

パートタイム介護労働者の労働供給行動

鈴木 亘（学習院大学経済学部教授）

要約

本稿は、介護報酬引上げや介護労働者の処遇改善（事業所加算、助成金）等、介護労働力不足対策を立案する上で、必要不可欠の情報となる介護労働者の労働供給行動について実証分析を行った。具体的には、(財)介護労働安定センターが実施した「平成18年度介護労働実態調査」の労働者調査個票を用いて、訪問介護員の7割～8割、介護職員でも2割強を占める短時間労働者（パートタイム介護労働者）の賃金弾力性を計測した。

分析の結果、賃金弾力性の値は負であり、訪問介護員で -0.5 前後、介護職員で -0.4 前後の値となることがわかった。これは、介護以外の一般的短時間労働者の場合と同様、税制や社会保障制度が作り出すいわゆる「103万円・130万円の壁」が、短時間介護労働者の労働供給を妨げていることに原因があると見られる。制度の影響を受けやすいサンプルと、受けにくいサンプルに分けた分析からも、この点を支持する結果が得られた。

本稿の分析結果から、介護労働力不足対策について直接的に得られる政策的含意は、2009年4月から行なわれている介護報酬の3%引上げや、種々の処遇改善策については、その効果をかなり割り引いて見なければならぬということである。少なくとも「既存の」短時間労働者については、仮に賃金が3%引き上げられるとすると、1.2%～1.5%程度の労働供給が減少することを覚悟しなければならない。

キーワード

介護労働力不足問題、介護報酬、労働供給行動、賃金弾力性

* 本稿の分析に用いている「介護労働実態調査2006」((財)介護労働安定センター)の個票データは、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから二次分析用に提供を受けたものである。寄託主体である(財)介護労働安定センターと共に、感謝を申し上げたい。また、本稿は、文部科学省科学研究費補助金・特別推進研究(研究代表者：高山憲之)、研究課題：『世代間問題の経済分析』及び、新学術領域研究(研究代表者：川上憲人)、研究課題：『現代社会の階層化の機構理解と格差の制御：社会科学と健康科学の融合』からの研究助成を受けている。なお、東京大学社会科学研究所の堀田聡子特任准教授から、有益なコメントを頂いたことにも感謝している。

パートタイム介護労働者の労働供給行動

I はじめに

わが国の介護保険制度が抱える問題は数多いが、目下、最大の政策課題の一つが介護現場における「介護労働力不足問題」である。これは、2005年頃から顕著になってきた問題であるが、介護現場の労働者が急速に減少し、残った労働者に過重な労働負担がしわ寄せされることにより、さらに介護現場からの離職が進むという悪循環を招いている。次節で述べるように、この主な原因は、①介護サービスの価格である介護報酬が3年間も固定されていることによる「需給調整の失敗」と、②労働市場が逼迫していたにもかかわらず、2006年4月に介護報酬が大幅に引下げられたという「政策調整の失敗」にあると考えられる（鈴木(2009a)）。しかしながら、政府・厚生労働省が自身の施策の失敗を認めるまでに長い時間を要し、また、この間にとられた対策も効果が小さいか、むしろ逆効果となるものであった為、事態は益々悪化した。こうした中、ようやく2009年4月になり、介護報酬が全体で3%引上げられるという改定が実施され、現在は、その効果を見守っている段階である。また、2009年9月に新たに政権与党の座についた民主党は、選挙期間中の選挙公約（マニフェスト）で、介護報酬を7%引き上げ、介護ヘルパーの給与を月額4万円引上げるとしており、その実現に期待する関係者も多い。

しかしながら、介護報酬の引下げにせよ、引上げにせよ、問題はこのような重要施策の立案に当たって、その効果を事前に試算・検討し、それに基づいて政策を実施するという「根拠に基づく」政策プロセスが存在しないことである。例えば、2006年の介護報酬引下げに当たって、介護労働市場への影響を事前に検討していれば、何らかの労働市場対策が行なわれたはずであり、ここまで事態が深刻化することは無かったであろう。また、今回の介護報酬引上げ幅である3%という数字も、2008年10月に策定された追加景気対策の中で、かなり唐突に現れた印象であり、その数字の根拠はもちろん、それで本当に介護労働力不足が解消されるのか、あるいはどの程度の改善効果が期待できるのか、合理的な説明が全く行なわれなかった¹。介護保険行政において、こうした根拠のない、政治的・感覚的な政策決定が続く限り、今後も同じ失敗が繰り返される可能性がある。

もっとも、根拠に基づく政策を行なおうにも、その為のインフラである介護労働市場の経済学的研究が、ほとんど進んでいないということもまた事実である²。例えば、介護報酬引上げで賃金が増えた場合、どの程度介護労働力が増えるのかを予想する為には、最低限、介護労働者の労働供給の賃金弾力性が分かっているなければならないが、先行研究は筆

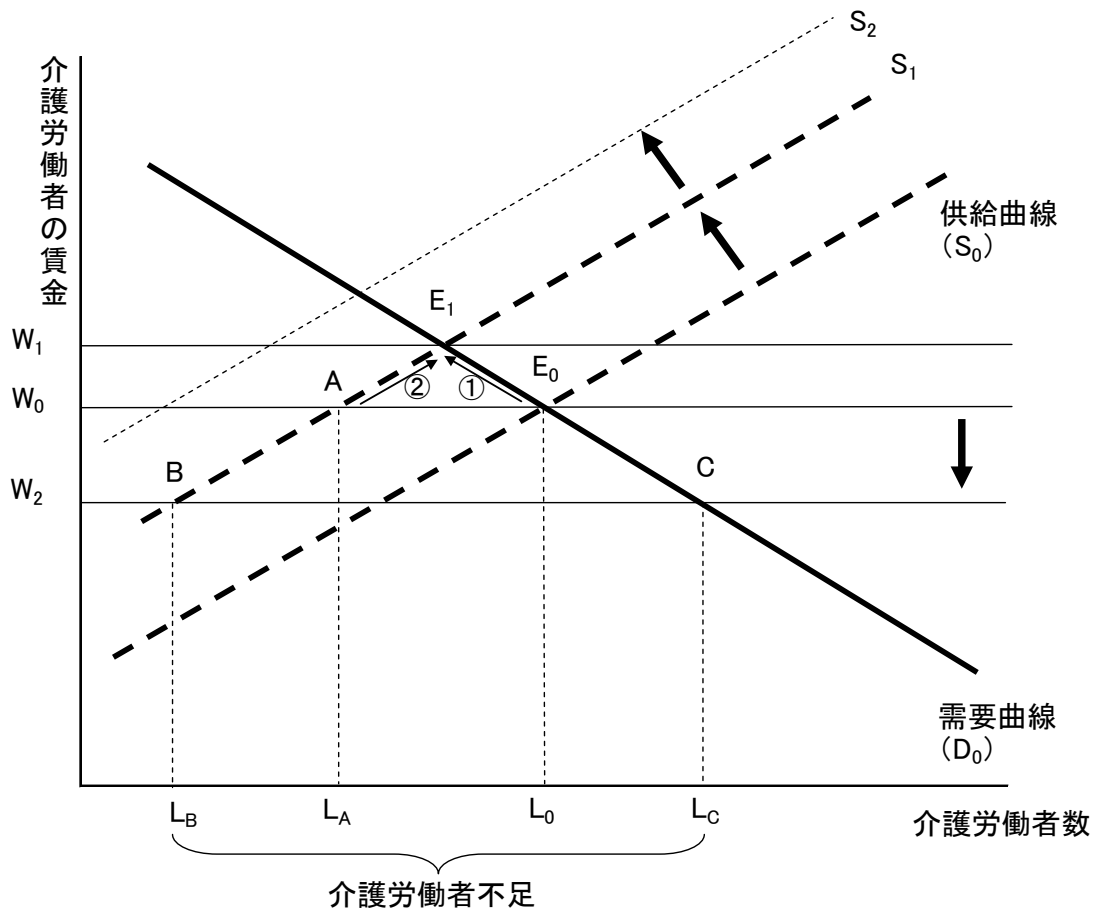
者の知る限り皆無である。そこで、本稿は、介護労働力不足問題を分析したり、その対策を立案する上で重要となる介護労働者の労働供給行動について分析を行うことにした。具体的に、労働供給行動は、賃金変化に対して①介護労働をするか否かという選択（就業選択(extensive margin)）と、②既に就業している労働者が労働時間をどの程度変化させるか（労働時間選択(intensive margin)）という2種類の行動を合わせたものと考えられるが、使用しているデータの制約から、本稿が計測できたのは後者のみである。また、後者の計測が意味を持ち得るのは、労働時間を自由に選択できる労働者に限られるため、本稿の分析対象は、短時間介護労働者のみとなっている。その意味で、本稿の計測結果は限定的であり、直ちに政策決定に活用できるものとは言いがたいが、短時間介護労働者は、現在、介護労働者全体の3割～4割、特に訪問介護員においては7割～8割を占めるため、その労働供給行動が判明することの意義は、決して小さくないと思われる。

さて、本稿の構成は以下の通りである。Ⅱ節では、本稿が行った分析の政策的背景を明確にするために、介護労働力不足問題の原因、これまで行なわれてきた政策対応などについて、簡単な需給モデルによる整理を行なう。Ⅲ節では、本稿で用いるデータや変数の加工方法等について解説を行ない、記述統計やグラフを通じて特性をみる。Ⅳ節は、本稿のハイライトである労働供給関数の推計を行なう。最後に、Ⅴ節で本稿の分析から得られる政策的含意と今後の課題をまとめる。

Ⅱ 介護労働力不足の背景³

さて、経済学的観点から介護労働力不足問題を考えた場合、まず最初の引き金となったのは、景気回復及び雇用情勢の改善であると思われる。介護サービスの分野では、2000年に介護保険が開始されて以降の数年間、ほとんど労働力不足を感じることなく、多くの労働力を吸収し続けることが可能であった。それは、この期間がちょうど平成不況にあたり、一時は5%を上回る完全失業率であったために、容易に労働者を確保することが出来たからである。ところが、2004年ごろから景気回復とともに失業率が低下し始め、2005年、2006年は4%台前半、2007年に入って3%台の失業率にまで景気が回復した。このため、介護サービス以外の産業では、労働力逼迫によって賃金が上昇し、それにひきつけられる形で、介護労働者達が移動したのである。また、介護福祉士やヘルパーを養成している養成校も急速に人気を失い、定員割れが深刻となった。

