

定期借家権制度が家賃に与える影響

大竹 文雄
山鹿 久木

2000年12月

大阪大学
社会経済研究所
〒567-0047 茨木市美穂ヶ丘6-1

定期借家権制度が家賃に与える影響⁺

大竹文雄

大阪大学社会経済研究所^{*}

山鹿久木

大阪大学大学院経済学研究科^{**}

平成 12 年 3 月 1 日に定期借家権制度が日本で導入された。この法律の導入によって、新規家賃低下、良質なファミリー向け借家の供給量増加、一戸建て住宅の賃貸化など多くの住宅市場への効果が期待された。この定期借家権制度導入後、定期借家はどのような特性をもって実際に賃貸住宅市場にあらわれてきているのかを、東京都の賃貸住宅の個票データを用いて、定期借家と一般借家との家賃関数を推定し、その属性の差を検討することにより明らかにする。そして、その結果、定期借家は、一般借家と比較して床面積が増えても、家賃が一般借家に比べて上昇しにくい(床面積弾力性が低い)ことを示し、さらに定期借家の家賃は、床面積 70m² の借家であれば約 10%、100m² の借家であれば約 25%一般借家より低いことが示される。

1. はじめに

日本では、長らくの借地借家法による極端な借家権保護制度のために、ファミリー向けの借家供給が阻害されていると言われてきた。この従来の借地借家法のもとでは、貸主は、たとえ借家契約期間が満了したとしても「正当事由」がなければ、借主から土地・家屋の返却を求めることができなかった¹。また賃借人に対して立退き料という金銭給付を加えることにより、賃貸人の正当事由が補完されるという考え方が一般的となり、このことが賃貸人にとってかなりのコストとなっていた²。そのため、日本では借り手の回転率の高いワンルームマンションの供給量が著しく多く、長く居住される可能性が高いファミリー向けマンションや

⁺ 本稿作成にあたり、瀬古美喜(慶応大学)および応用地域学会参加者の各氏から貴重な意見を頂戴した。ここに感謝の意を表したい。

^{*} 〒567-0047 茨木市美穂ヶ丘 6-1 大阪大学社会経済研究所 ohtake@iser.osaka-u.ac.jp

^{**} 〒567-0047 茨木市美穂ヶ丘 6-1 大阪大学社会経済研究所 yamaga@iser.osaka-u.ac.jp

¹ 1944 年の大審院判例より、賃貸人の自己使用の必要性だけでは正当事由と認められず、賃貸人と賃借人の利害得失を比較し、賃貸人にかなりの相当性がある場合のみ正当事由が認められるという考え方が引き継がれてきた。このため裁判では、容易に賃貸人の正当事由は認められなかった。

² 例えば、2DK のマンションに 20 年以上居住していた場合、その立退き料は平均で 200 万円以上、また一

一戸建て借家の供給が阻害されてきた。また、継続家賃に関しても、従来の借家法では、家賃増減請求権が認められており、賃借人はいつでも賃料の減額を要求でき、また継続賃料抑制主義により更新の際の賃料は、必ず新規の市場家賃（新規賃料）より低く抑えたとすることが慣行となっており、賃貸人からの賃料増額は非常に困難であった。

この従来の借家法による賃貸借住宅市場の歪みを改善することを目的として、2000年3月に「良質な賃貸住宅等の供給の促進に関する特別措置法」が施行され、従来の借家制度を残したまま、新たに定期借家制度の選択が認められた³。これにより、定期借家物件では、契約期間が満了すれば、正当事由なしに賃貸借契約が終了し、また立退き料を支払う必要もなくなる⁴。また賃料の増額は契約の定めに従うため、賃料改訂に関する特約を結びさえすれば、賃料増減請求権を排除でき、一定の賃料収入を確実に得ることができる。

その結果、不透明な法的トラブルから賃貸人が開放されるため、潜在的借家需要が多いファミリー向けの良質な賃貸住宅への供給意欲が増進される可能性がある。また広い家を持て余していた高齢者世帯や、転勤期間だけ貸したいサラリーマン世帯の持ち家等が賃貸市場に出回ることにより供給が増え、それによる家賃の下落も期待される。さらには不動産の金融商品化も進むと考えられている。そこで本稿では、賃貸借市場に供給されるようになった定期借家データを分析することにより、定期借家権制度導入が家賃に与えた影響を明らかにする。

定期借家権制度導入以前から、借地借家法の家賃に対する影響を分析した研究がいくつか存在する。山崎(1995)、岩田(1997)は、従来の借地借家法の影響を比較的受けていないと考えられる法人限定の借家を分析することにより、借地借家法が賃貸借市場に与えている影響を明らかにしようと試みた。山崎(1995)は、一戸建てと賃貸マンションとの家賃を被説明変数とし、家賃の属性をあらわす説明変数の中に法人限定・法人希望ダミー変数を加え、これらのダミー変数の係数が負であることを示し、法人向けの家賃が一般借家より低くなっていることを示した。そして、これをもって従来の借地借家法が賃貸借市場に無視できない影響を及ぼしているとした。岩田(1997)は、山崎(1995)の研究をより精緻化した。岩田(1997)は、定数項ダミーだけでなく、その他の説明変数の差も考慮し、法人限定借家と一般借家の家賃関数を別々に推定することにより、全ての説明変数の差を比較した。そして、まず、一般借家の床面積の限界家賃（床面積が1㎡増加するときの家賃の増加率）が、法人限定借家のそれに比べて、1.7倍（約1100円）高いことを示した。また、定数項は法人限定借家の方がはるかに高く推定され、定数項の差を水回り・ベランダ・バルコニー・冷暖房等の設備投資の差と解釈すれば、法人限定の方がこれらの投資をより多く行っている可能性があるとしている。

戸建てで居住年数が30年を超えている場合は、500万円以上が支払われている（住宅生産団体連合会）。

³ 従来の借地借家法の是非をめぐることは、経済学者、法学者、工学者の間で多くの論争が繰り広げられた。経済学的立場からこの論争をまとめたものとして、岩田・八田(1997)、山崎(1999)がある。

⁴ 賃借人が継続を希望する場合には再契約を行う。

このように上記二論文は、借地借家法の制約が低い法人向けの賃貸住宅を分析することにより、借地借家法の影響を分析し、定期借家権が導入されれば、市場に供給される定期借家は法人限定の借家と同じように、家賃が低く、床面積が広いという特徴をもった物件が多く供給されるようになる予想し、賃貸借市場が効率的に機能するようになるとしている。

