인적자본의 지역별 산업별 분포와 그 외부효과

장수명*·이번송**

교육은 일반적으로 긍정적 외부효과를 가진 것으로 인식되어 교육에 대한 공공투자가 정당화되었다. 본 연구는 1995년 주택총조사와 1998년 한국노동패널을 이용해서 도시별 산업별 인적자본의 분포를 살펴보고 도시와 산업의 평균교육년수가 임금에 미치는 영향으로 파악함으로써 인적자본의 외부효과를 분석하였다. 일반적으로 수도권 도시들의 평균교육년수가 다른 지역도시들이 비해 크게 높았으며 또 첨단산업의 평균교육년수가 전통산업의 교육년수보다 크게 높았다. 교육과 경력을 포함한 개인의 특성, 기업규모, 산업을 통제한 후 도시의 평균교육년수가 1년 증가함에 따라 노동자의 임금이 약 3 % 증가하고 개인의 특성, 기업규모, 산업의 특성을 통제한 후 산업의 평균교육년수가 1년 증가함에 따라 약 5 7 % 임금이 증가한다.

I. 서론

인적자본은 경제성장에 있어 결정적인 요소로 간주되었고 경제성장을 도모하기 위한 정책의 일환으로 교육에 많은 국가적 자원을 투입하였으며, 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 사회전체에 혜택을 주기 때문이다. Lucas (1988)와 Romer (1986) 등의 내생적 성장이론은 한 나라의 평균인적자본과 그 외부효과가 성장의 동력이 될 수 있음을 보여주었다. 본 연구는 1998년 한국노동패널자료와 1995년 인구주택총조사자료를 이용해 인적자본의 도시별 산업별 분포를 검토하고 인적자본의 지역집중으로 인한 외부효과를 실증적으로 검토하였다.

인적자본의 외부효과에 대한 미시적 기초는 제한된 지역공간에서 노동자 상호간에 일어나는 공식적 또는 비공식적 상호접촉으로 인한 지식과 기술의 상호 공유와 성장이다. 이러한 상호접촉에

* 서울시립대학교 경제학과 Bk21 계약교수, ** 서울시립대학교 경제학과 교수

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

의한 긍정적 외부효과는 평균인적자본이 높은 나라나 지역에서 그렇지 못한 나라나 지역보다 높을 것이라는 것이 분명하다. 인적자본의 지역적 집중에 의한 긍정적 외부효과로 똑같은 개인적 특성을 지닌 노동자라도 인적자본이 집중된 지역에서 보다 높은 생산성을 가지며 따라서 높은 임금을 받게 된다. 그러므로 노동자들은 보다 인적자본이 풍성한 지역으로 이주 할 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 분석하는데는 비교할 만한 국제자료의 부재, 국가 간의 제도적 차이 등으로 인해 매우 어렵게 된다. 또한 높은 인적자본은 높은 수준의 경제발전과 연관되어 있고 이는 또한 개인당 자본장비량과 같이 생산성에 미치는 다른 요인들과 연관되어 있어 횡단면 국제자료를 이용한 인적자본의 외부효과를 파악하는 것이 어렵게 된다. 하지만 여러 제도가 일치하고 개인당 자본장비율이 비슷한 한나라 안에서 다른 지역(도시)들을 살펴봄으로써 인적자본의 생산성 향상 외부효과를 파악하는 것이 적절할 것이다 (Rauch 1993). Rauch는 미국의 도시의 임금 및 지대자료를 이용하여 인적자본의 외부효과를 실증적으로 분석했고 지역의 평균인적자본이 개별노동자의 모든 특성을 통제한 후에도 그 지역에 사는 노동자의 시간당 임금을 크게 상승시키는 것을 확인했다. 본 논문의 한 목표는 한국의 도시에 관해 이러한 인적자본의 외부효과를 실증적으로 파악하는 것이다. 동일한 개인적 직업적 특성은 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 똑같을 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 똑 같은 특성을 지닌 주거건물에 대한 지대(전세)가 이 도시에서 높을 것이다. 평균인적자본이 높은 지역에서 일하는 노동자들이 인적자본의 외부효과로 인해 다른 지역의 노동자들 보다 높은 임금을 받는다면, 왜 노동자들이 높은 지대(전세 또는 집 값)를 지불함에도 그러한 도시 또는 지역으로 집중하는 지에 대한 한 이유를 파악하게 될 것이다. 특히 우리는 인적자본의 지역적 분포와 그 외부효과를 살펴봄으로써 수도권 인구집중이 교통혼잡과 주택가격의 상승을 불려 일으키고 따라서 정부가 끊임없이 수도권 억제정책을 씀에도 불구하고 왜 수도권에 인구가 계속적으로 집중하는지에 대한 한 이유를 파악하게 될 것이다. 만약, 인적자본의 외부효과가 인구의 수도권 인구 집중의 한 요인이라면 평균인적자본이 수도권 지역에서 타지역 보다 높을 것이고 또 인적자본의 긍정적 외부효과가 존재해야 할 것이다. 우리는 이러한 주장들을 한국노동패널과 1995 인구주택총조사를 이용해 검증한다.

우리는 지식의 파급 및 상승 효과가 동일한 산업내에서 보다 더 집중적으로 이루어 질 것으로 생각하며 따라서 개인적 특성들- 교육년수, 전공, 직종, 경력, 근속년수, 또는 능력- 이 동일한 개별 노동자가 평균인적자본이 높은 산업에서 종사할 경우 생산성이 더욱 높아질 것으로 예상한다. 특히 정보화 산업의 발전으로 지역적 장벽을 넘어 동일한 산업내의 노동자간, 특히 지식인 노동자

간의 접촉이 크게 늘어 지식과 정보의 교류가 활발히 일어남으로써 외부효과를 통한 생산성 향상이 평균인적자본이 높은 산업에서 일어날 가능성이 높다. 예를 들어 한 개인이 대학에서 경영학을 전공하고 졸업 후 평균인적자본 수준이 높은 의료, 정밀, 광학기를 제조하는 산업에 종사하는 경우와 같은 제조업이라도 평균인적자본이 낮은 음식료품 제조업에 종사하는 경우에 외부효과로 인하여 생산성이 다를 것이며 따라서 임금도 다를 것으로 생각된다. 따라서 우리는 산업의 평균인적자본이 개인의 모든 특성을 통제한 후에도 개인의 임금에 긍정적 영향을 미치는가를 살펴본다.

1995년 인구주택총조사의 10% 표본 테잎으로부터 얻어진 각 도시지역 또는 산업의 종사자들의 평균학력 수준을 지역 또는 산업의 인적자본을 측정하는 변수로 사용된다. 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 본 연구에서는 평균교육년수에만 초점을 두었다. 한편 한국노동패널은 다른 자료들에 비해 임금과 노동자 개인의 특성에 대해 풍부한 자료를 제공하고 있다. 지역 산업별 노동자의 평균교육년수와 노동패널의 임금노동자 자료를 결합하여 함께 이용함으로써 지역 또는 산업의 평균교육년수가 개인의 임금향상에 어떻게 기여하는 지를 살펴본다.

본 연구를 통하여 다음과 같은 몇 가지 중요한 사실을 발견하였다. 첫째, 수도권 지역의 도시, 산업중심도시와 광역시들의 노동자들의 평균교육년수나 평균대학교육년수[2]가 여타 도시들에 비해 매우 높다는 것이다. 평균교육년수가 가장 낮은 상주시와 교육수준이 가장 높은 과천시는 약 6년의 차이가 난다. 지역의 평균대학교육년수의 경우 가장 낮은 도시들과 가장 높은 도시들 사이에 4 배의 차이가 나기도 한다. 둘째, 시간당 임금이, 노동자 개인의 교육, 전공, 경력, 근속연수, 결혼여부, 성, 직종, 노조가입 등과 기업규모 산업을 통제한 후에도 지역의 평균교육수준이 1년 높아 감에 따라 약 3% 높아진다는 것이다. 이는 똑 같은 특성과 산업에서 일하는 노동자가 평균교육년수가 3 4년 정도 높은 도시에서는 약 10% 높은 임금을 받고 있다는 것을 뜻한다. 셋째, 노동자의 교육수준이 산업별로 심한 편차를 보이고 있다. 연구 및 개발업종의 경우 평균교육년수가 약 16년인 반면, 농업, 수렵업 및 관련 서비스업의 경우 약 6년에 지나지 않는다. 또 평군대학교육년수의 경우 그 차이가 산업간에 많은 경우 7 내지 15배까지 차이를 보이고 있다. 마지막으로, 노동자의 모든 개인적 특성을 통제한 후에도 산업의 교육수준이 1년 높아감에 따라 시간당 임금이 5 내지 7 퍼센트 높아진다. 동일한 직종의 똑 같은 특성을 지닌 한 노동자가 현 산업보다 교육 수준이 3년 정도 높은 산업에서는 약 15에서 21%의 높은 임금을 받고 있다는 것이다.

나머지 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서 Rauch(1993)의 도시 인적자본의 외부효과 모형 간략히 소개하고 실증분석 틀을 제공한다. 제 3장에는 자료를 설명하는 함과 동시에 도시간 산업별 노동자의 교육수준차이를 보여주고 제4장에서는 회귀분석결과를 설명한다. 마지막 장에서는 이 논문이 갖는 한계를 지적하고 앞으로의 연구 방향을 제시한다.

---

2) 우리는 평균대학학력년수를 도시나 산업에서 대학을 다닌 종사자들의 대학교를 다닌 연수를 합하여 이를 도시나 산업의 종사자 수로 나누었다.

