

付表1：賃金率の推計

賃金率の推計にあたっては、当初 Heckit モデルで推計したが、逆ミルズ比の lambda の係数が有意にならなかったため、OLS の推計結果を採用した。

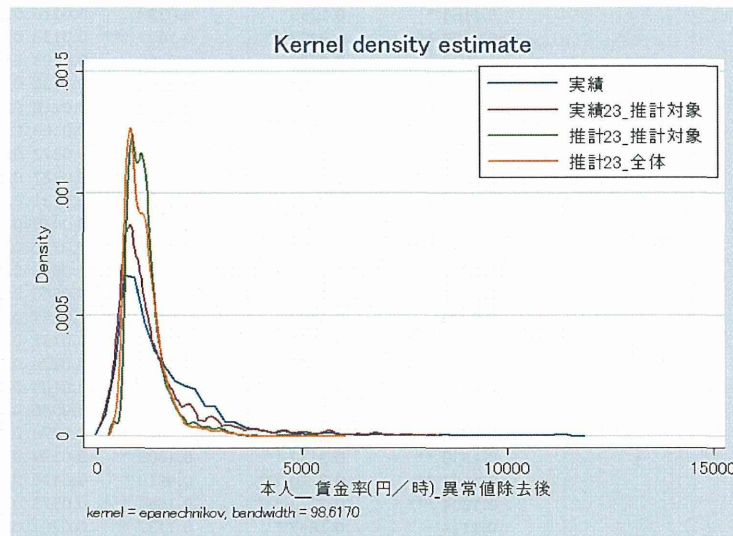
	Heckit main	select	OLS	OLSモデルの記述統計量			
賃金率(円/時)_対数値	-	-	-	7.0047	0.6843	3.7333	9.0345
年齢=61歳	0.0000	0.0000	0.0000	(base)			
年齢=62歳	-0.0089	-0.0522 **	-0.0097	0.3347	0.4719	0.0000	1.0000
年齢=63歳	-0.0151	-0.1295 ***	-0.0137	0.1927	0.3944	0.0000	1.0000
年齢=64歳	-0.0096	-0.1742 ***	-0.0037	0.0708	0.2564	0.0000	1.0000
職歴=無回答	0.0000	0.0000	0.0000	(base)			
職歴=同一企業20年以上・無回答	-0.0676 **	0.0710	0.1214 *	0.0114	0.1061	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・1-4人	0.0000	0.3997 ***	-0.0457	0.0156	0.1240	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・5-29人	-0.0316	0.3040 ***	0.0800 *	0.0502	0.2184	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・30-99人	0.0000	0.2651 ***	0.1090 **	0.0441	0.2054	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・100-299人	0.0592	0.1806 **	0.0972 **	0.0473	0.2122	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・300-499人	-0.0472	0.2404 ***	0.1187 **	0.0240	0.1529	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・500-999人	0.0370	-0.0650	0.0710	0.0204	0.1415	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・1000-4999人	0.0293	0.0951	0.1036 **	0.0443	0.2058	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・over5000人	0.0610	0.0773	0.2066 ***	0.0470	0.2116	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・公務員	0.0822	0.1636 **	0.0670	0.0436	0.2041	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・無回答	0.0274	0.2592 **	0.0109	0.0106	0.1026	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・専門職	0.1002 *	0.3511 ***	0.1715 ***	0.0641	0.2449	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・管理職	0.1800 ***	0.0139	0.0360	0.0081	0.0899	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・事務職	0.0262	0.4248 ***	0.1364 ***	0.0258	0.1586	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・販売職	-0.0690	0.4348 ***	-0.0016	0.0227	0.1488	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・サービス職	0.1485 ***	0.4677 ***	-0.0577	0.0157	0.1244	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・農林漁業職	0.0023	0.5191 **	-0.0429	0.0018	0.0430	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・運輸通信職	0.1181 *	0.6521 ***	-0.0026	0.0136	0.1158	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・生産労務職	-0.0146	0.2070 **	-0.0484	0.0277	0.1640	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・その他	-0.0437	0.3746 ***	-0.0062	0.0097	0.0981	0.0000	1.0000
職歴=自営以外20年以上	-0.0890	0.3846 ***	-0.0017	0.1279	0.3340	0.0000	1.0000
職歴=自営業で20年以上	-0.0041	0.4584 ***	0.0080	0.1894	0.3919	0.0000	1.0000
職歴=中断以後は不就業	-0.0556	-1.0135 ***	-0.1776 **	0.0073	0.0852	0.0000	1.0000
職歴=その他の就業経歴	-0.0438	0.0837	0.0150	0.0959	0.2945	0.0000	1.0000
職歴=収入伴う就労歴無	-0.0297	-1.2514 ***	-0.2854	0.0008	0.0288	0.0000	1.0000
性別=男性	0.0000	0.0000	0.0000	(base)			
性別=女性	-0.1896 ***	-0.2608 ***	-0.1686 ***	0.4036	0.4906	0.0000	1.0000
学歴=無回答	0.0000	0.0000	0.0000	(base)			
学歴=中学	-0.0055	0.2138	-0.0804	0.2119	0.4087	0.0000	1.0000
学歴=高校	0.0789	0.3357 **	-0.0099	0.4947	0.5000	0.0000	1.0000
学歴=専門学校	0.0859	0.2976 *	0.0105	0.0678	0.2514	0.0000	1.0000
学歴=短大高専	0.1453	0.3254 *	0.0916	0.0481	0.2140	0.0000	1.0000
学歴=大学	0.2833 **	0.3926 **	0.2069 **	0.1588	0.3655	0.0000	1.0000
学歴=大学院	0.7415 ***	0.5159 **	0.6844 ***	0.0106	0.1026	0.0000	1.0000
学歴=その他	0.0594	0.2956	-0.1171	0.0045	0.0672	0.0000	1.0000
本人の健康=無回答	0.0000	0.0000	0.0000	(base)			
本人の健康=大変悪い	0.0452	-0.9925 ***	0.0456	0.0029	0.0535	0.0000	1.0000
本人の健康=悪い	-0.0739	-0.4822 ***	-0.0983	0.0207	0.1424	0.0000	1.0000
本人の健康=どちらか悪い	-0.0233	-0.0848	-0.0701	0.1248	0.3305	0.0000	1.0000
本人の健康=どちらか良い	0.0325	0.1324	-0.0343	0.4415	0.4966	0.0000	1.0000
本人の健康=良い	0.0621	0.1989 *	-0.0077	0.3381	0.4731	0.0000	1.0000
本人の健康=大変良い	0.0790	0.2269 *	0.0315	0.0645	0.2456	0.0000	1.0000
同居の親の介護=なし	-0.0367	0.0000	0.0000	(base)			
同居の親の介護=あり	-0.3117 ***	0.1185	-0.0263	0.0458	0.2090	0.0000	1.0000
別居の親の介護=なし	-0.0374	-0.3119	0.0000	(base)			
別居の親の介護=あり	-0.5616 **	0.0000	-0.0106	0.0357	0.1856	0.0000	1.0000
16歳未満の同居の子=0名		0.0059					
16歳未満の同居の子=1名		-0.0869					
16歳未満の同居の子=複数		0.0000					
16歳以上無収入同居者=0名		0.0865					
16歳以上無収入同居者=1名		0.2748 ***					
16歳以上無収入同居者=複数		0.1922 ***					
配偶者の健康=無回答		0.1586 ***					
配偶者の健康=大変悪い		0.1525 ***					
配偶者の健康=悪い		0.1729 ***					
配偶者の健康=どちらか悪い		0.0000					
配偶者の健康=どちらか良い		-0.1737 ***					
配偶者の健康=良い		0.0000					
配偶者の健康=大変良い		-0.1090 **					

