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

家族介護者の雇用促進政策としての公的介護保険制によるスピルオーバー効果

研究分担者 野口晴子 早稲田大学政治経済学術院 教授

研究協力者 富蓉 筑波大学医学医療系ヘルスサービスリサーチ分野 研究員 研究協力者 川村顕 筑波大学医学医療系ヘルスサービスリサーチ分野 研究員

研究要旨

本研究では、1986年から2013年において3年に1度実施された『国民生活基礎調査』(大規模調査年)の個票データを用いて、公的介護保険制度が家族介護者の労働供給にどういった効果を及ぼしたのかについての定量的な分析を行った。本研究が分析対象とする期間は、2000年における公的介護保険制度の導入前後、2006年における公的介護保険制度の改正前後、2006年以降の改正後の3期間に分けることが出来る。第1に、上記のとについては、65歳以上の介護を必要とする高齢者と同居している30歳以上の家族介護者を「処置群」、65歳以上の介護を必要としない高齢者と同居している30歳以上の調査対象者を「対照群」とし、common support制約内に残る観測値のみを分析対象とするkernel propensity score matching推定法により、両群に疑似的に分析対象者を割り付けた上で、2000年の制度導入前後と2006年の改正前後における両群の労働供給の違いを、「差の差(difference-in-difference)」分析により推定した。については、多項ロジスティック回帰分析により推定を行った。

分析の結果,(1)2000年における公的介護保険制度の導入により, 65歳以上及び50歳未満の男女の家族介護者の就労が促進された;(2)他方で,2006年における制度改正は,介護費抑制の観点から,要支援者に対する公的介護サービスの提供に制約を置いたことから,50歳未満の女性の家族介護者の労働供給に対して統計学的に有意な負の効果をもたらした;(3)改正後については,50-65歳の無職の家族介護者は,無職の非家族介護者と比較すると,常勤・正規形態による就労ではなく,むしろパートタイムでの就労意欲があることがわかった.

以上,公的介護保険制度による介護サービスの提供のあり方が,家族介護者の労働供給を促進したり,抑制したりというスピルオーバー効果が観察されたことは,今後,人口の少子高齢化による労働力の減少が予測されている国際社会において,1つの良い事例となるであろう.

A. 研究目的

本研究の目的は,2000年における日本の公的介護保険制度導入されてから,10数年が経過した現在,当該制度が家族介護者の労働供給に対してどのような影響を与えたかについて,定量的に検証を行うことにある.当該研究目的については,国内外

における数多くの先行研究が存在する (Pavalko and Artis (1997), Covinsky et al. (2001), Iwamoto (2000), Sugawara and Nakamura (2014), McGarry (2006), Sakai and Sato (2007), Tamiya et al. (2011)). しかしながら,第1に,先行研 究では,主として女性の家族介護者にのみ 焦点が当てられており、男性の家族介護者には焦点が当てられてこなかった.他方、家族介護者の男性比率は、1984年の11.2%から2013年には31.3%と約3倍に増加しており(厚生労働省(2013))、女性とともに、男性も家族介護の重要な担い手となりつつあることがわかる.また、高橋(2015)が行ったBlinder-Oaxaca

Decomposition 分析によれば, 20-59歳 男性の家族介護者の増加率は,1996-2006 年の男性失業率上昇の有意な一要因となっ ており,家族内における要介護者の存在が 生産年齢人口の雇用状況にとって無視でき ないリスクであることが示されている.さ らには,20.7%の男性介護者が,一般的な 定年年齢である 60 歳以上・年金支給資格 年齢 65 歳未満であり, 当該年齢群は, 現 在,政府が人口の少子高齢化による労働力 不足を補うため力点を置いている雇用促進 施策の対象年齢である.したがって,女性 と同様,男性の家族介護者に焦点を当てた 研究が求められているという問題意識に立 ち,本研究では,男女別年齢群別の分析を 行うこととした.

