



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

사회복지학박사학위논문

한국 노인 노동의 변화에
영향을 미친 요인

- 2008 - 2016년 고용률 변화를 중심으로 -

2019년 2월

서울대학교 대학원

사회복지학과

이 승 호

한국 노인 노동의 변화에

영향을 미친 요인

- 2008 - 2016년 고용률 변화를 중심으로 -

지도교수 구 인 회

이 논문을 사회복지학박사 학위논문으로 제출함

2018년 11월




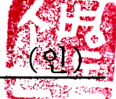

서울대학교 대학원

사회복지학과

이 승 호

이승호의 사회복지학박사 학위논문을 인준함

2019년 1월

위원장	<u>홍 백 의</u>	
부위원장	<u>이 천 희</u>	
위원	<u>강 은 나</u>	
위원	<u>손 병 든</u>	
위원	<u>구 인 회</u>	

국문초록

한국 노인 노동의 변화에 영향을 미친 요인

- 2008 - 2016년 고용률 변화를 중심으로 -

서울대학교 대학원

사회복지학과

이승호

인구고령화가 심각한 사회문제로 부각되면서 노인의 노동참여에 대한 사회적 관심이 커지고 있다. 노인의 경제활동 참여는 생산인구의 감소에 대응하고, 정부의 재정 부담을 줄이며, 개인의 삶의 질을 높이는 데 기여할 것으로 기대를 받고 있다. 그러나 한국 사회는 OECD 평균의 두 배가 넘는 노인 고용률에도 불구하고 여전히 절반에 가까운 노인이 빈곤에 처해 있고, 일하는 노인의 상당수는 고용불안과 저임금에 시달리고 있다. 이 연구는 노인의 노동시장 참여를 높이려는 사회정책적 노력에 앞서, 한국의 노인 고용률이 지속적으로 높은 수준을 유지하는 이유가 무엇인지에 대한 이해가 선행될 필요가 있다는 인식에서 출발한다.

서구의 경우, 20세기 이후부터 1980년대 중반까지 노인을 비롯한 고령층의 노동시장참여가 지속적으로 감소하는 추이를 보여왔으며, 이후 1990년대 들어서 비교적 안정적인 수준을 유지하다가, 1990년대 후반부터는 이전과 달리 증가하기 시작하였다. 노인 노동이 감소하던 시기에는 농업 비중의 감소와 같은 산업구조의 변화, 노인을 대상으로 한 소득보장제도의 확대가 주도적인 영향을 미쳤다. 반면, 노인의 고용률이 반등한 시기에는 노인의 노동생산성 향상이나, 여성의 노동시장 참여가 활발해진 변화 외에도, 공적연금제도를 비롯한 노후소득보장제도가 축소되는 등 이전 시기와는 다른 방향의 사회제도적 변화가 주된 영향을 미친 것으로 평가된다. 그러나 서구의 경험에 기초한 이러한 설명들로 한국 노인의 고용률 변화 추이를 이해하기에는 무리가 있어 보인다. 1960년대 이후 산업구조의 변화가 가장 빠르게 나타난 시기에 서구와는 반대로 노인의 노동참여가 높아졌고, 2000년대 이후 노후소득보장제도가 지속적으로 확대된 시기에도 노인의 노동참여는 감소하지 않았기 때문이다. 서구에서 노인의 노동참여가 감소한 시기

와 비슷한 방향의 변화 속에서도, 한국 노인의 노동참여가 서구와는 다른 변화 추이를 보이는 이유가 무엇일까? 이 연구는 노후소득보장제도가 확대된 2000년대 중반 이후 시기를 중심으로 한국의 노인 고용률 변화 추이를 확인하고, 어떠한 요인들이 그러한 변화에 영향을 미쳤는지를 분석한다.

분석에 사용하는 자료는 고령화연구패널조사의 2008년, 2016년의 기본조사 자료와 2007년에 조사된 직업력 자료이며, 국민연금을 수급하는 연령대를 고려하여 60-84세 연령집단을 분석대상으로 한다. 분석방법으로는 노동경제학에서 시점 간(혹은 집단 간) 결과변수의 차이를 분해하는 데 많이 사용되어 온 분해방법(decomposition methods) 중, 비모수적 방법에 기초한 재가중(reweighting) 분해방법을 적용한다. 이 방법은 관측된 두 시점 중 한 시점에 재가중치를 부여하여 노인의 취업에 영향을 미치는 요인들의 분포가 다른 시점과 동일해지도록 조정된 재가중 표본을 구성한 후, 두 시점 간 결과변수의 차이를 설명변수의 분포 변화로 인한 차이와 기타 다른 요인의 변화로 인한 차이로 구분한다(집계분해). 또한 설명변수의 분포 변화로 인한 결과변수의 변화를 다시 개별 설명변수의 변화로 인한 기여 정도로 구분하는 세부분해도 가능하며, 여러 요인들의 상대적인 영향 정도를 비교하는 본 연구에 적합한 방법이라 판단하였다.

노인의 노동참여에 영향을 미치는 요인은 노동경제학의 합리적 선택 이론(rational choice theory)과 사회학의 생애과정 관점(life-course perspective)에 기초하여 선정하였다. 구체적으로는, 주로 노동공급 측면과 관련된 성, 연령, 교육수준, 건강, 배우자 지위와 같은 미시적 요인들과 노인이 거주하는 지역의 노동시장 특성들을 포함하는 거시적 요인을 비롯하여, 개별 노인이 핵심 노동연령대에 주로 경험한 종사상 지위와 주된 산업, 경력 기간과 같은 생애과정 요인들도 포함하였다. 미시적 요인 중, 이 논문에서 주로 관심을 가지는 노인의 경제적 부양과 관련된 공적부양 및 사적부양 관련 요인들은 별도의 범주로 구분하여 살펴봤으며, 결과변수인 노동참여와의 역인과관계(reverse causality)를 줄이기 위해서, 측정 방법을 조정한 변수를 사용하였다. 노인 내 존재하는 다양한 이질성을 고려하여, 응답자의 성과 주된 종사상 지위를 기준으로 하위집단을 구성하였고, 모든 분석에서 하위집단별 분석결과를 같이 제시하였다.

주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 2008-2016년의 두 시점 사이에 60-84세 연령집단의 고용률은 29.8%에서 38.7%로 8.9%p 상승하였으며, 집계분해 분석결과, 분석에 포함된 설명변수의 분포 변화는 전체 변화 중 3.6%p를 설명하였고, 나머지 5.3%p는 두 시점 간 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계 변화 및

분석에 포함되지 않은 요인의 변화로 인한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 2000년대 중반 이후 노인 고용률이 높아진 것은 노인의 취업에 영향을 미치는 주요 특성의 변화보다 사회구조적인 변화로 인한 설명변수와 결과변수의 관계 변화가 더 큰 영향을 미쳤음을 의미한다.

둘째, 전체 분석대상의 구성효과에 대한 세부분해 결과, 노인의 취업에 영향을 미치는 주요 특성의 변화가 노인 고용률의 변화에 미친 영향은 정(+)적인 효과와 부(-)적인 효과가 모두 관찰되었고, 서로의 영향을 상당 부분 상쇄하였다. 성, 경력, 배우자 지위, 건강과 같은 특성의 변화는 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미친 반면, 교육수준이나 주된 종사상 지위, 주된 산업과 같은 특성의 변화는 노인의 고용률을 감소시키는 방향으로 영향을 미쳤다. 이처럼 설명변수들 간 엇갈리는 효과는 분해분석에 있어서 세부분해가 가지는 중요성을 보여준다.

셋째, 노인을 대상으로 한 공적부양 제도의 확대는 서구의 연구들과는 상이한 결과를 보였다. 공적연금 소득의 분포 변화는 오히려 노인의 고용률 증가와 관련이 있었고, 기초(노령)연금의 수급규모 확대는 통계적으로 유의한 수준의 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 공적연금 확대의 경우, 비수급집단보다 취업확률이 높은 저연금 수급집단의 비중이 증가하여 노인 고용률을 높이는 방향으로 작용하였다. 기초연금은 기준시점인 2016년의 경우 수급집단과 비수급집단의 조건부 고용률 차이가 크게 감소하여, 급여수준 및 수급집단의 규모 확대가 노인의 고용률 변화에 유의한 수준의 영향을 미치지 못하였다.

넷째, 노인이 자녀에게서 받는 사적부양에서는 동거와 사적이전의 영향이 차이를 보였다. 2008-2016년 사이 기혼자녀와 동거하는 노인의 비중이 감소하였고, 비동거 자녀로부터 사적이전을 받는 비중과 사적이전 소득의 규모도 감소하였다. 두 요인에서 모두 사적부양의 감소 추이가 확인되었지만, 동거의 감소는 전체 노인의 고용률에 유의한 영향을 미치지 못한 반면, 사적이전의 감소는 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미쳤다. 또한 사적이전의 감소는 분석에 포함된 영향요인들 중에서 고용률 변화에 미치는 영향의 정도가 가장 큰 것으로 나타났는데, 이는 2000년대 중반 이후 노인 고용률 증가의 상당 부분이 경제적인 목적으로 노동시장에 참여하는 생계형 노동의 증가에 기인한 것임을 보여준다.

다섯째, 하위집단별 세부분해 결과는 집계분해보다 더 큰 차이를 보였다. 성별 하위집단의 세부분해 결과를 보면, 각 집단의 고용률 변화에 영향을 미친 설명변수의 변화가 확연하게 구분되었다. 남성 노인의 고용률 변화에는 주된 종사상 지위, 배우자 지위, 기타 사회보장급여의 수급 변화가 영향을 미친 반면, 여성 노인

의 고용률 변화에는 교육수준, 주된 산업, 경력, 거주지역, 건강 수준의 변화가 영향을 미친 것으로 나타났다. 한편, 주된 종사상 지위별로 구분한 하위집단에서도 세 집단 간 완전히 다른 양상이 발견되었다. 임금노동 집단은 공적연금이나 동거, 사적이전과 같은 경제적 부양 관련 요인의 변화가 고용률 변화에 주로 영향을 미친 반면, 자영업 집단에서는 생애 초기와 후기의 미시적 요인들과 기타 사회보장급여의 변화만이 통계적으로 유의한 관계를 보였고, 기타 노동지위 집단에서는 생애 초기와 중기의 미시적 요인 변화가 고용률 변화에 유의한 수준의 영향을 미쳤다. 이러한 결과는 하위집단별로 노동공급이 다른 집단과 구별되는 고유의 방식으로 이뤄지고 있을 가능성을 시사한다.

이 연구는 이론적 측면에서, 서구의 경험에 기초하여 형성된 노인 노동의 변화에 대한 이론을 한국 사회에 비판적으로 적용해 본다는 의미를 지닌다. 서구에서 노인의 노동참여가 감소하던 시기와 비슷한 방향으로의 사회적 변화에도 불구하고, 한국에서 노인의 노동참여가 증가한 원인으로는 공적부양의 확대가 노인의 고용률을 감소시키지 않은 상황에서 사적부양의 감소가 노인의 고용률을 높이는 효과를 보였기 때문이다. 또한, 교육수준과 연령의 변화가 미친 영향도 서구와는 차이를 보였다.

정책적 측면에서 본 연구의 분석결과는 2000년대 중반 이후 노인 고용률 증가의 상당 부분이 경제적인 필요로 인해 노동시장에 참여하는 노인의 증가에 기인할 가능성을 시사한다. 사적부양의 감소 추이가 당분간 지속될 것으로 예상되는 상황에서, 이러한 추이를 반등시키기 위해서는 사적부양과 노인 노동참여의 횡단적 관계를 변화시키기 위한 노력이 필요하다. 이를 위해서는 공적연금을 중심으로 한 공적부양을 지속적으로 확대하고, 개인연금이나 자산 축적을 통해 다층적인 노후 준비를 유도하며, 기초연금을 통해서 최소한의 생활수준을 보장하는 등의 방법을 통해서, 자녀의 사적부양에 의존하여 생계를 유지하는 노인의 비중을 줄여나가기 위한 정책적 노력이 요구된다. 또한, 장기적인 관점에서는 노동시장 내에 연령으로 인한 차별을 해소하고, 노인 친화적인 고용환경을 조성하며, 노인이 취업할 수 있는 직종을 다양한 범위로 확대하는 등의 노력이 필요하다.

주요어 : 노인 노동, 고용률 변화, 경제적 부양, 재가중 분해

학 번 : 2010-30904

< 목차 >

제1장. 서론	1
제2장. 문헌 검토	7
제1절. 이론적 논의 및 선행연구 검토	7
1. 노인 노동참여에 영향을 미치는 요인	7
2. 노인 노동참여의 변화를 분석한 선행연구 검토	17
제2절. 노인 노동참여 및 영향요인의 변화 추이 검토	22
1. 고용률 변화 추이	22
2. 영향요인별 변화 추이	25
제3절. 연구문제	42
제3장. 연구 방법	44
제1절. 분석 자료	44
제2절. 변수의 측정	51
1. 결과변수	51
2. 설명변수	52
제3절. 분석방법	60
1. 분해방법 관련 선행연구 검토	60
2. 재가중 분해방법	62
3. 선행 분석 및 하위집단의 구분	65
4. 경제적 부양 요인의 역인과관계	66
제4절. 연구모형	74

제4장. 분석 결과	77
제1절. 고용률과 특성의 변화	77
1. 고용률 변화 추이	77
2. 영향요인별 변화 추이	80
제2절. 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계 분석	98
1. 전체 분석대상에서의 횡단적 관계	99
2. 하위집단별 횡단적 관계	108
제3절. 재가중 분해 분석결과	115
1. 재가중 표본의 특성	117
2. 설명변수 변화와 노인 고용률 변화의 관계 분해	120
3. 추가분석	147
제5장. 결론	154
제1절. 분석결과 요약	154
제2절. 이론적 함의	158
제3절. 정책적 함의	161
제4절. 연구의 한계	165
참고 문헌	167
부표	182
Abstract	191

〈 표 목 차 〉

〈표 2-1〉 취업 노인의 성별, 종사상 지위별 구성 변화 추이	24
〈표 2-2〉 노인의 교육수준 변화 추이	25
〈표 2-3〉 노인의 기대여명 변화 추이	26
〈표 2-4〉 노인집단 내 연령집단별 비율 변화 및 전망	27
〈표 2-5〉 기초연금제도의 변화	36
〈표 3-1〉 국민연금 수급자의 연령 분포	49
〈표 3-2〉 시점별 기본조사 표본과 분석대상 표본의 사례 수 비교	50
〈표 3-3〉 주요 변수의 측정	59
〈표 3-4〉 도구변수의 타당성 검증 결과	72
〈표 3-5〉 사적부양 요인의 관측변수와 추정변수 비교	74
〈표 3-6〉 분석모형별 설명변수 구성	75
〈표 4-1〉 분석대상의 고용률 변화 추이	78
〈표 4-2〉 전체 분석대상의 노동시장 미시적 요인 변화 추이	81
〈표 4-3〉 성별 노동시장 미시적 요인 변화	85
〈표 4-4〉 주된 종사상 지위별 노동시장 미시적 요인 변화	87
〈표 4-5〉 분석대상의 노동시장 거시적 요인 변화	90
〈표 4-6〉 전체 분석대상의 공적부양 요인 변화 추이	91
〈표 4-7〉 성별 공적부양 요인 변화	93
〈표 4-8〉 주된 종사상 지위별 공적부양 요인 변화	94
〈표 4-9〉 전체 분석대상의 사적부양 요인 변화 추이	95
〈표 4-10〉 성별 사적부양 요인 변화	96
〈표 4-11〉 주된 종사상 지위별 사적부양 요인 변화	97
〈표 4-12〉 생애 초기 미시적 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화	99
〈표 4-13〉 생애 중기 미시적 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화	100
〈표 4-14〉 거시적 요인 및 생애 후기 미시적 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화	101
〈표 4-15〉 공적부양 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화	103

<표 4-16> 사적부양 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화	104
<표 4-16-1> 사적부양 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화(관측 변수)	105
<표 4-17> 노인의 취업여부에 미치는 설명변수의 영향력 변화(통합 모형)	106
<표 4-18> 취업여부에 미치는 영향의 변화: 성별 위계모형	109
<표 4-19> 취업여부에 미치는 영향의 변화: 주된 종사상 지위별 위계모형	112
<표 4-20> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 전체 분석대상	118
<표 4-21> 2008-2016년 노인 고용률 변화에 대한 DFL 집계분해 결과	121
<표 4-22> 표본별 성 분포 및 조건부 고용률	123
<표 4-23> 성별 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	124
<표 4-24> 표본별 연령대 분포 및 조건부 고용률	125
<표 4-25> 연령 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	125
<표 4-26> 표본별 교육수준 분포 및 조건부 고용률	126
<표 4-27> 교육수준 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	127
<표 4-28> 표본별 주된 종사상 지위 분포 및 조건부 고용률	127
<표 4-29> 주된 종사상 지위 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	128
<표 4-30> 표본별 주된 산업 분포 및 조건부 고용률	129
<표 4-31> 주된 산업 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	130
<표 4-32> 표본별 30-50세 경력 분포 및 조건부 고용률	131
<표 4-33> 경력 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	131
<표 4-34> 표본별 거주지역 분포 및 조건부 고용률	132
<표 4-35> 거주지역 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	133
<표 4-36> 표본별 배우자 지위 분포 및 조건부 고용률	133
<표 4-37> 배우자 지위 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	134
<표 4-38> 표본별 건강수준 분포 및 조건부 고용률	134
<표 4-39> 건강수준 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	135
<표 4-40> 표본별 재산수준 분포 및 조건부 고용률	136
<표 4-41> 재산수준 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	137
<표 4-42> 표본별 공적연금 소득 분포 및 조건부 고용률	137
<표 4-43> 공적연금 소득 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	138

<표 4-44> 표본별 기초(노령)연금 수급 분포 및 조건부 고용률	139
<표 4-45> 기초(노령)연금 수급 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향 ...	139
<표 4-46> 표본별 기타 사회보장급여 수급 분포 및 조건부 고용률	140
<표 4-47> 기타 사회보장급여 수급 분포 변화와 고용률 변화의 관계	140
<표 4-48> 표본별 동거확률 분포 및 조건부 고용률	141
<표 4-49> 동거확률 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	142
<표 4-50> 표본별 사적이전 분포 및 조건부 고용률	143
<표 4-51> 사적이전 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향	143
<표 4-52> 설명변수 범주별 DFL 세부분해 분석결과	145
<표 4-53> 추가분석 1: 연령집단별 DFL 분해결과	149
<표 4-54> 추가분석 2: 역인과관계를 고려하지 않은 DFL 분해결과	152
<부표 1> 원표본과 분석대상 표본의 주요 특성 비교	182
<부표 2> IV-2SLS 분석결과	183
<부표 3> two-part model 분석결과	184
<부표 4> 재가중 분해시 조정된 설명변수의 두 시점 간 특성 차이	185
<부표 5> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 남성	186
<부표 6> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 여성	187
<부표 7> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 임금노동	188
<부표 8> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 자영업	189
<부표 9> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 기타 노동지위 ...	190

< 그림 목차 >

<그림 2-1> 합리적 선택 이론의 노동공급 모형	8
<그림 2-2> 주요 국가의 노인 노동시장참여율 변화 추이(65세 이상)	18
<그림 2-3> 한국 노인의 고용률 변화 추이(60세 이상)	22
<그림 2-4> 연령집단별 생애 주요 일자리 직종 차이	28
<그림 2-5> 실업률 및 GDP 성장률 변화 추이	30
<그림 2-6> 연령집단별 인구구성 변화 추이	31
<그림 2-7> 농림어업 종사자 및 노인 노동자 비율 변화 추이	32
<그림 2-8> 노령연금 수급규모 및 월평균 급여수준 변화 추이	34
<그림 2-9> 국민기초생활보장제도 노인 수급규모 및 가구 월평균급여 변화 추이	37
<그림 2-10> 노인가구 유형의 변화 추이	39
<그림 2-11> 노인 및 비노인가구의 사적이전소득 변화 추이	40
<그림 2-12> 노부모의 부양 책임에 대한 사회적 인식의 변화 추이	41
<그림 2-13> 취업을 희망하는 고령자 비율	42
<그림 3-1> 연구모형	76

제1장 서론

본 연구의 목적은 한국 사회 노인 고용률의 변화 추이를 살펴보고, 그러한 변화에 영향을 미친 요인을 분석하는 것이다. 인구고령화가 심각한 사회문제로 부각되면서 노인의 노동시장 참여를 높이기 위한 사회적 관심이 커지고 있다. 기존의 관심은 크게 다음의 세 가지 차원으로 구분할 수 있다. 첫째, 노인의 경제활동 참여가 인구고령화로 인한 생산 인력 및 생산성 감소에 대한 정책적 대응방안이 될 수 있다는 관점이다(Lee, 2010; Nyce and Schieber, 2005). 둘째, 노령연금과 의료비 등으로 정부의 재정 부담이 커지면서 세계 각국에서 복지 지출을 줄이기 위한 제도개혁이 시행되고 있고, 이에 노인의 경제적 안정에 있어서 노동소득의 중요성이 점점 더 커지고 있다는 시각이다(Blau and Goodstein, 2010). 셋째, 노인의 노동시장 참여는 경제적 안정 이외에도, 정서적, 신체적으로 노인 개인의 삶의 질을 높이는 데 상당한 기여를 한다는 주장이 있다(Calvo, 2006). 이처럼 노인의 노동은 사회적인 차원에서 인구고령화로 인한 제반 문제들을 완화하고, 개인적인 차원에서 노인의 생계 유지 및 삶의 질 증진에 있어서 그 중요성이 점점 커지고 있다. 그러나 한국 사회에서 우리가 마주하는 일하는 노인의 모습은 노인 노동에 대한 이러한 기대와는 적지 않은 거리가 있어 보인다. OECD 평균의 두 배가 넘는 노인 고용률에도 불구하고 여전히 절반에 가까운 노인이 빈곤에 처해 있고, 일하는 노인의 상당수가 고용불안과 저임금에 시달리고 있다(김수현, 이현주, 손병돈, 2016; 이철희, 2014). 이 연구는 노인의 노동시장 참여를 높이려는 사회정책적 노력에 앞서, 한국의 노인 고용률이 지속적으로 높은 수준으로 유지되는 이유가 무엇인지에 대한 이해가 선행될 필요가 있다는 인식에서 출발한다.

서구에서는 비교적 오래 전부터 노인 노동의 변화를 주제로 한 연구들이 진행되었다. 서구에서 노인을 비롯한 고령층의 노동시장참여율은 20세기 이후부터 1980년대 중반까지 급속히 감소하는 경향을 보여왔으며, 이후 1990년대 들어서 비교적 안정적인 추이를 보이다가, 1990년대 후반부터는 이전과 달리 증가하기 시작하였다(Coile, 2015, <그림 2-2> 참고). 이에 20세기 이후 노인 노동의 변화를 분석한 초기의 연구들은 노인의 노동시장 참여가 감소한 원인 규명에 초점을 두었으며, 분석결과 농업 비중의 감소와 같은 산업구조의 변화와 노인을 대상으로 한 소득보장제도의 확대가 고용률 감소에 주도적인 영향을 미쳤음을 보여

주었다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991; Pampel and Weiss, 1983). 반면, 1990년대 후반 이후의 시기를 분석한 최근의 연구들은 고령층의 노동참여 추이가 반등한 것에 주목하였다(Borsch-Supan and Ferrari, 2017; Coile, 2018; Ebbinghaus, 2006; Hofäcker, 2010). 이 시기를 분석한 연구들에서는 노인의 생산성 향상이나, 여성의 노동시장 참여가 활발해진 변화에도 주목하였지만, 공적연금제도를 비롯한 노후소득보장제도가 축소되는 등 이전 시기와는 다른 방향의 사회제도적 변화가 주된 영향을 미친 것으로 평가하였다.

그러나 서구의 경험에 기초한 이러한 설명들로 한국 노인의 노동시장 참여 변화 추이를 이해하기에는 무리가 있어 보인다. 1960년대 이후로 한국 사회는 급격한 산업화를 겪으면서 전체 산업에서 농업을 비롯한 1차 산업의 비중이 감소하는 추이를 보여 왔고, 생산에 사용되는 기술 수준도 빠르게 발전하였다(이철희, 2006; 2012). 이러한 변화들은 서구에서 노인의 노동참여가 급격히 감소한 시기의 양상과 비슷하다. 노동연령대에 주로 농업에 종사했던 노인들은 변화된 산업구조 하에서 새로운 일자리를 찾기가 어려워지고, 다른 연령집단에 비해 발전한 기술을 새로 습득하는 것도 쉽지 않으므로, 노동시장의 구조적인 변화는 노인의 고용률을 낮추는 요인으로 작용한다. 그러나 한국 노인의 노동참여는 해당 기간에 오히려 증가한 것으로 추정된다. Lee(2010)에 의하면, 60세 이상 고령 남성의 노동시장참여율이 1965년에는 43.6% 수준이었지만, 1995년에는 52.5%까지 상승하였다. 산업구조의 변화가 가장 빠르게 나타난 시기에 서구와는 반대로 노인의 노동참여가 높아진 것이다.

사회제도적인 변화의 영향을 강조하는 해석도 마찬가지다. 서구의 복지국가에 비해 한국의 노후 소득보장제도는 도입 시기가 매우 늦은 편이다. 그러나 1988년 국민연금제도의 도입 이후, 2000년 국민기초생활보장제도의 도입, 2008년 기초노령연금제도 도입 및 2014년 기초연금제도로의 확대까지 고려하면, 노인을 대상으로 하는 소득보장제도는 꾸준한 확대 과정을 보여 왔다. 그러나 경제활동 인구조사에 나타난 60세 이상 연령집단의 고용률은 1990년 35.5%에서, 1996년 39.1%까지 증가하였다가, 경제위기를 겪으며 주춤한 후, 다시 안정적인 증가 추이를 보이며 2017년에는 40.0%까지 상승하였다(<그림 2-3>참고). 이러한 변화는 소득보장제도가 확대된 이후에도 노인의 노동참여가 적어도 감소하지는 않았음을 보여준다.

서구에서 노인의 노동참여가 감소한 시기와 비슷한 방향의 변화 속에서도, 한국 노인의 노동참여가 서구와는 다른 변화 추이를 보이는 이유가 무엇일까? 짐

작전대, 서구와는 다른 한국 사회의 고유한 특성으로 인하여 산업구조의 변화나 노후소득보장제도의 확대가 노인의 노동참여에 별다른 영향을 미치지 못하였거나, 혹은 관련 변화들이 서구와 비슷한 영향을 미쳤음에도 다른 영향요인들의 변화로 의해 그러한 효과가 상쇄되었을 수 있다. 이처럼 한국 노인은 노동참여의 변화 추이가 서구 복지국가의 노인과는 상이한 양상을 보이고 있지만, 그 원인이 무엇인가에 대해서는 아직까지 규명된 바가 별로 없다.

적지 않은 연구들이 고령자의 노동시장참여나 은퇴 결정에 영향을 미치는 요인들을 분석하였지만(권문일, 1996; 김영범, 2008; 성지미, 안주엽, 2006; 장지연, 2003; 지은정, 2008 등), 대부분 한 시점에서의 영향요인 규명에 초점을 두었고, 시간에 따른 결과변수의 변화 추이를 다루지는 않았다. 노인 노동참여의 종단적인 변화를 다룬 소수의 연구로는 이철희(2006; 2012; 2014)와 Lee(2010)의 연구가 있다. 이철희(2006)와 Lee(2010)에서는 전체 산업에서 농업이 차지하는 비중의 감소에도 불구하고, 농촌 내에서 고령층의 비중이 급격히 높아진 인구구성의 변화가 1990년대 중반까지 고령자의 노동참여를 높인 주된 요인이라고 추정하였다. 이철희(2006; 2012)는 1980년대 이후부터 최근까지 농업 이외의 산업에서도 고령자에게 우호적이지 않은 방향으로의 구조변화가 나타났음을 보여주었다. 이 연구들은 한국 고령 노동자의 노동참여 변화에 있어서, 지역의 인구구성 및 산업구조의 변화가 미친 영향에 대하여 설득력 있는 해석을 제시하였다는 점에서 기여한 바가 크다. 하지만 분석자료의 한계와 분석대상 시기의 특성으로 인하여, 노후소득보장제도의 확대와 같은 제도적 요인의 영향을 분석에 포함하지 못하였다. 또한, 2000년대 이전까지의 변화에 주로 초점을 두었다는 점에서, 최근의 변화에 대한 추가적인 분석이 요구된다. 한편, 이철희(2014)에서는 한국의 최근 시점 공적연금과 서구의 20세기 중반 시점 공적연금을 비교하는 방법으로, 노후소득보장제도의 영향을 다뤘지만, 단순 비교를 통한 간접적 추정에 머물렀다는 점에서 이 연구와는 차이가 있다.

덧붙여서, 노인 취업의 영향요인을 다룬 다수의 국내연구들에서는 전체 노인을 분석대상으로 하거나, 남성 노인만을 분석대상으로 하는 경우가 많았다. 그러나 이러한 분석으로는 노인 집단에 존재하는 다양한 이질성(heterogeneity)을 고려하기 어렵다는 한계가 있다. 모든 개인은 겪어 온 생애과정이 다르고, 비슷한 사건을 경험하더라도 결과에는 차이를 보이며, 노년기는 이러한 생애과정의 이질성이 누적되어 영향을 미치는 시기로 이해할 수 있다(박경숙, 2001; 손병돈, 2009; Dannefer, 1991). 노인을 하나의 집단으로 간주하는 경우, 조사 시점에

서 관측되는 개인별 특성 차이를 고려하더라도, 생애과정에서 축적된 경험의 차이로 인한 영향을 충분히 반영하기는 쉽지 않다. 또한, 남성 등 특정 집단만을 분석한 결과로는 다른 이질적인 노인 집단을 설명하기에 무리가 있다. 이에 본 연구에서는 응답자의 성과 주된 경제활동 유형을 기준으로 하위집단을 구분하는 방식으로 노인 집단의 이질성 이슈에 대처한다. 응답자의 성은 생애과정의 차이를 가져오는 가장 중요한 요인으로 많은 연구들에서 보고된 바 있으며(한경혜, 2008; Coltrane and Adams, 2008; Craig and Mullan, 2010 등), 개인이 이전까지 경험한 노동케릭은 향후의 노동케릭을 설명하는 강력한 요인으로 여겨진다(Elder, 1995; Szinovacz, 2003). 예컨대, 비슷한 교육수준을 지녔더라도, 남성 노인과 여성 노인 간에는 교육을 이수한 과정과 그로 인한 삶의 변화 정도가 다르다(최승현, 2006; 한경혜, 2008; Wang and Shultz, 2010), 경력 기간이 비슷한 노인 집단에서도, 경험한 일자리의 유형에 따라 공적연금의 보장수준과 자발적 은퇴여부 및 은퇴시기 등에서 차이가 있다(Gauthier and Smeeding, 2003; Pleau and Shauman, 2012). 따라서 응답자의 성과 주된 경제활동 유형으로 구분한 하위집단은 다른 집단에 비해 비교적 동일한 생애과정을 경험했다고 볼 수 있으며, 이 연구에서는 전체 노인 집단의 분석결과와 하위집단별 분석결과를 비교하는 방법으로 노인 집단 내 이질성을 고려한다.

본 연구에서는 2000년대 중반 이후 한국 노인 고용률의 중단적인 변화를 확인하고, 어떠한 요인들이 그러한 변화에 영향을 미쳤는지를 분석한다. 연구의 분석대상은 60세 이상 85세 미만의 연령집단이다.¹⁾ 60세는 노령연금의 수급연령이라는 점에서 이전의 연령집단과 구분되고, 85세 이상의 연령집단은 국민연금 제도의 늦은 도입으로 인해 노령연금의 수급대상이 되기 어렵다는 점에서 85세 미만의 연령집단과 구분된다. 또한 85세 이상 초고령노인은 다른 연령집단에 비해 고용률이 낮고, 노동시장에 참여하는 메커니즘도 다를 수 있다는 판단 하에 분석에서 제외하였다.

분석에 사용하는 자료는 고령화연구패널조사의 2008년과 2016년의 기본조사 자료와 2007년에 조사된 직업력 자료이다. 따라서 연구의 분석대상 기간은 2008-2016년이며, 구체적으로는 2008년과 2016년의 두 시점 간 노인 고용률 차이를 분석한다. 이 자료는 조사대상 표본에 읍·면지역 거주자와 농림어업 종사자들을 모두 포함하여 노인 집단에 대한 대표성이 높고, 중고령자를 주된 조사

1) 노인의 일반적인 연령기준은 65세지만, 여기서는 60-64세 연령집단과 65-84세 연령집단을 구분하지 않고, 노인으로 통칭한다. 별도의 연금이 없다면, 이 연구에서의 노인은 분석대상인 60-84세의 연령집단을 지칭한다.

대상으로 하여 60-84세 연령집단에 해당하는 충분한 사례 수를 포함하고 있다는 장점이 있다. 또한, 노인의 노동참여에 영향을 미치는 인구사회적 특성을 비롯하여, 국민연금을 비롯한 공적이전급여의 수급정보 및 응답자가 과거에 경험한 경제활동 정보까지 포함하고 있어서, 다양한 영향요인의 변화 추이를 고려하는 본 연구에 적합한 특성들을 지니고 있다.

분석방법으로는 노동경제학에서 시점 간(또는 집단 간) 결과변수의 차이를 분해하는 데 많이 사용되어 온 분해방법(decomposition methods)을 사용한다. 구체적으로는 DiNardo, Fortin, and Lemieux(1996)에서 제시한 재가중(reweighting) 분해방법을 적용하여, 2008-2016년 사이 노인 고용률의 변화에 영향을 미친 요인을 분석한다. 이 방법은 관측된 두 시점 중 한 시점에 재가중치를 부여하여, 노인의 취업에 영향을 미치는 요인들의 분포가 다른 시점과 동일해지도록 조정한다. 재가중치를 적용한 표본과 관측된 표본 간 결과변수의 차이를 통해서, 결과변수의 시점 간 차이를 분해할 수 있다. 비모수적(non-parametric) 방법에 기초한 방법으로, 분석 모형이 선형이고 조건부 잔차가 0이라는 제약을 부과하지 않고(Fortin, Lemieux, and Firpo, 2011), 설명변수와 결과변수의 인과관계를 정확하게 반영하는 모형을 추정하지 않아도 된다는 장점이 있다(이원진, 2018). 또한 설명변수의 분포 변화로 인한 결과변수의 변화를, 다시 개별 설명변수의 변화로 인한 기여 정도로 구분하는 세부분해를 적용할 수 있어서, 여러 영향요인들의 효과를 비교하는 본 연구에 적절한 분석방법이라고 판단하였다.

이 연구는 선행연구들과 비교하여 다음과 같은 특징을 지닌다. 첫째, 노인의 노동참여에 영향을 미치는 요인으로 공적연금제도를 비롯한 공적부양 요인과 자녀가 제공하는 사적부양 요인들을 포함하여, 노인에 대한 경제적 부양의 변화가 노인 고용률의 변화에 미친 영향을 확인한다. 이러한 분석은 노후소득보장제도가 충분히 확대되기 이전 시점을 분석한 선행연구의 갭을 메운다는 의미가 있다. 둘째, 응답자가 핵심 노동연령대에 경험한 주된 일자리의 특성을 설명변수로 포함한다. 직업력 자료에서 제공하는 정보를 이용하여, 기존 연구에서 고려되지 않았던 생애과정의 차이로 인한 노후 노동참여의 차이를 분석한다. 셋째, 성별, 주된 종사상 지위별로 하위집단을 구분하여, 전체 분석대상의 분해결과와 각 하위집단별 분해결과를 같이 제시한다. 이를 통해, 노인 집단 내 존재하는 다양한 이질성을 고려하고, 개별 설명변수의 분포 변화가 어느 집단에서 상대적으로 더 큰 효과를 미쳤는지를 확인한다. 넷째, 결과변수인 노인의 취업여부와 일부 설명변수들의 역인과관계가 우려되는 경우, 해당 변수의 측정 방법을 조정하여 그러한 영

향을 줄이고자 시도한다. 이를 통해, 재가중 분해의 분석결과를 인과적으로 해석할 수 있다.

이 연구는 이론적인 측면에서, 서구의 경험에 기초하여 노인의 노동참여를 설명하는 기존의 가설들을 한국 사회에 비판적으로 적용해 본다는 의미가 있다. 이 연구의 분석을 통해서, 서구의 노인 노동 감소 시기와 여러 요인들이 비슷한 변화 추이를 보였음에도 한국 노인의 노동참여가 서구와 상이한 양상으로 전개된 원인이 무엇인지에 대한 단초를 얻을 수 있을 것이다. 또한, 노인의 노동참여를 설명하는 여러 이론적 모형들의 주요 설명변수를 포함한다는 점에서, 어떤 이론이 한국 노인의 노동참여를 설명하는 데 경험적으로 타당성을 지니는지에 대하여도 시사점을 제시할 수 있을 것으로 기대한다.

정책적인 측면에서는, 노인의 고용률이 높은 수준으로 지속된 원인을 확인할 수 있다는 점에서 기여하는 바가 있다. 노인의 고용률 변화가 노인의 학력이나 건강과 같이 장기간에 걸친 변화로 인한 것인지, 산업구조의 변화를 반영하는 노동생애의 경험 차이로 인한 것인지, 혹은 공적부양제도의 확대와 같은 사회제도적 요인의 변화에 기인하는 것인지에 따라 앞으로의 고용률 전망과 정책적 대응이 달라질 수 있다. 노인 고용률의 변화에 대한 영향요인의 분석결과는 과거의 변화 과정에 기초하여 앞으로의 노인 고용률 변화를 예측하기 위한 자료로 활용될 수 있다. 또한, 전체 노인을 대상으로 한 분석결과와 하위집단별 분석결과의 비교를 통해서, 노인 고용률의 변화 추이를 보다 입체적으로 예측하고, 특정 요인의 영향을 구체적으로 확인할 수 있을 것이다. 세부분해의 결과는 개별 설명변수의 변화가 노인 고용률의 변화에 미치는 영향을 보여주며, 특히 공적연금소득을 포함한 공적부양 요인의 분석결과는 향후 노후소득보장제도의 지속적인 확대가 가져올 변화를 예측하는 데 도움이 될 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 노인 노동의 변화에 영향을 미치는 요인들을 이론적, 경험적으로 검토하고, 한국 사회에서 개별 영향요인들이 어떠한 방향으로 변화하고 있는가를 살펴본다. 이에 기초하여 본 연구의 연구문제를 정리한다. 3장에서는 분석자료의 특성과 분석대상 표본의 추출 과정을 살펴본 후, 주요 변수의 측정 방법을 서술하며, 연구의 분석방법인 재가중 분해방법의 과정을 설명한다. 4장에서는 분해분석에 앞서, 설명변수의 시점 간 변화 추이와 기준시점에서의 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계를 확인하고, 재가중 분해의 분석결과를 집계분해와 세부분해의 순서로 제시한다. 5장에서는 연구의 주요 결과 및 이론적, 정책적 함의를 논의한다.

제2장 문헌 검토

2장에서는 노인의 노동참여와 관련된 문헌들을 검토하고, 영향요인들의 최근 변화 추이를 확인하여, 연구문제를 구체화한다. 이를 위해서 1절에서는 먼저 노인의 노동시장 참여를 설명하는 이론들을 통해서 어떤 요인들이 노인의 노동참여에 영향을 미치는지 정리하고, 노인의 노동참여 변화 추이를 다룬 선행연구들을 살펴본다. 다음으로 2절에서는 노인 집단에 대한 대표성이 우수한 조사 자료들과 노후소득보장제도의 행정통계 등을 활용하여 노인의 노동참여 변화에 영향을 미치는 요인들이 최근의 한국 사회에서 어떠한 변화를 보여 왔는가를 살펴본다. 마지막 3절에서는 위의 논의에 기초하여, 본 연구의 연구문제를 제시한다.

제1절 이론적 논의 및 선행연구 검토

1. 노인 노동참여에 영향을 미치는 요인

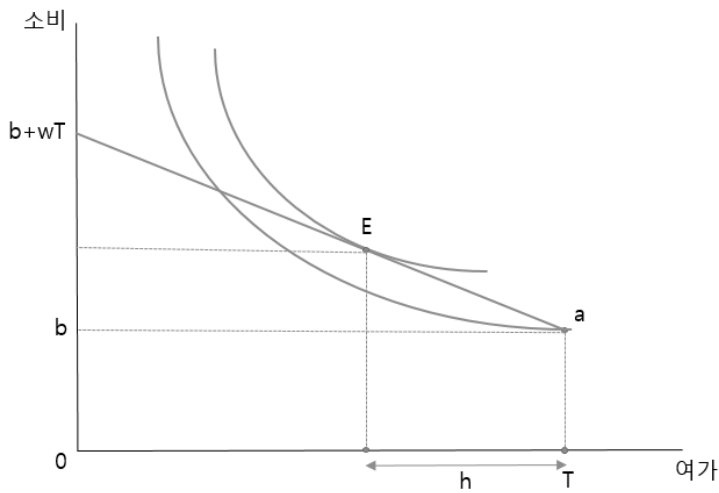
노인의 노동참여에 영향을 미치는 요인은 노동경제학과 사회학 이론에서 언급되는 노동시장 관련 요인과, 이 연구에서 초점을 두는 경제적 부양 관련 제도적 요인으로 구분하여 살펴본다. 노동시장 관련 요인은 측정 단위를 기준으로 미시적 요인과 거시적 요인으로 구분하고, 경제적 부양 요인은 부양을 제공하는 주체에 따라 공적부양 요인과 사적부양 요인으로 구분한다. 이론적으로는 공적부양과 사적부양 요인들도 노동공급에 영향을 미치는 미시적 요인으로 포함할 수 있지만, 이 연구에서는 노인의 경제적 부양과 관련된 제도적 변화가 노인의 고용률 변화에 미치는 영향을 더 구체적으로 살펴보기 위해 별도의 범주로 구분하였다.

1) 노동시장 관련 미시적 요인

개인의 노동공급 결정과정을 다룬 많은 선행연구들은 합리적 선택 이론(rational choice theory)에 기초하여 연구모형을 설정하였다(Becker, 1965; Moen, Sweet, and Swisher, 2005). 이 이론에 의하면, 합리적인 개인은 자신의 효용(utility)을 극대화하기 원하며, 개인의 효용은 소비와 여가를 통해서 얻어진다. 더 많은 소비, 더 많은 여가를 누릴수록 개인의 효용이 높아지지만, 추가

된 소비와 여가로부터 얻어지는 효용의 정도는 점차 감소하는 것으로 가정한다. 모든 개인은 소비에 사용할 수 있는 소득에 제한이 있고, 여가를 즐길 수 있는 시간에도 한계가 있으므로, 본인이 보유한 소득과 활용 가능한 시간 내에서 적절한 수준의 소비와 여가를 배분하게 된다. 따라서 노동시장에 참여하는 개인은 추가 소득을 통해서 더 많은 소비를 할 수 있지만, 노동에 종사하는 시간만큼 여가를 누리지 못하게 되므로, 여가로부터 얻는 효용은 이전보다 줄어들 수밖에 없다. 합리적인 개인은 노동참여를 통한 소득의 증가와 여가를 통한 효용 사이에서 본인의 총효용이 가장 높아지는 지점을 선택하게 되며, 그러한 과정을 거쳐서 노동시장에 참여할지 여부와, 얼마나 참여할지를 결정한다는 것이다. 다시 말해, 합리적 선택 이론에서는 노인의 노동참여를 각자가 자신이 처한 상황을 고려하여 자발적으로 선택한 결과로 간주한다(Blank, 1990; Tunceli, 2007).

개인의 노동공급 선택에는 여러 가지 요인들이 영향을 미칠 수 있지만, 크게 개인의 생산성 요인과 비노동소득 요인으로 구분할 수 있다. 생산성이 높아서 노동시장에서 획득할 수 있는 소득수준이 높은 노인일수록 취업을 더 원하고, 반대로 노동시장에 참여하지 않아도 충분한 소득을 누릴 수 있는 노인일수록 취업을 바라지 않을 것이다. 따라서 교육수준이 높고, 건강하며, 숙련 수준이 높은 개인은 높은 생산성을 보유한 것으로 간주하며, 그에 맞는 수준의 높은 임금을 받을 수 있으므로, 생산성이 낮은 개인에 비해 노동시장에 참여할 가능성이 높다. 반면, 일을 하지 않아도 획득할 수 있는 소득수준이 높은 개인은 노동소득이 없어



출처: 남성일(2017)

<그림 2-1> 합리적 선택 이론의 노동공급 모형

도 일정 정도의 여가를 소비할 수 있으며, 이는 노동시장에 참여하지 않을 가능성을 높인다. 이를 그림으로 그리면 위의 <그림 2-1>과 같다. 그림에서 b 는 비노동소득의 양을 의미하고, w 는 개인이 노동시장에 참여하는 경우에 받을 수 있는 시장임금이다. a 와 $b+wT$ 를 이은 직선은 개인의 노동시장 참여 정도에 따른 예산선이며, 모든 개인은 자신이 보유한 생산성과 비노동소득의 정도에 따라 각기 다른 예산선을 지닌다. 예산선 위의 점들 중에서 자신에게 가장 큰 효용을 주는 지점을 노동시간으로 선택하게 된다.

합리적 선택 이론에 의하면, 개인의 생산성과 관련된 교육이나 건강, 경력, 연령 등의 개인 특성 요인들이 노인의 노동참여에 영향을 미칠 수 있다(Costa, 1998; Gordon and Blinder, 1980; Sprague, 1994). 서구의 연구결과에서는 교육수준이 높은 노동자일수록 더 오랫동안 노동시장에 남아 있는 것으로 나타나며(Pencavel, 1986; Shultz and Wang, 2007), 건강이 나빠수록 고령자들이 노동시장에서 빨리 이탈하는 경향을 보였다(Bound, Schoenbaum, Stinebrickner, and Waidmann, 1999; Jones, Rice, and Roberts, 2010; Oksanen and Virtanen, 2012). 반대로 기술의 숙련 정도가 낮은 고령자는 상대적으로 더 빨리 은퇴하는 것으로 나타났다(Mitchell, Levine, and Pozzebon, 1988). 국내의 연구결과도 대체적으로 비슷한 결과를 보였다. 여성 노인에 비해 남성 노인이 노동시장에 참여할 확률이 높았고, 연령이 낮을수록, 배우자와 자녀가 있을수록, 건강할수록 노동에 참여할 확률이 높았다(권문일, 1996; 권승, 황규선, 2004; 김영범, 2008; 박경숙, 2003; 성지미, 안주엽, 2006; 엄동욱, 2008; 이정원, 2006; 이철희, 1999; 장지연, 2003; 조동훈, 2014; 홍백의, 김혜연, 2010). 다만, 교육수준의 영향은 연구에 따라 정(+)적인 관계(권승, 황규선, 2004)와 부(-)적인 관계(성지미, 안주엽, 2006; 엄동욱, 2008; 장지연, 2003)가 모두 보고되었고, 전병유(2003), 이철희(2006)에서는 지역과 시기, 성에 따라 결과에 차이를 보였다. 이러한 차이는 2000년대 이후 고학력자를 중심으로 노인의 노동시장 참여가 확대된 서구와 달리, 한국에서는 상대적으로 저학력자 중심의 생계형 노동이 차지하는 비중이 높다는 현실을 보여준다.

한편, 합리적 선택 이론에서 노인의 은퇴를 한 시점에서 일어나는 사건(event)으로 보는 것과 달리, 생애과정 관점(life-course perspective)에서는 노동시장으로부터의 이탈이 점진적으로 발생하는 과정(process)으로 간주한다(Elder, 1995). 이 관점에 의하면, 노인의 노동참여는 개인별 생애과정의 경험과 현 시점에서 노동참여가 가지는 사회적 의미에 따라 달라질 수 있다. 개인이

경험한 생애사에는 개인들이 이전까지 경험한 각종 이행들, 일과 여가에서 보인 습관들, 이전까지의 노동시장 참여 패턴들 및 노동이나 여가, 은퇴에 대한 개인의 태도와 선호 정도가 반영되어 있다(Wang and Shultz, 2010). 따라서 개인이 이전까지 경험한 노동궤적은 앞으로의 노동궤적을 설명하는 강력한 요인으로 작용한다(Elder, 1995; Szinovacz, 2003). 예컨대, 노동연령대에 임금노동을 주로 경험한 개인은 노후에도 임금노동 일자리에 참여할 가능성이 높고, 자영업을 주로 경험한 개인은 자영업 일자리에 종사할 확률이 높다(von Bonsdorff, Shultz, Leskinen, and Tansky, 2009). 가족에 대한 책임과 부담을 많이 짊어진 여성 노인들은 남성 노인에 비해 노동생애를 불연속적으로 경험했을 가능성이 높고(박경하, 2011), 노동시장에 참여한 경우에도 남성에 비해 상대적으로 임금수준이 낮고, 고용이 불안정한 경우가 많다(von Bonsdorff et al., 2009). 이와 같은 생애과정의 누적된 차이가 노후의 노동시장 진입에도 영향을 미치게 된다는 것이다.

생애과정 관점에서는 가족의 역할도 강조된다. 생애과정에서 노년기는 다른 연령대에 비해 비경제적인 목표를 더 중요하게 여기는 시기이다(Carstensen, Fung, and Charles, 2003). 이는 노동소득이나 다른 여건의 변화가 없더라도 노동 이외의 활동에 대한 고령 노동자의 주관적인 판단 변화로 인해 은퇴를 결정할 수 있음을 뜻한다. 그 중에서도 가족은 노후의 노동참여에 영향을 미치는 중요한 삶의 영역으로 고려되며, 구체적으로는 배우자의 노동지위, 가족에 부양이나 돌봄이 필요한 구성원의 여부 등이 관련 영향요인으로 꼽힌다(Lund, Iversen, and Poulsen, 2001; Mavromaras and Zhu, 2015; Wang and Shultz, 2010).

한국의 노인 노동시장에서는 생애과정에서의 경제활동 관련 경험의 차이가 더 중요하게 작용하는 것 같다. 예컨대, 노동연령대에 비정규직에 주로 종사한 경우와 서비스업에 종사한 경우에는 다른 일자리를 경험한 집단에 비해 노후에도 실업과 재취업의 과정을 거치는 경우가 많으며(장지연, 2007; 홍백의, 김혜연, 2010), 자영업을 주로 경험한 경우에는 상대적으로 은퇴시기가 늦어지는 경향을 보인다(방하남, 강석훈, 신동균, 안중범, 이정우, 권문일, 2009). 이와 같이 노동자가 이전에 경험한 일자리의 특성이 이후의 노동시장 궤적에 제약을 가져오는 상황을 분절 노동시장이라 부른다. 분절 노동시장 하에서는 비슷한 수준의 생산성을 보유한 노동자라고 하더라도, 노동자가 이전에 속했던 노동시장의 특성에 의해 이후의 노동시장 관련 선택 범주가 제한된다. 장지연(2007)에 의하면, 한

국의 고령 노동시장은 이중적인 임금노동시장과 영세 자영업 시장이 추가되어, 분절적 삼중구조를 형성하고 있다. 따라서 개인별 노동생애 차이는 노후의 노동 참여에 있어서 양적·질적인 차이를 가져올 것으로 추정된다.

합리적 선택 이론과 생애과정 관점의 설명을 종합하면, 노인의 노동참여에 영향을 미치는 노동시장 관련 미시적 요인은 크게 다음의 세 가지로 구분할 수 있다.²⁾ 첫째, 현 시점에 관측되는 노동생산성 관련 개인 특성으로, 교육수준, 건강, 경력이나 연령 등이 포함된다. 둘째, 노인이 이제까지 경험한 생애과정의 특성으로, 주로 경험한 종사상 지위나 산업 등이 포함된다. 셋째, 노년기의 노동시장 이행이 개인의 삶에서 차지하는 맥락의 차이를 고려할 필요가 있으며, 주로 가족 관련 특성들이 관련된다.

2) 노동시장 관련 거시적 요인

노인이 노동시장에 참여하기로 결정하더라도, 모든 노인이 원하는 일자리를 얻는 것은 아니다. 노인 노동력에 대한 시장의 수요가 한정되어 있고, 거시적 경기 변화에 의해 비자발적으로 은퇴를 강요받을 수도 있다(Dorn and Sousa-Poza, 2010). 한 사회의 노동수요는 소비되는 재화와 서비스의 규모에 의해 결정되며, 따라서 경제발전 정도나 경기변화(business cycle)에 의해 달라진다. 일반적으로 경제가 성장하고 경기가 호황인 경우에는 노동수요가 늘어나고 임금수준도 상승하는 반면, 반대의 경우에는 노동수요가 감소하여 실업이 증가하고 임금이 낮아지는 경향을 보인다(남성일, 2017). 게다가 노인 노동자의 경우, 경기불황의 시기에는 더 먼저 해고되면서도, 경기가 회복된 후에는 가장 늦게 고용되는 집단으로 여겨진다는 점에서(Gratton, 1996), 경기변화는 특히 노인의 노동수요에 있어서 더 중요한 요인이다.

노인이 참여하려는 노동시장의 특성도 고려해야 한다. 예컨대 노동시장의 산업 구조는 노인의 고용확률에 영향을 미칠 수 있다. 산업별로 선호하는 노동력에 차이가 있기 때문이다. 첨단기술을 요하거나, 정밀한 작업을 필요로 하는 산업에서는 젊은 노동자를 선호하는 반면, 농림어업이나 기술수준의 변화가 적은 제조업 등에서는 상대적으로 고령 노동자의 고용에 호의적인 것으로 알려져 있다(Lee, 2009). 실제로 한국에서도 산업에 따라 고령자의 고용률 등에서 적지 않은 차이를 보이는 것으로 나타난다(이철희 2006; 2012). 이러한 노동수요의 차이는 구

2) 비노동소득에 영향을 미치는 경제적 부양 관련 요인도 미시적인 요인으로 볼 수 있지만, 이 연구에서는 별도의 범주에서 살펴본다.

조적인 실업의 원인일 뿐만 아니라, 직종간 임금격차로도 이어질 수 있다(이원호, 2002). 또한, 비정규직 종사자와 서비스업 종사자는 상대적으로 정규직 및 제조업 종사자에 비해 은퇴까지 실업과 재취업의 과정을 거치는 경우가 많으며(장지연, 2007; Chen and Scott, 2003), 자영업자는 임금노동자에 비해 은퇴시기가 늦은 경향이 있다(방하남 외, 2009).

그밖에 지역별 고령화 정도와 같은 인구구성의 특성도 고려되어야 한다. 노인이 취업할 수 있는 일자리가 한정된 조건에서의 노인인구 증가는 취업을 위한 경쟁의 심화로 이어질 수 있으며(Cogwill, 1974), 노동연령대 인구의 감소는 노인 노동력의 상대적인 중요성을 향상시키는 요인으로 해석되기도 한다(이철희, 2006). 이와 같은 노동시장의 구조적인 요인들도 노인의 노동참여에 영향을 미치는 중요한 요인이다. 이러한 요인들을 고려하지 않으면, 노동시장의 구조적인 제약이나 한계를 고려하지 않은 채, 관측된 노동시장의 결과가 개인의 선택에만 기인한 것으로 잘못 해석할 우려가 있다(홍백의, 김혜연, 2010; Robertson, 2000).

3) 공적부양 요인

합리적 선택 이론에서는 개인의 생산성과 함께 비노동소득의 정도가 노동공급을 결정하는 주요 요인으로 본다. 노년층의 소득을 지원하는 사회보장제도는 소득효과(income effects)와 대체효과(substitution effects)를 통해 노인의 노동시장 진입과 이탈에 영향을 미치는 것으로 설명된다(Coile, 2015; Gelber, Isen, and Song, 2017; Kim, 2009). 소득효과는 개인의 소득수준이 높아질수록 여가를 더 선호하게 되는 효과를 의미하며, 대체효과는 시간당 임금이 높아질수록 여가보다 노동을 더 선호하게 되는 효과를 말한다. 노인 집단을 대상으로 경제적 지원을 제공하는 공적부양 제도는 사회보험방식의 공적연금제도, 저소득 노인을 선별하여 지원하는 공공부조제도 및 전체 노년층을 지원하는 보편적 수당으로 구분할 수 있다.

공적연금제도의 노령연금은 수급자격을 갖춘 노동자가 특정 연령에 이르게 되면, 생애과정에서의 노동소득과 노동기간에 기초하여 제도의 설계에 따라 정해진 수준의 급여를 매월 지급한다. 수급자의 입장에서는 특정 시점부터 비노동소득이 일정 수준 증가하는 셈이므로, 추가적인 노동참여가 없어도 이전에 비해 더 많은 소비가 가능해진다. 이는 소비의 한계효용 감소 및 여가의 상대적인 효용 증가로 이어지고, 수급자 또는 가족 구성원이 노동을 덜 하게 되는 방향으로 영향을 미

칠 수 있다. 이러한 소득효과에 비해 대체효과의 영향은 단순하지가 않다. 공적 연금제도로 인한 노동 인센티브가 제도의 구체적인 설계에 따라 달라지기 때문이다(Coile, 2015). 예컨대 완전노령연금의 수급연령을 지난 노인이 노동시장에 계속 남아있는 경우, 제도의 설계에 따라서, 일을 지속하는 것이 은퇴 이후에 받게 될 연금급여에 추가적인 인센티브로 작용할 수도 있고, 반대로 임금소득의 크기에 따라 연금급여를 줄이는 방향으로 작용할 수도 있다. 전자의 경우에는 공적 연금의 대체효과가 노인의 노동참여를 권장하는 방향으로 영향을 미치겠지만, 후자의 경우에는 수급연령 이후의 노동참여를 감소시키는 방향으로 영향을 미칠 것이다. 따라서 공적연금의 대체효과는 고령자의 연령과 제도의 설계에 따라 다양한 방식으로 나타날 수 있다.

생애과정에서 축적한 노동경력에 기초하여 급여수준이 결정되는 공적연금과 달리, 공공부조 방식의 공적이전은 현재의 경제적인 여건과 욕구 수준에 따라서 수급여부가 결정된다. 따라서 공공부조의 수급집단은 공적연금을 수급하는 집단에 비해 경제적으로 열악하다. 이는 공적부양 제도에 따라 주된 영향을 받는 소득계층이 다를 수 있음을 의미한다. 공공부조의 수급 역시 공적연금과 마찬가지로 비노동소득의 증가로 인한 소득효과가 작용하며, 대부분의 제도에서 수급자가 노동소득이 발생하면 그에 따라 급여수준이 감소하기 때문에 대체효과 또한 발생한다. 따라서 공공부조의 수급은 일반적으로 수급자 및 가구 구성원의 노동공급을 감소시키는 방향으로 영향을 미친다(구인회, 임세희, 문혜진, 2010). 그러나 제도에 따라, 일정 금액까지 노동소득을 공제하거나, 노동소득에 따른 급여의 감소 정도를 낮게 조정하는 방식으로 노동공급에 대한 부(-)적인 효과를 줄이기 위한 장치를 도입하는 경우도 있다. 따라서 공공부조 수급이 노동공급에 부적인 영향을 미치더라도, 그 영향의 정도는 제도를 둘러싼 주변 여건이나 제도의 설계에 따라 다를 수 있다.

보편적 수당 방식의 공적이전은 소득이나 자산조사를 거치지 않고, 모든 노인에게 일정 수준의 급여를 제공한다. 이러한 제도는 수급노인의 경제적 여건이나 노동소득 여부에 따라 급여가 조정되지 않기 때문에, 대체효과로 인한 노동공급의 저하가 나타나지 않는다는 특징이 있다. 보편 수당의 급여만큼 비노동소득이 늘어나므로 소득효과로 인한 노동공급의 감소 효과가 나타날 수 있다. 다만, 대부분의 제도에서 보편 수당의 급여수준은 비교적 높지 않은 편이므로, 보편 수당의 수급이 노인의 노동에 미치는 부적인 영향은 공적연금이나 공공부조보다 미미할 수준일 것이다.

공적연금의 수급이 노인의 노동참여에 미친 영향을 다룬 서구의 선행연구들은 대체로 공적연금의 부(-)적인 효과를 지지하는 가운데, 일부 연구들에서는 정(+)적인 효과가 보고되었다. 예컨대, Burtless and Moffitt(1986), Gruber and Wise(1999), Blau(1994), Lumsdaine and Wise(1990) 등의 연구들은 노령 연금의 수급시점에서 고령층의 은퇴확률이 높아지는 영향을 보고하였는데, 이는 노령연금 수급의 소득효과가 노인의 노동참여를 줄일 수 있다는 주장을 지지한다. 그러나 Baker and Benjamin(1999)의 연구에서는 공적연금 제도의 도입이 고령 노동자의 노동참여를 줄이지 않은 것으로 나타나는 등, 공적연금의 노동공급 효과와 관련한 실증 연구들의 결과가 완전히 일치하는 것은 아니다. Quinn and Burkhauser(1983), Hausman and Wise(1985), Coile and Gruber(2001), Pingle(2006), Sun and Webb(2009) 등의 연구에서는 추가적인 1년의 노동참여가 연금의 급여수준에 미치는 영향의 정도에 따라 노인의 은퇴 시점이 달라질 수 있음을 보여주었다. 이는 연기연금과 같은 제도 설계에 따라 공적연금이 수급자의 노동참여에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 의미한다.

반면, 소득조사에 기초한 공적이전제도는 대체적으로 노인의 노동공급에 부(-)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Ardington, Case, and Hosegood, 2009; Bertrand, Muldainathan, and Miller, 2003; de Carvalho Filho, 2008). 하지만 보편 수당의 경우, 수급자의 건강이나 생활여건의 개선을 통해서 수급집단의 노동시장 참여가 오히려 증가했다는 결과가 보고되기도 했다(Ferguson, 2015).

국내에서는 노인의 노동공급 또는 은퇴여부를 분석한 다수의 연구들에서 공적 연금의 도입이 수급자의 노동공급을 감소시킨 결과가 확인되기도 했지만(권문일, 1996; 이승렬, 최강식, 2007; 전승훈, 2010), 패널분석을 적용한 다른 연구들에서는 공적연금과 노동공급이 유의한 관계를 보이지 않았거나(권혁창, 박주완, 2014; 권혁창, 정창률, 박주완, 2014), 연금의 급여수준에 따라 상이한 영향을 미치는 것으로 나타났다(강성호, 김기홍, 2014). 다만, 시간에 따라 공적연금의 수급대상과 급여수준이 모두 확대될 것으로 예상되는 만큼, 이후의 연구에서는 노동공급에 대한 부(-)적인 효과가 확대될 가능성이 있다. 공공부조의 경우에는 국민기초생활보장제도가 수급자의 노동공급에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(구인회 외, 2010; 박상현, 김태일, 2011), 비교적 높은 수준의 소득공제를 포함하고 있는 기초연금제도의 경우에는 급여의 수급과 노동소득이 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다(Lee, Ku, and Shon, 2017).

정리하면, 노인 대상 공적부양 제도는 이론적으로 수급대상의 노동공급에 부(-)적인 방향으로 영향을 미칠 가능성이 높지만, 실증 연구들의 분석결과는 일치된 결과를 보이지 않았으며, 제도의 설계에 따라 노동공급에 미치는 영향이 달라질 수 있다는 연구결과도 보고되었다. 한국의 경우, 제도의 수급대상과 급여수준이 아직 충분히 성숙하지 않았다는 점에서, 공적연금의 수급이 노인의 노동참여를 감소시킬지에 대해 단언하기가 어려워 보인다.

4) 사적부양 요인

산업화가 진행되면서 전통 사회에 비해 노인의 부양에서 사적부양이 차지하는 비중이 감소하는 추이를 보이고 있지만, 사적부양은 여전히 노인의 경제적 안정에 중요한 역할을 수행하고 있다. 노동연령대에 충분한 수준의 경제활동을 경험한 노인은 공적연금을 통해서 경제적으로 안정적인 노후를 보낼 수 있지만, 그렇지 못한 노인은 공공부조의 수급이나, 자녀를 비롯한 가족의 지원에 의존하는 경우가 많다. 특히, 한국에서 가족은 일종의 사회제도로써 노인의 부양을 실질적으로 책임져 왔다는 평가를 받는다(장경섭, 2009). 성인 자녀와의 동거는 노부모에게 경제적인 안정을 비롯하여 신체적, 정서적인 부양을 제공하는 주요한 수단 이었고, 비동거 자녀로부터의 사적이전은 여전히 노인 가구의 소득에서 노동소득과 함께 가장 중요한 소득원천의 하나로 꼽힌다(구인회, 손병돈, 2005).

사적부양과 노인 노동참여의 관계는 주로 이타주의 모형과 교환주의 모형으로 설명된다(손병돈, 1998; Cox, 1987; Kim, 2010). 이타주의 모형에서는 이타적인 동기에 의해 고소득의 구성원이 저소득의 구성원에게 소득을 이전하는 것으로 본다. 이 경우, 노인의 노동참여와 사적부양의 관계는 두 가지 경우로 구분할 수 있다. 먼저, 소득 수준이 낮은 노인이 자녀와 동거하거나 비동거 자녀로부터 사적이전을 받더라도, 생계를 유지하기에 충분한 수준의 지원을 받지 못하는 경우에는 노동시장에 참여하여 이를 보충할 수 있다. 반면, 노인의 노동시장 참여 여부가 자녀의 사적부양에 영향을 미칠 수도 있다. 노동시장에서 은퇴한 노인의 소득 감소는 자녀로부터 사적부양이 발생하게 되는 원인으로 작용할 수 있기 때문이다. 교환주의 모형에서는 노인이 가족에게 제공하는 서비스의 대가로 사적부양이 이뤄질 수 있다고 설명한다(손병돈, 1998; Cox, 1987; Kim, 2010). 이 모형에서는 자녀와의 동거 혹은 자녀가 제공하는 사적이전을, 노인이 손자녀를 돌보거나 가사에 도움을 주는 등의 서비스를 제공한 대가로 여긴다. 따라서 자녀로부터 사적부양을 제공받을수록 그에 해당하는 서비스를 제공해야 하므로, 노동

시장에 참여하지 않을 가능성이 높아진다.³⁾

서구의 사적부양은 부모가 자녀에게 경제적 지원을 하는 경우가 많다는 점에 서, 자녀가 부모를 부양하는 형태의 이전이 많은 한국과는 큰 차이가 있다. 이에 국내의 연구들을 중심으로 살펴보면, 이타주의 모형과 교환주의 모형을 지지하는 결과들이 모두 보고되었다(이원진, 2018). 박현정, 최혜경(2001)에서는 노동소득이 있고, 재산을 보유하고 있는 노인일수록 자녀와 동거할 가능성이 낮았고, 김희삼(2008)에서는 노동소득과 공적이전 소득이 많은 노인일수록 자녀로부터 사적이전을 적게 받는 것으로 나타났다. 그러나 김미영, 이성우(2009)에서는 전문직에 종사하는 노인이 자녀와 동거할 확률이 높은 것으로 나타났고, Lee and Phillips(2012)는 고소득 노인이 자녀로부터 더 많은 사적이전을 받는다고 주장 하였다.

따라서 자녀로부터의 사적부양은 노인의 비노동소득을 높이거나, 손자녀 돌봄 이나 가사 지원과 같은 비노동 생활시간을 늘리는 데 영향을 미쳐서, 노인의 노동참여를 줄이는 방향으로 영향을 미칠 수 있다. 다만, 사적부양과 노인 노동의 관계를 확인하기 위해서는, 노인의 노동참여가 역으로 사적부양의 여부와 수준에 영향을 미칠 수 있다는 점에 유의할 필요가 있다.

5) 기타 요인

그밖에도 다양한 요인들이 노인의 노동참여에 영향을 미치는 것으로 언급된 바 있다. 대표적인 것으로 노인의 노동에 대한 인식, 전통적인 성 역할에 대한 인식과 같은 사회적 규범을 들 수 있다(Settersten and Hagestad, 1996; von Bonsdorff et al., 2009). 은퇴 연령에 대한 사회적 규범은 노동자 개인의 심리에 미치는 영향 외에도, 기업의 정년이나 인사관리 정책, 작업장 분위기 등에 영향을 미쳐서 노동자에 대한 사회적 압력으로 작용할 수 있으며, 압력의 정도는 노동자가 속한 산업이나 직종, 기업규모 등에 따라 차이를 보인다(Wang and Shultz, 2010). 관련하여, 역할이론(role theory)에서는 역할이행 과정에서의 심리적 요인을 강조한다. 이 이론에 의하면, 노인의 노동시장 이탈은 복합적인 심리적 변화 과정으로 설명되며(Ashforth, 2001; Beehr, 1986), 일자리에 만족 하는 노인일수록 노동자로서의 역할을 지속할 확률이 높고, 노동 관련 활동에 지 친 노인일수록 노동자 역할의 상실로 인한 부(-)적 영향이 적은 경향을 보인다

3) 그밖에 노인이 미래에 자녀에게 제공할 상속의 대가, 혹은 과거에 자녀에게 제공한 교육투 자의 대가로 여겨지기도 한다(손병돈, 1998). 이 경우에는 사적부양과 노동참여의 관계가 분명하게 예측되기 어렵다.

