

賃貸用共同住宅の維持管理の良否認識が物件探索行動に与える影響

Impact of Rental Apartment Maintenance on Property Search Behavior Using Stated Preference Data of Tenants

MEIKAI Univ. Hiroaki KOMATSU

明海大学 小松広明

This study compared the estimated inverse probability weighting estimator by focusing on the number of previews per day according to the cost required for tenants of rental apartments when searching for properties. Thus, it was observed that several residents, who deem the maintenance of dwelling units with a dedicated area of $\geq 60 \text{ m}^2$ to be good, have low search costs and have intention to continue residence. This suggests that the state of maintenance enhances the perceived quality of the occupants and extends the remaining economic life of the rental apartment.

1. はじめに

1-1 研究の背景

国土交通省住宅局（2017）の『民間賃貸住宅の大規模修繕等に対する意識の向上に関する調査検討報告書』によれば、民間賃貸住宅における維持管理の実施効果に対しては、「実施しなくても入居率が変わらない」「実施しても家賃水準を維持できるわけではない」といった家主の否定的な見解が散見される。一方、賃借人の立場から維持管理に対する認識を捉え、国土交通省住宅局（2023）『令和4年度住宅市場動向調査報告書』では、賃貸住宅の入居時に困った経験のうち「家主・管理会社の対応」との回答は25.5%にのぼる。このように、賃貸住宅の維持管理への対応は、入居率に影響を与えるものと考えられるものの、当該効果の統一的な見解は示されていない。一般に入居者の入れ替えの際に生ずる空室の発生は、収益還元法においては、空室等損失相当額として総費用に計上され、純収益が算定される。したがって、空室の発生戸数及び当該期間は、不動産鑑定評価理論上、収益価格に負の影響を与えることになる。

Grewal ら(1998)によれば、知覚品質⁽¹⁾は獲得効用(acquisition utility)に対して正の影響を与え、獲得効用は探索意図に対して負に作用する。維持管理の状態は知覚品質に正の影響を与えるものと考えられることから、維持管理の状態が良好であれば、賃借人の探索意図を低めるものと考えられ

る。したがって、維持管理の良否認識は、物件探索コストに対して負に作用することが想定される。しかしながら、個人の物件探索行動は、住宅に対する選好性にも依存する。例えば、質の高い住宅を求める個人においては、そうでない個人に比べてより多くの時間をかけて物件を探索することが考えられる。その結果として、探索期間は長くなり、内見物件数はむしろ多くなる可能性がある。このように、物件探索行動をコストとして捉える観点と物件を探索する個人の関与度として捉える観点とを区別する必要がある。個人の物件に対する選好の違いは、支払い賃料に対する意識や当該物件の属性に反映されることから、物件探索行動を分析する際には、当該変数を用いて個人の物件に対する関与度を調整することが求められる。

1-2 研究の目的

本研究の目的は、賃貸用共同住宅を対象として、まずは入居前の維持管理の考慮の有無が物件探索行動に与える影響を捉えた上で、入居後の維持管理の良否認識が、次期の物件探索行動を惹起する転居意向、入居者が知覚する経済的残存耐用年数に対して与える影響度を検証することである。

賃貸用共同住宅の物件探索行動は、入居前と入居後の2時点でみると、入居前においては当該住戸の空室期間の解消に、一方、入居後においては、転居意向に伴う空室の発生、経済的耐用年数に影響を与えることが考えられる。いずれも入替期間

の短縮化に関連付けられることから、DCF 法 (Discounted Cash Flow Method) においては、運営収益のうち空室等による損失相当額⁽²⁾の減少分、経済的残存耐用年数に寄与するものと考えられる。

1-3 先行研究

探索行動に関連する研究としては、サーチ理論があげられる。サーチ理論を援用した住宅市場のモデル分析には、Wheaton(1990)がある。サーチ理論の端緒を開いたのは、Stigler(1961)であり、不完全情報下での価格サーチの分析枠組みを提示している。既存マンション市場の情報不完全性による経済的損失額⁽³⁾の測定を、西村ら(2002)が行っている。また、近年では、中古住宅市場における市場滞留期間に着目し、価格との関係性について考察した鈴木・浅見(2017)がみられる。あるいは、近年の不動産テックの進展を踏まえて、白川・大越(2019)では、インターネットの利用による住宅探索の質の向上を示唆している。これらの先行研究では、賃貸用共同住宅に対する入居者の維持管理の良否認識が、物件探索行動に与える影響については言及していない。住宅の維持管理に関する情報については、趙・高田(2014)では、既存住宅購入者の入手情報の実態を調査した結果、住宅の品質や性能に関する情報については関心の程度が低位となることを指摘している。当該結果は、国土交通省住宅局(2023)『令和4年度住宅市場動向調査報告書』における分譲マンションの選択理由のうち、「適切な維持管理が見込めるから」との回答は8.3%と低位な割合にとどまる結果と整合的である。いずれも売買市場が対象であり、賃貸住宅市場は対象とされていない。このように、賃貸用共同住宅の維持管理の状態が物件探索行動に与える影響に関する研究は、これまでのところ蓄積がみられない。

2. 研究の方法

2-1 分析手法

まずは、入居前における物件探索行動を、「物件探索期間(日)⁽⁴⁾」と「内見物件数(件)⁽⁵⁾」の2つの変数で捉える。①探索期間を対象としてコックス比例ハザードモデルを用いて分析を行うとともに、②探索時の内見数についてはポアソン回帰分析を行う。その上で、入居後における③入居者の維持管理に対する良否認識の別に即応して、単位日数あたりの探索時内見数、転居意向、経済的耐用年数について IPW 推定量 (inverse probability weighting estimator) を算定する。

2-2 使用データ

入居者の表明選好データについては、アンケート調査によって収集した(表2-1参照)。結果として、8,600件の有効回答を得ることができた。基本統計量は、以下のとおりである(表2-2参照)。

表2-1 アンケートの実施状況

調査対象者	賃貸マンション・アパートの入居者
	居住地：①札幌市、②仙台市、③東京都特別区、④名古屋市、⑤大阪市、⑥福岡市
	年齢：20代～50代
回収数	回収数8,600件 東京都特別区：3,000件/大阪市：2,000件/名古屋 市：1,200件/札幌市、仙台市、福岡市：各800件
調査方法	Web アンケート調査(調査協力会社：楽天リサーチ㈱)
実施時期	2017年6月6日(火)～7月10日(月)
調査の主な内容	①維持管理に関する入居者の意識 ②家賃に関する入居者の意識 ③建築経過年数に対する賃貸入居者の意識

本研究において、注目すべき説明変数は、入居前の認識を示す「入居時維持管理考慮 DUM⁽⁶⁾」と入居後の認識を示す「維持管理の良好認識 DUM⁽⁷⁾」である。当該変数が、物件探索行動を示す「物件探索期間(日)」「内見物件数(件)」「単位日数あたり内見物件数(件/日)」、さらには、物件探索行動を惹起する要因としての「転居意向 DUM」、入居者が知覚する「経済的残存耐用年数(年)⁽⁸⁾」に対して与える影響度を推計する。