II. 인적자본의 외부효과 모형과 실증분석의 틀

Rauch (1993)는 Roback(1982)의 공공재 모형을 이용해 인적자본의 외부효과를 다음과 같이 설명하고 있다. 각 도시j 는 제한된 양의 대지L_j 와 지역적 특성들s_j 를 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 노동량h 을 부여받았다. 각 가계는 이 노동량을 효율성 노동 한 단위에 대한 임금w 을 받고 비탄력적으로 공급한다. 효용이 모든 가계에 있어 동일하고 동조적이라고 가정한다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

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

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

$$V_j = v(r_j; s_j) w_j = u^0 \tag{2}$$

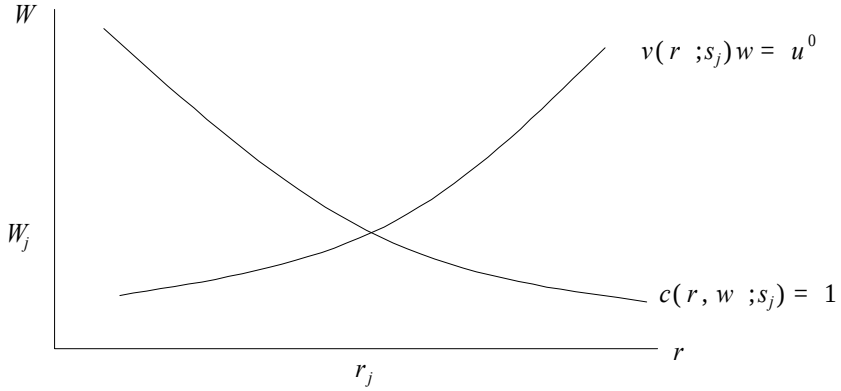
여기서 V_j 는 효율성노동 한 단위를 소유한 노동자가 즐기는 간접적 효용이며 u^0 는 효율성 노동 한 단위 소유자들이 전국 어디서나 똑 같이 갖는 효용이다.

생산기술은 노동, 대지, 자본의 규모에 대해 보수 불변이고 지역특성은 생산요소투입 비율에 영향을 미치지 않고 생산함수를 이동시키는 변수이다 (hicks-neutral shift parameters.) 따라서 기업의 상품생산은 $X = f(l^p, H; s)$ 이며[3] 여기서 l^p 는 생산에 사용된 대지이고, H 는 도시의 총 효율성노동이다. 비용 최소화 균형조건에서는 때문에 상품의 단위생산비용이 그 가격과 동일해야한다.

$$c(r_j, w_j; s) = 1 \tag{3}$$

3) 자본 역시 상품생산요소이나 자본은 완전히 유동적이며 자본에 대한 보수는 모든 도시에서 똑 같다고 가정하고 투입요소에서 넣지 않았다 (Roback 1992.)

<그림 1>



여기서 c 는 단위 비용함수이고 자본비용은 모든 도시에 동일하므로 표시하지 않았다. 소비자와 기업의 두 균형조건 (2)와 (3)을 결합함으로써 우리는 그림 1을 도출할 수 있다. 우상향하는 곡선은 소비자 균형조건 (2)을 만족시키는 w - r 의 조합을 나타내며 우하향하는 곡선은 기업의 균형조건 (3)을 w - r 만족시키는 조합들을 나타낸다. 식 (2) 과 (3)에서 임금과 지대가 결정되며 이로부터 유도된 노동과 지대 수요를 이용하여 시장이 청산되는 균형 조건으로부터 도시의 상품생산과 인구의 균형 값들을 다음과 같이 찾을 수 있다. 다음 방정식들에서 $N_j \overline{h_j}$ 는 도시 j 에서 이용할 수 있는 총 효용노동량이다.

$$X_j \partial c/\partial r - N_j \overline{h_j} (\partial V/\partial r)/(\partial V/\partial w) = L_j \qquad (4)$$

$$X_j \partial c/\partial w = N_j \overline{h_j} \qquad (5)$$

하지만 노동 효율성 단위에 의한 소비자 (노동공급자)가 도시별로 분류되는 것은 아니기 때문에 $\overline{h_j}$ 는 위 모형에서 정해지지 않는다. 따라서 Rauch는 이를 역사적으로 규정된다고 가정하며 지역적 특성으로 간주한다. 우리는 임금과 지대를 결정하는 요인을 파악하는 데 개인의 여러 특성을 통제한 후 지역의 평균인적자본이 어떤 영향을 미쳤는지 살펴볼 것이다.

방정식 (2) 과 (3)의 체계를 임금과 집세 방정식을 이용하여 추정할 수 있다. 우리는 평균인적자본이 집세의 미치는 영향에 대한 분석을 미래의 연구과제로 미루고 개인의 임금에 미치는 영향을 분석하는 데 중점을 둔다. 따라서 추정할 임금 결정식은 다음과 같다.

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

여기서 i 는 개별 노동자를, j 는 도시를 나타내고 y 는 시간당 임금에 로그를 취한 값, x 는 노동자의 관측 가능한 특성을 나타내는 변수의 벡터, z 는 $\overline{h_j}$ 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 가지의 통계적 문제들이 생긴다. 첫째 관측 불가능한 도시의 특성, μ 가 관측 가능한 도시의 특성, 특히 도시의 평균인적자본과 상호관련이 있다면, γ 의 추정은 편의(bias)를 갖게될 것이다. 둘째, μ 가 z와 상호관련이 없다고 하더라도, 한도시 내에서는 오차항들이 μ로 인해 상호연관될 수 있기 때문에 동분산을 갖지 못함으로써 계수들의 표준편차가 편의를 가질 수 있다 (Gyourki and Tracy 1993.) 후자 문제를 해결하기 위해서 일반최소좌승법(GLS)을, 두 문제를 동시에 해결하기 위해서는 도구변수를 이용한 일반최소좌승법(IV-GLS)을 이용했다.[4)]

하지만, 만약 기업의 규모나 산업이 도시간에 다르고 그에 따라 도시간 인적자본이나 생산성의 차이가 난다면 식 (6)으로 추정된 평균인적자본의 외부효과는 단지 산업이나 기업규모의 차이에서 오는 생산성 차이를 반영할 수도 있다. 우리나라 임금결정구조를 분석한 기존의 연구들 또한 인적자본의 특성뿐 아니라 수요측(기업)의 특성, 기업규모나 산업이 임금을 결정하는데 중요하다고 밝히고 있다.[5)] 따라서 우리는 기업규모와 산업더미로 수요측 특성을 고려한 다음의 임금결정식을 회귀 분석함으로써 인적자본의 외부효과 측정이 수요측 특성에 어떠한 영향을 받는지 알아본다.

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

여기서 s_i 는 노동자 i 가 다니는 기업의 규모이고 여기서 산업$dummy$는 중분류 산업범주 더미 변수들이다.

우리는 서론에서 산업별 평균인적자본이 개인 노동자의 임금에 미치는 영향을 분석대상으로 제안했다. 이를 분석하기 위해 우리는 몇 가지 방법을 이용한다. 첫째, 식 (6)에서 z_{ij} 는 산업별 평균인적자본 등 산업의 측정 가능한 변수로[6)], μ_{ij} 는 산업의 측정 불가능한 변수들로 간주하고 GLS로 추정한다. 둘째, 식 (7)로 산업의 평균인적자본의 효과를 추정할 경우 중분류 산업별 평균인적자본과 중분류 산업별 더미를 함께 독립변수로 포함할 경우 완전 다중공선성(perfect multicollinearity)

---

4) Rauch는 두 번째 문제는 해결하고 있지만 첫 번째 문제는 언급하고 있지 않고 있으며 따라서 Rauch의 인적자본 외부효과 추정은 편의를 가졌을 가능성을 배제할 수 없다.

5) 박훤구 • 박세일(1984)이나 이윈덕(1987)은 기업규모별 임금격차에 주목하고 있고 조우현(1992)는 기업들을 고임금업체와 저임금업체로 나누면서 산업적 특성이 중요하다고 밝히고 있다. 고임금업체의 산업측 특성으로는 수출률이 높은 산업, 독과점도가 높은 산업과 노동자 1인당 부가가치 생산성이 높은 산업을 들고 있다. 류 재술 (1998)은 한국 노동시장에는 단층적 구조가 노동수요와 노동공급 양측면에서 존재한다고 보고 있으나 1970년 중반이후 동일 단층내에서 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) 제조업체에 관해서는 광공업통계조사로부터 산업의 측정 가능한 변수들을 구할 수 있으나 다른 산업의 경우 변수들을 구할 수 없어 산업별 평균인적자본만을 사용하였고, 제조업에 관한 결과는 부표로 간단히 보고하였다.

생기기 때문에 산업별 더미의 경우 대분류로 산업 더미를 포함시켜 GLS로 추정하였다.[7] 마지막으로 도시별 평균인적자본을 포함한 관측 가능한 도시의 특성들도 포함시켜 도시별 특성을 통제한 후 산업의 평균인적자본이 임금에 어떤 영향 미치는지를 살펴본다.

산업간 평균인적자본의 외부효과로 인해 산업간 임금격차가 발생한다는 주장은 문제점을 갖고 있다. 도시간 평균인적외부효과로 인한 임금격차의 경우는 지대의 차이로 인해 도시간 임금의 차이를 균형상태에서도 설명 할 수 있지만, 산업간의 경우는 높은 지대와 같은 진입장벽이 존재하지 않기 때문에 평균인적자본이 낮은 산업에서 높은 산업으로 노동자들이 끊임없이 이동할 수도 있다.[8] 하지만 노동자가 산업별 임금차이에 대한 정확한 정보를 갖고 있지 않거나 노동자가 갖은 산업별 이동에 따른 비용이 있다면 단기에는 균형상태에서도 산업간 평균인적자본의 인한 임금의 차이가 존재할 수 있다. 예를 들어 정보통신산업의 급격한 확장은 단기간에 고급 컴퓨터 기술자에 대한 수요를 폭증시킬 수 있다. 그런데 만약 이 수요에 대응하기 위해서는 대학의 컴퓨터학과 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 임금 결정식에 산업의 평균인적자본을 포함시켰다.

우리는 산업별 평균인적자본이 노동자의 임금에 미친 영향을 분석하는데 임금결정에 산업의 특성이 중요하다는 조우현(1992)의 연구에 주목한다. 조우현 (1992)의하면, 우리나라 노동시장이 고임금업체와 저임금업체로 분단되어 있고 이를 구분하는데 산업이 중요하다. 그렇다면, 어떻게 고임금업체가 속한 산업에서 기업들이 어떻게 동일한 특성의 노동자에게 높은 임금을 지불할 수 있는가? 우리는 그 산업들이 높은 평균인적자본에서 오는 외부효과를 그 한 요인이 아닐까 생각한다.[9]

---

7) 이 경우에도 제조업체외는 산업대분류로 나누었지만, 제조업체는 음식료품 제조업, 담배 제조업, 섬유제품 제조업, 의복 및 모피제품 제조업 등 전통적 경공업을 한 범주로, 코크스, 석유 정제품 및 핵연료 제조업, 화학물 및 화학제품제조업, 고무 및 프라스틱 제품 제조업, 비금속 광물 제품 제조업, 조립금속제품 제조업, 기타 기계 장비 제조업, 자동차 및 트레일러 제조업, 기타 운송 장비 제조업 등 전통적 중공업을 한 범주로, 사무 계산 및 회계용 기계 제조업, 전기기계 전기 변환장치 제조업, 영상, 음향 및 통신장비 제조업, 의료 정밀 광학기기 및 시계 제조업 등 첨단을 포함하는 제조업을 한 범주로 그리고 나머지 출판, 재생재료 및 가구제조업을 한 범주로 나누었다.

