

[論文]

## 介護サービスは女性の介護時間を減少させるか

### —都道府県別パネルデータを用いた推定—

Do long-term care services reduce nursing care hours on women?

楠山 大暁

KUSUYAMA Hiroaki

青森中央学院大学経営法学部

#### 1 はじめに

総務省が5年おきに実施している「社会生活基本調査」によれば、女性の介護に関する行動者時間は減少傾向にある。具体的には、当調査の全国平均かつ週全体の平均で1日あたりの行動者時間をみると、1996年の164分から2016年の122分に減少していることが確認できる。介護保険制度が導入されたのが2000年度であったことから、この減少の要因を、介護サービスの拡充に求めることができるだろうか。

従来 of 先行研究によれば、介護保険制度開始後、女性の介護時間が減少していることが確認されているものの、介護サービスの供給サイドの要因を十分にコントロールできていないために、内生性を除去できていない可能性が疑われる。Tamiya et al.(2011)や菅・梶谷(2014)などの分析では、個票データを用いて、介護保険制度の導入前後で介護時間がどう変化したかを推定するというDID推定の手法が利用されている。推定結果は、おおむね、高学歴、高所得者の女性介護者の介護時間が有意に減少していることで一致している。しかしながら、これらの分析は、主に介護サービスの需要サイドに介護時間減少の要因を求めている。確かに個票データを用いれば、介護労働を行った女性介護者の属性を詳細に把握することが可能であるが、介護サービス市場における供給態勢の変化が捉えられているとはいえ、さらなる分析を要するところである。また、黒田(2014)においても、制度導入後の介護時間の減少が確認されているものの、世帯員以外による介護に関する支援の回数が増加するとかえって介護時間が増加するという推定結果となっており、ここでは要介護者の要介護度といった要因を十分にコントロールできていないことによる内生性が疑われる。

また、DID推定に多く利用されてきた「社会生活基本調査」の個票データであるが、これらのデータは繰り返しクロスセクションなので、同一の人物を追いかけたデータではない。したがって、供給された介護サービスをどのくらい利用したかというサービス利用量変化の要因を

捉えてはいない。供給サイドの要因を大規模に推定に反映させるためには、現状では集計データを利用するしかない。

そこで、本稿では、「社会生活基本調査」の都道府県別に集計されたデータをパネルデータとして整理して、都道府県ごとの介護サービス市場に供給され、需要される居宅サービスが、女性の介護行動者の介護に係る行動者平均時間を減少させているかどうかを推定する。本稿で集計データを利用した推定を行ったのは、介護サービス市場に供給される介護サービスは、介護サービスの需要量と女性の介護時間の双方に影響をおよぼしているという内生性の影響をコントロールするためである。推定には同時方程式モデルを用いた。本稿の貢献は、介護時間の減少をもたらしている要因を介護サービス市場におけるサービスの利用量に求めることによって、介護サービスの利用と介護時間の間をつなぐ因果関係の一端を明らかにしたことによって求められる。また、操作変数を用いた同時方程式モデルに基づくため、内生性にもある程度対処できているといえる。本稿における推定の結果、居宅サービスの利用増加、もしくは居宅サービスに対する自己負担額の増加が女性の介護時間の減少をもたらしていることが確認された。

本稿の構成は以下のとおりである。つづく 2 節では、介護保険制度が開始された 2000 年以降、介護の社会化が進展しているかどうか、各種データを用いて検証する。3 節では関連する先行研究について議論する。4 節では本稿の推定に用いられるデータについて説明する。5 節でモデルを提示し、6 節で推定結果について議論する。7 節はまとめにあてられる。

## 2 介護の社会化は進展しているか

### 2.1 介護時間および行動者率の推移

介護保険制度は介護の社会化を促しているのだろうか。その評価基準の 1 つが、家族介護者の介護時間であろう。当然、介護時間の短縮は家族介護者の負担軽減を意味する。介護時間を捉えた統計調査が、総務省が 5 年おきに実施している「社会生活基本調査」<sup>1</sup>である。

この調査を利用して、介護時間および介護の行動者率の推移を確認してみよう。表 1 に女性および男性の介護時間、行動者率の推移を示している。本稿では、「社会生活基本調査」のデータのうち、介護労働を行った 15 歳以上の女性および男性の介護時間を利用している。これは週全体をとおして平均して 1 日あたりの介護時間を算出したものである。行動者率も、同じく 15 歳以上の女性および男性の調査対象者に対する介護労働を行った者の人数の割合で示されている。なお、「社会生活基本調査」では、調査項目が「介護・看護」となっており、介護と看護

---

<sup>1</sup> 「社会生活基本調査」では、調査対象を層化 2 段抽出法によって選定している。すなわち、第 1 次抽出単位として、国勢調査の調査区から約 7,500 の調査区が選ばれる。次に第 2 次抽出として、等確率系統抽出により、各調査区から 12 世帯が抽出されるので、結局、約 9 万世帯が選ばれる。この 9 万世帯の 10 歳以上の世帯構成員が調査の対象となる。調査結果は、10 歳以上の世帯構成員で、実際に介護を行った者の平均時間として示される。また、調査の対象者は、5 年ごとに新たに選定し直されるため、「社会生活基本調査」は反復クロスセクションデータといえる(Unayama(2018))。

