

4. 内生性の問題を解決するために、操作変数法を用いて教育歴が健康状態などに影響をもたらすことを検証してきた。教育歴のパラメータにはバイアスが生じており、その主な要因として能力バイアスがあげられている⁵。一般的に観察されない能力が大きいほど、教育歴が長くなるとされ、上方バイアスが生じていると考えられている。そこで、教育がもたらす被説明変数への効果を実証するには、能力バイアスを含まない教育歴のパラメータを推定することが重要であるとし、操作変数法が採用されてきた。だが、パネルデータを利用した研究が国内外ともに増えている。パネルデータを利用すれば、観察されない時間不変な主体間の異質性を固定効果として捉えることができる⁶。個人の行動を長期にわたって記録したデータであるため、クロスセクションデータで操作変数法を利用するよりも、主体間の異質性をより正確にとらえることができると考えられている。本稿でもパネルデータを使用し検証を行う

2.1. データの説明

本稿では、厚生労働省『中高年者縦断調査』の個票データを利用する（以下、本稿では「パネルデータ」とする）。この調査は、団塊の世代を含む全国の中高年者世代の男女を追跡して、健康、就業そして社会活動について、意識面・事実面の変化の過程を継続的に調査したパネルデータである。具体的には、2005年10月末現在で50～59歳であった全国の男女に対し、継続的に調査を行っている。対象期間は、2005年を初年として、11月の第1水曜日を基準に毎年調査が実施されている。その調査方法は、2005年から2009年までは、地方自治体の統計調査員が実査を行う訪問留置法であったが、2010年以降は厚生労働省から郵送された調査票に被調査者が自ら記入し、郵送により厚生労働省に提出する方法

⁴ 1990年代以降多数の研究者が教育と健康について論じてきたが、Eric and Mark(2011)が整理している。

⁵ それ以外にもセレクションバイアス、および測定誤差が生じていると考えられる。

⁶ Naik and Moore (1996)では習慣形成と整合的な推定結果を得ているが、観察されない時間不変な主体間の異質性によって、固有効果を考慮したパネル推定と考慮しない推定結果を比べて習慣形成効果が強く出てしまうことを検証している。

で行われている。本稿では表1に示すように、パネルデータの第1回（2005年）から第6回（2010年）までの集計可能であるデータを分析対象とした。なお、雇用形態が自営、その他、勤め先が公官庁であると一度でも回答した者がいれば除外した。欠損値についても本稿の推計から除外した。

表1：中高年者縦断調査の概要

	対象者の年齢	調査客体数	回収客体数	回収率
第1回調査	50～59歳	40,877	34,240	83.8%
第2回調査	51～60歳	35,007	32,285	92.2%
第3回調査	52～61歳	32,195	30,730	95.4%
第4回調査	53～62歳	30,773	29,605	96.2%
第5回調査	54～63歳	29,548	28,736	97.3%
第6回調査	55～64歳	28,554	26,220	91.8%

以上のデータを用い、下記の変数を作成した。なお、「 Δ 」は『中高年者縦断調査』などのデータ名、【 Δ 】は作成した変数を示している。各変数の記述統計は表2の通りである。

表2：記述統計

項目	総数	平均	標準偏差	最小値	最大値
【被説明変数】					
消費(対数)変化	99761	-0.02287	0.415607	-3.52636	4.382027
医療費(対数)変化	22283	-0.10559	1.075021	-6.84588	5.736572
【説明変数】					
所得変化	94807	0.47833	49.81851	-731	712
正規職員→パート・アルバイト	140262	0.032004	0.238275	0	2
正規職員→派遣職員	140262	0.072628	0.358763	0	2
就業→定年退職・希望退職	140262	0.011614	0.107141	0	1
就業→倒産・解雇	140262	0.031598	0.174928	0	1
年齢	140262	57.27089	3.222387	50	64
結婚→離婚・死亡	140262	0.006174	0.078333	0	1
扶養者数変化	116885	-0.04024	0.682521	-7	7
貯蓄の有無	140262	0.710385	0.453585	0	1
健康状態変化	114997	-0.01846	0.835249	-5	5

被説明変数には【 Δ 消費（対数）】【 Δ 医療費（対数）】を採用する。消費について

は全ての消費に要した費用を、医療費については病気やけがの治療のために要した費用を使用する⁷。

【△医療費（対数）】＝当該年度の「月あたり医療費（対数）」と前年度の「月あたり医療費（対数）」の差分

【△消費（対数）】＝当該年度の「月あたり消費（対数）」と前年度の「月あたり医療費（対数）」の差分

説明変数には、所得の変化、就業形態の変化、家族構成の変化などのコントロール変数の3つの要因を取り上げる。第1は本稿の主たる関心である所得要因を用いる。所得には、賃金および年金を加算した月あたりの所得額を使用する。

【△所得】＝当該年度の「1ヶ月の収入額」と前年度の「1ヶ月の収入額」の差分

第2は、就業形態には正規職員、パート・アルバイト、派遣職員とし、その変化として、【正規職員→パート・アルバイト】【正規職員→派遣職員】を不本意な就業形態の変化として採用する。退職による失業によるショックにも注目し、定年退職および希望退職による失業を本意の退職とし、倒産や解雇・離職による失業を不本意な退職とし、【就業→定年退職・希望退職】【就業→解雇・離職】などのショックが生活水準に与える影響を評価する。

