

表1 子からの有効票回収状況（親単位での集計）

|                   | 該当する親の数        | 回収した子あり       | 回収した子の内訳       |                |               | 回収した子なし       |
|-------------------|----------------|---------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
|                   |                |               | 一部の子<br>(1人のみ) | 一部の子<br>(2人以上) | 子全員           |               |
| 全体                | 823<br>(100.0) | 422<br>(51.3) | 170<br>(20.7)  | 66<br>(8.0)    | 186<br>(22.6) | 401<br>(48.7) |
| <b>【面接調査の状況別】</b> |                |               |                |                |               |               |
| 本人調査              | 683<br>(100.0) | 349<br>(51.1) | 139<br>(20.4)  | 56<br>(8.2)    | 154<br>(22.5) | 334<br>(48.9) |
| 代行調査              | 140<br>(100.0) | 73<br>(52.1)  | 31<br>(22.1)   | 10<br>(7.1)    | 32<br>(22.9)  | 67<br>(47.9)  |
| <b>【子どもの人数別】</b>  |                |               |                |                |               |               |
| 1人                | 125<br>(100.0) | 66<br>(52.8)  | -              | -              | 66<br>(52.8)  | 59<br>(47.2)  |
| 2人                | 300<br>(100.0) | 149<br>(49.7) | 73<br>(24.3)   | -              | 76<br>(25.3)  | 151<br>(50.3) |
| 3人                | 257<br>(100.0) | 130<br>(50.6) | 58<br>(22.6)   | 33<br>(12.8)   | 39<br>(15.2)  | 127<br>(49.4) |
| 4人                | 87<br>(100.0)  | 47<br>(54.0)  | 28<br>(32.2)   | 15<br>(17.2)   | 4<br>(4.6)    | 40<br>(46.0)  |
| 5人以上              | 54<br>(100.0)  | 30<br>(55.6)  | 11<br>(20.4)   | 18<br>(33.3)   | 1<br>(1.9)    | 24<br>(44.4)  |

注) カッコ内はパーセント

## 2) 子ども単位での対象数と回収数

次に、図2を子ども単位でみていくと、子調査を依頼した親(PN)のもつ子どもの総数は2,136名であった(CN)。厳密には、うち8名は海外在住の子であったため、実際には調査を依頼しなかった。親が預かった調査票の総数、つまり調査票を預かった子ども数は1,138名分であり(A)、これは子ども総数の53%にあたる。

残る998名(CN-A)の子のうち、993名は親が子の調査票を預かることを拒否し、5名は親が協力に同意したかどうか不明であった。表2は、協力への同意を得られなかった993名の子について、親が協力を拒否した理由(複数回答)を集計した結果である。理由の選択肢は、本人調査と代行調査で異なっていたため、本人、代行調査別に示している。本人調査では、「2 子どもは多忙等で負担をかけられない」が62%と最も多い理由であり、代行調査では、これに対応する選択肢はないが、「4 その他」が72%と高くなっていた。

親の場合と同様に、実際に調査票を受け取った子ども数は不明であるが、最終的に中央調査社に調査票を返送した子どもは740名(図2-B)であった(白票は除く)。ただし、このうち32名については、調査員によるID記入漏れなどで親のIDが不明であった。また、

23名については、親が提供した子についての情報などと照合した結果、子票での回答との間に不一致が大きく、子ども本人が回答していない無効票と判断された。子ども調査の分析においては、これら55票を除く685票を、親とのマッチング可能な有効票とした。子ども総数(CN)を分母とするこれらの有効票の回収率は32%であり、親が調査票を預かった子ども(A)の60%が返送したことになる。

なお、親子データの情報の照合方法やデータの有効性の判断基準については、第6章第1節に詳細が報告されている。

表2 親(または代行者)が子調査への協力を断った理由(複数回答、子単位での集計)

| 協力しない理由             | 該当数   | %    |
|---------------------|-------|------|
| <b>【面接調査：本人調査】</b>  |       |      |
| 該当する子ども数            | N=787 |      |
| 1 子は海外在住である         | 8     | 1.0  |
| 2 子は多忙等で負担をかけられない   | 488   | 62.0 |
| 3 面接調査のことを子に知られたくない | 63    | 8.0  |
| 4 子とのつきあいがいい、関係不良   | 49    | 6.2  |
| 5 同席・電話等で子の拒否を直接確認  | 19    | 2.4  |
| 6 親側の事情(面倒など)       | 146   | 18.6 |
| 7 その他               | 146   | 18.6 |
| 不明                  | 13    | 1.7  |
| <b>【面接調査：代行】</b>    |       |      |
| 該当する子ども数            | N=206 |      |
| 1 子は海外在住である         | 0     | 0.0  |
| 2 面接調査のことを子に知られたくない | 21    | 10.2 |
| 3 子とのつきあいがいい、関係不良   | 29    | 14.1 |
| 4 その他               | 148   | 71.8 |
| 不明                  | 11    | 5.3  |

注) 協力可否不明の子(本人完了1件、代行4件)は除外した

## 7. 子ども調査回答者の属性と偏り(selection bias)の問題

子ども調査の有効回答者685名における、性別、年齢、親との距離については、表3に各カテゴリの割合を(年齢については平均値も)示した。これらの基本属性は、親が面接調査(親票)において個々の子について回答した情報と、子ども本人が郵送調査(子票)において回答した情報の2つがあり、それぞれ分布は近似しているが、質問形式の違いなどがあるため、完全には一致していない。

また、調査は、原則として子ども全員を対象に依頼したが、前述のように、約3分の2の子からは回答を得られていない。分析可能なデータ数としては685と比較的十分な数を得られているため、子調査への非回答が無作為に生起しているならば問題はないが、子ども調査の回答者に特性の偏り、つまりセレクション・バイアスがある場合は、子調査デー

タの分析結果の解釈には注意を要する。そこで、調査を依頼した子ども 2,136 名全体における分布（親票による）も表 3 に示した。

子どもの性別は、子全体では男性の方が女性よりも若干割合が高いが、回答者に限ると女性の方がやや高かった。年齢については、子全体と回答者で大きな違いはなく、5 割を超える子が 50 歳代に集中しており、平均年齢は約 54 歳であった。

子全体と回答者の間で最も大きな違いがみられたのは親との距離であり、回答者は、子全体よりも親と同居している子に偏っていた。同別居を含む親との距離は、本研究の主要テーマである親への支援状況にも影響を与えていると考えられる。具体的には、これまでの研究では、高齢者は同居の子からより支援を受ける傾向があることから、子調査データでは、実際よりも親を援助している子の割合が高くなっている可能性がある。

そこで、第 6 章第 2 節では、子ども調査回答者の偏りについてより詳細な分析を行い、回答者の特性を、対象となった子全体での分布に近似させるためのデータ補正（傾向スコアによる重み付け）の方法について検討した。

