

介護職員が働き続けるには何が必要か

岸田 研作*

岡山大学

谷垣 静子

岡山大学

介護労働者の離職を扱った先行研究では、離職者（または離職希望者）が他の介護現場に移動した（移動を希望している）のか、介護労働市場から退出した（退出を希望している）のかを識別できない。介護労働者が職場を辞めても別の介護現場に移っただけであれば、マンパワーの確保という点では問題がない。本稿では、介護労働者が「他の介護現場への移動を希望している」のか、「介護労働市場からの退出を希望しているのか」を識別できる離職意思を従属変数とした回帰分析を行った。結果は、内部相対賃金が下がると、「他の介護現場へ移りたい」と回答する確率が上昇するものの、外部相対賃金は、離職意思に影響しなかった。このことは、介護分野で蓄積された人的資本の価値が他分野では低いため、労働条件がよい他分野の仕事に移ることが難しいこと、介護労働者の賃金を引き上げる政策は介護労働市場からの退出を減らす効果が期待できないことを示している。

1. はじめに

介護労働者の不足は、介護保険制度が抱える最も深刻な問題の一つである。必要な介護労働者を確保するには、介護労働市場への参入を促進すると共に退出を防ぐ必要がある。介護の仕事は労働条件が悪いため、長続きせず辞める者が多いといわれている。介護労働者の賃金を引き上げるため、2009年度の介護報酬は平均3%引き上げられた。

介護労働者の労働条件と離職の関係を扱った我が国の先行研究として、小檜山(2010)、山田・石井(2009)、花岡(2009)、張・黒田(2008)がある。花岡(2009)、張・黒田(2008)が事業所単位の離職率に着目した分析を行っているのに対し、小檜山(2010)、山田・石井(2009)は、介護労働者の現在の職場に対する離職意向を従属変数とした回帰分析を行っている。いずれの研究も賃金または相対賃金の上昇が、離職率または離職意向を減少

本稿の作成にあたり、本誌の査読者及び編集委員会、野口晴子氏（早稲田大学）から有益なコメントを頂いた。また、多くの介護老人福祉施設の介護職員の方々から調査協力を頂いた。東京大学社会科学研究所付属日本社会研究情報センターS S Jデータアーカイブより『2006年介護労働実態調査』（介護労働安定センター）の個票データの提供を受けた。本研究は、科学研究費補助金（課題番号16330047）の成果の一部である。以上の方々、諸機関に、ここに記して感謝申し上げます。

* (連絡先住所) 〒700-8530 岡山市北区津島中3-1-1 岡山大学経済学部
(E-mail) kishiken@cc.okayama-u.ac.jp

表1 先行研究

被説明変数	分析対象者 ¹	賃金の変数の定義	賃金の影響 ²	賃金以外の労働条件 ²	データ
小倉山 (2009)	現在の職場に対する離職意向	介護労働者 賃金率。月給の者の賃金率 は、1週間の労働時間を40 時間と仮定して求めた。	(-) 相談窓口あり (+) 残業時間の増加 (-)	『2006年介護労働実態 調査』(介護労働安定 センター)	
山田・石井 (2009)	現在の職場に対する離職意向	介護労働者 賃金率 外部市場賃金率 ³	(-) (+)	分析対象外 『就業構造基本調査』 (総務省)	
花岡 (2009) ⁶	事業所単位の離職率	介護職員 (正社員) 外部相対賃金(月給) ⁴ 内部相対賃金(月給) ⁵	特別区・特甲地 ⁷ のみ (-) (-)	事業所による教育・研修： 介護技術・知識 (-) 『2007年介護労働実態 調査』(介護労働安定 センター)	
張・黒田 (2008)	事業所単位の離職率	介護職員 (非正社員常勤) 外部相対賃金(時間給) ⁴ 内部相対賃金(時間給) ⁵ n.s.	乙地 ⁷ のみ (-) (-)	事業所による教育・研修： 感染症予防対策 (-)、 安全対策 (+) 事業所による教育・研修： 休暇取得満足度 (-) 福利厚生満足度 (-) 事業所による教育・研修： 専門資格の取得支援 (-)、 体系的・計画的な研修 (-)	大阪府の介護老人福祉 施設を対象とした独自 調査

注1) 介護労働者は介護職員と訪問介護員の和。介護職員は訪問介護以外の業務に従事する者で、介護施設や通所介護に勤務する。

注2) (-)は離職思惑または離職率を下げる影響、(+)は離職思惑または離職率を上げる影響を示す。

注3) 介護労働者が他職種に就いた場合に得る賃金(対数値)の予測値を示す。

注4) 介護労働者がが現在受け取っている賃金(対数値)から、他の職種に就いた場合に得る賃金(対数値)の予測値を差し引いた値。

注5) 介護労働者が現在受け取っている賃金(対数値)から、別の介護の職場(非正社員常勤)の分析結果のみ記載している。

注6) 本表では、本稿の比較対象となりうる介護職員(正社員)、介護職員(非正社員常勤)のみ記載している。

注7) 介護報酬単価の地域区分を示す。

させることを示している。相対賃金は、介護労働者が現在受け取っている賃金と他の職場にかわった場合に得る賃金の予測値との差である。先行研究は、残業時間や休暇取得、事業所における教育・研修など、賃金以外の労働条件も離職率または離職意向に影響することを示している(表1)。それらの研究に共通する問題点は、離職者(または離職希望者)が他の介護現場に移動した(移動を希望している)のか、介護労働市場から退出した(退出を希望している)のかを識別できることである。介護労働者が職場をやめても別の介護現場に移っただけであれば、マンパワーの確保という点では、介護労働市場全体としては問題がない可能性がある。また、他の介護現場への移動と、介護労働市場からの退出に影響する労働条件は異なる可能性がある。労働条件が介護労働市場からの退出に与える影響を調べるには、離職者が「他の介護現場に移動した」のか「介護労働市場から退出したのか」を追跡調査したパネル・データによる分析が望ましい。

マンパワーの不足を背景に、労働条件と離職の関係を分析した研究は、介護労働者よりも看護師の方が圧倒的に多い。Frijters et al. (2007) や Holmas (2002) は、看護師の離職行動が観察できるパネル・データを用いた分析を行っている。しかし、そのようなパネル・データの構築は非常に困難である。そのため、Shields and Ward (2001) は、次善の策として、看護師労働市場からの退出意向を従属変数とした分析を行っている。本稿では、Shields and Ward (2001) を参考に、介護労働者が「他の介護現場への移動を希望している」のか「介護労働市場からの退出を希望しているのか」を識別できる従属変数を用いた回帰分析を行う。

2. 方法

2.1 データ

分析対象は、介護老人福祉施設に勤務する介護職員である。介護老人福祉施設は、代表的な施設介護サービスであり、入居者の大半は介護の必要度が高く、認知症を患っている。『平成19年介護サービス施設・事業所調査』(厚生労働省)によると、07年10月1日に介護保険三施設(介護老人福祉施設、介護老人保健施設、介護療養型医療施設)に勤務する介護職員の常勤換算数の総数は29万4141人であるが、介護老人福祉施設の勤務者は16万4291人であり、55.9%を占める。用いるデータは、筆者らの独自調査である。調査対象となる介護職員が勤務する介護老人福祉施設は、同施設の施設長が率直に意見交換を行うことを目的とした団体に所属している。調査対象となった施設が立地する地域は、北海道から九州までほぼ全国にわたる(表2)。調査は、当該団体の承認を得たうえで06年2月に行い、63施設に1836通の調査票を送付した。調査票の記入・返送