	Heckit		OLS	OLSEモデルの記述統計量			
	main	select					
配偶者の年金収入		-0.0195 ***					
配偶者の年金以外の収入		-0.0026 ***					
家計の支出額		0.0051 ***					
預貯金額(株・債券を含む)		-0.0001 ***					
借入金額		0.0000 *					
直近の就業=無職	0.0000		0.0000	(base)			
直近の就業=自営業主	0.4395		0.3776	0.1756	0.3805	0.0000	1.0000
直近の就業=家族従事者	0.2002		0.1504	0.0532	0.2244	0.0000	1.0000
直近の就業=会社・団体等の役員	0.9059 ***		0.8751 ***	0.0701	0.2553	0.0000	1.0000
直近の就業=正規の職員・従業員	0.4034		0.3421	0.1769	0.3816	0.0000	1.0000
直近の就業=パート・アルバイト	0.1277		0.0811	0.2853	0.4516	0.0000	1.0000
直近の就業=派遣事業所の派遣社員	0.0974		0.0760	0.0122	0.1098	0.0000	1.0000
直近の就業=契約社員・嘱託	0.2991		0.2482	0.1915	0.3935	0.0000	1.0000
直近の就業=家庭での内職など	-0.4944		-0.5562 **	0.0113	0.1056	0.0000	1.0000
直近の就業=その他	0.2799		0.2210	0.0234	0.1512	0.0000	1.0000
県別有効求人倍率	0.0679 *	-0.1120 *	0.0534 *	0.5996	0.2409	0.2875	1.6858
北海道	0.0000	0.0000	0.0000	(base)			
青森県	0.1160 *	0.1255	0.0393	0.0116	0.1069	0.0000	1.0000
岩手県	-0.1420 **	0.2497 **	-0.1604 ***	0.0133	0.1146	0.0000	1.0000
宮城県	-0.0038	0.0038	-0.0260	0.0193	0.1377	0.0000	1.0000
秋田県	0.0032	-0.0165	-0.0753	0.0132	0.1142	0.0000	1.0000
山形県	-0.1813 **	0.0587	-0.1583 ***	0.0110	0.1043	0.0000	1.0000
福島県	-0.0325	0.0034	-0.0577	0.0168	0.1287	0.0000	1.0000
茨城県	0.0237	0.0445	0.0282	0.0272	0.1627	0.0000	1.0000
栃木県	0.1344 **	0.2468 ***	0.1189 **	0.0227	0.1488	0.0000	1.0000
群馬県	0.0422	0.2849 ***	-0.0083	0.0231	0.1503	0.0000	1.0000
埼玉県	0.1734 ***	0.1407 **	0.1605 ***	0.0479	0.2136	0.0000	1.0000
千葉県	0.2265 ***	0.0791	0.1996 ***	0.0320	0.1760	0.0000	1.0000
東京都	0.2371 ***	0.2198 ***	0.2215 ***	0.0540	0.2261	0.0000	1.0000
神奈川県	0.1996 ***	0.1431 **	0.1790 ***	0.0560	0.2300	0.0000	1.0000
新潟県	0.0076	0.1287	-0.0113	0.0187	0.1354	0.0000	1.0000
富山県	0.0206	0.2410 **	-0.0402	0.0137	0.1162	0.0000	1.0000
石川県	0.1128	0.2749 **	0.0627	0.0125	0.1110	0.0000	1.0000
福井県	-0.1847 **	0.4973 ***	-0.1312 **	0.0104	0.1013	0.0000	1.0000
山梨県	0.1241	-0.0390	0.1331 **	0.0086	0.0923	0.0000	1.0000
長野県	0.0535	0.4429 ***	-0.0015	0.0278	0.1645	0.0000	1.0000
岐阜県	0.1339 **	0.3132 ***	0.1009 **	0.0199	0.1396	0.0000	1.0000
静岡県	0.1194 **	0.3210 ***	0.0919 **	0.0426	0.2020	0.0000	1.0000
愛知県	0.1804 ***	0.2373 ***	0.1654 ***	0.0573	0.2323	0.0000	1.0000
三重県	0.1114 *	0.1847 *	0.1137 **	0.0201	0.1402	0.0000	1.0000
滋賀県	0.1747 **	0.0292	0.1070 *	0.0131	0.1139	0.0000	1.0000
京都府	0.1234 **	0.1195	0.1610 ***	0.0200	0.1399	0.0000	1.0000
大阪府	0.1104 **	0.1353 *	0.1403 ***	0.0413	0.1989	0.0000	1.0000
兵庫県	0.1342 ***	0.2221 ***	0.1174 ***	0.0463	0.2102	0.0000	1.0000
奈良県	0.2497 ***	0.2233 **	0.1742 ***	0.0132	0.1142	0.0000	1.0000
和歌山県	0.0008	0.1592	-0.0292	0.0124	0.1106	0.0000	1.0000
鳥取県	0.0461	-0.0222	0.0312	0.0076	0.0868	0.0000	1.0000
島根県	-0.0313	0.2488 **	-0.0177	0.0095	0.0971	0.0000	1.0000
岡山県	-0.0717	0.0322	-0.0448	0.0202	0.1406	0.0000	1.0000
広島県	0.0249	0.2732 ***	0.0407	0.0254	0.1574	0.0000	1.0000
山口県	0.0692	0.2593 **	-0.0049	0.0154	0.1230	0.0000	1.0000
徳島県	-0.0548	-0.0493	0.0080	0.0077	0.0873	0.0000	1.0000
香川県	-0.0007	0.5155 ***	-0.0642	0.0107	0.1030	0.0000	1.0000
愛媛県	-0.1181 *	0.0413	-0.0682	0.0125	0.1110	0.0000	1.0000
高知県	0.0492	0.2995 **	0.0481	0.0088	0.0933	0.0000	1.0000
福岡県	0.0186	0.0847	0.0126	0.0383	0.1919	0.0000	1.0000
佐賀県	0.0041	0.2393 *	-0.0347	0.0083	0.0909	0.0000	1.0000
長崎県	-0.0102	-0.0948	-0.0466	0.0114	0.1061	0.0000	1.0000
熊本県	0.0109	0.0761	-0.0406	0.0122	0.1098	0.0000	1.0000
大分県	0.0733	-0.0252	0.0558	0.0106	0.1026	0.0000	1.0000
宮崎県	-0.0972	0.1130	-0.0852	0.0123	0.1102	0.0000	1.0000
鹿児島県	0.1242 **	0.1332	0.1008 *	0.0152	0.1222	0.0000	1.0000
沖縄県	0.0033	-0.1649	-0.1426 *	0.0050	0.0705	0.0000	1.0000
定数項	6.4063 ***	-0.6044 ***	6.6689 ***				
mills							
lambda		0.1178					
N		14973	10812				
N_cens		7569					