表 3 子ども全体および子調査回答者における子の属性（子単位での集計）

|                | 調査対象となった<br>子全体（親票）<br>N=2,136 |      | 子調査回答者 N=685 |      |            |      |
|----------------|--------------------------------|------|--------------|------|------------|------|
|                | 該当数                            | %    | 親回答（親票）      |      | 本人回答（子票）   |      |
|                |                                |      | 該当数          | %    | 該当数        | %    |
| <b>【子の性別】</b>  |                                |      |              |      |            |      |
| 男性（息子）         | 1,080                          | 50.6 | 332          | 48.5 | 327        | 47.7 |
| 女性（娘）          | 1,056                          | 49.4 | 353          | 51.5 | 351        | 51.2 |
| 不明             | 0                              | 0.0  | 0            | 0.0  | 7          | 1.0  |
| <b>【子の年齢】</b>  |                                |      |              |      |            |      |
| 30 代以下         | 40                             | 1.9  | 11           | 1.6  | 12         | 1.8  |
| 40 代           | 455                            | 21.3 | 154          | 22.5 | 154        | 22.5 |
| 50 代           | 1,203                          | 56.3 | 377          | 55.0 | 398        | 58.1 |
| 60 代           | 297                            | 13.9 | 105          | 15.3 | 101        | 14.7 |
| 70 代以上         | 34                             | 1.6  | 13           | 1.9  | 12         | 1.8  |
| 不明             | 107                            | 5.0  | 25           | 3.6  | 8          | 1.2  |
| 平均：歳（SD）       | 53.7(6.74)                     |      | 53.8(6.83)   |      | 53.9(6.75) |      |
| <b>【親との距離】</b> |                                |      |              |      |            |      |
| 同居             | 504                            | 23.6 | 251          | 36.6 | 266        | 38.8 |
| 10 分未満         | 305                            | 14.3 | 109          | 15.9 | 99         | 14.5 |
| 1 時間未満         | 576                            | 27.0 | 173          | 25.3 | 150        | 21.9 |
| 1 時間以上         | 719                            | 33.7 | 149          | 21.8 | 139        | 20.3 |
| 不明             | 32                             | 1.5  | 3            | 0.4  | 31         | 4.5  |

注）本人回答（子票）年齢は、満年齢が無回答の場合は子が回答した生年より計算した。親との距離は、親票と子票では質問形式が異なるが、親票の区分に合わせた。ただし、厳密には同居の定義が異なる（子票のみ、同居に二世帯住宅を含むと明示）。

## 8. 本研究における倫理面への配慮

子ども調査の実施方法と調査内容については、高齢者への面接調査から続く一連の調査として、東京都老人総合研究所の倫理委員会の審査を受け、許可を得た。

子ども調査の実施にあたっては、以下のような倫理的配慮をした。

- 1) 面接対象者（または代行者）に子ども調査への協力をお願いする際、協力を断っても不利益を被ることはないこと、子どもの住所・氏名は知らせなくてよいこと、実際に回答するかどうかは子どもの自由意思であることなどを告げて、理解を求める。
- 2) 子どもへの協力依頼状には、調査の趣旨などとともに、調査への協力は任意であること、回答は統計的に処理し、研究以外の目的で使用することはないことを明記する。
- 3) 中央調査社に調査票を直接返送することで、面接調査の対象者である親などの家族にも回答内容を知られないように配慮する。
- 4) 調査票は、担当者の責任において厳重に保管、管理する。回収された個人データに関しては、統計的に処理・分析し、個人の機密性に配慮する。

## 引用文献

- 小林江里香 (2006). 追跡対象者の子どもの状況 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「後期高齢者の身体的・経済的・精神的支援における家族と公的システムの役割」平成 17 年度総括研究報告書（主任研究者 秋山弘子） pp.72-76.
- 小林江里香・深谷太郎・木村好美 (2006). 子ども調査に関するフォーカス・グループ・インタビュー 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「後期高齢者の身体的・経済的・精神的支援における家族と公的システムの役割」平成 17 年度総括研究報告書（主任研究者 秋山弘子） pp.22-71.
- 小林江里香・Jersey Liang (2007). 子どもへの資産提供と老親介護—後期高齢者の全国調査の分析より— 季刊家計経済研究, 74, 13-24.
- 直井道子・小林江里香・Jersey Liang (2006). 子どもからのサポートと遺産相続—夫と死別した女性高齢者の場合— 老年社会科学, 28(1), 21-28.

## 第3章

# 高齢期の生活変化と well-being への影響

# 第1節 配偶者との死別とその影響

秋山 弘子<sup>1)</sup>

菅原 育子<sup>1)2)</sup>

竹内 真純<sup>3)</sup>

<sup>1)</sup> 東京大学総括プロジェクト機構ジェロントロジー寄付研究部門

<sup>2)</sup> 厚生労働科学研究推進事業リサーチ・レジデント

<sup>3)</sup> 東京大学大学院人文社会系研究科

## 要約

本研究の目的は、配偶者との死別が、高齢者の well-being の3つの主領域（健康、社会関係、経済）に及ぼす影響とその後の適応過程を20年にわたるパネルデータを時系列的に分析し、死別への長期的適応過程を理解すると共に、高リスク群の特性を明らかにすることである。調査期間中に配偶者を失った549名のデータから、次のような知見が得られた。(1) 死別の影響と適応過程には複数のパターンが見られる、(2) 主流のパターンは「死別による影響はほとんどない」、(3) 一時的にネガティブな影響を受けても3-5年で回復する、(4) 男性、高年齢で死別を経験、死別により独り暮らしになった人のリスクが高い、(5) 男性は主観的指標に死別の影響が現れやすい。これらの分析結果から、配偶者との死別に際して介入の必要な対象群の特定と介入方法の策定に資する科学的エビデンスを提供する。

## 1. 研究の背景と目的

高齢期には様々な喪失を経験するが、配偶者との死別は、多くの高齢者が経験すると、心身の健康のみならず生活の広い領域に影響するために、QOLへのインパクトが極めて強いライフイベントである。政府統計では、平成17年度国勢調査によると、日本人の65歳以上で、配偶者と死別している割合は男性で11.0%(119万5448人)、女性では43.9%(647万462人)にのぼる。75歳以上となると、男性の18.3%、女性にいたっては62.7%である。高齢者にとって、特に女性にとっては、配偶者との死別は十分に起こりうるライフイベントである。高齢期の「死別」に関してここ数十年で大きく変わったことは、死別した後に独居生活をする人が増えたことである。平成元年と平成18年を比較すると、65歳以上の人がいる世帯のうち、単身世帯は14.8%から22.4%に、また、配偶者を亡くした場合、独居になる可能性の高い「夫婦のみ世帯」は20.9%から29.5%に増加している（厚生労働省, 2007）。また、内閣府が行った「世帯類型に応じた高齢者の生活実態等に関する意識調査」（内閣府, 2005）によると、独り暮らしの高齢者（その75.8%が死別者）は日常生活での心配ごとがある割合が「夫婦のみ」「一般世帯」より多い。さらに、独り暮らしの男性は人や社会とのつきあい全般、殊に頼りになるつきあいが乏しい人が多く、独り暮らしの女性は低収入である割合が高いなど、様々な意味で死別者は高リスク集団であると考えられる。

多くの高齢者が経験する重大イベントである配偶者との死別については、その影響と適応過程について、これまでに数多くの研究がなされてきた。先行研究からは次のような知見が得られている。配偶者との死別の影響は一様ではなく個人差が大きい。殊に、高齢者はもともと健康状態、経済状態、家族構成や社会的ネットワークなどの社会関係において個人差が大きいので、そうした条件の違いが、死別の受け止め方や適応過程に影響すると考えられる。Bonnanoら(2002)は死別後悲嘆期と想定される6ヶ月と18ヶ月における抑うつ傾向の変化に5つのパターンを見出している。また、男性と女性では死別の影響が異なることを示す知見は多い(Lopata, 1996; Stoebe & Schut, 2004; Wolff & Wortman, 2006; Pieta & Franks, 2006; 河合・佐々木, 2004)。長年担ってきた社会的役割に適合するよう形成された能力や態度、および、経済力や社会的ネットワークなどの生活資源における男女の違いが、死別による二次ストレス(経済的問題、周囲との人間関係、家事など日常生活上の困難、死別後の雑事など)への対応を介して、死別のインパクトと適応過程に影響すると考えられる。死別時の年齢を統制しても男性のほうが死別後に死亡する確率が高く、女性のほうが抑うつ症状を訴える人が多い、親しい友人、近隣、親戚など社会的ネットワークからのサポートは女性が多く受ける一方、新たな配偶者をみつける確率は男性のほうが高いという知見は一貫しているが、健康状態への影響については研究結果が一貫していない(Chistakis & Iwashyna, 2003; Stoebe & Schut, 2004; Pieta & Franks, 2006)。また、女性は1年ほどで回復するが、男性は死別の影響が長く続く傾向があるという報告(Schaefer, Quesenberry & Soora, 1995)もある。しかし、配偶者との死別を経験する男性の絶対数が少ない上に、調査への協力度が低いために男性の死別後の適応過程を長期にわたって追跡したデータは極めて少ない。

