

義し、「平成20年賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)から丹念にデータを作り出しており、労作といえる。結果は、介護職員の正規職員のみ、介護産業内の相対賃金が影響するというものであり、介護産業内の相対賃金が10%上昇すると、離職率が0.89%減少するという結論を報告している。

一方、小檜山(2010)も、(財)介護労働安定センターの2006年の「介護労働実態調査」(その中の「介護労働者の就業実態と就業意識調査」)を用いて、介護産業の賃金が介護労働者の「離職意向」に与える影響を分析している。推計結果は、賃金が離職意向に負の影響を与えるというものであり、介護産業の賃金上昇が、介護職の離職を抑制する可能性を示唆している。

また、山田・石井(2009)は、総務省統計局の2002年と2007年の「就業構造基本調査」の膨大なデータを分析し、種々の有用なファクト・ファインディングスを得ている重要な論文であるが、その中で、やはり賃金が「転職希望」に与える影響を分析している。賃金については、現在の介護産業の賃金のほか、データ内から推計した他産業に転職した場合の賃金を作成している。推計結果は、正規職男女および非正規職女性において、理論どおりの符号で2つの賃金が有意となっており、介護産業の賃金が増加するほど転職希望が減少し、他産業の賃金が増加するほど転職希望が増すという結論が得られている。

しかしながら、これらの研究は、介護事業所の離職率(花岡 2009)にせよ、介護労働者の離職意向(小檜山 2010)や転職希望(山田・石井 2009)にせよ、介護以外の他産業への転職・離職なのか、介護産業内の転職・離職なのか、全く識別できていないという問題がある。後述の本稿のデータからも窺えるように、介護労働者は介護産業内で転職する可能性も高い。こうした介護産業内での転職・離職は、定着率が低くなってスキルが蓄積しないという意味では問題があるものの、同じ介護産業内に留まるものであるから、それが直ちに介護労働力不足の原因になるとは言えない。問題は、介護産業から他産業への転職行動なのである。

こうした中、他産業への転職をきちんと識別している唯一の例外として、岸田・谷垣(2008)が挙げられる。彼らは、施設系介護労働者に対して独自に企画したアンケート調査を実施し、介護産業内への離職意向と、介護産業からの退出意向<sup>2)</sup>を区別した分析を行っている。その結果は、①賃金上昇は介護産業内への離職意向を抑制するが、介護産業からの退出意向には影響しない、②介護産業と他産業との相対賃金も、介護就業の継続意思に影響しないというものであり、介護労働力不足問題に対する経済学的要因に否定的な研究として興味深い。ただし、岸田・谷垣(2008)自身も論じているように、アンケート調査による意向と実際の行動が必ずしも一致するとは限らず、一致しない人々が多い場合には、その結論には疑問が生ずる。彼らが報告している先行研究でも、意向と実際の行動の間の関係性については、意見が分かれているところである。また、意向と行動が異なる可能性があるという問題点は、先の小檜山(2010)、山田・石井(2009)にも共通したものである。

そこで本稿は、こうした先行研究の問題点を克服すべく、公益財団法人家計経済研究所が独自に企画した元介護労働者を含む調査を基に、「介護以外の他産業」への「実際の転職行動」を分析することにする。具体的には、介護産業内の賃金や、他産業に転職した場合の賃金が、転職行動に影響しているかどうかを統計的に検証した。その結果、正規・非正規職員を合わせた全就業者ベースでは、介護産業の時給が100円増加すると、他産業への転職率が2.9%減少することが明らかとなった。

以下、本稿の構成は次の通りである。2節では本稿で用いるデータの説明を行う。3節では、他産業に転職する労働者の特性について概観する。4節では、他産業への転出行動を統計モデルに基づいて分析する。5節は結語である。

## 2. データ

### (1) 調査概要

本稿の分析に用いるデータは、公益財団法人家計経済研究所が2010年3月23日から3月29日にか

図表-1 サンプルの構成

	サンプル数	割合(%)
1 介護関係の仕事に就いている(正規職員)	1,361	54.9
2 介護関係の仕事に就いている(非正規職員)	764	30.8
3 介護関係の仕事(正規職員)を休職中(仕事から離れているが、元の職場に戻ることにしている状態)	13	0.5
4 介護関係の仕事(非正規職員)を休職中(仕事から離れているが、元の職場に戻ることにしている状態)	21	0.9
5 介護関係以外の仕事に就いている(正規職員)	95	3.8
6 介護関係以外の仕事に就いている(非正規職員)	101	4.1
7 介護関係以外の仕事を休職中(仕事から離れているが、元の職場に戻ることにしている状態)	4	0.2
8 専業主婦(主夫)	79	3.2
9 学生	1	0.0
10 その他の無職	40	1.6
合計	2,479	100.0

けて実施した「介護労働者の就業・離職状況に関する調査」である。調査対象は、社会調査会社大手の(株)インテージに2007年から2009年にかけてモニターサンプルの登録を行っていた人々で、登録時の職業属性がホームヘルパー、介護福祉士、社会福祉士、ケアマネジャー、その他介護関連職となっていた人々である。彼らに対して(株)インテージから調査依頼を行い、インターネットによる自記式で調査を実施した。この2007年から2009年の時期は、介護労働力不足問題がもっとも深刻化していた時期にあたることから、1年以上経過して再調査した場合には、介護産業から他産業に転職した労働者が、相当数含まれるだろうと期待して調査が企画された。

調査依頼数5,988サンプルに対して、回答完了数は2,624、回答完了者回収率は43.8%である。うち集計対象とする有効回答数2,479である。図表-1は、回答のあった元介護産業労働者について、現在の職業別サンプル構成をみたものである。介護関係の仕事に継続して就いている「介護就業者」2,125サンプル(「1.正規職員」1,361サンプル、「2.非正規職員」764サンプル)および、介護関係以外の仕事に転職した「他産業転職者」196サンプル(「5.正規職員」95サンプル、「6.非正規職員」101サンプル)を、本稿の主な分析対象とする。この期間における他産業転職率は、8.4%(196/2,321)である。

本サンプルについて、当然、留意すべきことは、社会調査会社のモニターサンプルであるため、ランダムサンプリングとは異なり、バイアスが生じているということである<sup>3)</sup>。例えば、図表-1の介護就業者をみると、非正規職員よりも正規職員の方が多いが(正規比率64.0%)、本サンプルよりもずっと大規模な調査である財団法人介護労働安定センター(2009)(以下、センター調査)では、正規比率(正社員比率)は49.1%であるから、本サンプルは正規比率が高いといえる。

## (2) 記述統計

次に、図表-2の上段は、全サンプルの主な属性変数をみたものである。本サンプルの男性比率は38.1%と、センター調査の16.3%に比べてかなり高い<sup>4)</sup>。また、年齢については、本サンプルが41.1歳に対して、センター調査43.2歳と、本サンプルの方がやや若い。介護福祉士、社会福祉士、ケアマネジャーの資格取得率は、それぞれ30.7%(センター調査30.3%)、6.1%(センター調査2.0%)、11.9%(センター調査10.0%)となっている。

図表-2の下段には、介護就業者と他産業転職者に分けた記述統計が掲載されている。年齢や性別、既婚率や有子率にはそれほど大きな違いはみられないが、介護福祉士の取得率が介護就業サンプルで高く、一方で社会福祉士の取得率が他産業転職者で高いことは興味深い。介護就業の通算年

図表-2 記述統計 1

	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
全サンプル					
性別	2479	0.381	0.486	0	1
年齢	2479	41.1	9.7	21	73
介護福祉士	2479	0.307	0.462	0	1
社会福祉士	2479	0.061	0.239	0	1
ケアマネジャー	2479	0.119	0.324	0	1
既婚	2479	0.630	0.483	0	1
子供有り	2479	0.537	0.499	0	1
時給(円)	2110	1222.0	826.8	611.1	15625.0
介護就業通算年数	2479	6.583	4.571	0.083	35.917
介護産業内転職回数	2479	0.919	1.354	0	11
介護就業サンプル					
性別	2125	0.402	0.490	0	1
年齢	2125	41.1	9.6	21.0	73.0
介護福祉士	2125	0.322	0.467	0	1
社会福祉士	2125	0.048	0.213	0	1
ケアマネジャー	2125	0.125	0.331	0	1
既婚	2125	0.620	0.486	0	1
子供有り	2125	0.535	0.499	0	1
時給(円)	1907	1213.8	745.2	611.1	12500.0
介護就業通算年数	2125	6.903	4.598	0.167	35.917
介護産業内転職回数	2125	0.949	1.386	0	11
他産業転職サンプル					
性別	196	0.347	0.477	0	1
年齢	196	41.311	10.006	24	69
介護福祉士	196	0.158	0.366	0	1
社会福祉士	196	0.199	0.400	0	1
ケアマネジャー	196	0.107	0.310	0	1
既婚	196	0.617	0.487	0	1
子供有り	196	0.485	0.501	0	1
時給(円)	169	1359.2	1496.1	615.1	15625.0
介護就業通算年数	196	4.866	4.423	0.083	28.833
介護産業内転職回数	196	0.770	1.161	0	6

数は、介護就業サンプルが平均6.90年に対して、他産業転職サンプルが平均4.87年とやや短い。介護産業内の転職回数は、介護就業サンプルが平均0.95回に対して、他産業転職サンプルが平均0.77回となっている。介護産業内の転職回数は最大が11回である。図表-3には、4節の分析で用いる正規職員、非正規職員別の記述統計が示されている。

### 3. 他産業転職者の特性

#### (1) 転職前の介護事業所種類

次に、他産業転職者についてももう少し詳しくみていこう。図表-4は、他産業転職者が、転職前に就業していた介護事業所の介護サービス種類

(複数回答)である。まず、全体(最左欄)では「1. 訪問介護」が最も多く30.6%、次に「6. 通所介護」28.1%、「22. 介護保険以外のサービス」17.9%、「12. 居宅介護支援」17.3%、「8. 短期入所生活介護」12.8%、「7. 通所リハビリテーション」11.7%、「19. 介護老人福祉施設」11.7%と続く。総じて幅広く多様なサービス種類に分布していることがわかる。

