

勞 動 經 濟 論 集
 第24卷(1), 2001.3, pp. 1 ~ 33
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

인적자본의 지역별·산업별 분포와 그 외부효과*

장수명** · 이번송***

교육은 일반적으로 긍정적 외부효과를 가진 것으로 인식되어 교육에 대한 공공투자가 정당화되고 있다. 본 연구는 1995년 인구주택총조사와 1998년 한국노동패널을 이용하여 도시별·산업별 인적자본의 분포를 살펴보고 도시와 산업의 평균교육년수가 임금에 미치는 영향을 파악함으로써 인적자본의 외부효과를 분석하였다. 일반적으로 수도권 도시들의 평균교육년수가 다른 지역 도시들에 비해 크게 높았으며, 또 첨단산업의 평균교육년수가 전통산업의 평균교육년수보다 크게 높았다. 교육과 경력을 포함한 개인의 특성, 기업규모, 지역특성, 산업을 통제한 후 도시의 평균교육년수가 1년 증가함에 따라 그 도시의 노동자의 임금이 약 3% 증가하고 개인의 특성, 기업규모, 산업 특성을 통제한 후 산업의 평균교육년수가 1년 증가함에 따라 그 산업 노동자의 임금이 약 5~7% 증가한다.

— 핵심용어: 인적자본, 외부효과, 평균교육년수

투고일: 2001년 1월 2일, 심사일: 1월 15일, 심사완료일: 2월 26일

* 이 논문은 2000년도 두뇌한국 21 사업에 의하여 지원되었다. 필자들은 제2회 노동패널학술대회에서 유익한 논평을 주신 한국노동연구원 김승택 연구위원, 성신여자대학교의 박기성 교수와 서면으로 유익한 심사평을 해주신 익명의 두 논평자들에게 감사드린다. 본 연구의 모든 책임은 필자들에게 있음을 밝혀 둔다.

** 서울시립대학교 경제학부 BK21 계약교수(smjang@uoscc.uos.ac.kr)

*** 서울시립대학교 경제학부 교수

I. 서론

인적자본은 경제성장에 있어 결정적인 요소로 간주되고 경제성장을 도모하기 위한 정책의 일환으로 교육에 많은 국가적 자원을 투입하고 있으며, 특히 인재양성을 위해 많은 정책적 노력을 기울였다.¹⁾ 개인의 교육에 대한 이러한 국가의 보조 또는 투자는 인적자본이 긍정적 외부효과를 가진 공공재로 인식됨으로써 정당화되는 것이다. 다시 말하면, 인적자본은 인적자본의 개별 소유자뿐만 아니라 사회 전체에 혜택을 주기 때문이다. Lucas(1988)와 Romer(1986) 등의 내생적 성장이론은 한 나라의 평균인적자본과 그 외부효과가 성장의 원동력이 될 수 있음을 보여주었다. 본 연구는 1998년 한국노동패널과 1995년 인구주택총조사를 이용하여 인적자본의 도시별·산업별 분포를 검토하고 인적자본의 지역집중으로 인한 외부효과를 실증적으로 검토하였다.

인적자본의 외부효과에 대한 미시적 기초는 제한된 지역공간에서 노동자 상호간에 일어나는 공식적 또는 비공식적 상호 접촉으로 인한 지식과 기술의 공유와 창출이다. 이러한 상호 접촉에 의한 긍정적 외부효과는 평균인적자본이 높은 나라나 지역에서 그렇지 못한 나라나 지역보다 높을 것이라는 것이 분명하다. 인적자본의 지역적 집중에 의한 긍정적 외부효과는 똑같은 개인적 특성을 지닌 노동자라도 인적자본이 집중된 지역에서 보다 높은 생산성을 나타내게 되며, 따라서 높은 임금을 받게 한다. 그러므로 노동자들은 인적자본이 보다 풍부한 지역으로 이주할 강한 동기를 지니게 된다. 인적자본이 빈곤한 나라에서 풍부한 나라로의 이주, 농촌으로부터 도시로의 이주, 교육수준이 낮은 지역에서 높은 지역으로의 끊임없는 이주는 이를 증명하고 있다. 하지만 국제 자료를 이용하여 인적자본의 외부효과를 실증적으로 분석하는 것은 비교할 만한 국가간 자료의 부재, 국가간의 제도적 차이 등으로 인해 매우 어렵다. 또한 높은 인적자본은 높은 수준의 경제발전과 연관되어 있고, 이는 또한 개인당 자본장비율과 같이 생산성에 영향을 미치는

1) 과학기술대학교나 기타 국립대학교에 대한 정부의 집중적 지원이 그 예로 간주될 수 있다. 또 많은 나라에서 초·중등 교육을 무상의무교육으로 하는 것 또한 한 예가 될 수 있다. 한 연구에 의하면 개발도상국들이 교육, 건강과 기타의 인적자본에 매년 천억 달러 이상을 투자하고 있다고 한다(Alderman et al., 1996).

다른 요인들과 연관되어 있어 횡단면 국제 자료를 이용한 인적자본의 외부효과를 파악하는 것이 어렵게 된다. 반면에 여러 제도가 동일하고 개인당 자본장비율이 비슷한 한 나라 안에서 다른 지역(도시)들을 살펴봄으로써 인적자본의 생산성 향상 외부효과를 파악하는 것이 적절할 것이다(Rauch, 1993). Rauch는 미국 도시들의 임금 및 지대 자료를 이용한 인적자본의 외부효과에 관한 실증분석에서 지역의 평균인적자본이 개별 노동자의 측정 가능한 많은 특성을 통제한 후에도 그 지역 노동자의 시간당 임금을 크게 상승시킨다는 사실을 확인했다. 본 논문의 한 목표는 우리나라 도시들에 관해 이러한 인적자본의 외부효과를 실증적으로 파악하는 것이다. 동일한 개인적 직업적 특성을 지닌 개별 노동자가 평균교육수준이 높은 지역에서 보다 높은 임금을 받는다면 이는 그 지역이 갖는 외부효과로 간주할 수 있을 것이다.

앞에서 설명한 것처럼 인적자본의 외부효과는 이주동기를 유발시키기 때문에 이주가 자유로운 한 국가 내에서는 노동자 개인특성이 똑같은 경우 균형상태에서는 모든 지역에서 임금이 균등해져야 한다. 하지만 Roback(1982)의 지역 공공재 모형에서 보여주듯이 고임금 지역으로의 이주는 높은 주거용·상업용 지대를 유발시킴으로써 공간적 균형이 이루어진다. 따라서 평균인적자본이 높은 도시는 개인의 모든 특성들이 똑같은 경우에도 높은 임금을 받게 되고, 똑같은 특성을 지닌 주거용 건물에 대한 지대(전세)가 이 도시에서 높을 것이다. 평균인적자본이 높은 지역에서 일하는 노동자들이 인적자본의 외부효과로 인해 다른 지역의 노동자들보다 높은 임금을 받는다면, 왜 노동자들이 높은 지대(전세 또는 집 값)를 지불해야 함에도 불구하고 그러한 도시 또는 지역으로 집중하는지에 대한 한 이유를 제시하는 것이 된다. 특히 우리는 인적자본의 지역적 분포와 그 외부효과를 살펴봄으로써, 수도권 인구집중이 교통혼잡과 주택가격의 상승을 가져오고 따라서 정부가 끊임없이 수도권 집중 억제정책을 쏟에도 불구하고 왜 수도권에 인구가 계속적으로 집중하는지에 대한 한 이유를 파악하게 될 것이다. 만약, 인적자본의 외부효과가 수도권 인구집중의 한 요인이라면 평균인적자본이 타지역에서보다 수도권 지역에서 높을 것이고, 또 인적자본의 긍정적 외부효과가 존재해야 할 것이다. 우리는 이러한 주장들을 1998년 한국노동패널과 1995년 인구주택총조사를 이용해 검증한다.

우리는 지식의 파급 및 상승 효과가 동일한 산업 내에서 보다 더 집중적으로 이루어질 것으로 생각하며 따라서 개인적 특성들—교육년수, 전공, 직종, 경력, 근속년수 또는 능력—이 동일한 개별 노동자가 평균인적자본이 높은 산업에 종사할 경우 생산성이 더욱 높아질 것으로 예상한다. 특히 정보화산업의 발전으로 지역적 장벽을 넘어 동일한 산

업 내의 노동자간, 특히 지식인 노동자간의 접촉이 크게 늘어 지식과 정보의 교류가 활발히 일어남으로써 평균인적자본이 높은 산업에서 외부효과를 통한 생산성 향상이 일어날 가능성을 높인다.²⁾ 예를 들어 한 개인이 대학에서 경영학을 전공하고 졸업 후 평균인적자본 수준이 높은 의료, 정밀, 광학기기를 제조하는 산업에 종사하는 경우와, 같은 제조업이지만 평균인적자본이 낮은 음식료품 제조업에 종사하는 경우 사이에는 외부효과로 인하여 생산성의 차이가 존재할 것이며, 따라서 임금도 다를 것으로 생각된다. 따라서 우리는 산업의 평균인적자본이 개인의 모든 특성을 통제한 후에도 그 산업에 종사하는 개인의 임금에 긍정적 영향을 미치는가를 살펴본다.

1995년 인구주택총조사의 10% 표본 테이프로부터 얻어진 각 도시지역 또는 산업의 종사자들의 평균학력수준을 지역 또는 산업의 인적자본을 측정하는 변수로 사용한다. 지역 또는 산업의 노동자의 평균경력년수 또한 지역 또는 산업의 인적자본을 나타내는 변수로 사용될 수 있으나 인구주택총조사의 경우 실질 경력년수를 계산할 수 없고, Rauch (1993)의 연구가 평균경력수준은 외부효과가 없는 것으로 보여주고 있기 때문에 본 연구에서는 평균교육년수에만 초점을 두었다. 한편 한국노동패널은 다른 자료들에 비해 임금과 노동자 개인의 특성에 대해 풍부한 자료를 제공하고 있다. 지역산업별 노동자의 평균교육년수와 노동패널의 임금노동자 자료를 함께 이용함으로써 지역 또는 산업의 평균교육년수가 개인의 임금향상에 어떻게 기여하는지를 살펴본다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서 Rauch(1993)의 도시 인적자본의 외부효과 모형을 간략히 소개하고 실증분석 틀을 제공한다. 제III장에는 자료를 설명하는 동시에 도시간 산업별 노동자의 교육수준 차이를 보여주고, 제IV장에서는 회귀분석 결과를 설명한다. 마지막 장에서는 이 논문이 갖는 한계를 지적하고 앞으로의 연구 방향을 제시하며 결론을 맺는다.

2) 정보화산업의 발달로 인해 동일한 산업에 종사하는 노동자들간에 정보교류가 확대되어 산업의 인적자본에도 외부효과가 발생한다는 주장은 대인접촉(face to face)을 기반으로 하는 도시의 인적자본 외부효과에 대한 주장과 상충된다고 생각하기 쉽다. 그러나 Gaspar와 Glaeser(1996)가 지적한 것처럼 정보화와 대인접촉은 대체관계라기보다 보완관계로 볼 수 있다. 따라서 정보화의 발달로 인적자본의 스톡이 높은 도시일수록 대인접촉을 통한 지식의 파급효과가 클 것이라고 생각한다. 특히 정보를 다루는 지식인 노동자의 수는 그 외부효과를 확대하는데 더 큰 역할을 할 수 있다. 그러나 정보화의 발달은 원거리에서 일하고 있는 노동자들간에 특히 동일한 산업에 일하고 있는 지식인 노동자들 사이의 정보와 지식의 교류를 확대시킬 것 또한 분명하다. 따라서 지식인 노동자가 많은 특정 산업에서는 그 외부효과로 생산성이 보다 높을 수 있다.

