

ケア供給				AHEAD(Asset and Health Dynamics among the Oldest)	記述統計	実態把握
McGarry, K.	Caring for the Elderly: The Role of Adult Children	1998	AHEAD のデータを用いて同居子のインフオーマルケアの提供について実態を把握する。			
Checkovich and Stern	Shared Caregiving Responsibilities of Adult Siblings with Elderly Parents	2002	構造方程式を用いて、これまでの文献と同じ「制約型」モデルを推計する。そして関数型の特定化に関するテストを行う。「制約型」モデルを推計することの意図は兄弟間でケア提供をシェアする可能性があること、ケア提供の意思決定が家族間、時系列的な相関を持つか否かを確認することである。(結果として)ケア提供に関して独立な意思決定が行われていないので、「非制約型」モデルを推定する。	NLTCS(National Long Term Care Survey:1982, 1984)	離散型順序選択モデル (ordered discrete choice model) を利用する。子供のケア提供日数が被説明変数である。「制約型」モデルでは同一家族内の個人や同一個人の異時点間での選択について係数が一致すること并要求して推定する。その上で残差から構築された検定統計量によって特定制約に関する検定を行う。	単一の子供のケア提供のみを既存文献は検討しているが、複数兄弟がいる場合には十分ではない。(7人兄弟では26%が複数でケア提供している) 「制約型」モデルでの推定結果：子供の住居が親の居住地より離れるとケア提供する確率が低下する。子供が労働しているとケア提供する確率が低くなる。他の条件を一定とすると、子供が女性であるとケア提供の確率が高まる。親の配偶者がいる場合には子供のケア提供確率が低くなる。親の学歴が高いほど子供から介護を受ける確率が低くなる。親の ADL はほとんど有意ではない。入浴と屋内歩行だけ有意。ただし、ADL の和を取った変数は正で有意であった。子供の数が多いと一人当たりのケア提供日数が少なくなる。 「非制約型」モデルでの推定結果は制約型モデルとほぼ同じである。 最後に推定結果に基づいてシミュレーションが行われている。
Garber	Long Term Care...	1989	要介護高齢者による介護ケア利用の決定要因の予備的考察を提示する。	NLTCS(National Long Term Care Survey)	記述統計&Tobit	1982年のデータを用いて分析を行っているが、その後の Medicare, Medicaid の改革によって現在の状況と乖離した結果となっていないそう？

ケア供給	How much Care Do...		高齢者とその子どものコンタクトに関して予備的な考察を行うこと。	HRC-NBER(The Hebrew Rehabilitation Center for the Aged-NBER Child Survey)	記述統計	①5分の1の高齢者に子供がいない。②高齢者の半数は娘がいないか、一時間圏内に娘が居住していない。③単身高齢者の半数以上、5分の2以上の(虚弱?)高齢者に身寄りがいない。④子供のいる高齢者のうち4分の1未満が子供と同居している。⑤少数の高齢者は一年に数回だけしか子供と接点がない。⑥ほぼ10%の高齢者が多くとも年一回しか子供と接点がない。⑦子供からの送りは高齢者が極めて貧困な状況にあっても非常にまれである。⑧子供のいる高齢者の4分の1以上が子供と過ごさないのが典型的である。
Kotlikoff and Morris						
大日康史	介護場所の選択と介護者の就業選択	1999	介護場所(在宅か施設か)を選択した後に在宅介護を選択した世帯における介護者の就業選択を分析	国民生活基礎調査(86,89,92,95)の個票 老人福祉マップ(老人福祉サービスの実態:都道府県レベル)	第一段階: probit の変形 第二段階: 加重 probit (サンプルセレクトシヨンバイアスの除去のため)	所得・金融資産・無職者の存在・自営業世帯・パート労働者の存在は在宅介護を選択させる。子どもの存在、入院者の存在は施設介護を選択させる。老健・特養の定員数は施設を選択させ、在宅介護支援サービスは正の効果を持つ。 就業確率に対しては、賃金、デイサービス、ショートステイ、自営業世帯ダミーが正の効果、ホームヘルパーは負の効果。 福祉サービスであるホームヘルパーは負の効果、デイサービス・ショートステイは有意な正の効果。 コメント: 介護場所の選択が先行することの合理性は強いのか?
大日康史	新ゴールドプランによる労働創出効果に関する研究	1997	福祉サービスが介護者(及び世帯員の)就業確率を高めるか。	国民生活基礎調査(86,89,92)の個票、老人福祉マップ(老人福祉サービスの実態:都道府県レベル)	不均一分散を考慮に入れた probit 推定法(ただし、女性の就業確率と賃金については Heckman の 2 段階推定法により推定したものをを用いている。	賃金・要介護者の年齢・自営業世帯・デイサービス・ショートステイは就業確率を高める。ホームヘルパー・純金融資産・同居無業者の存在は負の効果。 福祉サービスであるホームヘルパーは負の効果、デイサービス・ショートステイは有意な正の効果。

