

票データから、妊娠・産褥（切迫流産、前置胎盤等）を理由に病院や診療所等に通院していると回答した 1154 名のうち、喫煙状況について回答していない 13 名を除いた 1141 名を抽出し、個人レベルで健康票個票と世帯票を地区・単位区・世帯番号・世帯員番号によりマージを行った。

分析対象者 1141 名は、本調査対象における女性総数の 0.37%と推計される。平成 19 年の人口動態調査から日本人女性人口に占める出産者割合が 1.7%と推計されることから、分析対象者は、本調査対象における妊婦総数の約 22% (0.37/1.7) にあたるとみられる。一方、直近の平成 20 年の患者調査から、妊娠、分娩及び産褥に関する傷病を理由とする外来受療者の割合は女性総数の 0.026%と推計される。この数値をあてはめると、妊娠、分娩及び産褥に関する傷病を理由に病院や診療所等に通院している妊婦は、妊婦総数の 1.5%程度 (0.026/1.7) と推定される。この該当者が全員、本調査に回答したと仮定した場合、本分析対象者の 7%程度 (1.5/22) にあたる。すなわち本分析対象者のうち、妊娠や産褥に関する傷病を理由に通院している者はごく僅かであり、実際には妊婦健診のため通院している者が多くを占めると考えられる。したがって、本分析対象者は妊婦一般集団と比べて、妊娠や産褥に関する傷病をもつ者の割合がわずかに大きい可能性はあるが、大きく乖離しないものと考えられる。

## 2. 分析項目

平成 19 年国民生活基礎調査の健康票および世帯票の調査項目から、喫煙状況、悩みやストレスの有無、悩みやストレスの原因、自覚的健康状態、こころの健康状態、属性（年齢（生年および生月からの算出による）、家計支出総額、育児支出総額、住居の建て方、室数、床面積、仕事の有無）をとりあげた。

## 3. 分析方法

喫煙状況は「毎日吸っている」「時々吸う日がある」を喫煙群、「以前は吸っていたが 1

か月以上吸っていない」「吸わない」を非喫煙群とする 2 群に分け、以下の各変数との関連性を検討した。

悩みやストレスの有無は、「あり」「なし」の 2 群とした。悩みやストレスの原因については、悩みやストレスの有無について「あり」と回答した者のみが、その原因としてあてはまるものすべてを選ぶ方式となっている。したがって、悩みやストレスの原因別に「あり」「なし」の 2 群となるが、「なし」群には、悩みやストレスの有無に対して「なし」と回答した人数を加えて分析した。

自覚的健康状態については、「よい」「まあよい」を高群、「ふつう」「あまりよくない」「よくない」を低群とした。こころの健康状態 (K6 尺度) については、6 項目に対する回答「まったくない」～「いつも」までを、それぞれ 0 点から 4 点とした。3 項目以上に回答がないものは無回答とし、それ以外のものについて欠損値を回答項目の平均値で補完して合計得点を求めた。合計得点が高いほどこころの健康状態がよくないことを表し、5 点以上を K6 スコア高群、5 点未満を K6 スコア低群とした。

Fisher の直接確率法により統計的検定を行い、有意水準は 5%未満とした。統計パッケージは SPSS 17.0J for windows を用いた。

## C. 研究結果

対象者の喫煙状況について、表 1 に示す。「吸わない」956 名 (83.8%)、「毎日吸っている」67 名 (5.9%)、「時々吸うときがある」16 名 (1.4%)、「以前は吸っていたが 1 か月以上吸っていない」102 名 (8.9%)であった。2 群化した場合、喫煙群は 83 名 (7.3%)、非喫煙群は 1058 名 (92.7%)であった。

属性変数はいずれも喫煙と有意な関連を認めなかった (表 2)。ストレスの有無および原因については、喫煙との関連が認められた (表 3)。ストレスが「ある」と回答した割合は、喫煙群の方が非喫煙群よりも有意に高かった。ストレスの原因については、「収入・家計・借金等」「家族との人間関係」「子どもの

教育」「自分の病気や介護」「恋愛・性に関すること」「自分の学業・受験・進学」の項目において、喫煙群の方が非喫煙群よりも回答割合が有意に高かった。

自覚的健康状態およびこころの健康状態 (K6) はいずれも喫煙と有意に関連しており、喫煙群の方が非喫煙群よりも、自覚的健康状態「低群」の割合ならびに K6 スコア「高群」の割合が有意に高かった (表 4)。

#### D. 考察

本分析対象者の喫煙率は 7.3% で、全国の医療機関における妊婦を対象とした調査結果<sup>3)</sup>とほぼ一致する。

妊婦の喫煙はストレスの有無と関連しており、喫煙者は非喫煙者よりも悩みやストレスが「ある」と回答した割合が有意に高いことが明らかとなった。また、悩みやストレスの原因をみると、「収入・家計・借金等」「家族との人間関係」「子どもの教育」「自分の病気や介護」「恋愛や性に関すること」「自分の学業・受験・進学」の回答割合が、いずれも喫煙者において非喫煙者より有意に高かった。

これらの項目のうち「収入・家計・借金等」は、喫煙・非喫煙にかかわらず対象者全体での回答割合が比較的上位の項目であることから、妊婦一般に多くかつ喫煙行動に関わるストレスとして重視すべきであると考えられる。他方、本研究で取り上げた社会経済的要因(「家計支出総額」「育児支出総額」を含む属性)はいずれも妊婦の喫煙と関連を示さなかったが、これらは支出に関するものであったためかもしれない。今後、妊婦の喫煙と社会経済的要因との関連についてさらに検討が必要である。

一方、「家族との人間関係」「子どもの教育」「自分の病気や介護」「恋愛や性に関すること」「自分の学業・受験・進学」といった項目は、対象者全体での回答割合が比較的低いものが多い。このことは、喫煙している妊婦はそうでない妊婦に比べて、妊娠・出産、育児、仕事といった妊婦一般に多い要因とは異なるストレスが多いことを示唆している。

また、妊婦の喫煙はメンタルヘルスと関連しており、喫煙者は非喫煙者に比べて、自覚的健康状態およびこころの健康状態がよくない者が多かった。妊婦の喫煙とメンタルヘルスの関連性は、海外で認められているのに対し<sup>8)</sup>、これまで我が国では認められていなかったが<sup>9,10)</sup>、本知見より妊婦の喫煙はメンタルヘルスと関連する可能性が示唆された。

以上のことから、妊婦の喫煙を防止する上で、各自のかかえる個別のストレスを把握してメンタルヘルスを改善する支援が必要と考えられた。本研究は、分析対象者が妊婦一般集団よりも妊娠・産褥にかかわる傷病をもつ割合がわずかに多い可能性はあるものの知見の一般化に大きな支障はないと考えられ、妊婦の喫煙と心理社会的要因の関連について全国レベルで初めて検討したものとして意義をもつ。

#### E. 結論

妊婦の喫煙と心理社会的要因の関連について検討した。その結果、喫煙者は非喫煙者に比べて、悩みやストレスのある者が多く、収入・家計・借金等、家族との人間関係、子どもの教育、自分の病気や介護、恋愛や性に関すること、自分の学業・受験・進学といったストレスが多く、自覚的健康状態やこころの健康状態がよくない者が多かった。よって、妊婦の喫煙を防止するためには、悩みやストレスを個別的に把握してメンタルヘルスを改善する支援が重要と考えられた。

