

住宅賃料の粘着性の計測*

——住宅市場の変動とマクロ経済政策への応用——

清水 千弘

1. 研究の目的

近年においては、消費者物価指数（CPI）をはじめとする経済指標と経済政策・金融政策との連動が強くなってきている。そのような中で、内外を問わず価格変動のメカニズムを解明しようとする試みが、積極的に行われてきた¹⁾。

とりわけ、先進主要国においては、住宅価格を中心とした資産価格の急激な上昇とその後の下落が、金融システムに対して甚大な影響をもたらすことで経済全体の停滞を招いた歴史を共通に持つことから、その変動を正確にとらえることができる指標の作成に関しても、積極的な議論が展開されてきた（Diewert（2006））。

また、新古典派の経済理論に基づけば（Standard Jorgensonian（frictionless）theory）、資産価格のユーザーコストがレンタルコストと一致することを示唆していることから、その両者の関係を分析しようとする試みが多くなされている（例えば、Verbrugge（2006））。特に、住宅は資産市場と財・サービス市場のそれぞれにおいて独立して重要な経済指標であることは言うまでもないが、両市場を結び付けるもっとも重要な財であることも指摘されている（Goodhart（2001））。

なかでも、住宅賃料は消費者物価指数（CPI）の重要な構成要素となっていることから（日本においてはおよそ26.3%を占める）、単なる住宅市場のベンチマークとしてだけではなく、経済指数として見たときの重要性も極めて高い（Gordon and Goethem（2005）²⁾）。

そのような中で、消費者物価指数の住宅賃料系列と市場賃料との間にあるバイアスを計測しようとした研究もなされている。たとえば、Crone, Nakamura and Voith（2004）または、Gordon and Goethem（2005）では、住宅賃料の質的变化に対応することの重要性を指摘し、ヘドニック型の品質調整済み指数を推計した上で、CPIのバイアスを推計している。Crone, Nakamura and Voith（2006）では、CPIにおける住宅賃料の推計方法の変更に着目し、CPIの住宅賃料を推計するためのマイクロデータにより、そのバイアスの構造を分析している。

また、消費者物価指数で観測されている住宅賃料は、生計費として支払っている賃料水準を集計したものであり、その契約時期が異なるだけでなく賃料改定が行われた時期においても、いわゆる継続契約のもとで決定される住宅賃料と新規契約のもとで決定される住宅賃料が同時

* 本研究は、日本銀行 西村清彦副総裁、一橋大学経済研究所 渡辺努教授との共同研究である“Residential Rents and Price Rigidity-Micro Structure and Macro Consequences”の清水担当部分を中心にまとめたものである。また、研究の実施においては、廣池学事振興基金「特別研究助成」の支援をいただいた。ここに御礼申し上げる。

1) http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/purposeplan_e.html

2) しかし、Crone and Nakamura（2004）で指摘されるように、賃貸市場で観測されるレンタルコストが所有住宅のサービス費用の代理指標となるのかといったことに対しては、多くの検討の余地を残している。

に発生してくることとなる。継続契約のもとで決定される住宅賃料は、基本的には契約期間内においては価格更新がなく、契約の更新時においても、同一の居住者が住み続ける限り価格改定はほとんど行われることはないといわれている。その理由としては、借地借家法に代表される制度的な制約を強く受けていることが指摘されている（山崎（2000））。その結果として、市場賃料と継続賃料は大きく乖離することが予想される。

そのような中で、Genesove（2003）では、American Housing Survey の個票データとアンケート調査による追跡調査から、新規契約と継続契約とにわけて住宅賃料の粘着性に関して分析を行った。その結果、米国における住宅賃料は、年平均で29%の住宅で賃料が据え置かれる（変化しない）といった報告がなされている。このような分析からも、住宅賃料は粘着的であり、また消費者物価指数の重要なウェイトを持つものの、その推計方法も合わせて多くの問題が内包されていることがわかる。

そこで、本研究においては、住宅賃料市場における賃料の粘着性に関して実証モデルを推計することで、価格変動の構造に関する分析を行うことを目的とした。

具体的には、首都圏の住宅市場に関する二つのデータベースを構築し（2.1）、1986年から2006年にかけての東京都区部の住宅市場を対象として住宅賃料指数及び住宅価格指数を推計し、その長期的な変動を観察することから出発した（2.2）。ここでは、ヘドニック型の住宅価格指数と住宅賃料指数を推計するとともに、消費者物価指数の住宅賃料系列の動きとを比較した。その結果、住宅価格と住宅賃料は独立の動きを示すとともに、消費者物価指数の住宅賃料系列は、市場賃料を用いた賃料指数と比較して異なる動きであることが明らかになった。

続いて、住宅賃貸市場の賃料改定の構造を観察するために、継続契約に基づく住宅賃料と新規契約に基づく住宅賃料の賃料改定構造を確認した（2.3）。

このような基礎的な分析を踏まえて、住宅賃料の価格改定メカニズムのマイクロ構造の解明を行った。具体的には、住宅賃料の価格粘着性に着目し、住宅賃料の粘着性の程度を計測した（3.1）。推定された統計量から、日本の住宅賃料はきわめて粘着的であるという結果を得た。

続いて、この粘着性はどのように発生しているのか明らかにした。具体的には、その価格改定が、市場の状態に依存するものか（3.2）、状態に依存することなく時間に依存するものであるのか（3.3）、を実証分析によって明らかにした。分析の結果、住宅賃料は状態に依存することなく、時間に関してもランダムに発生しており、ポアソン過程に従っていることが明らかになった。そこで、カルボ型モデルを推計し、その粘着性の程度を再度推計した（4）。

最後に結論として、マクロ経済政策に対する含意と合わせて今後の課題をまとめた（5）。

2. 住宅賃料及び住宅価格のマクロ変動と住宅賃料の粘着性

2.1 データベースの構築

本研究の目的は、住宅賃料の粘着性の程度を計測し、その粘着性の背後にあるマイクロ構造を解明することにある。

そこで、分析に先立ち、バブル期を含む東京都区部の1986年から2006年までの20年間にわたる新規契約住宅賃料データ・住宅取引価格データを収集した。その情報源は、住宅情報誌を発行するリクルート社のデータベースである³⁾。同データは、広告情報という性質を持つため、

3) リクルート社は、日本において40年以上にわたり住宅情報誌とともに web サイトによって住宅広告を出している日本で最大の住宅情報ベンダーの一つである。

一見、募集価格情報であると考えられるが、リクルート社のデータベースでは、広告情報として登録された時点から価格が毎週更新され、契約者が見つかったことによってデータベースから抹消されるまでの価格情報の履歴が残っている⁴⁾。

このような情報の中でも、本研究では、新しい契約者が見つかったことによってデータベースから抹消された最終価格登録情報を用いて分析を行うこととした⁵⁾。

また、本研究の中心的課題である住宅賃料の改定及び賃料構造を分析するために、賃料データについては、入居時期、退去時期、その時の賃料の変化が観測できるデータへと拡張した。本研究で用いる賃料データは、リクルート社と大手管理会社との契約において、入居者が退去する意向を示し、募集開始となる時点において自動的にデータベースに登録されることとなっているデータに限定した。このデータベースにおいては、テナントが入替わる際の賃料を捕捉することができる。

そこで、ここでは強い仮定を置く。住宅賃料の改定は、テナントが入替わる際に新規契約を結ぶことで発生する住宅賃料の改定と、継続的に居住する者の契約期間が終了することで契約更新を行う際に発生する住宅賃料の改定といった二つの類型がある。このデータベースでは、住宅賃料は、テナントが入替わる際においてのみ賃料改定が行われることとし、継続的に居住し続ける限りにおいては賃料の変化はないものと想定した。このような仮定を置くことで、部屋単位で居住期間及び賃料の変化を観察できるパネルデータベースを構築した。

収集されたデータは、東京都区部の1986年から2006年の期間を対象とし、新規住宅賃料契約データ718,811件、非木造住宅（Non-timbered house）取引価格データ218,768件、木造住宅（Timbered house）取引価格データ338,222件であった。また、価格以外に、住宅の品質格差を制御した価格指数を推計するために、住宅に関する属性の情報を整備した（表1）。

まず、収集されたデータの要約統計量をみる（表2）。

賃料データは、平均で月額122,000円であり、標準偏差は82,000円とばらつきが大きい。マンションを中心とした非木造住宅価格の平均は3,890万円、戸建て住宅を中心とした木造住宅価格の平均は8,460万円となっている。建物面積を見てみると、賃料データについては平均で37.21㎡と単身用住宅が中心であることがわかる一方、非木造住宅の平均は56㎡、木造住宅の平均が73㎡と、比較的規模の大きな世帯が居住していることが予想される。最寄り駅までの時間距離は、おおよそ7分から9分の間にそれぞれ入っており、東京23区内ということもあり交通利便性の高いエリアを対象としていることがわかる。

2.2 住宅価格・住宅賃料及び CPI 賃料のマクロ変動

分析に先立ち、東京都区部の住宅価格および住宅賃料のマクロ変動を捕捉することから出発した。具体的には、リクルート・データベースを用いてヘドニック型住宅賃料指数・住宅価格

-
- 4) データベースから抹消される動機としては、a) 契約者が見つかったことで公告を出し続けることが必要になくなること、b) 公告を出し続けても新しい契約者が発見される可能性がないことがわかり、広告から撤退することの二つの理由が考えられる。リクルートのデータベースでは、これらの二つの理由が識別できるようになっている本研究では、前者 a) の理由により、データベースから抹消された情報のみを用いた。
- 5) リクルートのデータベースには、掲載された履歴情報のほかに、実際の契約賃料・契約価格情報が、サンプル的に調査されている（賃料情報で全サンプルの約24%、価格情報で約28%）。そのように調査された契約賃料・契約価格と最終掲載賃料・価格と比較したところ、賃料情報で99.9%の情報が、取引価格で97.8%の情報が、契約価格と最終掲載価格で一致していることがわかった。特に、賃料情報においては、契約時において交渉の余地がなく、最終掲載価格で契約が行われていることがわかる。このことから、本研究で用いられた賃料情報・価格情報は、市場での契約価格情報といってもよいと考えられる。

表 1 List of analyzed data.

