

**No. 1046**

定期借家権制度と賃貸住宅市場

by

大竹文雄（大阪大学） 山鹿久木（筑波大学）

July 2003

On March 1, 2000 Terminal Tenancy System is introduced. Many influences upon rental housing market, for instance decline of new housing rent, increase of supply quantity of the rental houses for family and increase of the number of lease detached houses, were expected by the introduction of this system. Three years have passed since this system introduced and we can now examine these influences of rental housing market by propensity score matching method and difference-in-differences estimator using the pooled cross-section data of housing rent before and after introducing this system.

*Keywords: The Fixed Term Tenancy Law, Propensity Score, Difference-in-Differences*

定期借家権制度、傾向スコア、差の差

## 1. はじめに

2000年3月1日に定期借家権制度が導入された。従来法である借地借家法における「正当事由制度」が賃貸住宅市場に与えていた弊害の解消が導入の背景にあった。制度導入の主な効果として、良質で多様な賃貸住宅供給の促進、家賃水準の低下、高齢者・転勤者の資産活用、不動産の証券化の促進などがあり、これらにより賃貸住宅市場が活性化されることが期待された。

現在、定期借家法の施行から3年余りが経っており、法律の見直し時期にきている。これまでに供給されてきた定期借家について、その属性と影響を現時点で明らかにすることは、現行制度の見直しだけでなく、今後の普及策を考える上でも大変に重要である。

そこで本稿では定期借家権制度導入の影響を①定期借家の家賃水準は普通借家と比較して本当に低いのか、②定期借家法の導入は賃貸住宅市場全体にも影響を与えたのか、の2点について分析を行う。特に②の定期借家権制度導入が賃貸住宅市場全体へどのような影響を与えたかを、導入前後のデータを用いて分析したのは本稿が最初である。

### 1.1 先行研究

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計量経済学的手法で分析した研究は存在する。借地借家法の直接の影響を受けている正当事由借家と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

限定借家の家賃を比較することで借地借家法の影響を分析した研究に、山崎(1995)、岩田(1997)がある。彼らは、その他の家賃決定要因を制御すると、法人限定借家の家賃が低いことを示すことによって、正当事由制度が借家の家賃を高くしていることを示した。また八田・赤井(1996)では、借地借家法が住宅供給を阻害しているかを、単位家賃をみることにより実証分析し、阻害効果はあるという結論を得ている。

定期借家権制度導入後、実際に供給された定期借家のデータを用いて、我々は大竹・山鹿(2001a,2001b,2002)で定期借家の属性の分析を行った。そこでは東京都の賃貸住宅の個票データを用いて、定期借家と普通借家の家賃関数を推定し、その属性の差を検討している。その結果、たとえば床面積が比較的広い借家(51m<sup>2</sup>以上)では定期借家の方が床面積弾力性にして44%ポイント低いと推定されている。

### 1.2 先行研究の問題点

上記の大竹・山鹿(2001a)では、基本的に定期借家と普通借家の家賃関数をダミー変数を用いて区別し、推定している。しかし、家主の定期借家にするか普通借家にするかの意思決定が家賃水準と密接にかかわる場合、両借家の家賃関数を、定期借家か否かのダミー変数で区別する推定方法では内生性の問題を含み、推定結果が信用できないものになる。例えば、普通借家としての借り手がいない借家を定期借家にしてしまうとすれば、定期借家の

家賃水準は低くて当然である。もちろんこの点について大竹・山鹿(2001a)でもヘックマンの2段階推定法を用いて検証しているが、モデルの識別といった点で十分であるとは言えない。また、普通借家事態の家賃も下がっている場合、それを考慮しないと定期借家と普通借家の差が過少に評価される。本稿では、これらの問題点を考慮した分析を行うことにより、第1節で述べた、定期借家と普通借家の家賃比較のより頑健な分析を行うだけでなく、定期借家権制度が賃貸住宅市場全体にどのような影響を与えたのかを家賃水準の観点から検証する。

