

介護報酬改定が介護職員賃金に与えた影響

2018年 1月 25日 提出

2018年 2月 25日 修正

2017年度 A セメスター 「公共経済政策：解決策分析」 期末論文

東京大学 公共政策大学院

経済政策コース 51168056 工藤 健

経済政策コース 51178055 白石 桃子

※ 本稿は上記授業において執筆された論文草稿であり、未定稿である。

目次

要旨	2
1. 序論	3
2. 政策状況	3
3. 推定モデル	7
4. データと推定方法	11
5. 推定結果	14
6. 考察	19
7. 結論	25
引用文献	27

要旨

近年、介護職員賃金の低迷が社会的問題とされており、国はその改善を主な目的として、2009年・2012年に介護報酬の引き上げ改定を行った。しかし、それらの引き上げ改定が実際に介護職員賃金の上昇をもたらしたか否かは、未だ検証されていない。そこで、本稿は、2009年・2012年の引き上げ改定が介護職員賃金の上昇をもたらしたか否かを、介護労働実態調査の個票データを用いたプーリング回帰により検証した。分析の対象は、サービス種類としては訪問介護・通所介護・特別養護老人ホームの3種類、雇用形態としては月給制の正規職員・時給制の非正規職員の2形態とし、6類型について回帰分析を行った。

分析の結果は以下の4点に要約できる。第1に、介護報酬改定は、正規職員賃金には一定の影響を与えているが、非正規職員賃金には顕著な影響を与えていない。第2に、2009年改定は、事業所に一時的な収入の増加と認識されたため、正規職員の賞与の上昇をもたらしたが、平常給与の上昇は僅かにしかもたらさなかったと推測される。第3に、2012年改定は、改定率が小幅であったため、また処遇改善交付金の廃止を伴ったため、一部のサービス種類においてのみ正規職員賃金の上昇をもたらした。第4に、介護報酬改定は、賃金に影響を与える要素の一つに過ぎず、その他の要素の影響が無視しえない。

これらの結果から、引き上げ改定が十分な効果を挙げるためには、以下の3点に留意する必要があると考える。第1は、一時的な収入の増加と認識されないよう、介護報酬の水準の継続性を確保することである。第2は、補助金・税制優遇等の、介護報酬改定以外の政策との整合性を確保することである。第3は、各サービス種類の単位数・市場環境等の特性を考慮し、それらに関わらず全サービス種類に効果を波及させる包括性を確保することである。

1. 序論

近年、介護職員賃金の低迷が社会的問題とされている。少子高齢化は急速に進行しており、高齢者に十分な介護を提供できるか否かは、国家全体の視点からも個別世帯の視点からも重要な課題である。介護職員賃金の低迷が事実であるならば、それは介護人材や介護サービスの不足をもたらすため、懸念すべき材料である。

これに対して、国は介護職員賃金を改善するための様々な政策を実施してきた。介護報酬の引き上げはその一つである。介護報酬は介護サービスの公定価格であり、その引き上げは介護サービス事業所の収入の増加をもたらす、それを通じて介護職員賃金の上昇をもたらすと期待できる。第158回社会保障審議会介護給付費分科会資料によれば、2018年4月にも引き上げ改定が為される方向である。

しかし、介護報酬の引き上げは、一般に介護サービスの減少と保険料・租税の増加を伴う。原則として、介護報酬の1割は利用者が利用者負担として支払い、9割は市区町村等が介護サービス給付費として支払う。前者の上昇は、代替効果により介護サービスの利用の減少をもたらす、後者の上昇は、その原資となる保険料・租税の負担の増加をもたらす。介護報酬の引き上げは、それら費用の増加に見合う効果を挙げている場合にのみ継続すべきであり、そうでない場合は政策の内容を見直す必要がある。

そこで本稿は、介護報酬の引き上げ改定が介護職員賃金の上昇をもたらしたか否かを検証する。

2. 政策状況

2-1. 人材不足と賃金低迷の概念

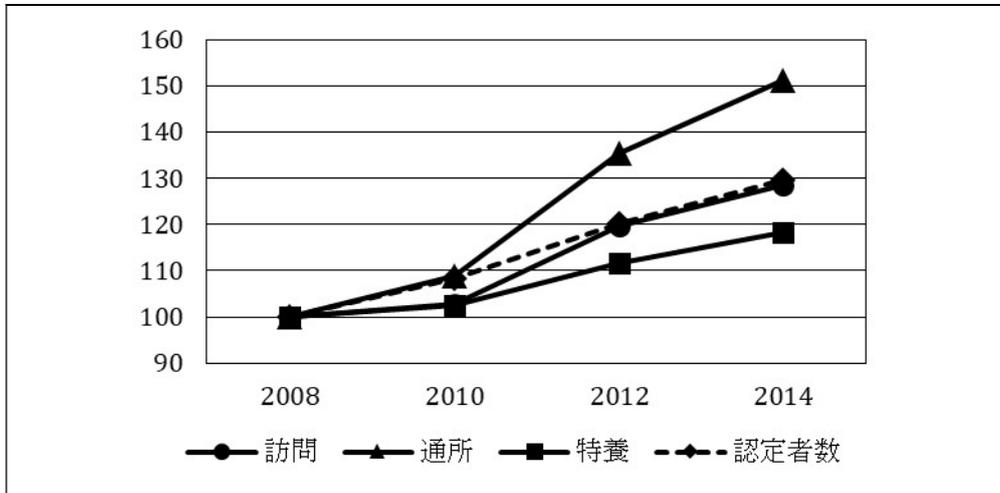
報道等では、しばしば介護職員の人材不足が発生していると指摘される。実際に、2012年介護労働実態調査によると、全体の63%の介護サービス事業所が、介護職員が不足していると回答している。しかし、介護職員の雇用数量は、労働市場において需給が均衡する水準に決定されており、制度・政策による統制を受けていない。従って、経済的な意味での人材不足が生じているとは考えづらい。実際に、2017年5月の職業紹介状況によると介護職員の有効求人倍率は59業種中11位の高さであり、平均よりは高いものの突出してはいない。また、介護事業状況報告によると、(図01)に示すように、介護職員数は要支援・要介護認定者数とともに増加しており、介護サービスの需要数量に対して介護職員の雇用数量は弾力的に反応していると推測される。

山田(2011)は、医療サービスにおける人材不足について、「医学的見地に基づく医療スタッフ不足」と「経済学的な意味での医療スタッフ不足」は別個の概念であり、前者は存在しうるが後者は存在しないとしている。そして、前者は「何らかの方法で潜在的患者のニーズを推計し、そこから必要とされる医療サービスに対応した医療スタッフへの需要を割り出し、それと現行の医療スタッフとの差を不足(あるいは過剰)と理解する」概念であるとしている。

これと同様に、介護サービスにおける人材不足は福祉的なそれであり、経済的なそれではないと推測される。福祉的な見地から何らかの方法で推計したニーズを満たす介護職員数の水準と現行の介護職員数の水準との差異を、福祉的な人材不足とするならば、そのような人材不足は存在

しうる。また、平等・人権等に主眼を置いて評価した福祉的な人材不足と、効率に主眼を置いて評価した経済的な人材不足が合致しないということも、充分にありうる。

(図 01) 介護職員数と要支援・要介護認定者数の推移



出所：介護保険事業状況報告に基づき筆者が作成した。

注記：訪問介護・通所介護・特別養護老人ホームの常勤換算職員数と要支援・要介護認定者数の、2008年を100としたときの比率を示す。

また、報道等ではしばしば、介護職員賃金は低迷していると指摘される。実際に、2016年賃金構造基本統計調査によると、全職種平均の所定内給与額は30万円であるのに対し、ホームヘルパーのそれは21万円・施設介護職員のそれは22万円である。しかし、介護職員の賃金は、労働市場において需給が均衡する水準に決定されており、制度・政策による統制を受けていない。従って、経済的な意味での賃金低迷が生じているとは考えづらい。実際に、就業構造基本調査の個票データを分析した山田他（2009）は、年齢・勤続年数・学歴等を調整すれば、介護職員の賃金は他産業従業者の賃金よりやや高いとしている。

介護現場における賃金低迷もやはり、福祉的なそれであり、経済的なそれではないと推測される。介護職員の限界生産物の価値が現行よりも高く、介護事業所が現行よりも高い賃金を支払えるならば、介護事業所が介護職員を増員し福祉的な人材不足が解消される可能性がある。福祉的な人材不足を解消しうる賃金の水準と現行の賃金の水準との差異を福祉的な賃金低迷とするならば、そのような賃金低迷は存在しうる。

2-2. 人材不足と賃金政策の関係

介護職員の人材不足の要因については様々な研究が為されているが、賃金低迷に言及したものが特に多い。賃金低迷に言及した研究としては、賃金の低迷が求職者の減少をもたらすとした下野（2009）、賃金の低迷が離職率の上昇をもたらすとした鈴木（2011）、介護福祉士が就職の検討に当たって賃金を重視しているとした佐野他（2011）等がある。賃金低迷以外の要因に言及したものとしては、教育・研修の実施が離職率を低下させるとした大和他（2013）、腰痛予防対策等の健康維持への取り組みが離職率を低下させるとした花岡（2009）等がある。

しかし、政策により惹起された賃金の上昇が福祉的な人材不足の緩和をもたらすか否かを判断することは、容易ではない。例えば、介護報酬の引き上げにより賃金の上昇を惹起した場合、同時

に利用者負担も上昇するため、低所得者のニードが満たされなくなる可能性がある。最低賃金の法定により賃金の上昇を惹起した場合、事業所の賃金負担が増加するため、事業所が介護職員を削減し人材不足が悪化する可能性がある。介護職員への直接的な手当支給により手取り収入を増加させた場合、市場の状況によっては、事業所が支給する賃金が低下する以外に何らかの変化も生じない可能性がある。

さらに、人材不足の緩和がもたらされる場合でも、その効果が費用に見合うか否かを判断することは、容易ではない。例えば、介護報酬の引き上げにより賃金の上昇を惹起した場合、一般に上述の利用者負担の上昇に加えて介護報酬の原資となる保険料・租税の負担の増加がもたらされる。最低賃金の法定により賃金の上昇を惹起した場合、供給される介護サービスの数量の減少や品質の低下がもたらされる。介護職員への直接的な手当支給により手取り収入を増加させた場合、手当の原資となる租税の負担の増加がもたらされる。

政策による賃金の上昇の惹起が費用に見合うだけの人材不足の緩和をもたらすか否かを判断し、そのような政策の実施が望ましいか否かを評価するためには、慎重な検討が必要である。本稿は、介護報酬の引き上げが望ましいか否かの規範的な評価は行わない。それが望ましいという評価が得られたという前提の下で、引き上げ改定が賃金の上昇をもたらしたか否かの実証的な検証のみに焦点を当てることとする。

