ISSN 1340-895X

医療経済研究

Vol.32 No.2
2020

医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関誌

巻頭言

街灯の下で鍵を探す？
…… 近藤　克則　77

特別寄稿

うつ病患者の活動記録を利用した社会医学研究者と
医療経済学者の共同研究
…… 熊谷　成将　田近　亜蘭
後藤　励　古川　壽亮　78

研究ノート

介護離職の社会的損失
―失われた雇用と所得の推計―
…… 岸田　研作　90

第 15 回研究大会報告（特別セッション） …… 127

第 16 回研究大会について …… 158

Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy の
発刊について …… 159

投稿規定・執筆要領 …… 160

医療経済学会　医療経済研究機構

医療経済研究

Vol.32 No.2 2020

医療経済学会　医療経済研究機構

巻頭言

街灯の下で鍵を探す？

千葉大学予防医学センター／国立長寿医療研究センター 老年学・社会科学研究センター
近藤　克則

ここ数年、ある研究助成の審査員として、若手の研究計画書を読んでいる。NCD などの医療ビッグデータを用いた研究計画が着実に増えている。日本にもようやくデータに基づく医療（政策）の時代が近づいていると考えると頼もしい。一方で、「街灯の下で鍵を探す話」を思い出し、喜んでばかりはいられないという思いが湧いてきた。

暗い夜道の街灯の下で何かを探している人がいた。「何を探しているのですか」と聞くと「鍵だ」という。気の毒だと思ってしばらく一緒に探したが、見つからない。そこで「無くしたのは、どの辺りなんですか」と聞くと、平然と「音がしたのは、あっちの暗い方。でも暗くて何も見えないから、見えるこの辺りを探している」と答えた。一度は聞いたことがあるだろう、あの話である。データが無い領域は、暗くて見えないところにあたる。データがなければ、実証研究はできない。

ようやく利用可能になってきた NCD、KDB などの医療ビッグデータは、詳細な医療行為がわかる貴重なデータである。膨大なデータであるが故に、それを使いこなすには、固有の知識やデータ処理・解析技術が必要であるが、うまく使えば、今まで見えていなかった事実が次々と明らかにできる。

一方、これらのデータは、もとは医療給付費の請求のために作られているデータである。医療の質を捉えることを意図して設計されたデータベースではない。だから本誌の今までの巻頭言でも指摘されているように、医療サービス研究に用いるには、多くの制約を持っている。一つは、治療のアウトカムに影響することがわかっている「治療前」の健康状態や疾病・合併症の重症度、社会経済階層、居住地などの情報は極めて限られている。また、治療によるアウトカムを評価するのに不可欠な「治療後」の健康・疾病・合併症の状態や生活機能や QOL・死亡などの長期アウトカムのデータが欠落している。期待する人が多い健診データも、受診率は国民健康保険で 4 割未満、後期高齢者医療制度で 3 割未満に留まる。つまり、「治療中」の医療行為に関しては世界に例がないほどリッチなデータだが、「治療前」と「治療後」の情報が欠乏している。このデータを駆使することで医療の質に関わるエビデンス（＝欲しい「鍵」）は、果たして得られるのだろうか。

若手研究者を責めることはできない。彼らは業績を上げなければ、明日の身分が保障されない。だから、必死である。いま利用できるデータでできる研究計画を考え論文を書かざるを得ない。「鍵」を得るために「治療前」から「治療後」にも光が当たりデータで見えるようにするために街灯を増やす工事となると、とても一人の力ではできない。その財源から、設計図、資材（元になるデータ）、誰が担うのかまで、どれ一つ取っても難問である。しかし、いや、だからこそ、医療経済学会が、他の関連学会や団体と共に、取り組むべき大工事ではあるまいか。

特別寄稿

うつ病患者の活動記録を利用した社会医学研究者と医療経済学者の共同研究

熊谷　成将*1　田近　亜蘭*2　後藤　励*3　古川　壽亮*4

1．研究の背景

ライフステージに応じたPersonal Health Record（PHR）サービスモデルの利活用が近年広がっている。平成28年度から3年間に渡って兵庫県西宮市など4市において実施された生活習慣病重症化予防PHRモデル[注1]では、糖尿病患者が着用するウェアラブル端末等から取得したPHR等を利用して、疾患自己管理項目セットに設定された閾値を超えた場合に介入アラートを保険者と疾病管理事業者に伝え、PHRを重症化予防に役立てた。一方、精神的健康の悪化を防ぐための患者のPHR利用は、海外で若干の報告例[1)~2)]があるが、身体的健康の悪化を防ぐことを目的とする患者のPHRの利活用に比して、普及が進んでいない。

厚生労働省が行った平成29年の患者調査[注2]によると、うつ病を含む気分障害圏の患者は精神疾患患者の3割（127.6万人）を占めており、うつ病は精神保健上の重要な疾患である。うつ病は、治療により一旦寛解したとしても、再発が多い疾患として知られている。もし再発が起こった場合、抗うつ薬の増量や認知行動療法の開始など、早くに対処することで治療効果が上がるため、再発のサインを見逃さないことが非常に重要である。再発のサインを見逃さないよう、うつ病患者自身の手で端末を用いて症状をモニタリングし、症状を報告することは重要である。それゆえ、精神的健康の悪化を防ぐためのPHR利活用の発展が期待されている[2)~3)]。

うつ病治療の第一選択肢は、抗うつ剤による薬物療法である。しかし、薬物療法のみで急性期治療を9週間行っても、寛解に達するケースは40％程度だったという報告がある[4)]。他方、心理療法の一つである認知行動療法は、患者の「認知（考え方のパターン）」と「行動」にアプローチすることにより、抑うつ症状の改善を目指す。1セッション1時間×16回の面接が標準的であり、認知行動療法を単独で実施すると薬物療法とほぼ同等の効果を有する[5)]。加えて、薬物療法との併用により有効性が増すことも示されている[6)]。しかし、治療者が認知行動療法を実践できるようになるには、長い時間[注3]を要するため臨床の現場では十分に普及していない。臨床現場で実施可能な認知行動療法を行うために、Information and Communication Technology（ICT）が活用されるようになった[7)]。最近では、端末としてスマートフォンを利用する認知行動療法も行われている。

＊1　西南学院大学経済学部 教授
＊2　京都大学医学部附属病院 精神科神経科 助教
＊3　慶應義塾大学大学院経営管理研究科 准教授
＊4　京都大学大学院医学研究科 健康増進・行動学分野 教授

2 節では、ICT を利用する活動記録の収集と認知行動療法について説明する。3 節において、既存研究の分析手法と私たちの試みを概説する。ここでは、収集したライフログデータをどのように加工し、再発の予測モデルと再発回数の決定要因モデルをそれぞれ、どのように推定したかを表す。4 節で、私たちの研究の成果を要約する。最後に、医学研究者と経済学者の共同研究に関する今後の課題を述べる。

2. ICT を利用する活動記録の収集と認知行動療法

仕事、睡眠、食事や読書といった患者自身の行動を「活動記録表」に記録することは、患者自身の気分が向上する行動を患者が見つけてそれを実践する“行動活性化”を促すうえで不可欠である。ICT 利用が始まる前、患者は 24 時間の活動内容を鉛筆やペンで紙に手書きしていたが、この方法は患者にとって負担が大きかった。記載された情報量の差が患者間で大きく、几帳面に細かく記載する者がいる半面、多くの患者は手書きの煩わしさから、記載した情報量が時間を通じて減少する傾向があった。抑うつ症状が強い時、ほとんど記載がないことも珍しくなかった。実際の活動内容と活動記録表の記載内容に乖離が小さくなく、それが認知行動療法に影響することが少なくなかった。

うつ病に対するスマートフォン認知行動療法のアプリケーション「こころアプリ」が京都大学の古川ほかによって開発され、ランダム化比較試験を行ったところ、アプリ使用群は待機群と比較して、抑うつ症状が有意に改善された[8]。抑うつ症状が悪化すると活動性が低下することは臨床的には知られていたが、この段階では、実際の活動パターンの変化が調べられていなかった。患者が活動内容を簡便に記録できるツールがなかったことに加え、患者が活動内容を継続的に記録し続けることが難しかったからである。

簡便にかつ継続的に患者が自身の活動内容を記録できるよう、古川ほかは、活動記録表作成支援アプリケーション「くらしアプリ」を開発した[9]。患者の活動記録表作成を支援する「くらしアプリ」の特長は、サーバに保存されている患者のライフログ情報と過去の実際の活動記録から、おおよその活動記録表を自動的に作成できる点にある。「くらしアプリ」が、活動記録表に記録する活動の推定結果を患者に提示する。位置、歩数や動作などのライフログ情報は、スマートフォンに搭載のセンサーから自動的に取得され、適宜、サーバにアップロードされており、「くらしアプリ」が推定した活動を修正することにより、患者が活動記録表を完成できる仕組みである。「くらしアプリ」を用いることによって日々の活動記録作成に係る患者の負担を軽減できた。

他方、装着するだけで自動的にデータが収集されるウェアラブルデバイスも患者の活動記録を収集するうえで有用である。例えば、リストバンド型のウェアラブルデバイスであるシルミー W20（TDK 製）は、活動量、睡眠時間、会話時間や紫外線摂取量などを自動で計測する。抑うつ症状が悪化した際に、会話時間や外出の頻度が減ることは広く知られており、これらのデータを収集して、うつ病の再発予測に用いることが肝要である。しかし、入浴中や充電中にウェアラブルデバイスを外す必要があり、痒みを伴う場合は長時間外すこともあるため、ウェアラブルデバイスから得られるデータは継続性に欠ける。従って、患者の手による活動記録の修正ミスをチェックし、より正確な活動記録を収集するために、スマートフォンアプリとウェアラブルデバイスを併用する必要があると思われる。

3．既存研究の分析手法と私たちの試み

3-1．ライフログデータの収集とデータの加工

寛解期の患者の活動記録表作成を支援するアプリケーション「くらしアプリ」とウェアラブルデバイス「シルミー W20」を用いて、私たちは患者の活動記録を収集した。京都大学を中央事務局として、高知大学、広島大学、名古屋市立大学、東邦大学の 4 つの大学病院とそれらの関連病院・クリニック合計 14 ヶ所に協力を依頼し、平成 28 年 10 月から平成 29 年 3 月までにエントリーを行って、患者ごとに 1 年間の活動記録を収集した。「くらしアプリ」は、下記の典型的な 16 種類の活動を選択肢として患者に提示する。

睡眠／ゴロゴロ，ボーッと／食事・おやつ／風呂／仕事・勉強／通勤・通学／家事／育児・介護／買い物／病院／交際（友人，家族などと）／スポーツ・運動／ TV・DVD・ゲーム・音楽／読書・新聞・雑誌／趣味・娯楽・習い事／その他

これらの活動は、総務省統計局「社会生活基本調査」の行動分類を参考に、過去のうつ病患者の活動記録表に基づいて選定され、患者は 30 分を 1 活動単位として入力する。「特に何もせずにボーッと過ごしてしまう時間」がどの程度あるかが、うつ病の病状を把握する上で重要なため、「ゴロゴロ，ボーッと」が選択肢に含まれている。

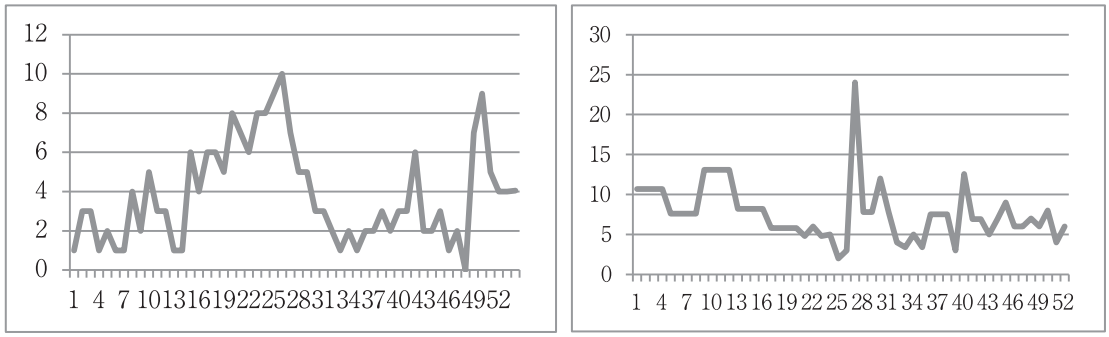
精神的健康状態を表す尺度を次のように計測した。Patient Health Questionnaire-9（PHQ-9）について、4 週間に 1 度の外来受診時に、京都大学の臨床研究コーディネーターが電話で聞き取り評価した。PHQ-9 は、大うつ病の診断基準に対応する調査票として開発された尺度である。9 つの質問項目それぞれを 0 点から 3 点までの 4 段階で評価し、得点範囲は 0 ～ 27 点である。点数が高いほど抑うつ症状が強いことを意味する。もうひとつの尺度である Kessler Psychological Distress Scale（K6）[10] を患者自身の手で週に 1 回、「くらしアプリ」で入力した。K6 は気分・不安障害のスクリーニングとして使われる 6 項目の自記式尺度である。それぞれの項目を 0 点から 4 点までの 5 段階で評価し、得点範囲は 0 ～ 24 点である。点数が高いほど抑うつ・不安症状が強いことを意味する。

3-2．メンタルヘルス悪化のアラートサインを探求する多変量自己回帰モデル

睡眠習慣などのライフスタイル要因とメンタルヘルス（精神的健康状態）の関係を調べた既存の研究では、うつ病の再発 [11)~15)] の時間や再発 [16)] に対するメンテナンス処置効果を調べるときにコックス比例ハザードモデルが用いられてきた。しかし、コックス比例ハザードモデルを用いる生存期間分析では、ライフスタイル要因と悪いメンタルヘルスの双方向の関係を考慮できない。他方、前週と今週の K6 の水準は相関しそうである（図 1 を参照）。それゆえ、寛解期の患者から収集したライフログデータ（パネルデータ）を用いてライフスタイル要因とメンタルヘルスの関係を分析する際、私たちは、多変量のベクトル自己回帰（VAR）モデルを推定することとした。この Panel VAR モデルは多変量の被説明変数を自身の過去の加重平均値で表現する自己回帰モデルであり、ライフスタイルの変化から時間の遅れを伴ってメンタルヘルスが悪化する過程を考慮できる点に特徴がある。

ライフスタイル要因がメンタルヘルス悪化の予兆であるとき、回帰モデルの推定結果に基づいて、ライフスタイルの変化をメンタルヘルス悪化のアラートサインと考えることができる。既存の

図 1　K6 の推移：再発が疑われる系列（左）と偽陽性の系列（右）



研究において、うつ病の患者に対して早期に介入する方が良いことが指摘されている[17)~18)]。しかしながら、再発のサインを読み取る方法は確立されていない。再発のサインを読み取り、早期に認知行動療法的介入ができれば、メンタルヘルスの悪化を最小限にとどめることができると考えられる。

3-3. うつ病の再発予測モデルと再発回数の決定要因モデル

ライフログデータを用いて研究者が患者の再発を予測するとき、①メンタルヘルスを悪化させるライフスタイル要因と再発の“双方向の関係”を念頭に置いて再発の予測モデルを構築することと、②真の状態が再発であるにも関わらず再発していないと診断する偽陰性の予測因子を見極めて再発回数の決定要因を分析することが重要である。偽陰性は診断の遅れにつながるため避ける必要があるが、偽陰性の予測因子についての研究はほとんど行われていない。

精神的にショックな出来事があった場合、即時的に K6 が閾値を上回ることはあり得るが、それが一週のみのジャンプであれば、その変動は偽陽性であると考えられる（図 1 を参照）。逆に、ショックを受けてライフスタイルが瞬時に変化し、それに呼応する形でメンタルヘルスが閾値を上回ることは稀であると思われる。ゆえに、①の分析において私たちは、異時点間のライフスタイルとメンタルヘルスが相関する多変量モデルの推定に際し、偽陽性ダミー変数を作成した。他方、②の分析において研究者は、再発を「1」とする 2 値変数の定義が分析結果に影響を及ぼすことと、サンプルの大半を「0」（非再発）が占める点に注意を払う必要がある。

研究の目的が確度の高い研究成果を得ることであれば、②の分析結果に基づいて①の予測が行われることが理想的である。しかしながら、“双方向の関係”を構成する変数間の関係が未知の場合、①と②の分析を切り離して行わざるを得ない。また、ライフスタイルの変化がどの程度 K6 を悪化させるかが未知の時、①の分析において、再発変数を定義してメンタルヘルスの悪化を予測するアプローチは不適当である。

以上より、私たちは①再発の予測モデルの構築と、②偽陰性を考慮した再発回数の決定要因モデルを用いる分析を別々に行った。1 本目の論文 Kumagai et al.[19)]において、K6 の欠測が条件付きで無作為な Missing at random（MAR）であることを確認し、“双方向の関係”を構成する変数間の関係を分析して予測モデルを構築した。K6 が欠測していると、推定関数のラグ項が現実の時間差を反映できなくなる。この問題を避ける

ために、週単位のデータ系列としてK6のデータを完備する必要がある。そのために、PHQ-9の得点を説明変数に用いる重回帰分析によってK6の欠測値を補った。2本目の論文Kumagai et al.[20]では、再発を「1」とする2値変数を定義し、「0」（非再発）が多いサンプルの特性に注意を払って再発回数の決定要因モデルを推定した。推定結果に基づいて、正しく再発を計測できなかった要因（偽陰性の要因）を考察した（[20]の2-4.を参照）。

3-4. 再発の予測モデルの特長と推定方法

①の分析で用いたPanel VAR（PVAR）モデルの特長は次の2点に集約される。第一に、被説明変数の自己相関のみならず、異時点間における被説明変数間の相関を考慮できることである。この点は、固定効果モデルや変量効果モデルなど標準的なパネルデータ分析よりも優れている。なぜならば、被説明変数のラグ変数が説明変数に含まれる方程式体系は、観測数が多い場合でも、推定量が偏りを持つことが知られているからである（Nickellバイアス，[21]）。第二に、パネルデータを用いることによって、時系列データやクロスセクションデータのみでは考慮できなかった経済主体個々の異質性（個体効果）をコントロールできることである。一般に、PVARモデル推定においてパネル固定効果が考慮される。

私たちの研究[19]では推定関数の定式化に際して、パネル固定効果に加えて(a)と(b)に注意を払ったが、データの制約から(c)について捨象した。

(a) 経済主体（個人，企業等）の選好に係る異質性を考慮する
(b) 経済主体の内生性（同時決定に係る問題）に対処する
(c) ミクロ経済学的基礎付けがある

ここで、「異質性を考慮した」とは、寛解期の患者および、その患者の担当医師の診断結果を同質であると仮定せずに、高水準でK6が推移した特異な例をサンプルから除去することでサンプル内の異質性に対応したことを指している。他方、「内生性に対処した」とは、変数間の同時決定に係る問題にPVARの定式化で適切に対処したという意味である。これに対処していない場合、係数推定値に対する信頼度が低くなる。サンプルの異質性や被説明変数間の内生性に注意を払った定式化により、誤った結論を導く可能性を低くできたと考えられる。

Michael-Abrigo and Love[22]の手順に従って、私たちはunbalanced panel dataを用い、GMM推定でパネル固定効果の影響を除去したPVARモデルを推定した。GMM推定では、推定関数を構成する変数が定常性を満たしていなければならない。単位根を持つデータ系列が含まれると推定量の有効性が損なわれるからである。Michael-Abrigo and Love[22]の手順では、推定したPVARモデルが安定条件を満たしているかを判別できる。紙幅の制約により、PVARモデルの特定化の手順を省略する（[19]を参照）。パネル固定効果とp次のラグ変数で構成される5変数PVARを(1)式のように表すことができる。

$$Y_{it}=Y_{it-1}A_1+Y_{it-2}A_2+\cdots+Y_{it-p}A_p+X_{it}B+v_{it}+e_{it} \quad (1)$$

ここで、Y_{it}は被説明変数の1×5のベクトル、X_{it}は外生変数、v_{it}はパネル固定効果、e_{it}は個体固有の誤差（idiosyncratic errors）、Aは推定される5×5の行列、Bは推定される未知パラメータである。

3-5. 再発回数の決定要因モデルの特長と推定方法

過去のエピソード回数の平方根で再発しやすさを調整したK6の得点（adjusted K6 scores）が2週続けて9以上を記録し、かつPHQ-9の得点が10以上であるときに1を取り、それ以外に0を取る2値変数を再発と定義した。この変数の累積値を再発回数とした。

業務上の事故件数[23]や、医療サービスの利用[24]といったゼロが多いサンプルを用いた既存研究は、zero-inflated Poisson（ZIP）modelsとzero-inflated negative binomial（ZINB）modelsを推定した。私たちが用いたサンプルは、総サンプル数に占める再発回数ゼロの比率が大きい（81.38%）。そのゼロには、一度も再発しなかった患者と少なくとも1度再発していたにもかかわらず、その再発が観察されなかった者（偽陰性）が含まれている。観察されない患者の異質性がもたらす再発回数の過剰分散に注意を払って、正しく再発を計測できなかった偽陰性の要因を見極めるため、ZINB modelsを推定した。

ZINB modelは、下記の確率Φ_iと$1-\Phi_i$で表される2つのグループから標本が構成されると想定している。観察されたゼロ（非再発）が確率Φ_iで2値過程から、もしくは確率$1-\Phi_i$で負の二項分布（NB）から生じたとき、観察された1（再発）は確率$1-\Phi_i$のNBに従う。もし、Φ_i'sがゼロでNBの密度関数の分散αがゼロでないとき、NB modelが適している。私たちはZINB modelを(2)式のように特定化し、推定した。ZINB modelに加えて、標本全体への暴露効果を計測するために、私たちはmarginalized ZINB（MZINB）modelを推定した。

$$\begin{aligned}&\text{被説明変数（再発／非再発）}\\&\quad = 0\,(\text{確率}\,\Phi_i),\\&\text{被説明変数（再発／非再発）}\\&\quad \sim \mathrm{NB}(\lambda_i,\ \alpha)\ (\text{確率}\ 1-\Phi_i)\end{aligned} \tag{2}$$

ここでNB（λ_i, α）は負の二項分布の密度関数（平均λ_i, 分散α）を表している。

4. 私たちの研究の成果

再発の予測モデル（PVARモデル）の推定により、長時間睡眠が再発のリスク要因であることを見出すことができた。長時間睡眠は3週間後の再発を予測できる（表1を参照）。この分析を通じて、長時間睡眠の3週間後が再発のサインであると分かったが、再発がNBから生じていると想定しなかったこともあり、多い非再発を考慮できなかった。その結果、長時間睡眠とゴロゴロもしくはボーっとした時間を明確に区別できなかった。

一方、PHQ-9 ≧ 10に基づいて「うつ病再発」のサインと考えられる局面において、患者自身のK6が9を下回っていたときがあり、サンプルにおけるK6の感度が90%程度であることを確認した。

再発回数の決定要因モデル（MZINBモデル）のpopulation-average parametersにより、1日あたりのゴロゴロもしくはボーっとした時間の長さが再発回数の過剰分散を減らして、再発回数の正確な計測に寄与することが分かった。前週の午前の紫外線摂取量の増加は再発回数を減らす（表2を参照）。

臨床研究ではデータが完全に揃うことはなく、常に欠測が生じる。欠測値が多ければ解析結果の

表 1　PVAR model の推定結果

参加者数＝ 87, 平均週数＝ 44.33

変数	「(K6＋1)／エピソード回数の平方根」の自然対数値	昼食の欠食回数（標準化変数）	紫外線摂取量の自然対数値	長時間睡眠のダミー変数	ゴロゴロもしくはボーっとした時間
昼食の欠食（-1）	0.0117	0.338***	0.00208	-0.0385	0.0864
	(0.0431)	(0.0430)	(0.0116)	(0.0465)	(0.0630)
昼食の欠食（-2）	-0.00159	0.191***	-0.00408	-0.0415	0.0740
	(0.0364)	(0.0371)	(0.0103)	(0.0402)	(0.0571)
昼食の欠食（-3）	-0.0581*	0.111***	0.00909	-0.0301	0.0132
	(0.0348)	(0.0353)	(0.00885)	(0.0355)	(0.0509)
昼食の欠食（-4）	0.00318	0.0810***	-0.0106	-0.00718	0.0219
	(0.0304)	(0.0308)	(0.00793)	(0.0336)	(0.0441)
紫外線の摂取量（-1）	-0.0411**	-0.0628***	0.00183	0.450***	0.0495**
	(0.0185)	(0.0192)	(0.00523)	(0.0248)	(0.0251)
紫外線の摂取量（-2）	0.00857	-0.0205	0.00640	0.164***	0.0498**
	(0.0166)	(0.0170)	(0.00521)	(0.0238)	(0.0235)
紫外線の摂取量（-3）	0.00510	-0.0344**	-0.00297	0.109***	-0.00320
	(0.0155)	(0.0162)	(0.00492)	(0.0223)	(0.0221)
紫外線の摂取量（-4）	-0.0229	-0.0358**	-0.00667	0.135***	0.0333
	(0.0150)	(0.0157)	(0.00512)	(0.0218)	(0.0205)
長時間睡眠（-1）	0.0658	0.173*	0.280***	0.118	-0.144
	(0.0895)	(0.0899)	(0.0397)	(0.103)	(0.105)
長時間睡眠（-2）	0.0807	0.287***	0.123***	0.0366	0.0359
	(0.0757)	(0.0903)	(0.0345)	(0.0959)	(0.115)
長時間睡眠（-3）	0.172**	0.228**	0.142***	-0.0897	-0.0899
	(0.0829)	(0.0901)	(0.0359)	(0.0884)	(0.0909)
長時間睡眠（-4）	0.0933	0.209**	0.109***	-0.0217	0.0441
	(0.0830)	(0.0841)	(0.0343)	(0.0900)	(0.107)
ゴロゴロボー（-1）	-0.00942	-0.0551**	-0.000905	0.0327	0.327***
	(0.0196)	(0.0215)	(0.00506)	(0.0235)	(0.0518)
ゴロゴロボー（-2）	-0.00372	-0.0298*	0.00194	0.0235	0.120***
	(0.0161)	(0.0180)	(0.00466)	(0.0203)	(0.0376)
ゴロゴロボー（-3）	0.00581	-0.0308*	0.000352	0.0320*	0.0962***
	(0.0151)	(0.0162)	(0.00475)	(0.0186)	(0.0366)
ゴロゴロボー（-4）	-0.00756	-0.0343**	0.000806	-0.0228	0.0911**
	(0.0137)	(0.0168)	(0.00443)	(0.0194)	(0.0404)
季節ダミー変数	-0.0102	-0.0802*	0.0144	-0.252***	0.0773
	(0.0402)	(0.0416)	(0.0109)	(0.0488)	(0.0575)
偽陽性ダミー変数	1.984***	0.590	0.108	-0.493**	0.283
	(0.197)	(0.596)	(0.145)	(0.233)	(0.200)

出所：[19] Table 4. PVAR model I を和訳して転載。
（注）先決内生変数が説明変数に含まれている。括弧内は標準誤差である。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表２　MZINB model の推定結果

変数	2 週間後の再発回数	ゼロ過剰	4 週間後の再発回数	ゼロ過剰
1/(1+ 紫外線の摂取量)	− 1.053***		− 0.938***	
	(0.204)		(0.203)	
昼食の欠食回数（標準化変数）	− 0.0653		− 0.0379	
	(0.0636)		(0.0635)	
長時間睡眠のダミー変数	0.381	1.522**	0.398	1.600**
	(0.328)	(0.631)	(0.323)	(0.692)
ゴロゴロもしくはボーっとした時間	0.546***	− 2.370***	0.573***	− 2.572***
	(0.0463)	(0.763)	(0.0463)	(0.938)
季節ダミー変数		0.737		0.868
		(0.628)		(0.654)
定数項	− 1.035***	− 0.0661	− 1.074***	− 0.196
	(0.0944)	(0.299)	(0.0940)	(0.324)
分散 α の自然対数値	1.933***		1.939***	
	(0.0701)		(0.0691)	
サンプルサイズ	4,264	4,264	4,138	4,138

出所：[20] Table 5 を和訳して転載。
（注）括弧内は標準誤差である。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

信頼性が低くなりかねないため、欠測値を少なくする努力と工夫が必要である。本研究に参加した87 名のくらしアプリ活動記録の入力漏れの割合は標本期間の平均で 8％であった。この水準は、紙媒体での記録方法では考えられないほど高い入力割合であったことを意味している。アプリが患者の活動を予測し、提示することによって、患者の修正入力[注4] の負担を大幅に軽減できたことが高水準の入力に寄与したと考えられる。加えて、ウェアラブルデバイスを併用したことで、くらしアプリでは記録できない活動量、会話時間、紫外線摂取量などのデータを収集することができた。今回得られたデータは、再発モデルを推定する上で十分な信頼性があると思われる。

一方、精神科の臨床では、うつ病の症状が強い患者に日常生活について尋ねると、「ゴロゴロ，ボーッとしていた」との回答が多い。この回数が増えることがうつ病再発の重要なサインであろうと考えていたが、従来の活動記録方法では、日常生活の長期的な変化を定量的に表すことは不可能であった。そのため、今回の調査では、16 種類の活動の中に、「ゴロゴロ，ボーッと」を含めた。また、うつ病の症状の変化を判断する際に睡眠時間の長さも重要である。しかし、研究参加者が「ゴロゴロ，ボーッと」、あるいは「眠っている」を区別して入力することは難しかったかもしれない。

PVAR モデルによる予測モデルは「長時間睡眠」が再発のリスクであることを見出したが、このモデルは「長時間睡眠」と「ゴロゴロ，ボーッと」の関係を明らかにできなかった。再発回数ゼロの者が多いサンプルに対して、再発回数の過剰分散に注意を払う MZINB モデルを用いた解析により、「長時間睡眠」と「ゴロゴロ，ボーッと」の関係を考慮し、臨床経験に基づく仮説を検証して「ゴロゴロ，ボーッと」のうつ病の再発回数に与える影響を分析できた。

5. 今後の課題

本稿では、活動記録表作成支援アプリケーションとウェアラブルデバイスを用いたうつ病患者のライフログデータから、再発の予測モデルと再発回数の決定要因モデルの推定を行った研究について紹介した。この研究は、アプリを開発し大学病院と診療所からの患者データを管理する社会医学研究チームと、経済学部に属する医療経済学を専門とする研究者の共同研究として行われた。

うつ病も含めた再発予測はコックス比例ハザードモデルが用いられることが多かったが、うつ病で健康に影響を与える要素は外的な要因だけではない。活動記録表の記録が、気分が向上する行動をみつけてそれを実践するプロセスの一部であることからも、患者の行動そのものが非常に重要である。この場合、患者の行動と健康の関係はリスク要因とその結果の関係にはとどまらない。

リスク要因を発見して介入を行うという帰納的な発想だけではなく、患者の行動を経済学理論の枠組みでモデル化して演繹的な考察を目指すのも経済学者の特徴である。この場合、ある患者が自分のうつ病の病状、予算制約と時間制約を所与として、自らのライフスタイルを選択し、その結果によって将来のうつ病の病状が決まるという、制約条件の下での（その時点では納得していたという意味で）最適行動と考える傾向が非常に強い。このように考えると、ライフスタイルと再発の有無で表されるという健康状態は同時に決定されているため、ライフスタイルを外生変数とみて分析を行うのは気持ちが悪いということになる。

近年医療の分野では、利用可能なデータの整備が急速に進んでいる。しかし、経済学者が特に興味を持つ、経済主体の最適化行動として分析するために必要な変数が十分にそろっていない場合も多い。たとえば、治療選択の分析をするときに、患者情報が十分であったとしても、実際に選択を行う医師の行動に影響を与えるような、医師や医療機関の属性のデータを得ることは患者情報に比べて難しい。治療選択のデータの宝庫とも言えるレセプトやDPCデータではあるが、患者情報と疾病アウトカムの関連が医学研究者の興味の中心であれば供給者の情報を追加することは難しいかもしれない。

したがって、本稿での例は日常生活そのものが重要であるという点で、医学研究者と経済学者の興味の方向性が一致していたと言う意味でデータが整備されていることが所与であれば、比較的共同研究は始めやすい例であったといえる。

一方、医療分野において経済学者の求めるデータを経済学者自身で集めるのは非常に難しい。経済系の部局の多くは、講座制ではなく一人一人の研究者は相互に独立して研究を行っている。独自のデータを収集・保存し続けるための物的・人的資源がある程度定常的にある医学系部局とは異なる。定常的な資源がなければ、有期のプロジェクト予算があったとしても、研究期間が終われば収集したデータの保存程度は可能かもしれないが、データ収集が軌道に乗って追加的なデータ収集の費用が低下したとしてもプロジェクトを進めることは出来なくなってしまう。

自らが医療分野のデータを収集できない場合は、あくまでも医学系部局の豊富な資源に間借りする形で経済学者が興味を持つ変数を追加するための費用を負担することは可能かもしれない。また、共同研究に参加するという形でデータ収集の段階から研究に参加する場合もあるだろう。いずれにしてもこのような形のプロジェクトを始めるためには、まず医学系研究者に経済学的な研究の意義を十分わかりやすく説明することが不可欠となる。現状では、医療経済学会などは医学研究者

と経済学研究者の両者が属している学会では一定程度交流が行われているが、両者の発想の違いなどを理解するための機会を設けることも重要だろう。

謝辞

本研究について第一筆者は、科研費（20K01739）の助成を受けたことに感謝する。

注

1　https://www.soumu.go.jp/main_content/000583121.pdf

2　https://www.mhlw.go.jp/kokoro/speciality/data.html

3　指定された研修を受けるのみならず、指導者からのアドバイスを受けながら臨床経験を積む必要がある。

4　本研究の参加者は、アプリが予測した活動のうち約3割（1日あたり7～8時間）の活動を修正入力した。規則的な生活パターンの場合、アプリの予測精度が高くなる傾向がある。睡眠習慣が不規則になる等の変化があれば、患者の手による修正入力が必要である。

参考文献

1）Etingen B, Hogan TP, Martinez RN, Shimada S, Stroupe K, Nazi K, Connolly SL, Lipschitz J, Weaver FM, Smith B. How Do Patients with Mental Health Diagnoses Use Online Patient Portals? An Observational Analysis from the Veterans Health Administration. Adm Policy Ment Health. 2019 Sep; 46(5): 596-608.

2）Robotham D, Mayhew M, Rose D, Wykes T. Electronic personal health records for people with severe mental illness; a feasibility study. BMC Psychiatry. 2015 Aug 6; 15: 192.

3）Turvey CL, Lindsay JA, Chasco EE, Klein DM, Fuhrmeister LA, Dindo LN. Current Practices in Electronic Capture of Patient-Reported Outcomes for Measurement-Based Care and the Use of Patient Portals to Support Behavioral Health. Psychiatr Clin North Am. 2019 Dec; 42(4): 635-647.

4）Furukawa TA, Kato T, Shinagawa Y, Miki K, Fujita H, Tsujino N, Kondo M, Inagaki M & Yamada M: Prediction of remission in pharmacotherapy of untreated major depression: development and validation of multivariable prediction models. Psychological Medicine, 2019, 49(14): 2405-2413.

5）Cuijpers P, van Straten A, van Oppen P, Andersson G: Are psychological and pharmacologic interventions equally effective in the treatment of adult depressive disorders? A meta-analysis of comparative studies. J Clin Psychiatry 2008, 69(11): 1675-1685; quiz 1839-1641.

6）Cuijpers P, Dekker J, Hollon SD, Andersson G: Adding psychotherapy to pharmacotherapy in the treatment of depressive disorders in adults: a meta-analysis. J Clin Psychiatry 2009, 70(9): 1219-1229.

7）Andrews G, Cuijpers P, Craske MG, McEvoy P, Titov N: Computer therapy for the anxiety and depressive disorders is effective, acceptable and practical health care: a meta-analysis. PLoS ONE 2010, 5(10): e13196.

8）Mantani A, Kato T, Furukawa TA, Horikoshi M, Imai H, Hiroe T, Chino B, Funayama T, Yonemoto N, Zhou Q, Kawanishi N: Smartphone Cognitive Behavioral Therapy as an Adjunct to Pharmacotherapy for Refractory Depression: Randomized Controlled Trial. J Med Internet Res 2017, Nov 3; 19(11): e373

9）川西直 , 玉井森彦 , 長谷川晃朗 , 武内良男 , 田近亜蘭 , 小川雄右 , 古川壽亮 : ライフログ情報を用いた活動記録表作成支援アプリケーションの開発 . 信学技報 , vol. 115, no. 437, ASN2015-94, pp. 87-92, 2016 年 1 月 .

