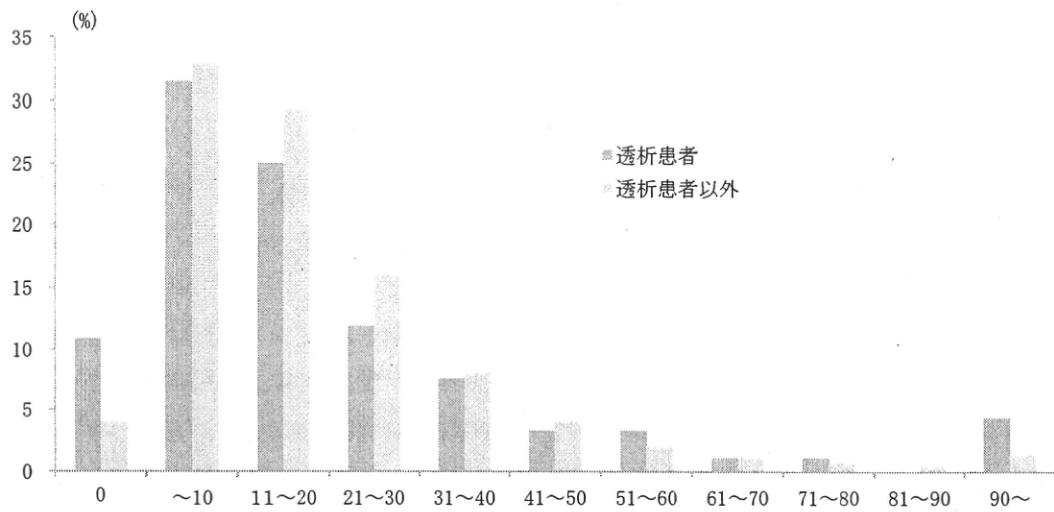
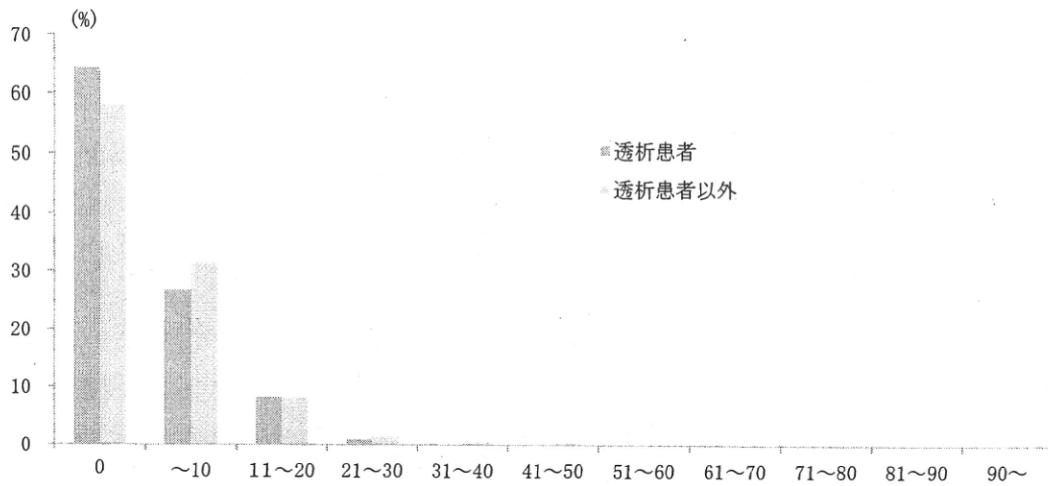


図3 透析以外の年間診療日数の分布（外来）



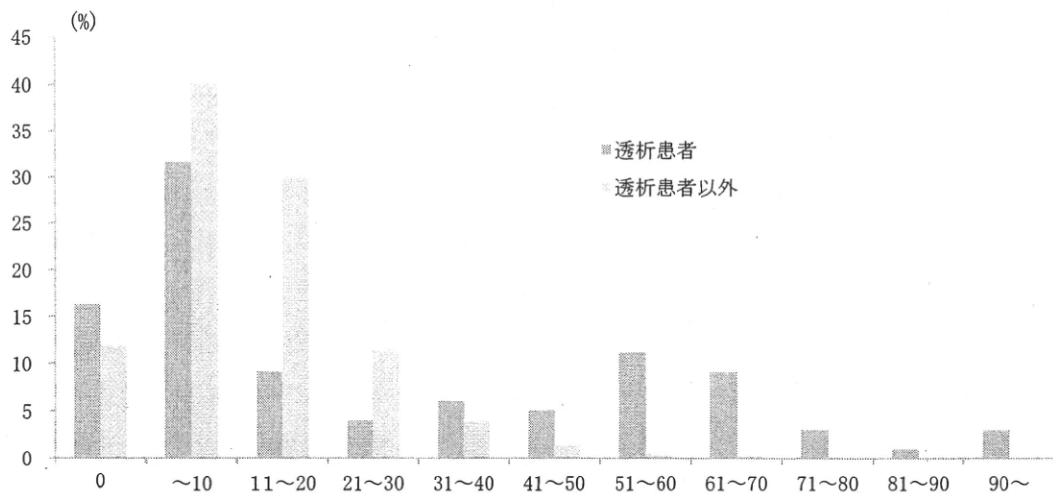
- (注) 1. 透析患者は年間一回以上人工透析を受けている患者。
 2. 年間外来受診日数は透析以外。
 3. 年間入院日数が100日以内のサンプル。透析患者は98人、透析患者以外は12070人。

図4 透析以外の年間診療日数の分布（歯科）



- (注) 1. 透析患者は年間一回以上人工透析を受けている患者。
2. 年間歯科受診日数は透析以外。
3. 年間入院日数が100日以内のサンプル。透析患者は98人、透析患者以外は12070人。

図5 透析以外の年間診療日数の分布（調剤）



- (注) 1. 透析患者は年間一回以上人工透析を受けている患者。
 2. 年間調剤受診日数は透析以外。
 3. 年間入院日数が100日以内のサンプル。透析患者は98人、透析患者以外は12070人。

