

# 都市地域 生産性 成長 및 收斂 要因分析: 技術的 catch-up, 技術發展 및 資本蓄積을 中心으로\*

李根載\*\* · 姜尚穆\*\*\* · 鄭鍾弼\*\*\*\*

## 논문 초록

본 연구는 한국의 57개 도시를 대상으로 1999년에서 2002년 동안 노동생산성의 성장 및 수렴 요인을 분석하였다. 분석방법으로 DEA 기법을 이용하여 노동생산성 성장 요인을 기술적 catch-up, 기술발전, 및 자본축적으로 분화하여 분석하였다. 실증분석 결과, 한국 도시 전체적으로는 자본축적이 노동생산성 성장에 가장 크게 기여한 것으로 나타났지만 수도권 지역의 경우에는 기술적 catch-up이 가장 크게 기여한 것으로 나타났다. 또한 총요소생산성 기여도 역시 수도권 도시에서 훨씬 높게 나타났다. 이는 수도권 도시가 비수도권 도시에 비해 상대적으로 질적 성장 과정에 있음을 보여준다. 한편, 도시 간 노동생산성 격차는 보다 확대되고 있는 것으로 보인다. 1999년의 노동생산성이 높은 도시일수록 노동생산성 증가율이 더욱 높게 나타났기 때문이다. 이러한 도시간 노동생산성 격차의 확대(divergence)는 도시 간 기술발전의 격차에 의한 것으로 분석되었고, 동 결과는 내생적 성장이론에서 기술발전의 차이에 의해 지역(국가)간 경제적 격차가 확대될 수도 있다는 이론적 논의를 뒷받침한다.

핵심 주제어: 노동생산성, 수렴, 기술적 catch-up, 기술발전, 자본축적

경제학문헌목록 주제분류: C6, O3, O4

\* 본 논문에 대해 좋은 지적을 해 주신 익명의 심사위원께 깊이 감사 드린다.

\*\* 제1저자, 부산대학교 경제학과 BK21 연구원, e-mail: [kjlee@pusan.ac.kr](mailto:kjlee@pusan.ac.kr)

\*\*\* 교신저자, 부산대학교 경제학과 교수, e-mail: [smkang@pusan.ac.kr](mailto:smkang@pusan.ac.kr)

\*\*\*\* 부산대학교 경제학과 BK21 연구교수, e-mail: [jpjeong@pusan.ac.kr](mailto:jpjeong@pusan.ac.kr)

## I. 서 론

우리나라는 지난 수 십 년간 괄목할만한 경제성장을 달성하였다. 그러나 1990년대 후반 IMF 경제위기를 거치면서 생산요소 투입에 의한 양적인 성장은 한계에 직면하게 되었다. 이에 따라 한국경제는 새로운 경제구조, 즉 지식과 기술, 혁신 주도형 지식기반경제로의 전환이 그 무엇보다 중요한 과제로 인식되고 있다. 이러한 인식에 기초하여 한국 정부는 지식기반경제를 강화하기 위한 효율지향적 경제개혁 조치들을 단행하였다. 다년간의 경제개혁 정책은 한편으로 1990년대 후반의 경제 위기에 의한 충격에서 조속한 회복을 가능하게 하였지만 다른 한편으로는 여러 가지 경제, 사회적인 부산물을 양산하기도 하였다.

그러한 부산물 중에서 가장 심각한 것으로 알려진 것은 우리 사회의 경제적 양극화이다. 한국 사회는 높은 경제성장과 동시에 소득격차가 그다지 심각하지 않은 사회로 국제 사회에 알려져 있었다. 그러나 1990년대 후반 경제개혁이후 계층간, 지역간 소득 양극화가 급속히 진행되고 있다. 경제적 양극화는 한국 사회의 통합과 사회 안정을 위해 시급히 해결해야할 또 하나의 과제로 인식되고 있다. 특히, 지역간 불균형 발전은 동서간, 수도권과 비수도권간의 지역갈등 및 자원의 지역적 편중에 따른 국토의 비효율적인 활용 등의 문제를 야기하는 것으로 알려져 있다.

이에 본 연구는 한국 지역의 경제적 성장의 요인이 무엇이고, 그리고 지역간 경제적 격차가 진정으로 확대(divergence)되고 있는지 혹은 반대로 수렴(convergence)되고 있는지를 검토한다. 그리고 확대 혹은 수렴현상을 발생시키는 요인이 무엇인지를 분석하고자 한다. 이제까지 이러한 분야에서 많은 이론적, 실증적 연구들이 진행되어 왔다. 이론적으로는 Solow(1956)를 중심으로 하는 외생적 성장이론과 Romer(1986)와 Lucas(1988)의 연구에 기초한 내생적 성장이론이다.

외생적 성장이론에서는 지속적인 성장을 위해서는 기술진보가 중요하며, 반면에 내생적 성장이론에서는 경제성장의 주요 엔진을 물적자본과 인적자본의 투자로 보았다. 한편으로 외생적 성장이론에서는 지역 혹은 국가는 장기적으로 경제적 수렴이 나타나게 되는데 이러한 배경에는 자본축적에 따른 자본의 한계생산성 체감 때문이라고 지적한다. 반면에 내생적 성장이론은 지역 혹은 국가간의 경제적 수렴은 반드시 발생하는 경제적 현상이 아니라 인적자본 및 기술의 차이로 인해 수렴 혹은 발산(divergence)될 수 있다고 주장한다. 상기 이론적 발달과 함께 Baumol(1986)

을 기점으로 국가간, 지역간 경제적 수렴성에 대한 실증연구들이 등장하였다.

Barro and Sala-i-Martin(1992)은 미국의 48개 주의 인당 개인소득자료(per capita personal income)와 인당 주 총생산(per capita gross state product) 자료를 이용하여 수렴성 여부를 검토하였다. 연구 결과, 1880-1988년 사이 인당 개인소득은 약 1.65%, 1963-1986년 사이 인당 주 총생산은 약 1.80%속도로 수렴하는 것으로 나타났다. 또한 98개 국가와 OECD 국가를 대상으로 한 연구에서도 연간 약 2%수준으로 수렴하는 것으로 나타났다. 반면, Mankiw, Romer and Weil(1992)은 98개 국가를 대상으로 전통적인 Solow 모형에 인적자본을 추가하여 분석한 결과, 수렴속도가 느려짐을 보였고, 이를 통해 국가간 경제력의 격차가 지속될 수 있음을 주장하였다. 또한 Bernard and Durlauf(1995, 1996)는 OECD 15개 국가의 산출편차(output deviations)를 계산하고 이 편차들에 대해 공적분 테스트를 실시하여 수렴성이 존재하지 않음을 주장하였다. Pesaran(2004) 역시 Penn World Table 및 Madison's historical series 자료를 이용하여 pairwise gaps를 계산하고 이에 기초하여 단위근 검정을 실시한 결과 대부분 단위근이 존재하는 것으로 나타나 수렴성이 발견되지 않는다고 결론지었다.

국내 실증연구의 경우, 문춘걸·박기현(2005)은 Pesaran(2004)의 방식에 따라 1973년에서 2003년까지의 광역자치단체별 pairwise gaps를 구하고 패널단위근 검정을 실시하였다. 결과에 따르면 전체 기간에 대해서는 대체로 한국의 시도별 인당 GRDP는 수렴하지만 1985년에서 2003년 사이에는 수렴되었다고 말하기는 어렵다고 주장한다. 더 나아가 1996년 이후에는 지역경제의 수렴경향이 정지 혹은 후퇴되는 경향을 보인다고 하였다. 반면, 유병철·박성익(2004)은 Im-Pesaran-Shin(1997)가 제시한 방법에 따라 1975년에서 2000년까지의 광역자치단체별 1인당 GRDP에 대해 패널단위근 분석을 실시하였고, 패널단위근 존재 가설을 기각하지 못하여 수렴현상이 없는 것으로 결론지었다. 김흥기(2003) 역시 1970년에서 2000년까지의 자료를 통해 분석한 결과 인당 지역내 총생산은 수렴하지 않는다고 주장하였다.

이상의 수렴에 대한 실증연구들은 그 연구방법과 대상 시기에 따라 서로 상반된 결과들을 제시하고 있다. 그리고 대부분의 수렴에 대한 실증연구들은 수렴성 그 자체를 검정하는 것에 그치고 수렴 혹은 확산을 일으키는 원인에 대한 실증연구는 상당히 미흡한 수준이다.

본 연구는 이상의 기존 실증연구들과 두 가지 점에서 큰 차이가 있다. 첫째는 기존의 실증연구는 10여개 광역자치단체(시도)를 기준으로 수렴성 여부를 검정한 반면 본 연구는 우리나라 최초로 57개 도시들의 1인당 노동생산성을 기준으로 연구를 수행한다는 점이다<sup>1)</sup>. 보다 세부 단위인 도시를 대상으로 연구함으로써 보다 정확히 우리나라의 수렴성 및 수렴요인을 분석할 수 있다는 장점이 있다. 또한 도시가 대상단위가 됨으로써 관측치가 증가하게 되고 이로 인해 수도권과 비수도권을 구분하여 비교 분석할 수 있는 이점도 있다.

둘째는 연구방법론 상의 차이로서 기존의 연구들은 단일변수에 대한 단위근 및 공적분 테스트를 통해서 수렴현상을 연구하였는데 반하여 본 연구는 DEA 분석기법을 이용하였다는 점이다. 전자의 방법은 조건부수렴성 혹은 확률적 예측수렴성 여부에 대한 엄밀한 검정이 가능하다는 장점이 있는 반면 수렴 혹은 확산의 원인을 보다 구체적으로 파악하기 어렵다는 단점이 있다. 반면, DEA에 의한 생산프론티어 추정방식은 생산성 증가요인을 세분화하여 분석할 수 있는 장점이 있다. 즉 본 연구는 도시별 노동생산성 변화요인을 기술적 catch-up, 기술발전 및 자본축적으로 세분화함으로써 생산성 성장 및 수렴(확산) 현상의 배후에 있는 보다 구체적인 요인들을 분석할 수 있는 이점이 있다. 더 나아가 기술적 catch-up, 기술발전 및 자본축적에 관한 실증분석 결과를 기존의 경제성장이론과 수렴이론들의 논의와 비교 검토할 수 있는 이점이 있다.

이후의 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 노동생산성변화가 어떻게 세 구성요소, 즉 기술적 catch-up, 기술발전, 및 자본축적 효과로 분화되는지 그리고 DEA 방법으로 어떻게 측정되는지 설명한다. 제Ⅲ절에서는 실증분석의 결과로서 도시성장의 요인, 도시간 수렴(확산)성 및 수렴(확산) 요인을 수도권과 비수도권 도시로 구분하여 비교분석한다. 제Ⅳ절에서는 결론을 제시한다.