なお、物件探索行動は、入居者の住宅に対する

関与度が反映されることから、個人の物件に対する関与度を調整するために、支払賃料に対する意識⁽⁹⁾と当該物件の属性を使用する(表2-2参照)。

表2-2 基本統計量

	全体		30㎡未満		30㎡以上60㎡未満		60㎡以上	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
専用面積 (㎡)	40.253	18.466	21.593	4.740	44.035	8.200	71.574	8.335
建物全体の階層 (階)	5.322	3.695	4.741	3.430	5.293	3.633	6.738	4.070
居住戸数階 (階)	3.558	2.739	3.139	2.390	3.564	2.706	4.497	3.295
最寄駅までの時間 (分)	10.722	5.673	10.465	5.458	10.842	5.780	10.950	5.812
入居後経過年数 (年)	4.465	3.493	4.552	3.487	4.391	3.496	4.485	3.492
入居当時の建築経過年数 (年)	17.223	12.341	17.229	12.284	17.414	12.710	16.635	11.283
物件属性								
入居時リフォーム済みDUM	0.377	0.485	0.329	0.470	0.396	0.489	0.429	0.495
アパートDUM	0.391	0.488	0.486	0.500	0.375	0.484	0.224	0.417
和室の有無DUM	0.321	0.467	0.165	0.371	0.362	0.481	0.554	0.497
オートロックの有無DUM	0.390	0.488	0.364	0.461	0.390	0.488	0.449	0.498
バス、トイレの別の有無DUM	0.902	0.298	0.795	0.403	0.954	0.209	0.967	0.114
バルコニーの有無DUM	0.755	0.430	0.658	0.475	0.788	0.408	0.877	0.328
分譲賃貸管理レベルDUM	0.078	0.268	0.030	0.171	0.082	0.275	0.173	0.378
居住意識								
周辺新築動向DUM	0.504	0.500	0.492	0.500	0.509	0.500	0.517	0.500
転居意向DUM	0.437	0.496	0.460	0.498	0.433	0.496	0.395	0.489
経済的居住耐用年数 (年)	12.839	9.827	12.134	9.654	12.725	9.612	14.780	10.579
管理意識								
外装修繕良好DUM	0.386	0.487	0.352	0.478	0.387	0.487	0.462	0.499
内装修繕良好DUM	0.290	0.454	0.274	0.446	0.289	0.453	0.332	0.471
設備修繕良好DUM	0.295	0.456	0.274	0.446	0.296	0.457	0.338	0.473
共用部清掃良好DUM	0.429	0.495	0.411	0.492	0.419	0.493	0.500	0.500
建物設備良好DUM	0.297	0.457	0.291	0.455	0.290	0.454	0.329	0.470
支出意識								
節約志向DUM	0.678	0.467	0.704	0.457	0.669	0.471	0.645	0.479
家賃支払意欲DUM	0.345	0.475	0.318	0.466	0.350	0.477	0.392	0.488
家賃負担ゆとりDUM	0.259	0.438	0.239	0.427	0.270	0.444	0.275	0.447
物件探索期間 (日)	16.384	17.495	13.610	15.688	17.578	17.966	19.143	19.082
内見物件数 (件)	3.400	2.490	3.213	2.401	3.476	2.504	3.999	2.617
探索単位日数当たり内見物件数 (件/日)	0.735	1.297	0.825	1.252	0.893	1.266	0.858	1.250
探索入居時維持管理考慮DUM	0.450	0.497	0.409	0.492	0.466	0.499	0.495	0.500
入居時建築経過年数考慮DUM	0.509	0.500	0.472	0.499	0.527	0.499	0.540	0.499
維持管理の良好認識DUM	0.436	0.496	0.418	0.493	0.430	0.495	0.492	0.500
サンプルサイズ	8,600		3,129		4,102		1,369	

注) 表中のDUMはダミー変数を示す。当該変数は、該当=1、非該当=0となる。

3. 物件探索行動における探索期間と内見数の特性

本章では、入居前時点の「入居時維持管理考慮DUM」が、「物件探索期間 (日)」と「内見物件数 (件)」に対して与える影響を捉えることを目的とする。

3-1 分析方法

賃貸用住宅においては、インターネットの普及により、多くの物件数の情報を入手することが可能となっている(白川・大越 2019)。物件探索行動として、現在入居している住戸に決めるまでに要した探索期間と内見した物件数に着目する。理由は、物件探索時に物件を選定して時間をかけて入居を決定する場合や短期間に多くの物件を内見した上で決定する場合が考えられることによる。ただし、当該変数は、いずれもコストの側面と個人の住居に対する関与度の側面を有している。したがって、物件を探索する個人の住宅に対する選好性(関与度)を示す変数として、専用面積別に

入居者の支払賃料に対する意識と当該物件の属性を用いることで個人の住宅に対する選好性の相違を調整する。

池尾(2012)によれば、関与度が情報探索の意欲を規定する。したがって、入居者の居住に関する関与が高いほど、物件探索行動が促されるものと考えられる。

分析手法は、探索期間についてはコックス比例ハザードモデルを、内見数についてはポアソン回帰分析をそれぞれ用いる。

住宅の専用面積の大きさと居住期間との間には正の相関があり(山崎 2014)、ファミリータイプの居住期間は長期、ワンルームタイプの当該期間は短期となることが考えられる。したがって、探索期間、内見数は、当該居住期間に即応して変化することが考えられることから、本研究では、専用面積の区分を30㎡未満、30㎡以上60㎡未満、60㎡以上の3つに区分⁽¹⁰⁾した上で分析を行う。

3-2 推定結果

(1) コックス比例ハザードモデルによる物件探索期間の推定結果

全体の傾向として、「入居時建築経過年数考慮DUM⁽¹¹⁾」及び「入居当時の建築経過年数」は、いずれも統計的に負に推定されている(表3-1参照)。つまり、物件探索においては、物件の築年数を考慮することによって、物件探索期間の短縮化が図られていることが推察される。また、「家賃負担ゆとりDUM」は、統計的に正に有意に推定されている。つまり、現在の給与水準のもとに、支払賃料に負担感を有しない入居者については、時間をかけて物件の選別を行う傾向にあることがうかがえる。当該傾向が顕著にみられるのは、専用面積30㎡未満の住戸である。具体的には、「入居時建築経過年数考慮DUM」は、他の専用面積に比べて相対的に探索期間に対して負の影響度が大きいことから、築年数を考慮することによって、探索期間の短縮化が図られているものと考えられる。ただし、「節約志向DUM」は、物件探索期間に対

