

지역노동시장 양극화와 일자리 정책과제

이 상 호 / 이 지 은 / 노 대 영



지역노동시장 양극화와 일자리 정책과제

이 상 호
이 지 은
노 대 영

우리나라는 4차 산업혁명과 글로벌 환경 변화 그리고 저출생, 고령화로 인한 인구 감소라는 거대한 도전에 직면하고 있습니다. 이런 환경에서 지역은 더욱 어려운 상황으로 내몰리고 있습니다. 수도권으로 청년인구가 유출되고, 과거 영광을 누렸던 산업지역은 위기를 맞고 있으며, 농어촌 지역은 인구 과소화와 사막화로 기본적인 생활 인프라마저 무너지고 있습니다.

지방소멸로 치닫고 있는 지역의 위기를 기회로 전환하는 데 가장 중요한 과제가 바로 일자리 리임은 분명합니다. 지역별 특성에 맞는 일자리 전략을 구상하고 실행하기 위해서는 우선 지역 일자리 상황을 제대로 이해하고, 지역일자리 문제의 원인이 무엇인지를 명확하게 파악해야 할 것입니다.

이 연구는 지역노동시장 양극화의 현황과 요인을 다양한 지역자료를 활용하여 분석하고 이를 토대로 향후 나아가야 할 일자리 정책과제를 제시하고 있다는 점에서 매우 중요하고 시기적절하다고 할 수 있습니다. 지역의 고립성을 극복하고 지역 일자리 양극화를 해소하기 위해 사람 기반 정책과 장소 기반 정책의 조화가 필요하며, 하드웨어 인프라 못지않게 소프트 인프라의 구축도 필요하다는 정책 제안에 대해 향후 보다 구체적이고 본격적인 실행 방안이 마련되어야 할 것입니다.

한국고용정보원은 「지역일자리팀」을 별도로 설치하여 지역일자리 문제를 연구하고 지역 주체의 일자리 역량을 지원하기 위해 그 동안 많은 노력을 기울여 왔습니다. 향후에도 지역일자리 문제의 대안을 마련하기 위해 다양한 연구와 분석, 모범사례 발굴과 확산, 새로운 정책 마련에 앞장서서 노력할 것입니다.

끝으로 이 연구를 수행하기 위해 힘써 주신 이상호 박사님을 포함한 공동 연구진에게 깊은 감사의 인사를 전합니다

차례

제1장 서론(이상호) 1

제1절 연구 배경 1

제2절 연구 내용 및 방법 7

제2장 지역일자리 불평등 현황과 요인(이상호) 11

제1절 연구 배경 11

제2절 지역일자리 불평등 현황 14

제3절 지역 간 임금 격차의 요인 34

제4절 계량모형 분석 46

제5절 소결 58

제3장 지역 이동과 세대 간 계층 이동(이지은) 60

제1절 서론 60

제2절 선행연구 검토 61

제3절 자료와 연구모형 66

제4절 연구 결과 73

제5절 소결 83

제4장 지역산업 쇠퇴와 일자리 이동(노대영·이상호) 85

제1절 연구 배경 85

제2절 조선업 고용위기 진행 과정 89

제3절 조선업 실직자들의 실직과 재취업 100

제4절 조선업 실직자의 재취업 후 임금손실 119

제5절 소결 132

제5장	지역일자리 정책 과제(이상호)	135
제1절	본문 요약	135
제2절	일자리 정책 과제	138
참고 문헌		151
부표		161

표 차례

〈표 2-1〉 취업자 수 증감 상하위 20개 시군	15
〈표 2-2〉 청년 취업자 비중 상하위 20개 시군	19
〈표 2-3〉 여성 취업자 비중 상하위 20개 시군	24
〈표 2-4〉 2013년 기준 제조업 취업자 비중 상위 30개 시군의 고용 변화	38
〈표 2-5〉 2단계 모형 시군모형의 요약 통계량	53
〈표 2-6〉 공간패널모형 분석결과	54
〈표 2-7〉 직접효과, 간접효과, 총효과	56
〈표 3-1〉 출생연도별 분석 대상자 연결표	67
〈표 3-2〉 출생연도별 응답률과 취업 여부	68
〈표 3-3〉 청소년기와 성인기 거주지역 이동(광역시도 단위)	69
〈표 3-4〉 청소년기와 성인기 거주지역 이동(수도권 단위)	70
〈표 3-5〉 청소년기와 성인기 거주지역 이동별 인구학적 특성	71
〈표 3-6〉 분석 변수의 조작적 정의	72
〈표 3-7〉 주요 변수별 성인기 소득	73
〈표 3-8〉 청소년기 성장 지역별 가구소득과 성인기 소득	74
〈표 3-9〉 지역 이동 유형에 따른 청소년기 가구소득과 성인기 소득	75
〈표 3-10〉 청소년기와 성인기 소득 계층 분포	76
〈표 3-11〉 지역 이동 유형에 따른 소득 계층 이동	76
〈표 3-12〉 청소년기 소득 분위별 지역 이동 유형에 따른 소득 계층 이동	77
〈표 3-13〉 청소년기의 지리적 요인에 따른 계층 이동	78
〈표 3-14〉 지역 이동에 따른 세대 간 소득 계층 이동(광역시 기준)	79
〈표 3-15〉 지역 이동에 따른 세대 간 소득 계층 이동(수도권 기준)	81
〈표 3-16〉 지역 이동에 따른 세대 간 소득 계층 이동(수도권으로의 이동 효과)	82
〈표 4-1〉 지역-산업 노동시장의 특성 비교(‘2015년 전후)	88
〈표 4-2〉 조선업 피보험자 변동 추이: 2013~2023년	92
〈표 4-3〉 조선업 밀집지역의 피보험자 변동 추이	93

〈표 4-4〉 조선업 집적지의 조선업 피보험자 수 및 비중(전체 피보험자 대비) 추이	96
〈표 4-5〉 지역별 조선업 청년층 및 중고령층 피보험자 비중 추이	99
〈표 4-6〉 비자발적 실직자의 산업 유형별 90일 이내 재취업률	102
〈표 4-7〉 조선업 비자발적 실직자의 지역별 90일 이내 재취업률	102
〈표 4-8〉 비자발적 실직자의 산업 유형별 90일 이내 재취업률의 청년층-중고령층 차이	103
〈표 4-9〉 비자발적 실직자의 산업 유형별 재취업 후 6개월 이상 고용유지 비율	104
〈표 4-10〉 조선업 비자발적 실직자의 노동이동(재취업 경로) 유형 분포의 청년층-중고령층 차이	109
〈표 4-11〉 조선업 비자발적 실직자의 노동이동 유형별 연령대 구성	117
〈표 4-12〉 조선업 비자발적 실직자의 노동이동 유형별 실직 전 근속기간	118
〈표 4-13〉 비자발적 실직자의 실직 전·재취업 후 월평균임금	120
〈표 4-14〉 강선 건조업 및 선박 구성 부분품 제조업 비자발적 실직자의 실직 전·재취업 후 월평균 임금 ..	123
〈표 4-15〉 조선업 실직자의 이직 전·후 월평균임금	126
 〈표 5-1〉 2023년 재정지원 일자리사업 중 지자체 관련 사업 비중	 140

그림 차례

[그림 1-1] OECD 회원국가들의 대도시 인구집중(20'01~20'21)	1
[그림 1-2] 수도권 vs 비수도권 청년 고용률 및 명목임금격차 추이	3
[그림 1-3] 본문의 구성	8
[그림 2-1] 전체 취업자 증가율, 고용률, 청년 취업자 증가율	17
[그림 2-2] 청년 취업자 및 고용률 변동	21
[그림 2-3] 여성 고용률(2023년)	23
[그림 2-4] 여성 고용률 변화	26
[그림 2-5] 시군별 월평균임금 분포	29
[그림 2-6] 2013년 월평균임금 vs 2023/2013년 월평균임금 증가율	30
[그림 2-7] 지역 간 임금 불평등 지수 추이	31
[그림 2-8] 분위별 임금 변화 vs 로그월평균임금 증가율	33
[그림 2-9] 고학력 취업자 증가율(2023/2013년)	35
[그림 2-10] 고학력/전문직 비중 vs 월평균임금 증가율	36
[그림 2-11] 제조업 비중 vs 고용 및 임금 변화	40
[그림 2-12] (로그) 15세 이상 인구수 vs 월평균임금, 고학력·고숙련 비중 증가율	45
[그림 2-13] 공간가중행렬(인접성행렬)의 구성 예시: 광주광역시	46
[그림 2-14] 로그 월평균 명목임금의 지리적 분포	51
[그림 4-1] 국내 조선산업 신조선 수주량, 수주액 추이	89
[그림 4-2] 조선산업의 직영 및 하도급 기능인력 규모 비교	90
[그림 4-3] 조선업 집적지의 제조업 피보험자 비중	95
[그림 4-4] 조선업 피보험자의 연령별 비중 추이	97
[그림 4-5] 구축 데이터셋 구조	100
[그림 4-6] 조선업 고용 안정성 및 노동이동 관련 주요 지표의 변화 추세	106
[그림 4-7] 조선업 비자발적 실직자의 노동이동(재취업 경로) 유형 분포	107
[그림 4-8] 지역별 조선업 비자발적 실직자의 노동이동(재취업 경로) 유형 분포	111
[그림 4-9] 조선업 비자발적 실직자의 산업 간 노동이동 상위 재취업 산업	113

[그림 4-10] 조선업 비자발적 실직자의 지역 간 노동이동 상위 재취업 지역	114
[그림 4-11] 조선업 비자발적 실직자의 재취업 전후 근무 사업장의 규모별 구성 분포	116
[그림 4-12] 조선업 이직자의 임금 증가율감률	122
[그림 4-13] 조선업 하위 업종별 이직자의 임금 증가율	124
[그림 4-14] 거제와 울산 조선업 이직자의 임금 증가율	127
[그림 4-15] 조선업 이직자의 재취업 전후 임금변화 :: 연령집단별, 및 근속기간별	129
[그림 4-16] 조선업 이직자의 이동 유형별 임금 증감률가율	131
[그림 4-17] 2016년 조선업 피보험자 고용증가율, 비자발 실직자의 재취업률과 임금손실률	132

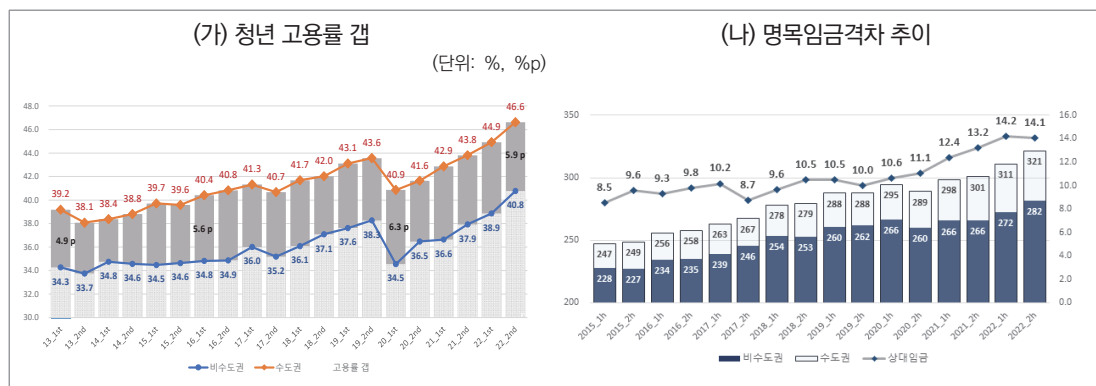
요약

1장 서론

2023년 발간된 경제협력개발기구(OECD) 보고서에 따르면 지난 20년간 주요 회원국의 대도시 인구 집중이 확대되고 있다. 우리나라에서도 수도권 집중과 지방의 쇠퇴는 가장 중요한 현안 중 하나가 되었다. 수도권 인구 비중은 2023년 절반을 넘어섰는데, OECD 회원국 중 수도권 인구 비중이 2위인 일본이 약 35%라는 점을 고려하더라도 월등히 많다. 수도권과 비수도권 간 일자리의 양적, 질적 격차도 점점 확대되어 아래 그림과 같이 청년 고용률 갭과 상대임금격차가 2010년대 중후반 이후 두 자릿수로 벌어졌다.

수도권과 비수도권 간 격차를 비교하는 접근은 지역일자리 양극화 현상을 명확하게 파악할 수 있다는 장점이 있지만, 각 지역이 지닌 특성을 지나치게 평균화한다는 단점도 존재한다. 이런 배경하에서 이 연구는 지역 간 일자리의 양적·질적 변화를 보다 세분화된 지역 수준에서 분석함으로써 지역일자리 정책의 함의를 도출하고자 한다. 또한 지역일자리 양극화가 심화하는 요인을 사람과 산업, 장소 등 세 가지로 구분하여 각 요인이 각각 상이한 지역에 어떤 영향을 미치는지 분석한다. 이를 위해서 경제학, 지리학, 지역과학 등 여러 분야의 이론 연구와 실증 연구를

수도권 vs 비수도권 청년 고용률 및 명목임금격차 추이



자료: 지역별고용조사 마이크로데이터, 2013~2022년 각 연도 상하반기 자료

검토하는 한편, 지역별고용조사와 한국노동패널조사, 고용보험DB 등 다양한 자료를 활용하여 지역노동시장의 동태적 변화를 비교분석한다. 분석 방법론 측면에서도 지역일자리 불평등 수준을 보다 정확하게 측정하고자 하였다. 이때 공간패널모형 등을 활용하여 지역 단위 간 공간적 상호의존성을 반영하고자 노력하였다.

본문은 서로 독립적이지만, 상호 연관된 세 가지 실증분석으로 구성된다. 우선 2장에서는 지역별고용조사 자료를 활용하여 지난 10년간(2013~2023년) 지역노동시장의 양극화 현황과 요인을 분석한다. 3장에서는 한국노동패널조사 자료를 활용하여 청년층의 사회경제적 계층 이동에서 지리적 요인이 미치는 영향을 분석한 후, 4장에서는 고용보험DB 자료를 활용하여 조선업을 중심으로 지역 제조업의 쇠퇴가 실직자의 일자리 이동에 어떤 영향을 미치는지 분석한다.

마지막으로 5장에서는 지역일자리 양극화를 확대하는 사람, 산업, 장소 요인을 분석한 결과를 토대로 지역의 인재와 청년층 유출 흐름을 어떻게 막을 것인가(사람 요인), 지역산업의 쇠퇴에 대응하여 새로운 일자리 전략을 어떻게 수립할 것인가(산업 요인), 지역의 고립성을 극복하고 지역의 특성을 지닌 ‘지역다움’을 어떻게 찾아갈 것인가(장소 요인)라는 문제의식하에서 정책과제를 모색한다.

2장 지역일자리 불평등 현황과 요인

2장은 통계청의 2013~2023년 지역별고용조사를 162개 시군 수준에서 반기별로 패널화하고 다양한 지표를 활용하여 지역 간 일자리 불평등 현황을 살펴보았다. 우선 지역 간 일자리 불평등 현황을 고용과 임금 영역으로 나누어 어떤 시군 지역에서 성장과 쇠퇴가 있었는지를 살펴보았다. 고용 부문의 주요 지표는 전체 취업자 수와 취업자 증가율, 청년과 여성의 고용률 변화를 중심으로 분석하였으며, 임금 부문의 주요 지표는 로그월평균임금을 중심으로 평균, 5분위, 편차 등의 변화를 분석하였다.

기초통계를 활용한 현황 분석 결과 첫째, 수도권 신도시로 일자리 집중이 확인되었다. 지난 10년 동안 취업자 수가 증가한 상위 20개 시군 중 12개 시군이 수도권 신도시로, 이곳에서 증가한 취업자 수 규모는 전체 취업자 수 증가의 절반에 가까운 46.8%(약 150만 명)를 차지했다. 특히 수원, 화성, 용인, 시흥 등을 중심으로 하는 경기 남부권이 거대한 일자리 중심지로 부상했다.

비수도권 중에서 취업자가 증가한 상위 도시는 수도권에 인접한 충북, 충남 산업도시와 행정수도, 혁신도시 등으로 나타났다. 둘째, 청년 취업자는 수도권 대도시 집중 추세가 더욱 뚜렷이 보인다 반면, 특히 인구소멸위험 지역에서 청년층 취업자 감소율이 높았다. 조선업 밀집지역을 포함한 산업도시도 청년 고용률이 큰 폭으로 감소했다. 셋째, 여성 고용률은 주로 농업 비중이 높은 군 지역에서 높았던 반면, 제조업 집적지나 서비스 일자리 기반이 취약한 비수도권 대도시, 주거밀집 지역은 여성 고용률이 낮았다. 마지막으로 시군 간 임금 분포 역시 전체적으로 수도권과 비수도권 간 격차가 확대되었다. 2013년 월평균임금이 높았던 지역은 2013~2023년 임금증가율도 높았으며, 변동계수와 지니계수로 측정한 시군 간 임금편차가 추세적으로 확대되는 경향을 보였다.

취업자 수 증감 상위 20개 시군

	취업자 수				고용률(15세 이상)		
	2013년 1분기	2023년 1분기	증감(명)	증가율	2013년 1분기	2023년 1분기	증가율
세종특별자치시	55,591	209,336	153,745	276.6	58.3	65.5	12.3
경기 하남시	66,971	171,233	104,262	155.7	57.7	62.1	7.8
경기 화성시	271,679	536,358	264,679	97.4	63.1	67.4	6.8
경기 김포시	142,122	264,568	122,446	86.2	58.7	63.9	8.9
경기 광주시	136,804	220,835	84,031	61.4	60.0	64.4	7.4
경기 평택시	212,827	329,845	117,018	55.0	60.3	64.3	6.7
경남 양산시	123,042	178,993	55,951	45.5	56.5	59.0	4.3
충북 진천군	38,907	56,453	17,546	45.1	69.0	70.5	2.3
경기 파주시	182,972	260,976	78,004	42.6	58.3	62.2	6.8
경기 남양주시	264,826	377,642	112,816	42.6	56.7	61.0	7.6
경기 양주시	90,274	127,961	37,687	41.7	56.2	59.5	5.8
경기 시흥시	211,986	299,577	87,591	41.3	60.9	63.1	3.6
충남 계룡시	12,846	17,963	5,117	39.8	50.9	58.1	14.3
경기 오산시	97,765	134,545	36,780	37.6	59.9	65.8	9.9
전북 완주군	41,491	56,709	15,218	36.7	57.9	65.9	13.9
경기 용인시	407,886	549,901	142,015	34.8	55.7	59.3	6.5
전남 나주시	47,555	63,943	16,388	34.5	67.5	65.2	-3.4
충남 아산시	150,511	202,374	51,863	34.5	60.9	64.6	6.1
경기 과천시	28,277	37,430	9,153	32.4	52.8	60.3	14.2
강원 춘천시	117,982	154,912	36,930	31.3	51.1	60.9	19.3

자료: 지역별고용조사 2015~2023년 반기별 마이크로데이터

다음으로 지역노동시장 양극화 요인을 사람, 산업, 장소 요인으로 나누어 이들 요인이 시군 간 임금 불평등의 확대에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 이때 시군 지역 간 공간적 상호의존성을 통제하기 위해 공간계량모형을 활용하였으며, 지리적 접근에 기반한 공간적 상호작용뿐만 아니라 사회경제적 공간적 상호작용의 효과를 분석하기 위해 통근행렬을 사용하여 결과를 비교하였다. 주요 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 세분화된 지역 수준의 자료를 이용하여 임금 같은 노동시장 성과 요인을 분석할 때 주변 지역 간 공간적 상호작용을 고려했는지 여부에 따라 설명변수의 전반적인 통계적 유의미성 여부와 방향, 강도에 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 즉, 지역일자리 정책의 효과를 파악하는 데는 주변 지역 간의 관계를 고려하는 것이 매우 중요하다는 점을 의미한다. 둘째, 지역의 인적자본 효과는 해당 지역의 임금에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 여기에는 단순히 구성 효과만 반영된 것이 아니라, 지역 내 인적자본의 증가에 따른 긍정적 외부성이 존재한다는 점을 의미한다. 그러나 어떤 지역의 인적자본 증가는 주변 지역의 인적자원을 대체함으로써 주변 지역의 임금에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이런 결과는 최근 수도권과 일부 대도시로 고학력-고숙련 인력의 집중이 지역 간 일자리 양극화의 주된 원인임을 의미한다. 셋째, 제조업특화도로 측정된 산업 효과는 지역 임금에 양(+)의 직접효과를 미치지만, 주변 지역의 임금에도 긍정적인 파급효과를 가져오는 것으로 확인되었다. 이 같은 결과는 지역제조업이 쇠퇴할 경우, 해당 지역뿐만 아니라 주변 지역에도 부정적 영향을 미칠 수 있다는 점을 의미한다. 넷째, 인구 규모 효과는 개인 특성을 통제하기 전, 지역임금에 미치는 직접효과와 주변 지역에 미치는 파급효과 모두 강한 양(+)의 영향을 보였다. 그러나 개인 특성을 통제한 후에는 대체로 통계적으로 유의성이 사라졌다. 인구 규모는 그 자체로 직접적인 영향을 미친다기보다는 개인 특성의 구성효과와 지역의 인적자본 외부성, 산업구성 변화 등 매개효과를 통해서 임금에 영향을 미친 것으로 해석된다. 다섯째, 청년 고용률은 개인 특성을 통제한 뒤 공간적 상호작용 형태의 가정과 관계없이 대체로 강한 양(+)의 직접적 파급효과를 보였다. 청년층의 구직과 통근 범위가 상대적으로 광범위하다는 점을 고려할 경우 이들을 대상으로 한 상대적 노동수요를 촉진하는 정책이 지역 내 청년층의 고용기회를 제공할 뿐만 아니라, 주변 지역에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있다는 점을 의미한다.

이상의 분석 결과는 지역의 소득을 성장시키고 지역 불평등을 완화하기 위해서 사람 기반

정책과 장소 기반 정책이 조화를 이루어야 한다는 것을 의미한다. 지역 임금격차에 영향을 미치는 지역 효과도 결국은 고학력-고숙련 인적자원을 유치하고 산업의 집적외부성과 상호작용을 통해 나타나는 것이다. 또한 지역 인구, 경제, 일자리 정책을 시행할 때 각 지역을 독립적인 단위로 가정하기보다는 주변 지역 간 관계 속에서 보완성이나 대체 가능성을 충분히 고려할 필요가 있다.

3장 지역 이동과 세대 간 계층 이동

제3장은 한국노동패널 자료를 이용하여 청년층의 지역 간 이동이 사회경제적 계층 변화에 어떤 영향을 미치는지를 분석하였다. 청소년기는 고등학교 1학년인 만 16세로, 성인기는 노동시장에서 안정적인 지위 획득이 가능한 만 33세로 정의하였다. 분석 대상은 16세와 33세의 상태가 모두 조사된 1980년대생으로 선정하였다. 계층 이동 변수는 만 33세 당시 소득 10분위에서 만 16세 당시 가구소득 10분위를 뺀 값으로 구성하였다.

수도권 거주 여부 혹은 수도권과 비수도권 간 계층이동 여부에 관한 기초분석 결과 개인 특성에 따른 구성효과가 반영된 것으로 나타났다. 회귀분석을 통해 개인의 성별, 학력, 청소년기 가구소득, 아버지의 학력 등을 통제한 후 성장기 거주지와 지역이동에 따른 계층 이동 효과를 추정한 결과는 다음과 같다.

첫째, 청소년기의 성장 지역에 따른 부모와 자녀의 소득 계층 변화를 대상으로 회귀분석을 수행한 결과, 성장한 지역에 따른 계층 이동은 유의하게 나타나지 않았다. 청소년기의 가구소득에 따라 집단을 구분한 결과 또한 전체 집단과 동일하게 유의하지 않았다. 둘째, 청소년기 이후 지리적 이동이 계층 이동에 미치는 영향을 회귀분석하였다. 청소년기와 성인기의 거주지역이 광역 시도 단위에서 다른 경우가 동일한 경우에 비해 소득 계층이 통계적으로 유의하게 상향 이동하는 것으로 나타났다. 즉, 지역 이동의 세대 간 소득 계층 이동 효과가 나타났다. 청소년기 저소득층, 중산층에서는 상향 이동 경향성이 보였지만, 고소득층에서는 유의한 결과가 나타나지 않았다. 셋째, 수도권으로 이동이 세대 간 소득 계층 이동에 미치는 효과를 분석하였다. 청소년기와 성년기를 모두 비수도권에서 거주한 경우에 비해 비수도권에서 수도권으로 이동한 경우 소득 계층이 유의하게 상향 이동한 것으로 나타났다. 광역 시도 단위의 이동에서는 저소득층, 중

상층에서 모두 유의하게 상향 이동한 반면, 수도권으로 이동에서는 중상층에서만 유의하게 상향 이동하였다. 넷째, 성인기에 수도권에 거주하고 있는 집단을 대상으로 분석한 결과, 청소년기부터 수도권에서 거주한 경우보다 비수도권에서 수도권으로 이동한 경우 소득 분위가 상향 이동하는 것으로 나타났다. 청소년기 가구소득으로 구분한 각 집단에서는 유의한 결과가 나타나지 않았다.

청소년기의 지리적 요인에 따른 계층 이동 회귀분석 결과

	성장기 수도권 거주 여부 (기준: 비수도권)	성장기-성인기 간 거주지 이동 효과 (기준: 비이동)	비수도권에서 수도권으로 이동 효과 (기준: 수도권 → 비수도권)	비수도권에서 수도권으로 이동 효과 (기준: 수도권 → 수도권)
통계적 유의성	-	(+)**	(+) *	(+) **

유의수준: *** < 0.01, ** < 0.05, * < 0.1

이상의 분석 결과를 통해 청소년기 성장 지역에 따른 세대 간 이동성은 차이가 없으나, 지역 이동에 따른 계층 이동은 존재하는 것으로 밝혀졌다. 특히 비수도권에서 수도권으로 이동하는 경우 부모 세대와 자녀 세대에서 소득 계층이 상향 이동하였다. 수도권 집중이 일차적으로 자신의 임금을 높이기 위해 더 좋은 기회를 찾아가는 현상일 뿐만 아니라, 부모 세대보다 높은 소득 계층을 획득하는 현상인 것으로 드러났다. 이러한 수도권 집중 현상을 완화하기 위한 다각적인 노력이 필요하다. 특히 수도권에 집중된 안정적인 근로조건과 높은 임금의 일자리를 비수도권으로 분산하는 정책이 필요할 것이다.

4장 지역산업 쇠퇴와 일자리 이동: 조선업을 중심으로

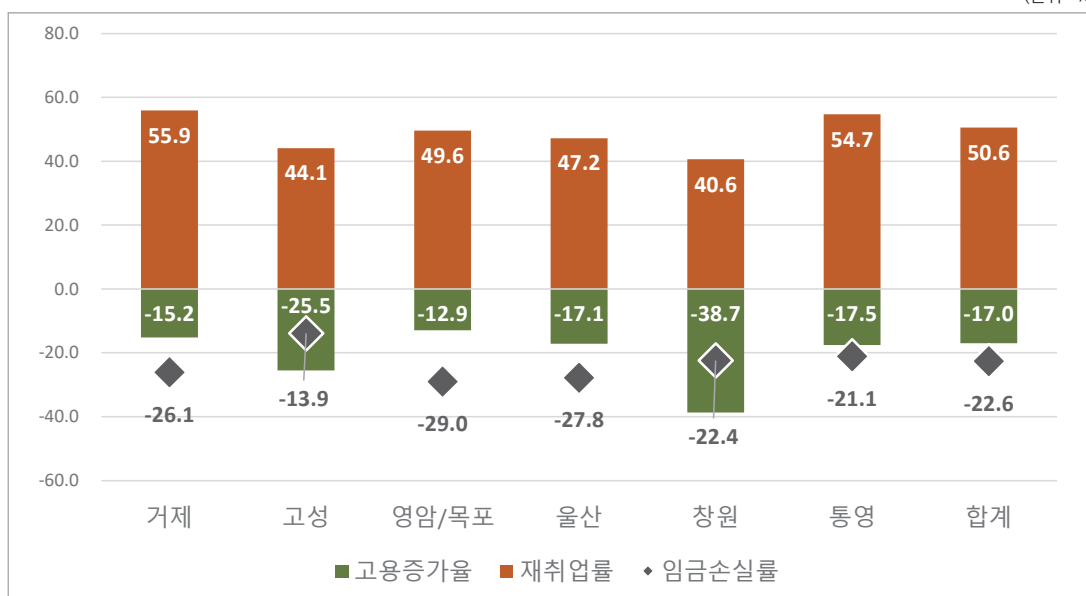
제4장은 조선업을 중심으로 지역·산업 위기가 실직자의 노동시장 이동에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 고용보험 사업체종합통계를 활용하여 2010년대 이후 조선업 밀집지역의 전반적 피보험자 변동 추이를 개괄적으로 분석하였다. 또한 고용보험행정통계 상실자DB의 2015~2022년 비자발적 실직자 정보를 취득자 DB 그리고 월평균보수총액DB와 연계하여 조선업 실직자의 재취업률과 상실 전후 임금손실을 측정할 수 있는 데이터셋을 구축하였다. 분석

결과를 바탕으로 발견한 주요 시사점은 다음과 같다.

첫째, 고용위기지역은 전체적으로 조선업 고용위기에 따라 사회경제적 타격을 크게 받았지만, 지역별로 상이한 고용충격과 회복력을 보였다. 이는 제조업 특화 정도(지역의 전체 피보험자 중 제조업 피보험자가 차지하는 비중), 조선업 피보험자 비중, 산업 환경(지역 내 산업 다양성) 등의 차원에서 지역별 편차가 존재했기 때문이다. 특히 조선업 고용충격은 청년층에서 상대적으로 더 컸으며, 그에 따라 조선업에 종사하던 청년층이 실직 후 재취업 일자리를 구하기 위해 중고령층에 비해 다른 지역이나 다른 산업으로 이동하는 경향이 컸던 것으로 나타났다. 그 결과 고용위기 발생 이후 조선업에서 청년층의 이탈과 근로자의 고령화가 급속히 진행되었다.

2016년 조선업 피보험자 고용증가율, 비자발 실직자의 재취업률과 임금손실률

(단위: %)



주, 본문의 <표 4-4>, <표 4-7>, <표 4-15>의 해당 연도 수치를 선별하여 재구성하였음.

자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

둘째, 고용, 재취업, 임금과 관련된 노동시장 지표는 조선업 위기 국면 초기에 변동성이 집중적으로 커지는 것으로 나타났다. 거제나 울산, 영암·목포 등과 같이 직영업체 사업장이 유지되는 경우 고용유지 전략을 취하면서 고용감소폭은 다른 지역에 비해 크지 않았지만, 상대적으로 임금손실률은 높게 나타났다. 반대로 창원이나 고성과 같이 고용감소폭이 컸던 지역은 거제,

울산, 영암·목포 지역에 비해 임금손실률이 낮았다. 조선업체 대부분이 폐업하여 조선업 비중이 낮은 통영이나 군산 지역은 산업 내-지역 내 이직 비중이 다른 지역에 비해 매우 낮았다.

셋째, 고용 안정성 관련 지표가 전반적으로 하락하는 고용위기 시기에는 조선업의 비자발적 실직자가 다른 산업·다른 지역으로 활발하게 재취업하는 경향을 보였다. 조선업 비자발적 실직자가 다른 산업으로 이동할 때는 숙련 연관성이 높은 산업 혹은 단순 인력 공급이 가능한 산업으로 이동하는 경우가 많았다. 다만 다른 산업으로 재취업하면서 지역도 이동하는 경우는 지역 내에서 재취업하는 경우보다 조선업 간 숙련 연관성이 낮은 단순 인력 공급이 가능한 산업 일자리로 이동하는 비중이 더 높았다.

넷째, 조선업 비자발적 이직자의 임금손실을 연령대별로 분석한 결과, 임금손실률은 연령이 증가할수록 높아지는 현상을 보였다. 추가로 임금손실에 영향을 미치는 요소가 청년층과 중고령층 간에 다르게 나타나는 것을 발견했다. 청년층은 산업보다는 지역 간 이동 여부에 따라 임금손실 정도가 달랐으며, 중고령층은 지역보다는 산업 간 이동 여부에 따라 임금손실의 정도가 달랐다. 이는 청년층의 경우 상대적으로 산업 특수적 숙련도가 높지 않고, 중고령층은 상대적으로 오랫동안 산업 특수적 숙련도를 쌓아 왔을 개연성이 높기 때문인 것으로 보인다.

이상의 결과로부터 몇 가지 정책적 시사점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 지역-산업 수준에서 급작스러운 고용 충격이 발생했을 때 고용위기 상황 초기에 신속한 대응이 중요하다. 둘째, 지역 특성에 따라 고용충격의 크기도 다르고 회복 과정도 다르다는 점이다. 만일 특정 지역 내 산업쇠퇴가 항구적이라면 해당 산업에 관한 중앙부처의 지원과는 별도로 지역 차원의 대안 마련이 필요하다. 셋째, 사람의 특성에 따라서도 위기의 충격이 상이할 수 있다. 중고령자의 경우 지역 내 전직 지원과 숙련전환 훈련 등의 지원 수요가 클 수 있다. 반대로 청년층의 경우 상대적으로 이동성이 높기 때문에 양질의 일자리를 확보하는 정책이 이루어지지 않으면 지역을 떠나는 청년들의 발길을 멈추게 하기는 힘들 것이다.

5장 지역일자리 정책 과제

2000년대 이후 본격적으로 균형발전정책과 지방분권정책이 추진되어 왔음에도 불구하고 이 기간에 지역일자리 양극화가 본격적으로 진행되었다는 점은 매우 역설적이다. 본문의 분석결과를 수도권과 비수도권 간 일자리 양극화가 양적으로나 질적으로 확대된 데는 지역의 인재(특히 청년층) 유출과 제조업 쇠퇴가 가장 큰 요인임을 지적하고 있다. 그렇다면 왜 지난 수십 년간 지역 산업과 인프라 투자 등 수많은 정책적 노력에도 불구하고 지역은 점점 더 쇠퇴하는 것일까?

4차 산업혁명과 인구 감소, 글로벌화라는 메가트렌트하에서 지역이 지닌 지리-경제사회적 고립성이 점점 더 큰 약점으로 작용한다는 것이 지역 쇠퇴의 가장 큰 요인이라고 할 수 있다. 그런데 정부의 정책사업은 파편적, 분절적, 한시적으로 진행되면서 인프라와 같은 하드웨어 사업에 대응하는 인재 유치와 육성 등 사람을 키우는 소프트웨어 사업이 균형 있게 추진되고 있지 않다. 따라서 지역의 연결성을 재조직화하여 새로운 집적편익을 창출하고 연쇄 효과를 일으켜야 한다.

첫째, 사람의 연결망을 조직하고 연쇄효과를 일으켜야 한다. 초광역권 내 지역과 도시를 어떻게 연결할 것인지에 대한 전략이 필요하다. 이를 위해서는 각 지역이 지리적으로나 경제산업적으로 어떤 역할과 기능을 수행하는지를 명확하게 규정해야 한다. 도로와 철도교통망, 산업클러스터 같은 장소 기반 정책이 효과를 발휘하기 위해서는 경성 인프라(Hard Infrastructure)에 대응하는 연성 인프라(Soft Infrastructure)도 함께 구축하는 방안이 필요하다. 장소와 사람의 연결망을 조직하면서 각 사업이 연쇄반응을 일으킬 수 있도록, 거대한 물결을 만들어 내야 한다. 지역을 살리고 활력을 불어넣기 위해서 전국 각지에서 다양한 정책지원과 실험이 이루어졌다. 곳곳에서 출현하는 사례와 시도가 서로 좋은 영향을 미쳐 결합하고 확산해야 지역공동체와 사회의 변화를 이뤄낼 수 있다. 초광역-광역-기초-공동체로 이어지는 수직적 수준에서 그리고 권역 내 수평적 수준에서 지역 사회의 발전을 위한 어젠다를 설정하고 개별적 시도를 엮어내는 리더십이 필요하다. 축구경기에서 아무리 좋은 선수들이 열심히 뛰더라도 각자 다른 방향으로 움직인다면 경기에서 이길 수 없듯이, 각 지역과 주체가 하나의 목표를 향해 조직적으로 땀 수 있도록 전략과 전술을 세우고 움직이는 감독의 역할을 하는 것이 바로 지역 리더십이다.

둘째, 지역일자리 전략도 새로운 전환이 필요하다. 지역 쇠퇴를 극복하기 위해서는 지역 기업

의 낮은 임금으로 청년 등 인재가 지역을 떠나가고, 기업은 양질의 인재를 수급하지 못해 생산성 혁신을 이루지 못하는 ‘저숙련 함정’을 극복해야 한다. 이를 위해서는 저임금-장시간노동-저숙련 함정에서 벗어날 수 있도록 지역 중소기업 일자리의 질을 개선함으로써 생산성을 높이고 혁신의 잠재력을 높이는 일이 가장 중요하다. 새로운 일자리 창출 관점도 재정립될 필요가 있다. 지역에 기업을 유치했는데, 실제 가동은 기약이 없거나 생산이 지지부진하고, 최저임금 수준의 일자리만 잔뜩 유치한다면 무슨 소용인가? 투자 산업과 기업의 전체 필요 인력 규모는 물론이고 연구개발인력과 엔지니어, 숙련인력 비중의 체계적인 정보에 기반하여 양질의 일자리를 창출하기 위한 정책지원을 준비해야 한다. 공공기관 지방 이전과 마찬가지로 신산업 분야별로 초광역권 내 거점지역을 지정하여 대기업 혹은 앵커기업의 본사와 공장, 연구소를 이전하는 것도 효과적일 수 있다. 지역노동시장 정책도 획기적으로 변화해야 한다. 약 30조 원 규모의 재정지원 일자리 사업 중 실업급여 지급과 필수 고용서비스 등을 제외한 다수의 사업은 지역 주체가 (초)광역 단위의 일자리 거버넌스를 통해 재량권을 갖고 설계, 집행할 수 있도록 재편되어야 한다.

셋째, 지역 노동시장의 저숙련 함정을 극복하기 위해서는 양질의 일자리와 고학력-고숙련의 선순환이 이루어지는 지역 인재 전략이 필요하다. 이와 같은 하이로드(high-load) 균형을 달성하기 위해서는 국토 교통망이나 전략 산업에 대응하는 수준으로 초광역 단위별로 중층적인 지역 인재 클러스터를 구축해야 한다. 지방대학 문제를 규정할 때 기울어진 운동장 자체를 교정하는 것, 즉 학벌구조를 변화시키는 접근은 그 자체로 중요한 과제다. 또한 지방대학의 산학협력 과제는 지역 중소기업 혹은 지역전략 산업과 관련된 연구에 지원이 집중되도록 하고, 대학 전반의 연구나 교과체계 등도 지역 현안과 연계해 이루어질 수 있도록 방향 전환이 필요하다. 직업훈련은 초광역 단위에서 지역 기업 현장의 수요를 총체적으로 파악하고 직업훈련 수준별-분야별 훈련 규모, 내용, 방식을 정하여 체계적으로 공급해야 한다. 디지털과 저탄소 전환, 지역·산업 수준의 대규모 고용위기에 대응하기 위해 재직자들의 고용 유지와 전직, 생계지원을 직업훈련과 연계한다.

넷째, 지역이 스스로 지역발전의 대안을 수립하도록 중층적 지역거버넌스를 구축해야 한다. 다만 현재와 같이 중앙정부가 법·제도와 재정 권한이 집중된 상황에서 지역 쇠퇴의 규모와 속도가 매우 빠를 때 한국의 상황에 맞는 지역주도 모델이 필요하다. 중앙이 적어도 광역 혹은 초광역 단위의 지역문제 해결에 적극적인 조정자 역할을 하는 ‘조정된 분권화(Coordinated Decentralization)’ 접근이 현실적인 대안이 될 수 있다. 메가시티 같은 초광역권 발전전략을

수립할 때 국가가 권역별 전략산업 선정과 거점대학 선정 과정에 오히려 적극적으로 개입하고 조정하는 것이 필요하다. 마찬가지로 인구 감소 지역 등 기초지자체 수준의 정책 사업을 선정할 때는 광역이나 초광역 단위에서 조정이 중요하다. 초광역권 수준의 발전 구상이 정치적으로 휘둘리지 않고, 체계적이면서도 안정적으로 ‘지역다움’을 찾아가기 위해서는 법·제도, 재정, 행정 체계 못지않게 구상과 기획 역량이 뒷받침되어야 한다. 즉, 경제, 사회, 산업, 기술, 교통, 문화, 복지 등 전 분야에 걸쳐 지역의 문제를 분석하고 대안을 제시할 전문성이 필요하다. 국책연구기관이 과학기술 분야와 경제인문사회 분야로 나뉘어 수십 개의 연구기관을 거느리고 있는 것처럼, 필요하다면 분야별 연구기관을 증가시키는 방안도 검토할 수 있다. 지역일자리 거버넌스의 경우 현재 시도별로 구축된 현장숙련인력 중심의 지역인적자원개발위원회, 지역대학혁신체계 구축운영과 관련된 RISE 사업단, 출연기관, 지역 산학협력에 관련된 협의체와 기구, 지방대학이 초광역권 정부 혹은 연합체 주도하에서 통합 혹은 연합체, 네트워크화할 수 있을 것이다.

다섯째, 정책의 문제점을 발굴하고 개선하기 위해 적절한 모니터링과 평가 시스템을 구축하는 것이다. 우리나라의 지역공모형 사업 대부분은 신규 정책의 발굴과 시행에 역량이 집중되어 있고, 평가체계가 대부분 예산 확보와 연동되어 단기 평가에 치중되어 있다. 사업 목표를 달성하기 위해서는 당해 연도 개별 사업별로 신규 일자리 창출 개수 같은 단기 정량성과에 매몰될 수밖에 없도록 행정, 재정 운영이 집중되어 있다. 유럽의 구조기금과 같이 적어도 7년 정도의 장기 전망하에서 지역노동시장의 변화를 이끌어낼 수 있도록 정책구조가 변화될 필요가 있다. 아울러 평가체계 역시 장기적 목표 달성 정도에 관한 종합적 성과를 입체적으로 측정하도록 변화돼야 한다.

제1장

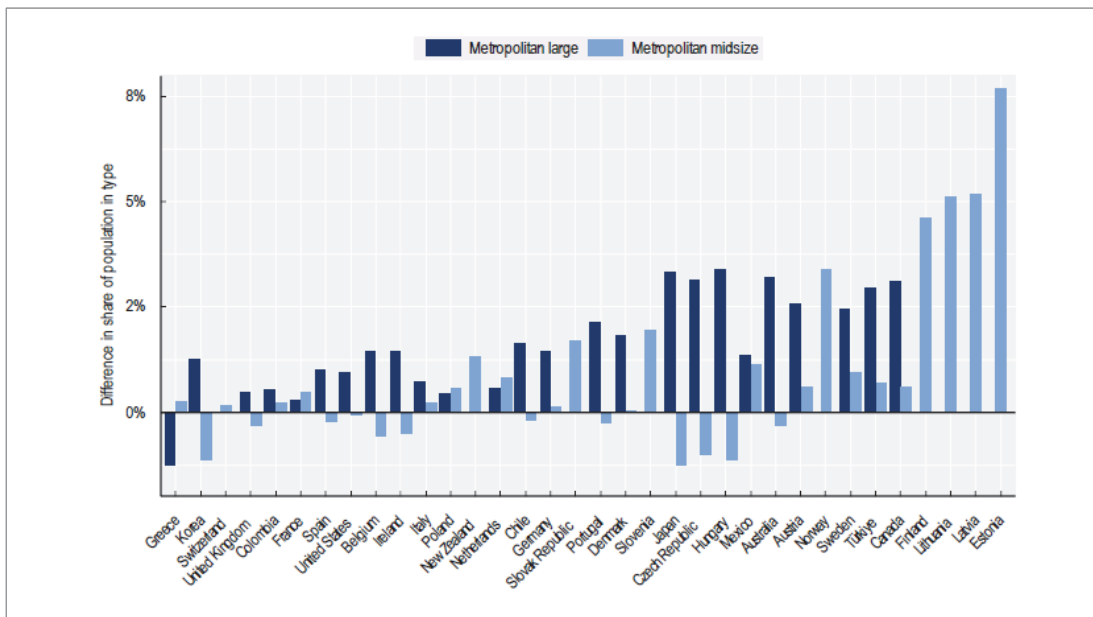
서론

제1절 연구 배경

1. 일자리 양극화와 지역불평등

‘규모가 중요하다(Size Matters)!’ 미국의 노동경제학자인 엔리코 모레티(Moretti and Yi, 2024)의 논문 제목이다. 미국의 고숙련-고학력 노동자가 대도시로 몰려드는 현상을 한 문장으로 드러낸 것이다. OECD(2023)에 따르면 지난 20년간 주요 회원국의 대도시 인구 집중이 심화되고 있으며([그림 1-1] 참조), ‘창조계급’으로 유명한 리처드 플로리다(Florida, 2017)도

[그림 1-1] OECD 회원국의 대도시 인구집중(2001~2021)



출처: OECD(2023), p 24.

『New Urban Crisis』이라는 책에서 세계 주요 수도의 인구와 소득이 집중되고 있다고 분석한 바 있다. 더 나아가 지역 간 불평등, 대도시-수도권 집중 문제는 미국과 유럽 주요 국가에서 사회정치적 논쟁으로 확산되는 형국을 보이고 있다(Rodríguez-Pose, 2018; Rodríguez-Pose et al., 2023).

우리나라에서도 수도권 집중과 지방의 쇠퇴는 매우 중요한 현안 중 하나가 되었다. 수도권 인구 비중은 2023년 절반을 넘어섰는데, OECD 회원국 중 수도권 인구 비중이 2위인 일본이 약 35% 라는 점을 고려할 경우에도 월등히 높은 비중이다. 수도권과 비수도권 간 일자리의 양적, 질적 격차도 점점 확대되고 있다. 최근의 연구(하수정 외, 2021; 강동우, 2023 등)에 따르면, 수도권과 비수도권 간 일자리 격차는 고학력, 고숙련, 청년 일자리 등 다양한 지표를 통해 확대되고 있음을 확인할 수 있다. [그림 1-2]에서 살펴볼 수 있듯이 청년 고용률 갭과 상대임금격차가 2010년대 중후반 이후 두 자릿수로 벌어졌다는 점에서 청년층 고용 상황과 일자리 질의 격차가 두드러짐을 알 수 있다. 이러한 지역노동시장의 양극화가 코로나19 확산 국면 이전부터 점진적으로 확대되고 있었다는 점에서 단순히 일시적인 현상으로 보기는 어렵다.

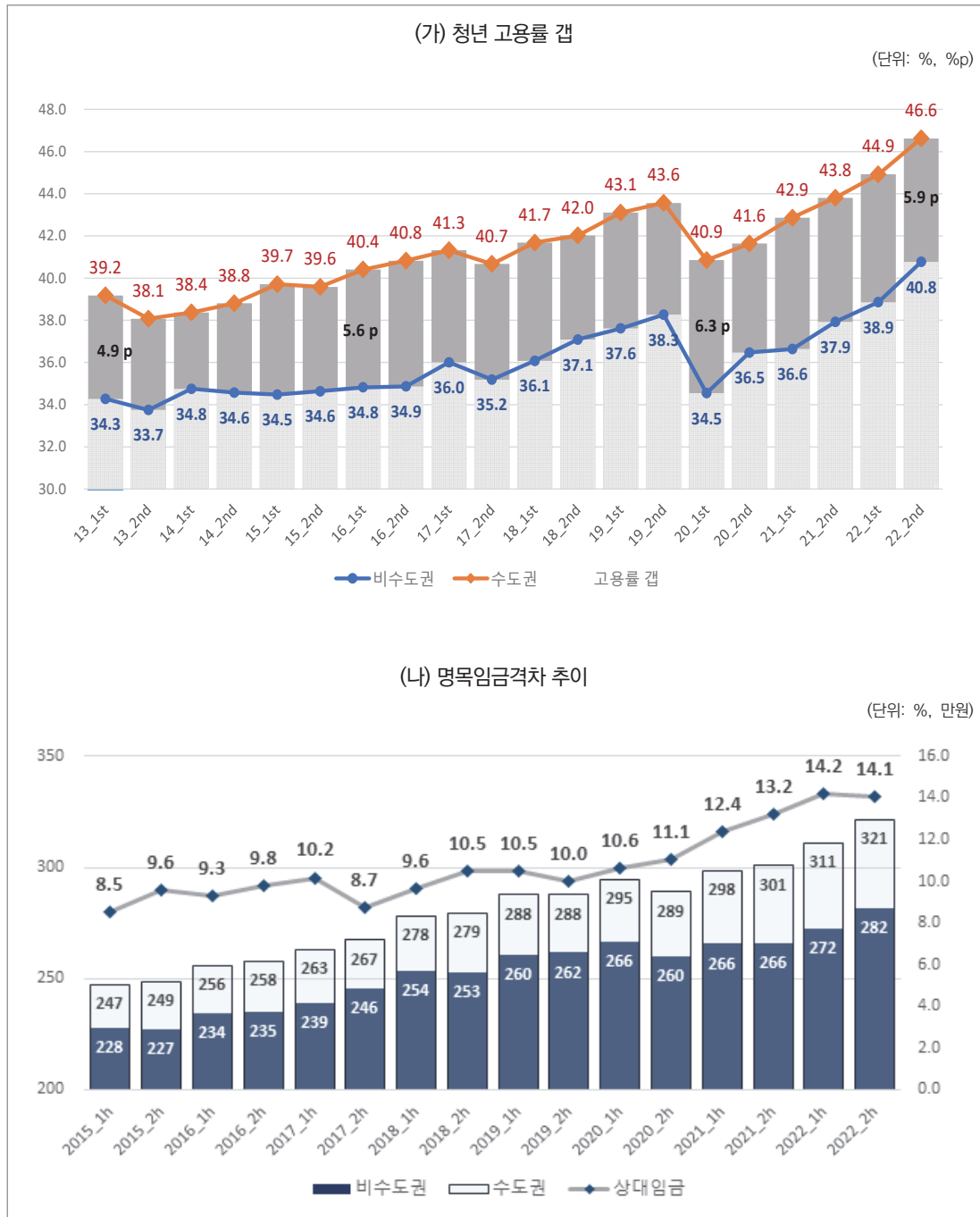
수도권-대도시 집중과 불평등은 왜 이렇게 확대되는가?

경제학자들은 ‘집적 외부성(Agglomeration Externalities)’에서 그 원인을 찾는다. 도시의 규모가 클수록 잠재적 구직자와 기업의 풀이 많아진다. 중고품을 사고파는 온라인몰에서 판매자와 구매자가 많아질수록 원하는 물건을 원하는 가격에 사고팔 수 있는 거래가 성립하기 쉽듯이 구직자와 구인자도 서로의 눈높이를 맞추기 쉬워지는 것이다. 즉, 근로자층이 두꺼운 노동시장일수록 노동수요와 노동공급 간 매칭 확률이 증가하고 실업을 감소시킨다. 이 같은 매칭 효과는 상대적으로 인력풀이 적은 신기술 분야(AI 프로그래머 등)에 종사하는 고학력-고숙련 노동에서 효과가 더 크다. 따라서 대도시 신기술 분야의 기업과 근로자의 생산성과 임금이 다른 지역에 비해 더 높게 증가한다.

대도시 집적이 보편적인 법칙이라면 왜 유독 최근에 이런 현상이 심화되는 것일까?

중간숙련 일자리가 줄어들면서 저숙련-저임금 일자리가 증가하는 일자리 양극화(Job Polarization)가 공간적으로 투영되었기 때문이다. 전통 제조업 중심의 시기에는 입지가 중요했다. 글로벌화된 시장에서 가격 경쟁력을 확보하기 위해 값싼 숙련 노동력과 원자재, 운송 등이 용이한 지역에 특정 산업을 집적함으로써 경쟁력을 확보하는, 이른바 ‘특화 외부성’이 작동했다.

[그림 1-2] 수도권 vs 비수도권 청년 고용률 및 명목임금격차 추이



자료: 지역별고용조사 마이크로데이터, 2013~2022년 각 연도 상하반기 자료

여기서는 중간숙련 생산직 노동력이 기업 경쟁력의 핵심을 차지한다. 그러나 오늘날의 4차 산업혁명 기술은 단순-반복적인 노동과 코드화할 수 있는 정형화된 중간숙련 일자리를 대체한다. 한 축으로는 고학력-고숙련 양질의 일자리가 증가하지만, 다른 한 축으로는 돌봄-플랫폼 노동 같은 비정형화된 저임금 일자리가 더 많이 증가한다. 그에 따라 고임금을 제공하는 대도시에서 중간숙련 일자리를 갖고 있던 저학력 노동자 수가 감소한다. 그 결과 저학력 노동자들이 받던 대도시 임금 프리미엄 역시 감소하게 된다. 기술변화에 따른 일의 성격 변화가 고학력자보다는 저학력자의 상대임금을 축소시키면서 양극화를 심화하는 것이다(Autor, 2022).

미국이나 유럽의 여러 국가에서 일자리 양극화 가설을 지지하는 연구 결과가 발표되고 있지만¹⁾, 우리나라의 경우 일자리 양극화가 지배적인 경향인지는 아직 논의가 진행 중이다. 어떤 연구는 한국에서도 정형 업무 혹은 중간숙련의 감소가 진행되면서 고용 양극화 현상이 나타나고 있다고 분석했지만, 다른 연구에서는 반대되는 결과를 도출하기도 했다.²⁾ 이들 연구 중 다수가 시군구 수준의 지역 자료를 활용하고 있음에도 불구하고 국가 수준의 일자리 양극화 요인을 규명하는 데 주력하고 있다는 점도 특징적이다. 반대로 지역 간 일자리 양극화 요인을 규명하는 노력은 주로 수도권과 비수도권 간 격차를 규명하는 데 초점을 맞추었다. 이 같은 접근은 지역일자리 양극화 현상을 명확하게 파악할 수 있다는 장점이 있지만, 각 지역이 지닌 특성을 지나치게 평균화한다는 단점도 존재한다. 따라서 이 연구에서는 지역 간 일자리의 양적·질적 변화를 보다 세분화된 지역 수준에서 다양한 측면에서 분석함으로써 지역일자리 정책의 함의를 도출하고자 한다.

2. 지역노동시장 분석의 주요 이슈

지역 수준에서 일자리 구조 변화를 추정하기 위해서는 국가 수준의 접근과 달리 몇 가지 추가 요소를 검토할 필요가 있다.

첫째, 지역마다 인구와 산업 구성, 지리적·환경적 특성에 따라 기술진보 같은 경제적 충격

1) 미국 Autor et al.(2006, 2008), Autor and Dorn(2013), 유럽 Goos et al.(2009), 네덜란드 사례를 다룬 Dauth(2014), Terzidis and Ortega-Arigo(2021) 등이 고용과 임금의 양극화 가설을 실증한 대표적인 연구이다.

2) 기술변화가 고용과 임금의 양극화에 미치는 효과를 분석한 대표적인 연구로는 전병유(2013), 성재민(2014), 김남주(2015), 김세움 외(2015), 최영섭(2017), 황수경(2019), 조성철(2019) 등을 참고하기 바란다.

에 반응하는 정도가 다를 수 있다. 둘째, 경제주체의 노동시장 행태는 폐쇄된 지역 내에서 독립적으로 이루어지는 것이 아니라 주변 지역 간 관계 속에서 이루어진다. 셋째, 국가 수준의 일자리 양극화가 고용과 임금을 통해 측정되는 것과 달리 지역 차원의 일자리 양극화는 지역 간 노동이동을 추가로 고려해야 한다. 넷째, 다양한 층위의 지역을 어떤 수준에서 분석하고 평가할 것인가의 문제다. 지표 산출의 지리적 경계가 명확한 국가 수준의 연구와 달리 지역 차원의 접근에서는 ‘지역단위 측정의 가변성 문제’에서 발생하는 다양한 오류가 발생할 수 있기 때문이다. 다섯째, 지역의 고용구조 변화는 서로 다른 시점에서 시차를 두고 발생할 수 있으므로 적절한 자료의 시계열이 뒷받침되지 않을 경우, 현실의 변화를 관찰하기가 쉽지 않을 수도 있다.

실증적 이슈와 별개로 규범적 관점의 이슈도 존재한다. 즉, 지역 간 일자리 양극화가 심화되고 있다거나 그렇지 않다는 현상을 정책적으로 어떻게 대응하는 것이 바람직한가? 사람에 관한 불평등과 지역이라는 공간 혹은 장소에 관한 불평등이 지닌 의미는 다를 수 있다. 사람에 관한 불평등 개념은 개인의 성취가 자신의 선택, 노력에 따른 요소(학력, 자격 등)로 달성된 것인가 아니면 자신의 노력과 관계없이 태어날 때부터 정해져 있는 요소(능력, 성별·인종·부모 등)로 결정되는지로 구분된다. 노동시장 경쟁이 완벽하게 작동한다면 개인의 능력과 인적자본 축적 노력에 따른 성과 차이만 존재하며, 이를 제외한 다른 형태의 구조적 차별은 존재하지 않는다. 그러나 현실에서는 노동시장이 불완전하기 때문에 다양한 형태의 구조적 차별이 존재할 수 있다. 규범적인 관점에서 시장 질서를 어지럽히는 구조적 차별을 시정하고, 인적자본 축적을 촉진함으로써 불평등을 완화하는 정책적 개입은 정당하다. 정책 개입을 어디까지 할 것인가의 관점은 다를 수 있지만, 대체로 사람에 관한 불평등은 시정되어야 할 대상으로 바라본다.

지역의 불평등은 역사적으로 살펴보면 지리적 환경이나 입지적 요소에 따라 형성된 것으로 ‘불균등한’ 발전 자체가 오히려 자연스러운 것이다. 사람들이 모여 군락과 도시를 이루고, 특정 시점에 상징적 도시에서 새로운 문명의 전환점이 만들어지듯이 도시와 지역으로 집적함으로써 발생하는 긍정적인 외부성은 지역과 국가의 성패를 가늠하는 핵심적 요소이다.

그렇다면 지역 불평등은 왜 문제인가? 크게 두 가지 이유로 설명할 수 있다. 첫째, 경제적 효율성 차원의 문제다. 지역 간 불균형이 어떤 임계점을 넘을 경우, 즉 인구과밀에 따른 교통, 환경, 대기오염 같은 규모의 불경제 혹은 집적의 불이익이 집적 편익을 초과하는 경우다. 둘째, 앞서 언급한 사람의 불평등 혹은 사람 간의 형평성이 지역에 투영된 결과다. 특정 지역에서 태어나

고 성장하며 사는 것이 개인의 노동시장 성과에 차별적인 영향을 미친다.

두 가지 차원은 서로 구분해서 살펴보아야 하지만, 그렇다고 해서 완전히 독립적인 문제도 아니다. 경제적 효율성 측면에서 지역 불평등 문제를 대하면 지역 내에서 경제적 편익이 발생한다는 점을 전제하거나 집적의 불이익을 완화하는 목적으로 정책을 모색하게 된다. 장소 기반 접근은 지역의 발전 혹은 개선이 목적이기 때문에 사람의 불평등을 완화하는 데 기여하지 못하거나 악화할 수 있다. 예를 들면 도시개발이나 철도 같은 인프라 개선 등 수많은 지역개발 사업이 지역 내 취약계층의 삶과는 무관하거나 오히려 악화했던 사례가 적지 않다.

반대로 사람의 불평등 문제로 접근할 경우, 반드시 장소나 환경의 개선을 수반할 필요는 없다. 예를 들면 지역 청년의 일자리 문제를 사람의 문제로만 접근한다면, 낙후지역을 개발하는 것보다 더 나은 일자리 기회를 찾을 수 있도록 이동을 촉진하는 것이 더 나은 해법이라고 생각할 수 있다. 실제로 미국에서는 낙후지역 빈곤층에게 경제적으로 번성한 지역으로 이주를 전제로 경제적 지원을 시행하는 사업을 하기도 했다.³⁾ 사람 기반 접근에서 발생하는 문제점은 사람과 장소가 서로 묶여 있기 때문에 이동이라는 해법이 쉽지도 않을뿐더러(즉, 이동의 장벽이 존재하고 그 장벽은 사회경제적 계층에 따라 크기가 다름) 이동하더라도 이미 축적된 정보와 사회경제적 자본의 차이를 극복하기가 쉽지 않다는 점이다.

최근 많은 학자는 장소 기반 접근과 사람 기반 접근이 양자택일의 문제가 아니라 서로 연계되고 조화를 이루어야 하는 문제로 인식하고 있다(Beer, 2013; Green, 2013; MaCann, 2013 등).⁴⁾ 즉, 사람 기반 정책은 지역의 특성 혹은 장소성을 고려해야 하고, 장소 기반 정책은 어떤 사람에서 어떤 영향이 미칠지를 보다 세심하게 설계될 필요가 있다. 이 연구에서도 본문의 분석 결과를 바탕으로 지역일자리 양극화를 해소하기 위해 한국의 상황에 맞는 사람을 고려한 장소 기반 정책, 장소를 고려한 사람 기반 정책 과제의 방향을 논의할 것이다.

3) 미국 연방정부는 ‘기회를 위한 이주(MTO: Moving to Opportunity)’ 프로그램을 통해 5개 도시(볼티모어, 보스턴, 시카고, LA, 뉴욕)의 빈곤지역에 거주하며 자녀가 있는 저소득층 4,604가구를 세 집단으로 나누어 정책 실험을 수행했다. 첫 번째 집단은 빈곤층이 10% 미만인 지역으로 이주하는 것을 전제로 주거임대료 지원 바우처를 제공하였고, 두 번째 집단은 기존에 빈곤지역에서 계속 거주할 수 있도록 주거지원 바우처를 제공하였다. 마지막 세 번째 집단은 지원을 하지 않은 통제 집단이다. Chetty et al.(2016)의 연구 결과에 따르면, 어린 자녀가 있는 가구를 대상으로 이주지원 바우처의 효과는 자녀가 성장했을 때의 경제와 고용 개선에 효과가 있었지만, 이미 자녀가 장성한 자녀가 장성한 경우에는 효과가 떨어지는 것으로 나타났다. 즉, 자녀가 어릴수록 양질의 주거환경이 미치는 영향이 성장 과정에서 더욱 긍정적인 역할을 한 것이다.

