介護報酬の改定は介護産業の労働市場にどのような影響を与えるのか
: DID 推定による実証分析

目次

1.はじめに
2.介護産業の制度と現状
3.理論分析
4.実証分析
4.1 分析方法
4.2 計量モデル
4.3 データ
5.分析結果
6.結論と今後の課題
参考文献

要旨

本研究では、介護報酬の改定が介護従事者の賃金の上昇と介護産業の労働者の増加に有意な影響を与えているかについて分析を行った。先行研究では介護報酬の引き下げによって、介護従事者の賃金が低下したという実証結果を示していたが、政策効果と時間効果を区別して分析が行われていなかったため、本研究では『賃金構造基本統計調査』のデータを利用し、被説明変数を所定内給与、年間賞与、労働者数のそれぞれを使って DID 推定を行った。その結果、介護報酬の引き上げによる賃金上昇への有意な影響は見られなかった。しかし介護産業の労働者数は増加しており、介護報酬の引き上げ分は賃金上昇ではなく労働者の増加によって吸収されている可能性が示唆された。

1. はじめに

現在、日本の社会問題の 1 つとして、介護産業の労働力不足が挙げられる。政府は、日本人労働者のみでは介護産業の充足を図れないとしてインドネシア・フィリピン・ベトナムなどから外国人労働者を受け入れる方針を示している[1]。さらに厚生労働省の推計によれば、これから介護産業が必要とする人材はますます増えていくことが予想されている[2]。では、そもそもなぜ介護人材は不足しているのだろうか。1 つの原因として考えられるのは、介護従事者の低賃金である。全産業の平均所定内給与額は約 29 万 5700 円であるのに対して、介護産業の平均所定内給与額は約 22 万 7600 円であり、賃金に大きな差が生じている[3]。介護従事者の賃金が低い理由のひとつとして、介護サービスの対価として事業所に支払われる「介護報酬」が政府によって定められており、その水準が低すぎる可能性が指摘されている。

そこで政府はこれらの介護産業の労働力不足・低賃金に対応するために、2009 年、2012 年の介護報酬改定の際に、介護報酬を引き上げることで、介護従事者の賃金を上げ十分な労働供給がなされるように試みた。本研究ではこの 2009 年の介護報酬の改定が、介護従事者の賃金の上昇や介護産業の労働力不足の解消に本当に影響を与えたのかについて検証を行った。

介護報酬の改定が介護従事者の賃金にどのような影響を与えているかについて分析している先行研究として、周(2009)が挙げられる。周(2009)では 2006 年の介護報酬の引き下げが原因で賃金が低くなり、労働力不足になっているという仮説を検証している。結果として、介護報酬の引き下げは介護従事者の賃金の低下に有意に影響しているという結論を出している。

しかし、周(2009)の分析には 2 つの問題点があると考えられる。第 1 に、周(2009)での分析に使用されたデータは、介護産業の賃金のみを含むデータ[4]であるため、政策を受けた産業（介護産業）と政策を受けていない産業（その他の産業）との比較が行われていない。つまり政策前後の比較のみを行った周(2009)では、「政策効果」（介護報酬改定の影響）と「時間効果」（景気循環などの影響）が識別できていないという大きな問題点がある。この場合、例えば政策効果は全くないが時間効果が生じている場合、政策効果と時間効果が識別できないと、政策効果があると誤って判断してしまう可能性がある。そうすると、効果が発揮されなかった政策を政策の効果が発揮されていると誤った判断を下してしまうという問題が生じてしまう。周(2009)の分析の第 2 の問題点は、介護報酬改定の影響を賃金への効果のみで判断していることである。「3. 理論分析」で示すように、介護報酬の引き上げは賃金を上昇させることなく労働供給を増加させている可能性もある。従って、介護報酬が労働力不足解消という意図した政策効果を持ったかどうかを判断するためには賃金と労働供給双方への影響を分析する必要がある。本研究では以上 2 つの問題点に対処する。また政策効果と時間効果を区別するために difference-in-difference 分析（以下 DID 分析）を行い、2009 年の介護報酬引き上げによって、政府が期待した労働力不足の解消や介護従事者の賃金上昇に本当に影響を与えているのかを検証する。

---

[1] 出典：厚生労働省、インドネシア、フィリピン、ベトナムからの外国人看護師・介護福祉士候補者の受入れについて

[2] 厚生労働省によれば、介護人材は 2025 年には 237~249 万人が必要と推計されており、2014 年の 149 万人から毎年 6.8~7.7 万人の人材を確保していく必要があるとしている（出典：厚生労働省、第 1 回社会保障審議会福祉部会福祉人材確保専門委員会、介護人材の確保について）

[3] 出典：平成 25 年賃金構造基本統計調査

[4] 出典：（財）介護労働安定センター「事業所における介護労働実態調査」

本研究の分析結果として、2009 年の介護報酬引き上げにより、介護産業の賃金上昇への影響は見られなかったが、労働者数増加への影響が見られた。労働者数の増加が見られたため、介護報酬の引き上げは政策効果があると考えられる。また労働供給が弾力的であるという仮定が成り立つのであれば、賃金が上昇していないのは当然のことであり、政府の失敗ではないと考えられる。

