

所得が高齢者の医療・介護費に与える影響

今堀まゆみ^{*1} 栗原 崇^{*2} 野口 晴子^{*3}

抄 録

本研究では、X市在住の66歳以上の高齢者を対象に、2014～2015年度における国民健康保険、後期高齢者医療保険および介護保険のマスター・レセプトファイルと所得データを突合せ、所得と医療・介護費との関係を明らかにし、公的医療・介護保険制度が所得による医療・介護費の格差を緩和する可能性について検証を行う。分析対象となる標本数は8,727である。総費用（医療・介護費の合計）、医療費、介護費を被説明変数とし、説明変数には等価総所得（世帯所得と世帯年金受給額の合計を世帯人数の平方根で除した値）や厚生年金受給額の対数値を用いる。

本研究の新規性は以下の3点である。第1に、医療・介護両サービスの情報を用いたことに加え、マスターファイルによって両サービスを利用しなかった高齢者も含めた分析を行った。第2に、所得データから自己負担割合を考慮して分析を行った。第3に、高齢者の経済状況は現在所得のみに依存するとは限らないため、過去の経済的属性（退職前の就労形態、役職、所得水準、勤続年数、教育年数など）の指標として、老齢基礎年金の満額を上回る個人の厚生年金受給額の対数値を用いた。

階層ハイブリッドモデルによる回帰分析の結果、以下の3点が明らかとなった。第1に、自己負担割合に依存せず費用（総費用、医療・介護費）と等価総所得に正の相関はみられないため、所得による医療・介護費の格差が現行制度により緩和されている。第2に、高齢者全体でみると費用と等価総所得に負の相関が観察された。これには、(i) 所得が高いほど健康状態が良い傾向にあるため、医療・介護サービスの需要量が低い、(ii) 高所得者の医療費の自己負担割合が高く、需要法則により医療サービス利用を抑制する傾向にある、という2つの理由が考えられる。第3に、厚生年金受給者のうち医療費の自己負担割合が2割の高齢者では、費用と厚生年金の対数値との正の相関が観察された。この結果から、現行制度は過去の経済的属性に起因する医療・介護費の格差を緩和していない。これは、医療費の自己負担割合が1割の高齢者と経済状況が同程度にも関わらず自己負担割合が大きいことにより、過去の経済的属性が有意に需要行動に影響を及ぼしている可能性を示唆する。

キーワード：医療費、介護費、所得、年金、レセプトデータ、階層ハイブリッドモデル

1. 序論

1-1. 目的

本研究の目的は、X市在住の66歳以上の高齢者を対象に、2014～2015年度における国民健康

保険、後期高齢者医療保険および介護保険のレセプト情報（医療機関や介護サービスを提供する施設や事業所から保険者への診療・介護報酬明細書）と所得データを突合せ、所得と医療・介護費との関係を明らかにすることである。医療や介護に対する公的保険制度導入の目的の1つは、個人や家計の経済状況にかかわらず、適正な給付の範囲内で住民が必要なサービスを楽しむことができるようにすることである。そこで、本研究では高齢者を対象に1人当たりの医療・介護費に対する所得効果の統計学的有意性を検証することで、所得によ

*1 早稲田大学大学院経済学研究科博士後期課程：
imahori.m@suou.waseda.jp

*2 早稲田大学政治経済学術院助教：
g-tk-w.gree@suou.waseda.jp

*3 早稲田大学政治経済学術院教授：
h.noguchi@waseda.jp

る医療・介護サービスへのアクセスの不平等が公的医療・介護保険によって緩和される可能性について議論を行う。

1-2. 先行研究

まず、高齢者を対象とした個票データを用い、所得と医療費または医療需要との関連性に着目した先行研究を紹介する。傾向としては、両者間における有意な負の相関は観察されていない。遠藤・駒村 (1999)¹⁾は、『所得再分配調査』を用い、60歳以上の高齢者では所得と医療費に有意な相関がみられないことを示した。増原他 (2002)²⁾は、健康保険組合の医療費情報を用いて推定し、悪性新生物の終末期における医療費に対して世帯所得が非弾力的であることを示した。金子 (2000)³⁾は、『国民生活基礎調査』の65歳以上の高齢者を対象とし、健康状態が良好でない場合に低所得者層の外来受診確率が高く、所得上昇につれ外来受診確率は減少傾向に転ずるが、所得がある一定水準以上になると外来受診確率が再び高まることを示した。湯田 (2007)⁴⁾は、『高齢者の医療保険に関するアンケート』を用いて、持病のある70歳以上の高齢者において所得と医療費との相関がみられないことを示した。Akiyama et al (2018)⁵⁾は、北海道のある市区町村における65歳以上のレセプトデータとアンケート調査を用いて、医療費と所得に正の相関があることを示した。

同様に、個票データを用い、所得と介護費または介護需要との関連性に着目した先行研究を紹介する。傾向としては、両者間における有意な正の相関は観察されていない。大日 (2002)⁶⁾は、特定地域の要介護認定を受けた高齢者世帯を対象に実施したアンケート調査を用い、所得は自己負担額の対数値に対して全体的には非弾力的だが、要介護度が3と4では弾力値が1を上回ることを示した。佐藤 (2016)⁷⁾は、ある自治体の介護保

険業務データを用いて、所得と介護費との負の相関を示した。また、生活保護受給者の層は最も介護費が高く、ある段階までは所得段階が上がるごとに介護費は減少するが、それ以上では統計学的に有意な相関がみられないことを示した。山田 (2004)⁸⁾と遠藤・山田 (2007)⁹⁾は、『国民生活基礎調査』における介護票を用い、所得階級間で居宅介護サービスの需要量と利用量に有意差がないことを示した。泉田 (2008)¹⁰⁾でも、居宅介護サービス利用率の変化に所得による有意差は観察されなかった。さらに、塚原 (2004)¹¹⁾、Oliveres-Tirado et al (2011)¹²⁾、相原・川副 (2015)¹³⁾でも、介護費や介護ニーズに対する所得の有意な効果は認められなかった。

先行研究の限界点として、以下の2点が挙げられる。第1に、先行研究の多くは所得情報から推測しているため、精確な所得情報ではない。第2に、地域包括ケアシステムの文脈では、個々の高齢者の所得と医療・介護費との関係について包括的に把握する必要がある。しかし、医療費と介護費をともに分析した研究は、阿波谷 (2004)¹⁴⁾、岩本他 (2016)¹⁵⁾が行った特定地域に関する死亡前の医療費と介護費の分析以外に見当たらない。

1-3. 本研究の新規性

こうした先行研究の限界を踏まえ、本研究では以下の3点に留意した分析を行う。

まず、医療費と介護費の両方を分析対象とする。鈴木他 (2012)¹⁶⁾は、高齢期において医療費と介護費に負の相関があることを明らかにしており、医療・介護サービス間に代替性がある可能性を示唆する。したがって、医療費と介護費のどちらか一方の分析では不十分である。そこで、医療・介護サービスを分析対象とし、さらにマスターファイルを用いることで両者を利用しなかった高齢者

も含めた分析を行う。

次に、本研究が用いるデータでは、詳細かつ正確な所得情報を捕捉可能なことから、遠藤・駒村(1999)¹⁾が指摘した、患者本人の自己負担割合を考慮して分析を行う。

最後に、高齢者の場合は退職したことで現在の所得が低くとも、貯蓄を含めると経済的に余裕がある可能性も考えられる。しかし、本研究が用いるデータでも貯蓄や負債の情報は存在せず、また、受給年金の種別も識別できない。そこで、現在の所得水準を表す指標として、世帯所得と世帯年金受給額の合計を世帯人数の平方根で割った値(以下、等価総所得と表記)を用いる。さらに、退職前の就労形態、役職、所得水準、勤続年数、教育水準など過去の経済的属性を表す指標として、厚生年金受給額(公的年金受給額-老齢基礎年金の満額)の対数値を用いる。

1-4. 本稿の構成

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、分析方法について解説する。第3節では、データの概要、分析に用いる変数、および記述統計量に関して概説し、第4節にて推定結果について述べる。第5節では、推定結果に対する考察を与える。最終節では、結論と今後の展望を述べる。

2. 分析方法

本研究では、総費用(医療費と介護費の合計)、医療費、介護費の3つを被説明変数とし、等価総所得、厚生年金の対数値などを説明変数として、パネルデータ分析を行う。すべての変数の定義は次節にて示す。