第2に,国内の先行研究では,主として,2000年における公的介護保険制度の導入効果に焦点が当てられてきたが,本研究では,2006年の当該制度の改正の効果にも着目する.本改正では,介護保険制度の財政健全化及び制度の持続可能性の観点から,要支援1及び2といった比較的軽度の要介護状態にある高齢者に対する公的介護サービスの提供が厳格化された.したがって,2000年の導入以降,急速に拡張してきた公的介護サービス重要に歯止めがかかった一方で,家族介護者の労働供給に対する抑制効果が働いたのではないかという仮説についての検証を行う.

第3に,2000年の導入前後(1998年 と2004年)において,家族介護者の monetary base での費用対便益がどのよう に変化したのかについての定量分析を,男女別・年齢群別に行う.筆者の知る限り, こうした monetary base での費用対便益 分析を行った先行研究は存在しないことから,新たな知見が得られることが期待される.

B. 研究方法

本研究では,1986年から2013年において3年に1度実施された『国民生活基礎調査』(大規模調査年)の個票データを用いて,公的介護保険制度が家族介護者の労働供給にどういった効果を及ぼしたのかについての定量的な分析を行った.本研究が分析対象とする期間は,2000年における公的介護保険制度の導入前後,2006年における公的介護保険制度の改正前後,2006年以降の改正後の3期間に分けることが出来る.

第1に、上記のとについては、65歳以上の介護を必要とする高齢者と同居している30歳以上の家族介護者を「処置群」、65歳以上の介護を必要としない高齢者と同居している30歳以上の調査対象者を「対照群」とし、common support制約内に残る観測値のみを分析対象とするkernel propensity score matching推定法により、両群に疑似的に分析対象者を割り付けた上で、2000年の制度導入前後と2006年の改正前後における両群の労働供給の違いを、「差の差(difference-in-difference: DID)」分析により推定した。については、多項ロジスティック回帰分析により推定を行った。

(倫理面への配慮)

・本研究では,厚生労働省・統計情報部に対し,二次利用データ申請を行ったデータを用いたため,倫理審査委員会による審査は不要.

C. 研究結果

C-1 2000年制度導入前後の効果

DID分析の結果 , 2000年の公的介護保険 導入後,65歳以上の高齢男性において,家 族介護者が仕事に就く確率について,6.6% 統計学的に有意に改善が見られた.他方, 失職確率については,50歳未満の女性の家 族介護者において改善が見られ,6.9%失職 リスクが減少していることがわかった (表 1).以上の結果から,1998年と2004年に おけるmonetary baseでの家族介護者の費用 対便益を算出すると(表2),公的介護保険 導入以前の1998年におけるnet costは,50-65歳の男性以外の全ての家族介護者でマイ ナスであった. つまり, 一般的に, 公的介 護保険導入以前は,家庭外から提供される 介護サービスに対する支出が比較的高いこ とから,家族介護の提供はmonetary baseで 便益が費用を上回っていたことを示してい る. それが, 2004年になると, 65歳未満の 家族介護者については,男女両方とも,net costがプラスに転じ,公的に提供される介護 サービスの便益が高まることがわかった. 65歳以上の老老介護については, net costは 1998年と同様マイナスではあるものの, 2004年にはマイナス幅が大幅に縮小してい る.

C-2 2006年制度改正前後の効果

DID推定の結果,男性介護者については, 改正前後での処置群と対照群との間に,統 計学的な有意差は観察できなかった.この ことは,介護密度に関わらず,男性の家族 介護者の労働供給が非弾力的であることを 示している.他方,とりわけ,50歳未満の 女性の家族介護者については,改正後の労 働供給が約13%減少していることから,改 正後,比較的軽度の要介護者を介護してい る女性の労働市場への参入確率が低下して いるという結果であった(表3).

C-1 2006年の制度改正後

最後に2006年の制度改正以降における, 家族介護者の就労意向について,男女別・ 年齢別にみてみると(表4),現在無職の非 家族介護者に比較して,男女に関わらず, 50-65歳で,また男性については65歳以上に ついても,パートタイムでの就労意向が統 計学的に有意に高いことがわかった(50-65 歳男性と女性でOdds Ratio(OR)がそれぞ れ1.807と1.620).また,50歳未満と65歳 以上の現在無職の女性家族介護者について は,常勤・非常勤以外の他の就労形態(内 職等)での就労に対する意欲が統計学的に 有意に高く,ORはそれぞれ2.722と1.657と なっている.