#### 文献

- 1) 日本たばこ産業. 2010 年「全国たばこ喫煙者率調査」、男女計 23.9%. ([http://www.jti.co.jp/investors/press\\_releases/2010/0811\\_01/index.html](http://www.jti.co.jp/investors/press_releases/2010/0811_01/index.html))
- 2) 厚生労働省. 平成 21 年国民健康・栄養調査結果の概要について. (<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000000xtwq.html>)
- 3) 大井田隆, 曾根智史, 武村真治, 他. 我が国における妊婦の喫煙状況. 日本公衆衛生雑誌 2007; 54(2): 115-121.
- 4) 丸茂元三, 森田豊, 難波直子, 他. 妊婦

- の不安やストレスに関する検討. 日本産科婦人科学会雑誌 2007 ; 59(2) : 488.
- 5) 出雲啓子, 船木美香子, 菅原博子, 他. 有職妊婦の就労環境に関する調査結果. 秋田県母性衛生学会雑誌 2008 ; 22 : 30-34.
  - 6) Goedhart G, Van der wal MF, Cuijpers P, et al. Psychosocial problems and continued smoking during pregnancy. *Addictive Behaviors* 2009;34:403-406.
  - 7) 安河内静子, 佐藤香代. 妊娠期から産後の女性の喫煙行動に影響を及ぼす要因に関する研究—産後4ヵ月の調査から—. *母性衛生* 2006 ; 47(2) : 372-379.
  - 8) Zhu SH, Valbø A. Depression and smoking during pregnancy. *Addictive Behaviors* 2002 ; 27 : 649-658.
  - 9) 宮地文子, 山下美根子, 渡辺好恵, 他. 初妊婦および3~4か月児・保育園児の母親の抑うつと関連要因. *日本地域看護学会誌* 2001 ; 3(1) : 115-122.
  - 10) Sekizuka N, Nakamura H, Shimada K, et al. Relationship between sense of coherence in final stage of pregnancy and postpartum stress reaction. *Environmental Health and Preventive Medicine* 2006 ; 11 : 199-205.

表1 対象者の喫煙状況

	n	%
全体	1141	
吸わない	956	(83.8)
毎日吸っている	67	(5.9)
時々吸うときがある	16	(1.4)
以前は吸っていたが1カ月以上吸っていない	102	(8.9)

表2 喫煙状況別にみた対象者の属性

	総数		喫煙群		非喫煙群		p値
	n	%	n	%	n	%	
年齢(n=1141)							
31歳以下	606	(53.1)	43	(51.8)	563	(53.2)	.820
32歳以上	535	(46.9)	40	(48.2)	495	(46.8)	
家計支出総額(n=1063)							
20万円以下	583	(54.8)	41	(55.4)	542	(54.8)	1.000
21万円以上	480	(45.2)	33	(44.6)	447	(45.2)	
育児支出総額(n=535)							
3万3千円以下	262	(49.0)	20	(48.8)	242	(49.0)	1.000
3万4千円以上	273	(51.0)	21	(51.2)	252	(51.0)	
住居の建て方(n=1141)							
共同住宅借間・その他	499	(43.7)	33	(39.8)	466	(44.0)	.491
一戸建て	642	(56.3)	50	(60.2)	592	(56.0)	
室数(n=1088)							
3部屋以下	398	(36.6)	32	(41.6)	366	(36.2)	.390
4部屋以上	690	(63.4)	45	(58.4)	645	(63.8)	
床面積(n=1048)							
69.0㎡以下	526	(50.2)	42	(58.3)	484	(49.6)	.179
69.1㎡以上	522	(49.8)	30	(41.7)	492	(50.4)	
仕事の有無(n=1138)							
仕事なし	615	(54.0)	44	(54.3)	571	(54.0)	1.000
仕事あり	523	(46.0)	37	(45.7)	486	(46.0)	

注 1) Fisherの直接確率法をおこなった。

2) 喫煙状況については、「毎日吸っている」「時々吸うときがある」を喫煙群、「以前は吸っていたが1カ月以上吸っていない」「吸わない」を非喫煙群とした。

3) 「家計支出総額」「育児支出総額」「室数」「床面積」については中央値によって2群化した。

4) 回答した者のみを分析しているため、それぞれn数が異なる。

表3 喫煙状況別にみた対象者の悩みやストレスの有無および原因

	総数 (n=1138)		喫煙群 (n=81)		非喫煙群 (n=1057)		p値
	n	%	n	%	n	%	
悩みやストレスの有無	780	(68.5)	65	(80.2)	715	(67.6)	.018 *
悩みやストレスの原因							
妊娠・出産	617	(54.2)	52	(64.2)	565	(53.5)	.065
収入・家計・借金等	250	(22.0)	28	(34.6)	222	(21.0)	.008 *
育児	238	(20.9)	23	(28.4)	215	(20.3)	.090
自分の仕事	165	(14.5)	14	(17.3)	151	(14.3)	.511
家事	133	(11.7)	15	(18.5)	118	(11.2)	.070
家族との人間関係	111	(9.8)	16	(19.8)	95	(9.0)	.005 **
子どもの教育	98	(8.6)	14	(17.3)	84	(7.9)	.012 *
自由にできる時間がない	91	(8.0)	11	(13.6)	80	(7.6)	.084
住まいや生活環境(公害、安全及び交通事情を含む)	78	(6.9)	10	(12.3)	68	(6.4)	.063
家族の仕事	62	(5.4)	5	(6.2)	57	(5.4)	.797
家族以外との人間関係	56	(4.9)	7	(8.6)	49	(4.6)	.110
自分の病気や介護	37	(3.3)	6	(7.4)	31	(2.9)	.042 *
家族の病気や介護	27	(2.4)	2	(2.5)	25	(2.4)	1.000
結婚	24	(2.1)	4	(4.9)	20	(1.9)	.085
その他	21	(1.8)	0	(0.0)	21	(2.0)	.393
生きがいに關すること	19	(1.7)	1	(1.2)	18	(1.7)	1.000
恋愛・性に關すること	10	(0.9)	3	(3.7)	7	(0.7)	.029 *
自分の学業・受験・進学	7	(0.6)	4	(4.9)	3	(0.3)	.001 **
わからない	5	(0.4)	0	(0.0)	5	(0.5)	1.000
離婚	4	(0.4)	0	(0.0)	4	(0.4)	1.000
いじめ、セクシュアル・ハラスメント	4	(0.4)	0	(0.0)	4	(0.4)	1.000

注 1) \*p<0.05, \*\*p<0.01

2) Fisherの直接確率法をおこなった。

3) 喫煙状況については、「毎日吸っている」「時々吸う日がある」を喫煙群、「以前は吸っていたが1カ月以上吸っていない」「吸わない」を非喫煙群とした。

4) ストレスの有無の項目で「ない」と回答した者は、ストレスの内容の各項目において「ストレスなし」に加えた。

5) 各項目とも「ストレスあり」と回答した者のみを記述した。

6) ストレスの原因については、対象者全体の中で悩みやストレスがあると回答した者が多い順に表記している。

表4 喫煙状況別にみた対象者のメンタルヘルス

	総数		喫煙群		非喫煙群		p値
	n	%	n	%	n	%	
自覚的健康状態(n=1109)							
高群	381	(34.4)	19	(23.2)	362	(35.2)	.029 *
低群	728	(65.6)	63	(76.8)	665	(64.8)	
こころの健康状態(n=1126)							
K6スコア高群	373	(33.1)	40	(49.4)	333	(31.9)	.002 **
K6スコア低群	753	(66.9)	41	(50.6)	712	(68.1)	

