

住宅の所有形態と子供からの介護を期待する 高齢者の同居選択

Tenure of Dwelling and Living Arrangements of the Elderly Requiring Long-Term Care from their Children

遠藤 秀紀
Hideki ENDO*

Abstract

This paper analyzes whether the elderly provide owner-occupied house for their children in return for long-term care from their children.

In the result, I found in the region where a lot of owner-occupied house exists, the proportion of household living with the elderly and their children increase and demand for home-visit care services decrease. But I need additional verification on this hypothesis.

In addition, I suggest that increase in the proportion of household living with the elderly and their children influence home-visit care market in Densely Inhabited District to a greater degree than other areas.

キーワード：持ち家所有，子供による介護の機会費用，介護サービス選択，同居選択

1 はじめに

高齢化社会の進展に伴い「経済主体としての高齢者をどのように評価するか」という課題が一段と注目されるようになってきた。その背景には高齢者の経済状態の改善が挙げられるが、高齢者はその子供と同居するか否かにより、経済状態や生活環境に変化が生じることが確認されている。

* Lecturer, Faculty of Economics, Nihon Fukushi University

本稿は平成14～16年度日本学術振興会科学研究費若手研究(B)(課題番号:10340283)による研究助成を受けて行った研究成果の一部である。また、本稿で使用した『国勢調査報告』(総務省統計局)のデータは東京大学空間情報科学研究センター所収のものを使わせて頂いた。ここに感謝の意を表したい。

る。したがって、高齢者とその子供との同居要因とその影響を明確にすることは、経済主体としての高齢者の状況を的確に把握し、高齢化社会の経済政策を検討する上で重要と考えられる。

日本のデータを用いた同居選択の研究は、安藤・山下・村上（1986）や Ohtake（1991）をはじめ、80年代後半以降に成果が蓄積されてきた。先行研究の多くは、高齢者とその子供の同居に対して「所得や資産などの経済的要因がどのような影響をもたらすか」や「経済的要因と非経済的要因（高齢者や子供の属性など）のどちらがより大きな影響を与えるか」に関心が集められており、多くの結果が得られている。

その中で、経済的要因と考えられるものの一つが住宅の所有形態、つまり持ち家の有無のような住宅サービス関連の変数である。持ち家の有無が同居選択に与える影響は、八代他（1997）や舟岡・鮎沢（2000）、岩本・福井（2001）などで分析されており、おおむね有意に正という結果が得られている。

では、なぜ持ち家の所有が高齢者とその子供の同居選択に正の影響を与えるのか？この点に関しては、これまで世代間の遺産動機（Ohtake（1991）など）や、持ち家を共有することに伴う支出の減少・帰属家賃の発生から生じる高い貯蓄意識（高山・有田（1996）、八代（1996）など）の観点から説明されている。

しかし、高齢者は加齢と健康状態の喪失に直面しているため、要介護状態となる可能性が高くなっている。性別や年齢など、他の高齢者の属性と異なり、要介護状態という属性の下では介護サービスの消費が発生すると考えられる。

このとき、高齢者は子供及びその配偶者（以下、子供）と同居して介護を受けるか、代価を支払って外部から介護サービスの提供を受けるかという選択（介護サービス選択）を行う必要が生じる。同居子から介護を受ける場合、家族外の介護サービスに対する需要は減少し、子供から介護を受けることができない場合には家族外の介護サービス需要が増加するだろう。同居して子供から介護を受けることが可能な場合、金銭的支出は生じないと考えられるが、子供による介護が困難な場合は外部から介護サービスの提供を受けることになり、金銭的支出が発生する。

しかし、子供が同居して介護を行う場合、子供が就業時間を短縮したり、世帯構成員のいずれかが退職したりすることで高齢者（親）の介護に時間を充てなくてはならなくなる。子供が介護を行う場合は、介護の機会費用が発生すると考えられるため、それに対する高齢者からの代価や代償が必要となるだろう。その代償の一つとして考えられるのが持ち家の提供である⁽¹⁾。もし、子供による介護の代償として持ち家の提供が有効なものであるならば、子供は高齢者と同居して家族介護を行う傾向が強くなると考えられ、子供による介護サービスの量が増加するに伴い、介護事業所等から提供される介護サービスの需要は減少すると考えられる。このような状況下では、

(1) 高齢者が、生前に子供から受ける身辺の世話の代償として遺産相続を約束する状況は「戦略的遺産動機」(Bernheim, Shleifer and Summers (1985))として知られているが、本稿では、ある時点で受ける家族（子供）介護の代償として持ち家（住宅サービス）の提供を行うことを想定する。

持ち家の有無は同居選択にのみ関係する属性ではなく、結果的に介護サービス需要にも影響を与える属性であることが示唆される。

そこで本稿では、

- (1) 「高齢者による持ち家の提供（同居）が子供による介護の代償として機能し、その結果、持ち家の有無が同居選択に正の影響を与えている」と言えるのか
- (2) もしそうであるとすれば、持ち家の有無は介護事業所等から提供される介護サービス需要にどの程度の影響を与えているのか

という点について、実証的に分析を行うことにしたい。

先行研究においても、同居選択を高齢者本人や子供の経済的・非経済的要因、制度的要因に帰した実証分析は行われている⁽²⁾。国内では、前述した安藤・山下・村上（1986）や Ohtake（1991）の他に、例えば八代（1993）や岩本・福井（2001）が、Kotlikoff and Morris（1990）による、協力ゲームをベースとした親子間での住宅サービスの共有（同居）モデルを実証している。舟岡・鮎沢（2000）では、同居選択の要因を年齢別や配偶者の有無に応じて区分し、分析を行っている。また、瀬古（1998）では、現在の持ち家の選択と将来の親子の同居選択とが同時決定であることを示している。しかし、本稿のように「高齢者の持ち家は、子供による介護の代償として機能しているのではないか」という観点で行われた研究はあまり見られない。

前述の2点を実証的に有意であれば、持ち家の有無にかかわる住宅政策は、住宅のバリアフリー化などによって介護関連市場に影響を与えるだけでなく、介護サービス需要そのものにも影響を与えることになり、介護政策などの高齢社会対策における住宅政策の位置づけをより明確にできると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。まず2節で介護サービスの利用状況のうち医療機関への入院、在宅介護サービス利用の状況を確認する。3節では家族（子供）との同居世帯の状況を確認し、4節で高齢者のいる世帯の住宅の所有状況を鳥瞰する。5節では実証モデルの提示とそれに基づく実証分析の結果を考察することにする。

2 介護サービスの利用状況

はじめに、介護サービスの利用状況から確認する。

高齢者は、介護を必要とするときにどの主体から介護サービスの提供を受けるか、という点が重要な問題となる。介護サービスの状況について、本稿では同居する子供による介護、介護事業所から入手できる介護サービスのほかに医療機関への入院も考慮する。本来、医療機関により提

(2) 海外での先行研究は Hoerger, Picone and Sloan (1996), Börsch-Supan, McFadden and Schnabel (1996), Costa (1999), Engelhardt, Gruber and Perry (2002), Heiss, Hurd and Börsch-Supan (2003) などが存在する。

供されるサービスは医学的処方が必要なときに選択されるサービスだが、家族内に介護者がいないなどの理由から入院を選択する「社会的入院」と呼ばれる目的の医療サービス選択の存在も指摘されている。そのため、子供と別居している高齢者が介護サービスの提供を受けようとする場合、子供と同居して介護を受けようとするか、そうでなければ介護事業所によるサービスや入院による医療サービスを受けると考えられる。

一方、子供と同居する高齢者はどの主体から介護サービスを受けると考えられるのか。厚生労働省『平成12年 介護サービス世帯調査』によれば、要介護者等と同居する主な介護者の50.6%が子あるいは子の配偶者であることから、同居時には子供（の世代）による介護サービスを受けることが多いと考えられる。しかし、子供が就業している状況下では、労働時間の一部あるいはすべてを介護サービスの提供に充てることに伴い、介護サービス提供の機会費用が発生する。介護者となり得る家族の機会費用が高ければ、同居していても介護事業所や医療機関から提供されるサービスを高齢者が受ける、ということも考えられる。

そのため、本稿では介護サービスの利用状況を示す項目として「医療機関への入院」、「在宅介護サービス」、「子供との同居による介護」を扱う。子供との同居状況については3節で確認することにし、本節では医療機関への入院と在宅介護サービスの状況について確認することにする。

2.1 高齢者の受診行動

医療サービスの利用状況として、医療機関への入院に関するデータを用いることにする。本来ならば社会的入院に該当する医療サービス需要のデータを用いることが望ましいが、社会的入院の定量化についての明確な定義がないことから、今回は70歳以上の者の入院に関するデータを代理変数として用いることにした⁽³⁾。