II. 인적자본의 외부효과 모형과 실증분석의 틀

Rauch(1993)는 Roback(1982)의 공공재 모형을 이용해 인적자본의 외부효과를 다음과 같이 설명하고 있다. 각 도시 j 는 제한된 양의 대지, L_j 와 지역적 특성들 s_j 을 제공하고 가계는 가격이 1인 단일복합상품 X (composite commodity, 이하 상품이라 칭한다), 주거용 대지 l^c 와 지역적 특성 s_j 을 소비함으로써 효용을 얻는다. 각 가계는 효율성 단위로 측정된 노동량 h 을 부여받았다. 각 가계는 이 노동량을 효율성 노동 한 단위에 대한 임금 w 을 받고 비탄력적으로 공급한다. 효용이 모든 가계에 있어 동일하고 동조적이라고 가정한다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\max V(x, l^c; s) \text{ subject to } wh + I = x + l^c r \dots\dots\dots (1)$$

여기서 I 는 비임금소득이고 지역과 무관하다고 가정한다. 이 모형에서 공간적 균형은 효율성 노동 한 단위를 이용하여 얻는 간접 효용이 모든 도시에 있어 동일하게 됨으로써 이루어진다.

$$V_j = v(r_j; s_j)w_j = u^0 \dots\dots\dots (2)$$

여기서 V_j 는 효율성 노동 한 단위를 소유한 j 도시 거주 노동자가 누리는 간접적 효용이며, u^0 는 효율성 노동 한 단위 소유자들이 전국 어디서나 똑같이 갖는 효용이다.

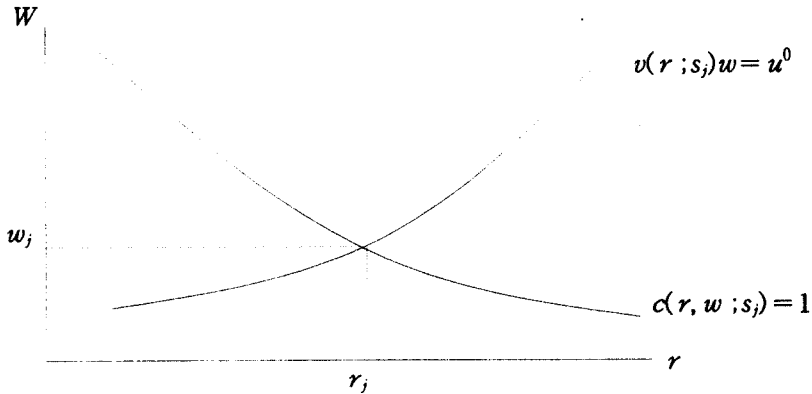
생산기술은 노동, 대지, 자본의 규모에 대해 보수 불변이고, 지역특성은 생산요소 투입 비율에 영향을 미치지 않고 생산함수를 이동시키는 변수이다(Hicks-neutral shift parameters). 따라서 기업의 상품생산은 $X = f(l^p, H; s)$ 이며³⁾ 여기서 l^p 는 생산에 사용된 대지이고, H 는 도시의 총효율성 노동이다. 비용 최소화 균형조건에서는 완전경쟁 시장조건 때문에 상품의 단위생산비용이 그 가격과 동일해야 한다.

3) 자본 역시 상품생산요소이나 자본은 완전히 유동적이며 자본에 대한 보수는 모든 도시에 동등하다고 가정하고 투입요소에 포함하지 않았다(Roback, 1992).

$$c(r_j, w_j; s) = 1 \dots\dots\dots (3)$$

여기서 c 는 단위비용함수이고 자본비용은 모든 도시에 동일하므로 표시하지 않았다. 소비자와 기업의 두 균형조건 (2)와 (3)을 결합함으로써 우리는 [그림 1]을 도출할 수 있다. 우상향하는 곡선은 소비자 균형조건 (2)를 만족시키는 $w-r$ 의 조합을 나타내며, 우하향하는 곡선은 기업의 균형조건 (3)을 만족시키는 $w-r$ 조합을 나타낸다.

[그림 1]



식 (2)와 (3)에서 임금과 지대가 결정되며 이로부터 유도된 노동과 대지 수요를 이용하여 시장이 청산되는 균형조건으로부터 도시의 상품생산과 인구의 균형 값들을 다음과 같이 찾을 수 있다. 다음 방정식들에서 $N_j \bar{h}_j$ 는 도시 j 에서 이용할 수 있는 총효율성 노동량이다.

$$X_j \partial c / \partial r - N_j \bar{h}_j (\partial V / \partial r) / (\partial V / \partial w) = L_j \dots\dots\dots (4)$$

$$X_j \partial c / \partial w = N_j \bar{h}_j \dots\dots\dots (5)$$

하지만 효율성 노동단위에 의해 소비자(노동공급자)가 도시별로 분류되는 것은 아니기 때문에 \bar{h}_j 는 위 모형에서 정해지지 않는다. 따라서 Rauch(1993)는 이를 역사적으로 규정된다고 가정하며 지역적 특성으로 간주한다. 우리는 임금과 지대를 결정하는 요인

을 파악하는 데 개인의 여러 특성을 통제한 후 지역의 평균인적자본이 어떤 영향을 미치는지 살펴볼 것이다.

우리는 방정식 (2)와 (3)의 체계를 임금과 집세 방정식을 이용하여 추정할 수 있다. 우리는 평균인적자본이 집세에 미치는 영향에 대한 분석을 미래의 연구과제로 미루고 개인의 임금이 미치는 영향을 분석하는 데 중점을 둔다. 따라서 추정할 임금결정식은 다음과 같다.

$$y_{ij} = \alpha + x_{ij}\beta + z_j\gamma + \mu_j + \varepsilon_{ij} \dots\dots\dots (6)$$

여기서 i 는 개별 노동자를, j 는 도시를 나타내고, y 는 시간당 임금이 로그를 취한 값, x 는 노동자의 관측 가능한 특성을 나타내는 변수의 벡터, z 는 \bar{h}_j 을 포함하는 관측 가능한 도시의 특성을 나타내는 벡터, μ 는 관측 불가능한 도시의 특성들이며, ε_{ij} 는 정규분포를 따르고 변수들과 독립된 오차항이다.

식 (6)을 추정하는 데는 몇 가지 통계적 문제들이 생긴다. 첫째, 관측 불가능한 도시의 특성 μ 가 관측 가능한 도시의 특성, 특히 도시의 평균인적자본과 상호 관련이 있다면, γ 의 추정은 편의(bias)를 갖게 될 것이다. 둘째, μ 가 z 와 상호 관련이 없다고 하더라도, 한 도시 내에서는 오차항들이 μ 로 인해 상호 연관될 수 있기 때문에 동분산을 갖지 못함으로써 계수들의 표준편차가 편의를 가질 수 있다(Gyourko and Tracy, 1993). 후자의 문제를 해결하기 위해서 일반최소자승법(GLS)을, 두 문제를 동시에 해결하기 위해서는 도구변수를 이용한 일반최소자승법(IV-GLS)을 이용했다.⁴⁾

하지만, 만약 기업의 규모나 산업이 도시간에 다르고 그에 따라 도시간 인적자본이나 생산성에 차이가 있다면 식 (6)으로 추정된 도시별 평균인적자본의 외부효과는 단지 산업이나 기업규모의 차이에서 오는 생산성 차이를 반영할 수도 있다. 우리나라 임금결정 구조를 분석한 기존의 연구들 또한 인적자본의 특성뿐 아니라 수요측(기업)의 특성, 기업규모나 산업이 임금을 결정하는 데 중요하다고 밝히고 있다.⁵⁾ 따라서 우리는 기업규

4) Rauch(1993)의 경우 두 번째 문제는 해결하고 있지만 첫 번째 문제는 언급하고 있지 않으며, 따라서 Rauch의 인적자본 외부효과 추정치에 편의를 가졌을 가능성을 배제할 수 없다.

5) 박원구·박세일(1984)이나 이원덕(1987)은 기업규모별 임금격차에 주목하고 있고, 조우현(1992)은 기업들을 고임금업체와 저임금업체로 나누면서 산업적 특성이 중요하다고 밝히고 있다. 고임금업체의 산업특성으로는 수출비율이 높은 산업, 독과점도가 높은 산업과 노동자 1인당 부가가치 생산성이 높은 산업을 들고 있다. 류재술(1997)은 한국 노동시장에는 단층적 구조가 노동수요와 노동공급 양 측면에서 존재한다고 보고 있으나 1970년 중반 이후 동일

모와 산업더미로 수요측 특성을 통제한 다음의 임금회귀식을 추정한다.

$$y_{ij} = \alpha + x_{ij}\beta + z_j\gamma + \lambda fs_i + \sum \pi_k \text{산업 dummy} + \mu_j + \varepsilon_{ij} \dots\dots\dots (7)$$

여기서 fs_i 는 노동자 i 가 근무하는 기업의 규모이고, 산업 *dummy*는 중분류 산업범주 더미변수들이다.

우리는 서론에서 산업별 평균인적자본이 개인 노동자의 임금에 미치는 영향을 분석대상으로 제안했다. 이를 분석하기 위해 몇 가지 방법을 이용한다. 첫째, 식 (6)에서 z_j 는 산업별 평균인적자본 등 산업의 측정 가능한 변수로, μ_j 는 산업의 측정 불가능한 변수들로 간주하고 GLS로 추정한다. 둘째, 식 (7)로 산업의 평균인적자본의 효과를 추정하는데 중분류 산업별 평균인적자본과 중분류 산업별 더미를 함께 독립변수로 포함할 경우 완전 다중공선성(perfect multicollinearity)의 문제가 생긴다. 이 때문에 산업별 더미의 경우 대부분류로 산업 더미를 포함시켜 GLS로 추정하였다.⁶⁾ 첫 번째와 두 번째 방식을 사용하는 경우 식 (6)과 식 (7)에서 j 는 도시 대신에 산업을 표시한다. 마지막으로 도시별 평균인적자본을 포함한 관측 가능한 도시의 특성들도 포함시켜 도시별 특성을 통제 한 후 산업의 평균인적자본이 임금에 어떤 영향을 미치는지를 살펴본다.

산업별 평균인적자본의 외부효과로 인해 산업간 임금격차가 발생한다는 주장은 문제점을 갖고 있다. 도시간 평균인적자본의 외부효과로 인한 도시간 임금격차의 경우에는 도시간 지대의 차이로 인해 도시간 임금의 차이를 균형상태에서도 설명할 수 있지만, 산업간의 경우는 높은 지대와 같은 진입장벽이 존재하지 않기 때문에 평균인적자본이 낮은 산업에서 높은 산업으로 노동자들이 끊임없이 이동할 수도 있다.⁷⁾ 하지만 노동자가

단층 내에서 산업간 임금격차가 1995년까지 줄어들고 있다고 밝히고 있다. 그러나 동일한 단층이 반드시 노동자의 개인적 특성과 일치하지 않으므로 동일한 특성의 노동자에 대한 산업간 임금격차가 줄었다는 증거가 아닐 수 있다.

- 6) 이 경우에도 제조업체 외는, 산업대분류로 나누었지만, 제조업체는 음식료품 제조업, 담배 제조업, 섬유제품 제조업, 의복 및 모피제품 제조업 등 전통적 경공업을 한 범주로, 코크스, 석유정제품 및 핵연료 제조업, 화학물 및 화학제품 제조업, 고무 및 플라스틱제품 제조업, 비금속 광물제품 제조업, 조립금속제품 제조업, 기타 기계장비 제조업, 자동차 및 트레일러 제조업, 기타 운송장비 제조업 등 전통적 중공업을 한 범주로, 사무 계산 및 회계용 기계 제조업, 전기기계 및 전기변환장치 제조업, 영상·음향 및 통신장비 제조업, 의료 정밀 광학기기 및 시계 제조업 등 첨단산업을 포함하는 제조업을 한 범주로 그리고 나머지 출판, 재생재료 및 가구 제조업을 한 범주로 하여 모두 4개의 대범주로 나누었다.