## 2. 定期借家の普及状況

定期借家はどの程度普及してきているのだろうか。表1は、本稿での分析に用いた定期借家の割合を示している。データはリクルート(2000,2001,2002,2003)を用いている。表1によると、この3年間の平均で定期借家の割合はマンションで全体の1%前後、一戸建ては15%前後である。図1に借家別のマンションと一戸建ての床面積の分布を掲載した。マンションの定期借家は、70m<sup>2</sup>あたりの借家が多く、普通借家は30m<sup>2</sup>以下の借家が非常に多い。分布の山が定期借家の方が右にあり、比較的床面積の広い借家が供給されていることがわかる。一戸建てに関しては定期借家は90m<sup>2</sup>前後に多く集中しているのが特徴である。

## 3. 定期借家と普通借家の単位家賃の比較

本節では、定期借家と普通借家の単位家賃の比較を行う。第1.2節で述べたように、家主の意思決定が家賃水

表1 定期借家の割合

	年	2000	2001	2002	2003
	月	3-7	1,2	1	3
マンション	普通借家	105843	102971	66274	120881
	定期借家	976	899	550	1275
	定借割合(%)	0.91	0.867	0.82	1.04
一戸建て	普通借家	3391	2202	1408	2285
	定期借家	610	452	246	391
	定借割合(%)	15.25	17.03	14.87	14.61

準に影響を与えている場合に、内生性の問題が発生し、推定結果が信用できないものになる。このような問題を除去する方法として、Propensity Score Matching Methodを用いた分析を示す<sup>1</sup>。

この方法は、定期借家と普通借家で、借家の属性が最も近いもの同士の単位家賃を比較するというものである。この借家間の属性の距離としてPropensity Scoreを用いる<sup>2</sup>。Propensity Scoreとは、定期借家になる確率(なりやすさ)を意味する。このPropensity Scoreが同じもの同士では、実際にその借家が定期借家であるか普通借家であるかは、確率的な要因のみで決定されていることになる。そしてこのPropensity Scoreの等しいもの同士の単位家賃を比較するという方法である。この方法だと、定期借家か否かは全くランダムに選ばれていることになり、その両借家の単位家賃を比較しても、1.2節で述べたような内生性の問題は存在しない。

### 3.1 Propensity Scoreの推定

Propensity Scoreは具体的には、プロビット推定を用いて求める。被説明変数を、定期借家なら1を、そうでないなら0をとる2値変数とし、説明変数として表2のような変数を用いた。そして推定結果から予測値を計算することにより定期借家になる確率を求める。プロビット

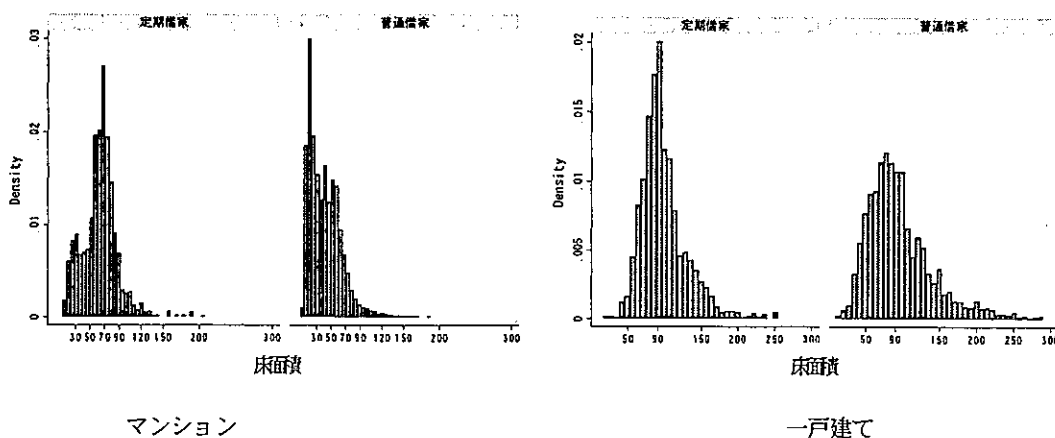


図1 借家別床面積のヒストグラム

推定の結果が表3である。マンションと一戸建てをあわせた全住宅の推定結果について以下でみてく。

まず、時間距離や床面積の係数がプラスで推定されている。これは都

表2 プロビット推定に用いた説明変数

変数	説明
バス	サンプルの物件から最寄り駅までのバスの時間(分)
徒歩	サンプルの物件から最寄り駅までの徒歩の時間(分)
時間距離	東京駅までの時間距離(分)
床面積	床面積(m <sup>2</sup> )
築年数	築年数(年)
新耐震D	新耐震基準に基づいた物件は1、旧耐震基準に基づいた物件は0をとるダミー変数
沿線ダミー	最寄り駅が属する路線ごとのダミー変数
自治体ダミー	サンプルが属している自治体のダミー変数