表3-1 物件探索期間を対象としたコックス比例ハザードモデルの推定結果

目的変数：物件探索期間 (単位：日)	全体			専用面積30㎡未満			専用面積30㎡以上 60㎡未満			専用面積60㎡以上		
	coef	exp(coef)	z	coef	exp(coef)	z	coef	exp(coef)	z	coef	exp(coef)	z
最寄駅までの時間（分）	-0.009	0.991	-4.403 ***	-0.011	0.989	-2.957 ***	-0.007	0.993	-2.370 **	-0.007	0.993	-1.346
専用面積（㎡）	-0.005	0.995	-8.324 ***	-0.007	0.993	-1.828 *	-0.005	0.995	-2.279 **	0.004	1.004	1.250
入居当時の建築経過年数（年）	-0.003	0.997	-3.309 ***	-0.003	0.997	-1.643	-0.003	0.997	-2.099 **	-0.002	0.998	-0.728
居住住戸階層（階）	0.001	1.001	0.122	-0.027	0.973	-2.369 **	0.004	1.004	0.496	0.018	1.018	1.408
建物全体の階層（階）	-0.012	0.988	-2.581 ***	0.010	1.010	1.116	-0.019	0.981	-2.700 ***	-0.026	0.974	-2.320 **
入居時維持管理考慮DUM	-0.027	0.973	-1.130	-0.063	0.939	-1.528	0.002	1.002	0.068	-0.068	0.934	-1.056
入居時建築経過年数考慮DUM	-0.153	0.859	-6.044 ***	-0.182	0.834	-4.239 ***	-0.133	0.876	-3.588 ***	-0.114	0.893	-1.726 *
分譲賃貸管理レベルDUM	-0.052	0.949	-1.223	0.029	1.029	0.265	-0.053	0.948	-0.880	-0.045	0.956	-0.542
アパートDUM	0.056	1.058	2.148 **	0.051	1.052	1.157	0.055	1.057	1.452	0.089	1.093	1.161
節約志向DUM	0.015	1.016	0.644	0.111	1.118	2.674 ***	-0.026	0.974	-0.749	-0.119	0.888	-1.933 *
家賃支払意欲DUM	-0.014	0.986	-0.552	-0.049	0.952	-1.147	-0.009	0.991	-0.235	0.044	1.045	0.686
家賃負担ゆとりDUM	0.077	1.080	2.950 ***	0.111	1.118	2.476 **	0.056	1.058	1.500	0.089	1.093	1.271
サンプルサイズ	8,600			3,129			4,102			1,369		

注）統計的有意性 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 なお、地域ダミー変数及び年次ダミー変数の結果は省略。

して正に作用しており、オッズ比は1.118と高く、入念に時間をかけて物件探索が行われていることがうかがえる。一方、専用面積60㎡以上の住戸においては、「節約志向DUM」は負に作用している。つまり、支払家賃に対する節約志向を有する入居者においては、物件に対する選好性が事前に明確に形成されており、入居者が自分に合った住戸を効率よく選ぶ傾向にあるものと推察される。その結果として、物件探索期間は短期化する傾向にあると考えられる。

入居前の維持管理の状態に対する考慮の有無を示す「入居時維持管理考慮DUM」は、物件探索期間に対して負に作用していることが概ね確認できるが、いずれの専用面積区分においても統計的有意性は認められず、物件探索期間の短期化はみられない。個人の物件に対する選好性の相違が物件探索期間に影響を与えていることが示唆された。

(2)ポアソン回帰分析による内見数の推定結果⁽¹²⁾

全体の傾向として、「入居時維持管理考慮DUM」

表3-2 内見物件数を対象としたポアソン回帰分析の推定結果

目的変数：内見物件数 (単位：件)	全体		専用面積 30㎡未満		専用面積 30㎡以上60㎡未満		専用面積 60㎡以上	
	Estimate	t value	Estimate	t value	Estimate	t value	Estimate	t value
(Intercept)	1.209	25.803 ***	1.009	10.172 ***	1.241	14.681 ***	1.679	7.773 ***
最寄駅までの時間（分）	-0.005	-3.090 ***	-0.002	-0.872	-0.006	-3.018 ***	-0.005	-1.296
専用面積（㎡）	0.002	5.483 ***	0.009	3.148 ***	0.002	1.083	-0.002	-0.946
入居当時の建築経過年数（年）	0.001	1.420	0.000	0.331	0.001	1.360	-0.001	-0.413
居住住戸階層（階）	0.011	2.623 ***	0.017	2.091 **	0.015	2.416 **	0.001	0.163
建物全体の階層（階）	-0.017	-4.803 ***	-0.021	-3.120 ***	-0.017	-3.289 ***	-0.012	-1.522
入居時維持管理考慮DUM	0.104	6.147 ***	0.138	4.776 ***	0.067	2.773 ***	0.142	3.205 ***
入居時建築経過年数考慮DUM	0.134	7.466 ***	0.114	3.728 ***	0.154	5.986 ***	0.062	1.351
分譲賃貸管理レベルDUM	-0.006	-0.190	-0.281	-3.162 ***	-0.018	-0.422	0.096	1.762 *
アパートDUM	-0.063	-3.340 ***	-0.020	-0.631	-0.061	-2.274 **	-0.143	-2.641 ***
節約志向DUM	0.048	2.791 ***	0.054	1.793 *	0.067	2.679 ***	-0.002	-0.048
家賃支払意欲DUM	0.019	1.076	0.080	2.640 ***	-0.026	-1.016	0.013	0.295
家賃負担ゆとりDUM	-0.043	-2.302 **	-0.048	-1.491	-0.034	-1.280	-0.062	-1.308
サンプルサイズ	8,600		3,129		4,102		1,369	

注）統計的有意性 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 なお、地域ダミー変数及び年次ダミー変数の結果は省略。

「入居時建築経過年数考慮DUM」は、内見数に対して正に作用しており、維持管理の状態、築後経過年数の考慮に即応して、内見数が増える傾向にあることが示さ

れている（表3-2参照）。

特に、専用面積60㎡以上の住戸において、「入居時維持管理考慮DUM」の係数は0.142と最も大きい。これは、世帯人員の増加に即して住要求が多岐にわたることに起因していると考えられる。

支払賃料に対する意識について全体の傾向をみると、「節約志向DUM」が内見数に対して正に作用している。つまり、毎月支払う家賃を少しでも節約し、他の生活費に充てたいと考える入居者ほど、内見数は増える傾向にある。特に、専用面積30㎡以上60㎡未満の住戸において、当該パラメータは0.067と顕著に高い。これは、全国における借家の延べ面積「30～49㎡」が全体の32.4%を占め、最も多く（総務省統計局『平成30年住宅・土地統計調査』）、選別対象物件数の多さが影響していると考えられる。また、「家賃支払意欲DUM」は、「快適な生活を送りたいので、それなりの家賃を負担したい。」と考える入居者の可否を示す。専用面積30㎡未満においては、家賃の支

払意欲のもと、内見数が増加する傾向にある。当該専用面積では、「分譲賃貸管理レベルDUM⁽¹³⁾」が負に作用しており、通常の維持管理レベルよりも優れる場合には、選別の対象

が絞られやすくなることを示唆している。一方、専用面積 60 m²以上においては、「分譲賃貸管理レベル DUM」は正に作用しており、むしろ内見数は増加傾向にある。これは、「入居時維持管理考慮 DUM」と相まって世帯人員の増加に伴う住要求の多様化が反映されており、分譲マンションの賃貸住戸相互間で内見数が増加する傾向にあることを示唆している。

以上のように、物件探索時において、維持管理の状態を考慮する入居者であるほど、より多くの物件を内見する傾向にあることが示された。つまり、物件の内見によって得られる情報が、入居前の時点における維持管理の良否判断に用いられているものと推察される。

4. IPW 推定を用いた物件探索行動の比較

本章では、入居後の時点における維持管理の良否認識（「維持管理の良好認識 DUM」）が、①単位日数あたり内見数、②転居意向、③経済的残存耐用年数に対して与える影響度を因果推論のもとに定量的に捉えることを目的とする。

①単位日数あたり内見数は、短期間に多くの物件が内見されると高い数値を示す一方、限定された物件を内見し、時間をかけて検討する際には低い数値となる。入居者の②転居意向、入居者が知覚する③経済的残存耐用年数は、いずれも退去を惹起する要因と考えられ、次期物件探索行動と関連づけられる。