ケア供給							
岩本康志	要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化	2000	介護が必要になることにより世帯員の就業率低下の効果を測定するとともに、介護者の選択の決定要因を考察 介護者選択の経済的要因として (1)性別要因、(2)血縁要因、(3)所得要因、(4)能力要因、に分類する。(4)については分析不能。 要介護者が存在し、介護者の選択が配偶者・子・子の配偶者となっている世帯に対象を限定して介護者選択を conditional logit モデルで分析した。	国民生活基礎調査 (92,95,98)の個票	Probit		概念モデルから介護者の就業率を定式化し、介護を理由とした離職・非就業者が介護者に選ばれる、という要因分解を行う。要介護者がいる世帯とない世帯に分類し、介護者の就業確率を推定する。ただしこの方法はサンプル数が確保できない場合がある。 代替的方法として全ての世帯員の就業を分析する方法がある。この方法であると、要介護者の発生により女性の就業確率は有意に低下する。 介護者選択については女性であることが最も強い要因であり、経済的な要因は弱いことが(暫定的に)明らかにされた。
永瀬伸子	家族ケア・女性の就業と公的介護保険	2000	45歳以上の男女について、世帯主の妻、世帯主の母が誰と同居しているか、女性の介護活動と就業行動の代替性について分析	平成4年版就業構造基本調査、市町村別ヘルパー利用日数等も加えている	Probit		離職理由が介護ないしは求職抑制理由が介護であることを被説明変数とする。45-65歳にサンプルを限定する。 就業抑制に最も明確な効果があるのは同居者の加齢、親と同居の場合には就業希望が介護によって抑制されている者が多い。介護離職は夫婦と親の同居よりは夫のいない世帯において多い。(離職後に夫が死亡したため?サンプルの制約)。正社員よりパートの方が離職しやすい。(機会費用が安い。)世帯所得が低いほど離職しやすい。
阿部信子	介護サービスの需要構造から見たシルバーサービス振興課題	1996	既存の統計資料からシルバーサービス需要量の将来予測を行っている。	各種既存統計	将来推計		シルバーサービス振興協会による利用意向調査の結果等も使用しているが、基本的に既存統計+パラメーター設定に無理を重ねて推計している。 介護保険制度実施後のデータを用いて同様の作業を社人研として実施すべきかも知れないが、介護研究班としては参考程度か?

ケア供給 前田信彦	家族のライフサイクル と女性の就業	1998	女性にとつての親の介護が育児 を代替する正の機能と親の介護 の負担を引き受けるという負の 機能があることを実証的に示す。 また、親との同居が女性の就業に 対して与える効果について親の 年齢によりターニングポイント があることを示す。	日本労働研究機構が実 施した「職業と家庭生 活に関する全国調査」	クロス分析及び logit 分 析	6 歳未満の子どもがある場合、核家族よりも親と同 居の場合、特に父母共に同居、の方が就業率は高い。 雇用就業率についても同様である。また、上方拡大 家族の場合は、パートタイムよりも正社員を、核家 族の場合には逆の選択が多くみられた。6 歳未満の 子どもの有無をコントロールしても同様であった。 同居親については、①親子同居の場合、親の年齢が 高まるにつれて、女性の就業率は平均就業率に比べ て漸次低下する。②親子同居の場合、親の年齢が 75・80 歳を境として女性の就業に対して負の効果が 顕在化する。 親の年齢の効果か、本人の年齢自身の効果なのかは 良く分らない。本人の年齢自身ももっとコントロ ールすべきでは？ 上方拡大家族と下方拡大家族はその構成員の立場に よる違いだけが違う？ 一応理論モデルに基づいて実証研究を行っている。 寝たきり期間と共に介護費用は増大、半年から 1 年 未満でピークになる。介護程度が重くなるほど介護 時間は増大する。要介護度の上昇は直接の介護支出 を増加させるのではなく、介護者の機会費用の上昇 という形で家計を圧迫する。(圧迫?) 介護時間と介 護費用は補完的な関係にある。 同居も考慮した分析にすべきか? 同居に関する理論 モデルがあるのかないのか確認すべきで、なかった ら構築すべきか?
牧厚志・駒 村康平	高齢者の要介護状態が 家計の介護時間・介護 費用に与える影響	2000	要介護者が一人いる世帯を抽出 して分析する。寝たきり期間・介 護程度・介護費用・介護時間の決 定要因の分析を行う。	平成 7 年版国民生活基 礎調査個票	線形回帰・tobit	

ケア供給 D.A.Wolf and B. J. Soldo	Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents	1994	既婚女性が介護を行うかどうかと 労働市場において労働するか否 かを同時決定的に分析する。	1987-88NSFH(National Survey of Family and Household)	Bivariate Probit 及び double selection framework	介護提供に関する方程式では、人口学的要因だけが 有意な効果を持つ。女性自身の父母に対しては夫の 父母よりも介護サービスを提供する傾向が強い。健 康水準の低い親と高い親が同時に存在する場合に は介護提供が大きく削減される。これは義理の親で は出現しない現象である。兄弟が多いと両親を介護 する傾向がある。(女性兄弟の中で弱い立場にあ る?) 労働参加については高い市場賃金をもたらす 要因は労働確率を高める。時間価値を高めると考 えられる要因は労働確率を低める。外生的所得は 労働確率を低める。 既婚で既に同居している女性のみを対象としてい る。
Ettner	The Opportunity Cost of Elder Care	1996	労働供給と家庭内介護供給の間 の関係について操作変数法によ って推定値を得る。	1987NSFH(National Survey of Family and Household)	操作変数法	労働するか否かについて probit で推定し、何時間 労働するかについて線形推定する。 ケア提供を蓋世的に固定した場合：男性の場合、 労働時間は若年であること、教育水準、フルタイム の労働経験、州の失業率の低さ、資産と生の関係が 有り、黒人であることと負の関係がある。女性の場 合、年齢、年齢の低い子供のいること、教育水準の 低さ、労働経験の不足、教育水準の高い夫の存在、 は労働時間に対して負の効果がある。別居してケア 提供する場合には男性で 0.15 時間、女性で 2.14 時 間だけ州の労働時間が減少することを意味する。同 居の場合には男性で 2.93 時間、女性で 2.65 時間だ け州の労働時間を減少させる。 操作変数法で推定すると、別居での介護ケア提供と 同居は男女の労働時間を減少させるように見える が、統計的に有意であるのは別居介護の女性の労働 時間に対する効果だけである。

ケア供給						
大日康史	介護保険の市場分析	2000	特定地域の65歳以上の世帯に対するアンケート調査の結果を利用している。481サンプルである。質問内容は、各種居宅サービスに関して仮想的な価格水準を提示し、その上での需要（想定）量となる。健康な老人と要支援以上の老人を含んで分析している。	独自アンケート	Conjoint analysis (ただし、probitではなく、poisson推定となっている)	介護需要は価格水準の低下によって増大する。つまり通常財と同じ性質を持つ。所得・資産についても多くの場合において正で有意である。無業者の存在は介護サービス・家事サービス・給食サービスの需要を有意に減少させる。

