

# 고령인구 고용이 재정에 미치는 영향

2013. 12

이 은 경



## 서 언

인구고령화는 세입 감소 및 세출 증가를 초래하여 국가의 재정부담을 증가시킨다. 세입 측면에서는 고령화로 인한 경제활동인구 감소로 근로소득 세수가 감소하고, 그에 따른 연금과 건강보험 수입 감소가 예상된다. 또한 연금소득에 의존하는 고령인구가 소비를 감소시킨다면 소비세수도 감소될 수 있다. 반면, 세출 측면에서는 고령인구의 복지수요 증가로 인해 지출이 증가할 것이다.

본 보고서는 인구고령화에 따른 재정부담을 감소시키는 방안으로 고령인구의 고용 활성화를 제안하고 있다. 그 근거로 평균수명 연장에 따른 건강수명 연장, 즉 건강한 고령화 현상에 초점을 맞추고 있다. 즉, 과거에 비해 고령자들의 건강상태가 개선되었으므로 고령자의 노동시장 참여기간을 연장해야 한다는 것이다. 또한 고령화패널을 이용한 실증분석 결과, 건강한 중고령자는 건강하지 않은 사람에 비해 노동시장에 참여할 확률이 높음을 보여주었다. 이어 고령자의 고용증대 정책이 재정에 미치는 영향을 살펴보기 위해, 2016년부터 시행되는 「정년연장법」이 재정수입에 미치는 영향을 추정하였다. 한편 고령자의 고용증진 정책이 재정에 미치는 긍정적인 효과와 부정적인 효과를 모두 고려하여 보다 균형 있는 시각을 제공하려고 노력하였다. 본 연구는 고령자 고용증대를 위한 노동 공급적 측면에 중점을 두어 분석하였지만, 해외 사례를 통해 노동 수요적 측면에 대한 정책들도 소개하였다. 본 보고서가 고령화에 대비하여 고령자 고용 및 재정정책 수립을 위한 기초자료로 활용되기를 기대한다.

본 보고서는 본원의 재정연구본부 이은경 박사가 집필하였다. 저자는 본 보고서를 완성하기까지 유익한 도움 말씀을 주신 원내 연구위원들과 외부 학자들, 그리고 익명의 두 논평자들에게 감사를 표한다. 또한

보고서 집필 과정에서 자료수집과 분석에 많은 도움을 준 남희 연구원, 오수정 연구원, 원고정리에 도움을 준 신수미 연구행정원에게도 감사의 마음을 전한다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자의 개인적인 견해이며 본 연구원의 공식견해가 아님을 밝혀둔다.

2013년 12월

한국조세재정연구원

원장 옥 동 석

## 요약 및 정책시사점

한국은 이미 고령사회에 진입하였고, 빠른 속도로 고령화사회와 초고령사회를 향해 달려가고 있다. 저출산 및 평균수명 연장과 함께 인구고령화는 생산가능인구를 감소키시고 부양인구를 증가시켜, 세수감소(근로소득세, 소비세 등) 및 세출증가(복지지출, 건강보험, 연금 등)를 통해 재정부담을 증가시킬 것이다. 본 연구에서는 인구고령화로 인한 재정위험을 해결하는 방안으로 정년연장을 포함한 포괄적인 고령자 고용증대 방안을 제안하고 있다.

본 연구의 목적은 인구고령화 시대를 맞이하여 건강한 고령화 현상을 확인하고, 건강수명 연장이 중고령자의 노동공급을 얼마나 증가시키는지 실증분석을 통해 제시하고, 고령자 고용 확대가 정부의 재정부담을 감소시킴을 입증하는 것이다. 정년연령의 상향조정과 같은 고령자의 노동참여기간 연장을 주장할 수 있는 논거는 건강한 고령화 현상이다. 평균수명이 연장되면서 건강수명(장애나 질병이 없는 기간)도 연장되었다면 고령근로자의 노동참여 활성화에 대한 정당성을 확보할 수 있을 것이다. 따라서 본 연구는 먼저 건강한 고령화 현상을 입증하기 위해 국가별 횡단면 자료를 이용하여 소득 및 평균수명 증가가 건강수명 증가와 높은 상관관계가 있음을 보이고, 한국의 종단면 데이터(노동패널, 노후보장패널)를 활용하여 시간에 따라 건강수명이 증가함을 보였다. 다음으로 건강수명 연장, 즉 건강상태 개선이 중고령자의 경제활동 참여율에 어떤 영향을 미치는지 알아보기 위해 고령자패널 2차 자료를 이용하여 실증분석을 시행하였다. 현재 우리나라의 법정 최고 정년연령은 65세이기 때문에 분석대상은 50~64세 중고령자로 한정하였다. 건강상태를 측정하는 변수로는 주관적 건강상태(건강상태가 매우 좋음 혹은 좋음),

ADL, IADL, 만성질환 개수를 포함하였으며, 종속변수는 현재 경제 활동을 하고 있는지 여부를 나타내는 이산변수를 사용하였다. 주된 추정모형은 프로빗과 IV 프로빗 모형을 사용하였다. 프로빗 모형의 추정결과, 주관적 건강상태가 ' 좋음' 혹은 '매우 좋음'으로 응답한 중고령자는 주관적 건강상태가 보통 이하인 사람들에 비해 노동시장에 참여할 확률이 약 10%가량 높았고, 주관적 건강변수의 내생성을 통제한 IV 프로빗 모형에서는 그 확률이 약 60%까지 증가하는 것으로 나타났다. 다음으로 강건성 테스트에서는 중고령자의 건강상태가 경제활동 참여율에 미치는 영향이 남녀에 따라 완전히 다른 양상을 나타내는지, 직업의 종류, 직종, 자산의 규모, 재취업 등에 따라 달라지는지 검증해 보았다.

고령자의 노동참여 증가가 재정에 미치는 영향을 살펴보기 위해서는 올 4월에 타결된 정년연장법이 재정수입에 미치는 효과를 추정하였다. 정년연장법은 근로자의 정년을 60세까지 보장하는 것으로, 현재 평균 정년연령이 57세임을 감안하면 약 7만 2천명 정도가 수혜를 받을 것으로 보인다. 정년연장법으로 인한 재정수입 증가분은 정년연장법이 시행되지 않았으면 은퇴하였을 사람들이 근로활동 기간을 연장하여 국가에 납부하게 되는 근로소득 세수, 연금, 건강보험료 기여분을 합하여 계산하였다. 정년연장법으로 인한 단년도 재정수입 증가분은 약 2,500억원으로 2012년 GDP 대비 0.02%로 추정되었다. 그러나 고령자의 고용장려정책은 재정수입을 증가시키기도 하지만 비용을 수반할 수도 있다. 예를 들어, 고령자 고용을 장려하기 위한 정부의 재정지출이나 세제혜택은 직접적인 비용을 발생시킨다. 또한 고령자 고용 증대가 청년고용을 구축한다면 간접적인 비용을 유발하게 된다. 그러나 국가별 횡단면 데이터 및 우리나라의 시계열 데이터를 통해 분석해 본 결과, 고령자 고용 증대가 청년 고용을 저해한다는 근거는 발견하지 못했다.

마지막으로 선진국에서 고령자 고용 증진을 위해 어떠한 정책들을 시행하고 있는지 정리하였다. 고령자 고용 활성화를 위해서는 노

동 수요적 측면과 공급적 측면을 모두 고려해야 한다. 노동수요자, 즉 고용주(기업)에 대한 정책으로는 고령자 고용에 대한 보너스 및 임금보조금을 제공하는 재정지출 방식과 세금 및 고용주 부담 사회보험료를 경감해주는 세제혜택 방식이 있다. 또한 고령근로자에 대한 사회적 인식을 제고하고 고령자에게 직업 훈련 및 교육의 기회를 제공하도록 고용주에게 인센티브를 주는 방식이 있다. 반면, 공급적 측면에서는 고령자가 노동시장에 오랫동안 참여할 수 있도록 정년연장, 근무형태 유연화 등 제도적 장치를 마련해야 한다. 또한 해외 선진국에서는 고령근로자 소득에 대해 유리한 세제혜택 적용, 추가 연금 및 보너스 제공 등 고령근로자로 하여금 노동참여 기간을 연장하도록 경제적 인센티브를 제공한다. 그리고 직장 내 고령근로자의 건강유지 및 관리를 위해 정기적 검진, 예방 프로그램, 웰빙센터 운영, 작업환경 개선 등 다양한 정책을 시행하고 있다.

#### 〈정책적 시사점〉

박근혜 정부는 고용률 70%를 목표로 하고 있다. 고용 증대는 국가재정을 건전하게 하고 세대간 부양부담도 완화하기 때문에 인구구조 변화에 대응하는 가장 적극적이고 진취적인 전략이다. 이러한 고용률 70%를 맞추기 위해서는 지금까지 노동시장에서 소외받았던 고령자를 적극적으로 참여시켜야 할 것이다. 노동시장에서 고령인구의 적극적 활용을 위해서는 정년연장법에서 보장하는 60세보다 정년연령을 더 높여야 할 것이다. 우리나라보다도 평균 수명이 낮은 독일, 덴마크, 영국, 핀란드에서도 정년연령을 60대 후반으로 상향조정하고 있다. 따라서 건강수명이 71세인 우리나라의 경우, 정년연령을 점차 60대 후반으로 단계적으로 증가시키는 방안을 고려해 보아야 할 것이다. 물론 고령자 고용 증진정책은 청년일자리와와의 경합성, 기업의 생산성 하락 등 노동시장의 다른 문제점을 야기할 수 있으므로 임금피크제, 근로시간 단축제 등 추가적인 제도 보완이 필수적

으로 수반되어야 한다.

현재까지 우리나라에서 고령자 고용 증진을 위해 시행한 정책들을 살펴보면 직접 일자리 창출과 노동공급자인 기업에 경제적 인센티브를 주는 방식에 초점을 맞추고 있다. 그러나 해외 사례에서 살펴본바와 같이, 노동공급자인 고령자가 보다 오랫동안 경제활동에 참여하도록 경제적 인센티브(세제혜택 확대, 추가 연금 및 보너스 지원)를 주는 방식도 적극 고려해 보아야 할 것이다. 또한 고령자의 건강에 대한 투자 역시 고령자의 노동공급을 제고할 수 있는 방안이다. 본문의 실증분석 결과에서 보였듯이, 고령자의 경제활동 참여 여부에 영향을 미치는 중요한 요인 중 하나가 그들의 건강상태이기 때문이다. 따라서 고령근로자의 건강증진을 위한 예방 및 검진제도 마련, 유연한 근무제도 확립을 통한 노동의 강도 조절 등 다양한 측면에서 제도적 보완이 필요해 보인다.

고령화라는 인구구조 변화가 초래하는 국가 재정의 부담을 줄이기 위해, 고령인구를 노동시장에 적극 참여시켜 소득창출활동을 장려하고 활기찬 고령화(active ageing)를 통해 이들에 대한 복지지출 지급시기를 최대한 늦추도록 해야 할 것이다. 즉, 고령인구가 소비자가 아니라 생산자로서 사회의 한 축을 담당하도록 해야 한다. 고령화가 더욱 심화되기 전에, 고령자의 노동시장 참여 활성화를 위한 사회적 인식의 변화, 제도와 정책의 수립에 공동의 노력이 필요한 시점이다. 특히 고령근로자에 대한 긍정적인 인식을 전파하고, 함께 어울려 일하는 사회적 분위기를 마련하기 위해서는 적지 않은 시간이 소요되므로 지금 당장 대응방안을 강구하기 시작해야 할 것이다.

# 목 차

I. 서론	15
II. 고령화 및 고령자 노동 현황	22
1. 고령화 현상	22
가. 평균수명과 건강수명	22
나. 고령화 지수	24
다. 고령화가 초래하는 문제	27
라. 고령화 현상의 국제비교	31
2. 고령인구 노동시장 참여 현황	32
가. 경제활동인구조사(통계청)	34
나. 노인실태조사	35
다. 국제비교	39
3. 고령인구 고용촉진 정책 (Elderly Friendly Employment Policy)	40
가. 법률	41
나. 기본계획	42
다. 부처 사업	44
III. 선행연구	49
IV. 실증분석	57
1. 건강한 고령화 현상(평균수명과 건강수명의 관계)	57
2. 건강한 고령화와 노동시장 참여율	63
3. 고령인구 고용이 재정에 미치는 영향	100

가. 고령자 고용증대가 재정에 미치는 긍정적인 효과 (benefit) .....	102
나. 고령자 고용증대가 재정에 미치는 부정적인 효과(cost) .....	111
<b>V. 고령자 고용 증진 정책의 해외사례</b> .....	117
1. 고령근로자에 대한 수요 증대 정책 .....	119
가. 재정지출 .....	119
나. 세제혜택 .....	121
다. 고령근로자에 대한 인식 변화 및 훈련기회 제공 .....	124
2. 고령자 고용을 위한 공급 유인 정책 .....	125
가. 정년연장 등 제도적 기반 확립 .....	125
나. 경제적 인센티브 .....	128
다. 고령근로자의 건강을 위한 지원 .....	128
<b>VI. 결론 및 정책적 시사점</b> .....	131
<b>참고문헌</b> .....	135

## 표목차

〈표 I-1〉 연금 지출 전망 .....	18
〈표 I-2〉 공적 건강보험 및 노인장기요양 지출 전망 .....	19
〈표 II-1〉 인구구조 추이 및 전망 .....	26
〈표 II-2〉 공공의료비 지출 증가 요인 분석(1995~2009) .....	30
〈표 II-3〉 노인연령에 대한 인식 .....	35
〈표 II-4〉 노인의 복지욕구 .....	35
〈표 II-5〉 노인이 일하지 않는 이유 .....	36
〈표 II-6〉 경제활동 참여 노인의 특성 .....	37
〈표 II-7〉 노인들의 직업 종류 .....	38
〈표 II-8〉 노인들의 직업 유형 .....	38
〈표 II-9〉 노인들이 일하는 이유 .....	38
〈표 II-10〉 노인일자리 사업유형 .....	45
〈표 II-11〉 임금피크제 지원금 .....	48
〈표 IV-1〉 평균수명과 건강수명과의 관계(시나리오) .....	58
〈표 IV-2〉 취업을 원하나 구직활동을 하지 않는 이유 .....	64
〈표 IV-3〉 중고령자의 은퇴 사유 .....	65
〈표 IV-4〉 건강상태와 노동시장 참여 의지(네덜란드, 2003) .....	65
〈표 IV-5〉 기초통계량 .....	68
〈표 IV-6〉 OLS 모형 추정 결과 .....	70
〈표 IV-7〉 변수들 간 상관관계 및 도구변수 결정 .....	75
〈표 IV-8〉 2SLS 모형의 추정 결과 .....	77
〈표 IV-9〉 2SLS의 1st stage 추정 결과 .....	78

〈표 IV-10〉 도구변수의 첫 번째 조건 테스트 .....	79
〈표 IV-11〉 건강변수의 내생성 테스트 .....	79
〈표 IV-12〉 도구변수의 적합성 테스트 .....	80
〈표 IV-13〉 프로빗 모형 추정 결과(marginal effects) .....	82
〈표 IV-14〉 IV 프로빗 모형 추정 결과(한계효과) .....	83
〈표 IV-15〉 프로빗 모형 추정 결과(남성) .....	86
〈표 IV-16〉 IV 프로빗 모형 추정 결과(남성) .....	87
〈표 IV-17〉 프로빗 모형 추정 결과(여성) .....	88
〈표 IV-18〉 IV 프로빗 모형 추정 결과(여성) .....	89
〈표 IV-19〉 직업의 종류를 통제한 모형의 추정 결과(한계효과) .....	92
〈표 IV-20〉 직종에 따른 건강변수 효과의 차이를 통제한 모형(한계효과) .....	93
〈표 IV-21〉 자산에 따른 건강변수 효과의 차이를 통제한 모형(한계효과) .....	96
〈표 IV-22〉 재취업 효과를 배제한 모형의 추정 결과(한계효과) .....	97
〈표 IV-23〉 선행연구와 실증분석 결과 비교 .....	99
〈표 IV-24〉 단일정년제 채택 사업장의 정년 현황 .....	100
〈표 IV-25〉 정년연장법의 수혜자 수 계산 .....	104
〈표 IV-26〉 수혜 고령자의 소득 정보 .....	105
〈표 IV-27〉 근로소득에 대한 세율 .....	106
〈표 IV-28〉 시나리오 1하에서 추가 재정 수입 .....	108
〈표 IV-29〉 시나리오 2하에서 추가 재정 수입 .....	109
〈표 IV-30〉 세목별 국민부담률(2010년) .....	110
〈표 IV-31〉 국민부담률을 이용하여 계산한 추가 재정수입 .....	110
〈표 IV-32〉 고령자와 청년층 고용의 상호관계에 대한 연구 결과 .....	114
〈표 V-1〉 일본의 특정구직자(취업곤란자) 고용개발 보조금 .....	121
〈표 V-2〉 고령근로자 수요 증대를 위한 세제혜택(2010년 기준) .....	123

# 그림목차

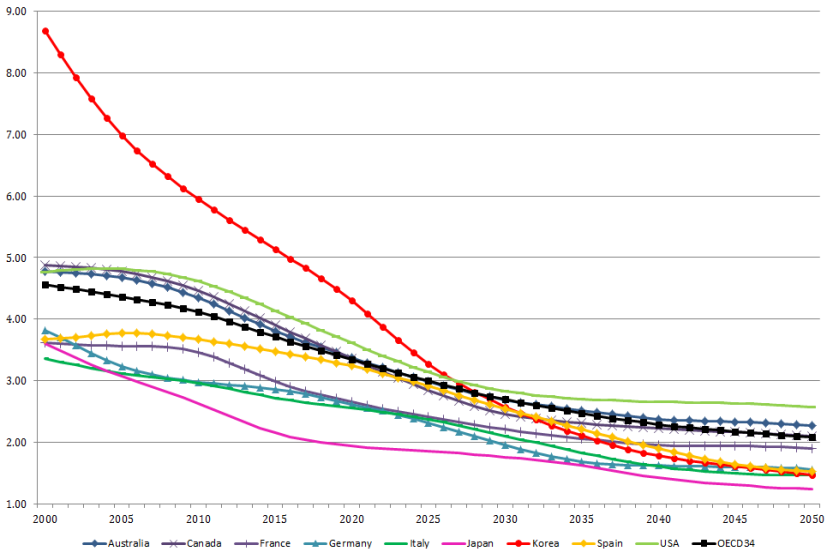
[그림 I -1] 20~64세 인구 대비 65세 인구 비중 (old-age support ratio) .....	15
[그림 I -2] 한국의 연령그룹별 변화추이 .....	16
[그림 II -1] 평균수명(0세 출생자의 기대여명) .....	22
[그림 II -2] 국가별 평균수명(2011년 기준) .....	23
[그림 II -3] 건강수명(2007년 기준) .....	24
[그림 II -4] 노인인구 비율 .....	25
[그림 II -5] 노인부양 비율 .....	25
[그림 II -6] 고령자들이 겪는 어려움 .....	28
[그림 II -7] 고령인구의 생활비 부담 .....	28
[그림 II -8] 노인인구 비율과 노인의료비 .....	29
[그림 II -9] OECD 국가의 65세 이상 인구 비중 .....	31
[그림 II -10] 1992, 2002, 2012년 연령별 고용률 .....	32
[그림 II -11] 연령별 고용률 추이(1980~2012) .....	33
[그림 II -12] 고령 임금근로자의 월평균 급여 .....	33
[그림 II -13] 고령자 고용률 추이 .....	34
[그림 II -14] 55~64세 노동참여율 .....	39
[그림 II -15] 중고령인구의 연령대별 노동시장참여율 (2008년 기준) .....	40
[그림 IV -1] 평균수명과 건강수명 간의 상관관계(2007년 기준) .....	60
[그림 IV -2] 소득과 건강수명 간의 상관관계(2010년 기준) .....	60
[그림 IV -3] 1인당 GDP, USD PPP, current price .....	61

[그림 IV-4] 연도별, 연령별 건강한 사람의 비율 (노동패널 6~11차) .....	62
[그림 IV-5] 연도별, 연령별 신체적 건강상태가 좋음 이상인 사람의 비율 .....	63
[그림 IV-6] 국가별 20~24세와 55~59세 고용률의 관계 .....	113
[그림 IV-7] 중고령자 고용률과 청년층 고용률의 관계 .....	115
[그림 IV-8] 고령자 고용률과 청년층 고용률의 관계 .....	116
[그림 V-1] 고령화 정도 대비 국가부채 비율 .....	118
[그림 V-2] OECD 국가들의 은퇴연령(2007~2012 평균) .....	127

# I. 서론

2013년 우리나라의 65세 이상 인구 비율은 12%이다. 2000년 65세 이상 노인인구 비율이 7%에 도달해 고령화사회를 맞이한 후, 2017년 고령사회(노인인구 비율 14%), 2026년 초고령사회(노인인구 비율 20%)에 도달할 예정이다. UN의 2008년 인구전망(World Population Prospects)에 따르면, 한국은 일본, 독일, 이탈리아, 스페인 등과 더불어 고령화 속도가 가장 빠른 국가에 속하며, 2050년 이후에도 고령인구 증가세가 계속될 것으로 예측되고 있다.

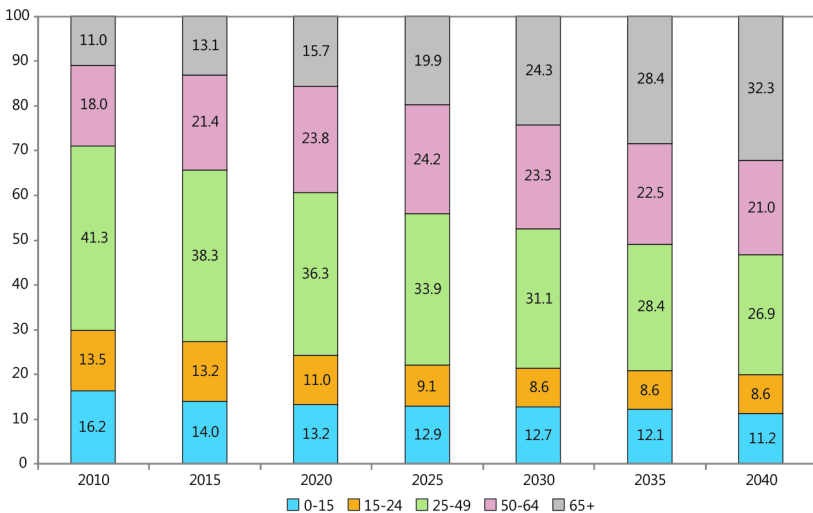
[그림 1-1] 20~64세 인구 대비 65세 인구 비중(old-age support ratio)



주: 원출처는 UN, World Population Prospects 2008  
출처: OECD, *Pension at a Glance 2011*, p.167의 데이터 재구성(downloaded at <http://dx.doi.org/10.1787/888932371139>)

저출산 및 평균수명 연장과 함께 인구 고령화는 국가의 정치, 사회, 경제, 문화 등 다방면에 걸쳐 영향을 준다. 경제적인 측면에서 가장 큰 변화는 생산가능인구(15~64세)의 감소이다. 통계청 자료에 따르면 2010년 생산가능인구는 총인구의 72.8%였으나 2014년부터 감소하기 시작하여 2040년에는 56.5%까지 감소할 것으로 예측하고 있다. 특히 국가경제에서 주도적인 역할을 담당하는 25~49세 핵심 생산가능인구(prime aged workers)는 2010년 41.3%에서 2040년 26.9%로 큰 폭으로 감소할 것으로 전망된다. 생산가능인구 중에서 핵심 생산가능인구의 감소는 50~64세 중고령자 그룹의 비중이 증가함을 의미한다. 아울러 65세 이상 고령인구 비중은 2012년 12%에서 2040년 32.3%로 3배가량 증가할 것으로 예측하고 있다. 이렇듯 고령화 현상은 고령인구의 절대적인 수 증가와 함께 노동인구의 고령화를 초래하여 장기적으로 생산성이 감소하고 성장동력을 약화시킬 것이라는 우려가 있다.

[그림 1-2] 한국의 연령그룹별 변화추이



출처: 통계청, 「장래인구추계」, 2011.

뿐만 아니라 인구고령화는 국가 재정에 큰 부담으로 작용할 것이다. 생산가능인구가 줄어들고 고령인구가 증가하면 세수는 감소하고 고령인구를 부양하기 위한 복지지출은 증가하기 때문이다. 은퇴 인구가 증가할수록 근로소득 및 소비로부터 발생하는 세수는 감소하고, 생산가능인구 감소로 인해 기업의 생산성이 하락하면 법인세수도 감소할 수 있다. 반면, 고령인구 비율이 높아질수록 복지의 큰 축을 담당하는 연금, 건강보험 등 사회보험 지출이 큰 폭으로 증가할 것이다. <표 I-1>은 OECD 국가들의 GDP 대비 연금지출 전망치를 제시하고 있다. 2060년 기준 그리스, 룩셈부르크의 GDP 대비 연금지출은 20%를 상회하고, 대부분의 다른 유럽국가들도 10%를 상회한다. 반면 2060년 한국의 GDP 대비 연금지출 비중은 6.5%로 미국, 캐나다, 에스토니아 다음으로 낮을 전망이다. 그러나 한국의 공적연금은 1988년 시작하여 아직 제도적으로 미성숙되었기 때문에 2010년 GDP 대비 연금지출 비중이 0.9%에 불과하였다. 따라서 2060년 6.5%로 증가하는 것은 2010년 대비 약 7배 증가하는 것으로 OECD 국가들 중 가장 큰 상승폭을 나타낸다.

<표 I-2>는 2060년 건강보험 및 노인장기요양보험의 지출 전망치를 제시하고 있다. 한국의 경우, 2006~2010년 평균 건강보험 지출은 GDP 대비 3.3%에 불과하였는데 2060년 최대 10.9%까지 증가할 전망이고, 노인장기요양보험 지출은 2006~2010년 GDP 대비 0.3%에서 2060년 최대 2.0%까지 증가할 전망이다. 따라서 건강보험과 노인장기요양보험 지출을 합하면 2006~2010년 평균 3.6%에서 2060년 최대 13.2%로 9.6%p 증가할 전망인데, 이는 OECD 국가들 중 지출 상승폭이 가장 높다.

〈표 1-1〉 연금 지출 전망

(단위: GDP 대비 %)

	2010	2020	2030	2040	2050	2060
Australia	3.6	3.7	4.3	4.7	4.9	
Austria	12.7	13.0	13.8	13.9	14.0	13.6
Belgium	10.3	11.8	13.9	14.6	14.7	14.7
Canada	5.0	5.8	6.6	6.5	6.3	6.2
Czech Republic	7.1	6.9	7.1	8.4	10.2	11.0
Denmark	9.4	10.6	10.6	10.4	9.6	9.2
Estonia	6.4	5.9	5.6	5.4	5.3	4.9
Finland	10.7	12.6	13.9	13.6	13.3	13.4
France	13.5	13.6	14.2	14.4	14.2	14.0
Germany	10.2	10.5	11.5	12.1	12.3	12.8
Greece	11.6	13.2	17.1	21.4	24.0	24.1
Hungary	11.3	11.0	11.0	12.2	13.2	13.8
Ireland	4.1	4.6	5.4	6.4	8.0	8.6
Italy	14.0	14.1	14.8	15.6	14.7	13.6
Korea	0.9	1.4	2.5	3.9	5.5	6.5
Luxembourg	8.6	9.9	14.2	18.4	22.1	23.9
Netherlands	6.5	7.8	9.3	10.3	10.3	10.5
New Zealand	4.7	5.3	6.7	7.7	8.0	
Norway	9.6	11.5	12.7	13.4	13.3	13.6
Poland	10.8	9.7	9.4	9.2	9.1	8.8
Portugal	11.9	12.4	12.6	12.5	13.3	13.4
Slovak Republic	6.6	6.3	7.3	8.3	9.4	10.2
Slovenia	10.1	11.1	13.3	16.1	18.2	18.6
Spain	8.9	9.5	10.8	13.2	15.5	15.1
Sweden	9.6	9.4	9.5	9.4	9.0	9.4
Switzerland	6.3	6.8	8.1	8.6	8.6	
United Kingdom	6.7	6.9	7.6	8.0	8.1	9.3
United States	4.6	4.9	4.9	4.8	4.8	4.7
OECD 평균	8.4	8.9	10.0	10.8	11.4	

출처: OECD, *Pension at a Glance 2011*, p. 159.

〈표 1-2〉 공적 건강보험 및 노인장기요양 지출 전망

(단위: GDP 대비 %)

	Health care			Long-term care			Total		
	Average	2060		Average	2060		Average	2060'	
	2006 ~2010	Cost- pressure	Cost- contain ment	2006 ~2010	Cost- pressur e	Cost- contain ment	2006 ~2010	Cost- pressur e	Cost- contain ment
Australia	5.6	12.0	8.1	0.0	1.4	0.8	5.7	13.3	8.9
Austria	6.6	12.9	9.1	1.1	2.2	1.8	7.8	15.1	10.8
Belgium	5.8	11.6	7.7	1.7	3.0	2.5	7.5	14.6	10.2
Canada	5.8	12.2	8.3	1.2	2.5	1.9	7.1	14.6	10.2
Chile	3.1	10.2	6.3	0.0	2.3	1.5	3.1	12.4	7.8
Czech Republic	5.5	11.6	7.7	0.3	1.9	1.1	5.8	13.5	8.9
Denmark	6.3	12.2	8.3	2.2	3.3	2.8	8.5	15.4	11.1
Estonia	4.3	10.1	6.2	0.2	2.2	1.1	4.5	12.3	7.4
Finland	5.2	11.2	7.3	0.8	1.8	1.3	6.0	13.0	8.6
France	7.4	13.5	9.6	1.1	2.1	1.7	8.5	15.5	11.3
Germany	7.3	13.5	9.6	0.9	2.1	1.6	8.2	15.5	11.2
Greece	5.4	11.8	7.9	0.5	1.9	1.5	5.9	13.7	9.3
Hungary	4.8	10.6	6.7	0.3	2.0	1.2	5.0	12.6	7.9
Iceland	5.8	11.7	7.8	1.7	2.7	2.2	7.6	14.4	10.0
Israel	4.0	10.4	6.6	0.5	1.5	1.2	4.5	11.9	7.7
Ireland	5.5	11.9	8.0	0.4	1.3	1.1	5.9	13.3	9.1
Italy	6.1	12.6	8.7	0.7	1.9	1.5	6.9	14.5	10.2
Japan	6.1	12.5	8.6	0.7	2.0	1.4	6.8	14.5	10.0
Korea	3.3	10.9	7.0	0.3	2.3	1.6	3.6	13.2	8.6
Luxembourg	4.4	11.3	7.4	0.9	1.7	1.7	5.3	13.0	9.1
Mexico	2.5	9.4	5.5	0.0	2.2	1.5	2.5	11.6	7.0
Netherlands	6.4	12.7	8.8	2.3	3.7	3.1	8.7	16.4	12.0
New Zealand	6.4	12.7	8.8	1.3	2.6	2.0	7.7	15.3	10.8
Norway	5.1	11.2	7.3	2.1	3.1	2.7	7.2	14.3	10.0
Poland	4.1	10.5	6.4	0.4	2.2	1.4	4.5	12.7	8.0
Portugal	6.5	13.0	9.1	0.1	1.4	0.9	6.6	14.3	9.9
Slovak Republic	5.4	11.9	8.0	0.0	1.9	1.1	5.4	13.9	9.2
Slovenia	5.2	11.8	7.9	0.7	2.2	1.5	5.8	14.0	9.4
Spain	5.6	12.3	8.5	0.5	2.0	1.6	6.1	14.3	10.0
Sweden	6.6	12.4	8.6	0.7	1.6	1.1	7.2	14.0	9.7
Switzerland	5.7	12.2	8.3	1.2	2.5	1.9	6.9	14.6	10.2
Turkey	3.8	10.9	7.0	0.0	2.3	1.6	3.8	13.2	8.6
United Kingdom	6.5	12.4	8.5	0.9	1.8	1.4	7.4	14.2	9.9
United States	7.1	13.2	9.3	0.6	1.3	1.0	7.6	14.5	10.3
<b>OECD average</b>	<b>5.5</b>	<b>11.8</b>	<b>7.9</b>	<b>0.8</b>	<b>2.1</b>	<b>1.6</b>	<b>6.2</b>	<b>13.9</b>	<b>9.5</b>
Brazil	3.7	10.7	6.8	0.0	1.3	0.9	3.7	11.9	7.7
China	1.9	8.3	4.4	0.1	2.1	1.2	2.0	10.4	5.6
India	1.2	6.7	2.8	0.1	1.6	0.9	1.3	8.3	3.7
Indonesia	1.2	7.3	3.5	0.1	1.7	1.0	1.2	9.0	4.5
Russia	3.1	8.6	4.7	0.2	1.0	0.7	3.4	9.7	5.4
South Africa	3.2	8.4	4.5	0.2	0.9	0.6	3.4	9.2	5.1
<b>Non-OECD average</b>	<b>2.4</b>	<b>8.3</b>	<b>4.4</b>	<b>0.1</b>	<b>1.4</b>	<b>0.9</b>	<b>2.5</b>	<b>9.8</b>	<b>5.3</b>
<b>Total average</b>	<b>5.0</b>	<b>11.3</b>	<b>7.4</b>	<b>0.7</b>	<b>2.0</b>	<b>1.5</b>	<b>5.7</b>	<b>13.3</b>	<b>8.9</b>

출처: OECD, 2013, p. 20.

본 연구는 인구고령화로 인한 재정위험을 해결할 수 있는 방안으로 고령근로자의 노동참여기간 연장 등 노동시장에서 고령인력의 적극적 활용을 제안하였다. 한국 노동시장에서는 고령자를 55세 이상으로 정의하고 있고 300인 이상 사업장의 평균 정년연령이 57세(2007년 기준)로 낮다(이정의, 2010; 김준, 2013). 그러나 평균수명 연장과 더불어 고령 인구의 건강상태가 개선됨에 따라 피부양인구로 진입하는 시기를 늦춰야 한다는 주장들이 제기되고 있다. 예를 들면 노인연령 상향 조정, 정년연장 등이 그러한 정책이다. 정부에서도 고령자 고용 활성화를 위한 정책을 적극적으로 추진하고 있다. 2012년 10월 23일 「고용상 연령차별 금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률」이 국무회의 통과하여 준고령자(50~55세 미만) 및 고령자(55세 이상) 명칭을 '장년'으로 변경하고 1년 이상 근무한 장년 근로자는 근로시간을 주당 15~30시간 범위에서 단축 신청할 수 있도록 하였다. 근로시간 단축으로 생긴 일자리에 장년을 채용하면 사업주는 고용지원금을 받을 수 있다. 또한 2013년 4월 30일, 「정년연장법」이 국회를 통과하며 2016년부터 공공기관과 300인 이상 사업체는 정년연령을 60세로 상향조정하도록 의무화하였다.

고령인구의 노동참여 활성화 정책이 효력을 갖기 위해서는, 고령자 개인의 노동공급 결정 요인을 파악하는 것이 중요하다. 따라서 본 연구는 노동공급자로서 중고령자 및 고령자에 초점을 맞추고 다음 세 가지 주제에 대해 연구하였다. 첫째, 평균수명 연장에 따라 건강수명도 연장되었는지에 대한 논의이다. 이 논의가 필요한 이유는 고령사회로 진입하면서 고령인구의 건강상태가 개선되어야만 고령인구의 고용연장에 대한 정당성을 확보할 수 있기 때문이다. 평균수명 연장이 건강수명까지 연장시킨다면 정년연령을 상향조정하여 고령인구의 노동시장 참여율을 높이는 주장이 설득력을 갖게 된다. 예를 들어, 10년 전 60세와 현재 70세의 건강상태가 비슷하다면, 10년 전 60세까지 일했던 것처럼 현재에는 70세까지 노동시장 참여를 장려할 수 있을 것이다. 둘째, 고령화패널 데이터를 이용하여 고령자 노동공급의 결정요인으로 건강상태가 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석하였다. 과거에 비해 고령인

구의 건강상태가 개선됨에 따라 노동시장에 참여하고자 하는 의사를 가진 고령자 수가 증가하였을 것이다. 따라서 중고령자의 노동공급 결정에 영향을 미치는 요인으로서 건강상태 개선(건강수명 향상)의 효과를 살펴보기로 한다. 셋째, 고령자의 노동공급(노동참여기간) 증가가 정부 재정에 미치는 영향을 추정하였다. 은퇴를 늦추면 은퇴한 개인에 대한 정부의 재정지출이 절감되는 반면 소득활동 등에서 발생하는 세수는 증가하게 되므로 재정부담을 감소시키는 효과를 기대할 수 있다. 본 연구에서는 올해 타결된 「정년연장법」이 시행되었다고 상정하고 고령근로자 수 증가가 정부 재정에 미치는 영향을 분석하였다. 물론 고령자 고용 증대를 위해서는 노동공급자뿐만 아니라 노동수요자에 대한 분석도 필요하다. 그러나 고령노동자를 수요하는 기업에 대한 정보가 부재하여 실증분석이 어려우므로 다른 나라의 고령자 고용에 대한 수요 진작 정책을 소개하여 우리나라에 필요한 정책적 시사점을 도출하였다.

본 연구의 순서는 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 고령화 및 고령자 노동시장에 대한 현황을 파악하고, 제Ⅲ장은 선행연구 정리, 제Ⅳ장은 실증분석 결과를 설명하고, 제Ⅴ장에서는 고령자 고용활성화를 위한 해외 선진국의 정책을 정리하였다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 결론 및 정책적 시사점을 제시하였다.