Symbols	Variables	Contents	Unit
<i>FS</i>	Floor space/ square meters	Floor space.	m ²
<i>AGE</i>	Age of Building: Number of years since construction	Period between the date when the data is deleted from the magazine and the date of construction of the building.	year
<i>TS</i>	Time to nearest station	Time distance to the nearest station (walking time).	minute
<i>TT</i>	Travel Time to central business district	Minimum of railway riding time in daytime to Terminal 7 stations in 2005*.	minute
<i>BS</i>	Balcony space/ square meters	Balcony space.	m ²
<i>RT</i>	Market reservation time	Period between the date when the data appear in the magazine for the first time and the date of being deleted.	week
<i>FF</i>	First floor dummy	The property is on the ground floor 1, on other floors 0.	(0, 1)
<i>HF</i>	Highest floor dummy	The property is on the top floor 1, on the other floors 0.	(0, 1)
<i>SD</i>	South-facing dummy	Fenestrae facing south 1, other directions 0.	(0, 1)
<i>THD</i>	Timbered house dummy	Timbered house 1, other structure 0.	(0, 1)
<i>LD_j</i> (<i>j</i> = 0, ..., <i>J</i>)	Location (Ward) dummy	<i>j</i> th administrative district 1, other district 0.	(0, 1)
<i>RD_k</i> (<i>k</i> = 0, ..., <i>K</i>)	Railway line dummy	<i>k</i> th railway line 1, other railway line 0.	(0, 1)
<i>TD_l</i> (<i>l</i> = 0, ..., <i>L</i>)	Time dummy (monthly)	<i>l</i> th quarter 1, other month 0.	(0, 1)

* Terminal Station : Tokyo, Shinagawa, Shibuya, Shinjuku, Ikebukuro, Ueno, and Ootemachi Stations

表 2 Summary of statistical values of house rent/price data: 1986–2006

Variables	HR (house rent)		Non-timbered HP (house price)		Timbered HP (house price)	
	Average	Standard Deviation	Average	Standard Deviation	Average	Standard Deviation
<i>RH</i> : Rent of house per month (Yen)/ <i>PH</i> : Price of house(ten thousands yen)	122, 222. 29	82, 794. 16	3, 891. 65	2, 486. 77	8, 467. 59	8, 874. 39
<i>LA</i> : Land area (m ²)	—	—	—	—	107. 76	72. 33
<i>RW</i> : Road Width(m)	—	—	—	—	4. 92	2. 60
<i>FS</i> : Floor space (m ²)	37. 21	20. 89	56. 29	20. 91	73. 02	62. 35
<i>RP/FS</i>	3, 396. 17	880. 51	71. 71	42. 08	80. 23	39. 33
<i>Age</i> : Age of Building(year)	8. 75	7. 74	168. 51	96. 46	39. 15	80. 99

住宅賃料の粘着性の計測

<i>TS</i> : Time to the nearest station:Walk Time (minutes)	7.18	4.01	7.62	4.29	9.51	4.44
<i>TT</i> : Travel Time to Central Business District (minutes)	10.19	6.45	15.37	5.44	12.56	6.22
<i>RT</i> : Market reservation time (week)	9.22	8.65	11.53	10.84	10.49	9.96
	n=718, 811		n=218, 768		n=338, 222	

表 3 Estimation results of hedonic rent/price: 1986-2006

Property Characteristics (in log)	HR (house rent)		Non-timbered HP (house price)		Timbered HP (house price)	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
Constant	9.009	2193.65	4.335	555.10	5.118	562.46
<i>LA</i> : Lot Area	—	—	—	—	-0.185	-194.36
<i>FS</i> : Floor space	-0.230	-601.32	0.007	5.97	—	—
<i>RW</i> : Road Width	—	—	—	—	0.179	144.57
<i>Age</i> : Age of building	-0.037	-281.15	-0.184	-333.49	-0.070	-165.22
<i>WT</i> : Walk Time to the nearest station	-0.039	-134.03	-0.061	-93.28	-0.137	-146.88
<i>TT</i> : Travel Time to CBD	-0.036	-85.81	-0.034	-36.40	-0.058	-50.27
<i>BD</i> : Bus Dummy	-0.020	-1.61	—	—	-0.201	-8.59
<i>BD</i> × <i>WT</i>	-0.050	-10.15	-0.056	-38.85	0.009	1.07
<i>TU</i> : Total Units	—	—	0.020	37.85	—	—
<i>RT</i> : Market reservation time	0.009	38.66	0.016	34.15	0.010	21.72
<i>FF</i> : First Floor Dummy	-0.043	-93.52	—	—	—	—
<i>THD</i> : Timbered house dummy	-0.049	-102.25	—	—	—	—
<i>SD</i> : South Dummy	—	—	—	—	0.010	12.21
<i>LD</i> : Land Dummy	—	—	—	—	0.035	7.82
Ward (city) Dummy <i>RD_i</i> (<i>i</i> =0, ..., <i>I</i>)	Yes		Yes		Yes	
Railway/Subway Line Dummy <i>LD_j</i> (<i>j</i> =0, ..., <i>J</i>)	Yes		Yes		Yes	
Time Dummy <i>TD_i</i> (<i>i</i> =0, ..., <i>I</i>)	Yes		Yes		Yes	

Adjusted R square = 0.657 0.833 0.691
 Number of Observations = 718, 811 218, 768 338, 222

表 4 Estimation results of hedonic rent: 1990-2006

Property Characteristics (in log)	Non-timbered HR (house rent)		Timbered HR (house rent)		Non-timbered HR (house rent: CBD)	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
Constant	9.223	3371.72	9.596	1918.49	8.859	1000.02
<i>FS</i> : Floor space	-0.220	-529.75	-0.377	-405.27	-0.053	-37.86
<i>Age</i> : Age of building	-0.041	-269.91	-0.039	-154.18	-0.050	-101.65
<i>WT</i> : Walk Time to the nearest station	-0.036	-113.60	-0.041	-68.20	-0.048	-39.80
<i>TT</i> : Travel Time to CBD	-0.029	-63.59	-0.056	-63.69	0.022	14.00
<i>BD</i> : Bus Dummy	-0.036	-2.29	0.031	1.47	-0.046	-0.39
<i>BD</i> × <i>WT</i>	-0.048	-7.90	-0.049	-6.06	-0.021	-0.43
<i>RT</i> : Market reservation time	0.008	28.33	0.013	28.69	0.007	7.05
<i>FF</i> : First Floor Dummy	-0.041	-70.28	-0.034	-52.51	-0.035	-10.17
Ward (city) Dummy <i>RD_i</i> (<i>i</i> =0, ..., <i>I</i>)	Yes		Yes		Yes	
Railway/Subway Line Dummy <i>LD_j</i> (<i>j</i> =0, ..., <i>J</i>)	Yes		Yes		Yes	
Time Dummy <i>TD_i</i> (<i>i</i> =0, ..., <i>I</i>)	Yes		Yes		Yes	

Adjusted R square = 0.680 0.695 0.695
 Number of Observations = 532, 149 153, 625 153, 625

指数を推計し、推計された諸指標及び CPI を比較した。

続いて、このようなデータを用いて、1986年から2006年を対象として、以下の推計式に基づき制約型ヘドニック指数の推定を行った⁶⁾。

$$\hat{P}_{it} = \hat{\beta}X_i + \hat{\gamma}TD_t \tag{1}$$

ここで P_{it} は、住居 i の t 期における賃料または価格、 X_i は住居 i における属性ベクトル、 TD_t は時間ダミーを示す。

推定結果を表 3 に示す。自由度調整済み決定係数は住宅賃料関数で 0.657、非木造住宅価格関数で 0.833、木造住宅価格関数で 0.691 と、いずれのモデルも比較的高い説明力を持って推計されている。

また、住宅賃料指数については非木造住宅賃料指数と木造住宅賃料指数に加えて、なかでも非木造住宅賃料指数は都心部 (CBD: 千代田区・中央区・港区) に限定した指数もそれぞれ推計した (表 4)。