パネルデータ分析において操作変数の候補となる変数がない場合、観察されない個人内個別効果を除去可能な固定効果モデルが推奨される。しか

し、説明変数の個人内偏差(元の値から個人内平均を引いた値)が個人間で似通っている場合、個人内偏差がほぼ均一となるか、年度ダミーとほぼ同一となり変数の特徴を失う。たとえば、2期間のパネルデータの場合、年齢の個人内偏差と2015年度ダミーは完全に一致する。

このような場合、between 効果(説明変数の個人内平均と被説明変数の個人内平均の相関)と within 効果(説明変数の個人内偏差と被説明変数の個人内偏差の相関)を同時に推定するハイブリッドモデルが有効である。Allison(2009)¹⁷⁾が提唱したハイブリッドモデルでは、変量効果モデルを基盤として、固定効果モデルと between 効果モデルを混合した以下の回帰式を用いる。添え字の t は年度、 i は高齢者個人を示す。また、 y 、 x 、 ε はそれぞれ被説明変数、説明変数、誤差項を表す。説明変数の数は k とし、 \bar{y}_i などは個人内平均とする。 $\theta \in [0, 1]$ は変量効果モデルにおけるパラメータであり、実行可能な一般化線形モデルに基づき推定される。

$$\begin{aligned} y_{it} - \theta \bar{y}_i &= \beta_0 + \beta_1 [(x_{1it} - \bar{x}_{1i}) - \theta (\overline{x_{1it} - \bar{x}_{1i}})] + \dots + \\ &\quad \beta_k [(x_{kit} - \bar{x}_{ki}) - \theta (\overline{x_{kit} - \bar{x}_{ki}})] + \\ &\quad \beta'_i (\bar{x}_{it} - \theta \bar{x}_i) + \dots + \beta'_k (\bar{x}_{it} - \theta \bar{x}_i) + \varepsilon_{it} - \theta \bar{\varepsilon}_i \\ &= \beta_0 + \beta_1 (x_{1it} - \bar{x}_{1i}) + \dots + \beta_k (x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + \\ &\quad \beta'_i (1 - \theta) \bar{x}_{it} + \dots + \beta'_k (1 - \theta) \bar{x}_{it} + \varepsilon_{it} - \theta \bar{\varepsilon}_i \end{aligned}$$

上式から、すべての説明変数について個人内平均と個人内偏差を変量効果モデルに投入する。回帰式の左辺が $y_{it} - \theta \bar{y}_i = y_{it} - \bar{y}_i + (1 - \theta) \bar{y}_i$ であることから、説明変数の個人内偏差における推定量 β は固定効果モデルの推定量と等しく、説明変数の個人内平均における推定量 β' は between 効果モデルの推定量と等しくなる。

ただし、上記の推定は固定効果推定と between 効果推定を個別で行うことと大差ない。そこで、ハイブリッドモデルに階層線形モデルを応用し、within 効果の個人間の違い(random

slope) を考慮可能なモデルを用いる。これは、Allison (2009)¹⁷⁾や Schunck (2013)¹⁸⁾で言及されたハイブリッドモデルの利点である。階層ハイブリッドモデルの場合、回帰式は次のようになる。個別の within 効果 Ψ を考慮するため、推定量 τ は推定量 β と完全に一致するわけではない。

$$y_{it} - \theta \bar{y}_i = \tau_0 + (\tau_1 + \Psi_{1i})(x_{1it} - \bar{x}_{1i}) + \dots + (\tau_k + \Psi_{ki})(x_{kit} - \bar{x}_{ki}) + \beta_1'(\bar{x}_{1i} - \theta \bar{x}_{1i}) + \dots + \beta_k'(\bar{x}_{ki} - \theta \bar{x}_{ki}) + \omega_{it} - \theta \bar{\omega}_i$$

以上より、本研究では階層ハイブリッドモデルを用い、各説明変数の個人内偏差を考慮し、between 効果または within 効果（あるいは両方）に対する考察を与える^{注1}。

最後に、医療・介護サービスを利用していない高齢者については、自身の健康資本への最適な投資行動をとった結果、端点解として医療・介護サービスの消費量を 0 としたと解釈し、医療・介護費を 0 円として処理する。このように被説明変数が非負の実数に限定される場合、本来であればタイプ I のトービットモデルの適用が望ましい (Hausman and Wise, 1979)¹⁹⁾。しかし、統計ソフトウェアや理論的な制約上、頑健な標準誤差の出力、固定効果トービットモデル、その他の発展的な非線形モデルは実施不可能であるため、本研究では当該モデルを採用しない。なお、本稿での推定には、STATA15 を用いた。

3. データ

3-1. データの概要

本研究で用いるデータは、X 市から提供を受けた、国民健康保険、後期高齢者医療保険および介護保険の被保険者の、2014 年度と 2015 年度のマスターファイル、レセプトファイル、および所得情報のファイルである。これらすべてのファイルは、個人を識別可能な ID で突合可能である。

うち、レセプトファイルは月次データであるため、年次データに変換した後、マスターファイルおよび年次ファイルである所得情報と突合を行った。

提供されたデータファイルの概要を以下に示す。国民健康保険、後期高齢者医療保険および介護保険の被保険者の名簿であるマスターファイルには、個人 ID、生年月、性別、取得年月日、取得事由、喪失年月日、喪失事由が含まれている。国民健康保険と後期高齢者医療保険のレセプトファイルには、個人 ID、性別、年齢、点数区分、本人・家族区分、受診年月、社会保険診療報酬支払基金による査定後の診療報酬の決定点数（以下、決定点数と表記）、保険給付割合、医療機関コード、診察実日数、国際疾病分類第 10 版の ICD-10 (International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems) などが含まれている。点数区分コードは、医科、歯科、調剤、柔整、訪問看護に分かれているが、本研究では医科のみを用いた。介護保険のレセプトファイルには、個人 ID、生年月、支給対象年月、サービス種類名、請求額、利用者負担額、食事月額標準負担額、要介護度区分などが含まれている。所得情報のファイルには、個人 ID、世帯番号、総所得金額等、公的年金受給額、課税標準額などが含まれている。各年度の標本数は 8,727 であり、突合および変数選定段階における欠損はなかった。

3-2. 変数の定義

前項で述べたデータから、年次データとして、総費用、医療費、介護費、等価総所得、厚生年金の対数値、年齢、女性ダミー、入院受診ダミー、外来受診ダミー、要支援ダミー、要介護ダミー（5 種類）、2015 年度ダミーを作成する。

医療費は、年度を通した全ての受療に対する決定点数を足し合わせて算出した。介護費は、年度を通した全ての請求額と公費請求額を合算して算

出した。

等価総所得は、世帯所得（世帯構成員の総所得金額等の合計）と世帯年金（世帯構成員の公的年金受給額の合計）の和を、世帯人数の平方根で割ったものである。なお、世帯人数、世帯所得および世帯年金には、65歳以下の個人のものも含まれている。

厚生年金の対数値について説明する。厚生年金受給額は、現役時代の給与や勤続年数などによって決定されるため、個人の給与に影響を与える教育水準および社会的地位、勤続年数といった過去の経済的属性を反映する変数と考えられる。しかし、本研究のデータでは、個人が受給している年金の種類を特定できる情報が含まれていない。そこで、個人の年金受給額と老齢基礎年金の満額（2014年度、2015年度それぞれ774,700円、777,664円）との差が正であれば、その個人を厚生年金受給者とし、その差の対数値を用いた^{註2}。

調整変数については以下に整理する。年齢は、各年度末時点の年齢とした。女性ダミーは、女性であれば1、男性であれば0とした。入院ダミーは、各年度内に入院した場合は1、しなかった場合は0とした。外来受診ダミーは、各年度内に外来受診した場合は1、しなかった場合は0とした。要支援ダミーは、要支援1または要支援2であれば1、それ以外を0とした。要介護1ダミーは、要介護度1であれば1、それ以外を0とした。同様に、要介護2ダミー、要介護3ダミー、要介護4ダミー、要介護5ダミーを作成した。なお、要支援と要介護度は、各年度の期首における認定情報を用いる。最後に、2015年度ダミーは、2015年度であれば1、2014年度であれば0とした。