8) 관측 가능한 특성이 동일한 노동자간 현존하는 산업간 임금차이를 다음과 같이 설명할 수도 있다. 첫째, 평균인적자본이 높은 산업에서 능력이 우수한 (또는 남다른 재주를 지닌) 노동자들을 선발한다면, 이는 단지 선발에서 오는 편차일 수 있다 (selection bias.) 그래서 산업의 평균인적자본의 외부효과는 사실 외부효과가 아니라 보이지 않는 산업간 평균노동자의 능력이나 이들이 가진 능력 차이로 설명될 수 있다. 우리는 인적자본의 특성차이를 대학교를 다닌 사람들의 전공차이로 측정하여 통제하도록 하였다. 하지만 개인의 능력을 측정하는 변수가 한국노동패널에는 없기 때문에 본 연구에서는 이를 통제하기 어렵다. 둘째, 만약 평균인적자본수준이 높은 산업의 노동조건이 평균인적자본이 낮은 산업의 노동조건보다 나쁘다면, 나쁜 노동조건에 대한 보상으로서 임금이 상대적으로 높을 수 있다 (compensating wage differentials)이다. 하지만 평균교육수준이 높은 산업에서 노동조건이 일반적으로 좋을 것이기 때문에 이 가설로 이를 설명하는 것은 타당치 않다고 보여진다.

9) 조우현(1992)은 효율성 임금이론으로 (efficiency wage)로 임금차이를 설명하고 있다. 이 이론에 따르면 노동자 감독이 어려운 경우 효율성 임금 (높은 임금)줌으로써 노동자의 노동기피 (shirking)에 따른 위험도를 올려 노동자의 노동기피를 줄임으로써 생산성이 높아지기 때문에 이들 산업에서 지불능력이 있다고

그러나 본 논문은 산업간 평균인적자본의 외부효과로 인한 임금차이를 이론적으로 설명하지 못하고 차후의 과제로 남긴다.

III. 자료와 인적자본의 지역적 산업적 분포

1. 인구센스서와 도시별 산업별 인적자본의 분포.

인적자본의 도시별 산업별 분포를 살펴보고 인적자본의 외부효과를 파악하기 위해서 1995년 인구주택총조사 10 퍼센트 (1995 Census, 이하 센서스라 부른다) 자료와 1998년 한국노동패널 (이하 노동패널이라 부른다) 을 사용했다. 센스서는 우리나라 10 퍼센트 인구의 주거지, 나이, 교육정도, 경제활동상태, 통근여부, 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 68개 도시와 57개 산업 취업자의 평균교육년수, 평균대학교육년수과 평균나이(잠재경력) 등의 수준을 도출하였다. 여기서 평균대학교육년수는 4년제 대졸자인 경우 4년, 2년제 대졸자의 경우 2년, 중퇴자는 졸업생의 절반을, 고졸이하는 0년 식으로 개인의 대학학력년수를 배당한 다음 도시나 산업의 합계를 도시나 산업의 총 취업자수로 나눈 것이다. 우리가 이 변수에 주목하는 이유는 대학교육을 통하여 사람들의 정보교환능력이 향상되고 정보나 지식의 파급효과를 보다 더 크게 할 수 있을 것으로 생각되기 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 노동자 수로 나누었다. 노동패널의 경우 취업자수가 약 6,000명이고, 임금 노동자수가 약 4,000명인데 68 도시와 57개의 산업의 전공별 인적자본을 적절히 대표한다고 보기는 어렵지만 참고로 이를 보고하였다.

<표 1>은 평균교육년수가 가장 높은 10개 도시와 가장 낮은 10개 도시의 인적자본과 나이를 나타내고 (전체 도시의 인적자본 수준은 <부표 1>에 있다.) <표 1>의 처음 3열의 자료는 센서스에서 도출되었고 마지막 3열의 전공별 교육년수는 노동패널에서 도출되었다. <그림 2>는 각 도시의 평균교육년수와 잠재적 경력 (나이에서 교육년수와 취학 전 7년을 뺀 것)의 관계를 보여주고 있다. <표 1>, <부표 1>과 <그림 2>로부터 특징지어지는 몇 가지 사실은 다음과 같다. 첫째 도시간의 평균인적자본의 차이가 매우 크다는 사실이다. 평균교육년수가 가장 적은 상주시와 가장 높은 과천시의 경우 약 6년의 차이가 난다. 대학교육년수의 경우 도시간에 5 내지 7 배의 차이가 나는 경

보고 있다. 우리의 주장이 효율성 임금이론과 반드시 배치되지는 않는다. 왜야하면, 노동자들의 산업의 평균교육수준이 높을수록 일이 복잡하고 따라서 감독이 쉽지 않을 가능성이 높기 때문이다.

우도 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 높다는 것이다.

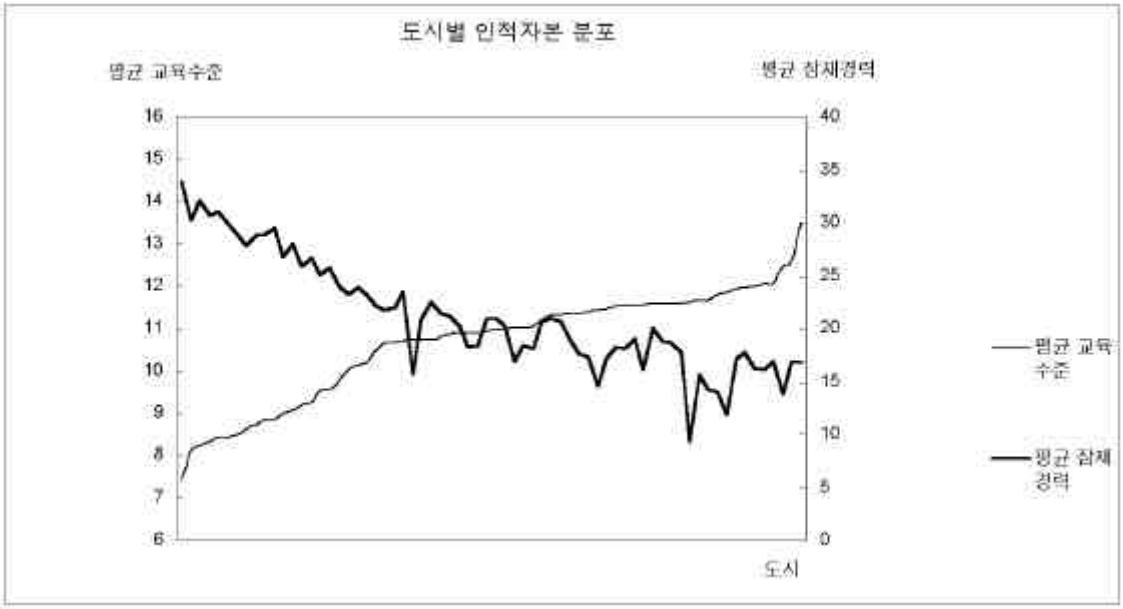
<표 1> 도시별 인적자본

	도시별	평균 교육년수	평균나이	평균대학 교육년수	전공1 평균년수	전공2 평균년수	전공3 평균년수
상위10							
1	과천시	13.499	37.362	2.071	0.000	0.533	1.500
2	서울	12.613	36.469	1.423	0.236	0.310	0.436
3	창원시	12.480	33.325	1.173	0.234	0.396	0.409
4	대전	12.082	35.966	1.310	0.113	0.391	0.343
5	군포시	12.080	35.168	0.998	0.482	0.512	0.471
6	의왕시	12.007	35.289	0.966	0.182	0.250	0.364
7	광주	11.958	36.629	1.178	0.198	0.381	0.445
8	광명시	11.933	36.132	0.941	0.099	0.248	0.307
9	수원시	11.833	30.699	0.619	0.139	0.320	0.192
10	안산시	11.807	32.778	0.715	0.121	0.266	0.294
하위10							
1	상주시	7.440	48.360	0.340	0.000	0.020	0.059
2	남원시	8.129	45.366	0.381	0.000	0.519	0.333
3	나주시	8.227	47.347	0.490	0.065	0.065	0.000
4	정읍시	8.329	45.952	0.465	0.000	0.323	0.129
5	김제시	8.439	46.553	0.405	0.036	0.205	0.545
6	영천시	8.441	45.330	0.428	0.039	0.078	0.059
7	공주시	8.504	44.238	0.522	0.041	0.257	0.128
8	보령시	8.624	43.437	0.441	0.000	0.000	0.364
9	밀양시	8.738	44.572	0.460	0.100	0.257	0.343
10	안동시	8.862	44.822	0.589	0.000	0.331	0.347

자료: 교육년수, 나이와 대학교육년수는 1995 인구주택총조사로부터, 전공교육년수는 1998 노동패널에서 구함.

<그림 2>는 도시의 평균 잠재적 경력과 학력의 관계를 보다 선명하게 보여주고 있다. 그림 2의 가는 선은 평균교육년수를 나타내는데 오른 쪽으로 갈수록 학력이 높은 도시들이다. 그림 2의 굵은 선은 각 도시들의 잠재적 경력을 나타낸다. 두 변수사이의 뚜렷한 음의 상관관계가 있음을 알 수있다. 오른 쪽으로 편향한 도시들의 취업자들은 교육수준이 높고 젊고 경력이 짧은 반면 왼쪽에 위치한 도시의 취업자들은 학력수준이 낮고 나이가 많고 경력이 길다는 사실이다. 평균교육년수와 잠재적 경력의 상관관계는 -0.92 이다. 이 표들과 그림으로부터 우리는 젊고 학력이 높은 개인들이 왼쪽에 위치한 도시들에서 오른 쪽에 위치한 도시들로 이동하고 있다고 추정할 수 있다.