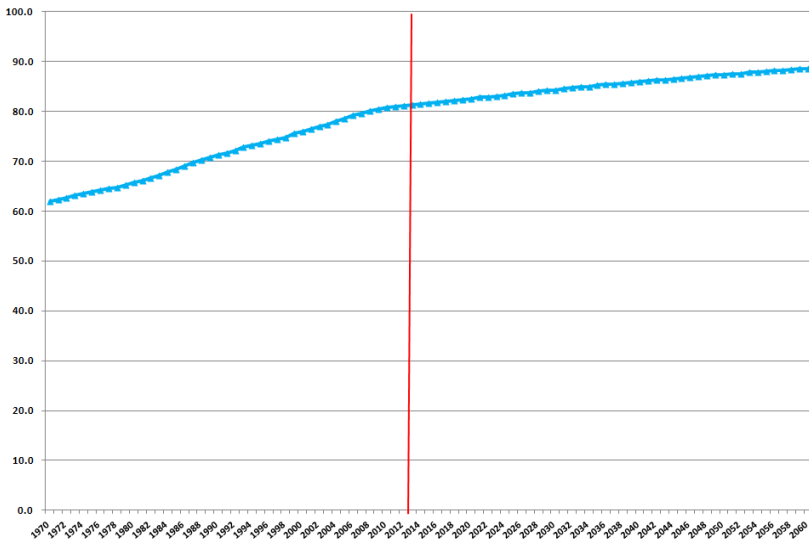
## Ⅱ. 고령화 및 고령자 노동 현황

### 1. 고령화 현상

#### 가. 평균수명과 건강수명

전 세계적으로 의료기술의 발달과 소득증가 등으로 평균수명이 연장되었고, 우리나라 역시 예외는 아니다. 2013년 현재 평균수명은 81세이며, 이는 40년 전인 1970년대보다 20년가량 증가한 수치이다. 또한 향후 40년간 평균수명은 10년 정도 더 증가할 것으로 추정된다.

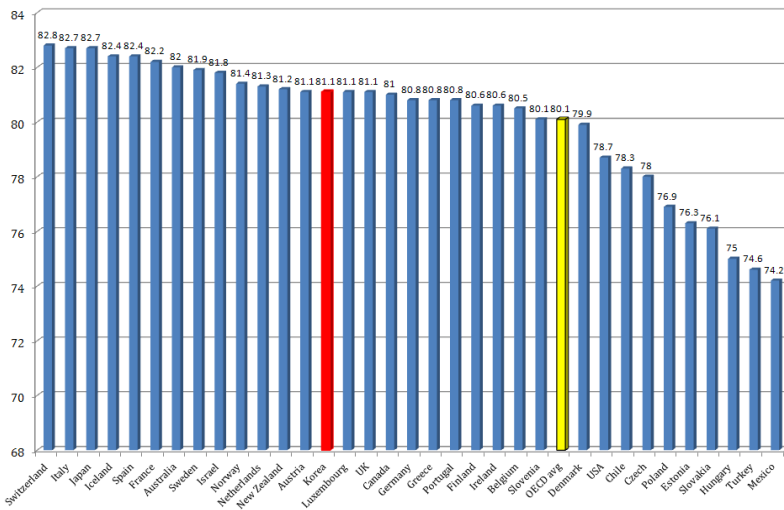
[그림 Ⅱ-1] 평균수명(0세 출생자의 기대여명)



출처: 통계청, 『장래인구추계』, 2011(중위 시나리오).

2013년 OECD Health Data를 이용하여 국가별 평균수명을 비교하면 가장 장수하는 국가는 스위스로 평균수명이 82.8세이고, 이탈리아, 일본, 아이슬란드, 스페인, 프랑스, 북유럽 국가들과 더불어 우리나라도 OECD 국가들의 평균수명인 80.1세보다는 높은 수준에 속한다. 체코, 터키, 헝가리 등 동유럽 국가들과 미국, 멕시코 국민의 평균수명은 OECD 국가 평균보다 낮다.

[그림 II-2] 국가별 평균수명(2011년 기준)

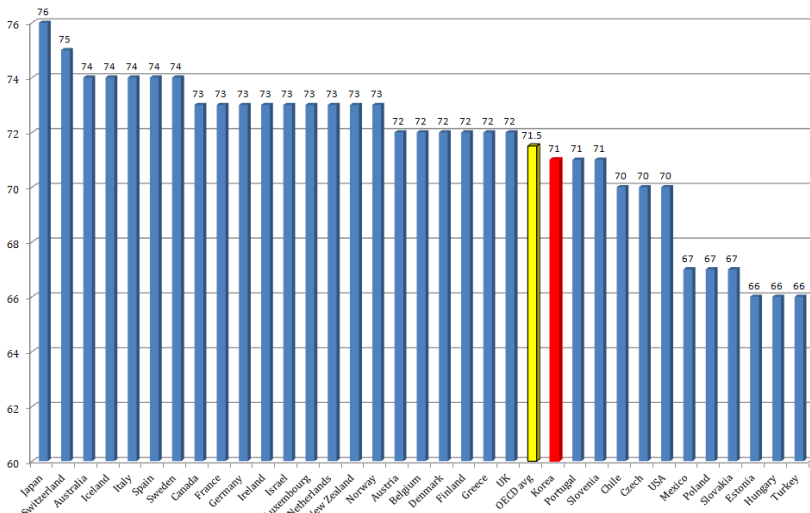


출처: OECD Health Data 2013, downloaded at [http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=HEALTH\\_STAT](http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=HEALTH_STAT)

건강수명(Healthy Life Expectancy, HALE)은 평균수명에서 질병으로 고통받는 기간을 뺀 기간, 즉 중대한 질병 없이 건강을 유지하며 사는 기간이다. WHO에서 매년 발행하는 World Health Statistics에서 건강수명에 대한 국가별 통계를 발표하는데 이는 2010년까지만 조사되었다. 따라서 가장 최근 건강수명 통계는 2010년 World Health Statistics에 발표된 2007년 데이터이며, 한국의 건강수명은 71세로 OECD 평균인 71.5세보다 낮다. 건강수명이 높은 국가는 일본, 스위스, 호주, 아이

슬란드, 이탈리아이고 건강수명이 낮은 국가는 터키, 헝가리, 에스토니아로 평균수명과 거의 비슷한 패턴을 보인다. 다만 한국의 경우, 평균수명에 비해 건강수명이 낮아 노후에 사망시까지 질병으로 고통받는 기간이 긴 편이다. 평균수명과 건강수명 간의 상관관계에 대한 논의는 제Ⅳ장 실증분석에서 좀 더 자세히 논의하기로 한다.

[그림 Ⅱ-3] 건강수명(2007년 기준)



출처: WHO, *World Health Statistics 2010*, pp. 48~55.

## 나. 고령화 지수

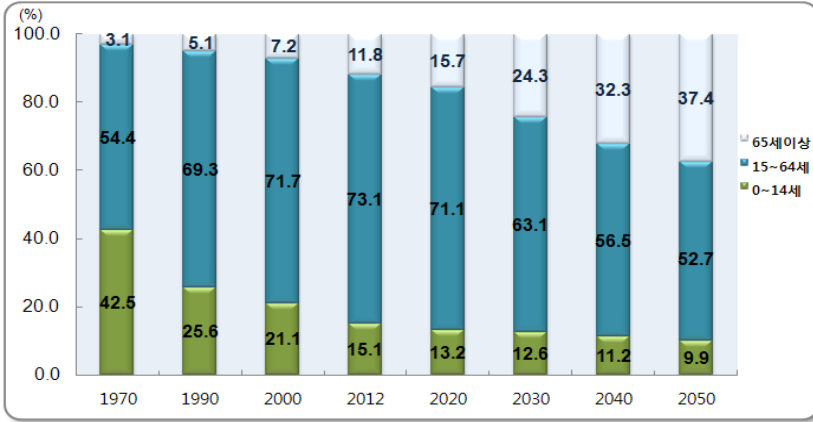
고령화 심화 정도를 확인하기 위해서는 총인구 대비 노인인구(65세 이상) 비율과 경제활동인구(15~64세) 대비 노인인구 비율인 노양부양비를 주로 사용한다. 한국은 2012년 기준, 65세 노인인구 비율이 11.8%로 높지 않은 편이나, 2050년 37.4%까지 3배 이상 증가할 전망이다.

노인부양비 역시 2012년에는 77.8에 불과하지만 2050년에는 376.1로 5배가량 증가하며, 이는 경제활동 인구 1명당 노인인구를 3.76명이나

## II. 고령화 및 고령자 노동 현황 25

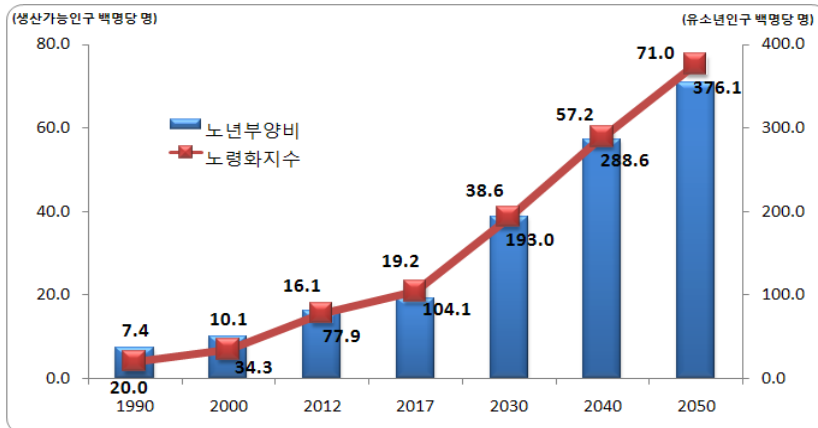
부양해야 하는 상황을 의미한다. 65세 인구 대비 0~14세 아동인구로 계산되는 노령화 지수는 2012년 16.1에서 2050년 71.0으로 4배 이상 크게 증가할 것으로 전망된다.

[그림 II-4] 노인인구 비율



출처: 통계청, 『2012 고령자통계』, p. 7.

[그림 II-5] 노인부양 비율



주: 노인부양비 = (65세 이상 인구 / 15~64세 인구) × 100

노령화지수 = (65세 이상 인구 / 0~14세 인구) × 100

출처: 통계청, 『2012 고령자통계』, p. 9.

〈표 11-1〉 인구구조 추이 및 전망

	연령계층별 인구 비중(%)			중위 연령	노년 부양비	노령화 지수	인구 성장률 (%)
	0~14세	15~64세	65세이상				
1970	42.5	54.4	3.1	18.5	5.7	7.2	2.20
1975	38.6	58.0	3.5	19.6	6.0	8.9	1.70
1980	34.0	62.2	3.8	21.8	6.1	11.2	1.57
1985	30.2	65.6	4.3	24.3	6.5	14.2	0.99
1990	25.6	69.3	5.1	27.0	7.4	20.0	0.99
1995	23.4	70.7	5.9	29.3	8.3	25.2	1.01
1996	22.9	71.0	6.1	29.8	8.6	26.9	0.96
1997	22.3	71.4	6.4	30.3	8.9	28.6	0.94
1998	21.8	71.6	6.6	30.7	9.3	30.4	0.72
1999	21.4	71.7	6.9	31.2	9.6	32.3	0.71
2000	21.1	71.7	7.2	31.8	10.1	34.3	0.84
2001	20.8	71.6	7.6	32.3	10.5	36.3	0.74
2002	20.5	71.6	7.9	32.9	11.1	38.7	0.56
2003	20.1	71.6	8.3	33.5	11.6	41.3	0.50
2004	19.7	71.7	8.7	34.1	12.1	44.1	0.38
2005	19.2	71.7	9.1	34.8	12.6	47.3	0.21
2006	18.6	71.9	9.5	35.4	13.2	51.1	0.49
2007	18.0	72.1	9.9	36.1	13.8	55.3	0.47
2008	17.3	72.3	10.3	36.7	14.3	59.5	0.72
2009	16.7	72.6	10.7	37.3	14.7	63.9	0.48
2010	16.1	72.8	11.0	37.9	15.2	68.4	0.46
2011	15.6	73.0	11.4	38.5	15.6	72.8	0.75
2012	15.1	73.1	11.8	39.1	16.1	77.9	0.45
2013	14.7	73.1	12.2	39.7	16.7	83.3	0.43
2014	14.3	73.1	12.7	40.2	17.3	88.7	0.41
2015	13.9	73.0	13.1	40.8	17.9	94.1	0.38
2016	13.6	72.9	13.5	41.4	18.5	99.5	0.36
2017	13.4	72.6	14.0	41.9	19.2	104.1	0.34
2018	13.3	72.2	14.5	42.4	20.0	108.5	0.32
2019	13.2	71.7	15.0	42.9	21.0	113.7	0.30
2020	13.2	71.1	15.7	43.4	22.1	119.1	0.28

〈표 II-1〉의 계속

	연령계층별 인구 비중(%)			중위 연령	노년부 양비	노령화 지수	인구 성장률 (%)
	0~14세	15~64세	65세이상				
2025	13.0	67.2	19.9	45.9	29.6	153.3	0.16
2030	12.6	63.1	24.3	48.5	38.6	193.0	0.01
2040	11.2	56.5	32.3	52.6	57.2	288.6	-0.39
2050	9.9	52.7	37.4	55.9	71.0	376.1	-0.76
2060	10.2	49.7	40.1	57.9	80.6	394.0	-1.00

주: 1. 2011년 12월 통계청이 발표한 장래인구추계 자료임. 2010년까지의 인구는 확정치이며, 2011년 인구부터 통계청의 인구성장 중위 시나리오에 따르는 추계인구통계를 기재했음. 통계청은 2010년 인구주택총조사에 따르는 장래 인구추계를 새로 작성하면서 인구추계 시나리오를 중위, 고위, 저위 세 시나리오로 작성·발표하였음.

2. 노년부양비=(65세 이상 인구)/(15~64세 인구)×100

3. 노령화지수=(65세 이상 인구)/(0~14세 인구)×100

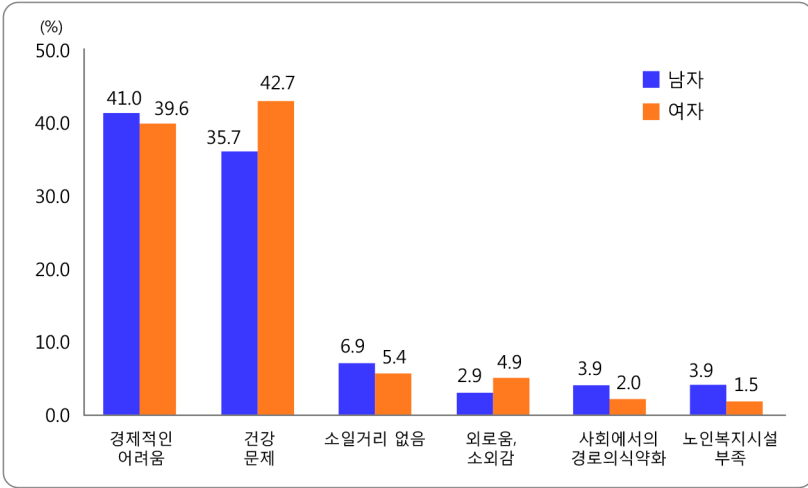
4. 인구성장률은 전년 대비 증가율임

출처: 통계청, KOSIS 데이터(2013 KLI 노동통계 〈표 II-1〉 재인용)

## 다. 고령화가 초래하는 문제

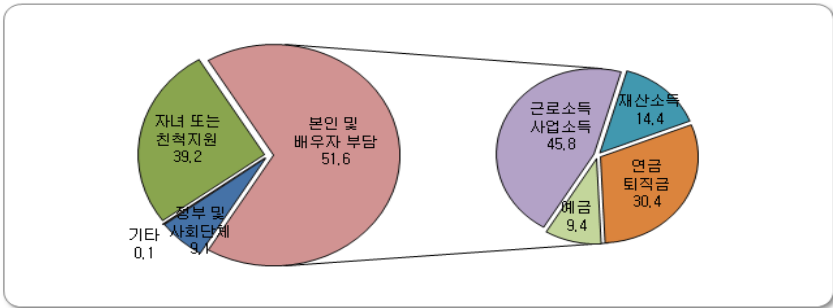
고령자 개인이 겪는 어려움으로는 경제적 어려움과 건강문제가 가장 큰 비중을 차지한다. 남성의 경우 경제적 어려움을 41.0%, 여성의 경우 건강문제를 42.7%로 가장 큰 어려움으로 꼽았다. 고령자통계(2012)에 따르면 고령층(55~79세) 인구의 59%(남성의 72.5%, 여성의 47.2%)가 취업을 희망하는데 그 주된 이유는 생활비에 보탬이 되기 때문이다. 따라서 일자리 선택 기준도 임금수준이 1순위를 차지하였다.

[그림 II-6] 고령자들이 겪는 어려움



출처: 통계청, 『2012 고령자통계』, p. 25.

[그림 II-7] 고령인구의 생활비 부담



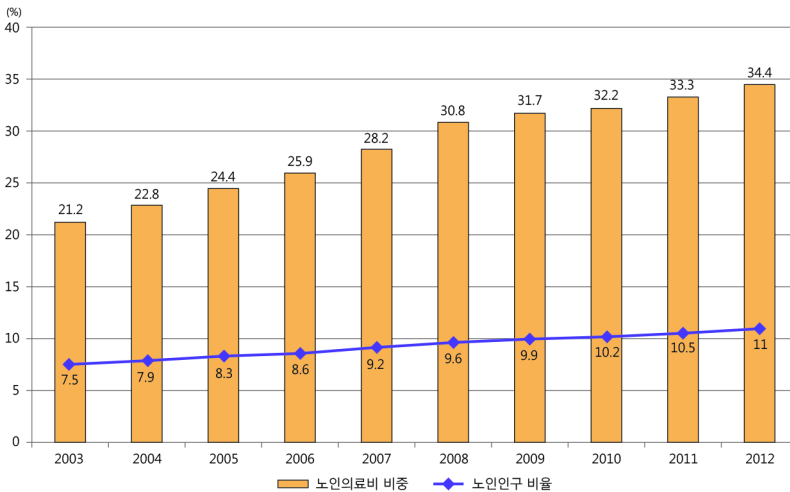
출처: 통계청, 『2012 고령자통계』, p. 24.

인구 고령화는 여러가지 사회, 경제, 문화적 문제를 발생시키지만, 국가 재정에도 많은 부담을 준다. 경제활동인구 감소로 세수가 줄어드는데, 고령인구를 부양하기 위해 연금, 건강보험 등 복지지출 증가가 매우 크기 때문이다. 먼저 연금 상황을 보면 (『고령자통계 2012』에서 발췌, 2011년 기준) 기초생보 수급률은 6.7%이고, 수급자 중 27.4%가 노인인구로 구성되어 있다. 공적연금 수급률(국민연금, 공무원연금, 사학

연금)은 31.8%에 불과하고 수급액도 적기 때문에 근로 동기가 높다. 고령인구의 생활비 부담 원천을 보면 공적연금은 30%에 불과하고 근로 및 사업소득이 46%로 가장 높다.

고령화 진행으로 인한 건강보험 지출 증가도 끊임없이 지적되어 온 재정 부담 요인이다. <표 II-2>에 따르면 한국은 1995년부터 2009년 사이 공공의료비 지출이 11%p 증가하여, 의료비 지출 증가폭이 OECD 국가들 중 가장 높다. 2009년까지는 총인구 대비 노인인구 비율이 10% 이하로 고령화 문제가 심각해지기 전이어서 공공의료비 지출 증가분 11%p 중 고령화로 인한 의료비 지출 증가는 1.1%p에 불과했다. 그러나 당시 고령화 문제가 심각하게 진행되었던 독일, 일본의 경우에는 고령화로 인한 의료비 지출 증가가 총의료비 지출 증가의 3분의 1 이상을 설명하고 있다. 따라서 현재 우리나라의 노인인구가 11%에 불과하지만 총의료비의 34.4%를 사용하고 있음을 감안하면, 2050년 노인인구 비율이 40%까지 증가하면 노인 의료비 지출은 엄청나게 증가할 것으로 예상된다.

[그림 II-8] 노인인구 비율과 노인의료비



출처: 건강보험공단, 『건강보험 주요통계 개요』 2010, p. 9; 『건강보험 주요통계 개요』, 2012, p. 8.

〈표 II-2〉 공공의료비 지출 증가 요인 분석(1995~2009)

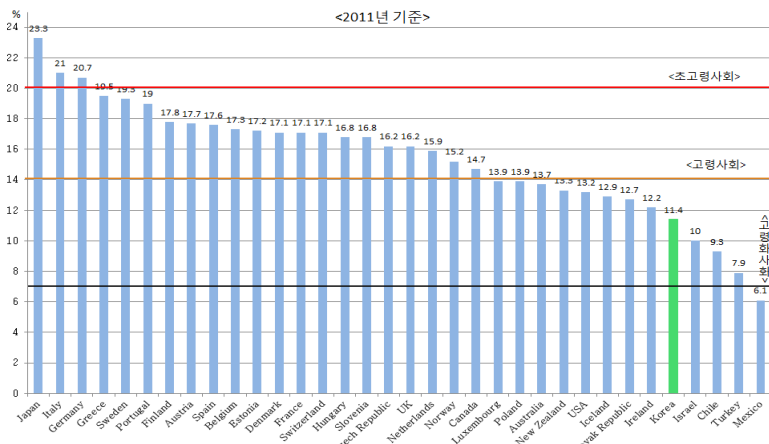
	Real health spending(per capita in 2005 PPPUS \$)	Age effect	Income effect (Income elasticity=0.8)	Residual	Memo item: Residual with unitary income elasticity
	(Average annual % change)	(Average annual % contribution to change in spending)			
Australia	4.1	0.4	1.7	1.8	1.4
Austria	3.3	0.4	1.3	1.5	1.2
Belgium	4.2	0.4	1.2	2.7	2.4
Canada	2.6	0.6	1.3	0.8	0.5
Chile	7.7	0.6	2.2	4.8	4.3
Czech Republic	4.2	0.6	2.3	1.4	0.8
Denmark	3.7	0.2	0.8	2.7	2.5
Estonia	6.1	0.6	3.9	1.8	1.0
Finland	4.1	0.6	2.0	1.5	1.1
France	1.6	0.5	0.9	0.3	0.0
Germany	1.7	0.6	0.8	0.2	0.0
Greece	5.9	0.6	2.7	2.5	1.8
Hungary	2.0	0.5	2.1	-0.6	-1.1
Iceland	3.1	0.4	2.0	0.9	0.4
Ireland	6.5	0.3	2.9	3.3	2.6
Israel	1.6	0.4	2.4	-1.2	-1.7
Italy	3.1	0.6	0.4	2.1	2.0
Japan	2.7	1.2	0.8	0.7	0.5
Korea	11.0	1.1	3.1	6.5	5.7
Luxembourg	1.9	0.1	2.3	-0.5	-1.1
Mexico	2.5	0.5	1.1	1.0	0.7
Netherlands	5.2	0.5	1.4	3.3	2.9
New Zealand	6.3	0.4	0.3	5.5	5.5
Norway	3.5	0.1	1.3	2.1	1.7
Poland	6.9	0.7	3.6	2.6	1.7
Portugal	4.6	0.6	1.5	2.4	2.0
Slovak Republic	6.3	0.6	3.6	2.1	1.3
Slovenia	3.0	0.8	2.1	0.2	-0.3
Spain	3.4	0.5	1.5	1.4	1.0
Sweden	3.2	0.2	1.6	1.4	1.0
Switzerland	2.9	0.4	0.9	1.6	1.4
Turkey	7.7	0.5	2.6	4.5	3.9
United Kingdom	4.6	0.2	1.5	2.8	2.5
United States	3.6	0.3	1.1	2.3	2.0
Brazil	4.8	0.6	1.2	2.9	2.6
China	11.2	0.6	7.3	3.0	1.3
India	6.6	0.3	4.2	2.0	1.0
Indonesia	8.0	0.5	1.9	5.5	5.0
Russia	3.7	0.4	3.3	0.1	-0.6
South Africa	3.1	0.4	1.6	1.2	0.8
OECD total average	4.3	0.5	1.8	2.0	1.5
BRIICS average	6.2	0.5	3.2	2.5	1.7
Total average	4.6	0.5	2.0	2.0	1.5

출처: OECD, 2013, p. 11.

### 라. 고령화 현상의 국제비교

보통 고령화 현상의 심화도를 정의할 때, 65세 인구 비중을 기준으로 7% 이상을 고령화사회(aging society), 14% 이상을 고령사회(aged society), 20% 이상을 초고령사회(post-aged society)로 구분한다. [그림 II-9]에서는 2011년 기준, OECD 국가의 65세 이상 인구 비중을 살펴보았다. 멕시코를 제외한 OECD 국가들은 모두 65세 이상 인구 비율이 7%를 넘어 고령화 현상이 시작되었음을 보여준다. 한국을 비롯하여 이스라엘, 칠레, 터키, 아일랜드, 아이슬란드, 호주, 미국, 뉴질랜드, 폴란드, 룩셈부르크는 고령사회에 진입하였다. 캐나다, 노르웨이, 네덜란드, UK, 체코, 슬로베니아, 헝가리, 스위스, 프랑스, 덴마크, 에스토니아, 벨기에, 스페인, 오스트리아, 핀란드, 포르투갈, 스페인, 스웨덴, 그리스는 65세 이상 인구 비중이 14%를 넘어 고령사회를 맞이하였다. 일본과 이탈리아, 독일은 65세 이상 인구 비중이 20%를 넘는 초고령사회, 혹은 후기고령사회에 속한다.

[그림 II-9] OECD 국가의 65세 이상 인구 비중

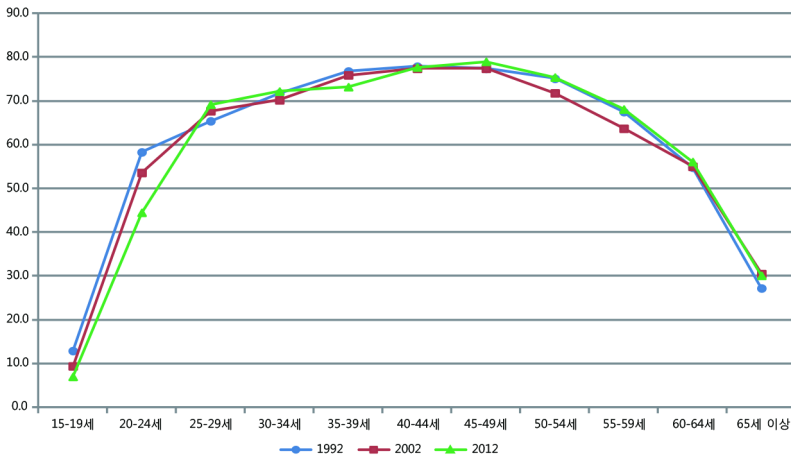


출처: OECD Statistics, Health>Demographic References>Population Age Structure, downloaded at [http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=HEALTH\\_DEMR](http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=HEALTH_DEMR)

## 2. 고령인구 노동시장 참여 현황

고령사회의 재정 문제를 해결하기 위해서는 고령인구의 고용을 활성화하여 노동시장 참여기간을 늘림으로써 세입과 연금 및 건강보험 기여분을 늘리고, 이들에게 사회보장 지출을 시작하는 시기를 늦춰야 한다. 현재 우리나라의 연령별 고용률을 보면 10대부터 40대까지 증가하다가 50~54세가 지나면 고용률이 급격히 꺾임을 볼 수 있다. 또한 65세 이상의 경우에는 고용률이 30%로 크게 감소한다. 이러한 역U자형 패턴은 세대에 관계없이 지난 20년간 지속되어 왔다.

[그림 II-10] 1992, 2002, 2012년 연령별 고용률



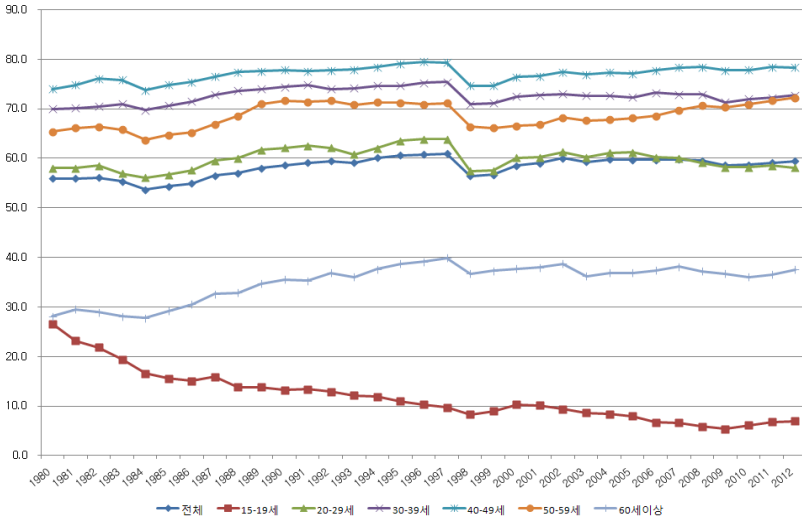
출처: 통계청, 『경제활동인구조사』

연령별 고용률 추이를 중단면적으로 살펴보면 50~59세 그룹의 고용률은 1990년대 말부터 꾸준히 증가한 반면, 15~19세 그룹의 고용률은 꾸준히 1990년대 말부터 꾸준히 감소하였다. 전체적으로 30대와 40대의 고용률이 가장 높으며 20대 고용률은 전체 고용률과 매우 유사한 형태로 변화해왔다. 60대 이상의 고용률도 1997년 IMF 시기 이후 40%까지 상승하였고 현재까지 그 수준을 유지하고 있다. 그러나 60세 이상 근로

## II. 고령화 및 고령자 노동 현황 33

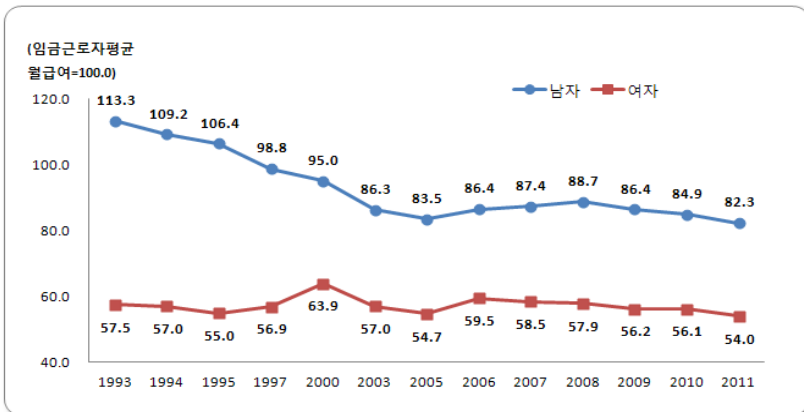
자의 월급여 수준은 전체 평균의 75.6% 수준(남자 82.3%, 여자 54%)에 불과하여 근로형태나 직업군, 근로조건에 있어 질적으로 더 향상될 여지가 있는 것으로 보인다.

[그림 II-11] 연령별 고용률 추이(1980~2012)



출처: 통계청, 「경제활동인구조사」

[그림 II-12] 고령 임금근로자의 월평균 급여

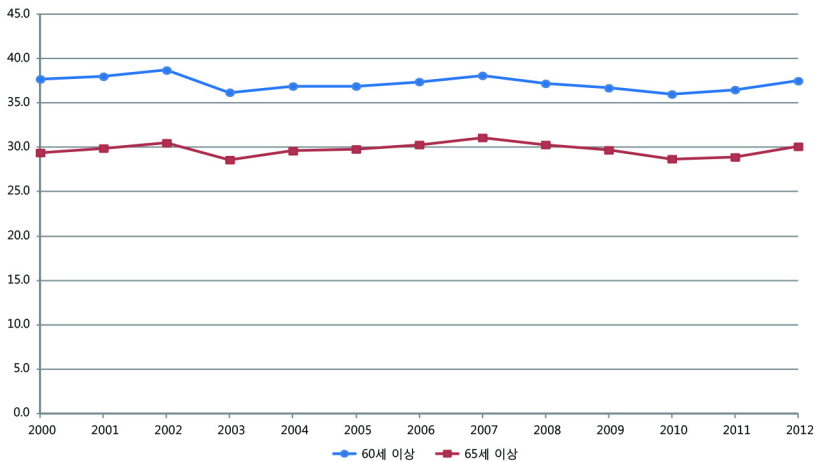


출처: 통계청, 「2012 고령자통계」, p. 21.

## 가. 경제활동인구조사(통계청)

대표적인 고용통계로 통계청이 매년 발간하는 경제활동인구조사(경활)를 살펴보았다. 60세 이상 고용률은 40%에 못 미치고, 65세 이상 고용률은 30% 정도이다.

[그림 II-13] 고령자 고용률 추이



출처: 통계청, 「경제활동인구조사」

고용노동부에서 발간하는 고령자 고용동향에서는 고령자를 55~64세로 정의하고, 고령자 고용률은 OECD 수준보다 높은 62.7%(2010년 기준)를 기록하고 있다. 고령자 고용률이 높은 이유는 한국의 노후소득보장체계가 미흡하고 농업인구 및 자영업자 비율이 높기 때문이다. 따라서 양질의 일자리가 부족하고 임시·일용근로자 비중이 높다는 한계점이 존재한다. 베이비붐 세대(1955~1963년)가 은퇴하는 2015년부터 본격적인 인력난이 시작되고 2018년부터는 생산가능인구가 감소할 전망이다. 따라서 고용노동부 고령사회인력개발정책팀에서는 active aging 실현을 위해 2021년까지 5년마다 「고령자 고용촉진 기본계획」을 수립·추진하는데, 60세 이상 고용 확보, 고령자의 재취직 촉진, 다양한

취업기회 제공, 고령자 친화적 여건 조성 등을 통해 연령에 관계 없이 능력 위주 고용이라는 내용을 담고 있다.

### 나. 노인실태조사

2007년 1월 「노인복지법」 제5조에 의거, 복지부가 한국보건사회연구원에 의뢰하여 3년마다 노인실태조사를 시행하도록 법제화하였다. 현재까지 2008년과 2011년에 종단적 조사(10,003명)가 진행되었고, 그 전에는 1994, 1998, 2004년에 비정기적으로 노인실태조사가 시행되었다. 가장 최근 조사결과인 2011년 노인실태조사는 65세 이상 노인 10,674명을 대상으로 생활실태 및 복지욕구에 대한 통계를 제시하고 있다.

먼저 노인연령에 대한 인식을 살펴보면 84%의 사람들이 70세 이상이어야 노인이라는 인식을 하고 있다. 노인들의 복지욕구 중 중요하게 생각하는 복지서비스는 소득보장이 32%이고 의료서비스가 26%로 나타나서, 국가 재정의 부담으로 작용하는 이 두 가지가 개인에게는 가장 중요한 복지욕구임을 알 수 있었다. 따라서 노인복지정책의 우선순위 역시 소득 및 의료보장에 두어야 할 것이다.

〈표 II-3〉 노인연령에 대한 인식

(단위: %)

특성	60세 미만	60~64세	65~69세	70~74세	75~79세	80세 이상	계(명)
전체	0.0	3.4	12.9	59.7	11.3	13.3	100.0 (10,534)

출처: 보건복지부, 「노인실태조사 2011」, 〈표 II-4-1〉의 일부, p. 206.

〈표 II-4〉 노인의 복지욕구

(단위: %)

특성	소득보장	수발 서비스	여가생활 지원 서비스	의료 서비스	경제활동 지원	노후주거 지원	기타	계(명)
전체	31.8	18.7	9.0	26.1	9.4	3.9	1.1	100.0 (10,485)

출처: 보건복지부, 「노인실태조사 2011」, 〈표 II-11-38〉의 일부, p. 538.

고령인구의 노동시장 참여와 건강상태의 상관관계를 살펴보기 위해 경제활동을 하고 있는 그룹, 은퇴한 그룹, 평생 일을 하지 않은 그룹의 건강상태(기능상태)를 비교해 보았다. 예상대로 기능상태에 제한이 없는, 즉 건강상태가 좋은 그룹의 경제활동 참가율(37.7%)이 그렇지 않은 그룹(10.9%)보다 높다. 노동시장에 참여하지 않는 이유에 대한 조사에서도 건강상태가 좋지 않아서라는 응답이 전체의 3분의 1을 차지하여 건강상태가 노동시장 참여 여부에 가장 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 II-5〉 노인이 일하지 않는 이유

(단위: %)

특성	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	계(명)
전체	5.3	29.1	32.8	5.7	1.9	4.3	18.4	1.7	0.7	0.0	0.1	100.0 (6,939)

주: 1. 본인 응답자 10,544명 중 현재 일을 하고 있지 않은 응답자 6,961명을 분석 대상으로 하였으나, 무응답자 22명을 제외함

2. 보기는 다음과 같음. (1) 경제적 여유로 일할 필요가 없어서, (2) 경제적 여유와 상관없이 더 이상 일하고 싶지 않아서, (3) 일하고 싶으나 건강이 좋지 않아서, (4) 일하고 싶으나 집안일(가족수발 등) 때문에, (5) 일하고 싶으나 자녀들이 반대해서, (6) 한 번도 일해 본 적이 없어서, (7) 나이가 많아 받아주는 일자리가 없어서, (8) 일자리에서 원하는 기술이나 능력이 없어서, (9) 내가 원하는 임금(보수)을 주는 일자리가 없어서, (10) 어디서 일자리를 구해야 하는지 몰라서, (11) 기타

출처: 보건복지부, 『노인실태조사 2011』, 〈부표 II-8-7〉의 일부, p. 767.

〈표 II-6〉 경제활동 참여 노인의 특성

(단위: %)

특성	하고 있다	한경험 있으나 현재는 하지 않는다	평생 일을 하지 않았다	계(명)
전체	34.0	56.7	9.3	100(10,544)
성				
남성	43.0	56.6	0.4	100(4,548)
여성	27.2	56.8	16.0	100(5,997)
연령				
65~69세	46.4	45.6	8.0	100(3,149)
70~74세	38.3	53.4	8.3	100(3,228)
75~79세	26.9	63.6	9.5	100(2,390)
80~84세	17.0	69.7	13.3	100(1,162)
85세 이상	7.3	80.2	12.5	100(615)
가구소득				
제1분위	22.3	69.6	8.1	100(2,112)
제2분위	37.0	55.8	7.2	100(2,120)
제3분위	43.5	49.5	7.1	100(2,101)
제4분위	39.0	50.0	10.9	100(2,114)
제5분위	28.1	58.8	13.1	100(2,096)
기능상태				
제한 없음	37.7	53.8	8.5	100(9,073)
제한 있음	10.9	74.7	14.3	100(1,471)

출처: 보건복지부, 『노인실태조사 2011』, 〈표 II-8-1〉의 일부, p. 349.