2-3. 賃金政策の内容

国は、「介護・障害福祉従事者の処遇改善に関する法律」の制定をはじめとして、介護職員賃金を改善するための様々な政策を実施してきた。そのうち最も主要なものは、介護報酬の引き上げと処遇改善交付金事業の実施である。

(1) 介護報酬の引き上げ

介護報酬は介護サービスの公定価格であり、その引き上げは介護サービス事業所の収入の増加をもたらし、それを通じて介護職員賃金の上昇をもたらすと期待できる。介護報酬は、原則として3年ごとに改定されている。2003年・2006年には財政負担の抑制を主な目的として引き下げ改定が為された。その後、賃金低迷が注目されるようになり、2009年・2012年には介護職員賃金の改善を主な目的として引き上げ改定が為された。2015年には、物価動向の反映を主な目的として再び引き下げ改定が為された。改定の全体的な傾向は、予算規模の変化から算定される改定率により示される。これまでの改定率は(表 01)の通りである。一般に、改定率が正である改定は引き上げ改定・負である改定は引き下げ改定と呼ばれている。

(表 01) 介護報酬の改定率

	2003年	2006年	2009年	2012年	2015年
在宅サービス分改定率	(不明)	(不明)	+1.7%	+1.0%	-1.42%
施設サービス分改定率	(不明)	(不明)	+1.3%	+0.2%	-0.85%
全体改定率	-2.3%	-0.5%	+3.0%	+1.2%	-2.27%

出所：厚生労働省ウェブサイトに基づき筆者が作成した。

注記：2005年の介護保険法改正に伴う臨時改定・2014年の消費税率改定に伴う臨時改定については、記載を省略している。

介護報酬は単位数と単価の積として算定される。単位数は、サービス種類・サービス内容等に応じて定められており、各サービスの本体単位数と、一定の条件を満たした場合に上乘せされる各種加算から成る。単価は、10円を原則として、物価水準に応じて市区町村・サービス種類別に定められている。例えば、2012年改定後の場合、身体介助を中心とする30分未満の訪問介護のサービスの本体単位数は254単位である。介護職員の賃金を改善するための一定の取り組みを行っていけば、「処遇改善加算」としてこれに8%が上乘せされる。また、東京都の特別区における訪問介護の単価は、12.6%の割増率が設定されているため11.26円である。従って、東京都の特別区において前述のような介護サービスを提供し「処遇改善加算」の要件も満たしている場合、介護報酬は、254、1.08、11.26の積の3088円となる。介護報酬改定においては、本体単位数・各種加算・単価が個別的に改定される。従って、引き上げ改定が為されたときであっても、特定のサービス種類・サービス内容・市区町村等においては介護報酬が減少することがありうる。

(2) 処遇改善交付金事業の実施

処遇改善交付金事業は、介護職員賃金を上昇させた介護サービス事業所に、介護報酬とは別個の補助金を交付する事業である。交付額は最大で職員1人1月当たり2万7000円であり、2009年10月から2012年3月までの2年半にのみ実施された。この事業は、当初から時限的な措置とされており、このため十分な効果を挙げていないという批判を受けた。そこで、2012年の介護報酬改定に際して、「処遇改善加算」という名称で介護報酬の一部に組み込まれ、恒久的な措置とされた。

2-4. 介護報酬改定に関する先行研究

上述の2つの政策のうち、処遇改善交付金事業の実施は既に終了した。これに対し、介護報酬の引き上げは、第158回社会保障審議会介護給付費分科会資料によれば2018年4月にも為される方向であり、今後も継続される可能性がある。

しかし、介護報酬の引き上げは、一般に介護サービスの減少と保険料・租税の増加を伴う。原則として、介護報酬の1割は利用者が利用者負担として支払い、9割は市区町村等が介護サービス給付費として支払う。前者の増加は、代替効果により介護サービスの利用の減少をもたらす。後者の増加は、その原資となる保険料・租税の負担の増加をもたらす。介護報酬の引き上げは、それら費用の増加に見合う効果を挙げている場合にのみ継続するべきであり、そうでない場合は政策の内容を見直す必要がある。

介護報酬改定が介護職員賃金に与える影響を検証した先行研究は多くない。2003年・2006年の引き下げ改定については、周(2009)および山田他(2009)が、賃金の低下をもたらしたことを確認している。2009年の引き上げ改定については、上野(2014)が、単価部分の改定を通じて介護職員賃金の地域間差異を惹起したことを確認している。従って、2009年・2012年の引き上げ改定が賃金の上昇をもたらしたか否かは、未だ検証されていない。

介護報酬改定が介護職員賃金に与える影響は多様である可能性があり、さらなる検証が為されることが望ましい。Kahneman et al. (1979) は、プロスペクト理論の提示において、ある金額の損失は同額の利益よりも大きく評価されることを報告しており、Shea (1995) は、所得の増加は消費の増加をもたらすが所得の減少は消費の減少をもたらさない事例があることを報告している。介護報酬改定についても同様に、引き上げ改定と引き下げ改定が異なる影響を与える可能性がある。また、宮崎(2012)は、平均入院日数の短縮による診療報酬の増加は看護職員賃金を上昇させる

が、看護職員の増加による診療報酬の増加は看護職員賃金を低下させることを報告している。介護報酬改定についても同様に、改定の全体を構成する個別の項目が異なる影響を与える可能性がある。

そこで、本稿は、2009年・2012年の介護報酬の引き上げ改定が、介護職員賃金の上昇をもたらしたか否かを検証する。

なお、先行研究との整合性を確認するため、2006年の介護報酬の引き下げ改定が介護職員賃金の低下をもたらしたか否かも、併せて検証する。データの制約等のため、2003年改定・2015年改定は対象としない。

3. 推定モデル

3-1. 介護サービス市場

本稿では、介護サービス市場の状況を下記の通り想定する。

介護報酬を p 、介護職員の平均能力を a 、事業者 j の人数単位で測った介護職員の雇用数量を L_j 、事業者 j がサービス 1 単位に投入される能力単位で測った雇用数量を m_j 、能力単位で測った雇用数量 1 単位当たりの賃金を w 、事業者 j の利潤を π_j とする。このとき、 π_j は (式 01) の通りである。

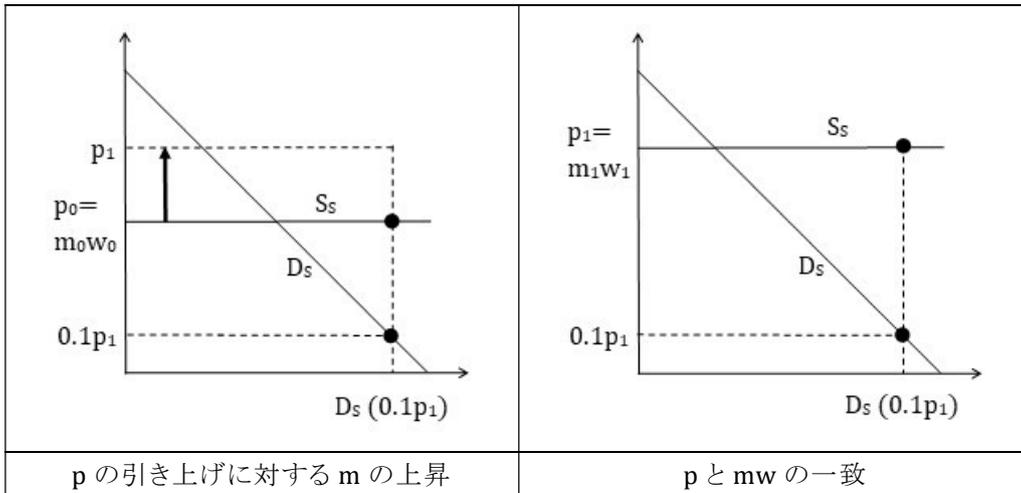
$$\pi_j = \frac{p}{m_j} a L_j - w a L_j = \frac{1}{m_j} (p - m_j w) a L_j \quad (\text{式 01})$$

さらに、各事業者は、 π_j が正である場合、介護サービスの内容の改善・介護労働の負担の軽減等を図って、 π_j が 0 になるまで m_j を上昇させるものとする。このとき、全事業者の m_j は (式 02) を成立させる m に等しくなり、均一となる。

$$p = m w \quad (\text{式 02})$$

介護サービス市場では、市場供給曲線は水平となる。支持協供給曲線は、 m の変動を介して、 p の引き上げや引き下げに応じて上下する。介護サービスの市場需要曲線は右下がりであるとし、市場需要関数を $D_S(0.1p)$ とする。利用者負担は原則として p の 1 割であるため、市場需要関数の説明変数は $0.1p$ となる。このとき、介護サービスの取引数量は $D_S(0.1p)$ により決定される。(図 02) はこれを図示したものである。

(図 02) 介護サービス市場



出所：筆者作成

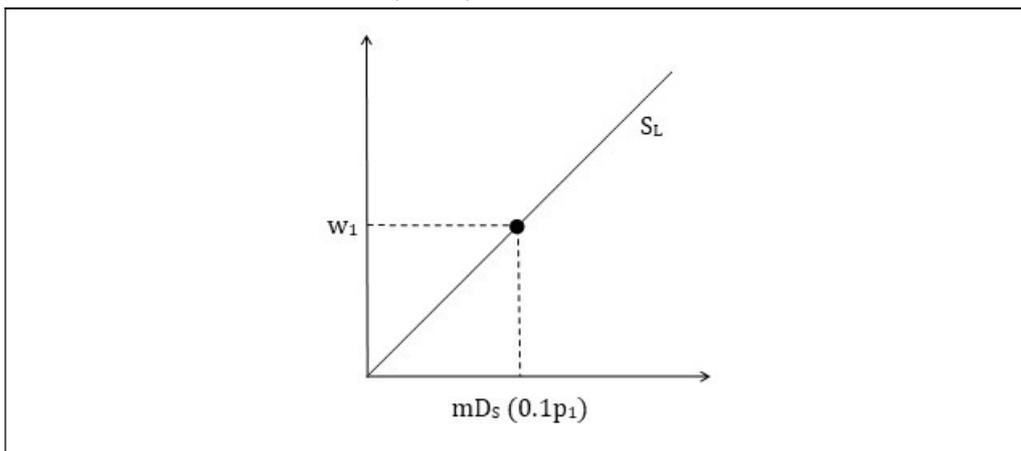
3-2. 介護労働市場

本稿では、介護労働市場の状況を下記の通り想定する。

介護労働の市場供給曲線は右上がりであるとし、能力単位で測った市場供給関数を $S_L(w)$ とする。介護サービスの取引数量は $D_S(0.1p)$ であるので、介護職員の能力単位で測った雇用数量は $mD_S(0.1p)$ となる。このとき、 w はこの雇用数量を確保できる水準に決定され、下式が成立する。(図 03) はこれを図示したものである。

$$S_L(w) = mD_S(0.1p) \tag{式 03}$$

(図 03) 介護労働市場



出所：筆者作成

3-3. 介護報酬改定が賃金に与える影響

(式 02) を m について解き(式 03) に代入すると、下式が得られる。

$$wS_L(w) = pD_S(0.1p) \quad (式 04)$$

介護サービスの利用者負担である $0.1p$ を $P(p)$ とし、上式を全微分すると、下式が得られる。

$$\left[S_L(w) + w \frac{\partial S_L(w)}{\partial w} \right] dw = \left[D_S(P) + p \frac{\partial D_S(P)}{\partial P} \frac{\partial P(p)}{\partial p} \right] dp \quad (式 05)$$