- 7) 관측 가능한 특성이 동일한 노동자간에 현존하는 산업간 임금차이를 다음과 같이 설명할 수

산업간 임금 차이에 대한 정확한 정보를 갖고 있지 않거나 노동자가 부담해야 하는 산업별 이동에 따른 비용이 있다면 단기에는 균형상태에서도 산업간 평균인적자본의 차이로 인한 임금의 차이가 존재할 수 있다. 예를 들어 정보통신산업의 급격한 확장은 단기간에 고급 컴퓨터 기술자에 대한 수요를 증가시킬 수 있다. 그런데 만약 이 수요에 대응하기 위해서는 대학의 컴퓨터학과에서 훈련을 받아야 한다면 공식 교육을 모두 마치고 다른 산업에서 일하고 있는 노동자들에게는 산업이동에 따른 비용이 클 것이다. 따라서 단기에 산업간 평균인적자본과 임금의 차이가 존재할 수도 있다고 보고 임금결정식에 산업의 평균인적자본을 포함시켰다.

우리는 산업별 평균인적자본이 노동자의 임금에 미친 영향을 분석하는 데 있어서 임금결정에 산업의 특성이 중요하다는 조우현(1992)의 연구에 주목한다. 조우현(1992)에 의하면, 우리나라 노동시장이 고임금업체와 저임금업체로 분리되어 있고, 이를 구분하는데 산업이 중요하다고 보았다. 그렇다면, 고임금업체가 속한 산업에서 기업들이 어떻게 동일한 특성의 노동자에게 높은 임금을 지불할 수 있는가? 우리는 그 산업들의 높은 평균인적자본에서 오는 외부효과가 그 한 요인이 아닐까 생각한다.⁸⁾ 그러나 본 논문은 산업간 평균인적자본의 외부효과로 인한 임금 차이를 이론적으로 설명하지 못하고 차후의 과제로 남긴다.

도 있다. 첫째, 평균인적자본이 높은 산업에서 능력이 우수한(또는 남다른 재주를 지닌) 노동자들을 선발한다면, 이는 단기 선발에서 오는 편차일 수 있다(selection bias). 그래서 산업의 평균인적자본의 외부효과는 사실 외부효과가 아니라 보이지 않는 산업간 평균노동자의 타고난 능력(innate ability)이나 이들이 가진 능력 차이로 설명될 수 있다. 우리는 인적자본의 특성 차이를 대학교를 다닌 사람들의 전공 차이로 측정하여 통제하도록 하였다. 하지만 개인의 능력을 측정하는 변수가 한국노동패널에서는 사용 가능하지 않기 때문에 본 연구에서는 이를 통제하기 어렵다. 둘째, 만약 평균인적자본 수준이 높은 산업의 노동조건이 평균인적자본이 낮은 산업의 노동조건보다 나쁘다면, 나쁜 노동조건에 대한 보상으로서 임금이 상대적으로 높을 수 있다(보상임금격차이론(compensating wage differentials)의 경우이다). 하지만 평균교육수준이 높은 산업에서 노동조건이 일반적으로 더 좋을 것이기 때문에 이 가설로 산업간 임금 차이를 설명하는 것은 타당치 않다고 보여진다.

- 8) 조우현(1992)은 효율성 임금이론(efficiency wage)으로 임금 차이를 설명하고 있다. 이 이론에 따르면 노동자에 대한 감독이 어려운 경우 효율성 임금(높은 임금)을 줌으로써 노동자의 노동기피(shirking)에 따른 위험도를 올려 노동자의 노동기피를 줄임으로써 생산성을 높일 수 있기 때문에 이들 산업에서 높은 임금의 지불능력이 있다고 보고 있다. 우리의 주장이 효율성 임금이론과 반드시 배치되지는 않는다. 왜냐하면, 노동자가 종사하는 산업의 평균교육수준이 높을수록 일이 복잡하고 따라서 감독이 쉽지 않을 가능성이 높기 때문이다.

Ⅲ. 자료와 인적자본의 지역적 산업적 분포

1. 인구센서스와 도시별·산업별 인적자본의 분포

인적자본의 도시별·산업별 분포를 살펴보고 인적자본의 외부효과를 파악하기 위해서 1995년 인구주택총조사 10퍼센트(1995년 Census, 이하 센서스라 부른다) 자료와 1998년 한국노동패널(이하 노동패널이라 부른다)을 사용했다. 센서스는 우리나라 10퍼센트 인구의 주거지, 나이, 교육 정도, 경제활동상태, 통근 여부, 직업, 산업, 그리고 종사상 지위에 관한 정보를 담고 있다. 센서스는 표본의 크기와 대상으로 볼 때, 지역별·산업별 인적자본의 분포를 파악하는 데는 가장 적합한 자료라고 생각된다.

센서스로부터 파악되는 약 190만 취업자의 산업 및 주거지의 정보를 이용해 전국 69개 도시와 57개 산업의 취업자에 대해 평균교육년수, 평균대학교육년수와 평균잠재경력(나이에서 교육년수와 취학 전 7년을 뺀 것) 등의 수준을 도출하였다.⁹⁾ 여기서 평균대학교육년수는 4년제 대졸자인 경우 4년, 2년제 대졸자의 경우 2년, 중퇴자는 졸업생의 절반을, 고졸 이하는 0년 식으로 개인의 대학학력년수를 배당한 후 도시나 산업의 합계를

9) 인구주택총조사에는 주거지 주소와 직장 주소가 모두 제공되고 있는데 우리는 직장 주소를 이용하여 각 취업자들의 주거지가 아닌 직장이 있는 도시의 평균교육년수를 구했음을 밝혀 둔다. 이는 주거지보다 직장이 있는 곳에서 노동자들 사이의 교류가 주로 이루어진다고 생각했기 때문이다. 인구주택총조사에서는 통근 여부를 묻고 통근하는 경우에 직장지의 주소를 시·구·군까지 기록하고 있다. 한편 1998년 한국노동패널에서 제공받은 주소는 '현주소'로 되어 있어 거주지 주소를 알 수 있는 반면 직장지 주소를 알 수 없다. 만약 통근자의 수가 많고 또 주거지에 기초해 계산된 평균인적자본의 수준과 직장지로 계산된 평균인적자본의 수준이 크게 차이가 난다면 두 자료를 결합한 우리의 도시 평균인적자본의 외부효과 측정에는 다소 문제가 될 것이다. 그러나 직장도시와 주거도시가 다른 경우가 서울과 경기도 신도시들의 직주분리 현상을 제외하면 많지 않았다. 그리고 주거지로 계산된 도시의 평균인적자본과 직장지로 계산된 평균인적자본에는 큰 차이가 없었고 똑같은 회귀분석에 직장지 평균인적자본 대신에 주거지 평균인적자본을 사용해도 결과에는 큰 차이가 나지 않았다. 이는 직장도시와 주거도시가 다른 경우, 주거도시와 직장도시의 교육수준이 비슷할 것이기 때문이 아닌 것이다. 예를 들면 서울로 통근하는 경기도 거주자들은 교육수준이 서울과 비슷한 경기도의 신도시에 사는 경우가 대부분이다.

구하고 이 합계를 도시나 산업의 총취업자수로 나눈 것이다. 우리가 이 변수에 주목하는 이유는 대학교육을 통하여 사람들의 정보교환능력이 향상되고 정보나 지식의 파급효과를 보다 더 크게 할 수 있을 것으로 생각했기 때문이다. 즉 인적자본의 외부효과가 대학 졸업생들간에 더 클 것으로 가정하기 때문이다. 또 우리는 노동패널로부터 각 도시와 산업 취업자의 대학 전공별 평균학년수를 계산하였다. 경상, 법정, 사회과학을 전공 1, 공학, 건축, 의과, 자연과학계를 전공 2, 기타의 모든 전공을 전공 3으로 나누고 각 학력수준별 연수를 배당한 다음 각 도시 또는 산업의 노동자수로 나누었다. 노동패널의 경우 취업자수가 약 6,000명이고, 이 중에서 임금노동자수가 약 4,000명이기 때문에 68개 도시와 57개의 산업 전공별 인적자본을 적절히 대표한다고 보기는 어렵지만 참고로 이를 보고하였다.

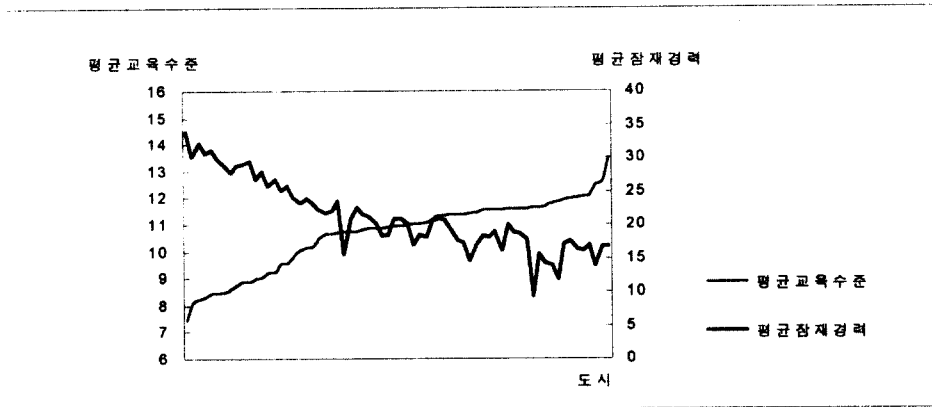
〈표 1〉 도시별 인적자본: 상위 10개와 하위 10개 도시

	도시별	평균 교육년수	평균나이	평균대학 교육년수	전공 1 평균년수	전공 2 평균년수	전공 3 평균년수
상위10							
1	과천시	13.5	37.4	2.1	0.00	0.53	1.50
2	서울	12.6	36.5	1.4	0.24	0.31	0.44
3	창원시	12.5	33.3	1.2	0.23	0.40	0.41
4	대전	12.1	36.0	1.3	0.11	0.39	0.34
5	군포시	12.1	35.2	1.0	0.48	0.51	0.47
6	의왕시	12.0	35.3	1.0	0.18	0.25	0.36
7	광주	12.0	36.6	1.2	0.20	0.38	0.45
8	광명시	11.9	36.1	0.9	0.10	0.25	0.31
9	수원시	11.8	30.7	0.6	0.14	0.32	0.19
10	안산시	11.8	32.8	0.7	0.12	0.27	0.29
하위10							
1	상주시	7.4	48.4	0.3	0.00	0.02	0.06
2	남원시	8.1	45.4	0.4	0.00	0.52	0.33
3	나주시	8.2	47.4	0.5	0.07	0.07	0.00
4	정읍시	8.3	46.0	0.5	0.00	0.32	0.13
5	김제시	8.4	46.6	0.4	0.04	0.21	0.55
6	영천시	8.4	45.3	0.4	0.04	0.08	0.06
7	공주시	8.5	44.2	0.5	0.04	0.26	0.13
8	보령시	8.6	43.4	0.4	0.00	0.00	0.36
9	밀양시	8.7	44.6	0.5	0.10	0.26	0.34
10	안동시	8.9	44.8	0.6	0.00	0.33	0.35

자료 : 교육년수, 나이와 대학교육년수는 1995년 인구주택총조사로부터, 전공교육년수는 1998년 노동패널에서 구함. 전공 1은 경상, 법정, 사회과학계열, 전공 2는 공학, 건축, 의과, 자연과학계열을, 그리고 전공 3은 기타의 모든 전공을 포함함.

<표 1>은 평균교육년수가 가장 높은 10개 도시와 가장 낮은 10개 도시의 인적자본과 나이를 나타내고 있다. <표 1>의 처음 3열의 자료는 센서스에서 도출되었고 마지막 3열의 전공별 교육년수는 노동패널에서 도출되었다. [그림 2]는 각 도시의 평균교육년수와 잠재적 경력의 관계를 보여주고 있다. <표 1>과 [그림 2]로부터 특징지어지는 몇 가지 사실은 다음과 같다. 첫째, 도시간의 평균인적자본의 차이가 매우 크다는 사실이다. 평균교육년수가 가장 낮은 상주시와 가장 높은 과천시시의 경우 약 6년의 차이가 난다. 대학교육년수의 경우 도시간에 5~7배의 차이가 나는 경우도 있다. 둘째, 교육수준이 높은 도시들은 서울, 과천, 군포, 의왕, 광명, 안산시 등 수도권 일부 도시와 창원, 안산, 구미, 부천 등 일부 산업도시 및 대전, 광주, 청주 등 광역도시 또는 도청 소재지들이다. 셋째, 평균교육년수와 대학교육년수가 높은 도시들은 상대적으로 평균나이가 적고 학력이 낮은 도시일수록 취업자의 나이가 높다.