さて、2000年3月に定期借家権制度が導入されて、現実には定期借家が供給されはじめた。この定期借家の特性を調べることにより、定期借家でない一般借家とどのような特性の差があるのかを分析する。すなわち、制度導入後すぐに定期借家として供給され始めた物件が、明らかに一般借家と特性が異なるものであれば、定期借家のもつ特性が、従来の借地借家法によって阻害されていた物件の特性に他ならない⁵。そこで本稿では、この定期借家と一般借家の特性の差を東京都の賃貸住宅（マンションと一戸建て）の家賃関数を推定することにより明らかにする。本稿は、定期借家権制度導入後に、実際に供給された定期借家のデータを用いて行われた最初の実証研究である。

以下、論文の構成は次の通りである。第2節では、データの記述統計や散布図を分析することにより、定期借家の特徴をとらえる。第3節では、定期借家と一般借家との特性の差を家賃関数の推定により詳細に示す。また第4節では、データの異常値に対して頑健な分位推定（Quantile Regression）を行い、より正確な分析を試みる。第5節では、この推定された家賃関数をもとに一般借家と定期借家の予測家賃の差を計測する。第6節では、一般借家と定期借家の家主の行動を分析し、第7節では結論を述べる。

2. 定期借家の特徴

本節では、データの記述統計、ならびに散布図から一般借家と定期借家の特徴をとらえる。賃貸物件の家賃のマイクロデータは、リクルート(2000)より2000年の3月から8月の毎月末に採取したものをを用いる⁶。このデータは、インターネットのホームページに掲載されているものであり、約2週間に1度、データ情報が更新されている。このデータから、物件の最寄駅までの徒歩あるいはバスの所要時間、家賃（管理費込み）、床面積、築年数が得られる。今回の対象物件は、東京都の民営の賃貸住宅（マンションと一戸建て）の物件である。サンプル数は、3月から8月の延べの物件数で、143210件である⁷。ただし、今回の分析対象から、法

⁵ 定期借家権が導入されたからといって、2000年3月1日以降に契約期限がきて更新を行う際に、この更新時点で定期借家に切りかえることはできない。また、契約期間が満了した時に合意解約して、定期借家に切り替えることは、事業用に限り可能で、居住用建物に関しては現在のところ、不可能である。もちろん、現在の賃借人が退去して、新たな賃借人と定期借家契約をかわすことは居住用・事業用にかかわらず可能である。したがって、今回の分析で定期借家として市場にでてきた物件は、新規建物賃貸借として新たに賃貸借市場に供給されたものであり、これから分析する定期借家の特性を持った借家は、この制度導入によって供給量が増えた借家であると解釈できる。

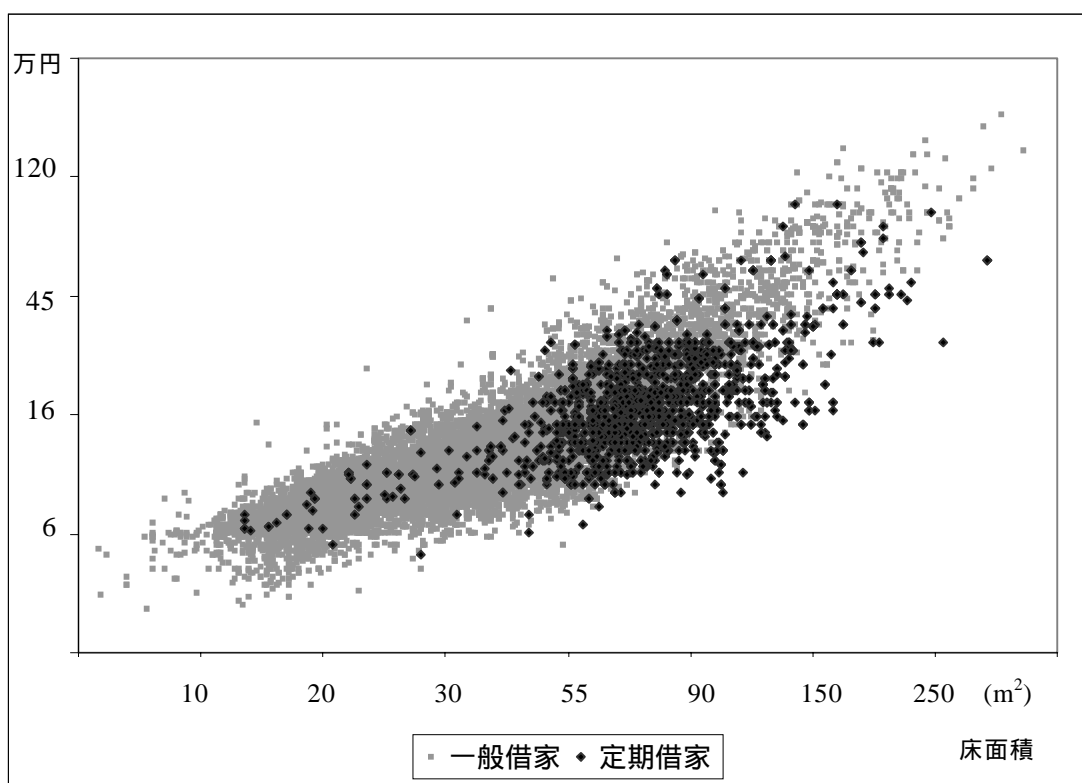
⁶ 伊藤・廣野(1992)によって指摘されている通り、このデータの家賃は成約家賃ではない。つまり、あくまでも家主側が希望している希望家賃であるという点に注意が必要である。

⁷ 143210件のうち、マンションが141235件、一戸建てが1975件である。

人限定（希望）や期限付き借家の物件は除いた⁸。そして、各物件の最寄駅から東京駅までの所要時間（乗車時間と乗換え時間の合計）を(株)ヴァル研究所『駅すばあと』（2000）で測定し都心までの時間距離として加えた。

まず、家賃と床面積の散布図を図1に示した。この散布図はマンションと一戸建ての両方がプロットされている。縦軸は家賃、横軸は床面積である。ただし、一般借家は、3月から8月の全サンプルを10%の割合でランダムサンプリングして掲載している⁹。定期借家は3月から8月全ての物件がプロットされている。

