

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。

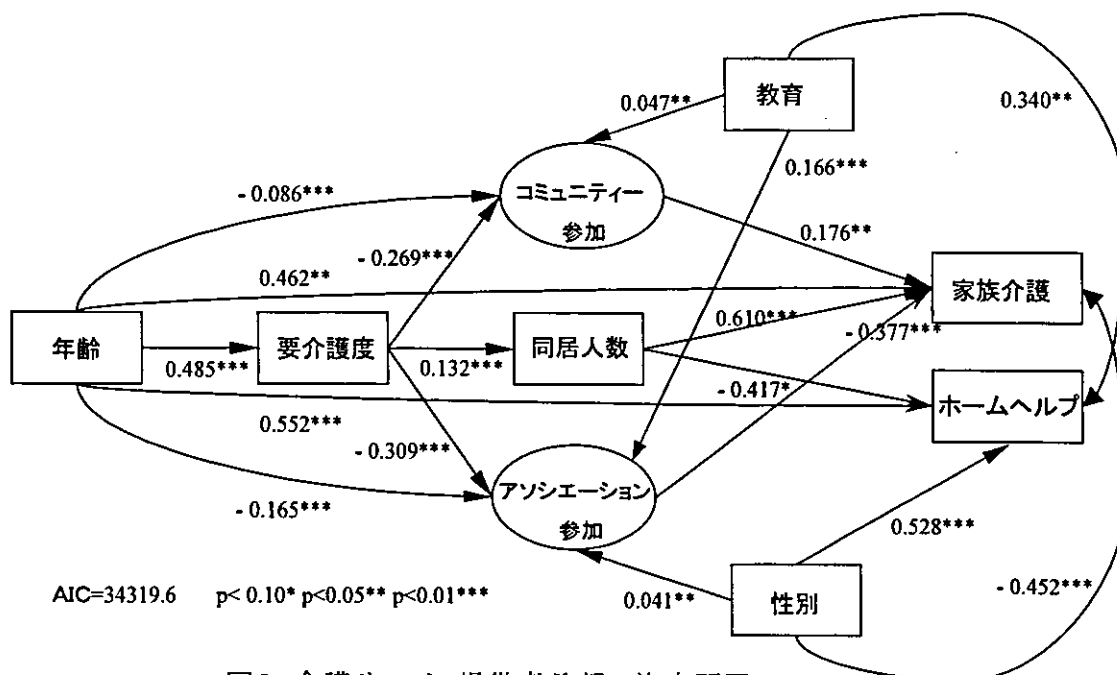


図8 介護サービス提供者希望の決定要因

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、ヘ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。