表3 プロビット推定結果

	係数		
	全住宅	マンション	一戸建て
バス	-0.007	-0.029	0.016
徒歩	-0.004	-0.012	-0.024
時間距離	0.360***	0.315***	0.820***
床面積	0.611***	0.648***	0.346***
築年数	-0.132***	-0.124***	-0.242***
新耐震D	-0.384***	-0.426***	-0.224***
一戸建てD	0.900***		
2000年4月	0.314***	0.253***	0.515***
2000年5月	0.287***	0.242***	0.421***
2000年6月	0.183***	0.127***	0.355***
2000年7月	0.132***	0.087**	0.270***
2001年1月	0.240***	0.182***	0.442***
2001年2月	0.244***	0.210***	0.315***
2002年1月	0.202***	0.165***	0.353***
2003年3月	0.250***	0.225***	0.316***
定数項	-5.663***	-5.657***	-3.926***
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1827	0.1083	0.0712
LR X <sup>2</sup> (128)	10238.97	4459.17	648.9
サンプル数	404238	392359	10677

(注1)\*\*\*、\*\*、\*は推定された係数がそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

(注2)表に報告していない説明変数として沿線ダミーと自治体ダミーがある。

心からの距離が遠い、あるいは床面積が広い借家が比較的定期借家になりやすいということを示している。築年数の係数がマイナスで推定されており、比較的新しい物件が定期借家になりやすいことがわかる。しかし一方で、新耐震基準ダミーの係数がマイナスで推定され、旧耐震基準に基づいて建てられた借家の方が定期借家になりやすいという結果を得た。この点について次のような背景を考察することができる。

山鹿・中川・齊藤(2002)では、新耐震基準に適合させる耐震化投資が家賃の水準を高めていることを示し、その結果、家主にとって耐震化投資が収益的になるケースがあることを実証している。つまり、家主にとって改修を行う誘因が存在する。よって旧耐震基準の借家の中で、新規契約を定期借家契約とすることにより、近い将来の建て替えが容易になる。そのため、定期借家には旧耐震基準に基づいた借家が多くみられるのではないだろうか。

一戸建てダミーの係数がプラスで推定されており、一

戸建てが定期借家になる傾向が高いことがわかる。月次ダミーの係数もプラスであり、徐々に定期借家が普及してきていることを表している。特に導入直後の4月や5月の係数値が大きいことからこの時期に定期借家が広く普及し始めたと解釈できる。マンションと一戸建てを別々にプロビット推定した結果についても、全住宅と同様の結果を得ている。

表3のプロビット推定の予測値として、定期借家になる確率がマンションと一戸建てについて計算できる。それを確率の低いものから順に並べ、10分位階級に分ける。各階級の確率値を表4の(i)列と(iv)列に示している。同じ分位階級にある借家が Propensity Score の近い借家で、このグループ内の借家は互いに属性が近く、定期借家かどうかの決定は確率的な要因のみで決定されていることになる。

### 3.2 平均単位家賃の差

3.1節で予測した Propensity Score の階級ごとに定期借家と普通借家の平均単位家賃を比較する。その結果を表4で年度別に報告している。(ii)列が定期借家の階級内の対数単位家賃の平均値、(iii)列が普通借家のそれになる。そして(ii)から(iii)列を引いた値が平均値の差である。この差の値がマイナスであるということは、定期借家かどうかの決定がランダムに行われている状況において、すなわち第1.2節で述べたような内生性の問題が存在しない状況においても、定期借家の家賃水準が平均的に低いということができる。

表4によると、マンションについては、40階級のうち29階級でマイナスに推定され、かつそのうち23階級が5%以上の水準で有意な値となっている。特に定期借家法施行年の2000年でその傾向が顕著に表れている。一戸建てについては、40階級中37階級でマイナスに推定され、そのうち27階級が10%以上の水準で有意な値となっており、やはり2000年にその傾向が強く表れている。以上の結果から、内生性の問題が存在しない状況においても、定期借家の家賃水準は普通借家に比べて低く、またこの傾向は施行年の2000年に非常に強く表れている。