4) OECD-EC가 공동으로 주최한 미래를 위한 장소기반정책 워크숍(OECD-EC High-Level Workshop Series: Place-based Policies for the Future)에서 이들 주제가 집중적으로 다루어진 바 있다.

제2절 연구 내용 및 방법

이 연구는 지역일자리 양극화의 현황과 요인을 실증적으로 분석하는 데 세 가지 서로 독립적이면서도 상호 연관된 주제를 다루고자 한다.

2장에서는 시군 수준에서 지난 10년간 지역일자리 양극화 현황과 요인을 분석한다. 우선 다양한 지역노동시장 지표의 지역 간 비교, 시기별 변화를 분석해 어떤 지역이, 어떤 시기에, 어떤 이유로 성장하거나 쇠퇴했는지를 살펴본다. 이를 위해 통계청의 「지역별고용조사」 2013~2023년 반기별 자료를 162개 시군 수준에서 패널화한다. 또한 지역일자리 양극화 요인과 관련한 선행연구 검토를 기반으로 사람, 산업, 장소 등 세 가지 요인으로 구분하여 어떤 요인이 통계적으로 더 유의한지 분석한다. 세분화된 수준의 지역노동시장은 상대적으로 주변 지역 간 공간적 상호의존성이 중요하기 때문에 특정 지역의 일자리 지표와 주변 지역 간 대체 혹은 보완 관계를 갖는지를 파악하기 위해 공간패널모형을 적용한다.

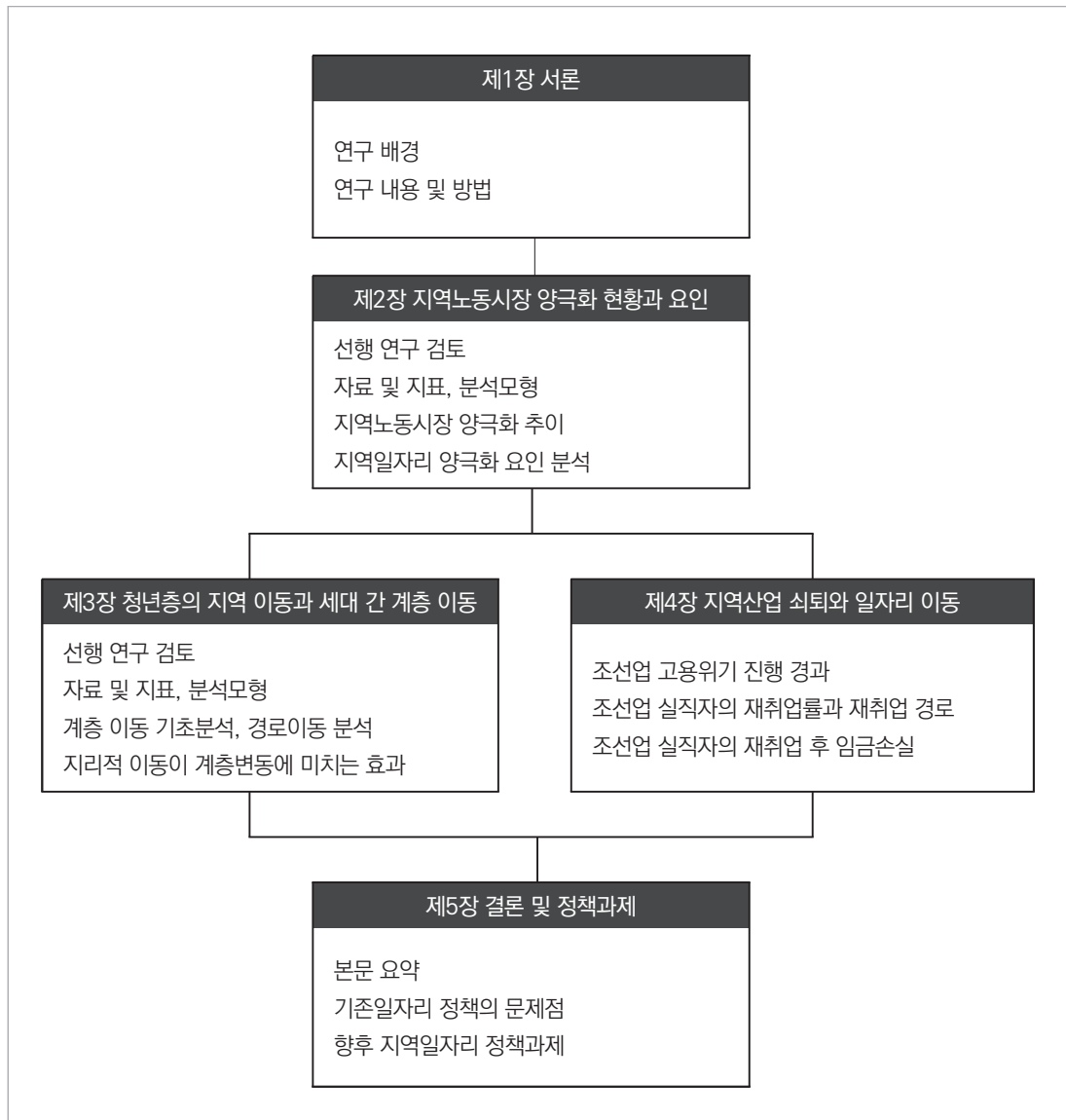
2장이 전체 시군 지역노동시장에 대한 포괄적 분석을 담고 있다면, 이후의 분석에서는 지역일자리 양극화와 관련 있으며 가장 중요한 주제인 청년층 지역 유출과 지역 제조업 쇠퇴 관련 문제를 다룬다.

3장에서는 청년층의 사회경제적 계층 이동에서 지리적 요인이 미치는 영향을 규명한다. 부모의 사회경제적 지위가 유사하면서 비수도권에서 성장한 청소년들이 수도권으로 이주하는지 여부에 따라 성인이 된 이후에 어떤 사회경제적 지위를 갖게 될 것인가? 즉, 수도권 이동 선택은 계층 이동을 위한 기회의 창출인가 아니면 계층 이동을 악화하고 불평등을 증가시키는가? 이런 질문에 답하기 위해 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 활용하여 1980년대생들의 청소년기 부모 소득과 성인기 본인 소득 간의 변화를 통해 사회경제적 계층 이동을 측정한다. 또한 청소년기와 성인기 간 수도권에서 비수도권으로 이동 여부에 따른 계층 이동의 차이를 비교한다.

4장에서는 조선업을 중심으로 지역 제조업의 쇠퇴가 실직자의 일자리 이동에 어떤 영향을 미치는지 분석한다. 지역 제조업의 위기는 지역 산업과 경제 전반에 충격을 가하고 대량 실업을 발생시키면서 인구 유출을 촉발하여 회복할 수 없는 지역의 쇠락을 초래하기도 한다. 2010년대부터 불어닥친 조선업 위기는 충격의 규모와 영향을 고려할 경우, 우리나라 지역-산업의 지형도에 대변동이 시작되었음을 알리는 상징적인 사건이라고 할 수 있다. 조선업은 한국의 대표적인

제조업 중 하나면서 특정 지역에 밀집해 있고, 노동집약도가 높다는 점에서 지역일자리 상황에 미치는 영향력이 매우 크다. 이런 측면에서 특정 산업에 가해진 불황의 충격이 지역 노동시장에서 어떻게 전개되는지를 상대적으로 명확하게 관찰할 수 있다. 이를 위해 2015~2022년 고용보험DB에서 파악된 비자발적 실직자의 재취업 여부와 재취업 전후 임금손실 정도를 분석한다.

[그림 1-3] 본문의 구성



세 가지 실증분석 결과를 토대로 5장에서는 분석 결과를 요약하고 정책적 함의를 도출한다. 지방소멸을 촉진하는 청년 유출의 질주를 멈추고 지역이 지닌 고립성과 파편성을 극복하기 위해 사람 기반 정책과 장소 기반 정책이 어떻게 조화를 이루어야 하는지 그 방향성을 제시한다. 지역정책은 수도권이 지닌 집적 편익에 대응할 수 있도록 각 지역 특성에 맞는 사람의 연결망을 구축하고 각 정책이 연쇄효과를 이루도록 해야 한다. 이 같은 방향성에 기초하여 지역일자리 전략과 지역 인재 전략도 새로운 패러다임이 필요하다는 점을 강조한다.

연구의 핵심을 이루는 세 가지 실증분석이 서로 독립적이기는 하지만, 다음과 같은 연구 방법론과 구성상의 체계화를 통해 전체적인 일관성을 갖추고자 하였다.

첫째, 앞서 일부 다루었지만, 각 장에서 다루는 주제와 관련된 근거 혹은 선행연구를 최대한 제시하여 지역일자리 양극화가 확대되는 메커니즘 혹은 논리적 근거를 밝히고자 하였다. 이를 위해 경제학, 지리학, 사회학, 도시과학, 지역과학 분야의 다양한 이론과 실증 연구를 검토하였다.

둘째, 구조적으로 노동공급, 노동수요 그리고 지리적 요인을 구분하여 연구의 전반적 체계에 반영하고자 하였다. 2장의 분석에서 사람, 산업, 장소적 요인을 구분하는 것과 3장의 분석에서 청년들의 지역 간 이동이라는 주제를 통해 노동공급 측면 접근과 지리적 요인 간의 관계를 연계한다. 4장의 분석에서 지역산업의 쇠퇴가 실직자의 이동이라는 주제를 통해 노동수요 측면의 요인과 지리적 요인 간의 관계를 연계하고자 한 것이 이런 의도를 반영한다.

셋째, 분석 자료도 지역일자리 동태적 변화를 분석할 수 있는 대표적인 자료를 균형 있게 활용하고자 하였다. 2장에서는 시군 단위의 일자리 구조를 파악할 수 있는 대표적인 반복횡단 조사자료인 지역별고용조사 자료를 활용하였다. 3장에서는 노동공급 측면의 미시적, 동태적 변화를 추적 조사하는 대표적인 가구패널조사인 한국노동패널조사 자료를 활용하였다. 4장에서는 사업체-근로자 다층 패널을 구축하여 노동수요 측면의 일자리 동학을 파악할 수 있는 고용행정DB를 활용하였다.

넷째, 분석 방법론 측면에서는 지역일자리 불평등 확대를 보다 정확하게 측정하고 지역 단위 간 공간적 상호의존성을 분석모형에 반영하고자 노력하였다. 각 장에서 분석 단위의 미관측 이질성 문제를 통제하고 순효과를 추정하기 위해 사건이 발생하기 전후 고용지표의 변화를 파

악하는 데 주력하였다. 3장의 청년층 성장기 지역 이동에 따른 소득 변화 분석이나 4장의 조선업 비자발적 실직자의 실직 후 임금변화 분석을 수행하는 데 요약통계량을 활용하지만 평균이 중차분 효과를 산출하고자 하였다. 전체 지역의 전반적 불평등을 분석하는 2장에서는 개인의 인적 특성을 통제하기 위해 2단계 모형을 추정하고, 각 요인의 공간적 상호작용을 통제하기 위해 다양한 형태의 공간가중행렬을 사용하여 공간패널모형을 추정하였다.

마지막으로, 본문의 분석 결과가 기존의 지역일자리 정책이 실패한 원인을 설명하고, 대안적 일자리 정책 방향을 설정하는 근거가 될 수 있도록 함의를 도출하고자 하였다. 지역일자리 양극화를 확대하는 사람, 산업, 장소 등 요인 분석 결과를 토대로 지역의 인재와 청년층 유출 흐름을 어떻게 막을 것인가(사람 요인), 지역산업의 쇠퇴에 대응하여 새로운 일자리 전략을 어떻게 수립할 것인가(산업 요인), 지역의 고립성을 극복하고 지역의 특성을 지닌 ‘지역다움’을 어떻게 찾아갈 것인가(장소 요인) 하는 문제의식하에서 정책과제를 모색하였다.

제2장

지역 간 일자리 불평등
현황과 요인

제1절 연구 배경

최근 연구에 따르면 지역 간 생산성 격차 혹은 불평등이 확대되는 요인은 세 가지(인적자본 정렬, 산업구성, 지역 어메니티)로 구분할 수 있다(Combes et al., 2008; Card et al., 2023; Bathelt et al., 2024). 첫째, 노동공급 측면에서 고숙련-고학력 인력일수록 고임금을 제공할 수 있는 기업이 많은 지역으로 몰려든다. 둘째, 노동수요 측면에서는 산업구성의 차이가 영향을 미친다. 특정 지역에 생산성이 높은(낮은) 산업의 비중이 높기(낮기) 때문에 임금격차가 발생하는 것이다. 셋째, 지역 자체가 지닌 매력도로서 인구밀도나 인적자원에 따른 내생적 외부성과 기후, 환경 같은 외생적 요소의 효과다.

국내에서도 지역 간 일자리 불평등의 현황과 요인을 규명하기 위해 적지 않은 연구가 수행되었다(김우영, 2012; 김민영·임엽, 2014, 2020; 이종수, 2017; 하수정 외, 2021; 강동우, 2023; 김태환 외, 2023; 김영민·정원석, 2024). 이들 연구는 주로 임금 분해를 통해 수도권에 임금 프리미엄이 존재하고 있으며, 고학력, 전문직, 지식기반산업 등의 요인이 임금격차에 크게 영향을 미친다는 점을 확인하였다. 수도권과 비수도권 간의 비교를 통한 이분법적 접근은 현실의 문제를 단순하고 명확하게 본다는 장점이 있다. 그러나 사람들이 일상적으로 일하고 생활하는 경제활동의 범위는 훨씬 더 좁은 공간적 범위에서 일어난다. 지나치게 분석 단위를 상향 조정하면 각 지역이 지닌 다양한 인구구조와 산업구성, 노동시장 행태를 평균화함으로써 ‘생태학적 오류’가 발생할 수 있다.

국내에서는 자료상의 한계에 따라 세분화된 지역 수준에서 노동시장 불평등을 분석한 연구가 상대적으로 제한적이다(송창현·임엽, 2023; 조성철, 2019; 김송년 외, 2021; 조희평, 2021/2022; 정준호 2023 등). 송창현·임엽(2023)은 노동패널자료의 시·군·구 거주지 정보를 활용하여 지역노동시장권 수준에서 인구주택총조사 자료의 직종별 노동시장 정보와 결합하였

다. 분석 결과 비단순반복 업무 직종의 고용 비중이 높아졌으며, 도시화에 따른 집적 외부성이 이들 직종의 임금근로자에게 유의미한 임금 프리미엄을 제공하는 것으로 나타났다. 조성철(2019)은 2010~2015년 시·군·구별 제조업 고용 변화에 따른 자동화와 세계화의 영향을 분석하였다. 분석 결과 후발국가로서 수입침투에 취약한 산업구조를 지닌 지역일수록, 단순반복업무에 특화된 지역일수록 제조업 고용 감소가 빠르게 진행되었다. 김송년 외(2021)는 인구센서스와 지역별고용조사, 전국사업체조사 2010년, 2015년, 2020년 자료를 결합하여 시군과 69개 산업경제통계권 수준에서 핵심인력 비중과 지식기반산업 특화도의 변화를 비교하였다. 분석 결과 지식기반산업 특화도가 높을수록 핵심인재 비중이 더 빠르게 증가하는 모습을 보였다. 조희평(2022) 역시 지역별고용조사 횡단면 개인-162개 시군 자료를 이용하여 근무지 관점에서 임금(생산성)격차의 원인을 분석하였다. 개인 수준 특성을 통제한 후 추정된 임금을 토대로 시군별 지역 생산성 효과를 분석한 결과, 로그인구와 대졸자 비율이 통계적으로 강한 유의성을 보였다. 또한 날씨와 해안선 간 거리 같은 자연 어메니티만으로도 지역 간 생산성 차이의 58%를 설명할 수 있다는 점을 확인했다. 정준호(2023)는 2015~2022년 지역별고용조사 시군 자료를 활용하여 지역 제조업 고용변동이 전체 고용 변동에 미치는 효과를 추정하였다. 1계차분 고정효과모형 추정 결과, 제조업 고용 감소가 지역의 상용직 고용을 감소시키며 비수도권일수록 부정적 효과가 더 큰 것으로 확인되었다.

시·군·구와 같이 세분화된 지역 수준에서 노동시장 성과를 분석할 때 추가로 고려해야 할 점은 지역이 지리적으로나 사회경제적으로 서로 독립적이지 않다는 점이다. Vega and Elhorst(2016)는 지역노동시장 성과를 분석할 때 공간적 상호의존성을 고려하지 않으면 추정에 편의가 발생할 수 있다는 점을 지적하였다. 이런 이유로 외국에서는 지역노동시장 성과를 분석할 때 공간적 상호작용을 고려한 연구가 심심찮게 등장하고 있다. 동태공간패널모형을 활용하여 NUTS-3 수준에서 독일의 지역 간 실업률 격차를 분석한 Lottmann(2012)의 연구, 공간패널터빈모형(SDPM)을 활용하여 NUTS-4 수준에서 폴란드 노동시장의 실업과 공석 간 매칭 확률을 분석한 Antczak et al.(2016)의 연구, 역시 공간패널터빈모형을 이용하여 380개 지역 노동시장 수준에서 최저임금제도가 고용에 미치는 효과를 분석한 Majchrowska and Strawinski(2021) 등의 사례가 있다. 이들 연구는 모두 지역 간 통계적으로 유의미한 공간적 상호작용을 확인하였다.

국내에서는 2000~2018년 통계청의 경제활동인구조사 16개 시도별 자료를 활용하여 실업률 결정요인을 분석한 김소연·류수열(2022)의 연구가 있다. 동태공간패널모형을 이용한 분석 결과, 지역 실업률에 시간·공간 의존성이 모두 확인되었다. 또한 산업구조가 다양할수록, 노동생산성이 높을수록 실업률이 낮은 것으로 확인되었다. 이상호(2014a) 역시 1998~2006년 사업체 자료를 활용하여 산업-지역 패널을 구축하여 산업집적이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 공간패널모형 분석 결과 기존 업체는 특화 외부성이, 신규 사업체 진입에는 포터 외부성이 통계적으로 유의미한 효과를 보였다.

이 같은 배경하에서 이 장에서는 세분화된 지역 수준에서 지역 간 일자리 양극화 현황을 분석하고 그 원인이 무엇인지를 규명하고자 한다. 이를 위해 우리나라 지역노동시장 상황과 관련한 대표 통계인 통계청의 지역별고용조사 2013~2023년 자료를 162개 시군 수준에서 패널화한다. 이 조사는 도 지역에서는 시군 수준에서 세분화하여 조사했지만, 특광역시에서는 2020년 이전까지 하위 구군을 별도로 분리하지 않다가 2021년부터 특광역시 ‘구’ 지역도 표본을 할당하여 조사했다. 그러나 자료의 시계열 일관성 문제로 이 연구에서는 특광역시를 각각 하나의 단위로 통합하여 전체 162개 시군 단위(8개 특광역시+154개 광역도 시군)로 패널 자료를 구축하였다. 모든 변수 구축 시 시군 가중치를 적용하였다.

본문의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 지역 간 일자리 불평등 현황을 고용과 임금 영역으로 나누어 분석한다. 여기서는 수도권과 비수도권 간 일자리의 양적, 질적 불평등 확대 이면에 구체적으로 어떤 시군 지역의 성장과 쇠퇴가 있었는지를 살펴볼 것이다. 제3절에서는 지역 간 일자리 불평등 확대 요인을 학력과 숙련, 산업 구성 그리고 인구 규모 효과로 나누어 살펴본다. 지역 간 일자리 불평등의 확대는 결국 임금격차의 확대로 귀결되므로 이들 요인과 지역 간 임금분포 간 상관관계에 초점을 맞추어 분석한다. 제4절에서는 계량모형을 이용하여 지역 간 임금격차에 영향을 미치는 요인을 인과적으로 분석한다. 이때 시군 지역 간의 공간적 상호의존성을 통제하기 위해 공간계량모형을 활용한다. 지리적 접근에 기반한 공간적 상호작용뿐만 아니라 사회경제적, 공간적 상호작용의 효과를 분석하기 위해 추가로 통근행렬을 활용하여 결과를 비교한다. 마지막으로 제5절에서는 정책적 함의와 시사점을 제시한다.

제2절 지역일자리 불평등 현황

1. 고용

가. 수도권 신도시로 일자리 집중

일자리 수의 지리적 변화는 수도권 인구 집중의 가장 직접적이고 중요한 요인이다. <표 2-1>에서 확인할 수 있듯이 지난 10년 동안 취업자 수가 증가한 상위 20개 시군 중 12개 시군이 수도권 신도시였다. 이곳에서 증가한 취업자 수 규모는 약 150만 명으로 전체 취업자 증가분(331만 명)의 절반에 가까운 46.8%를 차지한다.

상위 20개 시군 중 경기도 취업자가 5분의 4(77.2%)에 가깝다는 점도 주목할 만하다. 특히 수원, 화성, 용인, 시흥 등이 중심인 경기 남부권이 거대한 일자리 중심지로 부상했다. 우리나라 지역노동시장권의 변화를 분석한 고영우 외(2023: 9)의 연구에 따르면, 수원이 중심인 경기 남부권은 서울권과 분리된 별도의 노동시장권을 형성하면서 점차 세력을 확장하고 있다. 신도시 개발을 통한 주거환경 조성 and 반도체 등 산업 기반이 복합적으로 작용한 결과다.

상위 20개 시군 중 비수도권은 두 가지 유형으로 구분할 수 있다. 첫째, 수도권에 인접한 산업 도시다. 충북 진천군과 충남 아산시는 경기도와 행정구역 경계를 공유하여 수도권 규제를 피하면서도 경기 남부지역과 1시간 이내의 거리로 이동이 가능하여 최근 제조업 공장 수가 가장 많이 증가하고 있다. 강원 춘천시도 KTX 개통 등 교통 접근성이 개선되고 기업이 늘어나면서 사실상 준수도권으로 언급되는 곳이다. 표에서는 제시되지 않았지만, 충북 증평군, 충남 천안시와 서산시 등도 10년간 취업자 수가 20~30% 이상 증가하면서 상위 30위권 이내에 포함되었다.

둘째, 지역균형발전을 위해 정책적으로 형성된 행정수도와 혁신도시 등 신도시 지역이다. 행정수도인 세종시의 취업자 수는 2013년 5만 5,000명 규모에서 2023년 20만 9,000명으로 15만 명 이상 증가했다. 호남의 대표적인 혁신도시인 전남 나주시와 전북 완주군 등도 각각 취업자 수가 35% 내외로 증가했다. 강원도의 혁신도시인 원주시와 전남도청 소재지인 무안군도 정책적인 노력에 힘입어 10년간 취업자 수가 20~30% 이상 증가하면서 상위 30위권 이내에 포함되었다.

〈표 2-1〉 취업자 수 증감 상하위 20개 시군

(가) 상위 20개 시군

	취업자 수				고용률(15세 이상)		
	2013 1분기	2023 1분기	증감(명)	증가율	2013 1분기	2023 1분기	증가율
세종특별자치시	55,591	209,336	153,745	276.6	58.3	65.5	12.3
경기 하남시	66,971	171,233	104,262	155.7	57.7	62.1	7.8
경기 화성시	271,679	536,358	264,679	97.4	63.1	67.4	6.8
경기 김포시	142,122	264,568	122,446	86.2	58.7	63.9	8.9
경기 광주시	136,804	220,835	84,031	61.4	60.0	64.4	7.4
경기 평택시	212,827	329,845	117,018	55.0	60.3	64.3	6.7
경남 양산시	123,042	178,993	55,951	45.5	56.5	59.0	4.3
충북 진천군	38,907	56,453	17,546	45.1	69.0	70.5	2.3
경기 파주시	182,972	260,976	78,004	42.6	58.3	62.2	6.8
경기 남양주시	264,826	377,642	112,816	42.6	56.7	61.0	7.6
경기 양주시	90,274	127,961	37,687	41.7	56.2	59.5	5.8
경기 시흥시	211,986	299,577	87,591	41.3	60.9	63.1	3.6
충남 계룡시	12,846	17,963	5,117	39.8	50.9	58.1	14.3
경기 오산시	97,765	134,545	36,780	37.6	59.9	65.8	9.9
전북 완주군	41,491	56,709	15,218	36.7	57.9	65.9	13.9
경기 용인시	407,886	549,901	142,015	34.8	55.7	59.3	6.5
전남 나주시	47,555	63,943	16,388	34.5	67.5	65.2	-3.4
충남 아산시	150,511	202,374	51,863	34.5	60.9	64.6	6.1
경기 과천시	28,277	37,430	9,153	32.4	52.8	60.3	14.2
강원 춘천시	117,982	154,912	36,930	31.3	51.1	60.9	19.3

(나) 하위 20개 시군

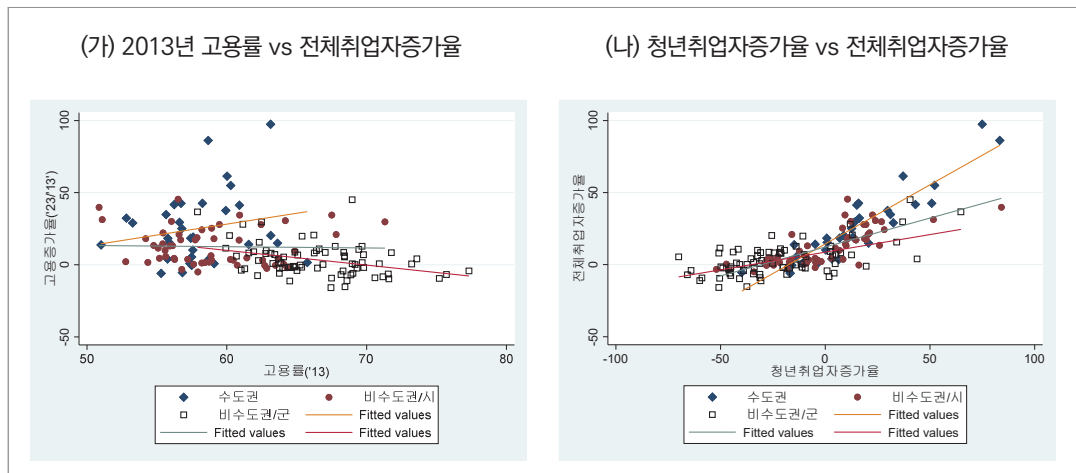
		취업자 수				고용률(15세 이상)		
		2013 1분기	2023 1분기	증감(명)	증가율	2013 1분기	2023 1분기	증가율
전남	강진군	20,723	17,443	-3,280	-15.8	67.4	66.4	-1.6
경북	고령군	20,504	17,387	-3,117	-15.2	68.5	65.8	-3.9
충남	부여군	39,629	35,190	-4,439	-11.2	64.5	63.9	-0.9
경남	합천군	27,957	24,877	-3,080	-11.0	68.6	70.1	2.1
전남	고흥군	41,273	37,267	-4,006	-9.7	71.6	72.6	1.4
전남	신안군	24,571	22,251	-2,320	-9.4	75.2	78.7	4.6
경남	고성군	31,899	28,956	-2,943	-9.2	67.5	66.2	-1.9
경남	의령군	17,310	15,757	-1,553	-9.0	70.6	71.3	1.0
전남	해남군	42,796	39,251	-3,545	-8.3	71.2	74.7	5.0
충남	서천군	30,459	28,179	-2,280	-7.5	62.2	64.6	3.8
경남	하동군	26,921	25,047	-1,874	-7.0	68.9	74.3	7.8
전남	곡성군	17,269	16,104	-1,165	-6.7	68.2	70.2	3.0
경북	울릉군	5,474	5,106	-368	-6.7	75.7	82.1	8.4
경북	의성군	34,175	31,990	-2,185	-6.4	71.6	73.5	2.8
경기	광명시	157,093	147,747	-9,346	-5.9	55.3	60.5	9.4
전남	함평군	19,187	18,061	-1,126	-5.9	69.0	72.4	4.9
경남	함안군	35,868	33,770	-2,098	-5.8	63.8	62.9	-1.3
경기	연천군	20,206	19,119	-1,087	-5.4	56.8	58.3	2.6
경남	통영시	64,646	61,444	-3,202	-5.0	57.9	58.8	1.5
전남	완도군	28,448	27,237	-1,211	-4.3	68.3	69.7	2.1

주: 제시된 수치는 연구자가 마이크로데이터를 가공하여 산출한 값으로 KOSIS에 제시된 값이 일치하지 않을 수 있음

비수도권 신도시 육성 정책이 일자리 창출 성과를 거두고 있기는 하지만, 수도권 혹은 준수도권의 일자리 성장에 비하면 그 규모가 미미한 수준이다. 이 대비는 광역대도시의 고용 변화에서 명확하게 드러난다. 광주, 대전, 부산, 대구, 울산 등 5개 광역시 취업자 증가분(210천 명)을 모두 더해도 인천의 취업자 증가분 248천 명에 미치지 못한다. 같은 기간 서울의 취업자도 192천 명 증가했으니 서울과 인천 2개 특광역시의 취업자 증가분이 5개 광역시 취업자 증가분의 2배가 넘는 셈이다.

취업자 수 증감 하위 20개 시군은 대부분 영호남의 군 지역이다. 이들 지역의 취업자 수 규모는 2만~3만 명에 불과하며, 10년간 취업자 수 감소폭이 적게는 5%, 많게는 15% 이상 이르는 곳도 있다. 경기도 광명시는 수도권 대도시임에도 불구하고 취업자 수가 6% 가까이 감소했다. 광명시의 취업자 수가 감소한 것은 뚜렷한 산업 기반이 불분명하면서 뉴타운 건설 등 도시재개발에 따른 지가 상승으로 주변 지역으로 인구가 유출되었기 때문이다. 비수도권에서는 경남 통영시의 취업자 수가 5% 감소하면서 19번째로 감소폭이 컸다. 통영은 조선업 구조조정에 따라 2013년과 2018년 두 차례나 고용위기지역으로 지정된 바 있다. 통영시 고용위기지역 사례를 분석한 이상호(2015; 2019)의 연구에 따르면, 지역 주력산업의 쇠퇴는 지역경제 전반의 위기로 확산하면서 인구 유출을 가속화하는 악순환을 반복하게 된다. 폐광 이후 대체산업 발굴에 어려움을 겪고 있는 강원 태백시, 자동차 부품업체가 밀집한 경주시 등도 취업자 증감 하위 30개 시군에 포함되었다.

[그림 2-1] 전체 취업자 증가율, 고용률, 청년 취업자 증가율



자료: 지역별고용조사 2013~2023년 반기별 마이크로데이터

취업자 변동과 다른 고용지표 간의 관계는 어떤지 살펴본다. [그림 2-1]은 지역 유형-수도권, 비수도권/시, 비수도권/군에 따라 주요 고용지표 간의 상관관계가 다를 수 있음을 보여준다. (가)와 같이 초기(2013년 1분기) 고용률이 높을수록 취업자 증가율(2023/2013)도 높은 양(+)의 상관관계를 보였다. 그러나 이런 관계는 비수도권/시 지역에서 약해지다가 비수도권/군 지역에서는 초기 고용률이 높을수록 취업자 증가율(2023/2013)이 낮은 음(-)의 상관관계로 전환되었다. 군 지역의 경우 고령의 농림어업 종사자 비중이 높기 때문에 고용률은 높지만, 앞서 취업자 증가율 하위 20개 시군에서도 나타나듯이 상대적으로 일자리는 많이 감소한 것이다.

(나)와 같이 청년 취업자 증가율이 높은 지역일수록 전체 취업자 증가율도 높은 양의 상관관계가 나타났다. 그러나 지역유형별 회귀계수의 기울기를 살펴보면 수도권 0.96(33개, Adj R2 0.87) > 비수도권/시 0.85(55곳, Adj R2 0.84) > 비수도권/도 0.24(74곳, Adj R2 0.74) 순으로 차이를 보였다.

나. 청년 일자리 양극화

최근의 한 연구⁵⁾에서는 지난 20년간(1998~2019년) 영국에서 지역 노동시장의 양극화가 확대되고 있는데, 주된 원인이 청년층 일자리의 대도시 집중에 있다고 분석한 바 있다. 우리나라의 상황도 영국의 사례와 크게 다르지 않다. <표 2-2>와 같이 2023년 1분기 전체 취업자 중 청년층 비중이 가장 높은 곳은 경기도 안산시(17.4%)와 충남 천안시(16.6%)로 나타났다. 서울 특별시의 청년 취업자 비중은 16.5%로 특광역시임에도 불구하고 전체 162개 시군 중 세 번째로 높았다. 과학기술 분야 연구기관과 대학이 집적한 대전광역시의 청년 취업자 비중도 15.7%로 8위에 올랐다. 전체 취업자 수 증가율과 마찬가지로 청년 취업자 비중이 높은 상위 20개 시군 중 12개 시군은 경기도에 속해 있다. 비수도권 중에서는 군부대가 소재한 강원 고성군 등 예외적인 상황을 제외하면, 대학이 많은 경북 경산시와 강원 춘천시, 천안시와 함께 중부권 제조업 중심지를 형성하고 있는 아산시 등이 포함되었다.

5) Overman and Xu(2022)에 따르면 2019년 영국 런던과 브리스톨 지역의 인구 중 34세 이하는 35%, 맨체스터와 글래스고, 에든버러, 리드, 버밍엄 역시 31~34%를 차지했다. 반대로 몇몇 지역은 오직 17%만 34세 이하 인구를 구성하는 등 지역 간 청년인구 비중 격차가 2배에 이르렀다.

〈표 2-2〉 청년 취업자 비중 상하위 20개 시군

(가) 상위 20개 시군

		취업자 수		청년취업자 비중		취업자 증가율	청년 고용률		
		2013년	2023년	2013년	2023년		2013년	2023년	증가율
경기	안산시	63,029	67,076	17.0	17.4	6.4	39.3	50.4	28.5
충남	천안시	52,749	62,450	18.0	16.6	18.4	39.5	46.2	16.9
	서울특별시	797,222	822,204	16.7	16.5	3.1	39.8	47.8	19.9
경기	안성시	15,852	19,127	15.5	16.2	20.7	41.0	49.6	21.0
경북	경산시	20,104	24,364	16.0	15.9	21.2	31.8	35.6	11.8
	대전광역시	114,227	121,945	16.2	15.7	6.8	34.8	43.5	24.8
강원	고성군	2,003	2,686	13.5	15.7	34.1	36.7	57.2	55.8
강원	춘천시	15,843	24,023	13.4	15.5	51.6	28.1	44.4	58.3
경기	이천시	18,053	19,650	17.0	15.4	8.8	44.3	46.8	5.6
경기	오산시	15,913	20,646	16.3	15.3	29.7	42.2	50.3	19.0
충북	청주시	57,515	73,714	14.9	15.3	28.2	34.9	47.3	35.5
경기	수원시	86,270	97,671	16.0	15.2	13.2	36.2	42.2	16.7
충남	아산시	27,883	30,504	18.5	15.1	9.4	42.4	44.6	5.2
경기	의정부시	26,377	34,954	14.4	14.7	32.5	35.1	46.6	32.6
경기	평택시	31,631	48,155	14.9	14.6	52.2	39.8	47.1	18.3
경기	용인시	60,571	79,434	14.8	14.4	31.1	37.2	40.6	9.0
경기	성남시	77,455	68,975	16.3	14.4	-10.9	42.7	47.5	11.2
경기	부천시	62,151	59,896	15.0	14.3	-3.6	35.9	47.8	33.0
경기	군포시	23,269	20,059	17.5	14.3	-13.8	43.7	47.0	7.5
경기	화성시	43,658	76,376	16.1	14.2	74.9	46.9	47.0	0.1

(나) 하위 20개 시군

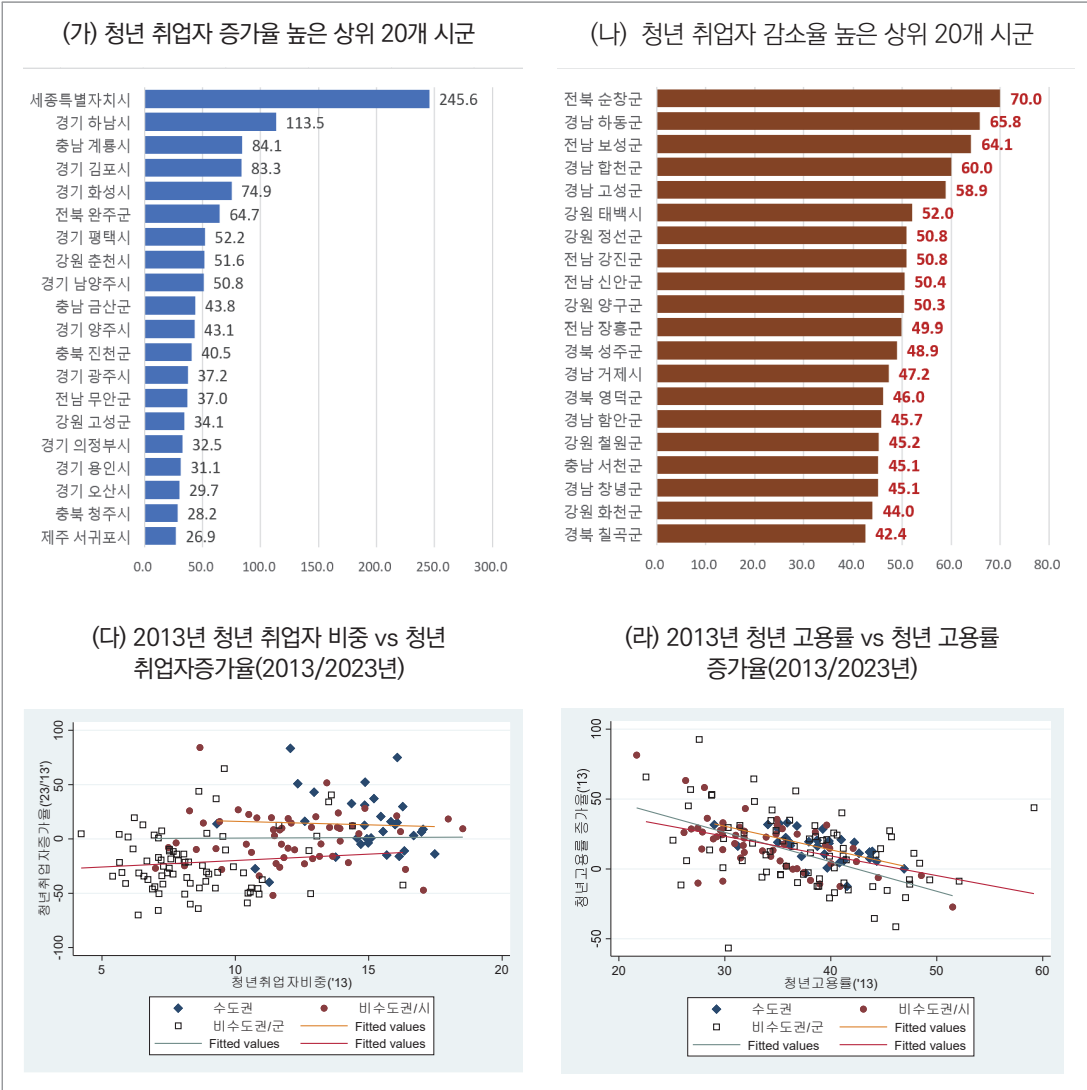
		취업자 수		청년취업자 비중		취업자 증가율	청년 고용률		
		2013년	2023년	2013년	2023년		2013년	2023년	증가율
전북	순창군	923	277	6.4	1.8	-70.0	30.3	13.2	-56.7
경남	하동군	1,914	654	7.1	2.6	-65.8	38.7	33.9	-12.4
전남	보성군	2,024	727	8.6	3.2	-64.1	44.1	28.5	-35.4
강원	화천군	703	394	7.0	3.6	-44.0	33.5	31.5	-5.9
경북	청송군	888	614	5.7	3.7	-30.9	36.1	48.7	34.9
경남	합천군	2,323	930	8.3	3.7	-60.0	47.1	37.4	-20.5
경북	의성군	1,845	1,212	5.4	3.8	-34.3	34.5	49.0	42.2
대구	군위군	986	576	7.3	3.8	-41.6	41.2	45.0	9.2
전남	고흥군	2,429	1,434	5.9	3.8	-41.0	41.5	44.2	6.5
경북	영덕군	1,390	750	6.9	3.9	-46.0	38.9	36.2	-7.1
전남	신안군	1,753	869	7.1	3.9	-50.4	45.6	58.0	27.3
경남	산청군	1,142	895	5.7	4.1	-21.6	29.9	36.4	21.7
경남	함양군	1,533	960	6.7	4.2	-37.4	36.9	33.3	-9.8
경북	영양군	672	442	6.6	4.3	-34.2	40.3	40.6	0.7
전북	무주군	890	611	6.4	4.3	-31.3	35.3	33.8	-4.1
경북	봉화군	800	838	4.2	4.4	4.8	27.6	53.1	92.6
강원	평창군	1,736	1,174	7.7	4.7	-32.4	35.8	36.5	2.0
경남	고성군	3,333	1,370	10.4	4.7	-58.9	46.1	27.1	-41.3
전남	강진군	1,679	826	8.1	4.7	-50.8	40.4	33.5	-17.0
전남	구례군	1,043	689	7.2	4.9	-33.9	41.2	47.2	14.7

주: 제시된 수치는 연구자가 마이크로데이터를 가공하여 산출한 값으로 KOSIS에 제시된 값이 일치하지 않을 수 있음

청년 취업자 하위 20개 시군을 형성하는 지역은 대부분 인구소멸 위험을 겪고 있는 군 지역이 주로 포함되었다. 전국에서 청년 취업자 비중이 가장 낮은 1.8%를 기록한 전북 순창군은 10년 전에 비해 청년 취업자 수가 70%나 감소하였다. 같은 기간 순창군의 전체 취업자 수가 2013년 1만 4,500명에서 1만 5,300명으로 5.4% 증가했다는 점과 대비되는 변화다. 주목할 점은 지역 간 청년 취업자 비중의 불평등이 확대되었다는 점이다. 2013년 1분기 청년 취업자 비중이 가장 높은 곳(충남 아산시 18.5%)과 가장 낮은 곳(경북 봉화군 4.2%) 간의 청년 취업자 비중 격

차는 14.3%p였으나, 2023년 1분기에는 그 갭이 15.6%p로 확대되었다. 청년 취업자 비중의 표준편차도 2013년 1분기 3.39에서 3.79로 증가했다.

[그림 2-2] 청년 취업자 및 고용률 변동



자료: 지역별고용조사 2013~2023년 반기별 마이크로데이터

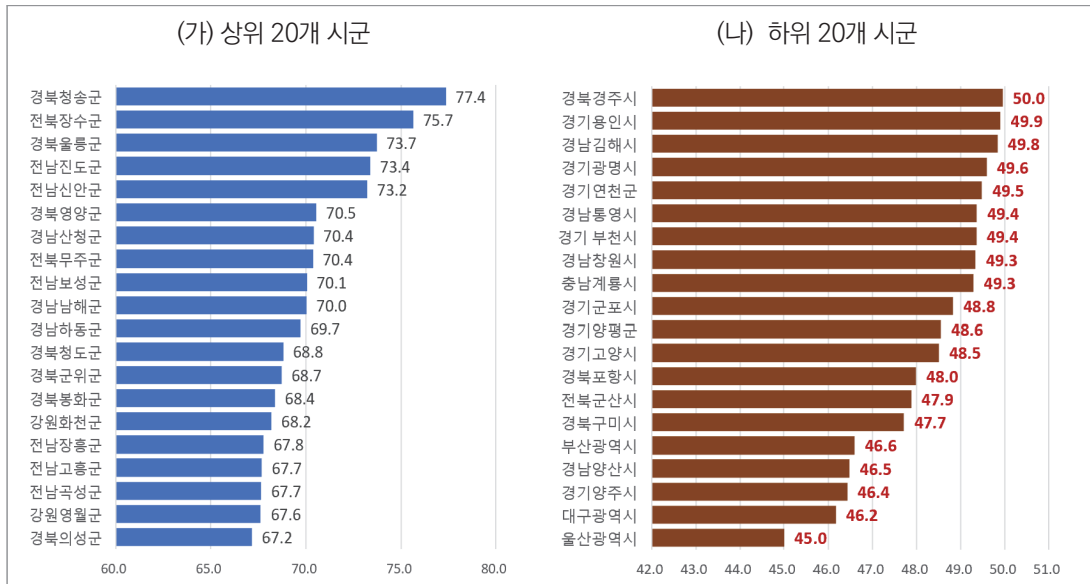
[그림 2-2]의 (가)와 (나)는 청년 취업자 비중이 증가 혹은 감소한 상위 20개 시군을 순서대로 제시한 것이다. 지역 간 청년 취업자 비중의 갭이 확대된 것은 일자리를 찾아 수도권, 특히 경기도와 충청 지역으로 청년들이 이동한 결과라는 점을 확인할 수 있다. 세종시는 행정수도 이전의 결과로 청년 취업자 비중이 가장 높지는 않지만, 증가율은 가장 높았다. 전남도청이 이전하면서 신도시가 개발된 전남 무안군, 혁신도시가 만들어진 전북 완주군, 충북 진천군 등에서도 청년 취업자 수 증가율이 높았다. 반대로 청년층 취업자 수 감소율이 높은 지역은 앞서 순창군 외에도 대부분 비수도권 군 지역이 다수를 차지했다.

초기 시점에 청년 취업자 비중이 높다고 해서 청년 고용지표의 증가가 더 빠른 것은 아니었다. 그림의 (다)와 같이 2013년 시점에서 청년취업자의 비중이 높은 지역이라고 해서 청년 취업자 증가율이 더 높거나 낮지 않은 0에 가까운 선형적 상관관계를 보였다. 다만 그림의 (라)와 같이 2013년 청년 고용률과 10년간 청년 고용률 증가율 간에는 음(-)의 상관관계를 보였다. 이런 결과가 나타난 것은 지역의 산업구조 변화가 상당한 영향을 미친 것으로 보인다. 예를 들면 2013년 청년 고용률이 51.5%로 전국에서 세 번째로 높았던 경남 거제시는 2023년 청년 고용률이 37.5%로 14%p나 감소했다. 청년 고용률 감소폭이 높은 지역은 강원 태백시(석탄), 경남 고성군(조선) 같은 지역 주력 제조업이 쇠퇴하거나 경북 칠곡군이나 경남 함안군 같은 대도시 인근 군 지역이 일부 포함되었다. 다만 다수는 산업 기반이 취약한 군 지역(전남 보성군 등)도 포함되어 있어서 뚜렷한 규칙성을 찾기는 어려웠다.

다. 여성 고용률 변화

시군별 여성 취업자 수 변화와 청년-여성 취업자 수 변화는 거의 전체 취업자 수와 청년 취업자 수 변동과 크게 다르지 않았다. 다만 여성 고용률은 몇 가지 점에서 특징적인 모습을 보였다. 아래 그림과 같이 여성 고용률 수준이 높은 상위 20개 시군은 주로 고령의 여성 농림어업 종사자가 많은 군 지역이다. 반대로 여성 고용률 수준이 낮은 하위 20개 시군은 제조업 집적지이거나 일자리 기반이 상대적으로 취약한 비수도권 광역대도시 그리고 수도권의 주거중심지다. 제조업 집적지는 남성-육체노동 중심의 가부장적 일자리 구조뿐만 아니라 양질의 서비스 일자리 기반이 취약한 대도시 역시 여성 고용률에 부정적인 영향을 미치는 것이다.

[그림 2-3] 여성 고용률(2023년)



자료: 지역별고용조사 2013~2023년 반기별 마이크로데이터

지역일자리 구조 변화는 여성 고용률에도 영향을 미친다. <표 2-3>과 같이 여성 고용률이 증가한 상위 20개 시군을 살펴보면 남성 중심의 고용 구조였던 제조업 중심지가 다수 포함되어 있다. 국내 최대의 제철소가 위치한 전남 광양시는 2013년 여성 고용률이 40.6%에서 2023년 56.6%로 전국에서 가장 높은 증가율을 기록했다. 2013년 여성 고용률이 39.9%로 전체 시군 중 두 번째로 낮았던 거제시 역시 2023년에는 50.1%로 증가했다. 단계적 폐광이 진행되었던 강원 태백시·삼척시·정선군, 화학산업단지가 위치한 전남 여수시, 조선업 밀집지역인 전남 영암군 역시 여성 고용률의 증가율이 높았던 지역이다.

군부대가 이전하거나 철수한 지역들도 문화관광 등 대체 산업으로 전환하면서 여성 고용률이 증가했다. 주한미군부대가 평택으로 이전한 경기 동두천시, 군부대 해체로 지역 인구와 주변 상권이 어려움을 겪고 있는 강원 홍천군과 양구군 등이 여기에 해당한다. 강원 강릉시와 동해시도 최근 동해안 관광객이 증가하면서 여성 고용률 증가에 기여한 것으로 보인다. 경기 화성시, 오산시, 구리시 등은 신도시 개발로 인구가 증가하면서 서비스 일자리가 확대된 것이 여성 고용률을 높이는 데 긍정적으로 작용했다.

〈표 2-3〉 여성 취업자 비중 상하위 20개 시군

(가) 상위 20개 시군

		취업자 수		여성 취업자 비중		취업자 증가율	여성 고용률		
		2013년	2023년	2013년	2023년		2013년	2023년	증가율
전남	광양시	22,611	33,186	34.2	40.0	46.8	40.6	56.6	39.6
강원	홍천군	13,623	18,762	41.3	47.2	37.7	48.6	66.0	35.7
강원	양구군	3,820	4,934	41.4	47.9	29.2	47.6	63.6	33.6
강원	태백시	8,946	10,051	39.1	45.3	12.4	44.3	58.8	32.6
강원	춘천시	50,906	73,878	43.1	47.7	45.1	42.2	55.7	32.1
전남	영암군	11,423	13,912	33.6	38.3	21.8	46.5	60.7	30.6
강원	삼척시	13,434	16,211	39.4	45.6	20.7	45.3	58.7	29.7
경기	동두천시	16,049	21,276	39.6	46.2	32.6	39.4	51.0	29.6
전북	완주군	16,090	24,374	38.8	43.0	51.5	44.9	58.1	29.6
전남	여수시	47,232	59,406	37.5	41.7	25.8	41.7	53.2	27.5
강원	정선군	8,034	9,312	40.3	43.2	15.9	52.0	66.0	27.0
경기	구리시	33,473	45,310	39.8	45.6	35.4	43.0	54.5	26.8
강원	강릉시	41,243	53,979	41.6	46.1	30.9	44.3	55.9	26.3
강원	동해시	16,057	19,932	40.5	44.3	24.1	42.7	53.9	26.2
경남	거제시	35,345	46,224	28.6	37.3	30.8	39.9	50.1	25.8
경기	화성시	90,991	211,607	33.5	39.5	132.6	44.7	56.2	25.8
경기	오산시	34,971	53,569	35.8	39.8	53.2	43.3	54.5	25.7
충북	보은군	7,276	8,551	41.4	45.1	17.5	50.1	62.7	25.3
충북	제천시	26,715	33,630	41.0	44.0	25.9	45.7	56.7	23.9
경기	용인시	150,771	235,984	37.0	42.9	56.5	40.3	49.9	23.7

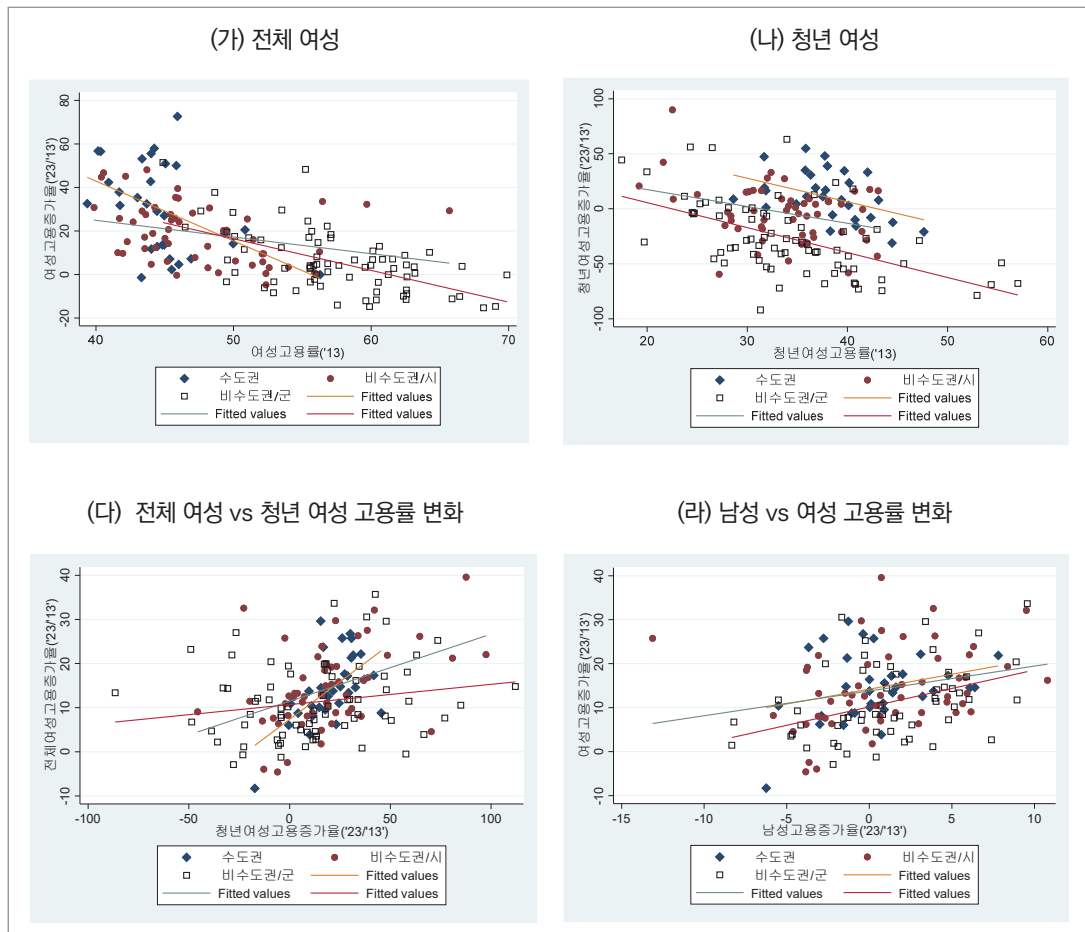
(나) 하위 20개 시군

		취업자 수		여성 취업자 비중		취업자 증가율	여성 고용률		
		2013년	2023년	2013년	2023년		2013년	2023년	증가율
경기	가평군	13,432	13,415	43.0	42.3	-0.1	56.3	51.6	-8.3
경북	경주시	59,580	56,731	42.1	41.1	-4.8	52.4	50.0	-4.6
전남	나주시	21,585	28,552	45.4	44.7	32.3	59.7	57.3	-4.0
경북	성주군	10,835	9,963	43.7	41.1	-8.0	60.4	58.6	-2.9
경도	구미시	80,867	81,487	39.0	38.1	0.8	48.9	47.7	-2.4
강원	횡성군	10,915	11,662	46.0	44.2	6.8	60.1	59.4	-1.2
전남	고흥군	20,932	17,728	50.7	47.6	-15.3	68.2	67.7	-0.7
경북	울진군	11,106	10,172	42.1	39.5	-8.4	52.9	52.6	-0.5
충남	태안군	16,709	17,334	45.3	45.1	3.7	66.6	67.2	0.8
경북	의성군	16,714	15,018	48.9	46.9	-10.1	66.4	67.2	1.1
경북	예천군	11,333	13,846	45.1	45.6	22.2	56.8	57.5	1.2
경북	고령군	8,518	7,321	41.5	42.1	-14.1	57.6	58.4	1.5
제주	서귀포시	39,492	51,060	46.5	46.3	29.3	65.7	66.9	1.8
경북	칠곡군	23,780	23,994	38.4	38.3	0.9	50.1	51.1	1.9
전남	장성군	10,264	9,709	46.1	44.4	-5.4	56.3	57.6	2.2
전남	완도군	12,712	11,220	44.7	41.2	-11.7	60.4	62.0	2.7
충북	괴산군	9,130	9,382	44.3	41.8	2.8	55.6	57.1	2.7
충북	음성군	21,442	23,179	37.0	35.5	8.1	56.1	57.6	2.8
경남	함안군	13,471	13,018	37.6	38.5	-3.4	49.5	51.2	3.6
전남	강진군	9,922	8,455	47.9	48.5	-14.8	59.9	62.1	3.8

주: 제시된 수치는 연구자가 마이크로데이터를 가공하여 산출한 값으로 KOSIS에 제시된 값이 일치하지 않을 수 있음

여성 고용률의 증가율이 낮은 하위 20개 시군에는 대체로 이미 고용률 수준이 높았던 농촌 지역이나 남성 중심의 제조업이 밀집된 지역이 포함되었다. 2013년 여성 고용률이 전국에서 세 번째로 높은 68.2%를 기록했던 전남 고흥군을 비롯해 경북 성주군, 강원 횡성군, 충남 태안군, 경북 의성군, 제주 서귀포시, 전남 완도군 등은 2013년 여성 고용률이 이미 60%를 넘었다. 전자산업 밀집지역인 경북 구미시를 비롯해 2~3차 제조업 협력사가 많은 경북 경주시와 칠곡군, 경남 함안군도 여성 고용률 수준이 낮으면서 고용률의 증가율도 높지 않은 지역이다.

[그림 2-4] 여성 고용률 변화



자료: 지역별고용조사 2013~2023년 반기별 마이크로데이터

전체 시군의 여성 고용률 변동을 분석한 [그림 2-4]에서는 이런 변화가 더욱 체계적으로 관찰되었다. 그림 (가)에서는 여성 고용률 수준이 높은 지역일수록 여성 고용률의 증가율이 낮은 음(-)의 상관관계를 보였다. 2013년 여성 고용률 수준은 수도권이 가장 낮고 비수도권/도 지역이 가장 높았기 때문에 고용률의 증가율은 평균적으로 수도권이 가장 높고 비수도권/도 지역이 가장 낮았던 것을 확인할 수 있다. 그림 (나)는 2013년 청년(20~34세) 여성 고용률과 청년-여성 고용률 변동을 비교한 결과인데, 음(-)의 상관관계가 관찰되었다는 점은 전체 여성 고용률과 다르지 않았다. 다만 2013년 청년-여성 고용률 수준이 수도권과 비수도권/시, 비수도권/도 세 지역 유형 간에 거의 차이를 보이지 않았다. 반면 청년-여성 고용률의 증가 정도는 수도권 > 비수도권/시 > 비수도권/도 순으로 더욱 뚜렷한 차이를 보였다.

그림의 (다)는 전체-여성 고용률과 청년-여성 고용률 간의 상관관계를 직접적으로 비교한 것이다. 전체적으로 청년-여성 고용률이 높을수록 전체-여성 고용률은 높은 양(+)의 상관관계를 보였지만, 지역 유형별로 기울기는 달랐다. 수도권은 두 지표 간의 기울기가 가장 높은 강한 양의 상관관계를 보였으며, 비수도권/도는 가장 약한 양의 상관관계를 보였다.

마지막으로 그림의 (라)는 청년-남성 고용률과 청년-여성 고용률 변동 간의 상관관계를 나타낸다. 몇몇 지역에서는 지역 제조업 쇠퇴가 여성 고용률 증가의 요인일 수 있다는 점에서 남녀 간 고용률의 대체 관계가 나타나는지를 의심해 볼 수 있다. 그러나 전체 시군의 고용률 변동은 지역 유형에 크게 상관없이 양의 상관관계가 확인되었다.