[그림 2] 도시별 인적자본 분포



자료 : 1995년 인구주택총조사.

[그림 2]는 도시의 평균 잠재적 경력과 학력의 관계를 보다 선명하게 보여주고 있다. [그림 2]의 가는 선은 평균교육년수를 나타내는데, 오른쪽으로 갈수록 학력이 높은 도시들이다. [그림 2]의 굵은 선은 각 도시들의 잠재적 경력을 나타낸다. 두 변수 사이에 뚜렷한 음(陰)의 상관관계가 있음을 알 수 있다. 오른쪽으로 편향한 도시들의 취업자들은 교육수준이 높고 젊으며 경력이 짧은 반면, 왼쪽에 위치한 도시의 취업자들은 학력수준이 낮고 나이가 많으며 경력이 길다는 사실이다. 평균교육년수와 잠재적 경력의 상관관

계는 -0.92이다. 이 표와 그림으로부터 우리는 젊고 학력이 높은 개인들이 왼쪽에 위치한 도시들에서 오른쪽에 위치한 도시들로 이동하고 있다고 추정할 수 있다.

<표 2> 산업별 평균교육년수: 상위 10개와 하위 10개 산업

	산업별	산업평균 교육년수	산업평균 나이	대학 교육년수
상위10				
1	연구 및 개발업	15.8	33.1	3.9
2	교육서비스업	15.0	35.8	3.2
3	정보처리 및 기타 컴퓨터 운용 관련업	15.0	29.8	2.7
4	금융 및 보험관련 서비스업	14.3	32.9	2.5
5	항공운송업	14.3	32.4	2.4
6	회원단체	13.7	39.8	2.4
7	원유, 천연가스 채석 및 관련 서비스업	13.6	36.3	2.1
8	금융업	13.6	32.8	1.8
9	전기·가스 및 증기업	13.6	35.5	1.9
10	보건 및 사회복지사업	13.6	32.2	2.1
하위10				
1	농업, 수렵업 및 관련 서비스업	6.1	52.6	0.0
2	일반어업, 양식업 및 관련 서비스업	8.0	44.3	0.1
3	가사서비스업	9.4	40.9	0.8
4	석탄광업	9.9	42.6	0.3
5	임업, 벌목 및 관련 서비스업	10.2	45.9	0.9
6	목재 및 나무제품 제조업	10.3	39.6	0.4
7	숙박 및 음식점업	10.3	38.7	0.4
8	가죽, 가방, 마구류 및 신발 제조업	10.3	36.3	0.3
9	기타 광업 및 채석업	10.4	39.9	0.5
10	위생 및 유사 서비스업	10.5	41.4	0.8

자료 : 1995년 인구주택총조사.

<표 2>는 종사자의 평균교육년수가 가장 높은 10개의 산업과 가장 낮은 10개 산업에 대해 취업자들의 평균교육년수, 대학교육년수와 평균나이를 보여주고 있으며, <표 3>은 <표 2> 산업들의 평균전공년수를 나타내주고 있다. <표 2>는 제조업이나 단순 서비스업보다도 고급 서비스업의 교육수준이 매우 높고 농업, 임업, 어업 등과 관련된 산업이나 단순 서비스업의 교육수준이 매우 낮음을 보여준다. 농업, 수렵업 및 관련 서비스업의 경우 교육년수가 약 6년에 불과한 반면, 연구 및 개발업의 경우 16년에 가깝다. 평균 대학교육년수 또한 큰 차이가 나는데, 그 차이가 많은 경우 7~10배까지 되기도 한다. <표 3>을 보면 전공별 평균교육년수가 산업별로 큰 차이를 보이는 것을 알 수 있다. 연

구개발업과 정보처리 및 기타 컴퓨터 운용 관련업의 경우 전공 2(공학, 건축, 의과, 자연과학계)에 상대적으로 집중된 반면, 금융 및 보험관련 서비스업, 항공운송업의 경우 전공 1(경상, 법정, 사회과학)에 집중되어 있다.

<표 2>는 산업별 평균교육년수와 나이 관계를, [그림 3]은 평균교육년수와 잠재적 경력의 관계를 보여주고 있다. <표 2>는 교육수준이 높은 산업일수록 대체로 나이가 적다는 것을 보여준다. [그림 3]에서 오른쪽으로 갈수록 평균교육년수가 높은 산업들이다. [그림 3]에서 우하향하는 잠재적 경력곡선은 우상향하는 평균교육년수와 교차한다. 따라서 이 두 변수의 관계가 음의 상관관계임을 보여주고 있다. 이 두 변수의 상관계수가 -0.7574 로 나타나고 있다. 이처럼 교육수준이 높은 산업의 경우 취업자의 나이가 상대적으로 적은 것은 교육수준이 높고 젊은 근로자들이 이들 산업에 집중적으로 취업하기 때문일 것이다.

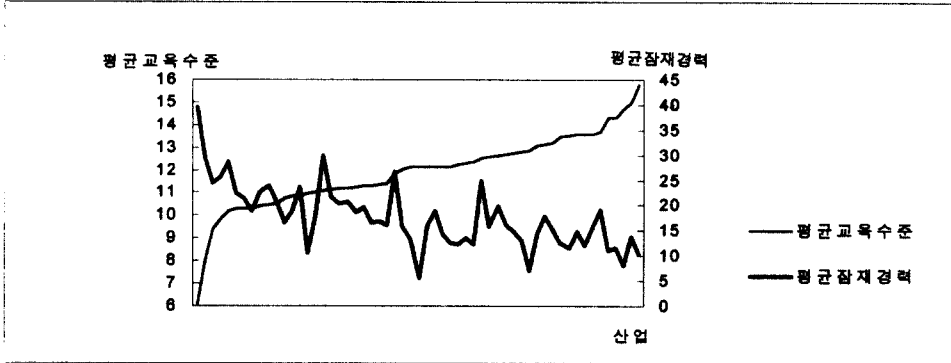
<표 3> 산업별 전공교육년수: 상위 10개와 하위 10개 산업

	산업별	전공 1 교육년수	전공 2 교육년수	전공 3 교육년수
상위10				
1	연구 및 개발업	0.80	3.23	0.85
2	교육서비스업	0.30	0.56	2.50
3	정보처리 및 기타 컴퓨터 운용 관련업	0.22	2.19	0.06
4	금융 및 보험 관련 서비스업	2.17	0.83	0.83
5	항공운송업	1.78	0.67	1.00
6	회원단체	0.43	0.19	0.18
7	원유, 천연가스 채석 및 관련 서비스업	0.00	0.00	0.00
8	금융업	0.88	0.33	0.88
9	전기·가스 및 증기업	0.42	1.00	0.63
10	보건 및 사회복지사업	0.28	1.11	0.39
하위10				
1	농업, 수렵업 및 관련 서비스업	0.09	0.00	0.00
2	일반어업, 양식업 및 관련 서비스업	0.00	0.00	0.00
3	가사서비스업	0.00	0.00	0.00
4	석탄광업	0.00	0.00	0.00
5	임업, 벌목 및 관련 서비스업	0.00	0.00	2.00
6	목재 및 나무제품 제조업	0.21	0.29	0.36
7	숙박 및 음식점업	0.10	0.04	0.09
8	가죽, 가방, 마구류 및 신발 제조업	0.26	0.13	0.00
9	기타 광업 및 채석업	0.33	0.00	0.00
10	위생 및 유사 서비스업	0.23	0.15	0.00

주 : 전공 1은 경상, 법정, 사회과학계열, 전공 2는 공학, 건축, 의과, 자연과학계열을, 그리고 전공 3은 기타의 모든 전공을 포함함.

자료 : 1998년 한국노동패널.

(그림 3) 산업별 인적자본 분포



자료 : 1995년 인구주택총조사.

2. 한국노동패널과 표본

위에서 확인한 도시별·산업별 평균인적자본의 차이가 그 도시나 산업에 종사하는 노동자들의 생산성에 어떻게 영향을 미치는지를 파악하기 위하여 우리는 노동패널에서 이 도시들에서 그리고 이 산업에 종사하는 약 3,862명의 임금노동자의 시간당 임금을 분석 대상으로 삼았다.¹⁰⁾ 자영업자의 경우 임금이나 소득으로 그 생산성을 측정하기 힘들기 때문에 분석대상에서 제외하였다. 노동패널은 기존의 임금구조 기본통계조사 등의 자료보다 풍부한 개인에 대한 정보를 담고 있다. 또한 현 직장의 임금, 노동시간, 산업, 직업, 직위 등의 정보뿐만 아니라 개인의 경력, 현 직장에서의 근속년수, 교육수준, 고등학교 계열, 대학의 전공학과 등 개인의 인적자본의 내용을 기존의 다른 임금자료보다 자세히 담고 있다. 특히 대학을 다녔던 사람들의 대학의 전공학과를 이용하여 노동자들이 가진 인적자본의 구체적 내용을 보다 상세히 파악할 수 있다. 이러한 풍부한 자료를 이용해 개인의 인적자본이 임금에 미치는 영향을 통제된 후 센서스에서 구한 도시별·산업별 평균인적자본이 개인의 임금에 어떻게 영향을 미치는지 살펴봄으로써 우리는 인적자본의 외부효과를 보다 엄밀하게 측정할 수 있다고 생각한다.

10) 노동패널의 임금노동자의 수는 4,012명이다. 하지만 노동패널과 1995년 센서스 자료의 통합을 위하여 1995년에 시로 규정된 도시들에 거주하는 노동자만으로 제한함으로써 우리의 표본수가 다소 줄었다.

<표 4> 회귀분석에 사용된 변수들의 평균과 표준편차 (표본수: 3,862)

변 수	평균	표준편차
로그 시간당 임금	8.390	0.609
시간당 임금(원)	5,313	3,786
교육년수	12.083	3.526
실질경력년수	9.131	8.780
실질경력년수 미상	0.032	0.176
근속년수	6.101	7.259
근속년수 미상	0.005	0.070
학교 재학 여부	0.040	0.197
비정규직 여부	0.231	0.422
혼인상태(기혼)	0.727	0.446
관리직, 전문직	0.093	0.290
장차, 기계조작원 및 조립원	0.327	0.469
기능원 및 관련 기능 근로자	0.124	0.329
기술공 및 준전문가	0.142	0.349
농업근로자	0.004	0.062
여성	0.369	0.483
결혼한 여성	0.234	0.423
노동조합 가입 여부	0.237	0.425

자료 : 1998년 한국노동패널.

통제변수로는 개인의 학력수준, 경력, 근속년수, 학교 재학 여부, 비정규직 여부, 혼인 상태, 직업더미, 성별, 노동조합 가입 여부, 대학에 진학한 노동자들의 전공 등을 포함한다. 종속변수는 시간당 임금에 로그를 취한 값이다. 종속변수와 대학전공을 제외한 독립 변수들의 평균과 표준편차는 <표 4>에 보고된다. <표 4>를 보면 평균교육년수가 약 12년으로 센서스의 평균 10.7년보다 1년 반 정도 높다. 그 이유로 다음의 사항을 고려할 수 있다. 첫째, 노동패널 자료가 센서스 자료보다 석사과정 이상의 고학력자에 대한 정보를 상세히 밝히고 있는 데 반해, 센서스는 석사과정 이상을 하나로 단순하게 구분하고 있어 센서스의 학력이 하향으로 편향되어 측정될 수 있다. 둘째, 노동패널은 센서스보다 3년 이후의 임금자료로 보다 젊은 고학력자를 포함하고 있을 것이다. 마지막으로, 우리가 분석에 사용한 노동패널 표본은 모두가 임금노동자이고 센서스 표본은 자영업자도 포함하는데 임금노동자들의 교육수준이 평균적으로 자영업자의 교육수준보다 높을 것이다. 근속년수의 경우도 6.1년으로 1998년 노동패널 자료를 분석·검토한 김대일 외(2000)가 제시한 60개월보다 다소 길다. 그 이유는 다음과 같다. 본 연구는 노동패널의 자료

중에서 근속년수가 오래 된 노동자의 경우 현재의 직장을 시작한 연도를 알고 있으나 그 시작한 달을 모르는 경우가 많은데, 이 경우에 근속년수를 결측치로 하지 않고 시작한 달을 그 해의 중간인 7월로 잡아 근속년수를 계산했기 때문일 것이다.