## Ⅱ. 이론 모형

기술효율 및 생산성을 추정하는 방법에는 지수적 방법, 모수적 방법, 비모수적

1) 기존 연구에서 도시별 자료를 활용하지 못한 것은 데이터 입수의 문제점 때문으로 보인다. 도시별 GRDP를 발표한 것은 1990년 중반 이후이다. 여전히 일부 전라남·북도 내 도시들의 GRDP는 공표되지 않고 있다.

방법 등이 있지만 본 연구에서는 비모수적 방법인 DEA 분석 방법을 이용하였다.<sup>2)</sup> 기술효율은 주어진 생산기술을 얼마나 효율적으로 활용하는가를 의미하며 생산가능곡선과 실제 산출량과의 차이를 이용하여 측정할 수 있다. 그리고 기술발전은 생산가능곡선 자체가 시간의 변화에 따라 얼마나 외부로 확장되었는가로 측정된다. 생산성지수는 기술효율의 변화와 기술발전에 의해 변화된다.

먼저 기술효율의 측정을 위한 산출거리함수는 (1) 식과 같이 정의된다.

$$D_C^t(x^t, y^t) = \inf \{ \theta : (x^t, y^t / \theta) \in F^t(x) \} \quad (1)$$

$x^t$ 는  $t$ 기의 투입물벡터이고  $y^t$ 는 산출물벡터이다. 그리고  $D_C^t$ 는  $t$ 기의 생산기술에 의한 거리함수이고  $F^t(x)$ 는 규모일정불변(CRS: constant return to scale)을 가정한  $t$ 기의 생산기술, 즉 생산함수를 의미한다. 상기 거리함수는 주어진 투입물  $x^t$  하에서 실제 산출물의 기술효율 수준을 측정하는 것이다. 상기 (1) 식에서  $\theta$ 는 0과 1사이로 기술효율의 값을 의미한다. 즉,  $\theta = 1$  이면 의사결정단위(DMU: decision making unit)의 산출량은 생산가능곡선 상에 존재하고 1 이하이면 생산가능곡선의 내부에 있게 된다. 0에 가까울수록 생산가능곡선과의 거리는 멀어지므로 기술적 비효율이 높아진다. 만약 산출거리함수가 투입물과 산출물이 비례적으로 동일하게 증가하는 1차 동차함수라면 다음 (2) 식의 관계가 성립한다.

$$D_C^t(x^t, \theta y^t) = \theta D_C^t(x^t, y^t), \quad \theta > 0 \quad (2)$$

(2) 식에 의하면 규모불변하에서 산출물을  $\theta$ 배하면 거리함수도  $\theta$ 배가 된다. 이와 같은 거리함수를 이용하면 생산성 변화를 계측할 수 있다. 시간의 흐름에 따라 투입-산출의 관계가  $(x^t, y^t)$ 에서  $(x^{t+1}, y^{t+1})$ 로 변화하게 되는데 이러한 변화를 생산성의 변화라 할 수 있다. 생산성 변화는 상이한 시점 간의 산출거리함수를

2) 비모수적 추정방법은 모수적 방법과 달리 사전적으로 함수형태에 대해 어떠한 전제도 하지 않는다는 특징이 있다. 또한 계량적인 방법에 의한 기술효율 및 생산성의 추정이 아니라 선형계획법을 통해 추정한다. 즉 기술효율은 선형계획법을 통해 생산가능곡선을 추정하고 실제 곡선내부의 생산량과의 거리를 추계하여 구하고, 기술발전은 생산가능곡선 자체의 변동에 대한 거리함수를 통해 구해진다. 본 연구는 산출물 거리함수를 이용한 생산성변화를 측정한다.

통해 계측할 수 있다. 이를 위해 4가지 산출거리함수가 필요하다. 첫째는  $t$ 기의 생산기술에 의한  $t$ 기의 산출거리함수 즉  $D_C^t(x^t, y^t)$ 이고, 둘째는  $t$ 기의 생산기술에 의한  $t+1$ 기의 산출거리함수 즉  $D_C^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ 이고, 셋째는  $t+1$ 기의 생산기술에 의한  $t$ 기의 산출거리함수 즉  $D_C^{t+1}(x^t, y^t)$ 이고, 넷째는  $t+1$ 기의 생산기술에 의한  $t+1$ 기의 산출거리함수 즉  $D_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ 이다.

이 때  $t$ 기의 생산기술에 의한  $t+1$ 기의 산출거리함수 즉  $D_C^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ 는 다음과 같이 정의되고 그 크기를 도형으로 나타내면 <그림 1>의  $od/oc$ 의 값이 된다.

$$D_C^t(x^{t+1}, y^{t+1}) = \inf \{ \theta : (x^{t+1}, y^{t+1} / \theta) \in F^t(x) \} = \frac{od}{oc} \quad (3)$$

만약  $t+1$ 기의 생산결합  $(x^{t+1}, y^{t+1})$ 이  $t$ 기 기술수준으로 측정할 때 기술진보가 일어났다면  $t$ 기의 기술수준에 의한 생산가능곡선 밖에 위치할 것이고 따라서 산출거리함수로 측정할 때의 그 값은 1 보다 클 것이다. 같은 방법으로  $t+1$ 기의 기술수준으로 생산결합  $(x^t, y^t)$ 을 측정하는  $D_C^{t+1}(x^t, y^t)$ 도 정의될 수 있다.

$t$ 기와  $t+1$ 기 사이의 생산성 변화는 Malmquist 생산성 지수로 표현할 수 있다. Malmquist 생산성 지수는 상기 4가지 산출거리함수를 (4) 식과 같이 각 두 시점에서 측정한 생산성 지수를 기하평균한 값이다. 두 시점의 생산성지수 값, 즉  $t$ 기의 기술을 기준으로 한 생산성지수와  $t+1$ 기의 기술을 기준으로 추정된 생산성 지수를 기하평균함으로써 기준 시점에 따라 생산성의 측정값이 다르게 나타나는 결함을 제거하였다.

$$\begin{aligned} M_t^{t+1} &= \left[ \frac{D_C^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_C^t(x^t, y^t)} \frac{D_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_C^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2} \\ &= \left[ \frac{od/oc}{oa/ob} \frac{od/of}{oa/oe} \right]^{1/2} \end{aligned} \quad (4)$$

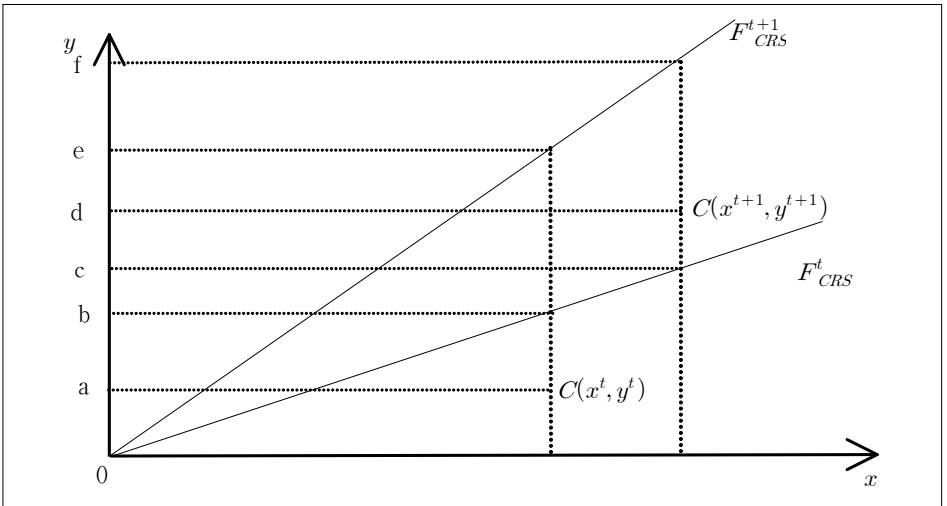
(4) 식에서 만약 생산성 지수  $M_t^{t+1}$ 가 1 보다 크면 두 기간 사이에 생산성이 향상되었다는 것을 의미하고 1 보다 작으면 생산성이 하락한 것을 의미한다. 앞서 언

급한 바와 같이 생산성 변화는 기술효율의 변화에 의해서도 또한 기술발전에 의해서도 이루어진다. 상기 (4) 식을 다음의 (5) 식으로 전환하면 기존 기술의 활용에 의한 기술효율의 변화에 따른 생산성 변화와 신기술의 개발에 따른 생산성변화로 구분할 수 있다. 그리고 그러한 분화는 (5) 식과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}
 M_t^{t+1} &= \frac{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^t(x^t, y^t)} \left[ \frac{D_c^t(x^t, y^t)}{D_c^{t+1}(x^t, y^t)} \frac{D_c^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{1/2} \\
 &= \frac{od/of}{oa/ob} \cdot \left[ \frac{of}{oc} \frac{oe}{ob} \right]^{1/2} \quad (5)
 \end{aligned}$$

(5) 식은 생산성 지수를 기술효율의 변화와 기술진보의 변화로 분해한 것이다. 우변의 첫 번째 항은 두 기간 각각의 기술수준 하에서 측정된 산출거리함수의 비율로서 두 시점 간에 생산가능곡선 상으로 상대적으로 더 근접했는지 혹은 더 멀어졌는지를 나타내는 값이다. 따라서 이 비율은 두 기간 동안의 기술효율의 변화를 의미한다. 두 번째 항은  $x^t$  와  $x^{t+1}$ 의 수준에서 측정된 생산가능량 변화의 기하평균을 표시하고 있으므로 두 기간사이의 기술혁신 내지 기술발전을 의미한다.<sup>3)</sup>

〈그림 1〉 노동생산성과 세 구성요인(catch-up, 기술발전, 자본축적효과)



3) 이제까지는 아주 전통적인 output-oriented 매크로스트 생산성지수 추정방식으로 설명한 것이다(Fare, Grosskopf, Norris, and Zhang, 1994, 참조).