図1 一般借家と定期借家の床面積と家賃の散布図



出所：リクルート(2000)、ISIZE 住宅情報ホームページ（<http://www.isize.com>）

注：サンプル期間は2000年3月～8月。マンションと一戸建ての両方がプロットされている。

家賃、床面積ともに対数値で表示されている。また一般借家の表示数はランダムサンプルで10%に縮小している。

⁸ 3月の定期借家権制度が施行される前に、平成4年8月に、期限付き借家制度が施行されている。これは改正借地借家法において設けられたものである。これは、転勤、療養、親族の介護等のために一定期間不在にする場合や、一定期間後に建物を取り壊すことが明らかな場合、正当事由がなくても一定期間経過後に貸し手が借家契約を終了させることができる制度である。しかし、この制度では、最初に決めた期限を越えての契約更新は認められていなかった。この期限付き借家の特性の分析を行ったものに外館(1997)がある。

⁹ これは、グラフを表示するために使用したソフトウェアの技術的制限のために行った。全サンプルを表示しても形状に変化はない。

これをみると、定期借家として供給されている物件の床面積の分布は、50m²前後から急激に多くなっていることがわかる。また一般借家の分布と定期借家の分布はこの50m²前後以上の床面積で差が現れているように見える。50m²以上の床面積の物件においては、定期借家の方が一般借家の家賃よりも低くなっている。一方、50m²未満の床面積のせまい物件では、定期借家の供給は少ない上に、家賃には一般借家との差はほとんどない。

次に、一般借家と定期借家の各種データの平均値を比較したものが表1である。表1では定期借家と一般借家の、単位家賃、床面積、築年数、都心までの時間距離の平均値、並びにサンプル数を月別に掲載した¹⁰。単位家賃は、家賃を床面積で割ったものと定義され、1m²当たりの家賃のことである。

¹⁰ 表1と後の図2は、より定期借家の特徴を明らかにするため、マンションと一戸建てを分けて示した。

表1 各種データの平均値の比較

		1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	合計 (3-8月)
マンション										
単位家賃(円)	一般	3291.53	3270.38	3217.19	3185.07	3202.81	3280.58	3309.80	3287.77	3256.15
	定借			2717.80	2689.50	2485.64	2649.73	2888.67	2813.52	2708.59
単位家賃(円) ^c 51㎡以上のサンプル	一般	2930.71	2996.28	2961.21	2962.78	2975.79	3041.28	3068.39	3008.42	3009.20
	定借			2608.51	2645.42	2404.12	2588.95	2798.09	2723.99	2628.71
床面積(㎡)	一般	41.60	44.48	45.07	45.32	45.68	45.33	45.27	44.20	45.08
	定借			64.95	65.37	67.01	69.30	65.69	67.32	66.76
築年数(年)	一般	11.16	12.17	11.21	11.19	11.37	10.98	10.47	10.48	10.88
	定借			11.76	11.67	11.72	11.51	10.81	11.46	11.46
東京駅までの時間(分)	一般	28.21	28.08	29.51	29.50	29.90	29.51	29.38	29.53	29.54
	定借			31.5	29.59	33.57	34.25	29.79	31.83	31.80
サンプル数(件) (括弧内は51㎡以上)	一般	17712 (5400)	15148 (5271)	18083 (6522)	18121 (6556)	19561 (7186)	22920 (8399)	28321 (10048)	30171 (10500)	137177 (49211)
	定借			114 (99)	200 (168)	233 (208)	205 (185)	224 (189)	252 (223)	1228 (1072)
一戸建て										
単位家賃(円)	一般	2671.43	2792.64	2652.53	2533.44	2587.61	2641.04	2785.10	2674.79	2653.74
	定借			2153.46	2109.20	2118.36	2149.12	2258.00	2198.41	2163.96
床面積(㎡)	一般	100.87	101.89	97.38	94.97	96.20	96.90	104.95	97.01	98.24
	定借			99.28	94.18	99.06	102.96	100.98	99.26	99.26
築年数(年)	一般	15.48	16.23	15.44	15.88	15.81	15.56	14.50	14.70	15.26
	定借			14.04	13.71	13.37	13.97	12.96	11.84	13.27
東京駅までの時間(分)	一般	33.73	33.64	35.28	35.07	35.78	35.26	33.98	34.98	35.02
	定借			38.69	36.71	40.55	12.44	38.04	40.27	38.76
サンプル数(件)	一般	542	473	623	579	639	718	800	788	4147
	定借			67	139	143	137	132	129	747

出所：リクルート(2000)、ISIZE 住宅情報ホームページ (<http://www.isize.com>)

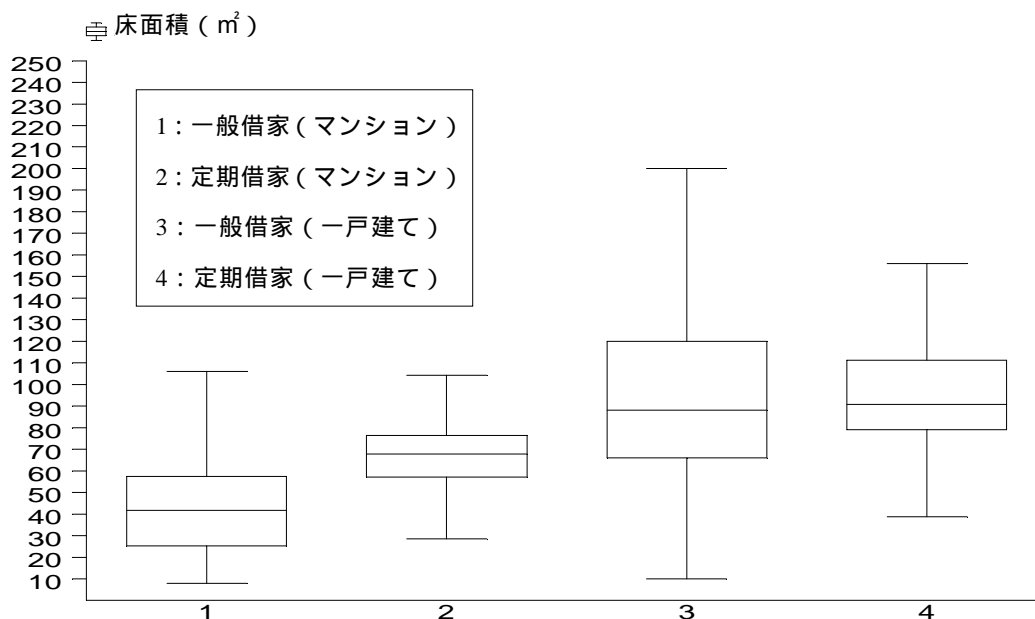
この単位家賃の平均値であるが、一般借家に比べて定期借家の単位家賃は明らかに低いことがわかる。マンションの単位家賃の平均値を比べると、定期借家の方が、一般借家に比べて3月から8月を通じて、平均で約17%低くなっている。また一戸建てに関しても約18%低い値となっている。ただし、図1でみたように、50m²未満の床面積のせまい一般借家はかなりの数があるのに対して、定期借家はほとんどない。また単位家賃は、水回りなどの固定費の影響で、床面積が狭い物件の方が高いことがわかっている¹¹。このため、定期借家と一般借家の床面積の分布が異なるために、定期借家と一般借家の単位家賃の平均値の差が過大にでている可能性がある。そこで、床面積が51m²以上の物件に限って比較したものも示した¹²。しかしこの区間でも定期借家の方が単位家賃の平均値で12%低いことがわかる。また、制度導入前の1月、2月と導入後での一般借家の単位家賃の変化をみると、今回の分析期間内において差はみられない。