表2 施設所在地の分布（計63施設）

都道府県（施設数）

北海道(2)、山形(2)、福島(1)
群馬(3)、埼玉(2)、千葉(1)、東京(10)、神奈川(2)、新潟(3)
富山(1)、石川(2)、福井(1)、長野(2)、静岡(2)、愛知(1)
滋賀(3)、京都(3)、大阪(3)、兵庫(9)、奈良(1)
島根(2)、岡山(1)、広島(1)、徳島(2)、福岡(2)、熊本(1)

介護報酬地区別施設数

特別区	3
特甲地	16
甲地	3
乙地	10
その他	31

表3 変数の定義

従属変数	
離職意思	「あなたはいまの職場で仕事を続けたいと思いますか。」という質問に対する回答のうち、以下に当てはまる場合に1、それ以外には0をとるダミー変数。
現在の職場で働き続けたい	「できるだけ長く続けたい」あるいは「結婚または出産まで続けたい」
別の介護の職場に移りたい	「介護の仕事は続けたいが、他の施設にかわりたい」あるいは 「介護の仕事は続けたいが、施設以外の現場にかわりたい」
介護の仕事をやめたい	「介護以外の仕事に転職したい」あるいは「働くのをやめたい」
賃金満足度	現在の月給に満足しているか否か、満足していない場合における「現在の労働条件にみあつた妥当な月給だと考える額と実際の月給との差」。後者の差については、 (a) ゼロ以上2万円未満、(b) 2万円以上4万円未満、(c) 4万円以上6万円未満、 (d) 6万円以上8万円未満、(e) 8万円以上のカテゴリーを作成した。

説明変数	
外部相対賃金	介護職員 <i>i</i> が現在受け取っている賃金(月給)の対数値 —介護職員 <i>i</i> が他職種に就いた場合の賃金(月給)の対数値の予測値
内部相対賃金	介護職員 <i>i</i> が現在受け取っている賃金(月給)の対数値 —介護職員 <i>i</i> が同職種に就いた場合の賃金(月給)の対数値の予測値
実労働時間	1週間の平均的な実質労働時間（残業時間含む、通勤時間含まない） (a) 30時間未満、(b) 30時間以上40時間未満、(c) 「40時間くらい」、(d) 40時間超45時間未満、(e) 45時間以上50時間未満、(f) 50時間以上にそれぞれ該当する場合は1、それ以外には0をとるダミー変数。
シフト希望	「あなたの勤務シフト（早出・遅出・夜勤など）に対する希望はかなえられていますか」という質問に対する回答のうち、以下に当てはまる場合に1、それ以外には0をとるダミー変数。
ほぼかなえられている	「充分かなえられている」あるいは「だいたいかなえられている」
どちらともいえない	「どちらともいえない」
あまり駄目	「あまりかなえられていない」
全く駄目	「全くかなえられていない」

表3 変数の定義（続）

説明変数（続き）	
有給休暇	有給休暇の取得状況についての質問に対する回答のうち、以下に当てはまる場合に1、それ以外には0をとるダミー変数。
取れない	「有給休暇が付与されていない」あるいは「調整しても取れない」
要調整	「調整しないと取れない」
ほぼ取れる	「取りたいときに取れる」あるいは「ほぼ取りたいときに取れる」
相談者あり	「あなたの職場では、仕事の上で何か困ったときに相談にのってくれたり、適切なアドバイスをしてくれる人はいますか」という質問に対して、「はい」という回答に1、「いいえ」という回答に0をとるダミー変数。
管理職	管理職・主任・リーダーなど（一般的介護労働者以外）を務めている場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数。
非正規・フルタイム	非正規職員でフルタイムの場合に1、正規職員の場合に0をとるダミー変数。
介護労働者としての就業年数	「介護の仕事をされて何年くらいになりますか。」という質問に対する回答内容。 (a) 3年未満、(b) 3年以上5年以下、(c) 6年以上10年以下、(d) 11年以上15年以下、(e) 16年以上の選択肢について、それぞれ該当すると回答された時のみ1、それ以外には0をとるダミー変数(5個)。
男性	回答者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(実数値)
自覚症状数	自覚症状のうち、最近1か月について当てはまるものの数。 「頭が重い」、「イライラする」、「肩がこる」、「仕事中に強い眠気が襲う」、「やる気がでない」、「よく眠れない」、「腰が痛い」、「ゆううつな気分だ」、「体がだるい」。
介護福祉士	回答者が介護福祉士の資格を持っている場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数。介護福祉士は、介護職員の上級資格である。
社会福祉士	回答者が社会福祉士の資格を持っている場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数。
配偶者あり	回答者が配偶者がいる場合に1、いない場合に0をとるダミー変数。
子ども	回答者が未成年の子供と生計を共にしている場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数。
学歴	回答者の学歴をあらわすダミー変数(3個)。 (a)中学・高校卒、(b)専門学校・短大卒、(c)大学・大学院卒、の各区分について、それぞれ該当するときに1、そうでないときに0をとるダミー変数。
事業所規模	回答者が勤務する施設の利用者定員(人)。
事業運営年数	回答者が勤務する施設の運営年数。
人口	回答者の勤務先である施設が立地する、市区町村の人口(万人)。
介護職有効求人倍率	回答者の勤務先である施設が立地する都道府県における、介護職の有効求人倍率。
失業率	回答者の勤務先である施設が立地する都道府県における失業率(%)。 『労働力調査』(総務省)。
介護報酬地域区分	回答者の勤務先である施設が立地する、市区町村の介護報酬地域区分を表すダミー変数(3個)。(a)特別区・特甲地、(b)甲地・乙地、(c)その他、の各区分について、それぞれ該当するときに1、そうでないときに0をとるダミー変数。
都道府県	回答者の勤務先である施設が立地する都道府県を表す、ダミー変数。

は、介護職員自身が行った。回収された調査票のうち、分析に必要な変数に欠損値がなかったのは、690 通であった(有効回収率 37.6%)。本稿では、勤務形態が非正規(パートタイム)および非正規(その他)の者(1.3%)、1 カ月の労働時間が 30 時間未満の者(2.0%)を除外した。除外した標本の割合は 3.3%であり、最終的に分析対象となったのは 667 人である。除外の理由は 2.2.2 節で述べる。

本稿で用いる変数の定義は表 3、記述統計は表 4、図 1、2 に示している。賃金、労働時間、賃金以外の労働条件については 2.2 節においても説明する。

表 4 記述統計

標本数	全標本				男性・ 非婚女性	既婚女性		
	667							
	平均値	標準偏差	最小値	最大値				
離職意思								
現在の職場で働き続けたい	0.625	0.484	0	1	0.631	0.609		
別の介護の職場に移りたい	0.196	0.398	0	1	0.201	0.184		
介護の仕事をやめたい	0.178	0.383	0	1	0.168	0.207		
外部相対賃金(万円)	-0.243	0.189	-0.841	0.322	-0.254	-0.212		
内部相対賃金(万円)	0.018	0.191	-0.552	0.628	0.025	-0.004		
実労働時間								
30 時間以上 40 時間未満	0.163	0.370	0	1	0.156	0.184		
40 時間くらい	0.289	0.454	0	1	0.286	0.299		
40 時間超 45 時間未満	0.264	0.441	0	1	0.268	0.253		
45 時間以上 50 時間未満	0.174	0.379	0	1	0.178	0.161		
50 時間以上	0.109	0.312	0	1	0.112	0.103		
シフト希望								
全く駄目	0.186	0.389	0	1	0.183	0.195		
あまり駄目	0.243	0.429	0	1	0.256	0.207		
どちらともいえない	0.472	0.500	0	1	0.450	0.534		
ほぼかなえられている	0.099	0.299	0	1	0.112	0.063		
有給休暇								
取れない	0.294	0.456	0	1	0.296	0.287		
要調整	0.426	0.495	0	1	0.434	0.402		
ほぼ取れる	0.280	0.450	0	1	0.270	0.310		
相談者あり	0.787	0.410	0	1	0.791	0.776		
管理職	0.328	0.470	0	1	0.323	0.345		
非正規・フルタイム	0.076	0.266	0	1	0.077	0.075		