の区別ができないが、本稿ではこれを介護とみなしている。

表1によれば、全国平均でみた場合、女性の介護時間は1996年の164分から2016年の122分に減少している。女性に関していえば、介護保険制度がスタートしてから、全体的な傾向として介護負担が軽減されているといえよう。ただし、上述のとおり、このデータはあくまで平均データであり、長時間の介護負担を強いられている家族介護者の介護時間の推移を知ることができない点に注意を要する<sup>2</sup>。

また、行動者率に関しては、多少の増減はあるものの、1996年から2016年にかけて上昇傾向にある。これは、要介護状態に陥る高齢者の増加に伴い、介護を行う時間の長短は別として、介護に関わる人が増えていることが背景にあるものと思われる。

次に男性の介護時間、行動者率を確認する。表1によれば、男性の介護時間は約130分前後で横ばいである。行動者率は、微増の傾向はあるものの、常に女性の3分の1ほどである。人口減少、少子高齢化の進行により、今後は男性介護者の問題も大きくなるであろう。しかしながら、介護保険制度開始後、女性の介護時間は一貫して減少傾向にあること、そして、その一方で、女性の行動者率は上昇傾向にあることから、介護保険のサービス利用と女性の介護時間の因果関係を明らかにしておくことには一定の意義を見出すことができよう。

表1 女性・男性の介護労働の行動者時間・行動者率の推移(全国・週全体)

(単位：分、%)

	1996年		2001年		2006年		2011年		2016年	
	時間	行動者率	時間	行動者率	時間	行動者率	時間	行動者率	時間	行動者率
女性	164	3.1	136	3.7	134	3.6	124	3.9	122	4.6
男性	151	0.8	123	1.1	132	1.3	123	1.3	126	1.6

(出所：総務省「社会生活基本調査」より作成)

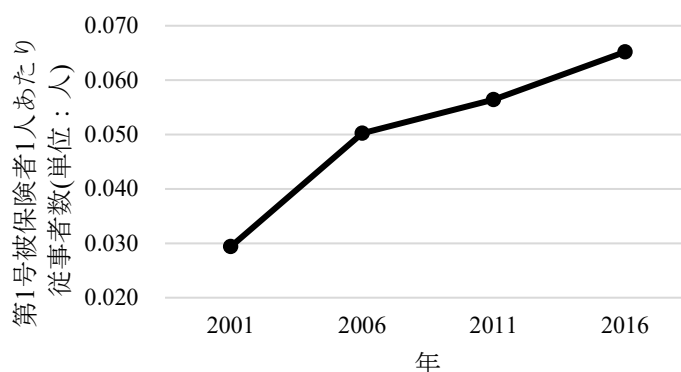
## 2.2 介護サービスの供給要因の変化

次に介護サービスの供給要因の推移について確認しておく。介護サービスの供給体制を考える上で重要な要因として考えられるのが、介護サービスに従事する者の数である。なぜなら、介護サービスは比較的、労働集約的な産業だからである。特に、家族介護者の負担軽減を考え

<sup>2</sup> この点について、厚生労働省が実施する「国民生活基礎調査」の介護票は、同居の主な介護者の介護時間を「ほとんど終日」、「半日程度」、「2～3時間程度」、「必要なときに手をかす程度」等に区分し、要介護度別に同居の主な介護者数をこれらの区分に当てはめて集計している。2016年に実施された「国民生活基礎調査」では、同居の主な介護者約5万8千人を先に述べた介護時間に応じて分類している。そのうち、「必要なときに手をかす程度」が最も多い44.4%である一方で、「ほとんど終日」と答えている者がその次に多い22.1%となっている。「半日程度」までを含めると33%にのぼる。

た場合、居宅サービスへの従事者数の増減が重要となってくるであろう。図1には全国ベースでみた第1号被保険者1人あたりの居宅サービス従事者数の推移を示している。「介護サービス施設・事業所調査」によれば、居宅サービス従事者数は、介護保険制度がスタートした直後の2001年には約68万人だったところ、2016年には約224万人まで増加している。ただし、これらの人数は、居宅サービスを構成する様々なサービスに従事するのべ人数の合計なので、実人数はこれらの数字よりも少ないと考えられる。

以上に見てきたとおり、介護保険によるサービスの供給がはじまってから、女性の介護時間は概ね減少傾向にある。また、サービスの供給体制も制度の浸透とともに拡大してきているといえよう。しかしながら、両者のデータを個々に追いかけるだけでは、介護保険制度が介護の社会化を促しているかどうかを明らかにすることはできない。本稿で明らかにすべきは、介護サービスの利用が女性家族介護者の負担軽減につながっているかという点である。そこで、次節で関連する先行研究について議論する。



(出所：厚生労働省「介護サービス施設・事業所調査」、「介護保険事業状況報告」より作成)

図1 第1号被保険者1人あたり居宅サービス従事者数の推移

### 3 先行研究

#### 3.1 先行研究の概要

本節では本稿に関連する先行研究を検討する。表2には、介護保険と家族介護者の負担の関係について議論した主要な先行研究を示している。

制度開始直後に行われた研究として、清水谷・野口(2003)を挙げることができる。清水谷・野口(2003)では、長時間介護が解消されない原因を、介護サービスの自己負担分の回避、介護サービスと家族介護の代替不可能性、遺産動機に求めている。