具体的には、国民健康保険中央会『国民健康保険の実態』所収の受診行動に関するデータを用いることにする。『国民健康保険の実態』には、国民健康保険（以下、国保）被保険者の受診行動と保険給付状況のデータが保険者レベルで掲載されている。国保の保険者は基本的に各市区町村（区は東京都23区のみ）だが、東蒲原広域事務組合（新潟県津川町、鹿瀬町、上川村、三川村）、御坊市外三ヶ町組合（和歌山県御坊市、美浜町、日高町、川辺町）は複数の市町村を一保険者が統括している。また、政令指定都市の保険者は市である。したがって、95年に存在した市区町村数（3,255市区町村）よりも保険者の数は少なく、3,249保険者となっている。以下、分析対象とする市区町村データは、特筆しない限り保険者単位で加工したものをを用いることにする。

(3) 例えば府川（1995）では、社会的入院を「1日あたり診療費が入院中の宿泊や食事に要する費用に相当する額以下の入院患者」と定義した場合、1993年度における70歳以上人口の3~6.5%が社会的入院をしていると推測されている。

表1 国民健康保険の被保険者と老人医療受給対象者の状況（入院，1995年）

	受診率	1件あたり日数 (日)	1日あたり診療費 (円)	1人あたり診療費 (円)
一般被保険者				
平均	25.658	20.027	15,302	76,833
メディアン	24.231	20.080	14,982	72,912
標準偏差	8.491	2.131	2,687	24,584
最大	92.015	27.470	46,537	268,597
最小	1.515	4.430	3,026	2,322
観測値数	3,249	3,249	3,249	3,249
退職被保険者等				
平均	33.336	17.658	21,522	123,223
メディアン	31.797	17.960	20,897	118,385
標準偏差	11.419	2.780	5,945	47,454
最大	168.033	29.330	146,760	635,101
最小	1.493	1.500	4,926	2,883
観測値数	3,245	3,244	3,245	3,245
老人医療受給対象者				
平均	87.334	20.501	17,359	302,727
メディアン	81.281	20.530	17,218	286,095
標準偏差	29.580	2.010	2,907	95,107
最大	276.441	29.240	32,736	787,881
最小	7.692	10.500	9,259	14,577
観測値数	3,249	3,249	3,249	3,249

(注1) 各項目の「平均」は保険者別に算出された値を算術平均したものである。

(注2) 「退職被保険者等」についてはデータの一部分が得られない市町村が存在したため、観測値数が他の項目より少なくなっている。

『国民健康保険の実態』において、国保被保険者は「一般被保険者」、「退職被保険者等」の2つのグループに分割され、それぞれのデータが保険者レベルで集計されているほか「老人医療受給対象者」（以下、老健対象者）についても別途集計が行われている⁽⁴⁾。本稿では老健対象者の入院状況に関するデータを主として用いるが、最初に国保の「一般被保険者」、「退職被保険者等」の受診行動との比較を行うことにしたい。

(表1)は、1995年度における国保被保険者と老健対象者の入院に関する受診行動の記述統計である。「受診率」、「1件あたり日数」、「1日あたり診療費」、「1人あたり診療費」の定義は文末のAppendixに掲載した。

1人の患者が複数月にわたって治療を受けた場合、レセプト（診療報酬明細書）は月ごとに発行される。また、同一の月に複数の医療機関で治療を受けた場合にも複数枚のレセプトが発生す

(4) 老健対象者は老人保健法によって定められ、1995年時点では70歳以上の者（65歳以上70歳未満の身体障害者も含む）が対象となる。

る。そのため、受診率は被保険者100人あたり延べ受診者数と考えられる。

老健対象者の受診率は平均87.334であり、一般被保険者と比較して約60ポイント、退職被保険者等と比較しても約50ポイントの格差が見られる。受診率を被保険者100人あたり延べ受診者数と考えるならば、一般被保険者、退職被保険者等がそれぞれ被保険者4人中1人、3人中1人が治療を受けたことになるのに対し、老健対象者は10人中8~9人の被保険者が治療を受けたと解釈される。

老健対象者の受診率の最大値は北海道浦臼町の276.441であり、前述と同様に受診率を被保険者100人あたり延べ受診者数と解釈すれば、同町では老健対象者1人あたり2.76回入退院を繰り返したことになる。

1件あたり日数は、老健対象者が平均20.501日であり、一般被保険者と退職被保険者等の平均はそれぞれ20.027日、17.658日である。老健対象者と一般被保険者との間に大きな差異は見られないが、最小値に関しては一般被保険者が4.43日であるのに対し、老健対象者は10.5日となっており、全域的に老健対象者の1件あたり入院日数は長いと言えるだろう。

1日あたり診療費については、老健対象者が平均17,359円であるのに対して、一般被保険者は平均15,302円、退職被保険者等は21,522円となっている。老人保健制度の財源のうち、保険料によってまかなわれる分については各保険制度から分担拠出されるため、国保以外の保険制度からの拠出分も存在する⁽⁵⁾。また、老人保健制度のもとでは、老人被保険者の割合が高い保険制度ほど拠出分が抑えられるシステムとなっており、老人被保険者の規模が他の保険制度に比べて大きい国保の拠出は相対的に低額であったと考えられる⁽⁶⁾。

老健対象者の1人あたり診療費は平均302,727円であり、一般被保険者の平均76,833円、退職被保険者等の123,223円と比べて高額となっている。老健対象者の1日あたり診療費の平均は他に比べて高いとはいえないが、1人の患者が入退院を繰り返したり、同一疾病の治療を行うのに入院する期間が長期化したりすれば、1人あたり診療費は高額になる。前述の通り、老健対象者の受診率と1件あたり日数はともに他の被保険者の平均より高くなっており、その影響から1人あたり診療費が高くなっていると考えられるだろう。

2.2 在宅介護サービス

介護事業所による介護サービスについては、在宅介護サービスを考えることにする。

1995年度の在宅介護サービスの利用状況を、(財)長寿社会開発センター『老人保健福祉サービス利用状況地図(老人保健福祉マップ)数値表』により確認してみよう。同資料では、在宅介護サービスの延べ利用人数を「訪問介護(ホームヘルプサービス)」、「短期入所生活介護(ショートステイ)」、「日帰り介護(デイサービス)」の各サービスについて市区町村別に得ることができ

(5) 老人保健制度の財源は「国：都道府県：市町村：保険制度=12：3：3：42」(1995年当時)である。

(6) 老人医療拠出金は、各保険制度の老人加入率が等しいという仮定の下に算定されている。

る⁽⁷⁾。それらのデータを保険者レベルで集計し、「65歳以上親族のいる一般世帯数」⁽⁸⁾で除したものを世帯あたり在宅介護サービス利用回数（日数）と考えることにする。たとえば「世帯あたり訪問介護利用回数」（以下、訪問介護利用回数）は、高齢者のいる世帯が1年間にどれだけ訪問介護を利用したか、という回数になる。「世帯あたり短期入所生活介護利用日数」（以下、短期入所利用日数）、「世帯あたり日帰り介護利用日数」（以下、日帰り介護利用日数）も同様にして計算することにする。

なお、65歳以上親族のいる一般世帯には、必ずしも要介護高齢者がいるとは限らないことに留意する必要がある⁽⁹⁾。

（表2）に、1995年における在宅介護サービス利用状況の記述統計を記した。また、全保険者の状況と比較するため、東京都23区・政令指定都市（以下、23区・指定都市）と人口集中地区（DID）、非DID（DIDに含まれない市町村）の状況も掲載した。

表2 在宅介護サービス利用状況（1995年）

	平均	メディアン	標準偏差	最小	最大	観測値数
全保険者						
訪問介護利用回数	2.008	1.553	1.849	0.045	40.311	3,245
短期入所利用日数	0.584	0.400	0.634	0.001	10.889	3,184
日帰り介護利用日数	2.852	2.155	2.649	0.002	27.842	2,853
DID						
訪問介護利用回数	1.294	1.108	0.878	0.080	14.208	1,021
短期入所利用日数	0.447	0.372	0.332	0.001	2.394	1,020
日帰り介護利用日数	1.650	1.309	1.272	0.005	11.683	977
非DID						
訪問介護利用回数	2.336	1.845	2.072	0.045	40.311	2,224
短期入所利用日数	0.649	0.421	0.726	0.002	10.889	2,164
日帰り介護利用日数	3.478	2.842	2.947	0.002	27.842	1,876
東京都23区・政令指定都市						
訪問介護利用回数	1.883	1.808	0.758	0.413	3.348	35
短期入所利用日数	0.307	0.217	0.265	0.097	1.351	35
日帰り介護利用日数	1.476	1.207	0.797	0.589	3.884	35

（注）各項目の統計は、国民健康保険の保険者単位で加工したものをを用いている。

(7) ここで対象となる在宅介護サービスは、老人福祉法第10の4第1項に基づいて平成7年度に実施された在宅介護サービスである（（財）長寿社会開発センター『老人保健福祉サービス利用状況地図（老人保健福祉マップ）数値表』解説を参照）。