これを変形すると下式が得られる。

$$\frac{S_L}{D_S} \frac{dw}{dp} = \frac{\left(1 + \frac{p}{D_S} \frac{\partial D_S}{\partial P} \frac{\partial P}{\partial p}\right)}{\left(1 + \frac{w}{S_L} \frac{\partial S_L}{\partial w}\right)} = \frac{\left(1 + \frac{0.1p}{D_S} \frac{\partial D_S}{\partial P}\right)}{\left(1 + \frac{w}{S_L} \frac{\partial S_L}{\partial w}\right)} = \frac{\left(1 + \frac{P}{D_S} \frac{\partial D_S}{\partial P}\right)}{\left(1 + \frac{w}{S_L} \frac{\partial S_L}{\partial w}\right)} \quad (式 06)$$

(式 04) を S_L について解いて左辺に代入すると、下式が得られる。

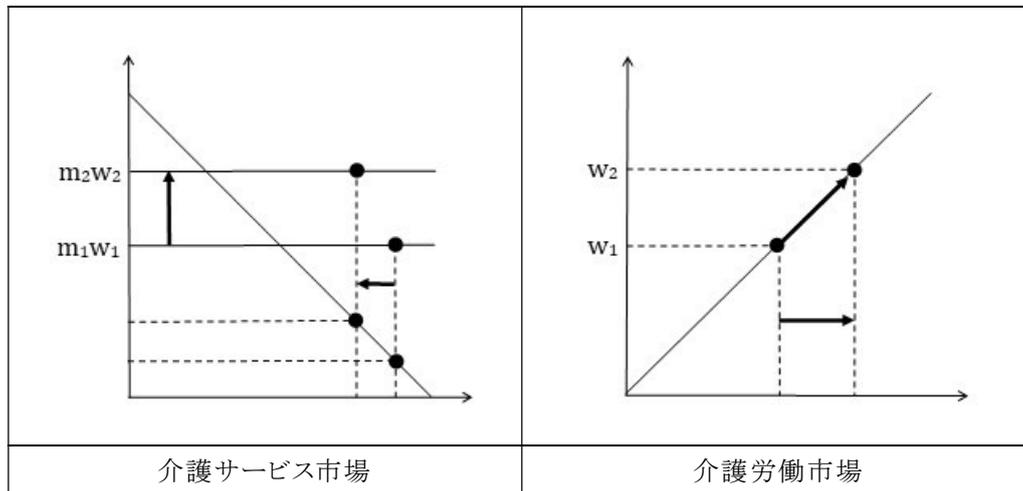
$$\frac{p}{w} \frac{dw}{dp} = \frac{\left(1 + \frac{P}{D_S} \frac{\partial D_S}{\partial P}\right)}{\left(1 + \frac{w}{S_L} \frac{\partial S_L}{\partial w}\right)} \quad (式 07)$$

左辺は、介護報酬に対する賃金の弾力性である。右辺の分母は、1 と賃金に対する労働供給の弾力性の和であり、正である。右辺の分子は、1 と介護報酬に対するサービス需要の弾力性の和であり、その正負はサービス需要の弾力性の値が-1 を上回るか否かに依存する。

サービス需要の価格弾力性を推定した先行研究には、遠藤 (2002) ・大日 (2002a) ・大日 (2002b) のように、その値が-1 を下回るとするものも存在する。しかし、大日 (2003) ・西村他 (2002) ・南部他 (2004) ・清水谷他 (2004) のように、比較的新しいものはその値が-1 を上回るとしている。それを採用すれば、右辺の分子は正となる。

このとき、介護報酬に対する賃金の弾力性の値は正であり、 p の上昇は w の上昇をもたらし、併せて aL の増加をもたらす。(図 04) はこれを図示したものである。

(図 04) 介護報酬の引き上げ改定の効果



出所：筆者作成

(式 07) から、介護報酬の改定に対する賃金の変動は、介護サービス市場の状況によって相違することが分かる。例えば、介護サービスの供給に対して総量規制が敷かれている場合、介護サービスの取引数量は p の影響を受けない。従って、(式 07) の右辺の分子は 1 となり、 w の変動は大きくなる。介護サービスの供給が需要を満たす水準まで増加していない場合、やはり介護サービ

スの取引数量は p の影響を受けない。従って、(式 07) の右辺の分子は 1 となり、 w の変動は大きくなる。

また、介護報酬の改定に対する賃金の変動は、介護労働市場の状況によっても相違することが分かる。例えば、介護職員が非正規職員である場合、労働供給の賃金弾力性は大きい。従って、(式 07) の右辺の分母が大きくなり、 w の変動は小さくなる。

なお、事業所の経営成績が低迷し m がその下限に固定されている場合、下式が得られる。

$$\frac{dw}{dp} = m \cdot \frac{\left(0.1 \frac{\partial D_S}{\partial P}\right)}{\left(\frac{\partial S_L}{\partial w}\right)} \quad (\text{式 } 08)$$

この値は負である。従って、 m が変動する場合とは逆に、 p の上昇は w の下落をもたらす。 w の下落は、介護サービスの取引数量および介護労働の雇用数量の減少を通じてもたらされる。

3-4. 推定モデル

D_S に影響を与える介護報酬以外の変数を x_S 、 S_L に影響を与える賃金以外の変数を x_L とする。これらを(式 04) に明示すると下式が得られる。

$$wS_L(w, x_S) = pD_S(0.1p, x_L) \quad (\text{式 } 09)$$

これを w について解いた関数を $W(p, x_S, x_L)$ とする。また、各介護職員の能力の説明変数を x_A 、各介護職員の能力を示す関数を $A(x_A)$ とする。このとき、各介護職員が受け取る賃金の対数値は下式のように表される。

$$\ln WA = \ln W(p, x_S, x_L) + \ln A(x_A) \quad (\text{式 } 10)$$

上式はミンサー型賃金関数であるが、実際の賃金は、これに法人属性・地域属性等を加味したヘドニック賃金関数により決定され则认为される。それら変数を x_H とする、それら変数が賃金に与える影響を示す乗数を $H(x_H)$ とする。上式にこれを付加すると、下式が得られる。

$$\ln WAH = \ln W(p, x_S, x_L) + \ln A(x_A) + \ln H(x_H) \quad (\text{式 } 11)$$

これをマクローリン展開すると、下式が得られる。

$$\begin{aligned} \ln WAH = & \ln W(0,0,0) A(0) H(0) + \frac{\partial \ln W}{\partial p}(0,0,0) \cdot p + \frac{\partial \ln W}{\partial x_S}(0,0,0) \cdot x_S \\ & + \frac{\partial \ln W}{\partial x_L}(0,0,0) \cdot x_L + \frac{\partial \ln A}{\partial x_A}(0) \cdot x_A + \frac{\partial \ln H}{\partial x_H}(0) \cdot x_H \end{aligned} \quad (\text{式 } 12)$$

上式に基づき、下式を推定して、介護報酬改定が介護職員賃金に与えた影響を検証することとする。添え字の i は各介護職員を示す符号である。

$$\ln WAH_i = \beta_0 + \beta_p p + \beta_S x_{Si} + \beta_L x_{Li} + \beta_A x_{Ai} + \beta_H x_{Hi} + \varepsilon \quad (\text{式 } 13)$$

3-5. 説明変数と被説明変数

本稿では、(表 02) に記載するものを (式 13) の説明変数と被説明変数とする。なお、賃金関数の推定においては x_A として学歴を含めることが一般的であるが、データが取得できないため含めていない。殷他 (2014) は、介護職員の学歴の高低と資格の有無が相関する可能性を示している。これに従えば、説明変数に学歴が含まれなくても、資格を含めていれば推定に支障は生じない。

これら変数のうち、本稿の関心の対象は 2006 年以降・2009 年以降 2012 年以降を示すダミー変数である。前述のように、モデルに従えば、介護報酬改定に対する賃金の変動は、正規職員で

は大きく非正規職員では小さい。また、2006 年には引き下げ改定が為され、2009 年・2012 年には引き上げ改定が為された。従って、正規職員の 2006 年改定ダミーの係数は負に有意となり、2009 年・2012 年改定ダミーの係数は正に有意となると予想される。また、非正規職員の改定ダミーの係数はいずれも有意とならないと予想される。

(表 02) 推定に使用する変数

	変数	内容
lnWAH	賃金	$\ln(\text{実月給} \div \text{実月間労働時間数} \div \text{消費者物価指数} \div \text{事業所所在県の県庁所在地の地域差指数} \times 10,000)$
p	2006 改定ダミー	2006 年以降のみ 1 をとるダミー変数
	2009 改定ダミー	2009 年以降のみ 1 をとるダミー変数
	2012 改定ダミー	2012 年以降のみ 1 をとるダミー変数
	地域割増率	事業所所在県の介護報酬単価 $\div 10 - 1$
x _S	要介護認定者数	事業所所在県の要介護認定者数 \div 総人口 $\times 1,000$
	特養定員数	事業所所在県の特養定員数 \div 総人口 $\times 1,000$
x _L	有効求人倍率	事業所所在県の有効求人倍率
x _A	年齢	年齢
	年齢の 2 乗	年齢 ²
	勤続年数	勤続年数
	勤続年数の 2 乗	勤続年数 ²
	介護福祉士ダミー	資格を保有している場合のみ 1 をとるダミー変数
	ヘルパー1 級ダミー	資格を保有している場合のみ 1 をとるダミー変数
	ヘルパー2 級ダミー	資格を保有している場合のみ 1 をとるダミー変数
x _H	男性ダミー	女性の場合は 0・男性の場合は 1 をとるダミー変数
	月間勤務時間数	月間勤務時間数
	法人従業員数	法人従業員数
	営利法人ダミー	営利法人の場合のみ 1 をとるダミー変数
	社会福祉法人ダミー	社会福祉法人の場合のみ 1 をとるダミー変数
	医療法人ダミー	営利法人の場合のみ 1 をとるダミー変数
	各県ダミー	当該県の場合のみ 1 をとるダミー変数

