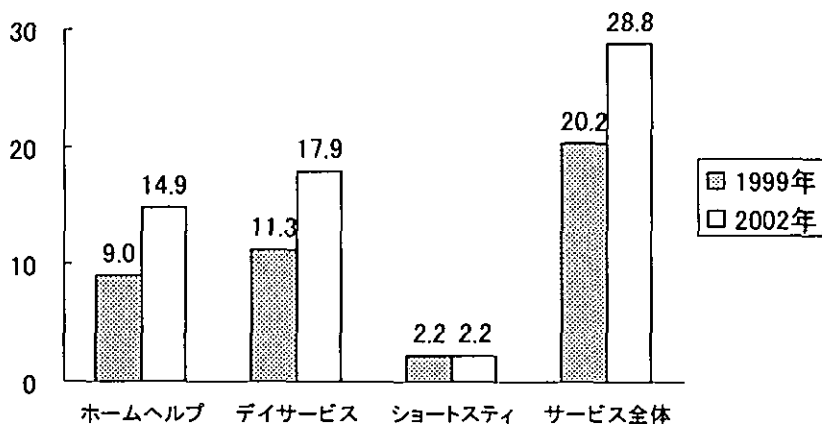


図4 サービスの利用割合（1999年と2002年の比較）



注) 二項ロジスティック回帰分析によって性、年齢、世帯構成、経済的余裕度を調整した上で、推計値を算出。図の推計値は、性、年齢、世帯構成、経済的余裕度の平均値を代入して求めたものである。ホームヘルプサービス、デイサービス、サービス全体については、調査時期の影響が有意であった。

2) 介護者に占めるヘルパー・家政婦の割合

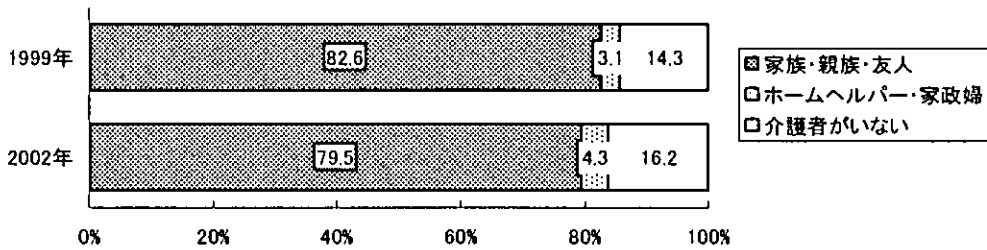
以上のように在宅サービス利用者の裾野は広がりつつあるように見えるが、要介護状態の高齢者を支えている介護・介助者においては、介護サービスによる代替がどの程度図られているのだろうか。

ここでは、介護保険制度が導入された後、実際の介護場面で介護の社会化がどの程度進展したかを検討した。すなわち、要介護状態の高齢者に限定して、過去3ヶ月間に介護・介助をしてくれた人（1番目と2番目）に関する回答結果に基づき、主介護者の種類（「家族・親族・友人」「ヘルパー・家政婦」「介護者はいない」と、副介護者も含めた介護者の種類（「主・副いずれも家族・親族・友人」「主・副のいずれかにヘルパー・家政婦が含まれる」「介護者はいない」）の分布を1999年と2002年で比較した。

図5には、1999年と2002年における主介護者の種類の分布が示されている。介護保険制度の導入前後では、主介護者の種類の分布に有意差が見られず、主介護者が「家族・親族・友人」の割合がいずれも80%と「ホームヘルパー・家政婦」の割合（1999年では3.1%、2002年では4.3%）を圧倒していた。

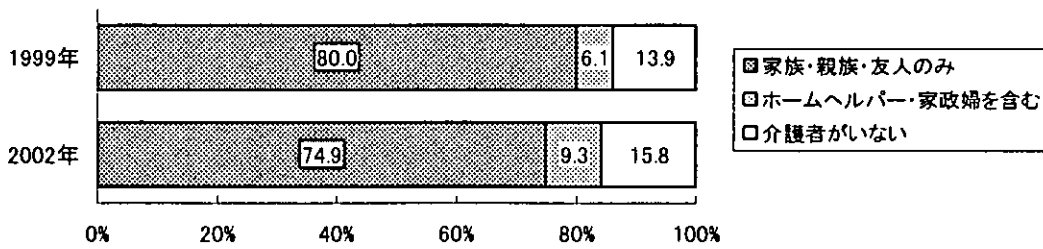
副介護者まで拡大した介護者の中で、「ホームヘルパー・家政婦」の割合がどの程度を占めているかを示したのが図6である。1999年と2001年では分布に有意差が見られず、副介護者まで拡大しても「ヘルパー・家政婦」が介護・介助を担当している人の割合は10%未満で、残りの大半は「家族・親族・友人」などのインフォーマルな関係にある人で占められていた。

図5 主介護者の種類の分布（1999年と2002年の比較）



注) 多項ロジスティック回帰分析によって性、年齢、世帯構成、経済的余裕度を調整した上で、推計値を算出。図の推計値は、性、年齢、世帯構成、経済的余裕度の平均値を代入して求めたものである。尤度比検定の結果、調査年は主介護者との統柄の分布に有意な効果がなかった。

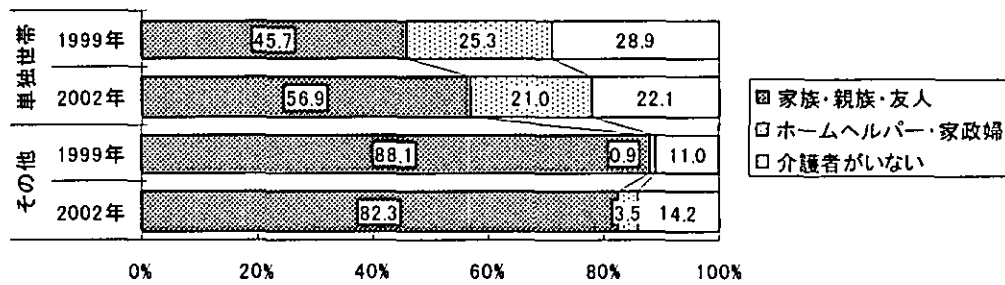
図6 介護者（副介護者を含む）の種類の分布（1999年と2002年の比較）



注) 多項ロジスティック回帰分析によって性、年齢、世帯構成、経済的余裕度を調整した上で、推計値を算出。図の推計値は、性、年齢、世帯構成、経済的余裕度の平均値を代入して求めたものである。尤度比検定の結果、調査年は主介護者との統柄の分布に有意な効果がなかった。

以下では、経済格差や私的支援態勢による格差が介護保険制度の導入前後でどのように変化するかが検討された。分析の結果、主介護者の種類の分布については10%有意水準で、介護者（副介護者までを含む）の種類の分布については5%有意水準で調査時期と世帯構成との間に有意な交互作用が検出された。その結果を解釈するために、単独世帯とそれ以外の世帯の間で主介護者の種類が調査時期によってどのように異なるかを図に示した。図7に示されたように、主介護者として「ホームヘルパー・家政婦」が占める割合は、「単独世帯」では1999年よりも2002年で減少しているものの、「その他の世帯」では1999年と比較して2002年ではその割合が3倍以上に増加していた。つまり、私的な介護基盤が強いと見られる同居者のいる世帯において特に介護保険制度が導入されて以降在宅サービスの導入が積極的に図られており、私的介護支援態勢による在宅サービス利用の格差が解消しつつあることを伺わせる結果が得られた。しかし、割合の絶対値を見ると、3倍以上増加しているといっても、介護保険制度前の0.9%が3.5%へと増加しているだけであり、私的な支援に依存する傾向はほとんど変化していない。