(8) 総務省統計局『平成7年国勢調査報告』による。

(9) 厚生省『平成7年国民生活基礎調査』によれば、65歳以上の在宅要介護者は86万1千人と推計されており、65歳以上の世帯員（1,744万9千人）の4.9%ほどになる。

(10) 日帰り介護利用日数については訪問介護利用回数と同様の傾向が見られる。短期入所利用日数は、DIDの地域間格差が最も小さくなるが、非DIDの格差が最も大きい点は他と同様である。

全保険者で確認すると、各サービスの平均利用回数（日数）は、訪問介護が2.008回、短期入所生活介護が0.584日、日帰り介護が2.852日となっている。提供されるサービスの利用単位（回、日）や内容が異なるため、数値そのものを単純に比較することはできないが、日帰り介護利用日数のばらつきが他のサービスに比べて大きいことや、どのサービスも利用回数（日数）の分布に偏りのあることが読み取れる。特に訪問介護利用回数は、他のサービスと比較して最大値と分布の重心との差が非常に大きいことがわかる。

一方、DIDと非DIDに分割すると、DIDでは各サービスは平均的に利用が少なく、非DIDでは多くなっている。ただし、訪問介護利用回数について23区・指定都市のみの状況を確認すると1.883回となっており、他のDID（1.294回）と比較してサービス利用が平均的に高くなっていることがわかる。また、訪問介護利用回数の地域間格差を変動係数で確認すると、23区・指定都市で最も小さく、非DIDで最も大きくなった⁽¹⁰⁾。観測値数の違いも考慮しなくてはならないが、非都市的地域では訪問介護利用回数の格差は大きく、都市的地域ほど平均の近傍に分布していると考えられる。

3種類の在宅介護サービスは、いずれも1989年に策定された「高齢者保健福祉推進十ヵ年戦略（ゴールドプラン）」のもとで市町村ごとにサービスの拡充が行われたものであり、それぞれ分析対象として重要であるが、本稿では訪問介護に焦点を当てて分析を行うことにする。短期入所生活介護や日帰り介護は要介護者と同居する家族の負担緩和を意図したサービスであるのに対し、訪問介護は要介護者の自立した生活のサポートに重点をおいており、身体介助のほかに家事援助を行うサービスであるため、本稿の仮説を検証する上で適切な変数と考えられるからである。

3 同居世帯の状況

3.1 高齢者のいる世帯

高齢者のいる世帯の情報を市区町村レベルで扱う場合には、総務省統計局『国勢調査報告』を利用することが可能である。そこで、本稿では『平成7年国勢調査報告』の第1次基本集計に含まれる「65歳以上親族のいる一般世帯」に関する項目を国保の保険者レベルに集計して用いることにする。同項目は「65歳以上とそれ未満のいる世帯」、「65歳以上のみの世帯」に区分することができる。そこで、以下ではこれらの世帯区分を「同居世帯」、「高齢者のみの世帯」とし、65歳以上の者を高齢者（親）、65歳未満の者を子供として考えることにする。

（表3）は、高齢者のいる各世帯の状況の鳥瞰である。各世帯区分の「比率」は、65歳以上親族のいる一般世帯数に対する各世帯区分の比率として算出している。（表2）と同様、DID、非DID、23区・指定都市についても掲載した。

全保険者で捉えると、同居世帯比率の平均は69.5%、高齢者のみの世帯比率は30.5%となる。DIDにおける同居世帯比率はわずかに減少し、高齢者のみの世帯比率はわずかに増加するが、都市的地域か否かによる平均の差異は大きくないと考えられる。

表3 高齢者のいる世帯の状況 (1995年)

	世帯数	比 率				
		平 均	メディア	標準偏差	最 小	最 大
全保険者 (N = 3,249)						
同居世帯	8,419,066	0.695	0.716	0.128	0.243	0.955
高齢者のみの世帯	4,347,187	0.305	0.284	0.128	0.045	0.757
DID (N = 1,021)						
同居世帯	6,441,346	0.691	0.707	0.103	0.354	0.895
高齢者のみの世帯	3,549,255	0.309	0.293	0.103	0.105	0.646
非 DID (N = 2,228)						
同居世帯	1,977,720	0.697	0.721	0.138	0.243	0.955
高齢者のみの世帯	797,932	0.303	0.279	0.138	0.045	0.757
東京都 23 区・ 政令指定都市 (N = 35)						
同居世帯	1,411,631	0.553	0.553	0.052	0.473	0.656
高齢者のみの世帯	1,086,482	0.447	0.447	0.052	0.344	0.527

一方、各世帯区分の標準偏差は、全保険者よりも DID において小さく、非 DID で大きな値を示している。最大値、最小値も考慮すると、都市的地域では各世帯比率の分布はそれほど大きくなく、反対に非都市的地域では分布が非常に大きいことが読み取れるだろう。

23 区・指定都市では、全保険者に比べて同居世帯比率は平均的に 10% 以上低く、高齢者のみの世帯比率は 10% 以上高いが、データのばらつきは小さい。

上記を踏まえた上で、(図 1) により同居世帯比率の地域間分布を視覚的に確認することしよう⁽¹¹⁾。これによると、北海道東部の一部(根釧台地)・東北・関東・北陸・東海地方と紀伊半島南部(南部山地)を除く近畿地方、鳥取県までの日本海沿岸・有明海沿岸の付近で同居世帯比率が高い。また、23 区・指定都市では、他と比較して高齢者のみの世帯比率が高い状況にあることも確認できる。

平均的には、都市的地域ほど子供と同居する高齢者の割合が減少し、非都市的地域ほど高齢者と子供の同居が多いように見受けられる。しかし、地域分布も考慮すると、同居世帯比率が非常に低い非都市的地域も広範に存在していることがわかる。なぜ、高齢者と子供の同居・別居の状況がこのような地域分布となるのか? 本稿では、持ち家の提供が子供による介護の代償機能を持つ結果、持ち家の存在が同居選択に影響すると考えているので、持ち家率の地域的な差異が要因と推測される。

(11) (図 1) の統計地図は、各レンジに含まれる市区町村数がおおむね等しくなるように調整されている。また、高齢者のみの世帯比率の統計地図は、同居世帯比率の地図と対称になると考えられるので、同居世帯比率の地図のみ掲載した。

図1 同居世帯比率

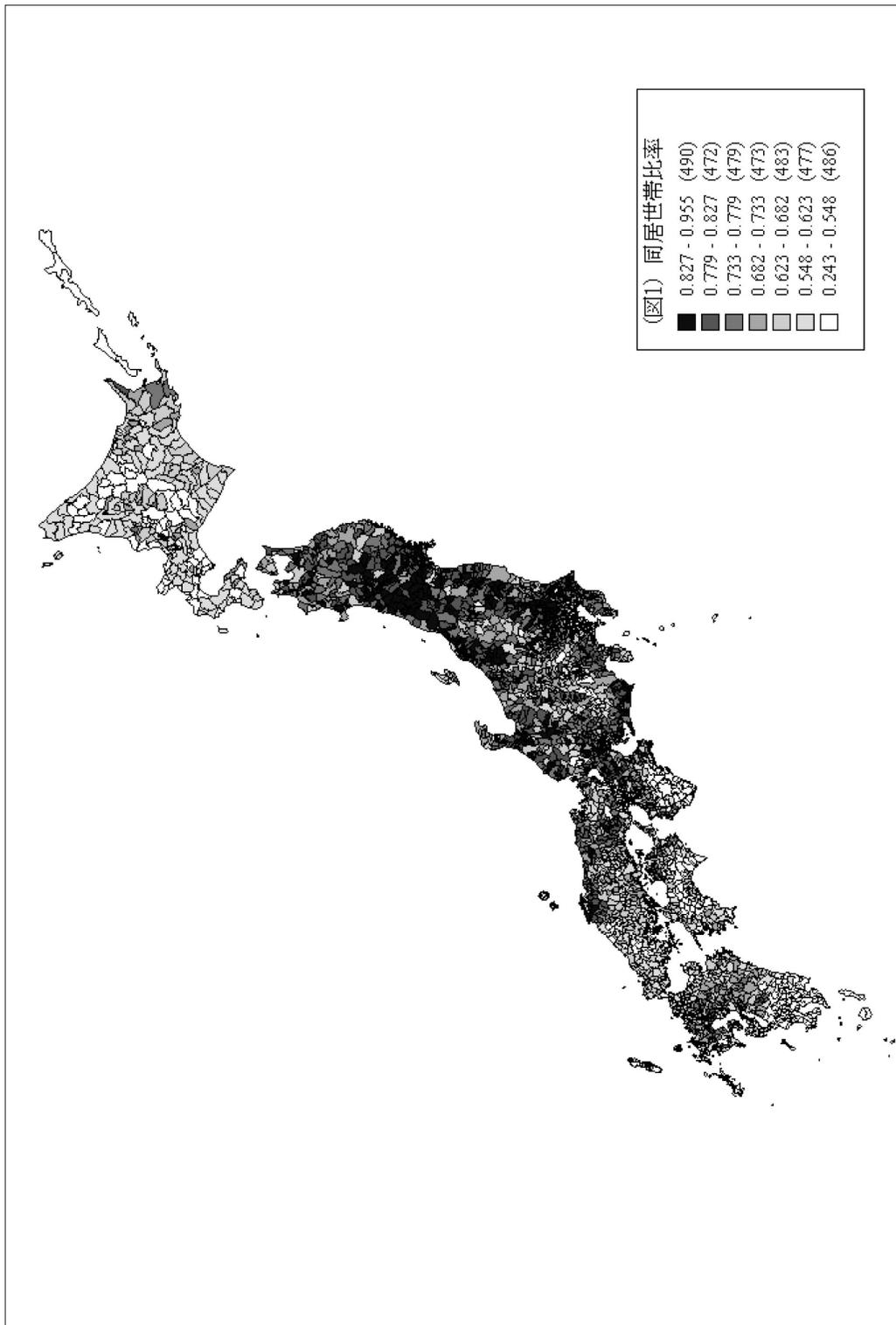


表4 日中の在宅者が65歳以上の者と65歳未満の女性のみの世帯の状況(1995年)

