

医療経済研究

Vol.29 No.2
2017

医療経済学会雑誌／医療経済研究機構機関紙

巻頭言

- 高額医薬品にどのような薬価を設定すべきか
—経済学の視点—
..... 岩本 康志 105

特別寄稿

- 日本におけるヘルスデータベース利用の現状と
関連法制度
..... 山本 隆一 107

研究論文

- 「中高齢者縦断調査」における家族介護の
非回答バイアス
..... 熊谷 成将 120

- 「医療経済学会 第13回研究大会」のご案内（第一報）..... 132

- Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy
創刊のお知らせ 135

- 投稿規定・執筆要領 136



医療経済研究

Vol.29 No.2 2017

医療経済学会



医療経済研究機構

巻頭言

高額医薬品にどのような薬価を設定すべきか —経済学の視点—

東京大学大学院 経済学研究科

岩本 康志

医療費はながらく増加する一方であったが、昨年公表された 2016 年度の概算医療費は前年度から 0.2 %減少となった。ただし、これは 2015 年度の医療費が高額医薬品の影響で著しく増加したことの反動であって、医療費増加に歯止めがかかったわけではない。

最近の高額医薬品が医療費に与える影響が問題視されたことから、薬価算定方式が見直され、費用対効果評価の導入が図られた。しかし、これは合理的な薬価算定への入り口にしか過ぎず、その先に経済学的視点から重要な論点がある。医薬品によって改善された生活の質の金銭評価額は合理的な価格の「上限」ではあるが、「適切な水準」そのものではない。これよりも低い価格で医薬品が提供されれば、薬効の金銭価値が価格を上回る分は患者の利益（消費者余剰）になる。薬価をどう設定するかは、（医薬品需要の価格弾力性が大きくなければ）多分に消費者余剰と生産者余剰をどう分配するのかの問題になる。

効率的な資源配分を達成するには、理論的には薬価は製造の限界費用に等しくするのが望ましい。実際には、製造原価と適正な利潤に基づいて設定されるものになるだろう。問題になるのは、この算定法では医薬品にかかる費用を企業が回収できなくなることである。医薬品は研究開発に巨額の費用を要し、実用化された場合の製造原価が低いことが常態である。こうした研究開発に関する費用の特徴のもとでどのような研究開発が適切なのかは、経済学では産業組織論の分野で古くから研究されてきたことであり、基本的な知見は 1980 年代には確立されている。理論的には、一定期間の特許を与え、その期間中は限界費用を上回る価格を認めて投資費用を回収させる枠組みのもとで、適切な投資水準が実現される価格と期間の組み合わせはどのようなものかを考えることになる。特許期間中に合理的な範囲での上限の価格をつけるならば、それは研究開発費用を回収する期間を最短にすることを意味するが、それは費用回収のリスクを低める考え方の一つとしてあり得る。その考え方を基準にすれば、これまでは特許期間中の薬価は低く、その後の薬価は高く、メリハリがない状態であったと言える。

研究開発を視野に入れるときに重要なのは、実用化されたときの薬価がどうなるかによって研究開発が大きな影響を受けることである。新薬の供給の価格弾力性は大きく、それを知るには製薬業界全体の研究開発投資行動に対する知識が必要となってくる。また研究開発投資の結果は不確実であるから、回収する費用は実用化された医薬品に関わる研究開発投資だけでなく、失敗した研究開発投資も含まれる。単純に実用化された医薬品を見るだけでは不十分で、研究開発投資全体を見ることが必須である。このため、実際の薬価の設定は複雑化して、理論通りに正確に求めることは困難であるが、必要な情報を収集するシステムを構築し、できるだけ適正な価格に近づける努力をすることが必要である。

（研究開発費を含めて）高額医薬品が出現したから薬価の算定方式を見直すということではなく、薬価の算定方式自体が高額医薬品の出現に影響を与える（場合によっては必要以上に促す）という視点が以前からあるべきであった。残念ながらこの視点はこれまで希薄であったし、今回見直しがされるなかでも希薄であったように思われる。

特別寄稿

日本におけるヘルスデータベース利用の現状と 関連法制度

山本 隆一*

抄 録

我が国は医療の現場への IT 機器の導入は先進的であったが、データの利活用は諸外国に比べて遅れていた。しかし、2006 年の政府の IT 新改革戦略移行、データベースの整備は急速に進みつつある。2005 年に個人情報保護法が施行され、ヘルスデータの扱いと患者等のプライバシー保護に一定の方向性が示されたことも加速化の要因ではあったが、IT の進歩は早く、それに伴い、いわゆるビッグデータ利用への要求も高まっている。もちろんエビデンスに基づく医療や政策決定は重要であり、公益的利用は促進されるべきであるが、一方でプライバシー侵害に対する懸念も高まっている。このような背景の元、2016 年に個人情報保護法が改正され、2017 年 5 月末に実施された。プライバシー保護は強化されたが、一方でデータの二次利用の制限が強くなり、公益利用を促進するために次世代医療基盤法が制定された。このような現状を紹介するとともに、今後の課題について論じたい。

1. 日本における医療 IT 化の進展

日本の医療の IT 化は、実は西暦 2000 年ぐらゐまでは世界でトップクラスの進展を示していた。1960 年代から、国民皆保険制度に基づく診療報酬請求明細を作成するための、レセプトコンピュータ（レセコン）や医事コンピュータ（医事コン）の導入が始まり、比較的急速に普及した。当時は出来高支払い制であり、非常に大量の簡単な計算を大量に繰り返して診療報酬請求明細をつくる作業があり、それぞれの医療機関で、その請求書をつくるために相当な労力をついやしていた。60 年代のコンピュータというと、現在のスマートフォンや高級電卓にも及ばない非力なシステムであったが、それでも簡単な計算を繰り返し行うことは、

コンピュータにとっては容易であり、導入によって医療機関の労力の軽減はかなり進んだと思われる。現実の利益として労力の節約ができるということで、当時としてはかなり高速に IT 化が進んだ。

80 年代に入ると、日本の医療費の高騰が問題になってきて、医療の質を下げないで医療費を効率化することが社会的な課題になってきた。直接医療にかかわりのない事務作業や、紙に書かれた情報を持ち運ぶ作業を合理化することが必要とされ、大規模病院を中心に、我が国ではオーダエン트리システムまたはオーダーリングシステム®と呼んでいたが、このような事務処理の合理化を進めるシステムの導入が始まった。経済的な動機が主体であり、一定の効果があったために、大規模病院では比較的早く普及した。この事務処理の合理化システムの特徴の一つは、発生源入力であり、情報が生じた場所でシステムに入力することにあ

* 医療情報システム開発センター理事長

る。言い換えれば診療の現場にコンピュータが入ってきたことになる。診療の現場にコンピュータがあるので、これを単なる事務処理の合理化だけではなく、医療従事者の助けになるようなシステム、あるいは患者さんを中心とした医療を進めるためのシステム、いわゆる電子カルテ（Electronic Medical Record：EMR）としての開発が進められてきた。

しかし、EMR は、レセコン・医事コンやオーダーエントリシステムと比べると経済的なインセンティブが少ない。したがって急速に普及したわけではないが、様々なメリットが理解されるにつれて徐々に普及が進み、最近では大きな病院では大部分に導入され、クリニックも3割を越えて導入されている。概観を図1に示す。

2. 日本のヘルスデータベース

前述のような医療のIT化の動向や施策の変化を背景に、図2に示すように日本でも2005年ご

ろからヘルスデータベースの整備が進められてきた。レセプト情報・特定健診等情報データベース（NDB）¹⁾はレセプトと特定健診の全数を収集している厚生労働省のデータベース、MID-NET は、医薬品の安全施策のためにつくられたデータベースで、全国で10の病院または病院グループ、病院の数としては23の病院の、検査結果などのアウトカム情報を含めた分散型データベースで、試験運用が始まっている。それ以外にも多くのデータベースがつくられてきた。

2-1. NDB

NDB は日本で一番大きなヘルスデータベースで、130億件以上のレセプトと2億件以上の特定健診・特定保健指導のデータを格納している。ハッシュ関数による仮名化（Pseudonymization）を2度繰り返すことによって不可逆な匿名化をしています。このデータベースは、高齢者の医療の確保に関する法律に基づいてつくられている。

格納されたデータを図3に示す。レセプトデー

図1 我が国の医療のIT化の概略、および政策の経緯

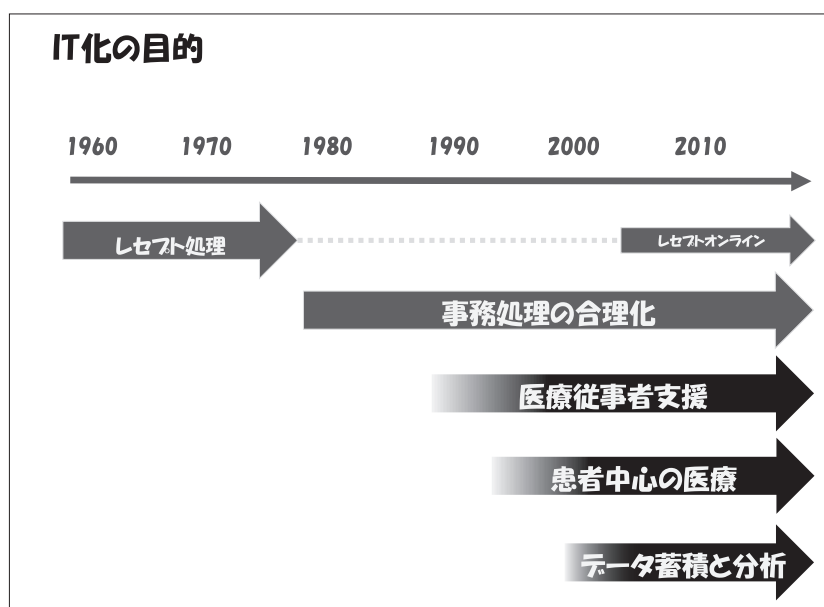


図2 我が国のヘルスデータベース

データ指向の時代

- **National Insurance Claim and Health Check-up DB (NDB)**
- **Mid-Netプロジェクト (PMDA & MHLW)**
- **KDB**
- **介護認定データベース**
- **全国がん登録**
- **心臓カテーテルDB**
- **心不全症例DB**
- **National Clinical DB**
-

