

정책연구
2015-11

지역고용전략 수립을 위한 노동시장 연구

이규용 · 고영우 · 김우영 · 오민홍 · 이상호 · 홍성호

목 차

요 약	i
제1장 서 론	(이규용) 1
제2장 지역별 인적자본 불평등의 심화와 그 원인에 관한 탐색 (김우영 · 홍성호)	4
제1절 서 론	4
제2절 시군구 간 인적자본의 분포와 변화	8
1. 대졸자 비중의 분포	8
2. 시군구 간 인적자본 격차의 확대	10
제3절 지역 간 인적자본 격차를 확대시키는 원인들	12
1. 시군구 간 고령화의 차이	12
2. 고학력 부부의 대도시 거주	15
3. 학력 간 노동이동의 차이	26
4. 고학력 자영업자와 지역 인적자본의 성장	29
제4절 요약 및 결론	37
제3장 청년층의 지역 노동이동과 지역고용 정책과제 (이상호)	43
제1절 연구 배경 및 주요 쟁점	43
1. 연구 배경	43
2. 주요 쟁점	46
제2절 청년층의 지역 간 노동이동	49

1. 지역의 정의와 경계	49
2. 인구이동	53
3. 청년층 직장이동	61
제3절 노동시장 이행단계별 지리적 이동	67
1. 이동유형별 기초분석	69
2. 이동유형별 모형분석	73
3. 노동시장 정착단계의 특성	76
제4절 청년층 유형별 정책과제	79
1. 요약	79
2. 정책적 함의	80
제4장 지역별 노동시장 성과격차 분석	(오민홍) 86
제1절 서론	86
제2절 지역 간 노동시장 성과격차: 임금곡선	88
제3절 지역 간 노동시장 성과격차의 요인	98
1. 지역 간 임금격차의 요인	98
2. 지역 간 고용 및 임금격차의 요인 분석	101
제4절 요약 및 결론	106
제5장 지역별 재정지원 일자리 사업 성과분석	
..... (고영우 · 이규용)	111
제1절 문제제기	111
제2절 재정지원 일자리 사업 참여자 특성 분석	113
1. 재정을 통한 일자리 지원사업 참여자 특성 분석	113
2. 사업유형별 일자리 지원사업 참여자 특성 분석:	
중앙정부사업	117
제3절 재정지원 일자리 사업 성과 분석	125

1. 사업주체별 재정지원 일자리 사업 취업성과	125
2. 사업유형별 재정지원 일자리 사업 취업성과: 중앙정부사업	129
제4절 재정지원 일자리 사업 노동시장 이행성과 분석	133
1. 민간 일자리 취업성과 분석	134
2. 민간 일자리 이행기간 분석	137
3. 민간 일자리 유지기간 분석	139
제5절 요약 및 결론	142
 제6장 요약 및 시사점	 147
 참고문헌	 154

표 목 차

<표 2- 1> 연도별 대출 비중	8
<표 2- 2> 연도별 대출 비중의 분포와 격차	9
<표 2- 3> 대출자 비중과 인구와의 관계	9
<표 2- 4> 대출자 비중의 변화에 대한 추정결과	11
<표 2- 5> 고령화 차이를 고려한 대출자 비중의 변화에 대한 추정결과	16
<표 2- 6> 학력수준에 따른 가구유형별 도시규모 선택확률	20
<표 2- 7> 부부의 학력수준에 따른 가구유형별 도시규모 선택과 여성의 노동시장 참여 확률	21
<표 2- 8> 미혼자의 학력수준별 도시규모 선택과 여성의 노동시장 참여 확률	24
<표 2- 9> 학력수준에 따른 가구유형별 해당 도시규모 거주 성향의 추세 변화와 격차	25
<표 2-10> 이주 결정요인에서 가구주 학력에 따른 차이	28
<표 2-11> 고학력 자영업자 비중과 인구와의 관계	31
<표 2-12> 고학력 자영업자 비중과 고학력 임금근로자 비중의 상관관계	32
<표 2-13> 고학력 자영업자, 임금근로자가 지역 대출자 비중의 변화에 미치는 영향 추정결과	34
<표 2-14> 고용주와 자영업자의 대출 비중	35
<표 2-15> 고용주와 순수 자영업자 비중의 영향에 대한 추정결과 ..	36
<표 3- 1> 16개 광역시도 역내 통근율	52
<표 3- 2> 청년층(15~34세) 전체 이동률	53
<표 3- 3> 연령계층(5세)별 이동률	55
<표 3- 4> 청년층 지역 간 이동비중	56
<표 3- 5> 청년층 직장이동	63

<표 3- 6> 지역별 청년층 순유입률 추세변화	65
<표 3- 7> 청년층 역의 유출입 특성	66
<표 3- 8> 대학 졸업 후 1.5~2년 후 고용상태	68
<표 3- 9> 대학 졸업 후 1.5~2년 후 고용상태	70
<표 3-10> 고교-대학-거주지 간 이동형태별 고용상태	73
<표 3-11> 졸업 후 1.5~2년 후 취업여부에 대한 프로빗 분석결과: 한계효과	74
<표 3-12> 졸업 후 1.5~2년 후 일자리의 소득 및 직무만족도 회귀분석 결과	76
<표 3-13> 졸업 후 3~4년 시점에서의 직장 및 지역이동	78
<표 4- 1> 지역별 산업집중도(LQ): 상용직 전체	89
<표 4- 2> 서울과 부산의 산업집중도 비교: 상용직 및 좋은 일자리	91
<표 4- 3> 기초통계	95
<표 4- 4> 임금함수 추정결과: 최소자승법	97
<표 4- 5> 임금함수 추정결과: 최소자승법, 고정효과모형	98
<표 4- 6> 근로자 간 임금격차의 요인	100
<표 4- 7> 요인별 임금격차 규모	101
<표 4- 8> 고용량의 지역 간 격차 요인	105
<표 4- 9> 평균임금의 지역 간 격차 요인	105
<표 5- 1> 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성: 중앙정부사업	115
<표 5- 2> 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성: 지방정부사업	116
<표 5- 3> 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성: 고용서비스 유형	119
<표 5- 4> 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성: 직업훈련 ...	121
<표 5- 5> 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성: 고용인센티브	123
<표 5- 6> 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성: 직접일자리	124

<표 5- 7> 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률: 전체 일자리 사업	126
<표 5- 8> 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률: 중앙정부 일자리 사업	127
<표 5- 9> 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률: 지방정부 일자리 사업 대상	128
<표 5-10> 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률: 고용서비스 유형	129
<표 5-11> 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률: 직업훈련 유형	130
<표 5-12> 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률: 고용인센티브 유형	131
<표 5-13> 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률: 직접일자리 유형	133
<표 5-14> 민간 일자리 이행 분석결과: 6개월 시점 취업여부 (프로빗 한계효과)	135
<표 5-15> 민간 일자리 이행 분석결과: 동일 지역(시군구) 취업여부(프로빗 한계효과)	136
<표 5-16> 민간 일자리 이행기간 분석결과: 첫 번째 일자리 구직기간(콕스 회귀분석)	138
<표 5-17> 민간 일자리 유지기간 분석결과: 첫 번째 일자리 유지기간(콕스 회귀분석)	141

그림목차

[그림 2-1] 도시규모와 고학력 부부의 비중 간 관계	18
[그림 2-2] 도시규모와 고학력 자영업자 비중	30
[그림 3-1] 행정단위 수준별 역내 통근율	50
[그림 3-2] 청년층 16개 시도별 순유출입 인구수	59
[그림 3-3] 청년층 비수도권 유출입인구	60
[그림 3-4] 이동행렬을 이용한 지역별 노동력 유출입 지표의 구성	62
[그림 3-5] 고교-대학-거주지 간 이동형태: 출신고교 지역 기준	72
[그림 3-6] 졸업 후 3~4년 시점에서의 직장 및 지역이동	77
[그림 3-7] 청년내일찾기 패키지 개편(안)	82
[그림 4-1] 서울 대비 부산 지역의 산업집중도 격차 및 업종별 평균임금	92
[그림 4-2] 지역별 실업률 및 평균임금 분포	95
[그림 4-3] 지역별 산업구조의 다양성	103
[그림 4-4] 지역별 근로자 밀도	104
[그림 5-1] 사업유형별 구직기간(Kaplan-Meier 곡선)	137
[그림 5-2] 사업유형별 취업 유지기간(Kaplan-Meier 곡선)	140

요 약

지역고용의 성과가 최종적으로 실현되는 단위인 지역 단위에서 노동시장을 정확하게 분석하고 이를 바탕으로 지역 특성에 맞는 지역 고용전략과 정책을 도출하는 것은 국가 전체의 일자리 창출력 제고 방안 모색에서 중요한 의미를 지닌다. 그동안 국내에서 지역 노동시장 분석, 지역별 인력수급 전망, 지역고용창출 평가방법 등에 대해 다양한 시도가 이루어져 왔으나, 주요 선진국과 비교할 때 관련 연구는 부족한 수준이다. 또한 국가 전체를 대상으로 종합적·포괄적인 관점에서 지역고용을 분석한 연구는 많지 않은 실정이다. 지역고용 연구의 상당수가 지역고용전략이나 정책 수립에 기초하거나, 관련성을 갖고 수행된다는 점에서 지역고용에 관한 연구를 되짚어 보고, 연구의 확장성이라는 점에서 새로운 방향을 모색하려는 시도가 요구되고 있다.

본 연구는 이러한 문제인식에 기초하여 현재 지역고용과 관련하여 가장 주요한 현안으로 제기되고 있는 다음의 네 가지 이슈를 초점으로 연구를 진행하고자 한다. 구체적으로는 지역과 청년 문제, 지역의 고령화와 인적자본 문제, 고용률이나 임금격차와 같은 지역의 노동시장 성과격차 문제, 그리고 지역 단위에서 다양하게 수행되고 있는 노동시장 프로그램의 성과 문제 등이 주요 주제이다.

본 연구는 별개의 4개 분석적 연구로 수행되지만 이러한 요소들은 지역 노동시장에 대한 분석적인 틀을 제공함으로써 지역고용전략 모색에 대한 실증적 논거를 제시하는 데 연구 목적이 있다.

제2장은 지역 간 인적자본과 관련한 연구이다. 인적자본의 지역 간 불균형은 학력에 대한 수익률이 점점 증가하고 있다는 점에서 중요한 함의를 가진다. 1980년대 미국의 소득불평등이 심화되면서 그

원인을 밝히려는 연구가 많이 이루어져 왔는데 그중 하나로 고학력에 대한 수익률 증가가 제시되고 있다(Katz and Murphy, 1992; Juhn, Murphy and Pierce, 1993). 만약 고학력에 대한 수익률이 증가한다면, 인적자본이 특정 지역에 편중된다는 것은 이전보다 훨씬 더 심각한 지역 간 소득불평등을 초래한다는 것을 의미한다.

이러한 관점에서 볼 때, 본 연구의 결과는 지역 간 균형발전의 측면에서 비관적인 미래를 제시하고 있다. 농촌지역의 급속한 고령화, 거주와 일자리를 동시에 해결하기 위한 고학력 부부의 대도시로 이동, 고학력 가구주의 기대소득이 높은 지역으로 이동, 고학력 자영업자의 대도시 집중 등은 우리나라 대도시와 중소도시 사이의 인적자본 격차를 확대시켜 왔으며 앞으로도 이러한 추세는 지속될 것으로 예상된다.

인적자본의 지역 간 격차를 해소하기 위해서는 중앙정부와 지방정부의 다양한 정책 개발이 필요하다. 우선, 지역 간 고령화의 차이를 해소하려는 노력이 있어야 할 것이다. 농촌의 고령화는 고학력 젊은 층의 유출에 기인하는 것이기 때문에 이러한 두뇌유출을 막는 지역 산업의 육성이 필요하다. 또한, 고학력 장년층의 귀농을 유도하는 농촌 마을 기업 육성도 하나의 방안이 될 것이다. 중소도시에서도 고학력 미혼자나 기혼자가 거주하면서 일을 할 수 있는 다양한 직업을 제공하는 것이 필요하다. 정주여건을 개선하고 서비스 산업의 선진화를 통하여 고학력 여성에게 필요한 일자리를 제공할 수 있어야 한다. 이를 위해서는 사회적 기업을 통한 일자리 제공도 고려해볼 만하다. 마지막으로, 순수 자영업자보다는 고용주의 창업이 지역의 성장에 더 긍정적인 영향을 미친다는 본 연구의 결과로 볼 때, 실업의 대안으로서 순수 자영업자의 창업은 지양하고, 고용주가 창업하여 고급인력을 유입할 수 있도록 인센티브를 제공하는 것이 지역 간 인적자본 격차를 해소할 수 있는 중요한 정책이 될 것이다.

제3장은 청년층의 지역 노동이동과 지역고용정책과 관련한 연구이다. 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 청년층의 2/3 이상이 시군 범

위 내에서 통근한다는 것은 일상적인 경제활동의 지리적 범위가 그다지 넓지 않다는 것을 보여주는 결과라 할 수 있다. 전체적인 인구 이동성의 감퇴에 따른 이동의 수렴화 경향 속에서 청년층의 상대적 이동성은 오히려 더 커지고 있다. 다만 지역 간 이동에는 상당한 수준의 비용이 수반되기 때문에, 지역 간 이동의 주도권이 20대 초반에서 20대 후반 및 30대 초반으로 넘어가는 이른바 ‘지연된 이동성’의 경향이 강화되고 있다. 청년층 노동력 교환의 지역 간 수렴 속에서 수도권 내부, 즉 서울과 경기 간 노동력 교류만 활발하다는 점 역시 특징적이다. 청년층의 노동이동은 취업여부뿐만 아니라 일자리의 질과도 밀접한 관계를 갖는다. 대졸자직업이동조사를 이용한 청년층의 노동시장 진입단계별 이동유형 분석결과, 노동이동성이 높은 집단은 이동성이 낮은 집단에 비해 취업확률뿐만 아니라 소득 및 직무만족도와 같은 일자리의 질이 높은 것으로 분석되었다.

이러한 연구결과에 나타난 정책함의는 다음과 같다. 첫째, 청년층 고용정책을 실시함에 있어서 지역적 접근은 정당성 측면에서도 필요할 뿐만 아니라, 효과성을 높이기 위해서도 중요하다. 청년층의 지역적 이동이 상대적으로 광범위한 것은 사실이지만, 절대적인 규모 자체는 여전히 다수가 광역지역 내부에서 통근하고 이동하고 있다. 청년층에게도 이동제약이 존재한다면 적어도 광역권역 내에서 청년층 특성에 맞는 고용정책의 설계와 집행이 필요한 것이다. 둘째, 청년층 고용정책에서 수도권 집중을 완화하는 지역균형발전의 관점이 포함되어야 한다. 전체적인 직장이동의 수렴화 경향 속에서 대부분의 이동이 서울과 경기 간 노동력 교환에 의존하는 반면, 비수도권 지역 청년층들의 이동은 크지 않을 뿐만 아니라 광역대도시를 중심으로 서울과의 노동력 교환관계에 주로 의존하고 있다는 점은 점차 지역의 내부 성장 잠재력의 원천이 고갈되고 있음을 의미한다. 지난 10여 년 동안 추진된 행정수도 이전과 공공기관 지방이전이 주로 공공부문 고급인력의 지방이전 및 하드웨어 중심의 인프라 조성에 집중했다면, 향후 지역균형발전의 목표는 청년들이 지역에서 자신이 원하

는 양질의 일자리를 제공할 수 있는 기반을 중심으로 소프트웨어를 조성하는 것이 필요하다. 좋은 기업들이 지역에 뿌리를 내릴 수 있는 지역인재 육성과 환경 조성이 필요할 것이다.

셋째, 청년층 고용정책의 지역적 접근이란, 모든 청년층들을 지역 내부에서 양성하고 취업시키는 것이 아니라 지역적/국지적으로 식별하고 이들에게 필요한 정책 서비스를 개발 및 지원하는 것을 의미한다. 특히 이동성이 상대적으로 낮은 청년층들(여성, 전문대, 인문계열 등)에게 지역적 접근은 더욱 높은 효과성을 발휘할 수 있다. 이런 점에서 최근 아일랜드에서 시도된 청년고용보장제(Youth Guarantee) 실험이 주목할 만하다.

청년 고용정책의 지역적 접근을 고려한다는 것은 직무능력과 취업 의욕 외에도 청년층의 지역 노동시장 특성 및 지역별 특성을 고려한 유형 구분이 필요하다는 것을 의미한다. 요컨대 청년층의 전공이나 특성, 그리고 본인의 의지 등이 지역성에 크게 좌우되지 않고 비교적 장기적인 교육이 가능하다면 지역과 무관하게 정기교육과 알선 프로그램 제안을 할 수 있을 것이다. 반면 청년층 내에서도 가장 취약한 계층의 경우에는 국지적 수준의 고용서비스를 제공하되 소득지원과 적극적 구직을 병행할 수 있을 것이다. 이는 OECD(2010: 17)의 청년 고용에 대한 정책 권고와도 일맥상통하는 부분이기도 하다. 이를 위해서는 무엇보다 지역고용센터와 지자체에 부여되는 역할이 현재 수준보다 향상되어야 한다. 고용서비스 지원 프로그램 혹은 패키지를 구성함에 있어서 지역적 유연성 역시 단계적으로 확대되어야 할 것이다.

제4장은 지역별 노동시장 성과격차 분석결과이다. 여기서는 지역 간 고용격차가 얼마나 심각하게 나타나고 있는지, 그리고 그 원인은 무엇인지를 노동수요 측을 중심으로 살펴보았다. 먼저 지역 간 고용격차의 심각성과 관련해서는 Blanchflower and Oswald(1994)가 제안한 임금곡선 추정을 통해 살펴보았다. 임금곡선은 노동시장의 양적인 성과와 질적인 성과 간에 부의 상관관계가 나타나고 있음을 보

여주는데, 분석을 통해 우리나라 지역 노동시장에서도 임금곡선이 존재하고 있음을 확인할 수 있었다. 이를 통해 지역 간 노동성과 격차가 심화되고 있으며, 그 격차로 인해 지역 노동시장이 이중화될 수 있음을 확인하였다.

또한 본 연구는 지역 간 고용격차를 유발하는 원인을 살펴보았는데, 격차의 대부분이 산업구조의 집중도에 의해 설명되고 있음을 확인할 수 있었다. 즉, 산업구조의 집중도는 지역별로 노동자의 숙련도 분포를 비대칭적으로 만들고, 이 때문에 지역 간 고용 및 임금수준에 차이가 유발된다는 것으로 요약할 수 있겠다. 산업의 고부가가치 정도는 더더욱 지역 간 임금격차를 유발할 수 있다는 의미로도 해석 가능하다. 이런 이유 때문에 주요 전략산업에 대한 지자체 간의 유치 경쟁은 지역 노동시장의 개선을 위해서도 당연한 정책적 노력으로 보인다. 다만 산업정책 차원의 기업 및 산업단지 유치가 고용성과를 높이는 선순환 구조를 정착시키기 위해서는 지역 노동자들에 대한 숙련도 향상을 위한 각종 훈련사업이 보완적으로 수행될 필요가 있겠다.

제5장은 재정지원 일자리 사업의 지역별 성과 분석결과이다. 분석은 크게 사업참여자의 취업성과와 이러한 성과에 영향을 미치는 요인에 대한 분석이다. 먼저 취업성과의 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 2011년과 2012년에 재정지원 일자리 사업에 참여한 모든 참여자들에 대해 종료 후 6개월 시점에서 취업률과 지역 내 취업 비중을 지역별로 분석한 결과 강원도 지역의 취업률이 약 16.2% 수준으로 가장 높은 것으로 나타났으며, 다음으로 서울특별시(13.6%), 경상남도(13.5%) 순으로 높은 것을 확인할 수 있다. 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮은 지역은 제주도로 약 10.2% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타나 지역별로 편차를 보이고 있으며 이는 사업유형별로 분석한 결과에서도 마찬가지이다.

둘째, 한국고용정보원의 일모아DB와 고용보험DB를 결합하여 재정지원 일자리 사업의 참여자가 프로그램 종료 후 노동시장으로 이

행하는 데 영향을 미치는 요인들에 대한 분석을 수행하였다. 요인별로 차이가 있는데 가령, 성별에 따른 취업효과는 지역별로 차이가 있는 반면에 연령별로는 지역별로 거의 차이가 없다. 또한 재정지원 일자리 사업에 참여한 기간이 취업확률에 미치는 효과는 지역별로 상당히 상이한 것으로 나타나고 있다. 중앙정부의 재정지원 일자리 사업에 참여한 이후, 민간 일자리로의 이행기간, 즉 구직기간에 대한 분석 및 재정지원 일자리 사업 참여자가 민간 일자리로 이행한 이후, 첫 번째 직장에서의 직업유지기간, 즉 근속기간에 대한 분석을 수행한 결과에서도 항목에 따라서 지역별로 각 요인들의 영향이 다르게 나타나고 있는 것으로 분석되었다.

이러한 분석결과가 시사하는 바는 크게 두 가지이다. 첫째, 지역별 노동시장 환경과 지자체의 역량에서 차이가 나고 있기 때문에 재정지원 일자리 사업의 성과를 제고하기 위해서는 성과관리의 기준을 지역별로 설정하고 지역차원에서 성과진단 및 성과제고를 위한 노력이 필요함을 의미한다. 둘째, 성과관리의 효율화를 위해서는 일자리 사업 전달체계의 지역 단위 구축 문제 및 이와 관련한 예산 편성의 문제가 검토되어야 한다. 이 두 가지 이슈는 서로 밀접한 관련이 있다. 중앙단위의 표준화된 일자리 사업 모델에 대한 보완요소로서 지역 단위의 일자리 정책이 필요하며, 이를 위해 지역 특성에 부합하는 일자리 사업 운영에 대한 지역의 참여도를 제고하고, 나아가 지역이 일정한 재량권을 갖고 사업을 수행하며, 이를 위한 지역 단위의 일자리 사업 전달체계가 중앙단위 사업의 보완적 기능으로 이루어져야 함을 시사한다. 이에 대한 논의는 향후 지속적으로 필요하며, 이는 단순히 분권화나 재량권으로 접근하기보다는 중앙정부와 지방정부의 협력, 중앙의 표준화와 지방의 지역적 특성이 결합된 보완성의 원리에서 출발하는 것이 타당할 것이다.

제 1 장 서 론

지역고용의 성과가 최종적으로 실현되는 단위인 지역 단위에서 노동시장을 정확하게 분석하고 이를 바탕으로 지역 특성에 맞는 지역고용전략과 정책을 도출하는 것은 국가 전체의 일자리 창출력 제고방안 모색에서 중요한 의미를 지닌다. 그동안 국내에서 지역 노동시장 분석, 지역별 인력수급 전망, 지역고용창출 평가방법 등에 대해 다양한 시도가 이루어져 왔으나, 주요 선진국과 비교할 때 관련 연구는 부족한 수준이다. 또한 국가 전체를 대상으로 종합적·포괄적인 관점에서 지역고용을 분석한 연구는 많지 않은 실정이다.¹⁾ 지역고용 연구의 상당수가 지역고용전략이나 정책 수립에 기초하거나, 관련성을 갖고 수행된다는 점에서 지역고용에 관한 연구를 되짚어 보고, 연구의 확장성이라는 점에서 새로운 방향을 모색하려는 시도가 요구되고 있다.

이런 점에서 지역고용에 대한 다양한 논의와 연구가 이루어지고 있지만 중앙차원의 연구는 상대적으로 담론 중심으로, 그리고 지역차원의 연구는 매우 미시적인 연구가 이루어지고 있어 중앙과 지역의 연계성을 갖는 보다 종합적인 연구 영역에 대한 논의가 상대적으로 미흡한 것으로 생각된다. 따라서 지역고용전략에 대한 논의의 확장성을 위해서는 지역차원의 노동시장에 대한 보다 정치한 분석을 통해 중앙차원의 정책이나 지

1) 지역고용에 대한 기존의 연구를 종합하여 유형별로 정리한 연구는 이규용(2014), 「지역고용 관련 연구의 효율화 방향」, 지역산업고용포럼 발표 자료를 참조.

역차원의 지역고용전략에 대한 방향성을 모색하는 것이 필요하다. 본 연구는 이러한 문제인식에 기초하여 현재 지역고용과 관련하여 가장 주요한 현안으로 제기되고 있는 다음의 네 가지 이슈를 초점으로 연구를 진행하고자 한다. 구체적으로는 지역과 청년 문제, 지역의 고령화와 인적자본 문제, 고용률이나 임금격차와 같은 지역의 노동시장 성과격차 문제, 그리고 지역 단위에서 다양하게 수행되고 있는 노동시장 프로그램의 성과 문제 등이 주요 주제이다.

본 연구의 내용인 4개의 주제는 각각의 장으로 구성되어 있다. 첫째, 지역의 인적자본과 관련한 주제이다. 우리나라의 지역 간 인적자본(human capital) 격차는 지난 1980년대부터 지속적으로 확대되어 왔다(김우영, 2014). 인적자본 수준이 낮은 도시는 대부분 농촌의 소도시이며, 높은 도시는 주로 수도권의 대도시로 나타난다. 전자는 상대적으로 높은 고령화를 겪고 있고, 시간이 지남에 따라 인적자본 수준이 역동적으로 변화되지 않으며 여전히 인적자본이 낮은 지역적 특성을 가진다. 고착화된 지역 간 인적자본의 차이는 지역 간 복지, 소득불균형을 야기하고 이러한 차이는 다시 인적자본의 격차를 확대시킬 수 있다는 점에서 지역의 인적자본 분포 및 지역 간 인적자본의 차이에 대한 연구는 매우 중요하다. 기존의 국내 연구는 인적자본의 지역 간 분포와 함께 불평등이 심화되고 있다는 연구결과를 제시하였지만, 그 원인을 분석하는 연구는 많지 않았다. 제3장에서는 지역 간 인적자본의 격차 발생의 원인을 다양한 측면에서 살펴봄으로써 지역 간 균형성장 방안 도출에 도움이 되는 시사점을 모색하고 이 분야의 연구영역을 확대하고자 한다.

둘째, 지역 간 노동시장 성과격차에 대한 분석이다. 그동안 지역 간 노동시장 격차에 대한 기술은 많이 제시되어 왔지만 정작 이러한 격차가 나타나게 된 원인은 무엇인지에 대한 연구는 제대로 이루어지지 못한 것으로 평가된다. 따라서 여기서는 지역 간 고용격차가 얼마나 심각하게 나타나고 있는지, 그리고 그 원인은 무엇인지를 노동수요 측을 중심으로 분석한다.

셋째, 청년 고용과 지역 문제이다. 최근 통계청의 발표에 따르면 청년 실업자가 40만 명을 넘어서고 실업률은 통계 작성 이래 최고치를 기록²⁾

하는 등 한국의 청년 고용문제는 날이 갈수록 심각해지고 있다. 더욱 우려스러운 점은 정부가 바뀔 때마다 청년 고용대책이 발표되었지만 청년 고용상황이 나아지기는커녕 점차 악화되어 왔다는 점이다. 그동안 정부가 갖은 정책을 동원했지만 별다른 효과를 거두지 못했음을 의미한다고 볼 수 있다. 청년 고용문제에 대한 다양한 해법이 논의되고 있지만 정작 지역차원에서 청년 고용의 이동성에 대한 연구는 제대로 다루어지지 못하고 있어 본 연구의 2장에서는 이에 대한 논의를 통해 정책시사점을 도출한다.

넷째, 중앙정부와 지자체가 다양하게 수행하고 있는 재정지원 일자리 사업의 성과를 지역별로 비교 분석한다. 현재의 재정지원 일자리 사업은 대부분 중앙의 표준화된 지침에 의거하여 수행되고 있으며 상대적으로 지역의 특성을 반영할 수 있는 여지가 크지 않아 지역별 성과의 차이를 야기하고 있다. 따라서 재정지원 일자리 사업의 지역 간 성과격차 분석을 통해 지역의 특성에 부합하는 정책의 필요성을 제시한다.

본 연구는 별개의 4개 분석적 연구로 수행되지만 이러한 요소들은 지역 노동시장에 대한 분석적인 틀을 제공함으로써 지역고용전략 모색에 대한 실증적 논거를 제시하는 데 연구 목적이 있다.

2) 통계청 발표 청년 실업률은 2015년 2월 11.1%를 기록하는 등 지속적으로 10% 이상을 유지하고 있는 실정이다.

제 2 장

지역별 인적자본 불평등의 심화와 그 원인에 관한 탐색

제1절 서론

우리나라의 지역 간 인적자본(human capital)의 격차는 지난 1980년대부터 지속적으로 확대되어 왔다(김우영, 2014). 1985년 성인(25세 이상) 인구 중 대졸자 비중이 가장 높은 도시와 가장 낮은 도시 간 격차는 약 49%p였으나, 2005년에는 그 격차가 61%p로 증가하였다. 또한, 1985년에 대졸자 비중이 낮은 도시들은 2005년에도 여전히 낮은 도시로 남게 됨으로써 지역 간 인적자본의 불균형이 고착화되는 경향을 보이고 있다. 인적자본 수준이 낮은 도시는 대부분 농촌의 소도시이며, 높은 도시는 주로 수도권의 대도시로 나타나고 있는데 전자는 상대적으로 높은 고령화를 겪고 있다는 점에서 이들 지역의 미래는 그리 밝지 않다(최재현·윤현위, 2012).³⁾

인적자본의 지역 간 분포는 대도시와 중소도시, 도시와 농촌 간의 경제발전 및 편의서비스(amenities)의 차이를 설명하는 데 중요한 역할을 한다. 또한, 고학력 비중이 높은 도시지역은 저학력 비중이 높은 농촌지역에 비해 소득수준이 높고, 그에 따르는 편의서비스나 공공재의 수준도 증

3) 우리나라 농촌의 고령화 정도는 상당히 심각한 것으로 나타나고 있다. 최재현·윤현위(2012)에 따르면 2010년 현재 전체 163개 시군구 중 80개 지역이 이미 초고령화 사회(고령자 비중이 20% 이상)로 진입한 것으로 나타나고 있다.

가하게 되기 때문에 인적자본의 지역 간 격차는 자칫 지역 간 복지(welfare)의 격차로 나타날 수도 있다(Diamond, 2015). 한편, 이러한 공공재의 지역 간 차이는 세대 간 상이한 이주유형을 야기해 지역 간 인적자본의 차이를 더욱 더 심화시킬 수 있다(홍성호·유수영, 2012). 결국, 인적자본의 불균형은 지역 간 소득 또는 복지 불균형을 야기하고 이러한 차이는 다시 인적자본의 격차를 확대시킬 수 있기 때문에 많은 지역경제학자들은 인적자본이 지역 간 어떻게 분포되어 있는지 또한 시간의 흐름에 따라 그 차이가 어떻게 변화해 왔는지를 연구해 왔다(Glaeser et al., 2014; Mellander and Florida, 2014; Berry and Glaeser, 2005; Rauch, 1993).

우리나라에서도 지역 인적자본의 차이가 지역경제에 미치는 영향에 관해 간헐적으로 연구들이 이루어져 왔다. 장수명·이변송(2001)은 1995년 인구주택총조사와 1998년 한국노동패널자료를 이용하여 69개 도시 사이에 인적자본이 어떻게 분포되어 있는지를 살펴보고 인적자본 수준이 높은 지역일수록 지역의 임금수준도 높다는 것을 보여주었다. Kwon(2001)도 통계청 자료를 이용하여 인구이동과 인적자본의 분포를 살펴봤는데, 주로 젊은 층이 수도권으로 유입되고 있으며, 고학력자의 비중은 비수도권지역보다는 수도권에서 월등히 높다는 것을 발견하였다. 송두범 외(2015)는 충남을 사례로 학력이 높은 가구주일수록 보다 큰 혹은 보다 다양한 서비스를 제공하는 위계상 상위 도시로 이주하려는 의향이 있음을 보여준다. 최근 김우영(2014)은 인구주택총조사를 이용하여 1985~2005년 사이 지역 간 인적자본의 격차가 증가하고 있으며 이를 설명하는 데 지역 간 고령화 정도의 차이가 매우 중요하다는 것을 보여주고 있다.

본 연구는 우리나라에서 지역 간 인적자본의 불평등이 어떻게 진전되고 있는지를 살펴보고, 그 원인에 대해서 탐색하고자 한다. 앞서 언급한 바와 같이 인적자본의 불평등은 지역 간 성장의 차이, 더 나아가 삶의 질의 차이를 낳는다는 점에서 매우 중요하다. 하지만 기존의 국내 연구는 인적자본의 지역 간 분포와 함께 불평등이 심화되고 있다는 것을 보여주었지만 그 원인을 밝히는 데는 미흡했다. 본 연구에서는 지역 간 인적자

본의 격차가 왜 확대되어 왔는지를 다양한 시각에서 살펴봄으로써 이 분야의 연구영역을 확대하고자 한다. 또한, 그 원인을 탐색함으로써 지역 간 균형성장 방안 도출에 도움이 되는 시사점을 모색하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 인구주택총조사 원자료를 이용하여 우리나라의 시군구별 인적자본의 수준을 1985년부터 2010년까지 5년 단위로 살펴본다. 본 연구에서 인적자본은 Berry and Glaeser (2005)에 따라 25세 이상 성인 인구 중 대졸자의 비중으로 정의된다. 이상의 목적은 지역별 인적자본 수준의 추이와 지역 간 격차를 살펴보는 것이다. 또한, 인적자본 수준이 도시 규모와 어떤 관계가 있는지, 지역별 절대적 수준은 어떻게 변화했는지, 지역 간 상대적 순위는 얼마나 변동했는지 등을 분석한다.

제3장은 지역 간 인적자본 격차의 원인을 탐색하며, 여기서는 다시 네 가지 주제를 다루고자 한다. 첫째, 지역 간 인적자본 격차를 지역 간 고령화 정도의 차이에서 찾고자 한다. 김우영(2014)은 1985~2005년 사이 우리나라 시도 간 인적자본의 격차가 확대되었는데 그 원인으로 지역 간 고령화 정도가 중요하다는 것을 지적하고 있다. 고령화율이 높은 지역일수록 점점 더 고령화가 가속화되는 추세이기 때문에 이를 고려하면 지역 간 인적자본의 격차는 더 이상 확대되지 않는다는 것이다. 하지만 김우영(2014)은 10년 단위 자료를 사용하였으며, 분석기간도 2005년까지로 한정되었다. 또한, 고령화와 인적자본 격차의 관계를 설명하는 데 다른 요인(여성 비중, 제조업 비중, 인구규모 등)을 통제하지 않고 있기 때문에 왜 고령화의 차이가 인적자본의 격차를 확대하는지에 대한 논의가 부족하였다. 이 장에서는 이러한 한계를 보완하기 위해서 5년 단위의 인구주택총조사 자료를 이용하며, 다른 요인들을 통제하는 회귀식을 추정하여 인적자본 확대와 고령화의 영향을 살펴보고자 한다.

두 번째 주제는 고택력 부부(power couple)의 대도시 이동을 통하여 지역 간 인적자본의 격차를 설명하고자 한다. Costa and Kahn(2000)은 미국의 대도시와 소도시 간 인적자본의 격차가 확대된 원인으로 고택력 부부가 대도시로 이동하는 현상을 제시하고 있다. 이들의 주장은 고택력 부부일 경우 두 사람 모두 일자리를 찾을 수 있는 도시에 거주하는 것이

불가피하며 이를 가능하게 하는 대도시로 이주한다는 것이다. 대도시일 수록 전문성을 요하는 직업이 존재할 가능성이 높을 뿐만 아니라 여성의 학력이 상승함에 따라 고학력 부부의 대도시 이주경향은 최근에 더 크게 나타날 가능성이 있다. 이러한 현상은 우리나라에서도 동일하게 나타난다. 따라서 우리나라 지역 간 인적자본의 격차를 설명하는 데 고학력 부부의 공동거주(co-location)가 중요한 원인이 될 수 있는지 Costa and Kahn(2000)의 방법론을 사용하여 살펴보고자 한다.

셋째, 고학력자의 지역 간 이동을 통하여 지역 간 인적자본의 변동을 살펴보고자 한다. McHenry(2014) 역시 미국의 통근지역 간 대졸자/고졸자 비중의 격차를 살펴보았는데 그는 지역의 인적자본 수준을 부모와 자식 간의 이전(intergenerational transfer), 고(저)학력 인구가 자신이 태어난 곳에서 그대로 거주할 확률, 고(저)학력자의 지역 간 이동으로 분해하였다. 그 결과, 부모와 자식 간의 인적자본 이전은 도시보다는 농촌에서 더 강하게 나타나며, 고학력자는 주로 농촌에서 도시로 이동한다는 것을 밝혔다. 즉, 연구결과 미국에서 지역 간 인적자본의 격차를 확대하는 주요 원인은 지역 내 인적자본의 세대 간 대물림보다는 고학력자의 대도시로의 이동에 기인한다는 것을 보여주고 있다. 우리나라의 경우 자료의 한계로 인하여 부모와 자식 간의 인적자본 이전을 확인하기는 어렵지만 고학력자의 지역 간 이동은 살펴볼 수 있을 것이다. 학력수준에 따른 이주 결정요인의 차이에 대한 분석은 정책적으로도 중요한 시사점을 제공하리라 본다.

마지막으로 고학력 자영업자 비중의 지역 간 변화를 살펴보고자 한다. Berry and Glaeser(2005)의 연구에 따르면 고학력 자영업자가 많으면 고숙련을 요구하는 창업을 할 가능성이 높으며 따라서 고학력 임금근로자에 대한 수요가 증가하게 된다. 결국, 고학력 자영업자의 지역 간 분포 역시 지역 간 인적자본의 불평등을 설명하는 중요한 요인이 될 수 있을 것이다. 하지만 이러한 가능성이 실증적으로 증명되지는 못하였다. 이 장에서는 인구주택총조사와 전국사업체조사를 통하여 각 시도별 자영업자 비중을 구하고, 이를 기초로 지역 간 인적자본의 성장 차이를 설명하고자 한다.

끝으로, 제4장은 연구결과를 요약하고, 지역 간 균형발전을 위하여 어떤 형태의 인적자본 성장전략이 필요한지에 대해서 논의한다.

제2절 시군구 간 인적자본의 분포와 변화

1. 대졸자 비중의 분포

본 연구에서 인적자본은 25세 이상의 성인 인구 중 전문대졸 이상의 학력을 가진 사람의 비중으로 정의되는데, 1985년부터 2010년까지 5년 단위의 인구주택총조사를 이용하여 행정구역을 통일한 후, 그 비중을 계산한 결과는 <표 2-1>과 같다.⁴⁾

<표 2-1>을 보면 우리나라 도시들의 대졸 비중은 꾸준히 증가해 온 것을 알 수 있다. 1985년 평균 대졸 비중은 11.8%였는데 2010년에는 33.8%로 약 3배 가까이 증가하였다. 또한, 시군구 간 최대와 최소의 격차도 1990년을 제외하고는 꾸준히 확대되고 있음을 알 수 있다. 이러한 경향은 표준편차에서도 동일하게 나타난다. 즉, <표 2-1>의 수치는 우리나라 도시의 인적자본 수준은 전반적으로 증가하였으나 시군구 간 격차는 확대되어 왔다는 것을 보여준다.

<표 2-1> 연도별 대졸 비중

연도	표본수	평균	표준편차	최소값	중위수	최대값	최대-최소
1985	201	0.118	0.085	0.012	0.114	0.502	0.490
1990	203	0.137	0.081	0.014	0.133	0.499	0.484
1995	201	0.187	0.088	0.017	0.174	0.547	0.530
2000	203	0.226	0.091	0.028	0.222	0.559	0.531
2005	203	0.297	0.112	0.041	0.294	0.651	0.610
2010	197	0.338	0.129	0.076	0.344	0.729	0.653

주: 대졸 비중은 25세 이상 성인 인구 중 전문대졸 이상의 비중.

4) 자료구축에 대한 자세한 내용은 김우영(2014)에서 자세히 설명된다.

〈표 2-2〉 연도별 대졸 비중의 분포와 격차

연도	1985	1990	1995	2000	2005	2010
상위 75%	0.099	0.129	0.173	0.220	0.285	0.346
상위 25%	0.032	0.041	0.061	0.086	0.106	0.143
75%-25%	0.067	0.088	0.112	0.134	0.179	0.203

주: 대졸 비중은 25세 이상 성인 인구 중 전문대졸 이상의 비중으로 정의됨.

시군구 간 대졸 비중의 격차를 좀 더 자세히 살펴보기 위해서 각 연도의 시군구를 대졸 비중으로 정렬한 후 25% 분위와 75% 분위기를 구하였다. <표 2-2>를 보면, 1985년부터 2010년까지 25% 분위와 75% 분위 사이 대졸 비중의 격차가 꾸준히 증가해 온 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 우리나라 시군구 사이에 인적자본의 불균형이 지속적으로 심화되어 왔음을 확인시켜 준다.

다음으로 도시규모와 대졸자 비중의 관계를 살펴보기 위해서 다음과 같은 간단한 회귀식을 추정한다:

$$c_{it} = \alpha_t + \beta_t \ln pop_{it} + e_{it} \quad (1)$$

위에서 c_{it} 는 i 시군구의 대졸자 비중이고, $\ln pop_{it}$ 는 그 지역의 로그 인구를 나타낸다. 따라서 β_t 는 인구가 1% 증가할 때 대졸자 비중이 얼마나 증가하는지를 나타낸다. <표 2-3>은 도시인구와 대졸자 비중 사이에 강

〈표 2-3〉 대졸자 비중과 인구와의 관계

	1985	1990	1995	2000	2005	2010
$\ln pop$	0.056** (0.005)	0.061** (0.005)	0.068** (0.005)	0.083** (0.005)	0.094** (0.005)	0.082** (0.005)
상수	-0.584** (0.059)	-0.612** (0.054)	-0.669** (0.055)	-0.811** (0.083)	-0.890** (0.059)	-0.708** (0.054)
R^2	0.390	0.457	0.516	0.624	0.637	0.622
표본수	201	203	201	203	203	197

주: 괄호 안의 수치는 표준오차이며, **는 95% 수준에서 유의함을 나타냄.

한 상관관계가 있음을 보여준다. 또한 그 상관관계는 2010년을 제외하면 최근으로 오면서 더 강해짐을 알 수 있다. 1985년에는 도시인구가 1% 더 커지면 대졸 비중이 약 5.6%p 증가하였는데 2010년에 들어서면 약 8.2%p 증가하는 것으로 나타난다. 즉, 대도시와 중소도시 사이의 대졸자 비중의 격차는 점점 더 증가해 왔음을 알 수 있다.

2. 시군구 간 인적자본 격차의 확대

이제 지역 간 인적자본의 격차가 시간에 따라 증가하는지를 알아보기 위하여 Berry and Glaeser(2005)의 모형을 이용하여 분석해 보기로 한다. 즉, 1985년에 대졸 비중이 높은 지역이 10년 후 대졸 비중이 더 크게 증가했는지를 추정해 보기로 하자. 구체적으로 다음의 식을 추정한다.

$$c_{it+10} - c_{it} = \alpha + \beta c_{it} + \Gamma X_{it} + e_{it} \quad (2)$$

위에서 X_{it} 는 i 시군구의 로그 인구, 여성 비중, 제조업 비중 등의 통제 변수를 포함한다. 식 (2)에서 우리가 관심을 갖는 계수는 β 인데 만약 $\beta > 0$ 이면 대졸 비중이 높은 도시가 10년 후 증가폭도 더 커진다는 것을, $\beta < 0$ 이면 그 격차가 줄어든다는 것을, $\beta = 0$ 이면 변화가 없다는 것을 각각 의미한다.

<표 2-4>는 식 (2)의 추정결과를 제시한다. 첫 행에 나타난 변수는 변화의 첫 연도를 나타낸다. 즉, 1985~95년의 변화에 대한 식에서는 1985년, 1990~2000년의 변화 식에서는 1990년, 1995~2005년의 변화 식에서는 1995년, 2000~10년의 변화 식에서는 2000년의 값을 가진다.

우선 열 (1), (3), (5), (7)을 보면 대졸 비중이 높았던 도시가 10년 후에 더 크게 증가함을 알 수 있다. 1985년에 대졸 비중이 1%p 높은 도시는 1995년에는 1.144%p 더 증가하며, 1990년에 대졸 비중이 1%p 높은 도시는 2000년에는 1.193%p 더 증가하며, 1995년에 대졸 비중이 1%p 높은 도시는 2005년에는 1.321%p 더 증가하는 것으로 나타나고 있다. 2000년과 2010년 사이에는 계수값이 다소 감소하는 것으로 나타나지만 전반적으로

〈표 2-4〉 대졸자 비중의 변화에 대한 추정결과

	1985~95년 대졸자 비중의 차이		1990~2000년 대졸자 비중의 차이		1995~2005년 대졸자 비중의 차이		2000~10년 대졸자 비중의 차이	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
초기의 대졸 비중	0.144** (0.041)	0.041 (0.048)	0.193** (0.041)	0.020 (0.052)	0.321** (0.034)	0.100** (0.045)	0.225** (0.030)	0.127** (0.047)
여성 비중		-0.942** (0.210)		0.015 (0.221)		-0.532** (0.184)		-0.607** (0.183)
제조업 비중		-0.018 (0.066)		0.166** (0.056)		0.119* (0.062)		0.119* (0.064)
인구(log)		0.009* (0.005)		0.012** (0.005)		0.016** (0.005)		0.001 (0.005)
상수항	0.044** (0.004)	0.437** (0.115)	0.050** (0.005)	-0.102 (0.126)	0.034** (0.005)	0.137 (0.107)	0.042** (0.005)	0.351** (0.111)
R ²	0.060	0.219	0.102	0.240	0.308	0.480	0.228	0.340
표본수	198	198	202	202	200	200	197	197

주: 괄호 안의 수치는 표준오차이며, **와 *는 각각 95%와 90% 수준에서 유의성을 나타냄. 시도를 나타내는 지역더미를 포함시켜도 질적인 결과는 크게 달라지지 않음.

불 때 지역 간 대졸 비중의 격차가 확산되고 있다고 볼 수 있다.

<표 2-4>의 (2), (4), (6), (8)열은 초기의 대졸 비중 이외에 여성 비중, 제조업 비중, 로그 인구 등 다른 요인을 통제하고 있다. 1985~95년과 1990~2000년의 회귀식에서는 10년 전의 대졸 비중의 계수가 양수이지만 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 이 기간에는 여성 비중이나 산업구조의 차이, 인구의 차이 등이 도시 간 인적자본의 확대에 중요한 영향을 끼친 것으로 보인다. 남성 비중이 높은 도시일수록, 제조업 비중이 높은 지역일수록, 도시규모가 큰 지역일수록 고학력자의 유입이 더 많을 것을 예상한다면 이들이 도시 간 대졸자 비중의 격차를 설명하는데 중요한 요소가 될 수 있음은 쉽게 짐작할 수 있다.

하지만, 1995~2005년과 2000~10년에는 좀 다른 양상을 보여준다. 여성 비중, 제조업 비중, 로그 인구 등 다른 요인을 통제한 이후에도 1995년, 2000년의 대졸 비중 변수는 여전히 통계적으로 유의하게 나타난다. 비록 아무것도 통제하지 않았을 경우에 비하여 대졸 비중의 계수가 크게 감소하였지만(0.321에서 0.100, 0.225에서 0.127로 감소), 여전히 1995년과 2000년 대졸 비중이 높은 지역은 2005년, 2010년에 이르러 더 크게 증가한 것으로 나타나고 있다.

<표 2-4>의 결과는 우리나라의 지역 간 인적자본 격차를 설명하는 데 여성 비중, 제조업 비중, 인구규모 외에 다른 요인들을 고려할 필요성을 제시한다. 특히, 1995년 이후 대졸 비중의 격차가 왜 확대했는지 그 이유를 밝히는 것은 우리나라 지역 간 인적자본의 분포와 변화를 이해하는데, 더 나아가 지역 간 경제발전의 불균형을 이해하는 데 매우 중요한 작업이라 할 수 있다. 다음 장에서는 다양한 측면에서 그 이유를 탐색해 보기로 한다.

제3절 지역 간 인적자본 격차를 확대시키는 원인들

1. 시군구 간 고령화의 차이

우리나라 도시들 사이에 나타나는 주요한 특징 중 하나는 고령화이다. 최재현·윤현위(2012)는 인구주택총조사 1990~2010년 자료를 이용하여 우리나라 163개 시군구를 대상으로 고령화 비중을 살펴보았는데 도시규모가 작을수록, 인구증가율이 낮을수록 고령화가 가속화되며, 2010년 현재 이미 80개 지역이 초고령화 사회로 접어들었다고 보고하고 있다. 김우영(2014)은 지역 간 고령화율의 차이와 지역 간 인적자본의 차이 사이에 강한 상관관계가 존재함을 보이고 있다. 여기서는 과연 고령화의 차이가 지역의 인적자본 성장에 중요한 영향을 미치는지를 좀 더 면밀히 살펴보기로 한다.⁵⁾

앞서 <표 2-4>에서 초기 인적자본 수준이 높은 지역이 그 이후 더 높은 인적자본 증가율을 경험하는 것을 보았다. 또한, 1995~2005년 기간에는 다른 요인들을 통제한 이후에도 이러한 추세가 지속되는 것을 발견하였다. 하지만 분석에서 고려하지 않은 중요한 요인은 지역의 고령화 정도이다. 만약 인구 중 고령자의 비중이 높은 지역일수록 경제성장이 낮은 지역이고 숙련수준이 떨어지는 지역이라면 이 지역의 인적자본 성장률도 낮을 것으로 생각해 볼 수 있다. 이 경우 한 지역의 고령화율은 그 지역의 미래 인적자본 증가율을 결정하는 데 중요한 변수가 될 수 있다.

지역 간 고령화율의 차이가 인적자본 성장의 차이에 얼마나 중요한지를 알아보기 위하여 2단계로 회귀분석하기로 한다. 우선 어느 지역의 10년간 대졸 비중의 성장률을 고령화율로 회귀분석한다. 즉,

$$c_{it+10} - c_{it} = \gamma + \delta old_{it} + u_{it} \quad (3)$$

위에서 old_{it} 는 지역 i 의 t 년도 고령자(65세 이상)의 비중을 나타낸다. 만약 고령자 비중이 높을수록 그 지역의 장래 인적자본의 성장에 부정적인 영향을 미친다면 δ 는 음수로 예상된다. 식 (3)에서 잔차, 즉 \hat{u}_{it} 는 지역의 고령자 비중이 인적자본의 증가율에 미치는 효과를 제거한 것이다. 두 번째 단계에서는 \hat{u} 를 다시 초기 인적자본의 비중, 여성 비중, 제조업 비중, 로그 인구 등으로 회귀분석한다. 즉, 다음의 식을 추정한다.

$$\hat{u}_{it} = \alpha + \beta c_{it} + \Gamma X_{it} + e_{it} \quad (4)$$

만약 고령자 비중이 인적자본의 증가율에 미치는 영향이 크지 않다면 β 는 여전히 양수로 통계적으로 유의하게 나타날 것이나, 반대로 그 영향이 크다면 β 는 통계적으로 유의하지 않게 나타날 가능성이 높다.