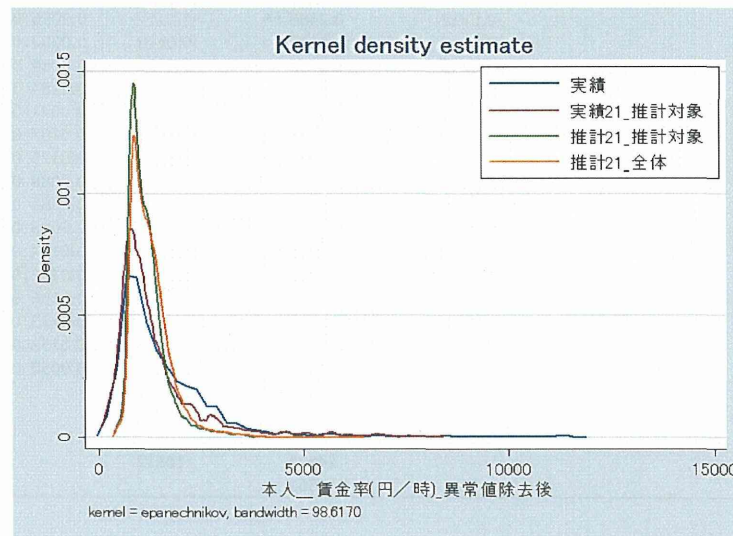
(参考) 賃金率の分布 (kernel density 推計結果)

- ・実績：説明変数欠損の影響で推計に含まれなかったサンプルを含む、実績データの分布
- ・実績__推計対象：推計に含まれなかったサンプルを除く、実績データの分布
- ・推計__推計対象：推計に含まれなかったサンプルを除く、推計データの分布
- ・推計__全体：推計に含まれなかったサンプルを含む、推計データの分布。推計に利用。

○OLS モデル (採用)



○Heckit モデル (非採用)



第3章 高齢者の就業と介護： 親の介護と就業率・労働時間に関するパネル実証分析¹

北村 智紀²・足立 泰美³・上村 敏之⁴

要旨

本稿は厚生労働省『中高年差縦断調査』を利用して、親の介護と高齢者の就業状況との関係を分析した。これらの関係には、働いていない者が介護をする傾向がある等の内生性の問題がある。本稿では固定効果モデルを利用することで、時間経過的に変化しないこのような個人間の異質性を考慮して分析を行った。分析の結果、親の介護により男女ともに就業率は低下する傾向があった。しかし低下の度合いは、性別、配偶者の有無、被介護者との同居の有無で異なっていた。特に女性の場合、同居している親を介護する場合に就業率は大きく低下した。同居していない親を介護する場合でも、配偶者がいない場合には、就業率は大きく低下した。被介護者と同居している場合、配偶者の男性の年収が高まると、女性の就業率が高まる傾向があった。また、金融資産や借入金の状況が介護による離職に影響していた。さらに、男性は介護時間が比較的少なく場合でも就業率が低下したが、女性は介護時間が比較的少ない場合には、就業率への影響は限定的であった。しかし、介護時間が長くなるにつれ、就業率は大幅に低下した。親の介護と労働時間には有意な関係が見られなかった。

キーワード：介護、就業率、労働時間、退職、高齢者の労働供給、パネルデータ

¹ 本研究は厚生労働科学研究費補助金による研究「中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル視点からの学際研究－雇用・年金・医療・介護に関する実証分析－（H27－統計－一般－004）」の一部として実施した。財政支援及びデータ提供に深く感謝したい。本稿執筆にあたり、筑波大学内藤久裕先生、名古屋市立大学山本陽子先生、労働政策研究・研修機構小林徹先生、国立社会保障・人口問題研究所金子能宏先生、同福田 節也先生、厚生労働省世帯統計室の方々、Western Economic Association 2016年大会の参加者より得た貴重なコメントに感謝したい。

² ニッセイ基礎研究所 金融研究部

³ 甲南大学 経済学部

⁴ 関西学院大学 経済学部

1. はじめに

1-1. 分析動機

日本では人口の高齢化が進み、介護を必要とする高齢者の増加は、介護を理由に退職する離職者の増加を招いている。総務省『就業構造基本調査』（2012年）によると、家族の介護や看護のために、離職または転職した数は毎年増え続けている。厚生労働省『労働力調査』の就業率によれば、59歳の男性の就業率は90%（女性では58%）だが、60～64歳の男性の就業率は66%（女性では39%）へ顕著に低下している。『就業構造基本調査』より、介護者の年齢階級別の内訳をみると、主な介護者の80%近くが50歳以上である。なかでも60～64歳が2割近くを占めており、介護の担い手が中高年層に集中している様子がうかがえる。就業率が大きく低下する60歳前後は、親の介護を必要とする時期に重なる。介護に要する多大な労力と時間は、その担い手である中高年層の就業時間を圧迫する。再就職するにせよ、そのまま引退してしまうにせよ、この年齢層では「親の介護」を事情に離職または転職に至る可能性がある。