【正規職員→パート・アルバイト】＝「正規の職員・従業員」「会社・団体の役員」

から「パート・アルバイト」

⁷ 病気やけがのために要する1月分（毎年10月分）の費用を使用する。なお、本稿ではライフサイクルモデルを踏まえて、医療費の対数で差分をとるために、医療費が生じないデータは除外され、医療費を使用した標本のみを推計の対象とする。

【正規職員→派遣職員】 = 「正規の職員・従業員」「会社・団体の役員」

から「労働派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」

【就業→定年退職・希望退職】 = 「定年のため」「契約期間が満了したから」「希望退職に応じたから」のうち1つでも該当がありが1、該当がなしが0

【就業→倒産・解雇】 = 「倒産したから」「解雇したから」のうち1つでも該当がありが1、該当がなしが0

第3の個人属性として先行研究に則って家族構成や資産要因また健康状態の変化などを採用する。

【年齢】 = 「本人の年齢」

【結婚変化】 = 「結婚している」から「離婚」「死亡」の変化

【扶養者数変化】 = 「16歳以上23歳未満の子の数」「23歳以上の子の数」「70歳以上の親の数」の合計数の変化

【貯蓄の有無】 = 「預貯金（株・債権を含む）」がありが1、「預貯金（株・債権を含む）」がなしが0

【健康状態変化】 = 「非常によい」が6、「良い」が5、「やや良い」が4、「やや悪い」が3、「悪い」が2、「非常に悪い」が1の6段階の変化

以上の変数を用いて、山本(2010)を踏まえ、本稿では、就業形態の変化や退職などの予期できないイベントがある場合に、消費などの生活水準に何らかの影響を与えると仮定する。なかでも本稿の主眼として、予期できないショックによって、日常生活の消費に留まらず、精神状態の悪化や疾患罹患率の上昇によって、最低限の生活保障としての医療費にも影響を与え、生活水準が影響を与える可能性がある。このとき山本(2010)は、予期できない事象をアンケート調査の解答をもとに本意と不本意を区分している。本稿では、より客観的に捉えるため

に実際の転職ならびに失業の動きに注目している⁸。これら予期できない事象が社会保障の関係費に影響を与えるかどうかを、次の(8)式のモデルで検証を行う。

$$\Delta \text{Log}Y_{it} = a_0 + a_1 \Delta W_{it} + a_2 \Delta E_{it} + a_3 \Delta X_{it} + \mu_{it} \quad (8)$$

左辺の被説明変数 Y_{it} は【 Δ 消費(対数)】【 Δ 医療費(対数)】である。右辺の説明変数は、 W_{it} が所得要因を示し、【 Δ 所得】を用いる。 E_{it} の就業形態要因については、【正規職員→パート・アルバイト】【正規職員→派遣職員】【就業→定年退職・希望退職】【就業→解雇・離職】の4種類を採用する。 X_{it} のコントロール変数には、【年齢】【結婚の変化】【扶養者数変化】【健康状態変化】【貯蓄の有無】を採用する。ここで、 μ は誤差項であり、 i は家計、 t は時間のインデックスを示す。

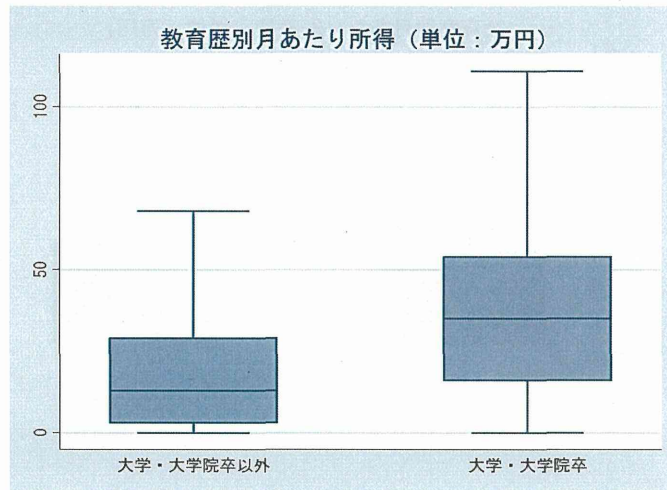
2.2. 社会保障関係要因と就業要因の傾向

図5から図7では、教育歴に応じて所得、消費そして医療費を示している。図5から、大学・大学院卒以外に比べ、大学・大学院卒の所得の中央値は高く、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒で共通して一定の標準偏差がある。このことから、教育歴間格差に加え教育歴内でも格差が生じている可能性が高い。

図6では教育歴と消費、図7では教育歴と医療費の傾向を示している。図6から所得と同じように消費でも、大学・大学院卒以外に比較し大学・大学院卒の中央値が高い。また標準偏差をみると、大学・大学院卒以外よりも大学・大学院卒のほうが大きいことが解る。一方で、図7の医療費については大学・大学院卒と大学・大学院卒の中央値がほぼ同じである。このことから、消費には教育歴間格差が生じているものの、医療費では一定の水準で維持されている可能性が高い。