추정결과는 <표 2-5>와 <부표 2-1>에 제시된다.⁶⁾ 고령자 비중이 높

5) 김우영(2014)의 연구에서는 지역 간 인적자본의 격차와 고령화율의 차이 사이의 상관관계에 초점을 두고 있다. 회귀분석에서도 다른 요인을 통제하지 않고 있다.

6) 지면관계상 2000년과 2010년 사이의 결과는 <부표 2-1>에 제시된다.

은 도시일수록 대졸자 비중의 증가폭은 감소하는 것으로 나타나며 통계적으로도 매우 유의하게 나타남을 알 수 있다. 또한, 그 효과도 최근에 올수록 더욱 강화되고 있다. 즉, 1985년에 고령자 비중이 1% 높은 도시는 그 이후 10년간 대졸자 비중의 증가폭이 약 0.38%p 감소하나, 1990년에는 0.39%p, 1995년에는 0.53%p로 지속적으로 그 영향력이 증가하고 있다. 이러한 결과는 고령화가 높은 지역은 주로 농촌지역으로서 농업 비중이 높고, 제조업 비중이 낮기 때문에 고학력자의 유출이 심해져서 나타나는 현상으로 볼 수 있다(권상철, 2005).⁷⁾

도시의 고령자 비중이 그 지역의 대졸자 비중의 증가율에 미치는 영향을 제거한 후 초기 인적자본의 효과를 추정한 결과는 <표 2-5>의 (1)-(6)에 제시된다. 다른 변수를 통제하지 않은 (1), (3), (5)열을 보면, 놀랍게도 초기 대졸자 비중이 더 이상 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 이 결과는 <표 2-4>에서 초기 대졸자 비중이 매우 통계적으로 유의한 것과 대비된다. 초기 인적자본의 효과가 가장 강했던 1995~2005년, 2000~10년의 경우에도 대졸 비중의 계수는 양수이지만 통계적으로 신뢰할 수 없는 수준이며 R^2 역시 매우 낮은 수준이다. 이러한 결과는 지역 간 고령화의 차이를 제거하면 지역 간 인적자본의 격차가 확대된다고 볼 수 없다는 것을 의미한다. 다시 말하면 지역 간 고령화의 차이가 지역 간 인적자본의 격차 확대를 설명하는 주요 원인 중 하나라고 할 수 있다.

<표 2-5>의 (2), (4), (6)열은 여성, 제조업, 인구 등을 통제한 결과인데, 초기 대졸 비중의 계수는 오히려 음수이지만 통계적 유의성은 없는 것으로 나타나고 있다. 또한, 다른 통제변수들도 <표 2-4>에 비해 통계적 유의성이 떨어지는 것으로 나타나는데 이는 도시 간 고령화의 차이가 이들 변수의 차이가 인적자본 증가율에 미치는 영향을 상당 부분 설명하고 있기 때문으로 해석할 수 있다.⁸⁾

7) 최근 고학력자가 은퇴 후 고향으로 돌아오는 현상이 관찰되나 이러한 유입보다는 고학력 젊은 층의 유출이 더 클 것으로 예상된다. 이 점에 대해서는 추후 인구이동을 통하여 재검토될 것이다.

8) 실제로 제조업 비중과 고령자 비중, 인구와 고령자 비중 사이에는 강한 음의 관계를 보이며, 여성 비중과 고령자 비중 사이에는 강한 양의 관계를 보인다.

하지만, 초기 인적자본과 그 이후 인적자본의 증가율의 관계가 가장 강하였던 1995~2005년의 경우 고령화의 차이를 제거한 이후에도 도시규모가 인적자본 성장률에 중대한 영향을 미친다는 것은 흥미로운 결과이다. 이는 도시 간 고령화의 차이가 없더라도 대도시일수록 인적자본의 증가율이 더 높다는 것을 의미하는데 그 이유는 무엇일까? 고령화율이 동일할지라도 대도시일수록 고학력자의 증가율이 높다는 것은 도시규모가 클수록 고학력자에게 더 많은 혜택을 주기 때문일 것이다. 도시규모가 클수록 고학력자에게 어떤 추가적인 혜택을 줄 수 있는지에 대해서 Costa and Kahn(2000)은 고학력 부부의 공동거주(co-location)를 제시하고 있다. 이하에서는 우리나라의 경우에도 대도시가 고학력 부부의 공동거주 문제를 완화시킴-즉, 고학력 노동자가 요구하는 고속런 일자리가 대도시에 보다 많고 부부 모두가 고학력인 경우 대도시에 거주함으로써 학력수준에 부합하는 일자리를 찾는 것이 보다 용이해짐-으로써 인적자본을 증가시켜 왔는지를 좀 더 자세히 살펴보기로 하자.

2. 고학력 부부의 대도시 거주

Costa and Kahn(2000)은 지역 간 인적자본 불평등의 심화-즉, 대도시에서 고학력자의 비중이 점차 증가-는 대도시에서 고학력 부부 증가의 영향을 받음을 실증적으로 제시한다. 일반적으로 도시의 규모가 클수록 고학력자의 유입을 촉진하는데, 이는 일차적으로 대도시에서 고학력에 대한 보수(returns)가 보다 빠르게 증가하거나 문화·여가활동에 대한 접근성과 같은 도시의 여건(urban amenities)이 정상재(normal goods)에 해당하기 때문이다. 하지만, 이와 더불어 대도시는 미혼 남녀가 만나서 결혼하는 공간으로 작용함과 동시에 고학력 부부의 공동거주문제(co-location problem)를 완화하기 때문에 고학력 부부의 대도시 비중은 (결혼)여성의 경제활동참가 증가추세와 함께 점차 높아지며 이로 말미암아 지역 간 인적자본 불균등이 심화될 수 있다. Costa and Kahn(2000)의 분석결과는 미국 대도시에서 고학력 부부의 비중이 1940년 32%에서 1990년 50%로 상승했으며 이는 대도시에서 고학력자의 상대적 이점

〈표 2-5〉 고령화 차이를 고려한 대졸자 비중의 변화에 대한 추정결과

	1985~95			1990~2000			1995~2005		
	대졸자 비중의 차이	고령화를 제거한 잔차		대졸자 비중의 차이	고령화를 제거한 잔차		대졸자 비중의 차이	고령화를 제거한 잔차	
		(1)	(2)		(3)	(4)		(5)	(6)
고령자 비중	-0.380** (0.068)			-0.391** (0.054)			-0.530** (0.040)		
대졸 비중		-0.004 (0.041)	-0.029 (0.068)		-0.002 (0.032)	-0.062 (0.067)		0.024 (0.030)	-0.033 (0.041)
여성 비중			-0.810** (0.300)			0.364 (0.232)			0.122 (0.155)
제조업 비중			-0.120 (0.076)			0.089 (0.060)			0.004 (0.064)
인구(log)			0.005 (0.007)			0.007 (0.006)			0.009** (0.004)
상수항	0.097** (0.008)	0.0003 (0.004)	0.372** (0.188)	0.117** (0.007)	0.0002 (0.004)	-0.279* (0.157)	0.154** (0.006)	-0.003 (0.005)	-0.167 (0.109)
R ²	0.136	0.001	0.076	0.206	0.000	0.040	0.473	0.003	0.028
표본수	198	198	198	202	202	202	200	200	200

주: 괄호 안의 수치는 강건한(robust) 표준오차이며, **와 *는 각각 95%와 90% 수준에서 유의성을 나타냄. 시도를 나타내는 지역더미를 포함시켜도 질적인 결과는 크게 달라지지 않음.

(advantage)보다는 고학력 부부의 공동거주문제에 기인함을 제시한다.9)

우리나라에서도 고학력 부부의 공동거주문제가 이들의 대도시 집중을 야기하고 이로 인해 지역 간 인적자본의 불균등이 심화되었을 가능성이 충분히 존재한다. 따라서 공동거주문제를 우리나라의 자료로 살펴볼 필요가 있다. 먼저, 도시규모에 따라 고학력 부부의 비중이 어떻게 변화하고 있는지를 관찰하기 위해, 앞의 식 (1)에서 종속변수를 시군구별, 대졸자 비중

9) 최근에는 남편과 부인이 모두 고학력일 때보다는 오히려 남편만이 고학력일 때 대도시로 이동하는 확률이 더 높다는 동반이동 가설(tied-movers hypothesis)을 지지하는 연구(Compton and Pollack, 2007)도 있으며, 남녀의 성에 무관하게 고학력자면 대도시 이동확률이 높아진다는 도시화 가설(urbanization hypothesis)을 지지하는 연구(Mariotti, Mumford and Pena-Boquete, 2015)도 있다.

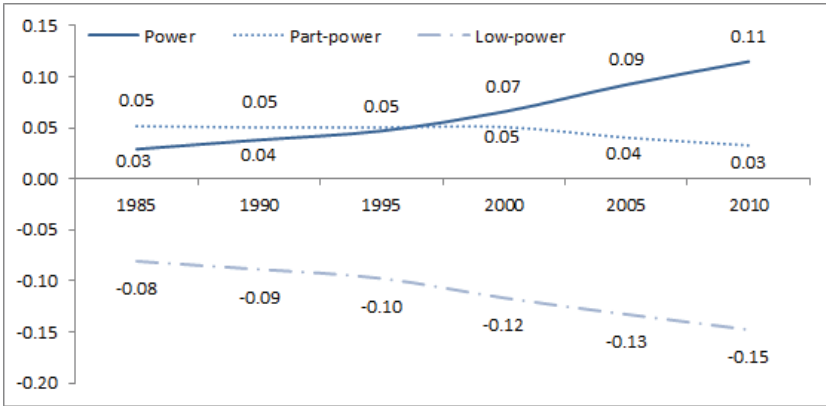
이 아닌, 학력수준에 따른 해당 유형 부부의 비중으로 정의한 회귀식을 추정한다. 통계청의 인구주택총조사 자료를 이용한 추정결과는 [그림 2-1]에 요약된다. 부부 모두가 대졸자에 해당하는 고학력 부부(Power)의 지역 내 비중은 1985년에 해당 지역 인구가 1% 증가할 때 2.91%p만큼 상승하지만 시간이 갈수록 인구증가에 따라 이들 고학력 부부 비중의 상승 정도는 점차 커져 2010에는 11.5%p만큼 상승하는 것으로 나타난다. 반면, 부부 가운데 한 명만 고학력인 경우(Part-power) 도시규모의 증가(1%)에 따른 이들의 지역 내 비중 변화는 1985년 5.2%p 상승에서 2010년 3.3%p 상승으로 그 상승폭이 오히려 다소 감소하며, 부부 모두가 고학력이 아닌 경우(Low-power)에는 도시규모의 증가에 따라 이들의 비중이 감소하며 이는 최근에 보다 심화되고 있는 것으로 나타난다.

하지만, [그림 2-1]의 결과에 기초해 고학력 부부의 공동거주문제로 인해 이들의 대도시 집중현상이 최근에 가속화되었다고 주장하는 데는 한계를 지닌다. 왜냐하면 Costa and Kahn(2000)이 주장하는 바와 같이 보다 큰 도시에서의 혜택은 혼인상태에 상관없이 나타나기 때문이다. 즉, [그림 2-1]에서의 변화에서 고학력자가 대도시에서 얻는 혜택으로 인한 이들의 대도시 거주비율 변화와 미혼 고학력자가 대도시에서 만나 결혼하는 비율의 변화를 제거한 후에 공동거주문제로 인한 고학력 부부의 대도시 거주비율 변화를 측정하는 것이 가능하다. 이를 위해 미혼의 학력수준별 대도시 거주비율의 변화를 이용한다.

<표 2-6>은 학력과 혼인상태에 따른 유형별 해당 규모 도시의 거주비율을 연도별로 나타낸다. 먼저, 고학력 부부(power couples)의 30만 명 이상 대도시 거주비율은 1985년 74.9%에서 2005년 80.3%로 1995년을 제외하고 증가추세를 보이다가 2010년에 76.6%로 다소 낮아짐을 볼 수 있다.

이와는 대조적으로 부분 고학력 부부(part-power couples)의 경우 1995년부터 최근까지는 대도시 거주비율이 오히려 다소 감소함을 볼 수 있다. 반면, 저학력 부부는 대도시 거주비율이 2010년을 제외하고 지속적으로 상승해 오고 있으며, 상승폭이 고학력 부부의 그것에 비해 오히려 큰 것으로 나타난다.

(그림 2-1) 도시규모와 고학력 부부의 비중 간 관계



주: 각 수치는 학력수준에 따른 해당 유형 부부의 시군구별 비중을 종속변수로 하고 해당 시군구의 인구를 설명변수로 하는 회귀식($share_j = \beta_0 + \beta_1 \ln pop_j + e_j$)에서 인구의 백분율 변화에 따른 해당 유형 부부 비중의 변화에 대한 추정치($\hat{\beta}_1$)를 나타냄.

자료: 통계청, 인구주택총조사, 1985~2005(2% 표본), 2010(10% 표본).

공동거주문제로 인한 고학력 부부의 대도시 거주비율 변화를 파악하기 위해서는 고학력자에게 나타나는 대도시의 혜택을 통제해야 하며 이를 위해 미혼의 학력수준에 따른 대도시 거주비율의 변화를 살펴볼 필요가 있다. 미혼의 경우 학력수준과 성별에 상관없이 역시 대도시 거주비율이 시간이 지남에 따라 지속적으로 상승하였으며, 그 상승폭은 앞에서의 부부의 경우에 비해 보다 큰 것으로 나타난다. 이를테면, 고학력 남성 미혼자의 대도시 거주비율은 1985년 69.1%에서 2010년 74.8%로 1995년과 2010년을 제외하고 지속적인 상승추세를 기록하였다.

하지만, 이 기간 동안 저학력 남성 미혼자의 대도시 거주비율은 9.6%에서 68.8%로 고학력 남성 미혼자의 그것에 비해 상승폭이 훨씬 큰 것으로 분석된다. 다만, 기간을 1995~2010년으로 한정하는 경우 남성 미혼자의 학력수준 간 대도시 거주비율 변화는 유사하게 나타나며, 이는 여성 미혼자의 경우에도 마찬가지이다.

공동거주문제로 인한 고학력 부부의 대도시 거주비율 상승을 <표 2-6>을 통해 설명하는 데는 적어도 두 가지의 어려움이 존재한다. 첫째

는 도시규모 선택이 거주자의 연령에 영향을 받기 때문에 이에 대한 통제가 필요하다. 규모가 작은 지역-이른다면, 농촌지역-에 고령자가 상대적으로 많이 거주하고 이들의 학력이 상대적으로 낮은 것이 일반적이다. 둘째는 미혼의 경우 도시가 배우자를 만나기 위한 결혼시장 공간으로서 도시규모 선택에 또 다른 요인으로 작용하기 때문에 역시 이에 대한 통제가 필요하다. 첫 번째 문제는 회귀분석을 통해 해결하고, 두 번째 문제는 가상의 부부(coincidental couple)를 설정하고 이들의 도시규모 선택을 통해 접근한다.

<표 2-7>은 부부의 학력수준에 따른 가구유형별 도시규모 선택과 여성의 노동시장 참여 확률을 제시한다. 도시규모 선택에 있어 연령에 의한 영향을 통제하기 위해 회귀분석을 이용하며, 부부의 거주지 선택이 여성의 경제활동에 의해 영향을 받고 최근 여성의 노동시장 참여가 급격하게 변화하기 때문에 도시규모 선택을 여성의 노동시장 참여와 함께 고려한다. 도시규모 선택과 여성의 노동시장 참여 확률을 추정하기 위한 회귀식은 다음과 같다:

$$(size * LFP)_j = \alpha_0 + \beta_1 age_h + \beta_2 age_h^2 + \sum_e \beta_e edu_{e,h} + \gamma_1 age_w + \gamma_2 age_w^2 + \sum_e \gamma_e edu_{e,w} + \nu_j \quad (5)$$

식 (5)에서 종속변수인 $(size * LFP)_j$ 는 부부 j 가 거주하는 도시규모에 대한 범주형 변수($size$)와 여성의 노동시장 참여 여부(LFP , 일을 하는 경우 1, 그렇지 않은 경우 0) 간의 교차항을 나타내고, 설명변수로는 부부의 남성과 여성에 대한 각각의 연령, 연령 자승, 학력수준에 대한 더미변수들을 포함한다. 다항로짓(multinomial logit) 모형을 이용해 위의 회귀식을 추정한 후에, 남성과 여성의 연령이 각각 35세와 33세임을 전제로 주어진 학력수준에서 여성의 노동시장 참여 여부에 따라 해당 규모의 지역에 거주할 확률을 계산한다.

〈표 2-6〉 학력수준에 따른 가구유형별 도시규모 선택확률

	1985	1990	1995	2000	2005	2010
고학력 부부	(5,342)	(8,288)	(14,005)	(17,537)	(20,287)	(104,015)
30만 이상	0.749	0.806	0.784	0.786	0.803	0.766
5만 이상 30만 미만	0.245	0.189	0.206	0.201	0.183	0.203
5만 미만	0.006	0.005	0.010	0.014	0.014	0.031
부분 고학력 부부	(8,945)	(10,263)	(13,581)	(13,459)	(9,450)	(36,698)
30만 이상	0.688	0.755	0.763	0.751	0.735	0.692
5만 이상 30만 미만	0.305	0.236	0.226	0.231	0.239	0.260
5만 미만	0.007	0.010	0.010	0.019	0.026	0.048
저학력 부부	(50,468)	(43,547)	(37,294)	(26,113)	(15,162)	(37,544)
30만 이상	0.558	0.650	0.679	0.688	0.694	0.656
5만 이상 30만 미만	0.431	0.335	0.298	0.280	0.267	0.282
5만 미만	0.011	0.015	0.023	0.033	0.039	0.061
미혼, 고학력 남성	(505)	(1,475)	(2,271)	(3,942)	(7,139)	(54,387)
30만 이상	0.691	0.774	0.731	0.753	0.789	0.748
5만 이상 30만 미만	0.307	0.217	0.254	0.230	0.191	0.214
5만 미만	0.002	0.009	0.015	0.016	0.020	0.038
미혼, 고학력 여성	(445)	(1,058)	(1,538)	(2,904)	(5,517)	(40,583)
30만 이상	0.742	0.772	0.753	0.787	0.825	0.785
5만 이상 30만 미만	0.254	0.218	0.230	0.198	0.165	0.188
5만 미만	0.004	0.009	0.018	0.015	0.010	0.027
미혼, 저학력 남성	(2,424)	(4,545)	(5,545)	(6,302)	(6,982)	(30,377)
30만 이상	0.496	0.653	0.653	0.681	0.724	0.688
5만 이상 30만 미만	0.492	0.333	0.322	0.286	0.241	0.255
5만 미만	0.012	0.014	0.024	0.033	0.035	0.057
미혼, 저학력 여성	(4,113)	(4,462)	(4,231)	(4,506)	(4,957)	(20,713)
30만 이상	0.610	0.700	0.704	0.737	0.763	0.748
5만 이상 30만 미만	0.382	0.287	0.279	0.245	0.222	0.221
5만 미만	0.008	0.013	0.017	0.017	0.016	0.031

주: 괄호 안의 수치는 표본수에 해당하며, 부분 고학력 부부(part-power couple)는 부부 가운데 한 명만 고학력자에 해당하는 경우를 나타냄.

자료: 통계청, 인구주택총조사, 1985~2005(2% 표본), 2010(10% 표본).

〈표 2-7〉 부부의 학력수준에 따른 가구유형별 도시규모 선택과 여성의 노동시장 참여 확률

	1985	1990	1995	2000	2005	2010
고학력 부부	(5,335)	(8,288)	(14,001)	(17,513)	(20,286)	(104,015)
30만 이상, LFP = 1	0.184	0.208	0.254	0.286	0.293	0.364
30만 이상, LFP = 0	0.570	0.600	0.537	0.501	0.511	0.403
5만 이상 30만 미만, LFP = 1	0.071	0.056	0.076	0.083	0.070	0.097
5만 이상 30만 미만, LFP = 0	0.169	0.130	0.125	0.116	0.111	0.105
5만 미만, LFP = 1	0.002	0.001	0.003	0.007	0.006	0.016
5만 미만, LFP = 0	0.004	0.004	0.005	0.007	0.009	0.014
부분 고학력 부부	(8,932)	(10,263)	(13,547)	(13,462)	(9,450)	(36,698)
30만 이상, LFP = 1	0.076	0.117	0.178	0.226	0.227	0.287
30만 이상, LFP = 0	0.620	0.646	0.577	0.525	0.527	0.420
5만 이상 30만 미만, LFP = 1	0.050	0.045	0.069	0.081	0.075	0.106
5만 이상 30만 미만, LFP = 0	0.248	0.181	0.166	0.150	0.145	0.142
5만 미만, LFP = 1	0.001	0.002	0.004	0.009	0.011	0.024
5만 미만, LFP = 0	0.005	0.008	0.007	0.010	0.014	0.021
저학력 부부	(50,319)	(43,547)	(37,269)	(26,136)	(15,162)	(37,544)
30만 이상, LFP = 1	0.092	0.127	0.179	0.205	0.199	0.264
30만 이상, LFP = 0	0.470	0.525	0.503	0.486	0.497	0.404
5만 이상 30만 미만, LFP = 1	0.160	0.112	0.109	0.104	0.088	0.116
5만 이상 30만 미만, LFP = 0	0.269	0.221	0.187	0.172	0.175	0.160
5만 미만, LFP = 1	0.005	0.008	0.012	0.017	0.020	0.030
5만 미만, LFP = 0	0.005	0.008	0.010	0.015	0.021	0.026

주: 괄호 안의 수치는 표본수에 해당하며, 부분 고학력 부부(part-power couple)는 부부 가운데 한 명만 고학력자에 해당하는 경우를 나타냄.

자료: 통계청, 인구주택총조사, 1985~2005(2% 표본), 2010(10% 표본).

〈표 2-7〉의 결과에 의하면, 고학력 부부의 30만 명 이상 대도시 거주 확률은 1985년 75.4%에서 2010년 76.7%로 상승해 〈표 2-6〉의 결과와 상당히 유사함을 볼 수 있다. 반면, 부분 고학력 부부와 저학력 부부의 해당 기간 대도시 거주확률 변화는 각각 1.1%p와 10.2%p로 〈표 2-6〉의 결과와 비교해 오히려 보다 커졌음을 알 수 있다. 하지만, 공동거주문제로 인

한 고학력 부부의 대도시 거주확률 증가는 여성이 일을 하는 경우에 논리적으로 보다 개연성이 높을 것이다. 실제로, 여성이 일을 하는 경우에 대도시 거주확률은 1985~2010년의 기간에 고학력 부부에 대해 18.4%에서 36.4%로 18.0%p 상승하여 부분 고학력 부부(21.1%p)와 저학력 부부(17.2%p)와 유사하고, 1995~2010년 기간을 대상으로 하는 경우에는 고학력 부부 11.0%p, 부분 고학력 부부 10.9%p, 저학력 부부 8.5%p만큼의 변화를 보여 여성이 일을 하는 경우 대도시 거주확률에서 고학력 부부의 상승폭이 가장 큼을 볼 수 있다.

공동거주문제에 기인한 고학력 부부의 대도시 거주확률을 파악하기 위해서는 혼인상태와 상관없이 고학력자에게 발생하는 대도시의 혜택으로 인한 영향을 통제해야 하며, 이를 위해 미혼의 학력수준 간 대도시 거주확률의 차이를 이용한다. <표 2-8>은 미혼자의 학력수준에 따른 유형별 도시규모 선택과 여성의 노동시장 참여 확률을 제시한다.¹⁰⁾ 고학력 남성 미혼자의 대도시 거주확률은 1985년 67.1%에서 1995년 70.3%로 상승하고 이후 2010년 74.0%로 유사한 폭의 상승을 경험한다. 고학력 여성 미혼자의 경우 1985~95년의 기간에는 큰 변화를 보이지 않으나 2010년에는 77.8%로 상승했으며, 노동시장에 참여하고 있는 경우에는 1985년 67.1%에서 1995년 71.1%로 상승하고 다시 2010년에 78.4%로 매우 가파르게 상승함을 볼 수 있다.

결혼시장으로서 도시의 역할에 의한 미혼의 대도시 거주 가능성의 변화를 통제하기 위해 가상의 부부에 대한 도시규모 선택의 확률을 계산해야 하며, 이를 위해 Costa and Kahn(2000)에서와 같이 다음의 수식을 활용한다.

10) 확률의 예측은 부부에 관한 것과 유사하게 도시규모(5만 명 미만, 5만 명 이상 30만 명 미만, 30만 명 이상)별 거주확률에 대한 회귀식($size_i = \alpha_0 + \beta_1 age_i + \beta_2 age_i^2 + \sum_e \beta_e edu_{e,i} + \nu_i$)을 추정된 후에 35세의 남성 미혼자와 33세의 여성 미혼자가 주어진 학력수준에서 해당 도시규모에 거주할 가능성을 계산한다. 여성의 경우 일을 하고 있는 경우에 대해 별도로 도시규모별 거주확률을 계산하여, 가상의 부부에 대해서도 여성이 일을 하는 경우와 그렇지 않은 경우의 대도시 거주확률을 구분하여 예측한다.

$$\min(p_s^{M,P}, p_s^{F,P}) / \sum_s \min(p_s^{M,P}, p_s^{F,P}) \quad (6)$$

여기서, $p_s^{M,P}$ 와 $p_s^{F,P}$ 는 규모 s 의 도시에 고학력 남성 미혼자와 고학력 여성 미혼자가 거주할 확률을 각각 나타낸다. 따라서, $\min(p_s^{M,P}, p_s^{F,P})$ 은 주어진 도시규모 s 에 거주하는 가상의 고학력 부부의 비율을 나타낸다.

<표 2-8>에서 가상의 고학력 부부의 대도시 거주확률은 1985년 72.2%에서 1995년 73.0%와 2010년 77.0%로 상승하였으며, 여성이 일을 하는 경우의 해당 확률은 67.3%(1985년)에서 71.3%(1995년) 그리고 다시 77.4%(2010년)로 상승하여 <표 2-7>에 나타난 실제 고학력 부부에 대한 경우와 마찬가지로 여성의 노동시장 참여로 인해 고학력 부부의 대도시 거주확률 상승이 보다 크게 나타남을 볼 수 있다. 반면, 가상의 저학력 부부의 대도시 거주확률 역시 동 기간 54.9%(1985년)에서 67.3%(1995년)와 73.9%(2010년)로 상승하며, 여성이 일을 하는 경우에도 51.9%(1985년)에서 66.1%(1995년)와 74.6%(2010년)로 상승하는 것으로 나타난다. 1995~2010년 기간에 가상의 고학력 부부의 대도시 거주확률 상승폭은 가상의 저학력 부부의 그것에 비해 여성의 노동시장 참여 여부에 상관없이 오히려 낮음을 볼 수 있다.

<표 2-9>는 학력수준에 따른 가구유형별 해당 도시규모 거주 성향의 추세 변화와 격차를 통해 공동거주문제로 인한 고학력 부부의 대도시 거주확률 변화에 대한 추정결과를 제시한다. 1995~2010년 기간에 고학력 부부의 대도시 거주확률은 2.3%p 감소하였으나 여성이 일을 하는 경우 11.1%p 증가하였는데, 이는 고학력 부부의 공동거주문제로 함께 대도시에서 고학력에 대한 보수(returns) 증가와 대도시 거주환경(urban amenities)이 정상재에 해당함에 기인한다. 전적으로 전자에 기인한 고학력 부부의 대도시 거주확률을 밝히기 위해서는 저학력 부부에 대한 대도시 거주확률의 변화를 통제(이중격차)하고 다시 여기에 미혼자들에 의한 가상의 부부에 대해 정의된 해당 이중격차를 제거(삼중격차)해야 한다. 분석결과, Costa and Kahn(2000)에 나타난 미국 내 결과와 유사하게 고학력 부부의 대도시 거주확률이 상대적으로 높아졌으며 여성이 일을 하는 경우

〈표 2-8〉 미혼자의 학력수준별 도시규모 선택과 여성의 노동시장 참여 확률

	1985	1990	1995	2000	2005	2010
미혼, 고학력 남성	(505)	(1,475)	(2,271)	(3,942)	(7,139)	(54,387)
30만 이상	0.671	0.757	0.703	0.728	0.774	0.740
5만 이상 30만 미만	0.328	0.230	0.278	0.250	0.201	0.216
5만 미만	0.001	0.013	0.019	0.022	0.025	0.044
미혼, 고학력 여성	(445)	(1,058)	(1,538)	(2,904)	(5,517)	(40,583)
30만 이상	0.737	0.764	0.740	0.763	0.819	0.778
5만 이상 30만 미만	0.257	0.226	0.241	0.223	0.171	0.192
5만 미만	0.006	0.009	0.019	0.014	0.010	0.030
미혼, 고학력 여성, LFP = 1	(260)	(790)	(1,170)	(2,203)	(4,203)	(33,066)
30만 이상	0.671	0.748	0.711	0.764	0.826	0.784
5만 이상 30만 미만	0.324	0.242	0.264	0.218	0.161	0.186
5만 미만	0.005	0.010	0.025	0.018	0.013	0.031
가상의 고학력 부부						
30만 이상	0.722	0.763	0.730	0.754	0.810	0.770
5만 이상 30만 미만	0.277	0.228	0.250	0.231	0.179	0.200
5만 미만	0.001	0.009	0.020	0.014	0.010	0.031
가상의 고학력 부부, LFP = 1						
30만 이상	0.673	0.757	0.713	0.755	0.817	0.774
5만 이상 30만 미만	0.325	0.233	0.268	0.226	0.170	0.194
5만 미만	0.001	0.010	0.019	0.019	0.013	0.032
미혼, 저학력 남성	(2,424)	(4,545)	(5,545)	(6,302)	(6,982)	(30,377)
30만 이상	0.480	0.639	0.634	0.663	0.719	0.698
5만 이상 30만 미만	0.512	0.344	0.338	0.301	0.244	0.247
5만 미만	0.008	0.016	0.028	0.037	0.037	0.055
미혼, 저학력 여성	(4,113)	(4,462)	(4,231)	(4,505)	(4,957)	(20,713)
30만 이상	0.604	0.697	0.692	0.722	0.763	0.754
5만 이상 30만 미만	0.386	0.290	0.291	0.262	0.222	0.216
5만 미만	0.010	0.013	0.018	0.016	0.015	0.030
미혼, 저학력 여성, LFP = 1	(2,303)	(3,040)	(2,793)	(3,049)	(3,332)	(14,514)
30만 이상	0.549	0.687	0.675	0.740	0.786	0.763
5만 이상 30만 미만	0.437	0.297	0.305	0.242	0.198	0.208
5만 미만	0.014	0.016	0.020	0.018	0.017	0.030
가상의 저학력 부부						
30만 이상	0.549	0.678	0.673	0.705	0.752	0.739
5만 이상 30만 미만	0.441	0.308	0.308	0.278	0.232	0.229
5만 미만	0.009	0.014	0.019	0.017	0.015	0.032
가상의 저학력 부부, LFP = 1						
30만 이상	0.519	0.672	0.661	0.718	0.770	0.746
5만 이상 30만 미만	0.472	0.312	0.318	0.263	0.212	0.222
5만 미만	0.009	0.017	0.021	0.019	0.018	0.032

주: 괄호 안의 수치는 표본수를 나타냄.

자료: 통계청, 인구주택총조사, 1985~2005(2% 표본), 2010(10% 표본).

〈표 2-9〉 학력수준에 따른 가구유형별 해당 도시규모 거주 성향의 추세 변화와 격차

	30만 이상	5만 이상 30만 미만	5만 미만
격차(differences), 2010-1995			
고학력 부부(Δ^P)	-0.023	0.001	0.022
부분 고학력 부부(Δ^{PP})	-0.047	0.013	0.034
저학력 부부(Δ^{LP})	-0.015	-0.020	0.034
가상의 고학력 부부(Δ^{CP})	0.039	-0.050	0.011
가상의 저학력 부부(Δ^{CLP})	0.066	-0.079	0.013
고학력 부부, LFP = 1($\Delta^{P,W}$)	0.111	0.020	0.013
부분 고학력 부부, LFP = 1($\Delta^{PP,W}$)	0.110	0.036	0.020
저학력 부부, LFP = 1($\Delta^{LP,W}$)	0.085	0.007	0.018
가상의 고학력 부부, LFP = 1($\Delta^{CP,W}$)	0.061	-0.074	0.013
가상의 저학력 부부, LFP = 1($\Delta^{CLP,W}$)	0.085	-0.096	0.011
이중격차(double differences), 2010-1995			
$\Delta^P - \Delta^{LP}$	-0.008	0.020	-0.012
$\Delta^{CP} - \Delta^{CLP}$	-0.027	0.029	-0.002
$\Delta^{P,W} - \Delta^{LP,W}$	0.026	0.013	-0.005
$\Delta^{CP,W} - \Delta^{CLP,W}$	-0.024	0.022	0.002
삼중격차(triple differences), 2010-1995			
$[\Delta^P - \Delta^{LP}] - [\Delta^{CP} - \Delta^{CLP}]$	0.019	-0.009	-0.011
$[\Delta^{P,W} - \Delta^{LP,W}] - [\Delta^{CP,W} - \Delta^{CLP,W}]$	0.050	-0.009	-0.006

주: 부분 고학력 부부(part-power couple)는 부부 가운데 한 명만 고학력자에 해당하는 경우를 나타냄.

자료: 통계청, 인구주택총조사, 1985~2005(2% 표본), 2010(10% 표본).

이러한 상대적 상승폭이 보다 큼을 알 수 있다. 결론적으로, 최근 우리나라에서 (결혼)여성의 경제활동 참여가 활발해짐으로써 고학력 부부의 공동거주문제는 이들의 대도시 거주비율을 높이는 것으로 분석되고 이는 다시 인적자본의 지역 간 불평등 심화에 기여하는 것으로 해석될 수 있다.

3. 학력 간 노동이동의 차이

지역 간 인적자본의 차이는 지역 간 이주에서 해당 노동자의 학력수준에 의해 영향을 받는다. 만일 인적자본이 높은 지역일수록 고학력의 노동자를 유인하는 경향이 보다 크다면, 지역 간 인적자본의 격차는 자기-강화적인(self-reinforcing) 추세를 보여 지역 간 인적자본의 불평등이 심화될 것이다. 일반적으로, 인적자본은 비공식적 경로를 통해 지역 내 노동자의 생산성을 향상시키는 긍정적 외부효과를 나타내고 이는 해당 지역 내에서 상대적으로 높은 소득을 기대할 수 있도록 할 것이다. 따라서 지역의 높은 기대소득에 대해 노동자들이 학력수준별로 어떠한 이주행태를 보이는가를 살펴봄으로써 이주에 의한 지역 간 인적자본의 차이가 자기-강화적일 것인지 아니면 자기-교정적일(self-correcting) 것인지를 판단할 수 있다.

고학력 가구와 저학력 가구의 지역이동을 살펴보기 위해서 식 (7)을 추정하기로 한다. 지역 간 이주는 기대소득 이외에도 다양한 요인들에 의해 영향을 받기 때문에 이들을 함께 고려하는 이주 결정요인에 대한 회귀분석이 필요하며, 본 연구에서는 홍성효·유수영(2012)을 따라 다음과 같이 회귀식을 설정한다:

$$y_j = \beta_0 + \beta_1 EI_j + Z_j \gamma + \epsilon_j \quad (7)$$

위에서 y_j 는 2005~10년 사이 28~39세에 해당하는 가구주의 시군구 j 의 순유입(net inflow) 건수를 나타내고, EI_j 는 시군구 j 의 기대소득으로 이는 개별 노동자의 특성이 통제된 시군구별 평균임금에 해당 시군구의 고용률을 곱한 값에 해당한다.¹¹⁾ Z_j 는 시군구 j 의 인구밀도, 지가, 복지예산비중, 공원면적, 요양시설, 조혼인율, 사설학원, 보육시설을 포함하

11) 개별 노동자의 특성이 통제된 시군구별 평균임금은 개별 노동자의 임금을 종속변수로 하고, 해당 노동자의 남성 여부, 연령, 학력, 종사상 지위, 고용형태, 산업 더미, 시군구 더미를 설명변수로 하는 다음과 같은 회귀식의 추정에서 개별 시군구에 대한 더미변수 계수의 추정치를 통해 도출된다: $w_i = \alpha + \beta_1 male_i + \beta_2 age_i + \beta_3 education_i +$

$$\sum_h \zeta_h status_{h,i} + \sum_v \eta_v type_{v,i} + \sum_k \gamma_k industry_{k,i} + \sum_j \xi_j area_{j,i} + \nu_i$$

며, 이들에 대한 정의는 <부표 2-2>에 제시된다.¹²⁾

<표 2-10>은 회귀분석 결과를 제시한다. 첫 번째 열은 지역(시군구) 간 이주한 모든 가구주를 포함하는 반면, 두 번째 열과 마지막 열은 이들을 대졸 이상의 고학력 가구주와 대졸 미만의 저학력 가구주로 구분한 후에 각각에 대해 분석한 결과를 보여준다. 전체 가구주에 대한 분석결과에 따르면, 이주는 높은 기대소득, 낮은 인구밀도, 높은 지가, 낮은 복지예산비중 등의 특성을 갖는 지역으로 보다 활발히 이뤄짐을 볼 수 있다. 분석이 가구주를 28세 이상 39세 이하의 젊은 세대로 한정할 것을 감안하면, 이와 같은 결과는 관련 선행연구 결과들과 대체로 일관됨을 볼 수 있다.¹³⁾

이주에 의한 지역 간 인적자본의 차이를 살펴보기 위한 가구주 학력별 분석결과에 따르면, 고학력 가구주의 경우 기대소득이 높은 지역으로 순유입이 통계적으로 유의하게 많은 반면 저학력 가구주의 경우 계수의 값이 상대적으로 작을 뿐만 아니라 통계적 유의성을 지니지 못함을 볼 수 있다. 이러한 결과는 가구주의 학력수준에 따라 이주요인이 상이하고 특히 고학력 가구주일수록 인적자본이 보다 높은 지역으로 이주하는 경향이 있음을 제시한다. 즉, 지역의 기대임금 수준이 높으면 고학력자의 유입이 증가한다는 것은 그 지역의 임금수준을 더 높일 가능성이 크기 때문에 이주를 통해 지역 간 인적자본의 불평등은 더욱 심화될 것이라고 예측할 수 있다.

다른 모든 조건이 동일하다면, 지역의 높은 기대소득은 학력수준에 관계없이 모든 노동자를 해당 지역으로 유인할 것이다. 하지만, <표 2-10>의 결과는 고학력 가구주에 한해 기대소득이 높은 지역으로 이주가 발생함을 나타낸다. 이에 대한 개연성 있는 해석 가운데 하나는 높은 기대소

12) 개별 설명변수들은 2005년과 2010년의 중간 시점인 2007년 혹은 2008년의 수치로 측정되며, 이들에 대한 보다 자세한 설명과 기초통계는 홍성효·유수영(2012)에서 제시된다.

13) 인구밀도의 이주에 대한 부정적인 영향은 인구밀도가 혼잡비용(congestion cost)을 반영하는 것으로 해석되고, 높은 지가는 미래의 지가 상승에 대한 기대를 갖게 하기 때문에 유입을 증가시키는 것으로 해석된다. 더불어, 높은 복지예산비중은 젊은 세대에게는 조세를 통한 세부담의 증가를 의미하기 때문에 30대 노동자들의 해당 지역으로 이주를 저해할 것이다.

〈표 2-10〉 이주 결정요인에서 가구주 학력에 따른 차이

	전체 가구주	고학력 가구주	저학력 가구주
기대소득	2.349 ⁺ (2.09)	1.990 ⁺ (2.12)	0.359 (1.27)
인구밀도	-0.008 ⁺ (-1.82)	-0.004 [*] (-2.90)	-0.003 (-1.12)
지가	111.256 ⁺ (2.01)	87.039 ⁺ (1.82)	24.216 ⁺ (1.93)
복지예산비중	-10.587 ⁺ (-1.92)	-9.187 ⁺ (-2.09)	-1.399 (-1.06)
공원면적	-0.623 (-0.96)	-0.494 (-1.08)	-0.129 (-0.67)
요양시설	1.478 (0.20)	0.935 (0.14)	0.543 (0.35)
조혼인율	74.746 ^{**} (4.76)	49.125 ^{**} (4.91)	25.620 ^{**} (3.97)
사설학원	-16.106 [*] (-2.29)	-13.602 [*] (-2.39)	-2.504 (-1.52)
보육시설	7.345 [*] (2.31)	3.921 ⁺ (1.91)	3.424 ⁺ (2.03)
상수항	-2191.468 [*] (-2.71)	-1599.925 [*] (-2.29)	-591.542 ^{**} (-3.00)
고정효과 광역시도	16	16	16
R ²	0.4824	0.4598	0.4840
표본수(시군구)	224	224	224

주: 괄호 안의 수치는 강건한(robust) t-값에 해당하며, **, *, +는 각각 1%, 5%, 10%에서의 통계적 유의성을 나타냄.

자료: 통계청, 인구주택총조사, 2010(10% 표본).

득을 갖는 지역에 고학력 노동자를 요구하는 산업이 주로 입지한 경우일 것이다. 비록 특정 지역이 높은 기대소득을 제시하나 노동자의 자격요건으로 고학력이 전제되는 경우, 이는 저학력 노동자에게 진입장벽으로 작

용해 본인의 의사와 달리 이주가 불가능하게 될 것이다. 만일 이와 같은 가정이 현실에서 나타난다면, 지역 간 인적자본의 불평등을 완화하기 위해서는 저학력자의 유입도 장려할 수 있는 지역 내 다양한 산업들이 입지할 수 있도록 하는 지역산업정책의 개발이 필요할 것이다.

4. 고학력 자영업자와 지역 인적자본의 성장

자영업을 시작하는 것은 위험한 일이지만 자신의 사업을 스스로 운영함으로써 직업만족도를 높이는 효과적인 기업형태이기도 하다(Blanchflower and Oswald, 1998; 김우영·김응규, 2001; Oh, 2009). 또한, 어떤 사람들은 실업을 회피하기 위한 수단으로 할 수 없이 자영업을 선택하기도 하지만 다른 사람들은 시장의 기회를 현실화하기 위해서 자영업을 시작하기도 한다. 특히, 후자의 경우는 다른 사람들에게 일자리를 제공하고 지역의 경제를 성장시키는 데 중요한 역할을 할 수 있다.¹⁴⁾

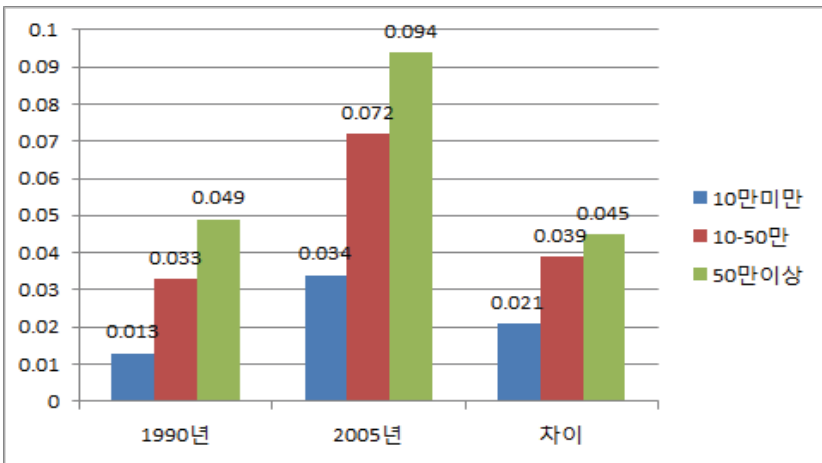
Berry and Glaeser(2005)는 지역의 인적자본이 증가하는 이유로 고학력 창업자가 많기 때문일 가능성을 이론적 모형을 통하여 제시하고 있다. 이들에 따르면 고학력 자영업자가 운영하는 기업들은 고학력 임금근로자를 요구하는 기술을 사용할 것이기 때문에 고학력 자영업자가 많은 지역일수록 인적자본이 더 급속히 증가할 것으로 기대된다. 고학력 자영업자일 경우 실업을 회피하기 위해 자영업을 선택하는 사람이기보다는 시장 기회를 실현하기 위한 자영업자일 가능성이 높기 때문에 Berry and Glaeser(2005)의 가설은 충분히 타당성이 있을 것으로 사료된다. 하지만 이들은 이론적인 모형을 통하여 가설이 타당할 수 있음을 보였기 때문에 실증적으로 확인되지는 않았다. 이 장에서는 우리나라 도시 간 인적자본의 불균형 성장이 고학력 자영업자의 지역 편중에 기인한 것인지를 검증해 보기로 한다.

14) 자영업자의 긍정적 측면과 부정적 측면은 크게 ‘pull’ 이론과 ‘push’ 이론으로 설명될 수 있다. 전자는 스스로 사업기회를 획득하기 위해서 자영업을 선택한 사람으로, 후자는 일자리가 없어서 비자발적으로 자영업을 선택한 사람으로 본다. 최근의 연구로 Svaleryd(2015) 참조.

[그림 2-2]는 1990년과 2005년의 도시규모별 취업자 중 고학력(대졸 이상) 자영업자 비중을 나타낸다.¹⁵⁾ 1990년 10만 미만 도시의 고학력 자영업자 비중은 1.3%, 10만~50만 도시는 3.3%, 50만 이상 도시는 4.9%인 것으로 나타났고, 2005년에는 그 비중이 각각 3.4%, 7.2%, 9.4%로 증가하였다. 맨 오른쪽 그래프는 고학력 자영업자 비중의 증가폭을 보여주고 있는데 도시규모가 클수록 고학력 자영업자의 비중이 더 크게 늘어났음을 알 수 있다. 이는 성인 인구 중 대졸자 비중이 대도시에 편중되는 것과 일관성을 가진다.

고학력 자영업자 비중과 도시의 인구규모의 관계를 좀 더 살펴보기 위해서 고학력 자영업자 비중을 종속변수로 하는 식 (1)과 유사한 모형을 추정하여 보았다. <표 2-11>을 보면 인구규모는 고학력 자영업자 비중에 통계적으로 유의한 정의 관계를 보이고 비록 그 차이는 크지 않지만 인구규모가 고학력 자영업자 비중에 미치는 영향은 해마다 조금씩 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과 역시 인구규모가 클수록 성인 대졸비중이 증가하는 것과 일관성을 가진다.

[그림 2-2] 도시규모와 고학력 자영업자 비중



15) 1985년 인구주택총조사에서는 종사상 지위에 대한 정보가 없다. 따라서 자영업자 비중에 대한 통계는 1990년부터 가능하다. 고학력 자영업자의 비중은 전체 취업자 중 대졸 이상의 순수 자영업자와 고용주가 차지하는 비중으로 계산된다.

〈표 2-11〉 고학력 자영업자 비중과 인구와의 관계

	1990	1995	2000	2005	2010
$\ln pop$	0.018** (0.001)	0.019** (0.001)	0.021** (0.001)	0.023** (0.002)	0.023** (0.003)
상수	-0.184** (0.016)	-0.191** (0.015)	-0.200** (0.016)	-0.214** (0.018)	-0.155** (0.027)
R^2	0.468	0.519	0.549	0.527	0.260
표본수	203	201	203	203	197

주: 괄호 안의 수치는 표준오차, ** 95% 수준에서 유의.

지역 간 대졸 비중의 격차가 고학력 자영업자의 비중에 따라 달라지는지를 분석하기에 앞서 고학력 자영업자의 비중과 고학력 임금근로자의 비중의 상관관계를 살펴보기로 한다. Berry and Glaeser(2005)는 고학력 자영업자의 비중이 증가하면 고학력 임금근로자의 비중이 증가한다는 가설을 세우고 있다. 즉, 그들에 따르면 이 두 집단은 보완적인 관계에 있어야 할 것이다.

〈표 2-12〉는 고학력 자영업자 비중과 고학력 임금근로자 비중 사이에 높은 양의 상관관계가 나타남을 보여준다. 시간에 따라 계수의 크기가 감소하는 경향을 보이기는 하지만 고학력 자영업자의 비중이 높은 도시일수록 5년, 10년, 15년 후에도 그 비중이 높은 도시로 나타날 뿐 아니라 고학력 임금근로자의 비중도 높은 도시로 나타나고 있다. 이러한 결과는 고학력 자영업자와 고학력 임금근로자가 상호보완적인 관계에 있다는 것을 보여줄 뿐 아니라 이들의 관계가 장기적으로도 지속될 수 있음을 보여주고 있다.

그렇다면 어떤 요인이 도시의 인적자본 성장에 중요한 역할을 해왔을까? 고학력 자영업자가 많은 지역에서 고학력 임금근로자를 유인하고 채용함으로써 인적자본을 증가시켰을 수도 있지만 반대로 고학력 임금근로자가 많은 지역으로 고학력 자영업자가 창업, 또는 유입되어 인적자본이 성장했을 수도 있다. 따라서 지역 인적자본의 성장을 설명하기 위해서는 이 두 가지 변수를 모두 고려하는 것이 중요하다.

<표 2-12> 고학력 자영업자 비중과 고학력 임금근로자 비중의 상관관계

	고학력 자영업 (90)	고학력 자영업 (95)	고학력 자영업 (00)	고학력 자영업 (05)	고학력 자영업 (10)	고학력 임금 근로 (90)	고학력 임금 근로 (95)	고학력 임금 근로 (00)	고학력 임금 근로 (05)	고학력 임금 근로 (10)
고학력 자영업(90)	1									
고학력 자영업(95)	0.9033*	1								
고학력 자영업(00)	0.8518*	0.9062*	1							
고학력 자영업(05)	0.8462	0.8962*	0.9293*	1						
고학력 자영업(10)	0.7966*	0.7975*	0.8073*	0.8492*	1					
고학력 임금근로(90)	0.8849*	0.8715*	0.8371*	0.8154*	0.7622*	1				
고학력 임금근로(95)	0.8561*	0.9031*	0.8793*	0.8732*	0.7806*	0.9423*	1			
고학력 임금근로(00)	0.8471*	0.8997*	0.9145*	0.9115*	0.7991*	0.9128*	0.9683*	1		
고학력 임금근로(05)	0.8132*	0.8797*	0.8992*	0.9118*	0.8073*	0.8768*	0.9434*	0.9719*	1	
고학력 임금근로(10)	0.6876*	0.7042*	0.7223*	0.7549*	0.8534*	0.7105*	0.7568*	0.7796*	0.8091*	1

주: *는 95% 수준에서 유의함을 나타냄.

고학력 자영업자와 임금근로자가 지역 인적자본 성장에 미치는 효과를 살펴보기 위해서 식 (2)에 이 두 변수를 추가한 회귀식을 추정하였다.¹⁶⁾ 이 회귀식을 추정하는 목적은 고학력 자영업자 비중과 고학력 임금근로

16) 회귀식에서 대졸 비중 변수를 포함시키지 않았다. 그 이유는 대졸 비중과 고학력 임금근로자 비중, 대졸 비중과 고학력 자영업자 비중 사이에 매우 높은 상관관계가 존재하기 때문이다. 전자의 경우 상관계수는 0.99로 나타나고, 후자의 경우 0.91로 나타났다. 따라서 이들 변수 사이에 다중공선성 문제가 존재하기 때문에 대졸 비중 변수를 회귀식에 포함시키지 않았다.

