

위계선형모형을 이용한 인적자본의 외부효과 분석

박정호* · 이희연**

요약: 지식기반사회로 진전됨에 따라 경제성장의 원동력으로서 인적자본(human capital)의 중요성이 부각되면서 인적자본의 외부효과에 대한 관심이 매우 높아지고 있다. 본 연구는 근로자의 임금에 영향을 주는 결정요인을 개인 수준, 기업 수준, 지역 수준별로 위계선형모형을 구축하여 인적자본의 외부효과를 분석하는데 목적을 두었다. 또한 지식확산의 강도가 학력그룹별로 다를 것이라는 가설 하에서 고학력자 그룹과 저학력자 그룹의 인적자본의 외부효과를 비교하였다. 3단계 위계선형모형 추정 결과 지역의 평균 교육수준이 1년 증가할 때 근로자의 평균 임금이 4.4% 상승하는 것으로 나타나, 인적자본의 외부효과가 있음을 말해준다. 이러한 인적자본의 외부효과는 학력수준 집단별로 차이를 보이는 것으로 나타났다. 즉, 학력수준을 고졸 이하와 전문·일반대 졸업, 그리고 석·박사 졸업으로 그룹화하여 인적자본의 외부효과를 산출한 결과 각각 3.0%, 4.7%, 11.8%로 나타나, 고학력으로 갈수록 인적자본의 외부효과가 더 크게 나타나고 있다. 이와 같이 학력수준별 인적자본의 외부효과가 상이하게 나타나며, 고학력으로 갈수록 외부효과가 더 커지고 있다는 점을 고려해 볼 때 지방의 경쟁력을 살리기 위해서는 인적자본의 외부효과를 높일 수 있는 방안을 적극적으로 모색하여야 할 것이다.

주요어: 지식기반경제, 인적자본의 외부효과, 지식 확산, 3단계 위계선형모형

1. 서론

1) 연구배경 및 목적

지식기반경제사회로 진입되면서 경제성장의 원동력으로서 인적자본(human capital)의 중요성이 부각되고 있으며 이와 관련된 많은 연구들이 수행되고 있다. 특히 교육수준이 높은 인력들이 도시에 집중되면서 새로운 지식의 창조와 정보 교환 등을 통해 지식 축적이 활발해지고, 이로 인해 생산성이 증대되는 지식 확산(knowledge spillovers)이 일어나는 것으로 알려져 있다. 즉, 교육수준이 높거나 숙련된 인재들

이 도시에서 대면접촉을 통해 서로 대화를 나누고 새로운 아이디어를 주고 받는 가운데 아무런 대가를 지불하지 않았음에도 생산성의 증대가 나타나는 인적자본의 외부효과가 발생하고 있다는 것이다(Lucas, 1988; Moretti, 2004b). 이에 따라 사람들은 지식확산을 경험할 수 있는 도시로 이동하고 싶은 강한 동기를 느끼게 되며, 이렇게 모여든 인적자본은 도시에서 높은 생산성을 나타내면서 더 많은 보상을 받고 있다(Glaeser *et al.*, 2001).

이와 같은 인적자본의 외부효과를 미시적 관점에서 분석한 연구동향을 살펴보면 1980년대 후반부터 1990년대에 걸쳐 이루어진 연구들에서는 주로 인적

* 서울대학교 환경대학원 석사과정

** 서울대학교 환경대학원 교수(교신저자)

자본의 외부효과가 실제로 존재하는가에 초점이 맞추어졌다(Benh Habib *et al.*, 1994; Lucas, 1988; Rauch, 1993). 인적자본의 외부효과가 존재한다는 연구결과가 축적된 2000년대 초에 수행된 연구들의 경우 인적자본의 외부효과 규모를 정확히 측정하는데 관심이 집중되었다(Acemoglu *et al.*, 2000; Moretti, 2004a). 또한 2000년대 후반에 들어서면서 북미 지역을 중심으로 이루어지던 인적자본의 외부효과 연구가 유럽과 아시아 등으로 확산되었다(Charlot *et al.*, 2004; Dalmazzo *et al.*, 2007; Heuermann, 2008; Liu, 2007; Strawinski, 2008).

한편 인적자본의 외부효과 유무를 검증하거나 그 규모를 측정할 때 발생하는 편의를 줄이기 위해 Rauch(1993)의 임금추정 모형을 기반으로 하여 관찰할 수 없는 요인으로 인해 발생하는 문제를 해결하려는 다양한 계량기법들이 사용되고 있다. 인적자본의 외부효과를 측정하기 위해 2SLS를 적용한 연구(Acemoglu *et al.*, 2000; Charlot *et al.*, 2004; Dalmazzo *et al.*, 2007; Liu, 2008; Moretti, 2004a), 일반화 적률법(GMM)을 사용한 연구(Rosenthal, 2008), 패널모형(Panel)을 적용한 연구들이 이루어졌다(Heuermann, 2008). 뿐만 아니라 Charlot *et al.*(2004)은 근로자의 직장 내 커뮤니케이션 설문조사 자료를 바탕으로 교육수준이 높은 도시에서 의사소통이 더욱 활발하게 이루어지며, 그 결과 근로자의 생산성이 증가한다는 실증결과도 도출하였다. GIS를 이용하여 인적자본의 외부효과를 공간분석한 Rosenthal(2008)의 연구결과에 따르면 인적자본의 외부효과는 매우 제한된 공간에서 발생하는 국지적인 현상으로, 반경 5마일 이내에서 대졸자수가 10만 명 증가하면 시간당 임금이 약 7.8% 증가하지만, 5마일을 벗어난 범위에서 대졸자가 증가하면, 그 크기는 2.2%로 줄어들고 있음을 밝혔다. 마찬가지로 맥락에서 Fu(2007)도 노동시장의 4가지 집적경제효과가 서로 다른 도달거리를 가지고 있다는 결과를 제시하여 인적자본의 외부효과가 상당히 국지성을 갖고 있음을 말해주고 있다.

한편 국내에서 처음으로 인적자본의 외부효과를 분석한 장수명 외(2001)에 따르면 인적자본의 외부효과는 시간당 임금을 2.9% 상승시키는 것으로 나타났으며, 이번송 외(2004)에서는 인적자본의 외부효과가 4.8%로 산출되었다. 또한 가장 최근에 수행된 김주영 외(2009)의 연구는 지역화 경제와 도시화 경제, 지역-산업의 경쟁요소 등 다양한 거시적 변인을 고려한 연립방정식을 통해 인적자본의 외부효과가 2.2% 수준임을 밝혀주었다.

이와 같이 인적자본의 외부효과를 분석한 국내 연구들의 거의 대부분은 근로자를 학력에 따라 구분하지 않은 채 전체 근로자를 대상으로 분석하였고, 마찬가지로 지역의 인적자본도 평균치만 사용해왔다. 그러나 최근에 이루어진 해외 연구들에서는 인적자본의 외부효과 크기는 고학력자 그룹과 저학력자 그룹에서 서로 다르게 나타난다는 주장들이 대두되고 있는 가운데, 인적자본의 외부효과가 고학력자 그룹에게 더 크게 나타난다는 결과(Heuermann, 2008; Rosenthal, 2008)와 오히려 저학력자 그룹에서 외부효과가 더 크다는 상반된 연구결과를 보이고 있다(Charlot *et al.*, 2004; Liu, 2007; Moretti, 2004a). 이러한 논란의 핵심은 노동시장이 학력수준별로 분리되어 있는 노동의 불완전한 대체성으로 인한 영향력이 서로 다른 학력수준별 근로자들에게 어떠한 효과가 있는 가이다. 특히 고학력자의 경우 지역 노동시장의 수요적 측면에서 보면 불완전한 대체성으로 인해 부정적 효과를 갖게 되지만, 이를 극복할 만큼 인적자본의 외부효과가 상대적으로 더 크다는 것이다. 반면에 저학력자의 경우 지역 노동시장의 수요적 측면에서 보면 긍정적 효과를 가지지만, 인적자본의 외부효과는 상대적으로 더 작다는 것이다.

이상에서 살펴본 바와 같이 해외에서는 학력수준에 따른 인적자본의 외부효과를 분석하고 있지만 아직 국내에서는 이에 대한 연구가 거의 이루어지지 못하고 있다. 이는 국내연구의 경우 고학력자와 저학력자가 완전한 대체관계에 있다는 암묵적인 가정 하에서 학력수준의 구별없이 평균적인 인적자본의 외부

효과를 분석하는데 초점을 두고 있기 때문이다.

이러한 배경 하에서 본 연구는 생산성의 지표로 간주되는 근로자의 임금데이터를 이용하여 인적자본의 외부효과를 분석하는데 목적을 두었다. 세부 목적으로는 첫째, 근로자의 임금이 개인 특성, 기업 특성, 지역 특성에 의해 영향을 받을 것이라는 가설 하에서 위계선형모형을 이용하여 인적자본의 외부효과를 분석한다. 둘째, 지식확산의 강도가 학력수준 그룹별로 다를 것이라는 가설 하에서 고학력자 그룹과 저학력자 그룹간 인적자본의 외부효과를 비교한다. 셋째, 지역의 교육수준이 변화되는 경우 학력수준별 인적자본의 외부효과가 얼마나 민감하게 달라지는가를 분석한다.