Bonnanoらの研究に代表されるように、死別研究の圧倒的多数は悲嘆とその適応過程の研究であるが、配偶者との死別は生活全般に大きな影響を及ぼす。後に残った配偶者は死別により生じる直接的な感情面での適応(悲嘆への適応)に加えて、死別がもたらす様々な生活面での変化への適応をはかる過程で徐々に回復していくと考えられる(Uts, 2006)。高齢期に経験する配偶者との死別は、心理的なインパクトだけ見ると、若い時の死別や子どもとの死別にくらべると影響が小さいといわれるが、加齢に伴う体力の低下や、同世代の兄弟姉妹や友人などの死による社会的ネットワークの縮小という条件下で回復が困難で長期を要する場合があると考えられる(Moss, Moss & Hansson, 2004)。したがって、高齢期における配偶者との死別は心理的な影響に限定せず、高齢者のwell-being全般への影響と適応過程を長期にわたって観察する必要がある。

本研究の目的は、配偶者との死別が、高齢者のwell-beingの3つの主領域(健康、社会関係、経済)に及ぼす影響とその後の適応過程を20年にわたるパネルデータを時系列的に分析し、死別への長期的適応過程を理解すると共に、高リスク群の特性を明らかにすることである。

## 2. 方法

### 1) 分析対象者

分析の対象は第1回調査（1987年）から第7回調査（2005年）の間に配偶者を失い、死別後少なくとも1回は調査に回答した549名の調査対象者である。これらは初めて調査に加わった回に完了票が得られたサンプル（4869名）の11.3%、初回調査時には配偶者がいた調査対象者（3264名）の16.8%にあたる。

549名の内訳は、男性151名(27.5%)、女性398名(72.5%)、死別時の平均年齢は男性76.4歳、女性74.3歳であった。また、549名のうち、第7次調査までに本人も死亡したケースは男性56名(37.1%)、女性71名(17.8%)、合計して127名(23.1%)であった。

### 2) 分析手続き

以下では、これら549人、のべ1954のデータを用いて分析を行った。

まず、死別前から死別後への変化を分析することによって死別の影響を明らかにするために、分析に先がけてデータを死別時を基点として下の図のように再編成した。

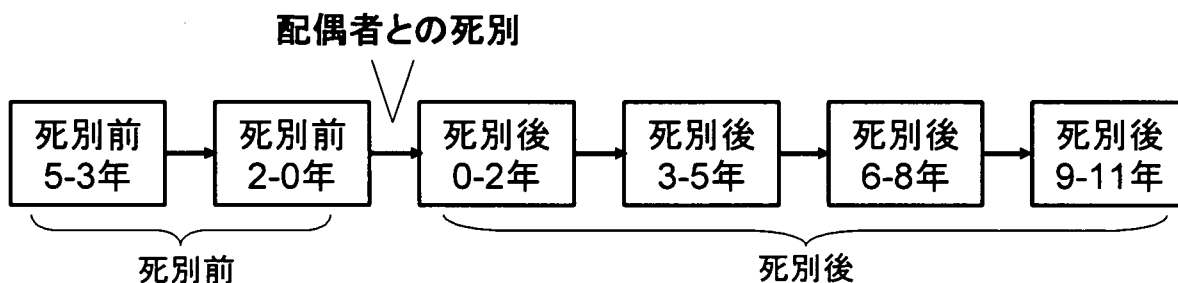


図1. 再編成したデータの構造

例えば、第1回調査から参加し第3回調査時に死別した人のデータは、第1回調査データは「死別前5-3年」、第2回調査データは「死別前2-0年」、第3回調査データは「死別後0-2年」、第4回調査データは「死別後3-5年」、というように再編成された。実際には死別前6年以上、死別後12年以上のデータもあるが、これらは数が少なかったため分析からは除外した。

再編成されたデータの内訳は表1のとおりである。549人全員について「死別後0-2年」のデータはあるが、それ以外の時点は途中から調査に参加した、途中で代行調査や欠票になった、途中で本人死亡のため調査対象から外れた、などの理由から、データが一部欠損になっているものが少なくない。

データ分析にあたって、このデータには2点留意点がある。第1点は、死別後に調査に参加し本人が回答してはじめて「配偶者と死別した」というデータが得られる。よって、死別直後に亡くなったり体調を崩したために調査に参加できなかった人は、この分析データには含まれていないという点である。第2点は、先にも指摘したよう



に、この分析サンプルはデータ欠損が少なくないという点である。もし完全に揃ったデータを分析に用いるとすると、第1回調査から7回目まですべての調査に回答し、更に途中で配偶者を死別した人という、非常に「偏った」サンプルを用いることになってしまう。このため欠損のあるデータもすべて生かして分析を行う必要があった。

表1. 再編成されたデータの内訳

|            | 第1回 | 第2回 | 第3回 | 第4回 | 第5回 | 第6回 | 第7回 | 計   |
|------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 死別前 5-3 年  | 64  | 64  | 56  | 60  | 136 | -   | -   | 380 |
| 死別前 2-0 年  | 71  | 59  | 58  | 65  | 98  | 126 | -   | 477 |
| 死別後 0-2 年  | -   | 71  | 71  | 65  | 78  | 115 | 149 | 549 |
| 死別後 3-5 年  | -   | -   | 64  | 54  | 44  | 57  | 80  | 299 |
| 死別後 6-8 年  | -   | -   | -   | 55  | 47  | 34  | 37  | 173 |
| 死別後 9-11 年 | -   | -   | -   | -   | 45  | 29  | 27  | 76  |

注) 表の左上から右下への対角上は同一群の各調査回データ(例. 第1回の死別前 5-3 年群、第2回の死別前 2-0 年群、第3回の死別後 0-2 年は同じ「第3回時死亡群」)。ただし途中回からの参加、代行票や欠票、本人死亡などの理由によりデータ欠損が生じるため、対角上のデータ数は一致しない。

分析は、第一に、死別前後での個人の変化に、いくつかの潜在パターンがあることを想定し、データの散らばりからそのパターンを見いだす「潜在クラス分析」を行った(Muthén & Muthén, 2008)。潜在クラス分析においては、「死別前 5-3 年」から「死別後 9-11 年」の6変数間に共分散を想定し、潜在クラス間で各変数の分散と共分散のパターンは等しいが、平均値のみが異なるというモデルを想定した(図2)。潜在クラス数は、結果の解釈のしやすさを考慮して2つまたは3つを想定し、モデルの適合度指標を参考にしてより適合度が高く解釈可能な潜在クラスが得られたモデルを選択した。