注 1) \*p<0.05, \*\*p<0.01

2) Fisherの直接確率法をおこなった。

3) 喫煙状況については、「毎日吸っている」「時々吸う日がある」を喫煙群、「以前は吸っていたが1カ月以上吸っていない」「吸わない」を非喫煙群とした。

4) 自覚的健康状態については「よい」「まあよい」を高群、「ふつう」「あまりよくない」「よくない」を低群とした。

5) こころの健康状態については5点以上を高群、5点未満を低群とした。

6) 回答した者のみを分析しているため、それぞれn数が異なる。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））  
分担研究報告書10

医師・看護師の care density と術後在院死亡率の関連

研究分担者 橋本英樹 東京大学大学院医学系研究科臨床疫学・経済学 教授  
研究協力者 康永秀生 東京大学大学院医学系研究科医療経営政策学

研究要旨

医療施設調査における各施設のベッド数・医師数・看護師数データとDPCの退院患者データを、病院名をキーとして突合し、100床あたり医師数・看護師数と術後在院死亡率の関連を調べた。DPCデータ(2007-2008年)から肺癌・食道癌・胃癌・肝癌・膵癌・結腸直腸癌・腎癌・膀胱癌・前立腺癌・子宮癌根治手術患者総計161,650人を抽出した。そのうち術後在院死亡は2,516(1.6%)であった。100床あたり医師数が14.6人以下、14.7-19.7人、19.8-27.4人、27.5人以上の病院では、術後在院死亡がそれぞれ2.3%、1.5%、1.4%、1.0%であった。また、100床あたり看護師数が68.2人以下、68.3-77.0人、77.1-86.1人、86.2人以上の病院では、術後在院死亡がそれぞれ2.0%、1.5%、1.5%、1.3%であった。100床あたり医師数・看護師数が多い施設ほど在院死亡率が低くなる傾向が認められた。

A. 研究目的

医師の診療密度や看護師の看護密度などの care density が医療サービスのアウトカムに及ぼす影響について、これまで本邦における研究は少ない。本研究の目的は、医療施設調査・病院報告における各施設のベッド数・医師数・看護師数データと Diagnosis Procedure Combination (DPC) 病院の退院患者データを、病院名をキーとして統合し、100床あたり医師数・看護師数と術後在院死亡率の関連を調べることによって、care density が外科手術のアウトカムに及ぼす影響を分析することである。

B. 研究方法

分析に用いるデータは、平成20年(2008年)医療施設調査および病院報告の従事者票データについて、利用申請を行い、許可を得たものである(厚生労働省発統0817第6号、平成22年8月17日)。また、厚生労働科学研究・政策科学研究事業「診断群分類の精緻化とそれを用いた医療評価の方法論開発に関

する研究」(主任研究者・伏見清秀)におけるDPC病院データ(2007-2008年)を併用した。両データは、病院名をキーとして統合された。

まずDPCデータから、肺癌・食道癌・胃癌・肝癌・膵癌・結腸直腸癌・腎癌・膀胱癌・前立腺癌・子宮癌根治手術を実施した患者の匿名化された個票データを抽出した。医療施設調査および病院報告従事者データから、各病院の合計病床数、常勤医師数、常勤換算看護師数を抜き出し、各病院の100床あたり医師数・看護師数をそれぞれ算出した。各カテゴリーの症例数がほぼ等しくなるように、100床あたり医師数・看護師数をそれぞれ4つのカテゴリーに分類した。その上で、各カテゴリーにおける各術式の術後在院死亡率を比較した。

C. 研究結果

患者総計は161,650人であった。そのうち術後在院死亡は2,516(1.6%)となった。

表1に、100床あたり医師数カテゴリー別の在院死亡率を示す。100床あたり医師数が

14.6 人以下、14.7 - 19.7 人、19.8 - 27.4 人、27.5 人以上の病院では、術後在院死亡率がそれぞれ 2.3%、1.5%、1.4%、1.0%となった ( $p < 0.01$ )。

表 2 に、100 床あたり看護師数カテゴリー別の在院死亡率を示す。100 床あたり看護師数が 68.2 人以下、68.3 - 77.0 人、77.1 - 86.1 人、86.2 人以上の病院では、術後在院死亡率がそれぞれ 2.0%、1.5%、1.5%、1.3%となった ( $p < 0.01$ )。

表 3 に、術式別の 100 床あたり医師数カテゴリー別在院死亡率を示す。前立腺癌、子宮癌については全体の術後在院死亡率が低く、100 床あたり医師数と術後在院死亡率の間に有意な関連は認めなかったが、しかし、その他の各術式では 100 床あたり医師数が多いほど術後在院死亡率が低い傾向が認められた。

表 4 に、術式別の 100 床あたり看護師数カテゴリー別在院死亡率を示す。腎癌・前立腺癌、子宮癌については、100 床あたり看護師数と術後在院死亡率の間に有意な関連は認めなかった。しかし、その他の各術式では 100 床あたり看護師数が多いほど術後在院死亡率が低い傾向が認められた。

#### D. 考察

医師の診療密度や看護師の看護密度などの care density が医療サービスのアウトカムに及ぼす影響について、これまで海外での研究結果は蓄積されている。多くの研究は病床あたり医師数または看護師数が多いほど良好なアウトカムとなることを示唆している。しかしながら同様の研究は、本邦では少ない。

本邦では病床数あたり看護師数の基準がいくつかのレベルで規定されており、病床数あたり看護師数がより高いレベルになるほど高い診療報酬が設定されている。しかしこれまで本邦では、病床数あたり看護師数と術後アウトカムの関連についての研究はほとんど行われていない。

病床数あたり医師数について言えば、本邦では最低基準が設定されているのみである。各病院が病床数あたり医師数を増やすことの診療報酬上のインセンティブはあまり無い。

OECD health data によれば、100 床あたり医師数/看護師数の OECD 平均が 96.1 人/268.1 人であるのに対し、本邦における 100 床あたり医師数/看護師数は 26.5 人/117.8 人と低値である。

本研究結果から、100 床あたり医師数・看護師数が多いほど術後在院死亡率が低くなる傾向が認められた。このことは、もともと総体的に低い care density で医療を実践している本邦の病院においても、比較的高い care density を備えている病院の方が良好な術後アウトカムを保っていることを示している。

#### E. 結論

本研究から、医師および看護師の care density の向上は、術中・術後の患者管理の質を高め、患者の予後改善につながることを示唆された。

表 1. 100 床あたり医師数カテゴリー別在院死亡率

	100 床あたり医師数				
	合計	<= 14.6	14.7 - 19.7	19.8 - 27.4	27.5+
N	161,650	39,560	41,020	40,978	40,092
死亡数	2,516	929	629	555	403
%	1.6%	2.3%	1.5%	1.4%	1.0%

表 2. 100 床あたり看護師数カテゴリー別在院死亡率

	100 床あたり看護師数			
	<= 68.2	68.3 - 77.0	77.1 - 86.1	86.2+
N	40,323	40,492	40,177	40,658
死亡数	789	606	589	532
%	2.0%	1.5%	1.5%	1.3%

