

*JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research*  
*Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy*  
*Working Paper Series No.66*

## 家賃の名目硬直性

清水千弘  
渡辺 努

First draft: November 19, 2010  
This version: January 17, 2011

Research Center for Price Dynamics  
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University  
Naka 2-1, Kunitachi-city, Tokyo 186-8603, JAPAN  
Tel/Fax: +81-42-580-9138  
E-mail: [sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp](mailto:sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp)  
<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/>

# 家賃の名目硬直性

清水千弘  
麗澤大学

渡辺 努  
一橋大学

2011年1月15日

## 要 旨

1990年代前半の日本のバブル崩壊期では住宅価格の大幅下落にもかかわらず家賃はほとんど変化しなかった。同様の現象はバブル崩壊後の米国でも観察されている。家賃はなぜ変化しないのか。なぜ住宅価格と家賃は連動しないのか。本稿では、こうした疑問に答えるため、大手住宅管理会社により提供された約15,000戸の家賃データを用いて分析を行い、以下の結果を得た。第1に、家賃が変更される住戸の割合は1年間で約5%に過ぎないことがわかった。これは米国の14分の1、ドイツの4分の1であり、極端に低い。この高い硬直性の背景には、店子の入れ替えが少ない一方、家賃の契約期間が2年と長いため、そもそも家賃を変更する機会が限定されているという日本の住宅市場に特有の事情がある。しかしそれ以上に重要なのは、店子の入れ替えや契約更新など家賃変更の機会が訪れても家賃を変更していないということであり、これが家賃の変更確率を大きく引き下げている。店子の入れ替え時においては76%の住戸で以前と同じ家賃が適用されており、契約更新の際には97%の住戸で家賃が据え置かれている。第2に、Caballero and Engel (2007)によって提案された Adjustment hazard function の手法を用いた分析の結果、各住戸の家賃が変更されるか否かは、その住戸の現行家賃が市場実勢からどの程度乖離しているかにほとんど依存しないことがわかった。つまり、家賃改定は状態依存ではなく時間依存であり、カルボ型モデルで描写できる。

**JEL Classification Number:** E30; R20

**Keywords:** 住宅家賃; 価格硬直性; 時間依存型モデル; 状態依存型モデル; Adjustment hazard function

## 1. はじめに

多くの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活動の停滞を招いた共通の歴史を持つ。1990年代の日本・スウェーデン、そして、今回の米国のサブプライム問題に端を発した金融危機が、最も代表的な事例としてあげることができる。Reinhart and Rogoff (2008)では、多くの国の経済データを網羅的かつ長期の時系列で比較分析し、金融危機がもたらされる背後には、多くの共通する経済現象が発生していることを明らかにした。その一つの事象が、資産価格、なかでも不動産価格が、賃貸料と比較して大きく上昇していることを指摘した。<sup>1)</sup>

それでは、資産価格が変動しても、財サービス価格が大きく変動しないのはどうしてであろうか、という疑問が出てくる。住宅の資産価格が、現在から将来にわたりもたらされる収益(家賃)の割引現在価値として決定されることを考えれば、住宅価格と住宅家賃は一定のラグを伴いつつも共変するはずである。また、消費者においても、住宅に投資をしたときのコスト<sup>2)</sup>と住宅家賃との裁定の上で住宅選択を実施しているとすれば、両者が大きく乖離することは想定しづらい。しかし、実際には、両者は大きく乖離し、なかでも不動産価格の変動は、多くの経済問題を誘発させる原因になってきた。

一方、家賃は、財サービス市場で重要な位置を占めており、消費者物価指数のバスケットの中では、多くの国で4分の1程度の比率をカバーしている。<sup>3)</sup>このような意味では、住宅市場は、資産市場と財サービス市場の双方において重要な位置にあり、なかでも家賃は資産価格と財サービス価格をつなぐ重要な結節点となっている。<sup>4)</sup>

そのような中で、消費者物価指数の住宅家賃の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、家賃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における住宅家賃の推計方法の変更に着目し、CPI家賃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、消費者物価指数で計算対象とされている家賃は、生計費として支払っている家賃を集計したものである。そのため、それぞれの部屋の契約時期が異なるだけでなく、その契約においても新規に契約された家賃と居住をし続ける中で再契約された家賃が入り混じっている。再契約に該当する継続契約においては、基本的には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。その結果として、市場で自由に決定される新規契約家賃と継続契約家賃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家賃の粘着性に関する分析を行った。

<sup>1)</sup>これ以外に、a)負債が所得・純資産との比較の中で相対的に上昇し、レバレッジが高まること、b)資本の流入が持続すること、c)生産性の上昇が資産価値・負債の増加と比して遅れること、を指摘している。

<sup>2)</sup>いわゆるユーザーコストであり、住宅ローンの金利を含めた返済、固定資産税等の保有課税から計算される。

<sup>3)</sup>東京の消費者物価指数で住宅サービスが占める割合は、26.3%である。そのうち店子が大家に支払う家賃部分が5.8%であり、その他の18.6%は、いわゆる帰属家賃である。

<sup>4)</sup>この点については、Goodhart (2001)を参照。

わが国では、Shimizu, Nishimura and Watanabe (2010a)において、住宅情報誌と住宅管理会社からなるユニークなデータセットを構築し、わが国の住宅家賃の粘着性の程度を測定するとともに、家賃の改定に関してのミクロな構造を分析した。本稿は、Shimizu, Nishimura and Watanabe (2010a)で残された課題を明らかにするために、新しいデータセットを構築した上で、わが国の住宅家賃の粘着性を再推計することを目的とするものである。

## 2. 本稿で使用するデータ

住宅市場を対象とした実証研究をしようとした場合には、研究用データの入手には、多くの困難を伴う。他の市場と比較して、情報の開示や整備が遅れているためである。とりわけ、住宅の賃貸市場においては、さらにデータが限定される。本研究では、Shimizu, Nishimura and Watanabe (2010a)で整備されたデータを拡張した。

住宅の家賃に関するデータは、大きく2つの種類に分けられる。まずは、契約といったイベントが発生した際に成立する市場家賃である。さらに、この契約には、店子が入れ替わる新規契約に基づき決定される家賃と、同じ店子が継続的に住み続ける中で、契約期間が満了した時点で新しい契約のもとで決定される家賃に大別される。一般的に、前者は「新規家賃」、後者は「継続家賃」と呼ばれる。前者は、基本的には自由な取引市場の中で決定される家賃である一方、後者は借地借家法に代表されるような制度的な制限のもとで決定される家賃となる。もうひとつは、継続期間中に支払い続けられている家賃である。これは、入居時の新規契約またはその後の継続契約に基づき決定された家賃であり、契約というイベントがない限り同額の家賃が支払われている。本研究では、これら3つのデータを整備した。

まず、リクルート社が情報誌の発行に際して蓄積してきたデータである。これは、店子の退去に伴い、オーナーが新しい店子を募集するために、情報誌やインターネットでの広告を出すなかで情報が蓄積されたものである。その意味では、「新規家賃」に該当し、さらに、ここで得られるデータは、実際の契約家賃ではなく、募集家賃となる。<sup>5)</sup> 本研究では、東京都区部を対象として、1986年1月から2010年9月までの1,160,657件(546,506部屋)のデータを収集した。

続いて、大手管理会社によって管理されている情報をデータベース化した。<sup>6)</sup>これは、大手管理会社が管理している首都圏(東京・千葉・埼玉・神奈川)の15,037部屋に関して、2008年4月から2009年3月までの1年分のデータを収集した。全体で、180,444件であり、その一年間で新規契約が発生したのは2,678件、継続契約については5,069件であった。つまり、1年間に全体の住戸の17.8%で店子が入れ替わり(82.2%のテナントは住み続ける)、全体の住戸の33.7%で契約更新が発生していることが分かる。これらのデータの特徴を、要約統計量と合わせて整理した(表1)。