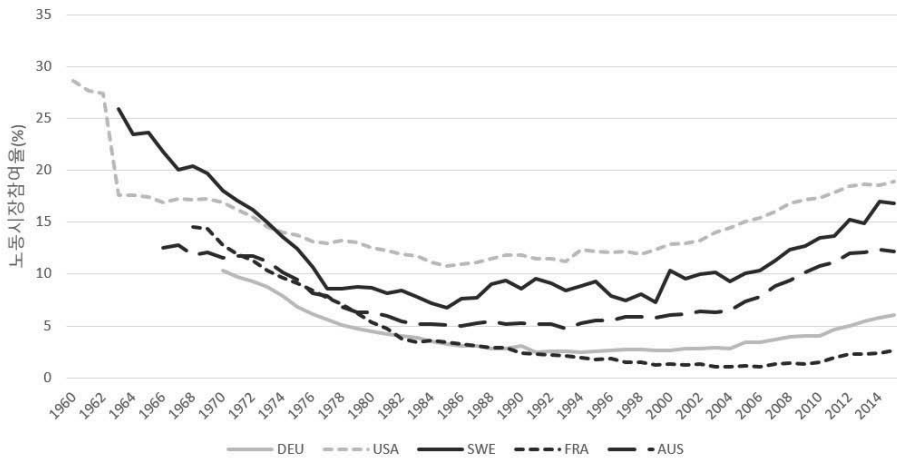
(Wang and Shultz, 2010). 또한, 지속이론(continuity theory)에서는 노년기의 은퇴 과정에 있어서 삶의 지속성 유지를 강조한다(Atchley, 1999). 노인은 친숙한 장소에서 익숙한 삶의 방식을 유지하려는 성향을 보이며, 노년기의 노동참여도 지속성을 유지하기 위한 전략의 일환으로 해석한다. 지속이론에 의하면, 노동소득이 없어도 기존의 생활양식을 유지할 수 있는 노인은 역할 상실의 스트레스 없이 은퇴를 선택할 수 있는 반면, 그렇지 않은 노인은 노동참여를 지속할 확률이 높다. 따라서 노인의 노동참여에는 개인별 생활양식이 중요한 영향을 미친다.

하지만 사회적 규범의 정도는 양적인 변수로의 측정이 쉽지 않고, 개인의 일자리 관련 심리 변수는 조사 시점에 취업 중인 응답자에 한해서만 정보가 제공된다는 한계가 있다. 모든 개인은 고유의 생활양식을 지니고 있으며, 그러한 차이를 양적인 지표로 측정하는 것은 불가능에 가깝다. 이에 본 연구에서는 현실적인 어려움을 고려하여, 기타 요인에서 살펴본 영향요인들을 설명변수로 포함하지 않는다. 이 부분은 본 연구의 한계로 작용할 수 있다.

2. 노인 노동참여의 변화를 분석한 선행연구 검토

다음의 <그림 2-2>는 서구 주요 국가들의 65세 이상 노인 노동참여율의 변화 추이를 보여준다.⁴⁾ 서구의 복지국가들은 대체로 1980년대 중반까지는 노인의 노동시장참여율이 급격히 감소하다가, 1990년대 초까지 비교적 안정적인 수준을 유지하였고, 1990년대 후반부터는 일하는 노인의 규모가 다시 증가하는 경향을 보였다. 노인 노동의 변화 요인을 분석한 선행연구들의 관심도 분석대상의 시기에 따라 차이가 있었다. 1980년대 이전의 시기를 분석한 연구들은 노인 노동이 급격히 감소한 원인을 이해하는 것에 초점을 두었던 반면, 1990년대 중반 이후의 변화를 분석한 연구들은 노인 노동의 추이가 반등한 것이 감소에 영향을 미친 요인의 변화 때문인지 혹은 새로운 요인이 영향을 미친 결과인지에 주목하였다. 여기서는 먼저 서구 선행연구의 분석대상 시기별 검토를 통해서, 노인 노동참여가 감소하던 시기에 영향을 미친 요인과 노인 노동참여가 증가한 시기에

4) 외국의 노인 노동참여 변화 추이에서 65세 이상 연령집단을 기준으로 한 것은 자료의 한계 때문이다. OECD의 자료에서도 일부 국가에서 본 연구의 분석대상인 60세 이상 연령집단의 노동시장참여율 정보를 확인할 수 있지만, 대부분의 국가들은 65세 이상 연령집단의 정보만 제공한다. 비교하는 지표의 차이도 주의해야 한다. 노동시장참여율의 계산에는 취업자 외에 실업자 규모가 포함되기 때문이다. 다만, 노인 집단은 비노인 집단에 비해 실업률이 높지 않으므로, 여기서의 단순 비교에는 큰 무리가 없어 보인다.



자료: OECD dataset (OECD 홈페이지, <https://stats.oecd.org>)

<그림 2-2> 주요 국가의 노인 노동시장참여율 변화 추이(65세 이상)

영향을 미친 요인이 무엇이었는지를 경험적으로 확인한다. 이를 통해서, 서구 복지국가들에서 어떠한 요인들이 노인 노동참여의 실제적인 변화를 이끌어 왔는가를 정리할 수 있을 것이다.

20세기 초에는 지속적인 경제발전으로 인한 산업화가 노인 노동을 감소시킨 주된 요인으로 지목되었다(Kohli and Rein, 1991; Pampel and Weiss, 1983). 산업화의 영향은 여러 가지 측면으로 나타났는데, 먼저 기존의 농업 중심 산업구조가 제조업 중심으로 재편된 것을 들 수 있다(Baines and Johnson, 1999). 장기간에 걸쳐 농업을 포함한 자영업의 비중은 지속적으로 감소한 반면, 전체 취업자에서 임금노동자가 차지하는 비율은 큰 폭으로 증가하였다. 농업에 종사하는 노인은 본인이 일을 할 수 있는 시점까지 노동을 지속할 수 있지만, 기업에 속한 임금노동자는 정해진 시점에 은퇴를 하게 되므로, 이러한 산업구조의 변화가 노년기 노동참여 비율이 감소한 원인으로 작용했다는 것이다(이철희, 2003; Lee, 2005; Slavick, 1966). 다른 한편으로, 산업화는 인구의 도시 집중을 비롯하여, 교육제도와 가족구조 등에도 적지 않은 변화를 가져왔다. 도시화와 의료기술의 발전으로 기대수명이 높아지면서, 노인인구의 규모가 빠르게 증가하기 시작하였는데, 이는 한정된 일자리에 대한 경쟁의 심화로 이어져 노인의 노동시장참여율이 낮아지는 원인으로 작용하였다(Cogwill, 1974). 교육제도가 발전하면서, 공교육을 이수한 젊은 노동력에 대한 고용주의 선호가 늘어난 반면, 고령 노동자가 보유한 경험에 근거한 지식과 기술의 중요성은 감소하였다. 이에 다른 연령집단에 비해 노인 노동자의 상대적인 경쟁력이 줄어든 것도 원인으로 지목된다

(Clark, Kreps, and Spengler, 1978). 또한 대가족이 붕괴되면서 노인의 가족 내 권위와 역할이 감소하고, 사회 전체적으로 연령에 대한 차별 인식이 강화된 점도 노인 노동에 부정적인 영향을 미친 것으로 평가된다(이철희, 2003). 결국, 산업화 초기에 노인의 노동이 감소한 것은 노동시장의 수요와 공급 측면 모두에서 노인 노동자가 비자발적으로 노동시장을 이탈하게끔 작용한, 이른바 배출요인들(push factors)이 영향을 미친 결과로 해석된다.

20세기 중반 이후 시기를 분석한 연구들에서는 공적부양과 관련된 제도적 요인을 강조하기 시작하였다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991; Palmore, 1975). 이 시기에는 산업화의 결과로 노동시장에서 이탈하게 된 고령자들의 경제적 여건이 악화되었고, 그에 대처하기 위해 공적연금제도를 비롯한 사회보장제도가 도입 및 확대되었다(이철희, 2003). 미국의 경우, 1960년대에 이미 남성 노동자의 90%, 여성 노동자의 75%가 공적연금에 가입하였고, 1940년에서 1970년 사이에 노령연금의 월평균 급여수준이 약 2.5배 증가하는 등 공적연금제도가 빠르게 확대되었다(이철희, 2014). 노령연금이 정착된 국가들에서는 제도에 명시된 수급연령이 고령 노동자의 공식적인 은퇴 시점으로 기능하기 시작하였으며(Kohli and Rein, 1991), 일부 유럽 국가들에서는 장애수당이나 실업보험 급여도 고령 노동자들이 은퇴시기를 앞당기기 위한 수단으로 활용되었다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991; Ebbinghaus, 2006). 사회보험 방식의 제도 확대에 의해 임금의 일정 비율이 사회보험료로 지출되면서 시간당 임금수준이 감소한 점도 노인의 노동참여를 감소시킨 원인으로 지목되었다(Gruber and Wise, 1999). 이 시기의 분석결과에 의하면, 1960년대 이후 노인의 노동시장참여율 감소가 더욱 급격해진 것은, 다양한 복지제도가 성숙하면서 경제적으로 풍족해진 노인이 자발적으로 은퇴를 선택하였기 때문이다. 이를 앞 시기의 비자발적 요인과 구분하여, 유도요인(pull factors)이라고 부른다.

산업화의 효과가 진정되기 시작한 1970년대 이후에는 경기 불황의 영향으로 노인의 노동참여가 감소하였다. 고령 노동자들은 경기 불황시에 먼저 노동시장에서 밀려나기 시작했고(Gratton, 1996), 정부의 입장에서도 실업률을 낮출 수 있다는 점에서 고령자의 조기퇴직을 장려했다(Ebbinghaus, 2006). 상당수 고령 노동자들은 공적연금을 비롯한 사회보장제도의 수급자격을 가졌기 때문에, 다른 연령집단에 비해 비교적 실업의 위험을 잘 감수한 것으로도 평가된다(Ebbinghaus and Hofäcker, 2013). 이처럼 1970년대의 경제위기 시에는 배출요인과 유도요인이 같이 노인 노동의 감소에 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.

다음으로, 노인의 노동참여가 반등하기 시작한 시기를 분석한 연구들은 복지국가의 축소 흐름에 주목하였다. 이 시기에는 노인의 시간당 임금이 정체되었음에도 노인의 노동참여가 증가하는 양상을 보이면서, 이전까지의 노동시장 요인들은 변화 추이를 설명하지 못하였고, 공적부양 제도의 변화가 주된 요인으로 작용하였을 가능성이 제기되었다(Borsch-Supan and Ferrari, 2017). 공적연금제도의 재정안정성을 높이고, 고령 노동자의 은퇴시점을 늦추기 위한 목적의 이른바 연금개혁은 1983년 미국에서 시작되었다. 미국 정부는 완전노령연금의 수급연령을 2027년까지 67세로 높이고, 조기노령연금의 감액 정도를 확대하는 방향으로의 제도 변화를 시행하였다(Coile, 2015). 이후 영국과 스웨덴을 비롯한 다수의 유럽 국가들이 이러한 연금개혁 흐름에 합류하였다(Gern, 2002). 국가별로 차이는 있지만, 연금개혁은 연금급여의 소득대체율 감소, 급여 산정 시에 보험원리의 강조, 노령연금 수급연령의 상향 조정, 완전노령연금의 수급에 필요한 노동경력 기준의 조정, 다층연금체계의 강조를 통한 사적연금 비중 강화와 같은 내용들로 구성되었다(Ebbinghaus and Hofäcker, 2013). 조기은퇴의 경로로 활용되어 온 장애연금과 실업급여도 축소되었다. 이러한 제도 변화는 소득보장제도가 노동공급을 감소시키는 소득효과와 대체효과를 모두 완화하는 방향으로 작용한 것으로 평가된다(Atalay and Barrett, 2014; Euwals, van Vuuren, and Wolthoff, 2010).

시기별 연구결과를 정리하면, 노인 노동이 감소하기 시작한 20세기 초에는 산업화의 영향으로 인하여 노인을 노동시장 밖으로 밀어내는 배출요인이 주로 작용을 하였지만, 이후 공적부양 제도가 확대되면서 노인이 자발적으로 은퇴를 선택하게끔 하는 유도요인의 영향이 더해졌고, 1970년대의 경제위기 시에는 두 요인이 동시에 작용한 것으로 볼 수 있다. 반면에, 노인 노동의 감소 추이가 반등한 시기에는 노인을 은퇴로 유도하는 작용을 하는 공적부양 제도가 축소, 조정되는 변화가 영향을 미쳤다. 앞서 이론적으로 살펴본 노인 노동참여의 영향요인과 연결하면, 노동시장의 공급 및 수요 측면의 요인들은 주로 배출요인으로 작용하여 산업화 초기의 노인 노동 감소를 이끌었고, 사회보장제도는 20세기 중반 이후 유도요인으로 작용하다가 최근 들어서 노인의 노동참여를 감소시키는 효과가 줄어들어 온 것으로 볼 수 있다. 가족 요인은 유도요인의 하나로 볼 수 있지만, 서구의 연구에서는 크게 주목받지 못하였다. 또한, 교육수준이나 건강의 향상, 여성의 노동시장참여율 증가는 산업화 이후 지속적인 변화를 보여왔다는 점에서 노인 노동참여가 감소하였다가 반등한 추이 변화를 설명하지 못한다(Borsch-Supan

and Ferrari, 2017; Coile, 2018).

서구에서 오랜 시간에 걸쳐서 노인 노동참여의 변화에 대한 많은 연구들이 축적되어 온 것에 비해서, 노인 노동참여의 종단적인 변화를 분석한 국내 연구들은 소수에 불과하다. 이는 노인의 노동참여에 대한 관심이 상대적으로 적었고, 공적연금과 같은 공적부양 제도가 충분히 성숙되지 않았으며, 분석에 사용할 수 있는 자료가 제한적이었다는 점들이 복합적으로 영향을 미친 결과일 것이다. 그러나 이철희(2006)와 Lee(2010)에서는 인구주택총조사 자료를 이용하여 장기간에 걸친 남성 고령자의 노동참여 변화 추이를 분석하였다. 분석결과, 1960년대부터 1990년대 중반까지 남성 고령자의 고용률이 증가한 것은 농촌에서의 노동참여가 증가하였기 때문이며, 이는 농촌의 젊은 사람들이 도시로 이주하면서 농촌 지역의 고령인구 비율이 급격히 증가한 데 기인한 것으로 나타났다. 서구와 마찬가지로 농업의 감소와 같은 산업구조의 변화가 노인 노동을 줄이는 방향으로 영향을 미쳤지만, 한국 사회의 고유한 특성이었던 농촌의 노동력 공동화 현상이 산업구조의 부적 영향을 상쇄하고도 남을 만큼 작용했다는 것이다. 1990년대 후반에 노인의 노동참여가 일시적으로 감소한 것은 경제위기를 거치면서 노동시장의 조건이 악화된 결과로 추정하였다(Lee, 2010). 또한, 이철희(2006; 2012)에서는 1980년대 이후 최근까지의 산업구조 변화가 농업 이외의 부분에서도 노인에게 우호적이지 않은 방향으로 나타났음을 보여주었다. 이 연구들은 농촌 지역의 인구구성 변화와 산업구조 변화가 고령 노동자의 노동참여 변화에 미친 영향에 대하여 설득력 있는 해석을 제시하였다는 점에서 중요한 의미가 있지만, 분석자료의 한계와 분석대상 시기의 특성으로 인하여, 공적부양 제도의 확대와 같은 제도적인 변화의 효과를 같이 다루지는 못하였다.

노후 소득보장제도의 영향을 추정한 연구로는 이철희(2014)가 있다. 이 연구에서는 현재 한국의 국민연금과 20세기 중반 미국과 영국의 공적연금을 비교하는 방법으로 공적연금제도의 노동공급효과를 추정하였다. 분석결과, 우리나라 공적연금의 수급규모와 급여액 모두 당시 서구의 공적연금에 비해 상대적으로 취약한 수준이었다. 이에 기초하여 사회보장제도의 미성숙이 노인 고용률이 높게 나타나는 주 원인일 가능성을 언급하였지만, 제도 비교를 통한 간접적인 추정에 머물렀다는 한계가 있다. 또한, 이러한 분석만으로는 공적부양 제도의 확대가 서구와 다르게 노인의 노동공급에 영향을 미치지 않은 것인지, 혹은 반대 방향으로 작용한 다른 요인들에 의해 그 효과가 상쇄된 것인지에 대해서는 충분한 정보를 제시하지 못한다. 본 연구의 분석결과는 선행한 영향요인들의 변화를 통제할 조

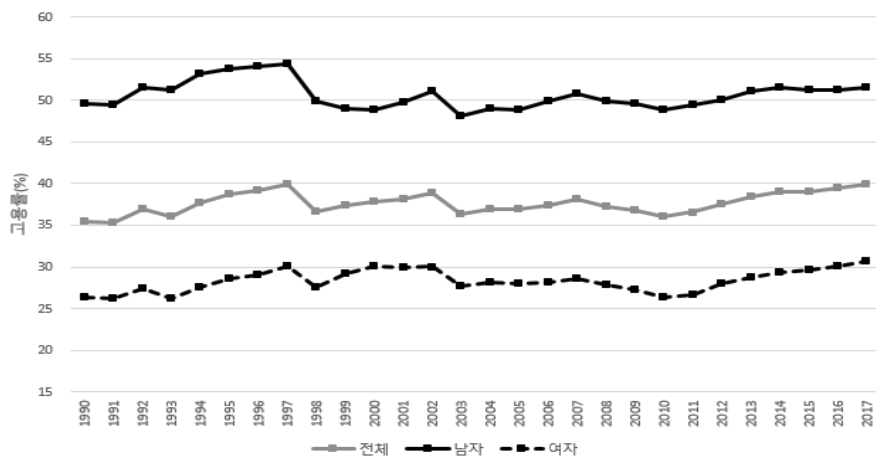
건에서 공적부양 제도를 확대한 변화가 노인 노동참여의 변화에 미친 영향을 확인할 수 있다는 점에서 선행연구의 겹을 메운다는 의미가 있다.

제2절 노인 노동참여 및 영향요인의 변화 추이 검토

여기서는 앞에서 살펴 본 노인 노동참여의 변화에 영향을 미치는 요인들이 최근 한국사회에서 실제로 어떠한 변화를 보여 왔는지를 살펴본다. 이를 위해서 전국 대표성을 가지는 인구주택총조사 2% 마이크로 표본, 경제활동인구조사, 가계동향조사 등의 원자료를 이용하였다. 또 장래인구추계와 생명표 등 국가통계포털, 국회 보건복지위원회 및 OECD의 기초통계 자료와 개별 사회보장제도의 연간 사업보고서 등을 참고하였다. 노인의 노동참여에 영향을 미치는 요인들의 변화를 살펴보기에 앞서, 한국 사회 노인 고용률의 전반적인 변화 추이를 정리한다.

1. 고용률 변화 추이

다음의 <그림 2-3>은 경제활동인구조사를 이용하여, 1990년대 이후 60세 이상 노인 집단의 고용률 변화 추이를 정리한 것이다. 노인의 고용률은 1990년 35.5%에서 1996년 39.1%까지 증가하였다가, 경제위기를 겪으며 잠시 감소하였



자료: 경제활동인구조사

<그림 2-3> 한국 노인의 고용률 변화 추이(60세 이상)

고, 이후 다시 증가 추이를 보이며 2017년에는 40.0%까지 상승하였다. 시기에 따라 등락이 보이지만, 전반적으로 완만한 증가 추이를 보이는 것으로 해석할 수 있다. 성별로는 남성 노인의 고용률이 여성의 고용률보다 월등히 높은 수준을 보였으나, 고용률의 변화 추이는 큰 틀에서 비슷하게 나타났다.

한국 노인의 고용률 추이에서 가장 두드러진 특징은 절대적인 노동참여 수준이 서구 국가들에 비해 월등히 높게 나타난다는 점이다. 앞서 제시한 <그림 2-2>와의 비교를 위해 65세 이상 연령집단의 노동시장참여율을 기준으로 살펴보면, 한국의 2015년 65세 이상 노인의 노동시장참여율은 33.0%로 나타났다.⁵⁾ 이는 같은 시기 서구 노인의 노동시장 참여율은, 가장 높은 미국이 약 18.9%, 가장 낮은 프랑스의 경우에는 약 2.9%에 그쳤다. 이와 같은 국가별 노동참여 규모의 차이는 일하는 노인의 특성이 국가별로 상이할 수 있음을 의미하며, 이는 노인이 노동시장에 참여하는 이유와 노동시장의 조건 등에서도 국가 간 차이가 상당할 수 있음을 시사한다.

두 번째 특징은 노인의 고용률이 작게나마 증가하는 추이를 보이고 있다는 점이다. 1997년 경제위기와 같이 일시적으로 고용률이 감소하는 시기가 몇 차례 관측되지만, 1960년대 이후 이어져 온 노인 고용의 장기적인 상승 추이가 1990년대 이후로도 상당 기간 지속되고 있음을 확인할 수 있다. 노인 고용률이 장기적으로 증가 추이를 보였다는 점을 고려하면, 그러한 변화의 원인 또한 단기적인 요인은 아닐 것으로 짐작할 수 있다. 또한, 노인 대상의 공적부양 제도가 본격적으로 확대된 2000년대 이후의 고용률 변화를 보면, 이전까지에 비해 증가 속도가 다소 줄어들기는 했지만, 여전히 높은 수준의 고용률을 유지하고 있으며, 2010년 이후로는 일관된 상승 추이를 이어오고 있다.

세 번째로, 노인 집단 내에서도 남성 노인과 여성 노인은 고용률의 변화 추이가 다르게 나타났다. <그림 2-3>을 보면, 두 집단의 고용률 변화 추이가 대체로는 비슷한 양상을 보이지만, 남성 노인의 고용률이 여성 노인에 비해 월등히 높은 수준을 보인다는 점, 남성 노인에 비해서 여성 노인의 고용률이 상대적으로 빠른 속도로 상승하고 있다는 점, 그러한 변화 추이의 차이가 2010년 이후 더 증가하고 있다는 점에서 차이가 있다. 이러한 성별 고용률 변화 추이의 차이는 남성 노인과 여성 노인의 노동공급 결정과정에 차이가 있다는 선행연구의 결과와도 부합한다(주은선, 박진화, 2010; 최승현, 2006; Quinn et al., 1990). 따라서 특정 시점에서 일하는 노인의 구성에서 남성 노인의 비율이 여성 노인보다

5) 2015년 경제활동인구조사 기준이며, 취업자와 실업자를 포함한 비율을 의미한다.

높게 나타나지만, 노인 고용률의 변화에 있어서는 여성 노인의 노동참여 증가가 더 큰 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

이와 같은 노인 고용률의 변화 추이를 고려할 때, 2000년대 중반 이후 노인의 고용률 변화에 영향을 미친 요인을 규명하고자 하는 본 연구의 문제제기는 타당해 보인다. 서구에 비해 더 많은 노인이 노동시장에 참여하고 있다는 점은 한국 노인의 노동참여 과정이 서구와 차이를 보일 가능성을 시사한다. 노인 대상 공적 부양 제도가 본격적으로 확대된 2000년대 이후에도 노인의 노동참여가 확대 양상을 보였다는 점을 고려하면 더욱 그렇다. 또한, 남성 노인과 여성 노인의 고용률이 최근 들어 상이한 변화를 보인다는 점에서 노인 집단 전체의 변화와 하위 집단별 변화를 모두 확인하는 분석은 필요해 보인다.

<표 2-1> 취업 노인의 성별, 종사상 지위별 구성 변화 추이

(단위: %)

		1990년	1995년	2000년	2005년	2010년	2015년
성	남성	54.9	55.7	51.0	54.2	55.2	57.4
	여성	45.1	44.3	49.0	45.8	44.8	42.6
종사상 지위	임금노동	23.8	32.6	37.2	38.9	48.1	54.1
	자영업	55.3	49.5	45.4	46.7	40.0	37.7
	무급가족종사	20.9	17.9	17.4	14.4	11.9	8.3

자료: 경제활동인구조사

노동시장에 참여한 노인의 규모가 양적으로 증가한 것 외에도, 취업한 노인 집단의 질적인 구성도 시간에 따라 변화하였다. 위의 <표 2-1>은 취업 노인의 성별, 종사상 지위별 구성이 어떻게 변화했는지를 보여준다. 취업 노인의 성별 비중에서는 2000년 이후 남성 취업 노인의 비중이 꾸준히 증가하는 추이가 나타났다. 이러한 변화 추이에는 노인 집단의 성별 비중 변화와 각 성별 집단에서의 고용률 변화가 같이 영향을 미친다. 앞서 <그림 2-3>에서 여성 노인의 고용률이 남성 노인에 비해 더 빠르게 증가한 것으로 나타난 점을 고려하면, 남성 취업 노인의 비중 증가는 노인 집단 내에서 남성 노인의 비중이 그 이상으로 빠르게 증가하고 있음을 의미한다. 한편, 노인이 취업한 일자리의 구성도 적지 않은 변화를 보였다. 1990년에는 절반 이상의 노인이 자영업에 종사하였고, 무급가족종사자로 일하는 노인의 비율도 20.9%에 달했으며, 임금노동에 종사하는 경우는 23.8%에 그쳤다. 그러나 자영업자와 무급가족종사자의 비율은 꾸준한 감소 추이를, 임금노동자의 비율은 꾸준한 증가 추이를 보였으며, 그 결과 2015년에는 임금노동자의 비율이 전체 취업 노인의 절반 이상을 차지하였다. 이러한 일자리 구

성의 변화는 노인의 노동참여가 이전과는 다른 방식으로 이뤄지고 있을 가능성을 보여준다.

2. 영향요인별 변화 추이

앞서 이론적 검토에서는 노인의 노동참여에 영향을 미치는 요인을 노동시장 관련 미시적 요인과 거시적 요인, 노인의 경제적 부양 관련 공적, 사적부양 요인, 그리고 기타 요인으로 구분하였다. 여기서는 각각의 요인들이 최근의 한국 사회에서 어떠한 변화 추이를 보이고 있는가를 살펴보고, 그러한 변화들이 노인의 고용률 변화에 미칠 영향에 대해 추정한다.

1) 노동시장 관련 미시적 요인

노동시장의 미시적 요인은 주로 노동공급에 영향을 미치는 개인 특성과 관련되며, 선행연구에서는 교육과 건강, 경력, 연령 등의 요인이 많이 언급된다. 교육 수준과 건강은 노인의 노동생산성과 밀접하게 관련된 요인이며(Sprague, 1994), 연령은 노동생산성 외에 개인의 생애과정을 보여주는 변수로도 사용되고 있다(von Bonsdorff et al., 2009).

인구주택총조사를 이용하여, 1990년대 이후로 시간에 따른 교육수준의 변화를 정리하면 아래의 <표 2-2>과 같다. 표에서 가장 두드러진 변화는 노인의 교육수준이 매우 빠르게 향상되고 있다는 점이다. 1990년까지만 해도 60세 이상 전체 노인의 53.5%가 초등학교를 경험하지 못하였고, 중학교 이상의 교육을 이수한 노인의 비율은 15.1%에 그쳤다. 그러나 25년이 지난 2015년에는 노인의 교

<표 2-2> 노인의 교육수준 변화 추이

(단위: %)

	1990년	1995년	2000년	2005년	2010년	2015년
무학	53.5	42.7	35.2	27.4	19.1	12.2
초등학교	31.3	35.9	36.2	36.5	36.1	31.6
중학교	6.8	8.5	10.7	13.4	16.2	18.7
고등학교	4.9	7.7	11.1	14.3	18.4	24.4
대학 이상	3.4	5.2	6.8	8.4	10.2	13.1

자료: 인구주택총조사 2% 마이크로데이터 원자료

육수준 분포가 완전히 달라졌다. 무학 노인의 비율은 12.2%로 감소한 반면, 절반이 넘는 노인(56.2%)이 중학교 이상의 교육을 이수한 것으로 나타났다. 교육수준의 향상은 노인의 노동생산성 향상으로 이어질 수 있으므로(Ruhm, 1996), 이러한 변화는 노인의 노동참여를 높이는 방향으로 영향을 미칠 수 있다. 더욱이 노인 집단의 교육수준 향상은 새로 노년기에 진입한 집단의 교육수준이 기존 노인 집단에 비해 높기 때문에 발생한다. 노동시장에 참여할 확률이 높은 젊은 노인에서 교육수준의 변화가 더 빠르게 나타난다는 것은 교육수준이 노인의 노동참여에 미치는 영향 역시 시간에 따라 증가할 가능성을 시사한다. 그러나 교육수준의 향상이 노인의 생산성에만 영향을 미치는 것이 아니라는 점에 주의할 필요가 있다. 교육수준이 높은 노인은 생애과정에서 상대적으로 높은 임금을 받았을 가능성이 높고(박강우, 2014), 이는 노후를 대비하여 더 많은 재정적 준비를 했음을 의미한다. 교육수준의 향상이 노동시장 참여 외에 생활수준을 유지할 수 있는 대안적 선택지의 증가를 의미한다면, 그러한 변화는 역으로 노인의 노동참여를 줄이는 방향으로 영향을 미칠 수도 있다. 결국, 노인의 교육수준 향상이 노인의 노동참여에 미치는 영향은 생산성의 향상으로 인한 정(+)적인 효과와 노후를 대비한 재정적 준비로 인한 부(-)적인 영향의 상대적인 차이에 의해 결정되며, 이는 실증적인 분석을 통해 확인되어야 할 부분이라고 판단된다.

교육수준에 비해, 건강의 개선 정도는 양적인 수치로 확인하기가 쉽지 않다. 여기서는 65세와 80세 노인의 기대여명(life expectancy) 변화를 이용하는 간접적인 방법으로 건강수준의 변화 추이를 확인한다. 다음의 <표 2-3>을 보면, 1970년의 65세 남성은 10.2년의 기대여명을 가졌던 것에 비해, 2015년의 65세

<표 2-3> 노인의 기대여명 변화 추이

(단위: 년)

		1970년	1980년	1990년	2000년	2010년	2015년
65세	전체	12.9	13.5	14.9	16.4	19.1	20.3
	남자	10.2	10.6	12.6	14.3	16.8	18.2
	여자	14.9	15.6	16.7	18.2	21.2	22.4
80세	전체	5.9	6.4	6.8	7.3	8.6	9.2
	남자	4.7	4.8	5.6	6.4	7.4	8.0
	여자	6.4	7.0	7.4	7.8	9.5	10.1

자료: 통계청, 생명표

남성은 18.2년 정도의 기대여명을 가졌다. 여성의 경우에도 14.9년에서 22.4년으로 기대여명이 7.5년 정도 증가하였다. 이러한 기대여명 증가의 대부분이 노인

의 건강수준 향상에 기인한 것이라고 가정하면(Chou, 2010), 같은 시기에 노인의 건강수준 또한 상당 정도 향상 되었을 것으로 추정할 수 있다.⁶⁾ 건강한 노인은 주된 일자리에서 은퇴한 후에도 노동시장에 남아 있는 경우가 많으며(Kerr and Armstrong-Stassen, 2011), 건강이 취약한 노인들은 취업이 가능한 경우에도 가족이나 친구들과 더 많은 시간을 보내는 경향이 있다(Kim and Feldman, 2000). 한국의 경우, 일하는 노인의 상당수가 농업을 비롯한 자영업에 종사하고 있고, 이들은 건강이 허락하는 한 일을 지속하려는 성향을 보이므로(방하남 외, 2009), 건강수준의 증가는 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미칠 것이다. 또 기대여명의 증가가 생애과정에서 더 많은 노후소득이 필요함을 의미한다는 점에서도 노인의 노동참여가 증가할 수 있다.

다음으로, 노인 집단 내 연령구조의 변화 정도를 살펴보면 다음의 <표 2-4>와 같다. 시간에 따라 60-64세의 비교적 젊은 노인의 비율은 1980년 36.5%에서 2000년 36.1%, 2008년 30.2%로 감소 추이를 보였으나, 이후 다시 증가하여 2016년 32.5%, 2020년 34.2%에 이르는 것으로 나타났다. 그러나 80-84세의 고령 노인의 경우에서도, 2000년 6.2%에서 2008년 7.3%, 2016년 9.4%로 증가하는 추이를 보이고 있다. 한국전쟁 이후 출생한 베이비붐 세대가 노년기에 들어선 것이 연령구조의 변화에 영향을 미쳤고, 동시에 전체적인 인구고령화가 진행되어 초고령 노인의 비중이 동시에 증가한 것이다. 따라서 고령의 노인이

<표 2-4> 노인집단 내 연령집단별 비율 변화 및 전망

(단위: %)

	60-64세	65-69세	70-74세	75-79세	80-84세 ¹⁾
1980	36.5	27.2	18.6	9.9	7.8
1990	34.5	26.9	17.9	11.7	9.0
2000	36.1	27.4	18.3	12.1	6.2
2008	30.2	27.8	21.3	13.4	7.3
2016	32.5	24.0	18.8	15.2	9.4
2020	34.2	23.8	17.8	14.3	9.9
2030	27.0	25.9	22.6	14.8	9.7

주: 1) 1980년과 1990년은 80세 이상 연령집단의 비율을 의미함.

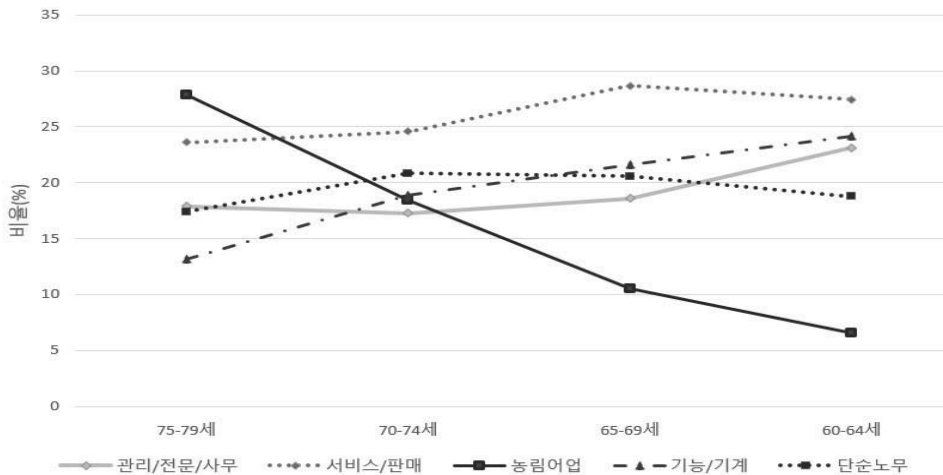
자료: 장래인구추계

6) 기대여명의 변화로 평균적인 건강수준 변화를 보여줄 수 있는가에 대해서는 논란이 있다. 의료기술의 발달로 인해, 생존해 있지만 건강하지 못한 상태에서 사는 기간이 이전보다 늘어날 수도 있기 때문이다. 그러나 Cutler et al.(2014)에 의하면 기대수명과 건강수명은 비슷한 추이로 변화하고 있으므로, 이 연구의 가정에는 무리가 없어 보인다.

노동시장에서 요구하는 생산기술의 변화를 쫓아가기 어렵고, 신체적으로도 취약한 특성을 보인다는 점을 고려하더라도, 이와 같은 연령구조의 변화가 노인의 노동참여에 미치는 영향을 추정하기는 쉽지 않다. 젊은 연령집단의 비율 증가는 전체 노인집단의 노동참여율을 높이는 방향으로 영향을 미치고, 동시에 초고령 노인 집단의 비중 증가는 취업 노인의 비중을 낮추는 방향으로 영향을 미치기 때문이다. 결국, 노인 집단 내 연령구조의 변화가 노인의 노동참여에 미치는 영향은 두 가지 상반된 효과의 상대적인 크기에 의해 결정된다고 볼 수 있다.

마지막으로, 개별 노인이 생애과정에서 축적한 노동경험의 차이도 노후의 노동참여에 영향을 미칠 수 있다. 노인이 과거에 경험한 노동경력 시간에 따른 변화를 확인하려면, 관련 정보를 포함한 장기간의 종단 자료가 필요하지만, 적절한 자료가 없다는 한계가 있다. 여기서는 2013년 경제활동인구조사의 고령층 부가조사 결과를 통해서,⁷⁾ 노인 집단이 가장 오래 종사한 직종의 변화 추이를 확인한다. 주된 일자리의 경력이 대부분 핵심 노동연령대에서의 경제활동으로 결정된다는 점을 고려하면, 이러한 연령집단별 비교를 통해서도 노인의 노동생애 변화 추이를 확인할 수 있다.

아래의 <그림 2-4>는 생애 노동경력에서 가장 오래 종사한 직종의 연령집단별 차이를 정리한 것이다. 이 그림을 통해서 신규로 노년기에 진입하는 연령집단



자료: 2013년 경제활동인구조사 고령층 부가조사

<그림 2-4> 연령집단별 생애 주요 일자리 직종 차이

7) 2013년도 부가조사를 사용한 것은, 이 조사가 생애 주요 일자리의 직종에 대한 설문을 포함한 가장 이른 시점의 조사이기 때문이다.

의 노동경력 변화 추이를 추정할 수 있다.⁸⁾ 그림에서 가장 눈에 띄는 차이는 농림어업을 주로 경험한 노인의 비율이 젊은 연령집단으로 갈수록 큰 폭으로 감소했다는 점이다. 2013년 기준, 75-79세 연령집단은 응답자의 27.9%가 농림어업을 주로 경험하였지만, 60-64세 연령집단에서는 해당 비율이 6.5%에 그쳤다. 반대로 기능 관련 일자리나 장치·기계·조립 관련 일자리를 경험한 노인의 비율은 시간에 따라 증가하는 추이가 나타났고, 관리직·전문가·사무직 비율과 서비스 및 판매직 비율도 젊은 연령집단에서의 비율도 소폭 증가하였다.

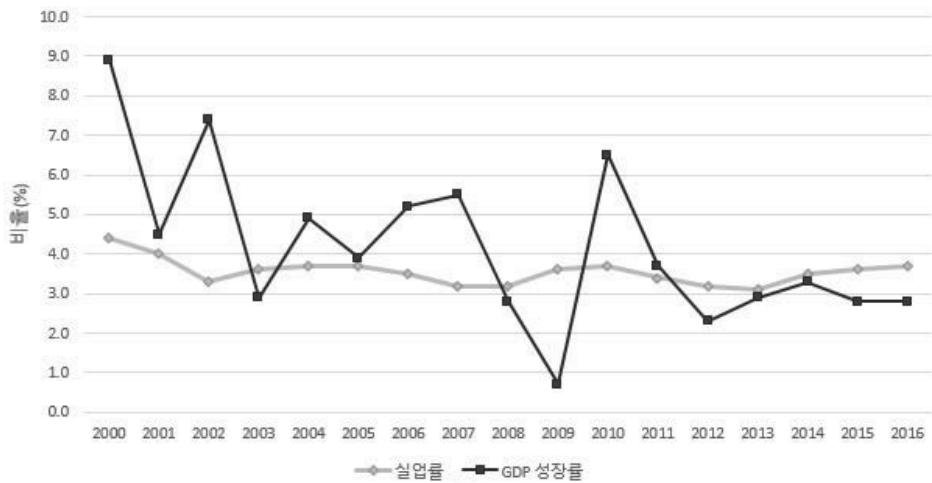
연령집단별 주된 일자리의 이러한 차이는 노인의 노동생애 경험이 과거 농림어업 중심에서 다른 산업 및 직종으로 점점 다변화되고 있음을 보여준다. 산업화 시기에 주된 노동경력을 쌓은 연령집단이 노년기에 진입하기 시작하면서, 노인 집단의 경력 또한 그에 맞춰 변화한 것으로 이해할 수 있다.

이와 같은 노동생애 경험의 변화는 다양한 경로로 노인의 고용률 변화에 영향을 미칠 수 있다(이철희, 2012). 먼저, 전체 산업에서 농업 부문이 차지하는 비율이 계속해서 줄어들고 있음을 고려하면(<그림 2-7> 참고), 이와 같은 주요 경력의 다변화는 농업부문의 비중 감소로 인한 부(-)적인 영향을 상쇄하여, 노인 노동자의 취업에 정(+적인 영향을 미칠 수 있다. 노동시장에서 필요로 하는 기술과 숙련 수준을 보유한 노인의 비중이 증가했기 때문이다. 반면에, 농업을 비롯한 자영업의 은퇴 시기가 상대적으로 늦다는 점을 고려하면(방하남 외, 2009), 농업 외의 산업에 종사하는 노인 비율의 증가는 노인의 고용률을 낮추는 방향으로 영향을 미칠 수 있다. 결국, 노동생애 요인의 변화가 노인 고용률 변화에 미치는 영향은 두 가지 상반된 효과의 상대적인 크기에 의해 결정될 것으로 보인다.

2) 노동시장 관련 거시적 요인

앞서 이론적 검토에서 살펴본 것처럼, 노동시장에 참여하기로 결정한 모든 노인이 원하는 일자리를 얻는 것은 아니다. 노인에 대한 노동시장의 수요가 한정되어 있기 때문이다. 노인에 대한 시장의 수요는 개인 특성이 아닌 노동시장의 구조적인 요인과 주로 관련된다. 여기서는 전반적인 경제적 여건 변화와 함께, 노인 인구의 규모 변화, 산업구조의 변화를 중심으로 노동시장의 구조적인 변화 추이

8) 횡단자료의 연령집단별 비교를 통한 노동경험의 변화 추정 방법은 다음의 한계가 있다. 첫째, 연령이 높은 집단일수록 사망으로 인한 편이가 크게 반영된다. 둘째, 응답자의 노동경력이 노년기 이후의 경험도 포함할 수 있다. 다만, 그러한 편의를 고려하더라도 그림에서 보여주는 변화 추이 자체를 바꿀 정도로 영향을 미쳤을 것 같지는 않다.



자료: 경제활동인구조사, 국민계정

<그림 2-5> 실업률 및 GDP 성장률 변화 추이

를 살펴보고, 그러한 변화가 노인 고용률의 변화에 미친 영향을 추정한다.

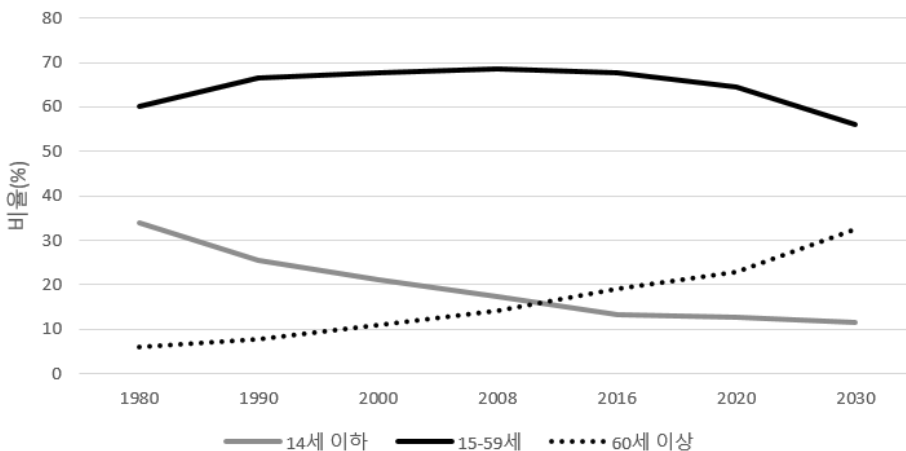
노동수요는 사회에서 소비되는 재화와 서비스의 수요 정도에 의해 파생적으로 결정되므로(남성일, 2017), 경제발전 정도나 경기변화에 의해 영향을 받는다. 위의 <그림 2-5>은 전반적인 경제 여건의 변화를 보여주는 대표적인 변수인 노동연령대 집단의 실업률과 GDP 성장률의 2000년대 이후 변화 추이를 보여준다.⁹⁾ GDP 성장률은 경제성장의 지표로, 실업률은 경기변화를 반영한 노동수요를 반영하는 지표로 알려져 있다. 그림을 보면, 실업률에 비해 GDP 성장률이 훨씬 더 큰 폭의 변화를 보였다. 2000년의 GDP 성장률이 높은 것은 1990년대 후반 경제위기 이후의 경제 회복기를 의미하며, 2008-2009년의 성장률 하락은 당시 금융위기의 영향이 반영된 것으로 볼 수 있다. 2013년 이후로는 대체로 3% 전후의 성장률을 유지하고 있다. GDP 성장률과 노동연령대 실업률의 관계를 보면, 대체로 GDP 성장률이 높아지는 시기에는 실업률이 살짝 감소하였고, GDP 성장률이 낮아지는 시기에는 실업률이 증가하는 방향으로의 변화를 보였다. 2000년대 한국 사회는 1997년 경제위기의 회복기를 지나, 2008년 다시 금융위기를 겪었으며, 이후로는 이전과 같은 회복세를 보이지 못하는 것으로 해석할 수 있다. 같은 기간, 노동연령대 실업률은 대략 3% 초반과 후반 사이에서 경기변화에 따른 등락을 반복하였다. 전체적으로 실업률의 변화 정도는 GDP 성장률에 비해 매우 미미한 수준이었고, 그에 따른 노인 노동자의 수요 변화도 크지 않았을 것

9) 여기서의 노동연령대는 15-64세 연령집단을 의미한다.

으로 추정된다.

다만, 비교적 짧은 기간 동안에 두 차례의 경제위기와 경기 회복 및 침체가 번갈아 나타난 만큼, 특정 두 시점 간의 변화를 살펴보는 경우, 어떤 시점을 기준으로 하느냐에 따라 경기변화의 영향은 다를 수 있다. 본 연구에서 비교하는 두 시점인 2008년과 2016년의 경우 관측된 GDP 성장률은 거의 차이가 없지만, 초기 시점인 2008년은 금융위기로 GDP 성장률이 큰 폭으로 감소하는 시점인 반면, 2016년은 경제위기 이후 성장률이 안정적인 수준을 유지한 시점으로 볼 수 있다. 경제위기 시에 고령 노동자가 먼저 해고를 겪는다는 선행연구의 결과를 고려하면(Gratton, 1996), 두 시점 간의 경기 변화는 노인의 노동참여를 높이는 방향으로 영향을 미쳤을 수 있다.

다음의 <그림 2-6>는 시간에 따른 연령집단별 인구구성 비율 변화 추이를 정리한 것이다. 1980년까지만 해도 당시 전체 인구의 6.0%에 불과하던 60세 이상 연령집단은 1990년 7.8%와 2008년 14.3%를 거쳐서, 2016년에는 19.0%까지 증가하였다. 이러한 노인 인구의 증가는 노동시장에서 취업을 원하는 노인의 규모 역시 늘어났음을 의미한다. 일반적으로 이러한 노동공급의 증가는 노동자의 임금수준을 저하시키고, 실업률을 높이는 방향으로 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(문혜진, 2012). 일부에서는 인구고령화와 함께 15-59세 연령집단이 감소하기 때문에, 상대적으로 노인 노동자가 경제 전반에서 차지하는 중요성이 커질 수 있다고 주장한다. 하지만 그림에서 보면, 2016년까지는 해당 연령집단 역시 비중이 감소하지 않는 것으로 나타난다. 따라서 적어도 2000년대 이후부터 현

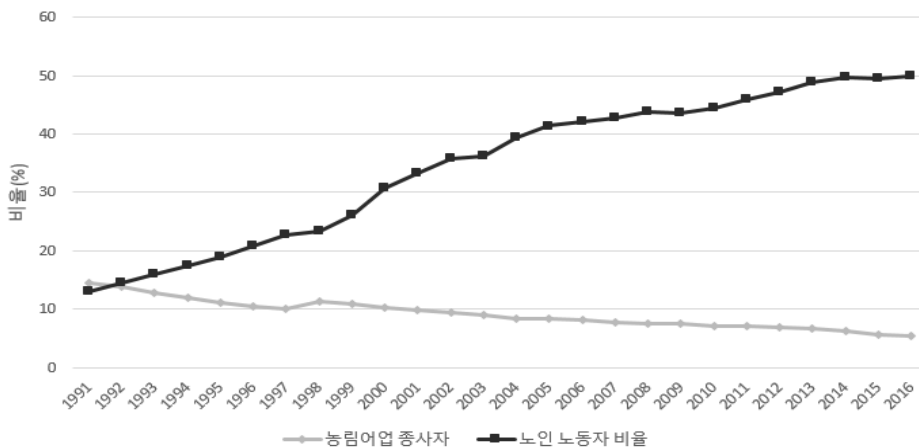


자료: 장래인구추계

<그림 2-6> 연령집단별 인구구성 변화 추이

시점까지의 인구고령화 추이는 노동시장의 구조적인 측면에서, 한정된 일자리에 대한 노인 집단 내에서의 경쟁이 심화되는 것으로 해석할 수 있겠다. 이는 노인의 고용률을 낮추는 방향으로 영향을 미쳤을 것으로 추정된다.

다음으로, 아래의 <그림 2-7>는 노인 노동자가 많이 종사하는 대표적인 산업인 농림어업의 1990년대 이후 변화 추이를 나타낸 것이다. 통계청(2008)에 의하면, 1953년의 산업구조는 농림어업이 47.3%로 다른 산업에 비해 가장 높은 비중을 차지했었지만, 이후 한국 사회가 산업화 및 탈산업화를 거치면서 전체 산업에서 농림어업이 차지하는 비중은 꾸준히 감소하였다. 그림을 보면, 이러한 장기적인 산업구조의 변화 추이는 1990년대 이후에도 지속되었다. 전체 취업자 중에서 농림어업에 종사하는 취업자의 비율은 1991년 14.5%에서 1997년 11.4%로 감소하였고, 1998년 경제위기로 비중이 약간 증가했다가 이후 다시 감소 추이를 이어오고 있다. 2016년의 농림어업 종사자 비율은 전체 취업인구의 5.3%에 불과했다. 이와 같은 1차 산업 종사자의 비중 감소는, 서구의 경험과 마찬가지로, 노인의 노동참여와 소득에 모두 부적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 다만 이철희(2006)에서 보여주었듯이, 한국에서는 1990년대 중반까지 농촌 지역의 생산연령인구 감소로 인한 인구변화가 이러한 산업구조의 변화로 인한 부적인 효과를 상쇄한 바 있다. 이는 농업 종사자 내에서의 고령자 비율 증가가 산업구조에서의 농업 감소보다 더 크게 나타났다는 의미이다. 이에 <그림 2-7>에서 농림어업 종사자 중 노인 노동자의 비율 변화도 같이 정리하였다. 1991년에는 농림어업 종사자 중 노인 노동자 비율이 13.0% 수준이었지만, 2016년에는



자료: 경제활동인구조사

<그림 2-7> 농림어업 종사자 및 노인 노동자 비율 변화 추이

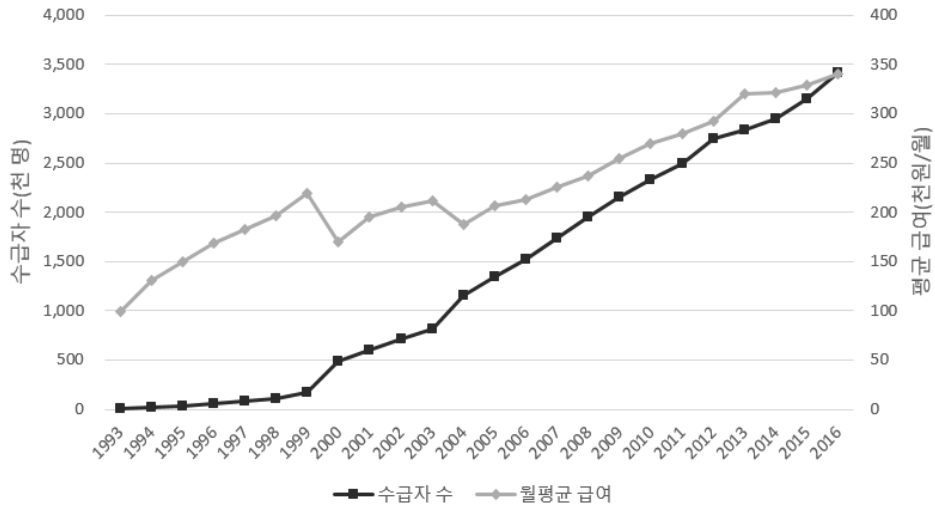
전체 농림어업 종사자의 절반이 노인이었다. 이러한 변화는 농림어업에 신규 노동자의 진입이 이뤄지지 않은 채, 기존 노동자 집단의 고령화가 진행된 결과일 것이다. 그 결과, 농림어업 부문의 감소가 노인 노동에 부적인 영향을 미쳤더라도, 그러한 영향의 상당 부분은 1차 산업 내 노인 노동자 비중의 증가로 인해 상쇄되었을 가능성이 높다. 다만, 농업 이외의 산업 부문에서도 고령자에게 불리한 방향으로의 변화가 발생했다는 연구 결과(이철희, 2012)를 고려하면, 전체적인 산업구조의 변화는 노인 노동에 부(-)적인 영향을 미쳤을 가능성이 높아 보인다.

3) 공적부양 요인

한국의 노인 대상 소득보장제도는 일반적으로 사회보험 방식의 국민연금을 중심으로 한 공적연금제도, 소득인정액 기준 하위 70%의 노인에게 일정 금액을 지급하는 기초(노령)연금제도, 전국민을 대상으로 하지만 수급자의 상당수가 노인인 국민기초생활보장제도를 포함한다(정경희, 강은나, 이윤경, 황남희, 양찬미, 2016). 여기서는 노인에 대한 공적부양을 책임지는 세 가지 소득보장제도의 수급규모와 급여수준의 변화 추이를 살펴본다.

공적연금제도는 국민연금과 공무원연금, 군인연금 및 사학연금 등으로 구성되어 있지만, 2015년 기준 노령연금 수급자의 약 89%가 국민연금 수급자이며, 다른 공적연금에 비해 국민연금의 비중이 압도적으로 높게 나타난다(통계청, 2016). 국민연금은 1988년 제도 도입 당시에는 10인 이상 사업장의 직장가입자만을 대상으로 하였고, 1992년 5인 이상 사업장, 2003년 7월 5인 미만 사업장으로 가입 대상자를 단계적으로 확대하였으며, 1999년에는 도시 지역 자영업자를 포함하였다(강성호, 홍성우, 조영은, 2012). 시간에 따라 제도가 성숙해지면서 노령연금의 지출규모 또한 큰 폭으로 증가해 왔다.

다음의 <그림 2-8>은 연도별 국민연금통계연보를 통해서 노령연금의 수급자수와 월평균 급여 수준의 변화를 정리한 것이다. 노령연금의 수급자는 1993년 1.1만명 수준에서, 1999년 17.6만명으로 증가하였고, 2004년에는 115.6만명이 되었으며, 이후에도 계속 증가하여 2016년에는 약 341.2만명의 노인이 노령연금을 최소 1회 이상 수급한 것으로 나타났다. 연금 수급자가 매월 수령하는 급여수준도 빠른 속도로 증가하였다. 특례노령연금의 수급이 시작된 1993년에는 월평균 급여수준이 9.9만원 수준이었지만, 감액노령연금의 수급이 시작된 1999년에는 월 21.9만원까지 높아졌다. 이후 경제위기의 과정에서 보험료를 환급받는



주: 월평균 급여는 노령연금 지출금액을 수급자 수로 나눈 값을 의미함.
 자료: 국민연금통계연보 각연도

<그림 2-8> 노령연금 수급규모 및 월평균 급여수준 변화 추이

사례가 늘어나면서 평균 급여수준이 주춤 하였으나, 다시 증가 추이를 회복하여 2016년에는 월 34만원 수준까지 높아졌다. 이는 노령연금의 수급자 수와 급여 수준 모두가 빠르게 확대되어 왔음을 보여준다. 수급대상의 확대와 급여수준의 인상은 모두 노인의 노동참여에 부적인 영향을 미칠 것으로 추정되지만, 두 가지 요인의 효과는 다를 수 있다. 국민연금의 수급대상 확대 과정을 보면, 초기의 연금 수급집단은 대규모 사업장의 임금노동자가 중심이며, 이들은 경제적 여건에 있어서 다른 집단에 비해 여유가 있는 편이다. 따라서 공적연금의 수급규모 확대는 제도의 효과가 임금노동을 경험한 집단에서 자영업이나 기타 노동지위를 경험한 집단으로 제도의 영향 범위가 넓어지는 과정인 반면, 급여수준의 증가는 기존의 수급집단에 대한 제도의 영향력이 커지는 것으로 이해할 수 있다. 완전노령 연금의 수급이 2008년부터 시작되었지만, 이로 인한 급여수준 확대의 영향은 제도 도입 초기부터 국민연금 보험료를 납부한 임금노동 출신의 수급자들에게서 주로 나타날 것이다.

그러나 2015년을 기준으로 노인의 공적연금 수급률은 42.3%에 불과하여 여전히 상당수의 노인이 노령연금의 혜택에서 제외되어 있으며(통계청, 2016), 연금수급자의 급여수준 또한 노령연금만으로 생계를 유지하기에는 부족하다는 비판이 제기되고 있다. 이러한 제도적 한계는 노령연금을 수급하더라도 노동시장에서 이탈하지 않을 가능성을 시사한다. 또한, 감액노령연금 이상의 급여를 수급하

는 노인은 적어도 10년 이상의 경제활동을 경험하였음을 의미한다. 공적연금의 확대가 장기간의 노동참여를 경험한 노인을 늘리는 데 영향을 미치는 경우, 노동공급의 감소 효과는 일정 부분 상쇄될 수 있다.

또한, 수급자의 노동시장 선택에 의해서 수급받는 노령연금의 급여수준이 달라질 수 있다는 점도 고려되어야 한다. 국민연금제도는 조기노령연금, 재직자노령연금, 연기노령연금과 같은 제도적 장치를 두고 있다(김원섭, 한정림, 정해식, 2011). 수급자가 노령연금의 수급연령에 이르기 전에 경제적인 필요에 의해 조기노령연금을 신청하면, 신청하는 연령에 따라 일정한 감액률이 적용된 급여를 받게 된다. 경제적인 필요가 주된 일자리에서의 퇴직을 동반하는 경우, 노동시장의 이행이 급여에 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 재직자노령연금은 수급자의 소득수준에 따라 노령연금의 급여수준이 감액되는 것이고,¹⁰⁾ 연기노령연금은 일정 기간 노령연금의 수급을 연기한 대가로 이후에 더 많은 수준의 연금을 수급할 수 있게 하는 것이다. 이와 같이 노인의 노동참여가 노령연금의 급여수준에 미치는 영향은 국민연금제도의 확대가 노인의 노동참여에 미친 영향과 구분할 필요가 있다.

노인 대상 사회보장제도에서 가장 많은 예산이 배정되는 것은 공적연금제도이지만, 2000년대 후반부터 가장 많은 노인에게 급여를 지급하는 것은 기초(노령)연금제도이다. 기초연금제도는 생애과정에서 보험료를 납부하지 않았더라도, 현재 시점에 일정한 소득인정액 기준을 충족하면 받을 수 있는 공공부조 방식의 사회보장제도라는 점에서 공적연금제도와 구분되며, 수급자 선정에 연령 기준을 두어 노인에게만 급여를 지급한다는 점에서 국민기초생활보장제도와 같은 다른 공공부조제도와의 구분된다.

다음의 <표 2-5>는 기초연금 관련 제도의 변화 과정을 정리한 것이다. 기초연금제도의 전신은 1991년 도입된 노령수당이다. 노령수당은 1991년 도입 초기, 수급대상을 70세 이상 생활보호 대상 노인 중 거택보호자로 한정하여 수급률이 전체 노인의 3.4%에 불과하였으나, 이후 수급기준을 다소 완화하면서 전체 노인의 7.8% 수준까지 수급률을 끌어올렸다(정경희 외, 2016). 급여수준 또한 제도 도입 당시에는 월 1만원에 불과했지만, 이후 단계적으로 급여를 인상하여, 1996년에는 연령에 따라 월 3-5만원을 지급하였다(도재형, 2005). 1998년에는 노령수당이 경로연금으로 변경되면서 공공부조 수급노인 외에 차상위계층 노

10) 2017년 7월 전까지는 수급자의 연령에 따라 감액률을 적용하였지만, 이후로는 소득수준에 따라 일정 금액을 감액하는 방식으로 변경되었다(정인영, 민기채, 2017).

인을 수급대상으로 추가하였고, 이에 수급률이 16-18% 수준으로 늘어났고, 급여수준 또한 일부 확대되었다(석재은, 2002). 2008년에는 경로연금이 다시 기초노령연금으로 개편되면서 수급대상이 소득인정액 기준 하위 70%의 노인으로 대폭 확대되었고, 노인 1인 기준 급여수준도 8.4만원으로 크게 인상되었다(보건복지부, 2015a).¹¹⁾ 2014년에는 기초노령연금이 기초연금으로 전환되면서 급여수준이 두 배 가량 인상되었다. 제도의 변화 과정에서 단순히 수급규모와 급여수준만 확대된 것은 아니었다. 기초노령연금제도의 도입 이후, 노동공급에 대한 부적인 영향을 줄이기 위해, 일정 소득금액까지는 노동소득을 공제하는 요소를 포함하였고, 소득인정액의 산정시 부양의무자의 소득과 재산을 고려하지 않는 등의 제도적인 변화가 있었다.

<표 2-5> 기초연금제도의 변화

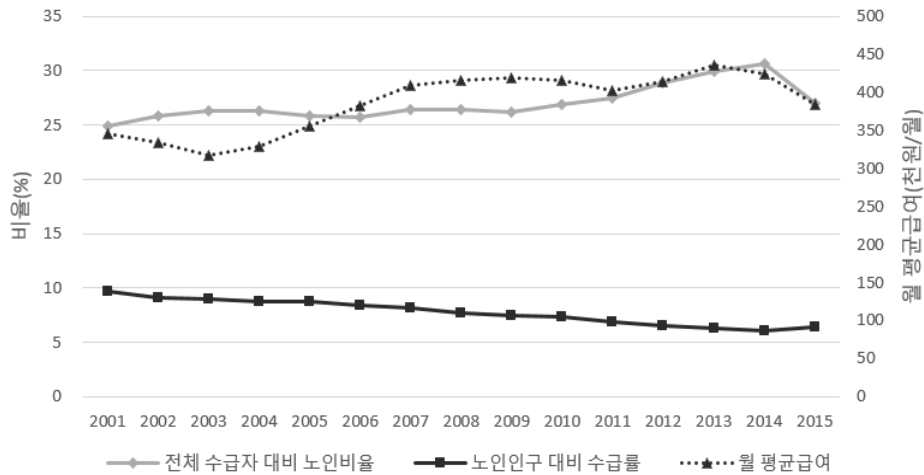
	1991-1997년	1998-2007년	2008-2014년	2014년-현재
제도명	노령수당	경로연금	기초노령연금	기초연금
수급기준	70세 이상 생활보호대상자 일부 → 65세 이상 생활보호 대상 전체	65세 이상 기초보장 수급자 및 차상위계층	소득인정액 기준 하위 70%에 해당하는 65세 이상 노인	
수급률	3.4-7.8%	16-20%	57-67%	66-67%
월 급여수준	1만원(1991) 1.5만원(1992) 연령별 3-5만원(1995)	수급자: 연령별 4.5-5만, 차상위: 3.5만 (2002)	1인: 8.8만원, 부부: 14.만원 (2009)	1인: 20만원, 부부: 32만원 (2014)

자료: 도제형(2005), 석재은(2002), 정경희 외(2016), 보건복지부(2015b)

기초연금제도의 수급대상과 급여수준 확대는 공적연금제도와 마찬가지로 노인 노동을 줄이는 방향으로 영향을 미쳤을 수 있다. 다만, 공적연금이 대규모 사업장의 임금노동자 집단을 시작으로 수급대상을 확대한 것과 다르게, 기초연금은 저소득 계층에서 상위 계층으로 수급대상을 확대하였으며, 특정 소득수준 이상의 집단은 급여를 받을 수 없도록 설계되었다는 점에서도 차이가 있다. 이러한 특성은 기초연금제도가 주로 중산층 및 하위 계층을 중심으로 영향을 미칠 것임을 의미한다. 또한, 공적연금제도가 정해진 제도적 틀 안에서 점진적으로 수급대상과 급여수준을 늘여간 것에 비해서, 기초연금제도는 여러 차례에 걸쳐 제도 자체

11) 기초노령연금의 수급대상과 급여수준이 기존 경로연금에 비해 확대되면서, 2009년 노인 교통수당이 폐지되었다. 따라서 기초노령연금은 경로연금과 노인교통수당이 통합된 제도로 볼 수도 있다(정경희 외, 2016). 노인교통수당은 2003년 기준으로 65세 이상 노인에게 시·도별로 매분기 2.5만원에서 4.6만원 정도를 지급하였다(석재은 외, 2005).

를 다시 설계하는 방식으로 확대되어 왔다. 노인 수급자의 규모는 경로연금에서 기초노령연금으로의 개편 과정에서 가장 크게 발생하였고, 급여수준의 변화는 기초노령연금에서 기초연금으로의 변화 시에 가장 컸다. 따라서 기초연금제도의 확대가 노인 노동에 미친 영향은, 비교하는 두 시점의 제도 현황에 따라 큰 차이를 보일 수 있다. 공적연금제도에서 수급대상과 급여수준이 비슷한 비율로 확대된 것에 비해, 기초연금제도에서는 수급대상의 확대 정도가 급여의 인상 정도에 비해 컸다는 점에서도 차이를 보인다.



주: 월 평균급여는 연도별 급여 지출금액을 수급가구 수로 나누어서 계산하였고, 소비자물가지수를 이용하여 2015년의 물가수준으로 조정된 금액임. 이 표에서의 노인은 65세 이상 연령집단을 의미함.

자료: 통계청(2016), 고령자 통계, 2012-2015년 예산은 국회예산정책처 보건복지위원회 재정통계 홈페이지, 2001-2011년 예산은 국가통계포털 국민기초생활보장 수급자 현황 일반 수급자 지출금액 참고

<그림 2-9> 국민기초생활보장제도 노인 수급규모 및 가구 월평균급여 변화 추이

위의 <그림 2-9>는 국민기초생활보장제도의 노인 수급규모 및 수급가구 월평균 급여수준의 변화를 시간에 따라 정리한 것이다. 국민기초생활보장제도는 전국민을 대상으로 한 제도이지만, 노인의 수급 비율이 높다는 점에서 노후소득보장제도의 한 축으로 평가된다(정경희 외, 2016). 전체 수급자 중에서 노인이 차지하는 비율은 2001-2009년까지는 24.8-26.5% 정도의 비교적 안정적인 추이를 보이다가 2010-2014년 기간에는 30.6%까지 꾸준히 증가하였다.¹²⁾ 흥미로운 점은 전체 수급집단에서 노인의 비율이 늘어났음에도 노인 집단에서의 기초보장

12) 2015년에 전체 수급자 중 노인 수급자 비율이 감소한 것은 기존의 통합급여 체계가 맞춤형 개별급여 체계로 개편되면서 비노인 수급자가 제도의 수급대상으로 많이 포함되었기 때문으로 보인다.

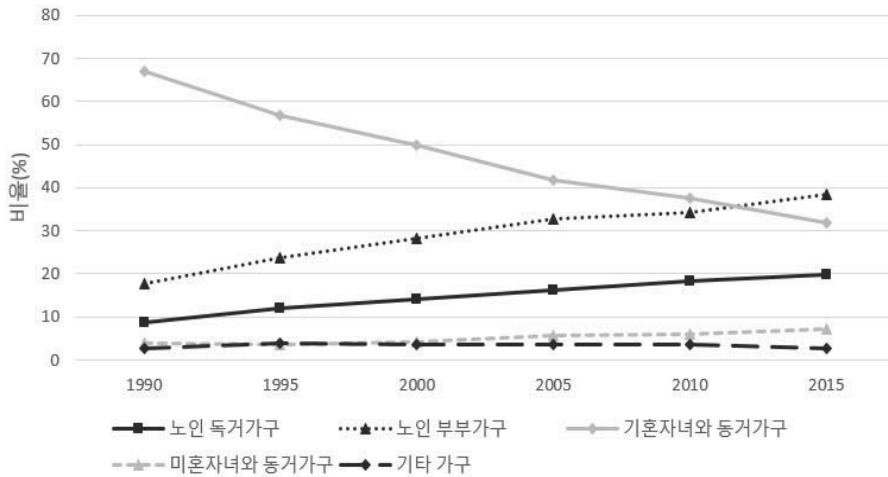
급여 지급률은 감소 추이를 보여왔다는 점이다. 노인인구 대비 지급률은 2001년 9.7%에서 2014년 6.0%까지 지속적으로 감소하였다. 국민기초생활보장제도의 도입 이후로 부양의무자 기준이 지속적으로 완화되어 왔음을 고려하면(손병돈, 이소정, 이승호, 변금선, 전영호, 2013), 이러한 변화 추이는 다소 의외의 결과라고 볼 수 있다. 아마도 기준 완화로 지급대상에 포함된 노인 집단의 규모 이상으로 고령화로 인한 노인 규모의 증가 정도가 컸기 때문일 것이라 생각된다. 월 평균 급여수준은 2003-2007년 동안 약간 증가하였지만, 이후 2014년까지는 20만원 후반대의 수준에서 비교적 안정적인 추이를 보였다.

국민기초생활보장제도는 노인 집단의 지급률이 10% 이하에 머무른다는 점에서 노인의 노동공급에 미치는 영향은 공적연금이나 기초연금에 비해 상대적으로 낮을 것으로 보인다. 지급대상이 빈곤 계층으로 한정된다는 점에서도 차이가 있다. 그러나 지급대상과 급여수준이 확대된 앞의 두 제도와 다르게, 2000년대 이후 노인 집단의 지급률은 오히려 감소하였고, 급여수준 또한 큰 변화가 없었다. 따라서 이러한 변화 방향은 미미한 수준이나마 저소득 노인의 노동공급을 늘리는 방향으로 영향을 미쳤을 수 있다.