노동시장에 참여하는 고령자의 특성을 좀 더 자세히 살펴보면, 도시보다 읍면부에 거주하는 노인들이 현재 경제활동을 하는 비율이 높고, 남성이 여성보다, 연령 낮을수록, 배우자가 있는 경우, 노인부부 가구인 경우, 교육수준이 낮을수록(소득창출수단으로서 경제활동의 필요성이

높고 단순노동의 기회가 많음), 5분위 가구소득 중 3분위인 경우 경제 활동 참여율이 더 높다(역U자형).

경제활동에 참가하고 있는 3,583명 노인 중 52.9%가 농림어업에 종사하고 단순노무직 비율이 26.1%를 차지한다. 관리직, 전문직, 사무직, 서비스직은 7.6%에 불과하다. 직업 유형의 경우 자영업자가 47%로 가장 높고, 무급가족 종사자 19.5%, 일용근로자가 10.2%로 그 뒤를 따른다. 노인들이 일을 하는 이유로는 생계비 마련이 80%로 압도적으로 높다.

〈표 II-7〉 노인들의 직업 종류

(단위: %)

특성	관리직	전문직	사무직	서비스직	판매직	농림 어업	기능원	장치, 기계조작 및 조립	단순 노무	계(명)
전체	1.0	2.0	0.3	4.3	7.4	52.9	3.2	2.8	26.1	100.0 (6,939)

출처: 보건복지부, 『노인실태조사 2011』, 〈부표 II-8-2〉의 일부, p. 351.

〈표 II-8〉 노인들의 직업 유형

(단위: %)

특성	폐휴지	자영업자	고용주	무급가족 종사자	상용 근로자	임시 근로자	일용 근로자	기타	계(명)
전체	3.5	47.0	1.3	19.5	3.3	8.5	10.2	6.7	100.0 (3,583)

출처: 보건복지부, 『노인실태조사 2011』, 〈표 II-11-38〉의 일부, p. 538.

〈표 II-9〉 노인들이 일하는 이유

(단위: %)

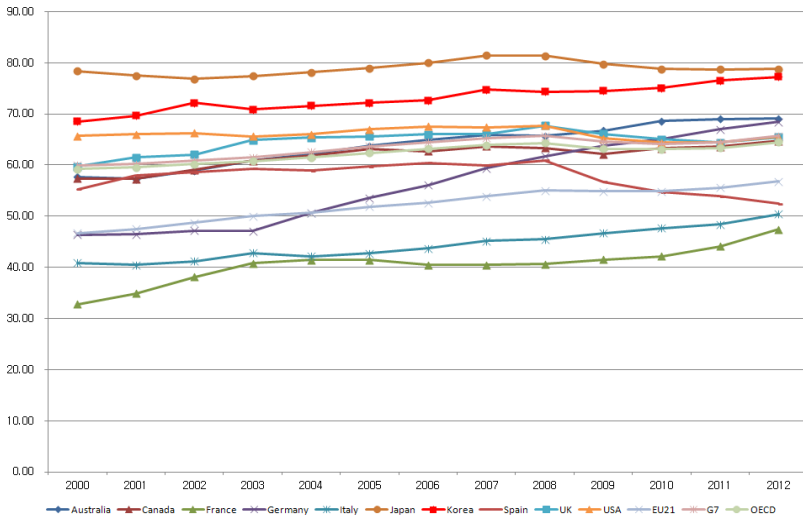
특성	생계비 마련	용돈	건강 유지	친교 사교	시간 보내기	능력 발휘	경력 활용	기타	계(명)
전체	79.4	6.8	5.6	0.2	4.4	1.3	1.6	0.9	100.0 (3,568)

출처: 보건복지부, 『노인실태조사 2011』, 〈표 II-8-5〉의 일부, p. 357.

### 다. 국제비교

OECD 국가들을 대상으로 55~64세 중고령 남성의 노동시장 참여율 (employment rate)을 살펴보면, 한국의 경우 약 80%로 일본 다음으로 높다. 한국이 다른 선진국에 비해 중고령자의 노동참여율이 높은 이유는 노인 빈곤율이 높고 공적소득보장제도가 발달하지 않았기 때문인데, 특히 자영업(농업)에서 고령자의 노동참여가 높다.

[그림 II-14] 55~64세 노동참여율

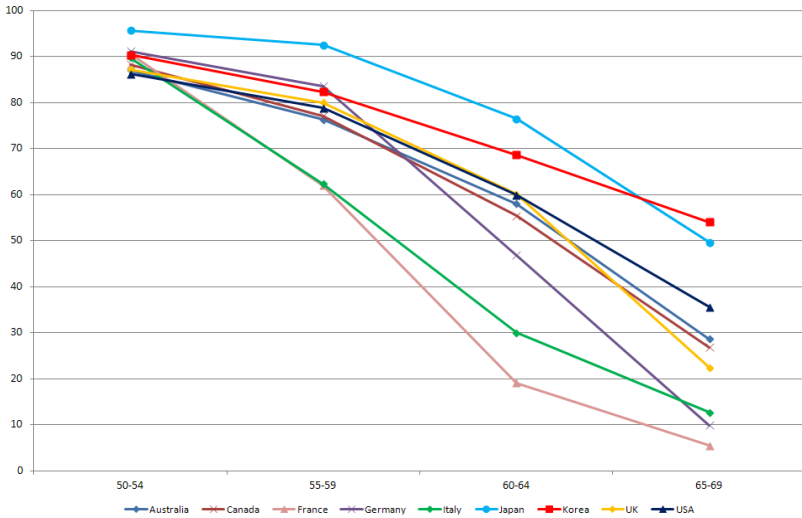


출처: OECD Statistics, Labor>Labor Force Statistics>LFS by sex and age, downloaded at [http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=LFS\\_SEXAGE\\_I\\_R](http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=LFS_SEXAGE_I_R)

핵심 생산가능인구를 벗어난 50~64세를 포함하여 50~69세까지 5세 단위로 구분하여 주요국의 중고령인구의 노동참여율을 살펴보았다. 모든 국가에서 연령이 증가할수록 노동참여율은 감소하지만 그 감소폭과 양상은 매우 다르다. 50~64세 노동참여율이 가장 높은 국가는 일본이지만, 65세 이상의 노동참여율은 한국이 일본보다 높다. 사실상 60세가

지는 유럽국가들과 한국, 일본의 고령자 노동참여율에 큰 차이가 없지만, 60세 이후 유럽국가들의 고령자 노동참여율은 급격히 떨어지는 데 반해, 영미권, 호주, 아시아 국가들의 고령자 노동참여율은 점진적으로 감소하는 패턴을 보인다.

[그림 II-15] 중고령인구의 연령대별 노동시장참여율 (2008년 기준)



출처: OECD, Pensions at a Glance 2011(p.42, Figure 2.2 데이터의 재구성),  
downloaded at <http://dx.doi.org/10.1787/888932370322>

### 3. 고령인구 고용촉진 정책 (Elderly Friendly Employment Policy)

본 절에서는 우리나라에서 현재까지 추진해 온 고령인구 고용촉진 정책을 살펴보기로 한다.

## 가. 법률

### ① 「고령자 연령차별 금지 및 고령자 고용촉진에 관한 법률」(2010. 6. 4)

가장 대표적인 법률인 동법에서는 근로자의 모집, 승진, 해고, 퇴직, 전보 시 연령을 제한할 수 없다고 명시해 놓았다<sup>1)</sup>. 동법은 “합리적인 이유 없이 연령을 이유로 하는 고용차별을 금지하고, 고령자가 그 능력에 맞는 직업을 가질 수 있도록 지원하고 촉진함으로써, 고령자의 고용안정과 국민경제의 발전에 이바지하는 것을 목적으로 한다.” 여기서 고령자란 55세 이상인 사람을 뜻하고, 준고령자란 50~54세를 뜻한다. 또한 일정 규모 이상의 사업주 중 대통령령으로 정하는 기준고용률 이상의 고령자를 고용하는 경우, 그 사업주에 대해 세제지원을 할 수 있다.

### ② 「정년연장법」(2013. 4. 30): 국회 본회의 통과

「고용상 연령차별 금지 및 고령자 고용촉진에 관한 법률」 개정안으로 가장 최근에 통과된 법이다. 동법 제19조 제1항에서는 사업주가 근로자의 정년을 60세 이상 정하도록 의무화 하였고, 그럼에도 불구하고 사업주가 근로자의 정년을 60세 미만으로 정한 경우, 정년을 60세로 정한 것으로 간주한다고 명시하였다. 제19조 제2항에서는 동 개정안을 시행하기 위해 정년연장에 따른 임금체계 개편 등 필요한 조치를 취해야 하고, 고용노동부는 고용지원금, 컨설팅 등 필요한 지원을 할 수 있다. 동법 개정안으로 인해 2016년부터 공기업, 공공기관, 지방공기업, 300인 이상 사업장 근로자는 최소 60세까지 정년을 보장받고, 2017년부터는 300인 미만 사업장, 국가 및 지방자치단체에도 확대 실시하기로 하였다. 물론 「정년연장법」에 대해 회의적인 시각들이 존재한다. 동법이 사용

1) 출처는

<http://www.law.go.kr/lsInfoP.do?lsiSeq=105620&efYd=20100705#0000>

자에 미치는 영향, 다른 연령층의 고용에 미치는 영향, 사회적 형평성 등이 주로 논의되는 이슈이다. 먼저 가장 큰 문제로 거론되는 것은 기업 부담 증가이다. 한국노동연구원에 따르면 55세 이상 고령근로자의 임금은 35세 미만 근로자보다 3배 이상 높지만 생산성은 60%에 불과하여 기업의 생산성 하락에 대한 우려가 존재한다. 이는 기업 입장에서 비효율을 초래하여 잠재적 손실을 야기할 것이고, 국가 전체로도 경제적 비효율을 초래할 수 있다. 또한 현재 한참 이슈가 되고 있는 청년실업 문제를 악화시켜 세대 간 갈등을 초래할 수 있다(한국고인인력개발원, 2012). 그리고 공기업, 강성노조 등 기득권 세력만 혜택을 받아 사회적 형평성에 어긋날 수도 있다는 우려도 존재한다.

## 나. 기본계획

### ① 저출산·고령사회 기본계획: 복지부에서 2006년부터 5년 단위로 시행

제1차 저출산·고령사회 기본계획(2006~2010)의 4가지 목표는 출산과 양육에 유리한 환경 조성, 고령사회 삶의 질 향상 기반 구축, 저출산·고령사회의 성장동력 확보, 저출산·고령사회 대응 사회분위기 조성 및 정책 효과성 제고이다. 고령화 관련해서는 노후소득보장제도 내실화, 건강하고 보호받는 노후생활 보장, 노인의 사회참여 촉진, 고령친화적 사회기반 구축, 고령인력 활용을 위한 생산적 고령화시스템 구축 등의 내용을 담고 있다. 고령자 고용과 관련한 구체적인 정책으로는 고용상 연령 차별금지 조치의 단계적 확산, 정년제도를 개선하여 연금수급 연령과 연계한 정년의무화 검토, 임금피크제 지원 강화, 근로형태의 다양화 지원, 고령자 고용촉진 장려금 활성화, 고령자 취업지원서비스 확대, 고령자 직업훈련 과정 개발 등이 있다. 제1차 기본계획은 고령인력의 장기적 활용보다는 연금을 통한 노후소득보장제도 확립에 너무 치중했다는 평가를 받고 있다(서재만, 2012).

제2차 저출산·고령사회 기본계획(2011~2015)은 1차 계획과 목표를 같이 하되, 세부 실천사항에 있어 변화를 꾀했다. 고령자의 삶의 질 향상 기반 구축을 위해 1차 기본계획에서는 안정적 소득보장을 위한 노후보장제도 기반 확충에 중점을 두었다면 2차 기본계획에서는 고령자에게 다양한 고용기회 제공에 중점을 두고 있다. 세부사항으로는 고령자 고용연장을 위한 대책(기업-고령자 친화적 임금피크제 활성화, 고령자 고용촉진 장려금제도 강화, 베이비붐 세대의 고용연장), 맞춤형 고령자 전직 및 취업지원 서비스 지원 대책(원활한 전직지원을 위한 장려금 제도 개편, 고령자 특화형 직업훈련·취업지원, 중고령층 취업성공 패키지 운영), 중고령자 적합형 일자리 창출 및 창업지원 대책(중고령자 적합형 사회서비스 일자리 내실화, 고령전문인력 우선채용 사회적 기업 육성, 시니어 창업지원), 퇴직 전문인력 활용 제고 대책(과학·연구분야 퇴직인력 활용도 제고, 중고령자를 활용한 취업상담 서비스 제공, 대기업 퇴직 전문인력 활용, 중고령 여성의 전문성을 활용한 멘토링 확대) 등이 있다. 아쉽게도 고용상 연령차별 금지제도의 정착을 위해 다양한 홍보활동 및 모니터링을 시행할 계획을 제시하였지만, 실질적이고 구체적인 방안은 제시되어 있지 않다. 제2차 기본계획은 고용연장 및 지원제도에 초점을 두었으나 이는 주로 대기업 정규직 임금근로자에게만 효과가 집중될 가능성이 높으며 자영업을 영위하는 고령자들을 위한 대책은 부족하다는 평가이다(서재만, 2012).

## ② 고령자의 고용촉진 기본계획: 노동부, 2007년부터 4년 단위로 시행

보건복지부에서 저출산·고령사회 기본계획을 2006년부터 5년마다 수립·추진하고 있지만, 고령자 고용 장려를 위해 보다 체계적이고 종합적인 대책을 병행 추진할 필요성에 의해 2007년부터 4년 단위로 고령자 고용촉진 기본계획을 수립·추진하고 있다.

제1차 고령자 고용촉진 기본계획(2007~2011)의 기본방향은 활력있

는 고령사회(Active Ageing) 실현이다. 추진전략은 60세 이상까지 고령근로자 정년 확보, 고령자의 재취업 촉진, 다양한 취업기회 제공, 고령자 친화적 여건조성이다. 구체적 방안으로는 임금피크제 개편 지원, 성과중심 임금모형 개발, 고용연장형 근무형태 도입 시 보충소득 지원 제도 마련, 고용형태 다양화 컨설팅 지원, 퇴직자 재취업 기업 지원, 정년연장 촉진을 위한 장려금 신설, 고령자의 능력개발, 재취업 지원, 고령자 기준고용률 제도의 실효성 강화, 고령자 사회적 일자리사업 참여 확대, 공공부문 고령자 고용촉진사업 추진 등이 있다.

제2차 고령자 고용촉진 기본계획(2012-2016)에서는 제1차 기본계획을 평가하고 더 많은 중고령자가 더 오래 일할 수 있는 여건 조성을 정책목표로 하였다. 세부 정책과제는 세대간 일자리 나누기, 주된 일자리에서 오래 일하기 지원, 퇴직준비·능력개발 지원 강화, 조기 재취업 및 일자리 지원 확대, 사회기여 및 재능나눔 지원 활성화, 고령사회 대비 제도·인프라 정비이다. 제1차 기본계획에 비해 고령자 고용 장려를 위해 인센티브 제도를 강화(고령자 고용 기업에 대한 지원기간 확대, 고령자 고용연장 지원금, 임금피크제 지원금, 근로자 건강증진활동 지원 강화)하는 방안들이 상당수 제시되었다.

## 다. 부처 사업

고령자 고용 증대를 위한 부처 사업 중 고령자 노동 수요를 촉진하기 위한 사업들을 소개하고자 한다. 향후 고령화가 진행되면 고령자의 노동 공급은 충분히 증가할 예정인데, 고령자의 노동 수요가 함께 증가해야 노동시장의 균형을 이루는 노동량이 증가할 것이다. 따라서 고령자 노동 수요 증대를 위한 제도적 뒷받침이 절대적으로 필요하다.

### ① 노인일자리 사업(복지부)

중앙정부(복지부)와 지방정부가 사업 수행기관에 참여하여 일하기를

희망하는 65세 이상 노인계층에게 맞춤형 일자리를 공급, 소득창출 및 사회참여 기회를 제공하는 것으로 「노인복지법」 제23조, 제23조의 2, 「저출산·고령사회기본법」 제11조에 근거를 두고 있다. 공공분야 일자리는 정부가 노인의 보수 및 부대비용을 지원하여 창출되고, 민간분야 일자리는 기업이나 각종 물품 및 서비스 판매 수익금에 의해 노인들의 임금이 지급되는 일자리이다. 사업종류 및 운영형태에 따라 60~64세의 참여도 가능하지만, 중고령자를 포함하지 않기 때문에 한계가 있다.

〈표 II-10〉 노인일자리 사업유형

유형	정의	예시	
사회공헌형	공익형	지자체 업무영역에서 창출된 일자리로 지역사회 발전 및 개발에 공헌하는 공익성이 강한 일자리	지역사회문화재관리지원, 초등학교 급식도우미, 도서관 관리지원 등
	교육형	특정분야 전문지식·경험 소유자가 복지시설 및 교육기관 등에서 강의하는 일자리	숲생태·문화재해설사, 예절·서예·한자강사 등
	복지형	사회활동이 어려운 소외계층의 생활안정과 행복추구를 지원하는 일자리	노(老)-노(老)케어, 노인학대예방, 지역아동센터 연계사업 등
시장진입형	시장형	제조, 판매, 서비스 등 사업을 연간 운영하면서 일정수익이 발생하여 정부지원금 이외에 추가소득이 발생하는 일자리	아파트택배, 실버카페, 밑반찬판매, 재활용품점, 유기농산물판매, 세탁방 등
	인력파견형	수요처의 요구에 의해 교육수료 후 해당 수요처에 파견되어 일정 임금을 지급받는 일자리	시험감독관, 주유원, 주례사, 가사도우미, 건물관리, 경비 등
시장자립형	시니어인턴십	노인이 기업내 사업현장에 인턴으로 참여할 수 있는 기회 제공, 인턴형·연수형으로 분류	상점판매원, 대형마트 물류관리, 차량관리원, 고객상담, 홀서빙 및 크루 등
	고령자친화기업	고령자 적합직종을 개발하여 기업설립을 지원함으로써 시장경쟁력과 지속성을 갖춘 노인일자리 창출	식품제조 및 가공회사, 지역아동급식, 인력파견회사 등
	시니어직능클럽	전문경력을 보유한 퇴직노인에게 경륜나눔형 일자리 제공 및 재능의 사회기부 기회 제공	건강보험심사평가원, 국립공원관리공단, 대한지적공사 등

출처: 보건복지부 홈페이지, downloaded at [http://www.mw.go.kr/front\\_new/jc/sjc0110mn.jsp?PAR\\_MENU\\_ID=06&MENU\\_ID=061004](http://www.mw.go.kr/front_new/jc/sjc0110mn.jsp?PAR_MENU_ID=06&MENU_ID=061004)

국회입법조사처(2012)의 노인일자리 사업에 대한 평가에 따르면 시작연도인 2004년에는 292억원의 예산을 투입하여 3만 5,127개의 일자리를 창출하였는데 2011년에는 2,853억원의 예산을 투입하여 22만 346개의 일자리를 창출하여 양적으로 매우 큰 팽창이 있었다. 그러나 노인일자리 사업의 질적 향상이 필요하며, 국가 주도의 일자리 창출에는 한계가 있으므로 민간부문 일자리사업을 활성화하는 방안을 마련해야 한다는 것이 주된 지적사항이다.

## ② 고령자 친화기업 지원 사업(복지부)

노인의 연륜과 능력을 활용하여 민간영역에서 경쟁력을 갖추고 지속적으로 양질의 노인일 자리를 창출할 수 있는 고령자 친화기업의 설립과 운영을 지원하는 사업이다. 60세 이상 고령자를 유급 근로자 혹은 참여자의 70% 이상 고용하는 기업을 20여 개 선정하여 전문인력 인건비, 기본 사업비(임차비, 시설투자비, 자산취득비, 재료비 등), 관리운영비(공공요금, 여비, 컨설팅·교육·홍보지원)를 최대 3억원 내외로 지원한다.

## ③ 고령자 고용연장 지원 사업(고용노동부)

고령자 고용연장 지원제도는 사업장의 정년을 연장·폐지하거나 정년으로 퇴직한 근로자를 재고용하는 사업주에게 지원금을 지급하는 제도이다. 정년퇴직자 재고용 지원금은 정년을 58세 이상으로 정한 사업장에서 18개월 이상 근속한 후 정년이 도래한 자<sup>2)</sup>를 퇴직시키지 않거나 퇴직 후 3개월 이내에 재고용한 사업주에게 계속고용 1인당 월 30만원씩 6개월~1년간<sup>3)</sup> 지원한다. 정년연장 지원금은 기존 정년을 폐지

2) 계속 고용전 3년 이내 정년 단축하거나, 고용 전 3개월, 고용 후 6개월 안에 고용조정으로 근로자 이식시킨 경우는 제외, 임금피크제 지원금을 받는 자는 제외

하거나, 정년을 58세 이상으로 1년 이상 연장한 사업장에서 18개월 이상 근속한 고령자를 정년연장으로 계속 고용한 사업주에게 1인당 월 30만원을 1~2년 동안 지원한다. 60세 이상 고령자 고용지원금은 정년을 설정하지 않은 사업장에서 60세 이상 1년 이상 근속한 고령자를 일정비율 이상 고용한 사업주에게 기준을 초과 근로자수 1명당 분기당 18만원씩 지원한다(2014년까지 한시지원). 고령자 고용환경개선 용자지원금은 만 50세 이상 중고령자를 고용 혹은 고용계획이 있는 사업주가 이들의 고용안정 및 취업 촉진을 위해 필요하다고 인정되는 시설이나 설비를 설치·개선·교체·구입하고자 하는 경우 소요비용을 용자해주는 제도이다. 최대 10억원 한도까지 용자 가능하며, 사업주는 연리 3%의 이율로 5년 거치 5년 균등분할 상환할 수 있다. 현재 고령자 고용연장형 보조금 사업에 가장 많은 재정을 투입하고 있다(고령자 일자리 사업에 2012년 600억원 투입, 이 중 고령자 고용연장형 보조금 사업에 400억원 이상 투입).

#### ④ 임금피크제 지원금(고용노동부)

사업장의 정년연장, 퇴직자 재고용, 근로시간 단축 등 임금이나 근로시간을 줄이는 경우 근로자에게 소득의 일부를 임금피크제 지원금으로 주는 제도이다. 근로자는 계속고용을 보장받고, 사용자는 저렴한 비용으로 숙련된 인력을 확보하며 인건비를 절감하여 신규인력 채용에 사용할 수 있다. 정년연장형은 50세 이상 정년을 연장하는 대신, 정년 이전부터 정년 시점까지 임금을 감액하는 방안이다. 최대 10년간 연간 600만원을 지원해준다. 일본 대부분의 기업이 채택하고 있는 재고용형은 정년에 이른 근로자를 계속 고용하면서 임금을 조정하는 방식과 퇴직 후 축적적이나 계약직으로 재고용하면서 임금을 조정하는 방식이 있다. 최대 5년간 연간 600만원 한도에서 지원해준다. 근로시간 단축형

---

3) 500인 이하 제조업은 1~2년간 지원

은 정년연장 혹은 재고용을 조건으로 정년 이전 혹은 퇴직 후부터 근로시간을 단축하여 임금을 조정하는 방식이다. 최대 10년간 연 300만원 까지 지원해준다.

〈표 II-11〉 임금피크제 지원금

유형	내용
정년연장형	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 기존의 정년을 연장하는 대신 정년 전(50세 이후)부터 임금 삭감 (예) 전 근로자의 정년을 55세→58세로 3년 연장. 55세 기본급 기준 56세에 10%, 57세에 20%, 58세에 20% 삭감</li> <li>- 피크임금 대비 80% 금액과 실제임금의 차액 지원</li> <li>- 최대 10년간 연 600만원 한도</li> </ul>
재고용형	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 정년이 57세 이상인 사업장에서 정년퇴직자를 재고용하는 조건으로 정년 전부터 임금 감액 (예) 55세 정년 후 3년간 재고용하고 1년차는 임금감액 없고 2, 3년차는 정년 직전 임금의 10% 삭감               <ul style="list-style-type: none"> <li>• 피크임금 대비 80% 금액과 실제임금의 차액지원</li> </ul> </li> <li>- 정년퇴직 후 축탁직이나 계약직으로 재고용하면서 퇴직 후부터 임금 삭감 (예) 정년 후 2년간 재고용하고 피크임금의 30% 삭감               <ul style="list-style-type: none"> <li>• 피크임금 대비 70% 금액과 실제임금의 차액지원</li> </ul> </li> <li>- 최대 5년간 연 600만원 한도</li> </ul>
근로시간단축형	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 기존 정년을 연장하거나 정년은 그대로인데 퇴직자를 재고용하는 조건으로 정년 전 혹은 퇴직 후부터 근로시간 단축 (예) 정년을 55세에서 65세로 연장하고 근로시간을 51~54세는 20%, 55~59세는 40%, 60세 이상은 60% 단축</li> <li>- 피크임금 대비 50% 금액과 실제임금의 차액지원</li> <li>- 최대 10년간(재고용은 5년간) 연 300만원 한도</li> </ul>

출처: 고용노동부 홈페이지, downloaded at

<http://www.moel.go.kr/policyinfo/aged/view.jsp?cate=1&sec=4&smenu=3>

### Ⅲ. 선행연구

평균수명과 건강수명의 관계는 독자적인 연구로 수행되기보다는, 건강수준이 노동공급에 미치는 영향을 연구할 때 기본 가정 또는 배경설명으로 인용되고 있다. Manton et al.(2006)는 미국 National Long Term Care Surveys를 이용하여 active life expectancy(ALE)/total life expectancy(TLE)를 1935년부터 2000년까지 추적해본 결과, 65세 이상과 85세 이상 고령자 층에서 이 지표가 상승하였음을 발견하였다. 이는 평균수명보다 건강수명의 연장 속도가 더 빠르다는 것을 시사한다.

두 번째 연구주제인 건강수준이 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구는 대부분 실증분석으로 미국과 유럽, 호주를 중심으로 활발하게 진행되어 왔다. 여러 가지 연구결과를 집대성한 연구로는 미국을 중심으로 정리한 Currie & Madrian(1999)과 유럽국가들을 중심으로 정리한 Deschryvere(2005)가 두 개의 큰 축을 형성한다. Currie and Madrian(1999)은 Handbook of Labor Economics의 두 번째 장에 건강자본(health capital), 건강변수의 측정문제(measurement issue), 건강이 노동시장(임금, 근로시간)에 미치는 영향, 건강변수의 내생성, 건강과 일의 종류에 대해 기술하였다. Deschryvere(2005)는 Currie and Madrian(1999)을 토대로 유럽국가들의 건강과 노동 관련 연구들을 추가하고, 최근 연구를 추가하였다.

건강과 노동시장을 연결시키는 이론적 근거는 건강은 일을 수행하기 위해 필요한 능력(capacity)이라는 것이다. 즉, 교육과 마찬가지로 건강도 노동시장의 성과에 영향을 미칠 수 있는 하나의 자본으로 보는 인적자본 이론에 기반을 둔다(Becker, 1964; Grossman, 1972). 따라서 건강상태가 좋을수록, 즉 일을 수행하기 위해 필요한 인적자본이 축적되었을수록, 노동시장에 참여할 확률을 높일 것이다. 이러한 건강자본은

경제적 요소(비임금소득, 자산, 공적연금, 노후소득보장 등)와 함께 노동공급 혹은 은퇴 결정에 영향을 주는 주요 요인이다. 건강이 노동공급에 영향을 주는 여러 가지 다른 경로로는, 건강상태 변화에 따른 상대적 효용함수의 변화, 생산성 변화, 장애연금 수령자격 변화가 있다. 개인의 효용함수는 소득과 여가시간에 영향을 받는데, 소득이 높을수록 그리고 여가시간이 많을수록 효용이 증가한다. 따라서 건강이 안 좋아지면 건강 회복을 위해 시간을 소비해야 하므로 여가시간에 대한 선호도가 더 커지고 노동시장에 참여함으로써 얻는 효용이 감소하여 노동시장 참여율이 감소할 것이다. 건강이 노동시장 참여율에 영향을 미치는 또 다른 경로는 생산성 변화를 통해서이다. 건강자본 감소는 생산성을 저해하여 노동시장으로부터 얻는 소득을 감소시키므로 노동참여 동기를 낮추고 경제활동 참여율을 낮출 것이다. 또한 건강상태가 나빠졌을 때 일을 그만두고 받을 수 있는 장애연금이 존재한다면, 건강자본 감소는 노동시장 참가율을 하락시킬 것이다.

이론적으로 건강자본 감소는 대체효과와 소득효과를 통해 노동공급을 증가 혹은 감소시킬 수 있다. 건강자본 감소가 노동자의 생산성을 낮추고, 임금을 낮추며, 일에 대한 선호를 낮추고, 의료서비스를 받기 위한 시간이 필요하므로 노동시간을 감소시키는 것은 대체효과에 기반한다. 건강자본 감소가 장애연금과 같은 비임금소득을 받을 수 있는 자격을 부여한다면, 소득효과에 따른 노동공급 감소를 초래한다. 또한 심각한 건강 악화는 기대여명을 단축시켜 남은 시간 동안의 소득을 증가시키는 효과를 초래할 수 있다. 반면, 건강자본 감소가 의료서비스에 대한 수요를 증대시키고 그에 따라 소득에 대한 선호가 상승하는 경우, 이는 대체효과에 의한 노동공급 증가를 초래할 것이다. 종합하면, 이론적 근거에 기반하였을 때, 건강자본 감소는 노동공급을 증가 혹은 감소시킬 수 있지만, 노동공급을 감소시키는 경로가 훨씬 다양하다. 그리고 선행연구들의 실증분석 결과를 종합해 보았을 때, 건강자본 감소는 노동공급을 감소시킨다는 것에 대해서는 동의가 이루어졌다고 할 수 있다.

본 보고서의 모태가 된 연구는 Laura(2011)이다. Laura(2011)는 HRS 데이터를 사용하여 고령자 중에서도 younger cohort가 older cohort보다 건강함을 보여, 건강한 고령화 현상이 진행됨을 보이고, 이러한 건강수준 개선은 노동공급을 증가시키므로, 고령자가 노동시장에 더 오랫동안 참여하도록 해야 한다는 근거로 사용하였다. 기능상태를 나타내는 건강지표(ADL, IADL)가 노동시장 참여 여부와 근로시간에 미치는 영향을 probit과 OLS 모형을 통해 추정하였다. 건강변수의 내생성을 통제하기 위해 과거 만성질환 병력(당뇨, 고혈압, 암, 심장, 뇌졸중 등)과 체질량지수(BMI)를 도구변수로 사용하였는데, 1st stage 결과를 보고서에 제시하지 않았지만, 도구변수들에 대한 F값을 제시하여 건강상태와 상관관계의 정도를 확인할 수 있었다. 그러나 만성질환의 경우 한번 발병하면 현재와 미래의 건강상태에도 지속적으로 영향을 주는 것이므로, 2nd stage에서 종속변수(노동시장 참여)에 직접적인 영향을 줄 수도 있다는 비판을 받을 수 있으므로 도구변수의 정당성에 대한 설명이 필요하다. 또한 이들이 사용한 HRS 데이터에 소득 혹은 자산변수가 없어 이들 효과를 통제하지 못했다는 것이 동 연구의 가장 큰 단점이다. 추정결과 예상대로 건강하지 않을수록 노동시장 참여율이 저조한데, 도구변수를 사용하여 내생성을 교정하면 그 효과가 2배 이상으로 증가한다. 따라서 내생성이 downsize bias를 초래함을 보였다.

Mete & Schultz(2002)은 1989, 1993, 1996년도 대만의 서베이 데이터(Survey of Health and Living Status of the Middle Aged and Elderly)를 사용하여 60세 이상 고령인구의 건강상태(주관적 건강상태, ADL)가 노동참여 여부에 미치는 영향을 probit 모형으로 추정하였다. 건강변수의 내생성을 통제하기 위해 도구변수로 선택한 것은 부모의 60세 이전 사망 여부, 부모의 교육수준, 대만 혹은 중국 본토 출생 여부, 12세에 농촌/도시 거주 여부, 출생지의 1인당 평균 채소 소비량과 평균 돼지고기 소비량 등 비교적 다양한 변수들을 포함시켰다. Laura(2012)와 마찬가지로 내생성을 통제하지 않았을 때보다 통제할 경우 건강이 노동공급에 미치는 효과는 2배가량 증가하였다.

Frijters et al.(2010)에서는 건강지표 중 정신건강이 노동시장 참여 여부에 미치는 영향을 IV 패널 데이터 모형을 이용해 추정하였다. 데이터는 2002~2008년 호주의 HILDA를 이용하였고, 분석대상은 22~64세이다. 정신건강을 측정하는 도구변수로 지난 1년 동안 가까운 친구의 죽음을 경험하였는지 여부를 사용하였고, 정신건강 상태 악화가 노동시장 참여율을 낮춘다는 결과를 얻었다.

Dwyer & Mitchell(1999)는 HRS 초기(1991) 자료를 이용하여 51~61세 중 고령자들의 건강상태가 예상 은퇴연령에 미치는 영향을 분석하였다. 건강변수로는 주관적 건강상태(SAH, work limitation)와 객관적 건강상태(health condition의 개수, ADL/IADL/FL, 개별 질환 각각) 변수를 사용하여 5개의 모형을 각각 추정하였다. 도구변수로는 부모의 사망 여부, 건강상태, 응답자의 BMI, 입원일수, 나이, 자녀 수를 사용하였으나 도구변수의 적정성에 대한 논의는 없었다. 5가지 건강변수 중 통계적으로 예상 은퇴연령을 낮추는 변수는 work limitation, health conditions index, ADL/IADL/FL에 대한 더미변수이다. 다른 연구와는 달리, 본 연구에서는 건강변수의 내생성을 발견하지 못했고, 특히 justification bias의 근거를 찾지 못했다. 그 이유는 종속변수가 노동시장 참여 여부가 아닌 예상 은퇴연령을 사용했기 때문일 수 있다.

Kalwij & Vermeulen(2005)은 11개 유럽국가들의 50~64세 중고령자 1만 2,237명을 대상으로 SHARE 2004 단년도 데이터를 이용하여 중고령자의 건강상태가 노동시장 참여 여부에 미치는 영향을 probit 모형으로 추정하였다. 이들은 내생성의 원인을 SAH와 노동시장에 공통적으로 영향을 줄 수 있는 건강의 다른 측면들이 누락되어 있다는 누락변수 편의(omitted variable bias)에서 찾았다. 기존 문헌에서 건강상태를 통제하기 위해 보통 건강지표 한 개만 포함시켰고, 주로 self-reported health만 포함시켰다. 그러나 건강은 여러 단면을 가지고 있는데 SAH는 그 중 한 단면만을 나타내는 것이므로 건강상태의 다른 측면을 측정하는 변수들을 포함시키면 내생성을 통제할 수 있다고 주장하였다. 예를 들어 암이나 뇌졸중 같이 중한 질병에 걸렸을 경우에는 노동시장

에서 완전히 퇴출(exit)되지만, 당뇨나 고혈압 같은 질병에 걸렸을 경우에는 노동시장에 잔류하게 된다. 따라서 찾기 어려운 도구변수 방식을 이용하기 보다는, 누락된 건강변수들을 모두 포함시키면 정확한 효과를 추정할 수 있다는 논지이다. 따라서 저자는 비교적 객관적인 건강지표 5개(severe condition, mild condition, ADL, Max grip strength, obese)만을 포함하고, 종속변수는 경제활동 참여 여부에 대한 더미변수로 하여 probit 모형을 추정하였다. 11개 국가에 대해 따로 추정하였기 때문에 국가마다 결과는 다른데, 주로 severe condition과 Max grip이 노동공급 결정에 통계적으로 유의한 결과를 보이는 것으로 나타났다. 그러나 동 연구의 한계는 SHARE가 건강상태에 대한 정보는 풍부하지만 공적이전소득, 가구소득 등 소득 정보가 부재하여 이러한 변수를 통제하지 못했다는 것이다.

Kalwij & Vermeulen(2007)이 동일한 데이터와 분석대상, 모형을 바탕으로 수행한 2007년 연구는 건강변수에 SAH와 정신건강까지 7개의 건강변수를 포함시켰다. 분석 결과 SAH가 노동시장 참여에 미치는 영향이 가장 크고, 통계적으로 유의하게 나타났다. 국가마다 어떠한 건강변수가 노동공급 결정에 통계적으로 유의한 영향을 주는지 다르지만, 저자는 주관적 건강상태뿐만 아니라 다양한 건강지표들을 모두 포함시켜 omitted variable bias로부터 초래되는 내생성 문제를 해결하려고 하였다.

Cai & Kalb(2006)는 2001년 호주 HILDA 데이터를 활용하여 건강상태가 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석하였다. 분석대상은 연령별로 구분하였는데 남성은 50~64세, 여성은 50~60세 중고령자를 중심으로 살펴보았다. 건강지표의 내생성 문제(reverse causality와 unobserved heterogeneity)를 해결하기 위해 simultaneous equation(ML과 FIML)와 2SLS을 사용하였다. 노동시장 참여 여부(LFP)와 건강상태(Health)는 상호작용을 하는 내생변수이기 때문에, 두 변수를 종속변수로 하는 두 개의 식을 세우고, 각 변수를 설명변수로 포함시킨 후 두 식을 동시에 추정하는 방법이다. LFP식에서 excluded var은 외국출생 여부, 외

국 비영어권 국가 출생 여부, 0~14세 자녀가 있는지, 기혼자와 자녀의 교차항이고, Health 식에서 excluded var은 흡연, 음주, 신체활동, health condition(만성질환), physical functioning(SF-36 지수로서 ADL과 IADL과 비슷한 것을 측정)이다. 분석 결과, 건강 수준이 좋음은 노동시장 참여율을 제고하고, 남성의 경우에는 노동시장 참여가 건강에 미치는 역의 인과관계는 나타나지 않았는데 반해 여성의 경우 노동시장 참여가 건강상태를 개선시키는 것으로 나타났다. Cai(2010)은 위 연구와 맥을 같이하는데 HILDA 1~4차 패널데이터를 이용하였다는 것이 차이점이다.