3-3. 分析対象グループ

本研究では、次の8つの分析対象について分

析を行う。

- (1) 全サンプル：66歳以上の高齢者^{註3}
- (2) 医療費3割グループ：医療費の自己負担割合が3割の66歳以上高齢者
- (3) 医療費2割グループ：医療費の自己負担割合が2割の66歳以上高齢者
- (4) 医療費1割グループ：医療費の自己負担割合が1割の66歳以上高齢者
- (5) 厚生年金グループ：厚生年金を受給している66歳以上高齢者
- (6) 厚生年金・医療費3割グループ：(2)に含まれる厚生年金受給者
- (7) 厚生年金・医療費2割グループ：(3)に含まれる厚生年金受給者
- (8) 厚生年金・医療費1割グループ：(4)に含まれる厚生年金受給者

(2)–(4)および(6)–(8)については、(1)全サンプルと(5)厚生年金グループでの分析により明らかにする経済状況と医療・介護費の相関に対し考察を与えるため、医療費の自己負担割合が同じグループ内における経済状況と医療・介護費の相関を確認する目的で分析する。また、(2)–(8)は(1)全サンプルの部分集合である。

(5)–(8)では、厚生年金の対数値を扱うにあたり、公的年金受給額が老齢基礎年金の満額を厳密に上回る厚生年金受給者に限定した。

3-4. 記述統計

表1-1と1-2に(1)–(8)それぞれの変数の記述統計、表2-1と2-2に(1)–(8)それぞれの説明変数の個人内偏差の記述統計を示す。個人内平均の平均値は、表1-1と1-2のものと一致するため省略する。

ただし、女性ダミーの場合、元の値と個人内平均が等しく、個人内偏差が一律0となるため、元の変数を用いてbetween効果のみ推定する。

表 1-1 (1) - (4) の記述統計 (平均値)

医療費負担割合	(1) 全サンプル	(2) 3割	(3) 2割	(4) 1割
総費用 (円)	697318.100 (1405682.000)	256755.500 (722801.400)	406052.900 (1097609.000)	801786.700 (1498390.000)
医療費 (円)	469750.800 (1205614.000)	239506.600 (678559.000)	366609.000 (1050565.000)	518744.500 (1279637.000)
介護費 (円)	227567.300 (695599.200)	17248.860 (184384.600)	39443.930 (255376.400)	283042.300 (772179.000)
等価総所得 (円)	2396193.000 (2098763.000)	2615564.000 (2185027.000)	2308494.000 (1279214.000)	2104488.000 (1632125.000)
年齢	77.726 (7.524)	68.019 (3.347)	70.511 (.522)	79.674 (6.847)
女性ダミー	.614 (.487)	.478 (.500)	.602 (.490)	.684 (.465)
入院ダミー	.178 (.386)	.106 (.308)	.131 (.338)	.194 (.396)
外来ダミー	.842 (.365)	.838 (.368)	.864 (.344)	.844 (.363)
要支援ダミー	.040 (.197)	.005 (.073)	.011 (.105)	.050 (.219)
要介護 1 ダミー	.037 (.189)	.004 (.063)	.007 (.083)	.044 (.205)
要介護 2 ダミー	.025 (.156)	.001 (.037)	.017 (.128)	.029 (.168)
要介護 3 ダミー	.018 (.132)	.001 (.026)	.004 (.065)	.022 (.147)
要介護 4 ダミー	.010 (.098)	na	.003 (.053)	.012 (.109)
要介護 5 ダミー	.010 (.098)	.001 (.037)	na	.012 (.111)
2015 年度ダミー	.500 (.500)	.500 (.500)	.500 (.500)	.500 (.500)
観測数	17,454	1,498	718	13,172

括弧内は標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 1-2 (5) - (8) の記述統計 (平均値)

厚生年金受給者 医療費負担割合	(5)	(6) 3割	(7) 2割	(8) 1割
総費用 (円)	559117.400 (1245819.000)	229197.900 (646257.000)	323686.900 (990316.300)	649311.200 (1331693.000)
医療費 (円)	411648.900 (1090394.000)	215068.700 (611474.400)	304865.700 (970066.400)	460661.800 (1154847.000)
介護費 (円)	147468.400 (551908.000)	14129.110 (181201.300)	18821.190 (124720.700)	188649.400 (626281.500)
等価総所得 (円)	2972404.000 (2122206.000)	2988189.000 (2149380.000)	2641836.000 (1091750.000)	2643581.000 (1404805.000)
厚生年金の対数値	13.126 (1.423)	13.214 (1.329)	12.953 (1.505)	12.923 (1.411)
年齢	76.645 (6.918)	67.797 (2.588)	70.505 (.510)	78.621 (6.151)
女性ダミー	.396 (.489)	.314 (.465)	.436 (.496)	.462 (.499)
入院ダミー	.162 (.369)	.097 (.297)	.116 (.320)	.180 (.384)
外来ダミー	.826 (.379)	.847 (.360)	.859 (.348)	.823 (.382)
要支援ダミー	.025 (.158)	.001 (.032)	.009 (.095)	.034 (.182)
要介護 1 ダミー	.028 (.164)	.004 (.064)	.005 (.067)	.033 (.177)
要介護 2 ダミー	.018 (.134)	.001 (.032)	.014 (.116)	.021 (.142)
要介護 3 ダミー	.013 (.111)	na	.002 (.048)	.016 (.127)
要介護 4 ダミー	.006 (.079)	na	na	.008 (.089)
要介護 5 ダミー	.005 (.069)	.002 (.045)	na	.006 (.080)
2015 年度ダミー	.500 (.500)	.500 (.500)	.500 (.501)	.500 (.500)
観測数	9,888	986	440	6,760

括弧内は標準偏差。
X 市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 2-1 (1)－(4) の記述統計 (個人内偏差の平均値)

医療費負担割合	(1) 全サンプル	(2) 3割	(3) 2割	(4) 1割
等価総所得 (円)	.000 (804387.500)	.008 (449323.400)	.000 (192205.400)	.000 (454077.500)
入院ダミー	.000 (.230)	.000 (.198)	.000 (.214)	.000 (.236)
外来ダミー	.000 (.140)	.000 (.181)	.000 (.154)	.000 (.133)
要支援ダミー	.000 (.076)	.000 (.026)	.000 (.053)	.000 (.084)
要介護1ダミー	.000 (.086)	.000 (.026)	.000 (.046)	.000 (.094)
要介護2ダミー	.000 (.075)	.000 (.026)	.000 (.037)	.000 (.082)
要介護3ダミー	.000 (.060)	.000 (.018)	.000 (.026)	.000 (.067)
要介護4ダミー	.000 (.047)	na	.000 (.000)	.000 (.052)
要介護5ダミー	.000 (.032)	.000 (.000)	na	.000 (.036)
観測数	17,454	1,498	718	13,172

括弧内は標準偏差。
X市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 2-2 (5)－(8) の記述統計 (個人内偏差の平均値)

厚生年金受給者 医療費負担割合	(5)	(6) 3割	(7) 2割	(8) 1割
等価総所得 (円)	.000 (972802.800)	.008 (439719.600)	-.001 (190826.500)	.000 (424901.000)
厚生年金の対数値	.000 (.079)	.000 (.176)	.000 (.044)	.000 (.056)
入院ダミー	.000 (.226)	.000 (.194)	.000 (.216)	.000 (.233)
外来ダミー	.000 (.144)	.000 (.176)	.000 (.158)	.000 (.138)
要支援ダミー	.000 (.060)	.000 (.023)	.000 (.048)	.000 (.068)
要介護1ダミー	.000 (.071)	.000 (.032)	.000 (.048)	.000 (.078)
要介護2ダミー	.000 (.065)	.000 (.023)	.000 (.048)	.000 (.071)
要介護3ダミー	.000 (.048)	na	.000 (.034)	.000 (.054)
要介護4ダミー	.000 (.040)	na	na	.000 (.044)
要介護5ダミー	.000 (.026)	.000 (.000)	na	.000 (.031)
観測数	9,888	986	440	6,760

括弧内は標準偏差。
X市から提供を受けたデータより筆者作成。

2015年度ダミーの場合、個人内平均が一律 0.5 となり、個人内偏差と元の値の相関係数が 1 であるため、元の変数を用い within 効果のみ推定する。年齢については、先述した通り個人内偏差と 2015 年度ダミーの相関係数が 1 となるため、個人内平均を用いて between 効果のみ推定する。