図7 世帯構成別に見た主介護者の種類の分布（1999年と2002年の比較）



注) 多項ロジスティック回帰分析によって性、年齢、世帯構成、経済的余裕度を調整した上で、推計値を算出。
 図の推計値は、性、年齢、世帯構成、経済的余裕度の平均値を代入して求めたものである。尤度比検定の結果、調査年は主介護者との統柄の分布に有意な効果がなかった。

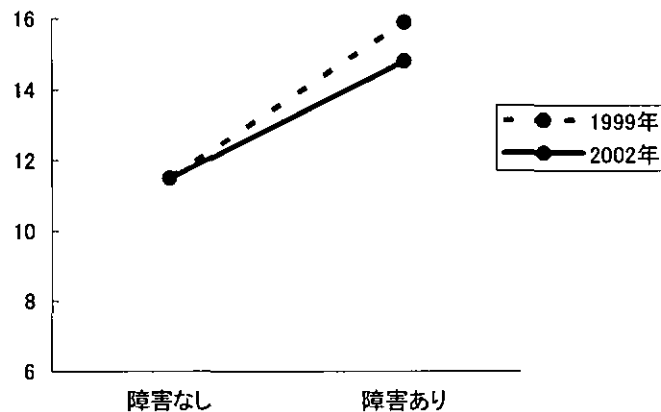
6. 要介護高齢者の心理的適応

要介護状態になった場合、それがストレス源となり高齢者の精神的な健康が損なわれる。その原因としては、身体的な障害による直接的な影響に加えて、自尊感情の低下や将来に対する不安などが媒介している可能性もある。さらに家族をはじめとして周囲の人に依存せざるをえないため、負担をかけるという心情も精神的な健康の低下と関係していると思われる (Seelbach, 1984)。

既述のように介護保険制度の導入後においても在宅サービスの利用割合が30%程度と少ないため、在宅サービスの利用量の増加が直接的に要介護高齢者全体の心理的適応を促す可能性は低いと思われる。しかし、ほんとうに必要なときに在宅サービスを利用でき、周囲に迷惑をかけずに済むというようにセフティネットとして介護保険制度が機能し、安心感を提供しているとするならば、介護保険制度の導入と前後して要介護高齢者の心理的適応の程度が異なる可能性もある。

このような問題関心から次のような分析を試みた。適応指標は生活満足度とうつ症状である。これらをそれぞれ従属変数に、独立変数として年齢、性、世帯構成、経済的余裕度、基礎的日常生活動作の障害の有無、調査時期、さらに調査時期と基礎的日常生活動作の障害の有無の交互作用項が投入され、重回帰分析が実施された。分析の結果、うつ症状について交互作用項が統計的に有意であった。その結果を解釈するため、回帰式に「1999年、障害なし」「1999年、障害あり」「2002年、障害なし」「2002年、障害あり」に対応する数値（その他の変数は平均値を代入）を代入し、それぞれのうつ症状の得点を算出した。1999年と比べて2002年においては、日常生活に障害をもっていたとしてもそれが精神的な健康の低下に与える影響は低いという結果が示された（図8）。すなわち、介護保険制度が導入された後でも、在宅サービスの利用割合や介護者に占める在宅サービスの比重にわずかな変化しかみられなかったが、要介護状態にある高齢者にとっては、介護保険制度が障害への心理的適応を促進させているという結果が得られた。介護保険制度は、家族などに迷惑をかけることなく、必要なときに介護サービスを使用し、ニーズに対応できるという安心感を高齢者に提供しているのかもしれない。

図8 障害の有無別にみたうつ症状得点（1999年と2002年の比較）



注) 重回帰分析によって性、年齢、世帯構成、経済的余裕度を調整した上で、推計値を算出。図の推計値は、性、年齢、世帯構成、経済的余裕度の平均値を代入して求めたものである。

7. おわりに

本節では、介護保険制度の効果評価を介護保険制度の導入前後の調査の比較に基づき行なった。その結果、高齢者の意識の面および現実の介護場面において介護者に占める在宅サービスの割合が有意に増加しており、介護保険制度の導入によって私的な介護基盤が介護サービスによって代替されつつあることが示唆された。しかし、介護保険制度の導入後においても私的な介護基盤に依存する傾向が依然として強く、代替されているといってもそれは一部に過ぎないこともあきらかになった。他方では、介護保険制度の導入によって要介護高齢者の心理的適応が促進されているということを示唆する結果も得られ、介護保険制度は、家族などに迷惑をかけることなく、必要なときに在宅サービスを使用し、ニーズに対応できるという安心感も高齢者に提供している可能性も示唆された。

最後に、本研究の知見を普遍化する際の留意点に触れておきたい。第1に、本稿で解析対象とした高齢者は、要介護状態にある人でも面接調査が可能な状態にあり、健康状態がかなり良い層に限定されている点である。介護保険制度によって介護サービスの受給の対象になる人は、今回の調査に応じられないような心身の健康状態にある人が多い。杉澤の研究(2004)では、特に要介護度が重い高齢者においてサービス利用量の経済格差が著しく、低所得の人ではサービス利用量が低く抑えられていることが示唆されている。したがって、介護保険制度が導入された後のサービスへのアクセスにおける経済格差の問題に対しては、本解析ではこれを支持する結果は得られなかったが、それは対象が限定されていることが関係している可能性もある。第2には、介護保険制度導入後において心理的適応が促されたという結果は、解析のデータベースとしてパネルデータを利用したことと関係している可能性もある。障害をもった高齢者であっても時間の経過とともに様々な資源を利用して障害への適応を図っていく。そのため、同一の対象者を追跡するパネルデータに

においては、介護保険制度の導入がなくても、時間の経過とともに心理的適応が図られ、精神的健康が改善する場合もある。パネルデータをそれぞれの調査時期における横断的データとして解析することは、このような時間的な経過とともに起こる適応の効果を除外することができないため、2002年の心理的適応の改善は介護保険制度の導入よりも追跡期間中における心理的適応の可能性が否定できない。しかし、2002年における要介護高齢者は308人であり、そのうち1999年時点でも要介護状態にあった人は91人と、介護保険制度導入後の要介護高齢者に占める割合はそれほど高くない。さらに、この91人の追跡期間中のうつ症状の縦断的な変化を見ると、改善傾向に見られるものの有意な変化ではなかった。以上の補足的な分析結果からすれば、要介護高齢者の追跡期間における障害に対する心理的適応が本稿の結果に大きな影響を与えた可能性は低いと見ることができる。

【引用文献】

- 家計経済研究所編，2003，『介護保険導入後の介護費用と家計』財務省印刷局。
- 清川雪彦，山根弘子，2002，「日本人の労働観－意識調査にみるその変遷」『世代間利害調整プロジェクト特定領域研究ディスカッションペーパー』No. 69，一橋大学経済研究所。
- 三浦文夫，2000，「新世紀に向けての福祉の新潮流」『都市問題』91（11）：3－12。
- 内閣府大臣官房政府広報室，2003，『高齢者介護に関する世論調査』。
- 内閣府国民生活局物価政策課，2002，『介護サービス市場の一層の効率化のために－「介護サービス価格に関する研究会」報告書』。
- 永田俊一，佐竹秀典，鈴木亘，2000，「介護保険制度と介護市場の分析」『Working Paper Series』日本銀行調査統計局。
- 大日康史，2002，「公的介護保険による実際の介護需要の分析－世帯構造別の推定」『社会保障研究』38（1）：67－73。
- Seelbach, W. C., 1984, "Filial responsibility and the care of aging family members," In W. H. Quinn and G. A. Hughston (Eds.) *Independent aging: Family and social system perspectives*. Rockville, MD: Aspen, pp. 92-109.
- 杉澤秀博，2004，「介護保険制度下における2つの格差－経済と家族介護態勢による違い－」『要介護高齢者・介護者からみた介護保険制度の評価 平成14年度 総括研究報告書』厚生科学研究研究費補助金・政策科学推進研究事業
- 飛田英子，1998，「公的介護システムの望ましい方向性」『Japan Research Review』12:37-71.
- 山本隆，2002，「介護保険制度と福祉行財政」『立命館産業社会論集』37（4）：13-39。

