

한국의 지역소득 수렴현상에 대한 재조명

구재운* · 이승준**

1985~2008년 동안 한국 내 11개 지역의 일인당 지역내총생산 자료를 이용하여 지역소득의 수렴 여부를 검증한 결과 수렴현상을 발견할 수 없었다. 외환위기 이후 β -수렴속도는 크게 둔화되었으며, σ -수렴현상도 약화되어 최근 들어 한국의 지역소득은 수렴하지 않는다고 볼 수 있다. 시계열 분석법을 이용하여 검증한 결과도 마찬가지로 지역소득의 수렴현상을 발견할 수 없다. 특히, 지역소득 사이의 상관성을 고려하기 위해 Bai and Ng(2004)이 제안한 PANIC 방법을 이용하여 각 지역소득을 공통부분과 고유부분으로 분리한 후 각 부분의 정상성(stationarity)을 살펴보았다. 그 결과 공통부분은 비정상적인 반면에 고유부분은 정상적으로 나타나서 지역소득의 수렴현상이 나타나지 않은 이유가 공통부분의 비정상성 때문임을 밝힐 수 있었다.

핵심주제어: 소득수렴, PANIC, β -수렴, σ -수렴, 한국
경제학문헌목록 주제분류: O40, C22, C23

I. 서 론

한국의 성장속도는 세계적으로 높은 수준이나 각 지역소득이 동일한 성장률을 나타내지는 않고 있다. 특히, 1997년도 말에 발생한 외환위기 이후 지역 간 소득격차가 더 커지는 경향이 있다. 경제의 총체적 성장률을 높이는 것도 중요하지만 소득이 각 지역에 어떻게 배분되는가에 대한 관심도 필요하다. 본 논문의 목적은 최근 들어 한국 내 지역 간 소득격차가 커졌는지를 조사하고 그 이유를 분석하는 데에 있다.

신고전학과 성장이론의 수렴가설(convergence hypothesis)에 따르면, 지역 간 소득격차는 장기적으로 줄어들어야 한다. 자본의 한계생산성이 체감하면, 자본 축적수준이 낮은 가난한 지역의 경제성장률이 더 높으므로 시간이 흐름에 따라

* 교신저자, 전남대학교 경제학부 교수, 전화: (062) 530-1551, E-mail: jwkoo@jnu.ac.kr

** 주저자, 전남대학교 경제학부 교수, 전화: (062) 530-1554, E-mail: leesj@jnu.ac.kr

논문투고일: 2012. 1. 12 수정일: 2012. 3. 21 게재확정일: 2012. 3. 27

가난한 지역의 소득수준은 부유한 지역의 소득수준을 따라잡게 된다. 그러나 최근의 신성장이론은 소득수렴이 나타나지 않을 가능성을 예측하고 있다. 물질 자본보다 인적자본, 지식, 경제 하부구조 등이 성장에 더 큰 영향을 미치게 되면 가난한 지역의 자본 한계생산성이 부유한 지역보다 높지 않을 수 있기 때문이다.

그 동안 수렴가설을 검증하기 위해 다양한 방법이 시도되었다. Barro and Sala-i-Martin(1991)은 β -수렴(β -convergence)이라는 개념을 정의하고, 초기에 소득수준이 낮은 지역일수록 경제성장률이 높은가를 횡단면 회귀분석법을 이용하여 조사하였다. 좀 더 단순한 방법인 σ -수렴(σ -convergence)은 지역소득 사이의 횡단면 표준편차가 감소한 경우를 의미한다.¹⁾ 그러나 소득을 결정하는 모든 요인을 적절히 통제하지 않으면 횡단면 회귀분석법만으로 수렴 여부를 판단하기는 어렵다. Evans and Karras(1996)는 단위근(unit root) 검증법이나 공적분(cointegration) 검증법을 이용하여 수렴현상을 분석하였다. 각 지역소득 시계열이 단위근을 갖고 있는지 또는 모든 지역소득 시계열 사이에 공적분이 존재하는지를 검증하여 수렴 여부를 판단하였다. 최근에는 지역별 시계열 분석이 관측치 수의 제한 때문에 검증력이 낮다는 한계점을 극복하기 위해 지역 시계열 자료를 통합한 패널자료를 이용하여 분석하기도 한다.