10）Kessler RC, Andrews G, Colpe LJ, et al. Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. Psychol Med. 2002; 32(6): 959-76.

11）Alexopoulos GS, Meyers BS, Young RC, Kalayam B, et al. Executive dysfunction and long-term outcomes of geriatric depression. Arch Gen Psychiatry. 2000; 57(3):285-90.

12）Deng Y, McQuoid DR, Potter GG, Steffens DC, et al. Predictors of recurrence in remitted late-life

depression. Depress Anxiety. 2018; 35(7): 658-67.

13) Andreescu C, Lenze EJ, Dew MA, Begley AE. Effect of comorbid anxiety on treatment response and relapse risk in late-life depression: controlled study. Br J Psychiatry. 2007; 190: 344-9.

14) Klein NS, Holtman GA, Bockting CLH, Heymans MW, et al. Development and validation of a clinical prediction tool to estimate the individual risk of depressive 5relapse or recurrence in individuals with recurrent depression. J Psychiatr Res. 2018; 104: 1-7.

15) ten Have M, de Graaf R, van Dorsselaer S, Tuitho M, et al. Recurrence and chronicity of major depressive disorder and their risk indicators in a population cohort. Acta Psychiatr Scand. 2018; 137 (6)503-15.

16) Reynolds CFIII, Dew MA, Pollock BG, Mulsant BH, et al. Maintenance treatment of major depression in old age. N Engl J Med. 2006; 354: 1130-8.

17) Narushima K, Robinson RG. The Effect of Early versus Late Antidepressant Treatment on Physical Impairment Associated with Poststroke Depression. Is There a Time-Related Therapeutic Window? The Journal of Nervous and Mental Disease 2003; 191(10): 645-652.

18) Sim K, Lau WK, Sim J, Sum MY et al. Prevention of Relapse and Recurrence in Adults with Major Depressive Disorder: Systematic Review and Meta-Analyses of Controlled Trials. International Journal of Neuropsychopharmacology, 2015: 1-13.

19) Kumagai N, Tajika A, Hasegawa A, Kawanishi N, Horikoshi M, Shimodera S, Kurata K, Chino B, Furukawa T A. Predicting recurrence of depression using lifelog data: an explanatory feasibility study with a panel VAR approach. BMC psychiatry 2019; 19(1): 391-402.

20) Kumagai N, Tajika A, Hasegawa A, Kawanishi N, Fujita H, Tsujino N, Jinnin R, Uchida M, Okamoto Y, Akechi T, Furukawa T A. Assessing recurrence of depression using a zero-inflated negative binomial model: a secondary analysis of lifelog data. 2020, unpublished manuscript under review in a peer-reviewed journal.

21) Nickell, S. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. Econometrica 1981; 49(6): 1417-1426.

22) Michael-Abrigo, R.M. and Love, I. Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata. Stata Journal 2016; 16(3): 778-804.

23) Campolieti M. The recurrence of occupational injuries: estimates from a zero inflated count model. Applied Economics Letters 2002; 9: 595-600.

24) Sari N. Physical inactivity and its impact on healthcare utilization. Health Econ 2009; 18: 885-901.

On Collaborative Studies between Social Medicine and Health Economics using Individual Activity Records of Depressive Patients

Narimasa Kumagai*1, Aran Tajika*2, Rei Goto*3, Toshiaki A Furukawa*4

Abstract

The current paper introduced the two joint studies by the study group of social medicine and health economist. The study group collected digital data consisting of individual activity records such as location or mobility information (lifelog data) from 89 patients who were on maintenance therapy for depression for a year, using a smartphone application and a wearable device.

Before these joint studies, no prior studies have established a method that could identify the warning signs of its recurrence. In addition, to prevent relapse of patients with major depression, it is necessary to examine the predictors influencing false negatives and identify the early signs of recurrence.

The first study by a panel vector autoregressive model indicated that long sleep time was an important risk factor for the recurrence of depression. Long sleep predicted the recurrence of depression after 3 weeks. Recurrent depression was defined by the Kessler Psychological Distress Scale and the Patient Health Questionnaire-9 scores. In contrast, considering the small number of relapsed cases and the overdispersion generated by excess zero, the second study aimed to investigate “sitting idly” as a predictor influencing false-negatives using a zero-inflated negative binomial model because false negatives which can lead to delays in diagnosis and treatment must be avoided. Estimates of the population-averaged parameters indicated that daily hours of sitting idly increased the chances of recurrent depression two or four weeks later. The change in exposure to daily UV light from non-exposure reduced recurrent depression.

Before the commencement of the joint study, it is indispensable to explain the significance of the economic study clearly to medical researchers. In the academic society where both of medical researchers and economists belong to, it is important to arrange the opportunity to understand the difference in each idea.

[Keywords] Depression; False negatives; Kurashi-app; Lifelog data; Long-sleep time; Sitting idly

*1 Seinan Gakuin University, Faculty of Economics, Professor
*2 Department of Psychiatry, Kyoto University Hospital
*3 Graduate School of Business Administration, Keio University
*4 Department of Health Promotion and Human Behavior, Kyoto University Graduate School of Medicine / School of Public Health

研究ノート

介護離職の社会的損失
―失われた雇用と所得の推計―

岸田　研作*

抄　録

本稿では、これまでほとんど未着手であった介護離職による労働市場からの退出者数と所得損失を推計した。用いたデータは『就業構造基本調査』である。労働市場からの退出者は、離職後２年が経っても就業を再開していない者とした。生存解析の手法を用いて介護離職者の就業再開率を推定し、就業再開率と年間の離職者数を乗じることで就業再開者数を得た。労働市場からの退出者数は、年間の離職者数から就業再開者数を引くことで求めた。年間の介護離職者９万9,100人のうち、35.7％は就業を再開し、労働市場からの退出者は６万3,700人であった。介護離職によって失われた雇用の3/4は正規雇用以外であった。前職・正規雇用の介護離職者で就業を再開した者のうち正規雇用の割合は半数に満たず、残りは正規雇用以外での就業再開であった。

離職者数において、介護離職が全離職理由計に占める割合はわずか1.8％であった。しかし、介護離職者の就業再開率（35.7％）は全離職理由計（67.3％）より低いので、退出者数の割合でみると3.6％となる。さらに、女性の40代、50代の退出者の１割は介護離職によるものであった。まだ働ける中高年の労働力の喪失という観点からみた場合、介護離職は決して無視できる数ではない。

介護離職者の所得損失を推計する上で障害となるのが、推計に必要な介護離職者の離職前賃金が得られないことである。本稿では、介護離職者と属性が近い「週６日以上介護をしている有業者」の賃金を介護離職者の離職前賃金として用いた。また、所得損失の推計では、就業再開によって生じる所得を考慮した。

離職後１年間の所得損失の合計は1,821億円であり、経済産業省（2018）の2,700億円の約３分の２であった。推計差の７割は離職前賃金として介護離職者と属性が異なる一般有業者の賃金を用いたことにより、３割は就業再開による所得を無視したことによる。所得損失は、就業率低下によるものと賃金下落によるものとに分けることができる。就業率低下による所得損失は、離職して無業となることによるもので、賃金下落による所得損失は、就業を再開しても賃金が離職前より下がることによるものである。所得損失の内訳は、就業率低下77.1％、賃金下落22.9％であった。賃金下落による所得損失の約４分の３が正規雇用によるものであり、その７割が、賃金が大幅に低い正規雇用以外として就業を再開したことによるものであった。介護離職による所得損失が複数年にわたって続くと、社会全体の年間の所得損失は、離職時期が異なる離職者の当該年における所得損失額の合計となる。本稿の試算結果を当てはめると、年間の所得損失は少なくとも3,400億円であった。

キーワード：介護離職

1.　はじめに

『就業構造基本調査』（総務省）によると、年間約10万人が介護を理由に離職している。今後、団塊の世代が2025年を過ぎ後期高齢者になると、介護を必要とする者の数が大幅に増えることが確実視されている。それにともない、親の介護に直面する労働者も増えることが予想される[注1]。そのため、介護離職は大きな社会問題とみなされ、その防止は安倍政権が掲げた新三本の矢でも重点目標に位置付けられていた。しかし、介護離

＊　岡山大学大学院社会文化科学研究科　教授

職については非常に重要なことでもわかっていないことも多い。第1に、年間の介護離職者全体のうち、どれくらいの者が労働市場から退出しているのかわかっていない。介護離職者の中には、介護と仕事の両立がしやすい職場に移る者や、比較的短期に介護が終わることで就業を再開する者もいるであろう。介護離職によって失われる雇用を把握するには、離職者数よりも、就業を再開することなく労働市場から退出する者の数の方が重要である。第2に、介護離職による社会全体の所得損失の推計は、経済産業省（2018）[1)]の非常に素朴な手法によるものを除いてない。社会全体の所得損失は、雇用の喪失とならんで、介護離職による社会的損失の非常に重要な情報である。本稿の第一の目的は、介護離職者の就業再開率を用いることで、介護離職による労働市場からの退出者数を推計することである。また、データの制約上、離職前賃金として推定値を用いるという限界はあるものの、介護離職による所得損失も推計する。以下では、先行研究に対する本稿の位置づけを述べるとともに、見通しを良くするため分析方法の概略、結論について述べる。

用いたデータは『就業構造基本調査』である。これまで家族介護が就業に及ぼす影響を推定した研究が数多く行われてきた[注2]。しかし、年間の介護離職者全体のうち、どれくらいの者が労働市場から退出しているのかを推計した研究は無い。労働市場からの退出者は、離職後2年が経っても就業を再開していない者とした。生存解析の手法を用いて介護離職者の就業再開率を推定し、就業再開率と年間の離職者数を乗じることで就業再開者数を得た。労働市場からの退出者数は、年間の離職者数から就業再開者数を引くことで求めた。年間の介護離職者9万9,100人のうち、全てが労働市場から退出しているわけではなかった。35.7％は就業を再開し、労働市場からの退出者は6万3,700人であった。退出者の3/4は正規雇用以外であった。前職・正規雇用の介護離職者で就業を再開した者のうち正規雇用の割合は45.6％と半数に満たず、残りは正規雇用以外での就業再開であった。

離職者数において、介護離職が全離職理由計に占める割合はわずか1.8％であった。しかし、介護離職者の就業再開率（35.7％）は全離職理由計（67.3％）より低いので、退出者数の割合でみると3.6％と高くなる。さらに、介護離職者が多い45-54歳、55-64歳ではその割合はそれぞれ8.3％、7.4％であった。男女別にみると、女性の40代、50代の退出者の1割は介護離職によるものであった。まだ働ける中高年の労働力の喪失という観点からみた場合、介護離職は決して無視できる数ではない。

介護離職による所得損失は、離職して無業になることや就業を再開しても離職前より賃金が下がることによって生じる。しかし、家族介護が所得に与える影響を扱った研究のほとんどは、介護をしながら働き続けている者の賃金率低下に関するものであり、介護離職による損失は扱っていない[注3]。その数少ない例外がSkira（2015）[5)]である。彼女はパネルデータを用いて動学的な労働供給モデルを構造推定することで、介護離職者はその後無業が継続しやすく、就業を再開しても賃金が低い仕事にしかつけないことを示すとともに、それにより被る損失を推計している[注4]。しかし、損失の推計は個人単位のみで、社会全体の額については行っていない。経済産業省（2018）は、介護離職による社会全体の所得損失の唯一の推計である。介護離職者の所得損失を推計する上で障害となるのが、推計に必要な介護離職者の離職前賃金が得られないことである。経済産業省（2018）では、離職前賃金として、介護離職者に限らない一般の有業者のものを用いている。そし

て、年間の介護離職者を10万人とし、それに一般有業者の平均賃金を乗じることで、介護離職による年間の所得損失を約2,700億円としている。離職前賃金は、介護離職者の属性で補正したものである。しかし、介護離職者と一般の有業者では観察できない属性の違いにより、離職前賃金の推定値に偏りが生じる可能性が考えられる。また、経済産業省（2018）では、離職者が就業再開する可能性を考慮していないという問題もある。そこで本稿では、介護離職者と「週6日以上介護をしている有業者」の属性が近いことを確認したうえで、「週6日以上介護をしている有業者」の賃金を介護離職者の属性で補正したものを、介護離職者の離職前賃金とした。さらに、所得損失の推計では就業再開率の推定結果を用いることで、就業再開によって生じる所得を考慮した。

離職後1年間の所得損失の合計は1,821億円であり、経済産業省（2018）の2,700億円の約3分の2であった。推計差879億円の7割は離職前賃金として一般有業者の賃金を用いたことによるもので、3割は就業再開による所得を無視したことによる。所得損失の内訳は正規雇用51％、正規雇用以外49％であった。介護離職によって失われる雇用の3/4は正規雇用以外であるが、所得損失でみると正規雇用の方がやや多くなる。所得損失は、就業率低下によるものと賃金下落によるものとに分解した。就業率低下による所得損失は、離職により無業となることによってもたらされる。賃金下落による所得損失は、就業を再開しても就業再開後の賃金が離職前より下がることによってもたらされる。雇用形態計では賃金下落が417億円（22.9％）、就業率低下が1,404億円（77.1％）であった。雇用形態別に就業率低下による所得損失をみると、正規雇用以外は787億円で正規雇用の617億円よりも大きかった。しかし、賃金下落による所得損失をみると、正規雇用が314億円、正規雇用以外の103億円で、その多くが正規雇用によるものであった。そして、正規雇用の賃金下落による所得損失の71％が、賃金が大幅に低い正規雇用以外として就業を再開したことによるものであった。なお、所得損失の要因別分解は、Skira（2015）や経済産業省（2018）では行われておらず、本稿が初めてである。

介護離職による所得損失が複数年にわたって続くと、年間の所得損失は、離職時期が一年以上離れた離職者の当該年における所得損失額の合計となる。例えば、離職期間が2年に及ぶと、年間の所得損失額は、ある年の離職者の離職後1年間の所得損失額とその前年に離職した者の離職後2年目の所得損失額の合計となる。経済産業省（2018）はこのことを考慮していないという点では過小評価になっている。離職後2年間を対象とした本稿の試算結果を当てはめると、年間の所得損失は3,400億円である。実際には、介護による離職期間が2年以上に及ぶケースがあることは確実なので、この額は、社会全体で年間に生じている介護離職による所得損失の下限といえる。

本稿の構成は、以下の通りである。可読性を考慮して、労働市場からの退出者数と所得損失の推計は、それぞれひとまとめにしている。そのため第2章では労働市場からの退出者数の推計方法及びその結果と解釈、第3章は介護離職による所得損失の推計方法及びその結果と解釈を記している。最終章は結語である。

2. 介護離職による労働市場からの退出者数の推計

（1）データと方法

『就業構造基本調査』は、就業・不就業の実態

を把握することを目的とした政府統計である。調査は5年ごとに行われ、調査期日は調査年の10月1日である。調査対象者は、『国勢調査』の調査区から選定された調査区をもとに調査年ごとに選定され、本稿で主に用いる2017年調査では、15歳以上の約108万人が対象となっている。2017年を主に用いる理由は、所得損失の推計に必要な介護離職者と属性が近い集団の情報が同年しか得られないからである。この点については第3章で詳述する。

『就業構造基本調査』では、離職経験者に対して、離職理由、離職時期、雇用形態が問われている。介護離職者は、離職経験者のうち離職理由が「介護・看護」の者であり、調査時点で就業を再開している者も含む[注5]。本稿では生存時間分析の手法を用いて、離職後の各時点で介護離職者のうちどれくらいの割合が就業を再開しているか（就業再開率）を推定する。イベントは就業の再開であり、生存時間は月単位の離職期間である。離職期間は、調査時点で有業の者は、前職の離職時点から現職の就業開始時点までの期間。調査時点で無業の者は、前職の離職時点から調査時点までの期間である。就業再開率は、カプランマイヤー法で生存時間関数を推定することで求める。離職期間tの関数である生存時間関数S（t）は、離職してからt月後まで就業を再開しない確率であり、t月後における就業再開率は1- S（t）である[注6]。

推定は、前職の雇用形態・離職時年齢階級別および性・離職時年齢階級別に行う[注7]。雇用形態の区分の定義は、設問の選択肢にしたがい以下のようにする。

正規雇用：雇われている人のうち、勤め先の呼称が「正規の職員・従業員」

正規雇用以外：雇われている人のうち、勤め先の呼称が「パート」「アルバイト」「労働者派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」「その他」のいずれか。従業上の地位が「会社等の役員」「自営業主（雇人あり）」「自営業主（雇人なし）」「自家営業の手伝い」「内職」

のいずれか。

前職・正規雇用の者については就業の有無のみならず、就業再開後の雇用形態別に就業再開率を推定する。この場合、生存時間分析のアウトカムは3つ（無業 / 就業再開・正規雇用 / 就業再開・正規雇用以外）になる。しかし、カプランマイヤー法は、アウトカムが2つの場合にしか使えない。そこでアウトカムが3つ以上の分析では、ノンパラメトリックな競合リスクモデルを用いる[注8]。前職・正規雇用以外の者は、正規雇用として就業再開する者が少なかったため、競合リスクモデルの適用は断念した。

分析対象期間の設定は、調査時点からさかのぼって長くするほど離職後の観察期間を長く取れるとともに標本数が増える。その反面、離職時期が古い者を対象とすることになり、就業再開率が過小評価となる。これは、『就業構造基本調査』では直近の離職しか問われないので、再就業した介護離職者が、調査時点前に介護以外の理由で再び離職した場合、介護離職者として補足されないからである[注9]。しかし、観察期間が1年では、長期離職者の動向を把握するには短すぎるように思われる。例えば『労働経済の分析』（厚生労働省）では、長期失業の定義を1年以上の失業としている。また、観察期間を1年とすると、離職期間が複数年にわたる場合の介護離職による損失について全く考察できない。そこで、本稿では観察期間を2年とし、労働市場からの退出者は、離職後2年が経っても就業を再開していない者とする。就業再開率の推定で用いる標本は、2015

年10月から2017年9月までの2年間に介護離職した者である。

離職後2年時点の就業再開者数は、年間の介護離職者数に離職後2年時点の就業再開率を乗じることで求める。労働市場からの退出者数は、年間の介護離職者数から就業再開者数を引いたものである。年間の介護離職者数は、調査時点から過去1年間に介護離職した者の数を用いる。

離職者数と労働市場からの退出者数は、介護離職者の他、介護離職に限らない全離職理由計についても同様の手法で推計する。そして、それらをもとに介護離職が全離職理由計に占める割合を、離職者数と退出者数についてそれぞれ求める。

本稿では、主に2017年調査を用いた結果を報告する。しかし、離職者の就業再開は、離職時期の労働市場の環境の影響を受ける可能性がある[注10]。そこで比較のため、2012年調査を用いた結果も一部報告する。リーマンショックで上昇した失業率は2011年以降低下し続けてきた。『労働力調査』（総務省）によると、2012年と2017年の失業率はそれぞれ4.3％、2.8％であり、職探しをする環境は2012年の方が2017年よりも悪い。

（2）結果と考察

以下、本節の図表は2017年調査分であり、2012年調査分は論文末の補論1に掲載している。表1は就業再開率の推定に用いた標本の記述統計である。前職の職業など、第3章の離職前賃金の推定に用いる属性の記述統計は後に示す表4に掲載している。標本数は1,620であった。図1は、カプランマイヤー法による就業再開率の推定結果である[注11]。離職時年齢が若いほど就業再開率は高かった。前職の雇用形態別に就業再開率をみると、全年齢では前職・正規雇用の方が高かった。年齢別にみると、55歳未満では前職・正規雇用の方が高かったが、55歳以上ではほぼ同じであった。離職から時間が経つにつれ就業再開率の上昇は鈍くなり、ほとんどのケースで、離職後2年間の就業再開率の上昇の7割以上が最初の1年以内に生じていた。図2は個票と標本抽出倍率を用いて推計した年間の介護離職者数の全国推計値である。2016年10月から2017年9月までの1年間に介護離職した者は9万9,100人であった。図には示していないが、年間の介護離職者の内訳は、男性24.7％・女性75.7％で女性が3/4を占める。離職時年齢は40代後半から60代前半が多く、前職の雇用形態は正規雇用が28.8％、正規雇用以外が71.2％であった。

表2.1は図1の推定結果と図2の離職者数をもとに推計した介護離職経験者の就業再開者数と労働市場からの退出者数を示している[注12]。表2.2は、そのうち前職・正規雇用の就業再開者の雇用形態別内訳である。年間の介護離職者9万9,100人のうち、3万5,400人は就業を再開し、労働市場からの退出者は6万3,700人であった。介護離職者の全てが労働市場から退出しているわけではなく、35.7％は就業を再開し、退出者数の割合は64.3％であった。このことは、就業再開者を考慮に入れないと、介護離職の社会的損失は過大評価となることを意味する。

前職の雇用形態別に退出者数の内訳をみると、前職・正規雇用が1万5,600人（24.5％）、前職・正規雇用以外が4万8,100人（75.5％）であり、介護離職によって失われる雇用の3/4は正規雇用以外であった。前職・正規雇用は、前職・正規雇用以外よりも就業再開率が高かった。しかし、就業を再開した前職・正規雇用の雇用形態別内訳を示した表2.2をみると、正規雇用としての就業再開率は全年齢で20.6％であり、就業再開者に占める正規雇用の割合（最右列）は45.6％と半数に満たない。この割合は、55歳を

表１　就業再開率の推定で用いる介護離職者の標本の記述統計[1)]

	前職・雇用形態計[2)]		前職・正規雇用		前職・正規雇用以外	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
調査時点の就業状態別・離職期間（月）						
就業状態・合計	9.993	(7.163)	9.452	(7.244)	10.243	(7.114)
正規雇用	3.835	(3.661)	3.493	(3.294)	5.050	(4.639)
正規雇用以外	5.497	(5.381)	5.795	(5.778)	5.358	(5.192)
無業	11.813	(6.976)	11.976	(7.035)	11.750	(6.955)
調査時点の就業状態						
正規雇用	0.056	(0.230)	0.138	(0.346)	0.018	(0.133)
正規雇用以外	0.217	(0.413)	0.218	(0.414)	0.217	(0.412)
無業	0.727	(0.446)	0.643	(0.480)	0.765	(0.424)
性別・男性	0.221	(0.415)	0.380	(0.486)	0.147	(0.355)
年齢	56.785	(10.425)	54.940	(10.057)	57.640	(10.485)
離職時年齢	55.816	(10.386)	53.948	(9.953)	56.681	(10.473)
有配偶	0.669	(0.471)	0.615	(0.487)	0.694	(0.461)
大学・大学院卒	0.157	(0.363)	0.238	(0.426)	0.119	(0.324)
調査時点・介護無し[3)]	0.357	(0.479)	0.343	(0.475)	0.364	(0.481)
介護頻度[4)]						
月３日以内	0.066	(0.249)	0.083	(0.276)	0.058	(0.234)
週に１日	0.063	(0.244)	0.080	(0.272)	0.055	(0.229)
週に２日	0.085	(0.278)	0.065	(0.247)	0.094	(0.292)
週に３日	0.080	(0.271)	0.074	(0.262)	0.082	(0.275)
週に 4-5 日	0.102	(0.303)	0.107	(0.309)	0.099	(0.299)
週に６日以上	0.604	(0.489)	0.591	(0.492)	0.611	(0.488)
標本数	1,620		513		1,107	

1）2015 年 10 月から 2017 年９月までの２年間に離職した者。離職期間、年齢、離職時年齢は、実数値。それ以外は、該当する場合に 1、それ以外は 0 を取るダミー変数。2）前職・正規雇用＋前職・正規雇用以外。3）調査時点にふだん介護をしていなかった者。4）調査時点でふだん介護をしていた者の介護の頻度。

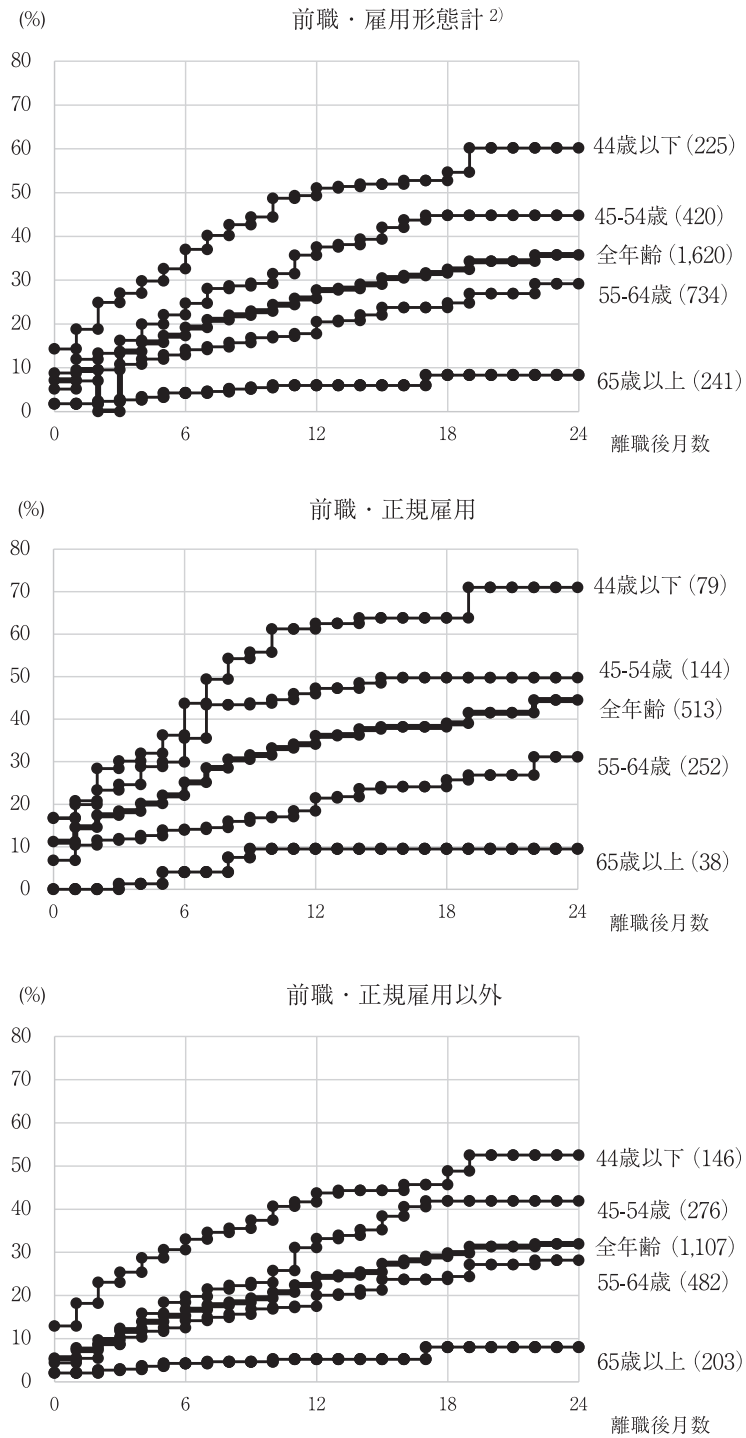
出所：『就業構造基本調査』（2017 年）の個票を特別推計。以下、同様。

過ぎると大幅に低下する。このことは、前職・正規雇用は、就業を再開しても賃金の大幅な低下に見舞われる者が多く、特に 50 代半ばでその可能性が高いことを示唆している。

表３は、介護離職が全離職理由計に占める割合を、離職者数と労働市場からの退出者数についてそれぞれ示している。表の上段は前職雇用形態・性・合計、中段は前職の雇用形態別、下段は性別である。それによると、離職者数において、介護離職が全離職理由計に占める割合はわずか 1.8％である。しかし、介護離職者の就業再開率（35.7％）は全離職理由計（67.3％）より低いので、退出者数の割合でみると 3.6％となる。さらに、介護離職者が多い 45-54 歳、55-64 歳ではその割合はそれぞれ 8.3％、7.4％であった。前職の雇用形態別にみてもほぼ同様であった。さらに、男女別にみると、女性の 40 代、50 代の退出者の１割は介護離職によるものであることがわかる。以上のように、まだ働ける中高年の労働力の喪失という観点からみた場合、介護離職は決して無視できる数ではない。

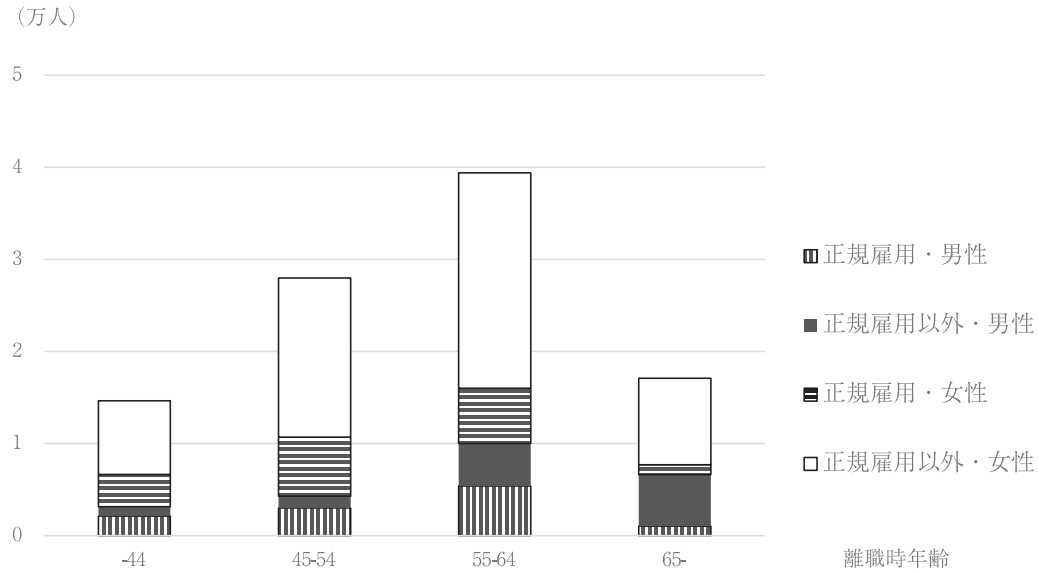
年間の介護離職者数は 2012 年・10 万 1,100 人（補論１・表 10.1）、2017 年・９万 9,100 人（表 2.1）であった。それに対して、労働市場からの退出者数は 2012 年・７万 4,400 人（補論１・表 10.1）、2017 年・６万 3,700 人（表 2.1）であっ

図 1　介護離職者の就業再開率の推定結果 [1)]



1）対象は、2015 年 10 月から 2017 年 9 月までの 2 年間に離職した者。（　）内は、標本数。推定では、標本抽出倍率を考慮している。2）前職・正規雇用＋前職・正規雇用以外。

図 2　前職の雇用形態・性別　年間の介護離職者数



離職時期は 2016 年 10 月から 2017 年 9 月。総数 9 万 9,100 人。

表 2.1　介護離職経験者の就業再開者数と労働市場からの退出者数 [1)]

	介護離職者数 [2)] (1)		就業再開者数 (2) = (1) × (4)		退出者数 (3) = (1) - (2)		就業再開率 [3)] (4)
	千人	(%)	千人	(%)	千人	(%)	(%)
前職・雇用形態計 [4)]							
離職時年齢・全年齢	99.1	(100.0)	35.4	(100.0)	63.7	(100.0)	35.7
44 歳以下	14.6	(14.8)	9.1	(25.7)	5.5	(8.7)	62.2
45-54 歳	28.0	(28.2)	13.0	(36.6)	15.0	(23.6)	46.3
55-64 歳	39.4	(39.8)	11.9	(33.6)	27.5	(43.2)	30.2
65 歳以上	17.1	(17.2)	1.5	(4.2)	15.6	(24.5)	8.6
前職・正規雇用							
離職時年齢・全年齢	28.5	(100.0)	12.9	(100.0)	15.6	(100.0)	45.3
44 歳以下	5.6	(19.6)	4.1	(32.0)	1.5	(9.4)	73.9
45-54 歳	9.4	(33.0)	4.9	(37.8)	4.5	(29.1)	51.8
55-64 歳	11.4	(39.9)	3.7	(28.6)	7.7	(49.3)	32.4
65 歳以上	2.1	(7.4)	0.2	(1.6)	1.9	(12.2)	9.9
前職・正規雇用以外							
離職時年齢・全年齢	70.6	(100.0)	22.5	(100.0)	48.1	(100.0)	31.9
44 歳以下	9.0	(12.8)	4.9	(22.0)	4.1	(8.5)	54.7
45-54 歳	18.6	(26.3)	8.1	(36.0)	10.5	(21.8)	43.6
55-64 歳	28.0	(39.7)	8.2	(36.5)	19.8	(41.2)	29.3
65 歳以上	15.0	(21.2)	1.3	(5.6)	13.7	(28.5)	8.4

1）『就業構造基本調査』の公表値の最小桁数は 100 人であり、本稿もそれに倣っている。そのため表では視認性を考慮して、千人単位の表記としている。2）年間の値（2016 年 10 月から 2017 年 9 月）・図 2。3）離職後 2 年時点の値・図 1。4）前職・正規雇用＋前職・正規雇用以外。

表 2.2　就業を再開した前職・正規雇用者の介護離職者の雇用形態別・内訳

就業再開後の雇用形態	雇用形態計(1)[1]			正規雇用(2)[2]			正規雇用以外(3)[2]			正規雇用の就業再開者数の割合(%)
	就業再開者数		就業再開率	就業再開者数		就業再開率	就業再開者数		就業再開率	
	千人	(%)	(%)	千人	(%)	(%)	千人	(%)	(%)	(2)/(1)
離職時年齢・全年齢	12.9	(100.0)	45.3	5.9	(100.0)	20.6	7.0	(100.0)	24.6	45.6
44 歳以下	4.1	(32.0)	73.9	2.4	(40.5)	42.6	1.8	(24.9)	31.3	57.6
45-54 歳	4.9	(37.8)	51.8	2.9	(48.9)	30.6	2.0	(28.4)	21.2	59.0
55-64 歳	3.7	(28.6)	32.4	0.6	(10.1)	5.2	3.1	(44.0)	27.2	16.1
65 歳以上	0.2	(1.6)	9.9	0.0	(0.5)	1.3	0.2	(2.6)	8.6	13.3

1）雇用形態計 = 正規雇用 + 正規雇用以外。就業再開者数と就業再開率は表 2.1 の再掲。2）就業再開率は、競合リスクモデルで推定した離職後 2 年時点の値。就業再開者数は、表 2.1 の前職・正規雇用の介護離職者数に就業再開率を乗じたもの。

表 3　介護離職が全離職理由計に占める割合：離職者数と退出者数

	介護離職 / 全離職理由計（%）		就業再開率（%）	
	離職者数	退出者数	介護離職	全離職理由計
前職雇用形態、性・合計				
離職時年齢・全年齢	1.8	3.6	35.7	67.3
44 歳以下	0.5	0.9	62.2	80.8
45-54 歳	3.5	8.3	46.3	77.5
55-64 歳	5.1	7.4	30.2	51.7
65 歳以上	2.2	2.5	8.6	19.2
前職・正規雇用				
離職時年齢・全年齢	1.4	3.1	45.3	75.0
44 歳以下	0.5	0.9	73.9	86.9
45-54 歳	3.5	9.1	51.8	81.5
55-64 歳	3.2	5.0	32.4	56.7
65 歳以上	1.1	1.3	9.9	24.1
前職・正規雇用以外				
離職時年齢・全年齢	2.1	3.8	31.9	62.8
44 歳以下	0.5	0.9	54.7	76.7
45-54 歳	3.4	7.9	43.6	75.6
55-64 歳	6.8	9.1	29.3	47.6
65 歳以上	2.5	2.8	8.4	17.8
女性				
離職時年齢・全年齢	2.4	4.7	35.9	66.5
44 歳以下	0.6	1.1	58.3	76.1
45-54 歳	4.3	9.9	45.1	76.2
55-64 歳	7.9	9.9	30.6	44.7
65 歳以上	3.6	4.0	6.0	16.6
男性				
離職時年齢・全年齢	1.0	2.1	35.2	68.4
44 歳以下	0.3	0.6	73.8	87.9
45-54 歳	1.7	4.1	51.7	80.2
55-64 歳	2.5	4.2	27.6	57.3
65 歳以上	1.3	1.4	16.8	20.9

離職時年齢・全年齢の離職者数は、介護離職で 9 万 9,100 人、全離職理由計で 545 万 4,700 人。
離職時年齢・全年齢の退出者数は、介護離職で 6 万 3,700 人、全離職理由計で 178 万 1,500 人。