図1 介護労働市場の需給分析



こうした状況は、図1の簡単な介護労働市場の需給分析で説明することが可能である。図1の縦軸は介護労働者の賃金、横軸が介護労働者数である。介護労働者への需要曲線(D₀)は右上がり、供給曲線(S₀)が右上がりに描かれている。今、需要曲線と供給曲線は均衡(E₀)において、W₀の賃金で需給が一致している(L₀)。ここで景気回復によって、介護サービス以外の産業の賃金が上昇すると、介護労働力の供給は減少するから、供給曲線は左へシフトする(S₀からS₁)。この時、もし介護労働市場が通常の市場であれば、賃金はW₁に上昇し、その分需要が抑えられ(①)、供給が増えることによって(②)、再び、E₁という均衡が達成されるはずである。この時、介護労働者の需給は再び一致しているので、介護労働力不足問題は生じない。しかしながら、介護保険サービスの価格は、介護報酬という固定価格に設定されているため、人件費比率が高い介護供給者は、賃金を上げる裁量余地がほとんどない。今、簡単化のために賃金は介護報酬に完全に縛られている(リンクしている)とすれば、価格による需給調整メカニズムが全く働かないため、需要量は

L_0 、供給量は賃金 W_0 と供給曲線が重なる A 点の L_A で決まる。すなわち、「 L_0-L_A 」の労働力が不足し、これが介護労働力不足問題として顕現化するのである。

第二の原因は、労働力不足が既に深刻化しつつあった 2006 年の介護報酬改定で、財政の維持可能性確保等の目的で、介護報酬が大幅に引き下げられてしまったことである。このため、労働力不足はさらに拍車がかかることになった。この状況は、図 1 で賃金が W_0 から W_2 に下がることで表現される。この時、賃金 W_2 と供給曲線 (S_1)、需要曲線 (D_0) が重なる点は、それぞれ B、C であるから、介護労働力不足は「 L_C-L_B 」にまで拡大してしまう。結局、介護労働力不足問題が起きた原因は、①介護報酬が固定され 3 年間もの間改定されない、②改定する際にも、業界団体の利害調整や財政問題が重視され、必ずしも需給調整の役割を果たさないという「統制価格」の問題に帰すことが出来よう。なお、こういった経済学的観点から、介護労働力不足問題を分析した先行研究はほぼ皆無の状況であったが、最近、周 (2009) によって、施設介護職員の不足問題が分析された。周 (2009) では具体的に、①景気回復による介護以外の労働市場へのシフト、②2006 年の介護報酬引下げの各要因を変数化し、それが介護労働力不足に影響していることを実証している⁴。

しかしながら、介護労働力不足の原因として、社会保障国民会議や厚生労働省の社会保障審議会・介護給付費部会、研究会や検討会（介護分野における雇用管理モデル検討会、介護労働者の確保・定着等に関する研究会、安心と希望の介護ビジョン検討会）の場で議論に上ったのは、介護報酬の問題というよりは、むしろ①介護現場の労働環境が悪い、②介護事業者の雇用管理能力が低い、③介護労働者が高齢化社会を支えるという生きがい・働きがいを感じられなくなった、④介護労働者のキャリアアップの仕組みが出来ていないために定着が促進されない、⑤介護福祉士や社会福祉士等の有資格者が介護現場に居なくなったといった各要因であった（厚生労働省 (2008a,b)、社会保障国民会議(2008)）。経済学的観点からみると、これらは「原因」というよりは、むしろ「結果」というべきである。つまり、介護報酬が引下げられたり、他の労働市場に人材が流出するなどして、こうした現象が顕現化してきたと考えるべきであろう⁵。

ところが、厚生労働省は、この①から⑤の診立てを受ける形で、介護労働力対策として、「新入材確保指針」(社会福祉事業に従事する者の確保を図るための措置に関する基本的な指針)を策定した(厚生労働省(2007))。この指針では具体的に、(1)労働環境の整備の推進、(2)キャリアアップの仕組みの構築、(3)福祉・介護サービスの周知・理解、(4)潜在的有資格者等の参入の促進、(5)多様な人材の参入・参画の促進という 5 つの方針が立てられ、現

在、それぞれの方針に沿った具体策が実施されている。これらは概念的には一定の効果を持つと思われるものもあるが、一般的に予算規模が乏しく、したがって根本的な対策として期待することは難しい(厚生労働省(2009))。また、この中で最も懸念されるものは、(2) キャリアアップの仕組みの構築である。現在具体化されている政策は、資格高度化によって労働者の参入障壁を上げたり、研修によって労働者の費用負担を高めるものばかりであり、介護労働不足に対してむしろ逆効果となっている可能性が高い。例えば、2006年から、介護労働者は500時間の講習と実習からなる「介護職員基礎研修」を受けることが必要になったが、この研修費及び研修中の機会費用は全て労働者が負担するため⁶、これは介護労働の賃金を引下げたことと同じ効果を持つ。つまり、図1でいえば、供給曲線 S_1 からさらに S_2 へとシフトすることになり、その分だけ介護人材不足が拡大することになる。また、厚生労働省は、将来的に介護職員を「介護福祉士」の資格取得者に原則限る方針を既に決めているが、これも労働力不足対策としてはまさに逆効果で、供給曲線を左へシフトさせていると考えられる⁷。こうした中、介護労働力不足問題はなかなか改善せず、ついに政府・厚生労働省も前回改定の誤りを認め、今回3%の介護報酬上げが実施されたのである。ただし、前節で述べたように、この3%という引き上げ幅で十分な効果が期待できるのか、介護労働供給に関する基礎的な研究が進んでいないため、現状はまさに手探りの状況にある。

III データ

(1)調査概要

本稿が用いるデータは、(財)介護労働安定センターが2006年に実施した「平成18年度介護労働実態調査」である。この調査は、「事業所における介護労働実態調査」(以下、事業所調査)及び「介護労働者の就業実態と就業意識調査」(労働者調査)の2つから構成されるが、本稿では後者の労働者調査の個票データを用いている⁸。まず事業所調査の対象は、介護保険法で指定された介護サービス事業を実施する全国の全数事業所(2006年7月31日現在のWAMNET掲載事業所)の中から、無作為に1/2抽出を行なった37,456事業所であり、そのうち11,627事業所から回答を得ている。休廃止等を除いた有効配布数に対する有効回収率は32.0%である。労働者調査は、その37,456事業所の管理者に、所属する労働者3名を選定してもらい、調査票配布を依頼している。有効回収数は、29,124人であり、回答事業所を分母とする回収率は83.5%である。調査実施期間は、2006年9

月 26 日～10 月 31 日であり、介護労働安定センターによる自計式郵送方式で調査を実施している。労働調査の調査票は、管理者を通すことなく、記入者から別々の封筒で郵送回収を行っていることが特徴である。これにより、回答の信憑性が高まる利点があるが、残念なことは、事業所調査と労働者調査が別々に回収されているために、両者の情報をマッチングすることが出来ないことである。このため、勤務する事業所の情報は、所在地や規模、事業所が行なっている主なサービスの情報に限られてしまっている⁹。もっとも、労働者の属性情報は豊富であり、従事する職種及び経験年数、就業形態・勤務形態、勤務年数、職種の経験年数、保有資格、1 週間の労働日数及び時間数、複数勤務の状況、賃金支払い形態、時給、日給、税込み月収、過去 1 年間の収入、性別、年齢、生計維持者の状況等の項目が入手可能である。

(2)変数の定義・加工方法

具体的に本稿が分析対象としているのは、「短時間労働者」である「訪問介護員」と「介護職員」である。介護事業所の数ある職業から、訪問介護員と介護職員を選んだのは、それが最も数が多く、代表的な労働者であるからである¹⁰。訪問介護員とは、訪問介護事業所や訪問入浴事業所等¹¹に勤めるいわゆる「ホームヘルパー」のことであり、この調査では「介護保険法の指定事業所で働き、高齢者等の家庭を訪問して家事などの生活援助や入浴などの身体介護を行なう者」と定義している。介護職員は、「訪問介護以外の指定介護事業所で働き直接介護を行なう者（看護職は含まない）」と定義され、3 施設やグループホーム、特定施設、通所介護事業所等に勤めるヘルパーのことである¹²。

一方、短時間労働者の分析に限った理由は、後述のように、①賃金率のデータが得られること、②介護労働者に占める割合が高く、政策的な重要性が高いこと、③分析対象の労働時間選択の自由度が高いことの 3 点である。介護労働者の就業形態は、まず正規労働者と非正規労働者に分けられるが、この調査では、非正規労働者をさらに勤務形態別に、①常勤労働者、②定型的短時間労働者、③非定型的短時間労働者、④その他の臨時雇用労働者の 4 種類に分けている。①常勤労働者は「事業所の定める正社員の所定労働時間と同じ時間を勤務する者」であり、それ以外の②～④をまとめて「短時間労働者」とする。このうち、②定型的短時間労働者は「1 日の所定労働時間または 1 週間の労働日数が常勤労働者より少ないが、労働日及び労働日の労働時間が定型的・固定的に定まっている」という定義であり、非定型的短時間労働者は、「月、週、又は日の労働時間が、一定期間毎に作成

される勤務表により、非定型的に特定される」と定義される。その他の臨時雇用労働者は、急な仕事のために臨時に雇用されて勤務している労働者であり、③と④を合計した労働者がいわゆる「登録ヘルパー」であると考えられる。表1は、最新の2009年度事業所調査¹³における就業形態別・勤務形態別の割合であるが、短時間労働者が如何に多いかが分かる（（財）介護労働安定センター(2009)）。すなわち、表の最右欄をみると、全訪問介護員の74.2%～82.4%（無回答含まないケース）が既に短時間労働者である。また、介護職員においても、全介護職員の22.4%～24.9%が短時間労働者であり、その割合はもはや少ないとは言えない。