2015年11月の第3回一億総活躍国民会議では「介護離職ゼロ」の強い目標が示された(首相官邸(2015))。これは、「新・三本の矢」の一つである「安心につながる社会保障」に関連する取り組みの一環として、2020年代初頭までに家族の介護を理由とした離職の防止等を図るべく「介護離職ゼロ」を推進するものである。そのための必要な介護サービスの確保と、働く環境改善・家族支援を両輪として取り組むものとしている(厚生労働省(2016))。政策目標である介護離職を減らすためには、どのような家計が介護により離職する傾向があるのか、分析することが重要と言える。

そこで、本稿では厚生労働省『中高年者縦断調査』を利用して、親の介護が高齢者の就業率と労働時間に影響があるかについて分析する。その際、性別や親との同居の有無や配偶者の有無（既婚・未婚）といった家族構成が就業率と労

働時間の低下要因となるかについて検証する。また、パネルデータの特長を生かし固定効果モデルを利用することで、労働参加と介護の内生性の問題を考慮して分析する。本稿の結論を先に述べると以下のとおりである。親の介護により男女ともに就業率は低下する傾向があった。しかし低下の度合いは、性別、配偶者の有無、被介護者との同居の有無で異なっていた。特に女性の場合、同居している親を介護する場合に就業率は大きく低下した。同居していない親を介護する場合でも、配偶者がいない場合には、就業率は大きく低下した。被介護者と同居している場合、配偶者の男性の収入が高まると、女性の就業率が高まる傾向があった。これは、外部の介護サービス等を購入するのが容易になるからだと考えるとこの結果と整合的である。また、金融資産や借入金の状況が介護による離職に影響していた。これは、これらの残高が引退の意思決定に影響しているからだと考えられる。最後に、男性は介護時間が比較的少なくとも、就業率が有意に低下したが、女性は介護時間が比較的少ない場合には、就業率への影響は限定的であった。しかし、介護時間が長くなるにつれ、就業率は大幅に低下した。親の介護と労働時間との関係も分析したが、両者に有意な関係が見られなかった。

本稿の構成は以下のとおりである。本章第2節では文献レビュー、第3節では仮説設定を行う。第2章は分析方法、第3章は分析結果、第4章は結論と課題である。

1-2. 文献レビュー

海外におけるこれまでの研究では、介護と就業状況の関係は地域、性別、年齢で異なった結論を得ている。まず、介護と就業率の関係に関しては、介護が就業率を抑制するという結果と、そうではないという結果の入り混じったものである。例えば、米国のデータを用いた就業率に研究では、Pavalko and Artis (1997)は、介護は女性の就業率を引き下げるとしているが、Wolf and Soldo (1994)は、そのような結果が発見されず、介護をしている者と、そうでない者で就業率に違いはないとした。Dentinger and Clarkberg (2002)は、介護を行っている男性は

引退する確率が低下するとしている。英国のデータを用いた研究では、Carmichael and Charles (1998) は、週 20 時間以上の介護を行う者の就業率は、介護を行わない者と比較して、有意に低下するとした。しかし一方で、介護時間が週 20 時間以内の者の就業率は、介護を行わない者と比較して、有意に上昇するとした。Carmichael and Charles (2003)は、週 10 時間の介護を行う女性は、介護を行わない者と比較して、就業率が有意に低下するとした。次に、介護と労働時間に関しても同様に入り混じった結果である。Mutschler (1993)は、米国のデータを用いて介護と就業時間の関連を分析し、介護によって就業時間が有意に減少するとした。Carmichael and Charles (1998)は、英国のデータを用いて分析し、介護を行う女性の労働時間は、介護を行わない者と比較して、有意に減少するとした。これに対して、Wolf and Soldo (1994)は、女性の労働時間に関して、介護による減少効果はないとしている。Lilly et al. (2007) は、介護と就業状況に関する 1986 年から 2006 年までに発表された 35 の研究論文のサーベイを行った（上述の論文を含まれる）。その結果、一般にある一定水準の介護までは、介護を行う者と行わない者で就業率に違いがないこと、一定水準以上の介護を行う者の就業率は有意に低下する研究結果が多いとした。

近年、介護と就業状態についての内生性に着目して研究が増えている。労働機会に恵まれない個人は、介護をする者になる傾向が強い。このようなセレクション・バイアスにより、介護による就業率や労働時間の低下が、本来よりも多く見積もられる可能性がある。Heitmueller (2007) は、介護と就業状態の内生性を考慮しない分析は推計結果にバイアスがある可能性があるとし、英国のデータを利用して、このような内生性を考慮して分析を行った。その結果、介護を必要とする者と同居している場合は、介護を行わないものと比較して、就業率の有意な低下が見られた。その一方で、介護にそれほどコミットしていない者についての就業率は、介護していない者と同程度であるとした。Bolin et al. (2007)は、英国を除くヨーロッパ 10 か国の 50 歳以上の男女について、家計における介護 (informal care) は、就業率と労働時間を有意に減少させるが、賃金の減少につ

いては有意な結果は得られなかったとした。また、上述の介護と労働参加の内生性に関しては、介護者の決定が外生的に行われるという帰無仮説を棄却できず(つまり、介護者の決定は外生的に決まるという意味)、上記の内生性は推計上の大きな問題とはならないとした。Van Houtven et al. (2013)は、米国のデータを利用して、介護を行う場合、男性の就業率は有意に減少し、女性の引退確率は有意に高まるとした。さらに、働いている女性の労働時間は介護により有意に減少するとした。一方で、介護を行う男性の労働時間や賃金は、介護をしていない者と比べて、有意な差がなかったとした。また、上述の内生性の問題については、内生性に関する証拠は確認されず、固定効果モデルによって観察されない個人間の異質性をコントロールすれば、それ以上の介護と労働供給に関するセレクション・バイアスを考慮する必要性はないものとしている。

