

## 登録ヘルパーの労働供給と希望労働時間のミスマッチ

岸 田 研 作  
谷 垣 静 子

### I はじめに

介護労働者の不足は、介護保険が抱える最も深刻な問題の1つである。特に、訪問介護員に対する不足が深刻である。『平成21年版 介護労働の現状 I』(介護労働安定センター, 2009)によると、介護職員<sup>1)</sup>が不足と回答した事業者は55.7%であったのに対し、訪問介護員が不足と回答した事業者は75.2%であった。必要な介護労働者を確保するには、介護労働市場への新規参入を促進するとともに、介護労働市場からの退出を防ぐ政策が必要である<sup>2)</sup>。しかし、それと同時に、現在雇用されている労働者の労働供給を効率化することも重要である。下野・大日・大津(2003)は、登録ヘルパーが希望する1週間の労働時間が実際の労働時間を1.2時間から2.6時間上回ることを示している。日本労働研究機構(1999)は、訪問介護員の1週間の希望労働日数および1日の希望労働時間について調べ、それらが実際の1週間の労働日数および1日の労働時間を上回ることを示している。下野・大日・大津(2003)、日本労働研究機構(1999)の調査結果は、希望労働時間と実労働時間のミスマッチを解消することで、登録ヘルパーの労働供給を効率化させる可能性を示唆していると考えられる。本稿の目的は、登録ヘルパーの就労希望のミスマッチを解消する方法を明らかにすることである。

登録ヘルパーは、訪問介護に従事するパート

タイム労働者の一種である。訪問介護は代表的な居宅介護サービスであるが、従事者の8割以上が登録ヘルパーである(介護労働安定センター, 2009)。登録ヘルパーは、事業所に就労希望日時を伝え、希望に合致する時間帯に利用者から訪問介護の派遣依頼があった場合に働く。したがって、登録ヘルパーの就労希望と利用者の訪問介護の派遣依頼のマッチングがうまくいかない場合、登録ヘルパーは、労働意欲があっても仕事に従事することができない。

### II 方法

#### 1 データ

本稿で用いるデータは、筆者らの独自調査である。対象は、2008年11月5日時点でWAMNETに登録された26,810の訪問介護事業所から無作為抽出された2,941の事業所に勤務する登録ヘルパーである。調査は2009年1月に行った。調査票は各事業所に3通郵送した(発送数8,823通)。調査票の記入および返送は、登録ヘルパー自身に行ってもらった。回収された調査票は1,459通であった(回収率16.9%)。本稿では、調査項目のうち1ヵ月の希望労働時間と実労働時間に異常値があるものおよび時間給、都道府県に欠損値があるものを分析対象から除外した。最終的に、分析対象となったのは1,302人の登録ヘルパーである(有効回収率14.8%)。除外理由および除外数の内訳は、論文末の補論1に示している。

本稿で用いる変数の定義は表1、記述統計は表

2および図1～3に示している。調査は、事業所の規模にかかわらず各事業所に3通の調査票を郵送している。そのため、標本は小規模事業所に偏っている可能性が高いことに注意が必要である。また、調査票の回収率が14.8%と低いことも標本の偏りを生じさせている可能性がある。標本の偏りを調べるために、本稿の標本をほかの大規模調査と比較した。表3は、本稿と介護労働安定センター（2009）の登録ヘルパーの個人属性のうち比較可能なものを示している<sup>3)</sup>。介護労働安定センター（2009）は、調査時期が本稿（2009年1月）と近く（2008年10月）、標本数は本

稿の約10倍である。また、1つの事業所から最大20名の労働者が調査対象となるため、事業所規模に関する偏りが本稿よりも小さい。ただし、同調査では38.9%の訪問介護事業所が併設事業所であるため、調査対象から除外されている（本稿の標本にはこの偏りは無い<sup>4)</sup>。賃金率、性別、年齢を比較した結果、性別や年齢については明らかな偏りは見られなかったものの、賃金率は本稿の方が87円低かった。

本稿の標本には多くの欠損値があり、欠損値の割合は、配偶者の年収（26.9%）、サ責・対ヘルパー得点（27.2%）で高かった。そのため、

表1 変数の定義

従属変数	
労働時間の満足度	ダミー変数で、分類は以下の3つ。「もっと働きたい」（「もっと働きたいと思う月が多い」）、「現在の労働時間で満足」（「現在の労働時間でほぼ満足する月が多い」）、「労働時間を減らして欲しい」（「もっと労働時間を減らしてほしいと思う月が多い」）。括弧内は調査票で用いた選択肢の文面。
実労働時間	1ヵ月の平均的な労働時間。サービス提供時間および報告書作成時間であり、移動・待機時間は含まない。
希望労働時間	1ヵ月の希望労働時間。サービス提供時間および報告書作成時間であり、移動・待機時間は含まない。
労働時間ギャップ	希望労働時間－実労働時間
労働供給制約	労働時間ギャップ>0の場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数。
説明変数	
サ責・対ヘルパー得点	サービス提供責任者の対ヘルパー業務の遂行能力を訪問介護員が評価した尺度。点数が高いほど評価が高い。堀田・他（2005）が開発。本稿では、それを若干変更したものを用いている。尺度を構成する項目は、表4に掲載。
Ln（賃金率）	対数化した登録ヘルパーの時間給。時間給は、消費者物価地域差指数（総務省）で実質化した値。身体介護と生活援助など、仕事内容で額が異なる場合は、その平均値。
男性	回答者の年齢が男性である場合に1、女性である場合に0をとるダミー変数。
年齢	回答者の年齢。
子ども	未成年の子供がいる場合に1、いない場合に0をとるダミー変数。
自覚症状数	自覚症状の種類は、以下の9つ。「頭が重い」、「イライラする」、「肩がこる」、「仕事中に眠気が襲う」、「やる気がでない」、「よく眠れない」、「腰が痛い」、「憂鬱な気分だ」、「体がだるい」。
配偶者年収	回答者の配偶者の年収。ダミー変数。
経験年数	訪問介護員としての経験年数。
上級資格	訪問介護1級、介護福祉士、介護職員基礎研修のいずれかをもっている場合に1、訪問介護2級または3級しかもっていない場合に0をとるダミー変数。
直行直帰	業務開始時及び終了時にほとんど事業所に寄らない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
学歴	ダミー変数でカテゴリーは、「中学卒」、「高校卒」（高校・専門学校卒）、「大学卒」（大学・大学院卒・短大卒）。
経営主体	事業所の経営主体。ダミー変数。
事業所規模	事業所の訪問介護の利用者数。ダミー変数。
人口	事業所がある市区町村の人口。ダミー変数。
失業率	事業所がある都道府県の失業率（2008年）。出所：「労働力調査年報」（厚生労働省）