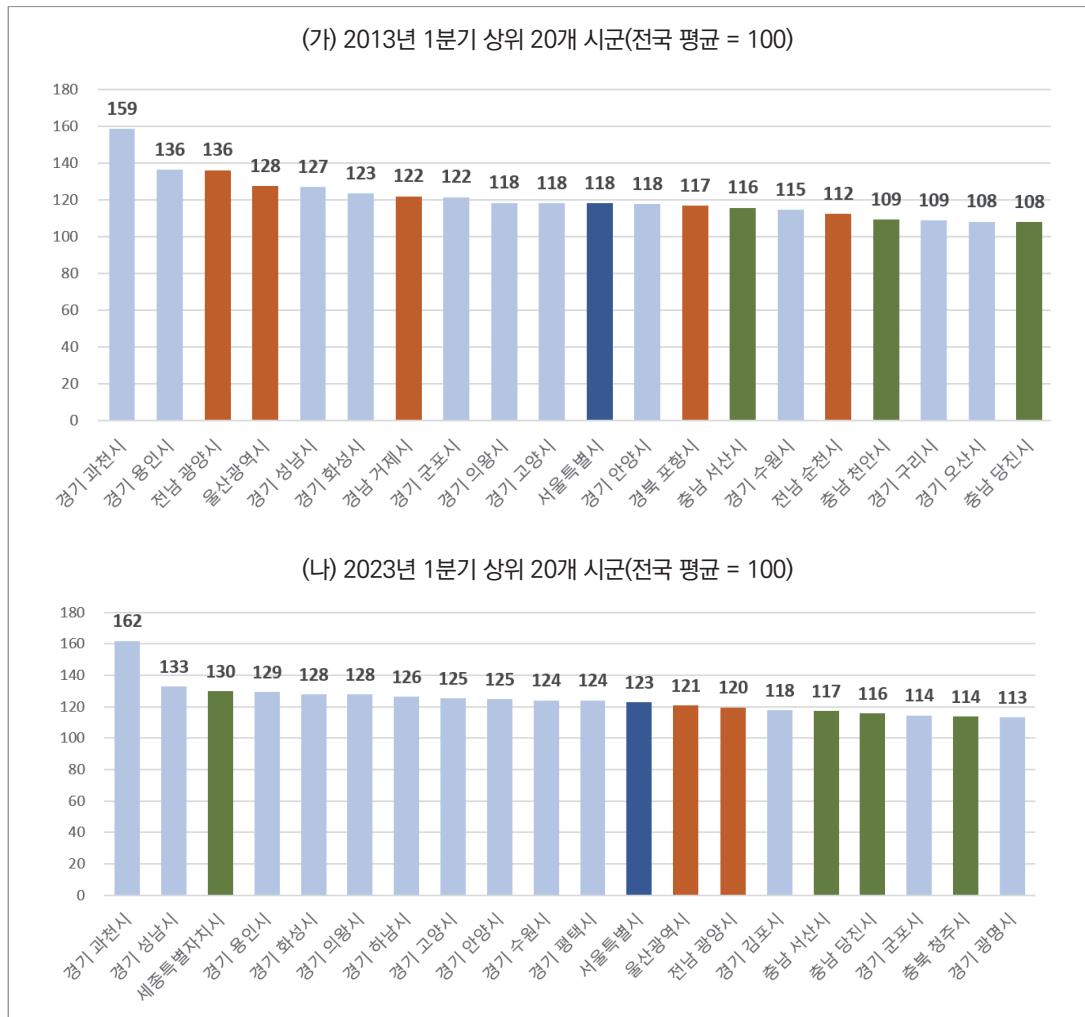
2. 임금

지역별 고용구조의 변화는 임금 분포에도 영향을 미친다. [그림 2-5]의 (가)와 (나)는 시군별 상대임금이 가장 높은 20개 시군을 순서대로 보여주고 있다. 2013년과 2023년 모두 1위는 경기 과천시로 2013년 전국 평균 대비 159에서 2023년 162로 소폭 상승했다.

2013년 지역별 임금 분포에서 주목할 만한 부분은 상위 20개 시군 중 8개 시군이 비수도권이었던 점이다. 이들 지역 다수는 중화학제조업 분야 대기업이 위치한 곳이다. 월평균임금이 높은 상위 10개 시군 중 포스코 광양제철소가 위치한 전남 광양시는 상대임금 136으로 3위, 현대자동차와 현대중공업이 위치한 울산광역시 128로 4위, 한화오션(옛 '대우조선해양')과 삼성중공업이 위치한 경남 거제시는 7위에 올랐다. 포스코 포항제철소가 위치한 포항시, 석유화학·제철 대기업이 위치한 충남 서산시와 여수·광양, 제조업 집적지의 중심 생활권인 순천시, 충남 북부권의 중심 도시인 천안시 등도 20위권에 포함되었다.

2023년에는 상위 20개 시군 중 비수도권이 6개 시군으로 줄었다. 그나마 세종시를 제외하면 상위 10개 시군 내에는 한 곳도 포함되지 않았다. 상위 20개 시군으로 범위를 넓히더라도 충청권을 제외한 나머지 지역에서는 울산광역시(13위), 전남 광양시(14위) 2곳만 순위가 대폭 하락하여 포함되었을 뿐이다. 그림에는 제시되지 않았지만, 임금이 낮은 최하위 20개 시군은 대부분 인구 규모가 작고 산업 발달이 미미한 농어촌 군 지역이 차지했다.

[그림 2-5] 시군별 월평균임금 분포



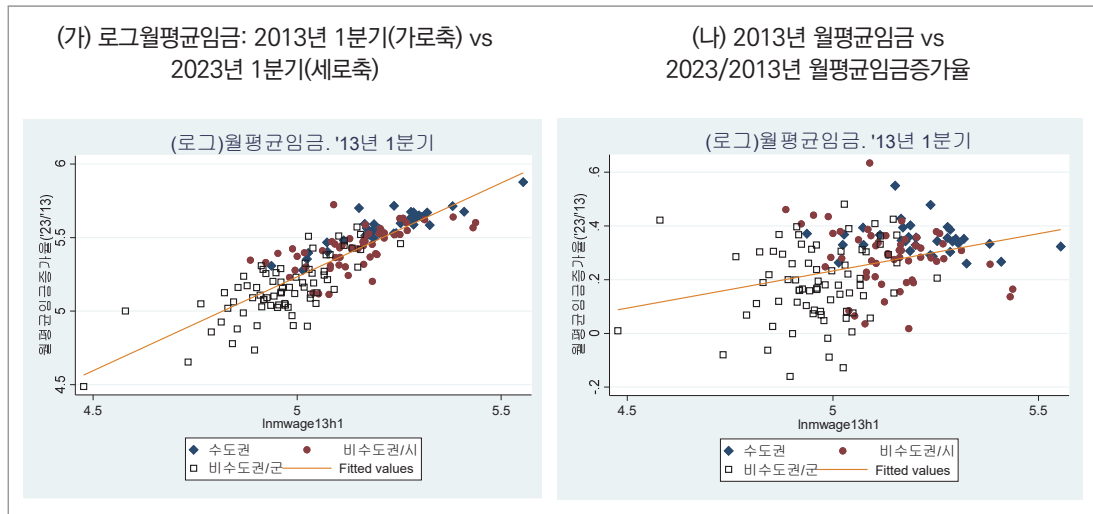
자료: 지역별고용조사 2015~2023년 반기별 마이크로데이터

그렇다면 임금 분포의 변화가 전체적인 지역 간 임금격차를 확대하는 방향으로 작용했는지, 축소하는 방향으로 작용했는지는 어떻게 확인할 수 있을까? 단순하게는 두 가지 방법(베타(β) 수렴과 시그마(σ) 수렴)가 있다(Barro and Sala-i-Martin, 1992).

첫째는 평균임금이 낮았던 지역의 임금이 더 빠르게 증가한다면 장기적으로 전체적인 불평등은 감소할 것이다. 어떤 두 시점 간에 초기임금과 임금의 증가율 간의 선형적 상관관계(즉, 직선의 기울기)가 음(-)의 값을 가지는 경우를 베타 수렴이라고 한다. 만일 상관관계가 양(+)의 값

을 갖는다면 임금이 높은 지역의 임금증가율이 더 높다는 것을 의미하며 지역 간 임금격차가 확대되고 있다는 것을 의미한다.

[그림 2-6] 2013년 월평균임금 vs 2023/2013년 월평균임금 증가율



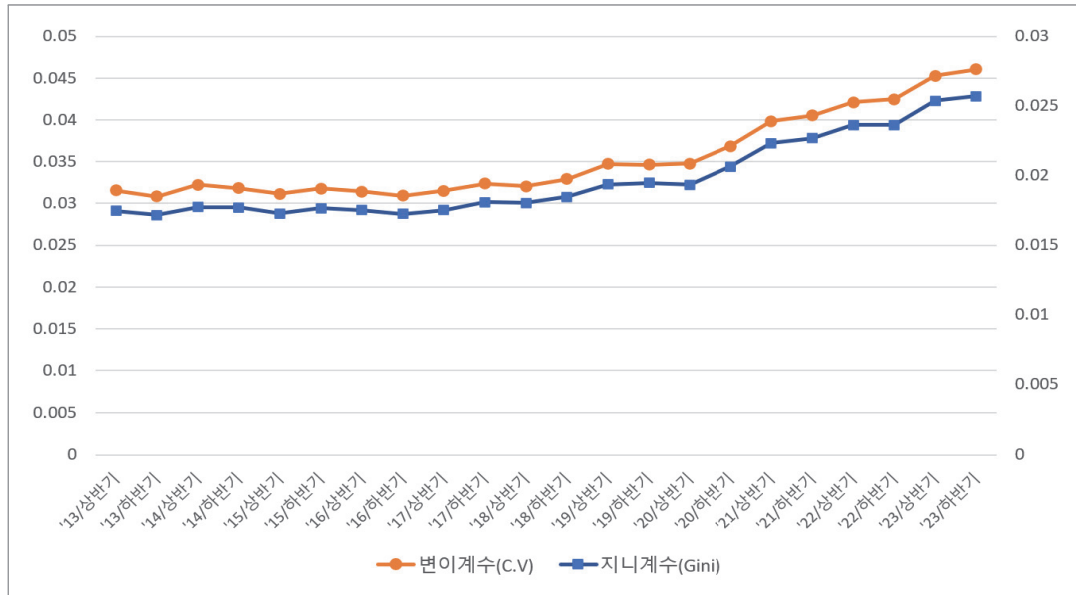
자료: 지역별고용조사 2013-2023년 반기별 마이크로데이터

앞서 임금이 높은 상위 지역의 특징적인 순위 변동에도 불구하고, 전체적으로 2013년과 2023년 사이에 임금 분포가 대칭적인 관계를 이루었다. [그림 2-6]의 (가)와 같이 지역 간 임금 분포의 로그월평균 임금의 분포(가로축 2013년, 세로축은 2023년)를 살펴보면, 수도권 > 비수도권 > 비수도권/시 > 비수도권/군 순으로 뚜렷하게 우상향하는 상관관계를 확인할 수 있다. 이 그림만으로는 지역 간 임금불평등의 확대 혹은 축소를 설명하기는 어렵다. 그림의 (나)에서는 2013년 1분기 임금을 가로축에, 2023/2013년 임금의 증가율을 세로축에 놓고 양자 간의 상관관계를 비교한 것이다. 그림에서 우상향하는 직선(회귀선의 기울기는 0.277, 표준오차 0.063)이 도출된 것을 확인할 수 있다. 적어도 이 기간에 임금이 높았던 지역이 임금 증가율도 더 높았던 것이다.

임금불평등을 측정하는 두 번째 방법은 분포 자체의 불평등 정도를 측정하는 것이다. 분산을 포함하는 분포의 불평등이 축소(혹은 확대)되고 있다면 이를 시그마 수렴(혹은 발산)이라고 한다. 임금 분포를 이용하여 불평등 정도를 측정하는 방법은 여러 가지 있을 수 있다. 여기서는 분포의 불평등을 측정하기 위해 변이계수, 지니계수⁶⁾ 두 가지 척도의 시간별 추이를 살펴본다.

[그림 2-7]과 같이 두 척도 모두 전체적으로 코로나19가 확산하기 전인 2019년까지는 지역 간 임금불평등 수준이 완만하게 증가하다가 2020년부터 상대적으로 가파르게 증가한 것을 살펴볼 수 있다. 이는 서론에서 살펴보았듯이 수도권-비수도권 간 임금격차가 증가한 패턴과 유사하다.

[그림 2-7] 지역 간 임금 불평등 지수 추이



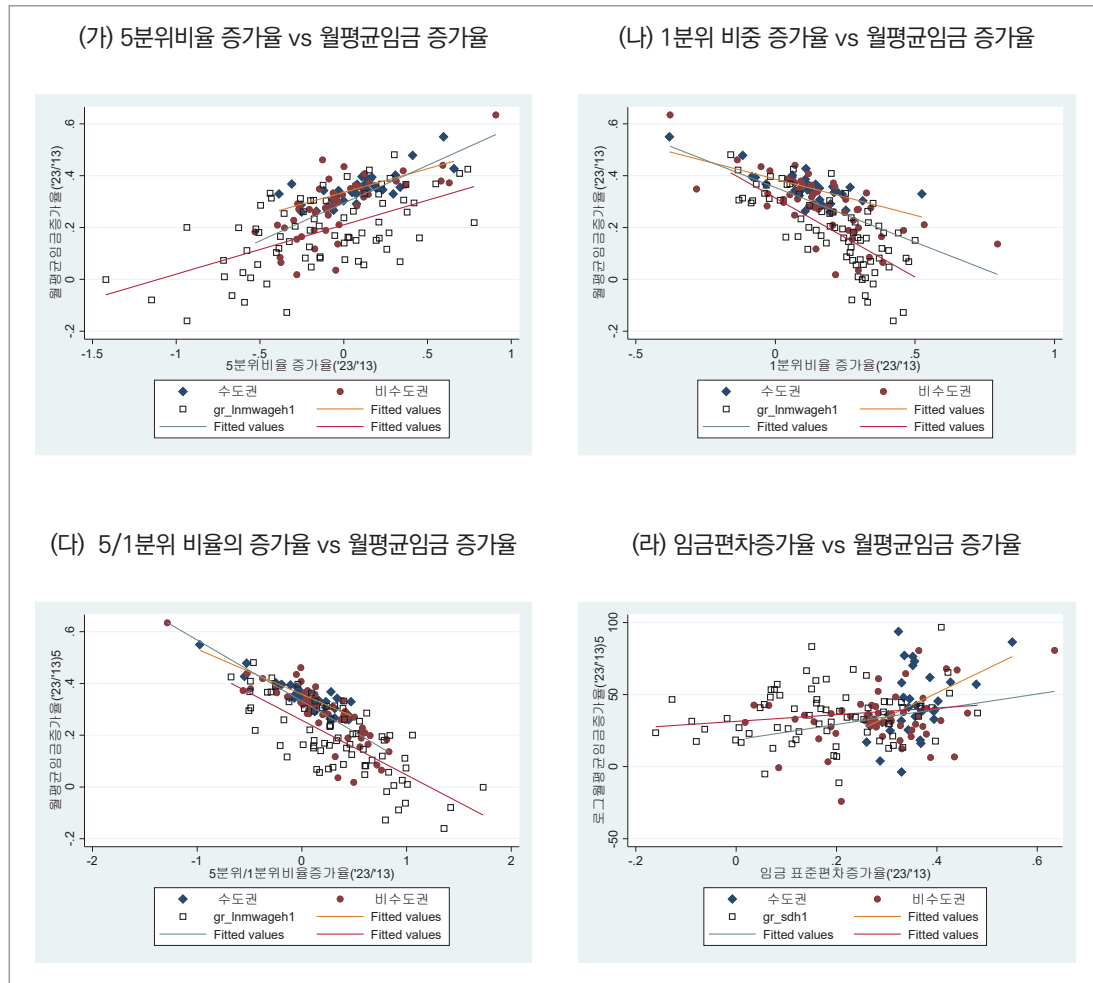
자료: 지역별고용조사 2013~2023년 반기별 마이크로데이터

- 6) 변동계수는 표준편차를 평균으로 나눈 값으로, 시간에 따른 로그명목임금 평균 변화를 표준화한다는 의미를 지닌다. 지니계수는 로렌츠 곡선으로부터 도출되는 지표이다. 즉, 162개 시군을 로그평균임금이 낮은 지역부터 순서대로 누적했을 때의 면적과 모든 시군의 평균임금이 동일하다고 가정했을 때의 면적 차이 정도로 측정되는 것이다. 두 지수 모두 0의 값은 완전 평등, 1의 값은 완전 불평등을 의미한다. 개인의 소득이나 임금의 불평등은 이들 값이 평균적으로 더 크지만, 지역 간 임금격차는 개인의 임금값을 이미 평균한 것을 기준으로 산출했기 때문에 절대적인 값보다는 상대적인 변화 추이를 중심으로 살펴보기 바란다.

마지막으로 지역 내 불평등과 임금 증가율 간의 관계이다. 선행연구에 따르면 대도시일수록 임금과 소득 증가율이 높지만, 동시에 지역 내 소득불평등이 확대되는 경향이 있다(Florida, 2017; Autor, 2020; Bauluz et al., 2023).

마지막으로 전국 수준에서 각 연도-반기별로 각 개인이 속한 임금 1~5분위 집단을 식별한 뒤 시군별로 1분위와 5분위 집단이 차지하는 비중을 산출하였다. [그림 2-8]의 (가)와 같이 5분위 비중이 증가할수록 로그월평균임금이 증가하고, (나)와 같이 1분위 비중이 증가할수록 월평균임금 증가율은 감소하였다. 고임금(저임금) 집단의 증가(감소)가 평균임금의 증가(감소)와 비례한다는 것은 어떻게 보면 동어반복이다. 그러나 (다)와 같이 5분위/1분위 비율의 증가율이 높을수록 평균임금 증가율은 감소했다. 다만 그림에서 살펴볼 수 있듯이 가로축인 5/1분위 상대 증가율은 수도권이 가장 낮고 비수도권이 가장 높았다. 마지막으로 (라)와 같이 평균임금 증가율이 높을수록 지역 내 임금의 표준편차가 증가하였지만, 비수도권보다는 수도권의 기울기가 더욱 가파르게 증가했다. 단순한 상관관계 분석이지만, 대도시일수록 평균임금의 증가가 지역 내 불평등의 증가를 초래한다는 기존의 연구와 부합하는 결과이다.

[그림 2-8] 분위별 임금 변화 vs 로그월평균임금 증가율



자료: 지역별고용조사 2013~2023년 반기별 마이크로데이터

제3절 지역 간 임금격차의 요인

1. 학력 및 숙련

서론에서도 밝혔듯이 지역 간 임금격차를 발생시키는 요인은 크게 세 가지(인적자본, 산업 구성, 지역 어메니티)로 구분할 수 있다. 다음 절에서 각 요인의 인과 모형을 분석하기에 앞서 여기서는 지역별 분포와 임금 변화 간의 상관관계를 살펴본다.

미국과 유럽 등에서 교육과 숙련 수준은 지역 간 소득불평등을 증가시키는 가장 주요한 요인으로 언급된다(Moretti, 2004; Autor et al., 2006; Martin et al., 2021). 고학력-전문직 취업자가 많은 지역일수록 지역 내 전문직을 통한 연구개발과 비즈니스 서비스가 활발하기 때문에 명목소득과 실질소득 모두 빨리 증가한다(Bathelt et al., 2024).

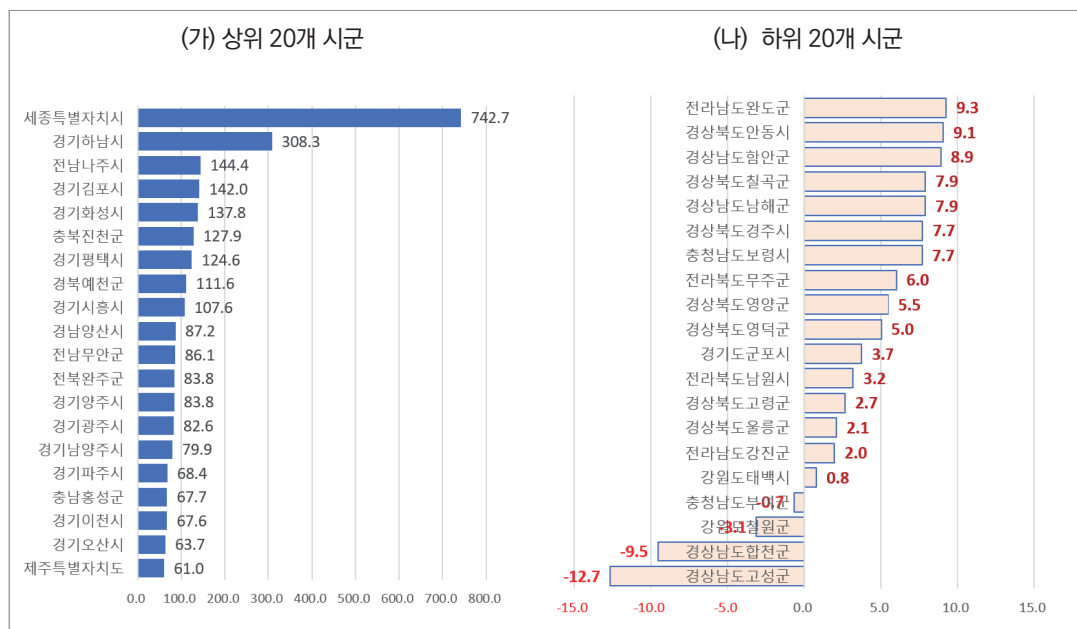
고학력 혹은 고숙련 노동자가 지역 간 임금격차를 발생시키는 과정은 정렬 효과(Sorting Effects)로 설명할 수 있다. 대도시의 높은 생산성과 고임금은 능력이 높은 각 개인이 정렬한 결과이다(Combes et al., 2008; Baum-Snow and Pavan, 2009). 예컨대 2000년 미국 276개 통계권에서 대졸자 비중의 탄력성은 6.8%에 달한다(Behrens et al., 2014). 대도시일수록 물가와 생활비가 더 많이 들기 때문에 고학력 노동자가 유입되면 당연히 상대적으로 더 많은 보상이 이뤄져야 한다.

더욱이 집적 외부성은 고학력 혹은 고숙련 노동자 집단에서 더욱 강하게 발생한다. 해외 연구(프랑스 Combes et al., 2008; 스페인 de la Roca and Puga, 2017; 독일 Dauth et al., 2022; 미국 Card et al., 2023)에 따르면 학력 혹은 숙련에 기반한 정렬 효과는 지역 간 임금격차의 절반 정도를 설명한다. 더욱이 최근의 기술변화와 글로벌화로 노동시장 구조가 점점 더 대도시의 고학력-고숙련 노동을 선호하는 방식으로 변화하고 있다(Autor, 2022). 기술변화로 중간숙련 직무에 일하던 저학력 노동자가 저숙련 직무로 이동한다. 그에 따라 고임금을 제공하는 대도시에서 중간숙련 일자리를 갖고 있던 저학력 노동자 수가 감소한다.

우리나라의 경우에도 지난 수십 년간 서울-수도권을 비롯한 광역대도시는 고학력 인적자본을 빨아들이는 역할을 했다. 다만 최근에는 그런 패턴이 다소 변화하는 모습을 보이고 있다. 지난 10년간 고학력(대졸 이상) 취업자가 증가한 상하위 20개 시군을 살펴보면 [그림 2-9]와 같

다. 고학력 취업자 수가 가장 많이 증가한 지역은 세종시로 약 14만 명 증가했다. 전체 취업자 수 증가분(15만 명)의 대부분을 차지하는 규모다. 경기도는 2위인 하남시를 비롯해 11개 시군이 상위 20개 시군 안에 포함되었다. 비수도권 중에서는 충북 진천군, 전남 무안군, 경북 예천군, 전북 완주군, 충남 홍성군 등이 포함되었는데, 대부분 혁신도시거나 도청 이전 지역이다. 전체적으로 고학력 취업자 증가율은 앞서 청년 취업자 증가율이 높은 지역이 다수 포함되었다.

[그림 2-9] 고학력 취업자 증가율(2023/2013년)



자료: 지역별고용조사 2013~2023년 반기별 마이크로데이터, 집계자료

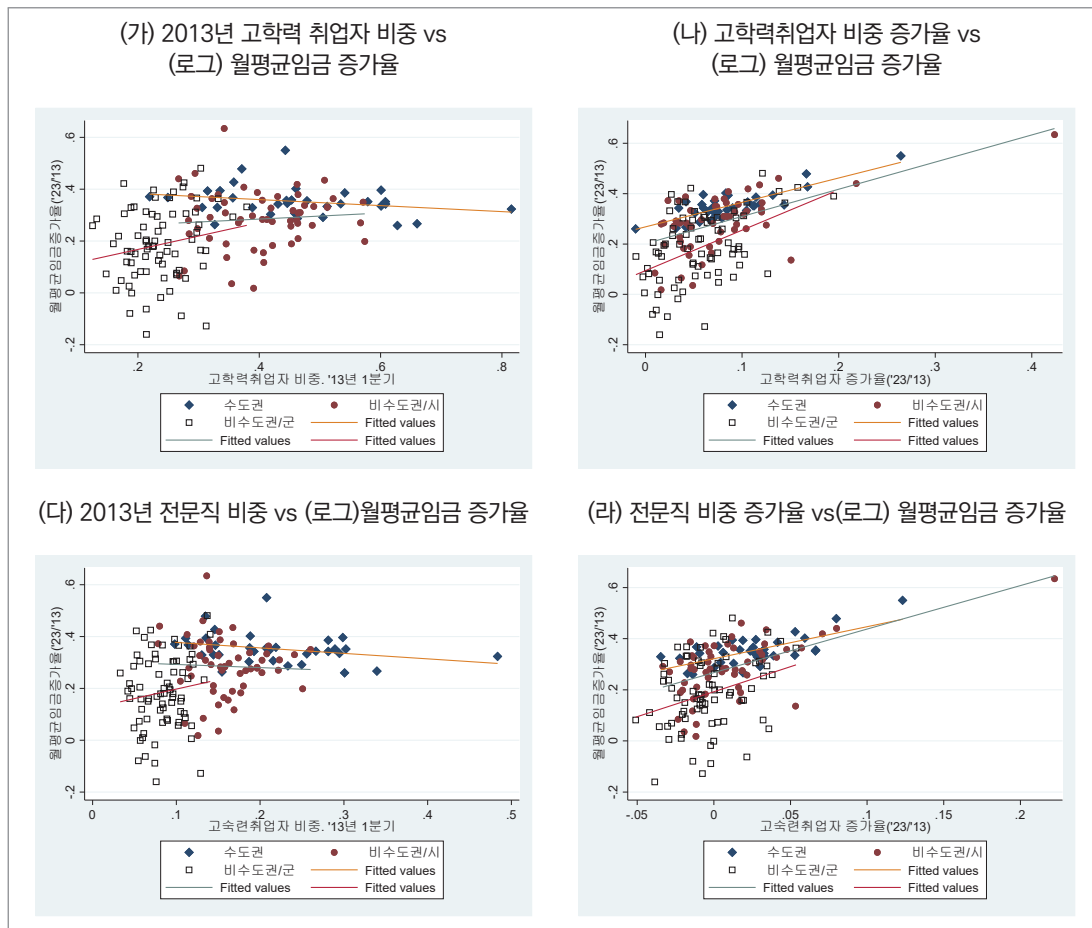
[그림 2-10]의 (가)는 초기(2013년) 고학력 취업자 비중과 임금 증가율 간의 상관관계를 보여주고 있다. 위에서 설명하는 방식이 타당하다면 초기 고학력 취업자 비중이 높은 지역일수록 임금 증가율이 높고, 저학력 취업자 비중이 높은 지역일수록 임금 증가율이 낮을 것이다 (Moretti, 2004).

분석 결과는 서로 상충한다. 지역 유형을 무시하고 162개 시군 전체의 분포만을 놓고 보면, 우상향하는 양(+)의 상관관계를 확인할 수 있다. 다만 지역 유형을 구분했을 때 비수도권/시 > 비수도권/도 > 수도권 순으로 기울기가 높게 나타났다. 초기 고학력 취업자의 비중이 높은 수도

권의 임금 증가율이 가장 높아야 한다는 것과 상충하는 결과이다. 그림의 (나)는 고학력취업자 비중의 증가율과 로그월평균임금 증가율 간의 상관관계를 보여주고 있다. 여기서도 전체적으로 뚜렷한 양(+)의 상관관계가 확인되었지만, 지역 유형별 기울기를 살펴보면 역시 앞선 내용과 유사한 결과가 도출되었다. 이 같은 결과는 그림의 (다), (라)와 같이 고숙련 취업자 비중으로 놓고 살펴보았을 때도 비슷한 패턴을 보였다.

결론적으로 학력과 숙련에 따른 지역 간 임금불평등 그 자체는 확인할 수 있었다. 그럼에도 불구하고 지역 내 다양한 특성에 따른 효과가 혼재되어 있으므로 단편적인 상관관계 분석만으로는 지역 간 임금불평등의 변화를 단순히 해석하는 데는 유의할 필요가 있다.

[그림 2-10] 고학력/전문직 비중 vs 월평균임금 증가율



자료: 지역별고용조사 2013~2023년 반기별 마이크로데이터, 162개 시군×9개년×2반기 집계자료

2. 산업구조

지역 간 임금격차를 발생시키는 두 번째 요인은 지역의 산업구조다. 도시 규모와 무관하게 산업마다 특정 지역에 집적하는 경향성을 보인다(Ellison and Glaeser, 1997; Rosenthal and Strange, 2004). 미국에서 IT산업이 집적한 실리콘밸리, 이탈리아의 의류, 가죽 등 산업이 집적한 북부 제3이태리 지역과 같이 우리나라에서도 조선, 자동차, 화학, 반도체, 철강산업 등이 특정 지역에 지리적으로 집적한다. 산업에 따라 집적하는 양상도 다양하다. 금융이나 통신, IT 서비스 등 많은 서비스업은 대도시에서 집적하는 반면, 음식이나 숙박, 도소매업 등은 상대적으로 특정 지역 집적도가 약하다.

각 산업이 얼마나 특정 지역에 집중되어 있는지를 측정한 이상호(2014b: 61-62)의 연구에 따르면, 2001년 기준 산업 2자리 수준에서 우리나라에서 산업의 고용 집적도가 가장 높은 산업은 기타운송장비제조업(대부분 조선업)으로 나타났으며, 담배 제조업이나 목재·나무제품 제조업 같은 원재료 입지에 기반한 산업, 소비지입지형 중에서 출산·인쇄, 기록매체업, 가죽·가방, 신발 제조업 등이 특정 지역 집적도가 높은 것으로 나타났다. 자동차산업은 제조업 중에서 특정 지역에 특화된 정도가 중간 정도다. 완성차 제조 공장이 전국에 다수 퍼져 있는데다 주변 지역에 1차와 2~3차 협력사가 흩어져 있기 때문이다.

지역별 산업구조는 시간이 흐르면서 변한다. 우리나라는 1960~1970년대 대규모 값싼 노동력을 수급하기에 유리한 서울, 부산, 대구 등 대도시를 중심으로 섬유, 의류, 가죽, 신발 같은 경공업이 발전했다. 1980~1990년대 중화학공업이 성장하면서, 많은 전기와 원재자 수급 등이 유리한 지역에 국가산업단지를 조성했다. 이렇게 성장한 곳이 경북 구미, 울산, 경남 창원, 전남 여수와 광양, 경북 포항 같은 도시이다. 2000년대 이후 전자·정보통신·반도체산업은 서울 등 수도권에 인접한 경기도와 충청도 북부지역의 성장을 가져왔다(이상호 외, 2020: 10-13의 서술 참고). 그와 동시에 광역 대도시에 남아 있던 제조업 단지는 지가 상승과 도시정비, 신도시 개발 과정에서 시외 지역으로 빠져나가기 시작했다. 수도권 신도시가 개발되면서 기존에 공장이 있던 자리는 아파트로 대체되기 시작했다. 2010년 대도시화와 고용의 서비스화가 진행된 서울 등 수도권 신도시, 지역의 광역 대도시 등에서 제조업은 거의 사라지다시피 했다.

〈표 2-4〉 2013년 기준 제조업 취업자 비중 상위 30개 시군의 고용 변화

1~10위

	취업자 수			제조업 취업자 비중		취업자 증가율	순위		
	2013	2023	증감	2013	2023		2013	2023	차
경남 거제시	64,686	44,731	-19,955	52.4	36.1	-30.8	1	4	-3
경기 오산시	43,473	36,423	-7,050	44.5	27.1	-16.2	2	19	-17
경북 구미시	85,391	77,449	-7,942	41.1	36.2	-9.3	3	3	0
경기 시흥시	84,635	92,771	8,136	39.9	31.0	9.6	4	8	-4
경북 칠곡군	23,866	19,530	-4,336	38.6	31.2	-18.2	5	7	-2
충남 아산시	55,352	74,566	19,214	36.8	36.8	34.7	6	2	4
경남 양산시	44,810	46,871	2,061	36.4	26.2	4.6	7	20	-13
충북 진천군	13,933	24,208	10,275	35.8	42.9	73.7	8	1	7
충북 음성군	20,460	21,126	666	35.3	32.3	3.3	9	6	3
경기 화성시	94,862	165,396	70,534	34.9	30.8	74.4	10	9	1

11~20위

	취업자 수			제조업 취업자 비중		취업자 증가율	순위		
	2013	2023	증감	2013	2023		2013	2023	차
울산광역시	189,349	178,547	-10,802	34.8	32.4	-5.7	11	5	6
경기 안산시	126,529	117,595	-8,934	34.1	30.6	-7.1	12	10	2
경남 김해시	81,238	85,778	4,540	34.0	30.2	5.6	13	11	2
경남 창원시	166,964	145,178	-21,786	33.2	27.8	-13.0	14	16	-2
경기 평택시	69,010	96,488	27,478	32.4	29.3	39.8	15	13	2
전남 영암군	10,950	10,498	-452	32.2	28.9	-4.1	16	14	2
경남 함안군	11,268	9,611	-1,657	31.4	28.5	-14.7	17	15	2
충남 천안시	91,305	113,461	22,156	31.1	30.2	24.3	18	12	6
충북 증평군	5,048	5,711	663	31.0	27.3	13.1	19	18	1
경기 안성시	29,772	32,259	2,487	29.0	27.4	8.4	20	17	3

21~30위

경기 이천시	28,401	26,152	-2,249	26.8	20.5	-7.9	21	32	-11
경북 경산시	32,537	30,459	-2,078	26.0	19.9	-6.4	22	36	-14
경기 포천시	20,419	21,821	1,402	25.9	25.1	6.9	23	22	1
경남 통영시	16,194	10,765	-5,429	25.1	17.5	-33.5	24	43	-19
충남 당진시	21,286	26,407	5,121	24.7	25.4	24.1	25	21	4
경기 양주시	22,264	22,491	227	24.7	17.6	1.0	26	41	-15
경남 고성군	7,846	3,805	-4,041	24.6	13.1	-51.5	27	62	-35
전남 광양시	16,279	16,878	599	24.6	20.3	3.7	28	33	-5
인천광역시	330,025	308,039	-21,986	24.5	19.3	-6.7	29	38	-9
경기 김포시	34,728	54,748	20,020	24.4	20.7	57.6	30	31	-1

주: 제시된 수치는 연구자가 마이크로데이터를 가공하여 산출한 값으로 KOSIS에 제시된 값이 일치하지 않을 수 있음

〈표 2-4〉의 제조업 취업자 비중 변화 속에는 이 같은 산업의 공간 구조 변화가 담겨 있다. 2013년 당시 전국에서 제조업 비중이 가장 높은 지역은 거제시로 전체 취업자의 절반 이상을 차지했다. 그러나 2015년 중반부터 지속된 조선업 위기로 2023년에는 제조업 취업자 비중이 30.8%나 감소하였다. 우리나라 최초의 국가산업단지가 만들어졌던 구미시는 3위, 대구와 구미 사이에 소재한 칠곡군 역시 제조업 취업자 비중이 5위를 차지했다. 구미시 역시 전자산업 대기업이 수도권으로 이전하면서 2023년 제조업 고용이 9.3% 감소했지만 전체 순위는 유지되었다.

경기 오산시는 원래 경기 남부권으로 중소 제조업체가 많았으나 수원권이 성장하면서 제조업 고용이 크게 감소했다. 지금까지 언급한 지역은 2013년 제조업 상위 10위권 내에 있었지만, 각기 다른 이유로 제조업 고용이 쇠퇴하고 있다. 역시 경기도의 최대 국가산업단지가 위치한 시흥시는 제조업 취업자 수는 9.6% 증가했지만, 수도권 인구 유입과 도시화의 영향으로 제조업 비중은 2013년 39.9%에서 2023년 31.0%로 감소했다. 마찬가지로 경기 화성시 역시 제조업 취업자 수는 74.4%나 증가했지만, 인구 증가와 도시화가 작용한 결과 제조업 비중은 소폭 낮아졌다.

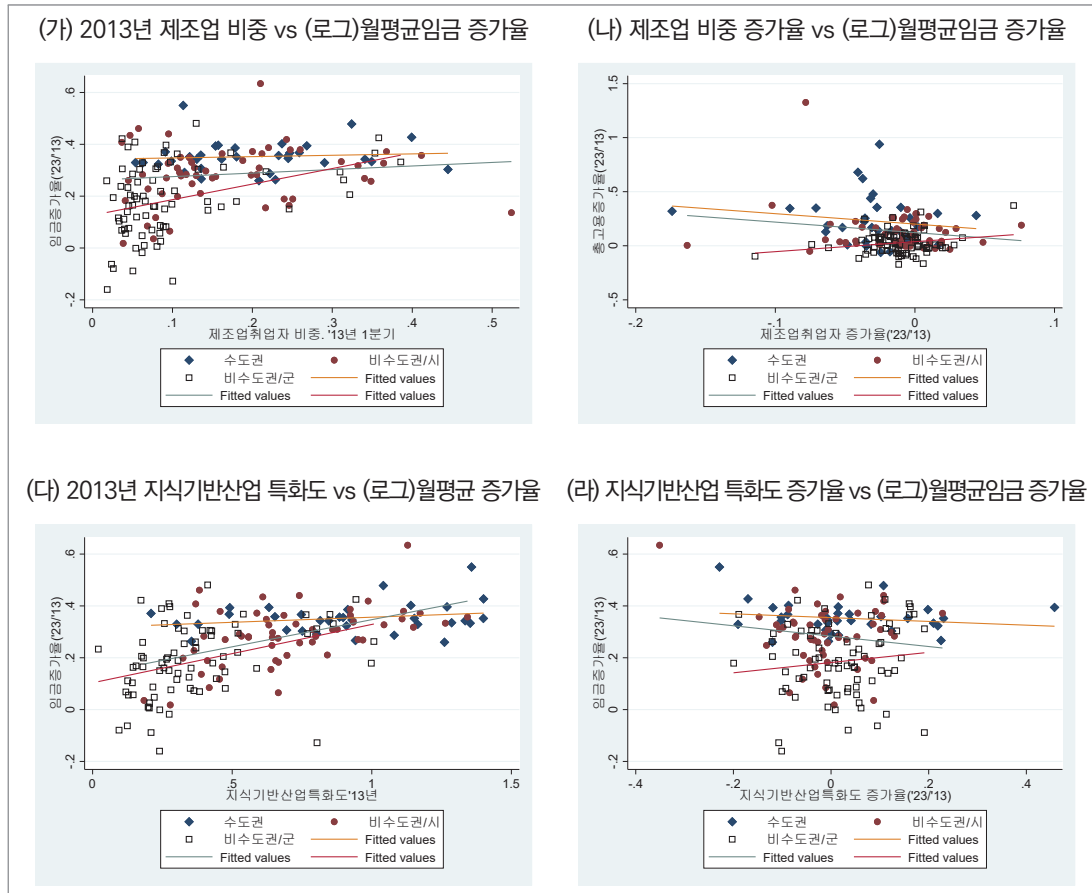
수도권과 경계를 접하고 있는 충청도 산업지역은 제조업 취업자가 크게 증가하고 있다. 충남 아산시는 2013년 제조업 취업자 비중 6위 → 2위, 충북 진천군 8위 → 1위, 음성군 9위 → 6위로 순위가 상승했다. 20위권 내에 있는 충남 천안시, 충북 증평군, 30위 권에 있는 충남 당진시 모두 제조업 취업자 수와 역내 제조업 비중이 모두 증가했다.

반면 충청권을 제외한 경상도와 전라도의 전통적인 제조업 집적지는 대부분 제조업 취업자 수는 물론이고 역내 제조업 비중 모두 크게 낮아졌다. 대표적으로 경남 거제시와 마찬가지로 조선업 밀집지역이었던 통영시는 제조업 취업자 수가 33.5% 감소했으며, 제조업 비중 순위도 24위 → 43위로 밀려났다. 고성군 역시 제조업 취업자 수가 51.5% 감소했으며, 제조업 비중 순위도 27위 → 62위로 밀려났다. 경남 창원시 역시 중견 조선업체가 위치했지만, 비중이 높지 않고 역내 산업 구성이 다양하기 때문에 제조업 취업자가 13% 감소했음에도 불구하고 순위 하락 정도는 14위 → 16위로 크지 않았다.

이런 변화는 우리나라에만 나타나는 현상은 아니다. 최근 연구에 따르면, 평균적으로 제조업 비중이 높은 지역일수록 상대적으로 충고용과 임금에 음(-)의 영향을 미친다(Glaeser, 2009; Autor et al., 2013). 그러나 제조업 변화와 고용 간의 관계를 단선적으로 보지 말아야 한다는

견해도 있다. 최근 OECD 회원국 중 6개국의 1,993개 도시의 탈산업화를 분석한 연구(Gagliardi et al., 2023)에 따르면, 도시의 특성에 따라 제조업 비중이 고용에 미치는 영향이 다르다. 대졸 이상 비중이 높은 지역일수록 제조업 위기를 벗어나는 속도가 빠른 것으로 분석했다.

[그림 2-11] 제조업 비중 vs 고용 및 임금 변화



자료: 지역별고용조사 2013~2023년 반기별 마이크로데이터. 162개 시군×9개년×2반기 집계자료

[그림 2-11]의 (가)는 2013년 제조업 취업자 비중과 월평균임금 증가율 간의 상관관계를 보여준다. 수도권은 제조업 비중에 관계없이 일정한 임금 증가율을 보였으며, 비수도권/시 지역은 약한 양(+)의 상관관계를 보였다. 비수도권/군 지역은 가장 뚜렷한 양의 상관관계를 보여 제조업 비중이 높을수록 임금 증가율도 높은 것으로 확인되었다. 도시화 수준이 높은 수도권과 비수도권/시 지역은 제조업 비중이 낮더라도 양질의 서비스업 일자리로 대체가 가능하지만, 비수도권/군 지역은 대안적인 산업 기반이 없기 때문에 제조업 비중이 낮을수록 임금 증가율도 낮았던 것으로 해석된다. 그림의 (나)는 제조업 비중 증가율과 월평균임금 증가율 간의 상관관계를 보여준다. 수도권과 비수도권/시 지역은 제조업 고용 비중이 증가할수록 임금 증가율이 낮은 음(-)의 상관관계를 보였다. 그러나 비수도권/군 지역은 양자 간에 약한 양(+)의 상관관계가 확인되었다. 이런 결과는 앞서 설명한 내용과 일치한다고 볼 수 있다.

전통적 제조업의 증가는 임금 증가율에 긍정적이지 않지만, 지식기반산업 고용이 증가한다면 임금에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것이다. 국내에서도 지역별고용조사 자료를 이용하여 핵심인력 비중과 지식기반산업 특화도를 비교한 결과 지식기반산업 특화도가 높은 지역일수록 핵심인력 비중이 빠르게 증가한다는 점을 확인했다(김송년 외, 2021).

그림의 (다)는 전국사업체조사 자료 종사자 수 자료를 이용하여 시군별 지식기반산업 특화도를 산출한 후, 지역별고용조사의 임금 증가율과 비교한 것이다. 결과는 앞서 제조업 비중과 비슷한 패턴을 보였다. 즉, 2013년 지식기반산업 특화도와 임금 증가율 간의 관계는 비수도권/군 > 비수도권/시 > 수도권 순으로 기울기가 높게 나타났다. 그림의 (라)와 같이 지식기반산업 특화도의 증가율과 임금 증가율 간의 상관관계를 분석한 결과이다. 비수도권/시는 약한 음(-)의 상관관계를 보였으나, 비수도권/군은 약한 양(+)의 상관관계를 보였다. 수도권은 지식기반산업 특화도와 별다른 선형적 상관관계를 보이지 않았다.

3. 인구 규모

많은 경제학자들은 경제성장이 도시의 발전과 인구 성장에 영향을 미친다고 보지만, 도시 학자들과 경제지리학자들은 반대의 인과관계가 나타날 수 있다고 주장한다. 즉, 도시 발전과 인구 성장 그 자체가 경제적 발전과 소득 증가에 영향을 미칠 수 있다는 것이다(Jacobs, 1969; Glaeser, 2011; Duranton and Puga, 2023).

대도시가 지닌 집적 효과(혹은 도시화 외부성)로 인구가 많을수록 인적자원과 창업이 분출하면서 더 많은 혁신과 더 높은 생산성이 발생한다. 그 결과 대도시에서 규모의 외부성 그 자체로부터 더 높은 소득과 임금이 관찰된다(Duranton and Puga, 2023). 미국의 통계권역(MSAs) 단위의 도시지역 자료를 활용한 연구에 따르면, 인구가 10만 명 증가할 때마다 임금이 약 1%씩 선형적으로 증가한다는 결과가 나타나기도 했다(Baum and Pavan, 2012). 도시 인구 규모에 비례하여 소득 혹은 임금이 증가한다는 논리는 ‘지프의 법칙’ 혹은 ‘도시 스케일 이론’으로 설명되기도 한다(Bettencourt et al., 2007).⁷⁾

지프의 법칙이 도시 인구 규모와 소득 혹은 임금 간의 관계를 일종의 통계적 법칙 혹은 자연 법칙에 기대고 있다면, 신경경제지리학은 왜 대도시일수록 혹은 인구가 많을수록 소득이 증가하는지 그 논리의 근거를 제공한다. 폴 크루그만(Krugman, 1991)에 따르면 기업은 소비 수요 접근성을 높이고 운송비를 절감하기 위해 대도시에 위치하려는 성향을 보인다. 이런 과정은 도시화 지역(중심부)과 중소 규모 지역(주변부) 간의 불평등을 확대한다. 한편으로 최근 대도시에서는 규모에 따른 임금프리미엄이 더욱 증가하는 현상과 지역 내 소득불평등도 심화되는 현상이 동시에 발생한다.

인구 규모에 따른 지역 간 성장과 불평등 패턴이 다양하다는 주장도 존재한다. ‘창조계급’ 개념의 창시자인 리처드 플로리다는 슈퍼스타 도시로 고학력 계층이 집중하면서 소득이 증가한다고 분석했다. 또한 전통적인 제조업 집적지의 쇠퇴와 새로운 슈퍼스타 도시 간의 지리적 분리뿐만 아니라 도시 내에서도 새로운 창조계급과 노동계층의 지리적 분리가 강화된다고 지적했다

7) 도시 스케일 이론은 도시 인구 순위와 인구 규모가 비례한다는 순위-규모 법칙(지프의 법칙)을 도시의 소득, 평균임금, 도로의 길이, 노동자 수, 범죄 발생 수 등으로 확장한 이론이다. 지프의 법칙이 성립한다면 도시의 인구 순위에 로그를 취한 값이 로그인구수와 -1에 가까운 역관계(0.8~1.2 구간)를 형성해야 한다. Bettencourt 등은 미국 도시 간 로그임금에 로그인구수를 회귀한 단순 회귀분석을 통해 계숫값이 -1.12를 보였다고 분석했다.

(Florida, 2017). 케머니와 스토퍼(Kemeny and Storper)의 연구에서도 미국 도시지역의 상이한 성장 궤적을 분석하면서 소수의 ‘슈퍼스타’ 지역이 지역 간 불평등을 확대하는 데 결정적으로 기여했으며, 나머지 다수의 지역은 대체로 소득이 수렴했다고 분석했다. 그러나 초기 시점에 소득이 낮은 지역 중 상대적으로 높은 성장률을 보이는 지역도 있기 때문에 단순히 인구 규모만으로 환원하려는 접근은 한계가 있다고 지적한다. 이들의 분석 결과에서 흥미로운 또 다른 점은 지역 유형이 지리적으로 서로 인접해 있다는 점이다. 예를 들면 후발 성장 지역은 저소득 남부지역으로 집중되어 있고, 중간수준 지역은 중서부와 남부 일부 지역에, 완만한 쇠퇴지역은 중서부와 북동부 등 러스트벨트에 집중되어 있다(Kemeny and Storper, 2020; 2023).

이상의 논의가 한국에서는 어떤 형태로 나타나는지 살펴본다. 지역의 인구 규모는 노동시장의 관점에서 유의미한 인구로 특정하기 위해 15세 이상 생산가능인구(이하 ‘로그인구수’)로 설정했다. 우선 인구-규모 준칙, 지프의 법칙 성립 여부를 살펴보기 위해 시군별 인구 순위의 로그값을 종속변수로, 로그인구수를 설명변수로 하는 선형회귀 분석을 수행했다. 2013년에는 계숫값이 -0.75(표준오차 0.014)로 지프의 법칙에 준하는 0.8~1.2 구간에 근접했으나, 2023년에는 계숫값이 -0.71로 오히려 더 멀어졌다. 김재훈(2022)에 따르면 과거에는 한국도 지프의 법칙에 가까웠으나, 최근에는 수도권 인구집중으로 보다 불평등한 구조로 변화되고 있다고 해석한 바 있다.

김민영·임엽(2020)은 도시 규모가 임금격차가 발생하는 관계를 업무편향적 기술 변화에 따른 비반복인지 직무 종사자의 증가에 따른 매개효과를 통해 발생한다고 해석했다.

다음으로 인구 규모와 임금 증가 간의 상관관계를 살펴본다. [그림 2-12]의 (가)는 2013년 로그인구수(가로축)와 로그월평균임금 증가율 간의 상관관계를 보여준다. 양자 간의 단순선형 회귀식을 추정하면 계숫값이 0.054(표준오차 0.007)로 통계적으로 유의한 양(+)의 값이 도출된다. 즉, 단순히 표현하면 인구가 1% 증가하면 월평균임금은 0.05% 증가한다. 그림의 (나)와 같이 인구증가율과 월평균임금 증가율 간의 상관관계를 분석한 결과 역시 뚜렷한 양의 상관관계를 보였다. 회귀식 추정 결과 계숫값도 0.420(표준오차 0.051)으로 양의 값을 보였다. 다만 지역 유형별로는 비수도권/군 > 비수도권/시 > 수도권 순으로 나타나 상대적으로 인구 규모가 큰 지역보다는 작은 지역에서 인구가 미치는 영향이 더 크게 나타났다.

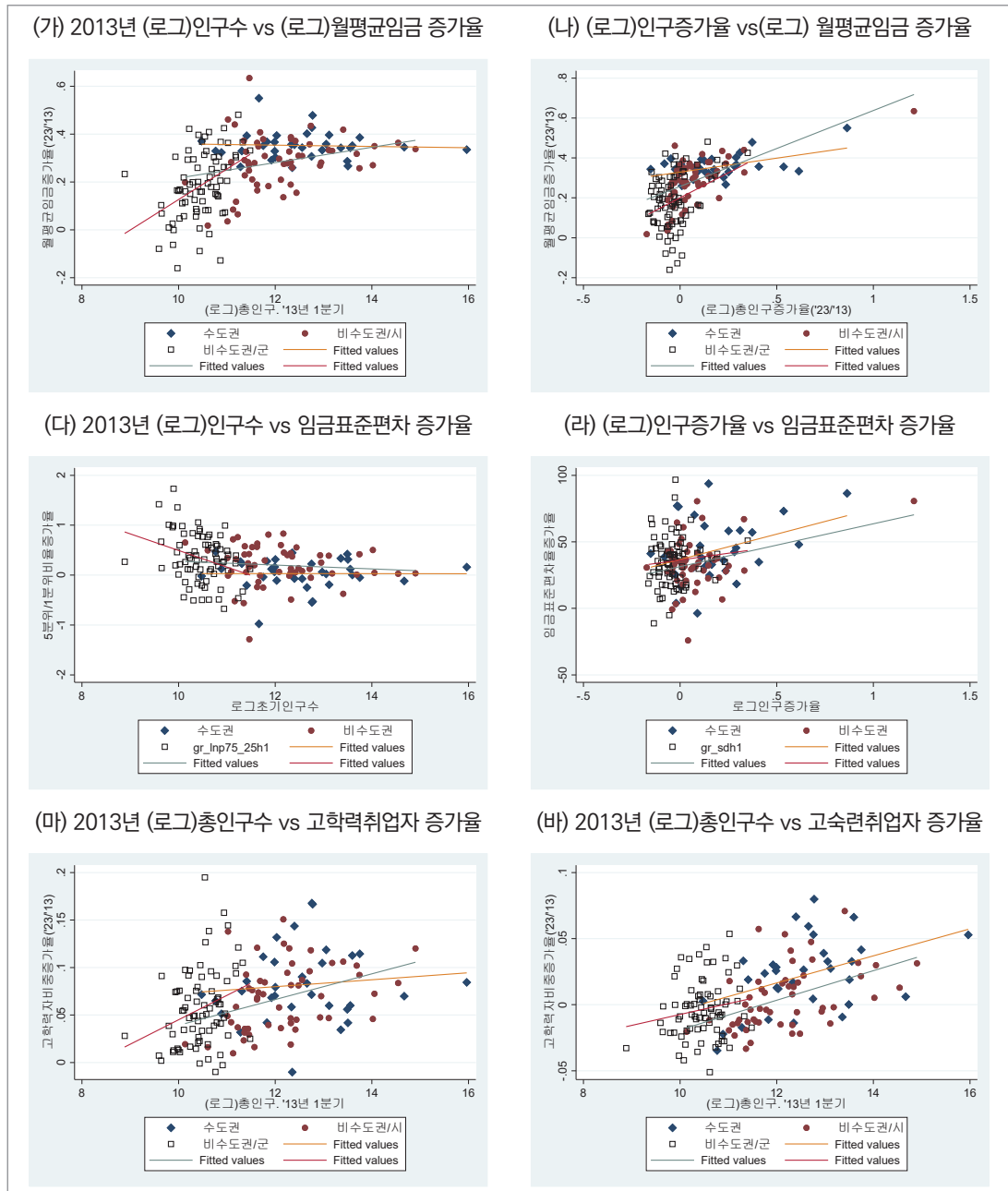
그림의 (다)와 (라)는 초기 인구 규모와 지역 내 임금불평등(시군별 임금근로자 월평균임금

의 표준편차) 간의 상관관계를 분석한 것이다. (다)와 같이 인구 규모가 크다고 해서 임금불평등 현상이 증가하지는 않았다. 오히려 유형별로는 비수도권/군에서 인구 규모가 클수록 임금불평등이 낮은 음(-)의 상관관계를 보이기도 했다. 그러나 (라)와 같이 인구 증가율과 임금불평등 간에는 양(+)의 상관관계가 관찰되었다. 즉, 인구증가율이 높을수록 임금불평등 현상도 증가하는 결과가 나타난 것이다.

이상의 결과는 비록 단순하지만, 인구가 증가할수록 노동력 공급이 증가하고 임금이 낮아진다는 전통적인 균등화(혹은 수렴) 가설⁸⁾과는 상반된 결과이다. 오히려 앞서 다루었던 지역 간 임금불평등 확대를 지지하는 연구와 부합하는 결과를 보인다. 다만 인구 규모가 지프의 법칙에서 주장하듯이 비례적인 현상인지는 의문이다. 규모와 고학력 취업자 비중 증가율[그림의 (마)]과 고숙련 취업자비중 증가율[그림의 (바)] 간의 상관관계를 분석한 결과 역시 양(+)의 상관관계를 보였다. 즉, 인구 규모는 그 자체로 임금을 증가시킨다기보다는 고학력-고숙련 취업자의 유입을 통한 매개효과에 따라 지역 간 임금을 증가시킨 것일 수 있다. 인적자본 효과를 통제하더라도 인구 규모 자체의 독립적인 설명력이 존재하는지 여부는 다음 절에서 확인할 것이다.

8) Roback(1982), Topel(1994) 등에 따르면 특정 지역의 임금이 증가하면 노동이동을 통해서 지역 간 임금의 수렴이 발생하며, 지역 간 명목임금격차는 물가의 차이를 반영할 뿐이다.

[그림 2-12] (로그) 15세 이상 인구수 vs 월평균임금, 고학력·고숙련 비중 증가율



자료: 지역별고용조사 2013~2023년 반기별 마이크로데이터, 162개 시군×9개년×2반기 집계자료

제4절 계량모형 분석

1. 분석 모형 및 변수

가. 공간패널모형

어떤 지역의 사회경제적 현상은 주변 지역과 서로 관련되어 있다. 시계열 자료에서 시간거리가 가까울수록 현재 시점 변수에 더 많은 영향을 미치듯이 공간자료에서는 주변 지역과 공간거리가 가까울수록 더 많은 영향을 주고받는다.⁹⁾ 지리학자 토블러(W.Tobler)는 이를 “모든 것은 서로 연관되어 있지만, 지리적으로 가까울수록 더 많은 영향을 미친다”라는 문장으로 표현하면서 「지리학의 제1법칙」으로 규정했다. 경제주체의 노동시장 행위에서도 지역 간 공간적 의존성은 중요하게 영향을 미친다. 공간탐색모형에 따르면, 구직자가 일자리를 탐색하는 과정에서 거리가 멀어질수록 탐색비용이 증가한다. 특히 저숙련 구직자일수록 거리에 따른 탐색비용이 더 커진다.¹⁰⁾

[그림 2-13] 공간가중행렬(인접성행렬)의 구성 예시: 광주광역시



9) 시계열모형과 공간모형의 차이점에도 존재한다. 첫째, 시간적 상호작용은 일방향이지만, 공간적 상호작용은 인접성과 거리의 가정에 따라 다방향으로 발생한다. 둘째, 공간적 상호작용은 물리적 거리를 넘어 지역 간에 오가는 사람(통근이나 이동)과 물건(교역)의 거래관계를 포함하는 등 시간적 상호작용에 비해 이질적이다(Elhorst, 2014; 이상호, 2014a 참조).

10) 영국의 8,850개 센서스 구역을 기반으로 한 빈 일자리와 구직자 자료를 분석한 Manning and Petrongolo(2017)에 따르면, 거주지에서 5km 이상 떨어진 원거리 일자리는 거주지 일자리보다 19% 정도 선호도가 떨어진다.

공간계량모형은 공간적 상호작용을 공간가중행렬(Spatial Weight Matrix, 이하 ‘W’)이라는 형태로 계량화한다. 예를 들면 광주광역시의 5개 시군구의 인접성 여부(인접지역은 1, 비인접지역은 0)를 공간가중행렬로 표현하면 [그림 2-13]과 같다. 광주 북구는 동구, 서구, 광산구와 서로 인접하므로 각각 1의 값을 부여한다. 반면 북구와 남구는 서로 인접하고 있지 않으므로 0의 값을 부여한다. 공간가중행렬은 서로 다른 공간단위 간의 관계를 수치화한 것이므로 자기 자신 간 관계를 의미하는 대각원소는 0의 값을 가지며, 두 지역 간의 관계가 쌍방향이라면 대칭행렬을 이룬다.

공간가중행렬은 공간적 상호작용을 어떻게 정의하는가에 따라서 다양한 형태로 구성될 수 있다.¹¹⁾ 지리적 상호의존성 개념에 기초한 공간가중행렬 중 가장 보편적으로 사용되면서도 개념적 차별성이 뚜렷한 것으로는 인접성행렬과 역거리행렬이 있다. 인접성행렬을 활용할 경우, 위의 예와 같이 지역별고용조사의 시군 행정구역 경계를 활용하여 점 혹은 선 단위의 인접성 여부를 식별하여 산출할 수 있다. 역거리행렬은 각 시군의 중심점을 기준으로 두 지역 간의 거리를 계산한 후 역수를 취한 것이다. 인접성행렬을 적용하면 인접하지 않은 지역의 공간적 의존성은 0의 값을 갖지만, 역거리행렬을 사용하면 인접하지 않은 지역도 0이 아니면서 거리가 멀어질수록 감소하는 공간적 의존성을 지닌다.

공간가중행렬은 지리적 거리뿐만 아니라 사회경제적 상호작용을 수치화하여 표현할 수도 있다.¹²⁾ 지역노동시장의 경우 거주지와 근무지가 서로 분리되어 있어서 타 지역 통근이 발생한다면, 통근 형태가 고용률이나 임금률에 직접적인 영향을 미친다. 예를 들면 경북 구미시의 전자산업이나 경남 거제시의 조선업 일자리는 인접한 시·군·구 못지않게 대구와 부산에서 통근하는 비중이 낮지 않다. 이런 경우 어떤 지역의 지역노동시장 지표의 변동을 설명하는 데는 행정구역 경계나 지리적 거리보다 통근 유출입 강도가 더 중요할 수 있다.

통근 관계로 대표되는 지역노동시장의 상호의존성 문제를 통계모형에서 다루기 위해 두 가지 접근법이 활용될 수 있다. 첫째는 다수의 노동력 유출입이 발생하는 공간단위를 묶어 하나의 지역노동시장권으로 만드는 것이다. 예를 들면 수원-용인-화성 지역을 하나의 노동시장권으로

11) 지리적 개념에 기초한 공간가중행렬로는 인접성행렬, 고정거리행렬, K-평균행렬, 역거리행렬 등이 있다. 인접성행렬은 인접방식에 따라서 전후, 선, 점 등의 인접 방식에 따라 선형, 록, 비숍, 퀴 방식으로 나뉜다(LeSage and Pace, 2009 참조).

12) 예를 들면 Badinger and Egger(2008)는 OECD 회원국의 산업 내, 산업 간 생산성 분출 효과를 분석하기 위해 투입-산출 행렬을 이용하여 산업 간 상호존성을 통제한 바 있다.

통합하여 자료를 재집계함으로써 공간적 상호작용을 내부화하는 것이다. 통근행렬을 이용하여 지역노동시장권을 확정한 고용이나 임금 같은 지역통계를 산출하는 기본권역으로 이미 미국이나 유럽 등 많은 OECD 회원국에서 활용하는 접근 방법이다(미국 Tolbert, 1996; 영국 Coombes and Bond, 2008; 스페인 Casado-Diaz, 2000). 국내에서도 지역노동시장권 확정과 분석을 시도한 연구(이상호, 2008; 윤윤규 외, 2012; 고영우 외, 2023)가 있지만, 국가 수준에서 공표되거나 통계자료 수집단위로 활용되고 있지는 않다. 이와 같이 통계자료의 생산 자체가 지역노동시장권보다 하위 수준에서 존재할 때 이를 상위수준으로 집계할 경우, 임의적인 지역단위 변경에 따른 통계적 오류가 발생할 수 있다. 이런 점에서 이 연구는 자료의 수집단위를 변경하지 않고 공간가중행렬 형태로 통근 관계를 반영하는 접근을 활용하기로 한다. 통근행렬은 2013~2023년의 지역별고용조사 거주지-근무지별 평균 취업자 수다. 세 가지 방식의 공간가중행렬(인접성행렬, 역거리행렬, 통근행렬)은 행정규화(Row-normalize)를 통해 표준화하였다.