次節以降の構成は次の通りである。第 2 節では介護報酬の概要を理解するために、介護報酬とはどのようなものなのかについて説明をする。第 3 節では介護産業の財市場・労働市場についての理論分析を行い、第 4 節では本研究で使用する実証分析の手法・計量モデルについて説明する。第 5 節では分析結果を示し、最終章では分析結果をまとめ、今後の介護産業の展望を述べていく。

2. 介護産業の制度と現状

介護産業にとって重要な制度として、介護報酬が挙げられる。この介護報酬の改定 は 3 年ごとに行われる。2003 年から 3 年ごとに見ていくと、2003 年に 2.3%引き下げ、2006 年に 2.4%引き下げ、2009 年に 3.0%引き上げ、2012 年に 1.2%引き上げ、そして 2015 年は 3.0%前後引き下げられる予定である。この介護報酬の改定は、介護産業にとって非常に重要なものである。なぜなら、政府によって介護サービスの単位数や介護報酬の地域上乗せは決められているため、個々の企業が自由にサービスの価格を決めることが出来ないからである。

介護市場の財市場・労働市場を考える上で大切なことは、介護サービスの価格は政府が決めた介護報酬によって決定されるため、必ずしも需給均衡水準にないことである。介護サービスの利用者は主に高齢者であり、高齢者の負担額をできるだけ抑えようとしているため、介護報酬によって決定される介護サービスの価格は需給均衡水準よりも低いことが考えられる。 次節では、介護産業がどのような財市場・労働市場になっているかについて理論モデルを使用して詳しく分析していく。

3. 理論分析

この節では、介護報酬の引き上げにより、介護産業の財市場・労働市場がどのように変化するのかを考察する。まず、介護報酬の引き上げによりサービスの価格は上昇するため、図 1 にあるように財市場の価格は$\bar{P}$から$\bar{P}'$に変化する。そうすると、サービスの供給量は$\bar{Q}$から$\bar{Q}'$に変化するため、サービスの供給量は増加する。

次に労働市場を考える。サービスの供給量が増加するため、労働需要は増加する。この時、労働市場を分析する上で大切なことは労働供給の形状である。ここでは、極端な場合として、①労働供給の弾力性が十分に大きい時と、②労働供給の弾力性が十分に小さいときの 2 通りを考える。まず図 2 が①労働供給の弾力性が十分に大きいときである。この時、労働需要がL^DからL'^Dにシフトすると賃金wはほとんど上昇しないが、労働供給量Lは大幅に増加する。次に図 3 が②労働供給の弾力性が十分に小さいときである。この時、労働需要がL^DからL'^Dにシフトすると賃金wは大幅に上昇するが、労働供給量Lはほとんど増加しない。つまり以下のような命題が成り立つ。

命題

① 労働供給の賃金弾力性が無限大ならば、介護報酬の引き上げによって均衡賃金wは一定、均衡労働供

給量Lは増加する。

② 労働供給の賃金弾力性が 0 ならば、介護報酬の引き上げによって均衡賃金wは増加、均衡労働供給量量Lは一定である。

③ 労働供給の賃金弾力性が中間のケースでは、介護報酬の引き上げによって均衡賃金wと均衡労働供給量Lはいずれも増加する。

以上の分析から得られる重要なことは、たとえ介護報酬の引き上げによる介護従事者の賃金上昇が観察されなかったとしても、そのことは必ずしも政策効果が無いことを意味しないということである。労働供給の賃金弾力性が非常に大きい場合、介護報酬の引き上げは賃金上昇をほとんどもたらさないが、均衡労働供給量を増加させる効果を持つ。このことから、介護報酬改定が効果を持っていたか否かを分析するためには、賃金と労働供給のそれぞれに対する影響を分析する必要があることが分かる。そこで次節では、介護報酬の引き上げが賃金と労働供給（労働者数）のそれぞれに与えた影響を実証的に検討していく。