次に、床面積の平均値は、マンションに関しては、一般借家が45m²前後であるのに対して、定期借家は65~70m²とかなり広い物件が定期借家になっているのがわかる。つまり、定期借家として新規に供給されている物件は、いわゆるファミリー向け物件であることが平均値をみるだけでもわかる。一方、一戸建てについては床面積に関しての差は平均値では認められない。これは、一戸建てがすでにファミリー向けには十分な床面積であることを反映していると考えられる。そこで、図2に床面積の分布を箱ひげ図によって検討する。

¹¹ 単位家賃と床面積の関係は、単位家賃を縦軸にとり、床面積を横軸にとった散布図を描いた場合、U字型になることが知られている。すなわち、床面積が小さい間は水回り等の固定費の影響で単位家賃は下がるが、50m²から80m²付近で再び単位家賃は上昇し始める。詳しくは、八田・赤井(1996)を参照。

¹² 51m²という区切りの値は、マンションの一般借家の家賃分布に構造変化が起こっている境界値である。どのような基準でこの値を採用したかは第3節で詳しく述べる。

図 2 箱ひげ図による各種物件の床面積の分布



出所：リクルート(2000) ISIZE 住宅情報ホームページ(<http://www.isize.com>)

注：箱の上辺は 75%点で下辺が 25%点、箱中の線は 50%点(中央値)である。

各%点の床面積値は以下の通りである。単位は m² である。

		25%点	50%点	75%点
マンション	一般借家	25.2	41.86	57.54
	定期借家	57.34	67.83	76.55
一戸建て	一般借家	66.1	88.95	120.75
	定期借家	79.08	90.87	111.87

これによると、マンションでは、一般借家の 75%点の床面積が 57.54m² であり、これは定期借家の 25%点 (57.34m²) とほぼ同じである。定期借家の方が、広い床面積を中心に分布していることがわかる。一方、一戸建てには、そのような特徴はみられない。定期借家の方が一般借家より床面積のばらつきが小さい。

築年数に関しては、平均値をみるだけでは、それほど差はみられない。また、東京までの時間距離は、定期借家の方が長い。

最後に表 2 に今回分析をした定期借家の契約期間別の物件数を示した。これによると、契約期間は 2 年から 5 年というものが多く供給されており、全体の 80%以上がこの期間で提供されている¹³。

¹³ 表 2 で示されたように、定期借家であってもさまざまな契約期間のものが存在するが、この後の家賃分析では、定期借家の契約期間が家賃に与える影響を考慮していない。しかし、本文でも述べたように今回

表 2 定期借家の契約期間

契約期間	マンション		一戸建て	
	物件数	割合(%)	物件数	割合(%)
3ヶ月	2	0.17		
6ヶ月	7	0.58	8	1.1
10ヶ月			1	0.14
1年	15	1.25	26	3.59
1.5年	2	0.17	3	0.41
1年10ヶ月	5	0.42	2	0.28
2年	376	31.28	179	24.69
2.5年	8	0.67	2	0.28
3年	439	36.52	208	28.69
3.5年			1	0.14
4年	217	18.05	135	18.62
4.5年			2	0.28
4年10ヶ月			1	0.14
5年	72	5.99	108	14.9
6年	46	3.83	25	3.45
8年	10	0.83	8	1.1
10年	3	0.25	16	2.21
合計	1202		725	

注：サンプル期間は2000年3月～8月、各件数は3月から8月の延べの件数である。

3. 推定モデルの特定化と推定結果

前節では、定期借家と一般借家との違いをデータの記述統計や散布図をみることによって比較したが、本節では、家賃関数を推定することによりさらに詳しい分析を行う。

一般的に家賃関数は、ヘドニック価格関数として、

$$P_i = h(X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{mi}) \quad (1)$$

で示すことができる。 P_i は、第*i*物件の家賃であり $X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{mi}$ はその物件の属性をあらわす変数である。これらの変数を用いて定期借家物件と一般借家との家賃の差を明らかにする。そのために、第*i*物件が定期借家なら1を、そうでないなら0をとる定借ダミー変数 D_i を、定数項ダミーとして加え、さらにこの定借ダミー変数とその他の全ての説明変数とのクロス項を新たに説明変数として加える。これによりダミー変数とそのクロス項の係数が、一般借家との属性の差を表すことになる。実際の推定には、(1)式を対数線形で特定化したものを用いて、

$$\ln P_i = \alpha + \ln X_i \beta + D_i \gamma + D_i \cdot \ln X_i \delta + \varepsilon_i \quad (2)$$