자의 비중 중 어느 것이 지역의 인적자본 증가에 더 큰 역할을 하는지를 살펴보는 것이다. <표 2-13>에서 (1a)-(1c)는 고학력 자영업자의 비중이 1990~2000년 사이 지역의 인적자본 증가에 미치는 영향을 살펴본 것이며, (2a)-(2c)는 고학력 임금근로자의 비중의 영향을 살펴본 것이다. 우선 (1a)를 보면 지역 내 고학력 자영업자의 비중이 1% 증가하면 향후 10년간 인적자본의 증가폭이 약 0.8% 더 커지는 것으로 나타나고 있다. 하지만 다른 통제변수를 포함할 경우(1b, 1c), 고학력 자영업자 비중은 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있어 고학력 자영업자의 비중 증가가 지역 인적자본의 성장에 큰 영향을 미친 것으로 보이지 않는다.

한편, (2a)를 보면 1990~2000년 기간 동안 고학력 임금근로자의 비중이 1% 증가할 때 향후 10년간 인적자본의 증가폭이 약 0.2% 더 커지는 것으로 나타나고 있다. 이는 고학력 자영업자의 영향력에 비하여 상당히 낮은 수준이라고 할 수 있다. 마찬가지로 다른 변수를 통제할 경우에는 고학력 임금근로자 비중의 계수가 통계적으로 유의하지 않으며 고령자를 통제할 경우에는 음수로 나타나고 있다.

(3a)-(3c)와 (4a)-(4c)는 1995~2005년 사이 지역 내 인적자본의 성장에 관한 추정결과를 보여주는데 1990~2000년과 매우 다르다는 것을 알 수 있다. 즉, 고학력 자영업자의 비중이 높은 지역일수록 인적자본의 증가폭이 크며, 그 효과는 다른 변수를 통제할 경우에도 적어도 90% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 한편, 고학력 임금근로자의 비중의 역할은 1990~2000년에 비하여는 증가하였지만, 여전히 고학력 자영업자의 영향력보다는 작게 나타나며, 고령자 비중을 통제할 경우에는 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다.

마지막으로 <부표 2-3>은 2000~10년 사이 지역 내 인적자본의 성장에 관한 결과를 보여주는데 질적인 내용은 1995~2005년과 큰 차이를 보이지 않고 있다. 즉, 고학력 자영업자가 고학력 임금근로자보다 지역의 인적자본 성장에 더 중요한 영향을 미친다는 것이다. 따라서 지역 간 인적자본의 격차를 확대시키는 요인은 지역 간 고학력 임금근로자의 불균등한 분포라기보다는 지역 간 고학력 자영업자의 불균등한 분포라고 말

〈표 2-13〉 고학력 자영업자, 임금근로자가 지역 대졸자 비중의 변화에 미치는 영향 추정결과

	1990~2000						1995~2005					
	(1a)	(1b)	(1c)	(2a)	(2b)	(2c)	(3a)	(3b)	(3c)	(4a)	(4b)	(4c)
고학력 자영업자 비중	0.758** (0.228)	0.307 (0.218)	0.241 (0.234)				1.182** (0.165)	0.500** (0.172)	0.291* (0.176)			
고학력 임금근로 비중				0.161** (0.036)	0.014 (0.050)	-0.021 (0.052)				0.274** (0.036)	0.089** (0.033)	0.036 (0.022)
여성 비중		0.004 (0.236)	0.106 (0.251)		0.013 (0.227)	0.179 (0.242)		-0.566** (0.165)	-0.241 (0.204)		-0.522** (0.169)	0.201 (-0.172)
제조업 비중		0.170** (0.059)	0.152** (0.075)		0.166** (0.059)	0.129* (0.071)		0.115* (0.066)	0.069 (0.072)		0.119* (0.066)	0.072 (0.055)
로그 인구		0.008 (0.006)	0.007 (0.006)		0.012** (0.006)	0.010 (0.007)		0.013** (0.005)	0.010** (0.005)		0.016** (0.004)	0.004** (0.012)
65세 이상 인구 비중			-0.095 (0.153)			-0.190 (0.136)			-0.236** (0.095)			0.098** (-0.291)
상수항	0.050** (0.005)	-0.048 (0.158)	-0.073 (0.154)	0.052** (0.004)	-0.102 (0.152)	-0.131 (0.151)	0.035** (0.006)	0.188* (0.112)	0.102 (0.114)	0.037** (0.005)	0.141 (0.110)	0.110 (0.056)
R ²	0.131	0.250	0.252	0.108	0.240	0.248	0.332	0.494	0.508	0.325	0.481	0.502
표본수	202	202	202	202	202	202	200	200	200	200	200	200

주: 괄호 안의 수치는 강건한(robust) 표준오차이며, **와 *는 각각 95%와 90% 수준에서의 유의성을 나타냄. 시도를 나타내는 지역더미를 포함시켜도 질적인 결과는 크게 달라지지 않음.

할 수 있을 것이다.¹⁷⁾

그렇다면 고학력 자영업자란 누구인가? 김우영(2013)은 어떤 사람이 자영업자가 되는지를 분석한 결과, 임금근로자 중에서 고용주가 되는 사람은 상대적으로 능력이 높은 사람이며, 순수 자영업자가 되는 사람은 상대적으로 능력이 낮은 사람이라는 것을 발견하였다. 만약 능력과 학력이 양의 관계를 가진다면 고학력 자영업자는 주로 고용주일 가능성이 높다. 이를 확인하기 위해서 1990~2005년 고용주와 순수 자영업자의 학력을 구해본 결과가 <표 2-14>에 제시되는데, 예상대로 고용주의 대졸 비중이 순수 자영업자의 대졸 비중보다 월등히 높게 나타났다.

지역 인적자본의 성장에 고용주 비중이 중요한지, 순수 자영업자의 비중이 중요한지를 확인하기 위하여 고학력 자영업자의 비중 대신, 이들 비중을 회귀식에 포함시켜 추정하여 보았다. <표 2-15>를 보면 고용주의 비중은 해당 지역 인적자본의 성장을 증가시키는 것으로 나타나는 반면, 순수 자영업자의 비중은 인적자본 성장에 영향을 미치지 못하거나 오히려 성장을 낮추는 것으로 나타나고 있다.

<표 2-14> 고용주와 자영업자의 대졸 비중

(단위: %)

	1990	1995	2000	2005	2010
고용주	33.1	37.1	41.4	50.4	43.4
순수 자영업자	6.1	8.7	12.2	16.4	24.6
격차	27.0**	28.4**	29.2**	34.0**	18.8**

주: 고용주는 한 명 이상의 유급 종업원을 두고 사업을 하는 사람, 순수 자영업자는 혼자 또는 무급가족종사자와 함께 사업을 하는 사람을 의미하며, **는 95% 수준에서 유의함을 나타냄.

17) 고학력 자영업자의 중요성을 확인하는 또 다른 방법으로 고학력 자영업자의 비중과 고학력 임금근로자의 비중 모두를 통제변수로 포함시켜 보았다. 이 경우 역시 두 변수 간의 상관계수가 높아서 다중관산성의 문제가 발생할 수 있다는 가능성은 존재하지만 어느 변수가 더 중요한지를 확인할 수는 있을 것이다. 추정결과 예상한 바와 같이 고학력 자영업자의 비중은 양의 계수를 가지며 통계적으로 유의하게 나타나는 반면, 고학력 임금근로자의 비중은 통계적으로 유의하지 않거나 유의할 경우에는 음의 계수를 갖는 것으로 나타났다. 따라서 고학력 임금근로자 비중이 높은 지역은 인적자본의 성장률이 하락하여 지역 간 격차를 줄이는 것으로 볼 수 있다.

〈표 2-15〉 고용주와 순수 자영업자 비중의 영향에 대한 추정결과

	1990~2000 대졸자 비중의 차이		1995~2005 대졸자 비중의 차이		2000~10 대졸자 비중의 차이	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
고용주 비중	0.243 (0.164)	0.309* (0.182)	0.333* (0.197)	0.432** (0.181)	0.310 (0.205)	0.481** (0.184)
순수 자영업자 비중	-0.097** (0.032)	0.053 (0.048)	-0.199** (0.056)	0.037 (0.076)	-0.143** (0.052)	0.005 (0.088)
여성 비중		0.096 (0.247)		-0.325* (0.200)		-0.459* (0.242)
제조업 비중		0.186** (0.079)		0.074 (0.080)		0.106 (0.072)
인구(log)		0.007 (0.006)		0.011** (0.004)		-0.001 (0.006)
65세 이상 인구 비중		-0.099 (0.159)		-0.164 (0.105)		-0.054 (0.115)
상수항	0.092** (0.019)	-0.100 (0.148)	0.121** (0.030)	0.101 (0.110)	0.107** (0.028)	0.300** (0.117)
R ²	0.209	0.260	0.481	0.521		
표본수	202	202	200	200		

주: 괄호 안의 수치는 강건한(robust) 표준오차이며, **와 *는 각각 5%와 10% 유의 수준을 나타냄.

결국, 지역의 인적자본을 성장시키는 것은 단순한 창업이 아니라 유급 근로자를 고용할 수 있는 사람들의 창업이라고 볼 수 있다. 이는 정책적으로도 중요한 점을 시사한다. 즉, 실업문제를 극복하고, 고용창출을 위해서 창업을 장려하는 것은 좋지만 그것이 지역의 인적자본을 성장시키고 더 나아가 경제를 성장시키기 위해서는 순수 자영업자를 양산하는 것보다는 고용주의 창업 또는 유치가 더 실효성이 있다는 것이다. 따라서 지역 간 인적자본 불균형을 해소하기 위해서는 낙후된 지역에서 고학력 창업을 활성화하거나 아니면 그 지역으로 기업을 이전하는 정책이 필요하다. 이런 측면에서 공공부문의 지방이전은 지역 간 불균형을 완화시키는 역할을 할 것으로 사료된다.

제4절 요약 및 결론

사람들은 자신의 연령, 소득, 교육수준에 따라 선별적으로 지역을 이동한다. 그 결과 특정한 사회경제적 특징을 가진 사람은 특정한 지역에 밀집하게 되는데 이는 그 지역의 경제성장과 복지에 중대한 영향을 미친다. 그동안 많은 연구자들은 어떤 사람들이 어떤 지역으로 이동하는가? 특히 어떤 사람들이 소도시(농촌)에서 대도시로 이동하는가에 대해서 연구해 왔으며 지역 간 인적자본 분포의 특징을 보여주고 그 원인을 제시하려고 노력하였다(Glaeser and Mare, 2001; Bacolod, Blum, and Strange, 2009).

일반적으로 농촌과 도시 지역의 성장원동력으로서 지역 내 인적자본은 상당히 중요한 의미를 갖는다. 하지만, 우리나라를 대상으로 지난 수십년간 지역(시군구) 간 인적자본의 분포가 어떻게 변화해 왔는지, 도시 간 격차는 얼마나 확대되어 왔는지에 대한 연구는 그리 많지 않았다. 본 연구는 우리나라 지역 간 인적자본 불평등의 확대 현상을 확인하고 이를 야기하는 몇 가지 가설들에 대한 실증분석 결과를 제시한다. 구체적으로 고령화의 지역 간 차이, 고학력 부부의 공동거주문제, 학력 간 상이한 이주유형, 고학력 자영업자 비중의 지역 간 차이를 중심으로 통계청의 인구주택총조사 자료를 이용해 실증적으로 분석한다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라 도시들의 대졸 비중은 절대적 수준에서 꾸준히 증가해 왔지만 시군구 간 격차는 확대되어 왔다. 1985년 대졸 비중이 가장 낮은 지역과 가장 높은 지역의 격차는 49%p였으나 2010년에는 그 격차가 65%p로 확대되었다. 또한, 1995년 대졸 비중이 높았던 지역은 10년 후인 2005년에도 높게 나타남으로써 지역 간 인적자본의 격차는 수렴하는 것이 아니라 오히려 확산하고 있는 것으로 나타났다. 이는 결국 이들 지역 간의 경제성장 잠재력에도 큰 차이가 나타날 수 있음을 시사한다.

둘째, 고령자 비중이 높은 도시일수록 대졸자 비중의 증가폭은 감소하며, 그 영향력도 시간이 지남에 따라 강화되는 것으로 나타났다. 1985년

에 고령자 비중이 1% 높은 도시는 그 이후 10년간 대졸자 비중의 증가폭이 약 0.38%p 감소하나, 1990년에는 0.39%p, 1995년에는 0.53%p로 상승한다. 이러한 결과는 고령화의 비중이 높은 지역에서 고학력자의 유출이 심해져서 나타나는 현상으로 볼 수 있다. 또한, 지역 간 고령화의 차이를 제거하면 지역 간 인적자본의 격차가 확대되는 현상은 사라지는 것으로 나타났다. 이는 지역 간 고령화의 차이가 지역 간 인적자본의 격차 확대를 설명하는 주요 원인이라는 것을 증명한다.

셋째, 미국과 마찬가지로 우리나라에서도 고학력 부부의 비중이 꾸준히 증가해 왔고, 고학력 부부 중 대도시에서 거주하는 비중도 2005년까지 증가하는 추세를 보이고 있다. Costa and Kahn(2000)은 이러한 현상을 고학력 부부가 공동거주 문제를 해결하기 위한 방안으로 설명하고 있다. 우리나라 인구주택총조사를 이용하여 Costa and Kahn(2000)이 제기한 고학력 부부의 공동거주 가설을 검증한 결과, 우리나라에서도 고학력 부부의 대도시 거주 이유로 공동거주 문제를 해결하기 위한 것일 가능성이 높게 나타났다. 특히, 부인이 일하고 있는 경우에 그 효과가 더 크게 나타나는 것은 고학력 부부의 직업이 다양하고 전문적이기 때문에 대도시 이주의 가능성이 높다는 것을 뒷받침해준다.

넷째, 가구주 학력별 이주 패턴을 분석한 결과에 의하면, 고학력 가구주의 경우 기대소득이 높은 지역으로 순유입이 많은 반면, 저학력 가구주의 경우에는 이러한 현상이 나타나지 않음을 발견하였다. 이러한 결과는 고학력 가구주일수록 인적자본이 보다 높은 지역으로 이주하는 경향이 있음을 제시하며, 따라서 그 지역의 임금수준을 더 높일 가능성이 크기 때문에 이주를 통해 지역 간 인적자본의 불평등이 더욱 심화될 것이라고 예측할 수 있다.

다섯째, 특정 지역에 고학력 자영업자의 비중이 증가하면 그 지역의 인적자본 축적이 빨라진다는 것을 발견하였고, 이는 Berry and Glaeser(2005)의 가설을 지지하는 것이다. 또한, 고학력 임금근로자 비중보다는 고학력 자영업자의 비중이 지역 인적자본 증가에 더 큰 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 한편, 고학력 자영업자는 순수 자영업자이기보다는 고용주일 가능성이 높으며, 고용주 비중은 지역 인적자본을 증가시키는 역

할을 하지만 순수 자영업자의 비중은 오히려 지역 인적자본을 낮추는 것으로 나타났다.

인적자본의 지역 간 불균형은 학력에 대한 수익률이 점점 증가하고 있다는 점에서 중요한 함의를 가진다. 1980년대 미국의 소득불평등이 심화되면서 그 원인을 밝히려는 연구가 많이 이루어져 왔는데 그중 하나로 고학력에 대한 수익률 증가가 제시되고 있다(Katz and Murphy, 1992; Juhn, Murphy and Pierce, 1993). 만약 고학력에 대한 수익률이 증가한다면, 인적자본이 특정 지역에 편중된다는 것은 이전보다 훨씬 더 심각한 지역 간 소득불평등을 초래한다는 것을 의미한다.

이러한 관점에서 볼 때, 본 연구의 결과는 지역 간 균형발전의 측면에서 비판적인 미래를 제시하고 있다. 농촌지역의 급속한 고령화, 거주와 일자리를 동시에 해결하기 위한 고학력 부부의 대도시로 이동, 고학력 가구주의 기대소득이 높은 지역으로 이동, 고학력 자영업자의 대도시 집중 등은 우리나라 대도시와 중소도시 사이의 인적자본 격차를 확대시켜 왔으며 앞으로도 이러한 추세는 지속될 것으로 예상된다.

인적자본의 지역 간 격차를 해소하기 위해서는 중앙정부와 지방정부의 다양한 정책 개발이 필요하다. 우선, 지역 간 고령화의 차이를 해소하려는 노력이 있어야 할 것이다. 농촌의 고령화는 고학력 젊은 층의 유출에 기인하는 것이기 때문에 이러한 두뇌유출을 막는 지역산업의 육성이 필요하다. 또한, 고학력 장년층의 귀농을 유도하는 농촌 마을 기업의 육성도 하나의 방안이 될 것이다. 중소도시에서도 고학력 미혼자나 기혼자가 거주하면서 일을 할 수 있는 다양한 직업을 제공하는 것도 필요하다. 정주여건을 개선하고 서비스 산업의 선진화를 통하여 고학력 여성에게 필요한 일자리를 제공할 수 있어야 한다. 이를 위해서는 사회적 기업을 통한 일자리 제공도 고려해볼 만하다. 마지막으로, 순수 자영업자보다는 고용주의 창업이 지역의 성장에 더 긍정적인 영향을 미친다는 본 연구의 결과로 볼 때, 실업의 대안으로서 순수 자영업자의 창업은 지양하고, 고용주가 창업하여 고급인력을 유입할 수 있도록 하는 인센티브를 제공하는 것이 지역 간 인적자본 격차를 해소할 수 있는 중요한 정책이 될 것이다.

〈부표 2-1〉 고령화 차이를 고려한 대졸자 비중의 변화에 대한 추정결과

	2000~10년		
	대졸자 비중의 차이	고령화를 제거한 잔차	
		(1)	(2)
고령자 비중	-0.312** (0.032)		
대졸 비중		0.008 (0.033)	-0.027 (0.079)
여성 비중			-0.151 (0.206)
제조업 비중			0.059 (0.068)
인구(log)			-0.007 (0.007)
상수항	0.134** (0.006)	-0.001 (0.005)	0.147 (0.122)
R ²	0.322	0.0004	0.019
표본수	197	197	197

주: 괄호 안의 수치는 강건한(robust) 표준오차이며, **와 *는 각각 95%와 90% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

〈부표 2-2〉 이주 결정요인의 정의와 출처

변 수	정 의	출 처
기대소득	노동자 개인의 특성이 통제된 시군구별 평균임금(만 원) × 해당 시군구의 고용률(%)	한국고용정보원의 산업직업별고용구조조사(임금), 통계청의 경제활동인구조사(고용률)
인구밀도	총인구 / 국토면적(km^2)	행정안전부의 주민등록인구현황, 국토해양부의 지적통계연보
지가	개별 표준지의 특성이 통제된 시군구별 평균지대(원/ m^2 , log)	국토해양부의 표준지 공시지가
복지예산비중	일반회계 중 복지예산(사회보장) 비중(%)	행정안전부의 지방재정연감
공원면적	인구 1,000명당 도시공원 조성면적	국토해양부의 건설교통통계연보
요양시설	요양병원(노인전문병원)수	국민건강보험공단
조혼인율	(연간 혼인건수 / 주민등록 연앙인구) × 1,000	통계청의 인구동태통계, 행정안전부의 주민등록인구현황
사설학원	초중고 학생 1,000명당 사설학원수	한국교육개발원
보육시설	유아 1,000명당 보육시설수	각 시도통계연보

〈부표 2-3〉 고학력 자영업자, 임금근로자가 지역 대졸자 비중 변화에 미치는 영향 추정결과

	2000~10년					
	(1a)	(1b)	(1c)	(2a)	(2b)	(2c)
고학력 자영업자 비중	0.815** (0.124)	0.447** (0.189)	0.314 (0.194)			
고학력 임금근로자 비중				0.197** (0.034)	0.112 (0.073)	0.070 (0.079)
여성 비중		-0.631** (0.195)	-0.424* (0.257)		-0.600** (0.206)	-0.411* (0.249)
제조업 비중		0.118* (0.068)	0.094 (0.069)		0.120* (0.067)	0.093 (0.070)
인구(log)		0.002 (0.005)	-0.002 (0.006)		0.001 (0.008)	-0.002 (0.008)
65세 이상 인구 비중			-0.134 (0.087)			-0.133 (0.089)
상수항	0.042** (0.006)	0.353** (0.120)	0.324** (0.122)	0.045** (0.006)	0.352** (0.118)	0.320** (0.123)
R ²	0.213	0.342	0.350	0.233	0.339	0.346
표본수	197	197	197	197	197	197

주: 괄호 안의 수치는 강건한(robust) 표준오차이며, **와 *는 각각 95%와 90% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄. 시도를 나타내는 지역더미를 포함시켜도 질적인 결과는 크게 달라지지 않음.

제 3 장

청년층의 지역 노동이동과 지역고용 정책과제

제1절 연구 배경 및 주요 쟁점

1. 연구 배경

최근 통계청 발표 결과 청년 실업자가 40만 명을 넘어서고 실업률은 통계 작성 이래 최고치를 기록¹⁸⁾하는 등 한국의 청년 고용문제는 날이 갈수록 심각해지고 있다. 더욱 우려스러운 점은 정부가 바뀔 때마다 청년 고용대책이 발표되었지만 청년 고용상황이 나아지기는커녕 점차 악화되어왔다는 점이다. 그동안 정부가 갖은 정책을 동원했지만 별다른 효과를 거두지 못했음을 의미한다고 볼 수 있다.

물론 청년 고용문제가 한국에서만 심각한 것은 아니다. OECD(2010)의 최근 보고서에 의하면 2008년에 시작된 세계적 불황으로 인해 OECD 회원국의 청년층 실업률은 19%까지 치솟았으며, 이후 회복기에도 개선 속도가 더디게 진행되고 있다(OECD, 2010). EU의 경우 고용위기를 극복하기 위해 유럽 경쟁력 강화전략인 EU 2020¹⁹⁾내 일곱 가지 핵심 추진과제

18) 통계청 발표 결과 청년 실업률이 2015년 2월 11.1%를 기록하는 등 지속적으로 10% 이상을 유지하고 있는 실정이다.

19) EU 2020은 스마트(smart) 성장, 지속가능한(sustainable) 성장, 통합적(inclusive) 성장 세 가지 영역에서 일곱 가지 분야-혁신, 교육, 디지털사회(스마트성장), 환

중 하나로 청년층의 교육성과를 향상시키고 노동시장 진입을 촉진하기 위한 프로젝트(Youth on Move)를 추진하고 있다(World Economic Forum, 2012: 7; EUKN, 2013: 4).

이러한 노력에도 불구하고 청년 고용위기를 가져오는 구조적 요인을 해소하지 않는 한 단기간에 해결되기는 쉽지 않아 보인다. 인구고령화와 기술진보에 따라 과거에 비해 더 많은 청년들이 시간제 혹은 임시직 일자리로 진입한다. 청년들이 이용 가능한 일자리가 줄어들면서 안정적인 일자리를 놓고 세대 간 갈등이 심화될 것이라는 전망도 나온다(ILO, 2013: 1). 숙련 미스매치는 청년층의 고용위기를 가중시키는 또 하나의 요인이다. 청년층이 가질 수 있는 양질의 일자리는 갈수록 줄어들는데, 학력수준은 점점 증가한다. 자신의 자격 혹은 역량 수준에 맞는 일자리에 취업하기가 갈수록 더욱 어려워지는 것이다. 특히 교육 피라미드의 최하위에 속하는 저숙련 청년의 실업률이 상대적으로 증가하고, 이로 인한 연쇄작용으로 일자리 대기행렬이 길어지면서 교육수준이 높은 청년들의 하향취업(Overeducation)이 증가하고 있다(ILO, 2013: 23~36).

이런 상황에서 최근 OECD 및 EU 등 주요 선진국들은 지역차원의 접근을 통해 청년 고용문제의 해법을 모색하기 시작했다. OECD-LEED는 청년층의 고용장벽을 제거하고 성공적인 노동시장 이행을 위해서 정부정책과 장소기반 정책이 국지적 수준에서 조화롭게 통합되고 결합되는 것이 중요하다고 지적한다. 즉 중앙정부의 경직적인 전달체계 및 각각의 사업들을 지역의 실정 및 청년층 특성에 맞게 집행함으로써 정책의 효과성을 높이는 전략을 추구한다(OECD-LEED, 2014: 9).

우리나라 역시 청년 고용문제가 지역고용 측면에서 가장 뜨거운 이슈로 등장하면서 각 지자체들 역시 청년층 유출을 방지하고 우수한 인재를 유치하기 위한 정책을 경쟁적으로 추진하고 있다. 다만 한국의 경우 선진국과는 다른 두 가지 특수한 모순이 상호작용한다는 점에 유의할 필요가 있다. 즉 수도권 집중이라는 지리적 요인과 대학 서열화라는 교육체계가 상호 충돌함으로써 청년 고용문제가 증폭되고 복잡해진다.

경/에너지/이동성, 경쟁력(지속가능한 성장), 고용과 숙련, 빈곤과의 전쟁(통합적 성장) - 로 추진된다.

한편에서는 서울-수도권이 일종의 ‘인재 블랙홀’로서 지역의 성장 잠재력을 점점 황폐화시킨다고 주장한다. 이런 입장에 따르면 지역의 지속가능한 발전을 위해서는 내생적 역량의 원천이 되는 지역인재 유출을 방지하고 육성하는 것이 중요하다는 당위론으로 귀결된다. 다른 한편에서는 청년층의 수도권 유입을 개인의 합리적 선택과 시장의 자기조정 과정으로 인식할 경우 위와 같은 접근은 오히려 시장 실패를 가져올 뿐이다. 오히려 수도권에 인재가 모이면서 집적경제가 작용할 경우 경제 전체적으로 더 높은 성장을 이루게 되며 나머지 지역으로 낙수효과(spillover effects)가 발생하여 공동의 번영을 이룰 수 있다고 주장한다.

역설적인 점은 이 논쟁이 그동안 한국사회를 뜨겁게 달궜왔던 주제였음에도 불구하고, 정작 우리는 청년층의 노동시장 행태-특히 노동이동에 대해 그다지 많이 알고 있지 못하다는 점이다. 자료에 기반한 분석없이 이동성의 강화와 내생적 역량강화 간의 긴장관계를 정치적 수사에 기대어 대립적으로 바라볼 때 바람직한 해법이 도출될 리 만무하다. 오히려 청년층의 노동시장 진입 및 정착과정과 연관된 지리적 특성과 행동 패턴을 체계적으로 분석하여, 누가 지역에 뿌리를 내릴 때 지역사회와 개인 모두 혜택을 누릴 수 있는지에 대한 판단근거를 제시하는 것이 바람직한 해법이 아닐까?

이상의 문제의식을 토대로 이 장에서는 청년층 노동이동에 대한 실증 분석을 통해 지역 차원의 청년층 고용정책의 방향성을 모색하고자 한다.

주요 연구내용은 다음과 같다. 1절의 2에서는 청년층의 지리적 이동과 관련된 선행 연구를 검토하고 이로부터 이론적·실증적 쟁점을 도출한다. 2절에서는 다양한 통계자료들을 이용하여 청년층의 지리적 이동의 특징을 분석한다. 이를 위해 지역 간 이동과 지역 내 이동을 구분하기 위해 사전적으로 청년층 노동시장의 지리적 범위를 어떻게 설정할지를 논의할 것이다. 분석자료는 지역별 고용조사와 인구센서스 마이크로데이터를 이용하여 통근권 분석(TTWAs)을 시도할 것이다. 다음으로 고용보험통계와 지역이동통계를 이용하여 청년층 지리적 이동의 특징을 분석한다. 제3절에서는 대졸자직업이동경로조사(GOMS)를 이용하여 노동시장 진입 및 정착 단계별로 청년층의 지리적 이동의 특성, 이동을 발생시키는 요인,

지리적 이동으로 인한 결과를 분석한다. 마지막으로 4절에서는 분석결과를 토대로 지역인재정책에 대한 함의를 도출할 것이다.

2. 주요 쟁점

지역이동의 원인과 결과에 대한 연구는 오랫동안 경제학을 비롯한 사회과학 연구의 전통적 주제로 다루어져왔다. 그러나 성인의 이동에 대해 상대적으로 많은 것이 밝혀진 반면, 청년층의 이동에 대해서는 기존의 연구가 많지 않을 뿐더러 실증적 결과 역시 많은 점들이 불분명하게 남겨져 있다(예컨대 Cairns, 2009).

지역이동에 대한 이론적 접근은 크게 이동의 원인과 결과가 무엇인지를 규명하는 데 초점이 맞추어져 있다. 한 축에서는 허스의 정태적 균형론과 인적자본론, 그리고 최근 탐색이론의 결합으로 이어지는 시장 균형론적 접근이 차지한다. 이와 달리 지리학의 중력모형, 제도학과 혹은 노동시장분단론의 선별적 이동모형, 그리고 효율임금론과 최근의 집적모형 등은 이동이 지역 간 격차를 확대하는 방식으로 이루어진다는 점을 강조한다.²⁰⁾

이러한 이론적 배경하에서 청년층의 지역 노동이동과 관련하여 지금까지 제기된 주요 쟁점은 다음과 같다.

첫째, 청년층은 상대적으로 직간접적인 이동비용이 낮고 생애 기대편익이 높기 때문에 이동을 자체가 높다. 동일한 이유로 상대적으로 교육수준이 높을수록 일자리 관련 정보습득이 용이하기 때문에 이동률이 높다. 청년층이라 하더라도 여성의 경우 직종분리로 인한 일자리 자체의 제약, 배우자 및 자녀 양육으로 인한 제약 등 노동이동에 대한 사회적-공간적 장벽이 많기 때문에 상대적으로 이동률이 떨어진다.

둘째, 고용형태와 노동시장 이중구조의 영향이다. 선별적 이동가설에 따르면 고용형태가 안정적이고 일자리의 질이 좋을수록 사전계약을 통해 불확실성을 감소시킴으로써 이직을 통한 편익의 확보가 용이하다. 반면

20) 지역이동과 관련된 최근의 문헌정리는 이상호(2015b)를 참조하기 바란다.

외부 노동시장에 속한 비정규직 등은 고용보호 수준이 낮기 때문에 이직 자체는 빈번하지만 이직을 통한 경제적 편익의 증대가 쉽지 않다. 그러나 청년층 노동시장 진입 및 정착과정에서 고용형태가 다소 불안정하다더라도 경험 및 숙련형성을 통한 인적자본 축적이 가능하다면 일종의 이직행위가 경력 사다리로 활용될 수 있다.

셋째, 부모의 사회경제적 지위 혹은 가구경제가 미치는 영향이다. 여기에 대해서는 서로 상반된 설명이 가능하다. 한편에서는 부모의 사회적 지위가 낮고 가구소득이 낮을수록 새로운 일자리를 찾아 이동하는 데 따른 소득기회의 상실의 적기 때문에 다른 지역으로의 이동이 오히려 활발하다는 주장이 있을 수 있다. 다른 한편 부모의 교육수준이 높고 사회적 지위가 높을수록 이동비용이 낮기 때문에 청년층의 지역 간 이동 역시 더욱 활발하다는 주장이 가능하다. 이와 관련하여 인구이동률 감소를 청년층의 주거비 부담증가로 설명한 사례연구들이 흥미롭다. Faine et al.(1997) 등은 1980년대 이후 이탈리아에서 주거비 부담증가에 따라 청년층 인구이동률이 저하되었는데, 미처 생애자산을 제대로 축적하지 못한 청년층의 이동비용 부담으로 설명한 것이다.

넷째, 지역의 일자리 기회와 문화, 여가, 오락, 교육 환경 등 어메니티의 영향이다. 지역적 요인은 중력이론의 연장선장에서 개인 수준의 요소와 차별화되어 다루어져왔다. 이러한 연구에서는 일반적으로 유출입분석(O-D 분석)을 출발지와 도착지 간의 상대적 중요도 및 관계(혹은 거리)의 정도로 측정하여 왔다. 청년층과 연관하여 과거에는 단순하게 고용률이나 임금수준과 같은 경제적 요소들이 중요했다면 최근에는 문화적 요소들이 더욱 중요해지고 있다. 임금이 상대적으로 낮더라도 문화나 여가를 즐길 수 있는 시간과 공간이 청년층에게 더욱 중요하다. 이런 요소들은 왜 청년들이 제조업이 집중된 산업단지를 기피하고, 서울이나 광역대도시로 몰려드는지를 설명하는 요소이다.

다섯째, 집적 경제 혹은 집적 외부성의 효과다. 신경제지리학을 지지하는 일련의 흐름들(Florida, 2002; Glaeser et al., 2010; Morreti, 2012)은 젊고 창의적인 소수의 인재들이 특정 지역에 모여 서로간의 아이디어를 공유하고 새로운 가치를 창출함으로써 정의 외부성 효과를 발생시키고, 생

산성 증가 및 지역경제의 성장을 가져온다고 주장한다. 이러한 집적과정은 초기 이점이 중요한데 소수의 첨단 벤처기업이나 스타 교수를 유치함으로써 다른 기업과 인재의 유입을 촉발시키고 이로 인해 지역 전체가 매력적인 곳으로 변화된다는 것을 시사한다(Morreti, 2012; 송철복 역: 22~25).

마지막으로 이상의 각각의 쟁점들을 정태적 관점에서만 볼 것이 아니라, 동태적 관점에서 보는 것 역시 중요하다. 앞서 이탈리아의 사례에서도 언급했듯이 최근 많은 유럽 국가들이 청년층 이동성(mobility)-지리적 이동뿐만 아니라 노동시장 진입, 계층 간 이동을 포괄하는-감소를 심각하게 받아들이고 있다(EUKN, 2013).

국내의 많은 연구들도 위에서 제기한 각각의 이슈들을 다루고 있다. 그러나 청년층의 지역 노동이동 문제를 정면으로 다루고 있는 연구는 그다지 많지 않다. 예컨대 인구학이나 지역학 분야에서는 주로 주거이동 성향 혹은 편익을 결정짓는 변수로 다룬다(권상철, 2005; 이상호, 2010; 김동현 외, 2012 등). 반면 노동경제학 분야의 연구들은 청년층 노동이동 문제를 다루지만, 지역을 하나의 설명변수로 다룬다(이병희, 2003; 김안국, 2005; 김준영, 2006; 전주용, 2013 등).

최근에는 지역의 관점에서 인재유출의 문제에 초점을 맞추어 청년층 노동이동을 분석한 연구들이 증가하고 있다(류장수, 2005; 박우식 외, 2011; 권우현 외, 2013). 이러한 연구들은 지역 주체들이 이 문제의 심각성을 인지하고 청년층들을 회귀시키기 위한 정책의 필요성을 제기하고 있다는 점에서 선구적이고 타당한 문제제기라고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 청년층의 지역 간 노동이동을 규범적 관점의 유출문제로 인식함에 있어서 보다 구체화된 접근이 마련되어야 할 것이다.

지역인재 유출의 범위를 어디까지로 볼 것인가? 즉 청년들에게 유의미한 ‘지역’의 범위는 무엇인가?(제2장의 논의) 지역 차원에서 양성하고 회귀되어야 할 인재들은 어떤 집단이며 어떤 특성을 갖고 있는가?(제3장과 4장의 논의) 이상의 분석을 토대로 다음의 질문이 가능하다. 기존의 인재를 유보하는 데 초점을 맞출 것인가, 아니면 새로운 인재들을 유입시키는 데 초점을 맞출 것인가? 다시 말해 각 집단별로 어떻게 차별화된 해법을

도출할 것인가?(제5장의 논의) 지금부터 이러한 문제들을 구체적으로 살펴보기로 한다.

제2절 청년층의 지역 간 노동이동

1. 지역의 정의와 경계

본격적인 분석에 들어가기 전에 우선 근본적인 전제조건이 해소될 필요가 있다. 과연 한국적 맥락에서 청년의 노동시장 행태를 파악하고 정책적 대안을 논함에 있어서 ‘지역’이 갖는 의미는 무엇인가? 다시 말해 청년층에게 지역성(locality)이라는 것이 존재하는가? 존재한다고 하더라도 유의미한 의미를 갖는 것인가?

이와 관련된 문제는 지역 노동시장의 범위 혹은 경계와 연관된다. 어떤 노동이동 행위가 자신이 속한 노동시장 경계 내에서 이루어질 때 ‘지역 내 이동’이라고 하며, 노동시장의 경계를 넘어설 때 ‘지역 간 이동’이라고 한다. 그렇다면 지역 노동시장의 경계가 노동이동을 다룸에 있어서 왜 중요한가? 그것은 선행연구에서 다루었다시피 개인이 처한 기존의 노동시장의 경계를 넘어설 경우 이동비용이 큰 폭으로 증가할 수 있기 때문이다. 특히 청년층의 경우 경제적 토대가 약하기 때문에 이주비용이 상대적으로 큰 부담으로 작용할 수 있다. 반대로 중고령층에 비해 지역특수적 자산형성(토지와 같은 물적자산 외에 인적 네트워크)이 거의 없을 것이므로 이동비용이 낮을 수도 있다. 일반적으로 대기업일수록 청년층 신규채용 모집이 전국단위에서 이루어지므로 지리적 제약에 의한 정보의 불확실성이 훨씬 낮을 수 있다. 그런데 지역의 경계가 어떻게 설정되는가에 따라 지역 간 이동과 지역 내 이동의 상대적 크기, 선택적 이동의 양태가 달라지므로 이동의 편익과 비용 역시 달라질 수 있다.

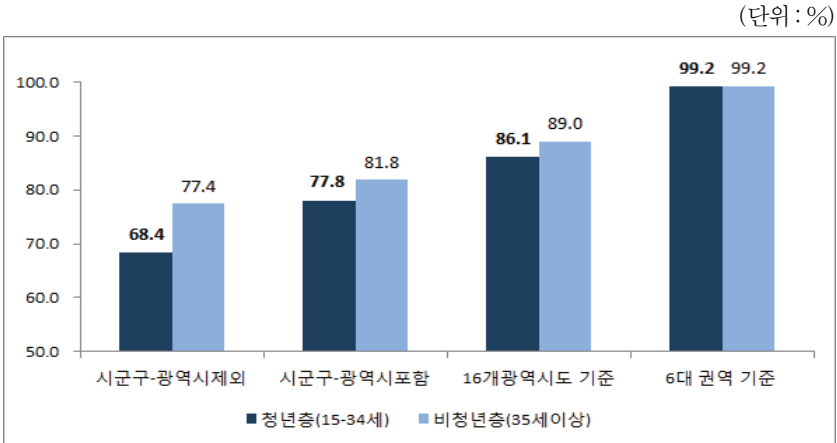
그렇다면 한국적 맥락에서 청년층 지역 노동시장의 경계는 어떻게 구축되어야 하는가? 일반적인 노동시장 주체에 대해 가장 흔히 활용되어왔

던 방법은 노동시장 주체의 기능적 행태-주로 통근행위-에 기반한 접근법이다. 이 접근법에서 어떤 노동시장의 경계는 ‘노동수요와 공급이 이루어지는 일상적인 범위’로 정해지는데, 실질적으로는 취업자의 거주지와 근무지가 일치하는 일정한 지리적 범위로 설정된다.²¹⁾ 이 개념에 기초할 때 국내외를 막론하고 청년층의 노동시장 범위가 훨씬 광범위하다는 것이 지금까지 밝혀진 사실이다(Casado-Diaz, 2002; 이상호, 2008).

청년층은 비청년층과 노동시장의 공간적 범위가 어느 정도까지 차이를 보일까? [그림 3-1]은 통계청의 2014년 지역별 고용조사 자료를 이용하여 위의 개념을 ‘역내 통근율’(=역내통근자수/전체 통근취업자수)이라는 지표로 표현한 것이다.

광역시도를 제외한 시군만을 기준으로 분석했을 때 68.4%가 역내통근을 하는 것으로 나타났다. 비록 비청년층보다 9.0%p나 낮은 수치이

[그림 3-1] 행정단위 수준별 역내 통근율



주: 2014년 상반기와 하반기 자료를 풀링(Pooling)하여 분석, 가중치는 상반기와 하반기를 1/2씩 적용.

자료: 지역별고용조사 마이크로데이터, 2014년, A형.

21) 통근권에 기반한 노동시장권 설정은 다시 세 가지 접근법으로 나뉜다. 첫째, 전국을 배타적으로 구획하는 방법으로 영국 통계청의 지역 노동시장권(LLMAs) 접근법이다. 둘째, 지역 간 경계는 배타적으로 설정되지만 전국을 포괄하지는 않는 방법으로 미국의 MSAs가 대표적이다. 마지막으로 최근에는 퍼지모형을 활용하여 지역 노동시장 간 경계의 중첩을 허용하기도 한다.

지만, 전체 청년층 인구 중 2/3 이상이 시군 지역이라는 공간적 범위 내에서 일상적인 경제활동을 영위하고 있음을 의미한다. 이러한 결과는 한국의 시군 지역이 도농복합지역으로 통합되면서 어느 정도 기능적 행태를 반영한 행정구역으로 구성되어 있기 때문인 것으로 판단된다. 청년층 역내통근율은 시군과 광역시도를 포함할 경우 77.8%로 증가하며, 16개 광역제도 기준으로는 86.1%까지 증가한다. 마지막으로 6개 초광역권 단위에서 사실상 대부분이 역내통근을 하였다.

<표 3-1>은 각 지역별 역내 통근율을 세부적으로 살펴본 것이다.

첫 번째 특징은 앞서도 살펴보았듯이 전체 취업자의 역내 통근율에 비해서 15~34세 청년층 역내 통근율은 2.1%p 낮은 수준에 불과하다는 점이다.

거주지 기준으로 살펴보았을 때 서울, 부산, 대구, 광주, 대전 등 주요 광역대도시의 청년층 역내 통근율은 오히려 전체 취업자보다 더 높은 것으로 확인되고 있다. 사실상 인천과 경기 청년층의 낮은 역내 통근율이 전체적인 청년층 역내 통근율 저하를 주도하고 있는 셈이다. 이러한 결과는 대졸 이상의 학력을 소지한 청년층으로 제한하더라도 마찬가지이다. 역시 인천과 경기 지역만이 더 낮은 역내 통근율을 기록하였을 뿐 나머지 지역들은 별 차이가 없거나 오히려 역내 통근율이 더욱 높아지는 것으로 확인되었다.

근무지 기준으로는 노동력 수요가 많은 서울을 제외하고 나머지 대부분의 지역들이 자체적으로 노동력을 충당하는 것으로 파악되었다. 즉 청년층의 경우, 서울을 중심으로 인천-경기 간의 노동력 상호의존관계가 청년층에 대해 더욱 강화되기 때문에 역내 통근율이 낮아진다는 점을 제외하면, 나머지 비수도권 지역의 경우 대부분 자체적으로 일상적인 청년층 노동력 수급을 충당하고 있음을 확인할 수 있다. 즉 청년층의 일상적인 노동시장의 범위는 통념과 달리 그리 넓지 않다는 것이다.

그런데 여기서 유의할 점이 있다. 앞서의 결과가 ‘일상적인 노동시장 행위’에 기초하여 취업자의 정-주 일치여부를 기준으로 산출된 것이라는 점이다. 즉 정태적 접근에 기초하여 취업자의 공간행위를 다루고 있기 때문에, 구직에서 취업으로, 취업에서 취업 간 직장이동의 동태적 공간 과

정이 전혀 고려되고 있지 않다.

따라서 통근권 분석결과만을 토대로 청년층의 노동시장 행위가 공간적 제약에 크게 좌우된다고 규정하는 것은 잘못된 결론으로 귀결될 수 있다. 따라서 ‘지역’이 청년층에게 어느만큼 유효한 단위인가에 대한 결과가 도출되기 위해서는 지역 간 노동이동에 대한 분석이 별도로 이루어질 필요가 있다.

〈표 3-1〉 16개 광역시도 역내 통근율

(단위:%)

	전 체		청년(15~34세)		대졸 이상 청년	
	거주지 기준	근무지 기준	거주지 기준	근무지 기준	거주지 기준	근무지 기준
서울	87.8	76.6	89.3	73.5	88.9	71.4
부산	91.1	95.2	91.2	95.0	91.5	94.6
대구	89.6	95.9	91.5	94.8	91.6	95.3
인천	76.5	87.3	69.2	86.5	63.9	83.3
광주	89.3	97.8	92.3	97.5	92.0	98.0
대전	89.8	96.3	91.7	95.5	91.2	95.4
울산	96.5	92.7	96.4	92.5	95.9	93.4
경기	78.2	86.9	73.0	86.1	69.1	84.7
강원	98.5	97.8	98.4	97.9	98.9	97.7
충북	97.3	94.8	96.9	94.8	96.4	94.2
충남	95.8	90.1	93.6	90.1	94.6	88.6
전북	98.9	98.6	98.4	99.0	98.1	98.9
전남	98.3	92.2	97.3	91.2	97.3	90.8
경북	96.5	90.8	94.6	91.3	94.7	90.5
경남	94.8	92.2	93.5	90.8	93.1	90.9
제주	99.9	99.8	100.0	99.8	100.0	99.9
합계	88.3	88.3	86.1	86.1	84.8	84.8

주: 2014년 상반기와 하반기 자료를 풀링(Pooling)하여 분석, 가중치는 상반기와 하반기를 1/2씩 적용.

자료: 지역별고용조사 마이크로데이터, 2014년, A형.

2. 인구이동

1절에서 살펴보았듯이, 노동이동의 정의 자체가 다양한 측면을 포괄하고 있기 때문에 청년층의 노동이동 특성을 분석함에 있어서 다양한 차원의 접근이 필요하다.

우선 가장 보편적인 접근은 직장과 무관하게 청년층 인구 전체의 이동 패턴을 파악하는 것이다. 여기서는 통계청의 인구이동통계자료를 이용하여 청년층의 지역 간 인구유출입 특성을 살펴본다(표 3-2 참조).

〈표 3-2〉 청년층(15~34세) 전체 이동을

(단위: 천 명, %)

연도	청년 인구	청년층 이동자수	청년층 시도간 이동자	청년인구 대비 이동률	시도간 이동비중	시군구간 이동비중	시군구내 이동비중
1995	17,481	4,279	1,448	24.5	33.8	31.5	34.6
1996	17,333	4,147	1,420	23.9	34.2	31.6	34.1
1997	17,208	4,064	1,397	23.6	34.4	32.1	33.5
1998	17,102	3,689	1,293	21.6	35.0	31.9	33.0
1999	16,943	4,169	1,419	24.6	34.0	32.0	34.0
2000	16,721	3,917	1,331	23.4	34.0	32.2	33.8
2001	16,492	3,976	1,362	24.1	34.3	31.7	34.0
2002	16,234	4,106	1,419	25.3	34.6	31.1	34.3
2003	15,913	3,953	1,379	24.8	34.9	31.4	33.7
2004	15,577	3,558	1,299	22.8	36.5	30.9	32.6
2005	15,276	3,607	1,297	23.6	36.0	30.8	33.3
2006	15,009	3,740	1,332	24.9	35.6	30.6	33.8
2007	14,799	3,583	1,299	24.2	36.3	30.4	33.3
2008	14,623	3,396	1,208	23.2	35.6	30.7	33.7
2009	14,460	3,194	1,150	22.1	36.0	30.4	33.6
2010	14,340	3,111	1,140	21.7	36.6	29.9	33.5
2011	14,257	3,062	1,110	21.5	36.3	29.4	34.4
2012	14,162	2,854	1,081	20.2	37.9	28.9	33.2
2013	14,064	2,781	1,034	19.8	37.2	28.7	34.1
2014	13,922	2,835	1,066	20.4	37.6	28.3	34.1

자료: 통계청 인구이동통계, 각 연도.

첫 번째 특징은 청년 인구이동률이 근 몇 년간 지속적으로 감소추세에 있다는 점이다. 한국의 경우 청년층 인구이동률은 고용충격과 음(-)의 상관관계를 보이는데, 1997년 외환위기로 인한 경제충격으로 1997년 23.6%에서 1998년 21.6%로 약 2%p 정도 하락했다. 그러나 이듬해에 다시 원래의 이동률 수준을 회복한 것에서 알 수 있듯이 이 당시의 이동률 하락은 일시적인 현상이었다. 그런데 2008년 경제위기 이후의 이동률 변화는 사뭇 다른 양상으로 전개되고 있다. 경기충격 이후 청년층 이동률이 급격히 하락한 것은 아니지만, 완만하면서 지속적으로 감소하고 있기 때문이다. 즉 2006년 24.9%까지 증가했던 청년층 이동률은 2014년 20.4%로 4.5%p가 감소하였다.

둘째, 청년층 이동인구를 시도 간 이동, 시군구 간 이동, 시군구 내 이동으로 구분하였을 때 시도 간 이동비중은 증가하고 있다. 시군구 내 이동은 상대적으로 주거형태 변화 등 고용의 관련성이 적은 반면, 시도 간 이동은 고용문제와 관련성이 높다. 청년층의 경우 주로 상위교육기관으로 진학 혹은 취업 목적의 시도 간 이동이 빈번하게 이루어진다. 다만 지난 20여 년간 서울 및 광역대도시 인접 지역의 급격한 성장 및 산업의 공간적 재배치 등을 고려할 때 이러한 이동은 고용문제와 관련성이 클 것으로 예측된다.

셋째, 청년층 이동률의 감소에도 불구하고 인구 전체 이동률과의 격차는 점차 확대되고 있다(표 3-3 참조). 앞서 청년층 인구이동률의 감소와 마찬가지로 전체 인구이동률 역시 1995년 19.9%에서 2015년 15.0%로 약 5%p나 감소하였다. 인구이동률의 감소는 청년층뿐만 아니라 인구 전반에서 나타나고 있는 현상인 것이다. 그럼에도 불구하고 전체 이동률 대비 청년층 이동률 간의 상대적 비율은 1995년 1.23배에서 2014년 1.36배로 증가하였다. 즉 전반적인 이동성의 감소에도 불구하고 청년층의 이동성 감소폭이 상대적으로 적은 것이다. 연령계층별로 살펴보면 25~29세 계층의 이동률이 가장 큰 폭으로 감소했다. 이 계층은 1995년 34.7%에서 2014년 25.3%로 무려 9.4%p가 감소했다. 반면 30~34세 이동률은 2.22%p 감소하는 데 그쳐 청년층 내에서 이동성이 가장 높은 계층으로 순위가 변동되었다.

〈표 3-3〉 연령계층(5세)별 이동률

(단위 : %)

연도	전체 인구 이동률(A)	청년층 전체 이동률(B)	청년층 이동률 상대비 (B/A)	15~19세 이동률	20~24세 이동률	25~29세 이동률	30~34세 이동률
1995	19.9	24.5	1.23	13.1	21.0	34.7	27.6
1996	19.2	23.9	1.24	13.1	20.3	34.0	26.8
1997	19.0	23.6	1.24	12.9	20.1	32.9	27.0
1998	17.4	21.6	1.24	12.1	18.0	29.4	25.3
1999	20.0	24.6	1.23	13.6	20.5	33.0	29.5
2000	19.0	23.4	1.23	13.7	19.6	30.8	27.7
2001	19.4	24.1	1.24	15.2	21.1	31.2	27.1
2002	19.9	25.3	1.27	16.5	23.6	33.0	26.3
2003	19.7	24.8	1.26	15.6	21.9	32.0	27.7
2004	17.7	22.8	1.29	14.2	20.5	29.5	25.2
2005	18.1	23.6	1.30	14.1	20.9	30.6	26.6
2006	19.1	24.9	1.30	14.8	22.0	32.1	28.3
2007	18.5	24.2	1.31	14.6	21.4	31.2	27.3
2008	17.8	23.2	1.30	14.3	20.2	29.6	26.7
2009	17.1	22.1	1.29	14.0	18.8	27.9	26.0
2010	16.5	21.7	1.32	13.5	18.5	27.4	26.1
2011	16.2	21.5	1.33	13.8	18.3	26.8	26.1
2012	14.9	20.2	1.36	12.6	17.2	25.4	24.7
2013	14.7	19.8	1.35	12.5	16.8	24.6	24.6
2014	15.0	20.4	1.36	12.7	17.6	25.3	25.4

자료: 통계청 인구이동통계, 각 연도.