第4節 高齢女性はなぜ低所得に陥るのか

—縦断調査（1987－2002年）に基づく 夫の職歴と妻の職歴の影響—

慶應義塾大学 経済学部

山田 篤裕

要約

1990年代半ばの国際データによれば、OECD諸国と比較して、わが国における単身女性が低所得に陥るリスクは極端に高い。そこで、東京都老人総合研究所が実施した全国高齢者に対する縦断調査「長寿社会における暮らし方の調査（1987－2002年）：JAHEAD」を用い、1999－2002年の2時点間を中心に、女性が低所得（夫婦あるいは本人年収が120万円未満で定義）に陥るリスクについて、ランダム効果ロジットモデルを用いて要因分析を行った。その結果、女性の低所得リスクが、自分の職歴以上に夫の職歴に大きく影響されること、また国民年金の給付水準が配偶者（夫）の死亡時における低所得リスクを軽減するのに必ずしも十分でない事などが定量的に示された。

1. はじめに

配偶者との死別など、ライフサイクル上のさまざまなイベント生起は、高齢者の経済的地位を大きく変化させるが、とりわけ低所得に陥るような変化は、どのようなメカニズムにより引き起こされるのであろうか。

本稿では、①国際比較データを用いて、日本の引退世代における低所得者層の世帯類型上の特徴を確認した上で、②縦断面データ（パネルデータ）を用いて低所得に陥る要因について、本人（高齢女性）の職歴およびその配偶者の職歴に関わる変数を中心に、公的年金の制度設計を念頭に、定量的に把握することを目的とする。

特に②に関して、日本において原田ら〔2001〕が初めて行った1987－1990年の2時点进行分析対象とする研究以降、高齢者低所得層の動態に関してパネルデータを用いた分析はなく、本稿の分析はそれに続くフォローアップ研究の一つとしての位置づけとなる。ただし、本稿では近年発展が著しいパネルデータにおける質的な従属変数を取り扱うことが可能な比較的新しい分析手法（ランダム効果ロジットモデル）を採用し、個人特有の効果をコントロールしている。

2. 方法

1) 「低所得線」の定義

低所得層あるいは貧困層を分析するには、「低所得線」あるいは「貧困線」の定義がまず

問題になるが、過去における膨大な貧困研究にも関わらず、万人が認めるような定義は存在していない。

先進諸国を対象とする国際比較分析では、「相対的概念」を用い、全人口の中位可処分所得の50%未満の所得層や、第Ⅰ所得五分位にある人々⁶⁾を「便宜上の」貧困層あるいは低所得層とすることが多い。一方で、日本国内における低所得層の分析には、生活保護制度の最低生活基準が用いられることが多い。たとえば、最近の研究としては、星野 [1995]、和田・木村 [1998]、小川 [2000]、山田 [2000]、駒村 [2003]などが挙げられる。

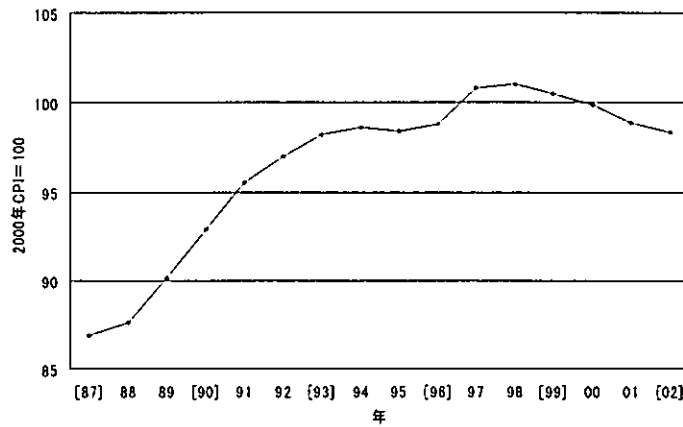
本稿では、東京都老人総合研究所が実施した全国高齢者に対する縦断調査「長寿社会における暮らし方の調査（1987-2002年）」を用いるが、この調査では、夫婦年収（配偶者がいない場合には本人年収）と世帯年収の両方を（実額ではなく）階級値として質問している。夫婦年収および世帯年収に関する最も低い階級値は、「120万円未満」となっており、最低階級値の幅はWave 1（1987年調査）以降、Wave 6（2002年調査）まで変化していない。本稿では、原田ら [2001]の先行研究に従って、夫婦（本人）年収「120万円未満」を便宜上、「低所得線」として定義する。

この年収120万円未満、月収に換算して10万円未満というのは、実際にはどのような経済水準であろうか。生活保護制度における、2003年の最低生活保障水準をみると70歳未満の高齢2人世帯では、住宅扶助や冬季加算を平均すると、居住地域に応じて、10万2690円から13万5180円の間を設定されている。また、70歳未満の高齢単身世帯だと、7万760円から9万3980円の間を設定されている。また70歳以上になると、老齢加算として地域に応じて、1人当たり月額1万5000円から1万8000円ほどの給付があり、2003年において月収10万円未満は、高齢2人世帯であれば最低生活保障水準より低く、高齢単身世帯では、70歳以上であれば地域に応じて、最低生活保障水準よりやや高いところと低いところがある。高齢者全体としてみれば、ほぼ最低生活保障水準に近い経済水準として理解することが可能であろう。

ただし、次の図に示されているように、物価指数は1987年から2002年までの調査対象期間に最大で14%ほど上昇しており（近年は下落しているが）同じ名目所得であっても実質所得は変動しているため、低所得者層を、異なる時点で一律に年収120万円未満の層として設定することには議論の余地があるかもしれない。特に高齢者の主な所得源である公的年金の給付額については、物価と連動して引き上げが行われる（法制度上は完全自動物価スライド制により物価下落の際に引き下げも同様に行われる）ので、高齢者の名目所得にも大きな影響を与えることになる。別の言い方をすれば、物価上昇に伴い、年金給付額が引き上げられることで、直近のWaveほど、120万円未満（名目所得）に陥るリスクは低くなる可能性がある。

⁶⁾ 各人を所得の低い順に並べ、人口の20%毎に区切ったグループの中、最も低い所得層が属しているグループのこと。

図1：2000年基準消費者物価指数(CPI)長期時系列（全国・年平均）



註：括弧のついた年は JAHEAD 調査年を示している。

出典：総務省統計局 [2004] (<http://www.stat.go.jp/data/cpi/1.htm>)

しかしながら、先にも述べたように、全調査期間において、設問項目の最低階級値は「120万円未満」に固定されており、データ上で、この問題を解決するのは困難である。したがって、この物価指数の変動に伴う実質所得の変化については、調査年ダミー変数を用いることで対処する。

2) 「低所得」に陥る制度的要因

公的年金は、被雇用者グループを対象とした年金と主に自営業者グループを対象とした年金制度に大別される。前者は、制度としては厚生年金と共済年金が該当し、各々被雇用者および公務員・私学教職員等が対象となっている。年金保険料の拠出は報酬（賃金）比例で、年金給付額もそれに応じたものとなる。つまり、高報酬を得るような職歴があった者は公的年金額の給付水準も高い。また、厚生年金や共済年金に加入している配偶者をもつ専業主婦あるいはパートタイム労働者は、第3号被保険者として、年金保険料の拠出を免除される⁷⁾一方で、年金（老齢）給付は被扶養配偶者の存在を考慮した水準の額が保障されている。さらに、厚生年金や共済年金受給者の配偶者と死別した場合には、4分の3の額に相当する遺族厚生（共済）年金の給付を受けることができる。さらに共済年金には、職域部分といわれる、厚生年金グループでいえば、企業年金（私的年金）部分に対する保険料拠出もあり、それに応じて、厚生年金グループと同一賃金・同一拠出期間であっても、（公的）年金給付額は高くなる。