<표 5> 대학교육 이수자의 전공별 분포 및 임금

	노동자수 (명)	비율 (%)	평균교육년수 (년)	시간당 평균임금 (원)
전공 1	282	20.9	15.7	7,517
전공 2	529	39.2	15.4	6,792
전공 3	531	39.4	15.6	6,965
미 상	7	0.5	14.9	5,812

주 : 전공 1은 경상, 법정, 사회과학계열의 학과이고, 전공 2는 컴퓨터, 건축, 공학, 자연과학, 의학, 수학과 등 이고, 전공 3은 기타의 모든 학과를 포함함.

자료: 1998년 한국노동패널.

<표 5>는 학력이 전문대 이상의 교육 이수자들의 전공분야별 분포와 시간당 평균임금이다. 앞서 언급한 바와 같이 전공 1은 경상, 법정, 사회과학계열의 학과이고, 전공 2는 컴퓨터, 건축, 공학, 자연과학, 의학, 수학과 등이고, 전공 3은 기타의 모든 학과를 포함한다. 이상과 같이 전공과목을 나누는 이유는 전공과목별 특성이 일반적으로 전공 1은 관리경영직과 관리전문직에, 전공 2는 전문기술직에, 전공 3은 일반전문직에 적합하여 임금과 생산성에 미치는 영향이 다를 것으로 생각되기 때문이다. 전공 1의 시간당 평균임금은 전공 2나 전공 3보다 높고 전공 3의 임금이 전공 2의 임금보다 높은 것을 보여준다. 이는 류재우(1997)의 결과와 대체로 일치한다. 류재우는 경력이 적은 경우에는 공학계 졸업자가 일반대졸자의 임금과 비슷한 수준이지만 12년 이상의 경력인 경우 상대적으로 낮은 임금을 받고 있다고 지적하고 있다. 미국의 노동시장에서는 대학에서 전공 1 또는 전공 2를 선택한 사람들의 임금이 상대적으로 크게 높은 것으로 나타난다. 하지만 전공 2의 평균교육년수가 다소 낮기 때문에 이들의 교육수준이 낮아서 생기는 현상일 수도 있다. <표 5>에 보고하지 않았지만 중퇴자를 제외한 졸업생만으로 제한했을 경우, 전공 2를 선택한 노동자들의 평균임금이 전공 1의 임금보다는 낮으나 전공 3의 임금보다는 높게 나오고 있다. 도시별 평균인적자본과 평균임금의 상관계수는 0.3이고 산업별 평균인적자본과 평균임금의 상관계수는 0.72이다. 하지만 이 상관계수는 개별 노동자의 특성이나 인적자본이 임금이나 생산성에 미친 영향일 수 있기 때문에 노동자 개인의

여러 특성들을 통제한 회귀분석을 통해서만 인적자본의 외부효과를 정확히 파악할 수 있을 것이다.

〈표 6〉 도시와 산업의 특성을 나타내는 변수

변수 (관측치가 있는 도시 또는 산업수)	변수의 정의	평균 (표준편차)
산업 정보화지수 (54개 산업)	산업의 총투입물 중 정보통신서비스 투 입요소량의 비율	0.022 (0.03)
산업 도시집중도(HHI) (54개 산업)	HHI로 계산한 각 산업의 지역적 분포	0.134 (0.10)
은행 서비스 인구 (69개 도시)	도시인구를 은행 수로 나눈 수	3,726.303 (1,916.82)
공무원 1인당 인구수 (69개 도시)	도시인구를 공무원 수로 나눈 수	242.991 (64.16)
1인당 점포건물 연면적(km ²) (69개 도시)	시장, 대형점, 백화점, 쇼핑센터 등의 연 면적을 인구로 나눈 수	0.608 (0.302)
도서관 좌석당 인구수 (69개 도시)	도시인구를 도서관 좌석수로 나눈 것	291.686 (170.77)
도시 정보화지수 (69개 도시)	도시의 정보화를 나타내는 지수	2.418 (2.77)
1인당 연구개발비 (67개 도시)	도시별 제조업체 노동자 1인당 R&D 지출	1.214 (1.63)
도시 비다양성(HHI) (67개 도시)	각 도시 고용의 산업집중도	0.060 (0.16)
로그 도시인구 (69개 도시)	도시 인구에 로그를 취한 값	14.31 (1.50)

주 : 1) HHI는 Hirschman Herfindahl Index를 뜻함.

〈표 6〉은 임금이나 인적자본의 외부효과에 영향을 미칠 수 있는 69개 도시와 57개 산업의 특성을 나타내는 변수들의 기초 통계치이다.¹¹⁾ 우리는 이들 변수들을 도시별·산업별 인적자본의 외부효과를 측정하는 회귀분석의 통제변수로 사용한다. 산업의 특징을 나타내는 변수들로는 산업 정보화지수와 각 산업의 시별 분포를 나타내는 각 산업의 도시집중도(HHI)이다. 산업별 정보화지수는 한국은행의 1995년 투입-산출 연관표를 이

11) 자료 문제로 인하여 모든 산업 또는 도시에서 이들 모든 변수의 값을 구하지는 못했다. 변수에 따라 3개 산업과 1~2개 도시에서 그 수치가 미상인 경우가 있다(표 6 참조).

용하여 계산한 중분류 산업의 총투입요소량 대비 정보통신서비스 투입요소량의 비율이다. 이 지수는 노동자간의 정보교환을 활성화하는 수단을 나타내는 것이기 때문에 인적자본의 외부효과에 크게 영향을 미칠 것이며, 특히 산업별 인적자본의 외부효과를 측정하는 데는 이를 통제한 후 평균인적자본의 효과를 살펴보는 것도 타당할 것이다.¹²⁾ 산업의 도시집중도를 포함시킨 것은 산업이 한 지역에 집중되어 있다면 산업 내 교류에 드는 비용이 적을 것이므로 외부효과를 확대시킬 수 있기 때문이다. 한 산업의 지역집중도는 각 도시가 차지하는 그 산업의 비율을 제공하여 합한 것이다(HHI).

도시의 특징으로는 도시의 쾌적도(amenity)를 나타내는 변수와 생산에 영향을 미치는 변수들을 포함시켰다. 쾌적도를 나타내는 변수는 도서관 좌석당 인구수와 백화점, 시장, 상가 등의 인구 1인당 점포건물 연면적이다.¹³⁾ 이들 변수들이 진정한 쾌적도를 나타낸다면 [그림 1]에서 효용곡선을 낮추어 임금을 낮출 것이다. 정부의 행정서비스를 측정하기 위해서 공무원 1인당 인구수를 포함시켰고, 또 금융산업을 측정하는 지수로서 은행서비스 인구를 포함시켰다. 이러한 정부의 행정서비스와 금융서비스의 발전은 일반적으로 생산성을 높여 임금을 높일 것이다. 우리는 또 생산성과 외부효과에 영향을 미쳤을 것으로 생각되는 노동자 1인당 도시의 제조업 연구개발비, 도시 정보화지수와 도시의 비다양성을 나타내는 변수들을 각종 모델에 통제변수로 사용하였다. 시별 제조업체의 노동자 1인당 연구개발비는 1995년 광공업 통계조사에서 자료를 구했고, 도시의 비다양성(HHI)은 각 도시에서 각각의 중분류 산업이 총도시고용에서 차지하는 비율의 제곱을 전 산업에 걸쳐 합한 것으로 1997년 사업체 기초통계조사에서 구했다. 연구비나 다양성은 일반적으로 생산성에 긍정적 영향을 끼치는 것으로 예상된다.¹⁴⁾ 선행연구들은 도시의 다양성은 일반적으로 생산성에 양의 효과를 가져온다는 실증분석 결과를 보여주고 있다. 정보화지수는 투입-산출표를 이용하여 각 지역산업의 정보통신 집약도를 구한 후 이를 가중치로 하여 지역산업의 생산액 크기를 가중 평균한 후, 각 지역의 면적으로 표준화한 것이다.¹⁵⁾ 지역의 정보화가 개인의 생산성에 양의 효과를 미칠 것으로 예상된다.

12) 정보화 기술들을 실제 이용하는 것은 노동자이고 또 정보화 기술을 이용하여 상호 지식을 교환함으로써 생산성을 높이는 정도는 결국 노동자의 능력에 의해 결정되기 때문에, 그 효과가 인적자본의 외부효과로 나타날 것으로 생각된다.

13) 우리는 교육시설의 수 또한 쾌적도를 나타내는 변수로 사용할 수 있으나 교육시설의 경우 그 질적 차이가 큰 데 반해 측정할 마땅한 방법이 없어 제외시켰다.

14) 도시의 인구나 도시의 다양성이 산업의 생산성에 미친 영향에 대해서는 Henderson (1995)과 Lee and Lee(2000)를 참조하라.

IV. 실증분석의 결과

도시와 산업의 평균교육년수가 개인의 시간당 임금에 미치는 영향을 파악하기 위하여 임금방정식 (6)과 (7)의 회귀분석의 결과를 <표 7>과 <표 8>에 보고하였다. 우선 <표 7>에는 도시의 평균교육년수의 영향을, <표 8>에는 산업의 평균인적자본이 미친 영향을 보고 하였다. <표 7>의 첫 번째 열 (1)은 식 (6)의 변형인 방정식 $y_{it} - \bar{y}_j = (x_{it} - \bar{x}_j) \beta + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_j$ 를 추정한 결과로 다른 회귀식의 기준이 된다. 이는 측정 불가능한 도시의 특성을 나타내는 변수로 인한 계수나 계수의 표준편차에 생기는 편의를 없애기 위함이다(Rauch 1993). 열 (1)은 기존의 임금회귀식의 추정결과들과 대체로 일치함을 보여준다. 교육수준이 1년 증가함에 따라 약 5%씩 시간당 임금이 증가하고, 실질 경력이 1년 증가함에 따라 시간당 임금이 약 1%씩 증가하다가 줄어든다. 또 근속년수가 1년 증가함에 따라 1%의 임금이 늘어난다. 비정규직은 정규직에 비해 약 7%, 여성은 남성에 비해 약 17% 낮은 임금을 받고 있다. 현재 혼인상태에 있는 노동자는 그렇지 않은 노동자에 비해 약 20% 정도 높은 임금을 받고 있는데, 여성은 남성보다 그 효과가 적은 것으로 나타나고 있다. 직업의 경우 기준 범주는 사무직원과 '서비스 근로자 및 상점과 시장 판매 근로자'이다. 이들에 비해 관리직, 전문직, 기술 및 준전문가 집단은 매우 높은 임금을 받고 있으며, '기능원 및 관련 기능 근로자'는 이들과 비슷한 수준의 임금을 받고, '장치·기계 조작용 및 조립원'들은 이들보다 적은 임금을 받고 있다. 노조에 가입한 노동자들의 임금은 가입하지 않은 노동자보다 매우 높다. 하지만 근속년수의 경우는 근속년수 제공의 계수가 양이고 유의하여 기존의 연구결과와 다르다. 이는 다른 통제변수가 다르기 때문이 아닌가 한다.

<표 7>의 열 (2)의 결과는 식 (6)을 도시의 특성으로 인한 오차항의 상관관계를 고려한 일반화 최소사승법(generalized least square method, 이하 GLS라 부른다)으로 추정한 결과인데, 도시의 평균교육수준의 계수는 0.029로 1% 유의수준에서도 유의하다. 개인

15) 이 산업별 정보화지수와 지역별 정보화지수에 대한 자세한 내용은 Ahn, Kim and Lee(2000)를 참조하기 바란다.

