



노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향 분석

2023. 12.

최인혁 · 조희평



노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향 분석

2023. 12.

최인혁 · 조희평

서 언

급격한 인구구조의 변화 속에서 우리나라가 초고령사회로 진입하고 있음은 주지의 사실이다. 65세 이상 인구가 전체 인구의 20% 이상을 차지할 경우 초고령사회로 분류되는데, 통계청은 우리나라가 2025년 초고령사회에 진입할 것으로 추산한 바 있다. 초고령사회를 대비하는 과정에서의 중요한 정책적 화두로 고령층의 안정적인 노후생활 지원 및 이를 위한 탄탄한 재원 마련을 꼽을 수 있다. 우리나라 노인 빈곤율은 해외 주요국과 비교할 때 현저히 높은 수준을 기록하고 있는데, 향후 고령층의 안정적인 노후생활 보장 차원에서 고령층 대상 복지정책과 고용정책에 대한 수요가 지속적으로 증가할 가능성이 높다. 이에 따라 현재 보건복지부가 주축이 되어 운영하고 있는 노인 일자리 사업의 규모 역시 확대될 가능성이 높는데, 복지 사업으로서의 성격이 강조되어 온 노인 일자리 사업의 특성상 해당 사업이 노동시장 등 경제 전반에 미치는 영향에 대한 분석은 현재까지 미미한 편이었다. 이에 본 연구는 노동시장에 초점을 맞추어 노인 일자리 사업의 영향을 종합적인 관점에서 검토하고 이를 통해 향후 정책 운영 시 고려되어야 할 점들을 도출하기 위한 목적으로 기획·수행되었다.

노인 일자리 사업이 노동시장에 미친 영향을 본격적으로 분석하기에 앞서 본 연구는 고령층의 노동시장 동화에 대한 분석을 수행한다. 노인 일자리 사업 운영의 타당성 내지 적절성을 가늠하기 위해서는 노동시장 내 청년 또는 중년과 대비되는 고령층의 특성을 우선적으로 파악할 필요가 있기 때문이다. 고령층의 실업률 변동 및 변화 측면에서의 특성을 밝혀낸 이후에는 노인 일자리 사업이 고령자의 비공공형 일자리 취업률 및 임금에 미치는 영향을 집중적으로 분석한다. 나아가 노인 일자리 사업이 신중년 및 청년층의 고용과 임금에 미치는 영향 역시 살펴봄으로써 해당 사업이 유발할 수 있는 파급효과를 다각적으로 검토한다. 앞서 언급한 바와 같이 노인 일자리 사업

이 노동시장에 미치는 영향에 대한 분석은 찾기 어려운데, 본 연구의 결과가 향후 노인 일자리 사업의 방향성 수립에 기여할 수 있기를 저자들은 기대하고 있다.

본 연구는 한국조세재정연구원의 최인혁 부연구위원과 고려대학교 경제학과 조희평 교수가 공동으로 수행하였다. 연구 수행 과정에서 저자들은 원내외 전문가들로부터 많은 도움을 받았다. 본원의 김문정 세정연구센터장과 이환웅 평가제도팀장은 착수·중간·최종 보고 단계에서 연구의 완성도 제고를 위한 조언을 아끼지 않았으며, 기획재정부 복지예산과 김정도 사무관, 연세대학교 경제학부 양희승 교수, 한국노동연구원 진성진 부연구위원, 그리고 익명의 논평자 두 분은 연구의 질 향상을 위하여 세밀한 검토의견을 저자들에게 전달해 주었다. 저자들은 연구가 순조롭게 마무리될 수 있도록 도움을 주신 모든 분들에게 깊은 사의를 표하는 한편, 자료 수집과 원고 정리를 위해 애써준 본원의 이희선 연구원에게도 고마운 마음을 전하고 있다.

끝으로 본 보고서의 내용은 연구를 수행한 저자들 개인의 견해로서 한국조세재정연구원의 공식적인 입장이 아님을, 또한 보고서에 남아 있을 수 있는 오류나 실수는 모두 저자들의 책임임을 밝혀둔다.

2023년 12월

한국조세재정연구원
원장 김 재 진

요약 및 정책적 시사점

우리나라의 노인 빈곤율은 해외 주요국 대비 높으며, 전체 인구 대비 노인 인구 비중은 꾸준히 증가하고 있다. 이와 같은 상황에서 복지 사업의 성격을 지닌 노인 일자리 사업이 지속적으로 확대되고 있는데, 보건복지부는 2024년에 올해보다 14만 7,000개 많은 총 103만개의 노인 일자리를 제공하고, 이를 위해 관련 예산을 1조 5,400억원에서 2조 262억원으로 확대 편성하기로 했다.¹⁾ 이와 같은 노인 일자리 사업의 양적 확대에 따라 해당 사업이 노동시장 전반에 미칠 영향 역시 상당할 것으로 예상해볼 수 있는데, 복지 사업의 성격이 강조되는 노인 일자리 사업의 특성상 관련된 분석은 2023년 12월 현재까지 희소한 편으로 확인된다. 이에 본 연구에서는 노인 일자리 사업이 고령자의 비공공형 일자리 취업률 및 임금에 미치는 영향을 엄밀히 분석하는 한편, 신중년 및 청년층의 고용과 임금에 미치는 영향 역시 구체적으로 살펴보고자 하였다.

노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향을 종합적으로 분석하기에 앞서 본 연구는 노인 일자리 사업 운영의 타당성 내지 적절성을 간접적으로 가늠해 보고자 고령층의 노동시장 내 동학에 대한 분석을 우선적으로 수행하였다. 구체적으로 Shimer(2012)의 방법론과 김지운(2019)의 방법론을 계절조정된 「경제활동인구조사」 월별 자료에 각각 적용함으로써 고령층의 실업률 변동 및 변화에 노동시장 이행 경로들이 기여한 정도를 평가해 보고자 하였는데, 분석 결과 55~64세 고령층의 실업률 변동은 대체로 실직률에 의해 주도됨을, 반면 65~74세 고령층의 실업률 변동은 대체로 구직률에 의해 주도됨을 발견하였다(〈표 1〉 참조). 나아가 2014년 이후 코로나19 발생 전

1) 대한민국 정책브리핑, 「내년 노인일자리 14만 7000개 '더' 확대...총 103만 개 제공」, 2023. 11. 28., <https://www.korea.kr/news/policyNewsView.do?newsId=148923165&pWise=Letter>, 검색일자: 2023. 12. 14.

까지 목격되는 65~74세 고령층의 실업률 상승은 해당 기간 구직률 하락에 의해, 반면 2020년 하반기부터 2023년 1분기까지 목격되는 실업률 하락은 해당 기간 실직률 하락에 의해 주도되었음을 추가로 밝혀내었다. 그에 따라 55~64세 고령층의 실업률 완화를 위해서는 일자리 유지 지원책이, 65~74세 고령층의 실업률 완화를 위해서는 구직활동 지원책이 더 효과적일 수 있다는 시사점을 도출하였으며, 동시에 현재 65세 이상 고령층을 주 대상으로 삼는 노인 일자리 사업 운영의 타당성이 일정 수준 이상 인정된다는 실증적 근거를 제시하였다.

〈표 1〉 실업률 변동에 대한 구직률과 실직률의 기여도

연령	전체		남성		여성	
	구직률	실직률	구직률	실직률	구직률	실직률
15~74세	0.414	0.566	0.417	0.588	0.361	0.622
15~34세	0.613	0.405	0.571	0.477	0.667	0.364
35~54세	0.060	0.959	0.245	0.836	-0.127	1.107
55~74세	0.454	0.523	0.365	0.581	0.627	0.315
55~64세	0.347	0.630	0.202	0.784	0.540	0.421
65~74세	0.745	0.253	0.801	0.139	0.618	0.302

주: 구직률과 실직률의 기여도를 산출한 방법은 제Ⅲ장 제2절 참조
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

고령층의 노동시장 내 동화에 대한 분석에 이어 노인 일자리 사업이 노동 시장에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 결과는 〈표 2〉에 요약적으로 제시되어 있다. 해당 표는 공공형 일자리가 (2011년 65세 이상 인구 대비) 1%p 증가하였을 때 고령자 노동시장의 고용, 근로시간, 시간당 임금, 월 근로소득 등에 미치는 영향을 종합적으로 보여주고 있는데, 우선 공공형 일자리 증가가 고령자 고용률의 전반적인 상승으로 이어지더라도 민간 부문 비공공형 일자리는 65세 인구 대비 0.4%p 감소하는 것으로 추정되었다. 또한 공공형 일자리의 근로시간이 상대적으로 짧으므로 전체 일자리의 평균 근로시간은 1.3% 감소하되, 비공공형 일자리 종사자의 평균 근로시간은 감소하지 않는 것으로 나타났다. 나아가 공공형 일자리의 시간당 임금이 크게 낮

은 수준은 아니므로 전체 고령 근로자의 평균 시간당 임금은 감소하지 않는 가운데 비공공형 일자리 종사자의 시간당 임금은 (민간 노동시장에서의 노동공급 감소로 인해) 1.4% 상승하는 것으로 추정되었다. 다만 공공형 일자의 월급여 자체는 낮으므로 고령 근로자 전체의 평균 근로소득은 1.5% 감소하는 것으로 분석되었다. 한편 노인 일자리 사업이 타 연령대 노동시장에 미쳤을 파급효과에 대한 분석 역시 본 연구에서 추가로 시도되었으나, 표본 규모 등의 한계로 인하여 해당 효과를 정확히 식별하기는 어려운 것으로 확인되었다. 따라서 향후 고용보험 DB 등을 활용하는 후속연구를 통해 노인 일자리 사업이 타 연령대 노동시장에 미치는 파급효과에 대한 분석이 보다 상세하고 엄밀히 수행될 필요가 있을 것으로 판단된다.

〈표 2〉 공공형 일자리 1%p 증가가 고령자 노동시장에 미치는 영향 추정 결과

구분	전체 일자리 (비공공형 + 공공형)	비공공형 일자리
고용	0.6%p 증가*	0.4%p 감소*
근로시간	1.3% 감소*	0.3% 증가
시간당 임금 (자영업 제외)	0.8% 증가	1.4% 증가*
월 근로소득 (자영업 제외)	1.5% 감소*	1% 증가

주: 1. 표는 65세 인구 대비 공공형 일자리가 1%p 증가했을 때의 효과를 나타내고 있음

2. 95% 수준 이상에서 통계적으로 유의한 결과는 *로 표기함

자료: 저자 작성

이상의 분석 결과들은 요컨대 65세 이상 고령층을 대상으로 하는 일자리 사업 운영의 타당성은 인정되나 해당 사업 운영으로 인해 민간 노동시장 내 구축효과가 나타날 수 있음을 말해준다. 따라서 만일 노인 일자리를 운영하는 과정에서 민간 부문에서의 일자리 감소 최소화를 정책목표 중 하나로 상정하고자 한다면 현재 65세로 설정되어 있는 공익활동 연령 기준의 상향을 검토해볼 수 있을 것이다. 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리에 미치는 영향을 연령대별로 세분화하여 분석한 결과, 노동시장 참여율이 상대적으로 높은 70세 미만에서 민간 부문에서의 일자리 감소효과가 두드러지

게 나타났기 때문이다. 다만 노인 일자리 사업 운영의 궁극적인 목표는 고령층의 후생 증가라 할 수 있으므로, 공익활동 연령 기준 조정의 타당성 검토 시 노인 일자리 사업 참여로 인하여 기대될 수 있는 건강 증진 및 의료비 절감 등의 효과까지 종합적으로 고려하는 것이 바람직할 것이다.

한편 노인 빈곤과 고령화 문제에 직면하고 있는 상황에서, 노인 일자리 사업이 앞으로도 상당 기간 지속됨은 물론 양적·질적 확대까지 동반될 것으로 예상해볼 수 있다. 따라서 향후 노인 일자리 사업의 중장기적 운영방향을 신중히 고민하여 설정할 필요가 있는데, 해당 과정에서 노인 일자리 사업이 노동시장과 경제 전반에 미칠 직접효과와 간접효과를 종합적으로 모두 고려하여야 한다. 즉, 노인 일자리 사업의 양적 확대를 추진하는 과정에서 해당 확대 추진 정책이 고령층 노동시장은 물론 다른 연령대 노동시장에 미칠 간접적 영향까지 종합적인 관점에서 사전적으로 평가하는 절차가 필요하다. 아울러 충분한 사전평가를 거쳐 정책이 확대 운영된 이후 실제 발현된 영향에 대한 사후적 평가를 통하여 사업의 운영방향을 지속적으로 수정·보완해 나가는 과정 역시 안정적으로 정착될 필요가 있을 것이다.

목 차

I. 서론	15
II. 노인 일자리 사업 개요 및 현황	17
1. 노인 일자리 사업 개요	17
2. 노인 일자리 사업 현황	19
III. 고령층의 노동시장 동학 분석	23
1. 분석 배경	23
2. 분석 방법	28
가. Shimer(2012)의 방법론	28
나. 김지운(2019)의 방법론	34
3. 분석 자료	39
4. 분석 결과	40
가. 구직률(구직확률) 및 실직률(실직확률)	40
나. 실업을 변동에 대한 분해 결과	45
다. 실업률 상승 및 하락에 대한 분해 결과	50
라. 비경제활동인구를 고려하는 경우	52
5. 소결	64
IV. 노인 일자리 사업의 노동시장 영향 분석	65
1. 개관	65
2. 분석 자료 및 실증분석 전략	67
가. 분석 자료	67

나. 계량추정식 및 도구변수	72
3. 노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향	77
가. 고용, 노동시간 및 임금에 미치는 영향	77
나. 이질성 분석	83
다. 다른 연령대의 노동시장 성과에 미치는 영향	90
라. 강건성 분석	91
4. 소결	99
V. 결론 및 시사점	102
참고문헌	105
부록: 선행연구	109

표목차

〈표 II-1〉 노인 일자리 사업의 유형(2023년)	18
〈표 II-2〉 시도별 노인 일자리 목표 및 추진실적(2021년)	20
〈표 III-1〉 연령대 · 성별 구직률(구직확률) 및 실직률(실직확률)	42
〈표 III-2〉 실업률 변동에 대한 구직률과 실직률의 기여도	46
〈표 III-3〉 실업률 변화분에 대한 구직률과 실직률의 기여도	50
〈표 III-4〉 실업률 변화율에 대한 구직률과 실직률의 기여도	51
〈표 III-5〉 연결된 자료와 본래 횡단면 자료 간 기초통계 차이	53
〈표 III-6〉 연령대 · 성별 노동시장 이행 확률 평균	54
〈표 III-7〉 실업률 변동에 대한 노동시장 이행률의 기여도	58
〈표 IV-1〉 노인 일자리 사업 공공형 일자리 참여 여부 추정 방법	68
〈표 IV-2〉 공공형 일자리 참여자와 비참여 취업자의 특성(2019년)	71
〈표 IV-3〉 노인 일자리 사업 계획 단계에서의 사업주체별 역할	74
〈표 IV-4〉 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리에 미치는 영향	78
〈표 IV-5〉 공공형 일자리 증가가 노동시간에 미치는 영향	79
〈표 IV-6〉 공공형 일자리 증가가 근로소득자 임금 및 소득에 미치는 영향	81
〈표 IV-7〉 공공형 일자리의 1%p 증가가 고령자 노동시장에 미치는 영향 정리 ..	82
〈표 IV-8〉 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리에 미치는 성별 · 교육수준별 영향	86
〈표 IV-9〉 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리에 미치는 종사상 지위별 영향	87
〈표 IV-10〉 공익활동 참여자의 과거 최장 일자리 종사상 지위(2019년)	87
〈표 IV-11〉 인구 변화가 큰 지자체를 제외하여 추정한 공공형 일자리 증가의 영향	92
〈표 IV-12〉 외국인 이민자 비중을 통제했을 때의 공공형 일자리 증가의 영향 ..	93

〈표 IV-13〉 대안적인 분석 기간을 사용하여 추정한 공공형 일자리 증가의 영향 .. 94	94
〈표 IV-14〉 1년 전 설명변수를 활용하여 추정한 공공형 일자리 증가의 영향 95	95
〈표 IV-15〉 공공형 일자리 증가의 지자체 종류별 영향 96	96
〈표 IV-16〉 플라시보 분석: 2010년 노령 인구 비중과 비공공형 일자리의 변화 .. 97	97
〈표 IV-17〉 대안적인 도구변수를 사용하여 추정한 공공형 일자리 증가의 영향 .. 98	98

그림목차

[그림 II-1] 연도별 노인 일자리 창출실적	19
[그림 II-2] 2010년 인구 대비 노인 일자리 목표 일자리 수	21
[그림 III-1] 고령층 고용 동향	24
[그림 III-2] 실업률 추이	27
[그림 III-3] 연령대별 구직확률 및 실직확률 추이	43
[그림 III-4] 고령층 연령대·성별 구직확률 및 실직확률 추이	44
[그림 III-5] 연령대별 가상 실업률과 실제 실업률 추이	47
[그림 III-6] 고령층 연령대·성별 가상 실업률과 실제 실업률 추이	49
[그림 III-7] 연령대별 노동시장 이행 확률 추이	56
[그림 III-8] 고령층 연령대·성별 노동시장 이행 확률 추이	57
[그림 III-9] 55~74세 가상 실업률과 실제 실업률 추이	60
[그림 III-10] 55~74세 남성 가상 실업률과 실제 실업률 추이	61
[그림 III-11] 55~64세 가상 실업률과 실제 실업률 추이	62
[그림 III-12] 55~64세 남성 가상 실업률과 실제 실업률 추이	63
[그림 IV-1] 추정된 공공형 일자리 수와 실제 공공형 일자리 수 비교	69
[그림 IV-2] 공공형 일자리 증가율과 예측된 공공형 일자리 증가율과의 관계	76
[그림 IV-3] 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리에 미치는 연령대별 영향	84
[그림 IV-4] 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리에 미치는 산업별 영향	88
[그림 IV-5] 공익활동 참여자의 과거 최장 일자리 산업분류(2019년)	89
[그림 IV-6] 공공형 일자리 증가가 타 연령대의 고용에 미치는 영향	90

I. 서론

「노인 일자리 및 사회활동 지원 사업」(이하 “노인 일자리 사업”¹⁾)으로 창출되는 일자리와 이에 따른 재정 지출이 급격히 증가하고 있다. 지난 11월 보건복지부는 노인 일자리 사업 확대 계획을 밝힌 바 있는데, 해당 계획에 따르면 다가오는 2024년에 올해보다 14만 7,000개 많은 총 103만개의 노인 일자리가 제공되고, 이를 위해 관련 예산이 1조 5,400억원에서 2조 262억원으로 확대 편성될 예정이다.²⁾

집약할 수 있는 바와 같이 대규모의 공공 일자리를 공급하는 노인 일자리 사업은 고령자 노동시장에 상당한 영향을 미칠 수 있다. 우선 노인 일자리 사업의 공공형 일자리 증가가 비(非)공공형 일자리³⁾의 감소를 가져오는 구축(crowding-out)효과가 발생할 수 있다. 실제로 비공공형 일자리와 노인 일자리 사업의 공공형 일자리 증가율 간 음(-)의 관계가 관측된다는 실증분석 결과도 존재한다(조희평, 2021). 한편 노인 일자리 사업은 고령자 노동시장 뿐만 아니라 고령 노동자와 대체관계에 있는 연령대의 노동시장에도 영향을 줄 수 있다. 구체적으로, 노인 일자리 사업으로 인해 고령자 노동시장의 비공공형 일자리가 감소했다면 50대 혹은 청년에 대한 노동수요 증가로 이어졌을 가능성이 존재한다.

이와 같이 노인 일자리 사업은 노동시장에 상당한 영향을 미칠 수 있는

-
- 1) 「노인 일자리 및 사회활동 지원 사업」은 과거 「노인일자리사업」으로 불렀던 적이 있는데, 이에 따른 혼란을 피하고 사실상 연속선상에 있는 두 사업 모두를 지칭하기 위하여 본고에서는 “노인 일자리 사업”이라는 용어를 사용하기로 한다.
 - 2) 대한민국 정책브리핑, 「내년 노인일자리 14만 7000개 ‘더’ 확대…총 103만 개 제공」, 2023. 11. 28., <https://www.korea.kr/news/policyNewsView.do?newsId=148923165&pWise=Letter>, 검색일자: 2023. 12. 14.
 - 3) 노인 일자리 사업을 통해 창출되는 민간형 일자리와의 혼동을 피하기 위해 이하에서는 정부 주도로 창출되지 않는 민간 부문 일자리를 비공공형 일자리로 칭하도록 한다.

재정지원 일자리 사업임에도 불구하고, 복지 사업의 성격을 지니고 있기 때문에, 노동시장 영향에 대한 분석은 2023년 12월 현재까지 미미한 편이다.⁴⁾ 이에 본 연구에서는 노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 종합적인 영향을 엄밀히 분석하고, 그 결과를 바탕으로 향후 정책운영 시 고려되어야 할 점들을 제시해 보고자 한다. 보다 구체적으로, 노인 일자리 사업이 고령자의 비공공형 일자리 취업률 및 임금에 미치는 영향을 분석하고, 나아가 노인 일자리 사업이 신중년(50대) 및 청년 노동자의 고용과 임금에 미치는 영향 역시 살펴보기로 한다. 한편 노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향을 종합적으로 분석하기에 앞서 노인 일자리 사업 운영의 타당성 내지 적절성을 간접적으로 평가하기 위하여 고령층의 노동시장 내 동화에 대한 분석 또한 수행하도록 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 이어지는 제Ⅱ장에서 노인 일자리 사업을 소개하고 운영 현황을 간략히 검토한다. 이어 제Ⅲ장에서는 본격적인 분석에 앞서 청년 또는 중년과 대비되는 고령층의 노동시장 동화 관련 특성을 밝혀낸다. 제Ⅳ장에서는 노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향을 분석하고, 제Ⅴ장에서 이상의 내용을 요약·정리하는 가운데 정책 시사점을 간략히 논의한다. 한편 노인 일자리 사업과 관련된 국내외 선행연구는 부록에 따로 정리하여 제시한다.

4) 가령 김양건(2019)은 노인 일자리 사업이 노동시장 성과에 미치는 영향에 대하여 분석하고 있으나, 노인 일자리 사업이 야기할 수 있는 구축효과 등에 대하여는 분석하지 않고 있다. 또한 손병돈 외(2019)의 경우에도 노인 일자리 사업이 노인빈곤 완화에 기여할 수 있는 정도를 분석하고 있으나, 해당 사업이 노동시장에 미칠 수 있는 전반적인 영향에 대해서는 관심을 두지 않고 있다. 한편 노인 일자리 사업과 관련된 국내외 선행연구는 부록에 따로 요약·정리되어 있으므로 관심 있는 독자들은 참고하기 바란다.

Ⅱ. 노인 일자리 사업 개요 및 현황

1. 노인 일자리 사업 개요⁵⁾

노인 일자리 사업에서 창출되는 일자리는 크게 공공형, 사회서비스형, 민간형으로 구분될 수 있다(2023년 기준, <표 Ⅱ-1> 참조).

우선 공공형 일자리의 경우 일자리 참여자가 일정한 공익활동을 수행하고 그 대가로 직접적인 활동비를 지원받는다. 보다 구체적으로 만 65세 이상의 기초연금 수급자에 한하여 공공형 일자리 참여가 허용되며,⁶⁾ 해당 참여자는 공공시설 봉사, 노노케어(노인돌봄서비스), 취약계층 지원, 경륜전수활동 등⁷⁾에 참여하고 월 30시간 활동에 27만원의 활동비를 수령하게 된다.

2019년에 처음 도입된 사회서비스형 일자리의 경우 공공성을 지니지만 월 활동비와 활동시간이 공공형 일자리보다 다소 많은 것이 특징이다. 사회서비스형 일자리 참여자들은 보육시설과 지역아동센터와 같이 사회적으로 필요한 영역에 서비스를 제공하게 되는데, 월 60시간 활동에 59.4만원의 활동비를 수령하게 된다.

한편 민간형 일자리의 경우 사업비를 지원하는 방식 등으로 간접적인 지원이 이루어지는 형태이다. 민간형 일자리는 몇 가지 유형으로 세분될 수 있는데, 가령 시장형사업단은 실버택배나 실버카페 등 수행기관이 직접적으로 사업단을 운영하면서 노인을 채용하는 방식으로 사업이 운영된다. 그 외 민간기업 수요처로 고령자의 취업을 알선해주는 형태(취업알선형), 고령자의

5) 본 절의 내용은 조희평(2021)을 참조하여 작성한 것임을 밝혀둔다.

6) 단, 생계급여 수급자는 해당되지 않는다.

7) 공공시설 봉사가 절대다수를 차지하고 있으며, 2022년부터 공공형사업 중 재능나눔 활동 유형은 삭제되었다.

〈표 II-1〉 노인 일자리 사업의 유형(2023년)

유형	사업내용	대상	활동비, 사업비	활동시간 (기간)	일자리 (천명)
공익활동	노인의 자기만족, 성취감 향상 및 지역사회 공익증진을 위한 사회참여 활동	기초연금 수급자 (만 65세 이상)	월 27만원	월 30시간, 11개월	547
사회 서비스형	노인의 경력과 활동역량을 활용하여 사회적으로 필요한 영역에 서비스를 제공하는 일자리	만 65세 이상 (일부 60세 이상)	월 59.4만원	월 60시간, 10개월	85
사회 서비스형 선도모델 (시범 사업)	인적·물적 외부자원을 활용한 사회서비스 분야 신노년세대 맞춤형 일자리	만 60세 이상	월 32만원	5개월	- ¹⁾
시장형 사업단	노인 적합 업종 중 소규모 매장 및 전문 직종 사업단 등을 공동 운영하여 일자리를 창출하는 사업		연 267만원 (사업비)	연중	45
취업 알선형	관련 직종 업무능력 보유자를 해당 수요처와 연계하여 취업 알선		연 5만~15만원 (사업비)	연중	88
시니어 인턴십	만 60세 이상자 계속고용 촉진을 위해 기업에 인건비 지원		월 40만원 (최대 6개월)	6개월	55
고령자 친화기업	고령자가 경쟁력을 가질 수 있는 적합 직종에 다수 고령자를 고용하여 운영할 기업 지원		개소당 최대 3억원	- ¹⁾	2

주: 1. 2022년부터 공공형사업 중 재능나눔활동유형 삭제, 사회서비스형 선도모델(시범사업) 운영

2. 2023년부터 공익활동 중 지역상생활동유형 삭제

1) 아래 자료에서 확인 불가

자료: 보건복지부(2022. 12. 5), 「2023년 노인일자리 및 사회활동 지원사업 12월 5일부터 신청하세요!」 p.

3 및 보건복지부(2023), 『2023년 노인일자리 및 사회활동 지원사업 운영안내』 pp. 4~9 등을 토대로 저자 작성

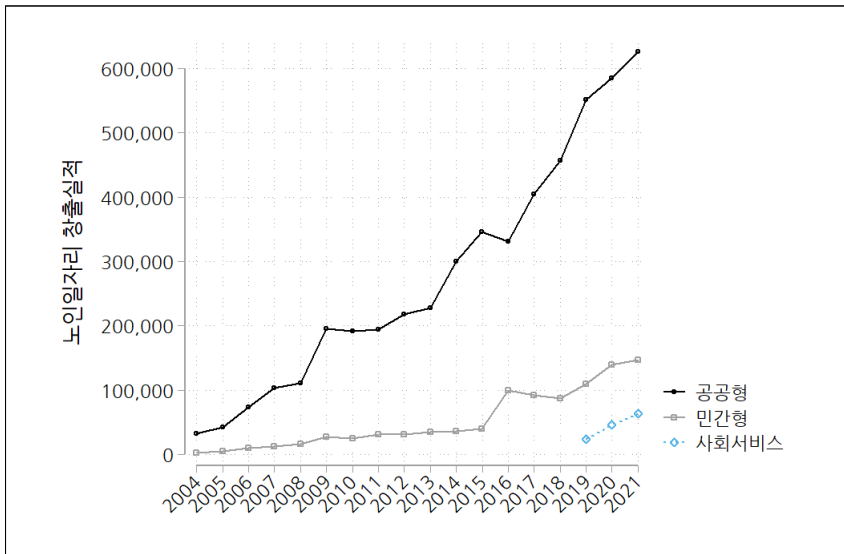
기업 인턴 과정과 이후 지속고용에 대한 인건비를 6개월 동안 지원해주는 형태(시니어 인턴십), 노인 취업 기업에 대한 사업비를 지원해주는 형태(고령자친화기업)로 운영되는 사업들이 존재하는데, 이 중 고령자친화기업의 경우 고령자 기준 고용률을 충족한 기업이나 노인 적합 직종에서 기업을 신규 설립하는 법인 등이 잠재적인 수혜 대상으로서 개소당 최대 3억원까지 지원받을 수 있다.

2. 노인 일자리 사업 현황

본 절에서는 노인 일자리 사업의 현황을 간략히 살펴본다. [그림 II-1]은 연도별 노인 일자리 창출실적을 공공형, 민간형, 사회서비스형으로 나누어 보여주고 있다.⁸⁾ 그림에서 확인할 수 있는 바와 같이 공공형 일자리가 급격

[그림 II-1] 연도별 노인 일자리 창출실적

(단위: 개)



자료: 한국노인인력개발원, 『노인일자리 및 사회활동 지원사업 통계 동향』, 각 연도 자료를 토대로 저자 작성

8) 창출실적이란 노인 일자리 사업의 누적 참가자 수에서 공공형 일자리 중도포기자 수를 차감한 수치를 의미한다.

히 증가하고 있는 추세인데, 2021년 기준 약 63만개의 일자리가 창출되어 전체 노인 일자리의 75%를 차지하고 있다. 공공형 일자리와 함께 민간형 일자리 역시 지속적으로 증가하고 있는데, 다만 그 증가 폭은 공공형 일자리에 미치지 못해 2021년 기준 15만개의 일자리가 창출된 것으로 집계되고 있다. 한편 사회서비스형 일자리가 전체 노인 일자리에서 차지하는 비중은 2021년 현재까지 미미한 수준임을 그림을 통해 확인할 수 있다.

〈표 Ⅱ-2〉 시도별 노인 일자리 목표 및 추진실적(2021년)

(단위: 만명)

시도	목표	배정	추진	배정(공익)	추진(공익)	65세 이상 인구
서울특별시	7.2	7.4	7.3	6.3	6.1	159.7
부산광역시	5.2	5.4	5.7	4.3	4.4	68.2
대구광역시	2.8	2.9	2.9	2.5	2.5	41.7
인천광역시	4.3	4.5	4.7	3.8	3.9	43.5
광주광역시	2.7	2.7	3.0	2.4	2.6	21.3
대전광역시	1.9	2.0	2.0	1.7	1.7	22.1
울산광역시	1.3	1.3	1.4	1.1	1.1	15.3
세종특별자치시	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	3.7
경기도	8.8	9.1	9.4	7.5	7.5	188.1
강원도	5.4	5.8	5.7	5.1	5.0	33.3
충청북도	3.0	3.1	3.2	2.7	2.8	30.2
충청남도	3.7	3.8	3.8	3.2	3.1	42.0
전라북도	6.0	6.3	6.5	5.5	5.6	39.8
전라남도	5.1	5.2	5.2	4.7	4.7	44.5
경상북도	4.9	5.2	5.3	4.5	4.5	59.6
경상남도	5.0	5.2	5.3	4.4	4.4	60.8
제주특별자치도	1.1	1.1	1.1	0.9	0.9	11.1

주: 배정일자리(배정사업량)는 지자체 예산 추진사업이 포함되어 목표일자리(확정내시 목표사업량)와 차이가 있음

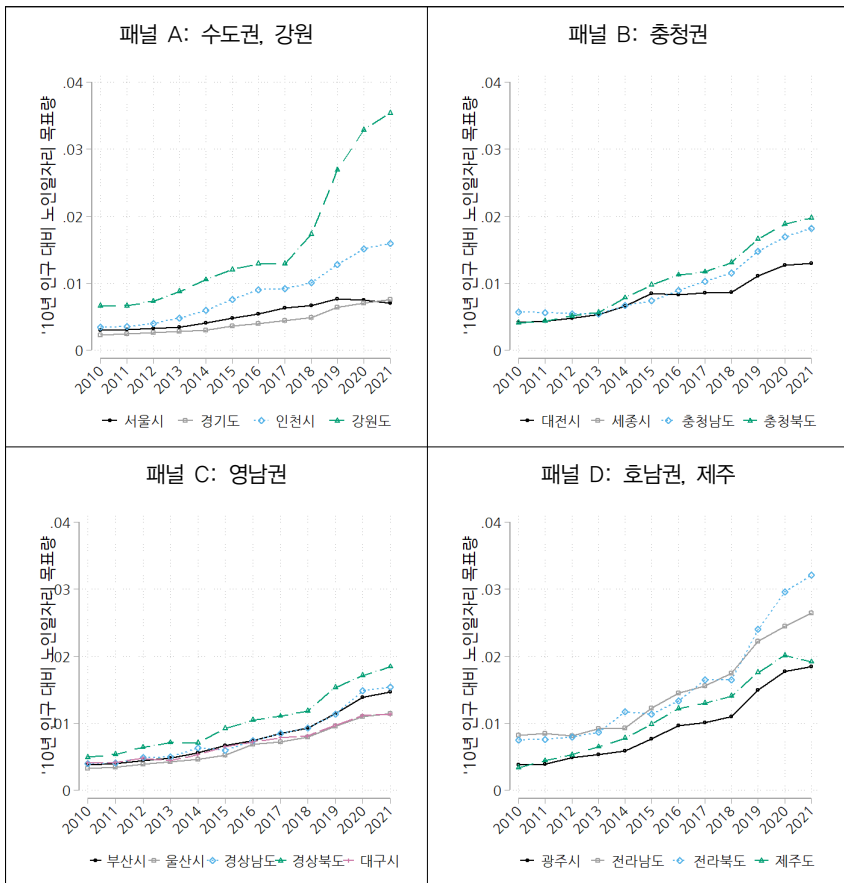
자료: 한국노인인력개발원, 『노인일자리 및 사회활동 지원사업 통계 동향』, 각 연도 자료를 토대로 저자 작성

시도별 노인 일자리 창출목표 및 창출실적(2021년 기준)은 〈표 Ⅱ-2〉에 제시되어 있다. 표에 제시된 통계를 통해 노인 일자리 수는 시도별로 상당한 차이가 있음을 알 수 있는데, 가령 강원과 호남 지역이 고령 인구 대비

노인 일자리 수가 많은 것으로, 반면 서울·경기 지역은 고령 인구 대비 노인 일자리 수가 적은 것으로 확인된다.

