

Yasuko Koudo, Tsuneko Ohouchi, Takayuki Hosoi, Toshiyuki Horiuchi	Association of CYP19 Gene Polymorphism With Vertebral Fractures in Japanese Postmenopausal Women ;	Biochemical Genetics	50	389-396	2012
藤原佳典, 小林江里香, 深谷太郎, 西真理子, 斉藤雅茂, 野中久美子, 稲葉陽二, 福島富士子, 星旦二, 新開省二	地域高齢者における年収および暮らし向きと心理的健康指標との関連	老年精神医学雑誌	23(2)	211-226	2012
斉藤雅茂, 藤原佳典, 小林江里香, 深谷太郎, 西真理子, 新開省二	同居者のいる住民基本台帳上の一人世帯高齢者の特性	老年社会科学	33(4)	527-537	2012
田中千晶, 藤原佳典, 安永正史, 桜井良太, 斎藤京子, 金憲経, 深谷太郎, 野中久美子, 小林和成, 吉田裕人, 内田勇人, 新開省二, 渡辺修一郎	複合健康増進プログラムが地域在住高齢者の日常的な身体活動量へ与える影響—無作為化比較試験による検討—	日本老年医学会雑誌	49(3)		2012
小池高史, 野中久美子, 渡邊麗子, 深谷太郎, 藤原佳典	高齢者見守りセンサーに関する研究の現状と課題	老年社会科学	印刷中		
Murayama H, Fujiwara Y, Kawachi I.	Social Capital and Health: A Review of Prospective Multilevel Studies.	J Epidemiol.	in press		
野中久美子, 西真理子, 小林江利香, 深谷太郎, 村山陽, 新開省二, 藤原佳典	「都市部版 地域包括支援センターへの情報提供のチェックシート」作成の試み	日本公衆衛生雑誌	投稿中		

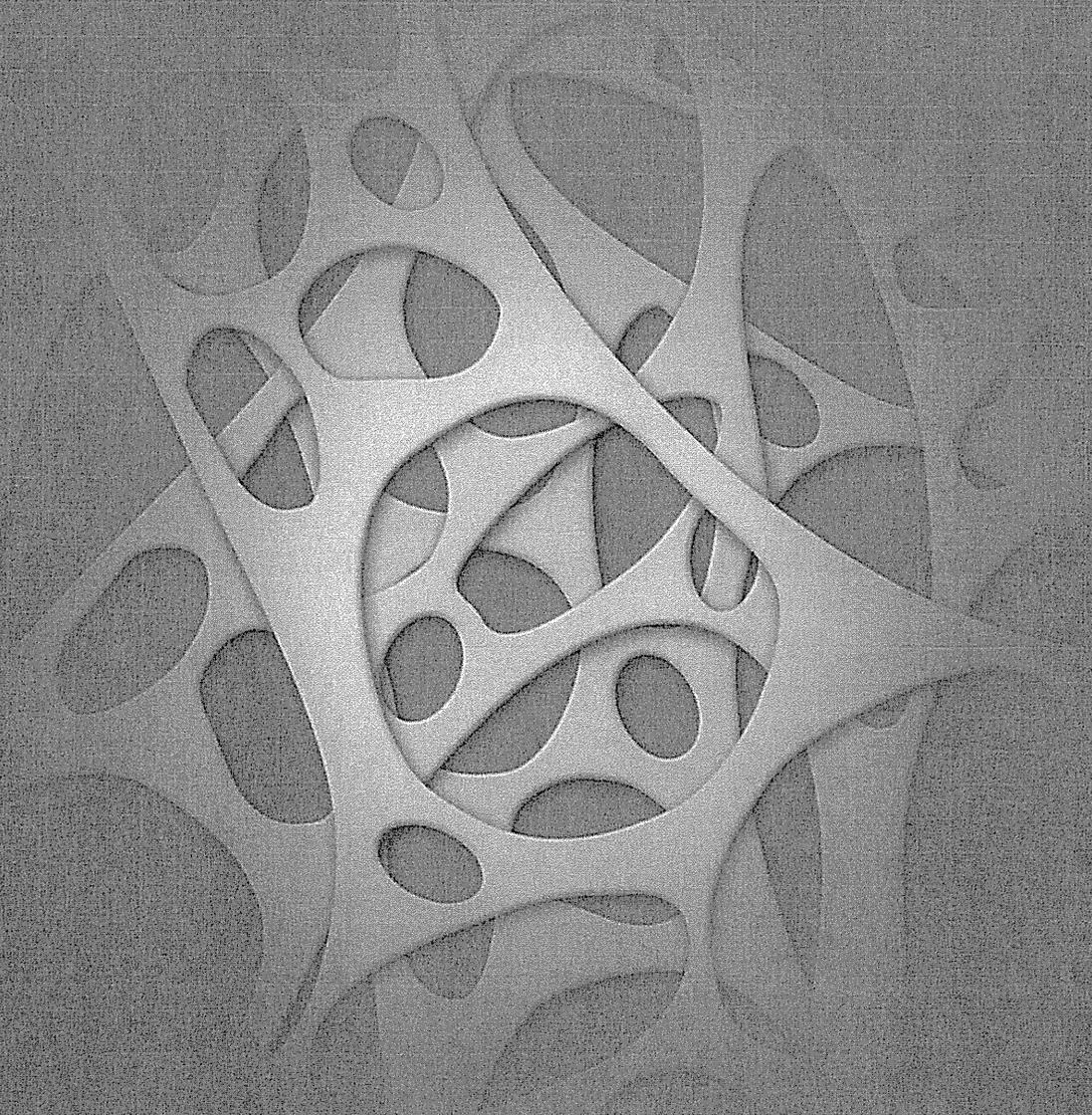
IV. 研究成果の刊行物・別刷

骨粗鬆症の 予防と治療ガイドライン 2011年版

編集

骨粗鬆症の予防と治療ガイドライン作成委員会
(日本骨粗鬆症学会 日本骨代謝学会 骨粗鬆症財団)

委員長 折茂 肇



ライフサイエンス出版

表Ⅰ エビデンスの基準(レベル)

I	システマティックレビュー/メタアナリシス
II	1つ以上のランダム化比較試験による
III	非ランダム化比較試験による
IVa	分析疫学的研究(コホート研究)
IVb	分析疫学的研究(症例対照研究, 横断研究)
V	記述研究(症例報告やケース・シリーズ)
VI	患者データに基づかない, 専門委員会や専門家個人の意見

(Minds診療ガイドライン作成の手引き2007)

表Ⅱ 推奨の強さの分類(グレード)

A	行うよう強く勧められる
B	行うよう勧められる
C	行うよう勧めるだけの根拠が明確でない
D	行わないよう勧められる

(福井・丹後による「診療ガイドラインの作成手順ver.4.3」2001年)

骨粗鬆症の予防と治療ガイドライン作成委員会

【委員】

折茂 肇	(老人科)	委員長
中村 利孝	(整形外科)	副委員長
伊木 雅之	(公衆衛生)	-以下五十音順-
上西 一弘	(栄養)	
遠藤 直人	(整形外科)	
太田 博明	(産婦人科)	
白木 正孝	(老人科)	
杉本 利嗣	(内分泌代謝内科)	
鈴木 隆雄	(疫学)	
宗圓 聰	(整形外科・リウマチ科)	
西沢 良記	(代謝内科)	
萩野 浩	(整形外科・リハビリテーション科)	
福永 仁夫	(放射線科)	
藤原佐枝子	(疫学)	
細井 孝之	(内分泌内科)	事務局長

【事務局】

日本骨粗鬆症学会事務局

財団法人骨粗鬆症財団事務局

ライフサイエンス出版株式会社(日本骨粗鬆症学会雑誌「Osteoporosis Japan」編集部)

孤立高齢者におけるソーシャルサポートの利用可能性と心理的健康 同居者の有無と性別による差異

コバヤシエリカ フジワラ ヨシノリ フカヤ タロウ
 小林江里香* 藤原 佳典* 深谷 太郎*
 ミシ マリコ サイトウ マサダ シンカイ ショウジ
 西 真理子* 斉藤 雅茂²* 新開 省二*

目的 本研究は、高齢者の社会的孤立を同居家族以外との接触頻度の低さから定義し、孤立者が抱える生活・心理面での課題と、そのような課題が同居者の有無や性別によってどのように異なるかを明らかにすることを目的とした。

方法 65歳以上の在宅高齢者を対象とした調査より、独居群948人、同居群1,426人のデータを分析した。社会的孤立状況は、別居親族または友人・近所の人との接触が週1回以上あるかで、「対面接触あり」、「非対面接触のみ」、「接触なし（孤立）」に分けた。私的サポートの利用可能性（6項目）、公的サポートの利用可能性（2項目）、抑うつと将来への不安を従属変数とするロジスティック回帰分析を行い、年齢、IADL、社会経済的地位を調整後の社会的孤立状況、独居、性別の主効果と交互作用効果を調べた。

結果 独居男性では42%が孤立に該当し、独居女性（17%）と大きな差があった。私的サポート入手不能、サービス相談先なし、地域包括支援センターの非認知、抑うつ傾向あり、将来への不安の高さのいずれについても、「対面接触あり」に対する孤立者のオッズ比は有意に高かった。また、私的サポートについては、孤立状況と同居者の有無の交互作用があり、孤立と独居が重なることでサポートを得られないリスクが一層高まっていたが、独居が独立した効果を示したのは、一部のサポート項目や抑うつ傾向に限られた。