한국에서도 Koo, Kim, and Kim(1998)이 β -수렴을 분석하였고, Koo and Lee(2000)는 단위근 검증법으로 지역소득의 수렴 여부를 분석한 바 있다. 김흥기(2003)는 패널단위근과 패널공적분 검증기법을 활용하여 분석한 결과, 고정효과를 고려하고 인적자본이 통제된 모형에서 일인당 지역내총생산은 수렴 경향을 보이고 있다고 결론지었다. 그러나 유병철·박성익(2004a)이 비교적 최근의 자료를 이용하여 다양한 방식으로 지역소득의 수렴 여부를 분석한 결과를 보면 수렴에 관한 명확한 결론을 내리기 어렵다. 이와 같이 그 동안 발표된 한국 지역소득의 수렴에 관한 연구들은 분석 기간과 기법에 따라 서로 다른 결과를 제시하고 있다.

패널자료를 이용한 기존의 분석이 공통적으로 안고 있는 문제는 지역소득이 횡단면적으로 독립이라고 가정한 점에 있다. 한 국가 내 지역별 일인당 소득자료는 횡단면적 상관관계(cross-sectional correlation)를 갖고 있을 가능성이 높다.

1) β -수렴과 σ -수렴 정의는 소득 외 다른 변수의 수렴현상을 분석하는 데에도 활용된다. 유병철·박성익(2004b)은 지역별 인적자본의 수렴을 분석하는 데에 β -수렴과 σ -수렴 검증법을 이용하였다.

지역의 일인당 소득이 공통요인(common factor)을 갖고 있는 경우에는 공통의 시간효과(common time effect)만 고려해서는 신뢰할 만한 결과를 얻지 못한다. 본 논문은 기존 논문과 달리 지역의 일인당 소득 사이에 횡단면 종속(cross-sectional dependence)이 존재한다는 가정을 명시적으로 도입하였다.

우선 표본기간 동안의 β -수렴속도의 변화와 지역소득의 횡단면 표준편차의 변화를 조사하여 지역소득의 수렴 가능성을 확인한다. 그 다음으로 통상적인 시계열 분석법을 적용하여 수렴 여부를 조사한다. 마지막으로 지역소득의 횡단면적 상관성을 고려하기 위해 Bai and Ng(2004)이 개발한 PANIC(panel analysis of non-stationarity in idiosyncratic and common components) 기법을 적용한다. PANIC은 시계열 변수의 공통부분(common component)과 고유오차(idiosyncratic error)를 구분하고 각각에 대해 단위근 검증을 별도로 실시함으로써 시계열 자료의 단위근이 존재하는 원인을 규명하는 기법이다. 이 분석을 통해 지역별 일인당 소득의 비정상성(non-stationarity)이 경제 내 공통요인 때문에 발생했는지, 아니면 지역 고유한 요인 때문에 발생했는지를 조사할 수 있다. PANIC 접근법은 지역별로 이질적 균형성장경로(heterogeneous balanced growth path)를 분석하는 데에도 유용하다. Carrion-i-Silvestre and German-Soto(2009)와 Shibamoto, Tsutsui, and Yamane(2009)는 PANIC 방법을 이용하여 멕시코와 일본 지역소득의 수렴 여부를 각각 분석한 바 있다.

본 논문에서 분석한 자료는 1985~2008년의 한국 내 11개 지역의 일인당 지역내총생산(GRDP) 자료이다. 분석결과 우리가 발견한 주요 실증은 다음과 같다. 첫째, 지역소득의 수렴현상은 최근 들어 약화된 경향이 있다. 둘째, 소득의 균형성장경로가 지역별로 다르다고 가정하면 수렴이 나타나지 않는 이유가 공통부분의 비정상성에 있다. 셋째, 지역소득의 공통부분은 최근 들어 감소하는 추세를 보인다.