とする。 X_i は家賃に影響を与える属性のベクトル、 D_i は定借ダミー、 $D_i \cdot \ln X_i$ は定借ダミ

の定期借家のサンプルの約8割が2年から5年の契約期間のものであり、本稿の分析結果はこの契約期間の定期借家の特性があらわれていると考えられる。

ーと説明変数 $\ln X_i$ とのクロス項、 ε_i は誤差項である。そして推定するパラメータは α 、 β 、 γ 、 δ である¹⁴。

ここで(2)式のような一般借家と定期借家のデータをプールした家賃関数を OLS 推定すると、誤差項が、一般借家と定期借家の物件グループ間で等しいという制約のもと、推定を行うことになる。しかし、実際には一般借家と定期借家の誤差項が等しいという保証はなく、むしろ異なっていると予想される。そこで、グループごとの推定により得られた誤差分散をウエイトにとり最小 2 乗法で推定するという、加重最小 2 乗法 (WLS) での推定を行う¹⁵。

今回の推定では、家賃に影響を与える説明変数として、サンプルから最寄駅までの徒歩時間 (分)、あるいはバスの乗車時間 (分)、最寄駅から東京駅までの時間距離 (分)、物件の床面積 (m^2)、築年数 (年) を採用した。また、月次ダミーも加えた。これらの説明変数を用いて(2)式の推定モデルを WLS 推定した結果を表 3 に示す。

¹⁴ 定期借家か一般借家かのいずれで家を貸すかという家主の決定を考慮すると、家賃関数の係数にバイアスが生じる可能性がある。この点については第 6 節で検証している。

¹⁵ 今回の場合、一般借家と定期借家の家賃関数を別々に推定した時の誤差分散にわずかながら差がみられた。OLS と WLS とでは推定される係数値は同じであるが、標準誤差が異なる。したがって検定統計量や信頼区間に影響を与えることになる。

表3 家賃関数の推定結果 (従属変数：対数家賃)

独立変数 (対数值)	WLS推定				Quantile推定					
			51m ² 未満		51m ² 以上		51m ² 未満		51m ² 以上	
定数項	9.667***	(0.0067)	10.066***	(0.0077)	7.994***	(0.0193)	10.014***	(0.0084)	7.823***	(0.0219)
バス	-0.159***	(0.0017)	-0.143***	(0.0020)	-0.15***	(0.002)	-0.153***	(0.002)	-0.138***	(0.0027)
徒歩	-0.054***	(0.0009)	-0.044***	(0.0009)	-0.071***	(0.0016)	-0.042***	(0.0010)	-0.068***	(0.0018)
時間距離	-0.253***	(0.0015)	-0.175***	(0.0015)	-0.337***	(0.0025)	-0.153***	(0.0016)	-0.337***	(0.0029)
床面積	0.849***	(0.0012)	0.646***	(0.0017)	1.326***	(0.0038)	0.635***	(0.0018)	1.358***	(0.0043)
築年数	-0.064***	(0.0006)	-0.061***	(0.0006)	-0.077***	(0.0011)	-0.056***	(0.0007)	-0.068***	(0.0012)
4月ダミー	-0.008***	(0.0024)	-0.002	(0.0024)	-0.008*	(0.0042)	-0.002**	(0.0026)	-0.014***	(0.0047)
5月ダミー	0.003	(0.0024)	0.005**	(0.0024)	0.008**	(0.0041)	0.008***	(0.0026)	0.006	(0.0046)
6月ダミー	0.016***	(0.0023)	0.016***	(0.0023)	0.013***	(0.0039)	0.019***	(0.0025)	0.021***	(0.0044)
7月ダミー	0.014***	(0.0022)	0.006***	(0.0022)	0.006	(0.0038)	0.008***	(0.0024)	0.004	(0.0043)
8月ダミー	0.006***	(0.0022)	0.005**	(0.0021)	0.000	(0.0038)	0.007	(0.0023)	-0.005	(0.0043)
定数項ダミー	0.572***	(0.0798)	0.356	(0.2208)	2.004***	(0.0772)	0.348	(0.2142)	2.303***	(0.1184)
D・バス	0.012	(0.0126)	-0.082*	(0.0482)	0.007	(0.0095)	-0.103	(0.0401)	-0.003	(0.0143)
D・徒歩	-0.022**	(0.0088)	-0.024	(0.0231)	-0.004	(0.0068)	-0.025	(0.0227)	-0.002	(0.0104)
D・時間距離	-0.131***	(0.0148)	-0.001	(0.0439)	-0.062***	(0.0112)	0.019***	(0.0437)	-0.099***	(0.0172)
D・床面積	-0.030*	(0.0162)	-0.052	(0.0421)	-0.440***	(0.0162)	-0.068	(0.0414)	-0.474***	(0.0249)
D・築年数	-0.030***	(0.0061)	-0.019	(0.0182)	-0.019***	(0.0046)	-0.029***	(0.0180)	-0.022***	(0.0071)
D・4月	-0.035	(0.0233)	-0.089	(0.0594)	-0.033*	(0.0178)	-0.077	(0.0594)	-0.041	(0.0273)
D・5月	-0.036	(0.0229)	-0.145**	(0.0624)	-0.035**	(0.0174)	-0.122	(0.0614)	-0.043	(0.0267)
D・6月	-0.002	(0.0233)	-0.078	(0.0649)	0.004	(0.0176)	-0.047	(0.0650)	-0.012	(0.0271)
D・7月	0.002	(0.0232)	-0.084	(0.0588)	0.013	(0.0176)	-0.076	(0.0587)	-0.007	(0.0271)
D・8月	0.016	(0.0229)	-0.039	(0.0609)	0.023	(0.0173)	-0.037	(0.0612)	0.002	(0.0267)
AdjR ²	0.800		0.665		0.754		PseudoR ²	0.444		0.489
サンプル数	143210		88560		54650			88560		54650
F値	27302.7		8356.5		7977.8					

注：サンプル期間は2000年3月～8月。Dは定期借家ダミー変数である。また基本月は3月である。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。また括弧内は標準偏差である。

第 1 列は、すべての床面積に対する家賃関数の推定結果である。注目すべき係数は、定借ダミーとそのクロス項の係数である（表中 D の表記が定借ダミーである）。これらの係数が有意に推定されるということは、その説明変数の係数が一般借家と定期借家で差があるということである。まず、定数項に関しては、月次ダミーの係数値を考慮しても、どの月も一般借家より定期借家の方が高い値をとっている。これは、定数項以外の係数の差異も考慮に入れた結果、定期借家の方が高く推定された。定数項を水回りやベランダ、冷暖房などの設備投資と解釈できるのなら、定期借家の方が設備投資を多く行っていると推定されたことになる。