한편 [그림 II-2]는 시도별 기준연도(2010년)의 전체 인구 대비 노인 일자리 목표 일자리 수(노인 일자리 충격)를 연도별로 보여주고 있다. 그림에서 관찰할 수 있는 특징 중 하나는 모든 광역시도에서 노인 일자리의 비중이 증가 추세에 있다는 점인데, 다만 노인 일자리 비중의 증가 추이에 있어 시도별 차이가 상당함은 눈여겨볼 만하다. 가령 그림으로부터 강원, 전북 등이

[그림 II-2] 2010년 인구 대비 노인 일자리 목표 일자리 수



자료: 한국노인인력개발원, 『노인일자리 및 사회활동 지원사업 통계 동향』, 각 연도 자료를 토대로 저자 작성

다른 시도들에 비해 노인 일자리 증가율이 상대적으로 높음을 확인할 수 있는데, 2010~2019년 동안 노인 일자리 충격의 시도별·시군별 차이를 이용하여 노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향을 식별할 수 있는 여지를 제공한다는 점에서 주목할 만하다.

Ⅲ. 고령층의 노동시장 동학 분석

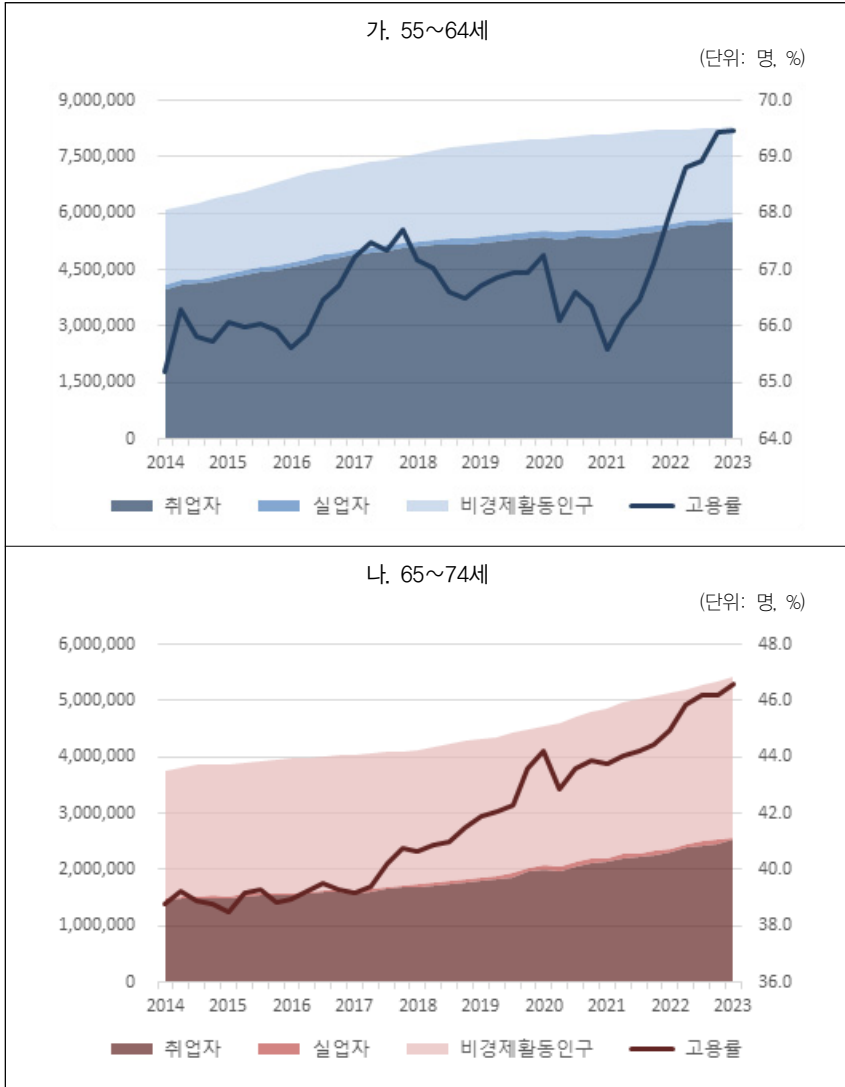
본 장에서는 노인 일자리 사업이 노동시장에 미친 영향을 본격적으로 분석하기에 앞서 고령층의 노동시장 동학에 대한 분석을 수행한다. 생애 주된 일자리에서 이미 퇴직하였거나 퇴직을 앞두고 있는 고령층(55~74세)⁹⁾의 노동시장 동학은 일반적으로 구직 활동이 활발한 청년(15~34세)이나 생애 주된 일자리에 종사 중일 가능성이 높은 중년(35~54세)과는 다른 모습을 보이는 것으로 알려져 있다. 본 장에서는 다른 연령대와의 비교를 통해 고령층의 노동시장 동학의 특성을 밝혀내는 한편, 고령층을 연령 및 성별로 세분화하여 고령층 내에서의 이질적 양상 역시 조명해 보도록 한다. 이를 위해 제1절에서는 고령층의 노동시장 동학 분석 필요성에 대하여 우선적으로 논의한다. 이후 제2절에서는 고령층의 노동시장 동학 분석을 위한 방법을 구체적으로 소개하고, 제3절에서는 분석에 활용된 자료에 대하여 설명한다. 끝으로 분석 결과는 제4절에서 논의하기로 한다.

1. 분석 배경

베이비붐 세대가 2010년 이후 본격적으로 고령인구로 편입되기 시작함에 따라 우리나라 고령인구 수는 꾸준히 증가하고 있다. 구체적으로 2014년 1분기 55~64세(65~74세) 인구는 611만명(376만명)으로 기록되었으나, 2023

9) 일반적으로 고령층은 OECD 기준에 따라 55~64세 인구로 정의되는데, 본 장에서는 노인 일자리 사업의 대상이 주로 65세 이상으로 설정된다는 점을 감안하여 고령층을 55~74세 인구로 정의하기로 한다. 다만 이와 같은 고령층의 정의가 지나치게 포괄적일 수 있음을 감안하여 고령층을 55~64세 및 65~74세로 세분화한 분석 역시 보완적으로 수행하기로 한다.

[그림 Ⅲ-1] 고령층 고용 동향(2014년 1분기~2023년 1분기)



주: 월별 자료를 X-13ARIMA-SEATS를 이용하여 계절조정 후 분기별 평균을 계산함
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

년 1분기에는 이보다 35.7%(43.9%) 증가한 829만명(541만명)으로 집계된 바 있다. 인구수 증가와 함께 고용률도 상승하는 모습을 보여주고 있는데, 동

기간 55~64세 고령층의 고용률은 65.2%에서 69.5%, 65~74세 고령층의 고용률은 38.8%에서 46.6%로 각각 4.3%p 및 7.8%p 증가한 것으로 나타난다(그림 Ⅲ-11 참조). 이와 같은 고령층의 고용률 상승은 고령층의 실질적 은퇴가 지연되고 있음을 암시하는 것으로,¹⁰⁾ 취업, 실업, 그리고 비경제활동상태를 오가며 노동시장 내지 그 주변에 머무르고 있는 고령층의 절대적 수와 비중이 모두 증가하고 있음을 말해준다.

고용률 변화 추이와 더불어 동 기간 실업률의 변동 양상 역시 살펴볼 필요가 있는데, 2020년 코로나19 사태가 발생하기 전 고령층의 실업률이 완만하게 상승하고 있었음은 주목할 만하다(그림 Ⅲ-12의 가. 참조). 이는 청년층의 실업률 추이와 대조된다는 점에서 특히 흥미로운데, 2016년 1분기 이후 줄곧 7% 이상 수준을 유지하던 청년 실업률의 경우 2018년 3분기 이후 코로나19 발생 전까지 하락세에 있었음을 관찰할 수 있다. 그러나 코로나19 이후에는 연령대별 실업률 추이가 유사한 모습을 보이는데, 감염병 확산에 대한 우려가 컸던 2020년 4분기 내지 2021년 1분기에 실업률이 정점에 도달한 이후 감소 추세로 전환된 양상을 확인할 수 있다.¹¹⁾ 다만 실업률의 변동 폭 측면에서는 연령별 차이가 감지된다고 할 수 있는데, 35~54세 인구의 경우 코로나19 기간 동안에도 3% 미만의 실업률을 유지하며 분석 기간 평균에 비해 최대 0.6%p 상승하는 데 그친 반면, 고령층의 실업률은 분석 기간 평균에 비해 최대 1.0%p 상승하며, 핵심 노동인구에 비해 취약한 모습을 나타냈다.

이와 같이 최근 10년 동안 고령층의 실업률이 다른 연령대와는 차별되는 모습으로 상승과 하강 국면을 보였으나, 해당 기간 고령층 실업률의 변동 요인 및 타 연령대와의 차이 등을 분석한 연구는 2023년 6월 현재까지 희소한 편이다. 이에 이하에서는 고령층의 실업률 변동에 각각의 노동시장 이행 경로들이 기여한 정도를 엄밀히 평가해 보고자 한다. 이어지는 제2절에서

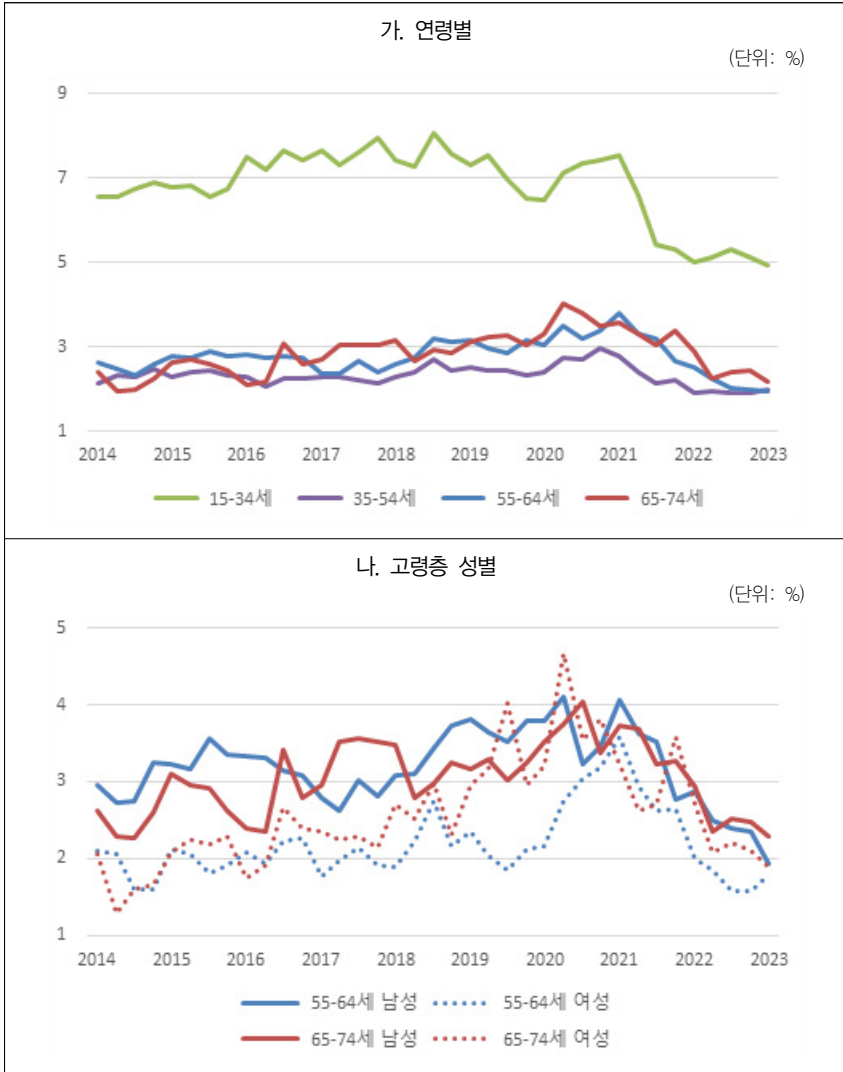
10) 고령층 고용률의 상승 원인에 대해서는 조강철·이종하(2022)의 분석 결과를 참고하기 바란다.

11) 단, 65~74세 인구의 경우 실업률이 최고치에 도달한 시점이 2020년 2분기로 나타난다.

자세히 논의하겠지만 (균제상태에서의) 실업률은 구직률(구직확률)과 실직률(실직확률)에 의해 결정된다고 할 수 있는데, 실업률 변동에 구직률과 실직률이 기여하는 정도를 구체적으로 가늠하는 작업은 정책적으로 의미가 있다. 실업률 상승을 주도하는 요인에 상응하여 노동시장 정책을 설계할 수 있기 때문이다.¹²⁾ 따라서 본 장에서는 선행연구에서 활용된 방법들을 차용하여 최근 10년간 고령층의 실업률 변동에 노동시장 이행 경로들이 기여한 정도를 밝혀내고 해당 분석 결과를 바탕으로 노인 일자리 사업을 포함한 고령층 대상 노동시장 정책의 운영방향에 대하여 논의하기로 한다. 이때 고령층(55~74세) 내에서도 연령과 성별에 따라 실업률 변동의 이질적 모습이 관찰된다는 점에서(그림 Ⅲ-2의 나. 참조) 분석 대상을 연령대 및 성별로 세분화한 분석 역시 병행하기로 한다.

12) 가령 실업률 상승에 구직률 변동이 기여하는 정도가 실직률의 기여 정도를 압도할 경우 정부의 실업률 대책은 일자리 유지 지원보다는 노동시장 내 마찰 해소에 집중되어야 할 것이다.

[그림 Ⅲ-2] 실업률 추이(2014년 1분기~2023년 1분기)



주: 월별 자료를 X-13ARIMA-SEATS를 이용하여 계절조정 후 분기별 평균을 계산함
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

2. 분석 방법

본 장에서는 Shimer(2012)와 김지운(2019)의 방법론을 활용하여 고령층의 실업률 변동에 구직률과 실직률이 기여한 정도를 각각 평가한다. 두 방법론의 차이는 경기순환상의 실업률 변동에 초점을 맞출 것인지 여부에 있다고 할 수 있는데, Shimer(2012)의 방법론은 장기적인 관점에서 추세가 제거된 실업률 변동에 구직률과 실직률이 기여하는 정도를 평가하기 위한 목적으로 주로 활용되는 반면, 김지운(2019)의 방법론은 추세가 제거되지 않은 상태에서 두 시점 간 실업률의 변화분 내지 변화율에 구직률과 실직률 각각이 기여한 정도를 정량화하기 위해 고안되었다고 할 수 있다. 본 연구의 분석 기간은 2014년 1분기부터 2023년 1분기까지로 Shimer(2012)의 방법론을 활용한 기존 선행연구들과 비교해 상대적으로 짧다고 볼 수 있는데, 해당 기간 고령층의 실업률 변동 양상을 전반적으로 파악하고 김지운(2019)의 방법론을 적용하여 도출된 결과를 다각적으로 이해하기 위한 목적으로 본 장에서는 Shimer(2012)의 방법론을 김지운(2019)의 방법론과 함께 활용하기로 한다. 다만 제1절에서 고령층의 실업률 추이가 코로나19 발생 시점을 전후로 상승기와 하강기로 구분되는 모습을 목격할 수 있었는데, 이를 감안하여 김지운(2019)의 방법론 적용 시에는 분석 기간을 두 기간으로 이분하도록 한다. 이하에서는 각 방법론에 대하여 소개한다.

가. Shimer(2012)의 방법론

1) 취업 및 실업 상태만 존재하는 경우¹³⁾

Shimer(2012)는 모든 개인들이 (사전적으로) 동질적인 상황¹⁴⁾에서 취업과 실업 상태만 존재한다고 가정할 경우 구직률과 실직률이 실업률 변동에 기여한 정도를 정량화할 수 있는 방법을 제안한 바 있는데, 이를 간략히 소개

13) 이하 분석 방법 관련 내용은 Shimer(2012)의 Section 2를 참고하여 작성하였음을 밝혀 둔다.

14) 특히 모든 개인들의 구직률과 실직률이 동일한 것으로 가정되고 있다.

하자면 다음과 같다. 우선 기간 t 동안의 구직확률 및 실직확률을 각각 F_t 및 X_t 라 하면 그와 관련된 구직률 및 실직률을 $f_t = -\log(1 - F_t)$ 및 $x_t = -\log(1 - X_t)$ 로 표현할 수 있다. 이때 시점 $t + \tau$ 에서의 취업자 수를 $e_{t+\tau}$, 실업자 수를 $u_{t+\tau}$, 단기 실업자 수를 $u_{t+\tau}^s$ 로 각각 나타내면, $u_{t+\tau}$ 와 $u_{t+\tau}^s$ 의 동학을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\dot{u}_{t+\tau} = e_{t+\tau}x_t - u_{t+\tau}f_t \quad \text{식 (1)}$$

$$\dot{u}_{t+\tau}^s = e_{t+\tau}x_t - u_{t+\tau}^s f_t \quad \text{식 (2)}$$

나아가 식 (1)과 식 (2)에서 $e_{t+\tau}x_t$ 를 소거하면 다음의 동차(homogeneous) 미분방정식을 얻을 수 있다.

$$\dot{u}_{t+\tau} = \dot{u}_{t+\tau}^s - (u_{t+\tau} - u_{t+\tau}^s)f_t \quad \text{식 (3)}$$

이제 동차 미분방정식 $dy/dt + ay = 0$ 의 확정해(definite solution)가 $y(t) = y(0)e^{-at}$ 라는 사실을 이용하면 미분방정식 (3)의 해를 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$u_{t+1} = (1 - F_t)u_t + u_{t+1}^s \quad \text{식 (4)}$$

나아가 식 (1)를 변형하면 구직확률 F_t 를 다음과 같이 자료에서 관측 가능한 u_t , u_{t+1} , u_{t+1}^s 의 함수로 나타낼 수 있다.

$$F_t = 1 - \frac{u_{t+1} - u_{t+1}^s}{u_t} \quad \text{식 (5)}$$

한편 일반적으로 비동차(nonhomogeneous) 선형미분방정식 $dy/dt + ay = b$

의 확정해가 $y(t) = \left[y(0) - \frac{b}{a} \right] e^{-at} + \frac{b}{a}$ (단, $a \neq 0$)로 주어진다는 사실을 이용하여 미분방정식 (1)의 해를 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$u_{t+1} = \frac{(1 - e^{-f_t - x_t})x_t}{f_t + x_t} l_t + e^{-f_t - x_t} u_t \quad \text{식 (6)}$$

단, $l_t = u_t + e_t$ 이다. 식 (6)의 우변은 x_t 에 대한 증가함수인데, 식 (5)로부터 f_t 의 값을 도출할 수 있으므로 x_t 의 값을 식 (6)으로부터 도출할 수 있다.

이제 $u_t = u_{t+1}$ 을 가정하면 식 (6)으로부터 $\frac{u_t}{l_t} = \frac{x_t}{x_t + f_t}$ 의 관계를 얻을 수 있는데, Shimer(2012)는 구직률 f_t 가 실업률 변동에 기여하는 정도 β_f 및 실직률 x_t 가 실업률 변동에 기여하는 정도 β_x 를 다음과 같이 정량화할 것을 제안하고 있다.

$$\beta_f = \frac{\text{Cov}\left(\frac{u_{t+1}}{l_{t+1}}, \frac{\bar{x}}{\bar{x} + f_t}\right)}{\text{Var}\left(\frac{u_{t+1}}{l_{t+1}}\right)} \quad \text{식 (7)}$$

$$\beta_x = \frac{\text{Cov}\left(\frac{u_{t+1}}{l_{t+1}}, \frac{x_t}{x_t + \bar{f}}\right)}{\text{Var}\left(\frac{u_{t+1}}{l_{t+1}}\right)} \quad \text{식 (8)}$$

단, \bar{f} 는 f_t 값들의 평균, \bar{x} 는 x_t 값들의 평균이다. 식 (1)과 식 (1)을 살펴보면 $\frac{\bar{x}}{x + f_t}$ 를 $\frac{u_{t+1}}{l_{t+1}}$ 에 회귀시켜 얻어지는 추정계수 β_f 와 $\frac{x_t}{x_t + \bar{f}}$ 를 $\frac{u_{t+1}}{l_{t+1}}$ 에 회귀시켜 얻어지는 추정계수 β_x 를 통하여 구직률 f_t 와 실직률 x_t

가 실업을 변동에 기여한 정도를 평가한다고 볼 수 있는데, 실업을 변동이 정확히 분해되는 방식은 아니므로 실제 자료로부터 계산되는 β_f 값과 β_x 값의 합이 1이 되지 않을 수 있음에 유의할 필요가 있다.

2) 비경제활동인구를 고려하는 경우¹⁵⁾

취업(E) 및 실업(U) 상태와 더불어 비경제활동(I) 상태가 추가로 고려될 경우 노동시장에 총 9개의 이행 경로가 존재할 수 있으며, 인접한 두 기간 사이의 취업, 실업, 비경제활동 간 이행 확률(transition probability, P_t^{ij})은 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$P_t^{ij} = \frac{\sum_n (ij)_{n,t}}{\sum_n (i)_{n,t-1}} \quad (i \in \{E, U, I\}, j \in \{E, U, I\}) \quad \text{식 (9)}$$

단, $\sum_n (i)_{n,t-1}$ 은 $t-1$ 기 노동시장 상태가 $i \in \{E, U, I\}$ 인 표본의 합, $\sum_n (ij)_{n,t}$ 는 $t-1$ 기 노동시장 상태는 $i \in \{E, U, I\}$ 이고 t 기 노동시장 상태는 $j \in \{E, U, I\}$ 인 표본의 합에 해당된다. 이하에서는 9개 노동시장 이행 확률을 다음의 행렬 P_t 로 나타내도록 한다.

$$P_t = \begin{pmatrix} P_t^{EE} & P_t^{UE} & P_t^{IE} \\ P_t^{EU} & P_t^{UU} & P_t^{IU} \\ P_t^{EI} & P_t^{UI} & P_t^{II} \end{pmatrix} \quad \text{식 (10)}$$

Shimer(2012)에 따르면 9개의 노동시장 이행 확률을 원소로 갖는 행렬 P_t 가 주어졌을 때 (시간집계 편의가 보정된) 6개¹⁶⁾ 노동시장 이행률(transition

15) 이하 분석 방법 관련 내용은 김지운(2019)의 제4장 및 Shimer(2012)의 Section 3을 참고하여 작성하였음을 밝혀둔다.

16) P_t 의 원소 중 6개의 노동시장 이행 확률만이 독립적임에 유의할 필요가 있다.

rate, p_t^{ij})은 다음과 같이 계산될 수 있다.¹⁷⁾

$$p_t = \begin{pmatrix} -p_t^{EU} - p_t^{EI} & p_t^{UE} & p_t^{IE} \\ p_t^{EU} & -p_t^{UE} - p_t^{UI} & p_t^{IU} \\ p_t^{EI} & p_t^{UI} & -p_t^{IE} - p_t^{IU} \end{pmatrix} = V_t^P \log(D_t^P) (V_t^P)^{-1} \quad \text{식 (11)}$$

단, V_t^P 는 P_t 의 고유벡터(eigenvector)로 구성된 행렬, D_t^P 는 P_t 의 고유값(eigenvalue)을 대각원소로 갖는 대각행렬이다.¹⁸⁾

한편 6개 노동시장 이행률이 주어지면, 취업, 실업, 비경제활동 동학을 각각 다음과 같이 기술할 수 있다.

$$\dot{E}_t = p_t^{UE} U_t + p_t^{IE} I_t - (p_t^{EU} + p_t^{EI}) E_t \quad \text{식 (16)}$$

$$\dot{U}_t = p_t^{EU} E_t + p_t^{IU} I_t - (p_t^{UE} + p_t^{UI}) U_t \quad \text{식 (17)}$$

$$\dot{I}_t = p_t^{EI} E_t + p_t^{UI} U_t - (p_t^{IE} - p_t^{IU}) I_t \quad \text{식 (18)}$$

이때 매 시점 실제 실업률 u_t 가 해당 시점의 균제상태 실업률 \bar{u}_t 와 유사하다고 가정함으로써 u_t 를 아래와 같이 노동시장 이행률의 함수로 나타낼 수 있다.

17) 엄밀한 도출 과정에 관심이 있는 독자들은 Shimer(2012)의 Section 3을 참고하기 바란다.

18) 행렬 p_t 가 주어지면 시간집계 편의가 보정된 노동시장 이행 확률 \hat{P}_t^{ij} 는 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$\hat{P}_t^{jj} = 1 - e^{-\hat{p}_t^{jj}} \text{ for } i \neq j \quad \text{식 (12)}$$

$$\hat{P}_t^{EE} = 1 - \hat{P}_t^{EU} - \hat{P}_t^{EI} \quad \text{식 (13)}$$

$$\hat{P}_t^{UU} = 1 - \hat{P}_t^{UE} - \hat{P}_t^{UI} \quad \text{식 (14)}$$

$$\hat{P}_t^{II} = 1 - \hat{P}_t^{IE} - \hat{P}_t^{IU} \quad \text{식 (15)}$$

$$\begin{aligned}
u_t &\simeq \bar{u}_t && \text{식 (19)} \\
&= \frac{p_t^{EI} p_t^{IU} + p_t^{IE} p_t^{EU} + p_t^{IU} p_t^{EU}}{(p_t^{EI} p_t^{IU} + p_t^{IE} p_t^{EU} + p_t^{IU} p_t^{EU}) + (p_t^{UI} p_t^{IE} + p_t^{IU} p_t^{UE} + p_t^{IE} p_t^{UE})} \\
&= \frac{\hat{s}_t}{\hat{s}_t + \hat{f}_t}
\end{aligned}$$

단, 위 식에서 \hat{s}_t 과 \hat{f}_t 은 각각 다음과 같이 정의된다.

$$\hat{s}_t = p_t^{EI} p_t^{IU} + p_t^{IE} p_t^{EU} + p_t^{IU} p_t^{EU} \quad \text{식 (20)}$$

$$\hat{f}_t = p_t^{UI} p_t^{IE} + p_t^{IU} p_t^{UE} + p_t^{IE} p_t^{UE} \quad \text{식 (21)}$$

Shimer(2012)는 취업과 실업 두 가지 상태만 존재하는 경우와 유사한 방식으로 각각의 노동시장 이행률이 실업률 변동에 기여하는 정도를 정량화할 것을 제안하고 있는데, 가령 취업 상태에서 실업 상태로의 이행률 p_t^{EU} 가 실업률 변동에 기여하는 정도를 다음과 같이 계산하고 있다.

$$\beta_{EU} = \frac{\text{Cov}\left(\frac{u_{t+1}}{u_{t+1} + e_{t+1}}, \frac{\hat{s}_t^{EU}}{\hat{s}_t^{EU} + \hat{f}_t^{EU}}\right)}{\text{Var}\left(\frac{u_{t+1}}{u_{t+1} + e_{t+1}}\right)} \quad \text{식 (22)}$$

단, 위 식에서 \hat{s}_t^{EU} 와 \hat{f}_t^{EU} 는 각각 다음과 같이 정의된다.¹⁹⁾

$$\hat{s}_t^{EU} = p_t^{\overline{EI}} p_t^{\overline{IU}} + p_t^{\overline{IE}} p_t^{EU} + p_t^{\overline{IU}} p_t^{EU} \quad \text{식 (23)}$$

$$\hat{f}_t^{EU} = p_t^{UI} p_t^{IE} + p_t^{IU} p_t^{UE} + p_t^{IE} p_t^{UE} \quad \text{식 (24)}$$

19) 이하에서 $p_t^{\overline{ij}}$ 는 상태 i 에서 상태 j 로의 이행률 p_t^{ij} 값들의 평균에 해당된다.

따라서 $\frac{\hat{s}_t^{EU}}{\hat{s}_t^{EU} + \hat{f}_t^{EU}}$ 를 $\frac{u_{t+1}}{u_{t+1} + e_{t+1}}$ 에 회귀시켜 얻어지는 추정계수 β_{EU}

를 통하여 이행률 p_t^{EU} 가 실업률 변동에 기여한 정도를 평가한다고 볼 수 있는데, 다른 노동시장 이행률들이 실업률 변동에 기여한 정도 역시 유사한 방식으로 계산될 수 있다. 다만 취업 및 실업 두 가지 상태만 존재하는 경우와 마찬가지로 실업률 변동이 정확히 분해되는 방식은 아니므로 실제 자료로부터 계산되는 추정계수 값들의 합이 1이 되지 않을 수 있음에 유의할 필요가 있다.

나. 김지운(2019)의 방법론

1) 취업 및 실업 상태만 존재하는 경우²⁰⁾

Shimer(2012)의 방법론을 적용하여 구직률 f_t 와 실직률 x_t 의 값을 도출한 상태에서 김지운(2019)은 두 시점 간 실업률의 변화분 내지 변화율에 구직률과 실직률이 기여한 정도를 정량화하기 위하여 다음의 방식을 제안하고 있다. 간략한 표기를 위해 $l_t = 1$ 로 가정하면 u_t 는 실업률을 의미하게 되는데, Shimer(2012)의 방법론을 논의하는 과정에서 다음의 관계식을 이미 언급한 바 있다.

$$u_t \simeq \bar{u}_t = \frac{x_t}{x_t + f_t} \quad \text{식 (25)}$$

단, \bar{u}_t 는 균제상태 실업률을 의미한다. 식 (1)는 실제 실업률이 구직률과 실직률의 함수로 근사될 수 있음을 말해주는데, 해당 식을 f_t 와 x_t 에 대하여 전미분함으로써 다음의 관계식을 얻을 수 있다.

20) 이하 분석 방법 관련 내용은 김지운(2019)의 제3장을 참고하여 작성하였음을 밝혀둔다.

$$du_t = \frac{-x_t}{(x_t + f_t)^2} df_t + \frac{f_t}{(x_t + f_t)^2} dx_t \quad \text{식 (26)}$$

나아가 식 (1)을 이산적 형태로 전환하여 다음과 같이 기술할 수 있다.

$$\Delta u_t = \frac{-x_t}{(x_t + f_t)^2} \Delta f_t + \frac{f_t}{(x_t + f_t)^2} \Delta x_t \quad \text{식 (27)}$$

위 식 (1)은 시점 $t-1$ 과 시점 t 사이의 실업률 변화분 Δu_t 가 해당 기간 구직률 변화와 관련된 부분(우변의 첫 번째 항)과 실직률 변화와 관련된 부분(우변의 두 번째 항)으로 분해될 수 있음을 보여준다. 이제 최종적으로 식 (1)을 활용하면 (인접하지 않은) 시점 t_0 와 시점 t_1 사이의 실업률 변화분 $(u_{t_1} - u_{t_0})$ 을 다음과 같이 구직률이 기여한 부분(Δu^f)과 실직률이 기여한 부분(Δu^x)의 합으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} u_{t_1} - u_{t_0} &= \sum_{i=t_0+1}^{t_1} \Delta u_i && \text{식 (28)} \\ &= \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{-x_i}{(x_i + f_i)^2} \Delta f_i \right)}_{= \Delta u^f} + \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{f_i}{(x_i + f_i)^2} \Delta x_i \right)}_{= \Delta u^x} \end{aligned}$$

한편 두 시점 간 실업률 변화율에 대한 구직률과 실직률의 기여도를 측정하기 위해 식 (1) 양변에 로그를 취한 뒤 $\ln(f_t)$ 및 $\ln(x_t)$ 에 대하여 전미분하면 다음의 관계식을 도출할 수 있다.

$$d \ln(u_t) = \frac{-f_t}{x_t + f_t} d \ln(f_t) + \frac{f_t}{x_t + f_t} d \ln(x_t) \quad \text{식 (29)}$$

나아가 앞서와 마찬가지로 식 (1)을 이산적 형태로 전환하면 다음의 관계식

을 얻을 수 있다.

$$\Delta \ln(u_t) = \frac{-f_t}{x_t + f_t} \Delta \ln(f_t) + \frac{f_t}{x_t + f_t} \Delta \ln(x_t) \quad \text{식 (30)}$$

이때 식 (1)의 좌변은 $\Delta \ln(u_t) \simeq \frac{u_t - u_{t-1}}{u_{t-1}}$ 이므로 시점 $t-1$ 과 시점 t 사이의 실업률 변화율을 의미한다고 할 수 있다. 따라서 식 (1)은 시점 $t-1$ 과 시점 t 사이의 실업률 변화율이 해당 기간 구직률 변화율과 관련된 부분(우변의 첫 번째 항)과 실직률 변화율과 관련된 부분(우변의 두 번째 항)으로 분해될 수 있음을 보여준다. 이제 앞서와 마찬가지로 식 (1)을 활용하면 (인접하지 않은) 시점 t_0 와 시점 t_1 사이의 실업률 변화율 ($\ln(u_{t_1}) - \ln(u_{t_0})$)을 다음과 같이 구직률이 기여한 부분($\Delta \ln(u)^f$)과 실직률이 기여한 부분($\Delta \ln(u)^x$)의 합으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln(u_{t_1}) - \ln(u_{t_0}) &= \sum_{i=t_0+1}^{t_1} \Delta \ln(u_i) && \text{식 (31)} \\ &= \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{-f_i}{x_i + f_i} \Delta \ln(f_i) \right)}_{= \Delta \ln(u)^f} + \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{f_i}{x_i + f_i} \Delta \ln(x_i) \right)}_{= \Delta \ln(u)^x} \end{aligned}$$

2) 비경제활동인구를 고려하는 경우²¹⁾

Shimer(2012)의 방법론을 적용하여 노동시장 이행률을 계산한 상태에서 특정 기간 실업률 변화분(Δu_t) 및 변화율($\Delta \ln(u_t)$)에 대한 6개 노동시장 이행률의 기여도는 다음과 같이 측정될 수 있다. 우선 앞서 언급한 식 (1)를 전미분하고 이산변수로 근사하면 다음과 같이 Δu_t 를 Δp_t^{ij} (노동시장 이행률의 변화분)의 기여도 합으로 표현할 수 있다.