Zucchelli et al.(2007)는 호주 HILDA 5개년 패널데이터(2001~2005)를 이용하여 50세 이상 중고령자 1,270명의 건강상태가 은퇴에 미치는 영향을 분석하였다. 동 연구의 특징은 discrete-time hazard model을 사용하였다는 것과 건강상태 변화를 점진적인 건강 악화(SAH, 활동제한)와 급진적인 변화, 즉 health shock(전년 대비 건강상태 변화, 지난해 부상/질병 발병 여부)로 나누어서 살펴보았다는 것이다. 또한 simultaneity를 피하기 위해 설명변수는 대부분 t-1기 값을 사용하였다. SAH의 내생성을 통제하기 위해 신체적 제약(physical limitation)이라는 객관적 건강지표로 주관적 지표인 SAH를 추정(pooled ordered probit model)하였다. 결론적으로 점진적인 건강 악화보다는 health shock 발생이 은퇴확률을 높이는 것으로 나타났다.

건강상태가 노동시장에 미치는 영향에 대한 우리나라 연구는 많지 않다. 고령자의 노동시장에 영향을 미치는 다른 요인들을 살펴볼 때 건강수준을 통제하는 정도에 그치는 것이 대부분이다. 원종학 외(2009)에서는 연금제도의 변화(소득대체율을 60%에서 40%로 인하)가 고령자의 경제활동 참가율에 미치는 영향, 연금개혁으로 인한 고령자의 노동시장 참가기간 증가가 장기재정수지에 미치는 영향을 분석하였다. 2006년 고령화연구패널을 사용하여 55~65세 고령층 남성(1,416명)의 노동공급함수 및 노동시장 참여확률을 추정하였는데, 공적연금소득 1만원 증가는 노동시장 참여확률을 0.01%p 낮추었다. 이때 건강상태(IADL)

를 통제하였는데, IADL 지수가 1 증가하면 노동참여율은 7.8~8.0%p 감소하여, 공적연금이나 자산보다도 노동참여율에 미치는 영향이 훨씬 큰 것으로 나타났다. 동 연구의 초점은 공적연금제도 변화였기 때문에 건강지표의 내생성을 교정하지는 않았다.

홍백의·김혜연(2011)은 고령화패널 1차년도 데이터를 사용하여 중 고령자의 고용형태별 퇴직 유형과 결정요인을 분석하였다. 분석대상은 45세 이상 퇴직한 남자 1,147명이고, 다항로짓모형(multinomial logit)을 이용하여 퇴직유형(노동시장이탈형, 조기퇴직자형, 정규퇴직자영자, 정규퇴직근로자, 지속자영자, 지속근로자, 장기지속근로자)을 결정하는 요인을 분석하였다. 주요 설명변수로는 연령, 소득, 교육수준, 배우자 유무, 직종, 건강수준(주관적 건강상태, ADL, IADL), 출생코호트 등을 포함하였다. 이들의 연구결과에서는 건강상태가 퇴직유형에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

반면 임재영·이석원(2008)은 노동시장 참여가 건강에 미치는 영향을 연구한 것으로 노인일자리사업의 의료비 절감 효과에 대해 분석하였다. 65세 이상 노인인구 중 노인일자리 사업(2004년~2006년 9월) 참여한 노인 1,055명을 대상으로 하였다. 데이터는 2006년 9월 한국노인인력개발원 시행 노인일자리사업참여자 생활실태조사와 건보 의료이용 실적 데이터(2001년~2006년)를 이용하였다. 분석결과 노인일자리사업에 참여하는 것은 건강수준을 향상시키며 이는 의료비 절감에 기여한 것으로 나타났다.

노동시장 참여가 건강에 미치는 영향에 대한 다른 연구로 강이주·이영애(2010)는 고령화패널 1차자료를 사용하여 만 60세 이상 노인 5,545명을 대상으로 노동시장 참여 및 동거유형이 건강수준 및 주관적 삶의 만족도에 미치는 영향을 분석하였다. 건강수준은 만성질환 보유수와 일상생활수행 능력(ADL, IADL)으로 정의하였고 노동시장 참여와 건강수준은 정(+)의 상관관계를 보였다.

마지막으로 선행연구 중 고령인구의 고용 활성화에 대한 정책연구를 살펴보도록 한다. 이철선(2012)은 고령자 고용 활성화를 위해 정년연장

을 위한 구체적인 대책 마련, 재취업이 어렵고 임시직 비중이 높아지는 고령인구 일자리의 질적 수준 제고, 산재보험 가입률 인상을 제안하였다. 이철선(2011)은 중고령자 고용정책을 고용유지와 고용창출로 구분하고 고용유지를 위해서는 정년연장, 임금피크제를 통한 고용연장을 제안하고, 고용창출을 위해서는 전직지원, 취업알선, 일자리포털, 취업훈련 등을 제안하였다. 정용환(2007)은 노인 인력관리를 위한 전담기구 설립, 고령자 기준고용률 강제화, 정년 및 근무연장제도 도입·개선, 고령자 고용촉진 지원제도 확대, 사회적 일자리 창출 확대, 고령친화산업의 활성화, 직업훈련체계 구축 등을 제안하였다. 국회입법조사처(2010)에서는 임금피크제 개선, 정년연장, 일자리 나누기 정책, 연공서열식 직장문화 개혁, 근로시간 단축, 생산적이고 유연한 노사관계 확립, 고령자 적합 일자리 발굴, 고령자 일자리의 질적 제고 등을 제안하였다. 서재만(2012)에서는 고령 자영업자에 대한 정책 강화, 정년연장 법제화, 은퇴 후 노후보장 대책 확대를 제안하였다. 사실상 고령인구는 농림어업 등 자영업에 종사하는 비율이 높고, 은퇴 후 재취업에 있어서도 자영업을 택할 확률이 높으므로 자영업 종사자에 대한 정책 마련도 강조하였다. 또한 은퇴 후 노후소득을 보장하기 위해서는 연금뿐만 아니라 정부 재정을 투입해 고령자를 위한 일자리 제공을 늘리고, 사회적 일자리에 대한 고령자 인력지원 수준을 높일 것을 권고하고 있다.

## IV. 실증분석

본 연구에서는 세 가지 연구주제를 다루고 있다. 첫째, 평균수명 연장에 따라 건강한 고령화가 진행되어 있는지 확인하고, 둘째, 건강수준 향상이 노동공급을 증가시키는지 분석하고, 셋째, 고령자의 노동시장 참여기간 연장이 재정에 미치는 영향을 추정하는 것이다.

### 1. 건강한 고령화 현상(평균수명과 건강수명의 관계)

본 연구는 고령화가 재정에 주는 막대한 부담을 해결하는 근본적인 방안으로 고령자의 고용 활성화를 제안하는데, 이를 위해서는 먼저 평균수명 연장이 건강수명도 연장시켰다는 전제가 필요하다. 즉, 고령인구의 건강수준이 향상된 것을 정년연령 상향조정, 고령자의 경제활동 기간 연장에 대한 논거로 사용할 수 있을 것이다.

평균수명(Life Expectancy, LE)은 태어났을 당시(0세) 예측된 기대여명이다. 건강수명(Healthy Life Expectancy, HALE)은 평균수명에서 중대한 질병 없이 건강을 유지하며 사는 기간으로, 평균수명에서 질병을 갖고 살아가는 기간(morbidity years)을 뺀 기간이다. 예를 들어, 현재 평균수명이 80세이고, 사망 시까지 20년 동안 중대한 질병을 갖고 살아간다고 가정하자(건강수명은 60세). 만약 평균수명이 80세에서 85세로 5년 연장된다면 <표 IV-1>과 같이 건강수명은 평균수명과 함께 연장되거나, 감소하거나, 혹은 변함이 없을 수 있다. 시나리오 1의 경우, 평균수명은 85세로 증가하는데 건강수명은 60세로 동일하여 질병을 갖고 살아가는 기간만 25년으로 5년 증가한다. 시나리오 2의 경우, 평균수명이 85세로 5년 증가할 때, 건강수명도 65세로 5년 증가하여 질병을 갖고 살아가는 기간은 20년으로 동일하게 유지된다. 시나리오 3의 경우,

평균수명이 85세로 5년 증가할 때, 건강수명은 70세로 10년 증가하여 질병을 갖고 살아가는 기간은 15년으로 5년 단축된다. 여기서 시나리오 2와 3은 평균수명 연장시 건강수명이 증가하므로 건강한 고령화로 간주할 수 있다.

〈표 IV-1〉 평균수명과 건강수명과의 관계(시나리오)

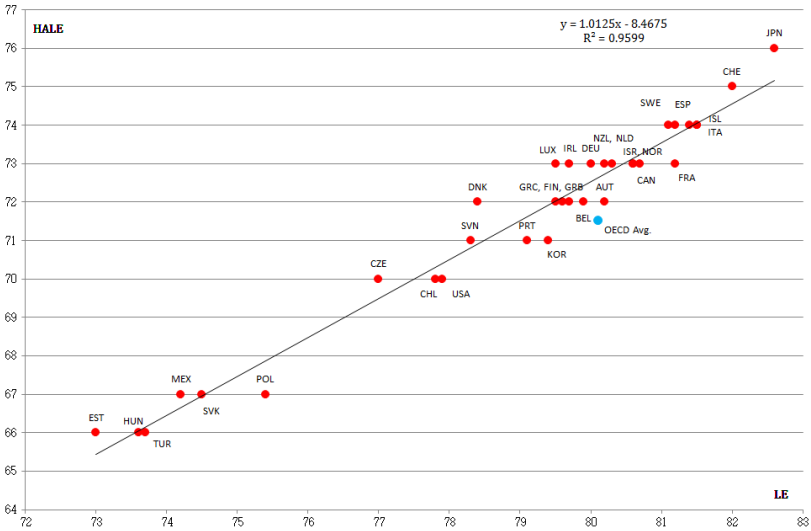
(연령)	60	65	70	75	80	85	90	95	100
가정: 60세부터 morbidity 시작, 80세에 사망 (즉, 건강수명은 60세, 질병을 갖고 살아가는 기간은 20년)									
평균수명이 85세로 연장된다면 건강수명과 질병을 갖고 살아가는 기간은 어떻게 변할까?									
[시나리오 1] 평균수명만 증가, 건강수명은 동일, morbidity years는 증가									
[시나리오 2] 평균수명 증가, 건강수명도 증가, morbidity years는 동일									
[시나리오 3] 평균수명 증가, 건강수명도 증가, morbidity years는 감소									

건강한 고령화 현상을 확인하기 위해, 즉 평균수명 연장이 건강수명도 연장시켰는지 확인하기 위해 평균수명과 건강수명의 상관관계를 살

펴보았다. 제 II 장에서 소개한 WHO(2010)의 건강수명 데이터와 OECD Health Data에서 제시한 평균수명 데이터를 사용하였다. 이는 2007년 기준, 국가별 횡단면 데이터이다. [그림 IV-1]에서 가로축은 각 국가의 평균수명, 세로축은 각 국가의 건강수명을 표시하였다. 예상대로 평균수명은 건강수명과 밀접한 양(+)의 상관관계가 있다. 건강수명과 평균수명의 상관관계는 0.96으로 매우 높고, 평균수명이 1세 증가하면 건강수명도 1세 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 [그림 IV-1]에서 제시한 바와 같이 향후 우리나라의 평균수명이 계속 증가한다면 건강수명도 그에 따라 증가할 것으로 예상된다.

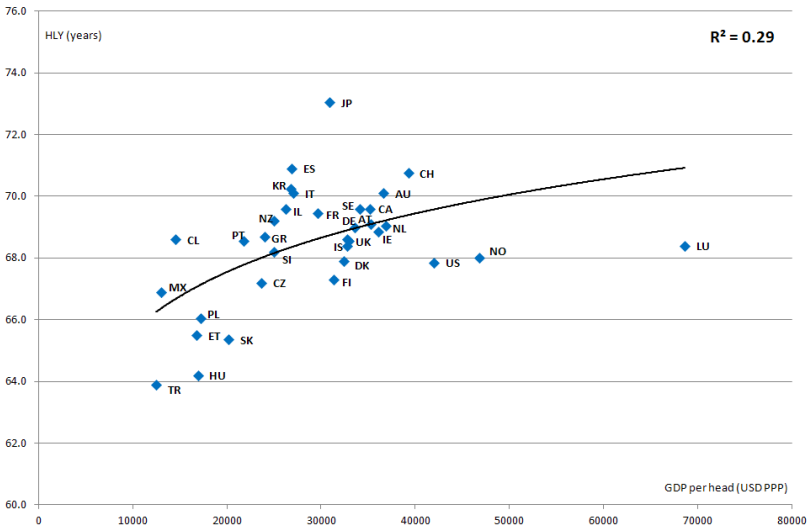
건강한 고령화를 입증하는 또 다른 방법은 시간에 따른 소득 증대와 건강수명의 상관관계를 살펴보는 것이다. [그림 IV-2]은 2010년 기준, OECD 국가들의 소득과 건강수명의 상관관계를 나타낸다. 1인당 소득은 OECD 데이터를 사용하였고, 건강수명은 Solomon et al.(2012)에서 제시한 2010년 자료를 이용하였다. 1인당 GDP가 증가할수록 건강수명도 증가하는 패턴을 보이는데, [그림 IV-3]과 같이 지난 10년간 우리나라 소득이 증가해 온 것처럼 앞으로 꾸준히 증가한다면 그에 따라 건강수명도 증가할 것으로 예상된다. 소득 대비 건강수명이 높은 국가로는 일본, 스페인, 스위스 등이 있고, 소득 대비 건강수명이 낮은 나라로는 미국, 터키, 헝가리, 룩셈부르크 등이 있다. 한국과 비슷한 건강수명을 가지는 국가는 이탈리아, 오스트리아이다.

[그림 IV-1] 평균수명과 건강수명 간의 상관관계(2007년 기준)



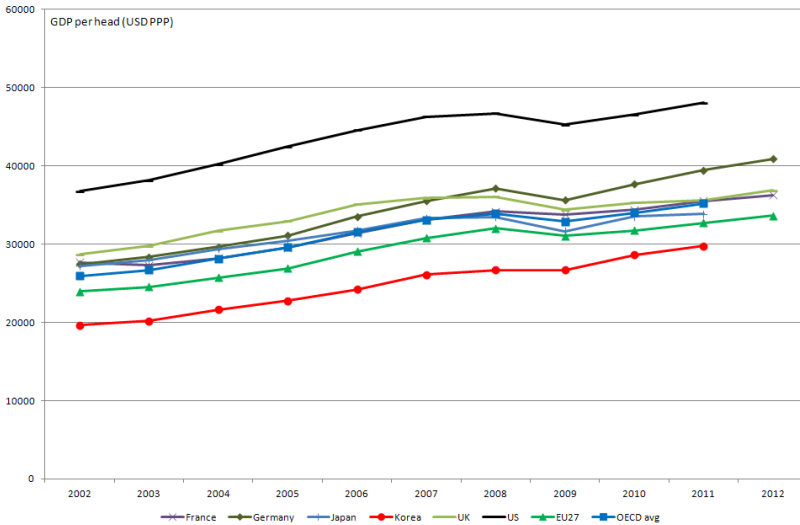
출처: 가로축에 평균수명(LE)은 OECD Health Data 2007년 자료, 세로축인 건강수명(HALE)은 World Health Statistics(2010)의 2007년 자료

[그림 IV-2] 소득과 건강수명 간의 상관관계(2010년 기준)



출처: 1인당 GDP는 OECD Statistics, 건강수명은 Solomon et al.(2012)에서 추출

[그림 IV-3] 1인당 GDP, USD PPP, current price



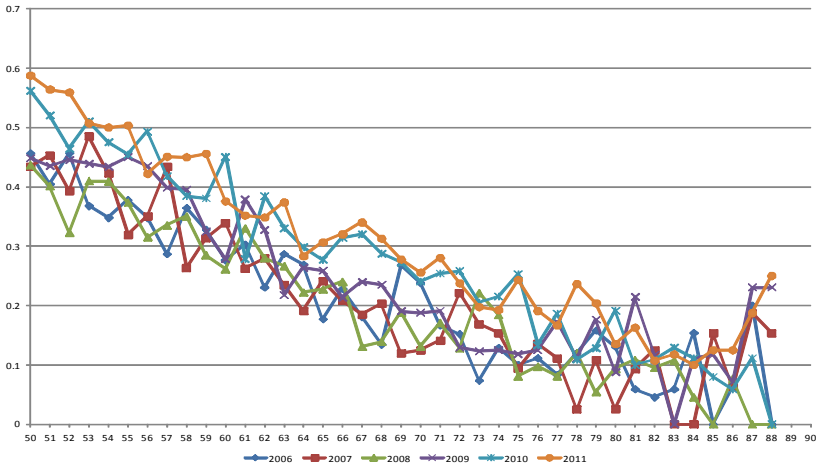
출처: OECD Statistics, National Accounts>Annual National Accounts>Main Aggregates> GDP,  
[http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=SNA\\_\\_TABLE1](http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=SNA__TABLE1)에서 다운로드

다음으로는 과거부터 지금까지 한국인의 평균수명 연장에 따라 건강수명도 증가하였는지에 대한 종단면적인 확인이 필요하다. 이를 위해 가장 좋은 방법은 가능한 시계열이 긴 종단면 자료를 확보하여, 시간의 추이에 따라 코호트의 건강상태가 어떻게 변화하였는지 살펴보는 것이다. 예를 들어 1990년부터 2010년까지 장기 종단면 데이터가 존재한다면, 1990년에 45세였던 사람들이 2010년 65세에 이르기까지 건강상태가 어떻게 변화하였는지 분석하는 것이다. 현재 가용 가능한 패널데이터는 노동패널 6개년도(2003년~2008년) 자료와 노후보장패널 4개년도(2005년~2011년) 자료이다. 그러나 두 데이터 모두 시작연도와 가장 최근연도 간 차이가 6년에 불과하여 장기간의 패턴을 분석하기에는 부족했다.

대안으로, 동일한 나이에서의 건강상태를 연도별로 비교해 보았다. 먼저 건강상태에 대한 정보가 있는 노동패널 6차~11차 데이터를 이용

하면, 6차년도 50세인 사람 중 건강한 사람의 비율이 0.45인데, 11차년도 50세 중 건강한 사람의 비율이 0.58이라면 시간이 갈수록 건강한 고령화가 진행되었다고 볼 수 있을 것이다. 여기서 건강상태를 계측하기 위해 5단계(매우 건강, 건강한 편, 보통, 건강하지 않은 편, 매우 건강이 안 좋음)로 구분한 신체적 건강상태 변수에서, 건강한 편 혹은 매우 건강하다고 응답한 사람을 1로 놓고, 연령별로 건강하다고 응답한 사람의 비율을 구했다. [그림 IV-4]에서 각 연도마다 연령이 증가할수록 건강하다고 응답하는 비율은 감소하는 패턴을 보이며, 동일 연령에서는 6차년도보다 11차년도에 건강한 사람의 비율이 확연히 높은 것을 볼 수 있다. 따라서 노동패널 데이터를 통해 시간이 갈수록 건강한 고령화 현상이 진행되고 있음을 확인할 수 있었다.

[그림 IV-4] 연도별, 연령별 건강한 사람의 비율(노동패널 6~11차)

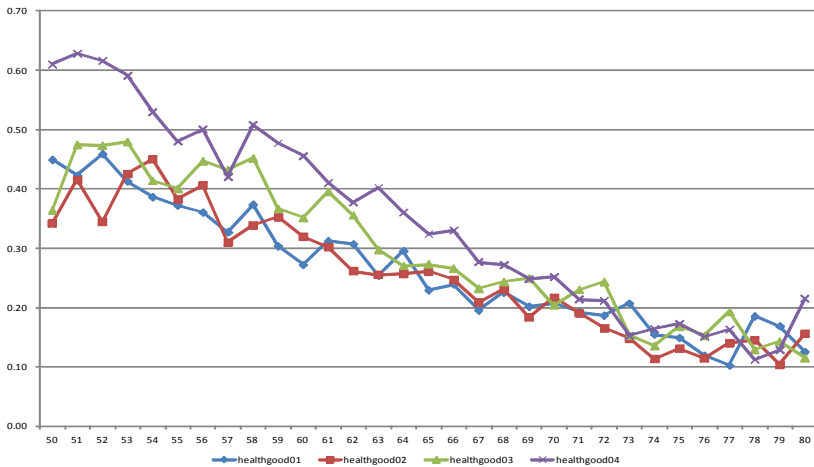


출처: 노동패널 6~11차

같은 방식으로 노후보장패널(2005~2011년 2년 단위 4개년 데이터 이용)에서 주관적 건강상태가 좋음과 매우 좋음이라고 응답한 사람의 비율을 연령별, 연도별로 그려본 결과, [그림 IV-5]과 같이 건강한 고령화 현상을 뒷받침하는 패턴을 발견할 수 있었다.

지금까지 횡단면 데이터의 상관관계, 종단면 데이터의 추세를 통해 평균수명 연장 시 건강수명도 연장되는, 즉 건강한 고령화 현상이 발생함을 확인하였다. 따라서 과거 60세보다 현재의 60세가 더 건강하여 노동시장에 참여할 확률이 증가할 것이다. 따라서 다음 절에서는 이러한 건강수준 향상이 고령자의 노동공급 확률을 높이는지 실증분석을 통해 확인해보고자 한다.

[그림 IV-5] 연도별, 연령별 신체적 건강상태가 좋음 이상인 사람의 비율



출처: 노후보장패널 1~4차

## 2. 건강한 고령화와 노동시장 참여율

선행연구를 고찰해보면 중고령인구의 노동시장 참여에 영향을 미치는 두 가지 중요한 요인으로 소득(자산)과 건강상태를 꼽고 있다. 소득은 주로 노동시장 참여에 부(-)의 영향을 미치고, 건강은 노동참여에 정(+)의 효과를 나타낸다. 본 연구에서는 고령인구의 건강상태가 노동시장 참여 여부에 미치는 영향에 초점을 맞추기로 한다.

먼저 건강상태가 중고령자의 경제활동 참여 의사에 매우 중요한 영

향을 미치는 요인인지 판단하기 위해, 고령자패널에서 경제활동 참가를 원하지만 구직활동을 하지 않는 1,036명을 대상으로 그 이유를 살펴보았다. <표 IV-2>에서 보는 바와 같이 경제활동 참가를 원하는 중고령자가 구직활동을 하지 않는 가장 주된 이유는 건강상의 문제로, 38%의 사람들이 건강문제로 구직활동을 포기하는 것으로 나타났다. 노동 수요자의 부재(일자리가 없거나 원하는 일자리 구직이 어려움)로 인한 구직활동 포기는 25%에 불과했다.

<표 IV-2> 취업을 원하나 구직활동을 하지 않는 이유

(단위: 명, %)

이유	인원	비율
전공/경력에 맞는 일자리 없음	28	2.70
원하는 임금수준이나 근로조건에 맞는 일자리가 없음	143	13.80
일자리를 찾을 수 없어 포기	119	11.49
기능, 학력, 능력 부족	72	6.95
가족 중 돌보아야 할 사람이 있음	48	4.63
가사일	233	22.49
건강 문제	393	37.93
계	1,036	100

출처: 고령화패널 2차(2008년) 데이터

또한 <표 IV-3>은 경제활동에 참여하였다가 은퇴한 262명을 대상으로 은퇴사유를 조사한 결과를 제시하고 있는데, 52%에 달하는 사람들이 본인의 건강 악화를 이유로 은퇴를 결정하였다. 반면 노동 수요자 부족(정년, 일자리 부재)으로 인한 은퇴자는 18.7%에 불과하였다. 따라서 고령인구에 있어서는 소득보다 건강상 이유가 은퇴나 경제활동 참가 여부에 가장 주요한 영향을 미치는 요인으로 볼 수 있다.

〈표 IV-3〉 중고령자의 은퇴 사유

(단위: 명, %)

	인원	비율
은퇴를 해도 수입이 충분해서	8	3.05
일하기가 싫어져서	31	11.83
더 많은 여가시간/사회봉사/취미활동을 위해	6	2.29
본인의 건강 악화	137	52.29
배우자 혹은 다른 가족의 건강 악화	18	6.87
가사 및 육아	6	2.29
다른 일자리를 찾을 수 없어서	16	6.11
정년퇴직	33	12.60
기타	7	2.67
계	262	100

출처: 고령화패널 2차(2008년) 데이터

우리나라뿐만 아니라 OECD(2005)에 따르면 네덜란드 역시 개인의 건강상태가 고령인구의 경제활동 여부에 가장 중요한 영향을 주는 변수이다. 〈표 IV-4〉에 따르면 건강상태가 좋은 사람은 그렇지 않은 사람에 비해 경제활동을 지속하고자 하는 의지가 3배 이상 높은 것으로 나타났다.

〈표 IV-4〉 건강상태와 노동시장 참여 의지(네덜란드, 2003)

(단위: %)

건강상태	65세까지 일하기 원함	원치 않음
excellent	35	65
very good	29	71
good	19	81
mediocre	11	89
poor	12	88

주: 표본은 50세 이상 1,872명의 근로자

출처: OECD(2005), 원자료는 네덜란드의 보건복지스포츠 부처, National Survey of Working Conditions: first wave

본 연구에서는 중고령자 노동공급의 결정요인 중 특히 건강상태(health)가 미치는 영향을 분석하기로 한다. 고령자의 건강상태가 좋을수록 노동시장에 참여할 확률이 증가하는지, 증가한다면 얼마나 증가하는지를 분석하기 위해 고령화패널 2차년도(2008년) 데이터를 사용하였다. 고령화패널은 1차(2006년)와 2차(2008년)로 이루어진 2개년도 패널인데 도구변수로 사용할 악력지수(grip strength)가 1차에 조사되지 않았으므로 2차 자료만 이용하였다. 고령화패널의 장점은 45세 이상 중고령자를 대상으로 하였고, 건강상태를 측정하는 변수가 다양하다는 것이다. 분석대상은 50~64세로 조기 정년이 나타나고 고용률이 감소하기 시작하는 50대부터 최고 정년연령이자 연금수령 연령인 65세 미만의 중고령자에 한정하였다.

종속변수(Y)는 현재 경제활동 참가 여부를 나타내는 더미변수이고 주요 설명변수는 건강상태를 나타내는 변수이다. 추정모형은 종속변수의 비연속성을 반영한 프로빗 모형과 건강변수의 내생성을 통제한 IV 프로빗 모형을 사용하였다. 그런데 IV 프로빗 모형을 추정하는 경우, 도구변수의 적합성(weak IV 등)을 테스트하기 어렵기 때문에, 먼저 OLS 모형과 내생성을 통제한 도구변수 방식(2SLS)을 사용하여 도구변수의 적합성을 판단하고자 한다.

먼저 추정할 OLS 모형은 선형확률모형(Linear Probability Model)으로 식 [1]과 같다. 종속변수는 현재 경제활동 참가 여부를 나타내며 경제활동에 참가하고 있으면 1, 그렇지 않으면 0을 부여하였다. 이 때 일자리의 종류(전일제 혹은 시간제, 생애 주된 일자리 혹은 은퇴 후 재취업)가 결과에 영향을 줄 수 있겠으나, 이는 강건성 테스트에서 논의하기로 한다. 주요 관심변수는 건강변수(Health)로 주관적 건강상태, 일상생활 수행능력(ADL), 도구적 일상생활 수행능력(IADL), 만성질환수를 사용하였다. 건강함은 의학적으로는 질병이 없는 상태로서, 장애가 없고, 생활에 불편함이 없으며, 마음이 평온하고 등 여러 가지 단면이 결합된 복합적인 상태를 의미한다. 따라서 건강을 측정하는 하나의 지수가 있으면 좋겠지만, 각각의 단면이 어떠한 가중치로 건강상태를

결정하는지 등에 대해 이견이 존재하므로 학자들의 컨센서스가 이루어진 복합지수는 존재하지 않는다. 따라서 선행연구와 같이 본인 스스로 건강에 대해 평가한 주관적 건강지표와 일정 기준에 의해 판단되는 ADL, IADL, 만성질환 수와 같은 객관적 건강지표를 포함시켰다. 나머지 설명변수로는 연령, 성별(여자=1), 결혼 여부(기혼자=1), 교육수준(중학 졸업=1, 고등학교 졸업=1, 대학 이상 졸업=1), 가구소득 및 자산, 공적연금 가입 여부(공적연금 가입=1)를 통제하였다.

$$[1] Y_i = a + b_1 \cdot \text{Health} + b_2 X_i + u_i$$

우리의 관심변수인 건강상태를 통제하기 위해서 주관적 건강상태 5단계 중 ' 좋음'과 '매우 좋음'이라고 답한 경우를 1, '보통', '나쁨', '매우 나쁨'인 경우를 0으로 재분류하였다. ADL은 옷갈아입기, 세수/양치/머리감기, 목욕/샤워, 식사, 이부자리에서 일어나 방 밖으로 나가기, 화장실 이용, 배변 등 7가지 항목에서 도움이 필요한 항목의 수를 0에서 7까지의 숫자로 표기하였고, IADL은 몸단장, 집안일, 식사준비, 빨래, 가까운 거리 외출, 교통수단 이용, 물건구매, 금전관리, 전화걸고 받기, 약복용 등 10가지 항목에서 도움이 필요한 항목의 수를 0에서 10까지 숫자로 표기하였으며, 만성질환 수는 고혈압, 당뇨, 암, 심장질환, 뇌혈관질환, 폐질환, 간질환, 정신질환, 관절염 등 9개 질환 중 의사에게 진단받은 질환의 수로 정의하였다.

〈표 IV-5〉는 고령화패널 2차 자료의 기초통계량을 제시한다. 표본 수는 50~64세 중고령자 3,307명이다. 이 중 경제활동을 하고 있는 사람의 비율은 60%로 상당히 높다. 주관적 건강상태가 좋음 혹은 매우 좋음으로 응답한 사람의 비율은 46%이고, 평균 ADL 보유 수는 0.05개, IADL 보유 수는 0.22개, 만성질환 보유 수는 0.13개이다. 평균 연령은 56세, 여성이 56%, 기혼자가 89%, 중학교 졸업자가 22%, 고등학교 졸업자가 36%, 대학교 이상 졸업자가 11%를 차지한다. 공적보험 가입자는 39%이며, 평균 가구소득은 3,167만원, 가구자산은 2억 4,315만원이다.

〈표 IV-5〉 기초통계량

변수	변수설명	관측치	평균	표준편차	최솟값	최댓값
work	경제활동 하고 있음=1	3307	0.60	0.49	0	1
health_good	주관적 건강상태 좋음 혹은 매우좋음=1	3307	0.46	0.50	0	1
ADL	일상생활 수행능력	3307	0.05	0.49	0	7
IADL	도구적 일상생활 수행능력	3307	0.22	1.07	0	10
num_NCD	만성질환 수	3307	0.13	0.38	0	3
age	연령	3307	56.22	4.18	50	64
female	여성=1	3307	0.56	0.50	0	1
married	기혼자=1	3307	0.89	0.31	0	1
edu_mid	중학교졸업=1	3307	0.22	0.41	0	1
edu_high	고등학교졸업=1	3307	0.36	0.48	0	1
edu_univ	대학이상졸업=1	3307	0.11	0.31	0	1
hh_inc	가구소득(억원)	3307	0.3167	0.34	0.0001	9.136
hh_asset	가구자산(십억원)	3307	0.24316	0.39	0	6.458
pubpen	공적연금 가입=1	3307	0.39	0.49	0	1
grip	악력지수	3118	26.47	7.88	5	55.75
normal_weight	정상체중 범위=1	3118	0.74	0.44	0	1

〈표 IV-6〉은 건강상태가 중고령자의 경제활동 참여에 미치는 영향을 분석하기 위해 OLS 모형을 추정한 결과를 제시한다. 건강지표는 주관적 건강상태만 포함하는 기본 모형을 시작으로, 주관적 건강상태와 ADL, IADL를 추가로 포함하는 모형, 여기에 만성질환 수까지 포함하는 모형, 이렇게 3가지 모형을 제시하였다. 건강상태가 좋다고 응답한 사람이 그렇지 않은 사람에 비해 노동시장에 참여할 확률이 0.08~0.11 가량 높다. 추정치는 지역더미를 포함시키거나 ADL, IADL, 만성질환

개수와 같은 다른 건강지표를 포함시켜도 일관적으로 유지된다. 예상대로 ADL, IADL, 만성질환 수는 노동시장 참여율과 음(-)의 상관관계를 보인다. 3가지 건강변수를 모두 포함시킨 (5)번과 (6)번 칼럼을 보면 주관적 건강상태가 좋음 이상이 경제활동 참여와 0.08~0.09의 양(+)의 상관관계를 보이고, IADL이나 만성질환 수와는 음(-)의 상관관계(-0.05)를 보이는 것으로 나타났다.

경제활동 참가 여부는 연령, 여성 변수와 일관적으로 음(-)의 상관관계를 보이고, 소득이나 공적보험 가입여부와는 양(+)의 상관관계를 보인다. 소득과 자산은 통계적으로 유의하며 각각 양(+)과 음(-)의 상관관계를 보인다. 즉, 공적연금을 제공하는 직장에 근무하거나, 높은 임금을 제공하는 직장에서 근무할수록 경제활동 참여율은 높을 수 있다. 반면 자산이 많을수록 고령자의 노동활동 참여 인센티브가 감소하는 형태를 보이고 있으나, 그 크기는 매우 작다.

특이한 점은 교육수준과 경제활동 참여율 간에는 정(+)의 상관관계가 존재할 것으로 예상되었으나, 오히려 학력이 높을수록 경제활동 참가율이 통계적으로 유의한 수준에서 감소하는 것을 보여준다. 이는 건강변수의 내생성을 통제하거나, 노동패널 등 다른 데이터를 사용하는 경우에도 일관적으로 같은 현상을 보여 추후 분석이 더 필요할 것으로 보인다. 유추해 보건대, 교육수준이 높을수록 고소득자일 확률이 높고, 따라서 충분한 부를 축적하였기 때문에 노동시장 참여율이 감소하는 효과가 나타나는 것일 수 있겠다. 선행연구에서도 교육수준이 경제활동 참가에 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하거나 부(-)의 상관관계를 보이기도 하는 등 일관성 없는 결과를 보이는 경우가 있다(Laura, 2011; Mete & Schultz, 2011).

〈표 IV-6〉 OLS 모형 추정 결과

Y=work	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
health_good	0.10*** (0.016)	0.11*** (0.016)	0.08*** (0.016)	0.09*** (0.016)	0.08*** (0.016)	0.09*** (0.016)
ADL			-0.02 (0.015)	-0.03* (0.014)	-0.02 (0.015)	-0.02 (0.015)
IADL			-0.06*** (0.007)	-0.05*** (0.007)	-0.06*** (0.007)	-0.05*** (0.007)
num_NCD					-0.05*** (0.018)	-0.05*** (0.018)
age	-0.01*** (0.002)	-0.01*** (0.002)	-0.01*** (0.002)	-0.01*** (0.002)	-0.01*** (0.002)	-0.01*** (0.002)
female	-0.30*** (0.018)	-0.30*** (0.018)	-0.33*** (0.018)	-0.33*** (0.018)	-0.33*** (0.018)	-0.33*** (0.018)
married	0.02 (0.027)	0.01 (0.027)	0.01 (0.027)	0.01 (0.027)	0.01 (0.027)	0.01 (0.027)
edu_mid	-0.03 (0.022)	-0.02 (0.022)	-0.03 (0.022)	-0.02 (0.022)	-0.03 (0.022)	-0.02 (0.022)
edu_high	-0.06*** (0.021)	-0.04* (0.021)	-0.06*** (0.020)	-0.04** (0.021)	-0.06*** (0.020)	-0.04** (0.021)
edu_univ	-0.10*** (0.027)	-0.09*** (0.028)	-0.10*** (0.027)	-0.09*** (0.028)	-0.10*** (0.027)	-0.09*** (0.028)
hh_income (억원)	0.08*** (0.022)	0.07*** (0.023)	0.07*** (0.021)	0.07*** (0.022)	0.07*** (0.021)	0.07*** (0.022)
hh_asset (십억원)	-0.04** (0.021)	-0.04* (0.022)	-0.05** (0.021)	-0.04** (0.021)	-0.05** (0.021)	-0.04** (0.021)
pubpen	0.24*** (0.018)	0.23*** (0.018)	0.23*** (0.017)	0.22*** (0.018)	0.23*** (0.017)	0.22*** (0.018)
Constant	1.47*** (0.120)	1.40*** (0.123)	1.52*** (0.117)	1.46*** (0.121)	1.53*** (0.117)	1.47*** (0.121)
지역더미	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Observations	3,307	3,307	3,307	3,307	3,307	3,307
Adj. R2	0.26	0.27	0.28	0.29	0.28	0.29
F test	166.17	72.88	163.77	78.39	154.14	76.94
Prob > F	0	0	0	0	0	0

〈표 IV-6〉에서 제시한 OLS 모형의 추정결과는 대체로 우리가 예상 하였던 부호를 보여주었다. 그러나 건강상태를 나타내는 변수에 내생성이 존재할 수 있기 때문에 내생성을 교정하기 위해 도구변수를 사용한 2SLS 모형을 추정해 보기로 한다. 건강변수가 내생성을 갖는 원인은 역의 인과관계(reverse causality)에서 찾을 수 있다. 건강상태가 노동시장 참여 여부에 영향을 미치기도 하지만, 역으로 노동시장 참여가 건강상태에 영향을 줄 수도 있기 때문이다. 예를 들면, 육체적으로 힘든 일을 하는 사람의 경우 노동활동은 건강상태를 저하시킬 수 있고, 사회참여를 목적으로 노동활동을 하는 사람은 사회생활을 함으로써 삶의 활력을 찾고 건강상태가 개선된다고 느낄 것이다. 이밖에 내생성의 다른 원인으로는 누락변수 편의(omitted variable bias), 정당화 편의(justification bias) 및 측정오차(measurement error)가 있다.

