

家族の同居・別居選択と訪問介護サービス需要

遠藤 秀紀
吉田 あつし

I はじめに

「介護は誰が行うのか？」という問題は、高齢化が進む近年の日本において重要な問題の一つである。本稿では、親および独立した子供それぞれの効用最大化の観点から、同居・別居選択と介護サービス（特に在宅介護サービス）の需要を考察し、いかなる要因がそれらに影響を及ぼしているのかを実証的に分析する¹⁾。

介護を必要とする親は、介護サービスを誰から購入するかという問題に直面する。外部（訪問介護サービス業者など）から介護サービスを購入する場合には、そのサービスの価格および親本人の所得（主に年金と考えられる）が需要量を決めることになる。子供から介護サービスを受ける場合には、子供は介護のために休暇を取ったり仕事をやめたりしなければならず、機会費用が生じるので、この場合でも介護にはコストがかかる。前者の場合には、必ずしも子供と同居する必要がないが、後者の場合には、同居する必要があるかつ親が子供の機会費用を補償する必要がある²⁾。

一方、子供は住宅サービスを手に入れる必要がある。親との同居を選択しない場合には、市場で供給される住宅サービスを購入しなければならない。親の所有する住宅に同居する場合には、市場から住宅サービスを購入する必要はないが、親の提供してくれた住宅サービスに対して、その対価として介護サービスを提供しなければならない³⁾。

このように考えると、「介護は誰が行うのか？」という問題は、親が介護サービスを外部

から購入するか、子供に介護を依頼するかという問題にとどまらず、親と子の同居・別居の選択を含む living arrangements の問題と密接に関連しているということがわかる。別居を選択する家族が多ければ、業者などの提供する介護サービスの需要は増加するが、同居世帯比率が高まれば、その分家族介護が増加して家族外の介護サービス需要は減少するのである。逆の視点から見ると、介護サービスの価格が安くなれば、別居する家族の比率が高くなる可能性があるのである。

親子の同居・別居選択の要因について分析した研究は多い。たとえば Costa (1997) では高齢者の経済状況及び属性から同居・別居の選択行動を説明しており、年金や個人資産の有無、配偶者の有無が選択に影響を与えることを示している。また Kotlikoff and Morris (1990) は、親子が住宅サービスを共有するかどうか（つまり、同居するかどうか）について親と子供の属性から分析を行い、同居・別居選択に対する所得弾力性が親子間で異なることを示しており、選択に関して子供の属性がより重要な要因となることなどを述べている。Kotlikoff らの研究と主眼は異なるが、Elman and Uhlenberg (1995) でも親（母親）と子供の同居について、子供の属性がより影響していることが示されている。

他方、介護場所の選択という観点からの同居・別居選択の分析については、Stern (1995) では介護場所（独居, nursing home, 子供と同居）選択に子供の属性がどのような効果をもたらすか分析しており、また Hoerger, Picone and Sloan (1996) では介護場所選択について公的な補助金

に注目して分析を行っている。

日本では親子の同居・別居選択について、八代(1999)が親子同居世帯比率の決定要因を社会面、経済面から分析しており、高齢者は農業世帯であるか否か、身体的属性(年齢、性別など)や経済的状況(住居の広さ、年金や所得など)などの要因が重要であることを示している。また、岩本(1999)は同居・別居の選択について親(子供)の所得が高いと別居が選択されることを示しているが、一方、府川(2000)は高齢者の同居・独居状況と所得、貯蓄などの状況を分析した結果、高齢者の経済基盤と同居・別居選択との関係は一概に見出し難いことを示唆している。中馬・山田・安川(1993)では都道府県レベルのデータを用いて自宅、病院、福祉施設の介護場所選択についての推定を行っている。

また、介護の主体が誰か、という視点からの研究としては、Ettner(1996)やSloan, Picone and Hoerger(1997)があげられ、Lakdawalla and Philipson(1999)では高齢者の属性と介護需要との関係を動的に分析している。日本における介護サービスの実証分析としては塚原(1996)や大日(1997)などがある。白波瀬(2000)では子供の親に対する世話について、親子の個人属性や経済状態による実証分析を行っており、同居状態が有意に正の効果を与えることを示している。

このように従来の研究は、介護の主体は誰か、どの程度の介護サービスが必要されているのか、介護はどこで行われているのか、親と子は同居しているのか別居しているのか、がそれぞれ別個に分析されてはきたが、必ずしも同時には分析されてこなかった。本稿の特徴は、親および独立した子供それぞれの効用最大化の観点から、同居・別居選択と介護サービス(特に在宅介護サービス)の需要を同時に考察し、両者の間に同時決定という関係があるのか、いかなる要因がそれらに影響を及ぼしているのかを実証的に分析する点にある。両者が同時決定である場合には、介護サービス需要関数の推定の際に同居・別居状態が説明変数の一つになっていると、誤差項と説明変数の相関が生じ、通常の最小二乗法で推定されたパラメータ

にはバイアスが生じる可能性がある。同居・別居選択をロジット・プロビットモデルで推定するときにも同様の問題が生じる。

本稿では1995年の市区町村別の介護サービス利用回数と同居・別居のデータを用いる。IIでは在宅介護サービスの利用と同居・別居に関するデータを鳥瞰し、IIIで親子の同居・別居選択に関するモデルを導入し、IVで同居・別居選択と介護サービス需要の推定を行う。

II データの鳥瞰

1 世帯の同居・別居状態

本稿では、世帯の属性情報について総務庁統計局『平成7年国勢調査報告』第1次基本集計の「65歳以上親族のいる一般世帯」(以下、高齢者のいる世帯)に関する市区町村別データを用いている⁴⁾。国勢調査を用いることにより世帯類型や世帯人員、65歳未満の人員の有無などについての詳細な情報を集計データとして取得することが可能となり、それらを加工することで高齢者のいる世帯の様々なデータを準備することができる。親と子供については65歳以上の者を親とし、それ未満の者を子供として考えることにする。

表1に高齢者のいる世帯に関する統計を示した。対象は95年における全市区町村(3,255市区町村)である。ただし、政令指定都市は一つの市として数える。表1Aによれば、全市区町村に含まれる一般世帯は約4,390万世帯あり、高齢者のいる世帯が約1,278万世帯(一般世帯総数の29.1%)存在している。そのうち0.1%ほどにあたる約1万4,000世帯は非親族世帯である。

65歳以上のみの親族世帯(65歳以上の夫婦や親子で構成されるような世帯(以下、高齢者のみの世帯⁵⁾)は全体で215万世帯(一般世帯総数の4.9%)、65歳以上のひとり暮らし(以下、高齢者単身世帯)は220万世帯(5.0%)存在する。65歳以上とそれ未満の者で構成される世帯(以下、同居世帯)は約842万世帯であり、全世帯の19.2%を占めている。

次に、高齢者のいる世帯の構成比は、特性の異

なる地域ごとに集計するとどのように示されるだろうか。ここでは国勢調査による「人口集中地区」(DID)とそうでない市区町村(以下、非DID)に分類した。また、経済活動圏域として東京都の都心部を中心とする半径60km圏域を東京大都市圏と設定し、人口流出などが続き、過疎化が進みつつある地域を過疎地域として設定した⁶⁾。