ここで推定されたヘドニック住宅賃料指数 (House Rent Index: HRI)、非木造住宅価格指数 (Non-Timbered House Price Index: NTHP)、木造住宅価格指数 (Timbered House Price

6) 品質調整済み住宅価格指数の推計方法としては、リピートセールス法やヘドニック価格法が代表的である (Diewert (2006))。また、ヘドニック価格法の中でも、構造制約型価格指数と構造非制約型価格指数など、様々な推計方法がある。ここでは、もっとも単純な構造制約型価格指数として推計した。詳細は、Shimizu, Ono, Takatsuji and Nishimura (2007) を参照されたい。

住宅賃料の粘着性の計測

図1 Trend of house price/rent : 1986/1st quarter~2006/4th quarter

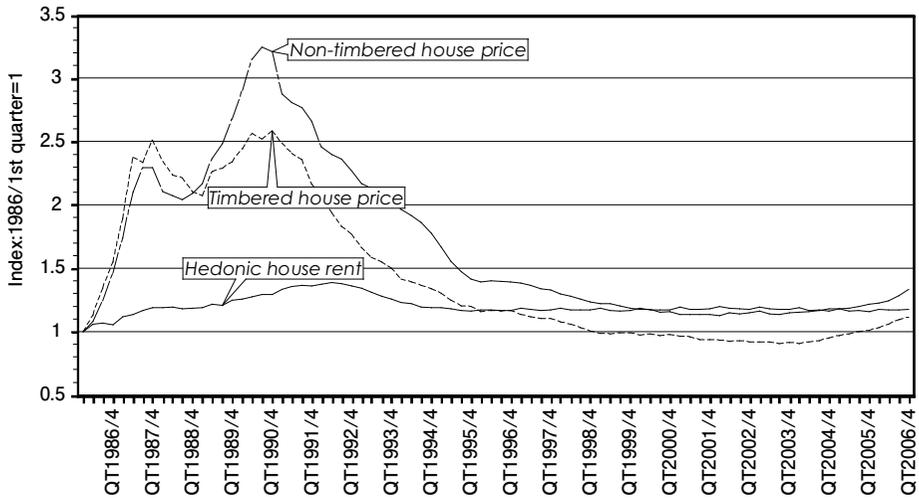
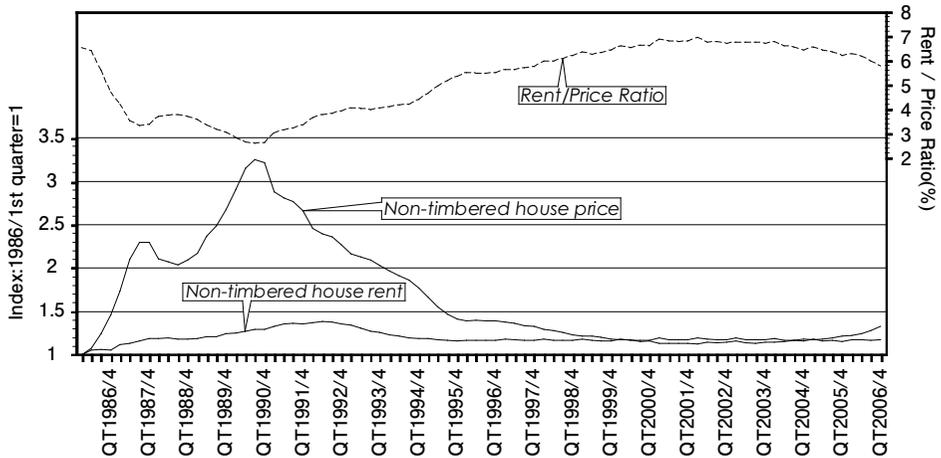


図2 Trend of hedonic house rent index, price index and rent / price ratio (%) : 1986/1st quarter~2006/4th quarter

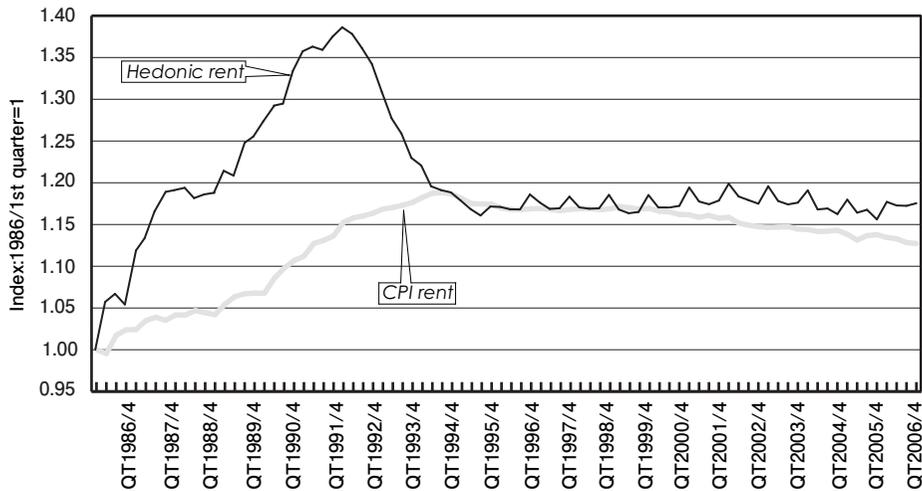


Index: THP) の変化を見た (図1)。

NTHP 及び THP とともに、1986年から1987年の第4 四半期かけて急速に上昇し、1986年第1 四半期を1 とするとNTHPは2.3倍に、THPは2.5倍に至った。その後、一旦は下落するものの再度上昇し、1990年第4 四半期にはNTHPは3.2倍に、THPは2.6倍まで上昇した。Shimizu and Nishimura (2006) (2007) の一連の研究では、別の情報源となる住宅地価格の取引価格データを用いて本研究で用いた同様の制約型ヘドニック住宅地価格指数を推計しているが、上昇率及びピーク時とも同じような結果が得られている⁷⁾。

7) Shimizu and Nishimura (2006) (2007) では、実際の土地取引価格データを用いた長期地価指数の推計をしているが、その推定結果を見ても、1987年の第4 四半期にかけて2.8倍まで大きく上昇し、その後、一旦下落するものの、1990年の第4 四半期にかけて再度上昇していることが指摘されている。違うデータソースを用いて推計された推定結果が、上昇の程度、ピークが一致していることは、この結果の頑健性 (robustness) を示すものであると考える。

図3 Trend of house hedonic rent and CPI : 1986/1st quarter~2006/4th quarter



一方、住宅賃料指数（HRI）は、1986年から1992年にかけて上昇し、1992年の第2四半期では1.39とピークを迎え、その後、下落に転じたことが分かった。また、価格指数との関係を見るために平均的な住宅を想定し、ヘドニック住宅賃料/ヘドニック住宅価格比率（Rent/Price Ratio (%)）として観察した（図2）。Rent/Price Ratioは1986年当時は6%を越えていたが、その後の住宅価格の上昇に伴い1990年には2%代まで下落していたことが分かった。その後の住宅価格の下落により、Rent/Price Ratioは再度上昇し、2001年には6%の後半であったが、近年における住宅価格の上昇に伴い2006年末では5%半ばまで下落してきた。

続いて、住宅賃料指数（HRI）とCPI住宅賃料指数総合（CPI-Rent）を比較した（図3）。全体の傾向としては、HRIでは1992年の第2四半期までに40%程度の上昇であったが、CPI-Rentで15%の上昇にとどまっている。その後においては、HRIでは下落に転じるが、CPI-Rentは上昇し続け1994年の第4四半期にはHRIとCPI-Rentは一致していく。

また、最近の住宅賃料の動向を観察するために、木造住宅賃料指数（THR）と非木造住宅賃料指数（NTHR）に区別して推計を行う。ここでは、地域的な傾向も見るために、NTHRについては都心部（CBD-NTHR：千代田区・中央区・港区）に限定した動向も併せて分析した（ヘドニック賃料指数の推定結果を表4に示す）。図4に、非木造住宅賃料指数（NTHR）、木造住宅賃料指数（THR）、CBD-NTHRと消費者物価指数非木造住宅賃料指数（CPI-NTHR）、消費者物価指数木造住宅賃料指数（CPI-THR）について2000年第1四半期を基準として比較した結果を示す。2000年を基点として観察すると、2000年以前の傾向としては、CBD-NTHRがピーク時から40%程度下落したのに続き、都心部全体のNTHRで20%、THRで10%程度下落となっている。しかし、CPI-NTHR、CPI-THRともに、このようなHRIでは下落している時期においても上昇を続け、1994年から2000年にかけては近似した動きを見せている。特に、2000年以降においては、CPI-THRで大きな下落を見せている点特徴的である。

以上の要約として、期間別に指標ごとで見た平均変動率を表5に整理した。平均変動率で見ると、1987-1989年でHRIが年間5.2%の上昇を示す一方で、CPI-NTHRで1.7%、CPI-THで2.93%と大きな乖離があった。さらに、1991-1993年においてはHRIがマイナスを示すなかで