<sup>5)</sup>リクルート社のデータベースには、最初にデータベースに登録された時点とその家賃、そして、データベースから抹消された時点とその家賃が記録されている。そして、その抹消された際の理由として、「成約」したかどうかといったことも記録されている。本研究では、「成約」によって抹消された「家賃」データを利用した。その意味では、純粋な「募集家賃」ではなく、かぎりなく成約家賃に近いことが予想される。

<sup>6)</sup>大和リビングから、サブリース契約をしているデータを提供いただいた。サブリースでは、大家に対しては家賃補償をし、その保証分と契約分の差額が管理会社の収益となる。そのため、家賃を管理会社で自由に設定・変更することができる。

表 1. 住宅家賃データセット

	リクルートデータ	大手管理会社							
サンプル期間	Jan1986-Sep2010	April 2008-March 2009							
頻度	週次	月次							
地域	東京特別区(23区)	首都圏(東京・千葉・埼玉・神奈川)							
データタイプ	募集家賃	契約家賃							
カバレッジ	新規契約	新規および継続契約							
提供者	リクルート	大和リビング							
部屋数	546,506	15,037							
サンプル数	1,160,657	全サンプル							
		180,444				新規契約 2,678		継続契約 5,069	
	mean	s.d	mean	s.d	mean	s.d	mean	s.d	
月額家賃	107,687.0	65,142.3	88,335.6	50,462.6	84,459.2	25,587.2	87,199.4	30,795.0	
専有面積(m <sup>2</sup> )	35.3	82.3	42.6	19.5	40.6	16.9	42.9	17.4	
m <sup>2</sup> 単価	3,223.2	1,264.5	2,292.2	714.8	2,272.4	658.0	2,133.1	778.7	
建築後年数(年)	8.8	8.0	7.2	5.8	7.2	5.5	7.5	5.5	
最寄り駅までの時間(分)	7.4	4.1	10.8	6.0	10.6	5.9	10.8	6.0	
都心までの時間(分)	10.4	6.6	27.6	13.4	27.7	13.7	28.2	13.6	

リクルートのデータセットにおいては、平均家賃で 107,000 円、標準偏差が 65,000 である。平均面積は、35.3 m<sup>2</sup>と単身者用の賃貸住宅が多い。平均建築後年数で 8.8 年、最寄り駅までの平均所要時間が 7.4 分、最寄り駅から山手線のターミナル駅(東京・品川・渋谷・新宿・池袋・上野)または大手町までの鉄道における最短所要平均時間が 10.4 分と、比較的新しい建物が多く、交通利便性のよいところに集中している。

大手管理会社のデータにおいては、リクルートデータが東京都区部だけに限定されていたのに対して、首都圏全体であることから単純に統計量の比較はできない。ただし、新規契約と継続契約の違いについての比較ができる。

まず平均家賃を見ると、全サンプルで平均 88,000 円であるのに対して、新規契約後で 84,000 円、継続契約後で 87,000 円となっている。新規契約で平均専有面積が少し小さいことを除けば、その他の住宅の属性に伴う品質は同じであるといえよう。そのように考えれば、新規契約後の家賃は、専有面積の平均が小さいことを考慮したとしても、-5%に該当する 4,000 円程度低く、継続契約では 1,000 円程度低くなっている。このデータの観察時期は、いわゆるリーマンショック後の経済の停滞期にあたることから、家賃の改定が発生すると負の方向に改定が進んでいることが予想される。ただし、新規の契約改定と継続の契約改定を比較すれば、新規の契約では価格が大きく変化しているのに対して、継続の契約では微小にしか変化しないという興味深い結果が示されている。この結果は、m<sup>2</sup>単価からも同様の傾向が読み取れる。

建築後年数は、リクルートのデータと大きな差はないが、郊外部も含むことから、最寄り駅までの平均時間や都心の主要駅までの平均所要時間は、相対的に大きくなっている。

### 3. 家賃のマクロ分析

#### 3.1. 家賃の集計値

まず、東京都区部(23区)の住宅家賃のマクロ動向を観察する。図1は、リクルートのデータベースに基づき、週次指数として推計したものである。指数の推計にあたり、部屋単位でのパネルデータを作成した。リクルートのデータベースでは、546,506部屋に関して1,160,657件の新規契約家賃が収集されている。多くが一度だけデータベースに入ってきたものであるが、複数回の契約も多く観察される。また、家賃契約では、契約が発生してから次の契約が発生するまでは同額の家賃が支払われる。また、契約後は、転出しない限り、多くの場合で2年に一度の頻度で再契約をして更新することが慣例となっている(継続契約)。このような市場慣行を踏まえて、家賃の変化を部屋単位で観察することとした。そこで、新しい契約が発生してから2年以内に新規契約が発生した場合には、その新規契約後の家賃を引き続き観察することとし、新しい契約が発生しない場合は、2年間は同額の家賃が支払い続けることを想定したパネルデータを構築した。つまり、二年経過した後の継続契約の改定時の家賃変化がわからないため、2年間の打ち切りデータとした。全体で、1986年1月第1週から2009年12月最終週までで10,6263,857件、週当たり平均でみれば21,184件のデータベースとなった。

そのように作成された週次データを用いて、指数の集計には、消費者物価指数の類型に合わせて、構造(木造・非木造)別・規模(35㎡未満を小住宅、それ以上を中住宅)の週次平均値として計算した。

推計された指数の動きを(図1)を、消費者物価指数・民営家賃系列(以下、「CPI家賃」とする)(図2)と合わせて観察した。推計された家賃指数では、4つのそれぞれの系列で異なる動きをしていることがわかる。いわゆるバブル期において、非木造中住宅・非木造小住宅とともに上昇し、バブル崩壊後の1992年以降においては下落し続けている一方、CPI家賃では、すべての指数で1993年までかけてゆっくりと上昇している。

近年に注目すれば、推計家賃指数は、小住宅においては、木造・非木造ともに安定的に推移しているものの、木造中住宅、非木造小住宅で大きく下落する。とりわけ、2007年のリーマンショック後の木造中住宅の下落率が大きい。しかし、消費者物価指数においては、いずれの系列においても大きな下落は観察されていない。

このような両者の大きな乖離は、どこから発生していると考えられるのか。リクルートデータは、パネルデータ化しているとはいえ基本的には新規家賃であり、その性質が強く反映されている。とりわけ2年を超えて住み続ける継続家賃については、その性質を組み入れることができていない。表1によれば、その比率は3割を超えており無視できない規模である。

そして、CPI家賃では調査期間内では、同一の部屋を継続的に観察している。一方、ここで作成した指数は、毎週、新しいサンプルが追加される。そのため、指数の背後にある住宅市場が逐次変化しているために市場の変化を適切に組み入れることはできているが、生計費指数として計算される消費者物価指数とは異なる性質のものとなっている。