공간패널모형의 가장 일반화된 형태는 식 (1)과 같은 형태를 띤다(Anselin et al., 2008; Elhorst, 2010; 2014; 2021; Lee and Yu, 2010).

$$\begin{aligned} y_{rt} &= \rho W y_{rt} + X_{rt} \beta + W X_{rt} \theta + \mu_r + \xi_t + u_{rt}, \\ u_{rt} &= \lambda W u_{rt} + \varepsilon_{rt} \end{aligned} \quad \text{식 (1)}$$

r개의 지역, t개의 시계열을 갖는 패널자료를 가정했을 때 종속변수는 y_{rt} , 설명변수는 X_{rt} , 지역고정효과는 μ_r , 시간고정효과는 ξ_t , 오차항은 u_{rt} 와 같다. 공간패널모형이 통상적인 패널고정효과모형과 다른 점은 공간가중행렬(W)을 통해 공간적 상호작용을 추가로 포함한다는 점이다. 공간적 상호작용의 형태가 종속변수와 관련된 경우 $W y_{rt}$, 설명변수와 관련된 경우 $W X_{rt}$, 오차항에 작용할 경우 $W u_{rt}$ 와 같이 표현할 수 있다. 공간적 상호작용항의 계숫값이 모두 통계적으로 유의하다면(즉 $\rho \neq 0$, $\theta \neq 0$, $\lambda \neq 0$), 일반화된 형태의 공간패널모형이 성립한다.¹³⁾

13) Elhorst(2021)는 공간적 상호작용을 가정하는 방식에 따라 SAR($W y$, 종속변수만 공간적 자기상관을 가정), SEM($W u$, 오차항에만 가정), SLX($W X$, 설명변수만 가정), SAC($W y$, $W u$), SDM($W y$, $W X$), SDEM($W X$, $W u$), GNS($W y$, $W X$, $W u$) 등으로 구분한다.

공간적 상호작용의 계숫값 중 ρ (종속변수) 혹은 θ (설명변수)가 통계적으로 유의하다면, 지역 r 의 영향을 자신의 지역에 미치는 영향인 직접효과와 주변 지역이 미치는 영향인 간접효과를 산출할 수 있다. 이를 위해 식 (1)을 설명변수와 종속변수 중심으로 변환하는 과정을 거치면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} y_{rt} &= (I - \rho W)^{-1}(\beta + W\theta)X_{rt} + R, \\ R &= (I - \rho W)^{-1}(\mu_r + u_t) \end{aligned} \quad \text{식 (2)}$$

식 (2)의 추정을 통해 도출된 모수를 이용해 $(I - \rho W)^{-1}(\beta + W\theta)$ 의 행렬을 대각원소의 합을 구하면 평균 직접효과를, 비대각원소의 합을 구하면 평균 간접효과를 산출할 수 있다. 직접효과와 간접효과의 합이 총효과가 된다.

이 연구에서는 Lee and Yu(2010)에서 제안한 고정효과 모형을 활용한다. 이 연구의 관심사는 주변 지역 간 관계의 정도를 측정하는 것이므로 설명변수 X 와 종속변수 y 를 대상으로 공간적 상호작용을 가정한 공간패널더빈모형(SDM: Spatial Panel Durbin Model)을 사용한다.

나. 변수

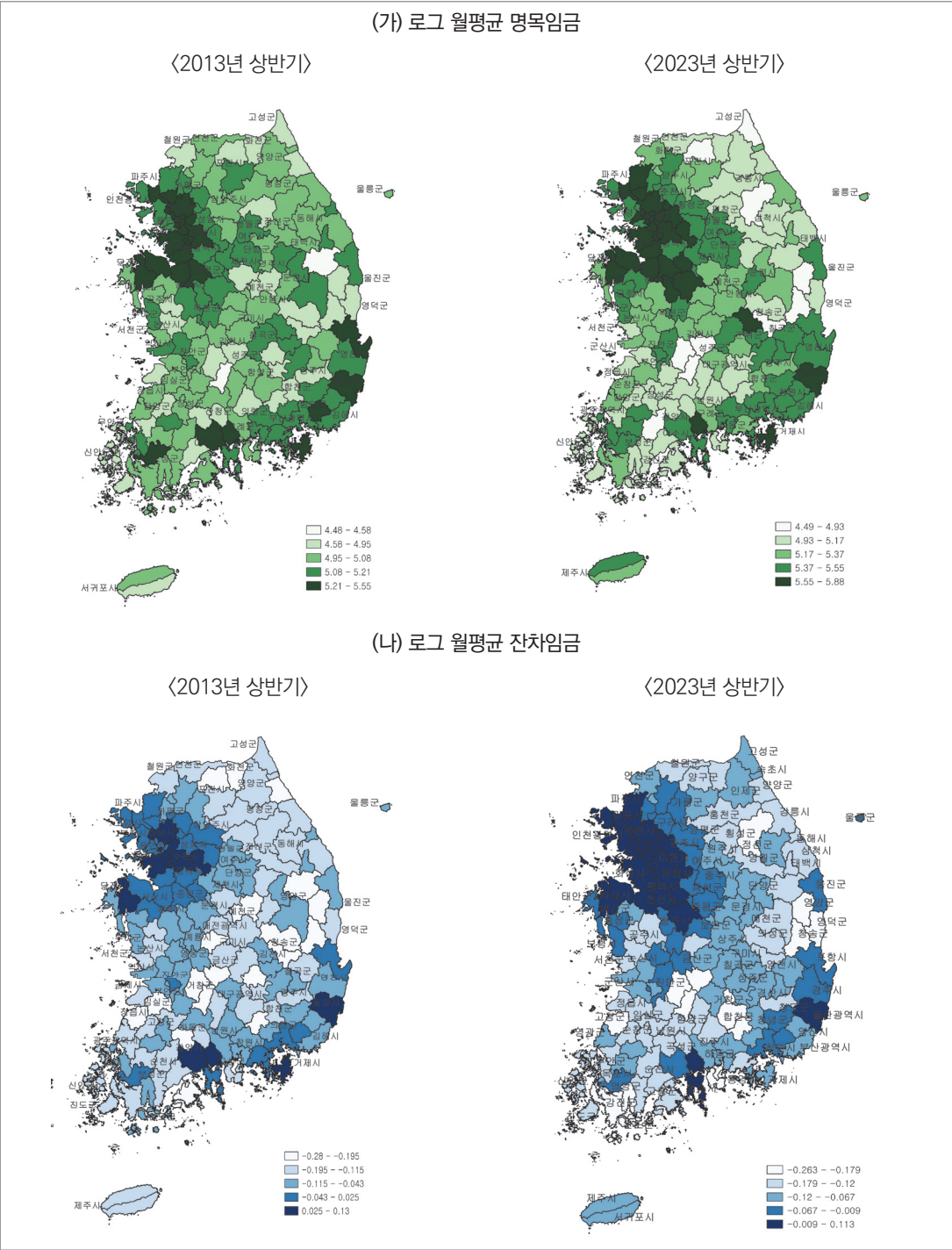
지역 간 임금격차가 이른바 인적자본의 정렬에 따른 것인지, 아니면 장소가 지닌 고유의 외부효과에 따른 것인지를 구분하기 위해 2단계 접근을 사용한다. 1단계로 개인의 월평균임금을 회귀분석해 인적자본의 구성효과, 즉 인적자본 부존량이 높은 지역 순으로 지역의 임금 수준이 결정되는 효과를 통제한다. 1단계 모형의 종속변수는 로그 월평균 명목임금이며, 설명변수는 성별 더미, 연령과 연령제곱, 혼인 상태 더미, 근속기간(월), 종사상지위, 연도 더미, 반기 더미 등이다. 1단계 모형에 사용된 변수의 기초통계량은 <부표 1>에, 회귀분석 결과는 <부표 2>에 각각 제시되어 있다. R-제곱 통계량으로 확인할 수 있듯이 개인 특성은 전체 임금 변동치의 60.0%를 설명하였다.

2단계에서는 1단계에서 추정된 개인의 잔차임금을 활용하여 시군 수준의 평균임금을 산출한다. 이렇게 얻어진 지역별 임금의 차이는 지역 수준의 순수한 임금 차이로 볼 수 있다.¹⁴⁾ [그림 2-14]는 개인 특성을 통제하기 전후 시군별 월평균임금의 공간적 분포를 보여준다. (가)에서 제시된 월평균 명목임금을 대상으로 전역적 모란 I (Moran' I)을 검정한 결과, 공간적 자기상관계숫값이 2013년 0.207^{***}에서 2023년 0.259^{***}로 증가했다. (나)에서 제시된 월평균 잔차임금의 공간적 자기상관계숫값은 2013년 0.266^{***}에서 2023년 0.415^{***} 증가했다¹⁵⁾. 즉 개인 특성을 통제한 후 임금의 공간적 상관관계가 통제 전보다 더 높게 나타났으며, 시간에 따른 증가 폭도 더 컸다. 종속변수의 공간적 상호작용이 존재한다는 점은 회귀모형에서 공간적 상호작용을 고려할 필요가 있음을 의미한다.

14) 사업체-근로자 종단자료를 토대로 개인의 미관측된 이질성을 통제했지만, 지역별고용조사의 경우 반복 관측된 횡단자료이므로 개인의 미관측 이질성을 통제하지 못한 점은 한계라고 할 수 있다.

15) ***은 유의확률이 0.01% 미만임을 의미한다.

[그림 2-14] 로그 월평균 명목임금의 지리적 분포



식 (1)의 설명 변수(X_{rt})는 인적자본, 산업구성 효과, 인구 규모 효과로 구분하여 구성하였다. 또한 지역 경기 상황과 지역 물가 관련 변수도 추가하였다. 인구 규모 효과는 로그인구수(15세 이상)로 측정한다. 인적자본 효과는 대졸 이상 취업자 비중으로 측정된 고학력 비중과 표준 직업분류상 관리직 및 전문직 취업자 비중으로 측정된 고숙련 비중을 사용하였다. 산업구성 효과는 제조업 특화도(LQ)와 지식산업 특화도(LQ)를 사용하였다. 제조업 특화도는 지역별고용조사 내의 취업자 비중을 환산하여 구할 수 있지만, 지식산업 특화도는 표준산업분류 5자리에서 정의되므로 외부 자료를 결합하였다. 김영수(2003)가 제안하고 양준석(2023)이 갱신한 방법에 따라 통계청에서 제공하는 전국사업체조사 2013~2023년 연간 마이크로데이터를 활용하여 표준산업분류 5자리 수준에서 지식기반제조업과 지식기반서비스업을 정의¹⁸⁾하였다. 이를 토대로 시군별 지식기반산업 특화도(LQ)를 산출하여 지역별고용조사 자료와 연계하였다.

지역의 물가를 통제하기 위해서 지가 통계를 활용한다. 지역 간 임금격차를 비교할 때 명목임금과 실질임금 중 어떤 것을 사용할지는 항상 논쟁의 대상이다. 명목임금을 사용할 경우 지역 간 순임금격차를 과대 추정한다는 비판이 존재한다. 문제는 한국에서 시군 수준의 물가자료를 확보하기 어렵다는 점이다. 통계청의 소비자물가지수는 인구 규모가 큰 40개 주요 도시를 추출하여 조사한 후 연평균 수치만 제공한다. 따라서 도 지역, 특히 상대적으로 인구 규모가 작은 시군의 물가는 반영하기 어렵다. 시·군·구별 지역내총생산(GRDP)도 고려할 수 있지만, KOSIS 자료를 검토한 결과 2013~2014년 경남과 경북의 41개 시군값이 결측치였으며, 2022~2023년 자료는 아직 공표되지 않았다. 따라서 대안으로 지가통계를 사용하는 방법을 고려했다. 지가는 통계청의 지역별 소비자물가지수를 구성할 때 단일항목으로 가장 큰 가중치를 부여하는 요소이기 때문이다. 시군별 물가는 한국부동산원에서 제공하는 월별 지가변동률 자료를 활용하였다. 이때 지역별고용조사는 반기 자료이므로 6개월 평균치를 구한 후 결합하였다.

지역의 경기와 고용 상황, 경기 관련 지표는 전체 고용률과 청년 고용률(15~29세)을 선정하였다. 전통적인 필립스 곡선에 따르면, 고용률이 증가할 경우 초과노동수요가 발생하여 임금 증가를 가져올 것이다. 지역노동시장 특성상 전체 고용률과 청년 고용률이 반드시 비례하는 것은 아니다. 예를 들면 군 지역의 경우 농림어업 종사자 다수가 취업자로 정의되므로, 청년층 일

18) 이때 지식기반서비스업은 2가지 법률적 기준(산업집적법 혹은 산업발전법)에서 지정하는 요건 중 하나라도 충족하는 경우로, 지식기반제조업은 통계적 기준(통계청의 지식기반산업분류)과 법률적 기준 중 하나라도 충족하는 경우로 설정하였다.

자리의 경기와 노동시장 상황을 대표하는 변수로 청년 고용률을 별도로 추가하였다.

종속변수와 설명변수의 요약통계량은 <표 2-5>와 같다.

<표 2-5> 2단계 모형 시군모형의 요약 통계량

		평균	표준편차	최솟값	최댓값
종속변수	로그월평균임금				
	개인특성 통제 전	5.218	0.203	4.477	5.894
	개인특성 통제 후	-0.073	0.077	-0.296	0.181
설명변수	고학력(대졸 이상) 비중	0.371	0.136	0.114	0.879
	고숙련(전문직) 비중	0.136	0.075	0.026	0.483
	제조업특화도	0.137	0.096	0.013	0.539
	지식집약산업 특화도	0.610	0.344	0.021	1.691
	로그인구수	11.481	1.259	8.732	15.968
	전체 고용률	0.638	0.058	0.496	0.856
	청년 고용률	0.385	0.074	0.132	0.851
	지가변동률	0.187	0.119	-0.347	1.347

주: 전체 사례 수는 3,564개임(162개 시군×11년×반기)

2. 분석 결과

식 (1)의 추정 결과는 <표 2-6>, 식 (2)의 추정 결과는 <표 2-7>과 같다. <표 2-6>의 (가)열은 종속변수인 로그월평균임금을 개인 특성을 통제하지 않고 회귀한 결과이고, (나)열은 개인 특성을 통제한 후 잔차임금을 이용하여 회귀한 결과다. 설명변수 중 고학력 비중과 고숙련 비중은 상관관계수가 0.949로 나타나 다중공선성 문제로 별도 추정하였다. 공간가중행렬의 형태에 따라 인접성행렬을 이용한 분석 결과는 각각 모형 1과 4, 역거리행렬은 모형 2와 5, 통근행렬은 3과 6에 제시하였다. 각 행은 크게 세 가지 영역으로 구분된다. 상단은 설명변수 X 의 추정계수인 β , 중단은 설명변수와 공간가중행렬 간 상호작용항 WX 의 계수인 θ , 그리고 하단은 종속변수와 공간가중행렬 간 상호작용항 Wy 의 계수인 ρ 다.

〈표 2-6〉 공간패널모형 분석결과

	(가) 개인 특성 통제 전						(나) 개인 특성 통제 후					
	인접성 (1)	역거리 (2)	통근관계 (3)				인접성 (4)	역거리 (5)	통근관계 (6)			
$X: \beta$												
고학력 비중	1.293 *** (0.042)	0.968 *** (0.046)	0.937 *** (0.042)				0.065 *** (0.024)	0.071 *** (0.027)	0.100 *** (0.025)			
제조업LQ	0.097 *** (0.011)	0.106 *** (0.010)	0.094 *** (0.010)				0.019 *** (0.006)	0.022 *** (0.006)	0.007 (0.006)			
지식산업LQ	-0.013 (0.016)	-0.018 (0.015)	-0.024 (0.015)				-0.003 (0.009)	-0.014 (0.009)	-0.009 (0.009)			
인구수	0.040 ** (0.018)	0.104 *** (0.018)	0.076 *** (0.016)				0.016 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.011 (0.010)			
청년 고용률	-0.033 (0.022)	-0.037 (0.022)	-0.062 *** (0.021)				0.064 *** (0.013)	0.075 *** (0.013)	0.045 *** (0.013)			
지가변동률	0.047 *** (0.015)	0.021 (0.013)	0.029 * (0.015)				0.043 *** (0.009)	0.032 *** (0.008)	0.031 *** (0.009)			
$WX: \theta$												
고학력 비중	0.471 *** (0.071)	-0.330 * (0.178)	-0.295 *** (0.084)				-0.036 (0.032)	-0.163 *** (0.055)	-0.045 (0.033)			
제조업LQ	-0.025 (0.019)	-0.440 *** (0.109)	-0.100 *** (0.020)				0.024 ** (0.011)	0.112 * (0.064)	0.040 *** (0.012)			
지식산업LQ	0.044 (0.029)	0.043 (0.125)	0.068 ** (0.032)				0.006 (0.017)	0.185 ** (0.073)	0.004 (0.019)			
인구수	-0.005 (0.028)	0.641 *** (0.098)	0.098 *** (0.034)				-0.016 (0.016)	0.099 * (0.057)	0.026 (0.021)			
청년 고용률	0.090 ** (0.039)	-0.149 (0.090)	0.001 (0.040)				0.045 ** (0.023)	-0.005 (0.053)	0.044 * (0.024)			
지가변동률	0.011 (0.017)	-0.053 ** (0.022)	0.010 (0.017)				-0.009 (0.010)	-0.034 *** (0.013)	0.000 (0.010)			
$Wy: \rho$												
로그월평균임금	0.428 *** (0.018)	0.699 *** (0.045)	0.729 *** (0.023)				0.257 *** (0.021)	0.794 *** (0.038)	0.589 *** (0.029)			
상수항	0.054 *** (0.001)	0.053 *** (0.001)	0.050 *** (0.001)				0.031 *** (0.000)	0.031 *** (0.000)	0.030 *** (0.000)			
Wald-검정	1,850 *** (0.000)	2,307 *** (0.000)	2,945 *** (0.000)				180 *** (0.000)	493 *** (0.000)	503 *** (0.000)			
sudo R2	0.472	0.584	0.456				0.247	0.462	0.374			
사례 수	3,564	3,564	3,564				3,564	3,564	3,564			

주: 유의수준 *** < 0.01, ** < 0.05, * < 0.1 이며, 괄호()안은 표준오차임

종속변수의 공간적 상호작용항은 통계적으로 유의하였으며, 설명변수의 공간적 상호작용항은 모형에 따라 통계적 유의미성 여부와 정도가 달랐다. 공간적 상호작용항 전체의 통계적 유의미성을 검증(Wald 테스트)한 결과, 모든 모형에서 0.1% 이내 유의수준에서 χ^2 값이 귀무가설을 기각하는 것으로 분석되었다.

〈표 2-7〉은 각 변수의 직접효과와 간접효과, 총효과를 도출한 결과다. 개인 특성을 통제하기 전의 모형과 비교했을 경우, 개인 특성을 통제한 후의 모형은 공간가중행렬의 유형에 따라 영향이 상이한 것으로 확인되었다.

우선 고용 상황의 통제변수인 청년 고용률과 지역 물가를 나타내는 지가변동률은 전체적으로 임금에 통계적으로 유의미한 양(+)의 영향을 미쳤다. 전반적인 효과는 개인 특성을 통제하기 전보다 통제한 후에 더 큰 영향을 미쳤으며, 통계적 유의성 측면에서는 통근행렬을 사용한 모형 6에서 가장 강한 양(+)의 유의성을 보였다.

지역의 고학력인구 비중은 개인 특성을 통제하기 전에는 모두 1% 미만의 유의수준하에서 지역임금에 양(+)의 영향을 미쳤다. 고학력인구 비중이 한 단위 증가할 때 월평균임금에 미치는 직접효과는 최소 0.922(통근행렬)~1.676(인접성행렬)로 추정되었다. 간접효과는 이보다 높은 1.346(인접성행렬)~2.578(역거리행렬)로 추정되었다. 그러나 개인 특성을 통제한 후의 직접효과 추정 결과는 통근행렬을 가정한 모형 6에서만 5% 유의수준하에서 0.068의 유의미한 효과를 보였다. 고학력 비중의 간접효과는 인접성행렬 0.108(1% 유의수준)과 통근행렬 0.133(10% 유의수준)으로 추정되었다. 결과적으로 고학력 비중의 총효과는 인접성행렬 0.098**과 통근행렬 0.201**로 개인특성 통제 전보다 그 규모는 많이 작았지만, 여전히 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 보였다. 인적자본의 효과는 개인 특성의 구성효과가 높은 비중을 차지하지만, 이를 제거하더라도 지역 내 인적자본의 효과는 주변 지역 인적자본과 상호보완성을 지니면서 지역의 임금 증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 해석될 수 있다.

〈표 2-7〉 직접효과, 간접효과, 총효과

	개인 특성 통제 전						개인 특성 통제 후					
	인접성 (1)	역거리 (2)	통근관계 (3)	인접성 (4)	역거리 (5)	통근관계 (6)	인접성 (4)	역거리 (5)	통근관계 (6)	인접성 (4)	역거리 (5)	통근관계 (6)
(가) 직접효과												
고학력 비중	1.437 *** (0.041)	0.975 *** (0.045)	1.027 *** (0.044)	0.063 *** (0.023)	0.068 ** (0.026)	0.102 *** (0.024)	0.063 *** (0.023)	0.068 ** (0.026)	0.102 *** (0.024)	0.063 *** (0.023)	0.068 ** (0.026)	0.102 *** (0.024)
제조업LQ	0.100 *** (0.011)	0.099 *** (0.011)	0.087 *** (0.012)	0.021 *** (0.006)	0.026 *** (0.006)	0.014 ** (0.007)	0.021 *** (0.006)	0.026 *** (0.006)	0.014 ** (0.007)	0.021 *** (0.006)	0.026 *** (0.006)	0.014 ** (0.007)
지식산업LQ	-0.007 (0.017)	-0.017 (0.016)	-0.012 (0.018)	-0.003 (0.009)	-0.009 (0.009)	-0.009 (0.010)	-0.003 (0.009)	-0.009 (0.009)	-0.009 (0.010)	-0.003 (0.009)	-0.009 (0.009)	-0.009 (0.010)
인구수	0.041 ** (0.018)	0.118 *** (0.018)	0.111 *** (0.019)	0.015 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.009 (0.010)	0.015 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.009 (0.010)	0.015 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.009 (0.010)
청년 고용률	-0.023 (0.023)	-0.040 * (0.022)	-0.072 *** (0.024)	0.069 *** (0.013)	0.076 *** (0.013)	0.055 *** (0.013)	0.069 *** (0.013)	0.076 *** (0.013)	0.055 *** (0.013)	0.069 *** (0.013)	0.076 *** (0.013)	0.055 *** (0.013)
지가변동률	0.052 *** (0.014)	0.020 (0.013)	0.037 ** (0.015)	0.043 *** (0.008)	0.031 *** (0.008)	0.034 *** (0.009)	0.043 *** (0.008)	0.031 *** (0.008)	0.034 *** (0.009)	0.043 *** (0.008)	0.031 *** (0.008)	0.034 *** (0.009)
(나) 간접효과												
고학력 비중	1.546 *** (0.073)	1.147 *** (0.332)	1.346 *** (0.167)	-0.024 (0.035)	-0.513 ** (0.259)	0.031 (0.066)	-0.024 (0.035)	-0.513 ** (0.259)	0.031 (0.066)	-0.024 (0.035)	-0.513 ** (0.259)	0.031 (0.066)
제조업LQ	0.025 (0.028)	-1.211 *** (0.392)	-0.107 (0.071)	0.034 *** (0.013)	0.624 * (0.333)	0.100 *** (0.028)	0.034 *** (0.013)	0.624 * (0.333)	0.100 *** (0.028)	0.034 *** (0.013)	0.624 * (0.333)	0.100 *** (0.028)
지식산업LQ	0.058 (0.044)	0.101 (0.411)	0.176 (0.115)	0.006 (0.020)	0.839 ** (0.369)	-0.002 (0.045)	0.006 (0.020)	0.839 ** (0.369)	-0.002 (0.045)	0.006 (0.020)	0.839 ** (0.369)	-0.002 (0.045)
인구수	0.018 (0.039)	2.361 *** (0.445)	0.530 *** (0.120)	-0.014 (0.018)	0.457 * (0.269)	0.043 (0.045)	-0.014 (0.018)	0.457 * (0.269)	0.043 (0.045)	-0.014 (0.018)	0.457 * (0.269)	0.043 (0.045)
청년 고용률	0.114 ** (0.058)	-0.577 ** (0.295)	-0.153 (0.137)	0.074 *** (0.027)	0.260 (0.263)	0.160 *** (0.053)	0.074 *** (0.027)	0.260 (0.263)	0.160 *** (0.053)	0.074 *** (0.027)	0.260 (0.263)	0.160 *** (0.053)
지가변동률	0.047 ** (0.019)	-0.127 ** (0.061)	0.110 *** (0.033)	0.002 (0.010)	-0.043 (0.047)	0.042 *** (0.014)	0.002 (0.010)	-0.043 (0.047)	0.042 *** (0.014)	0.002 (0.010)	-0.043 (0.047)	0.042 *** (0.014)
(다) 총효과												
고학력 비중	2.983 *** (0.081)	2.121 *** (0.331)	2.373 *** (0.186)	0.040 (0.036)	-0.446 * (0.259)	0.133 * (0.071)	0.040 (0.036)	-0.446 * (0.259)	0.133 * (0.071)	0.040 (0.036)	-0.446 * (0.259)	0.133 * (0.071)
제조업LQ	0.125 *** (0.034)	-1.112 *** (0.395)	-0.020 (0.079)	0.055 *** (0.015)	0.650 * (0.336)	0.114 *** (0.031)	0.055 *** (0.015)	0.650 * (0.336)	0.114 *** (0.031)	0.055 *** (0.015)	0.650 * (0.336)	0.114 *** (0.031)
지식산업LQ	0.051 (0.052)	0.084 (0.414)	0.164 (0.127)	0.003 (0.023)	0.830 ** (0.372)	-0.011 (0.050)	0.003 (0.023)	0.830 ** (0.372)	-0.011 (0.050)	0.003 (0.023)	0.830 ** (0.372)	-0.011 (0.050)
인구수	0.059 (0.044)	2.478 *** (0.446)	0.641 *** (0.130)	0.001 (0.020)	0.455 * (0.269)	0.034 (0.049)	0.001 (0.020)	0.455 * (0.269)	0.034 (0.049)	0.001 (0.020)	0.455 * (0.269)	0.034 (0.049)
청년 고용률	0.091 (0.069)	-0.617 ** (0.296)	-0.225 (0.151)	0.142 *** (0.031)	0.336 (0.265)	0.215 *** (0.059)	0.142 *** (0.031)	0.336 (0.265)	0.215 *** (0.059)	0.142 *** (0.031)	0.336 (0.265)	0.215 *** (0.059)
지가변동률	0.098 *** (0.017)	-0.107 * (0.059)	0.147 *** (0.034)	0.045 *** (0.008)	-0.012 (0.046)	0.076 *** (0.014)	0.045 *** (0.008)	-0.012 (0.046)	0.076 *** (0.014)	0.045 *** (0.008)	-0.012 (0.046)	0.076 *** (0.014)

주: 유의수준 *** < 0.01, ** < 0.05, * < 0.1

고속련 비중의 직접효과는 개인 특성 통제 전 모형 1에서 약한 음(-)의 효과를, 모형 3에서 강한 양(+)의 효과를 보였다. 다만 개인 특성 통제 후에는 모형 4에서만 5% 유의수준하에서 양(+)의 효과를 보였다. 그러나 고속련 비중의 간접효과는 대체로 음(-)의 효과를 보이거나 통계적으로 유의하지 않았다. 전체적으로 간접효과가 직접효과를 압도하여 총효과는 인접성행렬에서 강한 음(-)의 영향을, 통근행렬에서는 약한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 다만 이런 결과를 두고 고속련 비중이 지역임금에 부정적인 영향을 미친다고 해석하는 것은 무리이다. 고학력 비중과 고속련 비중 간에 강한 선형적 상관관계(0.949)가 있기 때문이다. 오히려 학력 효과를 통제한 상황에서 직종 고유의 추가적인 지역 효과로 보는 것이 타당하다.

산업 효과 중 제조업특화도는 지역임금에 대체로 양(+)의 유의미한 영향을 미쳤지만, 지식산업특화도 효과는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다. 개인 특성을 통제하기 전 제조업 특화도는 직접효과가 모형 1, 2, 3에서 강한 양(+)의 효과를, 간접효과는 모형 1과 2에서 강한 음(-)의 효과를 보였다. 총효과는 통계적으로 유의하지 않거나, 음(-)의 효과(역거리행렬)를 보였다. 반면 개인 특성을 통제한 후에는 통계적 유의성에는 차이가 있지만 직접효과와 간접효과 모두 양(+)의 영향을 미쳤다. 총효과는 대체로 양(+)의 효과(모형 4, 6)를 보이는 것으로 추정되었다.

인구 규모 효과는 지역효과를 구성하는 설명변수 중에서 개인 특성의 통제 여부에 따라 가장 큰 변화를 보였다. 개인 특성을 통제하기 전에는 모형 1, 2, 3에서 모두 직접효과와 간접효과가 강한 양(+)의 효과를 보였지만, 개인 특성을 통제한 후에는 모형 4의 직접효과를 제외하고는 모든 추정치에서 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보였다. 이러한 결과는 고전적인 패널고정효과모형을 사용했을 때에도 동일하게 나타났다(부표 2 참조). 즉, 인구 규모 효과는 한편으로 학력과 연령 같은 구성 효과를 통해, 다른 한편으로는 지역 인적자본, 산업, 경기상황 등과 같은 변수를 통해 주변 지역과 양(+)의 상호작용을 하면서 간접적으로 지역 임금에 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다.

제5절 소결

우선 기초통계량을 이용하여 세부적인 지역 수준에서 일자리 불평등 현황을 분석한 결과를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 수도권 신도시로의 일자리 집중이 확인되었다. 지난 10년 동안 취업자 수가 증가한 상위 20개 시군 중 12개 시군이 수도권 신도시로, 이곳에서 증가한 취업자 수 규모는 전체 취업자 수 증가의 절반에 가까운 46.8%(약 150만 명)를 차지했다. 특히 수원, 화성, 용인, 시흥 등을 중심으로 하는 경기 남부권이 거대한 일자리 중심지로 부상했다. 비수도권 중에서 취업자가 증가한 상위 도시는 수도권에 인접한 충북, 충남 산업도시와 행정수도, 혁신도시 등으로 나타났다.

둘째, 청년 취업자는 수도권 대도시 집중이 더욱 뚜렷한 추세를 보인 반면, 특히 인구소멸 위험 지역에서 청년층 취업자 감소율이 높았다. 조선업 밀집지역을 포함한 산업도시도 청년 고용률이 큰 폭으로 감소했다.

셋째, 여성 고용률은 주로 농업 비중이 높은 군 지역에서 높았던 반면, 제조업 집적지나 서비스 일자리 기반이 취약한 비수도권 대도시, 주거밀집지역은 여성 고용률이 낮았다. 마지막으로 시군 간 임금 분포 역시 전체적으로 수도권과 비수도권 간 격차가 확대되었다. 2013년 월평균임금이 높았던 지역은 2013~2023년 임금증가율도 높았으며, 변동계수와 지니계수로 측정한 시군 간 임금편차가 추세적으로 확대되는 경향을 보였다.

다음으로 공간계량모형을 이용하여 지역일자리 불평등의 요인을 분석한 결과로부터 얻을 수 있는 시사점을 살펴보면, 첫째, 세분화된 지역 수준의 자료를 이용하여 임금 같은 노동시장 성과 요인을 분석할 경우, 지역 간 공간적 상호작용의 포함 여부에 따라 설명변수의 전반적인 통계적 유의미성 여부, 방향, 강도에 차이가 발생하는 것으로 확인되었다. 이런 결과는 그동안 지역노동시장 연구에서 상대적으로 소홀하게 다루어졌던 주변 지역 간 지리적, 사회경제적 상호작용이 어떤 구조와 맥락에서 이루어지는지 그에 관한 많은 연구가 필요하다는 점을 의미한다.

둘째, 지역의 인적자본 효과는 지역 간 임금격차에 영향을 미치는 가장 중요한 요인으로 파악되었다. 고학력취업자 비중으로 측정된 지역의 인적자본 효과는 개인 특성에 따른 구성효과가 상당 부분을 차지하지만, 이를 제외하더라도 추가적인 양(+)의 유의미한 영향을 미쳤다. 고

학력 취업자 비중은 주변 지역과도 보완성 효과를 발휘하였다.

셋째, 제조업 특화도로 측정된 산업효과는 지역임금에 양(+)의 직접효과를 미치지만, 주변 지역과는 대체관계를 보이는 것으로 확인되었다. 또한 지식산업 특화도는 통계적으로 유의미한 효과를 보여주지 못했다. 다만 지식산업 특화도가 사업체 자료로부터 산출되었다는 점을 고려하면 거주지 기준의 개인자료와 결합한 데 따른 편의가 발생했는지 여부는 추가적인 검토가 필요할 것으로 보인다.

넷째, 인구 규모 효과는 개인 특성을 통제하기 전 지역임금에 통계적으로 강한 양(+)의 직간접효과를 보였지만, 개인 특성을 통제한 후에는 일부 모형을 제외하고는 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보였다. 인구 규모는 그 자체로 직접적인 영향을 미친다기보다는 개인 특성의 구성효과와 지역의 인적자본 외부성, 산업효과, 경기효과가 복합적으로 상호작용하면서 임금을 증가시키는 것으로 판단된다.

다섯째, 청년 고용률 역시 지역임금에서 개인 특성의 통제 여부, 공간적 상호작용 형태의 가정과 관계없이 강한 양(+)의 직간접효과를 보였다. 이런 결과는 청년층 대상의 상대적 노동수요를 촉진하는 정책이 청년층의 고용 기회를 제공할 뿐만 아니라 지역 전체 임금 증가에도 긍정적으로 기여할 수 있다는 점을 의미한다.

이상의 분석 결과는 지역의 소득을 성장시키고 지역불평등을 완화하기 위해서 사람 기반 정책과 장소 기반 정책이 서로 조화를 이루어야 한다는 점을 의미한다. 지역 임금격차에 영향을 미치는 지역 효과도 결국은 고학력-고숙련 인적자원을 유치하고 산업의 집적 외부성과 상호작용을 통해 나타나는 것이다. 또한 지역 인구, 경제, 일자리 정책을 시행할 때 각 지역을 독립적인 단위로 가정하기보다는 주변 지역 간 관계 속에서 보완성이나 대체 가능성을 충분히 고려할 필요가 있다.

제3장

지역 이동과 세대 간 계층 이동

제1절 서론

최근 지역 간 불평등의 확대는 전 세계적으로 발생하는 공통된 문제이다. 지역 간 불평등은 단순히 지역 간 소득 격차에 국한된 것이 아니라 지역 간 사회, 경제, 문화 분야 전반에 걸쳐 발생하는 격차를 의미할 것이다. 강남 3구로 대표되는 사교육 학군이 대학입시의 불평등을 야기하고, 재개발 지역은 주거 환경의 불평등을 넘어서 자산 증식의 불평등을 발생시키고 있다. 문화예술을 향유할 수 있는 인프라는 수도권에 집중되어 있어 읍면 단위 거주자가 문화를 즐기는데 소외되고 있는 것은 어제오늘의 일이 아니다. 이러한 지역 간의 격차가 단순히 ‘현재’만을 반영한 것일까? 현재는 과거를 반영하고, 과거는 미래를 결정하기도 한다.

청소년기의 가정환경이 성인이 된 후 소득에 영향을 미친다는 세대 간 이동성 연구는 부모와 자녀, 개인의 과거와 미래의 연결고리를 밝히는 데 목적을 둔다. 부모의 학력이나 직업이 자녀에게 세습되고, 부모의 소득과 자녀의 소득은 유의한 관계를 형성한다는 것은 이미 많은 연구에서 증명되었다. 최근에는 세대 간 이동성의 요인으로 지역적 격차에 주목하고 있다. 부모의 소득수준이 동일하다는 가정하에 강남 3구에서 청소년기를 보낸 후 성인이 된 사람과 지방에서 청소년기를 보낸 후 성인이 된 사람 사이의 소득 격차가 발생하고 있는 것이다. 또한 지방에서 자란 후 서울의 대학으로 진학해 서울에서 취업한 사람의 임금은 지방에서 자라 지방에서 취업한 사람의 임금과 격차가 발생할 수 있다.

이에 본 연구는 지역 간 격차가 세대 간 이동성에 미치는 영향과 수도권으로 이동이 소득 계층을 높이는 효과를 냈는지를 실증적으로 분석하고자 한다.

제2절 선행연구 검토

지역 이동과 세대 간 이동성의 관계를 밝히는 연구는 세대 간 이동성 연구의 최신 동향이다. 과거에는 부모와 자녀의 직업이나 학업의 세습을 통한 계층 이동을 연구하거나, 국가별로 부모와 자녀의 소득탄력성을 측정해 비교하는 연구가 주를 이루었다. 본 연구는 세대 간 이동성의 지역적 차이와 지역 이동이 세대 간 이동성에 어떤 영향을 미치는지를 알아보는 데 목적을 두고 있으므로, 세대 간 이동성과 지리적 특성, 지역 이동과 세대 간 이동성의 관계를 밝히고자 하는 최근 연구를 중심으로 살펴보고자 한다.

세대 간 이동성과 지역의 관계를 밝힌 주요 해외 연구는 다음과 같다. Chetty et al.(2014)는 1996~2012년 4,000만 명 이상의 자녀와 부모를 대상으로 미국 연방 소득세 기록을 이용하여 세대 간 이동성을 분석하였다. 자료는 1980~1982년 출생자의 청소년 시절 15~20세(1996~2000년) 평균 가구소득과 성인기인 30대 초반(2011~2012년) 평균 가구소득으로 구성하였다. 청소년기 가구소득(부모 소득)은 성인기 소득에 선형으로 양(+)의 영향을 미치는데, 평균적으로 부모 소득의 10백분위수 증가는 자녀 소득의 3.4백분위수 증가를 보였다. 또한 세대 간 이동성은 미국 내 지역에 따라 다르게 나타났는데, 노스캐롤라이나주의 샬럿 지역은 부모 소득 하위 5분위에서 자란 자녀가 성인이 된 후 상위 5분위에 도달할 확률이 4.4%인 반면, 캘리포니아주의 새너제이는 12.9%였다.¹⁹⁾ 이동성을 결정하는 인과관계를 증명하지는 못했지만, 인종이나 소득에 따라 주거지역이 분리될수록, 소득불평등도가 높은 지역일수록, 한부모 가족과 같이 가족 구조가 취약한 지역일수록 세대 간 이동성이 낮았다. 반면 국공립학교의 수준이 높을수록, 사회적 네트워크와 지역사회 참여 등의 사회적 자본 지수가 높을수록 이동성이 높아 부모와 자녀 간의 소득 대물림 현상은 낮다고 할 수 있다.

19) Chamber of Commerce Team(2022)은 1인당 실질소득, 1인당 소비지출, 빈곤율, 주나 지방의 총수입, 주거비용 등을 이용하여 미국 내 주별 부유 정도를 측정하였다. 본 연구에 소개된 새너제이가 속해 있는 캘리포니아주는 12위이고, 샬럿에 속해 있는 노스캐롤라이나주는 39위였다. 미국의 재정자문업체 스마트에셋은 미국 지역사회 조사(ACS) 소득 데이터를 기본으로 중산층 소득 범위가 높은 도시를 선정했는데, 새너제이는 2023년 조사에서 2위에 오를 정도로 대표적인 부유 도시로, 상대적으로 소득불평등이 낮은 도시이다.

<https://www.chamberofcommerce.org/how-rich-is-each-us-state/#where-are-the-poorest-us-states-located>-<https://news.koreadaily.com/2023/04/28/society/generalsociety/20230428133354697.html>

Rothwell et al.(2015)은 PSID와 인구조사 소득 자료를 이용하여 세대 간 소득 이동성에 미치는 지리적 영향을 연구하였다. 부모 소득이 자녀의 성인기 소득에 미치는 영향 중 절반이 지역 소득 효과라고 밝혔다. 만약 저소득 지역에서 태어난 사람이 고소득 지역에서 태어나 자랐다면 평생 가구소득이 63만 5,000달러 더 높았을 것으로 추정했다.

Rohenkohl(2019)이 영국 가구 패널 BHPS(the British Household Panel Survey)와 그 후속 패널인 Understanding Society 자료를 활용하여 1973~1991년생을 대상으로 분석하였다. 부모 소득은 자녀 연령 0~18세 당시의 가구소득이며, 자녀 소득은 성인이 된 25세 이상의 가구소득을 사용하였다. 세대 간 소득탄력성은 0.26으로 계산되어 OECD 기준 낮은 편이었다. 소득이 상대적으로 높은 영국 남부는 상대적으로 소득이 낮은 북부에 비해 상대적으로 소득 이동성 수준이 훨씬 높은 것으로 나타났다.

Kyzyma et al.(2020)는 독일 가구패널인 G-SOEP(German Socio-economic Panel)를 이용하여 독일의 세대 간 이동성 연구를 수행하였다. 1968~1977년에 태어나 2002~2013년에 30대 중반에 도달한 사람들을 대상으로 자녀와 부모의 소득 순위 이동성을 분석하였는데, 상위 소득 분포의 아버지에게서 태어난 자녀가 하위 소득 분포의 아버지에게서 태어난 자녀보다 평균 24% 더 높아 부의 대물림을 증명하였다. 소득탄력성을 살펴보면, 부모의 소득이 1% 증가할 경우, 자녀의 소득은 0.368% 증가하는 것으로 나타났다. 소득분위로 지역별 차이를 분석한 결과, 상대적으로 소득이 높은 서독에서 자란 자녀의 세대 간 이동성이 동독에 비해 더 높은 것으로 나타났다.

이들 연구가 지리적 요인에 따른 세대 간 이동성에 관해 분석한 것이라면, 최근에는 지역적 차이를 넘어 지역 이동과 세대 간 이동성의 관계를 밝힌 연구가 발표되고 있다.

Chetty et al.(2018)는 2014년에 활용했던 미국 연방 소득세 기록을 다시 활용하여 1980~1986년생을 대상으로 분석하였다. 본 연구에서는 지역 이동과 이동 시기(자녀 나이)를 고려하여 지역을 이동한 자녀와 이동을 하지 않은 자녀의 성인기 결과를 비교하였다. 예를 들어 소득불평등이 높은 지역에서 계속 자란 자녀보다 소득불평등이 낮은 지역으로 이동한 자녀가 성인이 되어 소득이 더 높다면, 소득불평등이 낮은 지역으로 이동이 더 유효할 것이다. 또한 낮은 연령에서 이동한 자녀가 높은 연령에서 이동한 자녀보다 성인이 되어 소득이 더 높다면, 어린 나이에 이동하는 것이 바람직할 것이다. 분석 결과 빈곤 집중도가 낮고, 소득불평등이 적으며,

더 좋은 학교가 많고, 범죄율이 낮은 지역으로 이동한 집단이 비교 집단에 비해 상향 이동이 더 많은 것으로 파악되었다.

Anstreicher(2022)는 미국 가구패널인 PSID(Panel study of Income Dynamics)와 인구 조사국의 미국 지역사회 조사(ACS: American Community Survey), 미국 청소년 종단 연구(NLYS: National Longitudinal Study of Youth) 등의 자료를 이용하여 세대 간 상향 이동에서 지리적 차이에 관한 연구를 수행하였다. 지역 간 이동이 저임금 지역 아동 사이에서는 세대 간 이동성을 높이는 데 매우 중요하며, 지역 간 학교의 질을 동일하게 하는 것이 저임금 지역을 대상으로 하는 현금 이전보다 더욱 효과적인 것으로 나타났다.

Kenedi et al.(2023)는 프랑스의 세대 간 이동성 연구를 진행하였다. 1972~1981년에 태어난 약 6만 5,000명의 인구표본조사(EDP: Permanent Demographic Sample)를 활용하여 자녀의 소득은 2010~2016년의 측정값을, 부모의 소득은 추정값을 사용하여 분석하였다. 부모의 소득이 10% 증가하면, 자녀의 소득도 5.27% 증가하였고, 부모의 소득분위가 10백분위수 증가하면 자녀의 소득 분위는 3.03백분위수 증가하였다. 부모 소득이 하위 20%에 해당하는 자녀가 성인이 되어 자신이 소득이 상위 20%에 도달하는 확률은 9.7%이고, 부모 소득이 상위 20%에 해당하는 자녀가 자신의 소득이 상위 20%에 해당하는 확률은 38.4%로 거의 4배 더 높았다. 특히 세대 간 지속성은 부모 소득 분포의 오른쪽 꼬리 부분, 즉 상위 계층에서 점점 강해지는 것으로 나타났다. 9~18세의 거주지역을 기반으로 세대 간 이동성을 살펴본 결과, 상대적으로 소득이 높은 서부는 높은 수준의 이동성이, 소득이 낮은 북부와 남부는 낮은 수준의 이동성이 발견되었다. 지역 이동을 중심으로 분석하면, 하위 10백분위수 가정 자녀의 경우 이동자는 체류자보다 약 5.6백분위수가 큰 반면, 상위 10백분위수 가정 자녀의 경우 약 4.4백분위수가 더 컸다. 이는 지역을 이동하는 것은 결국 소득이 높은 지역을 찾아가는 효과에 따른 것으로, 자기 선택과 인과관계가 있다고 주장하였다.

해외에는 세대 간 이동성과 지리적 요인 간 관계가 있음을 밝히는 연구가 활발히 진행되고 있는 반면, 국내에서는 아직 부모와 자녀의 직업과 학력을 기준으로 하는 세대 간 사회적 계층 이동과 소득을 기준으로 하는 세대 간 소득탄력성 연구가 주를 이룬다(김희삼, 2009; 이경희 외, 2016; 현은주, 2018; 이지은, 2023). 한국의 세대 간 이동성 연구 중 다수는 한국노동패널 자료를 사용하는데, 부모와 자녀의 소득을 연결하는 것도 쉽지 않은데 지리적 요인까지 추가로

고려하기에는 표본 크기의 제약이 작용한 것으로 보인다. 최근에는 지리적 요인을 고려한 세대 간 이동성 연구가 시작되고 있다.

김준일 외(2023)는 국민건강보험 빅데이터를 이용하여 한국의 세대 간 소득 이동성 연구를 수행하였다. 1987~1992년생을 대상으로 청소년기인 11~16세 당시의 부모 소득 분위와 성인기인 27~32세 당시의 소득 분위의 관계를 분석하였다. Chetty et al.(2014)의 개념을 이용하여 절대적 이동성과 상대적 이동성을 시도 단위로 세분하여 구하였다. 절대적 소득 이동성(Absolute Income Mobility)은 부모 소득 대비 자녀 소득이 어느 정도 증가하거나 감소했는지를 파악하는 것이다. 첫째, 부모보다 소득이 높은 자녀의 비율로, 충남(38.48), 충북(35.90), 경북(34.62)이 높았고, 서울(25.21), 세종(27.08), 울산(27.49)이 낮았다. 둘째, 부모 소득 하위 25% 자녀의 평균 소득으로 세종(10.01), 충남(9.95), 충북(9.57) 순으로 높았으며, 제주(7.85), 강원(8.10)이 낮았다.²⁰⁾ 셋째, 부모 소득 하위 10%에서 자란 자녀가 상위 10%가 된 비율은 충남(16.29), 세종(12.08), 울산(11.89)이 높았으며, 서울(6.58), 인천(7.84), 전북(7.86)이 낮았다. 즉, 충남, 충북은 세대 간 절대적 이동성이 높고, 서울과 인천은 절대적 이동성이 낮다고 볼 수 있다. 상대적 소득 이동성(Relative Income Mobility)은 부모와 자녀 소득 간의 관계가 있음 또는 없음을 측정하며, 세대 간 소득 세습 정도를 반영하는 개념이다. 상대적 이동성이 높은 지역(부모 소득과 자녀 소득의 관계가 낮은 지역)은 충남(0.030), 충북(0.039)이고 이와 반대로 상대적 이동성이 낮은 지역(부모와 자녀의 소득 관계가 높은 지역)은 서울(0.117), 대전(0.090)이다.

권보휘 외(2020)는 한국노동패널 자료를 이용하여 1982~1990년 출생한 아이들을 대상으로 지역 평균소득과 소득불평등도가 세대 간 소득 이동성에 미치는 영향에 관한 연구를 진행하였다. 청소년기 부모 소득은 자녀가 만 18세가 되는 시점(t 기)을 기준으로 $t-2 \sim t+2$ 의 총 5년 중 최근 3개년 총가구소득의 평균을 사용하고, 자녀 소득은 만 25세 이후 관측된 소득 중 최근 3개년 월평균소득의 평균을 사용하였다. 지역 간 세대 간 소득 이동성 차이를 통제하기 위해 자녀 소득이 관찰되는 기간인 최근 3개년간 거주 지역이 광역 시도 단위로서 동일한 경우만 분석 대상으로 사용하였다. 지역 평균소득과 소득불평등도는 노동패널 자료를 이용하여 구하였는데, 청소년기 고1~고3의 3년 동안 평균값이고, 성인기는 자녀 소득 관찰 기간 3개년의 평균값이다.

20) 본 연구는 국민건강보험빅데이터(NHISS) 마이크로 DB를 이용하여 분석한 것으로, 소득은 실질소득이 아니라 보험료 분위(0~20)로 구분된다.

분석 결과 광역시 단위에서는 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았지만, 도 단위에서 소득 불평등도가 높을수록 부모와 자녀 간 소득탄력성이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 즉, 도 단위에 살고 있는 아이들 중 상대적으로 소득불평등도가 높은 도에 사는 아이가 소득불평등도가 낮은 지역에 사는 아이보다 소득탄력성이 높아 세대 간 이동성이 낮다고 할 수 있다.

세대 간 이동성은 아니지만, 지역 이동이 소득에 미치는 영향을 밝힌 연구는 다음과 같다. 강동우 외(2017)는 직장 이동에서 지리적 이동의 임금효과가 유의한지 실증분석을 수행하였다. 대졸자직업이동경로조사(2010GOMS)를 활용하여 2009년 8월과 2010년 2월 졸업자를 대상으로 분석하였다. 통계청 KOSIS, 한국감정원 시·군·구별 표준지 공시지가, 2005학년도 인문계열과 자연계열 수능배치표 자료를 결합하여 사용하였다. 우선 출신 대학과 첫 직장의 지역 이행을 전환회귀모형(Switching Regression Model)을 이용하여 분석한 결과, 대학 비수도권-첫 직장 수도권 집단이 대학 비수도권-첫 직장 비수도권 집단에 비해 월 34.8만 원의 임금 상승효과가 확인되었다. 반면 대학 소재지가 아닌 다른 비수도권에서 첫 직장을 구할 경우 월 58.4만 원의 임금 상승효과가 있었다. 한편 첫 번째 직장에서 두 번째 직장으로 이동을 성향점수매칭(Propensity Score Matching) 모형을 이용하여 분석한 결과, 비수도권-비수도권보다 비수도권-수도권인 경우 월 21.61만~31.53만 원의 임금 상승효과가 있는 것으로 분석됐다. 즉, 수도권으로 이동할 경우 더 높은 임금을 받는 것으로 확인되었다.

세대 간 이동성과 지리적 요인에 관한 해외 연구와 국내 연구를 살펴본 결과, 해외에는 지역적 특성에서 발생하는 세대 간 이동성 정도를 넘어 거주지 이동이 실질적으로 세대 간 이동성에 어떤 영향을 미치는지, 이동 지역의 특성과 이동 시점 나이에 따른 성인기 소득의 차이를 보이는지까지 광범위한 연구가 진행되고 있음을 알 수 있다. 반면 국내 연구는 부모와 자녀의 학력이나 직업의 계층 이동, 소득탄력성에 대부분의 연구가 집중되어 있으며, 최근 지역적 차이를 관찰하는 연구가 소수 발표되고 있는 실정이다. 특히 한국의 세대 간 이동성과 지역 이동의 관계를 밝힌 연구는 아직 보고된 바 없다. 이에 본 연구에서는 지역적 특성에 따른 세대 간 이동성의 차이를 밝히고, 특히 청소년기 거주지역과 성인기 거주지역의 비교를 통해 지역적 이동이 성인기 소득에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

제3절 자료와 연구모형

1. 분석 자료

본 연구는 청년층의 사회경제적 계층 이동에 지리적 요인이 미치는 영향을 규명하고자 하는 것이다. 따라서 청소년기의 사회경제적 지위와 거주지역, 성인이 된 이후의 사회경제적 지위와 거주지역이 모두 포함된 자료가 필요하다.

한국노동패널조사(KLIPS: Korean Labor and Income Panel Study)는 우리나라에서 가장 오래된 패널자료로 1998년도부터 2024년 현재까지 27년 동안 매년 동일한 가구를 대상으로 추적 조사한 자료이다. 1998년 도시 가구 중심의 5,000가구를 시작으로 2009년 1차 표본 추가를 통해 전국 단위 표본으로 확장되었다. 2018년 5,044가구의 2차 표본 추가가 이루어졌으며, 2022년 발표 자료에 따르면, 1만 1,670가구의 15세 이상 가구원 2만 3,275명이 응답하였다. 한국노동패널조사는 청소년기 거주지와 부모의 사회경제적 지위, 성인기의 직업과 소득, 거주지 등 다양한 상황을 모두 파악할 수 있다.

본 연구는 청소년기를 고등학교 1학년인 만 16세로, 성인기는 노동시장에서 안정적인 지위 획득이 가능한 만 33세로 정의하였다. 자료의 특성상 16세와 33세의 상태가 모두 조사된 대상자는 1980년대생으로 한정한다. 다만 16세 당시 조사를 진행하지 않았던 1980년생과 1981년생에 한해 각각 만 18세와 만 17세를 청소년기로 대신하였다(〈표 3-1〉 참조).

〈표 3-1〉 출생연도별 분석 대상자 연결표

(단위: 세)

조사연도 출생연도	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	~	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
1980	18	19	20	21	22	23	24	25		33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
1981	17	18	19	20	21	22	23	24		32	33	34	35	36	37	38	39	40	41
1982	16	17	18	19	20	21	22	23		31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
1983	15	16	17	18	19	20	21	22		30	31	32	33	34	35	36	37	38	39
1984	14	15	16	17	18	19	20	21		29	30	31	32	33	34	35	36	37	38
1985	13	14	15	16	17	18	19	20		28	29	30	31	32	33	34	35	36	37
1986	12	13	14	15	16	17	18	19		27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
1987	11	12	13	14	15	16	17	18		26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
1988	10	11	12	13	14	15	16	17		25	26	27	28	29	30	31	32	33	34
1989	9	10	11	12	13	14	15	16		24	25	26	27	28	29	30	31	32	33

주: 기본적으로 청소년기 만 16세와 성인기 만 33세를 연결하였음. 다만 1980년생과 1981년생은 만 16세 당시 상황이 조사되지 않았기 때문에 각각 만 18세와 만 17세를 청소년기로 간주하였음.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

〈표 3-2〉 출생연도별 응답률에 따르면, 1980년대생의 16세 응답자 중 33세에 응답한 사람은 평균 48.4%로, 출생연도에 따라 큰 차이 없이 유사하다. 16세와 33세 동시 응답자는 총 1,192명이고, 그중 33세의 임금근로자는 851명, 비임금근로자는 117명, 미취업자는 224명이다. 본 연구는 자녀 세대의 소득 계층을 파악해야 하기 때문에 취업자를 대상으로 한다. 분석 대상자는 16세와 33세 모두 응답하면서, 33세 당시 취업자인 968명이다.

〈표 3-2〉 출생연도별 응답률과 취업 여부

(단위: 명, %)

출생연도	16세 응답자	33세 응답자	응답률	16세와 33세 반복 응답자					
				임금근로자		비임금근로자		미취업자	
1980	376	186	49.5	126	(67.7)	18	(9.7)	42	(22.6)
1981	331	153	46.2	102	(66.7)	21	(13.7)	30	(19.6)
1982	312	148	47.4	103	(69.6)	17	(11.5)	28	(18.9)
1983	263	120	45.6	91	(75.8)	13	(10.8)	16	(13.3)
1984	230	118	51.3	84	(71.2)	12	(10.2)	22	(18.6)
1985	207	102	49.3	72	(70.6)	11	(10.8)	19	(18.6)
1986	182	92	50.5	73	(79.3)	5	(5.4)	14	(15.2)
1987	180	82	45.6	64	(78.0)	5	(6.1)	13	(15.9)
1988	182	83	45.6	66	(79.5)	5	(6.0)	12	(14.5)
1989	199	108	54.3	70	(64.8)	10	(9.3)	28	(25.9)
합계	2,462	1,192	48.4	851	(71.4)	117	(9.8)	224	(18.8)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

본 연구는 성인 소득에 미치는 청소년기의 지리적 영향과 지역 이동의 계층 이동 효과를 분석하기 위한 것으로, 본 자료에서 지역 이동 표본이 중요하다. 〈표 3-3〉은 광역 시도 단위에서 이동을 살펴본 것이다. 청소년기와 성인기를 동일한 광역 시도에서 거주한 표본은 총 648명(70.7%)이고, 청소년기와 성인기 거주지역이 다른 경우는 284명(29.3%)이다. 서울에서 청소년기와 성인기 모두 거주하는 표본은 166명, 경기도는 145명, 부산은 71명이다. 청소년기와 성인기의 거주지역이 달라 지역 이동을 한 경우는 서울에서 경기도가 49명으로 가장 많고, 경기에서 서울 14명, 인천에서 경기 12명, 부산에서 경남 12명, 부산에서 울산이 11명이었다. 지역 이동이 수도권 내에서 혹은 영남권 내에서 대부분 발생하였고, 호남권과 영남권 간의 이동은 극소수에 불과하였다.

〈표 3-3〉 청소년기와 성인기 거주지역 이동(광역시도 단위)

(단위: 명)

		성인기(만 33세)																	
		서울	부산	대구	대전	인천	광주	울산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주	세종	합계
청소년기 (만 16세)	서울	166	0	0	0	3	0	0	49	0	2	2	1	0	1	0	1	1	226
	부산	7	71	1	1	2	0	11	1	0	0	0	0	0	4	12	1	0	111
	대구	4	2	37	0	0	0	1	6	0	0	0	0	0	4	1	0	1	56
	대전	3	0	0	21	1	0	0	2	0	3	6	0	0	0	0	0	0	36
	인천	6	0	0	0	49	0	0	12	1	0	2	0	0	1	0	0	0	71
	광주	3	0	0	0	0	9	0	2	0	0	2	0	2	0	1	0	1	20
	울산	3	0	0	0	0	0	24	1	1	1	2	0	0	2	2	0	0	36
	경기	14	0	0	2	3	0	0	145	1	0	0	0	0	0	2	0	0	167
	강원	0	1	0	0	0	0	0	3	12	1	1	0	0	0	1	0	0	19
	충북	6	0	1	2	0	0	0	5	0	21	1	1	1	0	0	0	0	38
	충남	2	0	0	1	2	0	0	3	0	0	13	0	0	0	0	0	0	21
	전북	1	0	0	1	0	0	0	3	0	0	4	19	0	0	1	0	1	30
	전남	1	0	0	0	1	1	0	4	0	0	1	0	22	0	2	0	0	32
	경북	6	0	3	1	1	0	2	3	1	1	0	0	0	30	0	0	0	48
	경남	2	3	1	0	0	0	2	2	1	0	0	0	0	1	45	0	0	57
	합계	224	77	43	29	62	10	40	241	17	29	34	21	25	43	67	2	4	968

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

광역시도 단위의 이동을 살펴보기에는 각 셀에 해당하는 표본 수가 적어, 수도권과 비수도권으로 분류하였다(〈표 3-4〉 참조). 청소년기와 성인기 모두를 수도권에서 보낸 표본은 447명, 청소년기 수도권 / 성인기 비수도권 17명²¹⁾, 청소년기 비수도권 / 성인기 수도권 80명, 청소년기 비수도권 / 성인기 비수도권 424명이다. 그중 주요 관심 집단은 청소년기와 성년기를 모두 수도권(447명)에서 보내거나 비수도권(424명)에서 보낸 집단으로 청소년기 지역이 성인기 소득에 미치는 지리적 영향 차이를 볼 수 있다. 지역 이동이 성인기 소득에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 청소년기를 비수도권에서 자라서 성인기 때 수도권에서 취업한 집단(80명)과 수도권에서 비수

21) 청소년기를 비수도권에서 자라 수도권에서 취업한 비율이 1.8%라는 것은 우리나라 지역 이동의 현실을 보여주는 수치로, 비수도권에서 수도권으로 이동(8.3%)하는 데 비해 현저히 낮다. “사람은 서울로 말은 제주도로”라는 속담에서 보듯이 대학 진학을 위해 혹은 취업을 위해 서울로 이동하는 경우를 반영한다.

도권으로 이동한 집단(17명)이 필요하다. 지역 이동 효과를 분석하기 위한 수도권 기준은 위 세 개 집단(수도권 → 수도권, 비수도권 → 비수도권, 비수도권 → 수도권)을 대상으로 분석하고, 청소년기 수도권 / 성인기 비수도권 집단은 표본 개수(17개)의 한계를 감안해 분석에서 제외하였다.