同居	高齢者の同居の決定要因の分析	2000	同居高齢者の世帯属性を明らかにし、同居の決定要因を明らかにする。分析の特徴としては、①高齢者を配偶者の有無で分けて、裕配偶者については夫婦単位で要因分析を行っている。②高齢者の過去の職業を表す公的年金の種類、耕地所有の有無を説明変数とした。③同居の結果と考えられる住居の広さを説明変数から除いた。④同居の決定に関わる要因の影響の仕方は年齢ごとに区々であり、ドミナントな要因である年齢をコントロールした同居決定モデルを推定した。ことがあげられる。	平成7年版国民生活基礎調査個票 + 平成元年番国民生活基礎調査個票	Logit 分析	高齢単身者の同居率を高める要因は個人所得、耕地保有、持ち家、である。年齢階級と他の変数の相関を考えたと年齢階級別に分析した方が良い。 高齢夫婦の同居を高める要因として、年齢が高いこと、雇業者でなかった者、耕地を所有していること、持ち家に居住していること、都市規模1の地域に居住していることであった。 子夫婦にとって親との同居を高める要因として、雇業者でないこと、耕地を所有していること、所得が低いこと、規模の小さな地域に居住していることが有意であった。 コーホートデータによる分析では同居率は上昇するが、加齢・配偶者との死別率の上昇、要介護率の上昇では十分に説明できなかった。 子世帯の持ち家なのか、親世代の持ち家なのか、識別できるか？高齢者の所得の重賦性を表すには加入している健康保険の情報（国保か社保老人か）が使えそう。都市規模1に居住していることは呼び寄せ介護の結果？親と同居していない子世代の親の情報を収集すべき？
大石亜希子・小塩隆士	同居選択と妻の就業決定	2001	子夫婦・及び妻方・夫方の親の情報を含めた同居選択の分析。妻の就業との同時決定を想定し、準同居のケースも含めた分析を行う。	第10回出生動向調査夫婦票、職業安定業務統計、社会福祉施設等調査報告	Multinomial モデル Logit	①同時決定モデルでも先行研究と整合的な結果が得られた。②比較的若い妻のいる夫婦にサンプルを限定するとより明確になる。③夫方と妻方の親では同居・別居の決定要因が幾分異なる。④準同居を含めると負の効果を持つ要因は小さくなり、正の効果を持つ要因の効果が大きくなる。 現時点での最新のベータ値？介護については分析されていない。親と子の年齢の差を考慮することは必要？（介護が契機になるのではなく、健康水準の低下が同居のひとつの契機？）

同居	成人同居に見る世帯の生活保障機能	2000	個人の配偶関係を中心に世帯構造を見ることにより世帯の有している生活保障機能について検討する。	平成 1,4,7 年版国民生活基礎調査個票	記述統計	分離世帯の概念は興味深いかも知れない。「親と未婚の子」世帯の未婚の子の増加、及び同居期間の長期化は親がその両親の介護を行う行動に対して何らかの影響を与えるのか否か？子に対して費用をかければ両親に対して支出をする余地が減少する？これは両親に対する同居及び同居による介護供給を増やす？子世代の介護供給はどうなる？
岩本康志・ 福井唯嗣	同居選択における所得の影響	2001	同居の選択に関して分析されていない問題は世帯の資産の効果、及び子ども世帯の所得である。資産の効果については同居世帯についてどのように分割するか、という問題が発生することや情報量の制約があり断念しているが、子ども世帯の所得について推定した値を利用することとする。	平成 1,7 年版国民生活基礎調査個票	type II tobit モデルをヘックマンの 2 段階推定法によって推定する。	別居の子どもの所得はデータから把握できないが、この研究では同居している子世帯の所得と親世帯の所得の関係から推定している。この点がこの論文のセールスポイントであるが、その説明力は低い。推定結果としては先行研究の内容どおり親の所得が高いほど別居が選択される。高所得者ほど同居によるブライバシーの減少から生じる負担が、同居から発生する規模の利益を上回る傾向にあると考えられる。一方、子の所得については親が夫婦の場合は子の所得が高いほど別居が選択される傾向にあるが、単身の場合には有意な影響は見られない。高齢者が夫婦の場合には経済的要因が強く働いているが、単身高齢者の同居については経済的要因以外が働いていることが示唆される。
八代他	「高齢化の経済分析」	1997	公的年金・高齢者の同居・少子化の分析を行う	国民生活基礎調査	プロビット分析	自営業世帯、高年齢者、配偶者無し、高齢者の所得水準低、健康水準低（要介護）、住居面積広、持ち家、であるほど同居率が高い。
高山・有田	第 7 章 同居高齢者の経済状況	1996	同居高齢者の生活実態を把握する。	『全国消費実態調査』（総務庁）	記述統計	①日本における高齢者の多数派は子供等と同居している。ただし同居率は年々低下している。②高齢者は世帯主ないしは世帯主の配偶者となっている。③高齢者はサラリーマン経験者かその配偶者である。④同居高齢者が従来の通念は事実の半分に過ぎない。⑤同居高齢者は貯蓄を取り崩す必要がない。