2) 연구자료와 연구방법

본 연구에서는 노동이 창출하는 한계생산이 임금이 충실히 반영된다는 전제 하에서 인적자본의 외부효과에 따른 근로자의 생산성 증대가 임금 상승분으로 나타난다고 간주하고 외부효과 측정을 위해 근로자의 월평균 임금 데이터를 사용하였다. 국내에서 근로자의 임금에 대한 정보를 얻을 수 있는 마이크로 데이터는 한국노동패널(KLIPS: Korean Labor and Income Panel Study)자료와 한국고용정보원에서 제공하는 산업·직업별 고용구조조사(OES: Occupational Employment Statistics)자료이다. 인적자본의 외부효과를 미시적 차원에서 분석한 연구들의 대부분이 KLIPS 자료를 사용하고 있으나, 본 연구에서는 KLIPS 자료보다 10배 이상 큰 표본수를 확보할 수 있는 OES 자료를 처음으로 사용하였다. 그 이유는 고학력자 그룹과 저학력자 그룹의 표본을 분리하여 인적자본의 외부효과를 비교하기 위해서는 표본수가 충분히 커야하기 때문이다.

2005년에 조사된 제5차 OES 자료는 2000년에 시행된 인구주택총조사 표본으로부터 전국 234개 시군구에 거주하는 총 51,121가구로부터 70,254명의 취업자를 대상으로 근로자의 임금, 성별, 학력수준, 전

공, 산업, 직업, 근로형태, 고용형태, 근속연수, 경력연수, 직장이동, 거주지 등의 매우 세부적인 개인 및 기업관련 정보를 담고 있다. 본 연구에서는 인적자본의 외부효과를 측정하기 위한 지표가 임금이므로, 표본대상 가운데 비임금근로자 33,212명¹⁾을 우선적으로 제외하였으며, 그밖에 각 문항별 무응답자와 이상치를 제외시켜 최종적으로 분석에 사용된 표본수는 총 표본수의 47.3%에 해당하는 33,234명이다.

한편 OES 자료는 근무지에 대한 정보를 별도로 제공하지 않고 있다. 따라서 본 연구에서는 대다수의 근로자들이 동일한 지역 내에서 직주가 함께 이루어질 수 있는 공간단위를 설정하기 위하여 2005년 시점에서 우리나라의 시급 도시 84개(7개 광역시를 포함)를 분석대상으로 하였다. 그러나 도서지역에 해당하는 제주시와 서귀포시, 그리고 2003년도에 시로 승격된 계룡시는 분석결과를 왜곡시킬 수 있는 가능성이 있기 때문에 제외시켜서 최종 81개시를 분석대상으로 선정하였다.

근로자의 임금을 이용하여 인적자본의 외부효과를 측정하기 위해서는 임금에 영향을 주는 다양한 요인을 고려해야 한다. 본 연구에서는 기존의 인적자본의 외부효과 모형을 보다 개선해보고자 3단계 위계선형모형(3-HLM: 3-level Hierarchical Linear Model)을 사용하였다. 이는 근로자 개인의 임금에 영향을 미치는 요인은 개인적 특성과 개개인이 속한 기업의 특성, 그리고 지역특성에 따라 달라지는 일련의 위계구조를 갖고 있기 때문이다. 이렇게 위계구조를 가진 데이터의 경우 전통적인 회귀모형을 적용할 경우 오차항의 독립성 가정을 만족시킬 수 없게 되며 모수를 과다하게 추정하는 오류를 범하게 된다(강상진, 1998). 이러한 전통적 회귀모형의 한계를 해결할 수 있는 모형이 위계선형모형이라고 볼 수 있다. 즉, 위계선형모형에서는 종속변수의 분산을 보다 많이 설명할 수 있으며, 개인과 기업, 지역수준에서의 설명력을 각각 도출할 수 있는 장점을 갖고 있다. 본 연구에서 사용한 위계선형모형 프로그램은 Raudenbush, Bryk & Congdon이 개발한 HLM 6.01 버전이다.

2. 근로자의 임금격차 비교

1) 개인의 특성에 따른 임금격차

표본 추출된 근로자를 대상으로 개인 특성에 따라 임금수준이 어느 정도 차이가 나는가를 분석하였다. 먼저 성별 임금을 보면 여성 근로자의 경우 월평균 임금이 122만원으로 남성이 받는 임금의 57% 수준에 그치고 있다(KLIPS 자료를 사용한 김주영 외(2009)에서도 여성의 평균월급이 남성의 60%수준으로 나타났음). 남성과 여성 근로자의 평균 연령과 교육수준이 각각 2.2세와 0.7년 차이가 난다는 점을 감안해보면 성별 임금격차는 상당히 크다고 보인다. 이는 아마도 성별과 상관성이 높은 다른 변수들의 영향력이 함께 작용하여 임금이 결정되고 있음을 시사해준다.

또한 예상대로 교육연수에 비례하여 임금이 상승

하는 추세가 잘 나타나고 있다. 특히 고등학교 졸업자와 전문대 졸업자의 임금수준의 차이는 매우 미미하다가 일반대 졸업자 교육연도가 되면 임금이 크게 상승하고 있다. 이는 전문대학 졸업자의 생산성이 별로 높지 않거나 또는 전문대 졸업자들이 능력에 비해 충분한 보상을 받지 못하고 있다는 두 가지 가능성을 고려해볼 수 있다. 한편 경력연수에 따른 임금상승 추세를 보면 경력 16년을 기점으로 오히려 임금이 감소세를 보이고 있다. 이러한 현상은 오랜 경력이 근로자의 생산성에 (-)영향을 주었다기 보다는 50대 초반의 연령대로 접어들면서 일반 기업의 정년체제 및 인력조정에 따른 구조적인 결과라고 풀이할 수 있다. 이렇게 경력연수와 임금과의 관계가 위로 볼록한 곡선형을 보이고 있으므로, 임금과 경력연수는 비선형 관계를 나타낼 것임을 말해 준다. 한편 인적자본의 투자 대비 수익률을 보면 자격증의 경우 22%, 교육 및 훈련은 43%로 나타나 자기계발의 결과는 근로자의 임금 상승에 반영되고 있음을 말해준다. 한편 정규직으로 채용된 근로자의 월평균 임금이 217만원으로 비정규직 근로자의 108만원보다 약 2배 높게 나타나고 있다(표 1 참조). 이와 같은 정규직과 비정규직의 임금격차는 경직된 노동시장을 유연하게 만들기 위해 도입된 임시직 고용제도의 결과를 간접적으로 보여주고 있다.

또한 산업별, 직업별로 임금수준이 상당히 다르게 나타나고 있다. OES 자료에서 제공하는 산업은 소분류로 조사되어 있어 본 연구에서는 산업군을 크게 1차, 2차, 3차 산업으로 대분류한 후, 3차산업은 이희연(1998)²⁾의 분류체계를 이용하여 생산자서비스, 소비자서비스, 유통서비스로 분류하였다. 그러나 전체 표본의 0.8%를 차지하는 농·림·어업 종사자는 광업·제조업·건설업과 함께 1·2차 산업으로 분류하였다. 한편 근로자의 직업은 OES 자료에 나타난 세분류 직업정보를 바탕으로 하여 전문직, 사무직, 기능직, 단순직으로 나누었다.

먼저 산업별로 보면 생산자 서비스업, 1·2차 산업, 소비자 서비스업, 유통 서비스업 순으로 임금이

표 1. 개인특성별 월평균 임금

(단위: 명, %, 만원)

구분		표본수	비율	월평균 임금
성별	남성	23,053	69.4	213.5
	여성	10,181	30.6	121.8
자격증 보유	예	9,456	28.5	212.9
	아니오	23,778	71.5	174.5
교육/훈련이수	예	5,933	17.9	246.3
	아니오	27,301	82.1	172.2
근로 형태	정규직	23,694	71.3	216.7
	비정규직	9,540	28.7	107.7
산업군	1·2차산업	12,268	36.9	188.2
	생산자서비스업	4,949	14.9	199.2
	유통서비스업	6,101	18.4	176.4
	소비자서비스업	9,916	29.8	180.8
직업군	전문직	8,761	26.4	246.9
	사무직	6,167	18.6	223.9
	기능직	9,494	28.6	170.3
	단순직	8,812	26.5	113.8
합계		33,234	100.0	185.4

자료: 한국고용정보원(2005), 제5차 산업·직업별 고용구조조사.

높게 나타나고 있다. 직업별로 보면 지식창조형 전문가를 말하는 골드칼라(gold collar)와 고위관리자가 포함된 전문직종 근로자의 월평균 임금이 247만원으로 가장 높았으며, 대표적인 화이트칼라(white collar)에 해당하는 사무직종 근로자가 그 다음으로 높았다. 반면에 육체노동자를 지칭하는 블루칼라(blue collar) 직종 가운데 기능직은 170만원을 받는 데 비해 단순직 근로자는 114만원으로 가장 낮은 임금을 받고 있는 것으로 나타났다.