<그림 2>



자료: 1995 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 (전 산업에 관해서는 <부표 2> 와 <부표 3>에 보고되었다.) <표 2>는 제조업이나 단순 서비스업 보다도 고급 서비스업의 교육수준이 매우 높고 농업, 임업, 어업등과 관련된 산업이나 단순 서비스업의 교육수준이 매우 낮음을 보여준다. 농업, 수렴업 및 관련 서비스업의 경우 교육년수가 약 6년에 불과한 반면 연구 및 개발업의 경우 16년에 가깝다. 평균대학교육년수또한 큰 차이가 나는 데 그 차이가 많은 경우 7에서 10배까지 되기도 한다. <표 3>을 보면 전공별 평균교육년수가 산업별로 큰 차이를 보이는 것을 알 수 있다. 연구개발업과 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.

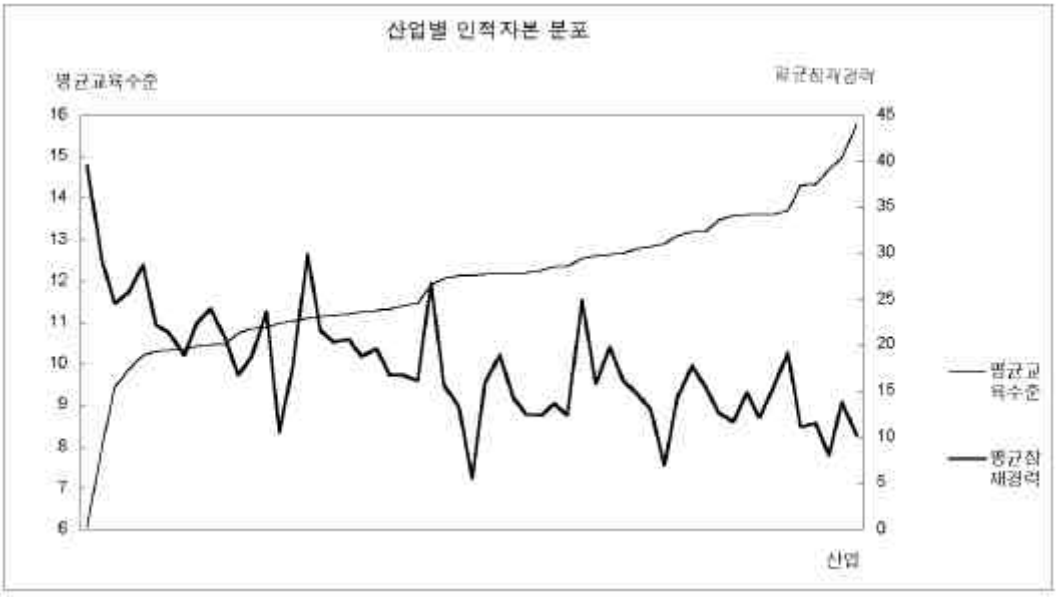
<표 2>는 산업별 평균교육년수와 나이 관계를, <그림 3>은 평균교육년수와 잠재적 경력의 관계를 보여주고 있다. <표 2>는 교육수준이 높은 산업일수록 대체로 나이가 적다는 것을 보여준다. <그림 3>에서 오른 쪽으로 갈수록 평균교육년수가 높은 산업들이다. <그림 3>에서 우하향하는 잠재적 경력곡선은 우상향하는 평균교육년수와 교차한다. 따라서 이 두 변수의 관계가 음의 상관관계임을 보여주고 있다. 이 두 변수의 상관계수가 -0.7574로 나타나고 있다. 이처럼 교육수준이 높은 산업의 경우 취업자의 나이가 상대적으로 적은 것은 교육수준이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

<표 2> 산업별 평균교육년수

	산업별	산업평균 교육년수	산업평균 나이	고등 교육년수
상위10				
1	연구 및 개발업	15.786	33.095	3.941
2	교육서비스업	14.989	35.763	3.221
3	정보처리 및 기타 컴퓨터 운용 관련업	14.698	29.757	2.734
4	금융 및 보험관련 서비스업	14.329	32.870	2.505
5	항공운송업	14.300	32.371	2.432
6	회원단체	13.685	39.824	2.432
7	원유, 천연가스 채석 및 관련 서비스업	13.598	36.341	2.073
8	금융업	13.596	32.767	1.783
9	전기 가스 및 증기업	13.580	35.488	1.908
10	보건 및 사회복지 사업	13.565	32.191	2.045
하위10				
1	농업, 수렵업 및 관련서비스업	6.054	52.584	0.077
2	일반어업, 양식업 및 관련서비스업	8.002	44.292	0.144
3	가사서비스업	9.423	40.934	0.816
4	석탄광업	9.861	42.563	0.292
5	임업, 벌목 및 관련 서비스업	10.199	45.918	0.878
6	목재 및 나무재품 제조업	10.284	39.545	0.418
7	숙박 및 음식점업	10.322	38.686	0.381
8	가죽, 가방, 마구류 및 신발제조업	10.323	36.261	0.339
9	기타 광업 및 채석업	10.423	39.940	0.514
10	위생 및 유사서비스업	10.468	41.413	0.790

자료: 1995년 인구주택총조사

<그림 3>



자료: 1995 인구주택총조사

<표 3> 산업별 전공교육년수

	산업별	전공1 교육년수	전공2 교육년수	전공3 교육년수
하위10				
1	농업, 수렵업 및 관련서비스업	0.087	0.000	0.000
2	일반어업, 양식업 및 관련서비스업	0.000	0.000	0.000
3	가사서비스업	0.000	0.000	0.000
4	석탄광업	0.000	0.000	0.000
5	임업, 벌목 및 관련 서비스업	0.000	0.000	2.000
6	목재 및 나무재품 제조업	0.214	0.286	0.357
7	숙박 및 음식점업	0.100	0.036	0.092
8	가죽, 가방, 마구류 및 신발제조업	0.258	0.129	0.000
9	기타 광업 및 채석업	0.333	0.000	0.000
10	위생 및 유사서비스업	0.231	0.154	0.000
상위10				
1	연구 및 개발업	0.800	3.233	0.850
2	교육서비스업	0.302	0.560	2.500
3	정보처리 및 기타 컴퓨터 운용 관련업	0.219	2.188	0.063
4	금융 및 보험관련 서비스업	2.167	0.833	0.833
5	항공운송업	1.778	0.667	1.000
6	회원단체	0.425	0.189	0.184
7	원유, 천연가스 채석 및 관련 서비스업	0.000	0.000	0.000
8	금융업	0.880	0.328	0.875
9	전기 가스 및 증기업	0.421	1.000	0.632
10	보건 및 사회복지 사업	0.281	1.110	0.390

자료: 1998 한국노동패널

2. 한국노동패널과 표본.

위에서 확인한 도시별 산업별 평균인적자본이 그 도시나 산업에 종사하는 노동자들의 생산성에 어떻게 영향을 미치는지를 파악하기 위하여 우리는 노동패널에서 이 도시들과 산업에서 종사하는 약 3,862명의 임금노동자의 시간당 임금을 분석대상으로 삼았다.[10] 자영업자의 경우 임금이나 소득으로 그 생산성을 측정하기 힘들기 때문에 분석대상에서 제외했다. 노동패널은 기존의 임금구조기본통계조사 등의 자료보다 풍부한 개인에 대한 정보를 담고 있다. 현 직장의 임금, 노동시간, 산업, 직업, 직위 등의 정보뿐 아니라 개인의 경력, 현 직장의 근속연수, 교육수준, 고등학교계열, 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 통제한 후 센서스에서 구한 도시별 산업별 인적자본이 개인의 임금에 어떻게 영향을 미치는지 살펴

10) 노동패널의 임금노동자의 수는 4,012명이다. 하지만 노동패널과 95년 센서스 자료의 통합을 위하여 95년 시로 규정된 도시들에 거주하는 노동자만으로 제한함으로써 우리의 표본수가 다소 줄었다.

봄으로서 우리는 인적자본의 외부효과를 보다 엄밀하게 측정할 수 있다고 생각된다.

통제변수로 개인의 학력수준, 경력, 근속년수, 학교재학여부, 비정규직여부, 혼인상태, 각 직업더미, 성별, 노동조합가입여부, 대학에 진학한 노동자들의 전공 등을 포함한다. 종속변수는 시간당 임금에 자연대수를 취한 값이다. 종속변수와 대학전공을 제외한 독립변수들의 평균과 표준편차는 <표 4>에 보고된다. <표 4>를 보면 평균교육년수가 약 12년으로 센서스의 평균 10.7 년 보다 1년 반 정도 높다. 그 이유로 다음의 사항을 고려할 수 있다. 첫째, 노동패널자료가 센서스 자료보다 석사과정이상의 고학력자에 대한 정보를 상세히 밝히고 있는데 반해 센서스는 석사과정이상을 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 임금노동자인데 임금 노동자들의 교육수준이 자영업자의 교육수준보다 높을 것이다. 근속년수의 경우도 1998 노동패널을 자료를 분석 검토한 김대일외(2000)가 제시한 60개월보다 다소 길다. 이는 본 연구는 노동패널의 자료 중에서 근속년수가 오래된 노동자의 경우 현재의 직장을 시작한 년도를 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>는 학력이 전문대이상의 교육 이수자들의 전공분야별 분포와 평균 시간당 임금이다. 앞서 언급한데로 전공1은 경상계열, 법정계열, 사회과학계열의 학과이고, 전공2는 컴퓨터, 건축, 공학, 자연과학, 의학, 수학과 등이고 전공3은 기타의 모든 학과를 포함한다. 이상과 같이 전공과목을 나누는 이유는 전공과목별 특성이 일반적으로 전공1은 관리경영직 관리전문직에, 전공2는 전문기술직에, 전공3은 일반전문직에 적합하여 임금과 생산성에 미치는 영향이 다를 것으로 생각되기 때문이다. 전공1의 시간당 평균임금은 전공2나 전공3보다 높고 전공3의 임금이 전공2의 임금보다 높은 것을 보여준다. 이는 류재우(1997)의 결과와 대체로 일치한다. 류 재우는 경력이 적은 경우에는 공학계 졸업자가 일반대졸자의 임금과 비슷한 수준이지만 12년 이상의 경력인 경우 상대적으로 저임금을 받고 있다고 지적하고 있다. 미국의 노동시장에서는 대학에서 전공1 또는 전공2를 선택한 사람들의 임금이 상대적으로 크게 높은 것으로 나타난다. <표 5>에 보고하지 않았지만 대학졸업생만으로 제한했을 경우 전공2를 선택한 노동자들의 평균임금이 전공1의 임금보다는 낮으나 전공 3의 임금보다는 높게 나오고 있다. 도시별 평균인적자본과 평균임금의 상관계수는 .30이고 산업별 평균인적자본과 평균임금의 상관계수는 0.72이다. 하지만 이 상관계수는 개별 노동자의 특성이나 인적자본이 임금이나 생산성에 미친 영향일 수 있기 때문에 노동자 개인의 제 특성들을 통제한 회귀분석을 통해서만 인적자본의 외부효과를 정확히 파악할 수 있을 것이다.

