

介護労働者の離職を抑止する要因についての再考

加藤善昌

要旨

本稿は、介護労働者の離職を抑止するために重要な要素について実証分析を行ったものである。介護労働者の主観的厚生と意思決定に影響を与える要因として先行研究では、職務に対するやりがい（内発的動機）や賃金、職場における人間関係（ソーシャル・キャピタル）が重要な要因であると指摘されている。だが、これらの影響を可能な限り正確に推定するためには、要因間の相関や変数の定義について配慮を行う必要がある。そこで本稿は、推定において新しい手法を導入し、内発的動機と賃金、ソーシャル・キャピタルの影響について再度推定した。その結果、内発的動機とソーシャル・キャピタルについては既存研究とほぼ同様の傾向が観察されたが、賃金の作用については先行研究とは異なる傾向を観測することができた。

1章 はじめに

我が国において、介護労働者を対象とした研究が近年積極的に展開されている。そして、それらの研究の問題意識としてほぼ共通しているのは、介護労働はどのようにしたら安定的になるのか、すなわち、どのようにしたら介護労働者は離職しないのか、という点である。例えば、花岡（2009, 2010）では、事業所の離職率に対してどのような要因が影響しているのかを対象として分析が行われており、大和（2010, 2014）においても、介護労働者の満足度には何が影響するのかといった点を対象として分析が行われている。また、さかのぼるが、堀田（2009）では介護労働者のストレスを対象として分析が行われており、周（2006）では介護労働者の賃金に対してどのような要因が影響を与えるのかといった点が分析されている。これらの研究はストレスや賃金を分析対象としているが、問題意識としては労働供給の安定化に集約されるであろう。

これらのように介護労働者を対象とした分析が積極的に行われている背景として、我が国における高齢社会の進展があげられる。統計局によれば、2016年7月時点での65歳以上の人口は3448万人である。つまり、介護産業に対する需要は非常に大きなものであるといえよう。だが、労働供給のほうに目を向けてみると、介護労働者の離職率の高さが目立つ。平成27年度の介護労働実態調査の事業所別調査によると、1年間における介護労働者の離職率は全体平均で16.6%であり、法人形態別にみても、特に営利企業が20.5%と高い傾向にある。

介護労働者の離職率が高い理由として最初に考えられるのが、賃金の低さである。確かに、賃金は労働者にとって第一のインセンティブとしてあげられるが、花岡（2010）や大和（2010, 2014）によると、賃金は事業所の離職率や労働者の満足度に対して必ずしも有意に

相関するわけではないことが指摘されている。つまり、介護労働者の離職を抑止するためには、賃金だけでなく、その他の要因も考慮する必要があると考えられる。

筆者は加藤（2015）において、介護労働者の職務満足度と就業継続意向に対して何が影響するのかを対象として分析を行った。その結果、賃金よりも労働者の自発的意欲、すなわち「内発的動機」や、職場における人間関係、すなわち、企業内の「ソーシャル・キャピタル」の方が労働者の職務満足度や就業継続意向に対して影響を与えることを示した。しかし、賃金の間接的な影響のみを対象としており、直接的な影響は分析しなかった。くわえて、「内発的動機」や「企業内のソーシャル・キャピタル」についても、その設定方法はより精緻にできると考えられた。そこで、本稿では加藤（2015）をベースとしながら、介護労働者の離職を抑止する要因について再考察を行う。賃金を与える影響について、間接的な部分だけでなく、直接的な影響も本稿では考察する。さらに、内発的動機や企業内ソーシャル・キャピタルについても改めてその効果を検証してみる。

本稿の構成は以下のようになっている。まず、2章では先行研究のサーベイとともに、仮説を再提示する。その際、賃金と内発的動機、ソーシャル・キャピタルの作用を中心としながらサーベイを行う。続く3章では分析の枠組みを提示し、4章では分析結果とその解釈を記述する。そして5章では、今後の分析の展開と、政策的な結論について述べる。

2章 仮説の再提示

個人の主観的厚生を決定する要因として、賃金は特に重要なものとして経済学ではあげられてきた。しかし、Ersterlin（1974）をはじめとして、賃金は必ずしも個人の幸福に寄与しないことが指摘されている。個人の幸福に対する賃金の作用に関する仮説のひとつとして、相対賃金仮説があげられる。これは、個人は他者との比較によって賃金を評価し、その結果が個人の幸福に作用するというものである。この仮説自体は Veblen（1899）や Duesenberry（1953）、Scitovsky（1976）においても取り上げられているように、古くから指摘されているものであるが、実証研究として著名なものは Clark and Oswald（1996）があげられる。かれらは英国国民を対象とした幸福度調査のデータを用いて、他者の賃金は個人の幸福度に対して負に相関することを述べている。したがって、賃金が個人の幸福に対して与える影響について以下の仮説があげられる。

仮説1：賃金は絶対的な要素としてだけでなく、相対的な要素としても職務満足度や就業継続意向に作用する。

また、個人の行動原理として、近年は内発的動機と呼ばれるものも注目を集めている。内発的動機はもともと心理学で用いられている概念であり、何らかの行為に対する自発的欲求のことをさしている。経済学においては Frey（1997）によって、他者から与えられる報酬によって内発的動機が阻害されるという「モチベーションのクラウディング・アウト」