의 모든 특성을 고려한 후에도 도시의 평균학력이 1년 올라감에 따라 개인의 시간당 임금이 약 3% 증가한다는 것이다. 열 (3)에서는 각 도시의 4년제 대학생수를 도시의 평균 교육년수의 도구변수로 사용하여 일반화 최소자승법(instrument variable GLS, IV-GLS라 부른다)을 이용하여 추정한 것이다. 한 도시에 대학생수가 많을수록 도시의 취업자의 평균교육수준이 높아질 가능성은 높지만 도시의 대학생수가 노동자의 임금에 영향을 미치리라 생각되지 않기 때문에 대학생수를 도구변수로 사용했다. 그 결과를 통해 평균교육년수의 계수나 그 통계적 유의성에 큰 영향이 없다는 것을 알 수 있다.

열 (4)에서는 도시의 평균교육년수 대신에 평균대학교육년수를 도시의 평균인적자본의 대체변수로 이용하여 추정한 결과인데, 그 계수가 0.061로 5% 유의수준에서 유의하다. 이는 대학교육의 상대적 외부효과가 고등학교 이하의 교육보다 클 가능성을 보여주는 것이다. 하지만 평균교육년수와 평균대학교육년수의 상관관계로 인해 그 독립적 영향을 파악하기 힘들고 또 대학교육의 1년 투자에 대한 사적 보수(private return)가 고등학교 이하 교육 1년 투자에 대한 사적 보수와 어떻게 다른지 모르기 때문에 Rauch (1993)를 따라 평균교육년수에 초점을 둔다.

열 (5)에서는 열 (3)의 통제변수에 더하여 전문대 이상을 다닌 노동자들의 전공을 통제했다. 경상계, 법정계, 사회과학계열(전공 1)을 전공한 노동자들의 임금이 교육년수를 통제한 후 고졸 이하의 노동자보다 약 7% 정도 높은 반면, 다른 전공을 선택한 사람들은 전공에 따른 효과가 없는 것으로 나타나고 있다.¹⁶⁾ 전공을 통제한 후에도 도시평균교육년수의 계수는 거의 변화하지 않았다.

열 (6)에서는 우리나라의 임금수준이 개인의 인적자본의 특성보다는 수요측의 요인보다 결정적이라는 선행 연구들을 따라 기업규모와 산업을 통제하였다. 기업의 규모는 10개의 카테고리¹⁷⁾로 나누고 산업은 중분류 산업카테고리 66개를 나누어 한 범주씩을 제외한 전 범주를 통제변수로 포함시켰다. 기업규모변수나 산업변수들의 계수는 표를 간결하게 하기 위해서 보고하지 않았다. 일반적으로 기업규모가 클수록 임금이 높았으

16) 고졸 이하 전체가 기준변수가 된다. 전공이 임금에 미치는 영향이 적은 것은 우리가 전공을 14개의 세세 분류로 나누어도 마찬가지였다. 이는 우리나라 노동시장에서 임금이 개인의 일반적 교육수준이나 경력 등에는 영향을 받고 있지만 개인이 가진 특수한 기능 또는 기술이나 훈련에 의해 별로 영향을 받지 않는다는 것을 뜻한다. 이는 류재우(1997)가 공학기술자의 상대적 임금저하 현상의 원인으로 지적한 경직적 임금설정 관행과 관련이 있을 것으로 보인다.

17) 1~4인, 5~9인, 10~29인, 30~49인, 50~69인, 70~99인, 100~299인, 300~499인, 500~999인, 1,000인 이상으로 나누고 1~4인 카테고리를 기준으로 하였다.

며 산업의 계수들도 많은 경우 유의했다. <표 7>의 열 (5)의 결과와 비교해 보면, 수요 측 변수들을 통제했을 경우 개인의 교육수준을 나타내는 교육년수의 계수가 0.054에서 0.048로 다소 작아진 것 외에는 특별한 변화는 없다. 도시의 평균교육년수의 계수는 0.027에서 0.026으로 바뀌었을 뿐이다. 열 (6)과 (7)에서 노조가입변수의 계수가 유의하지 않은 것으로 바뀌었는데, 이는 노조가입 여부가 기업규모나 산업에 따라 크게 차이를 나타내는 것 같다.

열 (7)의 경우는 평균교육년수의 효과가 도시의 다른 특성들로 인한 생산성 증가효과를 반영하는 것이 아닌지를 검증하기 위해서 기존의 연구에서 생산성에 영향을 미칠 수 있는 도시 변수들로 밝혀진 변수들을 통제하였다. 앞에서 언급한 공무원 1인당 인구수, 1인당 연구개발비, 도시 비다양성, 은행서비스 인구 등이 그것이다. 이와 함께 임금에 간접적 영향을 줄 수 있는 각 도시의 쾌적도를 나타내는 변수인 1인당 점포건물 연면적과 도서관 좌석당 인구수를 포함시켰다. 마지막으로 도시화 경제를 통제하기 위해 도시 인구를 포함시켰다. 도시마다 노동자의 평균적 기술이 다른지를 검토하기 위해서 각 지역의 노동자의 대학 전공별 평균년수를 통제하였다. 공무원 1인당 인구수의 계수는 음이고 유의한 것으로 나타나, 공공서비스가 생산에 양의 효과를 나타내고 있고 또 도서관 좌석당 인구수는 계수가 양이고 유의한 것으로 나타나, 도서관 좌석당 인구수가 도시의 쾌적도를 나타내는 유의한 지표이므로 임금에 음의 영향을 끼침을 보여주고 있다. 그 외의 계수들은 t 값이 매우 낮아 무의미하다. 이 변수들을 통제한 후에 도시의 평균교육년수 계수는 0.034로 그 표준편차가 커짐으로써 t 값이 줄어들었으나 10% 유의수준에서 여전히 유의하였다.

우리는 <표 7>에 보고된 결과로부터 한 도시에서 동일한 개인적 특성을 지닌, 한 직종의 노동자가 평균교육수준이 1년 더 높은 다른 도시에서는 대체로 약 2.5~3%의 더 높은 임금을 받고 있는 것을 알 수 있다. 이는 동일한 특성의 노동자가 평균교육년수가 3~4년 높은 지역에서는 약 10% 더 높은 임금을 받는 것을 의미한다. 더구나 우리의 표본이 임금체계의 경직성으로 인해 전국 어디서나 비슷한 임금을 받도록 외부적으로 규정지어진 직업(예를 들어 교수나 교사)들을 포함하기 때문에 이들을 제외할 경우 실제의 도시의 평균교육수준의 외부효과는 이것보다 더 클 것으로 예상된다.¹⁸⁾ 또한 교육수준이 높은 도시에서 실업률이 낮다면 연간 노동수입에 미치는 영향이 매우 클 것으로 생

18) 우리는 직종들을 통제하고 있으나 이로써 경직된 임금체계를 통제했다고 보기는 힘들다.

〈표 7〉 임금방정식 회귀분석결과 - 도시 평균교육년수의 외부효과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
교육년수	0.055 (19.42)	0.055 (18.26)	0.055 (18.21)	0.055 (18.56)	0.054 (13.12)	0.048 (11.00)	0.047 (10.57)
실질경력년수	0.009 (3.14)	0.009 (3.40)	0.009 (3.40)	0.009 (3.41)	0.009 (3.48)	0.009 (3.83)	0.009 (4.10)
실질경력년수제곱	-0.000 (2.36)	-0.000 (2.42)	-0.000 (2.43)	-0.000 (2.43)	-0.000 (2.39)	-0.000 (1.93)	-0.000 (2.03)
근속년수	0.012 (4.01)	0.011 (3.40)	0.011 (3.40)	0.011 (3.38)	0.011 (3.4)	0.008 (2.46)	0.007 (2.37)
근속년수제곱	0.000 (1.82)	0.000 (2.08)	0.000 (2.06)	0.000 (2.06)	0.000 (2.03)	0.000 (2.95)	0.000 (3.09)
학교 재학 여부	-0.055 (1.43)	-0.061 (1.69)	-0.061 (1.69)	-0.061 (1.69)	-0.063 (1.75)	-0.053 (1.49)	-0.054 (1.48)
비정규직 여부	-0.07 (3.59)	-0.074 (3.61)	-0.074 (3.63)	-0.074 (3.63)	-0.075 (3.66)	-0.088 (3.41)	-0.084 (3.17)
혼인상태	0.206 (8.47)	0.201 (9.44)	0.201 (9.42)	0.201 (9.42)	0.202 (9.55)	0.211 (8.63)	0.209 (8.18)
관리직, 전문직	0.277 (9.18)	0.277 (8.49)	0.277 (8.49)	0.277 (8.49)	0.277 (8.45)	0.212 (4.62)	0.211 (4.52)
장치·기계조작원 및 조립원	-0.086 (4.2)	-0.083 (5.97)	-0.083 (5.95)	-0.083 (5.95)	-0.082 (5.81)	-0.070 (4.27)	-0.070 (4.13)
기능원 및 관련 기능 근로자	0.020 (0.74)	0.024 (1.29)	0.024 (1.28)	0.024 (1.28)	0.026 (1.39)	0.013 (0.63)	0.013 (0.66)
기술공 및 준전문가	0.256 (10.63)	0.262 (13.11)	0.262 (13.16)	0.262 (13.16)	0.263 (13.29)	0.184 (7.12)	0.183 (6.97)
농업근로자	-0.268 (2.12)	-0.262 (1.86)	-0.264 (1.87)	-0.264 (1.87)	-0.283 (1.97)	-0.042 (0.22)	-0.070 (0.39)
여성	-0.172 (5.92)	-0.175 (4.99)	-0.175 (4.99)	-0.175 (4.99)	-0.174 (4.99)	-0.189 (5.16)	-0.188 (5.23)
결혼한 여성	-0.053 (1.51)	-0.053 (1.77)	-0.053 (1.77)	-0.053 (1.77)	-0.05 (1.80)	-0.054 (1.81)	-0.054 (1.78)
노조가입 여부	0.055 (2.97)	0.061 (4.05)	0.061 (4.05)	0.062 (3.98)	0.060 (3.99)	0.003 (0.22)	0.003 (0.21)
도시 평균교육년수		0.029 (3.49)	0.028 (2.52)		0.027 (3.34)	0.026 (2.97)	0.034 (1.72)
도시 평균대학 교육 년수				0.061 (2.45)			
은행서비스 인구							0.000 (0.82)
공무원 1인당 인구수							-0.001 (2.10)
1인당 점포건물 연면적							0.024 (0.53)

〈표 7〉의 계속

도서관 좌석당 인구수							0.000 (2.91)
1인당 연구개발비							0.005 (1.05)
도시 정보화지수							-0.0007 (0.91)
도시 비다양성							-0.918 (1.35)
로그 도시인구							-0.006 (0.52)
전공 1					0.069 (2.13)	0.042 (1.38)	0.042 (1.44)
전공 2					-0.019 (0.51)	-0.027 (0.78)	-0.028 (0.81)
전공 3					-0.002 (0.09)	-0.023 (0.79)	-0.020 (0.66)
도시별 전공 1 평균 교육년수							0.179 (0.99)
도시별 전공 2 평균 교육년수							0.147 (1.04)
도시별 전공 3 평균 교육년수							-0.035 (0.40)
상수항	7.482 (165.29)	7.149 (61.76)	7.160 (50.94)	7.419 (141.61)	7.172 (60.96)	6.890 (38.50)	6.973 (25.42)
다른 통제변수						기업규모 더미, 중분류 산업더미	기업규모 더미, 중분류 산업더미
R ²	0.4404	0.4421	0.4421	0.4414	0.4432	0.4893	0.4919

주 : 1) 전공 미상, 경력 미상, 근속년수 미상의 계수와 t값은 보고하지 않음.

2) () 안의 수치는 t값임.

3) 직업의 경우 기준 범주는 사무직원과 서비스 근로자 및 상점과 시장 판매 근로자임.

4) 전공의 경우 고졸이하 전체가 기준변수가 됨.

자료 : 1995년 인구주택총조사, 1998년 한국노동패널.

각된다.