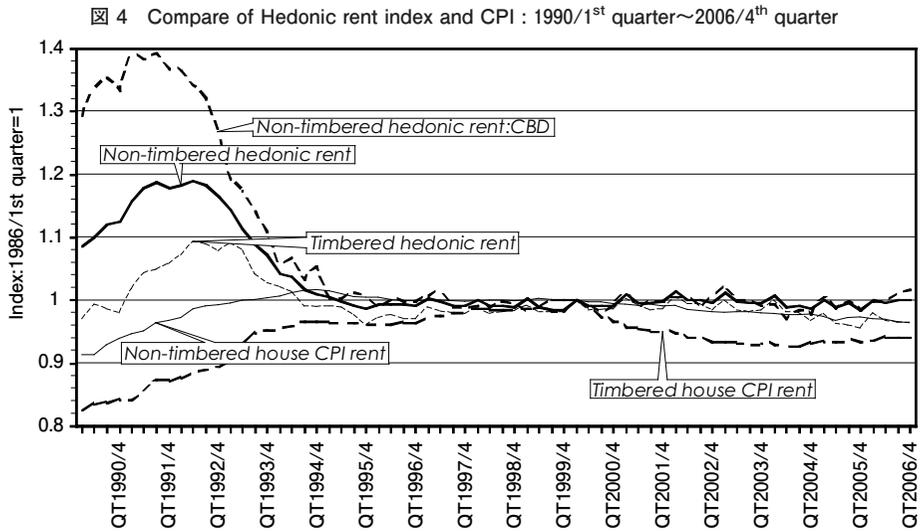


表 5 Annual Change of House Price/Rent Index

	Non-timbered HP(house price)	Timbered HP(house price)	HR(house rent)	Non-timbered HR(house rent)	Non-timbered HR(house rent): CBD	Timbered HR (house rent)	CPI: HR	CPI: Non-timbered HR	CPI: Timbered HR
1987-1990	27.45%	19.51%	5.20%	—	—	—	2.31%	2.93%	1.70%
1991-1993	-12.34%	-14.62%	0.46%	-0.11%	-4.59%	2.55%	2.93%	3.79%	2.68%
1994-1996	-12.82%	-9.55%	-3.37%	-3.48%	-4.80%	-2.81%	0.33%	1.05%	0.03%
1997-1999	-4.69%	-5.34%	0.02%	-0.10%	-0.46%	0.37%	0.15%	1.08%	0.00%
2000-2002	-1.89%	-2.13%	0.39%	0.42%	0.64%	0.38%	-0.77%	-1.84%	-0.52%
2003-2005	1.55%	2.23%	-0.49%	-0.34%	-0.23%	-1.03%	-0.37%	-0.21%	-0.46%

* Average Rate of Annual Change (%)

CPI-NTHR および CPI-THR ともに上昇し続け、それが1996年まで継続していたことが分かった。

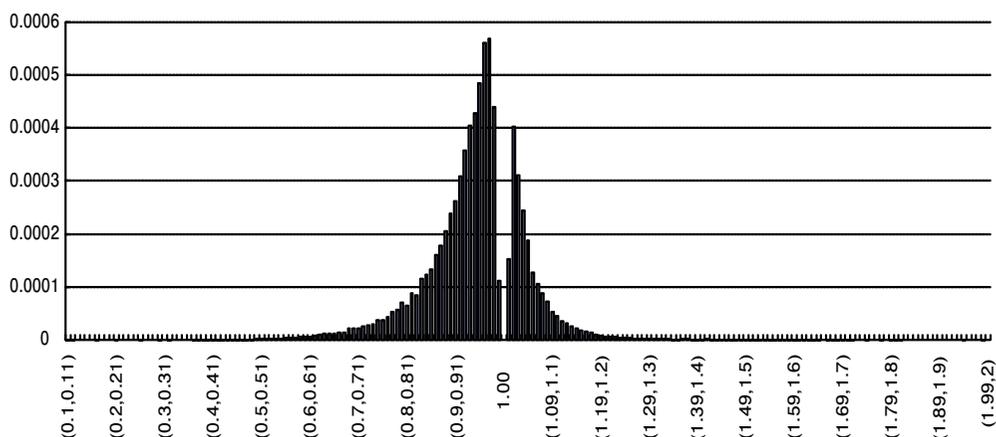
以上の一連の分析から、市場で取引された住宅価格と新規住宅賃料との間には一定の関係が見出せるものの、CPI との間には連動する度合いが小さくなっていったことがわかる。その結果として資産価格（特に地価）と CPI との decoupling が生じている可能性があり、政策の判断指標としてCPIを利用する場合には、注意が必要であることがわかった。

3. 住宅賃料の粘着の程度とその原因

3.1. 住宅賃料の価格改定頻度と粘着性

住宅価格及び住宅賃料との比較においては、資産価格市場での価格変動に比較して、財・サービス価格市場で決定される住宅賃料は、極めて緩やかに変化していることがわかった。また、新規契約賃料を用いたヘドニック住宅賃料指数と継続賃料と新規賃料が入り混じる CPI

図 5 Weekly rent change distribution



住宅賃料指数との間には、異なる変化構造があることがわかった。

その理由としては、東京都市圏の賃貸契約は基本的に2年間であり、その契約期間中においては賃料改定が行われる確率は低く、加えて、借地借家法に代表される制度的な制約を強く受けているために、契約更新時においても同一のテナントが住み続ける限り、特に上方への賃料改定が実施されないことが指摘されている（山崎（2000））。このような帰結として、新規賃料を用いたヘドニック住宅賃料指数とCPI住宅賃料指数との間には、大きな乖離が発生することが予想される。

ここでは、住宅賃料がどの程度粘着的であるのかを計測する。具体的には、各部屋単位で構築されたパネルデータベースを用いて、月単位における R_{it}/R_{it-1} の賃料変化を観察した。本データベースは、テナントが入替わった時期と、その前後の賃料改定の幅を捕捉することができる。しかし、契約期間中に継続契約を結んだ際に発生した賃料改定については捕捉することができない。Shimizu, Nishimura and Watanabe (forthcoming) によると、継続契約時においても3%程度とわずかではあるが賃料改定が実施されていることが明らかになった。その意味では、リクルートデータを用いた分析においては、2年を超えて契約が行われているサンプルにおいて R_{it}/R_{it-1} を推計した場合には、わずかではあるが一定のノイズが伴うことに注意が必要である。

このような前提の下で計算された推定結果を図5に示す（ $n=18,582,863$ ）。

1ヶ月における賃料の価格変化がない確率は0.992であり、住宅賃料の粘着性の潜在的な程度を示唆している。

その分布の形を見てみると、0付近に集中していることがわかる。このことから、賃料の改定率についても、大きな改定はなく比較的小さな改定が多いことを意味する。また、その中でも0近傍での価格改定確率が低くなっていることが読み取れる。このことは、Shimizu, Nishimura and Watanabe (forthcoming) で実施された別のデータセットに基づく分析でも同様の結果が得られており、住宅賃貸市場においては、いわゆるメニューコストが存在していることを示すものである。

このような価格改定の分布を契約時期別に観察してみると（図6）、時期によって価格改定率

住宅賃料の粘着性の計測

図 6 Weekly rent change distribution by Year 1

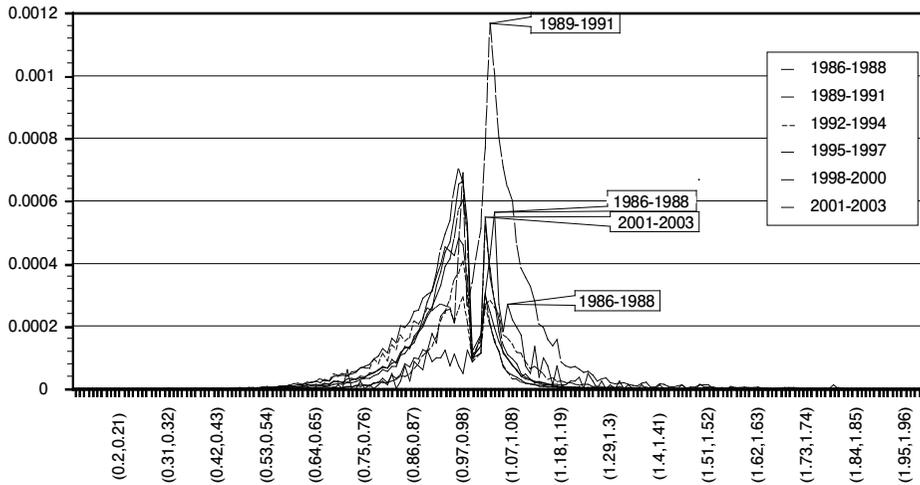
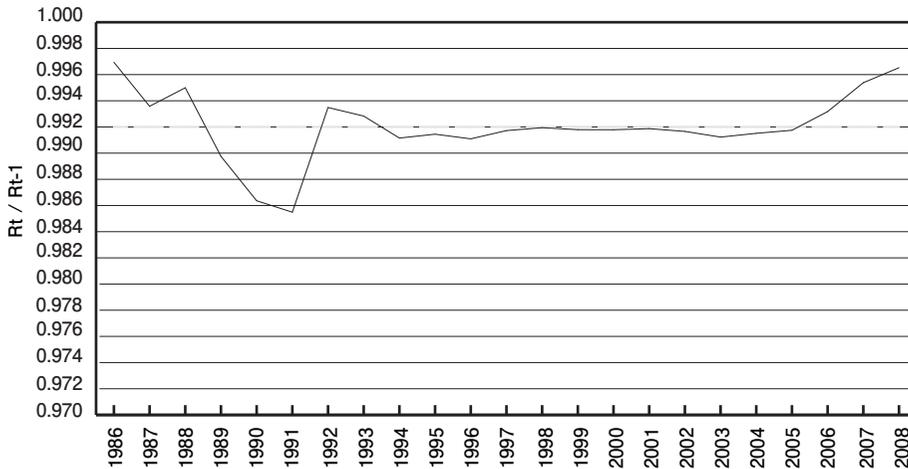


