KEIO UNIVERSITY
MARKET QUALITY RESEARCH PROJECT
(A 21st Century Center of Excellence Project)

KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES

DP2004-18

定期借家を考慮した家計の居住形態選択行動の分析

瀬古　美喜*
隅田　和人**

要旨

この論文は、第1回慶應家計パネル調査データの個表を用いて、従来から存在している持ち家と一般借家だけではなく、2000年3月に、借地借家法が改正されて新規に導入された定期借家を、これらとは独立な選択肢と考え、これら3つの居住形態の家計による選択行動モデルとして、条件付ロジット・モデルを用いて、効用関数のパラメータの推計を行ったものである。推定結果より、定期借家と一般借家の選択に関しては、妻の就業形態、住宅の将来購入計画や地域による影響で差があることがわかった。

*　慶應義塾大学経済学部教授
**　金沢星陵大学経済学部専任講師

Graduate School of Economics and Graduate School of Business and Commerce,
Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan

DP2004-18

Japanese Housing Tenure Choice including Rented Houses with Fixed Rental Term

Miki Seko*
Kazuto Sumita**

Abstract

The purpose of this research is to analyze housing tenure choice decisions among owned houses, ordinary rented houses and rented houses with fixed rental term based on Japanese micro-data. Our micro-data is based on “2004 KEIO household panel data” covering all Japan. In this research, a conditional logit model is used to econometrically estimate the parameter values.

* Professor, Keio University
** a full-time lecturer, Department of Economics Kanazawa Seiryo University

Graduate School of Economics and Graduate School of Business and Commerce, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan

定期借家を考慮した家計の居住形態選択行動の分析

瀬古美喜(慶應義塾大学経済学部）
隅田和人(金沢星稜大学経済学部)

２００４年１２月３１日

2000 年 3 月に、借地借家法が改正され、期限を限定した建物賃貸借契約を認めた定期借家権制度が導入された。そこで、本章では、従来から存在している持ち家と一般借家だけではなく、新規に導入された定期借家をこれらとは独立な選択肢と考え、これら 3 つの居住形態の家計による選択行動モデルとして、条件付ロジット・モデルを用いて、効用関数のパラメータの推計を行った。使用したデータは、2004 年 1 月に実施された（全国を網羅した）慶應 COE 家計パネルデータの個表である。その結果、定期借家と一般借家の選択に関しては、妻の就業形態、住宅の将来購入計画や地域による影響で差があることがわかった。また、現在の住居に入居した時の情報を利用して恒常所得を推計し、それを所得データとして用いたが、いずれの借家の選択確率も、恒常所得が上昇すると、減少するとの結果が得られた。また世帯主の年齢が上昇する場合にも、いずれの借家の選択確率も減少するということが、明らかになった。さらに、持ち家、一般借家、定期借家とも、自己価格が上昇すると、その選択確率が減少することも示された。

第 3 章　定期借家を考慮した家計の居住形態選択行動の分析

瀬古美喜(慶應義塾大学経済学部）

隅田和人(金沢星稜大学経済学部)

第1節　はじめに

2000 年３月に、従来の借地借家法が改正され、期限を限定した建物賃貸借契約を認めた定期借家権制度が、良質な賃貸住宅等の供給を促進するために導入された。この定期借家権付の賃貸住宅（以下、定期借家）の賃貸住宅市場への影響を研究した既存研究として、大竹・山鹿(2001a,2001b, 2002), 山鹿・大竹(2003)をあげることができる。これらの研究は、定期借家と一般借家の家賃の分析が主であり、この制度が実施されてから、定期借家の存在を考慮した形での、持ち家を選択するか、借家を選択するかという居住形態選択行動を分析した研究はまだ存在しない[1]。この制度が、果たして良質な賃貸住宅等の供給を促進するという当初の政策目的を達成し、有効に機能しているかどうかを判断するには、定期借家制度が創設されてから、住宅需要者が、定期借家も選択肢の一つと考慮される状況下で、どのような選択行動をとっているのかを把握する必要がある。すなわち、従来のような、単純な持ち家と借家間の居住形態選択行動の分析にとどまらず、 定期借家も選択肢として含んだ居住形態選択行動の分析を行なう必要がある。

そこで、本研究では、2004 年 1 月に実施された慶應ＣＯＥ家計パネルデータ

[1] 定期借家と類似した制度である定期借地権付き住宅を考慮した居住形態選択行動を分析した研究として、瀬古(2003)、Seko(2003)がある。

を用いて、定期借家を考慮した形での、持ち家を選択するか、借家を選択するかという家計の居住形態選択行動を、離散選択モデルの一つである条件付ロジット・モデル(conditional logit model) を用いて、計量経済学的に分析する。

具体的には、持ち家、一般借家、定期借家という 3 選択肢間の居住形態の選択が、どのような要因によってなされているのかを分析する。

以下、第 2 節で、まず各居住形態の特徴をデータを見ることによってとらえる。次に、第 3 節で、モデルと変数の定義と、それに基づいた推定結果を示す。第 4 節で推定結果を利用したシミュレーション結果について述べ、第 5 節でまとめと今後の課題について述べる。

第2節　データの特徴

定期借家権制度が導入されたのが、2000 年 3 月であるので、分析対象とした世帯は、調査時点に居住する住居に入居した年月が明確であり、その入居年月が 2000 年 3 月以降の世帯に限定した。表 3―1 は、今回の分析対象とする 3 つの居住形態、すなわち定期借家、一般借家、持ち家に分類された住居の内訳を示している。借家については、定期借家と一般借家ともに、民間と公営の賃貸住宅の合計となっている。定期借家は全体の 19%、一般借家は全体の 30%を占めている。持ち家については、一戸建てとマンションを合計しており、敷地の所有形態を考慮しない分類となっている。このように定義された持ち家の全体に占める割合は 51%となっている。

==== 表 3―1 このあたり ====

次に2000年3月以降に現在の住居に入居した世帯の全体に占める定期借家の毎年の割合をみてみる。2000年3月から12月までは13%、2001年は19%、2002年は24%、2003年は17%と推移している。定期借家制度の創設された2000年3月以降、一定割合を保って推移していることがわかる。

表3−2には、全国で2000年3月以降に現在の住居に入居した世帯の3選択肢に関する記述統計が示されている[2]。以下、借家世帯と持ち家の比較を中心に、記述統計からわかることをまとめる。

==== 表3−2 このあたり ====

世帯の特徴を示す記述統計より、世帯主の年齢、世帯人員数、所得などでは、持ち家が最も大きな値を示していることが分かる。また借家については、定期借家と一般借家とでは、これらの変数に関しては、あまり大きな差は見られなかった。