D. 考察

第1に, 先行研究と同じく, 本研究で は,2000年における公的介護保険制度の 導入には,性別とは無関係に,65歳以上 の高齢介護者,及び,50歳未満の生産年 齢にある家族介護者の労働供給を促す効果 が認められた.とりわけ,年金受給資格の ある 65 歳以上の男性介護による,引退後 における労働市場への再参入に対して同制 度の導入がプラスに働いていることが確認 された.内閣府(2006)によれば,他の OECD 諸国に比べ,日本では,比較的高 い生活水準の維持継続と自己満足の充足を 目的として,定年後の男性の就労意欲が高 い.たとえば,65歳以上の男性の就労率 は,日本が30.1%であるのに対して,フラ ンスが 3.4%、ドイツが 8.2%、UK が 13.5%、カナダが 18%、US が 23%となっ ている.他方で,図1で示す通り,65歳 以上の男性の27.2%が家族介護者としての 役割を担っている (Hashizume(2000)) ことからも,公的介護保険制度に高齢男性 の労働市場への再参入を促す効果が認めら れたことは,個人の効用というミクロの観

点からも,また減少する労働人口への補完 というマクロの観点からも有益である.

第2に,女性(妻・娘・嫁)が家族介 護において重要な役割を担ってきた東アジ ア諸国において,有職の50歳未満の女性 の失職リスクが,公的介護保険導入後,減 少しているという本研究の知見は,重要な 政策含意を有する.日本では,女性の家族 介護者の 30.9%が生産年齢人口である 50 歳未満であり,また,59.2%が就労してい る.これは,50歳未満の非家族介護者の 就労率(64.7%)と比較しても5.5%しか 違わない.その一方で,家族介護者で介護 のために失職する者のうち,80.5%は女性 であり,うち,労働市場に再参入するのは 17.7%でしかない. したがって, 労働市場 から撤退せず就労状態を維持,ないしは, 市場への再参入を容易にするという機能の 一部を果たしていると考えられる公的介護 保険制度は,今後益々増加するであろう高 い教育水準と就労意欲を有する女性にとっ て有益である.

第3に,本研究の費用対便益分析から, 公的介護保険導入後、家族介護者が職に就 かず,家族介護を提供することの net cost が上昇していることが見て取れる.この背 景には,無論,公的介護サービスが,少な くとも要介護状態による利用限度額までは 10%の自己負担で提供されるために,自己 負担額が減少したということもあるが, さ らに重要なのは,公的介護保険制度の導入 により,家族介護者による就労確率が増加 し,機会費用が上昇したことが大きい.た とえば,50歳未満の男性家族介護者につ いていえば, 就労確率が 1998 年の 15.14%から,2004年には38.58%にまで 上昇した. したがって,家族介護という観 点から見れば,公的介護保険の導入により 一種の「クラウディング・アウト」が発生 していると考えらえる. つまり, 公的に介 護サービスが供給されることにより,家族

内での私的介護が減少したことを示している.

第4に,2006年の制度改正は,介護財政の健全化と財政上の持続可能性という点では,1人当たりの介護費用に対して抑制効果があった(2004年には161.8(千円)であったのが,2006年には145.3(千円),2014年でも157.2(千円)).しかしながら,本改正には,次のようなhidden cost があったといえる.すなわち,非弾力的な男性の労働供給には影響がなかったが,機会費用が低い弾力的な女性の労働供給に対してはマイナスの効果があった.