	世帯数	比率				
		平均	メディアン	標準偏差	最小	最大
全保険者 (N = 3,249)	2,256,070	0.241	0.235	0.057	0.034	0.583
DID (N = 1,021)	1,811,313	0.268	0.267	0.051	0.145	0.403
非 DID (N = 2,228)	444,757	0.229	0.222	0.055	0.034	0.583
東京都23区・ 政令指定都市 (N = 35)	419,898	0.283	0.285	0.028	0.234	0.343

3.2 子供による介護

高齢者と同居する子供により提供される介護サービスの量に関するデータは、保険者レベルでの準備が困難である。そこで本稿では、同居する65歳以上の高齢者の介護を主として行う主体を「65歳未満の女性(子供夫婦の妻側)」と想定し、「日中の在宅者が高齢者と65歳未満の女性のみの世帯」の比率を「子供による介護サービス量」の代理変数とすることにしたい。

男性より女性が介護者となったり、介護時間が長くなったりするケースが多いことについては、様々な先行研究により実証的に確認されている(例えば岩田・平野・馬場(1996)、牧・駒村(2000)、岩本(2001)を参照)。参考までに、厚生労働省『平成13年国民生活基礎調査』を用いて主たる介護者の性別・続柄を確認すると、男性が主たる介護者となる比率は23.6%、女性は76.4%となっており、女性が主たる介護者となる状況が多く見られることを反映している。さらに65歳未満の者に着目すると、男性は主たる介護者全体の11.4%であるのに対し、女性は48.9%を占めている。つまり、65歳未満の主たる介護者10人中約8人が女性ということになる。これらの理由から、同居世帯において子供が介護サービスを提供する場合、主たる介護者が65歳未満の女性と想定して分析を行うことにする。

(表4)は、日中の在宅者が高齢者と65歳未満の女性のみの世帯(以下、女性在宅世帯)の記述統計である。このデータは『国勢調査報告』所収のものを利用することができる。

女性在宅世帯比率は23区・指定都市で28.3%と高く、都市的地域から離れるにしたがって小さくなる傾向が見られる(DID(26.8%)、非DID(22.9%))。高齢者のいる世帯の状況と同様、非DIDにおける標準偏差が大きい。

4 住宅の所有状況

4.1 介護サービス選択と住宅の所有状況の関係

通常の財やサービスと異なり、介護サービスは子供と同居して提供してもらうことも可能である。そのため、子供と別居している世帯(高齢者のみの世帯)では、代価を支払って介護サービスを購入する以外に、子供と同居して介護サービスを受けるといった選択肢もある。しかし、高齢

者の介護にはある程度の時間が必要と考えられるため、介護を行う子供は就業時間の短縮等が必要となり、介護の機会費用が発生すると考えられる。

そこで、高齢者から子供への代償となるのが持ち家の提供である。高齢者が持ち家を所有していれば、子供との同居（子供による介護）を希望するときに持ち家を提供することで同居を実現させやすくなり、持ち家を所有していなければ、介護事業所等から介護サービスを購入する傾向が強くなると考えられる。これらの点が、高齢者の住宅の所有状況（持ち家）が介護サービス選択にとって重要であると考えられる理由である。

ちなみに、国民の持ち家志向はどの程度強いのだろうか。国土交通省「土地問題に関する国民の意識調査」では、持ち家志向と借家志向のどちらが強いかを調査しているが、1993年度調査以来、持ち家を希望する者が全体の80%以上を占めており、国民の持ち家志向が強いことを示している。また、国土交通省（2001）「住宅市場整備行動計画」によれば、中古住宅、ファミリー向け賃貸住宅の供給が十分でないため、ファミリー世帯が十分な居住空間を確保するには新築持ち家が必要となることを示しており、住宅市場の状況からも同居者がいる世帯での持ち家所有の傾向が強くなることを示唆している。

4.2 高齢者のいる世帯の持ち家所有

『国勢調査報告』のデータを使用し、高齢者のいる世帯の住宅の所有状況を示すことにする。本稿の分析に関連するデータは持ち家の有無であるので、ここでは高齢者のいる世帯の持ち家率

表5 高齢者のいる世帯の持ち家率・居住面積（1995年）

	平均	メディアン	標準偏差	最小	最大
全保険者 (N = 3,249)					
同居世帯	0.957	0.975	0.053	0.185	1.000
高齢者のみの世帯	0.874	0.906	0.105	0.290	1.000
居住面積 (m ²)	131.3	131.6	28.4	28.4	249.9
DID (N = 1,021)					
同居世帯	0.920	0.938	0.062	0.651	0.997
高齢者のみの世帯	0.784	0.801	0.102	0.313	0.967
居住面積 (m ²)	121.4	120.1	24.8	66.5	212.2
非 DID (N = 2,228)					
同居世帯	0.974	0.984	0.038	0.185	1.000
高齢者のみの世帯	0.915	0.936	0.076	0.290	1.000
居住面積 (m ²)	135.8	137.2	28.8	28.4	249.9
東京都23区・ 政令指定都市 (N = 35)					
同居世帯	0.796	0.809	0.053	0.651	0.889
高齢者のみの世帯	0.628	0.630	0.075	0.457	0.767
居住面積 (m ²)	81.6	79.3	10.5	66.5	110.7

の状況を確認することにしたい。

(表5)に持ち家率の記述統計を記載した。また、住宅サービスの変数としてよく用いられる居住面積の状況も記してある。ここで用いたデータは、高齢者のいる世帯あたりの居住面積(以下、居住面積)である。なお、居住面積の数値には持ち家・借家の面積が両方とも含まれている。

日本は全国的に持ち家率が高く、全保険者を対象に確認すると同居世帯の持ち家率は平均95.7%である。高齢者のみの世帯のほうが持ち家率は低く、87.4%となっている。地域別に見た場合、非DIDの持ち家率は高く、同居世帯・高齢者のみの世帯ともに90%以上である。それと比較すると、23区・指定都市の持ち家率はかなり低く、同居世帯で79.6%、高齢者のみの世帯で62.8%である。

持ち家率と同様、居住面積も非DIDで平均面積が広く(135.8㎡)、都市的地域ほど狭い(23区・指定都市(81.6㎡))という状況である。

5 実証分析

5.1 実証モデル

本稿では、高齢者が介護サービスを受ける主体として子供、訪問介護サービス、医療機関の3つを想定している。さらに、高齢者が子供と同居している場合、子供が高齢者に直接介護サービスを提供することもあるが、介護の機会費用の問題から、同居世帯においても訪問介護サービス、医療サービスを利用する可能性も考慮している。

つまり、子供と別居している高齢者は「子供と同居」、「訪問介護サービス」、「医療機関への入院」のいずれかを選択し、子供と同居している高齢者は「子供」、「訪問介護サービス」、「医療機関への入院」のいずれかを選択して介護サービスを受けることになる。そこで、高齢者と子供が同居しているか、別居しているかにより別々に推定式を考えることにする。

なお、本稿のデータは個票でなく、国保の保険者レベルの集計データであるため、推定には集計データが適用できる手法を用いることにする。

【高齢者のみの世帯】

$$Med_E = \alpha_1 + \beta_1 P_E + \phi_1 Ca_E + \theta_1 H_E + \kappa_1 Y_E + \lambda_1 Age_{70} + e_1$$

$$Ca_E = \alpha_2 + \beta_2 P_E + \phi_2 Med_E + \theta_2 H_E + \kappa_2 Y_E + \tau_2 Age_{75} + e_2$$

$$\ln\left(\frac{P_E}{1-P_E}\right) = \alpha_3 + \phi_3 Med_E + \phi_3 Ca_E + \theta_3 H_E + \kappa_3 Y_E + \lambda_3 Age_{70} + \tau_3 Age_{75} + e_3$$