表2 記述統計

	平均値	標準誤差	最小値	最大値	欠損値の割合(%)	標本数
希望労働時間	81.8	42.0	3	200	2.9	1,264
実労働時間	74.4	41.6	2.5	200	1.9	1,277
労働時間ギャップ	7.8	25.6	-120	192	3.5	1,256
労働時間制約	0.544	0.498	0	1	3.5	1,256
サ責・対ヘルパー得点	43.8	7.0	21	56	27.2	948
賃金率	1,108	185	644	2,264	0.0	1,302
男性	0.022	0.148	0	1	0.9	1,290
年齢	50.5	10.166	19	73	1.8	1,279
子ども	0.239	0.427	0	1	0.0	1,302
自覚症状数	1.694	1.518	0	9	0.0	1,302
配偶者年収						
配偶者無し	0.088	0.284	0	1	26.9	952
200万円未満	0.168	0.374	0	1	26.9	952
200万以上400万円未満	0.312	0.464	0	1	26.9	952
400万以上600万円未満	0.221	0.415	0	1	26.9	952
600万円以上	0.211	0.408	0	1	26.9	952
経験年数	5.7	3.6	0.2	29.8	4.1	1,248
上級資格	0.354	0.478	0	1	2.0	1,276
直行直帰	0.456	0.498	0	1	4.9	1,238
学歴						
中学卒	0.095	0.293	0	1	10.1	1,170
高校卒	0.674	0.469	0	1	10.1	1,170
大学卒	0.231	0.422	0	1	10.1	1,170
経営主体						
株式会社	0.389	0.488	0	1	1.4	1,284
社会福祉法人	0.213	0.410	0	1	1.4	1,284
社協・自治体	0.188	0.391	0	1	1.4	1,284
医療法人	0.065	0.247	0	1	1.4	1,284
NPO法人	0.058	0.235	0	1	1.4	1,284
その他	0.085	0.279	0	1	1.4	1,284
事業所規模						
20人未満	0.150	0.357	0	1	5.7	1,228
20～29人	0.133	0.339	0	1	5.7	1,228
30～39人	0.121	0.326	0	1	5.7	1,228
40～49人	0.131	0.338	0	1	5.7	1,228
50～99人	0.317	0.465	0	1	5.7	1,228
100人以上	0.149	0.356	0	1	5.7	1,228
人口						
70万人以上	0.181	0.385	0	1	0.2	1,299
15万以上70万未満	0.313	0.464	0	1	0.2	1,299
5万以上15万未満	0.266	0.442	0	1	0.2	1,299
5万未満	0.240	0.427	0	1	0.2	1,299
失業率	4.014	0.845	2.7	7.4	0.0	1,302

表3 他の調査との比較

	本稿	センター <sup>注1)</sup>
賃金率	1,146 <sup>注2)</sup>	1,233
男性	0.022	0.035
平均年齢	50.5	51.9
標本数	1,302	12,907