た。いずれも2012年の方が多いが、その差は、離職者数の2,000人に対し退出者数は1万700人で、退出者数の方が5倍以上多い。また倍率（2012/2017）でみると、離職者数が1.02倍とほぼ同じであるのに対し退出者数では1.17倍である。これは2012年の方が、就業再開率が低いことによる。離職後2年時点の就業再開率は、2017年の35.7％に対し2012年は26.5％であった。これは全離職理由計でも同様で、2017年の67.3％に対し2012年は60.5％であった。2017年と2012年の就業再開率の差は、前節で述べたように、職探しをする環境が2012年の方が悪いことによるものと考えられる。以上の結果は、離職者数と退出者数の年次推移の傾向は異なる可能性があることを示す。これまで年間の介護離職者数の推移が多方面で示されてきた（例えば、大津（2013））。しかし、介護離職の損失の年次推移を把握するという目的で離職者数の推移をみる場合、より適切な指標である退出者数の推移とは乖離がある可能性に注意する必要がある。

3. 介護離職による所得損失の推計

（1）データと方法

① 離職前賃金の推計方法

介護離職者の所得損失を推計するには、介護離職者の離職前賃金が必要である。しかし、『就業構造基本調査』からは離職経験者の離職前賃金に関する情報は得られない。そのため経済産業省（2018）では、離職前賃金として、『賃金構造基本統計調査』（2017年）（厚生労働省）の介護離職者に限らない一般の有業者の賃金を用いている。しかし図2からも明らかなように、介護離職者は、年齢では中高年、性別では女性に偏っている。そこで経済産業省（2018）では、介護離職者と一般有業者の属性の違いを補正するため、40歳以上の男女別賃金を介護離職者の性比で加重平均したものを介護離職者の離職前賃金としている。本稿でも介護離職者に限定しない有業者の賃金を、介護離職者の離職前賃金として用いる。データは2017年の『就業構造基本調査』である。本稿では、属性の違いの補正にあたって、性別、年齢の他、学歴、勤続年数、職業、配偶関係、雇用形態、居住地域、労働市場の環境など、経済産業省（2018）よりもずっと多岐にわたる項目を用いる。しかし、介護離職者と一般有業者では、観察できない属性の違いによって賃金が異なる可能性が考えられる。例えば、観察できない賃金獲得能力が低い者ほど所得損失が少ないので、介護を引き受け離職する傾向があるかもしれない。そのような場合、一般有業者の標本を用いて推定した介護離職者の離職前賃金は過大評価になる。介護が就業に与える影響を分析した先行研究では、介護と就業の双方の選択に影響する観察できない要因の制御が課題となってきた[注13]。そこで、本稿では介護離職者と属性が近く、それ故、観察できない要因の違い及びそれに起因する推定結果の偏りが小さいことが期待できる集団を用いて離職前賃金を推定する。そのような集団として、働きながら介護をしている者（以下、介護有業者）に着目する。これは、介護離職者の大半は、離職前は働きながら介護をしていたと考えられ、一般有業者よりも介護有業者と属性が近いと予想されるからである[注14]。『就業構造基本調査』では、2012年調査から、調査対象者が調査時点において「ふだん介護をしているか否か」が問われるようになった。「ふだん介護をしている」とは、1年間に30日以上の介護である。そして、最新の2017年調査では、介護の頻度についての質問項目が新たに設けられた。個票と標本抽出倍率をもとに推計したところ、介護有業者は346万3,200人で、介護頻度別の内訳は、「月に3日以

内・84万7,400人（24.5％）」、「週に1回・63万6,700人（18.4％）」、「週に2日・41万3,900人（12.0％）」、「週に3日・23万8,800人（6.9％）」、「週に4～5日・22万2,500人（6.4％）」、「週に6日以上・110万3,800人（31.9％）」であった。一口に「ふだん介護をしている」と言っても、介護の頻度は人によってかなりばらつきがある。そのため、介護をしていても週1回未満では、仕事と介護の両立ができず介護離職に至るケースは少ないように思われる。介護離職者の離職前賃金の推計に全ての介護有業者の標本を用いることは適切でないだろう。一般に介護頻度が高い者ほど一週間の介護時間は長いと予想される。そして先行研究は、介護時間が長い者ほど就業率が低いことを報告している（岸田（2014）、Casado-Martin et al.（2011）[15]、Bolin et al（2008）[16]、Ettner（1995）[17]）。そのため介護頻度が高い者の方が、介護離職する可能性が高く介護離職者と属性が近いことが予想される。それ故、離職前賃金の推計では、介護頻度が高い者の標本を用いるのが適切であるように思われる。そこで、本稿では介護が「週に6日以上」の介護有業者を、介護離職者の離職前賃金の推計で用いることにする。「週に6日以上」は全介護有業者の約1/3を占め、その数110万3,800人は年間の介護離職者9万9,100人の約11倍である。この比率や倍率をみると、「週に6日以上」は介護離職者と属性が近い集団の大半を含んでいるように見える。しかし、表1に示した介護離職者の調査時点における介護頻度をみると、「週に6日以上」が約6割で最も多いものの、それより低い頻度の者もいる。介護離職前後で介護頻度が変わっている可能性があるものの[注15]、離職前賃金の推定で用いる介護有業者を「週に6日以上」に限定することの妥当性はデータから確認する必要がある[注16]。

妥当性の確認では、「週に6日以上」だけでなく、それより介護頻度が低い者を含んだ区分も用いる。用いる区分は、「介護有業者計」、「週1日以上」、「週2日以上」、「週3日以上」、「週4～5日以上」、「週6日以上」であり、以下ではこれらを累積介護頻度区分と呼ぶ。「介護有業者計」は、1年間に30日以上の介護をしている全ての有業者である。妥当性の確認方法は以下の2つである。一つ目の方法では、累積介護頻度区分間で介護有業者の属性を比較するとともに、それらと介護離職者の属性を比較する。もし累積介護頻度区分間で介護有業者の観察できる属性に差が無ければ、観察できない属性についても区分間の差が無い可能性が予想され、離職前賃金の推定で用いる介護有業者を「週6日以上」に限定する根拠は弱いだろう。また、累積介護頻度区分間で介護有業者の属性に差がある場合でも、そのうち「週6日以上」と介護離職者の属性が最も近くなければ、やはり介護有業者を「週6日以上」に限定する根拠は弱い。

妥当性を確認する二つ目の方法では、累積介護頻度区分ごとに離職前賃金の推定値を求め、それらを区分間で比較する。たとえ介護離職者と「週6日以上」の介護有業者の属性が類似していたとしても、累積介護頻度区分間で離職前賃金の推定値が同じであれば、推定で用いる介護有業者を「週6日以上」に限定する必要はない。上述のように介護離職者の離職前賃金は、介護有業者の賃金を介護離職者の属性で補正したものである。具体的な補正方法は、以下の通りである。まず、介護有業者の賃金関数を推定し、それに介護離職者の標本を当てはめて予測値を得る[注17]。賃金関数の従属変数は対数化した年収であり、介護離職者の離職前賃金の推定値は、Duan（1983）[18]のsmearing methodで予測値を現数値に戻したものである[注18]。賃金関数は、雇用形態（2種類）・性（2種類）・累積介護頻度区分（6種類）別に

計24本推定する。賃金関数に当てはめる介護離職者の標本は雇用形態（2種類）・性（2種類）別の計4種類で、それぞれその属性を雇用形態・性が同じ賃金関数の説明変数に代入する。雇用形態・性が同じ賃金関数であれば、累積介護頻度区分が異なっても、当てはめる介護離職者の標本は同じである。それ故、区分間で離職前賃金の推定値が異なるとすれば、それは区分間で賃金関数の推定結果が異なるからである。区分間で賃金関数の推定結果が異なる理由としては、観察できない介護有業者の属性が区分間で異なることが考えられる。例えば、累積介護頻度区分が高くなるほど観察できない賃金獲得能力が低くなるとすれば、離職前賃金の推定値も、同区分が高くなるほど低くなるであろう[注19]。

賃金関数の予測値の作成で用いる介護離職者の標本は、就業再開率の推定で用いたもののうち賃金関数に当てはめる変数に欠損値が無いものである。『就業構造基本調査』からは、離職経験者の前職の勤続年数、職業、雇用形態に関する情報が得られる。賃金関数に当てはめる属性のうち、勤続年数、職業、雇用形態は前職のものであり、年齢は、離職時のものである。なお、同調査で得られる介護に関する情報は、調査時点における介護の有無・頻度と過去一年間の介護休業制度などの利用のみである[注20]。被介護者の性別、介護者との続柄、重症度などの個人属性や介護期間に関する情報は得られず、それらを賃金関数の推定に用いることはできない。また、調査対象者の健康状態に関する情報も得られない。先行研究は、健康状態が悪い者は賃金率が低いことを報告している（岩本（2000）[20]、Currie and Brigitte（1999）[21]）。そのため、本稿において、健康状態は、観察できない賃金獲得能力となっている可能性が考えられる。

② 介護離職による所得損失の推計方法

就業再開率を前職の雇用形態別・年齢階級別に推定していることから、介護離職者の所得損失も前職の雇用形態別・年齢階級別に推計する。そのため、推計で用いる離職前賃金は、雇用形態別・年齢階級別の平均値である。推計では、介護離職者の就業再開後の賃金も用いる。就業再開後賃金は、就業再開率の推定で用いた標本のうち、調査時点・有業者の平均値である。就業再開後賃金は、前職の雇用形態別・年齢階級別の他、前職が正規雇用の者については、就業再開後の雇用形態別のものも用いる。

所得損失は、就業率低下によるものと賃金下落によるものとに分解する。就業率低下による所得損失は、離職により無業となることによってもたらされる。賃金下落による所得損失は、就業を再開しても就業再開後の賃金が離職前より下がることによってもたらされる。まず、就業再開後の雇用形態の違いを考慮しない前職・正規雇用以外について説明する。

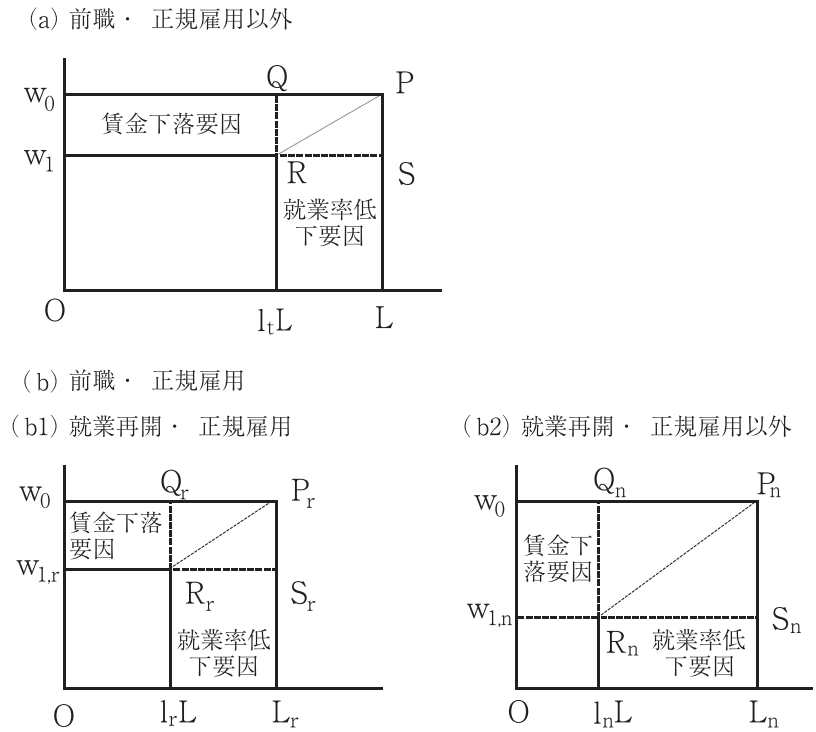
賃金要因と就業率低下による所得損失は、それぞれ離職後の月ごとの所得損失の合計として、以下の式で計算できる。w_0: 離職前の月額賃金、w_1: 就業再開後の月額賃金、l_t：離職後ｔヵ月時点の就業再開率、L: 年間の離職者数、l_tL：離職後ｔヵ月時点の就業再開者数。

$$賃金下落要因 = \sum_{t=1}^{T}(w_0 - w_1)\frac{1+l_t}{2}L \qquad (1)$$

$$就業率低下要因 = \sum_{t=1}^{T}\frac{w_0+w_1}{2}(1-l_t)L \qquad (2)$$

図3（a）のW_0OLPは、離職前の1ヵ月の社会全体の介護離職者の所得である。W_1O（l_tL）Rは、離職からｔ月目の1ヵ月の社会全体の就業再開者の所得である。W_0OLPとW_1O（l_tL）Rの面積の差が、離職からｔ月目の1ヵ月の社会全

図３　介護離職による所得損失の要因別分解



w_0: 離職前の月額賃金、w_1: 就業再開後の月額賃金、
l_t: 離職後ｔヵ月時点の就業再開率、L: 年間の離職者数、
l_tL：離職後ｔヵ月時点の就業再開者数。
r: 正規雇用、n: 正規雇用以外。
l_r: 正規雇用としての就業再開率、l_n: 正規雇用以外としての就業再開率
$L_r = (l_r/(l_r+l_n))L$、$L_n = (l_n/(l_r+l_n))L$
w_0w_1RP: 賃金下落要因による所得損失、
$R(l_tL)LP$: 就業率低下要因による所得損失

体の所得損失である。QRSP は、２つの要因が絡み合って生じる所得損失であり、(1)式の第２項と(2)式の第１項は、それをそれぞれの要因に均等に按分していることを示す。これは交絡効果を処理する一般的な手法であり、小塩（1998）[22] は、この手法で国民医療費の増加を高齢化要因と医療単価要因に分解している。図では、W_0W_1RP が賃金下落による所得損失、R（l_tL）LP が就業率低下による所得損失である。

しかし、前職・正規雇用では、就業再開形態が正規雇用と正規雇用以外の２つであるため、この手法をそのまま適用することはできない。そこで本稿では、離職者数Ｌを雇用形態別の就業再開率の比に応じて L_r と L_n に按分することで、所得損失を以下の(3)式・右辺のように分解することを提案する。記述の簡便化のため、ある１ヵ月の所得損失を示しており、月単位の添え字ｔは省略している。*r* とｎは、それぞれ就業再開後の雇用形態が、正規雇用と正規雇用外であることを示す。

$$w_0L - w_{1,r}l_rL - w_{1,n}l_nL$$
$$= \sum_{e=r,n}(w_0 - w_{e,1})\left(\frac{l_e}{l_r + l_n} + l_e\right)\frac{L}{2} +$$
$$\sum_{e=r,n}\frac{w_0 + w_{e,1}}{2}\left(\frac{l_e}{l_r + l_n} - l_e\right)L \qquad (3)$$

左辺は、離職前所得から就業再開によって生じた所得を差し引いたものであり、所得損失の定義そのものである。右辺・第１項と第２項は、それぞれ(1)式と(2)式に対応し、賃金下落要因と就業率低下要因による所得損失をあらわす。さらに第１項のうち、e=r の部分は正規雇用として就業再開した者の賃金要因による所得損失、e=n は正規雇用以外として就業再開した者の賃金要因による所得損失である。図３の(b1)、(b2)は、(3)式・右辺の要因分解を図示している。

(3)式の分解は、離職者が、正規雇用として就業再開する可能性がある者と正規雇用以外として就業再開する可能性がある者から成り、その比率が l_r 対 l_n であると想定していることに等しい。この想定では、就業再開者数が多い雇用形態ほど、その雇用形態で就業を再開する可能性のある離職者数も多くなる。このような想定の現実的妥当性をデータから検証することはできないものの、少なくとも定性的にはもっともらしいように思われる。また、実際的な問題として他に適当な方法がないこともあり、本稿ではその妥当性に留意が必要であることを認めつつも、以下では(3)式にもとづく所得損失の要因分解の結果を報告する。

(2) 結果と考察

① 離職前賃金の推定で「週６日以上」を用いることの妥当性の確認

以下では、前節で述べた２つの方法により、離職前賃金の推定で「週６日以上」の介護有業者を用いることの妥当性を確認する。一つ目の方法は、累積介護頻度区分間で介護有業者の属性が異なると同時に、「週６日以上」と介護離職者の属性が最も近いかを調べることであった。群間の比較は、年齢、学歴、配偶関係などの属性（以下、基本属性）に焦点を充てる。基本属性以外の属性は、職業、雇用形態（正規雇用以外のみ）、地域変数である。基本属性に焦点を充てるのは、職業、雇用形態は、基本属性によって決定される部分が大きいと考えられることに加え、後述のように比較結果の解釈が困難なケースがあるからである。表 4.1、表 4.2 は、離職前賃金の推定で用いる介護有業者と介護離職者の属性のうち、年収（対数）と基本属性の記述統計を雇用形態・性別に示している。雇用形態は、介護有業者は現職、介護離職者は前職のものである。表 4.1 は正規雇用、表 4.2 は正規雇用以外であり、それぞれ上段は女性、下段は男性の値を示している。介護離職者の属性のうち、年齢と勤続年数は離職時点のものである。介護有業者の平均値の右隣には、介護離職者の属性との差を検定した結果を示している。

興味深いことに、介護有業者の属性を累積介護頻度区分間で比較すると、区分が高くなるにつれ、多くの属性において特定の傾向が観察できる。表では、介護離職者の属性のうち、その傾向の延長線上にあって「週６日以上」と最も近いものの値を「週６日以上」の値とペアにして黒枠で囲んでいる。例えば、大学・大学院卒割合は累積介護頻度区分が高くなるほど低くなるが、介護離職者におけるその割合は、正規雇用・男性を除き、介護有業者の中で最も低い「週６日以上」と最も近くかつそれよりも低かった。有配偶率は累積介護頻度区分が高くなるほど低くなるが、介護離職者の有配偶率は、正規雇用・女性を除き、

表 4.1 離職前賃金の推定で用いる介護有業者と介護離職者の標本の記述統計・平均値（標準誤差）：正規雇用 [1)]

（1）正規雇用・女性

累積介護頻度区分	介護有業者						介護離職者
	介護有業者計 [2)]	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上	
従属変数：年収（対数）	5.726	5.707	5.665	5.634	5.637	5.636	−
	(0.629)	(0.632)	(0.643)	(0.651)	(0.655)	(0.657)	(−)
（A）基本属性							
（離職時）年齢 [3)]	50.956 **	51.521 **	52.162 *	52.476 n.s.	52.945 n.s.	53.183 n.s.	53.389
	(10.320)	(10.176)	(10.009)	(9.984)	(9.624)	(9.577)	(9.684)
（離職時）年齢・2 乗 /100 [3)]	27.030 **	27.579 **	28.210 *	28.534 n.s.	28.958 n.s.	29.201 n.s.	29.438
	(9.871)	(9.871)	(9.900)	(9.970)	(9.799)	(9.812)	(9.378)
（離職時）勤続年数 [3)]	18.868 n.s.	19.494 n.s.	19.818 *	19.977 *	20.327 *	20.417 *	18.361
	(12.703)	(12.717)	(12.872)	(12.993)	(13.058)	(13.105)	(13.455)
（離職時）勤続年数・2 乗 /10 [3)]	51.735 n.s.	54.171 n.s.	55.841 n.s.	56.783 n.s.	58.361 +	58.849 +	51.756
	(54.965)	(56.184)	(58.216)	(59.538)	(60.532)	(61.356)	(56.604)
学歴：中学校卒	0.024 n.s.	0.027 n.s.	0.030 n.s.	0.033 n.s.	0.031 n.s.	0.031 n.s.	0.030
	(0.155)	(0.162)	(0.170)	(0.177)	(0.174)	(0.174)	(0.172)
学歴：高校・専門学校卒	0.569 *	0.575 +	0.595 n.s.	0.603 n.s.	0.607 n.s.	0.607 n.s.	0.628
	(0.495)	(0.494)	(0.491)	(0.489)	(0.489)	(0.489)	(0.484)
学歴：短大・高専卒	0.202 n.s.	0.203 n.s.	0.197 n.s.	0.198 n.s.	0.203 n.s.	0.203 n.s.	0.196
	(0.401)	(0.402)	(0.398)	(0.399)	(0.402)	(0.402)	(0.398)
学歴：大学・大学院卒	0.199 *	0.190 +	0.173 n.s.	0.160 n.s.	0.153 n.s.	0.153 n.s.	0.145
	(0.399)	(0.393)	(0.378)	(0.367)	(0.360)	(0.361)	(0.353)
有配偶	0.627 n.s.	0.619 n.s.	0.606 +	0.604 +	0.604 +	0.593 *	0.659
	(0.484)	(0.486)	(0.489)	(0.489)	(0.489)	(0.491)	(0.475)
育児をしている	0.057 n.s.	0.052 n.s.	0.048 n.s.	0.048 n.s.	0.044 n.s.	0.039 n.s.	0.041
	(0.233)	(0.221)	(0.214)	(0.214)	(0.204)	(0.195)	(0.198)
世帯主	0.228 n.s.	0.224 n.s.	0.218 n.s.	0.206 n.s.	0.207 n.s.	0.204 n.s.	0.213
	(0.420)	(0.417)	(0.413)	(0.405)	(0.405)	(0.403)	(0.410)
現住所の居住理由・介護	0.301 n.s.	0.293 n.s.	0.285 n.s.	0.285 n.s.	0.279 n.s.	0.281 n.s.	0.304
	(0.459)	(0.455)	(0.452)	(0.451)	(0.449)	(0.450)	(0.461)
標本数	5,022	3,922	2,965	2,369	2,020	1,701	296

（2）正規雇用・男性

累積介護頻度区分	介護有業者						介護離職者
	介護有業者計 [2)]	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上	
従属変数：年収（対数）	6.141	6.097	6.042	5.994	5.995	5.992	−
	(0.561)	(0.574)	(0.577)	(0.588)	(0.582)	(0.587)	(−)
（A）基本属性							
(離職時)年齢[3)]	51.746 **	52.324 **	52.457 **	52.608 **	52.626 **	52.738 **	55.483
	(9.470)	(9.407)	(9.579)	(9.608)	(9.515)	(9.415)	(9.487)
(離職時)年齢・2 乗/100[3)]	27.673 **	28.263 **	28.434 **	28.598 **	28.600 **	28.699 **	31.678
	(9.171)	(9.244)	(9.478)	(9.575)	(9.514)	(9.434)	(9.590)
(離職時)勤続年数[3)]	21.234 n.s.	21.371 n.s.	21.198 n.s.	20.888 n.s.	21.060 n.s.	21.300 n.s.	20.579
	(13.064)	(13.169)	(13.296)	(13.285)	(13.299)	(13.279)	(15.140)
(離職時)勤続年数・2乗/10[3)]	62.154 n.s.	63.010 n.s.	62.609 n.s.	61.269 n.s.	62.027 n.s.	62.990 n.s.	65.146
	(56.209)	(57.154)	(58.243)	(57.941)	(58.214)	(57.856)	(71.053)
学歴：中学校卒	0.040 +	0.045 n.s.	0.048 n.s.	0.056 n.s.	0.061 n.s.	0.066 n.s.	0.066
	(0.196)	(0.207)	(0.214)	(0.231)	(0.239)	(0.249)	(0.248)
学歴：高校・専門学校卒	0.496 n.s.	0.510 n.s.	0.543 n.s.	0.562 n.s.	0.557 n.s.	0.554 n.s.	0.536
	(0.500)	(0.500)	(0.498)	(0.496)	(0.497)	(0.497)	(0.500)
学歴：短大・高専卒	0.039 n.s.	0.036 n.s.	0.036 n.s.	0.033 n.s.	0.030 n.s.	0.029 n.s.	0.027
	(0.194)	(0.187)	(0.187)	(0.179)	(0.172)	(0.168)	(0.163)
学歴：大学・大学院卒	0.421 n.s.	0.405 n.s.	0.369 n.s.	0.345 n.s.	0.348 n.s.	0.347 n.s.	0.366
	(0.494)	(0.491)	(0.483)	(0.475)	(0.477)	(0.476)	(0.483)
有配偶	0.774 **	0.754 **	0.721 **	0.698 **	0.686 **	0.675 **	0.557
	(0.418)	(0.431)	(0.448)	(0.459)	(0.464)	(0.469)	(0.498)
育児をしている	0.081 **	0.072 **	0.074 **	0.070 **	0.073 **	0.069 **	0.022
	(0.273)	(0.259)	(0.261)	(0.255)	(0.260)	(0.254)	(0.147)
世帯主	0.828 **	0.808 *	0.785 n.s.	0.772 n.s.	0.767 n.s.	0.766 n.s.	0.749
	(0.377)	(0.394)	(0.411)	(0.420)	(0.423)	(0.424)	(0.435)
現住所の居住理由・介護	0.300 n.s.	0.299 n.s.	0.297 n.s.	0.295 n.s.	0.301 n.s.	0.301 n.s.	0.262
	(0.458)	(0.458)	(0.457)	(0.456)	(0.459)	(0.459)	(0.441)
標本数	6,137	4,265	2,816	2,095	1,740	1,406	183

1）雇用形態は、介護有業者は現職、介護離職者は前職のもの。年収（対数）、年齢、勤続年数は、実数値。それ以外は、該当する場合に 1、それ以外は 0 を取るダミー変数。2）1 年間に 30 日以上の介護をしている全ての有業者。3）介護離職者の年齢、勤続年数は前職の離職時点の値。4）介護有業者と介護離職者の属性差の検定結果を介護有業者の属性の平均値の右横に記している。連続変数は t 検定、ダミー変数はカイ二乗検定を行っている。
** p<0.01、* p<0.05、+p<0.10、n.s. 有意差無し。

表 4.2　離職前賃金の推定で用いる介護有業者と介護離職者の標本の記述統計・平均値（標準誤差）：正規雇用以外 1)

（3）正規雇用以外・女性

累積介護頻度区分	介護有業者						介護離職者
	介護有業者計 2)	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上	
従属変数：年収（対数）	4.483	4.467	4.433	4.407	4.395	4.386	−
	(0.835)	(0.840)	(0.842)	(0.848)	(0.855)	(0.858)	(−)
（A）基本属性							
（離職時）年齢 3)	55.674 **	56.254 *	56.746 n.s.	57.140 n.s.	57.486 n.s.	57.651 n.s.	57.112
	(9.863)	(9.784)	(9.920)	(9.932)	(9.908)	(9.930)	(9.658)
（離職時）年齢・2 乗 /100 3)	31.968 **	32.602 *	33.185 n.s.	33.636 n.s.	34.028 n.s.	34.222 n.s.	33.549
	(10.551)	(10.568)	(10.785)	(10.887)	(10.948)	(11.016)	(10.614)
（離職時）勤続年数 3)	12.998 **	13.455 **	13.971 **	14.394 **	14.721 **	14.940 **	10.330
	(12.677)	(12.974)	(13.394)	(13.723)	(13.995)	(14.117)	(11.316)
（離職時）勤続年数・2 乗 /10 3)	32.964 **	34.936 **	37.459 **	39.547 **	41.252 **	42.245 **	23.461
	(58.567)	(60.710)	(63.959)	(66.551)	(68.561)	(69.846)	(53.285)
学歴：中学校卒	0.064 *	0.068 n.s.	0.075 n.s.	0.082 n.s.	0.086 n.s.	0.089 n.s.	0.083
	(0.245)	(0.252)	(0.264)	(0.274)	(0.281)	(0.285)	(0.276)
学歴：高校・専門学校卒	0.608 *	0.610 *	0.611 *	0.616 +	0.617 +	0.617 +	0.648
	(0.488)	(0.488)	(0.487)	(0.486)	(0.486)	(0.486)	(0.478)
学歴：短大・高専卒	0.204 n.s.	0.203 n.s.	0.198 n.s.	0.192 n.s.	0.189 n.s.	0.187 n.s.	0.181
	(0.403)	(0.402)	(0.399)	(0.394)	(0.391)	(0.390)	(0.385)
学歴：大学・大学院卒	0.117 **	0.113 **	0.109 *	0.104 +	0.103 +	0.101 n.s.	0.083
	(0.322)	(0.317)	(0.312)	(0.306)	(0.303)	(0.301)	(0.276)
有配偶	0.787 **	0.781 **	0.769 **	0.765 **	0.762 *	0.759 *	0.723
	(0.409)	(0.413)	(0.421)	(0.424)	(0.426)	(0.428)	(0.448)
育児をしている	0.051 *	0.045 +	0.042 n.s.	0.042 n.s.	0.041 n.s.	0.041 n.s.	0.032
	(0.220)	(0.208)	(0.201)	(0.200)	(0.199)	(0.198)	(0.175)
世帯主	0.154 **	0.153 **	0.153 **	0.149 **	0.145 **	0.141 **	0.203
	(0.361)	(0.360)	(0.360)	(0.357)	(0.352)	(0.348)	(0.403)
現住所の居住理由・介護	0.304 n.s.	0.300 n.s.	0.290 +	0.282 *	0.275 **	0.271 **	0.319
	(0.460)	(0.458)	(0.454)	(0.450)	(0.447)	(0.445)	(0.466)
標本数	10,945	9,037	7,281	5,984	5,111	4,294	822

（4）正規雇用以外・男性

累積介護頻度区分	介護有業者						介護離職者
	介護有業者計 2)	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上	
従属変数：年収（対数）	5.164	5.105	5.046	5.008	4.995	4.970	−
	(1.067)	(1.069)	(1.063)	(1.065)	(1.069)	(1.073)	(−)
（A）基本属性							
（離職時）年齢 3)	60.272 n.s.	60.827 n.s.	61.192 n.s.	61.396 n.s.	61.538 n.s.	61.756 n.s.	60.807
	(10.717)	(10.556)	(10.572)	(10.514)	(10.366)	(10.322)	(10.827)
（離職時）年齢・2 乗 /100 3)	37.475 n.s.	38.113 n.s.	38.562 n.s.	38.800 n.s.	38.944 n.s.	39.203 n.s.	38.139
	(11.888)	(11.906)	(12.040)	(12.086)	(12.007)	(12.026)	(12.281)
（離職時）勤続年数 3)	18.687 **	19.173 **	19.545 **	19.931 **	20.325 **	20.725 **	13.813
	(16.875)	(17.104)	(17.342)	(17.437)	(17.541)	(17.632)	(16.072)
（離職時）勤続年数・2 乗 /10 3)	63.392 **	66.008 **	68.268 **	70.119 **	72.069 **	74.025 **	44.731
	(87.954)	(90.652)	(93.486)	(94.633)	(95.850)	(97.276)	(80.878)
学歴：中学校卒	0.099 *	0.104 +	0.112 n.s.	0.119 n.s.	0.123 n.s.	0.127 n.s.	0.153
	(0.299)	(0.306)	(0.316)	(0.324)	(0.328)	(0.333)	(0.361)
学歴：高校・専門学校卒	0.510 n.s.	0.516 n.s.	0.527 n.s.	0.531 n.s.	0.534 n.s.	0.531 n.s.	0.514
	(0.500)	(0.500)	(0.499)	(0.499)	(0.499)	(0.499)	(0.502)
学歴：短大・高専卒	0.037 n.s.	0.036 n.s.	0.034 n.s.	0.032 n.s.	0.030 n.s.	0.031 n.s.	0.021
	(0.188)	(0.185)	(0.181)	(0.176)	(0.172)	(0.173)	(0.143)
学歴：大学・大学院卒	0.347 n.s.	0.339 n.s.	0.321 n.s.	0.313 n.s.	0.308 n.s.	0.306 n.s.	0.299
	(0.476)	(0.473)	(0.467)	(0.464)	(0.462)	(0.461)	(0.459)
有配偶	0.786 **	0.774 **	0.766 **	0.760 **	0.752 **	0.748 **	0.563
	(0.410)	(0.418)	(0.423)	(0.427)	(0.432)	(0.434)	(0.498)
育児をしている	0.024 n.s.	0.020 n.s.	0.020 n.s.	0.020 n.s.	0.020 n.s.	0.018 n.s.	0.014
	(0.153)	(0.142)	(0.139)	(0.139)	(0.139)	(0.134)	(0.117)
世帯主	0.848 n.s.	0.842 n.s.	0.835 n.s.	0.832 n.s.	0.833 n.s.	0.828 n.s.	0.799
	(0.359)	(0.365)	(0.372)	(0.374)	(0.373)	(0.377)	(0.402)
現住所の居住理由・介護	0.258 +	0.252 +	0.242 +	0.234 *	0.228 *	0.227 **	0.319
	(0.438)	(0.434)	(0.428)	(0.424)	(0.420)	(0.419)	(0.468)
標本数	5,790	4,635	3,768	3,141	2,693	2,255	144

1）雇用形態は、介護有業者は現職、介護離職者は前職のもの。年収（対数）、年齢、勤続年数は、実数値。それ以外は、該当する場合に 1、それ以外は 0 を取るダミー変数。2）1 年間に 30 日以上の介護をしている全ての有業者。3）介護離職者の年齢、勤続年数は前職の離職時点の値。4）介護有業者と介護離職者の属性差の検定結果を介護有業者の属性の平均値の右横に記している。連続変数は t 検定、ダミー変数はカイ二乗検定を行っている。
** p<0.01、* p<0.05、+p<0.10、n.s. 有意差無し。

介護有業者の中で最も低い「週6日以上」と最も近くかつそれよりも低かった。男性の世帯主割合は累積介護頻度区分が高くなるほど低くなるが、介護離職者におけるその割合は、介護有業者の中で最も低い「週6日以上」と最も近くかつそれよりも低かった。黒枠のない変数は、勤続年数を除くと有意差がない変数が多い。以上の基本属性の比較からは、累積介護頻度区分間で介護有業者の属性が異なると同時に、「週6日以上」と介護離職者の属性が最も近いといえるだろう。

表4.3は、表4.1、表4.2で取り上げた標本の基本属性以外の変数の記述統計である。ただし、紙幅の都合上、介護有業者は「週6日以上」の値のみ示している。正規雇用以外では、正規雇用と共通のものの他、パートや自営業など「正規雇用以外」の内訳である雇用形態をあらわす変数も掲載している。介護離職者の属性のうち、職業と雇用形態は前職のものである。表には示していないが、職業や雇用形態でも累積介護頻度区分間で比較を行ったところ、生産工程従事者割合など、表4.1・表4.2の黒枠で囲んだ変数と同様の傾向を示すものがある反面、正規雇用以外・女性のパート割合のように、それとは全く異なる傾向を示すものもあった。正規雇用以外・女性のパート割合は、累積介護頻度区分が高くなるほど低くかった。ところが、介護離職者の前職・パート割合（66.9％）は、介護有業者の中で最も高い「介護有業者計」（52.4％）よりも高かった。このような傾向がみられる理由として、パートの女性は仕事より家事を重視するため、累積介護頻度区分が高くなるほど離職する者が多くなり有業者に占める割合が減少している可能性が考えられる。この場合、「週6日以上」のパート割合より介護離職者の前職・パート割合が高いことをもって、両者の間に観察できない賃金獲得能力に差があるとはいえないであろう[注21]。

妥当性を確認する二つ目の方法は、累積介護頻度区分ごとに求めた離職前賃金の推定値が区分間で異なるかを調べることであった。介護離職者の離職前賃金の推定値は、介護有業者の賃金を介護離職者の属性で補正したものである。表5.1は、補正前の介護有業者の年収単位の賃金の平均値を、雇用形態・性・年齢階級・累積介護頻度区分別に示している。第2列には、参考のため介護をしていない者も含む全有業者の値も掲載している。介護有業者の年収を累積介護頻度区分間で比較すると、ほとんどの雇用形態・年齢階級において、区分が「週3日以上」までは、区分が高くなるほど年収が低くなっていた。減少幅は、正規雇用の方が正規雇用以外より大きく、男性の方が女性よりも大きかった。「介護有業者計」と「週6日以上」を比較すると、正規雇用以外・女性では、年収差は最大でも10万円程である。しかし、正規雇用・男性の45-54歳、55-64歳では、それぞれ97万円、88万円にも及ぶ。全有業者と介護有業者を比べると、「介護有業者計」や「週1日以上」の正規雇用では、介護有業者の方が高い年齢階級もある。しかし「週3日以上」より高い区分では、正規雇用・男性・65歳以上を除いて、介護有業者の方が低かった。参考のため賃金率について同様の比較をした表5.2でも同様の傾向が確認できる。表5.1、表5.2は、累積介護頻度区分間で介護有業者の属性に違いがあるとともに、賃金が低い者ほど介護を引き受ける傾向があることを示唆しているようにみえる。なお、平均値は標本抽出倍率で重みづけした値である。これは、我々の関心が抽出された標本ではなく母集団にあるからである。以下で示す賃金の平均値は、いずれも標本抽出倍率で重みづけしたものである[注22]。