が指摘されてから、研究対象としてあげられてきた。また、プリンシパル・エージェント理論と関連した著名な研究としては Bènabou and Tirole (2003) があげられ、プリンシパル・エージェント間での情報の非対称性が、モチベーションのクラウドイング・アウトを発生させることを指摘している。そして、Borzaga, et al. (2006) ではイタリアの協同組合員を対象として実証分析が行われており、内発的動機も個人の幸福度に対して正に相関することが指摘されている。ゆえに、以下の仮説も提示される。

仮説 2 : 内発的動機が満たされることにより、個人の職務満足度や就業継続意向は向上する。

さらに、個人の幸福度に関する研究において、ソーシャル・キャピタルも重要な要素として近年は注目されている。ソーシャル・キャピタルとは、人々の間で形成される信頼や規範を示すと一般的にはみなされており、Putnam (1993) はイタリア北部と南部において人々の経済社会活動の格差がみられる要因のひとつとしてそれを指摘した。そして、職場におけるソーシャル・キャピタルは人々の幸福度を向上させることが Helliwell and Huang (2010) や Requena (2003) において指摘されている。つまり、ソーシャル・キャピタルについても以下の仮説が提示できる。

仮説 3 : 職場におけるソーシャル・キャピタルは個人の職務満足度や就業継続意向を向上させる。

そして、労働者の行動は、かれらが所属する機関がどのような機関であるかによって異なることも指摘されている¹。Wisebrod (1988) では非営利組織の労働者はより自発的に労働供給を行うという ”Donated Labor” が指摘されている。さらに、Besley and Ghatak (2005) では ”Motivated Agent” という概念が提示され、公共機関や非営利組織には、社会に対してより貢献しようとする労働者が就業しやすいことが述べられている。したがって、以下の仮説も考えられる。

仮説 4 : 以上にあげた仮説の検証結果は、法人形態ごとに異なる。

3章 モデルとデータ

以上の仮説を検証するため、本稿では『介護労働実態調査』の平成 22 年度版の労働者ごとの個票データを用いる。この調査は、厚生労働省の委託のもとで公益財団法人介護労働安定センターが毎年実施しているものである。調査方法は、独立行政法人福祉医療機構 (WAMNET) の『介護保険事業者名簿』から事業所を抽出し、その事業所に対してアンケート

¹ 公務員については Dixit (2002) を参照。

ト調査を配布し、後日介護労働安定センターに送付するという方式である。平成 22 年度の調査では 17030 件の事業所とそこに勤務する労働者 51090 人をサンプルとして対象とし、そのうち有効回答数は事業所が 7345 件、労働者は 19535 人となっている。

記述統計表				
	平均値	分散	最小値	最大値
被説明変数				
職務満足度	3,0983	0,7791	1	5
就業継続意向	3,9528	1,8166	1	5
おもな説明変数				
絶対賃金 (単位 : 万円)	18,6850	5,9200	0	99,24
相対賃金ダミー	0,7181	0,2024	0	1
内発的動機ダミー	0,2856	0,2040	0	1
ソーシャル・キャピタルダミー	0,2910	0,2063	0	1
その他の説明変数 (コントロール変数)				
年齢 (単位 : 歳)	43,3247	135,1272	15	75
1週間当たりの労働時間 (単位 : 時間)	37,6688	127,2870	1	100
女性ダミー	0,7906	0,1656	0	1
結婚ダミー	0,6183	0,2360	0	1
北海道ダミー	0,0519	0,0492	0	1
東北ダミー	0,0962	0,0869	0	1
中部ダミー	0,1751	0,1444	0	1
関西ダミー	0,1682	0,1399	0	1
中国ダミー	0,0705	0,0655	0	1
四国ダミー	0,0384	0,0370	0	1
九州ダミー	0,1509	0,1281	0	1
1週間当たりの研修受講数 (単位 : 回)	3,6253	12,0474	1	48
介護専攻の専門学校ダミー	0,1356	0,1172	0	1
その他の専門学校ダミー	0,2369	0,1808	0	1
介護専攻の大学ダミー	0,0455	0,0435	0	1
その他の大学ダミー	0,0870	0,0794	0	1
非正規ダミー	0,3091	0,2136	0	1
非新卒ダミー	0,8501	0,1275	0	1
従業員数 (1=1~4人, 7=100人以上, 8=不明)	3,3299	2,1167	1	8
管理職ダミー	0,1307	0,1136	0	1
現場主任ダミー	0,2126	0,1674	0	1
サンプル数 (単位 : 人)	19535			