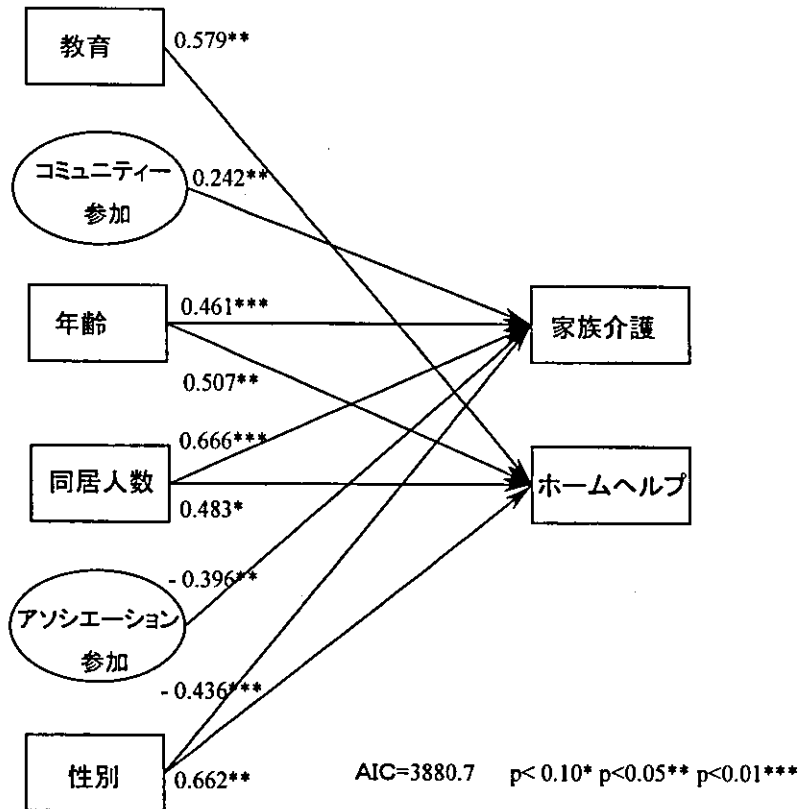


図9 介護サービス提供者希望（サービス非受給者）

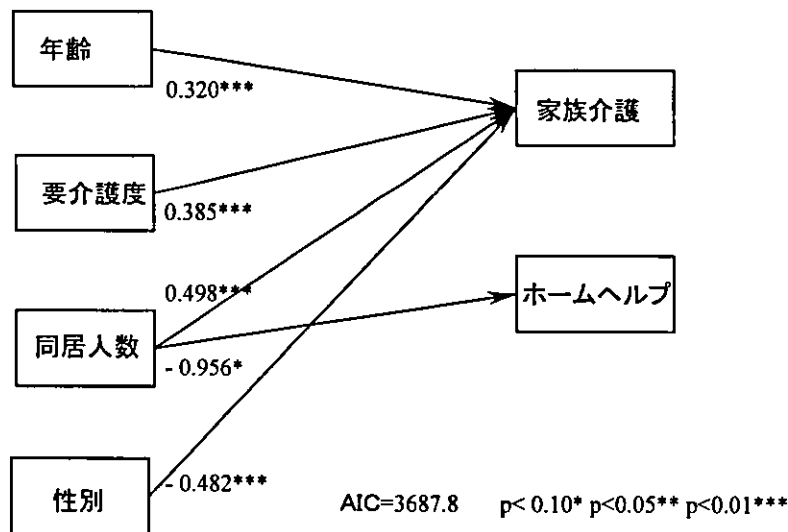


図10 介護提供者希望（サービス受給者）

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

扱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地位から決定される。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合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 8 章

悠々自適な高齢者生活

－要介護・健康・世帯収入・グループ活動を規定する要因探索－

西村 幸満

第8章 悠々自適な高齢者生活

—要介護・健康・世帯収入・グループ活動を規定する要因探索—

西村幸満

1 はじめに

子どものころ、近所に住む母方の祖父がよく晩酌に訪れていた。祖父はミカンとお茶を主な糧とする農家から不動産業を営む兼業農家へと展開し、当時は遺産の生前分与も済み、悠々自適な隠退生活を送っていた。祖父母の住む離れの倉庫から農具がなくなりそこにはほこりがたまるのと同じ頃に、叔父の住む母屋から土間がなくなり、水回りが徐々に様式に改装されていった。子ども心にも祖父母の家が少しいびつに変わっていったと感じたのは、主の交代だけが理由ではないだろう。新しい主の生業が兼業農家から不動産業へと様変わりすることによって、生活は必然的に近代的な装いを伴ってくる。農業をするための拠点として山間にあった家は、交通の便のいい不動産事務所から帰ってくる家になる。家庭生活と職業の分離が明確になっていくのである。もちろん、こうした変化は当人たちにとって急激に起こったものではないだろう。農業から兼業農家へ、そして不動産業へと従兄弟を含めた3つの世代を跨っておこなわれたのである。

もの心がついた頃には、祖父母は1年に何度かは旅行に出かける、まさに悠々自適な生活を送っていた。子どもの頃にみた高齢者の生活は、そうしたものとして刻み込まれたのである。

もちろん、このような情景は一般的ではなかった。第一次産業から第二次産業へ社会が移行する時期に、一時的な幸運を得たのに過ぎない。われわれは歴史の中でいつも幸運な者と不運な者を観察することができる。以上の情景もその一面をみたものである。偶然か必然かの議論は別としても、さまざまなリスクに対して、祖父母が積み上げた資源が、有効に機能したことは間違いないであろう。

現代においてもなお、高齢者の多くは不安を抱えている。そして、その不安は少しずつ増している。たとえば、『国民生活に関する世論調査』では、「老後の生活設計について」「自分の健康について」「家族の健康について」「現在の収入や資産について」などの不安について長期的に確認している。「老後の生活設計について」は、平成16年調査対象者の51.8%が不安であると回答し、その傾向は平成4年の38.9%から上昇傾向を示している。なかでも50～69歳の層で男女ともにもっとも高い。50～69歳層の不安回答は55～70%であり、全体の傾向よりも不安と回答する比率が高くなっている。また、「自分の健康について」は、40～45%程度が平成4～平成16年間で一貫して「不安である」と回答し、また、「家族の健康について」もこの数値は35～40%程度で推移している。もちろん、60歳以上層だけで見ると、その比率は急激に上昇し、20歳代の数値と比較して2倍～3倍の高さになる⁴⁾。この結果は、この10年ほどの医療技術の進歩あるいは社会保障制度（介護保険など）の整備