欠損値の扱いに関しては欠損値も推定すべき母数の一種であると見なして推定を行う、完全情報最尤法(Full Information Maximum Likelihood; FIML)を用いた(室橋, 2003; 荘島・清水, 2004)。

その上で、各クラスに属する人たちの特性を明らかにするため、潜在クラス分析の結果得られた「クラス分け」を従属変数とする多項ロジット回帰分析(クラスが2つの場合はロジスティック回帰分析)を行った。独立変数には、回答者の性別、死別時の年齢、受けた教育年数、死別直後の調査(欠損の場合はその後の調査)で持ち家に住んでいたか、死別直後の調査で独居であったか、を投入した。

分析に用いたソフトウェアは Mplus ver.5 および SPSS ver16.0 である。

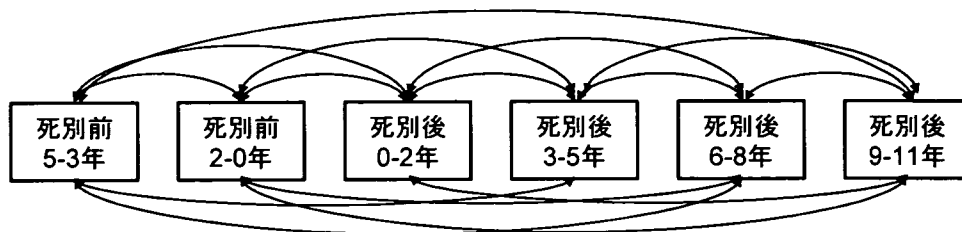


図 2. 潜在クラス分析のモデル

### 3) 分析に用いた変数と質問項目

変化のパターンを検討した変数は、身体的機能の支障、健康満足度、友人・近隣・親戚との対面接触頻度、孤独感、世帯収入、やりくりの困難度、生活満足度、の 7 変数であった。各変数について、用いた質問項目を以下に説明する。

身体的機能の支障は、「200～300メートル（2,3丁）くらい歩く」「しゃがんだり、ひざまずいたりする」「頭よりも高いところにあるものに手を伸ばして届く」「指でものをつかむ、あるいは指を自由に使える」「米 10kg（7 升）程度のものを持ち上げたり運んだりする」「階段を 2,3 段上る」の 6 項目について、誰からの助けも借りず、杖や補助器具なども使わず行うことがどの程度難しいかを尋ねた質問項目で、回答（1. 全然難しくなく、2. 少し難しい、3. とても難しい、4. まったくできない）の値を加算し、値が大きいほど身体的機能に支障があることを表す変数とした。健康満足度の変数は、領域別に満足度を尋ねた質問項目のうち、「全般的に言って、あなたの現在の健康状態についてはどうですか。（1. 非常に満足している、2. まあ満足している、3. どちらともいえない、4. あまり満足していない、5. まったく満足していない）」の項目の回答の値を反転し、値が大きいほど健康状態に満足していることを表す変数とした。友人・近隣・親戚との対面接触頻度は、「何回くらい、友人やご近所や親戚の方と会ったり、一緒に出かけたり、お互いの家をたずねたりしますか。お子さんは含めないでお答えください。（1. 1 週間に 2 回以上、2. 1 週間に 1 回くらい、3. 1 ヶ月に 2,3 回、4. 1 ヶ月に 1 回くらい、5. 1 ヶ月に 1 回より少ない）」の項目の回答の値を反転し、値が大きいほど友人・近隣・親戚との対面での接触頻度が多いことを表す変数とした。孤独感は、「あなたは、まわりの人から孤立していると感じることがどのくらいありますか。（1. ほとんどない、2. ときどきある、3. そう感じているときが多い）」の質問項目の回答を用い、値が大きいほど孤立感を感じていることを表す変数とした。世帯収入については、「同居のお子さんも含めて、お宅全体の年収は合計して、どれにあたりますか」の質問項目について、回答を 5 段階（0. 120 万円未満、1. 120～300 万円未満、2. 300～500 万円未満、3. 500～1000 万円未満、4. 1000 万円以上）に分け、値が大きいほど世帯収入が大きいことを表す変数とした。やりくりについては、「お宅では、毎月のやりくりはいかがですか。（1. 非常に苦労している、2. やや苦労している、3. どちらともいえない、4. あまり苦労していない、5. まったく苦労していない）」の項目の回答の値を反転し、値が大きいほどやりくり苦労していることを表す変数とした。生活満足度について

は、「あなたのこれまでの生活、あるいは現在の生活について、あなたがどのように感じているかをうかがいます。」との質問で、「今が自分の人生で一番幸せなときだ（1. そう思う、2. どちらともいえない、3. そうは思わない）」「私は、自分の人生をふりかえてみてまあ満足だ（選択肢は先ほどの項目と同じ）」「これから先にもおもしろいこと、楽しいことがいろいろとありそうだ（選択肢は先ほどと同じ）」の3項目について、回答の値を反転して加算し、値が大きいほど生活に満足していることを表す変数とした。

また、パターンの違いを予測する独立変数として、死別時の年齢、教育年数、性別、死別後の同居者の有無、住居が持ち家か否か、の5変数を検討した。このうち、死別後の同居者の有無と持ち家か否かについては、死別後0-2年に回答のあった場合にはその調査での回答を、死別後0-2年に回答がなかった場合でも、死別後3-5年に回答があった場合にはその調査での回答を用いて変数を作成した。死別後5年以内の回答が得られていない回答者については、欠損値として扱った。同居者の有無については、同居者数を尋ねた質問への回答を用い、独居であった場合を1、同居者が居た場合を0とする変数とした。持ち家か否かについては、「あなたのお住まいは、次のどれにあたりますか」とたずねた質問項目への回答で、持ち家である場合を1、持ち家でない場合を0とする変数とした。

### 3. 結果

配偶者との死別は高齢者の生活の全領域に影響するが影響のあり方は一様ではない。本研究では、健康、経済、社会関係という生活の3つの主要領域において死別の影響がどのように見られるか、時系列データの分析から代表的パターンを見出した。そして、最も多くの人たちが死別前後に経験するのはどのようなパターンか、配偶者との死別による影響が異なる人たちの間に何か異なる特性があるかという疑問に答えるべく分析を行い、次のような知見を得た。

#### 1) 健康

##### (1) 身体的機能の支障

配偶者との死別に伴う身体的機能の変化には3つのパターンが見られた。死別経験者の大多数(94.4%)は死別の3-5年後には身体的機能において死別前とほとんど変わらなかった。図3のグラフは88%の人が死別によってほとんど身体機能に影響を受けなかったことを示している。死別後3-5年以降の緩やかな支障増加は加齢に伴う身体機能低下と考えられる。一方、6.4%の人たちは配偶者の死後2年以内に身体的機能の急激な支障増加を報告しているが、死別後6-8年経過すると死別の影響を受けなかった人たちと同じ程度まで回復している。残る5.6%の死別前から身体的機能の支障があった人たちは、死別の2年前くらいから支障がさらに増加し、その後も回復することなく死別後6-8年あたりから急速に悪化している。

配偶者との死別に伴う身体的機能の変化には図3にある3パターンが見られたが、

どのような特性をもつ人が死別により健康を損ねるリスクが高いのであろうか。表 2 は 3 つのパターンを従属変数とする多項ロジット回帰分析の結果を示している。準拠群である死別によって身体機能に変化がみられなかった群 (88%) と比較して、高齢で配偶者と死別した人、女性に死別前後に身体機能の支障増加を報告する確率が高かった。また、持ち家のない人に、死別前から支障が増加し長期的にも回復せず、健康悪化の一途をたどる確率が高かった。