本稿では、仮説 1, 2, 3 を検証するための推定式を以下とする。

$$\Pr(y_i = j | j \in \{1, 2, \dots, 5\}) = \beta_1 \ln(\text{Wage})_i + \beta_2 \text{Relative Wage Dummy}_i + \beta_3 \text{Intrinsic Motivation Dummy}_i + \beta_4 \text{Social Capital Dummy}_i + \beta_k \text{Control Variables}_i + u_i \dots (1)$$

i は労働者を示すインデックスであり、 y_i は被説明変数を示している。そして、被説明変数は以下のふたつである。まず、労働者 i の職務満足度である。これは、現在の職場についてどの程度満足しているかを問うものであり、1 が「不満足」、2 が「やや不満足」、3 が「普通」、4 が「やや満足」、5 が「満足」となっている。そして、もうひとつの被説明変数が、労働者 i の就業継続意向である。これは、現在の職場にどのくらい勤め続けたいかをどうも

のであり、1が「半年程度」、2が「1～2年程度」、3が「3～5年程度」、4が「6～10年程度」、5が「働き続けられる限り」となっている。また、被説明変数は、労働者*i*の効用や意思といった潜在変数の代理変数として位置づけられる。

そして、仮説の検証のために用いる説明変数は以下である。まず、労働者*i*の相対賃金であるが、加藤（2015）ではSchmacher（1997）や花岡（2009, 2010）を参考のうえで以下のように設定した。

$$\ln(\text{Relative Wage})_i = \ln \text{Wage}_i - \overline{\ln \text{Wage}} \dots (2)$$

(2)式の左辺は、労働者*i*の相対賃金を示している。右辺の第一項は労働者*i*の所定内賃金の対数であり、第二項は労働者*i*と同じ属性を持つと考えられる個人の平均的な賃金の対数値である。また、第二項は、労働者*i*が居住する都道府県、年齢階層、性別によって個人を特定化し、そのうえで平成22年度の『賃金構造基本統計調査』の全産業の都道府県別の平均賃金を引用し、対数化したものである²。

加藤（2015）ではこの変数のみを用いて相対賃金の影響を推定したが、労働者*i*の賃金そのもの（絶対賃金）の影響は推定しなかった。その理由として、労働者*i*の相対賃金と絶対賃金を併用すると両変数間で多重共線性が発生し、正確な係数を測定できなくなってしまう可能性があるからである。

そこで、多重共線性の問題を回避したうえで、労働者*i*の相対賃金と絶対賃金の双方がもたらす影響をより正確に推定するため、浦川・小塩（2012）を参考とし、以下のダミー変数を設定して本稿では推定を行う。

$$\text{Relative Wage Dummy}_i = \begin{cases} 1 & \text{if } \ln(\text{Wage})_i - \overline{\ln \text{Wage}} < 0 \dots (3) \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}$$

(3)式において、もし、労働者*i*の所定内賃金が高者の賃金よりも低い場合、左辺は1をとる。そして、もし、労働者*i*の所定内賃金が高者の賃金と等しい、あるいは、それ以上であった場合、左辺は0となる。つまり、(1)式の β_2 が負であり、なおかつ有意性を持った場合、仮説1は支持される。

次に、労働者*i*の内発的動機ダミーであるが、これは(1)式の第三項である。「現在の職業に就業した理由は何ですか」という質問項目のうち、介護労働者の内発的動機を示すもののひとつとして考えられる、「お年寄りが好きだから」を選択した場合、1の値をとるダミー変数である。したがって、(1)式の β_3 が正であり、なおかつ有意性を持った場合、仮説2は支持される。

² 相対化の対象をどのように設定すべきか、という点は飯田（2009）においても議論されている。

そして、企業内ソーシャル・キャピタルダミーであるが、これは(1)式の第四項である。職場内の人間関係の悩みを問う質問項目において、「人間関係に関する悩みはない」を労働者*i*が選択した場合、1 の値をとるダミー変数である³。よって、(1)式の β_4 が正であり、なおかつ有意性を持った場合、仮説 3 は支持される。

なお、推定においてその他の要因を所与とするためのコントロール変数、すなわち、(1)式の右辺の第五項は以下である。労働者*i*の年齢と労働時間の対数、性別ダミーと結婚ダミー、労働者*i*が現在住んでいる地域を示すダミー変数も説明変数に加える⁴。そして、一年間における労働者*i*の研修受講数も説明変数のひとつとする⁵。さらに、労働者*i*の教育水準を示すダミー変数も加える⁶。また、労働者の就業形態に関するダミー変数、新卒かどうかを示すダミー変数、事業所の規模を示すダミー変数、職位ダミーも説明変数とする⁷。

そして、被説明変数が潜在変数にもとづく順序型効用関数であることを考慮し、本稿では(1)式の推定において順序型ロジット分析を行う。つまり、(1)式の右辺の第六項である誤差項 u_i はロジスティック分布にしたがうと仮定したうえで推定を行う。そのため、密度関数 $\Lambda(u_i)$ と分布関数 $\lambda(u_i)$ は以下のように表示される。