図6 性別、年齢別平均所得

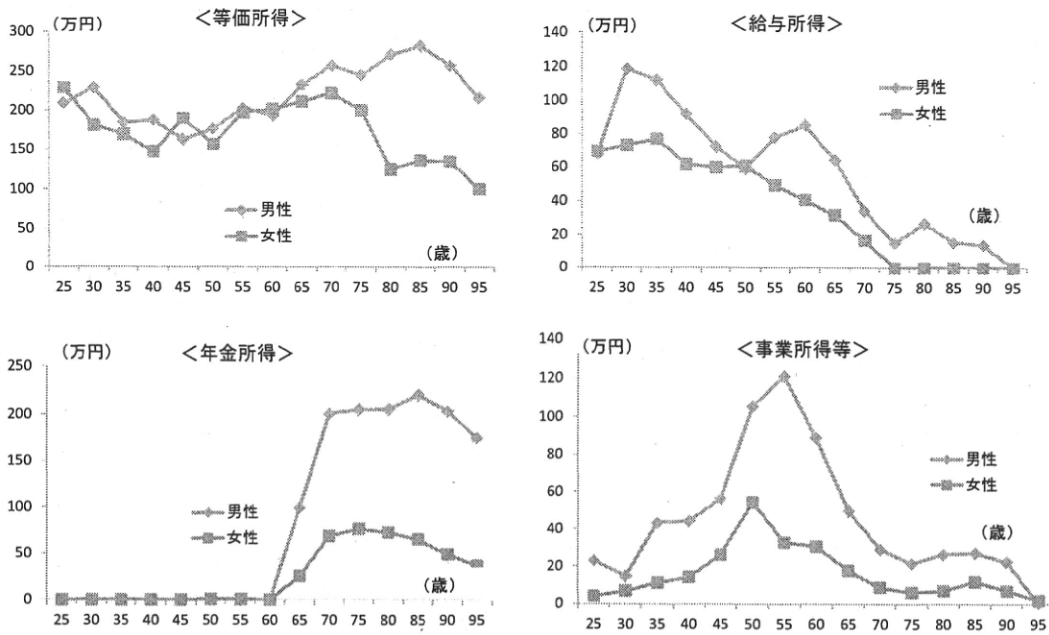


表 1 記述統計量 (N=11452)

variable	mean	sd	min	max
年間診療日数[外来]	18.631	21.391	0	306
年間診療日数[歯科]	3.062	6.034	0	116
年間診療日数[調剤]	11.400	10.826	0	100
年齢	69.158	13.357	31	105
年齢2乗	0.496	0.174	0.096	1.103
70歳以上	0.534	0.499	0	1
女性	0.574	0.495	0	1
等価所得[百万円]	2.040	1.854	0	36.30747
人工透析ダミー	0.008	0.089	0	1
国保ダミー	0.597	0.491	0	1
年金収入ダミー	0.734	0.442	0	1
給与収入ダミー	0.253	0.435	0	1
事業所得ダミー	0.229	0.421	0	1
地区A	0.025	0.155	0	1
地区B	0.021	0.145	0	1
地区C	0.040	0.235	0	1
地区D	0.001	0.032	0	1
地区F	0.024	0.152	0	1
地区G	0.016	0.125	0	1
地区H	0.020	0.139	0	1
地区I	0.010	0.097	0	1
本人特別障害	0.051	0.220	0	1
本人その他障害	0.081	0.272	0	1
本人寡婦	0.241	0.428	0	1
本人寡夫	0.026	0.159	0	1
配偶者所得	0.062	0.241	0	1
特定扶養控除	0.109	0.311	0	1
扶養老人同居	0.180	0.384	0	1
扶養障害同居	0.038	0.192	0	1

表2 受診の有無と所得、人工透析 (Hurdle Part)

	外来			歯科			調剤		
	全年齢	65歳未満	65歳以上	全年齢	65歳未満	65歳以上	全年齢	65歳未満	65歳以上
パネルA 等価所得を含まない推定	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
人工透析ダミー	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]
N	11,452	3,379	8,057	11,452	3,379	8,070	11,452	3,379	8,060
Log likelihood	-1,783	-891	-876	-7,681	-2,279	-5,369	-3,956	-1,581	-2,350
パネルB 等価所得を含む推定									
人工透析ダミー	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]
N	11,452	3,379	8,057	11,452	3,379	8,070	11,452	3,379	8,060
Log likelihood	-1,783	-890	-876	-7,674	-2,277	-5,365	-3,956	-1,598	-2,349

(注) 1. すべての推計は、年齢、年齢2乗、70歳以上ダミー、女性ダミー、国保ダミー、地区ダミー、収入源泉ダミー（年金、給与、事業等）、
 控除ダミーを含む。ただし、パネルAは等価所得を含み、パネルBは等価所得を含んでいない。

2. + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01。

3. 被説明変数は、人工透析以外の外来診療、歯科、調剤について年間診療日数がゼロ以上である時に1を取るダミー変数。Probit推定。
 ただし、年間入院日数が100日以上の者、年間加入日数が365日未満の者、年齢が30歳未満の者は除く。

表 3 年間診療日数関数の推定 (Zero Truncated NB1 Part)

	外来			歯科			調剤		
	全年齢 (1) 係数 [標準誤差]	65歳未満 (2) 係数 [標準誤差]	65歳以上 (3) 係数 [標準誤差]	全年齢 (4) 係数 [標準誤差]	65歳未満 (5) 係数 [標準誤差]	65歳以上 (6) 係数 [標準誤差]	全年齢 (7) 係数 [標準誤差]	65歳未満 (8) 係数 [標準誤差]	65歳以上 (9) 係数 [標準誤差]
パネルA 等価所得を含まない推定									
人工透析ダミー	0.0261 [0.1431]	0.2262 [0.2792]	0.2262 [0.2792]	-0.0761 [0.1439]	0.1496 [0.2685]	-0.2716 [0.1661]	0.7292 [0.0998]**	0.1726 [0.2236]	0.911 [0.1028]**
N	10,989	3,111	7,878	4,832	1,216	2,871	10,110	2,349	7,087
Log likelihood	-42,460	-10,608	-31,632	-14,029	-3,610	-8,732	-34,491	-7,284	-25,052
パネルB 等価所得を含む推定									
人工透析ダミー	0.0267 [0.1432]	0.213 [0.2728]	-0.0813 [0.1425]	-0.1363 [0.1859]	0.1492 [0.2686]	-0.2677 [0.1669]	0.7293 [0.0999]**	0.1634 [0.2218]	0.9109 [0.1028]**
等価所得 [百万円]	-0.005 [0.0079]	-0.0582 [0.0136]**	0.0128 [0.0083]	0.0011 [0.0102]	-0.0028 [0.0162]	-0.0049 [0.0105]	-0.0079 [0.0046]+	-0.0362 [0.0127]**	0.0013 [0.0045]
N	10,989	3,111	7,878	4,832	1,216	2,871	10,110	2,349	7,087
Log likelihood	-42,459	-10,592	-31,629	-14,029	-3,610	-8,732	-34,489	-7,276	-25,052

(注) 1. すべての推計は、年齢、年齢 2 乗、70 歳以上ダミー、女性ダミー、国保ダミー、地区ダミー、収入源泉ダミー (年金、給与、事業等)、
 控除ダミーを含む。ただし、パネル A は等価所得を含み、パネル B は等価所得を含んでいる。

2. + p<0. 1; * p<0. 05; ** p<0. 01。

3. 人工透析以外の外来診療、歯科、調剤について年間診療日数がゼロ以上であるサンプルによる推定。推計方法は Zero Truncated Negative
 Binomial Regression。被説明変数は、人工透析以外の外来診療、歯科、調剤の年間診療日数。ただし、年間入院日数が 100 日以上の
 者、年間加入日数が 365 日未満の者、年齢が 30 歳未満の者は除く。

表 4 年間診療日数関数の推定 (慢性腎不全患者 VS 透析患者)

