

選択しているとする説(community liberated)を提唱した。Wellman の説明図式を、紐帯数と紐帯の多機能性により整理すると、Community Saved 説は、紐帯の種類が少なく各紐帯の多機能性が高いタイプAが現在も存続しているとするもので、Community Lost 説は、タイプAから、紐帯の種類が少なく紐帯の多機能性も低いタイプBに移行したものと解釈することが出来る。ただし、Litwak 及び Cantor が、個人を中心に個人が形成するネットワークの特徴を分析の対象に置いたのとは対照的に、Wellman は個人が取り結ぶ社会関係の総体を分析対象としているため、Personal Community Networks が課題特定型、階層補完型のどちらに対応するのかは必ずしも明確ではない。

ネットワークの選択性という観点から課題特定型と階層補完型の比較を行うと、課題特定型は機能と紐帯の対応関係が固定的であるため、何らかの状況変化によって今まで保持していた紐帯を喪失すると他の紐帯によって機能代替することができないことになる。したがって、階層補完型のほうが総合的に機能代替性が高く、状況と必要に応じて新たな相互補完的機能分担を確立する力に優れている。この意味で、階層補完型のほうが選択性の高いネットワークだと言える。Wellman の community liberated 説を、第一次集団は消失したのではなく、より選択性高いネットワークに変質したと解釈しなおすならば、階層補完型に移行していると考えるほうが妥当であろう。また、家族関係が選択的になると同時に、介護機能に対する同居家族への依存が維持されるという現象を階層補完型であればうまく説明することもできる。

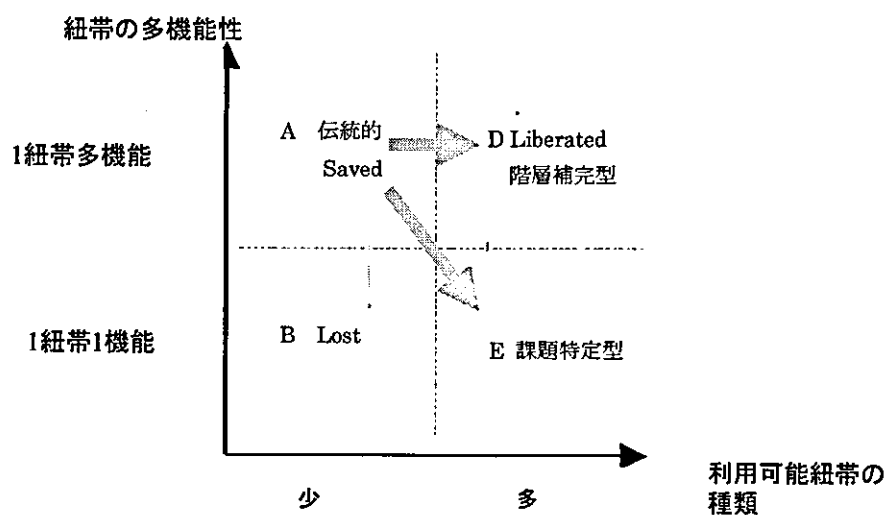


図1 ネットワーク類型

### 3 機能別にみたネットワークの代替性とネットワークの構造的特徴

#### (1)日本におけるパーソナル・ネットワークの変質

前田(1993)、野辺・田中(1994)は、Wellman が調査を行った 1970 年代の北米と同様に、1990 年代の日本の都市社会において、Personal Community Networks が形成されていることからコミュニティ開放説が該当することを実証研究により明らかにしている。さらに、前田(1995)は、東京都居住自立高齢者の調査により、高齢者も近隣や親族の凝集性を核とした伝統的なコミュニティに居住するというよりも、むしろ選択的に友人や親族あるいは近隣ネットワークを活用する、解放的なコミュ

ニティを形成していると結論を述べている。

ネットワークの機能分担に関しては、野口(1991)、古谷野(1998)、浅川他(1999)が、サポート機能の分類を行い、実証研究を行っている。坂野・澤岡(2004)は、これらの研究を整理し、自立可能な状態で発生するサポートとして「介護」「介助」「相談」の手段的サポート、情緒的サポート、余暇的サポートの3大カテゴリーのもとに16の機能測定尺度を設定し、世田谷区、西東京市、佐久市居住高齢者を対象に、機能別サポート提供者調査を行っている。その結果、第一に、ほぼ全ての機能において同居家族が選択される割合が最も高いこと。第二に、隣人が全ての機能でほとんど選択されていない。第三に、友人は手段的機能ではほとんど選択されないが、情緒・余暇的機能では同居家族と同様の割合で選択されることを確認している。

これらの傾向はいずれも古谷野 1998、野口 1991 と一致しているが、さらに、機能とネットワークの選択序列について考察を行い、日本の高齢者の保有するパーソナル・ネットワークは、選択序列を有する階層的補完モデルの一種と考えることができるが、Cantor が想定していたように全ての機能について同一の選択序列が厳格に存在するわけではなく、機能によっては選択序列が変化する、緩やかな階層序列を持った階層補完型ネットワークであるとの見解を仮説的に提示している。ただし、これまでの研究では、機能別にネットワーク選択序列を明らかにされていない。

## (2) 介護ニーズ別ネットワーク選択序列の推計

そこで、今回の調査データを用いて、介護ニーズ別に、同居家族、別居家族、友人、近隣、介護専門職の間でどのような選択序列があるか推計を試みた<sup>5</sup>。

そのため、まず、表1に示した4つの支援機能に対応する場面を想定し、それぞれそれぞれの場面において頼りにする人を表2に示したサポート提供者の中から複数選択可で回答してもらった。

表1 支援機能と設問で用いた場面の想定

支援機能	場面の想定
ア) 日常生活支援	洗濯・食事などの日常生活の助けを頼みたいとき
イ) 緊急時支援	急病や事故など緊急時
ウ) 長期ケア	入院や介護など長期的なケアが必要になったとき
エ) 経済支援	経済的に困ったとき

表2 サポート提供者の分類

1 同居の家族親族	5 保健師	9 その他民間事業者
2 別居の家族親族	6 かかりつけ医	10 ボランティア
3 近所の人・友人	7 行政の相談窓口員	11 その他
4 民生委員	8 介護事業者	

<sup>5</sup> 使用データは、平成15年10月に行った「高齢者の生活実態に関するアンケート」結果を用いている。対象は、世田谷区、稲城市、鎌ヶ谷市の65歳以上在宅及び要介護認定高齢者7638サンプル。以後の分析では断りのない限り、このデータを使用する。

図2は、支援機能ごとに選択されたサポート提供者の比率をプロットしたものである。既存研究と同様に、同居家族が全ての機能に関して圧倒的に高い比率で選択され、それに別居家族が続いていることがわかる。また、民生委員、その他の民間事業者、ボランティアは全ての機能でほとんど選択されていないのに対して、近隣・友人、介護事業者、かかりつけ医、行政が機能ごとの使い分けがなされていることがわかる。近隣・友人は緊急時において頼りにされているが、長期ケアや経済支援ではほとんど選択されていない。日常生活支援でも近隣・友人は10%以下しか選択されていない。介護事業者は、長期ケアと日常生活支援の両場面において選択される率が高い。これに対してかかりつけ医は、長期的なケアと緊急時の両場面で選択されている。