最後に,2006年改正後において,非家 族介護者に比べ,家族介護者の方がパート タイムでの就労意向がより強いことから、 公的介護保険の労働供給に対する代替効果 は,所得効果よりも大きいということがわ かる.ここでいう公的介護保険制度の導入 による代替効果とは、公的介護サービスを 利用することによる家族介護者の労働供給 の上昇を指す.他方,所得効果とは,介護 サービスにかかる自己負担が減少し、それ によって世帯の実質所得が増加すれば,か えって, 労働供給が減少する可能性がある ことを指す.公的介護保険の代替効果の強 さは,介護サービスの提供が所得水準に依 存しておらず,家族介護者に対する現金給 付が無いという,日本の公的介護保険の2 つの特徴に起因している, すなわち, 公的 介護サービスが所得水準に関わりなく、要 介護状況にのみ応じて提供されるために、 相対的に所得効果の小さい高所得世帯にと っても,公的介護保険から等しく便益を受 けることになる.また,現金給付が伴わな い制度設計であるため,家族介護者は monetary な便益ではなく,身体的・精神 的な負担の軽減,具体的には,たとえば, 長時間介護の軽減等を求めることとなる. 以上のことから,所得効果を上回る代替効 果の影響により、たとえ機会費用が低い家 族介護者の場合であっても,比較的自由の 利く,パートタイム形態での就労への意欲 が高いと考えられる.

E. 結論

分析の結果,(1)2000年における公的介護 保険制度の導入により,65歳以上及び50歳 未満の男女の家族介護者の就労が促進され た;(2)他方で,2006年における制度改正は, 介護費抑制の観点から,要支援者に対する 公的介護サービスの提供に制約を置いたこ とから,50歳未満の女性の家族介護者の労 働供給に対して統計学的に有意な負の効果 をもたらした;(3)改正後については,50-65歳の無職の家族介護者は,無職の非家族 介護者と比較すると,常勤・正規形態によ る就労ではなく,むしろパートタイムでの 就労意欲があることがわかった.

以上,公的介護保険制度による介護サービスの提供のあり方が,家族介護者の労働供給を促進したり,抑制したりというスピルオーバー効果が観察されたことは,今後,人口の少子高齢化による労働力の減少が予測されている国際社会において,1つの良い事例となるであろう.

F. 研究発表

1. 論文発表

・"Spillover Effect of Japanese Long-Term Care Insurance as an Employment Promotion Policy for Family Caregivers"
The European Journal of Health Economics において査読中

2. 学会発表

- ・2016 年 9 月 3 日開催予定の第 11 回医 療経済学会(早稲田大学)にて発表予定.
- ・2016 年 9 月 7・8 日開催予定の日本経済学会(早稲田大学)にて発表予定.
- G. 知的財産権の出願・登録状況(予定を 含む)

- 特許取得
 特に無し.
- 2.実用新案登録 特に無し.
- 3. その他特に無し.

参考文献

Pavalko EK, Artis JE.: Female's caregiving and paid work: Causal relationships in late midlife. The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences 52(4): S170–S179 (1997)

Covinsky KE, Eng C, Lui LY, Sands LP, Sehgal AR, Walter LC, et al.: Reduced employment in caregivers of frail elders: impact of ethnicity, patient clinical characteristics, and caregiver characteristics. The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences 56(11): M707–M713 (2001)

Iwamoto Y: How does the provision of home care affect the labour force participation of family members? The Quarterly of Social Security Research 36(3): 321–337 (2000)

Sugawara S, Nakamura J.: Can formal elderly care stimulate female labour supply? The Japanese experience. Journal of the Japanese and International Economies 34: 98–115 (2014)

McGarry KM.: Does caregiving affect work? In Health Care Issues in the United States and Japan, Wise DA and Yashiro N (eds.). University of Chicago Press: Illinois, USA. pp. 209–228 (2006)

Sakai T, Sato H.: Does caring for elderly parents affect their sons and daughters' decision on retirement? An analysis using Japanese panel data. The Journal of Japan Economic Research 56: 1–25 (2007) (In Japanese)

Tamiya N, Noguchi H, Nishi A, Reich MR, Ikegami N, Hashimoto H, et al.: Population ageing and wellbeing: lessons from Japan's

long-term care insurance policy. The Lancet 378(9797): 1183–1192 (2011)

MHLW: 2013 Summary report of the Comprehensive Survey of Living Conditions. http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/ktyosa/k-tyosa13/dl/16.pdf (2013). Accessed 3 March 2016. (In Japanese) Takahashi I.: Effects of elderly care on the employment status. In Basic Research for the Estimation of Labour Supply and Demand. JILPT Material Series 160, 71-108 (2015). (in Japanese)

Cabinet Office: The elderly employment: perceptions and reality. http://www5.cao.go.jp/seikatsu/whitepaper/h18 /06 eng/index.html (2006). Accessed 2 March 2016.