21) 이하 분석 방법 관련 내용은 김지운(2019)의 제4장을 참고하여 작성하였음을 밝혀둔다.

$$\begin{aligned}
\Delta u_t = & \frac{\hat{f}_t(p_t^{IE} + p_t^{IU})}{(\hat{s}_t + \hat{f}_t)^2} \Delta p_t^{EU} + \frac{-\hat{s}_t(p_t^{IU} + p_t^{IE})}{(\hat{s}_t + \hat{f}_t)^2} \Delta p_t^{UE} & \text{식 (32)} \\
& + \frac{-\hat{s}_t(p_t^{UE}) + \hat{f}_t(p_t^{EI} + p_t^{EU})}{(\hat{s}_t + \hat{f}_t)^2} \Delta p_t^{IU} + \frac{-\hat{s}_t(p_t^{IE})}{(\hat{s}_t + \hat{f}_t)^2} \Delta p_t^{UI} \\
& + \frac{\hat{f}_t(p_t^{IU})}{(\hat{s}_t + \hat{f}_t)^2} \Delta p_t^{EI} + \frac{-\hat{s}_t(p_t^{UI} + p_t^{UE}) + \hat{f}_t(p_t^{EU})}{(\hat{s}_t + \hat{f}_t)^2} \Delta p_t^{IE}
\end{aligned}$$

이제 식 (1)를 이용하면 t_0 와 $t_1 (> t_0)$ 사이의 실업률 변화분 $u_{t_1} - u_{t_0}$ 를 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$\begin{aligned}
u_{t_1} - u_{t_0} = & \sum_{i=t_0+1}^{t_1} \Delta u_i & \text{식 (33)} \\
= & \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{\hat{f}_i(p_i^{IE} + p_i^{IU})}{(\hat{s}_i + \hat{f}_i)^2} \right) \Delta p_i^{EU}}_{\Delta u^{EU}} + \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{-\hat{s}_i(p_i^{IU} + p_i^{IE})}{(\hat{s}_i + \hat{f}_i)^2} \right) \Delta p_i^{UE}}_{\Delta u^{IE}} \\
& + \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{-\hat{s}_i(p_i^{UE}) + \hat{f}_i(p_i^{EI} + p_i^{EU})}{(\hat{s}_i + \hat{f}_i)^2} \right) \Delta p_i^{IU}}_{\Delta u^{IU}} + \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{-\hat{s}_i(p_i^{IE})}{(\hat{s}_i + \hat{f}_i)^2} \right) \Delta p_i^{UI}}_{\Delta u^{UI}} \\
& + \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{\hat{f}_i(p_i^{IU})}{(\hat{s}_i + \hat{f}_i)^2} \right) \Delta p_i^{EI}}_{\Delta u^{EI}} + \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{-\hat{s}_i(p_i^{UI} + p_i^{UE}) + \hat{f}_i(p_i^{EU})}{(\hat{s}_i + \hat{f}_i)^2} \right) \Delta p_i^{IE}}_{\Delta u^{IE}}
\end{aligned}$$

한편 식 (1)에 로그를 취한 후 $\ln(p_t^{ij})$ 에 대하여 전미분하고 이산변수로 근사함으로써 $\Delta \ln(u_t)$ 를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}
\Delta \ln(u_t) = & \frac{\hat{f}_t(p_t^{IE} + p_t^{IU})p_t^{EU}}{\hat{s}_t(\hat{s}_t + \hat{f}_t)} \Delta \ln(p_t^{EU}) && \text{식 (34)} \\
& + \frac{-\hat{s}_t(p_t^{IU} + p_t^{IE})p_t^{UE}}{\hat{s}_t(\hat{s}_t + \hat{f}_t)} \Delta \ln(p_t^{UE}) \\
& + \frac{(-\hat{s}_t(p_t^{UE}) + \hat{f}_t(p_t^{EI} + p_t^{EU}))p_t^{IU}}{\hat{s}_t(\hat{s}_t + \hat{f}_t)} \Delta \ln(p_t^{IU}) \\
& + \frac{-\hat{s}_t(p_t^{IE}p_t^{UI})}{\hat{s}_t(\hat{s}_t + \hat{f}_t)} \Delta \ln(p_t^{UI}) \\
& + \frac{\hat{f}_t(p_t^{IU}p_t^{EI})}{\hat{s}_t(\hat{s}_t + \hat{f}_t)} \Delta \ln(p_t^{EI}) \\
& + \frac{(-\hat{s}_t(p_t^{UI} + p_t^{UE}) + \hat{f}_t(p_t^{EU}))p_t^{IE}}{\hat{s}_t(\hat{s}_t + \hat{f}_t)} \Delta \ln(p_t^{IE})
\end{aligned}$$

따라서 t_0 와 $t_1 (> t_0)$ 사이의 실업률 변화율 $\ln(u_{t_1}) - \ln(u_{t_0})$ 를 아래 식 (35)와 같이 분해할 수 있다.

$$\begin{aligned}
\ln(u_{t_1}) - \ln(u_{t_0}) = & \sum_{i=t_0+1}^{t_1} \Delta \ln(u_i) && \text{식 (35)} \\
= & \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{\hat{f}_i(p_i^{IE} + p_i^{IU})p_i^{EU}}{\hat{s}_i(\hat{s}_i + \hat{f}_i)} \right) \Delta \ln(p_i^{EU})}_{\Delta \ln(u)^{EU}} \\
& + \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{-\hat{s}_i(p_i^{IU} + p_i^{IE})p_i^{UE}}{\hat{s}_i(\hat{s}_i + \hat{f}_i)} \right) \Delta \ln(p_i^{UE})}_{\Delta \ln(u)^{UE}} \\
& + \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{(-\hat{s}_i(p_i^{UE}) + \hat{f}_i(p_i^{EI} + p_i^{EU}))p_i^{IU}}{\hat{s}_i(\hat{s}_i + \hat{f}_i)} \right) \Delta \ln(p_i^{IU})}_{\Delta \ln(u)^{IU}} \\
& + \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{-\hat{s}_i(p_i^{IE}p_i^{UI})}{\hat{s}_i(\hat{s}_i + \hat{f}_i)} \right) \Delta \ln(p_i^{UI})}_{\Delta \ln(u)^{UI}} \\
& + \underbrace{\sum_{i=t_0+1}^{t_1} \left(\frac{\hat{f}_i(p_i^{IU}p_i^{EI})}{\hat{s}_i(\hat{s}_i + \hat{f}_i)} \right) \Delta \ln(p_i^{EI})}_{\Delta \ln(u)^{EI}}
\end{aligned}$$

3. 분석 자료

실업률 변동에 구직률과 실직률이 기여한 정도를 엄밀히 평가하기 위해서는 당연히게도 구직률(또는 구직확률)과 실직률(또는 실직확률)을 계산할 필요가 있다. 이때 구직률과 실직률을 계산하기 위해서는 일반적으로 패널 자료가 요구되는데, 최소 분기 단위의 주기로 개인들의 경제활동 상태를 추적하여 조사하는 패널 자료는 2023년 6월 현재 연구자들이 파악한 범위 내에서 존재하지 않는다.²²⁾ 따라서 일반적인 방식으로 월별 또는 분기별 구직률과 실직률을 계산하는 것은 불가능한 셈인데, 제2절에서 논의하였던 Shimer(2012)의 방법론은 (비경제활동인구를 고려하지 않을 경우) 패널 자료에 의지하지 않고도 구직률과 실직률의 계산을 가능케 한다는 점에 주목할 필요가 있다. 즉, 통계청이 제공하는 「경제활동인구조사」와 같은 반복 횡단면 자료로부터 구직률과 실직률 계산이 가능하다는 것으로, 국내 선행 연구들 역시 구직률과 실직률을 산출하기 위하여 「경제활동인구조사」를 활용한 바 있다. 이에 본 연구 역시 2014년 1월부터 2023년 4월까지의 「경제활동인구조사」를 활용하여 (비경제활동인구를 고려하지 않은 상태에서) 노동시장 내 구직률과 실직률을 계산하고 분석에 활용한다.

통계청이 구축·관리하는 「경제활동인구조사」는 월별 자료인데, 구직률과 실직률을 계산하기에 앞서 계절조정 작업이 필요하다. 본 연구에서는 통상적인 방식대로 미국 인구 조사국(Census Bureau)이 배포·관리하는 X-13ARIMA-SEATS 프로그램²³⁾을 사용하여 계절조정 작업을 수행하였다. 계절조정된 월별 취업자 수, 실업자 수, 단기 실업자 수 시계열이 구축되면 월별 구직률과 실직률을 계산할 수 있는데, Shimer(2012)와 김지운(2019)의 지적대로 월별 추정치에 측정오차가 상당할 수 있음을 감안하여 실제 분석에서는 분기

22) 물론 「한국노동패널조사」에서 제공하는 직업력 자료를 활용하여 월별 또는 분기별 패널 자료를 구축하는 대안 등이 존재한다고 할 수 있으나, 표본 수가 한정적이고 조사 기준 시점과 결과 공표시점 간 시차가 상당하다는 문제 등이 있다.

23) 미국 인구 조사국(United States Census Bureau), 「X-13ARIMA-SEATS Seasonal Adjustment Program」, <https://www.census.gov/data/software/x13as.html>, 검색일자: 2023. 7. 1.

별 평균을 계산하여 활용하였다. 한편 Shimer(2012)의 방법론을 적용하기에 앞서 추세를 제거하는 작업이 필요한데,²⁴⁾ 이 역시 통상적인 방식을 따라 HP 필터(Hodrick-Prescott filter)를 활용하여 수행하였다. 다만 Shimer(2012)를 따라 평활 모수(smoothing parameter)의 값을 10^5 으로 설정하였음을 밝혀둔다.²⁵⁾

4. 분석 결과

가. 구직률(구직확률) 및 실직률(실직확률)

「경제활동인구조사」를 이용하여 2014년 1분기부터 2023년 1분기까지 구직률(구직확률)과 실직률(실직확률)을 계산하여 평균을 취한 결과는 <표 III-1>에 제시되어 있다.²⁶⁾ 우선 분석 기간 동안 15~74세 전체 인구의 월간 구직확률은 평균 35.6%, 월간 실직확률은 1.6%로 측정되었다. 하지만 연령대별 구직확률과 실직확률에 상당한 차이가 있는 것으로 나타났는데, 가령 65~74세 고령층의 월간 구직확률은 48.6%로 추정되어 15~34세 청년층(34.5%) 또는 35~54세 중장년층(34.4%)에 비해 14%p가량 높고 55~64세 고령층(37.0%)에 비해서도 10%p 이상 높은 양상을 보였다. 실직확률의 경우에도 65~74세 고령층(2.0%)이 35~54세 중장년층(1.0%) 또는 55~64세 고령층(1.3%)과 비교해 높은 수치를 보였는데,²⁷⁾ 이는 고령층에 있어 경제활동 상태 전환이 보다 빈번하게 발생하고 있음을 짐작케 하는 대목이다. 다만 고령층 내에서도 성별에 따라 구직확률과 실직확률에 차이가 있음이

24) 제2절에서 이미 언급한 바와 같이 김지운(2019)의 방법론은 추세가 제거되지 않은 상태에서 두 시점 간 실업률의 변화분 내지 변화율에 구직률과 실직률이 기여한 정도를 측정함에 따라 추세 제거 작업이 필요하지 않음을 밝혀둔다.

25) 참고로 분기별 자료에 통상 적용되는 평활 모수의 값은 1,600이다.

26) 제2절에서 언급한 바와 같이 구직률(실직률)과 구직확률(실직확률)은 $f_t = -\log(1 - F_t)$ ($x_t = -\log(1 - X_t)$)의 관계를 갖는데, 이하에서는 해석의 편의상 구직확률 및 실직확률에 초점을 맞추어 분석 결과를 서술하기로 한다.

27) 단, 동 기간 15~34세 청년층의 평균 실직확률(3.0%)보다는 낮은 것으로 나타났다.

목적되는데, 가령 65~74세 여성의 경우 동일 연령대 남성에 비해 구직확률과 실직확률이 각각 15.5%p 및 0.9%p 높은 것으로 나타났다.

분석 기간 동안 연령대별 구직확률과 실직확률의 변화 추이는 [그림 Ⅲ-3]에서 확인할 수 있다. 해당 그림에서 65~74세 고령층의 구직확률 변화 추이가 특히 두드러지는데, 2014년 60%를 상회하던 구직확률이 서서히 하락하여 코로나19 발생 직전 40%대 수준을 유지, 2020년 1분기 28.6%까지 급락한 양상을 확인할 수 있다. 이후 구직확률이 서서히 상승하기 시작하여 2023년 1분기 기준 52.3%까지 회복된 모습을 관찰할 수 있는데, 이와 같은 구직확률의 변화 추이는 동 기간 실업률 변화 추이(제1절의 논의 참조)와 궤를 같이한다는 점에서 실업률 상승 및 하락을 구직확률 변화가 주도했을 가능성을 암시하고 있다. 그러나 65~74세 고령층의 실직확률 역시 2016년 이후부터 코로나19 사태 발생 전까지 완만한 상승세를 유지한 뒤 2020년 이후 하락세로 전환된 모습을 보여주고 있는데, 이러한 실직확률의 변화 추이 또한 동 기간 실업률의 변화 추이를 일정 부분 설명한다고 볼 수 있다. 따라서 실업률 변화에 구직확률과 실업확률이 기여한 정도를 단순히 그림만으로 평가하는 데에는 한계가 있음을 알 수 있다.

한편 고령층의 구직확률 및 실직확률 추이에 있어 연령대·성별 이질성은 [그림 Ⅲ-4]에서 관찰할 수 있다. 해당 그림에서 65~74세 여성의 구직확률 및 실직확률 추이가 가장 두드러지는데, 우선 동일 연령대의 남성 또는 55~64세 여성과 비교하여 분석 기간 동안 대체로 높은 수준의 구직확률과 실직확률을 유지하였던 것으로 나타난다. 이는 고령층 내에서도 65~74세 여성이 경제활동 상태 전환을 상대적으로 빈번하게 경험하였을 가능성이 높음을 말해준다. 나아가 분석 기간 동안 65~74세 여성의 구직확률 및 실직확률의 변동성 역시 동일 연령대의 남성 또는 55~64세 여성과 비교하여 높았던 것으로 확인되는데,²⁸⁾ 이는 65~74세 여성이 경기 또는 정책적 환경 변화에 더욱 민감하게 영향을 받았을 가능성을 암시한다고 하겠다.

28) 분석 기간 동안 65~74세 여성의 구직확률 표준편차는 13.1, 실직확률 표준편차는 1.0 수준인 반면, 동 기간 65~74세 남성(55~64세 여성)의 구직확률 표준편차는 7.5(4.2), 실직확률 표준편차는 0.4(0.1) 수준으로 나타난다.

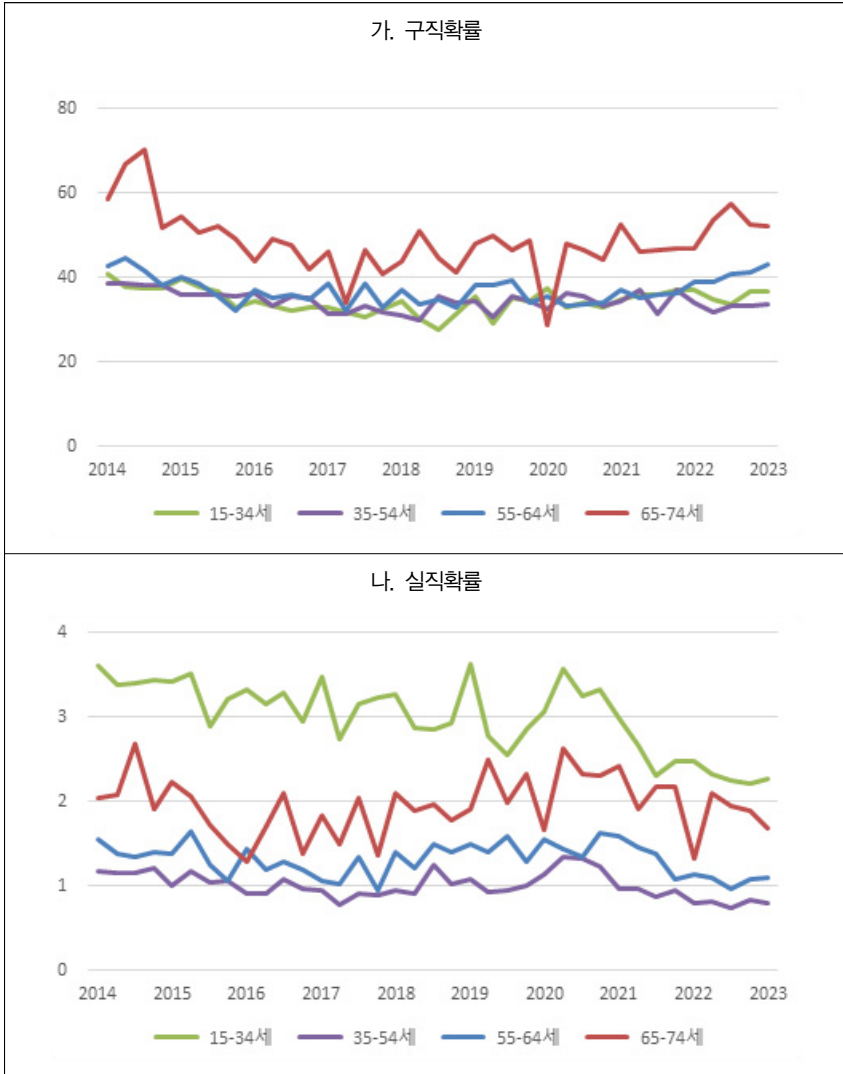
〈표 Ⅲ-1〉 연령대 · 성별 구직률(구직확률) 및 실직률(실직확률)

연령	성별	구직률	구직확률(%)	실직률	실직확률(%)
15~74세	전체	0.442	35.6	0.016	1.6
	남성	0.429	34.8	0.016	1.6
	여성	0.461	36.8	0.017	1.7
15~34세	전체	0.425	34.5	0.030	3.0
	남성	0.425	34.5	0.032	3.1
	여성	0.429	34.7	0.029	2.9
35~54세	전체	0.423	34.4	0.010	1.0
	남성	0.409	33.4	0.009	0.9
	여성	0.445	35.7	0.011	1.1
55~74세	전체	0.515	40.0	0.015	1.5
	남성	0.474	37.5	0.015	1.5
	여성	0.603	44.4	0.014	1.4
55~64세	전체	0.466	37.0	0.013	1.3
	남성	0.450	35.9	0.015	1.5
	여성	0.506	39.1	0.011	1.1
65~74세	전체	0.684	48.6	0.020	2.0
	남성	0.567	42.2	0.018	1.7
	여성	1.003	57.7	0.026	2.6

주: 2014년 1분기부터 2023년 1분기까지 구직률(구직확률) 및 실직률(실직확률)의 평균임
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

[그림 Ⅲ-3] 연령대별 구직확률 및 실직확률 추이
(2014년 1분기~2023년 1분기)

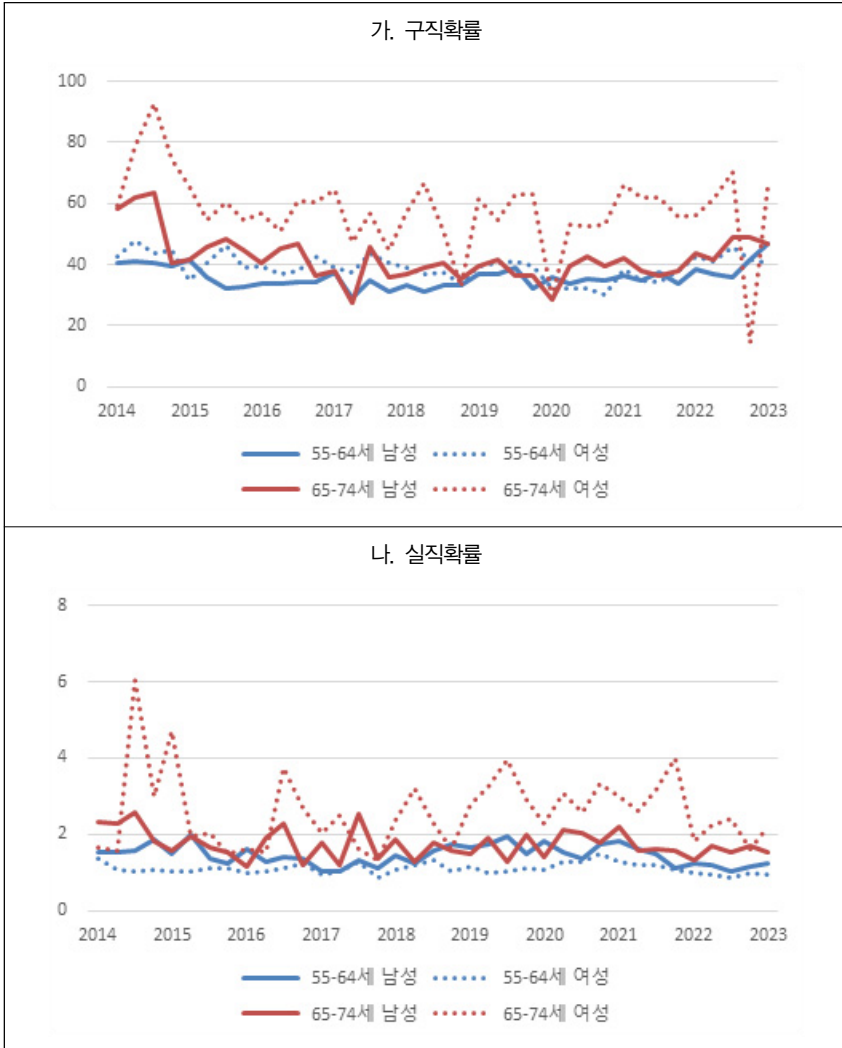
(단위: %)



주: 월별 자료를 X-13ARIMA-SEATS를 이용하여 계절조정된 후 분기별 평균을 계산함
자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

[그림 Ⅲ-4] 고령층 연령대·성별 구직확률 및 실직확률 추이
(2014년 1분기~2023년 1분기)

(단위: %)



주: 월별 자료를 X-13ARIMA-SEATS를 이용하여 계절조정된 후 분기별 평균을 계산함
자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

나. 실업률 변동에 대한 분해 결과

제2절에서 논의한 바와 같이 「경제활동인구조사」로부터 계산된 구직률과 실직률을 Shimer(2012)의 방법론에 적용하면 실업률 변동에 구직률과 실직률이 기여한 정도를 엄밀히 평가할 수 있는데, <표 Ⅲ-2>는 해당 분석 결과를 보여주고 있다. 우선 15~74세 전체 인구를 대상으로 한 분석에서 실업률 변동의 41.4%가 구직률, 56.6%가 실직률에 의해 설명되는 것으로 보고되고 있는데, 이를 통해 실업률 변동에 실직률이 기여하는 정도가 상대적으로 더 크다는 사실을 알 수 있다.²⁹⁾ 하지만 연령대를 세분화하여 수행한 분석 결과들은 연령대에 따라 구직률과 실직률의 상대적 기여도가 크게 다를 수 있음을 보여주고 있는데, 15~34세 청년층의 경우 구직률이 실업률 변동의 61.3%를 설명하는 것으로 나타난 반면, 35~54세 중장년층의 경우 구직률의 기여가 6.0%에 불과한 것으로 나타나고 있다. 나아가 고령층 내에서도 연령대별 차이가 큰 것으로 확인되는데, 55~64세 고령층의 실업률 변동은 대체로 실직률에 의해 주도되는 반면, 65~74세 고령층의 실업률 변동은 대체로 구직률에 의해 주도되는 것으로 나타난다. 나아가 동일한 연령대라 하더라도 성별에 따라 차이가 있음을 알 수 있는데, 대표적으로 55~64세 남성의 경우 실업률 변동의 78.4%가 실직률에 의해 설명되고 있는 반면, 동일 연령대 여성의 경우 실직률의 기여도가 42.1%에 불과한 것으로 측정되고 있어 성별에 따른 차이를 확인할 수 있다.

29) 제2절에서 언급한 바와 같이 Shimer(2012)의 방법론은 실업률 변동을 정확히 분해하는 방식은 아니므로 구직률과 실직률의 기여율 합이 정확히 100%가 되지 않을 수 있음을 상기할 필요가 있다.

〈표 Ⅲ-2〉 실업률 변동에 대한 구직률과 실직률의 기여도

연령	전체		남성		여성	
	구직률	실직률	구직률	실직률	구직률	실직률
15~74세	0.414	0.566	0.417	0.588	0.361	0.622
15~34세	0.613	0.405	0.571	0.477	0.667	0.364
35~54세	0.060	0.959	0.245	0.836	-0.127	1.107
55~74세	0.454	0.523	0.365	0.581	0.627	0.315
55~64세	0.347	0.630	0.202	0.784	0.540	0.421
65~74세	0.745	0.253	0.801	0.139	0.618	0.302

주: "구직률" 열에는 u_{t+1}/l_{t+1} 과 $\bar{x}(\bar{x} + f_t)^{-1}$ 의 공분산을 u_{t+1}/l_{t+1} 의 분산으로 나눈 값을.

"실직률" 열에는 u_{t+1}/l_{t+1} 과 $x_t(x_t + \bar{f})^{-1}$ 의 공분산을 u_{t+1}/l_{t+1} 의 분산으로 나눈 값을 보고함

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

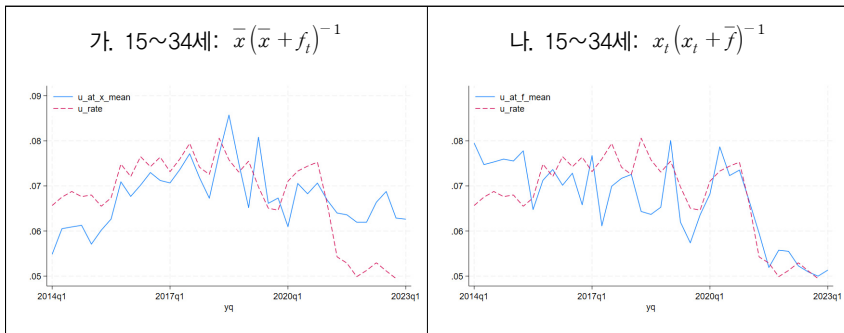
이상의 정량화된 분석 결과는 그림을 통해 보다 직관적으로 이해될 수 있는데, [그림 Ⅲ-5]와 [그림 Ⅲ-6]은 분석 기간 동안 실제 실업률과 가상 실업률의 추이를 비교하여 보여주고 있다. 이때 가상 실업률은 실직률을 분석 기간 평균에 고정(즉, $\bar{x}(\bar{x} + f_t)^{-1}$)시키거나 구직률을 분석 기간 평균에 고정(즉, $x_t(x_t + \bar{f})^{-1}$)시키는 방식으로 각각 계산되었는데, 전자의 경우 구직률 변동이 실업률 변동을 얼마나 설명할 수 있는지, 후자의 경우 실직률 변동이 실업률 변동을 얼마나 설명할 수 있는지 보여주는 가상적 지표라 할 수 있다. 실제로 [그림 Ⅲ-5]의 '다'와 '라'는 분석 기간 동안 35~54세 인구의 실제 실업률 추이와 가상 실업률 추이를 비교하여 보여주고 있는데, 실제 실업률과 실직률이 고정된 가상 실업률 $\bar{x}(\bar{x} + f_t)^{-1}$ 는 상당히 다른 행보를 보이는 반면 실제 실업률과 구직률이 고정된 가상 실업률 $x_t(x_t + \bar{f})^{-1}$ 는 매우 유사한 움직임을 보이고 있어 〈표 Ⅲ-2〉의 결과와 부합됨을 확인할 수 있다.³⁰⁾ [그림 Ⅲ-6]의 '마'와 '바'의 경우에도 65~74세 남성의 실제 실업률 추이와 가상 실업률 추이를 비교하여 보여주고 있는데, 〈표 Ⅲ-2〉의 결과와

30) 참고로 미국 노동시장을 대상으로 분석을 수행한 Shimer(2012)에서는 실업률 변동에 구직률이 기여하는 정도가 실직률의 기여도에 비해 더 큰 것으로 보고되고 있는데, 우리나라 노동시장을 대상으로 한 분석 결과와는 대조된다는 점에서 흥미롭다 하겠다.

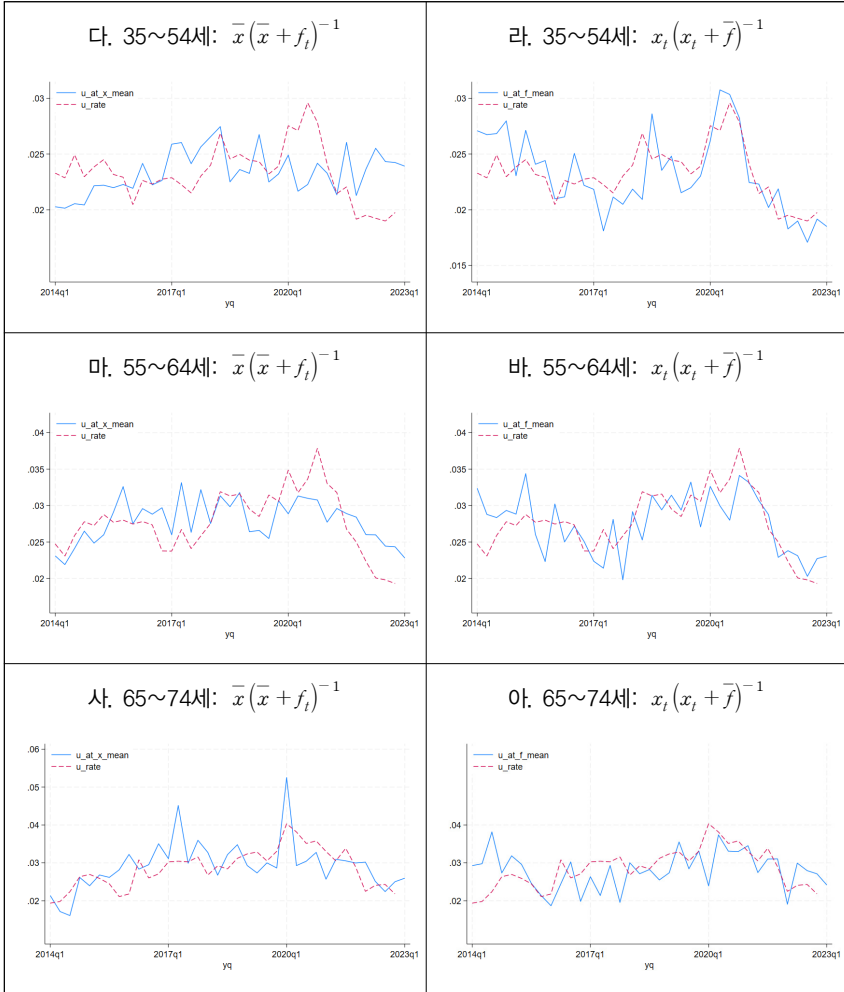
부합되게 실제 실업률과 실직률이 고정된 가상 실업률 $\bar{x}(\bar{x} + f_t)^{-1}$ 의 움직임이 상당히 유사함을 관찰할 수 있다.

제1절에서 이미 언급한 바와 같이 실업률 변동 요인에 대한 이상의 분석 결과는 정책적 관점에서 매우 중요하다고 할 수 있는데, 실업률 변동을 주도하는 요인에 맞추어 노동시장 정책을 설계할 수 있기 때문이다. 가령 이상의 분석을 통하여 55~64세 남성의 실업률 변동은 실직률에 의해, 65~74세 남성의 실업률 변동은 구직률에 의해 주도됨이 밝혀졌는데, 55~64세 남성에게는 일자리 유지 지원책이, 65~74세 남성에게는 구직활동 지원책이 실업률 완화를 위해 더 효과적일 수 있음을 유추할 수 있다. 다만 이상의 실업률 변동 분해 결과는 (추세가 제거된 상태에서의) 실업률 변동을 설명하는 데 있어 구직률과 실직률의 상대적 중요성을 정량화한 것으로, 최근의 고령층 실업률 상승 및 하락에 구직률과 실직률이 기여한 절대적 수준을 엄밀히 측정하는 결과는 아니다. 당연하게도 정책적 관점에서는 최근의 실업률 변화에 대한 구직률과 실직률의 기여도를 구체적으로 파악하는 것이 중요하다고 할 수 있는데, 이에 대한 답을 얻고자 김지운(2019)의 방법론을 적용하여 실업률 변화분과 변화율을 구직률과 실직률의 기여도로 각각 분해한 결과를 이하에서 논의하기로 한다.