〈그림 1〉에서  $y$ 는 도시의 GRDP에서 노동자 수로 나눈 1인당 노동생산성이고  $x$ 는 도시의 자본투입량에서 노동자 수로 나눈 인당 자본투입량이다.  $oa$ 는  $t$ 기의 노동생산성이고  $od$ 는  $t+1$ 기의 노동생산성이다. 따라서  $od/oa$ 는  $t$ 기의 노동생산성을 1로 하는  $t+1$ 기의 노동생산성 지수<sup>4)</sup>를 의미한다. 이 때,  $oa = ob \times D_c^t(x^t, y^t)$ 이고  $od = of \times D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ 이므로,  $t+1$ 기의 1인당 노동생산성지수는 다음과 같다.

$$\frac{od}{oa} = \frac{of \times D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{ob \times D_c^t(x^t, y^t)} \quad (6)$$

상기 (6) 식의 분모, 분자에  $oc$ 를 곱하고 정리하면 (7) 식과 같다.

$$\frac{od}{oa} = \frac{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^t(x^t, y^t)} \times \frac{of}{oc} \times \frac{oc}{ob} \quad (7)$$

(7) 식의 좌변은 노동생산성지수이고 우변의 첫째 항은 생산프로티어에 상대적으로 얼마나 더 가깝게 이동하였는가를 나타내므로 효율성 변화(기술적 catch-up)을 의미한다. 두 번째 항은 생산프론티어의 이동의 크기를 나타내므로 기술의 발전(혁신)을 의미한다. 그리고 마지막 세 번째 항은 노동-자본 비율의 변화에 의한 생산성 변화를 표현하고 있으므로 자본축적(capital accumulation) 효과를 의미한다.

그런데 기술발전 및 자본축적 효과는 기준 연도의 생산프론티어에 따라 그 값이 다르게 나타날 수 있다. 즉, (6) 식에  $oc$ 대신에  $oe$ 를 분모, 분자에 곱하고 정리하면 (8)과 같이 된다.

$$\frac{od}{oa} = \frac{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^t(x^t, y^t)} \times \frac{oe}{ob} \times \frac{of}{oe} \quad (8)$$

(8) 식에서도 (7) 식과 동일하게 좌변의 첫째항은 효율성 변화, 두 번째 항은 생

4) 본 연구에서는 1999년의 노동생산성을 1로 둔다.



산프론티어의 이동을 표현하므로 기술발전을 의미하고 세 번째 항은 노동-자본 비율의 변화에 의한 생산성 변화를 나타내므로 자본축적효과로 볼 수 있다.

기준 생산프론티어의 변화로 인해 (7) 식과 (8) 식에서와 같이 기술발전 및 자본축적효과의 수치가 다르게 측정될 수 있다. 이러한 기준 생산프론티어의 자의적 선택(arbitrariness)에 따른 문제를 해결하기 위해 맬퀴스트 생산성 지수와 동일한 방법으로 기하평균의 방식으로 자의성 문제를 해결한다. 즉, 본 연구의 대상이 되는 한국의 57개 도시의 노동생산성은 다음 (9) 식의 방식으로 효율성변화 효과, 기술발전 효과, 자본축적 효과로 분해되어 측정된다.<sup>5)</sup>

$$\frac{od}{oa} = \frac{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^t(x^t, y^t)} \times \left( \frac{of}{oc} \times \frac{oe}{ob} \right)^{\frac{1}{2}} \times \left( \frac{oc}{ob} \times \frac{of}{oe} \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$= \text{효율성변화 효과} \times \text{기술발전 효과} \times \text{자본축적 효과} \quad (9)$$

한편, 실제 인접한 두 기간의 Malmquist 생산성지수를 구하기 위해서는 4가지 산출거리함수를 추정할 필요가 있다. 먼저  $t = 1, \dots, T$ 기에,  $k = 1, \dots, K$ 개의 의사결정단위가 각각  $n = 1, \dots, N$ 개의 투입물을 투입하여  $m = 1, \dots, M$ 개의 산출물을 생산한다고 가정하자.  $t$ 기의 생산기준기술은 다음과 같이 정의된다.

$$F(x) = \left\{ (x_n^{kt}, y_m^{kt}) : \sum_{k=1}^K Z^{kt} y_m^{kt} \geq y_m^{kt}, k = 1, \dots, K, t = 1, \dots, T, m = 1, \dots, M \right.$$

$$\left. \sum_{k=1}^K Z^{kt} x_n^{kt} \leq x_n^{kt}, n = 1, \dots, N \right.$$

$$\left. Z^{kt} \geq 0 \right\} \quad (10)$$

(10) 식은 규모일정불변(CRS) 하의 생산가능집합을 나타낸 식이다.  $Z^{kt}$ 는  $K \times 1$  밀도벡터로서 투입물과 산출물의 블록 결합을 통하여 주어진 투입물 조합에서 최대 생산 가능한 생산가능곡선을 형성하게 한다.  $k$ 번째의 의사결정단위의 거리

5) 노동생산성 성장을 효율성변화, 기술발전 및 자본축적 효과로 최초로 분해한 연구는 Kumar and Russell (2002) 이다. 본 연구는 기본적으로 그들의 분해방식을 따르지만 설명방식을 약간 달리 하였다.

함수 즉,  $D_C^t(x^{kt}, y^{kt})$ ,  $D_C^t(x^{k(t+1)}, y^{k(t+1)})$  는 각각 다음의 선형계획문제에서 그 값을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} & \{D_C^t(x_n^{kt}, y_m^{kt})\}^{-1} = \max \lambda^{kt} \\ \text{s.t. } & \sum_{k=1}^K Z^{kt} y_m^{kt} \geq \lambda^{kt} y_m^{kt}, k=1, \dots, K, t=1, \dots, T, m=1, \dots, M \\ & \sum_{k=1}^K Z^{kt} x_n^{kt} \leq x_n^{kt}, n=1, \dots, N \\ & Z^{kt} \geq 0 \end{aligned} \tag{11}$$

$$\begin{aligned} & \{D_C^t(x_n^{k(t+1)}, y_m^{k(t+1)})\}^{-1} = \max \lambda^{k(t+1)} \\ \text{s.t. } & \sum_{k=1}^K Z^{kt} y_m^{kt} \geq \lambda^{k(t+1)} y_m^{k(t+1)}, k=1, \dots, K, t=1, \dots, T, m=1, \dots, M \\ & \sum_{k=1}^K Z^{kt} x_n^{kt} \leq x_n^{k(t+1)}, n=1, \dots, N \\ & Z^{kt} \geq 0 \end{aligned} \tag{12}$$

(11) 식과 (12) 식의 좌변은 투입물과 산출물의 각 개별 관측치 벡터와 각 관측치의 가중치인 밀도벡터가 결합하여 최대산출량과 최소투입량을 형성하게 된다. 우변은 산출물과 투입물의 각각의 실제 관측치를 말한다. 따라서 좌변과 우변이 일치할 때는 실제 산출물과 투입물이 여분의 slack이 없이 최대산출물과 최소투입물과 동일하게 된다.  $\lambda^{kt}$ ,  $\lambda^{k(t+1)}$ 는  $t$ 와  $t+1$ 기의  $k$ 번째 관측치의 산출물의 비례적 증가를 나타내는 기술효율의 값을 말한다.  $\lambda^{kt} = 1$ 이면  $t$ 기  $k$ 번째 관측치는 기술적으로 효율적이고 생산가능곡선상에 위치한다. 비효율적인 관측치는  $\lambda^{kt} > 1$ 이 된다. 이는 Farrell (1957)의 기술효율을 의미하는 것으로 여기서 거리함수와 역의 관계에 있다.

### Ⅲ. 자료와 실증분석 결과

#### 1. 실증분석 자료

DEA에 의해 효율성변화, 기술변화, 자본축적 효과 등을 추정하기 위해 도시의 투입요소로 노동자수와 자본스톡을 이용하였고 산출물로는 지역내 총생산을 이용하였다<sup>6)</sup>. 먼저 각 도시별 지역내 총생산(GRDP) 통계는 각 도의 ‘시·군 별 지역내 총생산’을 이용하였다.<sup>7)</sup> 본 연구에서 지역내 총생산액은 상기 자료에서 정부부문의 생산액은 제외한 값이고 각 년도의 명목치를 1995년 GDP 디플레이터로 환산하였다. 그리고 대상 도시는 충청남북도, 전라남북도, 제주도는 하위 자치단체의 지역내 총생산 통계를 발표하지 않기 때문에 경기도, 강원도, 경상남북도의 51개 도시와 6대 광역도시만을 분석의 대상으로 하였다.

노동은 각 도시별 ‘사업체기초통계조사’에서 월평균 노동자 수를 이용하였다.<sup>8)</sup> 다만, 공공행정부문의 종사자 수는 제외하였다. 각 도시별 자본스톡은 공식적으로 집계되지 않기 때문에 직접 추계할 필요가 있다.

〈표 1〉 추정에 이용된 변수들의 기술통계량 (1995년 기준 불변가격 기준)

	노동 (명)		자본 (10억원)		GRDP (10억원)	
	1999년	2002년	1999년	2002년	1999년	2002년
평균	175,387	199,803	16,374	20,363	5,408	6,721
최대	3,332,844	3,697,343	228,678	264,866	85,641	101,086
최소	13,311	16,454	1,212	1,445	271	291
표준편차	460,008	510,582	32,975	39,005	11,950	14,185
표본수	57	57	57	57	57	57

자본스톡추계를 위해 먼저 국부통계조사에서 1997년의 시도별, 자산별, 산업별

6) 본 연구에 이용된 통계자료는 김미숙(2006)의 연구에서 추계된 것을 사용한다.

7) 지역내 총생산은 생산측면의 부가가치의 합이므로 지역내 주민에게 귀속되는 분배측면의 지역소득과는 다를 수 있다.

8) 노동투입에 대한 통계는 노동시간, 노동서비스의 질, 등 양적 질적 요인들을 고려하여야 하지만 현실적으로 그러한 통계를 확보하기 어려워 노동자 수만을 고려한다. 특히, 도시별 인적자본 추계를 고려하지 못한 점은 본 연구의 한계점이다.

자본스톡에서 기준년 접속법을 통해 1999년에서 2002년까지의 광역시도별, 산업별 자본스톡을 추정한다. 그리고 본 연구의 대상이 되는 기초자치단체 도시들은 광역시도별 자본스톡을 할당하여 추정한다. 할당방식은 광역시도의 농업자본스톡은 ‘농가총조사’의 농가경지면적 비중으로 각 기초자치단체 도시들로 할당하고 어업은 ‘어업총조사’에서의 동력선보유 비중으로, 서비스업은 ‘도소매업 총조사’에서 건물연면적 비중으로, 광업과 제조업은 ‘광공업통계조사’에서 유형고정자산 연말잔액을 기준으로 할당하였다. 그리고 전기가스수도업, 건설업, 운수창고업, 금융보험업 및 교육서비스업은 해당산업 종사자수 비율만큼 기초자치단체 도시에 할당하였다. 도시의 자본스톡은 각 산업별로 할당된 자본스톡을 합하여 구하였다.