⁸ 山本(2010)では、不本意型の非正規雇用は、非正規雇用で就業している理由として「正規職員で働くことを希望していたが、雇ってくれる会社がなかったから」と答えた労働者と定義している。

図5： 教育歴別月あたり所得



備考) 失業者の労働所得はゼロとする。

図6： 教育歴別月あたり消費

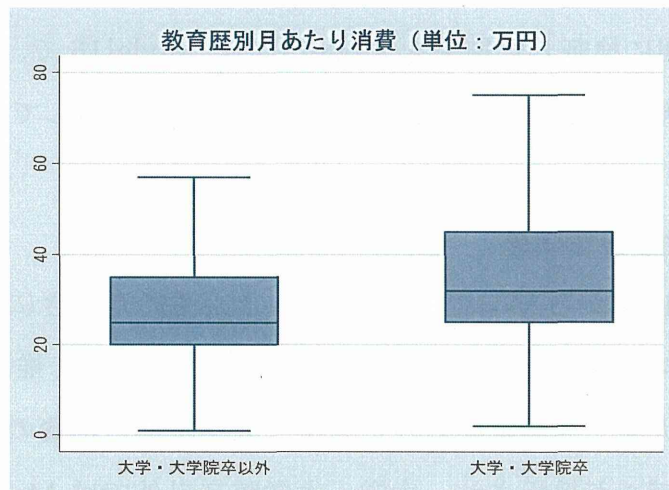
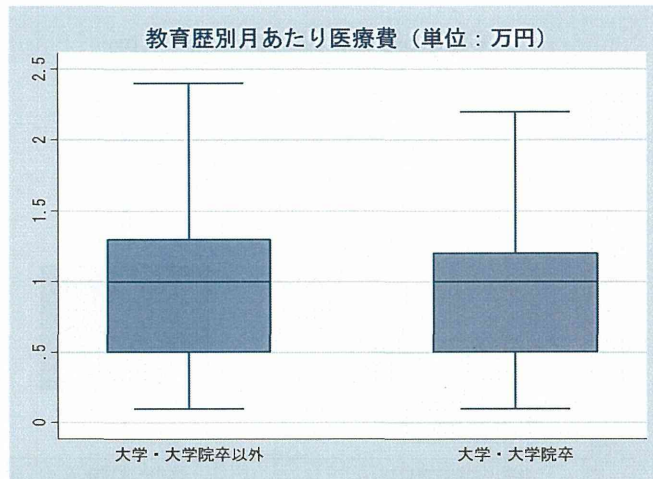


図 7：教育歴別月あたり医療費



3. 推定結果

推定結果を表 3 から表 5 に示す。所得額が社会保障関係に与える影響を、大学・大学院卒別に検証した結果を Model 1 から Model16 で、就業時間が社会保障関係の費用に与える影響を Model17 から Model32 で示している。

3.1 消費における推定結果

まず Model 1 から Model 4 ではショックが生じたときに消費行動に影響を与えるかを、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒で区分して推計を行う。Hausman 検定によって、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒の消費の推定結果ではともに、変量効果モデルが採択され、大学・大学院卒以外では Model 2 を、大学・大学院卒では Model 4 の結果を採用する。第 1 に、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒に共通して、消費は所得の変化と就業形態の変化によって反応される。つまり、所得や就業形態の変化が想定されないショックとして、生活水準の指標である消費に対し、統計的に有意に影響を与えることが示された。言い換えるならば、大学・大学院卒以外であろうと、大学・大学院卒であろうと、教育歴に関わらず、所得の変化および就業形態の変化は消費に対し、同時決定であることが解る。第 2 に、Model 2 の大学・大学院卒以外の推計結果から、所得の変化では正に

有意な結果が検出された。逆に、就業形態の変化では負に有意な結果となった。具体的には、正規職員からパートアルバイトおよび正規職員から派遣職員への就業形態の変化では負に有意な結果が得られ、加えて、就業から定年退職・希望退職の変化でも同様の結果となった。したがって、大学・大学院卒以外では同一教育歴内で、所得の増加幅が大きいほど消費が増えており、就業形態の変化や退職の変化といったショックが生じた場合、消費などの生活水準を低下させることが明らかとなった。さらに、結婚から配偶者との離婚や死亡や健康状態の改善が負に有意であることから、離婚や死亡などのショックや健康状態の改善によって消費が下がることが示された。逆に、扶養者数の変化は正に有意であることから、家族の増加は消費を増やす要因となっている。第3に、Model 4の大学・大学院卒の推定結果から、大学・大学院卒でも同様に、所得の変化は正に有意な結果が得られた。就業形態の変化では、正規職員から派遣職員および就業から定年退職・希望退職では負に有意な結果が検出された。この点については、大学・大学卒以外と類似の傾向が認められるものの、正規職員からパート・アルバイトでは有意性が得られなかった。一方で、就業から倒産・解雇への変化では、大学・大学院卒以外では有意な結果が検出されなかったが、大学・大学院卒では負に有意となった。したがって、同一教育歴内で、所得の変化や就業形態の変化は、消費といった生活水準に影響をもたらすショックであることが明らかとなった。さらに、結婚から離婚・死亡は負に有意であり、離婚や死亡などのショックが消費を減らすことが示された。