表6は、「週6日以上」の介護有業者の標本を用いた賃金関数の推定結果を示している。正規雇

表 4.3　離職前賃金の推定で用いる「週 6 日以上」の介護有業者と介護離職者の標本の記述統計・平均値（標準誤差）[1)]

雇用形態・性 [2)]	正規雇用以外・女性		正規雇用以外・男性		正規雇用・女性		正規雇用・男性	
	介護有業者	介護離職者	介護有業者	介護離職者	介護有業者	介護離職者	介護有業者	介護離職者
（B）（離職時）職業 [3)]								
管理的職業	0.014 **	0.002	0.051 n.s.	0.049	0.008 n.s.	0.010	0.022 n.s.	0.011
	(0.115)	(0.049)	(0.220)	(0.216)	(0.090)	(0.100)	(0.147)	(0.104)
専門・技術的職業	0.072 **	0.097	0.088 n.s.	0.063	0.228 **	0.375	0.141 n.s.	0.153
	(0.259)	(0.297)	(0.284)	(0.243)	(0.420)	(0.485)	(0.348)	(0.361)
事務	0.149 n.s.	0.170	0.038 **	0.167	0.267 n.s.	0.230	0.107 **	0.180
	(0.356)	(0.376)	(0.192)	(0.374)	(0.442)	(0.421)	(0.309)	(0.386)
販売業	0.107 n.s.	0.119	0.070 n.s.	0.049	0.074 n.s.	0.091	0.058 n.s.	0.087
	(0.309)	(0.324)	(0.255)	(0.216)	(0.262)	(0.288)	(0.234)	(0.283)
サービス業	0.190 **	0.264	0.072 +	0.111	0.134 *	0.182	0.052 n.s.	0.055
	(0.392)	(0.441)	(0.259)	(0.315)	(0.341)	(0.387)	(0.222)	(0.228)
保安職業	0.001 n.s.	0.000	0.012 n.s.	0.021	0.001 n.s.	0.000	0.036 n.s.	0.038
	(0.034)	(0.000)	(0.111)	(0.143)	(0.034)	(0.000)	(0.187)	(0.192)
農林業	0.100 **	0.038	0.217 **	0.076	0.026 *	0.003	0.012 n.s.	0.016
	(0.300)	(0.191)	(0.412)	(0.267)	(0.159)	(0.058)	(0.109)	(0.127)
生産工程	0.090 **	0.129	0.113 n.s.	0.153	0.069 n.s.	0.071	0.169 n.s.	0.197
	(0.286)	(0.335)	(0.316)	(0.361)	(0.253)	(0.257)	(0.374)	(0.399)
輸送・機械運転	0.002 n.s.	0.002	0.036 n.s.	0.042	0.002 n.s.	0.000	0.072 n.s.	0.093
	(0.040)	(0.049)	(0.187)	(0.201)	(0.048)	(0.000)	(0.258)	(0.291)
建設・採掘業	0.001 n.s.	0.001	0.040 **	0.132	0.002 n.s.	0.003	0.055 n.s.	0.071
	(0.037)	(0.035)	(0.196)	(0.340)	(0.048)	(0.058)	(0.228)	(0.258)
不明	0.275 **	0.176	0.262 **	0.139	0.188 **	0.034	0.277 **	0.098
	(0.446)	(0.381)	(0.440)	(0.347)	(0.391)	(0.181)	(0.448)	(0.299)
（C）（離職時）雇用形態 [3)]								
パート	0.486 **	0.669	0.089 **	0.201				
	(0.500)	(0.471)	(0.284)	(0.402)				
アルバイト	0.065 n.s.	0.072	0.081 n.s.	0.104				
	(0.246)	(0.258)	(0.273)	(0.307)				
派遣社員	0.015 *	0.026	0.014 *	0.035				
	(0.123)	(0.158)	(0.116)	(0.184)				
契約社員	0.058 n.s.	0.066	0.093 **	0.181				
	(0.235)	(0.248)	(0.291)	(0.386)				
嘱託	0.036 n.s.	0.040	0.075 *	0.132				
	(0.185)	(0.196)	(0.264)	(0.340)				
勤め人・その他	0.040 **	0.016	0.027 *	0.056				
	(0.196)	(0.125)	(0.161)	(0.230)				
会社役員	0.060 **	0.015	0.155 **	0.056				
	(0.237)	(0.120)	(0.362)	(0.230)				
自営業主・雇用人あり	0.021 *	0.010	0.103 *	0.042				
	(0.144)	(0.098)	(0.304)	(0.201)				
自営業主・雇用人なし	0.092 **	0.033	0.331 **	0.153				
	(0.288)	(0.178)	(0.471)	(0.361)				
自営業の手伝い	0.118 **	0.046	0.031 n.s.	0.042				
	(0.322)	(0.210)	(0.173)	(0.201)				
内職	0.010 n.s.	0.009	0.001 n.s.	0.000				
	(0.098)	(0.092)	(0.036)	(0.000)				
（D）地域変数								
居住地域：北海道・東北	0.154 n.s.	0.135	0.155 n.s.	0.111	0.135 n.s.	0.132	0.156	0.169
	(0.361)	(0.342)	(0.362)	(0.315)	(0.341)	(0.339)	(0.363)	(0.376)
居住地域：北陸東海	0.215 n.s.	0.218	0.204 n.s.	0.201	0.225 n.s.	0.186	0.220 *	0.153
	(0.411)	(0.413)	(0.403)	(0.402)	(0.418)	(0.390)	(0.414)	(0.361)
居住地域：関東	0.145 n.s.	0.162	0.145 *	0.215	0.150 n.s.	0.142	0.181 +	0.131
	(0.352)	(0.368)	(0.352)	(0.412)	(0.357)	(0.350)	(0.385)	(0.338)
居住地域：近畿	0.151 n.s.	0.147	0.152 n.s.	0.194	0.133 n.s.	0.152	0.149 n.s.	0.142
	(0.358)	(0.355)	(0.359)	(0.397)	(0.340)	(0.360)	(0.356)	(0.350)
居住地域：中四国	0.181 n.s.	0.179	0.189 +	0.125	0.201 n.s.	0.203	0.173 n.s.	0.197
	(0.385)	(0.383)	(0.392)	(0.332)	(0.401)	(0.403)	(0.378)	(0.399)
居住地域：九州	0.154 n.s.	0.159	0.156 n.s.	0.153	0.156 n.s.	0.186	0.122 **	0.208
	(0.361)	(0.366)	(0.363)	(0.361)	(0.363)	(0.390)	(0.327)	(0.407)
都道府県・失業率	2.434 n.s.	2.445	2.436 *	2.538	2.409 n.s.	2.445	2.403 n.s.	2.438
	(0.528)	(0.500)	(0.518)	(0.543)	(0.532)	(0.513)	(0.499)	(0.556)
標本数	4,294	822	2,255	144	1,701	296	1,406	183

1）都道府県・失業率は実数値、それ以外は該当する場合に 1、それ以外は 0 を取るダミー変数。2）雇用形態は、介護有業者は現職、介護離職者は前職のもの。3）介護離職者の職業と雇用形態は、前職の値。雇用形態は、「正規雇用以外」の内訳。4）介護有業者と介護離職者の属性差の検定結果を介護有業者の属性の平均値の右横に記している。連続変数は t 検定、ダミー変数はカイ二乗検定を行っている。
** p<0.01、* p<0.05、+p<0.10、n.s. 有意差無し。

表 5.1 介護有業者の年収（万円）・平均値 [1)]

正規雇用・女性

	全有業者 [2)]	介護有業者					
累積介護頻度区分		介護有業者計 [3)]	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上
年齢計	347	364	358	345	335	337	337
44 歳以下	360	333	321	309	300	308	306
45-54 歳	404	417	407	394	380	384	386
55-64 歳	377	418	404	387	374	372	373
65 歳以上	225	268	260	212	207	208	191
標本数	88,100	5,022	3,922	2,965	2,369	2,020	1,701

正規雇用・男性

	全有業者 [2)]	介護有業者					
累積介護頻度区分		介護有業者計 [3)]	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上
年齢計	515	533	513	487	466	465	465
44 歳以下	494	447	424	414	411	420	428
45-54 歳	625	626	594	566	547	542	529
55-64 歳	589	603	576	547	520	516	515
65 歳以上	342	369	363	358	358	368	338
標本数	172,939	6,137	4,265	2,816	2,095	1,740	1,406

正規雇用以外・女性

	全有業者 [2)]	介護有業者					
累積介護頻度区分		介護有業者計 [3)]	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上
年齢計	133	126	124	120	118	117	116
44 歳以下	137	124	124	121	117	117	118
45-54 歳	141	137	136	131	130	134	134
55-64 歳	143	141	142	139	136	136	133
65 歳以上	117	113	111	109	106	104	102
標本数	146,432	10,945	9,037	7,281	5,984	5,111	4,294

正規雇用以外・男性

	全有業者 [2)]	介護有業者					
累積介護頻度区分		介護有業者計 [3)]	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上
年齢計	305	288	274	258	249	247	242
44 歳以下	303	240	222	213	214	223	195
45-54 歳	424	393	373	346	334	326	326
55-64 歳	393	370	351	322	309	305	303
65 歳以上	251	254	245	236	231	230	227
標本数	115,940	5,790	4,635	3,768	3,141	2,693	2,255

1）平均値は、標本抽出倍率で重みづけしたもの。2）全有業者の 44 歳以下は、介護有業者より年齢が若い者に分布が偏っている。そのため、全有業者の 44 歳以下の値は、介護有業者計の 44 歳以下の年齢分布で重みづけして補正したもの。3）1 年間に 30 日以上の介護をしている全ての有業者。

表 5.2　介護有業者の賃金率（円）・平均値 [1)]

正規雇用・女性

	全有業者 [2)]	介護有業者					
累積介護頻度区分		介護有業者計 [3)]	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上
年齢計	1,816	1,809	1,760	1,713	1,676	1,682	1,688
44 歳以下	1,912	1,757	1,685	1,654	1,699	1,810	1,836
45-54 歳	1,992	2,070	2,025	1,924	1,883	1,896	1,903
55-64 歳	1,860	2,078	2,009	1,930	1,888	1,889	1,896
65 歳以上	1,381	1,963	1,957	1,478	1,506	1,289	1,170
標本数	85,572	4,857	3,786	2,841	2,262	1,934	1,631

正規雇用・男性

	全有業者 [2)]	介護有業者					
累積介護頻度区分		介護有業者計 [3)]	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上
年齢計	2,431	2,532	2,449	2,327	2,242	2,265	2,219
44 歳以下	2,326	2,256	2,067	1,832	1,872	1,939	1,933
45-54 歳	2,888	2,865	2,752	2,639	2,562	2,588	2,530
55-64 歳	2,763	2,841	2,775	2,675	2,548	2,569	2,468
65 歳以上	1,861	2,140	2,093	1,736	1,770	1,800	1,683
標本数	169,345	6,033	4,177	2,751	2,042	1,696	1,369

正規雇用以外・女性

	全有業者 [2)]	介護有業者					
累積介護頻度区分		介護有業者計 [3)]	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上
年齢計	1,049	1,003	992	979	974	966	953
44 歳以下	1,049	1,017	972	958	930	917	920
45-54 歳	1,061	1,109	1,087	1,075	1,088	1,098	1,104
55-64 歳	1,074	1,137	1,123	1,118	1,107	1,089	1,022
65 歳以上	1,058	1,027	1,014	1,007	1,015	1,014	1,010
標本数	123,650	9,127	7,491	5,988	4,857	4,152	3,493

正規雇用以外・男性

	全有業者 [2)]	介護有業者					
累積介護頻度区分		介護有業者計 [3)]	週 1 日以上	週 2 日以上	週 3 日以上	週 4-5 日以上	週 6 日以上
年齢計	1,759	1,729	1,667	1,593	1,510	1,484	1,458
44 歳以下	1,587	1,364	1,301	1,271	1,258	1,255	1,118
45-54 歳	2,111	2,112	2,067	1,892	1,689	1,637	1,628
55-64 歳	2,054	2,026	1,904	1,792	1,714	1,658	1,630
65 歳以上	1,678	1,837	1,778	1,709	1,565	1,541	1,562
標本数	94,593	4,715	3,740	2,992	2,470	2,122	1,782

1）平均値は、標本抽出倍率で重みづけしたもの。2）全有業者の 44 歳以下は、介護有業者より年齢が若い者に分布が偏っている。そのため、全有業者の 44 歳以下の値は、介護有業者計の 44 歳以下の年齢分布で重みづけして補正したもの。3）1 年間に 30 日以上の介護をしている全ての有業者。

表６ 賃金関数の推定結果（週６日以上介護有業者）

従属変数：対数化・年収（万円）

	正規雇用		正規雇用以外	
	女性	男性	女性	男性
年齢	0.0741**	0.0505**	0.0136	0.0521**
	(0.0129)	(0.0172)	(0.0115)	(0.0181)
年齢・2 乗 /100	-0.0805**	-0.0613**	-0.0196+	-0.0593**
	(0.0142)	(0.0181)	(0.0110)	(0.0167)
勤続年数	0.0214**	0.0273**	0.0191**	0.0163**
	(0.00595)	(0.00452)	(0.00337)	(0.00613)
勤続年数・2 乗 /10	-0.00257+	-0.00359**	-0.00267**	-0.00119
	(0.00136)	(0.00109)	(0.000692)	(0.00114)
学歴：中学校卒				
高校・専門学校卒	0.252*	0.134*	0.0881+	0.125
	(0.104)	(0.0531)	(0.0466)	(0.0823)
短大・高専卒	0.347**	0.206*	0.0251	0.134
	(0.114)	(0.103)	(0.0557)	(0.128)
大学・大学院卒	0.547**	0.326**	0.0681	0.190*
	(0.119)	(0.0577)	(0.0634)	(0.0934)
有配偶	-0.150**	0.211**	-0.184**	0.175**
	(0.0553)	(0.0389)	(0.0445)	(0.0654)
育児をしている	0.139+	-0.0651	-0.0314	0.202
	(0.0742)	(0.0738)	(0.0628)	(0.184)
世帯主	0.142**	0.0956*	0.0960+	0.0809
	(0.0422)	(0.0411)	(0.0516)	(0.0596)
現住所の居住理由・介護	0.0912*	0.0153	0.0189	0.00908
	(0.0426)	(0.0320)	(0.0328)	(0.0553)
職業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
雇用形態ダミー	No	No	Yes	Yes
居住地域ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
都道府県・失業率	-0.0334	0.0810**	-0.00636	0.0824
	(0.0423)	(0.0308)	(0.0287)	(0.0518)
決定係数	0.310	0.369	0.410	0.355
標本数	1,701	1,406	4,294	2,255

雇用形態は、「正規雇用以外」を構成する個々の雇用形態。 推定では、標本抽出倍率を考慮している。
** p<0.01、* p<0.05、+p<0.10。

用以外の賃金関数の説明変数には、正規雇用と共通の変数の他、パートや自営業主など「正規雇用以外」の内訳である雇用形態をあらわす変数も含まれている。年齢、勤続年数、学歴など、賃金関数の推定で一般的に用いられる変数の係数の符号は予想通りの結果であり、賃金は、年齢、勤続年数、学歴が高くなるほど高くなる。また、有配偶の係数は、男性では正、女性では負であった。表には示していないが、職業では、正規雇用の生産工程が負、女性の専門技術的職業が正であった。また、賃金関数の推定結果を累積介護頻度区分間で比較すると、区分間で係数の大きさに違いがみられるものの、記述統計で観察されたような系統的なものではなかった。

表7は、賃金関数に介護離職者の属性を代入して得た介護離職者の離職前賃金の推定結果である。介護離職者の属性で補正する前の賃金を示した表5.1では、累積介護頻度区分が高くなるほど年収が低くなった。それが観察される属性によってのみ生じるものならば、補正後には区分間の差は解消されるはずである[注23]。しかしもともと差が小さかった正規雇用以外・女性では差がほぼ解消されているものの、その他の雇用形態・性ではまだ差が存続している。補正前賃金を示した表5.1の正規雇用・男性の45-54歳と55-64歳では、「介護有業者計」と「週6日以上」の賃金差はそれぞれ97万円、88万円であった。しかし表7が示すように、補正後の差はそれぞれ30万円、43万円と大幅に縮小しているものの、まだ無視できない差がある。区分間で離職前賃金の推定値が異なる要因としては、観察できない賃金獲得能力が区分間で異なる可能性が考えられる。

本節の結果は、介護有業者の中では「週6日以上」の属性が介護離職者と最も近いこと、区分間で離職前賃金の推定値が異なることを示した。これにより、離職前賃金の推定では、累積介護頻度区分を基準とした場合、「週6日以上」の介護有業者を用いることが最も妥当であると結論付けることができる。

② 推計で用いる離職前賃金と就業再開後賃金

表8は、所得損失の推計で用いるため、雇用形態・年齢階級別に集計した離職前と就業再開後の賃金である。表では年収単位のものを示しているが、所得損失の推計式(1)-(3)に代入するのは、それらを12で割った月額の値である。就業再開後の賃金は、就業再開率の推定で用いた標本のうち、調査時点・有業者の値である。前職・正規雇用の者は、就業再開後の雇用形態別に所得損失を推計するので、就業再開後の賃金も雇用形態別の値を示している。前職・正規雇用以外については既述の通り、正規雇用としての就業再開者が少なかったので、所得損失の推計では就業再開後の雇用形態の違いを考慮しない。そのため、就業再開後賃金も雇用形態計のみ示している。賃金を離職前と就業再開後で比較すると、前職の雇用形態に関わらず、就業再開後の方が低かった。前職の雇用形態別にみると、前職・正規雇用の方が全てのケースにおいて、就業再開前後の賃金差が大きかった。全年齢でその差をみると、前職・正規雇用以外の25万円に対し、前職・正規雇用の雇用形態計では166万円と大幅に大きかった。また、前職・正規雇用者の就業再開前後の賃金差は、就業再開後の雇用形態によって大きく異なった。年齢計でみると、就業再開が正規雇用の場合が81万円であったのに対し、正規雇用以外では248万円と3倍も大きかった。

就業再開後賃金は全体的に標本数が少なく、推定値の信頼性には留意が必要である。ただし後に示すように、就業再開後賃金を0円とする非常に極端な設定で推計を行っても、社会全体の所得損失の過大推計は1.15倍であった。このこと

表７ 介護離職者の離職前賃金の推定結果・年収（万円）・平均値 [1)]

正規雇用・女性

	標本数 [2)]	介護有業者計 [3)]	週１日以上	週２日以上	週３日以上	週4-5日以上	週６日以上
全年齢	296	371	365	356	352	351	352
44歳以下	43	337	334	322	317	313	324
45-54歳	67	388	383	374	370	368	370
55-64歳	154	398	390	380	375	375	370
65歳以上	32	284	275	270	278	284	280

正規雇用・男性

	標本数 [2)]	介護有業者計 [3)]	週１日以上	週２日以上	週３日以上	週4-5日以上	週６日以上
全年齢	183	463	453	442	433	433	432
44歳以下	19	336	331	323	322	328	337
45-54歳	36	500	491	479	479	482	470
55-64歳	104	506	494	482	468	465	463
65歳以上	24	328	325	313	304	301	313

正規雇用以外・女性

	標本数 [2)]	介護有業者計 [3)]	週１日以上	週２日以上	週３日以上	週4-5日以上	週６日以上
全年齢	822	125	124	122	121	122	123
44歳以下	75	124	123	122	121	122	125
45-54歳	174	131	129	126	125	127	128
55-64歳	383	132	130	128	127	128	128
65歳以上	190	103	104	104	105	104	106

正規雇用以外・男性

	標本数 [2)]	介護有業者計 [3)]	週１日以上	週２日以上	週３日以上	週4-5日以上	週６日以上
全年齢	144	251	250	241	238	238	236
44歳以下	10	263	257	267	263	266	270
45-54歳	19	217	210	193	193	190	200
55-64歳	50	289	289	276	272	276	273
65歳以上	65	236	238	233	229	227	220

1）平均値は、賃金関数に代入した介護離職者の標本抽出倍率で重みづけしたもの。2）標本数は、賃金関数に代入した介護離職者の標本数に等しい。
3）1年間に30日以上の介護をしている全ての有業者。

表８　介護離職者の離職前と就業再開後の賃金：年収（万円）・平均値 [1)]

調査時点・雇用形態	前職・正規雇用							前職・正規雇用以外		
	離職前 [3)]	就業再開後 [4)]			差 [5)]			離職前 [3)]	就業再開後 [4)]	差 [5)]
		雇用形態計 [2)]	正規雇用	正規雇用以外	雇用形態計 [2)]	正規雇用	正規雇用以外		雇用形態計 [2)]	雇用形態計 [2)]
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)=(1)-(2)	(6)=(1)-(3)	(7)=(1)-(4)	(8)	(9)	(10)=(8)-(9)
賃金										
全年齢	382	216	301	134	166	81	248	144	119	25
44 歳以下	328	229	292	115	99	36	213	137	127	10
45-54 歳	403	251	310	146	152	93	257	138	129	9
55-64 歳	411	179	319	140	232	92	271	149	104	45
65 歳以上	292	95	93	96	197	199	196	142	121	21
標本数										
全年齢	479	185	72	113				966	265	
44 歳以下	62	45	25	20				85	48	
45-54 歳	103	50	29	21				193	87	
55-64 歳	258	85	16	69				433	103	
65 歳以上	56	5	2	3				255	27	

1）平均値は、標本抽出倍率で重みづけしたもの。2）雇用形態計＝正規雇用＋正規雇用以外。3）「週６日以上」介護有業者の賃金を、介護離職者の属性で補正したもの。4）就業を再開した介護離職者の調査時点の賃金。5）離職前と就業再開後の賃金の差。

は、就業再開後賃金の標本数が少ないことが推計にもたらしうる偏りが、それほど深刻でないことを示唆しているように思われる[注24]。非常に極端な設定でも過大推計がそれ程大きくならないのは、介護離職者の就業再開率が低いからである。前職・雇用形態計の全年齢でみると、離職後12ヵ月間の就業再開率の平均は17.6％であった。

なお、表８の離職前賃金と就業再開後賃金は、それぞれ離職者と就業再開者の平均であり、その差を就業再開者が直面する賃金の下落と解釈することには注意が必要である。例えば、離職前賃金が高い者ほど就業を再開する傾向があるならば、就業再開者が直面する賃金の下落は、表８で示した「差」よりも大きくなる。論文末の補論２では、就業再開者の就業再開前後の賃金差をみることで、彼らが直面する賃金の下落を調べている。また、補論３では、離職前賃金として、介護離職者と最も属性が近い「週６日以上」の介護有業者の賃金を用いる場合であっても、介護離職者の属性で補正しないと離職前賃金が過大評価になることを示している。

③　所得損失の推計結果

表９は、所得損失の推計結果である。上段は離職後１年目、下段は離職後２年目の結果を示している。表の左2-4列は前職・雇用形態計の結果であり、5-9列、10-12列はその内訳で、それぞれ前職・正規雇用と前職・正規雇用以外について示している。また、所得損失は、就業率低下によるものと賃金下落によるものに分解した結果も示している。就業率低下による所得損失は、離職により無業となることによるものである。賃金下落による所得損失は、就業を再開しても就業再開後の賃金が離職前より下がることによるものである。

離職後１年目の年間の所得損失の合計は1,821億円であった。所得損失の前職・雇用形態別内訳は正規雇用931億円・51.1％、正規雇用以外890億円・48.9％であった。表2.1を振り返る

表９ 介護離職の所得損失額の推計結果（億円）[1)]

離職後１年目

	前職・雇用形態計[2)]			前職・正規雇用					前職・正規雇用以外		
	計	就業率低下	賃金下落	計	就業率低下	賃金下落			計	就業率低下	賃金下落
						雇用形態計[2)]	正規雇用	正規雇用以外			
年齢計	1,821	1404	417	931	617	314	75	222	890	787	103
内訳（%）	100	77.1	22.9	100	66.3	33.7	8.1	23.8	100	88.4	11.6
44 歳以下	219	177	43	130	93	37	10	27	89	83	6
内訳（%）	100	80.5	19.5	100	71.7	28.3	7.3	20.9	100	93.4	6.6
45-54 歳	516	407	110	302	203	100	35	65	214	204	10
内訳（%）	100	78.8	21.2	100	67.0	33.0	11.6	21.4	100	95.4	4.6
55-65 歳	819	609	210	438	299	139	19	120	381	310	71
内訳（%）	100	74.4	25.6	100	68.3	31.7	4.3	27.4	100	81.4	18.6
65 歳以上	267	211	55	61	22	39	12	10	206	189	16
内訳（%）	100	79.2	20.8	100	35.9	64.1	19.2	16.7	100	92.1	7.9

離職後２年目

	前職・雇用形態計[2)]			前職・正規雇用					前職・正規雇用以外		
	計	就業率低下	賃金下落	計	就業率低下	賃金下落			計	就業率低下	賃金下落
						雇用形態計[2)]	正規雇用	正規雇用以外			
年齢計	1,619	1154	465	844	492	352	65	286	776	662	114
内訳（%）	100	71.3	28.7	100	58.3	41.7	7.8	33.9	100	85.3	14.7
-44	169	113	55	100	52	49	10	38	68	62	7
内訳（%）	100	67.3	32.7	100	51.6	48.4	10.3	38.1	100	90.2	9.8
45-54	428	305	124	267	155	112	39	73	161	150	12
内訳（%）	100	71.1	28.9	100	58.0	42.0	14.6	27.3	100	92.8	7.2
55-65	763	516	247	417	249	169	13	156	346	267	78
内訳（%）	100	67.6	32.4	100	59.6	40.4	3.1	37.3	100	77.3	22.7
65	260	220	40	60	37	23	3	20	200	183	17
内訳（%）	100	84.8	15.2	100	61.9	38.1	5.1	32.9	100	91.6	8.4

1）所得損失額は、論文中の式(1)-(3)に基づき推計している。推計で用いているパラメーターの出所は、L: 離職者数・表 2.1、l: 就業再開率・図 1、w_0: 離職前賃金・表 9、w_1: 就業再開後賃金・表 9。就業率低下による所得損失は、離職により無業となることによるもの。賃金下落による所得損失は、就業を再開しても就業再開後の賃金が離職前より下がることによるもの。

と、介護離職によって失われる雇用の 3/4 は正規雇用以外であった。しかし、所得損失でみると正規雇用の方がやや多くなる。

所得損失の要因別内訳をみると、前職・雇用形態計では就業率低下が 1,404 億円・77.1％、賃金下落が 417 億円・22.9％であった。前職・雇用形態別に就業率低下による所得損失をみると、前職・正規雇用以外は 787 億円で前職・正規雇用の 617 億円よりも大きかった。しかし、賃金下落による所得損失をみると、前職・正規雇用が 314 億円で前職・正規雇用以外の 103 億円より大きかった。また、前職・正規雇用の賃金下落による所得損失の 71％が正規雇用以外への就業再開によるものであった。これは、表８で見たように、離職前と就業再開後の賃金差が、正規雇用以外として就業再開した場合の方が大幅に大きいからである。また、表 2.2 でみたように、前職・正規雇用の就業再開後の雇用形態は半分以上（54.4％）が正規雇用以外であることも影響している。式(3)・右辺・第１項より、賃金下落によ

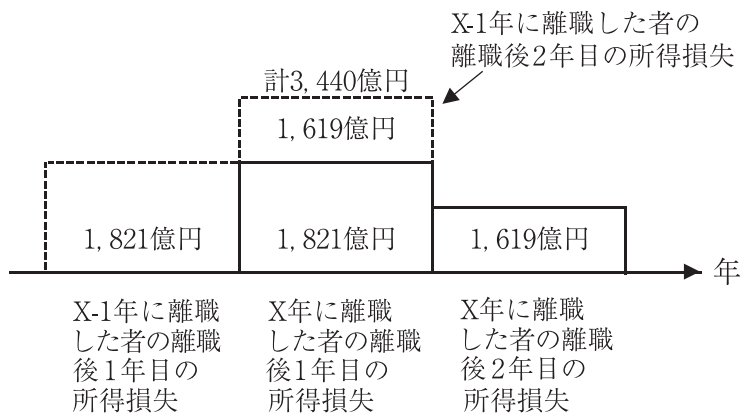
る雇用形態別の所得損失は、離職前と就業再開後の賃金差が大きいほど、就業形態別の就業再開率が相対的に高いほど、大きくなる。

2年目の所得損失の合計は1,619億円であり、1年目より小さかった。これは2年目の方が、就業再開が進んでいるからである。要因別の所得損失額は、2年目の方が、就業率低下によるものが小さくなる一方、賃金下落によるものが大きくなった。これは、2年目の方が、就業再開者が多くなることで無業になることによる所得損失が小さくなる半面、就業再開後の賃金下落に直面する者が多くなるからである。1年目から2年目にかけての所得損失額の変化を前職・雇用形態計でみると、就業率低下によるものが250億円減少、賃金下落によるものが48億円増加した。

経済産業省（2018）は、介護離職による所得損失を2,700億円と試算している。これは本稿で示した1,821億円の1.48倍である。経済産業省（2018）は、離職前賃金として一般有業者のものを使ったことに加え、就業再開を考慮しなかったことで本稿より大幅に大きくなっている。経済産業省（2018）では、介護離職者の離職前賃金を270万円としている。それに対して、本稿の離職前賃金は218万円（表8・第2列：前職・雇用形態計・全年齢）であった。離職前賃金は、経済産業省（2018）の方が1.24倍大きい。就業再開を無視することによる推計差の大きさを調べるため、就業再開が全く無かったとして所得損失を推計すると2,103億円となり、1,821億円の1.15倍であった[注25]。離職前賃金の値が異なることによる所得損失の推計差は、残りの0.33倍（=1.48-1.15）である。経済産業省（2018）との推計差の内訳は、就業再開を無視することによるものが282億円（32％）、離職前賃金の値が異なることによるものが597億円（68％）であった[注26]。

経済産業省（2018）では、介護による離職期間が複数年にわたる影響を考慮していないことにより、社会全体の年間の介護離職による所得損失が過小評価になっている。図4は、この問題を示している。介護による離職期間が複数年に及ぶと、社会全体の年間の所得損失は、離職後1年以内の者の他、離職後1年以上の者の所得損失が加わる。仮に、年間の介護離職者数及びその1年目と2年目の所得損失の時系列推移が一定だとし、それに離職後2年間を対象とした本稿の試算結果を当てはめると、年間の所得損失は1年目と2年目の合計の3,400億円ということになる。実際には、介護による離職期間が2年以

図4　離職期間が2年の場合の社会全体の年間の介護離職による所得損失額



上に及ぶケースがあることは確実なので、3,400億円という数字は、社会全体で年間に生じている介護離職による所得損失の下限といえるだろう。

4. 結語

介護離職による労働市場からの退出者数と所得損失は、介護離職による社会的損失の非常に重要な情報である。本稿は、その推計に本格的に取り組んだ初めての研究である。年間の介護離職者9万9100人のうち、35.7%は就業を再開し、労働市場からの退出者は6万3700人であった。退出者の3/4は正規雇用以外であった。前職・正規雇用の介護離職者で就業を再開した者のうち正規雇用の割合は半数に満たず、残りは正規雇用以外での就業再開であった。

労働市場からの退出者数において、介護離職が全離職理由計に占める割合は3.6%であった。介護離職者が多い45-54歳、55-64歳ではその割合はそれぞれ8.3%、7.4%であり、女性の40代、50代の退出者の1割は介護離職によるものであった。まだ働ける中高年の労働力の喪失という観点からみた場合、介護離職は決して無視できる数ではない。

離職後1年間の所得損失の合計は1,821億円であり、経済産業省（2018）の2,700億円の約3分の2であった。推計差の7割は離職前賃金として介護離職者と属性が異なる一般有業者の賃金を用いたことによるものであり、3割は就業再開による所得を無視したことによる。所得損失の要因別内訳は、就業率低下77.1%、賃金下落22.9%であった。賃金下落による所得損失の約4分の3が正規雇用によるものであり、その7割が、賃金が大幅に低い正規雇用以外として就業を再開したことによるものであった。

介護離職による所得損失が複数年にわたって続くと、社会全体の年間の所得損失は、離職時期が異なる離職者の当該年における所得損失額の合計となる。本稿の試算結果を当てはめると、年間の所得損失は少なくとも3,400億円である。

本稿が扱ったテーマは、本来は、充分な数の介護離職者の標本を有するパネル・データで行うことが望ましい。『就業構造基本調査』では、直近の離職しか補足できないので、本稿の就業再開率には偏りが生じている可能性がある。また、パネル・データが利用できると、離職前賃金の情報が得られるだけでなく、「出口が見えないトンネル」と称されることもある介護の長期的な側面を扱うこともできる[注27]。また、本稿の離職前賃金の推定値には、以下の2つの留意点がある。一つは、介護離職者と「週6日以上・介護有業者」の観察できない属性が異なることで、推定値に偏りが生じている可能性である。本稿では、介護有業者の中では「週6日以上」の属性が介護離職者と最も近いことを確認した。しかし、属性平均値の比較結果（表4.1、表4.2）は、両者の属性の一部に有意差があることを示しており、補論3は介護離職者の方が「週6日以上」より賃金獲得能力が低い可能性を示唆している。したがって、本稿の離職前賃金の推定値は過大評価になっている可能性が考えられる。もう一つの留意点は、調査時点と介護離職者の離職時点が異なるにも関わらず、離職前賃金の推定では介護有業者の調査時点の賃金を用いていることである。調査時点と離職時点の差は最大でも2年であり、対象期間中、賃金の大幅な変化は生じていない。そのためこの要因による偏りは小さいと予想されるものの、このような偏りが生じる可能性があることは本稿の方法の欠点である。本稿の意義は、分析に適したパネル・データが無い中で、限定的ながらもこれまで未着手であった介護離職による労働市場からの退出者数と所得損失を推計したことにあるとい

えるだろう[注28]。

補論１　2012年調査を用いた介護離職による労働市場からの退出者数

表10.1、表10.2は、2012年の『就業構造基本調査』を用いた介護離職による労働市場からの退出者数の推計結果である。本文中で述べたように、労働市場の環境が悪い2012年は、2017年と比べると、全ての雇用形態・年齢階級において就業再開率が低かった。表11は、介護離職が全離職理由計に占める割合を、離職者数と労働市場からの退出者数についてそれぞれ示している。2017年について示した表3と比べると、介護離職の割合は、離職者数と退出者数のいずれについても若干低かった。

補論２　離職前賃金に関する補足分析

離職者のうち特定の属性を有する者が就業を再開する傾向がある場合、表8で示した離職前と就業再開後の平均賃金の差を、就業再開者が直面した賃金の変化と解釈することはできない。そこで、ここでは調査時点の就業状態間で離職前賃金を比較することで、離職前賃金が高い者ほど就業を再開する傾向があるか調べる。また、就業再開者の離職前賃金と就業再開後の賃金を比較することで、就業再開者が直面する賃金下落について調べる。表12.1、12.2は、それぞれ前職・正規雇用と正規雇用以外について、それぞれ調査時点の就業状態別・離職前賃金と就業再開後賃金を示している。

まず、表12.1の前職・正規雇用についてみる。(1)は、調査時点で就業を再開していた介護離職経験者の離職前賃金の推定値で、(2)-(4)は(1)の調査時点・就業状態ごとの内訳である。以下では標本数が少ない65歳以上については報告を割愛する。(5)は、(1)の介護離職経験者の就業再開後の賃金で、(6)、(7)はその雇用形態別内訳である。調査時点の就業状態間で比較すると、有業者（雇用形態計、正規雇用、正規雇用以外）が、無業者よりも離職前賃金が高いという傾向はなかった。就業状態間の離職前賃金の大小関係は年齢階級によって異なり一貫した傾向はない。(8)に示した調査時点・雇用形態計の就業再開前後の賃金差と変化率をみると、44歳以下・-78万円・-24.7%、45-54歳・-178万円・-41.4%、55-64歳・-222万円・-55.1%であった。年齢階級が高くなるほど賃金の減少率は大きかった。(10)は調査時点・正規雇用以外の就業再開前後の賃金差と変化率である。就業再開前後の賃金差は200万円以上、賃金下落率は6割以上であり、正規雇用者が正規雇用以外として就業再開すると、大幅な賃金の低下に見舞われることが確認できる。また、(9)をみると、44歳未満を除き、たとえ正規雇用として就業再開したとしても賃金の減少を免れることはできないことがわかる。賃金の減少率は45-54歳で3割、55-64歳で2割であった。