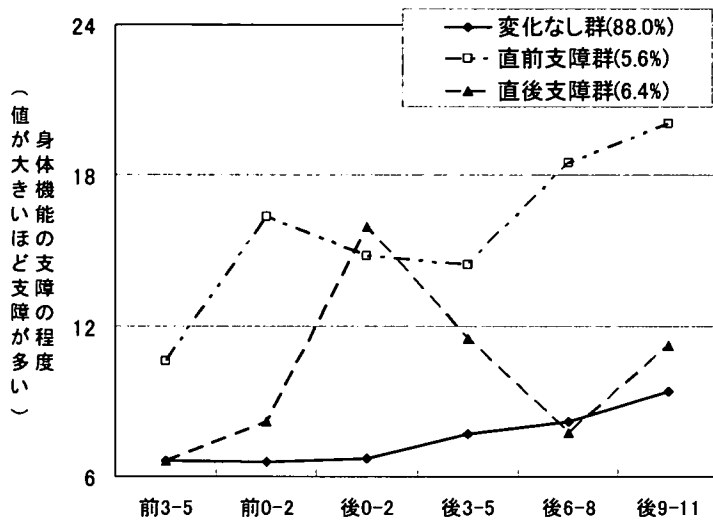


図 3. 配偶者との死別前後の身体機能の支障の変化

## (2) 健康満足度

一方、自分の健康にどの程度満足しているかという主観的な評定においては図 4 のように 2 つのパターンが見られた。約 80%の人たちは死別前後で健康満足度に変化がなかった。残る 20%は初めから満足度が多少低めであったが、死別直後にさらに低下

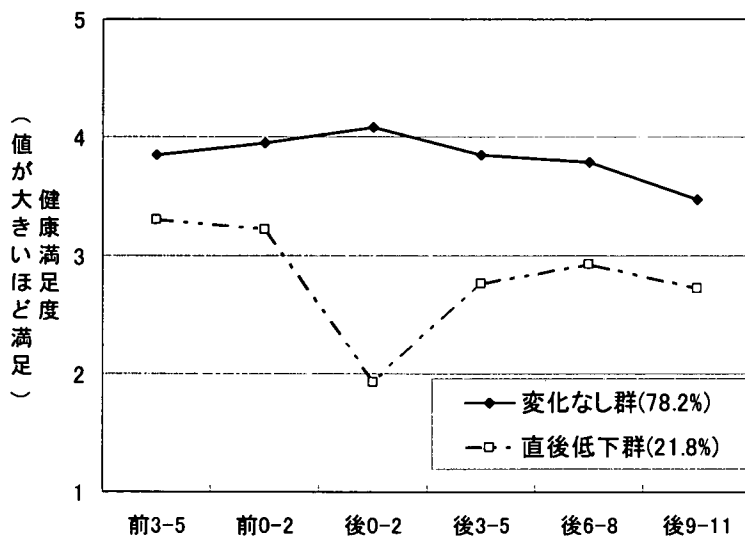


図 4. 配偶者との死別前後の健康満足度の変化

表 2. 3 つの潜在クラスを従属変数とする多項ロジット回帰分析の結果

|          | Exp(B)                  |          |
|----------|-------------------------|----------|
|          | 直前支障群                   | 直後支障群    |
| 死別時の年齢   | 1.20 ***                | 1.15 *** |
| 教育年数     | 0.99                    | 0.98     |
| 男性       | 0.27 *                  | 0.36 *   |
| 同居者あり    | 1.19                    | 0.59     |
| 借家       | 3.07 *                  | 1.20     |
| <i>n</i> | 31(5.6%)                | 35(6.4%) |
| 尤度比検定    | $\chi^2(10)=58.3^{***}$ |          |

注) 準拠群は「変化なし群」( $n=483$ , 88.0%)

†  $p>.10$ , \*  $p<.05$ , \*\*  $p<.01$ , \*\*\*  $p<.001$

表 3. 2 つの潜在クラスを従属変数とするロジスティック回帰分析の結果

|          | Exp(B)           |
|----------|------------------|
|          | 直後低下群            |
| 死別時の年齢   | 1.00             |
| 教育年数     | 0.97             |
| 男性       | 1.51 †           |
| 同居者あり    | 0.80             |
| 借家       | 1.28             |
| <i>n</i> | 119(21.8%)       |
| 尤度比検定    | $\chi^2(5)=6.07$ |

注) 準拠群は「変化なし群」( $n=430$ , 78.2%)

†  $p>.10$ , \*  $p<.05$ , \*\*  $p<.01$ , \*\*\*  $p<.001$

し、3-5年後にはほぼ元のレベルに回復した。表3で2つのパターンの弁別要因を見ると、男性が配偶者との死別によって健康満足度が低下する確率が高いことがわかる。

## 2) 社会的関係

### (1) 友人、近隣、親戚との対面接触頻度

図5は死別に伴う友人、近隣、親戚など親しい人たちとの対面接触頻度の変化に3つのパターンがあることを示している。21.7%の人たちには死別による影響は見られなかったが、元々接触頻度の高かった半数近い(45.3%)人たちは死別後2年以内に親しい人と会う機会が一時的に増加し、死別後3-5年でほぼ元のレベルに戻る傾向が見られた。一方、元々接触頻度の低い約3分の1(33%)の人たちは死別後2年以内にさらに接触頻度が減少するが、こちらも死別後3-5年で元のレベルまで回復する様子が見てとれる。配偶者との死別前に友人、近隣、親戚と頻繁に会っている人とそうでない人では、死別による影響が逆方向に現れることは興味深い。

対面接触頻度に変化がみられなかった群を準拠群とする多項ロジット回帰分析の結果(表4)は、高齢で死別した人ほど死別直後に友人らとの接触が減少する確率が高いことを示している。また、男性は死別後、接触頻度が一時的に減少し、女性は逆に増加する傾向が見られたが、統計的には有意でなかった。

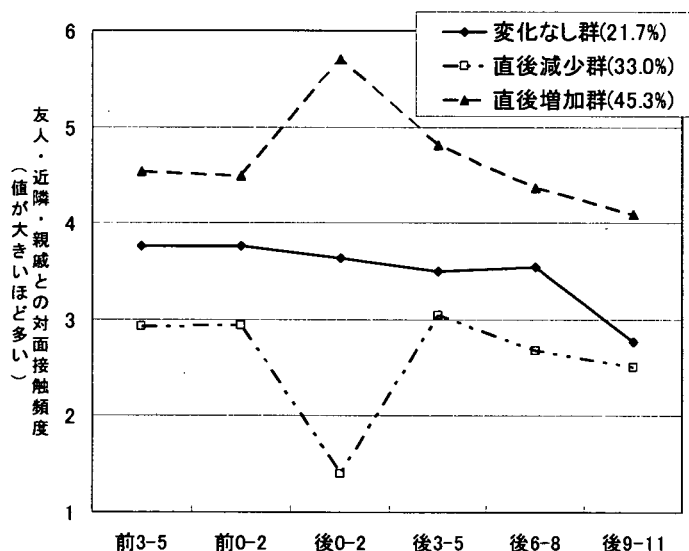


図5. 配偶者との死別前後の友人・近隣・親戚との対面接触頻度の変化

### (2) 孤独感

社会関係の主観的指標である孤独感は約1割(9.3%)の人たちが死別前2年以内に孤独感の高まりを報告したが、大部分の人にとって配偶者との死別によって孤独感に変化しなかった(図6)。2群とも死別後2年以内の孤独感が死別の3-5年前と同じレベルであったことは予想外であった。表5で2群の弁別要因を見ると、高齢で死別、独