被説明変数	年間外来診療日数		年間外来診療日数 (透析除く)		年間歯科診療日数		年間調剤診療日数	
	慢性腎不全患者	透析患者	慢性腎不全患者	透析患者	慢性腎不全患者	透析患者	慢性腎不全患者	透析患者
	(1) 係数 [標準誤差]	(2) 係数 [標準誤差]	(3) 係数 [標準誤差]	(3) 係数 [標準誤差]	(4) 係数 [標準誤差]	(5) 係数 [標準誤差]	(6) 係数 [標準誤差]	(7) 係数 [標準誤差]
等価所得	0.0084 [0.0271]	0.1117 [0.0457]*	0.2251 [0.1312]+	0.2251 [0.1312]+	-0.1091 [0.0694]	-0.0119 [0.3113]	0.0331 [0.0253]	-0.051 [0.1065]
推計方法	ZTNB	ZTNB	ZTNB	ZTNB	ZTNB	ZTNB	ZTNB	ZTNB
その他の変数	X	X	X	X	X	X	X	X
観測値数	155	54	54	54	55	20	148	52
Log likelihood	-674.77	-300.02	-210.03	-210.03	-132.15	-44.22	-572.13	-236.83

- (注) 1. すべての推計は、年齢、年齢 2 乗、女性ダミー、地区ダミー、収入源泉ダミー (年金、給与、事業等)、控除ダミーを含む。2009 年度の長寿医療制度加入者サンプルに基づく推定。ただし、年間入院日数が 100 日以上の方、年間加入日数が 365 日未満の者は除く。
2. + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01。
3. 被説明変数は年間外来診療日数 (1、2) 人工透析以外の年間外来診療日数 (3)、年間歯科診療日数 (4、5)、年間調剤診療日数 (6、7)。推計方法は Zero Truncated Negative Binomial Regression。
4. (2)、(3)、(5)、(7) 列は 2009 年 4 月に人工透析だった患者のサンプル。(1)、(4)、(6) 列は同じく慢性腎不全患者のサンプルによる推定。

参考 表 1 受診の有無と所得、人工透析 (Hurdle Part)

	外来			歯科			調剤		
	全年齢 (1)	65歳未満 (2)	65歳以上 (3)	全年齢 (4)	65歳未満 (5)	65歳以上 (6)	全年齢 (7)	65歳未満 (8)	65歳以上 (9)
年齢	0.0016 [0.0010]	-0.0072 [0.0058]	0.0152 [0.0055]**	0.0215 [0.0029]**	0.0033 [0.0119]	0.0645 [0.0234]**	0.0116 [0.0016]**	-0.0111 [0.0091]	0.043 [0.0112]**
年齢2乗	-0.0885 [0.0957]	0.8783 [0.5949]	-0.9275 [0.3319]**	-1.8838 [0.2305]**	0.0484 [1.2297]	-4.4949 [1.4240]**	-0.9912 [0.1360]**	1.3874 [0.9448]	-2.8521 [0.6677]**
70歳以上	0.0067 [0.0057]	-0.0056 [0.0057]	-0.0056 [0.0057]	0.0498 [0.0160]**	0.0067 [0.0252]	0.0067 [0.0526]	0.0466 [0.0105]**	0.0071 [0.0140]	0.0071 [0.0140]
女性	0.0048 [0.0033]	-0.0033 [0.0089]	0.0085 [0.0034]*	-0.0298 [0.0100]**	0.0279 [0.0183]	-0.0526 [0.0121]**	0.017 [0.0063]**	0.0074 [0.0142]	0.0251 [0.0069]**
人工透析ダミー	-0.104 [0.0393]**	-0.2021 [0.0947]*	-0.0657 [0.0380]+	-0.0874 [0.0499]+	-0.1275 [0.0852]	-0.0577 [0.0621]	-0.1223 [0.0427]+	-0.0619 [0.0914]	-0.0619 [0.0449]
等価所得 [百万円]	0.0001 [0.0009]	0.0017 [0.0023]	-0.0003 [0.0011]	0.0101 [0.0028]**	0.0078 [0.0048]	0.0088 [0.0036]*	-0.0005 [0.0017]	-0.0041 [0.0035]	0.0015 [0.0021]
国保ダミー	-0.0202 [0.0062]**	-0.0111 [0.0060]+	-0.0111 [0.0060]+	0.0178 [0.0170]	0.0321 [0.0214]	0.0321 [0.0214]	-0.0486 [0.0109]**	-0.0295 [0.0123]*	-0.0295 [0.0123]*
年金収入ダミー	0.0145 [0.0054]**	0.0179 [0.0116]	0.0024 [0.0070]	0.0372 [0.0145]*	-0.0247 [0.0248]	0.0618 [0.0226]**	0.045 [0.0098]**	0.0336 [0.0190]+	0.0171 [0.0136]
給与収入ダミー	-0.0139 [0.0041]**	-0.0308 [0.0089]**	-0.0055 [0.0046]	-0.0007 [0.0120]	0.0097 [0.0181]	-0.0022 [0.0168]	-0.0365 [0.0077]**	-0.0649 [0.0139]**	-0.0149 [0.0098]
事業所得ダミー	-0.0057 [0.0038]	-0.0136 [0.0099]	-0.0011 [0.0038]	0.0236 [0.0119]*	0.043 [0.0197]*	0.0173 [0.0157]	-0.0109 [0.0074]	-0.0261 [0.0154]+	-0.0001 [0.0085]
本人特別障害	0.0247 [0.0039]**	0.0668 [0.0074]**	-0.0089 [0.0184]	0.0738 [0.0321]*	0.1226 [0.0392]**	0.0118 [0.0591]	0.0151 [0.0172]	0.0408 [0.0276]	-0.0281 [0.0366]
本人その他障害	0.0261 [0.0037]**	0.065 [0.0079]**	0.0097 [0.0084]	0.0322 [0.0326]	0.0915 [0.0444]*	-0.0127 [0.0476]	0.0416 [0.0151]**	0.0862 [0.0265]**	0.0086 [0.0241]
本人寡婦	0.0095 [0.0061]	0.0246 [0.0135]+	0.0001 [0.0089]	0.0148 [0.0202]	-0.0067 [0.0261]	0.0317 [0.0332]	0.0066 [0.0118]	0.0144 [0.0200]	-0.0037 [0.0186]
本人寡夫	-0.0048 [0.0396]	-0.0375 [0.1033]	0.0056 [0.0069]	0.0364 [0.1607]	-0.1427 [0.1793]	0.0364 [0.0970]	-0.0204 [0.0970]	0.0548 [0.1158]	-0.2102 [0.2632]
配偶者所得	-0.0063 [0.0102]	-0.0569 [0.0382]	0.0086 [0.0060]	0.018 [0.0310]	0.0923 [0.0598]	-0.0103 [0.0362]	-0.0078 [0.0193]	-0.0175 [0.0464]	-0.0076 [0.0202]
特定扶養控除	-0.0193 [0.0133]	-0.0321 [0.0238]	-0.0321 [0.0238]	0.0279 [0.0392]	0.0357 [0.0427]	0.3052 [0.1398]*	-0.0383 [0.0249]	-0.0404 [0.0343]	-0.0002 [0.0002]
扶養老人同居	-0.0015 [0.0094]	-0.0105 [0.0223]	0.0054 [0.0101]	-0.0007 [0.0344]	0.009 [0.0442]	0.0091 [0.0574]	0.0062 [0.0189]	0.0173 [0.0321]	-0.0002 [0.0296]
扶養障害同居	-0.0059 [0.0173]	-0.0034 [0.0452]	-0.0067 [0.0175]	-0.0116 [0.0496]	-0.0116 [0.0843]	0.0082 [0.0614]	0.0046 [0.0295]	-0.0222 [0.0716]	0.0217 [0.0267]
N	11452	3379	8057	11452	3379	8070	11452	3379	8060
Log likelihood	-1783.46	-890.24	-876.43	-7673.65	-2277.49	-5365.38	-3955.56	-1580.59	-2349.37