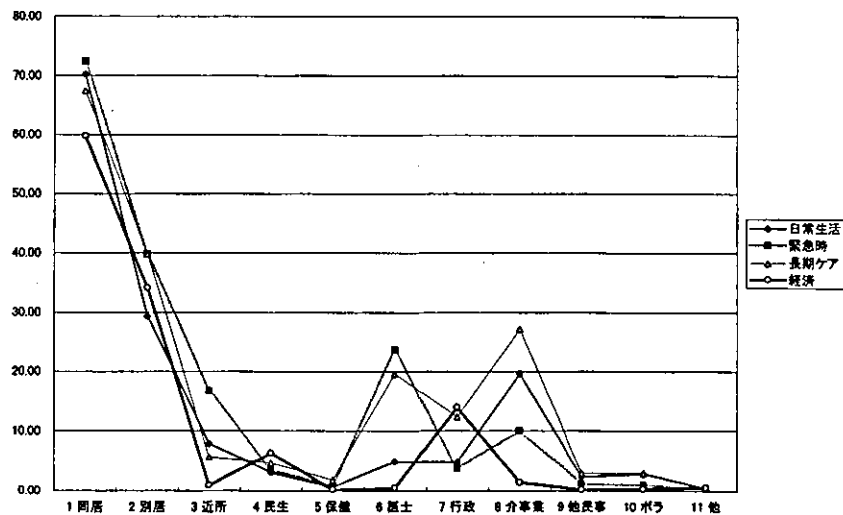
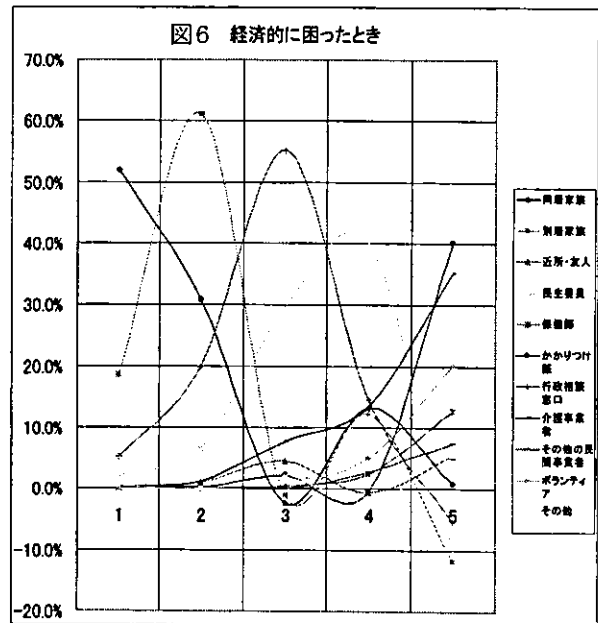
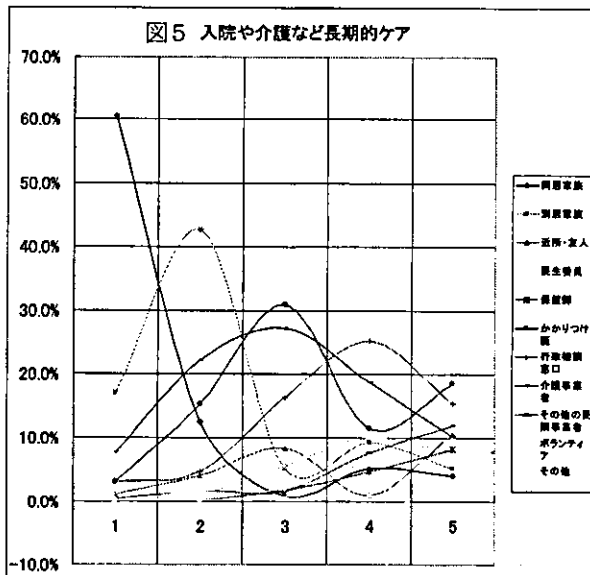
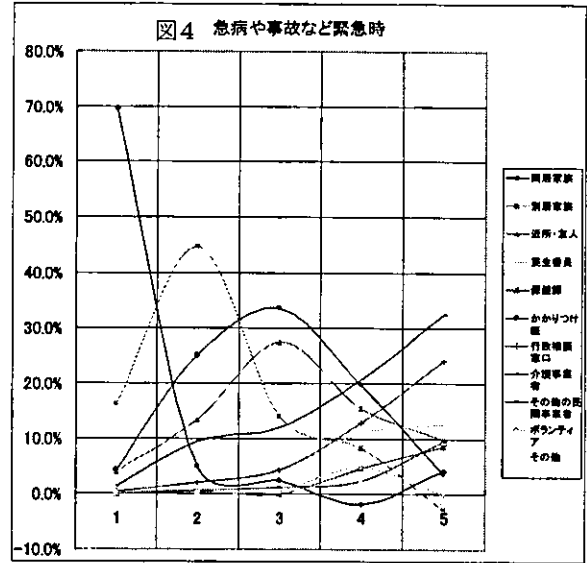
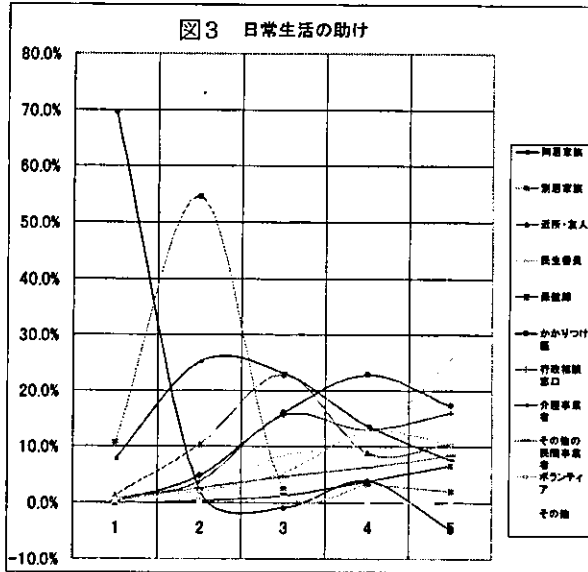


図2 介護機能別サポート提供者の比率

次に、機能ごとにサポート提供者の選択序列の計算を行った。計算に当たっては次の前提を置いた。①機能  $f$  に対するサポート提供者  $k$  を第  $i$  選択順位で選ぶ確率を  $P_{ifk}$  とし、サポート提供者が1人いる者の機能  $f$  に対するサポート提供者  $k$  が選択される頻度の割合を  $R_{ifk}$  とするとき、選択順位1位で  $k$  が選ばれる確率  $P_{1fk}$  は、サポート機能提供者が1名のみの者の分布と等しい、すなわち  $P_{1fk} = R_{1fk}$  と考える。②  $P_{i+1fk}$  は、 $P_{ifk}$  と  $R_{i+1fk}$  の差とみなす。厳密には、 $i$  人サポート提供者を有するものと  $i+1$  人のサポート提供者を有する者は別人なので、同一人物が  $i+1$  人目を選ぶ選択確率にはなっていないが、 $i+1$  人のサポート提供者を有する者の順位  $i$  までの選択確率が  $i$  人のサポート提供者を有する者と同じだと仮定することで、 $P_{i+1fk} = R_{i+1fk} - P_{ifk}$  として計算する。計算結果は、図3から図6に示した通りである。

図の横軸には、選択順位をとってある。全ての機能について、同居家族が選択順位1位にピークがあり選択順位2位以下で選ばれる確率はほぼゼロになっており、別居家族は選択順位2位にピークがあり順位が3位、4位と下がるにしたがって確率はゼロに減少している。全ての機能について、まず同居家族が選択され、同居家族がない場合にそれを代替するネットワークとして別居家族が次に選択されることを示している。ただし、選択確率は全ての機能で同一とは言えない。日常生活支援や緊急時支援では、選択順位1位で同居家族が選ばれる確率はほぼ70%に達しているのに

対して、長期ケアでは 60%、経済支援では 50%強にとどまっている。また、別居家族が第二順位で選ばれる確率も、緊急時支援と長期ケアでは 40%強にとどまっているのに対して、日常生活支援では 50%を超え、経済支援では 60%を超えている。



次に、第3順位以下でピークを迎えるサポート提供者について見てみると、機能によってかなり違い見られる。日常生活支援では、介護事業者と近隣・友人が第3順位でピークに登場し、だ4順位にかかりつけ医が選ばれている。緊急時支援では、かかりつけ医と近隣・友人が第3順位でピークに登場し、介護事業者、行政相談窓口の選択率が4位、5位にかけて上がってくる。長期ケアでは、かかりつけ医と介護事業者が第3順位でピークを向かえ、行政相談窓口が第4順位に登場する。