4. 推定結果

被説明変数ごとに推定結果を整理する。紙幅の都合上、考察を与える説明変数は等価総所得、厚生年金の対数値を中心とする。グループによって

除外された説明変数も存在し、それらは個人内平均または個人内偏差が均一となったか、他の説明変数と相関が1または-1となった変数である。また、すべての被説明変数およびグループにおいてwithin効果に関する有意な結果は得られなかった。したがって、between効果の推定結果のみ言及する。

4-1. 総費用

表3-1と3-2は総費用を被説明変数とした階層ハイブリッドモデルによる推定結果である。まず、等価総所得と総費用の場合、(1)全サンプルと(5)厚生年金グループにおいて有意水準1%で負の相関があり、(4)医療費1割グループにおいて有意水準5%で負の相関があった。次に、厚生年金の対数値と総費用の場合、(6)厚生年金・医療費3割グループにおいて有意水準10%で負の相関があり、(7)厚生年金・医療費2割グループにおいて有意水準5%で正の相関があった。

4-2. 医療費

表4-1と4-2は医療費を被説明変数とした階層ハイブリッドモデルによる推定結果である。まず、等価総所得と医療費の場合、(1)全サンプルにおいて有意水準1%で負の相関があり、(5)厚生年金グループにおいて有意水準5%で負の相関があった。次に、厚生年金の対数値と医療費の場合、(6)厚生年金・医療費3割グループにおいて有意水準10%で負の相関があり、(7)厚生年金・医療費2割グループにおいて有意水準10%で正の相関があった。

4-3. 介護費

表5-1と5-2は介護費を被説明変数とした階層ハイブリッドモデルによる推定結果である。まず、

等価総所得と介護費の場合、(1)全サンプルにおいて有意水準1%で負の相関があった。次に、厚生年金の対数値と介護費の場合、(7)厚生年金・医療費2割グループにおいて有意水準10%で正の相関があった。

5. 考察

本節では、推定結果全体についての考察を第1項で示し、第2項では医療費と介護費における推定結果の違いについて考察する。第3項では、within効果に関する有意な結果が得られなかった理由について、データの特性を踏まえて議論する。

5-1. 推定結果全体に対する考察

(1)–(8)の推定から得られた総費用、医療費、介護費に共通する結果について、以下の3点から考察する。

第1に、所得による医療・介護費の格差について考察する。(1)全サンプル、(5)厚生年金グループの推定結果において、費用(総費用、医療費、介護費)と等価総所得に有意な正の相関は見られなかった。高所得者が低所得者に比べて医療・介護費が高い傾向にないことを示しており、高齢者全体で見ると等価総所得による医療・介護費の格差が緩和されていると考えられる。この結果は、自己負担割合の選定や高額療養費制度、高額介護サービス支給制度などの現行制度が機能している可能性を示唆している。さらに、(2)–(4)、(6)–(8)の推定結果からも、すべての被説明変数およびグループにおいて、費用と等価総所得に有意な正の相関が見られなかったため、自己負担割合が同一の高齢者間においても、等価総所得による医療・介護費の格差がないことが分かる。

第2に、(1)全サンプル、(5)厚生年金グループ

表 3-1 階層ハイブリッドモデルによる (1) - (4) の推定結果 (被説明変数: 総費用)

医療費負担割合	(1)	(2)	(3)	(4)
	全サンプル	3割	2割	1割
個人内平均 (between 効果)				
等価総所得 (円)	-.016*** [.004]	-.012 [.009]	-.020 [.036]	-.013** [.007]
年齢	8624.010*** [1457.501]	-3631.856 [7950.934]	omitted	9407.246*** [2064.536]
女性ダミー	90072.067*** [19962.899]	9990.041 [29483.265]	149077.691* [78765.483]	121424.279*** [26290.653]
入院ダミー	2367132.352*** [64545.546]	1842310.122*** [182944.310]	2204405.827*** [294423.046]	2433539.864*** [71447.073]
外来ダミー	-359827.030*** [42021.057]	-5143.315 [56188.353]	74423.646 [72062.529]	-487749.148*** [52357.109]
要支援ダミー	292917.519*** [47145.542]	925404.045*** [253761.654]	308021.182 [243775.385]	306681.669*** [49712.406]
要介護1ダミー	1113209.200*** [73131.700]	927237.598** [392621.733]	422643.823 [471866.065]	1137710.296*** [77866.989]
要介護2ダミー	1568303.962*** [85406.417]	-262223.653 [506832.831]	922342.506*** [181415.963]	1573094.093*** [93231.256]
要介護3ダミー	2294340.108*** [92370.101]	8921552.338*** [446194.735]	1609370.002*** [245692.858]	2344698.266*** [92187.558]
要介護4ダミー	2890144.749*** [113394.024]	omitted	4436912.628*** [92151.432]	2841181.767*** [112080.673]
要介護5ダミー	3025120.000*** [122874.985]	2262135.869*** [85675.400]	omitted	3004248.103*** [127551.763]
個人内偏差 (within 効果)				
等価総所得 (円)	-.001 [.001]	.010 [.054]	.039 [.036]	-.005 [.006]
入院ダミー	1168885.899*** [31513.343]	962245.821*** [84802.549]	1154564.873*** [172241.458]	1169977.203*** [35564.247]
外来ダミー	-38915.423 [34181.165]	17278.430** [8248.510]	33638.982*** [10908.430]	-82370.387 [52001.943]
要支援ダミー	60327.457 [91321.052]	-2424168.922*** [17846.485]	1221636.745** [587276.530]	136613.627 [85201.761]
要介護1ダミー	425139.075*** [125472.253]	-1790827.627*** [84975.834]	108802.054 [1239161.069]	475047.592*** [129230.910]
要介護2ダミー	457552.345*** [161994.959]	-2090719.481*** [16018.076]	1494155.748 [1250268.216]	460914.299*** [165433.733]
要介護3ダミー	391865.219* [200872.315]	-5073692.140*** [85167.841]	1679864.986 [1250669.866]	446585.225** [205274.806]
要介護4ダミー	97489.917 [273937.257]	omitted	omitted	-29006.934 [267955.128]
要介護5ダミー	723870.057** [312144.962]	omitted	omitted	649754.961** [306060.421]
2015年ダミー	53867.954*** [7411.305]	4497.168 [13895.446]	6842.715 [21490.733]	66930.296*** [8987.103]
定数項	-325916.768*** [111724.874]	318577.500 [531951.958]	-34321.353 [107838.219]	-331540.460** [165192.166]
観測数	17,454	1,498	718	13,172

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

括弧内は頑健な標準偏差。

X市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 3-2 階層ハイブリッドモデルによる (5) - (8) の推定結果 (被説明変数: 総費用)