表4 記述統計（続）

	全標本				男性・ 非婚女性	既婚女性
	平均値	標準偏差	最小値	最大値		
標本数	667				493	174
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	平均値
介護労働者としての就業年数						
3年未満	0.238	0.426	0	1	0.294	0.080
3年以上5年以下	0.258	0.438	0	1	0.290	0.167
6年以上10年以下	0.307	0.462	0	1	0.282	0.379
11年以上15年以下	0.126	0.332	0	1	0.091	0.224
16年以上	0.070	0.256	0	1	0.043	0.149
男性	0.258	0.438	0	1	0.349	0
年齢	33.8	10.9	19	63	31.0	41.8
自覚症状数	3.3	2.0	0	9	3.3	3.1
介護福祉士	0.616	0.487	0	1	0.590	0.690
社会福祉士	0.055	0.229	0	1	0.063	0.034
配偶者あり	0.391	0.488	0	1	0.176	1
子ども	0.159	0.366	0	1	0.118	0.276
学歴						
中学・高校卒	0.229	0.421	0	1	0.203	0.305
専門学校・短大卒	0.529	0.500	0	1	0.511	0.580
大学・大学院卒	0.241	0.428	0	1	0.286	0.115
事業所規模	83.3	30.6	20	170	82.7	85.0
事業運営年数	13.1	8.4	1	31	13.1	13.1
人口（万人）	42.4	47.8	0.6	250.6	43.4	39.5
介護職有効求人倍率	1.90	0.58	0.81	2.86	1.93	1.82
失業率(%)	3.99	0.82	2.80	5.70	4.05	3.80
介護報酬地域区分						
特別区・特甲地	0.33	0.47	0	1	0.36	0.26
甲地・乙地	0.21	0.41	0	1	0.22	0.17
その他	0.46	0.50	0	1	0.42	0.57

図1 離職意思の内訳

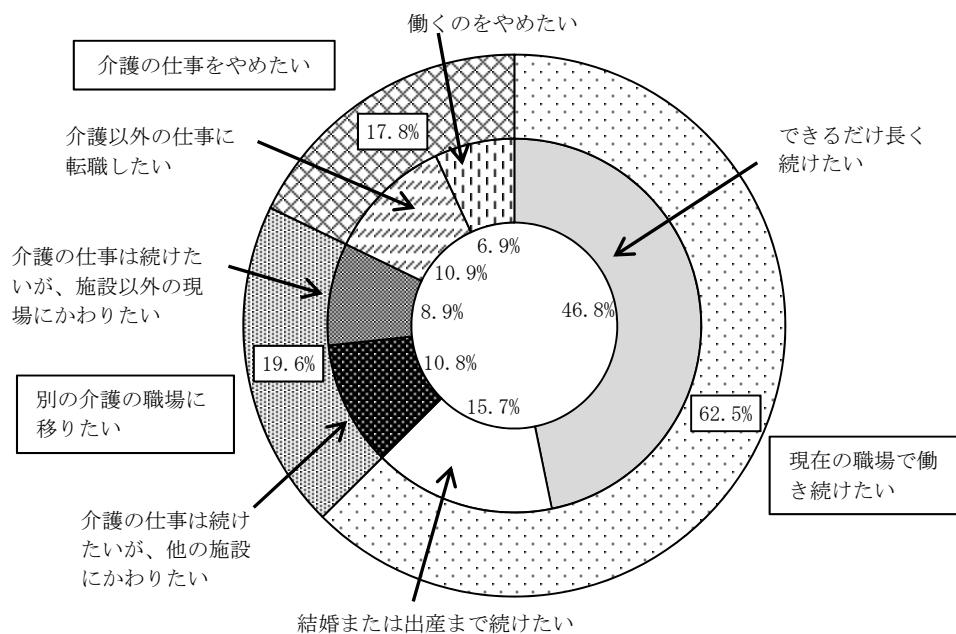
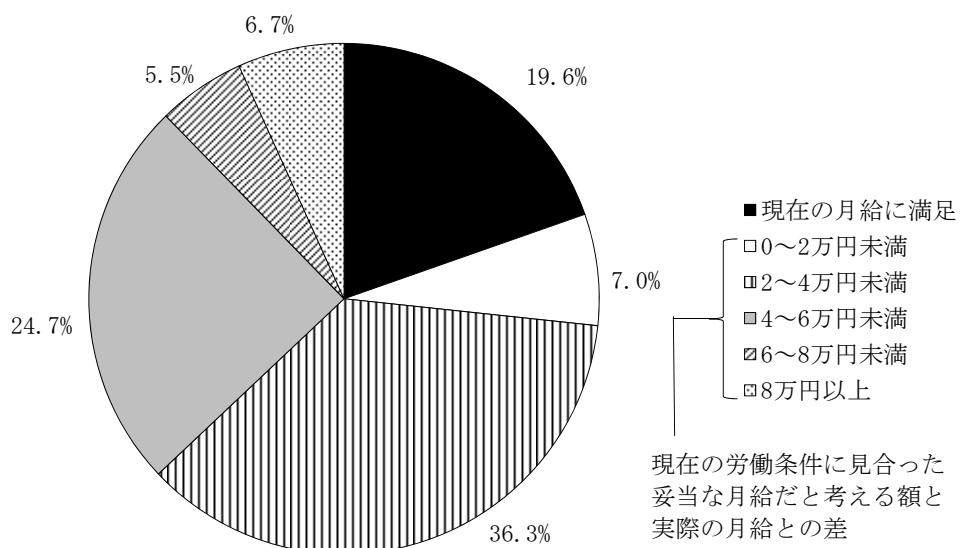


図2 賃金満足度の内訳



本稿の標本は無作為抽出ではない。そこで、標本の偏りを調べるために、本稿の標本を他の大規模調査と比較した。比較対象としたのは、介護労働安定センターによる『2006年介護労働実態調査』(労働者調査)である。同調査は、調査対象時期が本稿(06年2月)と近く(06年8月)、対象となった事業所は、全国の介護保険サービス事業所の中から無作為に抽出されている(抽出率1/2)。表5には、本稿と同調査の介護職員の属性のうち、比較可能なものの平均値を示している。同調査の値は、介護老人福祉施設に勤務する介護職員の個票を筆者らが再集計したものである。上述のように、本稿の標本は、勤務形態や労働時間を基準に一部の標本を分析対象から除外している。そのため、比較対象とした標本も同一の基準で一部を除外した。その結果、男性の割合、年齢、月給、非正規(フルタイム)、および社会福祉士の割合はほとんど同じであった。しかし、本稿の標本の方が「配偶者あり」の割合は6.2%低く、介護福祉士取得割合は10.6%低かった。実労働時間の分布のうち「40時間くらい」は、本稿の方が少なかった。介護労働者としての就業年数は、本稿の方がやや短い傾向がみられた。

表5 他の調査との比較(平均値)