また、Tamiya et al.(2011)と菅・梶谷(2014)では、2000年の介護保険制度制定を一種の社会実

験とみなして、その前後で、トリートメントグループとコントロールグループそれぞれの介護時間の変化を比較する DID 推定を行っている。

Tamiya et al. (2011)は、「国民生活基礎調査」のデータを用いて、介護保険導入前の 1998 年と 2004 年のデータを比較している。推定に際しては、介護サービスの利用者をトリートメントグループ、非利用者をコントロールグループとしている。その結果、介護サービスが平均的介護時間を 1 日あたり 0.81 時間(48.6 分)減少させ、その他の活動を 0.67 時間(40.2 分)増加させた結論づけている。しかしながら、低所得者では介護時間に対する減少効果は認められていない。

菅・梶谷(2014)においても、「社会生活基本調査」の 1996 年、2006 年のデータを用いて DID 推定を実施している。菅・梶谷(2014)では、介護保険第 1 号被保険者となる 65 歳以上の家族を介護する者をトリートメントグループ、介護保険第 1 号被保険者とはならない 64 歳以下の家族を介護する者をコントロールグループとしている。菅・梶谷(2014)では、介護時間を決定する要因として女性介護者の学歴、介護者の配偶者の有無、年齢といった、家族介護者の属性を選択している。分析の結果、女性のうち、短大・高専以上の高学歴グループで、介護保険導入の介護時間への負の効果は報告されている。Tamiya et al.(2011)および菅・梶谷(2014)の結果から、学歴が高くなく、低所得の女性介護者には介護サービスに対する自己負担額の制約が存在し、結果として介護時間が増加してしまうことが考えられる。

黒田(2014)では、「社会生活基本調査」の 2001 年、2011 年のデータを用いて、Oaxaca=Blinder 分解を実施して、2001 年と 2011 年の介護時間の差をもたらす要因を探っている。黒田(2014)によれば、30-50 歳代の介護をしている女性正社員で、世帯員以外の介護の助けがあれば介護時間が減少するとしている。しかしながら、支援の回数が増加すると、逆に介護時間も増加してしまうという結果となっている。したがって、黒田(2014)は、介護保険の導入による効果は一部では認められるものの、介護サービスが介護時間の軽減につながっているかどうかは必ずしも明確ではないとしている。この点について、黒田(2014)では、要介護度の重度さをコントロールするため、要介護者に占める要支援者の割合を説明変数としてモデルに追加している。しかしながら、介護時間に大きな影響を及ぼすのは、要支援者のような軽度の要介護度の変化ではなく、より重度の要介護者の要介護度の変化であろう。なぜなら、要介護度が上昇すれば、それだけ介護時間も増大することが考えられるからである。したがって、黒田(2014)の推定では、要介護度の変化が充分コントロールされておらず、サービスの利用と介護時間の因果関係を捉えきれない可能性がある。

また、直接、家族介護者の介護時間の決定要因を探ったものではないが、居宅サービスの利用が家族介護者の負担軽減につながっているかどうかを検証した研究として菊池(2012)がある。菊池(2012)では、同居の家族介護者が存在することによって介護サービスの利用量がどう変化するかを、福島県三春町の個票データを用いたプロビット推定で検証している。推定結果によれば、同居の家族介護者や配偶者が存在すると、訪問系サービスの利用が抑制されるものの、要介護度が上昇すると、同居家族や配偶者が存在する方がサービスの利用が高くなることが報告されている。また、通所系サービスでは、同居の家族介護者及び配偶者が存在

すると、当該サービスの利用が促進されるという結果が得られており、当該サービスが家族介護者のレスパイト・ケアとして機能している可能性が示唆されている。以上から菊池(2012)は、①家族による介護労働は、要介護者の介護度が軽度の間は代替機能を有するが、重度になると、むしろ利用を拡大させる、②通所系サービスは家族介護を一時的に代替するため、同居の家族介護者が存在する場合、当該サービスの利用を拡大させるとの結論を下している。

表2 介護サービスと家族介護者による介護時間の関係を検証した主要な先行研究

論文	データ	対象年	推定方法	主な結論
清水谷・野口(2003)	高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査 (個票データ)	2001年、2002年	プロビットモデル	長時間介護に及ぶ要因は、介護サービスの自己負担分の回避、家族介護との代替不可能性、遺産動機と結論
Tamiya et al. (2011)	国民生活基礎調査 (個票データ)	1998年、2004年	DIDモデル、トービットモデル	介護サービスが平均的介護時間を減少させていると結論
菊池(2012)	福島県三春町の個票データ	2001年から2007年まで	プロビットモデル	要介護度が軽度の間は、介護サービスが介護負担を軽減すると結論
菅・梶谷(2014)	社会生活基本調査 (個票データ)	1996年、2006年	DIDモデル、トービットモデル	介護サービスが高学歴女性の介護時間を有意に減少と結論させていると結論
黒田(2014)	社会生活基本調査 (個票データ)	2001年、2006年、2011年	Oaxaca=Blinder分解	介護時間減少の要因の一部を介護サービスとするものの、特定化はできないと結論