これらのことが原因となって、二つの指標間には乖離が生じていると考えられるのであ

る。

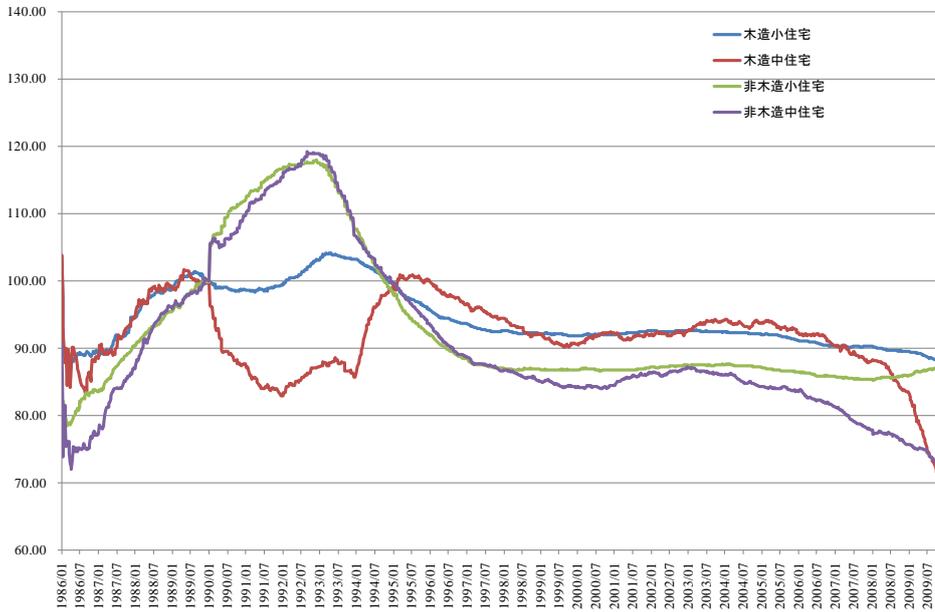


図 1. 住宅家賃の長期動向:都区部週次指数

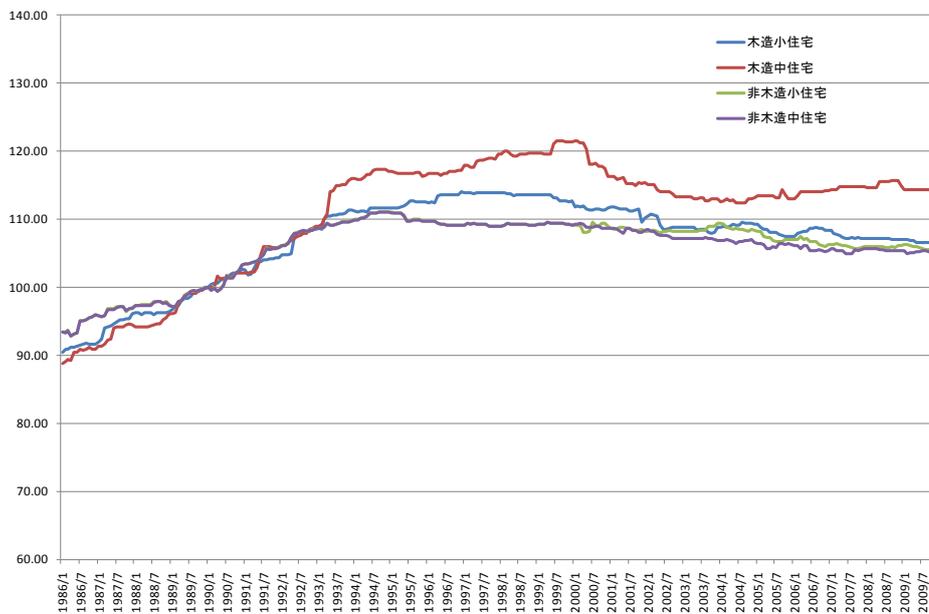


図 2. 消費者物価指数:都区部月次指数

### 3.2. カルボ型モデル

住宅家賃のマクロ変動を観察したところ、新規家賃に基づく指数とCPI家賃との間に、大きな乖離が存在していた。それは、推計家賃指数では、新規家賃だけを用いていたのに対して、CPI家賃は、家賃として家計が支払っている支出として把握されているものが集計されているために、たまたま調査月に新規契約があればその家賃が含まれるが、そのほかの多くは過去において契約された家賃をそのまま支払い続けているものであることに起因している。また、この乖離は、個々の住戸の家賃において、実際の市場価格水準へと調整されていく値洗いの機会が稀であり、その機会が発生したとしても不完全な調整しか行われていない可能性を示唆するものである。

そこで、改めて新規家賃とCPI家賃の変化を比較する。前節で推計した新規家賃を用いた指数は、部屋単位での契約期間に応じたパネルデータによって計算されていたために、厳密な意味での新規家賃指数ではない。また、品質に関する調整はなされていない。そこで、四半期ベースで、品質調整済みのヘドニック型家賃指数を推計し、<sup>7)</sup> CPI家賃と比較した(図3)。

新規家賃を用いたヘドニック家賃指数は、1992年第2四半期まで大きく上昇し、その後反転したうえで、1995年まで下落する。そして、1995年以降においては、ほぼ横ばいで推移している。

一方、CPI家賃は、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さえも、大きな家賃の上昇も下落も観察されていない。ゆっくりと1994年までかけて上昇した後に、横ばいで推移し、2000年以降もなだらかに下落している。

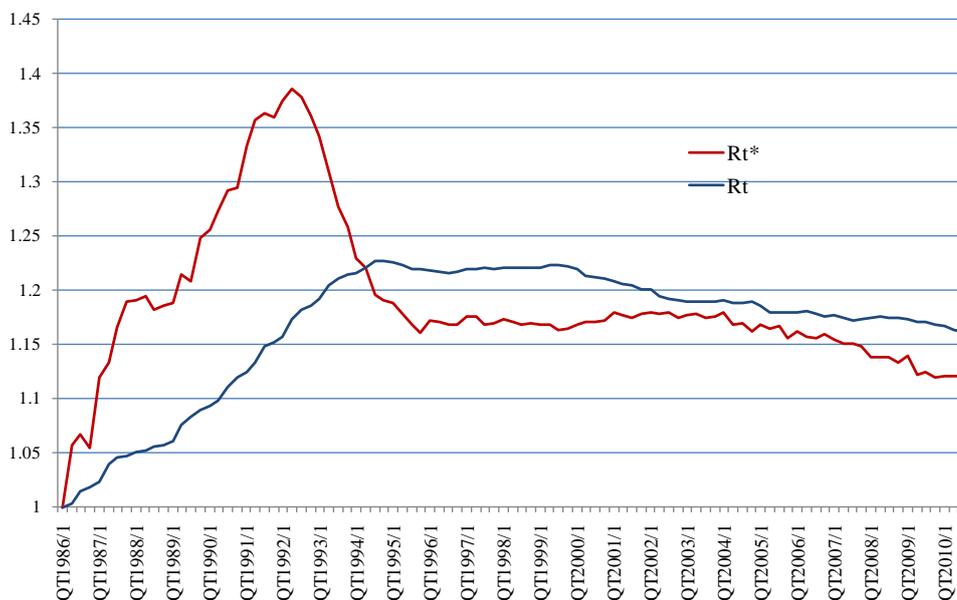


図3. ヘドニック新規家賃指数と消費者物価指数・民営借家家賃

<sup>7)</sup>ヘドニック型住宅価格指数の詳細については、Shimizu, Nishimura and Watanabe (2010b)を参照のこと。

両者の変化率の相違の原因としては、前述のように、以下のことが考えられる。まず、ヘドニック家賃指数は、新規にテナントが入替わった時の新規契約家賃のみを用いて推定されているのに対して、CPI家賃指数は継続的に居住している家計の家賃(継続家賃)も含む。継続家賃は、契約期間内では家賃の改定はなく、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家賃の改定はほとんどないことが知られている。そのような家賃も含むCPI家賃は、新規家賃のみを用いたヘドニック家賃指数と比較してゆっくりと調整されている(粘着的である)と考えられる。