〈표 3-4〉 청소년기와 성인기 거주지역 이동(수도권 단위)

(단위: 명, %)

		성인기(만 33세)					
		수도권		비수도권		합계	
청소년기 (만 16세)	수도권	447	(46.2)	17	(1.8)	464	(47.9)
	비수도권	80	(8.3)	424	(43.8)	504	(52.1)
	합계	527	(54.4)	441	(45.6)	968	(100.0)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

거주지역 이동별 인구학적 특성을 살펴보았다. 모든 집단에서 남성이 여성보다 많았고, 특히 비수도권에서 수도권으로 이동한 집단의 남성 비율이 67.5%로 가장 높았다. 학력을 살펴보면, 모든 집단에서 대졸 비중이 가장 높았다. 특히 비수도권 → 수도권 집단은 대졸자 비중이 58.8%로 다른 집단에 비해 20%p 이상 높았고, 석사 이상 비중도 거의 2배 높았다. 비수도권에서 성장해 수도권에서 취업한 집단은 거주지역을 이동하지 않은 집단에 비해 남성이 많고, 학력도 높았다.

〈표 3-5〉 청소년기와 성인기 거주지역 이동별 인구학적 특성

(단위: 명, %)

		수도권 → 수도권		비수도권 → 수도권		비수도권 → 비수도권	
성별	남성	266	(59.5)	54	(67.5)	269	(63.4)
	여성	181	(40.5)	26	(32.5)	155	(36.6)
	합계	447	(100.0)	80	(100.0)	424	(100.0)
학력	고졸	119	(26.6)	10	(12.5)	135	(31.8)
	전문대졸	133	(29.8)	14	(17.5)	108	(25.5)
	대졸	168	(37.6)	47	(58.8)	157	(37.0)
	석사 이상	27	(6.0)	9	(11.3)	24	(5.7)
	합계	447	(100.0)	80	(100.0)	424	(100.0)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

2. 변수

청소년기의 사회경제적 위치와 성인기의 사회경제적 위치의 관계를 알아보기 위해 사용된 변수는 다음과 같다. 본 연구는 청소년기 성장 지역이 계층 이동에 미치는 효과와 지역 이동이 계층 이동에 미치는 영향을 살펴보는 것이다. 종속변수는 계층 이동이다. 계층 이동 변수는 만 33세 당시 소득 10분위에서 만 16세 당시 가구소득 10분위를 뺀 것으로, -9부터 9까지로 구성된다. 예를 들어 청소년기 소득 분위가 1분위로 저소득 계층이고, 성인기 소득 분위는 10분위로 고소득 계층이라면, 계층 이동은 9가 된다. 양수이면 청소년기 계층보다 성인기 계층이 높은 것으로 세대 간 소득 계층이 상향 이동한 것이고, 음수이면 하향 이동한 것이다.

청소년기 변수는 만 16세 당시 상황으로, 성별, 거주지역, 가구소득, 아버지 학력이 사용되었다. 거주지역은 표본 개수의 한계로 수도권(서울, 경기, 인천)과 비수도권으로만 구분하였다. 가구소득은 만 16세 당시 개인이 속한 가구의 소득으로 실질화해 사용하였다.

성인기 변수는 만 33세 당시 상황으로 광역 시도 기준 거주지역 이동, 수도권 기준 거주지역 이동, 학력이다. 광역 시도 기준 거주지역 이동은 만 16세와 만 33세의 거주지역이 광역 시도 기준으로 동일하지 않으면 이동, 동일하면 비이동으로 구분하였다. 즉, 서울→서울, 경기→경기는 비이동이고, 서울→경기, 부산→충남은 이동이다. 수도권 기준 거주지역 이동은 수도권(서울, 경기, 인천)과 비수도권 간 이동 여부이다. 청소년기를 수도권에서 보낸 후 성인기에 수도권

에서 거주하는 경우(수도권 → 수도권), 비수도권에서 자라서 수도권에 거주하는 경우(비수도권 → 수도권), 비수도권에서 자라서 비수도권에 거주하는 경우(비수도권 → 비수도권)로 구분된다. 지역 이동 여부를 수도권을 기준으로 판단하기 때문에 예를 들어 서울 → 경기도는 모두 수도권 → 수도권으로 구분하였고, 부산 → 서울은 비수도권 → 수도권으로 구분하였다.

〈표 3-6〉 분석 변수의 조작적 정의

(단위: 명, %)

구분		변수	설명
종속		계층 이동	■ 만 33세 당시 소득 10분위 - 만 16세 당시 가구소득 10분위 ※ 양수이면 상향 이동, 음수이면 하향 이동 ※ 10분위 산정 시에는 당해 연도 전체 노동패널표본을 대상으로 함 ※ 1분위는 최하위 10%이며, 10분위는 최상위 10%임.
		성별	■ 0. 여성 1. 남성
독립	청소년기 (만 16세)	거주지역	■ 0. 비수도권 1. 수도권(서울, 경기, 인천) ※ 만 16세 당시 거주 지역
		가구소득	■ 가구소득(실질화1))
		아버지 학력	■ 0. 중졸 1. 고졸 2. 전문대졸 3. 대졸 이상
		거주지역 이동1 (광역시도 기준)	■ 0. 비이동 1. 이동 ※ 만 16세 거주지역과 만 33세 거주지역의 광역시도 단위에서 이동
	성인기 (만 33세)	거주지역 이동2 (수도권 기준)	■ 0. 청소년기 비수도권 → 성인기 비수도권 1. 청소년기 수도권 → 성인기 수도권 2. 청소년기 비수도권 → 성인기 수도권 ※ 만 16세 거주지역과 만 33세 거주지역 이동 ※ 수도권과 비수도권 간 이동으로, 수도권 내에서 혹은 비수도권 내에서 이동하는 것은 이동하지 않음으로 정의
		학력	■ 0. 고졸 1. 전문대졸 2. 대졸 3. 대학원 이상 ※ 33세 당시 최종학력

주: 소비자 물가지수(2020=100)로 실질화함.

제4절 연구 결과

1. 기초 분석

〈표 3-7〉은 주요 변수별 성인기 소득이다. 남성의 평균소득은 291.2만 원으로 여성 220.0만 원보다 높았으며, 성별 임금의 차이가 통계적으로 유의하게 발생하는 것으로 나타났다. 대졸과 석사 이상은 각각 279.8만 원, 278.9만 원으로 가장 높았고, 전문대졸, 고졸 순으로 낮았다. 학력에 따른 성인기 소득은 통계적으로 유의한 차이가 발생하였다. 출신 대학교 4년제 대학교 소재 지역에 따라서는 소득의 차이가 발생하지 않았다. 청소년기 수도권에서 자란 집단은 청년이 된 후 소득이 255.6만 원인 반면, 비수도권에서 자란 청년의 소득은 271.7만 원으로, 상대적으로 더 높아 통계적으로 유의한 차이가 있었다. 지역 이동 유형에 따른 차이를 살펴보면, 청소년기에 비수도권에 거주했다가 취업 시점에는 수도권에서 거주하는 집단이 300.3만 원으로 지역 이동을 하지 않은 집단에 비해 월등히 높았다. 지역 이동 유형에 따른 소득 차이는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

〈표 3-7〉 주요 변수별 성인기 소득

(단위: 만원, 명)

구분	변수	성인기(33세) 실질소득				
		평균	표준편차	중위값	사례 수	T값/F값
성별	남성	291.2	126.8	265.4	584	8.94 ***
	여성	220.0	104.2	209.8	358	
학력	고졸	241.6	120.4	215.0	261	5.24 ***
	전문대졸	261.1	111.2	243.9	254	
	대졸	279.8	127.8	263.5	367	
	석사 이상	278.9	146.3	270.6	60	
출신 대학교 지역 (4년제 대학교)	서울	279.3	128.0	261.4	104	-0.19
	비서울	282.1	131.1	265.4	304	
청소년기 (만 16세)	수도권	255.6	115.6	242.2	444	-2.00 **
	비수도권	271.7	130.0	252.3	498	
성인기 (만 33세)	수도권	262.4	116.5	250.0	524	-0.47
	비수도권	266.2	132.0	250.0	418	
지역 이동 유형	수도권 → 수도권	255.6	115.6	242.2	444	4.58 **
	비수도권 → 수도권	300.3	115.2	281.4	80	
	비수도권 → 비수도권	266.2	132.0	250.0	418	

주: 소비자 물가지수(2020=100)로 실질화함.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

청소년기 성장 지역별 가구소득과 성인기 소득을 비교하면, 수도권은 통계적으로 유의한 차이가 없었고, 비수도권은 유의한 차이가 발생하였다. 전체적으로 청소년기 가구소득이 높은 분위에서 성인기 소득도 높았다.

〈표 3-8〉 청소년기 성장 지역별 가구소득과 성인기 소득

(단위: 명, %)

구분	청소년기 가구소득 ¹⁾	성인기(33세) 실질소득 ²⁾				
		평균	표준편차	중위값	사례 수	F값
전체	1분위	248.2	111.1	233.1	226	3.01 *
	2분위	267.8	132.7	250.0	311	.
	3분위	273.5	124.2	253.0	362	.
수도권	1분위	245.3	100.4	231.0	80	0.66
	2분위	264.0	129.2	243.9	151	.
	3분위	257.2	115.4	243.2	186	.
비수도권	1분위	249.8	116.8	234.5	146	4.06 **
	2분위	271.3	136.2	252.5	160	.
	3분위	290.8	130.9	277.3	176	.

주: 1) 1분위는 최하위 33%, 2분위는 중간 33%, 3분위는 상위 33%로 나눔.

2) 소비자 물가지수(2020=100)로 실질화함.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

지역 이동 유형에 따른 청소년기 가구소득과 성인기 소득을 비교한 결과, 비수도권에서 자라서 비수도권에서 취업한 집단만 청소년기 가구소득과 성인기 소득 간 유의한 결과가 도출되었다. 소득 분위가 높을수록 성인기 소득이 높게 나타났다. 수도권 → 수도권 유형은 청소년기 가구소득 2분위가 상대적으로 성인기 소득이 가장 높았다. 비수도권 → 수도권 유형은 청소년기 가구소득별 성인기 소득이 거의 차이가 없는 특징을 보였다. 즉, 거주지역을 이동한 유형은 청소년기에 경제적 형편에 상관없이 성인기에 거의 유사한 소득 수준을 유지하고 있다.

〈표 3-9〉 지역 이동 유형에 따른 청소년기 가구소득과 성인기 소득

(단위: 명, %)

구분	청소년기 가구소득 ¹⁾	성인기(33세) 실질 소득				
		평균	표준편차	중위값	사례 수	F값
수도권 → 수도권	1분위	245.3	100.4	231.0	80	0.66
	2분위	264.0	129.2	243.9	151	
	3분위	257.2	115.4	243.2	186	
비수도권 → 수도권	1분위	297.4	95.3	291.6	21	0.07
	2분위	309.8	114.5	285.7	18	
	3분위	299.0	128.0	279.0	40	
비수도권 → 비수도권	1분위	241.8	118.5	221.4	125	4.17 **
	2분위	266.4	138.3	250.5	142	
	3분위	288.4	132.1	273.7	136	

주: 1) 1분위는 최하위 33%, 2분위는 중간 33%, 3분위는 상위 33%로 나눔.

2) 소비자 물가지수(2020=100)로 실질화함.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

지역 이동 유형에 따른 소득 계층 이동을 살펴보기에 앞서 청소년기와 성인기의 소득 계층 분포를 알아보았다. 청소년기 소득 계층은 해당 가구가 당해 연도 전체 가구의 소득을 3분위로 했을 경우, 속한 위치를 측정한 것이고, 성인기 소득 계층은 만 33세 당시 소득이 당해 연도 전체 취업자를 3분위했을 때 속한 위치를 측정한 것이다.

청소년기 소득 계층은 1분위 226명, 2분위 311명, 3분위 363명으로, 표본에 3분위가 상대적으로 많이 속해 있다. 반면 성인기 소득 계층은 1분위 178명, 2분위 461명, 3분위 261명으로 2분위가 많았다. 이는 우리나라 임금 체계가 근속연수에 따라 임금이 올라가는 연공급 형태를 고려하면 가능한 현상이다. 만 16세 당시 가구소득을 책임지고 있는 가구주의 연령은 대부분 40대 후반~50대 초반으로 전체 소득 계층에서 일반적으로 높은 위치에 속해 있는 연령대이기 때문에 상대적으로 3분위가 많았다. 만 33세 당시 소득은 전체 취업자 중 표본의 근속연수가 상대적으로 낮은 것을 감안하면, 2분위가 많은 것이 이해된다.

〈표 3-10〉 청소년기와 성인기 소득 계층 분포

(단위: 명, %)

		성인기 소득 계층 ¹⁾							
		1분위		2분위		3분위		합계	
청소년기 소득 계층 ¹⁾	1분위	49	(21.7)	120	(53.1)	57	(25.2)	226	(100.0)
	2분위	65	(20.9)	160	(51.5)	86	(27.7)	311	(100.0)
	3분위	64	(17.6)	181	(49.9)	118	(32.5)	363	(100.0)
	합계	178	(19.8)	461	(51.2)	261	(29.0)	900	(100.0)

주: 1) 1분위는 최하위 33%, 2분위는 중간 33%, 3분위는 상위 33%로 나눔.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

지역 이동 유형에 따라 소득 계층 이동을 살펴보았다. 상향은 청소년기 1분위에서 성인기 2분위나 3분위로 이동하거나, 청소년기 2분위에서 성인기 3분위로 이동한 것이다. 유지는 청소년기와 성인기가 같은 분위에 속해 있는 것으로, 1분위 → 1분위, 2분위 → 2분위, 3분위 → 3분위인 경우이다. 하향은 상향과 반대로 청소년기 3분위에서 성인기 2분위나 1분위, 청소년기 2분위에서 1분위로 이동한 것이다. 지역 이동 유형에 따라 살펴보면, 수도권 → 수도권은 하향이 40.1%로 가장 많고, 상향이 24.2%로 적었다. 비수도권 → 수도권은 하향, 유지, 상향이 약 30%대로 거의 유사하였다. 비수도권 → 비수도권은 유지 37.1%, 상향 33.7%, 하향 29.2% 순이었다.

〈표 3-11〉 지역 이동 유형에 따른 소득 계층 이동

(단위: 명, %)

구분	사례 수	하향	유지	상향	합계
수도권 → 수도권	417	40.1	35.7	24.2	100.0
비수도권 → 수도권	79	31.7	35.4	32.9	100.0
비수도권 → 비수도권	404	29.2	37.1	33.7	100.0
합계	900	34.4	36.3	29.2	100.0

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

청소년기 소득 분위별 지역 이동 유형에 따른 소득 계층 이동을 살펴보면, 청소년기 1분위는 지역 이동 유형과 상관없이 대부분 상향이 가장 많았다. 청소년기 2분위는 수도권 → 수도권은 유지가 57.6%로 가장 많고, 비수도권 → 수도권은 50.0%로 상향이 가장 많으며, 비수도권

→ 비수도권은 46.5%로 유지가 가장 많아 지역 이동 유형에 따라 다른 양상이 나타났다. 3분위는 지역 이동 유형과 상관없이 하향이 가장 많았는데, 특히 수도권 → 수도권에서 74.7%로 하향이 월등히 높았다.

〈표 3-12〉 청소년기 소득 분위별 지역 이동 유형에 따른 소득 계층 이동

(단위: 명, %)

청소년기 소득계층 ¹⁾	지역 이동	사례 수	하향	유지	상향	합계
1분위	수도권 → 수도권	80	-	18.8	81.3	100.0
	비수도권 → 수도권	21	-	19.1	81.0	100.0
	비수도권 → 비수도권	125	-	24.0	76.0	100.0
	합계	228	-	21.5	78.5	100.0
2분위	수도권 → 수도권	151	18.5	57.6	23.8	100.0
	비수도권 → 수도권	18	11.1	38.9	50.0	100.0
	비수도권 → 비수도권	142	24.7	46.5	28.9	100.0
	합계	318	20.8	51.6	27.7	100.0
3분위	수도권 → 수도권	186	74.7	25.3	-	100.0
	비수도권 → 수도권	40	57.5	42.5	-	100.0
	비수도권 → 비수도권	137	60.6	39.4	-	100.0
	합계	371	67.7	32.4	-	100.0

주: 1) 1분위는 최하위 33%, 2분위는 중간 33%, 3분위는 상위 33%로 나눔.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

2. 청소년기의 지리적 요인에 따른 계층 이동 분석

수도권에서 성장한 자녀가 비수도권에서 성장한 자녀에 비해 성인이 된 후 상대적으로 세대 간 소득 계층의 상향 이동이 더 많은지를 회귀분석하였다. 계층 이동 정도는 성인이 된 후 소득 분위에서 청소년기 가구소득 분위기를 뺀 값으로, 양수이면 상향 이동, 음수이면 하향 이동한 것이다. 분석 결과 성장한 지역에 따른 계층 이동은 유의하게 나타나지 않았다. 청소년기의 가구소득에 따라 집단을 구분하여 회귀분석을 수행하였으나, 전체 집단과 동일하게 유의한 결과가 도출되지 않았다. 여성보다 남성이, 고졸보다 전문대졸과 대졸, 석사 이상이 유의하게 높게 나타

났다. 아버지 학력에 따른 계층 이동은 청소년기 소득 3분위에서만 유의하게 나타났다. 그 외 청소년기 가구소득이 유의하게 나타난 이유는 가구소득이 낮을수록 상향 이동의 가능성이 높기 때문에 발생한 것으로 당연한 결과이다.

〈표 3-13〉 청소년기의 지리적 요인에 따른 계층 이동

종속변수: 계층 이동	전체	청소년기 가구소득		
		1분위	2분위	3분위
지역(기준: 비수도권)				
수도권	-0.245 (0.162)	0.034 (0.305)	0.000 (0.251)	-0.395 (0.244)
성별(기준: 여성)	1.592***	2.152***	1.361***	1.516***
남성	(0.165)	(0.320)	(0.262)	(0.243)
학력(기준: 고졸)				
전문대졸	0.568** (0.220)	0.840** (0.377)	0.583* (0.329)	0.589 (0.383)
대졸	0.750*** (0.212)	0.755** (0.358)	0.772** (0.332)	0.918*** (0.352)
석사 이상	0.697* (0.361)	-0.308 (0.887)	1.136** (0.565)	0.772 (0.509)
청소년기 가구소득(로그)	-2.829*** (0.107)	-1.014*** (0.191)	-5.124*** (0.727)	-2.289*** (0.332)
아버지 학력(기준: 중졸)				
고졸	0.052 (0.182)	-0.072 (0.334)	0.086 (0.274)	0.563* (0.295)
전문대졸	-0.040 (0.395)	-0.259 (1.270)	0.284 (0.672)	0.470 (0.497)
대졸 이상	-0.426 (0.309)	0.354 (0.854)	0.424 (0.580)	0.153 (0.397)
표본 수	917	228	318	371
F값	57.02	5.61	6.33	7.38
R2	0.5034	0.2984	0.2517	0.2502

주: 1) 1분위는 최하위 33%, 2분위는 중간 33%, 3분위는 상위 33%로 나눔

2) 분석모형에서는 연도더미를 포함하였으며, 표에서는 생략함

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

3. 지리적 이동에 따른 계층 이동 분석

지리적 이동에 따른 계층 이동은 단계별로 분석하였다. 1단계는 광역시도 기준 이동이 있었는지 여부에 따라 이동 / 비이동으로 구분하여 분석하였다. 즉, 만 16세 당시의 거주지(광역 시도 기준)와 만 33세 당시의 거주지(광역시도 기준)가 다른 경우 이동으로 하였고, 동일한 경우는 비이동으로 간주하였다. 2단계는 광역시도별 이동에 따른 계층 이동 분석을 수행하고자 하였으나, 앞서 분석 자료에서 설명한 바와 같이 표본 수의 한계로 수도권을 기준으로 구분하였다. 청소년기 비수도권-성인기 비수도권, 청소년기 비수도권-성인기 수도권, 청소년기 수도권-성인기 수도권으로 구분하여 분석하였다. 3단계는 수도권으로 이동이 계층 이동에 효과가 있다면, 수도권 거주자 중 청소년기부터 수도권에 거주한 사람과 청소년기 이후 수도권으로 이동한 사람 간의 차이를 분석하였다.

〈표 3-14〉 지역 이동에 따른 세대 간 소득 계층 이동(광역시 기준)

종속변수: 계층 이동	전체	청소년기 가구소득		
		1분위	2분위	3분위
지역 이동(기준: 비이동)	0.495*** (0.176)	1.162*** (0.324)	0.485* (0.288)	0.190 (0.259)
성별(기준: 여성)	1.562*** (0.165)	1.868*** (0.321)	1.330*** (0.262)	1.546*** (0.243)
학력(기준: 고졸)				
전문대졸	0.546** (0.219)	0.805** (0.365)	0.573* (0.327)	0.622 (0.384)
대졸	0.715*** (0.211)	0.676* (0.348)	0.756** (0.330)	0.962*** (0.353)
석사이상	0.657* (0.360)	-0.633 (0.862)	1.077* (0.564)	0.820 (0.510)
청소년기 가구소득(로그)	-2.836*** (0.106)	-0.966*** (0.186)	-5.010*** (0.727)	-2.305*** (0.333)
아버지 학력(기준: 중졸)				
고졸	0.019 (0.182)	-0.076 (0.322)	0.077 (0.271)	0.551* (0.297)
전문대졸	-0.046 (0.394)	0.005 (1.235)	0.189 (0.671)	0.476 (0.499)
대졸 이상	-0.533* (0.305)	0.225 (0.826)	0.263 (0.584)	0.042 (0.392)
표본수	917	228	318	371
F값	57.73	6.75	6.57	7.21
R2	0.5065	0.3387	0.2587	0.2458

주: 1) 1분위는 최하위 33%, 2분위는 중간 33%, 3분위는 상위 33%로 나눔.

2) 분석모형에서는 연도더미를 포함하였으며, 표에서는 생략함

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

1단계에서는 청소년기 이후 지리적 이동이 계층 이동에 미치는 영향을 회귀분석하였다(〈표 3-14〉). 분석 결과 비이동에 비해 광역시도 기준 이동이 있었을 경우, 세대 간 소득 계층 이동이 유의하게 더 높은 것으로 나타났다. 비이동에 비해 이동자가 세대 간 소득 계층 이동시 0.495분위 더 상향 이동하는 것으로 나타났다. 청소년기 경제적 형편에 따라 집단을 구분한 후 분석한 결과, 청소년기 저소득계층인 1분위는 1.162분위, 청소년기 2분위는 0.485분위 더 상향 이동하는 것으로 나타났다. 즉, 청소년기에 거주하던 곳에서 직장을 잡는 것보다는 더 좋은 일자리를 찾아 광역시도 단위의 이동을 하는 경우, 소득 계층의 상향 이동이 발생하는 것을 알 수 있다. 다만 청소년기 소득이 높은 3분위는 지역 이동이 소득 계층의 상향 이동에 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

2단계로 수도권으로 지역 이동이 세대 간 소득 계층 이동에 미치는 효과를 분석하였다(〈표 3-15〉 참조). 비수도권에서 청소년기와 성인기에 모두 거주하는 집단에 비해 비수도권에서 성장하여 수도권으로 이동한 경우, 세대 간 소득 계층이 유의하게 상향 이동하는 것으로 나타났다. 청소년기 소득 계층을 구분하여 분석한 결과, 2분위에서만 유의하게 나타났다. 즉, 청소년기에 저소득층이나 고소득층에 비해 중간 계층일 때 수도권으로 이동하는 것이 소득 계층을 상향 이동시키는 효과가 있다고 할 수 있다. 청소년기부터 성년기까지 비수도권에 거주하는 경우는 유의한 영향이 나타나지 않았다.

〈표 3-15〉 지역 이동에 따른 세대 간 소득 계층 이동(수도권 기준)

종속변수: 계층 이동	전체	청소년기 가구소득		
		1분위	2분위	3분위
지역 이동(기준: 수도권→비수도권)				
수도권→수도권	-0.151	0.163	0.115	-0.343
	(0.172)	(0.318)	(0.262)	(0.264)
비수도권→수도권	0.560*	0.814	1.004*	0.120
	(0.299)	(0.535)	(0.578)	(0.416)
성별(기준: 여성)	1.568***	2.088***	1.361***	1.479***
	(0.166)	(0.323)	(0.265)	(0.246)
학력(기준: 고졸)				
전문대졸	0.520**	0.760**	0.519	0.544
	(0.222)	(0.382)	(0.333)	(0.392)
대졸	0.656***	0.641*	0.789**	0.789**
	(0.216)	(0.372)	(0.336)	(0.363)
석사 이상	0.542	-0.372	1.068*	0.551
	(0.366)	(0.889)	(0.566)	(0.523)
청소년기 가구소득(로그)	-2.810***	-1.026***	-5.072***	-2.221***
	(0.108)	(0.192)	(0.739)	(0.335)
아버지 학력(기준: 중졸)				
고졸	0.104	-0.077	0.118	0.630**
	(0.184)	(0.337)	(0.276)	(0.300)
전문대졸	0.005	-0.174	0.165	0.498
	(0.398)	(1.273)	(0.679)	(0.507)
대졸 이상	-0.379	0.333	0.200	0.243
	(0.310)	(0.857)	(0.598)	(0.399)
표본수	900	226	311	363
F값	52.25	5.35	5.90	6.27
R2	0.5018	0.3043	0.2549	0.2360

주: 1) 1분위는 최하위 33%, 2분위는 중간 33%, 3분위는 상위 33%로 나눔.

2) 분석모형에서는 연도더미를 포함하였으며, 표에서는 생략함.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

3단계에서는 성인기 때 수도권에 거주하고 있는 집단을 대상으로, 청소년기를 수도권에서 보낸 경우와 비수도권에서 수도권으로 이동한 경우를 분석하였다(〈표 3-16〉 참조). 이는 교육이나 일자리 기회 획득 등을 위해 수도권으로 이동한 효과를 분석하기 위해서이다. 청소년기부터 수도권에서 거주한 경우보다 비수도권에서 수도권으로 이동한 경우 소득 분위가 0.681분위 유의하게 상향 이동하는 것으로 나타났다. 청소년기 가구소득 집단을 구분하여 분석한 결과, 유의미한 영향을 미치는 집단은 없었다.

〈표 3-16〉 지역 이동에 따른 세대 간 소득 계층 이동(수도권으로 이동 효과)

종속변수: 계층 이동	전체	청소년기 가구소득		
		1분위	2분위	3분위
지역 이동(기준: 수도권→수도권)	0.681** (0.292)	0.626 (0.574)	0.898 (0.547)	0.322 (0.434)
성별(기준: 여성)	1.274*** (0.216)	1.604*** (0.523)	1.112*** (0.341)	1.345*** (0.320)
학력(기준: 고졸)				
전문대졸	0.509* (0.296)	1.003 (0.618)	0.481 (0.433)	0.564 (0.524)
대졸	0.685** (0.289)	1.030* (0.566)	0.293 (0.459)	1.151** (0.477)
석사 이상	0.785* (0.464)	1.738 (1.635)	1.095 (0.706)	0.735 (0.672)
청소년기 가구소득(로그)	-3.266*** (0.147)	-1.424*** (0.366)	-5.056*** (1.009)	-2.150*** (0.413)
아버지 학력(기준: 중졸)				
고졸	0.499** (0.243)	0.011 (0.497)	0.490 (0.353)	0.672* (0.403)
전문대졸	-0.108 (0.540)	-0.450 (2.236)	0.420 (0.869)	-0.367 (0.732)
대졸 이상	-0.103 (0.353)	0.016 (1.154)	0.487 (0.645)	0.125 (0.489)
표본 수	496	101	169	226
F값	37.72	2.95	3.80	4.11
R2	0.5575	0.3600	0.2857	0.2395

주: 1) 1분위는 최하위 33%, 2분위는 중간 33%, 3분위는 상위 33%로 나눔.

2) 분석모형에서는 연도더미를 포함하였으며, 표에서는 생략함.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~25차(1998~2022년 조사) 공개용 자료

제5절 소결

본 연구는 지역 간 격차가 세대 간 이동성에 미치는 영향과 수도권으로의 이동이 소득 계층을 상향 이동시키는 효과를 보게 되는지 실증적으로 분석하는 데 목표를 두었다. 본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 청소년기의 성장 지역에 따른 부모와 자녀의 소득 계층 변화를 회귀분석한 결과, 성장한 지역에 따른 계층 이동은 유의하게 나타나지 않았다. 청소년기의 가구소득에 따라 집단을 구분한 결과 또한 전체 집단과 동일하게 유의하지 않았다.

둘째, 청소년기 이후 지리적 이동이 계층 이동에 미치는 영향을 회귀분석하였다. 청소년기와 성인기의 거주지역이 광역시도 단위에서 다른 경우가 동일한 경우에 비해 소득 계층이 통계적으로 유의하게 상향 이동하는 것으로 나타났다. 즉, 지역 이동의 세대 간 소득 계층 이동 효과가 나타났다. 청소년기 저소득층, 중산층에서는 상향 이동 경향성이 보였지만, 고소득층에서는 유의한 결과가 나타나지 않았다.

셋째, 수도권으로 이동이 세대 간 소득 계층 이동에 미치는 효과를 분석하였다. 청소년기와 성년기를 모두 비수도권에서 거주한 경우에 비해 비수도권에서 수도권으로 이동한 경우 소득 계층이 유의하게 상향 이동한 것으로 나타났다. 광역시도 단위의 이동에서는 저소득층, 중산층에서 모두 유의하게 상향 이동한 반면, 수도권으로 이동에서는 중산층에서만 유의하게 상향 이동한 것으로 나타났다.

넷째, 성인기에 수도권에 거주하고 있는 집단을 대상으로 분석한 결과, 청소년기부터 수도권에서 거주한 경우보다, 비수도권에서 수도권으로 이동한 경우 소득 분위가 상향 이동하는 것으로 나타났다. 청소년기 가구소득으로 구분한 각각의 집단에서는 유의한 결과가 나타나지 않았다.

이상의 결과로 청소년기 성장 지역에 따른 세대 간 이동성은 차이가 없으나, 지역 이동에 따른 계층 이동은 존재하는 것으로 밝혀졌다. 특히 비수도권에서 수도권으로 이동하는 경우 부모 세대와 자녀 세대에서 소득 계층이 상향 이동하였다. 수도권 집중이 일차적으로 본인의 임금을 높이기 위해 더 좋은 기회를 찾아가는 현상일 뿐만 아니라, 부모 세대보다 높은 소득 계층을 획득하는 현상인 것으로 드러났다. 이 같은 수도권 집중 현상을 완화하기 위한 다각적인 노력이

필요하다. 선행 연구에서 밝혀졌듯이 세대 간 이동성의 지역 이동 효과의 주요 요인은 개별 지역의 사회적 인프라와 일자리 조건일 것이다. 사회적 인프라는 빈곤율이나 소득불평등도, 범죄율, 좋은 학교 비율 같은 사회자본으로 높이는 일이다(Chetty, 2018). 이에 앞서 세대 간 대물림 현상을 해결하기 위해서는 소득 계층을 확정하는 지역 간 일자리의 질을 살펴봐야 한다. 수도권에 집중된 안정적인 근로 조건과 높은 임금의 일자리를 비수도권으로 분산하는 정책이 필요할 것이다.

본 연구는 비수도권에서 수도권으로 이동이 세대 간 소득 계층의 상향 이동에 영향을 미치는 것을 확인했지만, 지역 이동의 요인을 밝히지 못한다는 한계가 있다. 비수도권에서 성장한 청소년이 수도권 대학 입학 위해 지역 이동을 한 것이라면, 이는 소득 계층의 상향 이동이 온전한 지역 이동의 효과라기보다는 인적자본의 영향이 포함된 것일 수 있다. 따라서 대졸자를 중심으로 성장 지역과 출신 대학교 소재 지역, 직장의 소재지를 연결한 통합적인 분석이 필요하다. 또한 분석 대상 표본 수의 한계로, 소득 계층을 규정할 때 부모 세대는 가구소득 변수를 사용하고, 자녀 세대는 개인의 근로소득을 사용한 점도 아쉬움으로 남는다. 향후 본 연구가 지역 이동과 세대 간 계층 이동의 문제를 개선하는 데 작은 도움이 되길 기대한다.

제4장

지역산업 쇠퇴와 일자리 이동

제1절 연구 배경

기업 혹은 산업 분야의 대규모 고용조정은 개인의 일자리와 생계를 위협할 뿐만 아니라 지역사회 전반에도 회복하기 어려운 영향을 미친다. 대량 해고로 실직한 노동자들은 실직 후 5년 정도 지나더라도 회복할 수 없는 소득 손실을 경험하게 된다. OECD의 최근 연구에 따르면 덴마크나 스웨덴 같은 북유럽 국가의 경우 상대적으로 10%, 이탈리아나 스페인 같은 남유럽 국가는 최대 30%까지 소득 손실을 경험하였다(Vermeulen and Braakmann, 2023). 국가별로 소득 손실 정도에 차이가 발생하는 가장 중요한 원인은 적극적 노동시장정책 지출의 차이에 있다고 평가했다.

대규모 고용조정은 지역경제와 노동시장 구조에도 영향을 미친다. 우선 다른 지역으로 인적자원이 유출되면서 지역의 인구와 생산성을 저감할 수 있다. 위기는 주변 지역에도 영향을 미칠 수 있다. 만일 위기가 발생한 지역과 생산가치사슬이 연계된 지역은 노동시장에서도 직접적인 타격을 받을 것이다. 지리적으로 인접하거나 산업-직업적으로 연관성이 높은 지역도 위기지역 노동력이 급격하게 유입되면서 긍정적이든, 부정적이든 다양한 영향을 미칠 수 있다.

우리나라는 국가 주도로 특정 제조업을 선정하여 지역에 배치하는 공간-산업 전략을 통해 단기간 내 급속한 성장을 경험했다. 그러나 2000년대 이후 디지털 전환이나 중국 등 국제분업 질서의 변화 같은 구조적 요인, 2008년 금융위기나 코로나19 확산 같은 글로벌 충격 등이 빈번하게 발생하기 시작했다. 지역경제와 고용이 성장하는 데 장점으로 작용했던 특화된 지역 산업 구조가 오히려 충격을 키운 셈이다.

고용에 부정적인 영향을 미치는 외부 충격이 발생했을 경우 지역 노동시장의 대응은 크게 세 가지로 나눌 수 있을 것이다. 첫째, 실업 상태에서 적절한 일자리가 다시 나올 때까지 노동시장 외부에서 대기, 둘째, 지역 내 동일한 산업-직업 분야에서 재취업 선택, 셋째, 지역 내 새로운

산업-직업 분야로 이동, 넷째, 지역 외 동일·산업 분야로 재취업 선택, 다섯째, 지역 외 다른 산업-직업 분야로 재취업 선택이다.

이러한 근로자의 선택에 영향을 미치는 요소는 크게 세 가지로 나눌 수 있다.

첫째, 외부 충격의 성격이다. 만일 위기의 범위가 산업 혹은 지역 수준에서 발생하는 국지적 위기라면 관련 산업이나 인근 지역으로 위기의 분산이 가능하다. 반면 2008년 금융위기나 코로나19 확산 같은 글로벌 위기 혹은 국가적 위기 상황이라면 다른 부문으로 충격을 흡수하기 어렵다. 경기적, 일시적 위기는 해당 국면을 벗어나면 원래의 상태로 회복할 수 있기 때문에 기존 산업과 기업 내에서 고용을 최대한 유지하도록 지원하는 방안이 필요하다. 그러나 산업과 지역의 구조적 쇠퇴가 진행되는 경우라면, 신산업, 신사업 부문으로 전환하는 것을 지원해야 한다.

둘째, 지역노동시장의 특성이다. 상대적으로 다양한 산업구조를 지니거나 인구 규모가 큰 지역은 위기를 분산하기 쉽다. 지역 자체의 다양성이 낮거나 인구 규모가 작더라도 주변 지역과의 사회경제적 네트워크가 원활하다면, 행정구역 경계를 넘어 기능적인 측면에서의 지역경제-산업 권역 혹은 노동시장권은 확장되므로 역시 주변 지역으로 위기를 분산할 수 있다. 독일, 영국, 프랑스, 이탈리아, 일본 등 5개국 1,993개 도시의 탈산업화가 고용에 미치는 효과를 분석한 Gagliard et al.(2023)의 연구에 따르면, 제조업 특화도가 높은 지역일수록 고용 감소가 더 크다[즉, 강한 음(-)의 상관관계]는 결과가 확인되었다. Moretti and Yi(2024)는 미국 러스트벨트 지역 중에서 초기 대졸자 비중이 더 많을수록 회복 속도가 상대적으로 더 빠르다는 점을 확인했다. 이 연구는 공장 폐쇄로 비자발적 이직자가 발생했을 경우, 대도시일수록 노동시장이 두껍기 때문에 위기의 분산이 가능하여 더 적은 임금손실을 겪으면서 빠르게 재취업할 수 있다는 점을 확인했다.

셋째, 산업구조와 기업의 지배구조다. 제2장에서도 언급했듯이 산업마다 특정 지역에 집적하는 정도, 숙련과 지식의 수준과 범위가 상이하다. 광물산업이나 목재산업 등은 원자재나 환경적 요인에 따라 입지가 결정되고, 소비재산업이나 대규모 노동력이 필요한 산업은 대도시 주변에 입지한다. 필요한 노동력이 주로 저숙련 생산직인지, 고학력 지식 노동인지에 따라서도 상이할 것이다. 코로나19 확산 시기 집합 금지로 가장 큰 타격을 입었던 음식숙박업, 공연업 등은 주로 대도시에서 많이 입지해 있으면서도 공간적 집적 성향이 상대적으로 낮은 산업이다. 제조업 중 기계, 금속가공업 같은 산업은 상대적으로 특정 지역의 지리적 집적이 약한 반면, 조선업은 지

리적으로 매우 집적된 산업이다. 자동차산업은 산업 규모가 방대하기 때문에 다양한 거점이 존재한다. 지역 내 입지한 기업이 소수의 대기업에서 많은 고용을 차지하는 독점적 구조인지, 다수의 중소기업 중심의 클러스터를 이루는지도 중요하다. 대기업이 소재했다고 하더라도 독자적인 경영권한이 취약한 분공장(Branch Company)이라면 지역적 뿌리내림이 약하기 때문에 상대적으로 쉽게 고용조정이 발생할 수 있다.

이 장에서는 산업 쇠퇴가 지역과 노동자에게 미친 영향을 분석하기 위해 2010년대 중반 조선업에 불어닥친 대규모 위기와 조선업이 밀집한 지역을 중심으로 살펴보고자 한다. 첫째, 조선업은 자동차산업 다음으로 고용 비중이 높았던 산업 중 하나이며, 제조업 중에서 지리적 집적도가 가장 높은 산업이다(이상호, 2014). 따라서 정상적인 노동시장 메커니즘이나 국가 수준의 일상적인 고용안전망하에서 위기를 흡수하기 어렵다. 둘째, 조선업 위기는 2010년대 중반부터 발생한 위기의 정도가 2~3년간 약 절반에 가까운 고용을 감소시킬 정도로 컸기 때문에 지역 노동시장에 미치는 다른 교란 요인을 배제할 수 있다. 셋째, <표 4-1>에 제시되어 있듯이 조선업이 밀집한 지역은 고용위기지역으로 지정되었던 7개 지역으로 명확하게 특정되며, 지역별 지리적 특성과 노동시장 환경이 상이하다. 따라서 동일한 위기가 지역별로 어떻게 상이한 형태로 전개되었는지를 비교하면서 분석하는 것이 가능하다.

이 장의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 위기의 발생에 따른 고용충격의 규모를 살펴본다. 고용보험 피보험자의 변동 추이를 통해 지역별 노동시장과 산업구조에 따라 고용충격의 규모와 회복 속도가 얼마나 다른지를 살펴볼 것이다. 제3절에서는 위기 국면에서 실직한 노동자들이 어디로 이동했는지를 살펴본다. 고용보험 상실-재취득DB를 연계하여 피보험자격 상실자들이 실직 후 어떤 지역, 어떤 산업에 재취업했는지를 분석한다. 이를 통해 실직자의 인구학적 특성과 일자리 특성에 따라 지역-산업 내 이동이 빈번한지, 아니면 역외 이동이 빈번한지를 살펴볼 것이다. 제4절에서는 3절에서 구축된 조선업 상실-재취득DB에 월평균보수총액DB를 연계하여 실직 전후 임금손실(Wage Loss) 정도를 분석할 것이다. 상실 전 일자리 특성, 인구학적 특성, 부문 간 이동 여부에 따라 임금손실의 갭이 상이할 것이며, 이것이 이직에 따른 개인의 임금 소득에 얼마나 크게 영향을 미쳤는지를 파악한다. 마지막으로 제5절에서는 본문의 시사점과 정책적 함의를 살펴본다.

〈표 4-1〉 지역-산업 노동시장의 특성 비교(2015년 전후)

	경남 거제시	경남 고성군	전북 군산시	전남 영암군	울산 동구	창원시 진해구	경남 통영시
위기의 성격							
위기의 성격	산업 고성장-정점 국면 급격한 충격	정체국면 급격한 충격	장기 침체 순차적 반복 충격	산업 쇠퇴-정체 국면 급격한 충격	산업 고성장-정점 국면 급격한 충격		산업 고성장 국면 급격한 충격
위기의 수준	대규모 기업-산업- 지역 확산	기업-산업 수준	산업(조선)- 기업(자동차) 수준	기업-산업 수준	대규모 기업-산업- 지역 확산		중규모산업 수준
직접적 위기규모	2개 원청사 수만 명	수백 명	2개기업 2천~3천 명	수천 명	2개 원청사 수만명		6개 원청사 3천~4천 명
파급 정도	지역 전체	국지적	국지적	국지적	광역적		국지적
지역노동시장 특성 + 산업 및 기업 구조							
인구 규모	중규모 25만	소규모 5.5만	중규모 26만~27만	소규모 6만 (목포 인구 24만)	중소규모 17만 (울산 110만)	중소규모 18만	소규모 14만
제조업 비중	50%	25% 미만	30% 내외	(영암) 56% (목포) 5% 미만	50% 이상 (울산 30% 이상)	15% (창원시 30% 이상)	30% 미만
지리적 입지	동남권 벨트 한려해상 국립공원	경남 남부	서해안 항만도시, 군도 지역	서남해 항만도시 인접	동남권 산업 벨트 동해안 벨트	동남권 산업 벨트 산업 중심지	동남권 벨트 한려해상 국립공원
노동 시장권	독립적, 부산과 거가대교로 연계성 높음	독립적 (거제, 통영 등과 연계)	준 독립적 - 익산, 김제와 연계	목포 노동시장권 상호의존적	울산 광역노동 시장권 상호의존적	창원 광역노동 시장권 상호의존적	독립적(고성, 거제 등과 연계)
집적 외부성	조선업 특화 문화, 관광 비중 낮음	조선업 특화 +농어업	자동차, 조선 제조업 특화 +서비스산업 다양성	국지적 - 특화 목포권은 다양성	국지적-특화 울산광역- 제조업 특화 +다양성	국지적-특화 광역적- 제조업 특화 +다양성	특화: 문화, 관광 +수산업
지배 기업	대우 조선해양 삼성중공업	사외 협력사	GM대우 현중군산 조선소	현대삼호중 공업+대불국 가산단	현대중공업	STX 조선	성동조선 등 중소형조선 소
대기업과 의 위계구조	대기업 본사 (시장지배력 높음) +사내협력사	조선업 사외협력사 (시장지배력 낮음)	주변부 자동차, 조선 대기업 분공장 +사내협력사	대기업 분공장 (시장지배력 낮음) +사내협력사	대기업 본사 (시장지배력 높음) +사내협력사	중형조선소 (시장지배력 낮음) +사내협력사	중소조선소 (시장지배력 낮음) +사내협력사

출처: 이상호 외(2019), p. 132의 〈VI-1〉을 토대로 연구자 수정, 재작성

제2절 조선업 고용위기 진행 과정

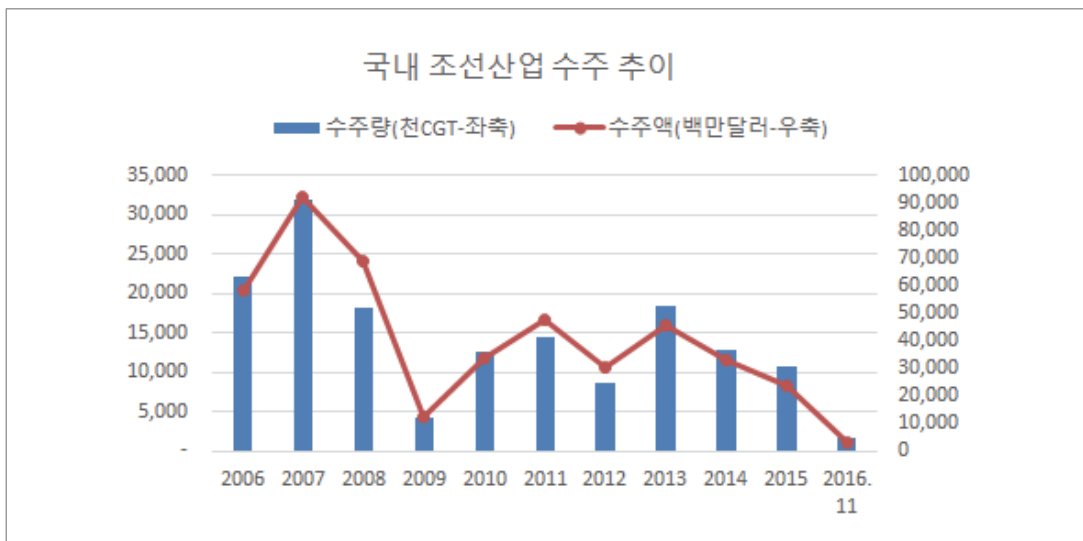
1. 조선업 경기 침체

조선업은 주요 업체가 세계 단일시장에서 경쟁하며, 선박의 수명(20~30년), 세계 호황기 수요 집중 등으로 중장기 수요변화 사이클이 반복된다. 2015년 당시 한국은 세계 선박 건조시장에서 수주 금액 기준으로 약 40%를 차지²²⁾할 정도로 독보적인 위치를 점하고 있었다.

그 당시 국내 조선업체는 대형 3사, 중견조선업체(STX, 성동, SPP, 대선, 대한 등), 1,000개 이상의 협력업체, 전업률 50% 이상 400여 개 기자재 업체로 구성되었다. 대형 3사는 고부가가치 상선(초대형 컨테이너선, 탱커, LNG선, LPG선)과 해양플랜트, 나머지 대형과 중견조선은 일반 상선이 주력 분야로 제품 영역이 차별화되어 있었다. 국내 조선업이 글로벌 시장을 주도한 원동력 중 하나는 우수한 기술과 기능인력에 있었다. 특히 기술개발인력은 과거 고도성장기 때 조선해양 분야에 집결했던 우수 전문인력으로 각 분야 연구소에서 기술개발을 선도했다. 각 조

[그림 4-1] 국내 조선산업 신조선 수주량, 수주액 추이

(단위: %)



자료: Clarkson, 이재우·양중서(2017)에서 재인용

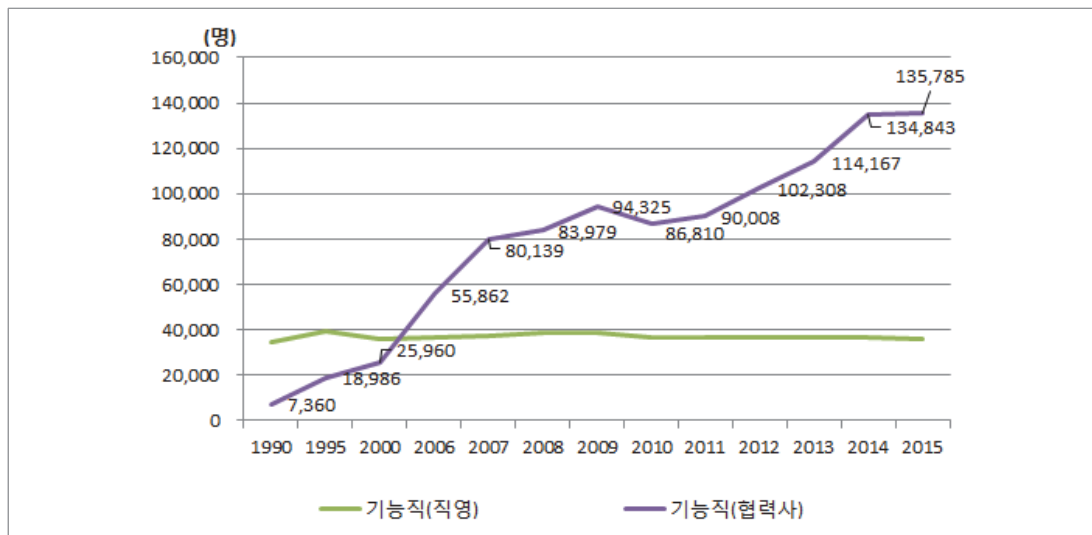
22) 2015년 건조량(CGТ) 기준 한국 34.4%, 중국 35.2%, 일본 18.2% 순으로 중국과 비슷한 규모의 2위였지만, 금액기준으로는 한국 39.1%, 중국 29.0%, 일본 13.3% 순으로 한국이 1위였다.

선소에 소속된 다수의 기능 인력도 선주의 다양한 요구를 탄력적으로 수용하고 계속 강화되는 국제 규정 강화에 빠르게 대응할 수 있었던 원동력이었다(류장수 외, 2016).

2008년 글로벌 금융위기로 상선시장이 침체하자 대형 3사는 해양플랜트에 눈을 돌리기 시작했다. 기술력이 부족한 상태에서 무리하게 해양플랜트를 수주하면서 내부적으로는 공기 증가나 인도 지연 등이 발생하고, 외부적으로는 저유가 기조로 계약 취소까지 발생하는 등 대규모 손실이 발생했다. 국내 중소형 조선업체들은 이미 2015년 이전부터 시황 침체, 낮은 역량, 경쟁력 열위 등으로 채권 금융기관 주도의 개별업체 관리에 따라 한계에 직면한 상황이었다(류장수 외, 2016). 조선기자재 업체도 범용 상선 건조 중소조선의 구조조정, 대형이 주도하는 고부가가치 상선과 해양플랜트 위주의 국내 건조시장 구조와 시황 침체 등으로 경영 악화가 지속되었다. 세계적 저성장 기조와 저유가 상황이 지속되면서 해양플랜트 발주가 부진을 겪고 선복량 과잉에 따른 해운시황 부진이 계속되었다. 그 결과 2016년 11월 누적수주량은 전년 동기 대비 84.2%(163만 CGT) 감소했으며, 수주액은 전년 동기 대비 85.4%(33.5억 달러) 감소했다. 2016년 수주량은 한국 조선산업이 연간 필요한 일감의 20%에도 미치지 못하는 수준까지 감소했다(이재우·양종서, 2017: 5).

[그림 4-2] 조선산업의 직영 및 하도급 기능인력 규모 비교

(단위: %)



자료: 한국조선해양플랜트협회, 「조선자료집」, 각 연도.

2. 대규모 고용조정

위기 발생 전 조선업 고용 규모는 업계 추산으로 20만 명을 웃돌았다([그림 4-2] 참조). 2005년부터 신조 물량 급증으로 기능직 수요가 증가했지만, 기업들은 경기변동과 인건비 문제에 유연하게 대응하기 위해 직영인력 규모를 최소로 유지하는 전략을 채택했다. 이에 따라 조선업의 고용 규모가 빠르게 증가하던 시기에도 직영업체 기능직은 일정한 선에서 유지되었던 반면, 대부분 사내협력업체 기능직을 중심으로 증가했다. 그중에는 사내 하도급업체의 비정규직이라고 할 수 있는 물량팀²³⁾도 포함되어 있었다. 물량팀은 팀장이 각각 팀을 운영하며 주로 취부, 용접, 사상 분야를 담당했는데, 고용보험에 가입하지 않은 근로자 비중이 높았기 때문에 행정통계에서 그 실태를 파악하기 어려웠다. 고용 유연성 제고와 비용 절감 전략의 결과로 크게 높아진 사내 협력업체의 기능직 인력은 2015년 말 기준 직영인력의 3.8배로 확대되었다.

경영 악화가 지속되자 2016년부터 조선업체들은 본격적인 고용조정에 들어갔다. 선박건조업체 정규직 > 협력사 정규직 > 물량팀 형태로 구성된 조선업의 위계적 노동시장 구조 속에서 협력사 기능직과 물량팀 고용 감소가 먼저 진행되었다. 성동조선이나 SPP조선, STX 조선 등은 법정관리에 들어가거나 매각을 추진했지만 여의치 않았다. 대우, 삼성, 현대 등도 일감이 바닥나면서 희망퇴직을 통해 대규모 구조조정을 단행했다.

23) 그중에서 돌관팀은 주로 사내하청 외부에서 소규모 인력팀으로 존재했다. 돌관팀은 프로젝트 수행 기간에 사내협력업체와 하도급계약을 통해 취부, 용접, 사상 등의 업무를 단기간에 완성해 주는 업무를 수행했다.

〈표 4-2〉 조선업 피보험자 변동 추이: 2013~2023년

(단위: 명, %)

	제조업	조선업	강선 건조업	조선부분품 제조업	누적 증가율(기준: 2013년)			
					제조업	조선업	강선건조업	조선부분품 제조업
2013	3,476,094	178,699	90,783	73,659	0.0	-4.8	-9.3	-4.5
2014	3,539,020	186,173	95,967	77,120	1.8	-0.8	-4.1	0.0
2015	3,583,689	187,652	100,092	75,880	3.1	0.0	0.0	-1.6
2016	3,583,446	156,032	87,374	58,957	3.1	-16.9	-12.7	-23.6
2017	3,608,920	113,776	68,219	39,619	3.8	-39.4	-31.8	-48.6
2018	3,611,562	107,667	64,280	37,659	3.9	-42.6	-35.8	-51.2
2019	3,593,290	111,236	64,767	41,374	3.4	-40.7	-35.3	-46.4
2020	3,573,537	103,766	62,965	35,991	2.8	-44.7	-37.1	-53.3
2021	3,661,634	99,858	59,812	35,324	5.3	-46.8	-40.2	-54.2
2022	3,733,639	100,977	60,838	35,816	7.4	-46.2	-39.2	-53.6
2023	3,841,945	111,058	64,371	42,538	10.5	-40.8	-35.7	-44.8

자료: 한국고용정보원, 고용정보시스템(EIS), 고용보험DB. 각 연말 기준.

〈표 4-2〉과 같이 2015년 피보험자 기준으로 18만 7,000명을 넘었던 조선업 종사자 수는 2021년 10만 명 미만으로 감소했다. 대형 3사를 비롯해 선박을 건조하는 업체들은 고용이 40% 감소했지만, 협력사의 고용은 더 크게 감소했다. 사내 혹은 사외 협력사가 대부분을 차지하는 조선부분품 제조업의 고용변동 추이를 살펴보면, 2015년 7만 7,000명에 달했던 조선부분품 제조업 고용은 2021년 3만 5,000명으로 54.2% 감소했다. 같은 기간 제조업 피보험자 수가 평균 10.5% 증가했다는 점을 고려하면 고용감소폭이 얼마나 컸는지 짐작할 수 있다. 자동차, 전자산업과 더불어 세계적인 경쟁력을 가지면서도 고용 규모도 큰 산업이 불과 5년이라는 짧은 기간에 반 토막 날 정도로 고용 충격을 겪는 경우는 흔치 않다.

선박 건조를 위해서는 까다로운 입지 조건을 충족해야 하기 때문에 조선업체들은 특정 지역에 밀집되어 있다. 조선업 밀집지역은 2016년 대규모 고용충격으로 7개 시군이 고용위기지역으로 지정되었다. 〈표 4-3〉은 조선업 밀집지역의 고용조정 과정을 최고점(2015년), 최저점(2021년), 현시점(2023년)으로 구분하여 충격의 정도와 회복 정도를 비교한 것이다. 표의 (가)

와 (나)는 각각 조선업과 전체 피보험자 기준의 충격과 회복도를 보여준다. 조선업 고용충격이 가장 컸던 최저점기, 경남 거제시와 울산 동구는 각각 최고점기 대비 최저점기 조선업 피보험자 감소율이 -52.0%, -46.9%로 절반가량 줄었다. 그림의 (나)와 같이 전체 피보험자 규모 역시 -36.8%, -35.9%로 조선업 충격이 지역 전체의 고용 감소로 이어졌다. 이들 지역은 2023년 현재 시점에서도 조선업 피보험자는 40% 이상, 전체 피보험자가 30% 이상 감소하여 회복에 이르지 못하고 있다.

〈표 4-3〉 조선업 밀집지역의 피보험자 변동 추이

(단위: 명, %)

(가) 조선업 피보험자 수(증가율)								
	전국	거제	고성	군산	영암	울산 동구	창원 진해	통영
최고점 (2015)	187,652 (0.0)	76,098 (0.0)	2,943 (0.0)	2,910 (0.0)	15,060 (0.0)	55,999 (0.0)	5,554 (0.0)	4,591 (0.0)
최저점 (2021)	99,858 -(46.8)	36,562 -(52.0)	1,573 -(46.6)	280 -(90.4)	12,610 -(16.3)	29,759 -(46.9)	2,271 -(59.1)	1,158 -(74.8)
회복도 (2023)	111,058 -(40.8)	38,495 -(49.4)	2,118 -(28.0)	1,116 -(61.6)	15,935 (5.8)	31,761 -(43.3)	2,576 -(53.6)	1,521 -(66.9)

(나) 전체 피보험자 수(증가율)								
	전국	거제	고성	군산	영암	울산 동구	창원 진해	통영
최고점 (2015)	12,363,063 (0.0)	105,744 (0.0)	11,126 (0.0)	55,855 (0.0)	25,722 (0.0)	73,083 (0.0)	22,797 (0.0)	18,556 (0.0)
최저점 (2021)	14,550,033 (17.7)	66,815 -(36.8)	12,539 (12.7)	59,779 (7.0)	24,171 -(6.0)	46,874 -(35.9)	24,680 (8.3)	17,992 -(3.0)
회복도 (2023)	15,199,534 (22.9)	68,915 -(34.8)	13,557 (21.8)	63,783 (14.2)	28,644 (11.4)	50,633 -(30.7)	26,275 (15.3)	18,298 -(1.4)

자료: 한국고용정보원, 고용정보시스템(EIS), 고용보험DB. 각 연말 기준.

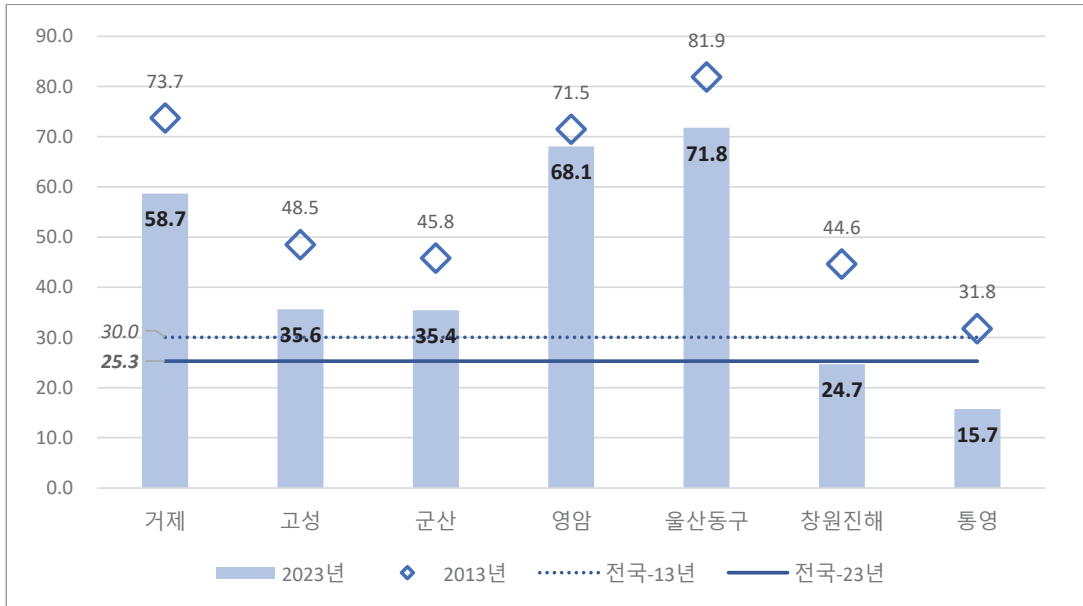
경남 거제와 울산 동구만큼 절대적 규모가 큰 것은 아니지만, 다른 조선업 밀집지역도 최저점기 조선업 피보험자가 크게 감소했다. 현대중공업 군산조선소가 폐쇄되었던 전북 군산은 2021년 90.4%의 감소율을 기록했으며, 역시 대부분의 중소 조선업체가 폐쇄되었던 경남 통영도 74.8%의 감소율을 기록했다. STX조선 법정관리가 진행되었던 창원시 진해구 역시 조선업 피보험자가 59.1% 감소했으며, 거제 지역 대형 조선업체의 사외협력사가 위치한 경남 고성도 46.6% 감소했다. 전남 영암은 조선업 피보험자 감소율이 2021년 16.3%인데, 이 지역은 2017년이 최저점(감소율 41.4%)을 겪은 후 이미 회복 단계에 있었기 때문에 착시현상이 발생한 것이다. 이들 지역은 조선업체가 남아 있는 경남 고성과 전남 영암 등을 제외하고는 조선업이 항구적으로 감소했기 때문에 2023년 조선업 피보험자 감소율이 여전히 높은 상황이다. 다만 조선업 의존도가 상대적으로 낮기 때문에 전체 피보험자 기준으로는 최저점기인 2021년에도 기준 시점보다 증가하거나 감소율은 높지 않았다. 다만 전국적인 전체 피보험자 증가율과 비교할 경우 여전히 못 미치는 상황이다.

그렇다면 조선업 밀집지역은 왜 각각 상이한 고용충격과 회복력을 보이는 것일까?