2) 기업유형에 따른 임금격차

근로자들은 기업의 규모나 형태에 따라서도 임금을 달리 받는 것으로 알려져 있다. OES 자료에서 기업규모는 9개 그룹으로, 기업형태는 7개 그룹으로 매우 세부적으로 분류하고 있다. 본 연구에서는 이러한 자료를 바탕으로 하여 기업의 종사자 규모에 따라 소기업(상시 근로자 30인 미만), 중기업(30-500인 미만), 대기업(500인 이상)으로 재분류하였다. 또한 기업의 형태도 정부나 공공기관과 같이 관료적 조직형태와 일반회사와 같이 매우 유기적인 조직형태로 구분되며, 이러한 기업특성은 근로자들 간의 의사결정과정과 업무성과에 영향을 미치며, 이에 따라 임금격차가 발생하는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 이러한 기업의 근무환경을 반영하여 기업형태를 크게 외국계 기업(외국인 회사)과 공공기관(정부투자기관, 정부출연단체, 공사합동기관, 법인단체, 정부기관), 국내 일반기업(민간회사 혹은 개인사업체), 그리고 무소속 형태(특정회사나 사업체에 소속되어있지 않음 및 기타)로 재분류하였다.

이러한 기업유형에 따른 임금수준을 비교해본 결과 근로자의 임금은 기업의 규모가 클수록 증가하는 것으로 나타났으며, 대기업 근로자는 소기업 근로자에 비해 약 1.93배 높은 임금을 받고 있다. 한편 기업의 형태에 따라서도 상당한 임금 차이를 나타내고 있다. 특히 전체 근로자의 1%만 해당되는 외국계 기업의 평균 임금은 271만원으로 가장 높게 나타났으며,

표 2. 기업규모 및 형태별 월평균 임금

(단위: 명, %, 만원)

구분		표본수	비율	월평균 임금
기업 규모	대기업	4,192	12.6	281.6
	중기업	11,745	35.3	209.5
	소기업	17,297	52.0	145.8
기업 형태	외국계 기업	346	1.0	270.8
	공공 기관	6,947	20.9	244.3
	국내 일반기업	24,229	72.9	172.8
	무소속 형태	1,712	5.2	107.7
합계	33,234	100.0	185.4	

자료: 한국고용정보원(2005), 제5차 산업·직업별 고용구조조사.

공공기관도 국내 일반기업에 비해 높은 임금을 받는 것으로 나타났다. 그러나 어느 기업에도 속하지 않는 프리랜서 및 기타 근로자들의 월평균 임금은 108만원으로 나타나 기업형태에 따른 임금격차가 상당히 큼을 시사해준다(표 2 참조). 이처럼 기업유형에 따라 근로자의 임금격차가 상당히 나타난다는 점을 고려해 볼 때 근로자의 임금에 대한 분산은 개인 수준에서 뿐만 아니라 기업 수준에서도 설명되어야 함을 시사해준다.

3) 지역별 임금격차

근로자의 평균 임금이 지역 간에도 차이가 나타나는 것을 분석해본 결과 울산에서 근무하는 근로자의 임금이 204만원으로 가장 높게 나타났으며, 서울과 경기도, 전라남도의 근로자가 전국 평균 임금보다 높게 받는 것으로 나타났다(표 3 참조). 반면에 부산과 대구는 광역도시임에도 불구하고 전국의 평균 임금보다 각각 28만원, 38만원 더 낮았으며, 대전과 광주, 인천광역시 역시 전국 평균수준에 미치지 못하고 있어, 전반적으로 볼 때 광역시 근로자의 임금수준이 낮은 경향을 보이고 있음을 말해준다³⁾. 김주영 외(2009)에 따르면 광역시 근로자의 임금이 다소 낮음에도 불구하고 광역시에서 근무하는 이유는 광역시의 어메니티가 상대적으로 높아 그에 상응하는 삶의

질을 누리게 되므로 낮은 임금에 대한 비금전적 보상 효과를 받기 때문이다.

3. 인적자본의 공간분포 패턴

본 연구에서는 2005년 시점에서 분석대상인 우리나라 81개시의 인적자본을 평균 교육연수, 대졸자 비율 및 석·박사 비율을 통해 비교하였다. 평균 교육수준을 산출하기 위해 각 도시별로 재학생을 제외한 만 6세 이상의 인구를 대상으로 각 학교 졸업자 수를 기초로 하여 초등학교(6년), 중학교(9년), 고등학교(12년), 전문대(14년), 일반대(16년), 석사(18년), 박사(20년)의 학력을 교육연수로 환산하였다. 또한 학력별 중퇴자는 절반에 해당하는 연수로 간주하여 각 지역의 평균 교육수준을 계산하였다.

분석 결과 우리나라 81개시 전체의 평균 교육연수는 10.0년으로 나타나고 있으며, 대졸자 비율은 18.5%, 그리고 석·박사 비율은 1.3%로 나타나고 있다. 81개 시의 평균 교육연수와 대졸자 비율간의 상관관계수가 0.92로 나타나고 있어 일반적으로 도시의 평균 교육연수가 높으면 대졸자 비율도 높음을 말해준다. 또한 대졸자 비율과 석·박사 비율간의 상관관계수는 0.82를 보이고 있어 대졸자 비율이 높은 도시에 석·박사 비율도 높음을 알 수 있다. 그러나 석·박사 비율과 평균 교육연수간의 상관관계수는 0.70으로 다소 낮게 나타나 평균 교육연수가 높은 도시라고 해서 석·박사 비율이 반드시 높지는 않음을 말해준다.

평균 교육연수를 기준으로 상위 20위 도시를 보면 과천시가 11.9년으로 가장 높으며, 용인시, 서울특별시, 성남시, 고양시 순으로 나타나고 있으며, 상위 10위 안에는 대전을 제외하고는 모두 경기도에 위치한 도시로 나타나고 있어 수도권 지역의 교육수준이 상대적으로 높음을 말해준다(표 4 참조). 또한 평균 교육연수의 공간분포 패턴을 보면 수도권과 동남권, 그리고 지방의 중추적 역할을 하는 도시들의 평균 교육수준

표 3. 우리나라 광역시·도별 월평균 임금

(단위: 명, %, 만원)

순위	광역시·도	표본수	비율	월평균 임금
1	울산	989	2.8	204.1
2	서울	8,549	23.8	199.2
3	경기도	8,096	22.5	194.2
4	전라남도	1,014	2.8	188.2
5	대전	1,185	3.3	182.9
6	충청남도	1,087	3	181.3
7	광주	1,070	3	175.5
8	인천	2,129	5.9	174.0
9	경상북도	1,567	4.4	173.3
10	전라북도	1,074	3	171.9
11	경상남도	1,977	5.5	171.6
12	충청북도	865	2.4	167.5
13	강원도	929	2.6	163.0
14	제주도	403	1.1	160.1
15	부산	2,962	8.2	157.5
16	대구	2,055	5.7	147.1
합계	33,234	100	185.4	

자료: 한국고용정보원(2005), 제5차 산업·직업별 고용구조조사.

이 높음을 엿볼 수 있다(그림 1-가 참조). 반면에 대부분의 지방 중소도시의 평균 교육수준은 상대적으로 낮게 나타나고 있다. 이는 지방 중소도시의 경우 고학력자들이 주로 대도시로 빠져나가면서 평균 학력수준이 낮아진 반면에 수도권을 비롯한 지방 대도시의 경우 고학력자들이 집중하면서 평균 교육연수가 높아졌음을 시사해준다.

한편 전국에서 석·박사 학위를 소지한 고학력자의 비율이 3%를 넘는 지역을 보면 과천시(6.4%), 용인시(4.2%), 성남시(3.8%), 대전광역시(3.3%), 서울특별시(3%)로 나타났으며, 석·박사 비율이 2% 넘는 지방도시로는 교육도시로 알려진 전주시와 춘천시이다. 이와 같이 석·박사 비율의 공간분포를 보면 평균 교육연도의 분포패턴과 다르게 나타남을 엿볼 수 있다. 특히 동남권의 경우 평균 교육수준은 전국 도시의 평균을 상회하는 도시들이 많이 나타났지만, 대학원 출신의 고학력자 비율은 전국 평균 수준에 머물

표 4. 평균 교육연수로 본 상위 20위 도시, 2005년

(단위: 년, %)

순위	도시	평균 교육연수	대졸자 비율	석·박사 비율	순위	도시	평균 교육연수	대졸자 비율	석·박사 비율
1	과천시	11,9	35,0	6,4	11	광주시	10,9	25,1	1,7
2	용인시	11,6	32,3	4,2	12	전주시	10,8	22,9	2,2
3	서울	11,5	27,5	3,0	13	창원시	10,8	22,9	1,4
4	성남시	11,4	28,1	3,8	14	부천시	10,8	21,3	1,3
5	고양시	11,3	29,8	2,9	15	광명시	10,8	23,0	1,2
6	군포시	11,3	28,0	2,7	16	청주시	10,7	21,4	1,8
7	안양시	11,2	26,8	2,5	17	구리시	10,7	22,4	1,5
8	수원시	11,1	23,9	2,5	18	춘천시	10,6	18,7	2,1
9	의왕시	11,1	25,9	2,2	19	천안시	10,6	20,3	1,7
10	대전	10,9	23,5	3,3	20	부산	10,6	21,5	1,3

자료: 통계청(2005), 인구주택총조사.