図 7 Weekly rent change distribution by Year 2



や分布形状が変化していることがわかる。特に、賃料の上昇期にあたる1989-1991年においては0の右側に大きな山があり、上方にその広がりが大きくなっている。その他の時期においては、おおよそ同様の分布形状を示し、負の方向への価格改定が多い。

続いて、賃料改定の粘着性の時間的な変化を見た(図7)。いわゆるバブル期といわれる時期を除けば、1992年から2006年に関しては、住宅賃料の週単位での粘着性は0.992付近に分布しており、一様であることがわかる。このことは、図5で推計された住宅賃料の粘着性は、バブル期のような特殊な時期を除けば、同程度の傾向を持つことを示唆するものである。

ここで、賃料が変化しない確率を年ベースに換算すれば、0.9081 (0.992¹²)となる。米国のケースを研究した Genesove (2003) では29%と報告されており、日本の住宅賃料市場の粘着性はきわめて高いことが理解される。

3.2 住宅賃料の状態依存性——Adjustment Hazard 関数の推定

週単位で賃料改定の確率を分析したところ、住宅賃料は、きわめて粘着的であることが理解された。ここでは、その粘着性がどのように発生しているのかを分析する。具体的には、Caballero and Engel (1993) によって提案された“adjustment hazard”を推計した。“adjustment hazard”は、次の手続きによって計算した。

t 期における i 部屋のターゲット賃料 (R_i^*) は、所有者が t 期において調整可能な賃料水準を意味する。

つまり、ターゲット賃料とは、住宅賃料の粘着性がないことを想定した経済活動の中で決定される市場賃料を意味する。

ここで、 I_{it} を次のように定義する。

$$I_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if the unit } i \text{ turned over in period } t \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

加えて、実際の住宅賃料がターゲット賃料からの乖離に応じて賃料の改定 ($I_{it}=1$) する確率を(3)式に示す。

$$\Pr(I_{it}=1 | R_{it-1} - R_{it-1}^*) \quad (3)$$

このような住宅賃料の改定に関する状態確率は、企業の価格決定行動における状態依存 (state-dependent) 確率の問題と同義となる⁸⁾。

このような状態確率を、 R_{it}^* に関して以下のような仮定を置くことで(3)式に基づき推計する。まず、 t 期において物件 i のターゲット賃料と R_{it}^* と実際の契約賃料 R_{it} が同水準に調整されるように賃料改定が行われるものとする (i. e., $I_{it}=1$)。

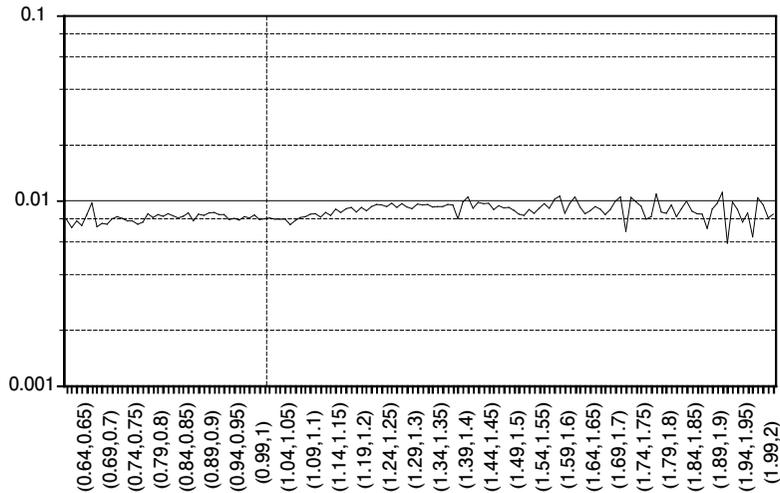
この時には、賃貸住宅の所有者は、新しいテナントと新しい契約を結ぶこととなる。そのため、この契約においては、何ら制約があるわけではなく自由に市場の状態に応じて決定することができる。その意味では、賃貸住宅の所有者にとっては住宅賃料に粘着性が発生する理由がないために、新しい契約賃料 R_{it} はターゲット賃料と一致すると仮定する。つまり、新しい契約賃料 R_{it} は、 t 期における市場の状態を完全に反映させた市場賃料として決定されるものとする。その意味で、“marking to market” は従来のテナントが契約を解除し、新しいテナントが入居した時点でのみ実現されることを意味する。

ターゲット (市場) 賃料 R_{it}^* は、 t 時点における i 物件において直接に観察することはできない。しかしながら、そのターゲット賃料は推計することができる。ここでは、先の分析に倣い、(1)式のヘドニック関数を修正することで、ターゲット賃料を求めた⁹⁾。

$$R_{it}^* = \begin{cases} R_{it} & \text{if } I_{it}=1 \\ \hat{R}_{it} & \text{if } I_{it}=0 \end{cases} \quad (4)$$

8) Saito and Watanabe (2008) では、スーパーマーケットで売られているシャンプー、ミルク等々に関して“adjustment hazard”を計算している。推定結果をみると、実際の価格とターゲット価格との間の格差がゼロに近いときには、価格改定の確率が小さいことを示している。一方、両社の格差が大きいときには、価格改定の確率が単純増加であることを示している。

図 8 Estimate Result of Adjustment Hazard with completed spell



このような定式に基づき、“adjustment hazard”関数を推定した。推定にあたり、継続契約に基づく賃料の改定が問題となる。本分析で用いるデータベースにおいては、継続期間内において発生した賃料改定については、観測することができないためである。このような問題を回避するためには、継続契約を迎える前の契約後2年以内のサンプルのみを用いて“adjustment hazard”関数を求めた。具体的には、契約から2年以内のサンプル（complete spell）のみを抽出し、1カ月単位で“adjustment hazard”を再推計した。推定結果を図8に示す。

推定結果をみると、賃料改定の確率 $\Pr(I_{it})$ は、実際の賃料とターゲット賃料の乖離には依存していないことがわかる。

以上の分析から、住宅賃料は状態に依存しないといえる。つまり、実際の賃料とターゲット賃料との乖離は、賃料の改定確率に対しては何ら影響を与えるものではないことを意味している。また、その改定確率は、総じて月あたり0.9%程度であることが分かった。

3.3 住宅賃料の時間依存性——Hazard関数の推定

日本においては、基本的には2年を単位として賃貸契約が更新される。そのため、賃料の改定が時間に依存して決定されることも予想される。そこで、(5)式のようにハザード関数を設定し、居住期間に関して分析を行った。

$$\Pr(I_{it}=1 | I_{it-1}=\dots=I_{it-m}=0 \text{ and } I_{it-m-1}=1) \quad (5)$$

9) (1)式に基づくヘドニック関数においては、推定期間内においては、時間ダミーを除くヘドニックパラメータは変化しないことを想定した構造制約型モデルとして推定された。その理由としては、時間的な価格変化を観察することを目的としたためであり、時間ダミーに関するヘドニックパラメータの抽出が目的であったためである。また、時間的な変化は四半期を単位としている。しかし、ターゲット賃料の推計においては、ヘドニック関数のすべての推定値に対して高い推定精度が要求される。そこで、時間的な価格形成構造の変化に対応するために Shimizu et al (2007) で提案された Overlapping Period Hedonic Model (OPHM) を用いて推計した。OPHMは、あたかも移動平均をとるように推計対象を移動しながら接続していく手法であり、推計期間を1年とし、1ヶ月ずつ移動させることで、月次指数として推定した。

