

중고령자의 건강과 노동공급 : 패널토빗모형에 기초한 노동시간 결정 분석*

이 승 열**

한국노동패널 자료(2003~2006)를 이용하여 2002년에 주된 일에서 노동시간이 25시간 이상이었던 중고령자(2003년 50세 이상)의 노동공급이 개인의 건강상태에 영향을 받고 있는지 임의효과 패널 토빗 분석으로 알아보았다. 개인의 건강상태를 나타내는 설명변수로서 주관적 건강상태(자기신고)와 객관적 건강상태(감각적 장애, 육체적 장애 등) 각각을 포함한 분석 결과에 따르면, 개인의 건강상태가 중고령자의 노동시간 결정에 중요한 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

핵심어 : 중고령자, 건강, 노동시간, 임의효과 패널토빗 분석

1. 연구를 시작하며

조기은퇴(early retirement)라는 사회적 문제가 한국사회에 대두한 것은 1990년대 말에 외환부족 사태로 비롯되었던 경제적 위기 속에서 적지 않은 中高齡勞動者가 퇴직하게 되면서부터가 아닐까 한다. 게다가 어느 나라보다도 빠르게 고령화사회(aging society)로 진전되면서 은퇴문제는 더욱 중요한 과제가 되었다. 조기은퇴가 개인의 합리적 행동에 기초한 결과가 아니라 개인의 의사와는 무관하게 결정되고, 게다가 조기은퇴자들이 어느 시기보다 길어진 노후생활의 준비를 갖추지 못하였다면, 이들이 겪어야 할 은퇴생활의 고통은 개인, 가족 그리고 사회 전체가 결국 떠안아야 하는 결코 가볍지 않은 부담이 될 수도 있다. 이러한 점에서 볼 때, 고령사회(aged society)의 도래를 앞둔 현재의 시점에서 중고령자의 은퇴행동을 세심하게 관찰하고, 이들을 조기은퇴를 유도하는 요인을 찾아냄으로써 적절한 대책을 수립하는 것이 절실하다고 하겠다.

* 이 논문은 완성되지 않은 원고입니다. 따라서 인용하실 수 없습니다.

** 한국노동연구원 연구위원

이 글은 이와 같은 관심의 연장선상에서 이승렬(2006)과 같이 중고령자의 은퇴나 노동공급 행동에 건강상태가 어느 정도 영향을 미치는지 분석하는 것이 목적이다. Grossman(1972)과 같이 개인의 건강자본(health capital) 수요는 개인의 합리적 행동에서 결정되는 것이나 그렇다고 하더라도 이 합리적 행동의 결과가 사회적으로는 바람직하지 않을 수도 있다. 왜냐하면 Grossman(1972)의 모형을 따르는 이론적 분석에서는 대체로 개인의 투자비용만을 고려하고 있을 뿐 사회가 부담하는 건강자본 투자비용(예를 들면, 건강보험공단의 의료비 부담 등)를 고려하고 있지 않기 때문이다. 고령사회나 초고령사회(super-aged society)에서 건강이 중고령자의 노동공급에 부정적 영향을 미친다면, 그리고 은퇴한 중고령자에게 드는 의료비 보조가 상당하다면, 중고령자의 건강 문제가 경제의 지속적 성장에 상당한 걸림돌로 작용할 가능성이 크다고 할 수 있다. 따라서 중고령자의 노동공급에 건강상태가 미치는 효과를 측정함으로써 중고령자의 건강상태가 가지는 중요성을 환기하고자 하는 것이 이 연구의 의의라 하겠다.

II. 중고령자의 건강상태와 노동공급

1. 중고령자의 노동공급

가. 은퇴의 정의

중고령자의 노동공급을 논의할 때, 은퇴를 정의하는 것이 중요하다. 이 연구에서 사용하게 될 자료인 한국노동패널에서 말하는 은퇴란 “본격적인 소득활동을 그만두고 지금은 일을 하지 않고 있거나, 소일거리 정도의 일을 하고 있는 경우”이다.¹⁾ 흔히 본격적인 소득활동을 그만두고, 소일거리 정도의 일도 하지 않는 경우를 ‘완전은퇴(complete retirement or full retirement)’라 한다. 한국노동패널 4차 연도 부가조사와 6차 연도 부가조사에서 “은퇴하였다”라고 응답한 경우일 것이다. 그리고 소일거리 정도의 일을 하는 경우를 ‘부분은퇴(partial retirement)’²⁾라 한다.

이와 같은 정의에 따라 조사대상자 본인이 완전은퇴인지, 부분은퇴인지, 은퇴를 하지 않았는지를 응답하기에 여기에서 말하는 은퇴는 주관적이라 할 수 있다. 이 때문에 예를 들어 1週에 30시간 정도 일을 하면서도 은퇴를 하였다고 생각할 수도 있고, 1주에 10시간 일을 하는 사람이 은퇴하지 않았다고 응답할 수도 있는 것이다.

1) 이는 6차 연도 부가조사에서 설명한 내용으로 4차 연도 부가조사에서 설명하는 은퇴는 “주된 일자리를 그만두고 지금은 일을 하지 않고 있거나, 소일거리 정도의 일을 하고 있는 경우 (中略) 또한 앞으로도 특별한 변화가 없는 한 소일거리 정도의 일 이외의 일을 할 의사가 없는 상태”이다. 4차 연도 부가조사에서 “앞으로도 특별한 변화가 없는 한 소일거리 정도의 일 이외의 일을 할 의사가 없는 상태”라는 설명을 곁들이고 있어 엄밀성이 높은 정의라 할 수 있으나 두 정의 사이에 차이는 거의 없다고 보아도 좋을 것이다.

2) ‘부분은퇴’ 대신에 ‘불완전은퇴’라 하여도 좋을 것이다.

Gustman and Steinmeier(2000)는 은퇴를 자신이 보고하는 방식이 아니라 객관적으로 측정하고자 하였다. 이들이 측정하고자 한 방식은 <표 1>에 소개하고 있다.

<표 1> 은퇴의 여러 가지 정의

	비은퇴	부분 은퇴	완전 은퇴
자기신고	자신이 설명	자신이 설명	자신이 설명
주당 노동시간	25시간 이상	1~24시간	미취업
연간 노동시간	1,200시간 이상	1~1,199시간	미취업
10년 이상 일자리 유지	10년 이상 일한 일자리에 45세 이후에도 계속 근무	다른 일자리에 근무	미취업
20년 이상 일자리 유지	20년 이상 일한 일자리에 45세 이후에도 계속 근무	다른 일자리에 근무	미취업
시간급	최고급여의 60% 이상	최고급여의 60% 미만	미취업
주급	최고급여의 60% 이상	최고급여의 60% 미만	미취업
사회보험급여 수급	사회보험급여 수급하지 않음	해당 사항 없음	사회보험급여 수급

자료 : Gustman and Steinmeier(2000).

이와 같은 분류를 따르면서 Gustman and Steinmeier(2000)는 건강·은퇴조사(the Health and Retirement Study) 1차 연도 자료와 4차 연도 자료를 이용하여 통계를 산출하여 본 결과, 은퇴의 정의에 따라 은퇴자 비율이 상당히 다르게 나타남을 알 수 있었다. 예를 들어 본인의 신고에 따른 은퇴자 비율은 1차 연도에 12.3%였으나 시간급과 주급으로 정의한 경우의 은퇴자 비율은 32.3%에 이르러 무려 20.0% 포인트의 차이를 보인 것이다.³⁾ 이렇게 볼 때, 은퇴 정의에 따라서 분석 결과가 상당히 달라질 수 있음을 알 수 있다. 따라서 Gustman and Steinmeier(2000)는 어느 한 가지 정의에 따라 은퇴를 분류할 것이 아니라 여러 정의를 조합하여 분류하는 것이 바람직한 것으로 제시하고 있다. 일종의 “혼성 측도(hybrid measures)”이라 할 수 있다. 이는 자신이 은퇴하였다고 보고하는 데는 무언가의 이유가 있을 것이라는 이해에서 비롯된 것이다. 예를 들면, 과거의 일과 비교할 때, 상당히 부담이 덜한 일자리일 수도 있을 것이다.