このうち、最右欄の介護就業者の割合と大きく異なるものをみると、介護就業者の割合よりも他産業転職者の割合が高いもの(他産業への流出率が高いと考えられる)として、「3. 訪問看護」、「4. 訪問リハビリテーション」、「22. 介護保険以外のサービス」が挙げられる。訪問看護や訪問リ

図表-3 記述統計 2

	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
介護就業・正規サンプル					
性別	1361	0.556	0.497	0	1
年齢	1361	39.2	8.9	21.0	73.0
介護福祉士	1361	0.364	0.481	0	1
社会福祉士	1361	0.065	0.247	0	1
ケアマネジャー	1361	0.161	0.368	0	1
既婚	1361	0.534	0.499	0	1
子供有り	1361	0.475	0.500	0	1
時給(円)	1175	1296.9	859.8	615.0	12500.0
介護就業通算年数	1361	7.720	4.947	0.333	35.917
介護産業内転職回数	1361	0.978	1.394	0	11
他産業転職・正規サンプル					
性別	95	0.484	0.502	0	1
年齢	95	38.9	8.6	24.0	62.0
介護福祉士	95	0.189	0.394	0	1
社会福祉士	95	0.316	0.467	0	1
ケアマネジャー	95	0.147	0.356	0	1
既婚	95	0.547	0.500	0	1
子供有り	95	0.463	0.501	0	1
時給(円)	82	1500.6	1302.6	615.1	9583.3
介護就業通算年数	95	5.201	4.398	0.083	21.917
介護産業内転職回数	95	0.758	1.127	0	5
介護就業・非正規サンプル					
性別	764	0.127	0.333	0	1
年齢	764	44.5	9.7	22.0	73.0
介護福祉士	764	0.249	0.433	0	1
社会福祉士	764	0.016	0.124	0	1
ケアマネジャー	764	0.062	0.240	0	1
既婚	764	0.772	0.420	0	1
子供有り	764	0.641	0.480	0	1
時給(円)	732	1080.5	481.3	611.1	10000.0
介護就業通算年数	764	5.449	3.452	0.167	26.917
介護産業内転職回数	764	0.898	1.372	0	8
他産業転職・非正規サンプル					
性別	101	0.218	0.415	0	1
年齢	101	43.6	10.7	26.0	69.0
介護福祉士	101	0.129	0.337	0	1
社会福祉士	101	0.089	0.286	0	1
ケアマネジャー	101	0.069	0.255	0	1
既婚	101	0.683	0.468	0	1
子供有り	101	0.505	0.502	0	1
時給(円)	87	1225.9	1654.4	625.0	15625.0
介護就業通算年数	101	4.552	4.445	0.167	28.833
介護産業内転職回数	101	0.782	1.197	0	6

ハビリが高いのは、看護師やPT（理学療法士）、OT（作業療法士）などの資格が他産業で利用できることと関係があると思われる。一方、介護就業者の割合よりも他産業転職者の割合が低い（他産業への流出率が低いと考えられる）主なサービス種類として、「12. 居宅介護支援」、「16. 認知症

対応型共同生活介護」、「19. 介護老人福祉施設」などが挙げられる。居宅介護支援（ケアマネジャー）については、介護産業内でしか通用しない資格であることから、他産業への転職は難しい、もしくは介護産業を離れたいということなのかもしれない。

図表-4 転職前の介護事業所の主な介護サービス

(%)

	他産業			<参考>介護 就業サンプル n=2125
	n=196	うち正規 n=95	うち非正規 n=101	
1 訪問介護	30.6	20.0	40.6	35.1
2 訪問入浴介護	6.6	5.3	7.9	7.8
3 訪問看護	8.7	9.5	7.9	4.6
4 訪問リハビリテーション	6.1	7.4	5.0	2.8
5 居宅療養管理指導	2.6	2.1	3.0	1.5
6 通所介護	28.1	27.4	28.7	29.6
7 通所リハビリテーション	11.7	9.5	13.9	8.8
8 短期入所生活介護	12.8	11.6	13.9	16.6
9 短期入所療養介護	4.1	3.2	5.0	4.2
10 特定施設入居者生活介護	5.6	6.3	5.0	5.5
11 福祉用具貸与・特定福祉用具販売	7.7	8.4	6.9	6.7
12 居宅介護支援	17.3	18.9	15.8	29.8
13 夜間対応型訪問介護	1.5	1.1	2.0	2.3
14 認知症対応型通所介護	4.6	4.2	5.0	5.3
15 小規模多機能型居宅介護	5.1	3.2	6.9	4.3
16 認知症対応型共同生活介護	5.6	5.3	5.9	11.3
17 地域密着型特定施設入居者生活介護	2.6	2.1	3.0	2.3
18 地域密着型介護老人福祉施設	2.6	3.2	2.0	2.1
19 介護老人福祉施設	11.7	10.5	12.9	19.0
20 介護老人保健施設	8.7	10.5	6.9	10.1
21 介護療養型医療施設	6.1	8.4	4.0	3.8
22 介護保険以外のサービス	17.9	22.1	13.9	7.5
23 その他	12.8	13.7	11.9	11.3

注: 複数回答

## (2) 転職後の業種・職種

図表-5は、他産業転職者が現在就いている業種を示したものである。いろいろな産業に少しずつ分布しているが、何といても高い比率となっているのが、「22. 医療・福祉産業」である。全体の60.2%、正規職員では77.9%がこの産業に集中している。介護労働者は他産業に転職したとしても、依然として医療や福祉の現場にいるということなのであろう。非正規職員については、「20. その他サービス」が16.8%、「21. 教育」6.9%、「10. デパート・スーパー」4.0%、「19. 外食・飲食サービス」4.0%、「1. 土木・建設・不動産・建物サービス」4.0%などにも分布している。

さらに図表-6は、他産業転職者が現在就いている職種をみたものである。これも、幅広くいろいろな職種に分布しているが、特に高い比率となっているのは「2. 専門技術職」27.6%（正規36.8%、非正規18.8%）と、「3. 事務職」30.1%

（正規31.6%、非正規28.7%）である。非正規職員については、「5. サービス職」も10.9%とやや多くなっている。

## (3) 転職の理由と賃金

次に、図表-7は、他産業転出者における「以前働いていた介護事業所を辞めた理由」（複数回答）である。

「6. 職場の人間関係に問題があったため」28.1%、「8. 法人や施設・事業所の理念や運営に問題があったため」23.5%という介護産業ならではの項目と並んで高い比率なのが、「3. 収入が少なかったため」25.0%、「2. 他に良い仕事・職場があった」19.4%、「4. 自分の将来の見込みが立たなかったため」17.3%などの条件面に関する回答である。やはり、賃金という経済的要因も、転職決定のかなり重要な要素となっていることが窺える。

図表-5 他産業転職後の業種別割合

(%)

	他産業		
	n=196	うち正規 n=95	うち非正規 n=101
1 土木・建設・不動産・建物サービス	3.1	2.1	4.0
2 飲料	0.0	0.0	0.0
3 食品・食品加工	1.0	1.1	1.0
4 化粧品、トイレットリー製品・ヘアケア製品	0.5	0.0	1.0
5 たばこ	0.0	0.0	0.0
6 医薬品・健康食品	1.0	1.1	1.0
7 家電製品	0.0	0.0	0.0
8 自動車・バイク	0.5	1.1	0.0
9 その他製造業	2.0	2.1	2.0
10 デパート・スーパー	2.0	0.0	4.0
11 コンビニエンスストア・その他小売り	1.5	1.1	2.0
12 運輸・倉庫・物流関連	1.0	1.1	1.0
13 電気・ガス・熱供給・水道	1.5	2.1	1.0
14 電気通信業	1.0	0.0	2.0
15 ソフトウェア、情報処理、その他の情報サービス業	0.5	0.0	1.0
16 マスコミ・広告、新聞・放送業	0.0	0.0	0.0
17 市場調査	0.0	0.0	0.0
18 金融・保険業(銀行・証券・保険・貸金など)	1.5	1.1	2.0
19 外食・飲食サービス	2.0	0.0	4.0
20 その他サービス	11.7	6.3	16.8
21 教育	5.1	3.2	6.9
22 医療・福祉	60.2	77.9	43.6
23 その他	3.6	0.0	6.9

そこで、図表-8には、介護就業者と他産業転職者の賃金率を比較してみることにした。具体的には正規職員、非正規職員とも賃金を時給に換算して表示している。このアンケートでは、賃金の受け取り方として、時給、日給、月給の別が尋ねられ<sup>5)</sup>、時給、日給と回答した場合に、具体的な金額が尋ねられている。時給については回答金額のまま、日給については回答金額を8(時間)で除して時給換算を行った。一方、月給と答えた場合には、別途、尋ねられている2010年2月の月収、勤務日数、1週間当たりの労働時間から、時給換算を行うことにした。もっとも、回答の中には、回答間違いや異常値が含まれているため、これらを除く処理をしている<sup>6)</sup>。

まず、図表-8の(1)現在の時給をみると、介護産業正規職員1,296.9円に対して、他産業正規職員は1,500.6円と200円以上の差がついている。一方、非正規職員についても、介護産業1,080.5円に対して、他産業は1,225.9円と150円近い差がついている。介護産業の正規職員と他産業の非正規職

員の時給差は、わずかに71円である。

このアンケートのユニークな点は、時給、日給、月給について「妥当と考える金額」を別途、尋ねていることである。それぞれ上記に説明したのと同様の方法で時給換算を行って図にしたものが、(2)の妥当と思う時給のグラフである。また、(2)妥当と思う時給から(1)現在の時給を差し引いた金額が(3)に示されている。(3)は、いわば「時給における不満の大きさ」と解釈できるが、やはり最も高い金額なのが、介護産業の正規職員であり、265.1円に上っている。また、介護産業の非正規職員についても206.5円と、他産業の非正規職員(149.5円)に比べて、高い不満額が示されている。