注) 1) 介護労働安定センター(2009)。

2) 消費者地域別物価指数で調整前の値。

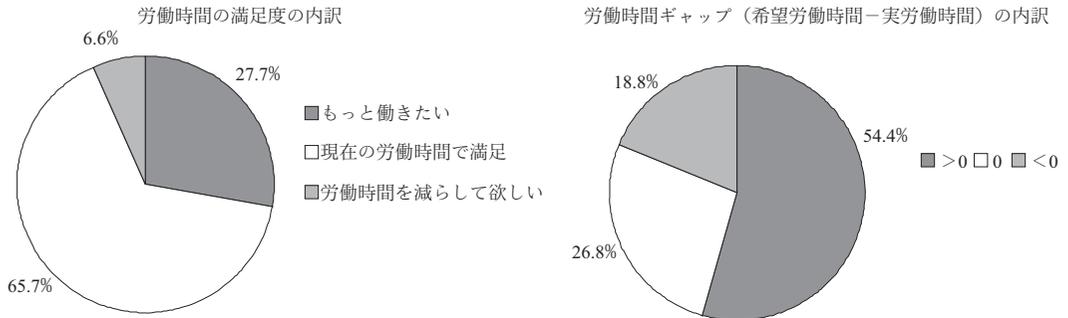


図1

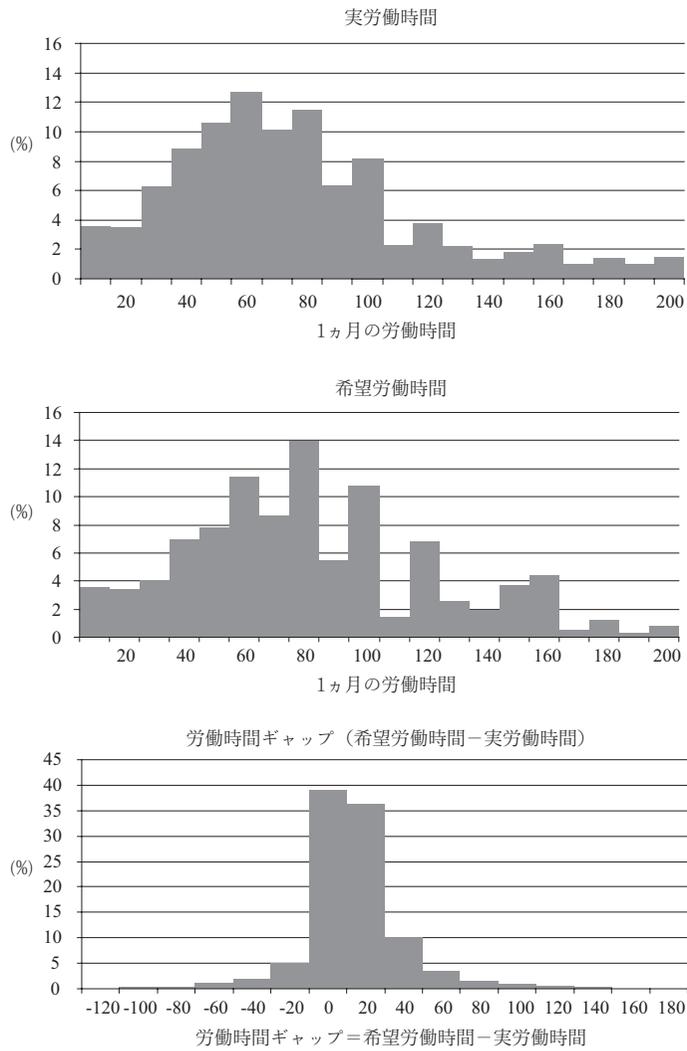
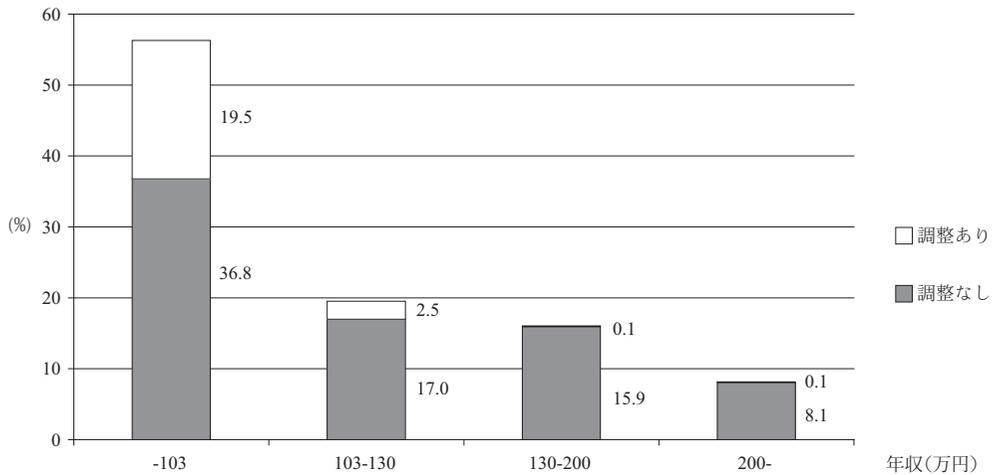


図2



注) 就業調整ありの者の割合 22.2% (=19.5%+2.5%+0.1%+0.1%)

年収は、2008年に現在の事業所で稼いだ額。2008年の途中から働き始めた者は除く。

図3 年収の分布と就業調整（103万円未満）をした者の割合

欠損値が無い標本のみを用いると、約6割の標本が分析対象から除外される。そこで、多重代入法による欠損値の補完を行った（岩崎（2002）、Schafer（1997））。多重代入法の概略は、論文末の補論2に示している。

## 2 回帰分析

推計式は、以下のとおりである。

$$Y_i = \beta_0 + \beta_s S_i + \sum_j \beta_j X_{j,i} + u_i$$

従属変数  $Y_i$  は、労働時間の満足度、労働時間ギャップ（希望労働時間－実働労働時間）、実労働時間、希望労働時間の4種類である。以下、労働時間ギャップを従属変数とする推定式を労働時間ギャップ関数と呼ぶ。また、従属変数が実労働時間である推定式を労働供給関数、希望労働時間である推定式を希望労働供給関数と呼ぶ。説明変数は、すべての従属変数について共通であり、 $S_i$ ：サ責・対ヘルパー得点、 $X$ ：個人・事業所属性からなる（表1）。 $X$ には、標準的な労働供給関数で用いられる賃金率、年齢、性別、子ども、配偶者の所得などが含まれている。本稿で特に着目する変数は、サービス提供責任者

の人事管理能力をあらわすサ責・対ヘルパー得点である。

サービス提供責任者は、訪問介護サービスをコーディネートする役割を担うものとして、厚生労働省令により訪問介護事業所に設置が義務付けられている。大木（2006）は、サービス提供責任者の仕事を以下の3点にまとめている。それらは、①介護支援専門員の作成した居宅介護サービス計画に沿って、利用者状態に合わせた訪問介護計画を作成すること、②「計画」にもとづいて行われるサービス提供の具体的な調整、③利用者に直接サービスを提供する訪問介護員の指導・管理、である<sup>5)</sup>。堀田・他（2005）は、サービス提供責任者の人事管理能力を訪問介護員が評価した尺度を開発した。本稿では、それらを若干変更したものを用いる。尺度を構成する項目は、表4に示されている。それらは、上記のサービス提供責任者の業務のうち②と③に対応している。尺度は、利用者のニーズに応じた訪問介護サービスを円滑に提供するのに必要な人事管理業務を遂行する能力をあらわしていると解釈できる。この尺度の点数が高くなるほど、訪問介護員の就労希望と利用者の派遣依頼のコーディネーションがうまくいき、介護労働者の労

表4 サ責・対ヘルパー得点

尺度は、サービス提供責任者の対ヘルパー業務に関する能力をヘルパーが評価したものであり、下記の14項目について、「充分できている」(4点)、「ある程度できている」(3点)、「あまりできていない」(2点)、「まったくできていない」(1点)のいずれかを回答した合計点。