図3 NDBの格納情報

レセプト情報

傷病名、
診療開始日、診療実日数
医療機関コード
初診・再診、時間外等
医学管理（医師の指導料等）
投薬、注射、処置、手術、検査、画像診断
請求点数（1点につき10円）など
被保険者記号・番号、生年月日、性別をハッシュ化した値
姓名、誕生日、性別をハッシュ化した値
以下は削除
患者の氏名、生年月日の「日」、保険医療機関の所在地及び名称、カルテ番号等、
国民健康保険一部負担金減額、免除、徴収猶予証明書の証明書番号、
被保険者証（手帳）等の記号・番号、公費受給者番号

特定健診保健指導情報

受診情報（実施日等）
保険者番号
特定健診機関情報（機関番号のみ）、受診者情報の一部（男女区分、郵便番号）
健診結果・問診結果、保健指導レベル、支援形態
特定保健指導のポイント数など
被保険者記号・番号、生年月日、性別をハッシュ化した値
姓名、誕生日、性別をハッシュ化した値
以下は削除
特定健診・保健指導機関の郵便番号、所在地、名称、電話番号、医師の氏名、
被保険者証の記号及び番号、受診者の氏名、受診券有効期限

タは、保険の記号・番号、誕生日、性別、名前は個人識別が可能であり、二重にハッシュ化されている。それ以外のデータはそのまま格納されている。医療機関のIDが格納されている。特定検診・特定保健指導のデータも同じように、個人を識別する情報は二重にハッシュ化されているが、保険者と健診を実施した機関のIDはそのまま格納されている。

このデータベースが匿名化データベースであるかが問題になる。一般には個人を識別するデータはかなり注意深く省かれているので、普通のレセプトあるいは普通の特定健診で個人を特定することは不可能である。しかし、医療機関のIDや健診機関のIDは残っていて、例えば個人で運営されている診療所では医師の個人データになりえる。また、非常に珍しい医療行為が行われたり、非常に使用頻度に低い薬が使われたりした場合は、状

況によっては患者個人が識別可能になりうる。したがって完全な匿名化データベースとは言えない。また、同じ原情報からは同じハッシュ値が生じるので、同じ人の情報をリンクすることができる。データベースに格納される期間が長くなれば、非常に長い期間の医療履歴や健診履歴がわかることになるので、その人の行動をよく知っている人にとっては、かなり正確に識別できる場合もあり得る。そのために、通常は個人を特定できないけれども、完全に匿名化されたデータベースではないという扱いをしている。つまり利用者の要望にそって、抽出したデータセットを特別抽出と呼んでいるが、特別抽出で利用する場合、厳しいセキュリティ環境や厳格な利用目的の明確化ならびに公表形式の安全性の確保などが求められる。

図4に示すように特別抽出以外にも、安全性を高めたデータセットがいくつかある。一つはサ

図4 NDBの現状

NDBの現状

- 120億件以上のレセプトデータと2億件の特定健診特定保健指導データ
- 特別抽出データの提供
- サンプルリングデータセット:
 - 外来の1%および入院の10%のレセプトベースのサンプルリング
 - 一ヶ月分のデータ(1月、4月、8月、10月)
ただし医科と薬科の連結データは薬科の翌月分も含む
 - 出現頻度0.1%医科の病名、医療行為はダミーに置き換え
- ベーシックデータセット:
 - 患者ベースで5%にサンプルリング、同一患者のレセプトは連結している。
- 特別抽出、サンプルリングデータセットを中心に約150の研究プロジェクトに提供。
- 100以上の査読付き学术论文がすでに発表されている。
- NDBオープンデータの公開(2016~)



ンプリングデータセットで、年に4回作成されていて、1ヶ月分のデータ（医科薬科連結データでは薬科分だけ翌月データを含む）で、外来患者の1%、入院患者の10%をサンプリングして、出現頻度0.1%以下の病名、医療行為、薬品をダミーに置きかえている。もう1つが、基本データセットで、これも約5%のサンプリングだが、同一患者さんのデータはリンクした形で提供されている。これらは特別抽出に比べて提供基準は緩和されている。また都道府県別あるいは性年齢階層別の集計情報ではあるが、NDBオープンデータとして毎年公表されている。図5は2016年のNDBオープンデータのレセプト情報の内、再診料、一般病棟入院基本料、療養病棟入院基本料、乳腺悪性腫瘍手術を示しているが、特別抽出、サンプリングデータセット、ベーシックデータセット、全て合わせて、今までに約140の研究プロジェクトに提供されており、100以上の査読付きの科学的な論文が、このデータベースをもとに既に公表されている。外来再診料に比べて、入院基

本料は北海道で多い傾向にあり、療養病棟ではさらに顕著になる。これは冬期の通院の困難さを表しているように見える。また乳がん手術では大都市圏へ集中する傾向が見られる。患者が県境を越えて医療機関を選択していることが示唆される。図6はNDBオープンデータの特健診結果の県別表示であるが、例えば沖縄県は男性のBMIが突出しているが、空腹時血糖やLDLコレステロールはBMIとあまり関係ないように見える。

2-2. MID-NET

MID-NETは医薬品医療機器総合機構（PMDA）と厚生労働省が運営をしていて、Japanese Sentinel Projectと言われている。米国のFDAが提唱し、実施しているSentinel Projectを我が国にも実装したものと言える。図7に示すようにNDBとは違い、分散型データベース、つまりデータベース自体はコモンデータモデルに変換された上で、統合データベースとして参加している各医療機関にある。この統合データベースに対

図5 NDBオープンデータ（レセプト）の一部

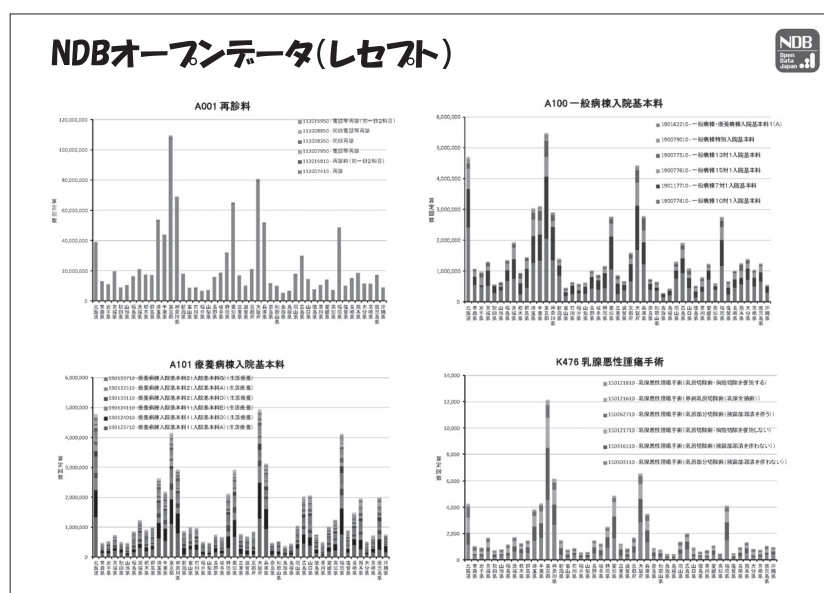


図6 NDB オープンデータ（特定健診）の一部

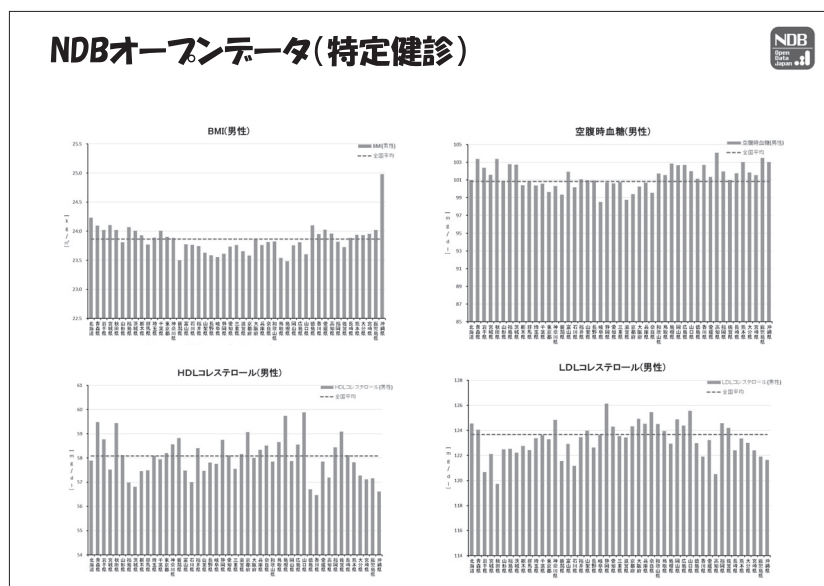
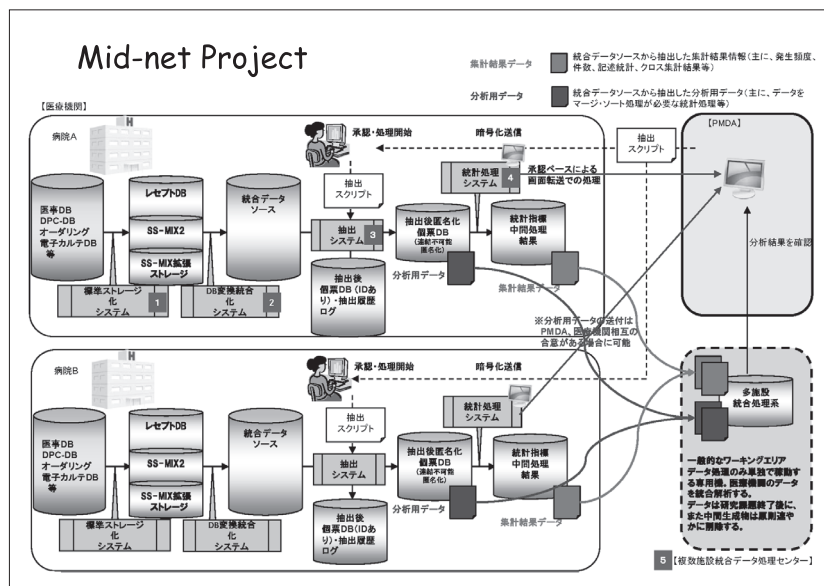