## 2. 도시간 기술적 Catch-up

〈표 2〉는 1999년과 2002년의 각 도시별 효율성 추정 결과를 보여주고 있다. 1999년의 효율성 수치가 1인 도시는 울산, 마산, 밀양, 거제, 이천 등 5개 도시이고 2002년의 경우에는 울산, 마산, 이천, 용인, 구미이다. 울산과 마산, 이천은 두 연도 모두에서 생산프론티어 상에 존재하는 도시로 밝혀졌으며 밀양과 거제는 효율성 수치가 2002년에 하락하였고 용인과 구미는 2002년에 새롭게 프론티어 상으로 이동한 도시이다. 두 연도 모두에서 1의 값을 가진 울산, 마산, 이천 중에서 마산은 1인당 지역소득이 2천 860만원으로 전체 도시 평균보다 훨씬 낮은 도시이다. 마산의 낮은 인당 소득은 상기 결과를 통해 볼 때, 저조한 자본투자에 의한 것이며 자원의 비효율적인 사용 때문은 아닌 것으로 보인다.<sup>9)</sup>

수도권과 비수도권을 비교해 보면, 1999년, 2002년 모두 수도권 도시들의 효율성 값이 비수도권의 도시들보다 평균적으로 높다. 또한 대상기간동안 효율성의 증가율 역시 수도권 도시들이 비수도권 도시보다 높다<sup>10)</sup>. 이러한 결과는 수도권 과밀 및 경쟁력 등에 대한 최근의 논쟁에 시사하는 바가 크다. 김의준(2003), 정창무

9) 마산의 2002년 인당 자본스톡은 1995년 불변가격 기준으로 5천 860만원으로 전체 57개 대상 도시 중에서 55위로 상당히 낮은 수준이다.

10) 상기 결과는 Kim, Lee and Koo(1999)의 연구결과와 일치한다. 그들은 Stochastic Frontier Model을 이용하여 한국의 도별 효율성을 추정하였는데, 분석의 결과 서울, 경기도 등 수도권 지역의 기술적 효율성이 높게 나타났다.

〈표 2〉 도시별 효율성

수도권 도시	1999년	2002년	비수도권 도시	1999년	2002년
서울특별시	0.714	0.833	부산광역시	0.578	0.610
인천광역시	0.714	0.671	대구광역시	0.667	0.752
수원시	0.870	0.962	광주광역시	0.730	0.833
성남시	0.752	0.901	대전광역시	0.746	0.901
의정부시	0.725	0.990	울산광역시	1.000	1.000
안양시	0.730	0.787	춘천시	0.694	0.877
부천시	0.840	0.800	원주시	0.794	0.885
광명시	0.847	0.847	강릉시	0.578	0.662
평택시	0.699	0.862	동해시	0.385	0.299
동두천시	0.833	0.752	태백시	0.478	0.463
안산시	0.794	0.806	속초시	0.602	0.510
고양시	0.556	0.676	삼척시	0.441	0.420
과천시	0.524	0.444	포항시	0.529	0.508
구리시	0.820	0.862	경주시	0.671	0.637
남양주시	0.625	0.704	김천시	0.735	0.794
오산시	0.781	0.826	안동시	0.741	0.694
시흥시	0.633	0.714	구미시	0.926	1.000
군포시	0.763	0.741	영주시	0.592	0.667
의왕시	0.448	0.637	영천시	0.685	0.641
하남시	0.521	0.629	상주시	0.699	0.820
용인시	0.990	1.000	문경시	0.662	0.667
파주시	0.676	0.641	경산시	0.602	0.562
이천시	1.000	1.000	창원시	0.680	0.667
안성시	0.735	0.775	마산시	1.000	1.000
김포시	0.758	0.943	진주시	0.730	0.775
-	-	-	진해시	0.781	0.725
-	-	-	통영시	0.690	0.719
-	-	-	사천시	0.855	0.637
-	-	-	김해시	0.714	0.763
-	-	-	밀양시	1.000	0.862
-	-	-	거제시	1.000	0.840
-	-	-	양산시	0.613	0.704
수도권 평균	0.734	0.792	비수도권 평균	0.706	0.715
전체 평균	0.718	0.749	-		

(2001) 등은 수도권지역은 이미 과밀상태이며 이로 인해 주택 및 산업 용지의 가격 상승, 교통혼잡, 물류비용의 증가 등 집적에 따른 사회적 편익보다는 사회적 비용이 더 큰 상태에 있다고 주장한다. 이에 반해 김경환(2005), 이성복(2004), 서승환(2001) 등은 집중에 따른 비용과 불편은 생활에 직접적인 영향을 미치므로 편익보다 비용이 일반적으로 과대평가되는 경향이 있으며 지식기반사회에서 그 중요성이 더욱 확대되는 생산자 서비스업, 금융, 기업본사 기능 등은 집적이익이 보다 크게 나타나는 산업으로 수도권 집적이 오히려 생산성을 향상시킨다는 주장을 한다. 이러한 상반된 주장에 대해 <표 2>에 나타난 결과는 여전히 수도권 도시들의 도시 효율성이 높을 뿐 아니라 그 성장속도도 높기 때문에 상기 결과만을 보았을 때 후자의 주장이 보다 타당한 것으로 보인다.<sup>11)</sup>

한편, 수렴성에 대한 기존의 주장들은 기술적 Catch-up이 1인당 생산성의 수렴 혹은 지역 간 생산성 분포에 중요한 영향을 미친다고 한다. 즉 지역 경제간 비수렴 혹은 수렴 속도가 늦는 것은 기술적 catch-up이 늦기 때문으로 파악한다. 예를 들면, Quah(1997)는 지역 간의 생산성 분포가 양극화되는 현상이 있으며 이러한 현상은 기술확산(technological diffusion)의 패턴에 의한 것이라고 주장한다. 또한 Mankiw et al. (1992)과 Barro and Sala-i-Martin(1995) 역시 수렴속도가 느린 것은 기술확산 속도가 느리기 때문이라고 주장하였다.

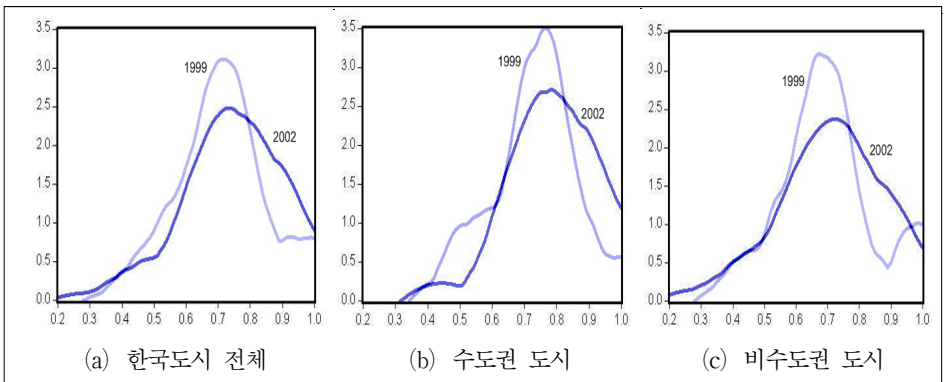
그런데 이러한 주장들이 <표 2>와 <그림 2> 및 <그림 3>에 나타난 본 연구의 결과와는 일치하지 않는다. 먼저 <표 2>의 전체 도시의 평균효율성 값은 1999년에는 0.718이고 2002년에는 0.749이다. 효율성 수치는 생산가능곡선과 어느 정도 가까이 있는가를 측정한 것이다. 따라서 2002년의 전 도시의 평균 효율성 수치가 1999년의 값보다 높게 나타났다는 것은 평균적으로 도시들이 생산가능곡선 가까이로 옮겨 갔다는 것을 의미한다. 이를 통해 전반적으로 기술적 catch-up이 일어났음을 짐작할 수 있다. 그러나 이 수치만을 통해 기술적 catch-up이 발생했다고 단언하기는 어렵다. 왜냐하면, 몇몇 특정 도시의 효율성 값이 크게 상승하여 전체 평균값에

11) <표 2>에 제시된 효율성(상대적 생산성) 수치는 1, 2, 3차 산업 데이터가 포함된 측정결과라는 차원에서는 제조업만을 대상으로 측정한 것보다 발전된 것이다. 그러나 수도권 과밀과 집적 불경제 논쟁에서 주요 쟁점이 되는 환경오염의 외부불경제 크기는 고려되지 않고 있다. 즉 <표 2>에 제시된 효율성 값을 측정할 때 생산에 수반되는 환경오염을 고려하지 않고 측정하였으므로 수도권 과밀 및 집적불경제 논쟁에 대해 단정적 결론을 내리기는 어렵다.

영향을 미칠 수 있기 때문이다.

기술적 catch-up에 대한 보다 엄밀한 분석을 위해 비모수적 kernel 밀도 분포분석을 수행한다. <그림 2>에서 점선과 실선은 각 각 1999년 kernel 분포와 2002년 kernel 분포를 나타낸다. <그림 2>에서 보듯 2002년의 kernel 분포가 보다 1에 가깝게 이동했음을 알 수 있다.<sup>12)</sup> 수도권 지역과 비수도권 지역을 비교해 보면 수도권 지역의 kernel 분포의 이동이 보다 확연히 확인된다.<sup>13)</sup> 이는 수도권 지역 내에서 기술적 확산이 보다 활발히 일어났다는 것을 의미한다.

〈그림 2〉 1999년과 2002년의 도시 효율성의 kernel 분포

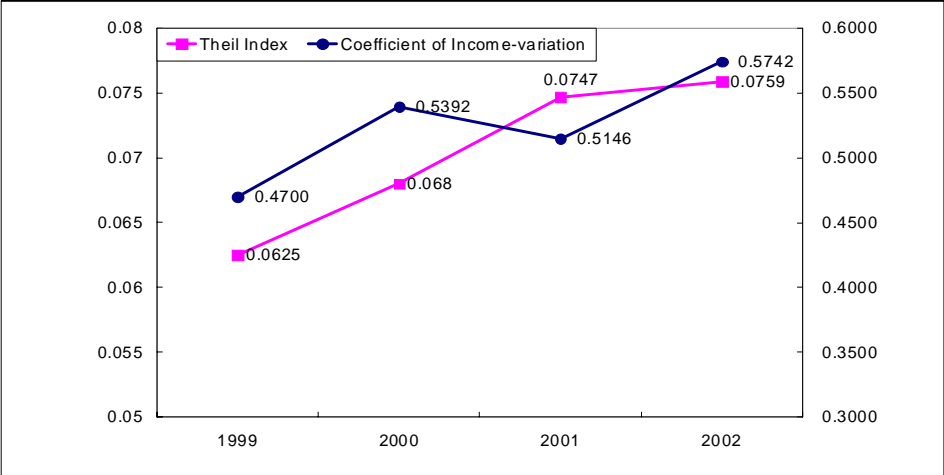


상기의 kernel 분포 분석을 통해서 전반적으로 한국의 도시간에 기술적 catch-up이 있었음을 알 수 있다. 그럼에도 불구하고 도시간 1인당 GRDP(노동생산성)를 이용하여 추계한, 소득불평등을 보여주는 소득변이계수 및 타일(Theil) 지수는 <그림 3>에서 나타난 바와 같이 1999년에 비해 2002년에 더욱 증가하였다. 즉 기술적 catch-up이 있었음에도 불구하고 57개 도시의 노동생산성 갭은 더욱 확대된 것이다. 이는 기술적 확산이 생산성 수렴의 결정적인 요인이라는 기존의 논의에 위배되는 결과이다.