#### 4. 他産業転職関数の推定

##### (1) 推定モデル

さて、このように賃金率(時給)は、介護労働者の他産業への転職行動に重要な影響を与えてい

図表-6 他産業転職後の職種別割合

(%)

	他産業		
	n=196	うち正規 n=95	うち非正規 n=101
1 管理職(会社・団体の部長以上、官公庁の課長以上など)	6.6	11.6	2.0
2 専門・技術職(医師、看護師、研究員、教員、保育士、栄養士など)	27.6	36.8	18.8
3 事務職(一般事務、営業社員、銀行員、テレホン・オペレーターなど)	30.1	31.6	28.7
4 販売職(販売員、店員、レジスター係、美容部員など)	3.1	1.1	5.0
5 サービス職(家政婦(夫)・理・美容師、調理人、ウエイター・ウエイトレス、エステティシャン、クリーニング師など)	6.1	1.1	10.9
6 保安職業従事者(警察官、警備員、自衛隊員など)	1.0	0.0	2.0
7 農林漁業従事者	0.0	0.0	0.0
8 生産工程従事者(製品製造、機械組立・整備従事者など)	2.6	3.2	2.0
9 輸送・機械運転従事者(バス運転者、電車運転士、船長、ボイラーオペレーターなど)	1.0	2.1	0.0
10 建設・採掘作業従事者(大工、左官、土木従業者など)	0.0	0.0	0.0
11 運搬・清掃・包装等従事者(配達員、倉庫作業従事者、清掃員など)	2.0	1.1	3.0
12 自宅で賃仕事(内職)	2.6	1.1	4.0
13 その他	17.4	10.5	23.8

図表-7 他産業転職の理由

(%)

	他産業		
	n=196	うち正規 n=95	うち非正規 n=101
1 人員整理・勧奨退職・法人解散・事業不振等のため	8.2	11.6	5.0
2 他に良い仕事・職場があった	19.4	24.2	14.9
3 収入が少なかったため	25.0	23.2	26.7
4 自分の将来の見込みが立たなかったため	17.3	18.9	15.8
5 自分に向かない仕事だったため	11.7	12.6	10.9
6 職場の人間関係に問題があったため	28.1	25.3	30.7
7 介護者およびその家族との人間関係に問題があったため	3.1	3.2	3.0
8 法人や施設・事業所の理念や運営に問題があったため	23.5	27.4	19.8
9 家族の転職・転勤、又は事業所の移転のため	1.5	1.1	2.0
10 定年・雇用契約の満了のため	5.6	5.3	5.9
11 ご自身の病気・高齢のため	7.7	5.3	9.9
12 結婚・妊娠・出産・育児のため	5.6	6.3	5.0
13 家族の介護・看護のため	3.1	0.0	5.9
14 その他	12.8	13.7	11.9
15 特に理由はない	7.1	7.4	6.9

注: 複数回答

ると推測される。そこで、具体的に賃金率の影響の有無を検証し、その影響を定量化するために、次の「他産業転職関数」を推定することにする。

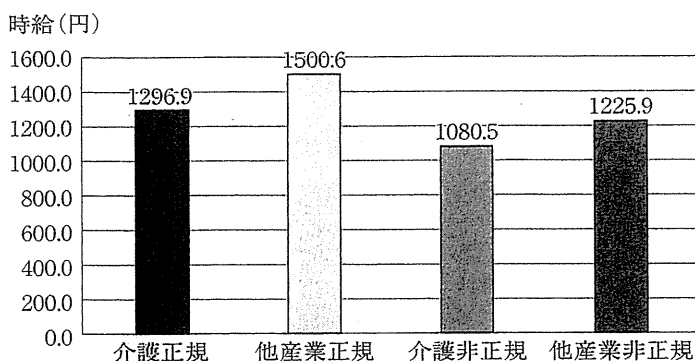
$$V_i^* = \beta_0 + \beta_{wl} \hat{W}_l + \beta_{wo} \hat{W}_o + \beta_s S_i + \beta_A A_i + \beta_Q Q_i + \beta_Z Z_i + \epsilon_i$$

$$V_i = \begin{cases} 1 & \text{if } V_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \dots (1)$$

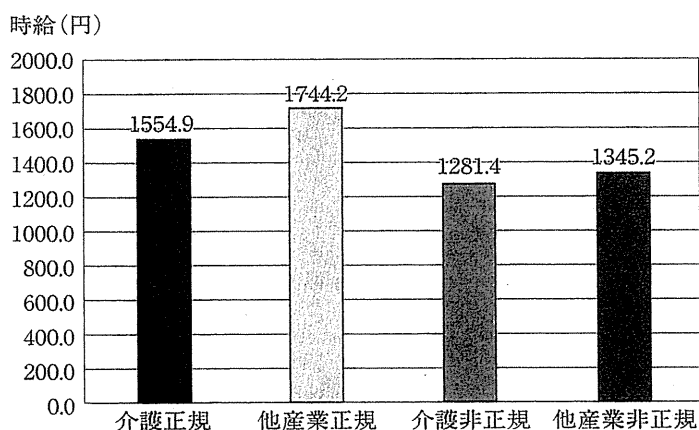
ここで、被説明変数の $V_i^*$ は、Latent Variableであり、その他産業に転職した場合の価値と、介護就業を継続した場合の価値の差分として定義される。この差が0を上回るとき、労働者は介護産業から他産業に転職をする。各説明変数は、 $\hat{W}_l$ が介護産業に留まった場合の賃金率推定値、 $\hat{W}_o$ がその

図表-8 賃金率（時給）の比較

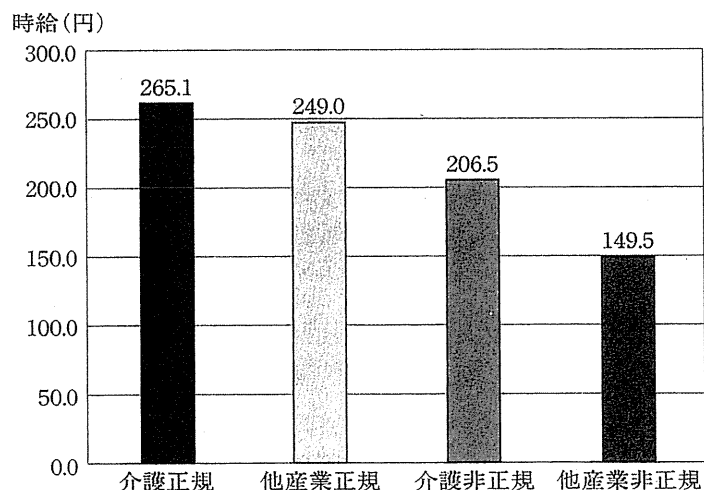
(1) 現在の時給



(2) 妥当と思う時給



(3) 妥当と思う時給と現在の時給の差額



他産業に転職した場合の賃金率推定値、性別ダミー  $S_i$ 、年齢  $A_i$ 、各資格ダミー  $Q_i$ 、その他属性  $Z_i$  である。

推定モデルを単純化するため、労働者の行動は、介護就業を継続するか、他産業に転職するかとの2択とし、非就業という選択肢は考えないことにす

る。それに伴い、推計に用いるサンプルも、介護就業者と他産業転職者に限定することにした<sup>7)</sup>。

ここで、 $\hat{W}_i$ 、 $\hat{W}_0$ を推定する理由は、例えば介護就業者の場合、介護産業の賃金率  $W_i$  は観察可能であるが、その他産業に転職した場合の賃金率(時給)  $W_0$  は、データからは観察できないからである。同様に、他産業転職者にとっては、介護産業に留まった場合の賃金率は観察不可能であり、それぞれの観察不可能な賃金率を、データ内から推定する必要がある。

しかしながら、ここで注意しなければならないのは、それぞれの賃金率を推定する場合に、賃金率と他産業転職行動の間には、明らかに同時決定の関係があるということである。例えば、介護産業の賃金率は、介護産業に留まっているサンプルでしか観察できないという意味で、他産業に転職しなかったという選択のサンプルセレクションが生じている。そしてもちろん、賃金率は、介護産業に留まるか、他産業に転職するかという選択行動に影響している。

したがって、賃金率と他産業転職率の間の同時決定を考慮するために、次のような手順で推計を行うことにする<sup>8)</sup>。

①誘導型他産業転職関数をプロビットモデルで推計した上で、他産業転職確率、介護就業継続確率を推定する。

②その推定確率から逆ミルズ比を計算し、賃金率関数の説明変数として用いることにより、サンプルセレクション・バイアスを考慮した賃金率関数をそれぞれ推計する。

③さらにそこで得られた2つの推定賃金率を用い



図表-9 他産業転職関数の推計結果

	限界効果	標準誤差
性別	0.069 **	0.032
年齢	0.002 ***	0.001
介護産業賃金率(時給)推定値(100円)	-0.029 ***	0.005
他産業賃金率(時給)推定値(100円)	-0.002	0.002
介護福祉士	-0.057 ***	0.011
社会福祉士	0.151 ***	0.038
ケアマネジャー	0.029	0.023
既婚	-0.001	0.013
子供有り	-0.001	0.013
サンプル数	2321	
Pseudo R2	0.0832	

注: プロビットモデルによる推計。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%基準で有意

て、(1)式の他産業転職関数をプロビットモデルで推計する。

## (2) 推計結果

推計結果は図表-9の通りである。スペース省略のために係数ではなく限界効果を表示している。推計結果をみると、介護産業賃金率(時給)推定値が負で有意であり、介護産業の賃金率が高まるほど、他産業転職確率が減少することがわかる。限界効果の値から解釈すると、介護産業の時給が100円高まると、他産業への転職率が2.9%減少することになる。一方で、他産業の賃金率については有意な結果が得られなかった。

その他有意な変数は、性別、年齢、介護福祉士、社会福祉士である。介護福祉士資格がある場合には、他産業に転職する確率が5.7%減少する一方、社会福祉士資格がある場合には、なんと15.1%も他産業への転職確率が増す。介護福祉士は介護産業でしか有用ではない資格であるのに対して、社会福祉士はその他の福祉、医療産業で利用可能な資格であることを反映していると思われる。