3) Gustman and Steinmeier(2000)에 따르면, 은퇴하지 않았다고 보고하면서도 실제로는 주당 노동시간이 1시간 미만인 사람이 응답자 전체의 5.4%였으며, 부분은퇴자라 보고하면서도 25시간 이상 일하고 있는 사람이 응답자 전체의 3.6%였다.

나. 중고령자의 노동공급

이 글에서는 Gustman and Steinmeier(2000)의 정의에 따라 완전은퇴자는 미취업상태인 경우, 부분은퇴자는 취업상태이나 노동시간이 24시간 이하인 경우, 비은퇴자는 노동시간이 25시간 이상인 경우로 간주하기로 한다. 그리고 표본은 1998년의 연령(만나이)이 45세 이상 64세 미만이면서⁴⁾ 1차 연도부터 9차 연도까지 조사가 이루어진 경우로 한정한다. 그리고 1차 연도에 주된 일자리의 주당 노동시간이 25시간 이상이었던 경우로 한정한다.⁵⁾

<표 2>를 보면, 1999~2006년 평균 주당노동시간은 남성의 경우에 2002년을 제외하고는 계속 감소하고 있다. 하위 25%(1/4분위)까지는 주당 노동시간의 감소가 두드러진다. 상위에 드는 중고령자의 경우도 7년 사이에 10시간 이상의 노동시간 감소를 볼 수 있다. 여성의 경우는 일관되게 평균 주당 노동시간이 지속적으로 감소하고 있다. <표 3>에서 볼 수 있듯이 주당 노동시간의 감소는 하위집단에만 나타나는 것이 아니라 상위집단에서도 유사한 결과를 보이고 있다.

<표 2> 남성 중고령자 주당 노동시간 추이(1998~2006; N = 611)

(단위 : 시간)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
평균	59.31	52.56	50.57	47.24	49.21	46.20	44.99	41.22	40.10
표준편차	19.14	24.56	25.02	26.47	24.90	27.34	26.49	27.28	27.78
최소값	25	0	0	0	0	0	0	0	0
10%	40	12	10	0	0	0	0	0	0
25%	44	44	43	35	40	30	30	20	10
50%	55	53	52	50	50	48	48	44	44
75%	70	70	66	66	64	60	60	60	60
90%	84	84	84	78	80	78	78	76	72
최대값	136	114	126	119	120	147	120	105	105

자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 1998~2006.

4) 이들은 2003년에 50세 이상 70세 미만인 경우가 된다. 뒤에서는 2003년 이후를 중심으로 분석하게 될 것이므로 이 연구의 분석 대상이기도 하다.

5) 주당 노동시간이 168시간이라는 응답도 있었으나 이는 이상치(outlier)인 것으로 간주하여 분석에서 제외하였다.

<표 3> 여성 중고령자 주당 노동시간 추이(1998~2006; N = 396)

(단위 : 시간)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
평균	61.29	51.04	45.87	43.46	42.35	39.70	36.71	34.37	32.48
표준편차	20.92	28.88	29.18	29.30	29.91	30.77	31.07	30.75	31.10
최소값	25	0	0	0	0	0	0	0	0
10%	39	0	0	0	0	0	0	0	0
25%	46.5	35	24	18.5	13	0	0	0	0
50%	56	50.5	49.5	48	48	44	40	36	35
75%	72	70	70	65	65	60	60	60	56.5
90%	87	84	84	84	80	80	77	72	72
최대값	147	140	140	135	127	120	144	120	120

자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 1998~2006.

이제 Gustman and Steinmeier(2000)가 제시한 방식에 따라 노동시간을 기준으로 하여 은퇴, 부분은퇴, 비은퇴로 구분하여 보기로 한다. 먼저 남성 중고령자의 1999년 이후 노동공급 상황을 <표 4>에서 살펴보면, 2002년을 제외하고는 대체로 은퇴자(주당 노동시간이 0시간인 경우)는 증가하는 특성을 보인다. 이와 함께 비은퇴자(주당 노동시간이 25시간 이상인 경우)는 계속 수가 줄어들고 있다. <표 5>를 보면, 여성 중고령자의 경우에도 남성과 유사한 결과를 보이고 있다.

<표 4> 남성 중고령자 노동공급상황 추이(1999~2006)

(단위 : 명, %)

	빈도				구성비			
	은퇴	부분은퇴	비은퇴	전체	은퇴	부분은퇴	비은퇴	전체
1999	55	23	533	611	9.00	3.76	87.23	100.00
2000	59	41	511	611	9.66	6.71	83.63	100.00
2001	83	47	481	611	13.58	7.69	78.72	100.00
2002	69	31	511	611	11.29	5.07	83.63	100.00
2003	90	49	472	611	14.73	8.02	77.25	100.00
2004	107	24	480	611	17.51	3.93	78.56	100.00
2005	134	28	449	611	21.93	4.58	73.49	100.00
2006	148	29	434	611	24.22	4.75	71.03	100.00

주 : 1998년의 주된 일자리 주당 노동시간이 25시간 이상인 취업자를 대상으로 하여 얻은 결과임.

자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 1998~2006.

<표 5> 여성 중고령자 노동공급상황 추이(1999~2006)

(단위 : 명, %)

	빈도				구성비			
	은퇴	부분은퇴	비은퇴	전체	은퇴	부분은퇴	비은퇴	전체
1999	49	24	323	396	12.37	6.06	81.57	100.00
2000	70	31	295	396	17.68	7.83	74.49	100.00
2001	79	26	291	396	19.95	6.57	73.48	100.00
2002	94	26	276	396	23.74	6.57	69.70	100.00
2003	105	35	256	396	26.52	8.84	64.65	100.00
2004	129	21	246	396	32.58	5.30	62.12	100.00
2005	144	24	228	396	36.36	6.06	57.58	100.00
2006	157	19	220	396	39.65	4.80	55.56	100.00

주 : 1998년의 주된 일자리 주당 노동시간이 25시간 이상인 취업자를 대상으로 하여 얻은 결과임.
 자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 1998~2006.

은퇴자의 증가와 비은퇴자의 감소는 <표 6>과 <표 7>에서도 다시 한 번 확인된다. 두 표는 전 년도의 노동공급 상태와 익년도의 노동공급 상태를 비교한 것이다. 이에 따르면, 전년도와 익년도 에 계속하여 주된 일자의 주당 노동시간이 25시간 이상인 취업자수는 해가 갈수록 줄어들고 있 다. 평균적으로는 남성의 경우에 비은퇴자의 72.1%가 익년도에도 은퇴하지 않으며, 여성의 경우에 58.3%가 익년도에도 은퇴하지 않는 것으로 나타났다.

은퇴에 머물러 있거나 부분은퇴에 머물러 있는 경우, 그리고 은퇴와 부분은퇴 사이를 오가는 경 우를 합하여 모두 은퇴자로 간주하기로 하자. 이들은 평균적으로 남성과 여성의 경우에 각각 14.6%와 25.0%인 것으로 나타났다.