$$\Lambda(u_i) = \frac{\exp(u_i)}{1+\exp(u_i)}$$

$$\lambda(u_i) = \frac{\exp(u_i)}{(1+\exp(u_i))^2}$$

-
- 3 Durlauf (2000) や Durlauf and Black (2003) で指摘されているように、ソーシャル・キャピタルや社会関係を二値選択型のダミー変数として設定した場合、係数にバイアスが生じる可能性がある。だが、今回の介護労働実態調査では人間関係について直接観測できる指標があるため、本稿の分析においては二値選択型のダミー変数としてソーシャル・キャピタルを定義した。
- 4 性別ダミーは女性を1、結婚ダミーは既婚者を1としている。そして、地域ダミーは、関東地方をレファレンス・グループとして、北海道地方と東北地方、関東地方と中部地方、関西地方と四国地方、中国地方と九州地方の8地方に区分して、それぞれを1としている。
- 5 花岡 (2010) において、事業所の離職率と研修は負に相関することが指摘されている。
- 6 労働者*i*の教育年数の代理変数として、本稿ではダミー変数を用いて推定を行う。なお、ダミー変数はそれぞれ、介護を専攻とする専門学校、その他の専門学校、介護を専攻とする大学、その他の大学を学歴としてチェックしたものを1とするダミー変数である。
- 7 就業形態ダミーは労働者*i*が非正規であった場合に1、非新卒ダミーは労働者*i*が非新卒である場合に1をとるダミー変数である。また、Frey and Benz (2003) では、事業所の規模と労働者の幸福度は負に相関することが指摘されており、それを参考にして本稿では事業所規模も説明変数のひとつとして加える。なお、事業所の規模ダミーは、5人未満の事業所をレファレンス・グループとし、5~9人、10~19人、20~49人、50~99人、100人以上という5段階に設定し、労働者*i*が該当した場合1をとるダミー変数である。そして、職位ダミーは、労働者*i*が現場主任、その他の管理職に該当した場合、それぞれ1とするダミー変数である。

また、対数尤度関数は

$$\ln L(\beta, u_1, \dots, u_4 | y_i, x_i) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln[\Lambda(u_j - x_i \beta) - \Lambda(u_{j-1} - x_i \beta)]$$

である。ただし、

$$d_{ij} = 1 \text{ if } y_i = j, j \in \{1, 2, \dots, 5\}$$

本稿では仮説 4 の検証のため、全サンプルにおける推定に加えて、法人形態に分けたサブサンプルの推定も行う。サブサンプルは以下の三つである。まず、最初のサブサンプルは「営利企業」である。これは、勤務先の法人格が営利企業に該当するグループである。そして、次のサブサンプルは「非営利組織」である。これは、勤務先の法人格が、医療法人、社会福祉法人、社団・財団法人、NPO 法人、協同組合のいずれかに該当するグループである。また、最後のサンプルは「公共機関」である。これは、勤務先が公共機関に該当するグループである。ゆえに、上記の三つのサブサンプル間で係数 $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ の値や有意性が異なる場合、仮説 4 は支持される。なお、より頑健な結果をだすことを目的とし、本稿ではすべての推定において White の頑健な標準誤差を用いて推定を行う。

4 章 推定結果からの解釈

表 1：順序型ロジット法による職務満足度の推定結果

説明変数	対象：全労働者					
	No	No	No	No	No	Yes
絶対賃金	-0.0371 [-1.27]				0.0487 [1.45]	0.2095 *** [3.09]
相対賃金ダミー		-0.1836 *** [-5.91]			-0.3174 *** [-7.94]	-0.3378 *** [-6.37]
内発的動機ダミー			0.2518 *** [7.86]		0.2979 *** [8.86]	0.3134 *** [7.19]
ソーシャル・キャピタルダミー				1.4594 *** [46.18]	1.5233 *** [45.84]	1.4539 *** [33.59]
コントロール変数	No	No	No	No	No	Yes
サンプルサイズ	17148	18263	18263	18263	17148	10504
対数尤度	-21151.79	-22441.14	-22426.32	-21438.53	-20079.36	-12154.43
Wald-chi2	1.61	34.94	61.84	2132.57	2197.32	1481.37
疑似決定係数	0.0000	0.0008	0.0014	0.0454	0.0507	0.0582

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で有意であることを示す。また, []内はz値を示す。

なお、コントロール変数欄の「Yes, No」は、コントロール変数を説明変数として加えたかどうかをそれぞれ示すものである。

まず、全サンプルにおける職務満足度の結果からみてみよう。表 1 をみてみると、第一に、絶対賃金の係数をみてみると、正に相関しているものの、コントロール変数の有無に

よって結果が異なっているため、頑健性を持った結果であるとはいえない⁸。一方で、絶対賃金ダミーであるが、係数の値が負であり、有意水準 1%で有意に相関しており、コントロール変数の有無にかかわらず結果は同じである。したがって、仮説 1 は支持され、労働者が自身の幸福感を決定させる際は、他者との比較にもとづいて決定しているといえるだろう。そして、内発的動機ダミーについてみると、係数の値は正であり、有意水準 1%で有意に相関している。さらに、企業内ソーシャル・キャピタルダミーについてみると、この変数も係数の値は正であり、有意水準 1%で有意に相関している。つまり、仮説 2 及び仮説 3 も支持される。しかも、企業内ソーシャル・キャピタルダミーの係数は、今回注目したおもな説明変数のなかで最も大きい。ゆえに、労働者の職務満足度を向上させる要素として、企業内のソーシャル・キャピタルが最も重要であるといえるだろう。