表1 訪問介護員、介護職員の勤務形態別・就業形態別割合

	正規労働者 非正規労働者 無回答			常勤労働者 短時間労働者 無回答			短時間労働者が全体に占める割合
訪問介護員	9.4	88.4	2.3	8.2	83.9	7.9	74.2
	(10.2)	(90.5)		(8.9)	(91.1)		(82.4)
介護職員	53.6	45.5	0.8	39.1	49.2	11.7	22.4
	(60.7)	(46.6)		(44.3)	(53.4)		(24.9)

注) 介護労働安定センター（2009）より。「事業所における介護労働実態調査」分から作成。括弧内は無回答を除いた割合。

さて、本稿の分析で用いる主な変数項目は、労働時間と賃金率である。労働時間については、調査票を記入した直近の1週間について、1週間当りの労働時間数が回答されている。これは、「移動・待機時間は含まず、サービス提供時間及び報告書の作成時間」と定義されており、残業時間を含む。賃金については、賃金の支払形態（時給、日給、月給）がまず尋ねられ、時給と日給の場合について、それぞれどちらかの単価が回答されるようになっている。また、全ての労働者について、税込みの月収が回答されている。短時間労働者の賃金支払い形態は、訪問介護員の92.1%が時給（5.0%が日給、2.9%が月給）、介護職員の83.3%が時給（13.3%が日給、3.4%が月給）である。まず時給ベースの労働者について、賃金率は記入された時給額そのものとした。日給ベースの労働者については、日給額を先週の1日あたり労働時間（先週の労働時間／先週の労働日数）で除することによ

て、時給額に直し、賃金率として使うことにした¹⁴。一方、月給ベースの労働者は、税込み月収を、週当たりの労働日数、労働時間から賃金率に換算することはあまりに不正確なため、分析対象から外すことにした¹⁵。

表2 記述統計

	訪問介護員					介護職員				
	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
定型的労働者	3259	0.3431	0.4748	0	1	2293	0.75360	0.43101	0	1
非定型的労働者	3259	0.6827	0.4762	0	1	2293	0.24160	0.42815	0	1
臨時雇用者	3259	0.0043	0.0654	0	1	2293	0.00480	0.06911	0	1
週当たり労働時間	3152	19.5533	10.6027	1	50	2235	27.62013	9.64700	1	50
ln(週当たり労働時間)	3152	2.7922	0.6603	0	3.9120	2235	3.23970	0.43661	0	3.9120
賃金率	3009	1150.0450	421.2821	500	11667	2137	878.65160	305.35480	500	8006
ln(賃金率)	3009	7.0149	0.2330	6.2146	9.3645	2137	6.75537	0.18095	6.2146	8.9879
賃金率[時給サンプルのみ]	2861	1139.9150	293.3214	500	6000	1851	867.9697	233.1509	500	8006
ln(賃金率)[時給サンプルのみ]	2861	7.0145	0.2116	6.2146	8.6995	1851	6.7512	0.1526	6.2146	8.9879
勤続年数	3172	3.0636	2.4661	0.0833	21.0000	2236	2.61304	2.53721	0.0833	33.2500
勤続年数2乗	3172	15.4656	29.0858	0.0069	441.0000	2236	13.26253	40.79359	0.0069	1105.5630
経験年数	3168	3.6005	2.3738	0.0833	12.9167	2218	3.45991	2.68253	0.0833	12.9167
経験年数2乗	3168	18.5967	23.7618	0.0069	166.8403	2218	19.16388	28.08501	0.0069	166.8403
年齢	3217	47.6562	10.3262	15	75	2268	43.96914	10.78747	15	74
年齢2乗	3217	2377.7100	970.1994	225	5625	2268	2049.60300	963.70650	225	5476
性別男	3241	0.0321	0.1763	0	1	2285	0.04420	0.20559	0	1
未婚	3227	0.0787	0.2693	0	1	2275	0.10198	0.30269	0	1
既婚	3227	0.7908	0.4068	0	1	2275	0.79516	0.40367	0	1
離死別	3227	0.1305	0.3369	0	1	2275	0.10286	0.30384	0	1
主たる生計維持者本人	3206	0.1931	0.3948	0	1	2245	0.14655	0.35373	0	1
主たる生計維持者本人以外	3206	0.7626	0.4255	0	1	2245	0.80401	0.39705	0	1
生計異折平等	3206	0.0443	0.2058	0	1	2245	0.04944	0.21684	0	1
資格(ヘルパー1級)	3259	0.1138	0.3177	0	1	2293	0.06498	0.24855	0	1
資格(ヘルパー2級)	3259	0.8638	0.3431	0	1	2293	0.73441	0.44174	0	1
資格(ヘルパー3級)	3259	0.0620	0.2412	0	1	2293	0.05015	0.21831	0	1
資格(社会福祉士)	3259	0.0031	0.0553	0	1	2293	0.00698	0.08326	0	1
資格(介護福祉士)	3259	0.1430	0.3501	0	1	2293	0.18099	0.38509	0	1
資格(作業療法士)	3259	0.0000	0.0000	0	0	2293	0.00131	0.03616	0	1
資格(理学療法士)	3259	0.0000	0.0000	0	0	2293	0.00000	0.00000	0	0
資格(看護師・准看護師)	3259	0.0377	0.1906	0	1	2293	0.03881	0.19319	0	1
資格(介護支援専門員)	3259	0.0178	0.1322	0	1	2293	0.02922	0.16846	0	1
資格(福祉士環境コーディネーター)	3259	0.0138	0.1167	0	1	2293	0.01744	0.13095	0	1
資格(栄養士)	3259	0.0129	0.1128	0	1	2293	0.01352	0.11551	0	1
資格(管理栄養士)	3259	0.0012	0.0350	0	1	2293	0.00131	0.03616	0	1
資格(保健師)	3259	0.0006	0.0248	0	1	2293	0.00044	0.02088	0	1
資格(保育士)	3259	0.0368	0.1884	0	1	2293	0.05626	0.23047	0	1
資格(調理師)	3259	0.0365	0.1876	0	1	2293	0.03620	0.18882	0	1
資格(その他の資格)	3259	0.0890	0.2848	0	1	2293	0.09769	0.29696	0	1
資格(資格なし)	3259	0.0034	0.0580	0	1	2293	0.04884	0.21559	0	1
事業所規模(5人未満)	3177	0.0554	0.2288	0	1	2248	0.04181	0.20021	0	1
事業所規模(5-10人未満)	3177	0.2106	0.4078	0	1	2248	0.25133	0.43388	0	1
事業所規模(10-20人未満)	3177	0.2864	0.4522	0	1	2248	0.33763	0.47301	0	1
事業所規模(20-30人未満)	3177	0.1744	0.3795	0	1	2248	0.12678	0.33280	0	1
事業所規模(30-40人未満)	3177	0.0777	0.2678	0	1	2248	0.06895	0.25343	0	1
事業所規模(40-50人未満)	3177	0.0535	0.2251	0	1	2248	0.04226	0.20123	0	1
事業所規模(50人以上)	3177	0.1196	0.3246	0	1	2248	0.11610	0.32042	0	1
事業所規模(わからない)	3177	0.0223	0.1478	0	1	2248	0.01512	0.12208	0	1
事業所サービス種類(訪問介護)	3249	0.8033	0.3975	0	1	2292	0.02705	0.16227	0	1
事業所サービス種類(訪問入浴)	3249	0.0231	0.1502	0	1	2292	0.00436	0.06592	0	1
事業所サービス種類(訪問看護)	3249	0.0135	0.1156	0	1	2292	0.00611	0.07793	0	1
事業所サービス種類(訪問リハビリ)	3249	0.0006	0.0248	0	1	2292	0.00044	0.02089	0	1
事業所サービス種類(居宅療養管理指導)	3249	0.0003	0.0175	0	1	2292	0.00131	0.03616	0	1
事業所サービス種類(通所介護)	3249	0.0465	0.2105	0	1	2292	0.48168	0.49977	0	1
事業所サービス種類(通所リハビリ)	3249	0.0043	0.0655	0	1	2292	0.04014	0.19633	0	1
事業所サービス種類(短期入所生活介護)	3249	0.0025	0.0496	0	1	2292	0.01003	0.09969	0	1
事業所サービス種類(短期入所療養指導)	3249	0.0000	0.0000	0	0	2292	0.00000	0.00000	0	0
事業所サービス種類(特定施設)	3249	0.0022	0.0464	0	1	2292	0.02138	0.14467	0	1
事業所サービス種類(福祉用具貸与)	3249	0.0062	0.0782	0	1	2292	0.00305	0.05519	0	1
事業所サービス種類(特定福祉用具販売)	3249	0.0009	0.0304	0	1	2292	0.00044	0.02089	0	1
事業所サービス種類(夜間対応型訪問介護)	3249	0.0015	0.0392	0	1	2292	0.00000	0.00000	0	0
事業所サービス種類(認知症対応型通所介護)	3249	0.0034	0.0581	0	1	2292	0.03839	0.19219	0	1
事業所サービス種類(小規模多機能)	3249	0.0028	0.0526	0	1	2292	0.01309	0.11368	0	1
事業所サービス種類(認知症対応型共同生活介護)	3249	0.0092	0.0957	0	1	2292	0.12740	0.33349	0	1
事業所サービス種類(地域密着型特定施設)	3249	0.0003	0.0175	0	1	2292	0.00567	0.07511	0	1
事業所サービス種類(地域密着型特養)	3249	0.0009	0.0304	0	1	2292	0.00480	0.06913	0	1
事業所サービス種類(居宅介護支援)	3249	0.0379	0.1909	0	1	2292	0.00916	0.09530	0	1
事業所サービス種類(特養)	3249	0.0074	0.0856	0	1	2292	0.14572	0.35291	0	1
事業所サービス種類(老健)	3249	0.0003	0.0175	0	1	2292	0.00742	0.08582	0	1
事業所サービス種類(療養型病床)	3249	0.0012	0.0351	0	1	2292	0.00960	0.09752	0	1
事業所サービス種類(介護保険以外)	3249	0.0092	0.0957	0	1	2292	0.00436	0.06592	0	1
事業所サービス種類(その他、わからない)	3249	0.0225	0.1482	0	1	2292	0.03839	0.19219	0	1
都道府県別失業率	3231	4.1702	0.9955	2.5	7.7	2256	3.94127	0.94749	2.5	7.7

