

# 지역별 인적자본의 추계 및 수렴검정\*

유병철\*\* · 박성익\*\*\*

본 논문은 인적자본의 이동성(mobility)을 감안하여 해당 지역에서 산업활동에 종사하고 있는 지역별 인적자본을 추계하고 인적자본이 수렴하는지를 검정하였다. 인적자본 추계에 있어서 본 논문은 평균교육연수를 이용하는 방법을 기본으로 하고 노동소득 등을 이용하는 방법을 보완적으로 사용하였으며, 수렴검정은  $\sigma$  수렴과  $\beta$  수렴 및 IPS 검정방법을 활용하였다. 그 결과는 다음과 같다. 첫째, 평균교육연수로 측정한 인적자본의 추계치를 보면 모든 지역에서 인적자본이 지속적으로 증가하였을 뿐만 아니라 지역 간 인적자본의 격차도 지속적으로 줄어들었음을 확인할 수 있다. 그러나 지역별 순위는 비교적 일관되게 유지되고 있다. 둘째, 인적자본의 추계방법에 따라 그 결과는 다소 상이한 모습을 보여 주었다. 평균교육연수와 실질임금만을 고려할 경우 전반적으로 모든 지역에서 지속적으로 인적자본이 축적되어 왔음을 알 수가 있으나, 학력격차만을 고려한 경우에는 학력 간 임금격차의 지속적인 감소로 인하여 일부 지역에서 인적자본이 오히려 감소한 것으로 나타났다. 셋째,  $\beta$  수렴검정과 일부  $\sigma$  수렴검정의 결과에 의하면, 인적자본은 수렴하는 것으로 나타났으나, 다른  $\sigma$  수렴검정과 IPS 검정의 결과에 의하면 발산하는 것으로 나타났다. 따라서 전체적으로 수렴 여부를 판단하기는 어렵다고 할 수 있다.

핵심주제어: 지역인적자본, 평균교육연수, 수렴, IPS 검정  
경제학문헌목록 주제분류: R1

## I. 서 론

최근 지방자치제도가 정착됨에 따라 지역경제에 대한 관심이 고조되고 있다. 지방자치단체장과 지방의회 의원들이 주민들의 직접투표에 의하여 선출되는 만큼, 지방자치단체들은 지역주민들의 주요 관심사인 지역경제를 활성화하기 위

\* 본 논문은 2001년 동아대학교 학술연구비의 지원을 받았음.

\*\* 동아대학교 무역학과 부교수(제1저자), 전화: (051) 200-7441, E-mail: bcu@daunet.donga.ac.kr

\*\*\* 경성대학교 무역학과 부교수(공동저자), 전화: (051) 620-4421, E-mail: sipark@star.ks.ac.kr  
논문투고일: 2004. 9. 20 수정일: 2004. 11. 19 게재확정일: 2004. 12. 6

하여 많은 노력을 기울이고 있기 때문이다. 이러한 노력을 반영하여, 지역경제 수렴 여부나 지역경제성장을 결정하는 요인들에 대하여 활발한 연구가 진행되고 있다.

그런데 경제성장에 대하여 연구한 최근의 성장이론에 의하면 물적자본과 더불어 인적자본의 역할을 대단히 중요시하고 있다. 인적자본의 역할을 중요시하여, Lucas(1988)는 인적자본을 물적자본과 마찬가지로 하나의 생산요소로 파악하였으며, Romer(1990)와 Aghion과 Howitt(1998)는 새로운 기술의 개발에 인적자본이 반드시 필요하다는 점을 강조하면서, 인적자본이야말로 경제성장을 결정하는 가장 중요한 요인의 하나라고 주장하였다. 이러한 이론적인 공감대를 바탕으로 하여 인적자본이 경제성장에 미치는 효과에 대해서 많은 다양한 실증연구가 이루어지게 되었다.<sup>1)</sup>

이러한 이론적·실증적인 중요성에도 불구하고, 우리 나라에서는 지역의 인적자본에 대한 연구가 아직까지 매우 미흡하다고 할 수 있다. 그 이유는 그 동안 중앙정부가 경제 전체의 성장에만 관심을 기울였을 뿐, 지역의 상이한 경제성장에 대해서는 별 관심을 기울이지 않았었고, 그 결과로 각 지역의 인적자본에 대하여 심층적으로 연구할 필요성을 별로 느끼지 못하였기 때문이다. 그러나 세계화의 진전으로 국가라는 단위의 경계는 약화되는 반면, 경쟁력의 단위로서 지방의 중요성이 강조되는 지방화(localization) 시대를 맞이하여 지역경제성장을 좌우할 지역인적자본의 문제는 점점 더 중요한 비중을 차지해 나가고 있다.

이러한 정책적인 이유 외에도, 인적자본에 관한 연구가 미흡할 수밖에 없었던 또 다른 이유는 신뢰할 만한 지역인적자본에 대한 추정치가 존재하지 않았기 때문이다. 우리 나라의 국가단위로 인적자본을 측정한 연구들은 다수가 존재(임양택·정준석, 1998; 이종화·김선빈, 1995; 박기성, 1994; 표학길 등, 1993; Pyo, 1992; 김준영·구동현, 1992; Kim과 Park, 1985 등)하지만, 지역별 인적자본을 측정한 연구는 거의 없다.

예외적으로 김명수(1997)와 김홍배·김대욱(2000)이 우리 나라의 지역경제성장에서 인적자본의 역할을 규명하기 위하여 지역별 인적자본의 크기를 추정해 바 있다. 김명수(1997)는 인적자본의 대용변수로서 공공교육투자액을 사용하였고, 김홍배·김대욱(2000)은 인적자본의 투자비용을 누적하는 방법을 사용하였다. 그러나 이들의 추정은 지역경제성장 결정요인의 하나로서 지역인적자본을

1) 인적자본의 역할에 대해서는 Bassanini와 Scarpetta(2001), Card(1999), Benhabib와 Spiegel(1994), Young(1994, 1995), Jorgenson 등(1987)을 참조할 것.

측정한 것이기 때문에, 지역인적자본을 체계적·종합적으로 추정한 것이라고 할 수 없다. 또한 이들의 추정은 한 국민경제 내의 인적자본이 타지역으로 용이하게 이동(mobility)할 수 있으므로, 한 지역 내에서 교육받은 인적자본이 반드시 그 지역에서 생산활동에 참가할 것이라는 보장이 없다는 점을 간과하고 있다. 따라서 해당 지역에서 산업활동에 종사하고 있는 지역별 인적자본을 보다 체계적으로 추계하는 것이 요구된다고 할 것이다.

인적자본을 측정하는 방법에는 크게 보아, 학교등록률을 이용하는 방법, 인적자본의 투자비용을 누적합계하는 방법, 평균교육연수를 이용하는 방법, 그리고 노동소득을 이용하는 방법의 네 가지가 있다. 이 중에서 본 논문은 평균교육연수를 이용하는 방법으로 인적자본을 추계한 후, 노동소득을 이용하는 방법을 보완적인 방법으로 사용함으로써 인적자본에 대한 여러 추계치를 얻고자 한다.

아울러 본 논문에서는 지역별 인적자본을 추계한 후에, 지역인적자본이 수렴하는지를 검정하고자 한다. 신고전학과 성장이론에 의하면, 1국 내에서는 인적자본의 자유로운 이동이 보장되므로, 1인당 인적자본은 물질자본과 마찬가지로 수렴될 것이라는 결론을 얻을 수 있다. 반면에 이동에 따른 사회적·경제적 비용이 그 편익보다 크다면, 얼마든지 지역 간에 1인당 인적자본의 양이 다르게 될 여지가 생긴다. 그리고 또 한편으로 Lucas(1990)가 지적한 바와 같이 규모의 경제가 존재한다면, 1국 내의 인적자본은 가난한 나라의 인적자본이 부유한 국가로 이민을 가듯이, 오히려 한 지역으로 집중될 수도 있다. 즉, 지역 간 인적자본의 격차가 지속적으로 유지될 가능성도 존재하는 것이다.

이러한 문제의식에 입각하여, 본 논문은 우리 나라의 경우 인적자본이 수렴하는지에 대하여 연구하기로 한다. 이를 위해 우선 기술적인 통계량에 기초한  $\sigma$ -convergence와  $\beta$ -convergence 검정방법을 이용하여 수렴 여부를 간단하게 살펴본 후, Im, Pesaran, and Shin(2003, 이하 IPS라 표기함)의 패널단위근 검정방법을 활용하여 인적자본이 수렴하는지를 검정한다. IPS(2003)에 의한 패널단위근 검정은 각 지역 간의 개별적 특이성과 잔차의 상이한 자기상관 구조를 고려하기 때문에, 지역 간의 이질성(heterogeneity)을 살펴볼 수 있다. 특히, 대립가설 하에서 지역 간에 상이한 수렴속도를 가정하기 때문에, 기존의 여타 패널단위근 검정(Quah, 1992, 1994 등)의 한계를 극복하는 장점이 있다.

그러면 다음 절에서 우선 인적자본을 측정하는 다양한 방법에 대하여 검토한 후, 본 논문에서 사용하는 측정방법에 대하여 제III절에서 자세히 설명하도록 한다. 그리고 제IV절에서는 추계된 지역인적자본의 특징적인 측면을 지역별로 비

교·설명한다. 제V절에서는 지역인적자본의 수렴 여부를 검정한다. 그리고 마지막으로 제VI절에서 본 논문의 결과를 요약하고 향후 과제에 대하여 논의한다.

## II. 인적자본의 추계방법

1960년대에 Becker(1964) 등에 의해 도입된 인적자본의 개념은 경제학 전반에 걸쳐 커다란 파급효과를 가져왔다. 특히, 1980년대에 등장한 내생적 성장이론은 인적자본이 갖는 외부효과(externality)나 학습효과(learning-by-doing) 등의 효과를 중시함으로써 인적자본이 경제성장에 미치는 역할을 대단히 중요시하고 있다.

이론적으로 인적자본의 중요성이 크게 강조되면서 실증분석을 위해 실제 인적자본의 크기를 측정하고자 하는 많은 시도가 이루어지게 되었다. 특히, 학교 교육을 통하여 축적되는 인적자본을 추정하려는 시도는 Barro와 Lee(1993) 등에 의해 이루어져 왔으며, 좀더 직접적으로 노동자의 교육수준·성·연령 등의 특성에 따른 생산성을 추계함으로써 경제 전체의 인적자본 축적을 측정하고자 하는 노력도 Denison(1962, 1985)과 Jorgenson 등(1994)에 의하여 이루어져 왔다. 우리나라의 경우도 다양한 방법을 활용하여 표학길 등(1993), 박기성(1994), 이종화·김선빈(1995), 임양택·정준석(1998) 등이 인적자본을 측정함으로써 우리나라의 경제성장 원인을 규명하려는 시도에 많은 도움을 주었다.

인적자본을 측정하는 방법은 크게 학교등록률을 이용하는 방법, 인적자본의 투자비용을 누적합계하는 방법, 평균교육연수를 이용하는 방법, 그리고 노동소득을 이용하는 방법의 네 가지가 있는데 이들을 간략히 소개하면 다음과 같다.