図 1. 介護産業のサービス市場分析

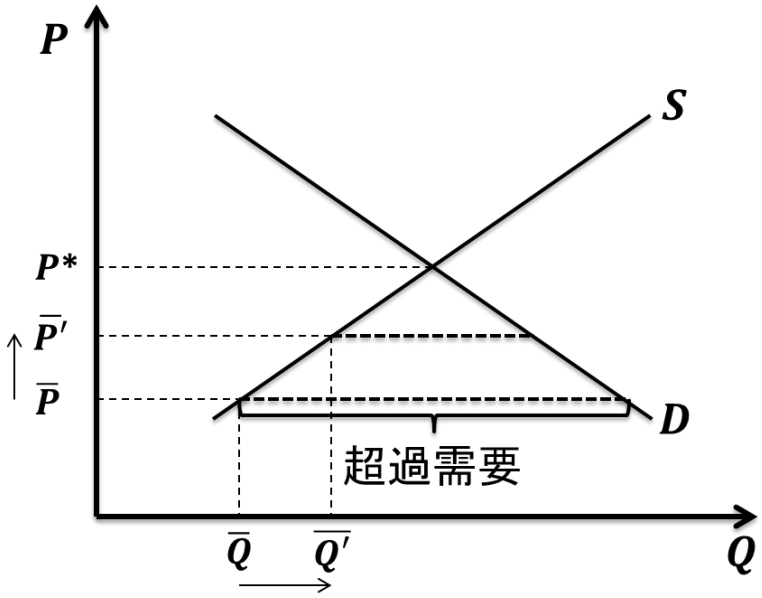


図 2. 介護産業の労働市場分析：(a) 労働供給の賃金弾力性が非常に大きい場合

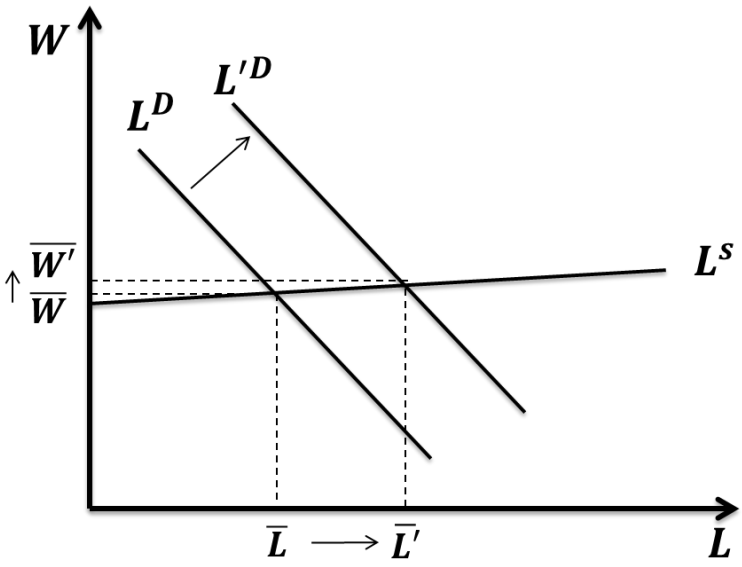
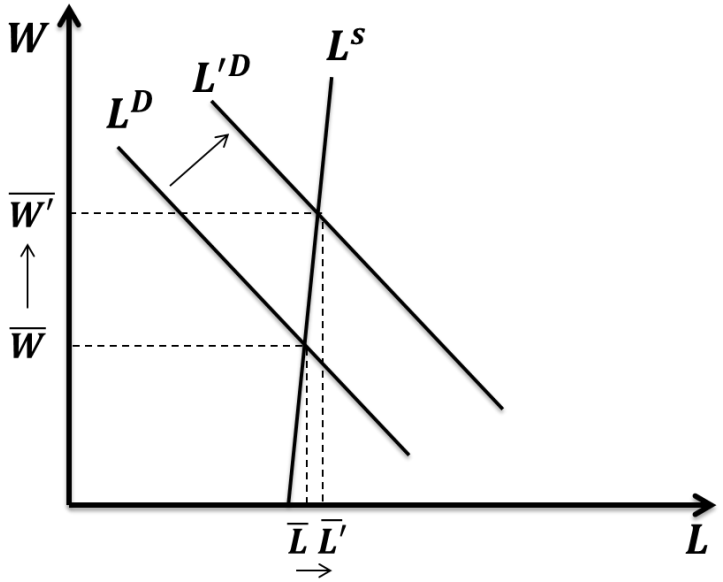


図 3. 介護産業の労働市場分析：(b) 労働供給の賃金弾力性が非常に小さい場合



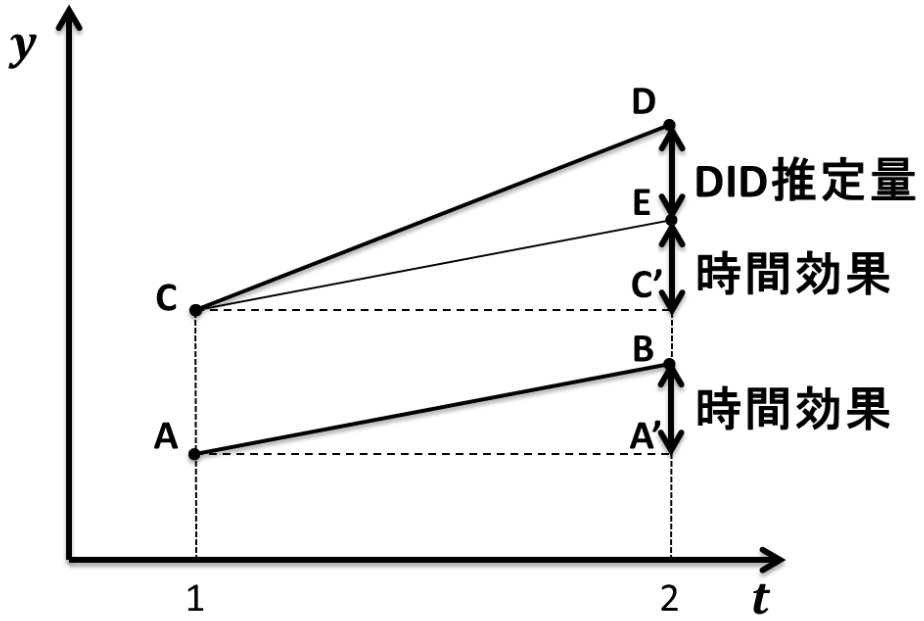
4. 実証分析

4.1 分析方法

本研究では、DID 分析を行う。DID 分析とは、本研究の場合では「政策を受けた産業の政策実施前後での変化」と「政策を受けていない産業の政策実施前後での変化」との差分をとる分析である。図 4 を