結論 孤立高齢者は、同居者の有無にかかわらず、私的・公的なサポートを得にくく、抑うつ傾向や将来への不安も高いなど、多くの課題を抱えていることが明らかになった。

Key words : 社会的孤立, 独居高齢者, 私的サポート, 公的サポート, 抑うつ, 将来への不安

I 緒 言

家族形態の変化や地域社会との関係の希薄化が進む中で、誰にも看取られずに亡くなる孤独死（孤立死）や、その背景にあるとされる「社会的孤立」状態にある人々への社会的関心が高まり、行政的課題ともなっている¹⁾。

社会的孤立は高齢者だけに起こり得る問題ではない。しかし、高齢期に経験しやすい仕事からの引退や健康の悪化などが孤立状態に陥る契機となったり、若いときには必要なかった日常生活のサポートが必要になることで、社会的孤立による問題が高齢

期に顕在化しやすいことが考えられる。本研究は、在宅高齢者の調査データに基づき、社会的に孤立した高齢者が、生活上や心理面で抱えている課題に焦点を当て、高齢者の社会的孤立の実態を明らかにしようとするものである。

本研究では、Townsend²⁾にならない、社会的孤立を他者との接触頻度に基づく客観的な状態から定義し、主観的な状態である孤独感あるいは孤立感とは区別した。ただし、客観的定義に基づく研究の間でも、孤立の定義に一人暮らし（以下、独居）を条件として含めるかどうか、また、接触頻度がどの程度低ければ孤立なのかという基準は一致していない。前者については、孤立状態を、独居かつ家族以外との交流がないなど、独居を前提として操作的に定義した研究³⁾がある一方、独居を社会的孤立得点を高める一要素としたり^{4,5)}、世帯類型そのものは操作的定義に含めない^{6~8)}など、研究により様々である。

独居を孤立の前提条件としたり、独居者のみを対

* 東京都健康長寿医療センター研究所
 社会参加と地域保健研究チーム

²* 日本福祉大学地域ケア研究推進センター
 連絡先：〒173-0015 東京都板橋区栄町35-2
 東京都健康長寿医療センター研究所
 社会参加と地域保健研究チーム 小林江里香

象として社会的孤立を研究する場合の問題点としては、同居家族のいる高齢者が、家族以外のネットワークから孤立していることで生じる問題を見逃してしまう危険性が挙げられる。高齢者の社会関係に関するこれまでの研究では、少なくとも接触頻度など量的な指標でみた場合は、友人との接触のほうが、子どもなど親族との接触よりも、主観的幸福感と強く関連することが示されており¹¹⁾、家族以外との関係は、同居者のいる高齢者にとっても重要である可能性が高い。また、松澤ら¹²⁾は、法医剖検例の分析から、看取られずに死亡した高齢者の約半数には同居者がおり、看取られない死は必ずしも独居者だけの問題ではないことを指摘している。

そこで、本研究では、社会的孤立状況を、別居の親族や友人・近所の人など、同居家族以外との接触頻度によって操作的に定義した上で、この定義による「孤立者」の抱える課題を、同居者のいる高齢者と、同居者のいない独居の高齢者とで比較するというアプローチをとった。

孤立高齢者の特徴を分析した先行研究によれば、男性、子どもがいない人、無配偶者、とくに未婚者、低収入、移動能力が低いなど健康状態が悪い人に孤立が多い傾向が示されている^{11~13)}。本稿では、生活上の課題として、ソーシャルサポートの利用可能性の低さ、心理面の課題として、抑うつと今後の生活への不安（以下、将来不安）について取り上げ、これらの点から、社会的に孤立した高齢者の特徴を明らかにする。

孤立者ほど私的サポートを得にくいことや¹¹⁾、社会関係の乏しさが心身の健康に悪影響を及ぼすことについてはすでに豊富な研究蓄積があるが^{9,14~16)}、本研究は、孤立者におけるサポートの利用可能性や心理的健康が、独居の場合と同居者がいる場合、また男性と女性で異なるかを明らかにする点に特徴がある。孤立者には男性が多いとの報告があるが^{11,12)}、先行研究では、社会関係と生活満足度や孤独感との関係の強さにも男女差があることが示唆されている^{9,17,18)}。さらに、本研究では、親族や友人・近所の人などの私的ネットワークから提供されるサポートに加えて、公的なサポートの利用可能性、つまり公的サービスに関する情報へのアクセスのしやすさ（しにくさ）が社会的孤立状況によって異なるかを明らかにすることも目的とした。

II 研究方法

1. 使用したデータ

1) 対象者と調査方法

調査を実施した埼玉県和光市は、東京都23区と隣

接する都心から20 km 圏内にある地域で、2008年6月30日現在の住民基本台帳人口は74,879人、うち65歳以上は10,003人（13.4%）であった¹⁹⁾。調査は、市の長寿あんしん課を実施主体とし、世帯類型に関わらず抽出された高齢者標本に対する調査（一般調査）と、住民基本台帳上の一人世帯の高齢者全数を対象とする調査（一人世帯調査）を、ほぼ同じ調査票を用いて実施した。

一般調査は、2008年2月に市が実施した介護予防スクリーニング調査において対象となった65歳以上2,600人の中で、2008年7月1日現在、和光市に住民票のあった2,528人を対象とした。スクリーニング調査の対象者は、施設入居者と要介護2以上を除く、65歳以上の介護保険被保険者から抽出された。まず、2,600人のうち200人は、要支援、要介護1の219人より抽出され、残り2,400人については過去2年間に実施した同じ調査で対象となった人を除いて前期高齢者と後期高齢者に層化し、7:3になるように各層の抽出予定数を決め、市内11地区の高齢者人口比率を考慮して地区別抽出数が決定された。

一般調査の対象者のうち、郵送法で実施した2月のスクリーニング調査に返送した対象者については、今回の調査でも、2008年7月~8月にかけて、郵送による調査票配布・回収を行い、スクリーニング調査において未回収だった対象者については、その地区を担当する民生委員が同年8月~9月にかけて調査票を配布した。民生委員訪問では、必要に応じて民生委員が聞き取り調査を実施したが、大部分は、対象者本人が調査票に記入し、直接返送するか、民生委員が回収した。回答者1,773人（回収率70.1%）は、住民基本台帳の65歳以上人口の17.7%にあたるが、85歳以上の女性では、該当する性・年齢階級の人口に占める回答者比率は12.6%で理論値（17.7%）に比べて有意に低かった（ $\chi^2=6.51$, $df=1$, $P<.05$ ）。これには、抽出対象から施設入居者と要介護2以上が除外されたことが影響していると考えられるが、これ以外の性・年齢階級では理論値と有意な差はなく、得られたデータは和光市の65歳以上の在宅高齢者の性・年齢階級別分布をほぼ反映していた。

一方、一人世帯調査は、2008年10月1日現在の和光市の住民基本台帳において、65歳以上で一人世帯の2,241人（全数）のうち、一般調査ですでに対象となっていた人と、施設入居者を除いた1,641人を対象とし、郵送による調査票の配布・回収を行った。調査票は2008年11月末に配布して12月まで回収した後、この時点までの回収が確認されていなかった対象者には2009年2月に調査票を再送し、最終的

に1,141人(69.5%)の回答を得た。

2) 分析データ

一般調査または一人世帯調査において、同居者なしと回答した978人(一般調査212人、一人世帯調査766人)を独居群、一般調査において同居者ありと回答した1,529人を同居群とした。ただし、社会的孤立に関する質問に回答のなかった独居群30人、同居群103人は、すべての分析から除外された。これらの孤立状況不明者は、孤立者と類似の特徴をもつことが確認されている¹²⁾。

3) 倫理的配慮

調査の実施にあたっては、所属機関の倫理審査委員会の承認を得た(平成20年5月20日、受付・承認番号7)。調査対象者に対しては、調査の趣旨と個人情報保護および協力は任意である旨を明記した依頼文書を送付しており、回答をもって同意が得られたものとした。データは調査用につけたIDによって管理し、市には、回答者個人が特定できない形での集計結果のみ報告した。

2. 変数の測定

1) 社会的孤立状況

対面接触頻度については「会ったり、一緒に出かけたりすることがどのくらいありますか」、電話など非対面での接触頻度については「電話で話すことはどのくらいありますか。電子メールやファックスでのやりとりも含まれます」として、「別居のご家族や親戚」、「友人やご近所の方」それぞれについて質問した。選択肢は、いずれも「週に6,7回(ほぼ毎日)」から「まったくない」までの8段階であった。これら4つの質問への回答をもとに、別居親族または友人・近所の人との対面接触が週1回以上ある場合は「対面接触あり」、対面接触はないが、週1回以上の非対面接触がある場合は「非対面接触のみ」、対面・非対面接触とも週1回未満(「月2,3回」以下)の場合は「接触なし(孤立)」とした。

接触頻度の基準については、「月に1回程度以下」など本研究とは異なる基準を用いた研究もあるが¹¹⁾、孤立者の安否確認など現実的対応を考えた場合、最低でも週1回程度の接触は必要と考えた。また、先行研究では接触が対面か非対面かによる差が十分検討されていなかったため、本研究では「非孤立者」を対面接触がある人と、非対面接触のみある人に分けて、両者の違いも検討できるようにした。

2) ソーシャルサポートの利用可能性

私的サポートは、①心配事や悩み事を聞いてくれる、②あなたに気を配ったり、思いやったりしてくれる、③ちょっとした用事や留守番を頼める、④病気で2~3日日間寝込んだ時に、看病や世話をしてく