図7 MID-NET の概略 (PMDA の資料より引用)



して、標準化されたクエリー（検索・抽出）言語や、ある程度標準化された統計処理言語を投げて、その結果を求めるというプロジェクトで、データは基本的にはそれぞれの病院から出ないことが特徴である。コモンデータモデルとしては、厚生労働省が推奨標準に定めている SS-MIX2 という規格を使っている。世界的に標準として認められている HL7 と DICOM のような基本的な規格の組み合わせで、標準化ストレージ（Standardized Storage system）と呼んでいる。

MID-NET は、薬品の副作用などを評価する上で必須のアウトカム情報が得られる点や、十分なバリデーションスタディが行われていること、さらに地域医療連携などで、標準的に用いられており、すでに 900 近い病院に導入されている SS-MIX2 標準化ストレージを基本にしている点など、際だった特徴を持つプロジェクトで、期待が大きく、2019 年からの本格運用で成果が期待される。ただ、MID-NET の欠点は、大きな病院のデータしかないことで、大きな病院に行かないような病気や、大きな病院ではあまり使われないような医薬品に関しては、十分に機能しないおそれがある。将来的には、それぞれの病院が中心になって、その近隣の診療所のデータ等を集める構想もあるが、現状では実現の道筋が十分には見えていない。

3. 運用ルールとセキュリティ

これまでは、ヘルスデータベースの運用は、新しいデータベースが計画されるたびに、それぞれで、安全や信頼性を得るために、プライバシー保護やセキュリティの確保のための運用ルールが個別に議論されてきた。これはヘルスデータベースの統一した運用規範や倫理綱領がなかったからで、その必要性は以前から議論されていた。プライバ

シーの保護は大前提であり、プライバシーが侵されたらヘルスデータベースも成立しない。そのためには適切なインフォームド・コンセントを得た上で収集することが基本であるが、ヘルスデータベースの場合、データを収集するときに全ての利用目的を特定できるわけではない。データが収集され、一定の規模になってから、後で分析目的が出てくることはしばしばあり、病院でデータを収集するときに、ある薬に副作用が出そうかどうか予想がつかないことが普通である。収集する時点で全ての利用目的を特定できないという意味では、厳密なインフォームド・コンセントは非常にとりにくい分野と言える。

厳密なインフォームド・コンセントがなくても、患者さんの権利を侵害しない、あるいは特定の医療機関に不当な不利益を与えないことを確実にするためにはどうすれば良いか。1 つは、よく整備された法制度、もう 1 つは、研究をする人、データを利用する人、あるいはデータを提供する人など、様々なセクターの人に広く受け入れられた倫理綱領が必要になる。世界医師会の台北宣言³⁾はその有力な候補といえる。データを提供する人、データを利用する人に関しては、法制度の整備と合意できる倫理綱領にしたがって研究計画や調査計画が立てられ、それに従って実施されれば、一応の正しい利用の確保が可能になると思われる。しかし重要な考慮点がもう一つあり、それは情報セキュリティである。情報の盗難や漏洩を阻止することで、もし盗まれて、あるいは漏洩してしまうと、その先では何が起こるかわからなく、コントロール不能になる。コントロールできている間は、法制度や倫理綱領で十分対応可能であるが、盗難や漏洩の後は手の打ちようがなく、インフォメーションセキュリティが非常に重要と考えられる。

ヘルスデータベースは、単にコンピュータがあっ

て、その中に記憶装置があって、データベースがそこに構築されているだけでは全く機能しない。図8に示すようにデータを臨床現場等から収集しないといけないし、それを利用できなくてはならない。このそれぞれのところにアタックされるポイントがある。これらのアタックポイントを同定した上で、これらに適切に対応していかなければならない。これはかなり大変な作業で、セキュリティというのは困難な課題だと言える。厚生労働省の「医療情報システムの安全管理に関するガイドライン」など、参考にすべきガイドラインなどを活用しつつ、容認できるレベルまでリスクを下げるには不断的な努力が必要と考えられる。

4. 日本の個人情報保護法制

前段で述べた法制度であるが、個人情報保護関連法が改正され⁴⁾、2017年5月に施行された。この改正法制度について触れる。日本の個人情報保護法は2005年に全面施行され、10年以上改正されてなかったが、いくつかの問題点が指摘されていた。個人情報の定義があいまいで、匿名化の判断が難しいこと、実効性のある罰則がないこと、さらに民間、国、独立行政法人、地方自治体でルールが異なる点などである。医療においては本人の個人情報を本人の健康の回復や維持に用いる本来目的の利用は問題ないとしても、医学や医療施策のために用いることも必須であり、データに基づかない医学や医療施策はあり得ない。創薬や医療機器、医療技術の開発や、医療・介護周辺産業の発展も個々の開発は企業行動であっても広い意味では公益に資するもので、止めることは社会の不利益につながる。個人情報保護法制度も、このような個人情報の社会的有用性を、個人にプライバシー被害を与えずに推進する理念は持っているものの、やはり保護に重点が置かれているた

めに、利活用の促進までは出来ていなかったと言える。

改正個人情報保護法の特徴を図9に示す。ヘルスデータベースに関係のあるところでは、一個の情報だけで個人が識別可能な個人識別符号の概念の導入が挙げられる。例えばパスポート番号が個人識別符号にあたるが、ゲノム情報も、全ゲノムシーケンスデータ、全エクソームシーケンスデータ、全ゲノム一塩基多型（SNP）データ、互いに独立な40箇所以上のSNPから構成されるシーケンスデータ、9座位以上の4塩基単位の繰り返し配列（STR）等の遺伝型情報により本人を認証できるようにしたものであれば個人識別符号にあたる。個人識別符号は単独で個人が識別可能なので、基本的には匿名化は不可能である。また医療情報がほぼすべて、扱いに注意を要する要配慮情報に指定されたことも影響が大きいと考えられる。要配慮情報は取得には同意が必要で、オプトアウトによる第三者提供はできない。また罰則が大幅に強化されている。

これらの改正によって、病院や医療機関や介護機関、健診機関等にある情報が、本人がよくわからないうちに第三者に提供されることはなくなり、また、最近よく見られるビジネススペースでの遺伝子分析の結果が、明確に同意をした範囲以外に使われる可能性はなくなった。国民のより安心を得られやすい法制度になったと考えることができる。

一方で、医療情報・健康情報は本人のためだけに使うだけでは終わらない。医学は臨床情報を基礎に発展するものであり、また創薬や医療機器・医療技術の開発も同様である。さらに医療介護周辺産業の発展も促進すべきと考えられる。これらの目的にすべて明確な同意の元に利用することには問題ないが、前述したようにヘルスデータベースは収集する時点で利用目的が明確になることは少なく、プライバシーの侵害のおそれがないにも

図8 ヘルスデータベースの安全管理

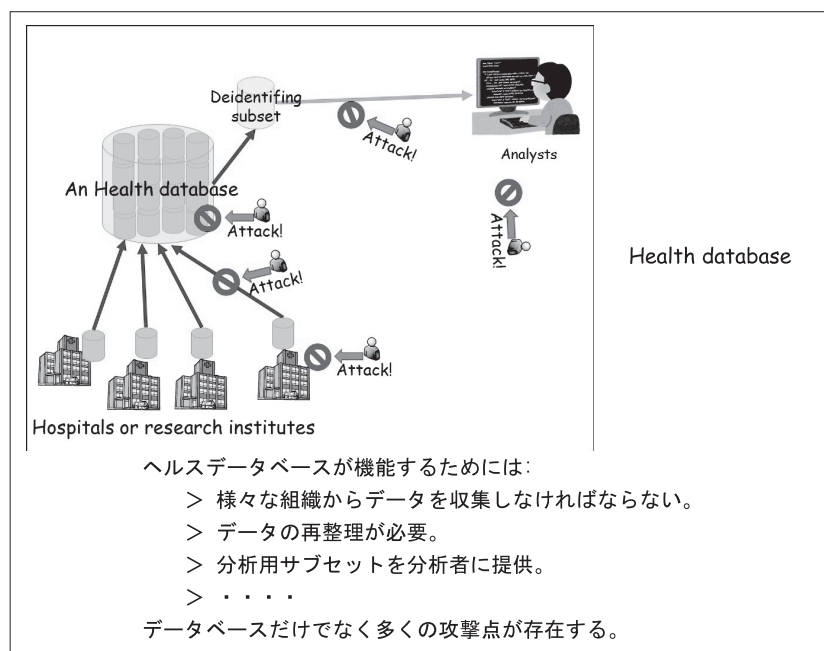


図9 2017年施行の個人情報保護法の改正点

個人情報保護法(2017)の改正点概略

- 個人識別符号の導入と匿名加工情報の追加。
- 要配慮情報の概念の導入
- 第三者提供に係る確認及び記録の作成の義務付け
- 本人同意を得ない第三者提供への関与（オプトアウト規定の見直し）個人情報保護委員会への届け出
- 個人情報取扱事業者の努力義務へ個人データの消去の追加
- 開示等請求権の明確化
- 罰則の強化
- 個人情報保護委員会
- 個人情報の取扱いのグローバル化に対応？

関わらず、改正個人情報保護法制では使いにくくなる可能性があり、やや不安のあるところと考えるを得ない。

5. 公益的医学研究のための医療情報の活用に向けて

医学、創薬、医療機器開発、医療技術開発のような広い意味で公益的で安全な利活用を促進することを目的として、次世代医療基盤法（略称）⁵⁾が成立した。図 10、図 11 に示すように、この法律は、公益的な医学研究や医学技術の開発に目的を限定した上で、その目的のために必要な情報を、個人のプライバシーを絶対に侵害しないような匿名加工をした上で提供する十分な能力を持つ事業者を政府が認定することとしている。個人情報保護法の個別法の位置付けであるが、個人情報保護法では対象外とされる死者の情報も対象としている点は注目に値する。認定を受けた事業者を認定匿名加工医療情報作成事業者と呼んでいる。認定をされた事業者に対して医療機関が患者情報