### 4. 賃貸住宅市場全体への影響

本節では、新たに2000年1月と2月という定期借家

権制度導入前のデータを加えることにより、定期借家権制度導入前後で賃貸住宅市場にどのような変化をもたらしかたを分析する。分析方法として、DD 推定 (Difference in Differences Method) を用いる。

#### 4.1 Difference in Differences Method

この手法は、外生的な制度変更などがあった場合、その前後における制度の影響を受けたグループのアウトプットの差と制度の影響を受けなかった全く同質なグループのアウトプットの差とを比較する手法である。同一グループの異時点間の差の比較により、そのグループ固有の影響を除去し、また外生的な影響を受けていない対象グループと比較することで、その時期に生じた社会全体の変化も除去し、純粋に制度変更が与えた効果を取り出すというものである。

#### 4.2 施行前と施行後の単位家賃の比較

表4のプロビット推定結果を用いて、定期借家権制度導入前の借家のサンプルに対して Propensity Score を予測する。そして、導入後のサンプルもあわせて、確率値の低いものから10分位階級に分ける。第1分位階級が定期借家になる確率が低い借家グループ、第10分位階級が定期借家になる確率が高いグループになる。これは第1分位階級が制度導入の影響を受けにくいグループ、第10分位階級が導入の影響を受けやすいグループと解釈することができる。第3節との違いは、各階級には定期借家権制度導入前のサンプルも含まれているという点である。これを階級ごとに、定期借家権制度導入後と導入前の借家で平均対数単位家賃の差をとる。表5にそれを報告している。

(i)列が制度導入後の、(ii)列が導入前の階級ごとの単位

表4 定期借家と普通借家の単位家賃の平均値の比較

年	階級	マンション				一戸建て			
		(i) 確率の平均値 (%)	(ii) 定期借家	(iii) 普通借家	(ii)-(iii) 平均値の差	(iv) 確率の平均値 (%)	(v) 定期借家	(vi) 普通借家	(v)-(vi) 平均値の差
2000	1	0.050	8.198	8.241	-0.043	3.370	7.793	7.930	-0.137**
	2	0.120	8.237	8.164	0.073	6.100	7.693	7.883	-0.191***
	3	0.200	7.983	8.104	-0.121**	8.090	7.797	7.894	-0.098**
	4	0.300	7.899	8.063	-0.164***	9.990	7.703	7.890	-0.188***
	5	0.420	7.928	8.017	-0.089**	11.870	7.766	7.825	-0.059
	6	0.580	7.868	7.979	-0.111***	13.910	7.591	7.818	-0.228***
	7	0.790	7.849	7.961	-0.112***	16.220	7.638	7.799	-0.161***
	8	1.110	7.871	7.954	-0.083***	19.200	7.618	7.736	-0.118**
	9	1.650	7.834	7.976	-0.142***	23.490	7.624	7.753	-0.130***
	10	3.750	7.774	8.041	-0.268***	34.680	7.495	7.664	-0.168***
2001	1	0.060	7.814	8.034	-0.220***	3.490	7.591	7.528	0.063
	2	0.120	7.650	8.109	-0.459***	6.100	7.540	7.612	-0.072
	3	0.200	7.588	8.121	-0.533***	8.130	7.477	7.810	-0.333***
	4	0.300	8.267	8.281	-0.014	10.040	7.479	7.954	-0.475***
	5	0.420	8.125	8.207	-0.083	11.910	7.949	7.907	0.041
	6	0.580	8.076	8.174	-0.098	13.970	7.856	7.929	-0.073
	7	0.790	8.152	8.120	0.032	16.170	7.693	7.948	-0.255***
	8	1.110	8.233	8.062	0.171	19.060	7.729	7.836	-0.107**
	9	1.650	8.074	8.022	0.053	23.570	7.867	7.924	-0.057
	10	3.630	7.819	7.977	-0.157***	33.520	7.739	7.844	-0.105**
2002	1	0.050	7.998	7.972	0.026	3.370	7.739	7.798	-0.059*
	2	0.120	7.917	8.090	-0.173***	6.150	7.595	7.748	-0.154***
	3	0.200	8.083	8.029	0.054	8.150	7.838	7.845	-0.007
	4	0.300	7.960	8.104	-0.145***	10.010	7.671	7.994	-0.323**
	5	0.420	7.886	8.279	-0.393***	11.850	7.337	7.592	-0.255*
	6	0.580	8.001	8.260	-0.260***	13.820	7.571	7.706	-0.136
	7	0.790	8.245	8.264	-0.019	16.060	7.696	7.939	-0.243*
	8	1.110	8.145	8.184	-0.039	19.070	7.864	7.957	-0.093
	9	1.640	8.181	8.148	0.032	23.400	7.856	7.903	-0.047
	10	3.720	8.030	8.094	-0.064	34.500	7.744	7.838	-0.094
2003	1	0.060	8.093	8.022	0.071	3.390	7.600	7.803	-0.202***
	2	0.120	7.905	7.998	-0.093**	6.110	7.743	7.784	-0.041
	3	0.200	7.872	7.969	-0.097***	8.100	7.557	7.749	-0.192***
	4	0.300	8.049	7.976	0.073	10.040	7.518	7.635	-0.116*
	5	0.420	7.879	8.081	-0.202***	11.920	7.521	7.681	-0.159***
	6	0.580	7.989	7.955	0.034	13.840	7.581	7.528	0.053
	7	0.790	7.942	7.995	-0.053	16.210	7.462	7.657	-0.195
	8	1.110	7.989	8.121	-0.131**	19.080	7.556	8.123	-0.567***
	9	1.660	7.644	8.263	-0.619***	23.580	7.607	7.634	-0.027
	10	3.970	8.309	8.274	0.035	33.710	7.781	7.843	-0.062