経済支援は、かなり他の3機能とは異なっており、第3順位で行政相談窓口が、第4順で民生委員が登場する。

以上総合すると、全ての機能に関して家族依存のパターンが現れる現象はこれまでもネットワーク研究で指摘されてきた。しかし、この現象が家族規範の影響か、ニーズに応じた合理的な選択の結果なのか識別する十分な証拠は示されていない。単純集計結果からは、これを識別するのは困難である。しかし、今回の方法で選択確率を計算すると、機能に応じてサポート提供者を選択する確率が変化する様子を明確に捉えることができた。この結果は、Litwak(1985)が論じた課題特性とネットワークの適合関係をほぼ忠実に再現しているように思われる。

Litwak は、長期的なコミットメント、ニーズの非定型性、及び専門性の3特性に、ネットワーク選択決定要因として着目している。ただし、Litwak の議論がユニークなのは、現実の問題は複数の特性を持ったネットワークが相互補完的に機能を発揮する必要を唱えている点である。例えば、容態の変化という緊急事態に対応するには、医師の専門技術が必要だとしても、施療の前提として、医師に通報するあるいは病院へ搬送する必要がある、後者の機能は日常的に近接した距離で生活を共にしている者すなわち同居家族がもっとも適任であり、同居家族がいない場合には隣人がこの機能を代替すると論じている。一方長期的なコミットメントは、社会移動の激しくなった現代では近隣に期待することは難しい、家族が果たす重要な機能である。ただし、家族が長期的なケアの全ての機能を担っているわけではなく、介護事業者や医師が家族の機能を代替しているわけでもなく、日常生活を共にする家族の24時間の見守る中で、専門職能が生きてくるとしている。

今回の調査で、同居家族が日常生活支援と緊急時支援で第一順位の選択確率が高かったことは、必ずしも家族規範の現れではなく、合理的な選択の結果とも言えるだろう。実際、緊急時支援や日常生活支援で近隣・友人の果たす役割は大きくなり、長期的かつ多大なコミットメントを必要とする長期ケアや経済支援では、ほとんど機能を果たしていない点も Litwak の説明に合致している。また、日常生活支援で別居家族の選択確率が高いのは、同居家族がいない場合の代替的側面に加えて、同居家族がいる場合においても、月に何度か訪問し同居家族の支援を行っているからではないだろうか。同居及び別居家族のバックアップ体制の下で、介護事業者が機能するという相互補完関係が成立しているものと思われる。また、長期的なケアで同居家族の選択率がやや低くなるのは、ケアが長期になると、同居家族への負担が大きくなること、専門的なサービスが寄り求められることから、その分だけ別居家族及び介護事業者、医療機関の役割が大きくなるからと推測される。最後に、経済支援で同居家族が他の3機能に比べて選択順位が低いのは、生計を同じにしている同居家族に頼れない状況を反映しているものと考えられる。同居家族の次に、行政、民生委員にたよるのも、必要に応じて適切な援助資源を活用していることを反映しているものと思われる。

#### 4 家族規範からみた介護ニーズ顕在化の構造

##### (1) 介護ニーズと交流パターンの関連

ここでは、別居家族、近隣、近隣以外の友人(以下友人)、及び専門職の自宅への訪問頻度が、どのような要因で決定されるか、共分散構造分析により解析を行った。非説明変数には、これら4カテゴリーの訪問者がどの程度の頻度で訪れるか、「1 訪問がない 2 年一回 3 年に2から3回 4 月一回 5 週一回 6 ほぼ毎日」の6段階で測定したものをを用いた。説明変数としては、年齢、

要介護度、社会活動状況を用いた。因果構造モデルの構築は以下の手順で、行った。①6つの社会活動への参加の有無を聞いた設問から、カテゴリカルな因子分析を行い、個人の趣味娯楽、グループでの趣味娯楽、スポーツ・運動、ボランティア・社会奉仕活動から構成される因子と、老人クラブ、町内会・自治会活動からなる因子の2因子からなることを確認した。前者をアソシエーション参加度、後者をコミュニティ組織参加度と名づけた。②説明変数の間には、年齢、要介護度、社会活動参加度の順で因果方向があると仮定し、③ベースモデルとして、説明変数間に理論的ありうる全てのパスを想定し、同時に全ての説明変数から交流頻度にパスを想定し、パス係数を計算した。④パス係数のうち、10%優位水準で棄却されないパスを、モデル適合度 (RMSE) が向上する限り順次削除していき、モデル適合度の最も良いモデルを求めた。尚、要介護度は非認定者については0として計算した<sup>6</sup>。図7は、その結果である。

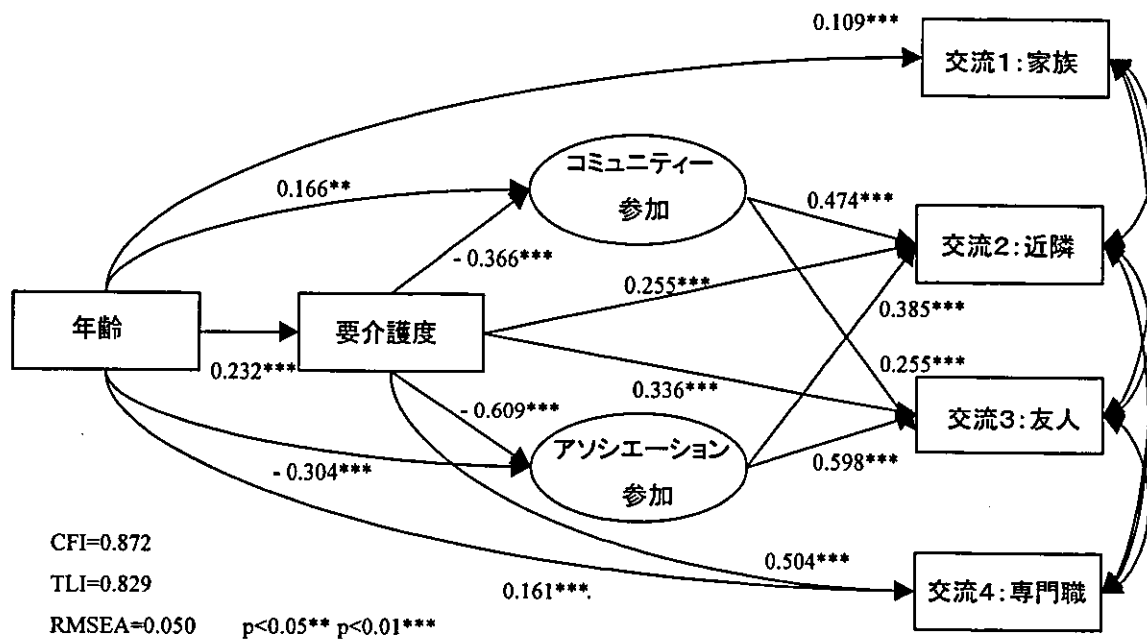


図7 交流頻度に関する共分散構造分析結果

まず、加齢が進むと要介護度が上がり、要介護度が上がると、社会参加度が低下することがわかる。要介護度の社会参加度への負の影響は、コミュニティ参加よりも、アソシエーションへの参加により強く影響していることもわかる。さらに、交流頻度の決定要因をみると、近隣や友人は、社会参加度が高いほど頻度が高くなる。近隣交流頻度は、コミュニティ参加度からの影響が強く、友人との交流頻度はアソシエーション参加度の影響が強い。また、要介護も近隣、友人に影響を与えている。しかし、意外なことに、その直接効果はプラスである。つまり、要介護度が上がると近隣や友人からの訪問は増えることがわかる。ただし、要介護度は、社会参加を減少させるので、総合効果としては、近隣への影響が-0.153、友人への影響が-0.121 となり、社会参加減少効果がかなり薄ま

<sup>6</sup> 計算は、カテゴリカルな観測変数を含むため、WLSMV法で行っている。使用ソフトは、Mplusである。以下、多変量の分析は、全て同ソフトによる。