そこで、ヘドニック型家賃指数とCPI家賃の相違を調べるために、カルボ型モデルを推計する。<sup>8)</sup> 具体的には、家賃の変化は、次のような二つの要因によって発生するものと考ええる。まず、店子が入替わる際に、新規の契約によって家賃が変化する部分である。ここで、店子が入替わり確率を $1-\alpha$ とする。つまり、店子が入替わりがランダムに発生することを想定してポアソン過程に従うものとし、 $\alpha$ の確率で住み続け、 $1-\alpha$ の確率で退去することを意味する。

次に、居住期間中での家賃の変化部分である。いわゆる継続契約の更新時での家賃の変化確率となる。ここでは、 $1-\theta$ の確率で家賃を更新する(減額または増額する)ものと仮定する。しかし、一般には後者の家賃改定が実施される確率はきわめて低く、 $\theta$ は1に限りなく近いことが想定される。

以上の整理に基づけば、住宅市場で観察されている家賃の平均値は、a)継続的に居住をし続ける家計の家賃、b)テナントが入替わる中で新しい契約のもとで支払われる家賃、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家賃、といった3つの性質の家賃の集計統計量として計算されていることとなる。つまり、平均家賃の集計統計量は、このような二つの確率に基づく遷移式として、(1)式のように定式化できる。

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

(1)式で示す $R_t$ は平均家賃であり、ここではCPI家賃を意味する。前述のように $i$ 部屋の $t$ 時点での家賃 $R_{it}$ は、a)家賃改定が行われていないもの、b)家賃改定が行われたもの、それぞれのサンプルを含む。一方、 $R_t^*$ は $t$ 期において新しい契約のもとで値洗い(mark to market)された市場家賃である。<sup>9)</sup>

つまり、 $R_t$ は、CPI家賃、 $R_t^*$ は推計されたヘドニック家賃指数となる。(1)式を、(2)式のように変換し、それぞれのパラメータを推計する。

$$R_t = \alpha\theta R_{t-1} + (1-\alpha\theta)R_t^* + \varepsilon_t \quad (2)$$

(2)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、 $\alpha$ と $\theta$ 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、表1からわかるように、年あたり住み続ける確率( $\alpha$ )は0.844として求められて

<sup>8)</sup> Calvo(1983)参照。

<sup>9)</sup> (1)式は $R_t = \alpha[R_{t-1} + (1-\theta)(R_{t-1} - R_t^*)] + (1-\alpha)R_t^*$ のように書き換えることができる。つまり、家賃改定があったからといって、一気に市場家賃に調整されるわけではないとも解釈できる。

おり、四半期単位での改定確率( $a$ )は、0.955 と計算できる<sup>10)</sup>。

これは、四半期あたりの家賃の改定率が4.5%であることを意味する。そこで、1986年第1四半期から2010年第3四半期に対してOLSで推定したところ、 $\alpha\theta=0.958$ ( $s.e.=0.0035$ )として推定された( $\text{adjusted } r\text{-square}=0.998$ )。この二つの推定結果から、四半期単位で $\theta=1.00$ として求めることができる。この結果は、継続家賃の家賃変化がないことを示している。

ここで、CPI家賃と(2)式によって求めた $\alpha\theta=0.958$ 、または、表1から計算した $\alpha=0.955$ によって $R^*$ を修正した結果が図4である。図4から、ここで推計されたモデルによって極めて高い水準で説明できていることがわかる。つまり、CPI家賃として計算されている平均家賃は、カルボ型モデルで描写できる。

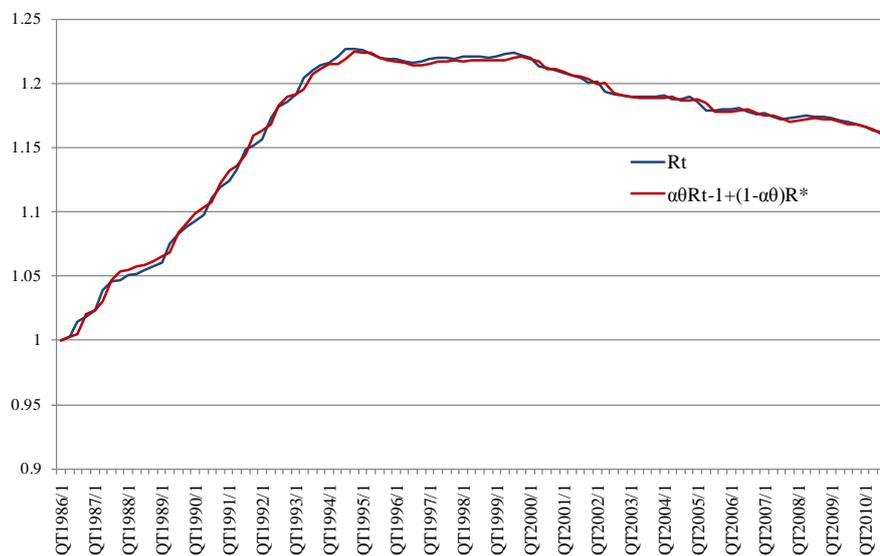


図 4. カルボ型モデルの推計結果

<sup>10)</sup> 表1から、1年間に新規家賃改定が行われる部屋数が2,341と分かっている。一年間を通じて平均的に発生することを想定すれば、 $\alpha=1-((2678\div 4)\div 15037)=0.955$ として計算できる。

## 4. 家賃のマイクロ分析

### 4.1. 家賃の改定頻度

本節では、大手管理会社のデータを用いて、よりマイクロなレベルで分析を行う。まず、家賃の粘着性を測定することから始める。ここで測定するのは1年間に家賃が変更されない確率（つまり家賃が変更されない住戸が全体の何割を占めるか）であり、 $(\Pr(\Delta R_{it} = 0))$  で表記される確率である。

家賃が変更されるのは賃貸契約が書き換えられるときであり、それは、(1) 店子の入れ替えがあったとき、(2) 店子の入れ替えはないが家賃契約の更新があったときのいずれかである。 $I_{it}^N$  は、 $i$  住戸において、 $t$  期に新規のテナントが賃貸住宅オーナーとの間で新規の契約が発生した時には1を、それ以外には0を示す変数である。また、 $I_{it}^R$  は  $i$  住戸の  $t$  期において、居住している契約者が賃貸住宅オーナーとの間で継続契約が行った時には1を、それ以外は0を示している。また、 $R_{it}$  は  $i$  住戸の  $t$  期の家賃水準を示しており、 $\Delta R_{it} \equiv R_{it} - R_{it-1}$  は契約時における家賃変化分を示す。そうすると、家賃が変化しない確率 $(\Pr(\Delta R_{it} = 0))$ を、次のように表現することができる。

$$\Pr(\Delta R_{it} = 0) = [1 - \Pr(I_{it}^N = 1) - \Pr(I_{it}^R = 1)] + \Pr(\Delta R_{it} = 0 | I_{it}^N = 1) \Pr(I_{it}^N = 1) + \Pr(\Delta R_{it} = 0 | I_{it}^R = 1) \Pr(I_{it}^R = 1) \quad (3)$$

(4)式の右辺の項目をひとつずつ見ていくことにしよう。まず、表1でみたように、全住戸15,037のうち年間でみると2,678で新規契約が発生している。しかし新規契約が結ばれたすべての住戸で家賃の変更が行われるわけではない。これを見たのが表2である。この表では、2008年度中に契約が発生した住戸のうちで家賃が下落したもの、据え置かれたもの、上昇したものの構成比を示している。2008年度中の家賃の改定時における変化を見ると、2,678の新規契約のうち74.86%で家賃は据え置かれた。また、継続契約においては、2008年度中に5,069の住戸で契約更新が行われたが、そのうち97.3%で家賃が据え置かれた。