### 1. 학교등록률을 이용하는 방법

이 방법은 각급 학교의 등록률을 교육수준의 대용변수로 사용하는 방법으로서 자료를 용이하게 구할 수 있다는 점에서 주로 국가 간 비교에서 많이 사용되어 왔다. 즉, 일정 시점에서 각급 학교의 취학연령계층 중에서 학교에 등록하고 있는 인구의 비율이 높을수록 인적자본의 수준이 높은 것으로 파악하는 것이다. 예를 들어, Barro(1991) 등은 학교등록률(school enrollment ratio)을 인적자본의 대용변수로 사용하여 인적자본과 경제성장률 간의 관계를 분석하였다.

이 방법의 문제점은 학교등록률이 교육에 대한 투자를 나타내는 유량(flow)변수라는 데에 있다. 교육을 받은 노동자가 실제 생산활동에 참가하기까지는 많은 시간이 필요하므로, 이러한 시차를 고려하지 않고 유량변수로서 저장(stock)변수인 인적자본을 측정하는 것에는 문제가 있는 것이다. 더욱이 국가 간과는 달리, 한 국가 내의 인적자본은 타지역으로의 이동(mobility)이 용이하다. 따라서 한 지역 내에서 교육받은 인적자본이 반드시 그 지역에서 생산활동에 참가할 것이라는 보장이 없다. 따라서 학교등록률을 이용하여 지역별 인적자본을 추정하는 것에는 많은 문제점이 존재한다고 하겠다.

## 2. 인적자본의 투자비용을 누적합계하는 방법

이 방법은 투자를 합계하여 물적자본의 양을 측정하는 영구재고법(perpetual inventory method)과 동일한 방법을 사용하여 인적자본의 크기를 측정하는 방법이다. 즉, 최초의 인적자본량에 교육비용(기회비용 포함), 양육비용, 직업훈련비용 등 인적자본을 위해 사용된 투자비용을 더해 감으로써 인적자본의 양을 구하는 방법이다.

그러나 이 방법에서는 추정을 위해 필요한 최초의 인적자본량과 인적자본의 감가상각률을 구하기가 어려운 현실적인 문제가 있다. 또한 투자비용이 크면 그에 비례하여 인적자본의 양이 증가하는 것으로 가정하고 있어서 실제 투자가 얼마나 효율적으로 사용되었는지를 고려하지 못하는 문제가 있다. Pyo(1992)와 김준영·구동현(1992)은 이 방법을 이용하여 우리 나라의 인적자본을 추계한 바 있다. 그러나 이 방법 역시 그 지역에서 교육받은 인력이 반드시 그 지역에 존재한다는 것을 가정한다는 점에서 문제점이 있다.

## 3. 평균교육연수를 이용하는 방법

이 방법은 한 경제를 구성하는 노동력이 평균적으로 이수한 교육연수를 그 경제의 인적자본 수준으로 파악하는 방법이다. Barro와 Lee(1993)는 이 방법을 이용하여 1960년부터 5년 간격으로 129개국의 25세 이상 인구의 평균교육연수를 계산한 바가 있다.

실제 산업현장에서 종사하고 있는 노동력의 평균교육연수(average years of schooling)로서 인적자본을 측정하는 방법은 시차나 이동성의 문제점을 해소할

수 있기 때문에, 학교등록률을 이용하는 방법보다 더 정확하다고 할 수 있다. 그러나 Hanushek(1995)이 지적하였듯이, 인적자본의 질은 단순히 학교교육연수만으로 설명되지는 않는다. 즉, 1년의 교육이 언제 어디서나 같은 크기로 인적자본을 증가시키는 것이 아닐 뿐만 아니라, 국가나 지역 간에 교육의 질적인 차이도 존재할 수 있기 때문에 이 방법 역시 한계점을 갖는다.

또한 이 방법은 인적자본의 축적이 학교교육을 통해서만 이루어지고 있다는 것을 전제로 하고 있다는 데 한계가 있다. 주지하다시피 인적자본은 학교교육을 통해서만 축적되는 것이 아니라, 현장학습(on the job training)과 같은 학교 외의 교육을 통해서도 축적된다. Lucas(1988)는 미국의 경우 인적자본 축적액의 64%가 학교교육에 의한 것이며, 34%는 현장학습에 의한 것이라고 언급한 바 있으며, 박기성(1995)은 한국의 경우 인적자본 축적액에서 현장학습의 비중은 84%인 반면, 학교교육의 비중은 16%에 불과하다는 연구결과를 발표하였다.

이러한 여러 한계점들이 존재함에도 불구하고, 평균교육연수에 대한 연도별·지역별 자료가 가장 잘 정리되어 있으며 또한 비교적 용이하게 구할 수 있다는 장점이 있다. 그러므로 본 논문에서는 우선 평균교육연수를 이용하여 인적자본을 측정할 후, 이 자료를 보완하는 여러 가지 방법을 사용하기로 한다.

#### 4. 노동소득을 이용하는 방법

경제를 구성하는 노동자가 자기가 이수한 교육수준에 따라 서로 다른 노동생산성을 가지고 있다면 경제의 평균적인 인적자본량은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$h(t) = \sum_s \theta(t, s) \eta(t, s). \quad (1)$$

여기서  $\theta(t, s)$ 와  $\eta(t, s)$ 는 각각  $t$ 시점에서 교육연수가  $s$ 인 노동자의 노동생산성과 전체 노동자 중에서의 비율을 나타내는 파라미터이다. 구체적으로  $\theta(t, s)$ 는 노동자들이 자신이 제공하는 노동의 한계생산만큼 보상을 받는다고 가정하여, 학력별 임금자료로부터 추정을 하게 된다. 노동소득(labor income)을 이용하여 측정하는 방법은 노동생산성을 직접적으로 측정함으로써 보다 더 정확하게 인적자본을 추정할 수 있는 장점이 있다.

노동소득을 이용하여 인적자본을 측정할 연구로는 외국에서 Mulligan과 Sala-

i-Martin(1995)과 Jorgenson(1994) 등이 있으며, 우리 나라에서는 Kim과 Park(1985), 표학길 등(1993), 이종화·김선빈(1995), 임양택·정준석(1998) 등이 있다. 본 연구에서도 이들의 연구방법을 활용하여 지역별 인적자본의 크기를 측정하고자 한다. 그러나 지역별 자료의 이용가능성(availability) 때문에 본 논문에서는 이들 방법 중 가능한 것들만을 다소 변형하여 사용한다.

### III. 지역별 인적자본의 추계

#### 1. 평균교육연수를 이용한 방법

본 논문에서는 1970년 또는 1975년부터 2000년까지의 시·도별 인적자본을 추정한다.<sup>2)</sup> 지방자치 실시 이후부터 2000년까지의 공식적인 자료에서는 지속적인 행정구역 개편으로 인하여 6개 특별시·광역시와 9개 도로 구분되어 있다. 그러나 이전 시기와 계열을 일치시키기 위하여, 이를 서울·부산·경기·강원·충북·충남·전북·전남·경북·경남·제주의 11개 시·도별로 구분하여 지역별 자료를 만들었다. 따라서 인천은 경기도에, 대전은 충청도에, 광주에 전남에, 대구는 경북에, 그리고 울산은 경남에 포함시키도록 하였다. 평균교육연수를 추정하기 위하여, 본 논문은 통계청의 웹사이트 자료와 경제활동인구연보 및 총인구 및 주택센서스 보고 등의 자료를 활용하였다.

취업인구의 평균교육연수를 대용변수로 하여 1인당 인적자본을 측정할 때, 인적자본은 다음의 식으로 표시될 수가 있다.<sup>3)</sup>

- 2) 장수명·이변송(2001)은 지역별·산업별 인적자본을 추정하는 단위로서 市만을 고려하였다. 엄밀히 보면, 도의 경우에는 하나의 지역단위로 설정하는 데 다소 문제가 있을 수 있다. 그러나 현실적으로 광역시 외에 道도 중요한 행정단위로서 비교적 균질한 특성을 지니고 있는 지역이다. 이러한 이유로 인하여 우리 나라의 지역에 대하여 연구한 많은 문헌들은 광역시와 도를 중요한 연구단위로 설정하고 있다. 본 논문에서는 이러한 이유 외에도 자료확보의 현실적 가능성 때문에 광역시와 도를 연구단위로 설정하였다. 광역시와 도를 연구단위로 할 경우에만 자료를 비교적 용이하게 구할 수 있기 때문이다. 또한 도가 중요한 행정주체라는 점도 같이 고려하였다.
- 3) 본 논문은 인적자본을 추정하는 데 있어서 실업자의 학력수준을 고려하지 않는다. 원칙적으로는 실업자의 학력수준을 고려하는 것이 타당하겠지만, 현실적으로는 자료상의 제약 때문에 고려하는 것이 매우 어렵다. 그 이유는 지역별·연도별로 실업자의 학력수준을 체계적으로 조사한 자료가 존재하지 않기 때문이다. 더욱이 실업자의 학력이 취업자의 학력과 체계적으로 다르지 않다면, 또는 실업률이 낮거나 실업률이 모든 학력수준에서 유사한 추세를 보인다면, 본 논문에서와 같이 실업자의 학력수준을 고려하지 않는다고 하더라도

$$h_1(t) = \sum_s s \eta(t, s). \quad (2)$$

여기서  $\eta(t, s)$ 와  $s$ 는 각각  $t$ 시점에서 취업인구 중에서 특정 학력자(초졸 이하, 중졸, 고졸, 전문대졸, 대졸 이상)의 비율과 해당 학력자의 평균교육연수를 나타낸다.

취업인구 중에서 특정 학력자의 수와 비율은 통계청의 다양한 자료를 이용하여 구하였다. 1989년 이후에는 취업자의 지역별 교육 정도에 대한 연도별 자료가 발표되고 있으나 그 이전의 자료는 발표되고 있지 않다. 그렇지만 5년마다 이루어지는 인구주택총조사에는 지역별·교육정도별 취업자 수가 발표되어 있다. 따라서 1970년부터 1989년 이전의 경우에는 매 5년마다의 인구주택총조사의 결과를 활용하여, 보감법(linear approximation)방식으로 지역별·교육정도별 취업자에 대해서 추계하였다.

인구주택총조사는 경제활동편을 주로 참조하였으나, 1985년의 경우에는 경제활동편을 출판하지 않았으므로 이용을 하지 못 하였다. 그리고 경제활동편에는 초졸, 중·고졸, 대졸, 불취학, 미상 등으로 분류가 되어 있어, 그 분류기준이 1989년 이후의 자료와 일치하지 않는 문제가 있었다. 그렇기 때문에 인구주택총조사의 본조사에 있는 6세 이상 인구의 학력수준을 이용하여 1989년 이후의 분류기준에 맞게 추정하도록 하였다. 동 방식으로 추정한 인적자본을  $h_1$ 으로 명명하였다.

그러나 평균교육연수로 인적자본을 추정할 때는 여러 문제점이 드러난다. 우선, 교육수준에 상관없이 1년의 교육기간이 언제나 동일한 인적자본을 축적하는 것으로 가정한다는 데서 문제가 있으며, 지역에 상관없이 1년의 교육기간이 동일한 인적자본을 축적하는 것으로 가정한다는 것도 다소 비현실적이다. 그리고 시간에 관계없이 1년의 교육기간은 언제나 같은 정도의 인적자본을 축적하는 것으로 가정하는 문제가 존재한다. 또한 학교교육 이외의 교육으로도 인적자본이 축적될 수 있음에도 불구하고 이러한 점이 무시되고 있다는 문제점도 존재한다.