なお、単位日数あたり内見数は、入居前の物件探索行動に基づく数値であるが、入居者が現在の住戸を退去し、次期に要する物件探索行動においても同等のコストを有すると仮定して解釈する。

4-1 ロジスティック回帰関数の推定

(1) 定式化

入居者の意識に照らして、現在居住している住戸に関する維持管理の質的な知覚価値⁽¹⁴⁾に対して、どのような管理意識、居住意識、物件属性及び世帯属性によって形成されているのかを把握す

るため、ロジスティック回帰分析を行う。具体的には、Monroe (1990) を参考に、下記のとおり、入居者の住戸に対する維持管理の良否認識を目的変数とし、説明変数として住戸に対する世帯の知覚価値の形成要因を用いて推定する（式(1)・(2)参照）。維持管理の良否認識に関するロジスティック回帰分析は、前記物件探索行動の分析と同様に専用面積別に行う。

$$P_i = E(Y_i = 1 | V_i) = \frac{\exp(V_i)}{1 + \exp(V_i)} \cdots \text{式(1)}$$

世帯の知覚価値関数 V_i は、世帯 i の k 個から構成される世帯属性、住戸属性及び入居者の管理と住戸に対する認識の一次関数で表される。

$$V_i = \alpha + \sum_k \beta_k X_{ki} \cdots \text{式(2)}$$

式(1)の Y_i は、入居者 i の住戸に対する維持管理の良否認識を示す。また、式(2)の X_{ki} は、入居者 i の k 個からなる世帯属性、物件属性及び当該認識をそれぞれ示す。 α は定数項である。

(2) 逆の因果性バイアスの是正

観測されるデータには、相互に密接に関係し、影響を与え合う場合があることから、逆の因果性によるバイアスに留意を要する。具体的には、居住住戸に対する維持管理の良否認識（目的変数）は、見劣り感認識（説明変数）に対して逆の因果性が考えられる。つまり、居住住戸の維持管理が良いから、住戸の見劣り感が生じないといった負の関係が示されることが考えられる。

住宅の見劣り感認識は、住宅のデザインに対する評価に関連する。民間賃貸住宅入居世帯の住宅の選択理由となった設備等として「住宅のデザインが気に入ったから」とする回答割合は 39.1% を占める（国土交通省住宅局（2022）『令和3年度住宅市場動向調査報告書』）。したがって、賃貸住宅の選択理由に鑑み、見劣り感認識⁽¹⁵⁾を変数として用いる。

ここで、新築動向認識の操作変数としての要件を確認する必要がある。つまり、関連性と外生性の2つの要件である。まずは、操作変数の関連性

について確認する。居住住戸の見劣り感に対して近隣地域の新築動向が影響を与えるものと考えられるが、逆の因果関係となる個別住戸の見劣り感が近隣地域全体の新築動向に影響を与えるとは想定しがたい。一方、居住者の住戸の見劣り感は、維持管理の良否認識に対して影響を与えるものと考えられる。したがって、操作変数の関連性は満たされているといえる。次に、操作変数の外生性について確認する。当該外生性（誤差項との無相関）の検定としてサーガン検定⁽¹⁶⁾を行った。ワルド検定統計量は、専用面積別にそれぞれ

3.31284e-27（専用面積 30 m²未満）、2.39628e-27（専用面積 30 m²以上 60 m²未満）、5.98158e-28（専用面積 60 m²以上）と算定される。いずれも χ^2 分布から算定された臨界値 136.5911 に比べて十分に小さく、操作変数として外生であるという帰無仮説は棄却されることが確認できる。

以上から、入居者の近隣地域における共同住宅の新築動向認識は、操作変数の要件を満たすと考えられる。

当該操作変数を用いて、次のとおり 2 段階推定を行う。具体的には、「住戸の見劣り感 DUM」を目的変数とし、「周辺新築動向 DUM」を操作変数とするロジスティック回帰関数を推定する。したがって、第 1 段階では「維持管理良好 DUM」は使用しない。

第 1 段階で推定されたロジスティック回帰関数を用いて、「住戸の見劣り感 DUM」の予測値となる「相対的見劣り感性スコア」を算出する（表 4-1 参照）。当該変数は、逆の因果性の問題を回避するため、「住戸の見劣り感 DUM」のうち「周辺新築動向 DUM」によって説明される部分を抽出した値となる。

次に、第 2 段階として「維持管理良好 DUM」を目的変数とし、「住戸の見劣り感 DUM」の代理変数となる「相対的見劣り感性スコア」を説明変数に加え、本来の推定式（式(1)・式(2)参照）を推定する。「相対的見劣り感性スコア」は、「維

持管理良好 DUM」に影響を受けない部分を抽出した変数、つまり「周辺新築動向 DUM」によって説明される部分を用いた変数となることから、逆の因果性の問題は回避される。

(3) 推定結果

「相対的見劣り感性スコア」のパラメータの符号をみると、統計的有意性のもとに正に推定されている（表 4-2 参照）。

表 4-1 操作変数を用いたロジスティック回帰関数の推定結果

目的変数：見劣り感の有無	全体		専用面積30㎡未満		専用面積30㎡以上 60㎡未満		専用面積60㎡以上	
	Estimate	z value	Estimate	z value	Estimate	z value	Estimate	z value
(Intercept)	-2.401	-7.568 ***	-2.812	-4.990 ***	-1.785	-3.431 ***	-3.050	-2.425 **
周辺新築動向DUM	1.549	16.291 ***	1.831	12.003 ***	1.593	13.438 ***	1.269	6.421 ***
アパートDUM	0.126	0.275	0.177	1.055	0.206	1.430	-0.277	-0.561
分譲賃貸管理レベルDUM	0.056	0.275	0.123	0.229	0.321	1.157	-0.504	-1.246
周辺新築動向DUM:アパートDUM	-0.131	-1.122	-0.294	-1.486	-0.294	-1.714	0.872	2.260
周辺新築動向DUM:分譲賃貸管理レベルDUM	0.230	0.974	-0.677	-1.033	0.025	0.076	1.055	2.266
専用面積	-0.003	-1.559	-0.011	-1.096	-0.004	-0.744	0.003	0.294
建物全体の階層	-0.014	-1.386	-0.021	-1.044	-0.006	-0.457	-0.009	-0.387
最寄駅までの時間	-0.001	-0.166	0.002	0.222	-0.012	-1.573	0.026	1.919 *
入居後経過年数	-0.090	-1.443	-0.015	-0.127	-0.159	-1.592	-0.180	-0.989
物件 入居当時の建築経過年数	0.042	15.149 ***	0.042	8.855 ***	0.038	9.547 ***	0.057	6.668 ***
属性 入居時リフォーム済みDUM	0.116	1.945 *	0.000	-0.003	0.228	2.640 ***	0.059	0.360
和室の有無DUM	0.202	2.961 ***	0.338	2.532 **	0.273	2.882 ***	-0.052	-0.284
オートロックの有無DUM	-0.208	-2.865 ***	-0.320	-2.392 **	-0.273	-2.580 ***	0.100	0.548
バス・トイレの別の有無DUM	-0.186	-1.968 **	-0.120	-0.933	-0.405	-2.222 **	-0.197	-1.303
バルコニーの有無DUM	0.066	0.958	0.189	1.751 *	-0.009	-0.084	-0.166	-0.687
外装補修良好DUM	-0.189	-2.614 ***	-0.197	-1.542	-0.056	-0.526	-0.568	-2.940 ***
内装補修良好DUM	-0.091	-1.037	-0.079	-0.510	-0.070	-0.553	-0.246	-1.065
設備補修良好DUM	-0.011	-0.132	0.088	0.616	-0.112	-0.931	0.212	1.013
共用部清掃良好DUM	-0.249	-3.634 ***	-0.396	-3.304 ***	-0.285	-2.824 ***	-0.052	-0.287
建物設備良好DUM	-0.557	-7.581 ***	-0.637	-4.945 ***	-0.500	-5.189 ***	-0.443	-2.263 **
節約志向DUM	0.624	12.459 ***	0.969	8.158 ***	0.820	8.549 ***	0.917	1.715 **
支出意図 家賃支払意欲DUM	0.540	6.835 ***	0.524	4.785 ***	0.514	5.636 ***	0.762	4.541 ***
家賃負担率DUM	0.415	6.523 ***	0.272	2.413 **	0.474	5.175 ***	0.655	3.678 ***
判別率	0.753		0.762		0.758		0.792	
疑似決定係数 (MacFadden)	0.201		0.235		0.210		0.243	
サンプルサイズ	8,600		3,129		4,102		1,369	