12) 2000년과 2001년의 효율성 수치를 kernel 분포분석한 결과 1999년에서 2002년로의 추세변화와 크게 다르지 않은 것으로 나타났다.

13) 수도권의 경우 kernel 분포의 이동이 1에 가깝게 이동한 것이 분명하지만 비수도권의 경우에는 효율성값, 1주변에서는 오히려 2002년의 분포 정도가 감소하였고 반면에 0.5이하에서는 오히려 분포 정도가 증가한 것으로 나타나 비수도권 도시의 1에 가깝게 우측이동한 것은 수도권에 비해 다소 명확하지 않다.

〈그림 3〉 소득불평도 추이



주 : 1. 소득변이계수 =  $\sqrt{\frac{\sum (y_i - \bar{y})^2 / n}{\bar{y}^2}}$  . 단,  $y_i$ 는 각 도시의 노동자 1인당 GRDP,  $\bar{y}$ 는 전 도시의 노동자 1인당 GRDP의 평균

2. 타일 (Theil) 지수,  $J = \sum_{i=1}^n p_i \ln \frac{p_i}{y_i}$  단,  $p_i = P_i / P$ 는 도시  $i$ 의 노동자비율 ( $P_i$ 는 도시  $i$ 의 동자수,  $P = \sum_i P_i =$  총노동자수),  $y_i = P_i Y_i / PY$ 는 도시  $i$ 의 지역내총생산비율 ( $Y = \sum_i p_i Y_i =$  1인당 지역내총생산의 합계) 임.

기술확산(technology diffusion)이 지역 간 경제 수렴에 긍정적인 영향을 미치기 위해서는 부유한 지역에서 가난한 지역으로 기술이 확산되어야 하는데 한국 도시의 경우 인당 생산성이 높은 지역에서 상대적으로 더 높은 기술적 catch-up이 발생하였거나 혹은 노동생산성이 높은 도시와 낮은 도시간의 차이가 거의 없었기 때문에 상기 결과가 나타난 것으로 보인다. 생산성이 높은 수도권 지역 도시들이 생산프론티어로 상대적으로 더 많이 이동하였다는 사실은 이미 고찰하였다.<sup>14)</sup>

기존의 논의와 다르게 기술의 확산이 한국 도시의 생산성 수렴 혹은 확산 분포의 원인이 되지 못함을 논의하였다. 한국 도시의 생산성 분포의 변화에 대한 원인은 다음 장에서 본격적으로 다루고자 한다.

14) 수도권 지역내에서 기술확산이 활발하였음에도 불구하고 수도권 지역 내에서조차도 노동생산성의 수렴 현상이 나타나고 있다는 것을 증명할 수 없다. 이는 곧 기술확산이 경제적 수렴의 결정적 요인이라는 기존연구와 다른 결과이다.



### 3. 노동생산성 수렴 혹은 확산과 그 요인

〈표 3〉은 각 도시의 노동생산성 변화율과 노동생산성 변화의 결정요인들의 기여도를 추정한 결과이다. 전체 도시의 평균 노동생산성 증가율은 4년간 7.11%이고 수도권은 10.74%, 그리고 비수도권 도시들은 이 보다 훨씬 낮은 4.27%이다. 효율성(기술적 catch-up)은 전체적으로는 약 4.75% 증가하였고, 수도권은 9.04%이고 이에 반해 비수도권 도시들은 이 보다 훨씬 낮은 1.41% 증가하였다.<sup>15)</sup>

기술변화율은 대상기간 동안 전체적으로 -4.16%의 부(-)의 성장을 기록하였다. 이러한 부(-)의 성장은 특정 몇 개 도시의 영향이라기보다는 한국 도시 전반에 나타난 공통된 특징이다. 즉 평택, 용인, 울산, 포항 등 11개 도시를 제외한 46개 도시가 부의 성장률을 기록하였다. 한국 도시 전반에 나타난 기술퇴화(잠재적 생산가능량의 축소)는 1997년 외환위기 이후의 IMF에 의한 경제구조 개혁조치들의 단기적인 영향일 것으로 보인다.<sup>16) 17)</sup> 기술변화율의 감소 역시 수도권 보다는 비수도권 도시들이 더욱 크게 나타나고 있다.

〈표 3〉의 노동생산성 증가율에 대한 기여도를 보면, 국가 전체적으로 노동생산성 증가에 가장 크게 기여한 것은 자본축적이다. 그러나 수도권 도시와 비수도권 도시로 나누어 살펴보면 노동생산성 증가 결정요인들의 기여도 패턴이 다르게 나타난다. 수도권 도시의 경우, 효율성 증가가 노동생산성 증가에 가장 큰 기여를 한 반면, 비수도권 도시는 자본축적이 가장 큰 기여를 하였다. 이는 수도권 도시들은 대체로 효율성 및 기술 증진이라는 총요소생산성 증가에 의해 도시가 성장하는 이른

15) 앞서 언급한 바와 같이 기술적 catch-up이 오히려 인당 생산성이 높은 부유한 지역인 수도권에 더 높음으로써 기술적 catch-up이 생산성 수렴의 중요한 요인이 된다는 기존 연구들의 주장과 일치하지 않는 결과이다.

16) 부(-)의 기술변화율은 생산가능곡선의 축소를 의미한다. 즉 잠재적으로 가능한 생산량이 축소된 것이다. 외환위기 이후 부실한 기업의 인위적 정리, 구조개혁에 따른 부도 기업의 증가, 기업결합 정책인 빅딜 정책 등은 한국 경제 전체적으로 부실한 기업들을 시장에서 퇴출시킴으로써 경제 전반의 효율성은 증가시켰지만 일시적으로 생산가능한 양의 축소가 발생되었고 이것이 부(-) 기술변화율 추정 결과에 반영된 것으로 판단된다.

17) Fare, et al. (2006)는 향후 장기적인 성장잠재력에 있어서는 기술변화에 의한 생산성 성장이 더욱 중요하다고 하였다. 그리고 강상목(2002) 역시 중국의 지역 경제 성장 요인을 분석한 연구에서 높은 경제성장에도 불구하고 낮은 기술발전율로 인해 장기적인 지속성장 가능성을 낮게 평가하고 있다.

〈표 3〉 노동생산성 증가 및 기여도

수도권 도시	99년 노동생산성 (천원)	2002년 노동생산성 (천원)	생산성 증가율(%)	노동생산성 증가율에 대한 기여도		
				효율성변화	기술변화	자본축적
서울특별시	25,696	27,340	6.40	16.00	-11.00	3.06
인천광역시	29,728	30,459	2.46	-6.00	-7.00	17.20
수원시	40,813	39,908	-2.22	11.00	-6.00	-6.28
성남시	27,032	31,592	16.87	20.00	-11.00	9.43
의정부시	22,179	24,583	10.84	36.00	-19.00	0.62
안양시	29,535	32,357	9.55	8.00	-8.00	10.26
부천시	30,142	32,979	9.41	-5.00	-9.00	26.56
광명시	30,894	37,635	21.82	1.00	-8.00	31.10
평택시	50,066	67,490	34.80	24.00	8.00	0.66
동두천시	31,242	33,075	5.87	-10.00	-8.00	27.86
안산시	42,078	46,276	9.98	2.00	-2.00	10.02
고양시	21,513	23,882	11.01	22.00	-10.00	1.10
파천시	25,270	20,984	-16.96	-15.00	-5.00	2.84
구리시	27,052	24,932	-7.84	5.00	-14.00	2.06
남양주시	26,976	28,751	6.58	13.00	-7.00	1.42
오산시	43,516	49,302	13.30	6.00	-1.00	7.96
시흥시	37,483	41,213	9.95	13.00	0.00	-2.70
군포시	36,313	36,630	0.87	-3.00	-5.00	9.47
의왕시	41,635	36,899	-11.38	42.00	12.00	-44.28
하남시	23,626	25,062	6.08	21.00	-7.00	-5.73
용인시	89,178	133,314	49.49	1.00	27.00	16.54
파주시	37,272	41,606	11.63	-5.00	0.00	17.50
이천시	109,736	121,152	10.40	0.00	25.00	-11.68
안성시	47,992	60,050	25.13	5.00	5.00	13.49
김포시	38,403	51,596	34.35	24.00	-3.00	11.70
수도권 평균			10.74	9.04	-2.56	6.01

〈표 3〉 노동생산성 증가 및 기여도 (계속)