4) 사적부양 요인

한국 사회에서 가족은 일종의 사회제도로서 노인의 부양을 실질적으로 책임져 왔다(장경섭, 2009). 가족의 노인 부양은 성인 자녀와의 동거를 통한 직접적인 부양과 비동거 자녀로부터의 사적이전을 통한 경제적 지원을 중심으로 이뤄져 왔다(이원진, 2018). 노인이 가족 관계로부터 얻는 효용 수준 역시 배우자 또는 손자녀의 존재와 같은 가구유형과 관련된다. 따라서 여기서는 시간에 따른 노인 가구의 유형 변화와 노인 가구의 사적이전 소득 변화를 살펴보고, 그러한 변화가 노인의 노동참여에 미친 영향을 추론한다.

다음의 <그림 2-10>은 1990-2015년 인구주택총조사 자료를 이용하여, 노인가구의 유형을 노인 독거가구, 노인 부부가구, 기혼자녀와 동거가구, 미혼자녀와 동거가구 및 기타 가구의 다섯 가지 유형으로 구분한 후, 각 유형의 비중 변화를 정리한 것이다. 그림에서 가장 두드러진 변화는 기혼 자녀와 동거하는 노인의 비율이 급격하게 감소하였다는 점이다. 1990년과 1995년에는 절반 이상의 노인이 기혼 자녀와 동거하고 있었지만, 2015년에는 그 비율이 32.0%까지 감소하였다. 반면, 자녀와 동거하지 않는 노인 가구의 비율은 지속적으로 증가 추이를 보이고 있으며, 특히 2015년에는 노인 독거가구와 부부가구를 합한 비율이



자료: 인구주택총조사 2% 마이크로데이터

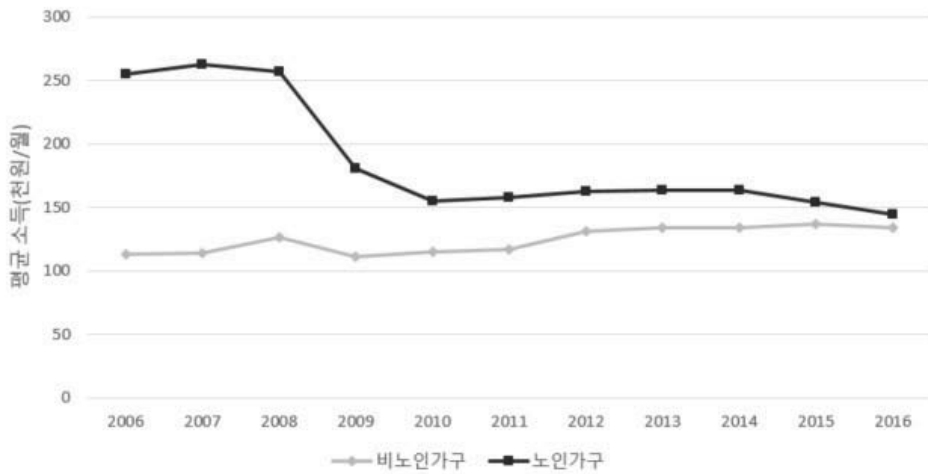
<그림 2-10> 노인가구 유형의 변화 추이

58.1%에 달했다. 미혼 자녀와 동거하는 노인의 비율도 소폭의 증가세를 보였는데, 이는 교육기간이 길어지고 결혼 연령이 늦어지는 현실을 반영한다.

기혼 자녀 동거와 미혼 자녀 동거를 구분한 것은 간접적으로나마 노인이 자녀를 부양하는 경향을 구분하기 위한 시도이다. 기혼 자녀와 동거하는 노인은 가구 내에 노동소득을 공유하는 다른 구성원이 존재할 가능성이 높고, 돌봄을 필요로 하는 손자녀가 존재하는 비율도 높다. 혹은 노인 본인이 건강 문제로 자녀에게 도움을 받을 수도 있다. 이타주의 모형과 교환주의 모형 어느 것에 해당하더라도, 기혼 자녀와 동거하는 노인은 다른 가구유형의 노인에 비해 노동시장에 참여하지 않을 확률이 높아 보인다. 이와 같은 기혼 자녀와 동거하는 노인의 감소는 노동시장에 참여하는 노인의 증가와 관련될 것으로 추정된다. 반대로 자녀와 동거하지 않는 노인의 경우에는 건강에 문제가 없다면, 은퇴를 선택할 이유가 상대적으로 적을 것이다. 노인 독거가구와 부부가구를 포함한 비동거 가구의 증가 역시 노인의 노동참여를 높이는 요인으로 작용할 수 있다.

정리하면, 가구유형의 변화에서 기혼 자녀가 노인을 부양하는 비중이 빠르게 감소하고, 노인단독가구의 비중이 증가하는 방향으로의 변화 추이가 확인되었다. 이는 노인의 취업확률을 낮추는 요인의 감소 및 노인의 취업확률을 높이는 요인의 증가로 해석할 수 있다.

한편, 2006-2016년 가계동향조사를 이용하여 노인 가구와 비노인 가구의 시간에 따른 사적이전소득의 변화를 정리하면 다음의 <그림 2-11>과 같다.¹³⁾ 앞



주: 평균 소득은 가구규모의 제곱근으로 균등화한 소득이며, 소비자물가지수를 이용하여 2015년의 물가수준으로 조정된 금액임. 노인가구는 가구주의 연령이 60세 이상인 가구를 말함.

자료: 가계동향조사 원자료(2006-2016년)

<그림 2-11> 노인 및 비노인가구의 사적이전소득 변화 추이

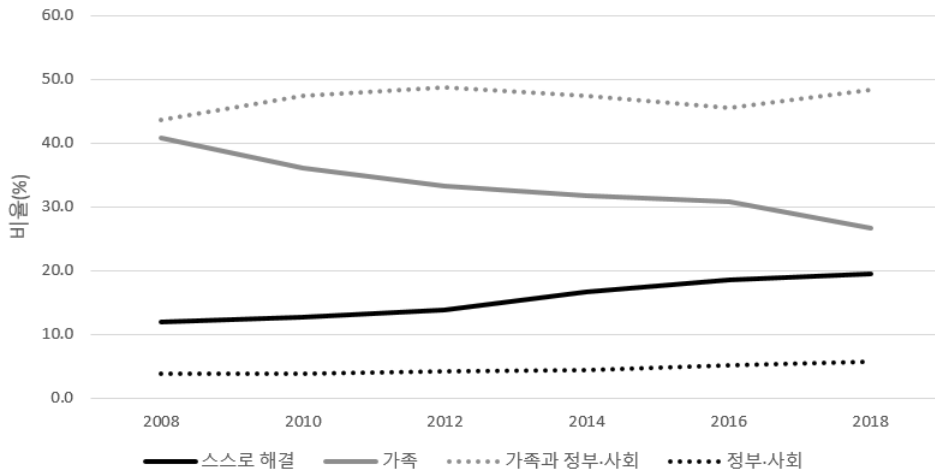
서 가구유형의 변화에서 성인 자녀와 동거하는 노인의 비율이 감소한 것과 비슷하게, 노인 가구의 사적이전소득도 시간에 따라 감소하는 추이를 보이고 있다. 동거 형태의 사적부양 감소가 사적이전의 증가로 이어졌다는 연구도 있지만(이원진, 2018), 여기서는 그러한 추이가 관측되지 않았다. 다만, 기혼 자녀와의 동거 비율이 지속적인 감소 추이를 보인 것과 달리, 사적이전 소득은 2008-2010년 사이에 급격한 감소를 보인 이후로 다소 안정적인 추이를 이어가는 것으로 보인다.

사적이전 소득의 감소는 노인의 비노동소득을 줄인다는 점에서 노인의 노동참여를 높이는 방향으로 영향을 미칠 수 있다. 그러나 노인의 노동참여가 역으로 사적이전 소득에 영향을 미칠 수 있음에 주의해야 한다. 다만, 사적이전 소득이 큰 폭으로 감소한 2008-2010년 시기 동안, 노인의 고용률이 감소하는 추이를 보였다는 점을 고려하면(<그림 2-3> 참고), 해당 시기에 사적이전이 크게 감소한 것에 노인의 노동참여 변화로 인한 영향은 크지 않을 것으로 짐작된다.

5) 기타 요인

마지막으로, 노인의 노동에 대한 사회적 인식의 변화도 노인의 고용률 변화에

13) 가계동향조사의 사적이전소득은 가구 간 이전소득, 할인혜택, 기타 이전소득의 합으로 계산하였다.



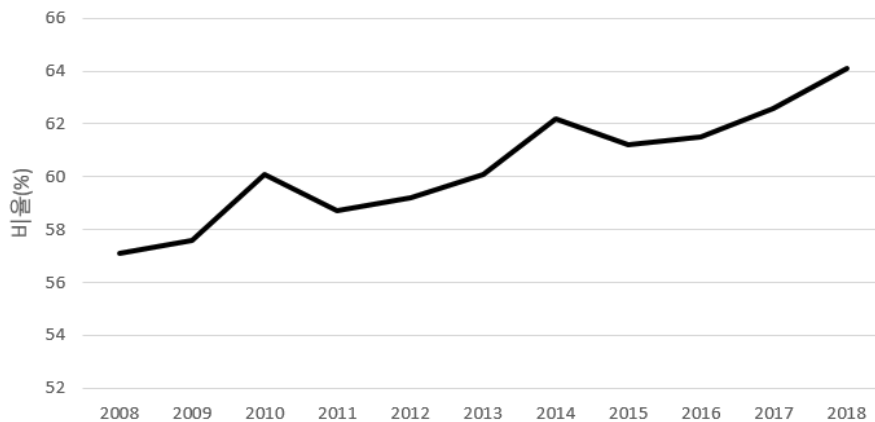
자료: 통계청 사회조사

<그림 2-12> 노부모의 부양 책임에 대한 사회적 인식의 변화 추이

영향을 미칠 수 있다. 그러나 노인의 노동에 대한 사회적 인식의 정도를 정확히 측정하기는 쉽지 않다. 여기서는 노부모의 부양 책임에 대한 사회적 인식의 변화와 취업을 희망하는 고령자의 비율 변화를 통해서, 간접적으로나마 노인 노동에 대한 인식의 변화 방향을 추정해 본다.

위의 <그림 2-12>는 통계청 사회조사를 이용하여, 노부모 부양에 대한 사회적 인식의 변화 추이를 보여준다. 2008년 이후의 모든 시점에서 가족과 정부, 사회가 부모를 공동으로 부양해야 한다는 응답이 가장 많은 비중을 차지했으나, 나머지 응답에서는 노후를 부모 스스로 책임져야 한다는 응답이 지속적으로 증가하는 추이를 보였고, 반대로 가족이 노부모를 부양해야 한다는 응답은 감소하는 추이를 보였다. 이러한 사회적 인식의 변화는 노인에 대한 사적부양의 비중이 감소하는 가운데 공적부양이 충분히 확대되지 못하면서, 부족한 부분을 결국 노인 스스로가 해결해야 하는 상황을 반영한다.

다음의 <그림 2-13>은 경제활동인구조사의 고령층 부가조사를 이용하여, 장래에 취업을 희망한다고 응답한 고령자의 비율 변화 추이를 보여준다. 2008년 57.1% 수준이던 취업 희망 비율은 꾸준한 증가 추이를 보이며, 2018년에는 64.1%까지 상승하였다. 취업을 원하는 가장 큰 이유는 생활비 충당이라는 점에서, 이 변화 추이는 노부모 부양의 사회적 인식 변화와 맥을 같이 한다. 결국, 사회적인 인식과 노인 개인의 인식 모두에서 노인의 노동참여를 높이는 방향으로 변화가 지속되고 있다고 하겠다. 다만, 이러한 요인들은 특정 개인이나 집단에만



자료: 경제활동인구조사 고령층 부가조사

<그림 2-13> 취업을 희망하는 고령자 비율

영향을 미치는 것이 아니고, 변화의 정도를 측정하기 어렵다는 점에서 분석에 포함하기 쉽지 않다는 문제가 있다. 그러나 이러한 요인들의 변화가 노인의 고용률 변화에 영향을 미친다는 점에서, 적절한 변수를 포함하지 못하는 것은 연구의 한계라고 볼 수 있다.

제3절 연구문제

이 연구의 목적은 2000년대 중반 이후 한국 노인의 노동참여 변화에 영향을 미친 요인을 분석하는 것이다. 노인 노동참여의 양적인 규모 변화에 초점을 두고, 노인 집단의 고용률 변화를 결과변수로 삼아 연구문제를 설정한다. 노인의 노동참여에 영향을 미치는 요인에 대한 이론적 검토 결과, 설명변수들은 개인의 노동생산성 수준 및 생애과정의 차이를 반영하는 노동시장 미시적 요인과 경기 변화와 인구구조의 변화 등을 포함하는 노동시장 거시적 요인, 노인의 경제적 부양과 관련된 공적부양 및 사적부양 요인들로 범주화하였다. 이에 기초하여 이 연구의 연구문제를 구체적으로 제시하면 아래와 같다.

연구문제. 2008-2016년 사이 노인의 고용률 변화에 있어서, 영향요인의 시간에 따른 변화가 미친 영향은 어떠한가?

- 연구문제 1. 노동시장 관련 미시적 요인의 변화가 노인의 고용률 변화에 미친 영향은 어떠한가?
- 연구문제 2. 노동시장 관련 거시적 요인의 변화가 노인의 고용률 변화에 미친 영향은 어떠한가?
- 연구문제 3. 공적부양 요인의 변화가 노인의 고용률 변화에 미친 영향은 어떠한가?
- 연구문제 4. 사적부양 요인의 변화가 노인의 고용률 변화에 미친 영향은 어떠한가?

주요 설명변수들의 변화 추이 및 관련 선행연구들을 검토한 결과, 다수의 설명변수에서 최근의 변화가 노인의 고용률 변화에 미친 영향의 방향을 예측하기가 쉽지 않았다. 범주별로 서로 상반되는 영향을 미치는 요인들이 같이 포함되는 경우가 존재하고, 하나의 요인에서도 정(+)적인 영향이 예측되는 변화와 부(-)적인 영향이 예측되는 변화가 같이 나타나는 경우가 있었다. 이에 본 연구에서는 논의를 전개하는 편의상 설명변수를 범주별로 구분하여 연구문제를 제시하되, 개별 연구문제에 대해 구체적인 연구가설을 제시하지 않는다. 이 연구에서는 실증 분석에 기초하여 개별 설명변수의 변화가 노인 고용률 변화에 미친 영향을 확인하는 데에 초점을 둔다는 점을 밝혀둔다.

제3장 연구 방법

제1절 분석 자료

앞서 관련 이론과 선행연구의 검토를 통해서, 연구의 설명변수를 노동시장 관련 미시적, 거시적 요인, 노인의 경제적 부양 관련 공적부양, 사적부양 요인으로 구분하였다. 다양한 설명변수들이 시간에 따른 노인 경제활동의 변화에 영향을 미친 정도를 살펴보기 위해서는, 조사 대상으로 노인 집단을 충분히 포함하면서, 최소 둘 이상의 시점에서 다양한 범주의 관련 정보들을 모두 포함하고 있는 종단 자료가 필요하다. 본 연구에서는 국내에 축적되어 온 다수의 종단적 조사 자료들을 검토한 결과, 고령화연구패널조사(KLoSA: Korean Longitudinal Study of Ageing)를 사용한다. 고령화연구패널조사는 2006년, 제주도를 제외한 전국의 만 45세 이상자(1961년 이전 출생)를 대상으로 하여 임의표집한 약 10,000명의 표본을 대상으로 조사를 시작하였고,¹⁴⁾ 이후 격년을 주기로 기본조사를 진행하여 현재 6차(2016년) 조사까지가 공개되어 있다.¹⁵⁾ 고령화연구패널조사를 분석 자료로 선정한 이유는 다음과 같다.

첫째, 노인 집단에 대한 대표성이 우수한 자료이기 때문이다. 고령화연구패널 조사는 2005년 실시된 인구주택총조사의 조사구에서, 섬 지역과 시설 거주자를 제외한 전국을 모집단으로 하고 있으며, 인구 수가 적은 시·도 단위에서도 신뢰성 있는 통계를 생산할 수 있도록 설계되었다.¹⁶⁾ 따라서 고령화연구패널조사의 표본에는 읍·면 지역 거주자와 농업 종사자들이 모두 포함된다. 노인 집단은 다른 연령 집단에 비해 읍·면 지역에 거주하거나, 농업을 비롯한 1차 산업에 종사하는 비율이 다른 연령집단에 비해 상대적으로 높다는 점을 고려하면, 이러한 모집단의 특성은 매우 중요하다. 예컨대 가계동향조사나 한국노동패널조사와 같은 종단 조사 자료의 경우, 농업 종사 가구 또는 읍·면 지역 거주자를 조사대상 표본에서 제외하고 있고, 반대로 농가경제조사 자료의 경우에는 도시 지역 거주자를 포함하지 않는다. 이러한 자료들에 기초한 분석결과는 특정 지역이나 특

14) 고령화연구패널조사는 2006년 한국노동연구원이 조사를 시작하였지만, 이후 2010년에 한국고용정보원으로 담당 기관이 변경되었다. 이후부터, 조사 자료는 한국고용정보원에서 운영하는 고용조사 홈페이지(<https://survey.keis.or.kr/>)에서 다운로드 할 수 있다.

15) 원표본의 고령화를 보완하기 위해 5차 조사(2014년)에서는 1962-63년생 표본이 신규로 추가되었으나, 추가된 표본은 연령이 낮아 본 연구의 분석대상이 아니다.

16) 고용조사 홈페이지(<https://survey.keis.or.kr/>) 참고.

정 산업에 종사하는 노인 집단을 설명할 수는 있지만, 전체 노인 집단의 특성을 보여주는 것은 어렵다. 이러한 중단 조사들과 비교할 때, 고령화연구패널조사는 조사설계의 측면에서, 노인 집단에 대한 우수한 대표성을 확보하고 있다.

둘째, 이 연구의 분석대상인 60세 이상 연령 집단에 속하는 충분한 사례 수를 제공하는 자료이기 때문이다. 고령화연구패널조사는 2006년 기준 45세 이상 중 고령자 약 10,000명을 대상으로 시작된 대규모 조사이고, 6차 조사까지 약 78%의 비교적 높은 수준의 표본 유지율을 보이고 있다(한국고용정보원, 2018). 2006년 1차 조사에서도 전체 응답자의 절반 이상이 60세 이상에 속했고, 패널 자료의 특성 상 이후 조사에서는 해당 연령집단의 비율이 더 높아졌다. 모든 연령대를 조사 대상으로 하는 중단 자료 중에는 고령화연구패널조사보다 전체 표본의 규모가 더 큰 경우도 있지만, 응답자 중에서 노인에 속하는 사례가 차지하는 비중은 상대적으로 높지 않다. 예컨대 비슷한 시기에 조사를 시작한 한국복지패널조사의 경우, 조사에 응답한 사례 수는 고령화연구패널조사보다 두 배 가량 많지만, 60세 이상 연령집단의 응답자 수는 고령화연구패널조사에 미치지 못한다. 또한, 노인실태조사와 같은 자료는 65세 이상 연령집단만을 조사대상으로 설정하여, 60-64세 연령집단의 정보를 제공하지 않는다는 한계를 지닌다.¹⁷⁾ 반면, 고령화연구패널조사는 차수별로 5,500명 이상의 60세 이상 연령집단을 포함하고 있다는 장점이 있다.

셋째, 고령화연구패널조사는 노인의 노동참여에 영향을 미치는 여러 요인들과 관련된 풍부한 변수들을 포함하고 있다. 이 자료는 응답자 및 응답자가 속한 가구와 관련한 다양한 인구사회적 정보 외에도, 응답자의 자녀 및 자녀가 속한 가구의 특성에 대한 정보, 응답자의 노동생애를 보여주는 직업력 정보, 공적연금과 공공부조를 포함한 다양한 사회보장급여의 수급여부 정보들을 제공한다는 점에서 노인의 고용률 변화에 영향을 미치는 여러 요인들의 변화를 살펴보는 본 연구에 적합한 특성을 지닌다. 반면 일부 선행연구에서 활용된 인구주택총조사나 경제활동인구조사의 경우, 고령화연구패널조사보다 훨씬 장기간에 걸쳐서 노인 고용률의 변화 추이를 확인할 수 있다는 장점이 있지만, 자료가 포함하고 있는 변수가 제한적이어서, 사회보장제도나 가족 관련 요인의 변화가 미친 영향을 확인하기 어렵다는 한계가 있다.

이처럼 고령화연구패널조사는 다른 중단 조사에 비해서 본 연구에 적합한 여

17) 그밖에도 반복횡단조사로 설계된 노인실태조사는 매 조사때마다 주요 변수의 측정기준이 변경된 경우가 많아, 중단적 변화 추이에 주목하는 본 연구에는 적합하지 않은 것으로 판단된다.

러 특성들을 지니고 있지만, 일부 아쉬운 점도 존재한다. 먼저, 조사가 시작된 시점이 2006년이라 그 이전의 시기에 대해서는 관련 정보들을 확인할 수 없다는 한계가 있다. 예를 들어, 노인에 대한 공적부양 확대가 노인의 노동참여에 미친 영향을 확인하기 위해서는 노후소득보장제도가 급격히 확대되기 이전 시점과 확대된 이후 시점 간의 비교가 필요하다. 앞서 살펴보았듯이, 국민연금의 수급률은 1999년 이후 급격히 확대되기 시작하였으며, 기초노령연금은 2008년, 기초연금은 2014년에 도입되었다. 따라서 노인 대상 공적부양제도 확대의 영향을 확인하기 위한 최적의 비교 시점은 1990년대 후반과 2010년대 중반 이후까지의 시점별 비교일 것이다. 그러나 1990년대에는 다양한 영향요인의 정보를 포함하면서 노인 집단을 대표할 수 있는 자료가 생산되지 못하였다는 점을 고려해야 한다.¹⁸⁾ 다양한 영향요인의 정보를 살펴보기 위해서는 분석대상의 시점을 최근으로 조정할 수밖에 없으며, 고령화연구패널조사를 사용하는 본 연구에서는 2008년과 2016년 사이의 변화를 분석한다.¹⁹⁾ 노인 대상 소득보장제도들의 도입 초기 효과를 살펴보기는 어렵지만, 2000년대 중반 이후에 국민연금에서 완전노령연금의 수급이 시작되었고, 기초노령연금이 새로 도입되는 등 이 시기에 공적부양의 큰 변화들이 있었다. 따라서 본 연구의 분석결과는 이러한 공적부양 요인의 변화들과 노인 고용률 변화의 관계에 대하여 중요한 정책적 시사점을 제시할 수 있을 것이다.

이 연구는 패널조사를 활용하여 두 시점 간 비교를 시도한다. 동일한 대상을 여러 시점에 걸쳐 추적 조사하는 패널조사는, 매 조사 때마다 표본을 다시 구성하는 반복횡단조사(repeated cross-sectional data)에 비해서 설문문항의 일관성이 높고, 추적 조사의 특성을 활용하는 엄밀한 분석방법을 적용할 수 있다는 장점이 있다. 그러나 패널조사의 특성으로 인해 다음과 같은 한계도 지닌다. 첫째, 조사가 거듭될수록, 응답자의 사망이나 조사 거부, 추적 실패 등의 사유로 인하여 조사에 응하지 않는 대상자의 수가 늘어나는 이른바 패널탈락(panel attrition)이 나타나고, 이로 인해 표본의 대표성이 감소하는 문제가 발생한다. 따라서 조사 대상의 대표성 측면에서는 반복횡단조사가 패널조사에 비해 유리한

18) 예컨대 1994년과 1998년에 노인 대상 조사를 실시한 노인실태조사는 설문에 포함된 변수의 범위가 제한적이고, 소득 자원을 구간으로 측정하거나 사회보장 급여의 측정 시에 여러 제도들을 묶어서 질문하는 등의 한계가 있었다. 1990년대 후반에 시작된 한국노동패널 조사는 조사설계 상 노인 집단에 대해서는 표본의 대표성이 부족하다는 한계가 있다.

19) 시점 간 결과변수 변화의 영향요인을 분석하는 경우 일반적으로 10년 이상의 시간 차이를 두는 것이 권장된다는 점을 고려하면(Bourguignon, Ferreira, and Lustig, 2005), 8년의 시간 차이는 사회구조적인 변화의 영향을 살펴보기에 다소 짧은 한계가 있다.

점이 있다. 그러나 다양한 범주의 변수들을 일관되게 측정된 반복횡단조사가 없다는 점을 고려하면, 대표성의 손실로 인한 영향을 고려하면서 패널자료를 사용하는 것이 현실적인 대안이 될 수 있다. 이에 본 연구에서는 노인의 취업과 관련한 다양한 영향요인 정보를 포함하고 있는 고령화연구패널조사 자료를 사용하되, 주요 변수들의 변화 추이에 대하여 인구주택총조사, 경제활동인구조사 등 대표성이 우수한 반복횡단자료의 결과와 고령화연구패널조사의 결과를 비교하는 방법을 통해 패널탈락으로 인한 영향의 정도를 확인한다.²⁰⁾ 둘째, 동일한 조사 대상을 반복적으로 추적 조사하는 패널조사의 특성으로 인해, 두 시점 간 표본의 상당 수가 중복된다는 점에 유의해야 한다. 특히 이 연구에서 처럼 생애과정에서 결정되는 설명변수들을 포함하는 경우, 두 시점 모두에 응답한 사례에서는 성, 교육수준 및 주요 생애과정 요인들의 변수 값이 거의 변화하지 않는다. 분석자료의 이러한 특성은 해당 설명변수들의 시점 간 변화 정도를 과소 추정하는 방향으로 영향을 미칠 수 있고, 결과적으로 특성 변화의 효과가 과소 추정될 우려가 있다. 이에 본 연구에서는 두 시점에 모두 응답하지 않은 연령집단만을 대상으로 한 추가 분석을 실시하여, 표본 중복으로 인한 영향의 정도를 확인한다.

덧붙여서, 고령화연구패널조사를 사용하는 종단 연구의 경우, 1차 조사 자료의 이질적인 특성에 유의해야 한다. 고령화연구패널의 1차 조사는 패널조사의 표본 구축을 위한 예비조사의 성격을 겸하여 진행되었고(한국노동연구원, 2009), 이후의 조사에서는 몇몇 변수들의 측정 방식이 조정되었다. 예컨대 작년 한 해 동안 자녀로부터 받은 사적이전 소득의 측정 시에, 1차 조사에서는 현재 비동거 상태인 자녀로부터의 이전만으로 측정하였지만, 2-6차 조사에서는 현재의 동거여부와 관계 없이 작년 한 해 동안 비동거 상태에서 자녀가 응답자에게 이전한 금액을 모두 포함하였다(한국고용정보원, 2018).²¹⁾²²⁾ 이에 본 연구에서는 2006년의 1차 조사가 아닌, 2008년의 2차 조사와 가장 최근에 조사된 2016년의 6차 조사를 비교한다. 설문문항의 문제 외에도 2008년은 기초노령연금이 도입된 시기로서, 본 연구의 분석방법인 재가중 분해방법의 초기 시점으로 적절한 특성을 지닌다는 장점도 있다. 분석방법 상, 두 시점 모두에서 공통으로 관찰되는 특

20) 다행히, 이 연구에서 분석에 활용하는 2차(2008년) 조사를 기준으로 하여, 6차 조사의 원표본 유지율을 계산하면 90.1%로 매우 높은 유지율을 보였다.

21) 사적이전 외에도 자산이나 손자녀 돌봄 등의 변수도 측정 방법이 조정되었다.

22) 이와 같은 설문문항 변경의 문제는 고령화연구패널만의 문제는 아니다. 예컨대 비슷한 시기에 중고령자를 대상으로 조사를 시작한 국민노후보장패널조사의 경우에는 1차(2005년) 조사부터 3차(2009년) 조사까지 응답자의 취업여부를 측정하는 기준이 변경되었고, 경제활동 관련 변수들의 상당 수가 3차 조사 이후부터 안정적으로 측정되고 있다.

성에 한하여 설명변수로 분석에 포함할 수 있기 때문이다(Fortin et al, 2011).²³⁾ 1차 조사에 기초노령연금의 전신인 경로연금의 수급여부 정보가 있다면 대안이 될 수 있지만, 그마저도 고령화연구패널조사에서는 '기타 사회보장급여'의 범주로 다른 제도의 수급여부와 묶여서 측정되어 활용에 제한이 있다.

한편, 응답자 개인의 노동생애와 관련된 요인들은 2년마다 시행되는 기본조사가 아닌, 2007년에 별도로 실시된 직업력 조사 자료를 사용한다. 직업력 조사는 응답자가 노동생애 과정에서 경험한 일자리들의 특징을 보여주는 자료와 응답자의 각 연령별 노동시장 참여여부를 정리한 자료로 구분되며, 이를 취합하면 응답자의 전 생애에 걸친 경제활동 정보를 추정할 수 있다(한국노동연구원, 2008). 본 연구에서는 직업력 자료를 통해서 분석대상 노인들이 노동연령대 시기에 경험한 경제활동과 관련한 변수들을 측정한 후, 이를 2차와 6차의 기본조사 자료에 병합하여 사용한다.

따라서 본 연구의 분석대상은 고령화연구패널조사의 2차 또는 6차에 응답하였고, 동시에 2007년의 직업력 조사에 응답한 개인이다. 분석대상의 연령은 60세 이상 85세 미만으로 제한하는데, 이는 노인에 대한 공적부양 확대의 핵심인 국민연금제도 변화의 영향을 효과적으로 확인하기 위한 선택이다. 국민연금급여 가운데 가장 큰 비중을 차지하는 노령연금의 수급개시 연령은 2012년까지 60세를 유지하다가 이후 4년마다 1년씩 상향 조정되고 있다. 이 연구의 분석대상 기간인 2008년과 2016년에는 각각 60세, 61세가 노령연금의 수급 연령이었다. 따라서 국민연금의 수급자 수 확대 및 급여수준 향상의 영향을 확인하기 위해서는 60세 이상 연령집단을 분석대상으로 삼는 것이 적절하다.²⁴⁾ 연령 상한선은 국민연금의 최초 수급이 1993년의 특례노령연금 수급으로 시작되었다는 점을 고려하였다. 1993년에 60세로 특례노령연금을 수급한 경우 2016년에는 83세가 되며, 고령화연구패널조사의 측정 방식을 고려하여 상한선을 84세로 정하였다.²⁵⁾

23) 이를 common support 조건이라 한다. 1차 조사가 진행된 2006년에는 기초노령연금의 수급자가 존재하지 않는다. 본 연구에서 적용하는 계가중 분석방법은 한 시점에서 관찰된 특성의 분포에 계가중치를 부여하여, 다른 시점에서 관찰된 특성 분포와 동일하도록 조정하는 방식을 취한다. 특정 시점에 해당 변수가 아예 존재하지 않는 경우에는 적용하기가 어렵다.

24) 물론, 10년 이상 국민연금 보험료를 납입한 가입자는 조기노령연금을 신청하여 55-59세에도 국민연금을 수급할 수 있다. 그러나 조기노령연금 수급자의 대부분은 경제적인 필요에 의해 조기노령연금을 신청하는 것으로 알려져 있고(김원섭 외, 2009), 그 경우에는 공적연금의 수급이 노동참여에 영향을 미쳤다고 보다는, 오히려 누적된 경제활동의 영향으로 조기노령연금을 신청했다고 보는 것이 적절해 보인다. 그에 대한 분석은 이 연구의 범위를 벗어나는 것으로, 여기서는 조기노령연금의 수급이 60세 미만 연령집단의 노동참여에 미친 영향은 다루지 않는다.

25) 고령화연구패널에서는 응답자의 연령을 주민등록에 기초하지 않기 때문에, 공적부양제도

실제로 고령화연구패널조사의 2차 및 6차 자료로 확인한 국민연금 수급자의 연령 분포를 보면, 수급자의 대부분이 60-84세 연령 집단에 속해 있음을 확인할 수 있다(<표 3-1> 참고).²⁶⁾ 또한, 본 연구의 종속변수가 노인의 노동여부라는 점에서도, 상대적으로 노동시장 참여율이 낮고, 다른 연령 집단에 비해 노동시장에 참여하는 이유가 차이를 보이는 85세 이상 초고령 노인을 분석에서 제외하는 것이 적절하다고 판단하였다.

<표 3-1> 국민연금 수급자의 연령 분포

(단위: %)

	2008년		2016년	
	개인	부부	개인	부부
60세 미만	8.9	17.9	3.1	4.9
60-64세	30.8	30.3	13.7	20.4
65-69세	33.4	28.8	29.6	28.9
70-74세	15.4	15.7	25.1	21.9
75-79세	4.5	5.3	17.3	14.6
80-84세	1.6	1.4	7.8	6.6
85세 이상	0.8	0.6	3.4	2.6

주: 부부단위 수급률은 부부 중 한 명 이상이 국민연금을 수급하고 있는지 여부를 기준으로 측정.
 자료: 고령화연구패널조사 2차, 6차 자료

그러나 2008년과 2016년의 각 시점에서 60-84세 연령에 해당하는 모든 응답자가 분석에 포함되는 것은 아니다. 먼저, 분석에 사용되는 주요 변수에 결측이 존재하는 사례들이 있음에 유의해야 한다. 응답자 개인과 가구의 경제적 여건을 보여주는 소득 및 재산 관련 변수에서 결측을 보인 경우가 확인되었고, 해당 사례들을 분석에서 제외하였다. 더 중요하게는, 2차 및 6차의 기본조사 응답자 중 2007년의 직업력 조사에 응답하지 않은 사례들이 상당 수 존재한다는 점을 고려해야 한다. 직업력 조사에 응하지 않았다면 개인의 노동생애와 관련된 정보를 확인하기 어렵기 때문에 분석에 포함하지 못한다. 해당 사례들을 제외하고, 최종 분석대상에 포함된 사례 수는 2008년 4,735명, 2016년 4,898명이다.

여기서 문제는, 일부 사례를 제외한 분석대상 표본이 시점별 기본조사의 표본

의 연령 기준과 관측된 수급자의 연령이 상이할 수 있다.

26) 60세 미만 연령 집단의 개인 단위 수급률에는 조기노령연금을 신청한 경우, 유족연금 등을 수급하는 경우, 수급자 연령 측정의 오차로 인한 경우가 모두 포함될 수 있다. 60세 미만에서 부부 단위 수급률이 높은 것은 노령연금을 수급하는 배우자를 둔 경우가 많기 때문이다. 2016년의 85세 이상 수급자, 2008년의 80세 이상 수급자가 존재하는 것은, 연령 측정의 오차로 인한 경우와 유족연금을 수급하는 경우가 포함되었기 때문으로 추정된다.

과 동일한 수준의 대표성을 유지하는지 여부이다. 기본조사 표본과 최종 분석대상 표본 간 60-84세 연령 집단의 사례 수를 비교한 <표 3-2>를 보면, 두 시점 모두 기본조사 표본과 비교하여 95% 이상의 응답자를 포함하고 있다. 그러나 분석에서 제외된 사례들이 분석대상에 남아 있는 사례들과 체계적으로 다른 특성을 보이는 경우에는, 분석대상 표본의 대표성이 기본조사 표본에 비해 감소할 수 있다. 예컨대 경제적으로 취약한 응답자일수록 소득이나 재산 관련 문항에 응답을 피하는 경향을 보인다면, 분석대상에 남은 사례는 기존 표본에 비해 경제수준에서 더 여유로운 특성을 보일 수 있으며, 이러한 표본 특성의 차이는 분석결과에도 영향을 미치게 된다. 더욱이 본 연구의 분석자료에서는 두 시점에서 조사대상이 탈락하게 된 사유에 차이가 있었다. 2차 조사에서는 결측으로 인한 탈락과 직업력 조사 미응답으로 인한 탈락의 비율이 동일한 반면, 6차 조사에서는 대부분의 탈락 사례들이 직업력 조사 미응답으로 인한 결과였다. 이처럼 두 시점 사이에 사례 수가 줄어든 원인이 상이한 경우에는, 분석대상의 조정으로 인한 편위의 정도가 시기에 따라 다를 수 있다는 점에서 더 우려가 된다. 실제로 기본조사 표본과 분석대상 표본을 대상으로 주요 특성 차이를 비교하면, 2008년의 경우 성, 연령, 교육수준, 배우자 여부, 거주지역 등 다수의 특성에서 유의한 차이가 나타난 반면, 2016년에는 배우자 여부와 거주지역에서만 유의한 차이가 확인되었다(<부표 1> 참고).

<표 3-2> 시점별 기본조사 표본과 분석대상 표본의 사례 수 비교

(단위: 명, %)

	2008년	2016년
60-84세 기본조사 표본	4935 (100.0)	5147 (100.0)
주요 변수 결측	100 (2.0)	31 (0.6)
직업력 조사 미응답	100 (2.0)	218 (4.2)
최종 분석대상	4735 (96.0)	4898 (95.2)

주: 괄호는 원표본 대비 해당 사례 수의 비율

본 연구에서는 분석대상 선정 과정에서의 표본 대표성 손실 문제에 대처하기 위해, Seaman and White (2013)와 이원진 (2018)을 참고하여, IPW (inverse probability weighting)의 방법을 적용한다. 이 방법은 원표본에 속한 개별 사례들이 최종 분석대상에 포함될 확률을 추정한 후,²⁷⁾ 시점별 기본조사에서 부여한

27) 분석대상에 포함될 확률은 프로빗 모형으로 추정하였다. 원표본의 모든 사례를 포함하였고, 결과변수는 최종 분석대상 여부의 이분변수이며, 설명변수로는 <부표 1>의 특성 더미들을 포함하였다.

기존 가중치에 앞서 추정된 확률의 역수를 곱하여 새로운 가중치를 부여하는 방법이다. 분석대상에 새 가중치를 적용하면, 표본의 특성이 기본조사와 동일하게 조정된다. 실제로 최종 분석대상에 IPW로 조정된 가중치를 부여하여 기본조사 표본과 분석대상 표본의 특성 차이를 다시 비교한 결과, 모든 특성들에서 유의한 차이가 사라졌다(<부표 1> 참고). 이에 본 연구에서 실시하는 모든 분석에서는 고령화연구패널에서 제공하는 차수별 횡단 가중치를 IPW 방법으로 조정된 가중치를 적용한다.²⁸⁾

제2절 변수의 측정

1. 결과변수

본 연구의 결과변수는 응답자 개인의 취업여부이며, 응답자가 조사 시점에 수입을 목적으로 일을 하고 있으면 1, 일을 하고 있지 않으면 0으로 측정한다. 구체적으로 보면, 고령화연구패널조사의 고용상태 측정은 조사 시점을 기준으로 ① 타인 또는 회사에 고용되어 임금을 받고 일하는 경우, ② 자기 사업을 하는 경우, ③ 가족이나 친척의 일을 돈을 받지 않고 돕고 있는 경우를 취업을 한 것으로 본다. 단, 가족이나 친척의 일을 돕는 경우라도 노동시간이 일주일에 18시간 미만인 경우에는 취업자의 범주에서 제외된다. 정리하면, 본 연구에서 사용하는 취업자의 범주에는 상용직과 임시·일용직을 포함한 임금노동자, 고용주 및 자영업자, 일부 무급가족종사자가 포함되며, 응답자가 취업 중인 일자리의 질적인 차이는 고려하지 않는다.

이러한 취업자 기준은 정부의 공식적인 고용률 및 실업률 집계에 사용되는 경제활동인구조사의 취업자 기준과 유사하지만, 약간의 차이도 존재한다. 경제활동인구조사의 취업자 기준은 응답자가 ① 조사대상 주간 중 수입을 목적으로 1시간 이상 일을 하는 경우, ② 응답자가 속한 가구에서 경영하는 농장이나 사업체의 수익을 위해 주당 18시간 이상 일을 하는 경우, ③ 직장 또는 사업체를 가지고 있으나 일시적인 병이나 휴가 등의 이유로 일을 하지 못한 경우를 모두 포함

28) 최종 분석에서는 두 시점 별 사례 수가 조정된 가중치를 부여한 후에도 동일하게 유지되도록 표준화한 값을 사용한다. 구체적으로, 각 시점별로 조정된 가중치를 평균으로 나눈 후, 시점별 사례 수를 곱하는 방식으로 표준화한다. 이를 통해서 각 사례 간 비중의 차이는 그대로 유지하면서, 가중치 적용 후 사례 수 차이의 변화로 인한 영향을 제거할 수 있다.

한다.²⁹⁾ 이를 고령화연구패널조사의 취업자 기준과 비교하면, 임금노동자나 고용주, 자영업자의 경우에는 시점이 현재가 아니라 지난 한 주 동안을 기준으로 한다는 점에서 약간의 차이가 있고, 무급가족종사자의 경우에는 응답자가 속한 가구에서 경영하는 사업체로 범위를 제한하고 있다는 점이 다르다. 이와 같은 취업자 기준의 차이는 고령화연구패널조사에서의 고용률이 경제활동인구조사에 기초하여 발표되는 공식 고용률과 차이를 보이게 되는 원인일 수 있다. 특히 무급가족종사자의 경우 고령화연구패널조사에서 인정하는 범주가 경제활동인구조사보다 넓기 때문에, 그에 해당되는 일자리의 규모가 늘어난다면 고용률이 과다 측정되는 방향으로 영향을 미칠 수 있으며, 시기별 노동시장의 구조에 따라 그러한 영향의 정도가 달라질 수 있다.

2. 설명변수

이 연구의 설명변수는 노동시장의 미시적 요인과 거시적 요인, 노인의 경제적 부양과 관련된 공적부양 및 사적부양 요인의 네 가지 범주로 구분한다. 여기서는 각 범주별로 어떤 변수들이 포함되는지, 각 변수들을 어떻게 측정하는지를 살펴본다.

1) 노동시장 관련 미시적 요인

노인의 노동참여에 영향을 미치는 미시적 요인은 응답자의 생산성에 영향을 미치는 조사 시점의 개인 특성 변수들과, 과거의 생애과정 차이를 반영하는 변수들로 구성한다. 개인 특성으로는 성, 연령, 교육수준, 건강, 배우자 지위, 재산 등을 포함하고, 생애과정 변수로는 주로 경험한 종사상 지위, 산업 및 경력기간의 변수를 포함한다.

성 변수는 남성을 0, 여성을 1로 측정하며, 연령 변수는 조사시점 기준의 만 나이로 측정하되, 필요에 따라 5세 단위로 연령집단을 범주화한 더미변수도 활용한다. 교육수준은 초등학교 졸업 이하, 중학교 졸업, 고등학교 졸업, 대학 이상의 4개 집단으로 구분하고, 비중이 가장 많은 초등학교 졸업 이하를 기준집단으로 사용한다.

건강 변수는 일상생활에서 도움이 필요한 정도를 측정하는 ADL, IADL의 지

29) 나라통계 홈페이지(<https://meta.narastat.kr>)의 경제활동인구조사 설명 참고.

표 중에서 IADL 지표를 사용한다. ADL 지표가 독립적인 일상생활의 수행능력이 초점을 두는 데 반해, 여러 수단을 사용하는 일상생활 능력을 의미하는 IADL의 지표가 개인의 노동능력과 더 밀접하게 관련이 있다고 판단되기 때문이다. 구체적으로는 몸단장, 청소나 정리정돈, 식사준비, 빨래, 가까운 거리의 외출, 교통수단 이용, 쇼핑, 금전관리, 전화 통화, 약 챙겨먹기의 10가지 항목 중 하나 이상에서 다른 사람의 도움이 필요한 경우를 1, 그렇지 않은 경우를 0으로 측정한다. IADL 지표에 추가로 응답자 스스로가 판단한 주관적 건강 지표도 포함한다. 주관적 건강은 1-5점의 범위를 가지는 5점 척도 중에서 보통 이상의 건강한 편에 속하면 1, 그렇지 않으면 0으로 측정한다. 일부 선행연구에서는 주관적 건강 변수가 응답자의 노동상태에 따라 영향을 받을 수 있다고 우려한 바 있지만, 본 연구에서는 건강의 다차원성을 고려할 때 객관적인 건강 지표와 주관적 건강 지표를 모두 포함하는 것이 적절하다는 Kalwij and Vermulen(2008)의 주장을 참고하여 두 지표를 같이 사용한다.

배우자 지위 변수는 응답자의 결혼지위와 배우자의 노동지위 변수를 결합하여 측정한다. 배우자가 없는 경우를 기준집단으로 하여, 비취업 배우자가 있는 경우와 취업 배우자가 있는 경우를 각각 더미변수로 포함한다. 재산 변수는 재산이 개인의 명의로 되어 있더라도 부부가 공동으로 보유한 것으로 간주하여 측정한다(Kim and Cook, 2011; 이원진, 2018). 구체적으로 무배우 노인의 경우에는 개인이 보유한 재산 수준을 그대로 사용하고, 배우자가 있는 노인의 경우에는 부부 각자가 보유한 재산을 합산한 후 반으로 나눈 값을 사용한다. 연속변수의 형태로 측정되는 소득이나 재산 등의 금액 관련 설명변수들은 통계청의 소비자 물가지수를 이용하여 2016년의 물가수준으로 조정한다.

응답자가 젊은 시절 경험한 일자리의 차이를 반영하기 위한 노동생애 관련 미시적 요인은, 응답자가 경험한 주된 종사상 지위, 응답자가 경험한 주된 산업 및 경력 기간의 세 변수로 구성한다. 노동생애 관련 요인의 변수 측정은 2007년에 실시된 고령화연구패널의 직업력 조사 자료를 사용한다.

이 연구에서는 응답자의 직업력 자료에서 개인별 30세부터 50세까지의 정보를 종합하여 관련 변수를 측정하는데, 다음의 세 가지 이유 때문이다. 첫째, 연령 범위를 설정하고 해당 기간의 정보를 종합하여 측정하는 방식은 개인이 경험한 노동경험의 차이를 잘 반영한다. 이 방법은 특정 시점의 정보만 사용하는 것으로 인한 측정오차를 줄일 수 있다. 둘째, 연령범위로 설정한 30-50세는 생애과정에서 노동참여의 핵심연령층으로 알려져 있다(정성미, 2015). 이러한 설정은 10대

혹은 20대의 초창기 노동경력이 핵심연령대의 노동경력과 동일한 비중으로 인정되는 오류를 피할 수 있게 해준다. 셋째, 변수 측정의 일관성을 유지하기 위한 결정이다. 본 연구의 분석대상은 60-84세에 속하는 연령집단이며, 2016년에 60세인 응답자는 직업력이 조사된 2007년 당시 51세였기 때문에, 직업력 자료만으로 30-50세 동안의 노동경력 정보를 확인할 수 있다. 하지만 연령범위를 50세 이상으로 확대하게 되면, 2016년 60세인 응답자의 51세 이후 노동경력은 고령화연구패널조사의 기본조사 정보를 이용해야 한다. 기본조사에도 노동경험에 대한 정보가 포함되어 있기는 하지만, 설문문항이나 측정방식의 차이로 인한 영향을 피하기 어렵다는 문제가 있다.³⁰⁾ 이에 본 연구에서는 30-50세의 연령범위 내에서 응답자의 노동경험에 대한 정보들에 기초하여 노동생애 요인 변수들을 측정한다.³¹⁾

첫 번째로 고려하는 노동생애 관련 변수는 응답자가 주로 경험한 주된 종사상 지위이다. 고령화연구패널 직업력 조사의 종사상 지위는 ① 월급을 받는 상시 임금노동자, ② 일당을 받는 일용 임금노동자, ③ 점포가 있는 자영업자, ④ 점포가 없는 자영업자, ⑤ 농, 축, 임, 어업 종사자, ⑥ 무급가족종사자, ⑦ 동시에 다양한 일을 하는 경우, ⑧ 기타(구직, 가사, 요양, 교육, 군대, 기타)로 구분된다.³²⁾ 여기서는 중고령자 노동시장을 분석한 선행연구를 참고하여, 상시 임금노동자 집단과 자영업 및 농업 집단, 일용 임금노동자와 무급가족종사자, 비노동 활동을 포함한 기타 집단으로 구분한다. 응답자가 경험한 일자리를 세 가지 유형으로 구분한 후, 30-50세 기간 동안 각 유형별로 얼마나 경험을 하였는지를 계산하였다. 한 가지 유형에서 10년 이상의 경력을 쌓은 경우, 해당 종사상 지위를 주된 종사상 지위로 보았고, 둘 이상의 종사상 지위에서 10년 이상을 보낸 경우에는 순서대로 상시 임금노동자, 자영업자의 범주로 구분하였다.³³⁾ 가장 긴 시간을 경험한 범주로 정의하지 않은 것은 다음의 두 가지를 고려한 선택이었다. 첫째, 노동생애의 종사상 지위를 구분하는 것은 국민연금제도의 수급대상 확대에 인한

30) 실제로 2006년 1차 기본조사의 노동참여와 2007년 직업력 조사의 노동참여 사이에도 정보가 일치하지 않는 사례들이 존재한다(한국노동연구원, 2008).

31) 30세 이전에 시작된 경력은 30세 이후 시점부터만 계산하고, 50세 이후에 종료된 경력은 50세 시점까지만 포함한다.

32) 상시임금노동자는 상용임금노동자와 차이가 있다는 점에 유의해야 한다. 다른 자료와 달리, 고령화연구패널에서는 상용임금노동자와 임시임금근로자를 구분하지 않는다는 점에서 차이가 있다.

33) 예컨대, 상시 임금근로와 자영업 모두에서 10년 이상을 경험했다면, 상시 임금근로로 구분하고, 자영업과 기타 활동에서 10년 이상을 경험했다면, 자영업을 주된 종사상 지위로 보았다.

영향을 보다 엄밀히 확인하기 위한 목적이 있다. 상시 임금노동 일자리를 경험한 응답자는 다른 종사상 지위에 비해 국민연금에 가입했을 확률이 높고, 10년 이상의 경력이 있다면 최소 감액노령연금의 대상이 될 수 있다. 이에 상시 임금노동을 10년 이상 경험했는지 여부를 구분하는 것이 의미가 있다고 판단했다. 둘째, 직업력 조사의 종사상 지위 구분은 비노동 활동 기간을 포함하고 있다. 이 경우, 최대 기간 범주를 기준으로 종사상 지위를 측정하면, 기타 활동의 범주에 속하는 사례가 지나치게 많아지는 문제가 발생한다. 본 연구에서는 10년 정도의 취업을 경험한 응답자는 비노동 활동보다는 취업 경험을 중심으로 한 정체성을 가지고 있을 것이라는 가정 하에, 범주별 우선순위를 고려하여 집단을 구분한다.

두 번째 생애과정 관련 요인은 응답자가 주로 경험한 산업 더미변수이다. 직업력 조사에서는 산업대분류를 기준으로 응답자가 경험한 일자리가 속한 산업을 구분하고 있다. 이 연구에서는 농업 중심의 1차 산업, 제조업 중심의 2차 산업, 서비스업 중심의 3차 산업으로 구분하여 더미변수를 구성한다.³⁴⁾ 종사상 지위 변수와 마찬가지로 각 산업별로 응답자가 30-50세에 경험한 기간을 계산하되, 산업 더미에서는 별도의 우선 순위를 부여하지 않고, 가장 많은 기간을 경험한 산업으로 측정한다.

노동생애 관련 요인의 마지막 변수는 개인의 경력 기간 변수이다. 직업력 조사에서는 응답자의 각 연령별 취업여부 정보를 제공한다. 이 연구의 경력 변수는 각 연령별로 산업이나 직종에 관계없이 취업 경험이 있으면 1, 없으면 0을 부여한 후, 30-50세의 21년 기간 동안의 취업 경험 여부를 합산하여 측정한다. 이렇게 측정한 변수는 각 응답자가 해당 연령대에서 경험한 총 경력 기간으로 해석할 수 있다.

2) 노동시장 관련 거시적 요인

노동시장의 구조적 특성을 보여주는 거시적 요인은, 응답자가 거주하고 있는 지역의 노인인구 비율, 농업인구 비율, 노동연령대 집단의 고용률 세 가지 변수를 포함한다. 고령화연구패널조사에서 제공하는 응답자의 세부 거주지역 정보를 이용하여 전체 분석대상을 23개의 지역으로 구분하고, 각 지역별로 세 가지 변수와 관련된 통계자료를 결합하여 변수값을 생성한다. 노인의 거주지역은 1차로 광역시·도로 구분하고, 도 지역의 경우에는 추가로 도시 지역(동 지역)과 농촌

34) 구체적으로 보면, 1차 산업에는 농업, 임업, 어업이 포함되고, 2차 산업에는 광업, 제조업, 전기, 가스, 수도 및 건설업이 포함된다. 나머지 산업군 및 기타 지위는 3차 산업으로 분류한다.

지역(읍·면 지역)을 구분하는 방식을 취한다. 이러한 구분은 농촌 지역과 대도시 및 중소도시의 집단 간 차이를 고려하면서, 각 집단 내에서의 질적인 차이도 분석에 반영할 수 있다는 장점이 있다.³⁵⁾

노인인구 비율 변수는 노인이 거주하는 지역의 전체 인구 수에서 65세 이상 연령집단이 차지하는 비율로 측정하며, 2005-2015년의 인구주택총조사를 이용한다. 2008년의 변수는 2005년과 2010년의 중간값으로 측정하고, 2016년의 변수는 2015년의 지역별 노인인구 비율로 측정한다. 지역별 농림어업 종사자 비율은 노인의 취업에 비교적 우호적인 일자리의 비중 변화를 반영하기 위한 변수이며, 2008년과 2016년의 지역별 고용조사를 이용하여 측정한다. 거시적 요인의 마지막 변수인 거주지역의 노동연령대 고용률은 각 시점의 경제활동인구조사 결과를 참고하여 측정한다.³⁶⁾

3) 공적부양 요인

공적부양 요인에는 노인을 대상으로 하는 주요 소득보장제도들을 포함한다. 구체적으로는 국민연금제도를 비롯한 공적연금 소득, 노인 대상 공공부조제도인 기초연금 소득, 국민기초생활보장제도를 포함한 기타 사회보장급여 소득으로 구분한다.

먼저, 공적연금 소득은 작년 한 해 동안의 국민연금(노령연금) 월평균 수급액과 특수지역연금의 월평균 수급액을 합하여 측정한다. 개인별 공적연금 소득 변수를 구성한 후 부부 단위로 변환한다. 배우자가 없는 노인의 경우에는 조정된 공적연금 소득 변수를 그대로 사용하며, 배우자가 있는 노인의 경우에는 부부의 개인별 공적연금 소득을 합산한 후, 반으로 나눈 값을 부여한다. 대부분의 공적연금 수급자가 낮은 수준의 연금을 받고 있지만, 특수지역연금 수급자를 비롯한 일부 고액 연금 수급자도 존재한다는 점을 고려하여, 자연로그를 한 값을 사용한다.

다음으로, 기초(노령)연금 소득은 연속변수의 형태로 측정하는 공적연금 소득과 달리, 부부 단위의 기초연금 수급여부를 의미하는 더미변수 형태로 측정한다. 공적연금의 경우에는 가입자가 납부한 보험료와 납부기간에 따라 급여수준이 천

35) 노인 집단의 활동범위가 다른 연령대에 비해 제한적이라는 점을 고려할 때, 이와 같은 지역 구분이 다소 광범위할 수 있다. 다만, 이용 가능한 자료의 제약 하에서 최소한의 단위로 지역을 구분한 것임을 밝힌다.

36) 2008년의 노인인구 비율은 2005년과 2010년의 인구주택총조사 지역별 비율을 구한 후, 중간 값으로 측정한다. 경제활동인구조사는 도 지역의 도시 지역과 농촌 지역을 구분할 수 없어서 시·도별 구분만으로 측정한다.

차별인 반면, 기초연금의 경우 최대 급여수준이 일정 금액으로 정해져 있고, 수급자의 대부분이 별다른 감액 없이 급여를 수급하고 있기 때문이다(Lee et al., 2017). 문제는 기초노령연금제도가 2008년에 도입되어, 2008년의 2차 기본조사에서는 기초노령연금의 소득 관련 변수가 존재하지 않는다는 점이다.³⁷⁾ 따라서 고령화연구패널조사의 2차 기본조사 자료에서는 응답자가 기초노령연금을 수급하고 있는지에 대한 직접적인 정보를 확인할 수 없다. 이에 본 연구에서는 기초(노령)연금의 수급 변수는 분석자료에서 관찰되는 수급 변수가 아니라, 고령화연구패널조사가 제공하는 소득과 재산 정보에 기초하여, 노인 부부의 소득 인정액이 하위 70%에 속하는지 여부로 추정된 수급여부 변수를 사용한다. 추정된 소득인정액이 하위 70%에 해당하면 1, 그렇지 않으면 0으로 측정한다.

마지막으로, 이 연구에서는 주교 국민기초생활보장급여로 구성되어 있고, 실업급여와 산재보험급여, 보훈연금급여 및 장애인연금급여 등을 포함하는 기타 사회보장급여 소득을 고려한다. 공적연금 급여와 마찬가지로 개인별 월 급여를 부부 단위로 변환한 후 자연로그를 취하여 사용한다.

4) 사적부양 요인

이 연구에서의 사적부양은 노인이 자녀로부터 받는 경제적 부양을 의미하며, 자녀와의 동거, 자녀로부터 받는 정기적 사적이전 소득의 두 가지 변수로 구성한다.³⁸⁾ 먼저, 자녀와의 동거여부는 조사시점을 기준으로 노인이 기혼자녀 혹은 30세 이상의 성인자녀와 함께 거주하는 경우를 1, 그렇지 않은 경우를 0으로 측정한다. 모든 자녀와의 동거를 포함하지 않은 것은 이론적으로 예측한 것과 반대로 노인이 자녀를 부양하는 사례가 포함될 가능성을 줄이기 위한 조치이다. 동거를 노부모 부양의 형태로 간주한 선행연구들에서도 모든 자녀가 아닌 기혼 자녀와의 동거로 제한하여 측정한 바 있다(Won and Lee, 1999; 유성호, 2000). 또한, 본 연구에서는 최근 들어 자녀 세대의 결혼 연령대가 점점 늦어지고 있다는 점, 대학을 졸업하고 취업을 한 이후에는 결혼 전이라도 가족에 일정 부분 경제적인 기여를 할 수 있다는 점을 고려하여 30세 이상 자녀와 동거하는 사례도 자녀가 노인을 부양하는 사례에 포함한다.

37) 기초노령연금제도의 전신이라고 할 수 있는 경로연금제도가 존재했지만, 고령화연구패널 조사에서는 경로연금 소득을 별도로 구분하지 않고 기타 다른 사회보장급여의 소득과 같이 묶어서 측정하였다.

38) 노인이 자녀에게 받는 부양은 경제적 부양 외에도, 정서적 부양이나 서비스 부양, 사회참여적 부양 등 다양한 형태의 부양을 제공받을 수 있지만(김미혜, 신경림, 강미선, 강인, 2006), 이 논문에서의 사적부양은 동거와 이전소득의 경제적 부양으로 한정한다.

다음으로, 사적이전 소득은 작년 한 해 동안 노인과 동거하지 않은 자녀로부터 지원받은 모든 정기적인 현금 이전의 총액으로 측정한다. 노인의 사적이전 소득 변수를 측정할 때에는, ① 가구 내 이전을 포함할 것인지, ② 현금이전 외에 현물이전을 포함할 것인지, ③ 정기적인 이전 외에 비정기적인 이전을 포함할 것인지, ④ 노인이 자녀에게 이전한 금액을 고려한 순 이전액을 사용할 것인지 등을 고려해야 한다(이원진, 2018). 이 연구에서는 ① 자녀와의 동거를 별도의 변수로 측정하고 있다는 점에서 가구 내 이전을 포함하는 것이 적절하지 않고, ② 분석자료에서 현물이전의 측정 시에 선물과 같이 경제적 지원에 해당하지 않는 범주를 포함하고 있어서 경제적 부양의 측정에 편의가 발생할 수 있다고 판단했다. 또한 ③ 비정기적인 이전은 정기적인 이전에 비해 노인의 경제적 필요와 무관하게 발생하는 경향이 있다는 점을 고려하였고(Park, 2010), ④ 분석자료에서 노인이 자녀에게 제공하는 이전의 관측 빈도가 매우 적어, 총 이전액을 사용해도 분석결과에 큰 변화가 없을 것으로 보았다. 덧붙여서, 이전금액이 매우 높은 소수의 사례로 인한 영향을 줄이기 위해, 각 시점 별로 상위 5%에 해당하는 사례들은 5%의 금액으로 조정(top coding)하여 사용한다.

각 범주별 설명변수의 측정 방법을 표로 정리하면 다음의 <표 3-3>과 같다.

<표 3-3> 주요 변수의 측정

구분	변수명	측정방법
결과변수	취업여부	조사 시점 현재 수입을 목적으로 일을 하고 있는지 여부
노동시장 미시적 요인	성	여성=1, 남성=0
	연령	만 나이
	교육수준	초등학교 이하(ref)/ 중학교/ 고등학교/ 대학 이상
	IADL	10가지 항목 중 하나 이상에서 다른 사람의 도움이 필요하면 1, 그렇지 않으면 0
	주관적 건강	보통 이상 건강한 편이면 1, 건강이 취약한 편이면 0
	배우자 지위	배우자 없음(ref)/ 비노동 배우자/ 노동 배우자
	재산	ln(재산) * 구간 응답자는 중간값으로 측정
	주된 종사상 지위	30-50세 동안 주로 경험한 종사상 지위 상시 임금근로자/ 자영업자/ 기타(ref)
	주된 산업	30-50세 동안 주로 경험한 산업 1차 산업(ref)/ 2차 산업/ 3차 산업 및 기타
경력	30-50세 동안 취업한 기간	
노동시장 거시적 요인	노인인구 비율	전체 인구 대비 노인 인구의 비율, 인구주택총조사
	농업 비율	전체 취업자 수 대비 농업인구 비율, 지역고용조사
	고용률	근로연령대 고용률, 경제활동인구조사
공적부양	공적연금	ln(작년 한 해 국민연금과 특수직역연금 월평균 소득) * 조기노령연금과 재직자노령연금 수급자의 노령연금 보정
	기초연금	수급=1, 비수급=0 부부의 소득인정액과 수급기준을 비교하여 추정
	기타 사회보장	ln(기타 사회보장급여 소득)
사적부양	동거여부	기혼자녀 또는 30세 이상 자녀와 동거하면 1, 아니면 0 * 도구변수 방법으로 추정한 값을 사용
	사적이전소득	ln(작년 한 해 자녀로부터 정기적으로 받은 사적이전소득) * 도구변수 방법으로 추정한 값을 사용
도구변수	자녀 수	생존 자녀의 수
	취업 자녀 수	취업 중인 자녀의 수
	자가 자녀 수	자가에 거주하고 있는 자녀의 수

주: ref는 기준집단을 의미함.

제3절 분석방법

이 연구는 2000년대 이후 한국 노인 노동의 변화 과정을 분석한다. 구체적으로는 2008-2016년 기간 동안 발생한 노인 고용률의 변화에 초점을 두고, 그러한 변화에 영향을 미친 요인들이 무엇인지 살펴본다. 시간에 따른 노인 고용률의 변화에 영향을 미친 요인을 확인하는 직관적인 방법은 다음의 두 가지로 구분할 수 있다. 하나는 각 시점별로 노인 집단의 특성에 대한 기초통계량을 작성한 후 두 시점 간 특성의 변화 정도를 확인하는 것이다. 노인의 취업에 우호적인 특성의 비중이 증가했다면, 고용률의 상승에 기여한 것으로 해석하는 방식이다. 다른 하나는 각 시점별로 노인의 취업여부를 결정하는 요인을 설명변수로 하는 회귀 분석을 수행하고, 시점 간 설명변수의 회귀계수 차이를 통해 설명변수와 결과변수의 구조적인 변화 정도를 추정하는 것이다. 예컨대, 연령에 따른 고용률의 감소 정도가 줄었다면, 그만큼 노인 고용률의 상승에 기여한 것으로 해석할 수 있다. 이러한 방법들은 분석결과를 비교적 쉽게 이해할 수 있다는 장점이 있지만, 결과변수의 변화에 어떤 설명변수의 변화가 상대적으로 더 크게 기여한 것인지를 비교하기 어렵고, 변수 간 관계 변화로 인한 영향과 표본의 특성 변화로 인한 영향이 상반되는 방향으로 작용한 경우에는 해당 설명변수가 결과변수에 미친 종합적인 영향 정도를 추정하기가 쉽지 않다는 점에서 한계가 있다. 이에 본 연구에서는 노동경제학을 중심으로 많이 활용되어 온 분해방법(decomposition methods)을 적용하여, 2008-2016년의 두 시점 간 고용률 차이를 분석한다. 분해방법은 두 시점(혹은 두 집단) 사이에 결과변수의 차이가 존재할 때, 그러한 차이가 발생한 원인이 무엇인지를 수량화하여 보여주는 분석방법이다.

1. 분해방법 관련 선행연구 검토

분해방법이 널리 사용되는 계기가 된 것은 Oaxaca(1973)와 Blinder(1973)의 연구(OB 분해)가 발표된 이후부터이다. OB 분해는 두 시점 간 결과변수의 평균에서 관측되는 차이를, 시점 간 평균 특성의 변화로 인한 부분과 설명변수의 회귀계수 변화로 인한 부분으로 구분하는데, 이를 집계분해(aggregate decomposition)라고 하고, 두 부분을 각각 구성효과(composition effects)와 구조효과(structural effects)로 부른다.³⁹⁾ 집계분해로 구분한 효과를 다시 개별

설명변수의 기여 정도로 구분하는 세부분해(detailed decomposition)도 가능하다(Fortin et al., 2011). 이 연구에서도 이러한 분해방법의 장점을 활용한다. 그러나 OB 분해는 결과변수와 설명변수가 선형(linear) 관계인 경우에만 적용이 가능하다는 점, 오차항에 대하여 비교적 강한 가정을 필요로 한다는 점에서(Fortin et al., 2011), 취업여부의 이분변수를 결과변수로 하는 이 연구에 그대로 적용하기에는 무리가 있다.

Gomulka and Stern(1990), Even and Macpherson(1990), Nielsen(1998), Yun(2005), Fairlie(1999; 2006) 등의 연구들에서는 결과변수가 이분변수의 형태인 경우에도 OB 분해와 유사한 분해방법을 적용하는 분석 방법을 보여주었다. 예컨대, Gomulka and Stern(1990)은 여러 시점의 횡단자료를 이용한 프로빗 분석결과에 기초하여, 1970년대 영국 기혼 여성의 고용률이 증가한 원인을 분해하였고, 이 방법은 이후에도 Booth, Jenkins, and Serrano(1999), Lindley(2005) 등의 연구에서 실업률이나 노동시장 참여율의 변화 분석에 사용되었다. 그밖에, Ntuli and Wittenberg(2013)에서는 Even and Macpherson(1990)과 Yun(2005)의 방법으로 남아프리카공화국에서 흑인 여성의 노동시장 참여율 변화를 분석하였으며, Klasen and Pieters(2015)와 Afridi, Dinkelman, and Mahajan(2016)은 Fairlie(2006)의 방법을 적용하여 인도 기혼 여성의 노동시장 참여율 변화를 각각 분석하였다.

이 연구들은 집계분해에 있어서 OB 분해와 큰 차이가 없는 분석결과를 확인할 수 있지만, 설명변수와 결과변수의 비선형 관계로 인해 세부분해가 쉽지 않다는 한계가 있다. 게다가, 프로빗이나 로짓 모형에 기초한 모수적 분해방법들은 OB 분해와 마찬가지로 오차항에 대한 강한 가정을 필요로 하고, 결과변수와 설명변수들 간의 함수 형태가 정확하게 설정되어야 한다(Fortin et al., 2011). 이에 Barsky et al.(2002)은 이분변수를 포함한 비선형 관계의 분해분석에 적용할 수 있는 비모수적(non-parametric) 분석 방법을 대안으로 제시하였다. DiNardo, Fortin, and Lemieux(1996)의 재가중 방법을 활용하는 이 방법은,⁴⁰⁾ 결과변수의 분포에 대한 강한 가정이나 결과변수를 설명하는 함수 형태의 제약 없이도 결과변수의 차이를 구성효과와 구조효과로 구분할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구에서는 DiNardo et al.(1996)의 재가중 분해방법을 적용하여

39) 구성효과는 특성 변화의 영향을 보여준다는 점에서 특성효과(endowment effects)로, 구조효과는 회귀계수의 변화로 인한 영향을 보여준다는 점에서 계수효과(coeffecient effects)로 부르기도 한다.

40) 이 방법은 저자들의 이름을 따서 DFL 분해방법이라고도 불린다.

2008-2016년 간 노인 고용률의 변화에 영향을 미친 요인을 분석한다.

