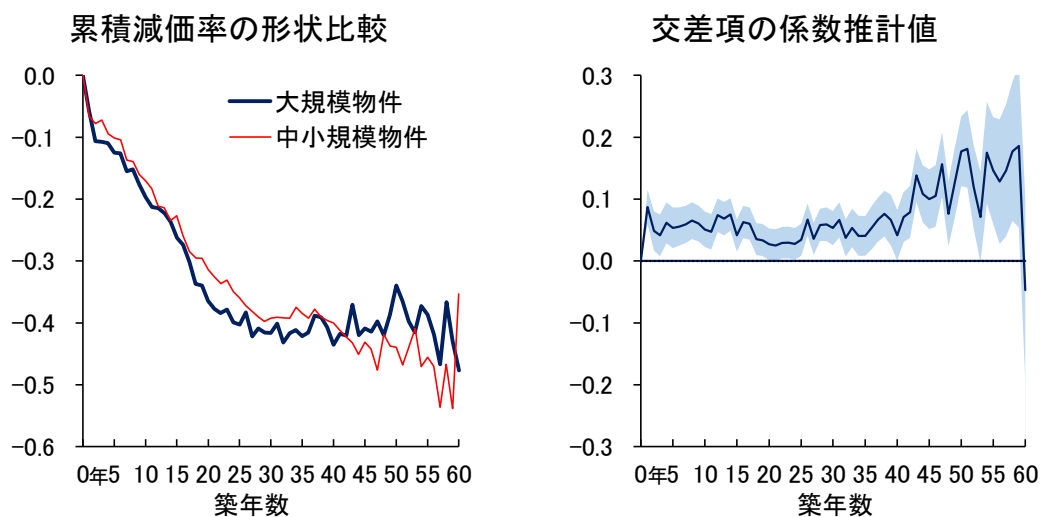
図表 1 1 : 物件規模の違い

(1) 係数推計値 (基本モデル)

説明変数	経年ダミー変数モデル		Box-Cox 変換モデル	
	係数推計値	標準誤差	係数推計値	標準誤差
$f(age_t^{(i)})$	下記参照		-0.018 ***	0.000
$f(age_t^{(i)}) \times D_large^{(i)}$	下記参照		2.523×10^{-4}	0.000
$D_large^{(i)}$	-0.077 ***	0.009	-0.030 ***	0.005
$min_t^{(i)}$	-0.028 ***	0.000	-0.029 ***	0.000
$\ln GFA^{(i)}$	0.129 ***	0.001	0.134 ***	0.001
$story^{(i)}$	2.451×10^{-4}	0.000	-6.658×10^{-5}	0.000
$D_center^{(i)}$	0.561 ***	0.031	0.586 ***	0.031
$const.$	8.624 ***	0.037	8.524 ***	0.037
観測数	80,057		80,057	
修正済み決定係数	0.698		0.689	

(注) ***は有意水準 1%、**は 5%、*は 10%で有意であることを示す。

(2) 累積減価率の形状比較および $D_large^{(i)}$ との交差項の係数推計値



(注) 図中のシャドローは、±2標準偏差のバンドを表す。

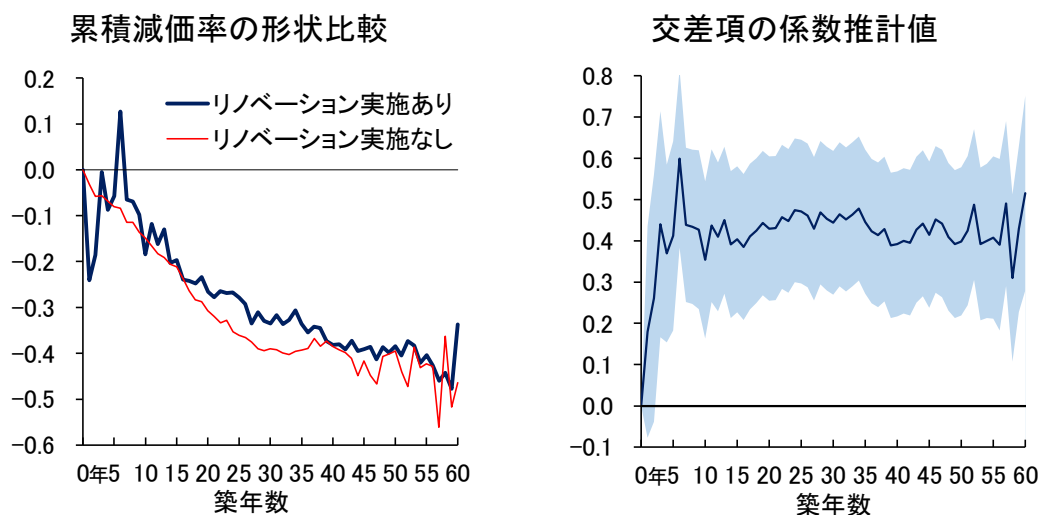
図表 1 2 : リノベーション効果

(1) 係数推計値 (基本モデル)