表3. 術式別・100床あたり医師数カテゴリー別在院死亡率

		100床あたり医師数				
		合計	<= 14.6	14.7 - 19.7	19.8 - 27.4	27.5+
肺癌	N	21,639	3,513	5,493	5,903	6,730
	死亡数	199	51	55	40	53
	%	0.9%	1.5%	1.0%	0.7%	0.8%
食道癌	N	3,917	553	848	1,081	1,435
	死亡数	162	36	47	43	36
	%	4.1%	6.5%	5.5%	4.0%	2.5%
胃癌	N	35,972	10,486	9,586	8,904	6,996
	死亡数	513	231	114	113	55
	%	1.4%	2.2%	1.2%	1.3%	0.8%
肝癌	N	10,921	1,957	2,576	2,642	3,746
	死亡数	272	72	58	68	74
	%	2.5%	3.7%	2.3%	2.6%	2.0%
膵癌	N	7,061	1,414	1,677	1,780	2,190
	死亡数	175	62	40	47	26
	%	2.5%	4.4%	2.4%	2.6%	1.2%
結腸直腸癌	N	51,873	16,028	13,771	12,472	9,602
	死亡数	1,067	449	277	216	125
	%	2.1%	2.8%	2.0%	1.7%	1.3%
腎癌	N	9,885	1,875	2,328	2,545	3,137
	死亡数	63	15	19	11	18
	%	0.6%	0.8%	0.8%	0.4%	0.6%
膀胱癌	N	2,634	584	644	728	678
	死亡数	41	10	12	13	6
	%	1.6%	1.7%	1.9%	1.8%	0.9%
前立腺癌	N	8,653	1,937	2,048	2,485	2,183
	死亡数	5	1	2	1	1
	%	0.1%	0.1%	0.1%	0.0%	0.0%
子宮癌	N	9,095	1,213	2,049	2,438	3,395
	死亡数	19	2	5	3	9
	%	0.2%	0.2%	0.2%	0.1%	0.3%

表 4. 術式別・100床あたり看護師数カテゴリー別在院死亡率

		100床あたり看護師数			
		<= 68.2	68.3 - 77.0	77.1 - 86.1	86.2+
肺癌	N	4,601	5,759	5,270	6,009
	死亡数	53	48	56	42
	%	1.2%	0.8%	1.1%	0.7%
食道癌	N	762	946	1,082	1,127
	死亡数	38	32	53	39
	%	5.0%	3.4%	4.9%	3.5%
胃癌	N	9,950	8,750	8,589	8,683
	死亡数	188	130	99	96
	%	1.9%	1.5%	1.2%	1.1%
肝癌	N	2,112	3,096	3,235	2,478
	死亡数	63	73	79	57
	%	3.0%	2.4%	2.4%	2.3%
膵癌	N	1,599	1,740	1,836	1,886
	死亡数	58	41	34	42
	%	3.6%	2.4%	1.9%	2.2%
結腸直腸癌	N	15,208	12,556	12,116	11,993
	死亡数	358	258	230	221
	%	2.4%	2.1%	1.9%	1.8%
腎癌	N	1,999	2,682	2,484	2,720
	死亡数	14	8	20	21
	%	0.7%	0.3%	0.8%	0.8%
膀胱癌	N	597	725	639	673
	死亡数	10	15	10	6
	%	1.7%	2.1%	1.6%	0.9%
前立腺癌	N	1,958	1,946	2,231	2,518
	死亡数	3	0	1	1
	%	0.2%	0.0%	0.0%	0.0%
子宮癌	N	1,537	2,292	2,695	2,571
	死亡数	4	1	7	7
	%	0.3%	0.0%	0.3%	0.3%

公的介護保険制度の導入効果に関する実証的研究  
－「国民生活基礎調査」に基づく科学的エビデンスの構築へむけて－

研究分担者 田宮菜奈子 筑波大学大学院人間総合科学研究科 教授  
研究分担者 野口晴子 国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部  
第二室長  
研究分担者 橋本英樹 東京大学大学院医学系研究科臨床疫学・経済学 教授  
研究分担者 渋谷健司 東京大学大学院医学系研究科国際保健政策学 教授  
研究協力者 西晃 弘 筑波大学大学院人間総合科学研究科 客員研究員

研究要旨

本研究の目的は、平成 12 年に導入された公的介護保険の導入効果を、平成 10 年と平成 16 年の「国民生活基礎調査」の個票を用いて定量的に検証することにある。本研究において分析対象とするアウトカムは、1) 要介護者の wellbeing を測る指標として、主観的健康観（self-rated health status: SRH）と日常生活動作（Instrumental Activity of Daily Living: IADL）に対する支障の有無、2) 介護者の wellbeing・介護負担・就労機会を測定する指標として、SRH、1 日当たりの介護時間、就労の有無、1 週間当たりの労働時間と介護と就労時間以外の余暇時間、3) 家計への経済的負担の測定指標は、1 か月当たりの家計支出に占める介護費用の割合とした。

分析の手法として、Propensity Scoring Matching（PSM）法により、在宅での介護サービスの利用者（treatment group）と非利用者（control group）との間の諸属性をバランスさせ、平成 10 年と平成 16 年 2 時点のデータをプーリングすることによって DD 推定を行った。

結果、公的介護保険の導入は、在宅での介護サービスの利用率を約 20% 強増加させたこと、そして、その導入効果として、とりわけ time allocation の観点から、介護者の介護時間の軽減や就労機会の増加に対して有効に機能していることがわかった。他方、介護者の心理的な介護負担感については有意な結果が得られず、明示的な導入効果は観察されなかった。さらに、介護者の介護時間や就労機会に対する効果についても、世帯所得によって効果に違いがあることが示された。

今後の研究の進め方としては、今年度と同様の方法論を用いながら、「基礎調査」の個票を過去 20 年間プーリングすることにより、ゴールドプランを起点とするわが国の高齢者施策全般に対する包括的・多角的な評価に対する定量分析を行っていきたい。

## A. 研究目的

本研究の目的は、平成 12 年に導入された公的介護保険の導入効果を、平成 10 年と平成 16 年の国民生活基礎調査（以下、「基礎調査」と略する）の個票を用いて定量的に検証することにある。本研究において分析対象とするアウトカムは、1) 要介護者の wellbeing を測る指標として、主観的健康観（self-rated health status: SRH）と日常生活動作（Instrumental Activity of Daily Living: IADL）に対する支障の有無、2) 介護者の wellbeing・介護負担・就労機会を測定する指標として、SRH、1 日当たりの介護時間、就労の有無、1 週間当たりの労働時間と介護と就労時間以外の余暇時間、3) 家計への経済的負担の測定指標は、1 か月当たりの家計支出に占める介護費用の割合とした。