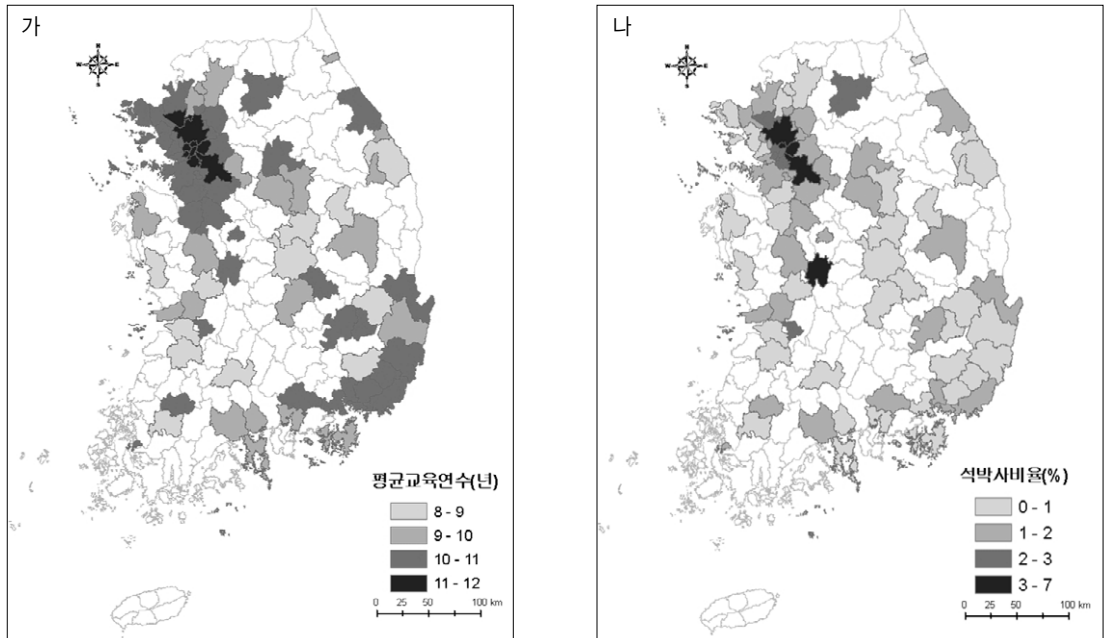


그림 1. 우리나라 도시의 인적자본의 분포패턴, 2005년

러 있거나 다소 못 미치는 것으로 나타나고 있다(그림 1-나 참조).

이상에서 살펴본 바와 같이 우리나라 도시간 평균 교육수준은 상당한 차이가 나타난다고 볼 수 있으며, 특히 가장 학력이 높은 석·박사 비율의 경우 수도권

일부 도시와 대전광역시로의 집중현상이 더욱 뚜렷하게 나타나고 있다. 이러한 지역의 평균 교육수준의 차이는 인적자본의 외부효과에 영향을 미치게 됨을 시사해준다. 즉, 평균 교육수준이 높은 도시의 경우 이미 교육을 통해 높은 학력을 가진 근로자들이 자신

의 지식이나 정보를 주변의 근로 현장이나 또는 비공식적 상호교류를 통해 제공하는 가운데 지식축적이 활발해지고, 이로 인해 생산성이 증대가 나타나는 인적자본의 외부효과가 더 크게 나타나게 될 것임을 말해준다.

4. 인적자본의 외부효과 추정모형 구축과 추정결과 분석

1) 3단계 위계선형모형 구축과 변수 선정

앞에서 살펴본 바와 같이 근로자의 임금은 다양한 요인으로부터 영향을 받으며, 그러한 요인들은 개인 특성, 기업 특성, 지역 특성으로 위계를 가지고 있음을 알 수 있었다. 이에 따라 본 연구에서는 개인, 기업, 지역의 세 수준으로 구성된 3단계 위계선형모형을 구축하였다. 개인수준의 Y_{ijk} 는 k 지역의 j 기업유형에 속해있는 i 개인의 임금을 말한다. π_{ijk} 는 개인수준 독립변수의 영향력을 나타내는 1수준의 계수(level-1 coefficient), 즉 고정효과(fixed effect)들로, 이를 자세히 나타내면 π_{0jk} 는 k 지역의 j 기업유형의 절편이고, π_{1jk} 부터 π_{22jk} 까지는 j 기업유형의 회귀계수들이다. 한편 β_{ijk} 는 2수준의 계수들로서 기업수준의 독립변수들이 개인수준 모형에서 얻은 절편(π_{0jk})에 미치는 영향력의 정도를 말해주며, γ_{00k} 는 지역수준의 독립변수들이 기업수준 모형에서 얻은 절편(β_{00k})에 주는 영향력을 의미하는 3수준의 계수들이다.

한편 임의효과(random effect)를 살펴보면 e_{ijk} 는 1수준의 임의효과로서 1수준의 독립변수들에 의해 설명되지 않는 개인별 잔차, 즉 k 지역의 j 기업유형에 근무하는 i 개인의 임의오차(random error)를 말하며, 마찬가지로 r_{0jk} 과 u_{00k} 는 각각 2수준과 3수준의 임의효과이다. 통합수준 모형에서는 1수준의 절편이 직접적으로 추정되는 것이 아니라 2수준과 3수준의 계수들을 통해서 추정되며, 통합모형의 오차항은 세 수준

의 오차항으로 분리된다. 이와 같이 HLM 통합모형은 고정효과와 임의효과로 나누어져 설명된다.

본 연구에서는 인적자본의 외부효과를 측정하기 위한 종속변수로 근로자의 월평균 임금을 사용하였으며, 임금을 대수값으로 변환하여 사용하였다. 또한 종속변수인 근로자의 임금에 영향을 미칠 것으로 예상되는 요인들은 선행연구 및 자료의 가용성을 고려하여 개인수준(level-1), 기업수준(level-2), 지역수준(level-3)의 설명변수를 각각 선정하였다. 먼저 근로자의 임금에 직접적으로 많은 영향을 미치는 개인수준(level-1)의 설명변수로는 성별, 교육연수, 경력연수, 경력연수 제공, 자격증보유 여부, 교육 및 훈련이수 여부, 근로형태, 산업, 직종의 9개 변수로 선정하였다. 특히 동일한 산업에 종사하는 근로자 간에도 직종별로 임금의 차이가 있으며, 반대로 동일한 직무를 맡고 있어도 종사하는 산업에 따라서 임금 차이가 있을 수 있다는 점을 고려하여 근로자를 산업별 직종에 따라 세분류하였다. 예를 들면 1·2차 산업에 종사하는 근로자들을 다시 전문직, 사무직, 기능직, 단순직으로 세분화하였다. 한편 근로자의 임금에 영향을 주는 기업수준(level-2)에서는 OES 자료에서 분류하고 있는 기업규모(9개 그룹)와 기업형태(7개 그룹)별로 총 63개의 기업유형을 설정하였다. 즉, 63개 유형으로 분류된 기업규모와 기업형태 변수는 3단계 위계선형모형에서 2수준의 분석단위를 만드는데 사용되었다. 마지막으로 근로자의 임금에 영향을 주는 지역수준(level-3)의 설명변수로는 각 지역의 평균 교육수준과 학력수준별 비율을 각각 사용하였다. 일반적으로 평균 교육수준은 지역의 인적자본 깊이(depth) 또는 질(quality)을 나타내는 대리변수로 사용되고 있다.

이와 같이 근로자의 임금에 영향을 미치는 개인특성 변수, 기업특성 변수, 지역특성 변수를 각각 선정하여 위계선형모형을 구축한 후 33,234명의 근로자를 대상으로 하여 1수준, 2수준, 3수준으로 구성된 임의절편모형(random intercept model)을 구축하였다. HLM의 하위모형 가운데 임의절편모형을 구축한

표 5. 근로자 임금에 영향을 주는 변수들

구분	변수	변수 설명	
종속변수	임금	월 평균 임금(대수값으로 변환)	
독립 변수	개인수준 (level-1)	성별	성별(여성=0, 남성=1)
		교육연수	개인교육연수
		경력연수	현 직업에서 일한 기간
		경력연수제공	현 직업에서 일한 기간의 제공
		자격증	현 직업과 관련된 자격증 유(1), 무(0)
		교육/훈련	최근 1년간 교육·훈련 유(1), 무(0)
		근로형태	정규직(1), 비정규직(0)
	산업 × 직업	1·2차산업 × 전문직 생산자서비스업 × 사무직 유통서비스업 × 기능직 소비자서비스업 × 단순직 1·2차산업의 단순직 (참조집단)	
	기업수준 (level-2)	기업규모	대기업 중기업 소기업(참조집단)
		기업형태	외국계 기업 공공 기관 국내 일반기업 무소속 형태(참조집단)
지역수준 (level-3)	지역의 인적자본	지역의 평균 교육수준	

이유는 근로자의 임금을 결정하는데 영향을 주는 1수준(개인 특성)의 영향은 동일하며, 단지 기업유형과 지역의 평균 교육수준의 영향(절편)이 다를 것으로 전제하였기 때문이다. 각 수준별 설명변수들과 이들을 투입한 3단계 임의절편 모형을 보면 각각 표 5와 표 6과 같다.