見ると横軸はtであり、$t=1$は政策実施前、$t=2$は政策実施後である。仮に縦軸yを賃金とすると、線分 AB は「政策を受けていない産業の政策実施前後での賃金変化」であり、一方線分 CD は「政策を受けた産業の政策実施前後での賃金変化」である。この時、線分 C'D を政策効果であると間違えて解釈してしまう場合があるが、正確には線分 C'D は「政策効果」（政策によって賃金が上昇する効果）と「時間効果」（景気循環など政策と無関係の要因で賃金が上昇する効果）の和である。そのため、時間効果である線分 C'E を全体の効果である線分 C'D から引かなければならず、線分 DE が実際の政策効果であると解釈することができる。この線分 DE が DID 推定量である[5]。この DID 推定量を計量モデルを使用して、実際に推定していく。

図 4. DID 分析の図説



4.2 計量モデル

分析では、賃金を所定内給与と年間賞与に分割している。(1)所定内給与と(2)年間賞与のそれぞれ対数をとったもの、また(3)労働者数を被説明変数とし、介護産業ダミー・政策ダミー・介護産業ダミーと政策ダミーの交差項を主な説明変数とするパネル推定で R を用いて推定する。
推定モデルは下記のとおりである。

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 industry_{it} + \beta_2 policy_{it} + \beta_3 industry_{it} * policy_{it} + \gamma x_{it} + u_{it} + \mathrm{c_i}$$

y_{it}は所定内給与（対数）、年間賞与（対数）、労働者数であり、$industry_{it}$は介護産業ダミー、$policy_{it}$は

[5] DID 推定量が真の政策効果を捉えているためには、時間効果が両産業の間で等しいという仮定が必要である。

政策ダミー、$industry_{it} * policy_{it}$は介護産業ダミーと政策ダミーの交差項である。介護産業ダミーは介護産業が 1 をとり、それ以外の産業は 0 をとるダミー変数である。また政策ダミーは介護報酬改定政策導入以降に 1 をとり、政策導入以前は 0 をとるダミー変数であり、交差項は介護産業ダミーと政策ダミーの積である。x_{it}はその他のコントロール変数であり、勤続年数[6]、トレンド変数、トレンド変数の二乗などを含む。

本研究で最も重要なパラメーターはβ_3であり、これが DID 推定量である。β_3が正に有意であれば、介護報酬の引き上げが介護従事者の賃金上昇や労働者数の増加に影響を及ぼしていると結論づけることができる。

4.3 データ

本研究では、『賃金構造基本統計調査』のデータを使用する。55 産業のデータを集計し、介護産業で労働者が多い女性を分析対象にしている。また年齢階級を 9 区分に分けている。本研究では、2009 年の介護報酬の改定に着目しており介護報酬は 3 年ごとに改定されるため、改定前の 2006~2008 年の 3 年間、改定後の 2009~2011 年の 3 年間の計 6 年間のデータを使用している。所定内給与と年間賞与は実質化をするために『消費者物価指数』を使用している。なお、使用する変数の単純集計の結果は、表 5 にまとめてある通りである。

また図 6、7 で年齢階級別の所定内給与と年間賞与の推移を示した。2009 年に介護報酬の引き上げが行われたため、本来ならその引き上げ分が介護従事者にも還元され、所定内給与や年間賞与が多少増加していることが予想される。 しかし図 6、7 を見ても、全年齢階級で共通して観察できるような所定内給与や年間賞与の変化は観察することができない。