上記の式は、第1式から順に高齢者のみの世帯の医療サービス需要、介護サービス需要、同居選択の推定式である。

被説明変数 $Med_E \cdot Ca_E$ は高齢者のみの世帯の医療サービス需要・介護サービス需要を表し、

P_E は同居世帯比率を表す．説明変数 H_E は高齢者のみの世帯の住宅サービスであり， Y_E は所得である．

Age_{70} と Age_{75} は，それぞれ70歳以上平均年齢，75歳以上平均年齢である．老健対象者が70歳以上であることと，前期高齢者（65歳以上75歳未満の者）に比べて後期高齢者（75歳以上の者）の要介護率が高い傾向にあるという身体的状況を考慮して， Age_{70} を医療サービス需要の推定式， Age_{75} を介護サービス需要の推定式に含むことにする．

【同居世帯】

$$Med_C = \alpha_4 + \beta_4 P_C + \phi_4 Ca_C + \theta_4 H_C + \kappa_4 Y_C + \eta_4 S + \lambda_4 Age_{70} + e_4$$

$$Ca_C = \alpha_5 + \beta_5 P_C + \phi_5 Med_C + \theta_5 H_C + \kappa_5 Y_C + \eta_5 S + \tau_5 Age_{75} + e_5$$

$$\ln\left(\frac{P_C}{1-P_C}\right) = \alpha_6 + \phi_6 Med_C + \phi_6 Ca_C + \theta_6 H_C + \kappa_6 Y_C + \eta_6 S + \lambda_6 Age_{70} + \tau_6 Age_{75} + e_6$$

第1式・第2式は同居世帯の医療サービス需要，介護サービス需要の推定式であり，第3式は子供による介護選択の推定式とする．子供による介護の代理変数としては女性在宅比率を用いることにする．

被説明変数 $Med_C \cdot Ca_C$ は同居世帯の医療サービス需要・介護サービス需要を， P_C は女性在宅比率を表している．説明変数 $H_C \cdot Y_C$ は，それぞれ同居世帯の住宅サービスと所得である． S は同居子の属性ベクトルであり，同居世帯のみに存在すると考える．

ただし，医療サービス需要，介護サービス需要のデータについては，高齢者のみの世帯の需要量と同居世帯の需要量に分割することができない．また，保険者レベルで使用することができる所得のデータ（課税対象所得）も，親子別や居住形態別には分割することができない．そのため，推定に上式をそのまま用いることは困難となる．

このような場合，各同時方程式の誘導型を求め，高齢者のみの世帯と同居世帯の被説明変数（医療サービス需要，介護サービス需要）と所得を足し合わせた上で推定を行い，その推定値から構造型の推定値を算出することも考えられる．しかし，上述の推定式は同居世帯比率と女性在宅比率が非線形となっているため，誘導型を求めることが難しい．

そこで，以下のように対処する．高齢者は「高齢者のみの世帯」か「同居世帯」のいずれかに居住しているため，高齢者の医療サービス需要と介護サービス需要の一部が高齢者のみの世帯から生じた需要であり，残りが同居世帯からの需要と考えることができる．所得についても同様とする．したがって，次の(1)～(3)の関係式を用いて上述の式を変換する．

$$(1) \begin{cases} Med_E = \nu Med, & 0 < \nu < 1 \\ Med_C = (1-\nu) Med, \\ Med = Med_E + Med_C \end{cases} \quad (2) \begin{cases} Ca_E = \omega Ca, & 0 < \omega < 1 \\ Ca_C = (1-\omega) Ca, \\ Ca = Ca_E + Ca_C \end{cases} \quad (3) \begin{cases} Y_E = \xi Y, & 0 < \xi < 1 \\ Y_C = (1-\xi) Y \\ Y = Y_E + Y_C \end{cases}$$

これにより、実際の推定に用いる式は以下のように変更される。

【推定式】

$$\begin{aligned}
 Med &= (\alpha_1 + \alpha_4) + \beta_1 P_E + \beta_4 P_C + [\omega \phi_1 + (1 - \omega) \phi_4] Ca + \kappa_1 H_E + \kappa_4 H_C \\
 &\quad + [\xi \theta_1 + (1 - \xi) \theta_4] Y + \eta_4 S + (\lambda_1 + \lambda_4) Age_{70} + (e_1 + e_4) \\
 Ca &= (\alpha_2 + \alpha_5) + \beta_2 P_E + \beta_5 P_C + [\nu \phi_2 + (1 - \nu) \phi_5] Med + \kappa_2 H_E + \kappa_5 H_C \\
 &\quad + [\xi \theta_2 + (1 - \xi) \theta_5] Y + \eta_5 S + (\tau_2 + \tau_5) Age_{75} + (e_2 + e_5) \\
 \ln\left(\frac{P_E}{1 - P_E}\right) &= \alpha_3 + \nu \phi_3 Med + \omega \phi_3 Ca + \kappa_3 H_E + \xi \theta_3 Y + \lambda_3 Age_{70} + \tau_3 Age_{75} + e_3 \\
 \ln\left(\frac{P_C}{1 - P_C}\right) &= \alpha_6 + (1 - \nu) \phi_6 Med + (1 - \omega) \phi_6 Ca + \kappa_6 H_C + (1 - \xi) \theta_6 Y \\
 &\quad + \eta_6 S + \lambda_6 Age_{70} + \tau_6 Age_{75} + e_6
 \end{aligned}$$

Med , Ca , Y は高齢者のみの世帯・同居世帯を集計した変数となる。

合計 4 本の式から成り立つ同時方程式となるが、高齢者のみの世帯の同居選択と、同居世帯での子供による介護選択は互いに影響しないと考えているため、第 3 式と第 4 式の間に直接的な関係はないものとする。

また、第 3 式と第 4 式の被説明変数の形状が非線形であるため、直接同時推定を行うのではなく、第 1 式、第 2 式について同居世帯比率の内生性を考慮した三段階最小二乗法による推定を行い、第 3 式・第 4 式は別途推定を行うことにした。第 3 式・第 4 式のように、グループデータのオッズ比を用いた推定には加重最小二乗法を用いることが知られているが、ここでは医療サービス需要、在宅介護サービス需要が内生変数であるため、操作変数を用いた推定が必要となる。第 3 式のウェイトには、65 歳以上親族のいる一般世帯数 (n_E) を用いた $n_E(1 - P_E)$ を使用し、第 4 式のウェイトは、同居世帯数 (n_C) を用いて算出される $n_C(1 - P_C)$ を使用する。

なお、このように推定式を設定した場合、実証分析により示されるのは、各変数が「高齢者全体の医療サービス需要・介護サービス需要」と有意な関係にあるかどうか、ということになる。そのため、実証分析により得られる推定値の解釈はこの点を踏まえて行う必要がある。しかし、厚生省『平成 8 年度 社会福祉行政業務報告 (厚生省報告例)』を用いると、都道府県レベルで「老人のみの世帯」、「老若同居世帯」各世帯区分のホームヘルパー利用世帯比率を算出することができるので、それらと訪問介護利用回数の相関を求めると両者に正の相関が確認される。そこで、推定された介護サービス需要の推定値の符号は、高齢者のみの世帯や同居世帯の介護サービス需要の符号とおおむね一致すると考えて分析を進めることにしたい。

表6 説明変数の記述統計

観測値数：3,249

	平均	メディアン	標準偏差	最小	最大
世帯所得（百万円）	3.821	3.854	1.035	0.950	11.191
同一市区町村通勤率	0.650	0.647	0.175	0.204	1.000
70歳以上平均年齢（歳）	77.8	77.8	0.436	75.5	80.7
75歳以上平均年齢（歳）	82.0	82.0	0.442	79.7	84.4
世帯主平均年齢（歳）	54.4	54.9	4.111	38.8	66.2

5.2 使用データ

推計に用いるデータは1995年のクロスセクションデータで、保険者レベルに集計されている。被説明変数 Med は老健対象者の受診率（入院）、 Ca は訪問介護利用回数を使用する。対数オッズ比をとる P_E と P_C はそれぞれ同居世帯比率と女性在宅比率である。

説明変数のうち、 $H_E \cdot H_C$ は各世帯区分の持ち家率を用いる。また、居住空間の広さの影響も考慮するため、高齢者のいる世帯の居住面積も住宅サービスの変数として導入することにする。

所得 Y は、全世帯あたり課税対象所得（以下、世帯所得）を適用する。保険者レベルでは、高齢者のいる世帯の所得を捕捉することが困難であるため、世帯所得を高齢者のいる世帯の所得の代理変数として使用することにする。

同居子の属性 S は、同一市区町村通勤率を用いる。同一市区町村通勤率は、15歳以上就業者のうち、同一市区町村に通勤する者の比率として算出できる。この比率が高い市区町村では通勤時間が相対的に短いと考えられるため、余暇時間が長くなる。したがって、通勤時間の長い就業者に比べて介護の機会費用が発生しにくくなると考えられる。