を提供する場合に限って、改正個人情報保護法で禁止されているオプトアウトによる提供を可能としている。ただオプトアウトと言っても必ず通知した上で拒否されない場合だけに限定されており、丁寧なオプトアウトと呼ばれることもある。

認定事業者は、このようにして集められた情報を、利用目的を適切な基準で十分審査した上で、その利用目的の達成ができる、しかし個人には絶対迷惑がかからない、あるいは提供した医療機関に不当な差別を与えないことを前提に提供することになる。法律の実施は 2018 年 5 月になると思われ、いくつかの運用実験が行われている。図 12 はその一つで著者らが取り組んでいるもので、MID-NET を始め多くの研究分野、調査研究で採用されている SS-MIX2 をベースにしている。今後の我が国の医療情報、健康情報の適切な活用を進めていく上で重要な制度整備の始まりといえることができる。

図 10 次世代医療基盤法の趣旨

医療分野の研究開発に資するための匿名加工医療情報に関する法律

通称：次世代医療基盤法 2017年4月28日成立 5月12日公布

趣旨

- 特定の個人を識別できないように医療情報を匿名加工する事業者に対する規制を整備し、匿名加工された医療情報の安心・適正な利活用を通じて、健康・医療に関する先端的研究開発及び新産業創出を促進し、もって健康長寿社会の形成に資する。

図 11 次世代医療基盤法の概要

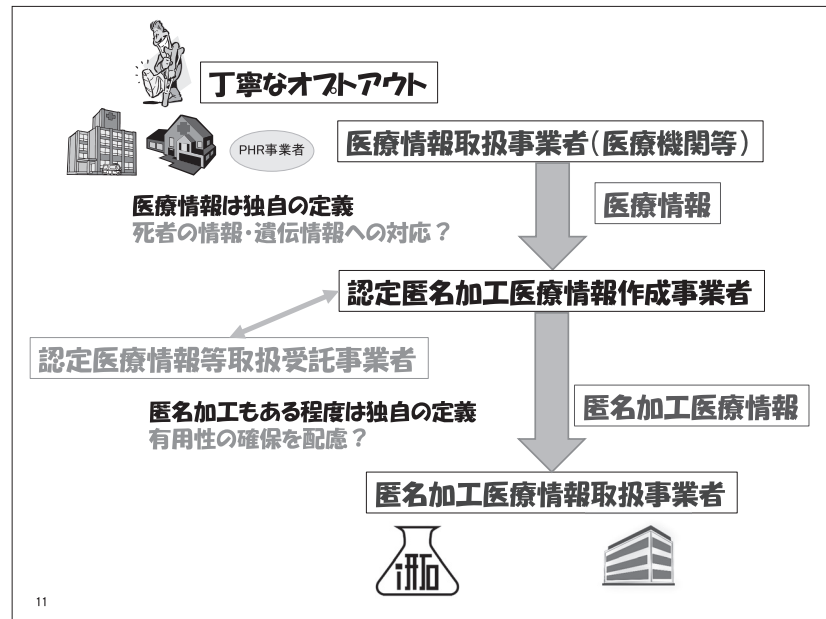
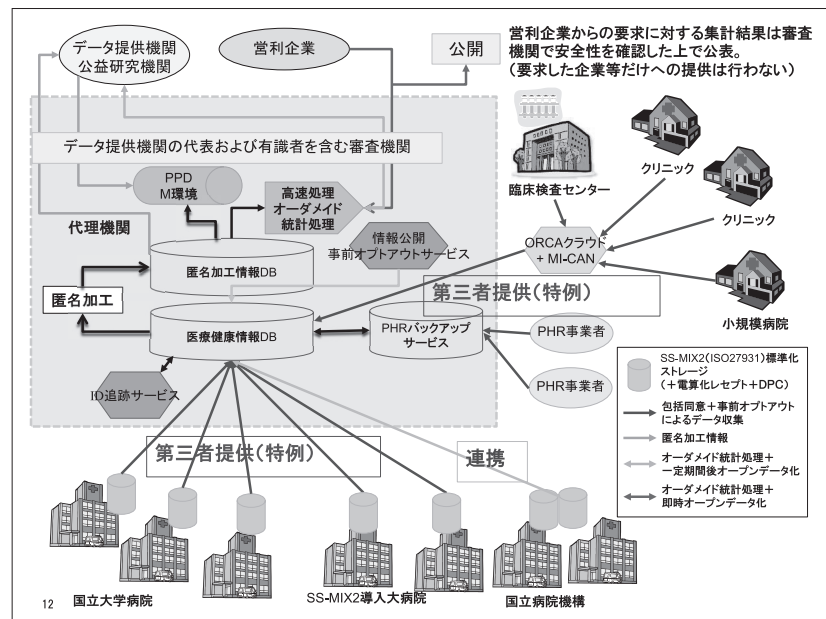


図 12 次世代医療基盤法の施行を前提とした運用実験の例



6. おわりに

我が国のヘルスデータベースの現状について述べた。本稿では詳しく触れなかったが、世界医師会の台北宣言はヘルシンキ宣言を補完するもので、ぜひ一読されることをお勧めする。また最後に触れた次世代医療基盤法は本稿執筆時点で、施行のための作業が行われている。その中には基本方針の策定や、認定基準、匿名加工基準、安全管理基準などが策定中と考えられる。その多くはパブリックコメントになると思われるので、注視をしていただければ幸いである。この法律で問題がすべて解決されるとは言い切れないが、安全の確保を前提として、医療健康分野で利活用を積極的に推進するはじめての制度であり、大いに期待したい。

参考文献

- 1) レセプト情報・特定健診等情報の提供に関するホームページ、厚生労働省、<http://www.mhlw.go.jp/stf/>

seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryuu/iryuuohoken/rieseputo/index.html、2017年12月20日確認

- 2) MID-NET (Medical Information Database Network)、独立行政法人医薬品医療機器総合機構、<https://www.pmda.go.jp/safety/mid-net/0001.html>、2017年12月20日確認

- 3) "WMA DECLARATION OF TAIPEI ON ETHICAL CONSIDERATIONS REGARDING HEALTH DATABASES AND BIOBANKS"、World Medical Association、<https://www.wma.net/policies-post/wma-declaration-of-taipei-on-ethical-considerations-regarding-health-databases-and-biobanks/>、2017年12月20日確認

- 4) 個人情報保護法について、個人情報保護委員会、<https://www.ppc.go.jp/personal/legal/>、2017年12月20日確認

- 5) 医療分野の研究開発に資するための匿名加工医療情報に関する法律 (健康医療戦略推進本部・第一回医療情報利活用推進サブワーキンググループ・参考資料)、内閣官房健康医療戦略室、https://www.kantei.go.jp/jp/singi/kenkouiryuu/jisedai_kiban/iryuujoyoho_sub_wg/dai1/sankou1.pdf、2017年12月20日確認

Present status of health databases and related legislations in Japan

Ryuichi Yamamoto^{*}

Abstract

The introduction of IT systems into medical workplaces in Japan was progressive, but the utilization of data has been delayed compared with other countries. However, implementation of the national government's new IT reform strategies of 2006 and the development of databases are progressing rapidly. The Act on the Protection of Personal Information of 2005 may have played a role in accelerating the development of health databases in terms of handling health data and protecting patients' privacy, but the advancement of IT has been fast and demand for using so-called big data is also increasing. Of course, evidence-based medicine and policy decisions are important, and using health data for the public benefit should be promoted; however, concerns about privacy infringement are also on the rise. Against this background, the Act on the Protection of Personal Information was revised in 2016, with the revised law to be enacted at the end of May 2017. Although privacy protection was strengthened, restrictions on secondary use of data were tightened, and the "Act for Authorized Providers of De-identified Health Data" was enacted to promote the use of health data for the public benefit. In this lecture, I describe the current situation regarding health data utilization in Japan and discuss issues for the future.

^{*} Medical Information System Development Center.

論文

「中高年者縦断調査」における家族介護の 非回答バイアス

熊谷 成将*

抄 録

欠測値を除外したパネルデータを用いた既存研究において、精神的に不健康な者が家族介護に回答しなかった影響が見落とされていると思われる。本稿では、家族介護非回答者の特性を明らかにし、非回答の潜在的なバイアスを考察した。回答者の精神的健康状態が悪いことが非回答と関連しており、女性の非回答は継続する傾向がある。身体的健康状態が悪い者や服薬もしくは通院している者ほど家族介護の質問に回答するが、婚姻歴がない者や精神的健康状態が悪い者は、家族介護について回答しない。男性の非回答の決定的要因は悪い精神的健康状態である。男性の家族介護が精神的健康状態に与える影響は過小評価されているかもしれない。非回答者を含むパネルデータによる分析が今後の課題である。

キーワード：家族介護、孤独、婚姻歴なし、非回答バイアス、精神的健康状態

1. はじめに

これまでに、厚生労働省「中高年者縦断調査」のパネルデータを用いた3本の論文によって、家族介護と介護者の精神的健康状態（メンタルヘルス）の関係が概ね明らかになっている。第一は、家族介護に従事することは他の社会経済的要因よりも精神的苦痛との関連が大きいことである（Oshio, 2014¹⁾）。第二は、家族介護の開始は男女ともに精神的苦痛を増加させるものの、介護期間の長期化は女性のみに影響し、女性の精神的健康状態を悪化させることである（Oshio, 2015²⁾）。第三は、無業の介護者が週20時間以上の介護（high-intensity caregiving; HI）を2年間続ける傾向があり、HIの継続によって無業の介護者

の精神的健康状態が重篤になる半面、無業の介護者がHIを3年以上続ける傾向がないことである（Kumagai, 2017³⁾）。

これらの研究において、家族介護の有無、週あたり介護時間の長さや精神的健康状態を表すK6（Kessler et al., 2002⁴⁾）に関する回答が用いられているが、家族介護の有無の質問に対する非回答バイアスとK6の関係は明らかにされていない。調査時に精神的健康状態が悪い回答者が、家族介護の有無の質問に回答していない場合、この回答は欠測値として扱われ、この回答者がパネルデータセットから除外される。このとき、精神的に不健康な者が家族介護に従事することによって精神的健康状態が悪化する過程が分析の対象から除外されることになる。このような個人がデータセット全体に占める割合が非常に小さければ、家族介護による精神的健康状態悪化の因果関係を分析する際に、欠測値の影響をほとんど無視できる。し