日本においても介護の負担と就業構造の関係については、近年、マイクロデータを利用した研究が蓄積されつつある。大守・田坂・宇野・一瀬(1998)は、厚生労働省『国民生活基礎調査』の個票を再集計することで、公的介護保険の導入による世帯構造別、世帯員の性別、年齢別の就業促進効果を推定している。このなかで上述の内生性に関して記しており、非就業者が介護者として選ばれやすい傾向にあるならば、介護による就業阻害効果がなくても、介護者の就業率は、低まる傾向があることを指摘している。岩本(2001)は、『国民生活基礎調査』の1992年、1995年、1998年を使用し、同居する介護者いる世帯と、要介護者のいない2人以上世帯の就業率を比較した。その結果、同居の要介護者がいた場合に、女性の就業率が有意に低下するとした。西本・七條(2004)は、総務省『社会生活基礎調査』の1996年のデータを用いて、介護により既婚女性の正規および非正規就業が抑制されることを示した。小原(2008)は、40歳から60歳の2人以上世帯を対象とした『高齢化と暮らしに関する調査』の2004年データを用いて、将来親の介護を希望する意思が労働供給を抑制させる効果があるとした。一方で、就業継続意思が親を介護する意思を抑制させないとした。池田(2010)は、要介護者と同居する30歳から59歳の男女を対象とした労働政策研究・研修機構『仕

事と介護に関する調査』の 2006 年データを用い、介護を理由とした連続休暇と退職の関係を分析した。その結果、介護による連続休暇を取得している者ならびに重度の認知症の要介護者を抱える者は、有意に退職を選択するとした。

最近パネルデータを用いた研究も行われている。パネルデータは調査対象者を毎年追跡することから、個々の主体の行動変化が把握できる。しかも、観察点が増加するために推計精度が高まることや、個々の主体がある時点の経済変動や政策に対してどのように反応したかを分析できることが特徴である(北村、2005 など)。清水谷・野口(2004)は、内閣府『高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査』と日本経済研究センター『高齢者の医療保険に関するアンケート』の 1999 年、2001 年、2002 年のデータを突合し、要介護者を抱える世帯を実験郡、高齢者の慢性疾患患者を抱える世帯を対照群として、差の差分法 (Difference in difference)による分析を行った。その結果、介護保険制度が就労の有無、週あたり就労日数、1 日あたり労働時間に影響しているとした。酒井・佐藤(2007)は、ニッセイ基礎研究所『暮らしと生活設計に関する調査』の 1997 年、1999 年、2001 年、2003 年の 4 回分のデータを使用し、家庭内の介護者が男性である場合は、介護により正規雇用と自営業の就業・退職決定に影響を与え、女性である場合には、非正規雇用の就業に影響を与えるとした。大津・駒村(2012)は、慶応義塾大学『日本家計パネル調査 (JHPS)』の 2009 年、2010 年、2011 年のデータを利用し、40 歳から 59 歳の有配偶女性について、介護が必要な親との同居の有無が、就業確率および就業時間に与える影響を分析した。大津(2013)は『日本家計パネル調査(JHPS)』の 2009 年～2012 年データを用い、要介護者との同居が 50～64 歳の就業者の翌年の離職率に与える影響を検証した。その結果、要介護度 4 および要介護度 5 の同居要介護者がいる場合、有配偶女性の離職率ならびに無配偶男性と無配偶女性の離職率が有意に高まるとした。

1-3. 仮説設定

このような文献によれば、親の介護を行う者の就業率や労働時間は、性別、

配偶者の有無、親との同居状況に依存することが予測できる。また、既婚の場合は、男性・女性のどちらが介護をより多く行うかについて、介護による機会費用を考慮する必要があり、配偶者の年収が関連している可能性がある。また、介護による引退には、金融資産や借入金の状況が影響する可能性がある。そこで本稿では、親の介護が、就業率と労働時間に影響があるかについて、以下の3つの仮説を検証する。

仮説1：親を介護している場合、就業率や労働時間が減少する。性別、親との同居状況、配偶者の存在により、就業率や労働時間の低下の程度は異なる。特に、同居している親を介護する場合は、就業率や労働時間が低下する。また、日本の家族関係を考慮した場合、既婚男性よりも既婚女性の方が就業率や労働時間が低下の程度が大きい。

仮説2：既婚の場合、配偶者の収入が就業率や労働時間の低下に影響する。配偶者の収入が高い場合は、配偶者の離職による機会費用が大きいため、本人の就業率や労働時間が低下する。

仮説3：保有する金融資産や借入金の状況により、就業率や労働時間の低下の度合いは異なる。特に、金融資産が十分にあり、借入金が少ない場合、就業により収入を得る必要がないので、介護により就業率や労働時間は低下する可能性がある。あるいは、外部の介護サービスを購入が容易なため、介護を行わない人と比較して、就業率や労働時間に差が生じない可能性もある。

仮説5：週介護時間が増えれば、就業率や労働時間は減少する。同じ介護時間でも、性別、配偶者の有無、親との同居の状態、就業率や労働時間の減少の度合いは異なる。

2. 分析方法

2-1. データ

本稿のデータは、厚生労働省「中高年者縦断調査」を利用した。親が要介護状態になった場合の就業状況を分析するため、同調査に対して 2005 年から 2010 年まで継続している回答者 25,157 人のうち、2005 年時点で夫婦何れかが親族を介護していないサンプルに分析を限定した。分析対象とした男性のサンプルは 10,629 人、女性は 11,679 人、合計で 22,308 人である。なお、同調査の一部のサンプルには、同一世帯の夫婦それぞれに調査票が重複送付されている。そのため、重複送付されない家計（重複なし家計）と、重複送付されている家計（重複家計）とにサンプルを区別した。全体の約 42%が重複なし家計であり、約 58%が重複家計である。重複家計は、夫婦共に詳細なデータがあるが、単純に集計した場合には家計の状況が重複集計されるため注意が必要である。表 1 はサンプルの年齢の推移である。パネル A は男性、パネル B は女性である。何れも、重複なし家計と重複家計の合計である。

[ここに表 1 を挿入]

最初に親と同居と親の介護の状況を確認しておく。表は親同居と親介護の状況を表したものである。重複家計は女性を自分、男性を配偶者として算出している。表 2 の上段は親との同居の状況である。自分の父、自分の母、配偶者の父、配偶者の母との同居の状況である。「親同居」は何れかの 1 人以上の親と同居している割合である。親同居の合計を見ると、23.50%の家計が何れかの親と同居している。自分あるいは配偶者を問わず、父親よりも母親と同居している割合が多い。表 2 の中段は親の介護の状況である。本稿は 2005 年に誰も介護していない家計に分析を限定している。自分の父、自分の母、配偶者の父、配偶者の母の介護の状況が確認できる。「親介護」は何れかの 1 人以上の親を介護している割合である。「親族介護」は親を含む親族を介護している割合である。親介護の合計を見ると、6.06%の家計が何れかの親を介護している。誰を介護しているのかを見ると、自分の母親(3.29%)が最も多く、次に配偶者の母親(1.87%)と自分の父親(1.14%)が