同居	高齢者家計における遺産行動の経済分析	1994	遺産動機が何故発生するか、遺産の配分が現実にとどのように行われているか、を実証的に示す。	『老後の資産に関する調査』(平成2年、総務庁)	プロビット分析	同居に関するプロビット分析では、①不動産資産と正の関係がある。②男性ダミー変数は同居確率を高める。③配偶者ダミー変数は同居確率を下げる。④子供の数と同居率の間に正の関係がある。⑤相続経験は同居確率を引き上げる。という結果が得られた。遺産行動に関するプロビット分析では、①親が遺産動機を持つ確率と資産の間には正の関係がある。②男性ダミー変数は遺産動機を持つ確率を高める。③配偶者ダミー変数は遺産動機を持つ確率を下げる。④息子ダミー変数は遺産動機を持つ確率を下げる。⑤子供数と親が遺産動機を持つ確率の間に正の関係がある。⑥相続経験は遺産動機を持つ確率を下げる。⑦は既存研究(高山・有田)と inconsistent?
高山・有田	第4章 共稼ぎ世帯の家計実態と妻の就業選択	1996	妻の就業形態を①フルタイム、②パート、③専業主婦、と分類し、その違いが家計構造にとどのような差をもたらしているかを明らかにする。	『全国消費実態調査』(総務庁)	記述統計及び多項ロジットモデル	勤労者の男性世帯主であり60歳未満の妻がいる世帯に分析対象を限定している。専業主婦世帯が最も夫の所得が高く、次がパートタイム世帯、最後に共働き世帯であった。多項ロジット分析の結果は、①夫の年間収入が多いほど専業主婦確率が高い。②賃金率が高いほどパート就業率、フルタイム就業確率が高くなる。③母親が同居している場合にはフルタイム就業確率が高くなる。④2歳以下の幼児がいる場合、専業主婦確率が高くなる。⑤夫が公務員の場合、フルタイム就業の確率が高いが、パート就業率は低い。これら以外の要因を考慮してもM字型の就業構造が確認された。

所得	P. Older Women in Poverty: The Impact of Midlife Factors	2002	Feminization of Poverty は女性の多くの割合が経済的に不利な立場にあることを意味する言葉であり、この研究でも焦点の中心となる。無報酬のケア提供や労働市場における持続的な性差別は女性の貧困に対して様々な影響を与えるかも知れない。この論文では女性の midlife factor が高齢期の factor と同様に影響を与えているかを否かを実証的に検討する。	Panel Study of Income Dynamics	最小二乗法と tobit モデル	1968 年から 1997 年に 40 から 59 歳である女性をサンプルとして抽出した。その上で 66 歳から 70 歳のサンプル、71 歳から 85 歳のサンプルに分けて分析を行った。家計所得に対しては、人種・教育、中年期変数のうち、貧困ラインへの近さ、が有意である。高齢期変数は 71 歳 - 85 歳のサンプルのモデルではほとんど有意ではなかった。66 歳 - 70 歳サンプルについては死別・単身ダミー、離婚・別居・非再婚・単身ダミーが有意であった。貧困期間については、教育水準、中年期変数のうち、貧困ラインへの近さ、年間 500 時間未満労働ダミーが有意であった。高齢期変数については、死別、離婚、別居、単身ダミー変数が有意であった。労働時間は貧困期間を減少させる効果を持っていた。
清家篤・山田寛裕	Pension Rich の条件	1998	高齢期に焦点を当て、公的年金の豊かさ、雇用条件の豊かさ、資産の豊かさ等々に、過去の職業経歴はどのように影響を与えているかを検討する。	平成 4 年版高齢者就業実態調査	Heckman の 2 段階推計	①公的年金（厚生年金及び共済年金）受給率、②年金受給額、③高齢期において毎日普通勤務で働く率、④毎日普通勤務で働く勤労収入、に対する過去の職業経歴、個人属性の影響を分析する。 行動パラメーターを推計したのか、制度パラメーターを計測したのかという点の評価が重要と述べているがその通りであろう。制度パラメーターの推計だと思われるので、実証的な意義は「？」であると言える。これとは別個の問題として、健康水準をコントロールした高齢者の所得水準の実態把握が必要。その場合、勤労者というよりは失業者や入院患者等の部分を含む必要があると考えられる。
高山・有田	第 6 章 高齢単身世帯の所得・消費・資産	1996	年金受給世帯の生活実態を把握する。（特に単身者）	『全国消費実態調査』（総務庁）	記述統計	①高齢単身者の年収の 67% は年金。②非就業女性の収入構成は約 80% が年金である。

所得 山田篤裕	社会保障制度の安全網 と高齢者の経済的地位	2000	①PA基準を用いて、高齢者の相 対的な経済的地位を測定する。② PA基準を用いて世帯規模・年齢 構成を調整した経済的地位の格 差を測定する。③時系列的な経済 的地位の格差の変化を所得源の 変化から明らかにする。	平成 14,7 年版国民生活 基礎調査	記述統計	高齢女性単独世帯と一人親世帯については PA 基準 未満世帯が多い。高齢男性単独世帯は 1989 年から 1995 年の基準未満該当数の減少が 10%を超えてい る。高齢女性単独世帯も同様。高齢者の経済的地位 の相対的格差については一様な傾向は見られない？ 定性的な結論は得られていない？？
府川	高齢者の経済的地位	2000	高齢者の所得に関して子と同居 していない高齢者と同居してい る高齢者の間の比較を行う。	国民生活基礎調査(1995)	記述統計	①同居高齢者より非同居高齢者の方が平均所得は高 かったが、所得階級分布や所得源構成比で両者は類 似していた。②同居・非同居に関わらず、引退世帯 では年金のシェアが高かった。③就労所得と財産所 得は高所得層にとって重要な所得源であった。④ 性・年齢階級別労働参加率は非同居群と同居群で類 似しており、同居群の方が少し高かった。金額条件 を加えると労働参加率は大幅に低下した。⑤非同居 高齢者の年間収支をみると、低所得層で赤字世帯の 割合が高く、同じ所得階級では貯蓄の多い世帯で赤 字世帯の割合が高い傾向にあった。
高山・有田	第3章 家計資産の蓄 積と遺産・相続の実態	1996	遺産に対する考え方と相続の実 態を明らかにし、相続と資産格差 の関係を究明する。	『家計における金融資産 の選択に関する調査』(郵 政研究所)	記述統計およびProbit 推定法	遺産動機を、①世代間利他主義、②戦略的遺産動機、 ③joy of giving と分類している。遺産の残し方を① 長男に全部残す、②均等に分ける、③面倒をみてく れた子にわけ、④所得稼働能力の少ない子にわけ る、に分類する。残し方によって動機を推測する。 高年齢層に遺産動機が強くみられるのはサンプルセ レクションバイアスかも？(一人で住んでる人は経 済力が強いから。)遺産動機を持つか否かのプロビッ ト分析からは、①資産保有額が多くなるほど遺産動 機が強くなる。②借家よりも持ち家の方が遺産動機 が強くなる。③高齢になるほど遺産動機が強い。④ 子供3人以上世帯における遺産動機も有意に弱い。