DID、非DID、東京大都市圏、過疎地域の4分類のデータが同じく表1Aに示されている。高齢者のいる世帯比率は非DID、過疎地域で高く、DID、東京大都市圏では低くなっているが、中でも東京大都市圏の比率が低く、約1,212万世帯に対して260万世帯(21.5%)ほどである。反対に過疎地域は全世帯(約251万世帯)のうち過半数に当たる132万世帯(52.7%)に65歳以上の高齢者が居住している。

高齢者のみの世帯の比率と高齢者単身世帯の世帯比率はDID、東京大都市圏で低く、非DID、過疎地域でやや高い。世帯比率は65歳未満しかない世帯も含めた全世帯との比を用いており、特に都市的地域ではそのような世帯が多いことからDID及び都市圏での高齢者のみの世帯、高齢者単身世帯の比率が小さくなっていると考えられる。

また、非DID、過疎地域では高齢者単身世帯よりも高齢者のみの世帯の比率が高いのに対し、DIDと東京大都市圏では小幅ながらその関係が逆転している。

高齢者のいる他の世帯類型に比べ、同居世帯は4地域分類ともに一番多いが、中でも非DIDの同居世帯は他の地域分類よりも一段と多いことが読み取れる。同じく表1Aによれば、非DIDに存在する「高齢者のいる世帯の一世帯当たり居住

表1 高齢者のいる世帯に関する統計(95年)

A 世帯数, 世帯人員, 居住面積	3,255 市区町村	DID	非DID	東京大都市圏	過疎地域
一般世帯数	43,899,923	38,109,213	5,790,710	12,120,570	2,511,706
高齢者のいる世帯数(世帯)					
非親族世帯を含む	12,780,231 (29.1%)	9,999,331 (26.2%)	2,780,900 (48.0%)	2,600,007 (21.5%)	1,324,872 (52.7%)
非親族世帯を含まない	12,766,253 (29.1%)	9,987,210 (26.2%)	2,779,043 (48.0%)	2,596,236 (21.4%)	1,323,929 (52.7%)
高齢者のみの世帯	2,145,027 (4.9%)	1,730,265 (4.5%)	414,762 (7.2%)	461,683 (3.8%)	248,569 (9.9%)
高齢者単身世帯	2,202,160 (5.0%)	1,817,825 (4.8%)	384,335 (6.6%)	481,283 (4.0%)	241,756 (9.6%)
同居世帯	8,419,066 (19.2%)	6,439,120 (16.9%)	1,979,946 (34.2%)	1,653,270 (13.6%)	833,604 (33.2%)
高齢者のいる世帯人員(人)					
世帯人員計	40,881,404 (3.202)	30,776,533 (3.082)	10,104,871 (3.636)	7,576,197 (2.918)	4,270,612 (3.226)
高齢者のみの世帯・高齢者単身世帯の人員	6,566,691 (2.035)	5,334,684 (2.033)	1,232,007 (2.044)	1,417,005 (2.027)	750,005 (2.045)
同居世帯の65歳以上人員	10,908,186 (1.296)	8,214,977 (1.276)	2,693,209 (1.360)	2,073,855 (1.254)	1,122,804 (1.347)
同居世帯の65歳未満人員	23,406,527 (2.780)	17,226,872 (2.675)	6,179,655 (3.121)	4,085,337 (2.471)	2,397,803 (2.876)
居住総面積(m ²)	427,378.8	123,951.1	303,427.7	22,995.3	151,963.1
世帯当たり居住面積(m ²)	131.3	121.4	135.8	108.0	126.0
サンプル数	3,255	1,021	2,234	213	1,206

注) 世帯数データのカッコ内は各項目の全世帯に占める比率を表し、世帯人員データのカッコ内は各項目の世帯当たり人数を表す。ただし「高齢者のみの世帯・高齢者単身世帯」の世帯当たり人数については、高齢者のみの世帯のみで算出している。

B 65歳以上とそれ未満の者との同居状態

	平均	中央値	標準偏差	最小	最大
3,255 市区町村					
高齢者のみの世帯比率	0.072	0.062	0.037	0.007	0.219
高齢者単身世帯比率	0.066	0.057	0.039	0.003	0.293
同居世帯比率	0.318	0.311	0.117	0.046	0.655
DID (サンプル数 1,021)					
高齢者のみの世帯比率	0.050	0.046	0.020	0.014	0.128
高齢者単身世帯比率	0.049	0.043	0.025	0.008	0.182
同居世帯比率	0.226	0.212	0.082	0.077	0.552
非 DID (サンプル数 2,234)					
高齢者のみの世帯比率	0.081	0.074	0.039	0.007	0.219
高齢者単身世帯比率	0.074	0.066	0.042	0.003	0.293
同居世帯比率	0.360	0.363	0.107	0.046	0.655
東京大都市圏 (サンプル数 213)					
高齢者のみの世帯比率	0.036	0.033	0.014	0.014	0.095
高齢者単身世帯比率	0.036	0.028	0.024	0.004	0.187
同居世帯比率	0.194	0.158	0.095	0.077	0.522
過疎地域 (サンプル数 1,206)					
高齢者のみの世帯比率	0.104	0.101	0.036	0.007	0.219
高齢者単身世帯比率	0.096	0.089	0.042	0.003	0.293
同居世帯比率	0.352	0.357	0.114	0.083	0.655

面積」(以下、世帯当たり居住面積)もまた他の地域分類の世帯当たり居住面積に比べて広い。詳細は後節で述べるが、本稿では親の住宅ストックは子供の同居選択行動にプラスの影響を与えると考えており、親の住宅ストックの代理変数として世帯当たり居住面積が妥当なものであれば上述のような傾向が現れるのも説明可能である。

高齢者のみの世帯の65歳以上人員は2,035人であり、同居世帯の65歳以上人員(1,296人)を上回る。各地域分類とも傾向は同じであるが、DID、東京大都市圏でその格差はやや大きい。同居世帯に居住する65歳以上人員は1,091万人を数えるが、一世帯当たりの人数は2人未満であり、高齢者夫婦は65歳未満の子供と同居の状態よりも別居の状態にある場合が多いと推測される。

次に、高齢者のみの世帯、高齢者単身世帯、同居世帯のそれぞれについて、各市区町村の全世帯数との比率を計算し、それについての統計を全市区町村及び地域分類毎に分けて表1Bに記した。

全市区町村でみた平均値は、高齢者のみの世帯比率7.2%、高齢者単身世帯比率6.6%、同居世帯比率31.8%となっている。高齢者単身世帯比

率が最も低く、同居世帯比率が最も高いという傾向はどの地域分類で見ても変わらない。高齢者のみの世帯比率、高齢者単身世帯比率は過疎地域でそれぞれ10.4%、9.6%と最も高いが、同居世帯比率は非DIDのほうが高く、36.0%となっている。

高齢者単身世帯比率は分析した全地域分類において標準偏差が平均に比して大きく、高齢者のみの世帯や同居世帯比率よりも地域間格差が大きいと考えられる。

過疎地域の高齢者のみの世帯比率は比較的対称な分布をしているが、他の地域分類はやや右の裾が長い分布となっている。それに比べると、高齢者単身世帯比率の分布は過疎地域も含めどの地域分類においても右裾の長い分布となっており、分布幅も広い。同居世帯比率に関しては、DID、東京大都市圏では非対称分布となっているが、他の地域分類では全体的に厚みのある分布となっている。