表2：順序型ロジット法による就業継続意向の推定結果

説明変数	対象：全労働者					
	No		No		Yes	
絶対賃金	0.0673 ** [2.17]				0.2118 *** [5.80]	0.2756 *** [3.58]
相対賃金ダミー		0.0054 [0.15]			0.0901 ** [2.00]	0.0968 [1.59]
内発的動機ダミー			0.1948 *** [5.24]		0.2093 *** [5.40]	0.1994 *** [3.95]
ソーシャル・キャピタルダミー				0.8061 *** [21.96]	0.8423 *** [21.97]	0.8488 *** [16.79]
コントロール変数	No	No	No	No	No	Yes
サンプルサイズ	12690	13511	13511	13511	12690	7840
対数尤度	-15694.55	-16650.05	-16636.04	-16406.94	-15436.73	-9387.15
Wald-chi2	4.70	0.02	27.47	482.25	516.94	482.62
疑似決定係数	0.0002	0.0000	0.0008	0.0146	0.0166	0.0261

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で有意であることを示す。また, []内はz値を示す。

なお、コントロール変数欄の「Yes, No」は、コントロール変数を説明変数として加えたかどうかをそれぞれ示すものである。

次に、表 2 の就業継続意向を対象とした推定結果についてみると、職務満足度の推定結果とは異なる傾向が観測される。絶対賃金についてみると、係数の値は正であり、有意水準 1%で有意に相関している。一方で、相対賃金ダミーは正に相関するものの、コントロール変数の有無によって有意性が異なっているため、頑健性を持った結果とはいえない。したがって、就業継続意向について、仮説 1 は支持されない。相対賃金ダミーが正に相関する理由としては、労働者は自身の賃金の指標として、他者の賃金をとらえているという可能性が考えられる。つまり、その結果として、就業先における労働供給のインセンティブとなっている可能性が考えられる。一方で、内発的動機と企業内ソーシャル・キャピタルダミーについてみると、これらは職務満足度の結果とほぼ同様である。つまり、就業継続意向においても仮説 2 及び仮説 3 は支持される。また、係数の大きさについても、職務満足度と同じ傾向にある。

⁸ ただし、同様の推定を最小二乗法によって行っても多重共線性はほとんど観測されなかった。したがって、多重共線性によって生じたバイアスである可能性は低い。また、最小二乗法による推定結果は今回の推定結果とほぼ同様のものではなかった。

表3：サブサンプルごとに分けた場合の職務満足度の推定結果

説明変数	サブサンプル					
	営利企業		非営利組織		公共機関	
絶対賃金	0.1047 ** [2.21]	0.2873 *** [2.82]	-0.0143 [-0.30]	0.1170 [1.25]	-0.0428 [-0.27]	0.3120 [1.50]
相対賃金ダミー	-0.3378 *** [-5.52]	-0.4127 *** [-5.11]	-0.3531 *** [-6.06]	-0.3472 *** [-4.52]	-0.2858 * [-1.94]	-0.1469 [-0.75]
内発的動機ダミー	0.3662 *** [7.64]	0.3863 *** [6.00]	0.1983 *** [3.82]	0.2294 *** [3.52]	0.4203 *** [3.37]	0.4143 *** [2.64]
ソーシャル・キャピタルダミー	1.5476 *** [33.15]	1.4464 *** [23.09]	1.5162 *** [28.72]	1.4784 *** [21.92]	1.2472 *** [10.91]	1.2418 *** [8.28]
コントロール変数	No	Yes	No	Yes	No	Yes
サンプルサイズ	8227	4727	7167	4643	1540	999
対数尤度	-9927.83	-5610.91	-8150.66	-5237.80	-1700.05	-1078.71
Wald-chi2	1155.58	721.76	869.65	680.66	132.45	118.75
疑似決定係数	0.0550	0.0632	0.0482	0.0601	0.0353	0.0488

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で有意であることを示す。また, []内はz値を示す。

なお、コントロール変数欄の「Yes, No」は、コントロール変数を説明変数として加えたかどうかをそれぞれ示すものである。

そして、サブサンプル間の違いについてみてみよう。表3のサブサンプルごとの推定結果をみると、絶対賃金はすべてのサブサンプルで正に相関しているが、有意性を持ち、なおかつ、頑健性を持った結果であるのは、営利企業の労働者を対象とするサンプルのみであった。そして、相対賃金ダミーは、全サンプルで正かつ有意に相関しているが、頑健性を持った結果であるのは、営利企業と非営利組織、すなわち、民間企業の労働者を対象とするサンプルのみである。よって、仮説1は民間企業の労働者においてのみ支持されると考えてよいだろう。すなわち、民間企業の労働者は他人の賃金と比べて自身の賃金を評価する傾向が、公共機関の労働者よりも強いと考えられる。

また、内発的動機ダミーについてみてみると、すべてのサブサンプルで有意に相関しているものの、非営利組織の労働者を対象とするサブサンプルでは係数の値がやや低い。さらに、企業内ソーシャル・キャピタルダミーについても有意性が確認されたが、公共機関の労働者を対象とするサブサンプルにおいて、係数の値がやや低い。したがって、仮説1の検証結果も含め、仮説4は支持されると考えられる。