出所：筆者作成

注記：消費者物価指数は 2015 年を 100・地域差指数は各年の全国平均を 100 とする比率である。各県ダミーは北海道以外の 46 県のそれぞれに設定されるが、略記している。

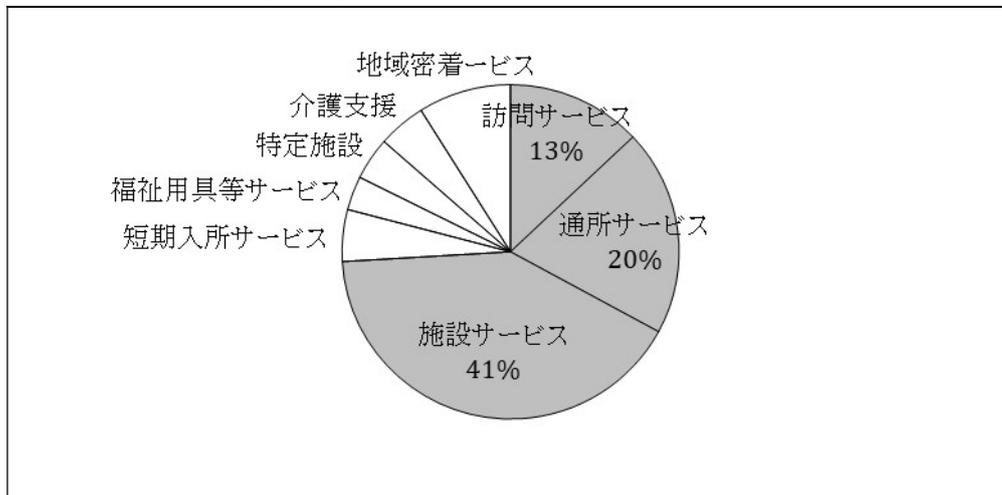
4. データと推定手法

4-1. 分析の対象

分析の対象とするサービス種類は、訪問介護・通所介護・特別養護老人ホームの 3 種類とする。前述のように、介護報酬改定が賃金に与える影響は、各サービス種類の介護サービス市場の状況によって相違しうる。このため、その検証はサービス種類別に行う必要がある。(図 05)・(図 06)

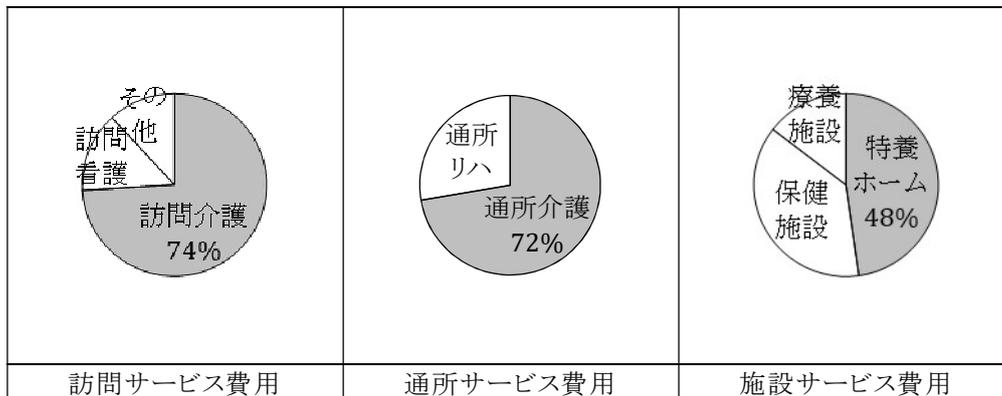
に示すように、2009年度の介護サービス費用（給付費と利用者負担の合計）の大半は訪問サービス・通所サービス・施設サービスが占め、それぞれの大半は訪問介護・通所介護・特別養護老人ホームが占める。従って、これら3種類から全体の傾向を類推しうる。

(図 05) 2009年の介護サービス費用の内訳



出所：介護保険事業状況報告から筆者が作成した。

(図 06) 2009年の訪問・通所・施設サービス費用の内訳



出所：介護保険事業状況報告から筆者が作成した。

分析の対象とする雇用形態は、月給制の正規雇用・時給制の非正規雇用の2形態とする。前述のように、介護報酬改定が賃金に与える影響は、正規雇用と非正規雇用で相違しうる。このため、その検証は雇用形態別に行う必要がある。時給制の正規雇用・月給制の非正規雇用等も存在するが、前述の2形態が正規雇用・非正規雇用最も典型的なものであると考えられる。

分析の対象とする年次は、2005・2008・2010・2011・2012・2013・2014年とする。2006年改定・2009年改定・2012年改定の影響を検証するためには、2003年改定当年から2015年改定前年までの12年を対象としうる。しかし、そのうち2003・2004・2006・2007・2009年については、データの取得先とする介護労働実態調査において必要なデータの一部の調査または提供が為されていない。そこで、それらを除いた7年を対象とする。

4-2. 使用するデータ

データの取得先は (表 03) の通りである。

(表 03) データの取得先

介護労働実態調査	賃金、年齢、勤続年数、資格の有無、性別、月間労働時間数、従業員数、法人の種別、所在県
消費者物価指数	消費者物価指数、地域差指数 (2013 年以前)
小売物価統計調査	地域差指数 (2014 年)
平成 12 年厚生省告示第 22 号	地域割増率
介護保険事業状況報告	要介護認定者数
一般職業紹介状況	有効求人倍率
介護サービス施設・事業所調査	特養の定員数

出所：筆者作成

注記：介護労働実態調査については、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 2005・2008・2010・2011・2012・2013・2014 年の個票データの提供を受けた。

介護労働実態調査は、事業所の経営者が職員の賃金等を回答する事業所調査と、介護職員が自身の賃金等を回答する労働者調査から構成される。賃金等のデータはいずれからも取得できるが、同一の介護職員の賃金等が両者に重複して回答されている場合があるため、一方しか使用することはできない。原則としては、標本数の多い事業者調査を使用することが望ましいが、2010 年以降の事業所調査において必要なデータの一部の調査または提供が為されていない。そこで、2005・2008 年については事業所調査、2010 年以降については労働者調査の結果を採用する。

また、介護労働実態調査においては、賞与を賃金に含めるか否かが年によって異なるという問題がある。2005 年においては 10 月の賃金が調査され、賞与が支給された場合はそれを含む扱いとなっている。2008 年においては 9 月の賃金が調査され、賞与の扱いは明確ではない。2010 年以降においては平均的な賃金が調査され、賞与は含めない扱いとなっている。しかし、10 月・9 月に賞与を支給することは稀であるため、2005 年・2008 年の賃金も賞与を含まないものと見做すこととする。

なお、1 時間当たりの賃金が 10,000 円以上または 100 円以下であるデータは除外した。安井他 (2016) によると、2015 年の日本の正社員の 1 時間当たり賃金の平均は約 1899 円・標準偏差は 1033 円であり、賃金が標準偏差の 7 倍を超えて平均より高いとしているデータは回答の誤りである蓋然性が高い。また、厚生労働省によると、2014 年の地域別最低賃金の平均は 780 円であり、賃金はその 7 分の 1 に満たないとしているデータは回答の誤りである蓋然性が高い。それらについては、100 円単位で回答するべき設問に円単位で回答する等の誤りが為されたと推測される。

また、勤務先が地方公共団体・社会福祉法人以外が経営する特養であるとしているデータは除外した。老人福祉法第 15 条により、市区町村・地方行政独立法人・社会福祉法人以外の者による特養の経営は禁じられおり、かつ分析の対象とする年次において地方独立行政法人が経営する特養は存在しなかったため、前述のようなデータは回答の誤りである。それらについては、株式会社等が経営する老人ホーム等を特養と混同する誤りが為されたと推測される。

変数の記述統計は (表 04) の通りである。

(表 04) 変数の記述統計

変数	標本数	平均	標準偏差	最大	最小
賃金	47,690	7.08	0.33	9.20	4.61
2006 改定ダミー	47,690	0.79	0.41	1.00	0.00
2009 改定ダミー	47,690	0.41	0.49	1.00	0.00
2012 改定ダミー	47,690	0.26	0.44	1.00	0.00
地域割増率 (訪問)	47,690	0.04	0.03	0.13	0.00
地域割増率 (通所)	47,690	0.03	0.03	0.08	0.00
地域割増率 (特養)	47,690	0.02	0.02	0.08	0.00
要介護認定者数	47,690	40.43	9.42	69.38	22.13
特養定員数	47,690	3.48	0.89	6.71	1.90
有効求人倍率	47,690	0.86	0.27	1.68	0.31
年齢	47,690	44.46	12.46	80.00	2.00
年齢の 2 乗	47,690	2,132.01	1,111.74	6,400.00	4.00
勤続年数	47,690	4.39	4.26	45.00	0.00
勤続年数の 2 乗	47,690	37.47	81.39	2,025.00	0.00
介護福祉士ダミー	47,690	0.38	0.48	1.00	0.00
ヘルパー1 級ダミー	47,690	0.04	0.19	1.00	0.00
ヘルパー2 級ダミー	47,690	0.50	0.50	1.00	0.00
男性ダミー	47,690	0.16	0.36	1.00	0.00
勤務時間数	47,690	120.63	60.22	960.00	1.00
法人従業員数	47,690	138.96	172.54	600.00	1.00
営利法人ダミー	47,690	0.34	0.47	1.00	0.00
社会福祉法人ダミー	47,690	0.42	0.49	1.00	0.00
医療法人ダミー	47,690	0.05	0.23	1.00	0.00
各県ダミー	47,690	0.01	0.11	1	0

出所：筆者作成

注記：各県ダミーは北海道以外の 46 県のそれぞれに設定されるが、略記している。

4-3. 推定手法

各年について異なる個人のデータを使用するため、サービス種類・雇用形態別に 7 年間のデータをプーリングし、最小 2 乗法により推定する。サービス種類は 3 種類・雇用形態は 2 形態であるので、6 種類の介護職員賃金について個別に推定する。

5. 推定結果

5-1. 正規職員の推定結果

正規職員に関する (式 13) の推定結果は (表 05) の通りである。

(1) 改定ダミーの係数

2006 年改定ダミーの係数は、通所・特養では負に有意となっており、介護報酬の切り下げ改定が賃金の低下をもたらしたと考えられる。これは先行研究の結果とも整合する。2009 年改定ダミーの係数は、訪問・通所では有意となっておらず、切り上げ改定が賃金に与えた影響は明確ではな

い。さらに、特養では負に有意となっている。2012 年改定ダミーの係数は、通所では正に・特養では負に有意となっており、やはり切り上げ改定が賃金に与えた影響は明確ではない。