	本稿	介護労働安定センター*
男性	0.258	0.281
年齢	33.8	35.0
配偶者あり	0.391	0.453
賃金(万円)	20.7	21.1
非正規職員(フルタイム)	0.076	0.065
介護福祉士	0.616	0.722
社会福祉士	0.055	0.025
実労働時間		
30時間以上40時間未満	0.163	0.206
40時間くらい	0.289	0.328
40時間超45時間未満	0.264	0.147
45時間以上50時間未満	0.174	0.178
50時間以上	0.109	0.140
介護労働者としての就業年数		
3年未満	0.238	0.167
3年以上5年以下	0.258	0.301
6年以上10年以下	0.307	0.267
11年以上15年以下	0.126	0.185
16年以上	0.070	0.080
標本数	667	1362

* 『2006年介護労働実態調査』の個票を筆者らが再集計した値

2.2 回帰分析

2.2.1 労働条件が離職意思に与える影響の分析枠組み

労働条件が離職意思に与える影響を明らかにするため、以下の(1)式を推定する。

$$U_{i,j}^* = \alpha_j + \beta_j R\text{wage}_i + \gamma_j X_i + \varepsilon_{i,j}, \quad j = 1, 2, 3 \quad (1)$$

$U_{i,j}^*$ は離職意思のカテゴリーが j の介護職員 i の効用をあらわす潜在変数である。離職意思のカテゴリーは、「現在の職場で働き続けたい」、「別の介護の職場に移りたい」、「介護の仕事をやめたい」である（図1）。 α_j は定数項、 $R\text{wage}_i$ は相対賃金。 X_i は、賃金以外の労働条件（実労働時間、シフト希望、有給休暇、相談者あり、管理職、非正規・フルタイム）、個人属性（男性、年齢、自覚症状数、介護福祉士、社会福祉士、配偶者あり、子ども、学歴）、事業所属性（事業所規模、事業運営年数）、地域変数（人口、介護職有効求人倍率、失業率、介護報酬地域区分）である。 $\varepsilon_{i,j}$ はガンベル分布の誤差項である。推定は、多項ロジットモデルで行い、標準誤差の計算では施設単位のクラスター効果を考慮する。

相対賃金の定義は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \text{介護職員 } i \text{ の相対賃金} &= \\ &\frac{\text{介護職員 } i \text{ が現在受け取っている賃金の対数値} -}{\text{介護職員 } i \text{ が他職種もしくは同職種に就いた場合の賃金の対数値の予測値}} \end{aligned} \quad (2)$$

介護職員 i が他の職種に就いた場合の相対賃金を外部相対賃金、同じ職種で異なる職場に移った場合の相対賃金を内部相対賃金と呼ぶ。外部相対賃金が下がると、介護以外の仕事への転職希望が強くなり、「介護の仕事をやめたい」と回答する確率が高くなると予想される。しかし、介護分野で蓄積された人的資本の価値が他分野で低い場合は、他分野の仕事に移ることが難しく、外部相対賃金が離職意思に及ぼす影響は小さいと考えられる。一方、介護分野で蓄積される人的資本は、企業特殊的人的資本ではないと考えられる。そのため、内部相対賃金が下がった場合は、「別の介護の職場に移りたい」と回答する確率が高くなると予想される。

推定は、外部相対賃金を用いた場合と内部相対賃金を用いた場合の 2 通りを行う。2 通りの推定を行う理由は、外部相対賃金と内部相対賃金の相関係数が 0.73 と高く、多

重共線性が懸念されるからである¹。

労働者が求める労働条件は、労働者の属性によって異なる可能性がある。世帯の主たる生計維持者は、そうでない者よりも賃金を重視する可能性が考えられる。また、既婚女性の場合、家事労働を主に担うため長い通勤時間を嫌う傾向や配偶者の勤務地による制約から職場の変更に制限を受ける可能性が考えられる。そこで、男性・非婚女性、あるいは既婚女性に標本を限定した推定も行う²。さらに、男性のみを対象とした推定も行う。これは、男性の方が家族を扶養する責任が重く、外部相対賃金が「介護の仕事をやめたい」と回答する確率に与える影響は女性と異なる可能性が考えられるからである。

山田・石井(2009)、花岡(2009)では、介護職員の勤務形態が正社員か非正社員かで推定結果が異なる変数がある。そこで、正社員のみを対象とした推定も行う。非正社員のみを対象とした推定は、標本数が少ないため断念した。

2.2.2 賃金と労働時間

本稿では、賃金をあらわす説明変数として月給を用いる。賃金率を用いなかつた理由は、本稿の調査では、1カ月の実労働時間の実数値を尋ねていないからである。実労働時間は、1週間の実労働時間をカタゴリー形式で尋ねている。介護職員に1カ月の実労働時間を直接尋ねた『2003年介護労働実態調査』(介護労働安定センター)では、欠損値の割合が25.3%と高かった。そのため、1カ月の実労働時間を直接尋ねた場合、調査の有効回答率を下げるだけでなく、回答された労働時間も測定誤差が大きいと考えた³。労働時間の測定誤差は、賃金率の係数に偏りをもたらすことが知られている(Borjas, 2007)。本稿は多項ロジットモデルを用いるので、操作変数法などによる対処は困難である。そこで、労働時間の裁量が大きい非正規(パートタイム)、非正規(その他)の者を除外することで、Shields and Ward(2001)と同様、労働時間を外生変数と仮定し、説明変数に加える。さらに、正規職員、非正規(フルタイム)のうち1週間の労働時間が30

¹ Schumacher(1997)は、本稿と同じく多項ロジットモデルを用いて外部相対賃金と内部相対賃金が看護師の離職に与える影響を分析している。我が国の介護労働者を対象に内部相対賃金が離職に与える影響を分析した研究として、花岡(2009)がある。Schumacher(1997)も花岡(2009)も内部相対賃金を用いた場合と外部相対賃金を用いた場合の2通りの推定を行っている。

² 山田・石井(2009)は、『就業構造基本調査』を用いて、介護労働者が転職を希望する理由の男女差を示した。それによると、施設系介護労働者(07年調査)の転職希望者のうち、転職希望理由として「収入が少ない」をあげた者は男性60%に対し、女性32%であった。また、「時間的・肉体的負担が大きい」をあげた者は、男性16%に対し、女性42%であった。山田・石井(2009)は男女差が生じた理由を考察していない。しかし、男女差は、単なる性差だけでなく、男女間の賃金格差や家庭内分業によって生じているように思われる。

³ 1週間の実労働時間を尋ねた場合、測定誤差は1カ月の実労働時間を尋ねた場合よりも小さくなるように思われる。しかし、高久(2009)は、『2006年介護労働実態調査』(労働者調査)の1週間の実労働時間を使って賃金率を計算すると不自然な値をとることから、同調査の1週間の実労働時間の値に信頼性が欠ける可能性があると判断し、賃金関数の推定では月給を用いている。

時間未満の者(2.0%)も異常値として排除した。これらの者は、育児休業制度にもとづく短時間勤務制度を一時的に利用している可能性が考えられる。

(2)式を用いて相対賃金を計算するには、介護職員*i*が他職種に就いた場合の賃金の対数値の予測値と同職種に就いた場合の賃金の対数値の予測値を求めなくてはならない。それらは、以下の(3)式で表される賃金関数を最小二乗法で推定し、その予測値として求める。

$$\ln(Wage) = C + \delta Z + \mu \quad (3)$$

$\ln(Wage)$ は、対数化賃金である。 Z は、労働条件、個人属性、地域変数である。 C は定数項、 μ は誤差項である。賃金は月給であるため、賃金関数の説明変数には労働時間を含める。労働時間を外生変数として扱うため、賃金関数の推定に用いる標本は、勤務形態が、正規、非正規(フルタイム)の者に限定する。そのため、本稿では、介護職員は、同一勤務形態の他の労働者の賃金を参照し、離職の意思決定を行うと仮定する。