[그림 III-5] 연령대별 가상 실업률과 실제 실업률 추이
(2014년 1월~2023년 1월)

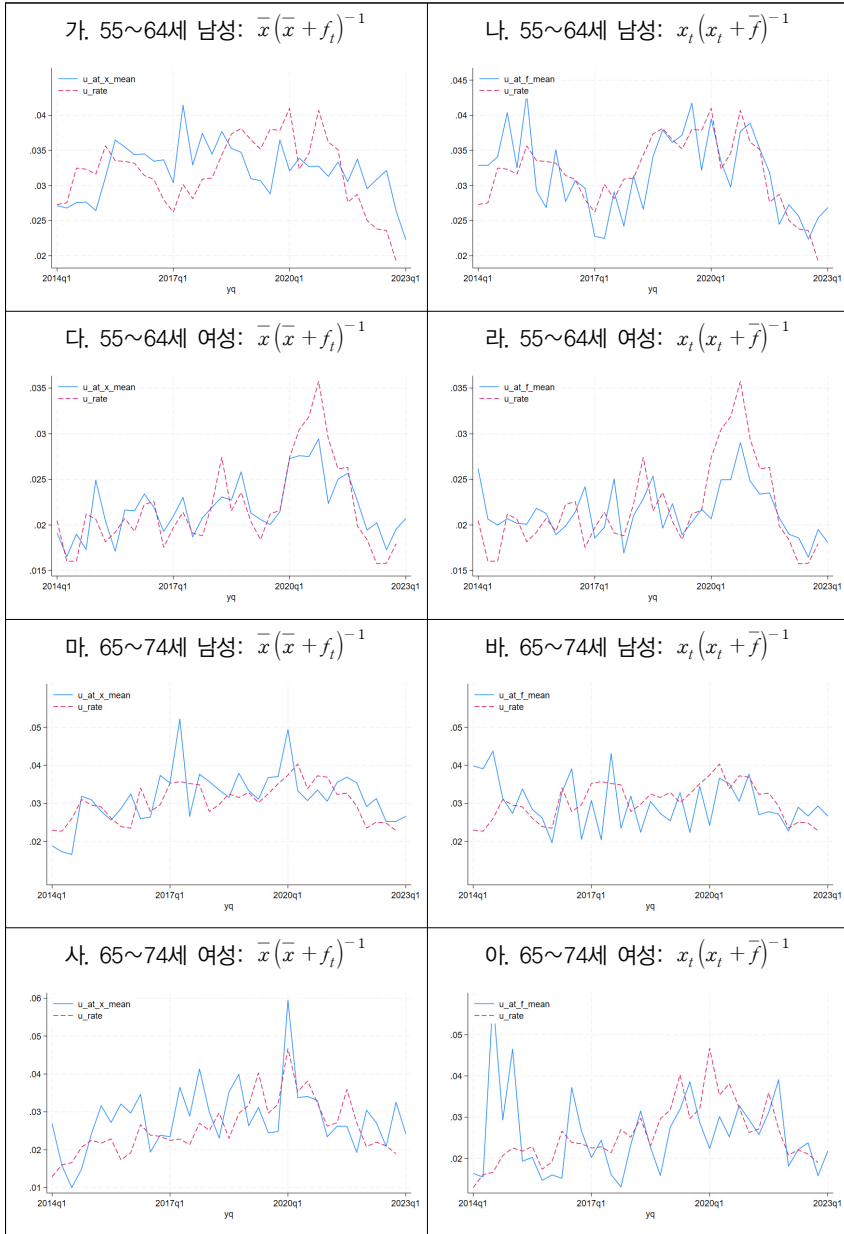


[그림 Ⅲ-5]의 계속



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

[그림 Ⅲ-6] 고령층 연령대·성별 가상 실업률과 실제 실업률 추이
(2014년 1월~2023년 1월)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

다. 실업률 상승 및 하락에 대한 분해 결과

앞서 분석 기간 동안 65~74세 고령층의 실업률 상승 및 하락이 해당 기간 구직확률과 실직확률의 변화로 설명될 수 있는 여지가 있음을 확인하였는데, <표 Ⅲ-3>은 이를 보다 엄밀히 분석한 결과를 제시하고 있다. 우선 2014년 3분기부터 2019년 4분기까지의 실업률 상승기 동안 65~74세 고령층의 실업률은 1.11%p 상승한 것으로 나타나는데, 이와 같은 실업률 상승분 중 2.59%p가 구직률 하락에, -0.68%p가 실직률 상승에 기인하는 것으로 분석되었다. 즉, 해당 기간 65~74세 고령층의 실업률 상승은 구직률 하락에 의해 주도된 셈인데, 만일 실직률이 해당 기간 추세적으로 하락하지 않았을 경우 실업률은 0.68%p 더 상승하였을 것을 분석 결과를 통해 예상해볼 수 있다. 이와 같은 분석 결과는 실업률 변화율을 분해한 결과와 상통하는데 (<표 Ⅲ-4> 참조), 해당 기간 65~74세 고령층의 실업률 상승률 45.4%는 대부분 실직률 상승이 아닌 구직률 하락에 의해 설명되는 것으로 나타난다.

<표 Ⅲ-3> 실업률 변화분에 대한 구직률과 실직률의 기여도

(단위: %p)

연령	성별	실업률 상승기 ¹⁾				실업률 하락기 ¹⁾			
		변화분	구직률	실직률	잔차	변화분	구직률	실직률	잔차
15~74세	전체	0.07	0.82	-0.74	-0.01	-1.34	-0.11	-1.44	0.20
	남성	0.24	0.63	-0.29	-0.10	-1.39	-0.24	-1.31	0.16
	여성	-0.18	1.31	-1.32	-0.16	-1.28	0.26	-1.93	0.40
15~34세	전체	-0.06	1.92	-1.67	-0.31	-2.16	-0.60	-2.72	1.16
	남성	-0.12	1.38	-1.21	-0.30	-2.05	-0.15	-2.57	0.66
	여성	0.00	3.58	-1.91	-1.67	-2.24	-0.10	-3.64	1.50
35~54세	전체	-0.01	0.48	-0.50	0.01	-0.78	0.47	-1.28	0.03
	남성	0.16	0.69	-0.41	-0.12	-0.77	0.33	-1.05	-0.05
	여성	-0.26	1.17	-0.94	-0.48	-0.75	0.71	-1.39	-0.07
55~74세	전체	0.79	1.20	-0.37	-0.04	-1.63	-0.63	-0.81	-0.18
	남성	1.10	1.49	-0.27	-0.12	-1.80	-0.56	-1.01	-0.24
	여성	0.43	0.83	0.57	-0.97	-1.41	-0.19	-0.74	-0.48

〈표 Ⅲ-3〉의 계속

연령	성별	실업률 상승기 ¹⁾				실업률 하락기 ¹⁾			
		변화분	구직률	실직률	잔차	변화분	구직률	실직률	잔차
55~64세	전체	0.67	1.36	-0.71	0.02	-1.56	-0.71	-0.70	-0.15
	남성	1.07	1.75	-0.50	-0.18	-2.18	-0.80	-0.83	-0.55
	여성	0.07	1.19	-0.08	-1.04	-0.95	-0.24	-0.56	-0.14
65~74세	전체	1.11	2.59	-0.68	-0.79	-1.85	-0.04	-1.58	-0.23
	남성	0.96	4.57	-2.99	-0.62	-1.46	-0.26	-1.19	-0.01
	여성	1.68	5.01	-2.25	-1.08	-2.77	-0.17	-1.67	-0.93

주: 1) 실업률 상승기는 2014년 3분기부터 2019년 4분기까지, 실업률 하락기는 2020년 3분기부터 2023년 1분기까지로 정의됨

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

〈표 Ⅲ-4〉 실업률 변화율에 대한 구직률과 실직률의 기여도

(단위: %)

연령	성별	실업률 상승기 ¹⁾				실업률 하락기 ¹⁾			
		변화율	구직률	실직률	잔차	변화율	구직률	실직률	잔차
15~74세	전체	1.95	17.31	-13.74	-1.61	-40.18	-9.19	-41.14	10.14
	남성	6.75	15.02	-5.14	-3.13	-41.92	-11.86	-36.80	6.74
	여성	-5.09	25.00	-29.35	-0.73	-38.08	-1.69	-54.44	18.05
15~34세	전체	-0.90	10.09	-16.87	5.87	-36.21	-12.07	-42.87	18.72
	남성	-1.80	7.45	-8.27	-0.98	-32.93	-8.51	-34.62	10.20
	여성	-0.08	15.93	-31.38	15.37	-39.26	-5.77	-59.53	26.05
35~54세	전체	-0.32	14.21	-15.27	0.73	-33.28	9.74	-50.93	7.92
	남성	6.99	7.41	-7.21	6.79	-34.44	1.17	-51.25	15.64
	여성	-10.33	27.93	-26.93	-11.33	-29.34	8.54	-45.81	7.94
55~74세	전체	28.66	31.94	4.97	-8.26	-59.99	-27.97	-28.41	-3.61
	남성	35.24	29.87	5.36	0.01	-61.60	-27.26	-31.65	-2.69
	여성	20.45	13.17	30.10	-22.82	-58.25	-23.06	-35.89	0.70
55~64세	전체	24.00	33.69	-6.72	-2.98	-59.11	-31.80	-26.35	-0.96
	남성	33.16	30.64	-3.21	5.73	-75.72	-42.15	-22.03	-11.54
	여성	3.57	25.87	4.63	-26.93	-42.32	-28.99	-32.47	19.14
65~74세	전체	45.43	51.11	9.80	-15.47	-61.46	-12.09	-44.12	-5.24
	남성	34.90	76.27	-15.14	-26.23	-49.40	-22.76	-31.98	5.34
	여성	83.32	44.04	58.41	-19.13	-90.13	-33.22	-33.40	-23.52

주: 1) 실업률 상승기는 2014년 3분기부터 2019년 4분기까지, 실업률 하락기는 2020년 3분기부터 2023년 1분기까지로 정의됨

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

한편 2020년 3분기부터 2023년 1분기까지의 실업률 하락기 동안 65~74세 고령층의 실업률은 1.85%p 하락한 것으로 나타나는데, 이와 같은 실업률 변화분 중 0.04%p가 구직률 상승에, 1.58%p가 실직률 하락에 기인하는 것으로 측정되었다(〈표 Ⅲ-3〉 참조). 해당 기간 실업률 변화율을 분해한 결과도 이와 유사한데, 65~74세 고령층의 실업률 하락률 61.5%는 대부분 구직률 상승이 아닌 실직률 하락에 의해 주도된 것을 〈표 Ⅲ-4〉에서 확인할 수 있다. 따라서 2014년 이후 코로나19 발생 전까지 65~74세 고령층의 실업률 상승은 구직률 하락에 의해, 2020년 하반기부터 최근까지의 실업률 하락은 실직률 하락에 의해 주도된 것으로 결론 내릴 수 있는데, 이상의 분석 결과는 실업률 상승기 동안 운영되었던 고령층 대상 일자리 정책들이 구직률 하락을 완화시키지 못한 원인 분석의 필요성을 말해준다고 할 수 있다. 다만 지금까지의 분석은 경제활동인구와 비경제활동인구 사이의 이동을 고려하지 않은 상태에서 수행된 것으로, 양자 사이의 이동이 빈번한 것으로 알려진 고령층의 특성이 충분히 반영되지 못한 한계가 있다. 이에 이하에서는 비경제활동인구까지 고려한 경우의 분석 결과를 논의하기로 한다.

라. 비경제활동인구를 고려하는 경우

제2절에서 소개한 바와 같이 비경제활동인구까지 고려하여 고령층의 실업률 변동을 이해하고자 할 경우 개인별 노동시장 이행 상황을 파악할 수 있는 패널 자료가 요구된다. 이상의 분석에서 활용되었던 「경제활동인구조사」는 반복 횡단면 자료로서 원칙적으로 인접한 두 기간 동안 조사에 모두 참여하였던 응답자 식별이 불가능하다. 하지만 성별, 출생연도, 교육수준, 농가/비농가 구분 코드 등의 정보를 조합할 경우 응답자 식별이 일부 가능한 것으로 알려져 있는데(김지운, 2019), 이하에서는 인접한 두 시점의 「경제활동인구조사」를 연결하여 분석에 활용하고자 한다.

〈표 Ⅲ-5〉 연결된 자료와 본래 횡단면 자료 간 기초통계 차이¹⁾

(단위: %p, 세, %)

연령	경제활동			성별		연령	교육수준		혼인상태		연결 비율
	취업	실업	비경활	남성	여성		고졸 미만	고졸 이상	미혼	혼인 ²⁾	
15~74	3.4	0.7	-4.1	2.8	-2.8	-2.7	0.8	-0.8	13.5	-13.5	7.7
15~34	18.4	0.3	-18.7	1.9	-1.9	3.5	-7.0	7.0	-15.1	15.1	10.4
55~74	-8.7	0.6	8.5	2.5	-2.3	0.7	2.8	-3.5	14.5	-14.6	5.7
55~64	-9.8	0.9	9.3	1.8	-1.5	0.1	9.3	-9.9	18.0	-18.2	5.3

주: 1) 연결된 자료로부터의 통계량에서 본래 횡단면 자료로부터의 통계량을 차감함

2) 혼인은 유배우, 사별, 이혼의 합으로 정의

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

「경제활동인구조사」를 패널화하는 과정에서 유념해야 할 점은 선택 편지의 발생 가능성이다. 즉, 인접한 두 시점의 자료를 연계하는 과정에서 표본의 대표성이 훼손되는 문제가 발생할 수 있는데, 〈표 Ⅲ-5〉는 분석 대상이 되는 연령 집단에 따라 해당 문제의 경중이 달라질 수 있음을 보여주고 있다. 가령 15~74세 전체 인구를 패널화한 자료의 기초통계는 본래 횡단면 자료의 기초통계와 비교적 유사한 것으로 확인되는 반면, 15~34세 청년층을 패널화한 자료의 기초통계는 본래 횡단면 자료의 기초통계와 다소 차이가 있는 것으로 나타난다. 이와 같은 선택 편지는 궁극적으로 인접한 두 시점의 「경제활동인구조사」 연결 시 그 성공 비율이 저조하여 발생하는 것으로,³¹⁾ 자료에서 관측되는 개인들의 생년월일 정보 등이 추가로 확보되지 않는 한 연결 비율을 극적으로 높이는 매우 어려울 것으로 판단된다. 따라서 이하에서는 불가피하게 패널화된 자료를 활용하여 실업률 변동에 대한 각 노동시장 이행률의 기여도를 평가하여 보고할 예정인바, 독자들은 분석

31) 안타깝게도 본 연구의 핵심 분석 대상인 고령층에서 표본 손실률이 상대적으로 더 높게 나타난다. 특히 65~74세의 경우 패널화 작업 이후 관측치가 매우 적어지는 것으로 확인되는데, 이에 따라 이하에서는 55~74세 및 55~64세 인구 집단에 초점을 맞추어 분석을 수행하고, 해당 결과를 바탕으로 65~74세 인구 집단의 특성을 간접적으로 유추하는 방식을 택하기로 한다. 한편 55~74세 및 55~64세의 경우에도 표본을 여성으로 한정할 경우 관측치 수가 매우 적어지는 문제가 발생하는데, 앞선 경우와 유사하게 55~74세 남성 및 55~64세 남성에 대한 분석을 수행하고, 해당 결과를 바탕으로 55~74세 여성 및 55~64세 여성의 특성을 유추하는 방식을 택하기로 한다.

에 활용된 표본의 대표성이 담보되지 않고 있음을 충분히 감안하여 분석 결과를 이해하고 해석할 필요가 있다.

〈표 Ⅲ-6〉 연령대 · 성별 노동시장 이행 확률 평균

(단위: %)

연령	성별	E → E	E → U	E → I	U → E	U → U	U → I	I → E	I → U	I → I
15~74	전체	97.6	0.7	1.7	19.9	66.1	13.9	3.8	1.6	94.5
	남성	97.9	0.8	1.3	19.9	66.9	13.2	4.3	2.1	93.6
	여성	97.3	0.6	2.1	20.3	64.8	14.9	3.5	1.2	95.3
15~34	전체	97.6	0.8	1.7	19.6	66.5	13.9	4.5	2.6	92.9
	남성	98.0	0.8	1.2	19.2	67.5	13.3	5.0	3.7	91.3
	여성	97.0	0.8	2.2	20.2	65.0	14.8	4.2	1.9	93.9
55~74	전체	96.3	0.6	3.0	22.4	61.7	15.9	2.9	0.6	96.5
	남성	96.3	0.9	2.7	20.9	63.3	15.8	3.1	0.9	96.0
55~64	전체	96.5	0.9	2.6	22.3	61.0	16.8	3.8	0.9	95.3
	남성	96.4	1.1	2.5	22.0	62.8	15.2	4.4	1.4	94.2

주: 1. 2014년 1분기부터 2023년 1분기까지 이행 확률들의 평균임

2. E는 취업 상태, U는 실업 상태, I는 비경제활동 상태를 각각 의미함

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

비경제활동 상태까지 고려할 경우 노동시장에서 총 아홉 가지의 이행 경로가 발생할 수 있다.³²⁾ 분석 기간(2014년 1분기~2023년 1분기) 동안 노동시장 이행 확률의 평균은 〈표 Ⅲ-6〉에 제시되어 있는데, 55~74세 또는 55~64세 고령층 집단의 경우 취업 상태에서 비경제활동 상태로의 이행이 상대적으로 빈번함을 확인할 수 있다. 또한 실업 상태에서 비경제활동 상태로의 이행 확률 및 비경제활동 상태에서 비경제활동 상태로의 이행(유지) 확률 역시 고령층이 15~34세 청년층 등에 비해 상대적으로 높음을 알 수 있다. 따라서 고령층의 노동시장 동학을 이해함에 있어 비경제활동 상태에 대한 고려가 다른 연령층에 비해 중요할 수 있음을 짐작해볼 수 있다. 한편 실업

32) ① 취업 상태에서 취업 상태, ② 취업 상태에서 실업 상태, ③ 취업 상태에서 비경제활동 상태, ④ 실업 상태에서 취업 상태, ⑤ 실업 상태에서 실업 상태, ⑥ 실업 상태에서 비경제활동 상태, ⑦ 비경제활동 상태에서 취업 상태, ⑧ 비경제활동 상태에서 실업 상태, ⑨ 비경제활동 상태에서 비경제활동 상태

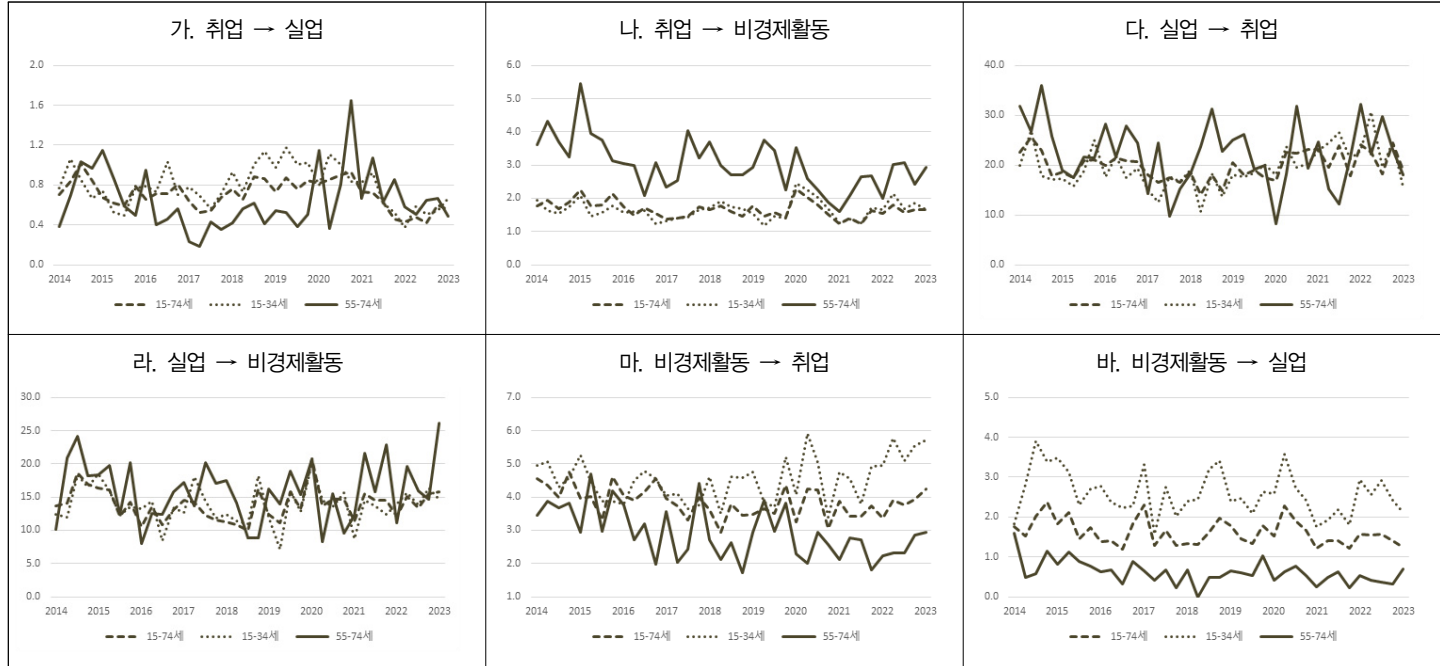
상태에서 취업 상태로의 이행 확률은 고령층에서 소폭 높게 나타나고 있는데, 이는 취업 및 실업 두 가지 상태만 존재하는 것으로 가정한 상태에서 관찰된 결과(〈표 Ⅲ-1〉 참조)와 질적으로 일치한다는 점에서 흥미롭다.

2014년 1분기부터 2023년 1분기까지의 노동시장 이행 확률 추이는 [그림 Ⅲ-7] 및 [그림 Ⅲ-8]에 도해되어 있다. 우선 55~74세 연령 집단의 취업에서 실업으로의 이행 확률이 2017년 이후부터 코로나19 사태 발생 전까지 완만한 상승세를 유지한 뒤 2020년 이후 하락세로 전환된 모습을 확인할 수 있는데, 이는 앞서 취업 및 실업 두 가지 상태만 존재하는 것으로 가정한 상태에서 살펴보았던 동 기간 실직확률의 변화 추이와 유사한 모습이다. 따라서 비경제활동 상태까지 고려하는 경우에도 취업에서 실업으로의 이행이 분석 기간 동안 실업률의 변화 추이를 설명함에 있어 기여도가 상대적으로 높을 것을 예상해볼 수 있다. 한편 55~74세 연령 집단의 취업에서 비경제활동으로의 이행 확률은 분석 기간 동안 추세적으로 감소하는 모습을 보이고 있다. 이론적으로 취업 상태에서 비경제활동 상태로의 이행 감소는 실업률 감소로 나타나야 하는데, 실제 자료에서 관측되는 양상은 이와 차이가 있다. 따라서 취업에서 비경제활동으로의 이행이 분석 기간 동안 실업률의 변화에 크게 기여하지 못했을 가능성을 생각해볼 수 있다. 끝으로 55~74세 연령 집단의 비경제활동에서 실업으로의 이행 확률은 분석 기간 동안 대체로 일정 수준을 유지한 것으로 관찰되는데, 이는 실제 분석 자료에서 해당 연령 집단의 실업률 추이가 상승기와 하락기로 구분될 수 있다는 점 등을 감안할 때 비경제활동에서 실업으로의 이행이 분석 기간 동안 실업률의 변화에 기여하는 정도가 크지 않을 것임을 암시하고 있다. 다만 이와 같은 관찰 결과가 비경제활동에서 실업으로의 이행이 해당 기간 동안 실업률 변동에 기여하는 정도 역시 제한적일 것임을 의미하는 것은 아니라는 점에는 유의할 필요가 있다.

Shimer(2012)의 방법론을 적용하여 비경제활동 상태까지 고려한 상태에서 실업률 변동에 대한 노동시장 이행률의 기여도를 평가한 결과는 〈표 Ⅲ-7〉에 제시되어 있다. 우선 15~74세 전체 인구를 대상으로 한 분석에서 취업

[그림 Ⅲ-7] 연령대별 노동시장 이행 확률 추이(2014년 1분기~2023년 1분기)

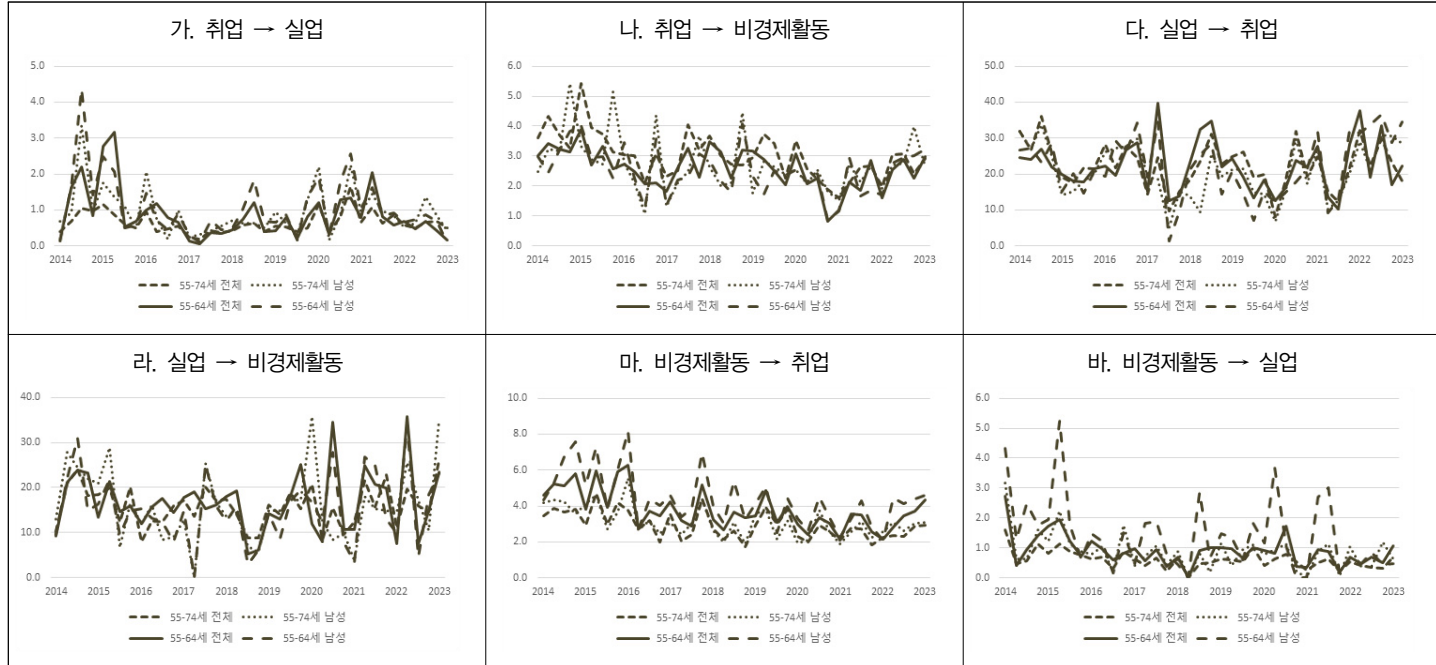
(단위: %)



주: 월별 자료를 X-13ARIMA-SEATS를 이용하여 계절조정된 후 분기별 평균을 계산함
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

[그림 Ⅲ-8] 고령층 연령대 · 성별 노동시장 이행 확률 추이(2014년 1분기~2023년 1분기)

(단위: %)



주: 월별 자료를 X-13ARIMA-SEATS를 이용하여 계절조정된 후 분기별 평균을 계산함
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

상태에서 실업 상태로의 이행률이 실업률 변동의 45.0%를, 실업 상태에서 취업 상태로의 이행률이 실업률 변동의 24.9%를 설명하는 것으로 나타나는데, 이는 취업 및 실업 두 가지 상태만 고려한 분석에서의 결과와 질적으로 부합한다고 할 수 있다. 다만 비경제활동에서 취업으로의 전환, 또는 비경제활동에서 실업으로의 전환도 실업률 변동의 8.4% 및 7.6%를 각각 설명하고 있는 것으로 나타나 우리나라 노동시장의 동학 분석 시 비경제활동 상태에 대한 고려가 일정 수준 필요함을 말해주고 있다. 한편 55~74세 고령층의 실업률 변동은 대체로 취업 상태에서 실업 상태로의 전환에 의해 설명되는 것으로 분석된 동시에, 비경제활동에서 실업으로의 전환 역시 상당한 설명력을 갖는 것으로 확인되었다. 따라서 고령층의 노동시장 동학 분석 시 비경제활동 상태를 고려하지 않을 경우 실업률 변동에 대한 구직률의 기여가 과대평가될 가능성이 있다고 할 수 있다. 끝으로 55~64세 고령층의 경우 취업 상태에서 실업 상태로의 이행이 실업률 변동에 기여하는 정도가 55~74세 고령층 대비 더 높은 것으로 나타나는데, 이 역시 취업 및 실업 두 가지 상태만 고려한 분석에서의 결과와 질적으로 일치한다는 점에서 흥미로운

〈표 Ⅲ-7〉 실업률 변동에 대한 노동시장 이행률의 기여도

연령	성별	E → U	E → I	U → E	U → I	I → E	I → U
15~74세	전체	0.450	0.032	0.249	0.012	0.084	0.076
	남성	0.469	0.007	0.248	0.000	0.100	0.075
	여성	0.309	-0.004	0.174	0.067	0.067	0.088
15~34세	전체	0.346	0.030	0.436	0.041	0.041	0.021
	남성	0.298	-0.017	0.298	-0.019	0.039	0.174
	여성	0.401	0.061	0.515	0.112	0.027	-0.164
55~74세	전체	0.574	0.001	0.052	-0.025	-0.028	0.184
	남성	0.601	0.004	0.155	-0.006	0.031	0.086
55~64세	전체	0.623	-0.004	0.132	0.029	0.003	0.188
	남성	0.578	0.040	0.192	-0.036	0.019	0.192

주: 1. 각 열에는 $u_{t+1}/(u_{t+1} + e_{t+1})$ 과 $\hat{s}_t^{ij}/(\hat{s}_t^{ij} + \hat{f}_t^{ij})$ (단, $i \in \{E, U, I\}$, $j \in \{E, U, I\}$, $i \neq j$)의 공분산을 $u_{t+1}/(u_{t+1} + e_{t+1})$ 의 분산으로 나눈 값을 보고함

2. E는 취업 상태, U는 실업 상태, I는 비경제활동 상태를 각각 의미함

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

발견이다.

이상의 정량화된 분석 결과는 그림을 통해 보다 직관적으로 이해될 수 있는데, [그림 Ⅲ-9]~[그림 Ⅲ-12]는 분석 기간 동안 실제 실업률과 가상 실업률의 추이를 비교하여 보여주고 있다. 이때 가상 실업률은 관심 있는 노동시장 이행 경로의 이행률을 제외한 다른 이행률의 값들을 분석 기간 평균에 고정시키는 방식으로 계산되었는데,³³⁾ 이와 같이 계산된 가상 실업률은 해당 이행률 변동이 실업률 변동을 얼마나 설명할 수 있는지 가늠해볼 수 있는 가상적 지표가 될 수 있다. 실제로 [그림 Ⅲ-9]의 ‘가’와 [그림 Ⅲ-11]의 ‘가’는 분석 기간 동안 55~74세 인구 및 55~64세 인구의 실제 실업률 추이와 취업에서 실업으로의 이행률의 변화만을 허용하는 상태에서 계산된 가상 실업률 추이를 각각 비교하여 보여주고 있는데, 양자가 매우 유사한 움직임을 보이고 있어 <표 Ⅲ-7>의 결과와 부합됨을 확인할 수 있다. 반면 [그림 Ⅲ-9]의 ‘나’와 [그림 Ⅲ-11]의 ‘나’는 분석 기간 동안 55~74세 인구 및 55~64세 인구의 실제 실업률 추이와 취업에서 비경제활동으로의 이행률의 변화만을 허용하는 상태에서 계산된 가상 실업률 추이를 비교하여 보여주고 있는데, <표 Ⅲ-7>의 결과로부터 기대할 수 있는 바와 같이 양자가 상당히 다른 행보를 보이고 있음을 쉽게 관찰할 수 있다.

한편 김지운(2019)의 방법론을 적용하여 실업률 상승 및 하락에 각각의 노동시장 이행률이 기여한 정도를 정량적으로 평가해 보았으나, 잔차가 지나치게 크게 발생하는 것으로 나타나³⁴⁾ 결과는 생략하기로 한다. 이와 같이 잔차가 크게 발생한 이유는 취업 및 실업 두 가지 상태만 고려하는 경우에 비해 측정오차가 상대적으로 크게 발생하기 때문으로 이해되는데, 후속 연구를 통해 해당 문제를 적절히 완화시키는 가운데 고령층의 실업률 변화분 및 변화율에 대한 노동시장 이행률의 기여도를 엄밀히 평가해볼 수 있기를 기대한다.

33) 가령 이행률 p^{ij} 에 관심 있을 경우 가상 실업률은 $\hat{s}_i^{ij} / (\hat{s}_i^{ij} + \hat{f}_i^{ij})$ 의 값으로 계산된다.

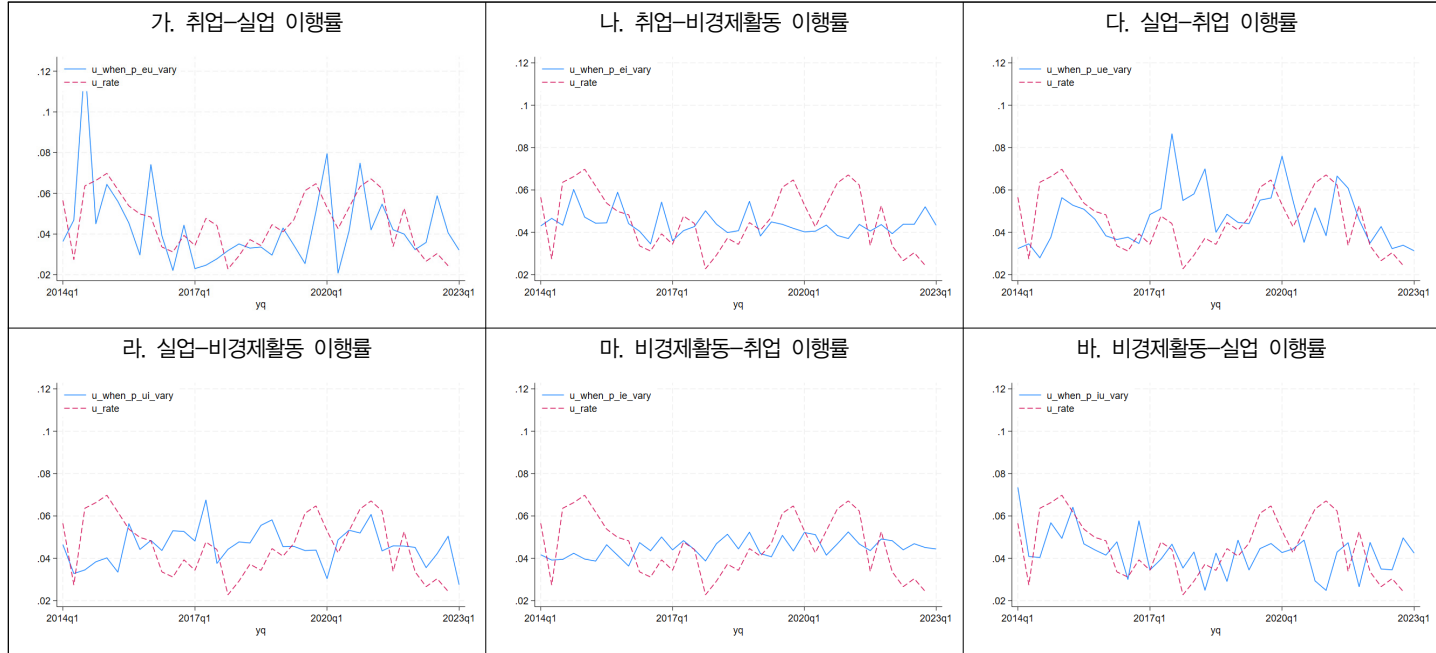
34) 다만 김지운(2019)의 경우에도 보고되고 있는 잔차가 작은 편은 아니다.