次に、床面積の係数を検討する。この係数は、第 1 列のすべての床面積の物件を対象にした推定では、符号はマイナスであるが、10%水準でしか有意ではない(t 値=-1.83)。この原因としては、前節の図 1 で説明したように、50m²前後よりせまい床面積では定期借家がほとんど供給されていなく、また供給されていたとしても一般借家との差がそれほどないようにみられること、さらに、50m²前後で一般借家の分布が屈折しており、50 m²より広い床面積帯から家賃の上がり方が変化していることの影響が考えられる。

そこで、一般借家に関して構造変化の検定を行ったところ 51 m²を境に一般借家の構造変化が検出された¹⁶。したがって、家賃関数の推定区間を 51m²未満と以上に区切って WLS 推定を行った。この推定結果は、表 3 の第 1 列と第 2 列である。第 1 列の 51m²未満での推定結果をみると、床面積と定借ダミーとのクロス項はもちろんのこと、バスを除くその他のクロス項の係数全てが有意ではない。そこで、定借ダミーとクロス項の係数が全て 0、つまり一般借家と定期借家の間で係数が同じであるという帰無仮説のもと、F 検定を行った。すると、F 値は F(11,88104)=1.6 であり、この帰無仮説を棄却できない。つまり 51m²未満の床面積のサンプルでは、一般借家と定期借家との家賃関数の係数に差がないことになる。

一方、51m²以上では、床面積の係数は、1%水準で有意に定期借家の方が床面積弾力性で 44% (-0.44) 低いと推定された¹⁷。

床面積が狭い借家では、一般借家であっても比較的予想居住年数が短く、長く居座られるリスクが低い。そのため、リスクプレミアムが小さくなり、このようなリスクのない定借物件との差があらわれなかったと考えられる。しかし、床面積が広くなると、対象がファミリー向けになり、長期定住の可能性が高くなる。したがって、一般借家では、このリスクを考慮していたため、新規家賃を高く設定してきた。しかし、定期借家ではこのリスクプレ

¹⁶ この構造変化の検定は、Chow 検定により行った。1 m²ずつ床面積を変化させて逐次検定を行った結果、構造変化は 50 m²前後で連続的に検出されたが、区切りの床面積を 51 m²にとった時の F 値が最も大きかった。よって、今回の推定では 51 m²を区切りの床面積として採用した。

¹⁷ 床面積が 51 m²以上のサンプルでも、定借ダミーの係数とクロス項の係数が 0 という帰無仮説のもと、F 検定を行った。すると、F(11,50191)=139.3 であり、この帰無仮説を十分棄却できた。すなわち 51 m²以上のサンプルでは、係数の差に十分意味があることが証明された。

ミアムを考慮する必要がないため、床面積が広がっても家賃が一般借家に比べてそれほど上昇しないということが明確に現れた。

次に築年数と定借ダミーのクロス項の係数は、第 列、第 列ともに符号はマイナスで推定され、1%水準で有意である。これは、借家が古くなればなるほど、一般借家の家賃の方が下がりにくいということを示している。これは、一般借家であれば、賃借人の予想居住時間が長いため、現在の築年数が現在家賃水準にあまり反映されていないためと考えられる。それに対して、定期借家であれば、賃借人の予想居住時間は、一般借家よりも短いか、家賃の改定が一般借家より簡単なため、現在の市場をより強く反映していると言える。同様のことが、東京駅までの時間距離の係数についても言える。これも定期借家の方が、より郊外に行けば行くほど、家賃が下がりやすいという結果がでている。つまり、一般借家であれば、かなり将来の交通状況をも考慮して家賃を決定している可能性が高く、その不確実性が家賃を現在の市場の状況を敏感に反応させていない。定期借家では、2年や3年といった短期間の契約であるため、将来の状況よりも現在の交通状況で決定されている部分が多く、より現在の市場を反映していると言える¹⁸。また賃借人側からしても、定期借家で2年や3年という短期で借りようとしている場合は、将来のことより現在の状況が家賃に反映されているかが問題となるであろう。

4. 分位回帰 (Quantile Regression) による推定結果の頑健性の検討

この節では、分位回帰により、異常値、ならびに分散の非対称 (不均一) 性に対する頑健性がより高い推定をし、これまでの分析との差を検討することに目的がある¹⁹。図1の分布図からわかるように、定期借家に関しては、床面積の広い部分で少しばらつきが見られる。WLS推定では、この異常値の影響を受けている可能性があるため、この節ではこの異常値の影響を受けにくい分位回帰 (Quantile Regression) により家賃関数を推定し、WLS推定の結果と比較検討する。表3の第 列、第 列がその結果である。

WLS推定で説明したように、第 列、第 列は推定区間を床面積が51m²前後で分けたものである。51m²未満ではやはり定期借家と一般借家との間での各説明変数の係数の差は認められなかった。また第 列の、51m²未満のWLS推定結果の一般借家にあたる係数の違いもそ

¹⁸ 岩田(1997)では、築年数の係数を借家の維持管理のためのメンテナンス費用と解釈している。つまり築年数の係数が小さいということは、維持管理が行き届いていて、年数が経っても借家の質が落ちないため家賃が下がらないということである。この解釈をすれば、定期借家の方が維持管理が行き届いていないということになるが、それよりも本文で述べたように、契約期間が明らかである定期借家は、不確実性が一般借家に比べて非常に少なく、より現在の築年数に応じた家賃をつけていると考える方が妥当と思われる。また定期借家の場合、居住年数が明らかであるため、家主も維持管理費を予想しやすく、契約時の敷金 (保証金) といったもので徴収している可能性がある。この点を考慮した敷金 (保証金) や礼金の分析は今後の課題である。

¹⁹ 50%点での Quantile Regression は、LAD 推定量 (Least Absolute Deviations) に等しくなる。詳しくは Deaton(1997) pp80-85 参照。

れほどなく、この区間は WLS 推定には異常値の影響は小さいといえる。また、51m²以上の借家での推定では、一般借家の係数には WLS 推定と大きな差はみられない。しかし、定期借家に関する変数では分位回帰における定期借家の床面積弾性値は一般借家より約 47% 低いと推定されている。