表4. 3つの潜在クラスを従属変数とする多項ロジット回帰分析の結果

|          | Exp(B)                   |            |
|----------|--------------------------|------------|
|          | 直後減少群                    | 直後増加群      |
| 死別時の年齢   | 1.06 **                  | 0.99       |
| 教育年数     | 1.00                     | 0.96       |
| 男性       | 1.51                     | 0.82       |
| 同居者あり    | 1.06                     | 0.89       |
| 借家       | 1.61                     | 0.71       |
| <i>n</i> | 178(32.6%)               | 249(45.6%) |
| 尤度比検定    | $\chi^2(10)=43.59^{***}$ |            |

注) 準拠群は「変化なし群」( $n=119$ , 21.7%)

†  $p>.10$ , \*  $p<.05$ , \*\*  $p<.01$ , \*\*\*  $p<.001$

り暮らしの人が死別直前に孤独感の高まりを経験したことがわかる。

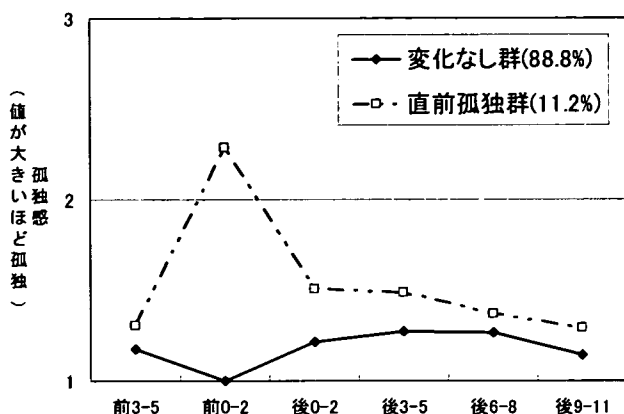


図 6. 配偶者との死別前後の孤独感の変化

表 5. 2つの潜在クラスを従属変数とするロジスティック回帰分析の結果

|          | Exp(B)                 |
|----------|------------------------|
| 直前孤独群    |                        |
| 死別時の年齢   | 0.93 **                |
| 教育年数     | 0.91                   |
| 男性       | 1.23                   |
| 同居者あり    | 0.55 *                 |
| 借家       | 1.64                   |
| <i>n</i> | 61(11.2%)              |
| 尤度比検定    | $\chi^2(5)=20.09^{**}$ |

注) 準拠群は「変化なし群」( $n=486$ , 88.8%)

†  $p>.10$ , \*  $p<.05$ , \*\*  $p<.01$ , \*\*\*  $p<.001$

### 3) 経済状態

#### (1) 世帯収入

世帯収入では元々比較的高収入の 30.6%の人たちに死別の影響は見られなかったが、低収入群 (69.4%) においては死別 2 年前くらいから死別後 5 年あたりまで収入が減少する傾向が見られた。独り暮らし、持ち家がない、高齢で配偶者と死別した人たちに配偶者との死別後、収入が減少する確率が高かった。(図表略)

#### (2) やりくりの困難度

死別の前後で家計のやりくりのどの程度苦労しているか、その変化には 2 つのパターンが見られた。約 4 分の 3 (73.9%) の人たちには死別前後で変化が見られなかったが、残る 4 分の 1 (26.1%) は死別前 2 年以内にやりくりの困難が一時増大している (図 7)。死別前にやりくりの困難を感じた群は男性、持ち家に住んでいない、比較的若くして配偶者を失った人である確率が高いことが表 6 からわかる。

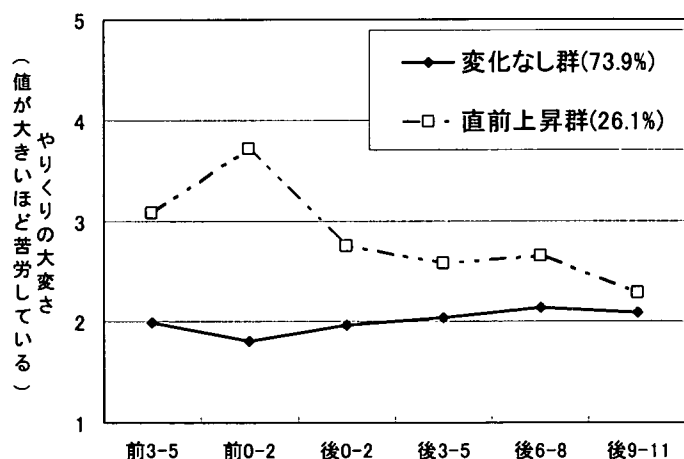


図 7. 配偶者との死別前後のやりくりの困難度の変化

表 6. 2つの潜在クラスを従属変数とするロジスティック回帰分析の結果

|          | Exp(B)                |
|----------|-----------------------|
| 直後低下群    |                       |
| 死別時の年齢   | 0.96                  |
| 教育年数     | 1.00                  |
| 男性       | 1.56 *                |
| 同居者あり    | 1.00                  |
| 借家       | 2.23 **               |
| <i>n</i> | 142(26.1%)            |
| 尤度比検定    | $\chi^2(5)=19.5^{**}$ |

注) 準拠群は「変化なし群」( $n=403$ , 73.9%)

†  $p>.10$ , \*  $p<.05$ , \*\*  $p<.01$ , \*\*\*  $p<.001$

### (3) 生活満足度

最後に、上記の生活領域を総合して生活全体に対する満足度が配偶者との死別によってどのような影響を受けるか分析した結果が図8と表7である。2つのパターンが見られた。70%の人には変化がなく、30%は死別から2年以内に満足度が低下、その後、徐々に回復して死別後6-8年で元の状態に戻るといったパターンが見られた。表7にあるロジスティック回帰分析の結果は、男性、死別後ひとり暮らしになった人ほど配偶者との死別後、人生満足度が低下する確率が高いことを示している。

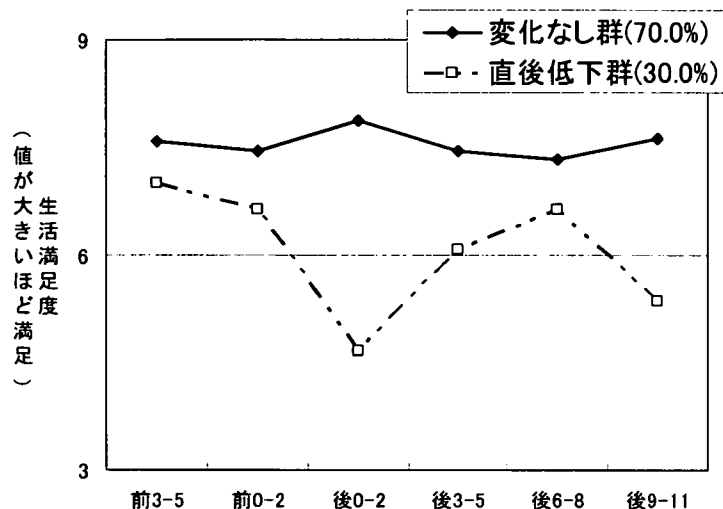


図8. 配偶者との死別前後の生活満足度の変化

表7. 2つの潜在クラスを従属変数とするロジスティック回帰分析の結果

|          | Exp(B)                 |
|----------|------------------------|
| 直後低下群    |                        |
| 死別時の年齢   | 1.01                   |
| 教育年数     | 1.01                   |
| 男性       | 2.46 ***               |
| 同居者あり    | 0.60 *                 |
| 借家       | 1.15                   |
| <i>n</i> | 164(30.0%)             |
| 尤度比検定    | $\chi^2(5)=29.2^{***}$ |