<표 6> 남성 중고령자 노동공급 변동(1999~2006)

(단위 : 명, %)

전년도	익년도	'99/'00	'00/'01	'01/'02	'02/'03	'03/'04	'04/'05	'05/'06	평균
은퇴	은퇴	34	43	52	54	71	91	115	10.76
은퇴	부분은퇴	6	4	4	3	2	1	2	0.51
은퇴	비은퇴	15	12	27	12	17	15	17	2.69
부분은퇴	은퇴	1	4	4	1	6	6	4	0.61
부분은퇴	부분은퇴	11	16	10	12	11	6	12	1.82
부분은퇴	비은퇴	11	21	33	18	32	12	12	3.25
비은퇴	은퇴	24	36	13	35	30	37	29	4.77
비은퇴	부분은퇴	24	27	17	34	11	21	15	3.48
비은퇴	비은퇴	485	448	451	442	431	422	405	72.11
전	체	611	611	611	611	611	611	611	100.00

주 : 1998년의 주된 일자리 주당 노동시간이 25시간 이상인 취업자를 대상으로 하여 얻은 결과임.
 자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 1998~2006.

<표 7> 여성 중고령자 노동공급 변동(1999~2006)

(단위 : 명, %)

전년도	익년도	'99/'00	'00/'01	'01/'02	'02/'03	'03/'04	'04/'05	'05/'06	평균
은퇴	은퇴	35	51	64	80	93	122	135	20.92
은퇴	부분은퇴	2	1	1	4	2	1	1	0.43
은퇴	비은퇴	12	18	14	10	10	6	8	2.81
부분은퇴	은퇴	1	3	5	3	6	3	1	0.79
부분은퇴	부분은퇴	6	5	3	9	8	8	9	1.73
부분은퇴	비은퇴	17	23	18	14	21	10	14	4.22
비은퇴	은퇴	34	25	25	22	30	19	21	6.35
비은퇴	부분은퇴	23	20	22	22	11	15	9	4.40
비은퇴	비은퇴	266	250	244	232	215	212	198	58.33
전	체	396	396	396	396	396	396	396	100.00

주 : 1998년의 주된 일자리 주당 노동시간이 25시간 이상인 취업자를 대상으로 하여 얻은 결과임.
 자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 1998~2006.

다음으로 비은퇴 상태에서 은퇴나 부분은퇴로 전환하는 경우는 남성과 여성 각각 8.3%와 10.8%인 것으로 나타나고 있다. 말하자면, 매년 비은퇴자 가운데 일부가 완전히 은퇴하거나 부분적으로 은퇴하고 있다는 것이다.

그런데 살펴보면, 은퇴나 부분은퇴 상태에서 비은퇴 상태로 전환한 경우가 있음을 알게 된다. 남성과 여성의 경우 각각 4.5%와 4.6%로 비슷하다. 사실상 이들은 어떤 해의 주당 노동시간이 0시간이었다고 해도 은퇴하지는 않았음을 알게 된다. 은퇴하였더라도 개인이나 가구 등의 사정으로 다시 노동시장에 복귀한 경우일 수도 있다. 이처럼 은퇴 여부를 가리는 객관적 지표로서 노동시간만을 이용하는 경우에 한계가 있음을 표에서 재차 확인하게 된다.

이 사실은 <표 8>과 <표 9>에서도 알 수 있다. 표에서 자기신고는 6차 연도 부가조사에서 중고령자 자신이 은퇴하였는지를 응답한 결과이다. 그리고 두 번째 열은 주된 일자리의 주당 노동시간을 기준으로 우리가 분류한 것이다.

<표 8> 자기신고기준별·노동시간기준별 남성 중고령자 노동공급(1999~2006년)

(단위 : 명, %)

자기신고	노동시간	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	평균
은퇴	은퇴	5	16	31	38	56	58	61	59	7.19
	부분	0	1	2	2	2	2	0	0	0.20
	비은퇴	3	5	1	2	0	10	9	11	0.91
부분	은퇴	1	3	2	2	0	1	2	3	0.31
	부분	0	2	1	0	0	0	0	0	0.07
은퇴	비은퇴	1	1	4	6	8	8	7	6	0.91
	은퇴	45	34	42	18	21	37	57	69	7.17
비은퇴	부분	22	36	42	28	46	21	25	29	5.53
	비은퇴	486	465	438	467	430	426	402	386	77.71
전		563	563	563	563	563	563	563	563	100.00

주 : 1998년의 주된 일자리 주당 노동시간이 25시간 이상인 취업자를 대상으로 하여 얻은 결과임.
 자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 1998~2006.

<표 9> 자기신고기준별·노동시간기준별 여성 중고령자 노동공급(1999~2006년)

(단위 : 명, %)

자기신고	노동시간	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	평균
은퇴	은퇴	4	7	12	38	52	54	53	51	10.02
	부분	0	1	1	0	0	2	2	3	0.33
	비은퇴	2	3	6	0	0	4	5	6	0.96
부분	은퇴	0	0	2	1	0	1	1	1	0.22
	부분	0	0	0	0	2	0	0	0	0.07
은퇴	비은퇴	0	0	0	1	0	1	1	1	0.15
	은퇴	23	34	29	12	10	34	46	64	9.32
비은퇴	부분	21	28	24	24	31	17	20	16	6.69
	비은퇴	288	265	264	262	243	225	210	196	72.23
전 체		338	338	338	338	338	338	338	338	100.00

주 : 1998년의 주된 일자리 주당 노동시간이 25시간 이상인 취업자를 대상으로 하여 얻은 결과임.

자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 1998~2006.

표를 보면, 남성 중고령자의 경우에 스스로 은퇴하지 않았다고 하였으나 실제로 주당 노동시간으로 측정하면, 은퇴한 것으로 간주되는 표본이 평균적으로 전체의 7.2%가 되었다. 은퇴하지 않았다고 한 응답자로 주당 노동시간이 0시간 이상 24시간 이하인 경우는 전체의 5.5%였다. 반대로 은퇴하였다고 하였으나 실제로 주당 노동시간이 25시간 이상인 경우가 평균적으로 0.9%, 부분적으로 은퇴하였다고 하였으나 주당 노동시간이 25시간 이상인 경우가 평균적으로 0.9%였다. 이들을 모두 합하면, 이와 같은 자기신고와 노동시간을 기준으로 하였을 때의 불일치가 14.5%에 이르렀다. 이와 같은 사실은 여성 중고령자의 경우에도 유사하다. 여성의 경우에도 불일치는 평균적으로 17.1%에 이르러 남성의 경우보다 더욱 큰 것으로 나타나고 있다.

이상의 사실로 볼 때, 은퇴를 주제로 하는 연구에서 은퇴를 어떻게 정의하는가에 따라 분석 결과에 차이가 발생하게 됨을 추측해볼 수 있다.

2. 중고령자의 건강상태

가. 주관적 건강상태

한국노동패널은 개인의 주관적 건강상태를 질문하고 있다. 먼저 개인의 건강상태를 묻고, “(1) 아주 건강하다, (2) 건강한 편이다, (3) 보통이다, (4) 건강하지 않은 편이다, (5) 건강이 아주 안 좋다” 가운데에서 해당 항목을 선택하도록 하고 있다. 그리고 1년 전과 비교하여 개인의 건강상태가 “(1) 훨씬 건강해 졌다, (2) 건강해진 편이다, (3) 비슷하다, (4) 나빠진 편이다, (5) 훨씬 나빠졌다”고 생각하는지를 아울러 묻고 있다.

연도별 차이는 크지 않으므로 2006년 결과를 살펴보면, 자신의 건강상태가 좋지 않다고 인식하는 경우에 주된 일자의 주당 노동시간이 상대적으로 짧다는 사실은 <표 10>에서 확인된다. 예를

들어 건강한 편이라는 인식을 가진 경우는 남성과 여성 각각 전체의 68.0%와 55.8%가 주당 노동시간이 25시간 이상이나 건강하지 않은 편이라는 인식을 가진 중고령자 가운데 주당 노동시간이 0인 경우는 남성과 여성 각각 53.6%와 59.0%이다. 아울러 주관적 건강상태의 변화를 보면, 건강이 나빠졌다는 인식의 소유자도 상대적으로 노동시간이 짧다는 사실이 <표 11>에서 확인된다.