[그림 4-3]과 <표 4-4>는 각각 조선업 밀집지역의 제조업과 조선업 피보험자 변동 추이를 보여준다. 조선업 대형 3사가 위치한 경남 거제와 울산 동구, 전남 영암은 전체 피보험자 중 제조업 비중이 2013년 70% 이상을 차지한 제조업 특화지역이다. 같은 시점 전국 평균 제조업 피보험자 비중이 30.0%에 비해 2배가 넘는 규모라고 할 수 있다. 그런데 2013년 제조업 대비 조선업 피보험자 비중은 경남 거제와 울산 동구의 경우 90%를 넘었으며, 전남 영암도 70%를 넘었다. 지역 산업과 일자리 측면에서 조선업 의존도가 절대적인 것이다. 2023년에는 10년 전보다 제조업 비중이 낮아지기는 했지만, 전국 평균을 크게 웃돌았다. 조선업 피보험자 비중 역시 다소 낮아졌지만, 여전히 높은 비중을 차지하고 있다. 이들 지역은 여전히 대형 3사를 비롯한 조선업체들이 그대로 유지되고 있기 때문이다.

[그림 4-3] 조선업 집적지의 제조업 피보험자 비중

(단위: %)



자료: 한국고용정보원, 고용정보시스템(EIS), 고용보험DB. 각 연말 기준.

경남 고성과 전북 군산 역시 제조업 비중이 거의 50%에 육박하는 산업도시다. 거제나 울산 동구 같은 지역이 예외적으로 높아서 상대적으로 낮아 보이지만, 다른 지역보다는 제조업 비중이 현저히 높았다. 조선업 피보험자 비중 측면에서는 고성이 58.4%로 조선업 의존도가 높았지만, 군산은 10.9%에 그쳐 조선업 의존도가 낮았다. 고용 위기를 겪은 2023년에는 전국 평균(25.3%)을 약간 웃도는 35% 수준으로 제조업 고용 비중이 낮아졌다. 조선업 피보험자 비중 역시 경남 고성은 43.9%, 전북 군산은 4.9% 수준으로 낮아졌다. 고성은 조선업 사외협력사를 제외하면 별다른 산업 기반이 없었으며, 군산은 조선업뿐만 아니라 GM자동차 공장 폐쇄까지 겹치면서 두 지역 모두 제조업 고용 회복이 어려운 상황이다.

〈표 4-4〉 조선업 집적지의 조선업 피보험자 수 및 비중(전체 피보험자 대비) 추이

(단위: 명, %)

	전국	경남 거제	경남 고성	전북 군산	전남 영암	울산 동구	창원 진해	경남 통영
2013	178,699	67,255	3,011	2,713	13,471	53,080	6,300	4,181
	(5.1)	(97.6)	(58.4)	(10.9)	(77.7)	(92.0)	(65.7)	(81.2)
2014	186,173	72,931	2,915	3,031	15,147	55,862	5,559	4,664
	(5.3)	(97.9)	(55.0)	(12.4)	(79.4)	(92.4)	(59.3)	(79.7)
2015	187,652	76,098	2,943	2,910	15,060	55,999	5,554	4,591
	(5.2)	(98.0)	(56.7)	(12.3)	(80.5)	(93.7)	(59.6)	(80.7)
2016	156,032	64,547	2,004	2,168	13,116	46,403	3,404	3,787
	(4.4)	(97.5)	(47.9)	(9.4)	(80.2)	(92.7)	(47.0)	(76.0)
2017	113,776	47,394	1,105	321	10,336	32,524	2,492	1,732
	(3.2)	(96.6)	(33.9)	(1.5)	(77.8)	(87.6)	(40.8)	(59.9)
2018	107,667	43,347	1,329	266	10,970	30,001	2,818	1,275
	(3.0)	(96.1)	(37.2)	(1.4)	(78.8)	(88.8)	(44.3)	(53.2)
2019	111,236	46,424	1,735	176	11,713	30,467	2,503	1,046
	(3.1)	(96.3)	(42.7)	(0.9)	(80.5)	(88.7)	(43.6)	(47.7)
2020	103,766	41,562	1,509	250	11,817	29,808	2,104	1,121
	(2.9)	(96.0)	(38.1)	(1.3)	(80.6)	(88.9)	(39.1)	(50.2)
2021	99,858	36,562	1,573	280	12,610	29,759	2,271	1,158
	(2.7)	(95.4)	(37.4)	(1.4)	(81.7)	(88.8)	(38.9)	(46.0)
2022	100,977	34,898	1,891	499	13,747	30,214	2,426	1,292
	(2.7)	(94.9)	(41.7)	(2.4)	(81.1)	(88.6)	(40.7)	(47.2)
2023	111,058	38,495	2,118	1,116	15,935	31,761	2,576	1,521
	(2.9)	(95.2)	(43.9)	(4.9)	(81.7)	(87.4)	(39.7)	(53.0)

자료: 한국고용정보원, 고용정보시스템(EIS), 고용보험DB. 각 연말 기준.

K조선(옛 'STX 조선')이 위치한 창원 진해구와 경남 통영은 고용위기 전 제조업 고용 비중이 전국 평균을 웃돌았으나, 위기 후 전국 평균 수준 또는 그보다 낮은 수준으로 낮아진 지역이다. 창원 진해구는 2013년 제조업 고용 비중이 44.6%로 전북 군산과 유사한 수준이었으나, 2023년 24.7%로 전국 평균에 약간 못 미치는 수준으로 낮아졌다. K조선 매각을 통해 조선업이 유지되면서 진해구의 조선업 피보험자 비중은 2013년 65.7%에서 2023년 39.7%로 하락했지만, 여전히

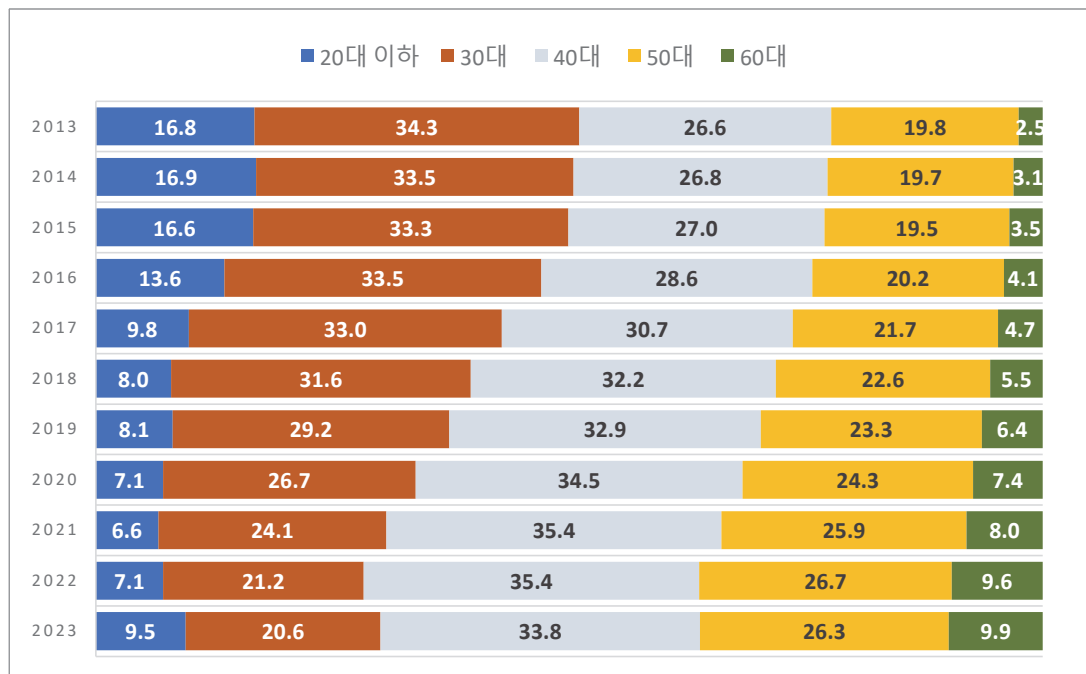
높은 비중을 보였다. 경남 통영은 2000년대 중소 조선업체가 밀집하여 전국에서 조선업 고용 비중이 매우 높은 곳 중 한 곳이었으나, 이미 2010년대 초반 다수의 중소 조선업체가 문을 닫으면서 성동조선 한 곳만 남게 되었다. 2013년에 평균 수준이던 제조업 고용 비중이 2023년에는 15.7%까지 하락했다. 조선업을 제외하고는 다른 제조업 기반이 없었기 때문에 제조업 내 조선업 피보험자 비중은 2013년 81.2%에서 2023년 53.0%로 감소하여 여전히 높은 비중을 유지했다.

3. 고용 구조 변화

조선업 고용 충격은 고용량의 감소뿐만 아니라 고용 구조에도 변화를 미친 것으로 보인다. 다음 절에서 조선업 이직자 특성을 더 자세히 살펴보기로 하고 여기서는 연령별 구성 변화만 살펴본다.

[그림 4-4] 조선업 피보험자의 연령별 비중 추이

(단위: %)



자료: 한국고용정보원, 고용정보시스템(EIS), 고용보험DB. 각 연말 기준.

[그림 4-4]에서 볼 수 있듯이 고용위기 발생 전까지 조선업의 연령별 피보험자 구성비는 크게 변하지 않았다. 2015년 기준으로 30대 33.3% > 40대 27.0% > 50대 19.5% > 20대 이하 16.6% > 60대 이상 3.5% 수준으로 나타났다. 고용위기 발생 이후 20대 이하와 30대 연령 집단의 비중이 큰 폭으로 떨어지기 시작했다. 20대 이하 비중은 2021년 6.6%까지 낮아졌다가 2023년 9.5%로 회복했다. 30대는 지속적으로 감소하여 2023년에는 20.6%를 기록했다. 반면 40대는 2023년 33.8%, 50대는 26.3%, 60대 이상은 9.9%로 증가했다. 고용위기 전 시점에서 비중이 가장 높았던 30대는 위기 후 40대와 50대보다 낮은 비중을 차지하고 있으며, 20대 이하는 60대 이상보다 낮은 비중을 차지하고 있다.

조선업에서 청년층의 이탈과 고령화 속도는 지역별로 다소 상이하다.

〈표 4-5〉의 (가)와 같이 고용위기 발생 전인 2013년 청년층 피보험자 비중은 경남 통영이 67.0%로 가장 높았고, 울산 동구가 44.6%로 가장 낮았다. 2023년 경남 통영의 청년층 피보험자 비중은 27.8%로 창원 진해의 24.4% 다음으로 낮은 비중을 보였다. 이 기간 경남 통영의 피보험자는 63.8% 감소하여 가장 높은 감소율을 보였으며, 창원 진해(57.0%)와 경남 거제(55.6%)도 절반 이상 감소하였다. 전남 영암은 2015년 울산 동구 다음으로 청년층 비중이 낮은 45.6%였지만 다른 지역보다 청년층 감소율이 낮아 2023년에는 34.8%로 전북 군산(38.3%) 다음으로 청년층 비중이 높았다.

청년층 비중 감소가 많은 지역이라고 해서 반드시 중고령자 비중이 비례하여 증가한 것은 아니다. 같은 표 (나)와 같이 경남 통영은 중고령층 비중이 16.9%로 전북 군산(14.7%) 다음으로 낮았다. 그러나 통영의 청년층 감소율이 가장 높았던 것과 달리 중령자 증가율은 비례하여 증가하지 않았다. 2023년 통영의 중고령층 비중은 26.4%로 다른 조선업 밀집지역보다 낮았다. 반면 경남 통영과 2015년 중고령층 비중이 같았던 경남 거제는 2배 이상 증가하여 2023년 36.6%를 차지했다.

지역마다 고령화 속도가 다른 것은 지역 내 상대적인 노동 수요와 노동 공급 풀, 수급 여건, 조선업체에서 건조하는 선박의 기술적 특성에 따른 인력 운영 구조의 차이, 지역별 노동시장 특성 차이, 기업의 채용 전략 등이 다양하게 작용한 결과로 판단된다.

〈표 4-5〉 지역별 조선업 청년층 및 중고령층 피보험자 비중 추이

(가) 30대 이하 청년층 비중

	경남 거제	경남 고성	전북 군산	전남 영암	울산 동구	창원 진해	경남 통영
2013	54.6	52.2	63.4	47.7	44.6	56.2	67.0
2014	54.1	52.0	62.5	48.1	44.3	50.0	64.0
2015	54.1	50.2	59.0	45.6	45.1	46.0	60.2
2016	50.8	47.0	52.1	41.2	44.1	39.3	56.3
2017	45.2	47.5	39.6	37.0	41.3	38.2	62.4
2018	41.5	41.2	33.8	34.9	39.3	33.2	52.1
2019	39.7	35.6	27.3	32.6	37.1	29.6	42.3
2020	35.8	30.8	34.8	29.5	34.1	26.1	33.8
2021	32.3	28.8	32.5	28.5	30.8	21.3	31.2
2022	28.9	26.1	29.9	28.7	28.5	18.5	25.2
2023	29.4	30.2	38.3	34.8	29.2	24.4	27.8
'23/'15 변화율	-55.6	-49.8	-45.2	-33.7	-45.2	-57.0	-63.8

(나) 50대 이상 중고령층 비중

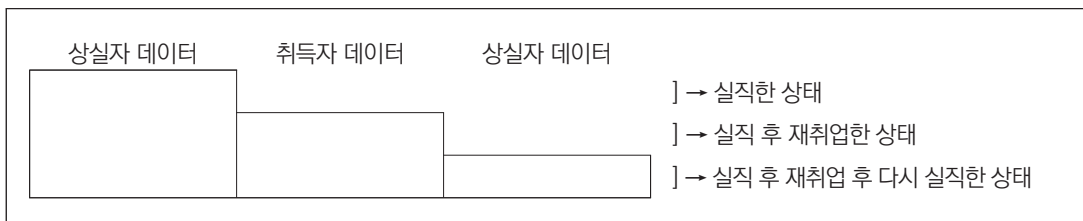
	경남 거제	경남 고성	전북 군산	전남 영암	울산 동구	창원 진해	경남 통영
2013	16.1	22.7	15.4	18.0	22.3	18.9	14.3
2014	16.4	23.0	14.2	19.0	22.7	22.9	15.2
2015	16.9	24.4	14.7	21.0	23.0	25.4	16.9
2016	18.5	25.0	19.9	23.8	24.3	27.9	19.4
2017	21.8	22.3	38.3	27.3	26.4	25.8	10.6
2018	24.2	28.6	44.0	29.6	28.2	30.7	14.7
2019	26.2	31.1	52.3	31.8	29.8	34.8	19.8
2020	28.6	32.6	45.2	34.5	31.7	36.1	23.6
2021	31.4	36.0	47.9	35.7	33.9	40.3	22.1
2022	35.5	37.5	41.7	36.2	36.3	43.8	25.5
2023	36.6	34.6	32.2	33.6	36.2	41.8	26.4
'23/'15 변화율	107.1	31.5	108.7	50.2	47.0	54.7	46.2

자료: 한국고용정보원, 고용정보시스템(EIS), 고용보험DB. 각 연말 기준.

제3절 조선업 실직자들의 실직과 재취업

이 절에서는 고용위기지역의 조선업 비자발적 실직자²⁴⁾를 중심으로 재취업, 노동이동의 현황과 특성을 자세히 살펴본다. 분석을 위해 고용보험 상실연도 기준 2015~2022년 비자발적 실직자를 대상으로 고용보험DB를 활용하여 데이터셋을 구축하였다. 고용보험DB에서 피보험자 통계의 경우 상실자 데이터와 취득자 데이터가 구분되어 관리되는데, 재취업·재취업 후 재실직과 관련된 여러 가지 정보를 얻기 위해 상실자 데이터에 취득자 데이터를 결합하고 다시 상실자 데이터를 결합하여 다음과 같이 데이터셋을 구축하였다.

[그림 4-5] 구축 데이터셋 구조



자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

표본 중 상실자 데이터에 취득자 데이터가 결합되지 않는 경우는 실직 상태를 유지하는 것이고, 상실자 데이터에 취득자 데이터가 결합하지만 상실자 데이터가 뒤에 추가로 결합되지 않는 경우는 실직 후 재취업하고 고용이 유지되는 상태이다. 상실자-취득자-상실자, 이 세 가지 데이터가 다 결합되는 경우는 실직 후 재취업 후 다시 실직한 상태이다.

구축된 데이터셋을 활용하여 조선업 비자발적 실직자의 재취업률(90일 이내), 재취업 후 6개월 이상 고용유지 비율 등 주요 지표의 수치와 노동이동 경로를 확인하고, 여러 가지 기초 통계 분석을 진행하였다. 재취업 현황은 어떻게 되는지, 실직 후 어떤 지역이나 어떤 산업에 재취업했는지를 분석하였다. 그와 함께 노동이동 유형별 연령대, 실직 전 근속기간, 재취업 전후 근무 사업장 규모 분석 등 기타 특성 분석도 진행하였다.

24) 고용보험DB에서 상실 사유 코드 중 22[폐업, 도산(예정 포함), 공사 중단], 23[경영상 필요에 의한 해고], 24[휴업, 임금 체불, 회사 이전, 근로조건 변동], 25[기타회사 사정에 의한 퇴직], 32[계약기간 만료], 33[공사 종료]에 해당하는 경우로 정의

1. 조선업 비자발적 실직자의 실직과 재취업 현황

고용위기지역 전체 주요 산업 유형별 재취업률을 살펴보면 아래 <표 4-6>과 같다. 2015년 조선업의 재취업률은 67.9%를 기록했으나, 조선업 구조조정을 겪으면서 2016년 50.6%를 거쳐 2017년 41.9%로 최저점을 찍었다. 조선업의 재취업률은 다른 제조업(비조선업 제조업)의 재취업률보다 매년 큰 수치를 보였으나, 2017년에만 역전되어 0.1%p 낮은 수치를 보였다. 2016년부터 불어닥친 조선업 구조조정의 타격에 따른 노동시장의 불황이 재취업률에도 매우 부정적인 영향을 미쳤던 것으로 보인다. 2018년부터는 회복세를 보이고 2019년 62.5%를 기록하여 조선업 고용위기 전인 2015년 수준으로 회복하였다. 이는 <표 4-7>을 보면 조선업 피보험자 대다수가 속하는 거제, 울산, 영암·목포, 창원 지역의 90일 이내 재취업률이 급격하게 높아졌기 때문이다.

그러나 2020년 46.7%로 다시 급감하였는데, 이는 코로나19 확산의 영향으로 보인다. 2020년 거제, 창원, 통영 지역의 급격한 재취업률 감소가 고용위기지역 전체의 재취업률 하락에 크게 영향을 끼쳤을 것으로 보인다. 참고로 고용위기지역 전체 중에서 2021년 1월 기준(2020년 1월 대비) 조선업 피보험자 수 감소 비율이 높은 지역은 창원(-17.9%), 거제(-12.3%), 고성(-11.8%), 통영(-8.1%) 순으로 나타났다. 피보험자 수 감소로 알 수 있는 2020년 고용시장의 타격이 재취업률 감소와 깊은 관련이 있음을 파악할 수 있다. 재취업률은 2021년부터 다시 증가하며 2022년 59.4%를 기록하며 회복세를 보이고 있다.

2015년 대비 2022년 재취업률 변화량을 살펴보면 25%p 이상 감소한 지역은 고성(-25.1%p), 군산(-36.5%p), 통영(-28.3%p) 지역으로 나타났다. 이들 지역은 고용위기 전 시기에 비해 재취업률이 제대로 회복하지 못했음을 알 수 있다.

〈표 4-6〉 비자발적 실직자의 산업 유형별 90일 이내 재취업률

(단위: %, %p)

	재취업률(%)				재취업률 격차(%p) (조선업의 타 산업 대비)		
	조선업	비조선업 제조업	서비스업	전 산업	비조선업 제조업 대비	서비스업 대비	전 산업 대비
2015	67.9	47.2	49.6	56.7	20.7	18.3	11.2
2016	50.6	39.2	46.1	47.8	11.3	4.5	2.8
2017	41.9	42.1	43.1	42.3	-0.1	-1.2	-0.4
2018	48.3	30.3	44.9	44.4	18.0	3.4	3.9
2019	62.5	35.6	39.5	43.8	26.9	23.0	18.6
2020	46.7	29.4	34.5	37.2	17.3	12.2	9.5
2021	52.3	33.8	37.0	40.4	18.5	15.3	11.9
2022	59.4	41.6	37.0	41.2	17.8	22.3	18.1
2015 대비 2022 변화량(%p)	-8.5	-5.6	-12.5	-15.5	-		

자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 1) 고용위기지역 전체의 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임.

2) 조선업: 한국표준산업분류표(9차, 10차) 소분류상 선박 및 보트 건조업(311) 산업

3) 비조선업 제조업: 한국표준산업분류 기준 대분류상 제조업(C)에서 선박 및 보트 건조업(311)을 제외한 나머지 제조업

4) 서비스업: 통계청의 서비스업 통합 분류를 따르며 이는 한국표준산업분류 기준으로 다음에 해당하는 16개 산업대분류(E, G~U)로 정의(통계청고시 제2018-390호)

〈표 4-7〉 조선업 비자발적 실직자의 지역별 90일 이내 재취업률

(단위: %, %p)

	거제	고성	군산	영암·목포	울산	창원	통영	고용위기지역 전체	전국
2015	75.1	55.2	65.6	66.2	63.4	63.2	68.2	67.9	64.9
2016	55.9	44.1	48.5	49.6	47.2	40.6	54.7	50.6	49.0
2017	43.6	29.6	26.6	41.3	46.7	25.8	24.0	41.9	41.6
2018	51.2	48.0	15.3	56.7	43.1	34.5	48.6	48.3	47.3
2019	61.9	46.7	22.0	61.4	71.0	46.0	37.7	62.5	58.5
2020	38.7	39.5	-	61.3	61.2	24.1	20.9	46.7	44.5
2021	52.1	36.3	-	61.3	53.3	35.5	53.6	52.3	49.3
2022	58.2	30.1	-	42.9	72.7	50.5	39.9	59.4	56.1
2015 대비 2022 변화량(%p)	-16.9	-25.1	-36.5	-23.2	9.2	-12.6	-28.3	-8.5	-8.9

자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 1) 군산의 경우 2020~2022년 기간은 표본 수가 적어서 수치를 제시하지 않음.

2) 울산은 울산광역시 동구, 창원원은 창원시 진해구를 지칭함.

고용위기지역 전체의 주요 산업 유형별 비자발적 실직자 재취업률을 세부적으로 청년층(30대 이하)과 중고령층(50대 이상)으로 나눠서 살펴보면 <표 4-8>과 같다. 2015년 조선업의 재취업률은 청년층이 중고령층보다 12.6%p 높은 수치를 보이며, 청년층이 중고령층보다 재취업이 훨씬 수월한 것으로 나타났다. 그러나 조선업 구조조정을 겪으면서 차이는 2017년 1.5%p, 2018년 2.7%p로 격차가 급격히 줄어들었다. 고용위기가 회복됨에 따라 차이는 2019년 7.5%p로 다시 증가하였다. 특이점으로 코로나19 확산이 시작된 2020년부터 다시 차이가 작아지다가 2021년부터는 역전되어 오히려 중고령층의 90일 이내 재취업률이 청년층보다 높은 현상을 보였다. 2015년 대비 2022년 조선업 청년층-중고령층 재취업률 차이의 변화량은 -19.5%p로 전 산업의 같은 기간 변화량인 -11.8%p보다 훨씬 더 큰 변화를 보였다. 이는 조선업의 비자발적 실직자 중에서 청년층이 중고령층에 비해 상대적으로 재취업에 어려움을 겪는 정도가 고용위기 전에 비해서 심해졌음을 의미하며, 다른 산업에 비해서도 정도가 심하다는 점을 알 수 있다.

<표 4-8> 비자발적 실직자의 산업 유형별 90일 이내 재취업률의 청년층-중고령층 차이

(단위: %, %p)

	청년층				중고령층			
	조선업	비조선업 제조업	서비스업	전 산업	조선업	비조선업 제조업	서비스업	전 산업
2015	70.5	50.5	48.6	58.4	57.9	37.6	49.4	50.7
	(12.6)	(13.0)	(-0.7)	(7.7)	-	-	-	-
2016	52.0	43.7	41.8	47.5	41.8	32.6	49.0	43.7
	(10.1)	(11.0)	(-7.1)	(3.8)	-	-	-	-
2017	40.8	47.9	40.6	41.2	39.3	35.1	43.9	40.8
	(1.5)	(12.9)	(-3.3)	(0.3)	-	-	-	-
2018	48.1	33.5	41.7	43.5	45.4	28.6	47.0	43.7
	(2.7)	(5.0)	(-5.4)	(-0.2)	-	-	-	-
2019	64.8	35.9	39.2	44.6	57.4	34.5	38.2	40.7
	(7.5)	(1.4)	(1.0)	(3.9)	-	-	-	-
2020	47.7	30.5	31.7	35.7	43.0	29.0	34.4	35.8
	(4.7)	(1.4)	(-2.7)	(-0.2)	-	-	-	-
2021	48.4	34.1	34.6	37.5	51.0	31.8	37.0	39.6
	(-2.6)	(2.3)	(-2.4)	(-2.1)	-	-	-	-
2022	53.6	40.6	34.4	37.5	60.5	39.0	38.0	41.6
	(-6.9)	(1.6)	(-3.6)	(-4.1)	-	-	-	-
2015 대비 2022 변화량(%p)	-16.9	-20.9	-10.0	-14.3	2.6	-9.1	1.4	-11.4
	[-19.5]	[-11.4]	[-2.9]	[-11.8]	-	-	-	-

자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 1) 고용위기지역 전체의 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임.

2) 괄호 안의 숫자는 중고령층 대비 청년층의 수치 차이(%p)를 의미함.

3) 대괄호 안의 숫자는 중고령층 대비 청년층 수치 차이의 2015년 대비 2022년 변화량(%p)을 의미함.

고용위기지역 전체의 주요 산업 유형별 재취업 후 6개월 이상 고용유지 비율(이하 ‘고용유지 비율’)을 살펴보면 아래 <표 4-9>와 같다. 2015년 조선업의 고용유지 비율은 88.7%를 기록했으나, 조선업 구조조정을 겪으면서 2016년 84.6%를 거쳐 2017년 80.9%로 최저점을 찍었다. 특히 2016~2017년에는 다른 산업에 비해 고용유지 비율이 낮았으며 2017년에는 그 격차가 가장 컸다. 2016년부터 불어닥친 조선업 구조조정의 타격으로 노동시장의 불황이 고용 안정성에도 부정적인 영향을 미쳐 고용유지 비율이 낮아진 것으로 보인다. 2018년부터는 회복세를 보이고 2019년 89.3%를 기록하여 조선업 고용위기 전인 2015년 수준으로 회복하였다.

<표 4-9> 비자발적 실직자의 산업 유형별 재취업 후 6개월 이상 고용유지 비율

(단위: %, %p)

	6개월 이상 고용유지 비율(%)				6개월 이상 고용유지 비중 격차(%p) (조선업의 타 산업 대비)		
	조선업	비조선업 제조업	서비스업	전 산업	비조선업 제조업 대비	서비스업 대비	전 산업 대비
2015	88.7	93.2	84.6	87.5	-4.5	4.1	1.2
2016	84.6	89.8	87.4	86.1	-5.2	-2.7	-1.5
2017	80.9	89.8	86.9	84.0	-8.9	-6.1	-3.1
2018	86.6	89.7	85.6	86.4	-3.1	1.0	0.2
2019	89.3	88.6	77.4	81.7	0.8	12.0	7.7
2020	86.3	88.4	82.0	83.8	-2.0	4.3	2.5
2021	89.2	89.7	90.0	89.6	-0.5	-0.8	-0.4
2022	94.1	95.3	92.3	92.9	-1.2	1.8	1.2
2015 대비 2022 변화량(%p)	5.4	2.1	7.7	5.4	-		

자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 고용위기지역 전체의 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임.

다음으로 고용위기지역 전체를 대상으로 2015~2022년 조선업의 고용 안정성 관련 지표와 노동이동 관련 지표의 변화 추세를 종합적으로 살펴보고자 한다. 고용 안정성 관련 지표로는 조선업 피보험자 수(매년 12월 기준) 증가율, 비자발적 실직자의 90일 이내 재취업률, 재취업 후 6개월 이상 고용유지 비율을 선택하였다. 노동이동 관련 지표로는 지역 내 이동 비율, 산업 내 이동 비율을 선택하였다.

노동이동과 관련해서 노동이동 유형은 지역 이동(지역 내, 지역 간)과 산업 이동(산업 내,

산업 간)을 같이 고려하여 지역 내-산업 내, 지역 내-산업 간, 지역 간-산업 내, 지역 간-산업 간 총 4가지 유형으로 나누었다. 지역 내 이동은 실직 전 사업장과 재취업 사업장이 같은 지역에 있는 경우로 정의하며, 서로 다른 지역에 있다면 지역 간 이동에 해당한다. 다만 울산 동구의 경우 실직 전 사업장은 울산 동구 내에 있으면서 재취업 사업장은 울산광역시 소재일 때 지역 내 이동으로 간주한다. 산업 내 이동은 실직 전 사업장과 재취업 사업장이 한국표준산업분류 소분류상 선박 및 보트 건조업(311)과으로으로 같은 경우로 정의하며, 선박 및 보트 건조업이 아닌 다른 산업으로 재취업할 경우 산업 간 이동에 해당한다.

조선업 피보험자 수(매년 12월 기준) 증가율, 비자발적 실직자의 90일 이내 재취업률(이하 ‘재취업률’), 재취업 후 6개월 이상 고용유지 비율(이하 ‘고용유지 비율’), 지역 내 이동 비율, 산업 내 이동 비율의 변화 추세를 함께 비교하면 [그림 4-6]과 같다. 5가지 지표의 증감 추세는 서로 관련성을 지니며 유사한 패턴이 보임을 확인할 수 있다. 피보험자 수 증가율과 재취업률은 거의 유사한 증감 패턴과 변동 폭을 보였다. 고용유지 비율, 산업 내 이동 비율, 지역 내 이동 비율은 증감 패턴은 유사하였으나 변동 폭은 좀 더 작은 편으로 나타났다.

노동시장 위기의 시기에는 비자발적 실직자의 경우 실직 이후 재취업에 어려움을 겪어 재취업률이 급감하고, 고용 안정성에도 부정적인 영향을 받아서 재취업 후 고용유지 비율도 같이 감소했을 것으로 보인다. 이와 같은 3가지 지표 수치의 동반 하락 현상은 2020년 코로나19 초기 확산 시기에도 유사하게 다시 발생하였으나 그 하락의 변동 폭은 이전의 고용위기 시기보다는 작게 나타났다. 회복 시기에는 3가지 지표 수치가 같이 상승하는 현상을 보였다.

한 가지 눈여겨볼 점은 위기의 시기(피보험자 증가율, 재취업률, 재취업 후 6개월 이상 고용유지 비율 수치가 동반 하락)에는 지역 내 이동 비율과 산업 내 이동 비율의 수치도 같이 하락하고, 회복 시기에는 같이 상승한다는 점이다. 위기의 시기에는 재취업을 희망하는 조선업의 비자발적 실직자들이 일자리의 기회를 찾아 조선업이 아닌 다른 산업으로, 그리고 상실 당시 지역(지역 내)이 아닌 다른 지역(지역 간)으로 구직의 눈을 돌리는 경우가 많았기 때문인 것으로 예상된다. 그 때문에 산업 내, 지역 내 이동 비중이 낮아지고, 반대로 산업 간, 지역 간 이동 비중이 높아졌을 것으로 보인다. 다만 비자발적 실직자 중 일부만 다른 산업, 다른 지역으로 이동을 고려하며, 실제로 이동에 성공하는 경우는 그중에서도 일부이기에 산업 간 이동(산업 내 이동)과 지역 간 이동(지역 내 이동) 비중의 변동 폭은 피보험자 수 증가율과 재취업률의 변동 폭에 비해 크기가 작게 나타나는 것으로 보인다.

[그림 4-6] 조선업 고용 안정성 및 노동이동 관련 주요 지표의 변화 추세

(단위: %)



자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 1) 고용위기지역 전체의 조선업 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임.

2) 피보험자수 증가율은 전년도 12월 대비 당해 연도 12월 기준으로 계산

이처럼 조선업의 고용위기로 노동시장에 타격이 간 시기에는 재취업 시 노동이동 측면에서 조선업이 아닌 다른 산업으로, 상실 당시 지역이 아닌 다른 지역으로 이동이 활발하게 이루어졌을 것으로 보인다. 다음으로는 2015~2022년 고용위기지역 전체의 조선업 비자발적 실직자의 노동이동이 실제 어떻게 이루어졌는지 자세히 분석한다.

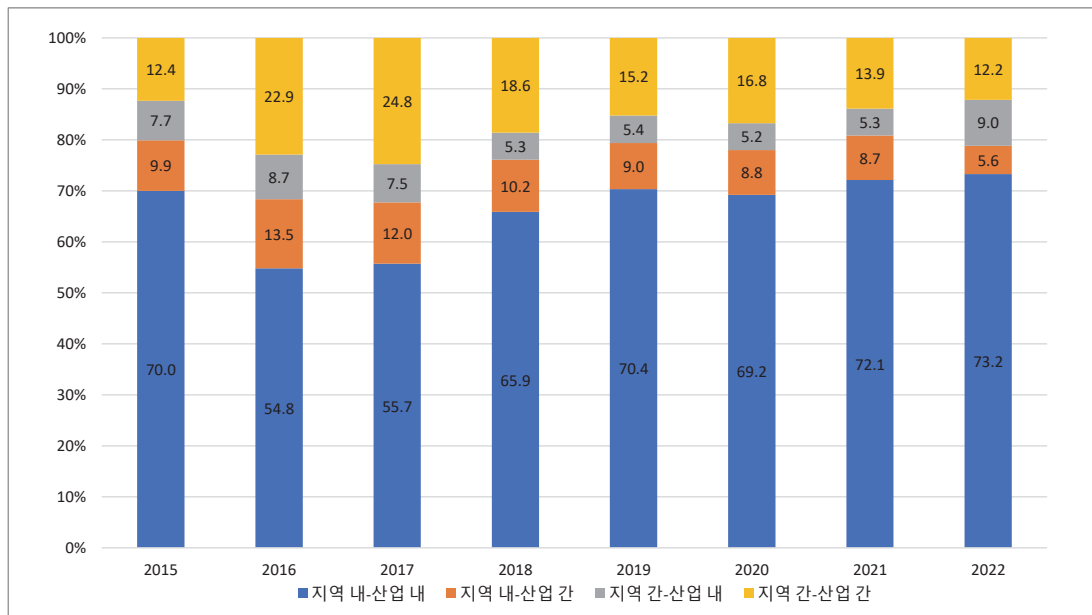
2. 조선업 비자발적 실직자의 노동이동(재취업 경로) 분석

먼저 고용위기지역 전체에서 조선업의 비자발적 실직자 노동이동 유형 분포를 연도별로 살펴보면 [그림 4-7]과 같다. 지역 간 이동(지역 간-산업 내, 지역 간-산업 간) 비중은 2015년 20.1%에서 2016년 31.6%로 11.5%p 급격히 증가하였고, 2017년에도 32.3%로 비슷한 수준을 유지하였다. 2018년부터는 다시 감소하여 2015년과 비슷하게 20% 내외를 기록했다(2018년 23.9%, 2019년 20.6%, 2020년 22.0%, 2021년 19.2%, 2022년 21.1%).

산업 간 이동(지역 내-산업 간, 지역 간-산업 간) 비중은 2015년 22.3%에서 2016년 36.4%로 14.1%p 급격히 증가하였고, 2017년에도 36.8%로 비슷한 수준을 유지하였다. 2018년부터는 감소 추세를 보이고 있으며(2018년 28.8% 2019년 24.2%, 2020년 25.6%, 2021년 22.6%), 2022년에는 17.8%의 수치를 기록했다.

[그림 4-7] 조선업 비자발적 실직자의 노동이동(재취업 경로) 유형 분포

(단위: %)



자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 고용위기지역 전체의 조선업 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임

노동이동 유형별 비중을 세부적으로 청년층(30대 이하), 중고령층(50대 이상)으로 나눠서 연도별로 살펴보면 <표 4-10>과 같다. 지역 간 이동이 차지하는 비중의 경우 고용위기 전 시기에는 중고령층이 청년층보다 2.6%p 근소하게 컸다(청년층 26.2%, 중고령층 28.8%). 그러나 고용위기 시기와 회복 시기에는 역전되어 청년층이 중고령층보다 지역 간 이동의 비중이 큰 현상을 보였다.

산업 간 이동이 차지하는 비중의 경우 고용위기 전 시기인 2015년과 고용위기 시기 초기인 2016년에는 중고령층이 청년층보다 컸다. 그러나 2017년부터는 역전되어 청년층이 중고령층보다 지역 간 이동의 비중이 큰 현상을 보였는데, 그 격차가 점차 커져서 2022년에는 12.1%p 차이를 기록했다(청년층 30.6%, 중고령층 18.5%).

세부적으로 4가지 유형(지역 내-산업 내, 지역 내-산업 간, 지역 간-산업 내, 지역 간-산업 간 이동)에 따라 자세히 살펴보면 다음과 같다. 지역 내-산업 내 이동이 차지하는 비중의 경우 고용위기 전 시기인 2015년과 고용위기 시기 초기인 2016년에는 청년층이 중고령층보다 컸다. 그러나 2017년부터는 역전되어 중고령층이 청년층보다 지역 내-산업 내 이동 비중이 큰 현상을 보였다.

지역 내-산업 간 이동이 차지하는 비중의 경우 2019년까지는 중고령층이 청년층보다 컸다. 그러나 2020년부터는 역전되어 청년층이 중고령층보다 지역 내-산업 간 이동의 비중이 근소하게 큰 현상을 보였다(2022년 청년층 11.8%, 중고령층 9.2%로 2.6%p 차이).

지역 간-산업 간 이동이 차지하는 비중의 경우 고용위기 전 시기에는 중고령층이 청년층보다 컸다. 그러나 고용위기 시기인 2016년부터는 역전되어 청년층이 중고령층보다 지역 간-산업 간 이동 비중이 커졌다. 2022년에는 9.6%p 차이를 보였는데, 청년층 18.8%, 중고령층 9.3%로 청년층의 수치가 중고령층 수치의 2배 이상을 기록하였다.

이처럼 고용위기 이전 시기와 달리 2017년 이후 청년층은 중고령층보다 지역 간 이동과 산업 간 이동 비중이 크게 나타나고 있으며, 지역과 산업을 모두 바꾼 지역 간-산업 간 이동의 비중은 2021년, 2022년에 청년층이 중고령층의 2배에 가까운 수치를 보였다. 재취업 시 일자리를 찾아서 청년층이 중고령층보다 지역과 산업을 이동하는 비중이 크다는 것을 의미한다.

〈표 4-10〉 조선업 비자발적 실직자의 노동이동(재취업 경로) 유형 분포의 청년층-중고령층 차이

(단위: %, %p)

	청년층		중고령층		청년층-중고령층 차이(%p)	
	지역 간 이동	산업 간 이동	지역 간 이동	산업 간 이동	지역 간 이동	산업 간 이동
2015	26.2	24.9	28.8	32.8	-2.6	-8.0
2016	36.5	39.8	32.4	44.8	4.0	-5.0
2017	38.9	43.0	31.0	38.5	7.9	4.5
2018	31.5	36.2	24.4	31.2	7.1	5.0
2019	29.3	33.4	22.9	27.1	6.4	6.3
2020	29.1	35.2	25.3	27.3	3.7	7.9
2021	28.3	35.6	18.4	23.4	9.9	12.2
2022	31.0	30.6	23.0	18.5	8.0	12.1
2015 대비 2022 변화량(%p)	4.8	5.7	-5.8	-14.4	-	-

	청년층				중고령층			
	지역 내- 산업 내	지역 내- 산업 간	지역 간- 산업 내	지역 간- 산업 간	지역 내- 산업 내	지역 내- 산업 간	지역 간- 산업 내	지역 간- 산업 간
2015	61.7	12.1	13.4	12.8	53.3	17.9	13.8	15.0
	(8.4)	(-5.8)	(-0.4)	(-2.2)	-	-	-	-
2016	47.4	16.1	12.8	23.7	44.4	23.1	10.7	21.7
	(3.0)	(-7.0)	(2.0)	(2.0)	-	-	-	-
2017	46.2	14.9	10.8	28.1	51.4	17.6	10.1	20.9
	(-5.2)	(-2.7)	(0.8)	(7.2)	-	-	-	-
2018	55.5	13.0	8.3	23.2	59.5	16.1	9.3	15.1
	(-4.0)	(-3.1)	(-1.0)	(8.0)	-	-	-	-
2019	57.3	13.4	9.4	19.9	61.7	15.4	11.2	11.7
	(-4.5)	(-1.9)	(-1.8)	(8.2)	-	-	-	-
2020	56.7	14.3	8.1	21.0	61.9	12.8	10.8	14.5
	(-5.2)	(1.5)	(-2.7)	(6.4)	-	-	-	-
2021	56.8	15.0	7.6	20.7	68.9	12.7	7.7	10.7
	(-12.1)	(2.2)	(-0.1)	(10.0)	-	-	-	-
2022	57.2	11.8	12.2	18.8	67.8	9.2	13.7	9.3
	(-10.6)	(2.6)	(-1.6)	(9.6)	-	-	-	-
2015 대비 2022 변화량(%p)	-4.5	-0.4	-1.3	6.1	14.5	-8.7	-0.1	-5.7

자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 1) 고용위기지역 전체의 조선업 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임.

2) 괄호 안의 수치는 중고령층 대비 청년층의 수치 차이(%p)를 의미함

고용위기지역별로 노동이동(재취업 경로) 유형이 시기마다 어떻게 변화했는지 구체적으로 살펴보고자 한다. 시기는 고용위기 발생 전인 2015년, 조선업 피보험자 수가 급감한 고용위기 시기인 2016~2018년, 일부 회복이 진행된 시기인 2019~2022년으로 구분하였다.

고용위기지역 전체를 전반적으로 살펴보면 고용위기 전 시기에 비해 고용위기 시기에 지역 내-산업 내 이동 비중이 감소하고, 지역 간-산업 간 이동 비중이 높아졌다. 고용위기 시기에 비해 회복기에는 지역 내-산업 내 이동 비중이 높아지고, 지역 간-산업 간 이동 비중은 낮아졌다. 그 결과 노동이동 유형별 구성 비율은 고용위기 시기에는 상이했지만, 고용위기 전 시기와 회복기에는 유사한 경향성을 보였다.

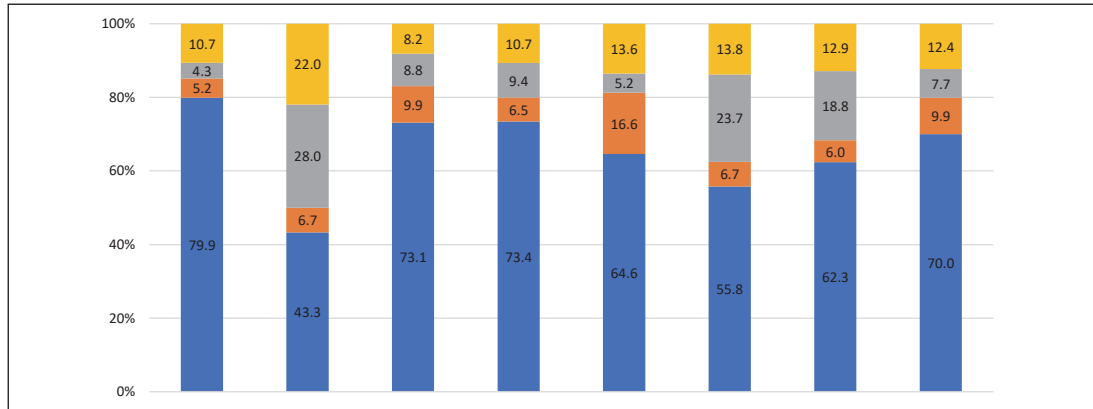
다만 예외적으로 군산과 통영 지역은 타 고용위기지역과 다른 경향성을 보였다. 군산 지역의 경우 고용위기 전 시기, 고용위기 시기, 회복 시기를 거치면서 지역 내-산업 내 이동 비중이 지속적으로 낮아졌으며(73.1% → 24.5% → 16.8%), 지역 간-산업 간 이동 비중은 지속적으로 높아졌다(8.2% → 33.3% → 39.5%). 군산은 회복 시기에 지역 간-산업 간 이동 비중이 다른 지역의 평균(14.9%)에 비해 압도적으로 높은 수치(39.5%)를 보였다. 통영 지역의 경우 고용위기 전 시기, 고용위기 시기, 회복 시기를 거치면서 지역 내-산업 내 이동 비중이 지속적으로 낮아졌다(62.3% → 23.7% → 21.6%). 군산과 통영은 조선업의 쇠퇴 정도가 심해서 항구적인 산업 쇠퇴 현상을 겪고 있으며, 이에 따라 지역 내에서 조선업으로 재취업에 어려움을 겪어서 다른 산업이나 다른 지역으로 이동이 많았던 것으로 보인다.

고성 지역 또한 특이점이 있는 지역인데, 회복기에도 지역 간-산업 간 이동 비중이 28.6%에 육박하여 군산 다음으로 높은 수치를 기록했다. 지역 간 이동 비중의 경우 고용위기 전 시기 50.0%, 고용위기 시기 55.7%, 회복시기 45.6%를 기록하여 50% 내외의 높은 수치를 기록했다. 고성의 경우 통영이나 거제에 있는 조선소에 납품하는 소규모 조선업체를 제외하면 다른 산업 기반이 부족하여, 다른 지역이나 다른 산업으로 이동하는 경우가 많았던 것으로 보인다.

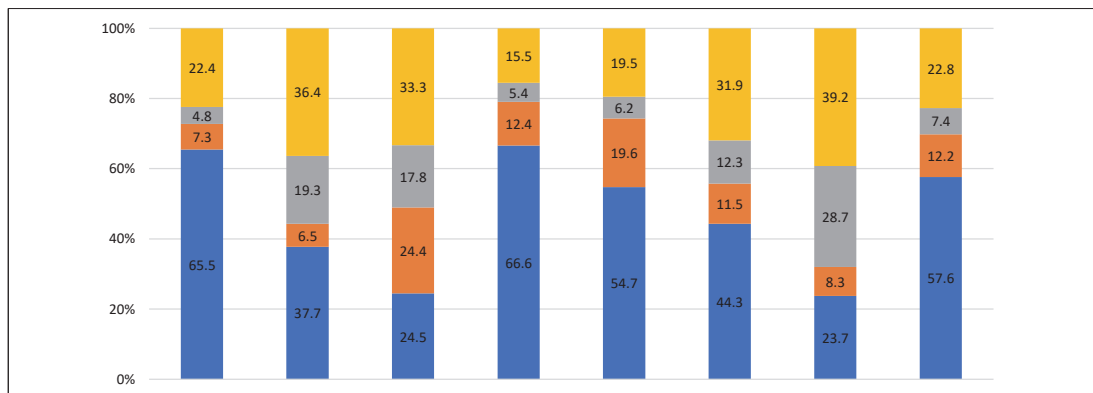
[그림 4-8] 지역별 조선업 비자발적 실직자의 노동이동(재취업 경로) 유형 분포

(단위: %)

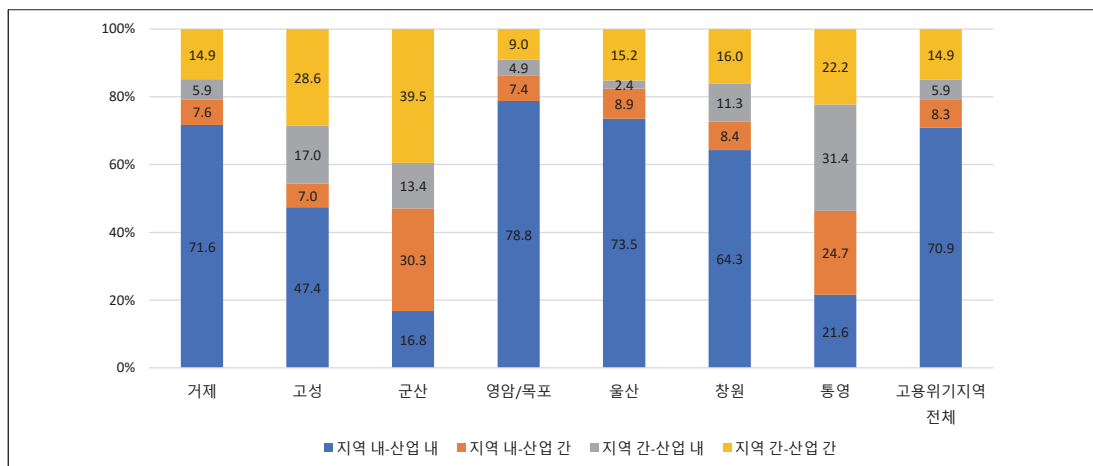
① 2015년



② 2016~2018년



③ 2019~2022년



자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 조선업 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임.

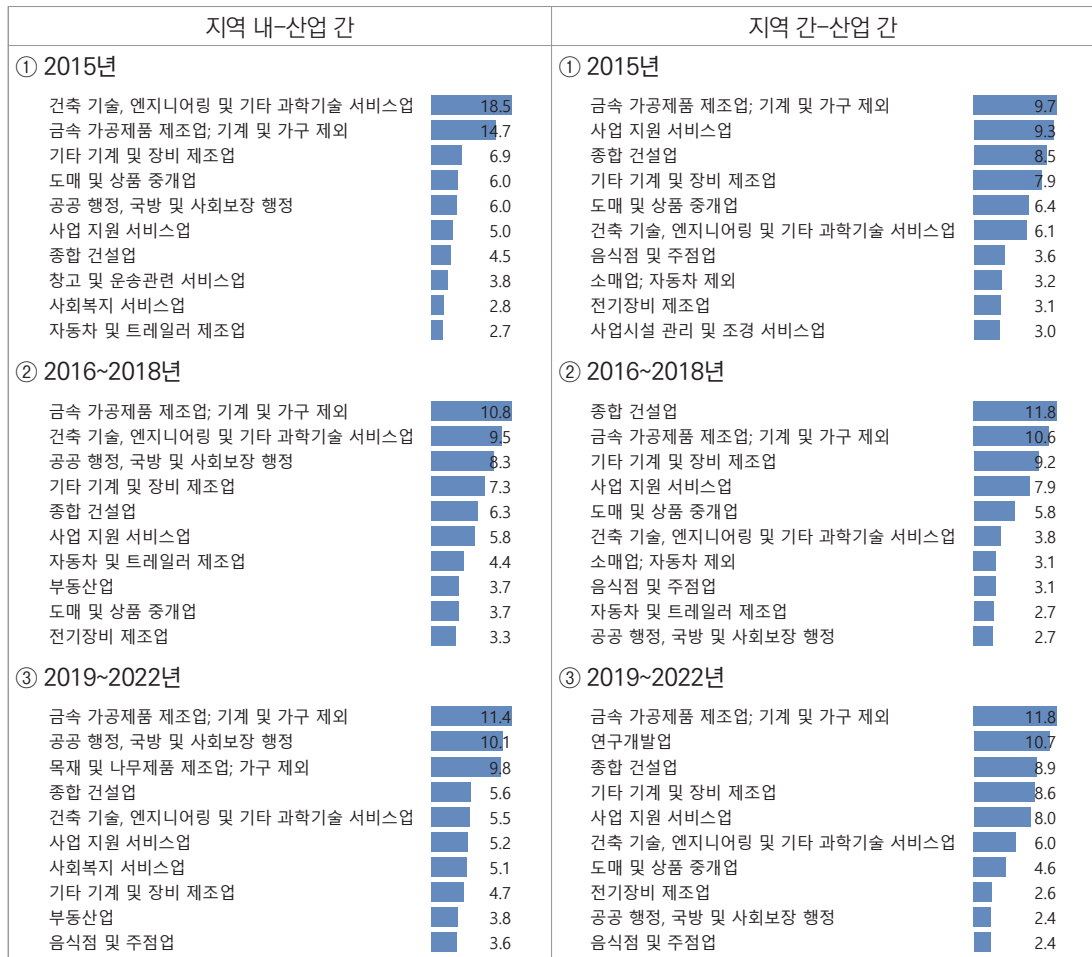
고용위기지역 전체의 조선업 비자발적 실직자가 다른 산업으로(산업 간) 이동하는 경우, 재취업한 산업을 살펴보면 [그림 4-9]와 같다.

지역 내에서 재취업하면서 다른 산업으로(지역 내-산업 간) 이동하는 경우, 조선업과 숙련 연관성이 높은 산업(금속 가공제품 제조업, 기타 기계 및 장비 제조업, 건축 기술·엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업)으로 이동하는 경우가 많았다. 그와 함께 단순 인력 공급이 가능한 산업(종합 건설업, 사업지원 서비스업)으로 이동 또한 많았다. 다만 조선업과 숙련 연관성이 높은 산업으로 이동 비중은 고용위기 전 시기 40.2%, 고용위기 시기 27.5%, 회복시기 21.5%를 기록하며 점차 낮아지는 추세를 보였다. 특히 건축 기술·엔지니어링으로 이동하는 비중은 고용위기 전 시기 18.5%, 고용위기 시기 9.5%, 회복시기 5.5%를 기록하며 급격하게 낮아지는 추세를 보였다. 단순 인력 공급이 가능한 산업으로 이동은 고용위기 전 시기 9.5%, 고용위기 시기 12.1%, 회복시기 10.8%를 기록하며 10% 내외의 수치를 보였다. 추가로 공공 행정, 국방 및 사회보장 행정으로 이동하는 비중은 고용위기 전 시기 6.0%, 고용위기 시기 8.3%, 회복시기 10.1%를 기록하며 점차 높아지는 추세를 보였다. 이는 고용위기지역 선정에 따른 공공 일자리 정책으로 관련 일자리가 확충되었기 때문으로 보인다.

다른 지역으로 재취업하면서 다른 산업으로(지역 간-산업 간) 이동하는 경우도 조선업과 숙련 연관성이 높은 산업 혹은 단순 인력 공급이 가능한 산업으로 이동이 많았다. 조선업과 숙련 연관성이 높은 산업으로 이동 비중은 고용위기 전 시기 23.7%, 고용위기 시기 23.6%, 회복시기 26.4%를 기록하며 20%대의 수준을 유지하였다. 단순 인력 공급이 가능한 산업으로 이동은 고용위기 전 시기 17.7%, 고용위기 시기 19.7%, 회복시기 16.9%를 기록하였는데, 이 수치는 지역 내-산업 간 이동 경우보다 전반적으로 높은 수치이다. 조선업 비자발적 실직자들이 다른 산업으로 재취업 시 지역까지 이동하는 경우에는 지역 내에서 재취업할 때보다 조선업과 숙련 연관성이 낮은 단순 인력 공급이 가능한 산업 일자리로 이동 비중이 높은 것을 파악할 수 있다. 이를 통해 재취업 시 일자리를 찾아서 다른 지역으로 이동할 때는 조선업에서 쌓은 숙련을 포기하고 단순 인력 공급성의 일자리도 받아들이는 경향이 있음을 유추할 수 있다.

[그림 4-9] 조선업 비자발적 실직자의 산업 간 노동이동 상위 재취업 산업

(단위: %)



자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 고용위기지역 전체의 조선업 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임.

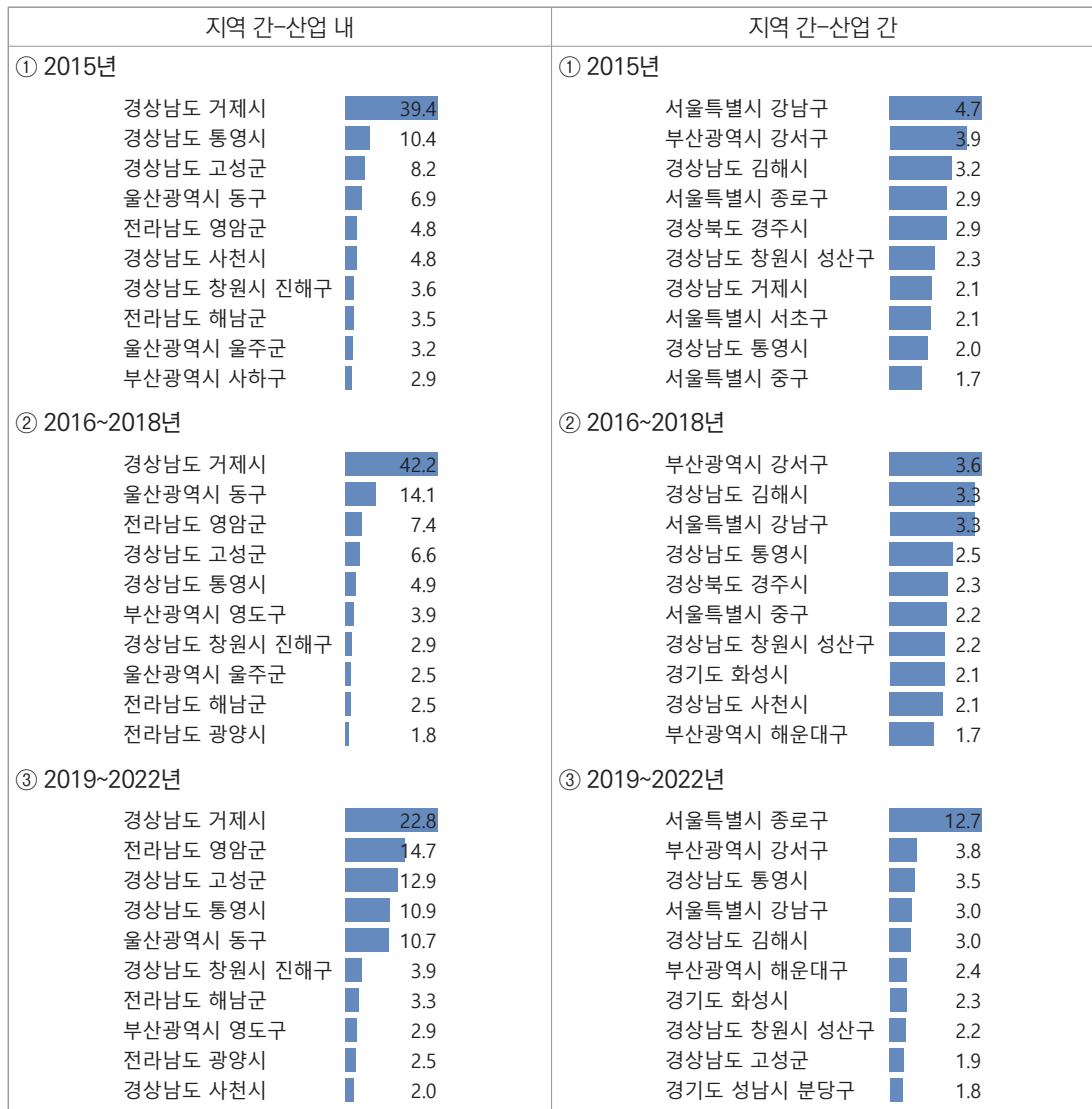
고용위기지역 전체의 조선업 비자발적 실직자가 다른 지역으로(지역 간) 이동하는 경우, 재취업한 지역을 살펴보면 다음과 같다. 조선업으로 재취업하면서 다른 지역으로(지역 간-산업 내) 이동하는 경우, 고용위기 전 시기, 고용위기 시기, 회복 시기 모두 거제로 이동이 가장 많았다. 다만 2020년부터 그 비중의 규모는 줄어들었다. 영암 지역의 경우 고용위기 전 시기, 고용위기 시기, 회복 시기를 거치면서 점차 상위 재취업 지역으로 올라가는 현상을 보였다.

다른 산업으로 재취업하면서 다른 지역으로(지역 간-산업 간) 이동하는 경우, 실직 전 근무

지역과 가까운 지역으로 이동 혹은 수도권으로 이동하는 경우가 상위권으로 나타났다. 특이점으로는 실직 전 근무 지역과 가까운 지역으로 이동하는 경우는 조선업과 숙련 연관성이 높은 산업으로 이동하는 경우가 많으나, 수도권으로 이동하는 경우는 단순 인력 공급이 가능한 산업으로 이동이 많다는 특징이 있었다.

[그림 4-10] 조선업 비자발적 실직자의 지역 간 노동이동 상위 재취업 지역

(단위: %)



자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 고용위기지역 전체의 조선업 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임.

3. 조선업 비자발적 실직자의 재취업 전후 기타 특성

다음으로는 고용위기지역 전체의 2016~2022년 조선업 비자발적 실직자의 재취업 전후 기타 특성을 살펴보고자 한다. 먼저 90일 이내 재취업자를 대상으로 실직 전-재취업 근무 사업장의 규모별 구성 분포를 분석하면 [그림 4-11]과 같다. 실직 전 사업장보다 재취업 사업장이 50인 이하 소규모 사업장 비율이 높고, 300인 이상 대규모 사업장 비율은 낮았다. 이는 재취업 시 실직 전 근무 사업장에 비해 규모가 작은 사업장으로 재취업하는 비율이 높기 때문인 것으로 보인다.