3.2 医療費の推定結果

大学・大学院卒以外と大学・大学院卒の医療費の支出を比較することで、その差、つまり教育歴の違いによる効果について検討する。一般に、高齢になれば医療費がかかることは予想できる。ライフサイクル・モデル的に考えれば、就業形態が変化しても、医療費支出の長期的な傾向には変わらないはずであろう。だが短期的にみれば、病気が悪化することで、会社を辞めざるを得ない状況とな

り、就業形態の変化と医療費の支出に同時性が生じることも考えられる。そこで本稿では次に医療費と所得の変化や就業形態の変化の関係について検証を行う。まず、Model 5 から Model 8 ではショックが生じたときに医療費の支出に影響を与えるかを、大学・大学院卒と大学・大学院卒以外で分けて推計を行う。このとき Hausman 検定の結果から、大学・大学院卒では固定効果モデルの Model 5、大学・大学院卒以外では変量効果モデルの Model 8 が採用された。第 1 に、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒の異なる教育歴間で医療費の比較したところ、共通して医療費は就業形態の変化に反応しないことが明らかとなった。つまり、大学・大学院卒以外であろうと大学・大学院卒であろうと、就業形態の変化によるショックに対し医療費の支出は平準化していることが示されている。したがって、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒では共通して、医療費は就業形態の変化に反応せずに一定で、ライフサイクル・モデルに整合的であることが解る。しかしながら、所得の変化に対しては大学・大学院卒以外で正に有意な結果が検出された。つまり、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒で異なるこの差が、高等教育によって所得の変化に影響されることなく、医療費のような支出に対しては長期的に平準化しようとする動きとなっている可能性がある。第 2 に、Model 5 の大学・大学院卒以外の推計結果から、所得の変化が消費に正に有意な結果が得られている。しかしながら、消費と異なり医療費では、就業形態の変化および退職の変化に有意な結果が検出されなかった。したがって、大学・大学院卒以外の同一教育歴内では所得の変化によるショックが医療費の支出に影響を与えている。就業形態および退職によるショックは医療費の支出に影響を与えないことが示された。健康状態の改善の変化幅が増えれば医療費が有意に減少することが示された。第 3 に、Model 8 の大学・大学院卒の推定結果から、所得の変化および就業形態の変化などのショックによって、医療費支出は変化しないことが明らかとなった。つまり、所得の変化、正規職員からパート・アルバイトや非正規職員の就業形態の変化、ならびに定年退職・希望退職や倒産・解雇による退職の変化があらうと、医療費の支出は一定で平準化していることがわかる。さらに、結婚から離婚・死亡は負

に有意であり、離婚や死亡などのショックが消費行動を減らすことが示された。健康状態の改善幅が高いほど医療費の支出が抑えられる結果が得られた。

3.2 所得別医療費の推定結果

最後に教育歴の差異によって、予想されない出来事が生じたときに、医療費の支出に与える効果を低所得層と高所得層に分けて検証を行う。Model 9 から Model12 までは低所得層、Model13 から Model16 は高所得層の結果である。このとき Hausman 検定の結果から、低所得層の大学・大学院卒以外および大学・大学院卒では Model10 と Model12 の変量効果モデルが採択され、高所得層の大学・大学院卒以外および大学・大学院卒では Model13 と Model15 の固定効果モデルが採用された。第1に低所得層の大学・大学院卒以外では、就業形態の変化ならびに退職などのショックが生じたときに医療費の支出に影響を与えるような有意な結果が検出された。具体的には、正規職員からパート・アルバイトおよび正規職員から派遣職員への就業形態の変化で有意な結果が得られた。また退職による変化では、就業から定年退職・希望退職では有意な結果が認められなかったが、就業から倒産・解雇では有意な結果が検出された。しかしながら、大学・大学院卒では就業形態の変化および退職の全てで、有意な結果が認められなかった。また、家族構成の変化では有意な結果が得られず、健康状態の変化によって医療費が増減する結果が検出された。したがって、大学・大学院卒以外では医療費は一定の就業形態の変化に反応している。これは、就業形態の変化と医療費に同時性がある考え方に整合的である。一方、大学・大学院卒では、就業形態の変化に医療費は反応しておらず、一定の水準を維持している。これは、ライフサイクル・モデル的に考え方に整合的である。この差が教育歴の違いによる効果と解釈できる。つまり、高等教育により、医療費の支出が短期的な就業形態の変化に影響されることなく、病気等に長期的に対応して平準化して支出できようになったと解釈できる。第2に、高所得層でも低所得層と同様に結果が検出された。Model13 から、大学・大学院卒以外では就業から倒産・解雇によるショックによって、10%水準

で正に有意な結果が得られた。一方、大学・大学院卒の推計結果である Model15 では、就業形態の変化や退職による変化の全てで有意な結果が認められなかった。このことから、高所得層でも低所得層と同じように、大学・大学院卒以外では医療費は就業形態の変化に反応するものの、大学・大学院卒では、医療費は就業時間や就業形態の変化に反応せず、一定の水準を維持している。この差が教育歴の違いによる効果であり、高等教育により、長期的な観点で医療費支出が平準化されていると解釈できる。したがって、低所得層と高所得層のどちらも、大学・大学院卒以外では、医療費が就業時間と一部の就業形態の変化に反応しており、前節の所得の結果とは整合的である。