所得							
高山・有田	第5章 高齢夫婦の所得・消費・資産	1996	年金受給世帯の生活実態を把握する。	『全国消費実態調査』(総務庁)	記述統計		①高齢者の多数は貧乏ではない。②年金受給額が低い世帯の場合、年金以外の収入のある世帯が多い。③高齢者の経済状況は就業状況に依存する。④高齢者の生活実態はばらつきが大きい。⑤フローとストックはパラレルではない。
Hurd M. D.	The Poverty of Widows		未亡人の貧困率について所得パス及び消費パスを用いて推計する。	1979 RHS(Retirement History Survey)	NLLS(Non Linear Least Squares), 2NLLS		Medicare や Medicaid を資産に含むか否かで貧困率に変化する。2NLLS による推定の方が所得・消費のパスが安定的で貧困に陥るまでの期間が長くなる。純予測であるので要因にまでは踏み込んでいない。純粋な経済学的なモデルに基づいていて、社会的な状況をコントロールする変数は入っていない。
Hurd, M. D. and D. A. Wise	The Wealth and Poverty of Widows: Assets Before and After the Husband's Death		高齢者の所得と資産の状況について検討する。未亡人和其他の単独者が婚姻している者よりもより貧困に陥りやすいことを示す。特に、未亡人の資産が夫の死後どのようにに変化するかに注目する。	RHS(Longitudinal Retirement History Survey)	記述統計		Medicare や Medicaid を資産として含んでいる。既婚女性は夫の死後に貧困に陥る確率が高い。貧困に陥る理由としては①未亡人の世帯の所得は夫の死亡する数年前から所得が婚姻継続世帯よりも低い。②所得の低い未亡人は夫の死後年金資産が激減する。③子供への所得移転によって資産の減少が発生しているとは言えない。
							これを日本の家計について行った研究はあるか?

2003. 2. 20

UFJ総研

国民健康保険のデータの整理

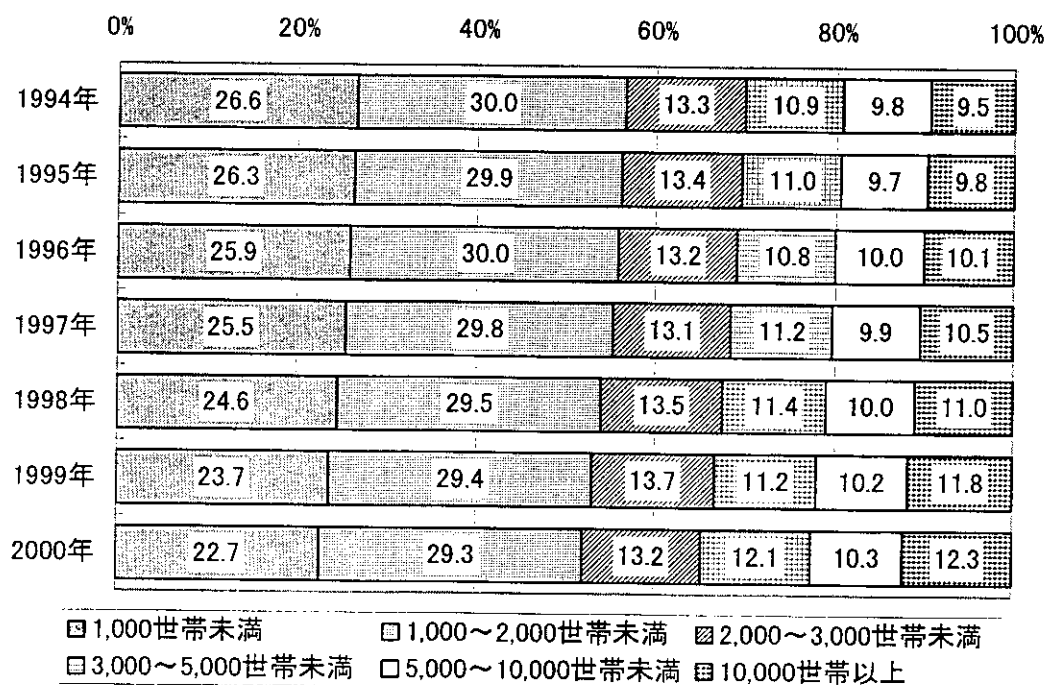
国民健康保険の実態について、保険者別に調査した結果である、国民健康保険中央会・都道府県国民健康保険団体連合会「国民健康保険の実態」（1994～2000年）を用いて、老人加入者数、医療費、財政を整理した。結果は以下の通り。なお、分析の対象となる保険者（市区町村）数は市町村合併を調整した結果、3,242となっている。

1 加入状況

1. 1 加入世帯数階級別の保険者（市区町村）数

加入世帯数階級別の保険者数の推移をみると、いずれの年も2,000世帯未満の保険者が半数を占めている。一方で、3,000世帯以上の保険者の構成比が緩やかなら増加傾向にある。