(表 05) 正規職員の推定結果

	訪問介護		通所介護		特養ホーム	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
2006 年改定ダミー	-0.030	0.019	-0.051 **	0.017	-0.074 **	0.011
2009 年改定ダミー	-0.010	0.021	0.001	0.018	-0.040 **	0.015
2012 年改定ダミー	0.032	0.019	0.040 **	0.015	-0.061 **	0.014
地域割増率	-0.066	0.391	-0.152	0.627	1.467 **	0.482
要介護認定者数	-0.006 *	0.003	-0.002	0.003	0.006 *	0.002
特養定員数	0.005	0.021	-0.014	0.016	-0.001	0.014
有効求人倍率	-0.022	0.034	-0.045	0.029	-0.057 *	0.023
年齢	0.012 **	0.002	0.019 **	0.002	0.019 **	0.001
年齢の 2 乗	-0.000 **	0.000	-0.000 **	0.000	-0.000 **	0.000
勤続年数	0.011 **	0.002	0.012 **	0.002	0.018 **	0.001
勤続年数の 2 乗	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.000 *	0.000
介護福祉士ダミー	0.065 **	0.017	0.036 **	0.009	0.040 **	0.006
ヘルパー1 級ダミー	0.022	0.020	-0.013	0.020	-0.029	0.016
ヘルパー2 級ダミー	-0.038 *	0.017	-0.051 **	0.009	-0.033 **	0.007
男性ダミー	0.122 **	0.008	0.117 **	0.006	0.065 **	0.004
勤務時間数	-0.005 **	0.000	-0.005 **	0.000	-0.008 **	0.000
法人従業員数	0.000 **	0.000	0.000 **	0.000	0.000 **	0.000
営利法人ダミー	0.012	0.009	0.011	0.008	なし	
社会福祉法人ダミー	0.040 **	0.011	0.060 **	0.009	-0.097 **	0.014
医療法人ダミー	0.007	0.014	0.006	0.011	なし	
各県ダミー	省略		省略		省略	
定数項	7.792 **	0.121	7.530 **	0.101	7.878 **	0.087
標本数		6,672		7,351		7,866
修正決定係数		0.395		0.444		0.624

出所：筆者作成

注記：**は 1%水準・*は 5%水準で有意であることを示す。営利法人・医療法人が経営する特養は存在しないため、それらのダミー変数は推定に使用されていない。各県ダミーは北海道以外の 46 県のそれぞれに設定されるが、略記している。

(2) 改定ダミー以外の係数

地域割増率の係数は明確な傾向を示しておらず、各地域の物価水準を概ね適切に反映していると推測される。これに対して、山田他 (2009) は、各地域の物価水準を十分に反映していないという結果を示しており、より詳細な検証が望まれる。年齢の係数は少なくとも 35 歳まで、勤続年数の係数は少なくとも勤続 10 年までは賃金が上昇することを示しており、年功の評価を反映している。介護福祉士ダミーの係数は全て正に有意となっており、かつヘルパー1 級ダミーは有意となっていない。正規職員に要求される技能の水準は高く、介護福祉士資格がなければ技能が高いとい

う評価を受けられないことを示している。男性ダミーは全て正に有意となっており、女性を不利にする何らかの要素があることを示している。勤務時間数は全て負に有意となっており、事業者間・個人間の勤務時間数の差異が、必ずしも賃金総額に反映されていないことを示唆している。実月給が一定であり、かつ 150 時間を中心に事業者間・個人間の月間勤務時間数の差異がある場合、勤務時間数の 1 時間の増加は 1 時間当たり賃金の 0.67%の減少をもたらす。この変化率は推定値とほぼ同等である。勤務時間数と賃金総額が比例しているならば係数は 0 になるはずであり、さらに勤務時間数の差異が時間外勤務の差異であるならば賃金の割増により係数は正の値となるはずである。法人従業員数の係数は全て正に有意となっており、大規模法人では賃金水準が高いことを示している。社会福祉法人ダミーの係数は、訪問・通所では正に有意となっており、専門性や非営利性が賃金に関係している可能性がある。また、特養では負に有意となっており、地方公務員の賃金の相対的な高さを示していると推測される。特養を経営できる法人は、地方公共団体と社会福祉法人のみであるため、係数は前者に対する後者の差異を反映する。この他の係数は明確な傾向を示していない。全体としては、改定ダミー以外の係数は概ね妥当なものとなっている。

5-2. 非正規職員の推定結果

非正規職員に関する (式 13) の推定結果は (表 06) の通りである。

(1) 改定ダミーの係数

改定ダミーの係数の多くは有意となっておらず、賃金に対する労働供給の高い弾力性が介護報酬改定の影響を吸収していると推測される。しかし、訪問の 2006 年改定ダミー・2009 年改定ダミーの係数が負に有意となっており、通所の 2009 年改定ダミーの係数が正に有意となっている。

(2) 改定ダミー以外の係数

要介護認定者数の係数は、訪問では正に有意となっている。後述のように訪問介護では非正規職員の比率が高く、需要が増加したときに高い賃金を提示して非正規職員を増員していると推測される。年齢の係数は明確な傾向を示しておらず、勤続年数の係数は少なくとも勤続 10 年までは賃金が上昇することを示している。非正規職員の場合は人材が多様であり年齢と技能が比例しないこと、しかし経験を蓄積すればそれによる技能の向上は評価されることを反映している。介護福祉士ダミーの係数は全て 1%水準で・ヘルパー1 級ダミーは概ね 5%水準で正に有意となっている。非正規職員に要求される技能の水準は正規職員のそれほど高くはなく、ヘルパー1 級資格であっても技能が高いという評価を受けられることを示している。男性ダミーは全て正に有意となっており、正規職員の場合と同様に、女性を不利にする何らかの要素があることを示している。勤務時間数は全て負に有意となっており、正規職員の場合と同様に、事業者間・個人間の勤務時間数の差異が、必ずしも賃金総額に反映されていないことを示唆している。しかし、係数の値は正規職員の場合よりは 0 に近く、時給制であるがゆえに勤務時間数と賃金総額の関係は相対的には比例関係に近いと推測される。法人従業員数の係数は全て正に有意となっており、大規模法人では賃金水準が高いことを示している。法人種別ダミーの多くは正に有意となっており、ダミー変数の設定されていない NPO 法人・協同組合等において相対的に賃金が高い可能性がある。この他の係数は特定の傾向を示していない。改定ダミー以外の係数は、全体としては概ね妥当なものとなっている。なお、非正規職員の決定係数は正規職員のそれより低く、非正規職員の賃金にはミンサー型賃金関数が充分には当てはまらないと推測される。

(表 06) 非正規職員の推定結果

	訪問介護		通所介護		特養ホーム	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
2006年改定ダミー	-0.063 **	0.013	0.008	0.020	-0.041	0.033
2009年改定ダミー	-0.059 **	0.017	0.055 *	0.023	-0.031	0.045
2012年改定ダミー	-0.005	0.019	-0.003	0.021	-0.052	0.050
地域割増率	0.588	0.336	0.623	0.793	3.038	1.585
要介護認定者数	0.008 **	0.003	0.001	0.004	0.012	0.008
特養定員数	-0.002	0.017	0.016	0.022	-0.011	0.044
有効求人倍率	-0.104 **	0.029	0.040	0.038	-0.006	0.069
年齢	0.002	0.002	0.004	0.002	0.004	0.003
年齢の2乗	-0.000	0.000	-0.000 *	0.000	-0.000	0.000
勤続年数	0.013 **	0.001	0.014 **	0.003	0.011 **	0.003
勤続年数の2乗	-0.000 **	0.000	-0.001 **	0.000	-0.000	0.000
介護福祉士ダミー	0.050 **	0.015	0.048 **	0.011	0.068 **	0.015
ヘルパー1級ダミー	0.038 *	0.017	0.021	0.024	0.080 *	0.040
ヘルパー2級ダミー	0.006	0.014	0.004	0.009	0.022	0.012
男性ダミー	0.049 **	0.013	0.071 **	0.013	0.111 **	0.017
勤務時間数	-0.002 **	0.000	-0.002 **	0.000	-0.001 **	0.000
法人従業員数	0.000 **	0.000	0.000 **	0.000	0.000 **	0.000
営利法人ダミー	0.018 **	0.006	0.020 *	0.009	なし	
社会福祉法人ダミー	0.008	0.006	0.041 **	0.010	0.087	0.056
医療法人ダミー	-0.007	0.011	0.044 **	0.015	なし	
各県ダミー	省略		省略		省略	
定数項	6.844 **	0.106	6.649 **	0.139	6.321 **	0.291
標本数		17,236		6,752		1,813
修正決定係数		0.112		0.158		0.128

出所：筆者作成

注記：**は1%水準・*は5%水準で有意であることを示す。営利法人・医療法人が経営する特養は存在しないため、それらのダミー変数は推定に使用されていない。各県ダミーは北海道以外の46県のそれぞれに設定されるが、略記している。

5-3. 県民総生産を加えた推定結果

大幅な引き上げ改定が為されたにも関わらず、2009年ダミーの係数は通所の非正規職員を除いて正に有意となっておらず、さらに特養の正規職員と訪問の非正規職員では負に有意となっている。その要因として、2008年のリーマンショックの発生が考えられる。そこで、リーマンショックの影響を統制するため、事業所所在県の1人当たり県民総生産を説明変数に加えた推定も行った。その結果は(表07)・(表08)の通りである。なお、1人当たり県民総生産は1億円単位であり、平均は0.041・標準偏差は0.012・最大は0.078・最小は0.027である。

1人当たり県民総生産の係数は正に有意となっておらず、介護産業は景気変動の影響を大きくは受けなかった可能性がある。改定ダミーの係数は、特養正規職員の2009改定ダミー・訪問非正規職員の2009改定ダミーを除いて、有意な符号に変化はなかった。変化のなかった推定結果に

については、一定の頑健性を有していると考えられ、また、変化のあった推定結果については、十分な頑健性を有していないと考えられる。そこで、以下では変化のなかった推定結果を考察の対象とする。

(表 07) 正規職員の県民総生産を加えた推定結果

	訪問介護		通所介護		特養ホーム	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
2006年改定ダミー	-0.028	0.020	-0.052 **	0.017	-0.072 **	0.011
2009年改定ダミー	-0.001	0.025	-0.005	0.020	-0.016	0.016
2012年改定ダミー	-0.032	0.019	0.041 **	0.015	-0.061 **	0.014
(その他の変数)	省略		省略		省略	
1人当たり県民総生産	-3.863	4.281	2.029	3.312	-8.709 **	2.746
標本数		6,672		7,351		7,866
修正決定係数		0.395		0.444		0.625