넷째, 청년층의 지역 간 이동비중 증가는 전체 인구와 비교할 때에도 높은 수준이다(표 3-4 참조). 전체 인구를 기준으로 지역 간 이동비중의 변화를 살펴보면, 지난 20년간 불과 1.3%p 증가한 수준이다. 이에 따라 청년층 지역 간 이동비중과의 격차가 1995년 2.2%p에서 2014년 4.7%p로 증가했다. 특이한 점은 지역 간 이동비중 그 자체는 20~24세가 가장 높은 수준이지만, 증가속도는 25~29세가 가장 빠르다는 점이다. 25~29세

계층의 지역 간 이동비중은 1995년 35.5%에서 2014년 42.0%로 6.5%p가 증가했다.

이상의 결과들을 종합할 때, 청년층의 이동성 감소는 인구 전체의 이동성 감소와 동반되는 현상이며 청년층의 상대적 이동성은 여전히 활발하다고 평가할 수 있다. 다만 청년층 내부에서도 연령계층에 따라 이동성의 변화수준이 상이한 흐름을 보이고 있다. 특히 지역 간 이동으로 표현되는 청년층 이동성의 주도권이 20대 초반에서 20대 후반 및 30대 초반으로 넘어가고 있다. 그렇다면 청년층의 '지연된 이동성'은 왜 나타나고 있는 것일까? 아마도 노동시장 공급 측 요인과 수요 측 요인이 모두 작용한 것으로

〈표 3-4〉 청년층 지역 간 이동비중

(단위 : %)

연도	전체인구 (A)	청년층 전체(B)	상대격차 (B-A)	15~19세	20~24세	25~29세	30~34세
1995	31.6	33.8	2.2	25.3	39.2	35.5	31.2
1996	32.0	34.2	2.2	25.4	39.5	36.0	31.8
1997	32.2	34.4	2.2	25.0	39.5	36.4	32.2
1998	32.8	35.0	2.2	26.3	40.3	37.2	32.8
1999	32.1	34.0	1.9	25.0	38.9	36.3	32.2
2000	31.6	34.0	2.4	24.9	37.9	36.8	32.2
2001	31.6	34.3	2.7	26.7	38.6	36.7	32.0
2002	31.2	34.6	3.4	28.1	39.4	36.4	31.7
2003	31.6	34.9	3.3	26.3	39.4	38.0	32.0
2004	32.6	36.5	3.9	27.7	41.7	39.8	32.9
2005	32.0	36.0	4.0	26.0	40.8	39.7	32.7
2006	31.5	35.6	4.1	25.3	40.4	39.3	32.6
2007	32.2	36.3	4.1	26.0	41.0	39.9	33.5
2008	31.7	35.6	3.9	25.6	40.1	39.1	33.4
2009	32.2	36.0	3.8	26.7	40.9	39.4	33.8
2010	32.4	36.6	4.2	27.3	41.5	40.2	34.6
2011	32.0	36.3	4.3	27.7	41.2	39.8	34.2
2012	33.5	37.9	4.4	29.7	43.1	41.7	35.3
2013	32.7	37.2	4.5	28.8	42.2	41.3	34.6
2014	32.9	37.6	4.7	29.5	42.3	42.0	34.7

자료: 통계청 인구이동통계, 각 연도.

로 보인다. 우선 공급 측면에서는 대학 진학률의 증가 및 베이비붐 세대의 에코세대 등으로 인해 청년층 인구 구성이 변화하고 있다. 노동수요 측면에서는 청년층에게 호의적이지 않은 노동시장 상황과 기업의 경력직 채용선호 등 노동시장 진입연령을 지연시키는 요소들이 작용한다.

그렇다면 이동률의 변화로 인한 지역 간 노동력 교환의 결과는 무엇일까? [그림 3-2]는 청년층의 16개 시도별 순유출입 인구수를 비교한 것이다. 그림에서 볼 수 있듯이 청년층의 지역 간 이동의 결과를 한마디로 표현하면 ‘수렴’이라고 할 수 있다.

그림 (a)의 수도권을 살펴보자. 1995년만 하더라도 경기지역의 순유입 인구는 거의 20만명에 육박하는 수준(186천 명)이었다. 비록 1998년 외환 위기를 거치면서 순유입인구가 감소하기 시작했지만 2002년 다시 163천 명으로 순유입인구가 증가하는 반동을 거쳤다. 그러나 이 시기 이후부터는 지속적으로 감소추세를 벗어나지 못하여 2014년에는 32천 명 수준까지 감소했다. 반대로 서울의 경우, 1995년 102천 명에 이르던 순유출입구 수준이 현재는 1만 명 이내에서 유입과 유출을 반복하고 있는 추세이다.

비수도권 광역시 역시 순유출입 격차가 감소하고 있다. 특히 부산의 경우 1995년 당시 3만 명이 넘는 청년층 순유출이 발생하였지만 이후 순유출이 꾸준히 줄어들어 2014년에는 역시 1만 명 이내로 순유출 규모가 줄어들었다. 반면 청년층 인구의 순유입 지역인 대전과 울산의 순유입률 규모도 지속적으로 감소하였다. 특히 대전의 경우 2006년부터 청년층 순유출지역으로 전환되었으며, 울산 역시 거의 순유출입이 수렴된 추세이다.

비수도권 도지역의 경우 청년층 순유입률 자체 편차가 거의 발생하지 않았다. 다만 이들 지역 내에서도 1995년 시점에서는 상대적 편차가 5천 명 내외로 존재했다면 2014년 시점에서는 도지역 간 청년층 순유출입 인구 편차가 1천 명 이내로 나타나고 있다.

이러한 결과는 이상호(2015)에서 다룬 바 있는 인구 전체의 순유출입 수렴현상과도 일맥상통하는 것이라고 할 수 있다. 다만 인구 전체 순유출입률 변화에서는 경기도가 순유출지역으로 전환된 반면, 청년층의 경우 여전히 순유입을 유지하고 있는 반면, 충청권의 경우 인구 전체는 순유입으로 전환되었으나 청년층에서는 약한 순유출을 보이고 있는 점 정도가

상이한 결과로 볼 수 있다.

다음으로 청년층의 지역 간 순유출입 격차가 주로 어떤 연령집단에서 발생하는지를 살펴보자. [그림 3-2]는 비수도권만을 대상으로 청년층 연령집단에 따라 인구 유출입을 분석한 것이다.

(a)유입인구와 (b)유출인구에서 볼 수 있듯이 주로 25~29세 연령층에서 수도권과 비수도권 간의 이동이 큰 폭으로 감소했음을 확인할 수 있다. 20대 후반에서 비수도권으로의 유입인구는 1995년 247천 명 수준이었는데, 2014년 161천 명 수준으로 86천 명 정도 감소하였다. 반대로 20대 후반에서 비수도권으로부터의 유출인구는 1995년 285천 명에서 2014년 180천 명 수준으로 105천명이 감소하여 그 폭이 더욱 컸다.

20대 초반 역시 2003년부터 수도권-비수도권 간 인구유출입이 완만하게 감소하고 있다. 다만 20대 후반과 마찬가지로 순유출 인구의 감소폭이 순유입보다 컸기 때문에 여전히 비수도권의 순유입이 음(-)의 값을 기록하였다. 전체적으로 20대에서는 비수도권 청년층이 약 435천 명 수준에서 순유출을 보이고 있는데, 대부분이 20대 계층에서 차지하였다.

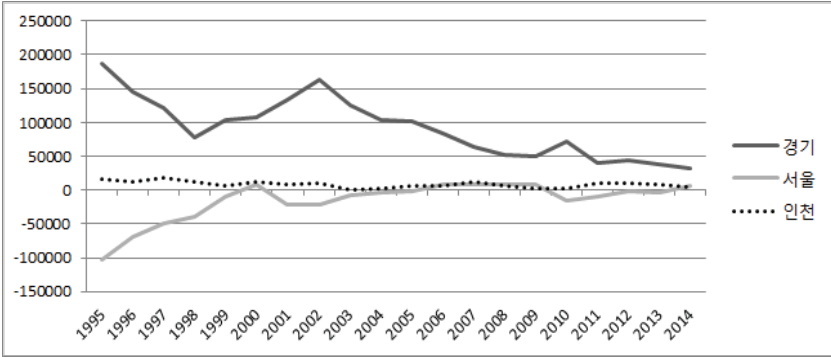
청년층 인구이동 패턴을 분석한 결과, 한국에서 최근 노동력 유출입의 활력이 점차 떨어짐에 따라 순유출입의 지역 간 수렴화 현상이 청년층에게도 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 다만 다수의 농촌지역에서 나타나고 있는 심각한 고령화 현상을 비추어볼 때, 청년층의 지역 간 이동을 촉진할 만한 잠재력이 소진되어 있는 지역이 다수이기 때문에 청년층 노동력의 양극화가 한계 상황에 도달함에 따라 달성된 균형으로 해석되는 것이 타당할 것으로 보인다. 다만 이런 와중에도 20대를 중심으로 비수도권 도시지역에서는 여전히 수도권으로의 유출이 적지 않은 비중을 차지하고 있다는 점 역시 눈여겨보아야 할 부분이다.

지역 간 청년층 인구이동의 수렴이 당분간 현 수준을 유지할 것인지, 아니면 새로운 발산 국면으로 전환될 것인지에 대해서는 지켜보아야 할 부분이다.

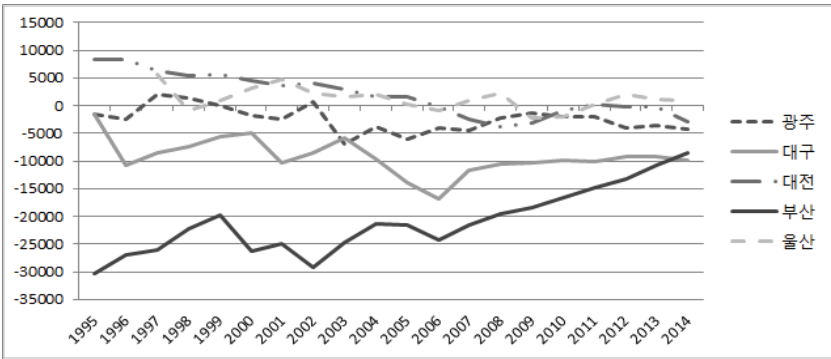
[그림 3-2] 청년층 16개 시도별 순유출입 인구수

(단위: 명)

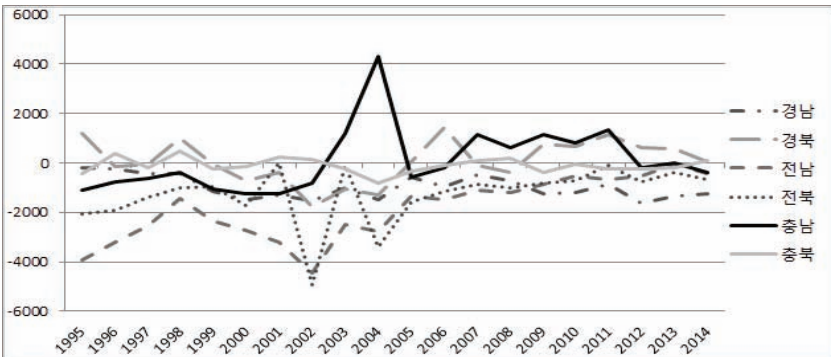
(a) 수도권



(b) 비수도권 광역시



(c) 비수도권 도

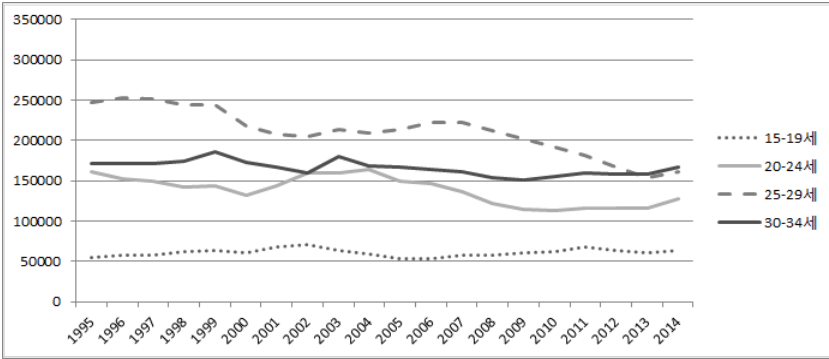


자료: 통계청 인구이동통계, 각 연도.

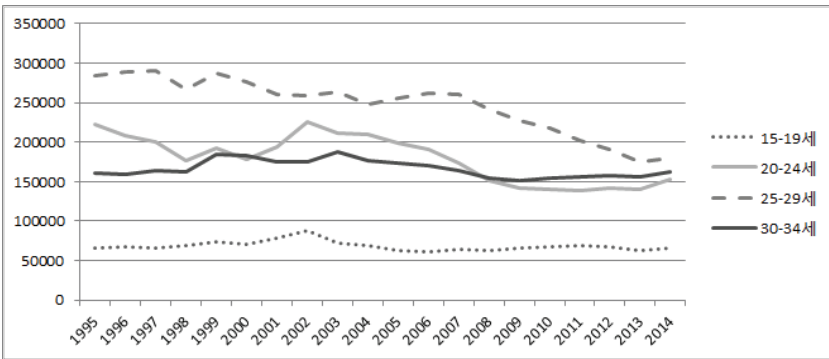
(그림 3-3) 청년층 비수도권 유출입인구

(단위: 명)

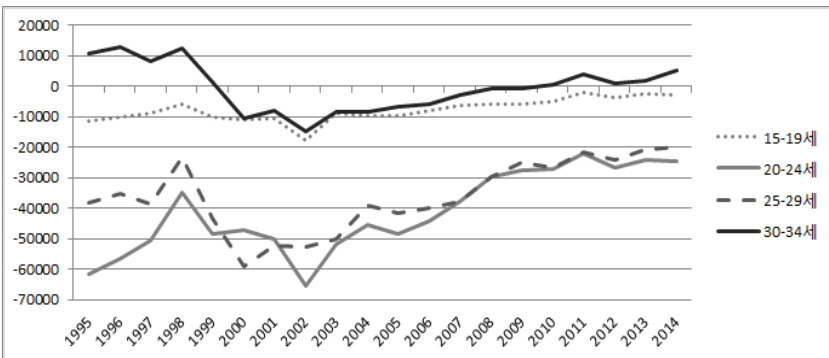
(a) 유입인구



(b) 유출인구



(c) 순유입인구



자료: 통계청 인구이동통계, 각 연도.

3. 청년층 직장이동

지금부터는 고용 측면에 더욱 집중하여 청년층의 노동이동을 살펴본다. 인구동태조사는 청년층 인구 전체의 지리적 이동을 조망하기에 적합하지만 고용상태의 지역 간 이동을 분석하는 데는 몇 가지 한계를 가진다. 이상호(2015a)에서도 지적하고 있듯이, 인구동태조사는 주민등록상 거주지 이전 신고를 통해 획득되는 정보를 토대로 이동여부를 집계하기 때문에 실거주지와의 괴리가 발생할 수 있다. 특히 청년층의 경우 대학진학이나 취업 등으로 혼인 전까지는 실거주지와 상이할 가능성이 존재한다. 둘째, 인구동태조사는 거주지 중심의 자료이기 때문에, 노동수요 측면의 이동을 파악하기 어렵다. 취업이나 이직과 무관한 지가요인, 주거형태 변경으로 인한 이동이 상당하기 때문이다.

이러한 문제의식에 기초하여 지금부터는 고용보험 통계자료를 기반으로 청년층의 직장이동 문제를 다룬다. 분석대상 자료는 고용보험 순상실자 종합통계 DB 2013년 12월 말 자료와 2014년 12월 말 자료를 연결한 것이다. 이 중 2개 연도에 모두 존재하는 피보험자만을 추출한 후 두 시점 간에 미관측된 경우, 즉 신규 진입 혹은 이탈은 제외하였다.

직장이동은 2013년과 2014년 기준 시점 사이 사업체고유번호가 변경된 피보험자의 비중으로 정의하였다. 직장이동 패턴을 분석하는 데 역내/역외 유출입 주요 지표로 살펴보면 다음과 같다. 노동력 유출입은 통상 이동행렬을 통해 산출된다. [그림 3-4]와 같이 이동행렬은 노동력 유출지와 유입지를 각각 행과 열에 배치하여 노동력 유출입 정도를 보여주는 정방행렬로 대각원소는 역내이동을, 비대각원소는 역외이동을 의미한다.

- ① 역외 유출률 : 2013년 역외 이동자수/2013년 역외 유출자수($a \rightarrow b/A_{\text{유출합}}$ 혹은 $b \rightarrow a/B_{\text{유출합}}$)
- ② 역외 유입률 : 2014년 역외 이동자수/2014년 지역별 유입자수($a \rightarrow bA_{\text{유입합}}$ 혹은 $b \rightarrow a/B_{\text{유입합}}$)

이상의 지표에 근거하여 청년층의 2013~14년 기간 동안의 노동력 유

[그림 3-4] 이동행렬을 이용한 지역별 노동력 유출입 지표의 구성

		유 입 지			
		<i>a</i>	<i>b</i>	...	
유 출 지	<i>a</i>	a → a (역내)	a → b (역외)	...	<i>A</i> _{유출합}
	<i>b</i>	b → a (역외)	b → b (역내)	...	<i>B</i> _{유출합}
		
		<i>A</i> _{유입합}	<i>B</i> _{유입합}		

자료: 이상호(2015a), <부도> 인용.

출입을 분석한 결과가 <표 3-5>에 제시되어 있다.

첫째, 청년층 직장이동률은 22.3%(약 38만 명)로 이 중 서울이 15만 명, 경기가 7만 명, 인천 1만 4천 명으로 전체 청년층 직장이동의 절반 이상을 차지한다. 앞서 인구동태조사에서 2014년 지역 간 이동률인 20.4%와 비교할 때에는 다소 높은 수준이지만 1.9%p 높은 데 그쳐 큰 차이가 난다고 보기에는 어렵다. 다만 여기에서 이동률은 특정한 두 시점 간의 근무지 변화만을 기준으로 산출된 것이므로 이 기간 동안 발생한 반복이동은 제외되었다. 따라서 실제 이동규모는 이것보다 다소 높은 규모로 발생하고 있다는 점을 추론할 수 있다.

둘째, 직장이동률의 지역 간 편차를 살펴보면 유출률이 높은 지역으로 강원(25.9%), 광주(25.2%), 부산(24.4%), 전북(24.3), 전남(24.0%) 등 지역의 경제적 여건이 그다지 호의적이지 않은 영호남 지역들이 주로 분포되었다. 또한 이들 지역은 대부분 유입률보다 유출률이 더 높은 지역들로 파악되었다. 반대로 울산, 인천, 경기 등 제조업 기반이 튼튼한 성장지역들은 유출률보다 유입률이 높은 것으로 나타났다.

셋째, 역내 이동률이 가장 높은 지역은 서울로 70% 이상이 역내이동을

〈표 3-5〉 청년층 직장이동

(단위: 명, %)

	2013년			2014년			역내이동		
	피보험자 수	이직 인원	유출 기준 이직률	2014년 피보험자 수	유입 인원	유입 기준 이직률	역내 이직자 수	유출 기준 역내 이동률	유입 기준 역내 이동률
서울	690,017	154,881	22.4	680,973	150,666	22.1	111,339	71.9	73.9
부산	84,838	20,684	24.4	84,450	20,323	24.1	13,254	64.1	65.2
대구	49,113	11,533	23.5	49,408	11,638	23.6	7,456	64.6	64.1
인천	57,860	13,577	23.5	58,325	14,021	24.0	6,834	50.3	48.7
광주	30,968	7,814	25.2	30,818	7,721	25.1	5,028	64.3	65.1
대전	43,608	10,174	23.3	43,747	10,336	23.6	5,351	52.6	51.8
울산	38,850	9,204	23.7	40,141	9,662	24.1	6,266	68.1	64.9
세종	4,760	915	19.2	5,114	1,070	20.9	191	20.9	17.9
경기	342,660	67,840	19.8	346,272	70,638	20.4	38,555	56.8	54.6
강원	25,146	6,515	25.9	24,613	5,930	24.1	3,514	53.9	59.3
충북	38,966	8,979	23.0	39,333	8,989	22.9	5,129	57.1	57.1
충남	58,820	13,362	22.7	58,918	13,168	22.3	6,847	51.2	52.0
전북	32,157	7,814	24.3	32,682	7,717	23.6	5,272	67.5	68.3
전남	32,882	7,903	24.0	33,307	7,501	22.5	4,444	56.2	59.2
경북	61,616	13,540	22.0	63,104	14,524	23.0	8,089	59.7	55.7
경남	87,958	19,890	22.6	88,767	20,510	23.1	13,511	67.9	65.9
제주	13,379	2,959	22.1	13,626	3,170	23.3	2,032	68.7	64.1
합계	1,693,598	377,584	22.3	1,693,598	377,584	22.3	243,112	64.4	64.4

하는 것으로 분석되었다. 세종시의 경우 역내 이동률이 20% 내외에 그쳤으며, 그 외 나머지 지역들 역시 50~70% 사이에서 역내 직장이동이 발생하는 것으로 분석되었다. 청년층의 역내 이동률은 64.4%로 전체 피보험자의 역내 이동률인 68.3%에 비해 역내 이동률은 3.9%p 낮은 수준이다. 즉 인구동태조사와 마찬가지로 청년층의 지역 간 직장이동이 다른 연령층에 비해 빈번하게 이루어지고 있음을 알 수 있다.

다음으로 <표 3-6>은 2009~14년 청년층 순유입률 추세변화를 지역별로 분석한 것이다.²²⁾ 청년층의 순유입률 추세변화를 권역별로 살펴보면, 수도권에서는 서울이 대체로 음(-)의 순유입률을 보인 반면, 인천과 경기도는 양(+)의 순유입률을 보였다. 그럼에도 불구하고 전체적인 이동규모 자체가 서울이 워낙 크기 때문에 수도권 전체적으로는 -0.4의 순유입률을 기록하였다.

비수도권의 경우 최근 2년간 영남권과 충청권에서는 양(+)의 순유입률을 기록하였으나, 호남권과 강원 제주에서 음(-)의 순유입률을 기록하여 전체적으로 0.7의 순유입률을 기록하였다. 다만 영남권의 경우 2009~11년까지는 다수의 지역들에서 청년층 순유출이 발생하였으나, 2014년에는 부산을 제외한 나머지 지역들이 모두 순유입으로 전환하였다. 전반적으로 앞서 인구동태조사와 같은 뚜렷한 수렴화 경향은 확인할 수 없었지만, 노동력 유출입 흐름은 대체로 지역의 전반적인 경기상황에 부합하는 것으로 보인다.

마지막으로 <표 3-7>은 청년층의 지역 간 직장이동 시 주된 유출입이 어느 지역과의 관계 속에서 발생하는지를 분석한 것이다.

첫 번째로 확인할 수 있는 점은 1차 유출입지가 대부분의 지역에서 서울로 나타난다는 점이다. 특히 부산은 36.8%의 청년층이 서울로 유출되고 서울에서 37.9%의 청년층이 유입되었으며, 마찬가지로 광주 역시 서울로 32.2%가 유출되고 29.0%가 서울에서 유입되었다. 다만 대구와 경북은 이런 서울로의 유출입 비중보다 상호간 노동력 교류가 다소 많았지만, 서울에 비해 1~2%p 정도 격차만이 나타났다.

지역 간 직장이동의 규모 면에서 가장 많은 비중을 차지하는 서울의 경우 약 절반 정도가 경기도와의 관계 속에서 발생하고 있어서 사실상 서울과 경기 간의 내부 노동력 교류가 절대적인 비중을 차지하였다. 이상의 결과는 전체 연령층을 대상으로 노동력 유출입을 분석한 이상호(2015a)

22) 표의 주에서도 언급되고 있지만, 지역 간 순유출입 분석에는 자료의 이상치 문제 때문에 해석상의 주의가 필요하다. 예컨대 2011년 충남지역 순유출이 41.4%에 이르는 것이나 경북지역 순유출이 -27.3%로 발생한 반면, 경기지역 순유입률이 34.3%에 이르는 것은 대기업의 고용보험사업장 관리변경 등과 같이 실제 이직과 무관한 것일 가능성이 크다.

〈표 3-6〉 지역별 청년층 순유입률 추세변화

(단위 : %)

	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년
수도권	-0.7	1.0	7.4	2.2	-0.8	-0.4
서울	-2.9	0.8	-5.1	-1.1	-3.2	-2.7
인천	3.5	-2.7	2.2	0.7	2.2	3.3
경기	3.4	2.3	34.3	8.9	3.9	4.1
비수도권	1.2	-1.7	-11.7	-3.8	1.4	0.7
영남권	-4.4	-3.9	-8.1	-0.3	1.1	2.4
부산	-8.8	-7.5	1.8	-3.5	-3.3	-1.7
대구	-1.3	-7.8	-10.3	0.4	-4.8	0.9
울산	-8.6	-4.4	3.8	11.1	11.9	5.0
경북	-10.1	3.1	-27.3	-7.6	0.0	7.3
경남	4.4	-3.2	-0.7	3.4	5.4	3.1
호남권	2.3	-5.6	-8.0	-1.5	-0.8	-2.5
광주	-4.4	-6.9	-19.6	1.8	-2.1	-1.2
전북	9.0	-3.1	-3.3	-1.5	0.0	-1.2
전남	2.4	-6.8	-0.3	-4.5	-0.3	-5.1
충청권	14.9	7.4	-22.3	-12.1	3.4	0.4
대전	14.2	9.1	2.1	2.5	1.3	1.6
세종					31.2	16.9
충북	6.0	-4.7	4.9	-13.5	0.6	0.1
충남	21.1	15.4	-41.4	-25.7	5.2	-1.5
강원제주	0.2	-5.8	-2.0	-3.6	2.6	-3.9
강원	-1.1	-5.2	-3.5	-2.7	-2.3	-9.0

주: 사업체 소재지의 변경과 관련된 자료의 이상치가 존재하므로 해석에 세심한 주의가 필요함.

자료: 고용보험DB 상실자 종합통계 마이크로데이터.

와 비교할 때 서울로의 집중 정도가 더욱 높은 수준으로 발생하고 있음을 보여준다.

요컨대 고용보험자료를 이용한 직장이동 분석결과 앞서 인구동태조사에서 확인된 이동규모보다 다소 높은 수준으로 이루어지고 있음을 확인

〈표 3-7〉 청년층 역외 유출입 특성

(단위: %)

	역외(로) 유출				역외(로부터) 유입			
	1차 유출지		2차 유출지		1차 유입지		2차 유입지	
	지역명	역외유출 비중	지역명	역외유출 비중	지역명	역외 유입비중	지역명	역외유입 비중
서울	경기	48.5	인천	8.5	경기	48.0	인천	8.0
부산	서울	36.8	경남	30.3	서울	37.9	경남	28.6
대구	경북	33.3	서울	31.2	경북	33.9	서울	32.3
인천	서울	46.4	경기	33.2	서울	51.7	경기	31.2
광주	서울	32.2	전남	28.5	전남	29.8	서울	29.0
대전	서울	39.7	경기	14.2	서울	43.6	경기	13.5
울산	서울	25.8	경남	17.5	서울	29.8	경남	17.6
세종	서울	20.3	-	-	서울	27.5	대전	17.2
경기	서울	64.4	인천	7.7	서울	65.8	인천	7.0
강원	서울	50.4	경기	22.3	서울	52.2	경기	22.8
충북	서울	32.9	경기	29.7	서울	37.0	경기	24.2
충남	경기	32.4	서울	29.2	서울	30.4	경기	28.3
전북	서울	34.8	경기	18.4	서울	35.7	경기	17.6
전남	경북	24.4	광주	23.2	서울	26.2	광주	26.0
경북	대구	26.0	서울	22.9	서울	24.6	대구	21.1
경남	부산	31.7	서울	25.7	부산	32.2	서울	28.2
제주	서울	54.6	경기	10.7	서울	55.9	경기	12.9

주: 역외 유출입 비중=해당 지역 유출(입)자수/기준 지역 역외 유출(입)자수 합계 100.

자료: 고용보험 DB 상실자 종합통계 마이크로데이터.

할 수 있었다. 또한 이동의 방향성 측면에서는 수도권 내부이동이 지배적인 가운데 주로 서울을 중심으로 한 노동력 교환관계가 1차적이며, 그 다음으로 인접 시도 간 노동력 교류가 2차적인 관계를 형성하고 있음을 확인할 수 있었다. 따라서 청년층 재직자의 직장이동에서 노동시장의 범위는 전국적인 형태를 보이되 그것이 서울과 인접광역지역이라는 두 가지 중력이 함께 맞물려서 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 다만 여기에서

직장이동 분석은 청년층의 노동시장 진입 과정에서의 분석이 아니라 이미 취업한 청년층의 고용보험사업장 간 이직 패턴을 보여주는 것임에 유의해야 할 것이다.

제3절 노동시장 이행단계별 지리적 이동

앞서 제2절에서는 청년층의 지리적 이동을 인구이동과 직장이동이라는 두 가지 차원에 집중하여 집계적 수준에서 개괄적으로 살펴보았다. 앞서의 분석이 갖는 한계점은 자료의 대표성이나 규모 면에서 방대한 정보를 제공하지만, 청년층의 지리적 이행과정을 단면적으로 볼 수밖에 없다는 것이다. 예컨대 청년층의 지리적 이동을 동태적 관점에서 추적 관찰할 때 상급학교로의 진학, 학교 졸업 후 노동시장 진입과정, 첫 일자리 취업 후 평생직장 혹은 주된 직장으로서의 안착과정 등 다양한 단계별로 그 특징이 상이하게 나타날 수 있다.

이러한 문제의식에 기초하여 이 절에서는 미시자료에 기초하여 청년층의 학교에서 노동시장으로의 이행과정별 이동의 특징을 살펴보기로 한다. 분석자료는 「2010년 대졸자직업이동경로조사」(이하 2010GOMS) 1차 조사자료(2010GOMS1)와 3차 조사자료(2010GOMS3)를 사용한다. 즉 청년층 중에서 대졸자만을 분석대상으로 할 것이다. 고졸자를 포함한 미시동태분석이 가능한 자료로는 한국노동패널조사(KLIPS)와 청년패널(YP) 등이 있으나, 이들 자료의 경우 표본수 문제로 인해 지역별 이동을 분석에서 통계적으로 유의미한 수치를 도출하기가 사실상 어렵다.

2010GOMS의 조사대상은 2009년 8월과 2010년 2월 대학 졸업자이다. 실제 조사시기는 졸업 후 1.5~2년 후인데 1차 조사(2010GOMS1)는 2011년 9월에, 3차 조사(2010GOMS3)는 2013년 9월에 각각 실시되었다. 표본규모는 1차 조사 18,078명이며, 3차 조사 15,604명(패널 유지율 86.3%)이다.

자료의 구성은 노동시장 진입단계와 정착단계로 구분하여 이루어졌다. 노동시장 진입단계는 편의상 1차 조사 시기로 규정하며, 노동시장 정착단

〈표 3-8〉 대학 졸업 후 1.5~2년 후 고용상태

(단위: %)

	고용률			미취업자 중 취업 희망자 비중		
	출신고교 소재지별	출신대학 소재지별	현거주지별	출신고교 소재지별	출신대학 소재지별	현거주지별
서울	76.1	76.7	76.7	49.3	46.8	47.7
부산	76.2	75.0	73.3	43.9	44.1	45.2
대구	77.9	78.3	73.9	49.0	46.1	49.2
대전	78.6	79.1	78.7	41.8	39.8	39.5
인천	79.3	78.3	78.1	50.2	49.0	47.6
광주	76.4	77.1	68.7	30.9	40.5	37.6
울산	79.0	82.9	80.2	38.6	46.7	44.3
경기	79.7	77.2	81.2	47.1	48.8	46.1
강원	78.4	78.2	75.5	48.8	44.5	43.7
충북	75.4	78.2	76.4	42.7	42.3	44.2
충남	79.3	79.3	79.1	35.2	47.3	35.0
전북	75.9	74.8	73.0	40.7	42.8	44.7
전남	77.7	79.9	81.2	47.4	39.9	47.9
경북	78.6	79.6	81.2	41.8	42.6	41.4
경남	75.8	76.9	77.2	44.2	45.4	43.3
제주	82.2	82.6	82.9	55.3	55.5	49.8
서울권	76.1	76.7	76.7	49.3	46.8	47.7
경인권	79.5	77.5	80.1	48.0	48.2	46.1
충청권	77.9	79.0	78.2	39.9	43.6	39.5
영남권	77.2	77.7	76.5	44.2	44.3	45.1
호남권	77.4	77.5	75.2	41.6	42.7	43.3
전국 평균	77.6	77.6	77.6	45.5	45.5	45.5

주: 1) '취업희망자'=실업자+잠재 실업자.

2) '잠재실업자'는 다음 세 가지 중 어느 하나에 해당하는 경우로 정의하였음. 아래의 ()는 2011년 대졸자직업이동 경로조사 설문지의 해당 문항을 표시한 것임.

- ① 지난 4주간 구직활동 경험이 있지만, 문 64, 지난주 직장(일자리)이 있었지만 일할 수 없었던 자(문 64-1의 2번 응답항목 해당자),
- ② 지난 4주간 구직활동을 하지 않았더라도 지난 주에 구직희망 및 구직이 가능하면서 전공/경력이나, 임금근로조건 등의 이유로 일자리를 구하지 않은 자(문 78-2의 1-6번 응답항목 해당자),
- ③ 향후 1년 이내 직장을 가질 의향이 있는 자(문 82의 1번 항목 응답자).

3) 경인권에는 강원도가, 호남권에는 제주도가 각각 포함됨.

계는 3차 조사 시기로 규정한다. 다만 표본 중 교육대학 졸업자는 직업 특성상 분석목적에 부합하지 않는다고 판단하여 제외하였으며, 조사시점 당시의 연령이 34세 이하인 경우만 선별하였다. 최종적인 분석표본은 15,160명이며, 이하의 결과는 가중치를 적용하여 분석한 것이다.

1. 이동유형별 기초분석

우선 <표 3-8>은 GOMS2010 자료에서 1차 조사시점에서의 고용상태를 파악하였다. 이때 응답자의 출신고교 소재지, 출신대학 소재지, 응답당시 시점의 현 거주지별 분석을 실시하였다.

분석결과 출신고교 소재지별로는 지역 간 고용률 격차가 크지 않았지만, 출신대학과 현 거주지별로는 지역 간 고용률 격차가 발생하였다. 울산과 제주는 출신대학과 현 거주지 모두 고용률이 높게 나타났으며, 경기도, 전남, 경북 등은 출신대학보다 현 거주지를 기준으로 살펴보았을 때 고용률이 높은 것으로 나타났다. 권역별 고용률 역시 지역 기준에 따라 상이한 결과를 보였는데, 출신고교 및 현 거주지를 기준으로 살펴보았을 때에는 경기도가 가장 높은 고용률을 보인 반면, 출신대학 소재지를 기준으로 분석하였을 때에는 충청권이 가장 높았다.

다음으로 실업자뿐만 아니라 취업을 희망하는 잠재적 구직자가 지역별로 어떤 편차를 보이는지를 분석하였다. 취업희망자는 실업자와 잠재실업자를 모두 합친 비중으로 구성되는데, 여기서 잠재실업자는 구직경험자와 구직희망자 중 근로조건 등의 이유로 일자리를 구하지 않은 자, 그리고 향후 1년 이내 직장을 가질 의향이 있는 자 등 비경제활동인구 중 취업의사가 상당 정도로 있는 자로 정의된다.

앞서 대졸 청년층의 고용률이 가장 높았던 제주도는 미취업자 중 취업희망자의 비중 역시 가장 많은 것으로 분석되었다. 서울의 경우 출신고교 소재지 및 현 거주지 기준으로 살펴볼 때 고용률은 낮았지만 잠재적인 취업희망자는 많은 것으로 분석되었다.

전체적으로 영남권과 호남권은 울산을 제외하면 상대적으로 고용률 및 취업희망자의 비중은 적은 것으로 나타났다.

이제 분석의 초점을 학교에서 노동시장 이행단계에 따라 살펴보기로 하자. 이를 위해 표본을 다음과 같이 다섯 가지 유형으로 구분하였다. 이 유형들은 앞서 고용상태 분석과정에서 살펴본 출신고교, 출신대학, 현 거주지 간 이동 여부에 따라 구분한 것이다. 원래는 고교에서 대학으로의 이행과정에서 지역이동 여부, 대학 졸업 후 현 거주지로의 변화단계에서 지역이동 여부에 따라 네 가지 유형의 도출이 가능하다. 다만 출신고교와 출신대학, 그리고 현 거주지가 모두 다르다고 하더라도 원래의 고교출신지로 회귀한 경우는 별도의 구분이 필요하다고 판단하였다. 또한 지역 간 이동여부를 16개 광역시도 간을 기준으로 할 것인지, 아니면 5개 권역 간 이동을 기준으로 할 것인지에 따라 상이한 결과가 도출될 수 있기 때문에 여기서는 양자 모두를 분석하였다.

<표 3-9>와 같이 고교-대학-현 거주지 간 이동이 한 번도 발생하지 않은 비중이 53.4%로 절반 이상을 차지하였다. 그다음으로 많은 집단은 대학 진학 과정에서 이동한 후, 다시 고교출신지로 복귀한 경우로 18.9%를 차지하였다. 대학 진학을 위해 고교→대학으로 이동한 후 출신대학 소재지에 잔류한 경우는 9.2%, 출신고교와 대학의 소재지는 동일하나 현 거주지가 변경된 경우는 13.1%를 차지하였다. 마지막으로 고교-대학-현 거주지가 모두 불일치하는 경우는 5.5%에 그쳤다.

<표 3-9> 대학 졸업 후 1.5~2년 후 고용상태

(단위: 명, %)

	식 별		분 포	
	고교→대학	대학→현거주지	명	%
비이동	-	-	204,470	53.4
대학 진학 이동 후 잔류	이동	-	35,284	9.2
대학 졸업 후 이동 잔류	-	이동	50,030	13.1
고교/대학/주거 모두 이동	이동	이동	20,916	5.5
대학 진학 이동 후 회귀	이동	회귀 이동	72,237	18.9
합 계			382,937	100.0

다음으로 지역별 이동유형의 분포가 어떤지를 분석한 결과가 [그림 3-5]에 제시되어 있다.

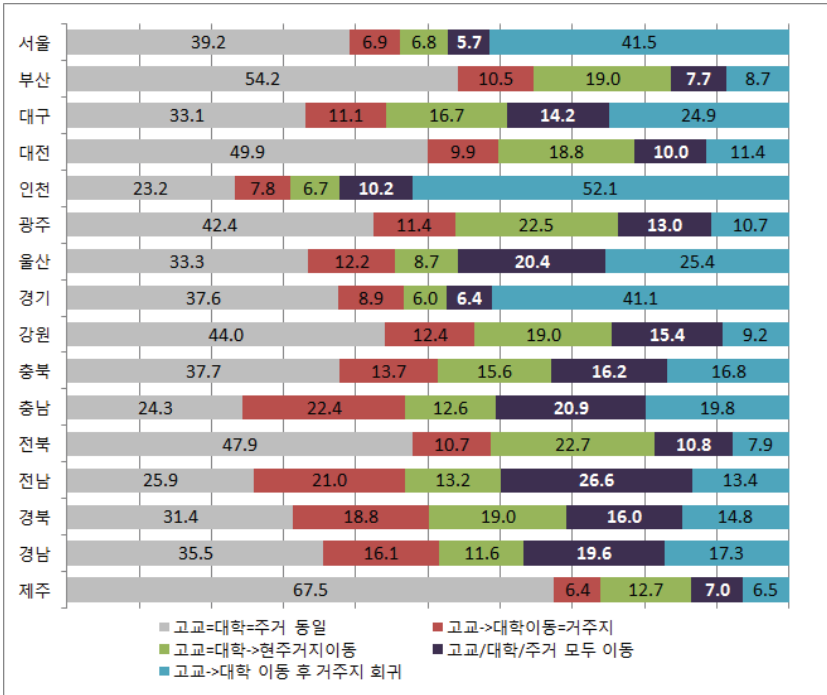
우선 16개 광역시도를 기준으로 지역 간 이동유형을 살펴보면, 비이동자의 비중은 제주도가 67.5%로 가장 많은 반면 인천이 23.2%로 가장 적게 나타났다. 전북은 제주 다음으로 비이동자의 비중이 높았는데, 대신 대학 진학 이동 후 출신고교 지역으로 회귀한 졸업생의 비중(7.9%)이 제주 다음으로 가장 낮았다. 반대로 인천의 경우 비이동자 비중은 23.2%로 가장 낮지만 출신지역으로 회귀한 비중 역시 52.1%로 가장 높게 나타났다. 인천의 경우 실제 이동이 발생했다기보다는 서울 및 경기 지역으로 진학 후 통근이 다수 포함되었을 가능성이 존재한다. 한편 서울과 경기의 경우 비이동자 비중이 각각 30% 후반대로 다른 비수도권 광역시도보다 높음에도 불구하고 출신지역으로 회귀한 경우도 매우 높게 나타났다. 전체적으로 서울, 경기, 인천 3개 지역이 대학으로의 진학과정에서 이동 후 출신지역으로 회귀한 비중이 높게 나타났다.

이상의 결과는 5대 권역을 기준으로 이동유형을 분류했을 경우에도 비슷하게 나타난다. 서울과 경인권은 비이동자 비중이 다른 권역에 비해서 적지만, 출신지역으로 회귀한 비중 역시 높게 나타났다. 반대로 영남권의 경우 비이동자가 65.0%에 이르지만 출신지역으로 회귀한 경우는 3.8%에 그쳤다.

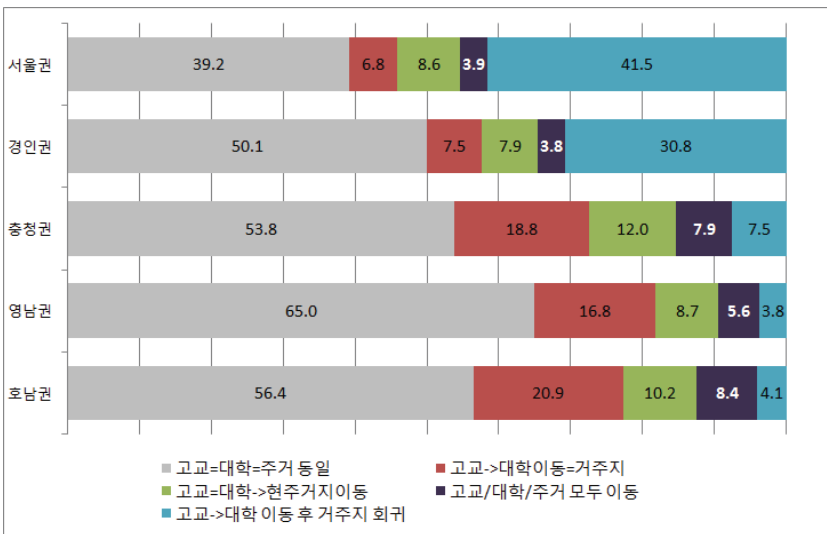
그렇다면 각 이동유형별 고용상태는 어떻게 나타날까? <표 3-10>에 제시되어 있듯이 고용률 측면에서는 출신 고교와 대학이 동일하면서 현 거주지가 변경된 경우나, 고교-대학-현 거주지 모두 변경된 경우 고용률이 가장 높게 나타났다. 반대로 고교에서 대학으로 진학과정에서 지역이 변경된 후 잔류한 경우 고용률이 가장 낮았다. 대학 졸업과 현 거주지 간에 이동이 발생한 경우 고용률이 높은 것은 대학 졸업 후 거주지 변경이 역설적으로 취업과 연관되었음을 의미한다. 즉 취업한 직장이 대학소재지와 다르기 때문에 주거이동을 선택했을 가능성이 높다. 반대로 대학졸업 후 원래 지역으로 회귀한 경우 역설적으로 미취업 등으로 인한 생계 문제가 작용하였을 가능성이 있다. 그럼에도 불구하고 미취업자 비중을 살펴보면 회귀이동을 한 경우 상대적으로 완전 비경활자의 비중이 가장

(그림 3-5) 고교-대학-거주지 간 이동형태 : 출신고교 지역 기준

(a) 16개 광역시도 기준 지역 간 이동



(b) 5개 권역 기준 지역 간 이동



〈표 3-10〉 고교-대학-거주지 간 이동형태별 고용상태

(단위: 명, %)

	합계	취업자 비중	미취업자 비중	고용상태		
				실업자	잠재실업자	그외 비경황
고교=대학= 주거 동일	204,470 (100.0)	157,685 (77.1)	46,785 (22.9)	13,442 (28.7)	7,797 (16.7)	25,546 (54.6)
고교→대학 이동=거주지	35,284 (100.0)	26,460 (75.0)	8,824 (25.0)	1,554 (17.6)	1,907 (21.6)	5,363 (60.8)
고교=대학→ 현 거주지 이동	50,030 (100.0)	40,856 (81.7)	9,174 (18.3)	2,237 (24.4)	1,960 (21.4)	4,977 (54.3)
고교/대학/주거 모두 이동	20,916 (100.0)	16,970 (81.1)	3,946 (18.9)	709 (18.0)	884 (22.4)	2,353 (59.6)
고교→대학 이동 후 거주지 회귀	72,237 (100.0)	55,309 (76.6)	16,928 (23.4)	5,669 (33.5)	2,834 (16.7)	8,425 (49.8)
합계	382,937 (100.0)	297,280 (77.6)	85,657 (22.4)	23,611 (27.6)	15,382 (18.0)	46,664 (54.5)

적었으며, 실업자의 비중은 높았다. 비록 실업상태이기는 하지만 높은 취업의지를 반영한다고 볼 수 있다.

2. 이동유형별 모형분석

앞서의 결과에서 제시된 이동유형별 고용률은 대졸 청년층의 여러 가지 특성이 포함되지 않았기 때문에 그 의미가 제한적이며 심지어 왜곡된 결과일 수도 있다. 이런 문제를 극복하기 위해 1차 조사 당시 취업여부를 종속변수로 설정하여 프로빗 분석을 실시하였다.

모형은 크게 네 가지로 구성되었는데, 모형 1은 개인의 인적 특성(성별, 연령, 혼인상태 등)만을 통제하였으며 모형 2는 추가적으로 학교 특성(국공립 여부, 전공계열, 4년제 여부 등)을 통제하였다. 모형 3은 추가적으로 개인의 대학재학 중 교육과정 이수와 관련된 다양한 행위(졸업평점, 편입, 휴학더미, 타 대학 진학, 복수전공 여부, 졸업연기 여부)들을 통제하였고,

모형 4는 추가적으로 정규교육 이외 다양한 취업준비노력(직업훈련, 해외 연수, 토익점수, 자격증 취득, 영어시험, 인턴 경험, 고시준비 등)을 통제 하였다. 전체 모형분석 결과는 <부표 3-1>에 제시되어 있으며, 프로빗 계수값을 평균 한계효과(marginal effects)로 전환하여 이동유형 및 출신 대학 소재지의 영향을 추정한 결과는 <표 3-11>과 같다.

분석결과 개인 및 학교의 다양한 특성들을 통제하더라도 대학에서 현 거주지가 변경된 유형이나 고교/대학/주거지 모두 변경된 유형의 경우 비이동자보다 취업확률이 약 4% 정도 더 높은 것으로 분석되었다. 반대로 고교에서 대학 진학 과정에서 이동 후 원래 출신지로 회귀한 경우 고용률이 2.6% 정도 낮은 것으로 분석되었다. 더욱이 회귀이동자의 경우, 인적 특성과 학교 특성만을 통제했을 경우에는 비이동자와 취업확률에 통계적으로 유의한 차이가 발생하지 않다가 정규교육과정 및 이외의 과정에서

<표 3-11> 졸업 후 1.5~2년 후 취업여부에 대한 프로빗 분석결과 : 한계효과

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
	인적특성 통제	모형1+학교 특성	모형2+개인 학교생활특성	모형3+취업 준비노력
	한계 효과	한계 효과	한계 효과	한계 효과
고교=대학=주거 동일				
고교→대학 이동=거주지	-0.031**	-0.031**	0.000	0.004
고교=대학→현 거주지 이동	0.051**	0.048**	0.044**	0.040**
고교/대학/주거 모두 이동	0.042**	0.035*	0.035*	0.042**
고교→대학 이동 후 거주지 회귀	-0.010	-0.016	-0.024**	-0.026**
서울권				
경인권	0.014	0.010	-0.002	-0.016 ⁺
충청권	0.021 ⁺	0.025*	0.010	-0.011
영남권	0.003	0.001	-0.021*	-0.039**
호남권	-0.008	-0.006	-0.030*	-0.046**

주: 1) ⁺ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01.

2) t-통계량은 Robust S.E. 로부터 도출된 수치임.

다양한 노력정도를 추가할 경우 통계적으로 유의미한 취업확률의 저하가 발생했다는 점을 눈여겨볼 필요가 있다. 회귀이동자의 인턴이나 훈련, 자격증 취득, 복수전공 등과 같은 다양한 취업노력의 효과가 제거된 후에 취업확률이 상대적으로 더욱 낮아졌기 때문이다.

한편 출신대학 소재지의 취업확률 역시 개인의 취업노력을 모두 통제 한 후, 통계적으로 유의미한 지역 간 편차를 보였다. 특히 호남권은 서울권보다 다른 특성을 모두 통제하더라도 취업확률이 4.6% 낮았으며, 영남권의 경우에도 3.9% 낮은 것으로 분석되었다. 즉 취업에 있어서 영호남 지역 출신자들이 인적 특성이나 학교 특성, 혹은 개인의 노력으로 설명될 수 없는 요인으로 인해 취업에 더 큰 어려움을 겪고 있는 것으로 해석될 수 있다.

그렇다면 취업에 성공한 경우 일자리의 특성은 어떠할까? 이를 위해 취업자를 대상으로 월평균임금, 시간당임금, 직무만족도를 종속변수로 하는 회귀분석을 실시하였다.

이때 월평균 임금 및 시간당 임금은 로그를 취하였으며, 직무만족도는 열 가지 요인별 만족도 척도에 대한 요인 분석을 통해 표준점수로 환산하였다. 통제변수들은 프로빗 모형에서 사용된 변수들을 모두 투입하되, 종사상 지위를 추가적으로 통제하였다. 모형분석 과정에서 헤크만 2단계 추정을 통해 취업과정에서 발생하는 선택편의를 고려하였으나, 선행회귀분석결과와 유의미한 차이가 발생하지 않아 여기서는 선행회귀모형의 분석결과만 제시하였다. 전체 결과는 <부표 3-2>에 제시되어 있으며, <표 3-12>는 이 결과 중 이동유형 및 출신대학 소재지만 선별한 것이다.