注) 統計的有意性 *** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1
なお、地域ダミー変数及び年次ダミー変数の結果は省略。

表 4-2 ロジスティック回帰関数の推定結果

目的変数：維持管理の良好認識の有無 (維持管理の良好認識DUM)	全体		専用面積30㎡未満		専用面積30㎡以上 60㎡未満		専用面積60㎡以上	
	Estimate	z value	Estimate	z value	Estimate	z value	Estimate	z value
(Intercept)	-2.211	-6.140 ***	-1.964	-3.076 ***	-2.360	-3.972 ***	-4.535	-2.761 ***
相対的見劣り感性スコア	0.464	1.749 *	0.176	0.405	0.455	1.201	0.957	2.261 **
アパートDUM	-0.117	-0.939	-0.255	-1.258	0.064	0.365	-0.594	-1.511
分譲賃貸管理レベルDUM	-0.050	-0.241	0.217	0.425	0.394	1.388	-0.951	-2.215 **
相対的見劣り感性スコア:アパートDUM	0.554	1.889 *	0.948	1.891 **	0.227	0.524	1.565	1.735 *
相対的見劣り感性スコア:分譲賃貸管理レベルDUM	-0.138	-0.256	-1.555	-0.854	-0.577	-0.804	0.856	0.840
専用面積	0.000	0.015	0.008	0.653	0.004	0.734	-0.009	-0.751
建物全体の階層	0.010	0.912	0.028	1.286	0.014	0.902	-0.042	-1.451
最寄駅までの時間	-0.012	-1.934 *	-0.031	-2.759 ***	0.000	-0.040	-0.017	-0.982
入居後経過年数	-0.031	-0.410	-0.037	-0.279	-0.114	-1.022	0.178	0.787
物件 入居当時の建築経過年数	-0.023	-6.429 ***	-0.027	-4.404 ***	-0.021	-4.110 ***	-0.021	-1.776 *
属性 入居時リフォーム済みDUM	-0.078	-1.119	0.132	1.097	-0.126	-1.224	-0.568	-2.722 ***
和室の有無DUM	0.026	0.327	-0.009	-0.051	0.061	0.539	-0.233	-1.054
オートロックの有無DUM	0.000	0.000	0.057	0.384	-0.060	-0.510	0.019	0.087
バス・トイレの別の有無DUM	0.115	0.991	-0.037	-0.242	0.223	0.963	1.735	1.673 *
バルコニーの有無DUM	0.057	0.718	-0.048	-0.380	0.079	0.656	0.200	0.662
外装補修良好DUM	1.402	20.076 ***	1.475	11.938 ***	1.319	12.956 ***	1.972	9.328 ***
内装補修良好DUM	0.831	9.488 ***	0.859	5.456 ***	0.806	6.339 ***	1.197	4.797 ***
設備補修良好DUM	0.555	6.619 ***	0.432	2.880 ***	0.581	4.781 ***	0.918	3.950 ***
共用部清掃良好DUM	1.512	22.655 ***	1.502	12.756 ***	1.602	16.231 ***	1.782	8.885 ***
建物設備良好DUM	1.334	17.428 ***	1.546	11.552 ***	1.294	11.667 ***	1.319	5.849 ***
節約志向DUM	0.229	2.833 ***	0.386	2.730 ***	0.240	2.043 **	0.037	0.160
支出意図 家賃支払意欲DUM	0.309	4.258 ***	0.413	3.267 ***	0.230	2.183 **	0.420	1.900 *
家賃負担率DUM	0.202	2.682 ***	0.157	1.201	0.319	2.938 ***	-0.082	-0.353
判別率	0.815		0.821		0.812		0.859	
疑似決定係数 (MacFadden)	0.428		0.451		0.421		0.541	
サンプル数	8,600		3,129		4,102		1,369	

注) 統計的有意性 *** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1
なお、地域ダミー変数及び年次ダミー変数の結果は省略。

一般に、ロジスティック回帰分析においては、

McFadden の決定係数が、0.2 から 0.4 のときには十分に高い適合度をもつと判断される。推定結果は、いずれも McFadden の決定係数は当該水準を満たしており、高い適合度が認められる（表 4-1・表 4-2 参照）。また、判別率の中率は、いずれも 0.75 を超える水準にある。以上から、ロジスティック回帰分析の共変量を条件付ける（共変量の値が同じ対象を考慮する）ことによって、維持管理の良否認識は、事実上無作為な割当になると解される⁽¹⁷⁾。つまり、観測データを用いて、因果効果の推定が可能となる（星野 2009）。

本研究では、当該ロジスティック回帰モデルを用いて傾向スコアを算定し、次いで当該逆数による重み付け平均となる IPW 推定量を求める。

4-2 入居者の維持管理に対する良否認識に即応した IPW 推定量

入居者が住戸に対して維持管理が良好と認識している処置群と当該良好さを認識していない対照群において、①単位日数あたり内見数、②転居意向の有無（該当＝1、非該当＝0）、③経済的残存年数を対象として周辺平均の IPW 推定量を計測する（表 4-3 参照）。

情報探索量の測定方法については、時間だけではなく、多面的、包括的測定の必要性が指摘されている（外川 2019）。本研究では、入居予定者の物件探索期間と内見数を考慮のうえ、情報探索量を、単位日数あたりの内見数として捉える。

なお、近年のインターネットによる物件情報の向上に伴って、物件の内見をせずに入居を決める者⁽¹⁸⁾もみられることから、物件探索日数をベース（分母）にして内見数（分子）の相違を捉える相対的な指標として把握する。

IPW 推定量は、傾向スコアをサンプルのウェイトとして利用して、維持管理を良好であると思われる住戸群（処置群）の期待値とそのように思われていない住戸群（対照群）の期待値をそれぞれ推定し、両群の期待値の差分をとることによって、維持管理が良好であることによる効果が推定される（星野 2009）。IPW 推定量の利点の一つ