## 2. 노동소득을 이용한 방법

평균교육연수로 인적자본을 측정하는 방식은 교육수준과 상관없이 1년의 교육기간이 동일하면 인적자본의 측정결과에는 별 차이가 없을 것으로 판단된다.



육기간이 언제나 동일한 인적자본을 축적하는 것으로 가정한다는 데 문제가 있다. 그러나 현실적으로 동일한 1년의 교육기간이라고 하더라도, 언제 교육을 받는지, 즉 초등교육 또는 중·고등교육 여부에 따라, 인적자본의 축적에 대하여 비선형적인(non-linear) 효과를 미칠 수 있다. 이러한 점을 적절히 고려하기 위해서는 노동자들이 자신의 한계생산성만큼 보상을 받는다는 전제하에, 학력별 임금의 격차를 인적자본의 추정에 반영하여야 한다. 이 경우에 식 (2)는

$$h_2(t) = \sum_s d(t, s) \eta(t, s). \quad (3)$$

으로 표시된다. 여기서  $d(t, s)$ 는  $t$ 시점에서 학력별 임금의 격차를 지수화한 변수이다. 학력별 임금의 격차는 지역 간에도 서로 상이할 수 있기 때문에 지역별로 구하는 것이 바람직하겠으나, 최근 연도 이외의 지역별 자료는 구할 수 없었기 때문에, 불가피하게 전국의 학력별 임금격차지수를 활용하였다.<sup>4)</sup> 여기서 이종화·김선빈(1995)이 1963년부터의 학력별 임금격차를 지수화한 것이 있으나, 이들의 자료는 본 연구와 학력구분이 상이하여 사용할 수 없었다. 대신 통계청의 학력별 평균임금을 활용하여, 1975년부터의 학력별 임금격차지수를 계산하였다.

Mulligan과 Sala-i-Martin(1995)에 의하면, 교육을 받지 못한 근로자의 학력은 인적자본의 축적에 기여하지 않는다는 가정을 하였다. 그러나 통계청의 자료에는 학력별 임금이 중졸 이하와 그 이상의 각각으로 구분되어 있으므로, 불가피하게 중졸 이하의 학력이 인적자본의 축적에 보탬이 되지 않는다는 가정을 하였다. 즉, 중졸 이하의 임금을 100으로 하고 그 이상의 학력은 중졸 이하 임금 대비 비율에 100을 곱한 값으로 임금격차지수를 산출하였다. 동 방식으로 추정된 인적자본을  $h_2$ 로 명명하였다.  $h_2$ 에서는  $h_1$ 과 달리, 1년의 교육기간은 학력에 따라 상이한 수준의 인적자본을 축적하는 것으로 이해할 수가 있다.

그러나  $h_2$ 도  $h_1$ 과 마찬가지로, 시간이 지남에 따라 인적자본이 축적되거나 감

4) 본문에서 언급한 바와 같이 지역별 실질임금을 구한 후 그 격차를 이용하여 인적자본을 추정하는 것이 더 바람직하다. 예를 들어, 2001년의 지역별·직종대분류별 취업자 구성을 보면, 고학력의 유명대학 출신자들이 상대적으로 많이 진출해 있을 것으로 보이는 전문, 기술, 행정관리직의 비중은 지역에 따라 큰 편차를 보이고 있다. 서울의 경우에는 그 비중이 28.9%로 압도적으로 높았던 반면에, 충남의 경우에는 겨우 그 비중이 8.2%에 불과하였던 것이다. 이러한 자료는 지역별 실질임금의 격차가 존재할 것임을 시사하는 것이다. 따라서 전국 평균개념의 실질임금을 사용하는 경우에, 상대적으로 실질임금이 높을 것으로 추정되는 서울을 비롯한 대도시의 인적자본이 여타 지역에 비하여 상대적으로 저평가될 가능성이 존재하게 된다. 이러한 문제점이 존재한다는 점을 인지하면서도 전국의 실질임금을 일률적으로 사용한 이유는 자료상의 제약 때문이다.

가상각이 된다는 점을 전혀 고려하고 있지 못하다는 문제가 있다. 자본이란 용어를 인적자본에 대해서도 사용한다는 것은 곧 축적을 전제한다는 것이라고 할 수 있다. 인적자본도 감가상각이 이루어지기는 하지만 시간적으로 축적이 되기 때문에, 2000년에 대학을 졸업한 근로자는 1970년에 대학을 졸업한 근로자와 다른 양의 인적자본을 보유하고 있을 수 있다. 즉, 시대에 관계없이 1년의 교육기간은 언제나 같은 정도의 인적자본을 축적하는 것으로 가정하는 것은 문제가 있다.

인적자본이 시간의 흐름에 따라 축적하는 것을 고려하는 방법에는 많은 다양한 방법이 있겠으나, 여기에서는 간략하게 실질임금의 증가추이 자료를 구하여, 그것을 인적자본의 축적을 추정하는 데 활용하기로 한다. 실질임금이 증가되는 만큼 인적자본이 더 축적된다고 보는 근거는 노동자들이 자신의 한계생산성만큼 보상을 받는다는 것을 전제하기 때문이다. 이 내용을 식으로 반영하면,

$$h(t) = \sum_s w(t, s) \eta(t, s). \quad (4)$$

이 된다. 여기서  $w(t, s)$ 는  $t$ 시점에서  $s$ 의 학력을 가진 취업자의 실질임금을 나타낸다. 구체적으로 계산한 방법은 다음과 같다. 먼저 연평균 명목임금의 자료를 구한 후, 생산자물가지수와 GDP디플레이터의 두 가지를 구하여 실질임금의 추이를 구하였다. 실질임금도 지역별로 구하는 것이 바람직하겠으나, 자료상의 제약으로 불가피하게 전국의 자료만을 이용하였다.<sup>5)</sup>

여기서 구한 자료를 앞에서 구한  $h_1$ 과  $h_2$ 에 곱하고, 그 변수들을 각기  $h_3$ 와  $h_4$ 로 명명하였다. 이와 같이 산출된  $h_3$ 와  $h_4$ 는 실질임금의 증가를 통하여 인적자본의 축적을 반영하고 있다. 특히,  $h_4$ 는 학력별 임금격차까지 반영하고 있으므로 학력별 임금격차를 반영하지 않고 있는  $h_3$ 보다 개념적으로 더 우수한 추계치라고 할 수 있다. 그런데 실질임금을 계산하는 데 있어서 물가지수 중에서 어떠한 것을 사용해야 하는지가 불확실하다. 따라서 본 논문에서는 생산자물가지수를 사용한 것들을 각각  $h_{31}$ 과  $h_{41}$ 로, 그리고 GDP디플레이터를 사용한 것들을 각각  $h_{32}$ 와  $h_{42}$ 로 이름을 붙였다.

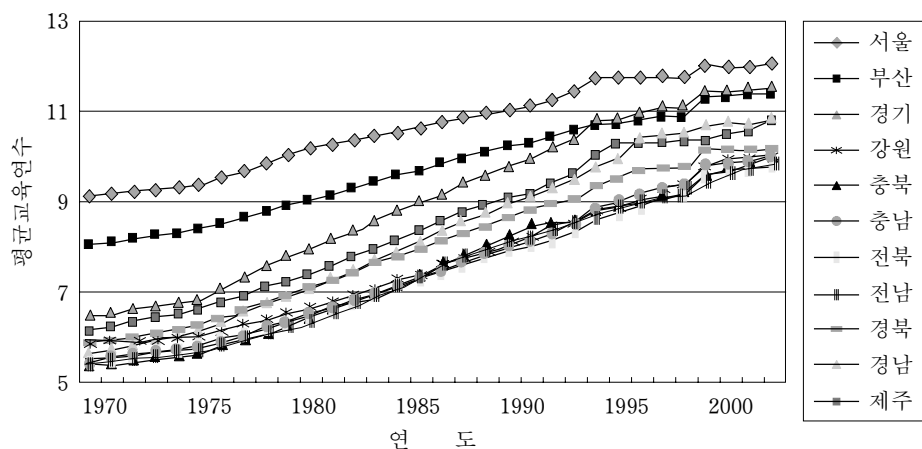
5) 실질임금의 지역 간 차이가 본 논문에서 추정하는 인적자본에 커다란 영향을 미칠 수 있다는 점을 감안하여 본 논문은 이에 대한 대응변수로서 1인당 지역 내 총생산자료를 활용하여 지역별 인적자본을 추정하기도 하였다. 그러나 그 결과는 별로 다르지 않았다.

#### IV. 지역별 인적자본 추계치의 비교·분석

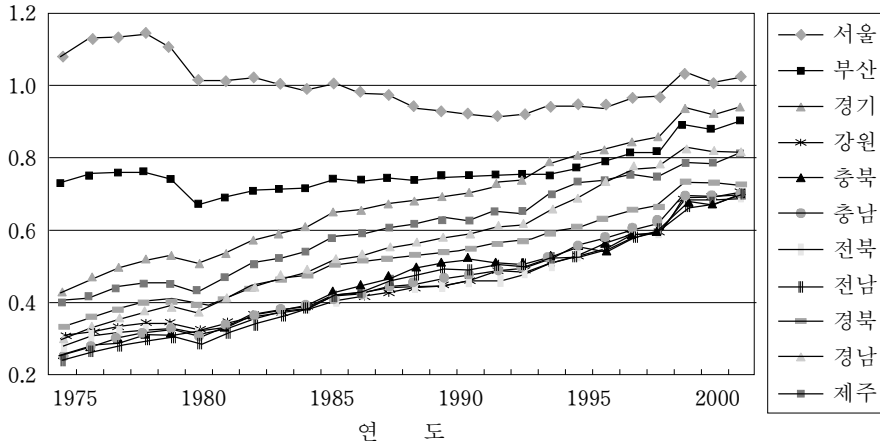
평균교육연수로 측정된 인적자본( $h_1$ )을 나타낸 <그림 1>을 보면, 우선 모든 지역에서 인적자본이 지속적으로 증가했음을 알 수 있다. 1970년에 인적자본의 수준이 가장 높았던 서울은 9.13이었으나 2000년에는 11.99로 증가하였으며, 인적자본이 가장 낮은 수준이었던 충청도 동 기간중에 5.30에서 9.80으로 지속적으로 증가하였다. 이러한 인적자본의 증가현상은 모든 지역에서 보편적으로 나타나고 있는 현상이다.

또한 동 기간중에 지역 간 인적자본의 격차가 지속적으로 줄어들었음을 확인할 수도 있다. 한 예로 1970년에 지역 간 인적자본의 최대격차가 3.83(서울과 충북의 차이)이었으나, 2000년에는 2.31(서울과 전북의 차이)로 나타나 지역 간 인적자본수준의 평준화가 이루어지고 있음을 알 수 있다. 그러나 지역 간 격차가 꾸준히 감소하는 것에도 불구하고, 지역별 순위는 비교적 일관되게 유지되고 있다는 것도 알 수 있다. 단지 예외적으로 경기에서 인적자본의 증가가 매우 두드러진다. 경기는 1970년만 하더라도 6.44로서 서울 및 부산과는 큰 격차가 있었으나 1993년에 부산을 추월하여 인적자본의 순위로 볼 때, 2000년 현재 2위를 기록하고 있다. 또한 경남이 제주를 1995년에 추월하였음을 알 수 있다.