2 在宅介護サービス

次に、在宅介護サービスの種類とサービス内容、

及び本稿で扱う在宅介護サービスの記述統計を示す。

(1) サービスの種類と内容

介護サービス、中でも在宅介護サービスは高齢者の自立支援機能を持つものとして注目される。主な在宅介護サービスとしては、厚生省(1995)でも示されているように「訪問介護(ホームヘルプサービス)」「日帰り介護(デイサービス)」「短期入所生活介護(ショートステイ)」の3種類があげられる。各サービス内容は表2のように区別される。

いずれも日常生活・身体介助の両面から高齢者をサポートするサービスであるが、日帰り介護、短期入所生活介護は同居介護者の介護負担軽減を主眼としているのに対し、訪問介護は高齢者のみで構成される世帯の自立生活をサポートすることに重点が置かれている。従って、高齢者である親が介護サービスを希望する場合、子供と同居するか別居するかを選択を考える上で重要になってくるサービスは訪問介護であると考えられる。

厚生省(1996)によれば、老人世帯(60歳以上のみのホームヘルパー派遣対象世帯、約19.5万世帯)へのホームヘルパー派遣割合は62.0%であるのに対し、老人のいる世帯(60歳以上とそれ未満で構成されるホームヘルパー派遣対象世帯、約8.4万世帯)は26.8%である。厚生省(1997)では、要介護高齢者のいる「単独世帯」、「夫婦のみの世帯」は合わせて19.1万世帯と推計されており、要介護高齢者のいる全世帯(84.8万世帯)に占める割合は22.5%となる。つまり、要介護者のいる高齢者のみの世帯はホームヘルパーを派遣される世帯が非常に多く、反対に同居世帯は、要

介護高齢者は少なくなかったものの、それに対するホームヘルパーの派遣は相対的に少なかったと推測される。長寿社会開発センター(1991)では高齢者のいる世帯へのホームヘルパー派遣に関する調査結果を示しているが、高齢者のみの世帯への派遣割合が高いという結果を示している。

また、表2にあるように訪問介護は身体介助と家事援助に分けられるが、塚原(1996)の調査によれば、訪問介護は家事援助中心のサービスの傾向があったことが記されている。家事援助は高齢者のみの世帯をサポートする側面が強く、この点においても訪問介護サービスの需要は親子の同居・別居選択と強く関係していると考えられる。

それに対し日帰り介護及び短期入所生活介護は、同居介護者の身体的・精神的負担を和らげることで在宅介護を支援する特徴があり、これらのサービス需要は同居状態にある要介護高齢者、及び同居介護者の状況とより密接な関係にあると考えられる。特に短期入所生活介護は、家族による介護が一時的に困難になった要介護者を主に対象としており、高齢者が家族と同居していることを制度の前提と考えている⁷⁾。

よって、本稿では在宅介護サービスの中でも家族の同居・別居状態と密接な関係にあると考えられる訪問介護に焦点を当てて分析を行うことにする。

(2) 訪問介護サービス需要

訪問介護の特徴を確かめるため、(財)長寿社会開発センター『平成8年老人保健福祉マップ数値表』のデータによる「訪問介護サービス延べ利用者数」(95年調査)をⅡ1で示した「高齢者のいる一般世帯(65歳以上のいる一般世帯数)」で除いたものを用いることにする。加工されたデータは、訪問介護を1年間に高齢者のいる一世帯当たりどれだけ利用したか、という回数になる。以下、このデータを「訪問介護利用回数」と呼ぶことにする。訪問介護利用回数は、データ上は同一市区町村内で平均されてしまうため、市区町村内の一部の世帯が頻繁にサービスを利用した場合と、全世帯が均等に利用した場合の区別はできないことに注意されたい。

表2 各在宅介護サービスの内容

サービス名称	内容
訪問介護	寝たきり老人等をホームヘルパーが訪問して身体介助や家事援助を行う。
日帰り介護	介護を必要とする高齢者等が特別養護老人ホームなどで日中、入浴、食事などのサービスを受ける。
短期入所生活介護	寝たきり老人等が特別養護老人ホームなどに1週間程入所して各種サービスを受ける。

表3 訪問介護利用回数の記述統計(95年)

平均	Median	標準偏差	最小	最大	標本数
2.005	1.552	1.845	0	39.923	3,255

95年には訪問介護は3,255市区町村で実施されるようになった。これは同時点での全市区町村数に一致する。

表3に訪問介護利用回数の記述統計を記した。分布に偏りがあり、最も利用回数の多かった市区町村(鹿児島県三島村)で世帯当たり年間約40回訪問介護を利用しているが、平均は約2回程度と少ない。同年において利用者ゼロと記録された市区町村は福島県檜枝岐村, 東京都利島村, 東京都御蔵島村, 沖縄県北大東村の4村である。

一般に要介護高齢者は高齢者全体の約1割と言われていることを考慮すると, 本稿で用いている世帯には, 必ずしも介護を必要とする高齢者がいるとは限らないという点に注意が必要である⁹⁾。

IIIでは家族との同居・別居選択の問題に直面している消費者の行動をモデル化することにより, 同居・別居選択と介護サービス需要についてのインプリケーションを導くことにする。

III 同居・別居選択と介護サービス需要

家族は親(E :高齢者)1人, 子供(C :労働者)1人で構成されるものとし, それぞれが別居するか, 同居するかの選択を行う。親, 子供は共に合成財 Z_i ($i=E, C$)と住宅サービスを消費することによって効用水準を高め, さらに親は介護サービスも必要とする, と仮定する。

1 親の選択肢

親は, 住宅ストック(\bar{H})を既に持っているとして仮定し, 一定額の年金(y_E)が支給されているとする。合成財は価格 p_Z で購入する。

介護を必要とする親が介護サービス S を受けるには二つの手段が考えられる。

- 1) 子供と別居して, 市場で提供される介護サービスを購入する
- 2) 子供と同居して, 子供に介護してもらう

前者の場合には, 所与の市場価格 p_S で介護サービスを購入する。後者の場合は介護サービスを購入する必要はないが, 自ら介護を行う子供は同居し, 親への介護サービス提供のために労働時間を減らさなくてはならず, 介護の機会費用が発生する。そこで, 親は機会費用を補償するために住宅サービスの一部を子供に提供する必要が生じる。

2 子供の選択肢

子供は, 所与の賃金率 w の下で l_1 ($0 < l_1 \leq \bar{l}$)時間働き, 所得を得る。所得は合成財と住宅サービスの購入に支払われる。住宅サービスは親から得ることも可能だが, その場合は親と同居して介護を行う(介護サービスを提供する)。つまり, 子供は住宅サービスを手に入れるのに下記の二つの手段を持つことになる。

- 1) 親と別居して, 市場で提供される住宅サービスを購入する
- 2) 親と同居して, 親の所有する住宅サービスの一部を提供してもらう

上述した親と子供の行動は, 以下のようにモデル化することができる⁹⁾。

別居時の行動

$$\begin{aligned} \text{親:} \quad & \max_{Z_E, S} U_E = \log(Z_E \bar{H}_E S) \\ & \text{sub. to. } p_Z Z_E + p_S S \leq y_E \\ \text{子供:} \quad & \max_{Z_C, H_C} U_C = \log(Z_C H_C) \\ & \text{sub. to. } p_Z Z_C + p_H H_C \leq w \bar{l} \equiv y_C \end{aligned}$$

同居時の行動

$$\begin{aligned} \max_{Z_C, Z_E} U_F &= \log[Z_E(\theta \bar{H}_E)S] \\ & + \log\{Z_C[(1-\theta)\bar{H}_E]\}, \quad 0 < \theta < 1 \\ \text{sub. to. } p_Z(Z_C + Z_E) &\leq y_E + w l_1 \equiv y_F \\ S &= f(l_2) = l_2^\alpha, \quad 0 < \alpha < 1 \\ \bar{l} &= l_1 + l_2 \end{aligned}$$