<표 10> 주당 노동시간별 중고령자의 주관적 건강상태(2006)

(단위 : 명, %)

	전체	아주 건강	건강한 편	보통	건강하지 않은 편	건강이 아주 안 좋음
남 성	1,044(100.00)	21(100.00)	409(100.00)	359(100.00)	220(100.00)	35(100.00)
노동시간=0	371(35.54)	2(9.52)	109(26.65)	114(31.75)	118(53.64)	28(80.00)
0<노동시간<25	65(6.23)	0(0.00)	22(5.38)	24(6.69)	18(8.18)	1(2.86)
노동시간≥25	608(58.24)	19(90.48)	278(67.97)	221(61.56)	84(38.18)	6(17.14)
여 성	865(100.00)	9(100.00)	199(100.00)	308(100.00)	285(100.00)	64(100.00)
노동시간=0	456(52.72)	4(44.44)	80(40.20)	159(51.62)	168(58.95)	45(70.31)
0<노동시간<25	40(4.62)	0(0.00)	8(4.02)	11(3.57)	18(6.32)	3(4.69)
노동시간≥25	369(42.66)	5(55.56)	111(55.78)	138(44.81)	99(34.74)	16(25.00)

주 : 2003년에 연령이 50세 이상 70세 미만이며, 부가조사에서 은퇴하였거나 은퇴를 하지 않았다고 응답한 남성을 대상으로 하여 얻은 결과임. 부가조사에서 취업한 적이 없다고 응답하였더라도 2006년에 주당 노동시간이 25시간 이상인 경우는 포함하였음.

자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 2006.

<표 11> 주당 노동시간별 중고령자의 주관적 건강상태 변화(2006)

(단위 : 명, %)

	전체	노동시간=0	0<노동시간<25	노동시간≥25
남 성	1,044(100.00)	371(35.54)	65(6.23)	608(58.24)
훨씬 건강	1(100.00)	1(100.00)	0(0.00)	0(0.00)
건강해진 편	29(100.00)	11(37.93)	3(10.34)	15(51.72)
비슷	792(100.00)	258(32.58)	46(5.81)	488(61.62)
나빠진 편	201(100.00)	85(42.29)	15(7.46)	101(50.25)
훨씬 나빠짐	21(100.00)	16(76.19)	1(4.76)	4(19.05)
여 성	865(100.00)	456(52.72)	40(4.62)	369(42.66)
훨씬 건강	0(100.00)	0(0.00)	0(0.00)	0(0.00)
건강해진 편	15(100.00)	6(40.00)	0(0.00)	9(60.00)
비슷	567(100.00)	287(50.62)	18(3.17)	262(46.21)
나빠진 편	249(100.00)	135(54.22)	21(8.43)	93(37.35)
훨씬 나빠짐	34(100.00)	28(82.35)	1(2.94)	5(14.71)

주 : 2003년에 연령이 50세 이상 70세 미만이며, 부가조사에서 은퇴하였거나 은퇴를 하지 않았다고 응답한 남성을 대상으로 하여 얻은 결과임. 부가조사에서 취업한 적이 없다고 응답하였더라도 2006년에 주당 노동시간이 25시간 이상인 경우는 포함하였음.

자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 2006.

나. 객관적 건강상태

한국노동패널에서는 객관적 건강상태도 아울러 조사하고 있다. 6차 연도(2003년도)에 실시된 개인의 질병 조사는 다음과 같은 설문으로 이루어졌다. “_____님께서는 과거에 혹은 현재 병의원에서 의사로부터 아래의 질병으로 진단을 받은 적이 있습니까?”라고 묻고, 癌, 關節炎, 腰痛 등의 病名과 診斷經驗을 조사하고 있다. 그리고 진단경험으로서 “① 있지만 완치되었다, ② 있어서 치료중이다, ③ 있지만 치료받지 않았다, ④ 없다” 가운데 한 가지를 고르도록 되어 있다.⁶⁾

이를 급성질환, 만성질환, 사고, 기타 질환, 복합질환으로 분류하여보면, 질환을 보유하고 있는 경우에 주된 일자리의 주당 노동시간이 상대적으로 짧다는 사실이 <표 12>와 <표 13>에서 확인된다. 이 사실은 양성 모두 비슷하다.

객관적 건강상태를 알 수 있는 지표로서 6차 연도부터 매년 感覺器官障礙나 肉體的制約 그리고 活動制約이 있는지도 조사하고 있다.⁷⁾ 2006년의 결과를 보면, 감각기관 장애나 육체적 제약이 있는 경우에 그리고 활동제약이 있는 경우에 주된 일자리의 주당 노동시간이 상대적으로 짧다는 사실이 <표 14>에서 확인된다.

6) 여기에서 질병 발생과 보유의 시점을 “과거에 혹은 현재”라고 하였기 때문에 發病時期를 알 수가 없다는 점이다. 따라서 2003년 현재 해당 질병을 보유하고 있는지 完治되었는지를 알 수 있을 뿐이다.

7) 먼저 감각기관 장애와 육체적 제약의 경우에는 “_____님께서는 다음과 같은 장기간 지속되는 장애나 육체적 제약이 있습니까?”라고 묻고, 이 물음에 예와 아니오로 응답하도록 하고 있다. 감각기관 장애는 “시각, 청각, 언어장애 등 감각기관의 장애가 있다”이며, 육체적 제약은 “걷기, 계단 오르기, 물건을 들거나 운반하기 등의 육체적 활동에 상당한 제약이 있다”이다. 그리고 활동 제약은 “_____님께서 육체적, 정신적, 감정적 조건의 제약으로 인하여 다음과 같은 활동에 지속적으로(약 6개월 이상) 어려움을 느끼고 계십니까?”를 묻고, “(1) 배우기, 기억하기, 집중하기에 어려움을 느낀다”, “(2) 옷 입기, 목욕하기 등 집안 돌아다니는 데에 어려움을 느낀다”, “(3) 쇼핑하기, 병원가기 등 집밖 돌아다니는 데에 어려움을 느낀다”, “(4) 직업 활동을 하는 데(일하는 데) 어려움을 느낀다”라는 항목 각각에 예와 아니오로 응답하도록 하고 있다.

<표 12> 노동시간별·질환별 남성 중고령자 구성(2003~2006)

(단위 : 명, %)

		급성질환	만성질환	사고	기타 질환	복합질환	건강
전체		15(100.00)	293(100.00)	10(100.00)	39(100.00)	80(100.00)	607(100.00)
2004년	노동시간=0	11(73.33)	117(39.93)	7(70.00)	9(23.08)	34(42.50)	147(24.22)
	0<노동시간<25	0(0.00)	13(4.44)	1(10.00)	2(5.13)	2(2.50)	29(4.78)
	노동시간>24	4(26.67)	163(55.63)	2(20.00)	28(71.79)	44(55.00)	431(71.00)
2005년	노동시간=0	11(73.33)	136(46.42)	6(60.00)	13(33.33)	37(46.25)	149(24.55)
	0<노동시간<25	0(0.00)	9(3.07)	0(0.00)	1(2.56)	3(3.75)	47(7.74)
	노동시간>24	4(26.67)	148(50.51)	4(40.00)	25(64.10)	40(50.00)	411(67.71)
2006년	노동시간=0	11(73.33)	131(44.71)	5(50.00)	10(25.64)	40(50.00)	174(28.67)
	0<노동시간<25	0(0.00)	19(6.48)	0(0.00)	1(2.56)	4(5.00)	41(6.75)
	노동시간>24	4(26.67)	143(48.81)	5(50.00)	28(71.79)	36(45.00)	392(64.58)

주 : 2003년에 연령이 50세 이상 70세 미만이며, 부가조사에서 은퇴하였거나 은퇴를 하지 않았다고 응답한 남성을 대상으로 하여 얻은 결과임. 부가조사에서 취업한 적이 없다고 응답하였더라도 2003~2006년에 주당 노동시간이 25시간 이상인 경우는 포함하였음.