が、まるで高齢者の不安の解消に寄与していないかのような数値になっている。くわえて、「現在の収入や資産について」への不安も 17.7%から 27.8%へと高まっている。なかでも 1980 年代の経済的格差の主要因が、年齢内格差が一定とした場合の年齢構成の高齢化が主要因であったことが明らかになったのである（大竹・斉藤 1999）。

悠々自適な高齢者生活は、「健康からの転落」という避けることが困難な要因によって常に危険にさらされている一方で、引退直前まで積み重ねてきた要因あるいは健康を維持するための諸要因からも影響を受け、支えられている（岩本 2000、大石 2000、近藤 2000）。経済的要因に加えて、生活空間あるいは世帯・階層構造などによっても影響を受けることが明らかになっている（白波瀬 2005）。現役時代にどれほど多くの資源を保有するか、あるいはどれほど選択肢の数を広げておくことが、高齢者のリスクを削減し、そのことが生活不安を縮小するのであるⁱⁱⁱ。

本論文では、2004 年に東京と千葉の 3 自治体との協力によって実施した「高齢者の生活実態に関するアンケート調査」（以下、「自治体調査」）を利用して、主に「健康」に代表される悠々自適な高齢者生活の基盤を支える要因（＝資源）を探ることにしたい。

本論文は、つづく 2 節で「悠々自適」の整理をおこなう。理念的な概念の整理と分析レベルでのカテゴリー化には、多くの場合にズレが生じる。本論文では、「悠々自適とはどうあるべきか」を議論するのではなく、分析可能な操作的な「悠々自適」をカテゴリー化・操作化して分析をおこなう。2 節はこの手続きについて、先行研究との関係から整理をおこなう。3 節は、データの概略を整理する。各自治体のデータと記述統計量から 65 歳以上の高齢者を位置づけることにしよう。4 節では、介護未認定者という緩い悠々自適を規定する要因の探索をおこなう。5 節ではさらに限定的に定義された 6 つ悠々自適を規定する要因について検討をおこなう。6 節で結果をまとめる。

2 「悠々自適」とは

本論文で使用する「悠々自適」は、「自立」という重要な要件を基礎に設定している。本論文において「自立」とは、社会生活を営むうえである程度の違いはあるものの、基本的に自活できるという条件を示している。内閣府の 65 歳以上の男女を対象とした調査（2002）によれば、「少し重い物を持ち上げたり、運んだりする（たとえば買い物袋など）」で 65.1% 程度が「ぜんぜん難しくない」と回答している。「身体を前に曲げる、ひざまづく、かがむ」（74.2%）、「適度な活動、例えば、家の庭のそうじをする、1～2 時間散歩をするなど」（77.7%）、「自分でお風呂に入ったり、着替えたりする」（91.3%）というように、高齢者の自立基準は現役世代と比べて随分と緩い。そこでこのような生活項目において不便があることを自立の喪失と考え、本論文の自立の第一基準は、介護認定を受けているか否かに設定することにした。この基準に照らしてみると、品川においては、介護認定者は 2694 名（49.9%）なのに対して、未認定者は 2703 名（50.1%）である。同様に稲城では 371 名（46.2%）に対して 432 名（53.8%）、鎌ヶ谷は 663 名（46.1%）に対して 775 名（53.9%）となってい

る(表1)iv。

この基準に対して、2つの状況を設定した。一つめは、単純に「健康であること」という意味である。とうぜん、このままでは主観的な変数としてもかなり幅の広いものになってしまう。高齢者の健康は、若者のそれと比べれば肉体的な衰えをもつことは明らかであり、その意味でほとんどの高齢者は不健康といえるのかもしれない。また健康について詳しい情報をもっているほど、あるいは現役世代との差異に意識的であるかそうではないかによって、自分が健康かどうかの判断は異なってくるだろう。そのため、介護未認定という客観基準に付加的な条件として、健康意識を定義づけ、使用することにした。二つめは、事実として「就労している」を利用する^v。高齢者が不健康であっても生活苦によって働くことを余儀なくされていたら、健康と就労は部分的に重なると考えられる。一方で、悠々自適の状況設定としては、「働ける」こと自体が、社会的評価の一つであるとも考えられる。本論文では後者の考え方を採用して、健康同様に付加的な条件として定義づけをおこなった。それぞれ、悠々自適1と悠々自適4と定義した。