くれる、⑤病気で長期間寝込んだ時に、看病したり、家のことを手伝ってくれる、⑥緊急の事態が起きた時にきてくれる、の6項目について質問した。野口²⁰⁾の情緒的サポート(①②)、手段的サポート(③~⑤)の項目を参考に作成したもので、⑥は独居者が多いという本研究の特性をふまえて追加した。各項目について「同居・別居の家族や親戚」または「友人・知人やご近所の方」の中に該当者が「いる」と回答した場合はサポートあり、親族・非親族とも「いない」または「必要ない」と回答した場合はサポートなしとした。無回答の場合は、6項目とも無回答の場合のみ欠損値とし、ほかのサポート項目への回答がある場合はサポートなしに含めた。無回答のサポート項目がある人では、「ある」サポートのみにまるをつける傾向がみられたためである。なお、予備的分析では、親族・非親族とも「(サポートは)必要ない」とした人は、「用事・留守番」の8%を除き5%を超えるものはなかった。

公的サポートの利用可能性としては、サービスの相談先の有無と、高齢者や家族の相談事業を実施している地域包括支援センターの認知を用いた。サービスの相談先については、「(主問)市が実施している介護・福祉のサービスや生活支援のサービスについて、もっと詳しく知りたいと思ったときに、相談できる人やご存じの相談窓口がありますか。(副問)気軽に相談できる人や機関はどれですか」という質問への回答を用いた。「相談できる人」には親族や友人など私的なネットワークも含まれる。主問に「いない」と回答かつ副問にも回答していない、または副問で「気軽に相談できる人や機関はない」を選択した場合を「相談先なし」とみなした。地域包括支援センターについては、施設名を聞いたことがあるかと、役割や機能をどの程度知っているかについて尋ね、「聞いたことがある」または「役割・機能を知っている」場合を認知ありとした。

3) 心理的健康

抑うつは、15項目版の高齢者抑うつ尺度(Geriatric Depression Scale; GDS)^{21,22)}を使用し、和久井ら²³⁾と同じカットオフ値を設定して、15点中6点以上を「抑うつ傾向あり」とした。

将来不安は、「あなたは、今後の生活について、次のようなことでどのくらい不安がありますか」として、防犯、災害、経済、交遊、健康などに関わる9項目について、不安の程度を「大いに不安」から「不安はない」の4件法で尋ねた。因子分析の結果、第1因子の固有値が4.49(寄与率49.9%)と高く、他に固有値1以上の因子はないこと、信頼性係数が $\alpha=0.87$ と高いことから、9項目の得点を合計し、

上位約3分の1が該当する27点中の20点以上の対象者を不安高群とした。

3. 分析方法

私的・公的サポート、心理的健康の各変数を従属変数として、生活・心理上の課題ありといえる否定的結果（サポートなし、抑うつ傾向ありなど）を予測するロジスティック回帰分析を行った。独立変数は、社会的孤立状況、同居者の有無、性別の3変数であり、これらの交互作用効果も検討した。調整変数としては、年齢、健康状態、教育年数、主観的経済状態、就労の有無を投入した。このうち、健康状態は、老研式活動能力指標²⁴⁾の手段的自立に関する5項目（バス・電車での外出、日用品の買い物など）でできない活動の数を対数変換したものをIADL障害とした。経済状態は、回答者の世帯の今の暮らし向きについて尋ね、「非常にゆとりがある」～「非常に苦勞している」を5点～1点とした。

また、無回答の項目のある回答者全員を分析から除外すると、標本の代表性が損なわれる危険があるため、一部の変数の欠損値については、次の手法で代替値を代入した。IADL障害、抑うつ、将来不安については、尺度を構成する項目のうち、欠損項目が半数未満の場合に限り、残りの項目の平均値を代入した。教育年数は、「延べの通学年数」への回答が欠損の場合は、別に質問した最終学校から推測される年数を代入し、最終学校も欠損の場合は、性、年齢を独立変数とする回帰式から得られた予測値を代入した。主観的経済状態が欠損の場合は、同居者の有無と夫婦の年収額のカテゴリ別に計算した平均値を代入した。

III 研究結果

1. 基本属性および社会的孤立状況

表1に、対象者の基本属性と社会的孤立状況の平均値または割合を示した。表には示していないが、同居群では男性の92%、女性の67%に配偶者がいた。社会的孤立状況は、性別による違いが大きく、週に1回以上の対面接触がある割合は、独居・同居とも女性で50%を上回る一方、男性では対面・非対面とも週1回未満の割合が高く、独居男性では40%強がこの定義での孤立に該当した。

2. 私的サポートの利用可能性

表2より、サポートの種類や同居者の有無、性別によって、サポートなしの割合に高低はあるものの、孤立している人ほどサポートなしの割合が高い傾向は一貫していた。たとえば、「心配事を聞いてくれる」、「思いやりを示してくれる」という情緒的サポートを得られない割合は、独居男性の孤立者では45%前後、独居女性の孤立者では20%強と高いが、同じ独居者でも対面接触がある人では10%未満にとどまっていた。さらに、独居の孤立者では、「ちょっとした用事や留守番」、「短期の看病」を頼める人がいない割合が、男女とも60%を超えていた。

これらの独立変数について、年齢、IADL、教育年数、経済状態、就労の有無を調整した場合に、サポートなしとなるオッズ比を示したのが表3である。いずれのサポートについても、交互作用投入後のモデルのカイ二乗値は、交互作用なしモデルより有意に増加していた（ $4\chi^2$ 参照）。孤立状況×同居者の有無×性別の交互作用を含めたモデルについては、「心配事を聞く」を除き、表3の「交互作用あ

表1 対象者の基本属性と社会的孤立状況

変数名	独居群			同居群		
	独居全体 (n=948)	男性 (n=276)	女性 (n=672)	同居全体 (n=1,426)	男性 (n=705)	女性 (n=721)
性別：男性 (%)	29.1	—	—	49.4	—	—
年齢 [歳]：65～100	74.4(6.56)	73.0(6.36)	75.0(6.55)	73.0(6.10)	72.8(5.66)	73.2(6.49)
教育年数 [年]：0～21	11.2(2.89)	11.5(3.17)	11.0(2.76)	11.5(2.82)	12.1(3.10)	10.9(2.38)
IADL 障害数 (対数変換)：0～1.79	0.13(0.39)	0.12(0.37)	0.14(0.40)	0.23(0.49)	0.24(0.48)	0.22(0.51)
主観的経済状態：1～5	2.76(0.93)	2.74(0.99)	2.78(0.91)	2.87(0.95)	2.86(0.96)	2.89(0.94)
就労：している (%)	19.0	29.7	14.6	28.1	37.0	19.3
社会的孤立状況：						
対面接触あり (%)	50.3	34.1	57.0	45.0	37.0	52.8
非対面接触のみ (%)	25.6	23.6	26.5	26.3	26.2	26.4
接触なし (孤立) (%)	24.1	42.4	16.5	28.7	36.7	20.8

注) 性別、就労、社会的孤立状況については、該当するカテゴリの割合 (%) を示した。それ以外の変数は、変数名の横にとりうる値の範囲を示した上で、平均値 (標準偏差) を示した。

表2 私的サポートの利用可能性：サポートなしの割合

社会的孤立状況	n	サポートなしの割合 (%)							
		心配事を 聞く	思いやり を示す	用事・ 留守番	短期の 看病	長期の 看病	緊急時に 来る		
独居	全体	対面接触あり	476	5.5	4.0	24.4	24.6	32.4	5.3
		非対面のみ	242	13.6	7.9	48.3	44.2	48.3	9.9
		接触なし(孤立)	227	34.4	32.6	71.4	65.2	63.9	29.5
	男性	対面接触あり	93	9.7	7.5	31.2	33.3	33.3	8.6
		非対面のみ	65	12.3	7.7	52.3	47.7	40.0	7.7
		接触なし(孤立)	116	47.4	42.2	77.6	69.8	66.4	31.9
	女性	対面接触あり	383	4.4	3.1	22.7	22.5	32.1	4.4
		非対面のみ	177	14.1	7.9	46.9	42.9	51.4	10.7
		接触なし(孤立)	111	20.7	22.5	64.9	60.4	61.3	27.0
同居	全体	対面接触あり	641	6.9	5.9	17.5	10.0	14.7	4.4
		非対面のみ	374	10.7	6.1	26.2	15.0	19.0	6.7
		接触なし(孤立)	408	21.3	14.2	39.7	18.4	23.5	13.7
	男性	対面接触あり	261	12.3	9.6	18.4	13.8	13.8	5.4
		非対面のみ	184	15.2	5.4	23.4	12.5	15.8	4.9
		接触なし(孤立)	258	24.4	15.9	37.2	15.1	18.6	12.4
	女性	対面接触あり	380	3.2	3.4	16.8	7.4	15.3	3.7
		非対面のみ	190	6.3	6.8	28.9	17.4	22.1	8.4
		接触なし(孤立)	150	16.0	11.3	44.0	24.0	32.0	16.0