世帯主の性別を見ると、3選択肢のいずれも男性が多くなっている。女性の世帯主の割合は持ち家(約6%)に対して、定期借家（約17%）・一般借家(約12%)ともに、持ち家の 2 倍以上の割合を示している。入居時の平均世帯主年齢を見ると、持ち家(42 歳)に比較して、定期借家(34 歳)、一般借家(35 歳)であり若い世帯が多く借家に居住している。平均世帯人員数については持ち家(4 人)に対して、借家世帯では、定期借家(2 人)、一般借家(3 人)である。また単身世帯の数

[2] 後に見るように、入居時の所得の恒常所得を、調査時点での職業に関するデータにより推定するために、調査時点の現在の職業に就業した年が、現在の住居への入居年以前である世帯に限定している。

は、定期借家の割合が最も多く(33%)、次に一般借家(17%)、そして持ち家(2.3%)となっている。また、妻が就業している世帯の割合は、持ち家(48%)、一般借家(42%)、定期借家(34%)である。

次に入居時の所得である。入居時の実質所得(2000 年基準)は、持ち家が最も高く 828 万円、次に定期借家 470 万円、一般借家 458 万円となっている。住居の将来計画については、どの選択肢も「さしあたり何も考えていない」と回答した世帯が全体の半数以上を占めていた。それぞれ持ち家(91%)、一般借家(57%)、定期借家(57%)であった。それに対して、「考えている」世帯の割合は、持ち家では 6.5%程度であったが、一般借家と定期借家は 36%と 30%であった。さらに、持ち家を 1 年以内に購入予定の世帯の割合を見ると、定期借家が 4.4%、一般借家が 3.3%、持ち家は 0.4%であった。

住居の特徴については、価格と家賃、建築年数などを検討する[3]。はじめに価格と家賃についてである。持ち家の建物と敷地の合計価格[4]の平均は、3829 万円であったが、標準偏差は 2354 万円とばらつきが大きくなっている。一般借家家賃は、平均 67 千円、標準偏差 44 千円であり、定期借家は平均 66 千円、標準偏差 22 千円であった。定期借家と一般借家を比べると、平均家賃は一般借家の方がやや高いとの結果が得られている。このような一般借家と定期借家の家賃の比較は、大竹・山鹿(2001)で分析されている。この研究は、リクルート住宅情報ホームページからとられた東京都の広告価格に基づく研究である。彼らは専有面積あたりの家賃（単位家賃）を比較しているが、2000 年の 3 月から 8 月

[3] 既存研究[大竹・山鹿(2001a,2001b, 2002), 山鹿・大竹(2003)]では借家の床面積を重要な変数としているが、今回の調査では、床面積の情報が得られたのは持ち家のみであり、借家については得られていない。

[4] この住宅価格は建物と敷地の合計金額であり、それぞれ「「現在の市場価格(売るとした場合の価格)」はいくらくらいだと思いますか。おおよそで結構です。」という問いに対する答えであり、土地と建物の金額がそれぞれ 500 万円以上と回答している観測値を分析に使用した。

に掲載されていた物件からは、マンションと一戸建ての建て方別で見て、共に一般借家のほうが定期借家よりも高いことが報告されている。

建築年数についてである。持ち家の建築年数を見ると、平均 10 年であるのに対して、一般借家が 13 年、定期借家が 12 年となっている。借家の方が古い物件が多く存在している。

住居の大きさを表す代理変数として、部屋数について見る。持ち家が 5.5 と最も多く、次いで、一般借家が 3.3 室、定期借家が 2.9 室の順であった。定期借家は、標準偏差が約 1 と最も小さいことから、3 選択肢の中で最も小さい住宅が多いと考えられる。さらに一部屋あたりの世帯人員数を表す密集度を見ると、一般借家が 0.867、定期借家が 0.812、持ち家が 0.742 となっている。

住宅に付随する庭を所有する住宅については、持ち家が 0.574 と最も多くの割合を占めている。ついで、一般借家 0.067、定期借家 0.044 となっている。近くに公園や街路樹が存在する住宅は、どの選択肢も約 8 割を占めている。また手すりなど高齢者への配慮がされている住宅の割合は、持ち家が 0.76 と最も高く、次いで一般借家 0.287、定期借家 0.178 となっている。

住宅の所在地域は、都道府県別に 8 地域に分類している。図 3－1 は地域別での 3 居住形態の分布を示している。3 居住形態は共に関東地方に集中していることが分かる。関東地方では、定期借家が一般借家を上回っている。

==== 図 3－1 このあたり ====

第 3 節　モデルの推定

1　モデル

ここでは、分析に用いた離散選択モデルについて述べる。第 2 節で分析したデータの特徴より、持ち家、一般借家、定期借家を 3 種類の異なる居住形態と考えるのが妥当であると考えられる。ここで考えるような 3 選択肢の居住選択を分析した既存研究としてSwedenの住宅市場を分析対象としたBrownstone and Englund (1991)が存在する。彼らは、持ち家と借家以外の第 3 の選択肢として、owner occupied apartment (coop shares[5])を考慮した多項ロジット・モデルを推定している。

本論文では相対価格のもつ特徴を考慮し、以下のような確率的効用理論に基づいた離散選択モデルである条件付ロジット・モデル[6]を推定した。

各世帯は、最適な居住形態を選択するという問題に直面した場合、可能なすべての選択肢を比較して、最適な居住形態を選択する。すなわち、予算制約の下で、その選択肢から得られる効用が最大となるような選択肢（今の場合は居住形態）を選択するのである。式の形で表すと、次の（1）式の効用関数を、

$$U_{ij} = V_{ij}(H_{ij}, X_i; S_i) + \varepsilon_{ij} \tag{1}$$

次の(2)式の予算制約式

$$Y_i = pX_i + r_j H_{ij} \tag{2}$$

の下で、最大化することによって、最大効用を得る。ここで、U_{ij} は、世帯iが、

5　共同住宅で、日本のマンション・持ち家にあたる。

6　複数の選択肢をもつロジット・モデルについてはGreene (2003),pp.719-735 を参照されたい。なおCho (1997)は、韓国の住宅市場を対象として、一戸建持ち家、一戸建借家、連棟建持ち家、連棟建借家間の住宅選択行動を多項ロジット・モデルにより分析している。

居住形態jの住宅から得る効用を表す。H_{ij}は居住形態jが生み出す住宅サービス量、X_iは他の財のベクトル、pはX_Iの価格、r_jは居住形態jのサービス１単位あたりの価格、Y_iは世帯iの所得、S_iは世帯の特性を表すベクトル、ε_{ij}は誤差項である。