2. 재가중 분해방법

재가중 분해방법의 핵심은 두 시점 간 설명변수의 분포를 동일하게 조정하는 재가중치를 산출하는 것이다. 재가중치를 부여하여 다른 시점과 동일한 설명변수 분포를 가지도록 조정된 표본은 설명변수와 결과변수의 관계는 관측된 시점의 특성을 그대로 유지하면서, 설명변수의 분포만 다른 시점의 특성을 가지는 가상(counterfactual) 상태가 된다. 따라서 재가중 표본과 각 시점에서의 관측 표본 간 결과변수의 차이는 설명변수가 동일한 조건에서 변수들 간 구조적 관계 차이만 존재하는 경우의 결과변수 차이(구조효과)와 구조적 관계가 동일하게 유지된 조건에서 설명변수의 분포 차이만 존재하는 경우의 차이(구성효과)로 해석할 수 있다.

재가중 분해의 세부분해는 분석에서 고려하는 설명변수들에 위계적인 순서를 부여한 후, 두 시점 간 설명변수의 분포 조정을 순차적으로 확대하는 방식을 통해 이뤄진다(이원진, 2018; Altonji, Bharadwaj, and Lange, 2012; Fortin et al., 2011; Ku, Lee, Lee, and Han, 2018). 예컨대, 첫 번째 재가중치로 두 시점 간 성별 분포를 동일하게 조정하고, 두 번째 재가중치로 성별 분포와 연령별 분포를 동일하게 조정한다. 첫 번째 재가중 표본과 관측 표본의 차이는 성별 분포 변화가 미친 영향으로 해석하고, 두 번째 재가중 표본과 첫 번째 재가중 표본의 차이는 연령 분포의 변화가 미친 영향으로 해석하는 방식이다. 재가중 분해의 세부분해는 다른 모수적 분해방법들에 비해 복잡한 편이고, 그마저도 구조효과의 세부분해는 적용할 수 없으며, 설명변수를 추가하는 순서에 따라 결과가 달라질 수 있다는 점이 한계로 지적된다(Fortin et al., 2011). 그러나 분석의 편의는 사용할 수 있는 소프트웨어와 컴퓨터성능의 발전으로 상당 부분 해소되었고, 구조효과의 세부분해는 모수적 분해방법에서도 기준집단의 설정에 따른 결과 차이로 인해 분석결과에 함의를 부여하기가 쉽지 않으며(Fortin et al., 2011), 설명변수의 투입 순서는 변수가 결정되는 시기적인 차이를 고려하는 등의 방법으로 보완이 가능하다는 점에서 결정적인 제약은 아닌 것으로 판단된다. 실제로 재가중 분해분석은 고용률의 변화를 분석하는 다수의 선행연구에서 적용된 바 있다(Black, Tseng, and Wikins, 2011; Borsch-supan and Ferrari, 2017;

Hotchkiss and Rios-Avila, 2013; Schirle, 2008 등).

재가중 분해방법을 적용하는 구체적인 과정은 아래와 같다. 편의상 2008년을 0시점으로, 2016년을 1시점으로 지칭한다. 이 방법은 가상 분포를 구성하여, 시간에 따른 결과변수(v)의 변화를 구성효과와 구조효과로 분해한다. v_t 는 해당 시점의 분포(F_t)에서 계산할 수 있으며, OB 분해에서와 비슷한 수식으로 표현할 수 있다(Firpo et al., 2007).

$$\begin{aligned}\Delta_O^v &= v_1 - v_0 = v(F_1) - v(F_0) \\ &= [v(F_1) - v(F_C)] + [v(F_C) + v(F_0)] = (v_1 - v_C) + (v_C - v_0) = \Delta_X^v + \Delta_S^v\end{aligned}\quad (\text{식 1})$$

(식 1)에서 두 시점 간 v 값의 차이는 가상 통계치 v_C 와 가상 분포 F_C 를 이용하여 두 부분으로 구분된다. F_C 는 0시점과 동일한 설명변수 분포를 가지면서, 설명변수와 결과변수의 관계는 1시점의 값을 지니는 분포를 의미하므로, 구성효과 (Δ_X^v)는 시간에 따른 설명변수의 변화로 인해 발생한 차이를, 구조효과(Δ_S^v)는 두 시점 간 설명변수와 결과변수의 관계 변화로 인한 차이를 의미하게 된다. 시점 간 차이의 집계분해를 위해서는 v_1 , v_0 , v_C 의 값이 필요하며, 이 값들은 각각 F_1 , F_0 , F_C 의 분포에서 계산된다. 이 중에서 F_1 과 F_0 의 분포는 실제 관측된 표본에서 계산이 가능하므로, 결국 가상 분포(F_C)를 제대로 추정하고, 이를 통해 가상 통계치(v_C)를 계산하는 것이 중요하다.

가상 분포(F_C)는 1시점의 관측된 분포(F_0)에 재가중 함수로 추정된 가중치를 부여하여, 해당 사례들이 0시점의 표본과 동일한 특성 분포를 가지도록 조정한 분포이다. 1시점의 관측된 분포를 (식 2)로 표현하면, 가상 분포의 수식은 (식 3)과 같이 쓸 수 있다(Fortin et al., 2011).

$$F_1 = F_{Y_1|T_1}(Y) = \int F_{Y_1|X, T_1}(Y|X=x) dF_{X|T_1}(x) \quad (\text{식 2})$$

$$\begin{aligned}F_C = F_{Y_1|T_0}(Y) &= \int F_{Y_1|X, T_1}(Y|X=x) \Psi(X) dF_{X|T_1}(x) \\ &= \int F_{Y_1|X, T_1}(Y|X=x) dF_{X|T_0}(x)\end{aligned}\quad (\text{식 3})$$

(식 3)에서 재가중 함수를 추정할 후, 베이즈 정리(Bayes' rule)를 적용하면 (식 4)과 같이 쓸 수 있다(Fortin et al., 2011).

$$\Psi(x) = \frac{\Pr(X|T_1 = 0)}{\Pr(X|T_1 = 1)} = \frac{\Pr(T_1 = 0|X)\Pr(T_1 = 1)}{\Pr(T_1 = 1|X)\Pr(T_1 = 0)} \quad (\text{식 4})$$

$\Psi(X)$ 의 수식에서 $\Pr(T_1 = 1)$ 이나 $\Pr(T_1 = 0)$ 의 값은 관측된 표본에 대한 기술 분석으로 계산할 수 있지만, $\Pr(T_1 = 1|X)$ 과 $\Pr(T_1 = 0|X)$ 은 두 시점의 자료를 결합한 후, 각 사례들이 1시점에 속하는지 여부를 결과변수로 한 프로빗(또는 로짓) 모형을 통해 추정해야 한다. 이 때 프로빗 모형은 설명변수들의 상호작용항과 고차항을 추가하여 유연한 함수 형태를 취하는 것이 권장된다. 이는 두 시점 간 평균 특성들을 동일하게끔 조정하는 재가중 함수가 복수의 해를 가지는 방정식이기 때문이다. 다시 말해, 개별 설명변수의 평균이 두 시점 사이에 동일하다 라도, 하위 집단별 평균에서는 적지 않은 차이가 발생할 수 있다. Black et al.(2011)는 주요 하위집단에서도 특성의 분포가 동일하게 나타나는가를 확인하는 방법으로 재가중 함수의 질적인 결과를 확인할 것을 제안하였다. 이 과정은 재가중치의 추정과 특성 분포의 확인을 반복하는 지루한 과정이지만, 본 연구에서는 Black et al.(2011)의 제안에 따라 다수의 재가중치를 산출하여 표본 간 설명변수의 분포 차이를 확인하였다. 그 결과, 최종적으로 분석에 사용하는 재가중치는 성, 종사상 지위, 산업, 건강, 재산, 공적연금, 기초(노령)연금, 동거확률 및 사적이전 변수 등 9개 특성과 다른 설명변수들의 상호작용항을 포함하는 프로빗 모형을 통해 산출하였다.⁴¹⁾

한편, 이 연구에서는 가상 분포가 0시점의 설명변수 특성과 1시점의 변수 간 관계를 가지도록 설정하였으므로, 구성효과는 1시점 분포와 가상 분포의 차이로, 구조효과는 가상 분포와 0시점 분포의 차이로 추정한다(식 1). 다만, 일반적인 OB-type 분해와 마찬가지로 재가중 방법을 통한 분해결과도 기준 집단의 선택에 따라 분석결과가 달라지는 점에 유의할 필요가 있다. 문제는 시간에 따른 변화를 분석하는 경우, 기준 집단의 선택에 대한 이론적 근거를 제시하기가 쉽지 않다는 점이다. 본 연구에서는 1시점에서의 변수 간 관계를 유지한 채 특성을 변화시키는 방법이 현재의 노인 노동에 주는 정책적 함의가 더 클 수 있다는 판단

41) 재가중치를 추정하는 프로빗 모형에 포함되는 설명변수 수는 상호작용항을 합하면 434개에 이른다. 이에 프로빗 모형의 분석결과는 지면의 한계로 제시하지 않는다.

하에, 이러한 가상 분포를 구성한다. 구성효과와 구조효과의 통계적 유의도를 확인하기 위한 표준오차는 부트스트랩(bootstrapping)의 방법으로 추정한다 (Fortin et al., 2011).⁴²⁾

3. 선행 분석 및 하위집단의 구분

이 연구에서는 앞에서 논의한 재가중 분해방법을 적용하여 2008-2016년 사이 노인의 고용률 변화에 영향을 미친 요인을 규명한다. 재가중 분해는 비모수적 방법에 기초하여 집계분해와 세부분해 결과를 제시하지만, 분해의 기본 원리는 모수적 방법에 기초한 OB 분해와 다르지 않다. 이 연구에서 적용하는 재가중 분해를 요약하면, 설명변수와 결과변수의 관계를 2016년에 관측된 관계로 고정한 조건에서, 설명변수들을 순차적으로 2008년의 분포로 변화시켜가며 해당 재가중 표본에서 노인 고용률의 변화 정도를 확인하는 것이다. 따라서 분해분석의 결과를 온전히 이해하는 데 있어서, 2008-2016년의 두 시점 간 설명변수들의 특성이 어떻게 변화하였는지, 2016년에 관측된 설명변수와 결과변수의 관계가 어떠했는지에 대한 정보가 도움이 될 수 있다. 이에 본 연구에서는 재가중 분해분석에 앞서, ① 분석에 포함하는 결과변수와 설명변수들의 시간에 따른 변화 정도를 살펴보고, ② 2008-2016년의 각 시점에서 결과변수와 설명변수의 횡단적 관계를 확인하는 분석을 시행한다.

한편, 본 연구에서는 모든 분석에 있어서 60-84세의 전체 연령집단을 대상으로 한 분석결과 외에 하위집단별 분석결과를 같이 제시하는데, 이는 다음의 두 가지 이유로 정리할 수 있다. 첫째, 노인 집단 내에는 매우 이질적인 다양한 집단들이 존재하며, 각 집단별로 설명변수의 특성 변화 정도가 다르고, 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계에 있어서도 적지 않은 차이를 보이기 때문이다. 예컨대, 전체적으로 노인의 교육수준은 향상되는 추이에 있지만, 남성 노인에 비해 여성 노인의 학력 변화 정도가 더 크게 나타나며, 공적연금과 노인 취업의 관계는 자영업이나 기타 노동지위를 경험한 집단보다 임금노동을 경험한 집단에서 더 강하게 드러날 수 있다. 따라서 하위집단별 분석결과는 개별 설명변수의 변화가 결과변수의 변화에 미친 영향을 더 구체적으로 이해하는 데 도움이 될 수 있다. 둘째, 이 연구에서는 노인의 노동참여에 영향을 미치는 다양한 요인들을 설명변수

42) 구체적으로는, 각 모형 별로 분석대상에서 1000회씩 무작위 표본을 추출하여 해당 통계치를 계산한 후, 거기서의 표준오차와 Z분포를 이용하여 통계적 유의도를 확인하였다.

로 포함하고 있지만, 노인 노동참여를 결정하는 모든 영향요인을 포함하는 것은 아니기 때문이다. 개인의 생애과정에는 과거에 경험한 노동시장의 이행들과 노동이나 여가에 대한 개인의 선호 정도가 반영되어 있으며(Wang and Shultz, 2010), 각 하위집단은 전체 노인에 비해 상대적으로 비슷한 생애과정을 경험했을 가능성이 높다. 따라서 하위집단별 분석은 다양한 미관측 요인의 영향으로 인한 편의(bias)를 감소시킨 조건에서의 분석결과를 확인할 수 있다는 의미가 있다.

하위집단은 응답자의 성을 기준으로 남성 노인 집단과 여성 노인 집단을 구분하고, 응답자가 생애과정에 주로 경험한 종사상 지위를 기준으로 임금노동 집단, 자영업 집단, 기타 노동지위 집단을 구분한다. 이 연구에서는 재가중 분해와 선행 분석을 포함한 모든 분석에서 전체 분석대상의 결과와 성별, 주된 종사상 직종별 하위집단의 결과를 같이 제시할 것이다. 하위집단별 재가중 분해는 Chiquiar and Hanson(2005)과 이원진(2018)을 참고하여, 전체 분석대상의 두 시점 간 설명변수 분포를 조정한 상태에서 각 하위집단별 결과변수의 분포 차이를 확인하는 방법을 사용한다.

4. 경제적 부양 요인의 역인과관계

앞서 이론적 검토에서, 노인의 경제적 부양 관련 요인을 공적부양과 사적부양 요인으로 구분하였다. 그런데 경제적 부양 관련 요인의 측정 시에는 결과변수가 설명변수에 영향을 미치는 역인과관계(reverse causality)의 가능성에 유의할 필요가 있다(최승현, 2006; Do and Malhotra, 2012; Feldstein, 1974; Sasaki, 2002). 공적부양의 경우, 이 연구에서 관심을 가지는 세 가지 노후소득 보장제도 모두가 수급자의 소득이나 임금수준에 따라 수급자격을 제한하거나 급여수준을 조정하는 내용을 포함하고 있다. 수급자의 노동시장 관련 선택이 공적이전 급여수준에 영향을 미칠 수 있다는 점에서, 관측된 급여수준과 노동참여 간의 관계를 인과적으로 해석하기가 어려워진다. 사적부양의 경우에는, 자녀의 부양 행동이 노부모의 경제적 여건에 따라 크게 달라질 수 있다는 점에서 역인과관계로 인한 내생성의 문제를 지니고 있다. 예컨대 분석자료에서 사적부양과 노인 노동참여의 부(-)적 관계가 관측되더라도, 자녀의 사적부양이 충분하지 못하여 부모가 일을 하는 것인지, 혹은 부모가 일을 하기 때문에 자녀가 부양을 줄인

것인지를 구분하기가 쉽지 않다. 이에 본 연구에서는 결과변수와 역인과관계를 줄이는 방식으로 관련 변수들의 측정을 조정하여 사용한다.

1) 공적부양 요인

(1) 공적연금 소득

공적연금 제도의 노령연금 수급자는 절대 다수가 국민연금 수급자이며(통계청, 2016), 특수직역연금제도는 국민연금에 비해 비교적 단순하게 설계되어 있어(권혁창 외, 2014) 노동공급에 역으로 영향을 미칠 우려가 적다. 이에 본 연구에서는 국민연금제도에서의 역인과관계를 조정하는 것에 초점을 둔다. 국민연금급여와 노동공급의 관계를 다룬 선행연구들에서 역인과관계를 포함한 내생성(endogeneity) 문제에 대처하는 방법은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 첫 번째 방법은 외생적으로 발생한 변량을 활용하여 제도의 효과를 추정하는 것이다(Atalay and Barrett, 2015; Blau and Goodstein, 2007; Pingle, 2006; 권혁진, 김대철, 2009; 최요한, 2017; 홍민기, 2009 등). 이 연구들에서는 주로 특정 시점에서의 정책 변화를 외생적인 것으로 간주하고, 결과변수의 전·후 시점 간 비교를 통해서 공적연금 제도의 효과를 분석하였다. 그러나 이 방법은 제도 도입 이후의 시점만을 분석에 포함하는 본 연구에 적용하기가 쉽지 않다. 두 번째 방법은 표본에서 추정된 소득함수에 개인의 노동경력 정보를 적용하여 생애소득을 추정하고, 추정한 소득을 다시 노령연금의 급여산식에 대입하여 급여수준을 추정하는 방식이다(Feldstein, 1974; 김상호, 2007; 강성호, 전승훈, 임병인, 2008; 최승현, 2006; 전승훈, 2010; 2015 등). 이 방법은 현 시점의 노동여부에 직접적인 영향을 받지 않는 변수들에 기초하여 노령연금의 급여수준을 추정한다는 점에서, 결과변수와 설명변수의 역인과관계로 인한 내생성 문제에서 일정 부분 자유로울 수 있다. 그러나 불완전한 소득함수로 추정된 소득에 기초하여 급여수준을 예측한다는 점에서 상당한 수준의 측정오차가 발생할 수밖에 없으며, 주로 노령연금을 수급하기 전의 연령집단을 대상으로 하는 연구에 적합한 방법이라고 볼 수 있다.

이에 본 연구에서는 현 시점에서의 노동시장 관련 선택에 의해 영향을 받지 않은 조건에서의 공적연금 소득을 사용한다는 후자의 입장에 기초하되, 불완전한 소득함수를 통한 추정이 아닌 국민연금제도의 급여산출 과정에서 반영되는 제도적 특성을 이용하는 방법을 취한다. 국민연금제도의 노령연금 급여는 수급자의 연금 신청 시점, 가입기간, 현 시점의 노동여부에 따라 크게 조기노령연금, 감액

노령연금, 완전노령연금, 재직자노령연금 및 연기노령연금으로 구분할 수 있다. 이 중 감액노령연금과 완전노령연금은 60세 이전 노동생애 동안 연금 가입자가 납부한 보험료 수준과 납부기간을 고려하여, 미리 정해진 급여산식에 의해 급여 수준이 결정된다. 반면, 조기노령연금과 재직자노령연금, 연기노령연금의 경우에는 수급자의 노동시장 선택에 따라 급여수준을 조정하여 지급하며, 이 유형의 연금급여를 수급하는 사례들이 앞서 우려한 역인과관계에 해당된다. 본 연구에서는 국민연금제도의 확대와 노인 노동참여 간의 관계를 보다 분명하게 확인하기 위해서, 후자의 노령연금을 수급하는 연금 수급자의 사례에서는, 관측된 급여수준을 수급자의 선택에 의해 조정되기 전의 급여수준으로 환원하여 사용한다.

관측된 노령연금 월평균 급여수준의 구체적인 조정 과정은 다음과 같다. 첫째, 국민연금의 최초 수급시점과 수급자의 연령을 비교하여 조기노령연금의 수급여부를 확인한다. 60세가 되기 전에 연금을 수급하여 조기노령연금 수급자로 확인되는 경우, 최초 수급 당시의 연령에 따른 노령연금의 감액 비율을 감안하여, 조기노령연금을 신청하지 않았을 경우의 급여수준으로 조정한다.⁴³⁾ 둘째, 65세 미만의 노령연금 수급자를 대상으로, 개인의 소득활동액과 조사 시점의 3년 평균소득월액을 비교하여 재직자노령연금의 수급여부를 판단한다.⁴⁴⁾ 재직자노령연금의 수급자로 구분되면, 수급자의 조사 시점, 현재 연령 및 소득수준을 고려하여 감액 전의 연금급여 수준으로 환원한 금액을 사용한다.⁴⁵⁾ 마지막으로, 연기노령연금은 분석자료의 한계로 인해 고려하지 않는다. 연기노령연금의 수급자는 10년 이상 보험료를 납입했고 연령이 수급개시연령을 지났음에도 노령연금을 수급하지 않는 경우와 65세까지 노령연금을 수급하지 않다가 이후에 증액된 수준의 연금급여를 수급하는 경우로 구분할 수 있다. 그러나 고령화연구패널조사에서는 응답자의 국민연금 보험료 납부기간에 대한 정보를 제공하지 않아, 분석대상 중에서 이 사례들을 구분하는 것이 불가능하다. 다만, 연기연금이 2007년에 도입된 이후 현재까지 수급규모가 늘고 있기는 하더라도, 전체 노령연금 수급자에서 차

43) 조기노령연금의 감액비율은 55세에 신청하는 경우 70%이며, 이후 1세가 높아질 때마다 6%p씩 감액비율이 적어진다. 실제 국민연금제도에서는 2007년 이후 월 단위로 감액률을 적용하고 있지만, 이 연구에서는 분석자료의 한계로 연 단위 감액률을 적용한다.

44) 수급자의 소득활동액은 임금소득과 사업소득, 농업소득과 부동산소득을 합하여 측정한다. 각 시점의 3년 평균소득월액은 2016년이 210.5만원, 2008년이 167.7만원이며, 측정오차를 감안하여 110% 금액을 기준으로 구분하였다. 소득활동액이 평균소득월액보다 많으면 재직자노령연금을 수급하는 것으로 본다.

45) 2008년에는 수급자의 연령에 따라 재직자노령연금의 감액률을 결정하였다. 60세는 노령연금 급여가 50% 수준으로 감액되고, 이후 1년마다 10%p씩 감액률이 감소하는 식이다. 2015년 7월 이후로는 평균소득월액을 초과하는 정도에 따라 감액률이 달라지는 방식으로 변경되었다(정인영, 민기채, 2017).

지하는 비중이 매우 적다는 점을 고려하면, 연기연금의 수급으로 인한 역인과관계는 분석에 큰 영향을 미치지 않을 것으로 생각된다.⁴⁶⁾ 이와 같은 방법으로 조정된 개인별 노령연금 소득은 특수직역연금의 월평균 소득과 합산하여 개인별 공적연금 소득 변수를 구성한 후 부부 단위로 변환한다.

(2) 기초(노령)연금 수급

기초연금제도와 같은 공공부조는 수급대상의 선정 과정에서 수급자의 임금이나 소득과 같은 경제적 조건을 핵심 기준으로 사용한다. 따라서 개인의 노동시장 성과는 공공부조의 수급에 직접적인 영향을 미치는 요인 중 하나이며, 수급자의 노동시장 선택이 배제된 가상의(counterfactual) 수급여부를 추정하기가 쉽지 않다. 일부 선행연구에서는 공적연금 소득의 추정과 비슷하게, 개인의 생애누적 소득을 추정하여 하위 70%의 노인이 기초연금을 수급하는 것으로 간주하는 방법을 시도하기도 했지만(전승훈, 2015), 소득 외에 다른 중요한 기준인 재산 수준을 추정하기 어렵다는 점, 실제 공공부조의 수급자 선정이 부부 단위로 이뤄진다는 점 등을 고려하면, 측정오차로 인한 한계가 분명해 보인다.

앞서 기초(노령)연금 변수는 분석자료의 소득과 재산 정보를 이용하여 부부 단위로 소득인정액을 추정한 후, 전체 노인의 하위 70% 해당하는지 여부를 기준으로 수급여부 변수를 생성하여 측정한다고 설명하였다. 이러한 측정은 분석대상 기간의 앞 시점인 2008년에 기초노령연금의 수급 관련 정보가 포함되지 않았기 때문에 불가피한 측면이 있지만, 결과변수와 역인과관계로 인한 문제도 일정 정도 감소시킬 수 있을 것으로 기대한다. 고령화연구패널조사의 소득과 재산은 작년 한 해를 기준으로 측정되므로, 조사 시점을 기준으로 하는 결과변수에 비해 시간적으로 앞서 측정된다. 기초(노령)연금의 수급이 누적된 노동시장 성과에 의해서도 영향을 받는 만큼, 이러한 추정방법이 역인과관계의 영향을 완전히 제거한다고 보기는 어렵다. 그러나 조사 시점의 노동여부가 미치는 직접적인 영향은 일정 정도 줄일 수 있을 것이다.

기초(노령)연금의 수급여부를 추정한 구체적인 과정은 다음과 같다. 첫째, 65세 이상인 응답자와 그 배우자의 근로소득과 사업소득, 농업소득 및 공적연금 소득 정보를 활용하여 부부 단위로 소득평가액을 추정하고, 일반재산과 금융재산,

46) 2007년과 2008년의 연기연금 신청자 수는 각각 26명과 71명으로 매우 미미한 수준이었고(김원섭 외, 2011), 2015년과 2016년에는 신청자 수가 각각 14,844명, 20,092명으로 늘어났지만, 전체 노령연금 수급자의 약 0.005%, 0.006%에 그쳤다(국민연금공단 내부자료).

부채 등의 재산 정보를 통해 재산의 소득환산액을 추정한 후, 둘을 합산하여 부부의 소득인정액을 계산한다. 이 때, 2008년에는 2016년과 달리 근로소득 공제나 기본재산액 공제 등의 제도적 요소가 아직 도입되지 않았다는 점에 주의한다. 둘째, 추정한 소득인정액과 부부 혹은 개인의 시점별 수급기준을 비교하여, 기초(노령)연금의 수급대상 여부를 확인한다.⁴⁷⁾ 고령화연구패널조사의 소득과 재산 변수를 이용하여 65세 이상 연령집단의 기초(노령)연금 수급여부 변수를 추정한 결과, 2016년의 기초연금 수급률은 64.9%로 실제 수급률과 큰 차이가 없었다.⁴⁸⁾ 반면, 2008년의 기초노령연금 수급률은 53.4%로 나타나, 제도가 목표로 한 수치에 크게 미치지 못하였다. 2008년 기초노령연금의 실제 수급률은 57.2% 수준이었다(보건복지부, 2015b).⁴⁹⁾ 작년 기준의 소득과 재산으로 추정한 수급 규모가 실제 수급률보다 다소 낮은 경향을 보인 것은 노동시장에서 이탈하여 기초(노령)연금을 수급한 일부 사례들이 제외되었기 때문으로 해석할 수 있다.

(3) 기타 사회보장급여 소득

기타 사회보장의 범주에 포함되는 급여의 대부분이 공공부조 제도에 해당하고, 이는 기초(노령)연금의 수급과 마찬가지로 결과변수인 노동공급과의 상당한 역인과관계가 우려되는 변수이다. 국민기초생활보장급여의 경우에는 앞서 기초(노령)연금의 수급 변수와 유사하게, 수급기준에 사용되는 소득인정액을 계산하여 수급여부나 급여수준을 추정하는 방법을 생각할 수 있다. 그러나 국민기초생활보장급여의 수급은 부부 단위가 아닌 가구 단위의 소득인정액을 기준으로 하기 때문에, 45세 이상 중고령자만을 대상으로 하는 고령화연구패널조사의 정보만으로는 가구별 소득인정액을 추정하기가 쉽지 않다는 한계가 있다. 이에 본 연구에서는 위의 다른 공적부양 변수와 다르게 기타 사회보장급여 소득의 측정 시에는 역인과관계를 고려하지 않고 분석자료에서 관측된 금액을 그대로 사용한다. 이렇게 측정한 변수는 설명변수의 변화를 결과변수 변화의 원인으로 해석하기 어렵다는 한계가 있다.⁵⁰⁾ 다만 앞서 살펴본바와 같이, 전체 노인인구에서 국민기초생활

47) 2008년 기초노령연금의 수급기준은 단독 노인가구가 40만원, 부부 노인가구가 64만원이었고, 2016년 기초연금의 수급기준은 단독 노인가구가 100만원, 부부 노인가구가 160만원이었다.

48) 여기서 제시한 기초(노령)연금 수급률은 65세 이상 전체 연령집단 대비 수급률이므로, 본 연구의 분석대상인 60-84세 연령집단의 수급률과는 차이가 있다.

49) 제도 도입 초기의 낮은 수급률은 제도 도입 직후인 2009년에 근로소득 공제나 기본재산액 공제가 추가로 도입된 배경일 수 있겠다.

50) 인과관계로의 해석이 어려운 변수의 경우, 분석에서 제외하는 방법도 고려할 수 있다. 그러나 도구변수의 방법을 적용하는 사적부양 변수들의 경우, 추정 과정에서 기타 사회보장

보장급여를 수급하는 비율이 10% 이하로 비교적 낮게 나타났고, 2000년대 중반 이후 수급률의 변화 정도가 상대적으로 크지 않았다는 점을 고려하면, 국민기초생활보장급여 수급률이나 급여수준의 변화가 노인의 노동참여 변화에 미친 영향은 앞서 다른 공적부양 변수에 비해 적을 것으로 추정할 수 있다.

2) 사적부양 요인

사적부양 변수인 동거와 사적이전의 내생성 문제는 도구변수 방법(instrument variables method)을 적용하여 대처한다. 이 방법은 내생성이 우려되는 관측된 설명변수 대신, 외생적인 도구변수로 예측한 설명변수를 사용하여 내생성을 제거하며, 재가중 분해를 적용한 선행연구에서도 사용된 바 있다(Schirle, 2008; Mavromaras and Zhu, 2015). 도구변수 방법은 결과변수인 노인의 노동여부와 직접적인 관련이 없으면서, 내생 설명변수인 노부모에 대한 자녀의 경제적 부양과는 밀접하게 관련되는 특성을 지닌 적절한 변수를 찾는 것이 중요하다. 선행연구에서는 노인 자녀의 특성 변수들로 도구변수 방법을 사용한 바 있는데(Do, 2008; Do and Malhotra, 2012), 본 연구에서도 고령화연구패널조사의 자녀와 관련한 다양한 정보를 사용하여 도구변수를 구성한다. 구체적으로는, 자녀의 수, 취업 중인 자녀의 수, 자가에 거주하고 있는 자녀의 수 이렇게 세 변수를 자녀로부터의 사적부양을 예측하는 도구변수로 활용한다. 일반적으로 자녀의 수가 많을수록 자녀로부터 받는 경제적 지원이 많을 것으로 기대할 수 있으며, 자녀의 소득이나 재산 역시 노부모 부양에 정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(김희삼, 2008).

도구변수의 타당성은 IV(instrumental variable)-2SLS(two stage least squares) 분석과 이에 기초한 통계 검증들을 통해 확인한다. 1단계에서는 도구변수들과 2단계에 포함되는 다른 설명변수들로 내생 설명변수를 예측하는 회귀모형을 추정하고, 2단계에서는 관측된 내생 설명변수를 추정된 설명변수로 대체하여 회귀모형을 추정한다. 다만, 동거여부와 같이 이산변수 형태의 내생변수가 있는 경우에는 2SLS 방법의 추정치가 일치성(consistency)을 보장하기 못한다는 문제가 있다(Sasaki, 2002). 이에 본 연구에서는 관련 선행연구들을 참고하여, Heckman(1978)의 1단계 선형모형을 수정한 Dubin and McFadden(1984)의 방법을 적용한다(Etter, 1995; Norton and Staiger, 1995; Sasaki, 2002).

급여의 수급여부가 포함될 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 해석의 제약에도 불구하고, 기타 사회보장급여 소득의 변수를 포함하는 것이 적절하다고 판단하였다.

이 방법은 Heckman(1978)의 1단계에 분석에 앞서, 동거여부를 종속변수로 하고 도구변수와 2단계의 다른 설명변수를 포함하는 프로빗 모형의 0단계를 추가하여 개별 사례들의 동거확률을 추정한다. 여기서 추정한 동거확률을 1단계 분석에 다른 도구변수들과 함께 포함하면 2SLS 추정의 일치성 문제를 보정할 수 있다는 것이다(Dubin and McFadden, 1984). 1단계 회귀모형에 동거확률을 추가하는 방식의 수정은 또 다른 내생변수인 사적이전소득의 추정을 보완할 수 있다는 다른 의미도 지닌다.⁵¹⁾ 정리하면, 0단계 프로빗 모형에서 추정한 동거확률이 1단계의 두 OLS 모형에 설명변수로 추가되었고, 1단계 모형에서 추정한 동거확률 및 사적이전 소득 변수가 2단계 OLS 모형에 투입되는 방식이다.

한편, 두 가지 설명변수의 내생성을 동시에 처리하는 것이 적절한지에 대한 문제가 제기될 수 있다. 일반적으로 도구변수 방법은 회귀모형 내에 하나의 설명변수에서 내생성이 우려되는 경우에 권장되는 방법이기 때문이다(Angrist and Pischke, 2009). 그러나 이 연구의 다음의 이유로 IV-2SLS의 적용이 가능하다고 판단한다. 첫째, 이 연구의 두 내생변수들은 자녀로부터의 사적부양이라는 하나의 범주를 측정하는 변수들이고, 동일한 도구변수들로 추정을 시도하기 때문이다. 같은 도구변수들로 추정하는 경우, 특정 도구변수가 하나의 내생변수만을 설명하는 것으로 인한 문제가 발생하지 않는다. 둘째, 이 연구에서 도구변수 방법을 적용하는 것은 사적부양 변수의 역인과관계를 제거하기 위함이지, 해당 변수들이 결과변수에 미치는 영향과 그에 대한 통계적 유의도를 엄밀하게 확인하려는 것이 아니다. 이에 본 연구에서는 IV-2SLS의 적용이 가능하다고 판단하였으며, 그에 대한 분석결과는 <부표 2>에서 확인할 수 있다.⁵²⁾

<표 3-4> 도구변수의 타당성 검증 결과

통계 검증		통계치	P value
endogeneity test of endogenous regressors		12.220	.002
F test of excluded instruments	동거여부	66.45	.000
	사적이전	22.69	.000
Kleibergen-Paap Wald rk F test		22.49	p<.05
Hansen J test		0.393	0.822

위의 <표 3-4>는 IV-2SLS의 분석과정에서 확인한 도구변수의 타당성 검증

51) 자녀와의 동거여부는 다른 자녀로부터의 사적이전 소득을 결정하는 요인의 하나로 여겨진다(이원진, 2018).

52) 도구변수의 타당성 검증 모형에서는 두 시점의 표본을 병합하여 분석하였는데, 이는 Schirle(2008)를 참고한 것이다.

결과를 정리한 것이다. 첫 번째 내생성 검증은 두 사적부양 변수들을 내생변수라고 볼 수 있는지 여부를 보여준다. 영가설의 기각은 해당 변수들이 내생적이라는 것을 의미한다. 두 번째 검증은 도구변수들이 내생변수와 어느 정도의 관련이 있는가를 분석한 것이며, F값이 10보다 크면 적절한 상관관계를 가지는 것으로 판단할 수 있다(민인식, 2008). 세 번째 검증은 도구변수의 강도를 확인한 결과이다. 영가설의 기각은 도구변수들이 내생변수를 통계적으로 유의하게 예측한다는 것을 의미한다(Do and Malhotra, 2012). 마지막 검증은 도구변수들과 2단계 회귀모형의 오차항 간 상관관계 정도를 보여준다. 영가설의 기각은 하나 이상의 도구변수가 2단계 모형의 결과변수와 직접적인 관련이 있으며, 도구변수의 타당성이 의심된다는 의미를 지닌다. 본 연구에서는 영가설이 기각되지 않았고, 모든 도구변수들이 회귀모형의 오차항과 유의한 상관이 없는 것으로 확인되었다. 따라서 노인의 자녀 특성으로 포함한 세 변수와, Dubin and McFadden(1984)의 수정 방법을 적용하는 과정에서 추가된 동거확률 모두가 노부모에 대한 사적부양 요인을 추정하는 데 있어서 적절한 도구변수의 특성을 지닌다고 볼 수 있다.

그런데 선정한 도구변수의 타당성과 별개로, 노인의 사적이전 소득은 0의 값이 많은 변수로, 선형모형으로 예측하기에는 적합하지 않은 변수이다. 이러한 분포 특성을 고려하지 않고 선형모형으로 사적이전을 추정하는 경우, 예측값의 정확도가 매우 떨어지는 문제가 발생하게 된다. 이에 사적이전 소득을 다룬 선행연구들에서는 토빗(tobit)과 헤킷(heckit), 투파트(two-part) 모델 등의 방법을 사용한 바 있다(이원진, 2018). 이 중에서 토빗은 사적이전의 여부와 이전하는 금액의 수준이 동일한 메커니즘으로 결정된다는 가정에 기초한다는 점에서 현실에 부합하지 않은 측면이 있는 반면, 헤킷이나 투파트 모델은 모형 설정에서 토빗보다 유연하다는 장점이 있다(Cameron and Trevedi, 2010). 본 연구에서는 투파트 모델을 사용하여 사적이전을 추정하는데, 헤킷 모형의 적용에 필요한, 사적이전의 여부에 영향을 미치면서 금액 수준에는 영향을 미치지 않는 선택 변수(selection variables)를 찾는 것이 쉽지 않고, 헤킷과 투파트 두 모형의 추정치 평균에 큰 차이가 없다는 견해를 참고한 것이다(Cameron and Trevedi, 2010). 투파트 모델을 사용한 사적이전 소득의 추정은 다음의 두 단계로 구성된다. 먼저, 전체 노인을 대상으로 자녀로부터 사적이전을 받았는지 여부를 종속변수로 하는 프로빗 모형을 분석한 후, 사적이전을 받은 노인만을 대상으로 한 선형회귀모형으로 사적이전 금액을 예측하는 모형을 추정한다. 해당 모형을 통해서 사적이전을 받지 않은 노인의 사적이전 금액을 예측한 후, 앞서 추정한 사적이전

수혜 확률과 조합하여 모든 분석대상의 사적이전 추정치를 계산하는 방법이다.⁵³⁾ 이와 같은 방법으로 추정된 사적부양 변수들을 분석자료에서 관측된 변수들과 비교하면 아래의 <표 3-5>와 같다. 도구변수로 추정한 변수들은 평균에서는 관측변수들과 큰 차이가 없었지만, 표준편차가 상당한 수준으로 감소하였다.

<표 3-5> 사적부양 요인의 관측변수와 추정변수 비교

		평균	표준편차	최소	최대
동거여부	관측변수	.306	.461	0	1
	추정변수	.306	.176	.03	.94
사적이전	관측변수	7.883	21.523	0	121.6
	추정변수	8.066	6.031	.28	61.23

요약하면, 기혼 자녀와의 동거여부 및 비동거 자녀로부터의 사적이전 소득 변수는 분석자료에서 관측된 값이 아닌, 자녀 특성의 도구변수로 추정한 값을 사용한다. 이후의 분석에서는 별도의 언급이 없다면, 추정된 변수를 의미한다.

제4절 연구모형

이 연구는 2008-2016년 사이 노인 고용률의 변화에 영향을 미친 요인을 분석한다. 이를 위해 고령화연구패널조사의 2차(2008년)와 6차(2016년) 기본조사 자료, 2007년의 직업력 자료를 이용하며, 분석대상은 60-84세의 연령집단이다. 결과변수는 개별 응답자의 취업여부이고, 설명변수는 노인의 노동참여에 영향을 미치는 요인들을 노동시장 미시적, 거시적 요인, 공적부양 및 사적부양 요인의 네 가지 범주로 구분하였다.

분석방법은 DiNardo et al.(1996)에서 제시한 재가중 분해방법을 적용한다. 먼저 두 시점 간 고용률의 변화 정도를 구성효과와 구조효과로 분해한 후, 구성효과에 대해서만 개별 설명변수의 변화에 대해 세부분해를 수행하는 방법이다. 세부분해는 설명변수를 추가하는 순서가 분석결과에 영향을 미친다. 이 연구에서는 두 가지 기준으로 설명변수들 사이에 위계적 순서를 부여한다. 첫 번째 기준

53) 투파트 모델을 적용하여 사적이전을 추정한 분석결과는 <부표 3>에 제시하였다. 선형회귀모형의 종속변수는 로그 사적이전 소득이므로, 계산한 예측값을 기존 단위로 환산하는 과정을 거쳤다.

은 개인의 생애과정에서 설명변수가 결정되는 시점의 차이이다. 예컨대, 노동시장의 미시적 요인 가운데 성과 연령은 태어나면서부터 결정되고, 교육수준은 비교적 초기 시점에 결정이 되는 반면, 생애과정에 주로 경험한 종사상 지위나 산업은 핵심 노동연령대의 경험이 누적된 결과로 생성된다. 또한, 건강이나 재산 수준과 같은 요인은 수시로 변화가 가능하다는 특징이 있다. 이 연구에서는 설명변수가 결정되는 시점이 빠른 변수들을 앞 순서에 배치하고, 최근에 결정되는 변수들을 뒤에 배치하는 방식을 취한다.⁵⁴⁾ 두 번째 기준은 경제적 지원 시에 고려되는 순서이다. 공적연금은 개인의 노동경력에 따라 급여수준이 결정되는 반면, 기초(노령)연금의 수급여부는 공적연금을 포함한 소득인정액을 기준으로 결정된다. 따라서 공적연금 요인이 기초(노령)연금 요인보다 선행하는 것으로 판단할 수 있다. 사적 부양은 공적 부양의 수급을 고려하여 제공되는 것으로 가정하며,

<표 3-6> 분석모형별 설명변수 구성

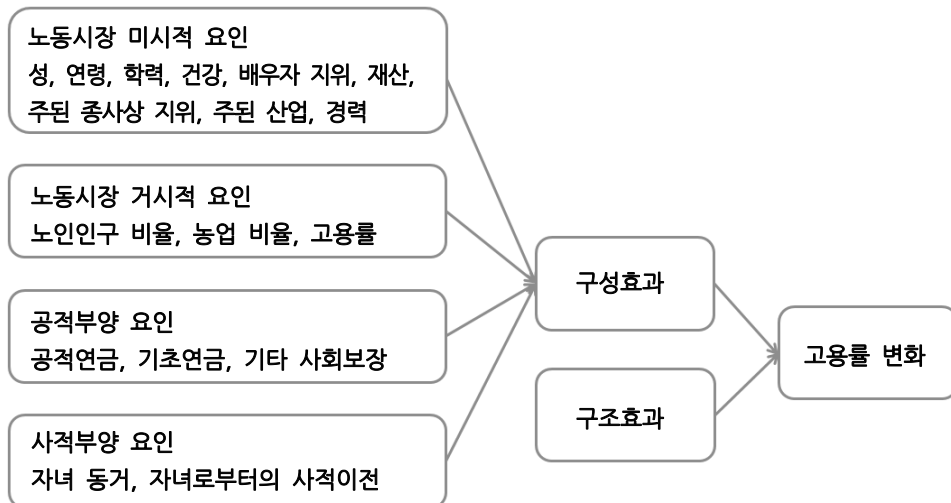
추가한 설명변수	제가중 표본 번호														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
성	■	■													
연령		■													
교육수준			■												
주된 종사상 지위				■											
주된 산업					■										
경력						■									
거주지역							■								
배우자 지위								■							
건강수준									■						
재산										■					
공적연금											■				
기초연금												■			
기타 사회보장													■		
동거														■	
사적이전															■

54) 배우자 지위 변수는 응답자의 결혼지위와 배우자의 노동지위를 결합한 변수이다. 일반적으로 결혼지위는 비교적 생애 초기에 결정되는 것으로 간주되지만, 노인의 경우에는 이혼이나 사별로 인한 변량이 더 많다는 점을 고려하여 뒷 부분에 배치하였다.

동거 여부가 사적이전의 지원 보다 선행하는 것으로 간주한다. 세부분해에서 설명변수를 추가하는 위계적 순서를 표로 정리하면 아래의 <표 3-6>과 같다.

재가중 표본1은 2016년의 설명변수 분포에서 성별 분포만 2008년 수준으로 조정한 것을 의미하며, 재가중 표본2는 성별 분포에 추가로 연령 분포를 2008년의 수준으로 조정한 것이다. 성별 분포 변화의 영향은 2016년의 관측 표본과 재가중 표본1의 고용률 차이로 추정하며, 연령 분포 변화의 영향은 재가중 표본1과 재가중 표본2의 고용률 차이로 추정한다. 순서대로 설명변수를 추가하여, 재가중 표본15는 이 연구에서 고려하는 모든 설명변수들이 2008년의 수준으로 조정된 표본을 의미한다. 2016년의 관측 표본과 재가중 표본15의 고용률 차이는, 설명변수와 결과변수의 관계 및 분석에 포함되지 않은 다른 요인들의 분포는 동일한 조건에서 재가중치로 조정된 설명변수의 분포만 2008년의 수준으로 조정하는 경우의 고용률 변화 정도를 보여주며, 이는 집계분해에서의 구성효과와 일치한다.

재가중 분해를 포함한 모든 분석결과는 60-84세 전체 연령집단을 대상으로 한 결과 외에 성별, 주된 종사상 지위별 분석결과를 같이 제시하며, 이상의 분석 전략을 그림으로 그리면 다음의 <그림 3-1>과 같다.



<그림 3-1> 연구모형

제4장 분석결과

이 연구의 목적은 2000년대 이후 한국 노인의 고용률 변화 과정을 이해하는 것이다. 노인의 고용률 변화는 노인 집단의 특성 변화로 인한 부분과 해당 특성이 노인 취업에 미치는 영향력의 변화로 인한 부분으로 구분할 수 있다. 본 연구에서는 분석방법상 노인의 특성 변화로 인한 고용률 변화에 주목하지만, 고용률 변화의 전체적인 그림을 이해하기 위해서는 시점 간 설명변수의 횡단적 영향력 변화도 고려해야 한다. 이에 분석결과는 다음의 순서로 정리한다. 첫째, 연구의 분석자료인 고령화연구패널에서 분석대상의 고용률과 설명변수들이 어떠한 변화를 보였는지 살펴본다. 전체 분석대상에서의 변화와 함께, 성별, 주된 종사상 지위별 변화도 같이 확인한다. 둘째, 설명변수들이 노인의 취업에 미치는 횡단적 영향력의 변화 정도를 살펴본다. 재가중 분해와 같이, 설명변수를 위계적으로 추가하는 모형에 초점을 두지만, 비교를 위해 단순모형과 통합모형의 결과를 같이 제시한다. 셋째, 이 연구의 주된 분석인 재가중 분해방법의 분석결과를 살펴본다. 이 결과에 기초하여, 2008년과 2016년 사이에 개별 설명변수의 분포 변화가 노인의 취업률 변화에 미친 영향을 정리한다. 전체 분석대상에서의 결과 외에 하위 집단별 결과도 같이 살펴본다. 넷째, 재가중 분석결과를 보완하기 위한 목적의 추가분석 결과를 제시한다.

제1절 고용률과 특성의 변화

1. 고용률 변화 추이

다음의 <표 4-1>은 고령화연구패널조사의 2-6차 자료를 이용하여, 본 연구의 분석대상인 60-84세 연령집단의 고용률 변화 추이를 정리한 것이다. 전체 분석대상의 변화 추이를 보면, 2008년 29.8%였던 고용률이 지속적으로 상승하여 2016년에는 38.7%에 이르렀다. 고용률은 8.9%p 상승하였고, 이러한 변화는 통계적으로 유의하였다. 앞서 2장에서 살펴본 경제활동인구조사와 비교하면, 60세 이상 노인 집단에서 고용률이 상승하는 추이가 동일하게 관측되었음을 확인할 수 있다. 다만, 고령화연구패널조사에서 측정된 고용률의 값이 경제활동인구

조사에서의 고용률보다 다소 낮은 반면, 해당 기간 고용률 변화의 정도는 상대적으로 크게 나타났다는 차이가 있었다. 2005-2015년 인구주택총조사, 2009-2015년 국민노후보장패널조사의 고용률 변화와 비교해도 고용률의 변화 정도가 가장 크게 관측되었다.⁵⁵⁾ 고용률의 변화 정도가 크게 나타났다는 점은 변화가 나타난 원인을 살펴보는 데 있어서 긍정적으로 작용하는 측면도 있지만, 그러한 차이가 표본의 대표성 손실에 기인하는 경우에는 분석결과의 해석과 일반화에 유의해야 한다. 패널탈락으로 인한 영향의 정도를 규명하는 것은 이 연구의 범위를 벗어나는 부분이지만, 주요 변수들의 변화 추이를 표본 대표성이 우수한 횡단자료들에서의 변화 추이와 비교하는 방법을 통해 관련 논의를 보완하고자 한다.

<표 4-1> 분석대상의 고용률 변화 추이

(단위: %, %p)

	2008년	2010년	2012년	2014년	2016년	16-08 차이
N(명)	4735	4713	4771	4758	4898	
전체 분석대상	29.8	33.0	33.1	34.6	38.7	8.9 ***
성별						
남성	43.6	47.9	46.9	48.7	53.8	10.2 ***
여성	19.1	21.3	22.0	22.9	25.5	6.4 ***
종사상 지위별						
임금노동	29.5	33.8	33.2	36.2	41.8	12.3 ***
자영업	43.3	46.9	47.2	47.0	52.6	9.3 ***
기타	20.4	22.7	23.2	24.9	26.7	6.3 ***

주: 연도별 사례 수는 이하의 표에서도 동일함.

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

고용률의 변화 추이를 응답자의 성에 따라 구분해서 살펴보면, 우선 남성 노인의 고용률이 여성 노인에 비해 훨씬 높은 수준을 보인다는 점이 두드러진다. 2008년을 기준으로, 남성 노인의 고용률은 43.6%로 여성 노인의 19.1%에 비해 약 2.3배 가량 높았다. 2008년에서 2016년 사이 고용률의 변화는 남성 노인과 여성 노인 모두에서 통계적으로 유의한 수준으로 증가하였다. 다만, 변화의 정도에 있어서는 차이가 있었는데, 남성 노인이 10.2%p로 여성 노인의 6.4%p보다

55) 경제활동인구조사의 60-84세 연령집단 고용률은 2008년 37.0%에서 2016년 41.2%로 4.2%p 증가하였고, 인구주택총조사의 60-84세 연령집단 고용률은 2005년 31.9%p에서 2015년 34.0%p로 2.1%p 증가하였다. 국민노후보장패널조사의 60-84세 연령집단 고용률은 2009년(3차) 37.8%에서 2015년(6차) 39.9%로 2.1%p 증가하였다.

더 크게 나타났다. 그 결과 남성 노인과 여성 노인의 고용률 격차는 2008년 24.5%p에서 2016년 28.3%p로 3.8%p 더 벌어졌다. 이러한 남성 노인과 여성 노인의 고용률 격차와 변화 추이의 차이는 고용률 변화의 영향요인에 있어서도 두 집단 간에 상당한 차이가 나타날 가능성을 시사한다.

응답자가 30-50세 연령에서 경험한 주된 종사상 지위를 기준으로 구분해서 살펴보면, 자영업 출신 노인의 고용률이 다른 종사상 지위에 비해 높은 수준을 보였다. 2008년 기준으로 30-50세에 10년 이상 자영업을 경험한 노인의 고용률은 43.3%로, 같은 시기에 10년 이상 임금노동을 경험한 노인의 고용률은 29.5%보다 13.8%p 높았다.⁵⁶⁾ 기타 노동지위를 경험한 노인의 고용률은 20.4%에 머물러 세 집단 중 가장 낮았다. 이는 과거의 노동시장 경험이 노년기 이후에도 상당한 영향을 미친다는 선행연구와도 일치한다(Pleau and Shauman, 2013; Wang and Shultz, 2010). 고용률 변화에 있어서는 세 집단 모두에서 통계적으로 유의한 수준의 고용률 증가가 관측되었다. 다만, 집단별로 변화의 정도는 차이가 있었다. 임금노동 출신 집단에서의 고용률 증가가 12.3%p로 가장 컸고, 다음으로 자영업 9.3%p, 기타 노동지위 6.3%p의 순서였다. 그 결과 2008년에는 22.9%p 었던 자영업 출신 노인과 기타 노동지위를 경험한 노인의 고용률 격차가 2016년에는 25.9%p로 더 커졌다.

2008-2016년의 고용률 변화 추이를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 해당 시기 노인 집단의 고용률은 상당한 수준으로 증가하였다. 자료에 따라 고용률 증가 정도에 차이가 있지만, 노인에 대한 공적부양이 확대된 2000년대 중반 이후의 시기에 노인의 고용률이 적어도 감소하지 않았음은 분명해 보인다. 둘째, 이러한 고용률 증가 추이는 정도의 차이는 있지만, 성별, 주된 종사상 지위별로 구분한 모든 하위집단에서 관측되었다. 이는 노인 고용률의 증가가 특정 집단에서만 나타난 현상이 아님을 의미한다. 셋째, 하위집단 내 고용률 변화 추이에서는 여성 노인보다는 남성 노인에서, 자영업이나 기타 노동지위 집단보다는 임금노동 집단에서 고용률의 증가 정도가 더 크게 나타났다. 이는 노인의 노동이 기존의 하위 집단별 고용률 격차를 더 크게 증가시키는 방향으로 변화했음을 보여준다. 본 연구에서는 2008년과 2016년 사이에 관측된 이러한 고용률 변화에 대해서, 주요 설명변수들의 분포 변화가 어떠한 영향을 미쳤는지 확인하며, 이에 기초하여 기존 고용률 변화의 원인을 분석하고, 관련 정책적 함의를 제시할 것이다.

56) 주된 종사상 지위별 하위집단에서의 임금노동은 일용직 임금노동을 제외한 상용직 및 임시직 임금노동을 의미한다는 점에 유의할 필요가 있다. 일용직 임금노동 경험은 기타 노동지위에 포함하였다.

2. 영향요인별 변화 추이

앞서 2장에서 논의하였듯이, 노인의 노동참여는 다양한 요인들이 영향을 미친 결과로 이해할 수 있다. 여기서는 연구문제에서 제시한 네 가지 범주를 기준으로, 각 범주별로 설명변수들이 2008-2016년 사이에 어떠한 변화 추이를 보였는지 살펴본다. 특성 변화의 추이를 확인하는 분석은 두 가지 목적을 지닌다. 첫째, 개별 설명변수의 시점 간 변화 정도를 확인하고, 이를 앞서 이론적 예측과 결합하여 논의하면, 해당 설명변수의 분포 변화로 인한 노인 고용률의 변화 방향을 추정할 수 있다. 특성 변화 추이의 기술분석 결과는 재가중 분해분석의 결과를 해석하기 위한 기초 작업으로서의 의미가 있다. 둘째, 고령화연구패널조사의 고용률 변화가 다른 조사자료에 비해 크게 관측된 점을 고려하면, 시점별 설명변수의 분포가 다른 조사자료와 어느 정도의 차이를 보이는가를 확인할 필요가 있다. 이를 위해서, 주요 특성들에 대해 인구주택총조사와 가계동향조사 및 관련 부서의 통계자료들을 참고하였다. 전체 분석대상의 특성 변화는 고령화연구패널조사의 차수별 분포 변화를 모두 제시하였고, 하위집단별로는 2008년과 2016년의 두 시점 간 차이만을 제시하였다.⁵⁷⁾

1) 노동시장 관련 미시적 요인

먼저, 노인의 노동참여에 영향을 미치는 노동시장 관련 미시적 요인들의 변화 추이를 살펴본다. 전체 분석대상에서의 특성 변화 추이는 다음의 <표 4-2>에 제시하였다. 성별 비율에서는 2008년과 2016년 모두 여성 노인의 비율이 남성 노인보다 많았지만, 시간에 따라 남성 노인의 비율이 증가하는 추이를 확인하였다. 2008년의 남성 노인 비율은 43.8%였고, 2016년에는 46.6%로 2.8%p 높아졌다. 이러한 남성 노인 비율의 증가 추이는 인구주택총조사의 변화 추이와도 일치한다.⁵⁸⁾ 남성 노인의 노동시장참여율이 여성 노인보다 높다는 점을 고려하면, 성별 비율의 변화는 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미쳤을 것이다.

인구고령화의 영향으로 분석대상의 평균 연령도 상승 추이를 보였다. 2008-2016년 사이에 평균 연령은 0.3세 증가하였고, 이는 $p < .10$ 의 수준에서

57) 본 연구에서의 연도 표기는 고령화연구패널조사의 조사 차수를 의미한다. 조사시점을 기준으로 측정하는 취업여부와 달리, 일부 설명변수들은 지난 1년이나 전 연도의 12월 말 시점을 기준으로 측정되었음에 유의해야 한다.

58) 2005-2015년의 인구주택총조사에 의하면, 65세 이상 노인인구에서 남성 노인의 비율은 2005년 39.8%에서 2010년 40.5%, 2015년 42.1%로 증가 추이를 보였다. 이 수치에는 상대적으로 여성 노인의 비율이 높은 85세 이상 연령집단이 포함되어 있다.

<표 4-2> 전체 분석대상의 노동시장 미시적 요인 변화 추이

(단위: %, %p)

	2008년	2010년	2012년	2014년	2016년	16-08 차이
성						
남성	43.8	44.1	44.7	45.3	46.6	2.8 **
여성	56.2	55.9	55.4	54.7	53.4	
연령						
평균(세)	68.9	69.1	69.3	69.3	69.2	0.3 †
60-64	29.6	30.4	30.8	31.4	32.7	3.1 ***
65-69	27.3	25.2	23.5	23.8	24.0	-3.4 ***
70-74	22.5	22.0	21.0	19.6	17.8	-4.7 ***
75-79	13.4	14.4	15.7	15.8	15.2	1.8 **
80-84	7.2	8.0	9.1	9.4	10.3	3.1 ***
교육수준						
초등학교 이하	61.1	57.1	52.3	47.3	38.7	-22.4 ***
중학교	14.2	16.1	17.3	18.3	19.3	5.1 ***
고등학교	17.4	18.9	21.8	24.8	31.7	14.4 ***
대학 이상	7.4	7.9	8.7	9.6	10.3	3.0 ***
건강수준						
일상 도움 필요	14.7	13.8	11.9	11.1	10.6	-4.0 ***
건강한 편	35.4	35.0	36.0	36.5	40.4	5.1 ***
배우자 지위						
배우자 없음	27.1	26.9	26.3	26.0	23.4	-3.6 ***
미취업 배우자	51.4	49.8	51.5	51.1	51.1	-0.3
취업 배우자	21.6	23.3	22.2	22.9	25.5	3.9 ***
재산수준						
평균(천만원)	25.4	24.8	24.7	28.0	28.9	3.5 ***
종사상지위						
임금노동	23.0	24.5	25.4	26.7	28.6	5.5 ***
자영업	32.0	31.3	30.8	30.2	29.7	-2.3 *
기타	45.0	44.2	43.8	43.1	41.7	-3.3 ***
산업						
농림어업	30.8	27.8	24.7	21.7	17.7	-13.1 ***
제조업	22.6	24.1	25.3	26.5	27.2	4.6 ***
서비스업/기타	46.6	48.1	50.0	51.9	55.1	8.5 ***
경력						
평균(년)	15.8	15.7	15.6	15.6	15.6	-0.2
경력없음	12.6	12.2	12.0	11.4	10.7	-1.9 **
1-10년	10.9	11.8	12.2	13.4	14.1	3.2 ***
11-20년	19.1	19.5	20.5	20.5	22.2	3.0 ***
21년	57.4	56.5	55.3	54.8	53.0	-4.4 ***

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

통계적으로 유의하였다. 다만, 5세 단위로 구분한 연령 범주별 비율에서는 다소 다른 그림이 관찰되었다. 2008-2016년 사이에 75-79세 연령집단의 비율이 1.8%p 증가하였고, 80-84세 연령집단의 비율이 3.1%p 증가하는 등 전반적으로 고령노인의 비율이 증가하였지만, 같은 기간 60-64세 연령집단의 비율도 3.1%p 증가하는 추세가 나타났기 때문이다. 이러한 연령구조의 변화는 베이비붐 세대의 고령층 진입을 반영한 결과로 해석할 수 있으며,⁵⁹⁾ 비슷한 변화는 인구주택총조사에서도 관측된다.⁶⁰⁾ 결과적으로, 연령 분포의 변화가 노인 고용률의 변화에 미치는 영향은 비교적 젊은 고령층의 증가로 인해 고용률이 상승한 효과와 고령 노인의 증가로 인해 고용률이 감소한 효과의 상대적인 차이로 결정된다고 볼 수 있다.

분석대상의 교육수준 분포에서는 초등학교 이하 저학력 집단의 비중이 2008년 61.1%에서 2016년 38.7%로 22.4%p 감소한 반면, 나머지 다른 학력 집단의 비중은 통계적으로 유의한 수준의 증가 추이를 보였다. 이와 같은 저학력 노인의 감소 추이는 다른 횡단자료들에서도 비슷한 추이가 보고된 바 있다. 그러나 노인의 교육수준 분포 변화가 고용률 변화에 미치는 영향은 단언하기가 쉽지 않다. 앞서 이론적 논의에서 살펴봤듯이, 노동자의 교육수준 향상은 노동생산성의 향상 및 기대임금수준의 향상으로 이어지며, 그 결과 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미친다. 그러나 노인 집단의 경우, 교육수준의 향상은 개인이 생애과정에서 축적하는 자산의 정도 및 노후 준비 정도와도 관련이 있기 때문에, 교육수준이 높은 노인 집단에서 오히려 고용률이 낮게 나타날 수 있기 때문이다. 결국 교육수준 분포의 변화 역시, 상반된 두 가지 효과의 상대적인 크기에 의해 결정될 것이라 추정된다.

분석대상의 건강 수준은 일상생활에서 도움이 필요하다고 응답한 비율과 주관적 건강수준에서 보통 이상으로 건강하다고 응답한 비율을 통해서 살펴본다. 두 가지 지표 모두에서 2008-2016년 사이 노인 집단의 건강수준이 통계적으로 유의한 수준으로 개선된 것으로 나타났다. 일상생활에서 다른 사람의 도움을 필요로 하는 노인의 비율은 2008년 14.7%에서 2016년 10.6%로 4.0%p 감소한 반

59) 방하남 외(2011)에 의하면, 한국의 베이비붐 세대는 1955년에서 1963년 사이에 출생한 연령집단을 지칭한다. 2008년에는 이 집단의 연령이 45-53세였지만, 2016년에는 53-61세가 되어 분석대상에 포함되었다.

60) 2010-2015년 인구주택총조사에서, 60세 이상 인구 중 60-64세 연령집단이 차지하는 비율은 2010년 28.6%에서 2015년 29.6%로 1.0%p 증가하였고, 같은 기간 65-69세, 70-74세 연령집단의 비율은 각각 1.2%p, 1.6%p 감소한 반면, 75-79세와 80-84세 연령집단의 비율은 0.3%p, 0.8%p 증가하는 추이를 보였다.

면, 본인이 보통 이상으로 건강한 편이라고 생각하는 노인의 비율은 2008년 35.4%에서 2016년 40.4%로 5.1%p 많아졌다. 건강수준의 이러한 변화 추이는 앞서 노인의 기대여명으로 살펴본 건강수준 향상 추이와도 일치한다. 노인 집단에 있어서 건강수준은 다른 연령집단에 비해 노동시장의 참여여부 결정에 상대적으로 더 중요한 요인으로 꼽힌다. 따라서 건강수준이 향상되는 방향으로의 특성 변화는 노인 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미쳤을 것이다.

배우자 지위 변수는 분석대상의 결혼지위 특성과 배우자의 취업여부 변수를 통합한 것이다. 2008년 기준으로 전체 분석대상의 절반 이상은 노동시장에 참여하지 않은 배우자가 있었고, 나머지 절반에 가까운 노인 중에서는 배우자가 없는 경우가 취업 배우자가 있는 경우보다 많았다. 그러나 2016년의 분포에서는 비취업 배우자가 있는 노인의 비율에는 별다른 변화가 없었지만, 배우자가 없는 노인의 비율이 감소하고, 취업 배우자가 있는 노인의 비율이 증가하는 방향으로의 변화가 관측되었다. 이러한 변화는 상반되는 두 가지 경로로 노인의 노동참여에 영향을 미칠 수 있다(Mavromaras and Zhu, 2015; Schirle, 2008). 하나는 배우자의 노동참여를 통한 가구소득 증가의 효과이다. 노동시장에 참여하지 않아도 누릴 수 있는 비노동소득의 증가는 노인의 노동참여를 낮추는 방향으로 영향을 미칠 수 있다. 다른 하나는 부부가 함께 농업이나 자영업에 종사하거나, 노년기의 여가를 같이 보내고 싶어하는 등의 요인으로 인한 영향이다. 이 경우 배우자의 노동참여는 다른 배우자의 노동참여와 정(+)적인 관계를 보이게 된다. 결국 취업 배우자 비율의 증가가 노인의 노동참여에 미치는 영향도 상반된 두 가지 관계의 상대적인 크기에 의해 결정될 것으로 보인다.

재산 수준의 변화를 보면, 2008년 노인의 부부단위 평균 재산액은 25.4천만원이었고, 2016년에는 재산 금액이 28.9천만원으로 3.5천만원 가량 증가한 것으로 나타났다. 노인 집단의 재산수준 증가는 경제적 여건의 향상을 의미하므로, 경제적인 욕구로 노동시장에 참여하는 노인의 규모를 줄이는 방향으로 영향을 미쳤을 것으로 추정된다.

다음으로, 분석대상 노인 집단의 30-50세 노동 경험을 기준으로 측정한 노동생애 특성의 변화 추이를 보면,⁶¹⁾ 분석대상의 주된 종사상 지위 비율은 2008년을 기준으로 임금노동을 주로 경험한 노인의 비율이 23.0%로, 자영업을 주로 경험한 비율(32.0%)보다 적었다. 그러나 시간이 지나면서 임금노동 집단의 비율은

61) 노동생애 특성은 변화 추이를 비교할 수 있는 반복횡단 자료의 한계로 표본 대표성의 검증은 다루지는 않는다.

꾸준히 상승한 반면, 농업을 포함한 자영업 집단의 비율은 감소하는 추이를 보였고, 결국 2016년에는 임금노동 집단과 자영업 집단의 비율이 각각 28.6%와 29.7%로 격차가 근소한 차이로 좁혀졌다. 임금노동이나 자영업과 같은 주된 종사상 지위를 가지지 않은 비율은 2008년 45.0%에서 2016년 41.7%로 3.3%p 감소하였다. 이러한 변화 추이는 농업을 비롯한 1차 산업의 일자리 비중 감소가 반영된 것으로 이해할 수 있다. 이 연구에서는 가족의 농업 운영에 참여한 구성원이나 일용직 농업 노동자가 기타 노동지위 집단에 포함되기 때문이다.

주된 산업 비율에서의 두드러진 변화 추이는 농림어업을 경험한 노인의 비율이 큰 폭으로 감소한 반면, 제조업과 서비스업을 경험한 노인의 비율이 증가했다는 것이다. 2008년 30.8%였던 농림어업 출신 노인의 비율은 2016년 17.7%로 13.1%p 감소하였다. 감소한 비중의 약 2/3는 서비스업의 증가로, 나머지 1/3은 제조업 출신 노인의 증가로 이어졌다.

경력 변수의 경우, 분석대상의 평균 경력 기간에서는 통계적으로 유의한 변화가 관찰되지 않았다. 2008년부터 2016년까지 30-50세의 평균 경력은 15.6-15.8년으로 거의 변화가 없었다. 그러나 경력 기간의 분포를 살펴보면 이야기가 달라진다. 노동시장에 참여한 경험이 없는 비율은 2008년 12.6%에서 2016년 10.7%로 1.9%p 감소하였고, 21년의 기간 동안 모두 취업을 경험한 비율도 57.4%에서 53.0%로 4.4%p 감소하였다. 경력 기간의 양 극단이 감소 추이를 보인 반면, 1-10년의 경력을 보유한 집단과 11-20년의 경력을 보유한 집단의 비율은 각각 3.2%p, 3.0%p 증가하였다. 이와 같은 경력 기간의 변화 추이는 특성의 변화를 평균 차이로만 보는 경우, 분포에서의 변화를 놓칠 수 있음을 보여주는 사례가 될 수 있다.

하위집단별로 노동시장 미시적 요인의 변화 추이를 살펴보면 다음의 <표 4-3>, <표 4-4>와 같다. 먼저 성별 차이를 보면, 연령 분포의 변화는 남성 노인과 여성 노인에게서 다른 추이가 관찰되었다. 남성 노인의 경우 75세 이상 고령 노인 집단의 비율 증가와 70-74세 연령집단에서의 비율 감소가 유의한 수준을 보였지만, 60-64세 연령집단의 비중 증가는 미미한 수준에 그쳤다. 반면, 여성 노인에서는 80-84세 연령집단에서의 유의한 증가와 함께 60-64세 연령집단의 변화도 확인되었다. 남성 노인과 달리 65-69세 연령집단의 비중 감소도 유의한 수준이었다.⁶²⁾ 따라서 전체 분석대상에서 관측된 60-64세 연령집단의

62) 비슷한 변화 추이는 2010-2015년의 인구주택총조사에서도 확인된다. 60세 이상 인구 대비 60-64세 연령집단의 비율은 남성 노인이 2010년 32.5%에서 2015년 32.8%로 0.3%p 증가에 그친 것에 비해, 여성 노인에서는 2010년 25.8%에서 2015년 27.1%로

<표 4-3> 성별 노동시장 미시적 요인 변화

(단위: %, %p)

	남성			여성		
	2008	2016	차이	2008	2016	차이
연령						
평균(세)	68.2	68.5	0.4 †	69.5	69.7	0.3
60-64	34.1	34.5	0.4	26.1	31.1	5.0 ***
65-69	27.0	26.0	-1.0	27.6	22.2	-5.4 ***
70-74	22.4	17.6	-4.8 ***	22.6	18.1	-4.5 ***
75-79	10.8	13.9	3.1 **	15.4	16.4	1.0
80-84	5.6	8.0	2.4 **	8.4	12.3	3.9 ***
교육수준						
초등학교 이하	41.4	22.8	-18.6 ***	76.7	52.6	-24.1 ***
중학교	16.7	19.2	2.5 *	12.2	19.4	7.2 ***
고등학교	28.2	40.8	12.6 ***	8.9	23.8	14.9 ***
대학 이상	13.7	17.3	3.5 **	2.4	4.2	1.9 ***
건강수준						
일상 도움 필요	17.5	13.8	-3.7 ***	12.5	7.9	-4.5 ***
건강한 편	46.3	47.3	0.9	26.8	34.5	7.6 ***
배우자 지위						
배우자 없음	8.3	9.5	1.2	41.7	35.6	-6.1 ***
미취업 배우자	67.6	63.7	-3.9 **	38.8	40.1	1.3
취업 배우자	24.1	26.8	2.7 *	19.6	24.3	4.8 ***
재산수준						
평균(천만원)	28.2	31.1	2.8 *	23.2	26.9	3.8 ***
종사상지위						
임금노동	37.3	43.6	6.3 **	10.4	15.5	5.1 **
자영업	47.6	42.9	-4.7 **	19.8	18.2	-1.7 ***
기타	13.2	13.5	0.3	69.8	66.4	-3.4
산업						
농림어업	22.8	12.8	-10.0 ***	37.0	22.0	-15.0 ***
제조업	29.7	34.9	5.2 ***	17.1	20.5	3.4 ***
서비스업	47.4	52.3	4.8 **	45.9	57.5	11.6 ***
경력						
평균(년)	20.4	20.3	-0.1	12.2	11.4	-0.8 ***
경력없음	0.4	0.6	0.2	22.1	19.6	-2.6 *
1-10년	0.7	1.3	0.6 †	18.7	25.2	6.5 ***
11-20년	14.8	14.8	0.01	22.5	28.6	6.1 ***
21년	84.1	83.3	-0.8	36.6	26.7	-9.9 ***

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

1.3%p 높아졌다. 고령화연구패널조사에서의 성별 변화 추이 차이가 더 크기는 했지만, 전체적인 변화의 방향에 있어서는 동일한 것으로 판단할 수 있다.