注) 6項目のサポートすべてについて無回答だった人を除外した割合

り」モデルよりカイ二乗値が有意に増加したものがなく、「心配事」についても、3変数の交互作用項の各オッズ比は5%有意水準に達しなかったため、表には示さなかった。

表3より、社会的孤立状況の「接触なし(孤立)」はどのサポートについても有意で、孤立者は、対面接触がある人に比べて、サポートを得られないオッズが2~4倍以上も高かった。さらに、孤立状況×同居有無の有意な交互作用より、孤立者がサポートを得られない傾向は、同居者のいる人より独居者でより強いことが示された。また、どのサポートでも、「非対面接触のみ」のオッズ比は1よりは大きい孤立者よりは小さかった。

他方、同居者の有無(独居)の主効果は、交互作用なしのモデルでは有意だが、交互作用投入後は、短期・長期の看病の2つを除き、有意ではなくなった。交互作用モデルの主効果は、交互作用項を構成している他のダミー変数が基準カテゴリをとる場合の効果を意味することから²⁵⁾、看病以外のサポートについては、同居家族以外との対面接触がある女性の場合には、同居者の有無による差がないことを示している。

また、「思いやり」、「短期の看病」、「緊急時」の

サポートでは、孤立状況×性別のオッズ比が1未満で有意となっており、「対面接触あり」に比べて「非対面のみ」または「接触なし」がサポートを得られない傾向は、男性よりも女性で強かった。一方、「短期・長期の看病」と「用事・留守番」については、同居有無×性別のオッズ比が1より大きく有意で、同居者がいる人に比べて独居者がサポートを得られない傾向は、女性より男性において強かった。

3. 公的サポートの利用可能性

表4より、独居群の場合、サービスの相談先がない人や、地域包括支援センターを知らない割合が、孤立者では接触がある人より20%程度高く($\chi^2=30.99$, $df=2$, $P<.001$)、特に同支援センターの非認知割合は、独居の孤立者では約8割にのぼった。同居群でも、独居群ほど明確ではないが、孤立者における「相談先なし」、「非認知」の割合は高い傾向があった。

表5の交互作用なしモデルによれば、孤立者が、相談先をもたない、センターを知らないオッズは、それぞれ対面接触がある人の約1.7倍で、有意に高かった。交互作用項については、交互作用なしモデルに追加した場合にカイ二乗値が有意に増加したものがなく、交互作用ありモデルの優位性は示されな

表4 公的サポートの利用可能性：サービス相談先なしと地域包括支援センターを知らない割合

社会的孤立状況	サービス相談先		地域包括支援	
	n	なし (%)	n	非認知 (%)
	独居 全体			
対面接触あり	459	20.9	451	61.2
非対面のみ	228	21.5	225	54.7
接触なし(孤立)	215	40.9	218	78.9
男性				
対面接触あり	92	27.2	89	57.3
非対面のみ	61	27.9	59	59.3
接触なし(孤立)	114	48.2	114	81.6
女性				
対面接触あり	367	19.3	362	62.2
非対面のみ	167	19.2	166	53.0
接触なし(孤立)	101	32.7	104	76.0
同居 全体				
対面接触あり	609	23.5	605	62.3
非対面のみ	359	29.5	356	63.2
接触なし(孤立)	392	31.1	385	72.7
男性				
対面接触あり	248	29.0	245	62.4
非対面のみ	176	35.2	175	68.0
接触なし(孤立)	249	37.3	244	75.4
女性				
対面接触あり	361	19.7	360	62.2
非対面のみ	183	24.0	181	58.6
接触なし(孤立)	143	20.3	141	68.1

注) サービス相談先, 地域包括支援センターそれぞれについて無回答者を除外した割合

かった。

4. 心理的健康

抑うつ(抑うつ傾向あり=1, なし=0)と将来不安(高=1, 中低=0)の相関係数は $r=0.25$ であり, 両者の関連は, 統計的に有意ではあるが($P<.01$), 強くはなかった。

表6より, 抑うつ傾向ありの該当者は, 独居群男女の孤立者と同居群の女性における孤立者で50%を超えていた。女性は男性に比べて将来不安が高い傾向があり(独居群 $\chi^2=17.56$, $df=1$, $P<.001$; 同居群 $\chi^2=9.05$, $df=1$, $P<.01$), 独居女性の孤立者では57.8%が高群に該当していた。

交互作用なしモデルのオッズ比をみると(表7), 対面接触ありに比べて, 孤立者が抑うつ傾向をもつオッズは2.5倍, 将来不安高群となるオッズは1.7倍高かった。また, 抑うつ傾向については独居が同居の1.5倍, 将来不安については女性が男性の1.9倍(0.53の逆数), その状態に該当しやすかった。

交互作用ありモデルについては, 抑うつ, 将来不安ともに, 交互作用なしモデルとのカイ二乗値の差が有意ではなかった(表7の $\Delta\chi^2$)。ただし, 将

来不安については, 交互作用なしモデルと同居有無×性別の交互作用項のみ追加したモデルには有意差があり($\Delta\chi^2=5.72$, $df=1$, $P<.05$), 独居者ほど将来不安が高い傾向は, 男性より女性において強かった。

IV 考 察

以上の分析より, 同居家族以外との接触が週に1回もない「孤立者」は, 対面接触が週に1回以上ある人に比べて, いずれの種類の私的サポートも得にくいことに加え, サービスについての相談先がない, 知らないなど, 公的サポートにもつながりにくい可能性が示された。社会的ネットワークと公的サービスの認知との関係に関する研究はこれまでもあるが^{26~28)}, 社会的孤立の文脈での研究はまだ少なく, 重要な知見と言えよう。

さらに, 孤立者は, 抑うつ傾向や将来への不安も高く, 心理面にも問題を抱えていた。この点については, 孤立から心理的健康への影響が考えられる一方, 心理的健康が悪いために他者との交流が困難になっている可能性もあり, 一時点の横断調査である本データでは因果関係は特定できない。また, 孤立者は, 心理的健康が悪いために, サポートの利用可能性を実際以上に低く見積もっている可能性もあるが, 仮にそうだとした場合, サポートを得られないと思っているために, 自ら他者に援助を求めにくく, その結果として, 極めて深刻な事態になるまで周囲が援助の必要性に気づかない危険があり, この点が孤立者の課題として挙げられる。

また, 孤立状況による差は, 同居家族がいる人でもみられた一方で, 私的ネットワークからの情緒的・手段的サポートについては, 独居であることと孤立状態が重なることで, 誰からもサポートを得られないリスクがさらに高まるという有意な交互作用効果もみられた。つまり, 同居家族以外との接触は, 同居者のいる高齢者にとっても重要であると同時に, 独居高齢者の社会的孤立は, 同居者のいる高齢者以上に深刻な事態をもたらす可能性を示している。

性別による違いについては, まず, 独居女性における孤立者は16.5%であったのに対し, 独居男性では42.4%と(表1), 独居高齢者内でも性別によって社会的孤立の実態に大きな差があることが注目される。

また, 私的サポートの種類によっては, 独居によってサポートを得られないリスクが男性のほうが高いものがある一方, 孤立状況による差が男性のほうが小さいものもあった(表3)。この理由としては, 男性の場合, 女性よりもサポートの提供を同居の配

表5 公的サポートの利用可能性の低さに関するロジスティック回帰分析結果

	サービス相談先 (n=2,252)				地域包括支援センター (n=2,230)			
	交互作用なし		交互作用あり		交互作用なし		交互作用あり	
	オッズ比	95%CI	オッズ比	95%CI	オッズ比	95%CI	オッズ比	95%CI
社会的孤立状況 (ref: 対面接触あり)								
非対面のみ	1.18	0.93-1.50	1.26	0.85-1.87	0.92	0.75-1.13	0.83	0.59-1.17
接触なし (孤立)	1.70***	1.34-2.17	1.34	0.87-2.07	1.77***	1.40-2.24	1.29	0.88-1.89
同居者の有無								
独居 (ref: 同居)	1.14	0.93-1.40	1.12	0.80-1.57	1.00	0.83-1.21	1.00	0.75-1.33
性別								
男性 (ref: 女性)	1.68***	1.36-2.07	1.61**	1.14-2.29	1.19†	0.98-1.44	0.98	0.72-1.34
孤立状況×同居有無								
非対面・独居			0.82	0.49-1.36			0.86	0.55-1.32
接触なし・独居			1.42	0.86-2.33			1.54†	0.94-2.52
孤立状況×性別								
非対面・男性			1.03	0.63-1.69			1.58*	1.01-2.48
接触なし・男性			1.21	0.74-1.98			1.51†	0.94-2.41
同居有無×性別								
独居・男性			0.91	0.59-1.40			0.86	0.57-1.28
<モデルの適合度>								
モデル χ^2 (df)	130.6 (9), $P < .001$		134.8 (14), $P < .001$		57.0 (9), $P < .001$		67.3 (14), $P < .001$	
$\Delta\chi^2$ (df)			4.2 (5), $P = .521$				10.3 (5), $P = .066$	
-2 対数尤度	2480.2		2476.0		2830.0		2819.7	
Cox-Snell R^2	0.056		0.058		0.025		0.030	
Nagelkerke R^2	0.082		0.085		0.035		0.041	

注) 年齢, IADL 障害, 教育年数, 経済状態, 就労有無を調整。† $P < .10$ * $P < .05$ ** $P < .01$ *** $P < .001$
 refはオッズ比1となる基準カテゴリ, $\Delta\chi^2$ は交互作用なしモデルからの χ^2 値増加分を示す