図9 Histogram of completed price spells: duration time

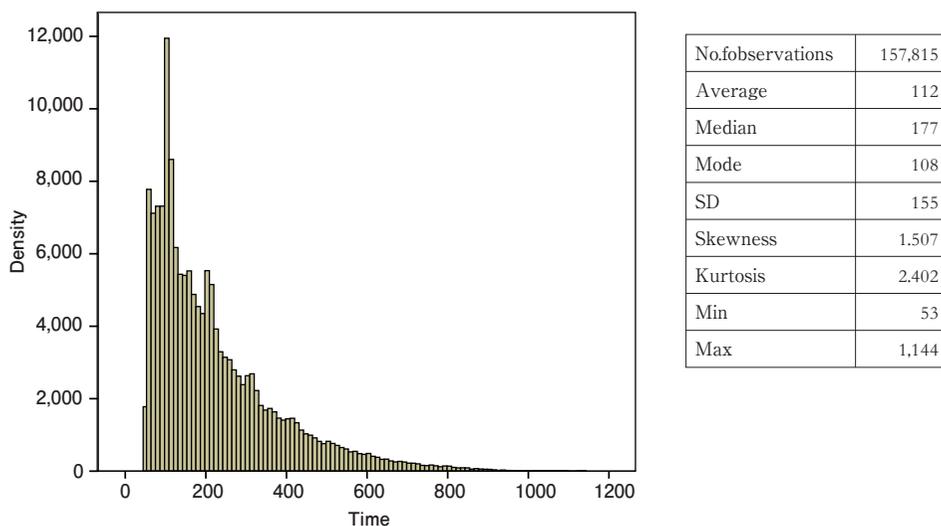
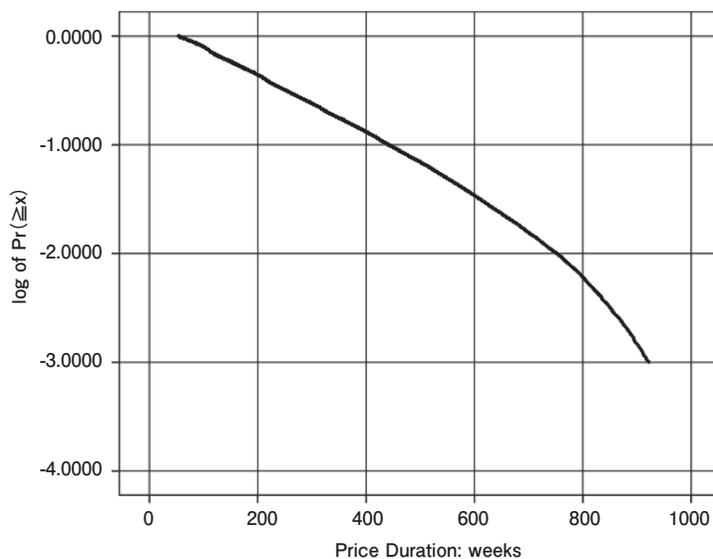
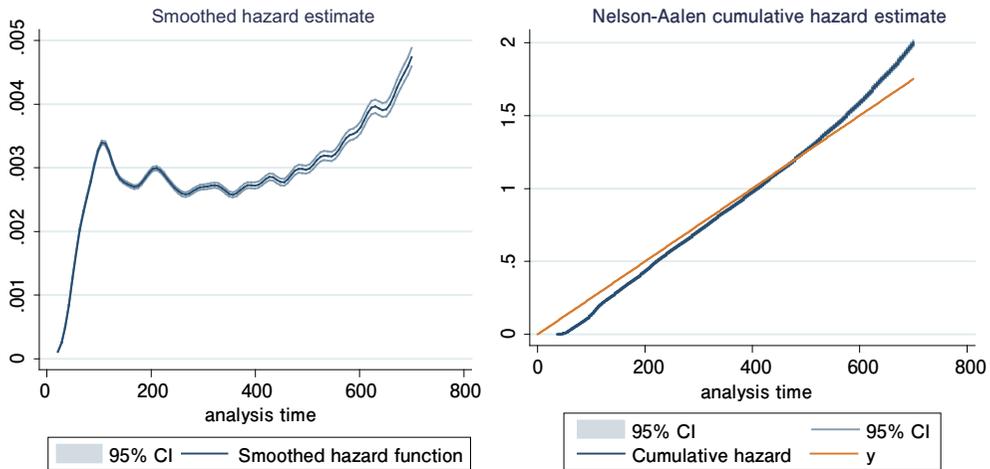


図10 CDF of Price Duration



分析に先立ち、観察期間内において新しい契約に基づき居住を開始した時期と退去した時期が完全に観察可能なサンプル (completed spells) の居住期間の分布を見た (図9)。Completed spells は、157,815のデータが存在した。その居住期間についてみると、最小値で53週間 (i.e. テナントはわずかに53週間で退去してしまうものもある) から最大値で1,144週間 (わずかではあるが23年間も住み続けたテナントもいる) であり、その中央値は177週間と

図11 Estimate Result of Hazard Function



なっている。このような completed spells だけを用いて累積分布関数（cumulative distribution function: CDF）を計算したものが、図10である。縦軸には、累積確率の対数値（常用対数）を示すものである。このように推計された CDF が示すように、400週間あたりまで直線であることが分かる。このような推計結果は、新規賃料の改定確率が指数分布に従うことを意味するものであり、ポアソン過程に従うことが分かる。

このようなサンプル（completed spells）に加えて観察期間内に新しく契約を行い居住を開始し、2006年12月末日段階でも居住をし続けているサンプル（right-censoring data）を加えて、ハザード関数の推定を行った。

計算された居住期間に関して、smoothed hazard estimate（The Kaplan-Meier hazard estimates）として推定した結果を、図11に示す。縦軸は、テナントの入れ替わる確率を意味する。

推定結果をみると、100週間を超えたところから400週間あたりまで、おおよそ一定の確率であることがわかる。

また、同時に、Nelson-Aalen 累積ハザード関数として推定した。この推定結果からも、400週間に至るまでは直線として推計されており、ポアソン過程に従うことが示されている。

これらの推定結果は、テナントの入れ替わりは、つまり賃料改定が行われる確率は時間に関してランダムに発生しており、結婚や出産、転勤などといったイベントによってのみ発生していることが示唆される。

また、推定結果から、テナントの入れ替わる確率は、100週間から400週間のフラットの所に着目すれば0.0025となっている。逆に考えれば、週あたりのテナントが入れ替わらない粘着性が、0.9975となる。1ヵ月当たりの粘着性に換算すると約0.9900（ 0.992^4 ）となり、入れ替わる確率が1%程度であることが分かる。この結果は、図5でみた賃料改定の粘着性の0.992とほぼ整合する結果となっている。加えて“adjustment hazard”ともほぼ整合する結果となっていることが分かる。

4. カルボ型モデルによる住宅賃料の粘着性の計測

住宅賃料がポアソン過程に従うということが示されたが、このような場合には、カルボ型モデルが適用できることを意味する (Calvo 1983)。

そこで、再度、新規住宅賃料を用いたヘドニック住宅賃料指数と CPI 住宅賃料を比較する (図 3)。新規住宅賃料を用いたヘドニック住宅賃料指数は、1992年第 2 四半期まで大きく上昇し、その後は下落に転じ1995年まで下落する。1995年以降においては、ほぼ横ばいで推移している。一方、CPI 住宅賃料指数は、1980年代半ばから1990年代初頭にかけてのいわゆるバブル期において、大きな賃料の上昇も下落も観察されていない。

両者の変化率の違いとしては、以下のことが考えられる。

まず、ヘドニック住宅賃料指数は、新規にテナントが入替わった時の新規契約賃料のみを用いて推定されているのに対して、CPI 住宅賃料指数は継続的に居住している家計の賃料 (継続賃料) をも含んでいる。継続賃料は、契約期間内では賃料の改定はなく、契約期間終了後の契約の更新時においては、増額または減額といった賃料の改定はほとんどないことが知られている。このことから、CPI 住宅賃料指数は、新規住宅賃料のみを用いたヘドニック住宅賃料指数と比較してゆっくりと調整されていく (粘着的である) こととなる。

ヘドニック住宅賃料指数と CPI 住宅賃料指数の相違を調べるために、カルボ型モデルを用いて推計する。具体的には、テナントの入れ替わりがポアソン過程に従うことを前提として α の確率で住み続け、 $1-\alpha$ の確率で退去することとする。

さらに、契約期間中においては、 $1-\theta$ の確率で賃料を更新する (減額または増額する) ものとする。つまり、住宅賃料が改定される理由としては、テナントの入れ替わりによって新しい契約のもとで賃料改定が行われる、同じテナントが継続的に居住し続けるものの契約の更新によって賃料改定が行われる、といった 2 つの賃料改定があることをモデル化する。一般的に、後者の賃料改定が実施される確率はきわめて低く、 θ は 1 に限りなく近いことが知られている。