加入世帯数階級別の保険者数比率

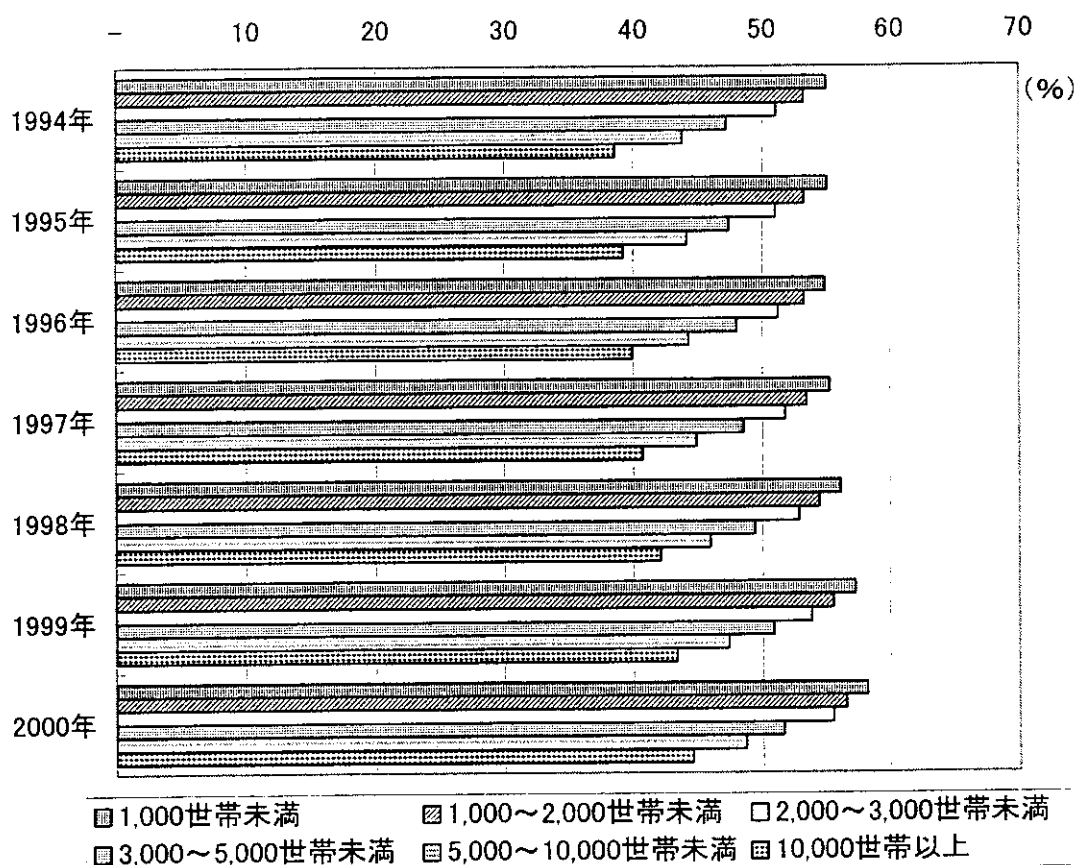


1. 2 加入世帯数階級別の加入世帯比率

次に、加入世帯数階級別に、国民健康保険に加入している世帯の比率の平均値をみたところ、いずれの年も加入世帯数が小さい程、加入世帯比率が高くなっている。

経年的には、いずれの加入世帯数階級においても、徐々に加入世帯比率が上昇しており、高齢化を反映して、各市町村において国民健康保険への加入世帯の割合が増加していることが分かる。

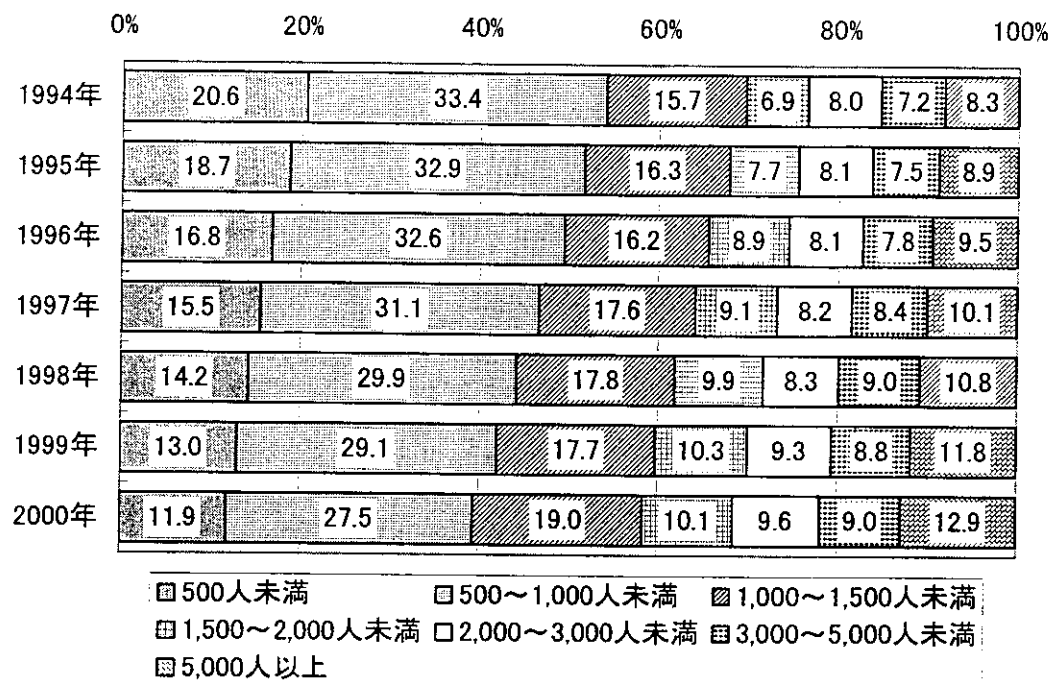
加入世帯数階級別の加入世帯比率の平均値



1. 3 老人保健医療給付対象者階級別の保険者数

老人保健医療給付対象者階級別の保険者数の推移をみると、1,000～1,500人未満など、1,000人以上の老人保健医療給付対象者のいる保険者の割合が増加しており、各市区町村において、老人保健医療給付対象者数が増加していると考えられる。