説明変数	経年ダミー変数モデル		Box-Cox 変換モデル	
	係数推計値	標準誤差	係数推計値	標準誤差
$f(age_t^{(i)})$	下記参照		-0.021 ***	0.000
$f(age_t^{(i)}) \times D_renov_t^{(i)}$	下記参照		0.008 ***	0.000
$D_renov_t^{(i)}$	-0.389 ***	0.087	-0.077 ***	0.007
$min_t^{(i)}$	-0.028 ***	0.000	-0.029 ***	0.000
$\ln GFA^{(i)}$	0.120 ***	0.001	0.123 ***	0.001
$story^{(i)}$	$2.660 \times 10^{-4} *$	0.000	1.824×10^{-4}	0.000
$D_center^{(i)}$	0.570 ***	0.031	0.588 ***	0.031
$const.$	8.653 ***	0.037	8.615 ***	0.037
観測数	80,057		80,057	
修正済み決定係数	0.700		0.694	

(注) ***は有意水準 1%、**は 5%、*は 10%で有意であることを示す。

(2) 累積減価率の形状比較および $D_renov_t^{(i)}$ との交差項の係数推計値



(注) 図中のシャドローは、±2標準偏差のバンドを表す。

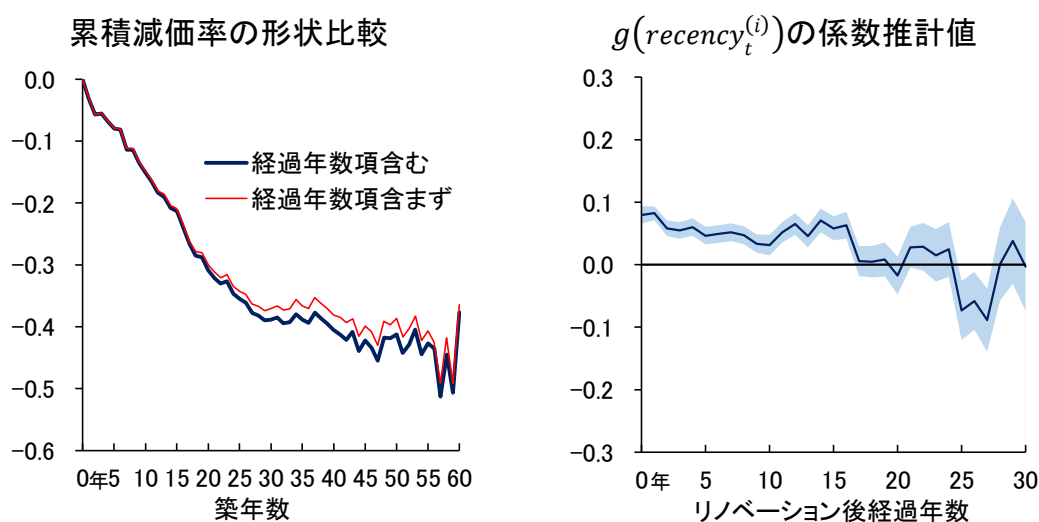
図表 1 3 : リノベーション実施からの経過年数

(1) 係数推計値 (基本モデル)

説明変数	経年ダミー変数モデル		Box-Cox 変換モデル	
	係数推計値	標準誤差	係数推計値	標準誤差
$f(age_t^{(i)})$	下記参照		-0.020 ***	0.000
$g(recency_t^{(i)})$	下記参照		省略	
$min_t^{(i)}$	-0.028 ***	0.000	-0.029 ***	0.000
$\ln GFA^{(i)}$	0.120 ***	0.001	0.124 ***	0.001
$story^{(i)}$	2.190×10^{-4}	0.000	8.430×10^{-5}	0.000
$D_center^{(i)}$	0.570 ***	0.031	0.593 ***	0.031
$const.$	8.652 ***	0.037	8.597 ***	0.037
観測数	80,057		80,057	
修正済み決定係数	0.700		0.693	

(注) ***は有意水準 1%、**は 5%、*は 10%で有意であることを示す。

(2) 累積減価率の形状比較および $g(recency_t^{(i)})$ の係数推計値



(注) 図中のシャドーは、±2 標準偏差のバンドを表す。

図表 1 4 : リノベーションによる賃料上昇効果

リノベーション 実施時築年数	リノベーション後 経過年数	リノベーション による賃料上昇 効果	観測数
11～30 年	0～5 年	5.9% ***	1,716
	6～10 年	4.6% ***	1,458
	11～15 年	4.3% ***	1,021
	16 年～	-1.5% **	734
31 年～	0～5 年	13.5% ***	1,328
	6～10 年	7.4% ***	459
	11～15 年	11.6% ***	301
	16 年～	4.7% ***	189

(注) ***は有意水準 1%、**は 5%、*は 10%で有意であることを示す。