<표 4> 회귀분석에 사용된 변수들의 평균과 표준편차 (표본수: 3862)

변수	평균	표준편차
로그시간당임금	8.390	0.609
시간당 임금	5313	3786
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
학교재학여부	0.040	0.197
비정규직여부	0.231	0.422
혼인상태	0.727	0.446
관리직,전문직	0.093	0.290
장치, 기계조작원 및 조립원	0.327	0.469
기능원 및 관련기능근로자	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
노동조합가입여부	0.237	0.425

자료: 한국노동패널 1998.

<표 5> 대학교육이수자의 전공별 분포 및 임금

	노동자 수	비율	시간당평균임금(원)
전공1	282	20.9%	7517
전공2	529	39.2%	6792
전공3	531	39.4%	6965
미상	7	0.5%	5812

자료: 1998년 한국노동패널

주 : 전공1은 경상계열, 법정계열, 사회과학계열의 학과이고, 전공2는 컴퓨터, 건축, 공학, 자연과학, 의학, 수학과 등이고 전공3은 기타의 모든 학과를 포함한다.

III. 실증분석의 결과

도시와 산업의 평균교육년수가 개인의 시간당 임금에 미치는 영향을 파악하기 위하여 임금 방정식 (6)과 (7)의 회귀분석의 결과를 <표 6>과 <표 7>에 보고하였다. 우선 <표 6>에는 도시의 평균교육년수의 영향을, <표 7>에는 산업의 모두의 평균인적자본이 미친 영향을 보고하였다. <표 6>의 첫 번째 열 (1)은 식 (6)의 변형인 방정식 $y_{ij} - \overline{y_j} = (x_{ij} - \overline{x_j})\beta + \varepsilon_{ij} - \overline{\varepsilon_j}$을 추정한 결과로 다

른 회귀식의 기준이 된다. 이는 측정 불가능한 도시의 특성을 나타나는 변수로 인한 계수나 계수의 표준편차에 생기는 편의를 없애기 위함이다 (Rauch 1993.) 열 (1)은 기존의 임금회귀식의 추정결과들과 대체로 일치함을 보여준다. 교육수준이 1년 증가함에 약 5% 씩 시간당 임금이 증가하고 실질경력이 1년 증가함에 따라 시간당 임금이 약 1% 씩 증가하다가 줄어든다. 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 기준범주는 사무직원과 '서비스 근로자 및 상점과 시장판매 근로자'이다. 이들에 비해 관리직, 전문직, 기술 및 준전문가 집단은 매우 높은 임금을 받고 있으며, '기능원 및 관련 기능근로자'는 이들과 비슷한 수준의 임금을 받고 '장치 기계조작원 및 조립원' 이들보다 적은 임금을 받고 있다. 노조에 가입한 노동자들의 임금은 가입하지 않은 노동자보다 매우 높다. 하지만 근속년수의 경우는 근속년수제곱의 계수고 양이고 유의하여 기존의 연구와 다르다. 이는 다른 통제변수가 다르기 때문이 아닌가 한다.

<표 6> 열 (2)는 식 (6)을 도시의 특성으로 인한 오차항의 상관관계을 고려한 일반화 최소좌승법(generalized least square method, 이하 GLS라 부른다)으로 추정한 결과인데 도시의 평균교육수준의 계수는 .029로 1% 유의수준에서도 유의하다. 개인의 모든 특성을 고려한 후에도 도시의 평균학력이 1년 올라감에 따라 개인의 시간당 임금이 약 3% 증가한다는 것이다. 열 (3)에서는 각 도시의 4년제 대학생수를 도시의 평균교육년수의 도구변수로 사용하여 일반화 최소좌승법 (instrument variable GLS, IV-GLS라 부른다)을 이용하여 추정한 것이다. 한 도시에 대학생수가 많을수록 도시의 취업자의 평균교육수준이 높아갈 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 이용하여 추정한 결과인데 그 계수가 0.061로 5% 수준에서 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 보수가 어떻게 다른지 모르기 때문에 Rauch(1993)을 따라 평균교육년수에 초점을 둔다.

열 (5) 에서는 열 (3)의 통제변수에 더하여 전문대 이상을 다닌 노동자들의 전공을 통제했다. 경상계, 법정계, 사회과학계열 (전공1)을 전공한 노동자들의 임금이 교육년수를 통제한 후 고졸이하의 노동자보다 약 7% 정도 임금이 높은 반면 다른 전공을 선택한 사람들은 전공에 따른 효과가 없는 것으로 나타나고 있다.[11] 전공을 통제한 후에도 도시평균교육년수의 계수는 거의 변화하지

11) 고졸이하 전체가 기준변수가 된다. 전공이 임금에 미치는 영향이 적은 것은 우리가 전공을 14개의 세세분류로 나누어도 마찬가지였다. 이는 우리나라 노동시장에서 임금이 개인의 일반적 교육수준이나 경력 등에는 영향을 받고 있지만 개인이 가진 특수한 기능 또는 기술이나 훈련에 영향을 별로 받지 않는다는 것을 뜻한다. 이는 류재우(1997)가 공학기술자의 상대적 임금저하 현상의 원인으로 지적한 경직적 임금설정

않았다.

열 (6) 에서는, 우리나라의 임금수준이 개인의 인적자본의 특성보다는 수요측의 요인이 보다 결정적이라는 선행연구들을 따라 기업규모와 산업을 통제하였다. 기업의 규모는 10개의 카테고리로 나누고 산업은 중분류 산업카테고리 66개를 나누어 한 범주씩을 제외한 전 범주를 통제변수로 포함시켰다. 기업규모변수나 산업변수들의 계수는 표를 간편하게 하기 위해서 보고하지 않았다. 일반적으로 기업규모가 클수록 임금이 높았으며 산업의 계수들도 많은 경우 유의했다. <표 6>의 열 3의 결과와 비교해 보면, 수요측 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 (7)의 경우는 평균교육년수의 효과가 도시의 다른 특성들로 인한 생산성 증가효과를 반영하는 것인지를 검증하기 위해서 기존의 연구에서 생산성에 영향을 미칠 수 있는 도시 변수들을 통제하였다. 각 도시 제조업체의 노동자 1인당 연구개발비 지출, 인구, 도시의 비다양성을 나타내는 HHI (Hirschman Herfindahl Index), 사회간접자본을 나타내는 한 변수로서 도로률 등이 그것이다. 여기서 도시별 제조업체의 연구개발비는 1995년 광공업통계조사에서 자료를 구했고, HHI는 각 도시에서 각각의 중분류 산업이 총도시 고용에 차지하는 비율의 제곱을 전산업에 합한 것으로 1997년 사업체기초통계조사에서 구했다. 연구비나 다양성은 일반적으로 생산성에 긍정적 영향을 끼치는 것으로 예상된다.[12] 따라서 연구비의 계수는 양으로, HHI의 계수는 음으로 나올 것이다. 우리는 또 도시마다 노동자의 평균적 기술이 다른지를 검토하기 위해서 각 지역의 노동자의 대학 전공별 평균년수-를 통제하였다.

하지만 이 변수들의 계수는 전공2의 평균교육년수를 제외하면 t 값이 매우 낮아 무의미하다. 전공2의 평균교육년수의 계수가 양이고 유의미한 것은 개인의 전공의 경우와 크게 다르다. 개인의 경우 전공1의 계수만이 양이고 유의했다. 개인의 경우, 전공1이 보다 많은 임금을 받은 반면 그 도시의 노동자들의 임금에 대한 영향에 긍정적 영향을 주는 것은 전공2의 평균교육년수고 전공1 또는 전공3의 경우 유의도가 매우 낮다. 하지만 전공 별 평균교육년수의 값이 매우 부정확하게 측정되었을 가능성 때문에 의미를 크게 부여하기는 힘들다. 여기서 우리의 관심은 이 변수들을 통제한 후에 도시의 평균교육년수 계수의 변화이다. 이 계수는 표준편차가 커짐으로써 t 값이 줄어들었으나 10 퍼센트 수준에서 유의하였다.

우리는 <표 6>에 보고된 결과로부터 한 도시에서 동일한 개인적 특성을 지닌, 한 직종의 노동자가 평균교육수준이 1년 높은 다른 도시에서는 약 대체로 2.5% 내지 3%의 더 높은 임금을 받고 있는 것을 알 수 있다. 이는 동일한 성격의 노동자가 평균교육년수가 3년 내지 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 것

관행과 관련이 있을 것으로 보인다.

12) 도시의 인구나 도시의 다양성이 산업의 생산성에 미친 영향에 대해서는 Henderson (1995)과 이번송외 (2000)을 참조하라

으로 예상된다.[13] 또한 교육수준이 높은 도시에서 실업률이 낮다면 년 노동수입에 미치는 영향이 매우 클 것으로 생각된다.