以下では、上記の制約条件下の最大化問題を解くことによって導出された居住形態 j から得られる世帯 i の効用を、

$$U_{ij}^{*} = \beta' Z_{ij} + \delta_j' S_i + \varepsilon_{ij} \tag{3}$$

と特定化する。ここで、Z_{ij}は選択肢jによって(と場合によっては、世帯iによっても)異なる属性、βとδ_jは、推定されるパラメータを表す。

世帯 i が選択肢 j を選択した場合には、U_{ij}^{*}は、J(今の場合は３)個の効用の中で、最大になっていると仮定する。したがって、世帯 i が選択肢 j を選択する確率 $P_i(j)$ は、

$$P_i(j) = \Pr(U_{ij}^{*} > U_{ik}^{*}) \quad for\ all\ other\ k \neq j \tag{4}$$

となる。ここで、J個の誤差項が独立で同一に極値分布

$$F(\varepsilon_{ij}) = \exp(-e^{\varepsilon_{ij}}) \tag{5}$$

に従っているならば、

$$P_i(j) = \frac{e^{\beta' Z_{ij} + \delta_j' S_i}}{\sum_{j=1}^{J} e^{\beta' Z_{ij} + \delta_j' S_i}} = \frac{e^{\beta' Z_{ij}} e^{\delta_j' S_i}}{\sum_{j=1}^{J} e^{\beta' Z_{ij}} e^{\delta_j' S_i}} \tag{6}$$

となることが知られている。これが、条件付ロジット・モデルである。

このように、条件付ロジット・モデルは、各世帯に特有で、各選択肢間では変化しない特性S_i (所得、世帯主の年齢など)と、各選択肢に特有の属性Z_{ij}（次節で詳しく説明する各選択肢に対する価格）の両方に、効用が依存していると想定しており、本論文の問題意識である持ち家、一般借家、定期借家間の居住

形態の選択を分析するモデルとして、適切であると考えて、採用した[7]。

２　データと変数の定義

まず、対象としたのは、持ち家、一般借家、定期借家の３種類の居住形態である。これらの３選択肢の居住形態ダミー変数の詳しい定義に関しては、付録 1 を参照されたい。

次に、説明変数に関する説明をする。

条件付ロジット・モデル(６)式のS_iにあたる各世帯に特有で、各選択肢間では変化しない特性をもつ変数である。これらには、入居時の実質所得から求められた恒常所得、入居時の世帯主の年齢、妻が就業しているか否かというダミー変数、住宅将来計画ダミー変数、居住年数、そして地域的な影響を捕らえるために地域ダミー変数を用いた。

各選択肢に特有の属性((３)式のZ_{ij})は、理論モデルに基づいて考えると、（２）の予算制約下で（１）の効用を最大化することによって得られる間接効用関数の構成要因である。そこで、本論文では、$Z_{ij} = Z_{ij}(H_{ij}^{*}, r_j, p)$ と想定し、以下に述べるような方法で、ヘドニック価格モデルを推定し、各居住形態に対する推定パラメータを求めた。これらの推定結果は表 3－7 にある。

この結果を利用して、2003 年 3 月以降に現在の住居に入居した世帯に対して３種類の居住形態の予測価格と家賃を求めた。これらの予測価格・家賃の平均値が表 3－2 に示されている。定期借家を選択した世帯は、定期借家家賃の予測値が平均で 6.45 万円であるのに対して、一般借家家賃の予測値は 6.74 万円とな

[7] 条件付ロジット・モデルの推定に先立って、多項ロジット・モデルも推定している。この結果からでは、相対価格等、符号条件の合わない推定値が多く得られたので、条件付ロジット・モデルを推定に選んだ。

った。建物を購入した場合には 1761 万円となっている。一般借家を選択した世帯は、定期借家家賃予測値が 6.6 万円であるのに対して、一般借家家賃の予測値は 6.46 万円となっている。建物を購入した場合には 1886 万円である。この結果から、定期借家を選択した世帯は一般借家を選択した場合よりも定期借家が割安と考えており、一方、一般借家を選択した世帯は定期借家よりも一般借家が割安だと考えているといえよう。持ち家を選択した世帯にとっては、定期借家予測値が 8.1 万円、一般借家予測値が 12.3 万円、持ち家が 3754 万円となっている。

さらに、これらの予測価格を、持ち家価格をベースとした相対価格に変換した相対価格１(=定期借家家賃の予測値/建物・敷地価格の予測値)と相対価格２(=一般借家予測値家賃予測値/建物・敷地価格の予測値)を、Z_{ij}の代理変数として用いた。

世帯の特性を表すベクトルS_iに含まれる変数として、重要なものに所得がある。住宅の居住形態を決定することに影響を与える所得概念としては恒常所得が妥当であると考えられる。しかし、この恒常所得は、直接観察することができないので、以下の方法で推計した。すなわち、この恒常所得の推定に、入居時の年収と入居時の世帯主の年齢、職業に関する変数を利用した[8]。ここでは Goodman and Kawai (1982)の方法を踏襲している[9]。その推定結果は付録として表３－８にある。推定結果には、外れ値と思われる観測値が多数存在したので、外れ値を除いた推定結果(表 3－8 のモデル 2)から推定された「恒常所得１」と、外れ値を除かずに最小絶対偏差法を用いた推定結果(表 3－8 のモデル 3)からの

8 変数の選択に際してMaki (1993)を参考にした。

9 日本のデータにより同様の方法を用いて恒常所得を推定している研究としてMoriizumi (2003)が存在する。

「恒常所得２」との 2 種類の恒常所得を計算している。2 つの推定結果のうち、外れ値を除いて推定した結果には非正規性、不均一分散が存在するようなので、最小絶対偏差法より推定された恒常所得 2 の方が統計的には望ましいと考えられる。

また、所得が欠損値となっている観測値については、恒常所得モデルの推定結果を用いた予測により補完している。表 3−2 にあるように、推定された 2 種類の恒常所得は、共に、持ち家が最も高く、次いで定期借家、一般借家の順となっている。

所得以外に世帯の特性を表すベクトルS_iに含まれる変数として、次にあげる変数を使用している。世帯主の年齢が、居住形態選択に与える影響を調べるために、入居時の世帯主年齢を含めている。将来の居住計画を示す変数として、5 年以内に持ち家購入予定世帯を示すダミー変数を利用している。このような計画のある世帯は、借家でも家賃の比較的安い定期借家を選択するはずである。また、世帯主以外の補助的な所得の有無が居住形態選択に及ぼす影響を見るために、世帯主の妻が就業している世帯を示すダミー変数をモデルに含めている。入居時の予測居住期間の代理変数として、入居後の居住期間を使用し、地域性の違いを捕らえるために地域ダミー変数を使用することにした。