Age_{70} は70歳以上平均年齢、 Age_{75} は75歳以上平均年齢である。

前述した変数以外に、保険者の平均的な属性をコントロールするため、世帯主平均年齢を説明変数として導入することにする。

なお、課税対象所得は旧自治省「市町村民税課税状況等の調」によるものであり、それ以外は『国勢調査報告』の第1次・第2次基本集計を使用し、算出している⁽¹²⁾。

説明変数の記述統計を（表6）に示した。世帯所得は平均382万1千円であるが、最も少ない市区町村では95万円、最大の市区町村では1,119万1千円であり、両者には1千万円以上の格差がある。

また、同一市区町村通勤率は65.0%である。関東・関西で低く、北海道や沖縄、島地で高い傾向にある。

(12) 本稿の課税対象所得額と病院の病床数（操作変数に使用）のデータは、日経メディアマーケティング㈱「NEEDS-ADB日経地域総合ファイル」を使用している。

5.3 推定結果（被説明変数間の影響）

本稿の関心事は「高齢者の持ち家は、子供による介護の代償として機能しているかどうか」の検証であり、分析上は被説明変数に対する持ち家率（説明変数）の影響を確認することが主要な目的となる。しかし、前述した通り、子供が高齢者と同居して家族介護を行う傾向が強くなる（子供による介護サービスの量が増加する）のに伴い、介護事業所等から提供される介護サービス需要が減少するかどうか、という点については事前に確認しておく必要があるだろう。そこで、5.1節で提示したモデルを構造型で推定し、被説明変数間の影響を調べることにしたい。

ここで本稿の仮説が支持されるためには、訪問介護利用回数（あるいは受診率）と同居世帯比率（及び女性在宅比率）の推定値が互いに負であることが必要である。

5.1節の推定式に基づいて推定した結果を（表7）に示した。（1）と（2）は三段階最小二乗法を用いて推定している。操作変数法を用いた（3）と（4）については、操作変数の選択に誤りがないかどうかを確認するために過剰識別制約の検定を行ったが、検定は棄却されなかったため、選択した操作変数には問題がないと考えられる。

同居世帯比率は訪問介護利用回数に対して有意に負であるが、受診率に対しては有意でない（符号は正）。女性在宅比率の推定値も、訪問介護利用回数に対しては有意に負となっているが、受診率に対しては有意でない（符号は負）。

家族外の介護サービスとして想定した変数（受診率、訪問介護利用回数）の影響はどうだろうか。受診率の推定値は同居オッズ比（対数）に対して有意に正、女性在宅オッズ比（対数）に対して有意に負となっており、訪問介護利用回数の推定値は同居オッズ比（対数）と女性在宅オッズ比（対数）に対して有意に負という結果を得ている。ただし、訪問介護利用回数に対する受診率の推定値、受診率に対する訪問介護利用回数の推定値はどちらも有意でない。

前述した通り、ここで示されるのは同居世帯比率や女性在宅比率と高齢者全体の医療・介護サービス需要との関係であり、「高齢者のみの世帯を対象とした同居選択と医療・介護サービス需要の関係」や「同居世帯の家族介護選択と医療・介護サービス需要との関係」を厳密に実証したものではない。しかし4節に記したように、少なくとも介護サービス需要に関しては、高齢者全体のサービス需要と世帯区分別（高齢者のみの世帯、同居世帯）のサービス需要の符号は一致すると考えられる。そのため、次の2点が示唆される。

- (A) 高齢者のみの世帯を対象とした場合、訪問介護を利用する世帯が多い地域では子供との同居を選択する割合が少なく、同居世帯が多い地域では訪問介護の利用が少ない傾向にある。
- (B) 同居世帯を対象とした場合、訪問介護を利用する世帯が多い地域では65歳未満の女性が日中、高齢者とともに居ることが少なく、65歳未満の女性と高齢者が日中に在宅していることが多い地域では、訪問介護の利用が少なくなっている。

受診率と他の被説明変数との関係については、前述の理由や有意でない推定値が存在するため、確認できる状況は限定される。しかし、受診率は同居オッズ比（対数）に対して有意に負であり、

表7 高齢者の同居選択・介護サービス選択の推定結果

	(1) 受診率 (入院)		(2) 訪問介護利用 回数 (対数)		(3) 同居オッズ比 (対数)		(4) 女性在宅 オッズ比 (対数)	
	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	-4.222	-3.233	-10.252	-1.366	5.329	2.045	-0.083	-0.045
同居世帯比率	0.412	0.799	-2.480	-4.122				
女性在宅比率	-0.009	-0.021	-2.268	-2.537				
訪問介護利用回数 (対数)	0.383	1.524			-0.107	-3.986	-0.132	-4.264
受診率 (入院)			-1.554	-1.079	-0.731	-8.040	0.215	3.300
持ち家率 (高齢者のみの世帯)	-0.791	-4.092	-0.387	-0.435	-0.429	-2.958		
持ち家率 (同居世帯)	0.639	1.105	-2.233	-3.649			-0.346	-1.315
居住面積	-0.003	-1.536	0.008	8.024	0.014	29.842	-0.004	-7.038
同一市区町村通勤率	-0.079	-0.993	-0.470	-1.777			-0.187	-3.679
世帯所得 (対数)	-0.113	-0.500	-1.574	-2.420	0.030	0.394	-0.023	-0.272
70 歳以上平均年齢	0.079	3.853			-0.134	-2.558	0.015	0.331
75 歳以上平均年齢			0.223	1.546	0.070	1.133	-0.013	-0.282
世帯主平均年齢	-0.014	-3.808	-0.005	-0.292	-0.014	-3.556	-0.004	-1.631
修正 R^2	0.075		0.135		0.711		0.375	
観測値数	3,245		3,245		3,231		3,231	
² 統計量					0.030		0.951	

(注) 各式の操作変数 (外生変数以外) は、以下の通りである。

(1)・(2) 女性在宅比率 (1990 年), 同居世帯比率 (1990 年)

(3)・(4) 訪問介護利用回数 (1990 年), 1 日あたり診療費 (一般被保険者), 高齢者 1 人あたりベッド数

女性在宅オッズ比 (対数) に対しては有意に正となること, 訪問介護利用回数との関係は有意でないことから, 以下の点も推察される。

(C) 高齢者の入院割合が高い地域ほど同居世帯の割合が低くなり, 同居世帯においては日中高齢者と女性が在宅する割合が増加する傾向にある。

(D) 高齢者全体を考えた場合, 入院と訪問介護利用との間には明確な関係が見出せない。このことから「訪問介護の利用対象者が介護目的で入院を選択する」というタイプの社会的入院の存在は統計的に有意でないことが示唆される。

これらの結果により, 高齢者のいる世帯が介護サービスを必要とする場合, 選択時に「訪問介護」と「子供による介護」を同一のカテゴリーに属するサービスとして考慮する傾向にあることが考えられる。そして, 訪問介護利用回数と同居世帯比率の推定値は互いに負であることが示されたため, 高齢者と子供が同居する傾向にあれば, 訪問介護の利用は減少するということが確認されたことになる。また, 訪問介護利用回数と女性在宅比率も互いに負の関係であった。介護の

機会費用の問題から、高齢者と子供が同居していても家族外の介護サービスを利用することが考えられるが、同居世帯においても子供による介護が行われれば、訪問介護利用は減少することが示唆される。

5.4 推定結果（説明変数の影響）

この節では、被説明変数に対する持ち家率の影響を中心に確認する。ただし、5.3節で受診率と同居世帯比率・女性在宅比率との関係は有意であることが見出せなかったため、訪問介護・同居世帯比率・女性在宅比率の各変数との関係を主に議論することにする。ここで、同居世帯比率・女性在宅比率に対する持ち家率の影響が正となり、訪問介護利用回数に対する影響が負となれば、「持ち家の提供を代償として、子供による介護が行われている」傾向にあると考えられる。

（表8）に、外生変数に回帰した結果を記した。（1）と（2）は Seemingly Unrelated Regression (SUR) による推定を行い、（3）と（4）は加重最小二乗法を用いている。（3）のウェイトは $n_E(1-P_E)$ であり、（4）のウェイトは $n_C(1-P_C)$ である。

高齢者のみの世帯の持ち家率の推定値は、同居オッズ比（対数）に対して有意に負という結果を得ている。持ち家率を用いて推定を行った他の研究（八代（1996）や舟岡・鮎沢（2000））では、同居選択に対するこれらの変数の推定値は有意に正となっており、本稿の結果はこれらと異なるものと見受けられる。一方、同居世帯の持ち家率の推定値は同居オッズ比（対数）に対して有意に正であり、先行研究の結果とも一致している。