<표 8>에서 우리는 산업의 평균교육수준의 외부효과를 고려했다. <표 8>에서는 주요변수들의 계수와 t값만을 보고하였다. <표 8>의 열 (1)은 비교를 위한 기준으로 $y_{ij} - \bar{y}_j = (x_{ij} - \bar{x}_j)\beta + \varepsilon_{ij} - \bar{\varepsilon}_j$ (이 경우 j 는 산업을 나타낸다)를 추정한 것이다. 개인의 특성 — 경력년수, 근속년수, 직종, 재학 여부, 비정규직 여부, 혼인상태, 성별, 여성 결

혼 여부, 대학전공, 노조가입 여부 — 과 회사의 기업규모 범주를 통제했다. <표 8>의 열 (2)에서는 산업별 인적자본이 개인의 시간당 임금에 어떻게 영향을 미쳤는지를 살펴보기 위하여 산업별 평균교육수준을 독립변수로 넣었고 통상최소자승법으로 추정하였다. 그 결과 산업별 평균교육수준의 계수는 0.051로 1% 유의수준에서 유의한 것으로 판명되었다. 즉 한 산업의 동일한 규모의 기업에서 일하고 있는 동일한 특성을 지닌 노동자가 평균교육수준이 1년 더 높은 산업에서 일한다면 약 5% 더 높은 시간당 임금을 받는다.

하지만 산업별 자본장비비의 차이나 산업별 특성으로 인해 이 계수가 더 높게 평가되었을 수도 있고 또는 그 반대일 수도 있다. 열 (3)에서는 대산업 범주로 산업을 분류해서(표 8의 주를 참조 바람) 산업을 통제했고 또 기업규모와 산업의 전공별 평균교육년수를 통제했다. 그 결과 개인의 교육수준의 계수는 거의 변하지 않은 반면, 중분류 산업의 평균교육수준의 계수는 0.070로 증가했고 5% 유의수준에서 유의하다. 열 (4)는 산업별 정보화지수와 산업의 지역별 집중도를 통제변수에 더하여 통상최소자승법으로 회귀분석한 결과이다. 산업별 정보화지수는 양이고 5% 수준에서 유의하다. 정보서비스 투입물의 비중이 높을수록 생산성이 높다는 것을 의미한다.¹⁹⁾ 산업의 지역별 집중도는 그 계수가 양이나 유의하지 않다. 산업의 평균교육년수는 비록 그 계수가 0.062로 다소 줄어들었지만 여전히 5% 수준에서 유의하다. 따라서 정보화지수나 산업별 집중도를 통제하더라도 산업의 평균인적자본이 개인의 생산성에 미치는 외부효과가 존재한다고 할 수 있다.

<표 8>의 열 (5)에는 도시의 특성들 — 도시의 전공별 평균교육년수, 은행당 서비스인구, 공무원 1인당 인구수, 1인당 점포건물 연면적, 도서관 좌석당 인구수, 노동자 1인당 연구개발비, 도시 정보화지수, 도시의 비다양성 — 또한 통제하였다. 이러한 도시의 특성들을 통제한 회귀분석의 결과는 여전히 산업의 평균교육년수가 이들 변수를 통제하지 않았을 경우와 비슷한 정도로 양의 효과를 가지고 있음을 보여주고 있다. 열 (6)에서는 모든 통제변수를 포함하면서 산업의 평균교육년수 대신에 산업의 평균대학교육년수를 포함시켰다. 그 결과는 산업의 평균대학교육년수의 계수가 0.215로 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타난다. 이것은 도시의 경우와 마찬가지로 대학교육의 생산성 외부효과가 고졸 이하의 교육의 외부효과보다 클 가능성을 보여주는 것이다. 이는 동일한 노동자라도 대졸자가 많은 산업에서 일하는 경우 외부효과로 인해 그 임금이 크게 높아진다는 것을 뜻한다.

19) 하지만 이 변수의 계수가 다른 모형에서는 유의하지 않다. 이는 이 변수가 다른 변수와 상관관계가 높다는 것을 뜻한다.

〈표 8〉 임금방정식 회귀분석 결과 - 산업평균교육년수의 효과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
교육년수	0.052 (7.40)	0.049 (7.36)	0.048 (7.27)	0.048 (7.31)	0.046 (6.54)	0.047 (14.18)	0.047 (14.00)
도시평균 교육년수					0.036 (2.00)		0.042 (1.67)
도시 정보화 지수					-0.007 (-1.08)	-0.005 (-0.74)	-0.007 (-1.08)
도시 평균 나이							.002 (0.31)
산업평균 교육년수		0.051 (6.65)	0.070 (2.38)	0.062 (2.00)	0.062 (3.08)		0.048 (2.13)
산업 평균 나이							-0.006 (-1.38)
산업 정보화 지수				0.781 (2.02)	0.662 (1.27)	0.832 (1.60)	0.684 (1.32)
산업평균 대학교육 년수						0.215 (4.18)	
산업 도시 집중도				0.050 (0.48)	0.013 (0.12)	-0.42 (-0.39)	-0.001 (-0.01)
통제변수	개인변수, 기업규모	개인변수, 기업규모	개인변수, 기업규모, 대분류 산 업터미, 산 업의 전공 별 평균교 육년수	개인변수, 기업규모, 대분류 산 업터미, 산 업의 전공 별 평균교 육년수	개인변수, 기업규모, 대분류 산 업터미, 산 업의 전공 별 평균교 육년수, 도 시변수	개인변수, 기업규모, 대분류 산 업터미, 산 업의 전공 별 평균교 육년수, 도 시변수	개인변수, 기업규모, 대분류 산 업터미, 산 업의 전공 별 평균교 육년수, 도 시변수
R ²	0.4568	0.4656	0.4776	0.4785	0.4825	0.4830	0.4828

주 : 1) 개인변수: 경력, 근속년수, 직종, 혼인상태, 성별, 여성결혼 여부, 학교 재학, 비정규직, 노조가입 여부, 대학전공.

2) 도시변수: 도시의 전공별 평균교육년수, 도시의 인구, 도시 비다양성, 은행 서비스인구, 공무원 1인당 인구수, 1인당 점포건물 연면적, 도서관 좌석당 인구수, 1인당 연구개발비 등임.

3) 산업 구분은 제조업체 외는 산업 대분류로 나누고 제조업체는 1) 음식료품 제조업, 담배 제조업, 섬유제품 제조업, 의복 및 모피제품 제조업 등 전통적 경공업용 범주로, 2) 코크스, 석유정제품 및 핵연료 제조업, 화학물 및 화학제품 제조업, 고무 및 플라스틱제품 제조업, 비금속 광물제품 제조업, 조립 금속제품 제조업, 기타 기계장비 제조업, 자동차 및 트럭 제조업, 기타 운송장비 제조업 등을 전통적 중공업으로 한 범주화하였음.

열 (7)에서는 도시의 평균교육년수와 평균나이, 산업의 평균교육년수와 평균나이를 열 (6)의 모든 통제변수들과 함께 통제하였다. 그 결과 산업의 평균나이나 도시의 평균나이는 유의하지 않았고 산업의 평균교육년수의 계수는 5% 유의수준에서 여전히 유의하고 도시의 평균교육년수의 계수 또한 10% 수준에서 여전히 유의하다. 이것은 산업과 도시의 평균인적자본의 효과가 단지 노동자의 연령 구성상의 차이나 새로운 산업이 고학력 청년층을 많이 고용하는 것이기 때문이라는 우려를 불식시킨다.²⁰⁾

<표 8>에서 우리는 산업의 교육수준이 개인의 시간당 임금에 미치는 영향을 살펴보았다. 우리는 <표 8>로부터 몇 가지 사실을 확인할 수 있었다. 첫째, 산업별 인적자본의 분포와 개별 노동자의 임금 사이에 강한 상관관계가 있다는 것이다. 개인의 측정 가능한 모든 특성을 통제한 후에도 산업의 평균교육년수가 1년 증가함에 따라 최소한 약 5% 가량 개인 노동자의 시간당 임금이 증가하는 것을 알 수 있다(제조업체만 제한했을 경우도 그 결과가 다르지 않다). 이를 인적자본의 산업별 집중에 따른 외부효과로 볼 수 있을지는 아직 이론적 배경이나 실증적 증거가 불충분하다 할지라도 산업별 임금이 차이가 산업별 평균인적자본의 차이와 높은 상관관계를 가지고 있음을 보여주고 있다. 둘째, 산업의 평균인적자본을 통제하여도 도시의 평균교육수준이 개인의 임금에 미치는 효과가 크게 변화하지 않는다는 사실이다. 실령 산업 내에서 일어나는 인적자본의 외부효과를 부정한다 할지라도 산업의 평균인적자본 변수를 회귀식에 포함하는 것은 도시에 집중된 인적자본의 외부효과를 보다 확실히 증명해 준다. 그 이유는 다음과 같다. 도시별 산업구성이 다르기 때문에 혹자는 <표 8>에서 나타난 도시 인적자본의 외부효과가 단지 산업간의 인적자본의 차이라고 비판할 수도 있기 때문이다. 그런데 산업의 평균인적자본을 통제한 후에도 도시의 평균교육년수의 계수는 그 크기나 유의성에 있어서 거의 변하지 않았다. 이는 도시의 인적자본의 외부효과가 산업간의 인적자본 차이와 독립하여 발생하고 있음을 증명한다.

이상에서 파악된 도시와 산업의 평균인적자본과 시간당 임금의 상호관계는 인적자본

20) 우리가 개인의 잠재적 경험을 통제했기 때문에 산업이나 도시의 평균나이를 통제하지 않아도 문제가 되지 않는다. 오히려 이 변수들은 그 산업이나 도시의 평균적 경험으로 측정되는 인적자본을 나타낼 수도 있다. 하지만 우리는 평균경력이나 평균나이를 인적자본의 외부효과를 파악하는 것이 바람직한지 확신하지 못한다. 왜냐하면 개인의 경험이 임금에 비선형으로 영향을 미친다고 일반적으로 가정하지만 집합된 경력의 경우 어떠한 방식으로 모형을 설정할 수 있는지 분명하지 않기 때문이다. Rauch(1993)는 선형으로 모형을 설정했지만 평균 경력의 외부효과는 없는 것으로 나타났다.

의 외부효과가 아니라 임금과 다른 요인들과의 관계가 우연히 평균인적자본과 임금과의 관계로 나타날 수도 있다. 첫째, 만약 기업이 노동자의 생산성이 아니라 지역의 생활비를 고려해 노동자에게 임금을 지불하고 평균교육수준이 높은 도시일수록 생활비가 높을 경우 임금과 평균인적자본의 상호관계는 단지 생활비와 임금의 상호관계를 나타낼 뿐이라는 주장이 그것이다. Rauch(1993)의 인적자본 외부효과 모형에서도 평균인적자본 수준이 높은 도시에서는 임금과 집세가 모두 높다는 것으로 나타나 있어, 생활비 주장과 인적자본의 외부효과이론은 실증적으로 구별하기 힘들어진다. 하지만 기업이 이윤을 극대화한다는 가정에서는 인적자본의 외부효과이론은 더 설득력을 갖는다. 왜냐하면, 기업이 더 높은 임금을 지불할 수 있는 생산성 효과가 있어야 하기 때문이다. 그럼에도 불구하고 우리는 주거비와 평균인적자본의 상호관계를 검토하기 위해서 노동패널로부터 평당 집세를 구한 다음 임금회귀식에 독립변수로 넣었다. 하지만 도시평균교육년수의 계수는 거의 변하지 않았다. 또 임금방정식의 전형적인 reduced form의 형태로 노동패널에 집세를 결정하는 변수들인 주택종류와 평수를 넣었을 경우에도 그 계수는 크게 변화하지 않았다(결과는 보고하지 않음).²¹⁾ 둘째, 평균인적자본과 임금의 상호관계는 평균인적자본의 효과가 아니라 독점 등 rent seeking의 결과로 볼 수 있다는 주장이다. 이를 검증하기 위해 광공업 통계조사로부터 산출물집적도를 HHI로 계산하여 994명의 제조업체 종사자의 임금에 미친 영향을 분석하였는데, 도시의 평균인적자본의 계수들은 오히려 커졌고 산업의 평균인적자본의 계수는 크게 변화하지 않았다. 다른 산업별 변수들 — 자본장비율, 연구비, 부가가치와 수출비율 — 을 포함해도 큰 차이를 보이지 않았다. 셋째, selection bias의 가능성인데, 표준화된 시험성적이나 대학의 입학성적의 이용이 불가능하기 때문에 우리는 이를 통제하지 못했다. 단, 가족 배경을 아버지의 교육과 직업, 그리고 본인의 출신지역, 출신지역별 평균교육년수로 통제하였지만 평균교육년수의 계수들은 크게 변화하지 않았다.²²⁾

21) Rauch(1993)나 이 논문에서 임금방정식을 집세를 결정하는 변수들이 포함되는 전형적인 reduced form의 형태로 하지 않은 것은 그 변수들이 지역의 평균교육수준과 관계가 거의 없다면 그 변수들을 생략하는 것은 평균교육수준의 계수 추정에 영향을 미치지 않기 때문이다.