また、図表-10には、上記②の手順で用いた賃金率関数の推計結果を、介護就業と他産業転職のそれぞれの場合について示している。いずれも、性別、年齢、年齢<sup>2</sup>乗項が有意である。介護就業の介護福祉士資格については、小檜山(2010)と異なり、負で有意という意外な結果であった<sup>9)</sup>。

## 5. 結語

本稿は、介護労働力不足問題を考える上で重要となる、介護労働者の他産業への転職行動を分析した。具体的には、公益財団法人家計経済研究所が実施した元介護労働者を含むユニークな調査を基に、労働者が直面している介護産業と他産業の賃金率が、転職行動にどの程度影響しているのかを分析した。分析の結果、介護産業の時給が100円増加すると、他産業への転職率が2.9%減少することがわかった。つまり、岸田・谷垣(2008)の結論とは異なり、介護産業の賃金を政策的に高めることにより、他産業への労働者流出を一定程度、抑制できることが明らかとなった。

しかしながら、この結果をもって直ちに、介護報酬の引上げを実施して介護労働力不足問題を解決すべきかといえば、その前に考えなければならぬ課題が数多くあるといわざるを得ない。

まず第1に、本稿の結果は、あくまで社会調査会社のモニターサンプル内で得られた結論であるということである。つまり、ここから政策的含意を汲むに当たっては、十分に幅を持って結果を解釈すべきである。また、可能であれば、より大規模で代表性の高いサンプルの調査を実施し、分析を追試すべきであろう。

第2に、介護産業の賃金引上げの効果としては、他産業の労働者や新卒労働者が、介護産業の賃金引上げでどの程度、介護産業に流入してくる

図表-10 賃金率関数の推計結果

## (1) 介護就業継続

	係数	標準誤差
性別	1.537 ***	0.390
年齢	0.475 ***	0.131
年齢2乗	-0.005 ***	0.001
介護就業通算年数	0.049	0.079
介護産業内転職回数	-0.138	0.132
介護福祉士	-1.159 **	0.509
社会福祉士	2.018	2.362
ケアマネジャー	0.723	0.595
パート	-1.148 *	0.611
$\lambda 1$ (pr (介護就業継続))	-6.870	5.974
定数項	2.015	2.993
サンプル数	1907	
Adj R-squared	0.048	

注: 最小2乗法による推計。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%基準で有意

## (2) 他産業転職

	係数	標準誤差
性別	9.935 ***	2.531
年齢	-1.893 *	0.968
年齢2乗	0.025 **	0.011
介護就業通算年数	-0.141	1.223
介護産業内転職回数	-0.769	1.014
介護福祉士	-0.332	5.693
社会福祉士	-4.400	18.183
ケアマネジャー	2.084	4.798
パート	-2.323	5.616
$\lambda 2$ (pr (他産業転職))	-2.17083	21.90387
定数項	50.061	49.908
サンプル数	169	
Adj R-squared	0.1369	

注: 最小2乗法による推計。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%基準で有意

のかという側面も重要である。これまでの先行研究においても、こうした面からの分析が全くなされておらず、今後の研究が期待されるところである。また、鈴木 (2010b) が分析したように、短時間労働者の介護労働時間は、賃金引上げでかえって少なくなるという効果も考慮すべきである。政策を実施するためには、これらの面も含めた総合的な効果から判断を行う必要がある。

第3に、現行の制度の下で、介護労働者の賃金引上げを政策的に実施するためには、財源として保険料引上げや新たな公費投入を行わなければならない。当然、そうした費用増に対して、介護労働力不足改善の便益が上回っているかどうかとも問

われなければならないだろう。もっとも、本稿3節で明らかとなったように、介護労働者の流出先の大半が、医療・福祉産業であるとするれば、これらも政府による価格統制が行われている分野である。したがって、介護報酬を引き上げる一方で、診療報酬や他の福祉産業の価格抑制を図るなどして、財政の中立性を保つことも考えられる<sup>10)</sup>。

第4に、やはり現行の制度の下で、介護労働者の賃金引上げは、政策的には介護報酬引上げを通して実施することになるだろうが、その全てが賃金引上げに反映されるとは限らないことにも注意が必要である。介護報酬引上げのうち、どの程度が賃金引上げ以外に流出してしまうのか、事前に十分

に調査されなければならない<sup>11)</sup>。もし、その流出割合が高いのであれば、介護報酬引上げという間接的手段よりも、介護労働者に対する税額控除拡大や賃金加算といった直接的手段で、賃金引上げを図ることも考えられる。

第5に、そもそもの問題として、介護報酬という価格統制策をとっていること自体が適切な政策であるのかどうかも、本来は問われるべきである。医療分野の診療報酬については、医師と患者の間の「情報の非対称性」という市場の失敗が、価格規制の根拠になり得ているが、介護分野については、このような「情報の非対称性」が存在するかどうか、大いに疑問である。

その場合、介護サービス料金をいきなり完全自由化することは政治的に難しいかもしれないが、その部分的な自由化である「混合介護」<sup>12)</sup>を解禁することは、大いに検討されるべきである（八代2003; 鈴木2009, 2010a）。混合介護による価格弾力化を通じて、各事業者の経営上の工夫として、能力や質に応じた介護労働者の賃金上昇が図られるようにする方が、政府の価格規制をいくら工夫するよりも、はるかに効率的である。また、「混合介護」の導入は、新たな公費投入を必要としない政策手段でもある。

\* 本稿の分析に用いている「介護労働者の就業・離職状況に関する調査」の個票データは、公益財団法人家計経済研究所から本稿の分析用に提供を受けたものであり、同研究所にまず、お礼を申し上げたい。また、データ作成に尽力されたこの調査研究会の各先生方と同研究所研究員、とりわけ坂口尚文次席研究員の多大な貢献に感謝を申し上げる次第である。

本稿は、同研究所の調査研究プロジェクト「制度変更とその生活への影響に関する研究」の研究結果として執筆されたものである。また、本稿は文部科学省科学研究費補助金・特別推進研究（研究代表者：高山憲之）、研究課題：『世代間問題の経済分析』および新学術領域研究（研究代表者：川上憲人）、研究課題：『現代社会の階層化の機構理解と格差の制御：社会科学と健康科学の融合』、厚生労働省厚生労働科学研究費補助金・政策科学総合研究事業（研究代表者：岩本康志）、研究課題：『医療・介護・健診情報を接合した総合的パネルデータ構築と地域医療における「根拠に基づく健康政策（EBHP）」の立案と評価に関する研究』からの研究助成を受けている。

## 注

- 1) 以下、本文で記述していない先行研究についても触れておこう。まず、周（2009）は、直接、離職率や転職率を分析対象とするのではなく、介護労働者の賃金を引き下げる効果を持つ要因が、介護労働力不足問題を引き起こした原因であるとして、賃金に焦点を当てた分析を行っている。確かに、公定価格の下では、賃金引下げ要因が市場不均衡を引き起こすことになるので、優れたアイデアと言える。（財）介護労働安定センターの複数年の『介護労働実態調査』による分析の結果、他産業の賃金上昇、介護報酬引下げ、介護施設の地域買い手独占の各代理変数が、賃金引下げに寄与しており、したがって労働力不足に影響していると結論づけている。一方、鈴木（2010b）は、同じく（財）介護労働安定センターによる2006年の『介護労働実態調査』（その中の『介護労働者の就業実態と就業意識調査』）を用いて、短時間労働者の労働時間選択（intensive margin）に、賃金が与える影響を分析している。結論は、「103万円・130万円の壁」の影響から、短時間労働者の賃金弾力性の値は負であり、訪問介護員で-0.5前後、介護職員で-0.4前後の値となるというものであった。
- 2) 退出意向は具体的に「介護の仕事をやめたい」という回答を選択したというものであり、これには他産業への転職のほか、非就業も含まれると思われる。
- 3) しかしながら、先行研究で用いている『介護労働実態調査』や『就業構造基本調査』では、そもそも他産業への転職者を識別できないのであるから、現在のところこのデータが、本分析にとってのベスト・アベイラブル・データであると言えよう。
- 4) 恐らくこのことが、本サンプルの正規比率が高い主要因であろう。
- 5) 項目としては週給もあったが、回答数は0であった。
- 6) 目算で、明らかに分布の裾野の部分で非連続となっているものを除いた。具体的には、時給換算で600円未満と、20,000円以上となったサンプルを除いている。
- 7) すなわち、図表-1の1.介護就業者（正規職員）、2.介護就業者（非正規職員）、5.他産業転職者（正規職員）、6.他産業転職者（非正規職員）からサンプルが構成される。こうしたサンプルの限定のため、推計結果は、あくまで就業者に限った場合の解釈となることに留意されたい。
- 8) 黒田・山本（2010）、山田・石井（2009）を参考にした。本稿も彼らのように、介護就業者、他産業転職者の正規職、非正規職の区別も行い、非就業も含めた多項選択を考慮したモデルを考えるべきであったのかもしれない。黒田・山本（2010）、山田・石井（2009）が行ったように、Dubin and McFadden（1984）によってその方法論も確立されている。しかしながら、本稿のデータでは、他産業転職者や非就業サンプルが非常に少ないために、うまくモデルが推定されるとは思えず、今回はこうした複雑な選択モデルの活用を行わなかった。
- 9) これは、本推計ではデータの制約から、介護事業所の

種類や地域の変数がコントロールされておらず、介護福祉士がこれらの変数を代理してしまって、意外な結果となって表れた可能性がある。

- 10) そうであったとしても、医療・福祉産業の価格引下げによるマイナス面は生じるであろうから、その「費用」と、介護労働力不足改善の便益を比べるという視点が重要である。
- 11) 例えば、特別養護老人ホームの業界団体である全国老人福祉施設協議会は、2010年10月に札幌市で行われた第67回全国老人福祉施設大会において、社会福祉法人全体の内部留保の総額が、1兆円近くに上っていることを明らかにした(中村博彦・自民党参院議員(公益社団法人全国老人福祉施設協議会常任顧問)の特別講演「介護新時代——押し寄せる団塊世代の高齢者」)。介護報酬を引き上げても、こうした施設の内部留保に回る分が多ければ、労働者の賃金引上げはその分効果が薄まることとなる。
- 12) 混合介護の詳しい説明は、鈴木(2009, 2010a)を参照されたい。

#### 文献

- (財)介護労働安定センター, 2009, 「平成20年度介護労働実態調査 結果報告書」  
([http://www.kaigo-center.or.jp/report/h20\\_chousa\\_01.html](http://www.kaigo-center.or.jp/report/h20_chousa_01.html)).
- 岸田研作・谷垣静子, 2008, 「介護職員が働き続けるには何が必要か?」 Discussion Paper Series (岡山大学経済学部) No. II-64.
- 黒田祥子・山本勲, 2010, 「労働供給弾力値はどのように変化したか——マクロとマイクロの双方の視点から」北村行伸編『応用ミクロ計量経済学』日本評論社, 91-130.