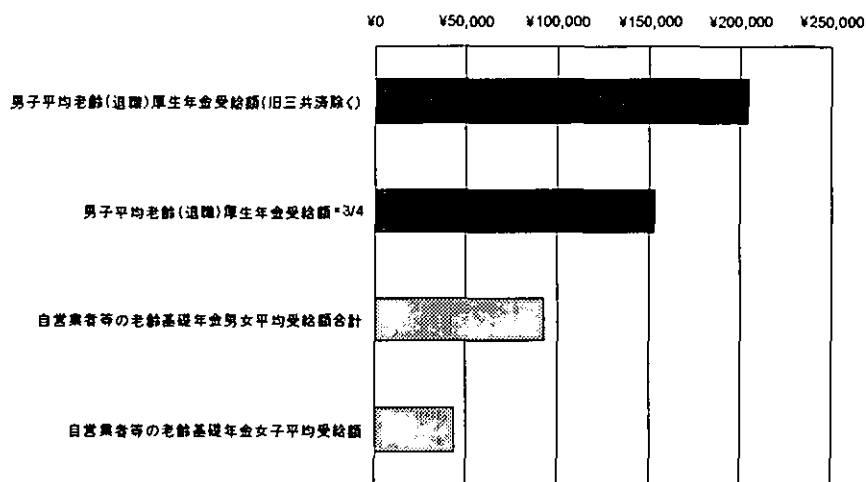
一方で、自営業者グループ（より正確には被雇用者および被雇用者の被扶養配偶者以外のグループ）を中心とする国民年金制度の加入者は、その事業収入額とはまったく関係なく、定額の保険料を拠出する。被雇用者の被扶養配偶者とは相違して、自営業者グループ

⁷⁾ 概念上は、被扶養配偶者（専業主婦あるいはパートタイム労働者）の夫が妻の分の年金保険料を支払っていることになっている。

の配偶者は、自らも第1号被保険者として国民年金保険料を負担⁸⁾しなくてはならない。配偶者死亡時の遺族基礎年金は、その者に生計を維持されていた子どものいる女性あるいは子どもにのみ支給され、その給付水準は満額の老齢基礎年金と子どもの数に応じた加算額との和に等しい。また、既に老齢基礎年金の支給要件を満たしている夫が、年金を受給することなく死亡した場合には、10年以上の婚姻関係（内縁関係も含まれる）がある65歳未満の妻に対して、60歳から65歳までに達するまで、夫の老齢基礎年金額の4分の3の額に相当する寡婦年金が支給される。ただし、65歳に達すると自らの老齢基礎年金を受給することになるので、被雇用者グループの第3号被保険者であった妻と比較して自営業グループの第1号被保険者であった妻は、老齢年金受給開始年齢に達した後に夫と死別した場合には、より大きな率での年金給付額の落ち込みを経験する。

次の図は、厚生年金と国民年金でどのように給付水準が平均的に異なるかを示している。上から2つのボックスが、厚生（老齢退職）年金の男子平均受給額とその4分の3の額である。つまり、夫が厚生年金を受給しており、もし被扶養配偶者であった妻がその夫と死別した場合、世帯単位でみて年金額はどのように減るかを近似してある。一方で、下の2つのボックスは、自営業者グループの男女の平均老齢年金受給額の合計と、女性のみ平均老齢年金受給額を各々示している。これは、夫婦ともに第1号被保険者であった場合に、老齢年金受給開始後に夫と死別した場合に、世帯単位でみてどのように年金額が減るかを近似している。

図2：厚生年金および国民年金の老齢年金平均受給額（1999年度）



出典：社会保険庁 [2002] 『事業年報』より筆者作成。

明らかに、自営業グループの老齢基礎年金は、老齢厚生年金と比較して、平均的に給付

⁸⁾ 被保険者（自営業者等）の属する世帯の世帯主および配偶者は、被保険者と連帯して、国民年金の保険料を納付する義務を負うことになっている。

水準は低く、また死別した場合の落ち込み幅は、自営業グループの方が大きい。

以上の年金制度の設計から予測されるように、まず被雇用者あるいは自営業者であったかどうか、そして被雇用者であった場合には、賃金の高さによって、高齢期における公的年金額の水準は決まってくる。経済学的には、賃金率は人的資本量によって決定される労働者の生産性に等しいので、被雇用者グループでは、学歴や職歴など（＝人的資本量の代理指標）によって、高齢期の経済水準の大部分が決定されることと同じことになる。実際に、横断調査を利用した清家・山田 [1998]や木村 [2000]は既にこうした事実を定量的に確認している。

さらに、寿命の相違により女性の方が、長生きのリスクにさらされることを考慮すると、被雇用者グループの被扶養配偶者（専業主婦やパートタイム労働を中心とした職歴を持つ女性）の高齢期における経済的地位は、遺族年金などの制度設計を通じて、夫の職歴にも大きく影響されよう。

したがって、低所得リスクを計測するにあたっては、遺族年金の制度設計も考慮し、本人の学歴・職歴ばかりでなく、夫の学歴・職歴を代表するような説明変数を選択する。

3) ランダム効果ロジットモデル

近年、質的変数を被説明変数とする計量モデル分析の発展は著しい。特にパネルデータにおいても、さまざまな新しい手法が開発されてきている。本稿の分析では、個人に特有の効果を考慮するために、低所得に陥ったかどうかを0、1とする通常のロジットモデルをパネルデータに応用した分析手法、ランダム効果ロジットモデルを採用する。使用した統計パッケージは、Stata (SE) Ver. 8.2である。

Baltagi [2001]第11章およびStata [2003]に依拠しつつ、そのモデルを説明する。被説明変数が、0か1かの2値を取る場合、横断面分析では通常、ロジットモデルやプロビットモデルが使用される。しかしながら、これらのモデルを縦断面分析に用いようとする場合には問題が生じる。それは、個人特有の効果（ここでは ν_i とおく）が存在するからである。逆に言えば、この個人に特有の残差がなければ、通常の（つまり横断面分析用の）ロジットモデルかプロビットモデルを使用すればよいことになる。

いま被説明変数の値が0か1かを決定する潜在変数 y_{it}^* が、① t 期 $=1, \dots, n_i$ における個人 i のさまざまな属性をあらわす変数 x_{it} と②パラメータ β 、そして③残差項（個人に特有の効果とその他のすべての要因による残差の和）によって説明されるとする。すなわち、

$$\Pr(y_{it} \neq 0 | x_{it}) = P(x_{it}\beta + \nu_i)$$

であり、個人特有の効果 ν_i は、 $IID(0, \sigma_\nu^2)$ に従い、 $P(z) = \{1 + \exp(-z)\}^{-1}$ であるとする。このモデルの基礎となっているのは、下記に示される、分散要素モデルである。

$$y_{it} \neq 0 \Leftrightarrow x_{it}\beta + \nu_i + \varepsilon_{it} > 0$$

ここで ε_{it} はロジスティック分布に従い、平均0、分散は $\sigma_\varepsilon^2 = \pi^2/3$ 、個人特有の効果 ν_i と

は無相関であるものとする、次式を導ける。

$$\Pr(y_{i1}, \dots, y_{in} | x_{i1}, \dots, x_{in}) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-v_i^2/2\sigma_v^2}}{\sqrt{2\pi\sigma_v}} \left\{ \prod_{t=1}^{n_i} F(y_{it}, x_{it}\beta + v_i) \right\} dv_i$$