このような違いが生じるのはなぜか？その理由のひとつとして、説明変数の選択に関する問題

表8 外生変数に回帰した結果

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	受診率（入院）		訪問介護利用回数（対数）		同居オッズ比（対数）		女性在宅オッズ比（対数）	
	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	-6.114	-6.197	-6.349	-2.658	12.873	11.999	-1.557	-1.647
持ち家率（高齢者の世帯）	-0.530	-5.085	0.921	3.514	-1.742	-17.488	-0.259	-2.971
持ち家率（同居世帯）	-0.316	-1.659	-3.415	-5.940	2.848	18.122	0.172	1.233
居住面積	-0.0004	-1.483	0.005	6.842	0.014	47.735	-0.005	-18.727
同一市区町村通勤率	-0.080	-2.294	0.100	1.226	-0.405	-15.926	-0.124	-5.478
世帯所得（対数）	-0.470	-17.079	-1.026	-13.967	0.311	11.435	-0.070	-2.845
70歳以上平均年齢	0.056	2.297	-0.026	-0.420	-0.140	-4.295	0.029	1.021
75歳以上平均年齢	0.055	2.360	0.130	2.032	-0.049	-1.496	-0.005	-0.172
世帯主平均年齢	-0.008	-5.147	0.024	5.782	-0.005	-3.471	-0.011	-7.643
修正 R^2	0.278		0.235		0.774		0.409	
観測値数	3,245		3,245		3,249		3,249	

が考えられる。先行研究では、高齢者のいる世帯の持ち家の所有状況は、子供との同居の有無によらず1変数として与えられている。このようにすると、高齢者のいる世帯全体の持ち家の所有状況と同居選択との関係を実証的に得ることが可能である。それに対し、本稿のように高齢者のみの世帯と同居世帯の持ち家の所有状況を別々に得ることができる場合、高齢者のみの世帯・同居世帯それぞれについて持ち家の所有状況と同居世帯比率との関係を分析することが可能になる。同居している家族の有無や続柄等により、高齢者にとって所有する持ち家の意義が異なるのであれば、世帯区分ごとのサービス属性は、同居選択に対して異なる影響を与える可能性があると考えられる⁽¹³⁾。

では、高齢者のみの世帯の持ち家率の推定値が負である理由は何だろうか？もし、借家に住む高齢者が持ち家の高齢者に比べて居住地移動の機会費用が低いとすれば、借家の高齢者のほうが借家を退去して子供と同居するインセンティブも高くなると考えられる。その結果、高齢者のみの世帯について、持ち家率が低い（借家率が高い）地域ほど、同居世帯比率が高くなる。そのような状況を反映すれば、持ち家率の推定値は負になるだろう。この点については、6節で追加的に考察する。

同居オッズ比（対数）以外の被説明変数に対する持ち家率の影響を確認する。訪問介護利用回数に対しては、高齢者のみの世帯の持ち家率は有意に正、同居世帯の持ち家率は有意に負となっている。同居世帯比率の高い地域では訪問介護利用回数が少なく、訪問介護利用回数の多い地域では同居世帯比率が低いという前節の結果を踏まえると、高齢者のみの世帯の持ち家率が高い地域では訪問介護を多く利用し、同居（子供による介護）を選択する傾向が低くなると推察される。それと反対に、同居世帯の持ち家率の高い地域では子供からの介護を多く期待する傾向があり、訪問介護の利用が抑えられる傾向があると考えられる。

女性在宅オッズ比（対数）に対して、高齢者のみの世帯の持ち家率の推定値は有意に負、同居世帯の持ち家率の推定値は有意ではないが正である。高齢者のみの世帯の持ち家率が低い地域では同居を選択する傾向があり、同居家族内で女性が介護を行う確率が高ければ、持ち家率の推定値の符号はこのようなことになると考えられる。

居住面積の推定値は、訪問介護利用回数、同居世帯比率に対して有意に正である。居住空間が大きくなるほど、同居に伴うプライバシー費用が低下し、同居が容易になると考えられるが、同居世帯比率に対する正の符号はその状況を表すものと考えられる。その状況を踏まえれば、訪問介護利用回数に対する符号は負であることが予想されるが、推定結果は正であった。この点についてはさらなる分析が必要であるが、女性在宅オッズ比に対する推定値が負であることを考慮すると、居住空間が広いほど同居を選択する傾向は強くなるが、それが家族内の女性による介護確率を高める方向にはつながっていないことが推察される。家族による介護サービス提供の代価と

(13) 本稿のデータを用いた場合も、先行研究と同様に持ち家率を「高齢者のいる世帯全体」に集約して分析を行うと推定値は正になり、先行研究の結果と一致する。

して住宅サービスの提供が行われているとすれば、住宅サービスの代理変数として居住面積を用いることは再考の余地があると考えられる。

同一市区町村通勤率は、女性在宅オッズ比に対して有意に負である。同一市区町村通勤率の高い地域は相対的に就業者の余暇時間が長いとすれば、余暇時間を介護に充てることで家族介護のサービス量を増加させたり、女性による介護の負担を緩和したりすると考えられる。その結果、同一市区町村通勤率の高い地域は低い地域に比べて女性在宅比率が低くなることが推察される。

世帯所得の推定値は同居オッズ比に対して有意に正、他はすべて有意に負であった。本稿で用いた世帯所得のデータは高齢者のいる世帯に限定したものではないため、厳密な議論を行うのは困難である。ただし、高齢者の所得水準が高い場合は、子供にとって同居選択のインセンティブを高めることになり、その効果を反映しているとすれば、世帯所得の水準が高い地域では同居を選択する確率が高まることが推察されるだろう。しかし一方で、世帯所得が高くなるほど女性在宅比率は低くなるという結果も得られている。このことは、高い世帯所得を求めて同居を選択することが多いとしても、それが女性による介護の確率を高めているとは言えないことを示していると考えられる。

70歳以上平均年齢の影響は受診率に対して正であり、75歳以上平均年齢の影響は受診率・訪問介護利用回数に対して正であった。高齢者は、加齢による身体的機能の低下により医療行為の必要性が高まることや、後期高齢者に要介護者が多く見られる状況を反映し、これらの結果が得られたものと考えられる。

世帯主平均年齢の影響は、訪問介護利用回数に対して有意に正であり、他に対しては有意に負という結果を得た。

5.5 政策的インプリケーション（持ち家と訪問介護利用）

前節において、高齢者のみの世帯の持ち家率の推定値は同居オッズ比に対して負、訪問介護利用回数に対して正となっており、本稿の仮説とは一致しない。この点についての議論は次節において行うことにする。しかし、同居世帯の持ち家率の推定値は同居オッズ比に対して正、訪問介護利用回数に対して負となっており、部分的ではあるが本稿の仮説を支持する結果となっている。そこで、この結果を用いて、高齢社会対策の効果を推計することにしたい。

表9 同居世帯の持ち家率が1%上昇した場合の、訪問介護利用回数への影響

	高齢者のいる 世帯数（平均）	同居世帯数 （平均）	訪問介護利用 回数（平均）	訪問介護利用回数への影響	
				世帯平均 減少分	保険者平均 減少分
全保険者	3,929	2,591	2.008	0.067	263.2
DID	9,785	6,308	1.294	0.060	587.1
非DID	1,255	887	2.336	0.055	69.0

（注）訪問介護利用回数の減少分は、年間ベースである。

高齢社会対策基本法（1995年12月施行）に基づき、高齢化社会に向けた諸政策が実施されている。住宅に関連する項目については、例えば「多様な居住形態への対応」として、持ち家における親子の同居ニーズに対応する住宅の供給を促進する対策が実施されている。

では、持ち家における同居を推進する施策の影響は、訪問介護サービス市場にどの程度影響すると考えられるだろうか？（表9）は、同居世帯の持ち家率の1%上昇により、訪問介護利用回数がどの程度減少するかを示したものである。全保険者のほかにDID、非DIDを対象とした結果も記した。なお、DIDと非DIDについては、それぞれサンプルを抽出して推定した結果を用いた。

全保険者を対象とし、世帯あたり訪問介護利用回数が平均的な保険者を想定した場合、同居世帯の持ち家率が1%上昇すると、世帯あたり訪問介護利用回数は年間0.067回、3.3%程度減少する。もし、この保険者に含まれる高齢者のいる世帯数が平均値であるならば、その保険者における訪問介護利用回数の年間減少分は263.2回と推計される。

同様の推計をDID、非DIDについて行くと、DIDの世帯あたり訪問介護利用回数は0.06回減少し、非DIDでは0.055回減少する。保険者レベルでみると、DIDで587.1回、非DIDで69.0回利用回数が減少することになる。このことから、全国一律で持ち家取得に関する政策を施した場合、世帯平均での訪問介護サービス市場への影響は、都市的地域での減少分がそうでない地域に比べてわずかに大きい程度だが、保険者レベルでの影響を確認すると都市的地域での利用者減少が顕著であることが容易に見て取れる⁽¹⁴⁾。

6 Discussion

本稿では、高齢者が介護サービスを選択する際、子供との同居による介護を選択することがあるという状況をもとに、子供による介護の代償として高齢者が持ち家を提供しているののではないかと、という仮説を実証的に分析した。