Z_E, Z_C はそれぞれ親, 子供によって消費される合成財であり, 価格 p_Z で購入できる。

\bar{H}_E, H_C はそれぞれ親, 子供が消費する住宅サービスである。子供が市場から住宅サービスを購入する場合の価格は p_H である。住宅は, 同居者数が増加すると混雑が発生すると考える。同居時には, 親の保有する住宅ストックを親子で共有し,

そこからサービスを得ることになる。そのとき、親の住宅サービス消費割合を θ ($0 < \theta < 1$) とする。

S は介護サービスであり、親のみが消費する。市場が提供する介護サービスを購入するときの価格は p_s であるが、子供から介護サービスを受ける場合は、金銭は直接的に介在しない。ここでは簡単化のために、子供が介護を行う場合、他の要素に関係なく介護に費やす時間を l_2 と固定する。また、子供の提供する介護サービスは投入時間に対して逡減的であり、提供能力は α で表される。

子供は1日の活動時間 \bar{l} を、労働を行う時間 (l_1) と介護の時間 (l_2) に配分する。ただし、先述の通り、介護サービスを提供する時間は同居時のみ発生するので、別居時は $l_1 = \bar{l}$, $l_2 = 0$ となる。

別居, 同居時の需要関数, 間接効用関数はそれぞれ以下のようになる。

別居時

$$\text{親} : S^* = \frac{y_E}{2p_s}, Z_E^* = \frac{y_E}{2p_z}, V_E = \log\left(\bar{H} \frac{y_E^2}{4p_z p_s}\right)$$

$$\text{子供} : Z_C^* = \frac{y_C}{2p_z}, H_C^* = \frac{y_C}{2p_H},$$

$$V_C = \log\left(\frac{y_C^2}{4p_z p_H}\right)$$

同居時

$$Z_C^* = Z_E^* = \frac{y_F}{2p_z}, V_{F_E} = \log\left(\frac{\theta \bar{H} y_F l_2^\alpha}{2p_z}\right),$$

$$V_{F_C} = \log\left[\frac{(1-\theta)\bar{H}y_F}{2p_z}\right]$$

$$V_F = V_{F_E} + V_{F_C} = \log\left[\frac{\theta(1-\theta)\bar{H}^2 y_F^2 l_2^\alpha}{4p_z^2}\right]$$

ここで V_E, V_C はそれぞれ親, 子の別居時の間接効用関数を表し, V_{F_E}, V_{F_C} はそれぞれ親, 子の同居時の間接効用関数を表している。

同居, 別居の選択は, 以下によるものとする。

(選択 1)

$$V_E > V_{F_E} \text{ and } V_C > V_{F_C} \rightarrow \text{同居は実現しない}$$

(選択 2)

$$V_E > V_{F_E} \text{ or } V_C > V_{F_C} \rightarrow \text{同居は実現しない}$$

(選択 3)

$$V_E < V_{F_E} \text{ and } V_C < V_{F_C} \rightarrow \text{同居が実現する}$$

(無差別)

$$V_E = V_{F_E} \text{ and } V_C = V_{F_C}$$

同居時に親の所有する住宅の割合 θ が 0.5 のとき, 他を所与とした効用水準は最大となる。ここで所得と同居・別居選択の関係についてこのモデルから考察してみる。親の年金と子供の賃金率がそれぞれ介護サービス価格, 住宅サービス価格に対して高水準であれば, 親子両方, あるいはそのどちらかが別居を望むため, 選択 1 か 2 となり, 同居は実現しない¹⁰⁾。しかし, 以下の場合はその限りでなく, 選択 3 (親子の同居) が実現することがある。

(a) 親の保有する住宅ストックが大きい

(b) 市場の介護サービス価格が (年金に比べて) 非常に高い

(c) 地価が (賃金率に比べて) 非常に高い

(d) 子供の介護サービス提供能力が高い

(a) の場合, 子供にとっては介護の機会費用に対する補償が大きくなり, 同居のインセンティブが高まる。(b)(c) はそれぞれ親, 子供の別居時の効用水準を下げるため, それぞれが同居を選択するようになる。(d) は親の同居選択に正の効果をもたらす。

以上から, 同居・別居の選択及び介護サービス需要について, 次のインプリケーションが導ける。

- I-1. 親の住宅ストック保有量が多い家族ほど, 子供が同居を希望する
- I-2. 年金-介護サービス価格比, 賃金率-住宅価格比はそれぞれ親, 子供の同居・別居の選択に影響を与える
- I-3. 子供の介護サービス提供能力が高い場合, 親が同居を希望する傾向が現れる
- I-4. 一般に世帯所得が高ければ別居が選択されるが, 介護サービス価格や住宅価格など他の要素の影響から同居が選択されることがある

年金受給額が高齢者の同居・別居の選択行動に影響を与えることは Costa (1997) などで明らかにされており, 日本のデータを用いた八代他 (1996) や岩本・福井 (2000), 舟岡・鮎沢 (2000) などでは, 年金受給額が同居選択に対して有意に負の影響を与えるという分析結果が得られている。子供の介護サービス提供能力については, ライフ

デザイン研究所が行った「健康管理と介護に関するアンケート」の結果によると(ライフデザイン研究所(2001)), 家族介護の代替である外部サービスの利用について抵抗を感じる人の理由について、最も多かったのは「家族以外に家庭に入ってほしくない」というものであるが、次いで多いのは「内容や質の面で満足がいかない」という理由であり、介護サービス提供主体の選択に質の問題が影響していることが示唆される。

次節以降では、市区町村別のデータを用いて同居・別居選択と介護需要との関係を分析する。ただし、介護サービス需要と子供の介護サービス提供能力や介護サービス価格、年金は、データの入手が困難であるため、IVでは上記のうちI-1,4とI-2の一部に焦点を絞って分析を行うことにする。

IV 実証分析

IIIのモデルでは、同居・別居の選択と「家族介護を行うか、市場から介護サービスを購入するか」の選択とが同時に決定されることになる。そこで、まず同居・別居選択と介護サービスの需要関数の同時決定モデルを操作変数法を用いて推定することにする。さらに、内生変数である同居世帯比率および介護サービス需要を外生変数のみに回帰するモデルについても推定することにした。前者が主に同居・別居選択と介護サービス需要が同時決定になっているかを検証するためのモデルである一方、後者は、IIIで求められた最適な介護サービス需要量および同居・別居の選択にどのファクターが影響を及ぼしているかを検証するモデルと考えることができる。

1 推定モデルと説明変数の記述統計

本稿で用いられるデータは市区町村レベルの集計データであるため、個々の家族について同居しているかいないかを観測することはできないが、同居している世帯の割合(同居世帯比率)を求めることはできるので、同居世帯比率を用いたロジスティック・モデルで推定を行う。推定方法としては、最尤法ではなくモーメント法を用いること