ここで、

$$F(y, z) = \begin{cases} \frac{1}{1 + \exp(-z)} & \text{if } y \neq 0 \\ \frac{1}{1 + \exp(z)} & \text{otherwise} \end{cases}$$

だとする。上述の積分は以下の M-point Gauss-Hermite 求積法により近似可能である。

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-x^2} g(x) dx \approx \sum_{m=1}^M w_m^* g(a_m^*)$$

ここで、 w_m^* は求積の重み付け、 a_m^* は求積軸 (the quadrature abscissas) を示すものとする。 $\tau = \sigma_v^2 / (\sigma_v^2 + 1)$ とおくと、対数尤度 L は求積法により以下のように近似できる。

$$\begin{aligned} L &= \sum_{i=1}^n w_i \log \{ \Pr(y_{i1}, \dots, y_{in} | x_{i1}, \dots, x_{in}) \} \\ &\approx \sum_{i=1}^n w_i \log \left[\frac{1}{\sqrt{\pi}} \sum_{m=1}^M w_m^* \prod_{t=1}^{n_i} F \left\{ y_{it}, x_{it}\beta + a_m^* \left(\frac{2\tau}{1-\tau} \right)^{1/2} \right\} \right] \end{aligned}$$

上式において、 w_i は、個人 i に対する重み付けであり、重み付けがなければ、全調査対象者に対して各々 1 であると仮定する。

求積法を適用するにあたっては、積分が、個人属性とそのパラメータによる多項式によって良く近似されていることが必要であり、観測時点が多くなる（すなわちパネルが大きくなる）につれ、当てはまり具合は悪くなる。通常、50 時点未満が多項式で近似することの安全圏であるとされ、最大でも 6 時点である JAHEAD を用いた分析においては、求積法を用いることにはこの観点からは問題ない。

ただし、同一個人内の異時点間の相関 (within-group correlation) が大きくなると、観測時点が少なくても、対数尤度の求積法による近似は悪くなる可能性があり、複数のシミュレーション結果によれば、同一個人内で一定の値をとる独立変数（性別、学歴、最長職など複数の観測を重ねても同一の値をとる説明変数）については、その係数の計測結果は不安定になりやすいとされる。したがって、ランダム効果モデルを用いる場合⁹⁾ には、積分の求積法による近似において使用される点の数 (M-point) を変化させ、係数の安定性を

⁹⁾ 固定効果モデルの場合には、同一個人内で一定の値をとる独立変数（説明変数）は、推計の過程で落ちてしまうので、こうした問題は原理的に生じ得ない。

数値的に確認することが必要になる。もし係数の相対的な大きさが数%以上、求積法における点の数 (M-point) を変化させることにより相違した場合には、あまり良い近似になっておらず、したがって計測された係数の信頼性は低く、計測結果の解釈自体が成り立たない可能性がある。

さて、ここまでランダム効果 v_i があると仮定して説明してきたが、この仮定自体はどのように確認できるのだろうか。 v_i の分散 σ_v^2 が、全体の分散に占める割合は、STATA では、

$$\rho = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2}$$

として算出されるので、この値 (rho) が 0 であれば、ランダム効果ロジット分析による係数の値は、当該の縦断面データを横断面データとして扱って単なるロジット分析を行った係数の値と異ならない、という一応の確認にはなる。しかしながら、より正式には、尤度比検定 (カイ二乗検定) によって、ランダム効果ロジットモデルによる計測結果が、単なるロジットモデルと相違しているかどうかを確認する。

4) データおよびサンプルの統御

本稿で用いた、東京都老人総合研究所実施の全国高齢者に対する縦断調査「長寿社会における暮らし方の調査 (1987-2002 年): JAHEAD」の設計については、本報告書の別の章において、詳しく解説されている。そこで、ここでは分析に利用したサンプルについてのみ述べる事にする。

本稿では、年金制度そして人的資本量の観点から学歴や職歴などの変数の与える影響についてとりわけ関心がある。Wave 1 から 6 までの間に、職歴変数に関する質問項目はより詳細になる方向で変化してきた。したがって、直近の Wave に限定するほど、詳細に職歴の効果を分析することが可能である。

最も基本的で重要な職歴変数は、最長職が自営業か否かである。これは公的年金制度に即して言えば、一階部分の年金受給権しか持たないのか、それとも二階部分の年金受給権も持っているのかについての代理指標と考えられるからである。また、特に女性に関しては、就労経験があるかどうかも重要な設問項目となる。これらの変数に関しては、Wave 1 から 6 まで一貫して入手することが可能である。

一方で、より詳しい職歴に関しては、Wave 5 以降入手可能となった。たとえば、大企業に勤めていたか否か、官公営勤務であったかどうか、などの変数である。これらの変数は、二階部分の公的年金制度の給付水準の高さを示す代理指標と考えられる。二重労働市場理論あるいは効率賃金仮説に従えば、大企業ほど賃金は (学歴などを統御してもなお) 高く、したがって所得比例の年金制度 (二階部分) では、より高い給付水準が約束され、低所得に陥る危険性は低いはずである。さらに、大企業であれば、企業年金なども充実しており、また官公営勤務であれば、職域年金部分の存在によって三階部分に相当する公的年金も受給可能である。ただし、Wave 5 でも女性が調査対象であった場合にのみ、配偶者 (夫) に

関する質問項目を通じて、これらの職歴変数は入手可能である。

とはいえ、女性に関しても Wave 5 から新たに加わったサンプルについては、これらのより詳細な職歴変数について本人（女性）分も入手可能となっている。

したがって、これらの職歴変数の入手可能性を考慮し、推計は3種類のサンプルについて行った。すなわち①Wave 1-6 までの全サンプル、②Wave 5-6 でカバーされているサンプル、③Wave 5 で加わった新規サンプルかつWave 5-6 でカバーされているサンプル(Nwave 5-6)、の3種類である。また、夫の職歴の影響を評価したいので、結婚経験のある女性サンプルのみを使って推計する。

基礎集計表は以下の通りである。空欄になっている箇所の変数が各々のサンプルで入手可能でない変数である。被説明変数である「夫婦（本人）年収 120 万円未満」のサンプルは、Wave 1-6（プールされた平均）で 29%であり、Wave 5-6 で 30%、Nwave 5-6 では 34%になっている。これは、主にサンプルが高齢化していることが要因として考えられるが、先に述べた 1987 年から 2002 年までの物価上昇率に伴う公的年金額（名目）の上昇の可能性を考えると、この変化は興味深い。

表 1：基礎集計表

	Wave 1-6 (女性)		Wave 5-6 (女性)		Nwave 5-6 (女性)	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
夫婦(本人)年収120万円未満	0.291	0.454	0.301	0.459	0.344	0.475
本人年齢	72.490	7.159	74.799	6.091	76.865	4.667
夫との死別	0.506	0.500	0.526	0.499	0.604	0.489
本人教育年数	7.928	3.296	8.509	2.855	8.654	2.236
夫の教育年数	7.535	4.469	8.893	3.490	8.400	3.748
夫の最長職が「自営業」	0.349	0.477	0.413	0.493	0.419	0.494
夫の最長職が「大企業（1,000人以上）勤務」			0.127	0.334	0.125	0.331
夫の最長職が「官公営勤務」			0.127	0.334	0.125	0.331
本人最長職は「自営業」	0.221	0.415	0.167	0.373	0.118	0.322
本人の就労経験なし	0.328	0.469	0.352	0.478	0.319	0.466
本人の最長職は「常用雇用」					0.319	0.466
本人の最長職が「大企業（1,000人以上）勤務」					0.074	0.261
本人の最長職が「官公営勤務」					0.051	0.221
夫婦(本人)就労収入あり			0.185	0.388	0.153	0.360
夫婦(本人)私的年金あり			0.086	0.280	0.065	0.247
夫婦(本人)資産収入あり			0.069	0.253	0.078	0.269
W1 (1987年) 調査年ダミー	0.143	0.350				
W2 (1990年) 調査年ダミー	0.134	0.341				
W3 (1993年) 調査年ダミー	0.126	0.332				
W4 (1996年) 調査年ダミー	0.164	0.370				
W6 (2002年) 調査年ダミー	0.194	0.396	0.500	0.500	0.500	0.500
Observation	8180		2134		816	
Units	2661		1067		408	
Observation per unit: min	1.0		2.0		2.0	
avg	3.1		2.0		2.0	
max	6.0		2.0		2.0	