(注)\*\*\*、\*\*、\*は、平均値の差がマイナスかどうかの仮説検定に対して、それぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

家賃の平均値である。これらの差を (i)-(ii)で求める。この差の解釈は次のようになる。

まず、制度導入の影響を受けにくい第1分位階級の差の値は、観察されない時間の経過（施行前から施行後）による単位家賃の変化のみを表している。一方、制度導入の影響を受けやすい第10分位階級の差の値は、第1階級と同じ観察されない時間の変化による影響に加えて、制度導入による影響が合計されている。よって、制度導入による影響のみを取り出すには、第10分位階級の差から第1分位階級の差を引けばよいことになる。この差の差（以後  $\gamma_{DD}$ ）を計算することにより、制度導入前後を通じて変化した他の観察されない要因から、制度の変化のみを分離することができる。

$\gamma_{DD}$  の値が(iii)列と(vi)列である。各階級の平均値の差から第1分位階級の平均値の差を引いたものを示している。これによると、定期借家になる確率が高い階級でマイナスになる傾向が顕著

にみられる。例えばマンションでみてみると、2000年の第10分位階級との $\gamma_{DD}$ はマイナス3.9%である。このことは、定期借家権制度導入は、定期借家の影響を受けやすいマンションに対して、定期借家か普通借家にかかわらず、単位家賃を平均的に3.9%下げたということである。定期借家権制度導入は、制度の影響を受けやすい普通借家に対しても、平均的に家賃を下げる影響を与えた。同様の傾向が値は縮小していくが、2001年、2002年にもみられる<sup>3</sup>。

一戸建てについては、定期借家の割合が多いため、その影響も大きく計測されている。たとえば、2000年の第10分位階級との差で20.2%、2001年で14.0%、2002年で18.3%、2003年で8.6%、それぞれ導入前と比べて単位家賃が低下している。一戸建てについても、定期借家権制

度導入は、その影響を受けやすい借家グループに対して、3年間で平均して約19%の単位家賃の低下という影響をもたらしたということがわかった。

#### 4.3 DDの値の検定

4.2節で $\gamma_{DD}$ をみることにより、制度導入のインパクトを分析した。このことは、推定モデルを用いることにより、 $\gamma_{DD}$ の値が統計的に安定しているかを検証することができる。次のような推定モデルを考える。

$$\ln R = \alpha + \sum_{n=2}^{10} \beta_n P_n + \delta D + \sum_{n=2}^{10} \gamma_n (D \cdot P_n) + \varepsilon \quad (1)$$