인적자본의 지역별 수준과 관련하여 흥미로운 사실은 대도시의 1인당 지역 내 총생산이 상대적으로 낮지만 인적자본의 수준은 높은 것으로 나타났다는 점



<그림 1> 지역별 인적자본( $h_1$ )

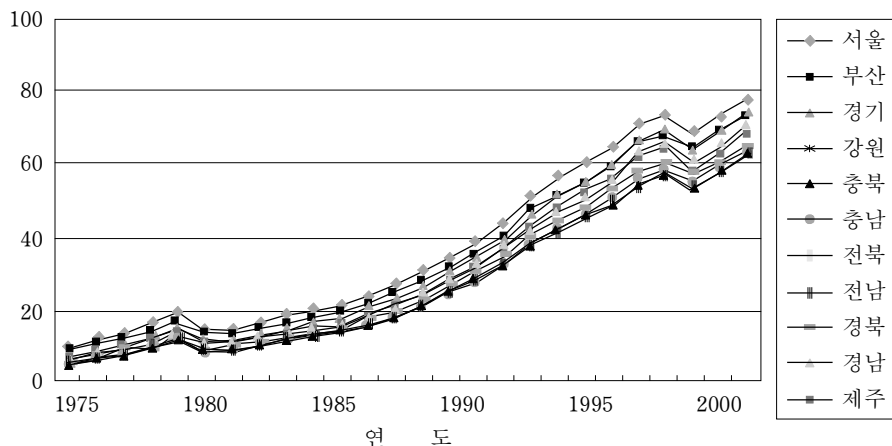


<그림 2> 지역별 인적자본(h2)

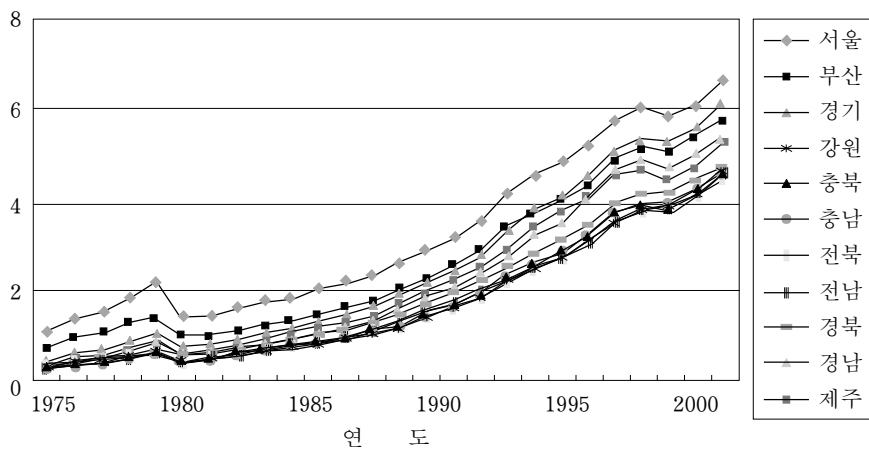
이다. 이러한 사실은 지역인적자본이 지역경제성장에 긍정적인 영향을 미친다는 이론적·실증적인 결과를 고려할 때, 일단 의외의 결과인 것으로 보여진다. 그러나 유병철·박성익(2004)은 신고전학과 성장모형에 근거를 둔 동태이질적 패널모형을 활용하여 지역인적자본이 지역경제성장에 양(+의 효과를 가진다는 결과를 얻었다. 그러므로 외견상 인적자본의 수준이 높은 대도시에서 1인당 지역 내 총생산이 낮아 보인다고 하더라도 이것은 의사(擬似, spurious)효과에 불과한 것으로 판단된다.

학력 간 임금격차를 고려하여 인적자본을 추계한 결과인  $h_2$ 를 살펴보면, 우선 평균교육연수로 측정된 인적자본인  $h_1$ 과 상당한 차이가 나타난다는 것을 알 수 있다. 예를 들어, 서울의 경우 1975년에서 2000년의 기간 동안에 인적자본이 축적되지 않고 오히려 감소된 것으로 추계되었다. 부산의 경우에도 인적자본의 축적은 거의 이루어지지 않은 것으로 나타났다. 그 이유는 평균교육연수는 지속적으로 증가했음에도 불구하고 학력별 임금격차가 시간이 지남에 따라 큰 폭으로 감소하였기 때문이다. 상대적으로 학력이 높은 서울과 부산 등의 대도시권에서 인적자본의 축적이 이루어지지 않았다는 결론은 현실적 타당성을 결여한 것으로 보여진다. 따라서 이와 같은 결과를 해소하기 위해서는 불가피하게 실질임금을 고려한 인적자본의 추계치를 살펴보아야 할 것이다.

평균교육연수와 실질임금만을 고려한  $h_{31}$ 을 보면  $h_2$ 와는 많은 차이가 있음을 알 수 있다. 우선 전반적인 형태가  $h_1$ 과 유사하여 인적자본이 동 기간중에 축적되었음을 확인할 수가 있다. 그러나 예외적으로 1980년과 1998년에 인적자본



〈그림 3〉 지역별 인적자본( $h_{31}$ )



〈그림 4〉 지역별 인적자본( $h_{41}$ )

이 감소된 것으로 나타났는데, 이는 각각 10·26과 IMF 외환관리체제 편입 이후의 경제적 위기에 따라 실질임금이 큰 폭으로 감소한 데 기인한 것이다. 이러한 현상을 제외하면 인적자본의 축적추이는  $h_1$ 과 매우 흡사하다.

그리고 평균교육연수와 실질임금뿐만 아니라 임금격차까지 고려한  $h_{41}$ 을 보면,  $h_{31}$ 보다 1980년의 경우 인적자본의 감소가 더욱 두드러지는 것으로 나타난다. 그것은 1980년에 상대적으로 저학력층의 임금이 더 많이 상승한데다가 실질임금까지 하락한 효과가 증폭되어 나타난 때문으로 보여진다. 그러나 1998년에는 학력과 관계없이 모두 실질임금이 하락하였기 때문에 인적자본의 감소는

그렇게 두드러지지 않는다. 결론적으로  $h_{41}$ 은  $h_1$ 과  $h_2$ 를 결합한 것으로서 평균 교육연수, 실질임금 그리고 임금격차까지 같이 고려한 것이기 때문에 개념적으로 다른 추계치보다 더 우월한 것이라고 생각할 수 있다.<sup>6)</sup>

## V. 지역별 인적자본의 수렴검정

신고전학과 성장이론에 의하면, 1국 내에서는 인적자본의 자유로운 이동이 보장되므로, 1인당 인적자본은 물적자본과 마찬가지로 수렴될 것이라는 결론을 얻을 수 있다. 반면에 이동에 따른 사회적·경제적 비용이 그 편익보다 크다면, 얼마든지 지역 간에 1인당 인적자본의 양이 다르게 될 여지가 생긴다. 다른 한편으로 Lucas(1990)가 지적한 바와 같이 규모의 경제가 존재한다면, 1국 내의 인적자본은 가난한 나라의 인적자본이 부유한 국가로 이민을 가듯이, 오히려 한 지역으로 집중될 수도 있다. 즉, 지역 간 인적자본의 격차가 지속적으로 유지될 가능성도 존재하는 것이다.

그런데 인적자본이 경제성장에 중요한 역할을 한다면, 이에 상응하여 지역인적자본도 지역경제성장에 중요한 역할을 할 것임을 알 수 있다. 이러한 인식 아래 유병철·박성익(2004)은 우리 나라의 지역경제성장에 있어서 지역인적자본의 중요도를 연구한 결과, 지역인적자본이 지역경제성장에 중요한 역할을 한다는 결론을 얻었다. 인적자본을 추계한 방법은 상이하지만, 김명수(1997)와 김홍배·김대욱(2000)도 우리 나라의 지역인적자본이 지역경제성장에 중요한 역할을 한다는 동일한 결론에 도달한 바 있다. 그렇다면 지역 간 균형성장을 도모하는 하나의 정책방안으로서 지역인적자본의 균형성장을 도모할 필요가 있을 것이다.<sup>7)</sup>

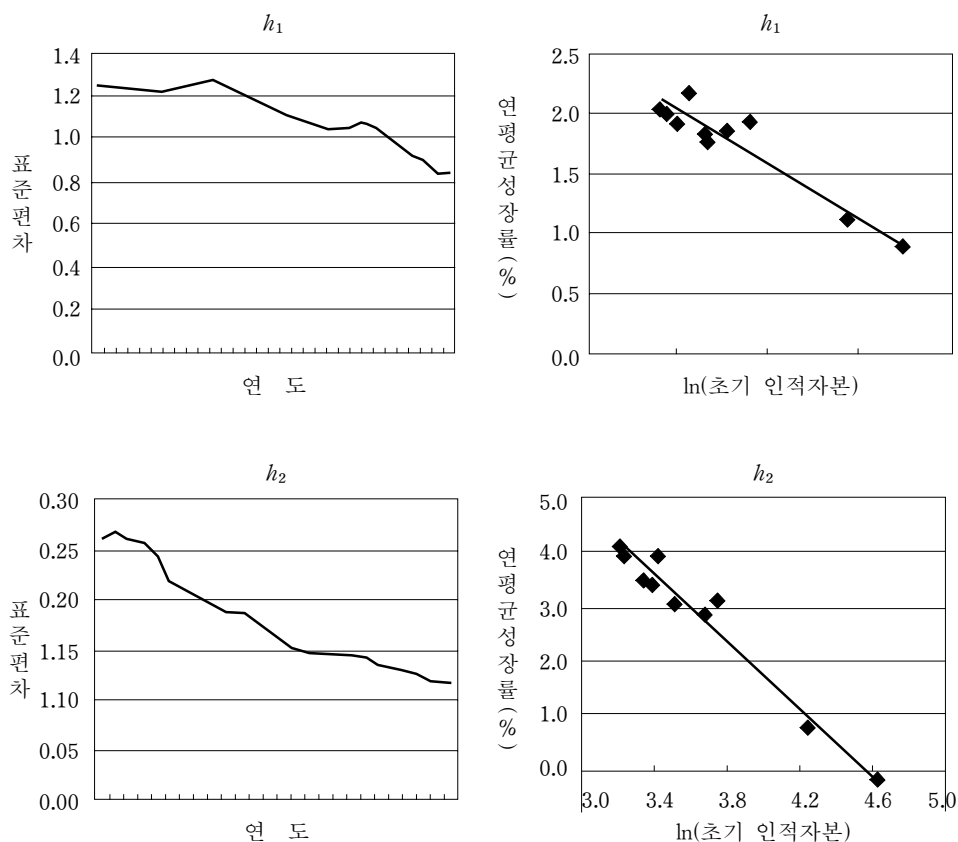
이러한 정책의 수립 및 실시를 위해서는 그 동안 우리 나라의 지역별 인적자본이 수렴했는지, 발산했는지를 검정하는 것이 우선적인 과제라고 할 수 있을 것이다.