表4：サブサンプルごとに分けた場合の就業継続意向の推定結果

説明変数	サブサンプル					
	営利企業		非営利組織		公共機関	
絶対賃金	0.1549 *** [3.20]	0.1876 * [1.76]	0.2757 *** [4.38]	0.3631 *** [3.14]	0.4224 *** [3.09]	0.2326 [0.96]
相対賃金ダミー	-0.0127 [-0.18]	-0.0308 [-0.32]	0.1567 ** [2.32]	0.1592 * [1.78]	0.2430 * [1.66]	0.1458 [0.74]
内発的動機ダミー	0.2199 *** [3.84]	0.1867 ** [2.40]	0.1997 *** [3.42]	0.1942 *** [2.63]	0.3321 ** [2.47]	0.3396 * [1.89]
ソーシャル・キャピタルダミー	0.9701 *** [17.75]	0.8681 *** [11.58]	0.7252 *** [12.07]	0.8152 *** [10.60]	0.5981 *** [4.51]	0.7686 *** [4.45]
コントロール変数	No	Yes	No	Yes	No	Yes
サンプルサイズ	6100	3549	5213	3413	1215	783
対数尤度	-7157.15	-4029.95	-6562.86	-4240.61	-1486.98	-950.95
Wald-chi2	327.22	277.85	163.92	182.56	30.97	62.49
疑似決定係数	0.0225	0.0351	0.0124	0.0216	0.0104	0.0366

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で有意であることを示す。また, []内はz値を示す。

なお、コントロール変数欄の「Yes, No」は、コントロール変数を説明変数として加えたかどうかをそれぞれ示すものである。

最後に、就業継続意向についてみてみよう。表 4 の推定結果より、内発的動機ダミーと企業内ソーシャル・キャピタルダミーは、職務満足度とほぼ同じ傾向が観察された。つまり、内発的動機と企業内ソーシャル・キャピタルは、労働者の効用を向上させる要因としてだけでなく、労働供給のインセンティブとしても作用すると考えられる。

他方、絶対賃金と相対賃金ダミーについては、職務満足度と異なる結果が観測された。まず、絶対賃金は営利企業と非営利組織の労働者を対象とするサブサンプルでは有意性が確認されたが、公共機関の労働者においては有意性が確認されなかった。さらに、営利企業と非営利組織で比べてみると、非営利組織の労働者を対象とするサンプルの方が係数の値がやや大きい。他方、相対賃金ダミーはサブサンプル間において係数の符号が異なっている。営利企業を対象とするサブサンプルのみで負に相関し、非営利組織と公共機関の労働者を対象とするサブサンプルにおいては、正に相関している。さらに、コントロール変数も追加した結果から考察すると、非営利組織の労働者を対象とするサンプルにおいては頑健性を有すると考えられる。したがって、就業継続意向においても仮説 4 は支持され、特に、非営利組織の労働者は他のサンプルに比べて、今回注目した説明変数に対してより反応的であるといえるだろう⁹。

5章 結びに代えて

高齢化の進展と社会保障制度の変化を背景として、民間企業による介護サービスの供給の重要性は今後さらに増すと考えられる。そのなかで、介護労働者の離職をどのようにして抑制するか、また、かれらの厚生をどのように向上させるかは、きわめて重要な政策課題である¹⁰。本稿は加藤（2015）の再考察を行ったが、内発的動機とソーシャル・キャピタルの重要性については同様の結果をえた。労働者の内発的動機と職場内のソーシャル・キャピタルは、労働者の主観的厚生である職務満足度と、労働供給の意思を示す就業継続意向の双方に対して、ともに正かつ有意に相関することがわかった。したがって、介護労働者の離職を抑制するためには、かれらの内発的動機の維持や刺激、そして、職場のソーシャル・キャピタルの醸造は有効な施策であるとあらためていえるだろう。

労働者の内発的動機を刺激する方法としては、事業所による積極的な教育や研修の実施があげられる。職務における一般的な規範や企業理念を労働者に教育することにより、かれらの内発的動機を刺激することができる。また、そのような機会を労働者間で共有することにより、職場におけるソーシャル・キャピタルを醸造することができるであろう。ただし、労働者の教育は事業所にとって大きな負担となるため、教育や研修の在り方なども

⁹ 非営利組織の労働者の推定において相対賃金ダミーが負に相関する理由としては、以下のふたつが考えられる。まず、Rose-Ackerman (1996) でも示されているように、非営利組織の労働者が他の機関の労働者に比べて利他的である可能性である。もうひとつは、他者の賃金を自身の賃金の指標として反映している可能性である。