老人保健医療給付対象者階級別の保険者数

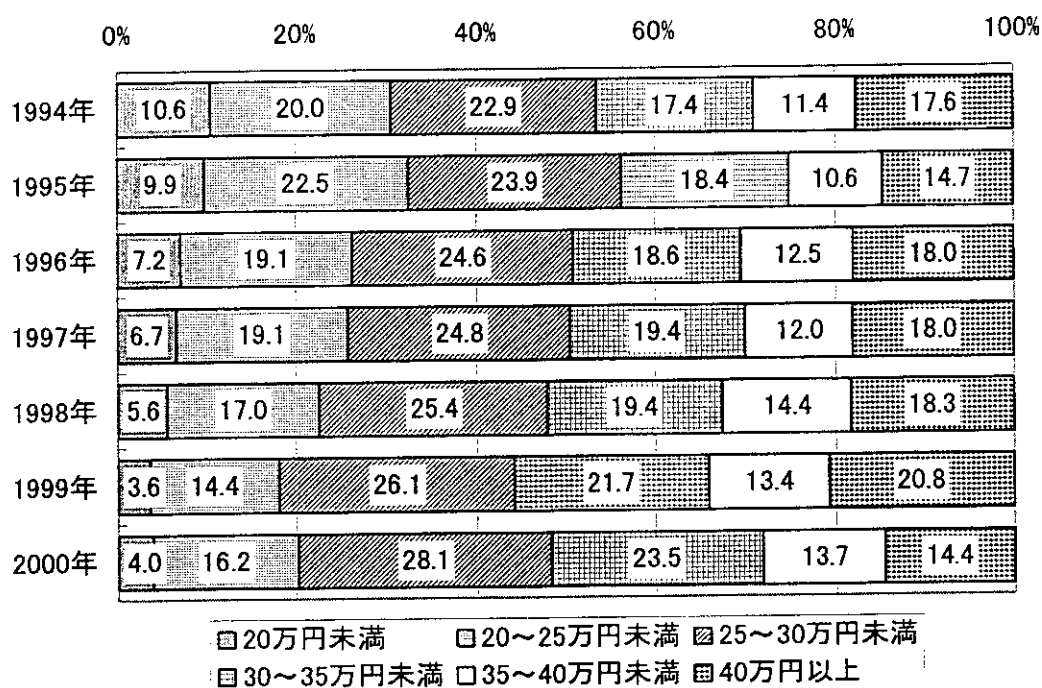


2 医療費の状況

2.1 老人1人当たりの入院医療費階級別の保険者数

老人1人当たりの入院医療費階級別の保険者数をみると、老人1人当たりの入院費は25～35万円未満に集中していることが分かる。さらに、経年的にも、25～35万円未満への集中の度合いが大きくなってきている。

老人1人当たりの入院費階級別の保険者数



2.2 加入世帯数階級別の老人1人あたりの入院費の推移

また、加入世帯数階級別の入院費の推移をみると、加入世帯数が多いほど老人1人あたりの入院費の平均額は大きくなる傾向がみられるが、それほど顕著ではない。また、経年的には、1995～1999年までは各加入世帯数階級において老人1人あたりの入院費が増加しているが、2000年は1999年に比べて減少している。

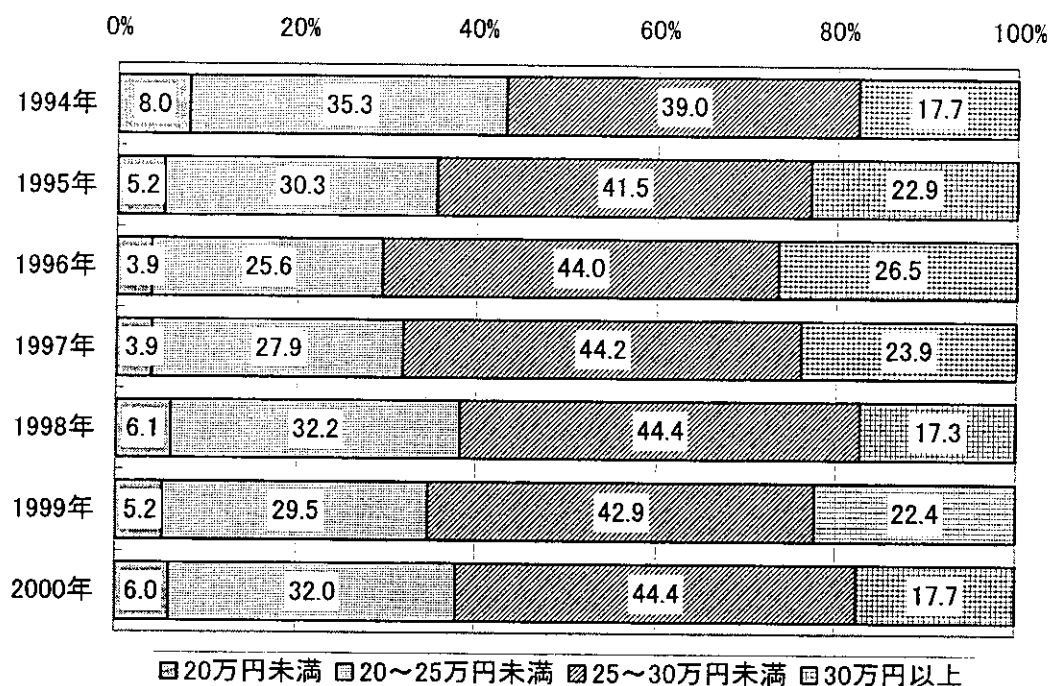
加入世帯数階級別の老人1人あたりの入院費の平均額（単位：円）

	1994年	1995年	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年
1,000世帯未満	307,193	296,567	311,299	312,984	318,382	324,955	313,496
1,000～2,000世帯未満	303,355	297,034	310,411	311,073	319,063	327,291	311,772
2,000～3,000世帯未満	308,488	302,693	315,940	313,990	316,030	326,944	310,610
3,000～5,000世帯未満	318,775	307,818	321,055	322,184	325,435	333,847	316,025
5,000～10,000世帯未満	318,690	310,996	322,895	325,525	329,269	336,269	318,457
10,000世帯以上	330,087	321,400	332,163	331,224	335,488	340,434	321,088
全体	310,767	302,586	315,965	316,730	322,045	329,899	314,362