は、データを無駄にすることなく、全てを利用できることである。マッチングでは、傾向スコアの差が小さくなるような対象者をペアにするため、データの多くが不要とされる場合があることに留意を要する。

表 4-3 維持管理の良否認識に伴う IPW 推定量

		維持管理の状態		平均値の 格差率 (①－②)/②	平均値の差の検定	
		良好である (①)	良好でない (②)		平均値の差 (①－②)	t値
専用面積		Estimate	Estimate			
単位日数あたり内見数 (件/日)	全体	0.7707 *** (0.019)	0.65349 *** (0.020)	17.9%	0.117	4.242 ***
	30㎡未満	0.883 *** (0.032)	0.658 *** (0.036)	34.3%	0.226	4.683 ***
	30㎡以上60㎡未満	0.700 *** (0.025)	0.623 *** (0.028)	12.4%	0.077	2.055 **
	60㎡以上	0.597 *** (0.045)	0.726 *** (0.046)	-17.9%	-0.130	-2.025 ***
	転居意向の有無 (該当＝1, 非該当＝0)	全体	0.370 *** (0.007)	0.499 *** (0.008)	-25.8%	-0.129
経済的残存耐用年数 (年)	30㎡未満	0.374 *** (0.012)	0.490 *** (0.013)	-23.7%	-0.116	-6.574 ***
	30㎡以上60㎡未満	0.363 *** (0.010)	0.514 *** (0.011)	-29.4%	-0.151	-9.813 ***
	60㎡以上	0.319 *** (0.018)	0.452 *** (0.019)	-29.3%	-0.133	-5.086 ***
	全体	13.282 *** (0.139)	12.062 *** (0.153)	10.1%	1.220	5.906 ***
	30㎡未満	12.734 *** (0.225)	11.704 *** (0.250)	8.8%	1.030	3.061 ***
30㎡以上60㎡未満	13.053 *** (0.196)	12.135 *** (0.219)	7.6%	0.918	3.122 ***	
	60㎡以上	15.099 *** (0.360)	12.283 *** (0.367)	22.9%	2.816	5.478 ***

注) 統計的有意性 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(1)維持管理の良否認識が単位日数あたりの内見数に与える影響

入居者の維持管理に対する良好さの認識は、総体的に賃貸用共同住宅の単位日数あたりの内見数を高めていることがわかる（表 4-3 参照）。

専用面積が 30 ㎡未満の住戸においては、維持管理の良好さ認識のある入居者は、そうでない入居者に比べて単位日数あたり内見数（期待値）が 0.883 と相対的に最も多い。これは、前記表 3-2 に示されているとおり、内見数に対して「家賃支払意欲 DUM」が正に作用しており、「快適な生活を送りたいので、それなりの家賃を負担したい。」と考える世帯が選好する傾向が反映されている。比較的に短期間に多くの物件が内見されていることがわかる。また、専用面積が 30 ㎡以上 60 ㎡未満の住戸においても、専用面積が 30 ㎡未満と同様に、維持管理の良否認識の相違によって、単位日

数あたり内見数(期待値)が多く推計されている。しかしながら、専用面積が 30 m²未満の住戸と明らかに異なるのは、内見数に対して「家賃支払意欲 DUM」は統計的に有意ではなく、「節約志向 DUM」が正に作用している点である。つまり、「毎月支払う家賃は少しでも節約して、他の生活費に充てたい。」と考える世帯が当該広さの住戸を求める傾向にある。一方、専用面積が 60 m²以上の住戸においては、維持管理の良好さ認識のある入居者は、そうでない入居者に比べて単位日数あたり内見数(期待値)が少ない。この点について、近藤(2010)の指摘にもみられるように、入居者の選好が事前に十分に形成されているため、ニーズに合致した物件を限定的に選定して内見を行い、時間をかけて検討しているものと推察される。当該住戸では、世帯人員の増加に伴う住要求の多様化が物件の事前精査に影響を与えているものと考えられる。

(2)維持管理の良否認識が転居意向に与える影響

入居者の維持管理に対する良好さの認識は、総体的に賃貸用共同住宅の転居意向を低めていることがわかる(表 4-3 参照)。

特に、専用面積が 30 m²以上 60 m²未満の住戸では、維持管理の良好さ認識のある入居者において、転居意向を有する期待割合が 37.4%であり、そうでない入居者の当該期待割合の 49.0%に比べて-15.1 ポイント(期待値格差率-29.4%)と顕著に低位である。当該専用面積区分には、住宅ストックとして最も多い借家⁽¹⁸⁾が存していることに鑑みれば、入居者の維持管理の良好さ認識によって、居住継続の意向が示されることの経済的意義は大きい。当該傾向は、専用面積が 30 m²未満の住戸においても同様にみられ、単身世帯においても、維持管理の良好さ認識は、転居意向を低下させる効果を有していると考えられる。

さらに、専用面積が 60 m²以上の住戸では、31.9%であり、45.2%に比べて-13.3 ポイント(期待値格差率-29.3%)低い。この点について、

Grewal ら(1998)は、知覚品質⁽¹⁹⁾は獲得価値(消費者余剰)を高めることから、情報の探索意図に対して負に作用することを示している。当該結果に照らすと、維持管理の良好さ認識は入居者の住戸に対する知覚品質を高め、転居意向を低下させるものと考えられる。

(3)維持管理の良否認識が経済的残存耐用年数に与える影響

入居者の維持管理に対する良好さの認識は、総体的に賃貸用共同住宅の経済的残存耐用年数を長期化させる傾向があることがわかる(表 4-3 参照)。

専用面積が 30 m²未満の住戸では、維持管理の状態が良好であると認識されている処置群における経済的残存耐用年数の期待値は 12.734 年であり、他の専用面積区分の住戸に比べて短期である。これは、単身世帯の平均居住期間の短さが影響しているものと考えられる。具体的には、単身世帯の平均居住期間は、3年3ヶ月であり、ファミリー世帯の5年1ヶ月に比べて短期となる(公益財団法人日本賃貸住宅管理協会 2022)。当該処置群では、維持管理の良好さ認識が形成されていない対象群に比べて、1.030 年(期待値格差率 8.8%)長く推計されている。また、専用面積が 30 m²以上 60 m²未満の住戸においても同様の傾向がみられ、処置群における経済的残存耐用年数の期待値は 13.053 年であり、対象群に比べて 0.918 年(期待値格差率 7.6%)長く推計されている。競合する物件が多く存する当該面積区分においては、入居者の知覚する経済的残存耐用年数が長期化することの経済的意義は大きい。特に、専用面積が 60 m²以上の住戸においては、維持管理が良好と認識されている処置群における経済的残存年数の期待値は 15.099 年と対照群の当該年数の 12.283 年に比べて 2.816 年(期待値格差率 22.9%)長く推計されている。当該年数は、専用面積区分の中では最も長期化している。

このように、維持管理の状態を良好に保つことは、いずれの専用面積区分においても、入居者の

転居意向を低下させ、入居者が知覚する経済的残存耐用年数を長期化させる効果を有すると考えられる。単位日数あたり内見数は、専用面積 60 m²以上の専用面積区分において、維持管理の良好さ認識による低下が示されている。しかしながら、専用面積 60 m²未満の専用面積区分では、いずれも多く多くの物件が内見されており、物件探索コストは増加傾向にある。これは、当該専用面積区分に存する借家数の多さ⁽²⁰⁾が影響している。