4. 結語

本稿は、同一教育歴内における就業と社会保障関係の要因の間に、健康格差が生じていないかを検証した。記述統計から、所得および就業時間において、同一の教育歴内では一定の格差が生じていることが示された。それらを踏まえて、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒別に統計的に検証を行った。推定結果から、大学・大学院卒以外および大学・大学院卒のそれぞれで同一の教育歴内格差が生じていることが示された。第1に、異なる教育歴間の消費支出の変化を比較することで、消費に対する教育の差を分析した。大学・大学院卒以外ならびに大学・大学院卒に共通して消費は所得や一定の就業形態の変化に反応している。これは、就業形態の変化と消費に同時性がある考え方に整合的である。第2に、異なる教育歴間の医療費支出の動向を比較することで、教育による差を検証した。大学・大学院卒以外では所得の影響が医療費の格差を招いていることが明らかとなった。しかしながら雇用の変化に対しては、大学・大学院卒以外と大学・大学院卒の医療費の支出は雇用の変化に反応せず平準化されていた。第1と第2を踏まえて、消費と比べ医療費は一部所得の変化に反応するものの、雇用形態の変化に反応せず一定の水準を維持している。これは、ライフサイクル・モデル的に考え方に整合的であり、病気等に対しては長期的に対応し平準化して支出していると考えら

れる。所得に対しては、教育歴間で異なる動きが認められ、その差が高等教育によって所得の変化に影響されることなく、医療費のような支出に対しては長期的に平準化しようとする傾向がある。さらに第3で、医療費の支出と所得の変化が同時に決定する動きが低所得層および高所得層の両方に認められるかを検証を行った。大学・大学院卒以外（低所得層）では医療費は就業形態の変化に反応するが、大学・大学院卒（低所得層）では、医療費は所得や雇用形態の変化に医療費は反応しておらず、一定の水準を維持している。これは、ライフサイクル・モデル的に考え方に整合的である。この動向は高所得層でも確認できた。したがって、医療費のこの差が教育歴の違いによる効果と解釈できる。高等教育により、医療費の支出が短期的な就業形態の変化に影響されることなく、病気等に長期的に対応して平準化して支出できようになったと解釈できる。つまり、異なる所得層別に、医療費の支出の動向を異なる教育歴間で比較し、医療費の支出の傾向を検証した低所得層および高所得層で、大学・大学院卒以外では医療費は雇用の変化によって変化するものの、大学・大学院卒では雇用の変化に反応せず平準化されている。このことから、医療費の使い方、大学・大学院卒のほうがリテラシーが高いと解釈できる。

表 3：消費の推定結果

△消費(対数)	Model1	Model2	Model3	Model4
	大学・大学院卒以外		大学・大学院卒	
	Fixed Effect	Random Effect	Fixed Effect	Random Effect
△所得	0.000336 *** 4.06E-05	0.000333 *** 3.44E-05	0.000283 *** 6.51E-05	0.000276 *** 5.59E-05
【就業形態変化】				
正規職員→パート・アルバイト	-0.03968 * 0.022581	-0.03067 * 0.017848	0.048536 0.067617	-0.02728 0.052926
正規職員→派遣職員	-0.05737 *** 0.015917	-0.0443 *** 0.012717	-0.09901 *** 0.028219	-0.10027 *** 0.022799
就業→定年退職・希望退職	-0.02589 0.016203	-0.02957 ** 0.013101	-0.14958 *** 0.033292	-0.14436 *** 0.02712
就業→倒産・解雇	-0.00126 0.009969	-0.00822 0.007959	-0.03783 0.02918	-0.04783 ** 0.023174
【コントロール要因】				
年齢	0.012169 0.026854	-0.01025 0.016929	-0.1097 ** 0.055707	-0.10261 *** 0.03568
年齢二乗	-0.00011 0.000231	9.33E-05 0.000147	0.001004 ** 0.000483	0.000894 *** 0.000311
結婚→離婚・死亡	-0.18855 *** 0.024293	-0.15894 *** 0.01901	-0.11818 0.074774	-0.12825 ** 0.058149
△扶養者数	0.006437 ** 0.002734	0.007671 *** 0.002329	0.009532 0.006121	0.008189 0.005219
貯蓄の有無	0.002918 0.007715	-0.00024 0.003562	0.000616 0.021207	0.000962 0.010509
△健康状態	-0.00786 *** 0.00213	-0.00794 *** 0.001846	-0.00442 0.004841	-0.00682 0.00419
2006年度ダミー
2007年度ダミー	-0.01738 *** 0.004755	-0.01666 *** 0.004739	-0.00066 0.010504	0.000283 0.010486
2008年度ダミー	-0.00947 * 0.004934	-0.00979 * 0.005031	-0.02425 ** 0.01084	-0.01954 * 0.011092
2009年度ダミー	-0.02583 *** 0.005082	-0.02651 *** 0.005278	-0.00497 0.011222	0.007293 0.011598
2010年度ダミー	.	-0.00188 0.005388	.	0.019079 0.011756
_cons	-0.36098 0.778801	0.27096 0.486308	2.964956 * 1.60479	2.915982 *** 1.021421
標本数	71733	71733	12645	12645
Ftest	14.52518 ***		5.593312 ***	
chi2Test		259.7495 ***		115.6105 ***
Hausman Test	chi2(14)=16.71		chi2(14)=12.66	