(注) 1. すべての推計は、地区ダミーを含む。

2. + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01。

3. 被説明変数は、人工透析以外の外来診療、歯科、調剤について年間診療日数がゼロ以上である時に1を取るダミー変数。Probit 推定。

参考 表2 年間診療日数関数の推定 (Zero Truncated NB1 Part)

	外来			歯科			調剤		
	全年齢	65歳未満	65歳以上	全年齢	65歳未満	65歳以上	全年齢	65歳未満	65歳以上
	(1) 係数 [標準誤差]	(2) 係数 [標準誤差]	(3) 係数 [標準誤差]	(4) 係数 [標準誤差]	(5) 係数 [標準誤差]	(6) 係数 [標準誤差]	(7) 係数 [標準誤差]	(8) 係数 [標準誤差]	(9) 係数 [標準誤差]
年齢	0.04 [0.008]**	0.023 [0.0378]	0.1364 [0.0500]**	0.0237 [0.0133]+	-0.0154 [0.0352]	-0.0002 [0.0986]	0.0313 [0.006]**	0.0181 [0.0245]	0.0865 [0.0350]**
年齢2乗	-2.0761 [0.5998]**	-0.0327 [3.8389]	-7.9303 [3.0138]**	-1.8037 [1.1908]	1.9801 [3.6146]	-0.2037 [6.2059]	-1.5075 [0.4436]**	-0.72 [2.4942]	-4.9053 [2.1070]**
70歳以上	0.1241 [0.0348]**	0.0331 [0.0514]	0.0376 [0.0514]	-0.0767 [0.0604]	-0.0527 [0.0855]	-0.0527 [0.0855]	0.1401 [0.0263]**	0.0688 [0.0380]+	0.0688 [0.0380]+
女性	0.0027 [0.0239]	-0.001 [0.0535]	0.0376 [0.0514]	-0.0481 [0.0354]	0.0089 [0.0377]+	-0.0634 [0.0377]+	0.0012 [0.0174]	-0.0013 [0.0365]	0.0208 [0.0177]
人工透析ダミー	0.0267 [0.1432]	0.213 [0.2728]	-0.0813 [0.1425]	-0.1363 [0.1859]	0.1492 [0.2686]	-0.2677 [0.1669]	0.7293 [0.0999]**	0.1634 [0.2218]	0.9109 [0.1028]**
等価所得 [百万円]	-0.005 [0.0079]	-0.0582 [0.0136]**	0.0128 [0.0083]	0.0011 [0.0102]	-0.0028 [0.0162]	-0.0049 [0.0105]	-0.0079 [0.0046]+	-0.0362 [0.0127]**	0.0013 [0.0045]
国保ダミー	-0.2204 [0.0383]**	-0.0224 [0.0514]**	-0.1903 [0.0514]**	-0.0257 [0.0670]	-0.0415 [0.0659]	-0.0415 [0.0659]	-0.2043 [0.0278]**	-0.1723 [0.0345]**	-0.1723 [0.0345]**
年金収入ダミー	-0.0025 [0.0363]	-0.0341 [0.0668]	-0.0302 [0.0519]	0.0943 [0.0578]	0.0289 [0.0691]	-0.0036 [0.1022]	0.0378 [0.0273]	-0.0803 [0.0463]+	0.0427 [0.0361]
給与収入ダミー	-0.2037 [0.0296]**	-0.3225 [0.0523]**	-0.1314 [0.0339]**	-0.0321 [0.0411]	-0.1007 [0.0545]	0.0565 [0.0503]	-0.1761 [0.0229]**	-0.1642 [0.0347]**	-0.111 [0.0259]**
事業所得ダミー	-0.1546 [0.0273]**	-0.2834 [0.0536]**	-0.0711 [0.0323]*	0.0247 [0.0426]	-0.0545 [0.0542]	0.0186 [0.0519]	-0.119 [0.0209]**	-0.177 [0.0367]**	-0.0426 [0.0230]+
本人特別障害	0.3607 [0.0720]**	0.3336 [0.0868]**	0.1687 [0.1153]	-0.0489 [0.1302]	-0.1632 [0.1293]	0.3046 [0.2006]	0.3505 [0.0538]**	0.2519 [0.0679]**	0.2208 [0.0932]**
本人その他障害	0.4586 [0.0980]**	0.5741 [0.1373]**	0.2241 [0.1153]+	-0.2007 [0.0961]**	-0.0841 [0.1129]	-0.276 [0.1126]*	0.3021 [0.0609]**	0.3171 [0.0777]**	0.0399 [0.0722]
本人寡婦	0.0259 [0.0501]	-0.0005 [0.0762]	0.0239 [0.0567]	0.0137 [0.0718]	-0.0409 [0.0647]	0.0835 [0.1122]	-0.0211 [0.0380]	-0.0888 [0.0537]+	-0.0112 [0.0483]
本人寡夫	0.4306 [0.5054]	-0.2255 [0.3849]	1.0609 [0.7031]	-0.5546 [0.4620]	-1.406 [0.2268]**	-0.4171 [0.4489]	0.0894 [0.2949]	-0.0316 [0.2970]	0.1785 [0.4678]
配偶者所得	-0.0827 [0.0678]	-0.2744 [0.1495]+	-0.0471 [0.0767]	0.1302 [0.1056]	0.0249 [0.1512]	0.2229 [0.1086]*	-0.0008 [0.0632]	-0.2528 [0.1207]*	0.0621 [0.0664]
特定扶養控除	-0.4588 [0.0931]**	-0.4611 [0.1056]**	0.2147 [0.2120]	0.1123 [0.1048]	0.1467 [0.0978]	0.1254 [0.2703]	-0.263 [0.0845]**	-0.1498 [0.0792]+	0.1824 [0.1609]
扶養老人同居	0.02 [0.0838]	-0.0568 [0.1034]	0.2305 [0.1260]+	-0.1057 [0.1208]	0.1171 [0.1395]	-0.322 [0.1309]*	-0.1018 [0.0547]+	-0.0866 [0.0692]	-0.0865 [0.0724]
扶養障害同居	-0.1628 [0.0888]+	-0.0687 [0.2003]	-0.2298 [0.0902]*	-0.0883 [0.1591]	-0.0484 [0.2618]	-0.0262 [0.1445]	-0.0363 [0.0809]	0.0479 [0.1545]	-0.0146 [0.0821]
N	10,989	3,111	7,878	4,832	1,216	2,871	10,110	2,349	7,087
Log likelihood	-42.459	-10.592	-31.629	-14.029	-3.610	-8.732	-34.489	-7.276	-25.052