2. 3 老人1人当たりの入院外医療費階級別の保険者数

次に、老人1人当たりの入院外医療費階級別の保険者数をみると、老人1人当たりの入院外費は20～30万円未満に集中しており、特に25～30万円未満の構成比が大きくなっている。また経年的にも、この傾向は徐々に強まっている。

老人1人当たりの入院外医療費階級別の保険者数



2. 4 加入世帯数階級別の老人1人あたりの入院外費の推移

また、加入世帯数階級別の老人1人あたりの入院外費の推移をみると、加入世帯数が多いほど老人1人あたりの入院外費の平均額は大きくなる傾向がみられ、さきにみた入院費での傾向よりも顕著である。また、経年的には、年によって増減しており、一貫した傾向はみられない。

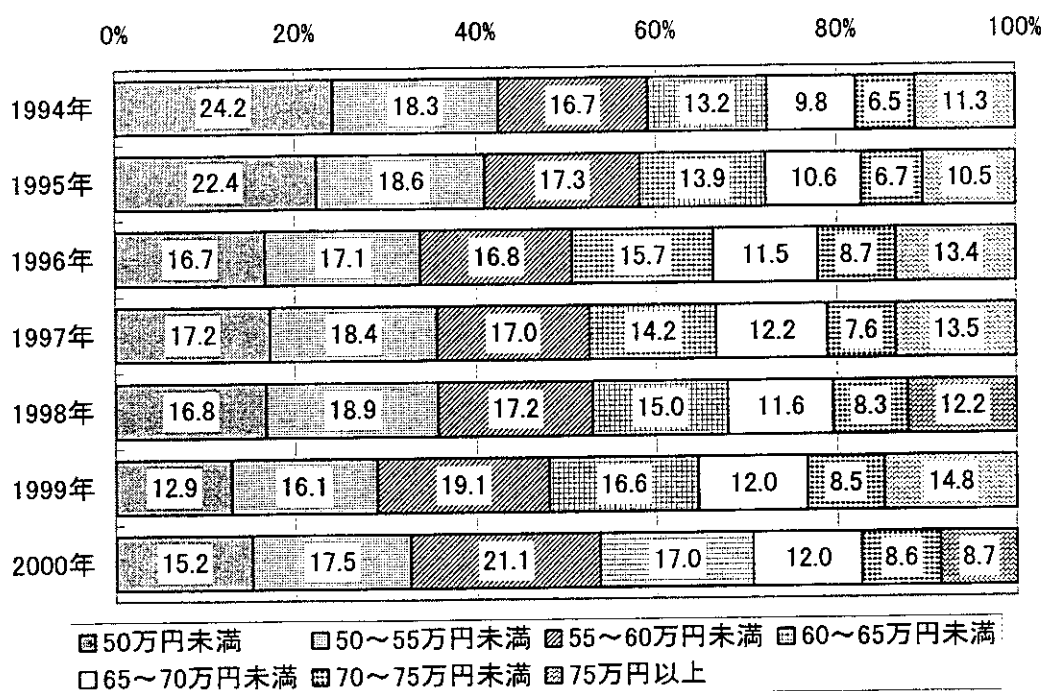
加入世帯数階級別の老人1人あたりの入院外費の平均額（単位：円）

	1994年	1995年	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年
1,000世帯未満	251,990	262,385	265,924	261,427	252,760	257,813	255,828
1,000～2,000世帯未満	254,229	264,120	269,408	266,084	258,579	263,712	258,612
2,000～3,000世帯未満	260,302	270,854	276,098	271,245	262,678	269,655	261,481
3,000～5,000世帯未満	262,992	272,269	280,223	274,859	266,878	272,425	266,795
5,000～10,000世帯未満	269,856	278,879	283,780	279,766	269,988	275,203	267,499
10,000世帯以上	284,635	293,906	299,576	295,206	286,119	292,896	285,453
全体	259,800	269,799	275,037	270,965	262,833	268,733	263,575

2.5 老人1人当たりの医療費総額階級別の保険者数

老人1人当たりの医療費総額階級別の保険者数をみると、老人1人当たりの医療費総額は50～70万円台が多くなっている。経年的には、50万円未満の構成比が低下し、逆に55～60万円未満、60～65万円未満の構成比が増加しており、全体として老人1人あたりの医療費総額が増加傾向にあることが分かる。なお、医療費総額の中には、先にみた入院費、入院外費の他、歯科費が含まれている。

老人1人当たりの医療費総額階級別の保険者数



2.6 加入世帯数階級別の老人1人あたりの医療費総額の平均額

また、加入世帯数階級別の老人1人あたりの医療費総額の推移をみると、老人1人あたりの入院外費の傾向を反映してか、加入世帯数が多いほど老人1人あたりの医療費総額の平均額は大きくなる傾向がみられる。また、経年的には1994から1999年にかけては増加傾向がみられるが、2000年には減少に転じている。

加入世帯数階級別の医療費総額の平均額（単位：円）

	1994年	1995年	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年
1,000世帯未満	577,424	577,854	597,450	594,832	591,590	604,935	591,789
1,000～2,000世帯未満	575,843	580,321	600,471	598,275	599,057	613,678	593,560
2,000～3,000世帯未満	587,608	593,288	613,309	607,061	600,527	619,901	595,863
3,000～5,000世帯未満	601,621	600,487	623,334	619,677	614,921	630,348	607,531
5,000～10,000世帯未満	608,964	611,206	629,880	628,814	623,060	636,788	611,720
10,000世帯以上	638,171	639,818	658,176	653,655	649,097	662,524	636,608
全体	589,772	592,426	612,617	609,778	607,155	622,470	602,332