同程度、配偶者の父親(0.65%)の割合が最も少ない。親介護と親族介護の割合が同程度なので、本稿では親以外の親族の介護について考慮せずに分析を行う。表2の下段は親と同居していて、かつ親を介護している家計の割合である。親介護かつ親同居の合計(下から2行目の右端)を見ると3.10%の家計で、同居している親を介護している。どの親と同居していて誰を介護しているのか区別できるが、各割合(出現率)が低いため、本稿では、何れかの「親同居」で、何れかの「親介護」と、就業状態との関係进行分析する。

[ここに表2を挿入]

表3は親介護の有無による就業率と労働時間の平均値と標準偏差である。パネルAは親介護の有無による就業率の違いである。上段は男性であるが、合計を見ると、親を介護していない人の就業率は90.12%であるが、親を介護している人では86.16%に低下している。下段は女性であるが、合計を見ると、親を介護していない人の就業率は65.95%であるが、親を介護している人では59.26%に低下している。このように親の介護により見た目の就業率は低下する傾向がある。パネルBは親介護の有無による月労働時間の違いである。就業している人のみにデータを限定している。上段は男性であるが、合計を見ると、親を介護していない人の月労働時間は194.2時間であり、親を介護している場合では190.5時間で、大きな差はない。下段は女性であるが、合計を見ると、親を介護していない人の月労働時間は145.2時間であり、親を介護している場合では138.0時間で、見た目では、若干、少なくなっている。

[ここに表3を挿入]

表4は週介護時間の分布である。比率1は全体に対する割合、比率2は週1時間以上介護している人に対する割合である。週1時間以上介護している人の割合は、男性では4.6%、女性では7.6%である。週1時間以上介護している人中で、最も多い介護時間は、男女ともに、週1時間以上7時間以下であり、男性は62.1%、女性は51.5%であった。次に多いのは、男性では週8時間以上14時間以下であり、16.0%であった。女性では週22時間以上で、20.3%であった。

[ここに表 4 を挿入]

2-2. 推計モデル

前述の仮説 1～仮説 5 までを検証するために以下の推計モデル 1～推計モデル 3 を推計する。

推計モデル 1:

$$\begin{aligned} y = & \beta_0 + \beta_1 \cdot d_1 + \beta_2 \cdot d_2 + \beta_3 \cdot d_4 \\ & + \beta_4 \cdot d_1 \cdot d_2 + \beta_5 \cdot d_2 \cdot d_4 + \beta_6 \cdot d_1 \cdot d_4 + \beta_7 \cdot d_1 \cdot d_2 \cdot d_4 \\ & + \gamma \cdot z + \delta + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

推計モデル 2:

$$\begin{aligned} y = & \beta_0 + \beta_1 \cdot d_1 + \beta_2 \cdot d_2 + \beta_3 \cdot x \\ & + \beta_4 \cdot d_1 \cdot d_2 + \beta_5 \cdot d_1 \cdot x + \beta_6 \cdot d_2 \cdot x + \beta_7 \cdot d_1 \cdot d_2 \cdot x \\ & + \gamma \cdot z + \delta + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

推計モデル 3:

$$\begin{aligned} y = & \beta_0 + \beta_1 \cdot d_2 + \beta_2 \cdot d_3 + \beta_3 \cdot d_2 \cdot d_3 + \beta_4 \cdot h \\ & + \beta_5 \cdot d_2 \cdot h + \beta_6 \cdot d_3 \cdot h + \beta_7 \cdot d_2 \cdot d_3 \cdot h \\ & + \gamma \cdot z + \delta + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、

y : 就業ダミー (就業 = 1、無業 = 0) あるいは、月労働時間、

d_1 : 親介護ダミー (親介護あり = 1、親介護なし = 0)、

d_2 : 親同居ダミー (親同居あり = 1、親同居なし = 0)、

d_3 : 既婚ダミー (既婚 (配偶者あり) = 1、未婚 (配偶者なし) = 0)、

x : 配偶者収入 (月万円)、あるいは純貯蓄 (=金融資産 - 借入金、百万円)、

h : 週介護時間 (カテゴリー変数 : 0 時間、週 1 時間以上 7 時間以下、週 8 時間以上 14 時間以下、週 15 時間以上 21 時間以下、週 22 時間以上)

z : コントロール変数 (扶養子供ダミー、主観的健康状態 (カテゴリー変数 : 1 が最も悪く、6 が最も良いことを表す)、年ダミー、就業形態 (被説明変数が月労働時間の場合で利用し、正規、非正規、自営に区別)、
 δ : 固定効果 (時間経過的に変化しない個人間の異質性を捉える項)、
 ε : 誤差項、
 β, γ : 回帰係数。

Heitmueller (2007)は、介護と就業については、その意思決定が相互に依存するという内生性を考慮して分析する必要があるとしている。例えば、正規雇用で比較的高い賃金を得ている人は、機会費用が大きい介護を避ける傾向があるのに対して、労働市場への関わりが少なく、賃金が低い人は介護をするを選択する可能性がある。このような内生性を考慮せず、就業率や労働時間の推計を行った場合は推計結果にバイアスが生じる可能性がある。このような内生性を考慮した推計方法には、クロスセクションデータを利用する場合に操作変数法を利用することや、パネルデータを利用する場合は固定効果モデルを利用することが考えられる。固定効果モデルでは、時間経過で変化しない個人間の異質性を考慮することができ、固定効果で内生性の要因を捉えようとするものである。ただし、Van Houtvem et al. (2013)は、固定効果でこのような内生性を考慮したとしても、時間経過的に変化する個人間の異質性が残る可能性がある指摘している。そのため、彼らは時間経過的に変化する変数を操作変数として、固定効果操作変数法により介護と就業状態との関連性を分析した。操作変数には、介護とは相関があるが、誤差項とは相関がないと考えられる、親の健康状態に関する変数を利用した。しかし、彼らの分析結果によれば、これらの操作変数の影響は小さくなく、このような時間経過的に変化する操作変数を利用する必要性は高くないとしている。また、Lilly et al. (2010)では、多くの研究で望ましい操作変数を見つけることが困難だったと指摘している。そこで本稿では、時間経過的に変化する個人間の異質性は考慮せず、時間経過的に変化しない個人間の異質性を固定効果 δ で捉える