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 Nursing 17(1): 25-31 (2000)

3. Probability of Losing and Finding Jobs – Kernel PSM DID Estimates Before and After	20001,2
---	---------

					Baseline I	Before 2000		1	Follow-up	After 2000)				2225	
Outcome Variables	Sample Groups		Number of	Control	T4. 1	Diff. at Baseline		G . 1	T 1	Diff. at Follow-up		− Kernel PSM DID ⁴		R-	DID ⁵	
	Gender	Age	Observations	Control	1 reated	Coef.3	<i>t</i> -value		Treated	Coef.3	t-value	Coef.3	t-value	square	Coef.3	<i>t</i> -value
		50-	2,392	1.628	1.515	-0.113	-1.05	1.390	1.340	-0.050	-0.48	0.063	0.40	0.31	-0.042	-0.27
	Male	50-65	1,597	2.198	2.026	-0.172 **	-2.50	2.170	2.142	-0.028	0.34	0.144	1.39	0.18	0.063	0.80
(23,000,000)		65+	22,848	0.676	0.618	-0.058 **	-2.31	0.701	0.709	0.008	0.32	0.066 **	1.96	0.04	0.054 **	1.98
???#???	Female	50-	10,063	0.326	0.223	-0.102 ***	-3.87	0.425	0.305	-0.120 **	-2.47	-0.018	-0.33	0.03	-0.032	-0.76
		50-65	12,710	1.077	1.009	-0.067 ***	-4.15	1.047	0.998	-0.049 **	-2.11	0.018	0.65	0.03	0.007	0.34
		65+	40,007	0.566	0.533	-0.032 ***	-3.10	0.62	0.599	-0.021	-1.50	0.011	0.66	0.04	0.004	0.28
		50-	21,323	0.034	0.054	0.020	1.08	0.043	0.04	-0.002	-0.16	-0.023	-0.93	0.05	-0.006	-0.24
	Male	50-65	11,771	-0.789	-0.7	0.085 **	2.39	-0.78	-0.70	0.038 *	1.81	-0.047	-1.11	0.09	-0.048	-1.23
7111111		65+	13,257	-0.802	-0.79	0.011	0.25	-0.71	-0.70	0.003	0.06	-0.008	-0.11	0.06	0.011	0.18
		50-	15,215	0.193	0.299	0.106 ***	4.18	0.131	0.168	0.037 **	2.1	-0.069 **	-2.29	0.07	-0.068 **	-2.40
	Female	50-65	8,786	-0.640	-0.601	0.039	1.64	-0.772	-0.753	0.020	1.1	-0.019	-0.66	0.07	-0.004	-0.17
		65+	4,935	-0.264	-0.164	0.100 *	1.73	-0.466	-0.501	-0.035	-0.6	-0.135	-1.66	0.07	-0.107	-1.61

^T Means and standard errors are estimated by linear regression.

² Clustered robust standard estimation. ³ Inference: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

⁴ PSM DID: Covariates for the PSM are owning a house (or not), belonging to a three-generation family (or not), number of household members, and saving level. Added covariates for the DID are: age, married (or not), visiting hospitals regularly (or not), self-rated health status, and survey years.

DID: Covariates are owning a house (or not), in a three-generation family (or not), number of household members, saving level, age, married (or not), visiting hospitals regularly (or

not), self-rated health status, and survey years.