厚生年金受給者 医療費負担割合	(5)	(6) 3割	(7) 2割	(8) 1割
個人内平均 (between 効果)				
等価総所得 (円)	-.012*** [.004]	.002 [.014]	.002 [.028]	-.007 [.010]
厚生年金の対数値	-11008.877 [8971.840]	-26770.297* [14514.544]	50776.728** [21633.451]	-15953.483 [11903.254]
年齢	8562.951*** [1796.405]	-2018.267 [18308.201]	omitted	8974.277*** [2756.293]
女性ダミー	2582.646 [27310.971]	-2658.761 [33304.715]	257936.607** [129871.909]	-5345.505 [36403.496]
入院ダミー	2135566.967*** [84169.474]	1578899.608*** [203953.406]	1426959.954*** [275406.466]	2218987.010*** [95494.098]
外来ダミー	-91777.122** [41660.093]	124041.854*** [29331.377]	169664.262** [73479.584]	-166736.550*** [53926.501]
要支援ダミー	314033.550*** [70544.694]	4109598.099*** [198162.711]	880280.032* [531312.835]	322041.280*** [74291.667]
要介護 1 ダミー	1209270.507*** [108358.966]	187868.192*** [45300.123]	3018138.056*** [836415.758]	1251187.114*** [120764.784]
要介護 2 ダミー	1572523.239*** [132182.138]	226798.389 [713934.053]	836266.723*** [165580.865]	1524856.798*** [153458.405]
要介護 3 ダミー	2357785.908*** [152562.604]	omitted	656338.400*** [196860.414]	2471567.962*** [147283.859]
要介護 4 ダミー	2941462.263*** [186499.217]	omitted	omitted	2934227.283*** [183200.115]
要介護 5 ダミー	3107005.278*** [268531.636]	2356073.439*** [93520.119]	omitted	3124167.867*** [294766.593]
個人内偏差 (within 効果)				
等価総所得 (円)	.000 [.001]	-.013 [.009]	-.009 [.011]	.001 [.009]
年金の対数値 ^a	-158438.204 [154024.402]	-361099.854 [344847.836]	27457.606 [82915.022]	-346561.835 [320291.309]
入院ダミー	1160763.696*** [42611.651]	965370.513*** [114908.240]	1125777.733*** [237817.479]	1156829.531*** [49134.698]
外来ダミー	-46607.098 [46475.614]	18230.202* [9715.424]	30630.537** [14086.658]	-93244.852 [74466.271]
要支援ダミー	26678.198 [144168.646]	-334417.245*** [532.898]	2057060.685*** [48113.012]	96938.676 [131549.217]
要介護 1 ダミー	610407.365** [236997.054]	306872.622*** [116321.564]	1625399.944*** [13398.323]	654959.510** [261830.321]
要介護 2 ダミー	406310.849 [290107.894]	omitted	2987903.724*** [238070.781]	334368.211 [314274.439]
要介護 3 ダミー	419571.379 [363012.548]	omitted	3141687.046*** [238211.569]	536823.558 [382778.396]
要介護 4 ダミー	662045.472 [434045.581]	omitted	omitted	353383.468 [442279.801]
要介護 5 ダミー	171085.205 [584440.315]	omitted	omitted	163003.869 [542511.972]
2015年ダミー	52246.419*** [9872.721]	4974.024 [17945.257]	-21739.311 [13332.899]	69836.829*** [12742.918]
定数項	-347752.615** [175066.703]	441993.757 [1266929.160]	-785673.605** [317229.193]	-292300.672 [257337.126]
観測数	9,888	986	440	6,760

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

括弧内は頑健な標準偏差。

X市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 4-1 階層ハイブリッドモデルによる (1) - (4) の推定結果 (被説明変数: 医療費)

医療費負担割合	(1)	(2)	(3)	(4)
	全サンプル	3割	2割	1割
個人内平均 (between 効果)				
等価総所得 (円)	-.011*** [.004]	-.012 [.009]	-.017 [.036]	-.010 [.006]
年齢	4252.877*** [1412.518]	-2100.840 [7542.203]	omitted	4087.079** [1998.232]
女性ダミー	60852.613*** [19527.116]	18549.097 [28973.991]	155357.553** [78169.069]	81089.223*** [25677.510]
入院ダミー	2372459.499*** [64874.631]	1797754.679*** [180160.509]	2179892.504*** [293593.569]	2447763.838*** [71840.794]
外来ダミー	-346652.121*** [41796.055]	-4130.400 [56973.341]	95989.647 [72114.185]	-459724.012*** [52197.012]
要支援ダミー	-106576.169** [44239.756]	135097.241 [138386.214]	72259.936 [265096.902]	-93542.052** [46747.544]
要介護1ダミー	-166488.215*** [63985.702]	-187252.737 [125337.862]	-415069.848 [414654.637]	-191048.168*** [66851.023]
要介護2ダミー	-158862.700** [70043.017]	-187004.193 [366601.544]	152373.867 [107084.535]	-203402.666*** [75523.157]
要介護3ダミー	-113249.234 [74473.883]	3891137.314*** [258361.678]	119090.757 [99576.520]	-143359.848* [77516.446]
要介護4ダミー	-105314.781 [106953.693]	omitted	820238.216*** [92293.260]	-200426.617* [106177.837]
要介護5ダミー	-310169.154*** [112007.602]	-634308.843*** [85320.556]	omitted	-322102.968*** [117328.006]
個人内偏差 (within 効果)				
等価総所得 (円)	-.001 [.002]	.008 [.054]	.030 [.033]	-.006 [.006]
入院ダミー	1178876.277*** [31477.551]	965614.819*** [84689.784]	1152090.520*** [172457.059]	1184400.760*** [35496.273]
外来ダミー	-28530.960 [35900.923]	17240.621** [8262.937]	27887.419*** [7327.950]	-67195.346 [54966.887]
要支援ダミー	-38172.792 [89657.617]	-1846943.576*** [17888.760]	1398838.865* [747587.983]	28830.837 [80805.868]
要介護1ダミー	-44874.738 [127046.533]	-2230119.862*** [84863.544]	83138.256 [137293.711]	39175.014 [128894.521]
要介護2ダミー	-187716.504 [181333.796]	-2514202.632*** [16053.391]	1606802.629*** [221115.535]	-174570.452 [184878.255]
要介護3ダミー	-363908.285 [223445.328]	-6628753.751*** [85056.395]	1703596.819*** [222758.961]	-277471.149 [225862.364]
要介護4ダミー	-898763.316*** [320009.532]	omitted	omitted	-1062750.946*** [318259.135]
要介護5ダミー	-184857.733 [352473.239]	omitted	omitted	-209710.209 [361544.790]
2015年ダミー	37299.661*** [7357.072]	4246.873 [13912.566]	8062.130 [20849.544]	46244.539*** [8922.539]
定数項	150.664 [106836.453]	214139.738 [505065.753]	-62940.709 [107978.640]	77208.856 [158314.082]
観測数	17,454	1,498	718	13,172

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

括弧内は頑健な標準偏差。

X市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 4-2 階層ハイブリッドモデルによる (5) - (8) の推定結果 (被説明変数: 医療費)

厚生年金受給者 医療費負担割合	(5)	(6) 3割	(7) 2割	(8) 1割
個人内平均 (between 効果)				
等価総所得 (円)	-.009** [.004]	.000 [.013]	.006 [.028]	-.010 [.009]
厚生年金の対数値	-13759.865 [8609.598]	-25567.754* [14256.512]	40628.631* [20742.743]	-18177.709 [11432.163]
年齢	5526.393*** [1756.495]	-.231.315 [17851.816]	omitted	4958.684* [2700.891]
女性ダミー	-.23720.168 [26686.440]	351.704 [32785.807]	248188.196* [129687.981]	-39991.280 [35637.143]
入院ダミー	2122946.116*** [84694.989]	1542056.603*** [193232.684]	1408924.847*** [275226.181]	2220302.454*** [96148.988]
外来ダミー	-95361.648** [41207.188]	126224.499*** [28793.092]	182897.407** [73064.454]	-162027.362*** [53433.889]
要支援ダミー	-118775.977* [66611.024]	-186166.800 [190738.041]	673752.342 [537101.856]	-107653.297 [70635.243]
要介護 1 ダミー	-31404.703 [100060.467]	-99405.818** [44675.639]	1875416.238*** [480895.201]	-84189.652 [107416.326]
要介護 2 ダミー	-.75128.314 [102737.232]	-485429.085 [707134.444]	110018.504 [87227.463]	-150940.681 [110531.306]
要介護 3 ダミー	91248.673 [113127.867]	omitted	193652.148 [137444.088]	41972.743 [117467.478]
要介護 4 ダミー	-16830.408 [185826.766]	omitted	omitted	-195092.616 [179239.886]
要介護 5 ダミー	-4536.237 [263603.706]	-543399.270*** [91624.655]	omitted	47157.417 [286161.590]
個人内偏差 (within 効果)				
等価総所得 (円)	-.001 [.002]	-.035 [.028]	-.010 [.011]	-.001 [.009]
厚生年金の対数値	-175791.274 [157189.489]	-345179.822 [338404.482]	24942.194 [82983.708]	-382633.185 [323205.678]
入院ダミー	1171578.757*** [42472.613]	969561.271*** [114609.825]	1124565.496*** [237410.032]	1171397.191*** [48749.452]
外来ダミー	-31005.952 [48654.607]	18634.388* [10220.614]	23291.735*** [9038.349]	-70498.981 [78083.443]
要支援ダミー	-15115.540 [139953.969]	665162.289*** [1533.389]	1879280.234*** [46889.180]	19652.580 [112283.725]
要介護 1 ダミー	91194.316 [252575.554]	294776.858** [116202.471]	224429.846*** [13349.935]	192539.080 [276652.438]
要介護 2 ダミー	-.292145.504 [336114.406]	omitted	1727512.961*** [237659.743]	-347021.001 [366676.671]
要介護 3 ダミー	-536953.346 [389142.996]	omitted	1792467.257*** [237806.710]	-417711.626 [406400.360]
要介護 4 ダミー	-.292098.125 [520172.481]	omitted	omitted	-717194.417 [531685.725]
要介護 5 ダミー	-657167.299 [578317.761]	omitted	omitted	-574088.232 [532917.883]
2015年ダミー	37923.409*** [9767.834]	4211.529 [18445.051]	-20817.302 [13283.365]	51705.411*** [12585.614]
定数項	-74844.910 [168270.497]	311378.886 [1232530.721]	-673447.876** [310815.079]	69459.796 [249130.395]
観測数	9,888	986	440	6,760