비수도권 도시	1999년 노동생산성 (천원)	2002년 노동생산성 (천원)	생산성 증가율(%)	노동생산성 증가율에 대한 공헌도		
				효율성변화	기술변화	자본축적
부산광역시	24,154	26,300	8.89	5.00	-7.00	11.51
대구광역시	20,770	21,705	4.50	13.00	-16.00	10.09
광주광역시	24,371	25,464	4.48	14.00	-13.00	5.35
대전광역시	21,753	26,584	22.21	21.00	-16.00	20.23
울산광역시	70,581	68,090	-3.53	0.00	5.00	-8.12
춘천시	22,132	20,973	-5.24	27.00	-18.00	-9.00
원주시	29,719	30,567	2.85	11.00	-10.00	2.96
강릉시	21,741	21,705	-0.17	15.00	-11.00	-2.46
동해시	26,916	25,040	-6.97	-22.00	9.00	9.42
태백시	20,345	17,707	-12.97	-3.00	-8.00	-2.47
속초시	21,928	17,919	-18.28	-15.00	-10.00	6.82
삼척시	27,757	29,384	5.86	-5.00	3.00	8.19
포항시	39,934	41,426	3.73	-4.00	12.00	-3.52
경주시	34,319	36,919	7.58	-5.00	-2.00	15.55
김천시	38,479	46,767	21.54	8.00	-2.00	14.83
안동시	29,147	26,514	-9.04	-6.00	-9.00	6.34
구미시	74,011	99,922	35.01	8.00	20.00	4.17
영주시	26,257	31,441	19.74	12.00	-6.00	13.74
영천시	31,072	34,862	12.20	-6.00	-4.00	24.33
상주시	31,278	35,898	14.77	17.00	-6.00	4.36
문경시	27,010	27,335	1.20	0.00	-8.00	10.00
경산시	29,787	31,157	4.60	-7.00	-3.00	15.95
창원시	37,796	37,203	-1.57	-2.00	-2.00	2.49
마산시	30,968	28,603	-7.64	0.00	-16.00	9.95
진주시	25,118	24,657	-1.84	6.00	-12.00	5.24
진해시	30,092	29,857	-0.78	-7.00	-8.00	15.96
통영시	24,014	27,459	14.35	4.00	-10.00	22.17
사천시	35,008	35,602	1.70	-26.00	-5.00	44.66
김해시	28,550	28,948	1.39	7.00	-9.00	4.13
밀양시	41,823	41,903	0.19	-14.00	-6.00	23.94
거제시	55,061	58,176	5.66	-16.00	1.00	24.54
양산시	28,619	32,101	12.17	15.00	-6.00	3.76
비수도권 평균			4.27	1.41	-5.41	9.85
전체 평균			7.11	4.75	-4.16	8.16

바 질적 성장의 단계에 있다고 한다면, 상대적으로 비수도권 도시들은 보다 자본축적에 의존하는 양적 성장 단계에 있다고 할 수 있다.

노동생산성의 결정요인들과 도시간 수렴 혹은 확산(divergence) 현상과의 관계를 분석하고자 한다. 〈그림 4〉의 (a)를 보면 노동생산성 성장 지수와 1999년 노동생산성과의 관계를 보여준다. 실선은 종속변수를 노동생산성 성장지수로 설명변수를 1999년 노동생산성 로그값으로 GLS 회귀분석한 회귀선이고 분석 결과는 〈표 4〉에 제시되었다. 실선의 기울기는 통계적으로 유의한 양수의 값이다. 이는 1999년의 노동생산성이 높은 지역이 노동생산성 성장지수도 높다는 것을 의미한다. 결국 1999년에서 2002년 사이, 도시간 노동생산성의 격차는 더욱 확대되어 왔음을 알 수 있다. 18) 19)

(b)는 효율성 변화지수와 1999년의 노동생산성과의 관계를 나타낸 그림이다. 실선은 역시 회귀분석한 결과에 기초한 회귀선이다. (b)에서 보듯 효율성 변화와 노동생산성 사이에 어떤 뚜렷한 관계가 없는 것으로 보인다. 〈표 4〉의 회귀결과 역시 효율성 변화의 계수 값이 음수이긴 하지만 통계적으로 유의하지 않을 뿐 아니라 모형설정 역시 통계적으로 신뢰할 수 없는 것으로 나타났다. 이는 기술적 catch-up과 노동생산성의 수렴과 관계 없음을 입증하는 것이다. 20)

(c)는 기술변화와 노동생산성과의 관계를 보여주고 있다. 1999년 노동생산성이 높은 지역일수록 높은 기술진보율을 기록하고 있음을 뚜렷하게 확인할 수 있다. 실선은 회귀선이고, 회귀분석 결과는 〈표 4〉에 제시되어 있다. 회귀분석 결과 회귀선의 기울기가 양수이고 통계적으로 높은 유의성을 보이고 있다. 이는 기술진보가 도

18) 서론에서 언급한 바와 같이 한국의 지역자료를 이용하여 수렴성을 연구한 연구들은 연구 방법에 따라 상당히 다른 결과를 제시하고 있다. 그러나 장기 수렴성을 주장한 연구에서도 (예를 들면, 문춘걸·박성익, 2005) 1990년대 중반 이후 지역간 수렴성이 약화되거나 혹은 사라지는 경향이 있음을 보고하고 있다. 물론 이들의 연구는 대부분 광역자치단체 즉, 시도별 자료를 이용한 것이기 때문에 도시 별 자료를 이용한 본 연구결과와 직접적으로 비교하기는 어렵다.

19) 본 연구에서의 대상기간이 너무 짧기 때문에 도시간 노동생산성의 확산 경향이 장기 지속적인 것인지 혹은 이 시기의 일시적인 현상인지 정확히 판단하기는 어렵다. 특히, 이 시기는 IMF 경제위기 이후의 구조조정 정책의 영향이 상당히 내재되었을 것으로 추측되기 때문에 장기적인 경향성이라고 판단하기는 어렵다.

20) 앞서 확인한 바와 같이 기술적 catch-up이 분명히 일어난 것은 사실이지만 결국 부유한 지역의 효율성 증진과 가난한 지역의 효율성 증진이 거의 비슷하여 도시간 수렴에 영향을 미치지 못한 것이다.

시간의 노동생산성의 격차를 오히려 확산시키는 요인으로 작용한다는 것을 보여준다.

Romer (1986) 와 Lucas (1988) 등의 연구에 기초한 내생적 성장이론은 지식의 성장 (기술의 발전) 으로 자본의 한계생산성이 체증할 수 있고 자본의 한계생산성이 체증한다면 지역 간 혹은 국가간 1인당 GDP는 오히려 확산(divergence) 될 수 있다고 주장한다. 결국 내생적 성장이론에서 지역 경제의 확산은 이미 높은 기술을 보유한 국가가 더욱 높은 기술을 발전시킴에 따른 현상이다. (c) 는 이러한 내생적 성장이론에서의 주장을 잘 뒷받침하는 것이다.

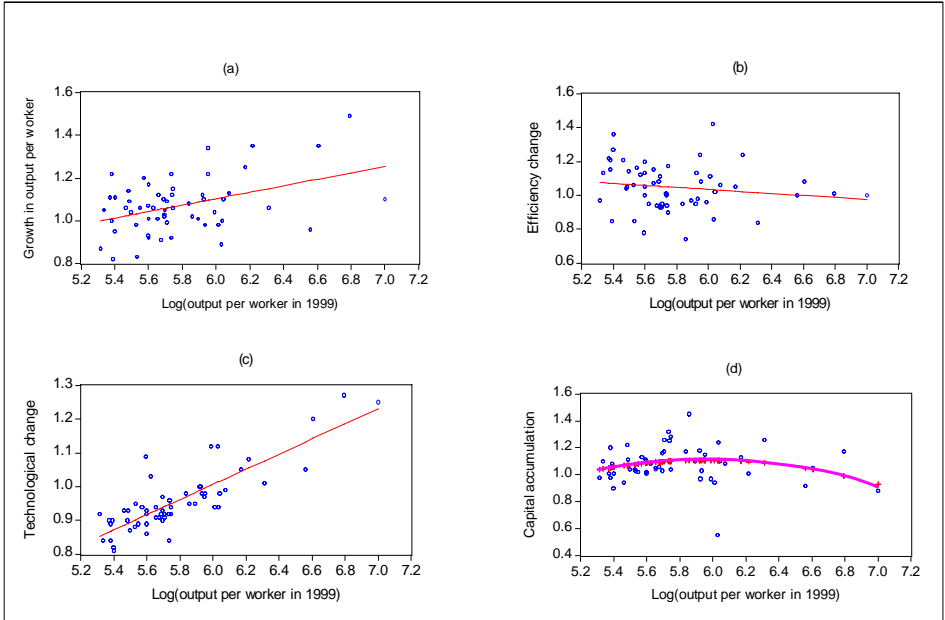
(d) 는 자본축적의 생산성효과와 1999년의 노동생산성과의 관계를 보여준다. 실선은 GLS에 의한 회귀선이고 회귀결과는 <표 4>에 제시되었다. 회귀분석의 결과 선형모형은 기술기의 계수 값 및 모형설정의 유의성을 보여주는 F값이 모두 비유의적으로 나타났는데 반해 비선형모형 즉 초기 노동생산성 체급 값을 포함한 모형에서는 제곱항이 10%의 유의수준에서는 유의적인 것으로 나타났다. 따라서 선형모형 보다는 비선형 모형이 자본축적의 생산성효과와 초기 노동생산성과의 관계를 보다 잘 설명한다고 볼 수 있다. 비선형 모형의 회귀분석 결과, 상기 두 변수 간에는 역U자 관계를 가진다. 이는 노동생산성이 중간 정도인 도시에서 자본축적의 생산성효과가 가장 크다는 것을 의미하고 또한 일정 수준 이하의 도시들간에는 자본축적이 도시간 노동생산성 격차를 확산시키고 일정 수준 이상의 도시들간에는 격차를 줄여 수렴하도록 작용한다는 것을 의미한다.<sup>21)</sup>

전통적 Solow (1956) 모형에 기초한 외생적 성장이론은 자본축적이 심화될수록 자본의 한계생산성은 체감하고 이로 인해 지역 간 소득은 수렴한다고 주장한다. 그러나 한국의 도시를 대상으로 한 본 연구에서는 자본축적의 노동생산성 효과가 선형적으로 체감하지 않고 자본축적의 효과가 도시의 생산성 격차를 확대하고 축소시키는 두 가지 작용을 동시에 하는 것으로 나타났다.

Kumar and Russell (2002) 과 Fare, et al. (2006) 는 본 연구와 유사한 방식으로 국가를 대상으로 연구하였다. 전자의 연구는 전 세계 57개국을 대상으로, 그리고

21) 대체로 고소득지역일수록 1인당 자본-노동 비율, 즉 자본집약율이 높다. 이 점을 감안한다면 역U자 현상은 자본의 집적이익과 관계있을 것으로 판단된다. 어느 정도 자본집약율이 높아질 때까지는 자본의 집적이익이 높아지다가 어느 임계지점을 지나면 자본의 집적불이익이 발생 하는 현상으로 역U자 모양이 나타난 것은 아닐까 추측한다.