(出所：筆者作成)

### 3.2 本稿で明らかにすべき課題は何か

以上で検討してきたように、先行研究によれば、概ね介護保険制度が開始されたことによって、特に女性の介護時間が顕著に低下してきたと結論づけることができよう。しかしながら、黒田(2014)が指摘しているとおりに、介護サービスの利用が介護時間の低下を促しているかどうか、なお、不明な点も多い。また、先行研究では、介護時間の決定要因を、介護者の性別、学

歴、所得、といった介護者の属性に求めるものが多かった。これらは介護サービスを需要する側の要因である。したがって、介護サービスの供給体制の拡充に裏付けられたサービス利用の増加が介護時間に及ぼす影響については、必ずしも明らかになっているとはいえない。また、先行研究において多く利用されてきた「社会生活基本調査」は、繰り返しクロスセクションのデータなので、個票データといえども、同一の人物を追いかけたデータではない。したがって、DID 分析による推定を実施したとしても、供給された介護サービスの利用量の変化といった要因を捉えることは不可能である。つまり、供給サイドの要因が介護時間と需要サイドの双方に影響をおよぼしているという内生性の影響をコントロールできていない可能性が考えられる。

そこで本稿では、先行研究では十分に捉えられていなかった供給サイドの要因をモデルに組み込んで、女性の介護時間の決定要因を探ることとする。特に、供給サイドのみに影響を与える外生的な要因を利用することによって内生性に対処する。本稿の推定で重要となってくるのは、介護サービス市場における供給サイドの要因である。この要因は介護サービス市場へのサービス供給量となってアウトプットされてくる。したがって、これらの要因は集計データという形で把握されることになる。このような介護サービスの供給量の変化を捉えるためには、現状では集計データを利用するしかない。先行研究では、個票データを利用した推定が多かったが、個票データにしても結局は同一の人物を継続して追いかけているわけではない。したがって、集計データを利用したからといって、従来の先行研究に比べて著しく推定精度が下がるということはないであろう。

#### 4 データ

被説明変数の女性の介護時間は「社会生活基本調査」から得ている。15 歳以上の女性の行動者時間を利用した。「社会生活基本調査」は 2001 年、2006 年、2011 年、2016 年の 4 期間に亘って実施されているので、その他の変数は全てこれらの時点に接続するデータを整理した。

以下では、女性の介護時間を決定する要因に関わる説明変数について議論するが、この要因を介護保険の居宅サービス市場の需要サイドと供給サイドにわけて整理することとする。

需要サイドにおける主たる説明変数の要支援・要介護者 1 人当たり居宅サービス給付量は、「介護保険事業状況報告」から得ている。当該年度の累積給付単位を、同じく当該年度末時点の要支援・要介護者数で除して、要支援・要介護者 1 人当たり居宅サービス給付量を求めた。なお、介護保険はサービスごとに給付単位数を定めており、この給付単位に 1 単位の単価を乗じて介護報酬が算定される。累積給付単位は、当該年度末時点における当該年度に利用された給付単位の合計を指し、どれくらいの介護サービスが利用されたかの量的な目安となる。

また、需要サイドのその他の説明変数として、以下の 5 つの変数を用意する。まず、都道府県別の平均要介護度である。ここでいう平均要介護度は、次のとおり計算している。

$$\text{平均要介護度} = 0.375 \times \frac{\text{要支援認定者の総数}}{\text{要支援・要介護認定者数の総数}} + \frac{\sum_{i=1}^5 i \times \text{要介護度}i\text{の認定者数}}{\text{要支援・要介護認定者数の総数}}$$

ただし、要支援者に関して、要支援者のシェアに、0.375 を乗じているのは、厚生労働省(2014)の資料に倣っている<sup>3</sup>。平均要介護度は、供給側が介護サービス市場を取り巻く環境を考慮する際の要因として考えられる変数である。平均要介護度を説明変数として利用するのは、3.1でも指摘したとおり、黒田(2014)では、必ずしも要介護度のコントロールが充分ではなかったからである。平均要介護度を説明変数として追加することで、要介護度が一定のまま、居宅サービスの利用量を増加させたときの介護時間の変化を捉えることができる。

次に、要支援・要介護認定率を利用する。これは「介護保険事業状況報告」から得た当該年度末時点における第1号被保険者に関する要支援・要介護者数を同じく当該年度末時点における第1号被保険者数で除したデータである。

さらに、世帯主の収入および世帯主の配偶者の収入を想定した。女性家族介護者の介護時間の決定要因として、女性、男性を問わない家族介護者の機会費用が考えられるからである。データは「家計調査」から得ている。なお、本稿の分析で想定している女性家族介護者は、必ずしも世帯主の配偶者に限っているわけではない。さらに、世帯主が男性、世帯主の配偶者が女性という図式が必ずしも成立するわけでもない。しかしながら、世帯主と世帯主の配偶者はそれぞれ、自己の収入を機会費用としてとらえ、介護労働にどれだけ時間を割くかを決定し、その結果として、女性の介護時間も変化することが考えられる。したがって、機会費用の目安となる世帯主および世帯主の配偶者の収入も需要側の要因としてモデルに含めることにする。