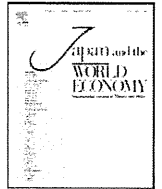
- 小檜山希, 2010, 「介護職の仕事の満足度と離職意向——介護福祉士資格とサービス類型に注目して」『季刊社会保障研究』45(4):444-457.
- 周燕飛, 2009, 「介護施設における介護職員不足問題の経済分析」『医療と社会』19(2):151-168.
- 鈴木亘, 2009, 『だまされないための年金・医療・介護入門——社会保障改革の正しい見方・考え方』東洋経済新報社.
- , 2010a, 『社会保障の「不都合な真実」——子育て・医療・年金を経済学で考える』日本経済新聞出版社.
- , 2010b, 「パートタイム介護労働者の労働供給行動」『季刊社会保障研究』45(4):417-443.
- 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.
- 八代尚宏, 2003, 『規制改革——「法と経済学」からの提言』有斐閣.
- 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.
- Dubin, Jeffery A. and Daniel L. McFadden, 1984, "An Econometric Analysis of Residual Electric Appliance Holdings and Consumption," *Econometrica*, 52(2):345-362.

すずき・わたる 学習院大学経済学部 教授。主な論文に「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』45(4), 2010)。社会保障論、医療経済学、福祉経済学専攻。(wataru.suzuki@gakushuin.ac.jp)

Effects of Cost Sharing on the Demand for Physician Services  
in Japan: Evidence from a Natural Experiment

鈴木 亘・菅 万理

Japan and the World Economy, Vol. 22, 1-11 頁



# Effects of cost sharing on the demand for physician services in Japan: Evidence from a natural experiment

Mari Kan<sup>a,\*</sup>, Wataru Suzuki<sup>b</sup>

<sup>a</sup> School of Economics, University of Hyogo, 8-2-1 Gakuennishi-machi, Nishi-ku, Kobe, Hyogo 651-2197, Japan

<sup>b</sup> Faculty of Economics, Gakushuin University, 1-5-1 Mejiro, Toshima-ku, Tokyo, 171-8588, Japan

## ARTICLE INFO

### Article history:

Received 20 March 2007

Received in revised form 8 July 2008

Accepted 4 June 2009

### JEL classification:

I10

I11

I18

### Keywords:

Demand for medical care

Natural experiment

Price elasticity

Moral hazard

Physician services

## ABSTRACT

In this paper, we investigate the effects of cost sharing on the demand for physician services in Japan by using a natural experiment, namely, the increase in the coinsurance rate for household heads in 1997. Our primary finding from the two-year data, which includes the transitory effects of the reform, is that the effects of the reform on the frequency of physician visits were negative and statistically significant, and that the effects of the reform on expenditures per visit were also negative. Based on these results, the arc elasticity of demand for physician services is  $-0.055$ . When we exclude the transitory period using the three-year data, the effects of the reform on the frequency of physician visits turn to be positive. It seems that the patients marginally curtailed the number of physician visits immediately after the reform; however, this effect was not sustained in the six months after the reform. We conclude that Japanese patients are not very price sensitive within the 10–20 percent range of coinsurance rate. Another important finding in our study is that the decrease in expenditure per visit retained even after the transitory period. This result suggests that the existence of a possible moral hazard in the treatment intensity although the decision-making process on the treatment intensity needs to be examined more carefully.

© 2009 Elsevier B.V. All rights reserved.

## 1. Introduction

Given the aging population and advancement of medical technology, increasing medical expenditure has become a matter of common concern among industrialized countries. In 2002, the medical expenditure of Japan was 7.6 percent of the GDP, which is a relatively small ratio in comparison with other OECD nations. However, the growth rate of medical expenditure is considerably higher than the economic growth rate. This imbalance is expected to worsen the future financial condition of medical insurance since the Japanese population is aging as rapidly as any other country. Therefore, the government recently reformed the health care system in several ways to curtail the excess demand for medical care.

In Japan, one of the most prominent phenomena in the utilization of health care services is the high utilization of outpatient care. The people in Japan visit a physician more often than the people in any other OECD country. According to OECD

Health Data, the number of doctor visits per capita was 14.6 in 1995 and 14.4 in 2000 (O.E.C.D., 2004). Apart from the emerging economies in Eastern Europe, these are the largest numbers among the OECD countries.<sup>1</sup> In 2000, the corresponding figures were as low as 4.9 and 6.3 in the U.K. and in Canada, respectively—both countries have a national health care system. In the U.S., the number of doctor visits per capita was 8.9 in 2000; this figure was 6.9 in France and 7.3 in Germany.<sup>2</sup> Why do the people in Japan visit a doctor so often? Japan is assumed to have universal health insurance with a relatively low coinsurance rate, and the people are guaranteed free access to physicians; do these systems induce moral hazards? Moreover, in Japan, since all medical fees are charged on a pay-for-service basis, does this trigger an excess demand for patients by the physicians?

<sup>1</sup> In some Eastern European countries, people visit a physician rather frequently. For example, in the year 2000, the number of physician visits per capita was 12.6 in the Czech Republic, 15 in the Slovak Republic, and 11.1 in Hungary.

<sup>2</sup> The number of physician visits in Korea in 2000 is not cited; however, in 1999, it was 8.8.

\* Corresponding author. Tel.: +81 78 794 5970; fax: +81 78 794 6166.  
E-mail address: [mkan@econ.u-hyogo.ac.jp](mailto:mkan@econ.u-hyogo.ac.jp) (M. Kan).

This paper aims to examine how changes in the coinsurance rate influence the demand for physician services in Japan by using a natural experiment with longitudinal insurance claim data; further, it aims to assess the extent of moral hazards,<sup>3</sup> if any. In order to achieve this, we use the price elasticity of demand as an indicator in this analysis.

In September 1997, the Health Insurance Law was amended, and the coinsurance rate for a primary subscriber enrolled in the employee health insurance was raised from 10 percent to 20 percent. This was Japan's first natural experiment, and it provided a golden opportunity to measure the price elasticity of demand for health care.

In this study, we focus only on the demand for physician services. We use the health insurance claim data from 111 Health Insurance Societies, collected by the Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW). These Health Insurance Societies vary by type and scale of industry and, as a result, they better represent the system<sup>4</sup>. In this study, we address the following two questions: (1) what is the price elasticity of physician services when we control additional reimbursement such as high-cost medical care benefits that are explained in a later section? (2) How does intensity of treatment change when the cost sharing of patients increases in the pay-for-service system?

The remainder of this paper is organized as follows: in Section 2, we review the related literature and discuss the probable methodological problems. In Section 3, we describe the Japanese health care system. In Sections 4 and 5, we explain the data and discuss the econometric methodology, respectively. In Section 6, we present the estimation results. Finally, in Section 7, we provide the concluding remarks.

## 2. Related literature

Since 1970s, the price elasticity of demand for health care has been extensively measured worldwide. In the early stages of research, analyses were based on observational comparisons between individuals whose coverage rates differed;<sup>5</sup> however, these studies had drawbacks caused by the endogeneity and sample selection bias in the selection of (1) the rate of individual coverage and (2) the type of plan in which to enroll. Therefore, in recent years, a natural experiment approach has been primarily used to examine the effects of cost sharing (e.g., Cheng and Chiang, 1997; Chiappori et al., 1998). However, the Rand Health Insurance Experiment (HIE)<sup>6</sup> in the late 1970s, which was a controlled experiment, was an exception. The estimates obtained from this experiment are regarded as the benchmark for elasticity estimates because all the covariates are given exogenously.

Since the use of individual data on medical expenditures has been severely restricted in Japan, until recently, the estimates of the price elasticity of demand for medical care have been obtained using the data aggregated by prefectures. The first empirical study based on microdata was conducted by Bhattacharya et al. (1996), who measured the price elasticity of demand in 1990s using the duration between one outpatient visit to the next. However, similar to other studies using observational data, this study, too,

has drawbacks caused by the sample selection bias. Individuals who did not consult a doctor at anytime were excluded from the analysis; further, the characteristics of those individuals whose coinsurance rates differed were not homogeneous. A unique study conducted by Li and Okusa (2002a,b) estimated the price elasticity among the individuals reporting symptoms of minor ailments by using surveyed data; however, this study did not include the physicians' responses to the coinsurance rates.