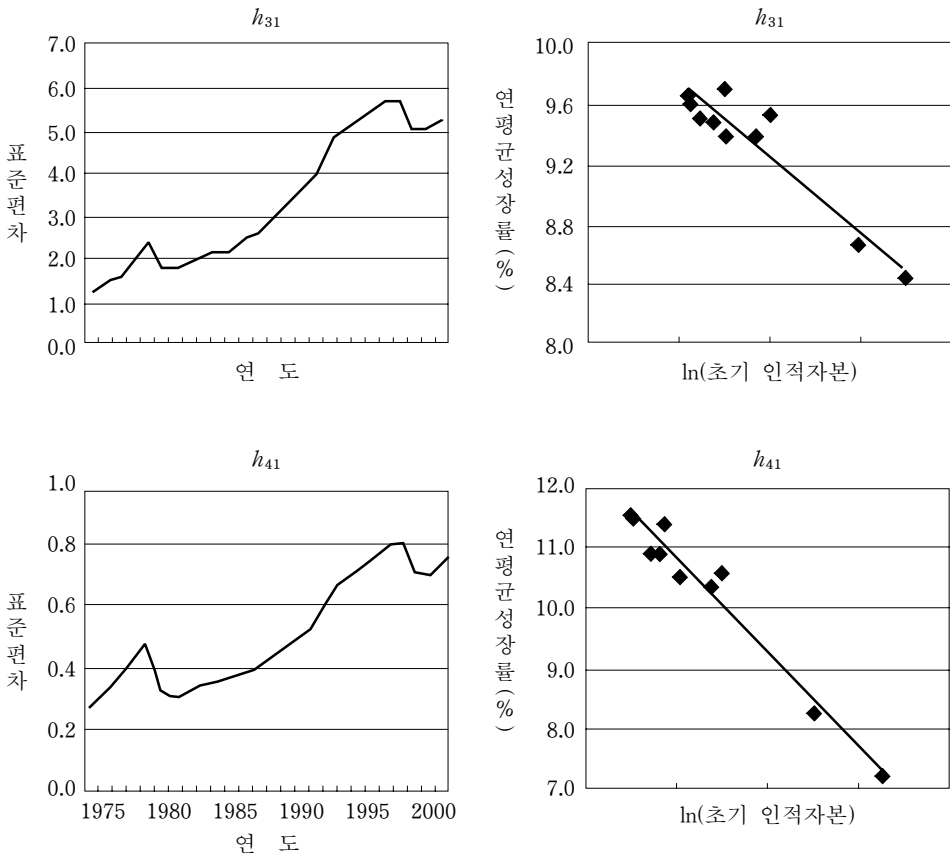
6) 지면관계상  $h_{32}$ 와  $h_{42}$ 에 관한 내용은 포함시키지 않았으나 그 결과는 기본적으로  $h_{31}$ 과  $h_{41}$ 이 동일한 것으로 나타났다. 따라서 물가지수는 생산자물가지수와 GDP디플레이터 중 어느 것을 사용하더라도 별 차이가 없음을 알 수 있다.

7) 지역인적자본이 수렴한다고 해서 반드시 지역경제성장이 수렴하는 것도 아니고, 지역경제성장이 수렴한다고 해서 반드시 지역인적자본이 수렴해야만 하는 것은 아니다. 경제성장에 영향을 미치는 요인에는 여러 가지가 있기 때문이다. 그러나 다른 여건이 동일하다면, 지역인적자본이 수렴할 때 지역경제성장은 수렴하는 경향을 띠게 될 것이다.

이러한 문제의식에 입각하여, 본 논문은 제IV절에서 추계한 자료를 이용하여 우리 나라의 경우에 인적자본이 수렴하는지에 대하여 기술적인 통계량에 기초한  $\sigma$ -convergence와  $\beta$ -convergence 검정방법을 이용하여 검토하였다. <그림 5>는 인적자본 표준편차가 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화하였는지를 보여 주는  $\sigma$ -convergence와 초기연도 대비 연평균 지역인적자본증가율의 관계를 나타내는  $\beta$ -convergence를 같이 보여 주고 있다.

우선  $\sigma$ -convergence 검정방법의 결과에 의하면  $h_1$ 과  $h_2$ 의 경우에 시간이 지남에 따라 표준편차가 감소하고 있어 인적자본이 수렴이 되고 있으나,  $h_{31}$ 과  $h_{41}$ 의 경우에는 표준편차가 오히려 증가하고 있어 인적자본이 발산하고 있음을 쉽게 확인할 수가 있다. 이에 반하여  $\beta$ -convergence 검정방법의 결과에 의하면,  $h_{31}$ 과  $h_{41}$ 을 포함한 모든 인적자본의 추계치가 수렴하고 있음을 강하게 시사하고 있다. 따라서 두 결과는 서로 상충된다고 할 수 있다.



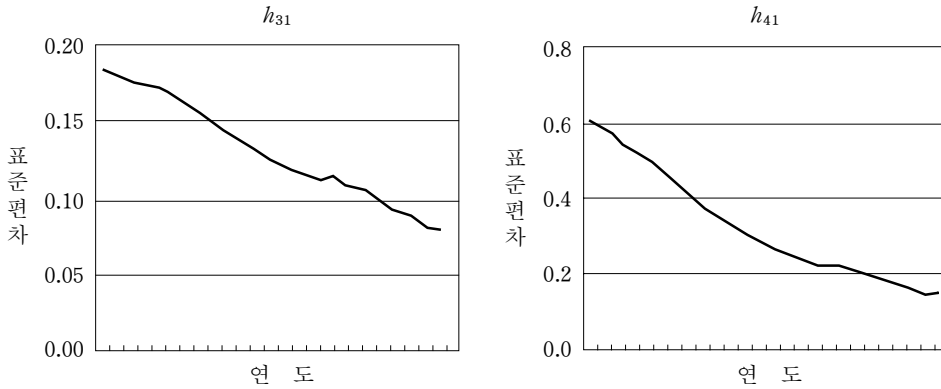


〈그림 5〉  $\sigma$ -convergence와  $\beta$ -convergence

그런데 절대적 수렴 또는  $\beta$ -convergence가 발생한다고 해서 반드시  $\sigma$ -convergence가 발생하지는 않는다는 점을 유념할 필요가 있다. 균제상태(steady-state)에서의 표준편차는 수렴속도가 빠를수록(즉,  $\beta$ 의 절대값이 클수록) 작아지지만, 반면에 잔차항의 분산이 커질수록 커지기 때문이다.<sup>8)</sup> 본 논문에서 추계한  $h_3$ 과  $h_4$ 의 경우에는 실질임금의 증가가 반영되어 있다. 그런데 실질임금은 분석대상 기간 동안에 매우 큰 폭으로 증가하였다. 따라서 (평균의 증가로 인한) 잔차항의 분산이 매우 커지게 되었고, 그 결과로  $\sigma$ -convergence가 발생하지 않은 것일 수도 있다. 이와 같이 잔차항의 분산이 커져서  $\sigma$ -convergence의 검정결과가 달

8)  $\log(y_{it}) = \alpha + (1-\beta)\log(y_{i, t-1}) + u_{it}$ 일 때(단,  $0 < \beta < 1$ 이어서  $\beta$ -convergence가 발생할 때), 그 분산을 측정하는 지수  $D_t$ 를  $D_t = (1/N)\sum[\log(y_{it}) - u_t]^2$ 로 정의하면, 균제상태에서의 분산은  $D^* = \sigma_u^2 / (1 - (1-\beta)^2)$ 가 된다. 그러면  $\beta$ 의 절대값이 작을수록 그리고  $\sigma_u^2$ 가 클수록 분산은 커지게 된다.





〈그림 6〉 변이계수의  $\sigma$ -convergence

라질 수 있다는 점을 감안하여, 잔차항을 평균으로 조절한 변이계수를 구하고 이를 이용하여 다시  $\sigma$ -convergence의 추이를 살펴보았다. 그것을 나타낸 것이 〈그림 6〉이다. 동 결과에 의하면,  $h_{31}$ 과  $h_{41}$ 의 경우에도 표준편차가 시간이 지나감에 따라 감소하고 있어 인적자본이 수렴하고 있음을 알 수가 있다. 따라서  $\beta$ -convergence와 변이계수를 기준으로 한  $\sigma$ -convergence의 검정결과로 평가할 때, 지역인적자본은 수렴하고 있음을 알 수 있다.

본 논문은 지역인적자본 수렴현상을 검정하기 위해  $\sigma$ -convergence와  $\beta$ -convergence 검정방법 외에도 패널단위근 검정을 이용하였다. Quah(1992, 1994)와 Levin and Lin(1992; 이하 LL이라 표기함)에 의한 패널단위근 검정은 귀무가설과 대립가설하에서 모든 횡단면 주체가 동일한 자기상관(autoregressive) 계수를 갖는다는 가정하에 단위근 검정방법을 연구하였다. 그러나 이들의 연구는 각 횡단면 주체들의 개별적 특이성과 교란항의 상이한 자기상관 등과 같은 이질성(heterogeneity)을 고려하지 못하는 결함이 있다. 특히, 대립가설하에서 횡단면 주체들의 자기상관계수가 동일하다는 가정은 이들 검정방법을 실증분석에 응용하는 데 한계가 있다는 것을 의미한다. 지역인적자본의 수렴현상을 검정하는 경우에, 대립가설하에서 자기상관계수가 동일하다고 가정하는 것은 모든 지역의 균제상태로의 수렴속도가 동일하다고 가정하는 것이므로 이러한 가정을 현실적으로 받아들이기는 어렵다고 하겠다.

이러한 문제점을 해결하기 위하여 IPS(1995)는 각 횡단면 주체 간의 이질적 요소를 고려하는 단위근 검정방법을 연구하였다. IPS는 대립가설하에서 상이한 자기상관계수를 가정하고, 각 횡단면 주체들에 대한 단위근 검정통계량들의 평

균에 기초한 통계량을 개발하였다. 이들은 시계열 자료와 횡단면 자료를 접합(pooling)하지 않고, 대신  $N$  횡단면 주체들에 대해 개별적인 ADF- $t$  검정을 실시하였으며, 그들의 평균( $\bar{t}$ )을 이용해  $\sqrt{N}(\bar{t}-\mu)/\sigma \Rightarrow N(0, 1)$ 의 여부에 대하여 연구하였고, ADF 단위근 검정시 사용되는 시차변수에 의존하는  $\mu$ 와  $\sigma^2$ 를 시물레이션에 의해 구하였다.