비중 증가는 상당 부분 여성 노인에서의 변화에 기인하는 것으로 볼 수 있다.

교육수준의 특성 변화 추이는 남성 노인과 여성 노인에게서 큰 차이가 나타나지 않았다. 두 집단 모두에서 초등학교 이하의 학력을 지닌 집단의 비중이 큰 폭으로 감소하였고, 다른 학력수준 집단의 비중이 증가하였다. 다만, 남성 노인에 비해 여성 노인에게서 분포 변화의 폭으로 나타났다. 건강수준의 변화 추이에서는 집단 간 차이가 확인되었다. 남성 노인은 일상 생활에서 도움이 필요한 비율에서만 통계적으로 유의한 수준의 변화가 관찰되었지만, 여성 노인에서는 일상 생활에서의 도움과 주관적 건강 변수 모두에서 유의한 수준의 변화가 있었다. 이러한 결과는 앞서 남성 노인의 기대여명이 더 많이 증가한 것과 달리, 일상에서의 건강수준에서는 여성 노인에서의 변화가 더 크게 나타났을 가능성을 시사한다.

배우자 지위의 변화 추이에서도 집단 간 차이가 드러났다. 남성 노인에서는 미취업 배우자가 있는 비율이 감소하고 취업 배우자가 있는 비율이 증가하는 방향으로의 변화가 나타났다. 이는 유배우 여성 노인의 노동시장 참여가 증가한 것으로 해석할 수 있다. 반면, 여성 노인에서는 배우자가 없는 노인 비율의 감소와 취업 배우자가 있는 노인 비율의 증가가 있었다. 이는 남성 노인의 기대 수명이 증가하여 사별 여성 노인의 비중이 감소한 결과로 추정된다. 재산 수준에서는 남성 노인에 비해 여성 노인이 재산의 증가 정도가 더 크게 나타났다.

주된 종사상 지위에서는 남녀 노인 모두에서 임금노동을 주로 경험한 비율이 통계적으로 유의한 수준으로 증가하였고, 자영업 출신 비율이 유의한 수준으로 감소하였다. 주된 산업의 경우, 남성 노인은 농림어업의 감소가 제조업과 서비스업으로 비교적 고르게 이동한 반면, 여성 노인은 농림어업 감소 비율의 대부분이 서비스업으로 이동했다는 차이를 보였다. 경력 기간의 변화 추이에서는 성별 차이가 더 두드러졌는데, 남성 노인은 경력의 평균과 분포 모두에서 미미한 수준의 변화에 그쳤던 것에 비해, 여성 노인은 평균 경력 기간의 감소가 통계적으로 유의하였고, 각 분포에서의 변화 정도도 남성 노인에 비해 훨씬 크게 나타났다. 전체 분석대상에서 관찰된 경력 기간 변화의 대부분이 여성 노인의 변화에 기인하였음을 확인할 수 있다.

마지막으로, 노동시장 미시적 요인의 주된 종사상 지위별 차이를 살펴본다. 성별 분포에서는, 전체 분석대상에서 나타난 남성 노인의 비중 증가가 자영업 집단과 기타 노동지위 집단에서만 관찰되었고, 임금노동 집단에서는 오히려 남성 노인의 비중이 $p < .10$ 의 수준에서 유의하게 감소하였다. 이는 산업화 이후 여성의

<표 4-4> 주된 종사상 지위별 노동시장 미시적 요인 변화

(단위: %, %p)

	임금노동			자영업			기타		
	2008	2016	차이	2008	2016	차이	2008	2016	차이
성									
남성	74.6	71.1	-3.5 †	65.2	67.4	2.2***	12.8	15.1	2.3*
여성	25.4	28.9		34.8	32.6		87.2	84.9	
연령									
평균(세)	67.6	68.0	0.4	68.9	69.4	0.5 †	69.5	69.8	0.3
60-64	37.8	38.0	0.2	29.4	30.7	1.3	25.7	30.4	4.7***
65-69	28.0	25.8	-2.2	26.9	24.4	-2.5	27.3	22.4	-4.9***
70-74	20.2	16.9	-3.3*	23.5	18.1	-5.4***	22.9	18.3	-4.6***
75-79	8.9	12.3	3.4**	12.9	16.2	3.3*	16.0	16.6	0.6
80-84	5.1	7.0	1.9 †	7.2	10.4	3.2**	8.1	12.4	4.3***
교육수준									
초등학교 이하	35.1	24.8	-10.3***	60.8	35.3	-25.5***	74.6	50.7	-23.9***
중학교	16.1	16.4	0.3	14.2	21.0	6.8***	13.2	20.1	6.9***
고등학교	29.5	38.7	9.2***	19.3	34.5	15.2***	9.7	24.9	15.2***
대학 이상	19.3	20.2	0.9	5.6	9.2	3.6***	2.5	4.3	1.8***
건강수준									
일상 도움 필요	13.7	9.8	-3.9**	16.1	12.3	-3.8**	14.1	10.0	-4.1***
건강한 편	46.4	47.8	1.4	38.3	41.6	3.3 †	27.7	34.5	6.8***
배우자 지위									
배우자 없음	17.4	18.2	0.8	23.0	19.6	-3.4	35.0	29.8	-5.2***
미취업 배우자	66.7	61.0	-5.7**	52.4	51.3	-1.1	42.8	44.1	1.3
취업 배우자	16.0	20.9	4.9**	24.7	29.2	4.5	22.2	26.1	3.9**
재산수준									
평균(천만원)	29.2	32.3	3.1*	26.7	30.0	3.3*	22.5	25.7	3.2**
산업									
농림어업	1.4	0.9	-0.5	43.1	26.6	-16.5***	37.1	22.9	-14.2***
제조업	40.4	43.6	3.2	12.6	15.6	3.0*	20.6	24.3	3.7**
서비스업	58.2	55.5	-2.7	44.3	57.8	13.5***	42.3	52.8	10.5***
경력									
평균(년)	19.3	19.1	-0.2	19.8	19.5	-0.3*	11.2	10.3	-0.9***
경력없음	0	0		0	0		28.1	25.7	-2.4 †
1-10년	5.4	6.0	0.6	3.3	3.6	0.3	19.0	27.0	8.0***
11-20년	24.2	26.3	2.1	19.5	22.5	3.0*	16.3	19.0	2.7*
21년	70.4	67.6	-2.8	77.2	73.8	-3.4*	36.7	28.2	-8.5***

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

노동시장참여가 임금노동 일자리를 중심으로 늘어난 것을 반영하는 결과로 볼 수 있다. 연령 분포의 변화에서는 다른 양상이 나타났다. 고령 노인의 비중 증가와 중간 연령대에서의 비중 감소는 세 집단 모두에서 관찰되었지만, 60-64세

연령집단의 비중 증가는 기타 노동지위 집단에서만 유의한 수준의 변화를 보였다. 기타 노동지위 집단의 대부분이 여성이므로, 성별 차이에서의 결과가 동일하게 반영된 것으로 이해할 수 있다.

교육수준의 분포 변화에서는 모든 집단에서 초등학교 이하 학력을 보유한 노인의 비율이 통계적으로 유의한 수준으로 감소하였고, 감소한 비율의 대부분은 고등학교 학력을 보유한 노인의 증가로 이어졌다. 변화의 정도는 자영업 출신 노인과 기타 노동지위를 경험한 노인 집단에서 상대적으로 크게 나타났고, 임금노동을 경험한 노인 집단에서는 변화의 정도가 적었다. 임금노동을 경험한 집단은 다른 집단에 비해 이미 높은 수준의 학력을 보유하고 있었기 때문으로 해석할 수 있다. 따라서 교육수준 분포 변화의 영향은 임금노동 출신 노인보다는 다른 두 집단에서 더 크게 확인될 것으로 보인다. 건강수준의 변화에서는 일상 생활에서 도움이 필요한 노인의 비중 감소는 세 집단 모두에서 비슷한 수준으로 감소하였지만, 자신의 건강상태에 대한 변화는 자영업과 기타 노동지위를 경험한 집단에서만 통계적으로 유의한 수준의 증가가 나타났다. 건강수준의 개선이 노인의 노동참여를 높이는 방향으로 영향을 미친다면, 임금노동 출신 노인보다는 다른 두 집단에서의 변화가 더 크게 나타날 것으로 예상할 수 있다.

배우자 지위의 변화에서는 또 다른 양상의 변화가 관찰되었다. 주로 임금노동을 경험한 집단에서는 앞서 남성 노인에서와 비슷하게 미취업 배우자가 있는 비율이 감소하고 취업 배우자가 있는 비율이 증가하는 방향으로의 변화가 있었지만, 자영업 출신 노인 집단에서는 유의한 수준의 변화가 나타나지 않았다. 기타 노동지위를 경험한 집단에서는 여성 노인 집단에서의 변화와 비슷하게 배우자가 없는 노인의 비중이 감소하고 취업 배우자가 있는 비율이 증가하는 방향으로의 변화가 있었다. 재산 수준의 변화에서는 세 집단 모두에서 비슷한 수준의 재산 증가 추이가 나타났다.

노동시장 관련 미시적 요인의 변화 추이는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 개인 특성 중에서는 고령 노인의 증가, 교육수준의 향상, 건강의 개선, 취업 배우자 비율의 증가, 재산 증가의 양상이 나타났으며, 기본적인 변화 추이는 대부분의 하위집단에서도 큰 차이가 없었다. 둘째, 생애과정 특성 중에서는 임금노동을 주로 경험한 집단의 비율이 증가한 반면, 자영업과 기타 노동지위를 경험한 비율은 감소하는 추이를 보였고, 주된 산업에서 농림어업의 감소 추이가 관찰되었으며, 평균 경력 수준은 유의한 변화가 없었지만, 경력 분포의 양 극단이 차지하는 비율이 감소하는 방향으로의 변화가 있었다. 셋째, 성별 차이에서는 연령 분포에

서 60-64세 연령집단의 비율 증가가 여성 노인에게서만 나타난 점, 배우자 지위의 변화가 성별로 다른 양상을 보인 점을 확인하였다. 생애과정 특성에서는 여성이 남성에 비해 서비스업에 종사한 비중이 더 많이 증가하였고, 경력기간의 변화 정도가 컸다. 넷째, 주된 종사상 지위별 차이에서는 성별 분포와 학력수준의 변화에서 임금노동 집단의 변화 양상이 다른 두 집단과 차이를 보였고, 연령 분포의 변화에서는 기타 노동지위 집단에서만 60-64세 연령의 비율이 증가하는 변화가 관찰되었으며, 배우자 지위 특성에서는 세 집단이 각기 다른 변화 추이를 보였다. 생애과정 특성에서는 자영업 집단과 기타 노동지위 집단에서만 농림어업의 감소 및 서비스업의 증가가 관찰되었고, 경력 기간의 변화도 두 집단에서 주로 나타났다.

2) 노동시장 관련 거시적 요인

노동시장 관련 거시적 요인은 노인이 거주하고 있는 지역의 노동시장 특성 변화를 보여주는 것으로, 해당 지역의 인구에서 노인집단이 차지하는 비율, 전체 취업자에서 농림어업 종사자가 차지하는 비율, 노동연령대의 고용률 세 가지 변수로 구분하여 살펴본다.⁶³⁾ 거시적 요인은 고령화연구패널조사의 거주지역 정보와 경제활동인구조사 및 지역고용조사 등의 다른 자료에 기초한 것이므로, 2008년과 2016년의 두 시점 간 차이를 중심으로 살펴보며, 전체 분석대상 및 각 하위집단을 포함하여 다음의 <표 4-5>에 정리하였다.

전체 분석대상에서의 변화를 보면, 2008년에는 노인이 거주하는 지역의 평균 노인인구 비율이 19.6% 수준이었으나, 2016년에는 22.4%로 2.8%p 증가하였다.⁶⁴⁾ 지역의 전체 일자리 중에서 농업 관련 일자리가 차지하는 비율은 2008년 13.8%에서 2016년 6.2%로 7.6%p 감소하였다. 지역별 고용률의 평균은 2008년 60.7%에서 2016년 64.1%로 3.4%p 증가하였다. 세 가지 변화 추이 모두 통계적으로 유의한 수준이었다. 다른 조건이 동일하다면, 노인인구의 증가는 노인 노동공급의 증가로 이어져 노인의 고용률을 감소시킬 수 있지만, 해당 지역 내에 비노인인구의 감소와 결부되는 경우에는 반대로 노인의 노동참여가 높아질 수도 있다(이철희, 2006; 2012). 반면, 전체 일자리에서 농업 관련 일자리가 차

63) 이 변수들은 경제활동인구조사와 지역고용조사 등의 외부자료에 기초한 것이므로 2010-2014년의 수치는 생략하였다.

64) 여기서 제시하는 노인인구 비율은 노인이 거주하는 지역의 평균값이므로, 각 시점의 전국 기준 노인인구 비율과는 차이가 있다. 참고로 전체 인구 대비 노인인구 비율은 2016년 기준 13.2%로(통계청, 장래인구추계), 이 연구의 노인 거주지역 노인인구 비율보다 낮았다.

<표 4-5> 분석대상의 노동시장 거시적 요인 변화

(단위: %, %p)

	전체			남성			여성		
	2008	2016	차이	2008	2016	차이	2008	2016	차이
노동시장 특성									
노인인구 비율	19.6	22.4	2.9***	19.4	22.2	2.8***	19.7	22.6	2.9***
농업 비율	13.8	6.2	-7.6***	13.4	5.9	-7.5***	14.1	6.6	-7.6***
고용률	60.7	64.6	3.4***	60.6	64.1	3.5***	60.7	64.2	3.4***
	임금노동			자영업			기타		
	2008	2016	차이	2008	2016	차이	2008	2016	차이
노동시장 특성									
노인인구 비율	16.6	21.0	4.3***	21.5	23.6	2.1***	19.7	22.6	2.8***
농업 비율	6.9	3.9	-3.0***	18.3	8.1	-10.2***	14.1	6.5	-7.6***
고용률	59.1	64.6	4.4***	61.7	64.6	2.9***	60.8	64.2	3.4***

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

지하는 비중의 감소는 노인 노동력을 필요로 하는 노동수요의 감소를 의미하므로, 노인의 고용률을 줄이는 방향으로 영향을 미칠 것이다. 또한, 고용률 증가를 전반적인 경제 활성화로 이해한다면, 고용률 증가로 노인이 취업할 수 있는 일자리도 늘어나기 때문에, 노인의 노동참여가 증가할 수 있다. 결국, 노동시장 거시적 요인의 변화가 노인의 노동참여에 미치는 영향 역시 상반되는 여러 효과들의 상대적 크기에 의하여 달라질 것으로 추정된다.

하위집단별 거시적 요인의 변화 추이도 매우 유사한 양상을 보였다. 모든 하위 집단에서 노인인구 비율의 증가, 농업 일자리 비중의 감소, 고용률의 증가가 관측되었다. 다만, 성별 하위집단에서는 두 집단의 변화 추이가 거의 동일하게 나타난 것에 비해, 주된 종사상 지위별 하위집단에서는 세 집단 간 개별 요인의 변화 정도에 차이가 있었다. 임금노동 집단은 상대적으로 노인인구 비율의 증가 정도가 크고, 농업 부문의 감소 정도가 적었으며, 고용률의 변화 정도가 높았다. 이는 본 연구에서 거시적 요인을 지역 단위로 측정하였고, 임금노동을 경험한 노인이 상대적으로 대도시에 많이 거주하는 것이 반영된 결과로 볼 수 있다. 같은 이유로, 비교적 읍·면 지역에 거주하는 비율이 높은 자영업 출신 노인의 경우, 노인인구 비율의 증가 정도는 적었지만 절대적인 수준에서는 노인인구 비율이 다른 집단보다 높았고, 농업 일자리 비중의 감소 정도가 가장 컸음에도, 여전히 다른 집단보다 높은 수준의 농업 비율을 보였다.

3) 공적부양 요인

다음의 <표 4-6>은 노인 대상의 공적부양과 관련된 변수들의 변화 추이를 정리한 것이다. 공적연금을 수급한 비율은 2008년 38.4%에서 2016년 50.6%로 12.2%p 증가하였다. 시점 별로는 2008-2010년의 변화 폭이 가장 컸고, 2010년 이후로는 비교적 안정적인 증가 추이를 보였다. 전체 분석대상의 공적연금 평균 소득은 월 11.9만원에서 월 17.1만원으로 5.2만원 가량 높아졌지만, 실제 수급집단에서의 공적연금 평균 소득은 월 30.9만원에서 월 33.8만원으로 2.9만원 증가에 그치는 것으로 나타났다. 이는 공적연금 평균 소득의 증가가 급여수준의 상승보다는 수급범위의 확대에 기인한다는 것을 의미한다. 국민연금통계연보에 제시된 노인 집단의 공적연금 수급률은 2007년이 22.4%, 2015년이 42.3%로 해당 시기에 공적연금의 수급률이 약 19.9%p 증가하였다.⁶⁵⁾ 국민연금의 월평균 급여수준은 2008년 23.7만원에서 2016년 34.0만원으로 약 10.7만원 높아진 것으로 나타났다. 공적연금의 수급률과 급여수준이 모두 높아지는 방향으로의 변화 추이는 분석자료와 행정통계의 결과가 일치하였으나, 수급률의 변화 정도는 다소 크게 관측된 반면, 급여수준의 변화는 다소 적게 관측되었다는 차이를 보였다. 이러한 차이의 원인을 정확히 규명하기는 쉽지 않지만, 본 연구에서 85세 이상 초고령 노인집단을 표본에서 제외하였다는 점, 공적연금의 수급을 개인 단위가 아닌 부부 단위로 측정하였다는 점, 국민연금의 급여수준 측정 시에 조기노령

<표 4-6> 전체 분석대상의 공적부양 요인 변화 추이

	2008년	2010년	2012년	2014년	2016년	16-08 차이
(단위: %, %p)						
공적연금						
평균(만원/월)	11.9	14.8	15.5	17.0	17.1	5.2 ***
수급 평균(만원/월)	30.9	31.3	31.5	32.6	33.8	2.9 *
수급률	38.4	47.2	49.1	50.5	50.6	12.2 ***
기초(노령)연금						
수급률	33.1	42.7	45.1	44.0	44.0	10.9 ***
65세 이상 수급률	50.4	60.8	60.5	61.7	61.7	11.3 ***
기타 사회보장						
평균(만원/월)	3.4	-	-	3.0	3.0	-0.4
수급률	6.8	-	-	6.9	6.3	-0.5

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

65) 여기서의 수급률은 국민연금과 공무원연금, 군인연금 및 사학연금의 수급자 수를 65세 이상 추계인구로 나눈 비율을 의미한다.

연금과 제직자노령연금의 영향을 조정하였다는 점이 영향을 미쳤을 수 있다. 큰 틀에서는 분석자료에서 관측된 공적연금 관련 특성의 변화 추이와 국민연금통계 연보의 결과가 유사한 것으로 판단된다.

기초(노령)연금의 지급률은 조사시점 기준 작년 한 해 동안의 소득과 재산 변동들에 기초하여 추정된 지급여부로 계산한 값이다. 2008년 기초노령연금의 지급률은 60-84세 연령집단을 기준으로 33.1%, 65세 이상 연령집단을 기준으로 50.4% 수준으로 나타났고, 시간에 따라 지급률이 증가하여 2016년에는 전체 분석대상의 44.0%, 65세 이상 연령집단의 61.7%가 기초연금을 지급하는 것으로 추정되었다. 두 가지 지급률 모두 통계적으로 유의한 수준으로 증가하였다. 추정 지급률은 2008-2010년 사이에 큰 폭으로 상승한 후, 2016년까지는 안정적인 수준을 유지하였다. 이러한 변화 추이는 보건복지부의 행정통계 추이와도 비슷하다. 기초(노령)연금은 65세 이상 노인인구의 소득인정액 기준 하위 70%에게 급여를 지급할 수 있게끔 설계되었으나, 행정통계에서도 제도가 도입된 2008년에는 목표에 못 미친 57.2%의 지급률에 그쳤고, 이후 2009년부터 65-68%의 지급률을 안정적으로 유지하였다(보건복지부, 2016). 분석자료에서의 지급률이 행정통계보다 다소 낮은 것은 기초(노령)연금을 지급할 확률이 상대적으로 높은 85세 이상 연령집단을 표본에서 제외한 결과로 해석할 수 있다. 표에 제시하지는 않았지만, 2014년 기초노령연금에서 기초연금으로의 제도 변화로 월평균 급여수준이 2배 가량 증가했다는 점도 고려할 필요가 있다.

공적연금과 기초(노령)연금의 변화에 비해, 기타 사회보장급여 소득은 통계적으로 유의한 수준의 변화가 관측되지 않았다. 국민기초생활보장급여를 포함한 기타 사회보장급여를 합한 월평균 급여수준은 3.4만원에서 3.0만원으로 약간 감소하였고, 지급률 역시 6.8%에서 6.0%로 감소하였지만, 통계적으로 유의한 수준의 변화는 아니었다.⁶⁶⁾ 이러한 변화 추이는 앞서 국민기초생활보장제도의 지급률과 월평균 급여수준이 감소한 것과도 일치한다.

이러한 공적부양의 변화 추이를 성별, 주된 종사상 지위별 하위집단으로 구분하여 살펴보면 다음의 <표 4-7>, <표 4-8>과 같다. 성별 공적부양 관련 특성 변화 추이에서는 두드러지는 차이가 발견되지는 않았다. 공적연금의 지급액을 추정할 때 개인이 아닌 부부단위로 측정하였고, 기초(노령)연금의 소득인정액 추정

66) 2010년과 2012년의 기타 사회보장급여의 지급률과 월평균 급여수준이 제시되지 않은 것은 고령화연구패널조사에서 4차 조사(2012년)까지 기타 사회보장급여에 기초노령연금의 지급을 포함하여 측정하였기 때문이다. 2차 조사(2008년)에서는 기초(노령)연금이 도입되기 이전 시점(작년 한 해)을 기준으로 측정한 값이므로 결과를 제시하였다.

<표 4-7> 성별 공적부양 요인 변화

(단위: %, %p)

	남성			여성		
	2008	2016	차이	2008	2016	차이
N	2086	2129		2647	2769	
공적연금						
평균(만원/월)	14.6	18.9	4.3 ***	9.7	15.6	5.8 ***
수급 평균(만원/월)	32.8	36.0	3.2 †	28.9	31.8	2.9 †
수급률	44.6	52.5	7.9 ***	33.6	48.9	15.4 ***
기초(노령)연금						
수급률	17.9	33.3	15.4 ***	44.9	53.3	8.4 ***
65세 이상 수급률	27.1	50.4	23.3 ***	58.2	71.1	12.9 ***
기타 사회보장						
평균(만원/월)	2.5	2.6	0.8	4.1	3.3	-0.8 †
수급률	5.5	5.9	0.4	7.8	6.7	-1.1

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

시에도 노인 부부의 소득과 재산을 같이 고려하였으므로, 이는 자연스러운 결과라고 볼 수 있다. 다만, 공적연금 수급률의 변화가 남성 노인에 비해 여성 노인에게서 다소 크게 나타났는데, 이는 남성과 여성이 주로 경험한 노동경력의 차이가 반영된 결과로 추정된다. 국민연금은 초기에 대규모 사업장의 임금노동자만을 대상으로 하였고, 이후 자영업과 기타 집단으로 확대되었다. 이러한 성별 노동경험의 차이는 남성 노인에 비해 여성 노인의 공적연금 수급률이 낮은 수준을 유지하면서도, 더 빠른 속도로 확대되고 있는 추이를 설명할 수 있다. 반면, 기초(노령)연금은 현재의 경제적 여건에 기초하여 수급여부가 결정되므로, 여성 노인의 높은 수급률은 여성 노인이 처한 경제적 여건이 남성 노인에 비해 상대적으로 더 열악하다는 점이 반영된 결과이다. 기초(노령)연금의 수급률이 남성 노인에게서 더 빠른 속도로 확대된 것은 성별 경제적 여건의 차이가 시간에 따라 일정 부분 좁혀지고 있음을 의미한다. 기타 사회보장급여의 수급에서는 여성 노인의 평균 급여수준에서만 p<.10의 수준에서 유의한 감소 추이가 나타났다.

30-50대에 경험한 주된 종사상 지위를 기준으로 구분한 하위집단에서는 집단별 차이가 조금 더 두드러졌다. 공적연금의 수급률은 임금노동을 경험한 집단에 비해 자영업과 기타 노동을 경험한 집단에서 더 크게 상승하였고, 특히 수급자들의 평균 급여수준은 자영업 출신 노인 집단에서만 유의한 수준을 보였다. 이는 1999년 국민연금의 가입대상에 자영업을 포함한 제도 변화의 영향이 2008년에

<표 4-8> 주된 종사상 지위별 공적부양 요인 변화

(단위: %, %p)

	임금노동			자영업			기타		
	2008	2016	차이	2008	2016	차이	2008	2016	차이
N	1077	1287		1531	1479		2127	2132	
공적연금									
평균(만원/월)	25.1	29.9	4.8*	5.8	8.9	3.1***	9.4	14.1	4.7***
수급 평균(만원/월)	49.7	53.0	3.3	15.8	18.7	2.9**	28.0	29.1	1.1
수급률	50.5	56.4	5.9**	36.7	47.8	11.1***	33.4	48.6	15.2***
기초(노령)연금									
수급률	19.4	32.2	12.8***	30.5	43.2	12.7***	42.0	52.7	10.7***
65세 이상 수급률	30.5	49.9	19.4***	41.9	59.7	17.8***	54.2	70.3	16.1***
기타 사회보장									
평균(만원/월)	3.4	2.2	-1.2*	2.2	2.3	0.1	4.2	3.9	-0.3
수급률	7.4	5.1	-2.3*	4.4	5.0	0.6	8.2	8.1	-0.1

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

비해 2016년에 더 반영된 결과로 해석할 수 있다. 기초(노령)연금의 수급률은 기타 노동, 자영업, 임금노동 집단의 순서로 높았으며, 이는 해당 집단의 경제적 여건이 상대적으로 더 열악한 상황이라는 점을 반영한다. 성별 변화 추이와 마찬가지로, 집단 간 수급률 격차가 감소하는 방향으로 변화가 관측되었다. 기타 사회보장급여 소득에서는 임금노동 출신 노인 집단에서만 수급률과 평균 급여수준의 감소가 유의하였다. 이는 임금노동을 경험한 집단이 다른 집단에 비해 빈곤에 처할 가능성이 더 줄어들었을 가능성을 시사한다.

노인 대상 공적부양 요인의 변화 추이를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 노인 대상 공적부양 특성의 변화는 공적연금과 기초(노령)연금 변수에서만 나타났고, 기타 사회보장급여에서는 유의한 수준의 변화가 관측되지 않았다. 둘째, 공적연금과 기초(노령)연금에서는 급여를 수급하는 비율이 증가하였고, 월평균 급여수준도 상승하였다. 셋째, 공적연금 수급률의 변화는 여성 노인과 자영업 및 기타 노동을 경험한 집단에서 더 크게 나타난 반면, 기초(노령)연금 수급률의 변화는 역으로 남성 노인 및 임금노동을 경험한 집단에서 더 크게 나타났다. 이와 같은 노인 대상 공적부양의 확대는 노인 집단의 비노동소득을 증가시키는 역할을 하므로, 일차적으로 노인의 고용률을 감소시키는 방향으로 영향을 미칠 것으로 예상된다. 다만, 공적연금의 급여수준 변화가 미미한 수준에 그쳤고, 기초(노령)연금 제도의 변화에서는 근로동기를 유지하기 위한 제도적 장치가 마련되었다는 점에

서 부적인 영향의 정도는 변화 추이에 비해 크지 않을 수 있다. 또한, 국민연금의 확대 과정에서 노동시장을 경험한 노인이 늘어나거나 노인 노동자의 건강수준이 향상되는 등의 이차적인 영향까지 고려하면, 공적부양의 확대가 노인의 노동참여에 미친 영향을 관련 특성의 변화만으로 예측하기는 쉽지 않아 보인다.

4) 사적부양 요인

다음으로, 노인에 대한 사적부양 요인의 변화 추이는 기혼자녀와의 동거 및 비동거 자녀로부터의 사적이전 변화를 통해 살펴본다.⁶⁷⁾ 노인의 빈곤을 분석한 여러 선행연구들에서는 사적부양의 감소 추이를 노인 빈곤이 증가한 원인의 하나로 지목한 바 있고, 앞서 인구주택총조사와 가계동향조사를 활용한 특성 변화에서도 사적부양의 감소 추이를 확인한 바 있다. 고령화연구패널조사에서의 관련 변수 변화 추이는 다음의 <표 4-9>에 정리하였다.

<표 4-9> 전체 분석대상의 사적부양 요인 변화 추이

	2008년	2010년	2012년	2014년	2016년	16-08 차이
자녀 동거						
동거	34.2	33.0	32.1	31.2	27.1	-7.1 ***
비동거	65.8	67.0	67.9	68.8	73.0	
사적이전						
평균(만원/월)	8.5	7.5	7.6	8.4	7.3	-1.2 **
수혜 평균(만원/월)	45.8	41.1	41.7	41.8	42.5	-3.3 *
수혜 비율	18.6	18.3	18.3	20.1	17.2	-1.4 †

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

자녀와 동거하는 노인의 비율은 2008년 34.2%에서 지속적으로 감소하여, 2016년에는 27.1%까지 떨어졌다. 8년 간 변화 정도는 7.1%p에 이르며, 이는 통계적으로 유의한 수준이었다. 이러한 변화는 2장에서 살펴본 인구주택총조사에서의 변화 추이와도 거의 일치한다. 노인이 자녀로부터 받는 사적이전 소득 또한 감소 추이가 나타났다. 사적이전 소득을 받는 노인의 비율은 2008년 18.6%에서 2016년 17.2%로 1.4%p 감소하였고, 수혜 노인의 월평균 사적이전 소득 금액도 2008년 45.8만원에서 2016년 42.5만원으로 3.3만원 가량 줄어들었다. 이러한

67) 여기서의 변화 추이는 도구변수로 추정된 변수가 아니라 고령화연구패널조사에서 관측된 값을 제시하였다. 동거는 기혼자녀 또는 30세 이상의 자녀와 동거하는 경우를 의미하며, 사적이전은 비동거 자녀로부터 정기적으로 받은 현금이전을 의미한다.

변화 추이는 앞서 제시한 가계동향조사의 변화와도 유사하다. 다만 자녀와 동거하는 비율의 감소 추이와 비교하면, 변화 추이가 안정적이지는 않았다. 사적이전 소득을 받는 노인의 비율은 2014년에 일시적으로 증가하였다가 2016년에 다시 감소하였고, 사적이전 소득 금액은 2008-2010년에 큰 폭으로 감소한 후, 다시 소폭으로 증가하는 추이를 보였기 때문이다. 따라서 본 연구에서 분석에 활용하는 사적이전의 감소 추이가 향후에도 지속될 것인지에 대해서는 단언하기 어려워 보인다.

다음의 <표 4-10>과 <표 4-11>은 사적부양 관련 변수의 변화 추이를 하위 집단별로 정리한 것이다. 성별 하위집단 비교에서는 상이한 변화 추이가 나타났다. 기혼자녀와 동거하는 비율의 감소는 두 집단 모두에서 통계적으로 유의한 수준이었지만, 남성 노인보다 여성 노인에게서 더 큰 폭의 변화가 관찰되었다. 자녀에게 받은 사적이전 소득의 경우, 여성 노인은 수혜 비율의 변화 없이, 소득 금액에서만 p<.10의 수준에서 유의한 감소가 나타난 반면, 남성 노인은 소득 금액의 변화 없이, 수혜 비율에서만 유의한 수준의 감소가 확인되었다.

<표 4-10> 성별 사적부양 요인 변화

(단위: %, %p)

	남성			여성		
	2008	2016	차이	2008	2016	차이
자녀 동거						
동거	30.5	25.6	-4.9 ***	37.1	28.3	-8.8 ***
비동거	69.5	74.4		62.9	71.7	
사적이전						
평균(만원/월)	7.2	5.6	-1.7 **	9.5	8.8	-0.7
수급 평균(만원/월)	46.8	43.2	-3.5	45.2	42.1	-3.1 †
수혜 비율	15.4	12.8	-2.6 *	21.0	21.0	-0.03

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

주된 종사상 지위별 비교에서도 하위집단 간 상이한 변화 추이가 관측되었다. 기혼자녀와 동거하는 비율은 세 집단 모두에서 통계적으로 유의한 수준의 감소 추이가 나타났지만, 감소 정도는 기타 노동지위 출신 노인에서 가장 컸고 (-9.3%p), 임금노동(-7.1%p), 자영업(-4.6%p) 집단의 순서였다. 반면, 자녀로부터의 사적이전 소득은 기타 노동지위 출신 집단에서 유의한 수준의 변화가 나타나지 않은 반면, 임금노동 집단과 자영업 집단에서만 감소 추이가 확인되었다. 임금노동 출신 노인에서는 사적이전을 수혜하는 비율이 감소하였고, 자영업

<표 4-11> 주된 종사상 지위별 사적부양 요인 변화

(단위: %, %p)

	임금노동			자영업			기타		
	2008	2016	차이	2008	2016	차이	2008	2016	차이
자녀 동거									
동거	36.3	29.2	-7.1***	30.1	25.5	-4.6**	36.0	26.7	-9.3***
비동거	63.7	70.8		69.9	74.5		64.0	73.3	
사적이전									
평균(만원/월)	8.4	6.4	-2.0*	8.2	7.2	-1.0	8.7	8.0	-0.7
수급 평균(만원/월)	45.2	42.9	-2.3	48.5	43.7	-4.8†	44.4	41.5	-2.9
수혜 비율	18.7	14.9	-3.8*	17.0	16.5	-0.5	19.6	19.2	-0.4

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

출신 노인에서는 사적이전 소득 금액의 변화가 나타났다.

사적부양 관련 특성의 변화 추이를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 기혼자녀와의 동거하는 노인의 비율과 자녀로부터 사적이전을 받는 노인의 비율, 제공받은 사적이전 소득 금액의 규모 모두에서 통계적으로 유의한 감소 추이가 확인되었다. 이와 같은 사적부양의 변화 방향은 공적부양의 확대에 의한 영향을 상쇄하는 방향으로 영향을 미쳤을 수 있다. 둘째, 자녀 동거 비율의 감소는 여성 노인과 기타 노동지위를 경험한 노인 집단에서 상대적으로 더 크게 나타난 반면, 사적이전 소득의 감소 추이는 남성 노인과 임금노동을 경험한 노인 집단에서 더 분명하게 관찰되었다. 이와 같은 집단 간 사적부양 감소 추이의 차이는 사적부양을 구성하는 두 요인의 영향을 구분해서 살펴볼 필요성이 있음을 보여준다.

제2절 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계 분석

2절에서는 2008년과 2016년의 각 시점에서 개별 설명변수와 결과변수가 어떠한 관계를 보였는지 확인한다. 재가중 분해 방법은 기본적으로 설명변수의 특성 변화로 인한 결과변수의 변화 정도에 초점을 두지만, 두 시점 중에서 어느 시점을 기준으로 선택하느냐에 따라 결과에 적지 않은 차이가 발생한다. 이 연구에서는 분석결과의 정책적 함의를 고려하여 최근 시점인 2016년을 기준으로 재가중 분해분석을 실시하지만, 비교를 위해서 앞 시점인 2008년 시점에서의 횡단적 관계도 같이 제시한다.

이 연구의 종속변수는 노인의 취업여부인 이분변수이므로, 개별 설명변수의 영향력 확인은 프로빗이나 로짓의 모형을 적용하는 것이 적절할 수 있지만, 여기서는 OLS 방법에 기초한 선형확률모형(Linear Probability Model: LPM)을 사용한다. 이는 결과변수의 발생확률이 0.2-0.8 구간에서는 로짓 모형과 선형확률모형의 분포가 매우 유사하고, 따라서 선형확률모형의 결과 역시 로짓 모형과 마찬가지로 불편추정치라는 점(남재량, 박기성, 2010; 박미희, 2017)과 이 연구의 목적이 개별 설명변수와 결과변수의 정교한 관계 분석에 있지 않다는 점을 고려한 선택이다. LPM은 로짓이나 프로빗 모형에 비해 분석결과를 정리하고 해석하는 데 있어서 상대적으로 수월하다는 장점이 있다.

특정 설명변수와 결과변수의 관계를 분석하는 일반적인 방법은 결과변수에 영향을 미치면서 해당 설명변수와 관련이 있는 다른 변수들의 영향을 통제한 조건에서 두 변수의 관계 정도를 확인하는 것이다. 그러나 이 연구에서는 이원진(2018)에서 사용한 방법을 따라, 설명변수를 인과적 순서에 따라 위계적으로 추가하는 방식으로 영향력을 확인한다. 이 방법은 3장에서 제시한 연구모형과 같이 재가중 분해와 동일한 순서로 설명변수들을 추가하기 때문에, 재가중 분해 결과를 해석하는 데 보다 직접적인 도움이 될 수 있기 때문이다. 개별 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계는 위계적으로 구성된 모형의 분석결과에 기초하되, 분석결과의 비교를 위해서 단일 변수군만 포함한 단순회귀모형의 결과와 모든 설명변수를 포함한 통합모형의 결과도 같이 제시한다. 위계모형은 포함하는 설명변수의 범위에 따라 15가지의 모형으로 구성되며, 여기서는 논의의 편의를 위해, 설명변수가 추가되는 순서에 맞춰서, 생애 초기 미시적 요인(성, 연령, 교육수준), 생애 중기 미시적 요인(중사상 지위, 산업, 경력), 거시적 요인 및 생애 후기 미시적 요인(거주지역 노동시장 특성, 배우자 지위, 건강, 재산), 공적부양 요인(공적연

금, 기초연금, 기타 사회보장), 사적부양 요인(동거, 사적이전)으로 묶어서 결과를 제시한다. 분석결과는 전체 분석대상에서의 횡단 영향력과 성별, 주된 종사상 지위별 횡단 영향력을 각각 정리한다.

1. 전체 분석대상에서의 횡단적 관계

다음의 <표 4-12>는 다른 변수들에 비해 생애 초기 단계에 결정되는 노동시장 미시적 요인들과 결과변수의 관계를 보여준다. 단순모형은 해당 설명변수만 포함된 모형에서의 결과이고, 위계모형은 순서에 따라 설명변수를 추가한 모형의 결과이다. 예컨대 연령 변수의 위계모형에는 성별과 연령 변수가 모두 포함되어 있고, 교육수준 변수군의 위계모형에는 성별, 연령 변수가 통제변수로 포함된 조건에서의 회귀계수를 보여준다.

<표 4-12> 생애 초기 미시적 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화

	2008		2016	
	단순모형	위계모형	단순모형	위계모형
남성(ref)				
여성	-.257 (.014) ***		-.284 (.016) ***	
연령	-.021 (.001) ***	-.019 (.001) ***	-.026 (.001) ***	-.024 (.001) ***
초등학교(ref)				
중학교	.050 (.021) *	-.081 (.020) ***	.140 (.022) ***	-.036 (.021) †
고등학교	.112 (.022) ***	-.077 (.022) ***	.188 (.020) ***	-.069 (.021) ***
대학 이상	.031 (.033)	-.181 (.032) ***	.120 (.032) ***	-.166 (.031) ***
N	4735		4898	

주: 1) 위계모형은 성 변수를 통제된 조건에서, 연령, 교육수준 변수를 순차적으로 추가한 결과임. 2) 이 절의 모든 표에서 괄호는 가구ID를 기준으로 조정된 clustered robust 표준오차를 의미함. 3) ref는 기준집단을 의미함.

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

성별 고용률 차이에서는 2008년과 2016년 모두에서 여성 노인이 남성 노인에 비해 고용률이 낮은 것으로 나타났다. 성별 고용률 격차는 2008년에 25.7%p였으나, 2016년에는 28.4%p로 더 벌어졌다. 그러나 이 분석결과만으로는 여성 노인의 고용률이 감소하여 격차가 커진 것인지 혹은 남성 노인의 고용률이 증가하여 격차가 커진 것인지를 확인하기 어렵다는 점에 유의해야 한다.⁶⁸⁾

68) 이 점은 이후의 분석들에도 동일하게 적용되며, 모수적 방법에 기초한 구조효과의 세부분해 시 문제가 되는 지점이기도 하다(Fortin et al., 2011). 예컨대, 남성 노인을 기준집단

연령과 취업여부의 관계에서도 두 시점 모두에서 통계적으로 유의한 수준의 부적인 관계가 확인되었다. 2008년에는 연령이 1세 높아질수록 고용률이 평균적으로 1.9%p 감소하였고, 2016년에는 감소 정도가 더 커져서 연령이 1세 높아질수록 고용률이 2.4%p 감소하는 것으로 나타났다.

교육수준으로 구분한 하위집단 간 단순 고용률 격차에서는 2008년과 2016년 모두에서 초등학교 이하 학력을 가진 경우에 비해 다른 집단에서의 고용률이 대체적으로 더 높았다. 그러나 성, 연령 변수를 통제한 조건에서의 결과를 보면, 모든 집단의 회귀계수 부호가 부(-)적으로 바뀌었다. 2008년에 중학교 졸업의 학력은 초등학교 이하 학력에 비해 고용률을 8.1%p 낮췄고, 고등학교 졸업의 학력은 고용률을 7.7%p 낮추는 방향으로 영향을 미쳤다. 대학 이상 학력을 가진 경우에는 고용률이 18.1%p로 더 큰 폭으로 낮았다. 따라서 교육수준이 높을수록 기대임금이 증가하여 노동시장 참여율이 높다는 견해보다는, 대학 이상의 학력을 보유한 집단에서는 자산의 축적이나 노후의 준비를 통해서 노인 단계에서의 고용률이 더 낮을 수 있다는 주장이 한국 사회의 현실에 더 부합하는 것으로 판단된다. 고용률을 낮추는 교육수준의 영향은 2016년에도 비슷한 양상을 보였지만, 영향력의 정도는 일부 줄어들었다. 이러한 시점 간 영향력의 차이는 어느 시점을 기준으로 하느냐에 따라 분석결과가 상당히 달라질 수 있음을 시사한다.

<표 4-13> 생애 중기 미시적 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화

	2008		2016	
	단순모형	위계모형	단순모형	위계모형
기타 노동(ref)				
임금노동	.091 (.018) ***	-.060 (.020) **	-.151 (.020) ***	-.007 (.022)
자영업	.229 (.016) ***	.103 (.017) ***	.259 (.018) ***	.130 (.020) ***
농림어업(ref)				
제조업	-.095 (.021) ***	-.198 (.021) ***	-.010 (.024)	-.156 (.023) ***
서비스업	-.122 (.018) ***	-.183 (.017) ***	-.040 (.022) †	-.153 (.020) ***
경력	.016 (.001) ***	.009 (.001) ***	.019 (.001) ***	.012 (.001) ***
N	4735		4898	

주: 위계모형은 초기 인구사회적 특성 변수를 통제한 조건에서, 주된 종사상 지위, 주된 산업, 경력 변수를 순차적으로 추가한 결과임.

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

으로 하면 여성 노인의 고용률 감소가 미친 영향을 보여주고, 여성 노인을 기준집단으로 하면 남성 노인의 고용률 증가가 미친 영향을 보여주어, 기준집단의 선택에 따라 분석결과가 반대의 부호를 보이는 문제가 발생하게 된다.

위의 <표 4-13>은 중기 생애과정에 해당하는 30-50세에 경험에 기초하여 측정된 노동생애 관련 특성들과 결과변수의 관계를 보여준다. 주된 종사상 지위 변수의 기준집단은 기타 노동지위를 경험한 집단이며, 다른 종사상 지위를 경험한 집단과의 고용률 격차는 두 시점 간에 다른 양상을 보였다. 2008년에는 임금노동 집단 고용률이 기준집단보다 6.0%p 낮은 반면, 자영업 집단의 고용률은 10.3%p 높은 것으로 나타났다. 그러나 2016년에는 임금노동 집단과 기타 노동지위 집단 간의 고용률 격차가 사라졌고, 자영업을 경험한 집단에서만 고용률이 13.0%p 높은 것으로 횡단 영향력이 변화하였다.

주된 산업별 고용률 차이에서는 2008년과 2016년 모두에서 농림어업을 경험한 집단에 비해 제조업과 서비스업을 경험한 집단의 고용률이 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 산업 집단 간 고용률의 격차는 2008년에 비해 2016년에는 다소 줄어들었다.

경력이 높을수록 고용률이 높아지는 영향은 두 시점 모두에서 통계적으로 유의하였다. 2008년에는 경력이 1년 높아질수록 고용률이 평균적으로 0.9%p씩 높았고, 2016년에는 그 영향력이 더 커져서, 경력이 1년 높아질수록 고용률이 1.2%p 높아졌다.

<표 4-14> 거시적 요인 및 생애 후기 미시적 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화

	2008		2016	
	단순모형	위계모형	단순모형	위계모형
노인 비율	.004 (.005)	.004 (.004)	.005 (.004)	.005 (.003)
농업 비율	.004 (.003)	.002 (.002)	.002 (.003)	.0005 (.003)
고용률	.001 (.004)	.002 (.004)	-.001 (.005)	.0004 (.004)
무배우자(ref)				
비취업 배우자	.088 (.016) ***	-.046 (.016) **	.141 (.020) ***	-.010 (.020)
취업 배우자	.405 (.022) ***	.164 (.024) ***	.343 (.023) ***	.090 (.026) ***
도움 불필요(ref)				
도움 필요	-.033 (.002) ***	-.024 (.002) ***	-.036 (.002) ***	-.028 (.003) ***
건강취약(ref)				
건강한 편	.138 (.017) ***	.079 (.015) ***	.174 (.017) ***	.069 (.016) ***
ln 재산	.009 (.004) *	-.005 (.004)	.020 (.005) ***	-.003 (.005)
N	4735		4898	

주: 위계모형은 초기 인구사회적 특성과 노동생애 특성 변수를 통제한 조건에서, 지역특성, 배우자 지위, 건강수준, 재산 변수들을 순차적으로 추가한 결과임.

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

위의 <표 4-14>는 상대적으로 늦은 생애과정에서 결정되는 노동시장 미시적 요인 및 노인이 거주하는 지역 노동시장의 거시적 요인과 결과변수의 횡단적 관계를 보여준다.

먼저, 노인이 거주하는 지역의 노동시장 특성은 2008년과 2016년 모두 어떤 특성들에서도 횡단적으로 유의한 영향이 발견되지 않았다. 그러나 노인은 다른 연령집단에 비해 거주지역을 중심으로 한 생활반경이 제한적이라는 점을 고려하면, 이 연구에서 적용한 시·도별 도시, 비도시 지역 구분은 지나치게 넓은 지역을 하나의 집단으로 간주한 경향이 있다. 또한 전국을 최대 26개의 지역으로 구분하였다는 점에서, 거시적 요인의 차이가 노인의 고용률에 미치는 영향을 확인하기에는 변량이 충분하지 않다는 문제도 제기될 수 있다. 따라서 이 결과만으로 노인의 노동참여에 거시적인 요인의 차이가 영향을 미치지 않는 것으로 단정짓기는 어렵다. 이와 같은 거시적 요인의 측정 문제는 이용 가능한 자료의 제약으로 인한 어쩔 수 없는 부분이지만, 이 연구에서 노동시장의 거시적인 변화가 노인 고용률의 변화에 미치는 영향을 엄밀하게 확인하지 못하는 원인으로 작용하며, 이는 연구의 한계 가운데 하나이다.

배우자 지위의 영향에서는 배우자가 없는 노인 집단을 기준으로 하여 다른 집단과의 고용률 격차를 보여준다. 집단 간 단순 고용률 차이에서는 무배우자 집단에 비해 유배우자 집단의 고용률이 높은 것으로 나타났지만, 앞에서 살펴본 다른 설명변수들을 통제한 조건에서는 결과가 달라졌다. 2008년에는 비취업 배우자 집단의 고용률이 무배우자에 비해 4.6%p 낮았고, 취업 배우자 집단의 고용률은 무배우자 집단보다 16.4%p 높았다. 이러한 배우자 노동지위의 관계는 비노동소득의 증가로 노인의 노동참여가 감소하는 효과보다, 노인 부부가 경제적 필요에 의해 맞벌이를 하거나, 같이 자영업을 운영하거나, 혹은 비슷한 시기에 은퇴하기를 선호하는 등 설명변수와 결과변수 모두에 영향을 미치는 미관측 요인의 영향이 더 강하게 작용하고 있음을 보여준다. 다만, 2016년에는 취업 배우자 집단과의 고용률 격차가 9.0%p로 줄어들었고, 비취업 배우자 집단과의 고용률 차이는 통계적 유의도를 상실하고 회귀계수의 부호마저 달라졌다.

건강 수준의 영향은 2008년과 2016년 사이에 변화가 거의 없었다. 건강 관련 두 변수 모두 건강할수록 고용률이 높은 것으로 나타났으며, 두 시점 사이에 회귀계수의 크기도 유사한 수준을 보였다.

재산 수준의 경우, 2008년과 2016년 모두 단순모형에서는 재산이 많을수록 취업확률이 높은 경향이 관측되었지만, 다른 설명변수들을 통제한 조건에서는 회

<표 4-15> 공적부양 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화

	2008		2016	
	단순모형	위계모형	단순모형	위계모형
ln 공적연금	.004 (.005)	-.019 (.004) ***	-.021 (.005) ***	-.023 (.004) ***
기초연금 비수급(ref)				
기초연금 수급	-.273 (.014) ***	-.116 (.015) ***	-.260 (.016) ***	-.053 (.018) **
ln 기타 사회보장	-.060 (.005) ***	-.030 (.005) ***	-.076 (.006) ***	-.058 (.007) ***
N	4735		4898	

주: 위계모형은 초기 인구사회적 특성과 노동생애 특성, 후기 인구사회적 특성 변수를 통제한 조건에서, 공적연금, 기초(노령)연금, 기타 사회보장 변수를 순차적으로 추가한 결과임.

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

귀계수의 부호가 부(-)적으로 바뀌고 통계적 유의도를 상실하였다.

위의 <표 4-15>는 노인 대상 공적부양과 관련된 설명변수들과 취업여부의 관계를 보여준다. 공적연금 변수의 경우, 2008년과 2016년 두 시점 모두에서 노인의 취업확률과 통계적으로 유의한 수준의 부적인 관계가 관측되었다. 이는 공적연금을 많이 수급하는 노인일수록 노동시장에 참여할 확률이 낮아진다는 것을 의미하며, 앞서 이론적 논의에서 살펴본 합리적 선택 이론의 가설을 지지하는 결과라 할 수 있다. 따라서 평균적으로 공적연금의 확대는 노인의 취업률 저하를 가져올 것이라 추정할 수 있다. 다만, 두 변수가 평균적으로 부적인 관계에 있다고 하더라도 공적연금을 수급하는 모든 집단이 수급하지 않는 집단에 비해 고용률이 낮을 것임을 의미하지는 않는다. 예컨대, 낮은 수준의 연금을 수급하는 경우에는 비노동소득의 증가라는 영향보다 공적연금을 수급할 정도의 노동경력을 경험한 정(+)적 효과가 더 크게 나타날 여지도 있기 때문이다. 이에 본 연구의 재가중 분해에서는 공적연금 소득의 분포 변화를 고려하여 노인 고용률의 변화 정도를 살펴볼 것이다.

기초(노령)연금의 수급 역시 노인의 취업여부와 부(-)적인 관계를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 관계는 기본적으로 기초(노령)연금의 수급으로 노인의 비노동소득이 증가한 것이 노동동기에 영향을 미쳤다고 해석된다.⁶⁹⁾ 2008년에는 기초노령연금의 수급 노인이 비수급 노인에 비해 고용률이 11.6%p 낮았고,

69) 이 연구의 기초(노령)연금 수급 변수는 전 연도의 소득과 재산으로 추정하는 방식으로 현 시점의 노동참여로 인한 역인과관계를 고려하였지만, 여전히 미관측 요인이나 측정오차로 인한 내생성이 영향을 미칠 수 있다. 예컨대, 안정적인 고임금 일자리에 장기간 종사한 노인은 기초(노령)연금의 수급확률이 낮으면서, 노동시장에 참여할 확률은 높을 수 있으며, 이로 인해 두 변수 간 부(-)적인 관계가 더 강하게 나타날 수 있다.

2016년에는 고용률 격차가 줄기는 했지만 여전히 수급 노인의 고용률이 비수급 노인보다 5.3%p 낮았다. 이러한 횡단 영향력의 변화는 2008년에 비해 2016년의 급여수준이 2배 가량 높다는 점을 고려하면 의외의 결과라 할 수 있다. 짐작컨대 2008년에 기초노령연금이 도입된 이후, 소득인정액의 산정 시 일정 금액의 근로소득을 공제하고, 기본재산액을 도입하는 등의 제도적인 변화를 취한 것이 급여수준 증가로 인한 영향을 상쇄한 것으로 생각된다.

기타 사회보장급여 소득 변수도 2008년과 2016년의 두 시점 모두에서 노인의 취업확률과 부적인 관계를 보였다. 부적인 관계의 정도는 2008년보다 2016년에 더 커진 것으로 나타났다. 다만, 본 연구에서 사용하는 기타 사회보장급여 변수는 노인의 노동여부가 수급에 미치는 영향, 즉 역인과관계의 존재를 조정하지 않았다는 점에서 인과적으로 해석할 수 없음에 유의할 필요가 있다.

<표 4-16> 사적부양 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화

	2008		2016	
	단순모형	위계모형	단순모형	위계모형
동거 확률	-.369 (.039) ***	.117 (.049) *	-.375 (.053) ***	.097 (.057) †
사적이전	-.023 (.001) ***	-.026 (.025)	-.028 (.001) ***	-.042 (.035)
N	4735		4898	

주: 1) 위계모형은 초기 인구사회적 특성과 노동생애 특성, 후기 인구사회적 특성, 공적부양 특성을 통제한 조건에서, 동거확률과 사적이전 변수를 순차적으로 통제한 결과임. 2) 위계모형은 IV-2SLS로 추정하였고, 단순모형은 위계모형에서 추정된 내생변수만 포함하여 OLS로 추정하였음.

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

위의 <표 4-16>은 자녀가 노인에게 제공하는 사적부양 변수들과 노인의 취업확률 간의 횡단 관계를 보여준다. 여기서의 사적부양 변수들은 자녀 특성들을 도구변수로 사용하여 추정된 값을 사용하였다. 기혼자녀와 동거할 확률의 경우, 단순모형에서는 2008년과 2016년 두 시점 모두에서 기혼자녀와 동거할 확률이 높은 노인일수록 고용률이 낮은 경향을 보였지만, 다른 설명변수들을 통제한 조건에서는 동거확률이 높을수록 오히려 노인의 취업확률이 높아지는 것으로 나타났다. 이는 자녀와 동거하는 노인일수록 일을 할 확률이 낮을 것이라는 예측과는 상반된 것이며, 노인의 노동여부가 자녀와의 동거여부에 영향을 미치는 역인과관계를 조정한 분석방법을 적용한 것이 영향을 미친 결과로 볼 수 있다. 다시 말해, 노인의 은퇴로 인해 기혼자녀가 노부모를 부양하는 관계를 제거하는 경우, 기혼자녀와 동거하는 노인은 그렇지 않은 노인에 비해 노동시장에 참여할 확률

이 높은 것으로 나타났다. 실제로, 도구변수로 추정된 변수 대신 고령화연구패널 조사에서 관측된 동거여부 변수를 사용하여 횡단적 관계를 확인한 아래의 <표 4-16-1>를 보면, 통계적으로 유의하지는 않았지만 다른 설명변수들의 영향을 통제한 조건에서도 동거여부와 노인의 취업여부 사이의 부(-)적인 관계를 확인할 수 있다. 추정 변수와 관측 변수를 사용한 두 분석의 이러한 차이는 기혼자녀 동거와 노인 취업의 관계에서 역인과관계의 영향을 제거하는 경우, 기혼자녀와의 동거가 노인의 취업확률을 높이는 방향으로 영향을 미칠 가능성을 보여준다.⁷⁰⁾ 동거확률과 취업확률 간 정(+)적인 관계는 2008년과 2016년 모두에서 나타났으며, 회귀계수의 값에서는 큰 변화가 없었다.

사적이전 변수의 경우에는 다소 다른 양상이 관측되었다. 2008년과 2016년의 두 시점 모두에서 단순모형은 통계적으로 유의한 부(-)적 영향이 나타났지만, 다른 설명변수들의 영향을 통제한 조건에서는 통계적인 유의도가 사라졌다. 이러한 변화는 도구변수로 사적이전 금액을 추정하는 과정에서 회귀계수의 표준오차가 큰 폭으로 증가한 것이 영향을 미친 것으로 보인다.⁷¹⁾ 결과적으로 노인이 받는 사적이전 수준은 두 시점 모두에서 노인의 취업확률과 유의한 관계를 보이지 않았다.

마지막으로 다음의 <표 4-17>은 모든 설명변수들을 포함한 모형에서 개별 설명변수와 결과변수 사이의 관계를 보여준다. 이 분석결과는 사적이전과 노인 취

<표 4-16-1> 사적부양 요인이 취업여부에 미치는 영향의 변화(관측 변수)

	2008		2016	
	단순모형	위계모형	단순모형	위계모형
비동거(ref)				
동거	-.106 (.016) ***	-.009 (.014)	-.020 (.020)	-.009 (.016)
사적이전	-.003 (.000) ***	-.002 (.000) ***	-.004 (.000) ***	-.002 (.000) ***
N	4735		4898	

주: 위계모형은 초기 인구사회적 특성과 노동생애 특성, 후기 인구사회적 특성, 공적부양 특성을 통제한 조건에서, 동거확률과 사적이전 변수를 순차적으로 통제한 결과임.

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

70) 도구변수 방법을 통해서 노인의 취업여부가 기혼자녀와의 동거에 미치는 역인과관계를 제거했다고 하더라도, 동거와 노동시장 참여 모두에 영향을 미치는 미관측 요인이 존재할 수 있다. 예컨대, 생애과정에서 안정적인 고임금 일자리에 종사한 노인은 기혼자녀에게 경제적 도움을 주기 위한 목적에서 동거를 선택할 수 있고, 동시에 노년기에도 해당 일자리에 계속해서 종사할 가능성이 있다. 이 경우에는, 두 변수 간의 정(+)적인 관계가 발견되더라도 이를 인과적으로 해석하기 어려울 수 있다.

71) 관측 변수를 사용하여 횡단적 관계를 추정된 분석에서는 다른 설명변수들의 영향을 통제 한 후에도 유의한 부적 관계가 유지되었다(<표 4-16-1> 참고).

<표 4-17> 노인의 취업여부에 미치는 설명변수의 영향력 변화(통합 모형)

	2008		2016	
	b	robust SE	b	robust SE
남성(ref)				
여성	-.160	(.020) ***	-.177	(.023) ***
연령	-.013	(.001) ***	-.018	(.002) ***
초등학교(ref)				
중학교	-.004	(.020)	.012	(.020)
고등학교	.032	(.021)	-.004	(.020)
대학 이상	-.041	(.033)	-.085	(.031) **
기타 노동(ref_				
임금노동	-.043	(.021) *	-.045	(.024) †
자영업	.043	(.017) *	.046	(.022) *
농림어업(ref)				
제조업	-.055	(.021) **	-.054	(.023) *
서비스업	-.034	(.018) †	-.047	(.020) *
경력	.006	(.001) ***	.010	(.001) ***
노인비율	.002	(.004)	.006	(.003) †
농업비율	.004	(.002) †	.000	(.003)
고용률	-.005	(.004)	-.001	(.004)
무배우자(ref)				
비취업 배우자	-.046	(.018) *	-.013	(.021)
취업 배우자	.132	(.026) ***	.069	(.028) *
일상 도움 불필요(ref)				
일상 도움 필요	-.026	(.002) ***	-.030	(.003) ***
건강 취약(ref)				
건강한 편	.072	(.015) ***	.062	(.016) ***
ln 재산	-.020	(.005) ***	-.014	(.006) *
ln 공적연금	-.025	(.005) ***	-.026	(.005) ***
기초연금 비수급(ref)				
기초연금 수급	-.138	(.017) ***	-.062	(.019) ***
ln 기타 급여	-.031	(.007) ***	-.059	(.008) ***
동거 확률	.107	(.050) *	.075	(.057)
사적이전	-.026	(.025)	-.042	(.035)
상수	1.630	(.266) ***	1.753	(.307) ***
F	97.55 ***		107.67 ***	
N	4735		4898	

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

업확률 간의 관계를 보여준 <표 4-16>의 위계모형에서 모든 설명변수들의 회귀계수를 같이 제시한 것이다.

모든 설명변수를 포함한 모형에서의 개별 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계는 위계적 모형의 분석결과와 큰 차이가 없었다. 회귀계수의 크기가 다소 작아지는 방향으로의 변화가 있었을 뿐, 대부분의 변수들에서 회귀계수의 부호와 통계적 유의도가 동일하게 나타났다. 다만, 교육수준별 차이에서는 2016년의 대학 이상 학력을 보유한 경우를 제외한 변수들에서 통계적 유의도가 사라졌다. 이는 교육수준 변수 이후에 포함된 변수들이 위계모형에서 교육수준 집단 간 차이의 상당 부분을 흡수한 결과로 해석된다. 예컨대, 교육수준이 높을수록 임금노동에 종사했을 가능성이 높고, 건강하면서, 기초연금을 수급할 확률이 낮다면, 관련 변수들의 추가로 인해 교육수준 변수와 결과변수의 관계가 작아질 수 있다. 반면, 재산 변수의 경우에는 다른 설명변수들을 추가한 후에 통계적으로 유의한 수준의 부적인 관계가 관찰되었다. 이러한 차이 역시 재산 변수 이후에 추가된 설명변수들과 재산 변수의 관계로 인한 변화로 추정된다. 위계모형에서의 재산 변수는 노인의 경제적 부양 정도를 배제한 조건에서의 영향을 보여주는 반면, 모든 설명변수를 포함한 모형에서의 재산 변수는 공적 및 사적부양의 정도를 통제한 조건에서의 재산 차이가 노인의 노동참여에 미치는 영향을 의미하기 때문이다. 본 연구에서는 단순모형과 통합모형에서의 설명변수와 결과변수의 관계를 참고하되, 기본적으로 위계적으로 설명변수를 추가한 모형에서의 횡단 관계에 기초하여 재가중 분해 결과를 해석한다.

2008년과 2016년의 두 시점 간 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계 차이를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 생애 초기 노동시장 미시적 요인의 경우, 남성에 비해 여성이, 연령이 높을수록, 교육수준이 높을수록 노인의 취업확률이 낮아지는 경향을 보였다. 성과 연령의 부적 영향은 2016년에 더 크게 나타난 반면, 교육수준별 차이는 2008년이 더 컸다. 둘째, 생애 중기 노동시장 미시적 요인과 결과변수의 관계에서도 두 시점 간 차이가 확인되었다. 2008년에 관측된 임금노동 집단의 기타 노동지위 대비 낮은 고용률은 2016년에 사라졌고, 자영업 집단과 기타 노동지위 집단의 고용률 격차는 2008년에 비해 2016년에 더 커졌다. 제조업이나 서비스업을 경험한 노인들은 농림어업을 경험한 노인에 비해 노동확률이 낮았지만, 그 격차는 2008년에 비해 2016년에는 다소 완화되었다. 경력수준은 노동확률의 정적인 관계는 두 시점 모두에서 나타났다. 셋째, 생애 후기 미시적 요인과 노인의 취업확률 간 횡단적 관계에서는 배우자 지위에서만 시점별 차이

가 확인되었다. 2008년에는 무배우자 집단에 비해 비취업 배우자 집단은 고용률이 낮고, 취업 배우자 집단은 고용률이 높은 경향을 보였으나, 2016년에는 무배우자 집단과 비취업 배우자 집단 사이의 고용률 격차가 사라졌고, 취업 배우자 집단과의 고용률 격차도 줄어든 것으로 나타났다. 넷째, 노인 대상 공적부양 변수들은 두 시점 모두에서 노인의 취업확률을 낮추는 방향으로 영향을 미쳤으며, 공적연금과 기타 사회보장급여의 영향은 2016년이, 기초(노령)연금의 영향은 2008년이 더 크게 나타났다. 다섯째, 사적부양과 결과변수의 횡단적 관계도 두 시점 사이에 큰 차이가 나타나지 않았다. 기혼자녀와의 동거확률은 두 시점 모두에서 노인의 취업확률을 높이는 방향으로 영향을 미친 반면, 자녀로부터의 사적 이전 소득은 취업확률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다.

2. 하위집단별 횡단적 관계

여기서는 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계를 응답자의 성, 주된 종사상 지위로 구분한 하위집단에 따라 구분하여 살펴본다. 일부 설명변수들은 특정 하위집단에서 결과변수와 더 크거나 작은 관계를 보일 수 있고, 그러한 횡단적 영향의 차이는 재가중 분해의 결과에도 중요하게 고려되어야 하는 부분이다. 분석결과는 인과적 순서에 따라 설명변수를 추가한 위계모형의 결과만을 제시하였다.

다음의 <표 4-18>는 응답자의 성별로 횡단적 영향의 변화 정도를 보여준다. 하위집단별 횡단 영향력의 차이는 본 연구의 기본분석에서 기준시점으로 삼은 2016년의 집단 간 차이를 중심으로 논의하며, 2008년의 횡단 영향력은 2016년과 큰 차이를 보이는 특성에 한하여 살펴본다.

먼저, 생애 초기 노동시장 미시적 요인에서의 남성 노인과 여성 노인의 횡단 영향력 차이를 보면, 연령에 따른 노인 취업확률의 감소 추이가 두 집단 모두에서 통계적으로 유의한 부적 효과를 보였으나, 영향력의 정도는 여성 노인보다 남성 노인에게서 더 크게 나타났다. 이는 남성 노인의 경우 여성 노인에 비해 상대적으로 은퇴 시점이 정해져 있는 임금노동에 종사하는 비율이 높다는 점이 반영된 결과로 해석할 수 있다.

응답자의 교육수준과 취업확률의 관계에서는 대학 이상 학력을 가진 집단이 기준집단인 초등학교 이하 학력을 가진 집단에 비해 남녀 모두에서 고용률이 유의하게 낮은 것으로 나타난 반면, 중학교과 고등학교 학력 집단의 고용률에서는

<표 4-18> 취업여부에 미치는 영향의 변화: 성별 위계모형

	2008		2016	
	남성	여성	남성	여성
연령	-.026 (.002) ***	-.014 (.001) ***	-.033 (.001) ***	-.018 (.001) ***
중학교	-.023 (.033)	-.119 (.025) ***	.033 (.035)	-.053 (.026) *
고등학교	-.048 (.029) †	-.123 (.030) ***	-.000 (.031)	-.103 (.027) ***
대학 이상	-.187 (.036) ***	-.098 (.059) †	-.125 (.039) ***	-.163 (.049) ***
임금노동	-.014 (.037)	-.043 (.028)	-.024 (.040)	.041 (.030)
자영업	.178 (.035) ***	-.052 (.021) *	.160 (.037) ***	-.081 (.025) ***
제조업	-.200 (.036) ***	-.209 (.025) ***	-.101 (.038) **	-.212 (.028) ***
서비스업	-.212 (.032) ***	-.160 (.020) ***	-.146 (.034) ***	-.133 (.024) *
경력	.016 (.005) **	.009 (.001) ***	.020 (.005) ***	.011 (.001) ***
노인비율	.001 (.007)	.008 (.005)	.008 (.005)	.003 (.004)
농업비율	.004 (.004)	.0004 (.003)	-.001 (.004) †	.002 (.003)
고용률	.0001 (.007)	.003 (.004)	-.003 (.006)	.002 (.005)
비취업 배우자	.023 (.038)	-.039 (.017) *	.091 (.043) *	-.021 (.022)
취업 배우자	.231 (.043) ***	.168 (.027) ***	.185 (.048) ***	.086 (.029) **
일상 도움 필요	-.034 (.004) ***	-.017 (.002) ***	-.037 (.004) ***	-.017 (.003) ***
건강한 편	.099 (.023) ***	.050 (.019) **	.090 (.024) ***	.038 (.021) †
ln 재산	.008 (.008)	-.014 (.005) **	.006 (.009)	-.009 (.006)
ln 공적연금	-.029 (.007) ***	-.008 (.005)	-.031 (.007) ***	-.007 (.006)
기초연금 수급	-.173 (.026) ***	-.093 (.018) ***	-.027 (.029)	-.069 (.024) **
ln 기타 급여	-.056 (.011) ***	-.023 (.007) ***	-.079 (.013) ***	-.038 (.008) ***
동거 확률	.135 (.082)	.037 (.064)	.062 (.076)	.075 (.071)
사적이전	-.014 (.055)	-.013 (.028)	-.013 (.070)	-.043 (.039)
N	2086	2649	2129	2769

주: 점선은 설명변수군을 의미함. 더미변수의 기준집단은 앞의 <표 4-17>을 참고.