고용률과 마찬가지로 월평균 임금 역시 고교-대학-현 거주지 모두 변동이 발생한 경우 가장 높은 것으로 나타났다. 이들 집단은 비이동자 집단보다 월평균 소득이 6.7% 더 높은 것으로 분석되었다. 대학 졸업 후 주거지 변동이 발생한 경우 역시 비이동자보다 4.9% 높은 소득을 얻었다. 반대로 대학 졸업 후 출신지역으로 회귀한 경우, 비이동자의 소득격차가 1.8%에 그쳤다. 전체적으로 대학 졸업 후 거주지 변동은 취업확률뿐만 아니라 상대적으로 소득증가와도 양의 관계를 갖는 것으로 분석되었다. 다만 직무만족도의 경우 고교/대학/주거 모두 이동한 경우에만 비이동자보

〈표 3-12〉 졸업 후 1.5~2년 후 일자리의 소득 및 직무만족도 회귀분석 결과

	로그 월평균 소득	로그 시간당 소득	직무만족도
고교→대학 이동=거주지	0.031*	0.048**	0.045
고교=대학→현 거주지 이동	0.049**	0.063**	0.02
고교/대학/주거 모두 이동	0.067**	0.089**	0.072+
고교→대학 이동 후 거주지 회귀	0.018*	0.023*	-0.019
경인권	-0.115**	-0.112**	-0.120**
충청권	-0.154**	-0.186**	-0.117**
영남권	-0.144**	-0.174**	-0.119**
호남권	-0.183**	-0.207**	-0.126**

주: 1) + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

2) t-통계량은 Robust S.E.로부터 도출된 수치임.

다 통계적으로 유의미하게 높은 것으로 분석되었다.

출신대학의 5대 권역별 계수값은 세 가지 종속변수에서 모두 통계적으로 유의미한 값을 보였다. 월평균 소득을 기준으로 경기권은 11.5%, 영남권은 14.4%, 충청권은 15.4%, 호남권은 18.4% 낮은 소득을 획득했으며, 시간당임금을 기준으로 할 경우 서울과의 상대적 소득격차가 더욱 확대되었다. 직무만족도 역시 서울권에 비해 다른 지역에서 유의미하게 낮았다. 전체적으로 청년층 취업자의 소득 및 직무만족도 역시 호남권이 가장 낮은 것으로 분석되었다.

3. 노동시장 정착단계의 특성

지금까지의 분석결과를 놓고 보면, 전체적으로 비이동자의 노동시장 성과가 가장 낮지만 출신지역으로 회귀한 경우에도 상대적으로 취약한 노동시장 성과를 보인다는 점이 확인되었다.

마지막으로 이동유형에 따라 졸업 후 3~4년 시점에서의 직장변동은 어떤 특징을 보이는지 살펴보자. 이를 위해 GOMS2010 1차 조사 당시의 일자리 소재지(5대 권역기준) 정보와 3차 조사 시점에서의 일자리 소재지 정보를 연결하여 동일지역 잔존 여부를 확인하였다. 3차 조사에서는 이전

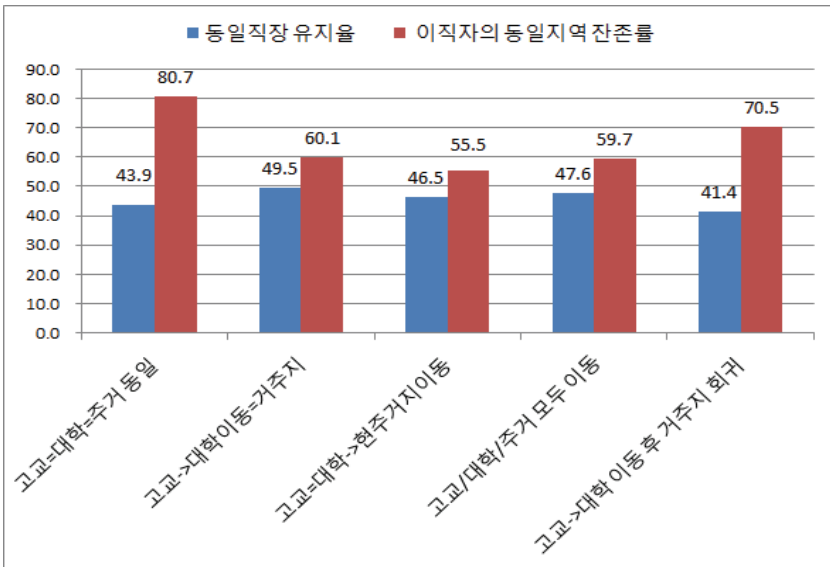
조사와 동일직장인지 여부를 확인하므로 이를 통해 동일직장 유지율을 산출하였다.

분석결과 1차 조사 취업자 중 동일직장을 유지한 비중이 44.5%로 나타났는데, 이동유형별로는 고교-대학-1차 조사 당시 현 거주지 모두 이동한 경우 동일직장 유지율이 47.6%로 가장 높았다. 반대로 1차 조사 당시 출신지역으로 회귀한 취업자는 동일직장 유지율이 41.4%로 가장 낮았다. 출신지역 회귀자의 월평균 소득이 비이동자보다 높았음에도 불구하고 이직률이 높았다는 것은 현 직장에 대한 상대적 박탈감 등과 같은 주관적 요소들이 상대적으로 많이 작용했을 가능성을 의미한다.

반대로 다른 직장으로 이직한 경우, 동일지역 잔존율은 고교/대학/1차 조사 당시 거주지가 동일했던 집단이 80.7%로 가장 높게 나타났다. 출신지역으로 회귀한 집단 역시 동일권역 내 이직이 70.5%로 상대적으로 높았다. 반면 나머지 집단들의 경우 권역 내 이직이 60% 전후로 상대적으로 낮았다.

[그림 3-6] 졸업 후 3~4년 시점에서의 직장 및 지역이동

(단위: %)



<표 3-12>에 제시된 것과 같이 집단의 유형을 이직 전 일자리의 수도권 소재여부와 출신대학 유형별로 나누어서 살펴보았다. 수도권의 경우 동일직장 유지율이 비수도권보다 다소 낮는데 특히 회귀이동자의 동일직장 유지율이 전체 집단 중 가장 낮았다. 반면 비수도권 회귀이동자의 경우 동일직장 유지율이 비이동자보다 약간 높은 수준이었다. 출신대학 유형별로는 전문대 졸업자의 이직률이 큰 폭으로 높았다. 특히 출신지역 회귀자의 경우 동일직장 유지율이 30.9%, 다시 말해 2년 기간 동안 이직률이 약 70%에 이르는 것으로 나타났다. 요컨대 회귀이동자의 직장이동은 수도권 및 전문대에서 가장 활발한 것으로 파악된다. 이직자의 동일지역 잔존율을 살펴보면, 수도권보다 비수도권이, 4년제보다 전문대 졸업생이 높았으며, 회귀이동자는 수도권 여부 혹은 출신대학에 관계없이 비이동자 다음으로 권역 내 잔존율이 높은 것으로 분석되었다.

<표 3-13> 졸업 후 3~4년 시점에서의 직장 및 지역이동

(단위: %)

이동 유형	동일직장 유지율				이직자의 동일지역 잔존율			
	수도권	비수도권	4년제	전문대	수도권	비수도권	4년제	전문대
고교=대학=주거 동일	42.3	45.0	48.5	37.7	74.0	85.2	78.1	83.7
고교→대학 이동=거주지	50.7	45.0	51.8	40.2	64.6	46.8	61.4	54.2
고교=대학→현 거주지 이동	45.0	53.5	50.4	36.4	59.9	32.1	51.9	63.4
고교/대학/주거 모두 이동	44.8	60.7	51.1	35.5	63.4	30.0	61.0	55.8
고교→대학 이동 후 거주지 회귀	40.5	47.5	47.3	30.9	70.0	75.3	68.5	73.2
전체	43.5	46.0	49.1	36.4	68.6	79.1	69.5	77.5

주: 수도권 여부는 이전 직장 소재지를 기준으로 산출한 것임.

제4절 청년층 유형별 정책과제

1. 요약

첫째, 한국에서 청년층의 지역 노동시장 범위에 관한 문제이다. 이 연구는 청년층에게도 지역 노동시장권은 유효하지만, 동시에 통근권만을 중심으로 파악되는 논의는 대단히 일면적이라는 점을 동시에 보여준다. 청년층의 2/3 이상이 시군 범위 내에서 통근한다는 것은 일상적인 경제활동의 지리적 범위가 그다지 넓지 않다는 것을 보여준다. 그러나, 인구이동의 패턴을 통해 확인할 수 있는 점은 일단 지역 노동시장의 경계를 넘어서는 지역 간 이동의 경우, 서울이라는 청년층 일자리 중심지가 이끄는 중심력이 주변 광역지역이 끌어당기는 힘보다 더욱 크다는 점을 유의할 필요가 있다는 것이다. 즉 청년층에게는 원거리 이동으로 수반되는 비용보다 일자리 기회라는 경제적 거리의 편익이 더욱 크게 작용한다.

둘째, 전체적인 인구이동성의 감퇴에 따른 이동의 수렴화 경향 속에서 청년층의 상대적 이동성은 오히려 더 커지고 있다는 점이다. 다만 지역 간 이동에는 상당한 수준의 비용이 수반되기 때문에, 지역 간 이동의 주도권이 20대 초반에서 20대 후반 및 30대 초반으로 넘어가는 이른바 ‘지연된 이동성’의 경향이 강화되고 있다. 여기에는 고학력화 및 에코세대의 노동시장 진출과 같은 공급 측면 요인과 더불어, 청년층 노동시장 진입의 어려움에 따른 졸업 유예, 첫 일자리 취득의 지연 등과 같은 수요 측면 요인이 복합적으로 작용한 것으로 보인다.

셋째, 청년층 노동력 교환의 지역 간 수렴 속에서 수도권 내부, 즉 서울과 경기 간 노동력 교류만 활발하다는 점 역시 특징적이다. 농촌지역에서 나타나고 있는 심각한 고령화 현상을 비추어볼 때, 청년층의 지역 간 이동을 촉진할 만한 잠재력이 소진되어 있는 지역이 다수이기 때문에 청년층 노동력의 양극화가 한계 상황에 도달함에 따라 달성된 균형으로 해석되는 것이 타당할 것으로 보인다. 다만 이런 와중에도 비수도권 도시지역

의 수도권 유출이 적지 않은 비중을 차지하고 있다는 점 역시 눈여겨보아야 할 부분이다.

넷째, 청년층의 노동이동은 취업여부뿐만 아니라 일자리의 질과도 밀접한 관계를 갖는다. 대졸자직업이동조사를 이용한 청년층의 노동시장 진입단계별 이동유형 분석결과, 노동이동성이 높은 집단은 이동성이 낮은 집단에 비해 취업확률뿐만 아니라 소득 및 직무만족도와 같은 일자리의 질이 높은 것으로 분석되었다. 즉 청년층의 노동시장 진입 및 정착에서 지역 및 직장이동은 긍정적 수단으로 작용한다. 다만 대학입학 과정에서 타 지역으로 이동했다가 다시 원래 지역으로 복귀한 회귀이동자의 경우 비이동자보다 취업확률뿐만 아니라 동일직장 유지율도 더 낮은 것으로 분석되었다. 그럼에도 불구하고 이직 후 복귀한 지역에 잔존하는 비율이 높게 나타나 지역에 대한 충성도 측면에서는 긍정적임을 확인할 수 있었다.

2. 정책적 함의

이상의 분석결과로부터 청년층 고용정책에 대한 몇 가지 함의를 얻을 수 있다.

첫째, 청년층 고용정책을 실시함에 있어서 지역적 접근은 정당성 측면에서도 필요할 뿐만 아니라, 효과성을 높이기 위해서도 중요하다. 청년층의 지리적 이동이 상대적으로 광범위한 것은 사실이지만, 절대적인 규모 자체는 여전히 다수가 광역지역 내부에서 통근 및 이동하고 있다. 청년층에게도 이동제약이 존재한다면 적어도 광역권역 내에서의 청년층 특성에 맞는 고용정책의 설계와 집행이 필요한 것이다.

둘째, 청년층 고용정책에서 수도권 집중을 완화하는 지역균형발전의 관점이 포함되어야 한다. 전체적인 직장이동의 수렴화 경향 속에서 대부분의 이동이 서울과 경기 간 노동력 교환에 의존하는 반면, 비수도권 지역 청년층들의 이동은 크지 않을 뿐만 아니라 광역대도시를 중심으로 서울과의 노동력 교환관계에 주로 의존하고 있다는 점은 점차 지역의 내부 성장 잠재력의 원천이 고갈되고 있음을 의미한다. 지난 10여 년 동안 추

진된 행정수도 이전과 공공기관 지방이전이 주로 공공부문 고급인력의 지방이전 및 하드웨어 중심의 인프라 구성에 집중했다면, 향후 지역균형 발전의 목표는 청년들이 지역에서 자신이 원하는 양질의 일자리를 제공할 수 있는 기반을 중심으로 소프트웨어를 조성하는 것이 필요하다. 좋은 기업들이 지역에 뿌리를 내릴 수 있는 지역인재 육성과 환경 조성이 필요할 것이다.

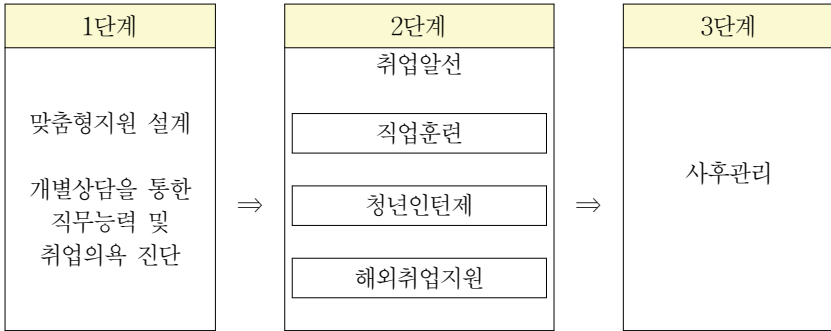
셋째, 청년층 고용정책의 지역적 접근이란, 모든 청년층들을 지역 내부에서 양성시키고 취업시키는 것이 아니라 지역적/국지적으로 식별하고 이들에게 필요한 정책 서비스를 개발 및 지원하는 것을 의미한다. 특히 이동성이 상대적으로 낮은 청년층들(여성, 전문대, 인문계열 등)에게 지역적 접근은 더욱 높은 효과성을 발휘할 수 있다. 이런 점에서 최근 아일랜드에서 시도된 청년고용보장제(Youth Guarantee) 실험이 주목할 만하다.

2013년 4월 유럽이사회(Europe Council)에서 채택된 청년보장제는 EU 회원국들이 “25세 이하의 모든 청년들이 실업이나 학교를 떠나게 되는 4개월 이내에 양질의 일자리 제안, 교육 지속, 일경험 혹은 훈련을 받도록 보장하는 것”을 채택한 정책 선언이다. 이 선언의 후속조치로 각 국가가 청년 고용보장을 위한 프로그램 혹은 프로젝트를 신청하면 이에 대한 지원을 실시한다. 아일랜드의 수도 더블린은 청년고용보장제의 시범지역으로 선정되었다. 이를 위해 청년 고용보장을 위한 프로그램으로 각 부처에 흩어져 있던 청년 고용정책의 전달체계를 사회보장부(the Department of Social Protection, DSP) 중심으로 전면 개편하였다. 또한 청년층의 고용 위험 정도에 따라 유형화하여 NQF 자격에 따라 청년층의 역량 및 자격 수준을 측정 후 정책 지원의 시기와 기간, 그리고 정책지원 수준을 차등화하여 지원하였다.²³⁾

따라서 모든 청년들에게 양질의 일자리 기회를 제공하기 위해 각 국가 혹은 국내 지역적 수준에서 자발적으로 사업을 기획하고 EU와 국가가 상호 매칭 자금을 지원하는 것이다. 이러한 아이디어를 국내에 적용할 경우 청년 고용문제 해결을 위한 지역적 접근을 전제로 국가와 지자체가 공동으로 지원하는 형태의 시범사업을 추진할 수 있을 것이다.

23) 이와 관련된 상세한 논의는 이상호(2016 발간예정)를 참조하기 바란다.

(그림 3-7) 청년내일찾기 패키지 개편(안)



		직무능력	
		低	高
취업 의욕	低	A	B
	高	C	D, E

특히 고용부에서 실시하고 있는 패키지형 청년고용지원사업의 경우 지역적 접근과 결합될 경우 효과성을 높일 수 있을 것이다. 대표적인 사업인 취업성공패키지2의 경우, 최근 고용부에서도 (가칭)청년내일찾기 패키지로 전환하겠다는 계획을 발표한 바 있다. 취업지원서비스 창구를 청년내일찾기 패키지로 단일화한 후 직무능력과 취업의욕에 따라 서비스 대상 청년층의 유형을 구분하고 직업훈련, 인턴제, 해외취업 지원 등 서비스를 맞춤형으로 제공하는 것을 핵심으로 한다.

청년 고용정책의 지역적 접근을 고려한다는 것은 직무능력과 취업의욕 외에도 청년층의 지역 노동시장 특성 및 지역별 특성을 고려한 유형 구분이 필요하다는 것을 의미한다.

요컨대 청년층의 전공이나 특성, 그리고 본인의 의지 등이 지역성에 크게 좌우되지 않고 비교적 장기적인 교육이 가능하다면 지역과 무관하게 정기 교육과 알선 프로그램을 제안할 수 있을 것이다. 반면 청년층 내에서도 가장 취약한 계층의 경우에는 국지적 수준의 고용서비스를 제공하

되 소득지원과 적극적 구직을 병행할 수 있을 것이다.²⁴⁾ 이는 OECD (2010: 17)의 청년고용에 대한 정책 권고와도 일맥상통하는 부분이기도 하다. 이를 위해서는 무엇보다 지역고용센터와 지자체에 부여되는 역할이 현재 수준보다 향상되어야 한다. 고용서비스 지원 프로그램 혹은 패키지를 구성함에 있어서 지역적 유연성 역시 단계적으로 확대되어야 할 것이다.

24) 이는 OECD의 청년 고용에 대한 정책권고와도 일맥상통한다. OECD(2010: 17)의 청년 고용정책과 관련된 세 가지 제안은 다음과 같다. 첫째, 'work-first' 접근에서 'learn/train-first' 접근으로 전환함으로써 청년 니트(NEET)의 고용잠재력을 증가시켜라. 둘째, 청년 실업자 및 근로자에게 사회안전망 및 교육훈련 경로를 보장하라. 셋째, 가장 취약한 청년층에 대해서는 당근(소득지원+노동시장프로그램-ALMPs)과 채찍(실업급여액을 기간에 따라 점차 줄이면서 적극적 구직활동과 고용잠재력 개선을 유도)을 함께 제공하라.

<부표 3-1> 졸업 후 1.5~2년 후 일자리의 임금 및 직무만족도 회귀분석 결과

	월평균임금		시간당임금		직무만족도	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
고교→대학이동=거주지		(2.396)	0.048**	(3.001)	0.045	(1.359)
고교=대학→현주거지이동	0.049**	(5.209)	0.063**	(5.394)	0.02	(0.678)
고교/대학/주거모두이동	0.067**	(4.639)	0.089**	(5.010)	0.072 ⁺	(1.786)
고교→대학이동후거주지회귀	0.018*	(2.031)	0.023*	(2.054)	-0.019	(-0.729)
경인권	-0.115**	(-11.331)	-0.112**	(-8.996)	-0.120**	(-4.296)
충청권	-0.154**	(-13.359)	-0.186**	(-13.238)	-0.117**	(-3.617)
영남권	-0.144**	(-13.432)	-0.174**	(-13.326)	-0.119**	(-4.043)
호남권	-0.183**	(-13.853)	-0.207**	(-12.520)	-0.126**	(-3.429)
임시일용직	-0.457**	(-26.846)	-0.338**	(-17.683)	-0.360**	(-10.393)
비임금근로자	0.201**	(4.509)	0.180**	(3.729)	-0.045	(-0.778)
여성더미	-0.132**	(-13.036)	-0.084**	(-6.624)	-0.178**	(-6.560)
연령	0.048	(1.465)	0.090*	(2.307)	-0.011	(-0.120)
연령제곱	0	(-0.722)	-0.001 ⁺	(-1.679)	0	(0.047)
미혼더미	-0.057**	(-3.763)	-0.052**	(-2.925)	-0.133**	(-3.067)
사회	0.043**	(3.364)	0.011	(0.691)	0.022	(0.608)
교육	0.083**	(4.474)	0.060**	(2.740)	0.197**	(3.940)
공학	0.118**	(8.765)	0.081**	(4.883)	0.051	(1.366)
자연	0.041**	(2.795)	-0.016	(-0.868)	0.047	(1.132)
의약	0.212**	(12.794)	0.186**	(9.069)	-0.03	(-0.624)
예체능	-0.045**	(-2.713)	-0.029	(-1.412)	-0.189**	(-4.402)
4년제더미	0.082**	(7.993)	0.132**	(10.354)	0.127**	(4.444)
국공립더미	0.047**	(5.131)	0.047**	(4.193)	0.041	(1.609)
졸업평점	0.003**	(8.481)	0.003**	(6.999)	0.009**	(7.706)
편입	-0.065**	(-3.320)	-0.067**	(-2.962)	-0.130*	(-2.229)
휴학더미	-0.003	(-0.246)	-0.011	(-0.819)	0.025	(0.871)
타대학진학	-0.413**	(-24.475)	-0.286**	(-14.274)	0.117**	(3.499)
복수전공	0.050**	(5.272)	0.058**	(5.052)	0.043 ⁺	(1.666)
졸업연기	0.040**	(4.606)	0.034**	(3.143)	-0.004	(-0.163)
직업훈련 더미	0.036**	(4.757)	0.036**	(3.858)	0.009	(0.414)
해외연수 더미	0.076**	(8.909)	0.077**	(7.231)	0.047 ⁺	(1.870)
토익점수	0.038**	(4.861)	0.027**	(2.832)	-0.012	(-0.567)
자격증 더미	-0.043*	(-2.373)	-0.051*	(-2.265)	-0.118*	(-2.542)
영어시험 더미	0.000**	(6.505)	0.000**	(5.758)	0.000**	(2.973)
인턴경험더미	0.030**	(2.783)	0.038**	(2.617)	0.029	(0.896)
고시더미	0.013	(1.357)	0.027*	(2.301)	0.008	(0.308)
상수	4.019**	(9.130)	-0.306	(-0.577)	-0.319	(-0.266)
사레수/R2	11547	0.41	11547	0.26	11613	0.04

주: 1) + p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01.

2) t-통계량은 Robust S.E.로부터 도출된 수치임.

〈부표 3-2〉 졸업 후 1.5~2년 후 취업여부에 대한 프로빗 분석결과

	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
고교→대학 이동=거주지 고교=대학→ 현주거지이동	-0.102*	(-2.563)	-0.107**	(-2.639)	0	(-0.010)	0.014	(0.329)
고교/대학/주거 모두이동	0.172**	(4.701)	0.164**	(4.396)	0.160**	(4.187)	0.151**	(3.879)
고교→대학이동 후거주지회귀	0.140**	(2.635)	0.119*	(2.210)	0.129*	(2.322)	0.160**	(2.824)
고교→대학이동 후거주지회귀	-0.032	(-1.018)	-0.053	(-1.632)	-0.087**	(-2.599)	-0.096**	(-2.829)
경인권	0.049	(1.443)	0.033	(0.964)	-0.009	(-0.251)	-0.061+	(-1.675)
충청권	0.070+	(1.818)	0.086*	(2.178)	0.036	(0.867)	-0.042	(-0.987)
영남권	0.009	(0.254)	0.003	(0.070)	-0.075*	(-2.002)	-0.146**	(-3.760)
호남권	-0.025	(-0.590)	-0.021	(-0.468)	-0.110*	(-2.361)	-0.174**	(-3.617)
여성더미	-0.049+	(-1.669)	-0.017	(-0.515)	-0.126**	(-3.668)	-0.109**	(-3.069)
연령	0.059	(0.661)	0.207*	(2.068)	0.176	(1.567)	0.158	(1.383)
연령제곱	-0.001	(-0.361)	-0.003+	(-1.647)	-0.003	(-1.351)	-0.002	(-1.046)
미혼더미	0.065	(1.238)	0.078	(1.453)	0.119*	(2.141)	0.180**	(3.143)
사회			0.026	(0.623)	-0.063	(-1.404)	0.016	(0.343)
교육			-0.121*	(-2.069)	-0.249**	(-4.024)	-0.031	(-0.476)
공학			0.121**	(2.733)	0.139**	(2.949)	0.120*	(2.480)
자연			-0.04	(-0.833)	0.042	(0.828)	0.047	(0.902)
의약			0.390**	(6.408)	0.375**	(5.682)	0.372**	(5.426)
예체능			0.072	(1.438)	0.059	(1.107)	0.01	(0.178)
4년제더미			-0.045	(-1.290)	0.066*	(1.780)	0.169**	(4.344)
국공립더미			-0.134**	(-4.282)	-0.097**	(-2.994)	-0.017	(-0.502)
졸업평점			0.006**	(4.668)	0.012**	(8.419)	0.012**	(8.344)
편입					-0.130+	(-1.845)	-0.177*	(-2.446)
휴학더미					0.05	(1.361)	0.04	(1.060)
타대학진학					-0.973**	(-31.06)	-0.986**	(-30.36)
복수전공					0.101**	(2.961)	0.117**	(3.340)
졸업연기					0.043	(1.329)	0.049	(1.478)
직업훈련 더미							0.308**	(8.779)
해외연수 더미							0.032	(0.963)
토익점수							0.107**	(3.896)
자격증 더미							-0.308**	(-5.658)
영어시험 더미							0.000**	(2.661)
인턴경험더미							0.025	(0.583)
고시더미							-0.609**	(-19.02)
상수	-0.455	(-0.382)	-3.157*	(-2.350)	-2.837*	(-1.876)	-2.841+	(-1.852)
사례/Wald-ch2	15,160	97.8	14,991	252.8	14,991	1220.6	14,991	1604.6

주: 1) + p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01.

2) t-통계량은 Robust S.E.로부터 도출된 수치임.

제 4 장

지역별 노동시장 성과격차 분석

제1절 서론

중앙정부의 일률적인 고용대책은 지역의 여건에 부합하지 않아 고용정책의 효과성과 효율성이 기대에 충분히 부응하지 못했던 것으로 보인다. 일자리가 창출되고, 그 일자리에 근로자가 취업을 하는 등 일련의 과정이 지역 단위에서 이뤄지고 있기 때문에 지역의 특성에 맞는 고용대책이 시행될 때 비로소 고용성과는 개선될 수 있을 것이다. 이 과정에서 불필요한 정부의 지원이 제한됨으로써 비용 효율성도 함께 얻을 수 있으며, 지역맞춤형 정부정책의 효율성이 지역의 특성에 맞춰 불필요한 사업이 배제되고 또한 적절한 고용전략만이 이행됨에 따라 나타날 수 있다.

이러한 고민을 바탕으로 정부는 2006년 이후 지방정부가 주도할 수 있는 다양한 고용대책을 수립·시행하고 있다. 대표적으로 지역맞춤형 일자리 창출 지원사업은 지역의 필요에 따라 지자체가 사업을 발굴·운영하고, 중앙정부는 예산과 컨설팅 서비스를 지원하여 지자체의 일자리 창출 역량을 강화하고 있다. 이와 더불어 2010년 시작된 지역 일자리 목표 공시제는 지자체가 그간 단편적으로 수행해 왔던 일자리 사업을 종합적이고도 체계적으로 운영할 수 있도록 고안한 정책이라 할 수 있다.

하지만 이와 같은 중앙정부의 지원에도 불구하고 지역맞춤형 일자리

창출 지원사업과 지역 일자리 목표 공시제가 효과적으로 지자체의 일자리 창출역량을 강화하고 있는지는 의문이 든다. 지자체 중심의 일자리 사업이 지역의 특성을 반영하기보다 타 지자체의 우수사례를 벤치마킹하는 수준에 그쳤기 때문이다. 물론 타 지자체의 일자리 창출 우수사례를 이식하는 것도 일자리 창출에 대한 의지가 부족했던 지자체에는 유의미한 개선이라 볼 수 있겠다. 그러나 일자리 창출이 경기변동뿐만 아니라 외부충격에 취약하다는 점, 그리고 그 파급효과가 지역의 특성에 따라 다르게 나타나고 있다는 점을 고려할 때, 지자체 특유의 고용대책 수립은 불가피한 선택으로 볼 수 있다.

지역맞춤형 고용정책을 수립하기 위해서는 노동수요 측, 즉 지역의 산업구조에 대한 이해와 함께 노동공급 구조에 대한 이해가 필수적이다. 지자체에서는 이러한 여건을 고려한 단기 일자리 창출계획이 수립될 필요가 있으며, 동시에 중장기적으로는 적절한 수준의 산업구조 변화를 위한 정책개입과 함께 이들 변화에 부응하는 인력양성 계획이 수립될 필요가 있다.

물론 지자체는 기업이나 산업단지의 유치 등을 통해 일자리 문제를 해소하려는 경향이 있었으며, 그 과정에서 적극적 고용정책을 통한 일자리 매칭에 대한 관심은 상대적으로 적었던 것이 사실이다. 그만큼 일자리 창출을 위한 활로로서 기업 혹은 산업단지 유치가 효과적이고 즉시적인 대안이었기 때문이다. 그럼에도 지역의 특성을 고려한 적극적 노동시장 정책의 활성화는 지역 특수적 상황을 타개하기 위한 미시적 대안이 될 수 있을 것이다. 즉, 산업의 지역입지와 같은 산업정책과 함께 각종 취업지원 프로그램들이 조화를 이루는 과정을 통해 지역의 일자리 문제는 개선될 수 있다.

이처럼 지역 노동시장의 일자리 문제를 타개하기 위한 방안으로 정부의 적극적 노동시장정책이 매우 중요한 (보완적)정책수단임에 틀림없다. 하지만 본 연구에서는 적극적 노동시장정책의 지역 간 편차를 살펴보기 보다는 고용성과 차이를 유발했던 하드웨어의 차이를 중심으로 그간 지역 간 고용성과 격차가 어떻게 나타나고 있고, 그 원인이 무엇인지를 살펴보고자 한다. 본문을 통해 보다 엄밀한 분석이 수행되겠지만, 지역 간

고용성과 격차의 주요 요인으로 산업구조와 그에 따른 인적자본의 불균등한 분포 등이 거론된다. 이에 본 연구에서는 지자체의 노동수요 및 공급구조에 대해 검토하고, 이들 지역이 일자리 창출사업을 효과적으로 운영하기 위해 어떠한 단기 및 중·장기적 정책개입이 필요한지에 대해서도 논의하고자 한다. 아울러 지역 간 노동시장 성과격차의 요인을 확인하고, 이를 토대로 적절한 전략을 제시하고자 한다.

제2절 지역 간 노동시장 성과격차 : 임금곡선

자치단체에 따라 상이한 노동수요 및 공급구조는 해당 지자체의 노동시장 성과에 지대한 영향을 끼칠 것이다. 따라서 자치단체별 노동수요 및 공급구조를 확인하는 것은 본 연구의 가장 기초적인 분석내용이라 할 수 있겠다. 다만 지역 간 고용성과 격차가 지역 간 노동이동의 주요한 요인이었다는 그간의 연구결과를 볼 때, 지역의 노동수요 구조는 공급구조에 비해 보다 중요하게 다뤄볼 필요가 있다. 예컨대 오민홍(2007)과 전병유(2009)는 전입(예정)지의 고용성과가 전출지에 비해 나은 경우, 노동자들은 지역 간 이동을 결정한다고 주장하고 있다.

지역 간 산업구조의 차이는 입지계수를 활용하여 쉽게 확인해 볼 수 있다. 다음의 <표 4-1>은 지역별 고용조사 2014년 전반기 자료에서 상용직 근로자만을 대상으로 하여 지역별 산업집중도를 계측한 결과이다. 간략히 살펴보면 농림어업은 강원을 비롯하여 도단위의 집중도가 높은 것으로 나타났으며, 광역시 중에는 광주의 농림어업 집중도가 비교적 높았다. 제조업에서는 예상할 수 있는 바와 같이 울산과 경남의 집중도가 높은 것으로 나타났다. 그리고 도소매 및 음식숙박업 등 개인서비스업은 서울 등 대도시 지역에서 우세한 것으로 나타났으며, 고부가가치 서비스업의 대표적인 사례인 금융업의 집중도 또한 서울, 부산 등 대도시 권역에서 강세를 보였다.

<표 4-1>은 16개 자치단체를 대상으로 특정 업종의 지역집중도를 정

리해 놓았기 때문에 이하에서는 서울과 부산을 중심으로 살펴보고자 한다. 먼저 부산은 대다수의 업종에서 서울보다 낮은 집중도를 보이고 있는데, 서울에 비해 부산이 강제인 업종은 운수업에 한정된 것으로 나타났다.

〈표 4-1〉 지역별 산업집중도(LQ) : 상용직 전체

LQ	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
A	0.06	0.82	0.48	0.00	1.97	0.08	0.09	0.55	5.03	2.38	3.02	2.29	2.83	1.64	1.67	5.41
B	0.85	0.00	0.00	1.53	1.10	0.00	0.44	0.13	21.2	1.71	0.01	0.87	0.07	0.79	0.01	1.13
C	0.39	0.99	1.20	1.26	0.88	0.57	2.15	1.06	0.42	1.44	1.47	0.97	0.72	1.43	1.72	0.22
D	0.70	1.42	0.80	0.60	1.74	1.28	1.21	0.58	2.73	0.77	1.28	1.06	1.32	2.95	0.90	1.20
E	0.22	0.87	1.21	1.39	1.01	1.45	0.91	0.88	1.07	1.88	1.70	1.28	2.51	1.62	1.34	1.44
F	0.89	1.00	0.94	1.00	1.51	0.96	0.75	1.03	1.28	0.71	0.86	1.16	1.68	1.12	0.85	1.02
G	1.46	1.05	1.14	1.00	0.86	0.98	0.43	1.01	0.81	0.73	0.56	0.70	0.70	0.64	0.64	1.20
H	0.97	1.98	0.72	1.41	0.79	0.95	0.60	0.92	0.68	0.88	0.94	0.68	1.55	0.97	0.80	1.17
I	1.38	1.21	0.58	1.08	0.47	0.77	0.80	0.98	1.73	0.90	0.68	0.61	0.48	0.73	0.71	2.11
J	2.08	0.50	0.53	0.85	0.54	0.72	0.17	1.16	0.60	0.36	0.39	0.40	0.39	0.31	0.38	0.89
K	1.60	1.09	0.76	0.71	1.00	0.80	0.37	0.87	0.85	0.93	0.90	0.81	1.03	0.80	0.62	1.36
L	1.27	0.73	0.72	0.71	0.81	1.10	0.70	1.12	1.07	1.38	0.85	0.85	1.10	0.71	0.72	0.59
M	1.72	0.60	0.52	0.74	0.66	1.68	0.41	1.26	0.41	0.48	0.39	0.43	0.45	0.39	0.48	0.52
N	0.99	0.94	0.99	1.15	0.86	1.50	1.46	1.11	1.11	0.80	1.08	0.56	0.97	0.59	0.57	1.59
O	0.91	0.87	1.07	0.84	1.30	1.22	0.49	0.74	2.08	1.14	1.24	1.74	1.73	1.14	1.09	1.77
P	1.01	1.08	1.17	0.71	1.35	1.33	0.63	0.87	1.70	0.93	0.86	1.47	1.15	1.08	0.88	1.28
Q	0.86	1.09	1.15	0.84	1.42	1.38	0.66	0.90	1.35	0.96	0.97	1.60	1.41	1.04	0.96	1.34
R	1.08	0.57	0.64	0.64	0.53	0.50	0.48	1.23	2.36	0.46	1.12	1.34	1.01	0.74	0.67	3.99
S	1.09	0.84	1.01	0.93	1.26	1.06	0.57	0.90	1.28	1.31	1.10	1.32	1.34	1.03	0.74	1.22
T	2.58	0.00	0.00	0.00	10.4	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.36	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
U	1.58	0.29	2.35	0.92	0.00	0.00	0.00	1.50	0.00	0.00	0.65	0.66	0.00	1.05	0.00	0.00

주: A: 농업,임업및어업(01~03), B: 광업(05~08), C: 제조업(10~33), D: 전기,가스, 증기및수도사업(35~36), E: 하수·폐기물처리,원료재생및환경복원업(37~39), F: 건설업(41~42), G: 도매및소매업(45~47), H: 운수업(49~52), I: 숙박및음식점업(55~56), J: 출판,영상,방송통신및정보서비스업(58~63), K: 금융및보험업(64~66), L: 부동산업및임대업(68~69), M: 전문,과학및기술서비스업(70~73), N: 사업시설관리및사업지원서비스업(74~75), O: 공공행정,국방및사회보장행정(84), P: 교육서비스업(85), Q: 보건업및사회복지서비스업(86~87), R: 예술,스포츠및여가관련서비스업(90~91), S: 협회및단체,수리및기타개인서비스업(94~96), T: 가구내고용활동및달리분류되지않은자가소비생산활동(97~98), U: 국제및의국기관(99).

이처럼 서울 대비 주요 업종의 집중도가 낮다는 것은 부산지역의 일자리 성과가 낮을 수밖에 없는 여건에 있다는 것을 의미한다고 평가할 수 있겠다.

다음 <표 4-2>는 상용직 근로자와 ‘좋은 일자리’를 기준으로 서울과 부산의 산업집중도를 계측한 결과이다. ILO, OECD 등 국제기구는 임금, 근로시간 등 근로조건뿐만 아니라 일자리의 미래 전망, 일·가정 양립 가능성 등 다양한 범주의 지표를 통해 좋은 일자리를 정의하고 있지만, 여기에서는 간편하게 송영남(2012)의 좋은 일자리 기준을 활용하고자 한다. 송영남(2012)은 괜찮은 일자리를 최저생계비, 즉 상용직 근로자 월평균 임금 중위값의 1/2로 설정하여 최저생계비보다 1.5배의 급여를 주는 일자리를 ‘괜찮은 일자리’, 2배는 ‘좋은 일자리’, 3배는 ‘더 좋은 일자리’로 구분하여 정의하고 있다. 본고에서는 2014년 상반기 지역별 고용조사에서 최저생계비 수준이 120만 원임을 감안하여 최저생계비의 3배에 해당하는 일자리를 ‘좋은 일자리’로 정의한다.

상용직 근로자수를 기초로 산업별 집중도를 계측했을 때와 다르게, 좋은 일자리로 계산된 집중도를 살펴보면 비교적 다양한 서비스 업종(운수업, 숙박 및 음식점업, 전기, 가스, 증기 및 수도사업 등)에서 부산의 집중도가 높게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 하지만 서울과 같이 고부가가치 서비스업으로 알려져 있는 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업, 전문과학 및 기술서비스업 등에서는 집중도가 현저히 낮은 것으로 나타났다. 특히 연구개발업(M)은 여타 업종에 비해 고용증가율이 비교적 높고 또한 지역 산업생태계의 건전하고 지속가능한 발전에 중요한 역할을 하고 있다는 점에서 지역 간 고용성과 격차의 요인으로 작용할 수 있을 것으로 평가된다.²⁵⁾

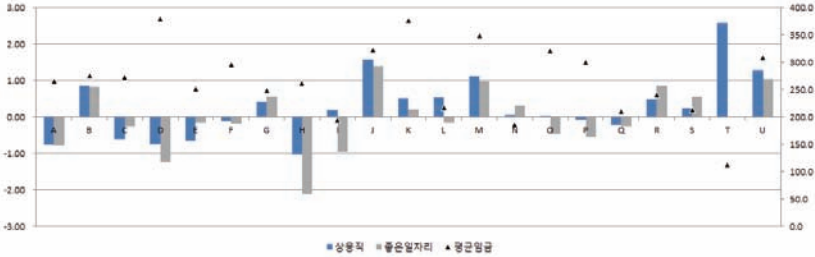
25) 강호제 외(2013)는 ‘지식과 기술의 축적’을 인재, 기업가정신, 리더십과 함께 지역의 내생적 성장(endogenous growth)을 위한 주요한 요건으로 평가하고 있다. 하지만 지식과 기술의 축적을 가능하게 하는 연구개발업은 수도권으로의 쏠림 현상으로 인해 지역의 성장에 한계로 작용할 것임을 지적한 바 있다.

〈표 4-2〉 서울과 부산의 산업집중도 비교 : 상용직 및 좋은 일자리

업 종		상용직		좋은 일자리	
		서울	부산	서울	부산
A	농업, 임업및어업(01~03)	0.06	0.82	0.00	0.78
B	광업(05~08)	0.85	0.00	0.82	0.00
C	제조업(10~33)	0.39	0.99	0.42	0.69
D	전기, 가스, 증기및수도사업(35~36)	0.70	1.42	0.70	1.94
E	하수·폐기물처리, 원료재생및환경복원업(37~39)	0.22	0.87	0.26	0.41
F	건설업(41~42)	0.89	1.00	1.03	1.21
G	도매및소매업(45~47)	1.46	1.05	1.47	0.90
H	운수업(49~52)	0.97	1.98	0.87	2.98
I	숙박및음식점업(55~56)	1.38	1.21	1.28	2.22
J	출판, 영상, 방송통신및정보서비스업(58~63)	2.08	0.50	1.76	0.37
K	금융및보험업(64~66)	1.60	1.09	1.39	1.19
L	부동산업및임대업(68~69)	1.27	0.73	0.97	1.12
M	전문, 과학및기술서비스업(70~73)	1.72	0.60	1.44	0.47
N	사업시설관리및사업지원서비스업(74~75)	0.99	0.94	1.36	1.04
O	공공행정, 국방및사회보장행정(84)	0.91	0.87	0.66	1.13
P	교육서비스업(85)	1.01	1.08	0.87	1.41
Q	보건업및사회복지서비스업(86~87)	0.86	1.09	1.19	1.45
R	예술, 스포츠및여가관련서비스업(90~91)	1.08	0.57	1.01	0.15
S	협회및단체, 수리및기타개인서비스업(94~96)	1.09	0.84	1.42	0.86
T	가구내고용활동및달리분류되지않은자가소비생산활동(97~98)	2.58	0.00	1.59	0.56
U	국제및외국기관(99)	1.58	0.29	1.00	1.00

다음의 [그림 4-1]은 서울 대비 부산의 산업집중도 차이를 업종별 평균 임금 수준과 비교한 것이다. 집중도가 양의 값을 가진다면 서울의 집중도가 높은 업종이며, 음의 값이면 부산의 집중도가 높다고 평가할 수 있다. 그러므로 특정 업종의 평균임금이 높음에도 불구하고 부산의 집중도가 낮다면, 이는 곧 부산지역의 산업구조가 고용성과 개선에 긍정적이지 않다는 의미로 해석할 수 있다.

[그림 4-1] 서울 대비 부산 지역의 산업집중도 격차 및 업종별 평균임금



- 주: 1) 업종별 산업집중도는 서울의 집중도에서 부산의 집중도를 뺀 값.
 2) A: 농업,임업및어업(01~03), B: 광업(05~08), C: 제조업(10~33), D: 전기,가스,증기및수도사업(35~36), E: 하수·폐기물처리,원료재생및환경복원업(37~39), F: 건설업(41~42), G: 도매및소매업(45~47), H: 운수업(49~52), I: 숙박및음식점업(55~56), J: 출판,영상,방송통신및정보서비스업(58~63), K: 금융및보험업(64~66), L: 부동산업및임대업(68~69), M: 전문,과학및기술서비스업(70~73), N: 사업시설관리및사업지원서비스업(74~75), O: 공공행정,국방및사회보장행정(84), P: 교육서비스업(85), Q: 보건업및사회복지서비스업(86~87), R: 예술,스포츠및여가관련서비스업(90~91), S: 협회및단체,수리및기타개인서비스업(94~96), T: 가구내고용활동및달리분류되지않은자가소비생산활동(97~98), U: 국제및외국기관(99).

보다 구체적으로 전기, 가스, 증기 및 수도사업(D)은 전 업종 중 가장 높은 수준의 임금을 제시하는 업종이며 부산의 해당 업종 집중도가 서울에 비해 비교적 높아 부산지역의 관점에서는 바람직한 상태로 인식될 수 있다. 하지만 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업(J)이나 금융 및 보험업(K)과 같은 고부가가치 서비스업의 집중도는 상대적으로 낮은 것으로 나타나 이들 업종의 유치나 창업지원 전략이 필요할 것으로 평가된다. 이와는 반대로 제조업(C)과 하수폐기물처리, 원료재생 및 환경복원업(E) 등은 부산의 집중도가 서울에 비해 높은 데 반해, 평균임금은 매우 낮고 고부가가치화가 요구되는 업종이라 평가할 수 있겠다.

한편, 지역의 고용성과를 확인할 수 있는 또 다른 방법은 임금곡선을 분석하는 것이다. Blanchflower and Oswald(1994, 이하 BO)는 한국을 포함한 주요국의 실업률과 임금수준을 분석하여 양자 간에 부(負)의 상관관계 즉, 임금곡선(wage curve)을 도출한 바 있다. 임금곡선은 어떤 의미에

서 노동시장 성과를 양적인 부분(실업률)과 질적인 부분(임금수준) 간의 관계로 볼 수 있다. 이러한 관계는 고용상황이 좋은(혹은 실업률이 낮은) 지역에서 기업들이 근로자들의 태만을 막기 위해 높은 임금을 지불하는 반면, 실업이 만연한 지역에서는 (장기) 실업 자체가 근로자들에게 위협이 되기 때문에 높은 임금을 줄 필요가 없다는 효율임금이론의 예측과 부합한다고 볼 수 있다. 설사 고용주의 관점에서 임금곡선을 평가하지 않는다고 하더라도 임금곡선에 대해 설명은 가능하다. 구직자들의 경우 고용 성과가 낮은 지역에서는 상대적으로 낮은 임금을 제시하는 일자리로의 취업도 희망할 수 있기 때문이다.²⁶⁾

주목할 사실은 고용량과 임금수준으로 평가할 수 있는 노동시장 성과가 만약 부의 관계를 가진다면, 이는 고용성과가 높은 지역일수록 임금수준 또한 높게 나타난다는 점에서 지역 간 고용격차는 더욱 확대될 수밖에 없다고 해석할 수 있다. 따라서 우리나라에서도 임금곡선이 나타난다면, 이는 지역 간 노동시장 성과격차를 완화하기 위한 방안으로 정부의 개입이 시급히 이뤄져야 할 것이다.

그런데 만약 임금곡선의 추정결과, 실업률과 임금수준 사이에 양의 관계가 성립하면 어떻게 해석해야 할까? B-O(1994)는 이 경우 Harris-Todaro 모형(이하 HT 모형)의 시사점이 보다 적합한 상황이라고 설명하고 있다. 1970년대에 개발된 HT 모형은 도시와 농촌 간 이주에 관한 현상을 설명한 것으로서, 도시로의 농민 이주는 노동 간 '기대소득' 격차에 따라 결정된다고 한다. 따라서 도시로 이주했을 때의 기대소득이 충분히 높다면, 농민의 도시유입은 가속화될 것이고 구직활동을 하는 실업자의 비중은 높아질 것이다.

한편 전병유(2009)의 연구에서는 실업률과 임금의 관계가 임금곡선 이론에서 정형화된 사실로 예측한 것과 다르게, HT 모형과 같이 양의 관계가 나타나는 것으로 설명하고 있다. 즉, 실업률이 높은 지역에서 임금수

26) 물론 제시임금을 받아들이지 않을 경우에 노동자는 비경제활동인구로 경제활동인구 상태를 바꾸거나, 타 지역으로 노동이동을 선택할 수 있다. 하지만 전병유(2009)는 우리나라의 경우, 고용사정이 여의치 않을 때 노동자는 타 지역으로 이동보다는 경제활동인구 상태를 바꾸는 경향이 높다고 진단하고 있다.

준도 높으며, 이는 지역의 임금수준이 총실업률에 의해 결정될 뿐 지역 실업률이 지역의 임금수준에 미치는 효과는 미미하기 때문인 것으로 진단하고 있다(신동균·전병유, 2002). 하지만 전병유(2009)의 연구에서 제시된 임금곡선은 기존 BO(1994, 2005), Card(1995) 등이 제시한 방법론을 활용하기보다, 다음의 회귀방정식을 추정하는 데 그쳤다.

$$\ln(w_r) = \beta_0 + \beta_1 \ln(unemp_r) + v_r$$

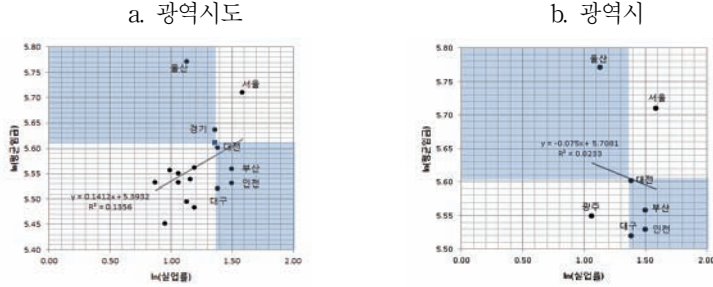
이 추정모형과 관련하여 BO(2005)는 임금곡선 추정방정식에 지역의 고정효과를 배제했을 때 실업률과 임금수준 간에는 양의 상관관계가 나타날 수 있음을 지적한 바 있다. 실제로 2014년 지역별 고용조사 전반기 자료를 활용하여 지역의 실업률과 평균임금 간의 관계를 살펴보면, 즉, $\ln(w_r) = \beta_0 + \beta_1 \ln(unemp_r) + v_r$ 을 추정하면 광역시도의 경우와 같이 우상향하는 곡선을 확인할 수 있다. 물론 광역시 자료만을 활용하여 분석하면 두 변수 간에 부의 관계를 확인할 수 있지만, 모형의 적합도(0.023)는 매우 낮은 수준이다.²⁷⁾ 이러한 결과는 BO가 지적한 바와 같이 임금곡선을 추정함에 있어서 지역의 특성을 통제하지 않았을 때, 추정값에 편이가 발생할 수 있음을 보여주는 사례라 할 수 있다.

이에 이하에서는 BO(1994)의 분석모형을 활용하여 우리나라에서도 임금곡선의 관계가 나타나는지를 확인하고자 한다. 본 연구에서 활용하는 임금곡선의 추정모형은 다음과 같다.²⁸⁾

27) 임금곡선에 대한 논의를 접어두고 실업률과 평균임금 수준만으로 지역 노동시장의 특성을 살펴보면 서울은 고실업 고임금 지역, 울산과 경기도는 저실업 고임금 지역인 반면, 대구, 부산, 인천은 고실업 저임금 지역으로 분류된다. 한편, 대전은 전국 평균과 유사한 성과를 보이고 있으며, 광주 지역은 저실업 저임금 지역으로 노동시장 성과가 상대적으로 낮은 광역도 지역과 유사한 패턴을 보인다.