따라서 본 연구에서는 Barro 타입의 횡단면 분석에서 설명변수로 표시되는 초기의 인적자본 수준이 지역특성과 독립적이고 외생성이 강하며 또한 모든 지역의 수렴속도가 일정하다고 가정하는 문제점을 해결하기 위해 IPS(1997)에 의한 패널단위근 검정(panel unit-root test)에 의해 지역인적자본 수렴 여부를 검정하기로 한다. 이를 위해서 아래의 회귀식을 생각하자.

$$\Delta(y_{i,t} - \bar{y}_t) = \alpha_i + \beta_i(y_{i,t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \sum_{j=1}^p \phi_{i,j} \Delta(y_{i,t-1} - \bar{y}_{t-j}) + u_{i,t} \quad (5)$$

여기서  $y$ 는 인적자본이며,  $\bar{y}_t = (1/N) \sum_{i=1}^N y_{i,t}$ 을 나타낸다. Evans(1998)가 설명하듯이, 식 (5)는 Barro(1991) 타입의 횡단면 분석의 문제점을 해결하면서 수렴현상을 검정하는 회귀식으로 활용될 수 있다. 귀무가설과 대립가설은 아래와 같이 표시된다.

$$H_0: \beta_i = 0 \text{ for all } i,$$

$$H_1: \beta_i < 0 \text{ for at least one } i$$

위의 귀무가설을 기각함은 지역 간 인적자본 수렴현상이 존재함을 의미한다. 따라서 본 논문에서는 식 (5)에 기초한 IPS 검정방법을 통하여 1970년 또는 1975년부터 2000년까지 우리 나라 지역인적자본이 수렴하는지에 대하여 검정한 것이다. <표 1>은 IPS 검정결과를 보여 주고 있다. 검정결과에 의하면 모든 인적자본에 대해 단위근을 강하게 기각하지 못함을 알 수 있다. 따라서 IPS 검정방법을 이용한 경우에, 우리 나라 지역인적자본이 대상기간 동안 수렴하지 않

<표 1> IPS 패널단위근 검정결과

	$h_1$	$h_2$	$h_{31}$	$h_{32}$	$h_{41}$	$h_{42}$
IPS	-0.353	-0.427	2.998	2.519	3.074	2.338

주: 1) ADF 회귀식 시차는 최대시차를 1로 제약한 후 BIC에 의해 선택하였음.

2) 1%, 5%, 10% 임계값은 IPS(2003)에 의해 -2.82, -2.62, -2.51임.

고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 앞에서 분석한  $\sigma$ -convergence와  $\beta$ -convergence의 분석결과와는 일부 상치된다고 할 수 있다. 결론적으로 평가할 때, 지역별 인적자본의 수렴 여부에 대한 분명한(unambiguous) 결론을 내리는 것은 현시점에서는 다소 어려운 것으로 보여진다.

이처럼 검정방법에 따라 상이한 결과가 도출되는 이유는 우리 나라의 특수한 상황이 어느 정도 작용한 때문인 것으로 판단된다. 주지하다시피 우리 나라는 급속한 경제성장과 더불어 학력수준도 매우 빠르게 높아지고 있을 뿐만 아니라 고학력자의 수도권 및 대도시로의 집중도 점차 심화되고 있다. 따라서 우리 나라에서 인적자본이 수렴하는지의 여부에 대한 분명한 결과를 얻기 위해서는 우리 나라에 특징적인 현상을 통제할 수 있는 적절한 방법을 모색할 필요성도 있다고 할 것이다.

## VI. 결 론

지역인적자본과 지역경제성장의 밀접한 관계에 대한 이론적·실증적인 연구 결과 등을 감안할 때, 우리 나라에서는 그 동안 지역의 인적자본에 대한 연구가 매우 미흡하였다고 할 수 있다. 그 이유는 앞서도 언급하였듯이 중앙정부가 경제 전체의 성장에만 관심을 기울였을 뿐, 지역의 상이한 경제성장에 대해서는 별 관심을 기울이지 않았을 뿐만 아니라 신뢰할 만한 지역인적자본에 대한 추정치가 존재하지 않았기 때문이다.

이러한 문제의식을 기초로 하여 본 논문은 지역별 인적자본을 추계하고 인적자본이 수렴하는지 여부를 검정하는 것을 목표로 하였다. 특히, 한 국민경제 내의 인적자본이 타지역으로 용이하게 이동(mobility)할 수 있다는 것을 고려하여 해당 지역에서 산업활동에 종사하고 있는 지역별 인적자본을 체계적으로 추계하도록 하였다. 구체적으로 본 논문은 평균교육연수를 이용하는 방법으로 인적자본을 추계한 후, 노동소득을 이용하는 방법을 보완적인 방법으로 사용함으로써 인적자본에 대한 여러 추계치를 구하였다. 그 다음으로 지역인적자본이 수렴하는지에 대하여  $\beta$ -convergence와  $\sigma$ -convergence 및 IPS 검정방법을 활용하여 검정하였다.

본 논문의 연구결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 평균교육연수로 측정한 인적자본의 추계치를 보면 모든 지역에서 인적자본이 지속적으로 증가하였을

뿐만 아니라 지역 간 인적자본의 격차도 지속적으로 줄어들었음을 확인할 수도 있다. 그러나 지역 간 격차가 꾸준히 감소함에도 불구하고, 지역별 순위는 비교적 일관되게 유지되고 있다는 것도 알 수 있다. 단지 예외적으로 경기에서 인적자본의 증가가 매우 두드러진다는 것을 볼 수 있다.

둘째, 인적자본의 추계방법에 따라 그 결과는 다소 상이한 모습을 보여 준다. 평균교육연수 또는 평균교육연수와 실질임금만을 고려한 추계치를 보면, 1970년 또는 1975년과 2000년 사이의 특정 연도에 인적자본이 약간이나마 감소한 경우가 있기는 하지만, 전반적으로 모든 지역에서 지속적으로 인적자본이 축적되어 왔음을 알 수가 있다. 그러나 학력격차만을 고려한 경우에는 학력 간 임금격차의 지속적인 감소로 인하여 인적자본이 동 기간중에 축적된 것이 아니라 오히려 감소한 것으로 나타났다. 학력격차 외에 실질임금의 변동을 같이 고려한 경우에는 이러한 경향이 약해지는 것으로 나타나 인적자본은 동 기간중에 어느 정도 축적이 된 것으로 나타나고 있다. 이러한 점을 고려할 때, 인적자본을 추계하는 데 있어서 학력격차만을 반영하는 것은 그다지 바람직한 것으로 판단되지 않는다.

셋째, 지역인적자본의 수렴검정 결과는 다소 상이한 모습을 보여 준다.  $\beta$ -convergence에 의하면 지역인적자본은 수렴하지만,  $\sigma$ -convergence에 의하면 일부 추계치는 수렴하지 않는 것으로 나타났기 때문이다. 그러나 변이계수에 의한  $\sigma$ -convergence를 보면 모든 추계치가 수렴하는 것을 알 수 있다. 따라서  $\beta$ -convergence와  $\sigma$ -convergence의 결과에 의하면, 다소 유보적이기는 하지만 지역별 인적자본이 수렴하고 있다는 결론을 내릴 수가 있다. 이에 반하여 IPS 검정 결과에 의하면 지역별 인적자본이 수렴하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 결론적으로 평가하자면, 우리 나라에서 지역별 인적자본의 수렴 여부에 대한 단정적인 결론을 도출하는 것은 지금 현재의 시점에서 다소 어렵다고 할 것이다.

마지막으로 본 논문의 한계점과 향후 연구방향을 언급하면 다음과 같다. 첫째, 본 논문은 기존 연구와 달리 평균교육연수를 기초로 하고 노동소득을 보완하는 방법을 통하여 인적자본을 가능한 한 정확하게 측정하려고 노력하였으나, 아직도 여러 면에서 한계가 있는 것으로 판단된다. 즉, 동일한 학력이라 하더라도 지역 간 인적자본의 질(quality)에 차이가 있거나, 학교교육 이외의 교육이 인적자본의 축적에 보다 중요한 역할을 한다면, 본 논문에서 측정한 인적자본의 크기는 왜곡될 가능성이 존재한다. 특히, 최근에는 평생학습의 중요성이 부각되기 때문에 제도교육만으로 인적자본을 추정하는 것이 더 부적절하게 될 여

지가 있다고 하겠다. 따라서 자료의 부재로 인한 이러한 한계점들을 보완할 수 있는 새로운 시도가 지속적으로 모색되어야 할 것이다.

둘째, 본 논문은 기본적으로 실증적인 입장에서 인적자본을 측정하고 그 수렴 여부를 검정하는 데 초점을 두고자 하였다. 그 결과로 인하여 우리 나라의 구체적인 상황하에서 현실적인 해석이나 규범적인 접근 또는 정책적인 시사점에 대한 연구가 다소 미흡하였다고 할 수 있다. 또한 급속한 고학력화와 수도권 및 대도시의 집중 등 우리 나라의 특수한 현상을 통제할 수 있는 새로운 방법을 개발함으로써 인적자본의 수렴 여부에 대한 보다 확정적인 결론을 도출하는 것도 필요할 것이다. 이러한 연구는 앞으로 지속적으로 이루어져야 할 것으로 판단된다.

## 참 고 문 헌

- 김명수, 「인적자본형성과 지역경제성장」, 『지역연구』 제13권 제1호, 1997.
- 김준영·구동현, 「한국의 자본스탁, 자본코스트 및 투자함수 추정」, 『경제학연구』 제40집 제2호, 1992.
- 김홍배·김대욱, 「인적자본과 지역성장의 실증분석에 관한 연구」, 『지역연구』 제16권 제2호, 2000.
- 박기성, 「우리나라 노동자의 인적자본의 성격」, 한국경제학회 발표논문, 1994.
- \_\_\_\_\_, 「한국 근로자의 인적자본 형성에 관한 연구」, 『한국경제의 분석』, 금융연구원, 1995.
- 유병철·박성익, 「지역소득 수렴여부와 성장요인분석: 동태 이질적 패널모형의 활용」, 『국제경제연구』 제10권 제2호, 2004.
- 이종화·김선빈, 「한국의 인적자본 추계(1963-1993)」, 『국제경제연구』 제1권 제2호, 1995.
- 임양택·정준석, 「인적자본의 측정에 관한 연구: 한국 제조업을 중심으로」, 한국경제학회 발표논문, 1998.
- 장수명·이번송, 「인적자본의 지역별 산업별 분포와 그 외부효과」, 『노동경제논집』 제24권 제1호, 2001.
- 표학길·공은배·권호영·김은자, 『한국의 산업별 성장요인분석 및 생산성 추계(1970-1990)』, 한국경제연구원, 1993.

- Aghion, P. and P. Howitt, *Endogenous Growth Theory*, Cambridge, Mass.: The MIT Press, 1998.
- Bassanini, Andrea and Stefano Scarpetta, "Does Human Capital Matter for Growth in OECD Countries? Evidence from Pooled Mean-Group Estimates," OECD Economics Department Working Paper, ECO/WKP, 2001.
- Barro, Robert, "Economic Growth in a Cross-Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, 1991.
- Barro, Robert and Jong-Wha Lee, "International Comparisons of Educational Attainment," *Journal of Monetary Economics*, Vol.32, 1993.
- Becker, Gary, *Human Capital*, 3rd ed., The University of Chicago Press, 1964.
- Benhabib, J. and M. Spiegel, "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data," *Journal of Monetary Economics*, 43, 1994, 143~174.
- Card, D., "The Causal Effects of Schooling on Earnings," in O. Ashenfelter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North Holland, 1999.
- Denison, Edward, *Trends in American Economic Growth, 1929~1982*, Washington, D.C.: The Brookings Institutions, 1985.
- \_\_\_\_\_, *The Sources of Economic Growth in The United States and the Alternatives Before U.S.*, New York: Committee for Economic Development, 1962.
- Evans, Paul, "Income Dynamics in Regions and Countries," mimeo, Ohio State Univ., 1998.
- Hanushek, Eric, "Outcomes, Costs, and Incentives in Schools," in Board on Science, Technology, and Economic Policy, National Research Council, *Improving the Performance of America's Schools*, Washington, D.C.: National Academy Press, 1995, 28~51.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and S. Shin, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol.115, 2003, 53~74.
- Jorgenson, D. W., F. M. Gallop, and B. M. Fraumeni, *Productivity and the U.S. Economic Growth*, Cambridge, MA: Harvard Univ. Press, 1987.
- Jorgenson, D. W., Mun S. Ho, and B. M. Farumeni, "The Quality of the U.S.