この場合、住宅市場で発生している住宅賃料の平均値を観察しようとした場合には、a) 継続的に居住をし続ける家計の住宅賃料、b) テナントが入替わりの中で新しい契約のもとで支払われる住宅賃料、c) テナントは継続的に居住するものの契約更新によって新しい契約のもとで支払われる住宅賃料、といった 3 つの性質の賃料の集計統計量として計算されることとなる。このような住宅賃料の集計統計量は、(6)式のように定式化できる。

$$R_t = \alpha[\theta R_{t-1} + (1-\theta)R_t^*] + (1-\alpha)R_t^* \quad (6)$$

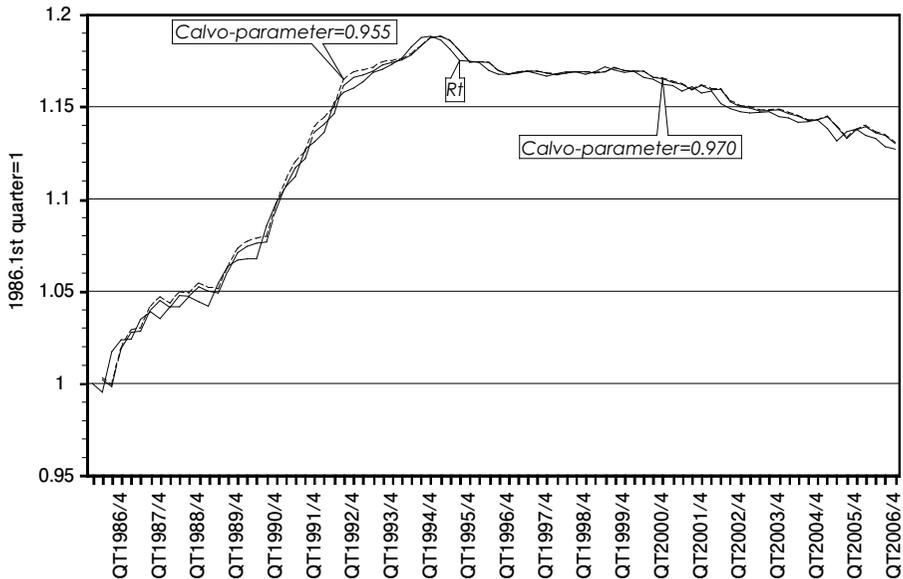
(6)式で示す R_t は平均賃料であり、ここでは CPI 住宅賃料を意味する。前述のように t 期の賃料 R_t は、a) 賃料改定が行われていないもの、b) 賃料改定が行われたもの、それぞれのサンプルを含むものである。一方、 R_t^* は t 期において新しい契約のもとで実現する、“marketing to market” された市場賃料である。

R_t は CPI 賃料、 R_t^* は(1)式に基づき推計されたヘドニック賃料となる (図 3)。

(6)式を、(7)式のように推計モデルとして設定し、カルボパラメータの推計を行う。

$$R_t = \alpha\theta R_{t-1} + (1-\alpha\theta)R_t^* + \varepsilon_t \quad (7)$$

図12 Calvo-style estimates of house rent



(7)式から理解されるように、この式を陽表的に推計しようとする α と θ の2つのパラメータの合成として求めることとなり、それぞれ独立には求めることができない。しかしながら、前節におけるハザード関数の推定においては、一週間当たりの $\alpha=0.9975$ ($1-0.0025$)として推定されており、四半期単位での賃料粘着性のパラメータは $\alpha=0.970$ と推計されている¹⁰⁾。

これは、四半期あたりの賃料の改定率が3%であることを意味している。さらに、(8)式に対して $\alpha=0.970$ を代入し、1986年第1四半期から2006年第4四半期に関してOLSで推定したところ $\alpha\theta=0.968$ ($s.e.=0.004$)として推定された ($adjusted\ r\text{-square}=0.998$)。この2つの推定結果から、 $\theta=0.997$ として求めることができる。このことから、継続賃料の賃料改定率が極めて低いことを意味している。

この推定結果を検証するために、入居期間の平均値から α を計算する。図9で見たように、completed spellsの入居期間の平均値は115週間であるが、打ち切りデータも含む平均値は303週間である。ここから住宅賃料の粘着性を計算すると0.955となる¹¹⁾。

この計算結果と本分析の推定結果は、おおよ同様の水準であることから、その信頼性は高いものと考えられる。CPI住宅賃料と(8)式によって求めた $\alpha\theta=0.968$ 、ハザード関数の推定結果から求めた $\alpha=0.970$ または入居期間から求めた $\alpha=0.955$ によって R^* を(8)式のように修正する。

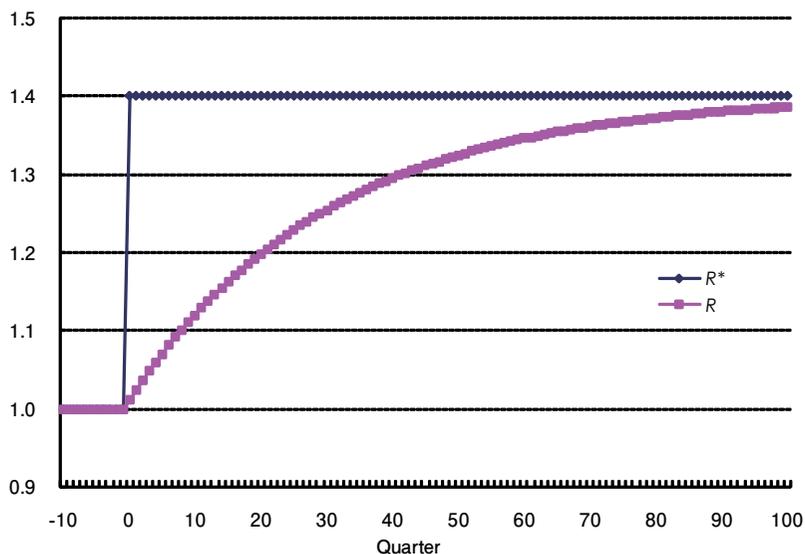
$$R_t = \frac{1 - \hat{\alpha}\hat{\beta}}{1 - \hat{\alpha}\hat{\beta}R_{t-1}} R_t^* \quad (8)$$

図12からわかるように、極めて高い水準で近似されていることがわかる。

10) $\alpha = (1 - 0.0025)^{12} = 0.970$ となる。

11) $1/(1-\alpha) = 303/12$ から $\alpha = 0.955$ と計算できる。

図 13 Responses of R to a shock in R*



続いて、 R^* に対する R のインパルス応答関数を求めた (図 13)。20四半期で、 R は R^* に対しておおよそ半分のレベルへと近似されることが示されており、このことから極めて強い価格粘着性を持つことがわかる。

5 結 論——マクロ経済政策に対する含意

本研究では、経済政策、特に金融政策における重要な経済指標である CPI の約 4 分の 1 を構成する住宅賃料の粘着性に着目し、パネルデータベースを構築することで、実証分析を実施した。一連の分析の結果、以下のことが明らかにされた。

まず、バブル期を含む1986年から2006年にかけての住宅賃料及び住宅価格データベースを構築し、ヘドニック価格指数を推計し比較した結果、以下のことが明らかになった。

- ・ 非木造住宅価格指数 (NTHP)、木造住宅価格指数 (THI) とともに1986年から1987年の第 4 四半期かけて急速に上昇し、NTHP は2.3倍に、THP は2.5倍に至った。その後、一旦は下落するものの、再度上昇し、1990年第 4 四半期には NTHP は3.2倍に、THP は2.6倍まで上昇した。
- ・ 住宅賃料指数は (HRH) は、1986年から1992年にかけて上昇し、1992年の第 2 四半期では1.39とピークを迎え、その後、下落に転じた。続いて、HRI と CPI 住宅賃料 (CPI-Rent) と比較したところ、全体の傾向としては、HRI では1992年の第 2 四半期までに 40% 程度の上昇であったが、CPI-Rent で15%の上昇にとどまり、その後においては、HRI では下落に転じるが、CPI-Rent は上昇し続け、1994年の第 4 四半期には HRI と CPI-Rent は一致していくことが明らかになった。

続いて、住宅賃料の粘着性を計測するために、部屋単位の住宅賃料の推移が捕捉できるパネ

ルデータセットを構築した。分析の結果、

- ・月単位において、 R_{it}/R_{it-1} の賃料変化を観察した結果、1ヶ月における賃料の価格変化がない比率は0.992であり、住宅賃料の粘着性の潜在的な程度が示唆された。
- ・価格改定の分布を契約時期別に観察した結果、時期によって価格改定率や分布形状が変化しているものの、いわゆるバブル期といわれる時期を除けば、1992年から2006年に関しては、住宅賃料の週単位での粘着性は0.992付近に分布しており、一様であることが分かった。

また、Caballero and Engel (1993) によって提案された“adjustment hazard”を推計した結果、

- ・賃料改定の確率 $\Pr(I_{it})$ は、実際の賃料とターゲット（市場）賃料の乖離には、依存していないことが分かった。
- ・また、賃料の改定確率は月単位で0.9%程度、四半期単位で2.7%であると推定された。

このように賃料改定は、市場の状態には依存しないことが示唆されたため、時間に依存して改定されるのかどうかをハザード関数を推計することで調べた結果、

- ・賃料改定が行われる確率は時間に関しては、ランダムに発生しており、結婚や出産、転勤などといったイベントによってのみ発生していることが示唆された。
- ・このことは、賃料改定はポアソン過程に従うことを意味するものである。
- ・また、週当たりのテナントの入れ替わり確率はおおよそ0.25%であり、月あたりに換算すると1%程度であることがわかった。