偶者のみに頼る傾向が強いために^{28,29)}, 独居か否かによる差が大きく, 同居家族以外との接触頻度で定義した孤立状況による差が小さいことが考えられる。

心理的健康については, 独居であること, 孤立していることはともに抑うつと有意な関連があり, 独居の孤立者では, 男女ともに抑うつ傾向をもつ割合が高かった (表6, 7)。前述の通り, 独居男性では4割強が孤立者であり, 抑うつからみた心理的状态は決して良好とは言えないが, 将来不安は, 女性や同居者のいる男性に比べて高いわけではない。今後の生活に不安を感じることによって, 不安を解消するための行動, たとえば, 問題解決に役立つ情報を得ようとしたり, 周囲からの支援を受け入れたりという積極的な行動をとりやすくなるとすれば, 独居男性は支援を受け入れにくく, 現状を変えにくい対象であるかもしれない。

また, 非対面接触のみある人が, 「思いやりを示す」以外の私的サポートや, 抑うつ, 将来不安において課題を抱えるオッズは, 孤立者ほど高くはないが, 対面接触ありの人に比べると有意に高かった (表3, 表7)。他方, サービス相談先の有無や認知からみた公的サポートの利用可能性については, 対

表6 抑うつ傾向ありと将来への不安が高い人の割合

社会的孤立状況	抑うつ傾向		将来への不安	
	n	あり (%)	n	高い (%)
独居 全体	対面接触あり	464 27.4	465 34.2	
	非対面のみ	233 37.8	227 41.4	
	接触なし (孤立)	219 51.6	219 48.4	
男性	対面接触あり	91 23.1	92 16.3	
	非対面のみ	63 46.0	62 25.8	
	接触なし (孤立)	113 51.3	110 39.1	
女性	対面接触あり	373 28.4	373 38.6	
	非対面のみ	170 34.7	165 47.3	
	接触なし (孤立)	106 51.9	109 57.8	
同居 全体	対面接触あり	619 19.5	617 27.6	
	非対面のみ	362 25.4	361 31.0	
	接触なし (孤立)	392 46.7	394 41.1	
男性	対面接触あり	251 20.7	250 20.4	
	非対面のみ	176 25.0	177 24.9	
	接触なし (孤立)	248 42.7	253 39.1	
女性	対面接触あり	368 18.8	367 32.4	
	非対面のみ	186 25.8	184 37.0	
	接触なし (孤立)	144 53.5	141 44.7	

注) 抑うつ傾向ありは, 15項目版 GDS 尺度で6点以上, 将来不安高群は, 27点中20点以上とした

表7 抑うつと将来への不安に関するロジスティック回帰分析結果

	抑うつ (n=2,281)				将来への不安 (n=2,275)			
	交互作用なし		交互作用あり		交互作用なし		交互作用あり	
	オッズ比	95%CI	オッズ比	95%CI	オッズ比	95%CI	オッズ比	95%CI
社会的孤立状況 (ref: 対面接触あり)								
非対面のみ	1.46**	1.14-1.87	1.39	0.92-2.10	1.29*	1.02-1.62	1.18	0.81-1.71
接触なし (孤立)	2.54***	2.00-3.24	3.22***	2.14-4.85	1.71***	1.35-2.16	1.49*	1.00-2.20
同居者の有無								
独居 (ref: 同居)	1.50***	1.22-1.84	1.50*	1.07-2.10	1.18	0.97-1.43	1.28	0.94-1.74
性別								
男性 (ref: 女性)	1.11	0.89-1.38	1.14	0.77-1.68	0.53***	0.43-0.66	0.59**	0.41-0.85
孤立状況×同居有無								
非対面・独居			0.98	0.59-1.62			1.17	0.72-1.89
接触なし・独居			0.87	0.53-1.44			1.20	0.73-1.98
孤立状況×性別								
非対面・男性			1.15	0.68-1.94			1.10	0.66-1.86
接触なし・男性			0.70	0.43-1.15			1.22	0.74-1.99
同居有無×性別								
独居・男性			1.17	0.76-1.81			0.57*	0.37-0.89
<モデルの適合度>								
モデル χ^2 (df)	466.2 (9), $P < .001$		470.3 (14), $P < .001$		371.7 (9), $P < .001$		378.5 (14), $P < .001$	
$\Delta\chi^2$ (df)			4.13 (5), $P = .531$				6.81 (5), $P = .235$	
-2 対数尤度	2378.4		2374.3		2578.8		2572.0	
Cox-Snell R^2	0.185		0.186		0.151		0.153	
Nagelkerke R^2	0.259		0.261		0.207		0.211	

注) 年齢, IADL 障害, 教育年数, 経済状態, 就労有無を調整。† $P < .10$ * $P < .05$ ** $P < .01$ *** $P < .001$
ref はオッズ比 1 となる基準カテゴリ, $\Delta\chi^2$ は交互作用なしモデルからの χ^2 値増加分を示す

面か非対面かによる有意な差はなく (表 5), 非対面での接触は, 情報の伝達においてのみ対面接触と同等の効果をもつように思われる。

今後の課題としては, 以下の 3 点が挙げられる。

まず, 前述のように, 本研究は横断調査に基づくため, 孤立者が抱えている課題の実態は明らかにできても, 変数間の因果関係は明らかにできない。ただ, このような限界はあるが, 本研究で定義した孤立者は非孤立者に比べて, 多くの点で問題を抱えていることは明らかであり, 「同居家族以外との接触が週 1 回未満」とした孤立基準はおおむね妥当であったと思われる。今後は, 追跡調査によって, 孤立者がどのようなアウトカムを得やすいのかを明らかにすることで本定義の妥当性をさらに確認する必要があるだろう。

次に, 同居者の有無が, 同居家族以外との接触頻度で定義した孤立状況ほどサポートの利用可能性や心理的健康に一貫した効果を示さなかった背景には, 非独居者における多様性, すなわち家族構成や同居家族との交流内容によるばらつきがあった可能性があるが, この点についての検討はできなかった。もっとも, 高齢者の安全・安心な生活にとって

は「同居家族がいれば十分」というわけではないことは, 本結果からも明らかである。

最後に, 実態調査の結果を, 社会的孤立の予防や解消に向けた取り組みにどのようにつなげていくかという問題がある。たとえば, 今後の生活への不安が高い女性高齢者の場合は, 人との交流が不安の解消にいかに関与するかを提示することがある程度有効かもしれないが, 独居の男性高齢者の場合は, 就労など実利が得られる活動への参加を促すことで人との交流を保てるようにするなど, 女性とは別のアプローチも考慮すべきであろう。

本研究は, 平成20-22年度厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業「行政と住民ネットワークの連携による孤立予防戦略の検証」(H20-政策一般-012, 研究代表: 藤原佳典) の助成を受けた。調査にご協力いただいた和光市民の皆様, 保健福祉部長寿あんしん課の東内京一様, 清水将周様ほか職員の方々, 民生委員の皆様へ深く感謝申し上げます。

(受付 2010. 9.29)
(採用 2011. 3.29)

文 献

- 1) 内閣府. 平成22年版高齢社会白書. 東京: 佐伯印刷株式会社, 2010; 52-63.
- 2) Townsend P. The Family Life of Old People: an Inquiry in East London. Harmondsworth: Penguin Books, 1963; 188-205.
- 3) LaVeist TA, Sellers RM, Elliott Brown KA, et al. Extreme social isolation, use of community-based senior support services, and mortality among African American elderly women. *American Journal of Community Psychology* 1997; 25: 721-732.
- 4) Rubinstein RL, Lubben JE, Mintzer JE. Social isolation and social support: an applied perspective. *The Journal of Applied Gerontology* 1994; 13: 58-72.
- 5) Wenger GC, Burholt V. Changes in levels of social isolation and loneliness among older people in a rural area: a twenty-year longitudinal study. *Canadian Journal on Aging* 1994; 23: 115-127.
- 6) 浅野 仁. 在宅障害老人の社会的孤立. *老年社会科学* 1982; 4: 155-168.
- 7) Lowenthal MF. Social isolation and mental illness in old age. *American Sociological Review* 1964; 29: 54-70.
- 8) Lubben J, Blozik E, Gillman G, et al. Performance of an abbreviated version of the Lubben Social Network Scale among three European community-dwelling older adult populations. *The Gerontologist* 2006; 46: 503-513.
- 9) Pinquart M, Sörensen S. Influences of socioeconomic status, social network, and competence on subjective well-being in later life: a meta-analysis. *Psychology and Aging* 2000; 15: 187-224.
- 10) 松澤明美, 田宮菜奈子, 山本秀樹, 他. 法医剖検例からみた高齢者死亡の実態と背景要因: いわゆる孤独死対策のために. *厚生指標* 2009; 56(2): 1-7.
- 11) 斉藤雅茂, 冷水 豊, 山口麻衣, 他. 大都市高齢者の社会的孤立の発現率と基本的特徴. *社会福祉学* 2009; 50: 110-122.
- 12) 斉藤雅茂, 藤原佳典, 小林江里香, 他. 首都圏ベッドタウンにおける世帯構成別にみた孤立高齢者の発現率と特徴. *日本公衆衛生雑誌* 2010; 57: 785-795.
- 13) Kobayashi KM, Cloutier-Fisher D, Roth M. Making meaningful connections: a profile of social isolation and health among older adults in small town and small city, British Columbia. *Journal of Aging and Health* 2009; 21: 374-397.
- 14) 増地あゆみ, 岸 玲子. 高齢者の抑うつとその関連要因についての文献的考察: ソーシャルサポート・ネットワークとの関連を中心に. *日本公衆衛生雑誌* 2001; 48: 435-448.
- 15) House JS, Landis KR, Umberson D. Social relationships and health. *Science* 1988; 241: 540-545.
- 16) Seeman TE. Social ties and health: the benefits of social integration. *Annals of Epidemiology* 1996; 6: 442-451.
- 17) Cheng ST, Chan ACM. Relationship with others and life satisfaction in later life: do gender and widowhood make a difference? *Journal of Gerontology: Psychological Sciences* 2006; 61B: P46-P53.
- 18) 西村昌記. 一人暮らし高齢者の生活課題: サポート・ネットワークの観点から. *老年精神医学雑誌* 2004; 15: 184-191.
- 19) 和光市. 平成20年6月30日現在年齢別・男女別人口調査表 (人口ピラミッド).
- 20) 野口裕二. 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* 1991; 34: 37-48.
- 21) Sheikh JI, Yesavage JA. Geriatric Depression Scale (GDS): Recent evidence and development of a shorter version. *Clinical Gerontologist* 1986; 5: 165-173.
- 22) 矢富直美. 日本老人における老人用うつスケール (GDS) 短縮版の因子構造と項目特性の検討. *老年社会科学* 1994; 16: 29-36.
- 23) 和久井君江, 田高悦子, 真田弘美, 他. 大都市部独居高齢者の抑うつとその関連要因. *日本地域看護学会誌* 2007; 9: 32-36.
- 24) 古谷野亘, 柴田 博, 中里克治, 他. 地域老人における活動能力の測定: 老研式活動能力指標の開発. *日本公衆衛生雑誌* 1987; 34: 109-114.
- 25) Jaccard J. Interaction Effects in Logistic Regression. Thousand Oaks: Sage Publications, 2001; 18-30.
- 26) Ward RA, Sherman SR, LaGory M. Informal networks and knowledge of services for older persons. *Journal of Gerontology* 1984; 39: 216-223.
- 27) Chapleski EE. Determinants of knowledge of services to the elderly: are strong ties enabling or inhibiting. *The Gerontologist* 1989; 29: 539-545.
- 28) 小林江里香, 杉澤秀博, 深谷太郎, 他. 高齢者の保健福祉サービスの認知への社会的ネットワークの役割: 手段的日常生活動作能力による差異の検討. *老年社会科学* 2000; 22: 357-366.
- 29) Antonucci TC, Akiyama H. An examination of sex differences in social support among older men and women. *Sex Roles* 1987; 17: 737-749.
- 30) 野辺政雄. 高齢者の社会的ネットワークとソーシャルサポートの性別による違いについて. *社会学評論* 1999; 50: 375-392.