表 2. 家賃の名目硬直性

	家賃下落	家賃据置	家賃上昇	合計
新規契約に伴う変更	420	2,005	253	2,678
	0.157	0.748	0.095	0.178
継続契約に伴う変更	136	4,932	1	5,069
	0.027	0.973	0.000	0.337
契約変更の合計	556	14,227	254	15,037
	0.037	0.946	0.017	1.000

これらの計数を前提にすると、(4)式の右辺の第1項である $\left[1 - \Pr(I_{it}^N = 1) - \Pr(I_{it}^R = 1)\right]$ は0.485であり、48.5%の住戸において新規契約と契約更新のどちらも起きていないことがわかる。さらに、新規の契約改定が発生したとしても、同額で改定される部屋が0.758であることから、(4)式の右辺第2項の $\Pr(\Delta R_{it} = 0 | I_{it}^N = 1) \Pr(I_{it}^N = 1)$ は0.133である。同様に、継続の改定が発生したとしても97.3%の部屋で家賃が変化していないため、(4)式の右辺第3項である $\Pr(\Delta R_{it} = 0 | I_{it}^R = 1) \Pr(I_{it}^R = 1)$ は0.328となる。以上から、(4)の右辺3つの項の和は0.946であり、1年間で家賃が変化しない住戸の割合( $\Pr(\Delta R_{it} = 0)$ )は94.6%となる。

1年間に家賃が変化しない住戸が94.6%で、その反対に家賃が変化する住戸が5.4%という結果はどう評価すべきだろうか。同様の計算を米国について行った Genesove (2003)によれば、米国では1年間で家賃の変化しない住戸の割合は29%であり、残りの71%で家賃が変化している。またドイツについて同様の計算を行った Hoffmann and Kurz-Kim (2006)によれば、1年間で家賃の変更しない住戸の割合は78%であり、残りの22%で家賃が変更されている。これらと比べると、日本では家賃が変更される確率が5.4%と極端に低く、米国の14分の1、ドイツの4分の1に過ぎない。日本の家賃は米国とドイツに比べて硬直性が極端に高いといえる。

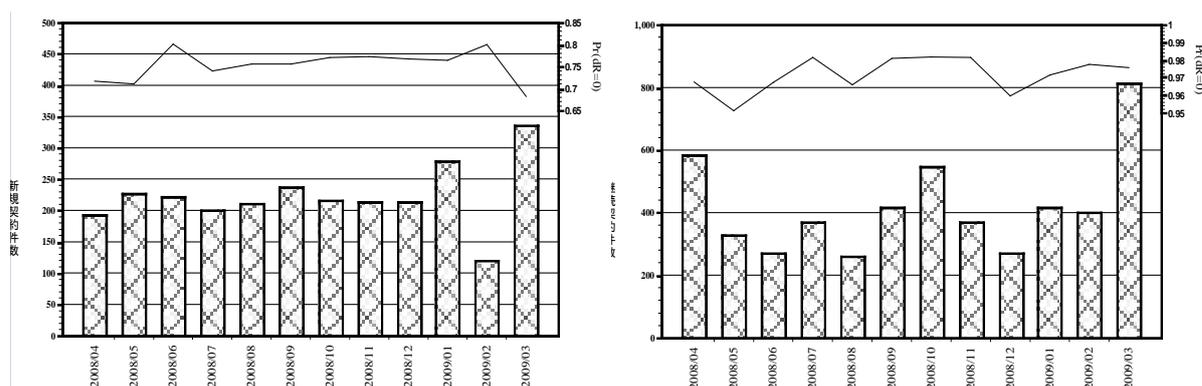


図 5. 家賃の名目硬直性の月別推移

図 5 では月ごとの契約件数の変化を見ている。新規契約・継続契約ともに、1月と3月に集中していることがわかる。継続契約は、原則として2年に一度で発生することから、新規契約の発生を引きずっている。また、家賃が変化しない確率の推移を見ると、7月から11月の間において75%付近で推移するものの、6月と2月で80%と上昇している。また、3月は、新規契約が集中するとともに、32%の部屋で家賃を変化させている。家賃を変化させる確率が平均で25%であることから、最も家賃が変化する時期であるといえる。とりわけ、この時期においては、マイナス方向に改定させる確率が高まっている。一般に需要が多い時期には、プラス方向で改定が行われることが予想されるが、需要が増加する一方で、転居に伴う供給も一気に集中することの影響が出ているものと予想される。

一方、継続家賃の粘着性(家賃が変化しない確率)は、およそ96%から98%の範囲で推移している。つまり、新規家賃の改定に伴う家賃の変化確率においては季節性をもって変化するものの、継続家賃の改定においては、家賃の変化確率は変化せずに、一様であることがわかる。

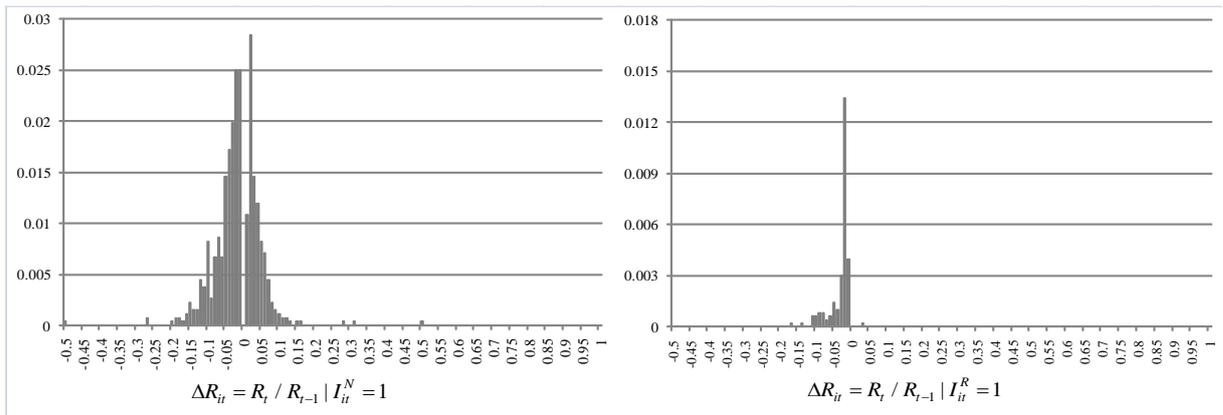


図 6. 家賃改定幅の密度分布

続いて、家賃の改定イベントが発生したときの、家賃変化のマグニチュードを見た(図 6)。具体的には、家賃の改定前後での家賃比( $\Delta R_{it} = R_t / R_{t-1} | I_{it}^N = 1, \Delta R_{it} = R_t / R_{t-1} | I_{it}^R = 1$ )の確率密度を観察した(同額改定されたイベントは除去している)。まず、新規家賃の改定幅を見ると、 $-20\%$ から $+10\%$ の範囲で家賃改定が行われている。一方、継続契約においては、プラス方向での改定はほとんどなく(1 部屋のみ)、家賃改定が起こっても同額でほとんど改定され、家賃変更があったとしても、マイナス方向でのみ発生している。つまり、継続契約期間中での家賃の値上げはほとんど起こることがない。また、その下落幅をみると、新規の契約では  $20\%$ の家賃の下落も一定確率で発生していたが、継続契約では  $10\%$ 程度に抑えられている。つまり、継続契約においては、家賃が変化する確率も極めて小さい( $2.7\%$ )だけでなく、発生したとしても小幅の範囲で起こっていることが分かる。