悠々自適をもう少し安定的で快適な状況と考えて、本論文ではさらに経済的な状況と社会的な状況を組み合わせることにした。経済的な状況は、世帯の収入状況である。高齢者の平均世帯収入は、300万円台の後半程度である。分析対象の平均世帯収入は、都市データであるため、500万円台とかなり高くなっている。操作的に、全国平均の2倍程度であり、対象者の世帯平均よりも高額な600万円以上を豊かな層と考え、悠々自適2と悠々自適5と定義した。

また、社会的関係は、社会科学の新しい分析ツールになっている。多くの場合は、教育変数の投入によってその効果が解消される場合がある。すなわち、教育の高さと社会関係の豊かさがほとんど同じ態度を測定しているために、社会関係の有意な効果を分析結果から抽出できない。このような経験的な欠陥があるものの、高齢者の社会関係の有効性は現場レベルでは依然として確認されているので、本論文でも社会的関係を指標化して用いることにした。社会的関係を考慮して1ヶ月のグループ活動(「グループでの趣味・娯楽」「スポーツ・運動」「老人クラブ」「町内会・自治会などの活動」「ボランティア・社会奉仕活動」)のどれかに参加することをとらえ、悠々自適2と悠々自適5に付加し、それを悠々自適3と悠々自適6とした。

表1を挿入

悠々自適1から悠々自適6までの度数分布は表1の通りである。悠々自適のレベルが高くなるにしたがって条件が厳しくなるために、該当は大きく減少するが、その数値において各自治体でそれほど大きな差異はみられない。

3 3 自治体の概要—同質性と異質性

具体的な分析に入る前に、各自治体の記述等計量を確認しておこう。表 2 と表 3 は、介護認定の有無を前提として、性別・年齢別、就業状況別にみた各自治体の状況を示している。表 2 に示すように、性別・年齢別にみると若干の自治体間の差異が確認できる。「国勢調査」を確認すると、これは各自治体の人口分布を反映したものであることがわかる。他方、表 3 は、「現在仕事をしている」比率に自治体間の差異があることを確認している。介護認定者だけではなく介護未認定者も品川においてもっとも高く（4.0%、25.0%）、稲城（2.4%、23.1%）、鎌ヶ谷（1.7%、17.3%）の順で就業率は低下していく。サンプルは少ないものの、職業別にみれば、専門・管理と事務販売サービスの効果がそのまま反映しているとみていいだろう。

表 2 を挿入

表 3 を挿入

表 4 は、さらに健康状態別世帯別に状況を示したものである。この表からは、各自治体間にある同質性と異質性がはっきりと示されていることがわかる。同質性は、医者にかかっている場合に顕著になる。世帯構成別に確認すると、介護認定者は夫婦世帯と単身世帯が同程度であり（認定者の場合 25%程度）、介護未認定者は単身世帯が夫婦世帯よりも少なくなっている（夫婦のみが 40%程度、単身が 15~20%程度）点で、どの自治体でも同じパターンを示している。さらに、健康でありながら、介護認定を受けている場合には、世帯構成が「その他」—すなわち、配偶者以外の家族と同居が圧倒的に高くなる（50%以上~69%）ことである。異質性は、健康である場合に顕在化する。認定者の場合、品川では夫婦世帯よりも単身世帯が 1.45 倍（27.4%/18.8%）であるのに対して、稲城はほぼ同じ（24.0%/20.0%）、鎌ヶ谷では 5 分の 1 程度（5.6%/25.0%）になる。表には示さなかったけれども、65 歳以降働いているもののうち、介護認定をうけず、かつ健康であると回答しているものは半数に満たない。

表 4 を挿入

以上の結果からみると、介護認定を受けていながら、健康であると回答する高齢者の世帯構成は、その家族ごとに選択肢が用意されていると考えられる。さほど状況が深刻ではないゆえに、選べる選択肢も数多く残されているのであろう。この傾向は、医者にかかっている場合のパターンにみられる同質的な傾向とは対照的である。介護認定を受けるようになり、あるいは健康を損なうにしたがって、個人、世帯（家族）の選択肢は狭まるようになり、限られた数少ないパターンに収束していくことはわれわれにとっても理解しやすい