(注) 1. すべての推計は、地区ダミーを含む。
2. + p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01。
3. 被説明変数は、人工透析以外の外来診療、歯科、調剤の年間診療日数。Zero Truncated NB1 モデルによる推定。

<参考文献>

- 岩本千晴(2010)「自治体の医療費助成事業にみる助成金による財政の垂直的外部性——乳幼児医療費助成制度を中心に——」『公共選択の研究』54, pp.41-54.
- 遠藤久夫・駒村康平(1999)「公的医療保険と医療アクセスの公平性」『季刊社会保障研究』35(2),pp.141-148.
- 大場堂信・赤沢佳代子・二宮洋介・他.(2000)「人工透析患者の歯周病罹患度に関する疫学的研究」『日本歯周病学会会誌』42(4),pp.307-313.
- 鈴木 亘(2007)「慢性疾患と自己負担率引上げ —糖尿病・高血圧性疾患レセプトによる動態的効果の検証—」未定稿.
- 高木二郎・橋本英樹・矢野栄二・他.(2007)「慢性腎不全患者における社会経済状況と生存の関係」『日本公衆衛生雑誌』62(2),p.722.
- 筒井秀代・近藤克則(2010)「健康の社会的決定要因(5)「慢性腎臓病」」『日本公衆衛生雑誌』57(8),pp.649-652.
- 西川浩平・増原宏明・荒井由美子(2009)「人工透析患者における外来受診行動についての分析」『季刊社会保障研究』44(4),pp.460-472.
- 細谷圭・林行成・今野広紀・鵜田忠彦(2004)「医療費格差と診療行為の標準化 —腎不全レセプトデータを用いた比較分析」『日本の医療制度 —レセプトデータを用いた比較分析』東洋経済新報社.
- 牧厚志・駒村康平(2000)「高齢者の要介護状態が家計の介護時間・介護費用に与える影響」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』,pp.263-91, 東京大学出版会.
- 増原宏明(2004)「老人保健制度と外来診療—組合健康保険レセプトデータによる count data 分析—」『季刊社会保障研究』,40(3),pp.266-276.
- 山田 武(2003)「健康診断の受診と情報としての健康診断の価値」『医療と社会』No.13(1):39-52.
- 湯田道生(2007)「高齢者の外来医療需要における総価格弾力性の計測」、『日本経済研究』, 第57号,pp.23-52.
- Goodkin, D. A. (2003). "Association of Comorbid Conditions and Mortality in Hemodialysis Patients in Europe, Japan, and the United States: The Dialysis Outcomes and Practice Patterns Study (DOPPS)." Journal of the American Society of Nephrology 14(12): 3270-3277.
- Grossman, M., (1972) "On the concept of health capital and the demand for health," Journal of Political Economy, 80: 223-255.
- Hirth, R. A. (2010). "International economics of dialysis: lessons from the DOPPS." Seminars in dialysis 23(1): 16-18.
- Le Grand, Julian.(1978)."The Distribution of Public Expenditure : The Case of Health

Care." Economica, 45 : 125-142.

Yamada, T and T, Yamada (2000) "Differentials in the Demand for Health Check-up." 『季刊
社会保障研究』 No.36(3) : 391-422.

Yoshida, A and S. Takagi(2002), "Effects of the Reform of the Social Medical Insurance
System in Japan," The Japanese Economic Review, 53: 444-465.

中高齢者の健康状態と所得

濱秋純哉

内閣府経済社会総合研究所

野口晴子

国立社会保障・人口問題研究所

要旨

本稿の目的は、中高齢者の健康状態と所得との関係を実証的に考察することである。本稿では、中高齢者を対象として行った『健康と引退に関する調査』の個票パネルデータを用い、調査時点までの既往症数とわが国の死亡理由の上位を占める三大疾病（癌・悪性新生物、心臓の病気、脳卒中・脳血管疾患）の罹患歴、および循環器・内分泌・代謝系疾患（心臓の病気、高血圧、高脂血症、糖尿病、痛風、甲状腺系疾患（バセドウ氏病、前立腺肥大など）、骨粗しょう症）の罹患歴が、中高齢者の所得に与える効果を推定した。分析に際し、健康指標の内生性に対処するために、調査対象者の30歳時点でのBody Mass Indexと両親の既往歴を操作変数として用いた。男性を対象として行った推定の結果、既往症数が増えたと約80万円の所得の減少、三大疾病に罹患すると約600万円の所得の減少、循環器・内分泌・代謝系疾患に罹患すると約350万円の所得の減少をもたらすという結果が得られた。さらに、男性を59歳以下と60歳以上に分割して推定を行うと、59歳以下については、健康悪化によって失う所得が非常に大きい可能性があるが、統計的に有意となるほど明確な関係は得られなかった。逆に、60歳以上を対象とすると、健康の悪化によって失う所得の大きさは59歳以下を対象とした場合よりも小さいが、三つの健康指標の係数がすべて有意に推定された。

1. はじめに

健康状態の悪化は、各世帯の所得を減少させるとともに、医療費負担を重くすることによって経済的な困窮に陥るリスクを高める。とくに労働参加を阻害するような重篤な病気にかかった場合には、健康の悪化と貧困に同時に見舞われることとなり、そこから抜け出すことが著しく困難になる可能性もある。このような状態に陥らないために、社会保険による健康リスクのシェア、世帯内での予備的な貯蓄、家族・親族・地域での相互扶助などが重要な役割を果たすと考えられる。

健康状態の悪化に起因する所得損失の大きさを把握することは、どのようなセーフティネットを用意すべきかを考える上で非常に重要である。これまでに岩本 (2000)や大石 (2000)で、個票データを用いて健康と所得の関係が分析され、前者では健康の悪化が有意に所得を低下させるという結果が得られているものの、同時に分析上の問題も指摘されている。具体的には、これらの研究では、賃金、健康、就業を内生変数とする同時方程式を二段階推定する際に用いられる、健康変数のみに影響を与える外生変数の妥当性が課題とされてきた。この問題に対し、我々は Hamaaki and Noguchi (2009)や濱秋・野口 (2010)で、外生変数の候補となる複数の変数を用いて就業関数を推定した結果、回答者の 30 歳時点の Body Mass Index (BMI)¹と両親の既往歴が適切な変数として提案した。