2) 위계선형모형 추정결과

임의절편모형은 무조건부모형(unconditional model)과 조건부모형(conditional model)으로 구분될 수 있다. 무조건부모형은 각 집단의 절편만 존재하고 기울기가 없는 경우이며, 조건부모형은 기울기가 동일하고 절편 값이 다른 경우이다. 따라서 먼저

무조건부모형을 통해 1수준, 2수준, 3수준 각각의 분산의 차이가 유의미한지에 대한 검증을 거친 후에 조건부모형을 통해 설명변수에 의해 설명되는 분산을 파악하는 과정을 거치게 된다. 따라서 무조건부모형은 연구를 진행하며 단계별로 투입되는 독립변수의 설명력을 판단하는 기준이 되므로 흔히 기초모형이라고 불리워진다(강상진, 1995). 이렇게 무조건부모형은 아무런 설명변수를 사용하지 않은 상태에서 각 수준의 분산값이 유의미한 차이를 발생하는가를 검증하며, 만일 여기서 분산의 차이가 유의미하게 산출되지 않는다면 위계선형모형을 사용할 필요가 없다.

표 7에서 볼 수 있는 바와 같이 통합된 무조건부모형에서는 3수준의 절편(γ_{000})과 지역, 기업, 개인 수준의 각 임의효과(u_{00k} , r_{0jk} , e_{ijk})가 산출된다. 무조건부

표 6. 3단계 위계선형모형의 임의절편모형

구분	모형	임의효과와 분포
개인수준 (level-1)	$Y_{ijk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk}(\text{성별}) + \pi_{2jk}(\text{교육연수}) + \pi_{3jk}(\text{경력연수}) + \pi_{4jk}(\text{경력연수}^2) + \pi_{5jk}(\text{자격증})$ $+ \pi_{6jk}(\text{교육/훈련}) + \pi_{7jk}(\text{근로형태}) + \sum_{a=8}^{22} \pi_{ajk}(\text{산업} \times \text{직업}) + e_{ijk}$	$e_{ijk} \sim (0, \sigma^2)$
기업수준 (level-2)	$\pi_{0jk} = \beta_{00k} + \sum_{b=1}^2 \beta_{0bk}(\text{기업규모}) + \sum_{c=3}^5 \beta_{0ck}(\text{기업형태}) + r_{0jk}$ $\pi_{1jk} = \beta_{10k}, \pi_{2jk} = \beta_{20k}, \dots, \pi_{21jk} = \beta_{210k}, \pi_{22jk} = \beta_{220k}$	$r_{0jk} \sim (0, \tau_r)$
지역수준 (level-3)	$\beta_{00k} = \gamma_{000} + \gamma_{001}(\text{지역의 평균 교육연도}) + u_{00k}$ $\beta_{01k} = \gamma_{010}, \beta_{02k} = \gamma_{020}, \dots, \beta_{04k} = \gamma_{040}, \beta_{05k} = \gamma_{050}$	$u_{00k} \sim (0, \tau_\beta)$
통합수준 (mixed level)	$Y_{ijk} = \gamma_{000} + \gamma_{001}(\text{지역의 평균 교육연도}) + \sum_{b=1}^2 \beta_{0bk}(\text{기업규모}) + \sum_{c=3}^5 \beta_{0ck}(\text{기업형태})$ $+ \pi_{1jk}(\text{성별}) + \pi_{2jk}(\text{교육연수}) + \pi_{3jk}(\text{경력연수}) + \pi_{4jk}(\text{경력연수}^2) + \pi_{5jk}(\text{자격증})$ $+ \pi_{6jk}(\text{교육/훈련}) + \pi_{7jk}(\text{근로형태}) + \sum_{a=8}^{22} \pi_{ajk}(\text{산업} \times \text{직업}) + u_{00k} + r_{0jk} + e_{ijk}$	$u_{00k} + r_{0jk} + e_{ijk}$ $\sim (0, \tau_\beta + \tau_r + \sigma^2)$

모형에서 세 수준을 통합한 모형의 분산은 각 수준 모형에서 산출된 분산을 모두 합한 결과와 동일하다. 즉, $Var(Y_{ijk}) = Var(u_{00k}) + Var(r_{0jk}) + Var(e_{ijk})$ 이다. 이는 다시 $\tau_\beta + \tau_r + \sigma^2$ 으로 표현되므로 결국 임금의 총분산은 지역수준의 분산(τ_β)과 기업수준의 분산(τ_r), 그리고 개인수준의 분산(σ^2)으로 구분해볼 수 있다. 무조건부모형의 분석결과 추정된 총분산은 0.451로 각 수준의 분산을 보면 개인수준(0.307), 기업수준(0.126), 지역수준(0.018) 크기로 통계적으로 유의하게 나타나고 있어, 근로자의 임금이 기업 및 지역 간에 통계적으로 유의미한 차이가 있음을 말해준다(표 8 참조).

임금의 차이를 결정하는 기업과 지역의 상대적인 영향력을 비교하려면 각 수준 간의 상관관계(ICC: intra-class correlation = τ_β (or τ_r or σ^2)/($\tau_\beta + \tau_r + \sigma^2$))를 도출하여 파악할 수 있다. 산출된 분산값을 이용하여 ICC를 계산하면 임금의 총분산 가운데 약 4%는 지역 간 차이에서 비롯되었으며, 기업 간 차이는 28%, 개인 간 차이는 68%로 나타났다. 예상대로 근로자의 임금을 결정하는 요인은 개인 특성에 따라서 가장 많은 격차가 나타났으며, 기업과 지역 차원에서 총분산

의 32%가 설명되고 있다.

무조건부모형의 추정 결과 각 수준별로 설명변수를 투입함으로써 종속변수인 근로자 임금의 분산을 더 설명해줄 수 있는 것으로 나타남에 따라 조건부모형을 실행시켰다. 그 결과 전체적으로 볼 때 고정효과와 임의효과에서 모두 통계적으로 유의미한 결과를 보이고 있다. 또한 조건부모형의 추정 결과 산출된 총분산은 0.167로 나타나 무조건부모형에서 산출된 총분산(0.451)의 약 63%가 줄어들었다. 따라서 위계선형모형의 각 수준별로 투입된 설명변수들이 종속변수의 분산을 상당히 설명해주고 있음을 보여주고 있다.

먼저 본 연구의 핵심변수인 지역수준(level-3)의 고정효과를 살펴보면 평균교육연수 변수의 회귀계수가 0.044로 매우 유의미하게 나타났다. 이는 다른 조건이 모두 동일하다면 지역의 평균 교육수준이 1년 증가할 때 해당 지역에서 근무하는 근로자의 평균임금이 4.4% 상승함을 의미한다. 이는 인적자본의 외부효과(human capital externalities)를 말하여주는 것으로, 고등교육을 받은 인적자본이 지역노동시장에 집적하면서 지식확산과 정보교류를 통해 다른 근로자

표 7. 3단계 위계선형모형의 무조건부모형에서 임의효과 분포

구분	모형	임의효과 분포
개인수준(level-1)	$Y_{ijk} = \pi_{0jk} + e_{ijk}$	$e_{ijk} \sim (0, \sigma^2)$
기업수준(level-2)	$\pi_{0jk} = \beta_{00k} + r_{0jk}$	$r_{0jk} \sim (0, \tau_\pi)$
지역수준(level-3)	$\beta_{00k} = \gamma_{000} + u_{00k}$	$u_{00k} \sim (0, \tau_\beta)$
통합수준(mixed level)	$Y_{ijk} = \gamma_{000} + u_{00k} + r_{0jk} + e_{ijk}$	$u_{00k} + r_{0jk} + e_{ijk} \sim (0, \tau_\beta + \tau_\pi + \sigma^2)$

표 8. 무조건부모형에서 산출된 고정효과와 임의효과

독립변수	계수	표준오차	t(x ²)값	P값
고정효과(fixed effect)				
절편	5,089**	0,018	279,09	0,000
임의효과(random effect)				
지역수준 분산	0,018**	0,133	259,88	0,000
기업수준 분산	0,126**	0,354	6121,15	0,000
개인수준 분산	0,307	0,554		

주) ** 1% 유의수준임.

의 생산성을 향상시켜 결과적으로 임금을 상승시키고 있음을 시사해준다(표 9 참조).