次に、表12.2の前職・正規雇用以外についてみる。前職・正規雇用以外では、すべての年齢階級において、調査時点・有業者の離職前賃金は、同・無業者よりも高かった。全年齢の離職前賃金は、有業者157万円、無業者140万円であり、その差は17万円であった。このことは、前職・正規雇用以外では、離職前賃金が高い者の方が就業を再開する傾向があることを示している。就業再開に伴う賃金の下落は、前職・正規雇用と比べると小さいものの55歳以上では3割を超える。

介護離職者の離転職に伴う賃金低下には、介護離職者が就業再開にあたって、賃金よりも介護と仕事の両立が容易な職場環境を優先していることが影響している可能性が考えられる。三菱UFJリサーチ＆コンサルティング（2013）[25)]の調査によると、前職・正規雇用の介護離職経験者が介

表 10.1 介護離職経験者の就業再開者数と労働市場からの退出者数 [1)]

	介護離職者数 [2)] (1)		就業再開者数 (2)=(1)×(4)		退出者数 (3)=(1)-(2)		就業再開率 [3)] (4)
	千人	(%)	千人	(%)	千人	(%)	(%)
前職・雇用形態計 [4)]							
離職時年齢・全年齢	101.1	(100.0)	26.7	(100.0)	74.4	(100.0)	26.5
44 歳以下	19.8	(19.6)	9.2	(34.2)	10.6	(14.3)	46.3
45-54 歳	25.6	(25.4)	9.3	(35.0)	16.3	(21.9)	36.5
55-64 歳	41.1	(40.7)	7.8	(29.2)	33.3	(44.8)	19.0
65 歳以上	14.6	(14.4)	0.4	(1.6)	14.1	(19.0)	3.0
前職・正規雇用							
離職時年齢・全年齢	28.2	(100.0)	9.8	(100.0)	18.4	(100.0)	34.8
44 歳以下	5.8	(20.4)	4.0	(40.7)	1.8	(9.6)	69.3
45-54 歳	7.4	(26.1)	2.6	(26.7)	4.7	(25.7)	35.7
55-64 歳	14.0	(49.7)	3.1	(31.4)	10.9	(59.5)	22.0
65 歳以上	1.1	(3.8)	0.1	(1.2)	1.0	(5.2)	10.8
前職・正規雇用以外							
離職時年齢・全年齢	72.9	(100.0)	16.9	(100.0)	56.0	(100.0)	23.2
44 歳以下	14.0	(19.2)	4.7	(27.6)	9.3	(16.7)	33.3
45-54 歳	18.3	(25.1)	7.0	(41.6)	11.2	(20.1)	38.5
55-64 歳	27.1	(37.2)	5.0	(29.5)	22.1	(39.5)	18.4
65 歳以上	13.5	(18.5)	0.2	(1.3)	13.3	(23.7)	1.6

1)『就業構造基本調査』の公表値の最小桁数は 100 人であり、本稿もそれに倣っている。そのため表では視認性を考慮して、千人単位の表記としている。2) 年間の値（2011 年 10 月から 2012 年 9 月）・図 2。3) 離職後 2 年時点の値・図 1。4) 前職・正規雇用＋前職・正規雇用以外。

出所：2012 年の『就業構造基本調査』を用いて著者推計

表 10.2 就業を再開した前職・正規雇用の介護離職者の雇用形態別・内訳

就業再開後の雇用形態	雇用形態計(1) [1)]			正規雇用(2) [2)]			正規雇用以外(3) [2)]			正規雇用の就業再開者数の割合 (%)
	就業再開者数		就業再開率	就業再開者数		就業再開率	就業再開者数		就業再開率	
	千人	(%)	(%)	千人	(%)	(%)	千人	(%)	(%)	(2)/(1)
離職時年齢・全年齢	9.8	(100.0)	34.8	3.8	(100.0)	13.3	6.1	(100.0)	21.5	38.3
44 歳以下	4.0	(40.7)	69.3	2.2	(59.2)	38.5	1.8	(29.3)	30.8	55.6
45-54 歳	2.6	(26.7)	35.7	0.7	(19.8)	10.1	1.9	(31.0)	25.6	28.4
55-64 歳	3.1	(31.4)	22.0	0.8	(21.0)	5.6	2.3	(37.8)	16.3	25.6
65 歳以上	0.1	(1.2)	10.8	0.0	(0.0)	0.0	0.1	(1.9)	10.7	0.0

1) 雇用形態計＝正規雇用＋正規雇用以外。就業再開者数と就業再開率は表 10.1 の再掲。2) 就業再開率は、競合リスクモデルで推定した離職後 2 年時点の値。就業再開者数は、表 10.1 の前職・正規雇用の介護離職者数に就業再開率を乗じたもの。

出所：2012 年の『就業構造基本調査』を用いて著者推計

表 11　介護離職が全離職理由計に占める割合　離職者数と退出者数

	介護離職 / 全離職理由計（%）		就業再開率（%）	
	離職者数	退出者数	介護離職者	全離職者
前職雇用形態、性・合計				
離職時年齢・全年齢	1.7	3.1	26.5	60.5
44 歳以下	0.6	1.1	46.3	73.3
45-54 歳	3.5	7.6	36.5	70.4
55-64 歳	3.9	5.4	19.0	41.6
65 歳以上	2.2	2.4	3.0	12.1
前職・正規雇用				
離職時年齢・全年齢	1.3	2.5	34.8	67.1
44 歳以下	0.4	0.7	69.3	79.6
45-54 歳	2.8	7.7	35.7	76.6
55-64 歳	2.8	4.0	22.0	46.4
65 歳以上	0.6	0.7	10.8	17.8
前職・正規雇用以外				
離職時年齢・全年齢	1.9	3.4	23.2	56.6
44 歳以下	0.6	1.4	33.3	69.6
45-54 歳	4.0	7.3	38.5	66.8
55-64 歳	4.9	6.4	18.4	37.1
65 歳以上	2.7	2.9	1.6	10.5
女性				
離職時年齢・全年齢	2.5	4.4	26.4	57.9
44 歳以下	0.8	1.3	45.7	67.2
45-54 歳	4.7	8.7	37.2	65.8
55-64 歳	6.8	8.4	17.4	33.4
65 歳以上	4.9	5.2	2.6	8.4
男性				
離職時年齢・全年齢	0.7	1.4	26.7	63.6
44 歳以下	0.2	0.6	47.3	82.4
45-54 歳	1.5	4.4	33.2	77.4
55-64 歳	1.8	2.5	23.8	47.0
65 歳以上	0.6	0.6	4.7	14.2

離職時年齢・全年齢の離職者数は、介護離職で 10 万 1,100 人、全離職理由計で 603 万 800 人。
離職時年齢・全年齢の退出者数は、介護離職で 7 万 4,400 人、全離職理由計で 238 万 1,600 人。

出所：2012 年の『就業構造基本調査』を用いて著者推計。

表 12.1 介護離職者の調査時点の就業状態別・離職前賃金と就業再開後賃金：年収（万円）・平均値：前職・正規雇用 1)

調査時点・就業状態	離職前賃金				就業再開後賃金			就業再開前後の賃金の差		
	雇用形態計 2)	正規雇用	正規雇用以外	無業	雇用形態計 2)	正規雇用	正規雇用以外	雇用形態計 2)	正規雇用	正規雇用以外
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)=(5)-(1)	(9)=(6)-(2)	(10)=(7)-(3)
賃金(1)-(7)								賃金差(8)-(10)		
全年齢	379	376	382	384	217	309	134	-162	-67	-248
44 歳以下	316	301	340	350	238	309	117	-78	8	-223
45-54 歳	430	451	395	385	252	309	149	-178	-142	-246
55-64 歳	401	397	402	414	179	325	137	-222	-72	-265
65 歳以上	295	385	252	292	95	93	96	-200	-292	-156
標本数(1)-(7)								賃金変化率(%) 3)		
全年齢	171	65	106	308	171	65	106	-42.7	-17.8	-64.9
44 歳以下	39	22	17	23	39	22	17	-24.7	2.7	-65.6
45-54 歳	47	27	20	56	47	27	20	-41.4	-31.5	-62.3
55-64 歳	80	14	66	178	80	14	66	-55.4	-18.1	-65.9
65 歳以上	5	2	3	51	5	2	3	-67.9	-75.8	-62.1

1）平均値は、標本抽出倍率で重みづけしたもの。(1)-(3)の離職前賃金は、(5)-(7)の介護離職者の標本をそれぞれ賃金関数に代入して得たもの。(5)-(7)の標本は、賃金関数の説明変数に欠損値があるものを除いているため、表 8 より標本数が少ない。2）雇用形態計＝正規雇用＋正規雇用以外。3）賃金変化率 ＝(就業再開後賃金－離職前賃金)/ 離職前賃金

表 12.2 介護離職者の調査時点の就業状態別・離職前賃金と就業再開後賃金

年収（万円）・平均値：前職・正規雇用以外 1)

調査時点・就業状態	離職前賃金		就業再開後賃金	就業再開前後の賃金の差
	有業	無業	雇用形態計 2)	
	(1)	(2)	(3)	(4)=(3)-(1)
賃金(1)-(3)				賃金差(4)
全年齢	157	140	118	-39
44 歳以下	149	130	134	-15
45-54 歳	149	133	125	-24
55-64 歳	158	147	106	-52
65 歳以上	194	137	121	-73
標本数(1)-(3)				賃金変化率(%) 3)
全年齢	225	741	225	-24.8
44 歳以下	36	49	36	-10.1
45-54 歳	72	121	72	-16.1
55-64 歳	93	340	93	-32.9
65 歳以上	24	231	24	-37.6

1）平均値は、標本抽出倍率で重みづけしたもの。(1)の離職前賃金は、(3)の介護離職者の標本を賃金関数に代入して得たもの。(3)の標本は、賃金関数の説明変数に欠損値があるものを除いているため、表 8 より標本数が少ない。2）雇用形態計＝正規雇用＋正規雇用以外。3）賃金変化率 ＝(就業再開後賃金－離職前賃金)/ 離職前賃金

護離職した理由は、「仕事と「手助・介護」の両立が難しい職場だったため」が最も多く、約6割であった。また、みずほ情報総研株式会社(2010)[26]の調査によると、就業再開を希望する無業の介護離職者が就業再開時に希望する条件の上位3つ（複数回答）は、「短時間勤務」(40.1%)、「在宅勤務」(37.8%)、「残業が無い・短い」(35.4%）であった。以上の調査結果を踏まえると、介護離職者は、労働時間の短い職場や雇用形態に変わることで賃金が下落している可能性が考えられる。また、両立が容易な条件を優先することで職場選択が制限されると、前職と同じ産業や職業に就けず、そのことが賃金の下落につながっている可能性も考えられる。転職による賃金変化を調べた多くの先行研究が、前職と異なる産業や職業に就いた場合、賃金が低下することを報告している（例えば、樋口（2001)、Parent(2000)[27])。

補論３　介護離職者の属性で補正する必要性の確認

ここでは、介護離職者の離職前賃金として、介護離職者と最も属性が近い「週6日以上」の介護有業者の賃金を用いる場合であっても、介護離職者の属性で補正する必要があることを確認しておく。表4.1、表4.2より、介護離職者は「週6日以上」より、勤続年数が短く、学歴が低かった。また、男性の介護離職者の有配偶率は、「週6日以上」より低かった。そして、賃金関数の推定結果は、勤続年数が長くなるほど、学歴が高いほど賃金が高くなり、男性では非有配偶の賃金が低くいことを示していた。これらは、介護離職者の方が、「週6日以上」よりも賃金獲得能力が低い可能性を示唆している。ただし、女性の介護離職者では賃金の高い専門的技術職の割合が高いなど、介護離職者の方が、賃金が高い可能性を示唆する結果もあった。

表13は、所得損失の推計で用いるのと同様に、雇用形態・年齢階級別に集計した補正前と補正後の離職前賃金を示している。補正前は表5.1

表13　離職前賃金の補正前と補正後の比較：年収（万円）・平均値[1]

	前職・正規雇用		前職・正規雇用以外	
	補正前[2]	補正後[3]	補正前[2]	補正後[3]
賃金				
全年齢	394	382	160	144
44歳以下	364	328	138	137
45-54歳	451	403	176	138
55-64歳	442	411	191	149
65歳以上	248	292	160	142
標本数				
全年齢	3,107	479	6,549	966
44歳以下	510	62	555	85
45-54歳	1,063	103	1,257	193
55-64歳	1,312	258	2,805	433
65歳以上	222	56	1,932	255

1）平均値は、標本抽出倍率で重みづけしたもの。2）表5.1に掲載した「6日以上」の介護有業者の男女別賃金を、男女計で集計した値。3）表8の再掲で、「6日以上」介護有業者の賃金を介護離職者の属性で補正したもの。

に掲載した「週6日以上」介護有業者の賃金を男女計に集計したものである。補正後は、「週6日以上」介護有業者の賃金を介護離職者の属性で補正した表8の再掲である。調整前後で比較すると、前職・正規雇用の65歳以上を除いて、補正後の方が低くなった。全年齢でみると、前職・正規雇用では、補正前の394万円に対し、補正後は382万円であった。前職・正規雇用以外では、補正前の160万円に対し、補正後は144万円であった。このことは、離職前賃金として、介護離職者と最も属性が近い「週6日以上」の介護有業者の賃金を用いる場合であっても、介護離職者の属性で補正しないと離職前賃金及び所得損失が過大評価になることを意味する。

謝辞

本稿は科学研究費補助金（課題番号：16K03701）を受けて行われ、医療経済学会・第13回大会で発表した論文を大幅に加筆・修正したものである。本誌の編集委員、東三鈴（千葉経済大学）、両角良子（富山大学）、谷垣静子（岡山大学）から有益なコメントを頂いた。ここで改めて感謝申し上げる。

注

1　2017年の『就業構造基本調査』によると、有業者のうち介護をしている者の比率は、全年齢で女性・5.1％、男性・3.8％である。その比率が最も高い年齢階層である55-59歳では、女性の6人に1人、男性の11人に1人が介護にたずさわっている。

2　Lily et al.（2007）[2]は、2007年までのこの分野の定評のあるサーベイである。山田・酒井（2016）[3]は、2007年以降をフォローしている。大津（2013）[4]は、日本を対象とした研究を包括的に整理している。

3　介護が労働時間に与える影響を推定した研究もおこなわれてきた。労働時間と所得は密接に関連するので、このような研究も介護が所得に及ぼす影響を扱っているといえるだろう。

4　Skira（2015）は、無業の継続や就業再開後の低賃金は、離職中の人的資本の劣化や雇用者の偏見などによって生じると想定している。

5　離職理由は全部で15項目あり、「介護・看護」の他は、「会社倒産・事業所閉鎖」、「人員整理・勧奨退職」、「事業不振や先行き不安」、「定年」、「雇用契約の満了」、「収入が少なかった」、「労働条件が悪かった」、「結婚」、「出産・育児」、「病気・高齢」、「自分に向かない仕事だった」、「一時的についた仕事だから」、「家族の転職・転勤又は事業所の移転」、「その他」である。

6　生存時間分析の手法を用いて離職者の就業再開率を推定する研究は、雇用保険のモラルハザードを検証する目的で数多く行われてきた（Tatsiramos（2009）[6]）。わが国を対象としたものとして、小原（2004）[7]がある。

7　離職時年齢に加えて、雇用形態と性を同時に扱うと、男性・正規雇用以外や高齢の標本が少なくなりすぎる。介護が就業に与える影響を扱ったFu（2017）[8]も同様の理由により、雇用形態別と性別の分析をそれぞれ別々に行っている。

8　推定は、Stataのコマンドstcompetで行った。カプランマイヤー法による前職・正規雇用の就業再開率と競合リスクモデルによる前職・正規雇用の雇用形態別の就業再開率の合計は一致する。つまり、適用する推定方法の違いで、整合的でない結果が生じることはない。

9　さらに、直近の離職しか観察できないことは、就業再開後の雇用形態別に推定した就業再開率にも偏りをもたらす可能性がある。例えば、正規雇用の者では、要介護者が軽度なうちは正規雇用以外に転職し（1回目の介護離職）、その後、要介護者が重度になると就業を再開せず無業になる（2回目の介護離職）ケースが考えられる。このようなケースでは、1回目の介護離職とその後の就業再開は観察できないので、前職・正規雇用の介護離職者の就業再開率は過小評価になる。

10　Farber（2017）[9]は、失職者の再就職は、好況期よりも不況期の方が困難であることを報告している。

11　本稿では計算ソフトStataを用いており、全ての推定はpweightオプションを適用することで、標本抽出倍率を考慮している（Stata（2019）[10]）。

12　表2の値は、数値間の整合性を確保するため若干の補正を行った値である。補正の理由と方法は、以下の通りである。(a)年齢階級別・介護離職者数に年齢

階級別・就業再開率を乗じたものを年齢階級別・就業再開者数とすると、その全年齢・合計は、(b)全年齢・介護離職者数に全年齢・就業再開率を乗じて求めた就業再開者数との間で若干齟齬が生じる。例えば、前職・雇用形態計の場合、(a)の全年齢・合計は3万5,400人であるが、(b)は3万4,300人である。そのため表2では、年齢階級別・就業再開者数(a)を定数倍することで、その全年齢・合計が(b)と一致するよう調整した値を掲載している。また、整合性を取るため、就業再開率も補正後の就業再開者数を離職者数で割った値を掲載している。

13　観察できない要因の影響を制御する代表的な方法は、パネルデータによる固定効果モデルと操作変数法である。わが国の研究では、前者の手法を酒井・佐藤(2007)[11]、後者を岸田（2014)[12]が用いている。

14　離職前賃金を推定する本稿の方法は、失職が再就職後の賃金にもたらす長期的影響を推定した研究から着想を得ているところが大きい。それらの研究ではパネル・データを用いているので、離職直前の賃金のみならず、転職前後の賃金プロファイルが得られる。しかし転職しなかった場合の賃金プロファイル（反実仮想の賃金プロファイル）は推定する必要がある。それには、いかに失職者と近い対照群を設定するかが決定的に重要となる。そのため、先行研究では、勤続年数や前職の雇用形態などで条件付けをした標本を用いたり、同じ企業で雇用されていた者だけを対照群とするなどの対策がとられてきた（近藤（2010)[13], p31-32)。このような研究の先駆けかつ代表例の一つにJacobson et al.（1993)[14]がある。後述のように、本稿では、介護離職者と近い集団として、介護有業者の中でも「週6日以上介護をしている者」の属性が介護離職者と最も近いことを確認し、離職前賃金の推定では「週6日以上」の標本を用いている。また、性別や前職の雇用形態で条件づけた推定を行っている。

15　介護離職前後で介護頻度は変わる可能性が考えられる。介護離職後に無業となった者では介護頻度が上がるケースが多いように思われる。その一方、就業再開のため要介護者を施設に入れた者では、介護は仕事が無い週末だけとなり、介護頻度が下がるケースもあるだろう。

16　読者は、以下で述べる妥当性の検証が、介護離職者の離職前の介護頻度が「週に6日以上」であるか否かの確認を目的としたものではないことに注意されたし。また、妥当性の確認結果から、介護離職者の離職前の介護頻度が「週に6日以上」であると主張しているわけでもない。そもそもこれらのことを本稿のデータから確認・主張することは不可能である。

17　本稿と同様、離職前賃金を賃金関数の予測値として推定した研究として、大橋・中村（2002)[19]がある。大橋・中村（2002）では、転職後のデータから賃金関数を推定し、転職前後の賃金変動の情報と合わせることで離職前賃金を得ている。

18　『就業構造基本調査』では、現職から得られる1年間の収入をカテゴリー形式で尋ねている。本稿では、各カテゴリーの中間の値を用いることで、収入を連続変数として扱っている。

19　本稿において「累積介護頻度区分が高くなるほど」とは、「介護頻度が高い者に対象が限定された区分になるほど」と同義であり、簡略化を意図した表現である。

20　調査票では、介護と仕事の両立に役立つと考えられる制度の過去1年間の利用状況が問われている。制度は、介護休業、短時間勤務、介護休暇、残業の免除・制限、その他である。しかし、それらの制度は、介護離職者でも利用者が極めて少なく、本稿では用いていない。

21　この他、特徴的な傾向として、累積介護頻度区分が高くなるほど専門技術職割合は低くなるが、女性の介護離職者におけるその割合は、介護有業者の中で最も高い「介護有業者計」よりも高いことがあげられる。このような傾向が観察される理由として、専門技術職者は、再就職が容易であることを見越して介護離職している可能性が考えられる。樋口（2001)[23]は、専門技術職者は、他職種よりも短い離職期間で就業を再開し、転職に伴う賃金低下も低いことを報告している。

22　『就業構造基本調査』では、その標本抽出法が複雑なので、標本抽出倍率で重みづけした推定値の標準誤差は副標本方式で算出している。しかし本稿が扱う平均値は、副標本方式を適用するには標本数が少ないので標準誤差は示していない。この問題の解説は山口(2016)[24]がわかりやすい。

23　前節で述べたように、補正のため代入する介護離職者の標本は、雇用形態と性が同じであれば、累積介護頻度区分が異なっても同じである。

24　なお、標本数が特に少ない65歳以上の前職・正規雇用については、就業再開後の賃金を0円とした場合

の他、離職前と同じ292万円とした場合についても、損失所得を計算してみた。それによると損失所得は、0円とした場合1.01倍、292万円とした場合は0.97倍となった。非常に極端な感度分析でも結果がほとんど変わらないのは、65歳以上の就業再開者が非常に少ないからである。

25 小節(3)で述べた就業再開後賃金を0円とする設定は、本節の就業再開が全く無いという仮定に等しい。

26 本稿と経済産業省（2018）では、離職前賃金の推計に用いている介護離職者数が若干異なり、本稿の9万9,100人に対し、経済産業省（2018）は10万人である。しかし、経済産業省（2018）の推計で介護離職者数を9万9,100人としても、所得損失額は2,676億円でほとんど同じである。

27 ただし、長期間の介護がどれほど一般的かについては、必ずしもよくわかっていない。例えば、酒井・佐藤（2007）は、ニッセイ基礎研究所が作成したパネル・データを解析し、要介護者を抱える世帯の約半数が2年後には要介護者が不在となっていることを示している。不在となった理由は不明であるが、彼らは死亡や入院・入所によるものと推察している。

28 限定的ながら『就業構造基本調査』が本来パネル・データを必要とする分析ができることに着目した本稿以外の研究として、Esteban-Pretel et al.（2011）[28]がある。彼らは、若年非正規労働者の正規労働者への移行確率を推定している。

参考文献

1）経済産業省 . 資料4 2050年までの経済社会の構造変化と政策課題について . 第1回産業構造審議会2050経済社会構造部会 . 2018 : 34.
（https://www.meti.go.jp/shingikai/sankoshin/2050_keizai/pdf/001_04_00.pdf）

2）Lilly, M. B., Laporte, A. and Coyte, P. C. Labor Market Work and Home Care's Unpaid Caregivers: A Systematic Review of Labor Force Participation Rates, Predictors of Labor Market Withdrawal, and Hours of Work. Milbank Quarterly 2007 ; 85 : 641-690.

3）山田篤裕 , 酒井正 . 要介護者の親と中高齢者の労働供給制約・収入減少 . 経済分析 . 2016 ; 191 : 183-212.

4）大津唯 . 第7章 在宅介護が離職に与える影響 . 樋口美雄 , 赤林英夫 , 大野由香子編 . パネルデータによる政策評価分析 [4] 働き方と幸福感のダイナミズム－家族とライフサイクルの影響 . 慶應義塾大学出版会 . 2013 : 139-153.

5）Skira, M. M. Dynamic and Employment Effects of Elder Parent Care. International Economic Review 2015 ; 56 : 63-93.

6）Tatsiramos, K. Unemployment Insurance in Europe: Unemployment Duration and Subsequent Employment Stability. Journal of European Association 2009 ; 7(6) : 1225-1260.

7）小原美紀 . 雇用保険制度が長期失業の誘因となっている可能性 . 日本労働研究雑誌 2004 ; 528 : 33-108.

8）Fu, R., Noguchi, H., Kawamura, A. and Takahashi, H. Spillover Effect of Japanese Long-term Care Insurance as an Employment Promotion Policy for Family Care Givers. Journal of Health Economics 2017 ; 56 : 103-112.

9）Farber, H. S. Employment, Hours, and Earnings Consequences of Job Loss: US Evidence from the Displaced Workers Survey. Journal of Labor Economics 2017 ; 35(S1) : S235-S272.

10）Stata. Stata 16 User's Guide. Stata Press, 2019 ; 59-61.

11）酒井正 , 佐藤一磨 . 介護が高齢者の就業・退職決定に及ぼす影響 . 日本経済研究 . 2007 ; 56 : 1-25.

12）岸田研作 . 介護が就業、収入、余暇時間に与える影響－介護の内生性および種類を考慮した分析－ . 医療経済研究 2014 ; 26(1) : 43-57.

13）近藤絢子 . 失職が再就職後の賃金にもたらす影響の経済分析－先行研究の展望と今後の課題 . 日本労働研究雑誌 2010 ; 598 : 29-37.

14）Jacobson, L., Lalonde, R., and Sullivan, D. Earnings Losses of Displaced Workers. American Economic Review 1993 ; 83(4) : 685-709.

15）Casado-Martin, D., Garcia-Gomez, P. and Lopez-Nicolas, A. Infomal Care and Labour Force Participation among Middle Aged Women in Spain. SERIEs 2001 ; 2 : 1-29.

16）Bolin, K., Lindgren, B and Lundorg, P. Your Next Kin or Your Own Career? Caring and Working among the 50+ of Europe. Journal of Health Economics 2008 ; 27 : 718-738.

17）Ettner, S. L. The Impact of “Parent Care” on Female Labor Supply Decisions. Demography 1995 ; 32（1）: 63-80.
18）Duan, N. Smearing estimate: A Nonparametric Retransformation Method. Journal of the American Statistical Association 1983 ; 78 : 605-610.
19）大橋勇雄 , 中村次朗 . 第 7 章 転職のメカニズムとその効果 . 玄田有史 , 中田喜文編 . リストラと転職のメカニズム . 東洋経済新報社 . 2002 : 145-173.
20）岩本康志 . 第 6 章 健康と所得 . 国立社会保障・人口問題研究所編 . 家族・世帯の変容と生活保障機能 . 東京大学出版会. 2000 : 95-117.
21）Currie, J. and Brigitte C. M. Chapter 50 Health, Health Insurance and the Labor Market. Ashenfelter, O. C. and Card, D. eds. Handbook of Labor Economics. North-Holland. 1999 ; 3C : 3309-3416.
22）小塩隆士 . 第 8 章 医療制度改革の課題 . 社会保障の経済学 [第 4 版]. 日本評論社 . 2013 : 161-180.
23）樋口美雄 . 第 5 章　だれの転職コストが高く、だれの転職コストが低いのか . 雇用と失業の経済学 . 日本経済新聞社 . 2001 : 197-240.
24）山口幸三 . 副標本における標準誤差の計測 . 統計学 2016 ; 11 : 17-26.
25）三菱 UFJ リサーチ & コンサルティング . 平成 24 年度　仕事と介護の両立に関する実態把握のための調査研究事業報告書 . 2013.
26）みずほ情報総研株式会社 . 平成 21 年度 仕事と介護の両立に関する実態把握のための調査研究 2010.
27）Parent, D. Industry-Specific Capital and the Wage Profile: Evidence form the National Longitudinal Survey of Youth and the Panel Study of Income Dynamics. Journal of Labor Economics 2000 ; 18（2）: 306-323.
28）Esteban-Pretel, J. Nakajima, R. and Tanaka, R. Are Contingent Jobs Dead Ends or Stepping Stones to Regular Jobs? Evidence from a Structural Estimation. Labor Economics 2011 ; 18（4）: 513-526.

Social Loss of Care Leaves

Kensaku Kishida*

Abstract

We estimated the number of labor force exiters unemployed due to family care and their lost income. We defined labor force exiters as those who were out of work 2 years after they exited. Among the 99.1 thousand annual care leavers, 35.7 % restarted work and the remaining 64.3 % exited the labor market. Three-fourths of the exiters were non-regular workers. Among the care leavers previously in regular employment and those who returned to the labor market, 45.6 % of them restarted work as regular workers and the remainder restarted work as non-regular workers. Among the exiters, the ratio of care leavers to all exiters was 3.6 %. About 10 % of women exiters of 40-50 years of age were care leavers. Hence, the loss of middle-aged employment due to care leaves is significant.

The wages of care leavers' previous jobs is indispensable for calculating the loss of income. However, our data did not contain the necessary information. Hence, as a proxy variable, we used the wages of workers who provide care 6 days a week since their attributes are similar to those of care leavers. Additionally, in the loss of income calculation, we considered the income accrued from restarting work.

The total loss of income during one year after care leave was 182.1 billion yen. The 270 billion yen loss of income suggested by the Ministry of Economy, Trade and Industry (2018) was larger than ours by 1.48 times. Approximately 70 % of the difference of the loss was due to usage of the wage of general workers, whose attributes were different from those of care leavers as a proxy variable for the wage of care leavers' previous jobs. The remaining 30 % occurred because the calculation did not account for the income accrued from restarting work. Income loss can be due to the decrease in the employment ratio (77.1 %) or due to the wage gap between the previous and current jobs (22.9 %). Regular workers sustained three-fourths of the income loss due to the wage gap, approximately 70 % of which was due to restarting work as low wage non-regular workers.

[**Keywords**] Care leave

* Professor, Graduate School of Humanities and Social Sciences, Okayama University

第 15 回研究大会報告（特別セッション）
保健医療費統計の課題

大会長：井伊　雅子 氏（一橋大学 国際・公共政策大学院 教授）
司　会：池上　直己 氏（慶應義塾大学 名誉教授）
シンポジスト：
- 岩本　康志 氏（東京大学大学院 経済学研究科 教授）
- 小峰　隆夫 氏（大正大学 地域構想研究所 教授）
- 満武　巨裕 氏（医療経済研究機構 研究副部長）

●開式挨拶

池上／

「保健医療費統計の課題」ということで、最初に、大会長の井伊先生から、このセッションを企画された背景について、ご説明いただきます。

井伊／

医療経済学会第 15 回研究大会の大会長を務めております一橋大学の井伊雅子です。

特別セッションのタイトルは、「保健医療費統計の課題」です。保健医療費よりは国民医療費のほうが、我々にとって身近かもしれません。国民医療費は基本的に治療をカバーしており、英語では、”national medical expenditure” です。一方で、きょうのテーマである保健医療費は、英語では ”health expenditure” であり、予防や介護なども含まれます。

日本の公的医療保険制度は主に治療をカバーしていますので、国民医療費、およそイコール治療に目が向きがちです。今回、新型コロナウイルス対策で注目を集めた保健所の費用なども、本来、保健医療費統計に含まれるべきあり、現在どのように計上されているか関心も高いです。

予防は保健所を含め公務が多いので、財政分野の知見も生かされます。今回は幅広い視野で保健医療費統計について議論ができればと思います。

●シンポジスト講演

池上／

井伊先生、ありがとうございました。

それでは、このセッションには 3 人の演者がいらっしゃっています。順に発表をいただきまして、その後、総合ディスカッションに移りたいと思います。順番に従いまして、医療経済研究機構の満武先生、お願いします。

満武／

医療経済研究機構の満武でございます。学会長の井伊先生より SHA（A System of Health Accounts）と呼ばれる保健医療支出について話すようにと仰せつかりましたので、情報提供をさせていただきます。

（スライド 1）

最初にお伝えしたいのは、保健医療に関する統計は数多くありますが、私が紹介する保健医療支出は OECD（Organisation for Economic Co-operation and Development：経済協力開発機構）の基準に従って、医療経済研究機構が推計しているデータです。

（スライド 2）

SHA（ガイドライン）の目的を挙げます。(1) 保健医療支出の政策が国際比較可能となる、(2) モニタリングツールを提供する、(3) 国際比較する上で各国の保健医療の範囲が異なる為、それを定義することの３つがSHAの目的です。これから、SHAの推計方法、特徴、活用事例、課題についてお話をさせていただきますが、限られた時間でこれらを説明するというのは大変難しいので、概要をお伝えできればと思います。

（スライド３）

国民保健計算（National Health Accounts）という考え方があります。これは国家における保健医療支出というのは、先ほど井伊大会長がおっしゃったように、医療費のみならず、予防や健康管理、運営費、設備整備等も含めて捉える必要があります。こういった支出は、国民保健計算と呼ばれて、政策を評価するための一つの指標となっております。この国民保健計算には幾つかのガイドライン（手法）があり、それがマトリックスの形で提供され、国家比較ができるようになっています。

（スライド４）

冒頭に紹介したSHAというのは、その国民保健計算の手法の一つです。以前はWHOも独自にガイドライン（推計手法）を開発していたのですけれども、今はもうSHAに統合されましたので、SHAがグローバルスタンダードになっております。

このSHAは、機能、医療サービスの財と供給、財源主体、の３つの次元があります。HC（Classification of Function: 機能）、HP（Providers: 供給主体）、HF（Financing agents／schemes: 財源）という名称で、それぞれの関係が保たれて、データが作られます。要するにエクセル（マイクロソフト）の２次元表で表現されているテーブルがあり、OECD加盟国および、最近はWHOの大半の国もこれらの２次元テーブルを作ってOECDに提出しています。

（スライド５）

SHAのガイドラインは、最初に2000年に公開されまして、2016年からSHA2011という改訂版に準拠するようになっています。

国民医療費は保険医療の範囲での推計値でございますけれども、SHAには介護の長期ケア、予防、OTC、こういったものも含まれており、国際比較可能なものです。

（スライド６）

国民医療費と国民保健計算の違いは、その範囲が異なるといったところでございます。

（スライド７）

これは厚生労働省のホームページにある国民医療費の定義で、主に含まれている部分は図の中央の部分に示されています。それ以外のところは含まれておりません。これを含んだ形にしているのがSHAとも言えます。

国民医療費の公表資料ですが、制度、財源、診療種類別で独立した値になっております。SHAはこの独立しているものを制度、財源、診療種類の相互の関係が保たれる形で公開されています。

（スライド８）

これが最新の2017年のデータで、国民医療費43兆710億円に対して、保健医療支出は58兆9,370億円となっています。では、この違いが何かというと、主に介護保険の部分であり、それ以外にも予防、医療周辺サービス、あとは保険者等の事務経費、大衆薬（OTC: Over The Counter）も推計しております。国民医療費に入っていない正常分娩や予防なども推計しています。図の白のところは推計しておりません。OECDには、ダブルカウントや過剰推計をしないようにと言われておりますので過少推計であり、いわゆるぎりぎりの範囲を推計しております。例えば、歯科の自

由診療分はセラミックの材料費（保険適用にならない部分）のみ把握できるので入れております。室料差額に関しても、同様であり、医療経済実態調査を使って推計しています。

（スライド 9）

こちらの資料は厚生労働省のホームページから参照されている「OECD 加盟国の医療費の状況」です。これは、よく国民医療費と混同される方が多いのですが、例えば対 GDP 比率で分母に GDP、分子に国民医療費として計算したが数値が合わない、といったことがあります。しかし、これの分子は国民医療費ではなく SHA に基づいて推計した保健医療支出であり、異なります。

（スライド 10）

我々が推計したデータはすべて OECD に送付して、OECD のバリデーション（チェックプログラム）をパスしたものだけが OECD にアクセプトされます。アクセプトされたデータは、近年では OECD.Stat というデータベースから公開されます。20 年ぐらい前は、CD-ROM を購入したのですが、今は OECD.Stat のからデータをダウンロードでます。

（スライド 11）

これは、ちょっとデータが古いですが、SHA を推計する上でのデータソースです。メインは国民医療費で 80％の割合です。それ以外に介護給付費、そして OTC 薬を推計する上で薬事工業生産動態統計調査など、約 51 種類の統計資料を利用して、約 500 項目のデータを抽出して推計をしております。

（スライド 12）

これは主だったものを上から 21 種類だけ表示しておりますが、各保険者の基金年報や生命保険のデータなどもあります。

（スライド 13）

SHA の 3 つの HC、HP、HF という次元には、HC は入院・外来等、HP は病院・診療所・調剤薬局等、HF は一般政府・社会保障基金・民間保険・家計負担、あと最近は資金（FS）というのも加わり、政府・企業・家計といった項目があります。日本は、資金と財源に関しては二次元対応できるようになっております。HC と HF と HP に関してもそれぞれ対応ができるようになっています。