ことができると考えて、固定効果モデルで推計を行う。ただし、モデル1とモデル3に関しては、分散不均一性を考慮した（ロバスト）標準誤差を推計する。モデル2に関しては、家計内の行動に相関がある可能性を考慮して、夫婦でクラスター化した標準誤差を推計する。

Lily et al. (2007)は、介護を就労に関する重要な要因として性別をあげている。現状の日本の状況を考慮しても、性別は重要な要因と思われる。そこで本稿でも、過去の文献の分析方法に従い、男女別に推計を行いその結果を比較する。

3. 分析結果

3-1. 親の介護と就労率に関する推計結果

表5は記述統計である。就業率を被説明変数とした固定効果モデルによる(Liner probability model)による推計結果を Appendix A に示す。また、就業している人にデータを限定して、月労働時間を被説明変数とした固定効果モデルによる推計結果を Appendix B に示す。どちらのモデルも、各変数の交差項や2次項が含まれているため、各変数の影響を分析することが難しい。そこで、関心のある変数に対する限界効果を推計して分析する。

[ここに表5を挿入]

表6は、親介護、親同居、既婚と就業率の関係を示している。パネルAは男性の就業率への影響である。Appendix A の列(1)の推計結果を利用している。縦軸はモデルより推計される就業率である。横軸は親介護の有無を示している。親同居なし・未婚、親同居なし・既婚、親同居あり・既婚は、親介護の有無で就業率のグラフはほぼ水平であり、就業率は親介護に依存していない。一方、親同居あり・未婚では、親介護により就業率が低下している。パネルBは女性の就業率への影響である。列(5)の推計結果を利用している。親同居なし・未婚、親同居あり・既婚、親同居あり・既婚は、親介護により就業率が低下している。一方、親同居なし・既婚では、親介護の有無で就業率のグラフはほぼ水平であり、就業率は親介護に依存していない。パネルCは、パネルA・Bの数値データであり、

親同居の有無、既婚・未婚、親介護の有無のそれぞれの状態で就業率を評価したものである。親介護の有無による限界効果は、親介護ありの就業率と親介護なし就業率の差である。男性では平均をみると、親介護により就業率が有意に-2.00%低下している。しかし、これは親同居あり・未婚が、親介護により就業率は-5.98%低下しした(5%有意水準)影響である。その他のグループは、親介護による影響は有意ではない。女性では平均をみると、親介護により就業率が-2.68%有意に低下している。その中でも、親同居なし・未婚は就業率が-6.76%低下(5%有意水準)、親同居あり・未婚は-7.67%低下(1%有意水準)、親同居あり・既婚は-4.31%低下(1%有意水準)している。一方、親同居なし・既婚では、就業率の低下は有意ではない。

男性では介護している親と同居していて配偶者がいない場合に、就業率は大きく低下した。一方、女性では、介護している親と同居しておらず、配偶者のいる者を除いて、就業率の低下が見られた。配偶者のいない女性の就業率の低下が大きい。

従って、親との同居状況、配偶者の存在、性別により就業率の低下の度合いがことなることから仮説1は支持された。

[ここに表6を挿入]

表7は、配偶者の収入、親介護、親同居と就業率の関係を示している。既婚の重複家計にデータを限定している。パネルAは男性の就業率への影響である。Appendix Aの列(2)の推計結果を利用している。縦軸はモデルより推計される就業率である。横軸は配偶者の収入である。親介護と親同居の何れの組み合わせでも、配偶者の収入の変化に対して、就業率のグラフはほぼ水平であり、就業率は配偶者の収入に大きくは依存していない。パネルBは女性の就業率への影響である。列(6)の推計結果を利用している。親介護なし・親同居なし、親介護なし・親同居あり、親介護あり・親同居なしの何れのグループでも、配偶者の収入の変化に対して、就業率のグラフはほぼ水平であり、配偶者の収入が就業率に影響していない。一方、親介護あり親同居ありでは、配偶者の収入が減るにつれ、就業率

の低下がみられる（右上がりになっている）。パネル C は、配偶者の収入、同居の有無、親介護の有無で就業率を評価したものある。限界効果は親介護の有無で就業率の差である。男性では親同居なしで配偶者の収入が 0 万円と 5 万円の場合で、親介護により就業率が有意に低下している（5%有意水準）。収入が限られるために外部のサービスを利用できず、自分で介護しなければならぬ状況だと考えられる。親同居ありでは、配偶者の収入をどこで評価しても、親介護の限界効果は有意ではない。女性では、親同居なしでは、配偶者の収入をどこで評価しても、親介護の限界効果は有意ではない。一方、親同居ありでは、親介護の限界効果は負で有意である(1%有意水準)。また、配偶者の収入が 0 万円で評価した限界効果は-5.58%、20 万円で評価した場合は-4.69%であり、配偶者の収入が低いほど親介護ありの就業率は低下している。これは配偶者の収入がある方が、外部サービス等を利用したすいためと考えると整合的である。従って、男女ともに、配偶者の収入が多いほど、離職による機会費用が高まるため、本人の就業率が低下するという仮説 2 は支持されなかった。特に、女性の介護する親と同居している場合には、配偶者の収入が高まると、就業率が相対的に高まるという、当初の予測とは逆の結果であった。

【ここに表 7 を挿入】

表 8 は、純貯蓄、親介護、親同居と就業率の関係を示している。既婚の重複家計にデータを限定している。パネル A は男性の就業率への影響である。Appendix A の列(3)の推計結果を利用している。縦軸はモデルより推計される就業率である。横軸は純貯蓄を表している。全体的に純貯蓄が多いほど就業率が低下する傾向がある。親介護あり・親同居ありの傾きが最も小さく、純貯蓄に高まるにつれ、就業率が最も低下する。パネル B は女性の就業率への影響である。列(7)の推計結果を利用している。男性同様、全体的に純貯蓄が多くなるほど就業率が低下する傾向がある。親同居あり・介護あり、親同居あり・介護なしの傾きが緩やかであり、親が同居している場合には就業率は純貯蓄に影響されにくい。パネル C は、純貯蓄、同居の有無、親介護の有無で就業率を評価したものある。限