28) Blanchflower and Oswald(1994)은 개인별 자료를 이용한 모형과 지역별로 합산한 모형 두 가지를 분석했는데, 본 연구에서는 후자를 추정한다. 이는 개인별 자료를 연도별로 결합(pooling)한다 하더라도 지역의 수가 제한적이어서 충분한 자유도를 얻지 못하고, 또한 지역별 고용조사의 특성상 패널자료화 할 수 없기 때문이다. 참고로 임금함수 분석에 있어서 패널자료 활용은 시간불변한 지역 특성을 통제할 수 있다는 점에서 유익하다.

[그림 4-2] 지역별 실업률 및 평균임금 분포



$$\ln(w_{rt}) = \alpha + \beta \ln(unemp_{rt}) + \gamma X_{rt} + d_r + d_t + e_{rt}$$

여기서 X는 지역의 인적, 산업 구성을 나타내는 벡터이며, 아래첨자 r과 t는 각각 지역 및 연도를 의미한다. 분석에 활용된 자료는 2010년, 2012년, 2014년 지역별 고용조사이며, 자유도 확보를 위해서 지역별 고용조사 시군자료를 활용했다. 참고로 시군자료를 활용했을 때의 지역수는 163개로서 광역시(n=8)와 광역도의 시군(n=155)으로 구성되었으며, 주요 변수의 연도별 기초통계는 다음과 같다.

<표 4-3> 기초통계

변 수	2010			2012			2014		
	Obs	Mean	Std. Dev.	Obs	Mean	Std. Dev.	Obs	Mean	Std. Dev.
ln(임금)	163	4.19	0.32	163	5.24	0.15	163	4.40	0.30
ln(실업률)	161	0.83	0.47	157	0.16	0.82	160	0.47	0.84
남성 비중	163	51.2	1.39	163	48.7	1.59	163	51.6	1.63
핵심노동력 비중	163	43.2	4.37	163	32.8	7.77	163	40.7	5.13
고학력 비중	163	37.5	15.19	163	37.2	16.97	163	43.8	15.30
상용직 비중	163	39.6	12.89	163	38.0	14.90	163	43.9	12.47
제조업 비중	163	14.2	9.87	163	13.5	9.87	163	15.3	10.28

주: 핵심노동력(prime aged group)은 30세에서 49세의 근로자로, 고학력자는 전문 대졸 이상으로 측정되었다.

다음의 <표 4-4>는 임금곡선을 추정한 결과이다. 본 연구에서는 분석 모형이 얼마나 자료를 잘 설명하는지 확인하기 위해 3개의 모형을 추정해 보았다. 먼저 모형 1은 전병유(2009)의 연구와 유사하게 실업률의 자연대수만을 활용하여 분석한 결과인데, BO(2005)가 지적한 대로 지역의 특성을 통제하지 않아, 실업률의 임금 탄력성이 '0.182'로 나타났다. 하지만 모형 2처럼 지역의 주요 관찰 가능한 특성을 통제했을 때에는 탄력성이 '-0.021'로 나타났으며, 모형 3과 같이 지역더미를 추가하는 등 최대한 BO(1994, 2005)의 추정모형과 유사하게 분석모형을 설정했을 때 음의 탄력성과 함께 추정계수의 신뢰도도 높아지는 것을 확인할 수 있었다.

한편, 모형 3을 활용했을 때 실업률의 임금 탄력성은 -0.022 수준으로 추정된 데 반해 분석방법을 달리한 신동균·전병유(2002)의 연구결과에서는 추정모형의 설정 및 추정방법에 따라 '-0.0213~-0.1005'로 그 추정계수값의 범위가 비교적 넓게 나타났다. 이러한 차이점은 분석자료와 분석기간의 차이에 기인하는 것으로 추정되는데, 신동균·전병유(2002)는 임금구조기본통계조사, 매월노동통계조사, 경제활동인구조사 자료를 활용했으며, 분석기간은 1989년부터 2000년까지로 외환위기 등으로 인해 실업률의 변동이 비교적 컸던 기간임을 알 수 있다.

임금곡선 추정과 관련하여 아래에서는 최소자승법을 활용한 결과와 고정효과모형을 활용하여 추정한 결과를 분석한다. 통상 지역 간에는 시간 불변한 이질적 특성이 있는 만큼, 패널자료 분석법의 활용은 지역 간 차이를 분석하는 데 최소자승법에 비해 보다 적합한 방법으로 인식되고 있다(Goschin, 2014; Pereira and Galego, 2011).²⁹⁾

고정효과모형을 활용했을 때, 실업률의 임금 탄력성은 -0.022에서 -0.023으로 추정계수의 절대값이 소폭 커지는 것으로 나타났다. 그럼에도 대체로 추정계수의 범위는 안정적임을 확인할 수 있다.

29) 신동균·전병유(2002)는 Card(1995)가 제안한 대로 2SLS를 활용했으며, BO(1994)가 제안한 개인자료를 활용한 모형, 지역별 집계모형은 효율성의 차이만 있을 뿐 추정계수의 일치성에는 세 가지 모형 간 차이가 없다고 설명하고 있다.

〈표 4-4〉 임금함수 추정결과 : 최소자승법

독립변수	모형 1			모형 2			모형 3		
	Coef.	t	P>t	Coef.	t	P>t	Coef.	t	P>t
상수	4.042	186.1	0.000	4.551	18.8	0.000	7.331	29.6	0.000
ln(실업률)	0.182	12.6	0.000	-0.021	-2.0	0.048	-0.022	-2.4	0.015
남성 비중				-0.015	-3.1	0.002	-0.046	-7.3	0.000
핵심노동력 비중				-0.009	-3.8	0.000	-0.028	-8.7	0.000
고학력 비중				0.005	5.1	0.000	0.004	2.6	0.011
상용직 비중				0.015	11.6	0.000	0.010	6.0	0.000
제조업 비중				0.004	3.6	0.000	0.008	3.1	0.002
연도 더미	yes			yes			yes		
지역 더미	no			no			yes		
obs	478			478			478		
F-stat	674.36		0.000	942.18		0.000	127.09		0.000
Adj R-squared	0.809			0.9404			0.9782		

주: 핵심노동력(prime aged group)은 30세에서 49세의 근로자로, 고학력자는 전 문대졸 이상으로 측정되었다.

이상과 같이 다양한 분석모형을 통해 우리는 우리나라의 지역 노동시장에서도 임금곡선이 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 임금곡선의 존재는 앞서 논의한 바와 같이, 지역 간 고용성과 격차가 존재하고 있음을 의미한다. 주목할 점은 지역의 ‘양적 고용성과가 일자리의 질과 부의 관계를 가진다는 것으로서, 이는 일자리 창출이 더딘 지역에서는 양질의 일자리가 나타나기 어렵다는 점을 시사한다.

따라서 지역 간 고용성과 격차와 함께 고용성과 격차가 지속되는 악순환 고리를 끊기 위해 정부의 적절한 시장개입이 요구된다고 할 수 있다. 특히 임금곡선의 이론적 의미와 그 추정결과를 고려할 때, 정부는 고용성과 중 지역의 양적 성과에 우선적으로 초점을 맞춰야 할 것이다.

〈표 4-5〉 임금함수 추정결과 : 최소자승법, 고정효과모형

	최소자승법			고정효과모형		
	Coef.	t	P>t	Coef.	t	P>t
상수	7.331	29.6	0.000	7.069	27.4	0.000
ln(실업률)	-0.022	-2.4	0.015	-0.023	-2.5	0.012
남성 비중	-0.046	-7.3	0.000	-0.043	-6.4	0.000
핵심노동력 비중	-0.028	-8.7	0.000	-0.029	-8.8	0.000
고학력 비중	0.004	2.6	0.011	0.003	1.8	0.071
상용직 비중	0.010	6.0	0.000	0.010	5.8	0.000
제조업 비중	0.008	3.1	0.002	0.009	3.0	0.003
연도 더미	yes			yes		
지역 더미	yes			no		
obs	478			478		
F-stat	127.09		0.000	2005.64		0.000
Adj R-squared	0.9782			0.8267		
sigma_u				0.214		
sigma_e				0.077		
rho				0.884		

주: 핵심노동력(prime aged group)은 30세에서 49세의 근로자로, 고학력자는 전문대졸 이상으로 추정되었다.

제3절 지역 간 노동시장 성과격차의 요인

1. 지역 간 임금격차의 요인

지역 간 임금격차(spatial wage differentials)의 원인에 대한 논의는 크게 신자유주의 경제이론적 관점과 신경제지리적(new economic geography) 관점으로 나뉜다. 먼저 신자유주의적 관점에 따르면 지역 간 임금격차는 단기적인 현상으로서 중장기적으로는 요소의 이동을 통해 균등화될 것이라

설명하고 있다. 즉, 지역 간에 임금격차가 존재한다면 그것은 외부충격 등에 따른 단기적 현상이라는 것이다. 또한 신자유주의적 관점에서는 지역 간 환경 등 정주여건의 차이(amenity)가 지역 간 임금격차를 유발할 수 있다고 평가한다. 가령, 기후나 생활환경이 열악한 지역에 근로자를 유인하고자 할 때 기업은 그렇지 않은 지역에 비해 상대적으로 더 높은 수준의 임금을 지급해야 할 것이다.³⁰⁾

이에 반해 신경제지리적 관점에서는 집적경제(agglomeration)에 기여한다고 알려진 규모의 경제나 운송비 등의 역할에 주목하고 있다. 이러한 관점에서는 수요가 집중된 경제중심지로의 접근이 보다 용이한 지역의 임금이 높다고 예측된다(Fujita et al., 1999). 이 때문에 도시 지역의 근로자는 자연스레 비도시 지역 근로자에 비해 높은 임금을 받게 된다는 주장도 제기된다. 다만 주의할 점은 도농 간 임금격차가 각 지역의 생활비 수준만으로는 충분히 설명되지 않는다는 것이다(Glaeser and Mare, 2001). 따라서 도농 간의 임금격차는 ① 도시가 보다 생산적인 근로자를 유인하게 되어 도농 간에 숙련격차가 발생한다는 점(ability bias hypothesis)이나, ② 인구밀도가 높은 도시지역에 위치한 기업은 긍정적 외부효과를 통해 생산성 향상의 이득을 얻을 수 있게 되어 선택적으로 입지를 정한다는 점(sorting effects)으로 설명 가능하겠다.

일자리의 ‘질에 대한 대리변수(proxy variables)’로 흔히 활용되는 임금 수준은 지역 간 노동시장의 성과를 확인할 수 있는 중요한 지표이다. 고용량을 중심으로 지역 간 노동시장 성과격차를 확인했던 기존 연구와 다르게 일자리의 질을 중심으로 논의하는 것은 또 다른 중요한 시도로 평가할 수 있다.

일반적으로 근로자 간 임금격차는 다음 <표 4-6>에 나타난 바와 같이 다양한 요인에 의해 결정된다. 예컨대, 특정 지역이 무역에 유리한 즉, 타국에 비해 비교우위를 갖는 기업 혹은 산업을 보유하고 있다면 이는 해당 지역이 타 지역보다 높은 임금수준을 가지는 원인일 수 있다. 물론 비교우

30) 이처럼 환경 등 정주여건에 따라 특정 지역 근로자들에게 더 높은 임금을 지급하는 것은 보상임금(compensating wage differentials) 혹은 헤도닉 임금(hedonic wage) 모형으로 충분히 설명 가능하다.

위 등 수출 경쟁력은 해당 업종의 기술수준뿐만 아니라, 이러한 기술을 다룰 수 있는 고숙련자들의 집중을 피하게 될 것이고 이는 곧 해당 업종의 집적도가 높은 지역의 임금수준을 높이는 방향으로 작용하게 될 것이다.

이하에서는 먼저 전체 근로자의 임금격차를 지역 내 요인과 지역 간 요인으로 구분하여 각각의 크기를 비교한다. 임금격차의 지역 내 요인은 앞서 살펴본 근로자 간 임금격차의 거시적, 미시적, 제도적 요인이 모두 고려된 값인 반면, 지역 간 요인은 순수하게 지역 간 임금격차의 차이로 볼 수 있다.

본고에서 근로자 간 임금격차는 다음과 같이 지역 내와 지역 외로 그 요인별로 다음과 같이 구분한다.

$$v = \sum_{i=1}^n (s_i v_i) + \sum_{i=1}^n (s_i (w_i - w)^2)$$

여기서 v 는 전체 상용직 근로자의 월평균 급여(자연대수)로 계산한 분산이며, s 는 전체 근로자 대비 하위 그룹(여기서는 지역)의 근로자 비중, w 는 전체의 평균임금 수준을 의미한다. 그리고 하첨자 i 는 특정 하위 그룹을 가리킨다. 따라서 근로자 간 임금격차는 지역 내 요인($\sum_{i=1}^n (s_i v_i)$)과 지역 간 요인($\sum_{i=1}^n (s_i (w_i - w)^2)$)으로 분리 가능하다.

분석결과 지역 간 임금격차는 근로자 간 임금격차의 3.1% 수준으로 미미한 것으로 나타났다. 영국의 사례를 분석한 Monastiriotis(2002)는 위 방법론을 통해 근로자 임금격차의 요인 중에서 지역 간 차이가 전체 임금

〈표 4-6〉 근로자 간 임금격차의 요인

	임금격차의 요인
거시적 요인	국제무역, 세계화, 서비스업 비중의 확대, 숙련편향적 기술발전, 여성 경제활동참여율 확대 등
미시적 요인	교육 및 숙련에 대한 수요, 교육 및 훈련의 수익률 등
제도적 요인	노조가입률, 최저임금, 실업급여 등

〈표 4-7〉 요인별 임금격차 규모

요 인	분 산	비 중
지역 내 $\sum_{i=1}^n (s_i v_i)$	0.244	0.969
지역 간 $\sum_{i=1}^n (s_i (w_i - w)^2)$	0.008	0.031
합 계	0.252	1.000

격차의 1.6%에 불과하다고 보고하고 있다. 이는 대부분의 임금격차가 직종 간 차이에 기인하기 때문으로 직무급이 보편화된 영국에서는 자연스러운 현상으로 평가된다.

이에 반해 우리나라에서 순수하게 지역 간 차이에 따른 임금격차는 전체의 3.1%로 영국의 사례에 비해 2배 수준인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 지역 간 임금격차가 산업구조의 불균등한 배치에 의해 근로자의 숙련수준이 지역별로 상이하게 나타난 결과로 평가될 수 있다.

2. 지역 간 고용 및 임금격차의 요인 분석

Combes et al.(2008)에 따르면 지역 간 임금격차의 요인은 크게 도시화 경제의 효과와 관련된 노동시장 구성원의 차이, 인적자원을 제외한 지역여건 차이, 그리고 집적경제의 효과로 구분된다. 먼저 지역별로 노동자의 인구학적 그리고 인적자원 구성은 상이하다. 이는 모든 산업이 지역에 고루 분포되어 있지 않기 때문으로, 지역 간 산업구조의 차이와 각 산업의 노동수급 상황은 근로자가 특정 지역과 업종을 선택하게 하는 경향이 있다 (sorting effect). 둘째, 기후나 자연자원 혹은 특정 기관의 입지와 같은 지역의 여건 차이는 생산성 격차를 유발하는 경향이 있다. 예컨대 공항의 입지는 해당 지역의 생산성을 높이는 효과뿐만 아니라 기업이나 기관을 유인하는 효과도 있겠다. 마지막으로 집적의 효과(agglomeration economies)는 규모의 경제와 함께 물리적 인접성을 통해 나타날 수 있다. 기업의 집적은 재화와 생산요소 시장의 거래비용을 감소시키는 경향이 있으며, 지

식의 파급(knowledge spillovers)을 통해 생산성을 향상시킨다. Marshall-Arrow-Romer(MAR)은 지식이 산업 특수적이기 때문에 특정 산업의 집중은 지식의 파급을 원활하게 하고, 이는 곧 생산성 향상에 기여하게 된다고 주장한다.³¹⁾ MAR이 주장한 집적의 효과에 더해, Glaeser et al.(1992)은 산업의 다양성이 지식의 파급을 낳고, 산업 간 지식의 파급은 혁신으로 귀결된다는 소위 제이콥스 외부효과(Jacobs externalities)의 중요성을 강조하였다. 이상과 같이 지역 간 고용성과 격차의 요인을 밝히기 위해 아래에서는 집적경제가 제시하는 주요한 요인 중 어떠한 요인이 지역 간 고용성과 격차를 유발하는지를 검토하고자 한다.³²⁾

지역 간 고용성과 격차 요인을 파악하기 위해 본 연구에서 활용하는 추정방정식은 다음과 같다.

$$\ln E_{jr} \text{ or } \ln W_{jr} = \beta_0 + \beta_1 \text{Specialization}_r + \beta_2 \text{Diversity}_r + \beta_3 \text{Density}_r + \sum_j \beta_4 D_j + \epsilon_{jr}$$

여기서 E는 고용량, W은 임금수준이며, 아래첨자 j와 r은 각각 산업과 지역을 의미한다. 고용성과를 나타내는 변수인 고용량과 임금수준은 상용직 근로자를 대상으로 계산된 값으로 이는 지역의 인구구성 차이에 따라 단시간 근로자가 포함될 여지가 있고, 또한 농업 중심의 지역에서는 계절효과가 발생할 수 있기 때문이다.

앞서 임금함수 추정결과에서 나타난 바와 같이 최소자승법(OLS)과 고정효과모형 간의 결과차이가 크지 않다는 점을 고려하여 여기에서도 최소자승법을 활용한다. Combes et al.(2008)은 2SLS를 활용하고 있지만, 신동균·전병유(2002)가 지적인 대로 개인자료를 활용한 모형, 지역별 집계모형은 효율성의 차이만 있을 뿐 추정계수의 일치성에는 차이가 없다.

31) 특정 업종의 집중은 업종 내 기업 간 경쟁을 촉진시켜 경쟁을 통한 효율성 강화도 기대된다(Porter externalities).

32) 앞서 언급한 바와 같이 신자유주의적 관점에서 지역 간 임금격차는 외부충격에 대한 단기적인 결과일 뿐만 아니라 지역이동을 통해 충분히 해소될 수 있다고 한다. 따라서 구조적 차이에 따라 지역 간 임금격차가 지속적일 수 있다는 그간의 연구와는 다소 배치된다고 볼 수 있다.

추정식에서 활용되는 통제변수는 각각 산업특화지수, 다양성, 입지밀도와 업종 더미변수이다. 여기서 산업특화지수는 앞서 살펴본 업종 집중도의 분자에 해당하며, 회귀방정식에서 산업더미와 함께 추정되면 정확히 업종의 집중도 지수인 LQ 지수와 동일하게 된다.

$$\text{산업특화도} : Specialization_{ir} = \frac{E_{ir}}{E_r}$$

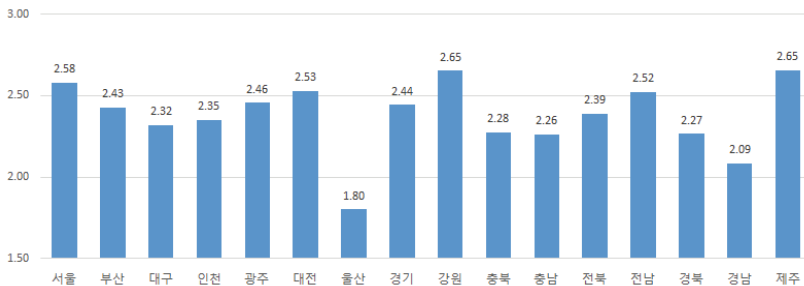
다음으로 산업구조의 다양성으로부터 기대되는 외부효과를 추정하기 위해 본 연구는 Shannon's entropy 지수를 활용한다. 다양성 지수는 개별 산업에 대해 합산되어 계산되며, 다양성 지수가 낮을수록 특정 혹은 일부 산업의 집중도가 높다는 것을 알 수 있다.

$$\text{다양성} : Diversity = - \sum_{i=1}^n \left(\frac{E_{ir}}{E_r} \times \ln \frac{E_{ir}}{E_r} \right)$$

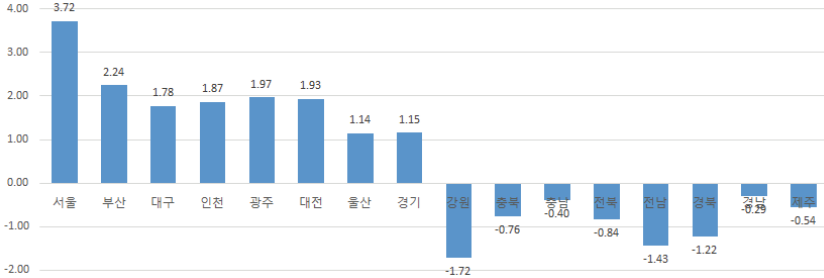
예상할 수 있는 바와 같이 울산 지역의 경우에는 산업구조의 다양성이 타 지역에 비해 현저히 낮은 것으로 나타났으며, 창원, 거제, 사천 등 산업단지가 집중된 경남의 경우에도 유사한 결과를 보였다.

마지막으로 입지밀도는 지역의 면적 대비 근로자수로서 일반적으로 도시화 경제의 효과(urbanization effect)를 보여주는 데 활용된다.

[그림 4-3] 지역별 산업구조의 다양성



(그림 4-4) 지역별 근로자 밀도



입지밀도: $Density = \ln\left(\frac{E_r}{A_r}\right) = \ln E_r - \ln A_r$, 여기서 A는 지역의 면적

지역별 근로자 밀도는 경기를 포함한 광역시권역에서 높게 나타났으나, 여타 도 지역의 밀도는 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

먼저 지역 간 고용량 격차를 유발하는 요인을 살펴보면, 산업집중도가 높을수록 지역의 고용성과를 향상시키는 것으로 나타났다. 이와 유사하게 도시화 정도도 고용량 향상에 긍정적인 영향을 끼쳤지만, 업종의 다양성은 오히려 고용성과에 부정적인 것으로 나타났다. 이러한 패턴은 광역시와 도지역이 유사한 것으로 보이지만, 산업집중도가 고용량에 끼치는 효과는 도지역이 광역시보다 큰 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 정부에 의한 지역별 주력업종의 지원이 고용량 확대에 도움이 될 수 있음을 시사한다.

이는 도지역의 경우 산업화가 상대적으로 더디다는 점에서 수확체감의 원리가 작용한 결과로 해석할 수 있다. 실제로 분석모형에 산업집중도 자승값을 추가할 경우, 다음 식과 같이 자승값의 추정계수는 음의 값으로 나타난다.

$$\ln(E) = 6.0 + 18.5 \times \text{Specification} - 22.6 \times \text{Specification}^2 + 0.3 \times \text{Diversity} + 0.2 \times \text{Density}$$

한편, 지역 간 임금격차의 요인을 분석한 결과, 다른 모든 조건이 일정하다고 할 때 산업의 특화도, 즉 어떤 업종을 중심으로 산업구조가 정착

〈표 4-8〉 고용량의 지역 간 격차 요인

변수	전 체			광역시			광역시도		
	Coef.	t-stat	p-value	Coef.	t-stat	p-value	Coef.	t-stat	p-value
상수	5.204	7.43	0.000	4.225	4.67	0.000	8.751	9.25	0.000
산업집중도	7.551	4.47	0.000	6.455	3.16	0.002	7.921	3.77	0.000
다양성	0.622	2.27	0.024	-0.284	-0.66	0.512	-0.334	-0.88	0.381
입지밀도	0.200	5.52	0.000	0.980	7.10	0.000	0.637	7.37	0.000
산업터미	yes			yes			yes		
obs	313			137			176		
F-stat	38.94		0.000	32.41		0.000	26.4		0.000
Adj R-squared	0.7366			0.8416			0.7695		

〈표 4-9〉 평균임금의 지역 간 격차 요인

변수	전 체			광역시			광역시도		
	Coef.	t-stat	p-value	Coef.	t-stat	p-value	Coef.	t-stat	p-value
상수	5.448	56.54	0.000	5.611	33.41	0.000	5.263	4.81	0.000
산업집중도	0.655	2.78	0.006	0.777	2.04	0.044	0.540	2.65	0.009
다양성	-0.088	-2.31	0.022	-0.205	-2.55	0.012	0.004	0.10	0.917
입지밀도	0.033	6.44	0.000	0.076	2.94	0.004	0.053	6.28	0.000
산업터미	Yes			Yes			Yes		
obs	313			137			176		
F-stat	34.92		0.000	16.67		0.000	46.06		0.000
Adj R squared	0.735			0.772			0.856		

되었는지가 지역의 평균임금 수준에 가장 높은 영향을 끼치는 것으로 확인되었다. 산업특화도보다는 비교적 낮은 효과를 보이는 것으로 나타났지만 도시화 경제 여부도 지역 간 임금격차를 설명하는 것으로 나타났다. 이에 반해 업종의 다양성은 오히려 지역의 평균임금 수준을 낮춘 것으로 확인되었다.

광역시의 평균급여 수준은 광역도보다 높은 것으로 나타나는데, 이는 도시지역 근로자의 인적자원이 광역도에 비해 상대적으로 높기 때문인

것으로 추정할 수 있다. 광역시의 경우에는 도지역에 비해 산업특화도의 효과가 보다 큰 것으로 나타나며, 도시화 효과도 중요한 요인인 것을 알 수 있다. 하지만 업종 다양성은 임금수준에 부정적인 영향을 끼치는 것으로 나타났다. 요약하면, 산업의 집중도가 높을수록 근로자의 생산성에 미치는 영향은 높은 것으로 나타나지만, 업종 다변화는 오히려 근로자의 임금에 부정적 효과를 유발함을 시사한다.

산업의 집중도가 지역 간 임금격차의 주요한 요인이라는 점은 앞서 살펴본 요인별 임금격차의 규모를 분석한 결과와 어느 정도 일관성을 유지하는 것으로 평가된다. 즉, 지역의 산업구조 및 그 집중도에 따라 해당 지역 노동자의 숙련수준이 결정되고 이 때문에 노동자 간 임금격차가 발생한다는 것이다. 이러한 경우, 노동자 간 임금격차는 지역 내 산업구조 및 숙련수준에 주로 기인할 뿐, 이를 제외한 지역 고유의 특성으로 인한 지역 간 임금격차는 크지 않다고 평가할 수 있다.

제4절 요약 및 결론

전국 단위의 고용정책에 비해 지역 단위에서 이뤄지는 맞춤형 고용전략은 그 효율성과 효과성 면에서 바람직한 정책 방향이라 할 수 있다. 일자리가 창출되고 있는 현상이 지역이라는 점을 고려하면, 지역 중심의 일자리 창출전략은 당연한 방향전환이다. 이런 이유 때문에 이미 정부는 2006년 이후 적극적으로 지역을 중심으로 한 일자리 창출전략을 시행하고 있으며, 학계에서도 관련된 연구를 쏟아내고 있다.

본 연구는 그 연장선상에 있는 것으로서 지역 간 고용격차가 얼마나 심각하게 나타나고 있는지, 그리고 그 원인은 무엇인지를 노동수요 측을 중심으로 살펴보았다. 먼저 지역 간 고용격차의 심각성과 관련해서는 Blanchflower and Oswald(1994)가 제안한 임금곡선 추정을 통해 살펴보았다. 임금곡선은 노동시장의 양적인 성과와 질적인 성과 간에 부의 상관관계가 나타나고 있음을 보여주는데, 분석을 통해 우리나라 지역 노동시

장에서도 임금곡선이 존재하고 있음을 확인할 수 있었다. 이를 통해 우리는 지역 간 노동성과격차가 심화되고 있으며, 그 격차로 인해 지역 노동시장이 이중화될 수 있음을 확인하였다.

다음으로 본 연구는 지역 간 고용격차를 유발하는 원인을 살펴보았는데, 격차의 대부분이 산업구조의 집중도에 의해 설명되고 있음을 확인할 수 있었다. 즉, 산업구조의 집중도는 지역별로 노동자의 숙련도 분포를 비대칭적으로 만들고, 이 때문에 지역 간 고용 및 임금수준에 차이가 유발된다는 것으로 요약할 수 있겠다. 산업의 고부가가치 정도는 더더욱 지역 간 임금격차를 유발할 수 있다는 의미로도 해석 가능하다. 이런 이유 때문에 주요 전략산업에 대한 지자체 간의 유치경쟁은 지역 노동시장의 개선을 위해서도 당연한 정책적 노력으로 보인다. 다만 산업정책 차원의 기업 및 산업단지 유치가 고용성과를 높이는 선순환 구조를 정착시키기 위해서는 지역 노동자들에 대한 숙련도 향상을 위한 각종 훈련사업이 보완적으로 수행될 필요가 있겠다.

〈부표 4-1〉 지역별 산업집중도(LQ) : 좋은 일자리

업종	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
A	0.00	0.78	0.87	0.00	1.01	0.00	0.00	1.00	6.26	1.77	2.31	4.04	1.68	2.46	2.34	3.60
B	0.82	0.00	0.00	5.07	0.00	0.00	1.31	0.20	18.8	1.67	0.01	0.33	0.02	0.49	0.01	5.74
C	0.42	0.69	0.90	1.28	0.97	0.40	3.19	0.99	0.32	1.39	1.63	0.95	1.27	1.44	1.98	0.08
D	0.70	1.94	0.34	0.40	2.55	1.31	0.98	0.70	2.32	0.60	1.49	1.17	0.84	3.11	0.88	1.77
E	0.26	0.41	2.40	2.23	0.00	3.63	0.40	0.95	1.51	0.72	0.68	0.92	3.23	3.65	0.62	1.05
F	1.03	1.21	0.74	1.32	1.23	0.55	0.43	1.16	0.98	0.89	0.83	1.00	1.32	0.81	0.54	0.53
G	1.47	0.90	1.10	0.75	0.73	0.60	0.25	1.16	0.92	0.19	0.62	0.48	0.40	0.34	0.50	1.59
H	0.87	2.98	0.65	1.48	0.76	1.08	0.40	0.95	0.81	1.15	0.77	0.34	1.92	0.94	0.62	0.77
I	1.28	2.22	0.41	0.84	0.00	0.75	0.65	1.28	1.56	0.06	0.05	0.00	0.20	0.17	0.13	4.53
J	1.76	0.37	0.47	0.73	0.44	0.53	0.20	1.19	0.85	0.37	0.33	0.32	0.32	0.32	0.40	0.93
K	1.39	1.19	1.11	0.88	0.70	0.75	0.17	0.91	0.73	1.22	0.90	0.75	0.71	0.91	0.65	1.99
L	0.97	1.12	1.13	1.53	0.99	0.75	0.00	1.18	0.33	1.56	1.30	0.97	0.30	0.39	1.01	2.58
M	1.44	0.47	0.25	0.59	0.41	2.36	0.14	1.43	0.24	0.32	0.32	0.13	0.29	0.35	0.28	0.10
N	1.36	1.04	0.68	0.73	0.51	0.46	1.21	0.93	1.26	0.41	1.07	0.11	2.13	0.24	0.91	0.00
O	0.66	1.13	1.58	1.32	1.66	1.45	0.37	0.69	2.16	1.73	1.39	2.20	1.56	1.20	1.41	3.20
P	0.87	1.41	1.93	0.78	1.56	1.45	0.34	0.69	2.02	1.04	1.13	2.26	1.29	1.61	0.94	1.11
Q	1.19	1.45	1.61	0.59	2.00	1.27	0.37	0.89	1.14	0.80	0.48	1.08	0.94	0.71	0.60	0.65
R	1.01	0.15	1.24	1.54	0.99	0.94	0.00	0.88	4.15	0.36	1.53	3.59	0.88	0.56	0.66	0.82
S	1.42	0.86	0.42	1.03	0.48	0.72	0.59	0.90	1.40	2.95	0.82	0.38	0.48	0.86	0.67	0.00
U	1.59	0.56	3.08	2.04	0.00	0.00	0.00	1.09	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.40	0.00	0.00

주: A: 농업,임업및어업(01~03), B: 광업(05~08), C: 제조업(10~33), D: 전기,가스, 증기및수도사업(35~36), E: 하수·폐기물처리,원료재생및환경복원업(37~39), F: 건설업(41~42), G: 도매및소매업(45~47), H: 운수업(49~52), I: 숙박및음식점업(55~56), J: 출판,영상,방송통신및정보서비스업(58~63), K: 금융및보험업(64~66), L: 부동산업및임대업(68~69), M: 전문,과학및기술서비스업(70~73), N: 사업시설관리및사업지원서비스업(74~75), O: 공공행정,국방및사회장행정(84), P: 교육서비스업(85), Q: 보건업및사회복지서비스업(86~87), R: 예술,스포츠및여가관련서비스업(90~91), S: 협회및단체,수리및기타개인서비스업(94~96), T: 가구내고용활동및달리분류되지않은자가소비생산활동(97~98), U: 국제및외국기관(99).

자료: 2014년 상반기 지역별 고용조사.

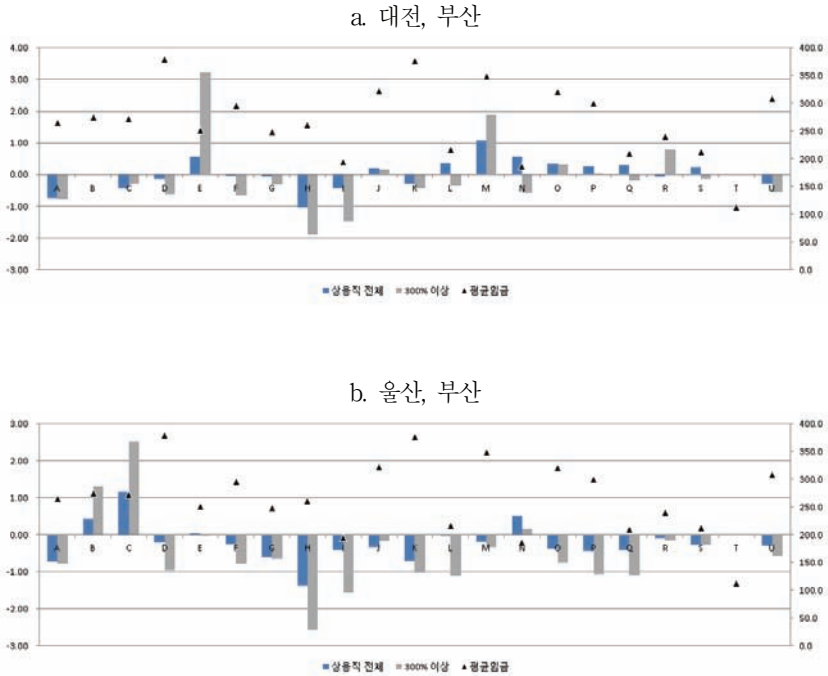
〈부표 4-2〉 평균임금 비교

업종	전국(A)		서울(B)		부산(C)		비교	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	A-C	B-C
A	265.4	137.6	239.7	10.0	254.1	110.5	11.3	-14.5
B	274.7	110.9	245.5	91.8	165.0	.		80.5
C	273.0	144.9	304.2	177.8	241.4	126.5	31.6	62.8
D	379.0	193.1	467.7	283.2	418.7	152.1	-39.7	49.0
E	251.7	113.6	316.5	164.4	208.1	70.0	43.6	108.5
F	295.7	148.8	337.1	159.7	287.3	112.7	8.4	49.7
G	249.4	160.2	274.9	197.6	237.4	152.8	12.1	37.6
H	261.3	125.6	266.1	128.4	276.5	137.4	-15.2	-10.4
I	194.3	84.0	212.8	98.5	198.8	90.2	-4.5	14.0
J	322.4	162.5	332.8	155.5	266.8	127.3	55.6	66.0
K	376.9	200.3	399.8	202.5	361.1	191.0	15.8	38.7
L	217.3	118.2	224.0	117.5	217.8	109.7	-0.6	6.2
M	348.5	206.9	363.4	218.6	303.1	164.5	45.4	60.3
N	186.2	104.0	207.1	117.7	177.4	93.6	8.9	29.8
O	321.5	120.1	326.6	136.4	331.7	113.2	-10.1	-5.1
P	299.7	158.7	312.0	150.6	319.0	189.0	-19.3	-6.9
Q	209.4	140.2	258.7	189.9	212.9	144.6	-3.4	45.8
R	240.9	119.7	247.1	110.0	208.9	77.8	31.9	38.2
S	213.1	105.0	232.6	116.1	208.4	99.9	4.7	24.2
T	112.2	75.0	100.0	0.0				100.0
U	308.6	117.4	333.8	148.1	351.5	50.1	-42.8	-17.7

주: A: 농업,임업및어업(01~03), B: 광업(05~08), C: 제조업(10~33), D: 전기,가스, 증기및수도사업(35~36), E: 하수·폐기물처리,원료재생및환경복원업(37~39), F: 건설업(41~42), G: 도매및소매업(45~47), H: 운수업(49~52), I: 숙박및음식점업(55~56), J: 출판,영상,방송통신및정보서비스업(58~63), K: 금융및보험업(64~66), L: 부동산업및임대업(68~69), M: 전문,과학및기술서비스업(70~73), N: 사업시설관리및사업지원서비스업(74~75), O: 공공행정,국방및사회보장행정(84), P: 교육서비스업(85), Q: 보건업및사회복지서비스업(86~87), R: 예술,스포츠및여가관련서비스업(90~91), S: 협회및단체,수리및기타개인서비스업(94~96), T: 가구내고용활동및달리분류되지않은자가소비생산활동(97~98), U: 국제및외국기관(99).

자료: 2014년 상반기 지역별 고용조사.

[부도 4-1] 대전, 울산 대비 부산 지역의 산업집중도 격차 및 업종별 평균임금



주: A: 농업,임업및어업(01~03), B: 광업(05~08), C: 제조업(10~33), D: 전기,가스, 증기및수도사업(35~36), E: 하수·폐기물처리,원료재생및환경복원업(37~39), F: 건설업(41~42), G: 도매및소매업(45~47), H: 운수업(49~52), I: 숙박및음식점업(55~56), J: 출판,영상,방송통신및정보서비스업(58~63), K: 금융및보험업(64~66), L: 부동산업및임대업(68~69), M: 전문,과학및기술서비스업(70~73), N: 사업시설관리및사업지원서비스업(74~75), O: 공공행정,국방및사회보장행정(84), P: 교육서비스업(85), Q: 보건업및사회복지서비스업(86~87), R: 예술,스포츠및여가관련서비스업(90~91), S: 협회및단체,수리및기타개인서비스업(94~96), T: 가구내고용활동및달리분류되지않은자가소비생산활동(97~98), U: 국제및외국기관(99).

자료: 2014년 상반기 지역별 고용조사.

제 5 장

지역별 재정지원 일자리 사업 성과분석

제1절 문제제기

재정지원 일자리 사업은 고용보조금, 훈련, 직접일자리 제공, 창업지원 등을 통해 노동시장 내 취약계층의 고용능력을 제고하는 것을 목적으로 한다. 정부는 재정을 통한 일자리 지원사업의 효과성을 높이기 위해 각 부처에서 수행하고 있는 일자리 지원사업들을 2004년부터 체계적으로 집계하여 발표 및 관리하여 오고 있다. 그러나 매년 재정지원 일자리 사업의 개념 및 범주에 대한 논란이 있어 왔으며, 기존 사업 포함여부에 대한 논의, 기존 사업의 소멸, 신규 사업의 발생, 사업 간 통폐합 등의 이유로 연도별로 발표하는 사업의 범위가 달라져 왔다. 특히 매년 발표되는 사업의 범주에 입각하여 이전년도의 사업 현황을 소급하여 정리하는 경우에 매년 보고되는 사업과 이전 사업 간의 괴리 현상도 존재한다.

이에 따라 정부는 그동안 재정지원 일자리 사업의 범주 정립 필요성 및 사업 통폐합을 통한 효율화의 필요성에 부합하여 2010년부터 2014년까지 네 차례에 걸쳐 효율화 작업을 추진하여 왔다(고용노동부, 2010, 2011, 2012, 2014년 보도자료 참조). 효율화의 주된 내용은 사업의 정비, 유사·중복성 해소, 취약계층 참여율 제고, 자치단체 사업 통합관리체계, 민간일자리 이동 촉진 방안, 직접일자리 사업의 구조조정 등에 초점을 맞

추고 진행되어 왔다.

2015년 재정지원 일자리 사업예산은 실업급여를 포함할 경우 15조 7,796억 원에 이르고 있으며 이는 2012년의 12조 원에 비해 크게 증가한 규모이다. 그동안 재정지원 일자리 사업에 대해서는 많은 평가가 이루어져 왔으며 관련 연구도 다양하게 진행되어 왔다.³³⁾

재정지원 일자리 사업의 효율화를 통해 사업 정비와 전달체계의 개선이 이루어지고 있으며 정책대상별 목표집단의 취업성과를 제고하기 위한 노력이 강조되고 있고, 패키지형 사업운영을 통해 정책수단 간 연계가 강화되고 있다. 이러한 성과에도 불구하고 재정지원 일자리 사업은 정책의 체감성이 높지 않다는 비판도 존재한다. 재정지원 일자리 사업의 성과 제고를 위한 정책제언으로 정책수요자의 관점에서 사업의 설계 및 운영, 이를 위한 전달체계의 효율화, 정책의 사각지대 해소, 예산편성의 효율화, 사업성과 관리체계 개편 등이 지적되어 왔다.

재정지원 일자리 사업은 노동시장 정책의 핵심적인 사업들이라는 점에서 개별 사업들의 성과제고도 중요하지만 종합적인 관점에서 노동시장 환경변화에 부합하여 일자리 정책방향에 부합하도록 사업을 설계하고 운영하는 노력이 필요하다. 이런 점에서 재정지원 일자리 사업에 대한 지속적인 평가 및 이를 통한 제도 개선방안이 모색될 필요가 있다.

이 장에서는 재정지원 일자리 사업의 지역별 성과라는 이슈에 초점을 맞추고 연구를 수행하고자 한다. 일자리 사업의 최종 수요자는 지역이고 따라서 지역의 특성에 부합하는 일자리 정책의 수립 및 운영은 수혜자의 정책 체감성이라는 관점에서 매우 중요하며, 전달체계의 개선과 관련한 핵심 이슈이기도 하다. 이를 위해 이 글에서는 재정지원 일자리 사업의 성과를 지역별 취업성과 및 노동시장 이행성과에 초점을 맞춘 분석을 통해 지역의 일자리 정책과제에 대한 시사점을 도출하고자 한다.

33) 이에 대한 최근의 연구로는 이규용 외(2013, 2014)를 참조하라.

제2절 재정지원 일자리 사업 참여자 특성 분석

본 절에서는 한국고용정보원의 일모아DB를 활용하여 재정지원 일자리 사업의 참여자 특성을 분석하고자 한다. 본 절에서 활용한 한국고용정보원의 일모아DB는 중앙정부 및 지방정부의 재정투자로 시행된 일자리 사업의 사업정보 및 참여기관, 참여자의 정보가 포함되어 있는 행정자료이다. 일모아DB 일자리 사업정보 데이터에는 일자리 사업명을 비롯하여 소관부처 및 정책대상, 정책수단, 수혜집단 등의 재정을 통한 일자리 지원 사업에 대한 일반적인 정보가 포함되어 있다. 일모아DB의 개인참여정보 데이터에는 일자리 사업에 참여한 개인들이 참여한 일자리 사업의 시작 및 종료일시와 중도탈락 여부를 비롯하여, 성별, 연령 등의 인적 특성과 관련된 정보가 포함되어 있으며, 개인지급정보 데이터에는 참여한 일자리 사업에 대한 재정지원 지급액 정보가 포함되어 있다. 일모아DB 기관참여정보 데이터는 일자리 사업에 참여한 기관(수행기관)들의 기관명 및 지역 등과 같은 정보를 포함하고 있다.

1. 재정을 통한 일자리 지원사업 참여자 특성 분석

본 연구에서는 일모아DB에 구축되어 있는 중앙정부 및 지방정부의 재정지원 일자리 사업 중 2011~2012년 일자리 사업 참여자에 대한 특성을 분석하였다.

<표 5-1>은 지역별 중앙정부 일자리 사업 참여자의 특성을 보여주고 있다. 먼저 평균 참여기간을 살펴보면, 세종시를 제외하면 연도와 상관없이 전반적으로 서울 및 광역시 등 대도시 참여자보다는 비도시 참여자들이 오랜 기간 일자리 사업에 참여하는 것으로 나타났다. 다음으로 지역별 일자리 사업 참여자의 평균 연령을 살펴보면, 전반적으로 대도시 지역 참여자의 평균 연령이 상대적으로 낮다는 것을 쉽게 발견할 수 있다. 세 번째로 평균 지원액을 살펴보면, 연도별로 다소 차이가 나타나기는 하지만,

전반적으로 전라북도(2011년 125만 원, 2012년 127만 원)와 전라남도(2011년 111만 원, 2012년 129만 원) 지역 참여자들이 다른 지역 참여자들보다 상대적으로 많은 재정지원액을 평균적으로 받았음을 확인할 수 있다. 이에 비해 세종시를 제외하고는 대구(2012년 77만원)와 광주(2012년 79만원)의 일자리 사업 참여자들이 상대적으로 가장 적은 지원액을 수령한 것으로 나타났다. 네 번째로 중도탈락률(중도탈락자의 비중)을 살펴보면, 연도별로 약간의 차이는 있지만 전반적으로 강원도(2011년 10.8%, 2012년 10.4%)와 전라남도(2011년 8.4%, 2012년 9.9%)의 참여자들 중에서 중도탈락자가 상대적으로 많이 발생한 것으로 나타났다. 반면, 서울특별시(2011년 5.4%, 2012년 6.1%)와 세종시(2011년 2.0%, 2012년 4.3%)의 참여자들이 중도탈락을 상대적으로 덜 한 것으로 추정되었다. 마지막으로 일자리 사업 참여자 중에서 남성이 차지하는 비중을 살펴보면, 남성 참여자의 비중이 상대적으로 많은 지역은 연도별로 다소 차이가 있음을 쉽게 발견할 수 있다. 반면, 남성 참여자의 비중이 상대적으로 낮은 지역은 연도와 상관없이 일관되게 나타나는데, 바로 제주도(2011년 35.0%, 2012년 36.8%)가 그러하다. 지금까지 지역별로 살펴본 일자리 사업 참여자의 다양한 특성으로부터, 전반적으로 대도시 지역에서 상대적으로 젊은 참여자들이 짧은 기간 동안 일자리 사업에 참여하고 있는 것으로 판단할 수 있다.

최근 점차 일자리 창출이 정책적 화두로 자리잡는 시점에서, 중앙정부뿐만 아니라 지방정부들도 각자 다양한 재정지원 일자리 사업을 시행하고 있다. <표 5-2>는 이렇게 각 광역시도지역에서 시행되고 있는 일자리 사업 중 일모아 DB에 수록되어 있는 사업들에 대해 참여자의 특성을 집계하여 보여주고 있다. 먼저 평균 참여기간을 살펴보면, 중앙정부 일자리 사업과는 달리, 서울 및 광역시 등 대도시 참여자들의 참여기간이 비도시 참여자들의 참여기간보다 평균적으로 긴 것으로 나타났다. 특히, 대전광역시 일자리 사업에 참여한 참여자들의 경우, 2011년 평균 7.6개월, 2012년 평균 8.3개월로 다른 지역들에 비해 상당히 긴 기간을 재정지원 일자리 사업에 참여했음을 발견할 수 있다. 다음으로 지방정부 일자리 사업 참여자의 평균 연령을 살펴보면, 연도별로 다소 차이가 있기는 하지만,

〈표 5-1〉 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성 : 중앙정부사업

연도	지역	평균 참여기간 (개월)	평균 연령 (세)	평균 지원액 (만 원)	중도탈락률 (%)	남성 비율 (%)
2011	서울	3.7	40.2	73	5.4	41.5
	부산	4.4	44.2	63	6.9	40.5
	대구	4.4	43.5	58	7.6	37.4
	인천	4.5	45.3	67	8.1	40.4
	광주	4.9	42.8	70	9.1	37.3
	대전	4.2	44.6	58	5.6	42.6
	울산	4.3	43.3	65	7.4	47.1
	세종	11.1	37.6	48	2.0	28.3
	경기	4.5	43.6	90	6.8	38.0
	강원	5.8	53.5	111	10.8	41.4
	충북	4.9	46.0	83	7.4	45.4
	충남	4.8	49.5	93	6.8	47.8
	전북	5.7	49.1	125	8.9	37.3
	전남	5.7	55.4	111	8.4	39.0
	경북	4.8	49.0	93	7.1	48.6
경남	4.8	46.0	90	7.0	44.9	
제주	5.3	47.0	82	8.6	35.0	
2012	서울	4.3	40.0	96	6.1	44.0
	부산	4.9	45.3	87	8.2	42.3
	대구	5.1	44.8	77	8.9	38.1
	인천	5.1	45.5	91	8.7	41.0
	광주	5.3	44.2	79	9.3	37.7
	대전	5.2	46.0	105	8.3	39.0
	울산	5.7	46.9	90	9.3	38.8
	세종	10.8	35.2	47	4.3	38.5
	경기	5.1	43.4	114	7.5	40.0
	강원	6.1	54.9	116	10.4	42.4
	충북	5.6	47.9	106	9.0	45.0
	충남	5.3	50.3	112	7.8	44.7
	전북	5.9	49.0	127	9.4	37.9
	전남	5.8	56.1	129	9.9	40.0
	경북	5.6	52.0	124	9.1	43.4
경남	5.2	47.6	107	7.6	43.4	
제주	5.9	49.0	107	9.8	36.8	

자료: 한국고용정보원, 일묘아DB 원자료.

〈표 5-2〉 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성 : 지방정부사업

연도	지역	평균 참여기간 (개월)	평균 연령 (세)	평균 지원액 (만 원)	중도탈락률 (%)	남성 비율 (%)
2011	서울	5.8	36.9	222	5.4	44.6
	부산	5.7	50.6	324	7.5	58.7
	대구	5.7	46.7	283	7.9	66.3
	인천	4.5	46.1	218	7.1	29.6
	광주	4.0	41.9	135	4.1	17.5
	대전	7.6	42.8	232	16.8	32.3
	울산	4.5	48.9	355	4.1	37.1
	세종	4.5	50.0	0	4.3	41.3
	경기	5.0	41.8	172	6.7	43.4
	강원	4.9	54.7	220	6.6	56.4
	충북	4.1	48.1	271	11.9	45.2
	충남	7.0	54.3	201	11.6	50.4
	전북	4.6	48.2	131	9.8	50.1
	전남	3.8	44.3	175	5.0	43.9
	경북	4.2	52.2	304	8.4	69.4
	경남	5.7	53.0	351	14.0	50.7
제주	-	-	-	-	-	-
2012	서울	5.9	41.5	108	7.8	51.7
	부산	5.1	54.0	65	2.6	56.5
	대구	6.7	41.8	186	9.8	66.2
	인천	6.0	48.2	164	9.5	35.8
	광주	4.0	44.2	125	19.0	30.2
	대전	8.3	61.2	122	10.7	36.3
	울산	5.4	50.4	171	7.1	50.6
	세종	4.8	56.1	0	9.9	33.8
	경기	5.0	45.2	79	9.4	44.4
	강원	4.0	51.9	100	8.2	59.9
	충북	4.5	58.2	55	6.2	58.9
	충남	7.3	56.1	49	14.3	37.3
	전북	5.0	43.0	97	13.6	60.5
	전남	4.6	44.6	88	3.8	58.0
	경북	4.0	46.2	197	6.9	65.4
	경남	5.2	51.4	136	12.3	47.9
제주	-	-	-	-	-	-

자료: 한국고용정보원, 일모아DB 원자료.