い。しかし、表 4 の結果でより重要なのは、そのパターンには、夫婦と配偶者以外の家族で対応する場合と同程度に、単身で対処するという状況が 5 人 1 人から 4 人に 1 人程度いることである。配偶関係あるいは血縁関係ではない支援を必要とする高齢者がかなりの程度存在することは、支援の遅延あるいは不十分といった問題と直結するために、より深刻であると考えられる⁴⁾。

4 「悠々自適」－介護認定を規定する要因

表 5 は、介護認定の有無について変数の効果を自治体別にロジスティック回帰分析をおこなったものである。この表から、本分析中でもっとも大雑把な悠々自適を規定する要因がわかる。すなわち、リスクを回避するのに有効な変数である。分析モデルは 2 つある。65・69 歳を基準変数とした年齢ダミーを投入しないモデルと、投入したモデルである。

表 5 を挿入

具体的な結果を追っていこう。まず、年齢ダミーをモデルに投入しない場合には、教育年数と夫婦世帯ダミーが共通して有意なプラス効果をもつものの、そのほかでは、3 つの自治体間で効果を与える変数は異なっている。最後職（職業、就労形態、従業先規模）の効果を見ると、3 自治体で共通した要因はない。保安・運輸・通信・生産職を基準にした場合、介護認定を受けずに済むことに対して品川では職業間に有意な効果をもつものはない。稲城と鎌ヶ谷では、専門管理職がマイナスの効果をもつ。とくに稲城では職業によって介護認定の受けやすさが異なっているうえに、そこに役職のマイナス効果も加わる。稲城では、65 歳まで安定した雇用状況にあっても、65 歳以降、一転して介護認定の確率が高くなる。性別ダミーは、品川・鎌ヶ谷ではプラスの効果をもつが、稲城では効果をもたない。

年齢ダミーの効果は、期待されたとおり、頑強な効果をもっている。65・69 歳に対してすべてマイナスの有意な効果をもち、介護認定の確率が年齢の上昇とともに高まることを示している。本論文でとくに重要な事実発見は、年齢ダミーの投入によって、最後職の効果だけではなく、教育の効果もすべて消失することを確認できたことである。リスクを削減するためにそれまで蓄積してきた資源は、介護認定においては、認定される年齢時期を遅らせるに過ぎないことがわかる。しかし、夫婦世帯ダミーの効果は、年齢ダミー投入後も有意になっている。このような結果から判断すると、介護認定を遅らせることに配偶関係が、その関係以上の意味をもっている可能性がある。すなわち、配偶関係にあるために、日々の生活の支え合いがリスクを削減するだけではなく、リスク自体を吸収する効果があると考えられる。また、鎌ヶ谷と違い、品川と稲城では単身世帯のマイナス効果が残っていることから、都市型の高齢者介護の課題が配偶者との関係において重要であることがより鮮明になることがわかる。鎌ヶ谷では配偶者以外の家族との同居が、単身世帯のマイナス効果を打ち消していると考えられるからである。

図 1 をみてもわかるとおり、年齢が高まるほど介護認定を受けやすくなるのはどの自治体でも共通している。鎌ヶ谷が他の 2 自治体と比べて、70-74 歳時と 80 歳以上で若干効果が小さいのは、上述した単身世帯のマイナス効果を消す要因と関係があるのかもしれない。

図 1 を挿入

5 悠々自適ーリスク削減要因

介護未認定という 65 歳以降のおおまかな悠々自適において、そのリスクを軽減するのは、教育年数が長い場合であるか、あるいは年齢が若い場合であり、この 2 つはトレード・オフの関係にある。配偶者以外の同居世帯よりも夫婦世帯のほうが、1.2~1.9 倍も未認定であるオッズが高くなっている。これはどの自治体にも共通した傾向である。年齢を投入すると最後職の効果はすべて消失する。品川と鎌ヶ谷は、男性の場合未認定であるほうが認定である場合よりも、それぞれ 1.4 倍と 1.3~1.6 倍の高いオッズになっている。これに対して稲城は、持ち家の効果がそうでない場合よりも 2 倍以上の高いオッズになっている。

こうした傾向は、より厳しく定義づけた悠々自適において、どのように推移していくのであろうか。より厳密な悠々自適において、そのリスクを軽減する要因は一体何なのであろうか。

表 6~表 11 は、こうした問題意識を確認したものである。モデルは表 5 の場合と同じにして、従属変数である悠々自適 (1~6) を徐々に限定していく。その過程で頑強なリスク排除資源の探索をおこなうため、自治体ごとに確認することにしよう。