- Work Force, 1948-90,” mimeo presented at NBER Summer Institute on Productivity, Cambridge, MA., 1994.
- Kim, K. and J. Park, *Sources of Economic Growth in Korea: 1963-1982*, Seoul: Korea Development Institute, 1985.
- Levin, A. and C.F. Lin, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties,” mimeo, UC San Diego, 1992.
- Lucas, Robert, “On the Mechanics of Economic Development,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, 1988.
- \_\_\_\_\_, “Why doesn’t Capital flow from Rich to Poor Countries,” *American Economic Review*, 80, 1990, 92~96.
- Mulligan, C. and X. Sala-i-Martin, “A Labor-Income-Based Measure of the Value of Human Capital: An Application to the States of the United States,” National Bureau of Economic Research Working Paper No. 5018, 1995.
- Pyo, H., “A Comparative Analysis of National Wealth: Korea with Japan and the United States,” Paper presented at the Allied Social Science Associations, 1992.
- Quah, D., “International Patterns of Growth: I. Persistence in Cross-Country Disparity,” unpublished manuscript, London School of Economics, 1992.
- \_\_\_\_\_, “Exploiting Cross-Section Variations for Unit Root Inference in Dynamic Panels,” *Economic Letters*, Vol. 44, 1994.
- Romer, Paul, “Endogenous Technological Change,” *Journal of Political Economy*, 98(5), 1990, 71~102.
- Young, A., “The Tyranny of Numbers Confronting the Statistical Realities of the East,” *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1995, 641~680.
- \_\_\_\_\_, “Lessons from the East Asia NIC’s: a Contrarian View,” *European Economic Review*, 38, 1994, 964~973.

## 부 록

〈부표 1〉 평균교육연수를 이용한 지역별 인적자본:  $h_1$ 

연도	서울	부산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
1970	9.13	8.06	6.44	5.86	5.30	5.49	5.45	5.37	5.84	5.62	6.10
1971	9.17	8.12	6.52	5.89	5.37	5.53	5.52	5.42	5.92	5.72	6.20
1972	9.21	8.18	6.60	5.91	5.44	5.57	5.59	5.48	5.99	5.82	6.29
1973	9.25	8.24	6.68	5.94	5.51	5.61	5.67	5.54	6.06	5.93	6.39
1974	9.29	8.30	6.76	5.97	5.58	5.65	5.74	5.60	6.13	6.03	6.48
1975	9.33	8.36	6.84	5.99	5.65	5.69	5.81	5.65	6.20	6.13	6.58
1976	9.50	8.49	7.07	6.11	5.79	5.84	5.92	5.77	6.38	6.31	6.74
1977	9.67	8.63	7.30	6.24	5.93	5.99	6.04	5.89	6.55	6.50	6.89
1978	9.84	8.76	7.53	6.36	6.07	6.14	6.15	6.01	6.73	6.68	7.05
1979	10.02	8.89	7.76	6.48	6.21	6.29	6.27	6.13	6.91	6.87	7.21
1980	10.19	9.02	7.99	6.60	6.35	6.44	6.39	6.25	7.09	7.05	7.37
1981	10.28	9.15	8.19	6.76	6.55	6.60	6.55	6.46	7.25	7.26	7.56
1982	10.37	9.28	8.40	6.91	6.76	6.77	6.72	6.66	7.42	7.47	7.76
1983	10.46	9.41	8.60	7.06	6.96	6.93	6.89	6.86	7.59	7.68	7.95
1984	10.55	9.54	8.81	7.21	7.16	7.10	7.06	7.07	7.76	7.88	8.15
1985	10.65	9.67	9.01	7.37	7.37	7.26	7.23	7.27	7.93	8.09	8.34
1986	10.75	9.81	9.21	7.53	7.59	7.43	7.39	7.49	8.11	8.30	8.54
1987	10.85	9.95	9.42	7.69	7.80	7.60	7.56	7.71	8.28	8.52	8.73
1988	10.95	10.09	9.62	7.85	8.02	7.77	7.72	7.93	8.46	8.73	8.93
1989	11.05	10.23	9.82	8.01	8.24	7.93	7.89	8.15	8.63	8.94	9.12
1990	11.13	10.31	9.96	8.17	8.43	8.07	8.00	8.17	8.78	9.12	9.16
1991	11.22	10.45	10.18	8.38	8.47	8.25	8.11	8.34	8.93	9.32	9.44
1992	11.49	10.63	10.42	8.49	8.51	8.47	8.33	8.51	9.06	9.47	9.55
1993	11.73	10.66	10.74	8.78	8.82	8.84	8.56	8.68	9.33	9.75	10.01
1994	11.73	10.69	10.85	8.92	8.82	8.99	8.73	8.79	9.46	9.91	10.26
1995	11.77	10.81	10.99	9.15	8.95	9.18	8.90	8.93	9.63	10.35	10.27
1996	11.81	10.89	11.07	9.27	9.10	9.31	9.07	9.08	9.75	10.50	10.34
1997	11.74	10.86	11.07	9.37	9.17	9.34	9.10	9.20	9.74	10.49	10.31
1998	12.04	11.31	11.46	9.78	9.56	9.78	9.62	9.38	10.11	10.70	10.35
1999	11.96	11.27	11.48	9.90	9.65	9.80	9.64	9.59	10.14	10.73	10.45
2000	11.99	11.33	11.53	9.95	9.80	9.80	9.68	9.71	10.08	10.71	10.62



〈부표 2〉 학력별 임금격차를 감안한 지역별 인적자본:  $h_2$ 

연도	서울	부산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
1975	1.09	0.74	0.43	0.31	0.25	0.26	0.29	0.25	0.34	0.31	0.40
1976	1.13	0.76	0.47	0.33	0.28	0.28	0.31	0.27	0.37	0.34	0.43
1977	1.14	0.76	0.50	0.34	0.30	0.31	0.33	0.29	0.39	0.37	0.45
1978	1.15	0.76	0.53	0.35	0.31	0.33	0.34	0.30	0.41	0.39	0.46
1979	1.12	0.74	0.54	0.35	0.32	0.33	0.34	0.31	0.42	0.40	0.47
1980	1.01	0.68	0.51	0.33	0.31	0.32	0.32	0.29	0.40	0.38	0.44
1981	1.01	0.69	0.55	0.35	0.34	0.34	0.34	0.32	0.42	0.42	0.47
1982	1.02	0.72	0.58	0.37	0.37	0.37	0.37	0.35	0.45	0.45	0.51
1983	1.01	0.72	0.60	0.38	0.39	0.38	0.38	0.37	0.47	0.47	0.53
1984	0.99	0.72	0.62	0.39	0.41	0.40	0.40	0.39	0.48	0.49	0.55
1985	1.01	0.75	0.66	0.42	0.44	0.42	0.43	0.42	0.51	0.53	0.58
1986	0.99	0.74	0.67	0.43	0.46	0.43	0.43	0.44	0.52	0.54	0.60
1987	0.98	0.75	0.68	0.44	0.48	0.45	0.45	0.47	0.54	0.56	0.61
1988	0.95	0.75	0.69	0.45	0.49	0.45	0.45	0.48	0.54	0.57	0.62
1989	0.93	0.75	0.70	0.46	0.51	0.46	0.46	0.50	0.55	0.59	0.63
1990	0.93	0.75	0.71	0.47	0.53	0.48	0.46	0.49	0.56	0.60	0.63
1991	0.92	0.76	0.74	0.49	0.52	0.49	0.47	0.50	0.57	0.61	0.65
1992	0.93	0.76	0.76	0.50	0.51	0.51	0.48	0.51	0.57	0.62	0.64
1993	0.95	0.77	0.79	0.51	0.54	0.54	0.52	0.52	0.59	0.66	0.70
1994	0.95	0.78	0.81	0.54	0.54	0.56	0.54	0.54	0.61	0.69	0.74
1995	0.95	0.80	0.83	0.57	0.56	0.59	0.56	0.56	0.64	0.74	0.74
1996	0.97	0.82	0.86	0.59	0.59	0.61	0.59	0.59	0.66	0.78	0.76
1997	0.97	0.82	0.87	0.61	0.60	0.63	0.60	0.61	0.67	0.78	0.76
1998	1.04	0.91	0.95	0.70	0.67	0.71	0.69	0.66	0.74	0.83	0.79
1999	1.01	0.89	0.94	0.70	0.68	0.70	0.69	0.68	0.74	0.83	0.79
2000	1.03	0.90	0.95	0.72	0.71	0.70	0.70	0.71	0.73	0.83	0.82

〈부표 3-1〉 실질소득을 감안한 지역별 인적자본:  $h_{31}$ —생산자물가지수

연도	서울	부산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
1975	9.3	8.4	6.8	6.0	5.6	5.7	5.8	5.7	6.2	6.1	6.6
1976	11.7	10.4	8.7	7.5	7.1	7.2	7.3	7.1	7.8	7.8	8.3
1977	13.1	11.7	9.9	8.5	8.0	8.1	8.2	8.0	8.9	8.8	9.4
1978	16.1	14.3	12.3	10.4	9.9	10.0	10.1	9.8	11.0	10.9	11.5
1979	19.4	17.2	15.0	12.6	12.0	12.2	12.1	11.9	13.4	13.3	14.0
1980	14.6	12.9	11.5	9.5	9.1	9.2	9.2	9.0	10.2	10.1	10.6
1981	14.7	13.1	11.7	9.7	9.4	9.4	9.4	9.2	10.4	10.4	10.8
1982	16.4	14.7	13.3	10.9	10.7	10.7	10.6	10.5	11.7	11.8	12.3
1983	18.4	16.5	15.1	12.4	12.2	12.2	12.1	12.1	3.4	13.5	14.0
1984	19.9	18.0	16.6	13.6	13.5	13.4	13.3	13.3	14.7	14.9	15.4
1985	21.2	19.3	18.0	14.7	14.7	14.5	14.4	14.5	15.8	16.1	16.6
1986	23.8	21.7	20.4	16.6	16.8	16.4	16.3	16.6	17.9	18.4	18.9
1987	26.2	24.0	22.8	18.6	18.9	18.4	18.3	18.6	20.0	20.6	21.1
1988	29.9	27.6	26.3	21.4	21.9	21.2	21.1	21.7	23.1	23.8	24.4
1989	34.5	32.0	30.7	25.0	25.7	24.8	24.7	25.5	27.0	27.9	28.5
1990	38.6	35.7	34.5	28.3	29.2	28.0	27.7	28.3	30.4	31.6	31.7
1991	43.6	40.6	39.5	32.5	32.9	32.1	31.5	32.4	34.7	36.2	36.7
1992	51.3	47.4	46.5	37.9	38.0	37.8	37.2	38.0	40.4	42.2	42.6
1993	56.4	51.3	51.7	42.2	42.4	42.5	41.2	41.7	44.9	46.9	48.1
1994	60.1	54.7	55.5	45.6	45.2	46.0	44.7	45.0	48.4	50.7	52.5
1995	64.5	59.2	60.2	50.1	49.1	50.3	48.8	48.9	52.8	56.8	56.3
1996	71.0	65.4	66.5	55.7	54.7	56.0	54.5	54.6	58.6	63.1	62.1
1997	73.2	67.7	69.1	58.4	57.2	58.2	56.8	57.3	60.8	65.4	64.3
1998	67.9	63.8	64.6	55.1	53.9	55.1	54.3	52.9	57.0	60.3	58.4
1999	72.6	68.4	69.7	60.1	58.6	59.5	58.5	58.3	61.6	65.1	63.5
2000	77.4	73.2	74.4	64.3	63.3	63.3	62.5	62.7	65.1	69.2	68.6