表 2. Cost–Benefit Analysis of Family Caregiving	Before and	After 2000 ¹
---	------------	-------------------------

Condon	A ~~ ~	Estimotoms	19	998	20	T-test ⁷	
Gender	Age	Estimators	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	1 -test
		Care Expenditure ²	5.94	(5.21)	0.86	(0.48)	
		Opportunity Cost ³	5.62	(6.72)	12.82	(11.29)	
	50-	$pr(Find)^4$	15.14%	(7.02%)	38.58%	(16.53%)	
		Monthly Income ⁵	34.70	(31.98)	31.53	(24.34)	
		Difference ⁶	-0.32	(8.44)	11.95	(11.31)	***
		Care Expenditure ¹	2.41	(3.13)	1.01	(0.69)	
		Opportunity Cost ²	6.25	(9.03)	9.49	(10.75)	
Male	50-65	$pr(Find)^3$	16.88%	(6.02%)	32.85%	(14.95%)	
		Monthly Income ⁴	36.64	(41.03)	25.97	(26.09)	
		Difference ⁵	3.77	(9.51)	8.49	(10.82)	***
		Care Expenditure ¹	4.05	(10.20)	0.96	(0.72)	
		Opportunity Cost ²	0.67	(2.52)	0.69	(2.47)	
	65+	$pr(Find)^3$	6.15%	(5.41%)	14.08%	(8.09%)	
		Monthly Income ⁴	8.53	(24.08)	4.19	(13.29)	
_		Difference ⁵	-3.51	(10.77)	-0.29	(2.60)	***
_		Care Expenditure ¹	4.03	(5.93)	1.17	(0.81)	
		Opportunity Cost ²	2.24	(4.07)	3.88	(5.42)	
	50-	$pr(Find)^3$	20.03%	(9.23%)	37.55%	(12.81%)	
		Monthly Income ⁴	12.35	(20.52)	10.01	(12.83)	
		Difference ⁵	-1.72	(6.20)	2.65	(5.37)	***
		Care Expenditure ¹	3.63	(6.62)	1.20	(1.29)	
		Opportunity Cost ²	2.07	(4.52)	2.39	(4.48)	
Female	50-65	$pr(Find)^3$	21.87%	(7.78%)	27.82%	(11.92%)	
		Monthly Income ⁴	9.15	(18.71)	7.90	(13.50)	
		Difference ⁵	-1.59	(7.88)	1.16	(4.77)	***
		Care Expenditure ¹	2.51	(3.65)	1.07	(1.13)	
		Opportunity Cost ²	0.13	(0.59)	0.13	(0.70)	
	65+	$pr(Find)^3$	9.97%	(6.79%)	12.37%	(7.12%)	
		Monthly Income ⁴	1.28	(5.54)	0.94	(5.29)	
		Difference ⁵	-2.40	(3.62)	-0.96	(1.39)	***
1 4 1	C 1000	ora conducted with a		` /		1th and inco	m alaariin a

Analyses for 1998 are conducted with a combined dataset of household, health, and income/saving questionnaires, while those for 2004 are undertaken by also including a long-term care questionnaire. In detail, monthly income is available from the income/saving questionnaire for both 1988 and 2004, while care expenditure is available from the household questionnaire for 1998 and the long-term care questionnaire for 2004. Since the income/saving and long-term care questionnaires do not overlap, care expenditure is missing for all respondents covered in the income/saving questionnaire for 2004. Therefore, we impute the care expenditure for each care recipient whose main caregiver is covered in the income/saving questionnaire with that of five most similar care recipients (regarding gender, age, etc.) in the long-term care questionnaire.

² Unit: 10 thousand yen

³ Opportunity cost (unit: 10 thousand yen) is obtained by multiplying the predicted probability of finding jobs and monthly income.

 $^{^4}$ pr(Find), probability of finding jobs for caregivers, is the predicted value of the variable Find in a logistic regression, controlling for caregivers' gender, age, age squared, marital status, visiting the hospital regularly, three-generation household, and saving level.

⁵ Monthly income (unit: 10 thousand yen) is the total annual working income (i.e., salary, business income, agriculture income, and domestic income) divided by 12 months.

⁶ Difference is the gap between opportunity cost and care expenditure.