備考) ***, **, * はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%で係数が統計的に有意にゼロと異なることを示す。
上段は係数で下段は標準偏差である。

表4：医療費の推定結果

△医療費(対数)	Model5	Model6	Model7	Model8
	大学・大学院卒以外		大学・大学院卒	
	Fixed Effect	Random Effect	Fixed Effect	Random Effect
△所得	0.000493 *	0.000457 **	-0.00068	-0.00048
	0.000272	0.000185	0.000469	0.000326
【就業形態変化】				
正規職員→パート・アルバイト	-0.10024	-0.18116 *	-0.05349	-0.00391
	0.15941	0.101232	0.426489	0.266431
正規職員→派遣職員	-0.06786	-0.02146	-0.09801	-0.00615
	0.095899	0.065311	0.182054	0.131388
就業→定年退職・希望退職	-0.0733	-0.05863	0.06129	0.085277
	0.101032	0.067457	0.217371	0.14743
就業→倒産・解雇	0.087905	0.110405 ***	0.288626	0.196916
	0.061679	0.041269	0.199808	0.134547
【コントロール要因】				
年齢	-0.07785	0.041431	0.082147	0.056727
	0.207991	0.097897	0.478368	0.22796
年齢二乗	0.000662	-0.00034	-0.001	-0.00045
	0.001777	0.000839	0.004126	0.001962
結婚→離婚・死亡	-0.08697	0.020545	-0.30845	-0.59339 *
	0.160715	0.101181	0.529311	0.346522
△扶養者数	-0.01107	-0.00147	-0.03573	-0.0106
	0.018449	0.013507	0.044582	0.03285
貯蓄の有無	0.000626	-0.02036	-0.00137	-0.09914
	0.05357	0.019961	0.154178	0.066923
△健康状態	-0.14671 ***	-0.16594 ***	-0.22522 ***	-0.22723 ***
	0.0133	0.00975	0.032629	0.024501
2006年度ダミー
2007年度ダミー	-0.04097	-0.05092	-0.16749 *	-0.15412 *
	0.039473	0.035518	0.091039	0.08364
2008年度ダミー	-0.40553 ***	-0.47786 ***	-0.53644 ***	-0.65914 ***
	0.03442	0.034631	0.08157	0.082161
2009年度ダミー	-0.03207	-0.07912 **	-0.07294	-0.1782 **
	0.02687	0.033608	0.065983	0.080603
2010年度ダミー	.	-0.05717 *	.	-0.14132 *
	.	0.03361	.	0.080166
_cons	2.274456	-1.22086	-1.36036	-1.54726
	6.085732	2.84887	13.86004	6.599624
標本数	15481	15481	2890	2890
Ftest	23.44178 ***		7.191654 ***	
chi2Test		716.2549 ***		198.6612 ***
Hausman Test	chi2(14)=24.47**		chi2(14)=10.93	

備考) ***, **, * はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%で係数が統計的に有意にゼロと異なることを示す。上段は係数で下段は標準偏差である。