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

括弧内は頑健な標準偏差。

X市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 5-1 階層ハイブリッドモデルによる (1) - (4) の推定結果 (被説明変数: 介護費)

医療費負担割合	(1)	(2)	(3)	(4)
	全サンプル	3割	2割	1割
個人内平均 (between 効果)				
等価総所得 (円)	-.004*** [.002]	.000 [.002]	-.003 [.002]	-.003 [.002]
年齢	4371.133*** [509.160]	-1531.015 [2369.731]	omitted	5320.167*** [728.498]
女性ダミー	29219.454*** [6028.244]	-8559.056 [5661.863]	-6279.862 [6051.510]	40335.056*** [8083.305]
入院ダミー	-5327.147 [12668.915]	44555.443* [24767.983]	24513.326 [17188.801]	-14223.974 [14607.057]
外来ダミー	-13174.910 [10157.432]	-1012.915 [1747.099]	-21566.001* [12748.308]	-28025.136** [12684.337]
要支援ダミー	399493.688*** [17482.974]	790306.804*** [256194.524]	235761.245*** [89745.352]	400223.721*** [18072.448]
要介護 1 ダミー	1279697.415*** [48761.788]	1114490.335** [469071.044]	837713.664*** [183125.789]	1328758.464*** [52188.512]
要介護 2 ダミー	1727166.662*** [64105.774]	-75219.460 [438406.202]	769968.657*** [119320.661]	1776496.758*** [67348.005]
要介護 3 ダミー	2407589.342*** [69349.690]	5030415.025*** [459918.104]	1490279.242*** [302425.642]	2488058.114*** [66926.300]
要介護 4 ダミー	2995459.529*** [78800.022]	omitted	3616674.412*** [5164.537]	3041608.384*** [76804.291]
要介護 5 ダミー	3335289.153*** [97007.070]	2896444.712*** [8667.886]	omitted	3326351.072*** [99253.756]
個人内偏差 (within 効果)				
等価総所得 (円)	.002 [.002]	.001 [.002]	.025 [.024]	.001 [.001]
入院ダミー	-2530.857 [6867.979]	-3401.145 [2871.401]	712.160 [858.152]	-4054.646 [8613.070]
外来ダミー	-6387.411 [10637.015]	-10.413 [57.450]	5403.180 [5459.591]	-10006.705 [15955.662]
要支援ダミー	118755.274*** [33150.994]	-577355.703*** [588.751]	188886.440*** [35047.074]	136485.183*** [29373.044]
要介護 1 ダミー	517835.850*** [58105.794]	439199.981*** [2868.094]	838324.454** [399141.994]	495920.861*** [59118.722]
要介護 2 ダミー	707056.237*** [77458.007]	423391.555*** [503.707]	711121.647* [399290.655]	708773.067*** [80031.794]
要介護 3 ダミー	833626.121*** [108812.110]	1554938.599*** [2870.248]	802161.900** [399297.088]	808698.314*** [113127.821]
要介護 4 ダミー	1041027.122*** [130253.646]	omitted	omitted	1089180.663*** [137158.349]
要介護 5 ダミー	1020787.402*** [177103.145]	omitted	omitted	997929.546*** [183192.879]
2015年ダミー	14473.828*** [1900.437]	303.897 [342.238]	566.176 [2669.992]	18237.768*** [2484.100]
定数項	-325020.199*** [40911.758]	104410.961 [160139.701]	27726.560* [15007.569]	-407525.322*** [59992.159]
観測数	17,454	1,498	718	13,172

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

括弧内は頑健な標準偏差。

X市から提供を受けたデータより筆者作成。

表 5-2 階層ハイブリッドモデルによる (5) - (8) の推定結果 (被説明変数: 介護費)

厚生年金受給者 医療費負担割合	(5)	(6) 3割	(7) 2割	(8) 1割
個人内平均 (between 効果)				
等価総所得 (円)	-.003 [.002]	.002 [.002]	-.005 [.003]	.003 [.003]
厚生年金の対数値	2750.988 [3403.153]	-1202.542 [1222.135]	10148.098* [5609.296]	2224.226 [4421.959]
年齢	3036.559*** [619.927]	-1786.951 [1735.540]	omitted	4015.592*** [955.804]
女性ダミー	26302.814*** [9032.917]	-3010.465 [3041.369]	9748.412 [6054.415]	34645.775*** [12098.446]
入院ダミー	12620.852 [15963.070]	36842.999 [35610.023]	18035.107 [11390.723]	-1315.444 [19013.168]
外来ダミー	3584.526 [10783.787]	-2182.645 [2216.464]	-13233.145* [7200.686]	-4709.187 [13701.726]
要支援ダミー	432809.527*** [29634.195]	4295764.916*** [29093.321]	206527.690*** [26826.463]	429694.577*** [30303.899]
要介護 1 ダミー	1240675.211*** [74352.623]	287273.994*** [3822.605]	1142721.811** [468927.509]	1335376.767*** [84787.311]
要介護 2 ダミー	1647651.553*** [98240.629]	712227.496*** [12422.534]	726248.241*** [158043.282]	1675797.481*** [105477.273]
要介護 3 ダミー	2266537.236*** [122077.600]	omitted	462686.230*** [157641.079]	2429595.222*** [114449.372]
要介護 4 ダミー	2958292.672*** [154286.565]	omitted	omitted	3129319.901*** [147388.726]
要介護 5 ダミー	3111541.514*** [194280.428]	2899472.720*** [11116.037]	omitted	3077010.452*** [211836.778]
個人内偏差 (within 効果)				
等価総所得 (円)	.002 [.003]	.001 [.001]	.000 [.000]	.002 [.001]
厚生年金の対数値	965.020 [3110.549]	-37.129 [28.043]	3988.299 [3964.470]	4846.448 [7705.382]
入院ダミー	-10770.627 [6915.041]	-4269.620 [4222.015]	-.639 [6.699]	-13890.289 [9249.533]
外来ダミー	-9742.451 [13650.050]	-1.777 [6.850]	6168.005 [6055.355]	-17033.264 [21669.749]
要支援ダミー	79134.039 [67608.342]	-1000751.943*** [67.636]	147191.367*** [21712.055]	106815.242* [59273.289]
要介護 1 ダミー	573726.720*** [82447.301]	15234.394*** [4225.877]	1400095.316*** [31.802]	510290.851*** [83285.453]
要介護 2 ダミー	782911.365*** [111692.141]	omitted	1261171.498*** [14.177]	771512.090*** [118965.519]
要介護 3 ダミー	1031234.873*** [142658.114]	omitted	1350736.627*** [356.792]	995859.955*** [149517.651]
要介護 4 ダミー	1040625.705*** [212751.741]	omitted	omitted	1166421.618*** [244731.290]
要介護 5 ダミー	889931.999*** [217664.120]	omitted	omitted	913747.531*** [217762.804]
2015年ダミー	11944.577*** [1998.412]	19.963 [30.472]	-42.462 [33.291]	15720.049*** [2799.931]
定数項	-271718.485*** [69415.089]	130986.120 [127298.893]	-112665.507* [63566.291]	-360554.779*** [98803.946]
観測数	9,888	986	440	6,760