다음으로 기업수준(level-2)의 고정효과 모형의 추정결과를 보면 대기업과 중소기업 변수의 계수가 0.236과 0.126으로 나타났다. 따라서 이들은 소기업에 비해 각각 23.6, 12.6% 더 많은 임금을 받는다고 추정할 수 있다. 또한 기업형태의 측면에서 외국계 기업 종사자가 무소속 형태보다 29.3%나 많은 임금을 받으며 공공기관(21.1%)과 국내 일반기업(14.4%)도 무소속 형태보다 임금수준이 높게 추정되고 있다.

한편 개인수준(level-1)의 모형에서 나타난 설명변수의 고정효과를 보면 먼저 성별 계수가 0.324로 나타나고 있어 남성은 여성보다 32.4% 더 높은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 따라서 다른 변수를 통제한 후에도 성별에 따른 임금격차가 상당히 크다고 판정된다. 또한 정규학교교육을 1년 더 이수하면 근로자 개인의 임금이 6.3% 상승하는 것으로 나타났다. 이는 근로자 개인의 교육투자에 대한 사적 수익(private returns to education)을 말하는 것으로, 앞에서 도출

된 4.4%의 인적자본의 외부효과와 함께 사회 전체적으로 보면 교육에 대한 투자를 통해 얻을 수 있는 총 수익이 얼마나 커지는 가를 보여준다(Acemoglu et al., 2000; Moretti, 2004b). 또한 경력이 1년 증가하면 4.6%의 임금이 상승되는 것으로 나타났으며, 임금과 경력연수의 비선형관계로 인해 경력연수 제곱항의 계수는 (-)로 나타나고 있다. 이는 경력이 많을수록 임금은 자연히 상승하지만 점차 경력이 쌓일수록 임금의 상승률은 차츰 줄어가며, 경력이 20년 정도 지나면 은퇴기를 맞이하면서 점차 감소세를 보이게 됨을 말해준다. 이외에도 개인수준 변수 중에서 자기계발을 의미하는 자격증과 교육/훈련이 있는 경우 각각 4.8%와 6.6%의 임금이 상승하는 것으로 추정되었다.

한편 다른 조건을 모두 통제하고 정규직 근로자와 비정규직 근로자의 임금을 추정한 결과 정규직 근로자는 비정규직보다 26.8% 더 많은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 노동이 창출하는 한계생산이 임금에 반영되는 것으로 본다면 정규직 근로자는 비정규직 근로자보다 26.8% 높은 생산성을 발휘한다는 해석이

표 9. 3단계 위계선형모형의 추정 결과

독립변수	계수	표준오차	t(x ²)값	p값	
고정효과(fixed effect)					
절편	4.133**	0.018	226.35	0.000	
3수준					
평균 교육연도	0.044**	0.011	3.84	0.000	
2수준					
대기업	0.236**	0.012	19.07	0.000	
중기업	0.126**	0.009	13.88	0.000	
외국계 기업	0.293**	0.028	10.36	0.000	
공공 기관	0.211**	0.015	13.19	0.000	
국내 기업	0.144**	0.015	9.60	0.000	
1수준					
성별	0.324**	0.005	58.85	0.000	
교육연수	0.063**	0.001	53.15	0.000	
경력연수	0.046**	0.001	57.50	0.000	
경력연수 제공	-0.001**	0.000	-34.50	0.000	
자격증	0.048**	0.005	8.40	0.000	
교육/훈련	0.066**	0.006	10.44	0.000	
근로형태	0.268**	0.005	45.48	0.000	
1·2차산업	전문직	0.324**	0.014	22.93	0.000
	사무직	0.275**	0.013	19.98	0.000
	기능직	0.232**	0.011	21.12	0.000
생산자서비스업	전문직	0.345**	0.014	23.06	0.000
	사무직	0.376**	0.015	24.59	0.000
	기능직	0.210**	0.022	9.13	0.000
	단순직	0.032*	0.013	2.33	0.020
유통서비스업	전문직	0.363**	0.016	21.44	0.000
	사무직	0.263**	0.015	16.81	0.000
	기능직	0.139**	0.014	9.88	0.000
	단순직	0.137**	0.013	10.30	0.000
소비자서비스업	전문직	0.177**	0.013	13.20	0.000
	사무직	0.198**	0.015	12.97	0.000
	기능직	0.165**	0.017	9.60	0.000
	단순직	0.150**	0.012	12.36	0.000
임의효과(random effect)					
지역수준 분산	0.005**	0.072	423.71	0.000	
기업수준 분산	0.008**	0.087	3027.47	0.000	
개인수준 분산	0.154	0.391			

주) ** 1% * 5% 유의수준임.

가능하다. 그러나 실제로 일하는 것은 정규직과 비슷 한데도 임시직이라는 이유만으로 더 적은 임금을 받고 있는 우리나라의 임시직 체계를 고려한다면 이를 생산성과 결부시켜 풀이하는 데는 다소 무리가 있다. 또한 산업-직업별 추정계수를 보면 전문직, 사무직, 기능직, 단순직 순으로 임금이 낮아지는 반면에 생산 자서비스업과 소비자서비스업에서는 전문직보다도 오히려 사무직의 임금이 높게 추정되어 산업별로 세 부 직종에 따른 임금수준이 상당히 다르다는 것을 말 해준다. 동일한 직종 내에서 산업별로 임금을 비교해 보면 전문직은 유통서비스업 부문에서 가장 높은 임 금을 받고 있었으며 사무직은 생산자서비스업에서, 기능직은 1·2차 산업, 그리고 단순직종은 소비자서 비스업에서 더 높은 임금을 받는 것으로 추정되었다.

5. 근로자의 학력수준 그룹별 인적자본의 외부효과

1) 학력수준 그룹별 인적자본의 외부효과 차이

동일한 지역 내에서 근로자 간에 함께 지식을 공유 하고 서로 학습하는 과정에서 인적자본의 외부효과 가 발생한다고 볼 때, 외부효과는 일방향이라기보다

는 쌍방향(two-way)의 상호 현상이라고 할 수 있다. 본 연구에서는 근로자들의 상호작용에 따른 인적자 본의 외부효과가 학력수준별로 차별적으로 나타나 는 것을 비교하기 위해 학력수준을 크게 두 가지 유형으 로 나누었다. 즉, '분류 1'은 고졸 이하 그룹과 전문 대를 포함한 대졸 이상 그룹으로 나누었으며, '분류 2'는 대졸 이상 그룹을 세분하여 전문대와 4년제 대 졸 그룹과 석사 이상의 대학원 학력 그룹으로 분류하 였다. 이와 같이 분류된 각 집단별로 3단계 위계선형 모형을 각각 따로 따로 실행시켰다⁴⁾.

그 결과 고학력자 그룹이 저학력자 그룹보다 인적 자본의 외부효과가 더 크게 나타났으며, 이러한 결과 는 독일과 미국에서 수행된 연구결과와도 유사하다 (Heuermann, 2008; Rosenthal, 2008). 고졸 이하 그 룹과 대졸 이상 그룹으로 분류한 경우 인적자본의 외 부효과는 각각 3.0%와 5.2%로 나타나 고등교육을 이 수한 근로자들의 외부효과가 2.2% 더 높음을 알 수 있다. 이를 더 세분하여 석·박사 졸업자를 따로 그 룹화하였을 때 전문·일반대 졸업자의 인적자본의 외부효과는 4.7%로 낮아진 반면에 석·박사 그룹의 경우 외부효과가 11.8%로 추정되었다(표 10 참조). 이렇게 고학력 집단의 인적자본의 외부효과가 상당 히 높게 나타난 것은 고학력자 그룹의 지식확산 강도 가 상대적으로 높음을 말해준다. 왜냐하면 국내 일반 기업의 채용 시에 석·박사와 대졸자, 또는 대졸자와

표 10. 3단계 위계선형모형에서 산출된 학력수준 그룹별 인적자본의 외부효과

(단위: %)

학력수준		근로자수(명)	인적자본의 외부효과		
			분류 1	분류 2	전체
1	중학교 졸업	5,048	3.0*	3.0	4.4** (0.000)
2	고등학교 졸업	13,694	(0.024)	(0.024)	
3	전문대 졸업	4,078	5.2** (0.003)	4.7**	
4	일반대 졸업	8,951		(0.006)	
5	석사 졸업	1,125		11.8**	
6	박사 졸업	338		(0.001)	

주) 모든 계수값은 각 학력수준 그룹별로 추정된 결과임, ** 1% * 5% 유의수준임, 괄호 안은 p값임.

고졸자의 고용시장이 어느 정도 분리되어 있기 때문이다. 즉, 고학력자와 저학력자의 노동시장이 분리되어 있는 불완전한 대체관계(imperfect substitution)가 존재하는 경우 고학력자의 노동시장은 상대적으로 한정되어 있어 고학력자의 투입은 수요에 비해 공급초과를 가져오므로 부정적인 영향을 받게 된다. 그럼에도 불구하고 인적자본의 외부효과가 크게 나타난 이유는 고학력자들이 지식을 받아들이고 학습하는 능력이 월등히 높기 때문에 불완전한 대체관계에서 비롯되는 부정적인 영향을 상쇄하고도 남을 만큼 지식확산의 강도가 훨씬 높다는 것으로, 이는 학력그룹 간 지식확산의 강도가 상당히 다름을 시사해준다(Ciccone *et al.*, 2006; Moretti, 2004b).