注) 準拠群は「変化なし群」( $n=382$ , 70.0%)  
 $\dagger p>.10$ , \*  $p<.05$ , \*\*  $p<.01$ , \*\*\*  $p<.001$

## 4. 考察

上記の分析結果は次の5点にまとめられる。(1) 配偶者との死別の影響と適応過程には複数のパターンが見られる、(2) 主流のパターンは「死別による影響はほとんどない」、(3) 一時的にネガティブな影響を受けても3-5年で回復する、(4) 男性、高年齢で死別を経験、死別によりひとり暮らしになった人のリスクが高い、(5) 男性は主観的指標に死別の影響が現れやすい。

欧米の先行研究で死別の影響は一様でなく個人差が大きいことが報告されているが、日本の高齢者を対象とした本研究においても、well-beingの主領域(健康、社会関係、経済状態、人生満足度)の7つの指標すべてにおいて死別の影響と適応過程に複数のパターンが見られた。そのうち一つの指標(友人、近隣、親戚との対面接触頻度)を除く6指標において7割から9割近い人に死別による影響がほとんど見られなかった。これら死別の影響をほとんど受けなかった人たちは、影響を受けた少数派と比較して、6つのいずれの指標においても死別前の状態がよかった。言い換えれば、もともと健康状態のすぐれなかった人、孤独感を感じていた人、やりくりしに苦労していた人が配偶者との死別によってその傾向が更に悪化したという現象が見られた。しかし、死別の

ネガティブな影響が見られた3割から1割の人たちも多くが3-5年以内に死別前の状態に回復する様子が分析結果からうかがえる。一方、死別前後の友人、近隣、親戚との対面接触頻度の変化には3パターンが見られた。他の指標と異なり、変化が見られなかったのは僅か2割程度で、半数近い人が死別後に接触頻度が増加し、3割は逆に接触頻度が減少している。この指標においても、死別前の状態が死別後の変化に影響している。死別前に社会的ネットワークが大きく、人付き合いが多かった人は、配偶者との死別に際してネットワークが活性化し、弔問や様々なサポート提供を伴う対面接触が増加したと考えられる。逆に、死別前にあまり人付き合いのなかった人は、一時的にはあるが、接触頻度が更に減少している。これらの一貫した結果は、平素から健康や社会関係、経済状態をよい状態に保つことが配偶者の死によって well-being の様々な領域で生じるストレスへの耐性を高めることを示している。

また、well-being の領域によって、影響が死別直前に現れる場合と直後に現われる場合があることがわかった。孤独感とやりくりの苦労には死別前に影響が見られたが、健康満足度、親しい人との対面接触頻度、生活満足度には死別後に顕著な変化が見られた。孤独感は配偶者の死が近いことを予測した時点で最も強く感じるのかもしれない。家計のやりくりの苦労は、死期の近い配偶者がもはややりくりに参加できなくなり、ひとりで算段せねばならなくなった時点で強く感じるのではないかと推測する。唯一、身体的機能には死別前に影響を受ける群と死別後に悪化する群の両パターンが見られた。したがって、配偶者との死別に伴う問題への介入は、死別後ではなく、むしろ死別前の介入が効果的である場合があることを留意する必要がある。

本研究の分析結果は男性、高年齢で死別を経験、死別により独り暮らしになった人にリスクが高いことを明らかにした。これらの高リスク者が配偶者と死別した場合には特別の配慮が必要である。唯一の例外は、死別直前と直後の両方において、女性のほうに身体機能障害の増加が顕著であった。これは Pienta ら(2006)の知見と一貫しているが、死別後、男性のほうが健康問題をもつ可能性が高いという Stroebe ら(2004)の研究結果とは逆の結果である。こうした健康への影響に関する男女差の一貫性を欠く研究結果は、健康指標の違いや、死別後、調査対象者本人が死亡したり、健康を著しく損なったために調査に協力不能という調査研究の方法的問題による可能性もあり、今後の研究で精査すべき課題である。

最後に特記すべき結果として、男性は主観的指標に死別の影響が現れやすいという現象がある。分析に用いたパネル調査は高齢者本人への面接調査なので、データはあくまでも調査対象者が報告した情報であるが、well-being の主要3領域(健康、社会関係、経済)のそれぞれにおいて、比較的客観的な指標と主観的な指標を選択して分析している。結果を概観すると、客観的な指標(身体機能の障害、世帯収入)では男女差が見られないのに、対応する主観的指標である健康満足度とやりくりの苦労、それに加えて well-being 全般の主観的指標とみなされる生活満足度において、女性より男性に死別のネガティブな影響が見られた。これは男性死別者の弱点として、女性よりも精神的なダメージを受けることを指摘している Lee ら(2001)の報告と一貫した知



見である。従来の死別者への介入は悲嘆を和らげる情緒面への介入が主流であるが、殊に男性死別者へはそれだけでなく、客観的な状況の認識のし方を変える認知的介入も併用することにより介入効果の改善がはかれる可能性がある。

## 引用文献

- Bonnanno, G.A., Wortman, C.B., Lehman, D.R., Tweed, R.G., Haring, M., Sonnega, J., Carr, D., & Nesse, R.M. (2002) Resilience to loss and chronic grief: a prospective study from preloss to 18-months postloss. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 1150-1164.
- 河合千恵子・佐々木正宏 (2004) 配偶者の死への適応とサクセスフルエイジング：16年にわたる縦断研究からの検討. *心理学研究*, 75, 49-58.
- Christakis, N. & Iwashyna, T. (2003) The health impact of health care on families: A matched cohort study of hospice use by decedents and mortality outcomes in surviving, widowed spouses. *Social Science and Medicine*, 57(3), 465-475.
- 厚生労働省(2007) 平成 18 年国民生活基礎調査の概況.  
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa06/index.html>)
- Lee, G.R., DeMaris, A., Bavin, S., & Sullivan, R. (2001) Gender differences in the depressive effect of widowhood in later life. *Journal of Gerontology: series B: Psychological Sciences & Social Sciences*, 56B(1), 56-61.
- Lopata, H.Z. (1996) *Current widowhood: Myths and realities*. Thousand Oaks, CA:Sage.
- Miller, E. & Wortman, C.B. (2002) Gender differences in mortality and morbidity following a major stressor: The case of conjugal bereavement. In G. Weidner, S.M.Kopp, & M. Kristenson (Eds.) *Heart disease: environment, stress and gender. NATO Science Series, Series 1: Life and Behavioral Sciences, Volume 327*. Amsterdam: IOS Press.
- Moss, M.S., Moss, S.Z., & Hansson, R.O. (2004) Bereavement and old age. In (M.S. Stroebe, R.O.Hansson, W.Stroebe, & H. Schut (Eds.) *Handbook of bereavement research: Consequences, coping, and care* (pp.241-260). Washington, D.C.: American Psychological Association.
- 室橋弘人 (2003) 欠損値を含むデータへの対処. 豊田秀樹 (編著) 共分散構造分析 疑問編 pp.68-69, 朝倉書房.
- Muthén, L.K. & Muthén, B.O. (2008) *Mplus user's guide: Statistical analysis with latent variables*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- 内閣府(2005) 平成 17 年国勢調査の結果.  
(<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2005/index.htm>)
- 内閣府(2005) 平成 17 年度 世帯類型に応じた高齢者の生活実態等に関する意識調査