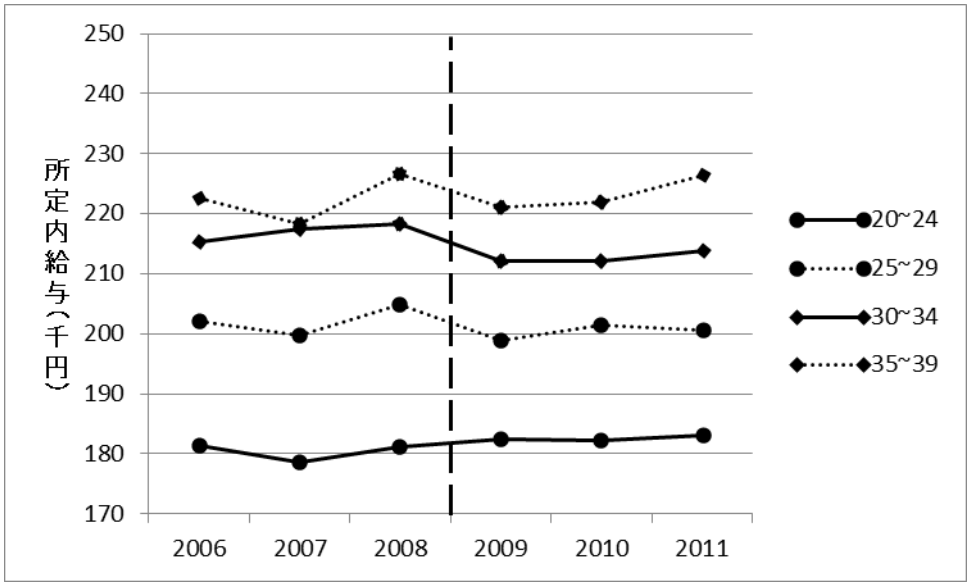
しかし、この所定内給与と年間賞与の推移は「政策効果」（介護報酬改定による賃金上昇効果）と「時間効果」（景気循環の影響など介護報酬改定以外の賃金上昇効果）の識別が行われていない。次節では、Difference-in-Difference 分析により政策効果と時間効果が識別された上で、政策効果がどのような結果になっているかを厳密に考察していく。

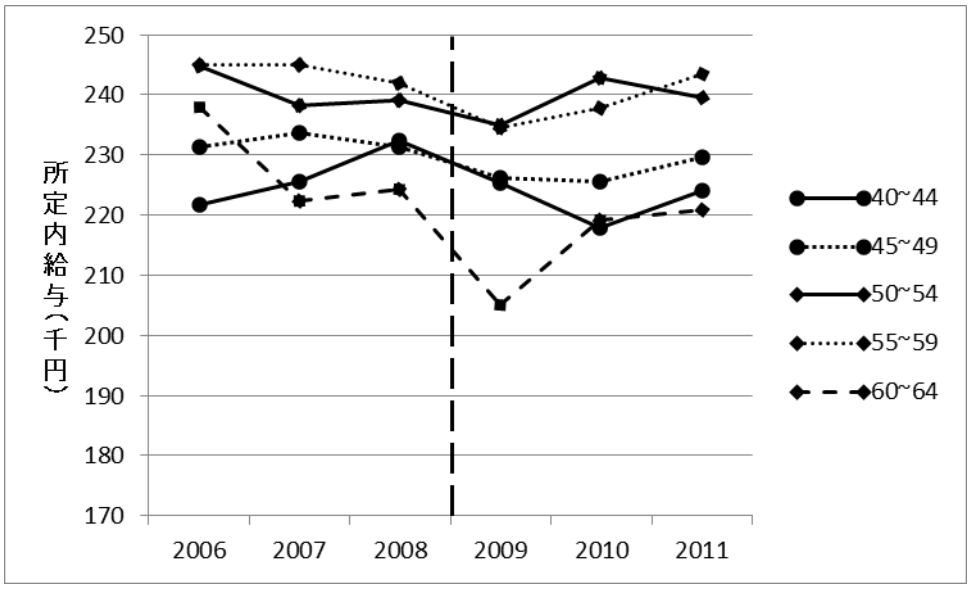
[6]「(3)労働者数を被説明変数とした分析」では、勤続年数はコントロール変数に含んでいない。

表 5. 記述統計量

20~24	産業数	平均	標準偏差	最小値	最大値
所定内給与(千円)	55	185.355	14.911	158.3	249.5
年間賞与(千円)	55	330.861	122.962	41	672.7
労働者数(人)	55	1396.863	2588.128	44	15709
勤続年数(年)	55	2.189	0.459	1.1	3.5
25~29					
所定内給与(千円)	55	208.452	22.660	161.1	311.9
年間賞与(千円)	55	542.767	213.536	101.7	1287.7
労働者数(人)	55	1690.936	3170.549	68	21179
勤続年数(年)	55	4.518	0.754	2.4	7.3
30~34					
所定内給与(千円)	55	227.694	35.003	173.4	450
年間賞与(千円)	55	611.140	260.713	124.5	1767.9
労働者数(人)	55	1423.824	2610.145	81	17356
勤続年数(年)	55	7.490	1.490	4.4	12.4
35~39					
所定内給与(千円)	55	245.012	48.620	172.3	497.8
年間賞与(千円)	55	682.751	322.255	119.9	2094.1
労働者数(人)	55	1285.884	2221.608	67	15519
勤続年数(年)	55	10.089	2.205	5.8	16.5
40~44					
所定内給与(千円)	55	256.282	69.810	169.7	568.7
年間賞与(千円)	55	742.178	441.910	159.3	2928.9
労働者数(人)	55	1149.234	2056.335	77	13887
勤続年数(年)	55	11.527	3.087	5.9	22.1
45~49					
所定内給与(千円)	55	259.152	83.749	164.1	656.1
年間賞与(千円)	55	746.318	514.764	143.9	3653.3
労働者数(人)	55	1102.924	2115.832	45	13620
勤続年数(年)	55	12.953	3.660	6.6	26.8
50~54					
所定内給与(千円)	55	259.400	89.015	155.1	693.3
年間賞与(千円)	55	729.632	518.115	121.2	3959.4
労働者数(人)	55	1037.444	2010.051	39	12602
勤続年数(年)	55	15.516	4.537	7.6	31
55~59					
所定内給与(千円)	55	253.828	91.172	157.3	726.5
年間賞与(千円)	55	725.209	635.323	110.9	4710.3
労働者数(人)	55	1002.155	1784.688	34	9921
勤続年数(年)	55	18.295	5.283	8.8	36.8
60~64					
所定内給与(千円)	55	211.512	79.924	138	687.8
年間賞与(千円)	55	466.513	583.191	61.3	4642.5
労働者数(人)	55	418.182	755.859	3	4650
勤続年数(年)	55	16.060	4.697	0.5	35.5