5. 定期借家と一般借家の予測家賃の比較

第 4 節、第 5 節で、WLS 推定と分位回帰によって家賃関数の推定を行った。この推定結果を用いて、面積ごとに一般借家と定期借家の予測家賃を計測する。それを図に示したのが、図 3 であり、表 4 が床面積ごとの予測家賃を示した。計算に際して、床面積以外の説明変数の値は、データの平均値を採用した。したがって、表 4 で示されている家賃は、最寄駅から徒歩で 7.5 分、都心まで鉄道で 29.8 分、築年数 11 年の物件の 3 月のものとなる。

図 3 定期借家と一般借家の予測家賃の比較

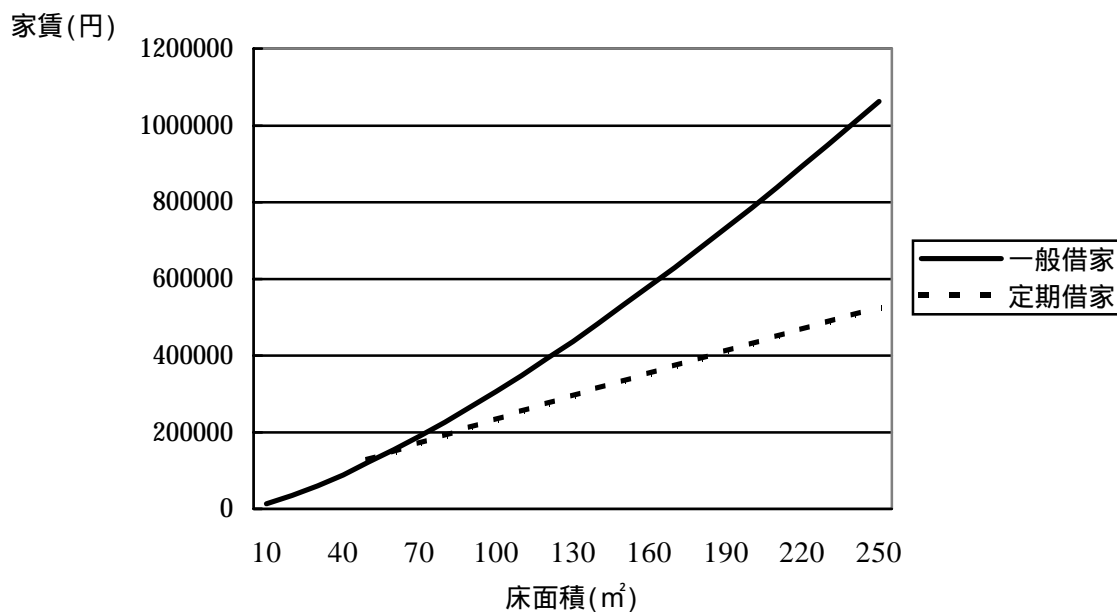


表 4 各推定モデルの予測値による一般借家と定期借家の家賃比較

家賃の単位は万円である。また差の割合は%表示。

床面積 (m ²)	WLS				Quantile			
	一般借家	定期借家	差	割合 (%)	一般借家	定期借家	差	割合 (%)
60	15.5	14.6	0.9	5.8	15.3	14.9	0.5	3.3
70	19.0	16.7	2.3	12.1	18.9	17.0	1.9	10.1
80	22.7	18.8	3.9	17.2	22.6	19.2	3.5	15.5
90	26.5	20.9	5.7	21.5	26.6	21.3	5.3	19.9
100	30.5	22.9	7.6	24.9	30.6	23.3	7.3	23.9
150	52.3	32.8	19.4	37.1	53.1	33.4	19.8	37.3
200	76.5	42.4	34.2	44.7	78.6	43.1	35.5	45.2
250	102.9	51.6	51.2	49.8	106.4	52.4	53.9	50.7

分位回帰の推定結果についてみると、床面積が 70m² の一般借家は、予測家賃が 18.9 万円であるのに対し、定期借家はそれより 1.9 万円(10%)低く、17 万円と計算された。そして、床面積が広くなるにつれて、この差が大きくなり、床面積が 100m² では、一般借家家賃が 30.6 万円と定期借家家賃がそれより 7.3 万円(23.9)%低く、23.3 万円であった。

6. サンプルセレクションバイアスを考慮した推定

(2)式の推定は、一般借家と定期借家の家賃関数を別々に OLS 推定していることと本質的に同じである。この場合、サンプルセレクションバイアスが生じる可能性がある。すなわち、定期借家にするメリットが高い借家だけが定期借家としてサンプリングされ、誤差項に切断が起こるためである。そこで、岩田(1997)に従い、以下のようなサンプルセレクションのプロセスを考える。ただし以下の分析は、本論と同様にすべて床面積が 51 m²以上の物件について行った。

家主がどのような時に借家を定期借家にするかを考える。家主が借家を定期借家にする条件とは、借家を定期借家にする時に得られる家賃収入の現在価値が、一般借家にする時に得られるそれよりも大きくなることである。ここで、 $P_i^T(\mathbf{X})$ を定期借家の場合の家賃収入の現在価値、 $P_i(\mathbf{X})$ を一般借家の場合の家賃収入の現在価値とすると、次のように定式化することができる。

$$z_i^* = P_i^T(\mathbf{X}) - P_i(\mathbf{X}) + v_i \quad (3)$$

$$z_i = \begin{cases} 1 & \text{if } z_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } z_i^* \leq 0 \end{cases}$$

ここで、 z_i^* は観測することはできないが、観測される変数ベクトル \mathbf{X} と誤差項 v_i に依存する。

もし定期借家にするほうが、一般借家にするより家賃収入の現在価値が大きければ($z_i^* > 0$ なら) 家主は定期借家を選択する ($z_i = 1$)。逆に、一般借家にするほうが、家賃収入の現在価値が大きいのなら ($z_i^* < 0$) 一般借家を選択する ($z_i = 0$)。

定期借家の家賃関数が、 $R_i^T = X_{Ti}\beta_T + v_{Ti}$ 、一般借家の家賃関数が、 $R_i^G = X_{Gi}\beta_G + v_{Gi}$ で表されるとき、ヘックマンの2段階推定法を用いることにより、 v_i と v_{Ti} または v_{Gi} の間に相関がある場合でも、不偏推定量が得られる。