介護職員*i*が他職種に就いた場合の推定賃金を求める手順は、以下のとおりである。まず、(3)式の賃金関数を『賃金構造基本統計調査』(2005年)の個票を用いて推定する。この賃金関数を外部賃金関数とよぶ。賃金関数の説明変数としては、年齢、年齢の2乗項、1週間の実労働時間、学歴ダミー、都道府県ダミーを用いる。推定は、男女別・雇用形態別(正規/非正規(フルタイム))に行う。介護職員*i*が他職種に就いた場合の推定賃金は、外部賃金関数の説明変数に、介護職員*i*の属性を代入して求める。推定賃金を得るために用いる外部賃金関数は、介護職員*i*の性別、雇用形態によって異なる。たとえば、介護職員*i*が女性で正規職員である場合、女性で正規職員の標本を用いて推定した外部賃金関数を用いる。

介護職員*i*が同職種に就いた場合の推定賃金を求める手順は、以下のとおりである。まず、(3)式の賃金関数を『2006年介護労働実態調査』(労働者調査)の個票を用いて推定する。この賃金関数を内部賃金関数とよぶ。賃金関数の説明変数としては、年齢、年齢の2乗項、1週間の実労働時間、非正規・フルタイム、介護労働者としての就業年数、介護福祉士ダミー、社会福祉士ダミー、都道府県ダミーを用いる。推定は、男女別に行う。介護職員*i*が同職種に就いた場合の推定賃金は、内部賃金関数の説明変数に、介護職員*i*の属性を代入して求める。推定賃金を得るために用いる内部賃金関数は、介護職員*i*の性別によって異なる。雇用形態別の推定を行わなかった理由は、非正規(フルタイム)の標本数が少なかったからである。

賃金関数の推定結果は、表6に示している。

表6 賃金関数の推定結果

	外部賃金関数				内部賃金関数	
	男性・ 正規 係数	男性・ 非正規 フルタイム 係数	女性・ 正規 係数	女性 ・非正規 フルタイム 係数	男性	女性
年齢						
年齢	0.089 **	0.050 **	0.043 **	0.012 **	0.046 **	0.019 **
年齢の2乗(識別変数)	-0.001 **	-0.001 **	0.000 **	0.000 **	-0.001 **	0.000 **
実労働時間						
30時間未満(基準)						
30時間以上39.5時間未満	0.276 **	0.342 **	0.564 **	0.471 **	-0.049	0.125 **
39.5時間以上40.5時間未満 ¹	0.237 **	0.335 **	0.639 **	0.538 **	-0.007	0.109 **
40.5時間以上45時間未満	0.230 **	0.345 **	0.661 **	0.595 **	-0.033	0.121 **
45時間以上50時間未満	0.268 **	0.409 **	0.755 **	0.693 **	0.006	0.133 **
50時間以上	0.344 **	0.513 **	0.868 **	0.834 **	-0.003	0.143 **
学歴						
中学卒(基準)						
高校卒	0.128 **	0.167 **	-0.016 +	0.046 **		
専門学校・短大卒	0.166 **	0.371 **	0.022 +	0.177 **		
大学・大学院卒	0.305 **	0.458 **	0.141 **	0.244 **		
非正規・フルタイム					-0.072 **	-0.104 **
介護労働者としての就業年数(識別変数)						
3年未満(基準)						
3年以上5年以下					0.037 *	0.023 *
6年以上10年以下					0.113 **	0.080 **
11年以上15年以下					0.217 **	0.168 **
16年以上					0.245 **	0.300 **
介護福祉士						
社会福祉士					0.052 **	0.079 **
都道府県ダミー(識別変数)	有	有	有	有	有	有
定数項	0.988 **	1.442 **	1.4864 **	1.896 **	1.911 **	2.193 **
標本数	594870	230090	51228	68034	1676	5182
決定係数	0.407	0.308	0.324	0.458	0.265	0.186
標本 データ			一般労働者			介護労働者 ²
			『賃金構造基本統計調査』(2005年)			『2006年介護労働実態調査』(労働者調査)

従属変数は、対数化賃金(月給・万円)

注1) 賃金の予測値を求める際には、「40時間くらい」を代入。

注2) 介護労働者は介護職員と訪問介護員の和。介護職員は訪問介護以外の業務に従事する者で、介護施設や通所介護に勤務する。

**は 1 %水準、*は 5 %水準、+は 10 %水準でそれぞれ有意であることを示す。

2.2.3 賃金以外の労働条件

賃金以外の労働条件の選定は、先行研究の結果を参考に行った。

張・黒田(2008)は、離職率が低い施設群で休暇取得の満足度が高いという結果を示した。そこで、有給休暇の取得の容易さを説明変数として用いる。

小檜山(2009)は、相談窓口があることが離職意思を下げるという結果を示している。そこで、職場における相談者の有無を説明変数として用いる。

施設勤務の介護職員は、病院勤務の看護師と同様、シフト勤務である。Shields and Ward (2001)は、シフトの希望が満たされるほど看護師の仕事満足度が上昇し、離職意思を下げるることを示している。Frijters et al. (2007)も、シフトの希望が満たされることが、看護師の離職に影響する可能性を示唆している。シフトの希望が満たされることは、ワークライフバランスに有効であると考えられるため、説明変数として用いる。

花岡(2009)および張・黒田(2008)は、介護職員の技能向上を目的とした教育・研修を行う事業所では離職率が低いという結果を得ている。しかし、本稿の調査では、事業所による教育・研修の実施状況を調べていないため説明変数として用いることができない。

賃金以外の労働条件については、調査によって調査対象となる労働条件が異なる。また、調査対象となる労働条件をすべて説明変数として用いると多重共線性が生じる可能性がある⁴。そこで、賃金と労働時間以外の労働条件を除外した推定を行うことで、賃金以外の労働条件の選択に対する相対賃金の限界効果の頑健性を確認する。労働時間は、本稿の賃金が月給であるため、調整変数として投入する。

2.2.4 IIA(independence of irrelevant alternatives)の検定

多項ロジットモデルでは、IIA が仮定されている。IIA を仮定しない方法は、数値計算が困難であり信頼性のある結果を得ることが難しいことが多い。本稿では、IIA を仮定しないモデルとして、ランダムパラメータロジットによる推定も試みたが、尤度関数が収束しなかった。そのため、IIA が妥当でない可能性を認めながらも、本稿では多項ロジットモデルを採用することにした。ただし、IIA の仮定が満たされていない場合に生じる推定結果の偏りについては検証する必要がある。Hausman and McFadden (1984) は、多項ロジットモデルにおいて、IIA が満たされているか否かを調べるため、Hausman の特定化誤差検定を応用した以下の検定統計量を提示した。

⁴ 本稿の調査票では、職場の人間関係について尋ねた質問項目があるが、職場の人間関係は相談者ありと相関が高い。また、回答に主観が入りやすいと判断したため説明変数として用いなかった。

$$\chi^2 = (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f)' [\hat{V}_s - \hat{V}_f]^{-1} (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f) \quad (4)$$

ここで、 $\hat{\beta}_f$ は全ての選択肢を含んだ全体モデルの係数の推定値ベクトル、 \hat{V}_f は $\hat{\beta}_f$ の分散共分散行列、 $\hat{\beta}_s$ は一部の選択肢を除いた部分モデルの係数の推定値ベクトル、 \hat{V}_s は $\hat{\beta}_s$ の分散共分散行列である。