¹⁰ 労働供給における労働者の主観的厚生の重要性については石川（1991）を参照。

今後考察が必要な課題であるだろう。

また、法人形態の違いを考慮したうえで報酬形態を設定することも、介護労働者の離職を抑制するうえで重要な施策である。今回の分析において、就業継続意向に対しては絶対賃金が有意に相関することが再検証された。したがって、賃金は労働者の効用、すなわち、主観的厚生を直接には向上させないが、労働供給のインセンティブとして作用するであろうと考えられる。しかし、その効果は、営利企業や非営利組織といった民間企業の労働者のみに対してであることが、サブサンプルごとの推定によって判明した。さらに、営利企業の労働者に対しては、絶対賃金が職務満足度に対しても有意に相関することが判明した。したがって、民間企業においては、働者の離職を抑制するうえで、成果主義型の報酬設定や賃上げは効果を有することが期待できる。特に営利企業においては、絶対賃金は就業継続意向のみならず職務満足度においても有意に相関した。したがって、成果主義型の報酬設定や賃上げは営利企業において、離職を抑制するのみならず、労働者の主観的厚生を引き上げるうえでも有効であると考えられる。他方、公共機関の労働者を対象とした就業継続意向の推定では、絶対賃金が有意に相関しなかった。そして、内発的動機の係数は最も大きかった。したがって、社会福祉協議会などの公共機関の労働者の離職を抑制するためには、労働者に対する教育や研修がより重要であるといえるだろう。

本稿の課題として、まず、データ採取におけるサンプルセレクション・バイアスの可能性があげられる。データの性質上、介護労働実態調査では実際に離職した労働者を対象とはしていない。そのため、離職者を対象とした実証分析が今後の研究において必要かつ重要である。また、内発的動機とソーシャル・キャピタルについても、それぞれについてより詳細に分析することが必要である。内発的動機とソーシャル・キャピタルはともに、介護労働者に限定されず、労働者のインセンティブとしての重要性が十分に考えられる。どのようにしてこれらを計測するか、また、どのようにしたら刺激もしくは醸造できるかを分析することは、きわめて重要であるだろう。さらに、職務満足度と就業継続意向の間関係についても、不明瞭である。職務満足度が向上すると就業継続意向が向上すると通常は考えられるが、この二者の間には逆因果の関係が発生している可能性がある。この点を明らかにするため、職務満足度の値を条件づけたうえで就業継続意向の推定を行うなど、改めて推定が必要である。

そして、法人形態間において労働者の行動がなぜ異なるのかという点も、さらに分析が必要である¹¹。法人形態ごとに労働者の行動が異なる理由として、先述の "Motivated Agent" のほかにも理由が考えられる。Francois (2000) や Francois and Vlassopoulos (2008) では、非営利組織では利潤分配制約によって、他者の労働供給にフリーライドするインセンティ

¹¹ 岡部 (2012) では、「社会的企業」とよばれる組織の増加と、経済学における合理的個人への懐疑が指摘されている。また、それらを通じ、個人の行動原理についてより詳細に分析することの重要性についても指摘されている。

ブが弱まり、その結果、労働者の自発的労働供給が促されるとされている¹²。つまり、法人形態間における労働者の行動の違いの理由を説明する際、Besley and Ghatak (2005) が労働者間における選好の違いに注目している一方で、Francois (2000) と Francois and Vlassopoulos (2008) は法人形態間のガバナンスの違いに注目しているのである。今回の分析ではどちらの説が正しいという検証はできていないが、この検証も重要な課題である。

謝辞

本稿の作成において、神戸大学大学院経済学研究科の鈴木純先生、永合位行先生、大阪大学の奥山尚子先生から多くの助言を頂きました。また、介護労働実態調査のデータを使用する際、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブからデータを提供して頂きました。この場を借りて深く感謝申し上げます。なお、本稿における誤謬はすべて筆者に帰します。

参考文献

- Bè nabou, R. and Tirole, J. (2003) "Intrinsic and Extrinsic Motivation", *Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 3, pp. 489-520.
- Besley, T. and Ghatak, M. (2005) "Competition and Incentives with Motivated Agents", *American Economic Review*, Vol. 95, No. 3, pp. 616-636.
- Borzaga, C. and Depedri, S. and Tortia, E. (2010) "The Growth of Organizational Variety in Market Economies: The Case of Social Enterprises", *Eurise Working Paper No. 003/10*.
- Clark, A. and Oswald, A. (1996) "Satisfaction and Comparison Income", *Journal of Public Economics*, Vol. 61, No. 3, pp. 359-381.
- Dixit, A. (2002) "Incentives and Organizations in the Public Sector: An Interpretative Review", *Journal of Human Resources*, Vol. 37, No. 4, pp. 696-727.
- Duesenberry, J. (1953) *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press: MA.
- Durlauf, S. (2002), "On the Empirics of Social Capital", *Economic Journal*, Vol. 112, No. 483, pp. F459-F479.
- Durlauf, S. and Brock, W. (2007), "Identification of Binary Choice Models with Social Interactions", *Journal of Econometrics*, Vol. 140, No. 1, pp. 52-75.
- Easterlin, R. (1974) "Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence", *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*, pp. 89-125.
- Francois, P. (2000) "'Public Service Motivation' as an Argument for Government