本稿では、濱秋・野口 (2010)の手法を踏襲しつつ、国立社会保障・人口問題研究所によって 2008 年から 2010 年にかけて行われた『健康と引退に関する調査』の個票パネルデータを利用して、中高齢者の健康状態と所得との関係を実証的に考察する。健康状態の代理変数として、調査時点までの既往症数、三大疾病（「癌や悪性新生物」、「心臓の病気」、「脳卒中・脳血管疾患」）の罹患歴、循環器・内分泌・代謝系疾患（心臓の病気、高血圧、高脂血症、糖尿病、痛風、甲状腺系疾患、骨粗しょう症）の罹患歴を用いる。これらの変数に対して、先述した調査対象者の 30 歳時点の BMI と両親の既往歴を操作変数として中高齢者の所得に与える健康の効果を推定した。過剰識別制約検定の結果、両親の既往歴は回答者の所得関数の誤差項と相関を持つことが疑われたため、調査対象者の 30 歳時点の BMI のみを操作変数とした推定も行った。

本稿では男性の標本のみを用いて分析を行ったが、男性全体を対象とした場合には、30 歳時点の BMI を操作変数として用いると健康の効果は有意に推定され、既往症数が一つ増えると約 80 万円の所得の減少、三大疾病に罹患すると約 600 万円の所得の減少、循環器・内分泌・代謝系疾患に罹患すると約 350 万円の所得の減少をもたらすという結果が得られた。さらに、年齢間で健康が所得に与える効果が異なる可能性を考慮して、男性を 59 歳以下と 60 歳以上に分割した推定も行った。その結果、59 歳以下については、健康悪化によって失われる所得が非常に大きい可能性があるが、統計的に有意となるほど明確な関係は得られなかった。逆に、60 歳以上を対象とすると、健康の悪化によって失う所得の大きさは 59 歳以下を対象とした場合よりも小さいが、三つの健康変数の係数がすべて有意に推定さ

¹ BMI とは、肥満度指標の 1 つであり、体重を身長²で除して計算される。

れていることから、健康の悪化が所得の減少に直結する傾向が強いといえる。

本稿の構成は以下の通りである。次節では本稿で用いるデータの概略を説明する。第3節では世帯属性の記述統計の確認と、健康変数と所得の相関を確認する。第4節では推定方法と操作変数の選択について説明し、第5節で推定結果を論じる。最終節では、本稿の分析結果をまとめる。

2. データ

2-1 調査の方法と分析対象者

本稿では、2008年から2010年にかけて毎年2-3月に実施された『健康と引退に関する調査』の個票を用いる。本調査は、中高齢者の健康状態が引退行動にどういった影響を与えるかについて実証的に検証することを目的に、45歳以上80歳未満の男女を対象として、(社)中央調査社（以下、CRSと略す）への委託調査として実施された。

第1回調査（2008年3月実施）では、同時点におけるCRSのモニター39,311名から2,747名が無作為抽出によって選出され、うち1,074名（有効回答率：39%）からの回答を得た²。第2回調査（2009年3月実施）では、第1回調査で回答のあった1,074名に対する継続調査に加え、新たにCRSのモニターから無作為抽出によって578名を選出し調査対象者とした。継続対象者では862名（有効回答率：80%）、新規対象者では257名（有効回答率：44%）からの回答があった。第3回調査（2010年3月）では、第2回調査で回答を得られた1,119名に対する継続調査のみを行い、1,119名のうち954名から回答が得られた（有効回答率：85%）。

本調査では第2回調査以降において、調査対象者に配偶者がいる場合、調査対象者と同じ質問を配偶者に対しても行った。第2回、第3回で回答が得られた配偶者の数はそれぞれ、2009年が937名（継続731名、新規206名）、2010年が798名である。本稿では、調査対象者本人に加えて、これらの配偶者のうち過去の所得と健康状態がトレース可能な者も分析の対象とする。また、濱秋・野口（2010）で指摘されているように、女性は男性よりも労働参加に対する意思決定メカニズムが複雑と考えられることから、引退行動に関して男性とは異なるモデルを想定する必要があるため、本稿では男性のみを分析対象とする。分析で用いる変数に欠損のある者、および既往症数と年間所得の外れ値³を除いて最終的に分析対象となった男性労働者の延べ人数は、2008年の514名、2009年の693名、2010年の704名である。

² CRSでは毎月、住民基本台帳より無作為抽出したサンプルに対するオムニバス調査を実施することによって、さまざまな調査の回答者となるモニターを選出している。CRSのモニターは、各市区町村の住民基本台帳に基づき男女別の5歳年齢階級別の人口に比例するように選出され、回答者の性別及び年齢の分布が国勢調査と同じになるように調整されている。尚、本調査の回答者に対する謝礼は500円相当の図書券である。

³ 既往症数を20以上と答えている標本5つと、年間所得を6945万円と答えている標本1つを外れ値とみなして除外した。

2-2 健康と所得に関する質問項目

この節では、本稿で中高齢者の健康状態と就労の関係を分析する際に用いた変数の説明を行う。健康状態については、調査時点までの既往症が尋ねられており、「その他」を含む29の疾病の1つ1つについて過去の罹患歴を知ることができる⁴。この情報から、調査時点までに罹患した疾病数の合計値である既往症数を計算することができる。既往症数は、単に罹患した疾病の総計であるため、重症度及び身体機能への影響の有無などは考慮されていない。したがって、たとえば、三大疾病などの日常生活や就業の継続に重大な影響を与える可能性のある疾病と、日常生活を行う上では特段の支障がないようなその他の疾病に同じ重み付けを行っていることになる。そこで、既往症数以外の指標として、三大疾病（「癌や悪性新生物」、「心臓の病気」、「脳卒中・脳血管疾患」）の罹患歴の有無を表す二値変数を用いることで、日本人の主要な死因となっている3つの疾病の罹患歴の影響に焦点を絞った分析も行う。さらに、「循環器・内分泌・代謝系疾患」⁵の罹患歴の有無についても二値変数を作成した。過去の罹患歴については、調査対象者が恣意的な回答をする確率は低いと思われることから、これらの変数は比較的客観性の高い指標と考えることができる。

次に所得を表す変数についてであるが、『健康と引退に関する調査』では、調査対象者本人と配偶者それぞれの「昨年1年間の収入(税金・社会保険料を含む)」を尋ねている。この「収入」には年金、家賃所得、利子配当などの不労所得が含まれるが、退職金は除外されている。なお、第2回調査以降は回答者が自身の所得を連続的な値で答える形式となっているが、第1回調査ではそれとは異なり階級値での回答となっていた。このような回答形式の違いに起因する所得の値の不連続性を避けるために、第2回調査で尋ねられている「2年前と比べた昨年の収入」の変化率を第2回調査時点の所得に乗じることで、第1回調査時点における所得の推計値を算出して分析に用いた。

最後に、就労状況は所得に大きな影響を与えられられるため、5節の実証分析でこれを説明変数として加える。『健康と引退に関する調査』では、調査対象者本人と配偶者の調査時点の就労状況について、(1) 正社員・公務員、(2) 契約社員・嘱託、(3) 契約社員、(4) パート・アルバイト、(5) 自営業・農業・漁業・林業、(6) 自由業、(7) 家庭内での就労・内