図 6. 年齢階級別、所定内給与の推移

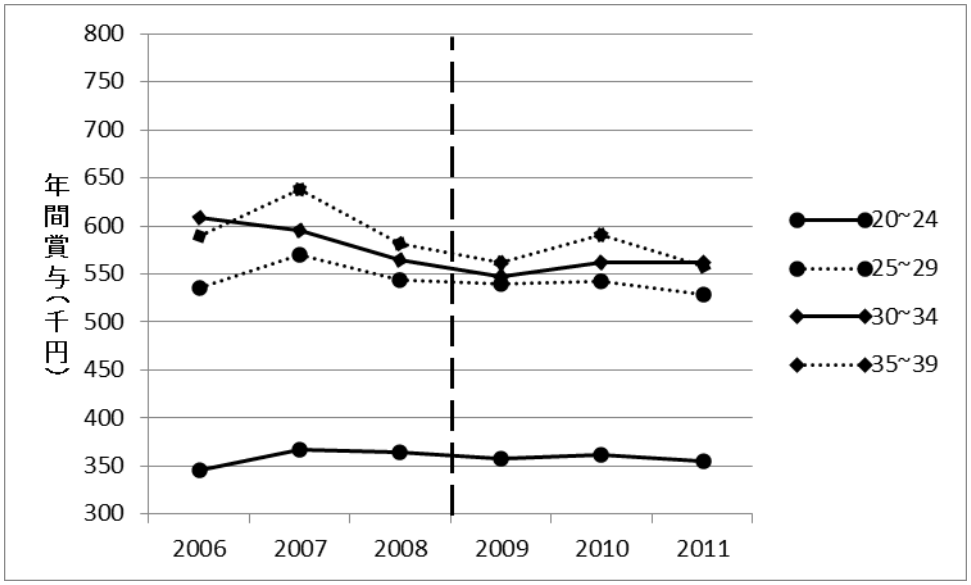


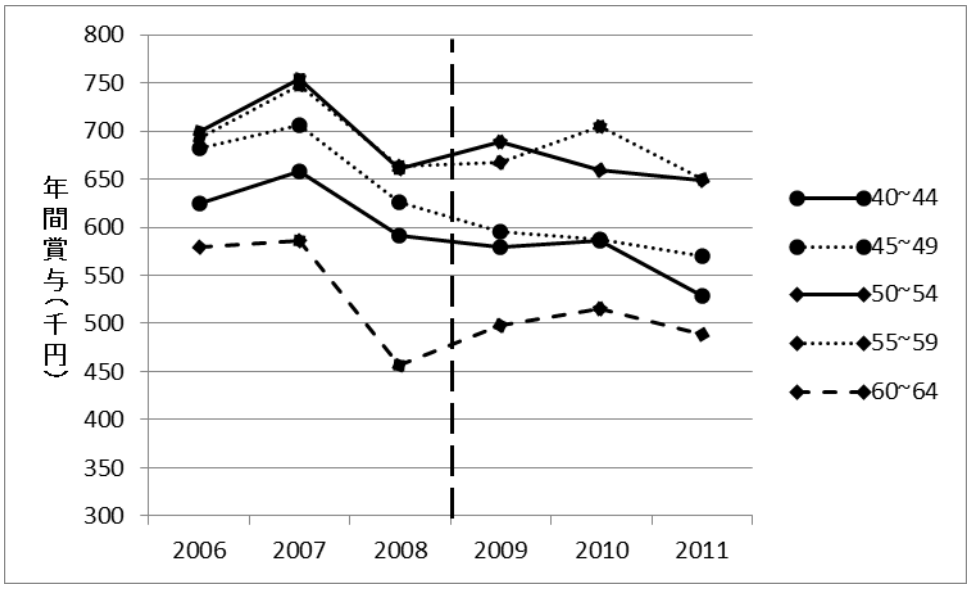


出典：『賃金構造基本統計調査』

注：2008 年と 2009 年の間の縦線は、介護報酬改定前後を示している。

図 7. 年齢階級別、年間賞与の推移





出典：『賃金構造基本統計調査』

注：2008 年と 2009 年の間の縦線は、介護報酬改定前後を示している。

5. 分析結果

介護報酬の引き上げは介護従事者の所定内給与にも年間賞与にも有意な影響は観察されなかった。しかし労働者数は正に有意な影響が観察された。

まず(1)所定内給与の対数を被説明変数とした分析の結果は表 8 にまとめた通りである。これを見ると、β_3は全く有意な結果をもたらしていないことがわかる。次に(2)年間賞与の対数を被説明変数とした分析の結果は表 9 にまとめた通りである。こちらも所定内給与の時と同様に、β_3は有意ではない。企業の超過利潤は、所定内給与ではなく年間賞与などのいわゆるボーナスによって、従事者に還元されることがあるため、被説明変数を年間賞与とした分析ではβ_3が正に有意に推定される可能性が考えられたが、分析の結果所定内給与を説明変数として分析した時と同様にβ_3は全く有意な値を示さなかった。