３　推定結果

表 3−3 が、条件付ロジット・モデルの推定結果を表している。採用した所得別に、3 種類のモデルを推定している。モデル 1 が入居時の実質所得を用いた推定結果であり、相対価格の係数が絶対値で最も大きい。モデル 2 は外れ値を除いて推定された恒常所得 1 を用いた推定結果であり、相対価格の係数は

-2.66 となっている。またモデル 3 は恒常所得 2 を用いた場合であり、相対価格の係数は-2.54 となっている。

表 3－4 はモデル 3 の推定結果の確率から求められた適合度を示すクロス集計表である。モデル 2 でも、ほぼ同じように実際の世帯の選択を説明することができる。しかし前述のとおり、統計的には恒常所得 2 が望ましいと考えられるので、これを利用したモデル 3 の推定結果を利用して、以下では議論する。

======表 3－3 このあたり=====

======表 3－4 このあたり=====

条件付ロジット・モデルでは相対価格のみが、前項で述べたとおり、各サンプル（世帯）にとって 3 選択肢で異なるという想定をしているが、推定結果を見ると、相対価格の係数は有意に負であり理論的な符号条件を満たしている。しかし、このモデルでは各選択肢に特有の属性((３)式のZ_{ij})の係数の大きさがそのまま、選択確率に影響するとは限らないことに注意しなくてはならない[10]。そこで価格が 1%変化したときに選択確率が何%変化するかの価格弾力性を求めたのが表 3－5 である。

======表 3－5 このあたり=====

定期借家家賃が 1%上昇すると、定期借家の選択確率は 0.007％減少するが、一般借家と持ち家の選択確率は上昇する。一般借家家賃が 1%上昇すると、一般

[10] Greene (2003),p. 723

借家の選択確率は 0.006%減少するが、定期借家と持ち家の選択確率は上昇する。また持ち家価格が 1%上昇するときには、金額の大きさを反映して持ち家の選択確率は 0.93%減少し、定期借家の選択確率は 1.02%、一般借家の選択確率は 1.13%も上昇することがわかる。他の選択肢の価格が上昇した場合には、いずれの選択肢もその選択確率が上昇しており、その意味で３選択肢は補完的な関係にあるといえる。

また、表３－３の結果より、入居時の恒常所得が上昇すると、いずれのタイプの借家の選択確率も、減少するとの結果が得られている。定期借家は-0.0019、一般借家は-0.0028 との結果が得られている。

入居時の世帯主の年齢が上昇すると、いずれのタイプの借家の選択確率も、減少する。定期借家は-0.0425、一般借家は-0.0282 それぞれ減少するとの結果を得ている。

5 年以内に持ち家を購入予定世帯をあらわすダミー変数の係数は、定期借家と一般借家で共に正で有意となっている。定期借家のほうが一般借家よりも、係数が大きく、かつ小さな有意水準(5%)で棄却されている。この結果は、将来の具体的な住居計画があるほど、いずれの借家を選択する確率も上昇するが、定期借家の方がその傾向が強いことを示しており、将来の具体的な住居計画があるほど、有限の賃貸借契約である定期借家のメリット(家賃が比較的安い)といった点を、考慮する世帯が増えるということを、意味しているのであろう。

居住期間の係数については負の符号が示されている。住居に住み続ける予想居住年数が長くなるほど、いずれの借家を選択する確率も下がる傾向が見られる。これは移動費用が大きくなるためであろう。

妻が就業を示すダミー変数の係数推定値からは、定期借家の係数は負で

10%水準で有意であり、このことは妻の就業する世帯の定期借家を選択する確率は下がることを意味している。一方、一般借家の係数は有意にゼロと異ならなかった。このことは妻の就業が一般借家を選択する確率に影響を持たないということを意味する。以上の結果は、妻が獲得する補助的な所得は、一般借家に関しては影響を持たないが、定期借家については居住形態選択に対して、おそらく将来の持ち家選択への影響をもつことを示していると考えられるであろう。

近畿圏では、定期借家の選択確率が減少することが示されているが、これは、定期借家の約５割が関東地方に偏在しているという第２節の記述統計と整合的な結果になっている。

第 4 節 モデルによるシミュレーション

前節では、条件付ロジット・モデルによる３居住形態の選択に関する推定結果を示したが、定期借家制度創設が、住宅需要行動（居住形態選択行動）に及ぼす政策上の効果を見る際の参考とするために、本節では、条件付ロジット・モデルで用いた説明変数を 10%増加させた時、各選択確率がどのように変化するかと言うシミュレーションを行なったので、その結果を述べる。

======表 3－６ このあたり=====

表３－6 は、推定に用いた説明変数が 10%上昇したときに、各選択肢を選択する世帯数が、変化しなかった場合に比べてどの程度変化するのかの割合を

調べたシミュレーションの結果を表している。

まず、(1)から(3)の家賃・価格が 10%上昇した場合についてである。定期借家家賃が 10%上昇すると定期借家を選択する世帯の割合は 0.01% 減少する。一般借家と持ち家を選択する世帯はそれぞれ、0.01%増加する。一般借家家賃については、10%の上昇は 0.02%の一般借家選択世帯を減少させる。定期借家と持ち家については、いずれも 0.01%割合が増加する。持ち家価格の 10%上昇は、持ち家を選択する世帯の割合を 5.03%減少させ、定期借家を選択する世帯の割合を 1.76%増加させ、一般借家を選択する世帯の割合を 3.28%増加させることになる。

恒常所得については、10%の所得上昇は、定期借家を選択する割合を 0.55%減少させ、一般借家を選択する割合を 2.07%減少させる。一方、持ち家については、2.61%増加するとの結果が得られた。

世帯主年齢の 10%の増加が最も大きな影響を及ぼすのは、持ち家の選択であり、2.37%増加する。定期借家と一般借家については、それぞれ 1.30%、1.08%減少する。

5 年以内に持ち家を購入しようとする世帯が増加すると、定期借家を選択する世帯は 0.03%、一般借家を選択する世帯は 0.01%、それぞれ増加する。持ち家は-0.04%減少している。