また、新規家賃改定、継続家賃改定の双方において、0 付近での改訂確率が低下している。つまり、家賃の改定においては微小な変化は発生しづらく一定の幅で行われていることが分かる。いわゆる「メニューコスト」の存在が示唆される。

家賃の改定においては、そのイベントが発生する確率がきわめて低いために、一旦、そのイベントが発生した時には、他の財やサービスと比較して相対的に大きな幅で発生していることも考えられる。例えば、新規家賃の改定においては、情報誌やインターネット等を通じて募集を行い、一定期間、店子を見つけることができなければ、家賃を減額させながら新しいテナントの探索を行う。その場合において、広告掲載と価格改定には一定の時間と費用が発生するため、小幅な価格改定が少なくなっているとも考えられるのである。

#### 4.2. 時間依存か状態依存か

ある月にある住戸では家賃の変更が行われ、別な住戸では家賃の変更が行われない。この差はどこに起因するのだろうか。これについては2つの考え方がある。ひとつは、それぞれの住戸には望ましい家賃水準というものがあり、そこから大きく乖離したときに家賃が変更されるという考え方である。この考え方では、望ましい水準からの乖離が大きけれ

ば大きいほど家賃が変更される確率が高まると考える。現行の家賃が望ましい水準からどれだけ乖離しているかは「価格ギャップ」とよばれるが、この言葉を使えば、家賃の変更確率が価格ギャップに依存しているということである。この考え方は「状態依存」型の価格設定とよばれている。これに対して家賃の変更確率が価格ギャップに一切依存しないという考え方もある。つまり、現行家賃が望ましい水準から近かろうが遠かろうが家賃の変更確率は変わらないという考え方である。これは「非状態依存」型の価格設定または「時間依存」型の価格設定とよばれている。以下では、Caballero and Engel (2007)の手法を用いて、状態依存なのか時間依存なのかを調べることにする。

望ましい家賃水準を  $R_{it}^*$  と表記し、それは

$$\Delta \log R_{it}^* = \Delta \xi_t + \nu_{it} \quad (4)$$

という式で決定されると仮定する。ここで、 $\Delta \xi_t$  は集計ショック（各住戸に共通するショック）を表し、 $\nu_{it}$  は個別ショックとする。現行家賃と望ましい家賃水準の乖離を価格ギャップと定義する。つまり、 $X_{it} \equiv \log R_{it-1} - \log R_{it}^*$  である。それだけの乖離があるという条件下で家賃の変更が行われる確率を、次の関数で表現する。

$$\Lambda(x) \equiv \Pr(\Delta R_{it} \neq 0 | X_{it} = x) \quad (5)$$

この関数  $\Lambda(x)$  は adjustment hazard function とよばれている。最初にこの関数を提案したのは Caballero and Engel (1993) である。確率  $\Pr(\Delta R_{it} \neq 0)$  が状態変数である  $x$  に依存して変わる場合が「状態依存」であり、 $x$  に依存しないのが「時間依存」である。

以上の設定のもとで、各住戸の家賃の平均値が集計ショックに対してどのように反応するのかを計算することができる。

$$\Delta \log R_{it}(\Delta \xi_t) \equiv \int \Delta \log R_{it}(\Delta \xi_t, x) h(x) dx = - \int (x - \Delta \xi_t) \Lambda(x - \Delta \xi_t) h(x) dx \quad (6)$$

ここで、 $h(x)$  は、状態変数  $x$  のクロスセクション分布である。(6)式を  $i$  について積分した上で集計ショックで微分することにより次式が得られる。

$$\lim_{\Delta \xi_t \rightarrow 0} \frac{\Delta \log R_{it}}{\Delta \xi_t} = \int \Lambda(x) h(x) dx + \int x \Lambda'(x) h(x) dx \quad (7)$$

この式の左辺は各住戸の家賃の平均値が集計ショックに対してどのように反応するかを示しており、インパルス反応関数のようなものである。集計ショックに対して各住戸の家賃が迅速に調整されればこの値は大きくなる。この意味で、(7)式の左辺は家賃の伸縮性を表している。(7)式によれば、このように定義された家賃の伸縮性は2つの要素によって決まっている。右辺の第1項にあるのは各住戸の家賃改定確率の平均値である。当然のことながら、各住戸の家賃改定確率が高ければその平均値も高くなり、したがって家賃は伸縮的になる。しかし(7)式によれば家賃の伸縮性はそれだけでは決まらない。右辺第2項が存在するためである。右辺第2項の意味を説明するために、 $\Lambda(x)$  が  $x$  に依存しない場合、つ

まり、時間依存の場合を考えてみよう。この場合には、 $\Lambda'(x)$ はゼロであるから、右辺第2項もゼロになる。しかし状態依存の場合には、 $\Lambda'(x)$ はゼロではないので、右辺第2項もゼロではない。Caballero and Engel (2007)が示したように、多くの状態依存モデルでは右辺第2項は正になる。 $\Lambda'(x)$ が大きくゼロと異なる度合いに応じて右辺第2項の値が決まる。Caballero and Engel(2007)は、右辺第1項をインテンシブ・マージン(intensive margin)、第2項はエクステンシブ・マージン(extensive margin)とよんでいる。

以上の分析枠組みを家賃に適用するため、まず、住宅家賃の $\Lambda(x)$ を次のように定義する。

$$\Lambda(x) = \Pr(\Delta R_{it} \neq 0 | I_{it}^N = 1, x_{it} = x) \Pr(I_{it}^N = 1, x_{it} = x) + \Pr(\Delta R_{it} \neq 0 | I_{it}^R = 1, x_{it} = x) \Pr(I_{it}^R = 1, x_{it} = x) \quad (8)$$

右辺からわかるように、家賃の改定確率関数 $\Lambda(x)$ は、4つの条件付確率から構成される。状態に応じて新規の契約が発生する確率 $\Pr(I_{it}^N = 1, x_{it} = x)$ とその家賃改定が発生した際に家賃が変化する確率 $\Pr(\Delta R_{it} \neq 0 | I_{it}^N = 1, x_{it} = x)$ の積と、継続契約が発生する確率 $\Pr(I_{it}^R = 1, x_{it} = x)$ とそのもとで家賃が変化する確率 $\Pr(\Delta R_{it} \neq 0 | I_{it}^R = 1, x_{it} = x)$ の積とを足し合わせたものである。