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

括弧内は頑健な標準偏差。

X市から提供を受けたデータより筆者作成。

プ（介護費を除く）における費用と等価総所得との負の相関について考察する。主な理由としては、(i) 所得が高いほど健康状態が比較的良い傾向にあるため、医療・介護サービスの需要量が低い、(ii) 高所得者の医療費の自己負担割合が高く、需要法則により医療サービス利用を抑制する傾向にある、という2つが考えられる。理由(i)については、たとえば Chetty et al. (2016)²⁰⁾が米国の個人の所得データおよび米国社会保障局の死亡データを用いて所得と健康状態との有意な正の相関を示すなど先行研究でも確認されており、可能性の高い理由であると考えられる。ただし、理由(ii)に該当するか否かを識別するためには、個人内において自己負担割合が観察期間内に変化することで費用に変化があるかを分析する必要がある。しかし、観察期間内に自己負担割合が変化するサンプルがあまりに少なかったため分析は不可能であった。

第3に、(7) 厚生年金・医療費2割グループにおける費用と厚生年金の対数値との正の相関について解釈する。この結果は、現行制度が過去の経済的属による医療・介護費の格差を緩和していないことを示している。表1-1、1-2に示した等価総所得と厚生年金の対数値の平均値を見ると、(7) 厚生年金・医療費2割グループと(8) 厚生年金・医療費1割グループの値はほぼ等しい。しかし、(7)の場合は2割負担する必要があるため、過去の経済的属が医療・介護サービス利用に関する需要行動に影響を及ぼしている可能性がある。また、医療費の自己負担割合が2割の場合は年齢が2014年度末時点で一律70歳であることから年齢の変数が除外され、厚生年金の対数値の費用に対する説明力が増加したと捉えることができる。

最後に、一自治体のデータを用いた分析結果に対する考察を日本全体へ適用することの外的妥当

性について以下に論じる。高齢者の就業環境（賃金水準）などが高齢期の所得に影響を及ぼす可能性は考えられるものの、年金給付額に関しては、年金制度において全国一律の制度として運用されているため地域的な問題は存在しない。同様に、医療給付額は医療（保険）制度において全国一律の制度として運用されている。医療機関受診行動は地域の医療供給体制の影響を受けるため、地域固有の問題が潜在する可能性があるが、X市の国民健康保険医療費は全国平均値よりも高い状況にあり、過小受診に陥っている可能性は考えにくい。

5-2. 医療費と介護費の推定結果の相違

医療費と介護費における相違は以下の2点である。

まず、被説明変数が介護費の場合のみ、(5) 厚生年金グループでは介護費と等価総所得に有意な相関は見られなかった。これは、介護費を被説明変数とした場合、医療費の場合と比較して要支援ダミーやすべての要介護ダミーの説明力が非常に高くなるため（表5-1と5-2参照）、等価総所得の説明力が相対的に下がることに起因する。

次に、厚生年金の対数値に関して、医療費が被説明変数の場合は(6) 厚生年金・医療費3割グループで負の相関があった一方で、介護費が被説明変数の場合は相関が見られなかった。この結果についても、上記と同じ理由によるものと考えられる。

5-3. Within 効果

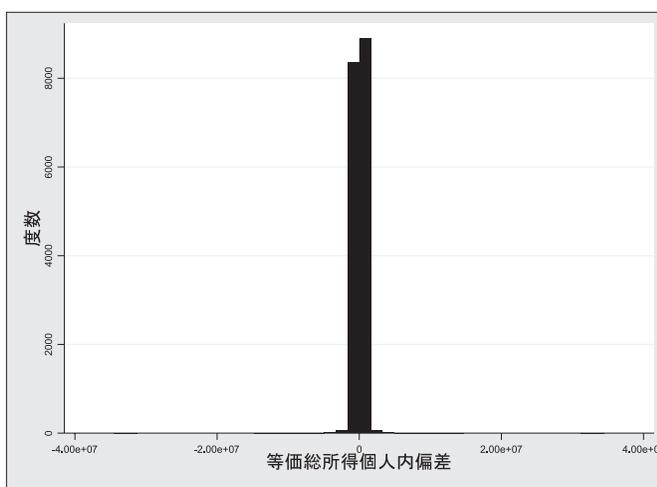
ここでは、within 効果に関する結果が有意とならなかった原因について考察する。(1)–(8)それぞれの等価総所得と厚生年金の対数値の個人内偏差に関する記述統計は表2に示したが、具体的に等価総所得の個人内偏差が-100,000~100,000円の間となるサンプル数、厚生年金の対

表 6 等価総所得と厚生年金の対数値の個人内偏差の該当者数とその割合

グループ	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
観測数	17,454	13,172	718	1,498	9,888	6,760	440	986
	等価総所得 (-100,000~100,000 円)							
該当者数	14,190	11,152	576	1,056	7,968	5,724	346	698
割合 (%)	81.299	84.664	80.223	70.494	80.765	84.675	78.636	70.791
	厚生年金の対数値 (-0.1~0.1)							
該当者数	na	na	na	na	9,674	6,678	420	908
割合 (%)	na	na	na	na	97.836	98.787	95.455	92.089

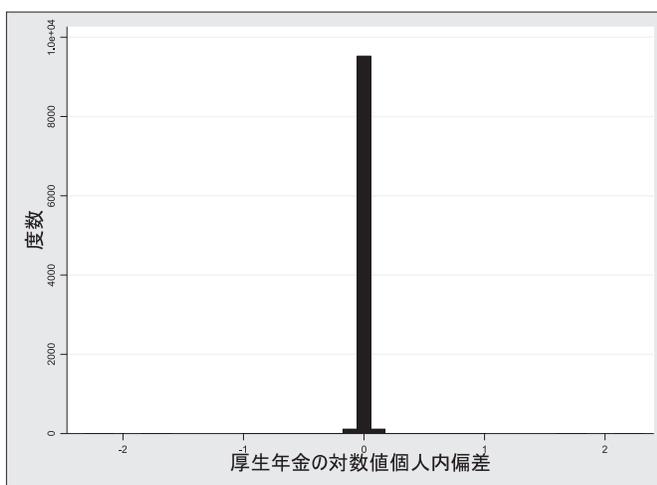
X市から提供を受けたデータより筆者作成。

図 1 (1) 全サンプルの等価総所得の個人内偏差の分布



X市から提供を受けたデータより筆者作成。

図 2 (5) 厚生年金グループの厚生年金の対数値の個人内偏差の分布



X市から提供を受けたデータより筆者作成。

数値の個人内偏差が $-0.1\sim 0.1$ の間となるサンプル数をそれぞれ確認したところ、表6のようになった。また、(1)全サンプルと(5)厚生年金グループを代表として、等価総所得および厚生年金の対数値の個人内偏差に関するヒストグラムを図1と2に示す。

これらの結果から、等価総所得と厚生年金の対数値は2期間において不変でないため除外されないものの、これらの個人内偏差はほぼ均一であることが分かる。このような場合、医療・介護費を説明する変数としての役割を果たすことは難しいため、within効果に関する有意な結果が得られなかったと考えられる。

6. 結論

本研究では、提供されたX市の2期間のパネルデータを用い、現在の経済状況を表す等価総所得および過去の経済的属性を表す厚生年金の対数値と医療・介護費との関係について、階層ハイブリッドモデルを用いて分析を行った。分析の結果、以下の3点が明らかとなった。ただし、これらはbetween効果の推定結果に基づくものである。第1に、66歳以上の高齢者全体、厚生年金受給者に限定したグループ、医療費の自己負担割合を固定したグループなどすべてのグループにおいて、等価総所得による費用（総費用、医療・介護費）の格差が現行制度により緩和されていることが分かった。

第2に、66歳以上の高齢者全体、（総費用と医療費を被説明変数とした）厚生年金受給者のグループの分析において、費用と等価総所得との負の相関が観察された。これは、(i)所得が高いほど健康状態が比較的良く、医療・介護サービスの需要量が低い、(ii)高所得者の医療費の自己負担割合が高く、需要法則により医療サービス利用を抑

制する傾向にある、といった理由が考えられる。介護費を被説明変数とした場合は、要支援ダミーやすべての要介護ダミーの説明力が著しく増加したことにより、等価総所得や厚生年金の対数値に関する結果が有意とならなかった。

第3に、厚生年金受給者のうち医療費の自己負担割合が2割のグループでは、費用と厚生年金の対数値に正の相関が観察された。この結果は、現行制度が過去の経済的属性に起因する医療・介護費の格差を緩和しないことを示す。さらに、医療費の自己負担割合が1割のグループと等価総所得および厚生年金の対数値が同程度にも関わらず負担が大きいことにより、過去の経済的属性が有意に需要行動に影響を及ぼしている可能性がある。