妻の就業している世帯が増加すると、持ち家を選択する世帯は 0.22%増加する。定期借家は 0.2%減少し、一般借家は 0.02%減少する。

居住期間については 10%長くなると、持ち家を選択する世帯は 1.37%増加する。一方、定期借家と一般借家はそれぞれ 0.61%、0.76%減少する。

第5節　まとめ

本論文の分析結果に基づいて、定期借家制度創設による住宅需要行動の現状を見てみると、価格弾力性には、定期借家と一般借家との間には、それほど大きな差は見られない。しかしながら、妻の就業形態による影響、将来住宅計画による影響、地域の影響には、差が見られる。また、何よりも、持ち家、一般借家、定期借家と言う３選択肢間の居住形態の選択行動モデルとして、条件付ロジット・モデルがよく適合しているという事実は、住宅需要に関する消費者の選好（効用関数のパラメータ）が多様であるということを、物語っている。特に、いずれの選択肢に関しても、所得項は負で有意、また世帯主の年齢も高度に負で有意となっている。もちろん、全選択肢に共通な価格項は、非常に有意度が高く出ている。これらの推定結果は、住宅供給サイドが、住宅需要者の多様な選好を考慮して、どちらかというと若年齢で中・低所得者層をターゲットとした良質な借家の供給を促進すべきであるということを、意味しているのではなかろうか。定期借家制度創設から５年弱しか経っておらず、まだ、この制度の需要行動への効果を断定的に述べるのは困難であるが、従来の借地借家法に縛られない定期借家制度の創設が、住宅需要者の選択メニューを多様化することによって、住宅市場の活性化の一助となっているといっても過言ではないと考える。

今後の課題として、ＣＯＥデータの豊富な情報を利用して、さらに、３選択肢（特に、両借家）間の選択を決定する要因を、いろいろ探る予定である。特に、家族構成、教育歴など，ライフサイクルの段階の違いを表す興味深い諸変数がデータには豊富にあるので、それらを用いた推定を行うことも、考えて

いる。

また居住形態を選択しようとする世帯は、はじめに持ち家と借家を選択し、次に一般借家か定期借家かを選択している可能性もある。このことを考慮した nested logit model や、Borsch-Supan *et al*. (2001)で使われている、より一般的なモデルである mixed logit model などを用いた分析も行う予定である。

参考文献

Amemiya, Takeshi (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

Borsch-Supan, A., F. Heiss and M.Seko (2001), "Housing Demand in Germany and Japan: Paper in Memoriam of Stephen Mayo," *Journal of Housing Economics*, 10, pp. 229-252.

Brownstone, D. and P. Englund (1991), "The Demand for Housing in Sweden: Equilibrium Choice of Tenure and Type of Dwelling," *Journal of Urban Economics*, 29, pp. 267-281.

Cho, C-J. (1997), "Joint Choice of Tenure and Dwelling Type: A Multinomial Logit Analysis for the City of Chongju," *Urban Studies*, 34, pp.1459-1473.

Goodman, A.C. and M. Kawai (1982), "Permanent Income, Hedonic Prices, and Demand for Housing : New Evidence," *Journal of Urban Economics*, 12, pp. 214-237.

Greene, W. (2002), *Limdep, version 8, Econometric Modeling Guide,* Vol. 2, Econometric Software, Inc.

Greene,W. (2003), *Econometric Analysis*, *Fifth Edition*, Prentice Hall.

Maki, A. (1993), “Liquidity Constraints: A Cross-Section Analysis of the Housing Purchase Behavior of Japanese Households.” *Review of Economics and Statistics*, 75, pp. 429-437.

蓑谷千鳳彦 (1992) 『計量経済学の新しい展開』多賀出版。

蓑谷千鳳彦 (1996) 『計量経済学の理論と応用』日本評論社。

蓑谷千鳳彦 (2001) 『金融データの時系列分析』東洋経済新報社。

Moriizumi, Yoko (2003) “Targeted Saving by Renters for Housing Purchase in Japan”, *Journal of Urban Economics*, 53, pp. 494-509.

大竹文雄・山鹿久木(2001a)「定期借家制度が家賃に与える影響」『日本経済研究』No.42, 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』41、pp.10-19

大竹 文雄・山鹿 久木 (2002), 「定期借家の実証分析」『季刊日本不動産学会誌』、16(1)、pp.54-64

Seko, M. (2003), “Japanese Housing Tenure Choice Including Owned Houses with Fixed Leased Land,” Mimeo.

瀬古美喜(2003)「定期借地権付き住宅を考慮した家計の居住形態選択行動」『季刊住宅土地経済』No. 50, Autumn, 10-17.

山鹿 久木・大竹 文雄 (2003)、「定期借家制度と民間賃貸住宅市場」『都 市 住宅学』、43、pp.78-83

付録. 離散選択モデルの推定に使用した変数

条件付ロジット･モデルの推定に用いた変数についてまとめている。

●居住形態選択ダミー変数

□ 定期借家ダミー変数[dd2] =1

(v1752=5(民間賃貸住宅) or v1752=6 (公営･公団･公社などの賃貸住宅)) であり、かつ v1757=1 (定期借家)

□ 一般借家ダミー変数[dd1] =1

(v1752=5(民間賃貸住宅) or v1752=6 (公営･公団･公社などの賃貸住宅)) であり、かつ v1757=2(定期借家でない)

□ 持ち家ダミー変数 [dd0] =1

v1752=1 (持ち家一戸建(敷地は自己所有))

または v1752=2 (持ち家マンション (敷地は一般借地))

または v1752=3 (持ち家一戸建、マンション (敷地は一般借地))

または v1752=4 (持ち家一戸建て、マンション (敷地は定期借地))

ただし贈与、あるいは相続による取得の場合は、欠損値(na)として分析から除いた。また v1757=0(分類不明)、v1757=7(社宅･寮), v1757=8(その他) についても欠損値(na)として、分析から除いた。

●相対価格1[relap1] 定期借家家賃の予測値 / 建物･土地価格の予測値

●相対価格2 [relap2] 一般借家家賃の予測値 / 建物･土地価格の予測値

●入居時の実質所得[preinc]

モデル1 :v1826(無回答 999999 を除く)を各入居年の消費者物価指数(持ち家の帰属家賃を除く総合指数、暦年平均、2000 年＝1)でデフレートした。ただし、2004 年については、2004 年 1 月の指数を利用した。

モデル2，3 ：表3－8の推定式を利用して、恒常所得を推計した。

●世帯主年齢[ownerage]

v76(世帯主番号)を利用して、v6, v15, v22, v29, v36, v43, v50, v57, v64, v71より作成

●妻が就業している世帯のダミー変数[lfpw]

□ 回答者が女性であり(v5=2)、配偶者がおり(v4=1)、2003年に1年間、あるいはある期間、仕事をしていた(v277<=2)世帯

□ 回答者が男性であり(v5=1)、配偶者がおり(v4=1)、配偶者が2003年に1年間、あるいはある期間、仕事をしていた(v974<=2)世帯

● 5年以内に持ち家購入予定世帯ダミー変数 [oophplan]

具体的計画があり(v1922=1)、 その計画の実現が5年以内(v1923<=3)、 かつ 持ち家取得を計画 (v1924<=5)

●居住期間[hyears] =2004-v1824 (無回答9999を除く)