[그림 Ⅲ-9] 55~74세 가상 실업률과 실제 실업률 추이(2014년 1분기~2023년 1분기)



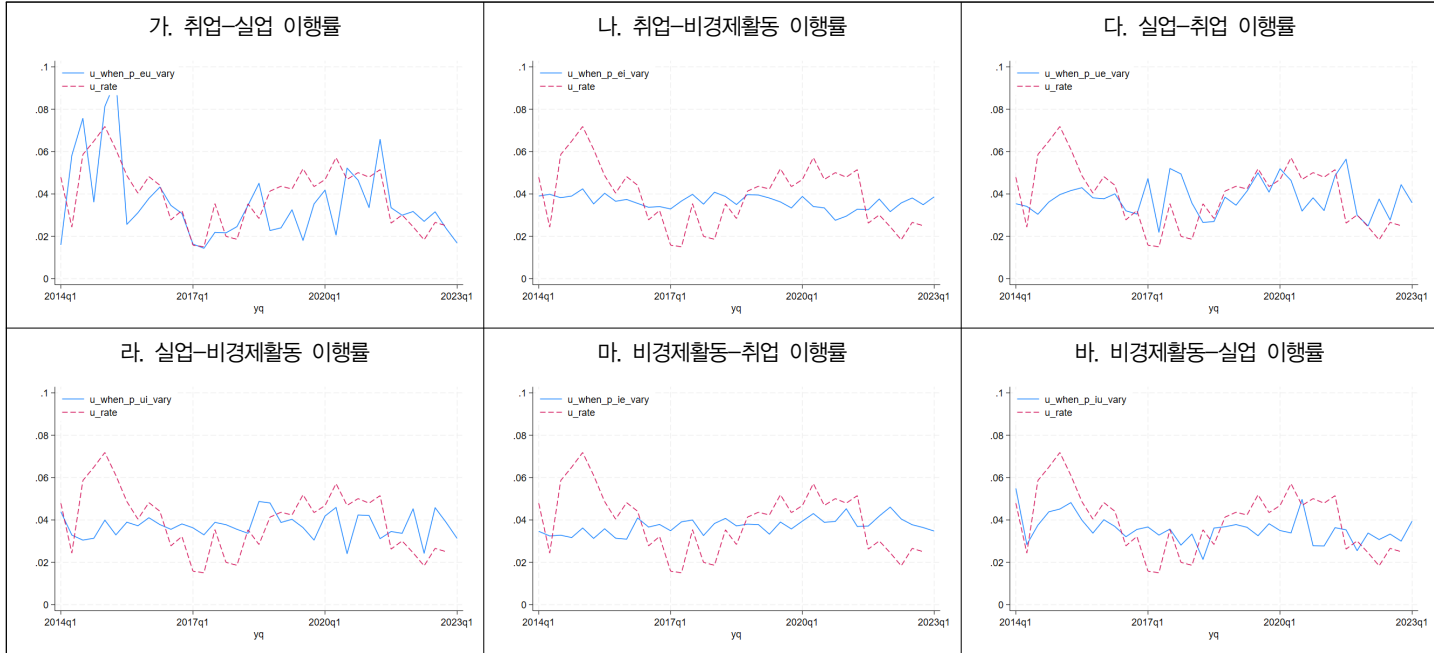
주: 이행률 p^{ij} 에 해당되는 가상 실업률은 $\hat{s}_t^{ij} / (\hat{s}_t^{ij} + \hat{f}_t^{ij})$ 의 값으로 계산됨
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

[그림 Ⅲ-10] 55~74세 남성 가상 실업률과 실제 실업률 추이(2014년 1분기~2023년 1분기)



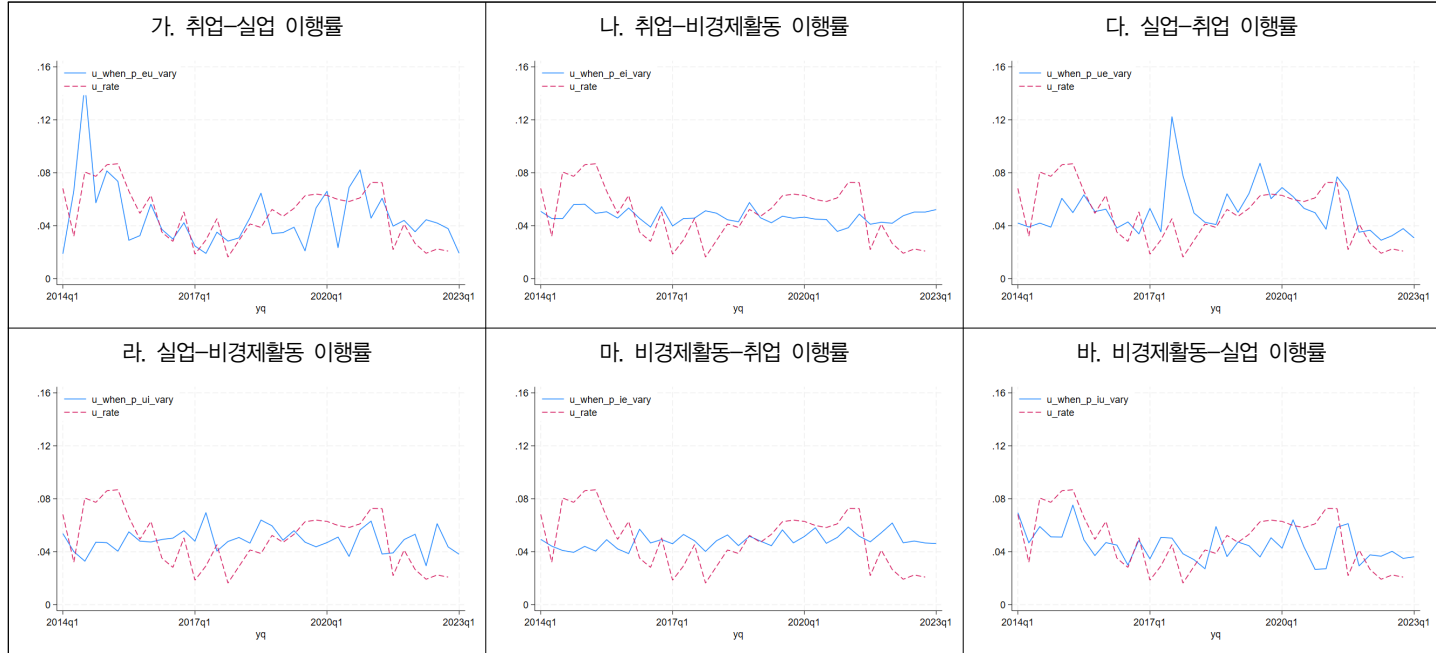
주: 이행률 p^{ij} 에 해당하는 가상 실업률은 $\hat{s}_t^{ij} / (\hat{s}_t^{ij} + \hat{f}_t^{ij})$ 의 값으로 계산됨
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

[그림 Ⅲ-11] 55~64세 가상 실업률과 실제 실업률 추이(2014년 1분기~2023년 1분기)



주: 이행률 p^{ij} 에 해당되는 가상 실업률은 $\hat{s}_t^{ij} / (\hat{s}_t^{ij} + \hat{f}_t^{ij})$ 의 값으로 계산됨
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

[그림 Ⅲ-12] 55~64세 남성 가상 실업률과 실제 실업률 추이(2014년 1분기~2023년 1분기)



주: 이행률 p^{ij} 에 해당되는 가상 실업률은 $\hat{s}_t^{ij} / (\hat{s}_t^{ij} + \hat{f}_t^{ij})$ 의 값으로 계산됨
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 저자 계산

5. 소결

본 장에서는 고령층의 실업률 변동에 노동시장 이행 경로들이 기여한 정도를 엄밀히 평가해 보았다. 계절조정된 「경제활동인구조사」 월별 자료를 활용하여 Shimer(2012)의 방법론과 김지운(2019)의 방법론을 적용한 결과, 55~64세 고령층의 실업률 변동은 대체로 실직률에 의해 주도되는 반면, 65~74세 고령층의 실업률 변동은 대체로 구직률에 의해 주도되는 것을 확인할 수 있었다. 또한 2014년 이후 코로나19 발생 전까지 65~74세 고령층의 실업률 상승은 구직률 하락에 의해, 2020년 하반기부터 최근까지의 실업률 하락은 실직률 하락에 의해 주도되었음을 추가로 밝혀내었다. 나아가 비경제 활동 상태까지 추가로 고려하더라도 (분석의 한계는 있으나) 이상의 결과들이 질적으로 크게 영향받지 않음을 확인할 수 있었다.

본 장의 고령층 대상 노동시장 내 동학 분석 결과는 55~64세 인구 집단에는 일자리 유지 지원책이, 65~74세 인구 집단에는 구직활동 지원책이 실업률 완화를 위해 더 효과적일 수 있음을 시사하고 있다. 다만 현재에도 55~64세 고령층을 대상으로 정년 연장, 고령자 계속고용장려금, 고령자 고용지원금 등의 제도가, 65~74세 고령층을 대상으로 노인 일자리 및 사회활동 지원 사업 등이 운영되고 있는바, 실업률 상승기 동안 운영되었던 일련의 고령층 대상 일자리 정책들이 해당 기간 실업률 상승을 억제하지 못한 원인을 후속 연구를 통해 보다 구체적으로 파악할 필요가 있을 것으로 보인다.

IV. 노인 일자리 사업의 노동시장 영향 분석

1. 개관

노인 일자리 사업에서 창출되는 공공형 일자리는 단순한 봉사활동이 아닌 실제 ‘일자리’의 역할을 고령자 노동시장에서 수행할 수 있다. 예컨대 노동 공급자인 고령 근로자의 관점에서 노인 일자리가 생계를 위한 일자리의 역할을 대신할 수 있다. 실제로 ‘2022년 노인일자리 및 사회활동 지원사업 실태조사’에 의하면 80%에 가까운 응답자가 노인 일자리 사업 신청 이유로 경제적인 요인을 꼽았다. 또한, 노동수요자인 기업을 통해 공급되던 여러 서비스가 공공형 일자리를 통해서도 공급될 수 있다. 만약 노인 일자리 사업을 통해 창출되는 공공형 일자리가 이러한 ‘일자리’로서의 역할을 실제 맡고 있다면 노인 일자리 사업은 노동공급과 노동수요 측면 모두에서 노동시장에 영향을 미칠 수 있다.

우선 잠재적인 고령 노동자가 민간 부문의 비(非)공공형 일자리 대신 노인 일자리 사업의 공공형 일자리를 선택한다면 노동시장의 공급이 감소할 수 있다. 여기서 잠재적인 고령 노동자란 노동시장에 참여하고 있는 고령자 뿐만 아니라 노동시장에 참여하고자 하는 신규 진입자를 포괄하는 개념이다. 특히 임금이 낮은 저숙련 노동자나 여가에 대한 선호가 높은 고령 노동자는 급여가 낮더라도 업무 강도 또한 낮은 공공형 일자리를 선택할 수 있다. 이 경우 민간 노동시장에서의 노동공급이 감소하면서 비공공형 일자리는 감소하는 반면 임금은 증가한다. 이에 반해 노인 일자리 사업 참여자와 잠재적인 민간 노동시장 참여자의 특성이 현저히 다른 경우 노동공급 감소 효과는 제한적일 것이다. 즉, 노인 일자리 사업 참여자가 애초에 민간 노동시장에 참여할 가능성이 낮은 집단이 주를 이룬다면 공공형 일자리가 증가

하더라도 비공공형 일자리에 유의미한 영향을 미치지 않을 것이다.

이와 더불어 노인 일자리 사업을 통해 창출되는 공공 일자리가 민간 기업이 수행하는 역할을 일부 대신할 때 노동수요가 감소할 수 있다. 예를 들어, 민간 기업을 통해 공급되던 사회복지 서비스가 공공형 일자리를 통해 공급 되면 사회복지 서비스 부문의 노동수요가 감소할 수 있다. 이 경우 고령자 노동시장에서 비공공형 일자리와 임금 모두 감소하게 된다. 반면에 노인 일자리의 사업영역과 민간 기업의 사업영역이 겹치지 않으면 노동수요에 미치는 영향은 매우 제한적일 것이다. 예컨대 공익활동 중 하나인 등굣길 안전지킴이 활동은 민간 기업에서 주로 제공되는 서비스가 아니기 때문에 이에 따른 노동수요 감소효과가 나타나지 않을 가능성이 크다.

노인 일자리 사업의 공공형 일자리가 증가함에 따라 노동수요나 노동공급이 감소한다면 민간 부문의 비공공형 일자리 수는 감소하게 된다. 여기서 노동공급 감소효과가 노동수요 감소효과보다 더 크다면 비공공형 일자리의 전반적인 임금은 증가할 것이다. 반면에 노동수요 감소효과가 더 크다면 비공공형 일자리의 임금 또한 감소할 것으로 예상된다. 만약 노동수요나 노동공급 효과 모두 발생하지 않는다면 노인 일자리 사업은 민간 부문 고용이나 임금에 큰 영향을 주지 않을 것이다.³⁵⁾

한편 노인 일자리 사업이 고령자 노동시장에 영향을 미친다면 다른 연령대의 노동시장에도 파급효과가 발생할 수 있다. 어떠한 방향으로 이러한 파급효과가 발생하는지는 고령 노동자와 타 연령대의 노동자가 대체관계에 있는지, 혹은 보완관계에 있는지에 따라 결정된다. 예컨대 65세 이상 고령 노동자와 50~64세 준고령층 노동자가 대체관계에 있다면 고령자 노동공급 감소는 준고령층 노동자의 고용 증가로 이어진다. 반면에 고령 노동자와 준고령층 노동자가 보완관계에 있다면 고령 노동시장에서의 일자리 감소는 준

35) 선행연구는 공공형 일자리가 비공공형(민간) 일자리에 미치는 효과에 대하여 일치된 결론을 제시하지 않고 있다. 가령 Faggio and Overman(2014)과 Aldan(2021)은 공공형 일자리 증가가 민간 부문 일자리 규모를 줄이지 않는다고 주장한 반면, Behar and Mok(2019), Ranzani and Tuccio(2017) 등은 공공형 일자리가 민간 부문의 일자리를 감소시키는 구축효과를 유발한다고 주장하였다.

고령층 노동자의 고용 감소를 야기할 수 있다.

이상의 이론적 배경하에서 본 장은 노인 일자리 사업의 노동시장 효과를 실증적으로 분석하고 어떠한 경로를 통해 이러한 효과가 나타나는지 살펴본다. 구체적으로 공공형 일자리 배정량의 시군별·연도별 차이를 활용하여 노인 일자리 사업이 비공공형 일자리 종사자 수, 노동시간, 임금 및 소득에 미치는 종합적인 영향을 추정한다. 이때 지역별 공공일자리 배정이 해당 지역의 경제 상황에 영향을 받는 내생성 문제를 해결하기 위하여 기준연도의 65세 인구 비율을 활용한 '예측된' 공공형 일자리 개수를 도구변수로 활용한다. 이러한 노동시장 분석은 65세 이상 고령 노동시장을 대상으로 수행하며, 연령별, 성별, 교육수준별, 종사상 지위별, 산업별 등 다양한 측면에서 이질성 분석을 수행한다. 아울러 노인 일자리 사업이 타 연령대의 노동시장에도 영향을 미치는지 여부에 대한 분석 역시 추가로 수행한다.

2. 분석 자료 및 실증분석 전략

가. 분석 자료

본 장에서는 노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위해 2010~2019년 「지역별고용조사」 하반기 자료(10월 기준)를 활용하였다.³⁶⁾ 「지역별고용조사」는 표본 규모가 큰 반복 횡단면 미시자료로서 응답자의 인구통계학적 특성, 고용 및 소득 정보뿐만 아니라 거주 시·군 정보까지 포함하고 있으므로 지역단위 노동시장 분석에 적합하다. 다만 해당 자료는 응답자의 노인 일자리 사업 참여 여부 정보가 존재하지 않는다.

이와 더불어 앞선 현황 분석에서 사용한 『노인일자리 및 사회활동 지원사업 통계 동향』의 연도별 공익활동 일자리 배정량 자료 또한 실증분석에 활용하였다. 동 자료는 노인 일자리의 실제 창출량, 배정량 및 예산 등을 노인

36) 상반기 자료(4월)를 제외하고 하반기 자료(10월)만 사용하는 이유는 대부분의 공공형 일자리가 3월 이후에 시작했기 때문이다. 다만 2019년 이후 일부 실내 공공형 일자리는 1월부터 시작하였다.

일자리 종류별, 광역시도별로 자세히 살펴볼 수 있다는 장점이 있으나, 본 실증분석에서 초점을 맞추고 있는 시군별 자료는 존재하지 않는다. 따라서 동 자료는 추후 실증분석 전략에서 설명할 노인 일자리 사업 충격에 대한 도구변수를 구성하는 데에만 사용하였다.

앞서 언급하였듯이 본 분석에서 주로 사용하는 「지역별고용조사」는 노인 일자리 사업 참여 여부를 직접적으로 식별할 수 없다. 따라서 조희평(2021)과 동일하게 공공형 일자리(공익활동) 참여 여부를 연령, 소득 및 산업을 활용하여 추정하는 방식을 사용하며, 이는 <표 IV-1>에 정리되어 있다. 구체적으로 65세 이상 고령자의 3개월 월평균 근로소득이 해당 연도의 공익활동 활동비와 같거나 작고, 특정 산업에 종사하는 경우 공공형 일자리 사업 참여자로 분류한다.³⁷⁾ 여기서 공익활동 활동비는 2016년까지는 월 20만원, 2017년 상반기는 22만원, 2017년 하반기 이후는 27만원이다.³⁸⁾ 또한 특정

<표 IV-1> 노인 일자리 사업 공공형 일자리 참여 여부 추정 방법

유형	세부 조건	비고
연령	65세 이상	공익활동 참여 요건
근로 소득	월평균 근로소득이 공익활동 활동비보다 같거나 작음 (비고 참조)	2016년까지: 월 20만원 2017년 상반기: 22만원 2017년 하반기 이후: 27만원 [2019년 하반기 강원도: 34만원] [2019년 이후 경상남도: 30만원]
산업	특정 산업에 종사 (비고 참조)	공공행정, 국방 및 사회보장 행정 보건업 및 사회복지 서비스업 교육 서비스업 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업

자료: 저자 작성

37) 3개월 월평균 급여가 월 활동비와 같은 경우뿐만 아니라 활동비보다 적은 경우까지 고려하는 이유는 중도참여자의 평균 급여가 실제 월 활동비보다 작을 수도 있기 때문이다. 다만 월평균 급여와 활동비가 같은 경우만 고려했을 때도 분석 결과에는 큰 차이가 없었다.

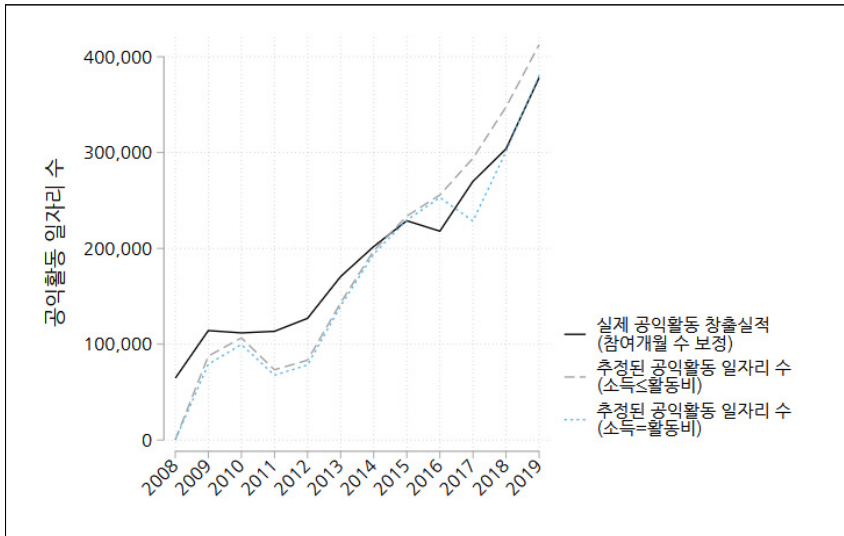
38) 강원도는 2019년 하반기에 한정하여 공익활동 참여자에게 월 34만원을 지급하였다. 경상남도는 2019년부터 공익활동 참여자에게 월 30만원씩 지급하기 시작하였다. 이 외에 지자체 자체적으로 수행하는 공공형 일자리가 일부 있으나 본 실증분석에서는 포함되지 않았다.

산업이란 ‘공공행정, 국방 및 사회보장 행정’, ‘보건업 및 사회복지 서비스업’, ‘교육 서비스업’, ‘협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업’을 의미한다.³⁹⁾

[그림 IV-1]은 실제 공익활동 창출 실적과 상기 방법론을 활용하여 「지역별고용조사」에서 추정된 공공형 일자리 종사자 수가 연도별로 매우 유사함을 보이고 있다. 여기서 실제 공익활동 창출 실적은 참여 개월 수(7개월 혹은 9개월)로 보정함으로써 특정 시점(10월)에 조사된 「지역별고용조사」 수치와 일대일 비교가 가능하게 하였다.⁴⁰⁾ 공공형 일자리 개수는 두 가지 방법론을 활용하여 계산하였는데, 하나는 근로소득이 활동비보다 같거나 작은

[그림 IV-1] 추정된 공공형 일자리 수와 실제 공공형 일자리 수 비교

(단위: 개)



주: 1. 실제 공익활동 창출 실적 = 연도별 공익활동 창출 실적 × (참여 개월 수 / 12)

2. 추정된 공익활동 일자리 수 산출 시 「지역별고용조사」의 개인 가중치를 사용하였음

자료: 한국노인인력개발원, 「노인일자리 및 사회활동 지원사업 통계 동향」 및 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 토대로 저자 작성

39) 조희평(2021)에서는 공익활동 참가자일 가능성이 매우 높은 월평균 근로소득이 27만원 인 65세 이상 근로자의 99%가 상기 4가지 산업에 종사하고 있음을 보였다.

40) 구체적으로는 연도별 창출 실적에 (활동개월 수 / 12개월)을 곱해주었다. 공익활동 활동 개월 수는 2006년에서 2012년까지는 7개월, 2013년에서 2019년까지는 9개월, 2020년부터는 평균 11개월(10개월 혹은 12개월)로 설정되어 있다.

경우이며, 다른 하나는 근로소득이 활동비와 같은 경우이다. 활동비가 20만원에서 27만원으로 오른 2017년 이후에는 두 가지 방법론을 활용하여 도출된 공공형 일자리 개수가 일정 부분 차이는 있지만, 전반적으로는 실제 공공형 일자리의 창출 실적의 시계열적 변화를 잘 반영하고 있다.

이와 더불어 <표 IV-2>는 노인 일자리 사업 정보시스템을 통해 파악된 실제 공공형 일자리(공익활동) 참여 노인의 특성((1)열)과 상기의 방법론을 활용하여 「지역별고용조사」를 통해 추정된 공공형 일자리 참여 노인의 특성((2)열)이 유사함을 나타낸다. 이 또한 「지역별고용조사」를 활용하여 공공형 일자리 참여 여부를 식별하는 본고의 방법론이 타당함을 시사하고 있다. 한편, (3)열에서는 해당 방법론을 기반으로 공공형 일자리에 참여하지 않는 고령 근로자(비공공형 일자리 종사자)의 기초통계량 역시 참고로 제시하고 있다.

구체적으로 2019년 기준 공공형 일자리 참여 노인과 비참여 노인의 특성은 다음과 같다. 공공형 일자리 참여자의 평균 연령대는 75세 이상이며 여성의 비율이 70% 이상으로 조사되었다. 이는 비공공형 일자리 종사자의 평균 연령이 71세이며, 여성의 비율이 42%에 불과한 것과 대비된다. 또한 노인 일자리 사업 참여자의 대부분은 교육수준이 낮은 편인데, 70%에 육박하는 참여자가 중졸 미만으로 나타났다. 반면에 비공공형 일자리 종사자는 상대적으로 교육수준이 높은 편이며, 중졸 미만의 비중은 약 40%에 불과하다. 아울러 공공형 일자리 참여자의 약 40%가 서울, 경기, 강원, 부산에 거주하고 있는데, 인구가 상대적으로 적은 강원도에서 경기도와 거의 유사한 규모의 공공형 일자리가 창출되고 있는 것이 특징적이다.

다음으로 노동시간, 월 근로소득, 시간당 임금, 산업 구성과 같은 노동시장 관련 지표를 살펴보았다. 공공형 일자리 종사자는 주당 약 9시간을 근무하는 것으로 나타났는데, 이는 공익활동에서 규정된 활동 시간이 월 30시간이라는 것과 일관된다. 반면에 비공공형 근로소득자는 주당 약 37시간을 일하며, 이는 공공형 일자리 근로자의 거의 4배에 이른다. 아울러 공공형 일자리 종사자의 활동비는 대부분 월 27만원인 것에 비해 비공공형 일자리 근로소득자는 156만원으로 나타났다. 한편 공공형 일자리 종사자의 시간당 임금

〈표 IV-2〉 공공형 일자리 참여자와 비참여 취업자의 특성(2019년)

구분	노인일자리사업 정보시스템 공공형 일자리(1)	지역별 고용조사	
		공공형 일자리(2)	비공공형 일자리(3)
연령(세)	76.3	75.2	70.6
여성 비율	0.71	0.73	0.42
교육수준			
무학	0.21	0.19	0.07
초졸	0.47	0.48	0.32
중졸	0.18	0.17	0.23
고졸	0.12	0.13	0.26
대졸 이상	0.03	0.03	0.12
지역			
서울	0.11	0.13	0.16
경기	0.12	0.11	0.18
강원	0.09	0.10	0.04
부산	0.07	0.07	0.06
고용 관련 지표			
노동시간	8.60	9.33	37.19
월 근로소득(만원)	27	27	156
시간당 임금(만원)		0.74	1.08
산업 구성			
농업, 임업 및 어업		0.00	0.33
공공, 국방 및 사회보장 행정		0.33	0.03
교육 서비스업		0.03	0.02
보건업 및 사회복지 서비스업		0.60	0.07
협회 및 단체, 기타 개인 서비스업		0.04	0.04
인구 대비 비율	0.063	0.053	0.299
표본 수(누적참가자 수, 명)	566,414	6,411	42,824

- 주: 1. (2)열과 (3)열에서 「지역별고용조사」 개인 가중치를 사용함
 2. (1)열에서 노동시간은 노인일자리 실태조사(표본자료)에서 계산됨
 3. 노인 일자리 사업 정보시스템에서는 공공형 일자리의 산업을 따로 조사하지 않음

자료: 박경하 외(2019) 및 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

은 7,400원(월 30시간 근무시간을 가정하는 경우 시간당 9천원)이며, 10,800원인 비공공형 근로소득자보다는 적으나 소득만큼의 큰 격차는 나지 않는다.⁴¹⁾ 마지막으로 공공형 일자리는 주로 공공, 국방 및 사회보장 행정이나

보건업 및 사회복지 서비스업의 산업 비중이 높은 반면, 비공공형 일자리는 농림·어업의 비중이 30%를 넘고 있다.

나. 계량추정식 및 도구변수

본 장에서는 공공형 일자리 증가의 시군별, 연도별 차이를 이용하여 노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로 세종시를 제외한 161개 시군(i)과 2011~2019년 사이의 연도(t)를 분석의 단위로 하는 다음의 패널고정효과 모형을 추정하였다.⁴²⁾

$$\frac{\text{비공공형일자리종사자수}}{\text{노인인구}_{i,2011}} = \alpha + \beta \frac{\text{공공형일자리종사자수}}{\text{노인인구}_{i,2011}} + \phi_i + \gamma_t + X'_{i,2010} \omega_t + \epsilon \quad \text{식 (36)}$$

설명변수는 시군별 노인 일자리 충격을 나타내며, 시군 i 의 t 년도 65세 이상 공공형(공익활동) 일자리 종사자 수를 시군 i 의 2011년 65세 이상 인구로 나눈 값이다. 종속변수는 시군별 노동시장 관련 변수이며, 시군 i 의 t 년도 65세 이상 비공공 일자리 종사자 수를 시군 i 의 2011년 65세 이상 인구로 나눈 값이다. 일반적인 패널고정효과 분석 방법과 마찬가지로 시군 고정효과(ϕ_i)와 연도 고정효과(γ_t)를 통제하였다. 또한 시군별 특성에 따라 노동시장 추이가 다를 수도 있다는 점을 고려하여 2010년 시군별 특성 ($X_{i,2010}$: 로그 시군 인구, 대졸자 비중, 제조업 비중, 농림어업 비중)을 연도 고정효과(ω_t)와 교호하여 통제하였다. 본 식의 추정 계수 β 는 시군 i 의 공공형 일자리가 한 개 증가했을 때 비공공형 일자리가 몇 개 증가하는지를 의미한다.

41) 참고로 2019년 최저임금은 시간당 8,350원이었다.

42) 분석 기간이 2011~2019년인 이유는 도구변수 구성에 사용되는 시도별 공익활동 배정 사업 자료가 2011년부터 가용하기 때문이다.

노인 일자리가 지역별로 배정될 때 해당 지역의 노동시장 상황이 반영된다면 역의 인과관계(reverse causality)와 같은 내생성(endogeneity) 문제가 발생할 수 있다. 이러한 내생성 문제가 실제 존재한다면 노인 일자리 사업의 효과를 나타내는 식 (36)의 β 추정치에 편의(bias)가 발생한다. 예를 들어 노인 빈곤율이 높거나 노동시장 상황이 좋지 않은 시군구에 더 많은 노인 일자리 예산이 배분될 수 있다. 이 경우 비공공형 일자리 감소 폭이 컸던 지자체에 공공형 일자리가 더 많이 창출되기 때문에 노인 일자리 사업의 효과를 나타내는 β 의 추정 계수는 음(-)의 방향으로 편의가 생긴다. 반대로 재정 여력이 양호하고 경제 상황이 좋은 지자체가 더 큰 규모로 노인 일자리 사업을 추진한다면 β 추정치는 양(+)-의 방향으로 편의가 발생한다.

노인 일자리의 지역별 배분 과정에서 실제 이와 같은 내생성 문제가 발생할 수 있는지 확인하기 위해 <표 IV-3>에서는 노인 일자리 사업 계획 수립 과정을 사업 시행 주체별(보건복지부, 광역시도, 기초자치단체, 수행기관)로 살펴보았다. 이하 실증분석에서는 시군별 노인 일자리 사업 충격의 차이를 활용하여 사업의 효과를 추정할 예정이기 때문에 광역시도에서 시군(구)별로 사업량을 배정하는 과정에 주목할 필요가 있다. <표 IV-3>에 의하면 노인 일자리는 사업수행 능력 및 노인인구 수, 사업추진 수요(의지)가 있는 기초자치단체를 중심으로 배분된다. 즉, 노인 일자리 배정 과정에서 해당 지자체의 경제 상황 등을 고려한다는 점이 직접적으로 제시되어 있지는 않다. 하지만 노인 빈곤율이 높고 노동시장이 열악한 기초지자체에서 사업추진 의지가 높고 더 많은 공공형 일자리를 배정받을 수 있다. 반대로 경제 상황이 좋고 재정 여건이 양호한 지자체에서 사업수행 능력이 높아 더 많은 일자리를 배정받을 가능성도 존재한다. 이와 같이 시군구별 노인 일자리 배분의 기초가 되는 사업추진 능력 및 수요가 지자체의 경제 및 재정 여건과 상관관계가 높다면 앞서 지적한 내생성 문제를 피해가기 어렵다.

〈표 IV-3〉 노인 일자리 사업 계획 단계에서의 사업주체별 역할

역할 주체	주요 내용
보건복지부	<ul style="list-style-type: none"> 노인일자리 및 사회활동 지원사업 기본계획 수립 및 시·도별 예산배분
광역시도	<ul style="list-style-type: none"> 보건복지부 기본계획 및 국고 내시 기준 근거하여 시·도별 기본계획 수립 - 시·군·구 균등 방식의 사업량 배분은 지양하고 사업수행 능력 및 노인인구 수, 사업추진 수요(의지)가 있는 기초자치단체를 중심으로 배분 시·군·구별 사업량, 노인일자리 담당자(구 전담인력) 및 예산 배분계획 수립 통보
기초자치단체	<ul style="list-style-type: none"> 광역 시·도 기본계획에 근거하여 시·군·구별 총괄운영계획 수립 및 노인일자리업무시스템에 등록 노인일자리 및 사회활동 지원사업 위원회 구성, 수행기관 심사지정 및 위탁계약 체결 선정된 수행기관별 사업량 및 예산, 노인일자리 담당자(구 전담인력) 등 배분
수행기관	<ul style="list-style-type: none"> 사업계획 수립 및 업무시스템에 단위 계획서 등록

자료: 보건복지부(2021), p. 12를 토대로 저자 작성

지역별 노인 일자리 사업 배정 과정에서 발생할 수 있는 이와 같은 내생성 문제를 극복하기 위해 바틱 방식의 도구변수(Bartik, 1991)를 활용하였다. 본 분석에서 사용한 도구변수는 지역별 노인인구 비중으로부터 ‘예측된’ 노인 일자리 숫자인데, 이는 〈표 IV-3〉에서 제시된 것과 같이 노인 일자리의 시군(구)별 배정 과정에서 노인인구 수가 중요한 고려 요소가 된다는 점에 착안한 것이다. 이러한 예측된 노인 일자리 숫자는 기초지자체의 노인인구가 광역시도의 노인인구에서 차지하는 비중을 시도별 공공형 일자리 배정량에 곱함으로써 구해진다. 예를 들어, 전라남도 전체 노인인구 중에서 여수시 노인인구가 차지하는 비중은 10%(2010년 기준)이고, 2019년에 전라남도에 배정된 공공형 일자리 수는 약 42,000개이므로 2019년 여수시의 예측된 공공형 일자리 수는 4,200개가 된다. 기초지자체별 실제 노인 일자리 창출량은 노인인구 비중뿐만 아니라 지자체의 경제 상황이 종합적으로 반영될 수 있지만, 본 분석의 ‘예측된’ 노인 일자리는 노인인구 비중만을 통해 구성되었기 때문에 이러한 내생성 문제가 일정 부분 해소된다. 그뿐만 아니라 본 분석에서 설명변수로 사용하는 노인 일자리 숫자는 「지역별고용조사」를 통해 추정된 값이기 때문에 측정오차(measurement errors)가 생길 수 있는데,

해당 도구변수가 타당하다면 이러한 측정오차 문제로 인한 추정상의 문제 또한 해결할 수 있다.