1	ヘルパーの能力に応じた仕事の割り振り <sup>(注1)</sup>
2	ヘルパーの労働時間の希望に応じた仕事の割り振り <sup>(注2)</sup>
3	ヘルパーの具体的な援助目標・援助内容の指示
4	ヘルパーへの利用者の状況に関する情報伝達
5	ヘルパーの就労報告書の確認によるサービス状況の把握
6	同行訪問やふいうち訪問によるヘルパーの仕事ぶりの把握
7	ヘルパーの公平な評価
8	ヘルパーの悩みや心配事の受け止め
9	個々のヘルパーの育成課題の設定
10	ヘルパーに対する勉強会や実技研修の開催
11	ヘルパーの急な休みへの対応
12	ヘルパーの日程や行動予定の把握
13	ヘルパーの健康管理
14	ヒヤリ・ハット情報や問題事例の吸い上げ・共有化

注) 1) 堀田・他(2005)では、「わからない」という回答に対して0点をつけている。本稿では、「わからない」は欠損値として扱った。

2) 堀田・他(2005)では、「ヘルパーの能力や希望に応じた仕事の割り振り」という項目がある。本稿では、上述のようにそれを2つの項目に分けたものを用いている。

働時間に対する希望が満たされやすくなる(マッチング効率が向上)と予想される。

労働時間の満足度を従属変数とする推定は、多項プロビットモデルで行う。労働時間ギャップ関数の推定は、以下の2種類の方法で行う。1つは、通常の最小二乗法である。もう1つは、労働時間ギャップ(希望労働時間-実働労働時間)が正の者のみを対象とした推定である。このような推定を行う理由は、本稿の主たる関心が正の労働時間ギャップの解消にあるからである<sup>6)</sup>。労働時間ギャップが正の者のみを対象とした推定では、サンプルセレクションを考慮したタイプIIのトービット・モデルを用いる(Amemiya, 1985)。尤度関数は、以下のとおりである。

$$L = \prod_{i=1}^n \{ \Pr [Y_i \leq 0] \}^{1-d_i} \{ f(Y_i | Y_i > 0 \times \Pr [Y_i > 0] \}^{d_i}$$

$d_i$  は、 $Y_i > 0$  の場合に1、 $Y_i \leq 0$  の場合に0を取るダミー変数である。

労働供給関数、希望労働供給関数の推定は、最小二乗法で行う。

本稿の標本は小規模事業所に偏っていると考えられる。そのため、標準誤差は不均一分散に頑健な方法で計算している。多重代入法を用いた推定では、決定係数は得られない。また、限界効果を求めるのは非常に困難である。係数と限界効果では、符号や有意水準が異なる可能性が皆無ではない。しかし、本稿では、限界効果と係数では、符号および有意水準が一致するものと仮定し考察を行う。

### III 結果

#### 1 記述統計

記述統計および変数の分布は、表2および図1～3に示されている。回答者の平均年齢は50.5歳であり、男性は2.2%であった。

図1によると、労働時間の満足度は、「もっと働きたい」(27.7%)、「現在の労働時間で満足」(65.7%)、「もっと労働時間を減らして欲しい」(6.6%)であった。1/4を超える者が「もっと働きたい」と回答した。

表2によると、実労働時間の平均値が74.4時間であるのに対し、希望労働時間の平均値は81.8時間であった。労働時間ギャップの平均値は7.8時間であった。表には示していないが、サ責・対ヘルパー得点のCronbachの $\alpha$ 係数は0.935であり、高い内的整合性を示した。 $\alpha$ 係数は、尺度を構成する質問項目に、測定対象となる概念と不整合な質問項目が含まれると低くなり、通常0.8以上の値を示さないと妥当な尺度とはみなせない(岡本, 2006)。

図3によると、22.2%の者が、年収を103万円未満に抑えるために就業調整をしている。

#### 2 回帰分析の結果

表5の第1, 第2列は、労働時間の満足度の結果を示している。基準となる選択肢は、「現在の労働時間で満足」である。第1列は「もっと働きたい」と回答する確率への各変数の影響を示し、