公的介護保険の導入効果については、これまで数多くの研究成果が蓄積されている（要介護者の wellbeing については、Sugisawa, et al 2004; Kuzuya, et al 2006; Nishiwaki, et al 2007; Kato, et al 2009; Nishi, et al 2010; Ishibashi, et al 2010; Tomita, et al 2010; 介護者の wellbeing については、Yamamoto, et al 1997; Ministry of Justice, 2000; Campbell, et al 2000; Hashizume, et al 2000; Long, et al 2000; Kubota, et al 2000; Arai, et al 2004; Kógel, et al 2004; Hirakawa, et al 2004; Aasai, et al 2005; Kumamoto, et al 2006; Hirakawa, et al 2008; Suzuki, et al 2008; Yoshihara, et al 2008; Christensen, et al 2009; Freeman, et al 2010; 介護者の介護負担や就労機会に関しては、Price Policy Division, 2002; Shimizutani, et al 2005; Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW), 2006)。しかしながら、先行研究の多くはある特定地域を分析対象としており、全国規模のデータによる効果測定を行った研究はほとんど存在しない。したがって、本研究では、公的介護保険導入前後の国民生活基礎調査（大規模調査年）という全国規模の

調査を用いて、その多面的・包括的效果についての定量分析を行うことにする。

## B. 研究方法

### B-1. 研究の対象

本研究に用いるデータは、平成 10 年と平成 16 年に実施された「基礎調査」（厚生労働省）の個票である。統計法第 33 条に従い個票利用申請を行い、厚生労働省発統 0817 第 6 号により承認を受けた。「基礎調査」は、平成 7 年と平成 12 年の国勢調査区からそれぞれ層化無作為抽出した 5,240 と 5,280 調査地区の住民を対象としている。ベースラインとなる世帯票の回答者数は、平成 10 年が 247,662 世帯の 721,288 人、平成 16 年が 220,836 世帯の 619,115 人である（有効回答率はそれぞれ 89.6%と 79.8%）。

本研究が分析の対象とするのは、単身も含め、65 歳以上で日常生活に対する何らかの支援が必要な高齢者がいる世帯である。したがって、施設入所者や医療機関に入院している高齢者は分析の対象外となる。したがって、平成 10 年では 7,539 (1.0%) 人、平成 16 年では 18,604 (3.0%) の要介護者が分析対象となる。次に、介護者については、世帯内に 65 歳以上の日常生活に支援が必要な高齢者がおり、その人たちに対し介護を行っている人を分析対象とした（平成 10 年は 6,767 (0.9%)、平成 16 年は 14,084 (2.3%)）。要介護者と介護者を突合するため、1 人の介護者が複数の要介護者を介護している場合は、世帯内で 1 日の介護時間と寝たきりの期間が最も長く、最も年齢の高い要介護者を「主な要介護者」と位置づけた。

### B-2. 補定法 (imputation) によるデータの補完

第 1 に、「基礎調査」の構造上、所得票は世帯票の調査対象地区からさらに無作為に抽出された 2,000 地区の住民に対して実施される。また、所得票と平成 12 年以降実施されはじめた介護票とは異なる調査地区を

対象としているため両者は突合不可能である。所得票の回答世帯数は、平成 10 年と平成 16 年で、30,506 と 25,091 世帯（有効回答率はそれぞれ 75.5% and 68.6%）であった。第 2 に、「基礎調査」は repeated cross section データであるが、質問項目がしばしば調査年によって異なっている。本研究のアウトカム指標の 1 つである 1 日あたり介護時間について、平成 10 年が時間数を直接質問しているのに対して、平成 16 年ではカテゴリ項目（「ほとんど終日」、「半日程度」、「2-3 時間程度」、「必要な時に手をかす程度」）で質問している。また、平成 10 年には 1 週間当たりの労働時間は質問されていないが、平成 16 年では質問されている。

そこで、本研究では、multiple imputation の手法を用いて補定法によるデータの補完を行った (Rubin, 1976; Meng, 1994; Schafer, 1997; Reiter, et al 2007, Royston, et al 2009)。まず、所得については、それぞれの調査年において所得票の収集が無作為に抽出された調査地区で実施されていることから、所得の欠損値が random に分布していると仮定して (missing at random: MAR) (King, 2001)、EMis (expectation-maximization with importance re-sampling) のアルゴリズムによる補定を行った。補定に用いられた説明変数は、世帯票から、世帯構造、世帯員の年齢構成、就労者数、稼得者数、持ち家の状況、居住地区の人口、また、個人票からは、要介護者と介護者の年齢、性別、両者の関係、同居状況、寝たきりの状況、介護者の就労状況、SRH である。次に、労働時間については、平成 10 年と平成 16 年の「基礎調査」をプールし、上記と同じ方法で imputation を行った。マクロの経済状況に大きく依存する労働時間に関しては、平成 10 年が全欠損であるため、データの信頼性に問題があることは、本研究の限界として指摘しておく必要がある。介護時間については、平成 10 年においては連続変数、平成 16 年においてはカテゴリ変数となっ

ている。そのため、平成 16 年のカテゴリに基づき cluster を作成し、cluster ごとに、上述した方法により補定を行った。

B-3. 「自然実験」による「差」の「差」の推定 (Difference-in-difference estimates : DD 推定法)

本研究では、公的介護保険の導入を「自然実験」(natural experiment) として捉え、その効果測定するため、DD 推定法を用いる (Ashenfelter and Card, 1985 ; Wooldridge JM(2001))。ここで比較の対象となる 2 群を、「在宅介護サービスを購入し利用している群」(対象群 : treatment group) と「在宅介護サービスを購入しておらず利用していない群」(非対象群 : control group) とに分け、平成 10 年と平成 16 年との「差」の「差」を検証する。但し、ここで第 1 に問題となるのは、対象群と非対象群との間のセレクション・バイアスの問題である。そこで、本研究では対象群と非対象群を疑似的に randomize するため、Propensity Scoring Matching (PSM) 法を用いる。この方法は、非対象群の中から、対象群と同様の性質 (潜在的な能力が等しい) もの同士をマッチさせて、同様の属性をもつものどうしについて平均の違いを比較するという方法である。

対象群と同じ性質をもつ非対象群の決定の仕方は、まず、在宅介護サービスの購入・利用を決定する (複数の) 潜在的な要因の効果を、プロビットによって定量的に推計し、その推計から、要介護者又は介護者の利用確率を推計する。次に、各個人を利用確率の最も近い非利用者とマッチさせて、利用者とマッチさせた非利用者の性質が平均的に等しいかどうかを統計学的に balancing test を用いて検証する。Balancing test によって、統計的に有意な「差」がない者を非対象群として、その平均値を比較する。

本研究での推定式は下記の通りである。

$$\delta = \frac{1}{N_{04}} \sum_{i \in I_{04,1}} \left( Y_{04,i}(1) - \sum_{j \in I_{04,0}} W(P(X_{04,i}), P(X_{04,j})) Y_{04,j}(0) \right) - \frac{1}{N_{98}} \sum_{i \in I_{98,1}} \left( Y_{98,i}(1) - \sum_{j \in I_{98,0}} W(P(X_{98,i}), P(X_{98,j})) Y_{98,j}(0) \right)$$