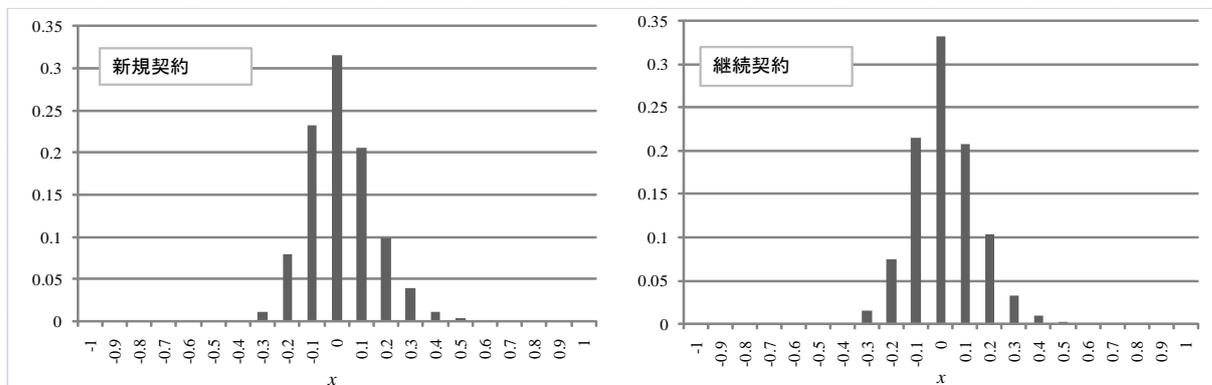


図 7. 価格ギャップの分布

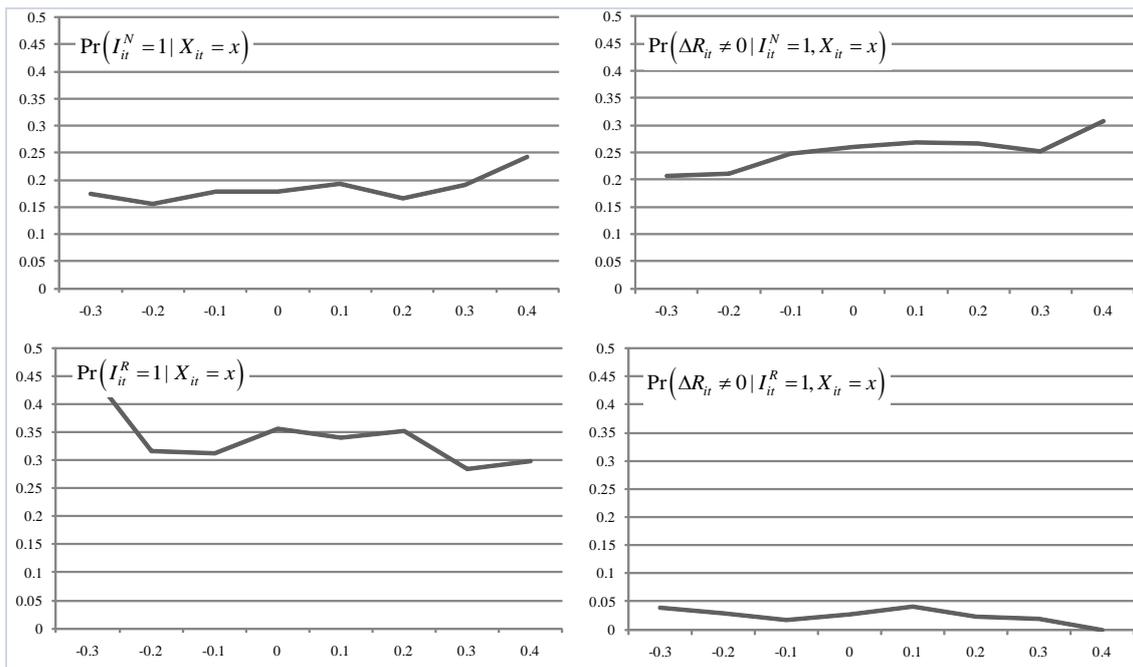


図 8. 状態依存性

価格ギャップ $x$ の分布をみたものが図 7 である。<sup>11)</sup> 新規契約, 継続契約ともに, ほぼ-0.3 ~ +0.4 の範囲に入る。つまり適切な家賃水準からの乖離率は最大でも 3 割程度である。このような $x$ の分布を前提として, (8)式にある 4 つの条件付確率を計算したものが図 8 である。

まず, 図 8 の左上にある新規の契約が発生する確率  $\Pr(I_{it}^N = 1, x_{it} = x)$  は, 月あたり 0.015 (年換算で約 17%) 付近にあり, ほぼ水平である。つまり, 価格ギャップには依存していない。店子の入れ替えが起きるのは転勤や結婚, 出産などの事情により引越しが必要となる場合と考えられるが, これらの事情は価格ギャップとは独立に発生していることを示している。現行の家賃が適正な水準より高いから引越すというような傾向は見られない。図 8 の左下に示した継続契約の改定確率  $\Pr(I_{it}^R = 1, x_{it} = x)$  についても, 価格ギャップに依存せずほぼ水平である。契約更新は 2 年に一度程度, 価格ギャップには依存せず起きているとみることができる。

次に, 図 8 の右上にある新規契約で家賃が変化する確率  $\Pr(\Delta R_{it} \neq 0 | I_{it}^N = 1, x_{it} = x)$  をみると, ほぼフラットではあるが, 仔細にみるとやや右上がりである。つまり, 現在の支払い家賃が適切な水準 (市場実勢) よりも高い住戸で店子の入れ替えが起きますと, そうでない住戸で店子の入れ替えが起きた場合と比較して, 家賃が変更される確率が高い。支払い家賃が市場家賃よりも高い住戸では, 新しい店子を探索する際においては低い家賃で設定しない限り, 新しい店子を見つけることができないことを示唆するものと考えられる。最後に, 右下にある継続契約で家賃が変化する確率  $\Pr(\Delta R_{it} \neq 0 | I_{it}^R = 1, x_{it} = x)$  をみると, ほぼフ

<sup>11)</sup> ターゲット家賃  $R^*$  の決定においては, Shimizu, Nishimura and Watanabe(2010)同様に, ヘドニック法によって推計した。ヘドニック法のモデル選択においては, Shimizu, Ono, Takatusji and Nishimura(2010)で提案された Overlapping Period Hedonic Model を用いた。

ラットであり、価格ギャップの大きさに左右されないことがわかる。

これらの結果には、Shimizu, Nishimura and Watanabe (2010a)の推定結果と異なる点はいくつか見受けられる。その理由としては、価格ギャップ  $x$  の分布が異なることが考えられる。Shimizu, Nishimura and Watanabe (2010a)では、1980年代から1990年代に発生したバブル期がサンプル期間に含まれているため、 $R^*$ の急激な変動によって  $x$  が大きく変化した。そのために、潜在的には強い粘着性を持つ家賃市場においても、市場家賃に近づけるような動きが見られていたものと考えられる。

表 3. 推計結果の要約

	$x \in (-0.4, -0.2]$	$x \in (-0.2, 0.0]$	$x \in (0.0, 0.2]$	$x \in (0.2, 0.4]$
$\Pr(I_{it}^N = 1   X_{it} = x)$	0.172	0.176	0.184	0.203
$\Pr(I_{it}^R = 1   X_{it} = x)$	0.459	0.335	0.345	0.288
$\Pr(\Delta R_{it} \neq 0   I_{it}^N = 1, X_{it} = x)$	0.194	0.250	0.269	0.267
$\Pr(\Delta R_{it} \neq 0   I_{it}^R = 1, X_{it} = x)$	0.036	0.024	0.035	0.014
$\Lambda(x)$	0.050	0.052	0.062	0.058
$h(x)$	0.012	0.627	0.304	0.050

表3は以上の推計結果を整理したものである。左端に示した4つの確率が価格ギャップ  $x$  にどのように依存するかを一覧できるように示してある。確率  $\Pr(I_{it}^N = 1, x_{it} = x)$  は価格ギャップに依らずほぼ一定であるのに対して、確率  $\Pr(I_{it}^R = 1, x_{it} = x)$  は価格ギャップ  $x$  が大きくなると確率も幾分上がるという傾向が見える。一方、店子が入替わったときに家賃の変更が行われるかどうかという確率  $\Pr(\Delta R_{it} \neq 0 | I_{it}^N = 1, x_{it} = x)$  は価格ギャップ  $x$  が正のときには負のときに比べ確率が大きくなっている。現行の家賃が市場実勢を上回るときには、店子への入れ替えのタイミングで、家賃の変更が行われていることを示している。最後に確率  $\Pr(\Delta R_{it} \neq 0 | I_{it}^R = 1, x_{it} = x)$  は価格ギャップ  $x$  に依存せずほぼ一定である。