누락변수 편의는 관측되지 않은 요인이 건강과 노동공급에 동시에 영향을 미칠 수 있는데 이를 통제하지 않는 경우 편의가 발생하는 것이다. 예를 들어 근면·성실한 사람은 그렇지 않은 사람에 비해 자기관리를 잘 하기 때문에 건강상태도 좋으면서 동시에 경제활동 참여율도 높을 수 있다. 이러한 경우 OLS 모형의 계수는 과대추정(upward bias) 되었을 것이다. 정당화 편의는 자신의 노동시장 참여 여부 결정에 정당성을 부여하기 위해 본인의 건강상태에 대해 왜곡된 응답을 하기 때문에 발생한다. 예를 들어 은퇴를 원하는 사람들은 자신의 건강상태가 실제보다 좋지 않다고 응답할 것이고, 노동시장에 남아 있기를 원하는 사람들은 자신의 건강상태가 실제보다 좋다고 응답하는 일종의 self-reporting bias 혹은 state-dependent reporting bias(Bound, 1991)이다. 이러한 편의가 발생한다면 실제보다 건강상태가 노동참여에 미치는 영향이 과대추정 될 것이다. 정당화 편의를 감소시키기 위해서는 개인이 왜곡하여 대답할 수 없는 객관적인 건강지표(예를 들면 혈압, 콜레스테롤 지수 등 biomarker)를 사용해야 한다. 반면 측정오차(measurement error)는 주관적 건강상태 변수를 사용하기 때문에 나타난다. 우리가 실제로 측정하고 싶은 건강변수는 일을 수행할 수 있는

능력(capacity) 혹은 일과 관련된 건강상태인데, 서베이 데이터의 특성상 이러한 정보를 따로 추출하지 못하고 응답자가 주관적으로 느끼는 건강상태에 대한 정보만 얻을 수 있기 때문에 발생한다. 측정오차는 건강변수가 경제활동 참여율에 미치는 영향을 과소추정(downward bias) 하는 경향이 있다.

다음으로는 건강변수의 내생성을 통제하기 위해 도구변수를 사용한 2SLS 모형을 추정하였다. 내생성이 있는 설명변수에 대한 적절한 도구변수(Z)는 다음 두가지 요건을 만족시켜야 한다. 첫째, 건강지표와는 상관관계가 있고( $\text{Corr}(X, Z) \neq 0$ ), 둘째, 경제활동 참여 여부에는 직접적인 영향을 미치지 않아야 한다( $\text{Corr}(Z, u) = 0$ ). 실질적으로 연구자들에 있어 적절한 도구변수를 찾아내는 것은 매우 중요하고도 어려운 과제인데, 경제학적 이론이나 상식에 근거해 도구변수를 결정하고 동 변수가 위 두 조건을 만족시키는지 테스트를 해 봐야 한다. 이론적으로 본인의 건강상태에만 영향을 미치고, 노동시장 참여 여부와는 상관이 없는 도구변수로는 부모의 건강상태 및 생존기간, 본인의 건강 자본(health capital)을 형성하는 데 영향을 미치는 유아기·성장기의 건강행태, 병력, 영양상태, 본인의 건강 환경에 영향을 미치는 지역변수 등을 생각해 볼 수 있다. 그러나 고령화패널은 성장기의 건강행태에 대한 정보를 제공하지 않고, 부모의 생존 여부에 대해 조사는 하였지만 응답자 비율이 20%에 불과하여 분석에 사용할 수 없었다. 따라서 잠재적 도구변수로서 건강상태와 직접 관련이 있지만 노동시장 참여와는 큰 관련성이 없어보이는 개인의 악력지수, 정상체중 여부( $18.5 \leq \text{BMI} < 25$ ), 과거부터 현재까지 건강자본(health capital)을 형성하는 데 영향을 주었을 것이라고 예상되는 흡연 여부와 음주 여부를 살펴보았다. 또한 지역변수인 현재 거주지 주민의 건강상태 및 건강행태(음주율, 흡연율, 유아사망률, 비만율), 환경(녹지비율), 의료의 접근성(병상 수, 의료기관 수, 의료인력 수), 소득수준(1인당 GDP, GRDP)을 잠재적 도구변수로서 살펴보았다.

악력은 악력계를 사용해 물건을 쥐는 힘의 강도를 측정한 것이다. 악

력은 신체기능을 측정하는 것으로 개인의 주관적 건강상태와는 직접적인 관련이 있지만, 노동시장 참여 여부와는 직접적인 관련이 없다고 판단하였다. 의학 분야에서는 악력이 개인의 전반적인 건강상태를 측정하는 변수로 종종 사용되는 데 반해, 사회과학 분야에서는 널리 사용되지 않고 있다(Kalwij & Vermeulen, 2005). 특히 의학저널에서 악력지수는 미래의 건강상태(기능제한, 장애, 사망률 등)를 예측하는 변수로 널리 사용되어 왔다(Ling et al., 2010; Rantane et al., 1999; Giampaoli et al., 1999). 제Ⅲ장에서 소개한 선행연구 중 Kalwij & Vermeulen (2007)는 악력지수를 건강을 측정하는 하나의 객관적 지표로 간주하여 직접 추정식에 포함시키기도 하였다. 그러나 다른 선행연구에서는 특정 건강상태(health condition)나 신체적 기능 제한(physical functioning limitation)과 같은 객관적 지표를 주관적 건강지표의 도구변수로 사용하는 경우도 있다(Disney et al., 2006; Campolieti, 2002; Dwyer and Mitchell, 1999; Bound et al., 1996). 객관적 지표를 주관적 지표의 도구변수로 사용하는 이론적 근거는 Grossman(1972)의 인적자본 이론(human capital theory)에 기반한다. 즉, 건강은 인적자본의 한 형태인데 신체적 기능제한은 건강자본을 형성하는 데 직접 영향을 미치고, 오직 건강자본의 축적을 통해서만 노동공급에 간접적으로 영향을 줄 있다는 논리이다. 본 보고서에서는 Sayer et al.(2006)와 같이 악력이 주관적 건강상태와 밀접한 상관관계가 있지만(악력이 높을수록 주관적 건강상태가 좋음 이상으로 응답할 확률이 높음), 노동시장 참여 여부에는 직접적인 영향을 미치지 않는다고 간주하였다.

정상체중은 체중(kg)을 신장의 제곱(m<sup>2</sup>)으로 나눈 체질량지수(BMI)가 18.5 이상 25 미만인 경우이다. 저체중이나 과체중이 아닌 정상체중 범위에 있을 때 건강상태가 좋을 확률이 높다. 그러나 체중이 직접적으로 노동시장을 떠날지 여부를 결정하는 데, 혹은 고용주가 피고용인의 고용을 지속할지 여부를 결정하는 데 영향을 미칠 수는 없다. 흡연과 음주 여부 역시 개인의 건강상태와 관련이 있지만 경제활동 참가 여부에 직접적인 영향을 미칠 수 없다. 마지막으로 지역의 평균 건강상태가

좋고, 녹지비율, 소득수준, 의료접근성이 높을수록 개인의 건강상태는 좋을 수 있으나 개인의 노동시장 참여활동 여부에는 직접적인 영향을 미치지 못할 것이다.

이론적으로 선택된 잠재적 도구변수들을 가지고 도구변수의 첫 번째 조건, 즉 건강변수와 직접적인 상관관계가 있는지를 확인하기 위해서 두 가지 방법을 사용할 수 있다. 첫 번째는 간단히 두 변수 간의 상관관계(correlation)를 확인해 보는 것이고, 두 번째는 도구변수 모형을 추정하여 1st stage 결과에서 Z와 X가 통계적으로 유의한 상관관계가 있는지, 즉 Z(excluded variables)에 대한 F값이 10을 넘는지 확인하는 것이다.

〈표 IV-7〉의 첫 번째 칼럼에서는 위에서 나열한 잠재적 도구변수들과 내생성 있는 설명변수인 건강변수(health\_good)와의 상관관계를 확인해 보았다. 그리고 이론과 상식에 근거하여 두 변수 간 상관관계의 예상부호를 두 번째 칼럼에 적시하였다. 예를 들어 악력지수가 높을수록 건강상태가 좋음·매우좋음으로 답할 확률이 증가할 것이므로 이때 예상부호는 (+)로 표기하였다. 정상체중 범위에 속할수록 건강상태가 좋을 확률이 높으므로 예상부호는 (+)이다. 두 변수 간 상관관계의 부호가 예상부호와 같고 크기가 최소 0.05 이상인 경우에 한정하여, 악력지수, 정상체중 여부, 음주자, 지역의 비만율을 최종 도구변수 후보로 선정하였다(표 IV-7에서 하이라이트된 네 개의 변수). 이 중 악력지수의 상관관계가 0.21로 가장 높고, 음주자, 정상체중 여부, 지역의 비만율을 순서로 상관관계가 낮아진다.

〈표 IV-7〉 변수들 간 상관관계 및 도구변수 결정

	healthgood	expected sign	1st stage	2nd stage		overid condition
grip	0.2138	+	0.009***	ok	ok	ok
normalweight	0.0806	+	0.063***	no		
smoker	0.0566	-				
drinker	-0.1128	-	-0.024			
smoke_reg	-0.0170	-				
drink_reg	0.0246	-				
doctor_reg	0.0426	+				
bed_reg	-0.0156	+				
hosppnum_reg	0.0026	+				
gdp_perhead_reg	0.0439	+				
grdp_reg	0.0035	+				
green_reg	-0.0276	+				
infant_mortal_reg	0.0021	-				
obesity_reg	-0.0532	-	-0.015***			no

이제 위에서 선정한 4개의 도구변수 후보를 각각 포함하여 건강상태의 내생성을 통제한 2SLS 모형을 추정해 보았다. 1st stage에서 도구변수가 예상부호를 나타내며 통계적으로 유의한 값을 보이는 변수는 악력지수와 정상체중 여부, 그리고 지역 비만율이었다. 다음으로 세 개의 잠재적 도구변수 중 2개 이상 포함하는 4가지 조합(악력지수-정상체중, 악력지수-지역 비만율, 정상체중-지역 비만율, 악력지수-정상체중-지역 비만율)을 각각 추정해 본 결과, over-identification 테스트를 통과하는 것은 악력지수와 정상체중 여부 두가지였다. 두 개의 도구변수를 모두 포함하는 경우와 악력지수 하나만 사용하는 경우 결과가 비슷하기 때문에, 보고서에서는 악력지수와 정상체중 여부를 도구변수로 함께 사용하여 추정한 2SLS 모형의 결과를 제시하였다. 그런데 본 추정식에서는 주관적 건강상태(health\_good)만 내생성이 있다고 간주하고 도구변수로 교정하였다. 만약 4개의 건강변수가 모두 내생성이 있다고 간주하면

최소한 4개 이상의 도구변수가 필요한데, 현재 가용가능한 도구변수는 2개뿐이다. 그러나 ADL, IADL, 만성질환의 수는 객관적 지표이므로 내생성이 적다고 판단하고, 주관적 건강상태 변수만 내생적 변수로 간주하여 도구변수를 이용하여 교정하였다.

〈표 IV-8〉에 따르면 주관적 건강상태가 좋음·매우 좋음으로 응답할수록 50~64세 중고령자의 경제활동 참가율은 0.55~0.63만큼 증가한다. 칼럼 (1)과 (2)에서는 주관적 건강변수만 포함하였고, 칼럼 (3)~칼럼 (6)은 객관적 건강변수까지 포함하였는데 결과에 큰 차이가 없었다. 도구변수 추정치를 프로빗 추정치와 비교하면 건강상태가 경제활동 참여에 미치는 영향이 6배가량 증가하였다. 따라서 주관적 건강상태를 나타내는 변수에 측정오차 등 내생성이 존재함을 확인할 수 있었다.

객관적인 건강변수가 노동시장에 미치는 효과는 OLS 추정결과와 차이가 있다. OLS 모형에서는 IADL과 만성질환 수 증가와 중고령자의 경제활동 참여율 간에 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계가 나타났는데 반해, 내생성을 통제한 2SLS 모형에서 이 두 변수는 경제활동 참여율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못했다. 다만 ADL이 높을수록 중고령자의 경제활동 참여율이 0.08만큼 감소하는 것으로 나타났다. OLS 모형과 마찬가지로 2SLS 모형에서도 여성, 교육수준 증가, 자산 증가는 경제활동 참여율을 감소시키고, 공적연금 제공은 경제활동 참여율을 제고하는 효과를 발견할 수 있었다. 그러나 OLS 모형과 2SLS 모형 모두 자산효과(wealth effect)의 크기가 매우 작고 건강변수가 미치는 효과가 월등히 크다.

〈표 IV-8〉 2SLS 모형의 추정 결과

IV: grip, normalweight	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
healthgood	0.59*** (0.155)	0.63*** (0.162)	0.55*** (0.164)	0.60*** (0.174)	0.59*** (0.189)	0.63*** (0.201)
ADL			-0.08*** (0.022)	-0.08*** (0.021)	-0.08*** (0.022)	-0.08*** (0.022)
IADL			-0.01 (0.017)	0 (0.019)	-0.01 (0.019)	0 (0.021)
num_NCD					0.06 (0.048)	0.07 (0.050)
age	-0.01* (0.004)	-0.01 (0.004)	-0.01** (0.004)	-0.01* (0.004)	-0.01* (0.004)	-0.01 (0.004)
female	-0.28*** (0.024)	-0.28*** (0.025)	-0.29*** (0.026)	-0.28*** (0.027)	-0.29*** (0.028)	-0.28*** (0.029)
married	-0.03 (0.031)	-0.03 (0.031)	-0.03 (0.031)	-0.03 (0.031)	-0.03 (0.031)	-0.03 (0.032)
edu_mid	-0.09*** (0.031)	-0.08** (0.031)	-0.08*** (0.031)	-0.07** (0.031)	-0.09*** (0.032)	-0.08** (0.032)
edu_high	-0.15*** (0.034)	-0.13*** (0.034)	-0.14*** (0.035)	-0.13*** (0.035)	-0.15*** (0.037)	-0.13*** (0.037)
edu_univ	-0.18*** (0.041)	-0.18*** (0.042)	-0.18*** (0.041)	-0.17*** (0.042)	-0.18*** (0.042)	-0.18*** (0.044)
hh_income (억원)	0.04 (0.022)	0.03 (0.022)	0.04* (0.022)	0.04* (0.022)	0.04* (0.023)	0.03 (0.023)
hh_asset (십억원)	-0.06*** (0.024)	-0.07*** (0.025)	-0.06*** (0.024)	-0.07*** (0.025)	-0.07*** (0.024)	-0.07*** (0.025)
pubpen	0.18*** (0.025)	0.17*** (0.025)	0.18*** (0.024)	0.17*** (0.025)	0.18*** (0.025)	0.17*** (0.026)
Constant	0.93*** (0.245)	0.81*** (0.260)	0.99*** (0.255)	0.86*** (0.275)	0.94*** (0.285)	0.80*** (0.309)
지역더미	NO	YES	NO	YES	NO	YES
관측치	3,118	3,118	3,118	3,118	3,118	3,118
Wald chi2	1037	1051	1255	1281	1231	1252
Prob > chi2	0	0	0	0	0	0

도구변수를 사용한 2SLS 모형의 추정이 제대로 이루어졌는지를 확인하기 위해 <표 IV-9>은 1st stage의 결과를 제시한다. 도구변수로 포함시켰던 악력지수(grip)와 정상체중 여부(normal\_weight)는 건강상태(health\_good)와 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 가진다. 악력이 셀수록 건강상태가 좋다고 응답할 확률은 0.01 증가하고, 정상체중 범위에 있을수록 건강상태가 좋다고 응답할 확률을 0.07 증가시킨다.

<표 IV-9> 2SLS의 1st stage 추정 결과

Y=health_good	1st stage
age	-0.01*** (0.002)
female	0.05 (0.030)
married	0.03 (0.027)
edu_mid	0.10*** (0.025)
edu_high	0.15*** (0.023)
edu_univ	0.15*** (0.034)
hh_income	0.059 (0.038)
hh_asset	0.004 (0.003)
pubpen	0.083*** (0.020)
grip	0.010*** (0.002)
normal_weight	0.070*** (0.019)
관측치	3,118
Adj. R <sup>2</sup>	0.1104
F(11, 3106)	43.52
Prob > F	0

〈표 IV-10〉에서 두 변수(excluded variables)에 대한 F값을 테스트 해 본 결과 20.96으로 10을 넘기 때문에 도구변수의 첫 번째 조건 ( $\text{Corr}(X, Z) \neq 0$ )을 충족시킨다. 즉, 건강변수와 도구변수 간에 통계적으로 유의한 상관관계가 있다.

〈표 IV-10〉 도구변수의 첫 번째 조건 테스트

변수	R <sup>2</sup>	Adj. R <sup>2</sup>	Robust F (2, 3106)	Prob > F
health_good	0.1104	0.1072	20.9061	0.0000

또한 〈표 IV-11〉에서는 Durbin-Wu-Hausman 테스트를 시행하여 건강변수에 실제로 내생성이 존재하는지 검증하였다. 귀무가설( $H_0$ )은 건강변수(health\_good)가 내생변수가 아니라는 것이고, 테스트 결과 p-value가 0.01보다 작아 귀무가설을 통계적으로 유의한 수준에서 기각하였다. 즉, 건강변수에 내생성이 있음을 확인할 수 있었다.

〈표 IV-11〉 건강변수의 내생성 테스트

Ho: 건강변수는 외생적이다	
Robust score chi2(1)	= 13.6733 (p=0.0002)
Robust regression F(1, 3106)	= 13.8339 (p=0.0002)

마지막으로 〈표 IV-12〉에서는 도구변수의 두 번째 조건인 적합성(validity), 즉 악력지수와 정상체중 여부가 경제활동 참여 여부에 직접적인 영향을 주지 않는지에 대해 테스트하였다. 귀무가설( $H_0$ )은  $\text{Corr}(Z, u) = 0$ 이고, 테스트 결과 이를 기각시킬 수 없었다. 즉, 도구변수들이 경제활동 참여 여부에 직접적인 영향을 주지 않는다는 두 번째 요건을 만족시켰다.

〈표 IV-12〉 도구변수의 적합성 테스트

---

 Test of overidentifying restrictions:
 

---

 Score  $\chi^2(1) = 0.209354$  ( $p=0.6473$ )
 

---

지금까지 OLS와 2SLS 모형을 사용하여 중고령자의 건강상태가 경제활동 참가 여부에 미치는 영향을 살펴보았다. 또한 도구변수의 두 요건, 즉 내생성이 있는 주관적 건강상태의 상관관계가 약하지 않고, 도구변수가 경제활동 참여율에 직접적인 영향을 주지 않는지 테스트하여, 이 두 요건을 만족시킴을 보여주었다. 이러한 선형모형들은 도구변수의 적합성 등을 테스트하기 용이하기 때문에 기본적인 출발 모형으로 사용하였지만, 종속변수(경제활동에 참가하고 있는지 여부)가 이항변수인 경우 오차항이 동분산(homoskedasticity) 및 정규분포(normality) 가정을 위배하기 때문에 표준편차가 정확하게 추정되지 못했을 수 있다. 따라서 이항변수를 종속변수로 하는 프로빗 모형 및 IV 프로빗 모형을 주된 추정모형으로 하여, 앞서 제시한 주요 실증분석 결과가 일관성이 있는지 테스트해 보았다.

〈표 IV-13〉은 건강상태가 중고령자의 경제활동 참여에 미치는 영향을 프로빗 모형으로 추정한 결과로 한계 효과(marginal effects)를 제시한다. OLS 모형과 마찬가지로 주관적 건강상태가 경제활동 참여율을 약 10%(9~14%) 증가시킨다. 그리고 ADL, IADL, 만성질환 수와 같은 객관적 건강지표는 노동시장 참여율과 음(-)의 상관관계를 보인다. ADL, IADL, 만성질환 중 음(-)의 상관관계가 가장 큰 변수는 ADL인데, ADL이 증가할수록 경제활동 참여율은 18~19% 감소한다. 중고령자의 경제활동 참여와 관련하여 IADL의 한계효과는 -0.08이고 만성질환의 한계효과는 -0.06이다. 다른 설명변수들도 OLS 추정계수와 거의 비슷한 값을 보이고 있다.

〈표 IV-14〉은 주관적 건강상태의 내생성을 통제하기 위해 악력지수와 정상체중 여부라는 2가지 도구변수를 사용하여 IV 프로빗 모형을

추정한 결과이다. 건강변수의 내생성을 교정한 2SLS 모형에서 건강상태가 좋을수록 경제활동 참가율이 0.55~0.63만큼 증가하였는데, IV probit 모형에서 한계효과크기의 크기는 0.54~0.59로 크게 다르지 않다. 다른 설명변수들도 계수의 크기와 부호, 통계적 유의성에서 있어 거의 일치하는 형태를 보였다. 다만 ADL의 추정치는 2SLS 모형에서 -0.08이었으나 IV 프로빗 모형에서는 -0.35~-0.40으로 5배가량 높게 나타났다. 즉, ADL 지수가 증가할수록 중고령자의 경제활동 참여율은 35~40% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 만성질환 수가 통계적으로 유의한 양(+ )의 값을 가져 경제활동 참여율을 감소시킬 것이라는 예측과 반대의 결과를 나타냈다.

본 연구에서 시행한 실증분석의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 고령화 패널에서 도구변수로 사용한 악력지수가 2차 자료에만 존재하기 때문에 패널의 성질을 이용하지 못하고 2008년 단년도 데이터(cross-section data)를 사용하였다. 따라서 개인의 이질성(heterogeneity)을 통제할 수 없었다. 둘째, 도구변수로 사용한 악력지수와 정상체중 여부 변수가 주관적 건강상태에만 영향을 미치고, 노동시장 참여 여부에는 직접 영향을 미치지 않는다는 강한 가정을 부여하였다. 물론 이는 Grossman(1972)의 이론적 근거에 기반하였지만, 만약 도구변수의 두 번째 요건이 완전히 충족되지 않으면 계수에 편의(bias)가 발생할 수 있을 것이다.

〈표 IV-13〉 프로빗 모형 추정 결과(marginal effects)

Y=work	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
health_good	0.13*** (0.019)	0.14*** (0.019)	0.10*** (0.019)	0.12*** (0.020)	0.09*** (0.020)	0.11*** (0.020)
ADL			-0.19** (0.086)	-0.18** (0.078)	-0.19** (0.087)	-0.18** (0.079)
IADL			-0.08*** (0.012)	-0.08*** (0.012)	-0.08*** (0.012)	-0.08*** (0.012)
num_NCD					-0.06*** (0.024)	-0.06*** (0.025)
age	-0.02*** (0.002)	-0.02*** (0.002)	-0.02*** (0.002)	-0.02*** (0.002)	-0.02*** (0.002)	-0.02*** (0.002)
female	-0.33*** (0.019)	-0.34*** (0.019)	-0.37*** (0.019)	-0.38*** (0.019)	-0.37*** (0.019)	-0.38*** (0.019)
married	0.02 (0.030)	0.01 (0.031)	0.02 (0.031)	0.01 (0.031)	0.02 (0.031)	0.01 (0.031)
edu_mid	-0.04 (0.026)	-0.03 (0.027)	-0.05* (0.027)	-0.03 (0.027)	-0.05* (0.027)	-0.04 (0.027)
edu_high	-0.07*** (0.025)	-0.05** (0.026)	-0.08*** (0.026)	-0.06** (0.026)	-0.08*** (0.026)	-0.06** (0.026)
edu_univ	-0.13*** (0.041)	-0.12*** (0.042)	-0.15*** (0.042)	-0.14*** (0.043)	-0.15*** (0.042)	-0.14*** (0.043)
hh_income (억원)	0.14*** (0.049)	0.14*** (0.052)	0.13*** (0.049)	0.13** (0.052)	0.13*** (0.048)	0.13** (0.051)
hh_asset (십억원)	-0.07** (0.029)	-0.06** (0.030)	-0.07** (0.028)	-0.06** (0.030)	-0.07** (0.028)	-0.06** (0.029)
pubpen	0.27*** (0.019)	0.27*** (0.019)	0.27*** (0.019)	0.26*** (0.019)	0.27*** (0.019)	0.26*** (0.020)
Constant	1.47*** (0.120)	1.40*** (0.123)	1.52*** (0.117)	1.46*** (0.121)	1.53*** (0.117)	1.47*** (0.121)
지역더미	NO	YES	NO	YES	NO	YES
관측치	3,307	3,307	3,307	3,307	3,307	3,307
Log Likelihood	-1728.5	-1703.7	-1680.78	-1658.47	-1677.71	-1655.41
Wald test	845.19	823.35	828.16	810.88	834.4	816.71
Prob > chi2	0	0	0	0	0	0

〈표 IV-14〉 IV 프로빗 모형 추정 결과(한계효과)

IV: grip, normalweight	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
health_good	0.55*** (0.065)	0.57*** (0.061)	0.54*** (0.076)	0.57*** (0.071)	0.56*** (0.078)	0.59*** (0.071)
ADL			-0.40*** (0.153)	-0.36** (0.152)	-0.38*** (0.145)	-0.35** (0.144)
IADL			-0.01 (0.020)	0 (0.020)	-0.01 (0.021)	0 (0.021)
num_NCD					0.07* (0.040)	0.08** (0.039)
age	-0.01 (0.004)	0 (0.004)	-0.01 (0.004)	0 (0.004)	-0.01 (0.005)	0 (0.005)
female	-0.24*** (0.041)	-0.24*** (0.043)	-0.26*** (0.049)	-0.25*** (0.051)	-0.25*** (0.054)	-0.24*** (0.056)
married	-0.03 (0.027)	-0.03 (0.027)	-0.02 (0.028)	-0.02 (0.028)	-0.02 (0.027)	-0.02 (0.027)
edu_mid	-0.09*** (0.026)	-0.08*** (0.027)	-0.09*** (0.026)	-0.08*** (0.027)	-0.09*** (0.026)	-0.08*** (0.026)
edu_high	-0.15*** (0.025)	-0.13*** (0.025)	-0.16*** (0.025)	-0.14*** (0.026)	-0.16*** (0.025)	-0.14*** (0.025)
edu_univ	-0.20*** (0.037)	-0.19*** (0.037)	-0.20*** (0.037)	-0.19*** (0.038)	-0.20*** (0.036)	-0.19*** (0.037)
hh_inc	0.06 (0.040)	0.06 (0.040)	0.06 (0.040)	0.06 (0.041)	0.06 (0.040)	0.05 (0.040)
hh_asset	-0.07*** (0.025)	-0.08*** (0.026)	-0.07*** (0.026)	-0.07*** (0.026)	-0.07*** (0.025)	-0.07*** (0.025)
pubpen	0.16*** (0.037)	0.15*** (0.037)	0.17*** (0.039)	0.16*** (0.039)	0.16*** (0.042)	0.15*** (0.042)
지역더미	NO	YES	NO	YES	NO	YES
관측치	3,118	3,118	3,118	3,118	3,118	3,118
Log Likelihood	-3683	-3629	-3640	-3585	-3595	-3540
Wald chi2	1768	1876	1692	1821	1831	1996
Prob > chi2	0	0	0	0	0	0

### 〈강건성 테스트〉

다음으로는 중고령자의 건강상태가 경제활동 참여율에 미치는 영향이 다른 여러 가지 요인(성별, 직업의 종류, 자산의 크기, 재취업 여부)을 고려하였을 때에도 일관성이 있는지 테스트해보고자 한다. 앞서 OLS에 기반한 모형에서 도구변수의 적합성이 충족됨을 확인하였고, 프로빗 모형의 추정결과와 큰 차이가 없었으므로, 이후 행해지는 테스트는 종속변수의 불연속성을 반영한 프로빗 모형을 사용하여 추정하였다.

먼저 노동시장에서 남녀 간의 행태에는 차이가 있을 수 있으므로 남성과 여성으로 구분하여 각각 프로빗과 IV 프로빗 모형을 추정해 보았다. 남성에게 대한 프로빗 모형의 한계효과는 <표 IV-15>에, 여성에게 대한 프로빗 모형의 한계효과는 <표 IV-17>에 제시하였다. 남녀 중고령자 모두 노동시장 참여 여부에 영향을 미치는 건강변수는 주관적 건강상태(health\_good)와 IADL이다. 남녀 모두 주관적 건강상태가 좋을수록 경제활동 참여율이 증가하는데, 한계효과의 크기는 남성의 경우 7~10%, 여성의 경우 8~12%로 여성에서 약간 높게 나타나지만 큰 차이가 없다. 예상대로 IADL 지수가 증가할수록 중고령자의 경제활동 참여율은 감소하는데, 한계효과의 크기는 남성의 경우 4%로 여성(9~10%)보다 절반 이하로 낮다. 그러나 ADL과 만성질환 수는 남녀 간에 차이를 보이는데, 남성은 ADL 지수가 증가하면 경제활동 참여율이 9~10% 감소하는 데 반해, 여성은 만성질환 수 증가가 경제활동 참여율을 6~7% 감소시키는 것으로 나타났다. 이상의 결과를 종합해 보면 남성보다는 여성에서 건강상태가 경제활동 참여율에 미치는 영향이 약간 높을 것을 알 수 있었다.

건강변수 이외에 다른 설명변수들을 살펴보면, 남성의 경우 기혼자의 노동시장 참여율이 10~13% 높고, 자산이 많을수록 노동시장 참여율이 6~7% 감소하며, 교육변수는 대학졸업 이상인 경우에만 통계적으로 유의한 값을 가진다. 반면 여성의 경우, 비록 통계적으로 유의한 값은 아니지만 기혼자의 노동참여율이 3~5% 낮고, 자산효과가 나타나지 않음

며, 교육수준이 높을수록 경제활동 참여율이 크게 낮아진다. 또한 여성은 남성에 비해 직장에서 공적연금을 제공하는지 여부가 경제활동 참여 여부에 2배 이상 높은 영향을 미친다. 즉, 여성 고령자는 공적연금을 제공하는 안정적인 직장인 경우나 교육수준이 낮아 생계를 위한 소득활동을 해야 하는 경우에 노동시장에 참여하는 경향이 높은 것으로 추정된다.

다음으로 <표 IV-16>와 <표 IV-18>에서는 남성과 여성을 구분하여 IV 프로빗 모형을 추정한 결과를 제시하고 있다. 주요 실증분석 결과와 마찬가지로 주관적 건강상태의 내생성을 통제한 IV 프로빗 모형의 한계효과는 프로빗 모형의 한계효과보다 약 6배에서 9배 정도 증가하는 것을 볼 수 있다. 프로빗 모형 결과와 마찬가지로 남성의 경우, 주관적 건강상태가 좋을수록, ADL 지수가 낮을수록 노동시장 참여율이 증가한다. 주관적 건강상태의 한계효과는 62~67%이고 ADL의 한계효과는 18~20%이다. 반면 IADL 지수가 중고령 남성의 경제활동 참여율에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않게 되고, 만성질환 수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖게 된다. 마찬가지로 여성의 경우에도 주관적 건강상태가 좋을수록, ADL 지수가 낮을수록 노동시장 참여율이 통계적으로 유의하게 증가하는 효과를 나타낸다. 주관적 건강상태의 한계효과는 51~58%이고, ADL의 한계효과는 1.56~1.72이다. 반면 IADL과 만성질환 수는 중고령 여성의 노동시장 참여 여부에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 남녀 고령자 모두 자산이 높을수록, 고등학교 혹은 대학 이상 졸업자일수록 경제활동 참여가 낮아진다. 프로빗 모형과는 달리 결혼 여부는 남성 중고령자에 있어 통계적으로 유의한 영향을 나타내지 못했지만, 여성 중고령자의 경우 기혼자의 경제활동 참여율이 6~7% 낮았다. 공적연금 가입 여부도 남성의 경우에는 통계적으로 유의한 영향을 발견할 수 없었지만 여성의 경우에는 경제활동 참여율을 19~22% 증가시키는 효과를 나타냈다.

〈표 IV-15〉 프로빗 모형 추정 결과(남성)

Y=work	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
health_good	0.10*** (0,019)	0.10*** (0,019)	0.08*** (0,020)	0.07*** (0,019)	0.07*** (0,020)	0.07*** (0,020)
ADL			-0.10** (0,051)	-0.09** (0,048)	-0.10* (0,052)	-0.09* (0,048)
IADL			-0.04*** (0,007)	-0.04*** (0,007)	-0.04*** (0,007)	-0.04*** (0,007)
num_NCD					-0.03 (0,023)	-0.03 (0,022)
age	-0.01*** (0,002)	-0.01*** (0,002)	-0.01*** (0,002)	-0.01*** (0,002)	-0.01*** (0,002)	-0.01*** (0,002)
married	0.11** (0,048)	0.10** (0,048)	0.13** (0,050)	0.12** (0,050)	0.12** (0,050)	0.12** (0,050)
edu_mid	0.01 (0,024)	0.01 (0,024)	-0.01 (0,028)	-0.01 (0,027)	-0.01 (0,028)	-0.01 (0,027)
edu_high	0.01 (0,023)	0.01 (0,023)	0 (0,025)	0 (0,025)	0 (0,025)	0 (0,024)
edu_univ	-0.07* (0,042)	-0.07* (0,040)	-0.09** (0,044)	-0.08** (0,043)	-0.09** (0,044)	-0.08** (0,043)
hh_income (억원)	0.31*** (0,092)	0.31*** (0,091)	0.30*** (0,095)	0.30*** (0,093)	0.30*** (0,096)	0.30*** (0,094)
hh_asset (십억원)	-0.06** (0,026)	-0.06** (0,027)	-0.07*** (0,024)	-0.06*** (0,024)	-0.06*** (0,024)	-0.06** (0,025)
pubpen	0.14*** (0,022)	0.13*** (0,023)	0.13*** (0,023)	0.13*** (0,024)	0.13*** (0,023)	0.13*** (0,024)
지역더미	NO	YES	NO	YES	NO	YES
관측치	1,439	1,439	1,439	1,439	1,439	1,439
Log Likelihood	-518.54	-509.85	-485.26	-475.74	-484.29	-474.88
Wald Test	167.78	204.03	194.44	228.57	192.87	227.73
Prob > chi2	0	0	0	0	0	0

〈표 IV-16〉 IV 프로빗 모형 추정 결과(남성)

Y=work	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
health_good	0.62*** (0.115)	0.63*** (0.091)	0.62*** (0.157)	0.64*** (0.121)	0.66*** (0.127)	0.67*** (0.105)
ADL			-0.19** (0.090)	-0.20** (0.093)	-0.18* (0.092)	-0.18** (0.090)
IADL			0.02 (0.034)	0.03 (0.030)	0.03 (0.034)	0.03 (0.031)
num_NCD					0.17* (0.090)	0.17** (0.075)
age	0 (0.006)	0 (0.005)	0 (0.008)	0 (0.006)	0 (0.008)	0 (0.007)
married	0.06 (0.050)	0.07 (0.049)	0.06 (0.060)	0.07 (0.055)	0.07 (0.060)	0.07 (0.056)
edu_mid	-0.03 (0.039)	-0.03 (0.038)	-0.03 (0.038)	-0.03 (0.038)	-0.03 (0.037)	-0.03 (0.037)
edu_high	-0.08* (0.046)	-0.08* (0.042)	-0.09 (0.052)	-0.08* (0.045)	-0.09* (0.049)	-0.09** (0.044)
edu_univ	-0.15*** (0.048)	-0.15*** (0.047)	-0.15*** (0.048)	-0.15*** (0.047)	-0.15*** (0.046)	-0.15*** (0.046)
hh_income (억원)	0.18 (0.126)	0.18 (0.119)	0.17 (0.151)	0.18 (0.135)	0.14 (0.161)	0.15 (0.145)
hh_asset (십억원)	-0.07** (0.032)	-0.08*** (0.031)	-0.07** (0.034)	-0.08** (0.033)	-0.07** (0.034)	-0.08** (0.032)
pubpen	0.04 (0.052)	0.03 (0.045)	0.04 (0.067)	0.03 (0.055)	0.03 (0.067)	0.02 (0.057)
지역더미	NO	YES	NO	YES	NO	YES
관측치	1,350	1,350	1,350	1,350	1,350	1,350
Log Likelihood	-1380	-1358	-1349	-1324	-1316	-1294
Wald Test	1,202	1,487	1,319	1,557	1,859	2,062
Prob > chi2	0	0	0	0	0	0

〈표 IV-17〉 프로빗 모형 추정 결과(여성)

Y=work	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
health_good	0.10*** (0.025)	0.12*** (0.026)	0.09*** (0.025)	0.11*** (0.026)	0.08*** (0.026)	0.10*** (0.026)
ADL			-0.09 (0.110)	-0.06 (0.079)	-0.09 (0.113)	-0.06 (0.083)
IADL			-0.09** (0.038)	-0.10** (0.045)	-0.09** (0.038)	-0.10** (0.044)
num_NCD					-0.07** (0.030)	-0.06** (0.031)
age	-0.02*** (0.003)	-0.02*** (0.003)	-0.02*** (0.003)	-0.02*** (0.003)	-0.02*** (0.003)	-0.02*** (0.003)
married	-0.03 (0.035)	-0.04 (0.036)	-0.04 (0.035)	-0.05 (0.036)	-0.04 (0.035)	-0.04 (0.036)
edu_mid	-0.04 (0.031)	-0.01 (0.032)	-0.04 (0.031)	-0.01 (0.032)	-0.04 (0.031)	-0.01 (0.032)
edu_high	-0.11*** (0.030)	-0.08*** (0.032)	-0.11*** (0.030)	-0.09*** (0.032)	-0.11*** (0.030)	-0.09*** (0.032)
edu_univ	-0.16*** (0.050)	-0.15*** (0.053)	-0.16*** (0.050)	-0.15*** (0.052)	-0.16*** (0.049)	-0.15*** (0.052)
hh_income (억원)	0.05 (0.039)	0.04 (0.043)	0.05 (0.039)	0.04 (0.043)	0.04 (0.039)	0.03 (0.043)
hh_asset (십억원)	-0.05 (0.037)	-0.04 (0.040)	-0.05 (0.037)	-0.04 (0.041)	-0.05 (0.037)	-0.04 (0.041)
pubpen	0.30*** (0.028)	0.30*** (0.029)	0.30*** (0.029)	0.31*** (0.029)	0.30*** (0.029)	0.31*** (0.029)
지역더미	NO	YES	NO	YES	NO	YES
관측치	1,868	1,868	1,868	1,868	1,868	1,868
Log Likelihood	-1173.94	-1136.66	-1165.52	-1127.45	-1163.22	-1125.51
Wald Test	184.87	239.89	185.73	240.13	191.64	245.11
Prob > chi2	0	0	0	0	0	0

〈표 IV-18〉 IV 프로빗 모형 추정 결과(여성)

Y=work	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
health_good	0.52*** (0,093)	0.57*** (0,078)	0.51*** (0,100)	0.57*** (0,084)	0.53*** (0,108)	0.58*** (0,086)
ADL			-1.72*** (0,244)	-1.62*** (0,261)	-1.72*** (0,275)	-1.56*** (0,283)
IADL			-0.08 (0,050)	-0.08 (0,053)	-0.07 (0,049)	-0.07 (0,052)
num_NCD					0.03 (0,046)	0.05 (0,045)
age	-0.01 (0,006)	0 (0,005)	-0.01 (0,006)	0 (0,006)	-0.01 (0,006)	0 (0,006)
married	-0.06* (0,033)	-0.07** (0,033)	-0.06* (0,033)	-0.07** (0,033)	-0.06* (0,033)	-0.07** (0,033)
edu_mid	-0.10*** (0,032)	-0.08** (0,033)	-0.10*** (0,032)	-0.07** (0,033)	-0.10*** (0,032)	-0.08** (0,033)
edu_high	-0.18*** (0,029)	-0.15*** (0,030)	-0.18*** (0,029)	-0.16*** (0,029)	-0.18*** (0,029)	-0.15*** (0,029)
edu_univ	-0.20*** (0,048)	-0.19*** (0,050)	-0.20*** (0,046)	-0.19*** (0,049)	-0.20*** (0,046)	-0.19*** (0,049)
hh_income (억원)	0.02 (0,034)	0.01 (0,033)	0.03 (0,034)	0.01 (0,033)	0.03 (0,033)	0.02 (0,033)
hh_asset (십억원)	-0.07* (0,034)	-0.06* (0,035)	-0.07* (0,034)	-0.06* (0,035)	-0.07* (0,034)	-0.06* (0,035)
pubpen	0.21*** (0,049)	0.20*** (0,051)	0.22*** (0,051)	0.20*** (0,053)	0.21*** (0,055)	0.19*** (0,056)
지역더미	NO	YES	NO	YES	NO	YES
관측치	1,768	1,768	1,768	1,768	1,768	1,768
Log Likelihood	-2264	-2208	-2254	-2198	-2237	-2179
Wald Test	336.5	518.5	1970	2379	2110	2451
Prob > chi2	0	0	0	0	0	0

두 번째 테스트는 직업의 종류에 따라 중고령자의 건강상태가 노동 시장 참여에 미치는 영향이 달라질 수 있다는 가설을 검증하는 것이다. 예를 들어, 신체활동이 많은 일용직의 경우 신체활동이 적은 사무·관리직에 비해, 건강상태가 나빠지면 경제활동 참여율이 크게 감소할 수 있다. 또한 도구변수로 사용한 악력지수는 직업의 종류에 따라 노동 시장 참여 여부에 직접적인 영향을 미칠 수 있다는 공격을 받을 수 있기 때문에 직업의 종류를 통제하는 것이 더욱 필요하다. 고령화패널에서는 직종을 10개<sup>4)</sup>로 구분하고 있는데, 이들 각각을 더미 변수로 포함하는 경우와 화이트칼라<sup>5)</sup>와 블루칼라로 양분하여 더미변수를 포함하는 경우를 살펴보았다. 두 가지 형태로 직업의 종류를 통제하였을 때 결과에 차이가 없으므로, <표 IV-19>에서는 10개의 직종 각각을 더미변수로 포함하여 직업의 종류가 미치는 영향을 통제한 결과를 제시하고자 한다. 만약 고령자패널 2차 자료에 직업의 종류가 누락된 경우 제1차 자료 및 직업력 데이터를 참고하여 변수를 완성하였다. 또한 중고령자 중 경제활동을 하지 않는 사람들의 경우 퇴사·은퇴 전 일자리를 기준으로 하였다. 프로빗과 IV 프로빗 모형 결과에 따르면 직업의 종류를 통제하여도 건강변수가 중고령자의 경제활동 참여율에 미치는 영향은 크게 변하지 않는다. 다만 직업의 종류를 통제하지 않았을 때 교육수준 변수가 경제활동 참여율에 음(-)의 영향을 미쳤던 것과는 달리, 직업의 종류를 통제한 후 프로빗 모형 결과에서는 대부분의 교육수준 변수가 경제활동 참여율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나

- 
- 4) ① 관리자(의회의원, 행정 및 경영관리자, 일반관리자), ② (준)전문가(과학, 컴퓨터, 공학, 보건의료, 교육, 행정·경영·재정, 법률·사회서비스·종교, 문화·예술·방송 관련 전문가 및 준전문가), ③ 사무종사자(일반사무, 고객센터 사무), ④ 서비스종사자(대인서비스, 조리 및 음식서비스, 여행 및 운송 관련, 보안서비스), ⑤ 판매종사자(도소매, 통신, 모델 및 홍보), ⑥ 농업어업 숙련종사자, ⑦ 기능원 및 관련 기능 종사자(추출 및 건설기능, 금속, 기계 및 관련 기능, 기계설치 및 정비기능, 정밀기구, 세공 및 수공예 기능, 기타 기능), ⑧ 장치, 기계조작 및 조립종사자(고정기계장치 및 시스템 조작, 기계 조작, 조립, 운전원), ⑨ 단순 노무 종사자, ⑩ 직업군인
- 5) 화이트칼라는 ①에서 ⑤번까지, 블루칼라는 ⑥에서 ⑩번까지로 구분

타났다.