最後に、今後の拡張可能性について述べる。本研究で用いたデータには、医療費の自己負担額が含まれておらず、高額療養費、多数該当制度、世帯合算に関する情報も不足していた。介護費の自己負担額については、請求額の10%を上回っているサンプルが多数存在しており、算出方法が不明であった。さらに、観察期間内に自己負担割合が低くなるサンプルがあまりに少なかった。これらの不足している情報を補うことで、費用と等価総所得との負の相関が(i)と(ii)どちらに起因するか議論することが可能となる。

謝辞

本研究は、文部科学省・基盤研究(B)「超高齢・人口減少社会において多様な生活者を支える医療保障の持続性を目指す実証研究(課題番号:15H03365、研究代表者:泉田信行)」に基づき、早稲田大学「人を対象とする研究・倫理審査」(承認番号:2015-063)の承認を受けて実施された。本稿を執筆するにあたり、泉田信行氏(国立社会保障・人口問題研究所)、2017年7月ボストン大学で開催されたInternational Health Economics Association(iHEA)2017の参加

者の方々、2017年9月慶應義塾大学で開催された医療経済学会第12回大会にて討論をして下さった湯田道生先生（東北大学）と参加者の方々から大変有益なご助言を賜った。ここに記して御礼申し上げます。なお、個票データの整備・分析については、今堀のみが行った。本文中にある誤りは、すべて著者らに属するものである。

注

- 1 Random slope も出力可能だが、個人の標本数分の結果が得られるため、紙幅の都合上記載しないものとする。
- 2 2015年10月1日より共済年金が厚生年金に統一されたため、一部共済年金受給者が含まれる。
- 3 X市に在住し、国民健康保険もしくは後期高齢者医療保険、および介護保険に、2014年4月1日から2016年3月31日まで加入している2014年度末時点で66歳以上の高齢者を指す。65歳の高齢者に関しては、誕生日の前日から介護保険の受給資格を得ることから、対象者の多くが途中参加となるため分析対象から除外した。また、自己負担割合については、2年度内で変化しない個人を対象とした。自己負担割合が変化する場合、その個人が複数の自己負担割合を持つことになるためである。

参考文献

- 1) 遠藤久夫, 駒村康平. 公的医療保険と高齢者の医療アクセスの公平性. 季刊社会保障研究. 1999; 35(2): 141-148
- 2) 増原宏明, 今野広紀, 比佐章一, 鶴田忠彦. 医療保険と患者の受診行動: 国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析. 季刊社会保障研究. 2002; 38(1): 4-13
- 3) 金子能宏. 第14章 高齢者の所得厚生と医療需要. 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: 293-322
- 4) 湯田道生. 高齢者の外来医療需要における総価格弾力性の計測. 日本経済研究. 2007; 57: 23-52
- 5) Akiyama, N., Shiroiwa, T., Fukuda, T., Murashima, S., Hayashida, K. Healthcare costs for the elderly in Japan: Analysis of medical care and long-term care claim records. PloS one. 2018; 13

- (5): e0190392
- 6) 大日康史. 公的介護保険による実際の介護需要の分析—世帯構造別の推定—. 季刊社会保障研究. 2002; 38(1): 67-73
- 7) 佐藤哲彰. 介護保険請求額は、所得水準によって異なるか. 千葉商大論叢. 2016; 53(2): 135-147
- 8) 山田篤裕. 居宅介護サービスの公平性—『国民生活基礎調査（平成13年）』介護票に基づく分析—. 季刊社会保障研究. 2004; 40(3): 224-235
- 9) 遠藤久夫, 山田篤裕. 介護保険の利用実態と介護サービスの公平性に関する研究. 医療経済研究. 2007; 19(2): 147-167
- 10) 泉田信行. 介護サービス利用に対する所得の影響—施設介護サービスを中心に—. 季刊社会保障研究. 2008; 43(4): 327-342
- 11) 塚原康博. 介護サービスの限度利用と金銭的価値に関する研究—墨田区の個票データを用いた実証分析. 大原社会問題研究所雑誌. 2004; 542: 47-61
- 12) Olivares-Tirado, P., Tamiya, N., Kashiwagi, M., Kashiwagi, K. Predictors of the highest long-term care expenditure in Japan. BMC Health Service Research. 2011; 11: 1-13
- 13) 相原洋子, 川副延生. 世帯所得と居宅介護サービス利用率の関連. Panel Data Research Center at Keio University Discussion Paper Series. 2015; DP2014-004
- 14) 阿波谷敏英. 死亡前一年間の医療および介護費用の検討. 季刊社会保障研. 2004; 40(3): 236-243
- 15) 岩本康志, 鈴木亘, 両角良子, 湯田道生. 第2章 死亡前1年間の医療費・介護費. 健康政策の経済分析—レセプトデータによる評価と提言—. 東京大学出版会. 2016; 39-51
- 16) 鈴木亘, 岩本康志, 湯田道生, 両角良子. レセプトデータを用いた医療費・介護費の分布特性に関する分析. 医療経済研究. 2012; 24(2): 86-107
- 17) Allison, P. D. Chapter 2 Linear Fixed Effects Models: Basics - A Hybrid Method. - "Fixed Effects Regression Models." SAGE. 2009; 23-25
- 18) Schunck, R. Within and between estimates in random-effects models: Advantages and drawbacks of correlated random effects and hybrid models. The Stata Journal. 2013; 13(1): 65-76
- 19) Hausman, J. A., Wise, D. A. Attrition Bias in

Experimental and Panel Data: the Gary Income Maintenance Experiment. *Econometrica*. 1979; 47: 455-473.

- 20) Chetty R., Stepner M., Abraham S., Lin S, Scuderi B., Turner N., Bergeron A., Cutler D. The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001-2014. *Journal of American Medical Association*. 2016; 315(16): 1750-1766.

著者連絡先

早稲田大学大学院経済学研究科博士後期課程

今堀 まゆみ

〒169-8050 東京都新宿区西早稲田 1-6-1

TEL : 03-5272-4782

FAX : 03-5272-4782

E-mail address: imahori.m@suou.waseda.jp

Does income affect medical care and long-term care expenditures for the elderly?: Evidence from claims data of a municipality in Japan

Mayumi Imahori^{*1}, Takashi Kurihara^{*2}, Haruko Noguchi^{*3}

Abstract

We evaluate a relationship between income and medical care and long-term care (LTC) expenditures, focusing on the population aged 66 and over of a small anonymous municipality (called city “X”) in Japan. We analyze an individual-based administrative monthly claims data, for medical care and LTC, merged with the annual income data of city “X” from 2014 to 2015 (8,727 observations). Our dependent variables are a total expenditure of medical care and LTC, and each of medical care and LTC expenditures. Our independent variables are current annual household income (weighted by the square root of the number of family members) and the logarithm of annual employee pension.

The novelties of this study are as follows: First, the claims data includes elderly people who consumed neither medical care nor LTC services. Second, we consider the copayment ratio by using the income data. Third, we use pension as an indicator of past lifetime socioeconomic statuses such as industries, job statuses, average monthly salaries, and educational achievements since economic statuses of households often depend not only on current income.

Applying the multi-level hybrid model to our data, we obtain the following three major results. First, for every copayment ratio, there exists no positive correlation between each expenditure and current income. This result implies that the population aged 66 and over would enjoy medical care and LTC regardless of current income status. It would show that Japanese universal health care system is effectively working to achieve the equity of access to medical care and LTC for the old population. Second, we find a negative correlation between each expenditure and current income in a group of all samples or all employee pensioners. There are two possible reasons for this result: (i) health statuses of high-income persons are relatively better and therefore lower demands of medical care and LTC and (ii) a high copayment ratio reduces the demands. Third, in a group of employee pensioners whose copayment ratio for medical care services is 20%, we find a positive correlation between each expenditure and the logarithm of employee pension. This result indicates that the Japanese universal health care system could not remove the gap of expenditures owing to the past lifetime socioeconomic statuses. Their averages of current income and the logarithm of employee pension are almost the same as those of employee pensioners whose copayment rate for medical care services is 10%.

[Keywords] medical care expenditures; long-term care expenditures; income; pension; claims data; multi-level hybrid model

*1 Graduate School of Economics, Waseda University

*2 Faculty of Political Science and Economics, Waseda University

*3 Faculty of Political Science and Economics, Waseda University