⁷ Inference: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

表 3. Probability	- CXX/1-*	17 1 DCN	# DID E-424	D . C	1 4 64 200 (12
77 3. Probability	of Working —	Kernel PSN	1 DHD Estimate	es Betore an	d Affer 2006''

		Baseline Before 2006				Follow-up After 2006				17	1					
Outco me		-	Number of	Cont		Diff base		Cont	Treat	Diff. Follov		Ker PSM	DID ⁴	R-	DI	D ⁵
Variab les	Gend er	Age	Observati ons	rol	ed	Coef. ³	<i>t</i> -val ue	rol	ed	Coef. ³	<i>t</i> -val ue	Coef. ³	<i>t</i> -val	squa re	Coef.	<i>t</i> -val ue
	Male	50-	435	0.900	0.870	-0.0 29	-0.34	0.911	0.964	0.05	1.06	0.08	0.82	0.09	0.07	0.79
		50- 65	1223	2.400	2.419	0.01 9	0.42	2.396	2.429	0.03	0.94	0.01	0.23	0.14	0.01	0.26
Work		65+	1399	1.153	1.151	-0.0 02	-0.03			28		41	-0.43			-0.72
WORK		50-	1510	0.531						0.07 *			-2.43	0.03	-0.1 04	*-1.76
	Femal e	50- 65	5468	1.937	2.020	0.08 **	2.74	1.973				04	-0.11	0.06	0.00	0.07
		65+	4331	1.233	1.262	0.02 9	0.94	1.290	1.314	0.02	1.29	-0.0 05	-0.13	0.06	-0.0 17	-0.51

 $^{^{\}rm I}$ Means and standard errors are estimated by linear regression.

² Clustered robust standard estimation.

Inference: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

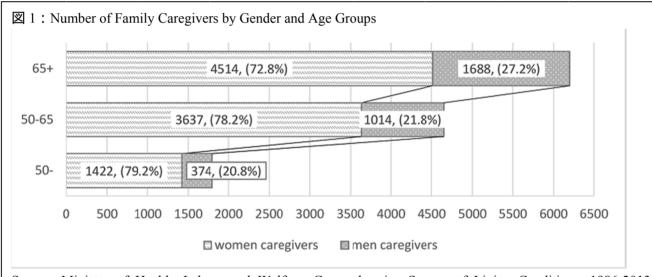
PSM DID: Covariates for PSM are owning a house (or not), belonging to a three-generation family (or not), and number of household members. Added covariates for further DID are: age, married (or not), regularly visiting hospitals regularly (or not), self-rated health status, and survey years.

⁵ DID: Covariates are owning a house (or not), belonging to a three-generation family (or not), number of household members, age, married (or not), visiting hospital regularly (or not), self-rated health status, and survey years.

₹4. Willingness to Find Jobs of Non-working Family Caregivers – MLR as of 2006 1,2

		Full-	-time Jobs	P	art-ti	me Jobs	Other-type Jobs				
		OR 3,4	CI ³	OR 3,4		CI ³	OR 3,4		CI ³		
	50-	3.023	[0.47,19.62]	2.991		[0.43,20.96]	2.850		[0.40,20.17]		
male	50-65	1.439	[0.70,2.95]	1.807	*	[1.00,3.27]	1.906		[0.78,4.69]		
	65+	2.290	[0.50,10.39]	1.651	**	[1.06,2.56]	1.225		[0.62,2.43]		
	50-	0.682	[0.29,1.60]	1.224		[0.67,2.23]	2.772	**	[1.09,7.04]		
female	50-65	0.762	[0.35,1.65]	1.620	***	[1.24,2.13]	1.365		[0.70, 2.67]		
	65+	2.160	[0.60, 7.74]	0.967		[0.66,1.41]	1.657	*	[0.94,2.91]		

The regressions are controls for gender, age, age squared, marital statuses, family structure, lifestyle value, subjective symptoms, hospital visiting, and levels of saving and loan.



Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Comprehensive Survey of Living Conditions, 1986-2013

² Clustered Robust Std. Estimation

³ OR: odds ratio; CI: confidence interval

⁴ Inference: *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1