（スライド 14）

これは HC ですが、入院や外来・リハビリテーション・長期ケア・予防です。

（スライド 15）

HP は病院・外来そして補助的サービス。日本の場合ですと、この臨床検査や画像検査等は病院とか外来に含まれているものもありますので、項目が設定されていても推計できない項目や他の項目に含まれていることもあります。

（スライド 16）

HF に関しましてはこのスライドであり、FS も構成されています。

（スライド 17）

基本的な 3 つの次元が、それぞれ参照できるような 2 次元テーブルを作成して、例えば HC と HF の関係がわかる、HC と HP の関係がわかる、HP と HF の関係がわかる、そして最近は HF と FS の関係もわかるような 2 次元テーブルを作っています。

（スライド 18）

HC の入院サービスの中で、HP の病院において提供されているのがどれぐらいなのか、あるいは介護施設で提供されているのがどれぐらいなのか、診療所で提供されている入院費はどれぐらいなのか、こういった HC と HP の関係がわかるようなデータになっています。

（スライド 19）

診療と財源も同じ構造です。

（スライド 20）

対 GDP 比率のデータです。対 GDP 比率で日本は 6 位だとか 5 位だとか 3 位になったとか、そんなことを言われますけれども、実際、この後の岩本先生からのご報告もあるかと思いますが、GDP を分母にしてよく使われます。が、よく間違った利用方法だと思われるのも散見されます。

（スライド 21）

SHA データを参照するときに、我々が一番使うことの多いのが一人当たり医療費です。そうすると、日本は 15 位ぐらいになり、平均ぐらいかなといったところです。

（スライド 22）

国際比較データを利用する際の留意点です。これはホームページで、本日時点で公開されているもので、参考として上げさせていただきました。民主党のマニフェストや、あるシンクタンクのプレスリリースには、日本の医療費が 35 か国中 3 位になったとか、そういったものがあります。

（スライド 23）

基本的に我々は、分子と分母の定義をきっちり把握した上で利用していただきたいとお伝えしております。諸外国と比較する上で、その比較しているデータの分母の GDP が諸外国と合っていない時期があります。例えば 1993SNA から 2008SNA の変更点があって、諸外国がそれぞれこの SNA を導入をする時期が異なっていました。2008SNA になると研究開発費等が増えるので、20 兆円ぐらい増えます。そうすると分母も大きくなるので、対 GDP 比に影響があります。比較する上では、各国が分子の SHA1.0 か SHA2011 のどちらの定義に従ってデータを作成しているのか、ご自身が使おうとしている期間のデータの GDP が、（最近だともう 2008SNA になっていますけれども）1993 と 2008 の SNA が混在していたときもありますので、そこら辺はきっちり注意して使っていただかないと、先ほどの例のように、間違ったもの（ミスリーディング）になってしまいます。

（スライド 24）

これもよく指摘されていることですが、SHA データの提出状況は今、加盟国数 38 カ国になりましたけれども、2010 年は 36 カ国でございました。その上で作成データの年が遅いということがあります。国民医療費も最新のデータが 3 年前のデータです。それでは政策モニタリングに使えないという指摘があり（日本の SHA も 3 年前データなので、t-3 というような表現をしていたのですけれども）、ちょっと早める努力もしております。

（スライド 25）

最近、MEDIAS などを使って国民医療費の部分、あと介護給付費実態調査のデータ公表は比較的早いですので、こういったデータを活用することによって、3 年前の確報値と速報値を作っている状況です。

（スライド 26）

OECD.Stat をクリックしていただいて、Health expenditure のところを表示させていただくと、こういうものが出てきます。OECD 加盟国のデータが、対 GDP 比率など、先ほどの 2 次元テーブルのすべてがダウンロードできるようになっております。

そこで、一つ注意していただきたいのは、表示画面に B、これは Break といって「ここから推計手法が異なっていますよ」というものです。P は Provisional value で速報値、E は OECD が独自に推計している Estimated value などのノート（注）があります。先ほど説明した分子と分母など、きっちり定義を踏まえた上で利用してくださいと言いましたが、こういったところも注意しながら活用していただきたいと思います。

（スライド 27）

我々の医療経済研究機構で 2000 年からデータを作成して、OECD に提出しております。時々、医療や介護制度上の改革（導入）などが発生すると、SHA 推計方法あるいは推計範囲を大きく変えなくてはならないことがございます。そういった場合には、医療経済研究機構が主観的に決めているというわけではなく、国内に SHA 委員会というのをつくりまして、きょう司会の池上先生や、ほかの医療費統計に造詣の深い有識者の先生、そして関係省庁の部門の方々にも入っていただいて、推計方法を更新しています。なお厚労科研等の公的な予算をいただいたときは、そこの報告書として議事録、あるいはそのときの関連資料をすべて公開してきました。

（スライド 28）

今日の説明のまとめをさせていただきます。SHA2011 準拠のデータ提出については 2011 年度からであり、2000 年から 2010 年の間は SHA1.0 という旧基準のままです。この SHA1.0 の準拠のデータにつきましては、OECD.Stat は最新のデータのみを公開していますので、2011 年以降のデータはないといったことになります。

速報値の問題もあります。確報値としては 3 年前のデータであり、我々が推計した 2 年前、1 年前のデータというのは、精度よりも速報性が重要と考えています。

国際機関特有の問題もありまして、これも後で議論になるかもしれませんが、SHA の定義している推計範囲というのは、各国の合意のもとに決めているものです。改定したときに、こういうやり方にしよう、あるいは、これを含めようという議論もあるのですけれども、多数決で決定することもあります。事前に Eurostat で決まっていたら、OECD 専門家会合の参加者は大半が EU 諸国で構成されているので、EU 側の結論に従わざるを得ないなどもあります。こういったところを含めて、我々はデータを作成して OECD に提出しており、皆様にご理解いただければと思う次第です。

私のほうからの情報提供は以上とさせていただきます。ありがとうございました。

医療経済学会特別セッション「保健医療費統計の課題」

OECDのSHAガイドラインに準拠した保健医療支出の推計と課題

満武巨裕 (mitsutake@ihep.jp)

一般財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会
医療経済研究機構
Institute for Health Economics and Policy

スライド１

SHAガイドラインの目的

- 保健医療支出及び政策が国際比較可能となる枠組みの提供
- 各国の保健制度をモニタリング（分析）するツールの提供
- 保健医療支出をトラッキングするための国際的な範囲（境界）の定義

具体的には、下記について紹介する。

1. 保健医療支出の推計方法
2. 特徴
3. 活用事例
4. 課題

スライド２

国民保健計算: National Health Accounts

国家における保健医療支出は、傷病の治療に要する医療費のみならず、健康増進・疾病予防、健康管理、あるいは医療保障の運営費、設備整備等も含めて捉える必要がある。こうした保健医療に関する支出は「国民保健計算（National Health Accounts）」と呼ばれ、政策を評価するための一つの指標となる。

NHAは、支出項目ごとに機能面、供給面、財源面等について明確に分類化された上で、複数の項目からなるマトリックスとして提供されるものである。また、国際的に共通の分類を用いることで、国家間の比較を通じて、保健医療支出の実態を知ることが可能になる。

定義：国内で保健医療に関連して支出された財、サービス購入のための全ての金額

スライド３

国民保健計算の推計手法：SHA

国民保健計算の推計手法については国際的にいくつかの方法がある。現在、先進国において広く用いられているものは、OECD（Organisation for Economic Co-operation and Development：経済協力開発機構）が2000年に公表したA System of Health Accounts(以下、SHA）である。

SHAは、統一的な標準表形式で国際比較が可能となるよう、医療活動の全分野を対象とした包括的な勘定枠組み（International Classification for Health Accounts ： ICHA）を提供している。ICHAの基本的な考え方として、以下の3つの論点を基礎にSHAを構築している。

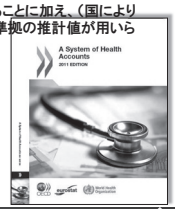
1) 機能的な定義：どの種類のサービスが提供され、どの品目の財が購入されたのか。
2) 保健医療サービスと財の供給：資金はどこへ行くのか。
3) 財源主体：どこから資金がやってきたのか。

1)は 機能（Classification of Function: HC）、2)は 供給主体（Providers: HP）、3)は 財源（Financing agents/schemes: HF）の分類と言われている。特徴的なのは3つの分類（HC, HP, HF）の相互関係が保たれていることである。つまり、機能（HC）のそれぞれのサービスが供給主体（HP）の分類のどこに帰属するのかという関係が表形式で、HC x HPの2次元テーブルとして表現される（図2）。同様に、HC x HFとHP x HFの2次元テーブルが存在する。加盟国の大半がこれら3つの2次元テーブルをOECD事務局へ提出している。

スライド４

SHA

- SHA1.0は、OECD（経済協力開発機構）加盟国が国民保健計算（National Health Accounts）を推計する際のガイドライン（2000年公表）。
- 国民保健計算には、傷病の治療に要する医療費に加えて、長期ケア（介護等）、健康増進・疾病予防、一般薬（OTC）、補装具、保健制度の運営、設備投資等も含めた保健医療全般に関する支出が含まれる。一方、日本の国民医療費（厚生労働省・統計情報部）は、公的医療保険の対象となる費用（支出）の推計。
- 保健医療支出の国際比較の際には、各国の統計資料を用いることに加え、（国により国内統計における「医療費」等の対象範囲等が違うため）SHA準拠の推計値が用いられることが多い。
  - 2016年からSHA2011準拠の推計に切り替え。



https://www.who.int/health-accounts/methodology/sha2011.pdf

スライド５

国民医療費と国民保健計算の違い

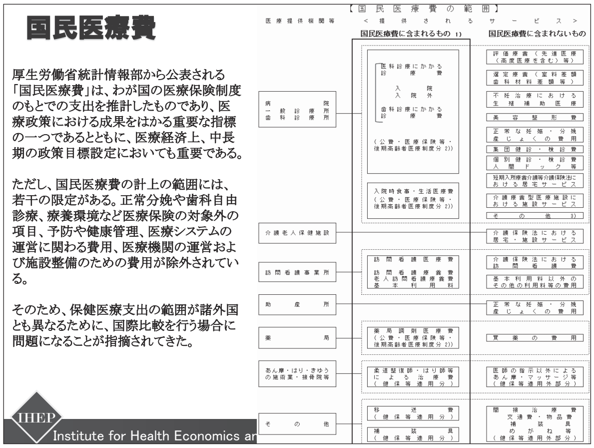
国民医療費は、その範囲を傷病の治療費に限定しており、医療保険対象外の費用、医療システムの運営、並びに設備投資に要する費用等が除外されている。

そのため、国際比較を行う場合には、諸外国と推計の範囲が異なるので適していない。

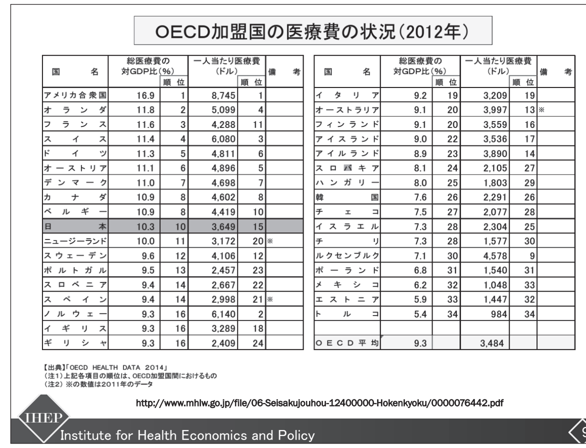
国民保健計算は、国民医療費に比べて広範な保健医療関連サービスが含まれる。

具体的には、医療保険システムの枠外の治療的医療、リハビリ、看護サービス、薬剤、医療用品に加え、健康維持・増進のためのサービス、公衆衛生サービス、保健医療および健康維持・増進のための管理コスト等である。さらに、保健医療を提供する施設の資本形成、医療従事者の教育、研究開発、環境衛生等も、保健医療関連機能として勘案されることになっており、保健医療に関連した医療支出に関して広範かつ包括的な推計が行われる。

スライド６



スライド７



OECD加盟国の医療費の状況（2012年）

国名	総医療費の対GDP比（%）	順位	一人当たり医療費（ドル）	順位	備考
アメリカ合衆国	16.9	1	8,745	1	
オランダ	11.8	2	5,099	4	
フランス	11.6	3	4,288	11	
スイス	11.4	4	6,080	3	
ドイツ	11.3	5	4,811	6	
オーストリア	11.1	6	4,896	5	
デンマーク	11.0	7	4,698	7	
カナダ	10.9	8	4,602	8	
ベルギー	10.9	8	4,419	10	
日本	10.3	10	3,649	15	
ニュージーランド	10.0	11	3,172	20	※
スウェーデン	9.6	12	4,106	12	
ポルトガル	9.5	13	2,457	23	
スロベニア	9.4	14	2,667	22	
スペイン	9.4	14	2,998	21	※
ノルウェー	9.3	16	6,140	2	
イギリス	9.3	16	3,289	18	
ギリシャ	9.3	16	2,409	24	

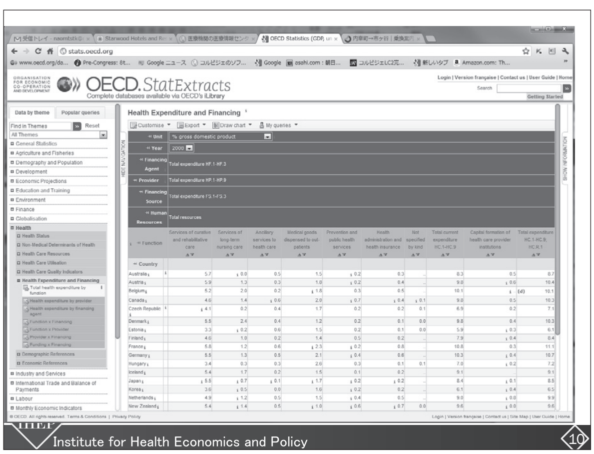
国名	総医療費の対GDP比（%）	順位	一人当たり医療費（ドル）	順位	備考
イタリア	9.2	19	3,209	19	
オーストラリア	9.1	20	3,997	13	※
フィンランド	9.1	20	3,559	16	
アイスランド	9.0	22	3,536	17	
アイルランド	8.9	23	3,890	14	
スロバキア	8.1	24	2,105	27	
ハンガリー	8.0	25	1,803	29	
韓国	7.6	26	2,291	26	
チェコ	7.5	27	2,077	28	
イスラエル	7.3	28	2,304	25	
チリ	7.3	28	1,577	30	
ルクセンブルク	7.1	30	4,578	9	
ポーランド	6.8	31	1,540	31	
メキシコ	6.2	32	1,048	33	
エストニア	5.9	33	1,447	32	
トルコ	5.4	34	984	34	
OECD平均	9.3		3,484		

【出典】「OECD HEALTH DATA 2014」
（注1）上記各項目の順位は、OECD加盟国間におけるもの
（注2）※の数値は2011年のデータ

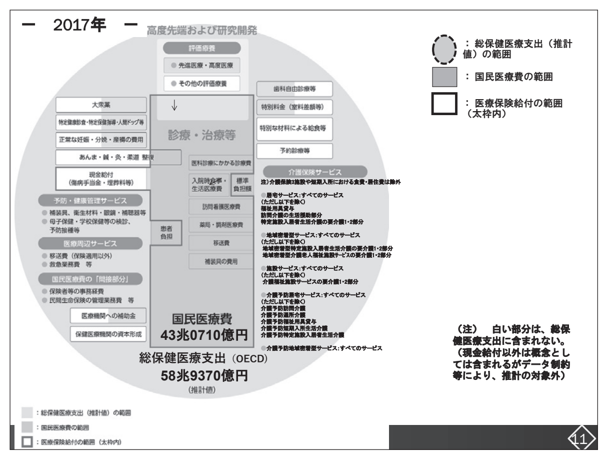
http://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-12400000-Hokenkyoku/0000076442.pdf

IHEP Institute for Health Economics and Policy 9

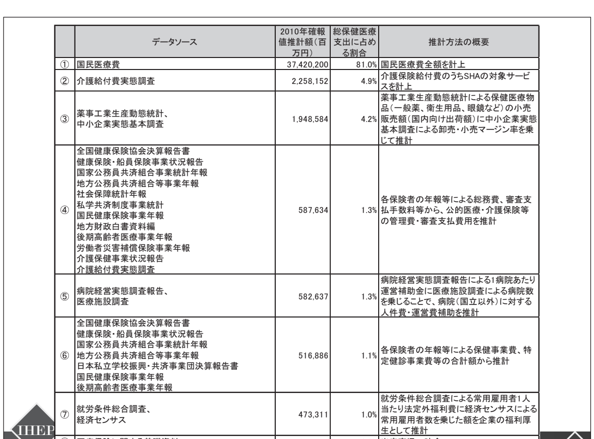
スライド８



スライド９



スライド 10



	データソース	2010年確報値推計額（百万円）	総保健医療支出に占める割合	推計方法の概要
①	国民医療費	37,420,200	81.0%	国民医療費全額を計上
②	介護給付費実態調査	2,258,152	4.9%	介護保険給付費のうちSHAの対象サービスを計上
③	薬事工業生産動態統計、 中小企業実態基本調査	1,948,584	4.2%	薬事工業生産動態統計による保健医療物品（一般薬、衛生用品、眼鏡など）の小売販売額（国内向け出荷額）に中小企業実態基本調査による卸売・小売マージン率を乗じて推計
④	全国健康保険協会決算報告書 健康保険・船員保険事業状況報告 国家公務員共済組合事業統計年報 地方公務員共済組合等事業年報 社会保障統計年報 私学共済制度事業統計 国民健康保険事業年報 地方財政白書資料編 後期高齢者医療事業年報 労働者災害補償保険事業年報 介護保健事業状況報告 介護給付費実態調査	587,634	1.3%	各保険者の年報等による総務費、審査支払手数料等から、公的医療・介護保険等の管理費・審査支払費用を推計
⑤	病院経営実態調査報告、 医療施設調査	582,637	1.3%	病院経営実態調査報告による1病院あたり運営補助金に医療施設調査による病院数を乗じることで、病院（国立以外）に対する人件費・運営費補助を推計
⑥	全国健康保険協会決算報告書 健康保険・船員保険事業状況報告 国家公務員共済組合事業統計年報 地方公務員共済組合等事業年報 日本私立学校振興・共済事業団決算報告書 国民健康保険事業年報 後期高齢者医療事業年報	516,886	1.1%	各保険者の年報等による保健事業費、特定健診事業費等の合計額から推計
⑦	就労条件総合調査、 経済センサス	473,311	1.0%	就労条件総合調査による常用雇用者1人当たり法定外福利費に経済センサスによる常用雇用者数を乗じた額を企業の福利厚生として推計
⑧	医療保険に関する基礎資料	462,993	1.0%	出産育児一時金

IHEP Institute for Health Economics and Policy 12

スライド 11

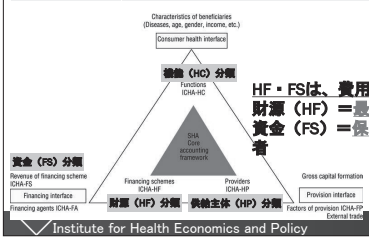
⑨	国民経済計算年報	400,405	0.9%	保健・傷病・障害分野における一般政府の資本形成と補助金の額を、一般政府財源による資本形成として推計。ただし、運営費補助金分は控除。
⑩	介護サービス施設・事業所調査、 介護給付費実態調査	351,996	0.8%	介護サービス施設・事業所による1日当たり平均食費・居住費に介護給付費実態調査による施設サービス・短期入所サービスの日数を乗じた額を、介護施設サービス・短期入所サービスの居住費・食費として推計
⑪	地方交付税制度解説、 住民基本台帳人口	338,701	0.7%	地方交付税制度解説による人口当たり救急業務費に住民基本台帳人口を乗じた額を、救急業務費として推計
⑫	医療経済実態調査、 医療施設調査	216,532	0.5%	医療経済実態調査による1病院当たり室料差額に医療施設調査による病院数を乗じた額を、病院の室料差額として推計
⑬	地方交付税制度解説、 住民基本台帳人口	163,880	0.4%	地方交付税制度解説による人口当たり予防接種費、結核予防事業費等に住民基本台帳人口を乗じた額を、予防接種・感染症予防等費用として推計
⑭	地方交付税制度解説、 住民基本台帳人口	147,875	0.3%	地方交付税制度解説による人口当たり予防接種費、妊婦健診費用助成費用等に住民基本台帳人口を乗じた額を、母子保健関係国庫補助事業の事業額として推計
⑮	生命保険事業概況	132,781	0.3%	生命保険会社の事業費支出額に、保険金支払額に占める入院・手術・障害給付金が占める割合を乗じた額を、医療に係る民間生命保険の管理コストとして推計
⑯	一般会計歳入歳出決算書	108,995	0.2%	一般会計歳入歳出決算書による6ナショナルセンターや国立病院機構、ハンセン病療養所への運営費補助金額を、病院（国立）に対する運営補助金として推計
⑰	地方交付税制度解説、 学校基本調査	50,518	0.1%	地方交付税制度解説による1校当たり学校医等手当に学校基本調査による学校数を乗じた額、または生徒1人当たり学校医等手当に生徒数を乗じた額を、校医に対する手当等として推計
⑱	社会福祉行政業務報告	21,964	0.0%	補装具費支給制度による装具・車いす・医療機器等の交付・購入・修理額を計上
⑲	国民健康保険診療施設年報 （データソース資料廃止により07年値を延長）	12,350	0.0%	国保直診勘定の国庫支出金・都道府県支出金・他会計からの繰入金の合計額を国保診療所に対する補助金として計上
⑳	先進医療専門家会議資料	9,800	0.0%	高度先進医療、先進医療の費用を計上
㉑	基金年報	6,467	0.0%	公費医療等の審査支払による支払基金の収入額、および後期高齢者医療特別会計事務費勘定の事務取扱費等の支出額を公費医療等による審査支払、高齢者医療の保険者間財政調整に係る支払基金の手数料等

IHEP Institut 13

スライド 12

分類（次元）

分類（次元）	項目
機能（HC）分類	入院診療、外来診療、長期在宅ケア、処方箋、母子保健、保健管理業務.....
供給主体（HP）分類	一般病院、長期医療系施設、医科診療所、調剤薬剤師.....
財源（HF）分類	一般政府、社会保障基金、民間保険会社、家計負担（公的保険適用外）.....
資金（FS）分類	政府、企業、家計、非営利団体.....



HF・FSは、費用の負担者による分類
財源（HF）＝最終支出段階の費用負担者
資金（FS）＝保険料等の拠出段階の費用負担者

スライド 13

機能(HC)

	SHA.2011	SHA.1.0
HC. 1	診療	HC.1
HC.1.1	入院診療	HC1.1
HC.1.1.1	一般的な入院診療	所設
HC.1.1.2	専門的な入院診療	所設
HC. 2	リハビリテーション	HC.2
HC. 3	長期ケア	HC.3
HC.3.1	長期ケア・入院/入所	HC.3.1
HC.3.2	長期ケア・通所	HC.3.2
HC.3.3	長期ケア・外来	part of HC.3
HC.3.4	長期ケア・在宅	HC.3.3
HC. 4	医療の補助的サービス	HC.4
HC. 5	医薬品・医療器具および医療財	HC.5
HC. 6	予防	HC.6, part of HC.R 4, HC.R 5
HC.6.1	情報提供、教育およびカウンセリングプログラム	HC.6.9, part of HC.R. 4, HC.R.5
HC 6.2	予防接種プログラム	Part of HC.6.3
HC 6.3	疾患早期発見プログラム	Part of HC.6.3, HC.6.4
HC 6.4	一般検査診断プログラム	Part of HC.6.1, HC.6.3, HC.6.5
HC 6.5	感染性疾患、非感染性疾患、外傷、疾病における健康リスクへの曝露に関するサーベイランス	HC.6, part of HC.4, HC.5
HC.6.6	災害対策および救急対応プログラム	Part of Hc.6
HC. 7	保健行政、保健システムおよび財政管理	HC.7
HC. 9	未分類	

スライド 14

供給主体(HP)

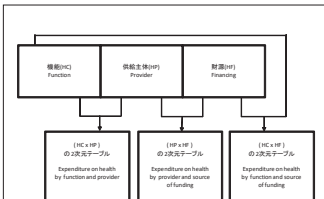
	SHA.2011	SHA.1.0
HP.1	病院	HP.1.0
HP.2	居住系長期ケア施設	HP.2
HP.3	外来医療提供者	HP.3
HP.4	補助的サービス提供者	n/a
HP.4.1	患者搬送および救急搬送の提供者	HP.3.9.1
HP.4.2	臨床検査および画像診断所	HP.3.5, 3.9.2
HP.4.9	その他補助的サービスの提供者	
HP.5	医療品の小売業者およびその他の供給者	HP.4
HP.6	予防医療の提供者	HP.5
HP.7	保健医療システムの運営および財務管理提供者	HP.6
HP.8	その他の経済部門	HP.7
HP.9	その他	HP.9

スライド 15

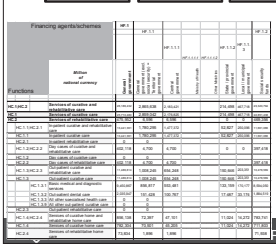
財源(HF)

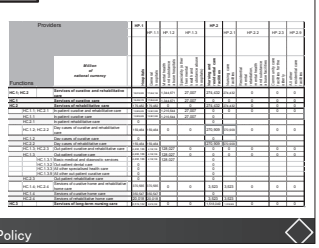
	SHA.2.0	SHA.1.0
HF.1	政府によるスキームおよび強制加入保険スキーム	
HF.1.1	政府によるスキーム	HF.1.1
HF.1.2	強制加入健康保険スキーム	n/a
HF.1.2.1	社会保険スキーム	HF.1.2
HF.1.2.2	強制加入民間保険スキーム	Part of HF.2.1
HF.1.3	強制医療貯蓄口座	n/a
HF.2	任意加入の健康保険支払スキーム	Part of HF.2.2
HF.2.1	任意加入の健康保険支払スキーム	n/a
HF.2.2	非営利機関によるスキーム	HF.2.4
HF.2.3	企業によるスキーム	HF.2.5
HF.3	家計による自己負担	HF.2.3
HF.3.1	制度が定める一部負担を除く自己負担	HF.2.3.1
HF.3.2	制度が定める一部負担	HF.2.3.2-HF.2.3.9
HF.4	国外財源スキーム	n/a

スライド 16

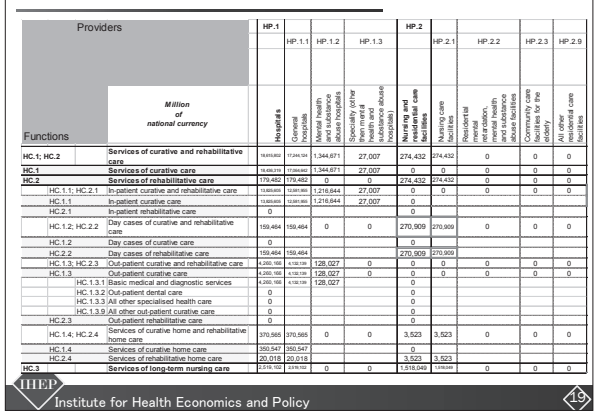


No	SHA tables	
1	HC×HF	Function of Health Care by Health Care Financing agents/schemes（機能別分類×財源別分類）
2	HC×HP	Function of Health Care by Health Care Provider（機能別分類×供給主体別分類）
3	HP×HF	Health Care Provider by Health Care Financing agents/schemes（供給主体別分類×財源別分類）
4	HF×FS	Health Care Financing agents/schemes by Financing Source

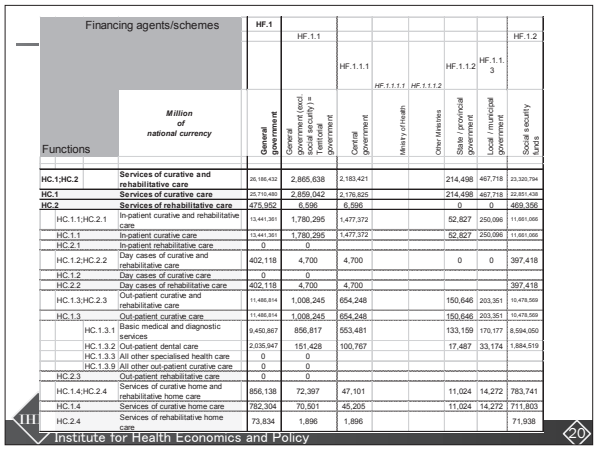




スライド 17



スライド 18



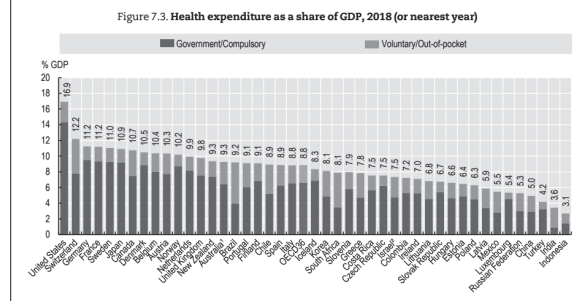
Functions	Financing agents/schemes	HF.1 General government	HF.1.1 General government (excl. social security) + Territorial government	HF.1.1.1 Central government	HF.1.1.1.1 Ministry of Health	HF.1.1.1.2 Other Ministries	HF.1.1.2 State / provincial government	HF.1.1.3 Local / municipal government	HF.1.2 Social security funds
	Million of national currency								
HC.1;HC.2	Services of curative and rehabilitative care	26,186,432	2,865,638	2,183,421			214,498	467,718	23,320,794
HC.1	Services of curative care	25,710,480	2,859,042	2,176,825			214,498	467,718	22,851,438
HC.2	Services of rehabilitative care	475,952	6,596	6,596			0	0	469,356
HC.1.1;HC.2.1	In-patient curative and rehabilitative care	13,441,361	1,780,295	1,477,372			52,827	250,096	11,661,066
HC.1.1	In-patient curative care	13,441,361	1,780,295	1,477,372			52,827	250,096	11,661,066
HC.2.1	In-patient rehabilitative care	0	0						
HC.1.2;HC.2.2	Day cases of curative and rehabilitative care	402,118	4,700	4,700			0	0	397,418
HC.1.2	Day cases of curative care	0	0						
HC.2.2	Day cases of rehabilitative care	402,118	4,700	4,700					397,418
HC.1.3;HC.2.3	Out-patient curative and rehabilitative care	11,486,814	1,008,245	654,248			150,646	203,351	10,478,569
HC.1.3	Out-patient curative care	11,486,814	1,008,245	654,248			150,646	203,351	10,478,569
HC.1.3.1	Basic medical and diagnostic services	9,450,867	856,817	553,481			133,159	170,177	8,594,050
HC.1.3.2	Out-patient dental care	2,035,947	151,428	100,767			17,487	33,174	1,884,519
HC.1.3.3	All other specialised health care	0	0						
HC.1.3.9	All other out-patient curative care	0	0						
HC.2.3	Out-patient rehabilitative care	0	0						
HC.1.4;HC.2.4	Services of curative home and rehabilitative home care	856,138	72,397	47,101			11,024	14,272	783,741
HC.1.4	Services of curative home care	782,304	70,501	45,205			11,024	14,272	711,803
HC.2.4	Services of rehabilitative home care	73,834	1,896	1,896					71,938

Institute for Health Economics and Policy 20

スライド 19

対GDP比率：日本は6位（10.9%）

ドイツ・フランス・日本・カナダが10-11%として同一グループとされている。

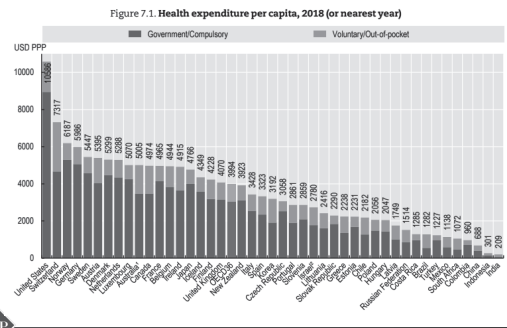


Institute for Health Economics and Policy 21

スライド 20

一人当たり保健医療支出：日本は15位

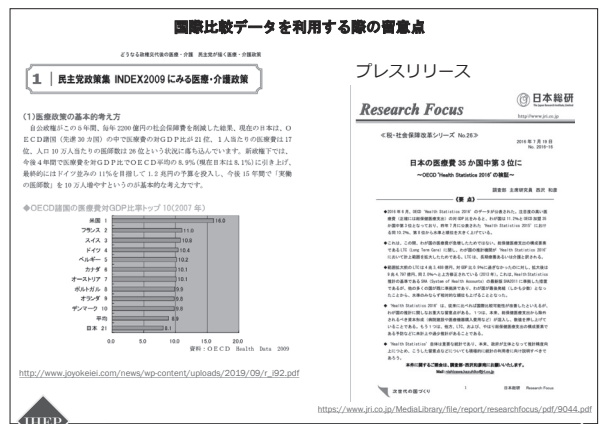
トップの米国はOECD加盟国平均の2.5倍。G7であるカナダ・フランス・日本の2倍以上。



Institute for Health Economics and Policy 22

スライド 21

国際比較データを利用する際の留意点



Institute for Health Economics and Policy 23

スライド 22

国際比較データを利用する際の留意点:定義を確認する

例：2008SNAへの改定の特徴

1993SNA から2008SNA への変更点は 63 項目あり、大きく(1)固定資本形成、実物ストック、(2)金融、(3)グローバル化、(4)一般政府と公的部門に分類することができる。

2008SNA への改定により、日本の名目 GDP は 19.6 兆円（改定前 GDP 比で 4.2%）増加する（研究・開発の資本化が 16.6 兆円と改定幅の大半を占める。加えて、特許サービスの扱い変更、防衛装備品の資本化、所有権移転費用の精緻化などにより、3 兆円程度増加）。

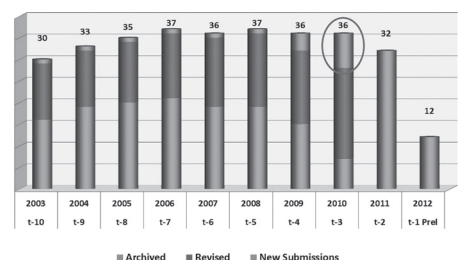
	金額(名目)	改定前GDP比(名目)	影響する主な需要項目
全　体	19.8兆円	4.2%	
うち　2008SNA対応	19.6兆円	4.2%	
研究・開発（R&D）の資本化	16.6兆円	3.5%	民間企業設備 公的固定資本形成
特許等サービスの扱い変更	1.4兆円	0.3%	財貨・サービスの純輸出
防衛装備品の資本化	0.6兆円	0.1%	公的固定資本形成
所有権移転費用の扱い精緻化	0.9兆円	0.2%	民間住宅
中央銀行の産出額の明確化	0.2兆円	0.0%	政府最終消費支出
うち　その他	0.2兆円	0.0%	各項目

（出典）内閣府経済社会総合研究所
http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/seibi/kenkyu/pdf/shiryo3_20130329.pdf

Institute for Health Economics and Policy 24

スライド 23

速報値の報告
SHAデータの提出状況（2013年度）



OECD事務局は加盟国に、諸外国の政策担当者のニーズにさらに合ったものとするため、推計の速報化を求めている。
日本の最新データは、t-3年度の推計値
大半の国の最新値は、2011年（t-2）

Institute for Health Economics and Policy

スライド 24

速報値の報告

総保健医療支出に占める割合が大きい項目は新たなデータソースや推計方法を探索し、割合が小さい項目については過去3年間の値から推計（幾何平均）する推計方法等を採用。

	項目	2010年度（百万円）	総保健医療支出に占める割合	表1における対象積算項目	確報値のデータソース	速報値の計上方法
【A】	国民医療費部分	37,420,200	81.0%	①	国民医療費	・MEDIASによる速報値を補正。
【B】	介護(保険)の医療系サービス	2,258,152	4.9%	②	介護給付費実態調査	・確報値のデータ年次を更新。
【C】	保健医療物品（一般薬、衛生用品、眼鏡など）	1,948,584	4.2%	③	薬事工業生産動態統計による国内出荷額に、中小企業実態基本調査から算出した卸売・小売マージンを上乗せ	・国内出荷額は確報値のデータ年次を更新。 ・マージン比率は前年度の値または過去３年分の増加率を延長。
【D】	その他の物品（正常分娩、病院補助金、母子保健、(保険者の事務経費等)	4,185,321	9.1%	④～⑧ ⑩～⑫	積算項目ごとに各種統計から積み上げ	・前年度の値を延長、または HF.1.1、HF.1.2、HF.2ごとに過去３年分の増加率を延長。
【E】	資本形成	400,405	0.9%	⑨	国民経済計算年報	・前年度の値を延長、または過去３年分の増加率を延長。