●地域ダミー変数

北海道：北海道

東北：青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県

関東：千葉県、茨城県、群馬県、栃木県、埼玉県、東京都、神奈川県

中部：新潟県、富山県、石川県、福井県、静岡県、山梨県、愛知県、長野県、岐阜県

近畿：三重県、和歌山県、奈良県、大阪府、京都府、滋賀県、兵庫県

中国：鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県

四国：香川県、愛媛県、徳島県、高知県

九州：福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、鹿児島県、宮崎県、大分県、沖縄県

==== 表3-7 このあたり ====

==== 表3-8 このあたり ====

表3-1 2000年3月以降に現在の住居に入居した世帯の居住形態別度数分布表

	暦年					
	2000年	2001年	2002年	20003年	2004年	総計
(持ち家)						
持ち家一戸建 (敷地は自己所有)	78	68	67	74	4	291
持ち家マンション (敷地は区分所有)	9	12	11	13	0	45
持ち家一戸建て・マンション (敷地は一般借地)	2	1	1	3	0	7
持ち家一戸建て・マンション (敷地は定期借地)	0	0	0	1	0	1
持ち家合計	89	81	79	91	4	344
	66%	48%	48%	49%	29%	51%
(定期借家)						
民間の賃貸住宅	17	31	38	32	5	123
公営・公団などの賃貸住宅	1	2	1	0	1	5
定期借家合計	18	33	39	32	6	128
	13%	19%	24%	17%	43%	19%
(一般借家)						
民間の賃貸住宅	24	47	38	48	4	161
公営・公団などの賃貸住宅	4	9	9	15	0	37
一般借家合計	28	56	47	63	4	198
	21%	33%	28%	34%	29%	30%
総計	135	170	165	186	14	670

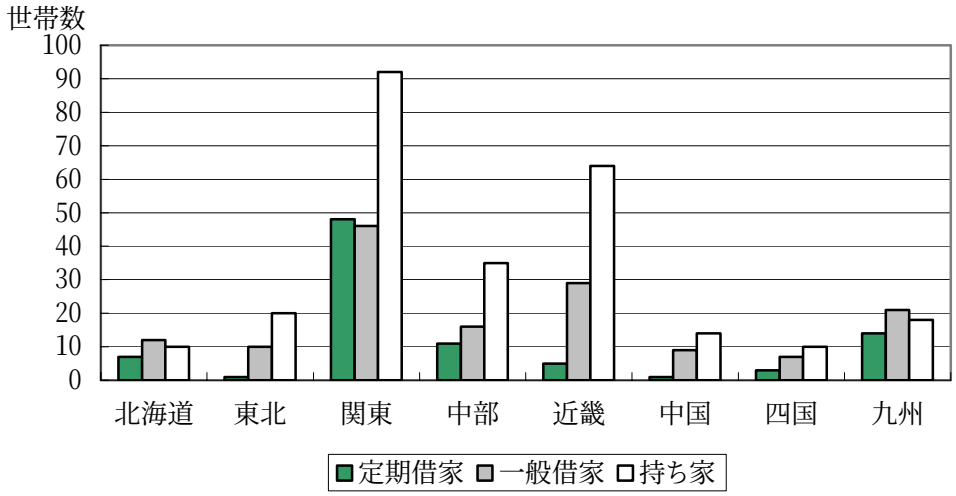
注:入居年月の明確な世帯を対象に作成。2000年は2003年3月以降、2004年は2004年4月入居までを含む。

表3-2 2000年3月以降に現在の住居に入居した世帯の記述統計量

変数	定期借家		一般借家		持ち家	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
1. 世帯の特徴						
世帯主（女性）(=1)	0.17	0.37	0.12	0.33	0.06	0.23
入居時の世帯主年齢	33.94	9.83	34.59	10.52	41.93	12.11
世帯人員数	2.33	1.24	2.78	1.23	3.90	1.37
単身者(=1)	0.33	0.47	0.17	0.38	0.02	0.15
妻が就業している世帯(=1)	0.34	0.48	0.42	0.49	0.48	0.50
居住年数	1.91	1.06	2.08	1.06	2.37	1.17
入居時の所得(万円、実質)	469.84	210.56	458.32	287.59	827.71	884.54
(住居将来計画について)						
住居将来計画（具体的計画(=1)	0.13	0.34	0.07	0.25	0.02	0.12
住居将来計画（考えている(=1)	0.30	0.46	0.36	0.48	0.06	0.25
さしあたり何も考えていない(=1)	0.57	0.50	0.57	0.50	0.91	0.28
5年以内に持ち家購入予定世帯(=1)	0.04	0.21	0.03	0.18	0.00	0.06
2. 住居の特徴						
住宅価格 (500万円以上)	---	---	---	---	2142.18	1427.99
敷地価格(500万円以上)	---	---	---	---	1690.42	1730.02
建物･敷地合計価格(万円)	---	---	---	---	3828.89	2354.60
家賃(千円)	66.52	22.16	67.03	44.62	---	---
建築年数	12.04	9.60	13.22	10.36	7.80	9.80
部屋数	2.89	0.99	3.28	1.08	5.52	1.67
密集度(世帯人員数/部屋数)	0.81	0.34	0.87	0.34	0.74	0.32
近隣の駅･バス停までの時間 (分)	9.01	6.86	8.45	7.97	9.43	9.76
庭(=1)	0.04	0.21	0.07	0.25	0.57	0.50
公園(=1)	0.81	0.39	0.81	0.39	0.78	0.41
高齢者への配慮のある住宅(=1)	0.18	0.38	0.29	0.45	0.76	0.43
(地域)						
北海道(=1)	0.08	0.27	0.08	0.27	0.04	0.19
東北(=1)	0.01	0.11	0.07	0.25	0.08	0.27
関東(=1)	0.53	0.50	0.31	0.46	0.35	0.48
中部(=1)	0.12	0.33	0.11	0.31	0.13	0.34
近畿(=1)	0.06	0.23	0.19	0.40	0.24	0.43
中国(=1)	0.01	0.11	0.06	0.24	0.05	0.22
四国(=1)	0.03	0.18	0.05	0.21	0.04	0.19
九州(=1)	0.16	0.36	0.14	0.35	0.07	0.25
（ヘドニック･モデルによる予測値）						
定期借家家賃予測値（万円）	6.45	1.66	6.60	1.77	8.07	2.31
一般借家家賃予測値（万円）	6.74	2.16	6.46	2.82	12.31	6.07
建物･敷地価格予測値(万円)	1761.22	780.76	1886.46	1091.03	3754.13	1570.69
(相対価格)						
相対価格1= 定期借家家賃の予測値 / 建物･敷地価格の予測値	0.00408	0.00	0.00421	0.00	0.00257	0.00
相対価格2= 一般借家家賃の予測値 / 建物･敷地価格の予測値	0.00398	0.00	0.00389	0.00	0.00354	0.00
(恒常所得)						
入居時の恒常所得1 (万円、実質)	499.24	175.21	494.80	199.10	670.55	245.45
入居時の恒常所得2 (万円、実質)	502.09	202.38	487.92	209.61	679.42	270.03