需要側の最後の要因として都道府県ごとの第1号被保険者数に対する介護3施設の在在者数を想定する。ここでいう介護3施設は、介護老人福祉施設(特別養護老人ホーム)、介護老人保健施設、介護療養型医療施設を指す。介護保険法上、施設サービスとして整理されるサービスを提供している施設のことである。データは「介護サービス施設・事業所調査」から得ている。

供給側の要因として考えられるのは、生産要素としての労働である<sup>4</sup>。ここで労働投入として用意したのは、居宅サービスに従事する者のうち、介護福祉士の有資格者であり、かつ常勤として勤務する者の人数である。ここで労働投入量を常勤の有資格者に限ったのは、次のような理由による。居宅サービスへの労働投入は需要サイドの影響を受けることも当然、考えられるが、需要サイドの影響により敏感に反応するのは、非常勤のサービス従事者であり、事業所

<sup>3</sup> 厚生労働省社会保障審議会『平成27年度介護報酬改定にむけて(特定施設入居者生活介護等について)』の資料に平均要介護度算出の考え方が記されている。それによれば、要支援者については、「利用者数に0.375を乗じて平均要介護度を算出」している。しかしながら、0.375という数字の根拠については特段言及されていない。

<sup>4</sup> 介護サービスの生産要素は労働と資本である。居宅サービスに関する資本投入を表す変数として、居宅サービスの事業所数などが考えられる。しかしながら、居宅サービスに関しては、施設サービス以上に労働集約的であるし、事業所数は従業員数と正の相関が予想される。したがって、推定には資本投入に関する変数を含めていない。



にとってより固定的に投入量を決定するのは有資格かつ常勤の従事者であるからである。つまり、有資格かつ常勤の従事者はより外生的ということができる。有資格かつ常勤の従事者数は「介護サービス施設・事業所調査」から得ている。なお、有資格かつ常勤の従事者数は、居宅サービス従事者数と地域密着型サービス従事者数の合計としている。この合計した従事者数を第1号被保険者数で除している。

モデルの詳細は次節で検討するが、供給側の要因は操作変数として用いられる。さらに、操作変数として介護3施設の定員数を利用する。需要側の要因として想定した介護3施設の在所有者数は、当然のことながら3施設の定員の制約を受けており、内生的であることが考えられるからである。データは「介護サービス施設・事業所調査」から得て、第1号被保険者1人あたりの介護3施設の定員数を計算した。

表3で各データの記述統計量を示している。また、図2および図3において、女性の介護時間と主たる説明変数についての散布図を示している。いずれの説明変数も、女性の介護時間と負の相関関係を見出すことができる。では、これらの説明変数と女性の介護時間との間にどのような因果関係が存在するのだろうか。次節で、因果関係を明らかにするためのモデルについて議論する。

表3 記述統計(サンプルサイズ:188)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
女性の介護時間(分)	129.62	21.41	92.00	201.00
居宅サービス給付量(百単位)	789.17	197.33	399.07	1231.43
居宅サービス自己負担額(百円)	743.66	215.25	264.99	1744.75
認定率	0.16	0.03	0.09	0.22
平均要介護度	2.16	0.16	1.76	2.52
世帯主の配偶者の収入(百円)	589.20	219.97	177.84	1288.30
世帯主の収入(百円)	4224.70	502.54	2768.00	5384.50
介護福祉士(常勤)(人)	0.005	0.003	0.001	0.013
3施設の在所有者数(人)	0.029	0.006	0.018	0.048
3施設の定員数(人)	0.031	0.006	0.019	0.050

(出所：筆者作成)

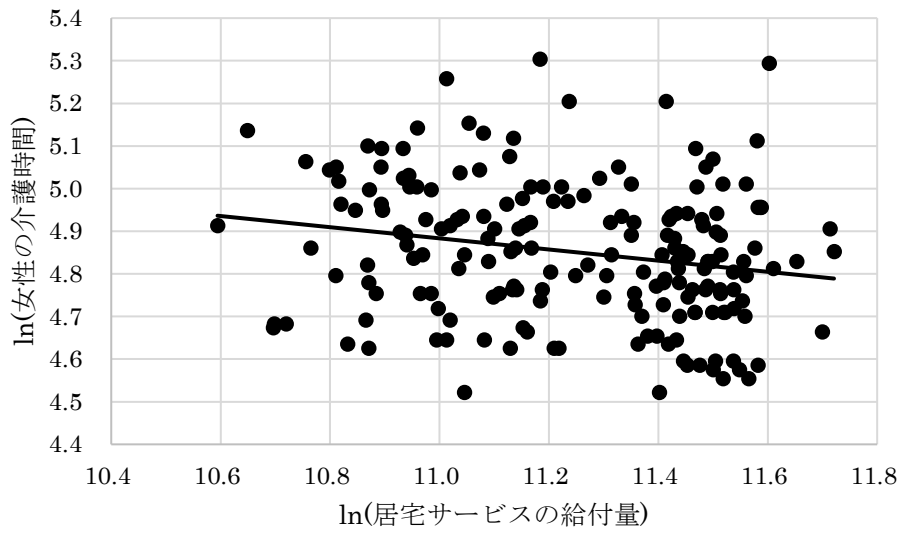


図2 居宅サービスの給付量と女性の介護時間の関係

(出所：筆者作成)