자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 2003~2006.

<표 13> 노동시간별·질환별 여성 중고령자 구성(2003)

(단위 : 명, %)

		급성질환	만성질환	사고	기타 질환	복합질환	건강
전체		6(100.00)	394(100.00)	8(100.00)	20(100.00)	116(100.00)	321(100.00)
2004년	노동시간=0	2(33.33)	202(51.27)	4(50.00)	7(35.00)	76(65.52)	124(38.63)
	0<노동시간<25	2(33.33)	16(4.06)	0(0.00)	2(10.00)	5(4.31)	18(5.61)
	노동시간>24	2(33.33)	176(44.67)	4(50.00)	11(55.00)	35(30.17)	179(55.76)
2005년	노동시간=0	3(50.00)	205(52.03)	4(50.00)	5(25.00)	79(68.10)	138(42.99)
	0<노동시간<25	1(16.67)	29(7.36)	0(0.00)	2(10.00)	2(1.72)	15(4.67)
	노동시간>24	2(33.33)	160(40.61)	4(50.00)	13(65.00)	35(30.17)	168(52.34)
2006년	노동시간=0	3(50.00)	216(54.82)	4(50.00)	5(25.00)	80(68.97)	148(46.11)
	0<노동시간<25	0(0.00)	24(6.09)	0(0.00)	5(25.00)	1(0.86)	10(3.12)
	노동시간>24	3(50.00)	154(39.09)	4(50.00)	10(50.00)	35(30.17)	163(50.78)

주 : 2003년에 연령이 50세 이상 70세 미만이며, 부가조사에서 은퇴하였거나 은퇴를 하지 않았다고 응답한 남성을 대상으로 하여 얻은 결과임. 부가조사에서 취업한 적이 없다고 응답하였더라도 2003~2006년에 주당 노동시간이 25시간 이상인 경우는 포함하였음.

자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 2003~2006.

<표 14> 주당 노동시간별 중고령자의 장애·제약 추이(2006)

(단위 : 명, %)

	감각기관장애	육체적 제약	활동제약(1)	활동제약(2)	활동제약(3)	활동제약(4)
남성	1,044(100.00)	1,044(100.00)	1,044(100.00)	1,044(100.00)	1,044(100.00)	1,044(100.00)
노동시간=0	□ 371(35.54)	□371(35.54)	□371(35.54)	□371(35.54)	□371(35.54)	□371(35.54)
0<노동시간<25	□ 65(6.23)	□65(6.23)	□65(6.23)	□65(6.23)	□65(6.23)	□65(6.23)
노동시간≥25	608(58.24)	608(58.24)	608(58.24)	608(58.24)	608(58.24)	608(58.24)
있음	53(100.00)	119(100.00)	79(100.00)	33(100.00)	60(100.00)	184(100.00)
노동시간=0	38(71.70)	85(71.43)	51(64.56)	28(84.85)	51(85.00)	125(67.93)
0<노동시간<25	0(0.00)	4(3.36)	5(6.33)	0(0.00)	0(0.00)	10(5.43)
노동시간≥25	15(28.30)	30(25.21)	23(29.11)	5(15.15)	9(15.00)	49(26.63)
없음	991(100.00)	925(100.00)	965(100.00)	1011(100.00)	984(100.00)	860(100.00)
노동시간=0	333(33.60)	286(30.92)	320(33.16)	343(33.93)	320(32.52)	246(28.60)
0<노동시간<25	65(6.56)	61(6.59)	60(6.22)	65(6.43)	65(6.61)	55(6.40)
노동시간≥25	593(59.84)	578(62.49)	585(60.62)	603(59.64)	599(60.87)	559(65.00)
여성	865(100.00)	865(100.00)	865(100.00)	865(100.00)	865(100.00)	865(100.00)
노동시간=0	456(52.72)	456(52.72)	456(52.72)	456(52.72)	456(52.72)	456(52.72)
0<노동시간<25	40(4.62)	40(4.62)	40(4.62)	40(4.62)	40(4.62)	40(4.62)
노동시간≥25	369(42.66)	369(42.66)	369(42.66)	369(42.66)	369(42.66)	369(42.66)
있음	29(100.00)	210(100.00)	108(100.00)	26(100.00)	73(100.00)	241(100.00)
노동시간=0	23(79.31)	143(68.10)	61(56.48)	22(84.62)	65(89.04)	172(71.37)
0<노동시간<25	0(0.00)	15(7.14)	13(12.04)	2(7.69)	4(5.48)	15(6.22)
노동시간≥25	6(20.69)	52(24.76)	34(31.48)	2(7.69)	4(5.48)	54(22.41)
없음	836(100.00)	655(100.00)	757(100.00)	839(100.00)	792(100.00)	624(100.00)
노동시간=0	433(51.79)	313(47.79)	395(52.18)	434(51.73)	391(49.37)	284(45.51)
0<노동시간<25	40(4.78)	25(3.82)	27(3.57)	38(4.53)	36(4.55)	25(4.01)
노동시간≥25	363(43.42)	317(48.40)	335(44.25)	367(43.74)	365(46.09)	315(50.48)

주 : 2003년에 연령이 50세 이상 70세 미만이며, 부가조사에서 은퇴하였거나 은퇴를 하지 않았다고 응답한 표본을 대상으로 하여 얻은 결과임. 부가조사에서 취업한 적이 없다고 응답하였더라도 2006년에 주당 노동시간이 25시간 이상인 경우는 포함하였음.

자료 : 한국노동패널 원 자료, 한국노동연구원, 2006.

III. 중고령자의 건강상태가 노동공급에 미치는 영향

앞에서 살펴보았듯이 중고령자의 건강상태가 좋지 않다고 스스로 인식하거나 질환을 보유하고 있는 경우에 그리고 감각기관 장애, 육체적 제약, 활동제약이 있는 경우에 주된 일자리의 주당 노동시간이 상대적으로 짧다는 사실을 확인하였다. 개인의 노동시간 결정에는 건강상태와 더불어 다른 요인들이 동시에 영향을 미치게 될 것이므로 이와 같은 다른 결정요인을 함께 고려하는 가운데

개인의 건강상태가 중고령자의 노동시간 결정에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하기로 한다.

1. 분석 모형

이 연구에서는 주관적 건강상태가 5차 연도에 조사되지 않았다는 점을 고려하여 6차 연도인 2003년부터 얻은 자료를 분석하기로 한다. 이에 따라 분석대상은 2003년의 주된 일자리에서 주당 노동시간이 25시간 이상인 표본을 분석대상으로 하였다. 2003년 이후에는 은퇴여부를 묻는 질문이 조사되지 않았기 때문에 이들이 자기신고방식에 따른 은퇴여부를 알 수 없다. 그러므로 다른 방식의 은퇴 정의가 필요할 것이나 여기에서는 이와 같이 인위적으로 은퇴를 정의하는 대신에 주당 노동시간을 그대로 피설명변수로서 이용하기로 한다. 이와 같이 하더라도 결과에는 큰 차이가 없을 것으로 생각된다.⁸⁾

피설명변수가 주당 노동시간인 만큼 개인의 건강상태가 노동시간에 미치는 영향을 측정하는 데는 토빗(tobit) 모형이 적절할 것이다. 따라서 이 연구에서는 Mitchell and Burkhauser(1990)와 같은 방식의 패널토빗 모형에 기초하여 분석하기로 한다.