このような結果は、カルボ型モデルが適用できることを意味するものである。そこで、以上の一連の分析結果を受けて、CPI賃料指数の性質を、カルボ型モデルを推計することで調べたところ、

- ・四半期単位での賃料の改定率は、継続における賃料改定を含めると3.2%であることがわかった。
- ・また、継続契約における賃料改定確率は極めて低く、四半期あたり0.03%であることがわかった。

以上の一連の分析からは、賃料の改定確率は、月あたりおおよそ1%程度であることが、“adjustment hazard”関数、ハザード関数、カルボ型モデルのそれぞれの推計結果から、明らかになった。このような推計結果は、日本の住宅賃料は粘着的であり、他の財に関して関連する他の財・サービスに関する先行研究が報告している結果と比較しても極めて低いことがわかった¹²⁾。また、なかでも、継続賃料契約により粘着性を高めており、それが消費者物価指数のバイアスをもたらしている可能性が高いことがわかった。

とくに、1980年代後半において両指数が大きく乖離し、ヘドニック指数が大きく上昇し、その後、1993年から1995年においては大きく下落しているが、その時期において大きな誤差がもたらされていたことが予想される。つまり、デフレーションは1993年から1995年に一度発生しており、このような情報を正確に認識していれば、中央銀行及び政府は、より早い段階で金融政策の緩和へと移行できた可能性が示唆される。

12) 例えば、Gali and Gertler (1999) は、 a はおおよそ米国の全産業については0.8と報告している。また、Gali, Gertler, and Lopez Salido (2001)、ヨーロッパ諸国の a は、0.5から0.9の範囲であるとしている。

以上のような結果は、マクロ経済政策に対して、多くの示唆を与えてくれるものと考えられる。

しかし、本研究においては、いくつかの課題を残している。

本研究の一連の分析の仮定としては、新規契約住宅賃料においては、市場賃料に調整されるように決定されることを前提としていた。しかし、Shimizu, Nishimura and Watanabe (2008) においては、新規契約に基づく賃料の変化を分析したところ、市場賃料とは必ずしも一致しないところで賃料改定が行われており、かつ、75%程度のもので変化していないことがわかった。つまり、新規住宅賃料においても粘着的であることを意味している。

その理由としては、十分に解明することは出来ていないが、以下の理由が考えられる。

Grenadier (1995) では、賃料の価格決定においては、現時点の市場状況だけにに基づき決定されるわけではなく、契約期間と将来の期待に基づくオプション価値が反映されることを指摘している。そのため、所有者の戦略と賃貸人の戦略によって均衡賃料が決定されることから、契約改定時の市場賃料と乖離したところで賃料が決定される可能性が考えられる。このような指摘は、契約時における市場賃料と契約賃料が乖離することを説明することはできるが、賃料改定がなされない理由については説明できない。

その理由の一つとして考えられるのが、Shimizu, Nishimura and Asami (2004) で計測されているように、住宅市場のサーチコストは極めて大きいため、所有者の情報収集コストが高いため、新規契約時においても価格が粘着的になる可能性も考えられるであろう。

いずれにしても、これらの問題に関しては、十分な解明ができていない。

この問題は、きわめて重要な問題であることから、今後の残された課題として取り組んでいきたい。

(麗澤大学准教授)

【謝意】

本研究においては、東京大学 金本良嗣教授、田淵隆俊教授、浅見泰司教授、上智大学 山崎福寿教授、東京工業大学 高安秀樹教授、コロンビア大学 Weinstein 教授、南カリフォルニア大学 YongHeng Deng 教授から適切なコメントをいただいた。また、株式会社リクルート住宅ディビジョンカンパニー長 峰岸真澄氏ほか関係者の方々には、研究データの提供・整備に多大な協力をいただいた。ここに記して御礼申し上げる。

References

- [1] Abe, Naohito, and Akiyuki Tonogi (2008), "Micro and Macro Price Dynamics over Twenty Years in Japan—A Large Scale Study Using Daily Scanner Data", *Research Center for Price Dynamics Working Paper*, No. 18, January 2008.
- [2] Baldman, Andrew and Alice Nakamura (2006) "An Empirical Analysis of the Different Concepts for Owned Accommodation in the Canadian CPI: The Case of Ottawa, 1996-2005", *OECD-IMF Workshop Real Estate Price Indexes* (Paris, 6-7 November 2006) Paper 19.
- [3] Benigno, Pierpaolo (2004), "Optimal Monetary Policy in a Currency Area", *Journal of International Economics*, 63, 293-320.
- [4] Caballero, Ricardo J., and Eduardo Engel (1993), "Microeconomic Rigidities and Aggregate Price Dynamics", *European Economic Review*, Vol.37, pp.697-717.
- [5] Calvo, Guillermo (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, Vol.12, pp.383-398.
- [6] Crone, Theodore M, Leonard Nakamura and Richard Voith (2004), "Hedonic Estimates of the cost of housing services: Rental and owner-occupied units", *Price Federal Reserve of Bank of Philadelphia*

Working Papers, No.04-22.

- [7] Crone, Theodore M, Leonard Nakamura and Richard Voith (2006), “The CPI for Rents: A Case of Understated Inflation”, *Price Federal Reserve of Bank of Philadelphia Working Papers*, No.06-7.
- [8] Diewert, Erwin (2007), “The Paris OECD-IMF Workshop on Real Estate Price Indexes: Conclusions and Future Directions”, University of British Columbia Discussion Paper 07-1.
- [9] Diewert, W. Erwin and Alice O. Nakamura (2008), “Accounting for Housing in a CPI”, *Price and Productivity Measurement*, Volume 1: Housing, Chapter 2, pp.13-48.
- [10] Gali, Jordi, and Mark Gertler (1999), “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.44, pp.195-222.
- [11] Gali, Jordi, Mark Gertler, and J. David Lopez-Salido (2001), “European Inflation Dynamics”, *European Economic Review*, Vol.45, 1237-1270.
- [12] Genesove, David (2003), “The Norminal Rigidity of Apartment Rents”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.85 (4), pp.844-853.
- [13] Goodhart, Charles (2001), “What Weight Should be Given to Asset Prices in Measurement of Inflation?” *The Economic Journal*, Vol.111, (No.472), pp335-356.
- [14] Goodman, A.C. and T.G. Thibodeau, (2003), “Housing market segmentation and hedonic prediction accuracy”, *Journal of Housing Economics*, Vol.12, pp.181-201.
- [15] Gordon, Robert J and Todd vanGoethem (2005), “A Century of Housing Shelter Prices: Is there a downward bias in the CPI”, *NBER Working Paper*, No. 11776.
- [16] Grenadier, Steven R (1995) “Valuing lease contracts: A real-options approach”, *Journal of Financial Economics*, Vol.38, pp.297-331.
- [17] Ito, Takatoshi, and Keiko Nosse Hirono (1993), “Efficiency of the Tokyo Housing Market”, NBER Working Paper, No.4832.
- [18] Saito, Yukiko, and Tsutomu Watanabe (2008), “Menu Costs and Price Change Distributions: Evidence from Japanese Scanner Data”. (Mimeo)
- [19] Shimizu, C. and K.G. Nishimura, (2006), “Biases in Appraisal Land Price Information: The Case of Japan”, *Journal of Property Investment and Finance*, Vol.26, No.2, pp.150-175.
- [20] Shimizu, C. and K.G. Nishimura, (2007), “Pricing structure in Tokyo metropolitan land markets and its structural changes: pre-bubble, bubble, and post-bubble periods”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.35 (4), pp.475-496.
- [21] Shimizu, C., K.G. Nishimura and Y. Asami, (2004), “Search and Vacancy Costs in the Tokyo Housing Market: An Attempt to Measure Social Costs of Imperfect Information”, *Review of Urban & Regional Development Studies*, Vol.16, No.3, pp.210-230.
- [22] Shimizu, C., K.G. Nishimura and T. Watanabe (forthcoming), “Residential Rents and Price Rigidity: Micro Structure and Macro Consequences”, *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol. 24, No.1.
- [23] 山崎福寿 (2000) 『土地と住宅市場の経済分析』 東京大学出版会。

Summary

Econometric Approach of Residential Rents Rigidity

Chihiro Shimizu

We take advantage of a panel data of housing rents for the period of 1986 to 2006 which we have compiled from 720,000 listings in the widely-circulated housing advertisement magazine. First, we find that the probability of rent adjustment does not depend on the deviation of actual rent from its target level. We also find a flat hazard function at least for durations less than 400

weeks. These results suggest that the rent adjustment obeys a Poisson process. Second, the Calvo parameter is estimated to be 0.97, indicating that the probability of the rent adjustment occurs is 3 percent per quarter, much lower than the estimate for other goods and services. Third, we find that estimates for the inflation rate during the bubble and the post-bubble periods are sensitive to a change in the treatment of the imputed rent for owner occupied housing.

Key Words : Hedonic Price Index, CPI (Consumer Price Index), Sticky Price, Time Depended Pricing, Frequency of Price Change, Calvo Model

(受付 平成20年12月24日)
(校了 平成21年1月25日)