表5 推定結果

従属変数	労働時間の満足度 <sup>(注2)</sup>		労働時間 ギャップ	労働時間ギャップ		実労働時間	希望労働時間
	もっと働きたい	労働時間を減らして欲しい		$\ln$ (労働時間 ギャップ)	労働供給制約		
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
サ責・対ヘルパー得点	-0.051 **	-0.045 **	-0.036	-0.011 *	-0.010 +	-0.194	-0.229
Ln(賃金率)	0.450	-0.401	-2.141	-0.602 *	0.300	-42.949 **	-45.016 **
賃金弾性値 <sup>(注3)</sup>						-0.577 **	-0.605 **
男性	-0.067	0.415	-3.350	0.660 **	-0.034	13.838	10.506
年齢 <sup>(注4)</sup>	-0.007	-0.004	0.067	-0.009 +	0.012 **	-0.319 *	-0.251 *
子ども	0.222	0.012	0.702	0.089	0.034	-3.009	-2.280
自覚症状数	-0.028	0.204 **	-0.080	0.001	-0.020	3.468 **	3.393 **
配偶者年収							
配偶者無し	0.165	0.241	4.497	0.209	0.164	-0.174	4.363
200万円未満(基準)							
200万以上400万円未満	-0.227	0.072	0.377	-0.060	0.025	-8.622 *	-8.208 *
400万以上600万円未満	-0.250	-0.055	1.855	-0.022	0.044	-11.394 **	-9.486 *
600万円以上	-0.480 *	0.225	-1.401	-0.159	-0.120	-13.716 **	-15.087 **
経験年数	0.003	0.032	0.000	-0.002	0.001	0.280	0.280
上級資格	-0.114	0.105	0.709	0.124	-0.092	7.851	8.574
直行直帰	0.159	-0.202	2.751 +	0.115	0.029	-17.892	-15.127
学歴							
中学卒(基準)							
高校卒	-0.021	0.300	-3.415	-0.238 *	-0.043	-1.519	-4.940
大学卒	-0.097	-0.006	-5.935 +	-0.302 *	-0.111	-2.804	-8.754 +
経営主体							
株式会社(基準)							
社会福祉法人	0.210	-0.158	-0.132	-0.077	0.067	-4.241	-4.369
社協・自治体	0.539 **	-0.803 **	4.998 *	-0.128	0.513 **	-14.579 **	-9.550 **
医療法人	0.438 *	-0.416	3.305	0.118	0.234	-4.288	-0.980
NPO法人	-0.547 *	-0.005	-4.387 +	-0.332 *	-0.098	-9.498 *	-14.003 **
その他	-0.225	-0.320	-1.788	-0.304 *	-0.021	-12.669 **	-14.455 **
事業所規模							
20人未満(基準)							
20~29人	-0.203	-0.181	-1.164	-0.204	0.146	4.681	3.529
30~39人	-0.170	0.255	-3.975	-0.234	-0.120	12.609 **	8.624 *
40~49人	-0.466 *	0.038	-3.885	-0.165	-0.089	9.051 *	5.114
50~99人	-0.481 **	0.264	-5.009 +	-0.353 **	-0.104	13.397 **	8.392 *
100人以上	-0.686 **	-0.051	-3.652	-0.122	-0.164	25.749 **	22.082 **
人口							
70万人以上(基準)							
15万以上70万未満	0.022	-0.303	0.460	0.104	0.041	-2.068	-1.635
5万以上15万未満	-0.167	-0.363	-0.775	0.032	-0.041	2.847	2.046
5万未満	0.356 +	-0.031	3.152	0.184	0.135	-0.802	2.287
失業率	0.124 +	0.063	1.058	0.051	0.023	2.008	3.070 *
定数項	-1.592	2.344	19.477	7.938 **	-2.308	392.865 **	411.702 **
$\sigma$				0.02			
推定方法	多項プロビット		OLS	タイプIIのトービット・モデル		OLS	OLS
F値 <sup>(注5)</sup>	3.05 **		1.67 *			9.28 **	10.9 **
標本数	1,302		1,302	688 <sup>(注6)</sup>		1,302	1,302

注) 1) 有意水準:\*\*:1%水準, \*:5%水準, +:10%水準

標準誤差は、不均一分散に頑健な方法で計算している。

2) 基準:「現在の労働時間で満足」。

3) 賃金弾性値は、 $\ln$ (賃金率)の係数をもとに平均値で評価した値。

4) 年齢の2乗項を含めた推定も行ったが、いずれの推定式でも有意でなかった。

5) 帰無仮説は、定数項を除くすべての変数の係数が0。タイプIIのトービット・モデルについては、F値は計算されない。

6) 労働時間ギャップが正の者の数。30個のデータセットの平均。

第2列は「労働時間を減らして欲しい」と回答する確率への各変数の影響を示している。係数が正であることは、その変数が1の値をとる（ダミー変数の場合）か、増加する場合（連続変数の場合）に、対象となる選択肢を選ぶ確率が高くなることを示す。サ責・対ヘルパー得点が高いほど「現在の労働時間で満足」と回答する確率が高くなった（「もっと働きたい」、「労働時間を減らして欲しい」と回答する確率が低くなった）。

第3列は、最小二乗法による労働時間ギャップ関数の推定結果である。労働時間の満足度の結果と大きく異なり、サ責・対ヘルパー得点は有意でなかった。また、そのほかの係数もほとんど有意でなかった。

第4列と第5列は、労働時間ギャップが正の者のみを対象とした労働時間ギャップ関数の推定結果である。労働時間ギャップは対数化した値を用いている。対数化した値を用いた理由は、対数化しない値を用いた推定では尤度関数が収束しなかったからである<sup>7)</sup>。サ責・対ヘルパー得点の増加は、労働時間ギャップを減少させた。賃金率の増加も労働時間ギャップを減少させた。

第6列は労働供給関数、第7列は希望労働供給関数の推定結果である。ともに、賃金弾性値が負の値を示し、サ責・対ヘルパー得点は有意でなかった。賃金弾性値は表2の平均値で評価した値であり、賃金率の係数を示した行の下に示している。訪問介護員の労働供給関数を推定した鈴木（2010）でも賃金弾性値は負であった<sup>8)</sup>。

#### IV 考察

現在、介護労働市場は深刻な人手不足にまわられている。しかし、図1によると、1/4を超える者が「もっと働きたい」と回答している。また、労働時間ギャップの平均値は7.8時間であり、下野・大日・大津（2003）の調査結果とほぼ整合的であった。本稿の標本は、規模が小さい事業所に偏っているため注意が必要であるが、このことは、登録ヘルパーの希望労働時間と実労働時間に関するミスマッチを解消することで、

労働供給を増加させることができる可能性を示唆していると考えられる。なお、6.6%の者は、「労働時間を減らして欲しい」と答えている。これは、介護労働者の不足により、事業所から希望労働時間以上に仕事を頼まれている可能性を示唆していると考えられる。

サ責・対ヘルパー得点が高いほど、「現在の労働時間で満足」と回答する確率が高くなった。また、労働時間ギャップが正の者を対象とした推定結果では、サ責・対ヘルパー得点が高いほど、労働時間ギャップが小さくなった。このことは、訪問介護員の就労希望と利用者の派遣依頼をコーディネートするサービス提供責任者の能力が高いほど、労働時間のミスマッチが減少することを示していると考えられる。全標本を対象に労働時間ギャップを従属変数とした推定式では、サ責・対ヘルパー得点は有意でなかった。これは、サ責・対ヘルパー得点の増加がもたらす労働供給を増加させる効果（「もっと働きたい」と回答する者を減少させる効果）と労働供給を減少させる効果（「労働時間を減らして欲しい」と回答する者を減少させる効果）が互いに打ち消しあっていることを反映している可能性が考えられる。