Yoshida and Ito (2000) and Yoshida and Takagi (2002) evaluated the effects of the 1997 reform by using health insurance claim data obtained from one or four health insurance society. Both studies considered the annual medical care demand before and after the reform in order to eliminate the seasonal bias; further, these studies used a Difference-in-Difference (DID) technique to eliminate the influence of unobservable heterogeneity between individuals. The results suggested that the revision had no effect on the medical care demand of household heads, albeit these results contradicted the official statistics. According to a report published by the Social Insurance Medical Fee Payment Fund, in fiscal year 1997, the medical expenses of household heads enrolled in employee health insurance decreased by 9.05 percent from the previous year, as shown in Fig. 1. A possible explanation for this contradiction is that the samples used in the two studies did not represent the population in its entirety.<sup>7</sup> Since a health insurance society is allowed to implement an additional reimbursement plan, it might be difficult to say that one or four societies can grasp the medical care demand in a society-managed health insurance system.<sup>8</sup> Therefore we aspire to evaluate the effects of the reform with more representative data.<sup>9</sup>

In our previous study (Kan and Suzuki, 2006), we reported the price elasticity of demand for both outpatient and inpatient medical services based on a natural experiment, but our study used more representative data from 111 insurance societies. However, our study did not fully control for the factors that influence the demand for health care, i.e., the opportunity cost for the employees and the additional reimbursement plan available to the enrollees. Further, in the previous study, we considered the labor income of the primary insured as a proxy for household income; however, this might not be appropriate since the labor income of the primary insured reflects his/her opportunity cost of visiting a doctor more than the economic

<sup>7</sup> Comparing the characteristics of their sample to those of the entire set of enrollees in Health Insurance Societies, we find that their sample is younger and has higher monthly earnings (see Appendix Table A1 and Appendix Table A2).

<sup>8</sup> Appendix Table A3 shows that after the reform, dependents in their data decreased the number of physician visits drastically, which is not consistent with the behavior of the entire set of enrollees.

<sup>9</sup> We have replicated their results in our dataset. We set the annual number of physician visits as the dependent variable and used the Hurdle Negative Binomial model employed by Yoshida and Takagi (2002). Upon the inclusion of the same explanatory variables that they used, we obtained a similar result—a significantly positive effect of the reform on the number of visits for household heads (see Appendix Table A4). After examining several models, we found that the main source of the contradiction is that they included "ex post co-payment rate" as an explanatory variable. The ex post co-payment rate is the individual co-payment rate calculated based on the statutory coinsurance rate and additional reimbursements. This might be problematic for the following reasons: first, the ex post co-payment rate heavily correlates with family status (i.e., head or dependent); the correlation coefficient between "head" and "ex post co-payment rate" is  $-0.75$  and is statistically significant at the 1 percent level. Second, the ex post co-payment rate is determined ex post facto; this implies that it depends on patients' behavior. Therefore we suggest it is better to use an exogenous natural experiment when calculating price elasticity in order to avoid these problems. Therefore, we use the 1997 reform as a natural experiment and adjust variation in co-payment rate by dummy variables indicating additional reimbursements such as high-cost medical care benefit. Using these dummy variables instead of the ex post co-payment rate gives the negative sign to *Head\*After*.

<sup>3</sup> Zweifel and Manning (2000) categorize the moral hazards caused by health insurance into ex ante, static ex post, and dynamic ex post. Ex ante is a reduction of preventive effort in response to insurance coverage. Static ex post moral hazard indicates an increase in the demand for medical care associated with a given technology. Dynamic ex post moral hazard occurs when the choice is biased in favor of newer and more expensive medical technology. This study deals with the static ex post moral hazard.

<sup>4</sup> We show how the data represent the system in data description.

<sup>5</sup> For example, Rosett and Huang (1973) obtained the elasticity from the 1960 Survey of Consumer Expenditure; Freiberg and Scutchfield (1976) calculated it by using data from the Blue Cross/Blue Shield of Kentucky.

<sup>6</sup> See Newhouse (1993) for details of the Health Insurance Experiment.

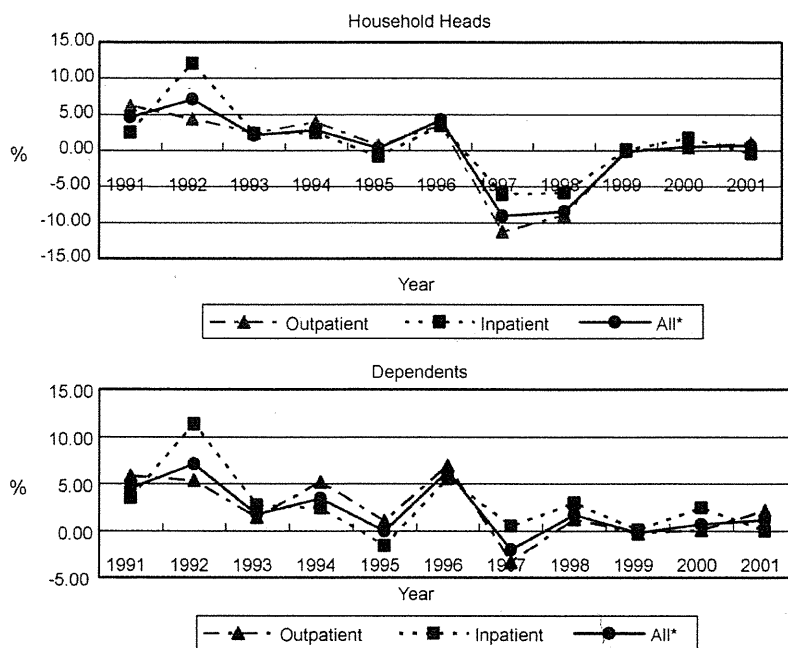


Fig. 1. Growth rate of medical expenditure per capita over the previous year.

status of the household. Therefore, we correct this problem in the present study.

Other factors that Kan and Suzuki (2006) leave out from the estimation are additional reimbursement plans. In Japan, when a patient's out-of-pocket expenditure exceeds the ceiling, the insurance reimburses this excess amount. Thus, individuals who receive high-cost medical care benefits lack the financial incentive to reduce their spending such that it does not exceed the ceiling. Therefore, the effects of high-cost medical care benefits need to be controlled. Moreover, public assistance for those suffering from serious diseases and additional reimbursement offered by some Health Insurance Societies is available. In this study, we consider these factors as well.

### 3. Japanese health care system and data

#### 3.1. Health insurance in Japan

In Japan, almost all individuals are covered by health insurance. Apart from the health services for the elderly, the health insurance system of Japan comprises employee health insurance and local health insurance. Employee health insurance is offered through an employer and is divided into the following four categories according to the type of the employer: (1) society-managed health insurance, (2) government-managed health insurance, (3) Seamen's Insurance, and (4) mutual aid associations. Individuals who are engaged in agriculture, forestry, and fisheries as well as those who are either self-employed or unemployed are covered by national health insurance, which is managed by the local municipalities; this is because these individuals do not belong to any company or organization. As a result, practically every person residing in Japan is covered by insurance; this system is known as universal health insurance.<sup>10</sup>

In this study, we use data pertaining to society-managed health insurance. As stipulated by the law, only businesses with

700 or more employees or groups of companies in the same industry or in the same region with 3000 or more employees can establish a health insurance society after obtaining an MHLW approval. In contrast, mutual aid associations and government-managed health insurance are established for government officials and employees of small- and medium-sized enterprises, respectively. Given the above, it can be stated that society-managed health insurance is established for the employees of larger firms and their dependents.

#### 3.2. Health care delivery system in Japan

Several features of the health care delivery system in Japan, which are important presuppositions of our research, have been described below.

##### 3.2.1. Fee-for-service based on the official fee schedule

All costs associated with medical services are based on the official price set by the government in the form of points (one point = 10 yen). A patient pays the coinsurance at the time of receiving the service; subsequently, the clinics and hospitals send their claims to a payment fund for reimbursement. Thus, all costs resulting from medical services are reimbursed on a fee-for-service basis. The medical institution sends monthly claims to the insurer. When an individual receives health care at more than one institution in one month, two claims are issued for the same patient. In Japan, although analyses of the number of claims have been the norm, it is considered more appropriate to analyze the actual number of visits. Thus, in our analysis, we use the number of visits as one of the outcomes.

##### 3.2.2. Free access

Regardless of the type of insurance, all Japanese residents are assured of seeing any doctor. Although medical institutions in Japan are more or less categorized into clinics and hospitals, it is not mandatory to obtain a referral in order to visit a doctor at a hospital. Recently, the government began recommending that

<sup>10</sup> Campbell and Ikegami (1998) and Yoshikawa et al. (1996) illustrate the Japanese health care system from a comparative perspective.



**Table 1**  
Cost-sharing and benefits schedule.

	Head		Dependent	
	Before	After	Before	After
Coinsurance rate (percent)				
Inpatient care	10	20	20	
Outpatient care			30	
Outpatient drug Co-payment (yen)				
Draft	n/a	10	n/a	10
Internal (per prescription)				
1 type	n/a	0	n/a	0
2 or 3 types	n/a	30	n/a	30
4 or 5 types	n/a	60	n/a	60
6 types or more	n/a	100	n/a	100
External (per prescription)				
1 type	n/a	50	n/a	50
2 types	n/a	100	n/a	100
3 types or more	n/a	150	n/a	150
High-cost medical care benefits	If more than 63,600yen (35,400 yen for low-income people) is paid individually Or If 2 or more people in a household each pay 30,000 yen (21,000 yen for low-income people) or above in a single month, benefits are provided. Reduced payment for families receiving high-cost medical care more than once a year. (When persons receive high-cost care 3 times or more within a year, their payment limit will be 37,200 yen (24,600 yen for low-income people)). Reduced payment for persons receiving high-cost care for a long period (People suffering from hemophilia and chronic renal insufficiency with essential artificial dialysis shall pay 10,000 per month).			

Notes: n/a=not applicable (outpatient drug co-payment was first introduced in year 1997).

patients first consult a primary care physician (also known as a home doctor). The government has also increased the initial visit fee at hospitals; however, despite this increase, some patients still prefer to go directly to hospitals because they expect better care there.

Further, unlike the U.K. where National Health Service has been established, in Japan, the distinction between general practitioners (GP) and specialists (SP) is unclear. In other words, patients in Japan can access any medical facility without first consulting GPs. This is because in most cases, a visit to a physician is on a walk-in basis rather than an appointment basis and it is the patient who decides the number of times that he/she would like to visit the physician.