관리·사무 등 화이트칼라 직종에 종사하는 경우, 육체 노동을 하는 블루칼라에 비해 중고령자의 건강상태 변화가 경제활동 참여 여부를 변화시킬 확률이 작을 것이다. 이를 검증하기 위해 건강변수와 화이트칼라 종사자를 나타내는 더미변수의 교차항(health\_good×white\_collar)을 포함시켜 보았다. 만약 우리의 가설이 옳다면 이 교차항이 음(-)의 부호를 가질 것이다. <표 IV-20>에서 보는 바와 같이 프로빗 모형에서는 건강상태 좋음×화이트칼라 교차항이 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하고 있으나, 내생성을 통제한 IV 프로빗 모형의 결과에 따르면 화이트칼라에 종사하는 사람이 건강상태 변화에 따라 경제활동 참가율에 미치는 영향이 감소함을 알 수 있다. 화이트칼라에 종사하는 중고령자의 경우, 주관적 건강상태 좋음은 노동시장 참여율을 약 5~6% 증가시키지만, 블루칼라에 종사하는 중고령자의 경우, 주관적 건강상태 좋음은 노동시장 참여율을 74~76% 증가시키는 것으로 나타났다.

〈표 IV-19〉 직업의 종류를 통제한 모형의 추정 결과(한계효과)

	프로빗			IV 프로빗		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
health_good	0.13*** (0.019)	0.11*** (0.020)	0.10*** (0.020)	0.55*** (0.067)	0.54*** (0.078)	0.56*** (0.079)
ADL		-0.20** (0.097)	-0.20** (0.098)		-0.43** (0.169)	-0.41** (0.161)
IADL		-0.07*** (0.012)	-0.07*** (0.012)		-0.01 (0.020)	0 (0.021)
num_NCD			-0.05** (0.024)			0.08** (0.039)
age	-0.02*** (0.002)	-0.02*** (0.003)	-0.02*** (0.003)	-0.01 (0.004)	-0.01 (0.005)	-0.01 (0.005)
female	-0.34*** (0.020)	-0.38*** (0.020)	-0.38*** (0.020)	-0.25*** (0.045)	-0.26*** (0.053)	-0.25*** (0.058)
married	0.01 (0.031)	0.01 (0.031)	0.01 (0.031)	-0.04 (0.027)	-0.04 (0.028)	-0.04 (0.028)
edu_mid	-0.02 (0.026)	-0.03 (0.027)	-0.03 (0.027)	-0.08*** (0.027)	-0.08*** (0.027)	-0.08*** (0.027)
edu_high	-0.03 (0.027)	-0.03 (0.027)	-0.03 (0.027)	-0.11*** (0.028)	-0.11*** (0.028)	-0.12*** (0.028)
edu_univ	-0.07 (0.045)	-0.08* (0.046)	-0.09* (0.046)	-0.14*** (0.042)	-0.15*** (0.043)	-0.15*** (0.042)
hh_inc	0.15*** (0.052)	0.14*** (0.052)	0.14*** (0.051)	0.07 (0.041)	0.07 (0.042)	0.06 (0.042)
hh_asset	-0.07** (0.029)	-0.07** (0.029)	-0.07** (0.029)	-0.07*** (0.026)	-0.07*** (0.026)	-0.07*** (0.026)
pubpen	0.27*** (0.019)	0.27*** (0.020)	0.27*** (0.020)	0.16*** (0.038)	0.16*** (0.041)	0.16*** (0.044)
직종 더미	YES	YES	YES	YES	YES	YES
관측치	3,280	3,280	3,280	3,092	3,092	3,092
Log Likelihood	-1656.12	-1608.75	-1606.63	-3590	-3548	-3505
Wald test	848.36	831.35	834.11	1796	1713	1876
Prob > chi2	0	0	0	0	0	0

〈표 IV-20〉 직종에 따른 건강변수 효과의 차이를 통제한 모형(한계효과)

	프로빗			IV 프로빗		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
health_good	0.14*** (0.027)	0.11*** (0.028)	0.10*** (0.028)	0.75*** (0.060)	0.74*** (0.070)	0.76*** (0.069)
health_good X white_collar	-0.01 (0.038)	0 (0.039)	0 (0.039)	-0.70*** (0.053)	-0.69*** (0.060)	-0.70*** (0.056)
ADL		-0.20** (0.097)	-0.20** (0.098)		-0.37** (0.158)	-0.35** (0.153)
IADL		-0.07*** (0.012)	-0.07*** (0.012)		0 (0.021)	0.01 (0.022)
num_NCD			-0.05** (0.024)			0.08** (0.035)
age	-0.02*** (0.002)	-0.02*** (0.003)	-0.02*** (0.003)	-0.01** (0.004)	-0.01* (0.004)	-0.01* (0.004)
female	-0.34*** (0.020)	-0.38*** (0.020)	-0.38*** (0.020)	-0.22*** (0.052)	-0.22*** (0.063)	-0.21*** (0.069)
married	0.01 (0.031)	0.01 (0.031)	0.01 (0.031)	-0.04 (0.026)	-0.03 (0.027)	-0.03 (0.026)
edu_mid	-0.02 (0.026)	-0.03 (0.027)	-0.03 (0.027)	-0.10*** (0.028)	-0.10*** (0.028)	-0.10*** (0.028)
edu_high	-0.03 (0.027)	-0.03 (0.027)	-0.03 (0.027)	-0.13*** (0.027)	-0.13*** (0.027)	-0.13*** (0.027)
edu_univ	-0.07 (0.045)	-0.08* (0.046)	-0.09* (0.046)	-0.14*** (0.038)	-0.15*** (0.038)	-0.14*** (0.037)
hh_inc	0.15*** (0.052)	0.14*** (0.052)	0.14*** (0.051)	0.06 (0.038)	0.05 (0.039)	0.05 (0.039)
hh_asset	-0.07** (0.029)	-0.07** (0.029)	-0.07** (0.029)	-0.06** (0.024)	-0.05** (0.024)	-0.06** (0.024)
pubpen	0.27*** (0.019)	0.27*** (0.020)	0.27*** (0.020)	0.14*** (0.042)	0.14*** (0.046)	0.13*** (0.049)
직종 더미	YES	YES	YES	YES	YES	YES
관측치	3,280	3,280	3,280	3,092	3,092	3,092
Log Likelihood	-1656.08	-1608.75	-1606.63	-2625	-2585	-2556
Wald test	848.57	832.03	834.69	2281	2231	2414
Prob > chi2	0	0	0	0	0	0

세 번째 테스트는 중고령자의 부(wealth)의 규모에 따라 건강이 경제활동 참가 여부에 미치는 영향이 달라지는지 확인하는 것이다. 중고령자의 경제활동 동기는 소득수준 혹은 축적한 자산의 규모에 따라 다를 수 있다. 예를 들어 소득이 높을수록, 자산의 규모가 클수록 자기만족 혹은 자아실현을 위해 경제활동을 하는 반면, 소득이 낮을수록 혹은 자산 규모가 작을수록 생계유지를 위해 경제활동을 해야만 할 것이다. 따라서 저소득층일수록 건강상태의 변화가 경제활동 참여율에 미치는 영향이 작을 것으로 예상하였다. 이를 검증하기 위해 건강상태와 소득분위의 교차항을 포함시키고자 하였으나, 고령화패널에서 소득분위에 대한 정보를 제공하지 않기 때문에 건강상태와 자산수준의 교차항(health\_good X asset)을 포함시켰다. 만약 가설대로 자산 규모가 낮을수록 건강상태 변화가 경제활동 참여율에 미치는 영향이 작다면 교차항의 부호는 양(+)의 부호를 보여야 한다. <표 IV-21>에 따르면 건강변수의 내생성을 통제하지 않은 프로빗 모형의 결과에서는 교차항이 음(-)의 부호를 보이지만, 건강변수의 내생성을 통제한 IV 프로빗 모형의 결과에서는 가설대로 교차항이 양(+)의 부호를 보이고 있다. 즉, 자산 규모가 높을수록 건강상태 변화가 경제활동 참여 여부에 미치는 영향이 크고, 자산 규모가 낮을수록 건강상태 변화가 경제활동 참여율에 미치는 영향이 작다.

마지막으로 중고령자들의 재취업이 모형의 결과에 어떤 영향을 미칠 수 있는지 논의해 보기로 한다. 보통 중고령 은퇴자는 생애 주된 일자리에서 정년 혹은 조기은퇴한 후, 재취업하여 경제활동을 지속하는 경우가 상당하다. 서울시 복지재단(2012)에 따르면 서울시민의 평균 은퇴 연령은 52.6세이고 재취업 비율은 24%이다. 이렇듯 50대 초반에 자발적 은퇴 후 재취업을 하는 경우, 이들은 잠시 경제활동을 중단하였지만 건강상태의 변화가 노동시장 이탈을 초래한 것이 아닌 일종의 마찰적 실업상태에 있는 것이다. 만약 재취업을 고려하고 있는 고령인구의 건강상태가 좋은 편이라면, 이들을 모형에 포함시키는 경우 건강상태가 경제활동 참여율에 미치는 영향을 과소추정할 가능성이 있다. 그러나

경제활동을 하지 않는 사람들 중 향후 재취업을 위해 구직활동을 하고 있는지 여부는 데이터상으로 파악하기 어렵다. 따라서 평균 재취업 연령이 52세임을 감안하여 재취업이 활발한 연령대(50~55세)를 제외하고 모형을 재추정해 보았다. 56~64세를 대상으로 재추정한 <표 IV-22>의 결과를 50~64세 중고령자를 대상으로 하였던 결과(<표 IV-6>, <표 IV-8>)와 비교하면, 주관적 건강상태가 노동시장 참여에 미치는 영향은 거의 비슷한데, ADL 지수의 영향은 상당 폭 감소하였다. 반면 프로빗 모형에서는 만성질환 수 증가가 노동시장 참여율을 감소시키는 효과가 증가하였다. 즉, 재취업이 주로 일어날 수 있는 연령대를 제외한 중고령자를 대상으로 하면 건강지표 중 주관적 건강상태와 만성질환 수가 경제활동 참여율에 미치는 영향이 더욱 증가하는 모습을 볼 수 있었다.

〈표 IV-21〉 자산에 따른 건강변수 효과의 차이를 통제한 모형(한계효과)

	프로빗			IV 프로빗		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
health_good	0.11*** (0.020)	0.09*** (0.021)	0.08*** (0.021)	0.59*** (0.067)	0.59*** (0.078)	0.60*** (0.080)
health_good ×asset	-0.04** (0.022)	-0.04** (0.021)	-0.04* (0.022)	0.19** (0.077)	0.18** (0.080)	0.19** (0.080)
ADL		-0.19** (0.085)	-0.19** (0.087)		-0.37** (0.144)	-0.36** (0.139)
IADL		-0.08*** (0.012)	-0.08*** (0.012)		-0.01 (0.020)	0 (0.021)
num_NCD			-0.06** (0.024)			0.07* (0.038)
age	-0.02*** (0.002)	-0.02*** (0.002)	-0.02*** (0.002)	0 (0.004)	-0.01 (0.005)	0 (0.005)
female	-0.33*** (0.019)	-0.37*** (0.019)	-0.37*** (0.019)	-0.23*** (0.046)	-0.25*** (0.055)	-0.24*** (0.060)
married	0.02 (0.030)	0.02 (0.031)	0.02 (0.031)	-0.03 (0.027)	-0.03 (0.028)	-0.03 (0.028)
edu_mid	-0.04 (0.026)	-0.05* (0.027)	-0.05* (0.027)	-0.09*** (0.026)	-0.10*** (0.026)	-0.09*** (0.025)
edu_high	-0.08*** (0.025)	-0.08*** (0.026)	-0.08*** (0.026)	-0.15*** (0.024)	-0.15*** (0.025)	-0.15*** (0.024)
edu_univ	-0.14*** (0.041)	-0.15*** (0.042)	-0.16*** (0.041)	-0.18*** (0.039)	-0.19*** (0.040)	-0.18*** (0.040)
hh_inc	0.15*** (0.049)	0.15*** (0.049)	0.15*** (0.048)	0.05 (0.058)	0.05 (0.059)	0.04 (0.060)
hh_asset	0.04 (0.059)	0.04 (0.058)	0.04 (0.059)	-0.54*** (0.198)	-0.53*** (0.203)	-0.55*** (0.204)
pubpen	0.27*** (0.019)	0.27*** (0.019)	0.27*** (0.019)	0.15*** (0.040)	0.16*** (0.042)	0.15*** (0.045)
관측치	3,307	3,307	3,307	3,118	3,118	3,118
Log Likelihood	-1726.31	-1678.68	-1675.77	-3478	-3436	-3402
Wald test	840.7	822.73	829.36	2048	1958	2127
Prob>chi2	0	0	0	0	0	0

〈표 IV-22〉 재취업 효과를 배제한 모형의 추정 결과(한계효과)

(55~64세를 대상)	프로빗			IV 프로빗		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
health_good	0.17*** (0.027)	0.15*** (0.027)	0.14*** (0.028)	0.56*** (0.085)	0.54*** (0.111)	0.54*** (0.126)
ADL		-0.14** (0.063)	-0.14** (0.065)		-0.26*** (0.089)	-0.27*** (0.095)
IADL		-0.08*** (0.016)	-0.08*** (0.016)		-0.02 (0.027)	-0.02 (0.029)
num_NCD			-0.09*** (0.033)			0.01 (0.059)
age	-0.02*** (0.005)	-0.02*** (0.005)	-0.02*** (0.005)	0 (0.007)	0 (0.008)	0 (0.008)
female	-0.33*** (0.027)	-0.37*** (0.027)	-0.37*** (0.028)	-0.22*** (0.061)	-0.24*** (0.078)	-0.25*** (0.085)
married	0.01 (0.041)	0.02 (0.041)	0.02 (0.041)	-0.02 (0.038)	-0.01 (0.039)	-0.01 (0.039)
edu_mid	-0.05 (0.034)	-0.05 (0.035)	-0.05 (0.035)	-0.07** (0.033)	-0.07** (0.034)	-0.07** (0.034)
edu_high	-0.05 (0.035)	-0.04 (0.036)	-0.04 (0.036)	-0.10*** (0.036)	-0.10*** (0.038)	-0.10** (0.039)
edu_univ	-0.16*** (0.056)	-0.17*** (0.057)	-0.17*** (0.056)	-0.19*** (0.050)	-0.19*** (0.051)	-0.19*** (0.051)
hh_inc	0.25** (0.098)	0.23** (0.098)	0.23** (0.094)	0.13 (0.082)	0.14 (0.087)	0.14 (0.089)
hh_asset	-0.08* (0.047)	-0.09* (0.048)	-0.09* (0.047)	-0.10*** (0.040)	-0.10*** (0.040)	-0.11*** (0.040)
pubpen	0.24*** (0.028)	0.23*** (0.029)	0.23*** (0.029)	0.14*** (0.048)	0.15*** (0.053)	0.15*** (0.057)
관측치	1,778	1,778	1,778	1,662	1,662	1,662
Log Likelihood	-988.1	-962.4	-958.9	-1998	-1974	-1957
Wald test	412.4	421.9	429.9	817.2	791.2	796.5
Prob>chi2	0	0	0	0	0	0

지금까지 고령화패널 2차 자료를 사용하여 50~64세 중고령자의 건강상태가 노동시장 참여 여부에 미치는 영향을 살펴보았다. 먼저 건강변수의 내생성을 통제하지 않은 OLS와 프로빗 모형을 추정하고, 내생성을 통제하기 위해 도구변수(약력지수와 정상체중 여부)를 이용한 2SLS와 IV 프로빗 모형을 추정하였다. 세 번째 연구주제인 고령자 고용이 재정에 미치는 영향을 분석하기에 앞서, 본 연구의 실증분석 결과를 선행연구의 결과와 비교해 보도록 한다. 먼저 추정치가 비교가능하기 위해서는 본 연구와 같은 OLS 혹은 프로빗 모형을 이용한 연구로 한정하였다. 건강상태를 측정하는 변수로 본 연구와 같이 주관적 건강상태를 포함한 연구는 Kalwij & Vermeulen(2007)이다. 이들은 11개의 유럽국가 각각에 대해 프로빗 모형을 추정하였는데 한계효과가 남성은 0.132~0.288, 여성은 0.091~0.248이다. 이는 본 연구에서 추정한 프로빗 모형에서 건강상태의 계수(0.09~0.13)와 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 건강변수의 내생성을 통제하지 않은 모형과 통제된 모형을 비교한 연구로는 Laura(2011)이 있는데, 동 연구에서는 건강변수로 장애 여부를 사용하였기 때문에 장애가 있으면 노동시장 참여확률이 감소하여 계수가 음(-)의 값을 갖는다. 프로빗 모형을 사용하였으며 건강변수의 내생성을 통제하지 않았을 때 한계효과는 -1.9627인 데 반해, 건강변수의 내생성을 통제한 후에는 그 크기가 2배 이상 증가하여 -4.3576에 이른다. 마찬가지로 본 연구에서도 내생성을 통제하지 않는 경우 건강이 노동시장 참여율에 미치는 영향이 과소추정되었으며, 내생성을 통제하면 계수값이 약 6배가량 증가하는 형태를 보인다. 이는 건강변수의 내생성이 주로 추정오차(measurement error) 등에 기인하기 때문인 것으로 판단된다.

〈표 IV-23〉 선행연구와 실증분석 결과 비교

	주요 변수 및 모형	건강변수 계수	데이터
본 연구	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 설명변수: 주관적 건강상태 (SAH=1 if good or very good)</li> <li>• 종속변수: 노동참여 여부(LP=1 if participation)</li> <li>• 모형: OLS, 2SLS</li> <li>• 대상: 50~64세</li> </ul>	OLS 계수: 0.08***(0.02)~0.11***(0.02) 2SLS 계수: 0.55***(0.20)~0.63***(0.20) probit (marginal effect): 0.09***(0.02)~0.13***(0.02), IV probit (marginal effect): 0.54***(0.08)~0.56***(0.08)	고령화패널 2차조사
원종학 외 (2008)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 설명변수: IADL</li> <li>• 종속변수: LP (0 or 1)</li> <li>• 모형: OLS</li> <li>• 대상: 55~65세 남성</li> </ul>	IADL 계수: -0.3424***(0.0539)~-0.3512***(0.0542)	고령화패널 1차조사
Laura (2011)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 설명변수: disability (0 or 1)</li> <li>• 종속변수: LP (0 or 1)</li> <li>• 모형: probit, IV probit</li> <li>• 대상: 50세 이상</li> </ul>	Marginal effects 프로빗 계수: -1.9627***(0.07) IV probit 계수: -4.3576***(0.14)	HRS 1~5차
Mete & Schultz (2002)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 설명변수: 주관적 건강상태(SAH는 5단계)</li> <li>• 종속변수: LP (full-time, part-time, not working)</li> <li>• 모형: ordered probit, probit</li> <li>• 대상: 60세 이상</li> </ul>	Probit 계수: 0.217(12.3) ordered probit 계수: 0.661(3.23)	대만 Survey of Health and Living Status of the Middle Aged and Elderly (1989, 1993, 1996),
Kalwij & Vermeulen (2007)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 설명변수: SAH (1 if good or very good)</li> <li>• 종속변수: LP (0 or 1)</li> <li>• 모형: probit</li> <li>• 대상: 50~64세</li> </ul>	국가별로 따로 추정한 marginal effects 남성 SAH 계수: 0.132(0.049)~0.288(0.037) 여성 SAH 계수: 0.091(0.043)~0.248(0.034)	SHARE 2004년 11개 유럽국가
Cai (2010)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 설명변수: SAH (5단계: 0=poor, 1=fair, 2=good, 3=very good, 4=excellent)</li> <li>• 종속변수: LP (0 or 1)</li> <li>• 모형: 2SLS</li> <li>• 대상: 50~64세</li> </ul>	남성: 0.4681***(0.1884) 여성: 0.2465***(0.1583)	호주 HILDA 1-4차 패널자료

### 3. 고령인구 고용이 재정에 미치는 영향

고령인구 고용 증가가 재정에 미치는 영향을 살펴보기 위해서는 어느 정도의 시계에서 볼 것인지, 어느 연령대까지를 정책 대상으로 할 것인지, 수입과 지출 측면의 범위를 어디까지 한정할 것인지 등에 대한 결정이 필요하다. 예를 들어, 건강한 고령화로 인해 67세까지 노동시장 참여를 장려하는 정책을 권장하려 한다면, 67세 이전에 은퇴하는 사람수와 이들의 평균 임금, 그리고 평균 소득세율을 곱하여 재정에 미치는 영향을 간략히 계산해 볼 수 있을 것이다. 그러나 현재 우리나라에서는 고령자의 건강상태 개선 혹은 건강한 고령화를 반영하여 고령자 고용 증대 정책이 수립되지는 않고 있다.

본 연구는 고령인구의 노동시장 참여기간을 연장하는 정년연장이 고령자 고용 증대를 통해 재정에 미치는 영향을 추정해 보기로 한다. 고령인구 고용이 재정에 미치는 영향을 장기적으로 측정하기보다, 범위를 축소하여 올 4월에 타결된 「정년연장법」을 중심으로 단기적인 시계에서 재정에 미치는 영향을 추정해 보았다. 고용노동부 자료에 따르면 사업장 중 22%만 정년을 60세 이상으로 운영하고 있고, 사업장의 약 60%가 정년을 55세 혹은 58세로 운영하고 있다. 마찬가지로 근로자도 16%만 60세 이상 정년이 보장되는 기업에서 근무하고 있고, 약 70%의 근로자가 정년이 55세 혹은 58세인 기업에서 근무하고 있다.

〈표 IV-24〉 단일정년제 채택 사업장의 정년 현황

(단위: 개, 명, %)

	54세 이하	55세	56세	57세	58세	59세	60세 이상	평균 정년
사업장수 (1,829)	8 (0.4)	668 (36.5)	79 (4.3)	190 (10.4)	415 (22.7)	66 (3.6)	403 (22.0)	57.3세
근로자수 (2,323)	5.0 (0.2)	782.6 (33.7)	84.9 (3.7)	192.2 (8.3)	809.0 (34.8)	75.0 (3.2)	374.3 (16.1)	

출처: 노동부, 「고령자고용 현황 및 정년제도 운영현황」, 2011. 6.

지난 4월 말 타결된 「정년연장법」으로 인해 2016년 공공기관 및 300인 이상 대형사업체를 시작으로, 2017년 국가 및 지자체, 300인 미만의 모든 사업장에 이르기까지 정년이 60세로 보장된다. 고용노동부에 따르면 우리나라의 평균 정년연령은 57.3세이므로 중고령자들의 노동참여기간이 평균 3년가량 늘어나는 것이다. 게다가 통계청 조사에 따르면 생애 주된 일자리에서 은퇴하는 연령은 평균 53세(김준, 2013)로 더 낮기 때문에 「정년연장법」을 통한 은퇴 연장은 3년 이상이 될 수도 있다. 정년이 60세 미만이라고 답한 근로자가 84%에 달하므로 「정년연장법」은 민관 구분 없이 중고령자의 노동시장에 큰 변화를 가져올 것이다. 전 세계적으로 단계적인 정년연장 정책을 계획·추진하고 있음에도 불구하고, 정년연장이 국가 재정에 미치는 영향에 대한 선행연구는 많지 않다. 특히 우리나라에서는 「정년연장법」이 올 4월에 타결되었기 때문에, 정년연장이 경제·재정에 미치는 효과에 대한 논의는 아직 기초적인 단계에 그치고 있다. 지금까지 발표된 평가결과를 종합하면 다음과 같다.

보험연구원(2013)에 따르면 「정년연장법」 시행으로 인해 은퇴시기가 평균 3년 정도 늦춰지면 국민연금 납입기간이 3년 이상 증가하여 연금 수입이 일시적으로 증가하겠지만, 납입한 보험료보다 더 많이 지급해야 하는 국민연금의 특성상 결국 국민연금 고갈 시점을 앞당길 수도 있다는 평가이다. 그러나 고령자 개인의 입장에서는 은퇴연령이 늦춰지면 소득활동 기간이 증가하여 빈곤문제가 완화되고, 사회적으로도 베이비붐 세대의 은퇴를 늦춰 급격한 노동력 감소를 완화할 수 있다는 긍정적 효과를 기대할 수 있다. 경기개발연구원(2013)은 정년연장이 연금 및 의료보험 재정에 대한 정부 부담을 완화시키고, 중고령층의 구매력 향상 및 관련 산업 발달로 경제·재정에 긍정적인 효과를 줄 것으로 평가하고 있다. 그러나 기업 입장에서는 인건비 부담 증가, 신규채용 감소, 임금피크제를 둘러싼 노사갈등 등 잠재적 문제가 발생할 수 있으므로 기존의 연공서열주의, 피라미드 조직구조에서 탈피, 전문가 위주의 인사시스템 구축, 고용의 유연성 확보, 중소기업의 고용부담 완화

지원, 중고령층의 전직 지원 프로그램 강화, 노동시간 단축을 통한 세대 간 일자리 나누기 등 제도의 정비가 필요하다고 제안하였다. 자본시장연구원(2013)에서는 정년연장이 퇴직연금 납입기간을 늘리고 퇴직기간을 단축시켜 퇴직연금의 소득대체율을 높이므로 노후소득 안정에 긍정적인 효과를 기대할 수 있다고 하였다.

원종학 외(2008)는 연금제도 개혁(소득대체율 인하)이 은퇴연령에 변화를 주어 장기적으로 재정에 미치는 영향을 분석하였다. 은퇴시기 연장은 세입 측면에서 근로소득세, 세출 측면에서 기초생보 등 이전지출에 영향을 미칠 수 있다. 그러나 세출 측면은 상대적으로 변화가 작을 것으로 예상하여 분석에서 제외하고 세입 측면(근로소득세, 연금, 건강보험료)의 영향만 계산하였다. 예를 들어 2030년 기준, 은퇴시기 연장으로 인해 추가적으로 기대할 수 있는 근로소득 세수는 추가 경제활동 고령인구 수(95만명)에 그들의 근로소득과 평균 실질유효세율(5.2%)을 곱하여 계산하였다. 여기서 추가 경제활동 고령인구 수는 직접 추정한 은퇴시기 회귀방정식을 이용하여 성별·연령별 경제활동 참가율을 추정하여 도출하였고, 근로소득은 고령화패널 1차 자료에서 고령인구 중 비은퇴자들의 성별·연령별 근로소득의 평균값을 이용하였다. 추정결과, 은퇴시기 연장으로 인한 2030년 추가 근로소득 세입은 약 1조 5천억원(현재가치 4천억원)으로 GDP 대비 0.4%, 조세수입의 약 2%를 차지한다. 건강보험 수입은 근로소득에 건강보험료율을 곱하여 계산한다. 여기서 보험료율 인상률을 3%로 가정하여 2030년 보험료율로 11.6%를 적용하여 계산하면 추가 건강보험 수입은 8,900억원(GDP 대비 1%)으로 예측하였다.

### 가. 고령자 고용증대가 재정에 미치는 긍정적인 효과 (benefit)

원종학 외(2008)가 연금개혁으로 인한 은퇴시기 변화를 추정했던 것과는 달리, 본 연구에서는 「정년연장법」의 시행으로 고령자의 정년이

60세로 연장된다는 것에서부터 출발한다. 수입 측면에서 고령자의 소득 창출 활동 기간이 연장되면 근로소득 세수, 연금, 건강보험료 등에서 추가 수입이 발생할 것이다. 또한 고령인구의 소득 증가로 소비가 증가하면 소비세수 등 근로소득 이외의 세수 증대도 기대할 수 있다. <표 IV-25>에서는 「정년연장법」 시행으로 인한 근로소득 세수, 연금 및 건강보험 수입 변화를 계산하였다.

「정년연장법」 시행으로 인한 근로소득세수 증가분은 법개정으로 인한 수혜자 수에 그들의 근로소득과 근로소득 세율을 곱하는 방식을 이용하여 계산하였다. 기준연도는 2012년으로 설정하였다. 수혜자 수 추정을 위해 <표 IV-25>에서는 통계청 장래인구조사에서 50세부터 60세까지 인구(칼럼 1)를 추출한 후, 경제활동인구조사의 고용률(칼럼 2)을 곱해 고용자 수(칼럼 3)를 계산하였다. 현재 평균 정년은 57세이지만, 실제로 50세 이상부터 정년으로 은퇴하는 경우가 있기 때문에 수혜자 대상을 50세 이상, 60세 이하로 한정하였다. 이때 2012년 고용률은 5세 단위로 조사되었으므로 50~54세는 75.4%, 55~59세는 68.1%, 60세는 56.1%를 적용하였다.

다음으로 칼럼 6에서 은퇴자 수를 추정할 후, 그 중 정년퇴직으로 은퇴한 사람의 수(칼럼 8)를 추정하기로 한다. 은퇴자 수를 추정하기 위해서 은퇴율 데이터(칼럼 4)를 적용하여 은퇴 전 고용자 수(칼럼 5)를 구한 후 현재 고용자 수(칼럼 5-칼럼 3)를 빼 주었다. 은퇴율은 고령자 패널 1차와 2차 자료를 이용하여 계산하였는데, 1차년도(2006년)에 경제활동을 하고 있었으나, 2차년도(2008년)에 경제활동을 하지 않는 사람의 비율을 각 연령별로 계산하였다. 50세에서 60세까지 평균 은퇴율은 약 9%이고 연령이 높아질수록 은퇴율이 증가한다. 그러나 은퇴사유(<표 IV-3> 참조)는 정년 이외에도 본인 혹은 가족의 건강문제, 충분한 수입, 여가생활 선호 등 다양하기 때문에 은퇴자 전부가 「정년연장법」의 수혜자가 될 수는 없다. 따라서 은퇴자 중 은퇴 사유를 정년퇴직으로 선택한 사람의 비중을 고려해 「정년연장법」의 수혜자 수를 산출하였다. 50~54세까지는 정년을 이유로 은퇴한 사람의 수가 적기 때문에,

5세 단위로 비중을 구하였고, 55세부터는 각 연령대별로 정년을 이유로 은퇴한 사람의 비중을 적용하였다(칼럼 7). 예상대로 연령이 증가할수록 정년 때문에 은퇴한 사람의 비중이 증가하는 것을 볼 수 있다. 칼럼 8에서는 「정년연장법」 시행으로 수혜를 받는 사람 수, 즉 현재 정년을 이유로 은퇴하는 사람의 수를 추정한 것이다. 「정년연장법」의 총수혜자는 7만 2,169명이고, 주로 58세에서 60세에 집중되어 있는 것을 볼 수 있다. 고용노동부에서는 보수적으로 계산하였을 때 수혜자 수를 7만 8천명이라고 하였는데, 본 연구에서 추정된 수혜자 수는 이보다 약 7% 적은 수치이다.

〈표 IV-25〉 정년연장법의 수혜자 수 계산

(단위: 명, %)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	2016년 기준 인구	고용률	고용자 수	은퇴율	은퇴 전 고용자 수: (3)/(1) - (4)	은퇴자 수: (5)-(3)	정년을 이유로 은퇴	수혜자 수: (6) X (7)
50세	819,191	75.4	617,670	4.65	647,792	30,122	1.88	566
51세	829,707	75.4	625,599	8.11	680,813	55,214	1.88	1,038
52세	835,985	75.4	630,333	11.83	714,906	84,573	1.88	1,590
53세	851,832	75.4	642,281	5.29	678,156	35,874	1.88	674
54세	868,099	75.4	654,547	6	696,326	41,780	1.88	785
55세	865,245	68.1	589,232	7.94	640,052	50,820	7.69	3,908
56세	842,538	68.1	573,768	12.2	653,495	79,726	9.09	7,247
57세	806,668	68.1	549,341	8.7	601,688	52,347	14.29	7,480
58세	770,514	68.1	524,720	10.94	589,176	64,456	20.37	13,130
59세	733,532	68.1	499,535	16.67	599,466	99,931	23.61	23,594
60세	694,429	56.1	389,575	10.66	436,059	46,484	26.15	12,156
합계								72,169

다음으로는 「정년연장법」의 수혜자 수에 연령별 근로소득과 세율을 구하여, 1인당 추가 근로세수를 구해보도록 한다. 〈표 IV-26〉에서 제시

한 바와 같이 연령별 근로소득은 고령화패널 2차 자료(2008)과 고용노동부의 근로실태조사(2011)을 이용하였다. 고령화패널에서는 개인의 근로소득 자료를 따로 제공하지 않고 전년도 가구총소득 자료만 얻을 수 있었다 (칼럼 1). 근로실태조사에서 연평균 임금(칼럼 2)은 월급여총액 X12에 연간상여금 및 성과급을 더한 값으로 계산하였다.