結果. ([http://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/h17\\_kenkyu/index.html](http://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/h17_kenkyu/index.html))

- Pienta, A. M., & Franks, M. M. (2006) S closer look at health and widowhood: Do health behaviors change after loss of a spouse? In D. Carr, M. Ness, & C.B. Wortman (Eds.) *Spousal bereavement in late life* (pp.117-142). New York, NY: Springer Publishing Company.
- Schaefer, C., Quesenberry, C.P., & Soora, W. (1995) Mortality following conjugal bereavement and the effects of a shared environment. *American Journal of Epidemiology*, 141(12), 1142-1152.
- 荘島宏二郎・清水武 (2004) 縦断データにおける欠損値に対する対処法：現在のソフトウェア状況を考慮して. *発達心理学研究*, 15, 101-102.
- Stroebe, W. & Schut, H. (2004) Risk factors in bereavement outcome: A methodological and empirical review. In (M.S. Stroebe, R.O.Hansson, W.Stroebe, & H. Schut (Eds.) *Handbook of bereavement research: Consequences, coping, and care* (pp.349-371). Washington, D. C.: American Psychological Association.
- Utz. R.L. (2006) Economic and practical adjustments to late life spousal loss. In D. Carr, M. Ness, & C.B. Wortman (Eds.) *Spousal bereavement in late life* (pp.167-192). New York, NY: Springer Publishing Company.
- Wolff, K. & Wortman, C.B. (2006) Psychological consequences of spousal loss among older adults. In D. Carr, M. Ness, & C.B. Wortman (Eds.) *Spousal bereavement in late life* (pp.81-115). New York, NY: Springer Publishing Company.

# 第2章 後期高齢者の抑うつの変化と 公的・私的支援

東京都老人総合研究所 福祉と生活ケア研究チーム

杉原 陽子

## 要約

Wave5～7のデータ（70歳以上に限定）を用いて、(1)抑うつ傾向の経時変化、(2)抑うつ傾向の切片や変化に関連する要因、(3)ADL障害の悪化に伴う抑うつ傾向の上昇を緩衝する要因、について検討した。

本調査で調べた抑うつ傾向の測度(CES-D)に関しては、集団レベルでの経時変化や加齢変化は統計的に有意ではなく、変化の個人差も顕著なものではなかった。抑うつ傾向の切片の高さに関連していたのは、女性、ADL障害や認知障害が重い、年収が低い、情緒的・手段的支援を得ていない、情緒的支援の提供や家事をしていない、独居、訪問介護の利用、であった。抑うつ傾向の変化に関連していたのは性別と通所介護で、女性や通所介護の利用者では経時的に抑うつ傾向が改善していた。情緒的支援を多く得ている人や通所介護を利用している人では、ADL障害の悪化に伴う抑うつの上昇が緩衝される傾向が示された。

私的支援の提供源である同居家族がいない人では抑うつリスクが高く、今後、高齢単身世帯者の増加が見込まれるため、高齢単身者の抑うつ防止は重要な課題である。この点について、本研究からは通所介護の利用の有効性が示唆された。

## 1. はじめに

後期高齢期は、健康状態の悪化や配偶者・友人との死別などのストレスフルな出来事を経験することが多いため、抑うつ的になりやすい。75歳以上の自殺死亡率をみると、男性では50歳代よりはやや少ないものの、人口10万人に対して43.3と高水準で、女性も人口10万対21.9と他の年齢階層と比べて高い状況にある(厚生労働省, 2005)。国際的にみても、日本の後期高齢者の自殺率は高い部類に位置している(WHO, 2007)。近年では、介護保険制度の改正に伴い、要支援・要介護になるリスクが高い特定高齢者に対する地域支援事業の中に「うつ予防・支援」のプログラムが位置づけられ、早期発見と支援にむけての取り組みが行われつつある。

このように高齢期、とりわけ抑うつリスクが高まる後期高齢期において精神健康を保持することの重要性が認識されているものの、先行研究では以下のような課題が残されている。第一に、横断調査に基づいた検討が多く、抑うつレベルの経時変化や変化を規定する要因に関する知見の蓄積が乏しいという点である。近年、抑うつやネ

ガティブな感情の経時変化を調べた研究も増えているが、欧米での調査結果がほとんどで、日本における報告は少ない。欧米における横断調査の結果では、抑うつレベルやネガティブな感情は高齢になるほど低下することが報告されており (Carstensen & Charles, 1994; Hertzog, Van-Alstine, Usala, Hultsch, & Dixon, 1990)、高齢者では加齢に伴ってネガティブな感情を効果的に管理できるようになる可能性が指摘されている (Carstensen, et al, 1994)。後期高齢者 (70 歳以上) を対象とした調査では、ネガティブな感情と年齢との負の相関は女性よりも男性で大きく、男性の方が女性よりもネガティブな感情の報告は少ないものの、このような性差は年齢が高くなるに従って消失することが報告されている (Smith & Baltes, 1993)。

縦断調査では、60 歳までは抑うつやネガティブな感情は減少するが、それ以上の年齢では再び増加する可能性が示唆されている (Aldwin, Spiro, Levenson, & Bossé, 1989; Charles, Reynolds, & Gatz, 2001; Davey, Halverson, Zonderman, & Costa, 2004)。また、抑うつレベルが高い人ほど死亡や追跡不能 (ドロップアウト) のリスクが高いことも指摘されており (Barefoot, Mortensen, Helms, Avlund, & Schroll, 2001)、追跡調査で追跡率が高い人だけを分析したのでは抑うつレベルを軽く評価してしまう偏りが生じる可能性がある。性差については縦断調査でも観察されており、ベースラインでは女性の方が男性よりも抑うつレベルが高いが、男性では経時的に抑うつレベルが上がるのに対して、女性では抑うつの上昇は見られず、抑うつレベルの性差はおおむね 80 歳までに消失することが報告されている (Barefoot, et al., 2001)。このような欧米における知見が日本においても当てはまるのか、また死亡やドロップアウトによる偏りといった高齢者の縦断調査で必ず生じる問題をどのように扱うのかという点は、検討すべき課題として残されている。

第二の課題は、国内外を問わず先行研究では前期高齢者も含めた 65 歳以上の人全般を対象とした検討が多く、後期高齢者に限定して抑うつの規定要因を検討した報告が少ないという点である。一般的に、前期高齢者と比べると後期高齢者は要介護認定率や有訴者率、受療率が高く、健康面でより多くの問題を抱えている (厚生労働省, 2007)。健康面以外にも、学歴や有職率、年収などの社会経済状態は後期高齢者の方が低いこと (古谷野, 1996; 杉澤, 2000)、配偶者がいる割合は後期高齢者の方が低い、子どもとの同居率は高いこと (古谷野, 1996)、コントロール感は前期高齢者と比べて低く (杉澤, 2000)、後期高齢の特に女性では情緒的支援や介護支援の受領が少ないこと (岸, 1996) などが指摘されている。ただし、情緒的・手段的支援の受領状況については両群で差がないという報告もあるため (杉澤, 2000)、交絡要因が存在する可能性もある。このように前期高齢者と後期高齢者では健康面や社会生活、家族構成などの特性が異なるため、前期高齢者も含めた高齢者全般における結果が、そのまま後期高齢者にあてはまるとは限らない。

高齢者の抑うつに関連する要因としては、1) 年齢、性別、婚姻状態などの基本属性、2) 身体健康や活動性などの身体的要因、3) 経済状態や教育年数、住宅階層のような社会経済状態、4) 社会的ネットワークや社会的支援などの社会関係指標、5)