구체적으로 광역시도 s 에 속한 시군 i 의 노인 일자리 충격에 대한 도구 변수 Z 는 다음과 같이 정의된다.

$$Z = \frac{\text{노인인구}_{i(s),2010}}{\text{노인인구}_{s,2010}} \cdot \frac{\text{공익활동배정사업량}_{s,t}}{\text{노인인구}_{i(s),2011}} \cdot (\text{공익활동 활동기간}/12) \quad \text{식 (37)}$$

노인인구_{s,2010}와 노인인구_{i(s),2010}는 각각 광역시도 s 와 해당 시도에 속한 시군 i 의 2010년 65세 이상 인구를 의미한다.⁴³⁾ 따라서 (노인인구_{i(s),2010}/노인인구_{s,2010})는 2010년에 시군 i 의 노인인구가 시도 s 에서 차지하는 비중을 나타낸다.⁴⁴⁾ 노인인구 비중을 실증분석 기간(2011~2019년) 전인 2010년으로 고정한 것은 분석 기간의 노인인구 변화가 같은 기간의 경제 상황 변화와 상관관계가 있을 수 있기 때문이다. 아울러 공익활동배정사업량_{s,t}은 t 년도에 시도 s 에 배정된 공공형 일자리 숫자를 나타낸다. 시도별 최종 추진실적이 아닌 배정 사업량을 사용하는 이유는 시도별 일자리 창출 과정에서 지자체의 고용 상황 등이 반영될 수 있다는 점에서 비롯된다. 또한 해당 노인 일자리 배정량은 연도별 공익활동 활동기간(7개월 혹은 9개월)을 12개월로 나눠준 값으로 곱해주어 보정하였다. 마지막으로 식 (36)과 동일하게 시군 i 의 2011년 65세 이상 인구로 나눠줌으로써 도구변수를 2011년 인구 대비 노인 일자리 충격으로 정의하였다.

도구변수 추정방식의 타당성을 담보하기 위해서는 먼저 도구변수(예측된 공공 일자리 충격)가 설명변수(실제 공공 일자리 충격)를 잘 예측하는 것이

43) 도구변수 구성 시 지역별 65세 이상 인구 비중 자료를 2010년이 아닌 2008년으로 사용해도 추정 결과에는 거의 차이가 없었다.

44) 본고에서 사용하는 「지역별고용조사」 자료는 시군구 자료가 존재하지 않기 때문에 서울시와 광역시는 1의 노인인구 비중을 가진다. 강건성 분석에서는 서울시와 광역시를 제외한 기초시군만을 대상으로 동일한 분석을 수행하였다.

도구변수가 타당하기 위한 또 하나의 조건은 도구변수(예측된 노인 일자리 충격)가 설명변수(실제 노인 일자리 충격)를 통해서만 결과변수(노동시장)에 영향을 주는 배제제약(exclusion restriction)을 만족해야 한다는 것이다. 이를 위해서는 도구변수가 지자체의 경제 상황에 영향을 받지 않고 외생적으로 결정되어야 하며, 다음 두 가지의 식별 조건이 충족되어야 한다. 첫 번째로, 2010년 시군 i 의 노인인구가 해당 광역자치단체의 노인인구에서 차지하는 비중이 외생적(exogeneous)이어야 한다. 즉, 기준연도의 노인인구 비중이 해당 시군의 2010년 이후 경제 상황 변화와 일정 부분 독립적이어야 한다는 것이다.⁴⁵⁾ 이에 추후 강건성 분석에서는 기준연도의 노인인구 비중이 과거 노동시장 변화와 독립적인지 검토하였다. 두 번째로, 광역시도로 배분되는 노인 일자리 또한 외생적이어야 한다. 이는 매년 중앙정부에서 광역시도로 배분되는 노인 일자리 사업 예산이 시도의 경제 상황 변화와 독립적으로 결정되어야 한다는 것을 의미한다.

3. 노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향

가. 고용, 노동시간 및 임금에 미치는 영향

노인 일자리 사업의 공공형 일자리가 비공공형 일자리에 미치는 영향은 <표 IV-4>에 정리되어 있다. 앞서 식 (36)에서 설명한 바와 같이 설명변수는 시군별 공공형 일자리 종사자 수를 기준연도인 2011년 65세 이상 인구로 나눈 값이며, 종속변수는 비공공형 일자리 종사자 수를 2011년 65세 이상 인구로 나눈 값이다. (1)~(2)열에서는 도구변수를 사용하지 않은 패널고정효과 모형을 추정하였으며, (3)~(4)열에서는 시군별 노인 일자리 창출량이 내생적으로 결정되었을 가능성을 고려하여 도구변수인 ‘예측된’ 공공형 일자

45) 해당 가정은 지역별 노인인구 비중의 ‘변화’가 경제 상황 변화와 독립적이어야 한다는 가정보다는 약하다. 장한익·원광해(2021) 등의 선행연구에서는 고령인구의 ‘변화’는 지역경제에 영향을 미칠 수 있음을 보였다.

리 배정량을 사용하였다. (1)열과 (3)열에서는 「지역별고용조사」에서 노인 일자리를 식별하는 월 소득 기준(〈표 IV-1〉 참조)을 공익활동 활동비보다 적거나 같은 경우를 사용하였다면, (2)열과 (4)열에서는 공익활동 활동비와 정확히 같은 경우를 사용하였다.

〈표 IV-4〉 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리에 미치는 영향

종속변수: 비공공일자리/11년 인구	OLS(1)	OLS(2)	IV(3)	IV(4)
공공일자리/11년 인구	-0.485*** (0.098)	-0.440*** (0.098)	-0.441** (0.186)	-0.418** (0.197)
1단계 추정식 F값			62.7	57.0
종속변수 '11년 평균	0.268	0.268	0.268	0.268
N	1449	1449	1449	1449
공공일자리 소득기준	≤27만	=27만	≤27만	=27만
시군 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정×시군특성	Y	Y	Y	Y

- 주: 1. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음
 2. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

〈표 IV-4〉에서는 도구변수 사용 여부나 노인 일자리 참여 여부 식별 방법과 관계없이 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리의 감소로 이어짐을 확인할 수 있다. OLS 추정 결과를 나타내는 (1)열에서는 공공형 일자리가 10자리 증가할 때 비공공형 일자리가 4.9자리 감소하는 것으로 추정되었다. 대안적인 소득 조건을 사용하여 노인 일자리 참여 여부를 식별한 (2)열에서도 유사한 크기의 부정적인 고용효과가 도출되었다. 이와 더불어 도구변수를 사용한 (3)~(4)열에서도 (1)~(2)열과 거의 유사하게 공공형 일자리가 10자리 증가할 때, 비공공형 일자리가 약 4자리 감소하는 것으로 추정되었다. 도구변수와 설명변수와의 관계를 나타내는 1단계 추정식(first-stage regression)의 F값은 50을 웃돌았으며, 이는 일반적으로 사용되는 F값 기준인 10(Stock et al., 2002)을 충족한다.

해당 추정 결과를 기반으로 2011년과 2019년 사이에 노인 일자리 사업의 공공형 일자리 증가로 인한 65세 이상 민간 부문 비공공형 일자리 감소분을 간단히 계산할 수 있다. 구체적으로 2011년에는 194,480개의 공공형 일자리가, 2019년에는 공익활동과 재능나눔을 합쳐 총 551,573개의 공공형 일자리가 창출되었다. 따라서 2019년과 2011년 사이에 약 36만여 개의 새로운 공공형 일자리가 창출되었으며, 이를 9개월의 활동기간을 보정하여 연단위로 재환산(9/12)하면 약 27만여 개의 새로운 공공형 일자리가 생겨났음을 의미한다. 해당 값을 (3)열에 있는 추정치에 곱해주면, 2011년과 2019년 사이 노인 일자리 사업 확대 과정에서 약 12만개의 민간 부문 비공공형 일자리가 공공형 일자리로 대체되었다는 결론을 도출할 수 있다.

다음으로 노인 일자리 사업의 공공형 일자리가 노동시간, 소득 및 임금에 미치는 영향을 살펴보았다. 본 분석부터는 <표 IV-4>의 (3)열과 동일한 방식으로 월급여가 공익활동 활동비보다 같거나 적은 일자리를 공공형 일자리로 분류하고, 공공형 일자리 효과의 도구변수 추정치만을 제시하고자 한다. 설명변수와 도구변수 또한 <표 IV-4>의 (3)열과 동일하다. 여기서 달라지는 것은 종속변수 하나로, 종속변수는 65세 이상 고령자의 로그노동시간, 로그소득 및 로그임금의 시군별 평균값을 사용하였다.

<표 IV-5> 공공형 일자리 증가가 노동시간에 미치는 영향

종속변수: 로그노동시간	0 제외 전체 (1)	0 제외 비공공 (2)	0 포함 전체 (3)	0 포함 비공공 (4)
공공일자리/11년 인구	-1.26*** (0.25)	0.32 (0.25)	0.11 (0.60)	-0.51 (0.60)
종속변수 '11년 평균	3,472	3,512	2,212	2,107
N	1449	1449	1449	1449
공공일자리 소득기준	≤27만	≤27만	≤27만	≤27만
시군 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정×시군특성	Y	Y	Y	Y

- 주: 1. 식 (37)의 도구변수를 활용하여 식 (36)을 추정하였음
 2. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음
 3. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함
 4. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

〈표 IV-5〉는 공공형 일자리 증가가 노동시간에 미치는 영향을 다양한 각도에서 보여준다. 먼저 (1)열에 의하면 공공형 일자리 증가로 인해 전체 노동자(공공형 및 비공공형 일자리 종사자 모두 포함)의 평균적인 노동시간은 감소하고 있다. 공공형 일자리 종사자가 65세 인구 대비 1%p 증가할 때, 전반적인 노동시간은 1.3% 감소하는 것이다. 이는 일부의 비공공형 일자리가 노동시간이 짧은 공공형 일자리로 대체되면서 발생하는 현상으로 판단된다. 이에 반해 비공공형 일자리 종사자의 노동시간에 한정했을 때는 이러한 부정적인 노동시간 효과가 관측되지 않는다. 공공형 일자리의 1%p 증가는, 통계적으로 유의하진 않지만, 비공공형 일자리 종사자의 노동시간을 약 0.3% 증가시키는 것으로 추정되었다. 만약 노동시간이 상대적으로 짧은 비공공형 일자리 종사자가 공공형 일자리로 이동했거나, 이동하지 않은 비공공형 일자리 종사자가 노동시간 증가로 대응했다면 노동시간은 오히려 증가할 수 있다.

〈표 IV-5〉의 (3)열과 (4)열에서는 일자리가 없어 노동시간이 0인 고령자까지 포함하여 분석하였으며, 추정된 효과는 내연효과(intensive margin effects)와 비공공형 일자리 감소로 인한 외연효과(extensive margin effects)를 포괄한다. (3)열에서는 노인 일자리 사업이 전체적인 노동시간에는 큰 영향을 주지 않았음을 보이고 있다. 이는 공공형 일자리로 인해 전반적인 일자리는 증가했지만, 노동시간이 긴 비공공형 일자리가 노동시간이 짧은 공공형 일자리로 대체되는 현상에서 비롯된다. 비공공형 일자리에 한정된 노동시간 효과를 나타내는 (4)열에서는 통계적으로 유의하지 않는 음(-)의 계수가 추정되었다. 비공공형 일자리가 감소함에 따라 비공공형 일자리에 종사하는 노동시간은 감소하였지만, 기존 비공공형 일자리 노동자의 노동시간이 증가했다면 이러한 부정적인 노동시간 효과가 일부 상쇄되었을 수 있다.

〈표 IV-6〉 공공형 일자리 증가가 근로소득자 임금 및 소득에 미치는 영향

종속변수: 로그근로소득(임금)	시간당 임금 전체 (1)	시간당 임금 비공공 (2)	월소득 전체 (3)	월소득 비공공 (4)
공공일자리/’11년 인구	0.79 (0.52)	1.36** (0.60)	-1.45** (0.58)	1.02 (0.63)
종속변수 ’11년 평균	8,925	8,942	4,460	4,561
N	1449	1449	1449	1449
공공일자리 소득기준	≤27만	≤27만	≤27만	≤27만
시군 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정×시군특성	Y	Y	Y	Y

주: 1. 식 (37)의 도구변수를 활용하여 식 (36)을 추정하였음

2. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음

3. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함

4. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」를 활용하여 저자 작성

〈표 IV-6〉에서는 공공형 일자리 증가가 시간당 임금과 월 소득에 미치는 효과를 나타내고 있다. 시간당 임금은 「지역별고용조사」의 3개월 월평균 급여와 노동시간 자료를 기반으로 계산하였다. 다만 「지역별고용조사」는 근로소득자(공공형 일자리 종사자 포함)의 월 소득 자료만 존재하며, 고령 근로자의 상당수가 자영업자이기 때문에 본 분석 결과를 고령자 전체에 미치는 효과로 해석하는 것에는 주의를 요한다.

〈표 IV-6〉의 (1)열과 (2)열에 의하면 노인 일자리 사업이 전반적인 시간당 임금을 낮추지 않았을 뿐만 아니라, 민간 부문 비공공형 일자리의 시간당 임금을 오히려 증가시켰다. 〈표 IV-2〉에서 확인한 바와 같이 공공형 일자리의 월 급여는 낮지만, 노동시간 또한 적기 때문에 비공공형 일자리와의 임금 격차는 상대적으로 적다. 따라서 비공공형 일자리 종사자의 일부가 공공형 일자리로 이동하더라도 전체적인 임금은 감소하지 않는 것이다((1)열). 특히 비공공형 일자리 임금이 한정하면 공공형 일자리의 1%p 증가로 인해 비공공형 일자리의 시간당 임금이 통계적으로 유의하게 1.4% 증가하였다((2)열). 이는 비공공형 일자리가 공공형 일자리로 대체됨에 따라 민간 부문

의 노동공급이 감소하면서 임금이 상승하는 현상을 반영한 것으로 판단되며, 추후 분석 결과 종합 시 이를 상세히 설명하고자 한다.

〈표 IV-6〉의 (3)열과 (4)열은 노인 일자리 사업으로 인해 고령 근로자의 전체적인 소득은 감소하였지만, 비공공형 일자리 근로자의 소득은 감소하지 않았음을 보여준다. 실제로 공공형 일자리가 1%p 증가할 때 전체 근로소득자의 월 소득은 1.5% 감소한 것으로 나타났다(3)열). 공공형 일자리의 월평균 급여는 비공공형 일자리의 20%에도 미치지 못하는 27만원이기 때문에 근로소득자의 전반적인 월평균 급여는 감소하는 것이다. 이에 반해 임금에 대한 앞선 분석 결과와 유사하게 비공공형 근로자의 월 소득은 통계적으로 유의하지는 않지만 1% 증가하는 것으로 나타났다(4)열).

〈표 IV-7〉 공공형 일자리의 1%p 증가가 고령자 노동시장에 미치는 영향 정리

구분	전체 일자리 (비공공형+공공형)	비공공형 일자리
고용	0.6%p 증가*	0.4%p 감소*
근로시간	1.3% 감소*	0.3% 증가
시간당 임금 (자영업 제외)	0.8% 증가	1.4% 증가*
월 근로소득 (자영업 제외)	1.5% 감소*	1.0% 증가

주: 1. 표는 65세 인구 대비 공공형 일자리가 1%p 증가했을 때의 효과를 나타내고 있음
2. 95% 수준 이상에서 통계적으로 유의한 결과는 *로 표기함

자료: 저자 작성

지금까지 분석한 공공형 일자리 1%p 증가(2011년 65세 이상 인구 대비)가 고령자 노동시장의 고용, 노동시간, 시간당 임금, 월 근로소득에 미치는 효과를 〈표 IV-7〉에 간략히 정리하였다. 공공형 일자리 증가로 인해 고령자의 전반적인 고용률이 증가하더라도 민간 부문 비공공형 일자리는 65세 인구 대비 0.4%p 감소하게 된다.⁴⁶⁾ 또한 공공형 일자리의 짧은 노동시간으로

46) 해당 고용효과를 소득으로 환산하면 공공형 일자리의 부정적인 효과는 더 커질 수 있다. 2019년 기준 공익활동 종사자의 월 활동비(27만원)는 비공공형 일자리 종사자의 월 평균 근로소득(156만원, 〈표 IV-2〉)에 비공공형 일자리 고용효과(0.4)를 곱한 값을 밑돌

인해 평균 근로시간 또한 1.3% 감소하는 반면, 비공공형 일자리 종사자의 평균 노동시간은 감소하지 않는다. 공공형 일자리의 시간당 임금은 크게 낮지 않기에 전체 고령 근로자의 평균 임금은 감소하지 않으며, 특히 민간 노동시장의 노동공급 감소로 인해 비공공형 일자리 종사자의 시간당 임금은 오히려 1.4% 상승한다. 하지만 공공형 일자리의 월 급여 자체는 낮으므로 고령 노동자 전체의 평균 근로소득은 1.5% 감소한다.

공공형 일자리가 비공공형 일자리 종사자 수 감소 및 임금 증가로 이어진 것에 근거했을 때, 노인 일자리 사업은 민간 부문에서의 노동공급 감소를 야기한 것으로 판단된다. 즉, 일부 고령 노동자는 비공공형 일자리를 가지는 대신 상대적으로 업무 강도가 낮은 공공형 일자리를 선택했을 가능성이 있다. 반면에 노동수요에는 제한적인 영향을 미쳤을 것으로 예상되는데, 이는 공공형 일자리의 업무 범위와 민간 부문 일자리의 사업영역이 크게 겹치지 않은 것에서 비롯된다. 실제로 공공형 일자리 종사자의 대부분은 민간 부문에서 수행하지 않는 공공시설 봉사과 노노(老老)케어 등의 업무를 수행하고 있다.⁴⁷⁾

나. 이질성 분석

다음으로 노인 일자리 사업의 공공형 일자리가 비공공형 일자리에 미치는 연령별, 성별, 교육수준별, 종사상 지위별, 산업별 이질적인 영향을 살펴보았다. 본 이질성 분석에서는 <표 IV-4>의 (3)열과 같은 방식으로 월 근로소득이 공익활동 활동비보다 같거나 적은 일자리를 공공형 일자리로 분류하고, 공공형 일자리 효과의 도구변수 추정치만을 제시하고자 한다. 설명변수와 도구변수 또한 <표 IV-4>의 (3)열과 동일하며, 종속변수는 각각의 인구집단별 비공공형 일자리 종사자 수를 65세 이상 인구로 나눈 값이다. 이질성 분

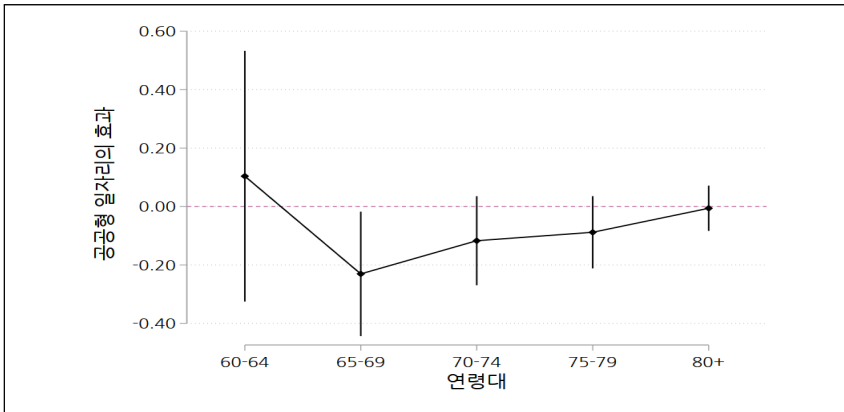
기 때문이다. 물론 비공공형 일자리 종사자의 소득이 공공형 일자리로 인해 증가(노동공급 감소효과)하기 때문에 고령자의 전반적인 실질 소득에는 부정적인 영향을 미치지 않았을 것으로 판단된다.

47) 2019년 기준 공익활동 전체 추진실적 중 공공시설 봉사와 노노케어 실적이 차지하는 비중은 각각 78%와 17%였다.

석에서의 인구집단별 추정 계수의 합은 65세 이상 전체 고령자를 대상으로 분석한 <표 IV-4>의 (3)열의 값과 일치한다.

먼저 [그림 IV-3]은 공공형 일자리의 연령대별 효과를 보이고 있는데, 공공형 일자리에 미치는 부정적인 효과는 65~69세에서 가장 큰 것으로 나타났다. 10개의 공공형 일자리가 늘 때 약 2개의 65~69세 비공공형 일자리가 감소하는 것이다. 비공공형 일자리에 미치는 이러한 부정적인 효과는 70대에도 관측되지만 그 크기는 65~69세보다 작았다. 10개의 공공형 일자리가 증가할 때마다 70~74세와 75~79세의 비공공형 일자리가 각각 한 개씩 감소하는 것으로 나타났다. 하지만 80대 이상의 경우 비공공형 일자리에 부정적인 영향이 없었다. 공공형 일자리 연령 자격조건을 만족하지 않는 60~64세 준고령자 집단 또한 비공공형 일자리 감소효과가 발생하지 않았다.⁴⁸⁾ 이러한 연령대별 이질적인 효과는 본 장에서 추정하는 노인 일자리 사업의 효과가 단순히 전반적인 고령 노동시장의 악화를 반영하는 것은 아님을 시사한다.

[그림 IV-3] 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리에 미치는 연령대별 영향



- 주: 1. 식 (37)의 도구변수를 활용하여 식 (36)을 추정하였음
- 2. 표준오차는 시군 단위에서 군집하였음
- 3. 수직선은 추정 계수의 95% 신뢰수준을 나타냄
- 4. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

48) 공공형 일자리에 대기자가 없는 경우만 60~64세 차상위 계층이 참여할 수 있다.

이와 같이 연령대가 낮을수록 노인 일자리 사업이 비공공형 일자리에 미치는 영향이 큰 이유는 연령대별로 노동시장 참여율이 다르다는 것에서 비롯된다. 실제로 2011년 기준 65~69세 고령자의 비공공형 일자리 취업률은 약 40%에 이르는 데 반해, 70~74세와 75~79세는 각각 29%와 19%로 추정되었다. 80대 이상의 비공공형 일자리 취업률은 약 8% 남짓이다.

따라서 65~69세 고령자는 비공공형 일자리에서 공공형 일자리로 이동할 확률이 다른 연령대보다 높을 수밖에 없다. 따라서 노동시장 참여율이 높으면서도 공공형 일자리에 참여할 수 있는 60대 후반 연령대에서 상대적으로 부정적인 고용효과가 더 크게 나타나는 것이다.

이어서 <표 IV-8>은 노인 일자리 사업이 비공공형 일자리에 미치는 영향이 성별과 교육수준별로 상이함을 보이고 있다. 먼저 (1)열과 (2)열에서는 각각 남성 비공공형 일자리 종사자 수와 여성 비공공형 일자리 종사자 수에 미치는 영향을 제시하고 있는데, 여성에 미치는 부정적인 영향이 더 크다는 것을 확인할 수 있다. 공공형 일자리가 10개 증가할 때, 남성 비공공 일자리는 1개 미만으로 줄어드는 데에 비해, 여성 일자리는 3.6개 감소하는 것으로 나타난 것이다. 흥미로운 점은 민간 노동시장에서 고령 남성 근로자가 여성 근로자보다 많음에도 불구하고 여성에서 더 큰 부정적인 효과가 추정되었다는 것이다. 이러한 결과는 공공형 일자리 참여자의 70% 이상이 여성인 것과 일관된다(<표 IV-2> 참조). 상대적으로 교육수준과 임금이 낮은 여성 고령자가 남성 고령자에 비해 공공형 일자리에 참여할 가능성이 높으며, 이에 따라 민간 부문에서의 부정적인 일자리 효과도 여성에서 더 크게 나타나는 것이다.

〈표 IV-8〉 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리에 미치는 성별·교육수준별 영향

종속변수: 비공공일자리/11년 인구	남성 (1)	여성 (2)	고졸 미만 (3)	고졸 (4)	대졸 (5)
공공일자리/11년 인구	-0.084 (0.016)	-0.357*** (0.124)	-0.245 (0.163)	-0.173*** (0.061)	-0.023 (0.053)
종속변수 '11년 평균	0.156	0.112	0.202	0.043	0.024
N	1449	1449	1449	1449	1449
공공일자리 소득기준	≤27만	≤27만	≤27만	≤27만	≤27만
시군 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
연도 고정×시군특성	Y	Y	Y	Y	Y

- 주: 1. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음
 2. 식 (37)의 도구변수를 활용하여 식 (36)을 추정하였음
 3. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함
 4. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

다음으로 〈표 IV-8〉의 (3)~(5)열에 의하면 저숙련 비공공형 일자리에 미치는 부정적인 영향이 고숙련 일자리에 비해 더 크다. 공공형 일자리가 10개 증가할 때, 고졸 미만 및 고졸 고령자의 비공공형 일자리 고용량은 2.5개와 1.7개 만큼 감소하였다. 반면에 대졸 고령자의 비공공형 일자리에 미치는 부정적인 영향이 없었다. 이와 같은 교육수준별 상이한 효과는 우선 고령자의 경우 고졸 이하의 인구 비중이 높다는 것에서 비롯된다. 이뿐만 아니라 교육수준과 임금이 낮은 저숙련 고령 노동자가 공공형 일자리에 종사할 확률이 더 높으므로, 노인 일자리 사업의 비공공형 일자리 감소효과는 저숙련 일자리 위주로 나타나게 된다.

다음으로 〈표 IV-9〉는 종사상 지위별 효과를 나타내고 있으며, 공공형 일자리 증가의 부정적인 고용효과는 주로 상용직과 자영업자 위주로 나타나고 있다. 공공형 일자리가 10개 증가할 때, 비공공형 상용직 일자리는 1.4개 감소한다. 반면에 임시직이나 일용직에 미치는 영향은 제한적이었다. 또한, 공공형 일자리가 10개 증가할 때 자영업(자영자+고용주) 일자리는 2.1개 감소하였다. 아울러 무급가족 종사자에는 부정적인 효과가 추정되었지만, 추정 계수가 통계적으로 유의하지는 않았다.

〈표 IV-9〉 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리에 미치는 종사상 지위별 영향

종속변수: 비공공일자리/11년 인구	상용 (1)	임시 (2)	일용 (3)	자영 (4)	무급 (5)
공공일자리/11년 인구	-0.140*** (0.051)	-0.019 (0.085)	-0.018 (0.039)	-0.210* (0.123)	-0.055 (0.060)
종속변수 '11년 평균	0.027	0.044	0.028	0.140	0.030
N	1449	1449	1449	1449	1449
공공일자리 소득기준	≤27만	≤27만	≤27만	≤27만	≤27만
시군 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
연도 고정×시군특성	Y	Y	Y	Y	Y

- 주: 1. 식 (37)의 도구변수를 활용하여 식 (36)을 추정하였음
 2. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음
 3. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함
 4. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

이러한 종사상 지위별 효과는 노인 일자리 사업 실태조사에서 확인된 실제 공공형 일자리 참여자의 과거 종사상 지위 정보와 부합한다. 해당 조사에 따르면 공익활동 참여자의 65%는 과거 직장이 존재했다. 과거 가장 길게 종사한 직업을 기준으로 이 중 35.2%는 상용직이었으며, 임시직과 일용직은 각각 11.1%와 11.4%에 불과하였다. 특히 자영업자의 비중은 37.8%로 나타났다. 즉, 실제 공공형 일자리의 참여자 중에서 가장 비중이 높은 집단은 상용직과 자영업자 집단이며, 이는 〈표 IV-9〉에서의 종사상 지위별 효과로 이어졌음을 추측할 수 있다.

〈표 IV-10〉 공익활동 참여자의 과거 최장 일자리 종사상 지위(2019년)

(단위: %)

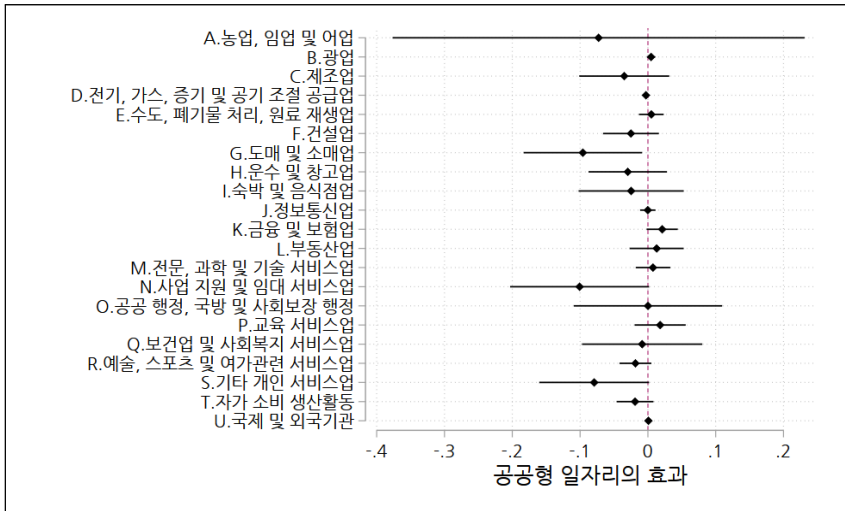
종사상 지위	비율
상용직	35.2
임시직	11.1
일용직	11.4
고용주	4.0
자영업자	37.8
기타	0.6

자료: 박경하 외(2019)를 활용하여 저자 작성

마지막으로 [그림 IV-4]에서는 산업별 이질적 효과에 대해 살펴보았다. 산업별 종속변수는 대분류 산업별 비공공형 일자리 종사자 수를 65세 인구로 나눈 것이다. 공공형 일자리가 10개 증가할 때 A. 농업, 임업 및 어업, N. 사업 지원 및 임대 서비스업, G. 도매 및 소매업, S. 기타 개인 서비스업에서 일자리가 각각 한 개씩 감소하는 것으로 나타났다.⁴⁹⁾

먼저 농림·어업의 경우 고령자 노동시장에서 가장 큰 비중을 차지하기 때문에 그만큼 일자리 효과가 클 수 있으나, 추정의 정확도는 떨어지는 편이다. 그다음으로 고령자가 많이 종사하는 분야는 도·소매업 분야이며, 통계적으로 유의하게 해당 분야 일자리가 감소하는 것으로 나타났다. 농림·어업 및 도·소매업에서의 이러한 효과는 앞선 자영업자에 대한 부정적인

[그림 IV-4] 공공형 일자리 증가가 비공공형 일자리에 미치는 산업별 영향



- 주: 1. 식 (37)의 도구변수를 활용하여 식 (36)을 추정하였음
- 2. 표준오차는 시군 단위에서 군집하였음
- 3. 수평선은 추정 계수의 95% 신뢰수준을 나타냄
- 4. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함

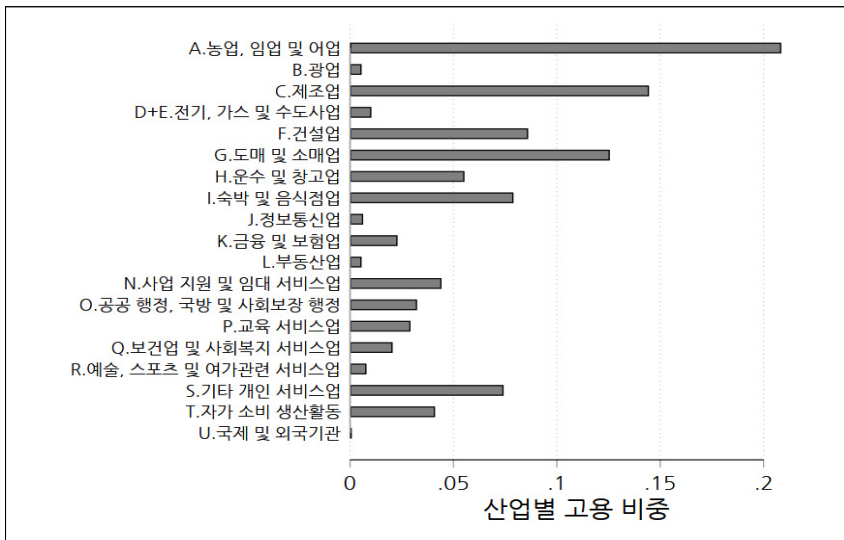
자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

49) O. 공공 행정, 국방 및 사회보장 행정에서는 유의미한 효과가 관측되지 않았는데, 이는 노인 일자리 사업이 타 공공형 일자리에 미치는 영향이 제한적임을 시사하는 결과로 볼 수 있다.

효과를 일부 설명하는 것으로 판단된다. 아울러 사업 지원 및 임대 서비스업과 기타 개인 서비스업에서도 공공형 일자리 증가로 인해 비공공형 일자리가 유의미하게 감소하는 것으로 추정되었다. 특히 사업 지원 및 임대 서비스업에 종사하는 다수의 고령 노동자는 건물 청소 및 경비 관련 단순 노무직에 종사하는데, 노인 일자리 사업으로 인해 해당 직종 종사자가 일정 부분 감소했을 것으로 예상된다.

산업별 고용에 미치는 이와 같은 이질적인 영향은 실제 공공형 일자리 종사자의 과거 일자리 산업 구성에서도 확인할 수 있다. [그림 IV-5]에서는 근로 경험이 있는 공익활동 참여자의 과거 최장 일자리 산업별 비중을 보이고 있는데, 해당 비중이 높은 산업일수록 비공공형 일자리에 미치는 부정적인 효과가 상대적으로 크게 추정된 편이다. 실제로 노인 일자리 사업의 고용 감소효과가 컸던 산업(A. 농업, 임업 및 어업, G. 도매 및 소매업, N. 사업 지원 및 임대 서비스업, S. 기타 개인 서비스업)이 큰 비중을 차지함을 알 수 있다(그림 IV-5).