### 3.2.3. Prohibition of balance billing

According to the Health Insurance Law, balance billing is allowed only in the case of amenities availed of at a hospital and advanced medicines not included under the insurance coverage. If an individual has applied for insurance, all medical services will be covered by the insurance; further, the individual will be required to pay the coinsurance at the time of receiving the services at a medical institute. In some countries, it is possible for out-of-pocket expenditures to be covered by supplementary private insurance; however, this is not the case in Japan, particularly with regard to outpatient medical care. Therefore, an increase in the coinsurance rate, directly affects the out-of-pocket burden of every person, subject to the reform. Consequently, the 1997 reform can be regarded as a natural experiment.

### 3.2.4. Stop loss

When a patient's out-of-pocket expenses exceed the monthly ceiling, he/she is reimbursed for the excess amount or the difference between the ceiling and his/her actual expenses,

based on a system known as high-cost medical care benefits. In the periods of our analysis, the monthly ceiling was 63,600 yen and 35,400 yen for low-income people. As a result of this system, a patient's actual out-of-pocket expenses never exceed the ceiling.

As mentioned in Section 1, in order to accurately estimate the price elasticity, it is necessary for the analysis to distinguish between individuals who receive these benefits.

### 3.3. The 1997 reform

Coinsurance rates are determined based on (1) the type of health insurance and (2) whether a patient is a principle subscriber or a dependent. Table 1 presents the cost sharing and benefits in a society-managed health insurance scheme before and after the reform. The coinsurance rate for household heads<sup>11</sup> (primary subscribers) was 10 percent for any kind of medical service; for their dependents, it was 30 percent for outpatient care and 20 percent for hospital services. In September 1997, after the Health Insurance Law was amended, the coinsurance rate for household heads was increased to 20 percent. Further, the coinsurance rate for dependents remained unchanged; however, an outpatient drug co-payment was introduced for all patients to discourage the unnecessary use of medicine.

## 4. Data and summary statistics

This study employs insurance claim data from 111 Health Insurance Societies; these data were collected by the Health Insurance Bureau, MHLW. Information pertaining to the utilization

<sup>11</sup> For convenience, we refer to the primary subscriber enrolled in an insurance plan as the head.

**Table 2**  
Variable definitions.

Head	1 if household head: i.e., primary subscriber
Gender	1 if male
After	1 if the time is after the rise in coinsurance rate
HeadAfter	1 if the time is after the rise in coinsurance rate and a person is a primary insured
Inter	1 if the time is from April 1997–March 1998 (in 3-year data)
HeadInter	1 if the time is from April 1997–March 1998 and a person is a primary insured (in 3-year data)
Quarter1–Quarter8	Time variables indicating the time. Quarter1 is 1 if the time is the first quarter during September 1996–August 1998 (in 2-year data)
Quarter1–Quarter12	Time variables indicating the time. Quarter1 is 1 if the time is the first quarter during April 1996–March 1999 (in 3-year data)
Age0004–Age6569	Age category by 5 years. Age0004 = 1 if those aged 0 to 4. Likewise Age6569=1 if those aged 65 to 69.
Earning	Monthly labor income of household heads
Qearning	Squared monthly labor income of household heads
Disease1	1 if diagnosed with certain infectious and parasitic diseases
Disease2	1 if diagnosed with neoplasms
Disease3	1 if diagnosed with diseases of the blood and blood-forming organs and certain disorders involving the immune mechanism
Disease4	1 if diagnosed with endocrine, nutritional and metabolic diseases
Disease5	1 if diagnosed with mental and behavioral disorders
Disease6	1 if diagnosed with diseases of the nervous system
Disease7	1 if diagnosed with diseases of the eye and adnexa
Disease8	1 if diagnosed with diseases of the ear and mastoid process
Disease9	1 if diagnosed with diseases of the circulatory system
Disease10	1 if diagnosed with diseases of the respiratory system
Disease11	1 if diagnosed with diseases of the digestive system
Disease12	1 if diagnosed with diseases of the skin and subcutaneous tissue
Disease13	1 if diagnosed with diseases of the musculoskeletal system and connective tissue
Disease14	1 if diagnosed with diseases of the genitourinary system
Disease15	1 if diagnosed with pregnancy, childbirth and the puerperium
Disease16	1 if diagnosed with certain conditions originating in the perinatal period
Disease17	1 if diagnosed with congenital malformations, deformations and chromosomal abnormalities
Disease18	1 if diagnosed with symptoms, signs and abnormal clinical and laboratory findings, not elsewhere classified
Disease19	1 if diagnosed with injury, poisoning and other consequences of external causes
Highcost	1 if reimbursed for the high-cost medical fee
Fringe	1 if reimbursed additionally by the insurance society
Public	1 if a patient has public assistance due to serious illness

of health services from April 1996 to November 1999 (44 months) is included in these data. This information includes individual characteristics such as date of birth, gender, and monthly labor income; 19 classifications of illness;<sup>12</sup> and special reimbursements. The special reimbursements include high-cost medical care benefits, fringe benefits from the society, and public assistance for serious diseases. The medical expenses for the month in which no medical expenditure was incurred is written as zero; consequently, samples that never utilize any health services throughout the observation window are also contained in the data. The proportions of those samples, which we describe later in this section, are 10.9 percent and 6.6 percent in the two-year data and three-year data, respectively.

The use of insurance claim data in this study enables us to obtain detailed information on how much treatment was provided to patients. However, one of the drawbacks in using insurance claim data for the analysis is that we were unable to obtain sufficient information regarding individual characteristics associated with the tendency of health care utilization such as educational attainment, self-rated health, self-reported symptoms, and dependents' employment status and earning. Although the longitudinal nature of the data may alleviate some problems, we need to bear in mind that the results have certain limitations.

In the data process, we first considered those individuals who were insured throughout the 44-month period and randomly extracted 5 percent of the total number of individuals. The unit for analysis was set as the utilization of outpatient medical services by an individual every three months. For each individual, the extracted number of visits, medical expenditures, special reimbursements such as high-cost medical care benefits, and actual coinsurance rate after subtracting the special reimbursement from the out-of-pocket expenses were aggregated over a period of three

months. The individual characteristics were drawn from the first month in the three-month period. The dummy variables were made to correspond with the 19 classifications of illness, which are based on International Classification of Diseases for the Use of

**Table 3**  
Characteristics of samples from 2-year data.

	Head		Dependent	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Gender (male = 1)	0.740	0.438	0.318	0.466
Age				
0 ≤ Age ≤ 4	0	0	0.105	0.307
5 ≤ Age ≤ 9	0	0	0.145	0.352
10 ≤ Age ≤ 14	0	0	0.167	0.373
15 ≤ Age ≤ 19	0.005	0.068	0.151	0.358
20 ≤ Age ≤ 24	0.086	0.281	0.040	0.195
25 ≤ Age ≤ 29	0.163	0.370	0.031	0.174
30 ≤ Age ≤ 34	0.139	0.346	0.062	0.242
35 ≤ Age ≤ 39	0.115	0.319	0.064	0.245
40 ≤ Age ≤ 44	0.119	0.324	0.070	0.255
45 ≤ Age ≤ 49	0.153	0.360	0.081	0.273
50 ≤ Age ≤ 54	0.123	0.328	0.049	0.217
55 ≤ Age ≤ 59	0.076	0.264	0.019	0.135
60 ≤ Age ≤ 64	0.016	0.127	0.010	0.099
65 ≤ Age ≤ 69	0.005	0.069	0.005	0.074
Labor income (thousand JPY/month)	384.499	167.780	0.000	0.000
Zero visit ratio	0.534	0.499	0.440	0.496
Number of outpatient visits	2.196	5.186	2.580	4.788
Outpatient expenditure per visit*	640.998	663.696	514.023	996.537
High-cost medical care benefit*	0.006	0.076	0.006	0.074
Fringe benefit*	0.044	0.204	0.096	0.294
Public assistance*	0.012	0.107	0.051	0.219
Number of observations	146,608		142,344	
Number of groups	18,326		17,793	

Notes: asterisk (\*) indicates the mean excluding the people who did not use any medical care.

<sup>12</sup> These classifications are obtained from the "International Classification of Diseases for the Use of Social Insurance", as described in Table 2.

**Table 4**  
Summary statistics of before and after.

	Head				Dependent			
	Before		After		Before		After	
	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D
<b>2-year data</b>								
All samples								
Number of outpatient visits	2.23	5.31	2.16	5.06	2.63	4.79	2.53	4.79
Outpatient expenditure/visit*	644.75	690.15	637.32	636.66	515.09	1037.77	512.94	953.00
Real coinsurance rate (percent)*	9.30	2.56	19.88	5.42	27.48	6.62	29.53	5.83
Real coinsurance rate (percent)* (without/stop loss)	9.32	2.54	19.99	5.30	27.59	6.47	29.65	5.62
Obs.	73,304		73,304		71,172		71,172	
Obs. (those had any care)	33,861		34,506		40,104		39,622	
<b>3-year data</b>								
All samples								
Number of outpatient visits	2.13	5.21	2.24	5.13	2.60	4.59	2.52	4.68
Outpatient expenditure/visit*	640.94	600.67	634.57	622.29	511.31	1044.80	508.22	431.09
Real coinsurance rate (percent)*	9.22	2.44	20.17	5.16	27.11	6.99	29.79	5.50
Real coinsurance rate (percent)* (without/stop loss)	9.23	2.42	20.28	5.03	27.22	6.86	29.91	5.27
Obs.	73,304		73,304		71,172		71,172	
Obs. (those had any care)	32,919		35,488		39,808		39,899	

Notes: asterisk (\*) indicates the mean excluding people who did not use any medical care.

Social Insurance. If an illness fell within a classification, the dummy variable took a value of one, and zero otherwise. As a result, when two or more medical services were provided for different illnesses within the three-month period, information pertaining to all the illness classifications was kept.

The two datasets analyzed in this paper are two-year data and three-year data; these include each year before and after the revision in September 1997 and the three-year period from April 1996 to March 1997, April 1997 to March 1998, and April 1998 to March 1999, respectively. The last year in both the datasets is coded as *After*. We assume that variable *After* absorbs the transitory effects in two-year data, whereas it reflects the effects excluding the transitory effects in three-year data. Variable definitions are shown in Table 2.