品川の場合には、65 歳以降に就労継続していることを悠々自適の条件に加えると (悠々自適 1~3)、最後職の効果が有意になった。なかでも規模は大きいほど悠々自適へのプラスの効果があり、最後職の規模の効果は条件を厳しくしても頑強である (悠々自適 1~6)。就業形態は、基準変数 (非正規他) に対して自営がマイナス、雇用がプラスの効果をもつ。悠々自適の条件を厳しくすると、役職の効果だけが基準変数と有意な正の関係にある (悠々自適 2、3、5、6)。性別はマイナスの効果であり、頑強な効果を示す。女性であるほど悠々自適の確率が高くなる。夫婦世帯の効果は、収入条件を付加すると、プラスからマイナスの効果へ転じる。おそらく、かなりの高額な世帯収入 (ここでは 600 万円) をもつ品川の高齢者は、配偶者以外の家族と同居している確率が高いのであろう。この傾向は、悠々自適に健康という条件を付け加えた (悠々自適 4~6) 結果からも確認できる。役職と収入との相関、役職と健康との相関が反映している。

鎌ヶ谷の場合には、悠々自適 (1~6) を規定する最後職の効果は、従業先規模のみである。どれほど規模の大きな従業先に勤めていたかが、リスク削減に有意な効果をもっている。持ち家のリスク削減効果は、鎌ヶ谷にはない。夫婦ダミーは、品川同様に、世帯収入を条件に付加するとマイナスに転じる。性別ダミーは、収入の条件を入れると効果を顕在化する。この顕在化の十分条件は、夫婦ダミーの統制 (マイナスで有意) であるようだ。

稲城の場合には、サンプル規模が他の自治体と比べて小さいこともあり、頑強な要因は、小規模従業員を基準変数とした大規模ダミーだけである。悠々自適 1~3 については、夫婦ダミーの効果がある。これは品川・鎌ヶ谷と同じ傾向を示す。

最後に、品川と鎌ヶ谷という 2 自治体に共通するパターンについて注目したい。それは、教育の効果と年齢の効果の関係である。介護未認定のみを悠々自適の基準とした場合には、教育の効果と年齢の効果はトレード・オフの関係にあった。しかし、悠々自適の定義を厳しい条件づけによって限定していくと、それぞれ独立に効果をもつことがわかった。これは介護認定が年齢による決定的な関係をもっているのに対して、教育は統計上無力であることを示している。条件に就労、健康、収入、関係性が付加されると、教育の効果が顕在化してくるので、この点は特記されていだろう。

表 6 を挿入

表 7 を挿入

表 8 を挿入

表 9 を挿入

表 10 を挿入

表 11 を挿入

6 まとめ

本論文は、悠々自適という非常に曖昧な概念を、主にデータの操作性の高さという点から機械的に定義し、どのような資源の蓄積が悠々自適のリスクを軽減できるかを探索した。

その結果、非常にシンプルに介護未認定を悠々自適と定義した場合には、教育と年齢のトレード・オフを発見した。配偶者以外の家族と同居するよりも、夫婦世帯であることのプラス効果などがみつかった。

より限定的に悠々自適を定義することで、リスク削減変数の頑強性を探索した結果、3 自治体で共通するリスク削減変数は、最後に勤めていた従業員の規模であった。鎌ヶ谷と稲城ではこの従業員の規模以外に有意な変数は見つからなかった。従来強調される持ち家効果も、鎌ヶ谷にはなかった。年齢の効果も稲城ではなかったのである。また、限定する条件として就労と健康を付加したために、教育と年齢のトレード・オフは独立したものになり、教育年数が多いほど、年齢が若いほどリスクが小さいというシンプルな原則を本データでも確認することができたのである。

自治体ごとには、次のような独自のリスク削減変数がみつかった。とくに品川は、稲城と鎌ヶ谷に比べて、明らかに選択肢が多いことがわかった。品川では、すでにみた従業先規模に加えて、就業形態に格差がみつかった。すなわち、最後職では、自営業<非正規他<雇用という序列があり、雇用者ほど悠々自適にプラスの影響をあたえる。さらに女性であることの優位性を確認することができた。