っていることがわかる。これは、社会参加によって形成された人間関係が、要介護度が上がったときに、お見舞い、あるいは日常的支援に役立つためと思われる。

別居家族との交流頻度は、要介護度とも社会参加度とも無関係で、唯一年齢がプラスに影響している。つまり、要介護度というケアニーズが直接影響するのではなく、加齢にともなうさまざまな気遣いが訪問回数を増やしているものと思われる。また、専門職の訪問頻度は、要介護度と年齢が効いており、特に要介護度の影響は多きことがわかる。

## (2) 介護サービス量を決定する要因分析からみた同居の意味

次に、介護サービスがどのような要因より決定されるか、パス解析を行った。特に、同居家族の有無が介護サービス利用量と代替的な関係にあるのか補完的な関係にあるのか検討を行う。分析は表3に示した14の介護サービスのうち受けているサービスの数を被説明変数とした。各サービスの関係を調べるために、探索的なカテゴリカル因子分析を行ったが、説明力の高い因子は見つからなかったため、利用サービスの数を用いることとした。説明変数としては、年齢、要介護度、同居者数、医者にかかる頻度を用いた。因果構造モデルの構築は以下の手順で行った。①年齢が要介護度の説明変数になっていること、年齢が因果序列の最もはじめに位置するものとし、②同居人数と医者にかかる頻度の因果構造上の位置を順列組み合わせ的に変えてモデル群を作り、③説明変数間に理論的ありうる全てのパスを想定し、同時に全ての説明変数からサービス量にパスを想定し、パス係数を計算した。パス係数のうち、10%優位水準で棄却されないパスを、モデル適合度(RMSE)が向上する限り順次削除していき、モデル適合度の最も良いモデルをモデル群ごとに求めた。④モデル群ごとに求めた最適モデルの中から、最も適合度の高いモデルを最後に決定した。図8は、その結果である。

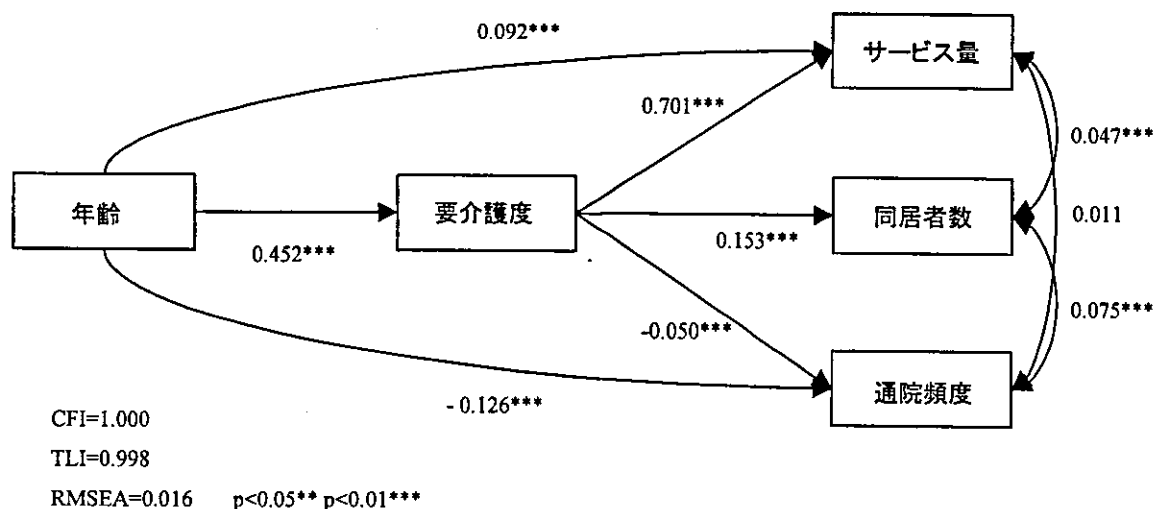


図8 介護サービス量決定要因構造

加齢に伴い要介護度が上昇し、要介護度の上昇が、介護サービス量、同居者数、通院頻度を上させるモデルが最も適合度が良いモデルとして採択された。ここで、要介護度から通院頻度に到るパス係数がマイナスなのは、通院頻度の尺度が大きくなるほど実際の通院頻度が減少するように設問が設定されているためである。最も興味深い事実は、同居者数がサービス量の決定要因でも、要介護度の決定要因にもならず、サービス量と因果序列上同位置に来るモデルの適合度が最も高かったことである。同居者の存在は、介護サービスをさせるわけではなく、要介護度が高くなると介護サービス量の増加と同時に同居者数が増えるとデータ上は考えたほうが良いという結果になった。また、同居者数とサービス量には正に有意の相関がある。つまり、同居者の存在は、介護サービスを代替するわけではなく、相互補完関係にあると考えられる。同居者数と通院頻度も同じ関係にある。しかし、通院頻度とサービス量は、有意な相関はない。すなわち、同居者の存在が、通院も含めて介護・医療サービスを受けるための支援的な役割を果たしているものと思われる。そのために同居が増えると考えられる。要介護度が高まっても別居家族との交流頻度が高くならなかった理由は、同居が増えるためとも推測される。

### (3) 家族規範の決定要因の分析

最後に、介護を誰にしてもらいたいと考えているか、すなわち老親介護規範意識の決定要因について分析を行う。被説明変数は、どこで誰から介護を受けたいかという設問に対する回答から、「自宅で主に家族から」と回答したものを家族指向、「自宅で主にホームヘルパーから」と回答したものを在宅ヘルパー指向、「公的老人ホームで」または「民間の有料老人ホーム、ケアハウスで」と回答したものを施設介護指向と分類し、名義尺度を被説明変数とするパス解析を行った<sup>7</sup>。被説明変数の基準変数としては施設介護指向を取った。説明変数としては、年齢、要介護度、同居者数、コミュニティ参加度、アソシエーション参加度、性別、教育程度を用いた。社会参加度については、先に行った因子分析の結果から因子得点を計算して用いた。因果構造モデルの構築は以下の手順で行った。①年齢、要介護度、社会参加度順に因果序列を固定し、②同居人数、性別、教育の因果構造上の位置を順列組み合わせ的に変えてモデル群を作り、③説明変数間に理論的ありうる全てのパスを想定し、同時に全ての説明変数からサービス量にパスを想定し、パス係数を計算した。パス係数のうち、10%優位水準で棄却されないパスを、モデル適合度(AIC)が向上する限り順次削除していき、モデル適合度の最も良いモデルをモデル群ごとに求めた<sup>8</sup>。④モデル群ごとに求めた最適モデルの中から、最も適合度の高いモデルを最後に決定した。図8は、その結果である。さらに、この傾向が、介護サービス受給者と非受給者の2群に分けたときに同じ傾向を保っているかどうかチェックした。その結果は、図9、図10の通りである。

全サンプルでは、年齢、要介護度、社会参加度の因果構造は、交流パタンの分析結果と相同的になっていたが、2群に分けた場合には、どちらの群とも年齢と介護度、介護度と社会活動参加度の因果関係がないモデルが選択された。また、介護者希望に影響を与えている要因は、両群で

<sup>7</sup> 介護希望に関する設問は、調査地区によって異なるため。ここでは、家族指向、在宅ヘルパー指向、施設指向が識別できる品川区のサンプルを用いている。

<sup>8</sup> モデル適合度指標としてAICを用いたのは、名義尺度を被説明変数としているため、RMSEを計算しないからである。



かなり異なることがわかる。一番大きな違いは、サービス非需給群では、社会加圧同参加の程度が介護サービス提供者選択に影響を与えているのに対して、サービス需給群では有意な影響がなくなってしまう。これは、サービス需給群は要介護度が高く、社会活動参加のレベルが低くなってしまうためと考えられる。しかし、サービス非需給群では、社会活動参加の程度は、施設介護と家族介護指向の選択に影響しており、老人クラブ・自治会などのコミュニティ性の高い社会活動に参加しているものほど家族介護指向が強く、アソシエーション参加度が高いものほど施設介護指向が強いことがわかる。坂野・澤岡(2004)は、地域に拘束されない選択性の高いパーソナルネットワークを有する高齢者は、高齢期の転居によってネットワークを失うことがないため、高齢期転居がストレスフルイベントにならないことを明らかにしている。アソシエーションは、コミュニティに比べてネットワークの選択性が高いと考えられ、そのことが介護提供者選択の違いに現れたと解釈することができる。