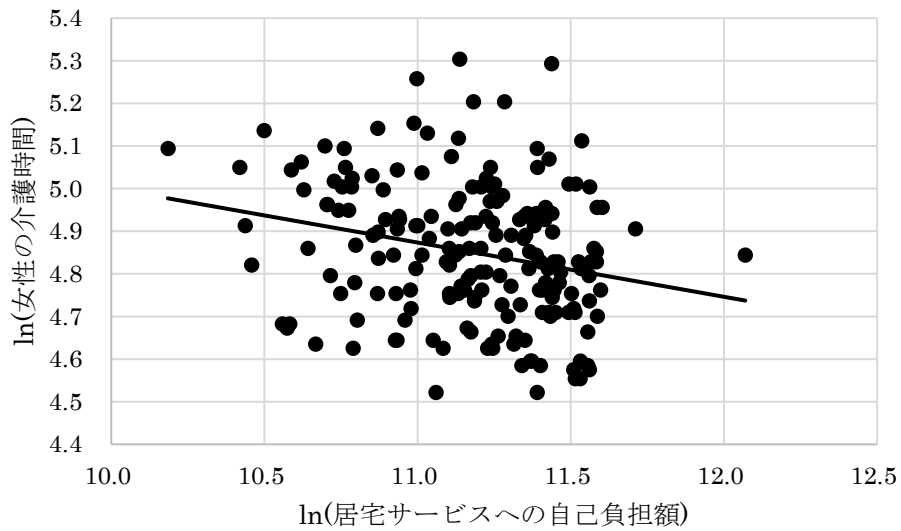


図3 居宅サービスへの自己負担額と女性の介護時間の関係

(出所：筆者作成)

## 5 モデル

本稿では、都道府県別パネルデータを利用して、介護サービスのうち、居宅サービスの給付が女性の介護時間を減少させているかを検証する。居宅サービスの給付量は、供給要因と需要要

因の双方によって決定される。そこで本稿では、この点をふまえ、供給要因と需要要因の双方を考慮することができる同時方程式モデルを用いて仮説を検証することとする。

女性の介護時間とサービスの利用量との間には内生性が存在することが考えられる。固定効果モデルで推定すれば、時間を通じて変化しない要因による内生性に対処することができる。時間不変の要因として、例えば、老親の介護は女性がすべきといったような地域の文化的背景などが考えられる。この場合、女性の介護時間が多く、サービス利用量は少なくなるだろう。一方、2SLSに基づけば、時間を通じて変化する要因による内生性に対処することができる。本稿では、主に、居宅サービスの供給サイドの要因によってそれらをコントロールすることになる。さらに、本稿では固定効果操作変数法に基づく推定も実施する。固定効果モデルと操作変数法を組み合わせることによって時間不変の要因と時間可変の要因双方の内生性に対処することができるからである。

なお、注1でも議論したとおり、女性の介護時間に関しては、繰り返しのクロスセクションデータである。しかしながら、女性の平均介護時間のデータと、その他の集計データを都道府県単位に2001年から2016年までの4時点に亘って整理することによって、これらのデータが当該都道府県における介護サービス市場の属性と見なしうようになる。したがって、本稿において整理されたデータは、都道府県別パネルデータとして、上述のモデルに基づく推定が可能となる。

要支援・要介護者1人当たり居宅サービス給付量を内生変数として、供給曲線をシフトさせることで需要側の女性の介護時間を説明することを試みる。また、居宅サービス給付量と関連して、居宅サービスに対する自己負担額も主たる説明変数とした。つまり、自己負担額を増加させると、介護時間が減少するかどうかを検証する。なお、サービスの利用量と自己負担額の間には高い相関関係が予想されるので、それぞれ、別のモデルとして推定する。推定式は以下のとおりである。

(5.1.1)は、居宅サービス給付量を被説明変数とし、供給サイドの要因を説明変数とした推定式である。労働投入量を第1号被保険者1人あたりの介護福祉士の有資格かつ常勤の居宅サービス従事者数としている。さらに操作変数として第1号被保険者1人あたりの3施設の定員数を追加している。さらに、需要サイドの3施設の在所有者数は内生的であるので、在所有者数を決定する操作変数として3施設の定員数も供給サイドの推定式に追加する。なお、自己負担額を被説明変数とした場合も(5.2.1)に示しているとおり、同様に推定する。

(5.1.2)は、需要サイドに関する推定式で、女性の介護時間を被説明変数としている。本稿における仮説の検証は、専ら需要サイドの推定式を評価することで行われる。主たる説明変数を居宅サービス給付量とする。このサービス給付量は、第1段階の供給サイドで推定された理論値となる。従たる説明変数は、認定率、平均要介護度、世帯主の配偶者の収入、世帯主の収入、3施設の在所有者数である。(5.2.2)は、主たる説明変数を居宅サービスの自己負担額とした場合である。

推定に際しては、すべての変数の自然対数をとっている。供給サイド、需要サイドの双方を

考慮した同時方程式モデルは、2SLS の手法で推定される。本稿のモデルの場合、供給サイドの推定が 1st ステージということになる。さらに本稿では、比較検討のため、需要サイドのみの推定を固定効果モデルで実施する。固定効果モデルの場合、主たる説明変数の値は理論値ではなく観測値そのものである。