以上のように、リスク削減=選択肢は、本分析の中では、まず、最後に勤めていた従業先の規模—すなわち、収入・雇用環境の安定性の指標—を共通の要因としていることがわかった。さらに、活動範囲の狭い高齢者にとって、どこに住んでいるかという要因が重要であることも、3自治体の結果をみることで容易に予想がつく。様々な要因を統制しても、高額な収入を得ている世帯では、夫婦世帯あるいは単身よりも、配偶者以外家族同居のほうに関係が深いことを勘案すると、高齢者世帯が悠々自適に暮らすためには、家族との同居も選択肢の一つであることが分かる。これまでは配偶者以外の家族との同居は、高齢者が身体を壊したり、介護が必要になるなど、状況が悪化したものを吸収するためにおこなわれてきた。しかし、近年予防策が模索される中で、高額収入世帯には、家族との同居がリスク削減の方法となっていることが部分的に示されたといえる。

ⁱ 本論文で高齢者は65歳以上を指す。一般的な傾向を統計調査で確認する場合は、60歳以上を含める場合もある。

ⁱⁱ 「自分の健康について」の場合、男性の60-69歳は53.7%、70歳以上は66.2%に対して、20-29歳は21.2%である。女性の60-69歳は59.6%、70歳以上は72.8%に対して、20-29歳は18.6%に過ぎない。「家族の健康について」の場合、男性の60-69歳は42.2%、70歳以上は41.8%に対して、20-29歳は13.0%である。女性の60-69歳は49.6%、70歳以上は39.3%に対して、20-29歳は21.7%に過ぎない。

ⁱⁱⁱ 白波瀬(2005, pp.7-8)は、こうしたリスクに対する対応資源の量とライフチャンスの違いを「不平等」(pp.8)という。

^{iv} 介護認定者と介護未認定者はほぼ同程度になっている。これは各自治体の要介護認定者をすべての調査対象者とした上で、等比的に介護未認定者をサンプリングしたからである。全国的な比率では、要介護認定なしが91.1%になる(内閣府(2002)『高齢者の健康に関する意識調査』(12月)。地域による偏りは大きいものの、本分析の結果は、やや過小に推定されている可能性がある。

^v 就労は健康と対比されるだけでなく、そこから生じる就労所得が生活基盤を支えていることが分かっている。本論でカテゴリー化した、夫婦のみ世帯と高齢者単独世帯は、配偶者以外の同居者よりも所得が高いという。府川(2000)では、配偶者以外の同居をより細かくみているが、本論では分離できない。

^{vi} たとえば、生活保護を受けている高齢者の約9割が単身者であることなど、その困難さがうかがえる。「生活保護」に関する公的統計データ一覧(国立社会保障・人口問題研究所(<http://www.ipss.go.jp/>)2004年8月30日)が参照できる。

参考文献

藤村正之(2001)「社会参加、社会的ネットワークと情報アクセス」平岡公一編『高齢期と社会的な不平等』東京大学出版会、pp.29-50

深谷太郎(2001)「健康と心身機能」平岡公一編『高齢期と社会的な不平等』東京大学出版会、pp.51-77

平岡公一編(2001)『高齢期と社会的な不平等』東京大学出版会

-
- 石田 浩 (2005) 「健康と社会・経済的格差」(3月5日) 社会・経済格差研究会発表資料
- 岩本康志 (2000a) 「在職高齢年金制度と高齢者の就業行動」『季刊社会保障研究』Vol.35, No.4, pp.
- 岩本康志 (2000b) 「健康と所得」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、pp.95-117
- 松浦克己 (2003) 「高齢者の幸福感を与えるもの」齊藤毅憲・藤野次雄・松浦克己・南知恵子『アクティブ・シニアの消費行動』中央経済社、pp.1-35
- 大石亜希子 (2000) 「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』No.481, pp.51-62
- 大竹文雄・齋藤誠 (1999) 「所得不平等化の背景とその政策的含意—年齢階層内効果、年齢階層間効果、人口高齢化効果」『季刊社会保障研究』第35巻1号
- 白波瀬佐和子 (2005) 『少子高齢社会のみえない格差—ジェンダー・世代・階層のゆくえ』東京大学出版会
- 杉澤あつこ・杉澤秀博 (1995) 「健康度自己評価に関する研究の展開—米国の研究事例を中心に」園田恭一・川田智恵子編『健康観の転換』東京大学出版会、pp.73-83
- 安河内恵子 (1994) 「都市型高齢化社会における扶養問題」『季刊社会保障研究』Vol.29, No.4, pp.397-410