소득자료를 2012년 기준으로 변환하기 위해, 첫 번째 시나리오는 소비자 물가상승률(통계청)로 증가한다고 가정하고 계산(칼럼 3, 4)하였고, 두 번째 시나리오는 원종학 외(2008)와 같이 명목GDP 성장률(한국은행)로 증가한다고 가정하고 계산(칼럼 5, 6)하였다. 고령화패널의 소득자료가 가구 총소득이기에 개인의 근로소득보다는 큰 값을 가질 것이다. 2012년으로 환산한 소득자료 중 시나리오 1에서는 그러한 패턴이 뚜렷이 보이지 않지만, 시나리오 2에서 그러한 패턴이 나타난다.

〈표 IV-26〉 수혜 고령자의 소득 정보

(단위: 만원)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	고령화패널 (2007)	근로실태조사 (2011)	시나리오 1: 물가상승률 <sup>1)</sup> 이용 2012년 소득으로 환산		시나리오 2: 명목GDP 성장률 <sup>2)</sup> 이용 2012년 소득으로 환산	
	소득1	소득2	소득1	소득2	소득1	소득2
50세	3,981	4,505	4,691	4,604	5,195	4,641
51세	3,678	4,465	4,334	4,563	4,800	4,600
52세	3,747	4,434	4,415	4,532	4,890	4,568
53세	3,881	4,434	4,573	4,532	5,065	4,568
54세	3,471	4,373	4,090	4,469	4,530	4,505
55세	4,281	4,142	5,044	4,233	5,587	4,267
56세	3,606	4,052	4,249	4,141	4,706	4,174
57세	3,658	3,900	4,310	3,986	4,774	4,018
58세	2,887	3,586	3,402	3,665	3,768	3,694
59세	3,292	3,194	3,879	3,264	4,296	3,290
60세	2,696	2,845	3,177	2,908	3,518	2,931

주: 1) 2008년 4.7%, 2009년 2.8%, 2010년 3%, 2011년 4%, 2012년 2.2%

2) 2008년 5.28%, 2009년 3.76%, 2010년 10.16%, 2011년 5.27%, 2012년 3.02%

이제 연령별 소득에 근로소득세율을 곱해 추가 근로소득 세수입을 계산하고, 연금 및 건강보험료율을 곱해 추가 연금 및 건강보험 수입을 계산해보도록 한다. <표 IV-27>에서 제시한 근로소득 세율은 국세청의 국세통계연보(2012)에서 금액별 과세대상 근로소득(총급여) 대비 결정세액 자료를 사용하였다. 과세대상자 전체의 평균 실효세율은 4.58%인데, <표 IV-26>에서 제시한 고령자 소득은 2천만~6천만원 사이에 있으므로, 평균 실효세율은 0.85~2.99%로 낮은 편이다. 연금요율은 2012년 9%이고, 이 중 절반은 사용자가 절반은 근로자가 부담하므로, 근로자 부담비율 4.5%를 적용하여 추가 근로소득에 대한 추가 연금수입을 계산하도록 한다. 마찬가지로 건강보험료율은 2012년 5.8%인데, 이 중 근로자 부담비율인 2.9%를 사용하여 추가 건강보험 수입을 계산하도록 한다.

〈표 IV-27〉 근로소득에 대한 세율

(단위: %)

	평균 실효세율
과세대상자 전체	4.58
1천만원 이하	0.10
1.5천만원 이하	0.31
2천만원 이하	0.54
3천만원 이하	0.85
4천만원 이하	1.47
4.5천만원 이하	2.07
6천만원 이하	2.99
8천만원 이하	4.91
1억원 이하	7.18
2억원 이하	11.48
3억원 이하	20.34
5억원 이하	23.84
10억원 이하	26.71
10억원 초과	29.86

출처: 『국세통계연보 2012』, <표 4-2-4>

〈표 IV-28〉은 시나리오 1하에서 「정년연장법」으로 인한 근로소득 세수, 연금 및 건강보험 수입 증가분을 구하였다. 〈표 IV-28〉의 칼럼 1에서 제시한 근로소득 세수는 수혜자 수(〈표 IV-25〉의 칼럼 8)에 해당 연령의 평균 근로소득(〈표 IV-26〉의 칼럼 3)과 해당 세율(〈표 IV-27〉)을 곱하여 계산하였다. 고령화패널의 소득자료(소득 1)를 사용하면, 근로소득 세수는 495억원, 연금수입은 1,251억원, 건강보험 수입은 806억원으로 총 2,552억원의 추가 수입을 기대할 수 있다. 2012년 명목GDP(한국은행)는 1,272조 4,595억원이므로 이는 GDP 대비 0.02%에 해당한다. 반면 근로실태조사의 소득자료(소득 2)를 사용하면, 근로소득 세수는 414억원, 연금수입은 1,160억원, 건강보험 수입은 748억원으로 총 2,323억원(2012년 GDP 대비 0.018%)의 추가 수입을 확보할 수 있다. 「정년연장법」으로 인해 60세까지 고용을 연장하는 경우, 수혜자로부터 발생하는 추가 수입 중 연금 수입이 가장 높고, 근로소득세수가 가장 낮다.

〈표 IV-28〉 시나리오 1하에서 추가 재정 수입

(단위: 만원)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	소득1			소득2		
	근로소득 세수	연금 수입	건강보험 수입	근로소득 세수	연금 수입	건강보험 수입
50세	79,461	119,540	77,037	77,992	117,329	75,612
51세	93,341	202,438	130,460	141,688	213,153	137,365
52세	145,656	315,900	203,580	215,523	324,228	208,947
53세	92,258	138,791	89,443	91,421	137,531	88,631
54세	72,836	144,561	93,161	72,836	157,966	101,801
55세	589,690	887,117	571,698	343,254	744,450	479,757
56세	638,919	1,385,688	892,999	622,700	1,350,513	870,330
57세	668,991	1,450,909	935,030	438,407	1,341,685	864,642
58세	656,751	2,009,897	1,295,267	707,545	2,165,344	1,395,444
59세	1,345,728	4,118,414	2,654,089	1,132,457	3,465,730	2,233,470
60세	567,799	1,737,670	1,119,832	299,250	1,590,448	1,024,955
소계	4,951,430	12,510,924	8,062,595	4,143,074	11,608,378	7,480,955
총계	25,524,949			23,232,406		

다음으로 시나리오 2하에서 근로소득 세수, 건강보험 및 연금 수입을 살펴보기로 한다. 시나리오 2는 2012년 소득으로 환산 시 물가상승률이 아닌 명목GDP 성장률을 사용하였기 때문에, 시나리오 1에 비해 환산 소득의 값이 크다. 위와 같은 방식으로 추가 근로소득 세수, 연금수입, 건강보험 수입을 추정 한 결과는 〈표 IV-29〉와 같다. 소득 1을 사용한 경우, 근로소득 세수는 688억원, 연금수입은 1,386억원, 건강보험 수입은 893억원 증가하여, 총 2,967억원 추가 수입(2012년 GDP 대비 0.023%)을 기대할 수 있다. 소득 2를 사용한 경우에는 총 2,363억원의 추가 수입(2012년 GDP 대비 0.019%)을 확보할 수 있다.

〈표 IV-29〉 시나리오 2하에서 추가 재정 수입

(단위: 만원)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	소득1			소득2		
	근로소득 세수	연금 수입	건강보험 수입	근로소득 세수	연금 수입	건강보험 수입
50세	88,009	132,399	85,324	78,617	118,270	76,218
51세	149,041	224,215	144,494	142,825	214,863	138,467
52세	232,576	349,882	225,479	217,252	326,829	210,623
53세	102,182	153,721	99,065	92,154	138,635	89,342
54세	106,430	160,112	103,183	105,847	159,233	102,617
55세	653,125	982,547	633,197	346,008	750,421	483,605
56세	1,020,188	1,534,750	989,061	627,695	1,361,345	877,311
57세	1,068,206	1,606,987	1,035,614	623,592	1,352,447	871,577
58세	727,400	2,226,108	1,434,603	713,221	2,182,713	1,406,637
59세	2,103,210	4,561,443	2,939,597	1,141,541	3,493,529	2,251,386
60세	628,879	1,924,596	1,240,295	301,650	1,603,205	1,033,176
소계	6,879,246	13,856,759	8,929,912	4,390,401	11,701,491	7,540,961
총계	29,665,917			23,632,853		

지금까지 고령자 고용 증가(「정년연장법」)가 재정에 미치는 영향을 근로소득 및 사회보장 수입 증가에 한정하여 보수적인 관점에서 추가 수입을 계산하였다면, 보다 포괄적인 관점에서 국민부담률을 이용하여 재정에 미치는 영향을 추정해 볼 수 있을 것이다. 만약 개인의 소비액 및 항목별 소득 정보가 있다면, 법인세를 제외한 국민부담률(소득세, 개별소비세, 일반소비세, 재산과세, 사회보험료율)을 곱하여 개인이 국가에 납부해야 하는 조세와 사회보험료 총액을 예측할 수 있을 것이다. 그러나 우리가 알고 있는 소득정보는 근로소득에 국한되어 있고 항목별 소득 정보가 없기 때문에 보다 포괄적인 관점에서 재정에 미치는 영향을 계산하기는 어렵다. 다만 국민부담률 중 소득세와 사회보장을 더한 값을 일괄적으로 소득에 곱하여 고령자 고용 증대에 따른 추가 재정수입(소득 및 사회보장 수입)을 재추정해 보았다.

안중석(2013)이 제시한 2010년 국민부담률(25.1%) 중 소득세(3.6%)와 사회보장료율(5.7%)을 합하면 9.3%이다. 즉, 「정년연장법」으로 고령자 고용을 증대시키면 그들이 창출하는 소득에서 최소한 9.3%의 추가 재정수입을 기대할 수 있다. 따라서 <표 IV-31>에서는 연령별 소득에 국민부담률 9.3%를 곱하고, 연령별 수혜자 수를 곱하여 연령별 추가 재정수입을 구하고, 이를 모두 더하여 총추가 재정수입을 산출하였다.

<표 IV-30> 세목별 국민부담률(2010년)

(단위:%)

항목	부담률
소득세	3.6
법인세	3.5
사회보장	5.7
일반소비세	4.4
개별소비세	2.7
재산과세	2.9
전체 국민부담률	25.1

출처: 안중석(2013), <표 II-4>의 일부

국민부담률을 이용하여 추정한 결과에 따르면 시나리오 1의 추가 재정수입은 2,399억~2,586억원이고, 시나리오 2의 추가 재정수입은 2,418억~2,864억원이다. 동 추정치는 <표 IV-28>과 <표 IV-29>에서 연령별 소득 및 소득세율을 적용하여 계산한 추정치와 큰 차이가 없는 것을 알 수 있다.

<표 IV-31> 국민부담률을 이용하여 계산한 추가 재정수입

(단위: 만원)

	시나리오 1		시나리오 2	
	소득1	소득2	소득1	소득2
추가 재정수입	25,855,909	23,990,647	28,637,303	24,183,082

물론 이러한 정태적인 계산방식에는 한계가 따른다. 예상되는 세입 증가분을 정확히 계산하기 위해서는 고령자의 연령별·소득별 평균 유효세율 구조를 추정해서 적용해야겠지만, 본 연구에서는 연령을 고려하지 않고 계산의 편의를 위해 국세통계연보에서 제시한 소득별 평균 유효세율을 사용하였다. 개인의 소득 데이터가 아닌 연령별 평균소득에 평균 유효세율을 적용하였기 때문에, 실제 재정수입 증가분과는 차이가 있을 수밖에 없다. 만약 「정년연장법」 수혜자의 소득이 평균에 집중되어 있지 않고, 극단적으로 높은 그룹과 극단적으로 낮은 그룹으로 양분된, 편차가 큰 구조라면, 본 연구의 추정치는 실제 재정수입보다 과소 추계 되었을 것이다. 왜냐하면 3억원 이상의 고소득자는 평균 유효세율이 20%가 넘는 등 소득이 증가할수록 유효세율이 누진적으로 증가하기 때문이다.

또한 「정년연장법」으로 경제활동 기간이 증가한 고령인구는 근로소득 뿐만 아니라 소비를 증가시킬 수 있는데, 만약 근로소득세 이외의 세수를 증가시키고 고령자에 대한 지출이 감소되었다면 재정절감 효과는 더 클 수 있다. 그리고 「정년연장법」은 정년이 60세 이하였던 근로자에게 직접적인 혜택을 주겠지만, 이미 정년을 60세 이상으로 운영하였던 기업에도 정년을 62세 혹은 65세로 더 연장하도록 하는 계기를 마련해 줄 수 있다. 즉, 「정년연장법」이 60세 미만 정년을 가진 기업뿐만 아니라 사회 전반적으로 정년을 인상하는 긍정적 외부효과를 나타낼 수 있다면 재정에 미치는 영향은 더욱 커질 것이다.

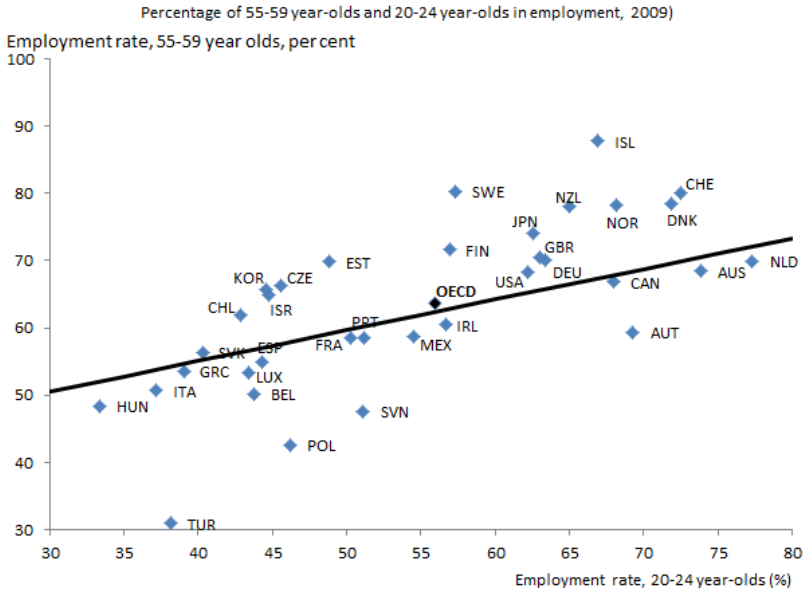
#### 나. 고령자 고용증대가 재정에 미치는 부정적인 효과(cost)

앞서 살펴본 「정년연장법」은 60세까지 정년을 보장하는 것으로 특별한 재정지출을 수반하지는 않는다. 고령자에 대한 각종 혜택은 만 65세 이상에게 주어지고 60세 이전에는 특별한 혜택이 주어지지 않기 때문에, 복지지출 측면에서도 큰 증감이 발생하지 않을 것이다. 물론 기업 입장에서는 고령인력의 비율이 높아짐에 따라 생산성 저하나 인건비

부담 등 비용이 발생하기 때문에, 임금피크제나 유연근무제와 같은 제도를 도입하여 그 비용을 절감해야 할 것이다. 그러나 「정년연장법」이라는 특정 제도가 아니라 광의의 의미에서 볼 때, 고령자 고용 증대는 고령자의 근로수입을 증대시켜 재정수입을 증가시키지만 그에 따른 비용도 발생할 수 있다. 예를 들어 고령자 고용을 장려하기 위해 정부가 재정지출 혹은 조세지출의 방식을 사용한다면 재정에 부정적인 영향을 미치게 될 것이다. 또한 고령자 일자리 증가가 청년층 일자리 감소를 초래한다면 고령자 고용 증가로 인해 증가하는 재정수입이 청년층 고용 감소로 인해 발생하는 기회비용으로 상쇄되어 재정에 미치는 긍정적인 효과가 감소할 것이다.

고령자와 청년 간의 일자리 경합성은 별도의 과제로 다루어져야 할 만큼 매우 중요한 이슈이지만, 본 연구의 주요 연구주제가 아니므로 간단히 논의해 보도록 한다. OECD에서 발행한 Pension at a Glance(2011)에 따르면 고령자의 늦은 은퇴가 젊은이의 취업을 방해한다는 논리는 일명 lump-of-labor fallacy로 불린다. 이는 일자리의 총량이 고정되어 있고 이를 연령대별로 나누어 갖는 것이라는 가정에서 출발한다. 그러나 OECD 국가들을 대상으로 20~24세 그룹(청년층)과 55~59세 그룹(장년층) 간 고용률의 관계를 살펴보면 통계적 유의성이 매우 높은 양(+)의 관계를 나타내고 있다([그림 IV-6] 참조). 그럼에도 불구하고 국가 혹은 개인의 특성(여성, 교육수준 등)에 따라 고령자 일자리 수 증가가 청년 일자리 수 감소와 관련이 있다고 믿는 관념적 허상(fallacy)이 존재한다. 예를 들면, 청년과 고령자 고용률이 모두 낮은 국가(이탈리아, 헝가리)의 국민들은 고령자 고용 증가가 청년 일자리를 줄인다고 생각하고, 여성과 교육수준이 낮은 사람들이 그러한 관념적 허상을 갖는 경향이 있다. 실제로 프랑스는 청년실업 감소를 위해 고령자의 조기퇴직제도를 시행해 보았으나, 재정부담만 늘어나고 청년 실업 문제 해소에는 효과가 없었던 것으로 나타났다(장신철, 2009). 따라서 청년실업 문제는 고령자가 일자리를 너무 많이 차지한다고 보기 보다는 매칭의 구조적 문제 등 다른 이유가 더 클 가능성이 높다.

[그림 IV-6] 국가별 20~24세와 55~59세 고용률의 관계



출처: OECD, Pension at a Glance 2011(p.76, Figure 4.6)

우리나라의 경우 고령자 일자리와 청년 일자리가 상호 대체 혹은 보완적 관계인지에 대해서 아직 합의가 이루어지지 않았다. 그러나 국회 예산정책처(2012)에 따르면 청년층과 고령층의 일자리가 대체보다는 보완관계 쪽에 가깝다는 연구(안주엽, 2011; 김준영, 2011; 현대경제연구원, 2010 등)가 지배적이다. 그 이유는 선호직장(산업 및 업종)과 직무가 차별적이기 때문에 고령자 고용이 청년 고용을 구축하지 않는다는 것이다. 그러나 정원 변동이 경직적인 공기업 등 공공기관의 경우 고령층 상용근무자와 청년층 신규채용은 대체적일 수 있으므로 직종과 직무에 따라서 경합성 여부가 달라질 수 있겠다(KDI, 2013). 그러나 민간에 비해 공공부문의 고령자 채용 규모는 매우 작기 때문에 고령자 고용이 청년 고용을 구축하는 효과는 미비할 것으로 생각된다.

〈표 IV-32〉 고령자와 청년층 고용의 상호관계에 대한 연구 결과

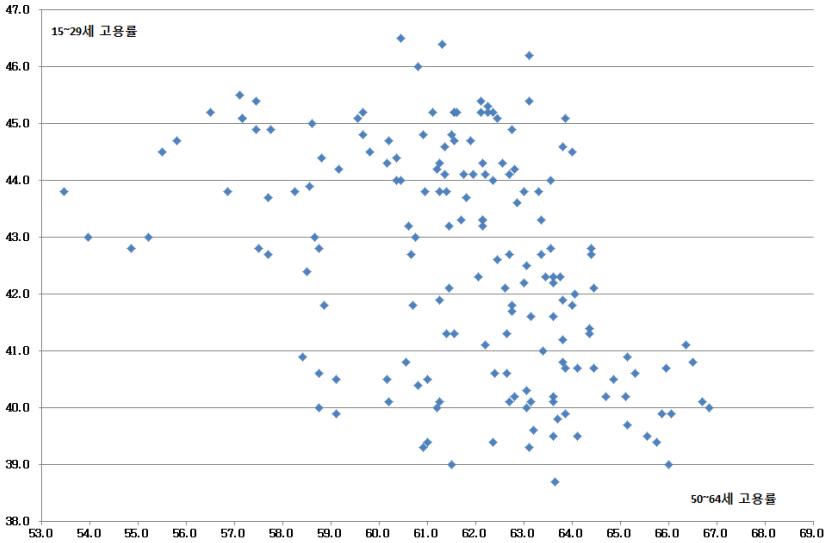
	국내연구	해외연구
대체관계 없거나 보완관계	안주엽(2011), 김준영(2011), 권혜자(2010), 김대일(2004), 현대경제연구원(2010): 청년층 고용과 중고령층 고용 사이의 관계는 대체관계가 아니라 보완관계에 가까움	Hebbink(1993): 청년과 고령층 사이에 정(+)의 대체관계는 발견되지 않고, 두 계층 사이의 고용은 보완관계에 가까움 Kalwij et al.(2009), Jousten et al.(2010), Boesch-Supan et al.(2010): 유럽에서 조기퇴직으로 인한 고령층 고용감소가 청년층 고용증가로 이어진 증거가 없음 Oshio et al.(2010): 일본에서 정년연장이 청년층 고용에 부정적 영향을 가진다는 증거를 발견하지 못함
대체관계 존재	-	-Card and Lemieux(2011): 청년과 고령층 고용 간 불완전 대체관계가 있음

출처: 원출처는 금재호(2011), 국회예산정책처(2012)에서 인용

우리나라에서 고령자 고용이 청년층 고용을 저해하는지 알아보기 위해 통계청의 연령별 고용률 데이터를 살펴보았다. 동 데이터는 월별 자료로 1999년 6월부터 2013년 9월까지 72개의 시계열 관측치를 얻을 수 있다. [그림 IV-7]에서는 가로축에 본 연구의 분석대상인 50~64세 중 고령자 고용률을, 세로축에 15~29세 청년층 고용률을 놓고 분산형 그래프를 그려보았다. 두 변수 간에 약한 음(-)의 상관관계(-0.43)가 존재하기는 하지만, 고령자 고용이 청년 고용을 구축한다는 강력한 증거를 찾을 수 없었다. 또한 [그림 IV-8]에서 50대를 제외하고 60대만을 대상으로 하여 고령자 고용률과 청년 고용률 간 그래프를 그려보면, 두 변수의 상관관계는 0.07로 두 변수 간에 거의 상관이 없는 것으로 나타났다. 자료를 산업별, 직종별로 구분할 수 없었기 때문에, 전체적인 고용률의 상관관계만 가지고 구축효과를 판단하기에는 한계가 있긴 하지만, 우리나라의 월별 시계열 데이터를 통해 살펴본 결과 아직까지는 고

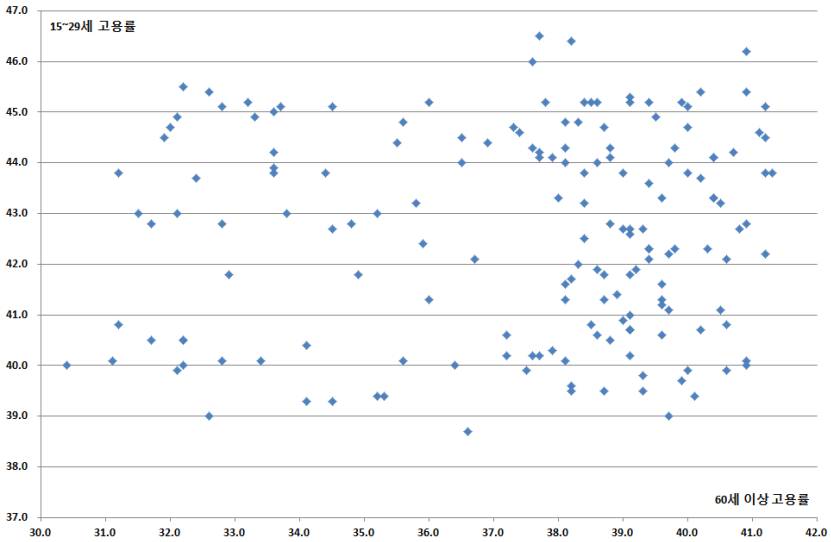
령자 고용이 청년 고용을 구축한다는 정황을 발견할 수 없었다.

[그림 IV-7] 중고령자 고용률과 청년층 고용률의 관계



출처: 통계청, 『경제활동인구조사』(1999. 6~2013. 9)

[그림 IV-8] 고령자 고용률과 청년층 고용률의 관계

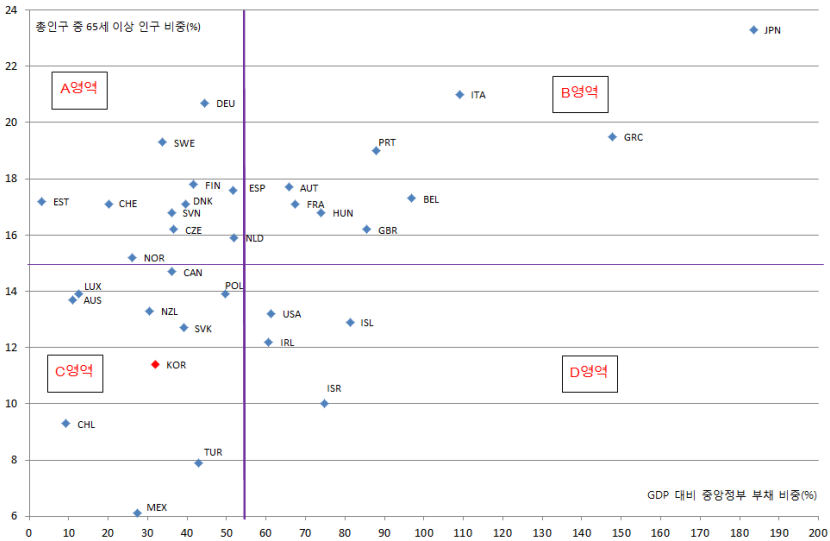


출처: 통계청, 경제활동인구조사(1999. 6~2013. 9)

## V. 고령자 고용 증진 정책의 해외사례

우리나라는 2000년 고령사회에 진입한 후 빠른 속도로 고령화사회(2017년)와 초고령사회(2026년)를 맞이할 전망이다. 따라서 이미 고령사회 및 초고령사회에 진입한 국가들이 인구고령화 및 노동시장의 고령화 현상을 극복하기 위해 어떠한 정책을 사용하고 있는지 눈여겨 볼 필요가 있다. [그림 V-1]에 따르면 초고령사회에 도달한 국가에는 일본, 이탈리아, 독일이 있고, 초고령사회에 근접한 국가로 스웨덴, 포르투갈, 그리스 등이 있다. 고령인구가 20%에 근접하거나 그 이상인 국가들은 고령인구에 대한 복지지출이 증가하고, 그에 따라 정부의 재정지출도 클 것이다. 따라서 [그림 V-1]에서는 국가 재정의 건전성 지표(GDP 대비 중앙정부 부채 비율)와 고령화 정도(65세 이상 인구 비중)의 관계를 살펴보았다. 일본, 그리스, 이탈리아와 같은 이상치(outlier)를 제외하면 고령화 심화도와 GDP 대비 정부부채 비율 사이에 뚜렷한 상관관계를 발견하기는 어려웠다. 따라서 종축과 횡축의 평균값을 중심으로 가로선과 세로선을 그어 4개의 영역으로 구분한 후 영역별로 살펴보기로 하였다.

[그림 V-1] 고령화 정도 대비 국가부채 비율



주: 1. GDP 대비 중앙정부 부채는 2010년 데이터로 Finance>Central Government Debt에서 다운받았음  
 ([http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=GOV\\_DEBT](http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=GOV_DEBT))  
 2. 65세 이상 인구비중은 2011년 데이터로 [그림 II-9]와 출처가 같음  
 출처: OECD statistics

A영역은 고령화 심화도는 높으나 정부부채는 낮은 수준에 머무르는 국가로 독일, 스웨덴, 핀란드, 노르웨이, 덴마크 등이 속해 있다. B영역은 고령화 심화도도 높고 정부부채도 높은 국가 그룹으로 일본, 그리스, 이탈리아, 포르투갈, 벨기에, 프랑스, 영국 등이 속해 있다. C영역은 고령화 심화도도 낮고 정부부채 수준도 낮은 국가 그룹으로 캐나다, 호주, 뉴질랜드, 터키, 칠레, 멕시코, 그리고 현재 한국이 속해 있다. D영역은 고령화 심화도는 낮는데 정부부채 수준이 높은 국가 그룹으로 미국, 아일랜드, 아이슬란드, 이스라엘이 속해 있다. 흥미로운 사실은 2000년대 말 유럽 재정위기로 문제가 되었던 PIGS 국가들(포르투갈, 이탈리아, 그리스, 스페인) 중 스페인을 제외한 3개국은 모두 B영역에 속한다는 것이다. 즉, 고령화가 심화되면서 고령인구에 대한 정부지출이 많아지고 재정부담이 증가하였을 때, 이에 대한 대처를 잘 하지 못하였을 가

능성이 높다. 현재 C그룹에 속해있는 한국은 고령화가 심화되면 B그룹이 아니라 A그룹으로 나아가야 할 것이다. 고령화가 심화되었을 때, B그룹과 달리 A그룹은 국가의 재정건전성을 유지하였는데, 그 방법으로 고령인구를 노동시장에서 잘 활용하였을 가능성이 높다. 따라서 A영역에 속해 있는 국가 중 독일과 스웨덴, 핀란드, B영역에 속해 있지만 우리나라와 비슷한 점이 많은 일본, 그리고 우리나라와 같이 D영역에 속해있지만 고령화 현상이 심화되는 호주를 중심으로 해외사례를 정리하였다.

국가별로 고령자 고용 촉진을 위한 정책은 매우 다양하다. 고령자 노동을 장려하기 위한 정책으로 수요적 측면과 공급적 측면을 모두 살펴볼 필요가 있다. 본 연구에서는 고령자 고용을 위한 수요 창출 정책(직접 일자리 창출, 인센티브 제공)과 노동공급자에 대한 인센티브 및 정책적 지원(정년연령 상향 조정)에 초점을 맞추었다.

## 1. 고령근로자에 대한 수요 증대 정책

고령자 고용을 활성화하기 위해서는 고령자에게 일자리를 제공하는 기업 혹은 고용주가 증가해야 한다. 따라서 노동수요자인 기업에 고령근로자를 고용할 경제적 인센티브를 제공해야 하는데, 정부가 직접 고용주에게 보조금을 지급하는 재정지출 방식과 기업이 부담하는 세금을 경감해주는, 즉 세제혜택을 주는 방식이 있다.

### 가. 재정지출

호주 정부는 2012년 7월부터 Experience+ Job Bonus를 시행하여 50세 이상 고령자(Job Service에 등록된 무직자, 2012년 이후 일 시작, 주당 최소 15시간 이상 근무, 법적계약하에 일하고 주급을 받음)를 최소 13주 이상 고용하는 2,500개의 고용주에게 1,000AUD의 보너스를 지급하고 있다. 이는 2012-13년 예산에 반영되었으며 2016년까지 향후 4년

간 10,000명의 고용주에게 1,000만AUD를 지급할 계획이다(OECD, 2012).

EC(2012)에 따르면 벨기에, 스페인, 독일, 프랑스 역시 고령노동자 고용에 따른 인건비 부담을 경감하고자 고용주에게 임금보조금(wage subsidy)을 제공한다. 벨기에 Flanders 지방에서는 2006년부터 50세 이상 고령근로자를 고용하는 기업에 분기당 1,200~3,000유로의 보조금을 제공하는 employment premium 50+ 제도를 시행하고 있다(Plasman et al., 2012). 독일은 50세 이상 근로자를 고용하는 경우 12~36개월 동안 임금의 30~50%를 보조하는 Eingliederungszuschüsse 제도를 운영하고 있다. 동 보조금 제도는 매년 10%씩 감소하는데, 장애가 있는 고령자를 고용하는 경우에는 보조율이 70%까지 증가하고 수혜기간도 5~8년으로 증가한다. 스페인은 45세 이상 장기 실업자를 고용하는 기업에 3년간 연 1,300유로(여성은 1,500유로)를 제공한다. 장애가 있는 고령노동자를 고용하면 연 5,700~6,300유로까지 받을 수 있다. 프랑스는 2001년부터 45세 이상 실업자를 고용하는 기업에 1년간 2,000유로를 지급한다.

일본은 고령자나 장애인과 같이 취업이 어려운 사람들을 헬로 워크<sup>6)</sup> 등의 소개로 계속 고용하는 경우, 사업주에게 임금의 일부를 보조해 주는 특정구직자(취업곤란자) 고용개발 보조금제도를 운영하고 있다. 보조금 규모는 노동유형과 기업규모에 따라 다른데, 장기간 근로자 고용 및 중소기업 사업주에게 더 많은 금액이 지원된다. 예를 들어 60세 이상 장기 고령근로자를 고용하는 대기업에 1년 동안 연간 50만엔(544만원)이 지원되는 데 반해, 같은 노동자를 고용한 중소기업에는 연간 90만엔(978만원)이 지원된다. 단기 고령근로자를 고용하는 기업은 연간 30만~60만엔을 지급받을 수 있다.

---

6) 헬로우 워크는 지역의 종합 고용 서비스 기관으로 구직자 및 사업주에게 서비스를 무료로 제공

〈표 V-1〉 일본의 특정구직자(취업곤란자) 고용개발 보조금

대상		지급액	대상기간	기간당 지급액
단시간 근로자 <sup>4)</sup>	고령자(60세 이상), 모자 가정의 어머니	30만엔 <sup>1)</sup> (60만엔) <sup>2)</sup>	1년 (1년)	제1기 15(30)만엔 제2기 15(30)만엔
	중증 장애인 제외한 신체·지적·정신 장애인	30만엔 (90만엔)	1년 (1년 6개월)	제1기 15(30)만엔 제2기 15(30)만엔 제3기 -(30)만엔
장기간 근로자	고령자(60세 이상), 모자 가정의 어머니	50만엔 (90만엔)	1년 (1년)	제1기 25(45)만엔 제2기 25(45)만엔
	중증 장애인 제외한 신체·지적·정신 장애인	50만엔 (135만엔)	1년 (1년 6개월)	제1기 25(45)만엔 제2기 25(45)만엔 제3기 -(45)만엔
	중증장애인 <sup>3)</sup>	100만엔 (240만엔)	1년 6개월 (2년)	제1기 33(60)만엔 제2기 33(60)만엔 제3기 34(60)만엔 제4기 -(60)만엔

주: 1) 1엔=10,87원(2013년 10월 16일 기준)  
 2) 괄호 안은 중소기업 사업주에 대한 지급액 및 대상기간  
 3) 중증장애인은 45세 이상 심한 신체·정신·지적 장애인  
 4) 단시간 근로자는 1주일 근무시간이 20시간 이상 30시간 미만인 자  
 출처: 일본의 후생노동성 홈페이지(<http://www.mhlw.go.jp>)

## 나. 세제혜택

고령자 노동수요 증대를 목적으로 기업에게 주어지는 세제혜택(tax concessions)은 고용주에 대한 세금 경감과 고용주가 부담해야 하는 사회보험료(Social Security Contributions, SSC) 경감으로 구분할 수 있다. 〈표 V-2〉와 같이 OECD 국가 중 14개 국가에서 고용주에게 이러한 세제혜택을 제공하고 있으며, 이 중 핀란드와 멕시코를 제외한 12개 국가가 사회보험료 경감 혹은 면제의 형태로 혜택을 제공한다. 수혜 개

시 연령은 대부분 50대이나, 45세까지 낮추거나 65세로 높은 국가들도 있다. 고용주의 사회보험료를 경감해주는 경우 낮은 요율 적용(오스트리아, 헝가리, 폴란드, 슬로바키아, 스페인, 스웨덴), 일정 액수만큼 경감(벨기에, 네덜란드, 스페인), 면제(아일랜드, 헝가리, 스웨덴), 납부 후 전액 환불(룩셈부르크, 슬로베니아)의 형태를 취한다. 실업자 중 고령자가 청년층에 비해 재취업이 어려움을 감안하여 신규채용에만 혜택을 한정하는 국가들(독일, 헝가리, 룩셈부르크, 슬로베니아)과 신규채용을 일반과 구분하여 신규채용에 더 큰 세제혜택을 주는 국가들(벨기에, 네덜란드, 폴란드, 스페인)이 있다. 실업문제가 심각한 스페인의 경우, 신규, 임시직, 경력직 고령근로자 채용에 대해 세제혜택을 달리한다.

핀란드의 경우, 54세 이상 저임금(월 900~2,000유로) 고령인구를 고용하는 기업에 대해 월급의 일정비율만큼 보조금을 제공하는 형식을 취한다(Huttunen et al., 2010). 보조금 액수는 월급 중 900유로 초과하는 부분의 44%로 결정되며, 근로자 1인당 월 보조금은 220유로를 넘을 수 없다. 따라서 1,400~1,600유로의 월급을 받는 고령근로자에 대한 보조금은 220유로로 동일하다. 월급이 1,600유로를 초과하는 경우, 보조금 액수는 220유로에서 1,600유로 초과분의 55%만큼 빼준 값이기 때문에, 1,600유로를 초과하면서부터 보조금이 서서히 감소하여 월급이 2,000유로이면 보조금은 0이 된다. 보조금 제공 형태는 납부해야 할 근로소득 세액에서 보조금의 액수만큼 제하기 때문에, 결과적으로 고용주가 납부해야 하는 근로소득세율을 인하해주는 효과가 나타난다. 즉, 월급이 1,400유로 이하인 경우 근로소득 세율이 5.2%인데, 월급이 1,400~1,600유로이면 7.2%, 1,600유로를 초과한 경우에는 21%로 누진적인 성격이 매우 강해진다. 동 제도는 2006년 시작되어 한시적으로 운영되었으나 2010년 말에 폐지되었다. 멕시코는 고령노동자를 고용한 사업주에게 근로소득에 대해 더 큰 세액공제 혜택을 제공한다.