⁴ 29の疾病とは、(1)心臓の病気（狭心症や心不全、心筋梗塞、弁膜症など）、(2)高血圧、(3)高脂血症、(4)脳卒中・脳血管障害、(5)癌や悪性新生物（白血球・リンパ腫を含む。良性皮膚癌は除く）、(6)糖尿病、(7)痛風、(8)慢性肺疾患（慢性気管支炎または肺気腫など）、(9)喘息、(10)消化器系疾患1（潰瘍など癌以外の胃腸の病気）、(11)消化器系疾患2（肝がん以外のB型・C型肝炎、肝硬変など肝臓の病気）、(12)消化器系疾患3（胆のう系疾患）、(13)消化器系疾患4（その他消化器系疾患、または、詳細不明）、(14)腎臓系疾患、(15)子宮筋腫・卵巣系疾患、(16)甲状腺系疾患（バセドウ氏病、前立腺肥大など）、(17)排尿の問題（失禁・もれ、出にくい、尿管結石を含む）、(18)関節疾患（関節炎・リウマチ）、(19)ヘルニア・神経痛、(20)腰痛・肩こり、(21)大腿骨頸部の骨折、(22)骨粗しょう症、(23)眼の病気（白内障や緑内障など）、(24)耳の病気（難聴など）、(25)花粉症・アレルギーなど、(26)パーキンソン病、(27)皮膚の病気（良性皮膚癌を含む）、(28)うつ病などこころの病気、(29)その他、である。疾病項目については、第1回調査では21項目、第2回調査では27項目を提示していたが、調査が実施される度に、「その他」に記述された疾病のうち罹患者数が多かった疾病について再分類しなおし調査票の改善を図った。

⁵ この疾患のカテゴリーには、「心臓の病気」の他に、高血圧、高脂血症、糖尿病、痛風、甲状腺系疾患（バセドウ氏病、前立腺肥大など）、骨粗しょう症が含まれる。

職, (8) 資格の必要な専門職, (9) その他, (10) 無職, の 10 項目の選択肢が提示されている⁶。本稿では, (1)を正規職員, (2)-(4)を非正規職員, (5)-(9)を「自営業・他」として分析に用いることとする。

3. 基本統計量

3-1 健康状態, 年間所得の年推移

表 1 は, 各調査時点における諸属性の平均値を示したものである。標準偏差は連続変数についてのみ記載している。健康状態と年間所得の相関を見る前に, まず, 健康と労働変数(年間所得, 就労形態)の 2008 年から 2010 年にかけての時間に伴う変化を確認しておきたい。既往症数は第 1 回調査の 1.5 から, 第 2 回の 2.3, 第 3 回の 2.5 へと増加している。三大疾病の罹患率と循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患率も同様に第 1 回から第 3 回の調査にかけて徐々に上昇している。これらの傾向は, 主として回答者の加齢による健康悪化の効果を反映していると考えられる。

つぎに労働変数であるが, 年間所得は第 1 回調査から第 2 回調査にかけて増加し, 第 2 回調査から第 3 回調査にかけてはやや減少している。第 1 回, 第 2 回, 第 3 回調査の所得はそれぞれ, 2007 年 3 月から 2008 年 3 月, 2008 年 3 月から 2009 年 3 月, 2009 年 3 月から 2010 年 3 月の期間の所得である。2008 年 9 月のリーマン・ショックに伴う雇用環境の悪化にも関わらず第 2 回調査にかけて所得が増加しているのは, 景気の悪化よりも, 正社員として働いている者の加齢に伴う所得の増加の効果が大きかったのかもしれない。あるいは, 第 1 回調査の所得は第 2 回調査時点における記憶に基づいた値であるため, 第 1 回を第 2 回に比べて過小評価するといったバイアスが生じている可能性も否定はできない。一方, 就労形態の変化を見ると, 第 1 回調査から第 3 回調査にかけて正規職員の比率が低下している一方, 非正規職員の比率が高まっている。3 年間という短期間の追跡調査からも, 男性就労者に関しては, 年齢が上がるにつれて, 正規から非正規へと, 就労形態をより柔軟な形へと変化させていることが分かる。また, 自営業・他の比率は第 1 回調査から第 3 回調査の間ほとんど変化が見られない。

<表 1 挿入>

3-2 健康状態と所得

次に, 本稿で主眼とする健康と所得の関連性について考察したい。図 1, 図 2, 図 3 はそれぞれ, 既往症数の平均値, 三大疾病の罹患率, 循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患率と年齢別の年間所得の中央値の組み合わせをプロットしたものである。各プロット点の横に記載された数字は, その点が何歳の値かを示す。図中には各組み合わせのプロットの他に,

⁶ 第 1 回調査には, 10 項目のうち(6)自由業と(8)資格の必要な専門職の 2 つの選択肢が含まれていない。しかし, 本項目の該当者は, 本人と配偶者併せて, 第 2 回調査で 12 名, 第 3 回調査で 15 名と非常に少ないので, このような調査間の選択肢の違いは, 本稿の結果にはほとんど影響を与えないと思われる。

Local Weighted Scatter Plot Smoother (LOWESS)でノン・パラメトリックに推定した非線形な近似線を挿入した。各図は(a)と(b)に分かれているが、パネル(a)は無職の人も含めた図であり、パネル(b)は無職の人を除外して就労者のみを対象に作成した図である。就労者のみを対象にした図を作成するのは、無職になることによって労働所得がゼロとなる影響を除外した上で、健康と所得の相関を見るためである。年齢の範囲は、標本数を20以上確保できる46歳から71歳に限定した。このように各年齢で標本数を確保しても同一年齢内での年間所得のちがいが大きいので、各年齢の中央値を用いることで結果の安定化を図った。

まず、図1(a)-(b)をみると、既往症数の増加にともなって年間所得は減少しているように見える。しかし、各プロットの横に表示されている年齢から判断すると、年齢が高いほど既往症数は多く、年間所得は低いという関係があることが分かる。また、パネル(b)に示されている無職の人を除いた両者の関係を見ると、50歳代から60歳代にかけて既往症数はそれほど大きく増加していないものの、所得が大きく低下していることが分かる。したがって、図1に見られる関係は、年齢が高くなるにつれて就労形態を正規職員から非正規職員へと変化させることで所得が大きく低下することと、加齢に伴って既往症数が少しずつ増加するという二つの効果を反映していると考えられる。これらのことから、既往症数の変化が所得に与える影響を分析するためには、年齢の効果あるいは就労形態の変化を十分にコントロールする必要があるといえる。

<図1(a)-(b)挿入>

図2(a)-(b)でも図1(a)-(b)と同様に、三大疾病の過去の罹患率の上昇にともなって年間所得が減少する関係が見られるが、この関係の大部分は加齢による就労形態の変化によってもたらされていると推察される。とくにパネル(a)でこの効果が顕著であり、正規職への就労を中心とした就労者の比率が比較的高いと考えられる50歳代半ばまでのグループとそれより高齢の非正規職もしくは無職の比率が高いグループの二つのかたまりが見られる。図1のパネル(a)との大きな違いは、図1では既往症数が加齢に伴って徐々に増えていたが、図2では50歳代後半から罹患率が急に上昇し、それとともに年間所得も大きく減少している点である。このことは、三大疾病への罹患が中高齢者の労働市場からの退出に大きな影響を持つと結論した濱秋・野口(2010)の分析結果と整合的であり、三大疾病は労働市場からの退出を通じて所得を大きく減少させることが示唆される。