注) 介護労働安定センター (2007) の個票データより筆者作成。

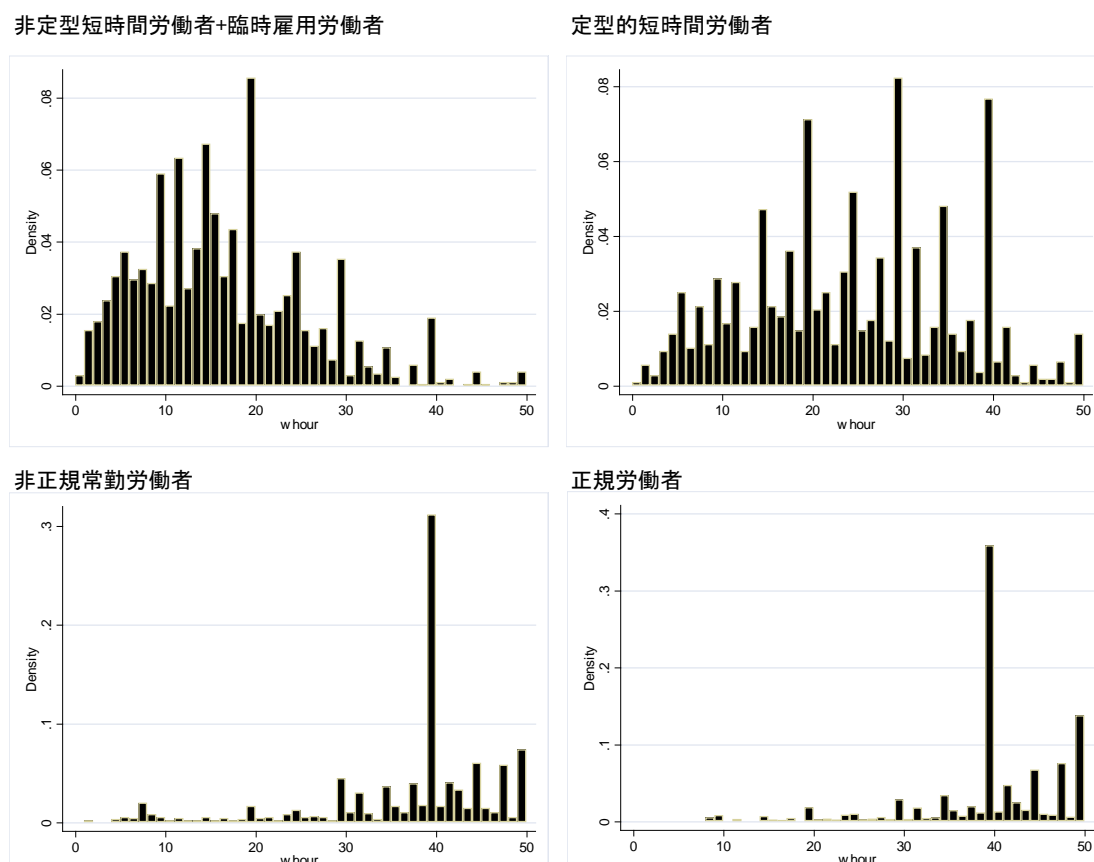
(3)労働時間と月収の分布

本稿が短時間労働者に分析を限定した3つ目の理由は、それが労働時間の自由度が高い

労働者であるからである。逆に言うと、正規労働者や非正規常勤労働者の場合には、所定内労働時間が定まっているため、しばしば「指定時間モデル」といわれるように、その労働供給行動の選択は、就業選択が中心となる（樋口・速水（1984）、林(2006)）。本稿が用いるデータセットは、非就業者のデータを含まないために、就業選択を分析することは出来ず、労働時間選択のみしか分析が出来ない。このため、前者が支配的な正社員や非正規・常勤労働者を分析することは不適當と判断し、短時間労働者の分析に限定することにした。

図2は訪問介護員、図3は介護職員について、勤務形態・就業形態別の週当たり労働時間の分布を見たものである。やはり正規労働者、非正規常勤労働者は週40時間の労働時間に分布が集中しており、労働時間の裁量余地が極めて乏しいことが分かる。それに対して、本稿が分析対象としている短時間労働者は、定型的労働者についても、非定型労働者+臨時雇用労働者についても、労働時間は幅広く分布していることが確認できる。

図2 勤務形態・就業形態別労働時間の分布 1（訪問介護員）

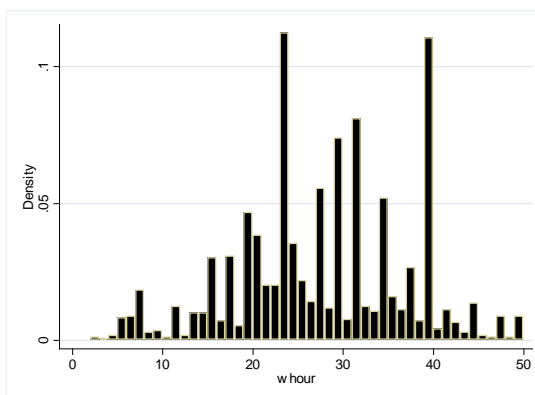
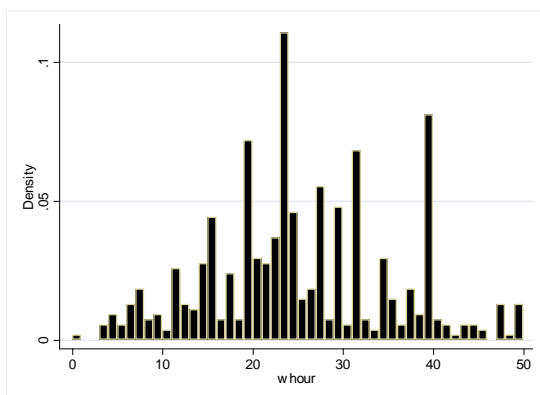


注) 介護労働安定センター（2007）の個票データより筆者作成。

図3 勤務形態・就業形態別労働時間の分布 2 (介護職員)

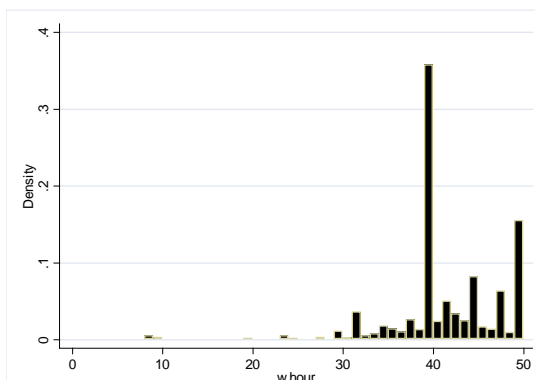
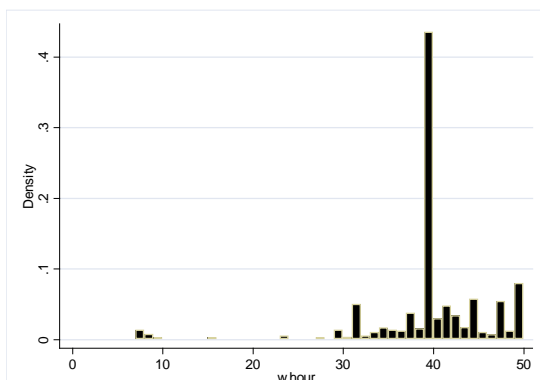
非定型短時間労働者+臨時雇用労働者