出典：東京都老人総合研究所「2003年版長寿社会における暮らし方の調査（JAHEAD）」より筆者推計。

3. 分析結果および議論

1) 国際比較からみた高齢単身女性世帯における低所得者層

引退世代における低所得層とはいったいどのような人たちであるか探るため、まずどの

ような世帯類型が、最も貧困と結びつきやすいかを国際比較データを用いて分析した Yamada & Casey [2001]を参照しつつ、検討してみよう。対象となる国は、日本を含めて、カナダ、フィンランド、ドイツ、イタリア、オランダ、スウェーデン、イギリス、アメリカの OECD 加盟 9 ヶ国であり、対象となる「引退世代」とは便宜上 65 歳以上あるいは 75 歳以上を指すものとする。

低所得層を国際比較分析するには、個人単位の所得概念および世帯単位の所得概念の両方を調和させる必要がある。世帯主年齢で分類された世帯単位で分析が行われる場合には、世帯主が高齢者でない世帯に属する高齢者は分析対象から外されてしまう。9 か国中、日本とイタリアでは、世帯主が高齢者でない世帯に属する高齢者が他の 7 カ国と比較して多いため、世帯主年齢による高齢者分類を用いると分析結果に大きな影響を及ぼす。

そこで Yamada & Casey [2001]では、こうした世帯員数の相違や変動の影響を取り除き、所得格差を国際比較するために、OECD の国際比較分析の手法に従って「調整済個人化世帯所得 (adjusted individualized household income)」という所得概念を用いることにする。この所得概念では、個人単位での所得概念と世帯単位での所得概念とを接合するために、等価尺度および世帯内の所得分配についての 2 つの仮定をおいている。

第一の等価尺度に関する仮定は、2 人暮らしの生活費は、1 人暮らしの生活費の 2 倍より少なくしかかからないという、世帯に働く規模の経済性についての仮定である。等価尺度を、どのように設定するかについては、さまざまな方法が考えられるが、本研究では、世帯人数の 0.5 乗分の 1 を等価弾性値として採用する¹⁰⁾。たとえば、4 人世帯で 200 単位の所得があったとすると、1 人あたりの調整済個人化世帯所得は、 $200/4^{0.5}=100$ 単位となる。

第二の世帯内の所得分配についての仮定とは、全ての社会保障給付を含む、あらゆる種類の所得が世帯内において、等しく世帯の構成員間に配分されているというものである。しかし、たとえば、実際には世帯主が強い交渉力を持っており、選択的に子どもの教育に対して、所得を重点的に配分したいと考えるかもしれない。あるいは、高齢者が、成人子ども世帯と同居している場合、実際には、その高齢者に対する年金給付が、等しく成人子ども世帯に対して必ずしも配分されているとはいえないかもしれない。しかしながら、ここではこれらの仮定の妥当性について厳密な検討は行わない。

次の表では、第 I 所得五分位にいる後期高齢女性の比率をみている。特に女性に注目したのは、世帯あたり稼働者 1 人というモデルあるいは専業主婦モデル (One Bread Winner Model)の下で設計された社会保障制度の下では、職歴の中断などを伴う可能性の高い女性、すなわち自分自身で二階建て部分の年金権を確立することのできない女性の貧困リスクは男性と比較した場合相対的に高いからである。

¹⁰⁾ Atkinson *et al.* (1995) pp.18-21 に、従来の研究で使用されてきたさまざまな種類の等価尺度が簡潔にまとめられている。そこでは、OECD の所得分配プロジェクト (第 1 期) において、なぜ等価弾性値 0.5 が採用したかについても説明している。

表 2：第 1 所得五分位にいる後期高齢女性の比率
(各世帯類型を 100%とする比率, 1990 年代半ば)

	(18歳以上)		(75歳以上)		
	18歳以上計	75歳以上計	単身女性世帯	有配偶女性二人世帯	世帯主でない単身女性と他の世帯員で構成される世帯
カナダ	20	34	61	20	7
フィンランド	20	43	75	20	10
ドイツ	20	31	43	15	..
イタリア	20	23	43	16	12
日本	20	34	79	59	18
オランダ	20	43	51	41	..
スウェーデン	20	32	38	22	..
イギリス	20	39	47	39	13
アメリカ	20	35	56	23	19

.. データが入手可能でない。

注: スウェーデンのデータにおける世帯は通常の「世帯」ではなく「税法上の世帯」である。

出典：Yamada & Casey (2002)

具体的な世帯類型として、①75歳以上計、②単身女性世帯（75歳以上）、③有配偶2人世帯（本人75歳以上）、④世帯主でない単身女性と他の世帯員・世帯主とで構成される世帯（本人75歳以上）を採用し、各世帯類型の第I所得五分位にいる割合が示されている。世帯類型の④については、成人子ども世帯と同居している単身女性や、姉妹で同居している世帯などを想定している。ここでは定義により、18歳以上の可処分所得により五分位が設定されており、定義上、18歳以上人口は20%ずつ各所得五分位に配分されている。この20%という数字との乖離によって、どれほど第I所得五分位が多いのか（あるいは少ないのか）が判断される。

イタリアを除くと、8カ国とも、75歳以上計については、20%から10%以上の正の方向での乖離があり、75歳以上という年齢自体が低所得と結びつきやすいことが分かる。しかしながら、総人口の中位可処分所得の50%未満という貧困定義でみれば、実はカナダ、オランダの割合は、その他の世代と比較して低いことが指摘されており（YAMADA & CASEY [2002]）、これらの国では第I所得五分位の割合が、相対的に高かったとしても問題は小さい。

いま、われわれの関心は、女性のさまざまな世帯類型毎の第I所得五分位にあるので、右の3列に注目する。いずれの国についても、②単身女性世帯（75歳以上）、③有配偶2人世帯（本人75歳以上）、④世帯主でない単身女性と他の世帯員・世帯主とで構成される世帯（本人75歳以上）の順に、第I所得五分位に落ち込む確率が高いことが示されている。特に日本に関しては、②高齢単身女性世帯に分類される75歳以上女性の約8割が、第I所得五分位にある。これは、75歳以上計の34%とは、45%以上もの乖離であり、この乖離幅は他の8カ国と比較して最大である。