이 모형을 간략히 설명하면, 다음과 같다. 먼저 개인의 건강상태를 h_{jt} 라 하고, 개인 j 의 노동시간을 y_{jt}^* 라 한다면, y_{jt}^* 는 다음과 같이 정의된다.

$$(1) \quad y_{jt}^* = X_{jt}'\beta + h_{jt}\gamma + u_{jt}$$

여기에서 X_{jt} 는 개인의 노동시간을 결정하는 요인들로 구성되며, u_{jt} 는 교란항(disturbance term)이다.

개인은 취업하는 경우에 양의 노동시간을 보이게 되므로, 실제로 측정되는 노동시간 y_{jt} 는 다음과 같게 된다.

$$(2) \quad \begin{aligned} y_{jt} &= X_{jt}'\beta + h_{jt}\gamma + u_{jt} & \text{if } y_{jt}^* > 0 \\ y_{jt} &= 0 & \text{if } y_{jt}^* \leq 0 \end{aligned}$$

이때 교란항은 다음과 같은 구성을 보이게 되며,

$$(3) \quad u_{jt} = \alpha_j + \lambda_t + \nu_{jt}$$

앞에서 정의한 대로 α_j 는 개인에 고유한(individual-specific) 효과, λ_t 는 시간에 걸쳐 고유한(time-specific) 효과를 나타내며, ν_{jt} 는 확률적 교란항(stochastic disturbance term)으로 $\nu_{jt} \sim IID(0, \sigma_\nu^2)$ 이다.

8) 실제로 주당 노동시간이 25시간 미만인 경우를 은퇴로 간주하여 분석하였으나 결과의 차이는 미미하였다.

이 연구는 임의효과모형에 기초한 토빗 분석을 시도하기로 한다.⁹⁾ 따라서 개인에 고유한 효과인 α_j 는 X_{jt} , h_{jt} , ν_{jt} 에 대해서 독립적이며, $\alpha_j \sim IID(0, \sigma_\alpha^2)$ 이다.

2. 분석 대상과 변수 설명

분석 대상은 이미 설명하였듯이 2003년의 주된 일자리에서 주당 노동시간이 25시간 이상이었던 중고령자이다. 이때 중고령자는 2003년에 연령이 50~69세로 한정하였다. 아울러 임금노동자인지 자영업 부문 종사자인지는 따로 구분하지 않았다.

설명변수로서는 먼저 건강상태의 경우에 앞의 분석에 따라 주관적 건강상태와 객관적 건강상태이다. 객관적 건강상태는 감각기관 장애, 육체적 장애, 활동 제약 (1)~(4)이다.

건강상태 이외의 설명변수로서는 연령, 교육년수,¹⁰⁾ 가구의 부동산 감정액(자가와 자가 이외의 부동산 포함), 순(純)금융자산(= 총금융자산 - 총금융부채), 전년도에의 가구총노동소득, 전년도에의 가구비노동소득,¹¹⁾ 고등학생 이하 자녀 유무(자녀 유 = 1, 무 = 0), 사회보험 수급여부(사회보험 수급 = 1, 해당 없음 = 0), 배우자 유무(배우자 유 = 1, 무 = 0), 전년도 주당 노동시간(자연대수치)이다.

이와 같은 변수들을 포함한 것은 이미 2장에서 살펴보았듯이 먼저 임금 증가는 건강자본 수요를 증가시킨다는 사실이 여러 이론적 연구에서 논증되었으며, 아울러 교육수준과 건강자본 수요 사이에도 정(+)의 상관관계가 존재함이 이론적으로 밝혀졌다. 그리고 자산의 증가는 건강에 대한 투자를 증가한다는 사실도 확인되었다.

아울러 배우자의 건강상태와 노동공급이 상대 배우자의 노동공급에 미치는 영향을 파악할 수 있도록 설명변수에 배우자의 건강상태와 주당 노동시간을 포함하였다. 다만 배우자의 건강상태와 노동공급(주당 노동시간) 사이에 상관성이 존재하므로 이 두 변수를 동시에 포함하지 않고, 별도로 하나씩 포함하도록 하였다.

3. 분석 결과

가. 주관적 건강상태를 설명변수에 포함한 경우

중고령자의 건강상태가 주당 노동시간의 결정에 미치는 영향은 남성과 여성의 경우에 각각 <표 15>와 <표 16>에서 알 수 있다. 먼저 '모형 1'은 건강상태를 설명변수로 포함하지 않은 분석 결과이다. 교육년수를 제외하면, 양성 모두 분석 결과는 유사하다. 먼저 연령이 증가할수록 주당 노동

9) Hsiao(2003)에 따르면, 분석기간이 짧은 경우에 고정효과 모형(fixed effect model)은 편이가 존재할 가능성이 크다. 이 연구의 분석기간도 4년이라는 비교적 짧은 편이기 때문에 임의효과 모형을 채택하였다.

10) 중퇴자이거나 재학중인 경우는 최종학력에 해당하는 교육년수를 적용하였다.

11) 가구총노동소득과 가구비노동소득을 전년도의 수치로 한 것은 이들을 해당 연도의 수치로 하는 경우에 해당 연도의 주당 노동시간과 동시적 결정성을 보일 수 있기 때문이다.

시간은 감소하고 있다. 남성의 경우에는 교육년수와 주당 노동시간 사이에 그다지 관련성이 없음이 발견된다. 이와는 달리 여성의 경우에는 고학력자일수록 주당 노동시간이 상대적으로 짧은 것으로 나타난다.

<표 15> 남성 중고령자 주당 노동시간 결정 (N = 2,676)

종속변수 : 노동시간	모형 1	모형 2	모형 3
상수	5.201(0.547)***	5.125(0.545)***	5.205(0.539)***
연령	-0.050(0.008)***	-0.047(0.008)***	-0.046(0.008)***
교육년수	-0.002(0.010)	-0.006(0.010)	-0.007(0.010)
부동산감정액 (/ 1,000)	-0.001(0.001)	-0.001(0.001)	-0.001(0.001)
순금융자산 (/ 1,000)	-0.001(0.002)	-0.002(0.002)	-0.002(0.002)
전년도 총노동소득 (/ 100)	0.002(0.002)	0.001(0.002)	0.001(0.002)
전년도 비노동소득 (/ 100)	-0.005(0.001)***	-0.005(0.001)***	-0.005(0.001)***
부양자녀 있음	-0.076(0.112)	-0.058(0.111)	-0.044(0.111)
사회보험수급	-0.418(0.101)***	-0.404(0.100)***	-0.403(0.100)***
배우자 있음	-0.0004(0.142)	-0.019(0.141)	-0.091(0.142)
전년도 노동시간	0.336(0.030)***	0.336(0.030)***	0.326(0.029)***
건강한 편		0.092(0.064)	
건강하지 않은 편		-0.364(0.088)***	
감각기관 장애			0.264(0.215)
육체적 제약			-0.527(0.167)***
활동 제약 1			-0.030(0.187)
활동 제약 2			-1.156(0.435)***
활동 제약 3			-0.679(0.347)**
활동 제약 4			-0.370(0.155)**
σ_α	0.686(0.046)***	0.677(0.046)***	0.694(0.045)***
σ_ν	1.321(0.024)***	1.316(0.023)***	1.292(0.023)***
ρ	0.212(0.025)	0.209(0.025)	0.224(0.025)
Log likelihood	-4,710.791	-4,697.577	-4,662.262
Wald chi2	323.080(10)	353.860(12)	428.520(16)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000

주 : 1) 괄호안의 수치는 표준오차를 나타냄.

2) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

3) Wald chi2의 괄호안 수치는 자유도를 나타냄.

자료 : 한국노동연구원, 한국노동패널 원 자료, 2003 ~ 2006.

<표 16> 여성 중고령자 주당 노동시간 결정 (N = 1,672)

종속변수 : 노동시간	모형 1	모형 2	모형 3
상수	6.681(0.875)***	6.393(0.870)***	6.252(0.858)***
연령	-0.081(0.013)***	-0.074(0.013)***	-0.070(0.013)***
교육년수	-0.044(0.016)***	-0.050(0.016)***	-0.046(0.016)***
부동산감정액 (/ 1,000)	-0.002(0.002)	-0.003(0.002)	-0.002(0.002)
순금융자산 (/ 1,000)	-0.004(0.007)	-0.003(0.007)	-0.003(0.007)
전년도 총노동소득 (/ 100)	0.005(0.003)*	0.003(0.003)	0.003(0.003)
전년도 비노동소득 (/ 100)	-0.004(0.002)**	-0.004(0.002)**	-0.004(0.002)*
부양자녀 있음	0.068(0.208)	0.082(0.206)	0.175(0.204)
사회보험수급	-0.889(0.224)***	-0.896(0.223)***	-0.816(0.222)***
배우자 있음	-0.009(0.139)	-0.002(0.138)	-0.009(0.136)
전년도 노동시간	0.418(0.039)***	0.417(0.038)***	0.406(0.038)***
건강한 편		0.282(0.108)***	
건강하지 않은 편		-0.368(0.115)***	
감각기관 장애			0.064(0.404)
육체적 제약			-0.147(0.177)
활동 제약 1			0.408(0.201)**
활동 제약 2			-0.446(0.538)
활동 제약 3			-1.052(0.348)***
활동 제약 4			-0.801(0.174)***
σ_α	1.012(0.072)***	1.005(0.071)***	0.994(0.071)***
σ_ν	1.589(0.037)***	1.576(0.037)***	1.551(0.036)***
ρ	0.289(0.033)	0.289(0.033)	0.291(0.034)
Log likelihood	-3158.060	-3144.740	-3119.507
Wald chi2	245.000(10)	273.760(12)	323.880(16)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000

주 : 1) 괄호안의 수치는 표준오차를 나타냄.

2) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

3) Wald chi2의 괄호안 수치는 자유도를 나타냄.

자료 : 한국노동연구원, 한국노동패널 원 자료, 2003~2006.

그리고 개인의 소비와 소득수준을 나타내는 부동산 감정액, 순금융자산, 전년도 가구총노동소득, 전년도 가구비노동소득 가운데 전년도 가구비노동소득만이 계수 추정치가 통계적으로 유의하다. 계수 추정치의 부호가 음(-)을 나타내고 있어 가구비노동소득이 높을수록 주당 노동시간은 줄어들고 있다. 말하자면, 소득효과로 노동이라는 비재화(bads)의 선택을 회피하는 것으로 이해할 수 있다. 이와 같은 소득효과는 사회보험 수급자의 경우에도 마찬가지이다. 다만 이 경우는 은퇴를 나타내는 대리변수(proxy variable)일 수도 있음에 유의하여야 한다.

그리고 전년도의 주당 노동시간은 양(+)의 영향을 미치고 있다. 일종의 慣性이라 할 수 있을 것

이다. 건강상태가 주당 노동시간의 결정요인이라 한다면, 전년도의 건강상태와도 관련된다고 할 수 있다. 말하자면, 이 경우도 간접적이긴 하나 전년도의 건강상태를 나타내는 대리변수일 수도 있다.

다음으로 ‘모형 2’의 경우이다. 이 분석 모형에는 주관적 건강상태를 기준으로 하여 “(1) 아주 건강하다”와 “(2) 건강한 편이다”를 “건강한 편”, “(4) 건강하지 않은 편이다”와 “(5) 건강이 아주 안 좋다”를 “건강하지 않은 편”으로 분류하였다. 이에 따라 비교집단은 “(3) 보통이다”로 응답한 중고령자이다.

주관적 건강상태를 설명변수로 포함하였을 때, ‘모형 1’에서 포함되었던 다른 설명변수들의 변화는 계수 추정치의 절대값이 약간씩 감소하는 것을 빼놓고는 그다지 변화가 없다. 따라서 이들에 대한 해석은 ‘모형 1’과 같다.

이제 “건강한 편”과 “건강하지 않은 편”의 계수 추정치를 보면, 먼저 “건강한 편”은 통계적으로 유의하지 않다. 말하자면, 건강이 보통이라 인식하는 중고령자와 주당 노동시간에서 특별한 차이가 없음을 뜻한다.

이와는 달리 “건강하지 않은 편”의 계수 추정치는 음(-)의 부호를 보이며, 통계적으로 유의하다. 이 결과로 보면, 건강하지 않다고 인식하는 중고령자는 그렇지 않은 동료와 비교할 때, 상대적으로 주당 노동시간이 짧다는 사실을 알 수 있다. 그러므로 우리의 표본에서는 주관적 건강상태가 주당 노동시간으로 대표되는 노동공급에 영향을 미친다는 결론을 내리게 된다.

<표 17>은 <표 15>와 <표 16>의 분석 결과(모형 2)를 기초로 하여 한계 효과를 비조건부(unconditional) 효과와 조건부(conditional) 효과로 구분하여 얻은 것이다. 여기에서 비조건부 효과란 노동시간 > 0을 고려하지 않은 경우의 효과이다. 다시 말해서 $\partial E(y)/\partial x_k (k = 1, \dots, K)$ 이다. 그리고 조건부 효과는 노동시간 > 0인 경우만을 고려한 것으로 $\partial E(y|y^* > 0)/\partial x_k$ 이다.

<표 17> 중고령자 주당 노동시간 결정 - 한계효과 (모형 2)

모형 2		비조건부 결과	조건부 결과
남성	건강한 편	0.0003(0.0002)	0.090(0.063)
	건강하지 않은 편	-0.001(0.001)***	-0.358(0.086)***
	노동시간(자연대수치) 예측치	0.999	3.432
여성	건강한 편	0.005(0.002)***	0.260(0.100)***
	건강하지 않은 편	-0.008(0.003)***	-0.336(0.104)***
	노동시간(자연대수치) 예측치	0.986	3.156

주 : 1) 괄호안의 수치는 표준오차를 나타냄.

2) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

3) <표 IV-1>과 <표 IV-2>의 분석 결과를 기초로 하여 계산한 결과임.

<표 17>에서 볼 수 있듯이 노동시간이 0보다 큰 경우에는 만일 건강에 손상이 있게 되면, 노동시간의 감소 효과가 크다는 사실을 알 수 있다. 말하자면 남성 중고령자의 경우에는 노동시간의 35.8%나 줄이게 된다는 것이다. 그리고 여성 중고령자의 경우에는 33.6%를 줄이게 된다는 사실을

알 수 있다. 반대로 노동시간이 0시간 이상인 여성 중고령자는 건강하다는 인식으로 바뀐 경우에는 노동시간을 이전보다 26.0%나 늘리게 되는 결과도 도출된다.

나. 객관적 건강상태를 설명변수에 포함한 경우

마지막으로 ‘모형 3’은 주관적 건강상태를 대신하여 객관적 건강상태를 나타내는 감각기관 장애, 육체적 제약, 활동 제약 1~4를 설명변수로서 포함하였다. 역시 ‘모형 2’와 마찬가지로 다른 설명변수의 변화는 거의 없다고 하여도 좋을 정도이다.