推定式において、[04] と [98] はそれぞれ平成 10 年（導入前）と平成 16 年（導入後）を示すインデックスである。 $[I_{04,t}, I_{98,t}]$  と  $[I_{04,0}, I_{98,0}]$  はそれぞれの調査年における参加群（サービス利用者）と非参加群（非サービス利用者）を示している。 $N_t$  [ $t=04, 98$ ] は、要介護者と介護者の人数とする。 $D_i$  は、の要介護者（または介護者）がサービスを購入・利用したかどうかを示すダミー変数で、サービスを利用した場合は  $D_i = 1$ 、利用しなかった場合は  $D_i = 0$  とする。また、の要介護者（または介護者）のアウトカム  $[Y_{i,t}(D)]$  は、サービス利用の有無 ( $D_i$ ) によって決まる。 $P(X_{i,t})$  は、 $t$  時点におけるの要介護者（または介護者）の propensity score を示す。ウェイト  $W$  は、対象群（サービス利用者）とそれに対応する非対象群（非サービス利用者）の propensity score の距離とする。

公的介護保険導入のアウトカムに対する効果は、それぞれのアウトカムに対する「差」の「差」( $\delta^d$ ) として推定され、実際には、[98] を 0、[04] を 1 とする調査年ダミーを投入し、は、調査年ダミーと、 $D_i$  との交叉項の係数として推定される。本研究では、次の 3 種類の回帰分析法により推定を行った。1) SRH（健康状態が「とても良い」と「良い」場合には 1、それ以外は 0）、IADL（日常生活に何か支障がある場合には 1、それ以外は 0）、就労状況（就労している場合には 1、それ以外は 0）については、ロジット推定法、2) right-censored な被説明変数（介護時間、就労時間、余暇時間）については、トービット推定法、3) 連続変数（家計支出に占める介護費用の割合）については最小 2 乗法を用いた。尚、全ての回帰分析は、世帯と要介護者と介護者個人の社会的・経済的諸属性によって調整されている。

## C. 研究結果及び考察

### C-1. 導入前後のサービス利用率の変化

第 1 に、導入前後におけるサービス利用率の変化を要介護者のデータベースに基づ

きみてみることにする。図 1 は、所得階層別（上位 33% を高所得、中位 33%・66% を中所得、下位 33% を低所得）に、平成 10 年 - 平成 16 年までのサービス利用率の変化を示している。全体の平均では、平成 10 年に 52% だったサービス利用率が、公的介護保険導入後の平成 13 年には 76% まで増加し、平成 16 年まではほぼ同水準で推移している。このことは、公的介護保険の導入が地域における公的なサービスに対するアクセスを大きく改善したことの証左である (Price Policy Division, 2002)。

他方、所得階層別のサービス利用率をみると、1998 年にはいずれの所得階層に於いてもサービス利用率は約 50% 前後で、所得による有意な違いが観察されなかったが、公的介護保険投入後、高所得者層におけるサービス利用率が最も増加し、中所得・低所得者層よりも約 4% 利用率が有意に高くなっている。公的介護保険導入後の所得階層別のサービス利用率の差は、おそらく、10% の自己負担が生じたことで、教育水準が高く情報量の多い高所得者層に有利に働いている結果であると考えられる。こうした現象は、日本に限らずヨーロッパでも顕著であり、とりわけドイツでは高所得者層に有利であることが知られている

(Theobald, 2010)。

### C-2. 要介護者の wellbeing に対する効果

DD 推定法の結果については、Appendix Table 1 - Appendix Table 8 に示すとおりである。まず、要介護者の SRH (Appendix Table 1) と IADL (Appendix Table 2) についてであるが、公的介護保険の有意な導入効果は、全体的にも所得階層別にみても、観察されなかった。こうした結果は、過去の先行研究とも整合的である（たとえば、Sugisawa, 2004）。こうした結果は、介護事業施策は、要介護者の健康や身体機能を向上させるというよりはむしろ、維持させることを第一義的な目的にすべきであることを示唆しているといえよう。

### C-3. 介護者の wellbeing に対する効果

次に、SRH で測った介護者の wellbeing についても、要介護者の場合と同じく、公的介護保険導入前後での有意な変化は観察されない (Appendix Table 3)。本研究が得たこうした結果は、過去における先行研究とやや異なり、ストレスや精神的な介護負担感などをアウトカムとした研究では、公的な介護保険が介護者のアウトカムを改善したという結果も散見される (Kumamoto, et al 2006; Shimizutani, et al 2005; Suzuki, et al 2008; )。

### C-4. 介護者の介護時間や就労機会に対する効果

介護者の機会費用については、1日当たりの介護時間、就労確率、1週間当たりの労働時間と余暇時間をアウトカムとして DD 推定を行った (Appendix Table 4-Appendix Table 7)。結果、公的介護保険の導入は、1日当たりの介護時間を平均で 0.81 時間短縮し、余暇時間を 0.67 時間増やしていることがわかる。しかしながら、こうした導入効果は所得階層によって異なる。介護時間は、中所得・高所得者層でそれぞれ、0.81、1.36 時間、1日当たりの介護時間が短くなっており、他方、低所得者層では、有意な変化は観察できなかった。これは、おそらく、低所得者層のサービス利用率が中・高所得者層に比較して低いことを反映した結果であると考えられる (Price Policy Division, 2002; Shimizutani, et al 2005)。

### C-5. 家計に対する効果

最後に、公的介護保険の導入前後で、家計消費に占める在宅介護サービス費用の比率に対する効果をみている (Appendix Table 8)。家計消費に占める介護費用の割合は、所得階層にかかわらず、約 5% 程度減少していることがわかる。

### D. 結論

本研究の目的は、平成 12 年に導入された公的介護保険の導入効果を、平成 10 年と平成 16 年の国民生活基礎調査 (以下、「基礎調査」と略する) の個票を用いて定量的に検証することにあった。分析の手法として、PSM 法により、在宅介護サービスの利用者 と非利用者との間の諸属性をバランスさせ、上記 2 時点のデータをプーリングすることによって DD 推定を行った。

結果、公的介護保険の導入は、在宅介護サービスの利用率を約 20% 強増加させたこと、そして、その導入効果として、とりわけ time allocation の観点から、介護者の介護時間の軽減や就労機会の増加に対して有効に機能していることがわかった。他方、介護者の心理的な介護負担感については有意な結果が得られず、明示的な導入効果は観察されなかった。さらに、介護者の介護時間や就労機会に対する効果についても、世帯所得によって効果に違いがあることが示された。

今後の研究の進め方としては、今年度と同様の方法論を用いながら、「基礎調査」の個票を過去 20 年間プーリングすることにより、ゴールドプランを起点とするわが国の高齢者施策全般に対する包括的・多角的な評価に対する定量分析を行っていきたい。

### 謝辞

本研究を行うに当たっては、ミシガン大学の名誉教授 John Campbell 氏、慶応大学の池上直己氏、ハーバード大学の Michael Reich 氏、及び、Ichiro Kawachi 氏から数多くのコメントを頂いた。記して、感謝申し上げます。残る全ての誤りは筆者によるものである。

### E. 健康危険情報

なし

### F. 研究発表

#### 1. 論文発表

なし

2.学会発表

なし

G. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1.特許取得

なし

2.実用新案登録

なし

3.その他

参考文献

Arai Y, Kumamoto K. Caregiver burden not 'worse' after new public long-term care (LTC) insurance scheme took over in Japan. *Int J Geriatr Psychiatry* 2004;19:1205-6.

Asai MO, Kameoka VA. The influence of Sekentei on family caregiving and underutilization of social services among Japanese caregivers. *Soc Work* 2005;50(2):111-8.

Ashenfelter O and Card D(1985) "Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs", *The Review of Economics and Statistics*, 67:4 (1985), pp. 648-660.