では、なぜ後期高齢単身女性世帯は、特に日本において第I所得五分位に落ち込みやす

いのだろうか。単身になる過程において、どのような所得変動を経験するのであろうか。

次の表では、この所得変動の過程を、夫婦2人世帯と死別単身女性世帯の所得構成を比較することで仮想的に示している¹¹⁾。

表3：死別単身高齢女性と夫婦2人世帯の可処分所得の相違（1990年代半ば、%）

	可処分所得 全体の相違	可処分所得の変化率への寄与					世帯の規模の経 済性	
		就労所得 per capita ^a	公的年金 per capita ^a	私的年金 per capita ^a	その他公的 給付 per capita ^{a,b}	税・拠出金 per capita ^a		その他所得
夫婦2人世帯 ^c から死別単身女性世帯へ（65-74歳層）								
カナダ ^d	-32	-7	12	-13	3	7	-5	-29
フィンランド	-30	-3	-2	0	1	7	-3	-29
ドイツ	-7	1	27	3	0	-2	-6	-29
イタリア	-23	-2	19	-2	-1	..	-7	-29
日本	-37	-22	-2	1	1	8	5	-29
オランダ	-19	-6	31	-14	1	2	-4	-29
スウェーデン ^d	-22	-4	-2	-7	17	8	-5	-29
イギリス	-29	-6	13	-11	9	4	-9	-29
アメリカ	-33	-7	5	-7	1	2	3	-29
夫婦2人世帯 ^c から死別単身女性世帯へ（75歳以上）								
カナダ ^d	-29	-2	12	-14	3	7	-6	-29
フィンランド	-29	0	-9	0	2	9	-2	-29
ドイツ	-25	0	3	-1	0	-1	4	-29
イタリア	-20	0	19	-2	-1	..	-6	-29
日本	-33	-15	7	0	3	11	-9	-29
オランダ	-13	0	30	-4	2	-4	-7	-29
スウェーデン ^d	-13	-2	-10	-5	30	10	-6	-29
イギリス	-22	-1	8	-13	14	2	-4	-29
アメリカ	-37	-7	3	-9	1	4	0	-29

.. データが入手可能でない。

a) ほかの図表にある計算方法と相違して、これらの数字は全て世帯所得を夫婦世帯の場合には2で除したものである。

b) "その他所得"には資力調査付給付を含む。

c) 子供のいない有配偶世帯2人世帯のことである。

d) カナダでは"死別"項目がなく"別居"および"離婚"を含む。スウェーデンでは加えて"未婚"も含む。

e) Luxembourg Income Study に格納されているイタリアのデータには税・社会保障拠出の変数が入手可能でない。

出典：Yamada & Casey (2002)

この表では、所得要素の寄与を①就労収入、②公的年金、③私的年金、④その他公的給付（生活保護等）、⑤直接税・社会保障拠出、⑥その他所得、⑦世帯の規模の経済性、という6種類に分類している。この中、⑦については、等価尺度を用いた所得の定義により各国とも同じ値をとる。ここでは、議論を単純化するために、規模の経済性をすべて⑦にまとめて計上し、①から⑥までの項目については、等価尺度を用いず、単純な頭割り（per capita）所得で計算している。これらの寄与分の合計が、第1列目の「（調整済）可処分所得全体の相違」として示されている。

日本の場合、夫婦2人世帯と死別単身女性世帯の所得を比較すると4割近い相違が65-74歳層ではある。最大の寄与をしているのは、就労所得の2割の減少である。つまり、死

¹¹⁾ 縦断面調査ではないので、死別前後で同一の個人を直接比較しているわけではない。

別した場合の所得ショックの大半は、この就労所得の減少であり、高齢者の高い就労率の反映ともいえる。しかしながら、日本の高齢者の高い就労率は主に男性にみられるものであり、女性の就労率は諸外国と比較してそれほど高くはない。したがって、就労所得の減少は男性の死亡により、残された女性に主に転嫁されてしまう。

公的年金がどれほど増大するかも重要である。日本では、厚生年金の場合、夫の厚生年金額の4分の3を、遺族厚生年金として受け取ることができるので、頭割りの公的年金で見れば、もっと大きな正の値が出て良さそうなものであるが、2%の減少となっている。これは、国民年金受給者まで含めた平均であること、そして（おそらくは）夫の死亡率と所得が関連していることによるものであると推測される。

フィンランドとスウェーデンでは、女性の就労率は高く、また年金受給権が個人単位になっているので、夫婦2人世帯と死別単身世帯と比較して、頭割り公的年金額の差がほとんどないのは驚くに値しない。むしろ、日本と同様に、専業主婦モデルを想定して設計されている、残り6カ国の公的年金額の差が興味深い。たとえば、ドイツ、イタリア、オランダは、頭割り公的年金額は、2割から3割増大している。カナダやイギリスでも1割以上の増大がある。

以上から、日本では、就労率の高さから、夫が死亡した場合の就労所得の減少の影響が大きいことと、公的年金が夫の死亡時にそれ程、頭割りで増大しないことにより、単身女性世帯の低所得層への落ち込みを誘発しているものと考えられる。

ただし、これらは横断面データを用いており、必ずしも同一の人物を対象とした分析ではなく、個人固有の効果を見ていない、という欠点がある。その欠点を補い、より厳密に高齢女性の経済的地位の変動を検討するためには、JAHEADを用いた分析が必要となる。

2) 縦断調査 JAHEAD による高齢女性が低所得層に陥る要因分析

まずAHEADの直近、2時点間の低所得層の動態を確認しよう。次の表は、Wave 5 と Wave 6 の間に夫婦（本人）年収120万円未満の所得階層への滞留、脱出、転落、安定という4つの類型で、低所得層の動態を男女別に示している。

まず圧倒的に女性で低所得層滞留の多いことに気づく。一方で、男性と比較して、安定層の割合は低く、さらに脱出・転落の割合が高い。つまり女性に関しては、男性と比較して、低所得層の変動が激しいと言えそうである。

表4：1999年から2002年の2時点における低所得層の変動

	男性	%	女性	%
低所得層滞留	50	[5.4]	238	[21.6]
低所得層脱出	35	[3.8]	82	[7.4]
低所得層転落	55	[5.9]	105	[9.5]
非低所得層安定	792	[85.0]	677	[61.4]
	932	[100.0]	1102	[100.0]

注：低所得層＝夫婦（無配偶者の場合には自分）の年収が120万円未満

出典：東京都老人総合研究所「2003年版長寿社会における暮らし方の調査（JAHEAD）」より筆者推計。

男女の結婚時の年齢差、そして寿命差¹²⁾から、女性の方が配偶者と死別するリスクは大きく、それが女性の低所得層の動態に影響していると考えられる。実際、次の表に示されているように Wave 5 と Wave 6 の 3 年間に、有配偶女性の 9% が夫と死別している。Wave 1 から 6 までのプールされたデータでは約半数以上の女性が夫と死別している¹³⁾。

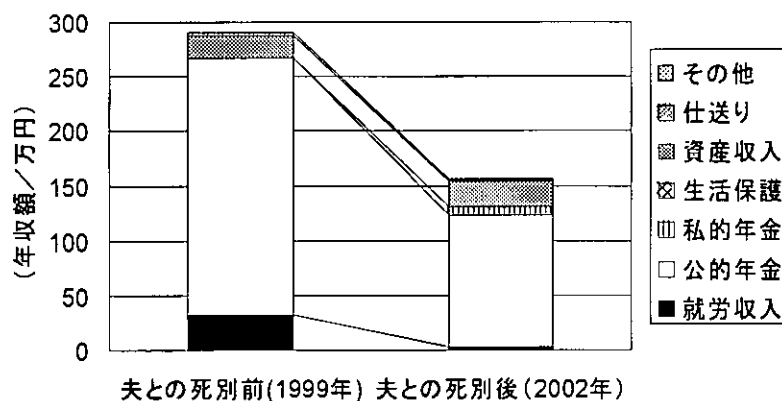
表 5：1998 年から 2001 年の 2 時点における婚姻状況の変化（女性）

1998年	2001年					
	有配偶	別居	離婚	死別	未婚	
有配偶	445	2	0	46	0	
別居	0	0	1	3	0	
離婚	0	0	27	8	0	
死別	1	0	5	531	0	
未婚	0	0	0	1	31	