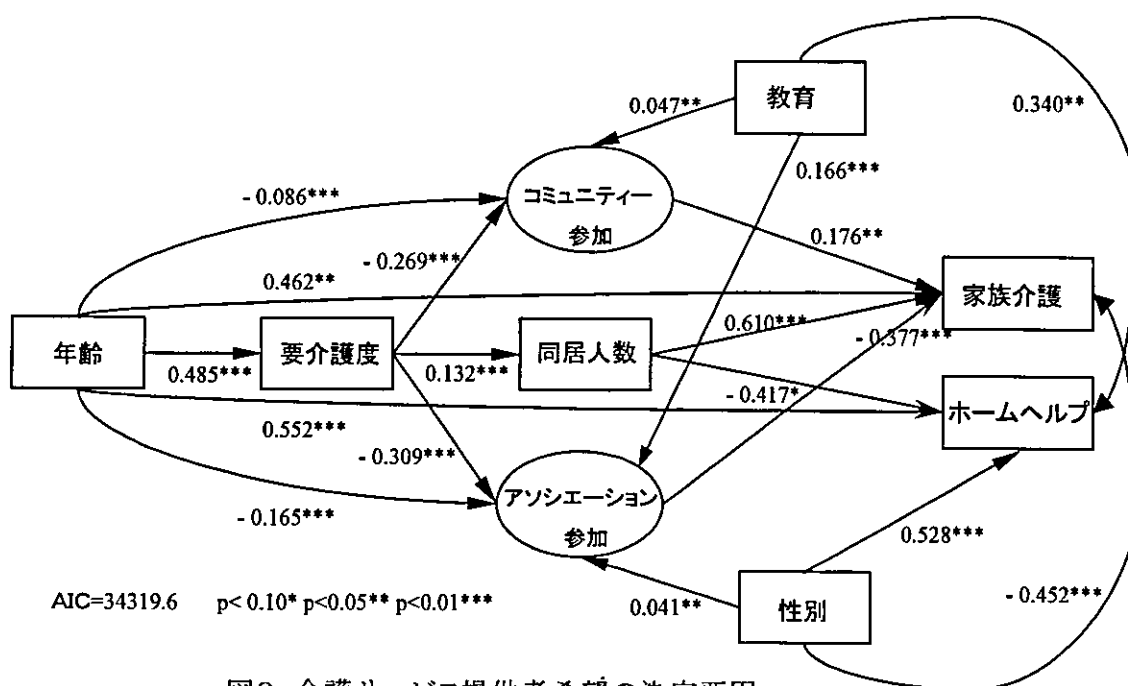


図8 介護サービス提供者希望の決定要因

第二に、教育程度の影響は、サービス受給者群では消えてしまう。元気な時期には、教育程度の高い人は、施設介護より在宅でのホームヘルプサービスを選択する傾向がある。今回の分析では、施設介護の中に有料老人ホームと公的老人ホームを一つのカテゴリーにくくってしまったため、多少ホームヘルプサービス選択が強めに出た可能性がある。ただいずれにしても、教育程度の高い高齢者は家族ではなく、主な介護者として在宅ヘルパーを選択する。しかし、要介護度が高くなるとその選好順位に差がなくなってしまうというのは示唆的である。その反対に、要介護度はサービス受給者群で影響を持ち、非需給者群では影響をもたない。非受給者群の要介護度のバラツキが小さいためと考えられるが、年齢はコントロールされているので、要介護度が高くなるに従い家族依存の気持ちが強くなる傾向があるものと解釈できる。

性別、年齢は、受給者群で影響が小さくなる。元気な時には女性は、施設、家族介護よりもヘルパーを選択するが、サービス需給群では、家族介護を男性に比べて避けたがる傾向があるが、

ルパーと施設介護の差はなくなる。また、年齢の影響をみると、非需給群では、加齢が進むと施設は忌避されるようになるが、家族介護またはヘルパーの差はあまり大きくない。それに対して、サービス需給群では、家族介護が選好されるようになりヘルパーと施設介護の差がなくなる。

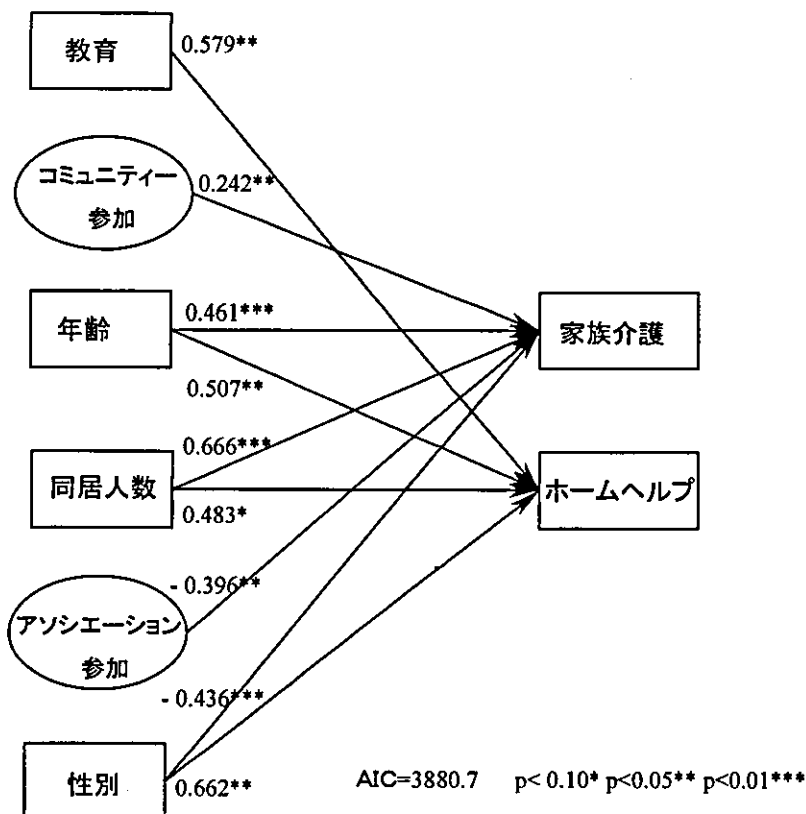


図9 介護サービス提供者希望（サービス非受給者）

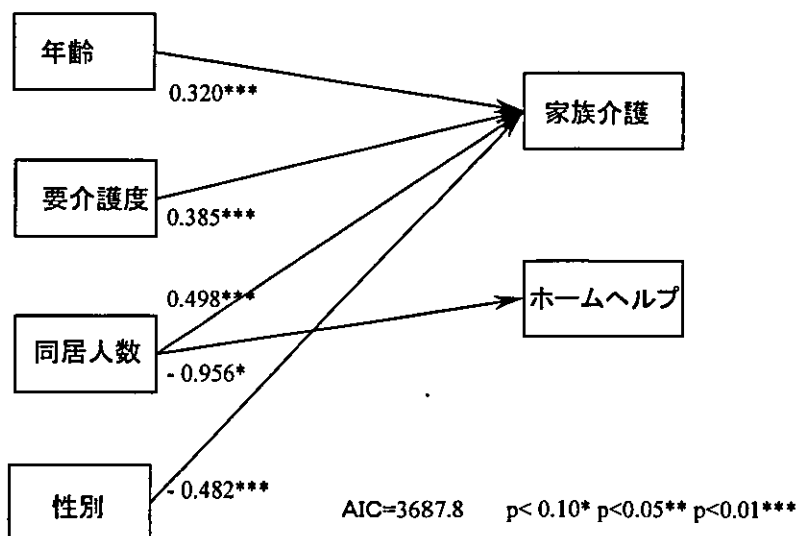


図10 介護提供者希望（サービス受給者）

最後に同居人数の影響を比較すると、非受給者群では同居人数が多くなると施設介護に対して家族介護とホームヘルプサービスの両者の選好が高まるのに対して、需給者群では、家族介護選好が高まるのと反対にホームヘルプよりも施設が選好されるようになる。ホームヘルプで対応できる要介護度は比較的軽い段階であり、ある程度、要介護度が高くなると、ヘルパーと施設介護の選択順位が入れ替わるものと考えられる。