$\ln R$ は対数単位家賃、 $P_n$ は階級ダミー変数(第n分位を1、それ以外は0)、 $D$ は施行ダミー(定期借家法施行後の物件を1、施行前の物件を0)、 $D \cdot P$ は階級ダミーと施行ダミーのクロス項、 $\varepsilon$ は誤差項である。また $\alpha$ 、 $\beta_n$ 、 $\delta$ 、 $\gamma_n$ は推定されるパラメータである。

各パラメータの解釈は次のようである。 $\beta_n$ は時点に関係なく制度の影響を受けやすいグループに特有の観察されない影響が、Propensity Score(受けやすさ)別に推定され、 $\delta$ はPropensity Score別に、制度導入前後の観察されない時間変化による影響が推定され、 $\gamma_n$ が制度導入の影響を受けやすいグループが制度導入後に受けた影響である。この $\gamma_n$ がすなわち4.2節の $\gamma_{DD}$ の値に相当する<sup>4</sup>。

(1)式のマンションでの推定結果を表6で報告している。これによると、 $\gamma_7$ から $\gamma_{10}$ の値がどの年度もマイナスで推定され、かつほとんどが有意に推定されている。(1)式のモデルでも、制度の影響が定期借家になりやすい借家グループの単位家賃に対して、マイナスの影響を与えたことが統計的に有意に示されている。第10分位階級とのDD( $\gamma_{10}$ )は、2000年で3.9%平均単位家賃を下げたことが統計的に1%水準で有意である。一戸建てについてもこの傾向はみら

表5 定期借家権制度導入前と導入後の単位家賃の比較とDDの値

年	階級	マンション				一戸建て			
		(i) 定期借家	(ii) 普通借家	(i)-(ii) 平均値の差	(iii) $\gamma_{DD}$	(iv) 定期借家	(v) 普通借家	(iv)-(v) 平均値の差	(vi) $\gamma_{DD}$
2000	1	8.241	8.232	0.009		7.925	7.900	0.024	
	2	8.164	8.131	0.033	0.024	7.872	7.882	-0.010	-0.034
	3	8.104	8.064	0.040	0.031	7.887	7.853	0.034	0.010
	4	8.063	8.035	0.028	0.019	7.873	7.798	0.074	0.050
	5	8.017	7.991	0.026	0.017	7.818	7.742	0.076	0.052
	6	7.978	7.962	0.017	0.008	7.788	7.735	0.052	0.028
	7	7.961	7.969	-0.008*	-0.017	7.769	7.749	0.020	-0.004
	8	7.952	7.961	-0.009*	-0.017	7.714	7.768	-0.054	-0.078
	9	7.973	8.000	-0.027***	-0.035	7.723	7.672	0.051	0.027
	10	8.033	8.063	-0.030***	-0.039	7.605	7.784	-0.178***	-0.202
2001	1	8.281	8.232	0.049		7.941	7.900	0.041	
	2	8.207	8.131	0.077	0.027	7.909	7.882	0.027	-0.013
	3	8.174	8.064	0.110	0.061	7.926	7.853	0.073	0.033
	4	8.120	8.035	0.085	0.036	7.927	7.798	0.129	0.088
	5	8.063	7.991	0.072	0.023	7.823	7.742	0.081	0.041
	6	8.022	7.962	0.060	0.011	7.914	7.735	0.179	0.138
	7	7.976	7.969	0.007	-0.042	7.830	7.749	0.080	0.040
	8	7.966	7.961	0.006	-0.044	7.824	7.768	0.056	0.015
	9	7.973	8.000	-0.027***	-0.077	7.783	7.672	0.111	0.070
	10	8.083	8.063	0.020	-0.029	7.684	7.784	-0.099*	-0.140
2002	1	8.264	8.232	0.032		7.933	7.900	0.032	
	2	8.184	8.131	0.053	0.021	7.950	7.882	0.068	0.036
	3	8.149	8.064	0.085	0.053	7.898	7.853	0.045	0.013
	4	8.094	8.035	0.059	0.028	7.831	7.798	0.033	0.001
	5	8.064	7.991	0.073	0.041	7.852	7.742	0.110	0.078
	6	8.022	7.962	0.060	0.029	7.775	7.735	0.040	0.007
	7	7.997	7.969	0.028	-0.004	7.776	7.749	0.027	-0.006
	8	7.967	7.961	0.006	-0.025	7.708	7.768	-0.061	-0.093
	9	7.978	8.000	-0.022***	-0.054	7.604	7.672	-0.068	-0.100
	10	8.075	8.063	0.012	-0.019	7.633	7.784	-0.151**	-0.183
2003	1	8.274	8.232	0.042		7.838	7.900	-0.063**	
	2	8.226	8.131	0.096	0.053	7.842	7.882	-0.039*	0.023
	3	8.186	8.064	0.122	0.080	7.885	7.853	0.032	0.095
	4	8.135	8.035	0.101	0.059	7.866	7.798	0.067	0.130
	5	8.119	7.991	0.128	0.086	7.769	7.742	0.027	0.090
	6	8.081	7.962	0.119	0.077	7.719	7.735	-0.016	0.046
	7	8.022	7.969	0.053	0.011	7.743	7.749	-0.006	0.057
	8	8.018	7.961	0.057	0.015	7.681	7.768	-0.087**	-0.024
	9	8.064	8.000	0.064	0.022	7.660	7.672	-0.012	0.051
	10	8.199	8.063	0.136	0.094	7.635	7.784	-0.149**	-0.086