부산광역시(2011년 50.6세, 2012년 54.0세)를 제외하면 전반적으로 대도시 지역 참여자의 평균 연령이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 연도별로 살펴보면, 2011년에는 강원도(54.7세)가 가장 높고 서울특별시(36.9세)가 가장 낮으며, 2012년에는 대전광역시(61.2세)가 가장 높고 서울특별시(41.5세)가 가장 낮은 것으로 나타났다.

세 번째로 평균 지원액을 살펴보면, 연도별로 다소 차이가 나타나기는 하지만, 전반적으로 울산광역시(2011년 355만 원, 2012년 171만 원) 지역 참여자들이 다른 지역 참여자들보다 상대적으로 많은 지방정부의 재정지원액을 평균적으로 받았음을 확인할 수 있다.

네 번째로 중도탈락률(중도탈락자의 비중)을 살펴보면, 연도별로 상당한 차이가 있음을 발견할 수 있다. 구체적으로, 2011년에는 대전광역시(16.8%)와 경상남도(14.0%) 등의 중도탈락률이 높은 반면, 광주광역시(4.1%)와 울산광역시(4.1%)에서는 상대적으로 낮게 나타났다. 이와는 달리, 2012년에는 광주광역시(19.0%)에서 가장 높은 중도탈락률이 나타난 반면, 부산(2.6%) 및 전라남도(3.8%) 등지에서 상대적으로 낮은 중도탈락률이 나타났다.

마지막으로 일자리 사업 참여자 중에서 남성이 차지하는 비중을 살펴보면, 2011년과 2012년에는 대체로 유사하게 대구광역시(2011년 66.3%, 2012년 66.2%)와 경상북도(2011년 69.4%, 2012년 65.4%)에서 상대적으로 많은 남성들이 참여하였고, 광주광역시(2011년 17.5%, 2012년 30.2%)와 인천광역시(2011년 29.6%, 2012년 35.8%)의 남성들이 상대적으로 적게 일자리 사업에 참여한 것으로 나타났다. 지방정부가 시행하는 일자리 사업 참여자에 대해 지금까지 살펴본 다양한 특성으로부터, 참여자 1인당 재정지원의 규모가 중앙정부가 시행하는 일자리 사업의 참여자들보다 모든 지역에서 상당히 크다는 것을 쉽게 확인할 수 있으며, 참여기간은 더 길고, 참여자의 평균 연령은 더 높다는 것을 발견할 수 있다.

2. 사업유형별 일자리 지원사업 참여자 특성 분석 : 중앙정부사업

정부가 시행하고 있는 재정지원 일자리 사업은 크게 직접일자리 사업,

훈련, 고용서비스, 창업지원, 고용장려금 사업 등으로 나누어진다. 여기서는 이 중 고용서비스 유형, 직업훈련 유형, 고용인센티브 유형, 직접일자리 유형 등 4개의 유형별로 재정지원 일자리 사업 참여자의 특성을 분석하고자 한다.

<표 5-3>은 첫 번째로 고용서비스 유형의 일자리 사업에 참여한 참여자들의 특성을 보여주고 있다. 서울 및 광역시 등 대도시 참여자들의 참여기간이 비도시 참여자들의 참여기간보다 평균적으로 긴 것으로 나타났다. 연도별로 살펴보면, 2011년에는 부산광역시(6.8개월)의 참여기간이 가장 길고 경상북도(4.7개월)가 가장 짧은 것으로 나타났으며, 2012년에는 가장 긴 곳이 광주광역시(7.7개월)이고 가장 짧은 곳이 세종시(2.0개월)와 제주도(5.0개월)인 것으로 나타났다. 다음으로 고용서비스 유형 일자리 사업 참여자의 평균 연령을 살펴보면, 전반적으로 대도시 지역 참여자의 평균 연령이 상대적으로 높다는 것을 쉽게 발견할 수 있다. 연도별로는 2011년에 인천광역시(34.3세)가 가장 높고 충청남도(28.8세)가 가장 낮은 반면, 2012년에는 부산광역시(36.5세)가 가장 높고 세종시(25.0세)가 가장 낮은 것으로 나타났다. 세 번째로 평균 지원액을 살펴보면, 2011년에는 전라북도(64만 원), 2012년에는 세종시(80만 원) 지역 참여자들이 다른 지역 참여자들보다 상대적으로 많은 재정지원액을 평균적으로 받았음을 확인할 수 있으며, 연도와 상관없이 제주도(2011년 37만 원, 2012년 29만 원)의 참여자들이 상대적으로 적은 지원액을 받은 것으로 나타났다. 네 번째로 중도탈락률을 살펴보면, 연도와 상관없이 제주도(2011년 21.8%, 2012년 21.4%)의 중도탈락률이 가장 높았던 반면, 중도탈락률이 가장 낮았던 지역은 연도별도 상이하여 2011년에는 대전광역시와 전라북도(각 8.7%), 2012년에는 경상북도(7.9%)가 가장 낮았던 것으로 나타났다. 마지막으로 일자리 사업 참여자 중에서 남성이 차지하는 비중을 살펴보면, 2011년과 2012년에는 대체로 유사하게 강원도(2011년 49.3%, 2012년 52.7%)에서 상대적으로 많은 남성들이 참여하였고, 광주광역시(2011년 35.4%, 2012년 35.8%)와 전라북도(2011년 34.7%, 2012년 41.6%)의 남성들이 상대적으로 적게 일자리 사업에 참여한 것으로 나타났다.

〈표 5-3〉 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성 : 고용서비스 유형

연도	지역	평균 참여기간 (개월)	평균 연령 (세)	평균 지원액 (만 원)	중도탈락률 (%)	남성 비율 (%)
2011	서울	6.1	32.7	51	11.2	39.4
	부산	6.8	33.9	60	10.9	39.2
	대구	6.0	34.0	58	12.3	40.4
	인천	6.2	34.3	58	13.3	37.8
	광주	6.4	32.9	58	13.2	35.4
	대전	6.5	32.2	52	8.7	41.5
	울산	6.4	29.5	61	10.5	39.6
	세종	-	-	-	-	-
	경기	6.5	32.5	59	12.8	36.4
	강원	4.6	29.7	54	13.9	49.3
	충북	5.1	30.4	45	9.1	39.9
	충남	4.9	28.8	50	9.6	36.6
	전북	5.2	30.5	64	8.7	34.7
	전남	5.3	29.9	50	13.1	38.5
	경북	4.7	29.6	56	9.3	40.3
	경남	5.5	30.3	60	13.2	35.9
	제주	5.1	30.2	37	21.8	45.8
2012	서울	6.9	34.1	53	9.7	44.1
	부산	7.2	36.5	63	12.7	36.8
	대구	7.0	35.4	74	8.2	36.1
	인천	6.7	34.8	63	9.6	38.1
	광주	7.7	36.1	62	8.1	35.8
	대전	5.8	31.5	56	11.7	47.0
	울산	6.5	34.5	66	10.0	44.8
	세종	2.0	25.0	80	0.0	100.0
	경기	7.2	34.5	60	8.5	38.7
	강원	6.3	31.6	49	11.2	52.7
	충북	6.1	32.8	52	8.8	47.4
	충남	5.3	30.0	59	9.5	34.4
	전북	6.3	31.8	67	8.5	41.6
	전남	5.7	30.8	57	11.9	35.3
	경북	5.3	31.4	61	7.9	37.6
	경남	6.3	32.6	65	9.6	40.1
	제주	5.0	28.6	29	21.4	39.8

자료: 한국고용정보원, 일모아DB 원자료.

<표 5-4>는 직업훈련 유형의 일자리 사업에 참여한 참여자들의 특성을 보여주고 있다. 평균 참여기간을 살펴보면, 다른 유형의 일자리 사업에 참여한 기간보다 직업훈련 유형의 일자리 사업에 참여한 기간이 평균적으로 상당히 짧다는 것을 쉽게 발견할 수 있다. 반면, 그 참여기간이 지역별로는 큰 차이가 없는 것으로 나타났는데, 강원도(2011년 4.1개월, 2012년 4.8개월)에서 가장 길고 서울특별시(2011년 2.1개월, 2012년 2.4개월)에서 가장 짧은 것으로 나타났다. 다음으로 직업훈련 유형 일자리 사업 참여자의 평균 연령을 살펴보면, 세종시(2011년 49.7세, 2012년 46.3세)를 제외하고는 모든 지역에서 평균적으로 30대 중반의 참여자들이 직업훈련 유형의 일자리 사업에 참여하는 것으로 나타났다. 세 번째로 평균 지원액을 살펴보면, 2011년에는 전라북도(40만 원), 2012년에는 경기도(49만 원) 지역 참여자들이 다른 지역 참여자들보다 상대적으로 많은 재정지원액을 평균적으로 받았음을 확인할 수 있으며, 울산광역시(2011년 16만 원)와 대구광역시(2012년 21만 원)의 참여자들이 상대적으로 적은 지원액을 받은 것으로 나타났다. 네 번째로 중도탈락률을 살펴보면, 연도와 상관없이 전라북도(2011년 9.9%, 2012년 10.0%)의 중도탈락률이 가장 높았던 반면, 중도탈락률이 가장 낮았던 지역은 연도별로 상이하여 2011년에는 대전광역시(2.7%), 2012년에는 서울특별시(4.5%)가 가장 낮았던 것으로 나타났다. 마지막으로 직업훈련 유형의 일자리 사업 참여자 중에서 남성이 차지하는 비중을 살펴보면, 2011년과 2012년에는 대체로 유사하게 경상북도(2011년 61.8%, 2012년 47.1%)에서 상대적으로 많은 남성들이 참여하였고, 세종시(2011년 25.6%, 2012년 28.6%)의 남성들이 상대적으로 적게 직업훈련사업에 참여한 것으로 나타났다.

<표 5-5>는 세 번째 사업유형으로 고용인센티브 유형의 일자리 사업에 참여한 참여자들의 특성을 보여주고 있다. 연도별로 평균 참여기간을 살펴보면, 2011년에는 세종시(9.7개월)의 참여기간이 가장 길고 부산광역시(6.1개월)가 가장 짧은 것으로 나타났으며, 2012년에는 가장 긴 곳이 제주도(8.2개월)이고 가장 짧은 곳이 경상남도(4.3개월)인 것으로 나타났다. 다음으로 고용인센티브 유형 일자리 사업 참여자의 평균 연령을 연도별로 살펴보면, 2011년에 인천광역시(48.4세)가 가장 높고 전라북도(38.9세)

〈표 5-4〉 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성 : 직업훈련

연도	지역	평균 참여기간 (개월)	평균 연령 (세)	평균 지원액 (만 원)	중도탈락률 (%)	남성 비율 (%)
2011	서울	2.1	34.1	25	3.8	39.4
	부산	2.7	35.6	27	5.4	38.0
	대구	2.9	36.2	17	6.6	35.3
	인천	2.8	35.3	27	4.8	41.1
	광주	3.5	35.9	27	9.3	38.6
	대전	2.4	36.1	20	2.7	46.4
	울산	2.3	34.2	16	3.8	56.7
	세종	2.8	49.7	0	4.5	25.6
	경기	2.5	35.9	37	4.0	37.4
	강원	4.1	35.9	22	5.5	44.8
	충북	3.0	34.7	17	6.5	51.7
	충남	2.6	34.2	21	3.5	52.3
	전북	4.0	36.6	40	9.9	37.8
	전남	2.8	35.8	19	6.2	46.7
	경북	2.5	36.9	17	3.9	61.8
	경남	2.7	35.0	17	4.1	50.6
제주	2.9	35.6	18	5.6	32.2	
2012	서울	2.4	33.7	35	4.5	38.6
	부산	3.0	35.3	33	6.5	38.2
	대구	3.3	36.2	21	8.1	35.8
	인천	3.2	35.0	38	6.1	37.4
	광주	3.6	35.4	25	8.6	36.0
	대전	3.0	36.1	34	4.9	35.5
	울산	3.6	33.5	34	6.2	42.5
	세종	2.9	46.3	0	0.0	28.6
	경기	2.9	35.7	49	4.8	35.7
	강원	4.8	35.8	27	7.5	40.2
	충북	4.4	33.3	37	9.1	42.5
	충남	3.7	33.9	32	5.8	34.2
	전북	4.2	35.7	40	10.0	36.9
	전남	3.2	34.7	24	7.4	45.3
	경북	3.7	35.8	32	7.9	47.1
	경남	3.5	34.6	26	5.8	39.6
제주	3.5	35.2	29	4.6	34.5	

자료: 한국고용정보원, 일모아DB 원자료.

가 가장 낮은 반면, 2012년에는 부산이 47.7세로 가장 많고 제주도(38.6세)가 가장 낮은 것으로 나타났다. 세 번째로 평균 지원액을 살펴보면, 2011년과 2012년에 모두 전라북도(2011년 207만 원, 2012년 217만 원) 지역 참여자들이 다른 지역 참여자들보다 상대적으로 많은 재정지원액을 평균적으로 받았음을 확인할 수 있으며, 2011년에는 인천광역시(43만 원), 2012년에는 강원도와 제주도(각 85만 원)의 참여자들이 상대적으로 적은 지원액을 받은 것으로 나타났다. 마지막으로 고용인센티브 유형의 일자리 사업 참여자 중에서 남성이 차지하는 비중을 살펴보면, 2011년에는 인천광역시, 2012년에는 경상북도(각 71.1%)에서 상대적으로 많은 남성들이 참여하였고, 연도와 상관없이 전라북도(2011년 38.1%, 2012년 43.9%)의 남성들이 상대적으로 적게 일자리 사업에 참여한 것으로 나타났다.

<표 5-6>은 마지막 네 번째 사업유형으로 직접일자리 유형의 일자리 사업에 참여한 참여자들의 특성을 보여주고 있다. 연도별로 평균 참여기간을 살펴보면, 연도에 상관없이 세종시(2011년 14.4개월, 2012년 13.1개월)의 참여기간이 가장 길고 서울특별시(2011년 4.5개월, 2012년 4.9개월)가 가장 짧은 것으로 나타났다. 다음으로 직접일자리 유형 일자리 사업 참여자의 평균 연령을 연도별로 살펴보면, 2011년은 전남이 64.0세로 가장 높고, 2012년에는 강원도가 64.4세로 가장 높았으며, 세종시(2011년 32.7세, 2012년 31.9세)가 가장 낮은 것으로 나타났다. 세 번째로 평균 지원액을 살펴보면, 2011년에는 경상남도(180만 원), 2012년에는 대전광역시(193만 원) 지역 참여자들이 다른 지역 참여자들보다 상대적으로 많은 재정지원액을 평균적으로 받았음을 확인할 수 있으며, 연도에 상관없이 세종시(2011년 67만 원, 2012년 55만 원)의 참여자들이 상대적으로 적은 지원액을 받은 것으로 나타났다. 네 번째로 직접일자리 유형 참여자의 중도탈락률을 연도별로 살펴보면, 2011년에는 울산광역시(14.7%), 2012년에는 인천광역시(15.5%) 참여자들의 중도탈락률이 가장 높은 것으로 나타난 반면, 연도와 상관없이 세종시(2011년 1.1%, 2012년 5.7%)와 서울특별시(2011년 8.8%, 2012년 9.9%) 참여자들의 중도탈락률이 가장 낮은 것으로 나타났다. 마지막으로 직접일자리 유형의 일자리 사업 참여자 중에서 남성이 차지하는 비중을 살펴보면, 2011년에는 충청남도(42.9%), 2012년

〈표 5-5〉 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성 : 고용인센티브

연도	지역	평균 참여기간 (개월)	평균 연령 (세)	평균 지원액 (만 원)	중도탈락률 (%)	남성 비율 (%)
2011	서울	8.8	44.8	84	0.0	51.3
	부산	6.1	48.3	57	0.0	68.1
	대구	8.4	46.4	77	0.0	64.6
	인천	8.0	48.4	43	0.0	71.1
	광주	8.7	41.3	81	0.0	57.2
	대전	8.8	44.5	94	0.0	53.2
	울산	8.4	46.2	55	0.0	63.8
	세종	9.7	41.1	44	0.0	50.0
	경기	7.9	41.9	132	0.0	51.7
	강원	8.3	44.9	65	0.0	57.6
	충북	6.7	40.0	59	0.0	63.3
	충남	6.5	40.7	50	0.0	67.0
	전북	7.4	38.9	207	0.0	38.1
	전남	7.7	44.4	64	0.0	61.5
	경북	7.5	42.1	72	0.0	66.6
	경남	6.3	42.6	63	0.0	64.3
제주	8.6	40.2	48	0.0	49.1	
2012	서울	7.6	42.7	120	0.0	54.9
	부산	5.3	47.7	116	0.0	63.6
	대구	7.6	44.8	125	0.0	63.3
	인천	6.2	44.7	92	0.0	67.5
	광주	7.7	38.8	121	0.0	57.9
	대전	7.8	43.1	119	0.0	59.7
	울산	6.4	44.2	91	0.0	57.6
	세종	6.7	41.4	108	0.0	69.6
	경기	6.5	40.3	164	0.0	57.4
	강원	6.0	44.4	85	0.0	59.7
	충북	5.0	38.8	87	0.0	68.0
	충남	5.3	39.3	105	0.0	69.4
	전북	6.5	39.0	217	0.0	43.9
	전남	6.1	43.7	110	0.0	64.1
	경북	5.4	40.7	122	0.0	71.1
	경남	4.3	41.5	106	0.0	66.0
제주	8.2	38.6	85	0.0	49.3	

자료 : 한국고용정보원, 일모아DB 원자료.

〈표 5-6〉 지역별 재정지원 일자리 사업 참여자 특성 : 직접일자리

연도	지역	평균 참여기간 (개월)	평균 연령 (세)	평균 지원액 (만 원)	중도탈락률 (%)	남성 비율 (%)
2011	서울	4.5	49.7	147	8.8	42.1
	부산	6.1	58.7	121	11.1	34.5
	대구	6.0	58.3	129	9.6	35.6
	인천	5.8	59.8	125	13.8	32.0
	광주	5.9	56.5	139	9.8	31.6
	대전	5.9	60.6	113	11.1	34.3
	울산	6.5	59.8	152	14.7	27.9
	세종	14.4	32.7	67	1.1	28.4
	경기	5.9	56.2	152	12.1	34.4
	강원	6.4	63.6	157	14.2	37.6
	충북	6.1	58.8	149	9.8	35.9
	충남	5.8	60.5	141	9.6	42.9
	전북	6.5	62.7	172	10.1	37.0
	전남	6.5	64.0	149	9.6	34.6
	경북	6.3	61.4	159	10.6	35.6
	경남	6.6	61.2	180	11.8	33.7
제주	6.4	60.2	146	11.0	32.0	
2012	서울	4.9	48.6	176	9.9	46.4
	부산	6.6	62.5	157	13.9	37.6
	대구	6.7	63.2	156	13.2	34.8
	인천	6.4	62.7	163	15.5	34.8
	광주	6.5	60.8	149	13.4	35.4
	대전	6.9	60.9	193	13.5	36.7
	울산	7.1	61.2	143	15.0	28.5
	세종	13.1	31.9	55	5.7	38.8
	경기	6.4	56.8	179	14.3	36.3
	강원	6.6	64.4	153	12.9	39.8
	충북	6.5	61.1	155	12.2	37.9
	충남	6.0	60.5	147	10.5	42.8
	전북	6.7	63.8	164	12.1	35.8
	전남	6.5	64.2	161	11.7	35.8
	경북	6.4	63.0	163	12.2	34.7
	경남	6.8	63.0	173	12.6	35.3
제주	6.4	60.5	156	13.4	33.6	

자료: 한국고용정보원, 일모아DB 원자료.

에는 서울특별시(46.4%)에서 상대적으로 많은 남성들이 참여하였고, 연도와 상관없이 울산광역시(2011년 27.9%, 2012년 28.5%)의 남성들이 상대적으로 적게 일자리 사업에 참여한 것으로 나타났다.

제3절 재정지원 일자리 사업 성과 분석

본 절에서는 한국고용정보원의 일모아DB와 고용보험DB를 결합하여 재정지원 일자리 사업의 참여자를 대상으로 프로그램 종료 후 6개월 시점에서 취업 특성을 분석하고자 한다. 정부가 재정을 투입하여 다양한 일자리 사업을 수행하는 목적에는 일자리 사업 참여자들이 노동시장으로 진입 및 이행하는 데 도움을 주고자 하는 것도 포함되어 있다. 이러한 측면에서 일자리 사업 참여 종료 후 일정 시점에 노동시장에 취업해 있는지 여부는 일자리 사업의 성과가 될 수 있다. 이후에는 일모아DB에 있는 재정지원 일자리 사업 참여자 정보를 고용보험DB와 연계하여 일자리 사업 참여 종료 후 6개월 시점에 고용보험 피보험자인지 여부를 식별함으로써, 6개월 이후 취업여부를 판단하였다. 뿐만 아니라, 지역의 관점에서 일자리 사업에 참여한 지역 내에서 취업을 했는지 여부를 함께 식별하여, 그 비중을 살펴보고자 했다.

1. 사업주체별 재정지원 일자리 사업 취업성과

<표 5-7>은 2011년과 2012년에 재정지원 일자리 사업에 참여한 모든 참여자들에 대해 종료 후 6개월 시점에서 취업률과 지역 내 취업 비중을 지역별로 보여주고 있다. 지역별로 6개월 후 취업률을 살펴보면, 강원도 지역의 취업률이 약 16.2% 수준으로 가장 높은 것으로 나타났으며, 다음으로 서울특별시(13.6%), 경상남도(13.5%) 순으로 높은 것을 확인할 수 있다. 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮은 지역은 제주도로 약 10.2% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타났다. 지역 내 취업

비중은 두 가지 기준으로 살펴볼 수 있는데, 먼저 시군구 단위로 측정하였을 때 도서 지역인 제주도(80.5%)를 제외하면 경상북도(79.9%)가 가장 높고 서울특별시(24.1%)가 가장 낮은 것으로 나타났다. 반면, 시도 단위를 기준으로 측정하면, 지역 내 취업 비중이 전라남도(88.1%)가 가장 높고 세종시(37.4%)가 가장 낮다는 것을 확인할 수 있다. 뿐만 아니라, 시군구 기준으로 측정한 지역 내 취업 비중이 상대적으로 낮은 서울 및 광역시 지역들에서 시도 단위를 기준으로 지역 내 취업 비중을 측정하면 상당히 높아진다는 측면에서 광역지역이 하나의 지역 노동시장으로 작동하고 있음을 이 결과로부터 유추할 수 있다.

<표 5-8>은 중앙정부의 재정지원 일자리 사업 참여자들에 대한 종료 6개월 후 취업률과 지역 내 취업 비중을 제시하고 있다. 지역별로 6개월 후 취업률을 살펴보면, 강원도 지역의 취업률이 약 15.7% 수준으로 가장

<표 5-7> 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률 : 전체 일자리 사업

지역	취업률	시군구 단위 비중		시도 단위 비중	
		지역 내 취업	지역 외 취업	지역 내 취업	지역 외 취업
서울	13.6	24.1	75.9	72.6	27.4
부산	12.9	31.1	68.9	75.0	25.0
대구	11.5	30.7	69.3	72.8	27.2
인천	12.9	29.1	70.9	61.5	38.5
광주	11.6	33.4	66.6	69.8	30.2
대전	11.8	34.0	66.0	67.9	32.1
울산	13.0	46.0	54.0	81.0	19.0
세종	12.1	37.4	62.6	37.4	62.6
경기	12.2	46.4	53.6	70.7	29.3
강원	16.2	78.3	21.7	88.0	12.0
충북	12.9	62.0	38.0	78.1	21.9
충남	10.6	68.0	32.0	78.4	21.6
전북	13.1	70.3	29.7	85.8	14.2
전남	11.1	74.6	25.4	88.1	11.9
경북	12.9	79.9	20.1	87.2	12.8
경남	13.5	74.9	25.1	85.7	14.3
제주	10.2	80.5	19.5	86.6	13.4

자료: 한국고용정보원, 일모이DB-고용보험DB 결합자료.

〈표 5-8〉 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률 : 중앙정부 일자리 사업

지역	취업률	시군구 단위 비중		시도 단위 비중	
		지역 내 취업	지역 외 취업	지역 내 취업	지역 외 취업
서울	13.6	23.5	76.5	72.2	27.8
부산	12.6	29.3	70.7	74.4	25.6
대구	11.2	29.1	70.9	72.1	27.9
인천	12.7	27.8	72.2	60.8	39.2
광주	11.6	33.4	66.6	69.9	30.1
대전	11.9	33.0	67.0	67.4	32.6
울산	12.2	43.0	57.0	79.5	20.5
세종	8.5	15.6	84.4	15.6	84.4
경기	12.0	45.3	54.7	70.2	29.8
강원	15.7	79.3	20.7	87.6	12.4
충북	12.4	59.5	40.5	76.4	23.6
충남	10.1	65.2	34.8	76.6	23.4
전북	12.7	69.0	31.0	85.0	15.0
전남	11.1	74.4	25.6	88.0	12.0
경북	12.3	78.6	21.4	86.4	13.6
경남	12.3	71.7	28.3	83.8	16.2
제주	10.2	80.5	19.5	86.6	13.4

자료: 한국고용정보원, 일모아DB-고용보험DB 결합자료.

높은 것으로 나타났으며, 다음으로 서울특별시(13.6%), 인천광역시(12.7%) 순으로 높은 것을 확인할 수 있다. 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮은 지역은 세종시로 약 8.5% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타났고, 다음으로 충청남도(10.1%) 및 제주(10.2%)에서 취업률이 낮은 것으로 나타났다. 시군구 단위로 측정된 지역 내 취업 비중을 살펴 보면, 도서 지역인 제주도(80.5%)를 제외하면 강원도(79.3%)가 가장 높고 세종시(15.6%)가 가장 낮은 것으로 나타났다. 반면, 시도 단위를 기준으로 측정하면, 지역 내 취업 비중이 전라남도(88.0%)가 가장 높고 세종시(15.6%)가 가장 낮다는 것을 확인할 수 있다.

〈표 5-9〉는 각 지방자치단체에서 독립적으로 수행하고 있는 재정지원 일자리 사업 참여자들에 대한 종료 6개월 후 취업률과 지역 내 취업 비중을 보여주고 있다. 앞선 중앙정부 일자리 사업 참여자의 6개월 후 취업성

〈표 5-9〉 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률 : 지방정부 일자리 사업 대상

지역	취업률	시군구 단위 비중		시도 단위 비중	
		지역 내 취업	지역 외 취업	지역 내 취업	지역 외 취업
서울	13.5	45.7	54.3	89.9	10.1
부산	40.7	82.4	17.6	93.9	6.1
대구	28.0	73.3	26.7	89.7	10.3
인천	29.3	80.4	19.6	92.0	8.0
광주	14.4	17.4	82.6	65.2	34.8
대전	10.6	72.0	28.0	89.7	10.3
울산	34.3	74.8	25.2	95.9	4.1
세종	55.2	77.8	22.2	77.8	22.2
경기	20.7	75.2	24.8	85.5	14.5
강원	21.6	70.2	29.8	91.1	8.9
충북	20.0	85.9	14.1	95.0	5.0
충남	19.4	92.1	7.9	93.8	6.2
전북	19.2	85.7	14.3	94.7	5.3
전남	10.3	81.8	18.2	91.9	8.1
경북	28.5	94.5	5.5	96.0	4.0
경남	30.1	93.0	7.0	96.3	3.7
제주	-	-	-	-	-

자료: 한국고용정보원, 일모아DB-고용보험DB 결합자료.

과와 비교하면, 취업률 수준이 전반적으로 높고, 아울러 지역 내 취업 비중 역시 상대적으로 높다는 것을 쉽게 발견할 수 있다. 지역별로 6개월 후 취업률을 살펴보면, 중앙정부의 일자리 사업과는 달리, 세종시 지역의 취업률이 무려 55.2% 수준으로 가장 높은 것으로 나타났으며, 다음으로 부산광역시(40.7%), 울산광역시(34.3%) 순으로 높은 것을 확인할 수 있다. 지방정부의 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮은 지역은 전라남도 지역으로 약 10.3% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타났고, 다음으로 대전광역시(10.6%)에서 취업률이 낮은 것으로 나타났다. 시군구 단위로 측정된 지역 내 취업 비중을 살펴보면, 도서 지역인 제주도(93.0%)를 포함해도 경상북도(94.5%)가 가장 높은 것으로 나타났고, 광주광역시가 약 17.4% 수준으로 가장 낮은 것으로 나타났다. 시도 단위를 기준으로 측정하면, 지역 내 취업 비중은 경남이 96.3%로 가장 높고 광주

광역시(65.2%)가 가장 낮다는 것을 확인할 수 있다.

2. 사업유형별 재정지원 일자리 사업 취업성과 : 중앙정부사업

지금부터 중앙정부의 재정지원 일자리 사업을 사업유형별로 구분하여 참여자들의 종료 6개월 후 취업성과를 살펴보고자 한다. <표 5-10>은 고용서비스 유형의 일자리 사업 참여자들에 대한 종료 6개월 후 취업률과 지역 내 취업 비중을 제시하고 있다. 지역별로 6개월 후 취업률을 살펴보면, 전라북도 지역의 취업률이 약 19.9% 수준으로 가장 높은 것으로 나타났으며, 다음으로 울산광역시(19.6%), 인천광역시(18.8%) 순으로 높은 것을 확인할 수 있다.³⁴⁾ 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮

<표 5-10> 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률 : 고용서비스 유형

지역	취업률	시군구 단위 비중		시도 단위 비중	
		지역 내 취업	지역 외 취업	지역 내 취업	지역 외 취업
서울	18.2	16.8	83.2	78.1	21.9
부산	16.9	18.0	82.0	57.8	42.2
대구	17.2	22.6	77.4	70.7	29.3
인천	18.8	23.9	76.1	59.1	40.9
광주	17.1	26.7	73.3	68.5	31.5
대전	17.0	23.9	76.1	66.7	33.3
울산	19.6	30.5	69.5	75.6	24.4
세종	-	-	-	-	-
경기	17.3	34.8	65.2	61.9	38.1
강원	14.8	57.3	42.7	68.9	31.1
충북	17.0	52.6	47.4	75.3	24.7
충남	17.6	54.8	45.2	72.1	27.9
전북	19.9	58.7	41.3	76.9	23.1
전남	14.4	49.1	50.9	76.2	23.8
경북	14.9	66.6	33.4	78.8	21.2
경남	17.2	61.8	38.2	78.1	21.9
제주	16.0	72.3	27.7	77.0	23.0

자료: 한국고용정보원, 일모아DB-고용보험DB 결합자료.

34) 세종시에서 고용서비스 유형 참여자수가 5명 미만으로 측정되어, 본문의 비교분석에서는 제외하고 기술하였다.

은 지역은 전라남도로 약 14.4% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타났고, 다음으로 강원도(14.8%) 및 경상북도(14.9%)에서 취업률이 낮은 것으로 나타났다. 시군구 단위로 측정된 지역 내 취업 비중을 살펴보면, 도서지역인 제주도(72.3%)를 제외하면 경상북도(66.6%)가 가장 높고 서울특별시(16.8%)가 가장 낮은 것으로 나타났다. 반면, 시도 단위를 기준으로 측정하면, 지역 내 취업 비중이 경상북도(78.8%)가 가장 높고 부산광역시(57.8%)가 가장 낮다는 것을 확인할 수 있다.

<표 5-11>은 직업훈련 유형의 일자리 사업 참여자들에 대한 종료 6개월 후 취업률과 지역 내 취업 비중을 제시하고 있다. 지역별로 6개월 후 취업률을 살펴보면, 울산광역시와 인천광역시의 취업률이 각각 16.2%, 16.1%로 가장 높았으며 다음으로 강원도(15.5%)순으로 나타났다. 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮은 지역은 세종시 지역으로 약 7.9% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타났고, 다음으로 제주도(10.6%)

<표 5-11> 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률 : 직업훈련 유형

지역	취업률	시군구 단위 비중		시도 단위 비중	
		지역 내 취업	지역 외 취업	지역 내 취업	지역 외 취업
서울	14.6	12.3	87.7	75.5	24.5
부산	15.2	16.0	84.0	69.6	30.4
대구	13.4	20.9	79.1	67.5	32.5
인천	16.1	16.4	83.6	51.6	48.4
광주	13.9	26.5	73.5	64.9	35.1
대전	13.4	21.9	78.1	61.6	38.4
울산	16.2	38.2	61.8	76.5	23.5
세종	7.9	11.1	88.9	11.1	88.9
경기	14.8	35.0	65.0	65.0	35.0
강원	15.5	54.0	46.0	68.2	31.8
충북	14.9	40.1	59.9	59.2	40.8
충남	13.0	49.0	51.0	65.4	34.6
전북	15.1	61.1	38.9	78.3	21.7
전남	13.9	47.7	52.3	76.5	23.5
경북	11.1	62.1	37.9	74.5	25.5
경남	14.8	63.2	36.8	77.7	22.3
제주	10.6	68.2	31.8	76.3	23.7

자료 : 한국고용정보원, 일모아DB-고용보험DB 결합자료.

및 경상북도(11.1%)에서 취업률이 낮은 것으로 나타났다. 시군구 단위로 측정된 지역 내 취업 비중을 살펴보면, 도서 지역인 제주도(68.2%)를 제외하면 경상남도(63.2%)가 가장 높고 세종시(11.1%)와 서울특별시(12.3%)가 가장 낮은 것으로 나타났다. 반면, 시도 단위를 기준으로 측정하면, 지역 내 취업 비중이 전라북도(78.3%)가 가장 높고, 세종시(11.1%)를 제외하면 인천광역시(51.6%)가 가장 낮다는 것을 확인할 수 있다.

<표 5-12>는 고용인센티브 유형의 일자리 사업 참여자들에 대한 종료 6개월 후 취업률과 지역 내 취업 비중을 제시하고 있다. 지역별로 6개월 후 취업률을 살펴보면, 전라남도 지역의 취업률이 약 10.4% 수준으로 가장 높은 것으로 나타났으며, 다음으로 인천광역시(8.0%), 전라북도(7.4%)

<표 5-12> 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률 : 고용인센티브 유형

지역	취업률	시군구 단위 비중		시도 단위 비중	
		지역 내 취업	지역 외 취업	지역 내 취업	지역 외 취업
서울	7.3	21.8	78.2	67.1	32.9
부산	6.5	32.9	67.1	79.2	20.8
대구	7.0	33.6	66.4	77.2	22.8
인천	8.0	28.6	71.4	59.3	40.7
광주	7.0	39.7	60.3	66.7	33.3
대전	6.5	34.0	66.0	64.2	35.8
울산	5.9	43.1	56.9	78.9	21.1
세종	3.6	0.0	100.0	0.0	100.0
경기	6.0	41.0	59.0	66.5	33.5
강원	6.3	70.7	29.3	81.1	18.9
충북	5.4	43.1	56.9	66.3	33.7
충남	6.0	44.0	56.0	59.7	40.3
전북	7.4	58.6	41.4	72.7	27.3
전남	10.4	63.4	36.6	76.2	23.8
경북	5.7	57.5	42.5	68.8	31.2
경남	6.6	67.2	32.8	82.2	17.8
제주	6.8	84.9	15.1	92.7	7.3

자료 : 한국고용정보원, 일모아DB-고용보험DB 결합자료.

순으로 높은 것을 확인할 수 있다. 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮은 지역은 충청북도로 약 5.4% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타났고, 다음으로 경상북도(5.7%) 및 울산광역시(5.9%)에서 취업률이 낮은 것으로 나타났다.³⁵⁾ 시군구 단위로 측정된 지역 내 취업 비중을 살펴보면, 도서 지역인 제주도(84.9%)를 제외하면 강원도(70.7%)가 가장 높고 서울특별시(21.8%)가 가장 낮은 것으로 나타났다. 반면, 시도 단위를 기준으로 측정하면, 지역 내 취업 비중이 제주도(92.7%)와 경상남도(82.2%)가 가장 높고 인천광역시(59.3%)가 가장 낮다는 것을 확인할 수 있다.

<표 5-13>은 직접일자리 유형의 일자리 사업 참여자들에 대한 종료 6개월 후 취업률과 지역 내 취업 비중을 제시하고 있다. 지역별로 6개월 후 취업률을 살펴보면, 강원도 지역의 취업률이 약 17.1% 수준으로 가장 높은 것으로 나타났으며, 다음으로 경상북도(14.1%), 서울특별시(13.3%) 순으로 높은 것을 확인할 수 있다. 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮은 지역은 대구광역시 지역으로 약 6.5% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타났고, 다음으로 광주광역시(7.6%) 및 울산광역시(7.8%)에서 취업률이 낮은 것으로 나타났다. 시군구 단위로 측정된 지역 내 취업 비중을 살펴보면, 강원도(89.7%)가 가장 높고 세종시(17.3%)와 서울특별시(43.7%)가 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 반면, 시도 단위를 기준으로 측정하면, 지역 내 취업 비중이 강원도와 전라북도(각 95.7%)가 가장 높고, 세종시(17.3%)를 제외하면 서울특별시(66.4%)가 가장 낮다는 것을 확인할 수 있다.

35) 앞선 고용서비스 유형과 마찬가지로, 세종시에서 고용인센티브 유형 참여자수가 5명 미만으로 측정되어 본문의 비교분석에서는 제외하고 기술하였다.

〈표 5-13〉 프로그램 종료 후 6개월 시점에서의 취업률 : 직접일자리 유형

지역	취업률	시군구 단위 비중		시도 단위 비중	
		지역 내 취업	지역 외 취업	지역 내 취업	지역 외 취업
서울	13.3	43.7	56.3	66.4	33.6
부산	9.9	66.1	33.9	92.7	7.3
대구	6.5	62.7	37.3	88.5	11.5
인천	8.2	59.3	40.7	86.0	14.0
광주	7.6	56.0	44.0	85.7	14.3
대전	9.9	57.4	42.6	79.6	20.4
울산	7.8	59.8	40.3	88.8	11.2
세종	8.9	17.3	82.7	17.3	82.7
경기	9.9	70.6	29.4	84.0	16.0
강원	17.1	89.7	10.3	95.7	4.3
충북	12.2	80.1	19.9	93.2	6.8
충남	9.1	80.1	19.9	86.8	13.2
전북	11.2	81.2	18.8	95.7	4.3
전남	10.2	87.8	12.2	94.5	5.5
경북	14.1	89.5	10.5	94.4	5.6
경남	11.4	85.8	14.2	93.0	7.0
제주	10.1	89.6	10.4	94.4	5.6

자료: 한국고용정보원, 일모아DB-고용보험DB 결합자료.

제4절 재정지원 일자리 사업 노동시장 이행성과 분석

본 절에서는 한국고용정보원의 일모아DB와 고용보험DB를 결합하여 재정지원 일자리 사업의 참여자가 프로그램 종료 후 노동시장으로 이행하는 데 영향을 미치는 요인들에 대한 분석을 수행하고자 한다. 앞서서도 언급했듯이, 재정지원 일자리 사업의 목적 중에는 참여자들이 안정적인 노동시장으로 보다 쉽게 이행할 수 있도록 유도하는 것도 포함된다. 따라서 재정지원 일자리 사업 참여자를 대상으로 민간 일자리로의 이행성과를 분석하는 것은 상당히 큰 의미를 갖는다고 할 수 있다.

1. 민간 일자리 취업성과 분석

중앙정부의 재정지원 일자리 사업을 중심으로 민간 일자리 취업성과를 지역 차원에서 분석하기 위해 크게 두 가지 분석을 수행하였다. 먼저 사업참여 종료 후 6개월 시점에서 취업여부를 종속변수로 사용한 프로빗(probit) 분석을 수행하였다. 다음으로는 사업참여 6개월 후 취업자를 대상으로 하여 시군구 단위를 기준으로 지역 내 취업여부를 종속변수로 사용한 프로빗 분석을 수행하였다.

<표 5-14>는 재정지원 일자리 사업 참여 종료 후 6개월 시점에서 취업여부에 대한 프로빗 분석결과를 활용한 한계효과를 보여주고 있다. 성별에 따른 취업효과를 살펴보면, 부산광역시, 강원도, 전라북도, 전라남도의 경우에는 통계적으로 유의하게 남성의 취업확률이 여성에 비해 높은 것으로 추정된 반면, 서울특별시의 경우에는 통계적으로 유의하여 남성의 취업확률이 낮은 것으로 나타났다. 연령이 취업확률에 미치는 효과는 지역별로 거의 차이가 없이 참여자의 연령이 1세 증가할수록 취업확률이 약 0.1~0.2%p 정도 감소하는 것으로 추정되었으며, 이는 통계적으로도 유의한 결과임을 확인할 수 있다. 재정지원 일자리 사업에 참여한 기간이 취업확률에 미치는 효과는 지역별로 상당히 상이한 것으로 나타나는데, 강원도와 경상북도 지역에서는 참여기간이 약 1개월 길어지면 취업확률이 약 0.3%p 정도 증가하는 것으로 추정되었다. 반면, 대구광역시, 인천광역시, 광주광역시, 경기도 등지에서는 참여기간이 길어질수록 취업확률이 통계적으로 유의하게 낮아진다는 것을 확인할 수 있다. 정부의 지원금액이 취업확률에 미치는 효과는 지역별로 조금의 차이는 있지만 전반적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이로부터 참여자들에게 보다 많이 지원을 하는 것이 이후 민간 일자리로의 이행에 반드시 도움이 되는 것은 아니라는 결론을 조심스럽게 유추해 볼 수 있다. 사업유형별 취업확률 효과를 살펴보면, 전반적으로 고용서비스 유형에 참여한 사람들이 6개월 후 취업성과가 좋은 것으로 추정되었다. 그중에서 고용인센티브 유형의 경우에는 거의 모든 지역에서 고용서비스 유형 참여자보다 취업성과가 상당히 크게 낫다는 것을 쉽게 발견할 수 있다.

〈표 5-14〉 민간 일자리 이행 분석결과 : 6개월 시점 취업여부(프로빗 한계효과)

	남성	연령	참여기간	지원금액	2012년	사업유형(기준: 고용서비스)		
						직업훈련	고용 인센티브	직접 일자리
서울	-0.015**	0.000	0.004	0.000	-0.015**	-0.027	-0.104***	-0.036
부산	0.029***	-0.001***	-0.001	-0.004***	-0.021***	-0.033**	-0.111***	-0.048***
대구	0.005	-0.001***	-0.004**	-0.002**	-0.018*	-0.056***	-0.096**	-0.083***
인천	-0.008	-0.001***	-0.006***	-0.004**	-0.025**	-0.055***	-0.108**	-0.082***
광주	-0.009	-0.001***	-0.004***	-0.002***	-0.033***	-0.054***	-0.098**	-0.076***
대전	-0.018	-0.002***	-0.001	-0.005***	-0.016*	-0.049	-0.092***	-0.014
울산	0.015	-0.002***	-0.001	-0.002	-0.013	-0.038***	-0.097**	-0.032
경기	-0.002	-0.000**	-0.002*	-0.002***	-0.019***	-0.040***	-0.116***	-0.068***
강원	0.050***	-0.002*	0.003*	-0.003	-0.023*	0.015	-0.065***	0.113***
충북	0.020	-0.002***	-0.001	-0.001	0.011	-0.015	-0.095***	0.003
충남	-0.011	-0.002**	-0.001	-0.001	-0.014	-0.044*	-0.101***	-0.031
전북	0.023*	-0.002***	-0.001	-0.002***	-0.022	-0.047***	-0.112***	-0.026
전남	0.027***	-0.002***	0.004	-0.003***	-0.023**	-0.001	-0.051*	0.011
경북	0.008	-0.001**	0.003**	0.001	0.040*	-0.003	-0.091***	0.014
경남	-0.001	-0.002***	-0.001	-0.003***	-0.011*	-0.032***	-0.096***	0.015
제주	0.009	-0.001*	0.001	-0.005	-0.013	-0.044**	-0.100*	-0.021

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의함을 의미함.
자료: 한국고용정보원, 일묘아DB-고용보험DB 결합자료.

〈표 5-15〉는 재정지원 일자리 사업 참여 종료후 6개월 시점에서 취업한 사람들을 대상으로 시군구 단위 기준으로 지역 내 취업여부에 대한 프로빗 분석결과를 활용한 한계효과를 보여주고 있다. 성별에 따른 지역 내 취업효과를 살펴보면, 모든 지역에서 통계적으로 유의하게 남성의 지역 내 취업확률이 여성의 그것보다 낮은 것으로 추정되었다. 이는 여성들이 동일한 시군구 내에서 취업할 확률이 높다는 것을 의미하는 것으로, 남성보다 여성의 지역 노동시장권이 좁다는 것을 지지하는 결과라 할 수 있다. 이러한 지역 노동시장권의 특징은 연령이 지역 내 취업확률에 미치는 효과를 분석한 결과에서도 발견할 수 있다. 분석결과에 의하면, 모든 지역에서 연령이 증가할수록 지역 내 취업확률이 증가하는 것으로 추정되었으며, 통계적으로도 모두 유의한 수준인 것으로 나타났다. 이 역시 고령층일수록 지역 노동시장권역이 좁다는 기존의 이론 및 실증분석 결

과를 지지한다고 할 수 있다. 일자리 사업 참여기간 및 지원금액은 전반적으로 지역 내 취업확률에 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다. 다만, 부산광역시, 경기도, 경상남도에서는 참여기간이 1개월 증가하면 지역 내 취업확률이 약 0.5~0.8%p 정도 증가하는 것으로 나타났고, 전라북도 지역에서는 지원금액이 1% 정도 증가하면 약 0.4%p 정도 증가하는 것으로 추정되었다. 사업유형별로 지역 내 취업확률 효과를 살펴보면, 고용서비스 유형에 참여한 사람들과 비교하여 직업훈련 유형과 고용인센티브 유형에 참여한 사람들의 지역 내 취업확률은 지역별로 큰 차이가 없는

〈표 5-15〉 민간 일자리 이행 분석결과 : 동일 지역(시군구) 취업여부(프로빗 한계효과)

	남성	연령	참여기간	지원금액	2012년	사업유형(기준: 고용서비스)		
						직업훈련	고용인센티브	직접일자리
서울		0.008***	0.005	0.003	0.020**	-0.027	-0.077	0.173**
부산	-0.080***	0.006***	0.008**	0.002	0.004	0.009	0.073**	0.361***
대구	-0.106***	0.005***	0.003	0.002	0.006	0.024	0.096**	0.345***
인천	-0.122***	0.004***	0.000	-0.001	-0.013	-0.034	0.038	0.278***
광주	-0.142**	0.004***	0.004	-0.004	-0.015	-0.013	0.079	0.183
대전	-0.119***	0.005***	-0.007	0.000	-0.034**	-0.076**	0.048	0.257**
울산	-0.096**	0.004**	0.009	-0.003	-0.014	0.063	0.103**	0.199***
경기	-0.155***	0.007***	0.008**	-0.001	-0.015	-0.005	-0.015	0.196***
강원	-0.077***	0.007***	-0.003	0.005	-0.032	-0.051	0.029	0.081
충북	-0.122***	0.007***	0.001	0.003	0.014	-0.096	-0.050	0.083
충남	-0.141***	0.008***	0.002	0.003	-0.018**	-0.038	-0.111	0.116***
전북	-0.180***	0.006***	-0.001	0.004***	-0.042	-0.001	0.013	0.077
전남	-0.067**	0.005***	0.005	0.002	0.000	-0.010	-0.012	0.180**
경북	-0.069***	0.006***	0.002	0.000	-0.038***	-0.060*	-0.127	0.047
경남	-0.107***	0.005***	0.005***	-0.002	0.004	-0.005	0.022	0.112
제주	-0.038*	0.005**	-0.004	-0.003	-0.040	-0.067*	0.089	0.072

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의함을 의미함.
 자료: 한국고용정보원, 일모아DB-고용보험DB 결합자료.

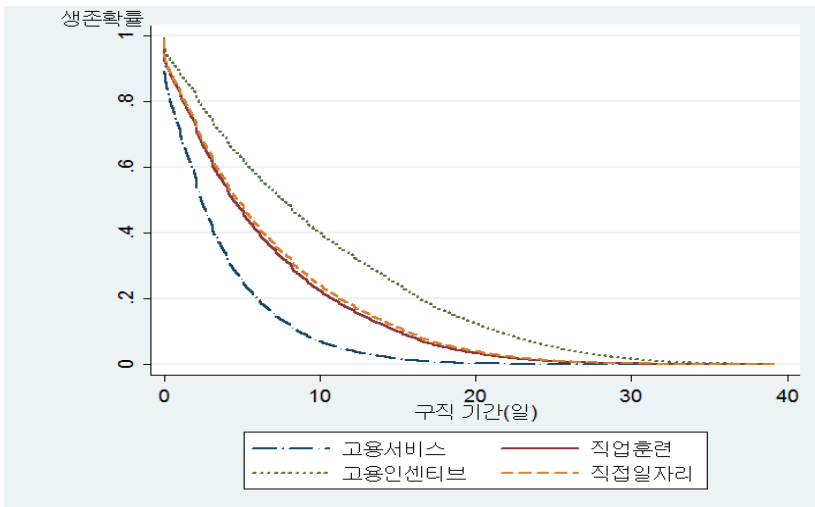
것으로 나타났다. 반면, 직접일자리 유형에 참여한 사람들은 고용서비스 유형에 참여한 사람들보다 동일한 지역 내에서 취업할 확률이 전 지역에 걸쳐 통계적으로 유의하게 높은 것으로 추정되었다.

2. 민간 일자리 이행기간 분석

이제부터 중앙정부의 재정지원 일자리 사업에 참여한 이후, 민간 일자리로의 이행기간, 즉 구직기간에 대한 분석을 수행하고자 한다. 사업참여 종료 후 민간 일자리 이행기간에 영향을 주는 요인들을 파악하기 위해 생존분석(Survival Analysis) 방법을 활용하기로 한다. 먼저 Kaplan-Meier 방법을 활용하여 사업유형별로 종료 후 민간 일자리 이행기간을 살펴보고, 다음으로 비례적 위험(hazard)을 통해 추정하는 모형인 콕스(Cox) 회귀모형을 활용하여 어떤 요인들이 구직기간에 영향을 미치는지를 살펴보고자 한다.

[그림 5-1]은 사업유형별로 구직기간을 보여주고 있다. 그림을 통해서도 확인할 수 있듯이, 재정지원 일자리 사업 참여 종료 후 민간 일자리 구

(그림 5-1) 사업유형별 구직기간(Kaplan-Meier 곡선)



자료: 한국고용정보원, 일모아DB-고용보험DB 결합자료.

직직간은 사업유형별로 차이가 있다. 고용서비스 유형 참여자의 구직기간이 상대적으로 가장 짧고, 고용인센티브 유형 참여자의 구직기간이 가장 긴 것으로 나타났다. 직업훈련 유형 및 직접일자리 유형 참여자들의 구직기간은 상대적으로 중간에 위치하며, 이 두 유형 간 차이는 거의 없는 것으로 나타났다.