定型的短時間労働者



非正規常勤労働者

正規労働者

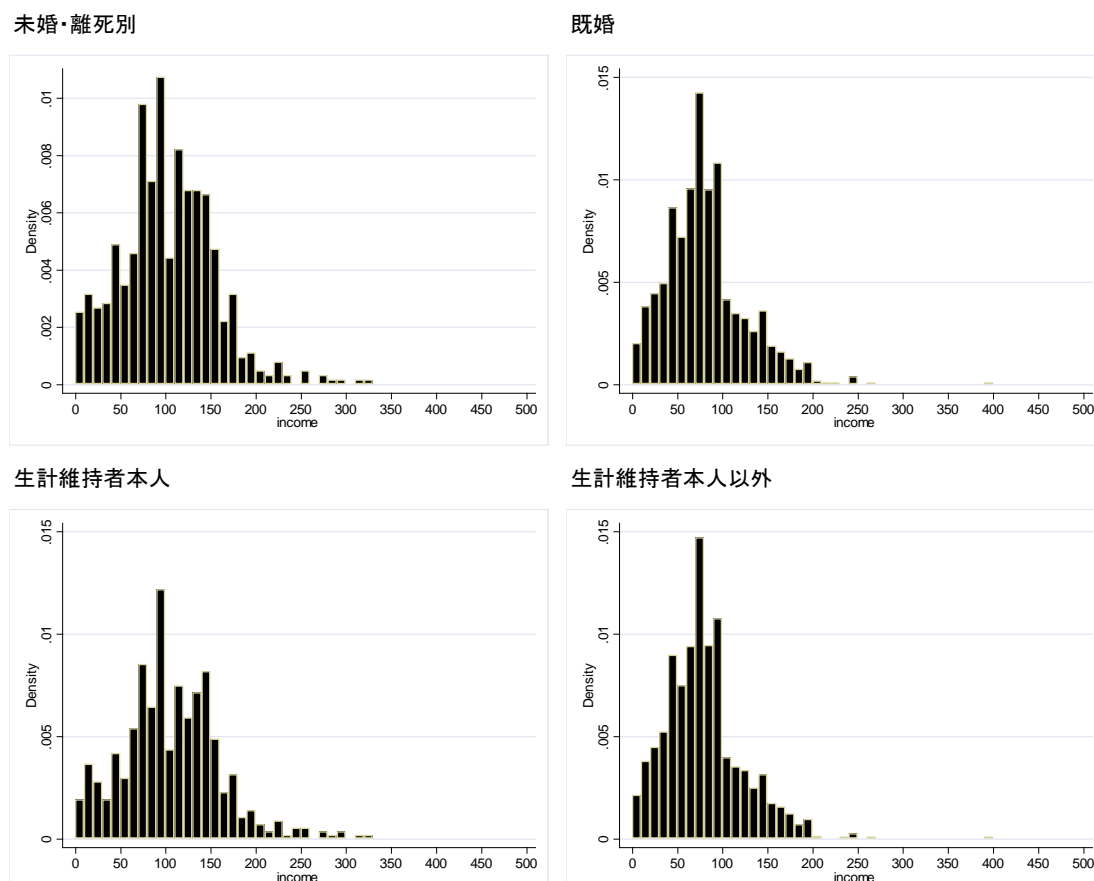


注) 介護労働安定センター (2007) の個票データより筆者作成。

ところで、わが国の一般的な短時間労働者、パートタイム労働者の労働供給行動については、いわゆる「103万円・130万円の壁」として知られるように、配偶者控除や被扶養者資格等の税制・社会保障制度が影響することが知られている。こうした労働者の労働供給行動を分析した代表的研究として、安部・大竹 (1995)、永瀬 (1997)、赤林(2003)、Akabayashi(2005)等が挙げられるが、安部・大竹 (1995)、永瀬 (1997) については賃金の影響については負、赤林(2003)、Akabayashi(2005)については正ではあるが小さな値が計測されている¹⁶。このうち、労働時間に対する賃金の弾力性を明示的に計測している研究は、安部・大竹 (1995) のみである。安部・大竹 (1995) は1990年の「パートタイム実態調査」の個票を用いた分析により、賃金弾力性を① -0.663 (OLS) ~ -0.506 (IV) [有配偶者で子供や他の同居者がいない女子のケース]、② -0.520 (OLS) ~ -0.239 (IV) [未婚もしくは有配偶者で配偶者が働いていない女子]と計測している。また、前者(①)の方が後者(②)よりも税制・社会保障制度に影響されやすいことから、賃金弾力性の絶対値が

前者で大きいことは仮説と整合的であるとしている。介護労働者についても、短時間労働者は当然、税制・社会保障制度の影響を受けるはずであり、一般の労働者と類似した行動となると想像される。今、この点を簡単に確認するために、税込み月収の分布を見たものが図4（訪問介護員）、図5（介護職員）である。調査票では、家族属性として未婚・離死別・既婚の区別、及びもっと直接的に世帯の生計維持者が本人か、本人以外かということが分かる。まず、安部・大竹（1995）と同様に、既婚者か否かという属性で月収分布を分けてみたものが図4、5の上段のグラフである。

図4 家族属性別月収の分布1（訪問介護員）

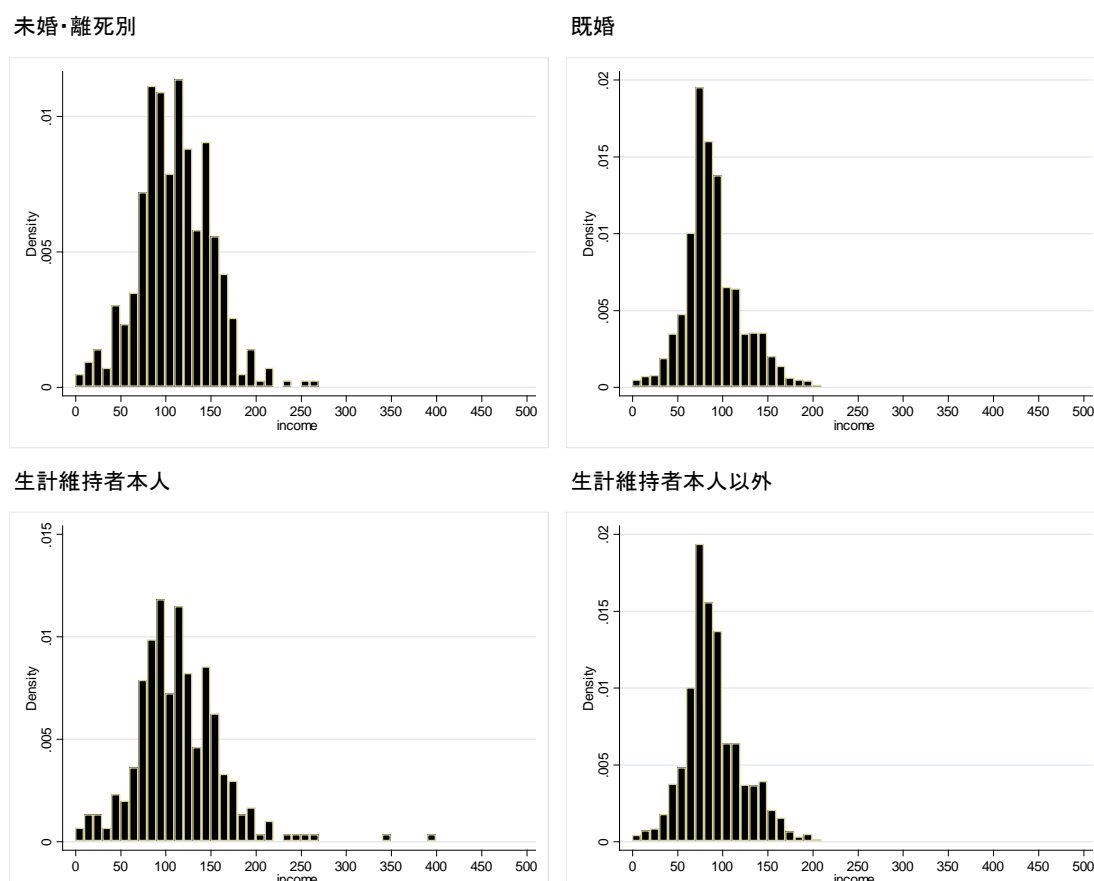


注) 介護労働安定センター（2007）の個票データより筆者作成。

やはり既婚者が月収8～10万円の辺りに分布が集中し、それを超える収入が少ないのに対して、未婚・離死別者では、月収10万円を超える部分も多く、偏りの少ない分布となっている。ただし、未婚・離死別者においても、月収8～10万円の辺りに分布の一つのピークがあり、それを超える部分と双峰的な分布となっている。これは、未婚・離死別者にお

いても、親家族等と同居している場合には、税制・社会保障制度の影響があるからではないかと想像される。一方、図 4、5 の下段のグラフは、世帯の生計維持者が本人か、本人以外かに分けて分布を見たものであるが、上段のグラフとかなり類似した分布となっている¹⁷。

図 5 家族属性別月収の分布 1 (介護職員)



注) 介護労働安定センター (2007) の個票データより筆者作成。

IV 労働時間の賃金弾力性の計測

(1) 推計モデル

労働供給関数の推計モデルは安部・大竹 (1995) に倣い、労働時間と賃金率の間に対数線形を仮定した次式を推計することにした。

$$\ln(Whour_i) = \beta_0 + \beta_w \ln(Wage_i) + \sum_j \beta_j X_{j,i} + \sum_k \beta_k Z_{k,i} + u_i \quad (1)$$

ここで、 $Whour$ は週当たり労働時間、 $Wage$ は賃金率、 X は個人属性、 Z は事業所・地域

属性である。個人属性(X)は具体的に、当該事業所への勤続年数とその2乗、介護労働の経験年数とその2乗、年齢、年齢の2乗、性別ダミー(男=1)、既婚ダミー、離死別ダミー、主たる生計維持者本人以外ダミー、生計費折半等ダミー¹⁸、及び種々の資格ダミー¹⁹である。また、事業所・地域属性(Z)としては、事業所の従業員規模ダミー²⁰、事業所の主な介護サービス種類ダミー²¹のほか、地域の雇用情勢をコントロールするために、2006年度の都道府県別失業率を用いることにした。

(2)推計結果 1 (訪問介護員のケース)

まず、訪問介護員についての推計結果が、表3、4に示されている²²。表3の推計(1)を見ると、やはり賃金率は負で有意であり、その賃金弾力性は -0.452 である。また、定型的短時間労働者(推計(2))と非定型的短時間労働者+臨時雇用労働者(推計(3))にサンプルを分けて推計しても、依然として賃金率は有意であり、それぞれ賃金弾力性は -0.547 、 -0.190 となっている²³。

推計(4)~(6)は推計結果の頑健性を検討するために行なった補足的推計である。まず、推計(4)は、都道府県失業率の代わりに、都道府県ダミーを用いて地域要因をより包括的にコントロールした結果であるが、賃金の弾力性は -0.470 とほぼ変化がなかった。一方、推計(5)は、時給で賃金を支払われているサンプルのみに限って推計を行なった結果である。Ⅲ節で述べたように、日給支払いの者は割り算(日給/労働時間)によって賃金率を作成している。ところが、こうした割り算で作られた賃金率にはバイアスが生じることが先行研究で知られているため(Borjas (1980)、Eklöf and Sacklén (1999))、日給支払い者を除いた推計を行なったが、賃金弾力性は -0.426 とほとんど変化がなかった。最後に、推計(6)は不均一分散に対する頑健な推計方法である Median Regression を用いた結果である。この場合にもやはり、賃金は負で有意であり、賃金弾力性は -0.613 と絶対値でやや大きくなっている。総じて見て、賃金弾力性は -0.5 前後の値であり、かなり頑健な結果であると評価できよう。

次に表4は、安部・大竹(1995)が行なったように、税制や社会保障制度の影響を受けやすいサンプルと、そうではないサンプルに分けて、賃金弾力性の大きさを比較したものである。まず、推計(8)と推計(9)を比較すると、より制度の影響を受けやすい既婚者の賃金弾力性(-0.496)の方が、未婚・離死別者の賃金弾力性(-0.227)よりも絶対値で大きな値となっており、安部・大竹(1995)の結果同様、税制・社会保障制度が労働供給に影響し