・供給サイド

$$\ln\left(\frac{\text{要支援・要介護者 1 人あたり}}{\text{居宅サービス給付量}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{介護福祉士数(常勤)}) \\ + \alpha_2 \ln(3 \text{ 施設の定員数}) + z(\text{その他の外生変数}) \quad (5.1.1)$$

$$\ln\left(\frac{\text{要支援・要介護者 1 人あたり}}{\text{居宅サービスの自己負担額}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{介護福祉士数(常勤)}) \\ + \alpha_2 \ln(3 \text{ 施設の定員数}) + z(\text{その他の外生変数}) \quad (5.2.1)$$

・需要サイド

$$\ln(\text{女性の介護時間}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{要支援・要介護者 1 人あたり居宅サービス給付量}) \\ + \beta_2 \ln(\text{要支援・要介護認定率}) + \beta_3 \ln(\text{平均要介護度}) + \beta_4 \ln(\text{世帯主の配偶者の収入}) \\ + \beta_5 \ln(\text{世帯主の収入}) + \beta_6 \ln(3 \text{ 施設の在り者数}) \quad (5.1.2)$$

$$\ln(\text{女性の介護時間}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{要支援・要介護者 1 人あたり自己負担額}) \\ + \beta_2 \ln(\text{要支援・要介護認定率}) + \beta_3 \ln(\text{平均要介護度}) + \beta_4 \ln(\text{世帯主の配偶者の収入}) \\ + \beta_5 \ln(\text{世帯主の収入}) + \beta_6 \ln(3 \text{ 施設の在り者数}) \quad (5.2.2)$$

## 6 推定結果

推定結果は以下のとおりである。表 4 は、女性の介護時間を被説明変数とした需要サイドの推定結果であり、表 5 は、1st ステージ、供給サイドの推定結果である。

表 4 の推定結果より、すべてのモデルにおいて、居宅サービスの給付量の係数が 1%水準で統計的に有意に 0 と異なりマイナスだった。居宅サービスに対する自己負担額の推定結果も同様である。したがって、認定率、平均要介護度、世帯主の配偶者の収入、世帯主の収入、3施設の在り者数といった、居宅サービスの需要サイドにおいて女性の介護時間に影響を与える他の要因が仮に一定とするならば、居宅サービスの利用の増加や居宅サービスに対する自己負担額の増加が、おおむね介護時間を減少させることが確認された。

Tamiya et al.(2011)では、低所得者では介護時間の減少は観察されていなかった。逆にいえば、高所得で介護サービスに対して十分に支出できるのであれば、介護時間を減少させられ

るということである。

表4の需要サイドにおいては、認定率に関して、1%水準で統計的に有意に0と異なりプラスとなった。需要サイドにおける認定率の係数のプラスは、要介護度の認定と女性家族介護者による介護のスタートがセットになっていることを示唆している。つまり、介護保険制度がスタートして約20年が経過して、制度が社会に浸透したことにより、要介護度の認定が、介護生活がスタートする前提条件として人々に意識されていることを表しているものと思われる。

平均要介護度に関しては、有意水準にばらつきはあるものの、いずれも係数がプラスとなっている。居宅サービスの利用が一定であるならば、要介護度の上昇は介護時間の増加につながる。供給サイドのプラスは、ひとたび要介護認定されると、その後の要介護度上昇は、サービス給付量の増加を促すことを意味している。

また、表4の需要サイドにおける世帯主の配偶者の収入については、必ずしも統計的に有意とはいえなかったが、すべてのモデルでマイナスとなった。世帯主の配偶者の有償労働の収入が増加することは、時間あたりの機会費用が増加していることを意味するので、無償労働である介護時間が減少することになる。なお、世帯主の収入に関しては、統計的に有意ではなく、またモデルによって符号が異なる推定結果となった。したがって、世帯主の収入と女性の介護時間の間には因果関係を認めることはできなかった。

なお、4節でも指摘したとおり、必ずしも男性が世帯主で、女性が世帯主の配偶者であるわけではない。したがって、少なくとも2000年から2016年に至るまで、世帯主の配偶者の収入の方が、世帯主の収入よりも、無償介護労働に関する機会費用としてより敏感に反応する推定結果となったのは、性別を問わず、世帯主の配偶者の収入の方が、無償介護労働の機会費用として認識されやすく、結果として女性の介護時間に統計的に有意に影響を及ぼしていることを示唆しているものと思われる。

最後に、3施設の在所要者数については、各モデルで有意水準がばらつく結果となったが、すべてのモデルでマイナスとなった。固定効果モデルで有意な結果が出なかったのは、操作変数を利用していないことによる内生性の影響を受けていることが考えられる。