都市郊外在宅高齢者の身体的、精神的、社会的健康の 6年間経年変化とその因果関係

ホシ 星	タンジ 旦二*	タカギ 高城	チカ 智圭*	ボウサコ 坊迫	ヨシノリ 吉倫*	ナカヤマ 中山	ナオコ 直子*
ヤン 楊	スウェン 素雯*	クリモリス 栗盛須	ガコ 雅子 ^{2*}	ハセ 長谷川	ガワダケン 卓志 ^{*,3*}	イノウエ 井上	ナオコ 直子*
ヤマモト 山本	チサコ 千紗子 ^{4*}	タカハシ 高橋	トシヒコ 俊彦*	サクライ 櫻井	ナオコ 尚子 ^{5*}	フジワラ 藤原	ヨシノリ 佳典 ^{6*}

目的 本研究の目的は、都市在宅高齢者における健康三要因の6年間の経年変化とともに、相互の因果関係を明確にすることである。

方法 都市郊外在宅に居住する65歳以上高齢者を対象にして、2001年9月に実施した郵送自記式質問紙調査回答者13,195人（回収率80.2%）を基礎的データベースとした。3年後の2004年9月と6年後の2007年9月に同様な追跡調査を実施した。分析対象者は2,375人である。健康三要因の因果関係は、交差遅れ効果モデルを応用し共分散構造分析によって分析した。

結果 身体的健康度の一つであるBADL（Basic Activities of Daily Living）が全てできる割合は、91.0%から6年後には82.9%へと低下した。精神的健康度の一つである主観的健康感が、健康である割合は、85.4%から6年後には77.0%へと統計学的にみて有意に低下した。

健康三要因の因果関係は、“精神的要因”（“ ”は潜在変数を示す）が基盤となり、3年後の“身体的要因”を直接に規定し、6年後の“社会的要因”を間接的に規定するモデルの決定係数が、男性25%、女性19%であり、適合度指数はNFI=0.935、IFI=0.950、RMSEA=0.036と、高い適合度が得られた。

結論 高齢者の社会的健康は、6年前の精神的健康が基盤となり、3年前の身体的健康を経て間接的に規定される可能性が示唆された。研究成果を他の世代で明確にするとともに、外的妥当性を高めることが研究課題である。

Key words : 健康要因, 因果関係, 直接と間接効果, 経年変化, 都市在宅高齢者

I 緒 言

世界保健機関（WHO）による健康の定義として、健康とは、身体的、精神的及び社会的に完全に良好な状態であり、単に疾病または病弱の存在しないこととされている（昭和26年官報掲載）。この定義は、健康概念の要因として身体的要因と精神的要因に加え、社会要因が提示されたことで注目されていた。

これらの健康三要因は、健康の下位概念を示す指標として幅広い分野で活用されてきた。

身体的健康要因として移動能力など身体機能が、精神的健康要因として主観的健康感や生活満足感が、それに社会的健康要因として社会関係性や社会活動が、相互に関連しあっていることを示した先行研究は、既に1970年代から集積されている^{1~7)}。たとえば、前田ら^{1~3)}、藤田ら⁴⁾、芳賀ら⁵⁾は、精神的要因である主観的幸福感や主観的健康感が、対人関係や社会的活動と統計学的に有意な関連性があることを報告している。長田ら⁶⁾は、身体機能が、精神的健康の一つであるうつと関連することを報告している。

また健康概念を構成する健康三要因は、その後の生存を予測する妥当性の高い指標であることも明確になっている。身体的健康を示す生活能力が低くなると死亡率が有意に高いことがDonaldsonら^{7,8)}、

* 首都大学東京都市システム科学専攻域
 2* 茨城キリスト教大学
 3* 千葉県立保健医療大学
 4* 中京学院大学看護学部
 5* 東京慈恵会医科大学
 6* 東京都健康長寿医療センター研究所（東京都老人総合研究所）
 連絡先：〒192-0397 東京都八王子市南大沢 1-1
 首都大学東京都市環境学部大学院都市システム科学専攻域 星 旦二

Branchら⁹⁾, 古谷野ら^{10~13)}, 小川ら¹⁴⁾によって報告されている。精神的健康を示す主観的健康感が生存の有意な予測因子であることは, Mosseyら¹⁵⁾, Kaplanら¹⁶⁾, Spiersら¹⁷⁾, 藤田ら¹⁸⁾が報告している。社会的健康とされる, 人との会話, 友人との付き合い, 地域活動への参加頻度が少ないことが死亡率に対して有意に関連することを, Berkmanら¹⁹⁾, Seemanら²⁰⁾, 橋本ら²¹⁾, 杉澤ら²²⁾が報告している。このように健康概念で示された健康三要因が相互に関連しあうことと, 健康三要因がその後の生命予後を予測する妥当性の高い指標であることが明確になっている。

しかしながら, 健康三要因の間に, どのような因果関係が存在するのかに関する先行研究報告は必ずしも多くはない。劉ら^{23,24)}は, 高齢者の追跡研究を踏まえて, 社会的健康度が身体的健康度を規定する可能性²³⁾を交差遅れ効果モデルと同時効果モデルを併用して明示するとともに, 身体的健康は精神的健康によって規定される可能性を報告²⁴⁾している。藤原ら²⁵⁾は健康度自己評価が高いことはIADLの回復を予測するものの, 歩行能力が高くても回復は予測されないこととともに, 4年間の追跡研究の前半2年で知的能動性が改善・維持すると, 認知機能を調整しても後半2年でIADLは維持し改善することを報告^{26,27)}している。健康三要因の因果関係については, 著者ら²⁸⁾の先行研究以外は国内外ともに報告はされていないようである。とくに健康各三要因を異なる年次で測定し, 三要因の時間的先行性を全て確保して真の因果を検討した研究報告はされていない。健康三要因間において具体的な因果関係が存在すると仮定すると, 構造的にみてどれが原因となり, どの要因が結果となるかについては, 十分に明

確になっているわけではない。

本研究の目的は, 都市郊外に居住する高齢者を対象として, 健康三要因である身体的要因と精神的要因, それに社会的要因に焦点をあて, 各要因の測定年次の時間的先行性を確保し, 健康三要因間の因果関係を明確にすることである。

II 研究方法

1. 調査方法と分析対象

調査方法は, 都市郊外居住高齢者に対する郵送自記式質問紙調査である。初回調査は, 2001年9月に東京都郊外A市に居住する在宅高齢者16,462人全員を対象とした。回答が得られた13,195人(回収率80.2%)の中から, 記載が十分でない129人を除く13,066人を基礎的データベースとした。表1に示した年齢は, 2001年9月1日時点の生年月日から計算して求めた。3年後の2004年9月と, 6年後の2007年9月に同様の調査内容を含む質問紙調査による継続した追跡調査を実施した。最終的な分析対象者は, 初回調査回答者で6年間に市外に転居した919人と死亡した1,899人, および二回目と三回目の調査のいずれかに回答しなかった7,080人, 加えて2001年時点で85歳以上922人を除いた2,375人(2,375/13,066=18.2%)とした。