(注1) \*\*\*, \*\*, \*は、平均値の差がマイナスかどうかの帰無仮説に対する検定統計量が、それぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

(注2) 各階級の確率の平均値は表4の値とほぼ同じである。

れ、定期借家に最もなりやすい第10分位階級による $\gamma_{10}$ の2000年から2002年での推定結果は、単位家賃への14%から20%というマイナスの影響が統計的に有意であることを示している。

### 5. おわりに

本稿では、定期借家権制度導入前後の東京都の賃貸住宅の個票データを用いて、定期借家と普通借家の単位家賃の比較と制度導入が賃貸住宅市場に与えた影響を、Propensity Score MatchingやDD推定といった内生性の問題を含まない

方法によって検証した。その結果、定期借家は普通借家の単位家賃に比べて平均的に低いこと、さらに制度導入は、定期借家になりやすい借家グループに対して、定期借家かそうでないかにかかわらず、単位家賃低下という影響を与えたことが示された。賃貸住宅市場の活性化や歪みを取り除く目的で導入された制度に対して、市場が適切に反応していることの証左である。

これらの効果は、定期借家の普及率がマンションにおいてわずか全体の1%余りという状況でみられたことである。現在定期借家のさらなる普及のために制度の見直しや普及策の検討が行われている。これらの対策がさらなる賃貸住宅市場の活性化をもたらすということは十分に考えられる。

### 謝辞

本稿の作成にあたって、川口大司、八田達夫、金本良嗣の各氏ならびに東京大学都市経済ワークショップの参加者から有益なコメントを頂いた。また、(株)社会空間研究所からデータの一部の提供を受けた。記して感謝したい。なお、本研究にあたって、文部科学省科学研究費助成金による研究助成を受けた(特定領域研究(B)(2)12124207(大竹)、基盤研究(C)(2)14530109(大竹)、若手研究(B)14730023(山鹿))。

### 参考文献

Angrist, J. D. and A. B. Krueger (1999) "Empirical Strategies in Labor Economics" *Handbook of Labor Economics* Vol.3A Ch 23, pp.1277-1366.