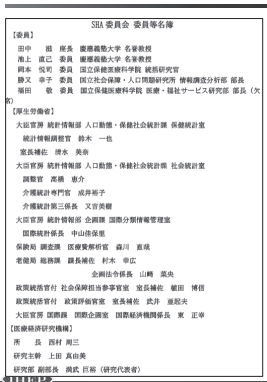
IHEP Institute for Health Economics and Policy 26

スライド 25

IHEP Institute for Health Economics and Policy 27

スライド 26

SHA委員会



IHEP Institute for Health Economics and Policy 28

スライド 27

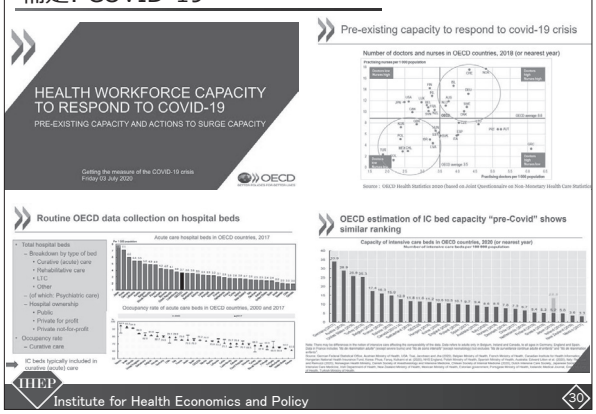
課題

- **SHA2011準拠のデータの提出期間**
  - 2011年度以降のデータは、SHA2011準拠。
  - 2000年度から2010年度のSHA2011準拠データは、OECDへ提出していない（医療経済研究機構では、推計済み）。
- **SHA1.0準拠データ**
  - OECD.statは、最新のデータのみ公開している。従って、SHA2011準拠のデータをOECDに提出すると、SHA1.0準拠のデータが参照できなくなる。（過去の出版物等に掲載されたデータソースが消失する可能性がある。）
- **速報値の問題**
  - OECDは、昨年度からt-1(一年前）データを独自推計。（これには、各国から意見が寄せられている状況）。t-2,t-1データは、医療経済研究機構もMEDIASを利用して推計し、提出している。

IHEP Institute for Health Economics and Policy 29

スライド 28

補足: COVID-19



IHEP Institute for Health Economics and Policy 30

スライド 29

池上／

満武先生、ありがとうございました。続いて、大正大学の小峰先生、お願いします。

小峰／

皆さん、こんにちは。大正大学の小峰と申します。

（スライド 1）

最初にお断りしておきますけれども、私の経歴ですが、主に政府のエコノミストとしてマクロ経済の観測、経済政策の調整等の仕事をやっておりまして、その後、大学に移りましたので、専門はマクロ経済の動向、マクロ経済政策になります。したがって、医療経済学の分野でこうしてお呼びいただくのは、やや場違いのところがありますが、そういう前提でお話を聞いていただきたいと思っております。私としては、ここで皆さんに特に医療経済の分野で役に立つこと、新しい知見を申し上げようというつもりはなく、私が横から見ていて考えたことをお話しして、むしろ、きょうは私がいろいろ勉強させていただいて、今後またお役に立つようなことがあれば、そういったところに力を尽くしていきたいというつもりで参加しておりますので、よろしくお願いいたします。

（スライド 2）

この問題についての論点は 3 つあります。医療統計についていろいろな問題があると思いますけれども、それは医療統計の問題というよりは、日本の経済統計全体の問題が医療統計にも同じような問題としてあらわれているのではないかというのが 1 つです。

それから、国民経済計算の中で医療費を取り入れて、いろいろ計算しているわけですけれども、この推計の中で幾つかの課題が出てきているということが 2 点目です。

それから、3 番目は、現在、大きな問題になっている新型コロナ感染症への対応で、ここでも医療統計、また医療関係のデータの取り扱いというのが大変大きな問題になっていますが、そういった中で改めて医療統計の問題が浮き彫りになっているという面があるのではないかという点についても簡単に申し上げたいと思います。

（スライド 3）

まず医療統計の前に、私は厚生労働省の統計改革に関係してきましたので、ご紹介をしたいと思います。

（スライド 4）

厚生労働省ではご承知のように昨年、毎月勤労統計を巡って非常にいろいろな問題点が指摘されております。簡単に言えば、いろいろな失態が続いたということであります。厚生労働省も改めて統計行政のあり方を考えようということで、ここにありますように厚生労働省統計改革ビジョン 2019 の策定に向けた提言というのを、有識者懇談会でまとめてくださいということになりました。私はこの有識者懇談会の座長として提言をまとめたという経緯があります。この有識者懇談会の提言は、ほぼそのまま厚生労働省が公式に決定して、厚生労働省の改革ビジョンとなり、ほぼそのまま受け入れられているという性質のものになっています。

（スライド 5）

これが提言の構成ですけれども、「はじめに」と「今回の問題」というのは省略して、大きなところは再発をどうやって防止するか。同じような間違いを二度と繰り返さないためにはどうしたらいいかということと、さらに、これは決意としては非常に立派なのですけれども、厚生労働省は統計行政のフロントランナーになりたいという、そういう目標を掲げて、いろいろ取り組んでいきますということを言ったわけです。

（スライド 6）

再発防止策は幾つかありますが、組織の改革と

ガバナンスの強化ということで、やはり組織全体のあり方をこの際見直して、外部有識者の活用とか統計部門のリソースを拡充するといったようなことを考えなければなりません。

それから、2番目が統計業務の改善ということで、業務ルールとかマニュアルをきちっと作ること。

それから、3番目は統計に関する認識ということで、職員の一人一人が統計について基礎的な知識を持つようにしようと言っています。

（スライド7）

それから、私自身がぜひやってほしいなと思って力を入れたのは、フロントランナーを目指した取り組みです。単にミスのない統計を作るということだけではなくて、政府部門の統計行政をリードするような存在になってほしいということで考えたものです。その中で、速やかに実施すべき問題と中長期的な観点からの問題が分けてありますが、速やかに実施すべき取り組みとしては、例えば個票データを有効活用することや、EBPMを推進していくこと、それからICT技術をさらに活用していくといったようなことが必要だと考えております。

それから、中長期的な観点からは、データ利活用、これはまた別の検討会をつくろうということですけれども、分析・政策立案機能に生かしていくというようなことが述べられております。

（スライド8）

こういった中で私が大変重要だと感じているポイントを幾つかご説明いたします。1つは、やはり統計というのは使わなければよくならないこと。使うことによって質もよくなるし、質がよくなれば使う、使いやすくなるというようなことがあるのではないかということです。この提言の中にあるのは、統計情報というのは異なる角度から利用が重なることによって、その中でミスが発見されたり、品質が改善されたり、独立性が担保されたりするということです。具体的には使う人の立場に立った情報公開、個票データをなるべく有効に活用してもらうように積極的に取り組んでいくこと。それから、基幹統計、一般統計、業務統計もできたらコードみたいなものを統一して、お互いにクロスの利用ができるようにしたらどうかといったようなことを言っています。

（スライド9）

それから、EBPMについても、かなりいろいろなことを言っていますが、やはりEBPM全体が今、政府も推進していこうとなっていますが、これは大変重要なポイントです。EBPMを進めるためにはデータ、正確な統計が必要です。正確な統計がきちっと評価されて、それが行政部門に根づいていくためには、それがしっかりと政策的な意思決定の場で利用されていくことが必要です。このEBPMの重要性は、私が詳しく言うまでもなく高まっておりまして、これはデータの整備がビッグデータ等で進んでいること、それからランダム化比較試験などの実験手法が随分発達してきたとことなどが理由です。これは私の持論ですけれども、ちょっと民主主義に反しますが、政治というのはどうしても国民の意識をやや過剰に酌み取りすぎる面があるので、そうすると例えば財政赤字も増えたり、なかなか国民にコストを強いるような政策はできないということがあるので、ある程度、政治から独立した政策判断が可能なようにするメカニズムを作っていく必要があります。そのためには独立財政機関のような話もありますけども、EBPMのような考え方をなるべく普及させて、それを基礎的な判断として使っていくということが必要だと思います。

（スライド10）

それから、政府の統計全般に関係する問題というのが、この中で幾つか出てきておりますが、こ

れは厚生労働省の懇談会の報告書に含めても、ちょっと仕方がない問題なので、報告書の中には入っていません。そのとき出た議論としては、一つは、日本の統計というのは各省ごとに分散的に行われているというのが大きな特徴です。したがって、統計相互の総合性とか統一性、一覧性などを保つのが難しいという面がそもそもあります。

2 番目に、人員の配置が日本の場合はローテーションで二、三年おきに人が変わるということがありますので、なかなか統計部門の専門家が育つ土壌になりにくいということがあります。

それから、3 番目に、統計部門というのは例えばいろいろな分野で統計部門があるわけですが、経済産業省の中で統計部門の優先度は？というと、やはり経済産業省の中では産業政策とか貿易政策の優先度が高く、統計部門は優先度が低い。農林水産省でも農林水産行政の優先度が高くて、統計部門は優先度が低いということにどうしてもなってしまいます。その辺が予算とか人員の配置に影響して逆に予算をだんだん削っていけとか、緊縮財政、または定員を削れというようなときに、統計部門が削り代になりやすいということがあるのではないかということです。

これはなかなか厚生労働省だけでは対応できず、また、すぐにどうしろと言っても、なかなかできない問題です。しかしながら、こういった問題が背景にあるということを踏まえて、統計部門へのリソースの配をしっかり考えていく必要があると思います。

（スライド 11）

それから、これは余計な話ですが、正確な統計は大変重要だということについて、慶應の鶴先生の分析によりますと、政府への信頼が低い人ほど社会保障を増やして増税をするなと言い、政府に対する信頼が高い人ほど、社会保障は削って増税してもやむを得ないというふうに考える傾向があるということです。これは正確な統計を通じて国民が政府を信頼するということが、より適切な政策運営の基礎になるのではないかということです。

（スライド 12）

2 番目に、国民経済計算における医療費の取り扱いについてお話ししたいと思います。これは専門ではありませんので、国民経済計算をやっているところに幾つか聞いてまいりました。

（スライド 13）

国民経済計算では、医療費については病院等が提供したサービスの産出額を計算します。それは『国民医療費の概況』という調査を使っています。

支出としては、社会保険制度の医療保険から賄われる分については、現物移転ということで政府の最終消費支出になり、患者が自分で払った分については家計の最終消費支出として記録されるということです。

（スライド 14）

それから、生産側から医療の収益構造を見るという点については、恐らくこれから薬価が変更になるといったような構造変化の中で、医療の収益構造をどのように把握するかというのは大変重要な課題になってくると思いますが、これがなかなか難しいということのようです。

現在は、医療提供者が産み出す付加価値というのは、病院経営実態調査を使っているそうですが、これは一般調査でなく行政調査であり、6 月の 1 カ月だけを対象にした調査という限界があります。

ほかに医療経済実態調査があるとのことですが、これはだいぶ遅れて出てくるので、なかなか GDP の現実の統計に反映するのは難しいとのことです。この辺は基礎統計の充実ということで何とかならないのかなという問題意識を、SNA 担

当部局は持っているということをご紹介したいと思います。

（スライド 15）

最後に、現在問題になっております新型コロナ感染症への対応の中で、医療統計の問題が改めて浮き彫りになっているのではないかということです。これは今日のテーマとちょっと違うかもしれませんが、私が感じたところを幾つかお話しして終わりにしたいと思います。

（スライド 16）

1つは、やはりIT基盤の未整備、デジタル化の立ち遅れが、改めてよくわかったということです。感染症のデータは保健所からFAXで送られてきて、それを手入力でエクセルに入れるといったような、ちょっと信じがたいような情報収集をやっていることがわかりました。これは恐らくデジタル化そのものが政府部門全体で遅れていることだろうと思います。

それから、いろいろな感染症のデータが出てくるわけですが、これは自治体ごとに作っているので、いろいろな属性、例えば年齢別にどういう感染者がいるかとか、最近、発症日というデータが出てきたので、これは改善されましたが、そういう属性区分などが自治体によってバラバラになっています。私の身近な人でも、感染者のデータを使って計量的な分析をやりたいという人がいるのですが、なかなかデータがそろわないというのが悩みになっており、この辺が何とかならないのかなと思っております。

それから3番目に、関連調査で抗体検査など、いろいろな調査がバラバラと行われることがありますが、これを見ていると統計的な扱いとしての限界というか、丁寧じゃないという部分があります。サンプルをどうやって選ぶかなど、そういった点についての統計的なチェックが十分されていないのではないかというようなことが感じられています。

（スライド 17）

最後に、今後、恐らくコロナショックに対して国民的なコストがどの段階でどういうふうに発生し、それがどういう効果を持ったのかということが問われると思います。そういった中で例えば保健所の活動はどうやって把握するのか、マスクを配りますなどいっても、これはどういう統計上の扱いになるのかなど、それから、交付金で地方に非常に多くの金額が配布され、その中から一部、コロナ対策が出てくるわけですが、そういったものが果たして把握できるのかというような課題がいろいろ出てくることになるのではないかと思います。

私の発表は以上です。どうもありがとうございました。

保健医療統計の課題

2020年9月5日

大正大学教授
小峰隆夫

スライド１

私の問題意識

1.　医療統計についての問題の多くは、医療統計だけの問題ではなく、日本の経済統計全体の問題である

2.　国民経済計算（GDP統計、SNA）における医療費の扱いについては、いくつかの課題がある

3.　新型コロナ感染症への対応の中で改めて医療統計の問題が浮き彫りになっている

2

スライド２

1.　厚生労働省における統計改革について

3

スライド３

厚生労働省統計改革ビジョン 2019（仮称）の策定に向けた提言

令和元年８月

厚生労働省統計改革ビジョン 2019（仮称）有識者懇談会

4

スライド４

提言の構成

Ⅰ　はじめに
‥念頭に置くべき基本的な考え方を指摘
Ⅱ　今回の統計問題の整理
‥主な事実関係とそれについての主な指摘
Ⅲ　再発防止策
‥同じ間違いを２度と繰り返さないために
Ⅳ　フロントランナーを目指した取り組み
‥政府の統計部門のお手本となるために
Ⅴ　改革の推進体制とフォローアップ
‥計画の着実に実行していくために

5

スライド５

再発防止策（提言3）のポイント

1. 組織の改革とガバナンスの強化‥組織全体のあり方の見直し（外部有識者の活用、統計部門のリソースの拡充など）
2. 統計業務の改善‥統計作成分野の業務の進め方‥適切な業務ルール・マニュアルの作成と遵守など
3. 統計に関する認識・リテラシーの向上‥職員一人一人の質の向上‥研修の実施や統計職員の計画的育成など

6

スライド６

フロントランナーを目指した取組（提言4）のポイント

1. **速やかに実施すべき取組**‥個票データの有効活用、EBPMの推進、ICTの活用など

2. **中長期的な観点から検討**‥データ利活用検討会の設置、分析・政策立案機能の強化など

7

スライド７

統計の利活用を通じた質の向上

「統計情報は、①異なる角度から、②利用が重ねられることによって、ミスが発見され、品質が改善され、独立性が担保される」（提言Ⅰ）

（具体的には）
○統計ユーザーの視点で情報公開（提言Ⅲ）
○個票データの有効活用（提言Ⅳ）
○基幹統計、一般統計、業務統計相互のマッチング（提言Ⅳ）

8

スライド８

統計の質の向上という観点からもMBPMを推進することが重要（提言Ⅰ、提言Ⅳ）

○EBPMのためには正確な統計が不可欠

⇕

○正確な統計が根付くためには政策的な意思決定の場で利用することが不可欠

（EBPMの重要性は高まっている）
・ビッグデータなどの統計データの整備
・ランダム化比較試験などの実験手法の発達
・政治から独立した政策的判断の必要性

9

スライド９

政府の統計全般に関係する問題
（懇談会報告書には含まれず）

① 統計の整備が各省ごとに分散的に行われているため、統計相互の整合性、統一性を保つのが難しいこと

② 人員の配置がローテーション型なので、専門家が育ちにくいこと

③統計部門は、各省での最優先事項にはならないので、予算、人員削減の際の「削り代」になりやすいこと

10

スライド 10

正確な統計の持つ重要性

正確な統計は、国民が政府を信頼する基礎
⇒国民の政府への信頼は、適切な政策運営の基礎
（参考）
鶴光太郎慶応大学教授の「税と社会保障に関する選好」の分析結果によると、「政府への信頼」が低い人ほど「社会保障拡大・増税なし」を支持し、信頼が高い人ほど「社会保障縮小・増税あり」を支持する傾向がある。

11

スライド 11

2. 国民経済計算における医療費の扱いについて

12

スライド 12

国民経済計算（SNA）における医療費の推計

・SNAでは、医療費については病院等が提供したサービスの産出額を計測しており、その推計にあたっては、『国民医療費の概況』（厚生労働省）等を用いている。

・支出側からは、①社会保険制度の医療保険から賄われる分については、各保険の決算情報等から「保険給付費」分を把握し、「現物社会移転（市場産出の購入）」として政府最終消費支出の一部として記録、②患者が窓口で支払う分については家計最終消費支出として記録している。

13

スライド 13

生産側から医療の収益構造を見る上での問題点

・病院等の医療提供者が産み出す付加価値を計測する際には、全国自治体病院協議会が実施する「病院経営実態調査」の結果を用いて、医療の収益構造を把握して推計を行っている。

ただ、この調査は、①一般統計調査でないこと、②各年６月の一か月を対象とした調査であることなどの問題点がある。

・他に医療の収益構造を把握する統計として「医療経済実態調査」があるが、現状の公表時期では第2次年次推計（確々報）にすら反映できない

14

スライド 14

3.　新型コロナ感染症への対応の中で浮き彫りになった医療統計の問題

15

スライド 15

私がコロナ危機の中で感じた統計上の問題点

①IT基盤の未整備とデジタル化の立ち遅れ

②感染者のデータの内容に不十分な面があり、感染者の属性区分などについて自治体による差が大きい

③関連調査などの設計においてサンプルの選択など統計的なチェックが不十分

（続く）

16

スライド 16

（続き）

④今後、コロナショックに関係する国民的コストの把握が求められることになると思われるが、その段階で「保健所の活動をいかに把握するか」「配布されたマスクをどう把握するか」「交付金として地方に配布された分からのコロナ対策をどう計上するか」など多くの課題が出るのではないか

17

スライド 17

池上／

ありがとうございました。続いて、3番目に東京大学の岩本康志先生、お願いいたします。

岩本／

岩本でございます。私の専門は経済学でありまして、主に財政・社会保障という公的分野での課題を研究しております。そして、統計のユーザーでもありまして、その関係から政府の国民経済計算とか、社会保障給付費や国民医療費の統計改革に伴う会議に参加させていただいております。そういった経験があったので、本日呼ばれたのではないかと思っております。

（スライド1）

タイトルはそのまま特別セッションのタイトルをつけておりますが、最初のスライドで、きょうの報告の要点をご紹介しております。

（スライド2）

きょうのタイトルが保健医療費統計となっておりまして、これを経済統計として捉えます。具体的な統計としましては、国民医療費とSHAを主に念頭に置きますが、ほかの統計も考えたいと思います。

そして、これを経済統計の一種として見た場合に、経済統計の質を向上させる課題も、この保健医療費統計にも共通しているのではないかということを指摘したいと思います。

そして、現在、この統計の大きな潮流となっています2つの課題を解説して、それが保健医療費統計でも重要な課題であるということを指摘したいと思います。その2つの課題というのは、調和（harmonization）と適時性（timeliness）でございます。

（スライド3）

まず、経済統計の話を少ししたいのですが、経済統計ではSNA（System of National Accounts）が中核的な位置を占めております。このSNAには代表的な計数である国内総生産（GDP）のほか経済活動に関する多数の重要な計数が含まれている、非常に大きな包括的な統計でございます。1953年に国連で開発されまして、現在は5つの国際機関が共同で国際基準を策定しております。これまで3回の改定が行われております。最近の2008年改定は、先ほど満武先生からご紹介があったものでございます。

日本では、統計法でこの国民経済計算が基幹統計に指定されておりまして、国勢調査と並んで2つだけが法律の条文に書き込まれておりますので、経済統計の基幹になる統計と言えます。

この統計の源流は国民所得統計なのですが、以前は独立したさまざまな経済統計（例えば産業連関表、資金循環勘定、国際収支統計といったもの）がSNAに統合されていったという経緯がございます。

（スライド4）

SNAは、その一国の経済活動を包括的にかつ整合的に把握する統計の体系と言えます。そのほかの経済統計というのは、一部分に焦点を当てて、SNAよりも詳細な情報を提供する役割を持つ関係と捉えることができるかと思います。その際にSNAは、経済活動を整合的に把握する概念、分類、定義を提供するということが、その他の経済統計についても有用な価値をもつということでございます。ただし、最初は独立した統計でありますので、概念、分類、定義はSNAとは違っております。これらをSNAと調和させる作業（harmonization）が近年進んできました。

（スライド5）

保健医療費に関連する統計にはどのようなものがあるかを、図の形にしております。一国の経済全体を捉えるのがSNAですが、統計の範囲として一般政府を捉えるGFS、社会保障を捉えるSOCX（social expenditure）があります。また、

日本では策定されていないので図には入れていませんが、ESSPROS という Eurostat が作っている社会保障に関する統計があります。これは SOCX と SHA にかなり影響がありますので、スライドには入れてあります。

そして、Health の部分は、SHA でカバーされているということになります。加えて、どこが作成していて、どういう改定をされているかという情報を入れております。2008 年に SNA が改定された後に、これらの基準の改定が行われています。これは SNA 2008 に対応することが大きな目的でありました。

さらに、それ以前にも改定が行われていますけれども、これも harmonization を踏まえた改定が重要な要素であったということが言えます。

（スライド 6）

SHA と SNA の関係について、このスライドでご紹介いたします。SHA も SNA の概念を知っておくと、素直に理解できます。SHA の医療費の中心的な概念であります Current expenditure on health の定義をそのままここに抜き出しておりますが、そこに出てくるタームは SNA の重要なタームそのものです。

まず、それは消費であること。そして、居住者という概念があるのですが、居住者が消費したものということ。さらに SNA では、さまざまな消費を目的別に分類していますが、その中の health が対応するということです。ただ、訳語は「目的」と書いていますけれども、原語は function で、「機能」と訳されることもございます。さらに、その中で、個別消費支出と集合消費支出という概念がございます。

それと、現実最終消費という少し違った概念がありまして、最終消費というのは誰が支出したかというものでして、現実最終消費というのは誰がその消費をしたかということで、日本に限らず、多くの国では政府がお金を出して個人がそのサービスを受けているわけですから、この最終と現実の違いが非常に大事になってまいります。

現実の軸で捉えますと、消費の目的として COICOP というものと COFOG という分類基準がありまして、その中の health のカテゴリーが SHA の守備範囲ということになります。

（スライド 7）

こうしますと、非常にすっきり見えますけれども、もともと独立した統計でありましたので、実は細かいところで少しずれております。SHA では、先ほど申しました SNA の定義に比べて 3 点ほど違いがあり、SNA よりちょっと膨らんでおりますが、これの詳細は省略いたします。

（スライド 8）

満武先生のところでお作りになられています SHA と、（スライドでは JSNA と書いていますが）日本の国民経済計算で出てくる医療費が対応しそうなのですけれども、微妙に数字が違うということがありまして、これで悩んでいる方も見受けられます。

こういうことは SHA に限らず、ほかの統計も SNA と突き合わせると、ちょっとずれているということがよくあるのですが、原因は 3 つの可能性があります。①そもそも先ほどご説明したように、SHA と SNA の概念がずれている。②日本の SHA が国際基準とずれている。③日本の SNA が SNA と合致していない。この 3 つの可能性がありますので、まず 2 番目だと決めつけずに、他のどれかの可能性があるので、よく注意しなければいけないということが言えます。

（スライド 9）

国際基準とそれに準拠して作成される国内統計は別の概念なので、これに同じ名前をつけると、混乱が起こります。そこで、国際基準のほうを SNA、国内統計のほうを JSNA というふうに呼

びたいと思います。したがって、国内統計が国際基準とずれているということが悩みの種になるということが起こります。

さらに、何でずれるかということですが、一つは、国内統計を作成するときに使う基礎統計がSNAのことを考えていないという問題がございます。それを産業連関表でご説明します。JSNAは別統計である産業連関表を利用して作成されております。そして、この産業連関表のほうは産業分類とか概念等で、SNAと違いが見受けられます。先ほど申し上げたharmonizationがまだ十分図られておりません。そして、JSNAでは産業連関表の産業分類を組みかえて、SNA産業連関表というものを作っています。

こうして産業連関表がSNAに準拠していないことから、JSNAがSNAに準拠できていないという問題が生まれます。国際基準上、産業連関表はSNAの一部でありますので、国際基準上は想定外なのですが、日本の国内統計作成の事情から、こういうことが起こっています。

（スライド10）

こういう問題はほかにもありまして、JSNAが先ほど申しましたSNA2008に対応する作業が行われたときも、当時作成されていたJSNAの34項目が2008年改定への対応を要すると洗い出されましたが、そのうち11項目は対応できないという判断に至りました。そのすべての理由が、基礎統計の制約でした。

この改定の作業を議論する会議に私も入っておりまして、それぞれの課題について説明を受けるわけなのですが、内閣府の担当者が基礎統計の制約があるという説明を聞いて、非常に残念な思いをしておりました。実は会議には我々専門家の委員と内閣府の担当者がいるのですが、その後ろには、基礎統計の担当者がズラッと座っております。こういう説明を聞かされて、残念ですねということなのですが、この基礎統計の担当者が手を挙げて、うちでやりますと言っていただければ、この問題は片づくのですが、残念ながらそういうふうなことは起こらなかったということでございます。

これはJSNAだけではなくて、国際基準に基づき作成されるほかの統計にも当てはまる事情ではないかというふうに考えられます。国際基準に対応できていない問題は問題ですけれども、統計を作成している部局を責めるだけでは問題は解決できないということになります。

（スライド11）

この図の左側は、基礎統計と加工統計の理想的な姿を描いたのです。下のほうにあります様々な種類の基礎統計が国際基準にある程度対応した形で作られていて、そこからデータを吸い上げていって、それぞれの部分的な国際基準に準拠した統計が作られ、SNAが作らるという姿です。統計がスムーズにつながっているように見えるのですけれども、現実は右側に示されたように、これが切れております。それらの統計は別々に動いているということでございます。

ただし、この中に入っているGFSは現在、SNAに統合されているという意味で矢印がくっついています。しかし、その下の決算書からは切り離されています。

SUT（供給・使用表）についてはご説明する時間がございませんが、産業連関表の一歩手前の統計なのですが、これとその下にある基礎統計である経済センサスと経済構造実態調査の連携は現在、取り組み中です。さらに、SUTとSNAの連携も現在、取り組み中ということでございます。

SHAと国民医療費はそれぞれ別に動いているという状態です。

（スライド 12）

公的統計の改革の取り組みがずっと行われておりまして、基本計画を政府が作っています。現在は、第Ⅲ期の基本計画の期間中ですが、この中でJSNA と基礎統計の関係に重要な変化が生じています。以前の第Ⅰ期では、この国民経済計算の整備と一次統計との連携強化という位置づけという形で並んでいたのですが、第Ⅲ期は GDP 統計を軸とした経済統計の改善を具体的取り組みに挙げまして、国民経済計算を軸として統計の改善を図る、としています。そのために基礎統計を横断的・体系的に整備する、とされました。第Ⅰ期では GDP 統計と基礎統計が対等に並んだような書きぶりだったのですけれども、GDP 統計を軸として進めようということが示されたことで、大きな変化がありました。

したがって、SHA において、現在国際基準に対応できていない理由が基礎統計の制約にあるということであれば、統計改革の流れに合わせて、基礎統計に働きかけるということが考えられると思います。

また、その際に SHA は現在、民間組織が作っているという意味で、公的統計のカテゴリーに入らないというところをどうするかという問題があるかと思います。

（スライド 13）

今まで国際基準の側から話してきましたが、何で公的統計、基礎統計が国際基準に向かないかといいますと、多くの公的統計が作成部局の所管する行政に役に立つことを目的で作られるという事情があります。国際基準に準拠することと行政に役立つことは、必ずしも両立しないということでございます。

国際基準は、各国の制度の違いを吸収して、比較可能な統計を作成するために作られており、抽象的になりがちです。それで、SNA を軸にすることを求められますと、統計作成部局からは、SNA のために統計調査を作成しているわけではないという反発も起こるわけです。現に担当者の声を聞いたこともあります。そこからさらに、SNA の役にだけは立ちたくないということまで、話がこじれると、ちょっと大変なことになります。

それで、SNA が第一の目的ではないのですが、重要なユーザーであるという認識が醸成されて、SNA に役立てる視点が入ればいいのではないかと考えられます。

（スライド 14）

国際基準の問題点には、国内統計の作成事情を鑑みずに、概念を深化させて、実際の統計が作成困難なものになるという問題点もあります。国際機関で作られることで、国内の統計作成事情からかなり離れて基準が作られてしまうという問題です。

そうすると、国内統計を実際に作れないような国際基準も作られかねないということがありまして、それに関しての何らかの調整も必要になります。

SNA というのは現在、各国の統計作成部局や専門家が時間をかけて合意形成をするというプロセスで作られております。SNA 2008 の作成に当たっては、Web を活用して、議論の透明性が図られていまして、もし国内統計のほうで、この国際基準が合わないということであったら、この国際基準の策定の場に行って、そこで事情を説明して、そして、建設的な方向で解決していくということがされるべきではないかと考えます。

（スライド 15）

適時性の話を最後に簡単にご説明します。

統計は正確性と適時性という目的の間にトレードオフがあります。早期に数値を知りたいという、さまざまなニーズがありますが、満武先生の

ご説明があったのですけれども、こういったニーズが意識されていないと、適時性というものが軽視されてしまい、統計の発表が遅くなるという問題が生じます。

（スライド 16）

これに関しまして、SNA はどうしているかということですが、SNA は数回にわたってどんどん改定されています。どうしてこれほど頻繁に改定するかといいますと、その時々に入ってくる統計には、早い統計もあれば遅い統計もあるということで、さまざまな統計を使っているわけです。

（スライド 17）

上部に書いている図で、いろいろなコンポーネントに、このカテゴリーにはこういう統計を使っていることが示されています。

上の 2 行だけ見ますと、投資の速報には法人企業統計が使われておりますが、これが 1 次速報の段階では得られないので、どう対応しているかといいますと、ほかの統計でこの投資の部分を推計しております。それで 2 次速報で入れかえるのですが、これによって 1 次速報値、2 次速報値はだいぶずれてしまいます。GDP の真の値というものは統計では把握できないので、それを推計していくという考え方を取っているということです。ですから、この速報値といいますのは、その時点で利用可能な情報から最良の推計値を得るという考え方に立っているわけでございます。

（スライド 18）

国民医療費や SHA の医療支出についても、レセプト医療費は真の値ではないのですが、発表された時点では、この推計値も最良の予測を得るために利用できるのではないかと考えられます。算定ベースのレセプトの数値は後の審査で変わりますけれども、医療費の大半は早期に把握できるので、正確ではないが速報性は優れています。こういった情報を使って、推計値をどんどん改定していくというプロセスも考えられます。

算定ベースが一番早そうに見えるのですけれども、COVID-19 の流行もありましたので、最近はもっとリアルタイムでのデータが欲しいというニーズがあります。そういった意味では、医療機関のレジで生まれるデータ（POS データ）をリアルタイムで把握するということも将来的な課題ではないかというふうに考えられます。

以上でございます。

保健医療費統計の課題

東京大学　岩本康志

医療経済学会　特別セッション

スライド１

報告の要旨

- 保健医療費統計は、経済統計の一種である。
  - 保健医療費統計として、国民医療費、SHA、その他を指す。
- 経済統計の質を向上させる課題は、保健医療費統計にも共通している。
- 経済統計の大きな潮流となっている2つの課題を解説し、それが保健医療費統計でも重要であることを指摘する。
  - 調和（harmonization）
  - 適時性（timeliness）

スライド２

経済統計とSNA

- 経済統計では、SNA（System of National Accounts）が中核的な位置を占める。
  - 代表的な計数は国内総生産（GDP）であるが、経済活動に関する多数の重要な計数が含まれる。
  - 1953年に国連で開発。現在は、5つの国際機関が共同で国際基準を策定。
  - 1968年、1993年、2008年に改定。
- 日本では統計法で、国民経済計算が基幹統計に指定されている。
- 以前は独立した統計が、SNAに統合されていった。
  - 国民所得統計を基に、産業連関表、資金循環勘定、国際収支統計が統合されていく。

スライド３

調和　経済統計

- SNAは、一国の経済活動を包括的、整合的に把握する統計の体系。
- その他の経済統計は、経済活動のある部分に焦点を当てる（SNAよりも詳細な情報を提供）。
- SNAは、経済活動を整合的に把握する概念、分類、定義も提供する。
- その他の経済統計が、SNAの概念、分類、定義と整合的であると有用である。
- 最初は独立した統計では、概念、分類、定義がSNAとは異なる。これらをSNAと調和させる作業（harmonization）が各統計で進む。

スライド４

調和　保健医療費に関連する統計

対象範囲	国際基準	質問票	国内統計	作成部局
Total economy	SNA	Eurostat/OECD	国民経済計算	内閣府
General government	GFS	IMF	国民経済計算	内閣府
Social security	SOCX	OECD	社会支出	国立社会保障・人口問題研究所
Health	SHA	Eurostat/OECD/WHO	保健医療支出	医療経済研究機構

- 政府財政
  GFS：IMFが1986年に策定、2001年、2014年に改定。日本ではSNAに包含（以前は財務省が消極的に作成）。
- 社会保障費用
  SOCX：OECDが策定。日本では国立社会保障・人口問題研究所が作成。保健医療はSHAを利用。
  ESSPROS：Eurostatが1981年に策定、1996年、2008年、2019年に改定。
- 保健医療費
  SHA：OECDが2000年に策定。2011年に改定。日本では、医療経済研究機構が作成。
- いずれもSNAとの調和が図られてきた。

スライド５

調和　SHAとSNA

- SHA: Current expenditure on health
  - final consumption expenditure（SNAでの最終消費支出）
  - of resident units（SNAでの居住者）
  - on health care goods and services,（SNAでの目的別最終消費支出）
  - including the health care goods and services provided directly to individual persons as well as collective health care services（SNAでの個別消費支出と集合消費支出）
- SNA: Actual final consumption of health care（現実最終消費）
  - Actual individual consumption of health care
    COICOP 06, 13.2, 14.2
  - Actual collective consumption on health care
    COFOG 07.5, 07.6

スライド６

調和　SHAとSNA

- もともと独立統計であったSHAは、調和作業後もSNAとわずかに食い違う。

About Current expenditure on health,

SHA additionally includes

a) Occupational health care (intermediate consumption within establishments) minus an estimated share of occupational health in the net administration of health providers and other medical industries.

b) "Remunerated" unpaid household production in the form of transfer payments (social benefits in cash) for home care of sick, disabled and elderly persons provided by family members for the purpose of LTC.

c) "Health care activities" not classified as health care in SNA, e.g. health care in social care institutions, or administration of social insurance. The borderlines in the SNA are determined by COICOP and COFOG.