〈부표 3-2〉 실질소득을 감안한 지역별 인적자본:  $h_{32}$ —GDP deflator

연도	서울	부산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
1975	9.3	8.4	6.8	6.0	5.6	5.7	5.8	5.7	6.2	6.1	6.6
1976	10.6	9.5	7.9	6.8	6.5	6.5	6.6	6.5	7.1	7.1	7.5
1977	11.2	10.0	8.4	7.2	6.8	6.9	7.0	6.8	7.6	7.5	8.0
1978	12.3	11.0	9.4	8.0	7.6	7.7	7.7	7.5	8.4	8.4	8.8
1979	14.8	13.1	11.4	9.6	9.2	9.3	9.2	9.0	10.2	10.1	10.6
1980	12.4	11.0	9.7	8.0	7.7	7.8	7.8	7.6	8.6	8.6	9.0
1981	12.8	11.4	10.2	8.4	8.1	8.2	8.1	8.0	9.0	9.0	9.4
1982	13.9	12.5	11.3	9.3	9.1	9.1	9.0	8.9	10.0	10.0	10.4
1983	14.8	13.3	12.1	10.0	9.8	9.8	9.7	9.7	10.7	10.8	11.2
1984	15.3	13.8	12.7	10.4	10.4	10.3	10.2	10.2	11.2	11.4	11.8
1985	15.7	14.2	13.3	10.9	10.9	10.7	10.6	10.7	11.7	11.9	12.3
1986	16.4	15.0	14.1	11.5	11.6	11.4	11.3	11.5	12.4	12.7	13.1
1987	17.2	15.8	15.0	12.2	12.4	12.1	12.0	12.3	13.2	13.5	13.9
1988	18.8	17.3	16.5	13.5	13.8	13.3	13.3	13.6	14.5	15.0	15.3
1989	20.8	19.3	18.5	15.1	15.5	15.0	14.9	15.4	16.3	16.8	17.2
1990	21.9	20.3	19.6	16.1	16.6	15.9	15.7	16.1	17.3	17.9	18.0
1991	23.4	21.8	21.2	17.5	17.6	17.2	16.9	17.4	18.6	19.4	19.7
1992	26.1	24.1	23.6	19.3	19.3	19.2	18.9	19.3	20.6	21.5	21.7
1993	27.2	24.7	24.9	20.4	20.5	20.5	19.9	20.1	21.7	22.6	23.2
1994	27.7	25.2	25.6	21.0	20.8	21.2	20.6	20.7	22.3	23.4	24.2
1995	29.0	26.7	27.1	22.6	22.1	22.6	22.0	22.0	23.8	25.5	25.3
1996	31.7	29.2	29.7	24.9	24.4	25.0	24.4	24.4	26.2	28.2	27.8
1997	32.9	30.5	31.1	26.3	25.7	26.2	25.5	25.8	27.3	29.4	28.9
1998	32.6	30.7	31.1	26.5	25.9	26.5	26.1	25.4	27.4	29.0	28.0
1999	34.9	32.9	33.5	28.9	28.2	28.6	28.1	28.0	29.6	31.3	30.5
2000	38.4	36.3	36.9	31.9	31.4	31.4	31.0	31.1	32.3	34.3	34.0

108 지역별 인적자본의 추계 및 수렴검정

<부표 4-1> 학력별 임금격차와 실질소득을 감안한 지역별 인적자본:  $h_{41}$ —생산자물가지수

연도	서울	부산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
1975	1.09	0.74	0.43	0.31	0.25	0.26	0.29	0.25	0.34	0.31	0.40
1976	1.39	0.93	0.58	0.40	0.34	0.35	0.38	0.34	0.46	0.42	0.53
1977	1.55	1.04	0.69	0.46	0.40	0.42	0.44	0.39	0.53	0.50	0.61
1978	1.87	1.25	0.87	0.57	0.51	0.53	0.55	0.50	0.67	0.63	0.76
1979	2.16	1.44	1.05	0.68	0.62	0.65	0.66	0.60	0.81	0.77	0.90
1980	1.45	0.97	0.74	0.47	0.44	0.46	0.46	0.42	0.57	0.55	0.63
1981	1.45	0.99	0.78	0.50	0.48	0.49	0.49	0.46	0.60	0.59	0.68
1982	1.62	1.13	0.92	0.59	0.58	0.58	0.58	0.56	0.71	0.71	0.80
1983	1.77	1.26	1.06	0.67	0.68	0.67	0.68	0.66	0.82	0.83	0.93
1984	1.87	1.36	1.17	0.74	0.77	0.75	0.75	0.74	0.91	0.92	1.03
1985	2.01	1.49	1.31	0.83	0.88	0.84	0.85	0.85	1.02	1.05	1.16
1986	2.18	1.65	1.47	0.94	1.01	0.96	0.96	0.98	1.15	1.20	1.32
1987	2.36	1.82	1.65	1.06	1.16	1.08	1.08	1.13	1.29	1.36	1.48
1988	2.59	2.05	1.88	1.22	1.35	1.24	1.23	1.31	1.48	1.56	1.69
1989	2.91	2.35	2.19	1.43	1.59	1.45	1.43	1.56	1.73	1.84	1.97
1990	3.22	2.61	2.48	1.63	1.82	1.65	1.61	1.70	1.96	2.07	2.17
1991	3.57	2.94	2.88	1.92	2.01	1.91	1.82	1.95	2.22	2.39	2.52
1992	4.14	3.39	3.37	2.21	2.27	2.26	2.16	2.28	2.55	2.78	2.87
1993	4.57	3.69	3.82	2.46	2.59	2.57	2.48	2.52	2.86	3.19	3.39
1994	4.88	4.00	4.17	2.76	2.77	2.87	2.77	2.77	3.14	3.53	3.78
1995	5.22	4.37	4.58	3.14	3.06	3.22	3.09	3.04	3.49	4.08	4.07
1996	5.85	4.94	5.15	3.56	3.54	3.68	3.57	3.52	3.99	4.66	4.58
1997	6.06	5.13	5.40	3.79	3.74	3.90	3.74	3.78	4.17	4.88	4.72
1998	5.86	5.12	5.33	3.92	3.81	3.98	3.89	3.73	4.18	4.69	4.48
1999	6.15	5.38	5.68	4.27	4.14	4.23	4.17	4.13	4.46	5.01	4.80
2000	6.63	5.84	6.13	4.66	4.59	4.55	4.49	4.55	4.73	5.35	5.30

〈부표 4-2〉 학력별 임금격차와 실질소득을 감안한 지역별 인적자본:  $h_{42}$ —GDP deflator

연도	서울	부산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
1975	1.09	0.74	0.43	0.31	0.25	0.26	0.29	0.25	0.34	0.31	0.40
1976	1.26	0.85	0.53	0.36	0.31	0.32	0.35	0.31	0.41	0.38	0.48
1977	1.32	0.88	0.58	0.39	0.34	0.35	0.38	0.33	0.45	0.42	0.52
1978	1.44	0.96	0.66	0.44	0.39	0.41	0.42	0.38	0.52	0.49	0.58
1979	1.65	1.09	0.80	0.52	0.47	0.49	0.50	0.45	0.61	0.59	0.69
1980	1.23	0.82	0.63	0.40	0.37	0.39	0.39	0.36	0.48	0.47	0.54
1981	1.26	0.86	0.68	0.44	0.42	0.43	0.43	0.40	0.52	0.52	0.59
1982	1.37	0.96	0.78	0.50	0.49	0.50	0.50	0.47	0.61	0.60	0.68
1983	1.42	1.01	0.85	0.54	0.55	0.54	0.54	0.53	0.66	0.67	0.75
1984	1.43	1.04	0.89	0.57	0.59	0.57	0.57	0.57	0.69	0.71	0.79
1985	1.49	1.10	0.97	0.61	0.65	0.62	0.63	0.62	0.75	0.78	0.86
1986	1.51	1.14	1.02	0.65	0.70	0.66	0.66	0.68	0.80	0.83	0.91
1987	1.55	1.20	1.08	0.70	0.76	0.71	0.71	0.74	0.85	0.89	0.97
1988	1.63	1.28	1.18	0.77	0.84	0.78	0.77	0.82	0.93	0.98	1.06
1989	1.76	1.42	1.32	0.86	0.96	0.87	0.86	0.94	1.04	1.11	1.19
1990	1.83	1.48	1.40	0.92	1.03	0.93	0.91	0.97	1.11	1.18	1.23
1991	1.92	1.58	1.55	1.03	1.08	1.03	0.98	1.05	1.19	1.28	1.36
1992	2.11	1.73	1.72	1.12	1.16	1.15	1.10	1.16	1.30	1.42	1.46
1993	2.21	1.78	1.84	1.19	1.25	1.24	1.20	1.22	1.38	1.54	1.63
1994	2.25	1.84	1.92	1.27	1.28	1.32	1.27	1.27	1.45	1.63	1.74
1995	2.35	1.96	2.06	1.41	1.38	1.45	1.39	1.37	1.57	1.83	1.83
1996	2.62	2.21	2.30	1.59	1.58	1.65	1.60	1.57	1.78	2.08	2.04
1997	2.73	2.31	2.43	1.71	1.68	1.76	1.68	1.70	1.88	2.20	2.12
1998	2.82	2.46	2.56	1.88	1.83	1.91	1.87	1.79	2.01	2.25	2.15
1999	2.95	2.59	2.73	2.05	1.99	2.03	2.00	1.99	2.14	2.41	2.31
2000	3.29	2.90	3.04	2.31	2.27	2.25	2.23	2.26	2.34	2.65	2.63

[Abstract]

## Estimates and Convergence of Regional Human Capital

Byungchul Yu · Sungik Park

This paper measures several indices of regional human capital and studies convergence of them using regional panel data. We calculate human capital indices based on average schooling years and labor income of schooling level. To test the convergence of regional human capital, IPS panel unit root test,  $\sigma$ -convergence and  $\beta$ -convergence are applied to the indices of regional human capital. The findings are as follows: First, human capital based on average schooling years has increased continuously for all of the regions and the disparity among the regions has reduced but the ranking has consistently sustained. Second, depending on measurement methods, we have somewhat different result: while human capitals based on average schooling years and real wage have been increasingly accumulated for all regions but human capital based on only differentials of schooling years has been decreased for some regions because of continuous decrease of wage disparity between schooling levels. Finally, related to the convergence of regional human capital, tests by  $\sigma$ -convergence,  $\beta$ -convergence and IPS show contradicting results. Accordingly, it seems to be premature to make any conclusive remarks on the convergence of regional human capital.

Keywords: regional human capital,  $\sigma$ -convergence,  $\beta$ -convergence, IPS

JEL Classification: R1