〈표 V-2〉 고령근로자 수요 증대를 위한 세제혜택(2010년 기준)

국가	형태	크기	수혜자 연령	수혜조건	기간
오스트리아	고용주 사회보험료(SSC)	21.7%에서 17.3%로 경감	60+	전체	무제한
벨기에	고용주 SSC	최대 400유로	50+	전체	무제한
	고용주 SSC	1,600~4,000유로	45+	신규고용	5.25년
핀란드	조세제도를 통한 보조금	<ul style="list-style-type: none"> <li>월급 900~1,600유로: 임금의 44%(최대 220유로)</li> <li>월급 1,600유로 이상: 220유로에서 1,600유로 초과분의 55%만큼 공제</li> </ul>	54+	전체	무제한
독일	고용주 SSC	50% 경감	50+	전체	3년
헝가리	고용주 SSC	첫해 면제, 두 번째 해 27%에서 10%로 경감	50+	신규고용	2년
아일랜드	고용주 SSC	면제	66+	모두	무제한
룩셈부르크	고용주 SSC	전액 환불	45+	신규고용 (실업기간 1개월 이상자)	무제한
멕시코	세금경감	임금에 대해 125% 세액공제	65+	전체	무제한
네덜란드	고용주 SSC	연간 6,500유로	50+	신규고용 (이전에 benefit payment를 받은자)	3년
	고용주 SSC	연간 2,750유로	62+	전체	3년
폴란드	고용주 SSC	18.43% 대신 15.88%로 경감	60+/여성은 50+	전체	무제한
	고용주 SSC	18.43% 대신 15.88%로 경감	50+	신규고용	1년
슬로바키아	고용주 SSC	35.2% 대신 31.2%	62+	전체	무제한
슬로베니아	고용주 SSC	전액 환불	55+	신규고용 (실업기간 1년 이상 or 초과공급 직종)	1년
스페인	고용주 SSC	1,200유로	45+	신규고용 (실업자)	무제한
	고용주 SSC	4,100유로	45+	계약직	계약기간
	고용주 SSC	SSC 50% 감면하고 매년 10%p씩 증가	60+	5년이상 경력있는 근로자	무제한
스웨덴	고용주 SSC	31.42% 대신 10.21%로 경감. 1937년 이후 출생자는 면제	65+	전체	무제한

출처: OECD(2011), Table 3.2

## 다. 고령근로자에 대한 인식 변화 및 훈련기회 제공

수요자 입장에서 고령자를 고용하는 것에 대한 가장 큰 장애는 고령근로자에 대한 편견이다(Eurofound, 2013). 일반적으로 고령근로자는 생산성이 떨어지고, 업무 변화에 유연하지 못하며, 질병에 취약하다는 부정적인 선입견을 가지고 있다. 따라서 고령근로자의 고용률이 높은 유럽에서조차 성이나 인종보다도 연령에 따른 차별이 노동시장에서 가장 크게 나타나고 있다. 이에 대응하기 위해 많은 국가들은 연령에 따른 차별을 금지하는 법안을 제정하거나, 사회적으로 고령근로자의 경험과 연륜이 중요한 자원으로 여겨질 수 있는 사회적 분위기 조성에 힘쓰고 있다. 영국은 연령에 따른 고용 차별 금지를 위해 고용규제법(2006)에 평등조항(2010)을 삽입하였고, 노르웨이도 노동환경법에 연령에 따른 차별을 금지하는 조항을 담고 있다. 영국은 또한 2001년부터 Age Positive 캠페인을 통해 연령대가 다양하게 구성된 일터의 장점, 운영방식 등을 전파하여 사업주로 하여금 고령근로자를 고용하도록 설득하고 있다. 노르웨이에서도 5년 단위로 고령근로자에 대한 계획을 세워 고령근로자를 잠재적인 자원으로 인식하고 이들에 대한 고용주의 태도와 인식의 변화를 위해 노력을 기울이고 있다. 핀란드는 1990년대 중반에 이미 고령노동자의 중요성과 사회적 가치가 증가하여, 이들을 위한 국가적 프로그램(National Programme for Ageing Workers 1998-2002)을 운영하고 있다.

고령자에 대한 고용주의 편견을 없애기 위해서는, 고령근로자에게 교육 및 직업훈련의 기회를 제공하여 실제로 이들의 생산성 및 능력이 유지될 수 있도록 해야 할 것이다. Eurofound(2013)에 따르면 실제로 청년근로자에 비해 고령근로자가 교육 및 훈련에 참여하는 비율이 현저히 낮지만, 스웨덴, 덴마크, 핀란드, 노르웨이 등 북유럽 국가들은 평생교육과 커리어 안내 프로그램을 운영하여 고령근로자에게 교육 및 직업훈련 참여를 독려하고 있다. 독일, 오스트리아와 같이 고령화 문제가 심각한 국가들은 특히 고령자를 타겟으로 하여 직업훈련 및 교육을

시행하고 있다. 독일 연방정부는, 2006년 고령 및 비숙련 근로자를 위한 평생 훈련 프로그램으로 WeGebAU를 설립하였다. 이는 250명 미만을 고용한 기업에서 근무하는 45세 이상 중고령 근로자 및 비숙련 근로자를 대상으로, 훈련비용의 75%를 보조하는 바우처를 제공하고, 비용의 나머지 25%는 고용주 혹은 근로자가 부담한다. 벨기에의 기업들은 45세 이상 중고령자에게 직업훈련을 제공하는 프로젝트를 진행하기 위해 정부(Professional Experience Fund)로부터 보조금을 받을 수 있다. 또한 룩셈부르크는 금융부문에서 고령근로자의 고용과 고용유지를 장려하기 위해 Fit4job이라는 부문별 프로그램을 통해 필요한 기술 및 자격 취득을 도와주고 있다.

## 2. 고령자 고용을 위한 공급 유인 정책

고령자의 노동시장 참여기간을 연장하고 싶다면 먼저 제도적으로 정년을 보장하여야 하고, 또한 고령자들이 조기에 은퇴하지 않고 늦은 나이까지 일하게 만드는 인센티브를 제공해야 할 것이다.

### 가. 정년연장 등 제도적 기반 확립

전 세계적으로 은퇴연령의 상향조정이 이루어졌고, 향후 단계적으로 추가 상향조정을 계획하고 있다. 은퇴연령은 유효정년과 법정정년으로 구분할 수 있는데, 법정정년은 연금수령연령을 의미하고, 유효정년은 실제적으로 노동시장에서 완전히 빠져나오는 연령을 의미한다. 우리나라의 경우, 법정정년은 60세로 OECD 국가들 중에서 프랑스, 터키와 함께 최하위를 기록하고 있다. 그러나 유효정년은 2006~2011년 5년 평균 71.4세(남성)로 멕시코(71.5세) 다음으로 높으며, OECD 평균인 63.9세보다 7년 이상 높은 수준이다. 이렇듯 한국의 유효정년이 높은 이유는 농림어업과 같이 1차산업에 종사하면서 늦은 나이까지 일을 하고 있는 자영업자들이 많기 때문이다.

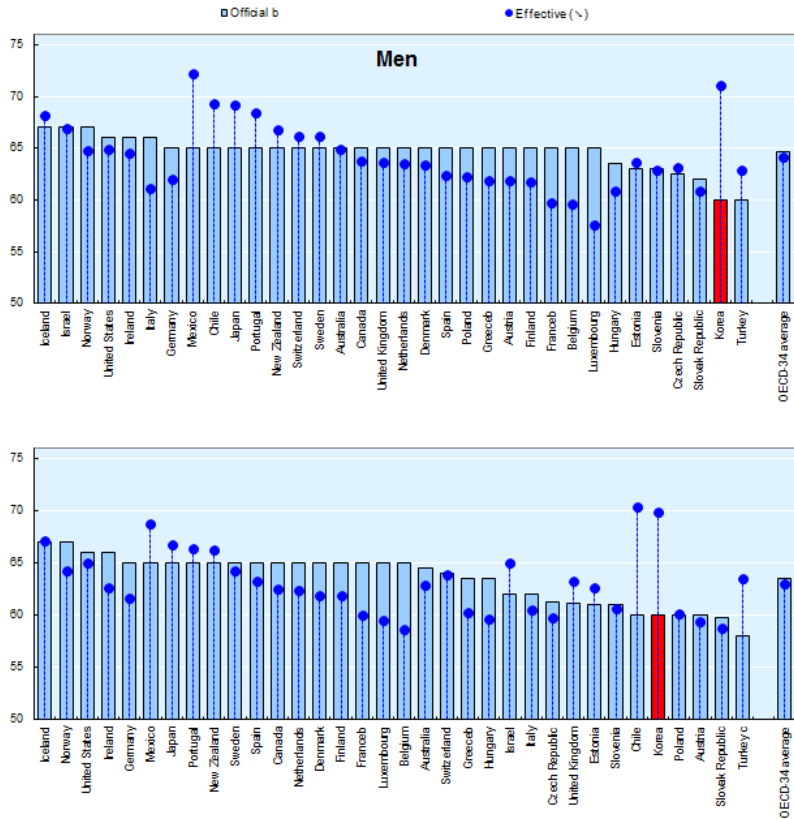
남성의 법정 은퇴연령이 가장 높은 국가는 아이슬란드, 이스라엘, 노르웨이로 67세이며, OECD 평균은 64.4세이다. 남성과 여성의 법정 은퇴연령은 동일한 국가가 대부분이지만, 남녀 간 법정 은퇴연령에 차이가 있는 경우 남성에 비해 여성의 법정 은퇴연령이 더 낮았다. 예를 들면 이스라엘은 남성의 법정 은퇴연령이 67세인 데 반해 여성은 62세이고, 영국도 남성의 법정 은퇴연령은 65세인데 여성은 61세로 4년 낮게 설정되어 있다. 우리나라는 법정 은퇴연령을 2033년까지 65세로 단계적으로 인상할 계획이며, 장기적으로 미국, 호주, 덴마크, 네덜란드, 독일은 65세에서 67세로, 영국과 핀란드는 65세에서 68세로, 터키는 60세에서 65세로 인상할 계획을 갖고 있다.

2009년 최고령 사회에 도달한 일본의 경우, 우리나라처럼 법정 정년이 60세였지만 후생연금 지급 개시 연령을 65세로 상향조정하면서 수입 공백기간을 막기 위해, 올 4월 법정 정년을 65세로 상향조정하였다(고령자고용안정법). 동법 시행 전에도 기업은 65세까지 정년연장, 재고용, 정년폐지의 형식으로 고용을 연장하는 노력을 기울이도록 권고받았지만 이를 시행한 기업은 30%에 불과하였다(산업연구원, 2012: 국제노동브리프, 박효숙). 『고령자고용안정법』은 이러한 권고조항을 의무조항으로 바꾸고, 65세 미만의 근로자가 연령 때문에 은퇴하는 것을 금지하였다. 고령자 재고용 또는 계속고용을 활성화하면서 일본 IBM은 ‘senior expert’ 직종을 개발하여 고령자의 풍부한 경험과 고도의 능력을 낮은 임금으로 구입하여 고령자 고용 비용을 절감하는 전략을 취하고 있다.

독일도 일본과 마찬가지로 2009년 초고령사회에 진입한 국가이다. 산업연구원(2012)에 따르면 독일은 해고제한법에 의거, 정당한 이유없이 고령근로자 해고가 불가능하고 고령근로자를 해고한 기업에 세금 및 사회보장 부담률을 높이는 등 패널티를 부과하였다. 퇴직연령을 65세에서 2012~2023년간 매년 1개월씩, 2024~2029년간 매년 2개월씩 연장하여 2020년까지 67세로 연장할 예정이다. 연령으로 인한 법정 정년 연령을 아예 폐지하는 국가들도 있다. 영국은 2011년 정년연령을 폐지하였

고, 핀란드, 프랑스, 스웨덴은 유연한 정년연령 그룹(63~68세) 제도를 도입하였다(Eurofound, 2013).

[그림 V-2] OECD 국가들의 은퇴연령(2007~2012 평균)



주: 1. 법정 정년연령(official age)은 연금수령 연령을 의미하고, 유효 은퇴연령(effective age)은 지난 5년간 노동시장에서 빠져나온 평균연령으로 정의함.  
 2. 프랑스 근로자는 노동자는 41.5년의 경력이 있으면 60세에 은퇴 가능하고, 그 리스는 37년의 경력이 있으면 59세에 은퇴 가능

출처: OECD, *Pension At a Glance 2013*, Figure 3.8 데이터를 재구성

## 나. 경제적 인센티브

OECD(2012)에 따르면 스웨덴은 2007년 고령자의 노동공급 유인으로 취업자 세제혜택(in-work tax credit)을 도입하였다. 세제혜택은 다른 연령 그룹에 비해 65세 이상 고령자에게 훨씬 크기 때문에, 고령자들이 노동시장에 오래 남도록 하는 인센티브로 작용한다. 2011년 기준, 65세 미만 근로자가 받을 수 있는 최대 세액공제는 연간 21,249 SEK(349만원)인데, 65세 이상은 30,000SEK(493만원)에 이른다. 네덜란드의 경우에도 56세 이상부터 연령에 따라 세액공제 혜택이 증가한다.

독일, 오스트리아, 벨기에에는 고령실업자가 취업을 하는 경우(신규취업자) 임금 이외에 추가적인 보너스를 받을 수 있다(EC, 2012). 독일은 50세 이상 실업자 중 낮은 임금을 수용하고 취업하는 경우 1년차에는 임금 차의 50%, 2년차에는 임금 차의 30%를 받을 수 있다. 오스트리아는 2009년 new wage combination이란 제도를 도입하여 50세 이상 실업자가 월급여 650~1,500유로의 풀타임 직업을 갖게 되는 경우, 매달 300유로의 추가적인 보조금을 받는다. 그러나 월급이 1,500~1,700유로인 경우, 보조금은 150유로로 줄어든다. 벨기에는 2009년부터 50세 이상 실업자가 취업을 하는 경우, 최소 1년 이상 월 194유로의 보너스를 받을 수 있다. 덴마크, 핀란드, 포르투갈, 스페인, 스웨덴 등은 연금 수급연령 이후에도 일을 계속하는 경우 연금수령액을 인상해주는 정책을 운영하고 있다. 또한 덴마크는 법정 정년연령까지 노동시장에 남아 있는 근로자에게 약 2만파운드의 보너스(세금면제)를 지급한다.

## 다. 고령근로자의 건강을 위한 지원

본 연구에서는 고령자가 은퇴 혹은 노동시장 참여를 결정하는 요인으로 '건강' 변수를 중심으로 살펴보았다. 실증분석에서도 경제적 인센티브 외에 건강 여부가 노동시장 참여율에 미치는 영향이 매우 큼을 보였다. 따라서 고령자 고용 활성화를 위해 고령근로자의 건강 및 웰빙

에 대한 투자가 필요하다.

고령자의 '건강'에 초점을 맞추면 건강한 고령화를 위해 전반적인 질병예방(prevention) 정책 강화가 필요하다. 영국은 중고령자의 건강 유지를 위해 NHS에서 Health Check Program을 운영하고 있다(OECD, 2011). 40세에서 74세 사이에 있는 사람들 중 심장질환, 뇌졸중, 당뇨, 신장질환 등과 같은 만성질환에 아직 걸리지 않은 사람들을 대상으로 1차 의료(주치의)에서 주기적으로 검진을 하고 질병예방을 위한 수칙을 듣게 된다. 동 프로그램은 연간 332파운드가 소요되지만, 질병예방(1,600명의 뇌졸중 및 심장마비) 및 사망률 감소(650명)를 통해 36.78억 파운드를 절감할 수 있다고 예측하였다. Eurofound(2013)에 따르면 오스트리아는 fit2work 프로그램을 도입하여 모든 근로자가 무료로 건강 상담을 받을 수 있도록 하였고, 네덜란드는 모든 근로자에게 정기적인 건강검진(Pago)을 제공한다. 독일 연방정부는 근로자의 건강 증진을 위해 건강보험기금이 기업과 함께 운영하는 예방 프로그램 도입을 고려하고 있다(OECD, 2012).

핀란드를 비롯한 북유럽 국가들은 '근로자'의 건강, 특히 직장에서의 건강(occupational health)에 초점을 맞추어 프로그램을 운영하고 있다(Eurofound, 2013). 핀란드의 보건복지부는 2008~2011년 직장에서 근로자의 웰빙을 증진하고, 노동으로 인한 질병 및 우울증을 방지하기 위해 MASTO 프로젝트를 시행하였다. 이는 직장에 웰빙센터를 설립하고, 물리치료사, 심리상담사 등 10여 명의 전문가로 구성된 서비스센터를 두어 근로자들이 이용할 수 있도록 하였다. 직장에서의 보건서비스 제공은 노동으로 인해 발생할 수 있는 장애 예방 및 조기 개입을 목표로 한다. 덴마크는 고령근로자와의 대화를 통해 직장에서 발생하는 특정 문제들을 해결하고 근로자가 일할 수 있는 환경을 제공하고자 'development dialogue for older workers'라는 시스템을 구축하였다. 노르웨이 정부는 기업이 근로자의 건강과 안전을 위해 체계적인 방안을 마련해야 한다고 권고하였고, 기업들은 건강문제가 있는 고령근로자를 위한 특별 조치 혹은 고령근로자를 위한 예방적 방안을 개발하였다. 벨

기에의 경우, 민간기업은 고령근로자의 근로능력을 측정하고 업무와 관련된 신체적 위험 감소 등 작업환경 개선방안 마련을 위해 Professional Experience Fund로부터 보조금을 요청할 수 있다.

또한 고령근로자가 일을 수행할 수 있을 정도로 건강함에도 불구하고 은퇴를 결정하는 이유는 일의 양이나 노동시간을 줄이기 어렵기 때문이라는 연구 결과들이 있다. 따라서 근무형태의 유연성 및 다양화 등을 통해 고령근로자의 노동시장 참여기간을 확대하고 점진적인 은퇴를 유도할 수 있다. 노르웨이, 덴마크, 핀란드, 네덜란드, 벨기에, 스페인, 오스트리아, 독일은 여러 가지 형태로 근무시간 단축 및 근무형태 다양화 정책을 시행하고 있다. 예를 들어 덴마크에서 고령근로자는 유연근무제, 근무시간 단축, 같은 회사 내에서 업무 변경을 할 수 있고, 노르웨이에서 62세 이상 고령근로자는 근로시간을 줄이고 시간제 일자리를 택할 수 있도록 법으로 규정하였다. 벨기에는 time credit 제도를 운영하여 50세 이상 고령근로자는 일정 기간 동안 일을 단축할 수 있도록 허용하였다.

## VI. 결론 및 정책적 시사점

한국은 이미 고령사회에 진입하였고, 빠른 속도로 고령화사회와 초고령사회를 향해 달려가고 있다. 고령인구 증가는 재정수입을 감소시키는 한편 재정지출을 증가시켜 국가 재정에 부담이 된다. 재정수입 감소는 고령화로 인한 경제활동인구 감소 및 노동력의 고령화에서 비롯된다. 경제활동인구 감소, 즉 은퇴인구 증가는 소득창출 활동의 감소를 의미하며, 이에 따라 근로소득이나 사업소득, 소비, 재산 등에 대한 세수가 감소할 것이다. 고령화로 인한 재정지출은 연금과 건강보험을 중심으로 노인 관련 복지부문을서 증가할 것이다. 통계청의 장래인구추계(2011)에 따르면 현재 10%인 노인인구가 2060년에는 40%까지 증가할 것으로 예측하고 있다. 노인인구 수의 절대적 증가와 함께 평균수명도 더욱 증가할 것이므로 총인구의 다수를 차지하게 되는 노인인구가 연금에 의존하는 기간, 즉 연금 수령기간이 길어지게 될 것이다. 또한 현재 총인구의 10%를 차지하는 노인인구가 총의료비의 30%를 소진하는 것에서 미루어 볼 때, 노인인구가 40%까지 증가하면 의료비 지출은 감당할 수 없을 만큼 증가할 것이다.

본 연구에서는 고령화로 인한 재정부담을 완화시키기 위해 고령인구의 노동시장 참여기간 연장을 제안하였다. 고령근로자의 경제활동 참여를 장려해야 한다는 제안의 근거로 먼저 건강한 고령화 현상을 확인하고, 건강상태 개선이 고령자의 노동공급을 증가시킴을 보인 후, 이러한 고령자 노동 참여기간 연장이 재정에 미치는 영향을 추정하였다. 건강한 고령화는 고령인구의 건강상태가 과거에 비해 개선되었으므로, 더 오랜 기간 노동시장에 참여할 수 있다는 주장의 근거로 사용된다. 국가별 횡단면 데이터를 통해 살펴본 결과 평균수명 연장에 따라, 그리고 소득 증가에 따라, 건강수명도 증가한다. 현재까지 한국인의 평균수명

과 소득이 지속적으로 증가해 왔고, 앞으로도 그러한 추세가 계속될 것으로 예측되는바, 한국인의 건강수명도 계속 증가할 것으로 예측된다. 그리고 비록 시계열이 짧은 하지만 노동패널 및 노후보장패널 자료를 통해 살펴본 결과, 동일 연령에서 건강하다고 응답하는 사람의 비율이 시간이 지남에 따라 증가함을 보여주었다. 다음으로는 고령화패널 2차년도 데이터를 사용하여 이러한 고령인구의 건강상태 개선이 노동공급을 증가시킬지를 보여주었다. 물론 경제활동 참여를 독려해야 하는 대상은 건강한 노인인구이지만, 현 제도하에서 최고 은퇴연령이 65세이므로 분석대상을 50~64세 중고령자로 한정하였다. 주요 설명변수는 건강상태를 나타내는 변수인데 주관적 건강상태, ADL, IADL, 만성질환 개수를 포함시켰고, 종속변수는 경제활동 참여 여부를 나타내는 더미변수를 사용하였다. 주요 추정모형은 건강변수의 내생성을 교정하지 않은 프로빗 모형, 그리고 건강변수의 내생성을 통제한 IV 프로빗 모형이다. 프로빗 모형의 추정결과 주관적 건강상태가 ' 좋음' 혹은 '매우 좋음'으로 응답한 중고령자는 노동시장에 참여할 확률이 10% 높았고, IV 프로빗 모형으로 추정한 결과 그 확률은 60%까지 증가하는 것으로 나타났다. 마지막으로 고령자의 노동참여 증가가 재정에 미치는 영향을 추정하기 위해 올 4월에 타결된 「정년연장법」이 재정에 미치는 효과를 추정하였다. 정년연장법은 60세까지 근로자의 정년을 보장하는 것으로, 현재 평균 정년연령이 57세로 비교적 낮음을 감안할 때 상당수의 중고령자가 노동참여기간 연장이라는 혜택을 받게 될 것이다. 정년연장법 시행으로 인한 단년도 재정수입 증가분(근로소득 세수, 연금수입, 건강보험 수입)을 구해본 결과, 약 2,500억원(2012년 GDP 대비 0.02%)으로 추정되었다. 그러나 고령자 고용장려정책은 재정수입을 증가시키기도 하지만 비용을 수반할 수 있다. 고령자 고용장려를 위한 정부의 재정지출이나 세제혜택은 직접적인 비용을 발생시키며, 만약 고령자 고용 증대가 청년 고용을 저해한다면 간접적인 비용을 발생시킬 것이다. 본 연구에서 통계청의 경제활동인구조사 자료를 가지고 살펴본바, 고령자 고용 증대가 청년고용을 구축한다는 증거를 발견할 수 없었다. 따라서 고령자 고

용증대 정책이 재정에 미치는 영향은 긍정적 효과가 부정적 효과보다 더 크다고 판단하였다.

박근혜 정부는 고용률 70%를 목표로 하고 있다. 고용 증대는 국가재정을 건전하게 하고 세대간 부양부담도 완화하기 때문에, 인구구조 변화에 대응하는 가장 적극적이고 진취적인 전략이다. 현 정부의 이러한 고용 목표율을 달성하고, 인구구조 변화가 초래하는 국가 재정에 대한 부담을 근본적으로 해결하기 위해서는 노동시장에서 고령인력을 적극 활용해야 한다. 고령자의 노동시장 참여를 통해 성장률을 제고하고, 피부양자로 전환하는 시기를 늦춤으로써 이들이 창출하는 소득에 대해 세수를 확보할 수 있을 것이다. 또한 건강보험 및 연금 등 사회보장제도 측면에서도 고령자의 노동시장 참여기간이 길어질수록 사회보장기금의 재정건전성을 향상시킬 것이다. 고령자의 노동시장 참여기간이 연장되면 연금수급 개시연령을 상향조정하고 연금 지급기간을 단축시킬 수 있다. 또한 아직 합의가 도출되지는 않았지만, 일을 하는 것이 개인의 건강수준을 향상시킨다는 연구결과에 기반하면, 고령자의 고용활성화는 건강보험 재정에도 긍정적인 효과를 가져올 수 있을 것이다.

본문에서 논의하였듯이 건강한 고령화가 진행됨에 따라 고령인구의 건강상태 개선은 노동공급을 증가시킨다. 즉, 개인 차원에서도 건강하기만 하다면 연금수급 연령 혹은 그 이후까지 경제활동을 지속하길 원한다. 따라서 정부는 정책 및 제도 마련을 통해 고령자 고용을 장려해야 한다. 고령자 고용 증진을 위해 노동 수요 측면과 공급 측면을 모두 고려해야 하는데, 수요 측면에서는 고령자를 고용하는 기업에 보조금을 지급하거나 사회보장부담금을 경감해 주는 방법이 있고, 공급 측면에서는 고령근로자 소득에 대한 세제혜택을 확대해 주는 방법이 있다. 또한 많은 선행연구에서 이미 지적한 대로 정년연장, 정부의 직접 일자리 제공 등은 고령자 고용을 증진시킬 수 있는 정책이다. 또한 경제적 인센티브 및 제도적 장치 마련 이외에도 고령자의 노동시장 참여기간 확대를 위해 필요한 것은 고령자의 건강에 대한 투자이다. 본문의 실증분석 결과에서 보였듯이 고령자의 경제활동 참여 여부에 영향을 미치는 중

요한 요인 중 하나가 건강상태이기 때문이다. 건강상태가 좋을수록 고령자의 경제활동 참여율이 높고, 은퇴 사유로 가장 많은 이들이 본인의 건강 악화를 선택하였다. 따라서 고령근로자의 건강증진을 위한 예방 및 검진제도 마련, 유연한 근무제도를 통한 노동의 강도 조절 등 다양한 측면에서 제도적 보완이 필요하다.

고령인력의 적극적인 활용을 위해 60세까지 정년을 보장하는 「정년연장법」을 시작으로 향후 고령화가 더욱 심화되면 정년연령을 점진적으로 더 높여야 할 것이다. 우리나라보다 평균수명이 낮은 독일, 덴마크, 영국, 핀란드에서도 정년연령을 60대 후반으로 상향조정할 계획을 가지고 있다. 현재 한국인의 건강수명은 71세으로 노인성 질병, 장애 등으로 고통받는 시기가 늦춰졌기 때문에 정년연령을 60대 후반까지 단계적으로 증가시키는 방안을 고려하는 것이 바람직하다. 물론 정년연장과 같은 고령자 고용활성화 정책은 청년 일자리와의 경합성, 기업의 생산성 하락 등 노동시장의 다른 문제를 야기할 수 있으므로 임금피크제, 근로시간 단축제 등 추가적인 제도 보완이 필수적으로 수반되어야 한다.

고령화라는 인구구조 변화가 초래하는 국가 재정의 부담을 줄이기 위해서, 고령인구를 노동시장에 참여시켜 소득창출활동을 장려하고 활기찬 고령화(active ageing)를 통해 이들에 대한 복지지출 지급 시기를 최대한 늦추도록 해야 할 것이다. 즉, 고령인구가 소비자가 아니라 생산자로서 사회의 한 축을 담당하도록 해야 한다. 고령화가 더욱 심화되기 전에, 고령자의 노동시장 참여 활성화를 위해 사회적 인식의 변화, 제도와 정책의 수립에 공동의 노력이 필요한 시점이다. 특히 고령근로자에 대한 긍정적인 인식을 전파하고, 함께 어울려 일하는 사회적 분위기를 마련하기 위해서는 적지 않은 시간이 소요되므로 지금 당장 대응 방안을 간구하기 시작해야 할 것이다.

## 참고문헌

- 강이주·이영애, 「노인들의 노동시장 참여형태과 동거유형이 건강수준 및 주관적 삶의 만족도에 미치는 영향 연구」, 한국생활과학회, 2010.
- 김 준, 『고령화 일자리 정책의 현황과 개선방향』, 국회입법조사처, 2010.
- \_\_\_\_\_, 『정년연장의 의의와 입법 및 정책과제』, 국회입법조사처, 2013. 5.
- 김주영·조진환, 『제조업 인력 고령화와 정년연장』, 산업연구원, 2012.
- 보험연구원, 『정년 60세 연장법의 의미와 시사점』, 2013.
- 서울시 복지재단, 『노인능력 활용방안 연구』, 2012.
- 서재만, 『고령자 일자리 현황과 정책과제』, 국회예산정책처, 2012.
- 안중석, 『중장기 조세정책 방향에 대한 제언』, 한국조세재정연구원, 2013. 7.
- 원종학·김종면·전병힐·우석진, 『고령자의 노동공급과 조세·재정정책』, 한국조세연구원, 2008.
- 이정의·Higo Masateru, 「고령자 경제활동 참여의 국가간 비교: 한·미·일을 중심으로」, 『노인복지연구』, 제50권, 2010, pp. 49~72.
- 이철선, 『중고령자 고용정책의 문제점과 산업 육성을 통한 고용 창출』, 현대경제연구원, 2011.
- \_\_\_\_\_, 「고령자 고용실태와 정책적 보완과제」, 『보건복지포럼』, 한국보건사회연구원, 2012.
- 임재영·이석원, 「노인일자리사업의 의료비 절감 효과에 관한 연구」, 『보건경제와 정책연구』, 제14권 제1호, 2008.
- 장용환, 「고령화 사회에 따른 노인고용 활성화 방안」, 『정책과학연구』, 2007.
- 정석원, 「정년연장이 노동시장과 노후소득보장에 미치는 영향과 정책과

- 제」 복지부 주재 제4차 인구고령화포럼, 보험연구원, 2013.
- 지은정, 『OECD 국가의 중고령자 고용정책 동향에 관한 연구』, 한국노인 인력개발원, 2012.
- 홍백의·김혜연, 「중고령자의 고용형태별 퇴직과정 유형과 그 결정요인에 관한 연구」, 『한국사회정책』 제17집 제1호, 2011.
- 홍원구, 『정년연장이 퇴직연금 소득대체율에 미치는 영향』, 자본시장연구원, 2013.
- Cai, Lixin and Guyonne Kalb, “Health Status and Labor Force Participation: Evidence from Australia,” *Health Economics*, 2006.
- Cai, Lixin, “The relationship between health and labor force participation: evidence from a panel data simultaneous equation model,” *Labor Economics*, 2010.
- Deschryvere, Matthias, “Health and Retirement Decisions: an update of the literature,” ENEPRI Research Report No. 6, European Network of Economic Policy Research Institutes, 2005.
- Dwyer, Debra Sabatini and Olivia S. Mitchell, “Health Problems as determinants of retirement: are self-rated measures endogenous?” *Journal of Health Economics* 18, 1999, pp. 173~93.
- EC, EEO Review: Employment Policies to Promote Active Aging, 2012.
- EU, Employment trends and policies for older workers in the recession, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, 2012.
- Eurofound, “Role of governments and social partners in keeping older workers in the labour market,” 2013.
- Frijters, Paul, David Johnston, and Michael Shields, “Mental health and labor market participation: evidence from IV panel data models,” IZA working paper, 2010.
- Huttunen, Kristiina, Jukka Pirttila, and Roope Uusitalo, “The

- Employment Effects of Low-Wage Subsidies,” IZA discussion paper, No. 4931, 2010.
- Kalwij and Frederic Vermeulen, “Labor Force Participation of the Elderly in Europe: the importance of being healthy,” IZA WP NO. 1887, 2005.
- Kalwij and Vermeulen, “Health and Labour Force Participation of Older People in Europe: What do Objective Health Indicators Add to the Analysis?,” *Health Economics*, 2007.
- Laura, Romeu Gordo, “Compression of Morbidity and the Labor Supply of Older People,” *Applied Economics* 43(4), 2011.
- Manton KG, Gu X, Lamb VL, “Change in chronic disability 1982 to 2004 - 2005: Long-term changes in function and health in the US elderly population,” *Proceedings of National Academy of Sciences of USA*, Vol. 103, No 48, 2006.
- Mete, Cem and T. Paul Schultz, “Health and Labor Force Participation of the Elderly in Taiwan,” *International Studies in Population* Vol. 3, 2006, pp. 163~200.
- OECD, “Public Spending on Health and Long-Term Care: a New Set of Projections,” by Christine de la Maisonneuve and Joaquim Oliveira Martins, OECD Economic Policy Papers, No. 06, June 2013.
- \_\_\_\_\_, “Thematic Follow-Up Review of Policies to Improve Labor Market Prospects for Older Workers, Sweden,” Netherlands (mid-2012), 2012.
- \_\_\_\_\_, *Taxation and Employment*, 2011.
- \_\_\_\_\_, *Ageing and Employment Policies: Netherlands*, 2005.
- Plasman, Robert, Jamila Bouajaja, Laureline de Wind, et al., “EEO Review: Employment policies to promote active ageing, 2012: Belgium,” *European Employment Observatory*, Applied Econometrics

Association, 2012.

Solomon, Joshua A., Haidong Wang, Michael K Freeman, Theo Vos, Abraham D Flaxman, Alan D. Lopez, and Christopher JL Murray, "Healthy Life Expectancy for 187 Countries, 1990~2010, a systematic analysis for the Global Burden Disease Study 2010," *Lancet* 380, 2012.

World Health Statistics 2010, WHO, 2010.

Zucchelli, Eugenio, Anthony Harris, Andrew Jones, and Nigel Rice, "Health and Retirement among Older Workers," University of York, HEDG Working Paper, 2007.

<국문요약>

## 고령인구 고용이 재정에 미치는 영향

이은경

2013년 우리나라의 65세 이상 노인인구 비율은 12%에 불과하지만, 2050년까지 고령인구 비중이 가장 빠른 속도로 증가될 것으로 예측하고 있다. 평균수명 연장 및 저출산과 함께 인구고령화는 생산가능인구를 감소시키고 부양인구를 증가시켜, 세수감소(근로소득세, 소비세, 사회보장수입) 및 세출증가(복지지출, 사회보장지출)를 통해 국가의 재정 부담을 증가시킨다. 본 연구에서는 인구고령화로 인한 재정위험 해결방안으로 고령자의 고용 증대를 제안하였다.

본 연구의 목적은 한국이 건강한 고령화 현상을 경험하고 있는지 확인하고, 건강한 고령화(건강상태 개선)가 고령자의 노동공급을 증가시키는지 분석하며, 고령자 고용 증대가 재정에 미치는 영향을 추정하는 것이다. 고령자 고용 확대의 근거는 평균수명 연장에 따른 건강수명 연장이다. 따라서 먼저 건강수명은 소득 증가 혹은 평균수명 연장에 따라 증가함을 보이고, 우리나라에서도 시간에 따라 건강한 고령화가 진행되고 있음을 보였다. 다음으로 실증분석을 통해 건강한 고령화가 고령근로자의 노동공급을 증가시키는지 살펴보았다. 고령화패널 자료를 이용하여 건강변수의 내생성을 통제한 IV 프로빗 모형을 추정한 결과, 50~64세의 건강한 중고령자는 그렇지 않은 사람들에 비해 경제활동 참여 확률이 60%가량 높다. 마지막으로 고령자의 노동참여 증가가 재정에 미치는 영향을 살펴보기 위해 올 4월에 타결된 「정년연장법」이 재정수입에 미치는 영향을 살펴보았다. 정년이 60세까지 보장되어 고령자의 노동시장 참여기간이 증가하면 근로소득 세수, 건강보험 및 연금

수입이 증가하여 단년도 재정수입이 약 2,500억원(2012년 GDP 대비 0.02%) 증가하는 것으로 추계되었다. 그러나 고령자 고용 증대는 재정 수입을 증가시키는 한편, 경제적 인센티브 제공, 청년고용 구축 등 비용을 수반할 수 있음을 주지해야 할 것이다.

고령자 고용 증진을 위해서는 노동의 수요 측면과 공급 측면을 모두 고려해야 한다. 수요 측면에서는 노동수요자인 고용주에 대한 보조금 지급 및 사회보장부담금 감면 방식이 있고, 공급 측면에서는 정년연장, 고령근로자 소득에 대한 세제혜택 확대, 연금지급액 증액, 고령근로자의 건강증진을 위한 투자 등이 있다.

<Abstract>

# Fiscal Impacts of Healthy Aging and Labor Market Participation of Older Workers

Eunkyeong Lee

Currently, population aged 65 and over comprises only 12% of the Korean population. However, it is projected to grow rapidly and reach 40% in 2050. With increased life expectancy and decreased fertility rates, population aging presents a great fiscal challenge, decreasing fiscal revenues (labor income tax, consumption tax and social security revenues) and increasing fiscal expenditure (welfare and social security costs).

The purpose of this study is i) to verify that Korea experiences healthy aging, ii) to conduct empirical analysis on whether improved health of older workers increases their labor supply, and iii) to estimate fiscal impacts of employing more older workers. First, this study shows that increases in life expectancy and national income lead to increasing healthy life expectancy (disability-adjusted life expectancy). Second, using probit and IV probit models, we find that improved health of older workers (50-64 year olds) does increase their labor force participation by 60%. Lastly, this study presents that the extension of legal retirement up to 60 years is estimated to increase the fiscal revenues by 250 billion KRW (0.02% of GDP). However, implementing employment policies for older workers can

result in direct and indirect costs (government expenditure and crowding-out of youth employment).

In order to alleviate the fiscal burden of an aging population, this study suggests demand and supply side policies to increase the labor force participation of older workers. To give incentives for employers to hire more older workers, many countries provide subsidies and reduce social security contributions imposed on employers. Developed countries provide more financial benefits for older workers and focus on disease prevention and workplace health promotion.

<저자약력>

이은경

연세대학교 경제학과 졸업

미국 Cornell University 경제학 박사

현, 한국조세재정연구원 부연구위원

자료 수집 및 정리

남 희 한국조세재정연구원 연구원

오수정 한국조세재정연구원 연구원

신수미 한국조세재정연구원 주임연구행정원

연구보고서 13-11

고령인구 고용이 재정에 미치는 영향

---

---

2013년 12월 24일 인쇄

2013년 12월 31일 발행

저 자 이은경

발행인 옥동석

발행처 한국조세재정연구원

1338-7174 서울특별시 송파구 송파대로 28길 28

전화 : 2186-2114(대), www.kipf.re.kr

등록 1993년 7월 15일 제21-466호

조판및  
인쇄 고려씨엔피

© 한국조세재정연구원 2013

ISBN 978-89-8191-683-1

---

---

\* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 6,000원