年齢階級別, 性別にみた, ベースライン調査から6年後の分析対象者数は, 男女ともに後期高齢者かつ要介護度が高いほど, 分析対象割合が低下していた。

調査に関する倫理面への配慮として, 市長と大学学長とで協定書を締結し, 公務員法の守秘義務を確認し, 使用する個人コードはIDのみとした。調査を実施する倫理的対応として, 東京都立大学・都市

表1 分析対象数, 性別, 年齢階級別

	男			女		
	2001年回収者数	分析対象者数*1	分析対象割合*2	2001年回収者数	分析対象者数*1	分析対象割合*2
65-69歳	2,616(43.5)	772(61.9)	29.5	2,600(36.9)	639(56.6)	24.5
70-74歳	1,651(27.5)	325(26.1)	19.7	1,773(25.1)	294(26.1)	16.6
75-79歳	917(15.3)	123(9.9)	13.4	1,304(18.5)	144(12.8)	11.0
80-84歳	507(8.4)	27(2.2)	5.3	742(10.5)	51(4.5)	6.9
85-89歳	225(3.7)			431(6.1)		
90歳以上	96(1.6)			204(2.9)		
2001年回収者数合計	6,012(100%)			7,054(100%)		
分析対象者		1,247(100%)	21.9		1,128(100%)	18.2

*1 分析対象者数は2001年から2007年に調査継続できた人数を示す(2001年時点で85歳以上は分析対象者数から除いた)

*2 分析対象割合は, 2001年の回収者数をベースにした分析対象者割合を示す(2007年/2001年)(%)

科学研究科倫理委員会の承諾(2004年9月16日)と、首都大学東京都市シスム科学専攻倫理委員会の承諾(2007年9月20日)を得て実施した。

2. 調査項目

調査項目は、属性とともに精神的、身体的それに社会的要因として以下の設問を設定した。精神的要因は、主観的健康感と生活満足感それに元気を過去と比較する3項目とした。設問は、自分で健康だと思いますか(以下:主観的健康感と示す)、自分の生活に満足していますか(生活満足感)、それに昨年と比べて元気ですか(昨年比較元気)とした。

身体的要因は、基本的日常生活動作能力(Basic Activities of Daily Living: BADL)と手段的日常生活動作能力(Instrumental Activities of Daily Living: IADL)の両指標とともに、治療中の疾病数を用いた。BADLの設問は、Katzら²⁹⁾が開発した指標を参考に、トイレに行ける、お風呂に入れる、外出時に歩行できるとした。それぞれの設問に対する選択肢である、できるを1に、できないを0としてスコア化し、BADL合計得点を算出し、最大3点、最小0点とした。IADLの設問は、古谷野ら¹³⁾が開発した老研式生活活動指標を参考に、日用品の買物、食事の用意、預貯金の出し入れ、年金や保険の書類を作成、それに新聞や書物を読めるとした。それぞれの項目はBADLの項目と同様にスコア化し、IADL合計得点を算出し、最大5点、最小0点とした。治療中の疾病に関する設問は、現在治療中の疾病を選んでくださいと複数疾病名から選択する方式とし、三年後の生存と統計学的に有意²⁸⁾であった肝臓病、糖尿病、心臓病それに脳血管障害を選択した場合に、その疾病数を治療疾病数とした。

社会的要因の設問は、外出することがどのぐらいありますか(外出頻度)、友人や近所の方とお付き合いをしていますか(近所付合)の2項目とした。社会活動として、2001年には趣味活動を積極的にしていますか(趣味活動)の3設問を用いた。2004年と2007年の趣味活動は、2001年で用いた単一設問ではなく、複数の生きがい項目から趣味活動を選択した場合を、趣味活動ありとみなした。

3. 因果を検討する潜在変数を求める因子分析

共分散構造分析に用いる潜在変数を求めるために、精神的、身体的、社会的要因として採用した9項目の設問に対して、最尤法、プロマックス斜交回転による探索的因子分析を実施した。第一因子は、主観的健康感と昨年と比較した元気、それに生活満足感であり、“精神的要因”(“ ”潜在変数を意味する)と命名した。第二因子は、BADLとIADLであった。治療中の疾病数は、身体的要因の一つであり、

表2 2001年観測変数に対する探索的因子分析結果

	因子負荷量		
	因子1	因子2	因子3
主観的健康感	0.751	0.305	0.372
昨年比較元気	0.689	0.166	0.348
生活満足感	0.515	0.169	0.398
治療疾病数	-0.334	-0.181	-0.121
IADL	0.314	0.784	0.248
BADL	0.113	0.429	0.046
外出頻度	0.237	0.331	0.381
近所付合	0.263	0.109	0.621
趣味活動	0.377	0.144	0.666
因子累積寄与率	22.8%	30.6%	36.7%
信頼係数 α	0.684	0.520	0.496

因子抽出法:最尤法,プロマックス回転

第二因子得点が0.181であったものの第二因子とみなして“身体的要因”と命名した。第三因子は、近所付合と趣味活動が抽出されたが、外出頻度の因子得点が0.381であったことから、第三因子に含めて“社会的要因”と命名した。第三因子までの因子累積寄与率は36.7%であり、第一と第二因子の信頼係数は0.5以上であったものの、第三因子の信頼係数は0.496と必ずしも高い値ではなかった(表2)。

4. 因果関係を解析する方法

“身体的要因”と“精神的要因”それに“社会的要因”の各潜在変数が、いずれも原因ないし結果となり、双方向に影響を及ぼしあう可能性があることから、宮川ら^{30,31)}が示した因果関係分析方法とFinkelら³²⁾が提示した交差遅れ効果モデルを応用し、健康三要因の因果モデルを考案した。双方向に影響を及ぼしあう可能性は、時間的な先行性を確保して対応した。2001年、2004年、2007年の各健康三要因に関する全ての組み合わせは、基本が6通りであり、性別に分けた12通りを解析した。先行研究^{33~36)}を踏まえ、最も適合度が高く最も決定係数が大きいモデルを探った。

III 研究結果

研究結果として、1.健康三要因観測変数の3年後と6年後の経年変化、2.“精神的要因”と“身体的要因”と“社会的要因”の因果関係について述べる。

1. 健康三要因観測変数の3年後と6年後の経年変化

“身体的要因”と関連する観測変数であるBADLの実態と経年変化をみると、全てできる割合は、調

表3 身体的要因と精神的要因および社会的要因の各観測変数の経年変化

カテゴリー	2001年		2004年		2007年		有意差(*)	
	人数	%	人数	%	人数	%		
BADL 得点	0点	4	0.2	15	0.6	20	0.8	1) $P < 0.001$
	1点	6	0.3	17	0.7	35	1.5	2) $P < 0.001$
	2点	162	6.8	206	8.7	310	13.1	3) $P < 0.001$
	3点	2,161	91.0	2,053	86.4	1,969	82.9	
	不明	42	1.8	84	3.5	41	1.7	
IADL 得点	0点	11	0.5	18	0.8	27	1.1	1) $P < 0.001$
	1点	15	0.6	23	1.0	1	0.0	2) $P = 0.017$
	2点	18	0.8	25	1.1	14	0.6	3) $P < 0.001$
	3点	25	1.1	41	1.7	47	2.0	
	4点	157	6.6	171	7.2	220	9.3	
	5点	2,110	88.8	2,004	84.4	1,916	80.7	
	不明	39	1.6	93	3.9	150	6.3	
治療中疾病数	なし	1,832	77.1	1,732	72.9	1,700	71.6	1) $P < 0.001$
	1つ	472	19.9	553	23.3	568	23.9	2) $P = 0.092$
	2つ	64	2.7	77	3.2	97	4.1	3) $P < 0.001$
	3つ	6	0.3	13	0.5	10	0.4	
	4つ	1	0.0	0	0.0	0	0.0	
主観的健康感	健康ではない	79	3.3	100	4.2	137	5.8	1) $P < 0.001$
	あまり健康ではない	258	10.9	259	10.9	391	16.5	2) $P < 0.001$
	とても健康・まあまあ健康	2,029	85.4	1,990	83.8	1,829	77.0	3) $P < 0.001$
	不明	9	0.4	26	1.1	18	0.8	
昨年比較元気	いいえ	339	14.3	449	18.9	791	33.3	1) $P < 0.001$
	はい・どちらともいえない	2,023	85.2	1,883	79.3	1,533	64.5	2) $P < 0.001$
	不明	13	0.5	43	1.8	51	2.1	3) $P < 0.001$
生活満足感	いいえ	180	7.6	237	10.0	280	11.8	1) $P < 0.001$
	どちらともいえない	478	20.1	570	24.0	586	24.7	2) $P = 0.018$
	はい	1,666	70.1	1,524	64.2	1,468	61.8	3) $P < 0.001$
	不明	51	2.1	44	1.9	41	1.7	
外出頻度	月に1回以下	52	2.2	24	1.0	52	2.2	1) $P < 0.001$
	月に1回以上	144	6.1	310	13.1	297	12.5	2) $P = 0.016$
	週3-4回以上	2,109	88.8	1,998	84.1	1,975	83.2	3) $P < 0.001$
	不明	70	2.9	43	1.8	51	2.1	
趣味活動	していない	1,086	45.7	886	37.3	863	36.3	1) $P < 0.001$
	している	1,184	49.9	1,489	62.7	1,512	63.7	2) $P < 0.001$
	不明	105	4.4	0	0.0	0	0.0	3) $P < 0.001$
近所付合	めったにしない	546	23.0	736	31.0	769	32.4	1) $P < 0.001$
	月に1回ぐらい	580	24.4	613	25.8	580	24.4	2) $P = 0.205$
	週3-4回	824	34.7	390	16.4	340	14.3	3) $P < 0.001$
	殆ど毎日	336	14.1	303	12.8	371	15.6	
	不明	89	3.7	333	14.0	315	13.3	
合計対象数	2,375	100.0%	2,375	100.0%	2,375	100.0%		