ているとの仮説と整合的な結果となった。また、主たる生計維持者が本人以外(推計(10))と本人(推計(11))の場合の賃金弾力性を比較しても、やはり同様の大小関係であり、税制や社会保障制度の影響を、生計維持者で無い労働者が強く受けていることがわかる。

表3 短時間労働者の労働供給関数の推計結果1(訪問介護員)

	推計(1)	推計(2)	推計(3)	推計(4)	推計(5)	推計(6)
	短時間労働者計	うち定型的	うち非定型的+臨時	短時間労働者計	短時間労働者計	短時間労働者計
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS(時給のみ)	Median Regression
ln(賃金率)	-0.4518524 *** (0.05973)	-0.5469945 *** (0.08504)	-0.1902656 ** (0.08285)	-0.4704395 *** (0.06530)	-0.4256473 *** (0.06835)	-0.6132305 *** (0.05848)
勤続年数	0.0107235 (0.01930)	0.0011577 (0.02646)	0.008386 (0.02486)	0.0089204 (0.01975)	0.0088614 (0.01972)	0.0194985 (0.01846)
勤続年数2乗	-0.0002818 (0.00182)	0.0008011 (0.00229)	-0.0002232 (0.00231)	-0.0003068 (0.00189)	-0.0000685 (0.00184)	-0.001424 (0.00161)
経験年数	0.0782968 *** (0.02113)	0.0492205 * (0.02923)	0.0884223 *** (0.02688)	0.0820888 *** (0.02138)	0.077219 *** (0.02196)	0.0740004 *** (0.02104)
経験年数2乗	-0.0066415 *** (0.00197)	-0.003916 (0.00274)	-0.007208 *** (0.00248)	-0.0067281 *** (0.00199)	-0.0068425 *** (0.00201)	-0.0073649 *** (0.00193)
年齢	0.0294177 *** (0.01082)	0.0535154 *** (0.01820)	0.0206349 (0.01311)	0.0296594 *** (0.01082)	0.0294358 *** (0.01111)	0.0246026 ** (0.01024)
年齢2乗	-0.0003843 *** (0.00012)	-0.0006256 *** (0.00020)	-0.0002918 ** (0.00014)	-0.0003876 *** (0.00011)	-0.0003865 *** (0.00012)	-0.0003127 *** (0.00011)
性別男	0.0719341 (0.07967)	0.2419599 *** (0.09224)	0.0160391 (0.10799)	0.0708386 (0.08158)	0.0460819 (0.08461)	0.1799035 ** (0.07213)
既婚	-0.1106109 ** (0.05348)	-0.2204657 *** (0.07511)	-0.0445812 (0.06861)	-0.0991702 * (0.05376)	-0.0840318 (0.05576)	-0.1454109 *** (0.05391)
離死別	-0.0606566 (0.06045)	-0.1116799 (0.08566)	-0.0570878 (0.07738)	-0.0553375 (0.06041)	-0.0548649 (0.06292)	-0.0933 (0.06254)
主たる生計維持者本人以外	-0.2410852 *** (0.04896)	-0.1089358 * (0.06502)	-0.3076 *** (0.06456)	-0.2497896 *** (0.04939)	-0.2592303 *** (0.05052)	-0.2527966 *** (0.04797)
生計費折半等	-0.0275551 (0.06648)	-0.0310553 (0.08561)	-0.0705117 (0.09015)	-0.0303185 (0.06687)	-0.011192 (0.06977)	0.0035786 (0.07035)
都道府県別失業率	-0.0073555 (0.01188)	-0.0066693 (0.01953)	-0.0032207 (0.01448)	—	-0.0075107 (0.0121654)	-0.0052679 (0.01275)
定数項	5.698282 *** (0.48240)	5.893222 *** (0.67942)	4.015106 *** (0.66943)	5.718074 *** (0.50312)	5.547961 *** (0.53978)	6.931653 *** (0.47428)
資格ダミー	有	有	有	有	有	有
事業所規模ダミー	有	有	有	有	有	有
事業所サービス種類ダミー	有	有	有	有	有	有
都道府県ダミー	有	有	有	有	有	有
R ²	0.1575	0.2122	0.1303	0.1771	0.1493	0.1001
サンプル数	2643	844	1799	2643	2520	2643

***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。標準誤差はWhite(1980)による修正を行い不均一分散に配慮した。Median RegressionのR²は、Pseudo R²。資格ダミー、事業所規模ダミー、事業所サービス種類ダミー、都道府県ダミーの推計結果は省略。

表 4 短時間労働者の労働供給関数の推計結果 2 (訪問介護員)

	推計(8)	推計(9)	推計(10)	推計(11)
	未婚・離死別	既婚	主たる生計維持者本人	主たる生計維持者本人以外
	OLS	OLS	OLS	OLS
ln(賃金率)	-0.2274898 ** (0.10836)	-0.4960285 *** (0.06690)	-0.4116873 *** (0.14816)	-0.4714807 *** (0.06910)
勤続年数	-0.0077897 (0.03686)	0.0163012 (0.02529)	0.0062979 (0.03404)	0.0225295 (0.02587)
勤続年数2乗	0.0036587 * (0.00217)	-0.0018654 (0.00265)	0.0027172 (0.00205)	-0.0020896 (0.00270)
経験年数	0.0345817 (0.05096)	0.0894 *** (0.02531)	0.0565336 (0.04864)	0.0800062 *** (0.02597)
経験年数2乗	-0.0043956 (0.00428)	-0.0072002 *** (0.00247)	-0.0075041 * (0.00411)	-0.0065583 *** (0.00253)
年齢	0.0272156 * (0.01640)	0.039636 *** (0.01419)	0.0452555 ** (0.02294)	0.0056405 (0.01213)
年齢2乗	-0.0003726 ** (0.00018)	-0.0004679 *** (0.00015)	-0.000564 ** (0.00024)	-0.0001262 (0.00013)
性別男	-0.095069 (0.13088)	0.28171 *** (0.09347)	-0.0347357 (0.12900)	0.1413583 (0.12153)
都道府県別失業率	0.0074588 (0.02711)	-0.0095842 (0.01340)	0.00327 (0.02987)	-0.013536 (0.01346)
定数項	4.358418 *** (0.83808)	5.33544 *** (0.56800)	5.441383 *** (1.13641)	6.037858 *** (0.54656)
資格ダミー	有	有	有	有
事業所規模ダミー	有	有	有	有
事業所サービス種類ダミー	有	有	有	有
R ²	0.2127	0.1361	0.62204	0.1413
サンプル数	556	2115	492	2048

***は 1% 基準、**は 5% 基準、*は 10% 基準で有意であることを示す。標準誤差は White(1980)による修正を行い不均一分散に配慮した。Median Regression の R² は、Pseudo R²。資格ダミー、事業所規模ダミー、事業所サービス種類ダミーの推計結果は省略。

(3)推計結果 2 (介護職員のケース)

一方、表 5、6 は介護職員の推計結果であり、表の構成・見方は訪問介護員の場合と同様である。基本となる表 5 の推計(11)を見ると、やはり賃金率は負で有意であり、その賃金弾力性は-0.414 となった。次に、定型的短時間労働者(推計(12))と非定型的短時間労働者+臨時雇用労働者(推計(13))にサンプルを分割して推計すると、前者の賃金弾力性は-0.458 であるのに対して、後者は-0.196 と小さく、また後者は有意ではなかった。この係数の大小関係の理由は、訪問介護員の場合で議論したように、非定型的短時間労働者+臨時雇用労働者の場合には 103 万円・130 万円の壁にはるかに達しない者が多く、労働時間を調整する必要性が定型的労働者に比べて小さいことが原因であると思われる。推計(14)~推計(16)の補足的な推計についても、推計(15)を除いて賃金弾力性は負で有意で

あり、やはり一定の頑健性があると言えよう。また、表 6 は、表 4 と同様に、税制や社会保障制度の影響を受けやすいサンプルと、そうではないサンプルに分けた結果であるが、やはり、既婚者や主たる生計維持者が本人以外のケースの方が、そうでない場合に比べて、賃金弾力性の負の値は大きく、仮説と整合的な結果である。しかも、推計(19)、推計(21)では賃金弾力性の値は負であるものの、有意ではなくなっている。

表 5 短時間労働者の労働供給関数の推計結果 3 (介護職員)