にした。というのも、介護需要と同居世帯比率とを同時推定しようとすると、非線形モデル(ロジスティックモデル)と線形モデルの同時方程式となってしまう、最尤法では推定が難しくなるからである。同居・別居選択の推定式は以下のように示される。

$$\log\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha_1 + \beta_1 X_i + \gamma_1 S_i + u_{1i},$$

$$i=1, \dots, m$$

同居世帯比率は P_i で表され、第 i 市区町村の全世帯数 (N_i) に占める同居世帯数 (n_i) の比となる。同居世帯については、II 1 の定義と同じである。説明変数 X_i は世帯所得などの属性ベクトルであり、ここでは外生変数としている。このモデルを推定するときには注意しなければならない点は、分散が N_i および同居確率に依存するという点である。推定の際には $n_i(1-n_i/N_i)$ を重みとする重みつき最小二乗法を用いなければならない(ドブソン(1993)第8章参照)。

また、介護サービス需要の推定式は次のようになる。

$$S_i = \alpha_2 + \beta_2 P_i + \gamma_2 X_i + u_{2i} \quad i=1, \dots, m$$

以上の推定式について、95年時点でのクロスセクション分析を行う。サンプル数は、データの制約などにより一部利用できない市区町村が存在することもあるが、最大で3,255となる。この数は、同年において訪問介護の実施が報告された市区町村の数である。

市区町村レベルのデータを用いる場合、IIIのモデルで示された変数のすべてを利用することは非常に困難である。そこで、実際の推定には以下の変数を準備する。

- (A) 同居世帯比率
- (B) 世帯当たり訪問介護利用回数(訪問介護利用回数)
- (C) 全世帯当たり課税対象所得(百万円、名目値)(世帯所得)
- (D) 世帯所得-地価比(世帯所得を地価で除したもの。地価は住宅地平均地価(円/m²)を用いる)
- (E) 65歳以上のいる世帯当たり延べ居住面

積（世帯当たり居住面積）

(F) 65歳以上平均年齢¹¹⁾

(G) 世帯主平均年齢

賃金率や高齢者のみの世帯の所得は市区町村レベルで入手することが困難であるため、それらの代理変数として(C)の世帯所得を用いる。(D)の世帯所得－地価比は賃金率－住宅サービス価格比の代理変数として導入している。(E)の居住面積は(親の所有する)住宅ストックの代理変数として用いることにする。(F)65歳以上平均年齢、(G)世帯主平均年齢は市区町村における世帯の平均的な属性のコントロール変数として導入する。

課税対象所得は自治省による「市町村民税課税状況等の調」による。訪問介護利用回数のデータは(財)長寿社会開発センター発表のものを用いる。住宅地平均地価は国土庁「地価公示」による。それ以外のデータは(財)統計情報研究開発センターにより提供されている国勢調査の第1次基本集計のデータを用いている。

本節で使用される「世帯」は、特にことわらない限り「高齢者(65歳以上)のいる世帯」である。ただし、世帯所得については、各市区町村の課税対象所得が市区町村レベル(区は特別区のみ)の集計データとしてしか得られないため、全世界で除したものを世帯所得としている。

表4に説明変数の記述統計を記した。被説明変数となる同居世帯比率、訪問介護利用回数についてはIIを参照されたい。地価は調査地点が限られているため、他の変数に比べて標本数が少なくなる。変数によりばらつきに差がみられるが、特に地価の分散が大きい影響から、世帯所得－地価比の地域間格差が大きくなっている。

世帯所得は平均376.5万円で、最大は秋田県大

潟村の884.3万円である。なお、上位30市区町村のうち半数は非DIDに属している。ここで示されているのは世帯所得であるため、都市、農村によらず世帯構成員の所得が高くなくても世帯当たり就業者数が多い地域では平均的に高い値となることに留意されたい。一方、下位に属する市区町村は世帯構成員の少ない過疎地域や一人当たり所得の低い市区町村となる。

世帯所得－地価比が小さい市区町村は都心部や大都市に多く、過疎地域ではこの値が大きい。平均年齢に関する変数は、他の変数に比べて地域間でのばらつきが少ない。

2 同時方程式を用いた推定

最初に、同居・別居選択と介護サービス需要が同時に決定されるという前節のインプリケーションを直接確かめるために、同時方程式モデルから推定を行う。

(1) 同居・別居選択

説明変数には訪問介護利用回数(対数)、世帯所得－地価比、世帯所得、世帯当たり居住面積、65歳以上平均年齢、世帯主平均年齢を用いる。説明変数の組合せについては2通りについて推定を行った。ただし、地価のデータはすべての市区町村で利用可能であるわけではないため、世帯所得－地価比を説明変数に入れた場合には標本数は3分の2程度になる。また、前節のモデルより訪問介護利用回数は内生変数であることが予想されるため、操作変数を用いて推定する。

推定結果を表5に記した。操作変数の過剰識別制約について χ^2 検定を行うと帰無仮説は棄却されず、操作変数の選択に誤りがなかったと言える¹²⁾。

いずれの推定結果においても、訪問介護の利用

表4 説明変数の記述統計

	平均	Median	標準偏差	最小	最大	標本数
世帯所得(百万円)	3.765	3.781	1.055	1.023	8.843	3,255
世帯所得 地価比	100.4	76.4	84.883	3.0	748.7	1,972
世帯当たり居住面積(m ²)	131.3	131.6	28.365	28.4	249.9	3,255
65歳以上平均年齢(歳)	74.6	74.6	0.508	72.0	78.2	3,255
世帯主平均年齢(歳)	47.4	47.8	2.696	35.7	53.3	3,255

回数の多い地域ほど同居世帯比率が低いという結果が示されている。その大きさも両モデルでほとんど変わらない。

世帯所得の推定値はモデル(1)では有意ではないが、モデル(2)では正で有意であり、モデル(2)からは、介護サービス需要のレベルが同じであれば、所得が高い地域では同居率も高いことを示している。

65歳以上平均年齢、世帯主の平均年齢はどちらも有意に正である。前節のモデルでは、高齢者(親)の身体的状態に関する変数は導入されておらず、加齢の影響は分析できないが、Costa(1997)などで論じられているように、高齢者の

表5 同居・別居選択の推定結果(同時方程式)

説明変数：同居オッズ比(対数)

操作変数(1) 外生変数、公償費比率、東京都特別区ダミー
(2) 外生変数、実質取支比率、福井県ダミー

	(1)		(2)	
	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	-10.945	-6.198	-15.781	-11.574
訪問介護利用回数(対数)	-0.487	-3.641	-0.487	-11.344
世帯所得-地価比	0.001	5.817		
世帯所得	-0.002	-0.190	0.046	5.508
世帯当たり居住面積	0.007	7.009		
65歳以上平均年齢	0.057	2.350	0.101	5.344
世帯主平均年齢	0.090	22.951	0.135	61.137
修正 R ²	0.705		0.590	
観測値数	1,972		3,251	
χ ² 統計量	1.463		0.034	

加齢や身体の衰弱は、独立した生活を維持するコストを高めることになり、同居へのインセンティブを高めることにつながる。

世帯当たりの居住面積も有意に正であり、住宅面積が大きいほど同居する確率が高くなることを意味している。

以上の説明変数の効果の解釈は、あくまでも訪問介護サービス需要を一定としたときの効果の解釈であったが、我々が考えるモデルでは、介護サービス需要も内生変数であり、外生変数であるこれらの説明変数の影響を受けることになる。例えば、所得に関する結果について、所得が高い地域で最終的に同居率が高くなるかを見るためには、外生変数のみに回帰したモデルの結果を見なければならぬことに注意が必要である。所得の効果については外生変数のみへの回帰分析結果とともに次節で再論する。