Campbell JC, Ikegami N. Long-term care insurance comes to Japan. *Health Aff (Millwood)* 2000;19(3):26-39.

Christensen K, Doblhammer G, Rau R, Vaupel J. Ageing populations: the challenges ahead. *The Lancet* 2009;374(9696):1196-208.

Freeman S, Kurosawa H, Ebihara S, Kohzuki M. Caregiving burden for the oldest old: A population based study of centenarian caregivers in Northern Japan. *Archives of gerontology and geriatrics* 2010;50(3):282-91.

Hashizume Y. Gender issues and Japanese family-centered caregiving for frail elderly parents or parents-in-law in modern Japan: from the sociocultural and historical perspectives. *Public Health Nurs* 2000;17(1):25-31.

Hirakawa Y, Masuda Y, Uemura K, Kuzuya M, Iguchi A. Effect of long-term care insurance on communication/recording tasks for in-home nursing care services. *Arch Gerontol Geriatr* 2004;38(2):101-13.

Hirakawa Y, Kuzuya M, Enoki H, Hasegawa J, Iguchi A. Caregiver burden among Japanese informal caregivers of cognitively impaired elderly in community settings. *Archives of gerontology and geriatrics* 2008;46(3):367-74.

Ishibashi T, Ikegami N. Should the provision of home help services be contained?: Validation of the new preventive care policy in Japan. *BMC Health Services Research* 2010;10.

Kato G, Tamiya N, Kashiwagi M, Sato M, Takahashi H. Relationship between home care service use and changes in the care needs level of Japanese elderly. *BMC Geriatr* 2009;9:58.

King G. Analyzing incomplete political science data: An alternative algorithm for multiple imputation. *American Political Science Review*, 95:pp. 49-69, 2001.

Kögel T. Did the Association between Fertility and Female Employment within OECD Countries really Change in Sign? *Journal of Population Economics* 2004;17:45-65.

Kubota M, Babazono A, Aoyama H. Women's anxiety in old age and long-term care provision for the elderly. *Acta Medica Okayama* 2000;54(2):75-83.

Kumamoto K, Arai Y, Zarit S. Use of home care services effectively reduces feelings of burden among family caregivers of disabled elderly in Japan: preliminary results. *International journal of geriatric psychiatry* 2006;21(2):163-70.

Kuzuya M, Masuda Y, Hirakawa Y, Iwata M, Enoki H, Hasegawa J, et al. Day care service use is associated with lower mortality in community-dwelling frail older people. *J Am Geriatr Soc* 2006;54(9):1364-71.

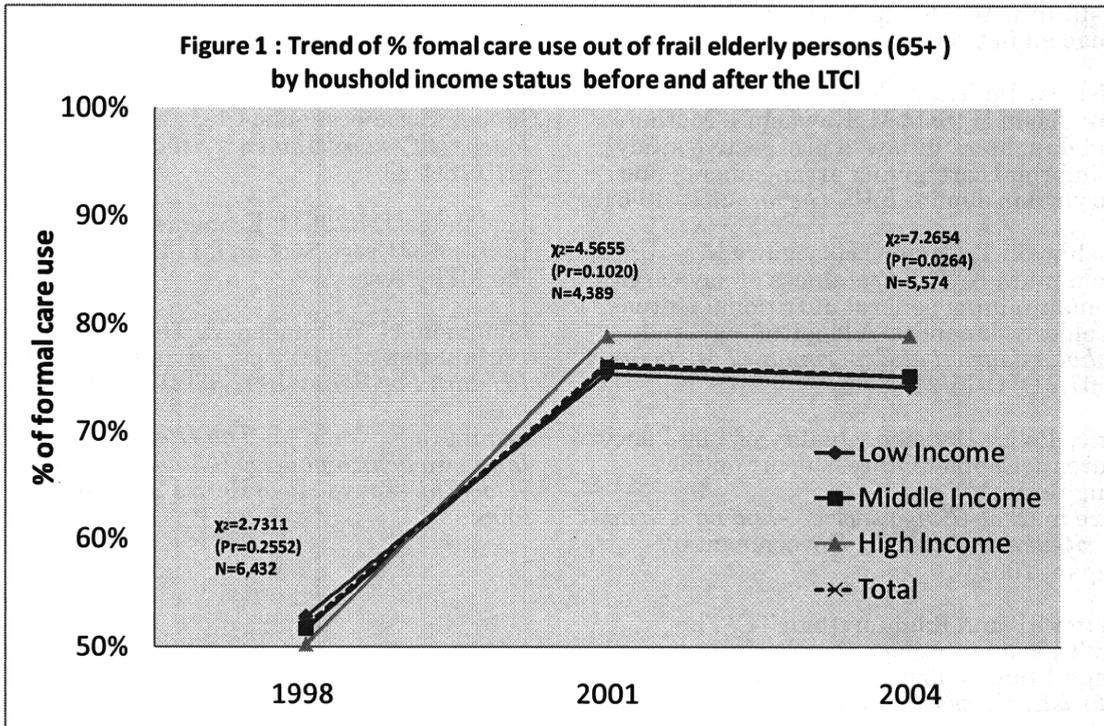
Long S, Harris P. Gender and elder care: social change and the role of the caregiver in Japan. *Social Science Japan Journal* 2000;3(1):21.

Meng XL. Multiple-imputation inferences with uncongenial sources of input (with discussion). *Statistical Science*. 9: pp.538-573, 1994.

Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW). The 2005 survey on employment management for women (*Heisei 17 nendo josei koyo kanri kihon chosa*) [in Japanese]. 2006.

- Ministry of Justice. Long-term Care Insurance Act (*Kaigo hoken hō*) 1997 (enacted in 2000).
- Nishi A, Tamiya N, Kashiwagi M, Takahashi H, Sato M, Kawachi I. Mothers and daughters-in-law: a prospective study of informal care-giving arrangements and survival in Japan. *BMC Geriatr* 2010;10:61.
- Nishiwaki T, Ueno K, Hasegawa M, Nakamura K. The usefulness of day-service in maintaining general nutritional status in elderly Japanese: A longitudinal study. *Tohoku Journal of Experimental Medicine* 2007;211(1):15-21.
- Price Policy Division, Quality-of-Life Policy Bureau, Cabinet Office. Report on the long-term care market (*Kaigo service shijo no isso no koritsuka no tame ni*). Government of Japan, 2002.
- Reiter JP and Raghunathan TE. The multiple adaptations of multiple imputation. *Journal of the American Statistical Association* 102: pp. 1462-1471, 2007.
- Royston P, Carlin JB, and White IR. 2009. Multiple imputation of missing values: New features for *mim*. *Stata Journal*. 2009.
- Rubin DB. Inference and missing data. *Biometrika* 63: pp. 581-592, 1976.
- Sugisawa H, Nakatani Y, Sugihara Y. *Evaluation on long-term care insurance: Perspective of older care recipients and their family (Kaigo hoken seido no hyoka: koureisha kazoku no siten kara) [in Japanese]*. Sanwa Shoseki, 2004.
- Tomita N, Yoshimura K, Ikegami N. Impact of home and community-based services on hospitalisation and institutionalisation among individuals eligible for long-term care insurance in Japan. *BMC Health Services Research* 2010;10:345.
- Schafer JL. *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC, 1997.
- Shimizutani S, Noguchi H. What accounts for the onerous care burden at home in Japan?: evidence from household data. *The Keizai Bunseki (The Economic Analysis)* 2005;175:1-28.
- Suzuki W, Ogura S, Izumida N. Burden of family care-givers and the rationing in the Long-Term Care Insurance benefits of Japan. *Singapore Economic Review* 2008;53(1):121-44.
- Theobald H. Conditions and Challenges of Germany's Long-term Care Insurance: Care Policies and Inequalities based on Gender, Socio-economic Class and Ethnicity. *Journal of Asian Women's Studies* 2010;18:1-23.
- Wooldridge JM(2001) "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data," The MIT Press.
- Yamamoto N, Wallhagen M. The continuation of family caregiving in Japan. *J Health Soc Behav* 1997;38(2):164-76.
- Yoshihara K, Wada M. *The History of Japanese health policies (Nihon Iryo Hoken Seido Shi)*. Tokyo: Toyo Keizai Shinpo Sha, 2008.