セレクション関数に入ってくる変数ベクトル X には、床面積、築年数、東京駅までの時間距離、月次ダミー、そして、一戸建てダミーを考慮した²⁰。定期借家の選択に関するプロビットモデルの選択関数の推定結果は、表5である。

表5 プロビットモデルの推定結果

被説明変数：定期借家なら1、一般借家なら0の2値変数

	係数	漸近標準誤差
定数項	-3.527***	(0.2081)
バス	0.002	(0.0171)
徒歩	0.021	(0.0151)
時間距離	0.184***	(0.0252)
床面積	0.163***	(0.0219)
築年数	-0.014	(0.0102)
4月ダミー	0.284***	(0.0444)
5月ダミー	0.298***	(0.0433)
6月ダミー	0.189***	(0.0435)
7月ダミー	0.115***	(0.0431)
8月ダミー	0.155***	(0.0425)
一戸建てダミー	0.877***	(0.0282)
対数尤度	-7116.3	
サンプル数	54650	

* 床面積が51㎡以上についての推定である。

まず、東京駅からの時間距離と床面積の係数が正で有意に推定された。すなわち、時間距離が長くなればなるほど、定期借家になる傾向にあり、また床面積が広くなればなるほど定期借家になる可能性が高いことがわかる。さらに、月次ダミーの係数もプラスで有意である。定期借家権制度が導入されたのは3月であり、4月、5月の係数値が大きく、この時期に定期借家が広く普及し始めたと解釈できる。そして、6月以降は比較的安定している。一戸建てのダミー変数の係数が有意である点については、一戸建ては、ファミリー向けとして考えら

²⁰ 一戸建ては、床面積も広く、質もよいと考えられるため、借家人が長く居座る可能性が高い。したがって、定期借家になりやすい可能性がある。このことを考慮して、一戸建てダミーを識別変数として入れる。

れるため一般借家であれば、家主の希望賃貸期間よりも長期に賃貸される可能性が高い。このような借家は定期借家になる傾向が高いということが推定された。

次に第2段階として、第1段階の選択関数の推定結果から計算されたミルズ比の逆数を説明変数に加えた家賃関数を一般借家と定期借家の両方について推定する²¹。その結果が表6である。

表6 サンプル・セレクションバイアスを考慮した家賃関数の推定結果

被説明変数：対数家賃

	一般借家		定期借家	
	係数	漸近標準誤差	係数	漸近標準誤差
定数項	7.654***	(0.0209)	9.997***	(0.1732)
バス	-0.146***	(0.0023)	0.140***	(0.0130)
徒歩	-0.065***	(0.0015)	0.072***	(0.0094)
時間距離	-0.310***	(0.0026)	0.382***	(0.0165)
床面積	1.390***	(0.0040)	0.934***	(0.0278)
築年数	-0.074***	(0.0010)	-0.094***	(0.0064)
4月ダミー	0.016***	(0.0041)	-0.025	(0.0251)
5月ダミー	0.033***	(0.0040)	-0.014	(0.0243)
6月ダミー	0.027***	(0.0038)	-0.024	(0.0244)
7月ダミー	0.012***	(0.0037)	0.026	(0.0244)
8月ダミー	0.010***	(0.0037)	0.028	(0.0240)
ミルズ比	0.685***	(0.0188)	0.053***	(0.0185)
\bar{R}^2	0.767		0.578	
F値	15789.2		226.1	
サンプル数	52841		1809	

この結果と、セレクションバイアスを考慮せずに推定した表3の第1列と係数を比較する。ミルズ比の逆数の係数は、統計的に有意であるため、セレクションバイアスは存在すると言える。しかし、一般借家と定期借家の床面積の変数に対する係数の大小関係は同じで、定期借家の方が小さく推定され、値もそれほど大きく差がない。さらにそれ以外の説明変数の係数値も大きな違いはない。したがって、セレクションバイアスを考慮したとしても、本論文の結論は大きな影響を受けない²²。

²¹ この推定方法は、スイッチングモデルの2段階推定とよばれるものである。詳しくはMaddala(1983)参照。

²² ヘックマンのセレクションモデルの推定のためには、プロビットモデルと家賃関数の二つの関数を識別する変数が必要であり、ここでは一戸建てダミーを識別変数とした。しかし、一戸建てでも本来は家賃関数に影響を与えると考えるのが自然である。また、誤差項の正規分布を仮定していることも強い制約になっている。

7. 結論

定期借家権制度が導入され、定期借家権付の物件が賃貸市場に供給されはじめた。これらの物件について本稿では、定期借家として供給されている物件がどのような属性を持っているかを、記述統計と家賃関数の推定係数を比較することにより詳細に分析した。その結果、明らかに一般借家と定期借家の家賃に差が認められた。具体的には、定期借家は床面積が比較的広い、いわゆるファミリー層向けの物件が多く、かつ、家賃が一般借家より床面積 70m²の物件では約 10%、100m²の物件であれば、25%近く低いことが示された。

定期借家権制度導入の結果、立退き料や特約において家賃の増減請求権が排除できるなど、賃貸人にとっての予測困難なリスクが減少したため、不動産証券化による不動産の金融商品化が進むことも予想されている。これに関しては、定期借家の契約期間と家賃との関係を無視することはできず、この点を考慮した分析の必要があり、今後の研究課題である。

参考文献

- Deaton, A (1997) *The Analysis of Household Surveys*, The Johns Hopkins University Press, pp.80-85.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press, pp.223-228.
- 岩田規久男・八田達夫編 (1997) 『住宅の経済学』、日本経済新聞社
- 岩田真一郎 (1997) 「マイクロデータによる借地借家法の計量分析：一般借家と法人限定の家賃の比較」、『都市住宅学』19、45-50
- 外館光則 (1997) 「期限付借家契約と契約更新権のオプションバリュー」、『日本経済研究』35、45-68
- 八田達夫・赤井伸郎 (1996) 「借地借家法は、賃貸住宅供給を抑制していないのか？ - 固定費を考慮したケース - 」、『住宅問題研究』12、61-66
- 山崎福寿 (1995) 「土地・住宅賃貸借市場の不完全性について」、『都市住宅学』10、113-122
- 山崎福寿 (1999) 『土地と住宅市場の経済分析』、東京大学出版会
- リクルート(2000) ISIZE 住宅情報ホームページ (<http://www.isize.com>)