表6 DDの検定結果

係数	マンション				一戸建て			
	2000	2001	2002	2003	2000	2001	2002	2003
$\delta$	0.009**	0.049***	0.032***	0.042***	0.024	0.041	0.032	-0.063**
$\beta_2$	-0.101***	-0.101***	-0.101***	-0.101***	-0.019	-0.019	-0.019	-0.019
$\beta_3$	-0.168***	-0.168***	-0.168***	-0.168***	-0.047	-0.047	-0.047	-0.047
$\beta_4$	-0.197***	-0.197***	-0.197***	-0.197***	-0.102***	-0.102***	-0.102***	-0.102***
$\beta_5$	-0.241***	-0.241***	-0.241***	-0.241***	-0.159***	-0.159***	-0.159***	-0.159***
$\beta_6$	-0.270***	-0.270***	-0.270***	-0.270***	-0.165***	-0.165***	-0.165***	-0.165***
$\beta_7$	-0.263***	-0.263***	-0.263***	-0.263***	-0.151***	-0.151***	-0.151***	-0.151***
$\beta_8$	-0.271***	-0.271***	-0.271***	-0.271***	-0.132***	-0.132***	-0.132***	-0.132***
$\beta_9$	-0.232***	-0.232***	-0.232***	-0.232***	-0.229***	-0.229***	-0.229***	-0.229***
$\beta_{10}$	-0.169***	-0.169***	-0.169***	-0.169***	-0.117**	-0.117**	-0.117**	-0.117**
$\gamma_2$	0.024	0.027	0.021	0.053	-0.034	-0.013	0.036	0.023
$\gamma_3$	0.031***	0.061***	0.053***	0.080***	0.010	0.033	0.013	0.095**
$\gamma_4$	0.019***	0.036***	0.028***	0.059***	0.050	0.088*	0.001	0.130***
$\gamma_5$	0.017**	0.023***	0.041***	0.086***	0.052	0.041	0.078	0.090*
$\gamma_6$	0.008	0.011	0.029***	0.077***	0.028	0.138***	0.007	0.046
$\gamma_7$	-0.017**	-0.042***	-0.004	0.011	-0.004	0.040	-0.006	0.057
$\gamma_8$	-0.017**	-0.044***	-0.025***	0.015*	-0.078	0.015	-0.093	-0.024
$\gamma_9$	-0.035***	-0.077***	-0.054***	0.022*	0.027	0.070	-0.100	0.051
$\gamma_{10}$	-0.039***	-0.029***	-0.019*	0.094***	-0.202***	-0.140**	-0.183***	-0.086
$\alpha$	8.232***	8.232***	8.232***	8.232***	7.900***	7.900***	7.900***	7.900***
Adj.R <sup>2</sup>	0.105	0.139	0.113	0.084	0.075	0.051	0.086	0.063
F値	856.29	1105.24	660.07	740.6	23.06	11.07	14.93	14.55
サンプル数	138028	130321	98684	153519	5153	3534	2813	3828

(注1)\*\*\*, \*\*, \*は推定された係数がそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す。

(注2)F値は、定数項以外の係数が全てゼロであるという帰無仮説に基づいた検定等計量を示す。

Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B.(1984) "Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score", *Journal of the American Statistical Association* 79, pp.516-524.

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, pp.45-50.

大竹文雄・山鹿久木(2001a)「定期借家権制度が家賃に与える影響」『日本経済研究』No.42, pp.1-20.

大竹文雄・山鹿久木(2001b)「定期借家権制度と家賃」『住宅土地経済』2001年夏季号, pp.10-19.

大竹文雄・山鹿久木(2002)「定期借家の実証分析」『日本不動産学会誌』16, No.1, pp.54-64.

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, pp.61-66.

山鹿久木・中川雅之・齊藤誠(2002)「地震危険度と家賃：耐震対策のための政策的インプリケーション」『日本経済研究』No.46, pp.1-21.

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』第10号 pp.216-228.

リクルート(2000,2001,2002,2003)ISIZE 住宅情報ホームページ (<http://www.isize.com>).

\* 大阪大学 社会経済研究所 教授 ohtake@iser.osaka-u.ac.jp

\*\* 筑波大学 社会学系 講師 yamaga@sk.tsukuba.ac.jp

1 Propensity Score Matching Methodや本稿第4節で用いるDD法については Angrist and Krueger (1999)を参照されたい。

2 Rosenbaum and Rubin(1984)がここでの分析と同様の手法を用いた例の一つである。

3 2003年の結果については平均的な家賃低下がみられなかった。この点について、次の理由が考えられる。DD推定を行う前提として、定期借家になりやすいグループとなりやすいグループの両方に対しての時間効果は等しいという条件が必要である。しかし、期間が長くなるとこの前提条件が当てはまらなくなる。たとえば、定期借家が多い郊外とワンルームの多い都心での地価変動の差の大きさといったものが考えられる。

4 たとえば、(2)式から得られる第10分位階級に関する推定値 $\gamma_{10}$ を $\gamma_{DD}$ の考え方で書き直すと、 $\gamma_{10} = [E(\ln R|P_{10}=1, D=1) - E(\ln R|P_{10}=1, D=0)] - [E(\ln R|P_1=1, D=1) - E(\ln R|P_1=1, D=0)]$ に相当する。