表1 自治体別・介護別・就業状況

	品川認定	品川未認定	稲城認定	稲城未認定	鎌ヶ谷認定	鎌ヶ谷未認定
要介護(要支援)を受けている	2694	2703	371	432	663	775
就労している健康である	4.3	26.0	6.7	27.1	5.4	26.3
悠々自適1 認定+未認定計日	- (37.4)	73.9	- (40.6)	75.4	- (44.4)	81.8
悠々自適2 認定+未認定計日	- (7.3)	14.7	- (8.8)	16.4	- (7.7)	14.3
悠々自適3 認定+未認定計日	- (3.6)	7.1	- (4.4)	8.1	- (3.8)	7.0
悠々自適4 認定+未認定計日	-	-	-	-	-	-
悠々自適5 認定+未認定計日	1.4	4.1	1.9	5.6	1.8	4.1
悠々自適6 認定+未認定計日	0.7	2.0	0.8	3.0	0.8	2.2
	0.4	2.4	0.8	2.8	0.6	2.1
	0.2	1.2	0.4	1.5	0.3	0.1

悠々自適1=介護認定なし + 就労している
 悠々自適2=介護認定なし + 就労している + 収入600万以上
 悠々自適3=介護認定なし + 就労している + 収入600万以上 + 一ヶ月のグループ活動
 悠々自適4=介護認定なし + 健康である
 悠々自適5=介護認定なし + 健康である + 収入600万以上
 悠々自適6=介護認定なし + 健康である + 収入600万以上 + 一ヶ月のグループ活動

表2 自治体別・介護別・性・年齢別

	品川認定	品川未認定	稲城認定	稲城未認定	鎌ヶ谷認定	鎌ヶ谷未認定
男性65-69歳	9.4	33.6	16.4	42.6	17.5	47.8
男性70-74歳	16.7	28.2	21.3	29.9	20.4	25.5
男性75-79歳	19.8	23.4	20.5	19.8	17.5	15.6
男性80以上	54.0	14.8	41.8	7.6	44.7	11.0
合計	741	1183	122	197	206	372
女性65-69歳	5.0	32.6	7.2	36.6	10.9	38.7
女性70-74歳	10.3	29.1	10.8	28.5	8.8	27.0
女性75-79歳	19.1	21.3	20.5	17.0	21.7	17.6
女性80歳以上	65.6	17.0	61.4	17.9	58.6	16.6
合計	1953	1520	249	235	457	403

表3 自治体別・介護別・就業状況

	品川認定	品川未認定	稲城認定	稲城未認定	鎌ヶ谷認定	鎌ヶ谷未認定
合計	2694	2703	371	432	663	775
以前は仕事をしていた	64.4	58.9	68.5	63.0	69.5	66.4
これまでに仕事についていない	25.7	12.0	23.2	8.1	22.6	11.5
現在仕事をしている	4.0	25.0	2.4	23.1	1.7	17.3
専門・管理	33.7	24.6	11.1	25.0	0.0	25.4
事務販売サービス	38.5	41.7	33.3	29.0	54.5	32.1
保安・運輸・通信・生産	10.6	15.8	22.2	24.0	18.1	21.6
農林漁業	0.0	0.1	22.2	9.0	0.0	8.2
合計	104	676	9	100	11	134

表4 自治体別・介護別・健康状態別世帯構成

	品川認定	品川未認定	稲城認定	稲城未認定	鎌ヶ谷認定	鎌ヶ谷未認定
夫婦のみ	18.8	46.0	20.0	50.4	25.0	49.5
単身	27.4	14.8	24.0	8.5	5.6	8.8
その他	53.8	39.2	56.0	41.0	69.4	41.7
計	117 (4.3)	704 (26.0)	25 (6.7)	117 (27.1)	36 (5.4)	204 (26.3)
<hr/>						
医者にかかる ほどではない	14.3	39.6	11.8	53.6	25.9	51.1
単身	27.6	21.5	11.8	10.7		15.6
その他	58.2	38.9	76.5	35.7	74.1	33.3
計	98 (3.6)	149 (5.5)	17 (4.6)	28 (6.5)	27 (4.1)	45 (5.8)
<hr/>						
医師にかかっ ている	25.0	41.4	25.5	46.4	27.6	43.7
単身	27.9	20.3	25.5	14.6	14.4	11.7
その他	47.1	38.2	49.1	38.9	58.0	44.7
計	2460 (91.3)	1829 (67.7)	322 (86.8)	280 (64.8)	597 (90.0)	515 (66.5)
<hr/>						
夫婦のみ	21.1	52.4		28.6	33.3	54.5
単身	31.6	9.5	42.9	14.3	66.7	
その他	47.4	38.1	57.1	57.1		45.5
計	19 (0.7)	21 (0.8)	7 (1.9)	7 (1.6)	3 (0.5)	11 (1.4)