一部の選択肢を除いた部分モデルとは、本稿の場合、「別の介護の職場に移りたい」または「介護の仕事をやめたい」と回答した標本を除外した二項選択のロジットモデルを指す。一部の選択肢を除いた2種類のモデルに、それぞれ(4)式の統計量を計算する。(4)式の統計量はカイ2乗分布に従い、IIAが満たされない場合には、有意に正となる⁵。

IIAが満たされない場合は、本稿の最重要関心である相対賃金の係数の偏りを調べる。そのため、(4)式の計算の対象となる係数を相対賃金に限定した検定も行う。本稿では、外部相対賃金が「介護の仕事をやめたい」と回答する確率に及ぼす影響に関心がある。そのため、外部相対賃金については、全ての選択肢を含んだモデルの係数と「別の介護の職場に移りたい」と回答した標本を除外したモデルの係数を比較する。同様に、内部相対賃金については、それが「別の介護の職場に移りたい」と回答する確率に及ぼす影響に関心がある。そのため、内部相対賃金については、全ての選択肢を含んだモデルの係数と「介護の仕事をやめたい」と回答した標本を除外したモデルの係数を比較する。

2.2.5 賃金満足度を従属変数とした推定

本稿の調査は賃金の満足度を尋ねている。現在の月給に満足していないと回答した者には、現在の労働条件に見合った妥当な月給だと考える額と実際の月給の差も尋ねた(図2)。賃金満足度は、離職意思よりも賃金に対する感度が高いと考えられる。そこで、(1)式の推定結果の考察に役立てる補足的な分析として、賃金満足度を従属変数とする分析も行う。説明変数は(1)式と同じで、推定方法は順序プロビットモデルを用いる。

⁵ (4)式では、 $V[\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f]$ を $\hat{V}_s - \hat{V}_f$ と計算しているが、これは漸近的に成り立つ関係である。そのため、有限標本では、しばしば適切な分散共分散行列が計算できない。そこで、本稿では、 $V[\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f]$ を $V[\hat{\beta}_s] - Cob[\hat{\beta}_s, \hat{\beta}_f] - Cob[\hat{\beta}_f, \hat{\beta}_s] + V[\hat{\beta}_f]$ として計算する。漸近的には、 $Cob[\hat{\beta}_f, \hat{\beta}_s] = V[\hat{\beta}_f]$ となるため、(4)式のようになる(Hausman, 1978)。

表7-1 推定結果

	全標準			
	(1.1)	(1.2)	(2.1)	(2.2)
別の介護に 移りたい 人の職場に 仕事をやめ たい	別の介護に 移りたい 人の職場に 仕事をやめ たい	別の介護に 移りたい 人の職場に 仕事をやめ たい	介護の仕 事を持 たい	介護の仕 事を持 たい
外部相対賃金	-0.119 [0.206]	0.000 [0.996]	-0.208 [0.021]	-0.024 [0.785]
内部相対賃金 確率値				0.931 ** [0.000]
内部相対賃金 確率値				0.845 ** [0.000]
実労働時間				
30時間以上40時間未満	0.047	-0.068 +	0.047	-0.068
40時間くらい(基準)	0.024	-0.005	0.028	-0.003
40時間超45時間未満	0.053	-0.038	0.048	-0.039
45時間以上50時間未満	0.054	-0.018	0.053	-0.016
50時間以上				-0.202 -0.187
シフト希望				
全く駄目(基準)	0.005	-0.014	0.003	-0.014
あまり駄目	-0.045	-0.025	-0.048	-0.026
どちらともいえない、 ほぼかなえられている	-0.085	-0.047	-0.080	-0.046
有給休暇				
取れない(基準)				
要調整	0.050	-0.105 **	0.050	-0.105 **
ほぼ取れる	0.051	-0.087 *	0.052	-0.086 *
相談者あり	-0.153 **	-0.124 **	-0.149 **	-0.123 **
管理職	0.005	-0.034	0.010	-0.033
非正規・フルタイム	-0.019	0.032	-0.046	0.027
男性	0.120 **	-0.020	0.150 **	-0.018
年齢	0.000	0.000	0.001	0.000
自覚症状数	0.011	0.037 **	0.010	0.038 **
介護福祉士	0.029	0.023	0.008	0.021
社会福祉士	-0.002	0.076	-0.018	0.073
配偶者あり	0.017	0.040	0.018	0.040
子ども	-0.007	-0.021	-0.006	-0.020
				-0.194 -0.200

	(1.1)	(1.2)	(2.1)	(2.2)	(3)	(4)
学歴						
中学・高校卒(基準)						
専門学校・短大卒	-0.034	0.068 +	-0.034	0.069 +	-0.335 **	-0.312 *
大学・大学院卒	-0.022	0.071 +	-0.013	0.076 +	-0.182	-0.201
事業所規模	0.000	0.001 *	0.000	0.001 *	-0.002	-0.002
事業運営年数	-0.005 **	-0.001	-0.005 **	-0.001	0.002	0.002
人口(万人)	0.000	0.000	0.000	0.001 +	-0.001	-0.001
介護職有効求人倍率	0.004	0.063 +	-0.002	0.061 +	0.174	0.161
失業率	-0.014	0.020	-0.012	0.019	0.053	0.032
介護報酬地域区分						
特別区・特甲地	0.061	-0.143 *	0.062	-0.145 *	-0.150	-0.160
甲地・乙地	0.121 *	-0.150 **	0.118 *	-0.149 **	-0.268	-0.262
その他(基準)						
推定方法						
多項ロジット						
標本数	667	667	667	667	667	667
対数尤度	-505	-502	-502	-502	-502	-502
疑似決定係数	0.177	0.177	0.182	0.182	0.182	0.182
Hausman検定統計量 ²⁾	52.5 **	41.17 +	45.83 *	54.32 **	54.32 **	54.32 **
Hausman検定統計量(相対賃金) ^{2, 3)}	0.04	0.04	1.55	1.55	1.55	1.55
正規職員						
n = 616	n = 616	n = 616	n = 616	n = 616	n = 616	n = 616
外部相対賃金	-0.142	0.029	-0.224 *	-0.043	-0.999 **	-0.999 **
内部相対賃金					0.924 **	0.924 **
賃金と労働時間のみ ⁴⁾						
n = 667	n = 667	n = 667	n = 667	n = 667	n = 667	n = 667
外部相対賃金	-0.142	0.018	-0.239 *	-0.036	0.860 **	0.860 **
内部相対賃金					0.788 **	0.788 **

注1) 基準は、「現在の職場で働き続けたい」】

注2) 「別の介護の職場に移りたい」の列の値は、「介護の仕事をやめたい」と回答した標本を除外したモデルの係数と全ての選択肢を含んだモデルの係数を比較した統計量。「別の介護の職場に移りたい」を除外したモデルの係数と全ての選択肢を含んだモデルの係数を比較した統計量。

注3) 相対賃金の係数のみを対象とした結果

注4) 説明変数から、シフト希望、有給休暇、相談者あり、管理職、事業所運営年数を除いた推定結果
**は1%水準、*は5%水準、+は10%水準でそれぞれ有意であることを示す。