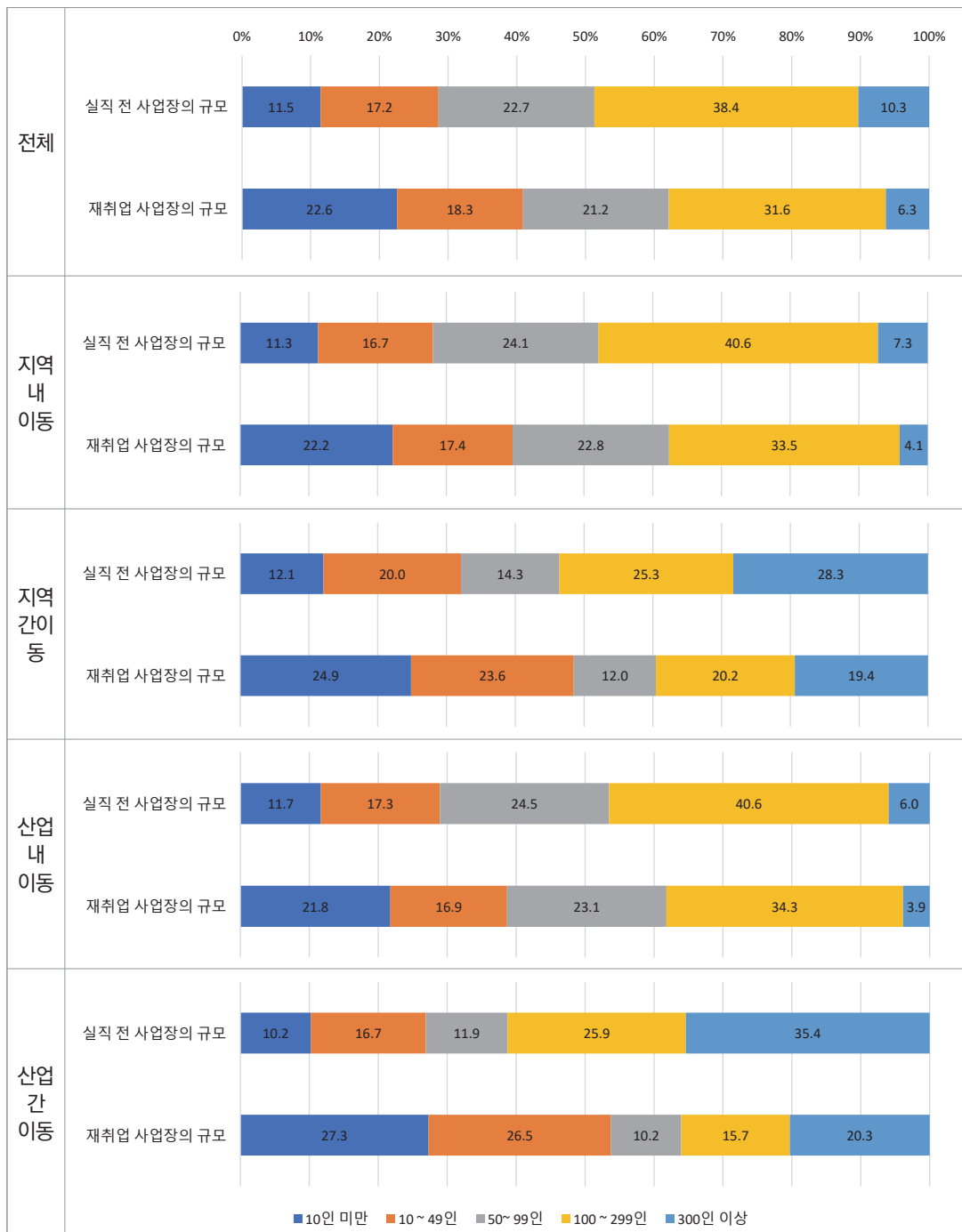
노동이동 유형에 따라 자세히 살펴보면, 지역 이동의 경우 다른 지역으로 재취업한 경우가 같은 지역에서 재취업한 경우보다 실직 전, 재취업 둘 다 300인 이상 대규모 사업장 근무 비율이 높았다. 지역 내 이동의 경우 실직 전 사업장이 300인 이상 규모인 비율이 7.3%이나, 지역 간 이동의 경우 실직 전 사업장이 300인 이상 규모인 비율이 28.3%로 그 차이가 매우 컸다. 재취업 사업장도 지역 내 이동의 경우 300인 이상 규모인 비율이 4.1%이나, 지역 간 이동의 경우 19.4%로 그 차이가 매우 컸다.

산업 이동의 차원에서 살펴보면, 조선업으로 재취업한 경우가 다른 산업으로 재취업한 경우보다 실직 전 근무 사업장이 100인 이하 사업장 비율이 높고 300인 이상 대규모 사업장 비율이 낮아 평균적인 근무 사업장 규모가 더 작았다. 실직 전 사업장이 100인 이하 규모인 비율이 산업 내 이동의 경우 53.5%이고 산업 간 이동의 경우 38.8%였으며, 300인 이상 규모인 비율이 산업 내 이동의 경우 6.0%이고 산업 간 이동의 경우 35.4%였다.

특이점으로는 산업 간 이동이나 지역 간 이동의 경우 재취업 사업장의 규모가 양극화된 경향을 보였다. 산업 간 이동의 경우 50인 이하 소규모 사업장 비율이 53.8%로 절반을 넘었으나, 300인 이상 대규모 사업장 비율도 20.3%로 상당한 비중을 차지했다. 지역 간 이동의 경우 50인 이하 소규모 사업장 비율이 48.5%로 절반에 가까웠으며, 300인 이상 대규모 사업장 비율도 19.4%로 상당한 비중을 차지했다.

[그림 4-11] 조선업 비자발적 실직자의 재취업 전후 근무 사업장의 규모별 구성 분포

(단위: %)



자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 고용위기지역 전체의 2016~2022년 조선업 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임.

노동이동 유형별로 연령대 구성을 살펴보면 다음과 같다. 지역 이동 유형에서 지역 내 이동의 경우 전체 집단의 연령 분포와 거의 유사하였으며, 지역 간 이동의 경우 30대 이하 청년층의 비율이 지역 내 이동보다 12.5%p 높았으며, 40대는 5.1%p 낮게, 50대 이상 중고령층은 7.4%p 낮게 나타났다. 즉, 지역 간 이동의 경우가 지역 내 이동보다 평균 연령대가 낮았다.

산업 이동 유형에서 산업 내 이동의 경우도 전체 집단의 연령 분포와 거의 유사하였다. 산업 간 이동의 경우 30대 이하 청년층의 비율이 지역 내 이동보다 11.6%p 높았으며, 40대는 9.5%p 낮게, 50대 이상 중고령층은 2.1%p 낮게 나타났다. 즉, 산업 간 이동의 경우가 산업 내 이동보다 평균적인 연령대가 낮았다. 종합하면 지역 내(산업 간) 이동의 경우가 지역 내(산업 내) 이동보다 평균 연령대가 낮았다. 이는 조선업의 청년층이 비자발적 실직 이후 재취업 일 자리를 구하기 위해 장년층이나 중고령층에 비해 다른 지역(다른 산업)으로 이동하는 경향이 컸기 때문으로 보인다.

〈표 4-11〉 조선업 비자발적 실직자의 노동이동 유형별 연령대 구성

(단위: %)

	전체	지역 이동		산업 이동	
		지역 내	지역 간	산업 내	산업 간
30대 이하 청년층	38.7	36.9	49.4	37.0	48.6
40대	33.0	33.8	28.7	34.4	24.9
50대 이상 중고령층	28.3	29.3	21.9	28.6	26.5

자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 고용위기지역 전체의 2016~2022년 조선업 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임.

노동이동 유형별로 실직 전 근무 사업장에서 근속기간 분포를 살펴보면 〈표 4-12〉와 같다. 지역 이동 유형에서 지역 내 이동의 경우 전체 집단의 근속기간 분포와 거의 유사하였으며, 지역 간 이동의 경우 5년 이상 장기 근속한 비율이 18.5%로 지역 내 이동보다 7.1%p 높게 나타났다. 즉, 같은 지역에서 재취업한 경우가 다른 지역으로 재취업한 경우보다 실직 전 근무 사업장의 근속기간이 평균적으로 더 짧은 것으로 나타났다.

산업 이동 유형에서 산업 내 이동의 경우도 전체 집단의 근속기간 분포와 거의 유사하였다. 산업 간 이동의 경우 1년 미만 근속 비율이 41.4%로 산업 내 이동보다 15.5%p 낮게 나타났으

며, 5년 이상 근속 비율은 26.5%로 산업 내 이동보다 16.5%p 높게 나타났다. 즉, 조선업으로 재취업한 경우가 다른 산업으로 재취업한 경우보다 실직 전 근무 사업장의 근속기간이 평균적으로 더 짧은 것으로 나타났다.

〈표 4-12〉 조선업 비자발적 실직자의 노동이동 유형별 실직 전 근속기간

(단위: %)

	전체	지역 이동		산업 이동	
		지역 내	지역 간	산업 내	산업 간
1년 미만	54.6	54.9	53.1	56.9	41.4
1년 - 3년	25.3	25.9	22.2	25.5	24.6
3년 - 5년	7.7	7.9	6.2	7.7	7.5
5년 이상	12.4	11.4	18.5	10.0	26.5

자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

주: 고용위기지역 전체의 2016~2022년 조선업 비자발적 실직자 중 90일 이내 재취업한 표본을 대상으로 분석한 수치임.

제4절 조선업 실직자의 재취업 후 임금손실

1. 실직자 재취업과 임금손실

이 절에서는 조선업 비자발적 이직자들의 임금손실액(Wage Losses)을 알아보기 위해 고용보험DB 이직자 자료 그리고 월평균보수총액DB와 연결하여 실직 이후 임금 변화 추이를 분석한다. 자신이 다니던 직장이 구조조정이나 폐업 등 비자발적인 이유로 실직을 하게 되면 재취업을 하더라도 단기적으로는 임금소득의 감소를 경험하게 된다. 제이콥슨 등은 그 이유를 세 가지로 설명한다. 첫째, 기업 특수적 숙련이 존재하는 경우 이직자의 생산성이 하락하기 때문이다. 노동자가 기존 직장 근무하면서 얻은 숙련을 쌓을 때까지 많은 노력과 인적자본 투자가 필요하다. 새로운 직장에서는 이전에 획득한 숙련의 일부 혹은 전부를 새롭게 쌓아야 하므로 생산성을 회복할 때까지 임금손실을 경험하게 된다. 둘째, 새로운 직장에서 시장 표준임금을 지급한다면, 기존 일자리에서 노동조합이나 성과급 등의 프리미엄이 사라지게 된다. 셋째, 연공임금제에 따른 효과다. 기존 직장에서 받던 임금이 연공제하에서 생산성 초과분에 진입한 고임금을 받는 구간에 있다면, 이직 후 미래의 기존 직장에서의 생산성이나 노조의 교섭력 등으로 임금프리미엄이 존재했다면, 새로운 직장에서는 이런 프리미엄이 사라질 것이다(Jacobson et al., 1993: 686).

기존 연구에 따르면 일반적으로 임금손실은 연령이 높을수록, 학력이 높을수록, 정규직에서 비정규직으로 이직할수록 다른 산업으로 이동했을 경우에 더 큰 것으로 나타났다(금재호·조준모, 2002; 이상호·이지은, 2016). 다만 다른 지역으로 이동했을 때도 산업 간 이동과 유사한 결과가 나타나는지 여부는 모호하다.

〈표 4-13〉 비자발적 실직자의 실직 전·재취업 후 월평균임금¹⁾

(단위: 만 원, %)

	조선업												다른 제조업 평균 임금	
	조선업으로 재취업				다른 산업으로 재취업				전체					
	이직 전		이직 후		이직 전		이직 후		이직 전		이직 후		이직 전	이직 후
	만 원	% ²⁾	만 원	%	만 원	%	만 원	%	만 원	%	만 원	%		
2015	342	15.8	308	15.3	393	33.2	293	9.9	348	18.0	306	14.6	295	267
2016	345	15.6	287	7.8	397	32.8	297	11.6	356	19.2	289	8.6	299	266
2017	322	3.1	264	-5.7	353	13.0	283	1.2	329	5.3	268	-4.1	312	280
2018	326	-0.5	274	-7.9	371	13.2	330	10.8	334	1.9	284	-4.6	328	297
2019	310	-9.3	286	-5.7	394	15.3	397	31.1	331	-3.0	312	2.8	342	303
2020	318	-18.2	271	-19.9	405	4.0	335	-0.9	332	-14.7	281	-17.0	389	338
2021	320	-8.8	262	-18.9	368	4.8	306	-5.4	329	-6.3	270	-16.5	351	323
2022	316	-12.9	276	-17.5	431	18.6	364	8.6	333	-8.3	287	-14.2	363	335

자료: 고용보험 DB 마이크로데이터, 월평균보수총액 결합자료

주 1): 90일 이내 재취업했으면서 근속 1년 이상인 경우만 포함, 임금 수치는 소비자 물가지수(CPI)를 반영한 실질임금임.

주 2): %로 표시한 부분은 비조선제조업 대비 상대임금률을 의미함.

〈표 4-13〉은 조선업 실직자의 이직 전후 임금손실액과 다른 제조업 대비 평균임금 수준을 분석한 것이다. 위기 발생 전인 2015년 기준 조선업 종사자의 이직 전 월평균임금은 348만 원으로 비조선 제조업 대비 18.0% 높았다. 대량 고용 감소가 시작된 2016년에도 조선업 종사자의 이직 전 임금은 여전히 비조선 제조업보다 19.2% 높았다. 2017년부터는 급격한 경기침체의 여파가 임금에도 반영되어 2020년에는 다른 제조업 대비 -14.7% 수준까지 하락했다. 이후 조선업 경기 회복에도 불구하고 여전히 다른 제조업보다 낮은 수준을 유지하고 있다. 조선업 실직자의 이직 후 일자리 임금은 더욱 낮은 것으로 확인되었다. 고용위기 발생 전인 2015년 조선업 이직자는 이전 직장 대비 임금이 이직 전보다 평균 42만 원 감소했다. 그럼에도 불구하고 다른 제조업 종사자의 이직 후 평균임금과 비교해 보면 14.6% 높은 수준을 유지했다. 2016년부터는 이직 후 다른 제조업 간 평균임금격차가 점점 감소하다가 2017년부터는 -4.1%를 기록했다. 2020년에는 다른 제조업 대비 -17.0% 낮은 수준까지 떨어졌으며, 2022년까지도 여전히 -14.2% 수준에서 회복하지 못하고 있다.

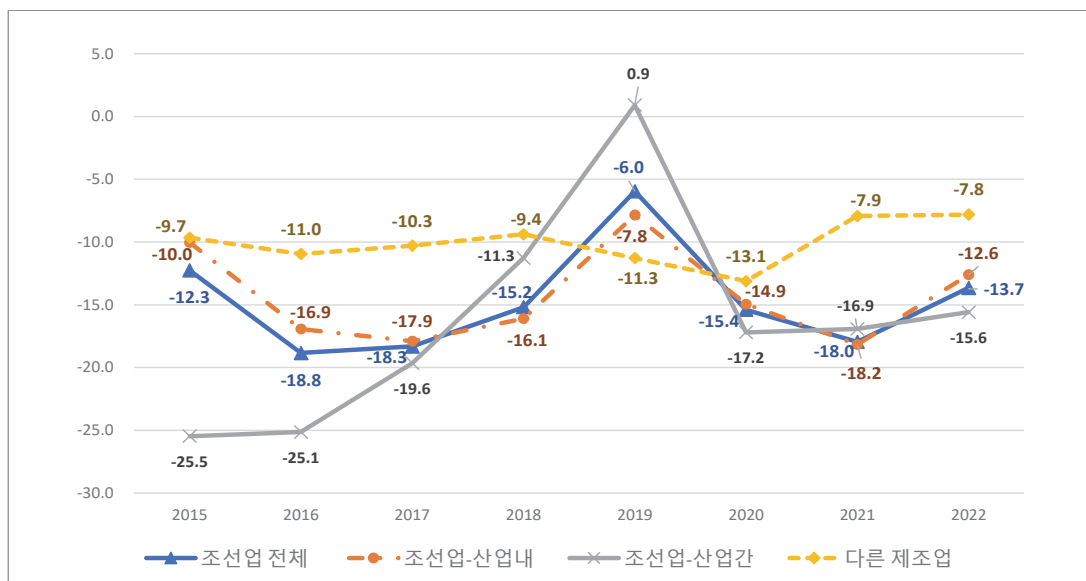
조선업 실직자의 이직 전후 임금을 조선업으로 재취업한 경우(산업 내 이동)와 다른 산업으로 재취업한 경우(산업 간 이동)를 구분해서 살펴보았다. 이직 전 임금을 비교해 보면 다른 산업으로 이직한 실직자의 이직 전 임금이 평균적으로 더 높았던 것을 확인할 수 있다. 제2절에서 살펴본 바와 같이 조선업으로 재취업한 이직자는 이직 전 일자리의 규모가 작고 평균적인 근속기간이 짧았기 때문인 것으로 판단된다. 조선업으로 재취업한 이직자는 위기 발생 후 다른 제조업 대비 평균적으로 임금이 더 낮은 직장으로 이직했으며, 고용위기 국면을 거치면서 다른 제조업 이직자에 비해 평균임금 수준이 최대 -19.9%까지 내려간 후 여전히 회복하지 못했다.

[그림 4-12]는 위의 표를 바탕으로 이직 전 대비 임금증가율(=이직 후 일자리의 월평균보수총액÷이직 전 일자리의 월평균보수총액×100-100)을 측정한 것이다. 이직 직후의 임금은 이전 직장 대비 대부분 임금이 감소한다는 점에서 이후부터는 편의상 ‘임금손실률’로 표현한다.

다른 제조업은 이직 후 임금손실률이 대체로 -10% 내외에서 변동하지만, 조선업은 경기 상황과 이직 유형에 따라 큰 폭의 변화를 보였다. 파란색 실선으로 표시된 조선업 전체 임금손실률은 위기 발생 직전인 2015년에는 다른 제조업 평균손실률(-9.7%)보다 2.6%p 낮은 -12.3%였다. 고용위기가 시작된 2016년에는 -18.8%로 손실률이 가장 높았으며, 이는 2017년까지 -18.3%로 거의 변화 없이 유지되었다. 조선업 경기상황이 반짝 회복세를 보였던 2019년에는 오히려 다른 제조업 손실률인 -11.3%보다 낮은 -6.0% 수준을 기록하기도 했다. 그러나 코로나19 확산 시기 이후 해운 물류가 감소하면서 다시 위기국면에 접어들자 2021년 -18.0% 수준까지 다시 하락한 후 2022년에도 -13.7%에 머물렀다. 조선업 내부에서도 이직 유형에 따라 임금손실률은 큰 차이를 보였다.

[그림 4-12] 조선업 이직자의 임금 증가율

(단위: %)



자료: 고용보험 DB 마이크로데이터, 월평균보수총액 결합자료

조선업 이직자 중 산업 내 이직자는 조선업체 평균치와 거의 유사한 임금손실을 추이를 보였다. 반대로 다른 산업으로 이직한 경우 위기 발생 전에는 산업 내 이직자보다 더 높은 임금손실을 보였다. 다른 산업으로 이직한 경우, 임금손실률은 2015년 -25.5%, 2016년 -25.1%를 기록했다. 이들은 이직 전 상대적으로 산업 내 이직자보다 평균임금 수준이 높았기 때문에 다른 산업으로 이직 후 임금손실의 정도가 더욱 컸던 것이다. 다만 회복 국면에서는 임금손실률이 낮아지거나 오히려 이직 전보다 임금이 증가하기도 했다. 산업 간 이직자의 임금손실률은 경기 회복 시기였던 2019년 0.9%로 이직 전과 비슷한 수준의 임금 변동 폭을 기록했다. 다만 2020년부터는 전체 조선업과 산업 내 이직자의 임금손실률과 거의 동조화된 추이를 보였다.

다음으로 조선업 이직자를 강선 건조업과 선박 구성 부품품 제조업으로 구분하여 임금변동을 분석한 결과는 <표 4-14>, [그림 4-13]과 같다. 강선 건조업 이직 전 평균임금 수준은 전반적으로 모든 시기에서 선박 구성 부품품 제조업보다 높았다. 특히 강선 건조업 중에서도 산업 간 이직자의 이직 전 평균임금이 다른 집단에 비해 월등히 높았다.

강선 건조업 이직자의 임금손실률을 살펴보면, 2015년 -16.9%에서 2016년 -23.0%로 낮아진 후 경기 회복 시기인 2019년 -1.5% 까지 회복되었다. 그러나 이직에 따른 갭이 확대되며,

2021년 -20.4%까지 낮아졌다가 2022년에도 -15.3%의 회복 수준에 그쳤다. 이직 전 평균임금이 상대적으로 높았던 산업 간 이직자는 임금손실의 정도가 더 컸다. 위기 발생 직전인 2015년 산업 간 이직자의 임금손실률은 -30.1%로 산업 내 이직자의 임금손실률 -12.2%의 2배가 넘었다. 2016년에도 산업 간 이직자의 임금손실률은 -28.5%로 산업 내 이직자의 -19.8%보다는 컸다. 이후에는 점점 두 집단 간의 임금손실이 동조화되면서 이동 유형에 따른 임금손실률의 차이는 상쇄되었다. 선박 구성 부분품 제조업 이직자의 경우 강선 건조업보다 산업 내 이직자와 산업 간 이직자의 임금손실률 차이가 더 적었다. 위기 발생 전 2015년 산업 간 이직자의 임금손실률이 -21.4%로 산업 내 이직자 -10.2%보다 2배 정도 더 컸지만, 이후에는 동조화되면서 2018년 이후 오히려 산업 간 이직자의 임금손실률이 산업 내 이직자보다 다소 적은 흐름으로 변화했다.

전체적으로 이직 전 일자리의 평균임금 수준이 높을수록 임금손실률이 높았으며, 산업 내 경기 상황이 나쁠수록(좋을수록) 산업 간(산업 내) 이동에 따른 임금손실률이 더 높은(더 낮은) 것으로 나타났다. 다만 위기국면이 장기화되면서 조선업 내부의 임금이 전체적으로 하향 평균화됨에 따라 유형 간 차이는 수렴하는 것으로 확인되었다.

〈표 4-14〉 강선 건조업 및 선박 구성 부분품 제조업 비자발적 실직자의 실직 전·재취업 후 월평균임금

(단위: 만 원)

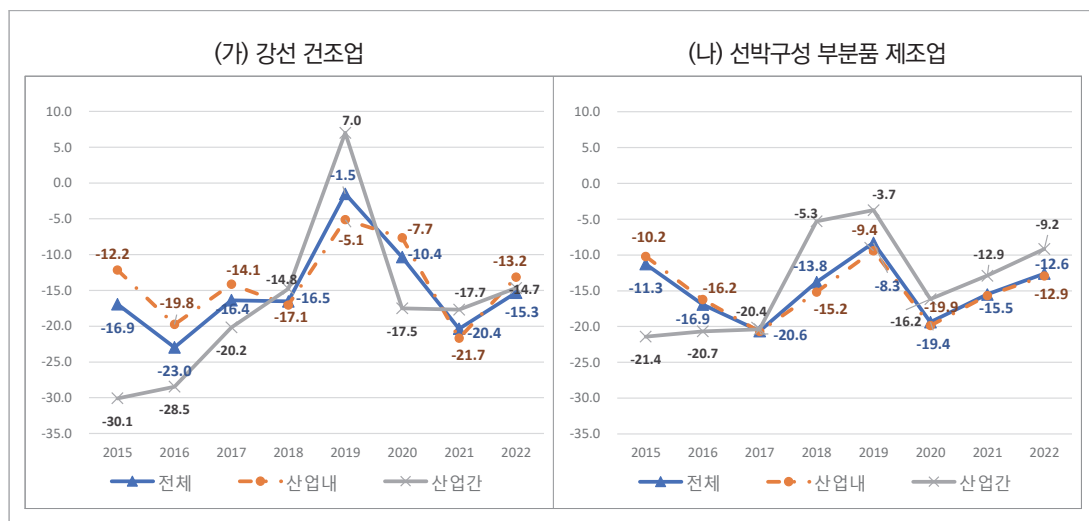
	비자발적 실직 전 근무 산업											
	강선 건조업						선박 구성 부분품 제조업					
	조선업으로 재취업		다른 산업으로 재취업		전체		조선업으로 재취업		다른 산업으로 재취업		전체	
	이직 전	이직 후	이직 전	이직 후	이직 전	이직 후	이직 전	이직 후	이직 전	이직 후	이직 전	이직 후
2015	343	302	446	312	366	304	350	314	355	279	350	311
2016	354	284	450	322	384	296	342	286	338	268	341	283
2017	318	273	398	318	343	287	324	257	321	256	324	257
2018	335	278	428	364	356	297	322	273	308	292	320	276
2019	302	287	430	461	356	351	310	281	340	328	315	289
2020	316	292	459	379	345	309	318	255	355	298	323	260
2021	330	258	384	316	347	277	313	264	312	271	313	264
2022	335	291	512	437	376	318	303	264	304	276	303	265

자료: 고용보험 DB

주: 90일 이내 재취업했으면서 근무 1년 이상인 경우만 포함, 임금 수치는 소비자 물가지수(CPI)를 반영한 실질임금임.

[그림 4-13] 조선업 하위 업종별 이직자의 임금 증가율

(단위: %)



자료: 고용보험 DB 마이크로데이터, 월평균보수총액 결함자료

2. 지역별 특성

지역별 이직 전후 임금 변화와 임금손실률을 살펴본다.

2015년 조선업 종사자의 실직 전 평균임금이 가장 높은 지역은 울산으로 494만 원이었다. 그러나 같은 해 이직 후 재취업한 일자리의 평균임금은 310만 원으로 임금손실률도 -37.3%로 가장 높았다. 울산 조선업 이직자의 임금손실률은 점차 감소하다가 조선업 경기가 일시 회복국면에 접어들었던 2019년에는 +2.2%를 기록하기도 했다. 2019년에는 이미 울산 지역 조선업 종사자의 이직 전 평균임금이 399만 원까지 하락한 반면, 이직 후 재취업 일자리 임금은 366만 원으로 분석 대상 기간 중 가장 높았던 시기였다. 2021년과 2022년에는 울산 조선업 종사자의 이직 전 평균임금이 400만 원 초반대를 회복한 반면 이직 후 일자리의 평균임금은 2019년 대비 하락하면서 임금손실률이 다시 10% 후반으로 접어들었다.

거제의 경우, 2015년 이직 전 평균임금은 407만 원으로 울산 다음으로 높았지만, 이직 후 임금은 286만 원으로 임금손실률이 -29.7%에 이르렀다. 이후 임금손실률은 소폭 감소했지만, 경기 회복기인 2019년에도 -18.5% 수준을 보이면서 다른 지역에 비해 임금손실률이 가장 높았다. 2020년과 2021년에도 -20% 내외의 임금손실률을 기록했다. 거제의 조선업 이직자가 울산

과 달리 2019년에도 높은 임금손실률을 보인 이유는 조선업 원청기업의 경영 상황과 연관된 것으로 보인다. 채권단에서 운영하던 거제 대우조선해양이 막대한 적자를 기록하면서 경영 상황이 가장 좋지 않았던 시기다.

대형 3사 다음으로 큰 규모의 조선소가 위치한 경남 창원과 전남 영암·목포 역시 2015년과 2016년 초기 울산과 경남 거제 못지않게 임금손실률이 20% 중후반에서 30% 내외에 이를 정도로 컸다. 마지막으로 고성과 통영 등 중소 조선업체와 조선업 사회협력사들이 위치한 지역은 이직 전 임금 수준이 다른 지역에 비해 낮았기 때문에 위기 초기 당시의 임금손실률도 크지 않았다.

[그림 4-14]는 거제와 울산의 이직 전후 임금 변화를 지역 내 이직자와 타 지역 이직자로 구분하여 분석한 것이다. 지역 내 이직자의 임금손실(파란색 실선으로 표시)은 두 지역 모두 비슷한 추이를 보이고 있으나, 지역 간 이직자의 임금손실에서는 차이가 크게 나타났다. 거제에 비해 울산의 타 지역 이직자는 위기 초기 임금손실이 매우 컸던 반면, 회복국면의 임금 변화는 +17.8%를 기록할 정도로 경기 상황에 따라 변동 폭이 매우 크게 나타났다.

〈표 4-15〉 조선업 실직자의 이직 전·후 월평균임금

(단위: 만 원)

유형	연도	조선업 밀집지역						합 계
		거제	고성	영암·목포	울산	창원	통영	
이직 전	2015	407	268	345	494	345	275	349
	2016	402	288	357	395	368	330	345
	2017	360	297	288	334	273	282	310
	2018	315	320	315	405	329	325	329
	2019	372	310	264	359	239	315	319
	2020	350	303	310	426	311	244	327
	2021	323	320	319	417	269	435	338
	2022	318	255	423	366	266	235	320
이직 후	2015	286	251	255	310	240	228	260
	2016	297	248	253	285	286	260	267
	2017	280	247	236	265	238	230	253
	2018	254	286	279	342	232	292	286
	2019	303	276	251	366	263	358	302

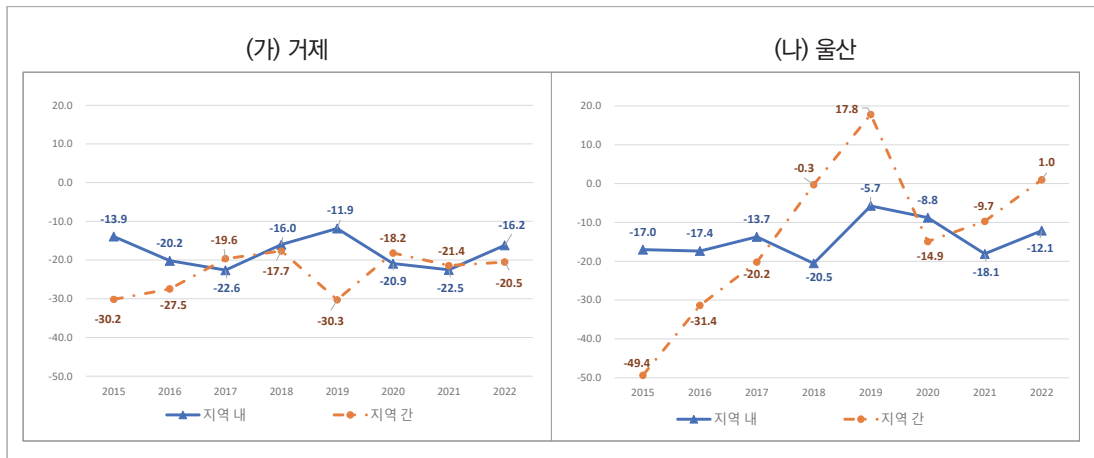
유형	연도	조선업 밀집지역						합 계
		거제	고성	영암·목포	울산	창원	통영	
이직 후	2020	281	286	281	361	292	403	310
	2021	258	313	278	337	240	280	283
	2022	270	262	242	339	273	196	270
임금 증가율	2015	-29.7	-6.3	-26.1	-37.3	-30.3	-17.3	-25.4
	2016	-26.1	-13.9	-29.0	-27.8	-22.4	-21.1	-22.6
	2017	-22.4	-16.7	-18.2	-20.7	-12.6	-18.6	-18.6
	2018	-19.3	-10.5	-11.3	-15.5	-29.6	-10.2	-13.0
	2019	-18.5	-11.2	-4.9	2.2	10.1	13.7	-5.6
	2020	-19.5	-5.6	-9.6	-15.2	-6.2		-4.9
	2021	-20.0	-2.3	-12.9	-19.2	-10.8	-35.6	-16.3
	2022	-15.3	2.7	-42.8	-7.4	2.5	-16.6	-15.7

자료: 고용보험 DB

주: 군산은 표본 수가 적어서 분석 대상에서 제외함.

[그림 4-14] 거제와 울산 조선업 이직자의 임금 증가율

(단위: %)



자료: 고용보험 DB 마이크로데이터, 월평균보수총액 결합자료

3. 연령 및 근속기간별 특성

[그림 4-15]와 같이 연령집단(30대 이하, 40대, 50대 이상)별, 근속기간(1~3년 미만, 3~5년 미만, 5년 이상)별로 임금 변화를 분석한 결과 유사점과 차이점이 모두 발견되었다.

우선 연령이 젊은 30대 이하 집단과 근속기간이 짧은 1~3년 집단의 임금 수준이 대체로 이직 전후와 관계없이 가장 낮다는 점은 공통적이었다. 그러나 중고령층과 5년 이상 장기근속자의 임금 변화의 패턴은 상이했다.

위기 초기 50대 이상 조선업 종사자의 이직 전 임금은 2015년 390만 원, 2016년 381만 원으로 40대 연령층보다 비슷하거나 약간 높은 수준이었다. 2017년부터는 50대 이상 이직자의 이직 전후 임금은 40대보다 점점 더 낮아지기 시작했으며, 양자 간의 격차는 시간이 흐르면서 확대되었다. 2022년 50대 이직자의 이직 전 평균임금은 320만 원으로 40대 341만 원보다 20만 원 이상 낮았으며, 이직 후 평균임금은 비슷한 수준의 격차가 나타났다.

다만 임금손실률은 연령이 증가할수록 높아지는 결과를 보였다. 연령집단별 임금 증가율을 살펴보면, 전체 기간에 관계없이 50대 이상이 최대 -25.5%(2016년)에서 최소 -12.7%(2019년)로 평균적인 임금손실률이 가장 높았다. 그다음이 40대로 임금손실률이 최대 -20.4%(2016년)에서 최소 -8.3%(2019년)를 기록했다. 30대 이하의 임금손실률은 최대 -

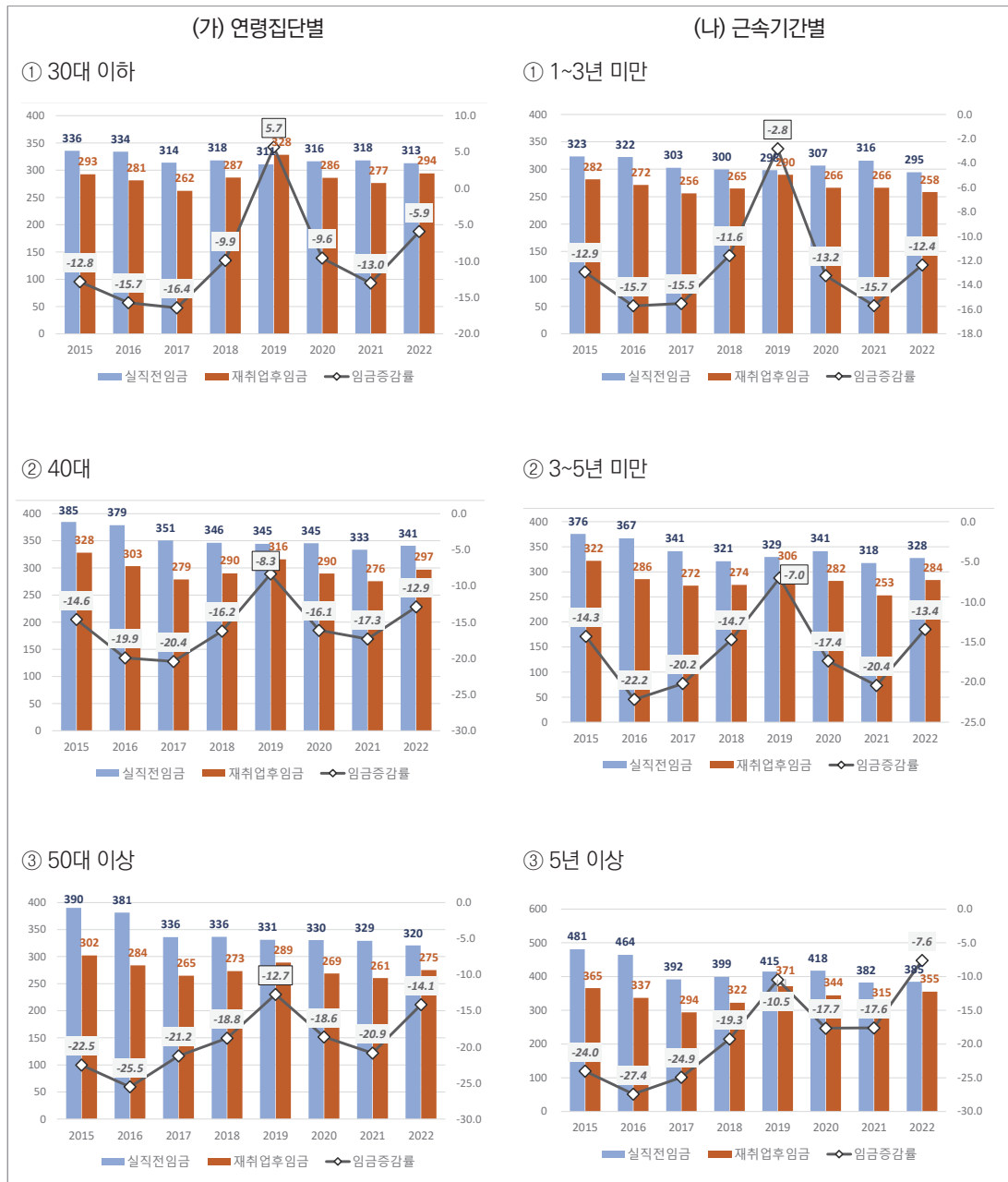
16.4%(2017년)에서 최소 5.7%(2019년)으로 확인되었다.

근속기간별로는 근속기간이 길수록 이직 전후 평균임금이 높은 것으로 나타났다. 근속 5년 이상 집단의 위기 초기 이직 전 평균임금은 2015년 481만 원, 2016년 464만 원으로 1~3년 근속자보다 100만 원 내외의 더 높은 수준을 보였다. 위기 진행 국면에 따라 5년 이상 근속자의 이직 전후 임금이 감소했음에도 불구하고 여전히 1~3년 근속자의 임금보다 수십만 원 높게 나타났다.

근속기간별 임금손실률은 연령집단과 일부 차이를 보였다. 근속 5년 이상자의 임금손실률은 최대 -27.4%(2016년)에서 최소 -7.6%(2022년)를 기록했다. 위기 초기에는 근속기간이 짧은 집단보다 임금손실률이 높았지만, 시간이 흐르면서 임금손실률이 줄어들어 2021년부터는 근속 3~5년 미만 집단보다 임금손실률이 더 낮은 것으로 확인되었다. 다만 연령집단과 마찬가지로 근속 3~5년 미만 집단은 1~3년 미만보다 시기에 관계없이 임금손실이 일관되게 더 큰 것으로 나타났다.

[그림 4-15] 조선업 이직자의 재취업 전후 임금변화: 연령집단별, 근속기간별

(단위: 만 원, %)



자료: 한국고용정보원, 고용정보시스템(EIS), 고용보험DB. 각 연말 기준.

[그림 4-16]은 연령집단별, 근속기간별 임금손실률을 산업과 지역 간 이직 형태에 따라 4가지 유형(산업 내-지역 내, 산업 내-지역 간, 산업 간-지역 내, 산업 간-지역 간)으로 구분하여 분석한 결과다. 이 경우 집단별 특성을 명확하게 비교하기 위해 연령별로는 청년층(30대 이하)과 중고령층(50대 이상)을, 근속기간별로는 근속 1~3년 미만과 5년 이상 집단을 대비시켰다.

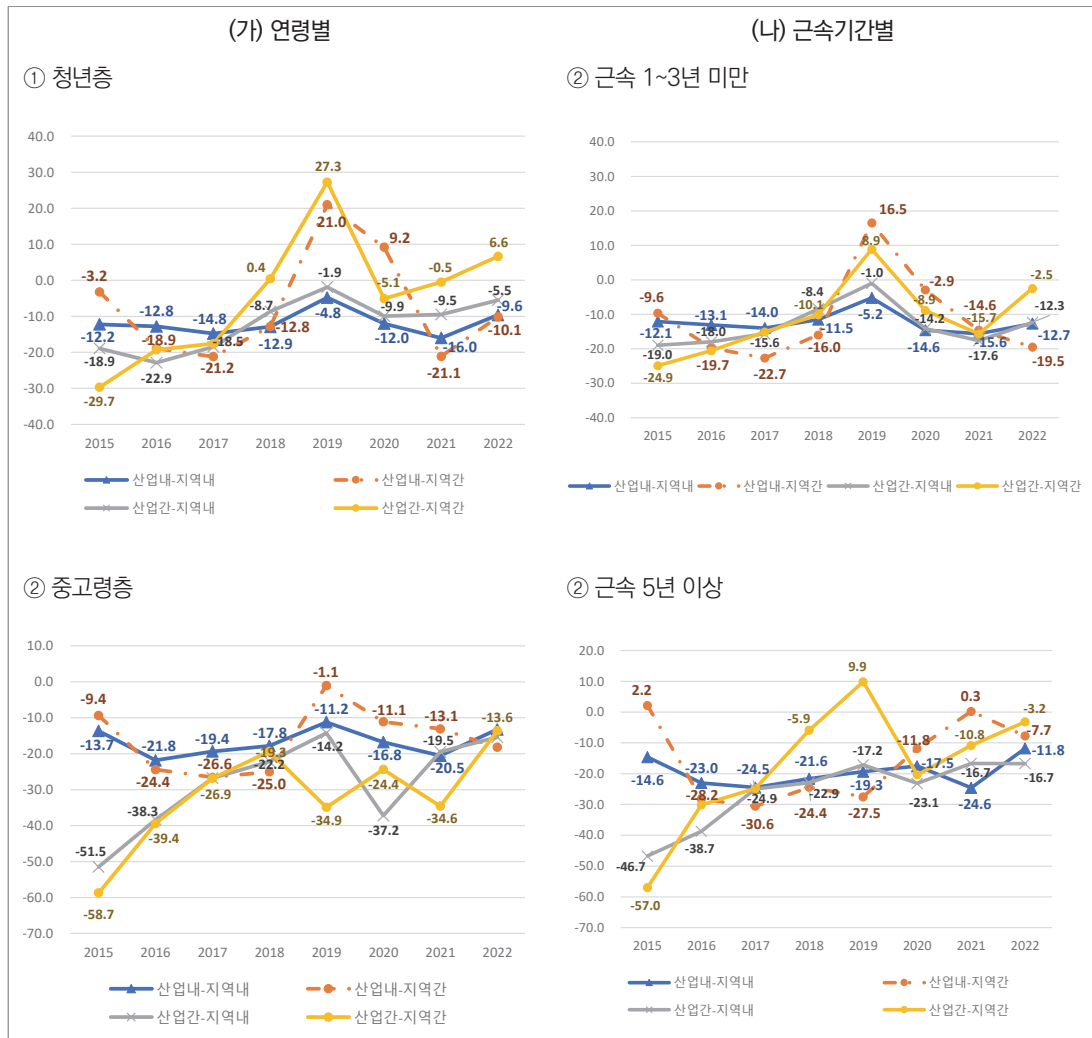
우선 (가)의 연령집단별 분석 결과, 청년층과 중고령층 간에 임금손실에 영향을 미치는 요소가 상이한 것으로 나타났다. 즉, 청년층은 산업보다는 지역 간 이동 여부에 따라 임금손실의 정도에 차이가 발생했으며, 중고령층은 지역보다는 산업 간 이동 여부에 따라서 임금손실의 정도가 달랐다. 청년층의 임금손실률을 살펴보면, 산업 내-지역 내 이동(파란색 실선)과 산업 간-지역 내 이동(회색 실선)이 거의 유사한 패턴을 보였다. 또한 산업 내-지역 간 이동(주황색 점선)과 산업 간-지역 간 이동(노란색 실선)이 유사한 패턴을 보였다. 특히 경기 회복국면이었던 2019년의 경우 지역 간 이동 집단의 임금은 산업 내-지역 간 21.0%, 산업 간-지역 간 27.3% 증가했다. 청년층의 경우 상대적으로 산업특수적 숙련이 높지 않기 때문에 산업 간 이동의 영향은 낮고, 상대적으로 지역 이동에 따른 기회비용이 낮기 때문에 지역 간 이동을 통해 일자리 매칭이 더 잘 이루어졌던 것으로 해석된다.

반면 중고령층의 경우, 전체적으로 산업 간 이동의 경우 임금손실이 더 컸으며, 특히 위기 초기에 임금손실률이 더 컸던 것으로 나타났다. 2015년 조선업 실직자가 산업 간-지역 간 이동을 한 경우 -58.7%의 임금손실을 기록했으며, 산업 간-지역 내 이직자도 -51.5%의 임금손실률을 기록했다. 같은 해 산업 내-지역 내 이동자는 -13.7%, 산업 내-지역 간 이동자는 -9.4%의 임금손실률을 기록했다. 중고령층은 상대적으로 오랫동안 산업 특수적 숙련을 쌓아왔을 개연성이 높기 때문에 산업 간 이동이 발생한 경우, 숙련 손실에 따른 임금 프리미엄의 상실이 크게 영향을 미쳤던 것으로 해석된다.

그림 (나)의 근속기간별 분석 결과에서도 근속 1~3년 미만 집단과 근속 5년 이상 집단 간의 차이가 드러났다. 다만 청년층과 중고령층 간의 임금손실 패턴이 비교적 명확하게 양분되는 것과 달리 근속집단 간에는 유형 간의 차이가 불분명하고 복잡한 패턴을 보였다. 그럼에도 불구하고 가장 이질적인 집단인 산업 내-지역 내 이동자와 산업 간-지역 간 이동자의 임금 변동은 연령 집단별 변화 추이와 비슷한 양상을 보였다. 즉, 근속 1~3년 미만 집단의 이동 유형에 따른 임금 손실 패턴은 청년층과 유사하고, 근속 5년 이상 집단은 중고령층과 유사하게 나타났다.

[그림 4-16] 조선업 이직자의 이동 유형별 임금 증가율

(단위: %)



자료: 고용보험 DB 마이크로데이터, 월평균보수총액 결함자료

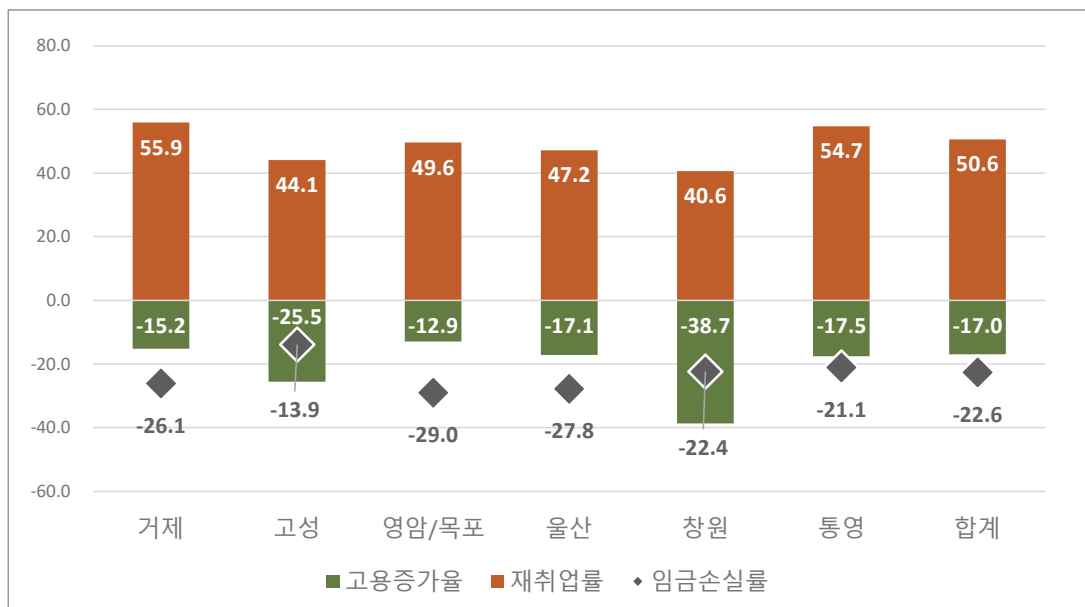
제5절 소결

조선업을 중심으로 지역-산업 위기가 실직자의 노동시장 이동에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 분석 결과를 바탕으로 발견한 주요 시사점은 다음과 같다.

첫째, 고용위기지역은 전체적으로 조선업 고용위기에 따라 사회경제적 타격을 크게 받았지만, 지역별로 상이한 고용충격과 회복력을 보였다. 이는 제조업 특화 정도(지역의 전체 피보험자 중 제조업 피보험자가 차지하는 비중), 조선업 피보험자 비중, 산업 환경(지역 내 산업 다양성) 등의 차원에서 지역별 편차가 존재했기 때문이다. 특히 조선업 고용충격은 청년층에 상대적으로 더 컸으며, 그에 따라 조선업에 종사하던 청년층이 실직 후 재취업 일자리를 구하기 위해 중고령층에 비해 다른 지역이나 다른 산업으로 이동하는 경향이 컸던 것으로 나타났다. 그 결과 고용위기 발생 이후 조선업에서 청년층의 이탈과 근로자의 고령화가 급속히 진행되었다.

[그림 4-17] 2016년 조선업 피보험자 고용증가율, 비자발 실직자의 재취업률과 임금손실률

(단위: %)



주: 본문의 <표 4-4>, <표 4-7>, <표 4-15>의 당해 연도 수치를 선별하여 연구자가 재구성하였음.

자료: 한국고용정보원, 고용보험DB

둘째, 고용, 재취업, 임금과 관련된 노동시장 지표는 조선업 위기국면 초기에 변동성이 집중적으로 커지는 것으로 나타났다. 거제나 울산, 영암·목포처럼 직영업체 사업장이 유지되는 경우 고용유지 전략을 취하면서 고용 감소폭은 다른 지역에서 비해 크지 않았지만, 상대적으로 임금손실률은 높게 나타났다. 반대로 창원이나 고성처럼 고용 감소폭이 컸던 지역은 거제, 울산, 영암·목포 지역에 비해 임금손실률이 낮았다. 조선업체가 대부분 폐업하여 조선업 비중이 낮은 통영이나 군산 지역은 산업 내·지역 내 이직 비중이 다른 지역에 비해 매우 낮았다.

셋째, 고용 안정성 관련 지표가 전반적으로 하락하는 고용위기 시기에는 조선업의 비자발적 실직자가 활발하게 다른 산업, 다른 지역으로 재취업하는 경향을 보였다. 조선업 비자발적 실직자가 다른 산업으로 이동할 때는 숙련 연관성이 높은 산업 혹은 단순 인력 공급이 가능한 산업으로 이동이 많았다. 다만 다른 산업으로 재취업하면서 지역도 이동하는 경우는 지역 내에서 재취업하는 경우보다 조선업과 숙련 연관성이 낮은 단순 인력 공급이 가능한 산업 일자리로 이동하는 비중이 더 높았다.

넷째, 조선업 비자발적 이직자의 임금손실을 연령대별로 분석한 결과, 임금손실률은 연령이 증가할수록 높아지는 현상을 보였다. 추가로 임금손실에 영향을 미치는 요소가 청년층과 중고령층 간에 다르게 나타나는 것을 발견했다. 청년층은 산업보다는 지역 간 이동 여부에 따라 임금손실 정도가 달랐으며, 중고령층은 지역보다는 산업 간 이동 여부에 따라 임금손실 정도가 달랐다. 이는 청년층의 경우 상대적으로 산업 특수적 숙련이 높지 않고, 중고령층은 상대적으로 오랫동안 산업 특수적 숙련을 쌓아왔을 개연성이 높기 때문인 것으로 보인다.

이상의 결과로부터 몇 가지 정책적 시사점을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 지역-산업 수준에서 급작스러운 고용충격이 발생했을 경우, 재취업을 하rak과 임금손실이 위기 초기에 집중된다. 따라서 고용위기 상황의 신속한 초기 대응이 중요하다. 사업체의 존속이 가능한 경우에는 금융 지원과 고용유지 지원에 집중하고, 사업체의 존속이 어려운 경우에는 실업급여 확대와 이·전직 지원 등 사업체와 노동자를 대상으로 한 금융이나 생계 지원이 파격적으로 신속하게 이루어질 필요가 있다. 그 후 일정 기간 위기 상황이 지속되면 사업전환, 숙련전환 등 안정적인 지역-산업의 구조전환을 위한 안정적인 지원체계가 뒷받침되어야 한다.

둘째, 지역 특성에 따라 고용충격의 크기도 다르고 회복 과정도 다르다는 점이다. 특히 특정 산업이나 기업 의존도가 높은 지역일 경우 외부의 충격이 지역경제에 미치는 타격이 더욱 클 수 있다. 만일 특정 지역 내 산업 쇠퇴가 항구적이라면 해당 산업과 관련한 중앙부처의 지원과

별도로 지역 차원의 대안 마련도 필요하다. 특정 산업의 구조적 쇠퇴는 장기간에 걸쳐 진행되는 경우도 적지 않기 때문에 지자체가 지역 주력기업과 협력하여 선제적으로 신산업에 투자하는 방안을 모색할 필요가 있다.

셋째, 사람의 특성에 따라서도 위기의 충격이 상이할 수 있다. 본문의 분석 결과에서 나타난 것처럼 중고령자의 경우 상대적으로 다른 지역으로 이직이 어려운 반면, 지역 내 혹은 인근 지역에서 기존 숙련에서 크게 벗어나지 않은 산업 간 이직은 상대적으로 적합할 수 있다. 따라서 지역 내 전직 지원과 숙련전환 훈련 등의 지원 수요가 클 수 있다. 반대로 청년층의 경우 상대적으로 이동성이 높기 때문에 지역 간 이동에서 중고령층에 비해 제약이 낮다. 따라서 인적자원 수준과 분야에 따라 청년층에게 지속가능한 일자리 전망을 제시하는 것이 타당한 접근이며, 청년의 눈높이를 고려하지 않고 일자리 미스매치를 해소하기 위한 지원은 단기간 내 이직을 촉발할 수 있으므로 구인난을 겪는 사업체에도 바람직한 방향은 아니다. 지역 차원에서 기존의 일자리를 대체할 만한 양질의 일자리를 확보하는 정책이 이루어지지 않으면 지역을 떠나는 청년들의 발길을 멈추게 하기는 힘들다는 점을 의미한다.

제5장

지역일자리 정책 과제

제1절 본문 요약

1. 지역 간 일자리 불평등의 현황과 요인

2장은 세분화된 지역 수준에서 지역 간 임금격차의 원인이 무엇인지를 규명하고자 하였다. 이를 위해 우리나라 지역노동시장 상황의 대표적 통계인 통계청의 지역별고용조사를 2013~2023년까지 162개 시군 수준에서 패널화하여 공간패널더빈 모형을 분석하였다.

첫째, 세분화된 지역 수준의 자료를 이용하여 임금 같은 노동시장 성과 요인을 분석할 때 주변 지역 간의 공간적 상호작용을 고려했는지 여부에 따라 설명변수의 전반적인 통계적 유의미성 여부와 방향, 강도에 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이 같은 결과는 그동안 지역노동시장 연구에서 상대적으로 소홀하게 다루어졌던 주변 지역 간 지리적, 사회경제적 상호작용이 어떤 구조와 맥락에서 이루어지는지 보다 많은 연구가 필요하다는 것을 의미한다.

둘째, 지역의 인적자본 효과는 지역 간 임금격차에 영향을 미치는 가장 중요한 요인으로 파악되었다. 고학력취업자 비중으로 측정된 지역의 인적자본 효과는 개인 특성에 따른 구성효과가 상당 부분을 차지하지만, 이를 제외하더라도 추가적으로 양(+)의 유의미한 영향을 미쳤다. 고학력 취업자 비중은 주변 지역과도 보완성 효과를 발휘하였다.

셋째, 제조업 특화도로 측정된 산업 효과는 지역 임금에 양(+)의 직접효과를 미치지만, 주변 지역과는 대체관계를 보이는 것으로 확인되었다. 또한 지식산업 특화도는 통계적으로 유의미한 효과를 보여주지 못했다. 다만 지식산업 특화도가 사업체 자료로부터 산출되었다는 점을 고려하면 거주지 기준의 개인 자료와 결합하는 데 따른 편이가 발생했는지 여부는 추가적인 검토가 필요할 것으로 보인다.

넷째, 인구 규모 효과는 개인 특성을 통제하기 전 지역임금에 통계적으로 강한 양(+)의 직

간접효과를 보였지만, 개인 특성을 통제한 후에는 일부 모형을 제외하고는 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보였다. 인구 규모는 그 자체로 직접으로 영향을 미친다기보다는 개인 특성의 구성효과와 지역의 인적자본 외부성, 산업 효과, 경기효과가 복합적으로 상호작용하면서 임금을 증가시키는 것으로 판단된다.

다섯째, 청년 고용률 역시 지역임금에서 개인 특성의 통제 여부, 공간적 상호작용 형태의 가정과 관계없이 강한 양(+)의 직간접효과를 보였다. 이런 결과는 청년층 대상의 상대적 노동수요에 긍정적으로 영향을 미치는 지역의 고용 상황을 형성하는 정책이 청년층의 고용 기회를 제공할 뿐만 아니라 지역 임금 증가에도 긍정적으로 기여할 수 있음을 의미한다.

이상의 분석 결과는 지역의 소득을 성장시키고 지역 불평등을 완화하기 위해서 사람 기반 정책과 장소 기반 정책이 서로 조화를 이루어야 한다는 점을 의미한다. 지역 임금격차에 영향을 미치는 지역 효과도 결국은 고학력-고숙련 인적자원을 유치하고 산업의 집적 외부성과 상호작용을 통해 나타나는 것이다. 또한 지역 인구, 경제, 일자리 정책을 시행할 경우 각 지역을 독립적인 단위로 가정하기보다는 주변 지역 간 관계 속에서 보완성과 혹은 대체 가능성을 충분히 고려할 필요가 있다.

2. 지역 이동과 세대 간 계층 이동

제3장은 한국노동패널자료를 이용하여 청년층의 지역 간 이동이 사회경제적 계층 변화에 어떤 영향을 미치는지를 분석하였다. 첫째, 청소년기의 성장 지역에 따른 부모와 자녀의 소득 계층 변화를 회귀분석한 결과, 성장한 지역에 따른 계층 이동은 유의하게 나타나지 않았다. 청소년기의 가구소득에 따라 집단을 구분한 결과 또한 전체 집단과 동일하게 유의하지 않았다.

둘째, 청소년기 이후 지리적 이동이 계층 이동에 미치는 영향을 회귀분석하였다. 청소년기와 성인기의 거주지역이 광역시도 단위에서 다른 경우가 동일한 경우에 비해 소득 계층이 통계적으로 유의하게 상향 이동하는 것으로 나타났다. 즉, 지역 이동의 세대 간 소득 계층 이동 효과가 나타났다. 청소년기 저소득층, 중산층에서는 상향 이동 경향성이 보였지만, 고소득층에서는 유의한 결과가 나타나지 않았다.

셋째, 수도권으로 이동이 세대 간 소득 계층 이동에 미치는 효과를 분석하였다. 청소년기와

성년기를 모두 비수도권에서 거주한 경우에 비해 비수도권에서 수도권으로 이동한 경우 소득 계층이 유의하게 상향 이동한 것으로 나타났다. 광역시도 단위의 이동에서는 저소득층, 중산층에서 모두 유의하게 상향 이동한 반면, 수도권으로 이동에서는 중산층에서만 유의하게 상향 이동하였다.

넷째, 성인기에 수도권에 거주하고 있는 집단을 대상으로 분석한 결과, 청소년기부터 수도권에서 거주한 경우보다 비수도권에서 수도권으로 이동한 경우 소득 분위가 상향 이동하는 것으로 나타났다. 청소년기 가구소득으로 구분한 각각의 집단에서는 유의한 결과가 나타나지 않았다.

이상의 결과에 따라 청소년기 성장 지역에 따른 세대 간 이동성은 차이가 없으나, 지역 이동에 따른 계층 이동은 존재하는 것으로 밝혀졌다. 특히 비수도권에서 수도권으로 이동하는 경우 부모 세대와 자녀 세대에서 소득 계층이 상향 이동하였다. 수도권 집중이 일차적으로 자신의 임금을 높이기 위해 더 좋은 기회를 찾아가는 현상일 뿐만 아니라 부모 세대보다 높은 소득 계층을 획득하는 현상인 것으로 드러났다. 이 같은 수도권 집중 현상을 완화하기 위한 다각적인 노력이 필요하다. 특히 수도권에 집중된 안정적인 근로 조건과 높은 임금의 일자리를 비수도권으로 분산하는 정책이 필요할 것이다.

3. 지역산업 쇠퇴와 일자리 이동

제4장은 조선업을 중심으로 지역-산업 위기가 실직자의 노동시장 이동에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 분석 결과를 바탕으로 발견한 주요 시사점은 다음과 같다.

첫째, 고용위기지역은 전체적으로 조선업 고용위기에 따라 사회경제적 타격을 크게 받았지만, 지역별로 상이한 고용충격과 회복력을 보였다. 이는 제조업 특화 정도(지역의 전체 피보험자 중 제조업 피보험자가 차지하는 비중), 조선업 피보험자 비중, 산업 환경(지역 내 산업 다양성) 등의 차원에서 지역별 편차가 존재했기 때문이다.

둘째, 조선업 고용위기가 청년층에 상대적으로 더 큰 충격으로 다가온 것으로 보이며, 이를 타개하기 위해 조선업의 젊은 청년층이 비자발적 실직 이후 재취업 일자리를 구하기 위해 중고령층에 비해 다른 지역(다른 산업)으로 이동하는 경향이 컸던 것으로 나타났다. 그 결과 고용위

기 발생 이후 조선업에서 청년층의 이탈과 근로자의 고령화가 급속히 진행되었다.

셋째, 고용 안정성 관련 지표가 전반적으로 하락하는 고용위기 시기에는 조선업의 비자발적 실직자가 활발하게 다른 산업·다른 지역으로 재취업하는 경향을 보였다. 조선업의 비자발적 실직자가 다른 산업으로 이동할 때는 숙련 연관성이 높은 산업 혹은 단순 인력 공급이 가능한 산업으로 이동이 많았다. 다만 다른 산업으로 재취업하면서 지역도 이동하는 경우는 지역 내에서 재취업하는 경우보다 조선업과 숙련 연관성이 낮은 단순 인력 공급이 가능한 산업 일자리로 이동하는 비중이 더 높았다.