(8)式が示すように、表3にある4つの確率を用いて  $\Lambda(x)$  を計算することができる。実際に計算した結果が表3の  $\Lambda(x)$  の欄に示してある。  $\Lambda(x)$  は  $x$  が高くなると幾分高くなる傾向が見られるものの、その差は小さい。  $\Lambda(x)$  は  $x$  にほとんど依存しないと見てよい。  $\Lambda(x)$  の水準は0.05から0.06の間であり、これは(5)式の  $\Lambda(x)$  の定義が示すように家賃の伸縮性を示す指標である。1年間で全体の5%から6%の住戸で家賃の変更が行われることを意味している。これは4.1節の推計結果とほぼ見合っている。

ここでの注目点は、家賃変更確率に占めるintensive marginとextensive marginの寄与である。(7)式に即して、それぞれの寄与がどのくらいかを実際に計算すると以下ようになる。<sup>12)</sup>

<sup>12)</sup> 表3の分析結果を Shimizu, Nishimura and Watanabe (2010a)の Table 3 と比べると、  $\Lambda(x)$  の値が大きく異なっている。 Shimizu, Nishimura and Watanabe (2010a)の Table 3 によれば  $\Lambda(x)$  の値は約10%であり、本稿の結果の約2倍である。この差がどこから来るの

$$\int \Lambda(x)h(x)dx = 0.055, \int x\Lambda'(x)h(x)dx = 0.004, \lim_{\Delta\xi_t \rightarrow 0} \frac{\Delta \log R_t}{\Delta \xi_t} = 0.059 \quad (9)$$

つまり、(7)式の左辺にある Caballero and Engel (2007)の価格伸縮性の指標は 0.059 である。これを(7)式にならって2つに分けると、intensive margin は 0.055、extensive margin は 0.004 である。このことからわかるように、extensive margin は非常に小さく Caballero and Engel (2007)の価格伸縮性の指標の 7% しかない。ほぼゼロとみてよいであろう。Extensive margin がゼロということは、家賃の変更が「状態依存」型ではなく「時間依存」型ということの意味する。したがって、家賃の設定モデルとしては3節でみたようなカルボ型モデルが適切である。

## 5. 結論

資産価格の変動に対して、消費者物価指数などに代表される財サービス価格はそれほど大きく変化してこなかった。とりわけ金融危機を招く原因のひとつとなった資産価格が大きく上昇し、そして下落するような時期においても、財サービス価格が大きく変化しなかったために、その連動性が欠如することで金融政策などの政策運営を難しくしてきた。

そこで、資産価格と財サービス価格との重要な結節点である家賃に絞り、その価格改定の確率を計測することを試みた。得られた結果をみれば、新規に契約される家賃は伸縮的に変化しているものの、実際の支払い家賃は、市場のショックが発生したとしても、ゆっくりとしか変化しないことがわかった。つまり、消費者物価に代表される平均的な市場家賃は、自由な市場で決定される家賃の変化とは独立に、ランダムに変化している傾向が強いのである。

このような家賃の粘着性は、消費者物価全体の変動を緩やかなものとしてしまう。そのため、金融政策等において、財サービス価格の指標だけをターゲットとしていては、機動的な政策運営ができないことがわかる。そのような中で、資産価格としての住宅価格の変動を的確にとらえることができる経済統計(住宅価格指数)の整備の重要性が指摘され (Diewert(2007)), その整備に向けて、国連,IMF,OECD,BIS,ILOが共同で動き始めている。<sup>13)</sup>

このような指標の整備ができたからといって、資産バブルやその後の景気後退への対応が即座にできるというものではない。しかし、政策発動の遅れが、経済に大きな混乱をもたらしてきた経験を顧みれば、資産価格に関する統計の整備が、より弾力的な政策運営を実現できる可能性をもたらすことは強く期待される場所である。

---

かを見ると、確率  $\Pr(\Delta R_{it} \neq 0 | I_{it}^N = 1, x_{it} = x)$  の違いでは説明がつく。店子の入れ替え時に家賃が変更される確率は本稿では約 2 割であるが Shimizu, Nishimura and Watanabe (2010a)では約 7 割である。これは分析対象となる物件の基礎的な性質の違いを反映している可能性がある。また、分析期間の違いを反映している可能性もある。すなわち、Shimizu, Nishimura and Watanabe (2010a)のサンプル期間はバブル期を含んでいる。その時期は、速い速度で市場が大きく変化する時期であったため、新規の契約が発生したときには家賃を変更させるように、大家・店子ともに行動していたと考えられる。

<sup>13)</sup>[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/hicp/methodology/residential\\_property\\_price\\_indices](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/hicp/methodology/residential_property_price_indices)

今後においては、資産価格の変動と家賃の変動との関係についての解明が要求されてくるであろう。この問題は、今後の大きな残された課題である。

### 【謝辞】

本稿の作成に際して、大和リビング 松岡匠氏、柴田孝史氏、リクルート住宅総合研究所 矢部智仁氏には、貴重なデータを提供いただくとともに、多くの示唆をいただいた。ここに記して感謝したい。本研究は、学術創成研究プロジェクト「日本経済の物価変動ダイナミクスの解明：マイクロとマクロの統合アプローチ」（課題番号 18GS0101, 研究代表者 渡辺努）の一環として行われたものである。

### 参考文献

- [1].Caballero, Ricardo J., and Eduardo Engel (1993), “Microeconomic Rigidities and Aggregate Price Dynamics”, *European Economic Review* ,Vol.37, pp.697-717.
- [2].Caballero, Ricardo J., and Eduardo Engel (2007), “Price Stickiness in Ss models: New interpretations of old results”, *Journal of Monetary Economics* ,Vol.54, pp.100-121.
- [3].Calvo, Guillermo (1983), “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.12, pp.383-398.
- [4].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.
- [5]. 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.
- [6]. 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.
- [7].Genesove, David (2003) , “The Norminal Rigidity of Apartment Rents”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.85(4), pp.844-853.
- [8]. Goodhart, Charles (2001), “What Weight Should be Given to Asset Prices in Measurement of Inflation?” *The Economic Journal*, Vol.111, (No.472), pp335-356.
- [9].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.
- [10].Hoffmann, Johannes, and Jeong-Ryeol Kurz-Kim(2006) , “Consumer price adjustment under the microscope: Germany in a period of low inflation”, Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies, No.16.
- [11].Reinhart Carmen M and Kenneth S. Rogoff(2008),“This Time Is Different: : A Panoramic View of Eight Centuries of Financial Crises ,” NBER Working Paper No. W13882.
- [12].Shimizu, C.,K.G.Nishimura and T.Watanabe (2010a),“Residential Rents and Price Rigidity:

- Micro Structure and Macro Consequences”, *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.24, No.1. pp282-299.
- [13].Shimizu,C, K.G.Nishimura and T.Watanabe(2010b), “House Prices in Tokyo - A Comparison of Repeat-sales and Hedonic measures-,” 一橋大学物価研究センターWorking Paper, No.62. *Journal of Economics and Statistics*, Vol.230/6. (forthcoming).
- [14].Shimizu, C, H.Takatsuji, H.Ono and K. G. Nishimura(2010), “Structural and Temporal Changes in the Housing Market and Hedonic Housing Price Indices,” *International Journal of Housing Markets and Analysis*, Vol.3,No.4,pp.351-368.
- [15].清水千弘・渡辺努・西村清彦(2009)「住宅市場のマクロ変動と住宅賃料の粘着性」季刊住宅土地経済,No.72, pp.10-17.
- [16].渡辺努(2009)「四半世紀の物価変動」, 吉川洋編著『デフレ経済と金融政策』慶應大学出版会, 第9章所収.