<図2(a)-(b)挿入>

図3(a)-(b)でも同様に、循環器・内分泌・代謝系疾患の過去の罹患率の上昇にともなって年間所得が減少する関係が見られ、加齢による効果は大きいと考えられる。しかし、図3のパネル(a)では図2のパネル(a)とは異なり60歳代前半までに限定しても罹患率にはちが

りが見られ、罹患率の上昇に伴って年間所得は減少している。逆に、60 歳代半ば以降は罹患率と年間所得ともに年齢間で大きな差は見られない。これらのことから、循環器・内分泌・代謝系疾患の年間所得への影響は、年齢によって異なる可能性がある。

<図 3(a)-(b)挿入>

4. 実証モデルと操作変数

健康状態が年間所得に与える影響を分析する際には、健康変数の内生性の問題に対処するために、以下のようなモデルで所得関数の操作変数トービット推定を行う。

$$y_{it} = \begin{cases} y_{it}^* & (\text{if } y_{it}^* = \alpha h_{it} + X_{1,it}\beta + \varepsilon_{it} > 0) \\ 0 & (\text{if } y_{it}^* = \alpha h_{it} + X_{1,it}\beta + \varepsilon_{it} \leq 0) \end{cases}$$

$$\dots\dots\dots (1)$$

$$h_{it} = X_{1,it}\gamma + X_{2,it}\delta + v_{it}$$

ここで、 y_{it} は、個人 i の時点 t における年間所得である。また、 h_{it} は個人 i の時点 t における健康状態を表す変数（既往症数、三大疾病の罹患歴、循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患歴）、 $X_{1,it}$ は所得を説明する健康以外の説明変数のベクトル（最終学歴、就労形態、居住都道府県別失業率、年ダミー）、 $X_{2,it}$ は健康変数(h_{it})を説明する操作変数である。また、二変量正規分布に従う誤差項 ε_{it} と v_{it} の間には、 $Cov(\varepsilon_{it}, v_{it} | X_{1,it}, X_{2,it}) = \rho$ が仮定される。

本稿では、濱秋・野口 (2010)と同様に、(1)式を推定するにあたっては、操作変数として各標本の 30 歳時点の BMI と両親の既往歴を用いる。両親の既往歴については、分析対象者の既往症数を健康状態の代理変数として用いる場合には、両親が「癌や悪性新生物」、「循環器・内分泌・代謝系疾患」、「脳卒中・脳血管障害」、の各疾患にかかったことがあるか否かを表す 3 つのダミー変数を操作変数として用いる。また、三大疾病の罹患歴の有無を健康指標として用いる場合には、両親のこれら 3 つの疾病の罹患歴の有無をそれぞれダミー変数として操作変数に用いる。循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患歴の有無を健康指標として用いる場合には、両親のこれらの疾患への罹患歴の有無を表すダミー変数を用いる。既往症数、三大疾病の罹患歴、循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患歴のどれを健康指標として用いる場合も、両親がともに罹患歴がある場合と、どちらか一方の親のみが罹患歴を持つ場合について、別々のダミー変数を作成し、操作変数とする。

推定は、男性標本全体、および男性標本を 60 歳以上と 59 歳以下で分割した 2 つのグループについてそれぞれ行う。男性を 60 歳で分割して分析する理由は、3-2 節で見られたように、年齢間で健康状態が所得に与える影響が異なる可能性があるためである。標本を分

割して推定を行うことで、どの年齢帯で健康状態の悪化に見舞われることがより大きな所得の低下につながるかを考察することができる。また、図 1-図 3 から、60 歳以上と 59 歳以下の間で、健康状態と所得が大きく異なることも分かったので、健康が所得に与える効果と年齢のそれとを識別するためにも、年齢で標本を分けた推定を試みることに意味がある。

5. 推定結果

5-1 男性標本をプールした結果

表 2-1 の上段には、男性を対象として、既往症数、三大疾病の罹患歴、循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患歴が年間所得に与える影響を、操作変数トービット法と 2SLS 法で推定した結果が示されている⁷。図 1-図 3 で見られた健康状態と所得の双方に影響を与える年齢の効果をコントロールするために、本稿では年齢項ではなく就労形態を表すダミー変数を説明変数として加えた⁸。表 2-1 には、操作変数トービット法と 2SLS 法で推定された健康変数の係数と限界効果が示されているが、どちらの推定法でも既往症数の増加と三大疾病の罹患は所得に有意な影響を与えないという結果が得られている。循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患については、2SLS 法では有意な影響は確認されないが、トービット法では中高齢者の所得を 100 万円前後有意に減少させるという結果となっている。

個別の操作変数の有意性をみると、まず、本人の過去の BMI の値が高い者ほど既往症数が有意に多く、三大疾病および循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患確率が有意に高いという結果になっている。親の既往歴については、親が循環器・内分泌・代謝系の疾患にかかった経験がある場合、本人の既往症数が有意に増加する傾向、および循環器・内分泌・代謝系疾患の罹患率が有意に高まる傾向が見られる。また、両親のどちらかが三大疾病に罹患した経験がある場合、本人の三大疾病の罹患確率を有意に高める結果となっている。操作変数の弱相関の検定でも、操作変数が本人の健康状態と有意な相関を持つことを確認することができる。しかし、過剰識別制約の検定結果をみると、操作変数が所得関数の誤差項(ε_{it})と無相関であるという帰無仮説が棄却されている。操作変数と誤差項の相関の理由として、親の健康状態が親の所得に影響を与えることを通じて本人(子供)の学歴および所得と相関を持つことが考えられる。たとえば、労働強度の低い親は健康である傾向が強いとともに所得が低いかもしれない。親の所得が低いと子供が高等教育を受けることのできる確率が低下し、結果として子供の所得も低くなる可能性がある。このように、親の健康状態がよいほど子供の所得が低いという関係がある場合、分析対象である子供の健康悪化が

⁷ 所得ゼロの標本は分析対象の約 1.8%にすぎないので、2SLS 法で推定を行っても検閲によるバイアスはそれほど大きな問題とはならないと考えられる。

⁸ 就労形態をコントロールするために、無職者を基準グループとして、正規職員、非正規職員、自営業・他の三つのグループのダミー変数を推定式に加えた。このうち、正規職員と自営業・他の係数が有意に正に推定される場合が多い。就労形態に加えて年齢項を説明変数として用いても年齢項の係数は有意に推定されないため、年齢項は推定式には加えなかった。これらのことから、図 1-図 3 で見られた年齢の上昇に伴う所得の減少は、正規職員から非正規職員への就労形態の変化によってもたらされたと考えられる。