しかし、(3)労働者数を被説明変数とした分析では、表 10 にまとめたように、20~24、25~29 の 2 つの年齢階級を除いて DID 推定量は正で有意な値となった。つまり、分析結果として介護報酬の引き上げにより賃金に有意な影響は観察されなかったが、労働者数の増加に有意な影響が観察された。これは 3 節の理論モデルで示した命題の①に該当する。つまり、理論モデルに基づくと介護報酬の引き上げにより財市場でのサービスの価格が上昇し労働需要が増加した時、介護産業では介護報酬の引き上げ分は介護従事者の賃金の増加分に回されるのではなく、介護産業の新規雇用者に回されると解釈することができる。そのような解釈を行えば、本研究で得られた(1)所定内給与(2)年間賞与では DID 推定量が有意でない一方で、(3)労働者数の DID 推定量で有意であるという分析結果は整合的なものであると考えることができる。

以上の実証結果（介護報酬引き上げは賃金を増加させない一方で、労働供給を増加させる）を「3. 理論分析」で得られた命題に従って解釈すると、介護産業の労働供給は非常に大きいことが示唆される。これは介護産業の現実に照らしてもっともらしいといえるだろうか。例えば、医師・弁護士・建築士などの労働供給の賃金弾力性は非常に小さいとされる。なぜなら、これらの職業には必ず資格・免許が必要であり、賃金が増えたからといって労働供給量は大きく増えないからである。一方で，介護産業は、ホームヘルパーや介護福祉士などの資格はあるが、それらの資格を有していなくても働くことは可能である。そのため、労働需要が増えると比較的容易に労働供給を増やすことができ、介護産業における労働供給の賃金弾力性は非常に大きいと予測される。

表 8. 推定結果（所定内給与）

女性	20~24歳	25~29歳	30~34歳	35~39歳
被説明変数				
log(所定内給与)				
政策ダミー	0.0021	0.0055	0.0018	−0.0014
	(0.0036)	(0.0038)	(0.0045)	(0.0050)
DID推定量	0.0027	−0.0087	−0.0091	0.0037
	(0.0128)	(0.0134)	(0.0159)	(0.0178)
勤続年数	−0.003488	0.0003	0.0030*	0.0066***
	(0.0042)	(0.0025)	(0.0018)	(0.0017)
トレンド変数	0.0004	0.0014	−0.0023	−0.0017
	(0.0026)	(0.0029)	(0.0033)	(0.0036)
トレンド変数2乗	0.0002	−2.91E−05	0.0005	0.0004
	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0005)
産業数	55	55	55	55
決定係数	0.0720	0.0904	0.0329	0.0608

女性	40~44歳	45~49歳	50~54歳	55~59歳	60~64歳
被説明変数					
log(所定内給与)					
政策ダミー	−0.0031	0.0053	0.0047	0.0104	−0.0150
	(0.0059)	(0.0055)	(0.0064)	(0.0064)	(0.0118)
DID推定量	−0.0080	−0.0103	−0.0083	−0.0069	−0.0084
	(0.0210)	(0.0197)	(0.0230)	(0.0229)	(0.0422)
勤続年数	0.0082***	0.0086***	0.0098***	0.0059***	0.0016
	(0.0015)	(0.0011)	(0.0010)	(0.0009)	(0.0010)
トレンド変数	0.0019	−0.0018	−0.0086*	−0.0120**	0.0032
	(0.0043)	(0.0041)	(0.0047)	(0.0047)	(0.0086)
トレンド変数2乗	0.0001	0.0006	0.0018***	0.0015**	−0.0003
	(0.0006)	(0.0005)	(0.0006)	(0.0006)	(0.0011)
産業数	55	55	55	55	55
決定係数	0.1368	0.2512	0.3413	0.1786	0.0214

注：カッコは標準誤差

注：***,**,*はそれぞれ 1%水準、5%水準および 10%水準で係数が統計的に有意であることを示している。

表 9. 推定結果（年間賞与）

女性	20~24歳	25~29歳	30~34歳	35~39歳
被説明変数				
log(年間賞与)				
政策ダミー	0.0251	−0.0250	−0.0254*	−0.0224
	(0.0194)	(0.0154)	(0.0149)	(0.0153)
DID推定量	0.0048	0.0256	0.0272	0.0296
	(0.0692)	(0.0549)	(0.0532)	(0.0543)
勤続年数	0.0030	−0.0018	−0.0030	0.0023
	(0.0226)	(0.0104)	(0.0061)	(0.0053)
トレンド変数	−0.000178	−0.0244**	−0.0180	−0.0084
	(0.0143)	(0.0118)	(0.0111)	(0.0111)
トレンド変数2乗	−0.0013	0.0032**	0.0015	−0.0001
	(0.0019)	(0.0015)	(0.0014)	(0.0015)
産業数	55	55	55	55
決定係数	0.0110	0.0760	0.1465	0.1580