[그림 IV-5] 공익활동 참여자의 과거 최장 일자리 산업분류(2019년)

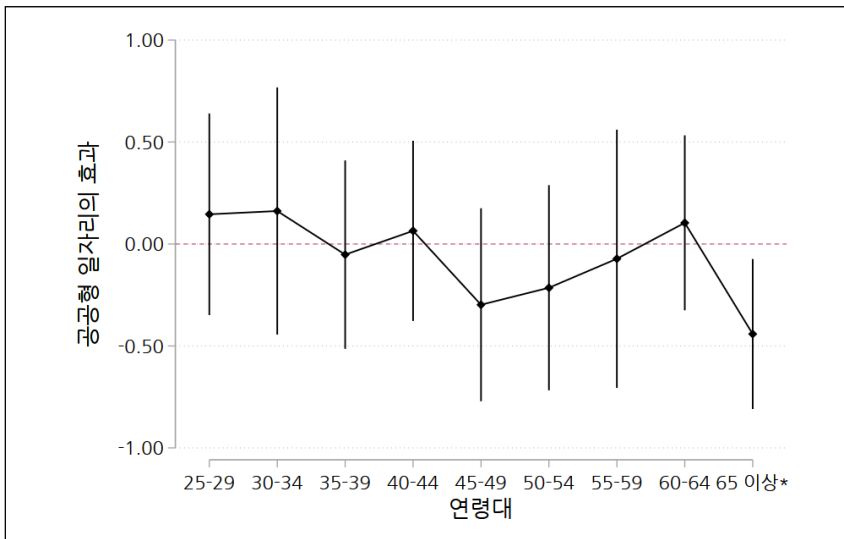


자료: 박경하 외(2019)를 활용하여 저자 작성

다. 다른 연령대의 노동시장 성과에 미치는 영향

지금까지의 실증분석에서 노인 일자리 사업의 공공형 일자리 증가가 65세 이상 비공공형 일자리 종사자의 감소로 이어진다는 것을 확인할 수 있었다. 이와 같이 민간 부문 고령자 노동시장에서 비공공형 일자리가 감소한다면 고령 노동자와 연관이 있는 타 연령대의 노동시장 역시 영향을 받을 수 있다. 예를 들어 50~64세의 준고령 노동자가 65세 이상 고령 노동자와 대체관계에 있다면, 고령 노동자의 빈자리를 준고령 노동자가 채우면서 고용이 증가할 수 있다. 반면에 중년 노동자와 고령 노동자가 보완관계에 있을 경우, 민간 노동시장에서의 고령자 감소는 준고령 노동자의 일자리 감소로 이어질 수 있다.

[그림 IV-6] 공공형 일자리 증가가 타 연령대의 고용에 미치는 영향



주: 1. 식 (37)의 도구변수를 활용하여 식 (36)을 추정하였음
 2. 표준오차는 시군 단위에서 군집하였음
 3. 수직선은 추정 계수의 95% 신뢰수준을 나타냄
 4. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함
 자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

노인 일자리 사업이 타 연령대 노동시장에 파급효과를 일으키는지 확인하기 위해 [그림 IV-6]에서는 25세 이상 64세 이하 일자리에 미치는 영향을 5세 단위(25~29세, 30~34세, 35~39세, 40~44세, 45~49세, 50~54세, 55~59세, 60~64세, 65세 이상)로 분석하였다. 지금까지의 분석과 동일한 노인 일자리 충격 설명변수를 활용하여 식 (36)의 패널고정효과 모형을 식 (37)의 도구변수를 활용하여 추정하였다. 종속변수는 연령대별 고용 인원(비공공형 일자리 종사자)을 65세 이상 인구로 나눈 값을 사용하였다.⁵⁰⁾

분석 결과, 25~64세의 사이의 모든 5세별 연령 집단에서도 통계적으로 유의미한 공공형 일자리 증가의 고용효과는 추정되지 않았다. 이와 같이 타 연령대의 고용에는 제한적인 영향이 발생한 이유는 노인 일자리 사업의 공공형 일자리가 고령자 노동시장에 한정해서는 큰 비중을 차지하지만, 전체 노동시장에서 차지하는 비중은 제한적인 데에서 비롯된다. 실제로 2019년 기준으로 노인 일자리 사업의 공공형 일자리가 전체 인구에서 차지하는 비중은 1% 남짓이다. 물론 특정 산업을 중심으로 다른 연령대로의 파급효과가 실제 발생할 수 있다. 실제로 65세 이상 인구와 가장 유사한 특성을 지닐 것으로 예상되는 60~64세 인구집단은 통계적으로 유의하진 않지만 양(+)의 계수가 추정되었다. 하지만 [그림 IV-6]에서 추정된 계수의 표준오차 크기에 근거해 보았을 때, 현재의 표본 규모로는 해당 효과를 정확히 식별할 만한 검정력(power)이 충분하지 않은 것으로 판단된다.

라. 강건성 분석

노인 일자리 사업의 노동시장 영향을 추정한 본 장의 실증분석 결과가 강건한지 확인하기 위해 고용효과를 중심으로 다양한 강건성 분석을 수행하였다. 먼저 비공공형 일자리 감소 결과가 인구 증감에서 비롯된 것이 아닌지 확인하기 위해 인구 변화가 컸던 일부 지자체를 제외하고 이민자 비중을 통

50) 앞선 분석과의 일관성 유지를 위해 종속변수, 설명변수, 도구변수 모두 65세 이상 인구로 나눠주었다. 다만 65세 이상 인구가 아닌 전체 인구로 나눈 변수를 사용하여도 전반적인 결과의 방향성에는 큰 차이가 없었다.

제하였다. 다음으로 대안적인 분석 기간, 분석 지역, 도구변수를 활용하여 공공형 일자리의 고용효과를 재추정하였다.

〈표 IV-11〉 인구 변화가 큰 지자체를 제외하여 추정한 공공형 일자리 증가의 영향

11-19 시군 인구증가율 종속변수: 비공공일자리/11년 인구	>-10% (1)	>0% (2)	>0% (3)	전체 (4)
공공일자리/11년 인구	-0.466** (0.187)	-0.386* (0.208)	-0.386* (0.230)	-0.424** (0.186)
종속변수 '11년 평균	0.260	0.259	0.266	0.268
N	1296	909	738	1449
인구증가율>20% 제외			Y	
공공일자리 소득기준	≤27만	≤27만	≤27만	≤27만
시군 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정×시군특성	Y	Y	Y	Y
연도별 시군 인구 통제				Y

주: 1. 식 (37)의 도구변수를 활용하여 식 (36)을 추정하였음

2. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음

3. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함

4. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

〈표 IV-11〉에서는 본 장에서 추정한 노인 일자리 사업의 고용효과가 인구 변화가 큰 시군에서 비롯된 것이 아닌지 확인하기 위해 인구 감소 폭(증가 폭)이 큰 지자체를 제외하고 공공형 일자리 증가 효과를 재추정하였다. (1)열은 2011년 대비 2019년 인구가 10% 이상 감소한 17개 지자체를 제외하고 추정하였는데, 공공 일자리 증가의 고용효과는 거의 유사한 크기로 추정되었다. (2)열에서는 2011년 대비 2019년 인구가 감소한 60개 지자체를 제외했는데, 역시 유사한 크기의 계수가 추정되었다. (3)열에서는 인구가 감소한 지자체뿐만 아니라 동일 기간 인구가 20% 이상 증가한 19개의 시군을 제외하였으며, 이전과 같은 크기의 고용효과가 추정되었다. 마지막으로 (4)열에서는 전체 지자체를 사용하지만 연도별 로그 시군 인구를 추가적으로 통제했는데, 앞선 분석(〈표 IV-4〉의 (3)열)과 동일한 크기의 공공형 일자리

효과가 추정되었다. 모든 열에서 일관된 결과가 추정되었다는 점에서 본 장에서 추정된 노인 일자리 사업의 부정적인 고용효과는 단순히 인구 변화로 인해 발생한 것은 아닌 것으로 판단된다.

〈표 IV-12〉 외국인 이민자 비중을 통제했을 때의 공공형 일자리 증가의 영향

종속변수: 비공공일자리/11년 인구	OLS(1)	OLS(2)	IV(3)	IV(4)
공공일자리/11년 인구	-0.498*** (0.101)	-0.452*** (0.100)	-0.427** (0.184)	-0.404** (0.195)
1단계 추정식 F값			63.3	57.6
종속변수 '11년 평균	0.268	0.268	0.268	0.268
N	1449	1449	1449	1449
공공일자리 소득기준	≤27만	=27만	≤27만	=27만
시군 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정×시군특성	Y	Y	Y	Y

주: 1. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음

2. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함

3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

또한, 본 장에서 추정한 공공형 일자리 증가의 노동시장 효과가 같은 기간 외국인의 급격한 증가에서 비롯된 것은 아닌지 검토하였다. 〈표 IV-12〉에서는 시군별, 연도별 외국인 이민자 비중을 추가로 통제하여 앞선 패널고정효과 모형을 재추정하였는데, OLS 및 IV 추정치는 외국인 이민자 비중을 통제하지 않은 모형과 대동소이하였다. 이는 고령 노동시장에서의 민간 부문 일자리 감소는 외국인 유입이 아닌 실제 공공형 일자리 증가로 인해 발생했을 가능성이 높음을 시사한다.

〈표 IV-13〉 대안적인 분석 기간을 사용하여 추정한 공공형 일자리 증가의 영향

종속변수: 비공공일자리/11년 인구	2011~2019 (1)	2011~2016 (2)	2017~2019 (3)	2010~2019 (4)
공공일자리/11년 인구	-0.441** (0.186)	-0.397 (0.509)	-0.602* (0.310)	-0.515*** (0.186)
종속변수 시작연도 평균	0.268	0.268	0.366	0.268
N	1449	966	483	1610
공공일자리 소득기준	≤27만	≤27만	≤27만	≤27만
시군 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정×시군특성	Y	Y	Y	Y

주: 1. 식 (37)의 도구변수를 활용하여 식 (36)을 추정하였음

2. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음

3. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함

4. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

〈표 IV-13〉에서는 분석 기간을 달리하여 노인 일자리 사업의 고용효과를 분석하였는데, 분석 기간과 관계없이 대체로 부정적인 고용효과가 나타났다. (1)열은 지금까지의 분석과 동일하게 2011~2019년을 분석 기간으로 설정하였다. 다음으로 (2)열과 (3)열에서는 공익활동비가 20만원이었던 2011~2016년과 활동비가 27만원이었던 2017~2019년의 추정 계수를 각각 제시하였다. 분석 결과 (1)~(3)열 모두 전반적으로 유사한 크기의 부정적인 일자리 효과가 추정되었다. 다만 공익활동 활동비가 상승했던 2017년 이후 통계적으로 유의한 차이는 아니지만 더 큰 부정적인 효과가 추정되었다. (4)열에서는 코로나19의 영향을 받았던 2020년 자료까지 포함하여 분석하였는데, 부정적인 고용효과의 크기는 2020년 자료를 제외한 (1)열과 유사한 것으로 나타났다.

〈표 IV-14〉 1년 전 설명변수를 활용하여 추정한 공공형 일자리 증가의 영향

종속변수: 비공공일자리/11년 인구	OLS(1)	OLS(2)	IV(3)	IV(4)
1년 전 공공일자리/11년 인구	-0.423*** (0.106)	-0.366*** (0.111)	-0.521** (0.258)	-0.467* (0.275)
1단계 추정식 F값			50.7	45.5
종속변수 '11년 평균	0.268	0.268	0.268	0.268
N	1288	1288	1288	1288
공공일자리 소득기준	≤27만	=27만	≤27만	=27만
시군 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정×시군특성	Y	Y	Y	Y

- 주: 1. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음
 2. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함
 3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

또한, 〈표 IV-14〉에서는 공공형 일자리 증가의 노동시장 효과가 시차를 두고 발생할 가능성이 있다는 점을 고려하여 설명변수와 도구변수의 과거 시차변수(lag variable)를 사용하였다. 구체적으로, t 년도가 아닌 $t-1$ 년도의 공공형 일자리 증가가 t 년도의 비공공형 일자리에 미치는 영향을 추정하였다.⁵¹⁾ 〈표 IV-14〉의 추정 결과에서 확인할 수 있듯이, 공공형 일자리가 비공공형 일자리에 미치는 효과는 과거 시차변수를 사용해도 큰 차이가 없었다.

51) 과거 시차변수를 사용할 경우 2011년 자료는 분석에서 제외된다.

〈표 IV-15〉 공공형 일자리 증가의 지자체 종류별 영향

종속변수: 비공공일자리/11년 인구	전체 (1)	기초시군 (2)	기초시 (3)	기초군 (4)
1년 전 공공일자리/11년 인구	-0.444** (0.200)	-0.227 (0.226)	-0.366* (0.211)	0.253 (0.849)
1단계 추정식 F값	64.9	53.4	39.2	9.0
종속변수 '11년 평균	0.268	0.307	0.258	0.448
N	1449	1386	693	693
공공일자리 소득기준	≤27만	≤27만	≤27만	≤27만
시군 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y
연도 고정×시군특성	Y	Y	Y	Y
연도 고정×지자체 종류 고정효과	Y	Y	Y	Y

주: 1. 식 (37)의 도구변수를 활용하여 식 (36)을 추정하였음

2. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음

3. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함

4. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

다음으로 〈표 IV-15〉에서는 분석 대상 시군을 다르게 하여 노인 일자리 사업의 고용효과를 추정하였다. 특히 지자체 종류별로 고령자 노동시장의 추세가 상이할 수 있다는 점을 고려하여 특별시·광역시, 시, 군으로 나누어 분석하였다. (1)열에서는 모든 시군을 대상으로 추정하되 추가로 지자체 종류 고정효과(특별시·광역시, 시, 군)를 연도 고정효과와 교호하여 통제하였다. 추정 결과, 해당 고정효과가 없었던 〈표 IV-4〉의 (3)열과 거의 유사한 크기의 고용효과를 확인할 수 있었다. (2)열에서는 특별시·광역시를 제외하여 시군을 대상으로만 추정하였는데, 일자리에 미치는 부정적인 효과는 줄어들었으며 통계적 유의성이 사라졌다. 다만 (1)열과 (2)열의 추정 계수 사이에 통계적으로 유의미한 차이는 존재하지 않았다. (3)열과 (4)열에서는 각각 기초시와 기초군을 대상으로 추정하였는데, 기초시의 경우 전체 지자체를 대상으로 한 것과 유사한 효과가 추정되었다. 반면 인구가 적은 기초군의 경우 표준오차가 상당히 큰 양(+)의 계수가 추정되어 기초군에 한정된 효과에 대해서는 명확한 결론을 내리기가 어렵다.

〈표 IV-16〉 플라시보 분석: 2010년 노령 인구 비중과 비공공형 일자리의 변화

종속변수: (비공공일자리/11년 인구)의 격차	2008~ 2009 (1)	2008~ 2010 (2)	2011~ 2012 (3)	2011~ 2013 (4)	2011~ 2019 (5)
2010년 65세 인구 비중	-0.003 (0.021)	0.005 (0.021)	-0.030 (0.023)	-0.012 (0.029)	-0.050 (0.035)
N	161	161	161	161	161
시군특성 통제	Y	Y	Y	Y	Y

주: 1. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음

2. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함

3. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

마지막으로 〈표 IV-16〉와 〈표 IV-17〉에서는 본 장에서 사용한 도구변수 추정 방법의 타당성을 검증하였다. 우선 〈표 IV-16〉에서는 플라시보 분석의 하나로 도구변수에서 사용된 2010년의 노령인구 비중과 2010년 이전 비공공형 일자리 증가율 간 상관관계가 있는지 분석하였다. Goldsmith-Pinkham et al.(2020)에서 지적한 바와 같이, 본 연구에서 사용한 바틱방식의 도구변수가 타당하기 위해선 바틱 도구변수를 구성하는 기준연도의 시도 내 시군별 노인인구 비중(shares)이 외생적이어야 한다. 이를 확인하기 위해 〈표 IV-16〉에서는 2010년 시도 내 시군별 65세 인구 비중을 독립변수로 하고, 비공공형 일자리의 연도별 격차를 종속변수로 하는 회귀식을 추정하였다. (1)열과 (2)열에서는 2010년 이전 비공공형 일자리 변화를, (3)~(5)열에서는 2010년 이후 비공공형 일자리의 변화에 초점을 맞추고 있다. 분석 결과 2010년 지역별 노인인구 비중은 2008~2009년 및 2008~2010년 사이의 비공공형 일자리 증가와 큰 연관성이 없는 것으로 나타났다. 이는 본고에서 사용하는 도구변수가 외생성 조건을 일정 부분 만족하고 있음을 시사한다.

〈표 IV-17〉 대안적인 도구변수를 사용하여 추정한 공공형 일자리 증가의 영향

종속변수: 비공공일자리/11년 인구	공공형 배정량 (1)	공공형 수행량 (2)	전체 배정량 (3)	전체 수행량 (4)	전체 목표량 (5)
공공일자리/11년 인구	-0.441** (0.186)	-0.444** (0.193)	-0.410* (0.239)	-0.455* (0.251)	-0.795*** (0.233)
1단계 추정식 F값	62.7	60.9	17.1	31.2	35.7
종속변수 '11년 평균	0.268	0.268	0.268	0.268	0.268
N	1449	1449	805	805	805
공공일자리 소득기준	≤27만	≤27만	≤27만	≤27만	≤27만
연도지×지자체 종류 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
시군 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y
연도 고정×시군특성	Y	Y	Y	Y	Y

주: 1. 각기 다른 도구변수를 활용하여 식 (36)을 추정하였음
 2. () 안은 표준오차로 시군 단위에서 군집하였음
 3. 2011년 65세 이상 인구를 가중치로 사용함
 4. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 자료를 활용하여 저자 작성

또한, 〈표 IV-17〉에서는 다양한 방법으로 ‘예측된’ 공공형 일자리 도구변수를 구성한 후 노인 일자리 사업의 효과를 재추정하였는데, 고용효과의 방향성은 일관되게 유지되었다. 도구변수는 65세 이상 인구 비율인 비중(share) 부분과 시도별 공공형 일자리 배정량인 성장(growth) 부분으로 나눌 수 있는데, 본 분석에서는 성장 부분을 여러 방식으로 정의하였다. (1)열은 지금까지의 분석과 동일하게 공공형 일자리의 시도별 배정량을 사용하였다면 (2)열에서는 공공형 일자리의 실제 시도별 수행량을 사용하였다. 또한 (3)열과 (4)열에서는 공공형 일자리에 국한하지 않고 사회서비스형 및 민간형 일자리까지 모두 포함한 전체 노인 일자리 수의 배정량 및 수행량 자료를 사용하였다. 분석 결과 (1)~(4)열 모두 거의 유사한 크기의 도구변수 계수가 추정되었다.

다음으로 〈표 IV-17〉의 (5)열에서는 도구변수 구성 시 전체 노인 일자리의 ‘목표량’을 사용하였는데, 이는 승인된 사업의 총량(지자체 자체예산 추진

사업분도 포함)을 의미하는 배정량과는 다소 상이한 개념이다.⁵²⁾ 노인 일자리 사업 목표량은 지자체별로 노인 일자리 사업량이 배정되기 이전에 설정되었기 때문에 지자체의 경제 상황과는 더 독립적일 순 있지만, 실제 추진 실적을 반영하는 설명변수와의 관계는 다소 약할 수 있다. 실제로 1단계 추정식(first-stage regression)의 F값은 공공형 일자리 배정 사업량을 사용한 기존의 도구변수(1)열보다 낮았다. (5)열에서 이러한 노인 일자리 목표량 도구변수를 사용하여 추정하였음에도 앞선 분석과 동일하게 공공형 일자리의 부정적 효과를 확인할 수 있었으며, 추정 계수의 크기는 (1)~(4)열보다 커졌다. 종합하자면, 어떤 도구변수를 사용하는지에 따라 추정 계수의 크기는 일부 차이가 있었지만 공공형 일자리가 비공공형 일자리 감소로 이어진다는 결론은 일관되게 유지되었다.

4. 소결

본 장의 분석 결과를 종합하면 노인 일자리 사업으로 인해 고령자 노동시장에서의 노동공급이 줄어드는 구축효과(crowding-out effect)가 일부 발생한 것으로 판단된다. 구체적으로 공공형 일자리가 한 개 증가할 때 민간 부문 비공공형 일자리 종사자는 0.4명 감소하였다. 또한 공공형 일자리 참여자를 포함한 고령 노동자의 평균 노동시간 및 임금은 감소하였다. 반면에 민간 노동시장에서 노동공급이 감소함으로써 비공공형 일자리 종사자의 임금은 증가하는 현상이 나타났다.

이러한 노인 일자리 사업의 노동시장 효과는 인구 집단별로 상당히 이질적이었다. 65세 이상 노령인구 중에서도 연령이 낮을수록 비공공형 일자리 종사자가 더 많이 감소하였고, 여성의 비공공형 일자리 종사자 감소 폭이 남성의 감소 폭을 상회하였다. 또한 교육수준이 상대적으로 낮은 대졸 미만 비공공형 일자리 종사자를 중심으로 부정적인 고용효과가 발생하였다. 종사

52) 공공형 일자리에 한정된 시도별 목표량 자료는 존재하지 않는다.

상 지위별로는 상용직 및 자영업자 위주로 감소하였으며, 산업별로는 농림 어업, 도소매업, 사업 지원 및 임대 서비스업을 중심으로 비공공형 일자리가 줄어들었다.

이와 같이 노인 일자리 사업이 65세 이상 고령자 노동시장에 상당한 영향을 미쳤기 때문에 타 연령대 노동시장에도 일부 파급효과가 있을 수 있다. 하지만 표본 규모의 한계로 인해 검정력이 충분하지 않아 실증분석에서는 해당 파급효과를 정확하게 식별할 수는 없었다. 후속 연구에서 고용보험 DB 등 전수자료를 사용할 수 있다면 노인 일자리 사업이 타 연령대 노동시장에 미치는 파급효과를 보다 정확히 추정할 수 있을 것으로 판단된다.

다만, 노인 일자리 사업으로 인해 민간 부문의 일자리가 감소했다라고 고령층의 전반적인 후생은 증가했을 수 있다. 노인 일자리 사업 종사자가 비공공형 일자리 대신 공공형 일자리를 선택했다는 것은 공공형 일자리가 비공공형 일자리에 비해 높은 효용을 준다는 것을 방증한다. 실제로 공공형 일자리의 공익활동 활동비는 비공공형 일자리의 평균적인 월 급여보다는 상당히 낮지만, 시간당 임금으로 환산했을 때는 공공형 일자리와 비공공형 일자리가 큰 차이가 없다. 특히, 고졸 미만의 저숙련 노동자의 경우 공익활동의 시간당 임금이 비공공형 일자리보다 오히려 높았다. 따라서 일부 고령 노동자는 노동강도, 노동시간, 임금 등 여러 방면에서 공공형 일자리를 더 선호할 수 있다. 그뿐만 아니라, 여러 선행연구에서 노인 일자리 사업의 건강증진 및 의료비 절감 효과를 제시하고 있으며, 이 또한 고령층의 후생을 증가시키는 요인으로 작용할 것이다.

그럼에도 불구하고 노인 일자리 사업이 민간 부문의 일자리를 줄일 수 있다는 점을 정책 설계 및 평가 과정에서 고려할 필요가 있다. 노인 일자리 관련 선행연구에서 노인 일자리 사업에 대한 비용-편익 분석이 다수 이루어졌지만, 민간 부문 일자리 감소로 발생할 수 있는 비용이 충분히 반영되지 못한 측면이 있다. 따라서 민간 노동시장에 미치는 파급효과를 반영한 후에도 노인 일자리 사업이 타 사업과 비교했을 때 비용 대비 더 큰 효과를 내었는지에 대한 검토가 요구된다. 아울러 민간 노동시장에 미치는 구축효과

를 줄이기 위한 여러 정책 대안을 고민해 볼 수 있다. 예를 들어, 비공공형 일자리 감소효과가 노동시장 참여율이 높은 70세 미만에서 큰 것으로 나타났다는 분석 결과에 근거하여 현재 65세로 설정된 공익활동 연령 기준을 상향하는 방안을 검토해볼 수 있을 것이다.

V. 결론 및 시사점

노인 빈곤율이 해외 주요국 대비 현저히 높고 전체 인구 대비 노인 인구 비중이 꾸준히 증가하고 있는 상황에서, 복지 사업의 성격을 지닌 노인 일자리 사업이 지속적으로 확대되고 있다. 노인 일자리 사업의 양적 확대에 따라 노동시장 전반에 미치는 영향도 상당할 것으로 예상해볼 수 있는데, 복지 사업의 성격이 강조되는 노인 일자리 사업의 특성상 해당 사업이 노동시장에 미치는 영향에 대한 분석은 현재까지 미미한 편이었다. 이에 본 연구에서는 노인 일자리 사업이 고령자의 비공공형 일자리 취업률 및 임금에 미치는 영향을 엄밀히 분석하는 한편, 신중년 및 청년층의 고용과 임금에 미치는 영향 역시 구체적으로 살펴보고자 하였다.

노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향을 종합적으로 분석하기에 앞서 노인 일자리 사업 운영의 타당성 내지 적절성을 간접적으로 평가하기 위하여 본 연구는 고령층의 노동시장 내 동화에 대한 분석을 우선적으로 수행하였다. 구체적으로 「경제활동인구조사」를 활용함으로써 고령층의 실업률 변동 및 변화에 노동시장 이행 경로들이 기여한 정도에 대한 엄밀한 평가를 시도하였는데, 55~64세 고령층의 실업률 변동은 대체로 실직률에 의해, 반면 65~74세 고령층의 실업률 변동은 대체로 구직률에 의해 주도됨을 발견하였다. 나아가 2014년 이후 코로나19 발생 전까지 65~74세 고령층의 실업률 상승은 구직률 하락에 의해, 2020년 하반기부터 최근까지의 실업률 하락은 실직률 하락에 의해 주도되었음을 추가로 밝혀내었다. 따라서 55~64세 고령층의 실업률 완화를 위해서는 일자리 유지 지원책이, 65~74세 고령층의 실업률 완화를 위해서는 구직활동 지원책이 더 효과적일 수 있다는 시사점이 도출된 셈인데, 이에 따라 현재 65세 이상 고령층을 주 대상으로 삼는 노인 일자리 사업 운영의 타당성이 일정 수준 이상 인정되는 것으로 평가할

수 있다.

한편 노인 일자리 사업이 노동시장에 미친 영향에 대한 실증분석 결과, 해당 사업으로 인한 고령자 노동시장에서의 노동공급 감소가 일부 목격되었다. 구체적으로 공공형 일자리가 1개 증가할 때 민간 부문의 비공공형 일자리 종사자는 0.4명 감소한 것으로 추정되었다. 이에 따라 비공공형 일자리 종사자의 임금은 증가된 것으로 나타났는데, 공공형 일자리 참여자를 포함한 고령 노동자의 평균 노동시간 및 임금은 감소한 것으로 분석되었다. 나아가 노인 일자리 사업이 타 연령대 노동시장에 미쳤을 파급효과에 대한 분석 역시 추가로 시도되었으나, 표본 규모 등의 한계로 해당 효과를 정확히 식별하기는 어려운 것으로 확인되었다. 이에 고용보험 DB 등을 활용하는 후속연구를 통해 노인 일자리 사업이 타 연령대 노동시장에 미치는 파급효과에 대한 분석이 보다 엄밀히 수행될 수 있기를 기대한다.

이상의 분석 결과들로부터 65세 이상 고령층을 대상으로 하는 일자리 사업 운영의 타당성은 인정되나, 해당 사업 운영으로 인하여 민간 노동시장에서 구축효과가 나타날 여지가 있음을 확인하였다. 특히 민간 부문에서의 일자리 감소효과는 노동시장 참여율이 상대적으로 높은 70세 미만에서 두드러지게 나타났는데, 만일 노인 일자리 사업을 운영하는 과정에서 민간 부문에서의 일자리 감소 최소화를 목표로 삼고자 한다면 현재 65세로 설정되어 있는 공익활동 연령 기준의 상향을 검토해볼 수 있을 것이다. 다만 노인 일자리 사업의 궁극적인 운영 목표가 고령층의 후생 증가일 경우, 노인 일자리 사업 참여로 인하여 기대될 수 있는 건강 증진 및 의료비 절감 등의 효과까지 종합적으로 고려하는 가운데 공익활동 연령 기준 조정의 타당성을 신중하게 검토해야 할 것이다.

한편 노인 빈곤과 고령화 문제에 직면하고 있는 상황에서 노인 일자리 사업이 상당 기간 지속됨은 물론 양적·질적 확대까지 동반될 것으로 예상해볼 수 있다. 따라서 향후 노인 일자리 사업의 중장기적 운영방향을 신중히 고민하여 설정할 필요가 있는데, 해당 과정에서 노인 일자리 사업이 노동시장과 경제 전반에 미칠 직접효과와 간접효과 모두 종합적으로 고려될 필요

가 있다. 즉, 노인 일자리 사업의 양적 확대를 추진하고자 할 경우 해당 확대 추진 정책이 고령층 노동시장은 물론 다른 연령대 노동시장에 미칠 간접적 영향까지 종합적인 관점에서 평가하는 절차가 사전적으로 필요할 것이다. 또한 충분한 사전평가를 거쳐 정책이 확대 운영된 이후에는 실제 발현된 영향에 대한 사후적 평가를 거쳐 사업의 운영방향을 지속적으로 수정·보완해 나가는 과정이 안정적으로 정착되어야 할 것이다.

참고문헌

- 강소량, 「노인 일자리 사업의 사회·경제적 효과 연구」, 『정책분석평가학회보』, 제26권 제1호, 2016, pp. 109~138.
- 강은나·백혜연·김영선·오인근·배혜원, 『2017 노인일자리 정책효과 분석 연구』, 한국노인인력개발원·한국보건사회연구원, 2017.
- 고호태, 「비용편익분석을 통한 노인 일자리 사업의 경제적 효과성 연구」, 『노인복지연구』, 통권 제58호, 2012, pp. 61~88.
- 김문정·김진·백혜연·김가원·박병현·성경하, 『2021 노인 일자리 사업 정책효과 분석 연구』, 한국노인인력개발원, 2021.
- 김양진, 「고령자 정책의 효과성 논의: 노인 일자리 사업 중심으로」, 『의정논총』, 제14권 제1호, 2019, pp. 111~136.
- 김영선·강은나, 「노인 일자리 사업의 건강 효과성 분석 - Propensity Score Matching 중심으로 -」, 『한국자치행정학보』, 제25권 제3호, 2011, pp. 419~435.
- 김지운, 『청년 실업의 원인에 대한 연구: 노동시장 이행 경로 분석을 중심으로』, 한국개발연구원, 2019.
- 문수열, 「노인 일자리 참여만족도가 일자리 참여 지속에 미치는 영향」, 『인문사회 21』, 제13권 제3호, 2022, pp. 1013~1025.
- 박경하·김문정·김수린·배재운, 『2019년 노인일자리 및 사회활동 지원사업 실태조사』, 한국노인인력개발원, 2019.
- 보건복지부, 『2021년 노인일자리 및 사회활동 지원사업 운영안내』, 2021.
- _____, 「2023년 노인일자리 및 사회활동 지원사업 12월 5일부터 신청하세요!」, 보도자료, 2022. 12. 5.
- _____, 『2023년 노인일자리 및 사회활동 지원사업 운영안내』, 2023.

- 손병돈·이원진·한경훈, 『노인일자리가 노인빈곤 완화에 미치는 영향 연구』, 한국노인인력개발원, 2019.
- 이석민, 「노인 일자리 사업이 노인가구의 소득과 소비에 미치는 영향-계량경제학·통계적 정책평가방법 접근-」, 『한국정책학회보』, 제21권 제4호, 2012, pp. 259~284.
- 이석원·임재영, 「노인 일자리 사업의 연차별 의료비 절감효과」, 『한국행정학회보』, 제41권 제4호, 2007, pp. 387~413.
- 이준우·이현아·박종미·배수문, 「노인 일자리 사업의 유형별 비용-편익 분석: 경기도 사업을 중심으로」, 『한국사회복지행정학』, 제17권 제3호, 2015, pp. 57~84.
- 이지혜·황남희, 「노인 일자리 사업이 노인가구의 경제적 생활수준에 미치는 영향 분석: 소득과 소비 변화를 중심으로」, 『보건사회연구』, 제39권 제1호, 2019, pp. 11~38.
- 장한익·원광해, 「고령인구 변화가 지역경제에 미치는 영향」, 『경제연구』, 제39권 제3호, 2021, pp. 3~35.
- 조강철·이중하, 「고령층 고용률 상승요인 분석-노동 공급을 중심으로-」, 『조사통계월보』, 제76권 제10호, 2022, pp. 3~16.
- 조희평, 「고령자 노동시장에서의 노인 일자리 사업의 역할」, 『재정포럼』, 통권 제305호, 2021, pp. 36~62.
- 지은정·김태완·최보라·최지현, 『시장자립형 노인 일자리 사업 정책효과 분석 I-참여노인을 중심으로』, 한국노인인력개발원, 2014.
- 한국노인인력개발원, 『노인일자리 및 사회활동 지원사업 통계 동향』, 각 연도.
- Aldan, A., "The multiplier effect of public employment on formal employment in the private sector: Evidence from Turkey," *Review of Development Economics*, 25(2), 2021, pp. 1016~1031.
- Bartik, T. J., *Who benefits from state and local economic development policies?*, W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 1991.

- Behar, A. and J. Mok, “Does public-sector employment fully crowd out private-sector employment?” *Review of Development Economics*, 23(4), 2019, pp. 1891~1925.
- Caliendo, M., R. Hujer, and S. L. Thomsen, “The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany: A Microeconometric Evaluation,” IZA DP No. 1512, 2005.
- Faggio, G. and H. Overman, “The effect of public sector employment on local labour markets,” *Journal of Urban Economics*, 79, 2014, pp. 91~107.
- Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift, “Bartik instruments: What, when, why, and how,” *American Economic Review*, 110(8), 2020, pp. 2586~2624.
- Hujer, R., M. Caliendo, and S. L. Thomsen, “New evidence on the effects of job creation schemes in Germany—a matching approach with threefold heterogeneity,” *Research in Economics*, 58(4), 2004, pp. 257~302.
- Orfao, G. and M. A. Malo, “Are active labour market policies effective for the older unemployed? A meta-evaluation,” *Ageing & Society*, 2021, pp. 1~21.
- Ranzani, M. and M. Tuccio, “The impact of public employment on labour market performance: Evidence from African countries,” *Applied Economics Letters* 24(5), 2017, pp. 298~301.
- Shimer, R., “Reassessing the Ins and Outs of Unemployment,” *Review of Economic Dynamics*, 15(2), 2012, pp. 127~148.
- Sianesi, B., “Swedish active labour market programmes in the 1990s: Overall effectiveness and differential performance,” IFS Working Papers, No. 02/03, 2002.
- _____, “Differential effects of active labour market programs for the un-

- employed,” *Labour Economics*, 15(3), 2008, pp. 370~399.
- Stock, J. H., J. H. Wright, and M. Yogo, “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(4), 2002, pp. 518~529.
- van Ours, J. C., “The locking-in effect of subsidized jobs,” *Journal of Comparative Economics*, 32(1), 2004, pp. 37~55.
- Wandner, S. A., D. E. Balducci, and C. J. O’Leary, “Public Employment Policy for an Aging Workforce,” *Gerontology & Geriatric Medicine*, 4, 2018, pp. 1~13.
- Wunsch, C. and M. Lechner, “What Did All the Money Do? On the General Ineffectiveness of Recent West German Labour Market Programmes,” *KYKLOS*, 61(1), 2008, pp. 134~174.