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

여성 노인에서만 기준집단보다 낮은 수준의 고용률이 관측되었다. 여성 노인은 학력수준이 높을수록 취업률이 낮은 경향이 비교적 분명하게 나타났지만, 남성 노인은 대학 이상의 학력 집단에서만 고용률 차이가 발생한 셈이다. 이러한 경향에는 고학력 노인일수록 노후를 위한 준비가 잘 되어 있다는 점과 남성 노동시장에 비해 여성 노동시장의 경우, 교육수준이 높은 여성이 만족할 수 있는 일자리가 상대적으로 적다는 점이 반영된 결과로 이해할 수 있다(장지연, 2017).

다음으로, 생애 중기 미시적 요인에서의 집단 간 횡단 영향력의 차이를 보면, 주된 종사상 지위에서의 성별 차이가 가장 두드러진다. 남성 노인 집단에서는 자영업 출신 노인의 고용률이 기타 노동지위를 경험한 노인에 비해 16.0%p 높은 수준을 보인 반면, 여성 노인 집단에서는 역으로 기타 노동지위를 경험한 경우의 고용률이 8.1%p 높게 나타났다. 짐작컨대, 주된 종사상 지위 변수를 측정하면서, 가족이 운영하는 사업에 무급으로 종사하는 경우를 기타 노동지위로 포함한 것이 영향을 미쳤을 수 있다. 자영업자의 은퇴시점이 다른 종사상 지위에 비해 늦은 것은 여러 선행연구들에서 보고된 바 있고, 본 연구의 기준에 의하면 부부가 같이 자영업에 종사하는 경우 남성은 자영업자로 여성은 무급가족종사자로 각각 측정될 가능성이 높기 때문이다.⁷²⁾ 임금노동을 경험한 집단과 기준집단의 고용률 차이도 남녀 노인 사이에 각각 다른 부호를 보였지만, 통계적으로 유의한 수준의 차이는 아니었다.

주된 산업과 취업확률 간의 관계에서는 남녀 노인 집단 모두에서 농림어업을 경험한 집단에 비해 제조업이나 서비스업을 경험한 집단의 고용률이 낮은 경향을 보였다. 그러나 남성 노인 집단에서는 서비스업을 경험한 집단과 기준집단의 고용률 격차가 제조업과 기준집단 사이의 격차보다 더 컸던 반면에, 여성 노인 집단에서는 제조업 출신 여성 노인과 기준집단 간의 격차가 더 큰 것으로 나타났다. 두 집단에서 기준집단과 서비스업 출신 집단의 고용률 차이가 비슷한 수준이었다는 점을 고려하면, 이러한 차이는 결국 제조업을 경험한 집단의 남녀 간 고용률 격차에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 다시 말해, 젊었을 때 제조업을 주로 경험한 집단에서 남녀 간 노후 고용률 차이가 상당 수준 존재한다는 것을 보여주는 결과이다.

경력 기간은 남녀 노인 모두에게서 취업확률과 통계적으로 유의한 수준의 정(+)적인 관계를 보였으며, 관계의 정도는 여성 노인보다 남성 노인에게서 더 큰 것으로 확인되었다. 이러한 차이 역시, 남성에 비해 여성 노동자의 경우, 인적자본의 차이에 따라 노동시장에서 적절한 대우를 받지 못하는 경향이 있음을 반영한 결과일 것이다(유경준, 2001).

노동시장 거시적 요인 및 생애 후기 미시적 요인과 결과변수의 관계를 보면, 거주하는 지역의 특성과 노인 부부의 재산수준은 남녀 노인 집단 모두에서 개인

72) 이 경우, 주된 종사상 지위 변수의 측정 기준을 조정하면 해당 문제가 극복될 수 있을 것이다. 그러나 가족이 같이 자영업이나 농업을 운영한다고 하더라도 특정 구성원이 더 주도적으로 이끌어가는 경우가 더 일반적이라는 판단 하에 자영업자와 기타 무급가족종사자를 구분하였음을 밝힌다.

의 취업확률에 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면, 배우자 지위와 취업확률의 관계에서는 성별 차이가 관측되었다. 남성 노인의 경우, 무배우자 집단에 비해 유배우자 집단의 고용률이 유의하게 높았으며, 취업 중인 배우자가 있는 경우에는 그 차이가 더 커지는 것으로 나타났다. 그러나 여성 노인 집단에서는 비취업 배우자가 있는 경우의 고용률은 차이가 없었고, 취업 배우자가 있는 경우에도 남성 노인에 비해 고용률 차이의 정도가 적었다. 이러한 결과는 남성 노인이 배우자의 노동여부에 더 큰 영향을 받는다는 서구의 연구결과와도 일치하는 것이다(Mavromaras and Zhu, 2015; Schirle, 2008).

공적부양과 사적부양을 포함한 경제적 부양 관련 요인들에서는 공적부양 변수들에서만 두 집단 모두 노인의 취업확률을 낮추는 부(-)적 영향이 확인되었다. 다만, 집단에 따라 각각의 공적부양 급여가 미치는 영향의 정도는 차이를 보였는데, 공적연금 소득은 남성 노인 집단에서만 부(-)적인 영향을 미친 반면, 기초연금의 수급은 여성 노인 집단에서만 부(-)적인 영향이 확인되었다. 기타 사회보장급여의 경우에는 두 집단 모두에서 부(-)적인 관계를 보였지만, 관계의 정도는 남성 노인보다 여성 노인에게서 더 컸다.⁷³⁾

두 시점 간 성별 횡단적 영향의 차이를 비교하면, 2016년에 비해 2008년의 결과에서는 남녀 모두에서 연령의 부(-)적 영향은 작게, 교육수준별 고용률 차이는 더 크게 나타났다. 노동생애 변수들의 영향은 두 시점이 대체로 유사했지만, 2016년에 나타난 남녀 노인 간 제조업 출신 집단의 고용률 격차가 2008년에는 관측되지 않았다. 2016년에 비해 취업 배우자가 있는 집단과 무배우자 집단의 고용률 격차가 더 큰 폭으로 나타났고, 여성 노인에게서는 자산 수준에 따른 고용률 감소 추이가 2016년과 달리 통계적으로 유의하였다. 공적부양 변수에서는 기초노령연금의 수급에 따른 고용률 감소 정도가 남녀 노인 모두에서 통계적으로 유의한 수준을 보였다.

다음으로, 아래의 <표 4-19>는 응답자가 30-50세에 경험한 주된 종사상 지위를 기준으로 하위집단을 구분하여, 설명변수들과 결과변수의 두 시점 간 횡단적 관계의 차이를 보여주며, 2016년에서의 차이를 중심으로 살펴본다.

생애 초기 미시적 요인과 취업확률 간의 관계를 살펴보면, 여성 노인은 모든 집단에서 남성 노인에 비해 고용률이 낮은 경향을 보였으며, 그러한 차이는 임금 노동 집단에 비해 자영업과 기타 노동지위의 집단에서 더 확연하게 드러났다. 반

73) 앞에서도 언급했지만, 기타 사회보장급여와 노인 고용률의 관계에는 노인의 취업여부가 사회보장급여의 수급에 미친 영향이 포함되어 있음에 유의해야 한다.

<표 4-19> 취업여부에 미치는 영향의 변화: 주된 종사상 지위별 위계모형

	2008			2016		
	임금노동	자영업	기타	임금노동	자영업	기타
성	-.153***	-.302***	-.191***	-.151***	-.316***	-.265***
연령	-.028***	-.022***	-.014***	-.035***	-.028***	-.017***
중학교	.024	-.086*	-.095***	.021	-.080*	-.013
고등학교	.001	-.064	-.098**	-.026	-.059 †	-.072*
대학 이상	-.071	-.224***	-.093	-.116*	-.143*	-.142*
제조업	.077	-.200***	-.211***	.045	-.127**	-.216***
서비스업	.075	-.142***	-.206***	.011	-.100***	-.172*
경력	.005	.009*	.010***	-.003	.018***	.013***
노인비율	.010	-.006 †	.007	.012	.003	-.001
농업비율	-.003	.009	.001	-.008*	.006	.004
고용률	.008	-.007	.004	.004	-.014 †	.006
비취업 배우자	.022	-.066*	-.045*	-.000	.023	-.016
취업 배우자	.126*	.186***	.179***	.074	.127**	.089**
일상 도움 필요	-.012*	-.042***	-.020***	-.024***	-.040***	-.024***
건강한 편	.115***	.080**	.055**	.054 †	.117***	.037
ln 재산	-.006	.002	-.012*	-.026*	.017	-.002
ln 공적연금	-.048***	-.003	-.005	-.043***	-.012	-.002
기초연금 수급	-.132***	-.122***	-.112***	-.082*	-.051	-.045 †
ln 기타 급여	-.023 †	-.043*	-.029***	-.058***	-.064***	-.055***
동거 확률	.222*	.113	-.029	-.091	.217*	.103
사적이전	-.033	-.057	-.002	-.009	.006	-.023
N	1077	1531	2127	1287	1479	2132

주: 점선은 설명변수군을 의미함. 더미변수의 기준집단은 앞의 <표 4-17>을 참고. 집단 간 비교의 편의를 고려하여 표준오차를 생략하였음.

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

면, 연령에 따른 취업확률의 감소 추이는 자영업 집단과 기타 노동지위 집단에 비해 임금노동을 경험한 집단에서 상대적으로 크게 나타났다. 교육수준이 높을수록 취업확률이 낮아지는 경향은 세 집단 모두에서 대학 이상 학력자와 기준집단 간의 유의한 차이가 관측되었지만, 중학교 및 고등학교 학력 집단과 기준집단 간의 차이는 종사상 지위별로 다른 양상을 보였다. 특히, 자영업을 경험한 집단에서는 학력수준과 취업확률 간의 비선형적 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

생애 중기 미시적 요인과 취업확률의 횡단적 관계를 살펴보면, 임금노동 집단

과 다른 두 집단 간의 차이가 두드러졌다. 임금노동을 경험한 집단에서는 농림어업 집단과 다른 산업 집단의 고용률에서 유의한 차이가 나타나지 않은 반면, 자영업과 기타 노동지위를 경험한 집단에서는 제조업이나 서비스업을 경험한 경우에 농림어업 집단보다 유의하게 낮은 고용률을 보였다. 경력과 취업확률 간의 관계 역시 임금노동 집단에서는 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않았지만, 다른 두 집단에서는 정(+)적으로 유의한 관계가 확인되었다.

거시적 요인 및 생애 후기 미시적 요인들과 종사상 지위별 취업확률의 횡단적 관계를 살펴보면, 지역특성 변수들 중 농업비율은 임금노동 집단의 취업률을 낮추는 방향으로 영향을 미쳤고, 노동연령대의 고용률이 높은 지역에서는 자영업을 경험한 노인의 취업률이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 임금노동 집단의 고용률이 농업 비중이 높은 지역에서 상대적으로 낮게 나타난 것은 해당 지역에 이들 집단이 원하는 일자리의 수가 적기 때문으로 추정할 수 있다. 또한, 고용률과 자영업 집단 고용률의 부적인 관계는, 고용률이 높은 지역이 대부분 대도시라는 점을 고려하면, 대도시에 농업에 종사하는 노인이 적다는 점이 반영된 결과로 이해할 수 있다.

배우자 지위에 따른 고용률 차이 역시, 임금노동 집단과 다른 두 집단 사이에 다른 추이가 관측되었다. 임금노동을 경험한 집단은 배우자 여부나 배우자의 취업여부가 취업확률과 유의한 관계를 보이지 않았지만, 다른 두 집단에서는 취업 배우자가 있는 경우의 취업확률이 유의하게 높은 수준을 보였다.

건강수준의 정적인 영향을 세 집단 모두에서 확인되었지만, 다른 집단에 비해 자영업 집단에서의 영향이 더 크게 나타났다. 이러한 집단 간 차이는 자영업 노인의 경우, 건강이 허락할 때까지 일을 하는 경향이 있다는 선행연구의 결과와도 부합한다(방하남 외, 2009). 재산 수준과 취업확률의 관계에서는 다른 설명변수에서와 달리, 임금노동 집단에서만 통계적으로 유의한 부(-)적 관계가 확인되었다.

공적부양 변수들과 취업확률 간의 횡단적 관계를 살펴보면, 공적연금 소득은 임금노동을 경험한 노인 집단에서만 통계적으로 유의한 부(-)적 효과를 보였다. 기초연금의 수급은 임금노동과 기타 노동지위를 경험한 집단에서는 부(-)적인 영향을 미쳤지만, 자영업 집단에서는 관계가 통계적으로 유의하지 않았다. 기타 사회보장급여는 세 집단 모두에서 분명한 부(-)적 관계가 관측되었다.

사적부양 요인들 중에는 자영업 집단에서 기혼자녀와의 동거확률이 높을수록 노인의 취업확률이 높아지는 정(+)적인 관계가 확인되었다. 앞서 전체 분석대상

의 분석에서 나타난 동거확률의 정적인 영향이 자영업 집단에서의 정적 관계에 기초한 것임을 알 수 있다.⁷⁴⁾ 반면 사적이전과 노인 노동의 관계는 모든 집단에서 통계적으로 유의하지 않았다.

2008년과 2016년의 주된 종사상 지위 집단별 횡단 영향력 차이를 비교하면, 성과 연령이 취업확률에 미치는 부(-)적인 영향은 두 시점 간에 큰 차이가 없었고, 교육수준의 영향은 2008년의 경우, 임금노동 집단 내에서 유의한 차이가 없었던 반면, 자영업 집단에서의 비선형적 관계는 더 컸고, 기타 노동지위 집단에서는 저학력 집단에서의 차이가 더 두드러지는 방향으로 차이가 있었다. 주된 산업별 고용률 차이는 방향은 동일했지만, 차이의 정도는 2016년에 비해 2008년이 더 컸다. 경력의 부(-)적 영향은 2016년에 비해 다소 작았고, 재산 수준의 부(-)적 영향은 임금노동 집단이 아닌 기타 노동지위를 경험한 집단에서 유의하게 나타났다. 공적연금과 기타 사회보장급여의 영향은 2008년과 2016년 간 큰 차이가 없었지만, 기초노령연금의 영향은 2016년과 달리 자영업 집단에서도 부(-)적인 영향이 있었고, 회귀계수의 크기도 더 컸다. 기혼자녀 동거와의 관계는 2016년과 달리, 임금노동 집단에서 정(+)적인 영향이 나타났다.

74) 반면에 2008년의 횡단적 관계에서는 자영업 집단이 아닌 임금노동 집단에서만 정적인 관계가 나타났다. 이와 같은 동거와 노인 노동의 관계 변화는 흥미로운 결과이지만, 이에 대한 분석은 이 연구의 범위를 벗어나는 것으로, 후속연구의 과제로 남겨둔다.

제3절 재가중 분해 분석결과

3절에서는 DiNardo et al.(1996)에서 소개한 재가중 분해방법을 적용하여, 2008년과 2016년 간 노인 집단의 설명변수 분포 변화가 노인의 고용률 변화에 미친 영향을 분석한 결과를 살펴본다. 분석에 앞서, 일부 설명변수들의 측정 방식이 조정되었다는 점을 언급할 필요가 있다. 변수의 측정을 조정한 가장 큰 이유는, 연속변수로 측정한 설명변수의 경우, 두 시점 간에 설명변수의 평균이 동일하게 조정되었다고 하더라도 해당 설명변수의 분포가 비슷한지에 대해서는 확신하기 어렵기 때문이다. 예컨대 두 시점의 공적연금 소득수준이 동일한 평균을 가지더라도, 한 시점에는 다수의 수급자들이 평균 급여수준 근처에 집중되어 있고, 다른 시점에는 소수의 고액 수급자들만 존재하는 경우가 발생할 수 있다. 이에 본 연구의 재가중 분해분석에서는 연속변수의 형태로 측정된 설명변수들을 서열변수로 조정하여 사용하였다. 서열변수화 과정에서는 범주의 수를 얼마나 둘 것인지, 범주를 구분하는 기준점을 어떻게 설정할지가 중요한데, 여기서는 분석 방법의 특성을 고려하여 결정하였다. 재가중 분해방법에서 한 시점의 특성 분포를 다른 시점의 특성 분포와 동일하게 조정하기 위해서는, 한 시점에 관측된 설명변수의 범주가 다른 시점에서도 반드시 관측되어야 한다. 특정 시점에서만 관측되는 사례들을 별도로 범주화하는 경우, 다른 시점의 관측 사례에 가중치를 조정하는 방식으로는 해당 범주와 동일한 분포를 만들어 내는 것이 불가능하기 때문이다. 덧붙여서, 개별 설명변수를 세부적으로 범주화할수록 재가중치를 통해서 설명변수의 분포가 동일해지도록 조정하는 것이 어렵다는 점도 무시할 수 없다. 범주의 세분화는 시점 간 분포의 차이가 심할수록 특정 범주에 속하는 사례 수가 적다는 것을 의미하며, 본 연구와 같이 다수의 설명변수 분포를 동시에 고려하는 분석에서는 재가중 분해의 질적인 결과를 저해하는 방향으로 영향을 미칠 우려가 있다. 이에 본 연구에서는 설명변수별로 2-5개의 범주를 구성하여 분해 분석에 사용하였다.

횡단적 영향 분석과 비교해서, 재가중 분해 분석에서 측정을 조정한 설명변수는 연령, 경력, 재산, 공적연금, 기타 사회보장, 동거, 사적이전 및 지역특성 변수이다. 연령 변수는 5세를 범위로 60-64세/ 65-69세/ 70-74세/ 75-79세/ 80-84세의 다섯 집단으로 구분한다. 65세는 기초(노령)연금의 수급연령이면서, 사회보장법 상의 노인으로 인정받는 기준 시점이라는 점에서 구분이 필요하고, 이후의 구간은 동일한 범위를 가지도록 설정하였다. 경력 변수는 30세부터 50세

까지 21년 간의 노동생애 과정에 기초하여 측정했기 때문에, 0-21년의 범주를 가진다. 경력이 전혀 없는 집단과 21년을 딱 채운 경력을 가진 집단이 다수 존재한다는 점을 고려하여 경력 없음/ 1-10년/ 11-20년/ 21년 이상의 네 범주로 조작화하였다. 재산 수준은 분석대상의 초기 시점인 2008년을 기준으로 하위 30%인 경우/ 30-70%인 경우/ 70% 이상인 경우로 범주화하였다. 공적연금 소득의 범주화에서는 두 시점 모두 비수급 집단이 상당하다는 점과 2008년에 비해 2016년에 비교적 고연금을 받는 수급집단의 규모가 증가하였다는 점을 고려하였고, 비수급/ 0-20만원/ 20-40만원/ 40만원 초과인 네 범주로 조정하였다. 기타 사회보장급여의 소득은 수급집단 내에서의 편차가 크지 않다는 점을 고려하여 비수급/ 수급의 두 집단으로 구분하였다. 도구변수로 추정된 기혼자녀 동거 확률과 사적이전 변수는 두 시점간 변수의 분포를 고려하여 기준점을 설정하였다. 동거의 경우 추정된 확률값이 0-0.2인 경우/ 0.2-0.4인 경우/ 0.4 이상인 경우로 범주화하였고, 사적이전은 0-5만원/ 5-12만원/ 12만원 이상의 세 범주로 구분하였다.

노인이 거주하는 지역 노동시장의 거시적 변수 조정은 다른 이유를 고려하였다. 분석에서 고려한 지역변수들 중 노인인구 비율과 농업 일자리 비율 변수의 경우, 노인이 속한 지역의 대도시/ 중소도시/ 읍·면지역 여부에 따라 편차가 크게 존재하였고, 동시에 각 지역별로 해당 변수의 변화 폭이 매우 커서 재가중 방법을 통해 동일한 분포로 조정하는 것이 불가능했기 때문이다. 이에 본 연구에서는 세 가지 지역특성 변수들의 값이 비슷한 추이를 보이는 지역들을 묶는 방식으로 거시적 요인 변수들을 다시 구성하였다. 예컨대, 지역별 노인인구 비율의 분포를 보면, 같은 읍·면지역이라고 하더라도 수도권에 속한 지역은 동 지역의 분포와 큰 차이를 보이지 않았고, 전남과 경북 지역의 경우에는 비수도권의 다른 읍·면 지역보다도 월등히 높은 수준에서의 변화를 보였다.⁷⁵⁾ 이에 재가중 분해 분석에서의 거시적 요인 변수는 대도시/ 중소도시 및 수도권 읍면 지역/ 전남 및 경북의 읍·면 지역/ 기타 읍·면 지역의 네 가지 범주를 가진 거주지역 변수로 대체하였다.

재가중 분해 분석의 결과는 다음의 순서로 제시한다. 첫째, 설명변수의 분포

75) 구체적으로 2005-2015년의 인구주택총조사에 기초하여 측정된 값을 살펴보면, 전남과 경북의 읍·면 지역은 노인인구 비율이 2008년 35-40% 수준에서 2016년 37-42% 수준으로 높아진 반면, 수도권의 읍·면 지역은 11-20%(2008년) 수준에서 16-23%(2016년) 수준으로의 변화를 보였다. 그 밖의 기타 읍·면 지역은 대부분 30-31%(2008년)에서 31-33%(2016년) 수준으로의 변화가 나타났다.

변화 효과를 추정하기에 앞서, 분석에 적용한 재가중치가 적절하게 추정되었는가를 확인한다. 구체적으로는 2008년과 2016년에 관측된 표본 특성의 차이와 비교하여, 2016년의 표본에 재가중치를 부여한 재가중 표본에서 이전의 특성 차이가 얼마나 조정되었는가를 확인한다. 둘째, 2008년과 2016년 사이 설명변수의 특성 변화가 노인의 고용률 변화에 미친 영향을 살펴본다. 설명변수의 인과적 순서를 고려하여 위계적으로 구성된 모형에 따라 개별 설명변수의 영향을 추정하며, 전체 분석대상에서의 분석결과와 하위집단별 분석결과를 같이 제시한다. 셋째, 연구의 분석결과를 보완하기 위한 추가분석 결과를 확인한다. 구체적으로는 분석대상을 연령 기준으로 구분한 하위집단별 재가중 분해 결과와 설명변수의 측정에서 역인과관계를 고려하지 않은 경우의 분석결과를 살펴본다.

1. 재가중 표본의 특성

재가중 분해분석에 앞서, DiNardo et al.(1996)의 방법으로 2016년의 표본에 재가중치를 부여한 표본이, 2008년과 2016년에 관측된 여러 설명변수들의 차이를 적절하게 감소시켰는가를 확인할 필요가 있다. 기준 시점인 2016년의 관측 표본에 재가중치를 부여한 재가중 표본은 이론적으로 2008년의 관측 표본과 동일한 설명변수의 분포를 지니며, 이에 기초하여 2008년과 재가중 표본 간 결과 변수의 차이는 설명변수의 분포 변화가 아닌, 다른 원인으로 인한 차이로 간주된다.⁷⁶⁾ 재가중치를 부여하기 전의 표본과 부여한 후의 표본 간 차이는 설명변수의 변화로 인한 차이로 해석하며, 이러한 기본 원리는 집계분해와 세부분해 모두에 적용된다. 따라서 재가중치를 부여한 후의 표본이 2008년의 표본과 얼마나 유사한 특성 분포를 보이는가의 문제는 분석결과의 타당성을 결정하는 핵심적인 요인이라고 할 수 있다. 그러나 재가중 분해를 적용한 다수의 선행연구들은 재가중치가 관측 표본 간 특성 차이를 적절하게 줄였는지 확인하는 과정을 거치지 않은 경우가 많았다. 본 연구에서는 이와 관련된 문제를 제기한 Black et al.(2011)의 주장을 참고하여,⁷⁷⁾ 재가중 표본과 관측 표본 간 특성 차이를 확인하는 과정을 거쳤다. 구체적으로는 다수의 설명변수들 간 상호작용항을 포함하는 복수의 재가

76) 여기에는 횡단적 영향력의 차이(또는 변화), 모형에 포함되지 않은 설명변수들의 차이 등이 포함된다.

77) Black et al.(2011)은 여러 상호작용항을 포함하여 재가중치를 산출한 후 전체 특성 및 하위집단들 간 특성 차이를 검증하고, 주요 변수들의 차이가 발견되면 다시 재가중치를 추정하는 노력이 필요하다고 제안하였다.

중치들을 산출하였고, 재가중 표본들과 기준 시점 간의 특성 차이를 모두 확인하였다. 일련의 과정을 거친 후, 전체적인 특성 차이와 성별, 주된 종사상 지위별 특성 차이를 가장 적게 조정된 모형을 채택하여 분석을 진행하였다.

<표 4-20> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 전체 분석대상

(단위: %)

특성	2008	재가중 표본	차이	특성	2008	재가중 표본	차이
성				배우자 지위			
남성	43.8	42.2		무배우자	27.1	29.0	
여성	56.2	57.8		비취업 배우자	51.4	48.1	†
연령				취업 배우자	21.6	22.8	
60-64	29.6	28.2		건강수준			
65-69	27.3	26.2		일상 도움 필요	14.7	16.6	
70-74	22.5	24.1		건강한 편	35.4	34.0	
75-79	13.4	14.2		재산 수준			
80-84	7.2	7.3		0-30%	30.0	32.1	
교육수준				30-70%	40.0	38.0	
초등학교 이하	61.1	60.8		70% 이상	30.0	29.9	
중학교	14.2	13.9		공적연금			
고등학교	17.4	17.7		비수급	61.6	63.4	
대학 이상	7.4	7.7		0-20만원	25.3	24.1	
주된 종사상지위				20-40만원	6.1	5.6	
임금노동	45.0	48.0		40만원 초과	7.1	6.9	
자영업	23.0	21.9		기초(노령)연금			
기타	32.0	30.2		수급	33.1	36.7	†
주된 산업				비수급	66.9	63.3	
농림어업	30.8	31.2		기타 사회보장			
제조업	22.6	20.1	†	수급	6.8	7.9	
서비스업	46.6	48.8		비수급	93.2	92.1	
경력				동거확률			
없음	12.6	14.9		0-0.2	28.0	29.5	
1-10년	10.9	10.3		0.2-0.4	35.3	34.9	
11-20년	19.1	20.6		0.4 이상	36.6	35.6	
21년	57.4	54.2		사적이전			
거주지역				0-5만원	34.4	34.9	
대도시	40.9	36.6	†	5-12만원	42.1	41.4	
중소도시	34.3	34.5		12만원 이상	23.5	23.7	
전남/경남 읍면	12.3	15.3					
기타 읍면	12.5	13.7					

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

2008년 표본과 재가중 표본의 설명변수 분포 및 차이 검증의 결과는 앞의 <표 4-20>에서 확인할 수 있다. 앞서 두 시점 간 특성 변화의 추이를 살펴본 결과에서는 2008년과 2016년의 관측 표본 사이에, 기타 사회보장급여 소득을 제외한 모든 설명변수에서 통계적으로 유의한 차이가 존재하였다.⁷⁸⁾ 그러나 DiNardo et al.(1996)와 Black et al.(2011)의 방법을 참고하여 두 시점 간 특성 분포의 차이를 조정하는 재가중치를 부여한 결과, 2008년과 재가중 표본 간에는 대부분의 설명변수에서 차이의 통계적 유의도가 사라졌다. 두 표본의 특성 분포가 완전히 동일하게 조정된 것은 아니지만, 두 관측 표본 간에 존재하였던 특성 차이를 고려하면, 재가중치의 부여를 통해 설명변수의 분포 차이가 거의 사라졌음을 확인할 수 있다. 다만, 일부 설명변수들에서는 재가중치를 부여한 후에도 2008년의 관측 표본과 재가중 표본 사이에 $p < .10$ 수준에서 유의한 차이가 발견되었다. 예컨대, 2008년에 주된 산업으로 제조업을 경험한 노인의 비율은 22.6%였으나, 2016년의 표본에 재가중치를 부여한 후의 제조업 출신 노인 비율은 20.1%로 2008년에 비해 2.5%p 낮았다. 그밖에 대도시 거주 비율과 비취업 배우자가 있는 비율도 2008년의 관측치보다 재가중 표본에서의 비율이 다소 낮았고, 기초(노령)연금을 수급하는 비율은 약간 높은 수준으로 조정되었다. 재가중치를 부여한 후에도 남은 특성 차이는 분석결과의 타당성에 영향을 주는 부분이므로 주의가 필요하다. 본 연구에서는 재가중 분해분석의 결과를 검토하면서, 특성 차이가 완전히 조정되지 못한 것으로 인한 영향을 고려하여 해석한다.

하위집단별 2008년 관측 표본과 재가중 표본 간의 특성 차이는 <부표 5>부터 <부표 9>에서 확인할 수 있다. 전체 분석대상에서 나타난 일부 설명변수의 특성 차이가 하위집단별 비교에서는 거의 사라지는 것으로 나타났다. 여성 노인 집단, 자영업 및 기타 노동지위를 경험한 노인 집단에서는 분석에 포함된 모든 설명변수에서 2008년과 재가중 표본 사이의 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 남성 노인 집단과 임금노동을 경험한 노인 집단에서도 거주지역 분포를 제외한 모든 특성에서 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다.

2016년의 관측 표본이 2008년의 관측 표본과 유사한 특성 분포를 가지도록 재가중치를 부여한 결과, 대부분의 설명변수가 2008년의 설명변수 분포와 매우 유사한 수준으로 조정되었음을 확인할 수 있었다. 이러한 특성 차이의 조정은 전체 분석대상에서 뿐만 아니라, 성별, 주된 종사상 지위별로 구분한 하위집단에서

78) 조정된 변수 중에서, 연령, 경력, 기타 사회보장급여 변수의 시점 간 차이는 앞의 특성 변화에서 같이 언급하였지만, 지역분포, 재산, 공적연금, 동거확률 및 사적이전의 범주별 차이는 다루지 않았다. 해당 변수들의 시점 간 차이는 <부표 4>에서 확인할 수 있다.

도 유효하였다. 따라서 본 연구에서는 추정된 재가중치를 사용하여 전체 집단 및 하위집단별로 재가중 표본을 구성하고, 이에 기초하여 재가중 분해분석을 실시해도 무리가 없다고 판단하였다.

2. 설명변수 변화와 노인 고용률 변화의 관계 분해

재가중 분해분석은 크게 두 가지 단계로 구성된다. 먼저, 전체 분석대상의 2008년과 2016년 사이 고용률 변화를 설명변수의 분포 변화로 인한 부분과 기타 다른 요인으로 인한 부분으로 구분하는 집계분해 결과를 확인한다. 이후, 집계분해에서 특성 분포 변화로 인한 차이를 개별 설명변수의 분포 차이로 인한 부분으로 세부분해한 결과를 살펴본다. 세부분해는 설명변수를 위계적으로 추가하는 설정한 모형 간 고용률을 비교하는 방식으로 이뤄진다.

1) 집계분해 결과

다음의 <표 4-21>은 전체 분석대상과 성별, 주된 종사상 지위별 하위집단들에서의 2008-2016년 고용률 차이를 재가중 분해분석으로 집계분해한 결과를 보여준다. 60-84세 전체 연령집단의 고용률은 2008년 29.8%에서 2016년 38.7%로 8.9%p 증가했다. 2016년의 설명변수 분포가 2008년의 분포와 동일하게끔 조정된 재가중 표본의 고용률은 35.1%이므로, 설명변수의 분포 변화로 인한 변화 정도를 의미하는 구성효과는 2016년 고용률과 재가중 표본 고용률의 차이인 3.6%p가 되며, 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계 변화 및 미포함 설명변수의 변화를 포함하는 구조효과는 2008년 고용률과 재가중 표본 고용률의 차이인 5.3%p로 추정할 수 있다. 따라서 2008-2016년의 노인 고용률 변화는 설명변수의 특성 변화로 인한 변화가 40.4%, 기타 다른 요인에 의한 변화가 59.6%를 각각 차지하는 것으로 볼 수 있다. 이하의 세부분해는 두 시점 간 고용률 변화의 40.4%에 해당하는 3.6%p의 변화에서 개별 설명변수의 분포 변화가 기여한 정도를 구체적으로 살펴본다.⁷⁹⁾

79) 이 연구의 분석방법인 재가중 분해분석으로는 구조효과에 대한 세부분해가 불가능하며, 이는 후속 연구의 몫으로 남겨둔다. 다만, 후속연구에 앞서 기준집단의 임의적 설정으로 인해 분석결과가 달라지는 문제가 더 심도있게 다뤄질 필요가 있다.

<표 4-21> 2008-2016년 노인 고용률 변화에 대한 DFL 집계분해 결과

(단위: %, %p)

		2008	2016	재가증 표본	집계분해 결과	
					구성효과	구조효과
전체 분석대상		29.8	38.7	35.1	3.6 (40.4)	5.3 (59.6)
성	남성	43.6	53.8	51.3	2.5 (24.5)	7.7 (75.5)
	여성	19.1	25.5	24.2	1.3 (20.3)	5.1 (79.7)
종사상 지위	임금노동	29.4	41.8	34.4	7.9 (63.7)	4.5 (36.3)
	자영업	43.3	52.6	48.1	4.5 (48.4)	4.8 (51.6)
	기타	20.4	26.7	27.2	-0.5 (-7.9)	6.8 (107.9)

주: 괄호는 2008-2016년의 전체 고용률 변화 대비 각 효과가 차지하는 비율임.

한편, 하위집단별 고용률 변화에 대한 집계분해 결과에서는 집단에 따라 적지 않은 차이를 보였다. 성별 하위집단의 고용률 변화에서는 두 집단 모두 구성효과에 비해 구조효과의 영향이 크게 나타났다. 남성 노인 집단은 2008-2016년 사이에 고용률이 10.2%p 증가했는데, 그 중에서 특성 변화로 인한 부분이 24.5%, 구조 변화로 인한 부분이 75.5%였다. 여성 노인 집단에서는 같은 기간 고용률이 6.4%p 증가했고, 그 중에서 설명변수 분포 변화로 인한 부분이 20.3%, 기타 요인의 변화로 인한 부분이 79.7%를 차지했다. 따라서 남성 노인 집단이 여성 노인 집단에 비해 특성 변화로 인한 고용률의 변화 정도가 더 컸다고 볼 수 있다. 그런데 성별 집계분해 결과를 전체 분석대상의 결과와 비교하면, 두 하위집단 모두에서 구성효과의 비중이 전체 노인집단에서의 구성효과보다 낮게 나타난 것이 의아할 수 있다. 그러나 이러한 결과는 성별 하위집단 내에서의 세부분해에 두 시점 간 성별 비율의 변화로 인한 영향이 제외되었기 때문이다. 예컨대, 전체 분석대상의 구성효과에는 남성 노인의 비중 증가로 인한 고용률 증가의 영향이 포함되지만, 남성 노인만으로 구성된 하위집단에서는 그러한 영향이 구성효과에 포함되지 않는다. 따라서 일부 설명변수를 기준으로 구분한 하위집단에서 구성효과의 비중이 작게 추정되는 것은 오류로 보기 어렵다.

주된 종사상 지위로 구분한 하위집단에서의 집계분해 결과를 보면, 임금노동 집단에서는 2008-2016년 사이에 고용률이 12.4%p 증가하였고, 구조효과(36.3%)에 비해 구성효과(63.7%)로 인한 고용률 변화 정도가 더 크게 나타났다. 자영업을 주로 경험한 노인 집단에서는 전체 고용률 변화 9.3%p에서 구성효과와 구조효과의 비중이 비슷한 수준을 보였다. 기타 노동지위 집단에서는 설명

변수의 분포 변화가 오히려 고용률을 0.5%p 낮추는 방향으로 영향을 미친 것으로 추정되었다. 이는 2008-2016년 간 기타 노동지위를 경험한 노인 집단의 고용률이 6.3%p 상승하였지만, 설명변수의 분포 변화가 없었다면 고용률이 0.5%p 더 상승했을 수 있다는 의미이다. 결과적으로, 설명변수에 포함된 특성 변화로 인한 고용률의 변화는 임금노동과 자영업을 경험한 노인 집단들에서 비교적 크게 나타난 반면, 기타 노동지위를 경험한 집단에서의 고용률 변화 대부분은 설명변수와 결과변수의 관계를 포함한 구조적인 변화로 설명되었다.

2) 세부분해 결과

앞서 3장에서 살펴봤듯이, 재가중 분해분석에서 설명변수의 분포 변화가 시점 간 고용률 변화에 미친 영향은 ① 두 시점 간 설명변수 분포의 변화 정도와 ② 기준시점에서 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계 정도에 따라 결정된다(Fortin et al., 2011). 따라서 세부분해의 결과를 이해하기 위해서는 특성 분포의 변화 정도와, 기준집단에서의 횡단적 관계 정도를 확인하는 것이 도움이 된다.

본 연구에서 설명변수들의 분포 변화는 인과적 순서에 따라 단계적으로 설명변수를 추가한 재가중 표본들 간 차이를 통해 추정한다. 설명변수를 추가하는 순서는 성, 연령, 교육수준, 주된 종사상 지위, 주된 산업, 경력수준, 거주지역, 배우자 지위, 건강수준, 재산수준, 공적연금, 기초(노령)연금, 기타 사회보장, 동거확률, 사적이전 변수의 순서이다. 예컨대, 첫 번째 재가중 표본에서는 기준시점의 설명변수 분포에서 성별 분포만 2008년의 수준으로 조정하고, 두 번째 재가중 표본에서는 성별 분포와 연령 분포를 같이 2008년의 수준으로 조정하는 방식이다. 이 연구에서는 2016년을 기준시점으로 하여 분해분석을 실시하므로, 각각의 재가중 표본은 2016년의 설명변수 분포를 순차적으로 2008년의 분포로 조정한 것으로 이해할 수 있다. 편의상 각 단계별로 조정된 표본에 번호를 붙여서 재가중 표본1부터 재가중 표본15로 부르기로 한다(<표 3-6> 참고).

앞서 2008년과 2016년 사이에 각 설명변수의 분포가 어느 정도 변화하였는지를 살펴봤지만, 재가중 분해분석의 세부분해에 적용되는 설명변수의 분포 변화는 두 시점 간 설명변수 분포의 단순 차이와는 다를 수 있음에 유의해야 한다. 세부분해에서의 특성 분포 변화는 선행한 설명변수를 통제한 조건에서의 변화 정도를 의미하기 때문이다. 이에 본 연구에서는 세부분해의 결과를 보고하기에 앞서, 2008년과 2016년의 두 시점 간 특성 분포의 차이 및 실제 분해에 적용되는 재가중 표본 간 특성 분포의 차이를 같이 제시할 것이다.

<표 4-22> 표본별 성 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본1	2016	차이	조건부 고용률
남성	43.8	46.6	2.8	43.8	46.6	2.8	53.8
여성	56.2	53.4	-2.8	56.2	53.4	-2.8	25.5

설명변수와 결과변수의 횡단적 관계 역시 위계적 모형의 분석틀에서 이해할 필요가 있다. 앞서도 재가중 분해분석과 동일한 순서의 위계적 모형으로 2008년과 2016년의 각 시점에서 영향요인과 결과변수의 횡단적 관계를 확인한 바 있지만, 여기서는 두 가지 이유로 해당 결과를 직접 인용하지는 않는다. 첫째, 재가중 분해분석에서는 일부 연속변수를 더미변수 형태로 변환하여 포함하고 있다. 이에 일부 설명변수들은 앞서서의 횡단적 영향력 분석과 변수의 형태가 달라졌다. 둘째, 앞서 더미변수의 형태로 횡단적 영향력을 확인한 경우에도, 회귀계수는 기준집단 대비 해당 집단의 고용률 차이를 보여줄 뿐, 각 집단들에서의 구체적인 고용률을 보여주지는 않기 때문이다. 이에 재가중 분해분석의 세부분해에서는 ① 연속변수들을 더미변수화하여 재구성한 위계적 모형에 기초하여, ② 선행한 설명변수들을 통제된 조건에서 특정 설명변수 더미 집단별 고용률을 보고한다. 예컨대, 재가중 표본3에서 교육수준 집단별 조건부 고용률은 성과 연령의 영향을 통제된 조건에서 교육수준 집단별 결과변수의 조건부 평균을 의미하며,⁸⁰⁾ 각 교육수준 집단별 무조건부 고용률과는 다른 개념이다. 재가중 분해는 비모수적 방법에 기초한 분석으로, 여기서 보고하는 조건부 고용률이 세부분해의 추정치에 직접적으로 사용되는 것은 아니지만, 재가중 표본 간 특성 변화와 함께 분석결과를 해석하는 데 있어서 도움이 될 수 있다. 편의상 표본 간 특성의 변화 정도와 집단 간 조건부 고용률은 전체 분석대상에서의 결과만 보고하지만, 성별, 주된 중사상 지위별 하위집단에서도 동일한 논리로 분석결과를 해석할 수 있다.

위의 <표 4-22>는 2008년과 2016년 두 시점의 성별 분포 차이, 성 변수의 분포를 2008년의 수준으로 조정한 재가중 표본1과 기준시점 간 성별 분포의 차이, 기준시점에서의 각 집단별 조건부 고용률 차이를 보여준다.⁸¹⁾ 2008- 2016

80) 세부분해에서 결과변수의 조건부 평균(margins) 형태로 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계를 제시하기는 하지만, 선형 회귀모형에 설명변수들을 순차적으로 포함한 분석결과에 기초한다는 점에서, 2절에서 제시한 횡단적 영향력의 결과와 기본적인 의미는 큰 차이가 없다.

81) 성 변수는 위계적으로 구성된 연구모형에서의 첫 설명변수이므로, 여기서 제시한 조건부 고용률은 무조건부 고용률과 동일하다.

〈표 4-23〉 성별 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본1	2016	차이
전체 분석대상		37.9	38.7	0.8 *
생애 주된 중사상 지위	임금노동	41.4	41.8	0.4
	자영업	51.8	52.6	0.8 *
	기타	26.3	26.7	0.4 *

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

년 사이에 성별 분포의 변화를 보면, 60-84세 연령집단 내에서 남성 노인이 차지하는 비율은 43.8%에서 46.6%로 2.8%p 증가한 반면, 여성 노인의 비중은 2.8%p 감소하였다. 그러한 성별 비중의 차이는 재가중치를 적용한 재가중 표본 1과 기준시점인 2016년의 관측 표본 사이에서도 동일하게 나타났다. 기준시점에서 남성 노인의 고용률은 53.8%로 여성 노인인 고용률인 25.5%보다 훨씬 높은 수준을 보였다. 따라서 그러한 남성 노인의 비중 증가 및 여성 노인의 비중 감소는 분석대상 집단의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미칠 것이다.

위의 〈표 4-23〉은 2016년 관측 표본에서 성별 분포만 2008년 수준으로 조정된 경우의 고용률 변화 정도를 보여준다. 전체 분석대상에서의 변화를 보면, 남성 노인이 증가하고 여성 노인이 감소하는 방향으로의 성별 분포 변화는 노인 집단의 고용률을 0.8%p 증가시켰으며, 이러한 차이는 p<.05 수준에서 통계적으로 유의하였다. 주된 중사상 지위별 하위집단 중에서는 임금노동 집단을 제외한 다른 두 집단에서 노인의 고용률이 유의하게 증가하였다. 이들 집단은 전체 집단과 마찬가지로 여성 노인에 비해 취업확률이 높은 남성 노인의 비중 증가로 고용률이 증가하였다.

다음의 〈표 4-24〉는 연령 분포의 변화가 고용률의 변화에 미친 영향을 분석하기에 앞서, 표본 간 연령 분포의 차이와 연령집단별 조건부 고용률을 정리한 것이다. 2008년과 2016년 사이에 연령 분포는 60-64세 집단과 75-79세 및 80-84세 집단의 비중이 증가한 반면, 65-69세와 70-74세 집단의 비중은 감소하는 방향으로의 변화를 보였다. 그러나 재가중 분해분석에서의 세부분해는 설명변수의 인과적 순서에 따라, 성별 분포의 변화를 먼저 고려한 재가중 표본1과 성별 분포와 연령별 분포의 변화를 같이 고려한 재가중 표본2 사이의 설명변수 분포 차이를 통해 추정된다. 분석결과, 두 재가중 표본 사이의 연령 분포 변화는 2008-2016년 사이의 분포 변화와 아주 유사한 양상을 보였다. 연령집단별 조

건부 고용률은 연령이 낮을수록 높은 양상을 보였는데, 60-64세 집단과 65-69세 집단의 조건부 고용률은 평균보다 높은 수준을, 70-74세, 75-79세, 80-84세 집단의 고용률은 평균보다 낮은 수준이었다. 따라서 연령 분포의 변화가 노인의 고용률 변화에 미친 영향의 방향을 단언하기는 쉽지 않아 보인다. 조건부 고용률이 높은 집단과 낮은 집단 모두에서 비중의 증가와 감소가 동시에 나타났기 때문이다.

<표 4-24> 표본별 연령대 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본2	재가중 표본1	차이	조건부 고용률
60-64세	29.6	32.7	3.1	29.6	32.6	3.0	57.8
65-69세	27.3	24.0	-3.3	27.3	23.9	-3.4	43.8
70-74세	22.5	17.8	-4.7	22.5	17.9	-4.6	28.0
75-79세	13.4	15.2	1.8	13.4	15.3	1.9	19.7
80-84세	7.2	10.3	3.1	7.2	10.4	3.2	12.3

재가중 표본 간 고용률의 차이로 확인하는 세부분해 결과는 다음의 <표 4-25>에서 제시하였다. 전체 60-84세 연령집단에서의 연령 분포 변화는 고용률을 0.5%p 낮추는 방향으로 영향을 미쳤지만, 재가중 표본 간 고용률의 차이는 통계적으로 유의하지 않았다. 성별 하위집단에서도 연령 분포의 변화는 재가중 표본에서의 고용률을 낮추는 방향으로 작용했지만, 그러한 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 다만 주된 종사상 지위별 하위집단 중, 자영업 집단에서 p<.10수준에서 유의한 수준의 고용률 감소가 관측되었다. 자영업 집단에서는 조건부 고

<표 4-25> 연령 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본2	재가중 표본1	차이
전체 분석대상		38.4	37.9	-0.5
성	남성	54.7	53.8	-0.9
	여성	25.7	25.5	-0.2
생애 주된 종사상 지위	임금노동	41.6	41.4	-0.2
	자영업	52.6	51.8	-0.8 †
	기타	26.8	26.3	-0.5

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

용률이 낮은 80-84세 연령집단의 증가 정도가 크면서도 상대적으로 고용률이 높은 60-64세 집단의 증가 폭이 적었다는 점이 이러한 결과에 영향을 미친 것으로 추정된다. 정리하면, 인구고령화로 대표되는 연령 변화는 일반적인 예측과 달리, 자영업 집단을 제외한 노인 집단의 고용률을 유의하게 낮추지 않았다. 이는 분석대상 내에서 상대적으로 고용률이 높은 60-64세 연령집단의 비중이 적지 않게 높아졌기 때문이다.

다음의 <표 4-26>은 교육수준 분포의 변화와 집단별 조건부 고용률을 보여준다. 2008년과 2016년 사이에 분석대상 집단의 교육수준 분포는 초등학교 이하 학력을 보유한 집단의 비율이 줄어들고, 중학교 이상 학력을 보유한 모든 집단의 비중이 증가하는 방향으로의 변화를 보였다. 성과 연령의 분포를 2008년의 수준으로 조정한 재가중 표본2와, 추가로 교육수준의 분포를 조정한 재가중 표본3의 교육수준 집단별 차이도 2008-2016년의 관측된 분포 차이와 유사한 것으로 나타났다. 성과 연령을 통제한 조건에서의 교육수준 집단별 고용률은 초등학교 이하 집단에서 43.4%로 가장 높았고, 교육수준이 높아질수록 감소하는 추이를 보였다.⁸²⁾ 따라서 조건부 고용률이 높은 초등학교 이하 학력수준 집단의 비중이 감소하고, 비교적 고용률이 낮은 다른 학력수준 집단의 비중이 증가하는 방향으로의 변화는 노인 집단의 고용률을 낮추는 방향으로 영향을 미쳤을 것으로 추정된다.

교육수준의 분포 변화가 노인의 고용률 변화에 미친 영향에 대한 세부분해 결과는 다음의 <표 4-27>에서 보여준다. 교육수준의 분포 변화는 60-84세 전체 연령집단의 고용률을 0.8%p 낮추는 방향으로 영향을 미쳤으며, 그러한 차이는 $p < .05$ 수준에서 통계적으로 유의하였다. 성별 하위집단 중에서는 여성 노인 집단에서만 고용률이 2.0%p 유의하게 감소하였다. 여성 노인 집단에서 교육수준

<표 4-26> 표본별 교육수준 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본3	재가중 표본2	차이	조건부 고용률
초등학교 이하	61.1	38.7	-22.4	60.9	39.2	-21.7	43.4
중학교	14.2	19.3	5.1	14.2	19.7	5.5	39.9
고등학교	17.4	31.7	14.3	17.5	31.2	13.7	36.1
대학 이상	7.4	10.3	2.9	7.4	10.0	2.6	26.4

82) 조건부 고용률과 무조건부 고용률이 가장 큰 차이를 보이는 설명변수가 교육수준이다. 기준시점인 2016년의 교육수준 집단별 무조건부 고용률을 보면, 초등학교 이하 집단이 28.8%, 중학교 집단이 42.8%, 고등학교 집단이 47.6%, 대학 이상 집단이 40.8%로, 교육수준과 고용률 사이에 비선형적 관계를 보였다.

분포의 영향이 더 크게 두드러진 것은 남성 노인에 비해 교육수준의 분포 변화가 더 크게 나타났기 때문이다. 비슷하게, 주된 종사상 지위별 하위집단에서는 기타 노동지위를 경험한 집단에서만 고용률이 1.9%p 감소한 것으로 나타났다. 기타 노동지위를 경험한 집단의 절대 다수가 여성이라는 점이 두 집단 간 비슷한 결과가 관측되는 원인으로 볼 수 있다.

<표 4-27> 교육수준 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본3	재가중 표본2	차이
전체 분석대상		39.2	38.4	-0.8 *
성	남성	54.1	54.7	0.6
	여성	27.7	25.7	-2.0 ***
생애 주된 종사상 지위	임금노동	42.3	41.6	-0.7
	자영업	52.2	52.6	0.4
	기타	28.7	26.8	-1.9 **

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

다음으로, 노동생애 변수 중 주된 종사상 지위의 분포 변화와 집단별 조건부 고용률을 살펴보면 다음의 <표 4-28>과 같다. 2008년과 2016년 사이에 관측된 분포 변화에서는 임금노동을 경험한 노인의 비중이 늘어나고, 자영업과 기타 노동지위를 경험한 노인의 비중이 감소하는 방향으로의 변화가 있었다. 성, 연령, 교육수준에 추가로 주된 종사상 지위 변수를 2008년의 분포로 조정한 재가중 표본4의 추정 결과를 보면, 2008년의 관측된 분포와 아주 유사한 수준으로 나타났다. 다만, 성과 연령, 교육수준의 변수를 조정하는 과정에서 주된 종사상 지위 변수의 분포가 2016년에 관측된 분포와 다소 달라졌다. 이에 재가중 표본에서의 주된 종사상 지위 변수의 분포 변화는 2008-2016년에 관측된 변화에 비해서 임금노동을 경험한 노인의 증가 정도와 기타 노동지위를 경험한 노인의 감소 정

<표 4-28> 표본별 주된 종사상 지위 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본4	재가중 표본3	차이	조건부 고용률
임금노동	23.0	28.6	5.6	23.0	26.6	3.6	34.4
자영업	32.0	29.7	-2.3	31.9	29.4	-2.5	48.0
기타	45.0	41.7	-3.3	45.0	44.0	-1.0	35.0

도가 약간 적게 나타나는 차이를 보였다. 종사상 지위 집단별 조건부 고용률에서는 자영업을 경험한 노인의 고용률이 48.0%로 가장 높았고, 기타 노동지위를 경험한 집단과 임금노동을 경험한 집단의 고용률은 큰 차이가 없었다. 따라서 상대적으로 조건부 고용률이 높은 자영업 집단의 비중이 감소하고, 고용률이 낮은 임금노동 집단의 비중이 증가하는 방향으로의 분포 변화는 노인 집단의 고용률을 낮추는 방향으로 작용했을 것이다.

<표 4-29> 주된 종사상 지위 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본4	재가중 표본3	차이
전체 분석대상		39.7	39.2	-0.5 †
성	남성	54.9	54.1	-0.8 †
	여성	27.8	27.7	-0.1
생애 주된 종사상 지위	임금노동	43.8	42.3	-1.0
	자영업	53.1	52.2	-0.9
	기타	28.0	28.7	0.7

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

위의 <표 4-29>는 주된 종사상 지위 변수의 분포 변화가 노인의 고용률 변화에 미친 영향을 재가중 분해분석으로 분석한 결과를 보여준다. 전체 분석대상에서는 주된 종사상 지위 분포의 변화로 고용률이 0.5%p 감소하였으며, p<.10의 수준에서 통계적으로 유의하였다. 성별 하위집단에서는 남성 노인 집단에서만 0.8%p의 고용률 감소가 유의한 차이를 보였다. 남성 노인과 여성 노인 모두 임금노동을 경험한 비율의 증가가 크게 나타났지만, 남성 노인은 자영업의 비중이 크게 감소한 것에 비해, 여성노인 집단에서는 기타 노동지위를 경험한 비중이 감소하였다. 세부분해 결과는 이러한 분포 변화의 차이를 반영한 것으로 이해할 수 있다. 주된 종사상 지위별 하위집단에서는 고용률의 변화 정도가 모두 유의하지 않았다.⁸³⁾

83) 특정 종사상 지위를 경험한 노인만으로 구성된 하위집단에서, 집단을 구분하는 특성의 분포 변화가 결과변수의 변화에 영향을 미쳤다고 보기는 어렵다. 예컨대 임금노동을 경험한 노인 집단은 두 재가중 표본 모두에서 100% 임금노동을 경험한 집단이기 때문이다. 따라서 이 표에서 관측된 차이는 재가중 표본 간에 임금노동을 경험한 노인 집단의 다른 특성이 변화한 결과를 반영한 것으로 볼 수 있다. 실제로 특정 종사상 지위의 분포를 조정하는 과정에서 임금노동을 경험한 노인 집단 내 남성 노인의 비율이 70.8%에서 74.9%로 변화되었다.

<표 4-30> 표본별 주된 산업 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본5	재가중 표본4	차이	조건부 고용률
농림어업	30.8	17.7	-13.1	30.7	23.5	-7.2	50.9
제조업	22.6	27.2	4.6	22.6	25.5	2.9	35.9
서비스업	46.6	55.1	8.5	46.6	51.0	4.4	36.1

위의 <표 4-30>은 표본별 주된 산업 변수의 분포 차이와 2016년의 주된 산업 집단별 조건부 고용률을 보여준다. 2008년과 2016년 사이에 변화를 보면, 농림어업을 주로 경험한 노인의 비중이 13.1%p 감소하였고, 제조업과 기타 서비스업을 경험한 노인의 비중이 각각 4.6%, 8.5% 증가하는 방향으로의 변화가 나타났다. 재가중치를 적용하여 조정한 주된 산업 변수의 분포는 2008년에 관측된 분포와 거의 동일한 수준의 분포를 보였으나, 성, 연령, 교육수준, 주된 종사상 지위의 선행 설명변수들을 조정한 재가중 표본4의 주된 산업 변수 분포는 2016년에 관측된 분포와는 다소 차이가 있었다. 이에 세부분해에서의 주된 산업 변수 분포 변화는 관측된 변화에 비해 각 집단별 변화 정도가 적은 것으로 나타났다. 주된 산업의 집단별 조건부 고용률은 농림어업을 주로 경험한 노인 집단의 조건부 고용률이 50.9%로 가장 높았고, 제조업이나 기타 서비스업을 경험한 노인 집단의 조건부 고용률은 비슷한 수준을 보였다. 따라서 상대적으로 조건부 고용률이 높은 농림어업 집단의 비중이 감소하고 고용률이 낮은 두 집단의 비중이 늘어나는 방향으로의 변화는 노인의 고용률을 낮추는 방향으로 영향을 미쳤을 것이다.

다음의 <표 4-31>에서는 주된 산업 변수의 분포 변화가 노인 집단의 고용률 변화에 미친 영향에 대한 세부분해 분석결과를 보여준다. 60-84세 전체 연령 집단의 고용률은 주된 산업의 분포 변화로 1.0%p 감소하는 것으로 나타났으며, 그러한 변화는 통계적으로 유의하였다. 성별 하위집단 중에서는 여성 노인 집단에서의 고용률이 1.5%p 감소하였다. 여성 노인 집단은 남성 노인에 비해 농림어업을 경험한 비율의 감소 정도가 더 크게 나타난 점이 분석결과에 영향을 미쳤을 것이다. 생애 주된 종사상 지위별 하위집단에서는 기타 노동지위를 경험한 집단에서만 통계적으로 유의한 수준의 고용률 감소가 관측되었다. 임금노동을 경험한 집단에서는 농림어업 집단의 비중 감소가 거의 없었고, 고용률의 변화 역시 미미한 수준에 그쳤다. 반면, 자영업을 경험한 집단에서는 기타 노동지위를 경험한

<표 4-31> 주된 산업 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본5	재가중 표본4	차이
전체 분석대상		40.7	39.7	-1.0 ***
성	남성	55.4	54.9	-0.5
	여성	29.3	27.8	-1.5 ***
생애 주된 종사상 지위	임금노동	43.3	43.8	0.5
	자영업	54.0	53.1	-0.9
	기타	30.0	28.0	-2.0 ***

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

집단과 유사한 방향으로의 주된 산업 분포 변화를 보였음에도 고용률의 감소 정도가 통계적으로 유의하지 않았다. 그러한 차이는 하위집단들 사이의 주된 산업 집단별 조건부 고용률에서도 차이를 보이기 때문이다. 자영업을 경험한 집단에서는 농림어업 집단과 제조업 집단의 고용률이 각각 60.0%, 47.6%로 12.4%p 차이를 보였지만, 기타 노동지위를 경험한 집단에서는 농림어업 집단과 제조업 집단의 고용률이 각각 40.8%, 19.5%로 차이가 21.3%p로 자영업 집단에 비해 훨씬 컸다. 따라서 주된 산업 변수의 분포가 비슷한 방향으로 변화하였더라도 그러한 변화가 고용률의 변화에 미치는 영향은 기타 노동지위를 경험한 집단에서 더 크게 관측되었다고 이해할 수 있다.

다음으로, 표본별 경력수준의 분포 차이 및 경력수준 집단별 조건부 고용률을 살펴보면 아래의 <표 4-32>와 같다. 2008-2016년 사이에 노인의 경력수준은 경력이 없거나, 일을 쉬지 않은 비중이 감소하고, 중간 수준의 경력을 보유한 집단이 증가하는 방향으로의 변화를 보였다. 재가중 표본 간 경력 분포의 차이에서는 다소 다른 양상이 관찰되었다. 경력이 없는 비중의 감소나 중간 수준 경력 집단의 비중이 증가한 방향은 비슷했지만, 30-50세 기간 동안 취업을 유지한 집단의 비중이 두 표본 간 거의 차이가 없었다. 이러한 결과는 인과적으로 선행한 설명변수들을 2008년의 수준으로 조정하는 과정에서 21년 이상 경력을 보유한 집단의 비율이 이미 조정되었기 때문이다. 결과적으로 재가중 분해분석의 세부분해에 적용되는 경력 변수의 분포 변화는 2008년과 2016년에 관측된 경력 변수의 분포 변화와는 차이가 발생한다. 이러한 분포 변화의 차이는 관측된 경력 변수의 분포 변화에서 인과적으로 선행한 설명변수들의 변화로 인한 부분을 제외하는 과정에서 발생한 것으로 해석할 수 있다. 한편, 경력 수준 집단별 조건부

<표 4-32> 표본별 30-50세 경력 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본6	재가중 표본5	차이	조건부 고용률
경력 없음	12.6	10.7	-1.9	12.9	9.7	-3.2	18.6
1-10년	10.9	14.1	3.2	10.6	12.1	1.5	33.1
11-20년	19.1	22.2	3.1	19.4	20.8	1.4	35.5
21년	57.4	53.0	-4.4	57.1	57.4	0.3	45.5

고용률은 21년을 지속해석 취업한 집단의 조건부 고용률이 45.5%로 가장 높고, 중간 수준의 경력을 보유한 집단의 조건부 고용률은 30% 중반의 비슷한 수준을 보였으며, 경력이 없는 집단의 고용률은 18.6%로 낮은 수준이었다. 따라서 경력이 없는 집단의 비중이 감소하는 방향으로의 분포 변화는 노인 집단의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미쳤을 것이다.

<표 4-33> 경력 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본6	재가중 표본5	차이
전체 분석대상		40.2	40.7	0.5 †
성	남성	55.3	55.4	0.1
	여성	28.5	29.3	0.8 *
생애 주된 종사상 지위	임금노동	43.3	43.3	0.0
	자영업	53.7	54.0	0.3
	기타	29.0	30.0	1.0 †

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

경력 분포의 변화가 노인 고용률의 변화에 미친 영향에 대한 세부분해 결과는 <표 4-33>에서 보고한다. 전체 노인 집단에서 경력 분포의 변화는 고용률을 0.5%p 높이는 방향으로 영향을 미쳤으며, 그러한 변화는 p<.10의 수준에서 통계적으로 유의하였다. 하위집단에서는 여성 노인 집단과 기타 노동지위를 경험한 집단에서만 고용률이 각각 0.8%p, 1.0%p 증가하는 변화가 나타났다. 앞서 남성 노인은 경력이 없는 비중의 변화가 거의 없었고, 임금노동이나 자영업을 주로 경험한 집단 역시 측정 기준상 경력이 없는 대상이 포함되지 않으므로, 이는 자연스러운 결과라고 볼 수 있겠다.

<표 4-34> 표본별 거주지역 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본7	재가중 표본6	차이	조건부 고용률
대도시	40.9	44.1	3.2	41.3	38.2	-3.1	37.0
중소도시/수도권	34.3	36.9	2.6	34.2	34.4	0.2	37.0
전남/경북 읍면	12.3	8.8	-3.5	12.3	13.5	1.2	53.1
기타 읍면	12.5	10.3	-2.2	12.3	13.9	1.6	39.5

위의 <표 4-34>에서는 표본별 거주지역의 분포 차이와 거주지역 집단별 조건부 고용률을 보여주고 있다. 2008-2016년의 시간 동안 노인의 거주지역 분포는 대도시와 중소도시 및 수도권에 거주하는 비율이 늘어나고, 수도권을 제외한 읍면 지역에 거주하는 비율이 감소하는 방향으로의 변화를 보였다. 문제는 재가중 표본 사이에 관측된 거주지역 분포의 차이가 두 시점 간에 관측된 변화와 큰 차이를 보였다는 점이다. 재가중 표본 간의 분포 차이에서는 대도시에 거주하는 노인의 비중이 감소하고, 읍면 지역에 거주하는 노인의 비율은 증가하는 방향으로의 변화가 나타났고, 이는 관측된 표본에서의 변화와 상반되기 때문이다.

이와 같은 분포 변화의 차이는 거주지역 분포의 조정에 앞서 노동생애 관련 변수들을 조정하였기 때문에 발생한 것이다. 이 연구에서는 노인의 거주지역이 생애과정에서 변화가 가능하다는 점을 고려하여 설명변수의 인과적 순서에서 노동생애 변수의 뒤에 배치를 했지만, 상당 수의 노인은 생애 초기에 결정한 거주지역을 노후까지 유지하는 경향이 있는 것도 사실이다. 생애 초기에 농촌 지역에 거주하는 것이 이후의 생애과정에서 경험하는 주된 종사상 지위나 주된 산업 변수에 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하면, 거주지역 변수의 조정에 앞서 생애과정 변수의 분포를 조정하는 것이 재가중 표본의 거주지역 분포에 영향을 미칠 수밖에 없다. 따라서 거주지역 변수와 노동생애 변수를 같이 모형에 포함하는 한, 개별 변수의 분포 변화가 결과변수의 변화에 미친 영향을 구분하는 것은 쉽지 않아 보인다. 거주지역 집단별 조건부 고용률에서도 농업 종사자의 비중이 월등히 높은 수준을 보인 전남과 경북의 읍·면 지역에 거주하는 집단의 조건부 고용률이 다른 지역에 거주하는 집단에 비해 매우 높은 수준을 보였다. 따라서 재가중 표본의 분포 변화에서 해당 지역의 거주 비율이 높아진 것은 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미쳤을 것이다.

<표 4-35> 거주지역 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본7	재가중 표본6	차이
전체 분석대상		39.7	40.2	0.5 *
성	남성	55.2	55.3	0.1
	여성	27.7	28.5	0.8 **
생애 주된 종사상 지위	임금노동	43.2	43.3	0.1
	자영업	53.4	53.7	0.3
	기타	28.3	29.0	0.7 *

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

설명변수를 위계적으로 구성한 연구모형의 한계로 인해 분석결과의 해석에 조심할 필요가 있지만, 세부분해의 결과는 위의 <표 4-35>에서 확인할 수 있다. 전체 분석대상에서는 거주지역 분포의 변화로 고용률이 0.5%p 높아졌고, 하위집단에서는 여성 노인 집단과 기타 노동지위를 경험한 집단에서의 고용률이 통계적으로 유의한 수준의 증가를 보였다.⁸⁴⁾

다음의 <표 4-36>은 표본들 간 배우자 지위의 분포 차이 및 배우자 지위 집단별 조건부 고용률을 보여준다. 2008년과 2016년 사이에 배우자 지위의 변화 정도를 보면, 배우자가 없는 노인의 비율은 3.7%p 감소하였고, 취업 상태에 있는 배우자를 둔 노인의 비율은 3.9%p 증가하는 변화를 보였다. 재가중 표본에서의 분포 변화도 큰 틀에서 비슷한 방향으로 나타났다. 배우자 지위 집단별 조건부 고용률에서는 취업 배우자를 둔 노인 집단의 조건부 고용률이 45.6%로 높은 수준을 보인 반면, 다른 두 집단의 조건부 고용률은 큰 차이가 없었다. 따라서 상대적으로 노동시장에 참여할 확률이 높은 취업 배우자 집단의 비중이 증가하

<표 4-36> 표본별 배우자 지위 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본8	재가중 표본7	차이	조건부 고용률
무배우자	27.1	23.4	-3.7	27.3	24.0	-3.3	36.5
비취업 배우자	51.4	51.1	-0.3	51.7	50.6	-1.1	36.2
취업 배우자	21.6	25.5	3.9	21.0	25.4	4.4	45.6

84) 분석에 포함된 설명변수의 순서로 인해 지역 노동시장 특성의 변화가 미친 영향을 온전히 확인하지는 못하였지만, 적어도 거시적 요인의 변화가 노인의 고용률에 일정 정도 영향을 미치는 것은 분명해 보인다.

<표 4-37> 배우자 지위 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본8	재가중 표본7	차이
전체 분석대상		39.1	39.7	0.6 *
성	남성	54.6	55.2	0.6 †
	여성	27.1	27.7	0.6
생애 주된 종사상 지위	임금노동	42.8	43.2	0.4
	자영업	52.4	53.4	1.0 †
	기타	27.8	28.3	0.5

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

고, 비교적 고용률이 낮은 무배우자 집단의 비중이 감소하는 방향으로의 분포 변화는 노인 집단의 취업률을 높이는 방향으로 작용했을 것이다.

위의 <표 4-37>은 배우자 지위의 분포 변화가 고용률의 변화에 미친 영향에 대한 세부분해 결과를 제시한다. 전체 분석대상의 고용률은 0.6%p 높아졌고, 그러한 변화가 통계적으로 유의하였다. 성별 하위집단에서는 남성 노인 집단에서의 변화만 p<.10 수준에서 유의하게 증가하였는데, 이는 남성 노인이 여성 노인에 비해 배우자 지위의 영향을 많이 받기 때문이다.⁸⁵⁾ 주된 종사상 지위별 하위집단 중에서는 자영업 집단에서만 고용률이 1.0%p 증가하였다. 취업 배우자 집단 비율의 증가 정도는 임금노동 집단에서 가장 높았지만, 임금노동 집단은 자영업 집단에 비해 배우자 지위에 따른 조건부 고용률의 차이가 적어서 결과변수의 변화에 유의한 수준의 영향을 미치지 못했다. 반면 자영업 집단의 경우, 다른 종사

<표 4-38> 표본별 건강수준 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본9	재가중 표본8	차이	조건부 고용률
일상 도움 불필요	85.4	89.4	4.0	85.1	89.5	4.4	40.1
일상 도움 필요	14.6	10.6	-4.0	14.9	10.5	-4.4	27.1
건강한 편	35.4	40.4	5.0	35.7	38.8	3.1	42.8
건강 취약한 편	64.6	59.6	-5.0	64.3	61.2	-3.1	35.9

85) 표에 제시하지는 않았지만, 남성 노인 집단의 경우 무배우자 집단의 조건부 고용률은 42.6%였고, 취업 배우자 집단의 조건부 고용률은 61.6%로 약 19.0%p의 차이를 보인 반면, 여성 노인 집단에서는 무배우자 집단의 조건부 고용률이 23.9%, 취업 배우자 집단의 조건부 고용률이 32.8%로 그 차이가 8.9%p에 그쳤다.