* 近畿大学経済学部・教授

かしながら、家族介護の有無の欠測値の特性に着目すると、「中高年者縦断調査」における家族介護の非回答バイアスは必ずしも無視できないと思われる。

本稿では、家族介護の有無の質問に非回答の個人の特性を、記述統計と回帰分析により明らかにする。回帰分析では、標本期間内における非回答者を1、回答者を0とする指示変数を被説明変数として用いる。このような指示変数を用いる利点は、多変量分析においてすべての対象者を分析に用いることができることである（Donders et al., 2006⁵⁾）。

回答者を健康な者と不健康な者に区分し、非回答者の記述統計から、精神的健康状態がやや悪い、もしくは悪いという条件下で、家族介護の有無に関する回答が欠測していることを見出した。すなわち、非回答者のデータセットは標本全体を代表するサブデータセットではない。他方、初回調査時における非回答の影響が持続しているかもしれない。この点に留意して、観察されない変数が非回答に与えた影響を推定関数が考慮する heteroskedastic probit model、random-effects probit model と dynamic random-effects probit model を推定した。本稿では、これらの推定結果の比較を通じて、家族介護から精神的健康状態への因果関係を分析する際、家族介護の非回答バイアスをどのように考慮するべきであるかを考察する。

2. 方法

2-1. データ

本稿では、厚生労働省「中高年者縦断調査」6年分のデータ（2005–2010）を用いる。この調査は、日本全体の中高年者を代表する自己報告調査であり、調査初年において回答者の年齢は 50

歳から 59 歳であった。第 6 回調査時点における回答者の年齢は 55 歳から 64 歳であった。「中高年者縦断調査」は毎年、回答者に対して家族の状況、健康状態、ライフスタイル（飲酒習慣、喫煙習慣と定期的な運動習慣）、学歴、職業的地位を尋ねているが、配偶者を除く家族の人数や同居もしくは非同居の要介護者の重篤度に関する情報を収集していない。

第 1 回の調査は層化二段無作為抽出法を用いて 2005 年 11 月に行われた。最初に、2004 年に実施された国民生活基礎調査の人口に基づいて 5,280 地域から 2,515 地域がランダムに選ばれた。次に、2005 年 10 月末までに 40,877 人がランダムに選ばれ、第 1 回の調査において 34,240 人が回答した（回答率：83.8%）。第 2 回の調査以降に、継続的に回答した人数と回答率は次の通りである。第 2 回の調査において 32,285 人が回答し（92.2%）、第 3 回から第 5 回にかけてそれぞれ 30,730 人（95.4%）、29,605 人（96.2%）、28,736 人（97.3%）が回答した。第 5 回調査後に、新規の回答者は追加されていない。

以下の分析において、ライフスタイル（飲酒習慣、喫煙習慣と定期的な運動習慣）に非回答の個人を除いたサンプルが用いられる。Kumagai and Ogura (2014)⁶⁾と同様に、潜在的な精神的健康状態の差が、余暇時間における運動習慣形成に、延いては、それが健康ストックに影響を与えているからである。^{注1}

標本期間内において家族介護の有無の質問に非回答であった者を 1、回答した者を 0 とする変数を作成し、非回答者のサンプルを整理した。ライフスタイルに関する質問に回答した延べ 200,003 人（うち女性が 103,095 人）のうち 30,559 人が家族介護について非回答であった（うち女性が 15,578 人）。女性の非回答率は 15.1%、男性のそれは 15.5%であった。第 1 回から第 6 回まで

の調査を継続的に回答した者は約 18 万人であり、上記の非回答者には、第 1 回の調査に参加していない者が含まれている。

健康状態を Venn and Strazdins (2017)⁷⁾の手順に従って定義し、回答者を健康な者と不健康な者に区分した。分類の基準として、主観的な健康状態、6 疾病について持病の有無、客観的な健康状態が用いられた。客観的な身体的健康状態を表す変数として Activities of Daily Living (ADL) を、客観的な精神的健康状態を表す変数として Kessler 6 non-specific distress scale (K6) を用いた。健康な者は、身体的かつ精神的な問題を抱えておらず、主観的な健康状態が良い (6 段階評価のうち、大変良い、もしくは良い)。主観的な健康状態が良い場合でも、糖尿病や脳卒中など 6 疾病に関して持病がある者は不健康な者に分類される。

「中高年者縦断調査」は ADL に関する質問で、椅子に座ったり立ち上がったたりすること、衣服を着たり脱いだりすることや入浴をすることなど 10 種類の活動を他人に従属せずに行うことができるかを尋ねている。それらに対する回答を用いて、0 から 3 の値を取る身体的健康状態変数を作成した。この変数は、日常生活の活動に全く支障がない場合が 0、ある程度の活動に支障がある場合に 1、すべての活動に支障がある場合に 2、すべての活動に他人の介助が必要である場合に 3 を取る。

K6 は、過去 30 日間における精神的な健康状態を 6 項目の合計得点で評価する。6 項目は、神経過敏に感じた、絶望的だと感じた、そろそろ落ち着かなく感じた、気分が沈み込んで何が起っても気が晴れないと感じた、何をするのも骨折りだと感じた、自分は価値のない人間だと感じた、である。それぞれの項目に対して頻度を尋ねており、全く感じなかったを 0 点、少しだけ感じた

を 1 点、ときどき感じたを 2 点、たいてい感じたを 3 点、いつも感じたを 4 点として、6 項目の得点を合計して 0 点から 24 点の間で評価する。合計得点が高いことは、回答者の精神的健康状態が悪いことを意味する。13 点は精神的健康状態が重篤であることのカットオフポイントとして用いられ、5 点以上 12 点以下は、精神的健康状態がやや悪いことを意味する。Prochaska et al. (2012)⁸⁾は、Receiver Operating Characteristic curve を用いて、精神的に悪い健康状態のカットオフポイントの最適な下限として K6 の得点が 5 点以上であることを示しており、本稿においても、回答者の K6 が 5 以上のとき、精神的健康状態がやや悪い、もしくは悪いと定義した。

家族介護について非回答の女性 15,578 人のうち 14,909 人が不健康な者 (95.7%) であり、非回答の男性 14,981 人のうち 14,394 人が不健康な者 (96.1%) であった。不健康な非回答者の特性が表 1 に要約されている。表 1 から、家族介護について非回答の不健康な者のうち、K6 が 5 以上の者 (精神的健康状態が、やや悪い、もしくは悪い) が女性の 79%、男性の 84% を占めていることが分かる。従って、家族介護の有無に関する回答が欠測している多くの場合において、回答者の精神的健康状態が悪いことが非回答と関連していると考えられる。ゆえに、非回答者のデータセットは、母集団の日本の中高年者を代表したサブデータセットではない。一方、表 1 から、非回答者に占める婚姻歴がない者 (一度も結婚したことがない者) の比率が高いことが分かる。持病の有無、友達づきあいの有無、別居家族への仕送りの有無に関しても回答率が低いことを読み取ることができる。

家族介護について非回答であった不健康な者のうち、持病の有無、友達づきあいの有無、別居家族への仕送りの有無に関して非回答であった

表1 家族介護について非回答の不健康な中高年者

変数	女性			男性		
	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差
精神的健康が悪い（悪い もしくは やや悪い）	14,909	0.79	0.41	14,394	0.84	0.37
身体的健康が悪い（0～3: 0＝身体的健康が良い）	14,909	0.12	0.49	14,394	0.08	0.40
年齢	14,909	58.53	3.02	14,394	58.51	3.02
結婚している	14,909	0.29	0.45	14,394	0.24	0.43
一度も結婚したことがない	14,909	0.70	0.46	14,394	0.76	0.43
離別もしくは死別	14,909	0.01	0.09	14,394	0.00	0.06
非同居の家族に仕送りをしている	4,442	0.18	0.38	3,226	0.21	0.41
友達つきあいがある	5,082	0.82	0.38	3,737	0.74	0.44
ライフスタイル						
1週間に2日以上の上の定期的な運動習慣がある	14,909	0.15	0.36	14,394	0.09	0.29
現在、喫煙習慣がある	14,909	0.05	0.23	14,394	0.14	0.35
毎日もしくはほぼ毎日、飲酒習慣がある	14,909	0.12	0.32	14,394	0.06	0.23
持病						
糖尿病	3,787	0.13	0.34	3,110	0.20	0.40
心臓病（狭心症、心筋梗塞）	3,776	0.05	0.21	3,097	0.07	0.26
脳卒中（脳梗塞、脳出血、くも膜下出血）	3,773	0.02	0.14	3,090	0.04	0.20
高血圧	3,798	0.32	0.47	3,113	0.37	0.48
高脂血症	3,782	0.16	0.37	3,100	0.13	0.34
悪性新生物（がん）	3,766	0.03	0.17	3,085	0.02	0.14
服薬もしくは通院している	14,909	0.12	0.32	14,394	0.10	0.31
最近1年間に入院していた	14,909	0.01	0.09	14,394	0.01	0.10

（出所）厚生労働省「中高年者縦断調査」（2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010）

19,530 人を抽出し、その記述統計を表2に表している。これらの者のうち、職業的地位に回答した者は極めて少数であった（表2に非掲載）。ほとんど全員の精神的健康状態が、やや悪い、もしくは悪いである。婚姻歴がない者の比率は男女ともに98%を超えており、運動習慣や飲酒習慣がある者の比率が非常に小さい。友達つきあいの有無について非回答であった者は社会との交流が少ない生活を送っていると思われる。

記述統計を用いた分析により、家族介護について非回答であった女性の60.0%（ $=9,392 \times 0.996 / 15,578$ ）と男性の67.5%（ $=10,138 \times 0.997 / 14,981$ ）の精神的健康状態は、やや悪い、もしくは悪いであったことが分かった。家族介護について非回答であった者の過半は、友達つきあいを通してインフォーマルサポートを受ける機会が非常に少ないであろう孤独な中高年者であることを推察できる。持病と友達つきあい、仕送りの有無を非回答のサブサンプルにおいて、家族介護につ