出典：東京都老人総合研究所「2003年版長寿社会における暮らし方の調査（JAHEAD）」より筆者推計。

JAHEAD のような縦断面調査では、夫と死別した場合の女性の所得変化についても追跡することが可能である。次の図では、1999 年（Wave 5）では夫がいて、2002 年（Wave 6）までに夫と死別した女性本人（死別前については夫婦）の所得を比較している。ここでは、等価尺度あるいは頭割りでも夫婦所得を調整していない。そのままの値を用いている。したがって、先ほどの国際比較分析とは単位が異なっているので注意が必要である。死別前後の所得の変動は、平均的にいって就労収入が大きく減少¹⁴⁾し、また公的年金も約半分近くに減少していることが分かる。

図 3：1999 年に夫がいて 2002 年までに死別した女性の年収の変動



出典：東京都老人総合研究所「2003年版長寿社会における暮らし方の調査（JAHEAD）」より筆者推計。

12) 特に日本は、男女の寿命差が、その他の OECD 諸国と比較して大きい。

13) 前掲の基礎集計表を参照のこと。

14) ただし、本稿では示していないが、この就労収入は本人（妻）の分の就労所得もかなり入っており、加齢により妻が非就労となったことによる減少部分も含まれている。

次にランダム効果ロジットモデルにより、高齢女性の低所得層流入確率の要因分析を行ったのが次の3つの表である。先に述べたように、これら3つの表は、職歴変数の入手可能性の相違により、異なるサンプル、すなわち①Wave 1-6 までの全サンプル、②Wave 5-6 でカバーされているサンプル、③Wave 5 で加わった新規サンプルかつ Wave 5-6 でカバーされているサンプル (Nwave 5-6)、の3種類に対応した推計結果となっている。

低所得層への流入に最も大きな影響を与えているのは、夫との死別であり、夫婦(本人)年収120万円未満になる相対的危険度は、7倍になる。また夫の最長職が「自営業」であることにより、相対的危険度は約4倍になる。また、本人(女性)の就労経験がないことで、相対的危険度は1.5倍になる。ただし、本人(女性)の最長職が「自営業」であるかどうかの変数は有意でない。

調査年ダミー¹⁵⁾は、Wave 1、2、3において有意になっており、それぞれ相対的危険度は、1.9倍、1.4倍、1.4倍となっている。すなわち、同一個人でも過去の年次においては、より低所得層に陥りやすいことを示している。これは、物価上昇とそれに伴う年金給付水準(名目)の引き上げ、あるいは年金制度自体の成熟化¹⁶⁾などによって、直近のデータほど年収120万円未満のカテゴリーには落ち込みにくくなっているものと推察される。2002年の調査年ダミーについては有意でなく、この時期には物価が下落したが、それに応じて、

表6：高齢女性の低所得層流入確率の要因分析(ランダム効果ロジットモデル)
1987-2002年(Wave 1-6)

低所得層への流入	Random-effects Logit Model			
	オッズ比	std. Error	95% Conf. Intervall	
本人年齢	0.98	[0.00]	0.98	0.98 ***
夫との死別	7.18	[0.73]	5.87	8.77 ***
本人教育年数	0.88	[0.01]	0.85	0.90 ***
夫の教育年数	0.89	[0.01]	0.87	0.91 ***
夫の最長職が「自営業」	3.56	[0.39]	2.88	4.41 ***
本人就労経験なし	1.49	[0.19]	1.17	1.91 ***
本人最長職は「自営業」	1.03	[0.12]	0.83	1.28
W1(1987年)調査年ダミー	1.91	[0.21]	1.55	2.36 ***
W2(1990年)調査年ダミー	1.42	[0.16]	1.14	1.77 **
W3(1993年)調査年ダミー	1.42	[0.16]	1.13	1.78 **
W4(1996年)調査年ダミー	0.94	[0.10]	0.76	1.16
W6(2002年)調査年ダミー	1.07	[0.11]	0.88	1.32
Observation	8180			
Units	2661			
Observation per unit: min	1.0			
avg	3.1			
max	6.0			
rho	0.43			
Logit Model にたいする尤度比検定(chi ²)	571.86 ***			

註：p* < 0.05, p** < 0.01, p*** < 0.001

出典：東京都老人総合研究所「2003年版長寿社会における暮らし方の調査(JAHEAD)」より筆者推計。

¹⁵⁾ ベースは調査年1999年(Wave 5)である。

¹⁶⁾ 年金制度が確立されてから、時間がたつにつれて、拠出期間を満たす人々が増えてきたことをここでは意味している。

年金給付水準をスライドさせることはさせず据え置いたことを勘案すると、興味深い一致といえよう。

本人教育年数と夫の教育年数は、ともに 0.1%水準で有意であり、係数の大きさもほぼ同じである。

rho あるいは尤度比検定の結果に基づけば、明らかに個人特有の効果があり、異時点のデータをプールして、横断面分析用の通常のロジット分析を行ったのでは、不適切であることを示唆している。これは、残り 2 つの表についても同様のことが言える。

次の表は、より詳しい夫の職歴変数を代入した計測結果を示している。前の表と比較して、夫との死別による相対的危険度はかなり高くなっている。新たに加えられた変数に注目すると、夫の最長職が大企業であった場合には、夫婦（本人）年収が 120 万円未満となる相対的危険度は約 10 分の 1 であり、官公営勤務であった場合にも 5 分の 1 となっている。

さらに Wave 5 から加わった変数として、さまざまな所得源の有無についての変数がある。就労収入（本人かその夫かどうかを問わない）についていえば、その所得源の存在は、相対的危険度を約 6 分の 1 に低め、資産収入の存在の影響はさらに大きく、相対的危険度を約 25 分の 1 に低める。

本人に就労経験がない場合には、5%水準で有意に相対的危険度を 1.9 倍にしている。ただし本人最長職が「自営業」であるかどうかについての変数は、ここでも有意となっていない。

表 7：高齢女性の低所得層流入確率の要因分析（ランダム効果ロジットモデル）
1999-2002 年（Wave 5-6）

低所得層への流入	Random-effects Logit Model			
	オッズ比	std. Error	[95% Conf. Intervall]	
本人年齢	1.01	[0.01]	1.00	1.02
夫との死別	18.89	[5.60]	10.56	33.79 ***
本人教育年数	0.81	[0.04]	0.74	0.88 ***
夫の教育年数	0.76	[0.03]	0.71	0.83 ***
夫の最長職が「自営業」	4.65	[1.23]	2.76	7.81 ***
夫の最長職が「大企業(1,000人以上)勤務」	0.09	[0.05]	0.04	0.24 ***
夫の最長職が「官公営勤務」	0.20	[0.09]	0.08	0.50 ***
本人就労経験なし	1.90	[0.60]	1.02	3.51 *
本人最長職は「自営業」	1.01	[0.25]	0.62	1.65
夫婦(本人)就労収入あり	0.16	[0.05]	0.08	0.31 ***
夫婦(本人)私的年金あり	0.33	[0.19]	0.10	1.02
夫婦(本人)資産収入あり	0.04	[0.03]	0.01	0.18 ***
W6(2002年)調査年ダミー	0.92	[0.15]	0.68	1.26
Observation	2134			
Units	1067			
Observation per unit: min	2.0			
avg	2.0			
max	2.0			
rho	0.61			
Logit Model にたいする尤度比検定 (chi ²)	114.05 ***			

註：p* < 0.05, p** < 0.01, p*** < 0.001

出典：東京都老人総合研究所「2003年版長寿社会における暮らし方の調査（JAHEAD）」より筆者推計。

次の表は、Wave 5 において加えられた 70 歳以上の新規サンプルに限定して、さらに詳しい本人職歴を代入して推計した結果である。