(2) 介護サービス需要

同居・別居選択の推定結果と整合的であれば、ここでの推定の主要な結果としては「同居世帯比率の高い地域ほど家族による介護が行われるため、訪問介護サービス需要は低い」という結果が得られることになる。被説明変数である市区町村別介護サービス需要は市区町村の規模(世帯数)が小さければ分散が大きくなることが予想されるので、分散不均一を考慮しなければならない。そこで、分散不均一を考慮した操作変数法を用いることに

表6 訪問介護サービス需要の推定結果(同時方程式)

被説明変数：世帯当たり訪問介護利用回数(対数)

操作変数：(1)-(3) 外生変数、実質取支比率、富山県ダミー、愛知県ダミー
(4) 外生変数、実質取支比率、宮城県ダミー、愛知県ダミー

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	-9.859	-3.972	-6.878	-3.543	-10.237	-3.879	-7.115	-3.701
世帯所得-地価比	0.001	5.526			0.002	3.695		
世帯所得	-0.077	-6.197	-0.081	-3.993	-0.050	-1.665	-0.096	-4.279
世帯当たり居住面積	0.004	1.427					0.002	1.033
同居世帯比率	-2.486	-2.165	-1.287	-2.686	-2.500	-1.757	-1.492	-2.009
65歳以上平均年齢	0.101	2.968	0.057	2.052	0.106	3.084	0.059	2.112
世帯主平均年齢	0.055	3.379	0.069	6.579	0.063	2.405	0.069	6.016
修正 R ²	0.147		0.167		0.133		0.168	
観測値数	1,972		3,251		1,972		3,251	
χ ² 統計量	2.334		2.165		2.809		2.612	

した。これは、Hansen (1982) の一般化モーメント法と本質的に異ならない。その結果は表6に示されている。

同居・別居選択モデルの推定の場合と同じように、説明変数の組合せによって、4通りのモデルを推定した。これ以外の組合せについても推定を行ったが、過剰識別制約検定をパスしたものは、表6の組合せであった¹³⁾。

同居世帯比率の高い市区町村は家族による介護を行っている世帯が多いと考えられ、世帯当たり訪問介護の利用回数に対して負の影響をもたらす。これは、親子の同居世帯比率の高い地域は家庭内で介護を行う結果、外部の介護サービス需要が減少するという、前節のモデルのインプリケーションと整合的な結果である。

世帯所得の推定値はいずれのモデルにおいても負で有意である。また、世帯所得-地価比が推定されているモデルではその係数が正であるから、住宅サービスの価格に対して所得が高ければ介護サービスを需要することになる。

65歳以上平均年齢、世帯主平均年齢の推定値はすべてのモデルにおいて正で有意であり、同居世帯比率、世帯当たり訪問介護利用回数に対して共に正の影響を与えることが示されている。世帯当たり居住面積は有意ではなかった。

この推定結果についても、同居・別居選択モデルの場合と同様、外生変数の介護需要サービスへの影響の大きさを見るためには、外生変数のみを説明変数とするモデルを用いなければならない。

3 外生変数のみを用いた推定

同時方程式モデルでは、外生変数の被説明変数に与える影響を直接に求めることはできないので、本節では外生変数のみに回帰するモデルを用いて推定を行い、外生変数の影響の方向および大きさを考察することにした。外生変数の組合せにより四つのモデルが推定された。

(1) 同居・別居選択

推定は、IV 2 (1) と同じくロジスティック・モデルを用いる。主な説明変数は世帯所得の他、世帯所得-地価比、世帯当たり居住面積である。これにより住宅に関する変数(価格、ストック)の効果を確認することにした。推定結果は表7に示されている。

住宅ストックの代理変数として世帯当たり居住面積を用いて推定すると、いずれのモデルにおいても、世帯所得は同居世帯比率に対して負の影響を与え、世帯当たり居住面積の広さが同居世帯比率に正の影響を与えることが示された。個票データを用いた八代(1999)においても、住居の広さ(畳数)が高齢者と子供夫婦の同居選択に対して有意に正の影響をもたらしており、本稿の結果はこれと整合的であると考えられる。居住面積が10m²大きくなると、初期の同居率を30%とすると、いずれのモデルでも同居率が2%程度大きくなることが示される。

世帯所得の推定値はモデル(1)、(3)で負であるから、世帯所得は最終的には同居率に対して負の影響をもっていることが示された。すなわち、

表7 同居・別居選択の推定結果(外生変数への回帰モデル)

被説明変数：同居オッズ比(対数)

ウェイト： $u_i(1-P_i)$

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	-16.923	-20.924	-17.757	-22.572	-16.432	-24.942	-17.865	-27.891
世帯所得-地価比	0.001	10.424	0.001	11.563				
世帯所得	-0.018	-4.151			-0.029	-8.056		
世帯当たり居住面積	0.010	49.953	0.009	50.659	0.010	70.670	0.010	70.243
65歳以上平均年齢	0.137	12.511	0.147	13.741	0.123	13.708	0.139	15.824
世帯主平均年齢	0.096	48.301	0.096	48.330	0.109	73.164	0.111	76.033
修正 R ²	0.890		0.889		0.890		0.888	
観測値数	1,972		1,972		3,255		3,255	

所得が高くなると別居を選択する傾向が見て取れる。ただし、世帯所得－地価比は同居率に対して有意に正の効果をもつという結果は、必ずしも前節の理論モデルと整合的ではない。前節で考察したように、子供からみると、住宅サービス価格が所得（賃金）に比べて高価である場合には、使用可能な時間のすべてを労働所得を得ることに充てるよりも、親と同居して労働時間の一部を介護サービスの提供に充て、親の保有する住宅ストックの一部を提供してもらうほうがより高い効用を得られることがある。世帯所得－地価比が低いほど（すなわち地価の高い都市部ほど）子供が同居を希望する可能性は高くなるが、実証結果はこれと反対である。これは、世帯所得－地価比が低い都市部では、進学や就職のために地方から出てきて都市部に住んでいる子供が多く、物理的に親との同居が困難であるからとも考えられる。この点については更なる分析が必要であろう。

65歳以上平均年齢と世帯主平均年齢は、有意に正という結果が得られている。年齢が上昇するとともに介護サービス需要が大きくなるためと考えられる。

(2) 介護サービス需要

市区町村データを扱うときには分散不均一を考えなければならないが、65歳以上のいる世帯数をウェイトにした加重最小二乗法を用いてそれを考慮し、その結果表8が得られた。

いずれのモデルをとっても、世帯当たり居住面

積の推定値が負で有意となっているのがわかる。世帯当たり居住面積の大きい地域では同居世帯比率が高く、要介護者に対しては、市場で提供される介護サービスに代えて同居者による介護が行われる傾向にあるから、その結果、世帯当たり居住面積が介護サービス需要に対して負の影響を持つと考えられる。

世帯所得の推定値はモデル(3)では負で有意になっているが、モデル(1)では負ではあるが有意ではない。従って、所得の介護サービス需要に対する影響については明確なことはわからない。本稿で用いた介護サービス需要のデータが措置制度のときのものであり、サービスの供給がもっぱら割り当てによって行われていたことが影響しているのかもしれない。世帯主の平均年齢についても同様である。

65歳以上平均年齢はいずれのモデルでも有意に正であり、同居・別居選択における同変数の推定値の符号と同じ符号である。

世帯所得－地価比の推定値は正となっており、これは前節のモデルのインプリケーションと整合的であると考えられるが、同居・別居選択への影響も正であることを勘案すると、この結果だけで判断するのは難しい。