いて非回答で、かつ精神的健康が悪い者の比率が非常に高いことを付表1のクロス表から読み取ることができる。

2-2. 分析手法

第一に、「家族介護非回答指示」は観察されないランダム変数が閾値化することによって生成されていると考え、不均一分散を仮定するheteroskedastic probit modelを推定した。第1回調査時の家族介護非回答が第2回以降の調査に継続的に影響したかを観察された変数から判断できない。そこで、不均一分散を表す分散の自然対数値 $\ln(\sigma^2)$ の説明変数として第1回調査時の家族介護非回答指示を用いた。

第二に、random-effects probit model と dynamic random-effects probit (DREP) model を推定した。過去の非回答を考慮しない random-effects probit model は、観察されない効果と説明変数の相関がゼロであることを仮定し

表2 家族介護、持病と友達つきあい、仕送りの有無について非回答の不健康な中高年者

変数	女性			男性		
	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差
精神的健康が悪い(悪い もしくは やや悪い)	9,392	0.996	0.06	10,138	0.997	0.06
身体的健康が悪い(0~3: 0=身体的健康が良い)	9,392	0.005	0.11	10,138	0.005	0.10
年齢	9,392	58.92	2.90	10,138	58.85	2.90
結婚している	9,392	0.01	0.12	10,138	0.01	0.11
一度も結婚したことがない	9,392	0.985	0.12	10,138	0.987	0.11
離別もしくは死別	9,392	0.00	0.00	10,138	0.00	0.00
ライフスタイル						
1週間に2日以上定期的に運動習慣がある	9,392	0.003	0.05	10,138	0.002	0.05
現在、喫煙習慣がある	9,392	0.002	0.05	10,138	0.006	0.08
毎日もしくはほぼ毎日、飲酒習慣がある	9,392	0.004	0.06	10,138	0.002	0.04

(出所) 厚生労働省「中高年者縦断調査」(2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010)

ている。しかし、観察されない効果が個人の非回答行動をとらえることができるのであれば、幾つかの説明変数と観察されない効果が相関していることを想定する方が適当であると思われる。

観察されない不均一分散を無視すると、過去の非回答の状態依存の程度を過大評価する点に留意し、Wooldridge (2005)⁹⁾の手順に従って DREP model を推定した。同モデルの推定結果に基づいて、家族介護非回答が個人の観察されない効果のみならず、過去の非回答に依存しているか否かを判断できる。DREP model の定式化において、初期条件を無視すると推定量の一致性が損なわれる (Hsiao, 1986¹⁰⁾; Wooldridge, 2005⁹⁾)。それゆえ、第1回調査における非回答が第2回調査以降の回答に影響している可能性を念頭に置いて、random-effects を説明する初期値として第1回調査時の家族介護非回答指示を用いた。DREP model の定式化は次の通り。

$$y_{it}^* = \gamma y_{it-1} + \beta x_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (1)$$

y_{it}^* は潜在的な従属変数、 x_{it} が外生的な説明変数、 α_i が個人固有の random-effects を表しており、 u_{it} は正規分布に従うと想定されている。 γ の係数が状態依存の程度を表す。家族介護非回答の2値変数は $y_{it}=1$ if $y_{it}^* \geq 0$; $y_{it}=0$ otherwise と定

義され、添え字の i は個人を、 t は年を表している。

家族介護非回答の初期値が個人固有の変量効果 (random effects) を説明すると想定すると、(1) 式を(2)式のように書き換えることができる。

$$y_{it}^* = \gamma y_{it-1} + \beta x_{it} + \alpha_0 + \alpha_1 y_{i0} + \varepsilon_i + u_{it} \quad (2)$$

ここで、 ε_i は $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ に従っている誤差項で、 y_{i0} と独立である。

3. 結果

Heteroskedastic probit model の推定結果を考察する。モデルⅡの家族介護非回答サンプル数がモデルⅠのそれに占める比率は、女性 19.9%、男性 15.2%であり、どちらも記述統計に比べて小さい。それゆえ、モデルⅠの推定結果に基づいて家族介護非回答者の特性を考察する。

モデルⅠにおいて、家族介護非回答の女性と男性は 14,369 人と 13,828 人であり、サンプル総数に占める比率はそれぞれ、17.1%と 17.5%である。モデルⅠにおいて、非回答者のうち第1回調査に参加した者の割合は、女性が 96.4% (=14,369/14,909)、男性が 96.1% (=13,828/14,394) であるから、第1回調査時の家族介護

表3 Heteroskedastic probit model

被説明変数：家族介護非回答指示（非回答=1, 回答=0）

説明変数	モデルⅠ		モデルⅡ	
	女性	男性	女性	男性
精神的健康が悪い（悪い もしくは やや悪い）	0.646 *** (0.0128)	0.985 *** (0.0137)	0.0118 (0.0194)	0.101 *** (0.0220)
身体的健康が悪い（0～3: 0=身体的健康が良い）	-0.105 *** (0.0123)	-0.0937 *** (0.0164)	0.0223 (0.0137)	0.0219 (0.0182)
年齢	0.0506 *** (0.00215)	0.0557 *** (0.00240)	0.0162 *** (0.00294)	0.0205 *** (0.00352)
一度も結婚したことがない	0.891 *** (0.0121)	1.107 *** (0.0128)	0.212 *** (0.0206)	0.149 *** (0.0236)
離別もしくは死別	0.672 * (0.347)	0.317 (0.381)	0.357 (0.396)	0.116 (0.479)
服薬もしくは通院している	-0.321 *** (0.0181)	-0.533 *** (0.0195)	0.104 *** (0.0325)	0.0457 (0.0323)
最近1年間に入院していた	-0.0212 (0.0673)	-0.0651 (0.0629)	-0.0400 (0.0696)	0.0280 (0.0623)
非同居の家族に仕送りをしている			0.0365 (0.0233)	0.0944 *** (0.0248)
友達つきあいがある			-0.0627 ** (0.0267)	-0.0185 (0.0242)
糖尿病			0.132 *** (0.0339)	0.0668 ** (0.0310)
心臓病（狭心症, 心筋梗塞）			0.0910 * (0.0506)	-0.0114 (0.0440)
脳卒中（脳梗塞, 脳出血, くも膜下出血）			-0.0661 (0.0787)	0.0109 (0.0642)
高血圧			0.0257 (0.0306)	0.0396 (0.0301)
高脂血症			-0.0911 *** (0.0274)	-0.0616 ** (0.0296)
悪性新生物（がん）			-0.0297 (0.0619)	-0.127 (0.0802)
定数項	-3.907 *** (0.123)	-4.791 *** (0.138)	-2.760 *** (0.170)	-3.131 *** (0.201)
$\ln(\sigma^2)$				
初回調査時の家族介護非回答（非回答=1, 回答=0）	0.360 *** (0.0305)	0.370 *** (0.0326)	0.135 *** (0.0293)	0.167 *** (0.0292)
Wald test of $\ln(\sigma^2)=0$: $\chi^2(1)$	138.3	129.06	21.09	32.60
Prob > χ^2	0.00	0.00	0.00	0.00
家族介護非回答のサンプル数	14,369	13,828	2,856	2,101
サンプル数（総数）	83,897	78,954	58,655	56,627

職業的地位を表すダミー変数が含まれている。

括弧内の数値は頑健な標準誤差である。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

非回答指示を用いる回帰モデルは家族介護非回答者のほとんどを説明できる。カイ二乗値が有意水準1%であるから、不均一分散の検定の結果、不均一分散の仮定は妥当である。

悪い精神的健康状態が非回答に与える影響は、男女とも1%水準で統計的に有意である。係数の推定値は、女性よりも男性の方が大きい。また、

精神的健康状態以外の変数の平均値で評価した精神的健康状態の限界効果は、男女とも1%水準で有意であり、女性の95%信頼区間は（0.117, 0.126）、男性のそれは（0.165, 0.174）であった。一度も結婚したことがない男性の係数推定値は、女性のそれよりも大きい。従って、一度も結婚したことがない精神的健康状態が悪い男性ほど、家

表4 Random-effects probit model と dynamic random-effects probit model

被説明変数：家族介護非回答指示（非回答=1, 回答=0）

説明変数	Random-effects probit		Dynamic random-effects probit	
	女性	男性	女性	男性
初回調査時の家族介護非回答（非回答=1, 回答=0）			0.145 *** (0.0304)	0.103 *** (0.0287)
前年の家族介護非回答指示			1.036 *** (0.0241)	1.158 *** (0.0182)
精神的健康が悪い（悪いもしくはやや悪い）	0.681 *** (0.0160)	1.032 *** (0.0166)	0.517 *** (0.0149)	0.764 *** (0.0143)
身体的健康が悪い（0~3: 0=身体的健康が良い）	-0.119 *** (0.0128)	-0.105 *** (0.0156)	-0.0799 *** (0.0113)	-0.0642 *** (0.0136)
年齢	0.0776 *** (0.00295)	0.0891 *** (0.00310)	0.0400 *** (0.00247)	0.0447 *** (0.00247)
一度も結婚したことがない	0.882 *** (0.0156)	1.108 *** (0.0157)	0.659 *** (0.0150)	0.809 *** (0.0150)
離別もしくは死別	-0.182 *** (0.0554)	0.0807 (0.0796)	0.389 (0.341)	0.401 (0.357)
服薬もしくは通院している	-0.440 *** (0.0216)	-0.668 *** (0.0220)	-0.273 *** (0.0177)	-0.400 *** (0.0171)
最近1年間に入院していた	0.0334 (0.0615)	-0.0945 * (0.0562)	-0.0240 (0.0602)	-0.0689 (0.0512)
定数項	-5.547 *** (0.169)	-6.893 *** (0.178)	-3.515 *** (0.141)	-4.249 *** (0.141)
$\ln(\sigma_u)$	-0.343 *** (0.0320)	-0.459 *** (0.0355)	-2.734 *** (0.222)	-10.74 *** (4.158)
σ_u	0.8423 *** (0.0134)	0.7951 *** (0.0141)	0.2549 *** (0.028)	0.0046 (0.009)
LR test of $\rho=0: \chi^2(1)$	3593.1	2624.22	24.36	0.0004
Prob > χ^2	0.00	0.00	0.00	0.47
サンプル数（総数）	103,095	96,908	81,899	76,909