1995年のデータを用いて分析した結果、訪問介護サービスの利用が多い地域ほど高齢者と子供の同居世帯が少なく、さらに日中、高齢者と女性が在宅する世帯も少ないことが示され、逆も成り立つことが示された。しかし、これらの変数と医療サービス需要（受診率（入院））との間に明確な関係は見出せなかった。このことは、高齢者が介護を必要とするとき、少なくとも「訪問介護」と「子供による介護」を同一のカテゴリーに属する選択対象として考慮する傾向にあったことを示唆している。

持ち家の影響については、同居世帯の持ち家率が高いほど女性の在宅比率が高く、また、訪問介護サービスの利用が少ないことが示された。このことは、持ち家の存在が高齢者と子供の同居、

(14) DID、非DIDともに、訪問介護利用回数に与える影響は全保険者ベースのものに比べて小さい。これについては地域区分の問題と考えられる。

及び子供による介護のインセンティブを高める方向に機能していることを表していると考えられる。しかし、高齢者のみの世帯の持ち家率については、その値が高い地域ほど同居世帯が少なく、訪問介護サービスの利用が多くなるという結果を得た。検証しようとした仮説は、高齢者が子供による介護の代償として持ち家の提供を行っているのではないかと、ということであるから、本稿の結果と仮説とは一致しない。

この点については、以下を追加的に検証する必要があるだろう。

第一に、高齢者の持ち家が同居に対して正の影響を持つのではなく、子供の持ち家が正の影響を持つのではないかと、という点である。持ち家率が高いほど親子の同居、子供による介護の確率が高まるという結果は得られているので、高齢者が子供の持ち家に同居するのであれば、今回の実証結果も説明可能である。ただし、この場合は本稿のような仮説でなく、家族全体の効用関数の最大化を目的とし、高齢者の介護が効用水準に正の影響を与えるような利他的モデルを用いて再検証する必要がある⁽¹⁵⁾。

第二に、高齢者のみの世帯は「高齢単身世帯」、「高齢夫婦世帯」に分割することができる点である。高齢夫婦世帯は配偶者が存在するため、配偶者が主に介護を行う結果、子供による介護（及び同居）を希望しなかったり、訪問介護サービスの利用が抑えられたりすることも考えられる。一方、高齢単身世帯は配偶者のいない状況下での介護サービス選択に直面する。一人暮らしか夫婦世帯かによって介護サービス選択行動が異なるのであれば、高齢者のみの世帯だけを対象にしても十分な結果が得られない可能性がある。

また、持ち家取得に関する施策の効果として、同居世帯の持ち家率が1%高まることによる訪問介護サービス市場への影響を分析した。世帯あたり訪問介護利用回数の影響を見た場合、都市的地域のほうがそうでない地域に比べてやや利用回数が抑えられる程度だが、高齢者のいる世帯数が両地域で大きく異なるため、保険者（市区町村）レベルでの影響は都市的地域のほうがかなり大きくなることが確認された。つまり、持ち家の取得が非都市的地域の訪問介護サービス市場に及ぼす影響は少ないが、都市的地域の市場に与える影響は大きなものになると推察される。高齢者本人、あるいは家族の属性だけでなく、住宅の所有状況と同居選択との関係を踏まえた介護サービス関連政策を進めることも重要と考えられる。

最後に、上述以外の課題について述べることにする。一つは、医療サービス需要と介護サービス需要との関係である。本稿で示したのは社会的入院の代理変数として用いた「入院による医療サービス需要」と「訪問介護サービス需要」との関係である。訪問介護サービスは在宅介護サービスの一つであり、ホームヘルパーが在宅訪問を行って要介護者の身体介助や家事援助を行うサービスであるため、(社会的)入院によるサービスの内容との関連性を再考しなくてはならない。

もう一つは、分析対象となる年度である。本稿で用いたデータは介護保険制度導入前（1995

(15) このようなアプローチを用いた最近の研究としては、Pezzin, Kemper and Reschovsky (1995), Konrad, Künemund, Lommerud and Robledo (2002) などがある。

年)のものであり、同制度導入前と導入後とでは、介護事業所によるサービスの利便性自体に差異が生じていると考えられる。前述の仮説が1995年のデータを用いて実証されたとしても、その結論が安定的であるためには、さらに介護保険制度導入後のデータを用いて妥当性を確認する必要があるだろう。

Appendix 受診行動の定義

「受診率」、「1件あたり日数」、「1日あたり診療費」、「1人あたり診療費」の定義は(付表)の通りである。

(付表) 受診行動データの定義

用語	本稿における定義
受診率	$\frac{\text{レセプト件数}}{\text{被保険者数 (老人医療受給対象者数)}} \times 100$
1件あたり日数	$\frac{\text{全レセプトの実日数合計}}{\text{レセプト件数}}$
1日あたり診療費	$\frac{\text{診療費総額}}{\text{全レセプトの実日数合計}}$
1人あたり診療費	$\frac{\text{診療費総額}}{\text{被保険者数 (老人医療受給対象者数)}}$

(注1) カッコ内は老人医療受給対象者分。

(注2) $1人あたり診療費 = \frac{\text{受診率}}{100} \times 1件あたり日数 \times 1日あたり受診費$ になる

参考文献

- [1] アルバート安藤・山下道子・村山淳喜 (1986) 「ライフサイクル仮説に基づく消費・貯蓄の分析」, 『経済分析』第101号.
- [2] 府川哲夫 (1995) 「老人医療における社会的入院の大きさについての統計的アプローチ」, 『医療経済研究』第2巻, 47-53ページ.
- [3] 舟岡史雄・鮎沢光明 (2000) 「高齢者の同居の決定要因の分析 - 家族の生活状況と保障機能」, 国立社会保障・人口問題研究所編 『家族・世帯の変容と生活保障機能』第8章, 東京大学出版会.
- [4] 岩本康志 (2001) 「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」, 岩本康志編著 『社会福祉と家族の経済学』第5章, 東洋経済新報社.
- [5] 岩本康志・福井唯嗣 (2001) 「同居選択における所得の影響」, 『日本経済研究』第42巻, 21-43ページ.
- [6] 岩田正美・平野隆之・馬場康彦 (1996) 『在宅介護の費用問題』, 中央法規出版.
- [7] 牧厚志・駒村康平 (2000) 「高齢者の要介護状態が家計の介護時間・介護費用に与える影響」, 国立社会保障・人口問題研究所編 『家族・世帯の変容と生活保障機能』第8章, 東京大学出版会.

- [8] 瀬古美喜 (1998) 『土地と住宅の経済分析』, 創文社.
- [9] 高山憲之・有田富美子 (1996) 『貯蓄と資産形成』, 岩波書店.
- [10] 八代尚宏 (1993) 「高齢者世帯の経済的地位」, 『日本経済研究』第 25 巻, 34-57 ページ.
- [11] 八代尚宏 (1996) 『少子・高齢化の経済学』, 東洋経済新報社.
- [12] 八代尚宏他 (1997) 「高齢化の経済分析」, 『経済分析』第 151 号.
- [13] Bernheim, B. D., A. Shleifer and L. H. Summers (1985) "The Strategic Bequest Motive," *Journal of Political Economy*, Vol. 93, pp. 1045-1076.
- [14] Börsch-Supan, A., D. L. McFadden and R. Schnabel (1996) "Living Arrangements: Health and Wealth Effects," in *Advances in the Economics of Aging*, D. A. Wise ed., Chicago: University of Chicago Press.
- [15] Costa, D. L. (1999) "A House of Her Own: Old Age Assistance and the Living Arrangements of Older Nonmarried Women," *Journal of Public Economics*, Vol. 72, pp. 39-59.
- [16] Engelhardt, G. V., J. Gruber and C. D. Perry (2002) "Social Security and Elderly Living Arrangements", NBER Working Paper 8911.
- [17] Heiss, F., M. Hurd and A. Börsch-Supan (2003) "Healthy, Wealthy and Knowing Where to Live: Predicted Trajectories of Health, Wealth and Living Arrangements among the Oldest Old," NBER Working Paper No. 9897.
- [18] Hoerger, T. J., G. A. Picone and F. A. Sloan (1996) "Public Subsidies, Private Provision of Care and Living Arrangements of the Elderly," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, pp. 428-440.
- [19] Konrad, K. A., H. Künemund, K. E. Lommerud and J. R. Robledo (2002) "Geography of the Family," *American Economic Review*, Vol. 92, pp. 981-998.
- [20] Kotlikoff, L. J. and J. N. Morris (1990) "Why Don't the Elderly Live with Their Children? A New Look," in *Issues in the Economics of Aging*, D. A. Wise ed., Chicago: University of Chicago Press.
- [21] Ohtake, F (1991) "Bequest Motives of Aged Households in Japan," *Ricerche Economiche*, Vol. 45, pp. 283-306.
- [22] Pezzin, L. E., P. Kemper and J. Reschovsky (1995) "Does Publicly Provided Home Care Substitute for Family Care? Experimental Evidence with Endogenous Living Arrangements," *Journal of Human Resources*, Vol. 31, pp. 650-676.