5. 考察

本研究では、まずは賃貸用共同住宅の入居前時点における維持管理の考慮の有無が、「物件探索期間（日）」「内見物件数（件）」に対して与える影響を、コックス比例ハザードモデル、ポアソン回帰分析を用いて考察した。その結果、維持管理の考慮の有無は、物件探索コストに対して負に作用することが想定されたが、維持管理の状態を考慮する入居者は、むしろ物件を多く内見する傾向にあることが示された。当該傾向には、個人の住居に対する選好性の相違が影響している。また、物件探索期間については、維持管理の考慮の有無による差はみられなかった。一方、物件の建築経過年数を考慮することによって、物件探索期間の短期化が図られていることが示唆された。次いで、入居後時点における維持管理の良否認識に伴うIPW推定量を用いて分析を行った。その結果、維持管理の良好さ認識によって、単位日数あたりの内見数は、専用面積 30 m²未満の住戸、同 30 m² 60 m²未満の住戸においては、多くの物件が内見される傾向にあることが示された。一方、専用面積 60 m²以上の住戸では、単位日数あたり内見数は低い数値にとどまっている。当該結果には、世帯人員の増加に伴う住要求の多様化により、物件に対する選好が事前に明確に形成されることが影響している。さらに、入居後の維持管理に対する良好さ認識によって、専用面積 30 m²未満、同 30 m²以上 60 m²未満、同 60 m²以上のいずれの専用面積区分

の住戸においても、転居意向は低位であり、居住の継続意向を高めている。これに伴い、入居者の知覚する経済的残存耐用年数は長期化している。特に、専用面積 60 m²以上の住戸においては、最も経済的残存耐用年数が長期化する傾向にある。

6. 結論

入居者の賃貸用共同住宅の維持管理に対する良好さ認識は、いずれの専用面積区分の住戸においても、居住の継続意向を高め、経済的残存耐用年数の長期化が示された。特に、専用面積 60 m²以上の住戸において、当該効果は大きい。また、当該住戸では、維持管理の良好さ認識は、単位日数あたり内見数を低下させる傾向にある。したがって、賃貸用共同住宅において、維持管理の状態を良好に保つことは、不動産鑑定評価理論に照らすと、賃借人の転居意向の低下に伴う空室等損失相当額の低廉化による純収益の上昇、経済的残存年数の長期化に伴う経年減価率の減少に即応するキャップ・レート水準の低下により、収益還元法による収益価格は高く維持されることになる。

以上から、入居者の維持管理に対する良否認識は、経済的合理性のもとに収益用不動産としての価値形成に資する可能性を有しているといえる。

【謝 辞】

本研究は、大東建託株式会社の研究助成及び JSPS 科研費 JP 22K01480 の助成を受けて実施されています。なお、論文審査の過程において、匿名査読者から貴重なコメントをいただきました。結果として、記述内容が大幅に改善されました。ここに感謝の意を表します。

【脚 注】

- (1)(20)知覚品質とは、入居者のニーズを満たす住宅として認識された特徴や特性をさす (Kotler and Keller 2006)。
- (2)不動産鑑定評価基準においては、空室等損失を「各収入について空室や入替期間等の発生予測に基づく減少分」と定義されている。つまり、貸室賃料収入に代表される運営収益から差し引かれる項目として位置づけられている。したがって、「運営収益－運用費用＋一時金の運用益－資産計上される大規模修繕費などの資本的支出＝純収益」の関係において、空室等損失の減少は、純収益を高めることになる。
- (3)東京都区部の中古共同住宅を対象として、売り手と買い手のそれぞれの経済的損失と測定している。このうち、買い手の経済的損失として、物件の探索費用の計量化が行われている。当該物件探索費用は、直接費用としての交通費と間接費用としての時間費用から構成されている (西村ら 2002)。
- (4)アンケート調査票では、入居者が実際に物件探索に要した期間を「現在入居している住戸を決めるまでこの程度の期間を要し

たかをお答えください。」として質問した。回答形式は、選択肢形式とし、選択肢は回答の容易性を考慮し、1日、3日、1週間程度、2週間程度、3週間程度、・・・10週間(2カ月)以上と概ね1週間単位での設定とした。

(5) アンケート調査の回答では、物件探索時間として「1週間程度」が最も多く、8,600人の回答者のうち22.6%を占める。次いで、「1日」「2週間程度」がそれぞれ16.7%を占めている。一方、内見数の回答としては、「3物件」が最も多く、8,600人の回答者のうち23.9%を占めている。次いで「5物件」が16.8%を、「2物件」が15.3%をそれぞれ占めている。

(6) 「入居時維持管理考慮 DUM」は、アンケート調査において「現在お住まいの共同住宅に入居された際に「維持管理の状態」をどの程度考慮されましたか」との質問に対して「考慮した」から「考慮していない」までの5段階尺度で回答を収集した。その上で、当該ダミー変数を5段階尺度の回答のうち「考慮した」「やや考慮した」に該当する回答を1、非該当を0として作成した。

(7) 「維持管理の良好認識 DUM」は、アンケート調査において「現在の住戸の維持管理の状態に対する認識についてお答えください。」との質問に対して「そう思う」から「そう思わない」までの5段階尺度で回答を収集した。その上で、当該ダミー変数を、5段階尺度の回答のうち、「そう思う」「ややそう思う」に該当する回答を1、非該当を0として作成した。

(8) 「経済的残存耐用年数」は、アンケート調査において「現在入居している住戸において、あと何年程度であれば、住宅として持つ(安心して暮らせる)とお考えですか」と質問し回答を収集した。当該回答の選択肢は、1年から3年、5年、7年、10年というように奇数の年数を中心とする50年までの設定とした。

(9) 表2-2の「節約志向 DUM」「家賃支払意欲 DUM」「家賃負担ゆとり DUM」は、アンケート調査において、それぞれ以下のとおり回答を求めている。「毎月支払う家賃は少しでも節約して、他の生活費に充てたい」「快適な生活を送りたいので、それなりの家賃を負担したい」「現在の給与水準であれば、今の家賃を支払うのにゆとりがある。」いずれの回答も5段階尺度で構成し、選択肢は「そう思う」「ややそう思う」「どちらともいえない」「あまりそう思わない」「そう思わない」とした。

(10) (19) (21) 総務省統計局『平成30年住宅・土地統計調査』の「第17表住宅の延べ面積(6区分)、住宅の所有の関係(2区分)別住宅数」における全国の住宅数を見ると、借家の延べ面積「30~49㎡」が全体の32.4%を占めて最も多く、これに次いで延べ面積「29㎡以下」が28.6%を占めている。このように借家の延べ面積50㎡未満は全体の61%を占めている状況にある。一方、持ち家の延べ面積は、「100~149㎡」が35.9%と最も多く、次いで「70~99㎡」が27.4%を占めている。住宅数は、延べ面積「70~99㎡」を境として借家よりも持ち家の方が多くなっている。また、分譲マンションの専有面積の区分を考慮すると、住宅ローンの融資基準は、30㎡以上であること、また、住宅ローン減税の対象となる専有面積は50㎡以上であること、さらに、家族構成として夫婦及び子供1人を想定すると、間取りとして2LDKの60㎡以上(住生活基本計画における都市居住型水準:3歳から5歳児が1名いる場合、2人世帯55㎡、3人世帯65㎡であり、中庸性を考慮)が必要となることを思考のうえ、賃貸用共同住宅の専用面積の別を30㎡未満、30㎡以上60㎡未満、60㎡以上の3つに区分した。