<표6> 임금방정식 회귀분석결과 - 도시평균 교육년수의 효과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
교육년수	0.0546	0.0546	0.0546	0.0549	0.0539	0.0476	0.0475
	(19.42)	(18.26)	(18.21)	(18.56)	(13.12)	(11.00)	(10.99)
실질경력년수	0.0086	0.0086	0.0085	0.0086	0.0086	0.0090	0.0089
	(3.14)	(3.40)	(3.40)	(3.41)	(3.48)	(3.83)	(3.79)
실질경력년수제곱	-0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0002
	(-2.36)	(-2.42)	(-2.43)	(-2.43)	(-2.39)	(-1.93)	(-1.88)
근속년수	0.0115	0.0113	0.0114	0.0112	0.0112	0.0076	0.0076
	(4.01)	(3.40)	(3.40)	(3.38)	(3.4)	(2.46)	(2.44)
근속년수제곱	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0002	0.0002
	(1.82)	(2.08)	(2.06)	(2.06)	(2.03)	(2.95)	(3.03)
학교재학여부	-0.0552	-0.0609	-0.0610	-0.0610	-0.0634	-0.0533	-0.0584
	(-1.43)	(-1.69)	(-1.69)	(-1.69)	(-1.75)	(-1.49)	(-1.59)
비정규직여부	-0.069	-0.0738	-0.0738	-0.0738	-0.0751	-0.0879	-0.0870
	(-3.59)	(-3.61)	(-3.63)	(-3.63)	(-3.66)	(-3.41)	(-3.38)
혼인상태	0.2058	0.2005	0.2005	0.2005	0.202	0.2109	0.2106
	(8.47)	(9.44)	(9.42)	(9.42)	(9.55)	(8.63)	(8.32)
관리직, 전문직	0.2765	0.2774	0.2774	0.2774	0.277	0.2116	0.2107
	(9.18)	(8.49)	(8.49)	(8.49)	(8.45)	(4.62)	(4.56)
장치,기계조작원	-0.0861	-0.0834	-0.0834	-0.0834	-0.082	-0.0697	-0.0694
및 조립원	(-4.2)	(-5.97)	(-5.95)	(-5.95)	(-5.81)	(-4.27)	(-4.01)
기능원 및	0.0201	0.0235	0.0235	0.0235	0.0256	0.0128	0.0139
관련기능근로자	(0.74)	(1.29)	(1.28)	(1.28)	(1.39)	(0.63)	(0.68)
기술공 및	0.2563	0.2620	0.2622	0.2622	0.2632	0.1843	0.1826
준전문가	(10.63)	(13.11)	(13.16)	(13.16)	(13.29)	(7.12)	(6.95)
농업근로자	-0.2682	-0.2623	-0.2635	-0.2635	-0.2829	-0.0423	-0.0594
	(-2.12)	(-1.86)	(-1.87)	(-1.87)	(-1.97)	(-0.22)	(-0.32)
여성	-0.1724	-0.1751	-0.1751	-0.1751	-0.1741	-0.1887	-0.1895
	(-5.92)	(-4.99)	(-4.99)	(-4.99)	(-4.99)	(-5.16)	(-5.18)
결혼한 여성	-0.0534	-0.0533	-0.0533	-0.0533	-0.054	-0.0536	-0.0529
	(-1.51)	(-1.77)	(-1.77)	(-1.77)	(-1.80)	(-1.81)	(-1.77)
노조가입여부	0.0550	0.0614	0.0614	0.0619	0.0597	0.0034	0.0018
	(2.97)	(4.05)	(4.05)	(3.98)	(3.99)	(0.22)	(0.12)
도시평균교육년수		0.0287	0.0276		0.0274	0.0260	0.0281
		(3.49)	(2.52)		(3.34)	(2.97)	(1.79)

<계속>

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

<계속>

도시평균대학교육년수				0.0610 (2.45)			
시 노동자 1인당 연구비							0.0010 (0.22)
HHI							-0.5247 (-0.65)
log(도시인구)							0.0034 (0.19)
도로률							0.0013 (0.35)
전공 1					0.0693 (2.13)	0.0387 (1.38)	0.0401 (1.37)
전공 2					-0.0190 (-0.51)	-0.0274 (-0.78)	-0.0293 (-0.84)
전공 3					-0.0024 (-0.09)	-0.0232 (-0.79)	-0.0246 (-0.85)
도시별 전공1 평균교육년수							-1.1307 (-0.27)
도시별 전공2 평균교육년수							2.8042 (2.55)
도시별 전공3 평균교육년수							0.4108 (0.54)
상수항	7.4821 (165.29)	7.1487 (61.76)	7.1603 (50.94)	7.4190 (141.61)	7.1720 (60.96)	6.8900 (38.50)	6.8198 (20.20)
다른 통제변수						기업규모더미, 중분류 산업더미	기업규모더미, 중분류 산업더미
R square	0.4404	0.4421	0.4421	0.4414	0.4432	0.4893	0.4907

주 : 1)전공미상, 경력미상, 근속년수 미상의 계수와 t값은 보고하지 않음..
2) ( )안의 숫자는 t값임
자료 : 1995년 인구주택총조사, 1998년 한국노동패널

<표 7>에서는 우리는 산업의 평균교육수준의 외부효과를 고려했다. <표 7>에서는 관심변수들의 계수와 t 값만을 보고하였다. <표 7>의 제 1열은 비교를 위한 기준으로 $y_{ij} - \overline{y_j} = (x_{ij} - \overline{x_j})\beta + \varepsilon_{ij} - \overline{\varepsilon_j}$ (이 경우는 j는 산업을 나타낸다)를 추정한 것이다. 개인의 특성-경력년수, 근속년수, 직종, 학교 재학여부, 비정규직여부, 혼인상태, 여성여부, 대학전공-과 회사의 기업규모범주를 통제했다. <표 7>의 제 2열 에서는 산업별 인적자본이 개인의 시간당 임금에 어떻게 영향을 미쳤는지 살펴보기 위하여 산업별 평균교육수준을 독립변수로 넣었고 통상최소좌승법으로 추정하였다. 그 결과 산업별 평균교육수준의 계수는 0.052로 1% 수준에서 유의한 것으로 판명되었다. 한 산업에서 일하고 있는 동일한 특성을 지닌 노동자가 교육수준이 1년 더 높은 산업에서

는 약 5% 더 높은 시간당 임금을 받고 있다.

하지만 산업별로 자본장비율의 차이나 또 산업의 다른 특성으로 인해 이 계수가 더 높게 평가되었을 수도 또는 그 반대일 수도 있다. 3 열에서는 대산업로 산업을 분류해서 (<표 7>의 주를 보라) 산업을 통제한 결과인데 개인의 교육수준의 계수는 변화지 않은 반면 중분류 산업의 평균교육수준의 계수는 0.072로 증가했고 1% 수준에서 유의하다. 5 퍼센트 수준에서 여전히 유의하다. 4 열에서는 도시의 평균교육수준, 도시특성, 전국을 8개로 나눈 지역 더미 등을 함께 통제한 결과인데 산업의 평균교육년수의 계수는 변하지 않았고 도시 평균교육년수도 0.031로 10% 수준에서 유의하다.

<표 7>의 마지막 열에는 평균교육년수를 빼고 평균대학학력년수를 열 (4)의 모든 통제 변수와 대신에 포함시켰다. 그 결과는 그 계수가 0.156으로 1% 수준에서 유의하다. 이것은 도시의 경우와 마찬가지로 대학교육의 생산성 외부효과가 고졸이하보다 교육보다 클 가능성을 보여 주는 것이다. 이는 동일한 노동자라도 대졸자가 많은 산업에서 일하는 경우 외부효과로 인해 그 임금이 높아 크게 높아진다는 것을 뜻한다.

<표 7>에서 우리는 산업의 교육수준이 개인의 시간당 임금에 미치는 영향을 살펴보았다. 우리는 <표 7>으로부터 몇 가지 사실을 확인할 수 있었다. 첫째 산업별 인적자본의 분포와 개별 노동자의 임금사이에 깊은 상관관계가 있다는 것이다. 개인의 측정 가능한 모든 특성을 통제한 후에도 산업의 평균교육년수가 1년 증가함에 따라 최소한 약 5% 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 임금차이가 산업별 평균인적자본의 차이와 높은 상관관계에 있음을 보여주고 있다. 둘째, 산업의 평균인적자본을 통제하여도 도시의 평균교육수준이 개인의 임금에 미치는 효과가 크게 변화하지 않는다는 사실이다. 설령 산업 내에 일어나는 인적자본의 외부효과를 부정한다 할지라도 이는 도시에 집중된 인적자본의 외부효과를 보다 확실히 증명해준다. 도시별 산업구성이 다르고 따라서 <표 6>에서 나타난 도시 인적자본의 외부효과는 단지 산업간의 인적자본의 차이로 인한 생산성차이로 볼 수도 있기 때문이다. 그런데 산업의 평균인적자본을 통제한 후에도 도시 평균교육교육년수는 계수는 그 크기나 유의성에 있어서 변하지 않았다. 이는 도시의 인적자본의 외부효과가 산업간의 인적자본 차이와 독립하여 발생하고 있음을 증명한다.