注:
1) 2000年3月以降に現在の住居に入居し、世帯主が現在の職場に就職した年が、入居年以前の世帯を対象とした。
2) (=1) は該当する観測値は1、それ以外は0とするダミー変数を表す。
3) 所得と価格･家賃の実質化には、消費者物価指数（持ち家の帰属家賃を除いた総合、2000年=100)を使用している。
4) ヘドニック･モデルの予測値は、表3-7より計算されている。
5) 恒常所得1は、表3-8のモデル2より計算され、恒常所得2はモデル3より計算されている。

図3－1　3居住形態の地域別度数分布(2000年3月から2004年4月)



注:入居年月が明確で、2000年3月以降に調査時点の住居に入居した世帯を対象として作成。

表3-3 条件付ロジット・モデルの推定結果

	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	漸近的t値	係数	漸近的t値	係数	漸近的t値
相対価格	-3.3076	-4.942 ***	-2.6602	-4.61 ***	-2.5413	-4.45 ***
(定期借家)						
実質所得	-0.0022	-3.164 ***	-0.0024	-2.53 **	-0.0019	-2.08 **
世帯主年齢	-0.0657	-4.113 ***	-0.0391	-2.35 **	-0.0425	-2.48 **
5年以内に持ち家購入予定世帯(=1)	2.9440	2.295 **	2.6842	2.12 **	2.6612	2.09 **
妻が就業している世帯	-0.0993	-0.284	-0.4887	-1.64	-0.5098	-1.71 *
居住期間	-0.4644	-3.056 ***	-0.3615	-2.83 ***	-0.3614	-2.84 ***
北海道	0.5967	0.619	0.7516	1.14	0.6064	0.93
東北	-1.0640	-0.929	-1.7879	-1.63	-1.7488	-1.59
関東	0.8634	1.753	0.4971	1.17	0.4537	1.07
近畿	-0.9560	-1.508	-1.4455	-2.43 **	-1.3848	-2.32 **
中部	-1.3960	-1.183	-1.8335	-1.61	-1.7620	-1.55
四国	-1.2123	-1.03	-0.7943	-0.89	-0.7362	-0.82
九州	1.3209	2.179 **	0.6068	1.13	0.6124	1.15
(一般借家)						
実質所得	-0.0029	-4.926 ***	-0.0030	-3.88 ***	-0.0028	-3.75 ***
世帯主年齢	-0.0575	-4.149 ***	-0.0281	-2.04 **	-0.0282	-2.04 **
5年以内に持ち家購入予定世帯(=1)	2.5221	2.1 **	2.2943	1.92 *	2.2898	1.92 *
妻が就業している世帯	0.3155	1.122	-0.1411	-0.58	-0.1491	-0.62
居住期間	-0.3073	-2.464 **	-0.2885	-2.70 ***	-0.2911	-2.73 ***
北海道	1.6979	2.417 **	1.0272	1.78 *	0.8409	1.48
東北	0.5617	0.914	0.1186	0.22	0.1570	0.30
関東	0.4682	1.07	0.0872	0.22	0.0421	0.11
近畿	0.1906	0.416	-0.0735	-0.18	0.0104	0.03
中部	0.2794	0.419	-0.1114	-0.18	-0.0430	-0.07
四国	0.2772	0.391	0.2132	0.33	0.3030	0.47
九州	1.1793	2.151 **	0.5736	1.18	0.5472	1.13
観測値数	376		450		450	
対数尤度	-302.247		-382.254		-383.395	

注:
1) ***:1%水準、**:5%水準、*:10%水準
2) 2000年3月以降に入居した世帯で、世帯主が現在の住居の入居年以前に、現在の職業に就業していた世帯
3) モデル1は実質所得に入居時の所得を用いた場合の推定結果
4) モデル2は実質所得を表3-8の恒常所得モデル2より推定した場合。所得が欠損値となっている観測値を予測
5) モデル3は実質所得を表3-8の恒常所得モデル3より推定した場合。所得が欠損値となっている観測値を予測

表3-4　実測値と予測値との分割表

	定期借家	一般借家	持ち家	総数(実際)
定期借家	22	26	31	79(18%)
一般借家	24	46	58	128(28%)
持ち家	32	57	154	243(54%)
総数(予測)	77(17%)	129(29%)	243(54%)	450(100%)

注:条件付ロジット・モデル3に基づく。

表3-5 選択確率の価格弾力性

	選択確率		
	定期借家	一般借家	持ち家
定期借家家賃	-0.007	0.002	0.001
一般借家家賃	0.003	-0.006	0.002
持ち家価格	1.023	1.134	-0.93

注:条件付ロジット・モデル3により、選択確率に基づく加重平均から計算 (Greene (2002),p.E19-27)

表3-6 説明変数が10%上昇した場合のシミュレーション結果

	定期借家	一般借家	持ち家
(1)定期借家家賃	-0.01%	0.01%	0.01%
(2)一般借家家賃	0.01%	-0.02%	0.01%
(3)持ち家価格	1.76%	3.28%	-5.03%
(4)恒常所得	-0.55%	-2.07%	2.61%
(5)世帯主年齢	-1.30%	-1.08%	2.37%
(6)5年以内に持ち家購入予定世帯の割合	0.03%	0.01%	-0.04%
(7)妻が就業している世帯の割合	-0.20%	-0.02%	0.22%
(8)居住期間	-0.61%	-0.76%	1.37%