(11) 「入居時建築経過年数考慮 DUM」は、アンケート調査において、「現在お住まいの共同住宅に入居された際に、「建築経過年数」をどの程度考慮されましたか。該当する選択肢をお選びください。」との質問に対して、「考慮した」から「考慮していない」までの5段階尺度で回答を収集した。その上で、当該ダミー変数を、5段階尺度の回答のうち、「考慮した」「やや考慮した」に該当する回答を1、非該当を0として作成した。なお、当該変数を用いる理由は、入居者の新築あるいは築浅物件に対する 선호性を捉えるためである。例えば、国土交通省住宅局『令和4年度住宅市場動向調査報告書』令和5年3月によれば、分譲住宅購入者に対して中古住宅を選ばなかった理由を質問している。当該問に対して「新築の方が気持ち良いから」との回答が69.2%を占めて最も多い。こうした新築を愛好する住宅需要者にとっては、維持管理の状態を考慮する程度は相対的に低位となる。したがって、本研究では、「入居時建築経過年数考慮 DUM」を個人の住宅に対する嗜好性を示す変数の一つとして使用する。(12) ポアソン分布と比べた分散の倍数を専用面積別(30㎡未満、専用面積30㎡未満の場合は2.01482倍、専用面積30㎡以上60㎡未満の場合は2.094191倍、専用面積60㎡以上の場合は1.712457倍となる。いずれも過分散が生じていることがわかる。したがって、説明変数の推定結果が過大に評価される傾向にあることから、本研究では疑似尤度によりモデルの推定を行っている。(13) 管理費として11,000円/月以上を支出している住戸を「分譲賃貸レベル DUM」として1を、当該金額未満を0とした。当該金額の設定は、国土交通省住宅局市街地建築課マンション政策室「平成30年度マンション総合調査結果」に基づく。当該調査によれば、駐車場使用料等からの充当額を除く月戸当たりの管理費の平均は10,860円である。また、形態別では、単棟型の平均は10,970円となっている。

(14) 知覚価値とは、入居者が認識する主観的な価値をさす。したがって、同じ物理的尺度においても、個人によって知覚価値は異なる(Kotler and Keller 2006)。

(15) 見劣り感認識は、アンケート調査において、「周辺の賃貸マンション・アパートと比べて、現在住んでいる住戸の見劣りが感じられるようになった」との質問に対して「そう思う」から「そう思わない」までの5段階尺度で回答を収集した。また、本研究では、逆の因果性バイアスを是正するため、操作変数として入居者の近隣地域における共同住宅の新築動向認識を用いる。当該認識は、アンケート調査において、「周辺に新しい賃貸マンション・アパートの建設がみられるようになった」との質問に対して「そう思う」から「そう思わない」までの5段階尺度で回答を収集した。なお、ダミー変数は、アンケート調査における5段階尺度の回答のうち、「そう思う」「ややそう思う」に該当する回答を1、非該当を0として作成した。

(16) サーガン検定では、残差を全ての外生変数に回帰し、当該回帰係数が、全てゼロであるか否かのワルド検定統計量(あるいはF統計量の回帰係数の個数倍:本研究の検定統計量として使用)を計算する。当該検定統計量と χ^2 分布から計算された臨界値を比較することによって検定が行われる。検定統計量が臨界値に比べて大きい場合には、操作変数が外生であるという帰無仮説は棄却されることになる(西山ら2019)。

(17) 一般に「強く無視できる割り当て」の仮定は、直接的に検証することは不可能とされている。間接的に確認する方法としては、傾向スコアを計算する際のロジスティック回帰モデルのデータへの適合度の高さが確認されている(星野2009)。

(18) アンケート調査の回答をみると、全8,600人の回答のうち、13.2%にあたる1,133人が内見をせずに入居を決めている。

【参考・引用文献】

- 1) 池尾恭一(2012)『製品コモディティ化の需要側面』『東経大学学会誌(経営学)』274, pp.11-26.
- 2) 公益財団法人日本賃貸住宅管理協会(2022)「第26回賃貸住宅市場景況感調査」『日管協短観』
- 3) 国土交通省住宅局(2017)『民間賃貸住宅の大規模修繕等に対する意識の向上に関する調査検討報告書』
- 4) 国土交通省住宅局(2023)『令和4年度住宅市場動向調査報告書』
- 5) 近藤浩之(2010)「Webサイト上の価格情報と非価格情報が競争構造に及ぼす影響」『東経大学学会誌(経営学)』266, pp.71-95.
- 6) 白井美由里(2005)『消費者の価格判断メカニズム-内的参照価格の役割』千倉書房
- 7) 白川慧一・大越利之(2019)「インターネット利用、不動産テックが住宅取引に与える影響-オンライン調査からの知見-」『日本不動産学会誌』第32巻第4号, pp.130-139.
- 8) 外川拓(2019)『消費者意思決定の構造 解釈レベル理論による変容性の解明』千倉書房
- 9) 星野崇宏(2009)『調査観察データの統計科学-因果推論・選択バイアス・データ融合』岩本書店
- 10) 西村清彦・浅見泰司・清水千弘(2002)「不完全情報がもたらす損失-東京住宅流通市場での計測」『不動産市場の経済分析』日本経済新聞社, pp.151-194.
- 11) 守口剛・竹村和久(2012)『消費者行動論-購買心理からニューロマーケティングまで』八千代出版
- 12) 趙賢株・高田光雄(2014)「既存住宅購入者の住情報入手行動と入手住情報及び利用情報源に対する評価-大阪府の既存住宅購入者を対象にした調査結果を通じて-」『日本建築学会計画系論文集』第79巻第700号, pp.1391-1399.
- 13) 山崎福寿(2014)『世界のなかの日本経済:不確実性を超えて4日本の都市のなかに問題か』NTT出版
- 14) Grewal, Dhruv, Kent B. Monroe, and R. Krishnan(1998), "The Effects of Price-Comparison Advertising on Buyers' Perceptions of Acquisition Value, Transaction Value, and Behavioral Intentions," *Journal of Marketing*, 62.(April), pp.46-59.
- 15) Kent B. Monroe(1990), PRICING: MAKING PROFITABLE DECISIONS, Second ed., McGRAW-HILL INTERNATIONAL EDITIONS Marketing Series, pp.86-103.
- 16) Kotler, P. and K. L. Keller(2006) *Marketing Management*, 12th ed., Person Prentice Hall.(恩蔵直人監修, 月谷真紀訳(2014)『コトラー&ケラーのマーケティング・マネジメント(第12版)』丸善出版).
- 17) Rubin, D.B.(1985) "The Use of Propensity Scores in Applied Bayesian Inference," *Bayesian Statistics*, Vol. 2, pp.463-47.
- 18) Stigler, J.(1961) "The Economics of Information," *Journal of Political Economy*, 69, pp.213-225.
- 19) Wheaton, W. C.(1990) "Vacancy, Search, and Prices in a Housing Market Matching Model," *Journal of Political Economy*, 98(6), pp.1270-1292.