<표7> **임금방정식 회귀분석결과 - 산업평균교육년수의 효과**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
교육	0.052 (7.40)	0.049 (.7.36)	0.048 (.7.27)	0.046 (13.93)	0.046 (6.54)
도시평균교육년수				0.031 (1.94)	
산업평균교육년수		0.051 (6.65)	0.072 (4.41)	0.072 (6.77)	
산업평균 대학교육년수					0.156 (7.05)
통제변수	**개인변수, 기업규모**	**개인변수, 기업규모**	**개인변수, 직종기업규모, 산업더미, 산업의 전공별 평균교육년수**	**개인변수, 직종기업규모, 대분류산업더미, 산업의 전공별 평균교육년수, 지역더미, 도시의 전공별 평균교육년수, 도시의 인구, 다양성, 도료률, 제조업체 연구비**	**개인변수, 직종기업규모, 대분류산업더미, 산업의 전공별 평균교육년수, 지역더미, 도시의 전공별 평균교육년수, 도시의 인구, 다양성, 도료률, 제조업체 연구비**
R square	0.4568	0.4656	0.4773	0.4840	0.4840

주 : 1) **개인변수 : 경력, 근속년수, 직종, 여성, 여성 결혼여부, 학교 재학, 비정규직, 노조가입여부, 전공.**

2) **산업구분은 제조업체외는 산업대분류로 나누고 제조업체는 음식료품 제조업, 담배제조업, 섬유제품제조업, 의복 및 모피제품 제조업 등 전통적 경공업을 한 범주로, 코크스, 석유 정제품 및 핵연료 제조업, 화학물 및 화학제품제조업, 고무 및 프라스틱 제품 제조업, 비금속 광물 제품 제조업, 조립금속제품 제조업, 기타 기계장비 제조업, 자동차 및 트레일러 제조업, 기타 운송 장비 제조업 등 전통적 중공업을 한 범주로, 사무 계산 및 회계용 기계 제조업, 전기기계 전기 변환장치 제조업, 영상, 음향 및 통신장비 제조업, 의료 정밀 광학기기 및 시계 제조업 등 첨단을 포함하는 제조업을 한 범주로 그리고 나머지 출판, 재생재료 및 가구제조업을 한 범주로 나누었다.**

3) **( )안의 숫자는 t값임**

자료 : 1995년 인구주택총조사, 1998년 한국노동패널

Ⅳ 결론

교육이 긍정적 외부효과를 가짐으로써 교육을 받은 당사자 뿐 아니라 사회 전체에 긍정적 혜택을 준다는 믿음에서 교육에 대한 공공투자가 일반화되고 확대되어 왔다. 그럼에도 불구하고 그 동안 교육의 생산성 외부효과에 대한 연구는 활발히 일어나지 않았다. 인적자본의 외부효과를 측정하는 한 방법으로 지역이나 산업의 평균인적자본이, 개인의 특성이 통제된 후에도 개별 종사자의 임금, 즉 생산성에 영향을 미치는가를 파악하는 것이다. 우선 우리는 인구주택총조사를 이용하여 인적자본의 도시별 산업별 분포를 살펴보았다. 도시간 산업간에 인적자본의 차이가 매우 심한 것으로 나타났다. 수도권 도시, 산업도시 그리고 광역시들에 젊고 교육수준높은 취업자들이 몰려있어 평균교육수준으로 측정된 평균인적자본은 높으나 잠재경력으로 측정된 평균인적자본은 낮다. 또 산업에 있어서도 노동자들의 평균교육수준과 평균나이가 상호 음의 관계를 보이고 있다.

우리는 한국노동패널을 이용해서 이러한 도시와 산업의 평균인적자본수준이 개인의 임금에 미치는 영향을 분석하였다. 도시의 교육수준이 1년 증가하면 개인의 임금에 약 2.5% 내지 3% 인상되는 임금상승효과는 가져오는 것으로 나타났다. 이는 교육의 외부효과에 관한 미국에서 선행된 실증적 연구인 Lucas (1988)이나 Rauch(1993)의 추정한 평균교육년수의 외부효과에 대한 결과와 매우 비슷하다. Lucas는 1909년부터 1957년 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) 과 사회적 보수 (social return) 사이에 큰 차이가 존재한다는 사실을 알 수 있다. <표 6>의 열 (3)의 IV-GLS 추정 결과로 계산해 본다면 교육의 사회적 보수는 사적 보수에 비해 약 1.5 배로 (다음과 같이 계산했다: (0.055+0.028)/0.055)로 높다. 이것 또한 Lucas나 Rauch의 추정수치인 1.6과 1.7와 비슷하다. 산업의 교육수준 또한 개인의 모든 측정 가능한 특성을 통제한 후에도 개인의 임금과 양의 상관관계를 뚜렷이 가짐을 알 수 있었다. 동일한 특성을 지닌 노동자가 산업의 평균교육수준이 1년 증가함에 따라 약 5% 내지 약 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 우리는 교육수준이 높은 지역에서 측정 불가능한 능력이나 기술에 대한 보수가 높다면 보다 질 높은 노동자들이 보다 교육수준이 높은 도시나 산업으로 몰렸을 가능성이 높기 때문에 실증분석에서 보여준 인적자본의 긍정적 외부효과는 단지 selection bias일 가능성이 높다. 이럴 가능성은 산업의 경우에 매우 높다고 보여진다. 도시 평균교육수준의 외부효과가 selection bias 일 가능성에 대해 Rauch는 두 가지 방법으로 반박하고 있는데 한 방법은 지대에 대한 회귀분석 결과를 이용했고 다른 방법은 지역별 임금의 분산 (dispersion)과 평균교육수준의 상호관계를 사용했다. 하지만 우리의 실증분석에서는 자료의 한계로 지대 분석을 생략하고 또 지역별 임금의 분산을 구하기에는 표본수가 적어 이에 대한 자료를 구할 수 없었다. 이에 대한 연구를 이후의 과제로

남겼다[14]. 둘째로는 산업별 평균인적자본의 외부효과에 대한 이론적 배경을 제공하지 못하고 임시방편 (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. 우선 노동자가 높은 집값에도 불구하고 수도권 도시 등 교육수준이 높은 도시로 이주하는 하나의 중요한 요인을 발견했다는 점이다. 한 지역의 똑 같은 특성을 지닌 노동자가 평균학력이 몇 년 높은 지역으로 이주한다면 인적자본의 외부효과 또는 능력에 대한 보다 높은 보수를 즐길 수 있기 때문에 그러한 도시지역에서 소득이 크게 증가할 것이다. 따라서 평균학력이 높은 도시의 높은 지대에도 불구하고 후자의 도시로 이주할 강력한 동기를 갖게 된다. 이 결과는 정부의 인구분산 정책에 중요한 함의를 갖는다. 둘째, 기존의 연구에서 노동의 수요 측면, 특히 산업이 임금을 결정하는 데 중요한 변수라는 기존의 연구들이 지적하고 있는데 산업별 인적자본의 차이, 그리고 그 외부효과 또는 (외부효과가 아니라면) 능력에 대한 산업간 보수 차이를 이 현상에 대한 요인으로 설명할 수 있다는 점이다.

14) 산업간의 임금분산 (wage dispersion)은 임금구조기초통계조사를 이용하여 구할 수 있으며 임금분산과 도시의 평균교육수준의 상호관계를 이용하면 selection bias의 존재여부에 대해 증명할 수도 있을 것이다.

< 참 고 문 헌 >

김대일 • 남재량 • 류근관 (2000) 「**한국노동패널의 표본의 대표성과 패널조사 표본 이탈자의 특성 연구**」 『**노동경제논집**』 **제** 23**권** 3**호**

조우현(1992) 「**산업화과정에서 나타난 노동수요측 특성과 임금 및 임금구조의 결정**」『**노사관계 개혁론**』 **조우현 저 창작과 비평사**

류재술(1997) 「**단층노동시장의 임금구조변동 및 안정성분석**」 『**노동경제논집**』 **제** 20**권** 2**호**

류재우(1997)「**우리나라 공학기술자의 노동시장**」『**노동경제논집**』 **제** 20**권** 2**호**

박훤구 • 박세일(1984), 『**한국의 임금구조**』KDI

이번송 • 이홍원(2000) "Determinants of Spatial Difference in Korean Manufacturing Productivity", WEA(Western Economic Association) 2000 Annual Conference

이윈덕(1987), "Earnings Distribution and The Role of Enterprises in Korea," Boston Univ. **박사학위논문**

Alderman, Harold; Jere R. Behrman, David R. Ross, and Richard Sabot. (1996), "The Returns to Endogenous Human Capital in Parkistan's Rural Wage Labor Market," *Oxford Bulletin Economics Statistics*, 58:1, pp. 29-55

Gaspar, J. and E.L. Glaeser (1996) Information Technology and the Future of Cities." *Journal of Urban Economics* Vol. 43, 136-156

Gyourko, J. and Tracy, J (1991) " The Structure of local public finance and the quality of life" *Journal of Political Economy*, Vol. 99, 774-806

Henderson, V., Ari Kuncoro, and Matt Turner (1995), "Industrial Development in Cities," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 5

Javanovic, B. and Rob, R. (1989) "The Growth and diffusion of Knowledge," *Review of Economics Studies*, Vol. 56, 569-582

Lucas, R. E. (1988) "On the Mechanics of Economic Development" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, 3-42.

Lauch, J. E. (1993), "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities, *Journal of Urban Economics*, Vol. 34, 380-400.

Roback, J. (1982) Wages, rents, and the quality of life *Journal of Political Economy*, Vol. 90, 1257-1278

<부표 1> 시별 평균인적자본

도시별	시평균 교육년수	시평균 나이	대학교육 년수	전공1 평균년수	전공2 평균년수	전공3 평균년수
상주시	7.440	48.360	0.340	0.000	0.020	0.059
남원시	8.129	45.366	0.381	0.000	0.519	0.333
나주시	8.227	47.347	0.490	0.065	0.065	0.000
정읍시	8.329	45.952	0.465	0.000	0.323	0.129
김제시	8.439	46.553	0.405	0.036	0.205	0.545
영천시	8.441	45.330	0.428	0.039	0.078	0.059
공주시	8.504	44.238	0.522	0.041	0.257	0.128
보령시	8.624	43.437	0.441	0.000	0.000	0.364
밀양시	8.738	44.572	0.460	0.100	0.257	0.343
안동시	8.862	44.822	0.589	0.000	0.331	0.347
김천시	8.871	45.360	0.487	0.024	0.000	0.119
서산시	9.005	42.754	0.451	0.070	0.070	0.228
영주시	9.061	44.019	0.483	0.194	0.286	0.694
통영시	9.210	42.052	0.450	0.115	0.188	0.021
사천시	9.277	42.975	0.528	0.026	0.000	0.053
제천시	9.539	41.548	0.529	0.051	0.186	0.195
순천시	9.580	42.279	0.730	0.189	0.372	0.356
경주시	9.810	40.853	0.648	0.095	0.185	0.112
충주시	10.048	40.311	0.636	0.127	0.107	0.127
강릉시	10.142	40.989	0.731	0.000	0.375	0.500
진주시	10.214	40.394	0.752	0.195	0.410	0.319
동두천시	10.484	39.624	0.537	0.000	0.000	0.000
남양주시	10.660	39.345	0.559	0.125	0.174	0.391
동해시	10.669	39.696	0.698	0.138	0.096	0.085
군산시	10.716	41.214	0.788	0.165	0.277	0.264
아산시	10.741	33.418	0.462	0.051	0.096	0.147
익산시	10.741	38.705	0.830	0.137	0.235	0.527
태백시	10.741	40.218	0.698	0.000	0.000	0.241
원주시	10.834	39.363	0.870	0.091	0.260	0.153
여수시	10.868	39.060	0.721	0.135	0.231	0.231
김해시	10.890	38.104	0.664	0.094	0.153	0.288
경산시	10.891	36.196	0.822	0.203	0.322	0.475
광양시	10.905	36.309	0.700	0.100	0.442	0.267
하남시	10.939	38.848	0.660	0.000	0.141	0.261
포항시	10.960	38.881	0.805	0.091	0.161	0.179