出所：筆者作成

注記：**は 1%水準・*は 5%水準で有意であることを示す。改定ダミー・県民総生産の他に、(表 06)と同様の変数を使用しているが、略記している。

(表 08) 非正規職員の県民総生産を加えた推定結果

	訪問介護		通所介護		特養ホーム	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
2006年改定ダミー	-0.060 **	0.014	0.009	0.203	-0.041	0.033
2009年改定ダミー	-0.035	0.020	0.061 *	0.247	-0.027	0.050
2012年改定ダミー	-0.003	0.019	-0.005	0.021	-0.052	0.050
(その他の変数)	省略		省略		省略	
1人当たり県民総生産	-7.391 *	3.533	-2.591	4.053	-1.447	8.874
標本数		17,236		6,752		1,813
修正決定係数		0.112		0.158		0.128

出所：筆者作成

注記：**は 1%水準・*は 5%水準で有意であることを示す。改定ダミー・県民総生産の他に、(表 07)と同様の変数を使用しているが、略記している。

5-4. 結果の小括

2006年改定は正規職員賃金の低下をもたらすという予測については、これと合致する結果が得られた。2009年改定・2012年改定は正規職員賃金の上昇をもたらすという予測については、これらと相違する結果が得られた。介護報酬改定は非正規職員賃金に明確な影響を与えないという予測については、大半でこれと合致する結果が得られたが、一部でこれと相違する結果が得られた。

予測と相違する結果は、具体的には下記の4点である。次章でこれらの要因を検討する。

- ・ 2009年の引き上げ改定は正規職員賃金に明確な影響を与えなかった。
- ・ 2012年の引き上げ改定も正規職員賃金に明確な影響を与えなかった。
- ・ 2006年の引き下げ改定は訪問介護の非正規職員賃金の低下をもたらした。

- ・ 2009 年の引き上げ改定は通所介護の非正規職員賃金の上昇をもたらした。

6. 考察

6-1. 2009 年改定が正規職員賃金に与えた影響

前述のように、2009 年には、3.0%の大幅な引き上げ改定が為された。これに加えて、処遇改善交付金事業も実施された。処遇改善交付金については、厚生労働省によると事業所の約 8 割が受給を申請し、賃金を上昇させることが受給の要件とされていたため、事業所の 8 割は賃金を上昇させたと推測される。従って、2009 年改定は正規職員賃金に明確な影響を与えなかったのではなく、現実には賃金の上昇をもたらしたがそれが検出されなかったと考えるのが妥当である。

2009 年改定による賃金の上昇が検出されなかった要因は、多くの事業所が、平常給与を僅かにしか上昇させず賞与のみを大きく上昇させたことであると考えられる。

介護労働実態調査の賃金には一部を除いて賞与は含まれていないため、賞与の上昇は回帰分析では検出されない。また、2009 年改定は介護保険制度の発足以降で初めての引き上げ改定であったこと・処遇改善交付金は時限措置とされていたことから、事業所が収益の増加を一時的なものとして認識した蓋然性は高い。そうであれば平常給与ではなく賞与を上昇させることが合理的である。実際に、(表 09) に示すように 2009 年に賞与を上昇させた事業所の割合はその後よりも高く、(図 07) に示すように 2010 年・2011 年の訪問介護員の賞与はその前後よりもやや多い。

本稿のモデルに基づけば、事業所の経営成績が低迷している場合、介護報酬の切り上げ改定は賃金の低下をもたらす。後述のように訪問介護の収支差比率は低く、このことが訪問介護の賃金の上昇を抑制した可能性もある。

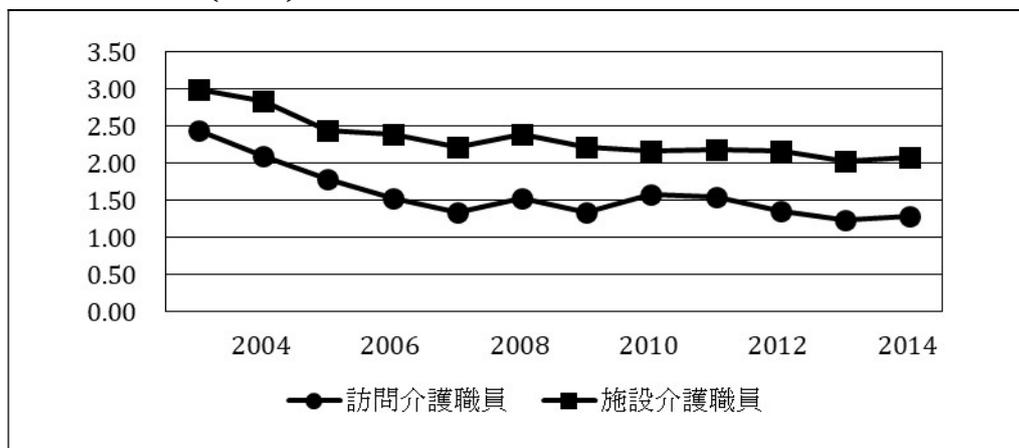
(表 09) 給与引上の方法

	訪問			通所			特養		
	給与表の改定	手当の引上	賞与の引上	給与表の改定	手当の引上	賞与の引上	給与表の改定	手当の引上	賞与の引上
2009	21.9	55.8	25.5	14.9	50.7	25.9	10.3	55.8	25.8
2012	20.8	26.3	16.5	13.9	24.7	13.8	7.8	24.6	10.8
2013	17.5	24.6	16.0	14.5	19.8	13.4	8.1	18.1	8.3
2015	20.4	54.6	21.2	19.1	47.0	19.3	11.3	50.7	16.8

出所：介護職員処遇状況等調査に基づき筆者が作成した。

注記：給与を引き上げた事業所のうちそれぞれの方法をとったものの割合を%単位で示す。

(図 07) 訪問介護職員・施設介護職員の賞与の推移



出所：賃金構造基本統計調査に基づき筆者が作成した。

注記：「きまって支給する現金給与額」に対する「年間賞与額」の比率を示す。

6-2. 2012年改定が正規職員賃金に与えた影響

2012年改定が賃金に明確な影響を与えなかった要因は、改定率が小幅であったことと、改定と同時に処遇改善交付金が廃止されたことであると考えられる。

2012年改定の改定率は1.2%であり、他の改定と比べて小幅であった。さらに、同時に処遇改善交付金が廃止されたため、これも引き上げの効果を抑制したと推測される。前述のように、処遇改善交付金は平常給与を僅かにしか上昇させなかったと考えられるが、処遇改善交付金は介護報酬改定と同等の規模を有しており、上昇が皆無であったとは判断できない。2009年から2011年までの交付金の予算額は3975億円であり、この期間の介護サービス費用の1.8%に相当する。また、2012年3月22日の参議院厚生労働委員会会議録によれば、処遇改善交付金を改定した処遇改善加算の創設による改定率は2.0%である。

全体の改定率が小幅である場合、各サービス種類の本体単位数・単価の個別的な改定の影響が表れやすくなる。2012年改定では、(表10)に示す通り、訪問・通所の本体単位数はほぼ不変であったのに対し特養の本体単位数は減少した。厚生労働省は、1.2%の引き上げのうち1.0%は居宅サービスと地域密着型サービス、0.2%は施設サービスのそれであるとしており、各種加算を加味しても特別養護老人ホームの介護報酬の増加は小幅であった。これらのことから、2012年改定は、訪問・通所に対しては実質的な引き上げ改定・特養に対しては実質的な引き下げ改定であったと推測される。これは、2012年改定ダミーの係数が通所では正に有意・特養では負に有意であったことと整合する。

本稿のモデルに基づけば、介護サービスの供給が需要を満たす水準まで増加していない場合、介護報酬の改定に対する賃金の変動は大きくなる。後述のように通所介護の市場は拡大を続けており、このことが通所介護の賃金の上昇を増幅した可能性もある。また、本稿のモデルに基づけば、介護サービスの供給に対して総量規制が敷かれている場合、介護報酬の改定に対する賃金の変動は大きくなる。特養ホームの供給に対しては総量規制が敷かれており、このことが特養ホームの賃金の低下を増幅した可能性もある。

(表 10) 単位数の改定の例

		2003年 改定後	2006年 改定後	2009年 改定後	2012年 改定後	
訪問	身体介助を受ける 場合の単位数	30分	231	231	254	254
		1時間	402	402	402	402
		2時間	667	667	667	667
通所	6または7時間利 用した場合の1時 間当たり単位数	要介護1	84	85	85	86
		要介護3	120	111	111	116
		要介護5	120	138	138	147
特養	個室を使用した場 合の1日当たり単 位数	要介護1	784	657	651	630
		要介護3	879	798	792	770
		要介護5	974	929	933	907

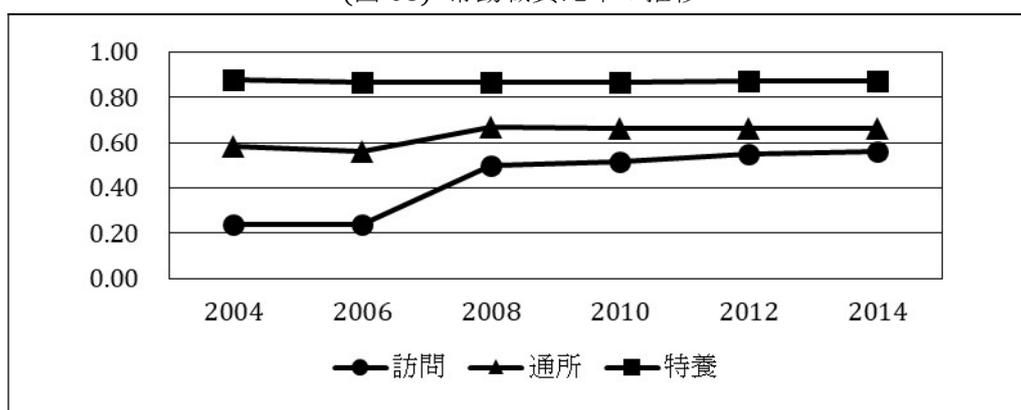
出所：平成12年厚生労働省告示第19号・第21号の改正履歴に基づき筆者が作成した。

6-3. 2006年改定が訪問介護の非正規職員賃金に与えた影響

2006年改定が訪問介護の非正規職員賃金の低下をもたらした要因は、正規職員比率が低く正規職員賃金だけでは引き下げ改定のショックを吸収できなかったことであると考えられる。

正規職員賃金は、賞与や時間外勤務の増減を通じて経営者の裁量で調整することができる。また、正規職員の雇用の流動性は相対的に低く、賃金が低下しても離職は即座には増加しない。これに対し、非正規職員賃金は、時給制であるために経営者の裁量で調整することが難しい。また、非正規職員の雇用の流動性は相対的に高く、賃金が低下すると離職が即座に増加する。このため、介護報酬の引き下げ改定のショックは、非正規職員賃金ではなく正規職員賃金の減少により吸収することが有利である。しかし、正規職員比率が低ければ、正規職員賃金の減少だけでは充分ではなく非正規職員の減少によっても吸収する必要が生じる。訪問介護においては、(図 08)に示すように正規職員比率が通所介護・特養ホームより低く、そのような状況であったと考えられる。