表5：所得層別医療費の推定結果

△医療費(対数)	Model9	Model10	Model11	Model12	Model13	Model14	Model15	Model16
	大学・大学院卒以外(低所得) Fixed Effect	Random Effect	大学・大学院卒(低所得) Fixed Effect	Random Effect	大学・大学院卒以外(高所得) Fixed Effect	Random Effect	大学・大学院卒(高所得) Fixed Effect	Random Effect
【就業形態変化】								
正規職員→パート・アルバイト	-0.5657 *	-0.26381 *	-0.3932	0.048354	-0.03425	-0.14378	0.008053	0.15152
	0.332434	0.138324	0.93675	0.466775	0.195795	0.125163	0.457173	0.289879
正規職員→派遣職員	0.408474	0.361279 **	0.543584	-0.1174	-0.12756	-0.06038	-0.0796	-0.00106
	0.355356	0.157191	1.132234	0.51084	0.101209	0.068169	0.171247	0.126295
就業→定年退職・希望退職	-0.17273	-0.09078	0.406795	-0.03012	0.198851	-0.00473	-0.12428	0.04979
	0.143354	0.077727	0.426331	0.193829	0.183641	0.108335	0.321556	0.214148
就業→倒産・解雇	0.030972	0.10162 **	0.482991	0.283265	0.262705 *	0.151191 *	0.357597	0.035729
	0.06906	0.043517	0.346625	0.180699	0.154417	0.091869	0.325086	0.195596
【コントロール要因】								
年齢	0.099845	0.120844	0.515909	0.59063	-0.27316	-0.07513	-0.09865	0.014987
	0.271524	0.130312	1.09721	0.498865	0.301296	0.139785	0.491927	0.250458
年齢二乗	-0.00113	-0.00101	-0.00475	-0.00502	0.002508	0.000682	0.000616	-0.00011
	0.002327	0.001116	0.009438	0.004279	0.002581	0.001198	0.004269	0.002158
結婚→離婚・死亡	0.195781	0.114432	0.078049	-0.87096	-0.15494	0.035347	-0.32931	-0.34347
	0.224674	0.134861	1.076741	0.570912	0.232781	0.132798	0.607755	0.442629
△扶養者数	-0.02987	-0.03065 *	-0.10395	-0.04888	0.023553	0.022963	-0.03514	0.001585
	0.024846	0.017602	0.122981	0.075794	0.027464	0.018928	0.045879	0.034207
貯蓄の有無	0.034708	-0.00518	-0.24355	-0.05635	0.045982	-0.03254	-0.08626	-0.09654
	0.068819	0.024841	0.284127	0.112504	0.081632	0.029791	0.178179	0.077664
△健康状態	-0.1611 ***	-0.18802 ***	-0.20076 ***	-0.17714 ***	-0.11134 ***	-0.13026 ***	-0.23658 ***	-0.24257 ***
	0.017793	0.012556	0.062371	0.04342	0.020682	0.014142	0.037142	0.027878
2006年度ダミー
2007年度ダミー	-0.11014 **	-0.09968 **	0.168582	0.13194	-0.03732	-0.02149	-0.3017 ***	-0.21962 **
	0.053974	0.048161	0.197205	0.17962	0.057611	0.050426	0.098074	0.091641
2008年度ダミー	-0.42448 ***	-0.52556 ***	-0.32457 **	-0.41049 **	-0.39218 ***	-0.4681 ***	-0.60591 ***	-0.75655 ***
	0.045864	0.045966	0.163741	0.163836	0.052709	0.050225	0.09064	0.092264
2009年度ダミー	-0.06057 *	-0.1539 ***	-0.06758	-0.06469	-0.01591	-0.04371	-0.05315	-0.20183 **
	0.034645	0.043922	0.136384	0.15907	0.041271	0.048038	0.071984	0.088339
2010年度ダミー	.	-0.11594 ***	.	-0.02208	.	-0.02695	.	-0.14846 *
	.	0.043965	.	0.160131	.	0.047628	.	0.087225
_cons	-1.97887	-3.50067	-13.7321	-17.3041	7.307125	2.086783	3.779968	-0.26873
	7.922744	3.795983	31.8861	14.49953	8.792495	4.066582	14.16583	7.244224
標本数	9454	9454	832	832	7423	7423	2327	2327
Ftest	14.675 ***		1.806534 ***		9.450737 ***		7.281401 ***	
chi2Test		480.3399 ***		39.42128 ***		291.151 ***		183.937 ***
Hausman Test	chi2(13)=9.56		chi2(13)=6.17		chi2(13)=25.24**		chi2(13)=23.60**	

備考) **、* はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%で係数が統計的に有意にゼロと異なることを示す。上段は係数で下段は標準偏差である。

参考文献

- Clark, A. E. and A. J. Oswald. (1996) "Satisfaction and Comparison Income", *Journal of Public Economics*, 61(3), pp.359-381.
- Eric R. Eidea and Mark H. Showalterb. (2011) " Estimating the relation between health and education: What do we know and what do we need to know", *Economics of Education Review*, 30(5), pp.778–791.
- Grossman,M.(1972)" On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, 80(2), pp.223-255.
- Grossman, M. and L.Benham. (1974)." Health, Hour, and Wages," in M. Perlman(ed.) *The Economics of Health and Medical Care*, London: MacMillan.
- Hendrik,J. Steffen,R. and S,Martin.(2011) "Does schooling affect health behavior? Evidence from the educational expansion in Western Germany", *Economics of Education Review*, 30(5), pp.862–872.
- Martins,P.S. and P.T.Pereira. (2004) "Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regression Evidence from 16 Countries", *Labour Economics*, 11(3), pp.355-371.
- Mary A. Silles. (2009) "The causal effect of education on health: Evidence from the United Kingdom", *Economics of Education Review*, 28, pp.122–128.
- Naik, N. Y. and M. J. Moore. (1996) "Habit Formation and Intertemporal Substitution in Individual Food Consumption", *The Review of Economics and Statistics* , 78(2).
- Prieto-Rodriguez, J., C. P. Barros, and J. A. C. Vieira(2008)."What a Quantile Approach can Tell us about Return to Education in Europe", *Education Economics*, 16(4), pp.391-410.
- Richard, D. Silvia, L. and W, Martin. (2014) "Education and its effects on income and mortality of men aged sixty-five and over in Great Britain",

Labour Economics, 27, pp.71–82.

Stern, S. (1989).” Measureing in Effect of Diability on Labor Force Paricipation”, *Journal of Human Resources*, 24(3), pp.361-395.

Wulung,H.and T. Gindo. (2014) “Does poverty reduce mental health? An instrumental variable analysis“, *Social Science & Medicine*, 113, pp.59–67.

Winkelmann, L. and R. Winkelmann. (1998).”Why Are the Unemployed So Unhappy?:Evidence from Panel Data”, *Economica*, 65,pp.1-15.

岩本康志(2000)「健康と所得」国立社会保障・人口問題研究所『家族・世帯の受容と生活保障機能』東京大学出版会、pp.95-118.