☒ 1



**appendix table 1: Estimated impact on care recipients' subjective health status before and after LTCI introduction by income status, 1998 and 2004\***

Subjective health status (excellent/very good vs fair/poor/very poor)	Entire sample	By annual income status of household		
		Low	Middle	High
		<=33 Percentile	33-66 Percentile	>66 Percentile
Use of informal care	0.98	1.06	1.04	0.91
95% confidence intervals	(0.87-1.11)	(0.84-1.33)	(0.83-1.30)	(0.74-1.13)
Year dummy	0.54	0.51	0.72	0.47
95% confidence intervals	(0.44-0.65)	(0.37-0.71)	(0.50-1.03)	(0.32-0.70)
Use of informal care X Year dummy	1.03	0.91	0.85	1.28
95% confidence intervals	(0.84-1.26)	(0.63-1.31)	(0.60-1.22)	(0.91-1.81)
Log pseudo likelihood	-4921.41	-1546.49	-1617.50	-1683.17
Wald chi2	452.59	273.82	136.92	195.26
Pseudo R2	0.05	0.08	0.05	0.06

\*DD logistic regression is used so that the values in the cell indicate odds ratios. All regressions are adjusted by household and individual characteristics such as family structure, beneficiaries' socio-demographic and economic characteristics, and culprit disease status.

**appendix table 2: Estimated impact on care recipients' IADL status before and after LTCI introduction by income status, 1998 and 2004\***

IADL status (any difficulties in IADL vs no difficulties)	Entire sample	By annual income status of household		
		Low	Middle	High
		<=33 Percentile	33-66 Percentile	>66 Percentile
Use of informal care	1.02	1.06	0.95	1.04
95% confidence intervals	(0.91-1.15)	(0.86-1.30)	(0.78-1.17)	(0.85-1.28)
Year dummy	1.39	1.75	1.19	1.16
95% confidence intervals	(1.18-1.63)	(1.34-2.30)	(0.86-1.64)	(0.83-1.61)
Use of informal care X Year dummy	0.96	0.77	1.15	1.04
95% confidence intervals	(0.80-1.14)	(0.57-1.05)	(0.84-1.56)	(0.76-1.40)
Log pseudo likelihood	-5941.69	-1917.69	-1977.90	-1982.87
Wald chi2	455.97	218.03	140.22	215.55
Pseudo R2	0.04	0.06	0.04	0.05

\*DD logistic regression is used so that the values in the cell indicate odds ratios. All regressions are adjusted by household and individual characteristics such as family structure, beneficiaries' socio-demographic and economic characteristics, and culprit disease status.

**appendix table 3: Estimated impact on caregivers' subjective health status before and after LTCI introduction by income status, 1998 and 2004\***

Subjective health status (excellent/very good vs fair/poor/very poor)	Entire sample	By annual income status of household		
		Low	Middle	High
		<=33 Percentile	33-66 Percentile	>66 Percentile
Use of informal care	1.04	1.07	1.05	0.99
95% confidence intervals	(0.91-1.18)	(0.85-1.35)	(0.83-1.33)	(0.78-1.25)
Year dummy	0.99	1.18	0.81	0.82
95% confidence intervals	(0.86-1.13)	(0.93-1.49)	(0.62-1.07)	(0.62-1.07)
Use of informal care X Year dummy	0.98	0.96	1.03	0.99
95% confidence intervals	(0.82-1.18)	(0.69-1.32)	(0.73-1.44)	(0.72-1.36)
Log pseudo likelihood	-5347.48	-1762.51	-1675.32	-1822.97
Wald chi2	319.12	133.29	186.04	143.70
Pseudo R2	0.03	0.04	0.06	0.04

\*DD logistic regression is used so that the values in the cell indicate odds ratios. All regressions are adjusted by household and individual characteristics such as family structure, beneficiaries' socio-demographic and economic characteristics, and culprit disease status.

**appendix table 4: Estimated impact on caregivers' hours of informal care before and after LTCI introduction by income status, 1998 and 2004\***

Hours of informal care per day	Entire sample	By annual income status of household		
		Low	Middle	High
		<=33 Percentile	33-66 Percentile	>66 Percentile
Use of informal care	1.02	0.83	0.88	1.37
95% confidence intervals	(0.65-1.39)	(0.18-1.48)	(0.26-1.49)	(0.73-2.01)
Year dummy	-2.65	-3.13	-2.46	-1.96
95% confidence intervals	(-2.93--2.37)	(-3.63--2.63)	(-2.98--1.95)	(-2.49--1.42)
Use of informal care X Year dummy	-0.81	-0.45	-0.81	-1.36
95% confidence intervals	(-1.19--0.43)	(-1.13-0.23)	(-1.45--0.18)	(-2.01--0.71)
Log pseudo likelihood	-24929.29	-8505.03	-7897.79	-8433.09
F-statistics	40.23	14.34	15.65	13.21
Pseudo R2	0.04	0.04	0.05	0.04

\*DD tobit regression is used so that the values in the cell for Tobit represent average marginal effects. All regressions are adjusted by household and individual characteristics such as family structure, beneficiaries' socio-demographic and economic characteristics, and culprit disease status.

**appendix table 5: Estimated impact on caregivers' labour participation before and after LTCI introduction by income status, 1998 and 2004\***

Labour participation (working vs no working)	Entire sample	By annual income status of household		
		Low	Middle	High
		<=33 Percentile	33-66 Percentile	>66 Percentile
Use of informal care	0.97	1.35	0.92	0.75
95% confidence intervals	(0.84-1.13)	(1.05-1.73)	(0.72-1.18)	(0.57-0.97)
Year dummy	1.30	1.28	1.67	1.32
95% confidence intervals	(1.12-1.50)	(1.00-1.65)	(1.25-2.23)	(0.97-1.80)
Use of informal care X Year dummy	1.09	0.89	0.85	1.72
95% confidence intervals	(0.89-1.33)	(0.63-1.26)	(0.60-1.21)	(1.22-2.44)
Log pseudo likelihood	-4715.39	-1531.85	-1512.12	-1584.21
F-statistics	1649.22	553.29	555.77	629.95
Pseudo R2	0.20	0.20	0.19	0.23

\*DD logistic regression is used so that the values in the cell indicate odds ratios. All regressions are adjusted by household and individual characteristics such as family structure, beneficiaries' socio-demographic and economic characteristics, and culprit disease status.