界効果は親介護の有無で就業率の差である。男性では、純貯蓄が－10 百万円時の限界効果が－4.26%、0 万円の場合では－3.70%であった(何れも 5%有意水準)。一方、純貯蓄が大きくマイナスの場合とプラスの場合では、限界効果は有意ではなく、純貯蓄と就業率の関係は単調ではなかった。純貯蓄が大きい場合では、親介護がなくても退職が進む傾向があること、純貯蓄が大きくマイナスの場合では、標準誤差が相対的に大きく、個人間で行動の違いがあることが要因だと考えられる。女性では、親同居なしの場合では、純貯蓄が 0 百万円時の限界効果が－2.50% (5%有意水準) であった。これ以外は有意ではなく、男性と同様に純貯蓄と就業率の関係は単調ではなかった。男性と同様に、純貯蓄が大きいプラスの場合では、親介護がなくても退職が進む傾向があること、純貯蓄が大きくマイナスの場合では、標準誤差が相対的に大きく、個人間で行動の違いがあることが要因だと考えられる。親同居ありの場合では、純貯蓄をどこで評価しても、介護ありの就業率は有意に低下した。純貯蓄をどこで評価しても限界効果は－5.37%～－5.39%であり、就業率は純貯蓄の大きさに依存していない。従って、金融資産や借入金の状況で介護による就業率の低下の度合いが異なるという仮説 3 は、親と同居していない場合は支持されたが、同居している場合には支持されなかった。同居している場合、十分な純貯蓄を保有している場合、純貯蓄が少ない場合の、どちらも介護による就業率の低下を見られなかった。

[ここに表 8 を挿入]

表 9 は、週介護時間、親介護、親同居と就業率の関係を示している。パネル A は男性の就業率への影響である。Appendix A の列(4)の推計結果を利用している。縦軸はモデルより推計される就業率である。横軸は週介護時間を表している。週介護時間が増えるにつれ、就業率が低下する傾向があるが、それほど大きな低下ではない。また、既婚と親同居の違いによる就業率への影響は大きくないように見える。ただし、未婚はデータ数が少ないため標準誤差が大きい。パネル B は女性の就業率への影響である。列(8)の推計結果を利用している。週介護時間が増えるにつれ、就業率が低下する傾向がある。パネル C は、男性の週介護時間

の違いによる就業率である。全体は親同居・既婚を観測値で評価している。全体を見ると、週 1 時間以上 7 時間以下の介護であっても、介護していない者と比較して、就業率は-1.88%有意に低下している。週 8 時間以上 14 時間以下では-4.53%、週 15 時間以上 21 時間以下では-7.26%と、週介護時間が長くなれば就業率が大きく減少する傾向がある。ただし、週 22 時間以上は有意ではない。親同居なしと既婚では、週介護時間の増加により就業率が低下する傾向がある⁵。一方、親同居ありと未婚では、週介護時間と就業率に有意な関係はなかった。パネル D は、女性の週介護時間の違いによる就業率である。全体を見ると、週 1 時間以上 7 時間以下では、介護していない者との差は有意ではなかった。週 8 時間以上 14 時間以下では-3.98%、週 15 時間以上 21 時間以下では-4.32%、週 22 時間以上では-8.15%、介護していない者と比較して、有意に就業率が低下している。週介護時間が短い場合では親同居・既婚で就業率の低下の程度に差がある。親と同居している場合には、週 1 時間以上 7 時間以下の介護であっても、就業率が有意に低下するが、それ以外は有意ではない。一方、親同居あり・なし、未婚・既婚の何れも、週介護時間が長くなれば、就業率が大幅に低下する傾向がある。従って、仮説 3 は概ね支持されたと考えられる。

[ここに表 9 を挿入]

3-2. 親の介護と月労働時間に関する推計結果

表 10 は、親介護、親同居、既婚と月労働時間の関係を示している。パネル A は男性の月労働時間への影響である。Appendix B の列(9)の推計結果を利用している。縦軸はモデルより推計される月労働時間、横軸は親介護の有無を示している。親同居・既婚の何れの組み合わせでも月労働時間のグラフはほぼ水平であり、月労働時間は親介護に依存していない。パネル B は女性の月労働時間への影響である。列(13)の推計結果を利用している。男性と同様に、親同居・既婚の何

⁵ 親同居あり・なしでは、既婚は観測値で評価。既婚・未婚では親同居を観測値で評価している。各介護時間で、親同居×既婚の2×2で就業率を評価することも可能であるが、一部にデータ数が少なくなる組み合わせがあるため、親同居、既婚を別々に推計した。

れの組み合わせでも月労働時間のグラフはほぼ水平であり、月労働時間は親介護に依存していない。パネル C は、親介護の有無で月労働時間に対する限界効果を推計したものである。男性・女性ともに、親同居・既婚に関わらず、限界効果は有意ではなかった。従って、月労働時間に関しては、仮説 1 は支持されなかった。

[ここに表 10 を挿入]

表 11 は、配偶者の収入、親介護、親同居と月労働時間の関係を示している。既婚の重複家計にデータを限定している。パネル A は男性の月労働時間への影響である。Appendix B の列(10)の推計結果を利用している。縦軸はモデルより推計される月労働時間、横軸は配偶者の収入を表している。親介護と親同居の何れの組み合わせでも、配偶者の収入の変化に対して、月労働時間のグラフはほぼ水平であり、月労働時間は配偶者の収入に大きくは依存していない。パネル B は女性の月労働時間への影響である。列(14)の推計結果を利用している。親介護・親同居の何れの組み合わせでも、配偶者の収入の変化に対して、月労働時間のグラフはほぼ水平であり、配偶者の収入の大きさで月労働時間に変化がない。パネル C は、各変数で評価した月労働時間と、介護の有無で差をとった限界効果である。男女ともに、親同居・既婚に関わらず、限界効果は有意ではなかった。従って、月労働時間に関しては、仮説 2 は支持されなかった。

[ここに表 11 を挿入]

表 12 は、純貯蓄、親介護、親同居と月労働時間の関係を示している。既婚の重複家計にデータを限定している。パネル A は男性の月労働時間への影響である。Appendix B の列(11)の推計結果を利用している。縦軸はモデルより推計される月労働時間、横軸は純貯蓄を表している。親介護あり・親同居なしの傾きが負であり、純貯蓄が増加するつれ、月労働時間が低下している。これ以外は傾きがほぼ水平である。パネル B は女性の月労働時間への影響である。列(15)の推計結果を利用している。親介護あり・親同居ありの傾きが負であり、純貯蓄が増加するつれ、月労働時間が低下している。これ以外は、傾きが概ね水平あるいは緩やかに正である。パネル C は、各変数で評価した月労働時間と、介護の有無で