(*) Wilcoxon 符号和検定

1) 2001年と2004年の比較

2) 2004年と2007年の比較

3) 2001年と2007年の比較

査時点での91.0%から3年後には86.4%へ、6年後には82.9%へと減少し、全てできない割合は0.2%から0.6%、0.8%へと増加した。IADLについても同様に、全てできる割合は88.8%から3年後には84.4%へ、6年後には80.7%へと減少し、全てできない割合は0.5%から0.8%、1.1%へと増加した。このように、BADL、IADLともに高得点者の割合が3年後、6年後にはやや低下し、各年次のいずれの組み合わせでも、統計学的にみて有意に低下していた。同様に“身体的要因”の観測変数の一つとみなした治療している疾病数は、3年後、6年後には、なしの割合が低下し、一つないし二つ持つ割合が統計学的に有意に増加することが示された。治療疾病数に不明がない理由は、複数疾病名から選択する方式としたためである。

“精神的要因”の観測変数である主観的健康感は、とても健康、まあまあ健康である割合が2001年の85.4%から3年後には83.8%へ、6年後には77.0%へと減少し、健康ではない割合は、3.3%から3年後には4.2%へ、6年後には5.8%へと増加した。昨年と比べて元気である割合は、85.2%から79.3%、64.5%へと減少し、元気ではない割合は14.3%から18.9%、33.3%へと増加した。生活満足感は、満足する割合が70.1%から64.2%、61.8%へと減少し、満足しない割合は7.6%から10.0%、11.8%へと増加した。各観測変数の3年後と6年後の経年変化を、対応があるWilcoxon符号検定でみると、“精神的要因”の3観測変数は全てにおいて統計学的にみて有意に低下する傾向が示された ($P < 0.05$)。

“社会的要因”の観測変数とした外出頻度と近所付合する割合は3年後、6年後にいずれも低下する

傾向が示された。一方、趣味活動をしている群は、3年後と6年後には統計学的に有意に増加する傾向が示された (表3)。

2. “身体的要因”と“精神的要因”と“社会的要因”の因果関係

“身体的要因”と“精神的要因”と“社会的要因”の3つの潜在変数間の因果関係について、基盤となる外生潜在変数は常に2001年の潜在変数とした。最終的な2007年の内生潜在変数に至るプロセスの全ての組み合わせ12通りの解析結果は、表4に示した。

内生潜在変数の決定係数が男女ともに最も高いモデルは、2001年の“精神的要因”を基盤とし、2004年の“身体的要因”を経て2007年の“社会的要因”を内生潜在変数とするモデルであった (図1)。男性における決定係数は25%、女性では19%であり、他のモデルに比べ相対的にみて大きな決定係数を示し、適合度指数はNFI=0.935, IFI=0.950, RMSEA=0.036と、高い適合度が得られた。

2007年の“社会的要因”は、2001年“精神的要因”からの標準化推定値が、男性0.136、女性0.168と小さいものの、2001年の“精神的要因”から2004年“身体的要因”への標準化推定値は、男性0.422、女性0.474であった。2001年の“精神的要因”から2004年の“身体的要因”を経由する2007年の“社会的要因”への標準化間接効果は男性0.179 (=0.422 × 0.423)、女性0.158 (=0.474 × 0.333) と全てのモデルの中で相対的にみて最も大きな間接効果を示した。このように、2007年の“社会的要因”は、2001年の“精神的要因”から直接に規定されるよりは、2004年の“身体的要因”の維持を経由する間接効果が男女ともに大きいことが示された (図1)。

図1 2001年精神的要因を外生潜在変数とし2004年身体的要因を経る2007年社会的要因への因果構造 (左; 男性, 右; 女性)

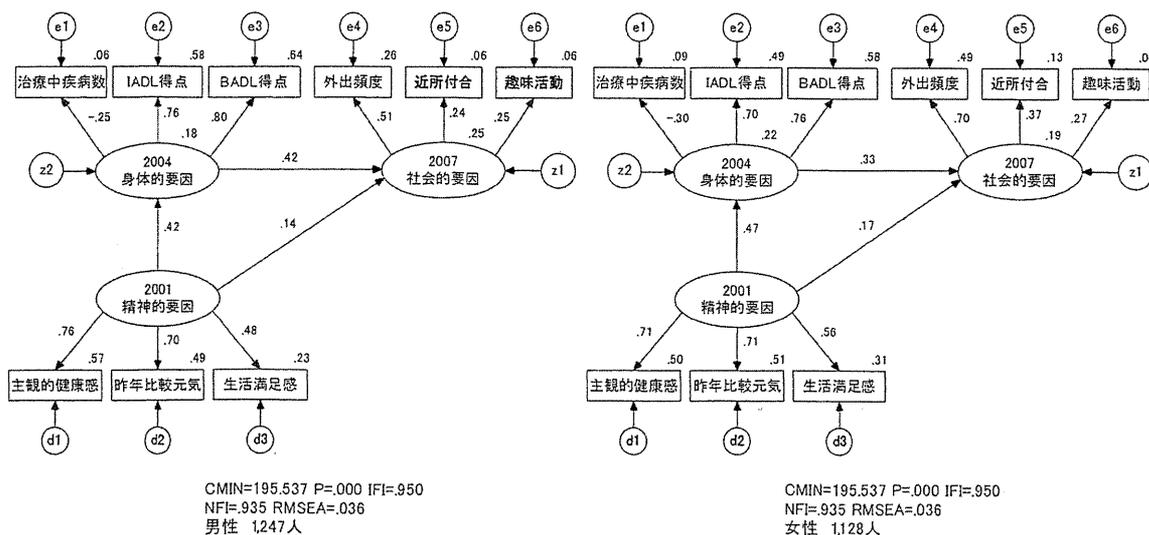


表4 潜在変数間のモデル別, 性別にみた直接効果と間接効果

基盤となる 潜在変数	経由する 潜在変数	内生 潜在変数	直接効果と間接効果	男性	決定 係数	女性	決定 係数	適合度 指数
2001年 身体的要因	2004年 精神的要因	2007年 社会的要因	身体→精神	0.287	0.226	0.281	0.135	0.890
			身体→社会	0.352		0.243		
			精神→社会	0.234		0.125		
			身体→精神→社会	0.067		0.060		
	2004年 社会的要因	2007年 精神的要因	身体→社会	0.153	0.023	0.432	0.052	0.943
			身体→精神	0.057		0.077		
			社会→精神	0.131		0.184		
			身体→社会→精神	0.020		0.080		
2001年 精神的要因	2004年 身体的要因	2007年 社会的要因	精神→身体	0.422	0.246	0.474	0.192	0.935
			精神→社会	0.136		0.168		
			身体→社会	0.423		0.333		
			精神→身体→社会	0.179		0.158		
	2004年 社会的要因	2007年 身体的要因	精神→社会	0.378	0.122	0.360	0.141	0.940
			精神→身体	0.224		0.210		
			社会→身体	0.196		0.245		
			精神→社会→身体	0.072		0.088		
2001年 社会的要因	2004年 身体的要因	2007年 精神的要因	社会→身体	0.361	0.078	0.366	0.086	0.951
			社会→精神	0.223		0.193		
			身体→精神	0.107		0.161		
			社会→身体→精神	0.039		0.059		
	2004年 精神的要因	2007年 身体的要因	社会→精神	0.444	0.094	0.387	0.058	0.937
			社会→身体	0.150		0.150		
			精神→身体	0.209		0.138		
			社会→精神→身体	0.093		0.053		
対 象 数				1,247		1,128		

精神→社会：精神的要因から社会的要因への直接効果を示す。

精神→社会→身体：精神的要因から社会的要因を経る身体的要因への間接効果を示す。

適合度は、上から順に NFI, IFI, RMSEA を示す。

2007年の“精神的要因”を内生潜在変数とするモデルにおいて説明力が高いのは、男女ともに2001年の“社会的要因”を基盤とし2004年の“身体的要因”を経由するモデルであり、男性での決定係数は8%、女性では9%であり、適合度も高いことが示された。

2007年の“身体的要因”を内生潜在変数とするモデルで説明力が高いのは、2001年の“精神的要因”を基盤として、2004年の“社会的要因”を経由するモデルであり、男性での決定係数は12%、女性では14%であり、高い適合度が得られた。

全般的にみた直接効果では、“社会的要因”が3年後の“身体的要因”ないし“精神的要因”を規定する効果とともに、“身体的要因”が3年後の“社会的要因”を規定する効果が相対的にみて大きい値を示した。間接効果ないし総合効果では、2001年の“精神的要因”を基盤とし、2004年の“身体的要因”を経由した2007年の“社会的要因”を規定するモデルが相対的にみて大きい値を示した。

“身体的要因”の観測変数として採用した治療疾病数の因子得点は小さかったことから、治療疾病数を除いた“身体的要因”として分析した。その結果、