<표 4-39> 건강수준 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본9	재가중 표본8	차이
전체 분석대상		38.2	39.1	0.9 *
성	남성	53.6	54.6	1.0
	여성	26.1	27.1	1.0 *
생애 주된 종사상 지위	임금노동	41.9	42.8	0.9
	자영업	50.9	52.4	1.5 †
	기타	27.3	27.8	0.5

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

상 지위 집단에 비해 맞벌이를 하거나 부부가 같이 사업이나 농업을 운영하는 경우가 많으며, 그러한 차이가 분석결과에 반영된 것으로 해석할 수 있다.

위의 <표 4-38>과 <표 4-39>은 건강수준의 분포 변화로 인한 고용률 변화 정도를 분석한 세부분해 결과를 보여준다. 일상 생활에서 도움이 필요한지 여부와 스스로 건강한 편이라고 생각하는지 여부의 두 지표 모두에서 2008-2016년 사이에 노인의 건강수준이 향상된 것으로 나타났다. 재가중 표본 사이에서도 관측 표본에서의 건강수준 변화와 유사한 방향으로의 변화를 확인할 수 있었다. 건강수준 집단별 조건부 고용률에서는 건강한 집단이 상대적으로 취업확률이 더 높은 것으로 나타났다. 따라서 건강한 노인의 비중이 증가하는 방향으로의 분포 변화는 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미칠 것이다.

세부분해 결과도 그러한 예측대로 나타났다. 전체 분석대상의 고용률은 건강수준의 증가로 0.9%p 높아졌으며, 그러한 변화는 p<.05의 수준에서 통계적으로 유의하였다. 다만, 모든 하위집단에서 건강수준의 향상으로 인한 고용률 증가가 관측되지는 않았다. 성별 하위집단에서는 여성 노인 집단에서만 1.0%p 고용률이 높아졌고, 주된 종사상 지위별 하위집단에서는 자영업 집단에서만 1.5%p의 고용률 증가가 확인되었다. 성별 하위집단 간 차이는 여성 노인에서 건강수준의 향상 정도가 더 크게 나타난 점이 반영된 결과로 볼 수 있다. 종사상 지위별 집단의 경우, 임금노동 집단에서는 다른 집단에 비해 건강수준의 변화 정도가 적었고, 자영업을 경험한 노인 집단이 기타 노동지위 집단에 비해 두 지표 모두에서 조건부 고용률의 차이가 크게 나타났기 때문이다.⁸⁶⁾ 이러한 결과는 한국 사회에서

86) 자영업 집단의 경우 일상생활의 도움 필요 여부에 따른 조건부 고용률이 38.2%(도움 필요)와 54.6%(도움 불필요)로 16.4%p의 차이를 보였고, 주관적 건강수준에 따른 조건부

자영업에 종사하는 노인은 건강이 허락하는 선까지 노동을 지속하는 경향이 있다는 선행연구와도 일치한다(방하남 외, 2009).

아래의 <표 4-40>은 표본별 재산수준의 분포 차이와 재산수준 집단별 조건부 고용률을 정리한 것이다. 2008년과 2016년의 시간 동안, 앞서 살펴본대로 분석 대상 집단의 재산수준은 평균적으로 3천 5백만원 가량 증가했으며, 범주별 분포에서는 재산수준이 2008년을 기준으로 하위 30%에 해당하는 비중이 감소하고 상위 30%에 해당하는 비중이 증가하는 방향으로의 변화가 관측되었다. 재가중 표본의 분포 변화에서는 중간 수준의 재산을 보유한 집단이 증가 추이를 보였고, 상위 30%의 비중 증가가 관측 표본보다 작은 편이었지만, 큰 틀에서는 재산이 적은 노인의 비중이 감소했다는 점에서 비슷한 추이를 보인 것으로 판단된다. 재산수준 집단별 조건부 고용률에서는 비선형적인 관계가 관측되었지만, 다른 설명 변수에 비해 집단 간 조건부 고용률의 차이가 적은 편이었다. 따라서 재산수준의 분포 변화는 아주 큰 폭의 변화가 관측되지 않는 한 노인 집단의 고용률에 영향을 미치는 것이 쉽지 않아 보인다.

<표 4-40> 표본별 재산수준 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본10	재가중 표본9	차이	조건부 고용률
하위 30%	30.0	20.7	-9.3	31.3	22.9	-8.4	38.9
30-70%	40.0	38.8	-1.2	38.7	41.3	2.6	41.1
상위 30%	30.0	40.5	10.5	30.1	35.8	5.7	36.2

주: 재산수준의 집단 구분은 2008년 관측된 재산수준을 기준으로 하였음. 기준금액은 하위 30%가 7,296만원, 상위 30%가 24,381만원이었음.

실제로 세부분해의 결과도 예측과 다르지 않았다. 다음의 <표 4-41>을 보면, 전체 분석대상에서 0.2%p의 고용률 증가가 관측되었지만, 통계적으로 유의한 수준의 변화는 아니었다. 하위집단별로도 일부 집단에서 고용률의 변화 방향이 상이하기는 했지만, 모든 집단에서 고용률의 변화 정도가 미미한 수준에 그쳤다.

고용률도 47.5%(취약), 59.7%(건강)로 12.2%p의 차이를 보였다. 반면, 기타 노동지위 집단에서는 일상생활의 도움 필요에 따른 조건부 고용률은 14.1%와 28.1%로 비슷한 차이를 보였지만, 주관적 건강수준에 따른 조건부 고용률이 25.6%와 28.7%로 큰 차이가 없었다.

<표 4-41> 재산수준 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본10	재가중 표본9	차이
전체 분석대상		38.0	38.2	0.2
성	남성	53.6	53.6	0.0
	여성	25.8	26.1	0.3
생애 주된 종사상 지위	임금노동	42.2	41.9	-0.3
	자영업	51.0	50.9	-0.1
	기타	26.8	27.3	0.5

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

다음의 <표 4-42>는 공적연금 소득의 표본 간 분포 변화와 각 집단의 조건부 고용률을 보여준다. 2008년에는 전체 분석대상 집단 중 비수급 노인의 비율이 61.6%에 달하고, 수급자의 대부분이 월 20만원 이하의 공적연금을 받았지만, 2016년에는 수급대상과 급여수준이 모두 큰 폭으로 확대되었다. 2016년의 비수급 노인 비중은 49.4%로 2008년에 비해 12.2%p 감소한 반면, 수급 노인의 비중은 모든 집단에서 증가 추이를 보였다. 재가중 표본 간 분포 변화에서도 비슷한 추이를 확인할 수 있다. 비수급 집단의 비율은 12.0%p 감소하였고, 다른 수급 집단의 비율은 모두 증가 추이를 보였다. 공적연금 집단별 조건부 고용률은 공적연금의 급여수준과 비선형적 관계를 보였다. 비수급 집단의 조건부 고용률은 40.6%로 월 40만원 이상의 공적연금을 받는 노인 집단의 조건부 고용률 22.4%보다 상당히 높았다. 이는 공적연금의 수급이 수급 노인의 노동동기를 저해할 수 있다는 일련의 주장을 지지하는 근거가 될 수 있다. 다만, 모든 공적연금의 수급자에게서 노동동기가 저해된다고 보기는 어려울 것 같다. 월 20만원 이하의 비교적 적은 금액을 공적연금으로 수급하는 집단의 경우, 조건부 고용률이 41.7%

<표 4-42> 표본별 공적연금 소득 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본11	재가중 표본10	차이	조건부 고용률
비수급	61.6	49.4	-12.2	61.7	49.7	-12.0	40.6
20만원 이하	25.3	27.4	2.1	25.3	31.0	5.7	41.7
20-40만원	6.1	12.8	6.7	6.1	11.4	5.3	37.9
40만원 초과	7.1	10.4	3.3	6.9	7.9	1.0	22.4

로 비수급 집단보다 오히려 높았고, 월 20-40만원의 공적연금을 수급하는 경우에도 비수급 집단과 조건부 고용률에 큰 차이가 없었기 때문이다. 결과적으로 공적연금을 수급하지 않는 노인의 비중이 감소하더라도, 월 20만원이나 40만원 이하의 공적연금을 수급하는 집단을 중심으로 분포가 증가한다면, 노인의 고용률에는 큰 변화가 나타나지 않을 수 있다. 이러한 결과는 연금소득이 낮을수록 수급자의 노동공급이 감소할 수 있지만, 연금소득이 낮은 경우에는 그러한 영향이 나타나지 않는다는 선행연구의 결과와도 부합한다(강성호, 김기홍, 2014). 그러나 저연금 수급자의 노동공급 증가가 공적연금의 수급으로 인한 영향이라고 단정짓기에는 무리가 있다. 공적연금의 수급 노인은 동일한 종사상 지위와 산업, 경력기간을 지닌 비수급 노인에 비해, 상대적으로 높은 임금수준과 안정적인 일자리를 경험했을 가능성이 있지만, 이 연구에 포함된 설명변수에서는 생애과정에서 경험한 일자리의 질적인 차이가 고려되지 않기 때문이다. 또한, 공적연금의 도입은 고령 노동자의 은퇴를 늦추는 유인으로 작동할 수 있다(김원섭 외, 2011). 이 연구에서는 생애 후기의 노동경력을 고려하지 않았으므로, 그 영향이 공적연금 수급의 효과에 반영되었을 가능성이 있다. 따라서 낮은 수준의 공적연금 수급이 노인의 노동참여 증가로 이어지는 경로는 분명하지 않다. 하지만 낮은 수준은 공적연금을 수급하는 노인이 비수급 노인에 비해 노동시장에 참여할 확률이 높다는 점은 주목할 필요가 있다.

다음의 <표 4-43>은 공적연금 소득의 분포 변화가 노인의 고용률 변화에 미친 영향에 대한 세부분해 결과를 보여준다. 공적연금의 수급대상과 급여수준의 확대는 60-84세 전체 연령집단의 고용률을 1.3%p 높이는 것으로 나타났고, 이는 $p < .10$ 의 수준에서 통계적으로 유의하였다. 공적연금이 빠르게 확대되고 있지

<표 4-43> 공적연금 소득 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본11	재가중 표본10	차이
전체 분석대상		36.7	38.0	1.3 †
성	남성	52.9	53.6	0.7
	여성	24.8	25.8	1.0
생애 주된 종사상 지위	임금노동	40.8	42.2	1.4 †
	자영업	50.5	51.0	0.5
	기타	25.6	26.8	1.2

***: $p < .001$, **: $p < .01$, *: $p < .05$, †: $p < .10$

만, 여전히 평균 급여수준이 상대적으로 낮은 편이라는 점이 반영된 결과로 해석할 수 있다. 성별 하위집단에서는 유의한 변화가 관측되지 않았고, 주된 종사상 지위별 하위집단에서는 임금노동을 경험한 집단에서 고용률이 1.4%p 높아지는 변화가 관측되었다. 임금노동을 경험한 노인은 다른 종사상 지위를 경험한 집단에 비해 공적연금을 수급하는 비중이 높아서, 공적연금 변수의 분포 변화로 인한 영향을 상대적으로 많이 받는다. 그러나 임금노동 집단에서도 공적연금의 분포 변화가 고용률을 높이는 방향으로 나타난 것은 그만큼 수급자들의 공적연금 소득이 낮은 수준이라는 현실을 반영한다.

<표 4-44> 표본별 기초(노령)연금 수급 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본12	재가중 표본11	차이	조건부 고용률
비수급	66.9	56.0	-10.9	66.2	49.5	-16.7	41.0
수급	33.1	44.0	10.9	33.8	50.5	16.7	35.7

위의 <표 4-44>는 기초(노령)연금 수급자의 표본별 분포 차이와 기초(노령)연금의 수급여부에 따른 조건부 고용률의 차이를 보여준다. 2008년 기초노령연금이 도입된 이후 수급자 선정의 두 가지 기준인 연령과 소득인정액은 큰 변화가 없이 유지된 반면, 제도의 구체적인 부분에서는 근로소득이나 기본재산액의 공제와 같은 변화가 있었다.⁸⁷⁾ 두 시점의 관측 표본에서 관측된 수급률의 변화

<표 4-45> 기초(노령)연금 수급 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본12	재가중 표본11	차이
전체 분석대상		37.0	36.7	-0.3
성	남성	53.4	52.9	-0.5
	여성	25.4	24.8	-0.6
생애 주된 종사상 지위	임금노동	40.3	40.8	0.5
	자영업	51.3	50.5	-0.8
	기타	26.6	25.6	-1.0

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

87) 2014년에는 기초노령연금이 기초연금으로 전환되면서 급여수준이 2배 가량 높아졌다. 이 연구에서는 분석방법의 한계로 급여수준의 변화로 인한 영향은 다루지 않는다. 기초(노령)연금 제도의 변화가 노인 고용률에 미친 효과를 온전히 확인하려면, 수급대상의 변화와 급여수준의 변화, 그리고 수급자의 노동동기와 관련한 제도적 요인의 변화를 모두 고려할 필요가 있다. 이에 대한 구체적인 분석은 후속 연구로 남겨둔다.

는 그러한 제도 변화로 인한 결과로 해석할 수 있다. 재가중 표본에서는 수급률의 변화 정도가 관측 표본보다 더 크게 나타났으며, 수급 집단 간 조건부 고용률에서는 비수급 집단의 고용률이 41.0%로 수급 집단보다 높았다. 따라서 기초(노령)연금 수급 비중의 증가는 노인의 고용률을 감소시키는 방향으로 영향을 미칠 수 있다.

<표 4-45>의 세부분해 결과에서는 전체 분석대상과 모든 하위집단에서 통계적으로 유의한 수준의 변화가 관측되지 않았다. 이러한 결과는 이 연구가 2016년을 재가중 분해의 기준시점으로 삼은 것이 영향을 미쳤을 수 있다. 기초(노령)연금 내에 노동동기를 저해하지 않으려는 제도적 장치들이 도입되었고, 그러한 변화들로 인해 급여 수급으로 인한 고용률의 저하 정도가 감소했을 가능성이 높기 때문이다. 실제로 2008년을 기준으로 수급여부에 따른 조건부 고용률을 보면, 비수급 집단이 33.3%, 수급 집단이 22.9%로 나타나, 두 집단 간 조건부 고용률의 격차가 10.4%p였다. 이는 2016년의 조건부 고용률 격차인 5.3%p와 비교하면 두 배 정도 높은 것이다.

<표 4-46> 표본별 기타 사회보장급여 수급 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본13	재가중 표본12	차이	조건부 고용률
비수급	93.2	93.7	0.5	91.9	90.8	-1.1	39.9
수급	6.8	6.3	-0.5	8.1	9.2	1.1	20.7

<표 4-47> 기타 사회보장급여 수급 분포 변화와 고용률 변화의 관계

(단위: %, %p)

		재가중 표본13	재가중 표본12	차이
전체 분석대상		37.9	37.0	-0.9
성	남성	55.2	53.4	-1.8 †
	여성	25.8	25.4	-0.4
생애 주된 종사상 지위	임금노동	41.0	40.3	-0.7
	자영업	52.5	51.3	-1.2 †
	기타	27.4	26.6	-0.8

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

위의 <표 4-46>과 <표 4-47>은 기타 사회보장급여 수급 분포의 변화와 고용률의 변화에 대한 세부분해 결과를 정리한 것이다. 2008년과 2016년의 두 시점 사이에 수급 분포의 큰 변화는 없었지만, 수급 여부에 따른 조건부 고용률에는 적지 않은 차이가 있었다. 기타 사회보장급여를 수급하는 노인 집단은 조건부 고용률이 20.7%에 머물렀지만, 비수급 집단의 조건부 고용률은 39.9%로 19.2%p의 차이가 있었다. 세부분해 결과, 전체 분석대상에서는 고용률의 유의한 변화가 나타나지 않았지만, 하위집단 중 남성과 자영업 집단에서 고용률이 감소하였다. 이 분석결과는 노인의 취업여부가 역으로 수급여부에 영향을 미칠 수 있음을 고려하지 않았다는 점에서, 설명변수가 결과변수에 미친 영향으로 해석하기에는 무리가 있다. 다만, 기타 사회보장급여의 수급이 취업에 미치는 영향과, 역으로 취업 여부가 기타 사회보장급여의 수급에 미치는 영향이 모두 부적인 관계를 예측한다는 점을 고려하면, 세부분해 결과 관측된 관계에서 역인과관계를 제거하더라도 전체 분석대상에서의 고용률에는 큰 변화가 없을 가능성이 높다.

다음의 <표 4-48>은 도구변수로 추정한 동거확률의 표본 간 분포 변화와 동거확률 집단 간 조건부 고용률을 보여준다. 앞서 특성 변화를 살펴보면, 2008년과 2016년 사이에 기혼자녀와 동거할 확률이 평균적으로 감소하였음을 확인하였다. 이러한 변화를 확률 구간별로 구분해서 보면, 2008-2016년 사이에 동거확률이 0.2 미만인 노인의 비율은 9.4%p, 0.2-0.4 사이인 노인의 비율은 9.8%p 높아진 반면, 동거확률이 0.4 이상인 집단의 비율은 19.0%p 감소하였다. 재가중 표본 간 분포 변화도 이와 비슷한 방향으로 나타났지만, 관측 표본에서의 변화에 비해 분포 동거확률이 0.2 미만인 집단의 증가 폭이 더 크고, 0.2-0.4인 집단의 증가 폭이 비교적 적었다.

조건부 고용률에서는 다른 설명변수에 비해 동거확률에 따른 차이가 적었다. 또한, 미미한 수준이지만 기혼자녀와 동거하는 확률이 높을수록 조건부 고용률이 높게 나타났다는 점이 주목된다. 이러한 결과는 자녀와 동거하는 노인일수록 취업확률이 낮다는 일반적인 예측과 상반되기 때문이다. 여기에는 두 가지 요인이

<표 4-48> 표본별 동거확률 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본13	재가중 표본14	차이	조건부 고용률
0-0.2	28.0	37.4	9.4	42.7	29.9	12.8	38.3
0.2-0.4	35.3	45.1	9.8	40.8	36.4	4.4	38.2
0.4 이상	36.6	17.6	-19.0	16.5	33.7	-17.2	40.8

<표 4-49> 동거확률 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본14	재가중 표본13	차이
전체 분석대상		38.1	37.9	-0.2
성	남성	54.3	55.2	0.9
	여성	26.7	25.8	-0.9
생애 주된 종사상 지위	임금노동	37.9	41.0	3.1 †
	자영업	52.7	52.5	-0.2
	기타	29.0	27.4	-1.6

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

작용한 것으로 판단되는데, 하나는 인과적으로 선행하는 설명변수의 영향을 통제 한 조건부 고용률을 비교했기 때문이다. 실제로 동거확률 집단별 무조건부 고용률을 추정하면, 43.5%, 38.9%, 27.9%로 동거확률이 높을수록 낮은 수준의 고용률을 보였다. 따라서 선행 설명변수의 통제가 영향을 미쳤다고 볼 수 있다. 다른 하나는 도구변수로 추정된 동거확률 변수를 사용하고 있기 때문이다. 추정된 도구변수와 결과변수의 관계에는 이론상 노인의 취업여부가 기혼자녀와의 동거에 미치는 역인과관계가 제거된 것으로 해석할 수 있다. 따라서 관측된 동거여부와 노인 고용률의 관계에 비해 부적인 관계의 정도가 감소하게 된다. 결과적으로, 도구변수를 사용한 재가중 분해에서 동거확률이 감소하는 방향으로의 분포 변화는 노인의 고용률을 낮추는 방향으로 영향을 미칠 수 있지만, 변화의 정도는 크지 않을 것으로 추정할 수 있다.

세부분해의 결과는 <표 4-49>에서 확인할 수 있다. 전체 분석대상의 고용률은 0.2%p 감소했지만, 통계적으로 유의한 수준의 차이는 아니었다. 성별 하위집단에서는 두 집단 모두에서 유의한 차이가 관측되지 않았고, 주된 종사상 지위별 하위집단에서는 임금노동을 경험한 노인 집단에서만 통계적으로 유의한 수준의 고용률 증가가 확인되었다. 임금노동을 경험한 집단은 동거확률이 비교적 높은 집단의 비중 감소가 다른 종사상 지위를 경험한 집단에 비해 컸고, 동거확률 집단 간 조건부 고용률의 차이도 상대적으로 컸다는 점이 영향을 미쳤다.⁸⁸⁾ 한편, 기타 노동지위를 경험한 노인 집단은 임금노동 집단에 비해 동거확률의 분포 변

88) 임금노동 집단의 재가중 표본 간 분포 변화를 보면 동거확률이 0.2 미만인 집단의 비중은 18.7%에서 31.5%로 증가하였고, 동거확률이 0.4 이상인 집단의 비중은 40.4%에서 17.0%로 감소하였다. 동거확률이 낮은 두 집단의 조건부 고용률은 25.0% 내외의 수준이었지만, 동거확률이 0.4 이상인 집단의 조건부 고용률은 34.6%로 큰 차이를 보였다.

화가 더 컸지만, 동거확률 집단간 조건부 고용률 차이가 적어 고용률의 변화 정도가 크지 않았다.

다음의 <표 4-50>과 <표 4-51>은 도구변수로 추정된 사적이전의 분포 변화가 고용률의 변화에 미친 영향에 대한 세부분해 결과를 보여준다. 앞서 특성 변화에서는 2008-2016년 사이에 관측된 사적이전의 수혜 비율과 수혜 금액이 모두 감소한 것으로 확인되었다. 도구변수로 추정된 사적이전의 분포 역시 비슷한 방향의 변화를 보였는데, 두 시점 사이에 자녀로부터 월 0-5만원의 사적이전을 받는 노인의 비율은 6.5%p 증가하였고, 월 12만원 이상을 받는 비율은 감소하는 추이를 보였다. 재가중 표본 간 사적이전 분포의 변화에서도 적은 금액을 받은 집단의 비중이 증가하고, 비교적 많은 금액을 받는 집단의 비중은 감소하는 것으로 나타났다. 다만 월 5만원 미만을 받는 집단의 증가 정도와 월 12만원 이상을 받는 집단의 감소 정도가 모두 관측 표본보다 컸다. 사적이전 집단 간 조건부 고용률은 동거와 비슷하게 집단에 따라 큰 차이를 보이지는 않았으나, 사적이전을 적게 받는 집단일수록 고용률이 높아지는 경향이 확인되었다. 따라서 자녀로부터 비교적 많은 지원을 받는 집단의 비중이 감소하고, 적은 지원을 받는 집

<표 4-50> 표본별 사적이전 분포 및 조건부 고용률

(단위: %, %p)

	2008	2016	차이	재가중 표본15	재가중 표본14	차이	조건부 고용률
0-5만원	34.4	40.9	6.5	34.9	43.3	8.4	41.4
5-12만원	42.1	41.8	-0.3	41.4	43.4	2.0	37.3
12만원 이상	23.5	17.3	-6.2	23.7	13.4	-10.3	35.7

<표 4-51> 사적이전 분포 변화가 고용률 변화에 미친 영향

(단위: %, %p)

		재가중 표본15	재가중 표본14	차이
전체 분석대상		35.1	38.1	3.0 †
성	남성	51.3	54.3	3.1
	여성	24.2	26.7	2.5
생애 주된 종사상 지위	임금노동	34.4	37.9	3.5 †
	자영업	48.1	52.7	4.6
	기타	27.2	29.0	1.8

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

단의 비중이 증가하는 방향으로의 변화는 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미칠 것이다.

전체 분석대상에서의 세부분해의 분석결과에서도 사적이전 변수의 분포 변화로 고용률이 3.0%p 증가하는 변화가 관측되었고, 그러한 변화는 $p < .10$ 의 수준에서 통계적으로 유의하였다. 하위집단 중에서는 임금노동을 주로 경험한 노인 집단에서만 고용률이 유의하게 증가한 것으로 나타났다. 임금노동 집단은 다른 종사상 지위 집단에 비해 사적이전 금액의 감소 정도가 가장 컸으며, 그러한 차이가 집단 간 고용률의 변화 정도에 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.

다음의 <표 4-52>는 지금까지의 세부분해 결과를 설명변수 범주별로 정리한 것이다. 전체 분석대상의 세부분해에서는 생애과정 특성을 포함하는 미시적 요인의 변화가 노인의 고용률을 1.0%p 감소시켰고, 거시적 요인과 후기 미시적 요인의 변화가 각각 0.5%p, 1.7%p 노인 고용률을 증가시켰지만, 다른 범주들에서는 통계적으로 유의한 수준의 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 그러나 각 범주별로 자세히 보면, 개별 설명변수가 서로 상반된 방향으로 영향을 미쳐서 범주별 효과가 적게 관측된 경우가 많았다. 예컨대, 생애 초기의 미시적 요인 변화에서는 남성 노인의 비율 증가로 노인의 고용률이 0.8%p 높아졌지만, 교육수준의 향상으로 고용률이 0.8%p 감소하여 성별 비율 변화의 영향을 상쇄하였다. 생애 중기의 미시적 요인 변화에서도 주된 종사상 지위와 산업의 변화가 노인의 고용률을 1.5%p 감소시켰지만, 경력기간의 변화가 노인 고용률의 감소 정도를 줄이는 방향으로 작용하였다. 반면, 생애 후기의 미시적 요인들은 배우자 지위의 변화와 건강 수준의 향상이 노인의 고용률을 각각 0.6%p, 0.9%p 높이는 방향으로 영향을 미쳤다.

경제적 부양 관련 요인의 변화에서도 공적부양과 사적부양의 두 범주 모두 노인의 고용률에 통계적으로 유의한 변화를 가져오지 않았다. 그러나 여기서도 개별 설명변수의 상반된 영향이 발견되었다. 공적연금의 확대는 노인의 고용률의 1.3%p 증가와 통계적으로 유의한 관계를 보였지만, 기초(노령)연금과 기타 사회보장급여의 변화로 인한 고용률의 부(-)적인 변화가 범주 내에서 공적연금의 정(+)적 효과를 상쇄하였다. 사적부양 요인에서도 사적이전 소득의 감소가 노인 고용률의 3.0%p 증가와 관련이 있었지만, 동거의 변화로 인한 부(-)적 영향으로 인해 사적부양 범주 변화의 영향이 통계적 유의도를 상실하였다.

결과적으로, 이 연구는 노인 고용률에 영향을 미치는 설명변수들을 노동시장의 미시적 요인과 거시적 요인, 노인 부양과 관련된 공적부양 요인과 사적부양 요인

<표 4-52> 설명변수 범주별 DFL 세부분해 분석결과

(단위: %, %p)

	전체	성		종사상 지위		
		남성	여성	임금노동	자영업	기타
구조효과	5.3	7.7	5.1	4.5	4.8	6.8
구성효과	3.6	2.5	1.3	7.9	4.5	-0.5
초기 미시적 요인	-0.5	-0.3	-2.2 **	-0.5	0.4	-2.0
성	0.8 *	-	-	0.4	0.8 *	0.4 *
연령	-0.5	-0.9	-0.2	-0.2	-0.8 †	-0.5
교육수준	-0.8 *	0.6	-2.0 ***	-0.7	0.4	-1.9 **
중기 미시적 요인	-1.0 *	-1.2 †	-0.8	-0.5	-1.5	-0.3
종사상 지위	-0.5 †	-0.8 †	-0.1	-1.0	-0.9	0.7
산업	-1.0 ***	-0.5	-1.5 ***	0.5	-0.9	-2.0 ***
경력	0.5 †	0.1	0.8 *	0.0	0.3	1.0 †
거시적 요인	0.5 *	0.1	0.8 **	0.1	0.3	0.7 *
거주지역	0.5 *	0.1	0.8 **	0.1	0.3	0.7 *
후기 미시적 요인	1.7 **	1.6	1.9 *	1.0	2.4 †	1.5
배우자 지위	0.6 *	0.6 †	0.6	0.4	1.0 †	0.5
건강	0.9 *	1.0	1.0 *	0.9	1.5 †	0.5
재산	0.2	0.0	0.3	-0.3	-0.1	0.5
공적부양 요인	-0.3	-1.4	0.0	1.2	-1.3	-0.6
공적연금	1.3 †	0.7	1.0	1.4 †	0.5	1.2
기초(노령)연금	-0.5	-0.4	-0.6	0.5	-0.8	-1.0
기타 사회보장	-0.9	-1.8 †	-0.4	-0.7	-1.2 †	-0.8
사적부양 요인	2.8	4.0	1.6	6.6 †	4.4	0.2
동거	-0.2	0.9	-0.9	3.1 †	-0.2	-1.6
사적이전	3.0 †	3.1	2.5	3.5 †	4.6	1.8

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

으로 구분하여 범주화하였지만, 각 범주 내에서 개별 설명변수들의 변화가 노인 고용률에 각기 다른 방향으로 영향을 미치는 것을 확인하였다. 따라서 논의의 편의상 설명변수들을 범주별로 구분하였지만, 노인 고용률의 변화에 영향을 미친 요인을 설명하는 데 있어서 설명변수들을 범주별로 묶어서 확인하는 방법은 개별 설명변수의 변화가 노인 고용률의 변화에 미친 영향을 정확하게 확인하는 데에는 적절하지 않은 것으로 판단된다.

또한 지금까지의 재가중 세부분해의 결과는, 2008-2016년 간 노인 고용률의

변화 중에서 설명변수의 변화로 설명되는 부분이 상대적으로 적더라도, 그러한 결과가 개별 설명변수의 분포 변화가 노인 고용률에 미치는 영향의 정도가 적다는 의미로 해석되어서는 안된다는 점을 분명하게 보여준다. 분석에 포함된 15개의 영향요인들 중에서 10개의 요인이 노인 고용률의 변화에 유의한 수준의 영향을 미친 것으로 나타났기 때문이다. 이 연구는 여러 영향요인들의 변화가 노인의 고용률 변화에 상당한 영향을 미쳤으나 상반된 영향들이 서로 상쇄되었음을 보여준다.

개별 설명요인 변화의 영향에서는 사적이전의 분포 변화가 노인 고용률의 변화에 미친 영향이 다른 영향요인에 비해 상대적으로 높게 나타났다. 사적이전의 감소 추이는 노인의 고용률을 3.0%p 높이는 작용을 한 것으로 나타났는데, 전체 구성효과 크기가 3.6%p라는 점을 고려하면, 개별 요인이 전체 특성 변화 효과의 80% 이상을 설명하는 셈이다. 이러한 결과는 2000년대 중반 이후 노인 고용률 증가의 상당 부분이 생계 유지를 목적으로 노동시장에 참여하는 노인의 증가에 기인한 것임을 보여준다. 이와 같은 노인 노동참여의 변화는 노인 고용률이 교육수준이 높은 노인의 노동참여를 위주로 증가한 서구의 변화와는 상반된다는 점에서도 주목할 필요가 있다.

하위집단별 세부분해 결과를 보면, 성별 하위집단의 세부분해에서는 각 집단의 고용률 변화에 영향을 미친 설명변수가 완전히 구별되었다. 남성 노인의 고용률 변화에는 주된 종사상 지위와 배우자 지위가 영향을 미쳤고, 기타 사회보장 수급의 변화도 관련이 있었지만, 여성 노인의 고용률 변화에는 교육수준, 주된 산업, 경력, 거주지역, 건강 수준의 변화가 영향을 미쳤다. 주된 종사상 지위별 하위집단에서는 노인 고용률에 영향을 미친 설명변수들이 범주에 따라 구분되었다. 임금노동 집단에서는 공적연금과 사적부양 요인들의 변화가 통계적으로 유의한 영향을 미친 반면, 자영업 집단에서는 생애 초기와 후기의 미시적 요인들이 주로 영향을 미쳤다. 기타 노동지위 집단에서는 대체로 초기와 중기의 미시적 요인들이 노인 고용률에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다.

이와 같은 세부분해 결과는 노인의 노동시장 참여가 각 집단별로 완전히 다른 방식으로 이뤄지고 있을 가능성을 시사한다. 특정 영향요인의 변화가 관측되어 노인 고용률의 변화에 영향을 미치더라도, 세부적으로는 고용률의 변화가 특정 하위집단에만 집중되고 다른 집단에서는 별다른 변화가 나타나지 않을 수 있다는 것이다. 예컨대, 동거와 사적이전을 포함한 사적부양의 변화는 임금노동을 주로 경험한 노인 집단에서만 고용률을 6.6%p 높이는 효과를 보였다. 이 연구의

분석결과만으로 각 집단 사이에 그러한 차이가 발생한 원인까지 정확하게 규명하기는 어렵지만, 적어도 노인을 하나의 동질한 집단으로 간주해서는 안 된다는 것을 보여주는 하나의 근거가 될 수 있을 것이다.

3. 추가분석

본 연구는 재가중 분해분석을 이용하여 2008-2016년 간 노인의 특성 변화가 고용률의 변화에 미친 영향을 분석하였다. 여기서는 분석결과를 보완하기 위해서, 두 가지 추가분석 결과를 제시한다.

1) 연령집단별 재가중 분해

먼저, 분석대상을 60-67세 연령집단과 68-84세 연령집단으로 구분한 하위 집단별 재가중 분해분석 결과를 살펴본다. 이러한 추가분석은 다음의 두 가지 목적을 지닌다. 첫째, 60-67세 연령집단은 두 시점 중 한 시점에서만 분석에 포함되었기 때문에, 이 분석결과를 통해서 두 시점 간 표본의 중복으로 인한 영향을 추정할 수 있다. 앞서 제시한 재가중 분해분석의 집계분해 결과를 보면, 전체 분석대상을 비롯하여, 임금노동 집단을 제외한 모든 하위집단에서 구조효과가 구성효과보다 큰 비중을 보였다. 이는 설명변수의 특성 변화로 인한 노인 고용률의 변화 정도보다 설명변수와 결과변수 간 횡단적 관계의 변화로 인한 고용률의 변화 정도가 더 큰 것으로 해석할 수 있다. 그러나 이와 같은 결과는, 이 연구가 패널자료를 이용하여 8년이라는 다소 짧은 기간에서의 결과변수 변화를 살펴본다는 점이 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 패널자료는 동일한 대상을 반복해서 추적 조사하기 때문에, 2008년에 기본조사에 응답한 대상자의 대부분은 2016년 기본조사에도 응답한 것으로 확인된다. 그런데 이 연구에서 포함하는 설명변수의 대부분은 응답자의 생애 초기와 중기의 시점에 결정되고, 사적부양을 추정하는데 사용한 자녀 특성의 도구변수도 특정 연령이 지나면 잘 변하지 않는 변수들이다. 두 시점에 중복해서 응답한 대상자들의 경우에는 두 시점 간 해당 설명변수의 분포 변화가 거의 발생하지 않는다는 문제가 있다. 구성효과는 설명변수의 분포 변화로 인한 결과변수의 변화 정도를 의미하므로, 표본 간 중복 사례의 비중이 높은 점은 구성효과가 과소추정되는 원인이 될 수 있다. 이에 첫 번째 추가분석에서는 두 시점 가운데 한 시점에만 응답한 사례들을 대상으로 재가중 분해분석

을 실시하여, 표본의 중복으로 인한 영향이 구조효과의 비중 증가에 영향을 미쳤는지 여부를 확인한다.

둘째, 60-67세 연령집단과 68-84세 연령집단과의 분석결과 비교를 통해서 노인의 연령대를 기준으로 구분한 하위집단 간 이질성을 확인할 수 있다. 이 연구에서는 노령연금의 수급대상 연령을 기준으로 분석대상의 연령범위를 설정하였지만, 응답자의 연령에 따라 고용률 변화의 영향요인이 다를 수 있다. 예컨대, 기초연금은 노인의 노동참여에 영향을 미치는 중요한 요인으로 여겨지지만, 60대 초중반의 연령집단은 기초연금 확대에 의한 영향을 거의 받지 않는다.⁸⁹⁾ 또한, 60-67세 연령집단에서는 시점 간 연령구조의 변화가 저연령 집단이 증가하는 방향으로 나타나지만, 68-84세 집단에서는 고령 집단의 비중이 증가하는 방향으로 나타난다는 점에서도 차이가 있다. 연령집단별 세부분해 결과의 비교는, 각 집단의 고용률 변화 과정을 보여준다는 점에서, 노인 집단 내에 존재하는 연령에 따른 이질성의 정도를 확인할 수 있다는 의미가 있다.

분석결과는 다음의 <표 4-53>에서 확인할 수 있으며, 비교를 위해 전체 분석대상에 대한 분해분석 결과도 같이 제시하였다. 첫 번째 추가분석의 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 60-67세 연령집단을 분석한 집계분해 결과를 보면, 해당 집단의 고용률 변화량 14.0%p 중에서, 구성효과가 5.0%p, 구조효과가 9.0%p를 각각 차지하는 것으로 나타났다. 전체 고용률 변화량 중에서 구성효과로 설명된 비중은 약 35.7%로 전체 분석대상에서의 구성효과 비율인 40.4%보다 작았다. 60-67세 연령집단은 2008년 표본과 2016년 표본에 중복해서 응답한 사례가 없음에도, 2008-2016년 간 고용률 변화에서 영향요인의 특성 변화로 설명되는 비중이 오히려 감소한 것이다. 이러한 결과는 전체 분석대상을 포함한 집계분해에서 구조효과의 비중이 구성효과에 비해 크게 나타난 것이 두 시점 간 표본의 중복으로 인한 영향은 아니라는 점을 보여준다.

따라서 구성효과에 비해 구조효과의 영향이 더 크게 나타난 것은 다음의 두 가지로 해석할 수 있다. 하나는 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계 변화로 인한 영향 때문이다. 앞서 살펴봤듯이, 2008년과 2016년 사이에 횡단적 관계가 적지 않게 변화하였다. 횡단적 관계의 변화는 특정 설명변수의 분포 변화가 없더라도 결과변수에 변화를 가져올 수 있다. 예를 들어, 기타 사회보장급여를 수급하는 노인의 비중은 두 시점 간에 큰 변화가 없었지만, 기타 사회보장급여의 수급과

89) 기초연금의 수급대상은 65세 이상의 연령집단이지만, 노인 집단 내 소득인정액 하위 70%의 기준을 적용하면 사실상 60대 후반의 연령집단부터가 수급대상에 해당된다.

<표 4-53> 추가분석 1: 연령집단별 DFL 분해결과

(단위: %, %p)

	전체	연령집단	
		60-67세	68-84세
2008	29.8	40.9	19.9
2016	38.7	54.9	23.8
관측된 차이	8.9	14.0	3.9
구조효과	5.3	9.0	4.2
구성효과	3.6	5.0	-0.3
성	0.8 *	1.0 *	0.9 ***
연령	-0.5	0.1	-0.5 †
교육수준	-0.8 *	-0.7	-1.1 *
종사상 지위	-0.5 †	-0.3	-1.4 **
산업	-1.0 ***	-1.1 *	-0.5
경력	0.5 †	0.5	-0.1
거주지역	0.5 *	0.2	0.7 *
배우자 지위	0.6 *	0.6 †	0.7 *
건강	0.9 *	0.8	1.0 *
재산	0.2	-0.5	1.1
공적연금	1.3 †	1.4	1.0
기초(노령)연금	-0.3	0.0	-0.5
기타 사회보장	-0.9	-1.7	-0.2
동거	-0.2	1.0	-0.4
사적이전	3.0 †	3.7 **	-1.0

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

노동참여의 부(-)적 관계는 2008년에 비해 2016년에 더 증가하였다. 이 경우, 기타 사회보장급여를 지급하는 노인의 노동참여율 감소로 인해, 전체 노인의 고용률도 감소할 수 있다.

다른 하나는 분석에서 고려하지 않은 영향요인의 변화로 인한 고용률의 변화 때문이다. 이 연구에서는 노인의 노동참여에 영향을 미치는 다양한 요인들을 분석에 포함하였지만, 생애과정에서의 질적인 변화들을 충분히 고려하였다고 보기 어렵다. 예컨대, 후세대로 갈수록 주거비와 교육비 등 생애과정의 지출수준 증가하였고, 이는 노후에 유지하기 원하는 생활수준이나 혹은 노후 준비를 위한 준비 정도에 영향을 미쳤을 수 있다. 또한, 노동연령대에 비슷한 기간을 임금노동에 종사한 경우라도 임금수준과 고용의 안정성 등 일자리의 질적인 차이에 따라 이후의 노동궤적은 차이를 보일 수 있다. 그러나 이 연구에서는 자료의 한계로 이

와 같은 영향요인들을 분석에 포함하지 못하였으며, 두 시점 간 미관측 설명요인의 변화가 고용률의 변화에 미친 영향이 구조효과에 포함된 것으로 볼 수 있다.

둘째, 60-67세 연령집단과 68-84세 연령집단의 세부분해 결과를 비교하면, 두 집단 사이에 영향요인의 변화와 고용률 변화의 관계가 어떠한 차이를 보이는지 확인할 수 있다. 남성 노인의 증가, 취업 배우자 비중의 증가가 두 집단 모두에서 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미치는 등 일부 영향요인에서는 비슷한 결과들이 나타났다. 그러나 연령구조의 변화는 68-84세 연령집단에서만 고용률을 0.5%p 감소시켰고, 교육수준의 향상, 자영업 집단의 감소, 건강 수준의 증가와 같은 변화도 68-84세 연령집단에서만 통계적으로 유의한 수준의 고용률 변화를 가져왔다.

반면, 사적이전의 감소는 60-67세 연령집단에서만 고용률을 3.7%p 높이는 효과를 보였다. 사적이전의 감소로 인한 고용률의 증가는 생계형 노동에 종사하는 노인의 비중이 늘어난 것으로 추정할 수 있으며, 추가분석의 결과는 이와 같은 변화가 비교적 젊은 노년층에서 주로 발생하였음을 보여준다. 이 분석만으로 단정지을 수는 없지만, 이전에는 주로 고령 노인에서 생계를 위해 일을 하는 경우가 많이 나타난 것에 비해, 최근에는 그러한 경향이 비교적 젊은 노인 집단으로 확대되었을 가능성이 있다. 앞서 주된 종사상 지위별 결과에서, 다른 노인 집단에 비해 비교적 경제적 여유가 있는 편인 임금노동 집단에서 비슷한 결과가 관찰된 것 역시 비슷하게 이해할 수 있다.

결과적으로, 연령집단별 세부분해 결과의 차이는 노인의 연령에 따라 노동참여를 결정하는 과정에 상당한 차이가 존재한다는 것을 보여준다. 앞서 기본분석에서 응답자의 성과 주된 종사상 지위를 기준으로 하위집단을 구분하고 각 집단별 분석결과를 제시하였지만, 그것만으로 노인 집단 내에 존재하는 다양한 이질적인 특성을 충분히 고려했다고 보기에는 무리가 있다. 이러한 분석결과는 향후 노인 집단을 대상으로 한 연구들에서 집단 내 다양한 이질성을 고려할 필요가 있음을 보여준다.

2) 역인과관계를 고려하지 않은 재가중 분해

앞서 제시한 모든 재가중 분해에서는 노인의 경제적 부양과 관련된 네 변수에서 역인과관계를 고려한 변수들을 사용하였다. 구체적으로, 공적연금 소득 중 국민연금 소득은 수급자가 조기노령연금이나 재직자노령연금을 수급하는 것으로 판단되는 경우, 수급자의 선택으로 연금급여가 조정되기 이전의 급여수준으로 소

득금액을 조정하였다. 기초(노령)연금의 수급여부는 작년 한 해의 소득과 재산 변수들을 이용하여 소득인정액을 계산한 후, 하위 70%에 해당하는 경우를 수급 대상으로 추정하였다. 기혼자녀와의 동거여부 및 자녀로부터의 사적이전 소득은 자녀의 수, 취업 자녀의 수, 자가 거주 자녀의 수를 도구변수로 활용하여 추정한 값을 분해분석에 사용하였다. 두 번째 추가분석은 경제적 부양 관련 요인들에서 역인과관계를 고려하지 않고, 관측된 변수를 사용하는 경우에 재가중 분해의 결과가 어떻게 달라지는가를 살펴본다. 기본분석의 재가중 분해 분석결과와 비교하면, 관련 변수들의 역인과관계가 어떤 영향을 미치고, 어느 집단에서 주로 발생하는가에 대한 시사점을 얻을 수 있다. 단, 기초(노령)연금 수급여부 변수는 2008년 조사에서 해당 정보가 부재하기 때문에, 나머지 세 변수만 관측 변수로 대체하였다.⁹⁰⁾ 분석결과는 다음의 <표 4-54>와 같다.

모형의 위계적 순서로 인해, 공적연금보다 앞선 설명변수들의 영향에서는 기본분석과 동일한 결과를 보였으며, 기초(노령)연금과 기타 사회보장 변수의 영향은 해당 설명변수는 변화가 없더라도 상호작용항에 포함된 변수들의 변화로 인해 분석결과가 달라졌다. 기본분석의 결과와 비교할 때, 주요 차이점은 다음과 같다. 첫째, 공적연금의 분포 변화가 고용률을 높이는 효과가 사라졌다. 기본분석에서는 전체 연령집단과 임금노동 집단에서 $p < .10$ 수준의 유의한 영향을 미쳤지만, 추가분석에서는 해당 분석결과에서 통계적 유의도가 사라졌다. 이는 40만원 이상의 공적연금을 수급하는 집단의 조건부 고용률이 더 낮아지면서,⁹¹⁾ 공적연금과 취업여부의 부적인 관계가 더 커지는 방향으로 작용했기 때문이다. 하위집단에서는 임금노동 집단에서의 변화가 가장 컸는데, 이는 노동시장의 선택으로 연금급여가 조정되는 사례가 임금노동 집단에서 주로 발생했음을 보여준다.

둘째, 동거와 사적이전 등 사적부양 관련 분포의 변화가 고용률 변화에 미친 영향에서도 기본분석에서 관측되었던 통계적 유의도가 모두 사라졌다. 동거의 경우, 기본분석에서는 임금노동 집단에서의 동거확률 분포 변화가 고용률을 3.1%p 높이는 것으로 나타났지만, 추가분석에서는 고용률의 변화 정도가 0.3%p에 그쳤고 통계적으로 유의하지 않았다. 이것은 일을 하지 않는 노인이 자녀와 동거하는

90) 공적연금 소득은 기본분석과 같이 비수급/ 20만원 이하/ 20-40만원/ 40만원 초과 의 네 집단으로 구분하였고, 동거확률은 동거여부의 이분변수 형태로 포함하였으며, 사적이전 소득은 두 시점 간 분포를 고려하여, 없음/ 35만원 이하/ 35만원 초과 의 세 집단으로 구분하였다.

91) 40만원 이상의 연금을 받는 집단의 조건부 고용률은 기본분석에서 22.4%였으나 추가분석에서는 11.3%로 크게 감소한 반면, 0-20만원의 저연금을 받는 집단의 조건부 고용률은 41.7%에서 34.8%로 낮아졌다.

<표 4-54> 추가모형 2: 역인과관계를 고려하지 않은 DFL 분해결과

(단위: %, %p)

	전체	성		종사상 지위		
		남성	여성	임금노동	자영업	기타
2008	29.8	43.6	19.1	29.4	43.3	20.4
2016	38.7	53.8	25.5	41.8	52.6	26.7
관측된 차이	8.9	10.2	6.4	12.4	9.3	6.3
구조효과	7.4	11.3	5.7	13.4	7.6	5.8
구성효과	1.5	-1.1	0.7	-1.0	1.7	0.5
성	0.8 *	-	-	0.4	0.8 *	0.4 *
연령	-0.5	-0.9	-0.2	-0.2	-0.8 †	-0.5
교육수준	-0.8 *	0.6	-2.0 ***	-0.7	0.4	-1.9 **
종사상 지위	-0.5 †	-0.8 †	-0.1	-1.0	-0.9	0.7
산업	-1.0 ***	-0.5	-1.5 ***	0.5	-0.9	-2.0 ***
경력	0.5 †	0.1	0.8 *	0.0	0.3	1.0 †
거주지역	0.5 *	0.1	0.8 **	0.1	0.3	0.7 *
배우자 지위	0.6 *	0.6 †	0.6	0.4	1.0 †	0.5
건강	0.9 *	1.0	1.0 *	0.9	1.5 †	0.5
재산	0.2	0.0	0.3	-0.3	-0.1	0.5
공적연금	0.9	0.2	1.0	0.3	0.7	1.2
기초(노령)연금	-0.5	-0.4	-0.9	-0.5	-0.4	-1.2
기타 사회보장	-0.9	-1.6	-0.4	-0.8	-1.4 †	-0.6
동거	0.5	0.5	0.3	0.3	0.7	0.3
사적이전	0.6	0.1	1.0	0.1	0.5	1.0

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

경향이 분석에 반영되어 자녀와 동거하는 노인의 취업확률이 높은 기존의 상관관계가 조정되었기 때문이다. 그러한 변화가 임금노동 집단에서 가장 큰 폭으로 관측된 것은 임금노동을 경험한 노인들이 다른 집단에 비해 은퇴 후에 자녀와 동거하는 경향이 높다는 것을 보여준다. 사적이전의 경우에는 일을 하지 않는 노인에게 자녀의 사적이전 지원을 고려하면, 사적이전 변수의 분포 변화 정도가 감소하여 고용률의 변화량이 감소하였으며, 그러한 변화가 모든 하위집단에서 발견되었다. 자녀가 노부모에게 제공하는 이타적인 의미의 사적이전은 특정 집단에 국한되지 않고 전체 노인 집단에서 고르게 나타나는 현상이라고 볼 수 있다.

정리하면, 두 번째 추가분석의 결과는 경제적 부양 관련 변수의 역인과관계가 재

가중 분해 분석의 결과에 상당한 영향을 미친다는 것을 보여주었다. 따라서 경제적 부양 관련 변수와 노인 노동참여의 관계를 분석할 때, 이러한 역인과관계를 고려하지 않는다면 그로 인하여 상당한 편이가 반영된 결과를 얻게 될 수 있어 주의가 필요하다. 그러나 설명변수와 결과변수의 인과적 관계를 분석할 때 문제가 되는 내생성은 역인과관계에서만 비롯되지 않는다. 설명변수와 결과변수 모두에 영향을 미치는 미관측 요인이 존재하는 경우나 변수의 측정에 오차가 반영되는 경우에도 내생성으로 인한 문제가 발생할 수 있다(Angrist and Pischke, 2009).⁹²⁾ 이 연구의 기본 분석에서는 역인과관계의 영향을 줄이기 위해 관련 변수들의 측정을 조정하였지만, 다른 유형의 내생성은 충분히 고려하지 못하였으며, 이에 대해서는 추가적인 후속 연구가 필요하다고 하겠다.

92) 예컨대, 노후에 대한 준비를 철저히 한 노인일수록 공적연금을 수급할 확률이 높으며, 그러한 노후 준비가 노동참여에도 영향을 미치는 것을 생각할 수 있다. 이 경우, 공적연금과 노동참여의 관계에는 다른 유형의 노후 준비와 노동참여의 관계가 반영될 수 있다.

제5장 결론

제1절 분석결과 요약

이 연구는 고령화연구패널조사 자료를 이용하여 2008-2016년 사이 60-84세 노인의 고용률 변화에 영향을 미친 요인을 분석하였다. 분석에 앞서, 선행연구의 검토를 통해 노인의 취업여부에 영향을 미치는 요인들을 정리하였고, 한국 사회에서 관련 요인들의 변화 추이를 살펴보았다. 분석은 DiNardo et al.(1996)에서 제시한 재가중 분해방법을 적용하였는데, 이는 결과변수의 변화 정도를 설명변수의 특성 변화로 인한 부분과 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계를 포함한 기타 다른 요인의 변화로 인한 부분으로 구분하는 방법이다. 두 가지 부분의 변화에 대한 이해를 높이기 위해, 결과변수인 고용률과 그에 영향을 미치는 설명변수들의 두 시점 간 변화 추이를 기술적으로 확인하였고, 2008년과 2016년의 각 시점에서 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계를 살펴보았다. 재가중 분해분석에서는 시점 간 고용률의 변화를 구성효과와 구조효과로 구분하는 집계분해 결과와, 개별 설명변수의 분포 변화가 구성효과에 기여한 정도를 보여주는 세부분해 결과를 차례로 정리하였다. 모든 분석은 전체 분석대상의 결과와 함께, 성별 및 주된 종사상 지위별 하위집단에서의 결과를 같이 제시하였다.

본 연구의 주요 분석결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 2008-2016년의 두 시점 사이에 60-84세 연령집단의 고용률은 29.8%에서 38.7%로 8.9%p 상승하였다. 집계분해 분석결과, 분석에 포함된 설명변수의 분포 변화는 전체 변화 중 3.6%p를 설명하였고, 나머지 5.3%p는 두 시점 간 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계 변화 및 분석에 포함되지 않은 요인의 변화로 인한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 2000년대 중반 이후 노인 고용률이 높아진 것은 노인의 취업에 영향을 미치는 주요 특성의 변화 보다 사회구조적인 변화로 인한 설명변수와 결과변수의 관계 변화가 더 큰 영향을 미쳤음을 의미한다. 하위집단별 집계분해 결과에서는 집단에 따라 다소 다른 양상이 나타났다. 성별 하위집단에서는 남성 노인 집단과 여성 노인 집단 모두에서 구성효과보다 구조효과가 더 크게 관측되었지만, 주된 종사상 지위별 하위집단에서는 집단에 따라 두 효과의 비중이 큰 차이를 보였다. 상시 임금노동을 주로 경험한 집단에서는 구성효과가 구조효과보다 더 크게 나타났고, 자영업 집단에서는 두 효과의 크기가 비슷했으며, 기타 노동

지위를 경험한 노인 집단에서는 고용률 증가의 대부분이 구조효과에 기인하였다. 이와 같은 집계분해 결과는 하위집단별로 고용률의 변화 정도에만 차이가 있는 것이 아니라, 구성효과와 구조효과가 미치는 영향의 정도에도 적지 않은 차이가 있음을 보여준다. 따라서 노인 집단을 대상으로 하는 연구에서는 이와 같은 집단 간 이질성을 충분히 고려할 필요가 있다.

둘째, 전체 분석대상의 구성효과에 대한 세부분해 결과, 노인의 취업에 영향을 미치는 주요 특성의 변화가 노인 고용률의 변화에 미친 영향은 정(+)적인 효과와 부(-)적인 효과가 모두 관찰되었다. 성, 경력, 배우자 지위, 건강과 같은 특성의 변화는 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미친 반면, 교육수준이나 주된 종사상 지위, 주된 산업과 같은 특성의 변화는 노인의 고용률을 감소시키는 방향으로 영향을 미쳤다. 개별 설명변수의 분포 변화가 고용률의 변화에 미친 영향은 기준시점에서의 횡단적 관계를 고려한 분포별 비중의 변화로 설명된다. 예컨대, 여성에 비해 취업확률이 상대적으로 높은 남성 노인의 비중 증가는 전체 노인 집단의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미친다. 반면, 학력수준이 높을수록 고용률이 낮아지는 조건에서 저학력 집단이 감소하고 고학력 집단이 증가하면, 전체적인 고용률은 감소하게 된다. 연령의 변화는 젊은 노인과 초고령 노인의 비중이 동시에 증가하여 전체적으로 유의한 영향을 미치지 못하였다. 이처럼 설명변수들 간 엇갈리는 효과는 분해분석에 있어서 세부분해가 가지는 중요성을 보여준다. 개별 설명변수의 분포 변화가 결과변수에 미치는 영향이 서로 상반되는 경우, 집계분해에서는 이러한 효과들이 상쇄되어 구성효과의 크기가 작게 관측될 수 있다. 그러나 집계분해에서 구성효과의 크기가 작은 경우에도, 개별 설명변수의 분포 변화는 결과변수의 변화에 유의한 수준의 영향을 미칠 수 있다는 점에서, 분해분석에서 세부분해의 분석은 중요한 의미를 지닌다.

셋째, 노인을 대상으로 한 공적부양 제도의 확대는 서구의 연구들과는 상이한 결과를 보였다. 공적연금 소득의 분포 변화는 오히려 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미쳤고, 기초(노령)연금의 수급규모 확대는 통계적으로 유의한 수준의 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 2008-2016년 사이 공적연금제도는 수급규모와 급여수준이 모두 확대되었으며, 고령화연구패널조사에서도 그러한 특성 변화가 관찰되었다. 그런데 2016년 기준의 횡단 분석에서 공적연금을 수급하지 않는 집단보다 낮은 연금급여를 수급하는 집단의 취업확률이 더 높은 수준을 보였고, 비수급자의 비중이 감소하고 저연금 수급자의 비중이 증가하는 형태의 분포 변화로 인해 전체 노인의 고용률이 증가한 것이다. 반면, 기초(노령)연금제

도의 경우 2016년에는 수급집단과 비수급집단의 조건부 고용률 격차가 상대적으로 크지 않아서, 두 시점 간 수급규모가 확대된 것이 전체 고용률의 변화에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 국민기초생활보장급여의 수급을 포함한 기타 사회보장급여의 수급규모 변화가 전체 노인 고용률에 미친 영향은 미미한 수준에 그쳤다.

넷째, 노인이 자녀에게서 받은 사적부양 관련 요인에서는 동거와 사적이전의 영향이 차이를 보였다. 2008-2016년 사이 기혼자녀와 동거하는 노인의 비중이 감소하였고, 비동거 자녀로부터 사적이전을 받는 비중과 사적이전 소득의 규모도 감소하였다. 두 요인 모두에서 두 시점 간 사적부양의 감소 추이가 나타났지만, 동거의 감소는 전체 노인의 고용률에 유의한 영향을 미치지 못한 반면, 사적이전의 감소는 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미쳤다. 이러한 차이가 나타난 것은 도구변수 방법으로 노인의 취업이 사적부양에 미치는 역인과관계를 제거한 결과, 사적부양 변수와 결과변수의 횡단적 관계가 달라졌기 때문이다. 동거 변수의 경우, 일반적으로는 기혼자녀와 동거하는 노인일수록 노동시장에 참여하지 않는 경향이 관측되지만, 역인과관계를 제거한 후에는 그러한 경향이 사라졌다. 기혼자녀와 동거할 확률이 감소하더라도 노인의 취업확률에는 큰 변화가 없었고, 오히려 동거확률이 가장 높은 집단에서의 고용률이 조금 더 높은 수준을 보였다. 이에 동거확률이 낮아지는 방향으로의 변화는 노인의 고용률에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 확인되었다. 반면, 사적이전 요인에서는 노인 취업의 역인과관계를 제거한 후에도, 자녀로부터의 사적이전 금액이 많을수록 노인의 취업확률이 낮아지는 횡단적 관계가 유지되었다. 그 결과, 사적이전의 감소 추이는 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미쳤다. 또한 사적이전의 감소는 다른 영향요인의 변화에 비해 고용률 변화에 미치는 영향의 정도가 가장 큰 것으로 나타났다.

다섯째, 하위집단별 세부분해 결과는 집계분해보다 더 큰 차이를 보였다. 성별 하위집단의 세부분해 결과에서는, 각 집단의 고용률 변화에 영향을 미친 설명변수의 구성이 확연하게 구분되었다. 남성 노인의 고용률 변화에는 주된 종사상 지위, 배우자 지위, 기타 사회보장급여의 수급 변화가 영향을 미친 반면, 여성 노인의 고용률 변화에는 교육수준, 주된 산업, 경력, 거주지역, 건강 수준의 변화가 영향을 미친 것으로 나타났다. 다시 말해, 남성 노인과 여성 노인의 고용률 변화에 모두 영향을 미친 설명변수는 없었다. 한편, 주된 종사상 지위별로 구분한 하위집단에서도 세 집단 사이에 완전히 다른 양상이 발견되었다. 임금노동 집단은

공적연금이나 동거, 사적이전과 같은 경제적 부양 관련 요인의 변화가 고용률의 변화에 영향을 미친 반면, 자영업 집단에서는 생애 초기와 후기의 미시적 요인들과 기타 사회보장급여의 변화만이 통계적으로 유의한 관계를 보였고, 기타 노동지위 집단에서는 생애 초기와 중기의 미시적 요인 변화가 고용률 변화에 유의한 수준의 영향을 미쳤다. 이와 같은 하위집단별 고용률 변화에 대한 영향요인의 차이는 각 집단의 노동공급이 다른 집단과 구별되는 고유의 방식으로 이뤄지고 있을 가능성을 시사한다. 특정 설명변수의 변화가 전체 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미치더라도, 하위집단에 따라서는 그러한 변화가 전혀 관찰되지 않을 수도 있다는 것이다. 예컨대, 기혼자녀와의 동거 확률 감소 추이는 주로 상시 임금노동을 경험한 노인의 고용률을 높이는 방향으로 영향을 미치며, 다른 중사상 지위를 경험한 집단의 고용률은 큰 변화가 없거나, 혹은 감소하는 추이를 보일 수 있다. 따라서 이 연구의 하위집단별 세부분석 결과는 특정 요인의 변화가 노인 고용률에 미치는 영향을 보다 구체적으로 이해하는 데 도움이 될 수 있다.

여섯째, 집계분해에서 구성효과에 비해 구조효과 비중이 더 크게 나타난 점에 주목할 필요가 있다. 개별 설명변수의 변화가 노인 고용률의 변화에 미친 영향은 상반된 영향들이 서로 상쇄된 결과 절대적인 영향의 정도가 적었다. 다시 말해, 2008-2016년 사이 노인의 고용률 증가는 구조효과로 인한 결과로 해석할 수 있다. 추가분석을 통해서 두 시점 간 표본의 중복이 구조효과 크기에 영향을 미치지 않았음을 확인하였다. 따라서 구조효과는 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계 변화와, 이 연구에서 고려하지 않은 설명변수의 변화로 인한 고용률의 변화로 인한 영향을 의미한다. 시점 간 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계 변화는 사회의 구조적 변화, 노인의 노동참여에 대한 사회적 규범의 변화 등이 영향을 미친 것으로 해석할 수 있다. 또한, 노인의 노동참여에 영향을 미치는 다른 요인들을 분석에 포함하는 것이 두 시점 간 고용률의 변화를 이해하는 데 도움이 될 수 있겠다.

마지막으로, 노인의 경제적 부양 관련 요인의 변화와 고용률 변화의 관계에 있어서, 역인과관계의 영향을 고려하는 것이 분석결과에 큰 차이를 가져왔다. 공적연금 소득, 기혼자녀와의 동거여부, 비동거 자녀로부터의 사적이전 변수를 관측변수로 포함한 추가분석 결과에서는 대부분의 집단에서 특성 변화에 따른 고용률의 변화 정도가 감소하였고, 통계적 유의도도 모두 사라졌다. 공적연금 변수의 경우, 급여수준과 노인 취업 간의 부(-)적인 관계가 더 증가하여, 기본분석에서

관측된 저연금 수급자의 증가로 인한 정(+)적인 효과가 상쇄되었다. 기혼자녀와의 동거 변수에서는 동거하는 노인의 취업확률이 더 높게 나타나는 관계가 사라졌고, 사적이전 변수에서는 두 시점 간 사적이전 분포의 변량이 감소하여 고용률 변화에 미치는 영향이 감소하였다. 분석결과의 이러한 차이는 결과변수의 종단적인 변화를 분석하는 연구에서도 설명변수와 내생성 문제를 고려하는 것이 중요한 이슈임을 보여준다.

제2절 이론적 함의

이 연구는 이론적 측면에서, 서구의 경험에 기초하여 노인의 노동참여를 설명하는 이론을 한국 사회에 비판적으로 적용해 본다는 의미를 지닌다. 서구의 선행연구에서는 농업의 감소와 같은 산업구조의 변화와 노인 대상 소득보장제도의 확대, 노인 인구의 증가 등이 노인의 노동참여를 줄였고, 이후 노인의 생산성이 향상되고, 소득보장제도가 축소되는 흐름이 다시 노인의 노동참여를 증가시켰음을 보여주었다. 그러나 이 연구의 분석결과 한국 노인의 고용률 변화에서는 일부 영향요인들에서 다소 다른 결과들이 확인되었다.

첫째, 한국에서도 서구와 유사하게 인구고령화와 교육수준의 향상이 나타났지만, 두 영향요인의 변화가 노인 고용률에 미친 영향이 서구의 연구와는 반대의 방향을 보였다. 횡단적 관계의 분석결과, 고령의 노인일수록 노동참여 확률이 낮아지는 관계는 서구의 연구결과와 동일하게 나타났지만, 노인 집단의 연령구조상 젊은 노인의 비중이 초고령 노인과 비슷한 수준으로 증가하는 경향을 보였다. 그 결과, 연령구조의 변화는 정(+)적인 효과와 부(-)적인 효과를 동시에 보이며, 노인의 고용률을 유의하게 변화시키지 못하였다. 서구의 선행연구에서 노동자의 교육수준 향상은 노동생산성의 증가로 해석되었고, 대부분의 분석결과 교육수준이 높은 노인들의 노동참여가 높게 나타났다. 그러나 한국의 노인들은 2008년과 2016년의 두 시점 모두에서 교육수준이 높을수록 노동참여가 감소하는 경향을 보였다. 반면에, 노인 집단 내 성별 구조의 변화, 여성의 노동시장 참여 증가로 인한 배우자 노동지위의 변화, 농업 비중의 감소로 대표되는 산업구조의 변화 등에서는 서구와 유사한 효과가 관찰되었다.

둘째, 공적부양의 확대와 같은 사회제도적 변화도 서구와 다른 결과를 보였다. 공적연금의 확대는 오히려 노인 고용률과 통계적으로 유의한 수준의 정(+)적인

관계를 보였고, 기초(노령)연금이나 기타 사회보장의 경우에는 유의한 수준의 영향을 미치지 못하였다. 사회보장제도가 확대된 시기에도 한국 노인의 노동참여가 증가한 것은 서구와 달리 공적부양의 혜택을 받는 노인의 규모가 제한적이고, 제공되는 급여수준도 높지 않다는 점이 작용한 것으로 판단된다. 사회보장제도의 확대에 의한 노인의 고용률 감소가 다른 요인의 변화에 의해 상쇄된 것이라기보다, 제도 자체의 미성숙으로 인해 유의한 영향을 미치지 못한 것이 주된 원인이라고 볼 수 있다. 다만, 제도가 여전히 확대 추세에 있는 만큼, 향후에도 현재와 같은 효과가 지속될 것이라고 단언하기는 어렵겠다.

셋째, 서구에서 노인의 노동참여가 감소하던 시기와 비슷한 방향으로의 변화에도 불구하고, 한국에서 노인의 노동참여가 증가한 요인으로서는 사적부양의 변화가 미친 영향을 꼽을 수 있다. 서구와 비교할 때, 자녀에 의한 노부모 부양은 한국을 비롯한 동아시아 지역의 고유한 특성 중 하나이다. 서구에서는 공적부양의 확대가 주로 노동소득의 감소로 인한 경제적 어려움을 보충하는 역할을 했지만, 한국 사회의 노인은 노동소득의 감소와 사적부양의 감소가 동시에 발생하는 과정에서 공적부양의 지원을 충분히 받지 못하였다. 그 과정에서 자녀의 사적부양 변화가 노인으로 하여금 생계 유지를 위해 노동시장에 더 오래 참여하게끔 하는 주된 요인으로 작용했다고 볼 수 있다.

한편, 이 연구는 노인 노동참여의 종단적 변화를 분석한 선행연구들과 비교할 때, 다음과 같은 차별점을 지닌다. 첫째, 이 연구에서는 결과변수와의 역인과관계를 고려하여, 일부 설명변수의 측정 방법을 조정하였다. 국민연금의 급여수준은 수급자의 노동시장 선택이 반영되기 이전의 급여수준으로 수정하였고, 기초(노령)연금의 수급여부는 조사시점이 아닌 전 연도 기준의 소득과 재산 정보를 이용하여 추정하는 방식을 취하였다. 사회보장제도의 내용을 이용하는 방법은 불완전한 소득함수를 통해 관련 변수를 추정하는 선행연구에 비해서 단순하면서도, 추정 과정에서의 측정 오차를 줄일 수 있다는 장점이 있다. 노인의 사적부양과 관련된 기혼자녀와의 동거여부 및 비동거 자녀로부터의 사적이전 소득은 자녀의 특성을 활용하는 도구변수의 방법으로 추정한 변수를 사용하였다. 자녀의 특성은 노인의 취업여부와 직접적인 관련이 없으면서, 노인에게 대한 사적부양과는 밀접한 관련이 있는 것으로 볼 수 있으므로 도구변수로서 적합한 특성을 지닌다. 이렇게 조정된 변수들은 결과변수인 노인의 취업여부가 설명변수에 미치는 영향이 상당 부분 제거되었으므로, 재가중 분해에서 확인한 해당 설명변수의 분포 변화는 결과변수인 고용률의 변화와 인과적인 관계로 해석할 수 있다.