職業的地位を表すダミー変数が含まれている。

括弧内の数値は頑健な標準誤差である。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

族介護について回答しないと考えられる。一方、身体的健康状態の係数は負値であり、性別に関係なく身体的健康状態が悪い者ほど家族介護の質問に回答する。服薬や通院も悪い精神的健康状態と逆向きの影響がある。

Random-effects probit model と DREP model の推定結果を考察する。対数尤度の最大化により、パネルレベルの分散の自然対数値 ($\ln \sigma_u$) に係る最尤推定値を得る。尤度比検定は pooled probit の推定量と random-effects probit model の推定量を比較する。総分散に対するパネルレベルの分散の比率を ρ が表しており、尤度比検定の結果、 ρ がゼロであれば、変量効果を考慮する必要がない。尤度比検定の結果、random-effects

を考慮した DREP model の定式化は女性においてのみ妥当である。静的な random-effects probit model において1%水準で有意であった男性のパネルレベルの分散の標準偏差 (σ_u) が、DREP model では統計的に有意でない。パネルレベルの分散が有意でないことは、男性の家族介護非回答に関して観察されない変数の影響が継続しないことを意味しているから、静的な回帰モデルの推定結果を用いて男性の非回答を考察するのが適当である。

女性の σ_u は双方のモデルにおいて1%水準で有意であった。第1回調査時の家族介護非回答指示が1%水準で有意であり、同変数が random-effects を説明している。前年の非回答者が今年

も回答しない状態依存の程度を説明する DREP model が女性の真のモデルであると考えられる。状態依存を考慮すると random-effects probit model で有意であった変数が非有意になることが知られており（例えば、Kumagai and Ogura (2014)⁶⁾を参照）、離死別が DREP model において統計的に有意でないことを表 4 から読み取れる。健康状態、通院や結婚歴の変数はすべて 1%水準で有意であり、これらは表 3 と同様の結果であった。従って、性別に関係なく身体的健康状態が悪い者や服薬もしくは通院している者ほど家族介護の質問に回答するが、婚姻歴がない者や精神的健康状態が悪い者は、家族介護について回答しないと考えられる。

4. 考察

家族介護から精神的健康状態への因果関係を分析する際、家族介護の非回答バイアスをどのように考慮すべきであるかを、実証分析の結果に基づいて考える。女性について静的なモデル (heteroskedastic probit model, random-effects probit model) と DREP model の推定結果を比較することにより、DREP model の方が健康状態の係数推定値が小さいことが分かる。従って、中高年女性の家族介護非回答の背後に存在する問題を考察する際、非回答の継続性を念頭に置いて、悪い精神的健康状態の非回答に対する影響を過大評価しないよう留意する必要がある。対照的に、男性の家族介護非回答を考察する際、悪い精神的健康状態の係数推定値が女性よりも大きいことから、精神的健康状態が男性の非回答の決定的要因であると考えられる。

「家族介護の回答・非回答」と「精神的健康が悪い・悪くない」の間にシステマティックな関係がある（付表 1 を参照）。従って、家族介護につ

いて非回答の者を含めないことによって推定量にバイアスが生じていると思われる。非回答者を含まない標本を用いると、家族介護に従事することによって非回答者の精神的健康状態が悪くなる効果を捕捉できないからである。すなわち、非回答者が脱落した標本においては、回答者に偏るサンプルセレクションバイアスが生じており、非回答を説明する変数の精神的健康状態に与える効果を過小に評価していると思われる。

過小に評価されている変数を見出すために、家族介護の非回答を選択方程式の被説明変数とするサンプルセレクションモデルを推定した。Heckman の 2 段階推定 (heckit) は選択方程式において除外変数を必要としている。「中高年者縦断調査」の質問項目のうち、回答者の精神的健康状態に対して直接的にほとんど影響しないと考えられる「子育て支援・教育・文化活動」について非回答者を 1、回答者を 0 とする変数を作成し、同変数を除外変数とした。

標本期間内のデータをプールしたサンプルセレクションモデルの推定結果は、男女ともに、サンプルセレクションバイアスの存在を示唆している。回答者に偏ったサブサンプルを用いた分析において、婚姻歴なしと年齢の効果が過小に評価されていると考えられる（付表 2 を参照）。男性においては、精神的健康状態に対する非同居の家族への仕送りの効果が、非回答により捕捉されていないと考えられる。

非回答データが除外されたパネルデータセットを用いた分析では、精神的に不健康な男性が家族介護に従事したことによって精神的健康状態が悪化した過程が見落とされ、その結果、男性の家族介護が精神的健康状態に与える影響が過小評価されているかもしれない。非回答の男性を含むパネルデータを用いる分析では、介護期間の長期化が男性にも影響する可能性があると考えられる。内

付表1 家族介護の非回答と精神的健康の関係（男女別）

不健康な中高年者				持病と友達つきあい、仕送りの有無を非回答の者（サブサンプル）			
女性	精神的健康が悪くない／ 悪い（悪い もしくは やや悪い）			女性	精神的健康が悪くない／ 悪い（悪い もしくは やや悪い）		
家族介護の回答	悪くない	悪い	合計	家族介護の回答	悪くない	悪い	合計
回答	41,201	29,912	71,113	回答	17	38	55
	93.0	71.7	82.7		30.4	0.4	0.6
非回答	3,108	11,801	14,909	非回答	39	9,353	9,392
	7.0	28.3	17.3		69.6	99.6	99.4
合計	44,309	41,713	86,022	合計	56	9,391	9,447

男性	精神的健康が悪くない／ 悪い（悪い もしくは やや悪い）			男性	精神的健康が悪くない／ 悪い（悪い もしくは やや悪い）		
家族介護の回答	悪くない	悪い	合計	家族介護の回答	悪くない	悪い	合計
回答	41,235	24,715	65,950	回答	14	55	69
	94.6	67.2	82.1		28.6	0.5	0.7
非回答	2,334	12,060	14,394	非回答	35	10,103	10,138
	5.4	32.8	17.9		71.4	99.5	99.3
合計	43,569	36,775	80,344	合計	49	10,158	10,207

（出所）厚生労働省「中高年者縦断調査」（2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010）

付表2 サンプルセレクションモデル

被説明変数：精神的健康が悪い（悪い もしくは やや悪い）

説明変数	女性		男性	
	精神的不健康	家族介護非回答	精神的不健康	家族介護非回答
身体的健康が悪い（0～3: 0=身体的健康が良い）	0.157 *** (0.0234)	0.0129 (0.0104)	0.181 *** (0.0312)	0.0239 * (0.0137)
主観的な健康状態が良い		-0.0698 *** (0.0160)		-0.0792 *** (0.0176)
年齢	-0.0379 *** (0.00459)	0.0236 *** (0.00219)	-0.0310 *** (0.00529)	0.0259 *** (0.00247)
一度も結婚したことがない	-0.139 *** (0.0334)	0.197 *** (0.0173)	-0.118 *** (0.0395)	0.121 *** (0.0198)
離別もしくは死別	0.0408 (0.110)	-0.0754 (0.0538)	0.0933 (0.175)	-0.0763 (0.0861)
服薬もしくは通院している	0.0278 (0.0308)	-0.0361 ** (0.0163)	0.0429 (0.0361)	-0.0741 *** (0.0175)
最近1年間に入院していた	0.128 (0.103)	0.00997 (0.0536)	0.156 (0.100)	-0.00823 (0.0490)
無業者（介護休業、失業を含まない）	0.0109 (0.0286)	-0.000625 (0.0148)	0.189 *** (0.0539)	-0.0274 (0.0266)
非同居の家族に仕送りをしている	0.115 *** (0.0356)	0.0209 (0.0181)	0.0133 (0.0391)	0.0928 *** (0.0192)
子育て支援・教育・文化に関する活動あり		0.560 *** (0.0246)		0.639*** (0.0271)
定数項	3.467 *** (0.273)	-3.013 *** (0.125)	3.100 *** (0.330)	-3.239 *** (0.142)
$\tanh \rho^* = 0.5 \ln(1 + \rho^*/1 - \rho^*)$	-1.051 *** (0.115)		-1.015 *** (0.111)	
サンプル数（総数／選択方程式）	90,763	5,024	83,814	3,711

括弧内の数値は頑健な標準誤差である。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
 ρ^* は2本の方程式の誤差項の相関係数である。

閣府「高齢者の生活と意識に関する国際比較」によると、高齢者の単身世帯割合は2000年の9.6%から15年間で1.5倍超の15.5%に達している。高齢者単身世帯比率の上昇は近年の日本の特徴であり、非回答の男性を含むパネルデータの構築は、今後の課題である。

最後に、本稿の分析の限界について述べる。一般に、個人の所得変数の欠測値を補完する場合、年齢、性別、学歴（教育を受けた年数の長さ）、職業的地位のデータを用いて同変数の自然対数値を線形回帰により予測し、その予測値をもっともらしいデータとして補完することは理にかなっていると考えられている。しかし、家族介護非回答者のような職業的地位のデータが欠落しているサンプルに対して、この手法を適用できない。家族介護について非回答であった者の所得変数の欠測値を補完することができないので、本稿においては、所得変数と家族介護の双方を回答した者に比べて、家族介護について非回答であった者の方が健康の不平等度が大きいかを計測できなかった。

5. 結論

本稿では、「中高年者縦断調査」のパネルデータを用いて家族介護の有無の質問に対する非回答者の特性を明らかにし、非回答の潜在的なバイアスを考察した。回答者の精神的健康状態が悪いことが非回答と関連しており、非回答者のデータセットは、母集団の日本の中高年者を代表したサブデータセットではない。非回答者の過半は、友達つきあいを通してインフォーマルサポートを受ける機会が非常に少ない孤独な中高年者であると推察される。

性別に関係なく身体的健康状態が悪い者や服薬もしくは通院している者ほど家族介護の質問に回答するが、婚姻歴がない者や精神的健康状態が悪

い者は、家族介護について回答しない。中高年女性の家族介護非回答は、非回答の継続性を念頭に置いて、悪い精神的健康状態の非回答に対する影響を判断する必要がある。対照的に、男性の非回答の決定的要因は精神的健康状態である。非回答データが除外されたことにより、男性の家族介護が精神的健康状態に与える影響が過小評価されているかもしれない。高齢者単身世帯比率の上昇は近年の日本の特徴であり、家族介護非回答者を含むパネルデータの構築は、今後の課題である。