〈그림 4〉 한국 도시의 노동생산성 수렴(확산) 요인



〈표 4〉 전도시 대상 회귀분석

종속변수 설명변수	(a) 노동생산성 성장	(b) 효율성 변화 (기술적 catch-up)	(c) 기술발전 (혁신)	(d) 자본축적의 생산성효과	자본축적의 생산성효과
절편	-1.551 (-1.40)	2.057 (2.86) ***	-2.93 (-7.99) ***	-48.6407 (-1.72) *	1.481 (1.73) *
Log(1999년 노동 생산성)	0.151 (2.36) **	-0.058 (-1.40)	0.225 (10.57) ***	5.696 (1.77) *	-0.023 (-0.46)
Log(1999년 노동 생산성의 제곱항)	-	-	-	-0.163 (-1.78) *	-
F-value	11.77***	1.32	132.0***	1.64	0.22
R <sup>2</sup>	0.17	0.023	0.705	0.057	0.004

주 : 1. ( ) 안의 수치는 white-robust-heteroskadicity t-값이다.  
2. \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

후자는 EU 13개 국가를 대상으로 각각 분석하였다. 두 연구는 본 연구와 공통점과 차이점을 가진다. (b)와 (c) 현상은 세 연구 공히 동일하게 나타난다. 반면에 (a) 현상 즉 본 연구에서는 도시 간 노동생산성이 뚜렷히 확산(divergence) 되는데 반해

Kumar and Russell (2002)의 연구에서는 확산 혹은 수렴을 명확하게 판단내리기 어렵고 오히려 양봉구조의 양극화되는 경향이 있으며 Fare et al. (2006)의 경우에는 수렴되는 것으로 나타났다. 또 하나 큰 차이는 (d) 현상이다. 두 선행연구는 (d)에 나타난 회귀선의 기울기가 통계적으로 유의한 부(-)의 선형관계가 뚜렷하였다. 즉 두 선행연구에서는 자본축적 효과가 노동생산성을 수렴시키는 가장 큰 요인으로 작용하였다. 그러나 본 연구에서는 자본축적 효과는 수렴 혹은 확산의 양면성을 가지고 있다. 그리고 두 선행연구는 자본축적이 노동생산성 수렴 혹은 확산 혹은 양봉분포에 가장 크게 영향을 미치는 변수인데 반해 본 연구는 (a)의 노동생산성의 뚜렷한 확산(divergence) 현상을 가져오는 가장 큰 요인은 기술발전인 것으로 나타났다. 22) 23)

〈그림 4〉와 동일한 분석을 수도권 도시와 비수도권 도시들로 나누어 분석한다. 〈그림 5〉와 〈그림 6〉은 수도권 도시와 비수도권 도시만을 대상으로 초기 노동생산성과 노동생산성 성장 및 세 결정요인과의 관계를 나타낸 그림이다. (a)는 초기 노동생산성과 노동생산성 성장과의 관계를 보여준다. 수도권 도시를 대상으로 한 분석에서 회귀선의 기울기는 양수로 10%수준에서 유의하다(회귀분석 결과는 〈표 5〉의 (a)를 참조). 이는 수도권 내 도시 사이에서도 노동생산성 격차가 확대되고 있음을 의미한다. 〈그림 6〉 (a)의 비수도권의 경우는 도시간의 노동생산성 격차가 확대되는 경향이 있는 것으로는 보이나 통계적으로 유의한 관계를 얻지는 못했다(회귀분석 결과는 〈표 6〉의 (a)를 참조).

〈그림 5, 6〉의 (b)는 초기노동생산성과 효율성 변화와의 관계를 나타낸다. 그러

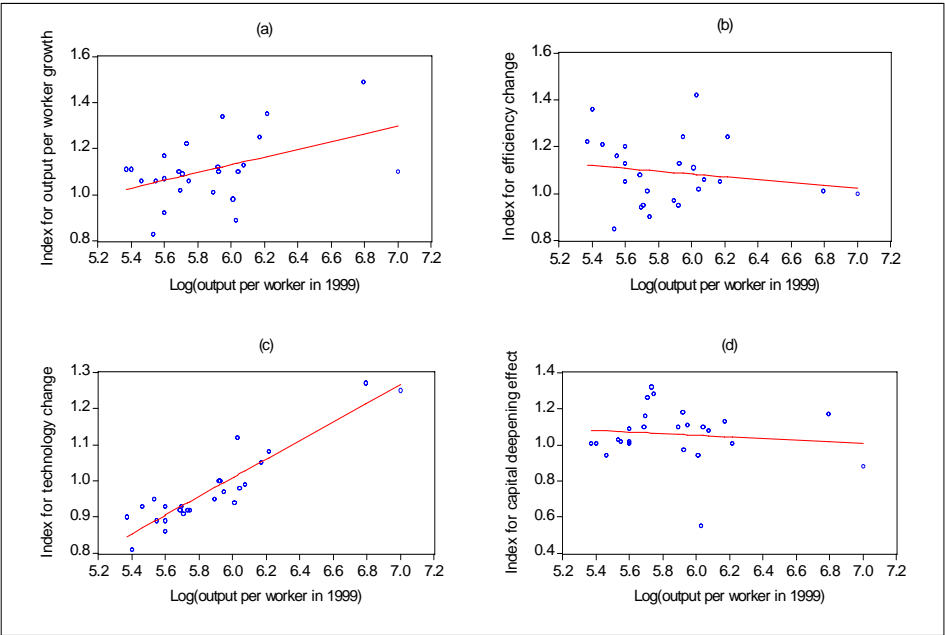
22) 이러한 차이점은 여러 가지 요인에 의해 발생될 수 있다. 첫째는 두 선행연구는 국가를 대상으로 한 것이고 본 연구는 일국내 지역을 대상으로 한 것이기 때문일 수 있다. 둘째는 두 선행연구는 장기간 특히 지식이반경제로 본격적으로 진입되지 않았을 때인 1960년대 및 70년대(자본축적에 의해 경제가 급속히 성장하는 시대)의 자료도 포함된 반면 본 연구는 1990년대 후반부터 2002년까지 약 4년간의 짧은 시기만을 대상으로 하였기 때문일 수 있다. 특히 두 번째 요인이 더욱 중요할 것으로 보인다. 본 연구에서도 60년대 혹은 70년대 자료를 포함해서 연구한다면 자본축적 효과가 두 선행연구와 동일할 가능성이 높을 것으로 보인다. 그러나 데이터의 부족으로 도시별 장기트렌드는 분석할 수 없었다.

23) 효율성 성장과 기술발전을 곱하면 총요소생산성 변화를 의미한다. 그런데 기술발전의 노동생산성 확산효과가 크므로 총요소생산성 증가는 노동생산성을 확산시키는 효과가 있다. 총요소생산성이 인당 소득이 수렴하도록 작동한다는 주장과 부합되지 않는 결과이다. 보다 구체적인 것은 Fare, et al. (2006) 참조.

나 그 관계는 수도권 및 비수도권, 공히 전 도시를 대상으로 한 경우와 동일하게 회귀선의 기울기가 음수로 나타났지만 통계적인 유의성이 아주 낮고 모형설정의 유의성 또한 낮으므로 두 변수간 음의 관계가 있다고 말하기 어렵다(회귀분석 결과는 (b)를 참조). 수도권 내의 도시간에 있어서 기술적 catch-up이 분명함에도 불구하고 이러한 기술적 catch-up이 도시 간 노동생산성을 수렴시키는 기제로서 작동한다는 것을 입증하지 못하고 있다.

〈그림 5, 6〉의 (c)는 초기 노동생산성과 기술변화와의 관계를 도시한 것이다. 그림을 통해 수도권과 비수도권 도시 모두에서 두 변수 간에 뚜렷한 양의 관계가 있음이 확인된다. 〈표 5, 6〉의 회귀분석의 결과 역시 높은 통계적 유의성을 보여준다. 그리고 이러한 결과는 전 도시를 대상으로 한 분석과도 일치한다. 결국 기술발전은 도시 간 노동생산성의 괴리(divergence)를 발생시키는 기제로서 역할을 한다는 것을 재확인할 수 있다. 특히, 수도권 내 도시에서의 기술변화의 노동생산성 괴리에 미치는 영향이 비수도권 도시에 비해 상대적으로 더욱 커서 수도권 도시의 노동생산성 괴리현상이 비수도권 도시의 괴리현상보다 더욱 뚜렷하게 나타나고 있음을 알 수 있다.

〈그림 5〉 수도권 도시의 노동생산성 수렴(확산) 검정 및 요인





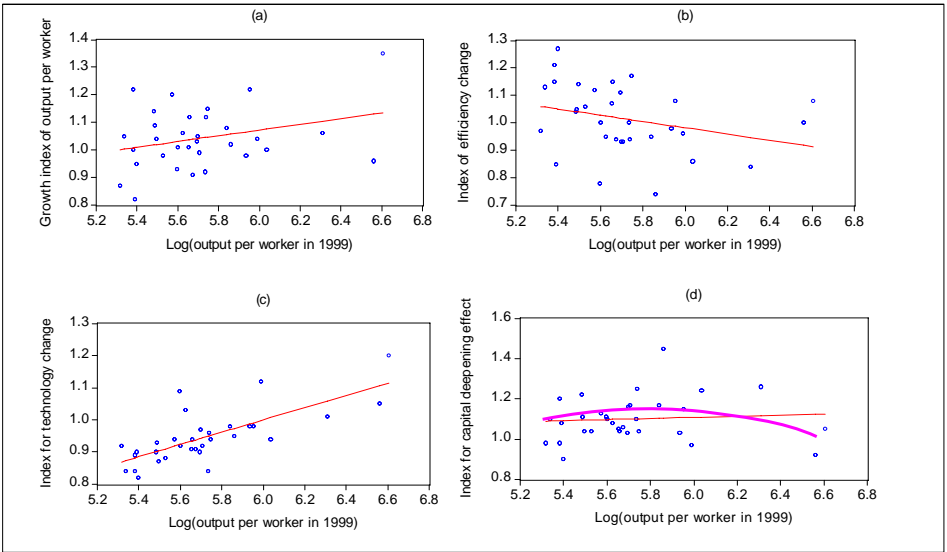
(d)는 초기 노동생산성과 자본축적의 효과를 도시한 것으로 수도권 도시만을 대상으로는 두 변수 간의 뚜렷한 관계를 알기 어렵다. 반면, 비수도권 도시의 경우, 초기 노동생산성과 자본축적에 의한 생산성 향상 효과와 역 U자 관계를 보여주고 있다. 전 도시를 대상으로 한 결과와 마찬가지로 자본축적의 효과가 도시간 노동생산성을 수렴시키는 어떠한 증거도 발견할 수 없다.