(図 08) 常勤職員比率の推移



出所：介護サービス施設・事業所調査に基づき筆者が作成した。

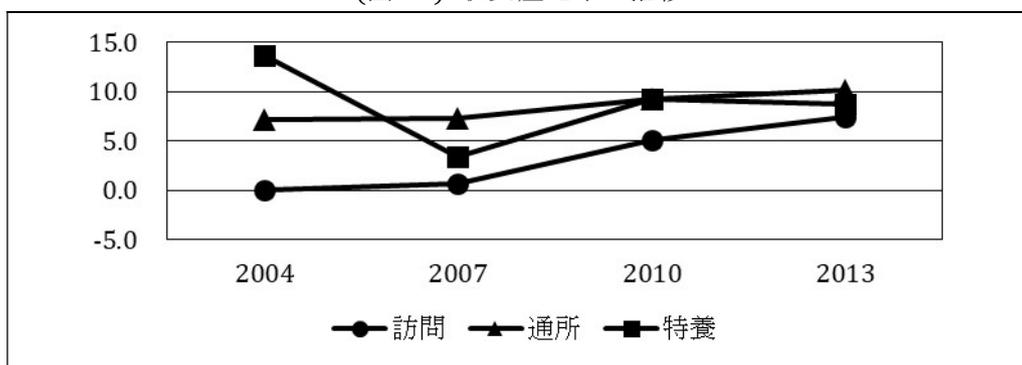
注記：全職員の常勤換算数に占める常勤職員の割合を示す。

6-4. 2009年改定が通所介護の非正規職員賃金に与えた影響

2009年改定が通所介護の非正規職員賃金の上昇をもたらした要因は、経営の余力が賃金の引き上げに投入されたことであると考えられる。

(図 09) の通り、2007 年の通所介護の収支差比率は訪問介護・特養ホームよりも高い。一定の固定費用が必要である通所介護の市場は、固定費用が少額である訪問介護の市場と比べて、競争が過当になりづらい。また、2006 年改定において特養ホームの単位数は大きく減少したが、通所介護の単位数はほぼ不変であった。これらに加えて引き上げ改定が為されたため、通所介護には賃金を上昇させる経営の余力があった。さらに、(図 10) に示す通り、通所介護の市場は拡大を続けていた。そこで、経営の余力を賃金の引き上げに投入し、非正規職員の増員と供給の拡大を図ったと推測される。

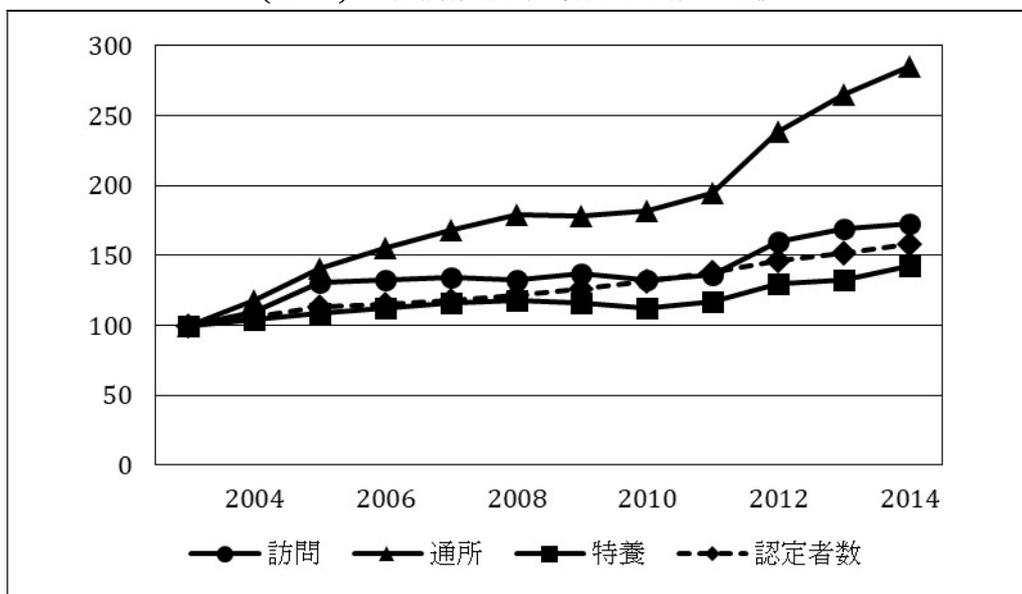
(図 09) 収支差比率の推移



出所：介護事業経営概況調査に基づき筆者が作成した。

注記：収入に対する利益の割合を示す。

(図 10) 事業所数と要介護認定者数の推移



出所：介護サービス施設・事業所調査に基づき筆者が作成した。

注記：2003 年を 100 としたときの比率を示す。

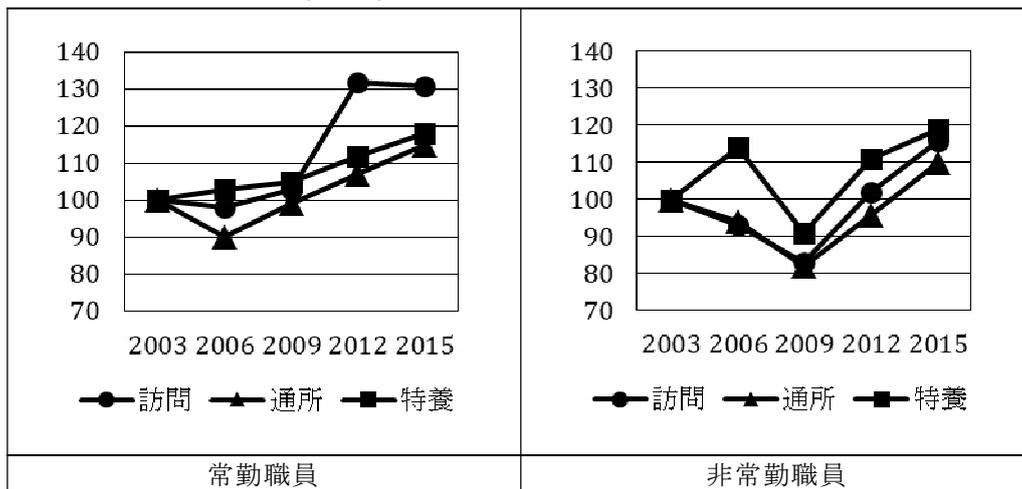
前述のように、2009 年改定は正規職員の賞与の上昇をもたらしたと考えられるが、非正規職員の多くには賞与が支給されない。非正規職員に対しては平常の給与を上昇させざるをえず、このこ

とが非正規職員の賃金の上昇を喚起した可能性もある。

6-5. 平均賃金と改定ダミーの関係

本稿の推定結果では、改定ダミーの係数は一部でしか正に有意とならなかった。しかし、(図 11) に示す通り、常勤職員の平均賃金は2006年以降・非常勤職員の平均賃金は2009年以降、上昇する傾向にある。

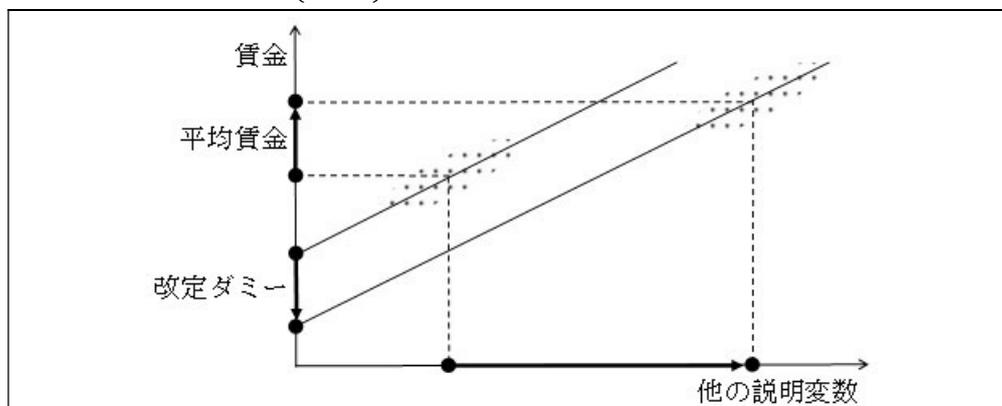
(図 11) 介護職員の平均賃金の推移



出所：介護事業経営概況調査に基づき筆者が作成した。
 注記：2003年を100としたときの比率を示す。

改定ダミーの動向と平均賃金の動向は矛盾するものではない。本稿のモデルに基づけば、介護職員賃金は、改定ダミーだけでなく有効求人倍率・勤続年数・資格の有無・法人従業員数等にも依存している。改定ダミーが1人当たり賃金に負の影響を与えても、同時にその他の説明変数が賃金に正の影響を与え、後者が前者を上回り賃金が増加することがありうる。(図 12) はこれを図示したものである。

(図 12) 改定ダミーと平均賃金の関係



出所：筆者作成

(表 11) は、下記の手順により、2009 年改定前後の平均賃金の変化率と各説明変数の影響を試算したものである。

- (1) 2008 年の各説明変数の平均値と、2010・2011 年の各説明変数の平均値を求める。
- (2) 両者の差に推定された係数を乗じ、それを各説明変数の変動が賃金に与えた影響とする。
- (3) それら影響の合計を平均賃金の変化率の予測値とする。
- (4) 2008 年の被説明変数の平均値と、2010・2011 年の被説明変数の平均値を求める。
- (5) 両者の差を平均賃金の変化率の実現値とし、それと予測値との差を誤差とする。

(表 11) 2009 年改定前後の賃金変化率

	正規職員			非正規職員		
	訪問	通所	特養	訪問	通所	特養
平均賃金の変化率の実現値	-0.02	-0.01	0.02	-0.06	0.01	0.04
平均賃金の変化率の誤差	-0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0.00	0.01
平均賃金の変化率の予測値	-0.01	-0.00	0.03	-0.05	0.02	0.03
2009 改定ダミーの影響	-0.01	0.00	-0.04	-0.06	0.06	-0.03
地域割増率の影響	-0.00	0.00	0.00	0.00	-0.00	-0.01
要介護認定者数の影響	-0.03	-0.01	0.03	0.04	0.00	0.06
特養定員数の影響	0.00	0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00
有効求人倍率の影響	0.00	0.01	0.01	0.02	-0.01	0.00
年齢の影響	0.00	0.00	0.01	-0.00	0.00	0.00
勤続年数の影響	-0.00	0.01	0.02	-0.00	0.01	0.01
介護福祉士ダミーの影響	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01
ヘルパー1 級ダミーの影響	-0.00	0.00	0.00	-0.00	-0.00	0.00
ヘルパー2 級ダミーの影響	0.00	0.00	0.00	-0.00	-0.00	-0.00
男性ダミーの影響	-0.00	0.00	0.00	0.00	-0.00	-0.00
勤務時間数の影響	0.02	-0.01	-0.02	-0.05	-0.03	-0.01
法人従業員数の影響	-0.00	-0.00	0.00	-0.00	-0.01	-0.00
営利法人ダミーの影響	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
社会福祉法人ダミーの影響	-0.00	-0.01	0.00	-0.00	-0.01	-0.00
医療法人ダミーの影響	-0.00	0.00	0.00	-0.00	0.00	0.00