2) 지역의 교육수준 변화에 따른 학력수준 그룹별 인적자본의 외부효과

한 지역의 교육수준은 고학력자나 저학력자의 유입에 따라 높아지거나 낮아질 수 있다. 따라서 만일 해당지역에 저학력자의 비율이 증가하거나 또는 감소하는 경우 학력수준별 인적자본의 외부효과에 어떠한 영향을 미치는 가를 분석한다면 지역노동시장에 상당한 시사점을 제공할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 학력수준에 따라 근로자 계층을 세 그룹으로

분리하고 지역의 교육수준 변수도 마찬가지로 동일한 그룹 기준을 적용하여 총 9개의 위계선형모형을 각각 수행하였다. 그 결과 개인수준과 기업수준에서의 설명변수에 대한 계수값은 별다른 차이를 보이지 않는 반면에 지역수준(level-3)에서 인적자본의 외부효과는 상당한 차이를 보이고 있다(표 11 참조).

우선 저학력자에 해당하는 중·고교 졸업자 비율을 지역의 교육수준을 나타내는 변수로 삼은 경우 인적자본의 외부효과는 모든 학력수준 그룹에서 (-)의 계수가 나타났으며, 특히 학력수준이 높아질수록 계수값이 커지고 있다. 따라서 저학력자들은 상대적으로 학력이 높은 근로자의 생산성을 오히려 저해시킬 수 있음을 시사해준다고 볼 수 있다. 하지만, 이러한 경향은 학력이 낮아질수록 외부효과 of 부정적 영향력의 크기는 감소하고 있으며, 같은 학력 집단(중·고교 졸업자)을 대상으로 한 모형에서는 외부효과 자체가 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다. 반면에 전문·일반대 졸업자 비율과 석·박사 졸업자의 비율을 지역의 교육수준을 나타내는 변수로 대입한 경우 인적자본의 외부효과는 거의 모두 유의미한 (+)의 부호를 보이고 있으며 학력수준이 높을수록 계수값이 더 커지고 있다. 이는 인적자본의 외부효과는 단순히 노동시장의 집적경제에 따라 나타나는 현상이 아니라 지역의 교육수준과 밀접한 연관이 있는 근로

표 11. 지역의 교육수준 변화에 따른 학력수준 그룹별 인적자본의 외부효과 비교

(단위: %)

구분		인적자본의 외부효과			
		중·고교 졸업	전문·일반대 졸업	석·박사 졸업	전체
지역 변수 (level-3)	중·고교 졸업자 비율	-0.2 (0.236)	-0.7** (0.007)	-1.5** (0.001)	-0.8** (0.000)
	전문·일반대 졸업자 비율	0.5* (0.021)	0.9** (0.001)	1.7** (0.001)	1.0** (0.000)
	석·박사 졸업자 비율	1.7 (0.154)	5.7** (0.000)	8.2** (0.000)	5.5** (0.000)
	지역의 평균 교육수준	3.0* (0.024)	4.7** (0.006)	11.8** (0.001)	4.4** (0.000)

주) 모든 계수값은 9개 그룹별로 각각 추정된 위계선형모형 결과임; ** 1% * 5% 유의수준임, 괄호 안은 p값임.

자 개개인의 생산성 증대 현상임을 말해주며, 고학력자는 저학력자에 비하여 지역의 교육수준 변화에 보다 민감하게 반응하고 있음을 시사해준다.

한편 고학력자와 저학력자의 유출·입이 없이 각 지역의 총 근로자수가 동일하다는 가정 하에서 기존의 저학력자들이 고학력자로 대체되는 경우 인적자본의 외부효과가 어떻게 변화하는 가를 살펴보면 흥미로운 결과를 보여주고 있다. 즉, 다른 조건이 동일하다면 한 지역 내에서 중·고교 졸업자의 1%가 전문대 또는 일반대학교로 진학하여 졸업하는 경우 인적자본의 외부효과는 1.8%[1.0% -(-0.8%)]로 높아지는 것으로 나타나고 있다. 또한 중·고교 졸업자의 1%가 교육수준이 가장 높은 석·박사 졸업자로 대체되는 경우 그 외부효과는 6.3%[5.5% -(-0.8%)]로 크게 상승하고 있다. 따라서 저학력 근로자가 고학력자로 대체되는 경우에는 인적자본의 외부효과가 상당히 급증하게 됨을 엿볼 수 있다.

6. 결론

지식기반사회로 진입되면서 경제성장의 원동력으로서 인적자본(human capital)의 중요성이 부각되고 있으며, 인적자본의 외부효과에 대한 관심도 매우 높아지고 있다. 이에 따라 각 지자체에서도 지역 경쟁력을 제고시키기 위해 인력양성을 위한 교육투자를 증가시키고 있다. 인적자본의 외부효과에 관한 국내 연구들은 주로 인적자본의 외부효과 유무와 그 크기를 산출하는데 초점이 맞추어져 있다. 그러나 최근 들어 외국의 경우 학력수준에 따른 인적자본의 외부효과의 차이를 분석한 연구들도 이루어지고 있다.

본 연구는 노동생산성의 지표로 간주되는 근로자의 임금을 이용하여 인적자본의 외부효과를 분석하는데 목적을 두었다. 특히, 근로자의 임금에 영향을 주는 결정요인을 개인 수준, 기업 수준, 지역 수준별로 위계구조를 가진 위계선형모형을 구축하여 인적

자본의 외부효과를 분석하였다. 또한 지식확산의 강도가 학력그룹별로 다를 것이라는 가설 하에서 고학력자와 저학력자 그룹의 인적자본의 외부효과를 비교하였으며, 해당 지역의 교육수준이 변화되는 경우 학력수준별로 인적자본의 외부효과가 얼마나 민감하게 달라지는 가도 분석하였다.

무조건부모형의 추정 결과 총분산은 0.451로 나타났으나, 조건부모형의 추정 결과 총분산은 0.167로 크게 줄어들어 각 수준에서 투입된 설명변수들이 근로자의 임금의 분산을 상당 부분 설명해주고 있음을 엿볼 수 있다. 특히 본 연구에서 핵심적으로 보고자 하는 지역의 평균 교육수준 변수의 회귀계수가 0.044로 매우 유의미하게 나타나, 지역의 평균 교육수준이 1년 증가할 때 근로자의 평균 임금이 4.4% 상승하는 인적자본의 외부효과를 보이고 있다.

그러나 이러한 인적자본의 외부효과는 학력수준 집단별로 차이를 보이고 있다. 고졸 이하와 전문·일반대 졸업자, 그리고 석·박사 졸업자를 그룹화하여 인적자본의 외부효과를 산출한 결과 각각 3.0%, 4.7%, 11.8%로 나타났다. 특히 고졸 이하의 학력그룹과 대학졸업자 간의 차이는 1.7%인데 비해 대학졸업자와 석·박사 졸업자 그룹간의 차이는 7.1%로 큰 차이를 보이고 있다. 이러한 결과는 고졸 학력, 대졸 학력, 석·박사 학력자들이 지역노동시장에서 완전한 대체관계에 있지 않다는 점을 감안해볼 때 고학력자 그룹에서 지식확산의 강도가 훨씬 강하여 인적자본의 외부효과가 더 크게 나타나고 있음을 시사해준다. 더 나아가 저학력자에 해당하는 중·고교 졸업자 비율을 지역 교육수준 변수로 투입한 경우 인적자본의 외부효과는 모든 학력 그룹에서 (-)의 계수가 나타나면서 고학력으로 갈수록 계수값이 커지고 있는 반면, 전문·일반대 졸업자와 석·박사 졸업자의 비율을 지역 교육변수로 대입한 경우에는 인적자본의 외부효과가 거의 모두 (+)의 부호를 보이면서 마찬가지로 고학력으로 갈수록 계수값이 증가하였다. 이는 저학력자들은 상대적으로 학력이 높은 근로자의 생산성을 오히려 저해시킬 수 있으며, 특히 고학력자는

저학력자에 비하여 지역의 교육수준 변화에 보다 민감하게 반응하고 있음을 시사해준다. 고학력자와 저학력자의 유출입이 없이 총 근로자수가 동일하다는 가정 하에 기존의 저학력자들이 고학력자로 대체되는 경우 인적자본의 외부효과는 급상승하는 결과를 보여주고 있다.