The characteristics of the samples are presented in Table 3. It should be noted that the sample does not represent the entire Japanese population. Since society-managed health insurance is an employee health insurance, enrollees are relatively young and wealthy compared to the enrollees in national health insurance. However, our datasets better represent those enrolled in society-managed health insurance in terms of age structure and family status (see Appendix Table A1 and Appendix Table A2). Monthly labor income is the standard for setting an insurance premium. As mentioned previously, in our earlier study (Kan and Suzuki, 2006), we regarded labor income as household income; however, in our present study, we consider labor income as household heads' opportunity cost of visiting a physician. Therefore, we regard the dependents' labor income as zero. Although it is unfortunate that the insurance claim data do not contain information on the dependents' employment status and labor income, this information appears negligible as long as those dependents remain dependents and do not acquire their own health insurance coverage.<sup>13</sup>

The numbers of outpatient visits in Table 3 are approximately 2.2 among household heads and approximately 2.6 among their dependents when nonusers of services are included. The zero

ratios—which are the ratios of people who did not visit a physician at all in the three-month period—are 53 percent among household heads and 44 percent among their dependents. The average expenditure per visit for household heads and dependents is 641 points and 514 points, respectively, when excluding the zero users. These figures indicate that household heads tend to visit a physician less often but incur more expenses per visit. Among the household heads, 0.6 percent of the people received high-cost medical care benefits; this ratio was the same for their dependents.

The summary statistics of the utilization of physician services before and after the reform are presented in Table 4. In the two-year data, the number of visits by household heads decreased from 2.23 to 2.16 after the reform; on the other hand, in the three-year data, this number increased from 2.13 to 2.24. The expenditure incurred per visit showed a decreasing tendency in both the data. In the two-year data, a household head spent 645 points before the reform and 637 points after the reform. Similarly, in the three-year data, the expenditure per visit decreased from 641 points to 635 points.

As mentioned previously, the coinsurance rate for a household head was raised from 10 percent to 20 percent, and an outpatient drug co-payment was introduced to all users in September 1997. After considering additional reimbursements such as fringe benefits, the ratios of the average out-of-pocket expenses in the total expenses before and after the reform were calculated as 9 percent and 20 percent, respectively. Further, the drug co-payment marginally affected the real co-payment rate for dependents. The average coinsurance rate in actual terms was about 27 percent before the reform and 30 percent after the reform.

## 5. Methods

To date, various models have been used to analyze the demand for medical care. Among them, the two-part model developed by Duan et al. (1983) and Manning et al. (1987) is widely acknowledged. In this paper, we modify this model to accommodate the Japanese medical care system. Given the present system of free access on a walk-in basis, patients in Japan exercise more control with respect to the frequency of physician visits than do the patients in the U.S. and in other developed countries. Therefore, in this analysis, we assume the number of outpatient visits as the first

<sup>13</sup> With regard to the employment status of family members, according to 1997 Employment Status Survey, among the 32 million and 908 thousand married women, only 18.7 percent of them are employed as a regular staff (Statistics Bureau, 1997).

part and medical expenditure per visit as the second part although the real decision-making process should be empirically examined with more detailed data.

In each part of the model, we use the 1997 reform as a natural experiment, and set household heads – *Head* – as the treatment group and dependents as the control group. In order to examine the treatment effect, the DID technique is employed. We name the period following the revision *After*, and the cross product of *Head* and *After* denote the treatment effects. Further, since the nature of data is longitudinal, we employ a panel analysis that considers unobservable individual effects.

The dependent variables are the number of physician visits in the first part of the model and the log transformed points per visit in the second part. The following explanatory variables used in both parts of the model are *Gender*, *Age0004–Age6569*, *Earning*, *Qearning*, and *Quarter1–Quarter8* in two-year data and *Quarter1–Quarter12* in three-year data. Moreover, the variables *Head*, *After*, and *HeadAfter* are included to perform the DID analysis. The second part of the model includes the variables *Disease1–Disease19*, *Highcost*, *Fringe*, and *Public*. In addition, the variables *Inter* and *HeadInter* are included in the three-year data set. The variable *After* is consistently regarded as the dummy variable representing the periods after the revision. A description of each model is provided in the following subsections.

### 5.1. Number of physician visits

The nonnegative integer nature of the number of physician visits implies that the regression models based on continuous functional forms are inappropriate (Winkelmann, 2000). Consequently, count data models have been primarily employed in the analysis of demand for health care (e.g., Cameron et al., 1988; Pohlmeier and Ulrich, 1995). However, there exist arguments with

incurred persists after it occurs. However, it is problematic to drop and exclude all observations from the maximum likelihood calculation if the outcomes from time 1 to time *T* are all zero for a certain individual when the negative binomial model is estimated with the fixed effect model. Therefore, similar to Winkelmann (2004), we apply the random effect model.

The joint density function of individual *i*'s physician visits in a random effects count data model can be written as follows:

$$Pr(Y_{i1} = y_{i1}, \dots, Y_{in_i} = y_{in_i} | \mathbf{X}_i) = \int \prod_{t=1}^{n_i} Pr(Y_{it} = y_{it} | \mathbf{x}_{it}, \delta_i) f(\delta_i) d\delta_i,$$

where  $y_{it}$  is the count for the *t*th observation in the *i*th group conditional to the covariates  $\mathbf{X}_i$ , and  $\delta_i$  is an individual-specific random effect. For a random effects overdispersion model, we allow  $\delta_i$  to vary randomly across groups. We assume that  $(1 + \delta_i)^{-1} \sim \text{Beta}(r, s)$  (Hausman et al., 1984), where *r* is the mean and *s* is the variance in the beta distribution.

The conditional expected value and variance are as follows:

$$E(y_{it} | \mathbf{x}_{it}, \delta_i) = \delta_i \lambda_{it}$$

and

$$V(y_{it} | \mathbf{x}_{it}, \delta_i) = \delta_i \lambda_{it} \times (1 + \delta_i)^{-1},$$

where  $\lambda_{it} = \exp(\mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta})$ , with  $\mathbf{x}_{it}$  being the exogenous covariates at time *t*. Therefore, the joint density function of individual *i*'s physician visits can be rewritten in the following manner:

$$Pr(Y_{i1} = y_{i1}, \dots, Y_{in_i} = y_{in_i} | \mathbf{X}_i) = \frac{\Gamma(r+s) \Gamma(r + \sum_{t=1}^{n_i} \lambda_{it}) \Gamma(s + \sum_{t=1}^{n_i} y_{it})}{\Gamma(r) \Gamma(s) \Gamma(r+s + \sum_{t=1}^{n_i} \lambda_{it} + \sum_{t=1}^{n_i} y_{it})} \prod_{t=1}^{n_i} \frac{\Gamma(\lambda_{it} + y_{it})}{\Gamma(\lambda_{it}) \Gamma(y_{it} + 1)} \quad (1)$$

Thus, the log-likelihood function can be written as

$$\ln L = \sum_{i=1}^n w_i \left[ \ln \Gamma(r+s) + \ln \Gamma\left(r + \sum_{k=1}^{n_i} \lambda_{ik}\right) + \ln \Gamma\left(s + \sum_{k=1}^{n_i} y_{ik}\right) - \ln \Gamma(r) - \ln \Gamma(s) - \ln \Gamma\left(r+s + \sum_{k=1}^{n_i} \lambda_{ik} + \sum_{k=1}^{n_i} y_{ik}\right) + \sum_{k=1}^{n_i} \{\ln \Gamma(\lambda_{ik} + y_{ik}) - \ln \Gamma(\lambda_{ik}) - \ln \Gamma(y_{ik} + 1)\} \right] \quad (1')$$

regard to the use of count data models. The principal approach is a one-step econometric model using Poisson or negative binomial distributions, wherein the demand for medical care is regarded as patient-determined. The second approach uses a principal-agent theory in which the physician determines the frequency of treatment after the patient has made initial contact. This model is referred to as a two-part model, mentioned in the previous section. It was originally developed by Duan et al. (1983), and has recently been adapted to accommodate count data. In this model, the first part considers the patient's decision to make initial contact with a physician and the second part regards the frequency of visits as a truncated count model; this two-part model is often referred to as a hurdle model.

In Japan, where free access is guaranteed to all individuals and there is no clear distinction between GPs and SPs, a patient is able to visit an SP without first consulting a GP. Moreover, in this analysis, visiting two different clinics once is the same as visiting the same physician twice. Under these circumstances, the one-step approach seems more appropriate than the hurdle model. Therefore, in this study, we use the one-step negative binomial model.

In the panel analysis, it is crucial to determine whether individual effects are identified as random or fixed. It might be better to consider them to be fixed if the medical expenditure

Subsequently, we determine  $\boldsymbol{\beta}$  that maximizes Eq. (1').

### 5.2. Points per visit (in a logarithmic form)

In the second step of the analysis of the utilization of physician services, we employed a logarithmic transformation of the expenditure (in terms of points) per visit. The logarithmic transformation of the expenditure practically eliminates the influence of a skewed distribution of expenditure among users; further, it yields nearly normal error distributions (Duan et al., 1983; Manning et al., 1987).<sup>14</sup> The model is written as a linear model on the log scale as follows:

$$\ln y_{it} = \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\beta} + v_{it}, \quad (2)$$

<sup>14</sup> Manning and Mullahy (2001) examine how well alternative estimators behave econometrically when the data is skewed or there are other data problems such as heteroscedasticity. They compare the least-squares (LS) estimators for the  $\ln(y)$  and the generalized linear models (GLM) with log links. We have chosen to use the LS estimator on  $\ln(y)$  in order to compare our results with the benchmark elasticity obtained from the Rand HIE, but have also tried some GLM with log links. The results from GLM with log links, with a standard deviation proportional to the  $E(y|x)$  are consistent with the results from the LS model (results are presented in Appendix Table A5).