둘째, 이 연구에서는 개인별 생애과정의 차이로 인한 노후 노동시장 참여의 차이를 확인하기 위해 노력하였다. 구체적으로, 선행연구에 비해 보다 정밀한 방법으로 개인별 노동생애 관련 변수를 측정하여 분석에 포함하였다. 노동경제학 모형에 기초한 선행연구들은 개인별 생애과정에 따른 노후 경제활동의 차이를 고려하지 않은 경우가 많았고, 생애과정 변수를 포함하는 일부 선행연구에서도 특정 연령 시점의 일자리 정보로 해당 변수를 측정하는 방식을 취하였다. 특정 시점의 정보를 이용하는 방법은 측정이 단순하다는 장점이 있지만, 개인의 생애과정을 대표하기에는 한계가 있다. 이 연구에서는 30-50세의 핵심 노동연령대에 개인이 경험한 경제활동 관련 정보를 종합적으로 고려했다는 점에서 선행연구와 차이점을 가진다. 또한, 이 연구에서는 노동생애 관련 변수들을 주요 설명변수로 분석에 포함하는 것 외에, 성별, 주된 종사상 지위별로 분석대상 집단을 구분하여, 각 집단별 분석결과를 같이 보고하였고, 추가분석에서는 연령집단별 차이도 확인하였다. 성과 종사상 지위, 연령이 생애과정의 차이를 반영하는 대표적인 요인이라는 점을 고려하면, 하위집단별 분해결과는 생애과정의 차이로 인한 고용률 변화 메커니즘의 차이를 이해하는 데 도움이 될 수 있다.

마지막으로, 이 연구에서는 재가중 분해를 적용하는 방법론적 측면에서도 선행연구와 구별되는 특징을 지닌다. 첫째, 두 시점의 설명변수 분포를 동일하게 유지하는 재가중치를 산출하는 과정에서 설명변수들의 상호작용항을 적극적으로 활용하여, 보다 높은 수준의 재가중치를 산출하고자 노력하였다. 재가중 분해에 있어서 두 시점의 설명변수 분포를 동일하게 조정하는 재가중치의 산출은 분석의 핵심적인 역할을 한다. 이 연구에서는 Black et al.(2011)의 제안에 따라, 재가중치를 부여한 후 관측 표본과 재가중 표본 사이의 특성 차이를 전체 집단 및 하위집단별로 각각 확인하였다. 재가중치를 부여한 후에도 남아 있는 특성 차이를 줄이기 위해서, 주요 설명변수들 간 상호작용항을 추가하여 재가중치를 다시 산출하는 반복적인 작업을 진행하였다. 분석에 포함하는 설명변수의 수가 많아서, 모든 설명변수의 분포를 완전히 동일한 수준으로 조정하지는 못하였지만, 전체 분석대상 및 하위집단별로도 2008년의 관측 표본과 아주 유사한 수준의 재가중 표본을 추정할 수 있었다.

둘째, DiNardo et al.(1996)이 제시한 재가중 분해는 비모수적 방법에 기초한 분석방법이지만, 다른 모수적 분해방법과 마찬가지로 결과변수의 시점 간 차이를 설명변수의 특성 변화로 인한 변화와 설명변수와 결과변수의 관계 변화로 인한 변화로 구분한다는 점에서, 기본 원리는 동일하다. 따라서 재가중 분해의 분석결

과를 이해하기 위해서는 앞의 두 가지를 확인하는 것이 도움이 된다. 이 연구에서는 이원진(2018)에서 분석결과를 보고한 방식을 참고하여, 개별 설명변수의 세부분해 결과를 제시할 때, 재가중 표본 간 특성의 분포 변화와 기준시점에서의 조건부 고용률을 함께 보고하였다. 두 가지 결과가 재가중 분해의 세부분해에 계산에 직접적으로 사용되는 것은 아니지만, 분석결과를 직관적으로 이해하는 데에는 도움이 될 수 있다.

제3절 정책적 함의

이상의 분석결과에 기초하여 이 연구가 지니는 정책적 함의를 제시하면 다음과 같다.

첫째, 이 연구의 분석결과는 2000년대 중반 이후 노인 고용률 증가의 상당 부분이 경제적인 필요로 인해 노동시장에 참여하는 노인의 증가에 기인할 가능성을 시사한다. 세부분해 결과를 보면, 다수의 영향요인 변화가 노인의 고용률 변화에 영향을 미쳤지만, 단일 설명변수 중에서 가장 큰 영향을 미친 것은 자녀로부터의 사적이전 변화였다. 2008-2016년 사이에 비동거 자녀로부터의 사적이전은 감소 추이를 보였고, 그러한 변화는 전체 노인의 고용률을 3.0%p 높인 것으로 나타났다. 자녀로부터의 사적이전 감소로 노인의 노동참여가 증가했다는 것은 취업 노인 내에서 생계를 유지하기 위해 일을 하는 노인의 비중이 그만큼 증가한 것으로 해석할 수 있다. 이와 같은 생계형 노동의 증가는 노인의 노동시장 참여를 높여서 인구고령화로 인한 사회적 문제에 대처하고, 노인의 삶의 질 향상에 기여하겠다는 정책 목표와는 상당한 거리가 있어 보인다. 특히, 일하는 노인 중에서 고학력자의 비중이 감소하고 저학력자의 비중이 증가하고 있음을 고려하면, 노인이 종사하고 있는 일자리가 개인적인 차원에서 생계를 유지하기에도 충분하지 않을 수 있다. 이와 같은 결과는 단순히 노인의 노동참여를 높이려는 노력에 앞서, 사회적으로 어떠한 노동을 권장할 것인가에 대한 논의가 선행되어야 함을 의미한다. 노인 노동의 양적인 규모 변화에 대한 관심을 넘어, 사회적으로 바람직한 수준의 노동과 그렇지 않은 노동을 구분하는 정책적 대응이 필요하다 하겠다.

덧붙여서, 다음의 변화들을 고려하면 사적부양 요인의 감소 추이는 향후에도 더 커질 것으로 보인다. 먼저, 노인의 자녀 수가 감소하기 때문이다. 노인의 자녀

수는 동거와 사적이전 모두에서 사적부양의 수준에 영향을 미치는 요인이다. 노인의 자녀 수는 수십 년 전의 시점에 이미 결정된 요인이라는 점에서 단기적인 정책적 개입을 통해서 변화 추이에 영향을 미치는 것이 쉽지 않다는 특징이 있다. 현재의 저출산 추이가 당분간 유지된다고 가정하면, 자녀 수의 감소로 인한 사적부양의 감소 역시 상당 기간 동안 현재의 변화 추이를 지속할 것이다. 다음으로, 공적부양 관련 제도가 확대되고 있기 때문이다. 다수의 선행연구에서는 공적부양의 확대가 사적부양을 구축할 가능성을 보고한 바 있다. 물론 현재 한국 사회의 공적부양제도에서는 낮은 급여수준과 제한된 수급대상으로 인해 사적부양에 미치는 영향의 정도가 다른 나라에 비해 낮은 편이지만, 제도의 확대가 지속된다면 사적이전의 감소 추이는 더 가속될 가능성이 있다. 결과적으로, 자녀로부터의 사적부양이 감소하는 만큼, 생계를 위한 노인 노동의 비중 역시 증가할 것으로 우려된다.

이러한 추이를 반전시키기 위해서는 노부모에 대한 자녀의 사적부양이 감소하지 않도록 자녀를 대상으로 한 정책적인 지원을 마련할 수도 있겠지만, 과거에 비해 소수의 자녀가 노부모를 더 오래 부양해야 하는 조건과 자녀 가구도 경제적 어려움에 처한 경우가 많다는 점을 고려하면 적절한 선택은 아닐 것이다. 따라서 현 시점에서는 사적부양과 노인 노동참여의 횡단적 관계를 변화시키기 위한 노력이 더 우선시 될 필요가 있다. 이를 위해서는 공적연금을 중심으로 한 공적부양을 지속적으로 확대하고, 개인연금이나 자산 축적을 통해 다층적인 노후 준비를 유도하고, 기초연금을 통해서 최소한의 생활수준을 보장하는 등의 방법을 통해서, 자녀의 사적부양에 의존하여 생계를 유지하는 노인의 비중을 줄여나가기 위한 정책적 노력이 요구된다.

둘째, 공적부양 제도의 변화와 관련한 세부분해 결과는 현재도 지속되고 있는 노후소득보장제도의 확대가 노인 고용률에 미치는 영향을 예측하는 데 도움이 될 수 있다. 국내외의 많은 선행연구들에서 공적이전의 확대가 수급자의 노동공급을 감소시키는 방향으로 영향을 미친다고 보고한 바 있고, 이 연구에서도 공적연금 수급집단 내에서는 급여수준이 높을수록 해당 집단의 조건부 고용률이 낮아지는 추이가 확인되었다. 기초(노령)연금의 경우에도 비수급 집단은 수급 집단에 비해 두 시점 모두에서 조건부 고용률이 낮은 경향을 보였다. 그러나 재가중분해의 결과를 보면, 공적연금의 확대는 오히려 노인의 고용률 증가와 관련이 있었고, 기초(노령)연금의 확대는 노인 고용률에 유의한 수준의 영향을 미치지 않았다. 이러한 결과는 횡단적으로 공적이전 소득이 수급자의 노동공급을 감소시키

는 관계가 확인되는 경우에도, 중단적인 변화에서는 상이한 결과가 나타날 수 있음을 의미한다.

이 연구에서 공적연금의 확대가 노인 고용률의 증가로 이어진 것은 국민연금의 수급대상 확대가 저연금 수급자 위주로 나타난 것에 기인한다. 낮은 수준의 연금을 수급하는 노인은 공적연금을 수급하더라도 생계를 유지하기 어려울 가능성이 높고, 따라서 비수급 집단에 비해 노동시장에 참여할 유인이 크게 감소하지 않기 때문이다. 비수급 집단의 비중이 감소하고, 낮은 수준의 연금을 수급하는 집단이 증가하는 방향으로의 변화가 유지되는 한, 당분간은 공적연금의 확대가 노인의 고용률을 감소시키지 않을 것으로 보인다. 그러나 저연금 수급자의 증가로 인한 노인 노동의 증가가 공적연금 수급액의 부족에 기인한다는 점에 문제가 있다. 국민연금의 급여수준이 과거의 노동경험에 기초하여 결정된다는 점을 고려하면, 단기간에 노령연금 수급자의 급여수준을 큰 폭으로 개선하기는 쉽지 않다. 따라서 장기적으로 공적연금의 급여수준이 개선될 것으로 기대된다고 하더라도, 중·단기적으로는 저연금 수급자의 소득 보충에 도움이 될 수 있도록 노인 일자리 사업을 확대하는 등의 정책적 노력이 병행될 필요가 있다.

기초(노령)연금의 확대 과정도 의미 있는 결과를 보여주었다. 2008년 도입된 기초노령연금은 2014년에 기초연금으로 전환되면서, 급여수준이 두 배 가량 인상되었다. 따라서 2008년의 기초노령연금에 비해 2016년의 기초연금은 수급 노인에게 더 높은 수준의 급여를 지급하였다. 그럼에도 기초(노령)연금의 수급으로 인한 조건부 고용률의 차이는 2016년보다 2008년에서 더 큰 차이를 보였다. 이러한 결과는 급여수준 이외에도 다른 제도적 내용이 수급자의 노동참여에 중요한 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 2008년에 도입된 초기의 기초노령연금은 현재와 달리 지역별 기본재산액을 공제하거나, 일정 금액의 노동소득을 공제하는 등의 제도적 장치들을 두지 않았다. 두 시점 간 횡단적 관계의 차이는, 급여수준의 증가로 인한 노동공급의 감소 효과보다 노동유인의 감소를 줄이려는 제도적 대응의 효과가 더 컸음을 의미한다. 그 결과, 2008-2016년 사이 비수급 집단에 비해 조건부 고용률이 낮은 수급 집단의 규모가 확대되었음에도, 전체 노인의 고용률은 유의한 수준으로 변화하지 않았다. 기초연금의 급여수준은 2018년 9월부터 월 20만원 수준에서 25만원으로 인상되었고, 2019년 4월에는 소득인정액 하위 20%의 노인을 우선으로 월 30만원 수준으로 추가 인상될 예정이다. 이러한 변화는 비자발적으로 생계형 노동에 내몰린 노인의 비중을 줄일 수 있다는 점에서 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대된다. 또한 수급자의 노동유인과 관련

된 제도적 장치를 같이 보완한다면, 전체적인 노인 고용률의 변화 정도를 최소화하는 데 도움이 될 수 있을 것이다.

셋째, 이 연구는 하위집단별로 고용률의 변화에 주로 영향을 미치는 요인이 다르다는 것을 보여주었다. 이와 같은 집단별 차이는 향후 정책적 개입의 효과도 하위집단에 따라 상당한 차이를 보일 수 있음을 의미한다. 예컨대 경제적 부양과 관련된 제도적 대응은 임금노동 집단의 고용률 변화에는 효과적으로 작동할 수 있지만, 자영업이나 기타 노동지위를 경험한 집단에서는 별다른 변화가 나타나지 않을 수 있다. 반면 기타 노동지위를 경험한 노인 집단의 고용률은 생애 초기와 중기에 결정되는 미시적 요인들의 변화에 주로 영향을 받기 때문에, 단기적인 정책적 개입으로는 이들 집단의 고용률에 변화를 가져오기가 쉽지 않을 수 있다. 본 연구의 세부분해 결과는 특정 영향요인의 변화가 노인 고용률의 변화에 미치는 영향을 보다 입체적으로 이해하는 데 도움이 될 수 있고, 또한 정책이 목표로 하는 대상에 따라서 정책적 개입의 방법이 달라야 하는 근거를 제시하였다는 의미가 있다. 따라서 노인 노동과 관련한 정책적 대응은 그 목표와 대상에 따라 구체적인 수단을 달리할 것이 요구된다.

마지막으로, 이 연구의 분석결과는 향후 노인 고용률의 변화를 예측하는 데 도움이 될 수 있다. 집계분해 결과를 보면, 2008-2016년 사이에 60-84세 노인의 고용률은 8.9%p 증가하였고, 분석에 포함된 설명변수의 분포 변화는 그 중에서 3.6%p의 증가를 설명하는데 그쳤다. 이러한 결과는 분석에 포함된 모든 영향요인들이 2008년의 수준에서 전혀 변화가 없었다고 가정하더라도, 노인의 고용률이 5.3%p 가량 증가했을 것임을 의미한다. 이 연구에서는 방법론상으로 구성효과의 세부분해에만 초점을 두고, 구조효과에 대한 개별 설명변수의 기여 정도를 구분하지는 않았다. 따라서 구조효과가 노인의 고용률에 미친 영향을 구체적으로 확인하기는 어렵지만, 영향요인과 결과변수의 관계는 사회의 구조적인 변화에 따라 달라지며, 단 시간에 큰 폭으로 변화하지 않는 특징이 있음을 고려할 필요가 있다. 결국, 노인의 노동참여와 관련된 미시적 요인들이 현재와 비슷한 수준의 변화 추이를 이어간다면, 노인의 고용률은 당분간 증가 추이를 지속할 것으로 추정된다. 베이비붐 세대의 고령화와 공적부양제도의 확대 등 구성효과의 영향이 변화하더라도, 일하는 노인이 늘어나는 속도가 더디질 뿐, 현재의 증가 추이가 자체가 반전될 것으로 보기는 어렵다.

따라서 한국 사회는 장기적인 관점에서 노동시장에 참여하는 노인이 현재보다 더욱 증가할 것에 대비한 준비가 필요하다. 체계적인 대응이 충분하지 않으면,

현재의 청년 실업 못지않게 노인 실업의 문제가 중요한 사회적 이슈로 부각될 수도 있다. 노동시장에서 연령으로 인한 차별을 해소하고, 노인 친화적인 고용환경을 조성하며, 노인이 취업할 수 있는 직종을 다양한 범위로 확대하는 등의 다각적인 정책적 노력이 도움이 될 수 있을 것이다.

제4절 연구의 한계

이 연구는 다음과 같은 한계를 지닌다. 첫째, 분석에 사용한 고령화연구패널조사 자료는 다른 종단 자료에 비해 2008-2016년 사이 고용률의 변화가 크게 나타났다. 이러한 차이가 분석자료의 대표성 부족에 기인하는 경우, 분석결과에도 영향을 미칠 수 있다. 따라서 본 연구의 분석결과는 다른 종단 자료를 통해 검증될 필요가 있다.

둘째, 이 연구에서는 노인의 노동참여에 영향을 미치는 설명변수들을 가능한 포함하고자 했지만, 모든 영향요인들의 변화를 고려하지는 못하였다. 예컨대, 주된 종사상 지위의 구분만으로는 노인이 생애과정에 경험한 일자리의 질적인 차이로 인한 노후 노동참여의 변화를 고려하기 어렵다. 이는 분석자료의 한계로 인한 것이지만, 분석에서 포함하지 못한 영향요인들에 대한 추가적인 분석이 요구된다.

셋째, 이 연구에서 분석한 2008-2016년의 기간은 노후소득보장제도가 본격적으로 확대된 시점이라는 점에서 충분한 의미가 있지만, 8년의 기간은 노동시장의 구조적인 효과를 확인하기에는 다소 짧은 감이 있다. 더욱이, 재가중 분해 과정에서 노동시장 관련 거시적 요인을 적절하게 조작화하지 못하였고, 결과적으로 이 연구에서는 노동시장의 구조적인 변화가 노인 고용률 변화에 미친 영향을 온전히 확인하지 못하였다.

넷째, 이 연구에서는 노인의 노동참여를 양적인 측면에서만 다루었다. 노인의 노동은 풀타임과 파트타임의 차이, 임금수준과 고용안정성의 차이를 비롯하여, 자발적 노동과 비자발적 노동, 주된 일자리와 가교 일자리와 같이 질적으로 다양한 일자리들로 구성되어 있다. 이 연구는 노인이 종사하는 일자리의 질적인 차이를 전혀 고려하지 않았다는 점에서 한계를 지닌다.

다섯째, 이 연구는 분석방법의 한계로, 설명변수와 결과변수의 횡단적 관계의 변화가 노인 고용률의 변화에 미친 영향, 즉 구조효과에 대한 세부분해 결과를

제시하지 않았다. 전체적인 고용률 변화에서 구조효과의 비중이 더 높았다는 점에서 이에 대한 추가적인 분석이 필요해 보인다.

여섯째, 이 연구에서는 일부 변수들에서 결과변수가 설명변수에 영향을 미치는 역인과관계를 고려하였지만, 모든 설명변수들에서의 역인과관계를 고려하지는 못하였다. 예컨대, 배우자의 취업여부는 노인의 노동참여에 영향을 받는 변수이지만(Shirle, 2008), 본 연구에서는 적절한 도구변수의 부재로 인해 이를 고려하지 못하였다. 후속 연구에서는 이러한 한계들이 극복될 수 있기를 기대한다.

참고 문헌

- 강성호, 김기홍. (2014). 공적연금 근로유인 추정과 고용친화적 연금제도 개선. 고용직업능력개발연구, 17(3), 65-92.
- 강성호, 전승훈, & 임병인. (2008). 국민연금법 개정의 소득분배 및 노동공급 효과 분석. 경제학연구, 56(3), 75-107.
- 강성호, 홍성우, & 조영은. (2012). 공적연금 급여형평성 분석 및 연계제도 평가. 국민연금공단.
- 구인회, & 손병돈. (2005). 노후 소득보장의 사각지대: 1990년대 후반기의 변화 추이와 변화 요인. 한국노년학, 25(4), 35-52.
- 구인회, 임세희, & 문혜진. (2010). 국민기초생활보장제도가 근로, 소득, 빈곤에 미친 영향: 이중차이 방법을 이용한 추정. 한국사회학, 44(1), 123-148.
- 권문일. (1996). 고령자의 퇴직 및 퇴직후 근로행태 결정요인. 사회복지연구, 8, 41-67.
- 권승, & 황규선. (2004). 노년층의 은퇴 결정요인에 관한 연구: 성별, 거주지별 차이분석을 중심으로. 한국노년학, 24(3), 69-90.
- 권혁진, & 김대철. (2009). 국민연금의 소득조사(earnings test) 기준변경이 근로유인에 미치는 영향. 보험금융연구, 20(3), 161-199.
- 권혁창, & 박주완. (2014). 국민연금과 노동: 연금의 패러독스?. 한국사회보장학회 2014 춘계학술대회자료집, 97-114.
- 권혁창, 정창률, & 박주완. (2014). 특수직역연금 수급과 고령자 노동 사이의 관계에 관한 연구. 사회복지정책, 41(3), 27-50.
- 김미영, & 이상우. (2009). 노부모-자녀 동거의 결정요인과 지역간 차이, 1985-2005. 농촌계획, 15(4), 89-107.
- 김미혜, 신경림, 강미선, 강인. (2006). 고령화 한국사회의 부양체계 구축을 위한 연구: 성공적 노후 삶의 유형별 부양체계 분석을 통하여. 한국노년학, 26(3), 617-639.
- 김상호. (2007). 연금자산과 가계저축: 한국노동패널을 이용한 실증분석. 경제학연구, 55(3), 119-142.
- 김수현, 이현주, & 손병돈. (2016). 한국의 가난: 새로운 빈곤, 오래된 과제. 한울아카데미.
- 김영범. (2008). 한국 고령자의 경제활동참여 결정요인에 관한 연구. 사회보장연구, 24(3), 29-51.
- 김원섭, 이정우, & 한정림. (2009). 근로와 연금수급의 병행 활성화를 위한 국

- 민연금 제도개선에 관한 연구: 조기노령연금과 재직자노령연금의 개선방안. 사회보장연구, 25(4), 187-216.
- 김원섭, 한정림, & 정해식. (2011). 국민연금 조기노령연금제도와 연기연금제도의 개선방안에 관한 연구. 보건사회연구, 31(1), 62-97.
- 김희삼. (2008). 사적소득이전과 노후소득보장. 한국개발연구, 30(1), 71-130.
- 남성일. (2017). 쉬운 노동경제학. 박영사.
- 남재량, & 박기성. (2010). 비정규직법의 고용효과 연구. 노동정책연구, 10(4), 65-99.
- 도재형. (2005). 노령수당 지급 신청권과 노인복지사업지침의 효력: 대법원 1996. 4. 12 선고 96누7727 판결. 강원법학, 20, 161-182.
- 문혜진. (2012). 노동경력의 변화와 노동성과: 노동시장 진입 코호트 비교를 중심으로. 서울대학교 사회복지학과 박사학위논문.
- 민인식. (2008). Stata에서 도구변수(IV) 추정법(1). The Korean Journal of STATA, 1(2), 56-68.
- 박강우. (2014). 우리나라 학력별 임금격차의 요인분해(1974-2011). 산업경제연구, 27(1), 477-505.
- 박경숙. (2003). 55세 이상 고령자의 노동시장 이탈과정: 은퇴의 유형화에 대한 함의. 노동정책연구, 3(1), 103-140.
- 박경숙. (2001). 노년기 불평등의 미래. 한국사회학, 35(6), 141-168.
- 박경하. (2011). 우리나라 중고령자의 은퇴과정 유형화 연구: 다양성과 불평등을 중심으로. 서울대학교 사회복지학과 박사학위논문.
- 박미희. (2017). OECD 국가의 청년 NEET 결정요인 연구: 노동시장 구조변화와 사회정책의 조정효과. 서울대학교 사회복지학과 박사학위논문.
- 박상현, & 김태일. (2011). 국민기초생활보장제도가 노동 공급과 성과에 미치는 영향. 한국정책학회, 20(4), 277-307.
- 방하남, 강석훈, 신동균, 안종범, 이정우, & 권문일. (2009). 점진적 은퇴와 부분연금제도 연구. 한국노동연구원.
- 방하남, 이성균, 우석진, 김기현, & 김지경. (2011). 베이비붐 세대의 근로생애와 은퇴과정 연구. 한국노동연구원.
- 박현정, & 최혜경. (2001). 한국노인의 자녀와의 동거여부에 영향을 미치는 요인들: 노인의 노후 부양가치관을 중심으로. 한국가정관리학회지, 19(1), 63-75.
- 보건복지부. (2015a). 2015 기초연금 사업안내.
- 보건복지부. (2015b). 통계로 본 2014년 기초연금.

- 보건복지부. (2016). 통계로 본 2015년 기초연금.
- 석재은. (2003). 노령계층의 소득계층별 필요소득수준 연구. 한국인구학, 26(1), 79-113
- 석재은. (2002). 노령소득보장체계의 재구축과 경로연금제도의 발전방향. 한국사회보장학회 2002년도 학술대회 자료집.
- 석재은, 정경희, 김용하, & 이윤경. (2005). 노인교통이용 등 요금제도 연구. 보건복지부 · 한국보건사회연구원.
- 성지미, & 안주엽. (2006). 중고령자 취업 결정요인. 노동정책연구, 6(1), 39-74.
- 손병돈. (2009). 노인 소득의 불평등 추이와 불평등 요인분해. 한국노년학, 29(4), 1445-1461.
- 손병돈. (1998). 가족간 소득이전의 결정요인: 부모와 기혼자녀간을 중심으로. 서울대학교 사회복지학과 박사학위논문.
- 손병돈, 이소정, 이승호, 변금선, 전영호. (2013). 국민기초생활보장제도 부양의 무자 기준 개선방안에 관한 연구. 보건복지부, 평택대학교 산학협력단.
- 엄동욱. (2008). 중고령자의 취업결정요인 - 국민노후보장패널 1차년도 자료를 중심으로. 노동정책연구, 8(3), 17-38.
- 유경준. (2001). 성별 임금격차의 차이와 차별. 한국개발연구원.
- 유성호. (2000). 노인과 성인자녀의 별거를 결정하는 변인: 그 이론적 탐색 II. 노인복지연구, 8, 169-185.
- 이승렬, & 최강식. (2007). 국민연금이 중고령자의 은퇴 행위에 미치는 영향. 사회보장연구, 23(4), 83-103.
- 이원진. (2018). 노인에 대한 자녀의 경제적 부양 추이의 영향요인: 동거와 사적 이전을 중심으로. 서울대학교 사회복지학과 박사학위논문.
- 이원호. (2002). 우리나라 광역대도시 지역노동시장의 임금결정과정과 소득격차. 한국경제지리학회지, 5(2), 187-207.
- 이정원. (2006). 정년은퇴 여부에 따른 경제적 격차와 정년은퇴 결정 요인에 관한 연구. 사회복지연구, 30, 71-99.
- 이철희. (2014). 한국 고령노동시장 성격에 대한 비교사적 접근. 이영훈 역. (2014). 한국형 시장경제체제, 7장, 서울대학교 출판부.
- 이철희. (2012). 산업구조의 변화와 고령인력의 고용. 노동경제논집, 35(1), 55-88.
- 이철희. (2006). 한국의 고령노동: 경제활동과 고용구조의 장기적 변화. 서울대학교 출판부.

- 이철희. (2003). 미국 산업구조의 변화가 고령 남성의 고용에 미친 영향: 1880-1940. 노동경제논집, 12(3), 1-28.
- 이철희. (1999). 한국의 노인노동: 노년남성의 경제활동참가, 1955-1995. 경제논집, 38(4).
- 이철희, & 이재원. (2015). 노후소득 수준의 장기적 변화 : 코호트 분석 결과. 한국경제연구, 33(3), 5-27.
- 장경섭. (2009). 가족, 생애, 정치경제: 압축적 근대성의 미시적 기초. 창비.
- 장지연. (2017). 성별 임금격차 해소를 위한 정책과제. 노동리뷰, 2017년 5월호, 16-24.
- 장지연. (2007). 중·고령자 노동시장의 구조와 노동이동. 민주사회와 정책연구, 11, 62-86.
- 장지연. (2003). 고령화시대의 노동시장과 고용정책 1. 한국노동연구원.
- 전병유. (2003). 자영업 선택의 결정 요인에 관한 연구. 노동경제논집, 26(3), 149-179.
- 전승훈. (2015). 공적연금 개혁과 노후소득 보장수준의 변화. 민주사회와 정책연구, 28, 247-278.
- 전승훈. (2012). 연금개혁, 연금자산에 대한 주관적 기대오차, 그리고 저축. 노동정책연구, 12(2), 105-130.
- 전승훈. (2010). 생애 연금급여가 은퇴시기결정 및 은퇴자의 노동공급에 미치는 영향. 재정정책논집, 12(1), 3-32.
- 정경희, 강은나, 이윤경, 황남희, & 양찬미. (2016). 노인복지정책 진단과 발전 전략 모색. 한국보건사회연구원.
- 정성미. (2015). 최근 비정규직 노동시장의 변화: 2014년 8월 근로형태별 부가 조사를 이용하여. 노동리뷰, 2015년 1월호, 43-58.
- 정인영, & 민기채. (2017). 국민연금의 고령근로 유인기제 개선방안 연구. 사회복지정책, 44(3), 39-68.
- 조동훈. (2016). 정년제도와 중고령자 은퇴결정요인 분석. 노동경제논집, 37(3), 101-122.
- 주은선, & 박진화. (2010). 연금정책과 노동시장정책이 고령자 경제활동 참여 수준에 미치는 영향: 남성고령자와 여성고령자, 1990년대 중반 이전과 이후의 비교. 사회복지정책, 3, 237-259.
- 지은정. (2008). 고령남성의 경제활동참가 결정요인 연구: 노후빈곤노동가설 및 숙련편향기술진보설을 중심으로. 한국사회복지학, 60(3), 31-58.
- 최승현. (2006). 맞벌이가구의 은퇴행태에 대한 실증분석. 노동경제논집, 29(1),

- 129-152.
- 최요한. (2017). 국민연금의 수급개시연령의 증가가 남성 고령자(58-60세)의 노동시장참여에 미치는 영향. *보건사회연구*, 37(1), 253-277.
- 통계청. (2016). 2016 고령자 통계.
- 한경혜. (2008). 라이프코스 관점에서 본 은퇴경험의 남녀차이. *한국사회학*, 42(3), 86-118.
- 한국고용정보원. (2018). 2018년 고령화 연구패널 이용자 가이드.
- 한국노동연구원. (2008). 2007년 직업력조사 사용자안내서.
- 한국노동연구원. (2009). 고령화연구패널조사(KLoSA), 2008년 제2차 기본조사 사용자안내서.
- 홍민기. (2009). 국민연금이 노동공급과 저축에 미치는 영향. 한국노동연구원.
- 홍백의, & 김혜연. (2010). 중·고령자의 고용형태별 퇴직과정 유형과 그 결정 요인에 관한 연구. *한국사회정책*, 17(1), 291-319.
- Afridi, F., Dinkelman, T., & Mahajan, K. (2016). Why are fewer married women joining the work force in India? A decomposition analysis over two decades. IZA Discussion Paper, no. 9722.
- Altonji, J. G., Bharadwaj, P., & Lange, F. (2012). Changes in the Characteristics of American youth: Implications for adult outcomes. *Journal of Labor Economics*, 30(4), 783-828.
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*, Princeton University Press.
- Ardington, C., Case, A., & Hosegood, V. (2009). Labor supply responses to large social transfers: longitudinal evidence from South Africa. *American Economic Journal. Applied economics*, 1, 22-48.
- Ashforth, B. (2001). *Role transitions in organizational life: An identity-based perspective*. Lawrence Erlbaum.
- Atalay, K., & Barrett, G. F. (2014). The impact of age pension eligibility age on retirement and program dependence: evidence from an Australian experiment. *The Review of Economics and Statistics*, 97(1), 71-87.
- Atchley, R. C. (1999). Continuity theory, self, and social structure. in Ryff & Marshall (eds.). *Families and retirement*, Sage, 145-158.
- Baines, D., & Johnson, P. (1999). In search of the 'traditional' working

- class: social mobility and occupational continuity in interwar London. *Economic History Review*, LII, 4, 692–713.
- Barsky, R., Bound, J., Charles, K. K., & Lupton, J. P. (2002). Accounting for the Black–White Wealth Gap. *Journal of the American Statistical Association*, 97(459), 663–673.
- Becker, G. (1965). A theory of the allocation of time. *Economic Journal*, 75, 493–517.
- Becker, M., & Benjamin, D. (1999). Early retirement provisions and the labor force behavior of older men: Evidence from Canada. *Journal of Labor Economics*, 17(4), 724–756.
- Beehr, T. A. (1986). The process of retirement: A review and recommendations for future investigation. *Personnel Psychology*, 39, 31–56.
- Bertrand, M., Muldainathan, S., & Miller, D. (2003). Public policy and extended families: evidence from pensions in South Africa. *The World Bank Economic Review*, 17, 27–50.
- Black, D., Tseng, Y.-P., & Wilkins, R. (2011). Do changes in demographic characteristics explain declining male employment rates? Examination of the Australian case using a propensity score re-weighting decomposition approach. *Applied Economics*, 43(28), 4215–4226.
- Blank, R. M. (1990). Understanding part-time work, Bassi, in Bassi & Crawford. (eds.). *Labor economics and public policy*, JAI Press, 137–158.
- Blau, D. M., & Goodstein, R. M. (2010). Can social security explain trends in labor force participation of older men in the United States?. *The Journal of Human Resources*, 45(2), 328–363.
- Blinder, A. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8, 436–455.
- von Bonsdorff, M. E., Shultz, K. S., Leskinen, E., & Tansky, J. (2009). The choice between retirement and bridge employment: A continuity and life course perspective. *International Journal of Aging and Human Development*, 69, 79–100.
- Booth, A. L., Jenkins, S. P., & Serrano, C. G. (1999). New men and new

- women? A comparison of paid work propensities from a panel data perspective. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(2), 167–197.
- Borsch-Supan, A., & Ferrari, I. (2017). Old-age labor force participation in Germany: What explains the trend reversal among older men? and what the steady increase among women? NBER working paper, No.24044.
- Bound, J., Schoenbaum, M., Stinebrickner, T. R., & Waidmann, T. (1999). The dynamic effects of health on the labor force transitions of older workers. *Labour Economics*, 6(2), 179–202.
- Bourguignon, F., Ferreira, F., and Lustig, N. (2001). *The microeconomics of income distribution dynamics: In east asia and latin america*. World Bank and Oxford University Press.
- Burtless, G. & Moffitt, R. (1986). Social security, earnings tests, and age at retirement. *Public Finance Quarterly*, 14, 3–27.
- Calvo, E. (2006). Does working longer make people healthier and happier?. MPRA paper, Centre for Retirement Research at Boston College.
- Cameron, A., & Trevedi, P. K. (2010). *Microeconometrics using stata*. Revised edition. StataCorp LP.
- Carstensen, L., Fung, H., & Charles, S. T. (2003). Socioemotional selectivity theory and the regulation of emotion in the second half of life. *Motivation and Emotion*, 27(2), 103–123.
- de Carvalho Filho, I. E. (2008). Old-age benefits and retirement decisions of rural elderly in Brazil. *Journal of Development Economics*, 86, 129–146.
- Chen, Y. P., & Scott, J. (2003). Gradual retirement: An additional option in work and retirement. *North American Actuarial Journal*, 7(3), 62–74.
- Chiquiar, D., & Hanson, G. H. (2005). International migration, self-selection, and the distribution of wages: Evidence from Mexico and the United States. *Journal of Political Economy*, 113(2), 239–281.
- Chou, R. (2010). Workforce participation among older adults in China:

- Current knowledge and future research directions. *China Journal of Social Work*, 3(2), 247–256.
- Clark, R., Kreps, J., & Spengler, J. (1978). Economics of aging: a survey. *Journal of Economic Literature*, 16, 929–962.
- Cogwill, D. O. (1974). The aging of population and societies. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 415, 1–18.
- Coile, C. C. (2015). Economic determinants of workers' retirement decisions. *Journal of Economic Surveys*, 29(4), 830–853.
- Coile, C. C. (2018). Working longer in the U. S.: Trends and explanations. NBER working paper No. 24576, 1–33.
- Coile, C. C., & Gruber, J. (2001). Social Security incentives for retirement. in Wise, D.(ed.), *Themes in the Economics of Aging*. University of Chicago Press.
- Costa, D. L. (1998). *The Evolution of Retirement: An American Economic History, 1880–1990*. University of Chicago Press.
- Coltrane, S., & Adams, M. (2008). *Gender and families*. Rowman & Littlefield Publishers.
- Cox, D. (1987). Motives for private income transfers. *Journal of Political Economy*, 95(3), 508–546.
- Craig, L. & Mullan, K. (2010). Parenthood, gender and work–family time in the United States, Australia, Italy, France, and Denmark. *Journal of Marriage and Family*, 72(5), 1344–1361.
- Cutler, D. M., Ghosh, K., & Landrum, M. B. (2014). Evidence for significant compression of morbidity in the elderly U.S. population. in Wise (ed.), *Discoveries in the economics of aging*. University of Chicago Press.
- Dannefer, D. (1991). The race is to the swift: Images of collective aging. In Kenyon, Birren, & Schoots (eds.). *Metaphors of aging in science and humanities*. Springer, 155–172.
- DiNardo, B. Y. J., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973–1992: a semiparametric approach. *Econometrica*, 64(5), 1001–1044.
- Do, Y. K. (2008). The effect of informal caregiving on labor market outcomes in South Korea. *Asia Health Policy Program Working*

- Paper, Shorenstein Asia–Pacific Research Center, Stanford University.
- Do, Y. K., & Malhorta, C. (2012). The effect of coresidence with an adult child on depressive symptoms among older widowed women in South Korea: An instrumental variables estimation. *The Journal of Gerontology: Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 67(3), 384–391.
- Dorn, D., & Sousa–Poza, A. (2010). 'Voluntary' and 'involuntary' early retirement: An international analysis. *Applied Economics*, 42(4), 427–438.
- Dubin, J. A., & McFadden, D. L. (1984). An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. *Econometrica*, 52(2), 345–362.
- Ebbinghaus, B. (2006). *Reforming Early Retirement in Europe, Japan and the USA*. Oxford University press.
- Ebbinghaus, B., & Hofäcker, D. (2013). Reversing early retirement in advanced welfare economies: overcoming push and pull factors. *Comparative Population Studies*, 38(4), 1–24.
- Elder, G. H. (1995). The life course paradigm: social change and individual development: In Moen, Elder, & Luscher. (eds.). *Examining lives in contexts: Perspectives on the ecology of human development*, American Psychological Association, 101–139.
- Esping–Andersen, G., & Sonnberger, H. (1991). The demographics of age in labor–market management. in Myles & Quadagno. (eds.). *State, Labor Markets and the Future of Old–Age Policy*. Temple University Press.
- Ettner, S. L. (1995). The impact on parent care on female labor supply decisions. *Demography*, 32(1), 63–80.
- Euwals, R., van Vuuren, D. J., & Wolthoff, R. P. (2010). Early retirement behavior in the Netherlands: evidence from a policy reform. *De Economist*, 158(3). 209–236.
- Even, W. E., & Macpherson, D. A. (1990). Plant size and the decline of unionism. *Economics Letters*, 32, 393–398.
- Fairlie, R. W. (2006). An extension of the Blinder–Oaxaca

- decomposition technique to logit and probit models. IZA DP(No.1917).
- Fairlie, R. W. (1999). The absence of the african-american owned business: An analysis of the dynamics of self-employment. *Journal of Labor Economics*, 17, 80-108.
- Feldstein, M. (1974). Social security, induced retirement, and aggregate capital accumulation. *The Journal of Political Economy*, 82(5), 905-926.
- Ferguson, J. (2015). Give a Men a Fish. 조문영 역. (2017). *분배정치의 시대: 기본소득과 현금지급이라는 혁명적 실험*. 여문책.
- Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2007). Docomposing wage distribution using recentered influence function regressions. University of British Columbia (Vol. June).
- Fortin, N., Lemieux, T., & Firpo, S. (2011). Decomposition methods in enomics. in Ashenfelter & Card (eds.). *Handboof of labor economics*, vol.4A, Elsevier North Holland, 1-102.
- Gauthier, A. H., & Smeeding, T. M. (2003). Time use at older ages: Cross-national differences. *Research on Aging*, 25(3), 247-274.
- Gelber, A. M., Isen, A., & Song, J. (2017). The effect of pension income on elderly earnings: evidence from social security. Working Paper . <https://pdfs.semanticscholar.org/7afa/4fc1c797ba7637369b78e3eb272d8dd66c30.pdf>
- Gern, K. J. (2002). Recent developments in old age pension systems: an international overview. in Feldstein & Siebert (eds.). *Social Security Pension Reform in Europe*. University of Chicago Press.
- Gratton, B. (1996). The poverty of impoverishment theory: the economic well-being of the elderly, 1890-1950. *The Journal of Economic History*, 56(1), 39-61.
- Gomulka, J., & Stern, N. (1990). The Employment of married women in the United Kingdom 1970-83. *Economica*, New Series, 57(226), 171-199.
- Gordon, R. H., & Blinder, A. S. (1980). Market wages, reservation wages, and retirement decisions. *Jounal of Public Economics*, 14,

277–308.

- Gruber, J., & Wise, D. (1999). Social security programs and retirement around the world. *Research in Labour Economics*, 18, 1–40.
- Hausman, J., & Wise, D. (1985). Social security, health status, retirement, and consumption and saving. in Wise (ed.). *Pension, labor and individual choice*. University of Chicago Press.
- Heckman, J. (1978). Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system. *Econometrica*, 46(6), 931–959.
- Hofacker, D. (2010). *Older Workers in a Globalizing World: An International Comparison of Retirement and Late-Career Patterns in Western Industrialized Countries*. Edward Elgar Publishing.
- Hotchkiss, J. L., & Rios-Avila, F. (2013). Identifying factors behind the decline in the U.S. labor force participation rate. *Business and Economic Research*, 3(1).
- Jones, A. M., Rice, N., & Roberts, J. (2010). Sick of work or too sick to work? Evidence on self-reported health shocks and early retirement from the BHPS. *Economic Modelling*, 27(4), 14.
- Kalwij, A., & Vermeulen, F. (2008). Health and labour force participation of older people in Europe: What do objective health indicators add to the analysis? *Health Economics*, 17, 619–638.
- Kerr, G., & Armstrong-Stassen, M. (2011). The bridge to retirement older workers' engagement in post-career entrepreneurship and wage-and -salary employment. *Journal of Entrepreneurship*, 20, 55–76.
- Kim, E. H., & Cook, P. J. (2011). The continuing importance of children in relieving elder poverty: Evidence from Korea. *Ageing & Society*, 31, 953–976.
- Kim, J. (2009). Early Retirement in the Three Types of Welfare States. *Research on Aging*, 31(5), 520–548.
- Kim, S., & Feldman, D. C. (2000). Working in retirement: The antecedents of bridge employment and its consequences for quality of life in retirement. *Academy of Management Journal*, 43, 1195–1210.
- Klasen, S., & Pieters, J. (2015). What explains the stagnation of female labor force participation in Urban India? *World Bank Economic*

- Review, 29(3), 449–478.
- Kohli, M., & Rein, M. (1991). The changing balance of work and retirement. in Kohli et al. (eds.). *Time for Retirement: Comparative Studies of Early Exit from the Labour Force*. Cambridge University Press.
- Ku, I., Lee, W., Lee, S., & Han, K. (2018). The role of family behaviors in determining income distribution: The case of South Korea. *Demography*, 55, 877–899.
- Lee, C. (2010). Labor force participation of older males in Korea: 1955–2005. in Ito & Rose (eds.). *The Economic Consequences of Demographic Change in East Asia*. NBER–EASE, vol. 19.
- Lee, C. (2009). Technological changes and employment of older manufacturing workers in early twentieth century America. NBER Working Paper, no. 14746.
- Lee, C. (2005). Labor market status of older males in the United States, 1880–1940. *Social Science History*, 29(1), 77–106.
- Lee, J., & Phillips, D. (2012). Income and poverty among older Koreans: Relative contributions of and relationship between public and family transfers. in Santis (ed.), *The family, the market or the state?: Intergenerational support under pressure in ageing societies*. Springer, 99–121.
- Lee, S., Ku, I., & Shon, B. (2017). The Effects of old–age public transfer on the well–being of older adults: The case of social pension in South Korea. *The Journals of Gerontology: Series B*, Online Publication.
- Lindley, J. (2005). Explaining ethnic unemployment and activity rates: evidence from the QLFS in the 1990s and 2000s. *Bulletin of Economic Research*, 57(2), 185–204.
- Lukiyanova, A. (2015). Earnings inequality and informal employment in Russia, *Economics of Transition*, 23(2), 469–515.
- Lumsdajne, R. L., & Wise, D. A. (1990). Aging and labor force participation: A review of trends and explanations. NBER Working Paper, no. 3420.
- Lund, T., Iverson, L. & Poulsen, K. B. (2001). Work environment

- factors, health, life style and marital status as predictors of job change and early retirement in physically heavy occupations. *American Journal of Industrial Medicine*, 40(2), 161–169.
- Mavromaras, K., & Zhu, R. (2015). Labour force participation of older men in Australia: The role of spousal participation. *Oxford Economic Papers*, 67(2), 310–333.
- Mitchell, O. S., Levine, P. B., & Pozzebun, S. (1988). Retirement differences by industry and occupation. *The Gerontologist*, 28, 545–551.
- Moen, P., Sweet, S., & Swisher, R. (2005). Embedded career clocks: The case of retirement planning. *Advances in Life Course Research*, 9, 237–265.
- Nielsen, H. S. (1998). Discrimination and detailed decomposition in a logit model. *Economics Letters*, 61(1), 115–120.
- Norton, E. C., & Staiger, D. O. (1994). How hospital ownership affects access to care for the uninsured. *RAND Journal of Economics*, 25(1), 171–185.
- Ntuli, M., & Wittenberg, M. (2013). Determinants of blackwomen's labour force participation in post-apartheid South Africa. *Journal of African Economies*, 22(3), 347–374.
- Nyce, S. A., & Schieber, S. J. (2005). *The Economic Implications of Aging Society*. Cambridge University Press.
- Oaxaca, R. (1973). Male–Female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14, 693–709.
- Oksanen, T., & Virtanen, M. (2012). Health and retirement: A complex relationship. *European Journal of Ageing*, 9(3), 221–225.
- Palmore, E. (1975). *The Honorable Elders: A Cross-cultural Analysis of Aging in Japan*. Duke University Press.
- Pampel, F. C., & Weiss, J. A. (1983). Economic development, pension policies, and the labor force participation of aged males: A cross-national, longitudinal approach. *American Journal of Sociology*, 89(2), 350–372.
- Park, C. (2010). How are upstream transfers determined? New evidence from South Korea. *Pacific Economic Review*, 15(4), 532–553.

- Pencavel, J. (1986). Labor supply of men: a survey. in Ashenfelter & Layard (eds.). *Handbook of Labor Economics*, 1, 3–102.
- Pingle, J. F. (2006). Social security's delayed retirement credit and the labor supply at older men. *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series*, 2006–37.
- Pleau, R., & Shauman, K. (2013). Trends and correlates of post-retirement employment, 1977–2009. *Human Relations*, 66(1), 113–141.
- Quinn, J. F., Burkhauser, R. V., & Myers, D. (1990). *Passing the Torch: the Influence of Economic Incentives on Work and Retirement*. Upjohn Institute Press.
- Robertson, A. (2000). I saw the handwriting on the wall: Shades of meaning in reasons for early retirement. *Journal of Aging Studies*, 14(1), 63–79.
- Ruhm, C. J. (1996). Gender differences in employment behavior during late middle age. *Journals of Gerontology. Series B, Psychological Sciences and Social Sciences*, 51b(1), S11–S17.
- Sasaki, M. (2002). The causal effect of family structure on labor force participation among Japanese married women. *The Journal of Human Resources*, 37(2), 429–440.
- Seaman, S. R. & White, I. R. (2013). Review of inverse probability weighting for dealing with missing data. *Statistical Methods in Medical Research*, 22(3), 278–295.
- Schirle, T. (2008). Why have the labor force participation rates of older men increased since the mid-1990s? *Journal of Labor Economics*, 26(4), 549–594.
- Settersten, R. A., & Hagestad, G. (1996). What's the latest? Cultural age deadlines for educational and work transitions. *The Gerontologist*, 36, 602–613.
- Shultz, K., & Wang, M. (2007). The influence of specific physical health conditions on retirement decisions. *The International Journal of Aging and Human Development*, 65(2), 149–161.
- Slavick, F. (1966). *Compulsory and Flexible Retirement in the American Economy*. Cornell University Press.

- Sprague, A. (1994). Work experience, earnings and participation: evidence from the women and employment survey. *Applied Economics*, 26, 659–667.
- Sun, W., & Webb, A. (2009). How much do households really lose by claiming social security at age 62? Center for Retirement Research Working Paper, 2009–11.
- Szinovacz, M. E. (2003). Contests and pathways: Retirement as institution, process, and experience. in Adams, & Beehr. (eds.). *Retirement: Reasons, processes, and results*, Springer, 6–52.
- Tunceli, O. (2007). Labor market transitions of involuntary part-time workers: How hard is it to get back to full-time jobs? PhD's Thesis in Agricultural, Environmental and Regional Economics, Pennsylvania University.
- Wang, M., & Shultz, K. (2010). Employee retirement: A review and recommendations for future investigation. *Journal of Management*, 36(1), 172–206.
- Won, Y. H., & Lee, G. R. (1999). Living arrangements of older parents in Korea. *Journal of Comparative Family Studies*, 30(2), 315–328.
- Yun, M. S. (2005). A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. *Economic Inquiry*, 43(4), 766–772.

<부표 1> 원표본과 분석대상 표본의 주요 특성 비교

(단위: %)

특성	2008년				2016년					
	원표본	가중치 미조정 분석대상		가중치 조정 분석대상		원표본	가중치 미조정 분석대상		가중치 조정 분석대상	
	비율	비율	차이	비율	차이	비율	비율	차이	비율	차이
남성	43.4	43.8	**	43.4		46.5	46.6		46.5	
여성	56.6	56.2	**	56.6		53.5	53.4		53.5	
60-64세	29.7	29.6		29.6		32.8	32.7		32.8	
65-69세	27.0	27.3	**	27.0		24.0	24.0		24.0	
70-74세	22.5	22.5		22.5		17.8	17.8		17.8	
75-79세	13.5	13.4		13.5		15.2	15.2		15.2	
80-84세	7.4	7.2	*	7.4		10.2	10.3		10.2	
초졸 이하	61.4	61.1	†	61.4		38.7	38.7		38.7	
중졸	14.0	14.2	†	14.0		19.3	19.3		19.3	
고졸	17.3	17.4		17.3		31.7	31.7		31.7	
대졸 이상	7.3	7.4		7.3		10.3	10.3		10.3	
유배우	72.0	72.9	***	72.0		76.1	76.6	*	76.1	
무배우	28.0	27.1	***	28.0		23.9	23.4	*	23.9	
대도시	40.7	40.9		40.7		43.9	44.1		43.9	
중소도시	30.3	29.5	***	30.3		33.5	33.1	†	33.5	
읍면부	29.1	29.7	**	29.1		22.5	22.8	*	22.5	
건강 보통 이상	35.3	35.4		35.3		40.5	40.4		40.5	
건강 나쁜 편	64.7	64.6		64.7		59.5	59.6		59.5	
도움 불필요	85.2	85.4		85.2		89.5	89.4		89.5	
도움 필요	14.8	14.6		14.8		10.5	10.6		10.5	
사례 수	4935	4735		4735		5147	4898		4898	

주: 차이는 원표본과 해당 표본 사이의 특성 차이를 단순회귀모형으로 확인한 결과임. 회귀모형의 유의도 판단 시, 가구 단위의 상관을 고려한 표준오차를 적용하였음.

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

<부표 2> IV-2SLS 분석결과

	0단계 probit : 동거여부	1단계 OLS : 동거여부	1단계 OLS : 로그 사적이전	2단계 OLS : 취업여부
	b	b	b	b
여성	.174 ***	-.014	.091 †	-.095 ***
연령	-.100 †	.009	.115 *	-.033 *
연령 ²	.001 *	.000	-.001 †	.000
중학교	-.113 *	.010	.088 †	.021
고등학교	-.110 *	.011	.093 †	.036 *
대학 이상	-.237 **	.024	.068	-.028
임금근로	.116 *	-.010	.111 *	-.067 ***
자영업	.022	-.002	.145 ***	.012
제조업	.059	-.007	.184 ***	-.001
서비스업	.048	-.008	.104 *	.016
경력	-.002	.000	-.008 ***	.007 ***
노인비율	.022 *	-.002	-.008	-.001
농업비율	-.040 ***	.003	.006	.005 ***
고용률	.072 ***	-.006	-.022	-.007 *
비노동유배우	-.271 ***	.025	.073	-.017
노동유배우	-.312 ***	.027	-.194 *	.079 ***
IADL	.060 ***	-.005	-.019	-.024 ***
주관적 건강	.040 †	-.004	-.040 †	.050 ***
중 재산	-.034	.003	.090 †	.001
고 재산	-.179 **	.016	.039	-.084 ***
ln 공적연금	-.002	.000	-.044 ***	-.026 ***
기초연금 수급	.075	-.005	.074	-.085 ***
ln 기타 급여	-.100 ***	.008	-.066 *	-.030 ***
시기 더미	-.863 ***	.077	.135	.147 ***
동거				.106 *
사적이전				-.062 *
자녀 수	.346 ***	-.030	-.030	
취업 자녀 수	.015	-.002	.110 ***	
자가 자녀 수	-.108 ***	.009	.115 ***	
동거 확률		1.276 ***	.032	
상수	-2.350	.049	-2.873	2.191 ***
F/chi ²	620.59 ***	87.81 ***	30.17 ***	188.56 ***
N	9633	9633	9633	9633

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

<부표 3> two-part model 분석결과

	1단계 probit : 사적이전 여부			2단계 OLS : 로그 사적이전		
	b	robust SE	p	b	robust SE	p
여성	0.221	0.060	***	0.089	0.063	
연령	0.178	0.071	*	-0.008	0.071	
연령 ²	-0.001	0.001	*	0.000	0.001	
중학교	0.085	0.061		0.088	0.067	
고등학교	0.114	0.064	†	0.119	0.074	
대학 이상	0.049	0.112		0.202	0.115	†
임금근로	0.115	0.061	†	-0.003	0.069	
자영업	0.107	0.048	*	0.080	0.058	
제조업	0.229	0.066	***	0.103	0.074	
서비스업	0.132	0.057	*	0.110	0.058	†
경력	-0.008	0.003	**	-0.002	0.003	
노인비율	-0.004	0.010		-0.002	0.011	
농업비율	0.004	0.010		-0.013	0.009	
고용률	-0.026	0.017		0.032	0.017	†
비노동유배우	0.068	0.087		-0.038	0.077	
노동유배우	-0.344	0.110	**	-0.116	0.102	
IADL	-0.016	0.017		0.024	0.016	
주관적 건강	-0.039	0.025		-0.020	0.026	
ln 재산	-0.006	0.035		0.079	0.031	*
ln 공적연금	-0.036	0.015	*	-0.043	0.016	**
기초연금 수급	0.092	0.066		-0.028	0.068	
ln 기타 급여	-0.077	0.035	*	-0.094	0.036	**
시기 더미	0.094	0.207		-0.325	0.197	†
자녀 수	0.007	0.085		0.087	0.076	
취업 자녀 수	0.120	0.023	***	0.020	0.026	
자가 자녀 수	0.091	0.030	**	0.049	0.029	†
동거 확률	-0.152	0.678		-0.586	0.611	
상수	-6.829	2.285	**	1.143	2.418	
F/chi ²	484.32 ***			5.28 ***		
N	9633			1927		

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

<부표 4> 재가중 분해시 조정된 설명변수의 두 시점 간 특성 차이

(단위: %)

특성	2008	2016	차이	특성	2008	2016	차이
거주지역				동거확률			
대도시	40.9	44.1	**	0-0.2	28.0	37.4	***
중소도시/수도권	34.3	36.9	**	0.2-0.4	35.3	45.1	***
전남/경북 읍면	12.3	8.8	***	0.4 이상	36.6	17.6	***
기타 읍면	12.5	10.3	***	사적이전			
재산수준				0-5만원	34.4	40.9	***
하위 30%	30.0	20.7	***	5-12만원	42.1	41.8	
30-70%	40.0	38.8		12만원 이상	23.5	17.3	***
상위 30%	30.0	40.5	***				
공적연금							
비수급	61.6	49.4	***				
20만원 이하	25.3	27.4	*				
20-40만원	6.1	12.8	***				
40만원 초과	7.1	10.4	***				

주: 재산수준의 집단 구분은 2008년 관측된 재산수준을 기준으로 구분함. 기준금액은 하위 30%가 7,296만원, 상위 30%가 24,381만원임.

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

<부표 5> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 남성

(단위: %)

특성	2008	재가중 표본	차이	특성	2008	재가중 표본	차이
연령				배우자 지위			
60-64	34.1	34.5		무배우자	8.3	9.5	
65-69	27.0	28.3		비취업 배우자	67.6	65.5	
70-74	22.4	20.7		취업 배우자	24.1	25.0	
75-79	10.8	10.8		건강수준			
80-84	5.6	5.8		일상 도움 필요	17.5	16.9	
교육수준				건강한 편	46.3	45.4	
초등학교 이하	41.4	38.3		재산 수준			
중학교	16.7	17.5		0-30%	25.3	21.4	
고등학교	28.2	28.2		30-70%	40.6	41.0	
대학 이상	13.8	16.0		70% 이상	34.1	37.7	
주된 종사상지위				공적연금			
임금노동	13.2	12.9		비수급	55.4	54.1	
자영업	39.3	40.9		0-20만원	28.2	28.7	
기타	47.6	46.1		20-40만원	7.4	7.8	
주된 산업				40만원 초과	9.0	9.5	
농림어업	22.8	23.6		기초(노령)연금			
제조업	29.7	27.4		수급	17.9	20.2	
서비스업	47.4	48.9		비수급	82.1	79.8	
경력				기타 사회보장			
없음	0.4	0.4		수급	5.5	5.8	
1-10년	0.7	0.7		비수급	94.5	94.3	
11-20년	14.8	15.9		동거확률			
21년	84.1	83.1		0-0.2	30.9	30.6	
거주지역				0.2-0.4	37.9	40.4	
대도시	41.6	34.7	*	0.4 이상	31.2	29.0	
중소도시	34.4	38.0		사적이전			
전남/경남 읍면	11.7	13.6		0-5만원	44.9	45.6	
기타 읍면	12.2	13.8		5-12만원	40.2	40.9	
				12만원 이상	14.9	13.5	

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

<부표 6> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 여성

(단위: %)

특성	2008	재가중 표본	차이	특성	2008	재가중 표본	차이
연령				배우자 지위			
60-64	26.1	24.0		무배우자	41.7	43.8	
65-69	27.6	24.7		비취업 배우자	38.8	34.8	
70-74	22.6	26.4		취업 배우자	19.6	21.4	
75-79	15.4	16.6		건강수준			
80-84	8.4	8.3		일상 도움 필요	12.5	16.4	
교육수준				건강한 편	26.8	26.3	
초등학교 이하	76.5	76.0		재산 수준			
중학교	12.2	11.4		0-30%	35.4	39.3	
고등학교	8.9	10.6		30-70%	38.1	36.0	
대학 이상	2.4	2.0		70% 이상	26.5	24.7	
주된 종사상지위				공적연금			
임금노동	69.8	71.5		비수급	66.4	69.7	
자영업	10.4	9.1		0-20만원	23.0	21.0	
기타	19.8	19.4		20-40만원	5.0	4.1	
주된 산업				40만원 초과	5.6	5.3	
농림어업	37.0	36.2		기초(노령)연금			
제조업	17.1	15.1		수급	44.9	47.7	
서비스업	45.9	48.7		비수급	55.1	52.3	
경력				기타 사회보장			
없음	22.1	24.8		수급	7.8	9.4	
1-10년	18.7	16.7		비수급	92.2	90.6	
11-20년	22.5	23.7		동거확률			
21년	36.6	34.8		0-0.2	25.8	28.8	
거주지역				0.2-0.4	33.3	31.2	
대도시	40.3	38.0		0.4 이상	40.9	40.0	
중소도시	34.3	32.1		사적이전			
전남/경남 읍면	12.7	16.4		0-5만원	26.3	27.7	
기타 읍면	12.7	13.6		5-12만원	43.5	41.8	
				12만원 이상	30.2	30.6	

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

<부표 7> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 임금노동

(단위: %)

특성	2008	재가중 표본	차이	특성	2008	재가중 표본	차이
성				배우자 지위			
남성	74.6	75.2		무배우자	17.4	22.9	
여성	25.4	24.8		비취업 배우자	66.7	60.0	
연령				취업 배우자	16.0	17.4	
60-64	37.8	40.0		건강수준			
65-69	28.0	25.5		일상 도움 필요	13.7	13.1	
70-74	20.2	20.2		건강한 편	46.4	47.6	
75-79	8.9	9.5		재산 수준			
80-84	5.1	4.8		0-30%	23.0	19.1	
교육수준				30-70%	39.0	37.2	
초등학교 이하	35.1	32.5		70% 이상	38.0	43.8	
중학교	16.1	13.1		공적연금			
고등학교	29.5	31.1		비수급	49.5	50.1	
대학 이상	19.3	23.3		0-20만원	21.5	21.6	
주된 산업				20-40만원	11.4	10.7	
농림어업	1.4	1.1		40만원 초과	17.6	17.5	
제조업	40.4	38.6		기초(노령)연금			
서비스업	58.2	60.4		수급	19.4	21.5	
경력				비수급	80.7	78.5	
없음	0	0		기타 사회보장			
1-10년	5.4	3.9		수급	7.4	8.4	
11-20년	24.2	23.7		비수급	92.6	91.6	
21년	70.4	72.4		동거확률			
거주지역				0-0.2	19.1	17.1	
대도시	49.6	41.8	†	0.2-0.4	38.1	38.8	
중소도시	39.7	44.8		0.4 이상	42.9	44.1	
전남/경남 읍면	3.9	5.6		사적이전			
기타 읍면	6.7	7.9		0-5만원	34.0	37.9	
				5-12만원	46.2	41.5	
				12만원 이상	19.8	20.6	

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

<부표 8> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 자영업

(단위: %)

특성	2008	재가중 표본	차이	특성	2008	재가중 표본	차이
성				배우자 지위			
남성	65.2	61.5		무배우자	23.0	26.2	
여성	34.9	38.5		비취업 배우자	52.4	50.1	
연령				취업 배우자	24.7	23.7	
60-64	29.4	27.3		건강수준			
65-69	26.9	26.7		일상 도움 필요	16.1	20.6	
70-74	23.6	25.2		건강한 편	38.3	34.5	
75-79	12.9	12.9		재산 수준			
80-84	7.3	8.0		0-30%	28.9	26.9	
교육수준				30-70%	42.1	43.6	
초등학교 이하	60.8	61.0		70% 이상	29.0	29.5	
중학교	14.2	17.5		공적연금			
고등학교	19.3	16.6		비수급	63.3	63.3	
대학 이상	5.6	5.0		0-20만원	30.5	30.1	
주된 산업				20-40만원	4.1	4.4	
농림어업	43.1	45.2		40만원 초과	2.0	2.1	
제조업	12.6	10.4		기초(노령)연금			
서비스업	44.3	44.4		수급	30.5	35.6	
경력				비수급	69.6	64.4	
없음	0	0		기타 사회보장			
1-10년	3.3	3.2		수급	4.4	5.4	
11-20년	19.5	22.7		비수급	95.6	94.6	
21년	77.2	74.1		동거확률			
거주지역				0-0.2	35.1	35.2	
대도시	34.7	31.8		0.2-0.4	34.5	34.2	
중소도시	30.3	30.3		0.4 이상	30.3	30.6	
전남/경남 읍면	16.0	16.5		사적이전			
기타 읍면	19.1	21.4		0-5만원	38.0	35.7	
				5-12만원	38.8	39.9	
				12만원 이상	23.2	24.4	

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

<부표 9> 2008년 관측 표본과 재가중 표본의 특성 차이: 기타 노동지위

(단위: %)

특성	2008	재가중 표본	차이	특성	2008	재가중 표본	차이
성				배우자 지위			
남성	12.8	10.8		무배우자	35.0	35.7	
여성	87.2	89.2		비취업 배우자	42.8	39.5	
연령				취업 배우자	22.2	24.8	
60-64	25.7	23.4		건강수준			
65-69	27.3	26.1		일상 도움 필요	14.1	15.8	
70-74	22.9	25.2		건강한 편	27.7	27.5	
75-79	16.0	17.3		재산 수준			
80-84	8.1	8.0		0-30%	36.6	41.2	
교육수준				30-70%	37.2	34.9	
초등학교 이하	74.6	73.6		70% 이상	26.2	23.9	
중학교	13.2	12.0		공적연금			
고등학교	9.7	12.2		비수급	66.6	69.5	
대학 이상	2.5	2.2		0-20만원	23.5	21.4	
주된 산업				20-40만원	4.8	3.9	
농림어업	37.1	36.1		40만원 초과	5.2	5.1	
제조업	20.6	17.7		기초(노령)연금			
서비스업	42.3	46.3		수급	42.0	44.3	
경력				비수급	58.0	55.7	
없음	28.1	31.2		기타 사회보장			
1-10년	19.0	17.6		수급	8.2	9.3	
11-20년	16.3	17.8		비수급	91.8	90.7	
21년	36.7	33.4		동거확률			
거주지역				0-0.2	27.6	31.6	
대도시	40.8	37.4		0.2-0.4	34.5	33.4	
중소도시	34.5	32.3		0.4 이상	37.9	34.9	
전남/경남 읍면	13.9	18.9		사적이전			
기타 읍면	10.8	11.4		0-5만원	32.1	33.0	
				5-12만원	42.4	42.3	
				12만원 이상	25.6	24.7	

***: p<.001, **: p<.01, *: p<.05, †: p<.10

Abstract

A study on the trend in employment rates for older adults in South Korea

– A focus on the change in 2008–2016 –

Lee, Seungho
Department of Social Welfare
The Graduate School
Seoul National University

This study aims to investigate why the old people in Korea have participated in the labor market after the expansion of social security institutions for the aged since 2000.

In Western countries, the change of the employment rate has connected to the social security system. Specifically, a decrease of agriculture and an expansion of the social security system for the old had led the declining of the employment rates of older people from the 20th century until the mid-1980s. As public pensions shrunk due to the welfare state reorganization after the 1990s, the old people's employment rate started to increase.

However, in South Korea, many old people still participated in the labor market, even though Korea also implemented old-age pension system and had expanded the coverage of social security as well as also experienced industrial structure change from primary industry to secondary and tertiary industry. The employment rate of the old Koreans is more than twice the OECD average. Why do many old people in Korea have paid job?

This study analyzed which factors, selected based on the rational choice theory of labor economics and the life-course perspective of

sociology, have significant impacts on the employment of the old people. For analyzing the trend and determinants of the change of the employment of the old people aged 60 to 84 who covered by the National Pension Scheme (NPS), this study used Korean Longitudinal Study of Ageing (KLoSA). With considering various heterogeneities in older people, this study divided into subgroups based on their gender and main job career. Besides, this study adopted the reweighting decomposition method based on the non-parametric process which has widely used to decompose the difference between groups in labor economics.

The main results are as follows. First, between 2008–2016, the employment rate of the increased by 8.9%p from 29.8% to 38.7%. The change of covariates distribution, which included in the analysis model, explained 3.6%p of the total change. That is, the increase in the employment rate of older adults since the mid-2000s is due to the social structural change rather than the change of the major influencing factors.

Second, in the detailed decomposition results, both positive and negative effects on the change of the old employment rate were observed, and these factors largely offset each other's influence. For instances, Sex, and the change of career, spouse status, and health status have positive impacts on the employment rate of the old. On the other hand, the level of education, and the change in job position and industry reduced the employment rate of the old. The opposite effects among influencing factors show the importance of detailed decomposition analysis.

Third, the extension of the public support for the aged showed different outcomes according to the scheme. The expansion of the earned-related pension encouraged the employment rate of the old by increasing the proportion of low-pension entrants with a higher probability of employment than non-pensioners while the expansion of the coverage of the Basic Pension Scheme (BPS) had no significant

effect on the employment. Because the difference in the conditional employment rates between the beneficiary and non-beneficiary groups drastically decreased in 2016.

Fourth, during the analysis period, the decline in private transfers is noticeable. This reduction in private transfers has a stronger positive impact on employment for the old than any other factor. Since the mid-2000s, many old people have participated in the labor market for economic reasons.

Fifth, the effects of individual factors on the employment of the old differ according to gender and job status. For examples, changes in other social security benefit levels that affect the employment of the old male people have no significant impact on the female. Change in public pension affects employment of wage workers, but they are ineffective for self-employed. This result suggests that the labor supply in each subgroup may have a unique way of distinguishing it from other groups.

This study showed the unique feature of the employment of old Korean people. The employment of old Korean people mainly depends on the decrease in private transfer not the increase of public support. Further, the old people work to earn a living since the mid-2000s. The problems are, most of them have faced job insecurity, low wages as well as poverty. For promoting the economic stability of the old, it is necessary to expand the public support for the aged and to guarantee the minimum standard of living through the basic pension. Besides, it is also useful to prepare for retirement through personal pension and asset accumulation. Moreover, it is essential to create an elderly-friendly working environment, such as eliminating age discrimination and expanding the elderly-friendly occupations.

Keywords : labor participation of older adults, change of employment rate, old-age support, reweighting decomposition

Student Number : 2010-30904