以上の結果は、サービス提供責任者の人事管理能力の向上が登録ヘルパーの労働供給を効率化させることを示していると考えられる。大木（2006）は、サービス提供責任者の人事管理能力を向上させる課題として、小規模事業者ではサービス提供責任者の教育訓練を自前で実施することが困難であることやサービス提供責任者としての資格認定の仕組みが整備されていないことを指摘している。また、その解決策として、人事管理に関する資格や自治体による外部研修制度の整備をあげている。訪問介護事業所のほとんどが小規模であることやサービス提供責任者の能力が一般的人的資本である可能性が高いことを考慮すると、これらの施策の実施は、教育訓練の外部化やOff-JT化を進めることで、効率的な人材育成を促進する可能性が期待できる。

ただし、サ責・対ヘルパー得点は、調査対象

者の主観的判断であるため内生変数であることに注意が必要である。サ責・対ヘルパー得点を構成する項目には、「ヘルパーの労働時間の希望に応じた仕事の割り振り」が含まれている。したがって、この項目は、労働時間の満足度とトートロジーの関係である可能性がある。また、推定結果は、労働時間に満足しているヘルパーは、サービス提供責任者の能力を高く評価するという逆の因果関係を示している可能性も考えられる。以上の可能性を検討するため、「希望に応じた仕事の割り振り」の項目を除外した分析も行った。表には示していないが、サ責・対ヘルパー得点の係数は、「もっと働きたい」(-0.051\*\*→-0.049\*\*), 「労働時間を減らして欲しい」(-0.045\*\*→-0.045\*\*) でほとんど変わらなかった。労働時間ギャップについても同様の推定を行った。サ責・対ヘルパー得点の係数は、-0.011\*→-0.011<sup>+</sup>で有意水準が下がるものの係数の大きさは同じであった。また、大木(2006)は、尺度を構成する各項目について、サービス提供責任者の自己評価と訪問介護員による評価がおおむね一致していることを示している。このことは、この尺度がある程度の客観性を備えたものであることを示していると考えられる。ただし、Cronbachの $\alpha$ 係数(0.935)が示すように、サ責・対ヘルパー得点を構成する項目間には高い相関関係がある。そのため、推定結果の精度や解釈については、一定の留意が必要である。

労働時間が正の者を対象とした推定では、賃金率の上昇が労働時間ギャップを減少させるという結果が得られた。これは、労働供給関数と希望労働供給関数の賃金の係数がほぼ同じであることを考慮すると意外な結果であった。そこで、労働時間ギャップが正の群とそれ以外の群について、それぞれ労働供給関数と希望労働供給関数を推定した。推定では労働時間ギャップ関数の推定と同様、サンプルセレクション・バイアスを考慮している。表6は、賃金の係数の結果を示している。労働時間ギャップが正の群では、希望労働供給関数の賃金の係数は負で有意

表6 労働時間ギャップの符号別・賃金の係数<sup>(注2)</sup>

従属変数	実労働時間	希望労働時間
労働時間ギャップ>0の群	-11.8	-25.9 *
労働時間ギャップ≤0の群	-65.4 **	-63.1 **

注) 1) 有意水準:\*\*:1%水準, \*:5%水準, +:10%水準標準誤差は、不均一分散に頑健な方法で計算している。

2) タイプIIのトービット・モデルによる推定結果。

であるのに対し、労働供給関数の賃金の係数は有意でなかった<sup>9)</sup>。これが、労働ギャップ関数において賃金の係数が負を示した理由であると考えられる。賃金以外の変数の係数については、労働時間ギャップが正の群とそれ以外の群で大きな違いは見られなかった。残念ながら、賃金の係数の違いがどのような理由によるものかは明らかでなく、今後課題を残す<sup>10)</sup>。ただし、希望労働供給関数の賃金の符号がいずれの推定式でも負であることは、賃金率の上昇による労働時間ギャップの減少は、労働時間を増加させないことを示していると考えられる。

図3は、約2割の者が「103万円の壁」に直面し、就業調整を行っていることを示す。鈴木(2010)は、税制や社会保障制度の影響を受けやすい群(既婚者)と受けにくい群(未婚・離死別者)で、訪問介護員の賃金弾性値を比較し、前者の賃金弾性値が後者よりも大きいことを示している<sup>11)</sup>。これは、税制や社会保障制度が、労働供給を抑制するという予想と整合的である。したがって、本稿および鈴木(2010)の結果は、「103万円の壁」を取り払うことにより、労働供給が増加する可能性を示唆しているように思われる<sup>12)</sup>。

## V 結論

登録ヘルパーの中には、希望労働時間と実労働時間に乖離がある者が存在する。労働時間ギャップ(希望労働時間-実労働時間)が正の者を対象とした推定結果は、サービス提供責任者の人事管理能力が高いほど、労働時間ギャップが小さくなることを示した。サービス提供責任者の人事管理能力を向上させる施策は、労働供給

の効率化を進め、介護労働力の不足の緩和に有効である可能性がある。

本研究は、科学研究費補助金（課題番号：19330051）を受けて行った。

#### 補論1 分析から除外した標本の除外理由と除外数の内訳

本稿では、調査項目のうち1ヵ月の希望労働時間と実就労時間に異常値があるものおよび時間給、都道府県に欠損値があるものを分析対象から除外した。本稿の調査では、訪問介護員本人に1ヵ月の実労働時間と希望労働時間を尋ねている。しかし、労働者が回答する労働時間は、測定誤差が大きいことが知られている（Borjas, 2007, p.47）。1ヵ月の希望労働時間と実労働時間の最大値は、それぞれ720時間、1,200時間であった。これらは明らかに異常値である。介護労働安定センター（2006）には、事業所が回答した介護労働者の実労働時間の分布が掲載されている。それによると、訪問介護員のうち月間労働時間が200時間以上の者の割合は1.3%である（無回答を除いた割合）。この値は、正社員など、登録ヘルパー以外の勤務形態の者も含むため注意が必要であるが、月間労働時間が200時間を超える者はごく少数である。そこで、1ヵ月の実就労時間または希望労働時間が200時間を超えた33の標本を分析対象から除外した。