V Discussion

「誰が介護を行うのか？」という問題について、

表8 訪問介護サービス需要の推定結果（外生変数への回帰モデル）

被説明変数：世帯当たり訪問介護利用回数（対数）
ウェイト：全世帯数

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	-12.815	-4.805	-13.983	-5.427	-13.420	-6.507	-16.672	-8.400
世帯所得－地価比	0.002	4.451	0.002	5.091				
世帯所得	-0.025	-1.682			-0.061	-5.502		
世帯当たり居住面積	-0.008	-12.541	-0.009	-13.606	-0.006	-13.637	-0.007	-15.180
65歳以上平均年齢	0.187	5.199	0.202	5.769	0.182	6.507	0.220	8.094
世帯主平均年齢	-0.001	-0.196	-0.001	-0.176	0.023	5.136	0.028	6.261
修正 R ²	0.093		0.092		0.081		0.066	
観測値数	1,972		1,972		3,251		3,251	

本稿では高齢者である親の最適化行動に加えて子供の最適化行動もモデル化し、親子の同居・別居選択の決定と介護サービス需要の理論的分析を行った。ここから導かれるいくつかのインプリケーションは、

- I-1. 親の住宅ストック保有量が多いほど、子供は同居を希望する
- I-2. 年金－介護サービス価格比、賃金率－住宅価格比はそれぞれ親、子供の同居、別居の選択に影響を与える
- I-3. 子供の介護サービス提供能力が高い場合、親が同居を希望する
- I-4. 世帯所得が高い場合には一般的には別居が選択されるが、介護サービス価格や住宅価格など他の要素によって同居が選択される場合もある

というものであったため、これらのインプリケーションをもとに、95年の市区町村レベルの集計データを用いて実証研究を行った。同時方程式モデルで推定した結果、同居・別居選択と介護サービス需要とは同時に決定されていることがわかった。さらに、外生変数のみを説明変数とする回帰分析を行った結果、世帯当たり居住面積の広さが同居世帯比率に正の効果を持ち、他方、世帯所得は同居世帯比率に対して負の効果を持つことがわかった。

本稿で用いたデータは介護保険が実施される以前のデータであるため、措置事業である介護サービスの価格については市区町村レベルでのデータ入手が困難であった上、自治体毎でサービスの価格付けが異なっていたことも考慮して、実証分析には用いなかった。また、本稿で用いたデータは市区町村別の集計データであるため、高齢者の所得(年金)を独立に研究の対象とすることはできなかった。年金の多寡が高齢者の同居・別居選択に影響を与えることはCosta(1997)などで明らかにされており、また経済企画庁(1995)によれば、高齢期の収入源として公的年金を主に考えている割合は76.2%と最も高く、年金の存在が高齢者の同居・別居選択、ひいては介護サービス需要に影響を与えていることが示唆される。

介護サービス需要に対しては、世帯当たり居住面積は負の影響を与えることが示された。介護サービスの需要要因は、介護サービス需要に直接影響を与えると考えられる年金や介護サービス価格のような要素だけでなく、親子の同居・別居の状態も考慮する必要がある、それに伴い同居・別居選択に影響を与える要因を考慮しなくてはならないと考えられる。本稿の市区町村レベルでの実証分析においては、訪問介護の需要要因が家族の同居・別居選択とそれを決定する要因、つまり世帯当たり居住面積に影響を受けていたことが示された¹⁾。

なお、本稿のように集計データを用いた分析では、個々の世帯状況に関する情報は限定される。そのため、高齢者(要介護者)とその家族が同居することに伴い、世帯構成員がどのように家族内で就業(あるいは就学)の形態や配分を変更し、介護を行うのかという、家族内介護の状態を考慮する点に課題が残された。親(要介護者)との同居を選択する子供は労働時間を減少させて介護サービスを供給することになるが、家族内での主たる介護者は(実)娘や息子の配偶者などが多く、女性の存在や就業形態の変化が高齢者介護に寄与していることが考えられる。女性の労働時間や属性と老親介護とは有意な関係にあるという結果はWolf and Soldo(1994)やEttner(1996)などによって示されており、日本でも岩本(2000)や牧・駒村(2000)などにより分析が行われている。これらの要因を考慮したより詳細な分析については個票のパネルデータが必要となるが、それについては今後の課題としたい。

(平成13年4月投稿受理)

(平成13年9月採用決定)

注

- 1) 毎日新聞社人口調査会「全国家族計画世論調査」が有配偶の女性に対して行った調査によれば、老親の介護に対して、1963年には約80%の人が肯定的であったのが、94年には肯定的とする人が50%近くにまで低下している。一方、親が子供に老後の世話を期待するかどうか、との意識調査においても、戦後間もない1950年には

- 60%を超える人が世話を期待していたのが、94年には20%を切るまでに落ち込んでいる。本稿は、この変化を単純に社会通念が変化したからであると捉える立場をとらず、親と子の合理的な行動から説明しようとするものである。
- 2) 子供による老親介護の実態を考慮するとき「準同居」すなわち同一敷地内に居住しながら生計を異にする家族の存在をどのように考慮するか、ということが問題になる。親子が準同居の形態をとる場合、統計上は「別居」となるが、同居時に子供から親へ提供されるサービス(身の回りの世話など)は、準同居の形態をとっていても可能であると考えられる。しかしながら、準同居の形態をとる家族が全体に占める割合は、本稿の分析時点である95年ではまだ多くはなく、子供が「同一家屋または同一敷地」に居住する親(高齢者)は、子供と別居している親の4%前後である(厚生省(2000)による)。仮に本稿表1の「高齢者のみの世帯・高齢者単身世帯の人員」(6,566,691人)と「同居世帯の65歳以上人員」(10,908,186人)を用いて、準同居の状態にある高齢者数を推計すると、262,668人(6,566,691×0.04(小数点以下四捨五入))となる。この人数を同居世帯の65歳以上人員に含め、その中に占める準同居状態の高齢者の比率を推計すると2.4%弱(262,668÷11,170,854)と求められ、その割合は多くはない。本稿の分析では準同居の影響は考慮されていないが、上記を踏まえると分析結果へのバイアスは必ずしも問題ではないと考えられる。
- 3) 小川(1997)では親子の同居世帯について、親から子供へは住宅など、ストックの提供が行われ、子供から親へは身の回りの世話や生活費の支援など、フローの提供が行われていると分析している。
- 4) 本稿では(財)統計情報研究開発センターより提供されている国勢調査のデータを使用した。
- 5) 国勢調査の定義では、高齢者夫婦のみで構成される世帯を高齡夫婦世帯というが、本稿のデータは高齢者の親子なども含んでいるため、65歳以上の親族世帯を高齡者のみの世帯という。
- 6) 東京大都市圏は田辺(1996)などで用いられている設定である。過疎地域は国土庁の定義に基づいた。95年時点で過疎地域に含まれる市町村については、国土庁地方振興局過疎対策室(1996)に記されている。
- 7) 90年代における日帰り介護、短期入所生活介護の状況については、たとえば松迫(1997)などに簡潔に記されている。
- 8) 一般に高齢者のいる世帯数と要介護高齢者のいる世帯数とは比例的に増加すると考えられており、都道府県レベルでは「65歳以上のいる世帯」と「ホームヘルパー派遣対象世帯」(厚生省(1996)による)との相関は0.817と高い値を示す。
- 9) 効用水準の比較により同居、別居を選択するモデルはKotlikoff and Morris(1990)やCosta(1997)などで用いられている。本稿では議論を単純化するために、対数線形の効用関数を用いている。またKotlikoff and Morrisのモデルでは、同居した親子がそれぞれに効用関数を持ち、それらが線形結合されたものが家族の効用関数として設定されている。家族の効用関数を考慮するモデルとしては、Becker(1974)の利他主義的アプローチのように、世帯主の効用に家族の効用が含まれ、世帯主の効用最大化を行うモデルや、夫婦がお互いの行動を考慮した上で、それぞれが主体的に行動する分離効用モデルや交渉モデル(McElroy and Horney(1981)などを参照)、夫と妻の効用関数を別々に考え、それらを一つの効用関数の中を含めた家族効用関数を最大化する結合効用アプローチ(たとえばFallon and Verry(1988)を参照)などがある。同居家族を考慮したモデルは、家族構成員の意思決定の違いによりさまざまなアプローチがなされているが、家族構成員の効用関数が個別に与えられている点が共通して注目される。
- 10) 親の所得、子供の所得が高いときに別居が選択されるという分析は、岩本・福井(2000)や舟岡・鮎沢(2000)など最近の実証分析においても確認される。
- 11) 本稿で用いた『国勢調査』のデータでは、市区町村別に「5歳階級別人口」が利用できる。そのうち、65歳以上の人口について各階級の階級値(たとえば65歳以上70歳未満では67.5歳)をとり、各市区町村について以下の式により算出した。
- $$\frac{\sum_{i=1}^n d_i n_i}{N}$$
- d_i : 第*i*階級の階級値($i=67.5, 72.5, \dots$)
 n_i : 第*i*階級に属する人数
 N : 当該市区町村の65歳以上人口
- 12) 過剰識別制約の検定は、操作変数と誤差項との直交条件 $E(u_i|Z)=0$ が満たされるかどうかに関する仮説検定で、自由度 $L-k$ (操作変数の数-説明変数の数)の χ^2 分布に従う検定統計量が棄却されないとき、選択した操作変数は誤差項と相関がないと解釈される。Hansen(1982)参照。また、表5に掲載されている推定結果以外にもいくつかの推定を行ったが、それらは過剰識別制約を満たさなかった。
- 13) 注意しなければならないのは、本稿で用いられている介護需要のデータは、介護保険法が導入される以前のデータで、介護事業が行政の措置事業であったときのものであるから、市区町