表7-2 推定結果

	(5. 1)	(5. 2)	(6. 1)	(6. 2)	(7. 1)	(7. 2)	(8. 1)	(8. 2)	(9)
	別の介護 の職場に 移りたい	介護の仕 事をやめ たい	別の介護 の職場に 移りたい	介護の仕 事をやめ たい	別の介護 の職場に 移りたい	介護の仕 事をやめ たい	別の介護 の職場に 移りたい	介護の仕 事をやめ たい	男性
外部相対賃金	-0.148 [0.200]	-0.022 [0.777]	-0.235 [0.026]	* -0.085 [0.281]	0.022 [0.989]	-0.021 [0.910]	-0.021 [0.716]	-0.021 [0.704]	0.125 [0.264]
内部相対賃金									
内部相対賃金 確率値									
実労働時間	0.030	-0.092 + 0.027	-0.090 + 0.007	+ 0.006 -0.030	* 0.163 0.111	-0.106 -0.107	0.164 0.115	* -0.104 -0.106	-0.068 -0.057
30時間以上40時間未満	0.009	0.005	0.007	0.006	0.074 0.111	-0.059 -0.107	0.077 0.115	-0.057 -0.106	-0.019 0.049
40時間くらv(基準)	0.024	-0.028	0.013	-0.030	0.105 -0.026	-0.088 0.033	0.113 -0.082	-0.082 -0.102	-0.102 -0.082
40時間超45時間未満	0.046	-0.024	0.046	-0.026					
45時間以上50時間未満									
50時間以上									
シフト希望									
全く駄目(基準)	-0.001	-0.009	-0.008	-0.011	0.050 -0.058	-0.001 -0.018	0.051 -0.055	-0.001 -0.017	0.032 -0.066
あまり駄目	-0.067	-0.025	-0.073	-0.027	-0.058 -0.192	-0.018 -0.111	-0.055 -0.181	-0.017 -0.109	-0.066 -0.118
どちらともいえない	-0.081	-0.043	-0.082	-0.041					
ほぼかなえられている									
有給休暇									
取れない(基準)									
要調整	0.087 0.046	* -0.086 -0.029	** 0.088 0.048	* -0.086 -0.029	** -0.041 0.063	-0.149 -0.238	* -0.040 * 0.068	-0.149 -0.234	* -0.050 * 0.133
ほぼ取れる	-0.174 0.005	** -0.146 -0.033	** -0.168 0.010	** -0.145 -0.030	** -0.089 0.040	-0.077 -0.021	-0.089 0.038	-0.075 -0.026	-0.178 -0.023
相談者あり	-0.066	0.099 + 0.095	+ 0.095 0.091	-0.024 0.094	-0.024 -0.079	-0.004 0.075	-0.040 0.085	-0.040 -0.093	-0.050 0.016
管理職	0.181 0.000	** -0.030 -0.002	0.204 0.001	** -0.024 -0.002	-0.024 -0.004	-0.004 0.003	-0.149 -0.053	* -0.149 0.003	-0.050 0.133
非正規・フルタイム	0.008 0.063 0.012	0.039 -0.005 0.052	** 0.007 0.045 -0.002	** 0.039 -0.009 0.048	** 0.016 -0.105 -0.075	0.026 0.151 0.136	* 0.018 * 0.104 -0.081	* 0.026 0.149 0.126	* 0.033 + 0.025 -0.088
男性	0.073 0.026	0.032 -0.012	0.054 0.024	0.039 -0.011	-0.019 0.006	-0.021 0.007	-0.021 0.007	-0.021 0.007	-0.033 -0.023
年齢									
自覚症状数									
介護福祉士									
社会福祉士									
配偶者あり									
子ども									

	(5. 1)	(5. 2)	(6. 1)	(6. 2)	(7. 1)	(7. 2)	(8. 1)	(8. 2)	(9)
学歴									
専門学校・高校卒(基準)	-0.052	0.084 +	-0.055	0.082 +	-0.035	0.042	-0.030	0.042	0.025
大学・大学院卒	-0.058	0.095 *	-0.049	0.099 *	0.111	-0.002	0.116	0.004	-0.088
事業所規模	0.000	0.001 +	0.000	0.001 *	0.001	0.002	0.001	0.002	0.001
事業運営年数	-0.005 *	0.000	-0.005 *	0.000	-0.008 *	0.000	-0.008 *	0.000	-0.003
人口(万人)	0.000	0.001 *	0.000	0.001 *	0.000	0.001	0.000	0.001	0.001
介護職有効求人倍率	-0.018	0.086 **	-0.022	0.084 **	0.006	0.037	0.005	0.036	0.048
失業率	-0.039	0.020	-0.037	0.019	0.090 *	0.010	0.092 *	0.009	0.031
介護報酬地域区分									
特別区・特甲地	0.080	-0.131 *	0.081	-0.132 *	0.093	-0.219	0.079	-0.225	-0.061
甲地・乙地	0.134 +	-0.149 **	0.133 +	-0.148 **	0.103	-0.155	0.098	-0.155	+ -0.151
その他(基準)									
推定方法									
多項ロジット			多項ロジット		多項ロジット		多項ロジット		多項ロジット
標本数	493		493		174		174		172
対数尤度	-354		-351		-128		-128		-114
疑似決定係数	0.214		0.219		0.218		0.219		0.217
Hausman検定統計量 ²	34.56	41.07 +	39.16	48.26 *	42.61 *	13.36	46.65 *	14.35	9.57
Hausman検定統計量(相対賃金) ^{2.3}	0.01	0.01	0.03		0.94	0.27			0.93
正規職員									
外部相対賃金	<i>n</i> = 455		<i>n</i> = 455		<i>n</i> = 161		<i>n</i> = 161		<i>n</i> = 159
内部相対賃金	-0.137	-0.006			-0.088	0.014			0.119
外部相対賃金			-0.241 *	-0.059			-0.112	-0.061	
内部相対賃金									
賃金と労働時間のみ ⁴									
外部相対賃金	-0.172	-0.011			<i>n</i> = 493		<i>n</i> = 174		<i>n</i> = 172
内部相対賃金			-0.281 *	-0.062			-0.034	0.079	0.160
外部相対賃金									

注1) 基準は、「現在の職場で働き続けたい」
 注2) 「別の介護の職場に移りたい」の列の値は、「介護の仕事をやめたい」と回答した標本を除外したモデルの係数と全ての選択肢を含んだモデルの係数を比較した統計量。

「介護の仕事をやめたい」の列は、「別の介護の職場に移りたい」を除外したモデルの係数と全ての選択肢を含んだモデルの係数を比較した統計量。

注3) 相対賃金の係数のみを対象とした結果

注4) 説明変数から、シフト希望、有給休暇、相談者あり、管理職、事業所規模、事業所運営年数を除いた推定結果

**は1%水準、*は5%水準、+は10%水準でそれぞれ有意であることを示す。

3. 推定結果

表7は推定結果である。最初にHausman検定の結果を報告する。Hausman検定は、全てのモデルでIIAが満たされるという帰無仮説を棄却した。ただし、外部相対賃金および内部相対賃金に偏りがないという帰無仮説は棄却されなかった。

次に回帰分析の結果を報告する。表7の下段には、標本を正社員に限定した場合および賃金と労働時間以外の労働条件を除いた場合の相対賃金の限界効果を示している。まず、労働条件が離職意思に与える影響について報告する。

外部相対賃金の限界効果は、いずれも有意でなかった⁶。内部相対賃金の上昇は、全標本と男性・非婚女性では、「別の介護の職場に移りたい」と回答する確率を減少させた。しかし、既婚女性には、そのような効果はみられなかった。男性や正社員のみに限定した推定、賃金と労働時間以外の労働条件を除いた推定でも結果はほぼ同じであった。

賃金以外の労働条件の結果は、外部相対賃金を用いた場合と内部相対賃金を用いた場合でほとんど同じであった。既婚女性に限定した推定を除いて、職場に相談者がいることは、「現在の職場で働き続けたい」と回答する確率を増加させた。既婚女性では、有給休暇が取れないことが「介護の仕事をやめたい」と答える確率を上昇させた。管理職であることは、離職意思に影響しなかった。