넷째, 조선업의 비자발적 이직자의 임금손실을 연령대별로 분석한 결과, 임금손실률은 연령이 증가할수록 커지는 현상을 보였다. 추가로 임금손실에 영향을 미치는 요소가 청년층과 중고령층 간에 다르게 나타나는 것을 발견했다. 청년층은 산업보다는 지역 간 이동 여부에 따라 임금손실의 정도가 달랐으며, 중고령층은 지역보다는 산업 간 이동 여부에 따라 임금손실의 정도가 달랐다. 이는 청년층의 경우 상대적으로 산업 특수적 숙련이 높지 않고, 중고령층은 상대적으로 오랫동안 산업 특수적 숙련을 쌓아왔을 개연성이 높기 때문인 것으로 보인다.

제2절 일자리 정책 과제

1. 기존 일자리 실험은 왜 성공하지 못했을까?

2000년대 이후 본격적으로 균형발전정책과 지방분권정책이 추진되어 왔음에도 불구하고 이 기간에 지역일자리 양극화가 본격적으로 진행되었다는 점은 매우 역설적이다. 본문의 분석결과를 수도권과 비수도권 간 일자리 양극화가 양적으로나 질적으로 확대된 데는 지역의 인재유출(특히 청년층)과 제조업 쇠퇴가 가장 큰 요인임을 지적하고 있다. 그렇다면 왜 지난 수십 년간 지역 산업과 인프라 투자 등 수많은 정책적 노력에도 불구하고 지역은 점점 더 쇠퇴하는 것일까?

가. 사람을 고려하지 않은 장소 기반 정책

전통적 제조업 시대의 일자리 구조는 일자리를 만들면 사람이 모이는, 이른바 ‘People to Job’으로 불리는 구조다. 국토계획과 산업정책을 통해 산업단지를 조성하고 도시를 개발하여 산업과 기업을 유치하면 일자리가 자동적으로 만들어진다. 한축에서는 1970~1980년대 국가 산업단지 조성 정책에서 출발하여 1990년대 첨단산업단지 조성, 2000년대 이후의 산업클러스터 정책에서 최근 산업단지 대개조까지 산업입지 정책이 이어져 왔다. 다른 한축으로는 혁신도시와 기업도시, 행복생활권, 도시재생사업에 이르기까지 도시 혹은 도시권역을 기반으로 지역과 도시 인프라를 개선하는 사업이 이어져 왔다. 그렇게 조성된 산업공간과 도시공간에 산업과 기업을 유치하고 지원하기 위해 지역전략산업과 중소기업지원 정책이 뒷받침되었다.

물론 이들 정책은 여전히 가장 직접적이며 지역을 활성화하고 일자리를 창출하는 강력한 정책수단이다. 그러나 과거만큼 효과적이지 않다는 데 문제가 있다. 기존의 산업과 도시 정책이 지닌 가장 큰 문제점은 특정 구역 내 지리적 접근성을 높이는 것 외에 한 발짝도 더 나아가지 못한다는 것이다. 이른바 상호학습을 통한 지식과 정보의 확산, 생산성 혁신을 통해 분출 효과(Spillover Effects)가 발생하는 과정은 결국 사람들, 인적자원 간의 공식·비공식 교류가 활발하게 이루어져야 한다. 전통적인 제조업은 이른바 중간숙련-생산직 노동자가 특정한 작업공간 내에서 반복적인 작업 과정을 효율적으로 수행하는 것, 이른바 개별 노동자의 숙련 개선이나 작업조직의 효율화가 주된 혁신의 수단이었다. 4차 산업혁명 기술이 본격적으로 생산 현장에 도입되고 주된 혁신의 원천은 이제 정보와 지식, 재능, 창조성 같은 사람에게 체화된 역량으로 옮겨가고 있다. 물리적인 입지보다는 인재가 모여 있고, 이들에게 매력적인 지역으로 기업이 쫓아가는 방향, 이른바 ‘Job to People’ 구조로 이행되고 있다. 그런데 정책은 여전히 과거 익숙한 방식의 접근 틀이 이름만 바뀔 뿐 거의 변화되지 못하고 있다. 결국 산업과 입지 정책도 산업과 도시공간 안에 어떤 사람을 어떻게 유인할 것인가를 중심에 두고 설계되어야 한다.

나. 지역을 고려하지 않은 사람 기반 정책

일자리는 산업 육성이나 창업, 기업 성장뿐만 아니라 정부의 일자리 사업을 통해 만들어지기도 한다. 정부가 실업자의 생계를 지원하고, 구직자의 직업능력을 개발하며, 고용 기회를 제공함으로써 일자리와 매칭하도록 지원하기 위해 수행하는 활동을 노동시장정책(LMPs: Labor Market Programs)이라고 한다. OECD에서는 노동시장정책을 크게 소극적 정책과 적극적 정책으로 구분하는데, 소극적 정책은 실업급여 같은 실업 상태에 처한 구직자의 생계를 지원하는 프로그램을 의미한다. 적극적 정책은 장기실업자나 청년니트 같은 취업 취약계층을 노동시장으로 유인하기 위해 지원하는 (공공)직접일자리, 직업훈련, 고용서비스, 고용장려금, 창업지원 등을 의미한다.

산업과 기업을 통한 민간의 일자리 창출이 자동차의 ‘엔진’과 같다면, 정부의 일자리사업은 마치 ‘기어’와 같이 사람과 기업을 연결함으로써 효율성을 높여주는 역할을 한다. 우리나라 정부는 노동시장정책을 ‘재정지원일자리사업’(이하 ‘일자리사업’)이라는 이름으로 관리하고 있는데, 2023년 기준 30조 원 규모에 이르는 200여 개 사업을 운영하고 있다.

〈표 5-1〉 2023년 재정지원 일자리사업 중 지자체 관련 사업 비중

	전체 (A)		지자체 관련(B)		B/A*100
총합계	30,348	(100.0)	4,798	(100.0)	15.8
1.직접일자리	3,224	(10.6)	3,114	(64.9)	96.6
2.직업훈련	2,730	(9.0)	170	(3.5)	6.2
3.고용서비스	1,775	(5.8)	1,232	(25.7)	69.4
4.고용장려금	5,063	(16.7)	0	(0.0)	0.0
5.창업지원	3,148	(10.4)	72	(1.5)	2.3
적극적 수단 소계	15,940	(52.5)	4,588	(95.6)	28.8
6.실업소득유지 등	13,440	(44.3)	0	(0.0)	0.0
7.지원고용/재활	967	(3.2)	210	(4.4)	21.7
소극적 수단 소계	14,407	(47.5)	210	(4.4)	1.5

자료: 고용노동부 내부자료를 토대로 연구자가 계산함.

첫째, 전체 중앙정부 일자리사업 중 지자체 관련 사업(즉, 지자체가 예산 일부를 매칭하거나 지역 특성을 반영한 사업) 비중이 15.8%에 불과하다. 일자리사업은 대부분 건물이나 인프라가 아니라 직접적으로 ‘사람’을 대상으로 하는 정책임에도 불구하고 사람들이 일하고 생활하는 구체적인 일터와 삶의 특성을 반영하지 못하고 중앙집권적으로 이루어지는 것이다. 물론 실업급여나 국가 차원의 전략적 인력 양성, 고용센터를 기반으로 하는 고용서비스 같이 보편적인 기준을 적용해야 하는 정책도 있다. 그러나 대부분의 적극적 노동시장정책(ALMPs) 수단이 지방정부에서 기획되고 집행되는 다수의 OECD 회원국과 달리 우리나라는 적극적 수단에 해당하는 조치도 지나치게 중앙정부 주도로 설계, 운영되기 때문에 획일적이라는 것이 문제다.

둘째, 지자체가 예산을 매칭하거나 전달체계에서 관련된 사업 대부분이 직접 일자리사업에 지나치게 의존하고 있다는 점이다. 직접 일자리사업은 공공근로 같은 단기적이고 임시적인 일자리에 인건비를 지급하기 때문에 사업구조가 단순하다. 따라서 지역의 일자리 문제를 구조적으로 해결하기 위한 사업 기획과 설계 역량의 필요성이 떨어진다. 고용서비스 역시 지자체 관련 사업 비중이 약 70%에 이르지만, 대부분 실업급여 지급이나 공공근로에 참여하기 위한 단기 프로그램에 그치고 있다.

셋째, 일자리사업이 중앙정부 주도의 획일적인 구조로 개별 사업의 효율화에만 급급하다 보니, 인구구조 변화, 4차 산업혁명, 고용 형태 다양화 등 노동시장 환경 변화에 제대로 대응하지 못하고 있다. 예를 들어 최근 재정지원 일자리사업 평가 결과(이상호 외, 2023: 제3장; 이재성 외, 2023)에 따르면, 일자리사업 유형별로 참여자 구성과 사업 특성 차이를 반영할 뿐 취업률이 대체로 30~40% 수준에 그치며 임금 상승 효과도 불분명하다는 결과가 도출된 바 있다. 따라서 일자리사업의 성과를 높이기 위해서라도 지역 특성에 따라 고유한 일자리 문제를 설정하고, 정책 수요를 파악하여 맞춤형으로 대응하기 위한 정책적 전환이 필요하다.

다. 고립된 지역과 파편화된 정책들

최근에는 지역 쇠퇴와 인구 감소를 막기 위해 사람 기반 정책과 장소 기반 정책을 서로 연계하려는 정책이 꾸준히 시도되고 있다. 가장 대표적인 정책이 인구감소지역 지원 정책이다. 2021년 10월 행정안전부는 「지방자치분권 및 지역균형발전에 관한 특별법」에 의거하여 89개

시·군·구를 인구감소지역으로 지정하였다. 이듬해인 2022년 2월 추가로 18개 시·군·구를 추가로 인구감소 관심지역으로 지정하여 총 108개 기초지자체를 인구감소지역이나 인구감소 관심지역으로 지정하였다. 같은 해 6월에는 「인구감소지역 지원 특별법」을 제정하여 인구감소지역을 대상으로 지방교부세와 지방소멸대응기금 지원, 생활인구 확대, 보육·교육·의료·주거·교통·문화 기반을 마련하기 위한 특례 지원을 할 수 있도록 하였다.

기존의 균형발전위원회와 자치분권위원회가 지방시대위원회로 통합되면서 지역 주도의 균형발전 전략을 수립하게 된 점도 큰 변화이다. 지방시대위원회 주도로 수립된 ‘지방시대 종합계획(2023~2027)’은 지역 쇠퇴의 핵심을 제조업 위주 전통 주력산업 쇠퇴에 따른 지역산업 경쟁력 약화와 교육, 정주 여건 격차 확대에 따른 지방인재 유출로 파악했다. 기존 중앙정부 주도의 균형발전 정책의 한계점을 극복하기 위해 ‘지방 주도의 균형발전’ 전략을 정책 목표로 삼았다는 점에서 진일보했다고 평가할 수 있다. 지방시대 종합계획의 핵심 정책은 기회발전특구, 교육발전특구(지방대학 지원 사업 포함), 도심융합특구, 문화특구 등 4대 특구 정책을 통해 구체화된다(대통령직속 지방시대위원회, 2023).

언제나 그렇듯이 새로운 정책은 원대한 목표와 화려한 수사로 치장되어 있다. 새로운 정책은 언제나 기존 정책의 문제점을 날카롭게 비판하면서 과거(As-is)와 비교할 때 앞으로 얼마나 달라질지(To-be)를 그럴듯하게 보여준다. 그러나 정책의 명칭과 수사를 걷어내고 나면 다음과 같은 몇 가지 측면에서 동일한 문제점이 반복되고 있다.

첫째, 지역의 고립성을 해소하는 데 기여하지 못한다는 점이다. 인구감소지역과 4대 특구 사업 다수가 기초지자체를 대상으로 하는 공모사업 형태로 진행된다. 공모 사업 자체가 3~5년의 단기 전망하에서 한시적 사업으로 기획될 수밖에 없다는 한계를 지닌다. 더구나 사업 자체가 개별 기초지자체를 독립적인 사회경제적 단위로 가정하고 있기 때문에 광역경제권 전체 발전 전망하에서 각 기초지자체의 기능과 역할 분담을 어떻게 설정할 것인지 전략적 고려가 이루어지기 어렵다(김민영·김소연, 2024). 기초지자체는 서로 특화하고 협력하기보다는 오로지 경쟁해야 하는 대상일 뿐이다.

둘째, 부처별 정책이 파편적으로 진행되어 연계 시너지효과를 발휘하지 못한다는 문제점도 여전히 개선되지 않고 있다. 지역의 문제는 서로 다층적으로 연결되어 있기 때문에 산업·교육·복지·주거·문화 전략이 복합적으로 설계되어야 한다. 물론 일부 사업은 다른 사업 간 연계-

협업을 시도하고 있다. 예를 들면 인구감소지역 사업은 귀농귀촌 주민의 지방 이주와 정착을 지원하기 위한 지역활력타운 조성 사업이나 지역 중소기업의 정착, 육성을 지원하기 위한 지역 중소기업 혁신 공모사업과 연계 협업을 강조한다. 그러나 사업 지침상 가점이나 우대지원 외에 각 공모 사업이 기획되는 단계부터 중앙부처 간 긴밀한 연계 노력은 그 자체가 먼 이야기라고 할 수 있다.

셋째, 지역균형발전 정책은 국토, 산업, 교통 중심의 하드웨어 사업에서 지역 인재를 유치하고 육성함으로써 내생적 지역발전의 원동력을 재구축하는 사람 중심의 소프트웨어 사업으로 전환이 필요하다. 김종한·박성익(2025)은 지역균형발전 정책 패러다임을 지역균형인재발전 중심으로 전환하고 지역인재 이식-유치-육성-양성을 촉진하는 20대 핵심 어젠다를 제시한 바 있다. 이들이 제시하는 어젠다와 권역별 글로벌100 대학 육성, 한국형 프라운호퍼 연구소 모델을 통한 응용과학기술 R&D 지원 체계 구축, 지역 인적자원의 기획과 운영을 총괄하는 컨트롤타워인 일자리파크 같은 사업은 매우 중요하고 시급하게 검토되어야 한다.

4차 산업혁명과 인구 감소, 글로벌화라는 메가트렌트하에서 지역이 갖는 지리적, 경제사회적 고립성이 점점 더 큰 약점으로 작용한다는 것이 지역 쇠퇴의 가장 큰 요인이라고 할 수 있다. 그런데 정부의 정책사업은 파편적, 분절적, 한시적으로 진행되면서 인프라 같은 하드웨어 사업에 대응하는 인재 유치와 육성 등 사람을 키우는 소프트웨어 사업이 균형 있게 추진되지 못하고 있다. 따라서 지역의 연결성을 재조직화하여 새로운 집적 편익을 창출하고 연쇄 효과를 일으켜야 한다.

2. 지방소멸을 향한 청년 유출의 질주를 멈추기 위한 정책 방향

가. 사람의 연결망과 연쇄효과

수도권 집적 편익은 존재하는가? 그렇다. 그렇다면 지역에서 하루빨리 떠나는 것이 답인가? 일부는 그럴 수 있다. 그러나 출발점이 같지 않은 지방의 청년들이 낮은 대도시로 무작정 떠나는 것을 방지하는 것도 정부가 할 일은 아니다. 그렇다면 수도권과 대도시에 비해 지리적으로 고립되어 있고, 경제적으로 낙후되었거나 쇠퇴하는 지역으로 사람들의 발걸음을 되돌리기 위해 무

엇을 해야 하는가? 이미 완성되었다고 볼 수 있는 수도권 메가시티 지역(Mega-city Region)과 차별화된 다른 형태의 집적 외부성을 창출하는 것이 핵심이다.

첫째, 초광역권 내 지역과 도시를 어떻게 연결할 것인지에 대한 전략이 필요하다. 이를 위해서는 각 지역이 지리적으로나 경제·산업적으로 어떤 역할과 기능을 수행하는지를 명확하게 규정해야 한다. ‘지역다움(Locality 또는 Sense of Place)’은 지역 그 자체로 규정되는 것이 아니라 주변 지역 간 관계 속에서 규정되어야 한다. 인구와 산업, 경제 규모에 따른 거점·비거점 지역 구분, 주변 지역 간 지리적, 산업적, 교통 연결성 정도를 고려하여 산업, 교육, 문화관광, 농산어촌 등 특성에 맞는 전략을 수립해야 한다. 이런 관점에서 보면, 인구감소지역을 비롯해 기초지자체를 대상으로 하는 중앙부처의 공모형 지원 사업은 선정, 평가 시 초광역권 내 해당 지자체의 기능적 역할을 충분히 고려했는지를 우선적으로 검토해야 한다. 예를 들면 주변 지역과 연결성이 낮으면서 인구 규모와 IT 관련 일자리 기반이 취약한 지역에서 청년층 AI 창업지원 사업을 하는 것은 타당성이 떨어진다. 생활인구 확대와 고향사랑기부제 같은 지원 대책은 거점도시나 산업도시보다는 문화관광에 특화된 지역에 집중함으로써 권역 내 경쟁을 최대한 방지하는 방안이 필요하다.

둘째, 사람의 연결망을 구축하는 것이다. 현재 추진되고 있는 비수도권 메가시티 전략이 지니고 있는 공통적인 문제점은 지나치게 하드웨어 중심으로 논의되고 있다는 점이다. 도로와 철도 교통망, 산업클러스터 같은 장소 기반 정책이 효과를 발휘하기 위해서는 경성 인프라(Hard Infrastructure)에 대응하는 연성 인프라(Soft Infrastructure)의 구축이 동시에 이루어져야 한다. 연성 인프라란 역사문화 콘텐츠와 관련된 문화자본, 특정 산업과 과학 분야의 지식 자본 그리고 지역 내 다양한 주체, 기관이 구축한 협력적 거버넌스 같은 사회적 자본을 의미한다(Green, 2023). 과거부터 이어진 수많은 이름의 산업클러스터와 지역발전 구상이 성공을 거두지 못한 이유는 경성 인프라에만 초점을 맞추다 보니 사람의 연결망이 만들어 내는 외부성은 창출하지 못했기 때문이다. 예를 들면 신산업 육성이나 기업투자 지원 시 해당 특구의 산업 분야뿐만 아니라, 일정 교육 혹은 숙련 수준을 갖춘 연구개발 인력, 엔지니어 인력의 비중이 얼마나 되는지를 고려할 필요가 있다. 산업이나 교통 연결망은 누가, 어디에서, 무엇을, 어떻게 할 것인지를 충분히 고려하여 만들어져야 한다.

셋째, 연쇄효과가 필요하다. 지역을 살리고 활력을 불어넣기 위해 전국 각지에서 다양한 정책 지원과 실험이 이루어졌다. 광주형일자리 모델 같이 중앙정부와 지방정부의 대규모 정책적 지원을 동반하는 사업이 있는가 하면, 작은학교 살리기나 청년마을 만들기 같이 소규모 지역공동체 수준에

서 이루어지는 사업도 있다. 경북 이웃사촌시범마을 같이 지자체 주도의 일자리사업이 있는가 하면, 충남 홍성군의 풀무공동체 같이 민간 주도의 협동조합에 기반을 둔 사례도 있다. 전남 구례나 충북 괴산의 자연드림파크 같이 민간 협동조합에서 주도하지만 영리를 추구하는 사업도 있다. 곳곳에서 출현하는 사례와 실험은 그 자체로도 의미가 있다. 그러나 개별적 시도가 서로 좋은 영향을 미쳐서 결합하고 확산해야 지역공동체를 넘어 사회적 변화까지 이뤄낼 수 있다. 초광역-광역-기초-공동체로 이어지는 수직적 수준에서, 권역 내 수평적 수준에서 지역사회의 발전을 위한 어젠다를 설정하고 개별적 시도를 엮어내는 리더십이 필요하다. 축구경기에서 아무리 좋은 선수들이 열심히 뛰더라도 각자 다른 방향으로 움직인다면 경기에서 이길 수 없듯이, 각 지역과 주체가 하나의 목표를 향해 조직적으로 땀 수 있도록 전략과 전술을 세우고 움직이는 감독의 역할을 하는 것이 바로 지역 리더십이다.

나. 지역일자리 전략

영국의 지역경제학자인 앤 그린(Green, 2023)은 지역 쇠퇴를 극복하기 위해 ‘저숙련 함정(Low-skills Traps)’의 굴레에서 벗어나야 한다고 강조했다. 지역 기업의 낮은 임금으로 청년과 인재가 지역을 떠나가고, 기업은 양질의 인재를 공급하지 못해 생산성 혁신을 이루지 못한다. 결국 지역 산업과 경제는 저성장의 악순환을 벗어날 수 없게 된다. 이런 상황에서 기업가들이 지역노동시장에 형성된 통상적인 임금 수준과 근로조건 수준을 개선하려는 노력을 하지 않을 경우, 아무리 교육훈련을 통해 양질의 노동력을 공급한다 해도 정책효과를 거두기는 어렵다는 뜻이다.

우리나라의 지역과 기업이 처한 상황도 다르지 않다. 제4장에서 다루었던 조선업 밀집지역과 같이 특정 산업이 밀집된 지역은 대규모 고용충격 후 회복기에 접어들더라도 과거와 같은 영광을 누리기는 힘들다. 대기업은 글로벌 경쟁하에서 협력사의 기성(공사대금)을 통해 비용을 절감하고자 한다. 2차, 3차, 4차로 이어지는 다단계 하도급 구조하에서 누적되는 비용 부담은 고스란히 인건비를 통해 절감할 수밖에 없다. 지역을 떠나기 힘든 고령자는 경기가 회복되면 재취업을 선택하겠지만, 상대적으로 이동의 기회비용이 낮은 청년들은 유출을 선택한다. 지역 산업이 쇠퇴하고 일자리가 감소하는 와중에도 빈 일자리는 점점 더 늘어난다. 노동시장 미스매치를 완화하기 위해 기업에 고용장려금을 지원하거나, 외국인 노동자 쿼터를 확대할 수 있다. 그러나

이런 정책이 단기적으로 저숙련 노동력 공급 부족을 메우기 위한 수단으로 활용된다면 저숙련 함정만 더욱 깊게 만들 뿐이다.

그렇다면 지역일자리 전략의 목표와 최우선 과제는 무엇이 되어야 하는가?

첫째, 바로 저임금-장시간 노동-저숙련 함정을 벗어날 수 있도록 지역노동시장의 구조를 변화시키는 일이다. 지역 중소기업 일자리의 질을 개선함으로써 생산성을 높이고 혁신의 잠재력을 높이는 일이 가장 중요하다. 사업의 성과를 두고는 논쟁이 있을 수 있지만, 광주형 일자리 모델이나 조선업 상생협약²⁵⁾ 등은 노·사·민·정 거버넌스를 통해 지역노동시장 이중구조를 개선함으로써 지역일자리 질 개선을 시도한 사례이다. 현재는 마치 공간적 개념처럼 인식된 위케이션이 제대로 작동하려면 기업의 유연근무제도에 관한 인식이 전환되어야 한다. 지역 실정에 맞는 노동시장 이중구조 의제를 설정하여 지역 전략산업이나 혁신 클러스터 지원 정책, 지역 대학혁신 사업, 고용장려금 등 중앙과 지역의 지원 정책을 연계하고 자원을 집중하는 방안이 필요하다.

둘째, 새로운 일자리 창출 관점도 재정립될 필요가 있다. 현재와 같은 방식으로 지역에 신산업을 유치하거나 기업투자를 이끌어내면 저절로 일자리가 만들어진다는 믿음은 가능성도 떨어지고 바람직하지도 않다. 지역에 기업을 유치했는데, 실제 가동은 기약이 없거나 생산이 지지부진하고 최저임금 수준의 일자리만 잔뜩 유치한다면 무슨 소용인가? 투자 산업과 기업의 전체 필요 인력 규모는 물론이고 연구개발 인력과 엔지니어, 숙련인력 비중에 관한 체계적인 정보에 기반하여 양질의 일자리를 창출하기 위한 정책적 지원을 준비해야 한다. 더 나아가 중앙과 지역의 재정과 자원을 투입하여 지역 전략산업을 제대로 육성할 목적이라면, 차라리 공공기관 지방이전과 마찬가지로 신산업 분야별로 초광역권 내 거점지역을 지정하여 대기업 혹은 앵커기업 본사, 공장, 연구소를 이전하는 것이 효과적일 수 있다.

셋째, 지역노동시장 정책도 획기적으로 변화해야 한다. 약 30조 원 규모의 재정지원 일자리사업 중 실업급여 지급, 필수 고용서비스 등을 제외한 다수의 사업은 지역주체가 (초)광역 단위의 일자리 거버넌스를 통해 재량권을 갖고 설계, 집행할 수 있도록 재편되어야 한다. 직접 일자리사업은 소모적인 재정 효율화 논쟁에 매몰될 것이 아니라, 지역취약계층에게 양질의 사회

25) 정부와 지자체, 조선업 원하청이 함께 참여하여 2023년 2월에 체결된 협약으로 조선업 노동시장 이중구조 개선을 위한 27개 실천과제를 도출하였다. 여기에는 조선업의 고질적인 임금체불을 방지하기 위한 에스프로 결제제도 도입, 조선업 저임금을 개선하기 위한 기성금 개선, 물량팀 등 재하도급 최소화, 숙련 중심 임금체계구축 같은 의제를 포함하고 있다.

서비스를 제공하면서도 괜찮은 일자리를 함께 창출하여 생산성을 높일 수 있도록 해야 한다. 또한 실업자나 비경제활동인구의 취업에 집중된 입직구(入職口) 단위의 정책에 머물 것이 아니라, 인구감소와 산업구조 전환에 따른 이·전직과 재창업, 기존 일자리의 숙련전환 등 다양한 노동시장 이행 경로의 지원을 강화할 필요가 있다. 신규 인력을 채용만 한다면 사실상 특별한 제한을 두지 않는 고용장려금 역시 일정한 근로조건 목표를 충족하고 유지·개선하는 조건에 따라 전략적으로 운영되어야 한다. 실업급여와 연계된 표준화된 고용센터의 고용서비스와 차별화하여 지역-산업 특성을 잘 이해하고 질 높은 맞춤형 고용서비스와 경력설계 지원도 확대해야 한다. 창업지원은 지역전략 산업과 연계한 기술창업은 거점도시-거점대학과 연계하여 집적화하고, 취약계층을 대상으로 하는 사회서비스, 로컬 크리에이터, 생계형 창업 지원은 기초지자체 수준에서 특화하여 지원하는 것으로 역할 분담이 이루어져야 한다. 또한 창업에 실패하더라도 임금근로나 재창업 등 다른 일자리로 이동하여 재기할 수 있도록 고용안전망을 강화해야 한다.

다. 지역 인재 전략

지역 노동시장의 저숙련 함정을 극복하기 위해서는 양질의 일자리와 고학력-고숙련의 선순환이 이루어지는 지역 인재 전략이 필요하다. 이 같은 하이로드(High-load) 균형을 달성하기 위해서는 국토 교통망이나 전략 산업에 대응하는 수준으로 초광역 단위별로 중층적인 지역 인재 클러스터를 구축해야 한다. 여기서 ‘중층적’이란 학력-숙련 수준별 접근과 공간적인 차원에서 초광역 거점과 내부 권역별 접근을 함께 고려하는 것을 말한다. 학력-숙련 수준별 접근은 다시 지방대학을 통한 혁신인재 양성 전략과 기업 현장의 숙련인력 양성 전략으로 구분할 수 있다(이상호 외, 2021: 189).

지방대학 문제를 규정할 때 기울어진 운동장 자체를 교정하는 것, 즉 학벌구조 그 자체를 변화시키는 접근은 정치적 고려와 관계없이 중요한 과제다. 예를 들면 ‘서울대 10개 만들기’(김종영, 2021) 같은 접근은 앞서 언급한 대기업 지방 이전과 마찬가지로 매우 중요하고 논쟁적인 이슈다. 학벌 구조의 문제를 제외했을 때, 지방대학 문제는 주로 입구 측면에서 학령인구 감소에 따른 입학자원 감소와 출구 측면에서 수도권으로 인재 유출과 노동시장 이행 대책에 집중되어 왔다. 학령인구 감소는 글로벌 대학육성 및 지역대학혁신체계(RISE) 같은 대학 재정지원 사업과 연계한 구조조정 정책으로 대표되며, 수도권 인재 유출을 억제하기 위한 정책으로는 지방대학 출신 청년들의 역내 고용

기회를 높이기 위한 지역인재할당제, 취업지원 사업 등으로 구분된다.

다만 이런 지원을 통해 지방대학을 어떤 모습으로 변화시킬 것인가 하는 과제는 여전히 블랙박스로 남아 있다. 굳이 지방대학으로 한정하지 않더라도 일부 고등과학기술대학을 제외하면 대학별 특성화가 뚜렷하지 않다. 지역 기업의 연구개발, 지역의 사회·경제·문화 등 지역적 현안 해결을 위한 재정 지원과 연구과제가 거의 없다 보니 서울이든 부산이든 관계없이 국가 수준의 현안에 뛰어들다. 우리나라 대학의 위상과 역할, 교육과정을 보면 다수가 글로벌화하지도 않고 로컬화하지도 않다. 향후 지방대학의 산학협력 과제는 지역 중소기업 혹은 지역전략 산업과 관련된 연구에 지원이 집중되도록 하고, 대학 전반의 연구나 교과체계 등도 지역 현안과 연계하여 이루어질 수 있도록 방향 전환이 필요하다. 김종한·박성익(2025)이 제안한 것처럼 지역사회가 당면한 핵심 문제를 실천적, 실용적으로 해결하기 위한 자연-사회-응용 분야의 융합연구 네트워크 모델의 도입을 진지하게 고민할 때이다.

현장 숙련인력의 양성은 전문대학과 교육훈련기관, 그리고 지역 기업의 협력을 통해 비교적 단기간에 혁신을 이루고 실질적인 성과를 거둘 수 있다는 점에서 정책 전환이 더욱 시급하다. 재정지원 일자리 사업 예산에서 직업훈련 예산 비중이 다른 OECD 회원국에 비해 낮음에도 불구하고 전체적으로 직업훈련이 과잉 공급되고 훈련 성과도 뚜렷하게 확인되지 않는다는 지적을 평가할 필요가 있다. 적지 않은 직업훈련이 면밀한 수요 파악에 기초하여 설계되기보다는 훈련 공급기관의 고유 기능이나 훈련 가능 분야를 제공하는 점이 없지 않다. 급변하는 산업과 기술 변화를 쫓아갈 수 있도록 유연한 교육과정 변화와 교·강사 양성이 쉽지 않은 것도 현실이다. 낙후된 지역일수록 훈련 희망자의 수요에 부응하는 훈련 과정을 제공할 수 있는 기관과 강사를 찾기가 더욱 어렵다. 직업훈련이야말로 국가와 중앙에서 주도권을 갖기보다 초광역 단위에서 지역 기업 현장의 수요를 총체적으로 파악하고 직업훈련 수준별·분야별 훈련 규모, 내용, 방식을 정하여 체계적으로 공급해야 한다. 디지털 및 저탄소 전환, 지역-산업 수준의 대규모 고용위기에 대응하기 위해 재직자들의 고용 유지나 전직, 생계지원을 직업훈련과 연계한다. 이를 위해 지역 인적자원개발위원회(사무국)는 고용노동부의 지역훈련 일부를 담당하는 사업운영 기관이 아니라 지역노동시장 구조와 변화를 분석하고 지역 인력과 훈련 수급 상황 전반을 파악하고 의결하는 기구로서 위상과 권한, 재정, 전문성 등 모든 측면에서 탈바꿈해야 한다.

라. 중층적 지역거버넌스 구축

지역이 스스로 지역발전의 대안을 수립하도록 해야 한다. 규범적으로는 타당한 말이지만, 자칫 현실을 곡해할 수도 있다. 지방분권이 오히려 지방소멸을 가속화한다는 마강래(2018)의 지적은 지방분권을 추진할 때 제도적으로 매우 세밀한 접근이 필요하다는 점을 역설한 것으로 해석할 수 있다. 현재와 같이 중앙정부에 법·제도와 재정의 권한이 집중된 상황에서 지역 쇠퇴 규모가 크고 속도가 매우 빠를 때 ‘지역 주도’를 강조하는 것은 자칫 성과를 거두기 어려운 면피성 슬로건이 되기 쉽다. 특히 대규모 재정지원을 수반하는 공모형 사업 구조는 마치 중앙정부가 관객 혹은 평가자의 위치에서 지역의 문제를 대하는 것과 같다.

현재의 조건하에서는 중앙이 적어도 광역 혹은 초광역 단위의 지역문제 해결에 적극적인 조정자 역할을 하는 것이 타당하다. 그런 측면에서 ‘조정된 분권화(Coordinated Decentralization)’ 접근이 현실적인 대안이 될 수 있다(주무현 외, 2017). 메가시티와 같은 초광역권 발전전략을 수립할 경우, 국가가 권역별 전략산업 선정과 거점대학 선정 등의 과정에 오히려 적극적으로 개입하고 조정하는 것이 필요하다. 마찬가지로 인구감소지역 등 기초지자체 수준의 정책 사업을 선정할 때는 광역이나 초광역 단위에서의 조정이 중요하다. 하향식 위계와 구분되는 조정 역할의 핵심은 단순히 재정과 선정권을 무기로 강제하는 역할이 아니라 중앙과 외부의 전문성, 정보, 역량을 체계적으로 지원하는 것이다. 예를 들면 장소 기반 정책과 사람 기반 정책을 연결하고 연쇄효과를 발생시키기 위해 중층적 지역거버넌스를 구축(Beer et al., 2023)하여 각 수준에 맞는 의제와 정책을 마련하는 방안이 필요하다. (초)광역 수준의 경우, 영역별로는 전략산업, 주거, 대학교육, 광역교통망, 광역 차원의 복지 전략 등이, 일자리정책 수단별로는 장려금·신성장·전략 분야 교육과 훈련, 청년층 대상 사업, 기술창업 등이 주된 어젠다가 될 것이다. 하위 단위에서는 문화, 근접형 사회서비스, 향토산업이, 수단별로는 대상별 맞춤형 고용서비스와 훈련, 로컬 일자리 지원 등이 주된 의제가 될 것이다.

초광역권 수준의 발전 구상이 정치적으로 휘둘리지 않고, 체계적이면서도 안정적으로 ‘지역다움’을 찾아가기 위해서는 법·제도, 재정, 행정체계 못지않게 구상과 기획 역량이 뒷받침되어야 한다. 즉, 경제, 사회, 산업, 기술, 교통, 문화, 복지 등 전 분야에 걸쳐 지역의 문제를 분석하고 대안을 제시하는 전문성이 필요하다. 국책연구기관의 과학기술 및 경제인문사회 분야에서

수십 개의 연구기관을 거느리고 있는 것처럼, 지역에서도 필요에 따라 분야별 연구기관 수를 확대할 수 있도록 해야 한다. 지역 문제를 상시적으로 연구하고 전략을 마련할 수 있는 조직적 거점을 마련하는 것은 지역의 내생적 발전 역량을 구축하는 밑거름이기도 하면서 동시에 지역 내 양질의 일자리를 마련하는 데 기여한다. 둘째, 지역의 문제를 분야별로 연구할 수 있도록 지방 정부는 물론이고 중앙정부에서도 관련 연구개발 예산을 획기적으로 확충한다. 이를 토대로 지역의 공공연구기관뿐만 아니라 지방대학, 다양한 시민사회단체가 지역 문제를 둘러싸고 재능의 연결망을 구축할 수 있는 물적 기반을 마련할 수 있다. 지역사업의 선정·평가 기능을 수행하는 중앙부처의 관련 공공연구기관도 선정·평가에서 정보 제공·분석, 컨설팅 중심으로 기능을 변화 시킴으로써 실질적인 조정과 지원 역할에 충실하도록 전환해야 한다.

지역일자리 거버넌스의 경우 현재 시도별로 구축된 현장 숙련인력 중심의 지역인적자원개발위원회, 지역대학혁신체계 구축·운영과 관련된 RISE 사업단, 출연기관, 지역 산학협력에 관련된 협의체와 기구, 지방대학이 초광역권 정부 혹은 연합체 주도하에서 통합 혹은 연합체, 네트워크화할 수 있을 것이다. 이를 통해 지역 노동시장 분석, 인력수급 전망, 교육수준과 분야별 인력 양성 정책 연구 등을 포괄적으로 수행할 수 있다. 권역 내 하위권역 혹은 지자체별 실정에 맞는 일자리사업 수단별 예산, 사업 선정, 평가 같은 실행 기능을 구축할 수 있다.

마지막으로 정책의 문제점을 발굴하고 개선하기 위해 적절한 모니터링과 평가 시스템을 구축하는 것이다(Nathan, 2023). 우리나라의 지역공모형 사업 대부분은 신규 정책의 발굴과 시행에 역량이 집중되어 있고, 평가체계가 대부분 예산 확보와 연동되어 단기 평가에 치중되어 있다. 사업 목표를 달성하기 위해서는 당해 연도 개별사업별로 신규 일자리 창출 개수 같은 단기 정량성과(Outcome)에 매몰될 수밖에 없도록 행정, 재정 운영이 집중되어 있다. 유럽의 구조기금과 같이 적어도 7년 정도의 장기전망하에서 지역노동시장의 변화를 이끌어 낼 수 있도록 정책 구조가 변화될 필요가 있다. 그와 함께 평가체계 역시 장기적 목표 달성 정도의 종합적 성과를 입체적으로 측정하도록 변화해야 한다.

참고문헌

- 강동우(2023). **일자리 분포의 지역격차: 수도권과 비수도권 간 비교를 중심으로**, 월간 노동리뷰 2023년 11월호, 특집: 격차해소에 관한 연구, pp. 7-22, 한국노동연구원.
- 강동우·고영우·최충(2017). **대졸자 직장이동의 지리적 특성과 임금효과**. 한국노동연구원
- 고영우·박상철·신영민·주수인(2023). **한국의 지역노동시장권 2020 - 지역노동시장의 동태적 변화 연구 -**, 한국노동연구원.
- 권보희·전계형(2020). **지역 평균소득 및 소득불평등도가 세대 간 소득 이동성에 미치는 영향에 관한 연구**. KLI 패널 워킹페이퍼. 2020년 제4호 No.4.
- 금재호·조준모(2002). 실업자의 재취업과 직장상실비용. **경제학연구** 50(1), pp. 209-241.
- 김남주(2015). 중숙련(middle-skill) **일자리 감소가 고용없는 경기회복에 미치는 영향에 관한 연구**, 한국노동경제학회, 노동경제논집, 38권 3호, pp. 53-95
- 김민영·김소연(2024). **인구감소지역·관심지역 구분 및 행재정적 지원 확대 방안**, 정책연구 2024-06, 한국지방행정연구원.
- 김민영·임엽(2014). **지식집약도에 따른 서비스산업군별 수도권과 비수도권 임금격차 분해**, 2014년 한국지역학회 전기학술대회 발표문.
- 김민영·임엽(2020). 업무편향적 기술변화와 도시 규모에 따른 도시 간 고용 및 임금격차, **한국지역개발학회지** 32(2), pp. 5-28.
- 김세움(2015). **기술진보에 따른 노동시장변화와 대응**, 한국노동연구원
- 김소연·류수열(2022). 동적공간패널모형을 이용한 지역 실업률 결정요인 분석, **Asia-Pacific Journal of Business (아태비즈니스연구)**, 13(1), pp. 277-288,
- 김송년 외(2021). **지역별 인적자원의 축적과 지역산업 성장의 상호작용 연구**, 산업연구원.
- 김영민·정원석(2024). 지역 간 임금격차 분석을 통한 지역산업인력 수급 개선 방안: 수도권과 비수도권을 중심으로, **경제학연구** 42(2), pp. 35-58.
- 김영수(2003). **지식기반산업의 지역별 발전동향과 정책시사점**, 산업연구원.
- 김우영(2012). 한국의 지역 간 임금격차: 지역별 고용조사(RES)를 중심으로, **노동정책연구** 12(1), pp.1-28.
- 김재훈(2022). **지역균형발전 이론과 정책의 패러다임 대전환**, 30(3) pp. 23-60.

김종영(2021). **서울대 10개 만들기**, 살림터.

김중환·박성익(2025). **지역인재정책 '지방소멸'에 '지역인재'로 답하다**, 문우사.

김준일·전새봄(2023). 국민건강보험 빅데이터를 이용한 한국의 세대 간 소득이동성 연구. *Journal of the Korean Data Analysis Society (December 2023)*. 25(6), pp. 2171-2186.

김태완 외(2023). **한국사회 격차현상 진단과 대응전략 연구**, 경제·인문사회연구회 협동연구총서, 한국보건사회연구원.

김희삼(2009). **한국의 세대 간 경제적 이동성 분석**. 정책연구시리즈 2009-03. 한국개발연구원.

대통령직속 지방시대위원회(2023). **제1차 지방시대 종합계획(2023~2027)**.

류장수·이상호·홍성인·이덕재·길현중·오계택·김혜진·주인중(2016). **조선업 특별고용지원업종 지정을 위한 민관합동조사단 조사결과 보고서**, 민관 합동조사단.

마강래(2018) **지방분권이 지방을 망친다**. 개마고원.

성재민(2014). **임금불평등 추세와 원인에 대한 연구**, 한국노동연구원, pp. 64-108

송창현·임업(2023). 업무편향적 기술변화에 따른 지역노동시장에서의 일자리 구조 변화와 임금 프리미엄 영향요인, **한국지역학회지 지역연구 39(4)**, pp. 33-51.

양준석(2023). **한국표준산업분류 코드(KSIC) 기준의 지식기반제조업 및 지식기반서비스업 목록 갱신**, 대중세종연구원 워킹페이퍼.

윤윤규·배기준·윤미례·이상호·최효미·김준영·신인철·정준호(2012). **한국의 지역노동시장권 2010: 방법론, 설정 및 평가**, 한국노동연구원.

이경희·민인식(2016). **직업 및 소득 계층의 세대 간 이전에 관한 연구**. 한국노동연구원.

이상호(2008). 지역노동시장권(LLMAs)의 측정과 적용 가능성에 관한 연구, **노동정책연구 8(4)**, pp. 147-182.

_____(2014a). 공간패널모형을 이용한 산업집적의 고용 효과 분석, **산업노동연구 20(2)**, pp. 107-148.

_____(2014b). **산업집적 구조변화와 지역노동시장 성과**, 연구보고서 2014-01, 한국노동연구원.

_____(2015). **중소산업도시의 고용충격과 대응과제: 통영 고용특구의 사례를 중심으로**, 배규식 외, 지역유형별 고용평가: 사례연구를 중심으로, 한국노동연구원, pp. 167-214.

_____(2019). **중소산업도시의 고용충격과 대응과제: 통영 고용특구의 사례를 중심으로**, 배규식 외, 지역유형별 고용평가: 사례연구를 중심으로, 한국노동연구원, pp. 167-214.

- 이상호·이지은(2016). **중고령자의 실직이 임금 및 소득 손실에 미치는 효과**. 2016년 한국노동패널 학술대회 발표문 자료집.
- 이상호·서 룡박선마·황규성·김 필(2021). **지방소멸 위기 극복을 위한 지역일자리 사례와 모델**, 한국고용정보원.
- 이상호·김은영·이재성·최형아·김용성·최재문·이재갑·정희정·강지성(2023). **2023년 재정지원일자리사업 총괄평가: 노동시장 환경변화에 대응하기 위한 일자리사업 개선방안**, 한국고용정보원.
- 이재성·조민수·박성재·이 태(2023). **2023년 재정지원 일자리사업 심층평가 연구-직업훈련사업간 훈련생 중복 참여 실태 분석-**, 한국고용정보원.
- 이재우(2017). **2017년도 조선·해운시황 및 2018년도 전망**, 이슈리포트 한국수출입은행 해외경제경제연구소.
- 이재우·양종서(2016). **2016년도 조선·해운시황 및 2017년도 전망**, 이슈리포트 한국수출입은행 해외경제경제연구소.
- 이종수(2017). 지역 간 임금격차에 대한 고찰: 수도권·비수도권을 중심으로, **노동정책연구** 17(2), pp. 143-171.
- 이지은(2023). **부모의 소득 및 학력이 자녀 임금에 미치는 영향**. 노동경제논집 46권1호. 2023.3. pp. 31-67
- 전병유(2013). **한국의 노동시장 양극화와 저임금근로**, 황덕순 외(2013) 제3장, pp. 24-41.
- 정준호(2023). 글로벌 금융위기 이후 비수도권과 수도권 간 일자리 격차, **한국경제지리학회지** 27(3), pp. 155-173.
- 조성철(2019). 지역별 제조업 고용변화에 대한 자동화와 세계화의 영향, **한국경제지리학회지** 22(3), pp. 274-290.
- 조성철(2019). 지역별 제조업 고용변화에 대한 자동화와 세계화의 영향, 『**한국경제지리학회지**』 제 22권 제3호, pp. 274-290.
- 조희평(2021). **공간균형 모형을 통해 추정된 도시의 거주환경의 질**, 재정포럼 2021년 4월호, 한국조세재정연구원, pp. 8-25.
- _____(2022). **공간균형 모형을 통해 추정된 도시의 총요소생산성**, 재정포럼 2022년 9월호, 한국조세재정연구원, pp. 8-29.
- 주무현·류장수·이상호·김태우·손경현·신희연(2017). **일자리사업 추진에서 국가와 자치단체 역할 연구**, 한국고용정보원, 고용노동부 용역보고서.

- 최영섭·채창균·황규희·정재호·장혜원(2017). 『인력양성 패러다임의 전환에 대한 대응(2017)』, 한국 직업능력개발원.
- 하수정 외(2021). **지역불평등: 현황과 개선방안**, 경제·인문사회연구회 협동연구총서 21-55-02. 한국조선해양플랜트협회, **조선자료집**, 각 연도.
- 현은주(2018). **한국의 실질 소득불평등 수준과 세대 간 소득 이동성 연구**. 서울대학교 경제학박사 학위논문.
- 황수경(2019). 『기술 진보와 숙련구조의 변화』, 한국개발연구원.
- Anstreicher, G. (2022). *Spatial Influences in Upward Mobility*. Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 132(1), pp. 149-199.
- Antczak, E., Galecka-Burdziak, E. and Pater, R., (2016). Spatial Labour Market Matching, *Working Paper Series(ISSN 1211-3298)*. pp. 1-29.
- Anselin, L., Gallo, J. L., and Jayet, H. (2008). Spatial Panel Econometrics, Chapter 19 In: Matyas L., Sevestre P. (eds.) *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*. Springer, Berlin, pp. 625-60.
- Autor, D. H. (2020). *The Faltering Escalator of Urban Opportunity*. Cambridge, MA: MIT. https://economics.mit.edu/sites/default/files/publications/Autor_Urban-Opportunity.pdf, accessed 1 Nov. 2023.
- _____. (2022). The Labor Market Impacts of Technological Change: From Unbridled Enthusiasm to Qualified Optimism to Vast Uncertainty, *NBER Working Paper 30074*.
- Autor, D. H., Dorn, D. and Hanson, G. (2013). The Geography of Trade and Technology Shocks in the United States, *American Economic Review*103(3), pp. 220-225.
- Autor, D. H., Katz, L. F., and Kearney, M. S. (2006). The Polarization of the U.S. Labor Market, *NBER Working Paper No. 11986*. Cambridge, MA: NBER.
- _____. (2008). Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists, *Review of Economics and Statistics* 90(2), pp. 300-323.
- Badinger, H. and Egger, P. (2008). Intra- and Inter-Industry Productivity Spillovers in OECD Manufacturing: A Spatial Econometric Perspective, *CESifo Working Paper*

- No. 2181, pp. 1-33.
- Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence, *Journal of Political Economy* 100(2), pp. 223-251.
- Bathelt, H., Buchholz, M. and Storper, M. (2024). The Mature, Causes, and Consequences of Inter-regional Inequality, *Journal of Economic Geography* 24(3), pp. 353-374.
- Bauluz, L. et al. (2023). Spatial Wage Inequality in North America and Western Europe: Changes between and within Local Labour Markets 1975-2019. *Kiel Working Paper*, No. 2253. Kiel: Kiel Institute for the World Economy.
- Baum-Snow, N. and Pavan, R. (2012). Understanding the City Size Wage Gap. *Review of Economic Studies* 79(1), pp. 88-127.
- Baum-Snow, N., Freedman, M., and Pavan, R. (2018). Why has Urban Inequality Increased?, *American Economic Journal: Applied Economics* 10, pp. 1-42.
- Beer, A. (2023). *The governance of place-based policies now and in the future?*, Background paper for the OECD-EC High-Level Expert Workshop Series on “Place-Based Policies for the Future”, Workshop 5, 15 September 2023, <https://www.oecd.org/regional/place-based-policies-for-the-future.htm>.
- Behrens, K. and Robert-Nicoud, F. (2014). Survival of the Fittest in Cities: Urbanisation and Inequality, *The Economic Journal* 124(581), pp. 1371-1400.
- Bettencourt, L. M., Lobo, J., Helbing, D., and West, G. B. (2007). Growth, Innovation, Scaling, and the Pace of Life in Cities, *Proceedings of the National Academy of Sciences* 104(17), pp. 7301-7306
- Card, D., Rothstein, J., and Yi, M. (2023). Location, Location, Location, *NBER Working Paper* 31587, pp. 1-60.
- Casado-Díaz, J. M. (2000). Local Labour Market Areas in Spain: A Case Study, *Regional Studies* 34(9), pp. 843-856.
- Chetty, R. and Hendren, N. (2018). *The Impacts of neighborhoods on intergenerational mobility II: County-level estimates*. The Quarterly Journal of Economics, 133(3), pp. 1163-1228. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy006>.

- Chetty, R., Henderen, N., and Katz, L. (2016). The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment, *American Economic Review* 106(4), pp. 855-902.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., and Saez, E. (2014). Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *Quarterly Journal of Economics*, 129(4), pp. 1553-1623. <https://doi.org/10.1093/qje/qju022>.
- Combes, P-P., Duranton, G., and Gobillon, L. (2008). Spatial Wage Disparities: Sorting Matters!, *Journal of Urban Economics* 63, pp.723-742.
- Coombes, M. and Bond, S. (2008). *Travel-to-Work Areas: the 2007 Review*, Office for National Statistics, UK.
- Dauth, W. (2014). Job polarization on local labor markets, *IAB-Discussion Paper* 201418,
- Dauth, W., Findeisen, S., Moretti, E., and Suedekum J. (2022). Matching in cities, *Journal of the European Economic Association* 20(4), pp. 1478-1521.
- Duranton, G. and Puga, D. (2004). Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies. In: J. Vernon Henderson and Jacques-Francois Thisse (Eds.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol. 4, pp. 2016-2117. North-Holland, Amsterdam.
- Duranton, G. and Puga, D. (2023). Urban Growth and Its Aggregate Implications, *Econometrica* 91(6), pp. 2219-2259.
- Elhorst, J. P. (2010). Spatial Panel Data Models, In: Fischer M.M., Getis A. (eds.) *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer, Berlin, Heidelberg and New York, pp. 377-407.
- _____. (2014). *Spatial Econometrics from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer Briefs in Regional Science, Springer.
- _____. (2021). The Dynamic General Nesting Spatial Econometric Model for Spatial Panels with Common Factors: Further Raising the Bar, *Review of Regional Research* 42, pp. 249-267.
- Ellison, G. and Glaeser, E. L. (1997). Geographic Concentration in US Manufacturing Industries: a Dartboard Approach, *Journal of Political Economy* 105(5), pp.

889-927.

- Florida, R. (2017). *The New Urban Crisis: How Our Cities Are Increasing Inequality, Deepening Segregation, and Failing the Middle Class—and What We Can Do about It*. New York, NY: Basic Books. Gagliardi, 리처드 플로리다 지음, 안종희 옮김(2017), **도시는 왜 불평등한가 - 도시는 혁신의 엔진인가, 불평등의 산실인가?**, 매일경제신문사.
- Gagliardi, L., Moretti, E., and Serafinelli, M. (2023). The World's Rust Belts: The Hetrogeneous Effects of Deindustrialization on 1,993 Cities in Six Countries, *NBER Working Paper 31948*. <http://www.nber.org/papers/w31948>.
- Glaeser, E. (2009). *The Death and Life of Cities*, In *Making Cities Work: Prospects and Policies for Urban America*, pp. 22-62. Princeton University Press.
- _____. (2011). *The Triumph of the City: How Our Greatest Invention Makes Us Richer, Smarter, Greener, Healthier and Happier*. Penguin Press. 에드워드 글레이저 저, 이진원 역, 2011, **도시의 승리(도시는 어떻게 인간을 더 풍요롭고 더 행복하게 만들었나?**, 해냄출판사.
- Goos, M., Manning, A. and Salomons, A. (2009). Job Polarization in Europe, *American Economic Review* 99(2), pp. 58-63., <https://doi.org/10.1257/aer.99.2.58>
- Green, A. (2023). When should place-based policies be used and at what scale?, *Background paper for the OECD-EC High-Level Expert Workshop Series on "Place-Based Policies for the Future"*, Workshop 2, 12 May 2023, <https://www.oecd.org/cfe/regionaldevelopment/place-based-policies-for-thefuture.htm>.
- Jacobs, J. (1969). *The Economy of Cities*. Vintage, New York.
- Jacobson, L. S., LaLonde, R. J., and Sullivan, D. G. (1993). Earnings Losses of Displaced Workers, *American Economic Review*, 83(4), pp. 685-709.
- Kemeny, T. and Storper, M. (2020). *Superstar Cities and Left-behind Places: Disruptive Innovation, Labor Demand, and Interregional Inequality*. International Inequalities Institute, London School of Economics and Political Science.
- _____. (2023). The Changing Shape of Spatial Inequality in the United States, *Economic Geography* 99, pp. 1-30.
- Kenedi, G. and Sirugue, L. (2023). *Intergenerational Income Mobility in France: A Comparative and Geographic Analysis*. halshs-04423899. Working Paper no.

2023/28.

- Krugman, P. (1991). Increasing Returns and Economic Geography, *Journal of Political Economy* 99(3), pp. 483-499.
- Kyzyma, I. and Groh-Samberg, O. (2020). *Estimation of intergenerational mobility in small samples: evidence from German survey data*. Social Indicators Research (2020) 151: pp. 621-643
- Lee, L.-F. and Yu, J. (2010). Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects, *Journal of Econometrics* 154, pp. 165-185.
- LeSage J. and Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press Taylor & Francis Group, Boca Raton
- Lottmann, F. (2012). Explaining Regional Unemployment Differences in Germany: A Spatial Panel Data Analysis, *SFB 649 Discussion Paper, No. 2012-026*, Humboldt University of Berlin, Collaborative Research Center 649 - Economic Risk, Berlin.
- Majchrowska, A. and Strawinski, P. (2021). Minimum Wage and Local Employment: A Spatial Panel Approach, *Regional Science Policy and Practice* 13(5), pp. 1581-1602. <https://doi.org/10.1111/rsp3>.
- Manning, A. and Petrongolo, B. (2017). How Local are Labor Markets? Evidence from a Spatial Job Search Model, *American Economic Review* 107(10), pp. 2877-2907.
- Martin, R. et al. (2021). *Levelling up Left behind: The Scale and Nature of the Economic and Policy Challenge*. Abingdon: Taylor and Francis.
- McCann, P. (2023). *How Have Place-Based Policies Evolved to Date and What Are They For Now?*, Background paper for the OECD-EC High-Level Expert Workshop Series on “Place-Based Policies for the Future”, Workshop 1, 14 April 2023, <https://www.oecd.org/cfe/regionaldevelopment/place-basedpolicies-for-the-future.htm>.
- Moretti, E. (2004). Human Capital Externalities in Cities, in J. Vernon Henderson and Jacques-François Thisse (Eds.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol. 4, 2004, pp.2243-2291. NorthHolland, Amsterdam.
- Moretti, E. and Yi, M. (2024). Size Matters: Matching Externalities and the Advantages of Large Labor Markets, *NBER Working Paper 32250*.

- Nathan, M. (2023). *Things We Don't Want to Know? Monitoring and evaluating place-based policies*, Background paper for the OECD-EC High-Level Expert Workshop Series on “Place-Based Policies for the Future, Workshop 4, 7 July 2023, <https://www.oecd.org/cfe/regionaldevelopment/placebased-policies-for-the-future.htm>.
- OECD. (2023). *OECD Regional Outlook 2023: The Longstanding Geography of Inequalities*, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/92cd40a0-en>.
- Overman, H. G. and Xu, X. (2022). Spatial Disparities across Labour Markets, *IFS Deation Reviews of Inequalities*, pp.1-66.
- Roback, J. (1982). Wages, Rents, and the Quality of Life, *Journal of Political Economy* 90(6), pp. 1257-1278.
- Roca, J. and Puga, D. (2017). Learning by working in big cities, *The Review of Economic Studies* 84(1), pp. 106-142.
- Rodríguez-Pose, A. (2018). The revenge of the places that don't matter (and what to do about it), *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society* 11(1), pp. 189-209, <https://doi.org/10.1093/cjres/rsx024>.
- Rodríguez-Pose, A., Terrero-Davila, J., and Lee, N. (2023). Left-behind versus Unequal Places: Interpersonal Inequality, Economic Decline and the Rise of Populism in the USA and Europe, *Journal of Economic Geography* 23, pp. 951-977.
- Rohenkohl, B. (2019). *Intergenerational Income Mobility in the UK: New evidence using the BHPS and Understanding Society*. Sheffield Economic Research Paper Series(SERPS) no. 2019017.
- Rosenthal, S. and Strange, W. (2004). Evidence on the nature and sources of agglomeration economies, *Handbook of Regional and Urban Economics* 4, chapter 4, pp. 2119-2171.
- Rothwell, J. and Massey, D. S. (2015). *Geographic Effects on Intergenerational Income Mobility*. *Economic Geography* 91(1): 83-106. doi:10.1111/ecge.12072.
- Terzidis, N. and Ortega-Argilés, R. (2021). Employment Polarization in Regional Labor Markets: Evidence from the Netherlands, *Regional Science* 61, pp. 971-1001.
- Tolbert, C. M. and Sizer, M. (1996). *U.S. Commuting Zones and Labor Market Areas: A*

1990 Update, Economic Research Service Staff Paper No. 9614.

Topel, R. (1994). Regional Labor Markets and the Determinants of Wage Inequality, *The American Economic Review* 84(2), pp. 17-22

Vega, S. H. and Elhorst, J. P. (2016). A Regional Unemployment Model Simultaneously Accounting for Serial Dynamics, Spatial Dependence and Common Factors. *Regional Science and Urban Economics* 60, pp.85-95.

Vermeulen, W. and Braakmann, N. (2023). How do Mass Lay-offs Affect Regional Economies?, OECD *Local Economic and Employment Development (LEED) Papers* 2023/01.

〈부표 2-1〉 개인 월평균임금에 대한 회귀분석 결과

변수명	계수	표준 오차	t통계량	95% 신뢰구간	
성별더미(남성 =0)	-0.329 ***	(0.001)	-530.48	-0.330	-0.328
연령	0.074 ***	(0.000)	390.68	0.073	0.074
연령제곱	-0.001 ***	(0.000)	-429.95	-0.001	-0.001
교육수준					
초등학교	0.142 ***	(0.004)	31.96	0.133	0.151
중학교	0.234 ***	(0.004)	52.48	0.225	0.242
고등학교	0.270 ***	(0.004)	60.62	0.261	0.279
전문대(2, 3년제 포함)	0.333 ***	(0.005)	73.41	0.324	0.342
대학교(4년제 이상)	0.444 ***	(0.005)	98.04	0.436	0.453
대학원(석사)	0.571 ***	(0.005)	119.88	0.562	0.581
대학원(박사)	0.764 ***	(0.006)	138.73	0.753	0.774
mar					
유배우	0.062 ***	(0.001)	73.23	0.060	0.063
사별	0.016 ***	(0.001)	12.2	0.014	0.019
j_dur1	0.002 ***	(0.000)	493.22	0.002	0.002
종사상 지위					
임시근로자	-0.465 ***	(0.001)	-460.53	-0.467	-0.463
일용근로자	-0.497 ***	(0.002)	-274.65	-0.500	-0.493
상수	3.876 ***	(0.005)	714	3.865	3.887
사례 수	3,193,131				
R2	0.600				

자료: 지역별고용조사 2013~2023년 반기별 마이크로데이터

주: 각 모형에서 연도 더미, 산업 및 직업 더미, 지역(시군) 더미는 생략함.

〈부표 2〉 패널고정효과 모형 결과

	개인 특성 통제 전		개인 특성 통제 후	
	계수	표준오차	계수	표준오차
고학력 비중	2.439 ***	(0.047)	0.079 ***	(0.022)
고숙련 비중	-0.850 ***	(0.095)	-0.009	(0.046)
제조업 LQ	0.106 ***	(0.013)	0.024 ***	(0.006)
지식기반산업 LQ	0.019	(0.019)	-0.001	(0.009)
로그인구수	0.104 ***	(0.021)	0.015	(0.010)
청년 고용률	0.087 ***	(0.027)	0.076 ***	(0.013)
지가변동률	0.081 ***	(0.011)	0.043 ***	(0.005)
_상수	3.094 ***	(0.238)	-0.326 ***	(0.114)
rho	0.943		0.653	
사례 수	3,564		3,564	

집필진 | 이상호 (한국고용정보원 연구위원)
이지은 (한국노동연구원 전문위원)
노대영 (한국고용정보원 연구원)

지역노동시장 양극화와 일자리 정책과제

인쇄 2024년 12월
발행 2024년 12월
발행인 이창수
발행처 한국고용정보원
주소 27740 충북 음성군 맹동면 태정로 6
T. 1577-7114
홈페이지 www.keis.or.kr
디자인·인쇄 한국장애인문인복지후원회 (02-2271-2526)

ISBN 979-11-7073-155-9

• 본 보고서의 내용은 한국고용정보원의 사전 승인 없이 전재 및 역재할 수 없습니다.

지역노동시장 양극화와 일자리 정책과제