	推計(11)	推計(12)	推計(13)	推計(14)	推計(15)	推計(16)
	短時間労働者計	定型的	非定型的+臨時	短時間労働者計	短時間労働者計	短時間労働者計
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS(時給のみ)	Median Regression
ln(賃金率)	-0.4140756 *** (0.08388)	-0.4576609 *** (0.09770)	-0.1962249 (0.16356)	-0.427364 *** (0.09421)	-0.1035472 (0.07820)	-0.308629 *** (0.05135)
勤続年数	0.0040077 (0.00847)	-0.0028917 (0.01606)	-0.0156922 (0.01837)	0.0015959 (0.00864)	-0.0006186 (0.00935)	-0.0031788 (0.00777)
勤続年数2乗	-0.0003402 (0.00032)	0.0009536 (0.00148)	0.0000945 (0.00059)	-0.0002116 (0.00033)	-0.0002011 (0.00034)	-0.0002246 (0.00028)
経験年数	0.000269 (0.01328)	-0.0006531 (0.01609)	0.0168396 (0.03065)	0.004866 (0.01343)	0.0002464 (0.01482)	-0.0026969 (0.01225)
経験年数2乗	0.0000807 (0.00112)	0.0001092 (0.00134)	-0.0010535 (0.00282)	-0.0003202 (0.00113)	0.0001605 (0.00124)	0.0002621 (0.00106)
年齢	0.0172236 ** (0.00763)	0.0171987 ** (0.00816)	0.0093007 (0.01967)	0.0186575 ** (0.00766)	0.0091875 (0.00815)	0.0105616 (0.00676)
年齢2乗	-0.0002171 ** (0.00008)	-0.0002173 ** (0.00009)	-0.0001411 (0.00021)	-0.0002327 *** (0.00008)	-0.0001277 (0.00009)	-0.0001389 * (0.00007)
性別男	0.111482 * (0.05845)	0.1226139 * (0.06690)	0.0940471 (0.11952)	0.1209638 ** (0.05798)	0.0955082 (0.06536)	0.1264548 ** (0.04960)
既婚	-0.1685148 *** (0.04335)	-0.1550658 *** (0.04849)	-0.1195838 (0.09813)	-0.1711978 *** (0.04339)	-0.1316425 *** (0.04739)	-0.2321893 *** (0.03618)
離死別	-0.1107837 * (0.05720)	-0.0659015 (0.06289)	-0.2010382 (0.13552)	-0.1130584 ** (0.05747)	-0.1208748 * (0.06287)	-0.1388393 *** (0.04792)
主たる生計維持者本人以外	-0.0955875 ** (0.04156)	-0.1005127 ** (0.04605)	-0.0979414 (0.09924)	-0.0936789 ** (0.04134)	-0.1282615 *** (0.04476)	-0.1033312 *** (0.03643)
生計費折半等	0.0463513 (0.05569)	-0.0048327 (0.06120)	0.1985431 (0.12163)	0.0382958 (0.05568)	-0.0048056 (0.06764)	0.0767524 (0.05033)
都道府県別失業率	-0.0071224 (0.01143)	-0.0105871 (0.01327)	-0.004776 (0.02391)	—	-0.006281 (0.0125012)	0.0069713 (0.00966)
定数項	5.914234 *** (0.59803)	6.232824 *** (0.69169)	4.569849 *** (1.25019)	5.861459 *** (0.64947)	4.002283 *** (0.56921)	5.385204 *** (0.39428)
資格ダミー	有	有	有	有	有	有
事業所規模ダミー	有	有	有	有	有	有
事業所サービス種類ダミー	有	有	有	有	有	有
都道府県ダミー				有		
R ²	0.1047	0.1169	0.1653	0.1293	0.0756	0.0843
サンプル数	1892	1425	467	1892	1644	1892

***は 1%基準、**は 5%基準、*は 10%基準で有意であることを示す。標準誤差は White(1980)による修正を行い不均一分散に配慮した。Median Regression の R² は、Pseudo R²。資格ダミー、事業所規模ダミー、事業所サービス種類ダミー、都道府県ダミーの推計結果は省略。

表 6 短時間労働者の労働供給関数の推計結果 4 (介護職員)

	推計(19)	推計(20)	推計(21)	推計(22)
	未婚・離死別	既婚	主たる生計維持者本人	主たる生計維持者本人以外
	OLS	OLS	OLS	OLS
ln(賃金率)	-0.1648714 (0.18137)	-0.439927 *** (0.09142)	-0.2773243 (0.27015)	-0.4540857 *** (0.10234)
勤続年数	0.0302115 (0.04527)	-0.0014405 (0.00920)	0.0496511 (0.05446)	-0.0017168 (0.00941)
勤続年数2乗	-0.0035782 (0.00557)	-0.0001222 (0.00035)	-0.0039575 (0.00576)	-0.0000993 (0.00036)
経験年数	-0.0210275 (0.03870)	0.0102971 (0.01461)	-0.0428606 (0.04728)	0.007644 (0.01481)
経験年数2乗	0.0001949 (0.00352)	-0.0002772 (0.00121)	0.0028695 (0.00441)	-0.000408 (0.00125)
年齢	0.0106184 (0.01538)	0.0210691 ** (0.00866)	0.0005603 (0.01970)	0.0012916 (0.00873)
年齢2乗	-0.0001796 (0.00018)	-0.0002451 *** (0.00010)	-0.0000592 (0.00022)	-0.0000466 (0.00010)
性別男	0.1202155 * (0.06519)	0.1682603 * (0.09065)	0.1099925 (0.08871)	0.1779192 ** (0.07452)
都道府県別失業率	0.0202444 (0.03078)	-0.0129441 (0.01242)	0.00707 (0.03403)	-0.0061764 (0.01267)
定数項	4.060291 *** (1.31002)	5.754889 *** (0.65683)	5.412338 *** (1.92727)	6.315019 *** (0.72625)
資格ダミー	有	有	有	有
事業所規模ダミー	有	有	有	有
事業所サービス種類ダミー	有	有	有	有
R ²	0.1814	0.0793	0.2194	0.0825
サンプル数	374	1545	259	1556

***は 1% 基準、**は 5% 基準、*は 10% 基準で有意であることを示す。標準誤差は White(1980)による修正を行い不均一分散に配慮した。Median Regression の R² は、Pseudo R²。資格ダミー、事業所規模ダミー、事業所サービス種類ダミーの推計結果は省略。

V 政策的含意と今後の課題

本稿は、介護報酬引上げや介護労働者の処遇改善（事業所加算、助成金）等、介護労働力不足対策を立案する上で、必要不可欠の情報となる介護労働者の労働供給行動について実証分析を行った。具体的には、(財) 介護労働安定センターが実施した「平成 18 年度介護労働実態調査」の労働者調査個票を用いて、訪問介護員の 7 割～8 割、介護職員でも 2 割強を占める短時間労働者の賃金弾力性を計測した。分析の結果、賃金弾力性は負の値であり、訪問介護員で -0.5 前後、介護職員で -0.4 前後の値となることがわかった。これは、介護以外の一般的短時間労働者の場合と同様、税制や社会保障制度が作り出すいわゆる「103 万円・130 万円の壁」が、短時間介護労働者の労働供給を妨げていることが原因と見られる。制度の影響を受けやすいサンプルと、受けにくいサンプルに分けた分析からも、

この点を支持する結果が得られた。

さて、本稿の分析結果から、介護労働力不足対策について直接的に言える政策的含意は、2009年4月から行なわれている介護報酬の3%引上げや、種々の処遇改善策について、その効果をかなり割り引いて見なければならぬということである。少なくとも、「既存の」短時間労働者の労働時間については、賃金が仮に3%引き上げられるとすると、1.2%~1.5%程度減少することを覚悟しなければならない。もっとも、本稿の分析は、あくまで短時間労働者の労働時間選択に限られていることに注意しなければならない。労働供給行動は、介護労働をするか否かという就業選択(extensive margin)と、就業者が労働時間をどの程度変化させるかという労働時間選択(intensive margin)という2つの側面があるが、使用しているデータの制約から、本稿が計測できたのは、短時間労働者の労働時間選択のみである。就業選択が中心の正規労働者や非正規・常勤労働者、短時間労働者の就業選択が分析から漏れているため、政策が全体の労働供給量をどの程度変えるのか、本稿の分析からは知見を得ることが出来ない。論理的に考えて、労働力不足が生じた背景は、むしろ就業選択の方に存在しているはずである。しかし、就業選択を分析するためには、例えば、非就業者である元ヘルパーやヘルパー資格取得者を含む大規模調査を別途企画する必要がある、このことを今後の課題として指摘しておきたい²⁴。また、本稿で計測した賃金弾性は、税制や社会保障制度の影響を明示的に識別したものではなく、具体的な政策の効果を厳密に見極めることが出来ない点にも留意すべきである。こうした点を考慮できる推計方法としては、予算制約の屈折を明示化した構造推計(structural estimation)が近年発達を遂げており、わが国でも、赤林(2003)、Akabayashi(2005)、Bessho and Hayashi(2005)、Bessho and Hayashi(2009)等が一般の労働者について分析している。配偶者の所得や労働供給、直面する税制等の情報が揃う調査を企画できれば、今後、介護労働の分野でも構造推計が応用可能となるだろう。

最後に、本稿の結果を踏まえた介護労働力不足対策について、若干の提言を行なって本稿の結びとしたい。現在、介護労働力不足対策としては、介護報酬の引上げに期待する関係者が多いが、論理的に考えて、介護報酬が例え労働力不足問題が起きる以前の状態に戻ったとしても、その効果は限定的であると思われる。その理由は第一に、今後も介護保険財政悪化を理由に介護報酬が引下げられるかもしれないという「行政リスク」が払拭できないからである。特に、正規労働者や常勤労働者が現場に復帰するためには、彼等の雇用環境に対する「長期的期待」が変わらなければならず、例え、今後3年間の介護報酬が3%

引き上げられても、彼等が現場に戻る決断をする可能性は低いであろう。もう一つの理由は、既にⅡ節で触れたように、この間に介護職の資格高度化が進んでしまっていることである。近い将来において、介護福祉士以外が現場勤務できないことが決定され、しかもその介護福祉士の資格取得のハードルが引き上げられつつある状況では、介護労働力への新規参入は容易ではない(鈴木(2009a,b))。つまり、介護労働者の「就業選択」は介護報酬に対して不可逆的なものであり、介護報酬の3%引上げが実際に効果を上げるかどうかは微妙なところである。

その意味で、現実的に有効な対策としては、既に介護現場を支えている短時間労働者にもっと注目すべきである。具体的には、短時間労働者の「労働時間選択」を変えることによって、労働供給量を増やすという政策にも注力すべきである。そのためには、短時間介護労働者の扶養控除や社会保険の被扶養者資格について、特別的な措置を講じて、労働時間増を妨げない工夫が必要である。例えば、扶養控除に代わる「介護労働者控除」を103万円以上の所得者に適用することも一案である。また、介護労働者が被扶養者でなくなったとしても、社会保険料支払いが免除される仕組みとなれば(介護労働者特別免除)、労働供給は妨げられない。例えば、介護保険財政から免除分の財源を補填するといった思い切った方策も考えられよう。短時間労働者については、介護資格の高度化も一定の緩和措置があるべきかもしれない。いずれにせよ、これまで軽視されがちであった短時間介護労働者の労働供給行動に、もう少し政策的注目が集まることを期待したい。