出所：本文中に記載した手順により筆者が作成した。

注記：年齢・勤続年数の影響は、1 乗の項のそれと 2 乗の項のその和である。

特養の正規職員賃金については、改定ダミーにより 4%の低下が生じているが、要介護認定者の増加により 3%・勤続年数の伸長により 2%・介護福祉士の増加により 1%の上昇が生じ、全体としては 2%の上昇がもたらされている。これは、(図 12) に示すような状況である。

この結果から、介護報酬は賃金の変動の一部しか説明せず、介護報酬以外の要素の影響が無視しえないことが分かる。さらに、平均賃金の変動からは介護報酬の影響は判断しえないこともわかる。

7. 結論

7-1. 政策的含意

本稿における分析の結果は、下記の 4 点に要約できる。

- (1) 介護報酬改定は、正規職員賃金には一定の影響を与えているが、非正規職員には大きな影響を与えていない。
- (2) 2009 年改定は、事業所に一時的な収入の増加として認識されたため、正規職員の賞与の上昇をもたらしたが、平常給与の上昇は僅かにしかもたらさなかったと推測される。
- (3) 2012 年改定は、改定率が小幅であったため、また処遇改善交付金の廃止を伴ったため、一部のサービス種類においてのみ正規職員賃金の上昇をもたらした。
- (4) 介護報酬改定は、賃金に影響を与える要素の一つに過ぎず、その他の要素の影響が無視しえない。

これらに基づけば、引き上げ改定が広範な介護職員賃金の上昇を惹起するためには、下記の 3 点に配慮する必要がある。第 1 は、介護報酬の水準の継続性を確保することである。引き上げ改定が一時的な収入の増加として認識されれば、平常給与は上昇しづらく効果は縮小される。2009 年改定が平常給与よりも賞与を上昇させたことはその例である。第 2 は、介護報酬改定以外の政策との整合性を確保することである。介護事業所は、介護報酬改定だけでなく、補助金・税制優遇等の様々な政策の対象となっており、それらが整合していなければ効果は相殺される。2012 年改定の効果が処遇改善交付金の廃止の効果に相殺されたことはその例である。第 3 に、全サービス種類に効果を波及させる包括性を確保することである。単位数・市場環境等の状態によっては、特定のサービス種類のみにも効果は限定される。2012 年改定が通所における賃金の上昇と特養における賃金の下落をもたらしたことはその例である。

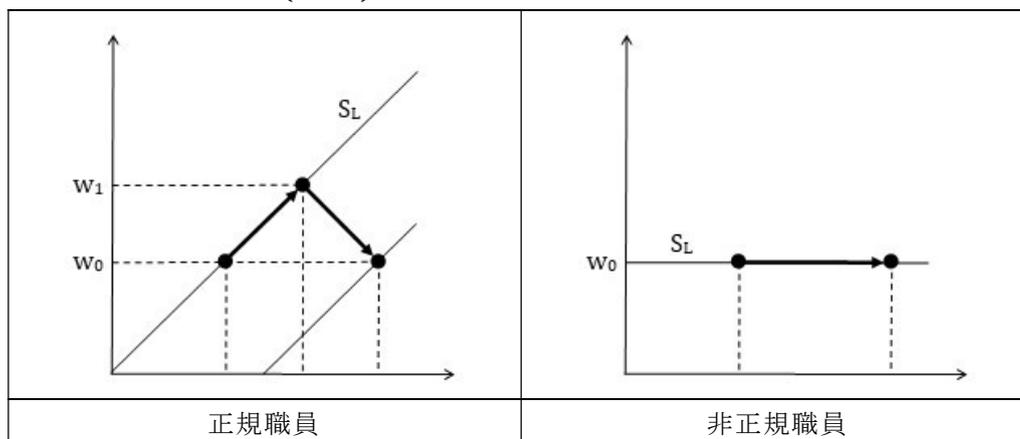
7-2. 賃金政策の評価

本稿のモデルと結果に従えば、介護報酬改定が賃金と雇用数量に与える影響は、正規職員と非正規職員でやや異なる。正規職員の場合、短期的には、介護報酬の引き上げ改定は賃金の上昇と雇用数量の増加をもたらす。長期的には、賃金の上昇が労働供給の拡張を惹起するため、賃金は他産業と同等となり、雇用数量の増加のみをもたらす。非正規職員については、労働供給の賃金弾力性が高いため、短期的にも長期的にも、雇用数量の増加のみをもたらすと考えられる。(図 13) はこれを図示したものである。

しかし、長期的には賃金は他産業と同等となり雇用数量の増加のみがもたらされることは、正規職員と非正規職員に共通する。従って、賃金の上昇は雇用数量の増加のための媒介に過ぎず、賃金政策の目標は雇用数量の増加に置かれなければならない。

このことから、引き上げ改定の効果は、賃金の変化のみならず雇用数量の変化によっても確認することが必要である。また、引き上げ改定による雇用数量の増加の惹起が、租税負担の増加等の費用に見合うだけの人材不足の緩和をもたらすか否かを判断し、そのような政策の実施が望ましいか否かを評価することも必要である。後者については、費用便益分析や社会厚生関数による経済的な評価と何らかの福祉的な評価を併用することが求められると思われる。

(図 13) 介護報酬の引き上げ改定の影響



出所：筆者作成

7-3. 今後の課題

本稿では、引き上げ改定の効果の賃金による実証的な確認を行った。従って、前述の通り、雇用数量による確認や規範的な評価を行うことは、今後の課題である。それに加えて、本稿の分析で対応できなかった部分について、賃金による実証的な確認をより精密に行うことも、今後の課題である。

本稿の分析では、データの制約から賞与の変化は測定できていない。このため、賞与も含む賃金の分析が為されることが望まれる。本稿の分析では、介護報酬改定以外の経済変動の影響も改定ダミーの係数に含まれてしまう。このため、介護職員賃金と他産業従業者賃金のデータを併用した DID 分析が為されることが望まれる。本稿の分析では、賃金の変化を追認して介護報酬が改定される可能性が捨象されている。このため、何らかの代理変数を用いて内生性を排除した分析が為されることが望まれる。本稿の分析では、外部労働市場での賃金決定のみが考慮され、内部労働市場での賃金決定が考慮されていない。両者を考慮したより現実的な分析が為されることが望まれる。有効求人倍率と県民総生産の係数が正に有意とならなかったことは、外部労働市場よりも内部労働市場がより重要である可能性を示している。

引用文献

- 殷婷・川田恵介・許召元 (2014) 「介護労働者の賃金関数の推定－学歴プレミアムと資格プレミアム」『RIETI Discussion Paper』、14-J-033
- 上野綾子 (2014) 「自然実験を用いた政策評価－2009 年度介護報酬引上げの DID 分析－」『RESERCH BUREAU 論究』、11、57-66
- 遠藤久夫 (2002) 「公的介護保険における報酬単価の変更とサービス利用の変化に関する一考察」『居宅介護者の介護サービス利用意向に関する調査報告書』医療経済研究機構
- 大日康史 (2002a) 「公的介護保険における実際の介護需要の分析：世帯構造別の推定」『社会保障研究』、38 (1)、67-63
- 大日康史 (2002b) 「公的介護保険における介護サービス需要の価格弾力性の推定」『社会保障研究』、38 (3)、239-253
- 大日康史 (2003) 「公的介護保険における介護サービス需要の価格弾力性の推定」下野・大日・大津編著『介護サービスの経済分析』東洋経済新報社、第 5 章
- 厚生労働省「介護職員処遇改善交付金について」<http://www.mhlw.go.jp/seisaku/2009/12/03.html>、2018 年 1 月 20 日閲覧
- 厚生労働省「社会保障に係る費用の将来推計について」<http://www.cas.go.jp/jp/seisaku/syukaihosyou/syutyukento/dai10/siryou1-1.pdf>、2017 年 12 月 7 日閲覧
- 厚生労働省「第 158 回社会保障審議会介護給付費分科会資料」<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi2/0000192309.html>、2018 年 2 月 20 日閲覧
- 佐野洋史・石井加代子 (2011) 「介護事業所の勤務条件に対する潜在的有資格者の選好」『季刊家計経済研究』、90、43-55
- 参議院事務局 (2012) 『(第七部) 第一百八回国会参議院厚生労働委員会議事録第三号』、国立印刷局
- 下野恵子 (2009) 「介護サービス産業と人材確保」『季刊家計経済研究』、82、13-23
- 清水谷諭・野口晴子 (2004) 「在宅介護サービス需要の価格・所得弾力性－仮想市場法 (CVM) 及び実際の介護需要による推定－」ESRI Discussion Paper Series、85
- 周燕飛 (2009) 「介護施設における職員不足問題の経済分析」『医療と社会』、19、151-165
- 鈴木亘 (2011) 「介護産業から他産業への転職行動の経済分析」『季刊家計経済研究』、90、30-42
- 南部鶴彦・菅原琢磨 (2004) 「介護サービス需要における自己負担率の効果：給付管理レセプトによる実証分析」『医療と社会』、14 (3)、191-211
- 西村周三・川淵孝一・小塩隆士・野口晴子 (「介護サービス価格に関する研究会」) (2002) 「介護サービス需要曲線の推定」『介護サービス価格に関する研究会報告書』内閣府国民生活局、テクニカルノート 7-1
- 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 (3)、269-286
- 宮崎悟 (2012) 「診療報酬制度は看護人材の賃金構造に影響するのか」『ITEC Working Paper Series』、12-01
- 安井健悟・佐野晋平・久米功一・鶴光太郎 (2016) 「正社員と有期雇用労働者の賃金格差」、RIETI Discussion Paper Series、16-J-060

- 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』、45 (3)、229-248
- 山田篤裕 (2011) 「医療スタッフの労働市場」橋本英樹・泉田信行編『医療経済学講義』東京大学出版会、第7章
- 大和三重・立福家徳 (2013) 「介護老人福祉施設における介護職員の離職要因－賃金と教育・研修を中心とした施設体制が離職率に与える影響－」『人間福祉学研究』、6 (1)、33-45
- Kahneman, D and A Tversky (1979), "Prospect Theory: An analysis of decision under risk," *Econometrica*, 47 (2), 263-291
- Shea, J. (1995), "Union contracts and the life-cycle / permanent-income hypothesis," *American Economic Review*, 85, 186-200