## 6 まとめ

介護を誰から受けるかという問題は、介護ニーズの特徴、利用可能資源の状況、利用可能資源へのアクセスを決定する社会規範の影響、高齢者の置かれている社会的位置から決定される。これらの諸要因の組み合わせはかなり複雑になり、いまだ体系的に解明されているわけではない。今回、ネットワークの選択確率を選択順位ごとに試算してみた。その結果、同居家族、別居家族が日常生活支援、緊急時支援、長期ケア、経済支援の4機能全てで、選択序列の1位、2位に位置することが確認できた。ただし、選択序列の3位以降は、機能の特徴に応じて選択されるネットワークの順位が大きく入れ替わることがわかった。日本の高齢者のサポートネットワークは、緩やかな階層序列を持っているといえる。ただし、選択序列1位、2位の相対的位置がどの機能に対しても変わらない理由は、機能に応じて選択確率が10%程度変動していることから考えて、家族規範の影響のみで説明するには無理があると考えられる。Litwak の、3つの課題特性(長期的コミットメント、予期不可能性、専門性)とネットワーク適合関係から、家族が選択序列の上位を占めることは合理的に説明できるように思われる。階層補完型モデルを提唱している Cantor は、Litwak のモデルを課題特定型と命名し批判しているが、Litwak が挙げた決定要因により、なぜ家族優位の階層序列が形成されるか説明できるものと思われる。

ただし、長期的コミットメントに関して家族はなぜ他のネットワークよりも適格的なのかその十分な説明はなく、ここに家族規範意識が影響を与えている可能性を考えることもできる。家族規範意識の問題は、家族制度、地域社会、及びフォーマルな制度の変遷のなかで、考察していく必要があるだろう。また、今回は、情緒的機能について調査を行っていないが、情緒機能については、別居家族と友人の選択序列が入れ替わる可能性も十分考えられる。また、多くの課題解決には、家族という第一次集団のサポートだけでは不十分で、フォーマルな制度が提供する専門家との相互補完性が大切であるように思う。また、機能によっては、近隣や友人といった他の第一次集団との相互補完関係も重要であろう。

介護サービス量の決定要因分析からは、同居人数と介護サービス量は、因果序列上同じ位置にあるモデルが、調査データに対してモデル適合度が高いことがわかった。このことを考えあわせると、同居者は、フォーマルな介護サービスを代替するのではなく、同サービスと相互補完的に機能する重要な役割を果たしているものと考えられる。ただし、今回の分析では、同居者が配偶者なのか、子供あるいは子供の配偶者なのか区別はしていない。家族の構造が、配偶者中心に変貌していること、家族内関係における性別の違いなど、今後分析を深めていくことも必要だろう。

また、今回の分析ではフォーマルな介護サービスが機能するために必要な、同居家族、別居家族の相互補完機能が具体的になんであるか特定できたわけではない。特に、今後子供の数が減少するので、現在の家族が果たしている補完機能はますます低下していくことが予想される。一方、

地域の果たしている機能は、今回の調査でもかなり縮退していることが現実である。ただやみくもに地域資源の活用を叫んでも、その現状は変わらないだろう。家族が果たしている相互補完機能が何かを特定し、他の手段による代替可能性を検討することにより、地域福祉のあり方を探ることが重要な課題であると思われる。その際に、長期的なコミットメント、緊急時の対応、定型化し得ない個別ニーズへの対応が、有力な手がかりになるものと思われる。また、Litwak の相互補完性は、一つの機能に対するネットワークの相互補完的役割分担に着目した分析枠組みであるが、高齢者の総合的な生活の質を考えると、複数機能の結合的効果をどう確保するかという、複数機能間レベルの問題も視野に入れる必要があるだろう。さらに、介護提供者選好の決定要因分析の結果では、サービス受給者と非受給者で決定要因が大きく異なっていることが今回明らかになった。健康な時の選好基準に基づく主介護者の選択は、サービス需給開始後ミスマッチをきたす可能性がある。要介護度に応じた段階的な相互補完的機能分担を考えていくことも必要だと考えられる。

#### 参考文献

- 浅川達人、古谷野亘、安藤孝敏、児玉好信、1999、「高齢者の社会関係の構造と量」、『老年社会科学』、第 21 巻第 3 号、pp. 329-336
- 安達正嗣、2001、「第 5 章 家族変動の中の高齢者」、金子勇編著『高齢化と少子社会』、ミネルバ書房
- 古谷野亘、1998、「地域老人の社会関係にみられる階層的補完」、『老年社会科学』第 19 巻第 2 号 pp. 140-149
- 古谷野亘、1985、「老人は孤独か」、柴田他著『まちがいだらけの老人像』、川島書店
- 須田木綿子、1986、「大都市における男子一人暮らし老人のソーシャルネットワークに関する研究」、『社会老年学』、No. 24、pp. 36-51
- 玉野和志、前田大作、野口祐二、中谷陽明、坂田周一、Jersey Liang、1989、「日本の高齢者の社会的ネットワーク」、『社会老年学』第 30 号 pp.25-36
- 野口裕二、1991、「高齢者のソーシャルサポート：その概念と測定」、『社会老年学』、No. 34 pp. 37-48
- 野辺政雄、1997、「地方都市における高齢女性の社会的ネットワーク」、『日本都市社会学会年報』、15 号、pp. 83-100
- 野辺政雄、田中宏二、1994、「地方都市における既婚女性の社会的ネットワークの構造」、『社会心理学研究』第 10 巻第 3 号、pp.217-227
- 藤崎宏子、1985、「老年期の社会的ネットワーク」、副田義也編著『日本文化と老年世代』中央法規出版
- 前田信彦、1996、「都市居住高齢者のパーソナル・コミュニティ：東京都におけるソーシャルネットワーク調査」、『研究紀要(11)』、日本労働研究機構、pp. 17-44
- 前田信彦、1995、「都市居住高齢者のパーソナル・コミュニティ」、『都市問題』、第 86 巻 9 号、pp. 41-52
- 前田信彦、1993、「都市におけるパーソナル・コミュニティの形成：ソーシャルネットワーク論からの分析」、『研究紀要(6)』、日本労働研究機構、pp. 35-50
- Cantor, M. H., 1979, "Neighbors and Friends; An Overlooked Resource in the Informal

- Support System," *Research on Aging*, Vol. 1, No. 4, pp. 434-463,
- Esping-Andersen, G., 1996, "After the Golden Age Welfare States Dilemmas in a Global Economy," in Esping-Andersen (ed.) *Welfare States in Transition*, Sage Publications
- Fischer, C.S., 1982, *To Dwell Among Friends; Personal Networks in Town and City*, Chicago University Press
- Litwak, E., 1985, *Helping the Elderly*, Guilford Press,
- Litwak, E. & I. Szelenyi, 1969, "Primary Group Structures and Their Functions; Kin, Neighbors and Friends," *American Sociological Review*, Vol. 34 (4), pp. 465-481,
- Parsons, T., 1944, "The Social Structure of the Family," in R. Anschen (ed.) *The Family: Its Function and Destiny*. Harper & Row
- Wellman, B., 1979, "The Community Question; The Intimate Networks of East Yorkers," *American J of Sociology*, Vol. 84 (5), pp. 1201-1231
- Wirth, L.: *Urbanism as a Way of Life*, *American J of Sociology*, Vol. 44(1), pp. 1-24, 1938