통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연월.
 _____, 「지역별고용조사」, 각 연도 하반기.

대한민국 정책브리핑, 「내년 노인일자리 14만 7000개 ‘더’ 확대…총 103만 개 제공」, 2023. 11. 28., <https://www.korea.kr/news/policyNewsView.do?newsId=148923165&pWise=Letter>, 검색일자: 2023. 12. 14.

미국 인구 조사국(United States Census Bureau), 「X-13ARIMA-SEATS Seasonal Adjustment Program」, <https://www.census.gov/data/software/x13as.html>, 검색일자: 2023. 7. 1.

부록: 선행연구

1. 국내연구

가. 만족도, 소득, 지출

연구자	연구 제목	주요 내용
손병돈·이원진· 한경훈 (2019)	『노인일자리가 노인빈곤 완화에 미치는 영향 연구』, 한국노인인력개발원	<ul style="list-style-type: none"> - (연구목적) 노인 일자리 사업의 개선이 노인빈곤 완화에 어떠한 영향을 미치는지 분석함으로써 노인일자리가 노인빈곤 완화에 기여할 수 있는 정책 대안을 모색 - (분석자료) 한국복지패널 13차, 가계동향조사, 가계금융복지조사 등 - (분석방법) 노인빈곤의 실태조사, 노인 일자리의 확대가 노인빈곤 완화에 어느 정도 효과가 있는지 시뮬레이션 분석 <ul style="list-style-type: none"> • (성과변수) 빈곤지표(빈곤율, 빈곤갭, 빈곤갭비율) - (분석결과) 노인 일자리 사업 참여 대상자 확대 방안 중 가장 많은 참여대상자 확대 방안인 100만명 확대안은 전체 노인의 약 1/5이 노인 일자리의 영향을 받음. 노인 일자리 사업 활동비를 인상하는 개선방안은 사업참여 가구 노인의 빈곤 완화에 상당한 효과가 있음. 노인 일자리 사업의 활동비 인상과 대상자 확대가 함께 이루어질 때 노인 일자리 사업은 노인빈곤 완화에 일정 정도 효과가 있음
이지혜·황남희 (2019)	「노인 일자리 사업이 노인가구의 경제적 생활수준에 미치는 영향 분석: 소득과 소비 변화를 중심으로」, 『보건사회연구』, 제39권 제1호, pp. 11~38	<ul style="list-style-type: none"> - (연구목적) 노인 일자리 사업에 지속적으로 참여한 가구들의 경제적 상태가 개선되었는지, 나아가 빈곤에서 탈출할 정도로 경제적 지위가 이동하는 효과가 있었는지를 살펴보고자 함 - (분석자료) 한국복지패널조사(KOWEPS) 2011~2016년 - (분석방법) 패널확률효과 모형과 다항로지트 모형 <ul style="list-style-type: none"> • (성과변수) 근로소득, 사적이전소득, 경상소득, 소비지출, 경제적 지위 이동(유지, 개선, 악화) • (독립변수) 노인 일자리 사업 지속 참여 여부(분석

연구자	연구 제목	주요 내용
		<p>기간 중에서 4년 이상 노인 일자리 사업에 참여했거나 최근 3년간 연속적으로 노인 일자리 사업에 참여 = 1)</p> <p>- (분석결과) 노인 일자리 사업의 지속 참여가 경제적 상태를 개선시키지는 못하나 경제적 지위가 악화될 가능성은 낮춤</p>
강소량 (2016)	「노인 일자리 사업의 사회·경제적 효과 연구」, 『정책분석평가 학회보』, 제26권 제1호, pp. 109~138	<p>- (연구목적) 노인 일자리 사업이 은퇴 이후 노인들의 소득창출 및 사회참여를 높이는 데 어느 정도 기여하고 있는지 평가</p> <p>- (분석자료) 한국복지패널조사(KOWEPS) 2013~2014년</p> <p>- (분석방법) 성향점수매칭(PSM)과 결합한 이중차분 분석(DID)</p> <ul style="list-style-type: none"> 노인 일자리 사업 참여 여부를 종속변수로 하여 성향점수를 추정 후 매칭을 통해 처치집단과 통제집단을 구성한 다음 이중차분 분석을 수행 (성과변수) 가족관계 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 근로소득, 사적이전소득 <p>- (분석결과) 노인 일자리 사업은 참여노인의 근로소득을 증가시키는 데 기여하나, 사회적 친분관계 만족도 및 가족관계 만족도의 증진, 사적이전소득의 감소에는 기여하지 못함</p>
지은정·김태완·최보라·최지현 (2014)	『시장자립형 노인 일자리 사업 정책효과분석 I - 참여노인을 중심으로』, 한국노인인력개발원	<p>- (연구목적) 시장자립형사업은 정부 재정이 투입되었기 때문에 정책평가에 대한 필요성이 큼. 이에 심리사회적 효과, 건강효과, 경제적 효과 측면에서 정책효과를 분석함</p> <p>- (분석자료) 2013년 기준 시장자립형사업에 참여했던 노인들 중 표본 추출 설문조사</p> <p>- (분석방법) 각 유형별 평균 차이 비교, 사업 참여 전후 비교</p> <ul style="list-style-type: none"> (성과변수) 심리상태, 사회참여, 사회관계, 전반적인 건강상태 등, 소득, 지출, 빈곤지수 등 <p>- (분석결과) 시장자립형사업 참여노인의 심리사회적 지표와 사업 참여 전후를 비교한 결과 일반 노인보다 높고 사업 참여 전보다 높게 나타남. 건강상태를 보면 건강하다는 응답이 현저히 높은 것으로 나타남. 사업참여 후 절대빈곤율은 크게 감소하지만 상대빈곤율은 크게 감소하지 않고 우리나라 노인의 전체 빈곤율보다도 다소 높게 나타남</p>
이석민 (2012)	「노인 일자리 사업이 노인가구의 소득과 소비에 미치는 영향 -계량경제학·통계적	<p>- (연구목적) 노인의 빈곤문제를 해결하기 위한 노인 일자리 사업이 실제로 어떠한 정책효과를 산출하고 있는지 평가</p> <p>- (분석자료) 한국복지패널조사(KOWEPS) 2009~</p>

연구자	연구 제목	주요 내용
	정책평가방법 접근-, 『한국정책학회보』, 제21권 제4호, pp. 259~284	<p>2012년</p> <ul style="list-style-type: none"> - (분석방법) 이중차분분석 및 고정효과분석, 성향점수가중분석 및 매칭 이중차분분석 • (성과변수) 근로소득, 가처분소득, 소비지출 • (독립변수) 노인일자리참여 여부(이전연도에는 사업 참여가 없지만 다음 해에 참여 = 1) - (분석결과) 노인 일자리 사업은 소득과 소비에 긍정적인 정책적 효과를 발생시키지 못하는 것으로 나타남 • 노인일자리 참여가 근로소득과 가처분소득에는 부정적인 영향을 주고 있고, 소비지출에는 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났으나 모두 통계적으로 유의미하지 않음

자료: 표의 선행연구를 바탕으로 저자 정리

나. 건강상태, 의료비

연구자	연구 제목	주요 내용
김영선 · 강은나 (2011)	「노인 일자리 사업의 건강 효과성 분석 -Propensity Score Matching 중심으로-, 『한국자치행정학보』, 제25권 제3호, pp. 419~435	<ul style="list-style-type: none"> - (연구목적) 2004년부터 실시해 온 노인 일자리 사업이 보충적 소득보장과 사회참여 이외에 노인의 신체적·정신적 건강 증진에 어떠한 영향을 미치는지 규명 - (분석자료) 한국복지패널조사(KOWEPS) 2008~2009년 - (분석방법) 성향점수매칭(PSM) <ul style="list-style-type: none"> • 노인 일자리 사업 참여 여부를 종속변수로 하여 성향점수를 추정 후 매칭 • (성과변수) 주관적 건강상태, 보건의료비, 우울 - (분석결과) 노인 일자리 사업은 노인의 보건의료비 지출 감소에 유의미한 효과가 있는 것으로 나타났으나 주관적 건강상태나 정신건강 측면에서는 유의미한 효과가 발견되지 않음
이석원 · 임재영 (2007)	「노인 일자리 사업의 연차별 의료비 절감효과, 『한국행정학보』, 제41권 제4호, pp. 387~413	<ul style="list-style-type: none"> - (연구목적) 노인 일자리 사업이 취업 노인의 건강상태를 개선하여 실질적으로 의료비를 절감하는 효과가 존재하는지 실증적으로 검증하기 위해 수행 - (분석자료) 노인들의 의료비 데이터베이스(건강보험심사평가원 구축), 노인 일자리 사업 실태조사 데이터베이스(한국노인인력개발원 구축) 2001~2006년 - (분석방법) 순차적 설계를 도입한 회귀분석(코호트, 시간, 연령효과 통제) <ul style="list-style-type: none"> • 노인 일자리 사업에 최초로 참여한 연도를 기준

연구자	연구 제목	주요 내용
		<p>으로 코호트를 분류(2004년, 2005년, 2006년)</p> <ul style="list-style-type: none"> • (성과변수) 의료비, 입내원일수, 진료일수 • (독립변수) 기준시점 이후 일자리사업 참여 여부, 일자리사업 참여 후 특정 기간(1년, 2년, 3년) 경과 여부, 일자리사업에 참여한 개월 수 <p>- (분석결과) 노인 일자리 사업에 참여한 노인들의 경우 참여하지 않은 노인들에 비하여 연간 18만 7,817원의 의료비를 덜 지출하며, 건강상태가 좋지 않은 노인에게서 효과가 더 큰 것으로 나타남</p>

자료: 표의 선행연구를 바탕으로 저자 정리

다. 비용-편익

연구자	연구 제목	주요 내용					
이준우 · 이현아 · 박종미 · 배수문 (2015)	「노인 일자리 사업의 유형별 비용-편익 분석: 경기도 사업을 중심으로」, 『한국사회복지행정학』, 제17권 제3호, pp. 57~84	<p>- (연구목적) 노인 일자리 사업의 경제적 효과성을 검증</p> <p>- (분석자료) 2013년 1월 1일~12월 31일 1회계연도에 걸쳐 수행된 경기도 노인 일자리 사업 관련 비용 및 편익 자료</p> <p>- (분석방법) 노인 일자리 사업 유형별 참여자, 비참여자, 사회전체 입장에서 비용편익분석을 실시</p>					
		<table border="1"> <tr> <td rowspan="2">비참여자</td> <td>비용</td> <td>사업비, 참여자 지급 인건비, 행정비용</td> </tr> <tr> <td>편익</td> <td>매출액, 의료비 절감, 조세수입 증가</td> </tr> </table>	비참여자	비용	사업비, 참여자 지급 인건비, 행정비용	편익	매출액, 의료비 절감, 조세수입 증가
		비참여자		비용	사업비, 참여자 지급 인건비, 행정비용		
			편익	매출액, 의료비 절감, 조세수입 증가			
<table border="1"> <tr> <td rowspan="2">참여자</td> <td>비용</td> <td>관련 지출</td> </tr> <tr> <td>편익</td> <td>참여자 지급 인건비, 의료비 절감액</td> </tr> </table>	참여자	비용	관련 지출	편익	참여자 지급 인건비, 의료비 절감액		
참여자		비용	관련 지출				
	편익	참여자 지급 인건비, 의료비 절감액					
<table border="1"> <tr> <td rowspan="2">사회 전체</td> <td>비용</td> <td>비참여자 비용 + 참여자 비용</td> </tr> <tr> <td>편익</td> <td>비참여자 편익 + 참여자 편익</td> </tr> </table> <p>- (분석결과) 공공분야와 민간분야 노인 일자리 사업 모두 순편익이 발생, 비참여자 입장에서는 시장형 사업이, 참여자 및 사회 전체 입장에서는 인력파견형 사업이 경제적 우위에 있는 것으로 나타남</p>	사회 전체	비용	비참여자 비용 + 참여자 비용	편익	비참여자 편익 + 참여자 편익		
사회 전체		비용	비참여자 비용 + 참여자 비용				
	편익	비참여자 편익 + 참여자 편익					
고호태 (2012)	「비용편익분석을 통한 노인 일자리 사업의 경제적 효과성 연구」, 『노인복지연구』, 통권 제58호, pp. 61~88	<p>- (연구목적) 노인 일자리 사업의 비용뿐만 아니라 산출되는 편익을 종합하여 노인 일자리 사업의 경제적 효과를 살펴보는 것이 중요함</p> <p>- (분석자료) 2011년 송파구 노인 일자리 사업 사업별 운영현황 자료 및 송파구 노인 일자리 사업 참여자 및 실무자 설문조사</p>					

연구자	연구 제목	주요 내용															
		<p>- (분석방법) 비참여자(정부 또는 납세자), 참여자(노인 일자리 사업 참여자), 사회 전체(참여자 및 비참여 자 모두) 입장으로 나누어 비용편익분석을 수행</p> <table border="1"> <tr> <td rowspan="2">비참여자</td> <td>비용</td> <td>사업비, 참여자 지급 인건비, 행정비용</td> </tr> <tr> <td>편익</td> <td>매출액, 의료비 절감, 조세수입 증가</td> </tr> <tr> <td rowspan="2">참여자</td> <td>비용</td> <td>사업참여 관련 소비</td> </tr> <tr> <td>편익</td> <td>사업참여 인건비, 의료비 절감액</td> </tr> <tr> <td rowspan="2">사회전체</td> <td>비용</td> <td>비참여자 비용 + 참여자 비용</td> </tr> <tr> <td>편익</td> <td>비참여자 편익 + 참여자 편익</td> </tr> </table> <p>- (분석결과) 종합 결과 송파구 노인 일자리 사업 전체로는 순편익이 나타나 경제적 효과성을 가지는 사업으로 분석됨</p> <ul style="list-style-type: none"> • 공공분야 하위사업에서는 비참여자, 참여자, 사회 전체 모두에서 순편익이 발생함 • 민간분야 하위사업에서는 비참여자에겐 순비용이 발생하였으나 참여자에겐 매우 큰 순편익이 나타남 	비참여자	비용	사업비, 참여자 지급 인건비, 행정비용	편익	매출액, 의료비 절감, 조세수입 증가	참여자	비용	사업참여 관련 소비	편익	사업참여 인건비, 의료비 절감액	사회전체	비용	비참여자 비용 + 참여자 비용	편익	비참여자 편익 + 참여자 편익
비참여자	비용	사업비, 참여자 지급 인건비, 행정비용															
	편익	매출액, 의료비 절감, 조세수입 증가															
참여자	비용	사업참여 관련 소비															
	편익	사업참여 인건비, 의료비 절감액															
사회전체	비용	비참여자 비용 + 참여자 비용															
	편익	비참여자 편익 + 참여자 편익															

자료: 표의 선행연구를 바탕으로 저자 정리

라. 통합, 기타

연구자	연구 제목	주요 내용
문수열 (2022)	「노인 일자리 참여만족도가 일자리 참여 지속에 미치는 영향」, 『인문사회 21』, 제13권 제3호, pp. 1013~1025	<p>- (연구목적) 노인 일자리 사업의 참여 연속성에 영향을 미치는 요인을 살펴봄</p> <p>- (분석자료) 노인실태조사 2019년</p> <p>- (분석방법) 다중회귀분석</p> <ul style="list-style-type: none"> • (성과변수) 노인일자리 참여 지속 기대연수 • (독립변수) 유형별 노인일자리 참여 만족도 <p>- (분석결과) 공공형 일자리 부문에서는 급여수준 만족도, 근무환경만족도, 지원환경 만족도가 노인 일자리 사업의 참여 지속성에 유의미한 영향을 미침. 시장형 일자리 부문에서는 근로내용 만족도가 노인 일자리 사업의 참여 지속성에 유의미한 영향을 미침</p>
김문정 · 김진 · 백혜연 · 김가원 · 박병현 · 성경하 (2021)	『2021 노인 일자리 사업 정책효과 분석 연구』, 한국노인인력개발원	<p>- (연구목적) 2017 노인 일자리 사업 정책효과 분석 연구의 후속연구로 노인 일자리 사업의 효과를 종합적으로 분석</p> <p>- (분석자료) 2021년 7월 말 기준 노인 일자리 참여자와 대기자를 대상으로 한 설문조사. 노인 일자리 사업의 사회적 효과 인식에 대한 설문조사.</p>

연구자	연구 제목	주요 내용
		<ul style="list-style-type: none"> - (분석방법) 개인효과에서는 성향점수매칭분석(PSM) 및 비교분석, 사회효과에서는 다중회귀분석, 경제효과에서는 비용편익분석 • (성과변수) 신체적 건강, 정신/심리적 건강, 사회관계, 경제적 상태 • (비용변수) 활동비, 인건비 및 전담인력 인건비, 운영경비, 국고예산비용 • (편익변수) 참여자의 소득증가, 전담인력의 소득증가, 사회적 편익, 시장형사업단의 매출액, 의료비 절감효과, 조세증가 등 - (분석결과) 노인 일자리 사업이 참여노인의 주관적 건강, 객관적 건강, 정신건강, 사회적 관계(양적, 질적) 개선에 효과적인 것으로 나타남. 참여노인 집단의 상대 빈곤율과 빈곤갭 비율도 감소함. 노인 일자리 사업은 비용 대비 편익이 큰 것으로 나타남
김양건 (2019)	<p>「고령자 정책의 효과성 논의: 노인 일자리 사업 중심으로」, 『의정논총』, 제14권 제1호, pp. 111~136</p>	<ul style="list-style-type: none"> - (연구목적) 고령자 관련 정년정책, 노인 일자리 사업을 중심으로 고령자 고용정책의 실효성과 효과성 검토 - (분석자료) 고령화패널 6차(2016년) - (분석방법) 로지스틱 회귀분석, 다중회귀분석 • (성과변수) 노동시장성취업 여부, 임금 및 비임금근로자 여부, 임금수준, 일자리에 대한 만족도 • (독립변수) 노인 일자리 사업 참여 여부 - (분석결과) 노인 일자리 사업은 취업확률 및 임금근로자 확률에는 긍정적인 영향, 일자리 만족도에는 음의 영향, 임금에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타남
강은나 · 백혜연 · 김영선 · 오인근 · 배혜원 (2017)	<p>『2017 노인일자리 정책효과 분석 연구』, 한국노인인력개발원 · 한국보건사회연구원</p>	<ul style="list-style-type: none"> - (연구목적) 노인 일자리 사업의 효과를 참여노인 개인적 측면과 사회적 측면에서 분석함으로써 노인 일자리 사업의 전반적인 정책 효과를 검증 - (분석자료) 2017년 노인 일자리 사업 신규 참여노인과 대기노인을 대상으로 한 설문조사, 전문가회의 및 심층면접 결과 - (분석방법) 개인적 효과성 분석에서는 성향점수매칭분석(PSM) 및 비교분석, 사회적 효과성 분석에서는 비용편익분석 • (성과변수) 우울수준, 삶의 만족도 등, 사회적 관계망, 건강증진, 상대적 빈곤율과 빈곤갭 비율 • (비용변수) 인건비, 운영비, 전담인력 인건비 • (편익변수) 참여자의 소득증가, 지역사회 기여, 사회 전반에 대한 편익 - (분석결과) 노인 일자리 사업은 노인의 우울수준을 감소시키고 삶의 만족도는 높이는 것으로 나타남.

연구자	연구 제목	주요 내용
		사회적 관계망의 양적 확대보다는 관계망의 질이나 강도를 강화하는 데 효과적인 것으로 분석됨. 노인 일자리 사업 참여를 통해 신체활동을 증진시키고 병원 방문 횟수를 감소시키는 것으로 나타남. 상대적 빈곤율과 빈곤갭 비율을 완화시킴. 비용편익비가 1보다 큰 것으로 산출되어 사업의 타당성이 입증됨

자료: 표의 선행연구를 바탕으로 저자 정리

2. 해외연구

연구자	연구 제목	주요 내용
Orfao, G. and M. A. Malo (2021)	“Are active labour market policies effective for the older unemployed? A meta-evaluation,” <i>Ageing & Society</i> , pp. 1~21	<ul style="list-style-type: none"> - (연구목적) 50세 이상 실업자를 대상으로 active labor market policies(ALMP)의 정책효과에 대한 문헌의 메타평가를 수행 - (분석자료) 수혜자인 처치그룹과 비교 가능한 비수혜자 통제그룹을 비교하는 방법론을 활용하여, 50세 이상 실업자를 위한 ALMP이 일자리를 찾을 확률에 미치는 영향을 추정한 선행연구들 - (분석방법) 메타평가를 통해 연구들의 결과를 집계하고 비교, 메타 회귀분석 <ul style="list-style-type: none"> • 선행연구들의 평균 처치효과를 방법론(무작위 통제, 매칭, 이중차분, 회귀단절, 도구변수), 정책유형, 시행경과시간, 성별에 따라 분류하여 가중 평균 처치효과를 측정 • 이때 가중치는 각 평균 처치효과의 분산의 역수 • 메타 회귀분석에서 종속변수는 ALMP의 추정 효과, 독립변수는 분류 유형별 범주형 더미 - (분석결과) ALMP는 50세 이상 실업자의 구직 확률에 약간의 부정적인 영향을 미치고 이러한 부정적인 영향은 정책 시행 후 24개월이 지나면 사라짐
Wandner, S. A., D. E. Balducchi, and C. J. O’Leary (2018)	“Public Employment Policy for an Aging Workforce,” <i>Gerontology & Geriatric Medicine</i> , 4, pp. 1~13	<ul style="list-style-type: none"> - (연구목적) 고령 근로자의 고용 패턴을 조사하고 고령 노동력을 위한 고용정책의 구체적인 개선사항을 제시 - (분석방법) 미국의 고용정책 중 ① UI, ② Wagner-Peyser Act Employment Service(ES), ③ Workforce Innovation and Opportunity Act(WIOA), ④ Adult and Dislocated Worker Act, Trade Adjustment Assistance(TAA), ⑤ Senior Community Service Employment Program

연구자	연구 제목	주요 내용
		(SCSEP)의 참가자의 연령 그룹 비율, 예산, 참가자 수 등을 살펴봄 - (분석결과) 고령 근로자는 미국 노동력에서 차지하는 비중이 크고 증가하고 있으며 실직 후 재취업에 큰 어려움을 겪고 특정 유형의 고용(예: 시간제 근로 및 자영업)을 찾는 경우가 많음 - (비고) 실증분석을 수행한 논문이 아님
Wunsch, C. and M. Lechner (2008)	"What Did All the Money Do? On the General Ineffectiveness of Recent West German Labour Market Programmes," <i>KYKLOS</i> , 61(1), pp. 134~174	- (연구목적) 2000~2002년에 수행된 독일의 고용 및 훈련 프로그램을 평가하여 서독 노동시장 프로그램의 효과에 대한 새로운 증거를 제공 - (분석자료) German Institute for Employment Research로부터 제공되는 행정 자료 - (분석방법) 성향점수매칭(PSM) • (성과변수) 고용률(정규직 고용 비율, 비보조금 고용비율) • (처치변수) 모든 프로그램에 대하여 참여 여부 - (분석결과) 평균적으로 모든 프로그램이 참가자들의 정규직 및 비보조금 고용(unsubsidised employment, USE)을 찾을 기회를 향상시키지 못한다는 것을 발견. 참가자는 프로그램 시작 후 2.5년 동안 비참가자보다 2~13개월 더 많은 실업을 겪는데, 이는 직접적인 프로그램 비용 외에도 참가자 1인당 평균 1,500~7,000유로에 달하는 급여 지급 및 임금 보조금의 소비율을 유발함
Sianesi, B. (2008)	"Differential effects of active labour market programs for the unemployed," <i>Labour Economics</i> , 15, pp. 370~399	- (연구목적) 스웨덴의 6개 ALMP(Labour Market Training, Work Practice-ALU, Work Practice-API, Relief Work, Trainee Replacement, Job Subsidy)의 상대적 성과를 평가 - (분석자료) 프로그램 관련 데이터(Händel), 실업수당 관련 데이터(Akstat) - (분석방법) 다중처치, 성향점수매칭(PSM) • (성과변수) 고용 확률, 실업수당 수령 확률 • (처치변수) 프로그램 참가자 vs. 미취업상태 대기자 - (분석결과) 모든 프로그램은 초기에 참가자를 고정시켜 고용 확률을 크게 줄임. 보다 장기적인 고용 전망과 실업수당 수령에 대한 처치효과에 관해서는 고용보조금이 가장 성공적인 프로그램임이 입증됨. 그다음으로 훈련생 교체, 노동시장 훈련 순으로 효과적임
Caliendo, M., R. Hujer, and S. L. Thomsen (2005)	"The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany: A	- (연구목적) 독일의 job creation schemes(JCS) 일 자리 창출 프로그램의 고용효과를 평가 - (분석자료) FEA의 행정 자료 - (분석방법) 성향점수매칭(PSM)

연구자	연구 제목	주요 내용												
	Microeconomic Evaluation,” IZA DP No. 1512	<ul style="list-style-type: none"> • (성과변수) 보조금이 없는 정규직 고용 • (처치변수) 프로그램 참여 여부 - (분석결과) 연령, 실업기간, 지역, 성별 등 여러 서브 그룹 대부분에서 JCS의 고용효과가 음수이거나 유의하지 않음												
van Ours, J. C. (2004)	“The locking-in effect of subsidized jobs,” <i>Journal of Comparative Economics</i> , 32(1), pp. 37~55	- (연구목적) ALMP(active labor market policies)는 공공고용서비스, 노동시장 교육, 고용보조 등의 프로그램을 통해 노동시장의 기능을 향상시켜 실업자를 다시 일터로 복귀시키는 것으로 목표로 하는데, 이 효과에 의문을 제기함. PUJ(publicly useful jobs)는 구직률에 긍정적인 영향을 미치는 반면 SPJ(socially purposeful jobs)는 부정적인 영향을 미치는 이유를 조사 - (분석자료) 16개 슬로바키아의 노동사무소의 실업 등록자료 - (분석방법) 로짓모형 <ul style="list-style-type: none"> • (성과변수) 정규직 직업으로의 전환 • (처치변수) PUJ 및 SPJ의 유지 기간 - (분석결과) PUJ의 처치효과는 양성인 반면 SPJ의 처치효과는 음성으로 나타남. 즉, 단기 보조금을 받는 직업(PUJ)은 근로자들이 정규직 직업을 더 빨리 찾을 수 있도록 도울 수 있음. 다만 보조금을 받는 직업이 너무 오래 지속된다면 이러한 직업에 종사하는 근로자들은 구직 강도를 낮추게 됨(잠금 효과)												
Hujer, R., M. Caliendo, and S. L. Thomsen (2004)	“New evidence on the effects of job creation schemes in Germany—a matching approach with threefold heterogeneity,” <i>Research in Economics</i> , 58(4), pp. 257~302	- (연구목적) JCS(job creation schemes) 일자리 창출 프로그램이 노동력을 향상시키는지 살펴봄 - (분석자료) FEA의 행정 자료 - (분석방법) 다중처치, 성향점수매칭(PSM) <ul style="list-style-type: none"> • (성과변수) 노동시장에서의 성공 여부 <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse; text-align: center;"> <thead> <tr> <th></th> <th>①</th> <th>②</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>등록된 실업자</td> <td>실패</td> <td>실패</td> </tr> <tr> <td>구직자로 등록되었으나 실업자가 아님</td> <td>실패</td> <td>성공</td> </tr> <tr> <td>구직자로 등록되지 않음</td> <td>성공</td> <td>성공</td> </tr> </tbody> </table> <ul style="list-style-type: none"> • (처치변수) 일자리 창출 프로그램 참여 여부 - (분석결과) 일자리 창출 프로그램 시작 후 2년이 지난 기간이 끝날 때 프로그램 참여자 그룹(처치 집단)은 비참여자 그룹(통제집단)에 비해 노동시장에서 성공 확률이 현저히 낮은 것으로 나타남		①	②	등록된 실업자	실패	실패	구직자로 등록되었으나 실업자가 아님	실패	성공	구직자로 등록되지 않음	성공	성공
	①	②												
등록된 실업자	실패	실패												
구직자로 등록되었으나 실업자가 아님	실패	성공												
구직자로 등록되지 않음	성공	성공												

연구자	연구 제목	주요 내용
Sianesi, B. (2002)	<p>“Swedish active labour market programmes in the 1990s: Overall effectiveness and differential performance,” IFS Working Papers, No. 02/03</p>	<ul style="list-style-type: none"> - (연구목적) 스웨덴의 ALMP가 지난 10년 동안 실업자의 노동시장 기회를 개선하는 데 얼마나 효과적이었는지와 관련된 연구 결과를 평가. 다양한 유형의 스웨덴 프로그램의 상대적 효과를 정량화하여 어떤 유형의 프로그램이 가장 잘 작동하는지 확인 - (분석자료) longitudinal event history dataset (Händel) - (분석방법) 장기간 집단 간의 평균 비교 <ul style="list-style-type: none"> • (성과변수) 개인의 고용전망, 5년간 실업급여 수령 • (처치변수) 프로그램 참가자 vs. 미취업상태 대기자 - (분석결과) 프로그램에 참여하는 개인은 이후에 더 높은 고용률을 누리지만 시간이 지남에 따라 실업수당을 받을 가능성이 더 높은 것으로 나타남. 보조금 프로그램-연수생 교체 순으로 성과가 좋은 프로그램이며(취업 확률 높아짐), 훈련-업무 실습-구호 활동은 크게 작동하지 않은 것으로 나타남

자료: 표의 선행연구를 바탕으로 저자 정리

노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향 분석

최인혁·조희평

본 연구는 고령층의 실업률 변동 및 변화에 노동시장 이행 경로들이 기여한 정도를 평가하는 한편, 노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향을 종합적으로 분석하였다. 계절조정된 「경제활동인구조사」 월별 자료를 활용하여 분석을 수행한 결과, 55~64세 고령층의 실업률 변동은 대체로 실직률에 의해 주도되는 반면, 65~74세 고령층의 실업률 변동은 대체로 구직률에 의해 주도됨이 확인되었다. 나아가 2014년 이후 코로나19 발생 전까지 65~74세 고령층의 실업률 상승은 구직률 하락에 의해, 2020년 하반기부터 최근까지의 실업률 하락은 실직률 하락에 의해 주도되었음이 추가로 발견되었다. 한편 노인 일자리 사업이 노동시장에 미친 영향에 대한 실증분석 결과, 공공형 일자리가 1개 증가할 때 민간 부문 비공공형 일자리 종사자가 0.4명 감소한 것으로 추정되었다. 나아가 비공공형 일자리 종사자의 임금은 증가한 것으로 나타났는데, 공공형 일자리 참여자를 포함한 고령 노동자의 평균 임금 및 노동시간은 감소한 것으로 분석되었다. 이상의 분석 결과들은 65세 이상 고령층을 대상으로 하는 일자리 사업 운영으로 인하여 민간 노동시장에서 구축효과 등이 나타날 여지가 있음을 시사하는 것으로, 향후 노인 일자리 사업의 중장기적 운영방향 설정 시 이와 같은 직·간접적 효과의 발현 가능성을 충분히 고려할 필요가 있음을 말해준다.

The Labor Market Impact of the Senior Employment Program: Evidence from Korea

Inhyuk Choi and Hee-pyung Cho

This study evaluates the extent to which labor market transition rates contributed to fluctuations and changes in the unemployment rate among the elderly, and analyzes the impact of the Senior Employment Program on the Korean labor market. Using seasonally adjusted monthly data from the Economically Active Population Survey, we first document that the fluctuations in the unemployment rate among the 55-64 age group were largely driven by the job-separation rate, while the fluctuations in the unemployment rate among the 65-74 age group were mostly driven by the job-finding rate. We also find that the increase in the unemployment rate from 2014 to 2019 among the 65-74 age group can be mainly explained by a decrease in the job-finding rate, whereas the decline in the unemployment rate from the third quarter of 2020 to the first quarter of 2023 can be primarily explained by a decrease in the job-separation rate. Meanwhile, the empirical analysis reveals that an increase in public-sector jobs is associated with 0.4 decrease in private-sector jobs. Further, the wage of elderly workers in the private sector is estimated to have risen, while the average wage and working hours of elderly workers

(including those in public-sector jobs) is estimated to have decreased. These findings suggest that the Senior Employment Program mainly targeting the 65 and older age group can crowd out jobs in the private sector, a lesson that needs to be considered when redesigning the program.

저자약력

최인혁

서울대학교 경제학 학사·석사
미국 Pennsylvania State University 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

조희평

고려대학교 경제학, 정치외교학 학사
고려대학교 경제학 석사
미국 University of Illinois at Urbana-Champaign 경제학 박사
전, 한국조세재정연구원 부연구위원
현, 고려대학교 경제학과 조교수

자료 수집 및 정리

이희선 한국조세재정연구원 연구원

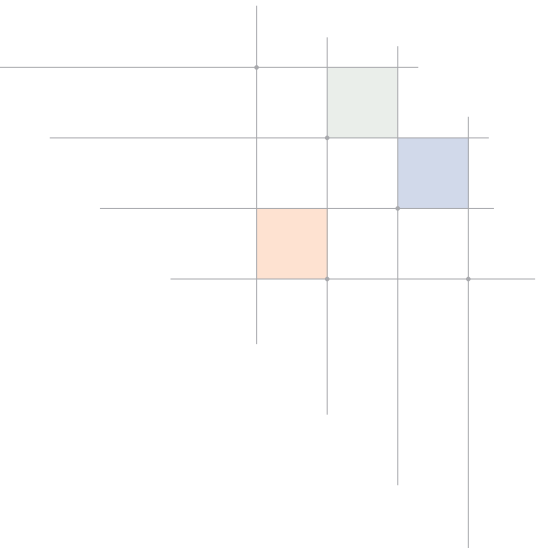
연구보고서 23-10

노인 일자리 사업이 노동시장에 미치는 영향 분석

발행	행	2023년 12월 29일
저자	자	최인혁·조희평
발행인	인	김재진
발행처	처	한국조세재정연구원
주소	소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	화	(044)414-2114(대)
홈페이지	지	www.kipf.re.kr
등록	록	1993. 7. 15. 제2014-24호
정가	가	17,000원
조판 및 인쇄	쇄	고려씨엔피
ISBN	N	979-11-6655-251-9

© 한국조세재정연구원 2023 * 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

본 보고서는 친환경 용지를 사용하여 인쇄되었습니다.



KOREA INSTITUTE
OF PUBLIC FINANCE

kipf 한국조세재정연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 336
TEL: (044)414-2114(대) www.kipf.re.kr



9 791166 552519 93320
ISBN 979-11-6655-251-9