河井啓希(2010)「身体的・精神的健康が医療費と所得に与える影響」樋口美雄・宮内環・C.R.McKenzie 編『貧困のダイナミズム：パネルデータによる政策評価分析 [1]』慶應義塾大学出版会、第 6 章、pp.153-169.

佐野晋平・大竹文雄(2007)「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』 558 : pp.5-18.

佐野晋平・安井健吾(2009)「日本における教育のリターンの推計」『国民経済雑誌』 200(5) : pp.71-86.

山本勲(2010)「正規・非正規雇用間格差の発生と健康状態への影響」樋口美雄・宮内環・C.R.McKenzie 編『貧困のダイナミズム：パネルデータによる政策評価分析 [1]』慶應義塾大学出版会、第 6 章、pp.133-151.

野田顕彦・山本勲(2009)「不本意就業を考慮した労働供給行動の推定：労働供給の質は向上するのか？」樋口美雄・瀬古美喜・照山博司・慶応：京大連携グローバルCOE編『日本の家計行動のダイナミズム [V]：労働市場の高質化と就業行動』慶應義塾大学出版会、第 2 章、pp.36-39.

安井健吾・佐野晋平(2009)「教育が賃金にもたらす因果的な効果について：手法のサーヴェイと新たな推定」『日本労働研究雑誌』 558 : pp.16-33.

濱秋純也・野口晴子(2010)「中高年者の健康状態と労働参加」『日本労働研究雑誌』 601 : pp.5-24.

湯田道生(2010)「健康状態と労働生産性」『日本労働研究雑誌』 601 : pp.25-36.

第5章 退職期における個人住民税が消費に与える影響について

足立泰美¹ 北村智紀² 上村敏之³

要旨

本稿では、個人住民税の前年所得課税が、退職期の家計の消費水準を低下させているかどうかについて、厚生労働省『中高年縦断調査』の個票データを用いた実証分析を行った。家計がライフサイクル仮説にもとづいて消費を行い、個人住民税が前年所得課税であることを予期できているならば、退職後の個人住民税額は家計の消費水準に影響を与えないはずである。消費の変遷を推計した分析結果によれば、退職後の個人住民税額は、家計の消費水準を低下させていた。このことは、家計が退職期の個人住民税額を予期できていないか、予期できていたとしても、家計は消費水準を低下させなければならない状況にあることを意味する。家計の消費の変遷に個人住民税額がマイナスの影響を与えることは、家計の消費の平準化を阻害し、家計の効用水準にもマイナスの影響を与えていると言える。政府税制調査会や東京地方税理士会などより、個人住民税を現年所得課税化すべきとする見解が示されているが、家計の消費水準に影響をもたらすという新たな観点からも、個人住民税の現年所得課税化は検討すべきだと考えられる。

キーワード：個人住民税、消費支出、退職、恒常所得仮説、パネルデータ

1. はじめに

本稿は、個人住民税の前年所得課税が、退職期の家計の消費水準を低下させるかどうかを明らかにすべく、個票データを用いて実証的に検証を行う。後に

¹ 甲南大学経済学部

² ニッセイ基礎研究所金融研究部

³ 関西学院大学経済学部

述べるように、日本の個人住民税の制度は、前年の所得に対する課税である。そのため、退職後の家計は、退職後1年目に、前年の所得にかかる個人住民税を負担しなければならない。通常、退職後の家計の所得は、就業時に比べると低下するため、退職後1年目に負担する個人住民税によって、家計の可処分所得が減り、消費が減少するかもしれない。しかしながら、通常のライフサイクル仮説のもとでは、個人住民税が前年所得課税であったとしても、それを予期できる家計の消費水準は、退職期の個人住民税の課税のタイミングには影響を受けないはずである。影響を受けるとすれば、ライフサイクル仮説が成立していないか、退職後1年目の個人住民税の負担に対し、過剰な反応がなされているか、または、退職後1年目の個人住民税の負担を、家計が正しく予期できていない可能性がある。本稿では、これらの可能性についても、実証分析によって明らかにする。

日本の個人住民税が前年所得課税であることについては、これまでも様々な見解が提示されてきた。まずは、個人住民税が前年所得課税であることに否定的で、現年所得課税化するべきという見解を紹介する。たとえば、政府税制調査会(1968)は、「住民税は、前年の所得を基礎として課税するいわゆる前年所得課税のたてまえをとっている。所得発生時点と税の徴収の時点との間の時間的間隔をできるだけ少なくすることにより、所得の発生に応じた税負担を求めることとするためには現年所得課税とすることが望ましいと考えられるので、この方法を採用する場合における源泉徴収義務者の徴収事務、給与所得以外の者に係る申告手続等の諸問題について、引き続き検討することが適当である」としている。また、東京地方税理士会(2004)は「源泉徴収・年末徴収を行う必要があることから、給与の支払者の事務負担が増大するという問題や、現年課税への取り扱いに検討の余地があるが、将来の現年課税制度導入のために具体的検討を進めることが望ましい」とする。さらに、政府税制調査会(2005)は、「個人住民税は、納税の事務負担に配慮して、前年の所得を基礎として課税するいわゆる前年所得課税の仕組みを採っているが、本来、所得課税においては、所得発生時点と税負担時点をできるだけ近づけることが望ましい。近年の、IT化の進展、雇用形態の多様化等、