## 第 5 章

### 要介護状態の発現と家族関係に関する一考察

泉田 信行

## 要介護状態の発現と家族関係に関する一考察

国立社会保障・人口問題研究所

泉田 信行

昭子が口を濁し、京子がようやく生きていた父親の存在に気がついたのはこのときだった。  
「お父さん、あなたが一番悲しいでしょうね。お母さんが居なくなって一番困るのは、お父さんですものね」

有吉佐和子『恍惚の人』62 ページ

### 1.はじめに

高齢者は要介護状態になると自分が保有する資源を用いて自分の生活を維持しようと考え、それは自然であろう。所得、資産、家族労働、外部との人間関係、様々な資源が考えられ得る。2000年に介護保険制度が実施され、利用可能な資源の範囲が拡大したと考えられる。しかしながら、家族によるインフォーマルケアは高齢者介護の主たる構成要素である。家族によるインフォーマルケアは基本的に同居家族から提供されると考えられるため、高齢者にとっては同居家族が存在することが自らの効用を増大させるために有利となる。他方、高齢者の家族から見ると、高齢者が要介護状態に陥った場合、同居することは自らの効用を低める可能性がある。対価を明示された上でインフォーマルケアを提供することはほとんど無いからである。

学術的には、なぜ子供世代はインフォーマルケアを親世代に対して供給するかという議論については、例えば Pezzin and Schone(1997)のように、親世代の健康水準・厚生水準(welfare)が子供世代の効用(満足度)を決定付けるひとつの要素であると考えられている。この場合、子供はインフォーマルケアの供給により費用負担が発生するが、それを上回る効用の増加がある限りインフォーマルケアの供給を行う。

他方、親の健康が公共財として子供の効用に入っているからではなく、ギフト交換の循環からインフォーマルケア提供を行うとする立場もある。これはもともと遺産相続の文脈において、Kotlikoff and Summers(1981)によって指摘されたライフサイクル仮説によるものであり、Bernheim, Shleifer and Summers(1985)が分析している。戦略的な動機(ギフト交換)仮説と利他的効用仮説は必ずしも背反な仮説ではない。Cox and Rank(1992)がギフト交換モデルの方が実証的に当てはまりが良いことを確認している。

親子がナッシュ交渉解によって同別居の選択と資源配分の意思決定を行うモデルは Manser and Brown(1980)及び McElroy and Horney(1985)が利用している。ひとつの世帯がひとつの共通の選好体系によって家計内の資源配分を行うという仮説はその後 Pezzin

and Schone(1997)によって否定されている。それゆえ、今後の分析に際しては代替的な仮説が提示される必要がある。

理論的な研究が実証的なサポートを受けているかについても整理しておこう。Matthews and Rosner(1988)はケアの必要な高齢の親に対する子供の接し方が 1)routine, 2)backup, 3)circumscribed, 4)sporadic, 5)dissociation のいずれに該当するかを調査している。このような『接し方』のみならず、インフォーマルケアの提供に対して影響を与える要因を掴むことは学術的にも政策的にも重要である。欧米の研究には Garber(1989)、McGarry (1998) や Kotlikoff and Morris(1989)による基礎的な統計の作成と評価もあるものの、パラメトリックに要因を分析したものが多い。特に、インフォーマルケア提供と外部労働市場における労働供給の関係を分析したものが多い。Stoller(1983)、Ettner(1994)、Wolf and Soldo(1994)、Checkovich and Stern (2002) などである。日本における研究も事情は同じであり、大日(1997)、大日(1999)、岩本(2000)、永瀬(2000)などがあげられる。

介護というインフォーマルケア提供が高齢者の家族にとって心理的・経済的な負担をもたらすものであれば、高齢者が要介護状態となると同時に同別居の選択が行われると考えることは自然である。しかしながら、実際に親が要介護状態にあるか否かと同別居が関係しているかについて論じた論文は少ない。親との同別居については Morgan and Hiroshima (1983) による古典的な研究以来、駒村 (1994)、八代他(1997)、寺崎(2000)、舟岡・鮎沢(2000)、大石・小塩(2001)、岩本・福井(2001)がある。ただし、日本の同別居分析は、親の介護を行うため、という視点とは別の視点で分析が行なわれており、その後の分析でも介護提供の有無や提供時間と同別居の関連については焦点を当てた研究はなされていないものが多い。これは利用しているデータがいずれも国民生活基礎調査であり、同調査がインフォーマルケア提供に関連する調査項目が整備されていなかったという理由もある。

海外における研究は幾つかあるが、Pezzin and Schone(1999)がひとつの到達点であると考えられる。彼らは理論的なフレームワークとして、協力ゲーム的な状況を考えている。親と娘が同居と家庭内意思決定プロセスに関して、それぞれの効用の積を最大化するとして分析を行った結果、(1)結婚している子供、子供を持つ子供は同居を選択しない。(2)親に配偶者がいる場合にも同居は選択されない。(3)親の ADL が下がると同居確率が上がる。などを示している。

このように経済学の立場から親が要介護状態になった場合の親と子の同別居選択はこれまでほとんど行われていない。他方、社会学の立場からはサポートネットワークについての研究は活発に行われている。基本的な文献として安田(2001)や金光(2003)が指摘できるであろう。高齢者における文脈では、前田 (1996)、坂野・澤岡(2004) があげられる。しかしながら、これらの研究においても要介護状態を契機とした親と子の同居選択については検討されていない。

上にも述べたようにインフォーマルケアの提供が同居家族によって主に行われているのであれば、要介護状態の発現と同別居選択の関係は高齢者のサポートネットワークに対し



て大きな影響を与える要因となり得る。本稿では、同別居選択を被説明変数として、それに対して要介護状態が影響を与えるか否かを分析する。

介護保険制度が実施され、サービス利用が廉価で行えるようになってきているが、このような状態において介護を契機とした同居の有無を調査することは、介護保険制度がどのように機能しているかについて部分的にであっても明らかにすることになる。もし、介護を契機とした同居が行われているのであれば、介護保険制度の下であっても高齢者は家族関係に立脚したインフォーマルケア確保を行わなければならない状況にあることを示していると言えよう。それゆえ、本稿で行う同別居分析は介護保険制度の機能評価の側面をも持ち得ると考えられる。

本稿の分析では介護を契機とした同居確率の変動があること、同居確率に高齢者の性差の影響があること、高齢者の年齢、所得や持ち家などの要因も同居確率に影響を与えていることが示された。

また、補足的な分析から同居と代替的であると考えられる仕送りについて次の結果も得た。(1)親の性別は仕送りの実行に有意に影響を与えるわけではない。(2)親の年齢が高くなると仕送りが行われる限界的な確率が高くなる。(3)特定の要介護度となる高齢者に対しては介護認定を受けていない高齢者と比較して仕送りが行われる限界的な確率が高くなる。しかしながら、要介護度が高くなるほど仕送りが行われる限界確率が高くなるわけではない。(4)親の所得が低いほど仕送りが行われ、親の所得が高いほど仕送りは行われぬ。(5)親が持ち家一戸建てに住んでいる場合と比較すると他の居住環境にいる場合は仕送りが行われる確率が高い。(6)親の健康水準は有意な影響を仕送りに対して与えていない。(7)長女と比較して、子供が男性である場合は仕送り実施に対して有意に正の影響を与える一方、女性の場合には負の影響(ただし有意ではない)を与える。(8)この年齢は50歳代は有意に負の影響を与えるが、他の年齢階級は有意ではない。(9)親の居住地からの時間距離は有意な影響を与えない。(10)子の婚姻状況は有意な影響を与えていない。(11)同居している子供の数は有意な影響を与えない。

本稿は以下において次のように構成される。次の節においては推定方法と使用するデータを説明する。第三節では推定結果が与えられ、最後の節では結語が与えられる。

## 2.分析の方法とデータ

本稿における分析は子供が高齢者である親と同居するか否か、を対象とするものである。実証的には幾つかの方法があると考えられる。ひとつは同居している人数を被説明変数とする方法である。第二は生存している子供のうち何人が同居するか、という比率を被説明変数とする方法である。そして子供が同居しているのか否かという2値選択変数を被説明変数とする方法である。