<参考文献>

- 赤林英夫(2003)「社会保障・税制と既婚女性の労働供給」国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』(東京大学出版会), pp.13-133
- 安部由紀子・大竹文雄(1995)「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給行動」『季刊社会保障研究』31(2), pp.120-134
- 介護労働安定センター(2007)『平成18年度介護労働実態調査 結果報告書』
- 介護労働安定センター(2009)『平成20年度介護労働実態調査 結果報告書』
(http://www.kaigo-center.or.jp/report/h20_chousa_01.html)
- 國枝繁樹(2008)「労働時間と税制—Prescott 論文を巡って」『日本労働研究雑誌』No.575, pp.49-61
- 黒田祥子・山本勲(2006)「人々は賃金の変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか?—労働供給弾性値の概念整理とわが国のデータを用いた推計」日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー2006-J-3
- 厚生労働省(2007)「社会福祉事業に従事する者の確保を図るための措置に関する基本的な指針」(平成19年厚生労働省告示第289号)
(<http://www.mhlw.go.jp/bunya/seikatsuhogo/dl/fukusijinzei.pdf>)
- 厚生労働省(2008a)「安心と希望の介護ビジョン」
(<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/11/s1121-8.html>)
- 厚生労働省(2008b)「介護労働者の確保・定着等に関する研究会 中間取りまとめ」
(<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2008/07/h0729-2.html>)
- 厚生労働省(2008c)「介護福祉士等現況把握調査の結果」
(http://www.mhlw.go.jp/bunya/seikatsuhogo/haaku_chosa/dl/01.pdf)
- 厚生労働省(2009)「福祉・介護人材確保対策について(平成20年度補正予算・平成21年度当初予算等)」
(http://www.mhlw.go.jp/bunya/seikatsuhogo/fukusijinzei_kakuho02/dl/01.pdf)
- 社会保障国民会議(2008)「第二分科会(サービス保障(医療・介護・福祉)) 中間取りまとめ」
(http://www.kantei.go.jp/jp/singi/svakaihousyokuminkaigi/chukan/siryou_4.pdf)
- 社会保障審議会・介護給付費分科会(2008)第58回議事録(2008年11月14日)
(<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/11/txt/s1114-2.txt>)
- 鈴木亘(2009a)『だまされないための年金・医療・介護入門—社会保障改革の正しい見方・考え方』東洋経済新報社
- 鈴木亘(2009b)「(シリーズマイナス成長打破・政策の照準④介護・保育) サービス拡大へ規制緩和」日本経済新聞朝刊・経済教室(平成21年3月16日)
- 永瀬伸子(1997)「有配偶者女子の労働供給: 短時間・長時間労働供給関数の推定」『経済研究(一橋大学)』48(1), pp.49-58
- 林正義(2006)「税制と労働供給—我が国における実証分析をめぐって」『わが国の税制と労働供給の関わりに関する調査研究報告書』財政経済協会, pp.5-24
- 樋口美雄・早見均(1984)「女子労働供給の日米比較」『三田商学研究』27(5), pp.30-50
- Akabayashi, H.(2005) “How do married women respond to spouse deduction? A structural estimation using Japanese tax system with implications for intrahousehold allocation.” Unpublished paper, Faculty of Economics, Keio University
- Bessho, S. and M. Hayashi(2005) “The CES Utility Function, Non-linear Budget Constraints and Labor Supply: Results on Prime-age Males in Japan” PRI Discussion Paper Series 05A-15, Hitotsubashi University
- Bessho, S. and M. Hayashi(2005) “Labor Response and Preferences Specification: Estimates for Prime-age Males in Japan” Mimeo
- Blundell, R. and MaCurdy, T.(1999) “Labor supply: A review of alternative approaches.” Ashenfelter, O., Card, D., (Eds.) *Handbook of Labor Economics* 3A, pp.159-1695

- Borjas,G.(1980) “The Relationship between wages and weekly hours of work: The role of division bias,” *Journal of Human Resources*, X V
- Eklö, M. and Sacklen, H.(2000) “The Hausman-MaCurdy controversy: Why do results differ between studies?” *Journal of Human Resources* 35(1), pp.204-220
- White,H(1980), “A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity.” *Econometrica* Vol.48(4), pp. 817-838

¹ 実際、この3%という数字は、介護報酬改定の答申を行なうべき社会保障審議会・介護給付費部会の議論とは、全く無関係に提示されたものであり、それに対して部会の各委員が抗議をする一幕もあった（社会保障審議会・介護給付費部会(2008)）。

² もっともこれは、介護労働市場に限ったことではない。林（2006）、國枝(2008)によれば、わが国の一般労働者の労働供給行動についても、男子については実証分析が極めて少なく、また、女子や高齢者についても不適切な特定化に基づく研究が多いことから、政策的な活用が難しいという。

³ この節の説明は、鈴木(2009a)に基づいている。

⁴ 具体的に周(2009)では、前者の要因を「外部市場ショック仮説」、後者の要因を「政策ショック仮説」として、本稿と同じ(財)介護労働安定センターの複数年のデータを用いることによって実証分析を行い。両仮説が支持されるとしている。また、そのほかに、労働力不足の原因として、介護施設の地域買手独占仮説が支持されている。

⁵ もちろん、これらの要因が全く無関係であると言うつもりも無い。例えば、介護事業者の雇用管理能力が低い問題は、その改善がなされれば介護労働力不足問題に一定の効果があるだろう。しかしながら、雇用管理能力が低い問題は何も最近になって変化した問題ではなく、介護保険開始後から続いている問題であるため、近年の介護労働力不足問題の「原因」とはやはり言いにくい。また、社会保障国民会議や厚生労働省の各検討会が、介護報酬の議論を初めから排除していたわけではない。ただし、介護報酬引上げが政治的に困難である状況であったため、敢えて、それ以外の論点に集中していたと見るべきであろう。

⁶ 正確には、失職者・離職者で、雇用保険に一定期間加入していた場合には、雇用保険の教育訓練給付制度によって、一部の負担が軽減される。

⁷ 介護保育士になるには、2年以上の養成施設（専門学校・短大・大学）を出るか、3年以上の現場勤務を経て、合格率5割程度という国家試験に合格する必要がある。さらに、2012年からは、養成施設卒業生にも国家試験合格が課され、現場勤務ルートも半年の養成施設課程修了が受験要件となった為、介護労働力対策としてはよりハードルが高くなった(鈴木(2009b))。

⁸ 「事業所における介護労働実態調査」は、(財)介護労働安定センターにより、2002年度(平成14年度)から毎年実施され、併せて「介護労働者の就業実態と就業意識調査」は隔年で実施されているが、2006年度(平成18年度)は「大規模介護労働実態調査（3年毎に実施）」と位置付けられ、対象数の大幅増や調査方法・内容の再検討が行われた。

⁹ 最も残念なことは、経営主体別（法人格別）の比較が行えないことであるが、2009年度の調査票からはこの点が改善されている。

¹⁰ 最新の介護労働安定センター(2009)によれば、全事業所ベースで、介護労働者全体に占める訪問介護員の割合は28.7%、介護職員の割合は44.0%である。

¹¹ 訪問介護員が勤務する事業所の主なサービス種類の割合は、表2の記述統計に示されている通りである。

¹² 介護職員が勤務する事業所の主なサービス種類の割合は表2の記述統計に示されている通りである。

¹³ 労働者調査は、対象者を選択する時にサンプリングバイアスが生じるため、事業所調査で回答された労働者数の集計値をみることにした。

¹⁴ 日給から換算した時給については、時給ベースの賃金率の最低値(500円)を下回るデータを削除した。

¹⁵ このような賃金率についてのデータ上の制約があるため、月給払いが一般的な正規労働者、非正規労働者の分析は、本稿では行わなかった。

¹⁶ これらの研究の詳細、及びわが国で行なわれているその他の労働供給に関する先行研究の包括的サーベイについては、林(2006)が非常に優れたサーベイを提供している。また、諸外国の先行研究のサーベイについては、Blundell and MaCurdy(1999)が代表的である。

¹⁷ 生計維持者本人の場合においても、月収8~10万円の辺りに、小さいものの依然として、ピークが存在している点が興味深い。

¹⁸ 既婚ダミー、離死別ダミーのベンチマークは未婚者である。主たる生計維持者本人以外ダミー、生計費折半等ダミーのベンチマークは、主たる生計維持者本人である。

¹⁹ 資格ダミーは、ヘルパー1級、ヘルパー2級、ヘルパー3級、社会福祉士、介護福祉士、作業療法士、理学療法士、看護師・准看護師、介護支援専門員、福祉住環境コーディネーター、栄養士、管理栄養士、保健師、保育士、調理師、その他の資格であり、資格無しがベンチマークである。

²⁰ 5人未満、5-10人未満、10-20人未満、20-30人未満、30-40人未満、40-50人未満、50人以上で、わからないがベンチマークである。

²¹ 訪問介護、訪問入浴、訪問看護、訪問リハビリ、居宅療養管理指導、通所介護、通所リハビリ、短期入所生活介護、短期入所療養指導、特定施設、福祉用具貸与、特定福祉用具販売、夜間対応型訪問介護、認知症対応型通所介護、小規模多機能、認知症対応型共同生活介護、地域密着型特定施設、地域密着型特養、居宅介護支援、特養、老健、療養型病床、介護保険以外で、その他・わからないがベンチマークである。

²² 表のスペースを節約するために、資格ダミー、事業所規模ダミー、事業所サービス種類ダミーの推計結果を省略している。また、推計(4)、(14)の都道府県ダミーの推計結果も省略している。

²³ 定型的短時間労働者(推計(2))の賃金弾力性の方が、非定型的短時間労働者+臨時雇用労働者(推計(3))の賃金弾力性よりも絶対値で大きくなっているが、この理由は、前者の方が労働時間・収入が多いために、より103万円もしくは130万円の壁に近く、したがって労働時間の調整を行なう必要性が高いことにあると思われる。

²⁴ もっとも、介護福祉士や社会福祉士の有資格者に対する調査は、昨年、厚生労働省によって実施され、その結果が公表されている(厚生労働省(2008c))。しかしながら、経済学者が調査票の設計に携わっていないためか、意識を尋ねるような項目が多く、労働供給行動の分析に必要な数値項目が少ないという問題がある。