注:条件付ロジット・モデル3に基づいて計算。

表3-7 付録：ヘドニック・モデルの推定結果

	定期借家		一般借家		持ち家価格	
被説明変数	家賃（対数）		家賃（対数）		土地・建物価格（対数）	
説明変数	係数	t値	係数	t値	係数	t値
定数項	4.033	24.361 ***	4.532	20.581 ***	7.159	25.429 ***
建築年数	-0.002	-0.422	-0.019	-4.210 ***	-0.006	-1.032
部屋数	0.111	3.706 ***	0.172	4.580 ***	0.140	5.275 ***
近隣の駅・バス停までの時間	-0.003	-0.815	-0.009	-1.232	0.004	0.683
庭	-0.061	-0.305	0.232	1.161	0.074	0.815
公園	0.062	0.721	-0.034	-0.310	0.268	2.694 ***
高齢者への配慮のある住宅	-0.124	-1.476	-0.154	-1.814	0.030	0.312
(建て方別)						
一戸建て	-0.084	-0.608	-0.047	-0.316	0.567	4.938 ***
連棟戸建て	-0.169	-1.429	-0.293	-1.390	0.699	1.284
鉄筋・鉄骨マンション（集合住宅、基準）	---		---		---	
木造アパート（集合住宅）	-0.159	-2.814 ***	-0.134	-1.430	NA	
その他	NA		0.062	0.194	NA	
(住宅種類)						
専用住宅	---		---		---	
農林業併用住宅	NA		NA		-0.004	-0.007
店舗その他併用住宅	0.110	0.335	0.068	0.337	0.293	1.750
住宅以外の建物	-0.175	-0.611	-0.272	-0.831		
(修理の程度)						
無・小修理	---		---		---	
中修理	-0.186	-3.175 ***	0.023	0.239	0.034	0.209
大修理	-0.097	-0.418	-0.003	-0.014	-0.498	-1.895
居住期間	0.029	1.256	-0.043	-1.220	-0.057	-1.850
密集度	0.114	1.262	0.026	0.269	0.018	0.136
観測値数	115		170		237	
自由度修正済み決定係数	0.585		0.415		0.338	
残差標準誤差	0.216		0.404		0.485	
不均一分散($\chi 2(1)$)	**0.02 [0.889]**		**3.60 [0.058]**		**0.78 [0.376]**	
正規性($\chi 2(2)$)	**11.55 [0.003]**		**20.55 [0.000]**		**12.09 [0.002]**	
定式化：RESET(2)	**2.65 [0.078]**		**4.94 [0.009]**		**0.77 [0.465]**	

注：

1) 2000年以降に入居した世帯を対象にしている。NAは該当する変数の観測値が存在しないことを表す。

2) ***:1%水準、**:5%水準、*:10%水準, [ ]内の数値はP値

3) 都道府県ダミー変数の係数推定値は省略されている。

4) 不均一分散は、均一分散の帰無仮説の下で自由度1の$\chi 2$乗分布に従うLM検定統計量(蓑谷(1997),p.109)

5)誤差項の正規性は、正規分布の帰無仮説の下で、自由度2の$\chi 2$乗分布に従う(蓑谷(2001),p.119)

6)定式化は、予測値の2乗を含む補助回帰式で、2乗の項がゼロと異なるかを検定(蓑谷(1997),p.300)

表3-8 付録:恒常所得モデルの推定結果

被説明変数:入居時の所得(実質、対数)

説明変数	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
定数項	3.597	8.43 ***	3.538	11.01 ***	3.119	12.33 ***
入居時の世帯主年齢(対数)	0.746	6.58 ***	0.781	9.14 ***	0.898	13.36 ***
世帯主女性	-0.485	-4.54 ***	-0.287	-3.49 ***	-0.236	-3.73 ***
世帯人員数	0.053	2.36 **	0.044	2.59 **	0.039	2.96 ***
(世帯主学歴)						
新制中学	-0.001	0.00	-0.161	-1.37	-0.312	-3.39 ***
新制高校	0.024	0.33	-0.018	-0.32	0.024	0.54
新制短大･高専	0.027	0.23	0.054	0.62	0.027	0.40
新制大学(基準)	---		---		---	
新制大学院	0.332	2.28 **	0.222	2.01 **	0.220	2.55 **
その他	-0.045	-0.22	-0.040	-0.26	-0.067	-0.55
(世帯主の従事する産業)						
鉱業	-0.199	-0.24	0.007	0.09	0.015	0.03
販売従事者	-0.013	-0.12	-0.316	-3.17 ***	-0.034	-0.55
サービス職従事者	-0.222	-1.69 *	0.328	3.34 ***	-0.310	-3.99 ***
管理職	0.308	2.37 **	0.082	0.76	0.274	3.56 ***
事務職(基準)	---		---		---	
運輸･通信	0.096	0.66	-0.141	-1.77 *	0.257	2.98 ***
製造･建築･保守･運搬などの作業者	-0.136	-1.28	0.063	0.91	-0.143	-2.26 **
専門的･技術的職業従事者	0.079	0.84	0.096	0.46	0.014	0.26
保安職業従事者	0.047	0.17	0.112	0.78	0.088	0.53
その他	0.327	1.72 *	0.265	2.70 ***	0.243	2.15 **
自営業	0.254	1.92	-0.457	-2.59 **	0.319	4.08 ***
(世帯主の就業する企業規模)						
1人	-0.731	-3.14 ***	-0.604	-5.16 ***	-0.736	-5.33 ***
2-4人	-0.591	-3.78 ***	-0.399	-3.69 ***	-0.608	-6.56 ***
5-9人	-0.295	-2.04 **	-0.206	-2.33 **	-0.336	-3.92 ***
10- 29人	-0.255	-2.17 **	-0.069	-0.67	-0.195	-2.81 ***
30- 49人	-0.091	-0.69	-0.089	-1.04	-0.029	-0.37
50- 99人	-0.209	-1.84	-0.172	-2.15 **	-0.068	-1.01
100- 299人	-0.150	-1.39	-0.132	-1.33	-0.116	-1.82 *
300- 499人	-0.114	-0.86	0.001	0.01	-0.002	-0.02
500- 999人	0.047	0.36	0.082	0.76	0.007	0.09
1000人以上(基準)	---		---		---	
官庁	0.120	0.82	-0.050	-0.47	0.115	1.34
観測値数	461		442		461	
残差標準誤差	0.580		0.430		0.612	
自由度調整済決定係数	0.305		0.414		0.228	
不均一分散(χ2(1))	3.267	[0.071]	3.659	[0.056]	0.571	[0.450]
正規性(χ2(2))	724.418	[0.000]	15.904	[0.000]		
定式化:RESET(2)	14.173	[0.000]	0.373	[0.542]		

注:
1) 2000年3月以降に入居した世帯で、世帯主が現在の住居の入居年以前に、現在の職業に就業していた世帯
2) ***:1%水準、**:5%水準、*:10%水準 、[ ]内の値はp値
3) モデル1:全観測値を利用して推定
4) モデル2:モデル1より計算された(外的)スチューデント化残差(蓑谷(1992),p.57)の絶対値が3を超える観測値を除き推定
5) モデル3:全観測値を用いて最小絶対偏差法(Least Absolute Deviation method)により推定(Amemiya (1985),p.148)
6) 都道府県ダミー変数の係数推定値は、省略されている。
7) 不均一分散は、均一分散の帰無仮説の下で自由度1のχ2乗分布に従うLM検定統計量(蓑谷(1997),p.109)
8)誤差項の正規性は、正規分布の帰無仮説の下で、自由度2のχ2乗分布に従う(蓑谷(2001),p.119)
9)定式化は、予測値の2乗を含む補助回帰式で、2乗の項がゼロと異なるかを検定(蓑谷(1997),p.300)