次に、時間給に欠損値が無い者とある者で1ヵ月の実労働時間の平均値を比較すると、前者の平均値が74.3時間であるのに対し、後者は121.0時間と大きな差があった。分布の形状も大きく異なった。介護労働安定センター（2009）によると、1ヵ月の平均実労働時間は、登録ヘルパーが55.7時間であるのに対し、正社員は156.7時間である。このことは、時間給に欠損値がある標本は、賃金が時間給で支払われていない登録ヘルパー以外の者が誤って多数回答している可能性があることを示していると考えられる。介護労働安定センター（2009）によると、登録ヘル

パーの賃金の支払い形態は92.2%が時間給である。そこで、時間給に欠損値がある149の標本を分析対象から除外した。ところで、本稿の調査と介護労働安定センター（2006）では、本稿の方が1ヵ月の実労働時間が約20時間多い。その理由の1つとして、報告書の作成時間の扱いが影響している可能性が考えられる。本稿の調査では、労働時間の定義を、「サービス提供時間及び報告書作成時間（移動・待機時間を除く）」としている。それに対し、介護労働安定センター（2006）では、詳しく定義することなく実労働時間を尋ねており、回答者は事業所である。介護労働安定センター（2007）によると、登録ヘルパーに相当する短時間労働者・非定形的の訪問介護員を雇用している事業所のうち、書類・報告作成時間に対する賃金支払い状況は、支払っていない（55.7%）、一部支払っている（18.1%）、全部支払っている（26.2%）である（無回答の事業所を除いた割合）。そのため、介護労働安定センター（2006）では、実労働時間に報告書の作成時間が含まれていない場合が多いと考えられる。

最後に、都道府県が欠損値となっていた11の標本を除外した。本稿では、労働市場の環境をあらゆる変数として、都道府県単位の失業率を用いている。これらの変数を用いるには、都道府県に関する情報が不可欠である。

#### 補論2 多重代入法

多重代入法は、以下の3段階からなる。

- (1) 欠損値が補完された疑似的な完全データセットをM個作成する。欠損値に代入される値はデータセットにより異なるので、M種類のデータセットができることになる。本稿では、30個のデータセットを作成した。
- (2) M個の疑似的な完全データセットそれぞれに対して、欠損値の無い完全データセットを用いる場合と同様の統計解析を行う。本稿では、30個のデータセットそれぞれに対して、回帰分析を行った。
- (3) 解析結果で得られたM個の係数の推定値べ

クトル  $\hat{q}_i$  を下記のRubin (1987) の方法を用いて合成する。

$$\bar{q}_M = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \hat{q}_i$$

$$T = \bar{U} + \left(1 + \frac{1}{M}\right) B$$

ここで、 $\bar{q}_M$ : 合成された係数の推定値ベクトル、 $T$ :  $\bar{q}_M$  の分散共分散行列、 $M$ : 作成されたデータ数。

$$\bar{U} = \sum_{i=1}^M \frac{\hat{q}_i}{M} : \text{代入内分散} \\ (\text{within-imputation variance})$$

$$B = \frac{\sum_{i=1}^M (\hat{q}_i - \bar{q}_M)(\hat{q}_i - \bar{q}_M)'}{M - 1} : \text{代入間分散} \\ (\text{between-imputation variance})$$

$\hat{U}_i$ :  $\hat{q}_i$  の分散共分散行列

欠損値に1つの値のみを代入する単一値代入法では、代入された値を実際に観測された値とみなして分析する。そのため、推定値の標準誤差は過小評価される。それに対し、多重代入法は、複数のデータセットを作成することで、代入値に内在する不確実性を考慮した推定結果を得ることができる (Rubin, 1987)。本稿のデータセットでは、欠損パターンが単調でなかったため、欠損値の推定にあたっては、多変量正規分布を仮定した線形回帰モデルを用いた。従属変数は連続変数として扱われるため、補完された欠損値は、もとのデータが0または1の値をとるダミー変数であっても、0.8など、1以外の値を取る。そこで、0、1のダミー変数の補完にあたっては、補完された値が0.5以上の場合は1、0.5未満の場合は0の値を取るダミー変数に変換した。3値以上のダミー変数については、それらが順序変数である場合、連続性を仮定し、補完された値が一番近い値のダミー変数に変換した (Schafer, 1997)。順序がつけられないダミー変数については、Alison (2001, pp. 39-40) の方法により変換を行った。なお、線形モデルによる推定にあたっては、分布の正規性を確保するため、偏り

がある変数は、対数変換やダミー変数のカテゴリーの合併を行った。

(平成22年3月投稿受理)

(平成22年9月採用決定)

## 献辞

本稿の作成にあたって全国の多数の登録ヘルパーの方々に多大な協力を頂いた。また、本誌の2名の匿名の査読者、堀田聰子 (ユトレヒト大学およびオランダ社会文化計画局特別研究員)、岩本康志 (東京大学) より有益なコメントを頂いた。以上の方々に、ここで改めて感謝申し上げる。