22) 지역 출신별 임금격차는 박기성(2000)을 참조하기 바란다.

V. 결 론

교육이 긍정적 외부효과를 가짐으로써 교육을 받은 당사자뿐 아니라 사회 전체에 긍정적 혜택을 준다는 믿음에서 교육에 대한 공공투자가 일반화되고 확대되어 왔다. 그럼에도 불구하고 그동안 교육의 생산성 외부효과에 대한 연구는 활발히 일어나지 않았다. 인적자본의 외부효과를 측정하는 한 방법은, 지역이나 산업의 평균인적자본이 개인의 특성이 통제된 후에도 개별 종사자의 임금, 즉 생산성에 영향을 미치는가를 파악하는 것이다. 우선 우리는 인구주택총조사를 이용하여 인적자본의 도시별·산업별 분포를 살펴 보았다. 도시간·산업간에 인적자본의 차이가 매우 심한 것으로 나타났다. 수도권 도시, 산업도시 그리고 광역시들에 젊고 교육수준이 높은 취업자들이 몰려 있어 평균교육수준으로 측정된 평균인적자본은 이들 도시에서 높으나 잠재 경력으로 측정된 평균인적자본은 낮다. 또 산업에 있어서도 노동자들의 평균교육수준과 평균나이가 상호 음(-)의 관계를 보이고 있다.

우리는 한국노동패널을 이용해서 이러한 도시와 산업의 평균인적자본 수준이 개인의 임금에 미치는 영향을 분석하였다. 도시의 평균교육수준이 1년 증가하면 개인의 임금이 약 2.5~3% 인상되는 임금상승효과를 가져오는 것으로 나타났다. 이는 교육의 외부효과에 관한 미국의 선행 실증연구인 Lucas(1988)나 Rauch(1993)가 추정한 평균교육년수의 외부효과에 대한 결과와 매우 비슷하다. Lucas는 1909~57년 사이의 미국의 시계열 자료를 이용해서 평균교육수준이 1년 증가할 경우 총생산성이 약 3% 증가한다고 추정했고, Rauch는 도시의 평균인적자본이 1년 증가함으로써 개인의 임금이 약 3% 증가한다고 추정했다. 우리의 추정이 정확하다면, 교육투자에 대한 사적 보수(private return)와 사회적 보수(social return) 사이에 큰 차이가 존재한다는 사실을 알 수 있다. <표 7>의 열 (3)의 IV-GLS 추정 결과로 계산해 본다면 교육의 사회적 보수는 사적 보수에 비해 약 1.5배($= (0.055 + 0.028) / 0.055$)로 높다. 이것 또한 Lucas나 Rauch의 추정수치인 1.6이나 1.7과 비슷하다. 산업의 교육수준 또한 개인의 모든 측정 가능한 특성을 통제한 후에도 도시의 평균교육수준이 개인의 임금과 양(+의 상관관계를 뚜렷이 가짐을 알 수 있었다.

동일한 특성을 지닌 노동자가 산업의 평균교육수준이 1년 증가함에 따라 약 5~7%의 임금을 더 받는 것으로 나타나고 있다. 우리가 이를 순전한 외부효과로 본다면 교육투자의 사회적 보수는 사적 보수의 약 3배에 이르게 된다.

하지만 우리의 교육의 외부효과 측정은 몇 가지 한계를 가지고 있다. 첫째로, Rauch (1993)가 지적한 바와 같이 교육수준이 높은 지역에서 측정 불가능한 능력이나 기술에 대한 보수가 높다면 보다 질 높은 노동자들이 보다 교육수준이 높은 도시나 산업으로 몰렸을 가능성이 높다. 이 때문에 우리의 실증분석에서 보여준 인적자본의 긍정적 외부효과는 부분적으로 selection bias일 가능성이 높다. 이럴 가능성은 산업의 경우에 매우 높다고 보여진다. 도시 평균교육수준의 외부효과가 selection bias일 가능성에 대해 Rauch는 두 가지 방법으로 반박하고 있는데, 한 방법은 지대에 대한 회귀분석 결과를 이용했고²³⁾ 다른 방법은 지역별 임금의 분산(dispersion)과 평균교육수준의 상호관계를 사용했다.²⁴⁾ 하지만 우리의 실증분석에서는 자료의 한계로 지대 분석을 생략하고 또 지역별 임금의 분산을 구하기에는 표본수가 적어 이에 대한 자료를 구할 수 없었다. 이에 대한 연구를 미래의 과제로 남겼다.²⁵⁾ 둘째로는 산업별 평균인적자본의 외부효과에 대한 이론적 배경을 제공하지 못하고 임시 방편(ad-hoc)으로 실증분석을 함으로써 산업별 인적자본의 외부효과를 설득력 있게 이론적으로 증명하지 못하고 있다는 점이다.

그럼에도 불구하고 우리의 실증결과는 몇 가지 측면에서 유용성을 갖는다고 생각된다. 첫째, 노동자가 높은 집값에도 불구하고 수도권 도시 등 교육수준이 높은 도시로 이주하는 하나의 중요한 요인을 발견했다는 점이다. 한 지역에서 똑같은 특성을 지닌 노동자가 평균학력이 몇 년 높은 지역으로 이주한다면 인적자본의 외부효과 또는 능력에 대한 보다 높은 보수를 즐길 수 있기 때문에 그러한 도시지역으로 이주한 노동자는 소득

-
- 23) Rauch(1993)는 Roy(1951)의 주거지역선택 대 직업선택(selection) 모형을 제II장에 소개된 모형과 비교하면서 제II장의 모형이 보다 타당함을 임금방정식과 집세방정식의 결과로 입증했다(자세한 설명은 Rauch를 참조 바람). 우리의 경우 집세를 결정하는 요인들에 대한 정보가 노동패널에 충분치 않아 집세(rent)의 회귀분석식 결과를 본문에서 보고하지 않았지만 그 결과가 Rauch의 결과와 비슷하므로 Rauch의 방법을 이용할 경우 제II장의 모형이 selection 모형보다 타당하다고 주장할 수 있다.
- 24) 평균교육수준이 높은 지역이 능력에 대한 보수가 클 경우 그 지역의 임금의 분산이 커야 하지만 그렇지 않다는 것을 증명했다.
- 25) 산업간 임금분산(wage dispersion)은 임금구조 기초통계조사를 이용하여 구할 수 있으며 임금분산과 도시의 평균교육수준의 상호관계를 이용하면 selection bias의 존재 여부에 대해 증명할 수도 있을 것이다.

이 크게 증가할 것이다. 따라서 평균학력이 높은 도시에서 지대가 높음에도 불구하고 이와 같은 도시로 이주할 강한 동기를 갖게 된다. 이 결과는 정부의 인구분산 정책에 중요한 함의를 갖는다. 둘째, 기존의 연구들이 노동의 수요 측면, 특히 산업별 특성이 임금을 결정하는 데 중요한 변수라고 지적하고 있는데 우리의 연구가 더 구체적으로 산업별 인적자본의 차이, 그리고 그 외부효과 또는 (외부효과가 아니라면) 능력에 대한 산업간 보수 차이가 이 현상에 대한 요인이라고 설명할 수 있다는 점이다.

참 고 문 헌

- 김대일·남재량·류근관. 「한국노동패널의 표본의 대표성과 패널조사 표본 이탈자의 특성 연구」. 『노동경제논집』 23권 특별호 (2000. 2): 1-32.
- 류재술. 「단층노동시장의 임금구조변동 및 안정성분석」. 『노동경제논집』 20권 2호 (1997. 12): 107-127.
- 류재우. 「우리나라 공학기술자의 노동시장」. 『노동경제논집』 20권 2호 (1997. 12): 221-254.
- 박기성. 「노동시장에 나타난 출신지역간 차이」. 『노동경제논집』 23권 특별호 (2000): 195-218.
- 박원구·박세일. 『한국의 임금구조』. 서울: KDI, 1984.
- 이원덕. "Earnings Distribution and the Role of Enterprises in Korea." Boston Univ. 박사학위논문 (1987).
- 조우현. 「산업화과정에서 나타난 노동수요측 특성과 임금 및 임금구조의 결정」. 조우현 저 『노사관계 개혁론』 서울:창작과 비평사, 1992: 149-251.
- Alderman, Harold Jere R. Behrman, David R. Ross, and Richard Sabot. "The Returns to Endogenous Human Capital in Parkistan's Rural Wage Labor Market." *Oxford Bulletin Economics Statistics* 58 (1) (February 1996): 29-55.
- Ahn, Hyungtaik, Jongjin Kim, and Bun Song Lee. "Information Technology and Regional Economic Growth in Korea." WEA(Western Economic Association)

- 2000 Annual Conference (July 2000).
- Gaspar, J. and E.L. Glaeser. "Information Technology and the Future of Cities." *Journal of Urban Economics* 43 (1) (January 1998): 136-156.
- Gyourko, J. and Tracy, J. "The Structure of Local Public Finance and the Quality of Life." *Journal of Political Economy* 99 (4) (August 1991): 774-806.
- Henderson, V., Ari Kuncoro, and Matt Turner. "Industrial Development in Cities." *Journal of Political Economy* 103 (5) (October 1995): 1067- 1090.
- Javanovic, B. and Rob, R. "The Growth and Diffusion of Knowledge." *Review of Economics Studies* 56 (4) (October 1989): 569-582.
- Lee, Bun Song and Hongwon Lee. "Determinants of Spatial Difference in Korean Manufacturing Productivity." WEA(Western Economic Association) 2000 Annual Conference (July 2000).
- Lucas, R. E. "On the Mechanics of Economic Development." *Journal of Monetary Economics* 22 (1) (July 1988): 3-42.
- Rauch, J. E. "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities." *Journal of Urban Economics* 34 (3) (November 1993): 380-400.
- Roback, J. "Wages, Rents, and the Quality of Life." *Journal of Political Economy* 90 (6) (December 1982): 1257-1278.
- Romer, P. "Increasing Returns Long Run Growth." *Journal of Political Economy* 94 (5) (October 1996): 1002-37.
- Roy, A. D. "Some Thoughts on the Distribution of Earnings." *Oxford Economic Papers* 3 (2) (June 1951): 135-146.

abstract

Distribution of Human Capital Across Korean Cities and Industries, and External Economies of Human Capital

Soomyung Jang and Bun Song Lee

Public investment in education has been justified by assumed positive externalities of education. Using the 1995 10% Population and Housing Census and 1998 Korean Labor and Income Panel Study, this study first examines the distribution of human capital across Korean cities and industries, and second, investigates the sizes of external economies of education by exploring how the average schooling of workers in cities and industries affect an individual worker's hourly wage. Generally, the average schooling of workers in the capital region cities is much higher than in other cities and the average schooling of workers in high tech industries is much higher than in other industries. As the average years of schooling in a city increases by one year, workers with the same personal and job characteristics such as sex, education, experience, occupation, and firm size, earn about 3% more. Also as the average years of schooling of workers in an industry increases by one year, the workers with the same personal and job characteristics earns about 5~7% more.

key words: human capital, external economy, average years of schooling