表4 推定結果

被説明変数 ln(女性の介護時間)						
説明変数	固定効果①	固定効果②	2SLS①	2SLS②	固定効果 2SLS①	固定効果 2SLS②
ln(給付量)	-0.295*** (0.080)		-0.498*** (0.123)		-0.538*** (0.143)	
ln(自己負担額)		-0.240*** (0.061)		-0.411*** (0.109)		-0.463*** (0.123)
ln(認定率)	0.497*** (0.162)	0.488*** (0.152)	0.587*** (0.187)	0.553*** (0.186)	0.786*** (0.211)	0.806*** (0.217)
ln(平均要介護度)	0.754** (0.309)	0.808*** (0.300)	0.646** (0.306)	0.695** (0.314)	0.980*** (0.310)	1.113*** (0.328)
ln(世帯主の配偶者の収入)	-0.076** (0.033)	-0.078** (0.034)	-0.014 (0.034)	-0.015 (0.035)	-0.041 (0.045)	-0.040 (0.045)
ln(世帯主の収入)	0.037 (0.128)	0.110 (0.128)	-0.169 (0.132)	-0.077 (0.133)	-0.057 (0.149)	0.072 (0.141)
ln(3施設の在り者数)	-0.073 (0.088)	-0.045 (0.074)	-0.271** (0.119)	-0.224* (0.118)	-0.285** (0.143)	-0.257* (0.137)
定数項	8.411*** (1.241)	7.210*** (1.088)	11.570*** (1.756)	9.869*** (1.494)	11.306*** (2.011)	9.382*** (1.611)
サンプルサイズ	188	188	188	188	188	188
$\bar{R}^2$	0.156	0.177	0.047	0.054	0.143	0.160

(括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差、\*\*\* :  $p < 0.01$ 、\*\* :  $p < 0.05$ 、\* :  $p < 0.1$ )

(出所：筆者作成)

表5 1<sup>st</sup> ステージの推定結果(OLS)

被説明変数 説明変数	ln(給付量)		ln(自己負担額)		ln(3 施設の在所要者数)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln(介護福祉士(常勤))	0.333***	(0.015)	0.361***	(0.023)		
ln(3 施設の定員数)					1.021***	(0.005)
定数項	13.066***	(0.081)	13.144***	(0.124)	0.019	(0.018)
サンプルサイズ	188		188		188	
$\bar{R}^2$	0.746		0.639		0.996	

(不均一分散に頑健な標準誤差を採用、\*\*\* :  $p < 0.01$ 、\*\* :  $p < 0.05$ 、\* :  $p < 0.1$ )

(出所：筆者作成)

## 7 おわりに

介護保険制度の導入・浸透が介護の社会化を促しているのかといった点に関して、本稿では女性の介護時間の決定要因を、同時方程式モデルに基づいて分析してきた。本稿の推定結果によれば、居宅サービスの利用量増加もしくは居宅サービスに対する自己負担額の増加が介護時間の減少につながる可能性が示唆された。したがって、サービスの供給体制の拡充に裏付けられたサービス利用量の増加は、介護の社会化を促しているといえるだろう。

本稿では「社会生活基本調査」から被説明変数である介護時間のデータを得ている。また、その他の説明変数も都道府県ごとのデータを用いている。本稿の分析では、都道府県ごとの介護サービス市場の動向と女性の介護時間の関係を捉えることができるというメリットがある。その一方で、家族介護者1人ひとりの行動の変化を追ったパネルデータを用いているわけではなく、そのための限界も存在する。もともと、短時間の介護時間がさらに減少したところで、介護の社会化が進展したとはいえないだろう。長時間の介護が減少してこそその介護の社会化である。しかしながら、本稿の分析では、上述の分析上の限界のため、そこまで明らかにすることはできなかった。1日の生活時間の大部分を介護に費やしている家族介護者も一定数存在することからも分かるように、介護時間は家族介護者1人ひとりの個別の事情によって大きく変動する。介護の社会化が達成されているかどうかの検証においては、こういった家族介護者個人の事情を可能な限りきめ細かく捉えた分析も必要不可欠である。さらに今後は、多様化する家族のありようにあわせたサービスも改めて検討する必要があるだろう。

## 参考文献

- 菅万里・梶谷真也(2014)「公的介護保険は家族介護者の介護時間を減少させたのか? —社会生活基本調査匿名データを用いた検証—」、『経済研究』、第65巻、4号、pp.345-361。
- 菊池潤(2012)「介護サービスは家族による介護を代替するか」、井堀利宏・金子能宏・野口晴子編、『新たなリスクと社会保障 生涯を通じた支援策の構築』、東京大学出版会、pp.211-230。
- 黒田祥子(2014)「中間の年齢層の働き方—労働時間と介護時間の動向を中心に」、『日本労働研究雑誌』、No.653、pp.59-74。
- 厚生労働省社会保障審議会(2014)「平成27年度介護報酬改定にむけて(特定施設入居者生活介護等について)」
- 清水谷諭・野口晴子(2003)「長時間介護はなぜ解消しないのか? —要介護者世帯への介護サービス利用調査による検証—」、『ESRI Discussion Paper Series』、No.70、pp.1-22。
- Tamiya, N., Noguchi, H., Nishi, A., Reish, M.R., Ikegami, N., Hashimoto, H., Shibuya, K., Kawachi, I. and CampbelJ.C.(2011) “Population Ageing and Wellbeing: Lessons from Japan’s Long-term Care Insurance Policy、” *Lancet*、Vol.378、No.9797、pp.48-57.
- Unayama, T. (2018)、*Introduction to Japanese Household Surveys*、Springer.