## 注

- 1) 介護職員は、訪問介護以外の介護業務につき、介護施設や通所介護などで働いている。
- 2) 介護労働者の離職を扱った研究として、小椋山 (2010)、花岡 (2009)、山田・石井 (2009)、張・黒田 (2008) がある。
- 3) 両調査では、月収や現在の事業所での勤続年数についても尋ねている。しかし、本稿の調査には、質問文の誤字 (勤続年数) や多数の誤回答 (月収を千円単位で尋ねているのに、明らかに万円単位の回答) があり比較できない。
- 4) 同調査は、同一敷地内に異なるサービスを提供する事業所が複数存在する場合、「主とするサービス」(収入が一番多い) を提供する事業所に勤務する労働者のみを対象としている。なお、本稿の調査と異なり、同調査の回答者は事業所である。
- 5) サービス提供責任者の業務内容のより詳細な説明については、大木 (2006) を参照。
- 6) 長時間労働に従事する常勤労働者では、負の労働時間ギャップの解消は重要な政策課題となる可能性が考えられる (小倉, 2008)。しかし、登録ヘルパーの場合、その勤務形態の特性を考慮すると、負の労働時間ギャップが深刻な問題となっているとは考えにくい。この推定を行ったことは、本誌の査読者の指摘によるところが大きい。ここで改めて感謝申し上げる。
- 7) タイプIIのトービット・モデルは尤度関数が複雑であるため、計算が収束しないことがしばしばある。しかし、本稿の推定式では、労働時間ギャップを従属変数とした線形回帰モデルと労働時間ギャップが正か否かを決定するプロビットモデルの説明変数が全く同じである。そのため、ヘックマンの二段階推定は多重共線性により使用できない (Nawata (1994), Nawata

- (1993)。労働時間ギャップをLn(希望労働時間/実労働時間)と定義した推定も行ったが、尤度関数が収束しなかった。
- 8) ただし、本稿および鈴木(2010)において、賃金率は内生変数である可能性がある。そのため、弾性値には偏りがある可能性がある。
- 9) 最小二乗法、外れ値を除いた推定、単相関係数による分析も行った。それらの結果は、タイプIIのトービット・モデルと整合的で、結果が頑健であることを示唆している。
- 10) 労働供給制約下にある群の賃金率の符号が、希望労働供給関数では正、労働供給関数では0という結果であれば、両者の違いは労働供給の制約によるというのが自然な解釈であると考えられる。
- 11) 鈴木(2010)と比べると、本稿は標本数が少ない。そのため8.8%しかいない未婚者のみを対象とした推定を行うことはできない。
- 12) 制度変更が無いもとの「103万円の壁」を取り払うことが労働供給に与える影響を厳密に測定するには、経済主体の行動を明示的に考慮した構造推定を行う必要がある。そのような研究としてAkabayashi(2006)がある。

#### 参考文献

- 岩崎 学(2002)『統計学体系シリーズ 不完全データの統計解析』, エコノミスト社。
- 大木栄一(2006)「ホームヘルパーの能力開発と事業者・サービス提供責任者の役割」佐藤博樹・大木栄一・堀田聰子編『ヘルパーの能力開発と雇用管理 職場定着と能力発揮に向けて』, 勁草書房。
- 岡本安晴(2006)『心理学の世界 専門編14 計量心理学 心の科学的表現をめざして』, 倍風館。
- 小倉一哉(2008)「日本の長時間労働-国際比較と研究課題」『日本労働研究雑誌』No.575, pp.4-16。
- 介護労働安定センター(2009)『平成21年版 介護労働の現状 I 介護労働事業所における労働の現状』。
- (2007)『平成19年版 介護労働の現状 I 介護労働事業所の現状』。
- (2006)『平成18年版 介護労働の現状』。
- 小檜山希(2010)「介護職員の仕事の満足度と離職意向-介護福祉士資格とサービス類型に注目して-」『季刊社会保障研究』Vol.45(4), pp.444-457。
- 鈴木 亘(2010)「パートタイム介護労働者の労働供給行動」『季刊社会保障研究』Vol.45(4), pp.

417-443。

- 下野恵子・大日康史・大津廣子(2003)「ホームヘルパーの労働供給:登録ヘルパーのケース」『介護サービスの経済分析』, 東洋経済新報社。
- 張 允楨・黒田研二(2008)「特別養護老人ホームにおける介護職員の離職率に関する研究」『厚生指標』第55巻(15), pp.16-23。
- 日本労働研究機構(1999)『ホームヘルパーの就業実態と意識』調査研究報告書No.119。
- 花岡智恵(2009)「賃金格差と介護従事者の離職」『季刊社会保障研究』Vol.45(3), pp.269-286。
- 堀田聰子(2006)「ホームヘルパーの能力開発と事業者・サービス提供責任者の役割」佐藤博樹・大木栄一・堀田聰子編『ヘルパーの能力開発と雇用管理 職場定着と能力発揮に向けて』, 勁草書房。
- 堀田聰子・大木栄一・佐藤博樹(2005)『介護職の能力開発と雇用管理』東京大学社会科学研究所人材ビジネス研究寄附研究部門研究シリーズNo.7。
- 山田篤裕・石井加代子(2009)「介護労働者の賃金決定要因と離職意向-他産業・他職種からみた介護労働者の特徴-」『季刊社会保障研究』Vol.45(3), pp.229-248。
- Akabayashi, H (2006) "The Labor Supply of Married Women and Spousal Tax Deductions in Japan - A Structural Estimation," *Review of Economics of the Household*, Vol.4, pp.349-378.
- Alison, P. D (2001) *Missing Data*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Amemiya, T (1985) *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- Borjas, J. G. (2007) *Labor Economics*. McGraw-Hill, New York.
- Nawata, K (1994) "Estimation of Sample Selection Bias Model by the Maximum Likelihood Estimator and Heckman's two-step estimator," *Economics Letters*, Vol.45, pp.33-40.
- (1993) "A Note on the Estimation of Models with Sample-selection biases," *Economics Letters*, Vol.42, pp.15-24.
- Rubin, D. B. (1987) *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York, Wiley.
- Schafer, J. L. (1997) *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.
- (きしだ・けんさく 岡山大学准教授)  
(たにがき・しずこ 岡山大学教授)