女性	40~44歳	45~49歳	50~54歳	55~59歳	60~64歳
被説明変数					
log(年間賞与)					
政策ダミー	−0.0403**	−0.0450**	−0.0203	−0.0555***	−0.0939**
	(0.0166)	(0.0181)	(0.0200)	(0.0187)	(0.0366)
DID推定量	−0.0121	−0.0263	0.0151	0.0315	0.0502
	(0.0594)	(0.0647)	(0.0715)	(0.0665)	(0.1310)
勤続年数	−0.0111**	0.0010658	0.0043	0.0041	0.0018
	(0.0043)	(0.0037)	(0.0031)	(0.0027)	(0.0031)
トレンド変数	0.0030	−0.0044	−0.0044	−0.0028	0.0441
	(0.0122)	(0.0134)	(0.0146)	(0.0136)	(0.0268)
トレンド変数2乗	0.0002	0.0014	5.71E−05	0.0010	−0.0054
	(0.0016)	(0.0018)	(0.0019)	(0.0018)	(0.0035)
産業数	55	55	55	55	55
決定係数	0.0832	0.0471	0.0466	0.0768	0.0697

注：カッコは標準誤差

注：***,**,*はそれぞれ 1%水準、5%水準および 10%水準で係数が統計的に有意であることを示している。

表 10. 推定結果（労働者数）

女性	20~24歳	25~29歳	30~34歳	35~39歳
被説明変数				
労働者数				
政策ダミー	−139.2*	40.31	−39.5	−5.167
	(75.00)	(70.87)	(72.30)	(72.37)
DID推定量	−321.3	176.3	1234***	1888***
	(267.8)	(253.1)	(258.2)	(258.4)
トレンド変数	82.65	−45.95	−15.43	62.43
	(54.78)	(51.76)	(52.81)	(52.86)
トレンド変数2乗	−13.93*	−1.81	−3.85	−7.996
	(7.173)	(6.777)	(6.914)	(6.921)
産業数	55	55	55	55
決定係数	0.1107	0.0811	0.1415	0.1732

女性	40~44歳	45~49歳	50~54歳	55~59歳	60~64歳
被説明変数					
労働者数					
政策ダミー	−39.09	−25.81	−66.64	−50.55	−17.15
	(59.90)	(50.33)	(54.80)	(56.57)	(37.51)
DID推定量	1511***	1212***	2373***	1706***	1994***
	(213.9)	(179.7)	(195.7)	(202.0)	(133.9)
トレンド変数	66.65	4.557	−51.59	−38.13	65.22**
	(43.75)	(36.76)	(40.03)	(41.32)	(27.39)
トレンド変数2乗	−6.225	0.380	6.041	−1.640	−4.281
	(5.729)	(4.813)	(5.241)	(5.410)	(3.587)
産業数	55	55	55	55	55
決定係数	0.1734	0.1459	0.3602	0.3058	0.5100

注：カッコは標準誤差

注：***,**,*はそれぞれ 1%水準、5%水準および 10%水準で係数が統計的に有意であることを示している。

6. 結論と今後の課題

本研究では、介護報酬の引き上げが介護従事者の労働市場にどのような影響があるかを実証分析によって検証した。分析結果として、介護報酬の引き上げによる介護従事者の賃金の上昇を確認することができなかったが、介護報酬引き上げによる介護産業の労働者の増加を確認することはできた。これを「3. 理論分析」で得られた命題に従って解釈すると、介護産業の労働供給は非常に大きいことが示唆される。この解釈が正しければ、介護報酬の引き上げによって介護従事者の賃金が上昇しないことは当然の結果なのかもしれない。また政府としては介護従事者の賃金を上げる事よりも、急速に増加していく高齢者に対応するために、介護産業の労働者の充足を満たすほうがより重要であるだろう。そのため本研究の分析結果から得られた介護報酬の引き上げにより賃金が上昇せず、労働供給が増加していることは望ましい結果なのかもしれない。

しかし介護産業の賃金が低い状態で維持されると、離職率が上昇し、介護産業の労働者が定着しない可能性が考えられる。将来的には、本研究で論じることができなかった介護産業の離職率も踏まえ、研究を行いたいと考えている。

参考文献

厚生労働省. 介護報酬の算定構造
福井トシ子・斎藤訓子 (2014)『診療報酬・介護報酬のしくみと考え方[第 2 版]』日本看護協会出版会
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』、Vol45、No.3、269-286.
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』、Vol19、No.2、151-168.
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』、Vol46、No.4、417-443.
財政審議会提出資料（介護報酬改訂_介護事業収支差率）、2014.10.8
毎日新聞　2014.12.16