村の財政事情や福祉政策に影響され、地域間のばらつきが大きく、それがモデルの当てはまりを悪くしていると考えられる。さらに、潜在的な需要はあるが行政側の供給制約により需要が抑えられているという側面も考えられる。

- 14) 本稿では別途、都道府県ダミーを導入したモデルを用いたり、DID, 非DID, 東京大都市圏, 過疎地域のみを用いたりした推定を行ったが、それらの場合でも主要な結論は異ならなかった。

参考文献

- 長寿社会開発センター (1991) 『ホームヘルパー派遣事業実態調査 (調査結果報告書)』。
- 中馬宏之・山田武・安川文昭 (1993) 「要介護老人の介護場所選択に関する経済分析」, 『労働市場における配分効率と組織効率』, 133-154 ページ。ドブソン, J. アネット (1993) 『統計モデル入門—回帰モデルから一般化線形モデルまで』 (田中豊他訳), 共立出版。
- 府川哲夫 (2000) 「高齢者の経済的状況——「単独・夫婦のみ」と「子と同居」の対比——」, 『季刊・社会保障研究』第35巻第4号, 353-363 ページ。
- 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』, 東京大学出版会。
- 岩本康志 (1999) 「親子の所得が高齢者同居世帯の形成に与える影響」, 『医療・介護・年金の各システムが経済活動に与える影響に関する調査研究報告書』, 医療経済研究機構。
- (2000) 「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」, 京都大学経済研究所ディスカッションペーパー No. 0002。
- 岩本康志・福井唯嗣 (2000) 「同居選択における所得の影響」, 京都大学経済研究所ディスカッションペーパー No. 0004。
- 経済企画庁 (1995) 『平成6年度国民生活選好度調査』。
- 国土庁地方振興局過疎対策室 (1996) 『過疎対策の現況』。
- 厚生省 (1995) 『平成7年版厚生白書』。
- (1996) 『平成7年度社会福祉行政業務報告 (厚生省報告例)』。
- (1997) 『平成7年国民生活基礎調査』。
- (2000) 『平成12年版厚生白書』。
- 毎日新聞社人口調査会「全国家族計画世論調査」, 隔年。
- 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』, 東京大学出版会。
- 松迫洋昭 (1997) 「高齢者問題と福祉サービス」, 小野哲郎・白沢久一・湯浅晃三監修『公的扶助と社会福祉サービス』, ミネルヴァ書房。
- 小川直宏 (1997) 「人口変動からみた家族の生活保障機能の変容」, 八代尚宏編『高齢化社会の生活保障システム』, 東京大学出版会。
- 大日康史 (1997) 「在宅介護者の選択に関する意思決定——ホームヘルプサービスに対する需要分析——」, 『医療経済研究』第4号, 71-88 ページ。
- ライフデザイン研究所 (2001) 『生活者意識データ集'01』。
- 白波瀬佐和子 (2000) 「家族内支援と社会保障——世代間関係とジェンダーの視点から——」, 『季刊・社会保障研究』第36巻第1号, 122-133 ページ。
- 田辺 裕 (1996) 『職業から見た人口: その地域構造と変動』, 大蔵省印刷局。
- 塚原康博 (1996) 「人口の高齢化と地域福祉政策——在宅福祉サービスの実証分析——」, 『季刊・社会保障研究』第32巻第2号, 190-198 ページ。
- 八代尚宏 (1999) 『少子・高齢化の経済学』, 東洋経済新報社。
- Becker, G. S. (1974) "A Theory of Social Interactions," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp. 1063-1093.
- Costa, D. L. (1997) "Displacing the Family: Union Army Pensions and Elderly Living Arrangements," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, pp. 1269-1292.
- Elman, C. and P. Uhlenberg (1995) "Co-residence in the Early Twentieth Century: Elderly Women in the United States and Their Children," *Population Studies*, Vol. 49, pp. 501-517.
- Ettner, S. L. (1996) "The Opportunity Costs of Elder Care," *Journal of Human Resources*, Vol. 31, pp. 189-205.
- Fallon, P. and D. Verry (1988) *The Economics of Labour Markets*, Oxford: Philip Allan.
- Hansen, L. P. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimation," *Econometrica*, Vol. 50, pp. 1029-1054.
- 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.
- 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.
- Lakdawalla, D. and T. Philipson (1999) "Aging and the Growth of Long-Term Care," Working

- Paper No. 6980, Cambridge: NBER.
- McElroy, M. B. and M. J. Horney (1981) "Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand," *International Economic Review*, Vol. 22, pp. 333-349.
- Sloan, F. A., G. Picone and T. J. Hoerger (1997) "The Supply of Children's Time to Disabled Elderly Parents," *Economic Inquiry*, Vol. 35, pp. 295-308.
- Stern, S. (1995) "Estimating Family Long-Term Care Decisions in the Presence of Endogenous Child Characteristics," *Journal of Human Resources*, Vol. 30, pp. 551-580.
- Wolf, D. A. and B. J. Soldo (1994) "Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents," *Journal of Human Resources*, Vol. 29, pp. 1259-1276.
(えんどう・ひでき 日本福祉大学講師)
(よしだ・あつし 筑波大学教授)