(OECD, Eurostat and WHO (2017), *A System of National Accounts 2011: Revised edition*, Table A.1.1, P.384)

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　7

スライド７

調和　SHAとSNA

- 日本のSHAとJSNAで、対応しそうな計数が数値が近いのに合致しない。
  - 他統計でもよくある話。
- 対応しそうな計数が合致しないとき、
  (1) SHAとSNAの概念の差
  (2) 日本のSHAが国際基準に合致していない
  (3) JSNAがSNAに合致していない

の可能性があり、原因の解明にあたって注意する必要がある。

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　8

スライド８

調和　SNAと産業連関表

- 国際基準と、それに準拠して作成される国内統計は、同じ呼称をもつが、別の概念である。
  - あえて区別するには、国際基準をSNA、国内統計をJSNAと呼ぶ。
- 国民経済計算（JSNA）は、別統計である産業連関表を利用して作成される。
  - JSNAは内閣府で、産業連関表は総務省他10府省で作成されている。
- 産業連関表は産業分類、概念等でSNAと相違がある。調和は図られていない。
- JSNAでは、産業連関表の産業分類を組み替えて、SNA産業連関表を作成する。
- 産業連関表がSNAに準拠していないことから、JSNAがSNAに準拠できない問題が生じる。
  - 国際基準上は、産業連関表はSNAの一部であり、このような問題は想定外。

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　9

スライド９

調和　SNAと基礎統計

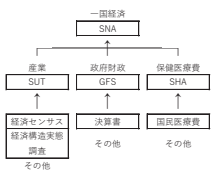
- JSNAは、基礎統計から作成される加工統計である。
  - 厳密には、産業連関表も加工統計。
- JSNAがSNAの2008年改定への対応を検討した際に、対応を要する34項目のうち対応できない項目が11あり、そのすべてが「基礎統計の制約」が理由。
- 同様な事情は、JSNAだけではなく、国際基準に基づき作成される他の国内統計にも当てはまる。
- 国際基準に対応できていない問題は等閑視できないが、国内統計作成部局を責めるだけでは問題は解決しない。

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　10

スライド 10

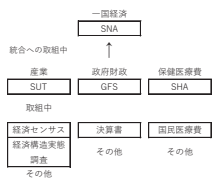
調和　日本の理想と現実

理想



基礎統計が、SNAをユーザーとして意識して作成される。加工統計は、SNAと調和した基礎統計を利用できる。

現実



基礎統計は、SNA等を意識せずに作成される。加工統計は、基礎統計の制約から国際基準に対応できない。一部、改善の取組中。

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　11

スライド 11

調和　SHAと基礎統計

- 「公的統計の整備に関する基本的な計画」（第Ⅲ期、2018年度～）で、JSNAと基礎統計（一次統計）の関係に重要な変化が生じる。

  （第Ⅰ期）「国民経済計算の整備と一次統計等との連携強化」との位置付けから、

  （第Ⅲ期）「正確な景気判断のためのGDP統計を軸にした経済統計の改善」を具体的な取組に掲げ、

  「国民経済計算を軸として経済統計の改善を図る、すなわち、国民経済計算の精度向上を図るため、その基礎となる経済統計を横断的・体系的に整備する」との考え方を示す。
- SHAが必要とする基礎統計の整備を進めたいなら、統計改革の流れに合わせ、基礎統計に働きかけることが考えられる。

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　12

スライド 12

調和　基礎統計

- 多くの公的統計が、作成部局の所管する行政に供する目的で作成される。
- 国際基準に準拠することと、行政に役立つことが両立しないことがある。
- 国際基準は、各国の制度を違いを吸収して比較可能な統計を作成するために、抽象的になりがち。
- 「SNAを軸に」を求められると、統計作成部局からは、「SNAのために統計調査をしているわけではない」との反発も起こる。
  - 「SNAの役にだけは立ちたくない」まで話がこじれると大変。
- SNAが第一の目的ではないにしても、重要なユーザーであるとの認識が醸成されることが重要。

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　13

スライド 13

調和　国際基準と国内統計

- 国際基準の策定機関は国内統計の作成事情を鑑みずに、概念を深化させて、実際の統計が作成困難なものになるおそれもある。各国の統計作成の実態を踏まえ、基準を策定する兼ね合いは難しい。
- SNAの改定は、各国の統計作成部局、専門家による合意形成のプロセス。
  - 93SNAの改定（2008SNA）作業では、Webを活用して、議論の透明性が図られた。
  - Issue paperがWeb上に公開され、広くコメントが募られた。
- 国内統計の作成事情から無理のある国際基準の提案がされたら、改定の議論の場で意見を出すべき。
  - 国際基準の議論で発言せず、決定された基準に従わない、という残念な対応は避けたい。
- 先進的な取組をしている国の良い点を学び、改良していくことで各国の統計が改善していく流れになると望ましい。

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　14

スライド 14

適時性

- 統計では、正確性と適時性にトレードオフがある。
- 早期に数値を知りたいニーズがある。
  - SHAの最新年次のデータを見たい。
  - JSNAの四半期速報（QE）で、医療費は消費の大きな項目である。
  - COVID-19で、リアルタイムのデータが重要になった。
- このニーズを意識しなければ、適時性は軽視（無視）される。

→　統計の発表が遅い。

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　15

スライド 15

適時性　JSNAの改訂

- JSNAの計数は、何度も改訂される。

呼称	公表時期	主な基礎統計等
QE 1次速報	四半期終了から約1.5か月後	家計統計、 経済産業省生産動態統計等
QE 2次速報	四半期終了から 約2か月と10日後	法人企業統計等
第一次年次推計	年度終了9か月後	経済産業省生産動態統計等
第二次年次推計	年度終了1年9か月後	工業統計等
第三次年次推計	年度終了2年9か月後	（供給・使用表の枠組みの活用）
基準改定	基準年終了5年後	産業連関表等

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　16

スライド 16

適時性　その時点での最良の推計値

- SNAの計数は、「推計値」である。

産出 ＋ 輸入 ＝ 中間消費 ＋ 消費 ＋ 投資 ＋ 輸出

QE1次速報	生産統計	貿易統計	家計統計		貿易統計
QE2次速報				法人企業統計	
第1次年次推計	生産統計				

- GDPの「真の値」は、統計では把握できないという認識。「正確性」に、完全はあり得ない。
- その時点で利用可能な情報から、各項目の最良の推計値（最終推計値の最良の予測値）を得る。
- 算定ベースのレセプト医療費は、国民医療費、SHA医療支出の「真の値」ではない。しかし、発表された時点で、最終推計値の最良の予測値を得るために利用できる。

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　17

スライド 17

適時性　医療費の早期把握

- 審査支払機関で把握できる算定ベースのレセプトで、医療費の大半を早期に把握できる。
- 確定ベースより正確ではないが、速報性には優れる。
- 速報値は、「真の値」の推計値である。新しい情報（統計）が入手されれば、推計値が改定される。
  - 医療費であれば、
    算定ベースの医療費から確定ベースの医療費を推計する、
    保険医療費から概算医療費から推計する、
    概算医療費から国民医療費を推計する、
    という手法が考えられる。
- 医療機関のレジ（POSデータ）でリアルタイムで把握することも将来的な課題。
  - 現在は、多くの消費がPOSデータにより、リアルタイムで把握されている。

2020年9月5日　医療経済学会　保健医療費統計の課題　18

スライド 18

●ディスカッション

池上／

岩本先生、ありがとうございました。

それでは、お互いのディスカッションから開始したいと思います。3人の先生方、お互いにご質問・確認したいこと、コメントがございましたらお願います。

小峰／

やや細かい問題になりますけれども、満武さんがおっしゃったGDP比を見るということについて、少しコメントをさせていただきます。満武さんは批判的にGDP比を見るということをおっしゃっていたのですが、私が主にやっている経済政策等の分野では、結構GDP比は頻繁に出てくるので、一言申し上げさせていただきます。

よくGDP比での医療費というのが出てきますが、私もこれを政策目標にするのはどうかという考え方を持っています。というのは、もし国民が医療にもっと資源を振り向けるべきで、そのために負担をするという理解で医療費が増えていくのであれば、GDPに占める医療費も上がり、それは別に何の問題でもないという意味です。別に特定のGDP比が政策目標になるということはありません。そういう意味で私もあまりこの指標を重視するというわけではありません。

ただ、単なる計算ですが、GDP分の医療費というのは、満武さんがおっしゃったように人口分の医療費を人口分のGDPで割ったものです。人口分のGDPというのは一人当たり所得ですから、結局、一人当たり所得水準の高い国のほうが、医療費も単位当たりが高くなるということがあるとすれば、GDPに占める医療費というのは、一人当たりどれぐらいお金を使っているかということと、一人当たり所得水準の2つの要因に分かれると思います。そういう意味で有用な面もあるのではないかなというコメントをしたいと思います。

満武／

私が先ほどお伝えしたかったのは、ほかの指標があるにもかかわらず対GDP比率のみで順位を比較すると、間違った結論になる可能性があるということです。対GDP比率と一人当たり医療費、そして、今、先生がおっしゃったような一人当たり所得といった複数の指標を利用してデータをお使いいただきたい。

このSHAという値は、ガイドラインに従って推計したデータです。先ほど所得といった言葉も出てきましたが、年齢構成や性別さえも考慮していない総額のデータです。限界点を踏まえて、複数のデータを活用した上で、ご自身の主張をされるのが、あるべき姿ではないかなと考えます。複数のデータが有るのに、都合の良い一つのデータだけを取り上げてご自身の主張することは、あるべき姿ではない。

池上／

満武先生ありがとうございます。他にございますか。

岩本／

小峰先生に質問させていただきたいのですが、厚生労働省の有識者懇談会提言の4番において基幹統計、一般統計、業務統計相互のマッチングという話が出ましたが、SHA自体は厚生労働省の外にあるのですが、国際基準に沿った統計であって、かつ、かなり利用されているのですが、具体的に有識者懇談会で議論されたのでしょうか？

小峰／

有識者懇談会の中では医療統計の問題については、今から振り返ってみるとほとんど出ませんでした。やはりどうしても労働統計が中心になっていて、参加していただいた先生も労働経済関係の方が多く、医療の専門家は全く入っていないとい

う状態でしたので、正直言って、あまり医療統計については意識しておりませんでした。

ただ、厚生労働省において、指定職以上の人たちを一堂に集めて、私が懇談会報告の説明をする機会を設けてもらいました。その時に医療関係の部局の人も参加されて、かなり関心を持っていただきました。その後、別の機会にもっと幅広く、医療関係の人たちだけが集まった場で同じ説明をさせていただきました。懇談会の際には医療関係について、あまり意識はなかったのですが、医療関係従事者の皆様は統計の扱いについて問題意識を持っているようですし、私としても、この懇談会のフォローアップで続いていく中で医療統計についても、もう少し改善の余地があるのであれば、取り上げていきたいと思っています。

岩本／

ありがとうございます。続けて恐縮ですが、満武先生にお伺いします。冒頭に井伊先生から問題意識として、予防医療関係の統計の話が出ましたが、どこまで SHA が応えられるかと考えると、少し応え切れないという気もしております。予防（preventive care）は、満武先生ご報告のスライド 15 番によりますと、機能分類では HC6 であり、その中に 6 種類のカテゴリーがあります。感染症に関わるものは、恐らく HC6.5 と HC6.6 ではないかと思われます。要は SHA を使っていれば、この 2 つの計数しかないということです。国際基準に沿う統計は、国内で詳細に作られる統計に比べれば、非常に項目は粗いわけですから、これだけを頼りにしても、それほど大きな情報が得られないとしたら、もっと詳細な情報を知りたい場合に、WHO や OECD のヘルスグループが、国際的に整合的な形でまた別に作らなくてはいけないということになると思います。そういった動きがあるのかをお聞きしたいです。また、そういった場合に日本でどう対応するのか、厚生労働省が対応することになるのか、それとも医療経済研究機構が対応することになるのかなど、何か見通しがありましたら、ご報告していただければと思います。

満武／

（スライド 30）

事前に COVID-19 の話題になると聞いておりましたので、ご参考までに 2 か月前に開催された OECD の COVID-19 に関するワークフォースの資料の幾つかを持ってまいりました。予防に関しては、先ほどのご指摘のとおり、そもそも SHA1.0 の作成時（2000 年）は経済学のバックグラウンドを持つ方たちがメンバーに入られて設計し、SNA との連携を意識していました。10 年たって SHA2011 という改定版のガイドラインになったときの担当者は、SHA を実際に作っている実務者の方たちが（経済学者よりも）増えていました。なお、SHA1.0 の当時（2000 年頃）は、WHO はプロデューサーズガイドという手法でこの国民保健計算を推計したという試みもありました。ですがグローバルスタンダードにしようということで、改訂版として SHA2011 ガイドラインを作ったときに、実務者に加えて WHO の担当者もかなり入ってこられ、改訂版のある章の責任者も WHO の方がしていました。

例えば、予防の章に関しては WHO の方が責任者をしていた記憶があります。ですから、私のスライドで HC6.6 は、災害対策及び緊急対応プログラムとなっておりますが、これは一般的に OECD 加盟国の担当者から、「必要ないだろう」という意見もあったのです。が、WHO としては採用してもらいたいということでしたので、残しておくこととなりました。

要するに、SHA というのは国際比較のために、そして、みんなが計算できそうなところを合意のもとに作り上げたものですから、政策のモニタリ

ングツールとしては使うことが主目的の一つといえます。しかし、先ほどのCOVID-19のような突発的な事、これまで経験したことがないようなものに関しては、これ（SHA）で把握するのはなかなか難しいというのが結論です。OECDの動きとしては、そういう突発的なことがあったときは、独自の（特化した）ワークフォースができて、そこで課題に対応していくことが多いです。

3年後ぐらいになりますが、予想できるのは（2020年の保健医療支出を医療経済研究機構として作っているという前提ですが）、そのときに保健医療支出側としてできることは、これまではずっと上昇傾向にあったものが減少傾向に2020年はなったのは、注釈として、「COVID-19の問題があったので患者さんが少なくなり保健医療支出が減少した」といったコメントをつけることが予測できます。

今後も、突発的なことに関しましては、独自のワークフォースが対応していくということになっていくのではないかと思います。

池上／

ありがとうございました。フロアからまだ質問が出ていないようなので、私からコメントをさせていただきます。SHAに関してはさまざまな意見が各国から出ますが、最終的にはOECDが統一規格でやることを決めます。それに従って加盟国は対応します。ただ、従う場合も、国によって多少は解釈が変わると思います。特に介護費の組み入れは変わる可能性があります。それは日本のような超高齢社会で、かつ介護保険がある国においては重要になります。日本の統計では、介護費は医療費の4分の1になって、介護費は医療費の2倍に近い速度で伸びていますので、今後、介護費の割合が増えます。そうすると、介護の公的なセクターの中における費用と、私的なセクター、例えば有料老人ホームなどが今後増えてきます。その居住費は介護費に入りませんが、サービスは公的な介護保険に入り、日本はほかの国より高くなると思います。そうすると、2011年に介護費の計算の仕方が変わり、その結果、日本のTHEのGDP比は一挙に高まりましたが、今後も高まることになりましょう。ただ、その原因を介護費の計算方法ではなく、医療費の増加にあったと一般の国民は解釈するので、その点は注意を喚起したいと思いました。

満武先生、それについて何かコメントはございますか。

満武／

最初にOECDが独自に決めるというようなご発言がありましたが、それに対してコメントをさせていただくと、そのとおりです。加盟国は36以上もあり、すべての国が合意に至ることは難しく、合意には至らないトピックス（事案）も見てきました。そのときには、多数決で決めてしまうこともあります。なおかつ、これは国際機関の決定に特有な現象かもしれませんが、OECDが決める前に、例えばEurostat（EUの統計委員会）でやり方を決めていた場合では、OECD専門家会合で同じテーマが扱われても、結論はそれに従わざるを得ないといったことがあります。過去に我々が反対意見を述べた議案について、あとでEuroの加盟国の専門家から状況（Eurostatでの決議事項の存在）を教えてもらい、納得したこともあります。やはり納得しないまでもそれに従わざるを得ないところがありますね。ただ、一般的に見て、それほど間違ったことではないと思います。

もう一つの例として、介護の費用が入っているか入っていないかの問題もございました。そこに関しても、国よってやはり推計できない部分もあったりします。例えばドイツ、韓国、スウェーデンなどは一見、皆保険といいましても、日本の

医療保険の適用範囲が異なる場合もあります。日本を基準にしますと、歯科医療費の保険適用範囲が狭いドイツ、要介護３以上の方しか介護保険を適用していないように見える韓国、といったばらつきが沢山あるということを踏まえて、データを理解していただきたいと思います。

SHA2011 に準拠したときに、データの値が上がったのは、やはり池上先生がご指摘のとおり複数の介護のサービス費用を入れた事が原因です。日本は国民にかなり優しい介護保険であり、幅広い方たちにサービスを提供しているという見方ができると思います。

加えて、各国が OECD の提示したガイドラインに完全には従えないといったこともございます。そのような際、我々がどういうことを OECD から言われたかと申しますと、例えば、推計値を各分類に切り分けられないときはその国のエキスパートオピニオンをエビデンスとして切り分ける手法を開発してくれと言われたことがありました（実際には、そんなことはしませんが）。ですから、恣意的な部分も混じっている場合もある推計だということを、ご理解いただければと思います。

池上／

ありがとうございます。ただ、その問題点として、例えば要支援 1、2 は含まないとした場合にも、要支援 1、2 の中の訪問看護サービスなどは含みます。そうすると、それ以外の介護サービスは、果たして公的介護保険の給付対象として、国際基準に基づいて含めるべきかどうかということにもつながる議論です。したがって、単にこれは集計上の入れる、入れない問題ではなく、入れるということは、SHA という枠組みの中で捉えるべきサービス・費用であるというコンセンサスにも留意すべきである課題だと思いましたので、確認させていただきました。

岩本／

その議論に関連して、OECD が独自で決めているという表現にフォローさせていただきます。何か決める場合に賛否両論があって、決められたことに反対の立場の人はそれなりの意見があると思います。私のほうでは合意形成プロセスを申し上げたいのですが、SNA 2008 に変えるプロセスというのは、時間をかけてさまざまな意見を出させて、それで割れてしまったら現状維持という選択肢もあるので、そういった不満が出ないようなプロセスを踏んでいると思います

これは最終的には全員が一致するという考え方は少ないと思いますが、いかにして不満を少なくするかということで言えば、みんなが関わって意見を出したという形になることが大事ではないかなと思います。日本の場合、SHA に関しては国内であまりプレゼンスがないということもあるかもしれませんが、意見を皆で出して伝えるということもあまり行っていない気がしております。その点も少し問題であるという気がしております。

ですから、理想論としては、合意形成のプロセスがきちんと働いて、議論を尽くした上で、皆が納得する形にできるだけ進んでいったほうがいいと思っております。

満武／

ありがとうございます。私からも補足をさせていただきます。例えば介護保険の範囲については、大変な議論になりました。介護保険を既に導入している国は、当時、8 カ国ぐらいあったのですが、その 8 カ国中 7 カ国がこういう枠組みにしようよと提案したのですが、多数決ですので、介護保険を導入していない国も当然多数決の際に手を挙げて、介護保険を既に導入済みの国の提案とは異なる結論になったということもあります。

その結論に至るまで、OECD の会議では 4 年以上同じ議論をしておりました。OECD 側は、

この多数決をマジョリティとして決定しました。なぜなら、ただでさえ公開が遅れていた（本当はSHA2011を2011年よりも前に公開したかったのですけど）、その時点で2年も遅れていたのです。（年に1回、専門家会合の場で）かなり強い口調で、日本もスウェーデンも反対意見を述べたのですが従わざるを得ません。なお、この議論については、司会の池上先生も入っておられたSHA委員会でも検討し、各関係部局のご理解もいただきながら、推計方法を作成して推計してきたといった状況です。

池上／

私の印象では、OECDが最初にSHAを作っていたころは、それほどインパクトがあるとOECD自身も考えていなかったような気がします。徐々に、それが国内政治にも影響するようになったという気がします。

今、質問がフロアからありました。ご質問が2点ございます。一つ目は「我が国では、このように統計の基盤を整備する際に、何か障害になっているのでしょうか。現状の行政組織の問題点は理解できましたが、どうすればそれを取り除くことができるのでしょうか」。二つ目は、「現状において統計がどの程度、実際の政策決定に利用されているのでしょうか。国際統計について統計の精度を上げることによって、どれくらい政策の質は改善されると考えられるのでしょうか」です。先生方、よろしくお願いいたします。

小峰／

私がまずお答えします。行政組織の問題は、これはいわゆる縦割りという問題だと思います。日本の行政組織は縦割りになっていて、統計作成も縦割りですので、先ほど私が申し上げましたような、整合性の問題や情報の効率が悪いなどなどのいろいろな問題が出てきます。

これを解決するためには、統計作成部局を集約化して一元化するというのが、根本的な解決方法ですが、そうなりますと、今度は国家行政組織全体を再編成することになるので、それほど簡単にはいきません。結論としては、今の分権的な作成方法の中で、いかに整合性を保っていくかという点を工夫していくということしかないのではないか思います。

それから、実際に統計はどう活用されて、どう政策に生かされているのかという質問は、ちょっと抽象的すぎるので、お答えに窮しますが、一般的に言えば、例えばイギリスがEBPMの先進国だと言われていますけれども、そういった国に比べると、かなり遅れているという印象があります。

一度、イギリスの政府部門に行って、ヒアリングをしたことがあります。ワーク・ライフ・バランスのヒアリングに行ったのですけが、そのときの経験ですと、担当者が2人出てきました。1人はワーク・ライフ・バランスの政策を担当している人で、もう1人は、その政策効果を評価する人でした。評価する人はエコノミストであり、そういう人が張りついて分析しているということですので、そういったイギリスの体制からすると、日本は相当まだ遅れているという印象がありました。

岩本／

最初のご質問について、私の考えをご説明します。統計改革によって随分改革が進みましたので、昔に比べれば障害というのは随分少なくなったと思います。今、改革で気をつけなければいけないのは、継続性です。統計の継続性というのが、統計の改革が場合によっては、失敗に終わる原因にもなりうるということがございます。

統計を作成している部局は、統計を変えることによって過去との比較ができなくなるとか、あるいは変えることによって統計の質が落ちるのでは

ないかという、心配をされております。具体的にそういった問題も生じることも十分ありますので、継続性と必要な改革にどのように折り合いをつけるかというのが大事な問題だと思います。

具体例で言いますと、毎月勤労統計が問題になったことの背景には、官邸官僚から圧力がかかって、変えるほうも嫌々変えたということがありました。そして、例えば賃金が継続的に取れなくなった、常用雇用者の定義を変えたということで、少しゴタゴタして、政治的に追及されるなどということもありましたので、継続性というのが大きな問題になっていると思います。

昔はもうちょっと保守的な理由で改革の障害が生じておりましたが、各統計担当者がかなり前向きに考えていただけるようになっていると思いますので、継続性をいかに担保するかということに気をつけながら改革を進めるということが大事だと思います。

池上／

ありがとうございました。ちょうど時間になりましたので、これでこのセッションを終了したいと思います。

先生方、ありがとうございました。

第 16 回研究大会について

1．研究大会長

東京医科歯科大学大学院 医歯学総合研究科 教授　伏見 清秀 先生

2．日程

2021 年 9 月 4 日（土）

3．会場

東京医科歯科大学　湯島キャンパス（東京都文京区）またはオンライン開催
※開催形式は決定次第、改めてご案内させていただきます。

4．今後のスケジュール

・一般演題募集：2021 年 2 月～ 2021 年 5 月

Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy 発刊のお知らせ

医療経済学会と医療経済研究機構では、アジア地域での医療経済・医療政策研究の更なる発展を目指し、アジア地域でのコンテキストを抱えつつ、一部 Global Lesson を含めた英語版電子ジャーナル「Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy」を発刊いたしました。

医療経済・医療政策研究に関する研究成果の投稿を広く募集しております。

- **投稿者の条件はありません。**
- **採用された論文の掲載料金は無料です。**
- **投稿規定、執筆要領は学会 Web ページ（https://www.ihep.jp/jhea/）の「医療経済研究」、もしくはバナー「Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy」をご覧下さい。**

『医療経済研究』投稿規程

本誌は、医療経済学会と一般財団法人医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構が医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関誌として、共同で編集発行しています。以下の目的等にかなう研究の成果物を広く募集します。

1. 目的

（1）医療経済・医療政策の分野において研究および調査の発表の場を提供する。
（2）医療経済・医療政策研究の発展を図り、医療政策立案および評価に学術的基盤を与える。
（3）医療経済・医療政策の分野において産、官、学を問わず意見交換、学術討論の場を提供する。

2. 原稿種別

（1）「研究論文」：理論的または実証的な研究成果を内容とし、独創的な内容をもつもの。実証的な研究の場合には目的、方法、結論、考察について明確なもの。
（2）「研究ノート」：独創的な研究の短報または小規模な研究など、研究論文としての基準に達していないが、新しい知見を含み、学術的に価値の高いもの。
（3）「研究資料」：特色ある資料、調査、実験などの報告や研究手法の改良などに関する報告等で、将来的な研究に役立つような情報を提供するもの。
（4）本誌は上記のほかに編集委員会が認めたものを掲載する。

3. 投稿資格・要件

（1）投稿者の学問領域、専門分野を問いません。また一般財団法人医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構（以下「医療経済研究機構」という）または医療経済学会の会員であるか否かを問いません。
（2）本誌に投稿する投稿論文（第 2 項のすべての原稿種別を含めるものとして以下「論文等」という）等は、いずれも他に未投稿・未発表のもの（投稿者自身の著作または共著にかかるもの）に限ります。投稿にあたっては共著者がある場合は全員の同意を得るものとし、採否通知を受けるまでは他誌への投稿を認めず、採用が決定した場合は「医療経済研究」の掲載論文等として刊行するまでは他誌への投稿を認めません。

4. 投稿要領

（1）投稿者は、投稿に際し、本文・図表・抄録を電子メールで送付してください。なお、投稿の際に様式 1 の投稿者チェックリストも合わせて電子メールで送付してください。送付後 1 週間以内に受領通知が届かない場合は、『医療経済研究』担当までお問い合わせください。また、投稿者は、「研究論文」、「研究ノート」、「研究資料」の原稿種別を指定してください。但し、その決定は編集委員会が行うことと致します。
原稿の送り先は以下のとおりです。
E-mail kikanshi@ihep.jp
（2）原稿執筆の様式は所定の執筆要領に従ってください。編集委員会から修正を求められた際には、各指摘事項に個別的に応え、再投稿して下さい。
編集委員会が修正を求めた投稿論文等について、通知日から 90 日以上を経過しても再投稿されない場合には、投稿の取り下げとみなします。ただし、事前に通知し、編集委員会が正当な理由として判断した場合はこの限りではありません。
（3）責任著者および共著者（以下「責任著者等」という）について、投稿論文等にかかる研究に対し、研究費補助を受けている場合は、ファンドソース（公的機関や私的企業の名称、研究課題名、補助時期など）を謝辞の中に明記してください。
（4）ヒトを対象とした研究である場合には、「人を対象とする医学系研究に関する倫理指針」等の倫理基準を遵守し、適切に行われていることを明示してください。
（5）責任著者等について、利益相反（Conflict of Interest）の有無についての情報を開示してください。
（6）投稿論文等が第三者の著作権と、その他第三者の権利を侵害しないものであることをご確認ください。他者が著作権等を保有する図表、写真等を使用する場合は、責任著者の責任において、権利者の利用許可（権利許諾）を得てください。

(7) 他者が著作権を保有する著作物の翻訳・翻案等の二次的著作物については、責任著者が、原著作者との間の著作権処理（翻訳権、翻案権等および本投稿に関する許諾の取得）を必ず行ってください。
(8) 投稿論文等の掲載の採否および種別については、査読審査に基づいて、編集委員会にて決定します。その際、「研究論文」の基準には満たない場合であっても「研究ノート」または「研究資料」としての掲載が可能という決定になる場合もあります。
(9) 掲載が決定した論文等の掲載料金は無料です。責任著者へは無料にて PDF ファイルを提供します。別刷が必要な場合にはその旨ご連絡ください。実費にて申し受けます。
⑽ 英文の校正等は、第一義的には責任著者の責任であり、水準に満たない場合は合理的な範囲での費用負担を求める場合もあります。

5. 著作権等
(1) 投稿論文・掲載論文等の著作権は責任著者等に帰属したままとしますが、(2)～(4) に同意いただきます。なお、本誌への掲載決定後、責任著者を始めとする執筆者全員に利用許諾同意書（別紙）を提出いただき、これを掲載条件とします。
(2) 掲載が決定した論文等について、医療経済学会および医療経済研究機構は、医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関誌「医療経済研究」（ウェブ掲載含む）の記事として刊行することができる権利を有するものとします。
(3)「医療経済研究」の掲載論文等を出版、インターネット等を利用した公衆送信その他の方法で公開する場合は、(2) の刊行後とし、出典元「医療経済研究」（公式サイトに該当記事のアドレスがある場合はそのアドレスへのリンク）を明示することとします。
(4)「医療経済研究」の掲載論文等を基礎に加筆・修正等を加えてまとめた論文等を他の媒体・方法で公開する場合も、(2) の刊行後とし、「医療経済研究」の掲載論文等をもとに加筆等したものである旨と、その掲載号（公式サイトに該当記事のアドレスがある場合はそのアドレスへのリンク）を明示することとします。
(5) その他、投稿論文・掲載論文等の著作権に関して疑義を生じた場合は、「医療経済研究」担当へお問い合わせください。

6. その他
採用された研究論文については、「学会論文賞」の選定対象となり、正賞を医療経済学会から、副賞を医療経済研究機構から贈呈します。

（問い合わせ先）
〒 105-0003　東京都港区西新橋 1-5-11　11 東洋海事ビル 2F
一般財団法人　医療経済研究・社会保険福祉協会　医療経済研究機構
医療経済学会雑誌・医療経済研究機構機関誌『医療経済研究』担当
TEL 03－3506－8529 ／ FAX 03－3506－8528
E-mail：kikanshi@ihep.jp

（2017 年 9 月 2 日 改定）

『医療経済研究』執筆要領

1. 原稿の書式
（1）A4 版 Word 入力
（2）1 行 40 字×36 行、横書き入力
匿名で査読を行いますので、著者の属性に係る事項は表紙（1 ページ目）に以下①～④の項目を記入し、本体ページ（2 ページ目）以降に本文を掲載し、謝辞を入れずに原稿作成をお願い致します。
① 題名著者の氏名および所属・肩書、謝辞、提出年月日
② 連絡先著者 1 名の所属・肩書、メールアドレス、住所、電話番号、FAX 番号
③ 共著者全員のメールアドレス
④ 研究費補助の有無。研究費補助を受けている場合は、ファンドソース（何年のどの機関・企業からの研究補助等）を謝辞の中に明記してください。

2. 原稿の長さは「40 字×36 行」12 枚、英文の場合は 6000 語以内とします。（表紙、図表、抄録は除く）

3. 抄録は和文（1,000 字程度）および英文（400 語程度、ダブルスペース）で作成の上、添付してください。また論文検索のため、和文・英文各 10 語以内でキーワードを設定し、末尾に記載してください。（英文キーワードは原則として小文字にて記載）

4. 注）は本文原稿の最後に一括して掲載してください。掲載は、注 1）などのナンバーをふり、注）の番号順に並べてください。

5. 文献記載の様式は以下のとおりとします。
（1）文献は本文の引用箇所の肩に 1）などの番号で示し、本文原稿の最後に一括して引用番号順に記載してください。文献の著者が 3 名までは全員、4 名以上の場合は筆頭者名のみあげ、(筆頭者), 他 . としてください。
（2）記載方法は下記の例示に従ってください。
① 雑誌の場合
1）Wazana, A. Physicians and the pharmaceutical industry: is a gift ever just a gift? Journal of American Medical Association 2000;283:373-380
2）南部鶴彦，島田直樹．医療機関の薬剤購入における価格弾力性の推定．医療経済研究 2000；7：77-100
② 単行本の場合
1）井伊雅子，大日康史．第 9 章 予防行動の分析．医療サービス需要の経済分析．日本経済新聞社．2002：173-194
2）Organisation for Economics Co-operation and Development. A System of Health Accounts. Paris: OECD Publications, 2000.
③ 訳本の場合
1）Fuchs, V., 1991. National health insurance revisited. Health Affairs [Winter], 7-17.（江見康一・二木 立・権丈善一訳『保健医療政策の将来』勁草書房 , 1995, 245-261）

6. 図表はそれぞれ通し番号を付し、表題を付け、出所を必ず明記してください。また、本文には入れ込まず、1 図、1 表ごとに別紙にまとめ、挿入箇所を本文中に指定してください。

7. 見出しに振る修飾数字・英字等は原則として以下の順序に従ってください。
l. （1） ① （a） （ア） …

（2017 年 9 月 2 日 改定）

医療経済学会 入会申込書

【学会設立の趣旨】
医療経済学の研究者を広く糾合し、医療経済研究の活性化を図るべく、「医療経済学会」を設立する。この学会が医療経済学の研究成果発表の場として、広く研究者が交流する場となることで、その学問的成果に基づく政策や医療現場での実践が行われ、ひいては質の高い効率的な医療が提供されることを期待する。

年　　月　　日申込

入会希望の方は下記様式に記入の上、事務局までメール、FAX または郵送して下さい。
なお、入会申込書に記載いただいた個人情報は、当学会のご案内・ご連絡にのみ使用致します。

<table>
<tr><td colspan="2">フリガナ</td><td colspan="2"></td><td rowspan="2">男・女</td><td rowspan="2">生年月日</td><td rowspan="2">西暦　　年　　月　　日</td></tr>
<tr><td colspan="2">氏　　名</td><td colspan="2"></td></tr>
<tr><td colspan="2" rowspan="2">会員の別</td><td colspan="5">・普通会員</td></tr>
<tr><td colspan="5">・学生会員（※）
［大学名：　　在籍学位課程：　　］
［修了予定年月：　　］</td></tr>
<tr><td rowspan="2">所属先</td><td>名称</td><td colspan="2"></td><td>職　　名</td><td colspan="2"></td></tr>
<tr><td>住所</td><td colspan="5">〒</td></tr>
<tr><td colspan="2">電　　話</td><td colspan="2"></td><td>FAX</td><td colspan="2"></td></tr>
<tr><td colspan="2">自宅住所</td><td colspan="5">〒</td></tr>
<tr><td colspan="2">電　　話</td><td colspan="2"></td><td>FAX</td><td colspan="2"></td></tr>
<tr><td colspan="3">郵便物希望送付先（該当に〇）</td><td colspan="4">所属先　・　自宅</td></tr>
<tr><td colspan="2">E-mail</td><td colspan="5"></td></tr>
</table>

（※）学生会員は、大学、大学院またはこれに準ずる学校に在籍し、学士・修士・博士・専門職学位課程に在籍する者とします。学生会員を希望される方は、学生証コピーの提出をお願い致します。なお、所属が変更した場合は速やかに事務局宛にご連絡ください。

【主な活動】
研究大会の開催、学会誌「医療経済研究」の発行など

【学会年会費】
普通会員：年 10,000 円、学生会員：年 5,000 円

【入会の申し込みおよびお問合せは下記へ】
医療経済研究機構内　医療経済学会事務局
TEL 03-3506-8529　FAX 03-3506-8528
https://www.ihep.jp　E-mail：gakkai@ihep.jp

編集委員長	橋本英樹	（東京大学大学院医学研究科公共健康医学専攻 教授）
編集顧問	池上直己	（慶應義塾大学 名誉教授）
	西村周三	（京都先端科学大学経済経営学部 教授／医療経済研究機構 特別相談役）
編集委員	菅原琢磨	（法政大学 経済学部 教授）
	野口晴子	（早稲田大学 政治経済学術院 教授）
	濱島ちさと	（帝京大学医療技術学部看護学科 教授）
	福田敬	（国立保健医療科学院 保健医療経済評価研究センター センター長）
	安川文朗	（横浜市立大学国際商学部 教授）
	康永秀生	（東京大学大学院医学系研究科 教授）
	山田篤裕	（慶應義塾大学経済学部 教授）

医療経済研究 *Vol.32 No.2 2020*

令和3年3月20日発行

編集・発行 **医療経済学会**
医療経済研究機構
〒105－0003 東京都港区西新橋1－5－11
11東洋海事ビル 2階
一般財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会内
TEL 03（3506）8529
FAX 03（3506）8528
医療経済研究機構ホームページ：https://www.ihep.jp/
医療経済学会ホームページ：https://www.ihep.jp/jhea/

制作 **株式会社 祥文社**
〒135－0034 東京都江東区永代2丁目35番1号
TEL 03（3642）1281㈹

本号ならびにバックナンバーについては医療経済学会ホームページよりPDFが閲覧可能です。
また、会員の皆様には最新号を郵送いたします。

Japanese Journal of Health Economics and Policy

Vol.32 No.2 2020

Contents

Prefatory Note

looking for keys under the streetlight
..... *Katsunori Kondo* 77

Special Contributed Article

On Collaborative Studies between Social Medicine and
Health Economics using Individual Activity Records of Depressive Patients
..... *Narimasa Kumagai* *Aran Tajika* *Rei Goto* *Toshiaki A Furukawa* 78

Research Note

Social Loss of Care Leaves
..... *Kensaku Kishida* 90

JHEA 15th Annual Conference Report 127

Announcement of The 16th Annual Conference of JHEA 158

Announcement of The Launch of Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy 159

Instructions to Authors/Manuscript Submission and Specifications 160

Japan Health Economics Association
Institute for Health Economics and Policy