<표 5-16>은 콕스 회귀모형을 이용하여 재정지원 일자리 사업 참여 후 구직기간에 어떠한 요인들이 영향을 미치는지를 추정한 결과를 보여주고 있다. 콕스 회귀모형은 종속변수인 구직기간에 대한 위험률 모형이므로, 양(+의 값을 갖는 추정치가 의미하는 것은 취업까지의 기간, 즉 구직기간이 짧다는 것을 의미한다. 성별 효과를 살펴보면, 전반적으로 모든 지역에서 남성의 구직기간이 짧거나 남성과 여성에 차이가 없는 것으로 추정된 반면, 대전광역시에서만 남성의 구직기간이 여성에 비해 긴 것

<표 5-16> 민간 일자리 이행기간 분석결과 : 첫 번째 일자리 구직기간(콕스 회귀분석)

	남성	연령	참여기간	지원금액	2012년	사업유형(기준: 고용서비스)		
						직업훈련	고용인센티브	직접일자리
서울	-0.012	-0.001	0.044***	0.002	0.602***	-0.564***	-0.994***	-0.646***
부산	0.064**	-0.002*	0.036***	-0.002	0.526***	-0.605***	-1.076***	-0.665***
대구	0.006	0.000	0.041***	0.000	0.556***	-0.666***	-1.191***	-0.791***
인천	-0.008	0.000	0.023***	-0.003	0.502***	-0.778***	-1.242***	-0.780***
광주	0.000	-0.002	0.052***	-0.002	0.566***	-0.571***	-1.112***	-0.615***
대전	-0.052**	0.000	0.049***	-0.004	0.514***	-0.538***	-1.036***	-0.489***
울산	0.091**	-0.003	0.054***	0.001	0.501***	-0.610***	-1.359***	-0.767***
경기	-0.005	0.001*	0.040***	0.003	0.561***	-0.657***	-1.136***	-0.713***
강원	0.082*	-0.004*	0.052***	-0.001	0.492***	-0.291***	-0.977***	-0.233***
충북	0.012	-0.005***	0.051***	-0.001	0.688***	-0.532***	-0.998***	-0.540***
충남	0.003	-0.001	0.047***	-0.001	0.554***	-0.486***	-1.087***	-0.530***
전북	0.009	-0.002	0.049***	0.001	0.571***	-0.569***	-0.939***	-0.523***
전남	0.080***	-0.003*	0.058***	0.000	0.578***	-0.447***	-0.984***	-0.520**
경북	0.017	-0.004**	0.054***	0.002	0.841***	-0.358***	-0.813***	-0.344***
경남	0.018	-0.002	0.050***	-0.001	0.562***	-0.582***	-1.052***	-0.574***
제주	0.034***	0.004***	0.053***	-0.001	0.714***	-0.363***	-0.838***	-0.258***

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의함을 의미함.
 자료: 한국고용정보원, 일모아DB-고용보험DB 결합자료.

로 추정되었다. 연령이 구직기간에 미치는 효과는 지역별로 다소 차이가 있는 것으로 추정되었는데, 경기도, 제주도 지역에서는 연령이 많은 참여자의 구직기간이 상대적으로 짧은 것으로 추정된 반면, 부산광역시, 강원도, 충청북도, 전라남도, 경상북도 지역에서는 연령이 증가할수록 구직기간이 길어지는 것으로 추정되었다. 재정지원 일자리 사업 참여기간은 지역에 상관없이 모든 지역에서 그 기간이 길어질수록 구직기간은 짧아지는 것으로 나타났다. 사업유형별 효과를 추정한 결과에서는, 앞선 Kaplan-Meier 곡선을 통해서도 살펴보았듯이, 고용서비스 유형과 비교하여 다른 유형 참여자의 구직기간은 상대적으로 긴 것으로 추정되었으며, 그 기간의 차이는 고용인센티브 유형과 가장 크고 직업훈련 유형 및 직접일자리 유형과의 차이는 비슷하다는 것을 쉽게 발견할 수 있다.

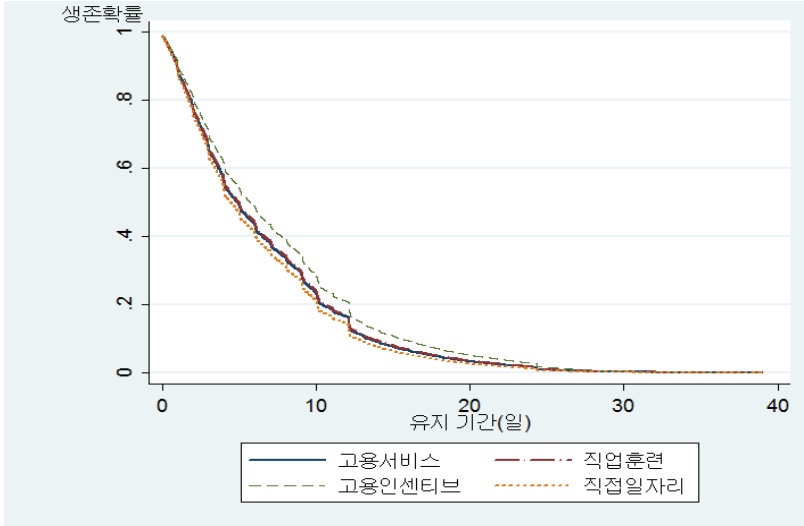
3. 민간 일자리 유지기간 분석

다음으로 중앙정부의 재정지원 일자리 사업 참여자가 민간 일자리로 이행한 이후, 첫 번째 직장에서의 직업 유지기간, 즉 근속기간에 대한 분석을 수행하고자 한다. 앞선 민간 일자리 이행기간 분석과 마찬가지로 생존분석(Survival Analysis) 방법을 활용하기로 한다.

[그림 5-2]는 사업유형별로 첫 번째 일자리의 근속기간을 보여주고 있다. 앞선 구직기간을 분석한 그림과는 달리, 재정지원 일자리 사업 참여 후 이행한 민간 일자리에서의 근속기간은 사업유형별로 차이가 거의 없음을 발견할 수 있다. 직접일자리 유형 참여자들의 근속기간이 아주 조금 짧은 것으로 보이지만, 고용서비스 유형 및 직업훈련 유형 참여자들의 근속기간과 거의 차이가 없음을 확인할 수 있다. 다만, 고용인센티브 유형 참여자들의 근속기간이 다른 사업유형들과 비교하여 다소 긴 것으로 나타났다. 뿐이다.

<표 5-17>은 콕스 회귀모형을 이용하여 재정지원 일자리 사업 참여 후 이행한 첫 번째 민간 일자리에서의 근속기간에 어떠한 요인들이 영향을 미치는지를 추정한 결과를 보여주고 있다. 앞선 구직기간에 대한 분석과 마찬가지로, 콕스 회귀모형은 종속변수인 근속기간에 대한 위험률

(그림 5-2) 사업유형별 취업 유지기간(Kaplan-Meier 곡선)



자료: 한국고용정보원, 일모아DB-고용보험DB 결합자료.

모형이므로, 양(+)의 값을 갖는 추정치가 의미하는 것은 첫 번째 직장에서 이직까지의 기간, 즉 근속기간이 짧다는 것을 의미한다. 성별 효과를 살펴보면, 모든 지역에서 남성의 근속기간이 짧은 것으로 추정되었다. 이는 여러 가지로 해석될 수 있는데, 재정지원 일자리 사업 참여 후 취업한 일자리에 대한 만족도가 상대적으로 남성이 낮다는 것을 의미할 수도 있으며, 노동시장에서 남성에게 상대적으로 이직의 기회가 많다는 것을 의미할 수도 있을 것이다. 연령이 근속기간에 미치는 효과는 지역별로 다소 차이가 있는 것으로 추정되었는데, 대전광역시, 울산광역시, 충청남도 지역에서는 연령이 많은 참여자의 근속기간이 상대적으로 짧은 것으로 추정된 반면, 서울특별시, 광주광역시, 충청북도, 경상북도, 경상남도 지역에서는 연령이 증가할수록 근속기간이 길어지는 것으로 추정되었다. 재정지원 일자리 사업 참여기간이 첫 번째 일자리의 근속기간에 미치는 효과 역시 지역별로 상이하여, 대구광역시, 인천광역시, 광주광역시, 울산광역시, 경기도 지역의 참여자들은 참여기간이 길어질수록 근속기간이 짧아지고 그 짧아지는 정도도 서로 다른 반면, 강원도, 전라남도, 경상북도 지역의 참여자들은 일자리 사업 참여기간이 길어질수록 첫 번째 일자리에

서 근속기간이 길어지는 것으로 추정되었다. 사업유형별 효과를 추정된 결과에서는, 앞선 Kaplan-Meier 곡선을 통해서도 살펴보았듯이, 고용서비스 유형을 기준으로 직업훈련 유형 참여자의 근속기간은 거의 차이가 없는 것으로 추정되었으며, 직접일자리 유형 참여자의 근속기간이 근소하게 짧아지는 것으로 추정되었다. 반면, 고용인센티브 유형 참여자의 근속기간은 거의 모든 지역에서 고용서비스 유형 참여자들의 그것보다 길어지는 것으로 추정되었다.

〈표 5-17〉 민간 일자리 유지기간 분석결과 : 첫 번째 일자리 유지기간(코스 회귀분석)

	남성	연령	참여기간	지원금액	2012년	사업유형(기준: 고용서비스)		
						직업훈련	고용인센티브	직접일자리
서울	0.029***	-0.002**	0.004	-0.002	0.357***	-0.059***	-0.140***	-0.004
부산	0.095***	-0.001	0.007	-0.001	0.362***	-0.002	-0.221***	0.02
대구	0.088***	-0.001	0.022***	0.001	0.377***	0.075***	-0.098**	0.115***
인천	0.052***	-0.001	0.019***	0.003**	0.362***	0.069***	-0.078*	0.114***
광주	0.077***	-0.002**	0.027***	-0.002	0.376***	0.053*	-0.276***	0.088
대전	0.046**	0.004***	0.008*	0.008***	0.294***	0.033	-0.151***	-0.008
울산	0.109***	0.003*	-0.002	0.007***	0.327***	-0.014	-0.078	0.109*
경기	0.075***	0	0.005*	0	0.341***	-0.014	-0.102***	0.077**
강원	0.220***	-0.001	-0.029***	-0.002	0.226***	-0.068	-0.207***	0.139
충북	0.187***	-0.004***	-0.01	-0.002	0.363***	-0.012	-0.031	0.137
충남	0.190***	0.004**	-0.008	0.006	0.250***	0.027	-0.056	0.141
전북	0.152***	-0.001	-0.009	0.004	0.302***	0.084**	-0.088**	0.248***
전남	0.183***	-0.001	-0.017*	-0.001	0.253***	-0.037	-0.423***	0.11
경북	0.208***	-0.005***	-0.031***	-0.002	0.211***	-0.057	-0.145	0.254***
경남	0.165***	-0.002*	0.001	-0.001	0.270***	-0.021	-0.2	0.134***
제주	0.157***	-0.001	-0.004	-0.006***	0.333***	-0.037	-0.087***	-0.018***

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 유의함을 의미함.
 자료: 한국고용정보원, 일모아DB-고용보험DB 결합자료.

제5절 요약 및 결론

이 장에서는 재정지원 일자리 사업의 지역별 성과분석을 수행하였다. 분석은 크게 사업참여자의 취업성과와 이러한 성과에 영향을 미치는 요인에 대한 분석이다. 먼저 취업성과의 분석결과이다. 2011년과 2012년에 재정지원 일자리 사업에 참여한 모든 참여자들에 대해 사업 종료 후 6개월 시점에서 취업률과 지역 내 취업 비중을 지역별로 분석한 결과 강원도 지역의 취업률이 약 16.2% 수준으로 가장 높은 것으로 나타났으며, 다음으로 서울특별시(13.6%), 경상남도(13.5%) 순으로 높은 것을 확인할 수 있다. 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮은 지역은 제주도로 약 10.2% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타났다. 사업유형별로 보면 다음과 같은 특징을 보여주고 있다. 첫째, 고용서비스 유형의 일자리 사업 참여자들의 6개월 후 취업률을 살펴보면, 전라북도 지역의 취업률이 약 19.9% 수준으로 가장 높은 것으로 나타났으며, 다음으로 울산광역시(19.6%), 인천광역시(18.8%) 순으로 높았으며 사업참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮은 지역은 전라남도로 약 14.4% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타났고, 다음으로 강원도(14.8%) 및 경상북도(14.9%)에서 취업률이 낮은 것으로 나타났다.

둘째, 직업훈련 참여자들의 6개월 후 취업률을 살펴보면, 울산광역시의 취업률이 약 16.2% 수준으로 가장 높은 것으로 나타났으며, 다음으로 강원도(15.5%), 인천광역시(15.2%) 순으로 높은 것을 확인할 수 있다. 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮은 지역은 세종시 지역으로 약 7.9% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타났고, 다음으로 제주도(10.6%) 및 경상북도(11.1%)에서 취업률이 낮은 것으로 나타났다.

셋째, 직접일자리 유형의 일자리 사업 참여자들에 대한 종료 후 6개월 시점에서 취업률을 보면 강원도 지역의 취업률이 약 17.1% 수준으로 가장 높은 것으로 나타났으며, 다음으로 경상북도(14.1%), 서울특별시(13.3%) 순으로 높은 것을 확인할 수 있다. 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업

률이 가장 낮은 지역은 대구광역시 지역으로 약 6.5% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타났고, 다음으로 광주광역시(7.6%) 및 울산광역시(7.8%)에서 취업률이 낮은 것으로 나타났다.

다음으로 한국고용정보원의 일모아DB와 고용보험DB를 결합하여 재정지원 일자리 사업의 참여자가 프로그램 종료 후 노동시장으로 이행하는데 영향을 미치는 요인들에 대한 분석을 수행하였다.

성별에 따른 취업효과를 살펴보면, 부산광역시, 강원도, 전라북도, 전라남도의 경우에는 통계적으로 유의하게 남성의 취업확률이 여성에 비해 높은 것으로 추정된 반면, 서울특별시의 경우에는 통계적으로 유의하여 남성의 취업확률이 낮은 것으로 나타났다. 연령이 취업확률에 미치는 효과는 지역별로 거의 차이가 없이 참여자의 연령이 1세 증가할수록 취업확률이 약 0.1~0.2%p 정도 감소하는 것으로 추정되었으며, 이는 통계적으로도 유의한 결과임을 확인할 수 있다. 재정지원 일자리 사업에 참여한 기간이 취업확률에 미치는 효과는 지역별로 상당히 상이한 것으로 나타나는데, 강원도와 경상북도 지역에서는 참여기간이 약 1개월 길어지면 취업확률이 약 0.3%p 정도 증가하는 것으로 추정되었다. 반면, 대구광역시, 인천광역시, 광주광역시, 경기도 등지에서는 참여기간이 길어질수록 취업확률이 통계적으로 유의하게 낮아진다는 것을 확인할 수 있다. 정부의 지원금액이 취업확률에 미치는 효과는 지역별로 조금의 차이는 있지만 전반적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이로부터 참여자들에게 보다 많이 지원을 하는 것이 이후 민간 일자리로의 이행에 반드시 도움이 되는 것은 아니라는 결론을 조심스럽게 유추해 볼 수 있다. 사업 유형별 취업확률 효과를 살펴보면, 전반적으로 고용서비스 유형에 참여한 사람들이 6개월 후 취업성도가 좋은 것으로 추정되었다. 그중에서 고용인센티브 유형의 경우에는 거의 모든 지역에서 고용서비스 유형 참여자보다 취업성도가 상당히 크게 낮다는 것을 쉽게 발견할 수 있다.

중앙정부의 재정지원 일자리 사업에 참여한 이후, 민간 일자리로의 이행기간, 즉 구직기간에 대한 분석을 수행한 결과는 다음과 같다. 재정지원 일자리 사업 참여 종료 후 민간 일자리 구직기간은 사업유형별로 차이가 있다. 고용서비스 유형 참여자의 구직기간이 상대적으로 가장 짧고,

고용인센티브 유형 참여자의 구직기간이 가장 긴 것으로 나타났다. 직업훈련 유형 및 직접일자리 유형 참여자들의 구직기간은 상대적으로 중간에 위치하며, 이 두 유형 간 차이는 거의 없는 것으로 나타났다.

또한 콕스 회귀모형을 이용하여 재정지원 일자리 사업 참여 후 구직기간에 미치는 요인들에 대해 추정한 결과 성별 효과를 살펴보면, 전반적으로 모든 지역에서 남성의 구직기간이 짧거나 남성과 여성에 차이가 없는 것으로 추정된 반면, 대전광역시에서만 남성의 구직기간이 여성에 비해 긴 것으로 추정되었다. 연령이 구직기간에 미치는 효과는 지역별로 다소 차이가 있는 것으로 추정되었는데, 경기도, 제주도 지역에서는 연령이 많은 참여자의 구직기간이 상대적으로 짧은 것으로 추정된 반면, 부산광역시, 강원도, 충청북도, 전라남도, 경상북도 지역에서는 연령이 증가할수록 구직기간이 길어지는 것으로 추정되었다. 재정지원 일자리 사업 참여기간은 지역에 상관없이 모든 지역에서 그 기간이 길어질수록 구직기간은 짧아지는 것으로 나타났다. 사업유형별 효과를 추정한 결과에서는, 앞선 Kaplan-Meier 곡선을 통해서도 살펴보았듯이, 고용서비스 유형과 비교하여 다른 유형 참여자의 구직기간은 상대적으로 긴 것으로 추정되었으며, 그 기간의 차이는 고용인센티브 유형과 가장 크고 직업훈련 유형 및 직접일자리 유형과의 차이는 비슷하다는 것을 쉽게 발견할 수 있다.

끝으로 중앙정부의 재정지원 일자리 사업 참여자가 민간 일자리로 이행한 이후, 첫 번째 직장에서의 직업 유지기간, 즉 근속기간에 대한 분석을 수행한 결과 재정지원 일자리 사업 참여 후 이행한 민간 일자리에서의 근속기간은 사업유형별로 차이가 거의 없음을 발견할 수 있다. 직접일자리 유형 참여자들의 근속기간이 아주 조금 짧은 것으로 보이지만, 고용서비스 유형 및 직업훈련 유형 참여자들의 근속기간과 거의 차이가 없음을 확인할 수 있다. 다만, 고용인센티브 유형 참여자들의 근속기간이 다른 사업유형들과 비교하여 다소 긴 것으로 나타났을 뿐이다.

콕스 회귀모형을 이용하여 재정지원 일자리 사업 참여 후 이행한 첫 번째 민간 일자리에서의 근속기간에 미치는 영향을 추정한 결과 성별 효과를 살펴보면, 모든 지역에서 남성의 근속기간이 짧은 것으로 추정되었다. 이것은 여러 가지로 해석될 수 있는데, 재정지원 일자리 사업 참여 후

취업한 일자리에 대한 만족도가 상대적으로 남성이 낮다는 것을 의미할 수 있으며, 노동시장에서 남성에게 상대적으로 이직의 기회가 많다는 것을 의미할 수도 있을 것이다. 연령이 근속기간에 미치는 효과는 지역별로 다소 차이가 있는 것으로 추정되었는데, 대전광역시, 울산광역시, 충청남도 지역에서는 연령이 많은 참여자의 근속기간이 상대적으로 짧은 것으로 추정된 반면, 서울특별시, 광주광역시, 충청북도, 경상북도, 경상남도 지역에서는 연령이 증가할수록 근속기간이 길어지는 것으로 추정되었다. 재정지원 일자리 사업 참여기간이 첫 번째 일자리의 근속기간에 미치는 효과 역시 지역별로 상이하여, 대구광역시, 인천광역시, 광주광역시, 울산광역시, 경기도 지역의 참여자들은 참여기간이 길어질수록 근속기간이 짧아지고 그 짧아지는 정도도 서로 다른 반면, 강원도, 전라남도, 경상북도 지역의 참여자들은 일자리 사업 참여기간이 길어질수록 첫 번째 일자리에서의 근속기간이 길어지는 것으로 추정되었다. 사업유형별 효과를 추정해 보면 고용서비스 유형을 기준으로 직업훈련 유형 참여자의 근속기간은 거의 차이가 없는 것으로 추정되었으며, 직접일자리 유형 참여자의 근속기간이 근소하게 짧아지는 것으로 추정되었다. 반면, 고용인센티브 유형 참여자의 근속기간은 거의 모든 지역에서 고용서비스 유형 참여자들의 그것보다 길어지는 것으로 추정되었다.

이러한 분석결과가 시사하는 바는 크게 두 가지이다. 첫째, 지역별 노동시장 환경과 지자체의 역량에서 차이가 나고 있기 때문에 재정지원 일자리 사업의 성과를 제고하기 위해서는 성과관리의 기준을 지역별로 설정하고 지역 차원의 성과진단 및 성과제고를 위한 노력이 필요함을 의미한다. 둘째, 성과관리의 효율화를 위해서는 일자리 사업 전달체계의 지역 단위 구축 및 이와 관련한 예산편성을 검토하여야 한다. 이 두 가지 이슈는 서로 밀접한 관련이 있다. 중앙단위의 표준화된 일자리 사업 모델에 대한 보완요소로서 지역 단위의 일자리 정책이 필요하며 이를 위해 지역 특성에 부합하는 일자리 사업 운영에 대한 지역의 참여도를 제고하고 나아가 지역이 일정한 재량권을 갖고 사업을 수행하며 이를 위한 지역 단위의 일자리 사업 전달체계가 중앙단위 사업의 보완적 기능으로 이루어져야 함을 시사한다. 이에 대한 논의는 향후 지속적으로 필요하며, 이는 단

146 지역고용전략 수립을 위한 노동시장 연구

순히 분권화나 재량권으로 접근하기보다는 중앙정부와 지방정부의 협력, 중앙의 표준화와 지방의 지역적 특성이 결합된 보완성의 원리에서 출발하는 것이 타당할 것이다.

제 6 장

요약 및 시사점

본 연구는 지역 노동시장과 관련한 4개의 이슈를 중심으로 지역고용전략의 방향과 관련한 기초연구를 수행하였다. 연구결과 및 정책 시사점을 제시하면 다음과 같다

제2장은 지역 간 인적자본과 관련한 연구이다. 첫째, 우리나라 도시들의 대졸 비중은 절대적 수준에서 꾸준히 증가해 왔지만 시군구 간 격차는 확대되어 왔다. 1985년 대졸 비중이 가장 낮은 지역과 가장 높은 지역의 격차는 49%p였으나 2010년에는 그 격차가 65%p로 확대되었다. 또한, 1995년 대졸 비중이 높았던 지역은 10년 후인 2005년에도 높게 나타남으로써 지역 간 인적자본의 격차는 수렴하는 것이 아니라 오히려 확산하고 있는 것으로 나타났다. 이는 결국 이들 지역 간의 경제성장 잠재력에도 큰 차이가 나타날 수 있음을 시사한다.

고령자 비중이 높은 도시일수록 대졸자 비중의 증가폭은 감소하며, 그 영향력도 시간이 지남에 따라 강화되는 것으로 나타났다. 1985년에 고령자 비중이 1% 높은 도시는 그 이후 10년간 대졸자 비중의 증가폭이 약 0.38%p 감소하나, 1990년에는 0.39%p, 1995년에는 0.53%p로 상승한다. 이러한 결과는 고령화의 비중이 높은 지역에서 고학력자의 유출이 심해져서 나타나는 현상으로 볼 수 있다. 또한, 지역 간 고령화의 차이를 제거하면 지역 간 인적자본의 격차가 확대되는 현상은 사라지는 것으로 나타났다. 이는 지역 간 고령화의 차이가 지역 간 인적자본의 격차 확대를 설명하는 주요 원인이라는 것을 증명한다.

셋째, 미국과 마찬가지로 우리나라에서도 고학력 부부의 비중이 꾸준히 증가해 왔고, 고학력 부부 중 대도시에서 거주하는 비중도 2005년까지 증가하는 추세를 보이고 있다. Costa and Kahn(2000)은 이러한 현상을 고학력 부부가 공동거주문제를 해결하기 위한 방안으로 설명하고 있다. 우리나라 인구주택총조사를 이용하여 Costa and Kahn(2000)이 제기한 고학력 부부의 공동거주 가설을 검증한 결과, 우리나라에서도 고학력 부부의 대도시 거주 이유로 공동거주문제를 해결하기 위한 것일 가능성이 높게 나타났다. 특히, 부인이 일하고 있는 경우에 그 효과가 더 크게 나타나는 것은 고학력 부부의 직업이 다양하고, 전문적이기 때문에 대도시 이주의 가능성이 높다는 것을 뒷받침해준다.

넷째, 가구주 학력별 이주 패턴을 분석한 결과에 의하면, 고학력 가구주의 경우 기대소득이 높은 지역으로 순수입이 많은 반면, 저학력 가구주의 경우에는 이러한 현상이 나타나지 않음을 발견하였다. 이러한 결과는 고학력 가구주일수록 인적자본이 보다 높은 지역으로 이주하는 경향이 있음을 제시하며, 따라서 그 지역의 임금수준을 더 높일 가능성이 크기 때문에 이주를 통해 지역 간 인적자본의 불평등은 더욱 심화될 것이라고 예측할 수 있다.

다섯째, 특정 지역에 고학력 자영업자의 비중이 증가하면 그 지역의 인적자본 축적이 빨라진다는 것을 발견하였고, 이는 Berry and Glaeser(2005)의 가설을 지지하는 것이다. 또한, 고학력 임금근로자 비중보다는 고학력 자영업자의 비중이 지역 인적자본 증가에 더 큰 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 한편, 고학력 자영업자는 순수 자영업자이기보다는 고용주일 가능성이 높으며, 고용주 비중은 지역 인적자본을 증가시키는 역할을 하지만 순수 자영업자의 비중은 오히려 지역 인적자본을 낮추는 것으로 나타났다.

인적자본의 지역 간 불균형은 학력에 대한 수익률이 점점 증가하고 있다는 점에서 중요한 함의를 가진다. 1980년대 미국의 소득불평등이 심화되면서 그 원인을 밝히려는 연구가 많이 이루어져 왔는데 그중 하나로 고학력에 대한 수익률 증가가 제시되고 있다(Katz and Murphy, 1992; Juhn, Murphy and Pierce, 1993). 만약 고학력에 대한 수익률이 증가한다면, 인적

자본이 특정 지역에 편중된다는 것은 이전보다 훨씬 더 심각한 지역 간 소득불평등을 초래한다는 것을 의미한다.

이러한 관점에서 볼 때, 본 연구의 결과는 지역 간 균형발전의 측면에서 비관적인 미래를 제시하고 있다. 농촌지역의 급속한 고령화, 거주와 일자리를 동시에 해결하기 위한 고학력 부부의 대도시로 이동, 고학력 가구주의 기대소득이 높은 지역으로 이동, 고학력 자영업자의 대도시 집중 등은 우리나라 대도시와 중소도시 사이의 인적자본 격차를 확대시켜 왔으며 앞으로도 이러한 추세는 지속될 것으로 예상된다.

인적자본의 지역 간 격차를 해소하기 위해서는 중앙정부와 지방정부의 다양한 정책 개발이 필요하다. 우선, 지역 간 고령화의 차이를 해소하려는 노력이 있어야 할 것이다. 농촌의 고령화는 고학력 젊은 층의 유출에 기인하는 것이기 때문에 이러한 두뇌유출을 막는 지역산업의 육성이 필요하다. 또한, 고학력 장년층의 귀농을 유도하는 농촌 마을 기업의 육성도 하나의 방안이 될 것이다. 중소도시에서도 고학력 미혼자나 기혼자가 거주하면서 일을 할 수 있는 다양한 직업을 제공하는 것도 필요하다. 정주여건을 개선하고 서비스 산업의 선진화를 통하여 고학력 여성에게 필요한 일자리를 제공할 수 있어야 한다. 이를 위해서는 사회적 기업을 통한 일자리 제공도 고려해볼 만하다. 마지막으로, 순수 자영업자보다는 고용주의 창업이 지역의 성장에 더 긍정적인 영향을 미친다는 본 연구의 결과로 볼 때, 실업의 대안으로서 순수 자영업자의 창업은 지양하고, 고용주가 창업하여 고급인력을 유입할 수 있도록 인센티브를 제공하는 것이 지역 간 인적자본 격차를 해소할 수 있는 중요한 정책이 될 것이다.

제3장은 청년층의 지역 노동이동과 지역고용 정책과 관련한 연구이다. 첫째, 청년층의 2/3 이상이 시군 범위 내에서 통근한다는 것은 일상적인 경제활동의 지리적 범위가 그다지 넓지 않다는 것을 보여주는 결과라고 할 수 있다. 그러나, 인구이동의 패턴을 통해 확인할 수 있는 점은 일단 지역 노동시장의 경계를 넘어서는 지역 간 이동의 경우, 서울이라는 청년층 일자리 중심지가 이끄는 구심력이 주변 광역지역이 끌어당기는 힘보다 더욱 크다는 점을 확인할 수 있다는 것이다. 즉 청년층에게는 원거리 이동으로 수반되는 비용보다는 일자리 기회라는 경제적 거리의 편익이 더욱 크

게 작용한다.

둘째, 전체적인 인구가동성의 감퇴에 따른 이동의 수렴화 경향 속에서 청년층의 상대적 이동성은 오히려 더 커지고 있다는 점이다. 다만 지역 간 이동에는 상당한 수준의 비용이 수반되기 때문에, 지역 간 이동의 주도권이 20대 초반에서 20대 후반 및 30대 초반으로 넘어가는 이른바 ‘지연된 이동성’의 경향이 강화되고 있다. 여기에는 고학력화 및 에코세대의 노동시장 진출과 같은 공급 측면 요인과 더불어, 청년층 노동시장 진입의 어려움에 따른 졸업 유예, 첫 일자리 취득 지연 등과 같은 수요 측면 요인이 복합적으로 작용한 것으로 보인다.

셋째, 청년층 노동력 교환의 지역 간 수렴 속에서 수도권 내부, 즉 서울과 경기 간 노동력 교류만 활발하다는 점 역시 특징적이다. 농촌지역에서 나타나고 있는 심각한 고령화 현상을 비추어볼 때, 청년층의 지역 간 이동을 촉진할 만한 잠재력이 소진되어 있는 지역이 다수이기 때문에 청년층 노동력의 양극화가 한계 상황에 도달함에 따라 달성된 균형으로 해석되는 것이 타당할 것으로 보인다. 다만 이런 와중에도 비수도권 도시지역의 수도권 유출이 적지 않은 비중을 차지하고 있다는 점 역시 눈여겨보아야 할 부분이다.

넷째, 청년층의 노동이동은 취업여부뿐만 아니라 일자리의 질과도 밀접한 관계를 갖는다. 대졸자직업이동조사를 이용한 청년층의 노동시장 진입단계별 이동유형 분석결과, 노동이동성이 높은 집단은 이동성이 낮은 집단에 비해 취업확률뿐만 아니라 소득 및 직무만족도와 같은 일자리의 질이 높은 것으로 분석되었다. 즉 청년층의 노동시장 진입 및 정착에서 지역 및 직장이동은 긍정적 수단으로 작용한다. 다만 대학입학 과정에서 타 지역으로 이동했다가 다시 원래 지역으로 복귀한 회귀이동자의 경우 비이동자보다 취업확률뿐만 아니라 동일직장 유지율도 더 낮은 것으로 분석되었다. 그럼에도 불구하고 이직 후 복귀한 지역에 잔존하는 비율이 높게 나타나 지역에 대한 충성도 측면에서는 긍정적임을 확인할 수 있었다.

이러한 연구결과에 나타난 정책함의는 다음과 같다. 첫째, 청년층 고용정책을 실시함에 있어서 지역적 접근은 정당성 측면에서도 필요할 뿐만

아니라, 효과성을 높이기 위해서도 중요하다. 청년층의 지리적 이동이 상대적으로 광범위한 것은 사실이지만, 절대적인 규모 자체는 여전히 다수가 광역지역 내부에서 통근하고 이동하고 있다. 청년층에게도 이동제약이 존재한다면 적어도 광역권역 내에서의 청년층 특성에 맞는 고용정책의 설계와 집행이 필요한 것이다. 둘째, 청년층 고용정책에서 수도권 집중을 완화하는 지역균형발전의 관점이 포함되어야 한다. 전체적인 직장 이동의 수렴화 경향 속에서 대부분의 이동이 서울과 경기 간 노동력 교환에 의존하는 반면, 비수도권 지역 청년층들의 이동은 크지 않을 뿐만 아니라 광역대도시를 중심으로 서울과의 노동력 교환관계에 주로 의존하고 있다는 점은 점차 지역의 내부 성장 잠재력의 원천이 고갈되고 있음을 의미한다. 지난 10여 년 동안 추진된 행정수도 이전과 공공기관 지방이전이 주로 공공부문 고급인력의 지방이전 및 하드웨어 중심의 인프라 조성에 집중했다면, 향후 지역균형발전의 목표는 청년들이 지역에서 자신이 원하는 양질의 일자리를 제공할 수 있는 기반을 중심으로 소프트웨어를 조성하는 것이 필요하다. 좋은 기업들이 지역에 뿌리를 내릴 수 있는 지역 인재 육성과 환경 조성이 필요할 것이다.

셋째, 청년층 고용정책의 지역적 접근이란, 모든 청년층들을 지역 내부에서 양성시키고 취업시키는 것이 아니라 지역적/국지적으로 식별하고 이들에게 필요한 정책 서비스를 개발 및 지원하는 것을 의미한다. 특히 이동성이 상대적으로 낮은 청년층들(여성, 전문대, 인문계열 등)에게 지역적 접근은 더욱 높은 효과성을 발휘할 수 있다. 이런 점에서 최근 아일랜드에서 시도된 청년고용보장제(Youth Guarantee) 실험을 주목할 만하다.

청년 고용정책의 지역적 접근을 고려한다는 것은 직무능력과 취업의욕 외에도 청년층의 지역 노동시장 특성 및 지역별 특성을 고려한 유형 구분이 필요하다는 것을 의미한다. 요컨대 청년층의 전공이나 특성, 그리고 본인의 의지 등이 지역성에 크게 좌우되지 않고 비교적 장기적인 교육이 가능하다면 지역과 무관하게 정기 교육과 알선 프로그램을 제안할 수 있을 것이다. 반면 청년층 내에서도 가장 취약한 계층의 경우에는 국지적 수준의 고용서비스를 제공하되 소득지원과 적극적 구직을 병행할 수 있을 것이다. 이는 OECD(2010: 17)의 청년 고용에 대한 정책 권고와도 일

맥상통하는 부분이기도 하다. 이를 위해서는 무엇보다 지역고용센터와 지자체에 부여되는 역할이 현재 수준보다 향상되어야 한다. 고용서비스 지원 프로그램 혹은 패키지를 구성함에 있어서 지역적 유연성 역시 단계적으로 확대되어야 할 것이다.

제4장은 지역별 노동시장 성과격차 분석 연구결과이다. 여기서는 지역 간 고용격차가 얼마나 심각하게 나타나고 있는지, 그리고 그 원인은 무엇인지를 노동수요 측을 중심으로 살펴보았다. 먼저 지역 간 고용격차의 심각성과 관련해서는 Blanchflower and Oswald(1994)가 제안한 임금곡선 추정을 통해 살펴보았다. 임금곡선은 노동시장의 양적인 성과와 질적인 성과 간에 부의 상관관계가 나타나고 있음을 보여주는데, 분석을 통해 우리나라 지역 노동시장에서도 임금곡선이 존재하고 있음을 확인할 수 있었다. 이를 통해 우리는 지역 간 노동성과격차가 심화되고 있으며, 그 격차로 인해 지역 노동시장이 이중화될 수 있음을 확인하였다.

또한 본 연구는 지역 간 고용격차를 유발하는 원인을 살펴보았는데, 격차의 대부분이 산업구조의 집중도에 의해 설명되고 있음을 확인할 수 있었다. 즉, 산업구조의 집중도는 지역별로 노동자의 숙련도 분포를 비대칭적으로 만들고, 이 때문에 지역 간 고용 및 임금수준에서 차이가 유발된다는 것으로 요약할 수 있겠다. 산업의 고부가가치 정도는 더더욱 지역 간 임금격차를 유발할 수 있다는 의미로도 해석 가능하다. 이런 이유 때문에 주요 전략산업에 대한 지자체 간의 유치경쟁은 지역 노동시장의 개선을 위해서도 당연한 정책적 노력으로 보인다. 다만 산업정책 차원의 기업 및 산업단지 유치가 고용성과를 높이는 선순환 구조를 정착시키기 위해서는 지역 노동자들에 대한 숙련도 향상을 위한 각종 훈련사업이 보완적으로 수행될 필요가 있겠다.

제5장은 재정지원 일자리 사업의 지역별 성과분석 결과이다. 분석은 크게 사업 참여자의 취업성과와 이러한 성과에 영향을 미치는 요인에 대한 분석이다. 먼저 취업성과의 분석결과이다. 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 2011년과 2012년 재정지원 일자리 사업 참여자들에 대해 종료 후 6개월 시점에서 취업률과 지역 내 취업 비중을 지역별로 분석한 결과 강원도 지역의 취업률이 약 16.2% 수준으로 가장 높은 것으로 나타났으며,

다음으로 서울특별시(13.6%), 경상남도(13.5%) 순으로 높은 것을 확인할 수 있다. 일자리 사업 참여 종료 6개월 후 취업률이 가장 낮은 지역은 제주도로 약 10.2% 정도의 취업률을 보이는 것으로 나타나 지역별로 편차를 보이고 있으며 이는 사업유형별로 분석한 결과에서도 마찬가지이다.

둘째, 한국고용정보원의 일모이DB와 고용보험DB를 결합하여 재정지원 일자리 사업의 참여자가 프로그램 종료 후 노동시장으로 이행하는 데 영향을 미치는 요인들에 대한 분석을 수행하였다. 요인별로 차이가 있는데 가령, 성별에 따른 취업효과는 지역별로 차이가 있는 반면에 연령별로는 지역별로 거의 차이가 없다. 또한 재정지원 일자리 사업에 참여한 기간이 취업확률에 미치는 효과는 지역별로 상당히 상이한 것으로 나타나고 있다. 중앙정부의 재정지원 일자리 사업에 참여한 이후, 민간 일자리로의 이행기간, 즉 구직기간에 대한 분석 및 재정지원 일자리 사업 참여자가 민간 일자리로 이행한 이후, 첫 번째 직장에서의 직업 유지기간, 즉 근속기간에 대한 분석을 수행한 결과에서도 항목에 따라서 지역별로 각 요인들의 영향이 다르게 나타나고 있는 것으로 분석되었다.

이러한 분석결과가 시사하는 바는 크게 두 가지이다. 첫째, 지역별 노동시장 환경과 지자체의 역량에서 차이가 나고 있기 때문에 재정지원 일자리 사업의 성과를 제고하기 위해서는 성과관리의 기준을 지역별로 설정하고 지역 차원의 성과진단 및 성과제고를 위한 노력이 필요함을 의미한다. 둘째, 성과관리의 효율화를 위해서는 일자리 사업 전달체계의 지역 단위 구축 문제 및 이와 관련한 예산편성의 문제가 검토되어야 한다. 이 두 가지 이슈는 서로 밀접한 관련이 있다. 중앙단위의 표준화된 일자리 사업 모델에 대한 보완요소로서 지역 단위의 일자리 정책이 필요하며 이를 위해 지역 특성에 부합하는 일자리 사업 운영에 대한 지역의 참여도를 제고하고 나아가 지역이 일정한 재량권을 갖고 사업을 수행하며 이를 위한 지역 단위의 일자리 사업 전달체계가 중앙단위 사업의 보완적 기능으로 이루어져야 함을 시사한다. 이에 대한 논의는 향후 지속적으로 필요하며 이는 단순히 분권화나 재량권으로 접근하기보다는 중앙정부와 지방정부의 협력, 중앙의 표준화와 지방의 지역적 특성이 결합된 보완성의 원리에서 출발하는 것이 타당할 것이다.

참고문헌

- 관계부처합동(2015), 『청년고용절벽해소 종합대책』.
- 권상철(2003), 「인구이동과 인적자원 유출: 제주지역 유출 유입 인구의 속성 비교」, 『한국도시지리학회』 6(2), pp.59~73.
- _____ (2005), 「우리나라 수도권으로의 인구이동: 시기별 유출지역 특성과 이주자 선별성의 상대적 중요도 평가」, 『한국도시지리학회』 11(6), pp.571~584.
- 권우현 외(2013), 『대구·경북지역 노동시장 분석』, 한국고용정보원.
- 김동현·임업·최예술(2012), 「청년층 노동의 공간적 이동 및 교육정도가 임금에 미치는 영향」, 『한국지역개발학회지』 24(5), pp.95~104.
- 김안국(2005), 「대졸 청년층의 노동이동 분석 - 인문사회계와 이공계 졸업자를 중심으로」, 『노동경제논집』 28(3), pp.39~76.
- 김우영(2013), 「근로자의 이질성과 자영업 선택에 관한 실증분석」, 『노동경제논집』 36(2), pp.1~36.
- _____ (2014), 「인적자본의 지역 간 불평등: 고령화의 영향」, 『대한지리학회지』 49(5), pp.747~760.
- 김우영·김응규(2001), 「자영업주와 임금근로자의 직업만족도 비교분석」, 『중소기업연구』 23, pp.29~54.
- 김준영(2006), 「대학졸업생의 지역 간 이동과 노동시장 성과」, 『제4회 산업·지역별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄 논문집』, 한국고용정보원.
- 류장수(2005), 「지방대학 졸업생의 노동시장 성과 분석: 수도권대학 졸업생과의 비교」, 『노동경제논집』 28(2), pp.1~27.
- 박우식·박상우·엄창욱(2011), 「지역인재 유출에 의한 경제력 유출 분석 - 대구·경북지역을 중심으로」, 『산업경제연구』 24(4), pp.2247~2274.

- 손승호·한문희(2010), 「고령화의 지역적 전개와 노인주거복지시설의 입지」, 『한국도시지리학회지』 13(1), pp.17~29.
- 송두범·임준홍·홍성효(2015), 「충남 도민의 이주 의향에 있어서 계층 간 차이: 충남 사회조사를 이용한 실증분석」, 『도시행정학보』.
- 신동균·전병유(2002), 「실질임금의 경기변동상 변화패턴과 임금곡선」, 『노동경제논집』 25(2), pp.1~32.
- 유병철·박성익(2004), 「지역소득 수렴여부와 성장요인 분석: 동태 이질적 패널 모형의 활용」, 『국제경제연구』 10(2), pp.105~126.
- 이규용 외(2013), 『직접일자리 사업의 고용영향 평가』, 고용노동부.
- _____(2013), 『취업취약계층 노동시장정책 효율화 방안 연구』, 한국노동연구원.
- _____(2014), 「한국의 지역고용전략 II」, 한국노동연구원.
- 이병희(2003), 『청년층 노동시장 분석』, 한국노동연구원.
- 이상호(2010), 「지역 간 이동의 결정요인 및 임금효과」, 『지역연구』 2(1), pp.45~70.
- _____(2015a), 「고용보험DB를 활용한 지역 간 노동력 유출입 분석」, 『지역고용동향브리프』 2015/여름호, pp.4~19.
- _____(2015b), 「지역 노동이동의 주요 쟁점」, 박진희 외(2015), 『지역별 노동이동 분석』 제1부 제2장, 한국고용정보원, <http://www.keis.or.kr/WebBook/ecatalog.jsp?Dir=6&catimage=13>.
- _____(2016 발간예정), 「아일랜드의 청년고용보장제: 더블린 시범사업을 중심으로」, 강은영 외(2016 발간예정), 『해외 지역고용사례 연구』 제4장, 한국고용정보원.
- 장수명·이번송(2001), 「인적자본의 지역별, 산업별 분포와 그 외부효과」, 『노동경제논집』 24(1), pp.1~33.
- 전병유(2009), 「지역 간 고용 성과격차에 관한 연구」, 『경제연구』 27(4), pp.121~148.
- 전주용(2013), 『청년 노동시장 연구』, 한국고용정보원.
- 최재현·윤현위(2012), 「한국 인구고령화의 지역적 전개 양상」, 『대한지리학회지』 47(3), pp.359~374.

허문구·이상호·최윤기·김동수·박형진(2013), 『고령화가 지역경제에 미치는 경제효과 분석』, 산업연구원.

홍성효·유수영 (2012), 「세대별 시군구 간 인구이동 결정요인에 관한 실증분석」, 『서울도시연구』 13(1), pp.1~19.

Arntz, M., T. Gregory and F. Lehmer(2014), “Can Regional Employment Disparities Explain the Allocation of Human Capital Across Space?” *Regional Studies*, online publication, <http://dx.doi.org/10.1080/00343404.2014.882500>.

Bacolod Marigee, M., B. Blum and W. Strange, “Skills in the City,” *Journal of Urban Economics* 65(2), pp.136~153.

Baltagi, B. H. and B. Rockciki(2014), “The spatial Polish wage curve with gender effects: Evidence from the Polish Labor Survey,” Vol. 49, pp.36~47.

Barro, R. and X. Sala-i-Martin(1992), “Convergence,” *Journal of Political Economy* 100(2), pp.223~251.

Berry, C. and E. L. Glaeser(2005), “The Divergence of Human Capital Levels across Cities,” *Papers in Regional Science* 84(3), pp.407~444.

Blanchflower, D. and A. Oswald(1998), “What Makes an Entrepreneur?,” *Journal of Labor Economics* 16(1), pp.26~60.

Blanchflower, D. G. and A. J. Oswald(1994), *Wage Curve*, Cambridge Ma: MIT Press.

Cairns, David(2009) “Youth on the move? Student mobility and immobility in Portugal and orthern Ireland,” *CIES e-WORKING PAPER* No.74/2009.

Card, D.(1995), “The Wage Curve: A Review,” *Journal of Economic Literature* 33, pp.785~799.

Combes, P. P., G. Duranton and L. Gobillon(2008), “Spatial Wage Disparities: Sorting Matters,” *Journal of Urban Economics* 63, pp.723~742.

- Compton, J. and R. A. Pollak(2007), “Why Are Power Couples Increasingly Concentrated in Large Metropolitan Areas?” *Journal of Labor Economics* 25(3), pp.475~512.
- Costa, D. L. and M. E. Kahn(2000), “Power couples: Changes in the locational choice of the college educated, 1940~1990,” *Quarterly Journal of Economics* 115(4), pp.1287~1315.
- Diamond, R.(2015), “The Determinants and Welfare Implications of US Workers’ Diverging Location Choices by Skill: 1980~2000,” working paper, Stanford University.
- EUKN(2013), “Youth unemployment and geographic mobility,” in the EU Background Paper, DG-meeting Irish Presidency, 16th April 2013, European Urban Knowledge Network.
- Florida, R., C. Mellander and K. Stolarick(2008), “Inside the Black Box of Regional Development—Human Capital, the Creative Class and Tolerance,” *Journal of Economic Geography* 8(5), pp.615~649.
- Glaeser, E. et al.(2010), *Agglomeration Economics*, The University of Chicago Press.
- Glaeser, E. L., D. CA. Mare(2001), “Cities and Skills,” *Journal of Labor Economics* 19(2), pp.316~342.
- Glaeser, E. L., G. A. Ponzetto and K. Tobio(2014), “Cities, Skills and Regional Change,” *Regional Studies* 48(1), pp.7~43.
- Goschin, Z.(2014), “Regional determinants of average wage in Romania,” *Procedia Economics and Finance* 8, pp.362~369.
- Groot, Stefan P. T., Henri L. F. de Groot and Martijn J. Smit(2010), “Regional Wage Differences in the Netherlands: Micro-evidence on Agglomeration Externalities,” working paper.
- ILO(2013), *Global Employment Trends for Youth 2013: A Generation at Risk*, ILO, Geneva.
- Juhn, C., K. M. Murphy and B. Pierce(1993), “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill,” *Journal of Political Economy* 101(3), pp.410~442.

- Katz, L. and K. Murphy(1992), "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics* 107(1), pp.35~78.
- Kwon, S.(2001), "Migration and Regional Development: Human Capital Drain in Korea," *Journal of the Urban Geographical Society* 4(1), pp.67~79.
- Mariotti, M., K. Murphy and Y. Pena-Boquete(2015), Power- Couples and the Colocation Hypothesis Revisited, IZA DP No. 9059.
- McHenry, P.(2014), "The Geographic Distribution of Human Capital: Measurement of Contributing Mechanisms," *Journal of Regional Science* 54(2), pp.215~248.
- Mellander, C. and R. Florida(2014), "The Rise of Skills: Human Capital, the Creative Class, and Regional Development," in Fischer, M. and Nijkamp, P. ed., *The Handbook of Regional Science*, Springer-Verlag, Berlin Heidelberg.
- Monastiriotis, V.(2002), "Inter-and Intra-regional Wage Inequalities in the UK: sources and evolution," *Research Papers in Environmental and Spatial Analysis*, No. 70, London School of Economics.
- Moretti, Enrico(2012), *The New Geography of Jobs*, Mariner Books, 송철복 역(2012), 『직업의 지리학』, 김영사.
- OECD(2010), *Off to a Good Start? Jobs for Youth*, OECD Publishing.
- _____(2014), *Factbook 2014: Economic, Environmental and Social Statistics*, OECD Publishing.
- OECD-LEED(2013), "Local Strategies for Youth Employment: Learning from Practice," *OECD-LEED Working Papers*, OECD Publishing, Paris.
- _____(2014a), *Local Implementation of Youth Guarantees: Emerging Lessons from European Experiences*, OECD.
- _____(2014b), *Local Youth Employment Strategies : Ireland*, OECD.
- Oh, Yu-Jin(2009), "A Study on the Satisfaction of Self-Employed,"

- Korean Journal of Applied Statistics* 22(2), pp.281~296.
- Pereira J. and A. Galego(2011), "Inter-regional wage differentials in Portugal : an analysis across the wage distribution," *GEFAGE-UE working paper*, No. 25.
- Rauch, J. E.(1993), "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital : Evidence from the Cities," *Journal of Urban Economics* 34(3), pp.380~400.
- Svaleryd, H.(2015), "Self-employment and the local business cycle," *Small Business Economics* 44(1), pp.55~70.
- World Economic Forum(2012), *The Europe 2020 Competitiveness Report: Building a More Competitive Europe 2012 Edition*, World Economic Forum within the framework of the Global Competitiveness Network.

◆ 執筆陣

- 이규용(한국노동연구원 선임연구위원)
- 고영우(한국노동연구원 책임연구위원)
- 김우영(공주대학교 경제통상학부 교수)
- 오민홍(동아대학교 경제학과 교수)
- 이상호(한국고용정보원 부연구위원)
- 홍성호(공주대학교 경제통상학부 교수)

지역고용전략 수립을 위한 노동시장 연구

- | | |
|---------|--|
| ▪ 발행연월일 | 2015년 12월 24일 인쇄
2015년 12월 30일 발행 |
| ▪ 발 행 인 | 방 하 남 |
| ▪ 발 행 처 | 한국노동연구원
[3][0][1][4][7] 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089 |
| ▪ 조판·인쇄 | 천세 (02) 2272-2727 |
| ▪ 등록 일자 | 1988년 9월 13일 |
| ▪ 등록 번호 | 제13-155호 |

© 한국노동연구원 2015 정가 8,000원

ISBN 979-11-260-0080-7