<계속>

<계속>

속초시	10.999	38.248	0.690	0.000	0.040	0.200
거제시	11.038	35.018	0.477	0.123	0.199	0.274
마산시	11.042	36.453	0.593	0.161	0.257	0.266
천안시	11.080	36.253	0.776	0.022	0.209	0.195
목포시	11.216	38.913	0.838	0.095	0.304	0.262
진해시	11.328	39.231	0.806	0.021	0.646	0.188
춘천시	11.330	38.988	1.007	0.110	0.323	0.274
구리시	11.375	37.431	0.708	0.033	0.328	0.131
성남시	11.378	35.939	0.742	0.202	0.441	0.329
평택시	11.398	35.669	0.807	0.111	0.206	0.286
오산시	11.418	32.959	0.664	0.000	0.135	0.000
시흥시	11.463	35.628	0.698	0.159	0.159	0.413
인천	11.533	36.786	0.789	0.116	0.222	0.230
대구	11.553	36.674	0.941	0.129	0.247	0.275
전주시	11.556	37.606	1.055	0.124	0.341	0.401
부천시	11.561	34.660	0.656	0.072	0.235	0.364
고양시	11.593	38.562	0.900	0.225	0.336	0.535
부산	11.594	37.371	0.886	0.165	0.251	0.278
의정부시	11.599	37.257	0.793	0.030	0.238	0.510
여천시	11.605	36.395	0.968	0.000	0.071	0.571
구미시	11.645	28.031	0.528	0.089	0.250	0.054
안양시	11.651	34.299	0.730	0.162	0.415	0.455
청주시	11.666	32.922	0.871	0.143	0.368	0.357
안산시	11.807	32.778	0.715	0.121	0.266	0.294
수원시	11.833	30.699	0.619	0.139	0.320	0.192
광명시	11.933	36.132	0.941	0.099	0.248	0.307
광주	11.958	36.629	1.178	0.198	0.381	0.445
의왕시	12.007	35.289	0.966	0.182	0.250	0.364
군포시	12.080	35.168	0.998	0.482	0.512	0.471
대전	12.082	35.966	1.310	0.113	0.391	0.343
창원시	12.480	33.325	1.173	0.234	0.396	0.409
서울	12.613	36.469	1.423	0.236	0.310	0.436
과천시	13.499	37.362	2.071	0.000	0.533	1.500

자료: 1995 **인구주택총조사와** 1998 **한국노동패널**

<부표2> 산업별 평균교육년수

산업별	산업평균 교육년수	산업평균 나이	평균대학 교육년수
농업, 수렵업 및 관련 서비스업	6.054	52.584	0.077
일반어업, 양식업 및 관련 서비스업	8.002	44.292	0.144
가사서비스업	9.423	40.934	0.816
석탄광업	9.861	42.563	0.292
임업, 벌목 및 관련 서비스업	10.199	45.918	0.878
목재 및 나무제품 제조업	10.284	39.545	0.418
숙박 및 음식점업	10.322	38.686	0.381
가죽, 가방, 마구류 및 신발제조업	10.323	36.261	0.339
기타 광업 및 채석업	10.423	39.940	0.514
위생 및 유사서비스업	10.468	41.413	0.790
기타 서비스업	10.501	38.233	0.258
의복 및 모피제품 제조업	10.728	34.409	0.440
음식료품 제조업	10.839	36.603	0.629
금속광업	10.881	41.591	0.756
섬유제품 제조업	10.968	28.558	0.337
가구 및 기타 제조업	11.036	35.831	0.514
부동산업	11.094	47.964	0.816
육상운송 및 파이프라인 운송업	11.137	39.750	0.363
건설업	11.171	38.566	0.750
재생재료 가공 처리업	11.200	38.863	0.685
비금속 광물제품 제조업	11.245	36.959	0.733
소매 및 소비용품 수선업	11.295	37.871	0.655
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	11.318	34.996	0.614
조립금속제품 제조업	11.388	35.169	0.563
고무 및 플라스틱 제품 제조업	11.442	34.650	0.624
담배 제조업	11.890	45.532	1.004
제 1차 금속산업	12.048	34.791	0.836
달리 분류되지 않은 기계 및 장비 제조업	12.133	32.559	0.838
영상, 음향 및 통신장비 제조업	12.138	24.740	0.563
기계장비 및 소비용품 임대업	12.142	35.117	0.769
여행알선 및 운수관련 서비스업	12.144	38.026	1.086
자동차 판매 수리 및 차량연료 소매업	12.157	33.367	0.869
달리 분류되지 안흥 전기기계 및 전기 변환장치 제조업	12.172	31.710	0.895
의료, 정밀, 광학기기 및 시계제조업	12.239	31.620	0.936
기타 운송장비 제조업	12.338	32.996	0.960
자동차 및 트레일러 제조업	12.349	31.769	0.953
국제 및 기타 외국기관	12.524	44.463	1.295
보험 및 연금업	12.604	35.405	1.208

<계속>

<계속>

수상운송업	12.646	39.382	1.433
도매 및 상품 중개업	12.681	35.887	1.317
오락 문화 운동관련산업	12.762	34.571	1.359
화합물 화학제품 제조업	12.819	32.781	1.332
사무, 계산 및 회계용 기계 제조업	12.877	26.819	1.246
출판, 인쇄 및 기록매체 복제업	13.069	34.356	1.507
공공행정, 국방 및 사회보장행정	13.176	37.923	1.686
통신업	13.195	35.626	1.516
코크스, 석유 정제품 및 핵연료 제조업	13.463	33.156	1.817
보건 및 사회복지 사업	13.565	32.191	2.045
전기 가스 및 증기업	13.580	35.488	1.908
금융업	13.596	32.767	1.783
원유, 천연가스 채석 및 관련 서비스업	13.598	36.341	2.073
회원단체	13.685	39.824	2.432
항공운송업	14.300	32.371	2.432
금융 및 보험관련 서비스업	14.329	32.870	2.505
정보처리 및 기타 컴퓨터 운용 관련업	14.698	29.757	2.734
교육서비스업	14.989	35.763	3.221
연구 및 개발업	15.786	33.095	3.941

자료: 1995 인구주택총조사

<부표3> 산업별 전공연수

산업별	전공1 교육년수	전공2 교육년수	전공3 교육년수
농업, 수렵업 및 관련 서비스업	0.087	0.000	0.000
일반어업, 양식업 및 관련 서비스업	0.000	0.000	0.000
가사서비스업	0.000	0.000	0.000
석탄광업	0.000	0.000	0.000
임업, 벌목 및 관련 서비스업	0.000	0.000	2.000
목재 및 나무제품 제조업	0.214	0.286	0.357
숙박 및 음식점업	0.100	0.036	0.092
가죽, 가방, 마구류 및 신발제조업	0.258	0.129	0.000
기타 광업 및 채석업	0.333	0.000	0.000
위생 및 유사서비스업	0.231	0.154	0.000
기타 서비스업	0.000	0.172	0.125
의복 및 모피제품 제조업	0.152	0.061	0.222
음식료품 제조업	0.344	0.300	0.250
금속광업			
섬유제품 제조업	0.121	0.096	0.061
가구 및 기타 제조업	0.151	0.340	0.377
부동산업	0.066	0.263	0.224
육상운송 및 파이프라인 운송업	0.125	0.217	0.141
건설업	0.079	0.514	0.110
재생재료 가공 처리업	0.375	0.000	0.000
비금속 광물제품 제조업	0.000	0.207	0.138
소매 및 소비용품 수선업	0.074	0.235	0.309
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	0.000	0.286	0.000
조립금속제품 제조업	0.027	0.162	0.054
고무 및 플라스틱 제품 제조업	0.303	0.106	0.000
담배 제조업	0.000	2.000	1.500
제 1차 금속산업	0.169	0.407	0.000
달리 분류하지 않은 기계 및 장비 제조업	0.267	0.625	0.100
영상, 음향 및 통신장비 제조업	0.222	0.856	0.133
기계장비 및 소비용품 임대업	0.563	0.000	0.250
여행알선 및 운수관련 서비스업	0.308	0.308	0.231
자동차 판매, 수리 및 차량연료 소배업	0.069	0.241	0.431
달리 분류되지 않은 전기기계 및 전기 변환장치 제조업	0.167	0.750	0.167
의료, 정일, 광학기기 및 시계제조업	0.143	0.196	0.214
기타 운송장비 제조업	0.157	0.457	0.157
자동차 및 트레일러 제조업	0.196	0.321	0.134
국제 및 기타 외국기관	0.355	0.472	0.202
보험 및 연금업	0.441	0.221	0.265

<계속>

<계속>

수상운송업	0.167	0.500	0.750
도매 및 상품 중개업	0.556	0.496	0.574
오락 문화 운동관련산업	0.463	0.341	0.768
화합물 화학제품 제조업	0.411	0.767	0.411
사무, 계산 및 회계용 기계 제조업	0.267	1.333	0.267
출판, 인쇄 및 기록매체 복제업	0.364	0.279	0.971
공공행정, 국방 및 사회보장행정	0.396	0.557	0.580
통신업	0.507	1.173	0.387
코크스, 석유 정제품 및 핵연료 제조업	0.800	0.800	0.000
보건 및 사회복지 사업	0.281	1.110	0.390
전기 가스 및 증기업	0.421	1.000	0.632
금융업	0.880	0.328	0.875
원유, 천연가스 채석 및 관련 서비스업	0.000	0.000	0.000
회원단체	0.425	0.189	1.840
항공운송업	1.778	0.667	1.000
금융 및 보험관련 서비스업	2.167	0.833	0.833
정보처리 및 기타 컴퓨터 운용 관련업	0.219	2.188	0.063
교육서비스업	0.302	0.560	2.500
연구 및 개발업	0.800	3.233	0.850

자료:1998 한국노동패널