지금까지 많은 연구들이 지식창출을 위한 요인들을 규명하는데 초점을 두어왔다면, 본 연구는 이미 교육을 통해 높은 학력을 가진 근로자들이 자신의 지식을 주변의 근로 현장이나 또는 비공식적 상호교류를 통해 확산시킴으로써 어느 정도 생산성의 향상을 가져오는가를 분석하는데 초점을 두었다. 따라서 본 연구를 통해 지역경제가 성장하기 위해서는 인적자본 자체가 매우 중요할 뿐만 아니라 인적자본의 외부효과도 얼마나 중요한가를 살펴볼 수 있었다. 특히 학력수준별 인적자본의 외부효과가 상이하게 나타나며, 고학력으로 갈수록 외부효과가 상대적으로 더 커지고 있다는 점을 고려해 볼 때 지방의 경쟁력을 살리기 위해서는 인력 향상뿐만 아니라 인적자본의 외부효과를 상승시키는 전략을 모색하여야 할 것이다. 지식창출 뿐만 아니라 지식확산도 생산성 향상에 상당한 영향을 미친다는 점을 고려해볼 때 직장에서 고학력 근로자와 저학력 근로자가 단순히 물리적으로 함께 근무하는 것만이 아니라 지식확산이나 정보교류가 활발하게 일어날 수 있도록 사회·경제적으로도 근접할 수 있는 네트워크 환경을 조성하여야 할 것이다. 또한 지방의 경쟁력을 제고시키기 위해 대학원 이상의 고학력자들을 배출할 수 있도록 지방소재 대학교에 다각적인 지원도 필요하며, 더 나아가 해당 지방에 입지한 산·학·연 사이에 보다 활발한 교류와 협력이 이루어질 수 있는 환경을 마련해주는 것도 매우 중요할 것이다.

주

1) 총 표본조사자 70,254명 가운데 고용주(4,579명), 자영업

자(20,777명), 무급 가족종사자(7,856명)는 비임금근로자로 분류하여 제외시켰으며, 나머지 임금의 형태로 급여를 지급받는 임금근로자는 정규직(26,165명)과 비정규직(10,879명) 근로자들임.

- 2) 이희연(1998), “서비스 경제화와 공간의 변용,” 한국경제지리학회지 1(1): 33-56.
- 3) 표본조사 전수(33,212명의 비임금근로자 포함)를 대상으로 한 경우 16개 광역시·도의 평균 임금은 서울, 경기도, 울산, 인천, 대전, 광주, 제주도, 부산, 충청남도, 대구, 강원도, 충청북도, 전라북도, 경상남도, 경상북도, 전라남도의 순서로 나타나고 있어, 비임금근로자는 광역도시에서 높은 임금 프리미엄을 누리고 있음을 시사해줌.
- 4) 학력그룹별 인적자본의 외부효과를 분석한 위계선형모델의 경우 앞서 학력그룹을 구별하지 않았던 모델링과 마찬가지로 지역수준(level-3)에 포함되어 있는 ‘지역평균교육연수’ 변수를 이용하였으며, 분석대상을 전체표본(33,234명)을 사용하지 않고 고졸이하(18,742명), 전문·일반대 졸업(13,029명), 그리고 석·박사 졸업(1,473명)으로 분류하여 각각 모델을 추정하였고, 단위 위계선형모형의 임의절편모형에서 개인수준(level-1)의 ‘교육연수’ 변수 하나가 제외된 모델임

참고문헌

- 강상진, 1998, “교육 및 사회연구를 위한 연구방법으로서 다층모형과 전통적 선형모형과의 비교분석 연구,” 교육평가연구 11(1), pp.207-258.
- 김명수, 1997, “인적자본형성과 지역경제성장,” 지역연구 13(1), pp.15-25.
- 김종구, 2007, “우리나라 지역 인적자본 추정과 지역경제 성장요인 분석,” 경제연구 25(4), pp.1-29.
- 김주영 · 조동훈 · 이변송 · 조준모 · 이인재, 2009, 한국의 임금격차, 서울: 한국노동연구원.
- 이변송 · 김용현, 2004, “도시의 인적자본, R&D, 및 기타 특성이 도시의 임금과 주택가격에 미치는 영향분석 - 도시 삶의 질 측정을 중심으로,” 경제학연구 52(2), pp.115-150.
- 장수명 · 이변송, 2001, “인적자본의 지역별, 산업별 분포와

- 그 외부효과,” 노동경제논집 24(1), pp.1-33.
- 호유정, 2008, “지역의 인적자원이 지역 소득 성장에 미치는 영향에 대한 연구,” 국토계획 43(6), pp.111-120.
- Acemoglu, D., 1996, “A microfoundation for social increasing returns in human capital accumulation,” *The Quarterly Journal of Economics* 111(3), pp.779-804.
- Acemoglu, D. and Angrist, J., 2000, “How large are human-capital externalities? evidence from compulsory schooling laws,” *NBER Macroeconomics Annual* 15, pp.9-59.
- Becker, G., 1993, *Human Capital*(3rd ed.), New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
- Benhabib, J. and Spiegel, M. M., 1994, “The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data,” *Journal of Monetary Economics* 34, pp.143-173.
- Charlot, S. and Duranton, G., 2004, “Communication externalities in cities,” *Journal of Urban Economics* 56, pp.581-613.
- Ciccone, A. and Peri, G., 2006, “Identifying human-capital externalities: Theory with applications,” *Review of Economic Studies* 73, pp.381-412.
- Dalmazzo, A. and Blasio, G. D., 2007, “Production and consumption externalities of human Capital: An empirical study for Italy,” *Journal of Population Economics* 20, pp.359-382.
- Fu, S., 2007, “Smart Cafe Cities: Testing human capital externalities in the Boston Metropolitan Area,” *Journal of Urban Economics* 61, pp.86-111.
- Glaeser, E. L. and Mare, D. C., 2001, “Cities and skills,” *Journal of Labor Economics* 19(2), pp.316-342.
- Heuermann, D. F., 2008, Human capital externalities in western Germany, *Institute for Labour Law and Industrial Relations in the European Community*, Discussion Paper Series, No 05/2008.
- Liu, Z., 2007, “The external returns to education: Evidence from Chinese cities,” *Journal of Urban Economics* 61, pp.542-564.
- Lucas, R. E., 1988, “On the mechanics of economic development,” *Journal of Monetary Economics* 22(1), pp.3-42.
- Mincer, J., 1974, *Schooling, experience, and earnings*, National Bureau of Economic Research.
- Moretti, E., 2004a, “Estimating the social return to higher education: Evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data,” *Journal of Econometrics* 121, pp.175-212.
- Moretti, E., 2004b, Human capital externalities in cities, in: Henderson, J. V. and Thisse, J. F.(eds.), *Handbook of Urban and Regional Economics*(vol. 4), Elsevier, North-Holland, Amsterdam, pp.2243-2291.
- 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.
- Raudenbush, S. W. and Bryk, A. S., 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Thousands Oaks, California: Sage.
- Rosenthal, S. S., 2008, “The attenuation of human capital spillovers,” *Journal of Urban Economics* 64, pp.373-389.
- Strawinski, P., 2008, *External return to education in Poland*, MPRA Paper No.11598.
- 교신: 이희연, 151-742, 서울시 관악구 신림동 산 56-1, 서울대학교 환경대학원, 전화: 02-880-9322, 팩스: 02-871-8847, 이메일: leehyn@snu.ac.kr
- Correspondence: Lee Hee Yeon, Graduate School of Environmental Studies, Seoul National University, 56-1, Shillim-dong, Gwanak-gu, Seoul, 151-742, Korea, Tel: +82-880-9322, Fax: +82-871-8847, e-mail: leehyn@snu.ac.kr

최초투고일 2009년 12월 7일
최종접수일 2009년 12월 20일

An Analysis on Human Capital Externalities Using Hierarchical Linear Model

Park Jung Ho* · Lee Hee Yeon**

Abstract : In the knowledge-based economy highlighting the importance of human capital, there has been a growing interest in human capital externalities as a fundamental engine of growth and development of a region. The purpose of this study is to analyze human capital externalities using 3-level hierarchical linear model(3-HLM), decomposing determinants of wages into three levels involving workers(level-1) nested within firms(level-2) nested within regions(level-3). This study separately estimates the effect of the average education level on the wages by three different schooling groups on the assumption that the intensity of knowledge spillovers varies with each group's schooling level. The main results are as follows; First, the coefficient of the average education level of a region shows 0.044, indicating that one-year increase in the average level of schooling could increase average individual earnings by 4.4%. Secondly, the external effects of human capital on three different schooling groups are considerably different, raising less than high school graduates' wages by 3.0%, college graduates' wages by 4.7%, and graduate schools' wages by 11.8%, respectively. Thirdly, well educated workers are much more sensitive to the variation of the regional education level than less educated ones when we apply the shares of each schooling group as alternative measures for the average level of education. Such findings of this study draw an implication that local governments could speed up regional economic growth in the knowledge-based economy by not only raising total human capital stock in a region but building the close networks that promote productivity-enhancing human capital external effects.

Keywords : knowledge-based economy, human capital externalities, knowledge spillovers, 3-level hierarchical linear model

* Graduate student, Graduate School of Environmental Studies, Seoul National University

** Professor, Graduate School of Environmental Studies, Seoul National University