謝辞

匿名の査読者の建設的なコメントと本研究に係るJSPS 科研費 JP15K03528の研究助成に感謝する。

注

- 1) Kumagai and Ogura (2014)⁶⁾では、ライフスタイルと潜在的な健康ストックに依存する中高年者の即時的な効用関数（instantaneous utility function）を想定し、回答者の精神的健康状態を所与として、定期的な運動習慣と健康ストックの動的な関係が分析されている。

参考文献

- 1) Oshio, T. The association between involvement in family caregiving and mental health among middle-aged adults in Japan. *Social Science & Medicine* 2014; 115: 121-129.
- 2) Oshio, T. How is an informal caregiver's psychological distress associated with prolonged caregiving? Evidence from a six-wave panel survey in Japan. *Quality of Life Research*. 2015; 24(12): 2907-2915.
- 3) Kumagai, N. Distinct impacts of high intensity caregiving on caregivers' mental health and continuation of caregiving. *Health Economics Review* 2017; 7(15): 1-14.
- 4) Kessler, R C., Andrews, G., Colpe, L J., et al. Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific

- psychological distress. *Psychological Medicine* 2012; 32(6): 959-976.
- 5) Donders AR, van der Heijden GJ, Stijnen T, Moons KG. Review: A gentle introduction to imputation of missing values. *Journal of Clinical Epidemiology* 2006; 59(10): 1087-91.
- 6) Kumagai, N., & Ogura, S. Persistence of physical activity in middle age: a nonlinear dynamic panel approach. *European Journal of Health Economics*. 2014; 15: 717-735.
- 7) Venn, D., & Strazdins, L. Your money or your time? How both types of scarcity matter to physical activity and healthy eating. *Social Science & Medicine* 2017; 172: 98-106.
- 8) Prochaska, J. J., Sung, H. Y., Max, W., Shi, Y., & Ong, M. Validity study of the K6 scale as a measure of moderate mental distress based on

mental health treatment need and utilization. *International Journal of Methods in Psychiatric Research* 2012; 21(2):88-97.

- 9) Wooldridge, J.M. Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Economics* 2005; 20(1): 39-54.
- 10) Hsiao, C. *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

著者連絡先

近畿大学経済学部・教授

熊谷 成将

〒577-8502 大阪府東大阪市小若江 3-4-1

TEL : 06-6721-2332 (代表)

FAX : 06-6726-3213 (経済学部事務室)

E-mail address: narimasa@kindai.ac.jp

Non-response Bias in the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons: Focusing on Non-respondents in Informal Caregiving

Narimasa Kumagai*

Abstract

Previous studies using panel data excluding missing data might have overlooked the impacts of mentally ill-health persons' non-response in informal caregiving. In this study I revealed the characteristics of non-respondents in informal caregiving and examined potential bias of non-response in informal caregiving. Poor mental health status of non-respondents is associated with non-response in informal caregiving. Non-respondents in informal caregiving in females tend to continue non-response. The middle-aged or older persons being physical poor health status or having medication tend to respond the questionnaire in informal caregiving. In contrast, never-married persons or mentally ill-health persons do not tend to respond it. The main determinants of non-respondents in informal caregiving in males are poor mental health. The impacts of informal caregiving provided by males on their mental health might have been underestimated. A panel data including non-respondents in informal caregiving should be constructed in the future study.

[Keywords] informal caregiving, loneliness, never married, non-response bias, mental health status

* Professor, Faculty of Economics, Kindai University

会員各位

医療経済学会 第13回研究大会
研究大会長 岩本 康志

「医療経済学会 第13回研究大会」のご案内（第一報）

拝啓 会員の皆様方には益々ご健勝のこととお慶び申し上げます。
平素は格別のご高配を賜り、厚く御礼申し上げます。

さて、医療経済学会主催、「第13回研究大会（2018年度）」を下記の要領で開催する運びとなりました。
つきましては、ご多忙中のこととは存じますが、万障お繰り合わせの上、ご参加頂きたくご案内申し上げます。

敬具

記

I. 研究大会

期 日：2018年9月1日（土）

会 場：東京大学 本郷キャンパス

経済学研究科棟／国際学術総合研究棟

〒113-0033 東京都文京区本郷 7-3-1

参加費：普通会員（事前）5,000円、（当日）6,000円

学生会員 無料

非会員（事前）10,000円、（当日）11,000円

※事前受付は1週間前に締め切ります。

II. 総会

研究大会当日、総会を開催致します。

III. 一般演題募集要項

- 一般演題の公募について

一般演題は公募します。本研究大会では、医療経済学に関する幅広い分野を対象とします。なお、演題の採否及び発表形式（口頭・ポスター）の決定については、プログラム委員会にご一任ください。

- 申込資格

演者は医療経済学会の会員に限定しております。

申込時、会員でない方は、演者となりましたら別途会員登録をお願い致します。

- 演題関連スケジュール

募集開始：2018 年 2 月 1 日（木）

募集締切：2018 年 5 月 25 日（金）

採否通知：2017 年 6 月下旬

（参考）採用された方

報告論文提出：2017 年 8 月初旬

Power Point（PDF も可）提出：2017 年 9 月 1 日（土）大会当日

- ▶ 報告論文は、指定討論者へ事前送付致しますので、指定討論者が事前に十分に発表予定の演題内容について把握し、討論準備ができるように作成し、上記期限までに事務局へご提出をお願い致します。なお、報告論文は公開されません。
- ▶ 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、研究科題名、補助時期など）を謝辞の中に明記してください。

- 申込方法

一般演題申込希望者は、別紙の一般演題申込書に必要事項を記入の上、下記の要領にて記載した日本語または英語による演題要旨とともに、E-mail にてお申し込みください。一般演題申込書は医療経済学会ホームページよりダウンロードできます。

（演題要旨）

必ず指定のフォーマットを用い、下記の文字数を守ること

- ▶ 日本語で図表なしの場合、総文字数（演者・所属・演題名・抄録本文の合計）で 1,200 文字以内。図表は 1 枚のみ添付可で、その場合、1,000 文字以内。
- ▶ 英語で図表なしの場合、総単語数（演者・所属・演題名・抄録本文の合計）で 400 語以内。図表は 1 枚のみ添付可で、その場合、300 語以内。

（留意点）

- ▶ 一般演題は、Power Point（PDF も可）による口頭発表を基本としますが、演題枠以上の応募があった場合には、プログラム委員会にて選考の上、ポスター形式での発表をお願いすることがあります。
- ▶ 一般演題は 1 人 1 演題までですが、共同演者として複数の演題の登録が可能です。

- ▶ 口頭発表は指定討論者による討議を予定しておりますので、申込の際に、必ず希望する指定討論者2名をご記入下さい。なお、指定討論者の決定はプログラム委員会が行いますので、ご了解ください。
- ▶ 指定討論者は、基本的に学会会員として下さい。
- ▶ 演者および共同演者全員が大学院に在籍する場合、教員1人の推薦を必要とします。
- ▶ 掲載論文と同一の内容の発表は対象外とします。

● プログラム委員 (敬称略・順不同)

研究大会長	東京大学大学院 経済学研究科	岩本 康志
委員長	学習院大学 経済学部	鈴木 亘
委員	兵庫県立大学 経済学部	菅 万理
委員	岡山大学大学院 社会文化科学研究科	岸田 研作
委員	医療経済研究機構	高久 玲音
委員	学習院大学 国際社会科学部	趙(小西)萌
委員	東京医科歯科大学大学院 医療政策情報学分野	伏見 清秀
委員	東京大学大学院 医学系研究科公共健康医学専攻	康永 秀生
委員	中京大学 経済学部	湯田 道生

(所属は2018年3月現在)

IV. その他

- 保育サービスについて
保育サービスの提供を予定しております(詳細は追ってご案内予定)。
- 駐車場について
大学構内に一般用駐車場(有料)がありますが、原則として公共交通機関のご利用をお願いします。

お問い合わせ先

〒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 医療経済研究機構内

医療経済学会事務局 TEL 03-3506-8529 FAX 03-3506-8528

E-mail:gakkai@ihp.jp <https://www.ihp.jp/>

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

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」を創刊します。

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」をご覧ください。

『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紙として、共同で編集発行しています。以下の目的等にかなる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。
- (10) 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（別紙様式）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紙「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。

1. (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。

フリガナ			男	生 年 月 日	西 暦	年	月	日
氏 名			女					
会員の別	・ 普通会员							
	・ 学生会員 (※) [大学名: 在籍学位課程:] [修了予定年月:]							
所 属 先	名称			職 名				
	住所	〒						
電 話				FAX				
自宅住所	〒							
電 話				FAX				
郵便物希望送付先 (該当に○)			所属先 ・ 自宅					
E-mail								

(※) 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てします。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】

普通会员：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系研究科公共健康医学専攻教授)
編集顧問	池上直己	(聖路加国際大学公衆衛生大学院特任教授)
	西村周三	(医療経済研究機構所長)
編集委員	井伊雅子	(一橋大学国際・公共政策大学院教授)
	菅原琢磨	(法政大学経済学部教授)
	鈴木 亘	(学習院大学経済学部教授)
	野口晴子	(早稲田大学政治経済学術院教授)
	濱島ちさと	(国立がん研究センター社会と健康研究センター検診研究部検診評価研究室長)
	福田 敬	(国立保健医療科学院医療・福祉サービス研究部部長)
	安川文朗	(横浜市立大学国際総合科学部教授)
	山田篤裕	(慶應義塾大学経済学部教授)

医療経済研究 Vol.29 No.2 2017

平成 30 年 3 月 30 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 (代)

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.29 No.2 2017

Contents

Prefatory Note

How to price costly drugs: From an economic viewpoint

..... *Yasushi Iwamoto* 105

Special Contributed Article

Present status of health databases and related legislations in Japan

..... *Ryuichi Yamamoto* 107

Research Article

Non-response Bias in the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons:
Focusing on Non-respondents in Informal Caregiving

..... *Narimasa Kumagai* 120

1st Announcement of The 13th Annual Conference of JHEA 132

**Announcement of The Launch of
Asian Pacific Journal of Health Economics and Policy** 135

Instructions to Authors/Manuscript Submission and Specifications 136