¹² 非営利組織における利潤分配制約については Hansmann (1980) を参照。

- Provision", *Journal of Public Economics*, Vol. 78, No. 3, pp. 275-299.
- Francois, P. and Vlassopoulos, M. (2008) "Pro-social Motivation and the Delivery of Social Services", *CESifo Economics Studies*, Vol. 54, No. 1, pp. 22-54.
- Frey, B. (1997) *Not Just for the Money: An Economic Theory of Personal Motivation*, Edward Elgar Publishing: Cheltenham.
- Frey, B. and Benz, M. (2003) "Being Independent is a Great Thing: Subjective Evaluations of Self-employment and Hierarchy", *IEW Working Paper No. 135*.
- Hansmann, H. (1980) "The Role of Nonprofit Enterprises", *Yale Law Journal*, Vol. 89, pp. 835-901.
- Helliwell, J. and Huang, H. (2010) "How's the Job? Well-being and Social Capital in the Workplace", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 63, No. 2, pp. 205-227.
- Putnam, R. (2000) *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, A Touchstone Book: New York. (柴内康文訳 (2006) 『孤独なボウリング - 米国コミュニティの崩壊と再生』, 柏書房.)
- Requena, F. (2003) "Social Capital, Satisfaction and Quality of Life in the Workplace", *Social Indicators Research*, Vol. 61, Issue 3, pp. 331-360.
- Rose-Ackerman, S. (1996) "Altruism, Nonprofits, and Economic Theory", *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, pp. 701-728.
- Schumacher, E (1997) "Relative Wages and Exit Behavior among Registered Nurses", *Journal of Labor Research*, Vol. 18, No. 4, pp. 581-592.
- Scitovsky, T. (1976) *The Joyless Economy*, Oxford University Press: London. (斎藤精一郎訳 (1979) 『人間の喜びと経済的価値 - 経済学と心理学の接点を求めて - 』, 日本経済新聞社.)
- Veblen, T. (1899) *The Theory of the Leisure Class*, Macmillan: London. (高哲男訳 (1998) 『有閑階級の理論』, 筑摩書房.)
- Weisbrod, B. (1988) *The Nonprofit Economy*, Harvard University Press: MA.
- 石川経夫 (1991) 『所得と富』, 岩波書店.
- 浦川邦夫, 小塩隆志 (2012) 「主観的厚生に関する相対所得仮説の検証 - 幸福感・健康観・信頼感-」, 『経済研究』, 63巻, 1号, pp. 42-55.
- 飯田善朗 (2009) 「相対所得における他者とはだれか : アンケート調査から」, 『京都産業大学論集社会科学系列』, 26号, pp. 131-156.
- 大和三重 (2010) 「介護労働者の職務満足度が就業継続意向に与える影響」, 『介護福祉学』, 17巻, 1号, pp. 16-23.
- 大和三重 (2014) 『介護人材の定着促進に向けて - 職務満足度の影響を探る - 』, 関西学院大学出版会.
- 岡部光明 (2012) 「経済学的世界観の強さと限界 : 経済学における人間の行動前提の再

- 考そして対応方向」, 『国際学研究』, 41巻, pp. 37-49.
- 加藤善昌 (2015) 「介護労働者の離職抑制のために - 内発的動機と企業内ソーシャル・キャピタルの重要性 - 」, 『人間福祉学研究』, 8巻, 1号, pp. 87-102.
- 公益財団法人介護労働安定センター (2015) 『平成27年度介護労働実態調査(事業所における介護労働実態調査)』, 公益財団法人介護労働安定センター.
- 厚生労働省 (2010) 『平成22年度賃金構造基本統計調査』, <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001028611&cycode=0> 平成26年11月10日午後3時32分アクセス
- 周燕飛 (2009) 「介護施設における介護職員不足問題の経済分析」, 『医療と社会』, 19巻, 2号, pp. 151-168.
- 統計局 (2016) 『人口推計: 各月1日現在人口「全国: 年齢(5歳階級), 男女別人口」 - 平成28年7月報 - 』, <http://www.stat.go.jp/data/jinsui/pdf/201607.pdf> 平成28年7月21日午後5時14分アクセス
- 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』, 45巻, 3号, pp. 269-286.
- 花岡智恵 (2010) 「介護労働者の早期離職要因に関する実証分析」, 『一橋大学Discussion Papers No. 472』.
- 堀田聡子 (2009) 「介護保険事業所(施設系)における介護職員のストレス軽減と雇用管理」, 『季刊社会保障研究』, 46巻, 2号, pp. 150-163.

付録

1. 被説明変数の設定における質問項目

(1) 職務満足度の設定

Q. 現在の仕事の満足度についてお伺いします

A. 不満足=1, やや不満足=2, 普通=3, やや満足=4, 満足=5

※ ただし、「職業生活全体」についての満足度である

(2) 就業継続意向の設定

Q. あなたの仕事の継続意志についてお伺いします

A. 半年程度=1, 1~2年程度=2, 3~5年程度=3, 6~10年程度=4, 働き続けられる限り=5

※ ただし、「今の勤務先にいつまで勤めたいですか」という質問への答えである

2. 説明変数の設定における質問項目

(1) 内発的動機ダミーの設定

Q. あなたが現在の就業先を選んだ理由は何ですか？

A. お年寄りが好きだから

… Yes=1, NO=0

(2) ソーシャル・キャピタルダミーの設定

Q. 現在の職場における人間関係の悩みは何ですか？

A. 人間関係について特に悩みはない

… Yes=1, No=0