同居してる人数や生存している子供のうちの何人が同居するかという比率を被説明変数

とする場合には最小自乗法を用いて分析を行う。他方、自分の子供が同居するの否かという 2 値選択の場合には Probit 分析を用いて分析を行う。

利用するデータは平成 15 年 10 月 1 日に当研究班で実施した「高齢者の生活実態に関する調査」のデータである。調査実施対象となった自治体は、東京都稲城市、東京都品川区、千葉県鎌ヶ谷市である。調査対象者は 65 歳以上高齢者で、介護認定を受けているもの (A グループ) と認定を受けていないもの (B グループ) に分けてサンプリングを行った。A グループについては 3 自治体とも全数を原則とし、介護認定者への配布数は稲城市 913、品川区 6,108、鎌ヶ谷市 1,540 であった。そのうち回収されたのは稲城市 472、品川区 3,062、鎌ヶ谷市 911 であった。未認定者への配布数は自治体ごとの 65 歳以上未認定者数でウェイトして算出した。その結果未認定者への配布数は稲城市 813、品川区 5,268、鎌ヶ谷市 1,328 で、回収された数は稲城市 472、品川区 2,974、鎌ヶ谷市 863 であった。

郵送による留め置き自計方式で調査を行ったが、在宅で生活するものを対象としたので、入院中、介護老人福祉施設、介護老人保健施設、有料老人ホーム等に入所中の高齢者のデータは含まれていない。また、回答者について、1.本人が回答した、2.代読・代筆してもらって、本人が回答した、3.家族が回答した、4.その他の方が回答した、についても念のため調査項目に含めておいた。「本人が一人で回答した」と答えたのは全体の 63.1%で、次に高い割合を示したのが「家族が回答した」とする 19.6%であった。

このデータのうち、今回使用する項目について「不詳」を持たないサンプルを抽出して分析に供するものとする。

被説明変数として、同居人数、子供同居比率、子供同居選択を用いる。同居人数は高齢者世帯に同居する他の世帯員数である。この数が多いほど高齢者のネットワークは安定的であると考えられる。子供同居比率は高齢者の子供全体に対する同居している人数の比率である。これも数値が大きくなるほど高齢者のネットワークが安定的であることを意味するであろう。子供同居選択は高齢者の子供のうち誰かが同居しているか否か、を示す変数である。同居している場合に 1 を同居していない場合に 0 をとる 2 値変数として定義される。

説明変数は高齢者の属性の変数である。高齢者が女性であるときに 1 をとる女性ダミー、65 歳～69 歳を基準にした 70 歳から 100 以上までの 5 歳階級刻みの年齢ダミー変数も導入される。先行研究でも示されているように婚姻状態も影響を与えられよう。このため、配偶者ありの状態を基準とする未婚ダミー、死別ダミー、離別ダミーを導入する。高齢者世帯の所得の違いを考慮に入れるための所得ダミー変数も導入される。収入額が 100 万円未満の高齢者を基準に、所得 0 万円の場合の所得階級 1 ダミー、所得が 100 万～300 万円の場合の所得階級 3 ダミー、300 万～500 万円の場合の所得階級 4 ダミー、500 万～700 万円の場合の所得階級 5 ダミー、700 万～1000 万円の場合の所得階級 6 ダミー、1000 万～2000 万円の場合の所得階級 7 ダミー、2000 万円以上の場合の所得階級 8 ダミー変数を導入する。

同居の選択には高齢者の住居の状況も当然影響を与えると考えられる。そこで、一戸建ての持ち家を基準として、持ち家総合住宅ダミー、借家一戸建てダミー、借家集合住宅ダミー、その他住宅ダミーを導入する。

さらには同居の心理学的な費用が教育によって影響される可能性を考慮して、高校・旧制中学校・女学校卒業を基準にした学歴 1 ダミー（中学校・旧制小学校・高等小学校卒業の場合に 1 となる）、学歴 3 ダミー（専修（専門）学校卒業の場合に 1 となる）、学歴 4 ダミー（短大・高専・旧制高校卒業の場合に 1 となる）、学歴 5 ダミー（大学・大学院卒業の場合に 1 となる）、を導入する。

そして我々の注目する要介護度の同居への効果を測定する要支援ダミー、要介護 1 ダミー、・・・、要介護 5 ダミーを導入する。要介護度以外にも主観的健康観についてコントロールする健康ダミー（医者にかかっている場合を基準に、健康であるないしは健康ではないが医者にかかるほどではないと回答した場合に 1 となる）を導入している。

これらの変数の記述統計は表 1 のとおりとなる。

---

表 1 記述統計はこのあたり

---

### 3.推定結果

#### 3-1.同居者人数に関する分析

高齢者世帯に同居する人数について最小自乗法を用いて分析を行った。推定結果は表 2 に与えられている。これをまとめて述べると次のとおりである。(1)女性高齢者の方が子供と同居する人数が有意に少ない。(2)85 歳から 95 歳までは 65 歳と比較すると有意に同居する人数が多いが、年齢が高いほど一貫して同居人数が多くなるというわけではない。(3)配偶者がいない場合、有意に同居人数が多くなる。(4)未認定の場合と比較して要支援の場合には有意に同居人数が少ない。他方、要介護度 2 以上の場合は未認定の場合と比較して有意に同居人数が多い。(5)所得が低いと有意に同居人数が多くなる。ただし所得額が 700 万円を超えると統計的に有意な影響が見られない。(6)持ち家一戸建てを基準とするとその他の住宅の場合は有意に同居する人数が減少する。(7)学歴が高いほど同居人数が減少する傾向がある。(8)健康水準は有意な影響を与えていない。

---

表 2 同居人数に関する推定結果

---

### 3-2.同居する子供数比率に関する分析

高齢者自身の生存する子供のうち、高齢者世帯に同居する人数の比率について最小自乗法を用いて分析を行った。推定結果は表 3 に与えられている。これをまとめると次のとおりである。(1)女性高齢者の方が同居する子供の比率が有意に小さい。(2)年齢が高いと同居する子供の比率が有意に小さいが、8 年齢が高いほど一貫して同居する子供の比率が小さくなるわけではない。(3)死別・離別の場合については、有意に同居する比率が高くなるが、未婚の場合は有意ではない。(4) 未認定の場合と比較して要支援の場合は有意に同居する子供の比率が小さい。他方、要介護度 2 以上の場合は未認定の場合と比較して有意に同居する子供の比率が高い。(5)所得が低いと有意に同居する子供比率が高くなる。ただし所得額が増加すると一貫して同居する比率が低下するというわけではない。(6)持ち家一戸建てを基準とするとその他の形態の住宅の場合は有意に同居する子供の比率が減少する。(7)学歴が高いほど同居人数が減少する傾向がある。(8)健康水準は有意な影響を与えていない。

---

表 3 子供同居比率に関する推定結果

---

### 3-3.プロビットによる推定結果

高齢者自身の生存する子供のうち、いずれか一人でも同居する確率について probit 推定法によって分析を行った。推定結果は表 4 に与えられている。まとめると次のとおり。(1)女性高齢者の方が同居する確率が有意に低い。(2)80 歳までは子供と同居する確率が有意に小さいが、90、95 歳階級では有意に同居確率が高い。(3)死別・離別の場合については、有意に同居する確率が高くなるが、未婚の場合は有意ではない。(4) 未認定の場合と比較して要支援の場合は有意に同居する確率が小さい。他方、要介護度 2 以上の場合は未認定の場合と比較して有意に同居する確率が高い。(5)所得が低いと有意に同居する確率が高くなる。ただし所得額が増加すると一貫して同居する確率が低下するというわけではない。(6)持ち家一戸建てを基準とするとその他の形態の住宅の場合は有意に同居する確率が減少する。(7)学歴が高いほど同居確率が低下する傾向がある。(8)健康水準は有意な影響を与えていない。

---

表 4 同居確率に関する推定結果

---