객관적 건강상태를 나타내는 설명변수의 경우도 분석 결과는 양성 모두 유사하면서도 약간의 차이를 보인다. 먼저 남성 중고령자의 경우에는 “걷기, 계단 오르기, 물건을 들거나 운반하기 등의 육체적 활동에 상당한 제약이 있는” 경우, “(2) 옷 입기, 목욕하기 등 집안 돌아다니는 데에 어려움을 느낀다”고 하는 경우, “(3) 쇼핑하기, 병원가기 등 집밖 돌아다니는 데에 어려움을 느낀다”고 하는 경우, “(4) 직업 활동을 하는 데(일하는 데) 어려움을 느낀다”고 하는 경우에 주당 노동시간이 상대적으로 짧은 편이었다. 마찬가지로 객관적 건강상태가 노동공급에 영향을 미치고 있음을 확인하게 된다.

여성의 경우에는 특이하게도 “(1) 배우기, 기억하기, 집중하기에 어려움을 느낀다”고 응답한 여성 중고령자의 주당 노동시간이 다른 동료들보다 길었다. 남성의 경우에 이 변수가 통계적으로 유의하지 않았다는 사실과 함께 생각해본다면, 이 변수가 중고령자의 노동공급에 미치는 효과는 없다고 추측해볼 수 있을 것이다.¹²⁾

<표 18>는 <표 15>와 <표 16>의 분석결과를 기초로 하여 얻은 한계효과이다. 노동시간이 0시간 이상인 경우에 남성의 경우는 활동 제약 2가 발생할 때, 노동공급을 중단할 만큼 노동시간을 줄이는 결과를 보이며, 활동 제약 3이나 육체적 제약 그리고 활동 제약 4가 발생하게 되면, 노동시간을 각각 66.3%, 51.6%, 36.4%나 줄이게 된다. 여성 중고령자는 활동 제약 3, 활동 제약 4, 활동 제약 1이 있게 되면, 노동시간을 각각 92.0%, 71.8%, 38.1%를 줄이게 된다.

12) 여기에서는 이와 같은 현상의 발생을 설명하기는 어려우나 장기 노동시간이 개인의 건강상태에 미치는 영향을 연구하는 과제가 앞으로 보완되어야 할 것으로 보인다.

<표 18> 중고령자 주당 노동시간 결정 - 한계효과 (모형 3)

모형 3		비조건부 결과	조건부 결과
남성	감각기관 장애	0.001(0.000)	0.261(0.213)
	육체적 제약	-0.003(0.001)**	-0.516(0.162)***
	활동 제약 1	-0.00009(0.00057)	-0.030(0.184)
	활동 제약 2	-0.011(0.010)	-1.114(0.402)***
	활동 제약 3	-0.004(0.004)	-0.663(0.333)**
	활동 제약 4	-0.002(0.001)*	-0.364(0.152)**
	노동시간(자연대수치) 예측치	0.999	3.430
여성	감각기관 장애	0.001(0.007)	0.059(0.375)
	육체적 제약	-0.003(0.004)	-0.135(0.161)
	활동 제약 1	0.006(0.003)**	0.381(0.190)**
	활동 제약 2	-0.011(0.016)	-0.403(0.475)
	활동 제약 3	-0.035(0.019)*	-0.920(0.284)***
	활동 제약 4	-0.021(0.007)***	-0.718(0.150)***
	노동시간(자연대수치) 예측치	0.987	3.149

주 : 1) 괄호안의 수치는 표준오차를 나타냄.

2) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

3) <표 IV-1>과 <표 IV-2>의 분석 결과를 기초로 하여 계산한 결과임.

IV. 글을 맺으며

2000년에 고령화사회에 돌입한 한국은 2019년에 고령사회, 2026년에 초고령사회가 될 것으로 예측되고 있다. 이에 따라 고령사회에 대비한 정책이 모색되고 있는 가운데 중고령자의 연금수급이나 중고령자의 노동공급이 중요한 관심사로 떠오르고 있다. 이는 인터넷이나 도서검색에서 ‘고령화’나 ‘고령자’ 등의 중고령자와 관련된 핵심어를 입력하면, 적지 않은 논문이나 자료가 확인된다는 사실에서 알 수 있다.

이 연구는 한국노동패널 자료(2003~2006)를 이용하여 2002년에 주된 일에서 노동시간이 25시간 이상이었던 중고령자(2003년 50세 이상)의 노동공급이 개인의 건강상태에 영향을 받고 있는지를 알아보았다. 2004~2006년의 주당 노동시간을 피설명변수로 하고, 개인의 건강상태를 나타내는 설명변수로서 주관적 건강상태(자기신고)와 객관적 건강상태(감각적 장애, 육체적 장애 등) 각각을 포함하는 임의효과 패널 토빗 모형에 따라 분석하였다. 분석 결과에 따르면, 개인의 건강상태가 중고령자의 노동시간 결정에 중요한 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

이 결과로 본다면, 중고령자의 건강은 단지 개인의 관심사로 끝날 문제가 아님을 인식하게 된다. 건강이 좋지 않은 중고령자가 노동공급을 지속할 가능성이 낮으며, 이들은 건강보험이나 국민연금에 의존하게 될지도 모르기 때문이다. 이렇게 된다면, 개인의 수준을 넘어서서 가족이나 사회가 부

담하여야 할 비용은 더욱 커질 수도 있다. 따라서 개인의 건강에 대한 투자 비용을 사회가 줄여줌으로써 개인의 건강상태(이른바 건강자본)를 높이도록 하고, 장기적으로 이들의 노동공급을 유지하도록 하는 정책적 고려가 사회적으로 바람직할 수도 있을 것이다.

마지막으로 이 연구가 지니고 있는 제약을 언급함으로써 향후의 연구 방향을 제시하고자 한다. 건강과 관련하여 이론적 모형을 제시하는 Grossman(1972)에 따르면, 개인은 자신이 쓸 수 있는 총 시간을 건강에 소비하는 시간과 여가 그리고 노동시간으로 적절히 분배하게 된다. 이와 같은 논리에 따르면, 개인은 건강자본에 대한 투자와 노동공급을 동시에 결정하는 것으로 이해할 수 있다. 여기에서 노동공급을 은퇴(retirement)와 결부시킨다면, 중고령자에게 개인의 은퇴와 건강투자는 내생적으로 결정된다고 할 수 있다. 그런데 이처럼 개인의 건강투자와 노동공급이 내생적으로 결정된다고 보는 이론적 모형은 아직 제시되지 않고 있다. 예를 들자면, 건강자본 수요를 논의하는 이론적 모형에서도 은퇴는 어떤 주어진 조건이 된다. 이 사정은 실증적 연구에서도 마찬가지이다. 개인의 노동공급, 특히 중고령자의 은퇴에 건강이라는 변수가 어떠한 영향을 미치는가를 알아보는 연구가 대부분이다. 다만 계량경제학적인 방법으로 내생성(endogeneity) 문제의 고려가 가능할 것으로 보이므로 이 문제를 고려하는 분석을 앞으로 시도하고자 한다.

참고문헌

이승렬, 『근로자의 건강상태와 노동공급의 상관성에 대한 실증적 분석』, 서울: 한국노동연구원, 2007.

Grossman, Michael. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy* 80 (1972): 223-255.

Gustman, Alan L. and Thomas L. Steinmeier, "Retirement Outcomes in the Health and Retirement Study," *Social Security Bulletin*, Vol. 63, No. 4, 2000, 57-71.

Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data*, 2nd ed., Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

Mitchell, Jean M. and Richard V. Burkhauser, "Disentangling the Effect of Arthritis on Earnings: A Simultaneous Estimate of Wage Rates and Hours Worked," *Applied Economics*, 22, Oct. 1990, 1291-1309.