〈표 5〉 수도권 도시의 회귀분석

종속변수 설명변수	(a) 노동생산성 성장	(b) 효율성 변화 (기술적 catch-up)	(c) 기술발전 (혁신)	(d) 자본축적의 생산성효과	자본축적의 생산성효과
절편	0.515 (1.56)	1.310*** (6.44)	0.055 (0.70)	1.221*** (5.13)	0.001 (0.00)
Log(1999년 노동 생산성)	0.164* (1.71)	-0.063 (-1.18)	0.258*** (11.69)	-0.046 (-0.67)	0.601 (0.55)
Log(1999년 노동 생산성의 제곱항)	-	-	-	-	-0.085 (-0.59)
F-value	6.26**	0.73	132.49***	0.32	0.30
R <sup>2</sup>	0.221	0.032	0.858	0.014	0.028

주 : 1. ( )안의 수치는 white-robust-heteroskadicity t-값이다.  
 2. \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

〈그림 6〉 비수도권 도시들의 노동생산성 수렴(확산) 검정 및 요인



〈표 6〉 비수도권 도시의 회귀분석

종속변수 설명변수	(a) 노동생산성 성장	(b) 효율성 변화 (기술적 catch-up)	(c) 기술발전 (혁신)	자본축적의 생산성효과	(d) 자본축적의 생산성효과
절편	-0.786 (-0.51)	2.923** (2.28)	-2.335*** (-3.77)	0.647 (0.49)	-99.679** (-2.26)
Log(1999년 노동 생산성)	0.106 (1.19)	-0.111 (-1.50)	0.190*** (5.28)	0.026 (0.34)	11.543** (2.29)
Log(1999년 노동 생산성의 제곱항)	-	-	-	-	-0.330** (-2.29)
F-value	3.08**	2.67*	32.90***	0.17	2.75*
R^2	0.096	0.084	0.531	0.006	0.164

주 : 1. ( )안의 수치는 white-robust-heteroskadicity t-값이다.  
2. \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미한다.

IV. 결 론

본 연구는 한국의 57개 도시를 대상으로 노동생산성 성장요인, 수렴성(확산성) 그리고 그 요인에 대하여 분석하였다. 먼저 한국 도시는 1990년 대 후반 이후에도 전체적으로 노동생산성 증가는 자본축적에 의한 것이었다. 전반적으로는 여전히 양적인 성장과정 속에 있는 것으로 보인다. 물론 과거의 연구와 비교해 보면 자본축적의 기여도는 줄어들고 총요소생산성 증가(기술발전과 기술효율의 증가) 기여도는 확대되고 있는 것은 사실이지만 완전한 질적 성장단계에 접어들었다고 말하기는 어려운 상황이다.

그러나 수도권과 비수도권을 나누어서 보면 수도권 도시의 경우 총요소생산성 증가에 의해 노동생산성 증가가 주도되고 있는 반면, 비수도권 도시는 자본축적에 여전히 의존하고 있다. 즉 수도권 도시들은 비수도권 도시들에 비해 상대적으로 질적 성장과정에 있다고 할 수 있다.

한편, 도시간 노동생산성 격차는 상대적으로 확대되고 있다. 1999년의 노동생산성이 높은 도시일수록 노동생산성 증가율이 높게 나타났다. 도시간 노동생산성 격차의 확대(divergence)는 우리 사회에서 소득계층간의 양극화 문제뿐만 아니라 도시간의 양극화도 진행되고 있음을 보여주는 것이다. 그런데 이러한 격차 확대현상

의 원인은 도시 간 기술발전의 격차가 주요인으로 나타났다.

상기 결과는 기술발전에 의해 자본의 규모수익체증이 가능하고 이로 인해 지역 간 혹은 국가 간 경제적 격차 확대로 이어질 수 있다는 내생적 성장이론에서의 주장과 일치한다. 그러나 내생적 성장모형에서 기술확산이 경제적 수렴을 가져오는 중요한 요인이 될 것이라는 주장과는 달리 한국 도시 간 기술확산이 있었음에도 불구하고 기술확산이 도시간 경제적 수렴에 긍정적 영향을 미쳤는지에 대해서는 명확히 입증되지 못했다. 또한 외생적 성장모형에서 자본축적이 한국 도시의 성장에 있어서 중요한 요인이 되고 있지만 자본축적이 경제적 수렴을 일으키는 메카니즘으로 작용할 것이라는 주장과는 달리 자본축적이 경제적 수렴 현상에 큰 영향을 주지 못한 것으로 나타났다.

본 연구는 한국 도시들을 대상으로 최초로 경제적 수렴성과 그 요인을 분석하였다는 점에서 의미가 있지만, 여러 차원에서 또한 한계점을 가지고 있다. 먼저 조사대상 기간이 단기여서 경제성장과 수렴 등의 장기적 경향성을 제대로 분석하지 못하였다. 단기분석으로 인해 이 시기의 특수성, 즉 특수한 환경적 요인을 제거하지 못하는 한계점을 가지고 있다. 두 번째는 내생적 성장모형에서 강조한 바와 같이 인적자본이 경제성장 및 경제수렴(혹은 확산)에 중요한 요소임에도 불구하고 각 도시별 인적자본스톡을 추계하기가 어렵기 때문에 이를 실증모형에서 고려하지 못했다는 점이다. 이러한 두 가지 한계점은 향후 연구과제로 남겨둔다. 또한 규모의 동질성등을 고려하여 규모에 따른 분석과 산업을 좀 더 세분화하여 연구할 필요성 또한 있을 것으로 판단된다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 강상목, “중국의 지역성장분석,” 『경제학연구』, 제50집, 제4호, 2002, pp. 329-368.
2. 김경환, 『수도권집중의 사회적 비용·편익 추정의 검증』, 경기개발연구원, 2005.
3. 김미숙, “환경오염을 고려한 도시생산성 연구 -대기오염물질을 중심으로-,” 서울대학교 환경대학원 박사학위논문, 2006.

4. 김의준, 『우리나라 지역불균형 문제의 이해와 지방분산화 정책효과』, 산업연구원, 2003.
5. 김종섭, “지역성장의 요인과 수렴성향에 관한 연구,” 『산업경제연구』, 제16권, 제5호 2004, pp. 31-53.
6. 김지욱, “한국 지역경제 수렴성과 효율성에 관한 연구,” 『서울도시연구』, 제6권, 제4호 2005, pp. 71-80.
7. 김홍기, “한국에서 비안정적 패널자료를 활용한 인적자본과 지역간 소득수렴화,” 『한국경제의 분석』, 제9권, 제2호, 2003, pp. 109-164.
8. 문춘걸·박기현, “우리나라 지역경제의 수렴여부에 관한 실증분석,” 『공공경제』, 제10권, 제2호, 2005, pp. 49-79.
9. 서승환, “생산성의 비교분석,” 박상우·김동주 편, 『수도권 집중의 사회·경제적 파급효과 분석연구』, 국토연구원, 2001.
10. 유병철·박성익, “지역소득 수렴여부와 성장요인 분석: 동태 이질적 패널모형의 활용,” 『국제경제연구』, 제10권, 제2호, 2004, pp. 105-126.
11. 이성복, “신행정수도 건설과 서울의 위상 및 국가경쟁력,” 『신행정수도건설이 서울 및 국가발전에 미치는 영향에 관한 연구』, 서울대학교 환경계획연구소, 2004, pp. 34-60.
12. 정창무, “수도권 공간구조분석,” 박상우·김동주 편, 『수도권 집중의 사회·경제적 파급효과 분석연구』, 국토연구원, 2001.
13. Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin, “Convergence,” *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 2, 1992, pp. 223-251.
14. \_\_\_\_\_, 1995, *Economic Growth*, New York: McGraw-Hill.
15. Baumol, W. J., “Productivity Growth, Convergence, and Welfare: what the Long-Run Data Show,” *American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, 1986, pp. 1072-1085.
16. Bernard, A. B. and S. Durlauf, “Convergence in International Output,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, No. 2, 1995, pp. 97-108.
17. \_\_\_\_\_, “Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis,” *Journal of Econometrics*, Vol. 71, No. 1, 1996, pp. 161-173.
18. Fare, R., S. Grosskopf and D. Margaritis, “Productivity Growth and Convergence in the European Union,” *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 25, No. 2, 2006, pp. 111-141.
19. Fare, R., S. Grosskopf, M. Norris and Z. Zhang, “Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 1, 1994, pp. 66-83.
20. Farrell, M. J., “The Measurement of Productive Efficiency,” *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 120, No. 3, 1957, pp. 253-282.
21. Im, K. S., Pesaran, M. H. and Shin, S., “Testing for unit Roots in Heterogeneous Panels,” mimeo, Cambridge University, 1997.
22. Kumar, S. and R. Russell, “Technological Change, Technological Catch-Up, and Capital Deepening: Relative Contributions to Growth and Convergence,” *American Economic Review*, Vol. 92, No. 3, 2002, pp. 527-548.
23. Lucas, R. E. Jr., “On the Mechanics of Economic Development,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, No. 1, 1988, pp. 407-437.

24. Mankiw, N. G., D. Romer and D. N. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, 1992, 407-437.
25. Pesaran, M. H., "A Pair-Wise Approach to Testing for Output and Growth Convergence," CESIFO Working Paper, No. 1308, 2004.
26. Quah, D., "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs," *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, No. 1, 1997, pp. 27-59.
27. Romer, P. M., "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 5, 1986, pp. 1002-1037.
28. Solow, R. M., "A Contribution to the theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, 1956, pp. 65-94.

# Technological Catch-Up, Technology Advance, and Capital Accumulation in Productivity Growth and Convergence: An Application to the Korean Cities

Keunjae Lee\* · Sang-Mok Kang\*\* · Jong-pil Jeong\*\*\*

## Abstract

This paper analyzes the determinants of growth and convergence in labor productivity, applying to 57 Korean cities over the period from 1999 to 2002. Production frontier approach is employed in this paper, decomposing the labor productivity growth into three effects of technological catch-up, technology advance, and capital accumulation. The empirical tests find that capital accumulation has most contributed to the labor productivity growth on average. For capital region case, however, technological catch-up turns out the most contributable factor. Total factor productivity has also played more decisive role for labor productivity growth in capital region than in non-capital region. These results imply that cities in capital region are in the stage of more qualitative economic growth than those in non capital region.

Meanwhile, the gap in labor productivity across cities diverged over the sample period according to the estimations of Theil index and the coefficient of income-variation. In addition, GLS(general least square) regression also supports the divergence, showing cities with the higher labor productivity in initial year, 1999, have the higher growth rates in labor productivity over the sample period. This divergence turns out to be significantly associated with gap in technology advance across cities. This result is consistent with the argument of endogenous growth theory that economic gaps across economies can remain constant or widen because of the gaps in technology development.

**Key Words:** labor productivity, convergence, technological catch-up, technology advance, capital accumulation

---

\* Research Fellow, Dept. of Economics, Pusan National University

\*\* Professor, Dept. of Economics, Pusan National University

\*\*\* Research Professor, Dept. of Economics, Pusan National University