個人属性では、全標本と男性・非婚女性では、学歴が高い者ほど、「介護の仕事をやめたい」と回答する確率が高かった。また、いずれの推定結果でも自覚症状数が多くなるほど「介護の仕事をやめたい」と回答する確率が高くなった。

賃金満足度を従属変数とした推定式では、外部相対賃金、内部相対賃金が高くなるほど、賃金満足度が高くなった。

4. 考察

離職意思の内訳は、「現在の職場で働き続けたい」(62.5%)、「別の介護の職場に移りたい」(19.6%)、「介護の仕事をやめたい」(17.8%)であった(図1)。現在の職場を辞めたいと考えている者のうち、約半数は、「別の介護の職場に移りたい」と回答しており、介護労働市場からの退出を望んでいるわけではない。従って、介護労働市場におけるマンパワー確保という観点からは、離職者（または離職希望者）が他の介護現場に移動した（移動を希望している）のかを識別できるデータを用いた分析を行う必要がある。

⁶ 「介護の仕事をやめたい」には、「働くのをやめたい」も含まれている。そのため、外部相対賃金が「仕事をやめたい」に与える影響の解釈は曖昧である。そこで、「働くのをやめたい」と回答した者を除いた推定も行つたが外部相対賃金は有意でなかった。

Hausman検定の結果は、本稿の多項ロジットモデルがIIAを満たさないことを示した。したがって、推定結果に偏りがある可能性に留意する必要がある。ただし、本稿の最重要関心である相対賃金の係数については、偏りがあるという証拠は見つからなかった。

外部相対賃金、内部相対賃金が高くなるほど、賃金満足度が高くなかった。しかし、外部相対賃金は、いずれの定式化でも離職意思に影響しなかった。それに対して、既婚女性を除いて、内部相対賃金が上昇すると、「別の介護の職場に移りたい」と回答する確率が減少した。以上の結果は、外部相対賃金が低くて賃金に不満があつても、介護分野で蓄積された人的資本の価値が他分野では低いため、労働条件がよい他分野の仕事に移ることが難しいことを示している可能性が考えられる。既婚女性で、内部相対賃金が有意でなかつた理由としては、家事労働を主に担うため長い通勤時間を嫌う傾向や配偶者の勤務地による制約から職場の変更に制限を受けている可能性が考えられる。本稿の結果は、介護報酬の引き上げなど介護職員の賃金を引き上げる政策を実施しても、介護労働市場からの退出を減らす効果が期待できないことを示している。介護職員が介護労働市場から退出するのを防ぐには、職場の相談者や有給休暇など、賃金以外の労働条件の改善が有効であると考えられる⁷。

全標本と男性・非婚女性では、学歴が高い者ほど、「介護の仕事をやめたい」と回答する確率が高かつた。このことは、学歴が高い者ほど介護以外の仕事への転職が容易であることを示唆していると考えられる。ただし、男性のみの推定では学歴が有意でなかつたため、結果の頑健性については一定の留意が必要である。

管理職であることは、離職意思に影響しなかった。介護労働者には、キャリアアップの機会が限られており、キャリアアップの仕組みの導入が、介護労働者の職場定着に有効であるとの指摘がある(厚生労働省, 2008)。そのため、2010年度から、介護労働者処遇改善交付金の支給要件に、キャリアパスの構築が追加された⁸。キャリアアップには、管理職への昇進も含まれる。杉本(2010)は、介護現場において、管理職と一般職の業務内容の区別が不鮮明である現状の問題点について述べている。本稿の結果は、介護老人福祉施設の管理職の現状に問題があるため、管理職への就任が職場定着につながっていないことを示唆している可能性が考えられる。

今後の課題としては、実際の離職行動が観察できるパネル・データを用いた分析を行うことがあげられる。Borda and Norman(1997)は、看護師を対象に、離職意思と実際の

⁷ ただし、賃金の上昇が介護労働市場への参入を促せば、人手不足が緩和することで有給休暇が取りやすくなり、離職が減る可能性が考えられる。

⁸ 介護労働者処遇改善交付金とは、介護職員の処遇改善に取り組む介護事業者に対して支給される交付金である。

離職行動の関係を分析した研究の包括的なサーベイを行っている。彼らは、離職意思と実際の離職行動には密接な関係があると結論付けている。しかし、離職意思の定義によっては密接な関係が見られない研究もあり、介護労働者について彼らの結論が当てはまるかも明らかではない。

参考文献

- 厚生労働省(2008)「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」.
- 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ー」『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.
- 杉本浩司(2010)「賃金改善にとどまらずに現場を変えるチャンスに—キャリアパス座談会ー」『月刊介護保険』No. 173, pp. 12-23.
- 高久玲音(2009)「夜勤労働の均等化差異—介護労働市場における実証ー」『季刊社会保障研究』Vol. 45(3), pp. 287-304.
- 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」『厚生の指標』第55巻(15), pp. 16-23.
- 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.
- 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ー」『季刊社会保障研究』Vol. 45(3), pp. 229-248.
- Borda, R. G. and I. J. Norman. (1997) “Factor Influencing Turnover and Absence of Nurse: A Research Review,” *International Journal of Nursing Studies*, Vol. 34(6), pp. 385-394.
- Borjas, J. G. (2007) *Labor Economics*, McGraw-Hill, New York.
- Frijters, P., M. A. Shield and S.W. Price. (2007) “Investigating the Quitting Decision of Nurses: Panel Data Evidence from the British National Health Services,” *Health Economics*, Vol. 16, pp. 57-73.
- Hausman, J. A. (1978) “Specification Tests in Economics,” *Econometrica*, Vol. 46, pp. 1251-1271.
- Hausman, J. A. and D. L. McFadden. (1984) “Specification Tests for the Multinomial Logit Model,” *Econometrica*, Vol. 52, pp. 1219-1240.

- Holmas T. H. (2002) "Keeping Nurses at Work: A Duration Analysis," *Health Economics*, Vol. 11, pp. 493–503.
- Shields, M. A. and M. Ward. (2001) "Improving nurse retention in the National Health Service in England: The Impact of Job Satisfaction on Intention to Quit," *Journal of Health Economics*, Vol. 20(5), pp. 677–701.
- Schumacher, E. J. (1997) "Relative Wages and Exit Behavior Among Registered Nurses," *Journal of Labor Research*, Vol. 18(4), pp. 581–592.

補論 本調査の実労働時間のカテゴリー設定について

本稿の調査の実労働時間のカテゴリーには、「30 時間以上 40 時間未満」と「40 時間以上 45 時間未満」の間に「40 時間くらい」を設けている。厳密には、「30 時間以上 45 時間未満」の者は「30 時間以上 40 時間未満」又は「40 時間以上 45 時間未満」と回答するはずなので、「40 時間くらい」というカテゴリーは不要である。「40 時間くらい」を設けた理由は、労働者は自分の実労働時間が曖昧である場合、40 時間と答える傾向があることが報告されているからである (Borjas, 2007, 47 ページ))。そのため、実労働時間が 40 時間前後の者が回答しやすい 40 時間の近傍を含むカテゴリーが必要であると考えた。鈴木(2010, 図 2)は、『2006 年介護労働実態調査』(労働者調査)の介護職員の 1 週間の実労働時間の分布を示している。そこでも 40 時間に労働時間が顕著に集中する傾向がみられる。表 4 で、『2006 年介護労働実態調査』(労働者調査)の「40 時間くらい」の割合は、実労働時間が 40 時間と回答した者の割合であり、「40 時間超 45 時間未満」は実労働時間が 40 時間より多く 45 時間未満の者の割合である。