지역소득의 수렴성이 약화되고 있으며, 특히 지역소득의 공통부분이 수렴을 저해한다는 실증이 시사하는 바는 크다. 지역소득의 공통부분은 통화정책이나 환율정책과 같은 중앙정부 정책의 영향을 주로 받는다. 만약 거시정책이 소득에 미치는 효과가 지역별로 다르다고 하면 이를 보완하는 정책이 병행되지 않는 한 지역소득의 차이가 심화될 가능성이 있다. 따라서 지역균형성장을 위해서는 중앙정부의 정책이 중요하다는 시사점을 찾을 수 있다.

제II절에서는 기존의 시계열 분석법과 PANIC 방법을 정리한다. 제III절은 자료의 속성에 대해 간단히 기술하고 다양한 방법으로 수렴 여부를 검증한 결과

를 제시한다. 마지막 제IV절은 본문의 요약 및 정책 시사점으로 이루어져 있다.

II. 수렴검증 방법

1. 기존의 시계열 분석법을 이용한 수렴검증

신고전학파의 성장이론에 의하면, 모든 경제단위에는 장기적으로 유일한 균형성장경로가 존재한다. 모든 경제단위가 동일한 기술을 보유하고 있다고 가정하면 각 경제단위의 장기성장경로는 평행한다. 이 이론체계를 반영하여 Evans and Karras(1996)는 지역 i 와 j 의 소득이 다음 조건을 만족하면 서로 수렴한다고 정의한다.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (y_{i,t+l} - y_{j,t+l}) = \mu_{i,j} \quad (1)$$

또는 모든 지역 i 의 소득이 다음 조건을 만족하면 지역소득이 수렴한다고 말한다.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (y_{i,t+l} - \bar{y}_{t+l}) = \mu_i \quad (2)$$

이 식에서 $y_{i,t}$ 는 i 지역의 t 기 일인당 소득에 로그를 취한 변수이다. \bar{y}_t 는 t 기 일인당 소득의 횡단면 평균이며, μ_i 는 i 지역의 영구적인 소득격차를 의미한다.

Evans and Karras(1996)는 $\mu_i=0$ 인 경우에 절대적 수렴(absolute convergence)이 발생하고, $\mu_i \neq 0$ 인 경우에는 조건부 수렴(conditional convergence)이 발생한다고 주장하였다. $(y_{i,t} - \bar{y}_t)$ 에 대한 단위근 검증결과로 수렴 여부를 판단할 수 있다. 즉, 일인당 소득의 횡단면 평균으로부터의 편차가 정상적인가를 조사하여 수렴 여부를 검증할 수 있다.

2. PANIC 접근법을 이용한 수렴검증

모든 지역소득이 다음 식을 만족하면 공통추세(common trend)가 존재한다.²⁾

2) 이 접근법은 Bernard and Durlauf(1995)의 공통추세모형과 유사하다.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t(y_{i,t+t} - \lambda_i' F_{t+t}) E_t(D_{i,t}), \quad \forall i \quad (3)$$

이 식에서 λ_i 는 $(k \times 1)$ 요소로딩벡터(factor loading vector)이며 F_t 는 $(k \times 1)$ 공통요소벡터이다. 지역별 공통부분의 가중치가 동일하고($\lambda_1 = \dots = \lambda_N$), 그 값이 1인 경우에 λF_t 는 전형적인 시간효과(time effect)를 나타낸다. 또 공통부분이 횡단면 소득평균과 같다고 하면 식 (3)은 식 (2)와 동일하다.³⁾ 그러나 식 (3)은 공통부분의 가중치가 다른 경우, 즉 이질적인 균형성장경로를 허용할 수 있으므로 보다 일반적인 수렴의 정의로 이해할 수 있다. 특히, $D_{i,t} \neq 0$ 이라고 하면 이는 조건부 수렴의 정의에 상응한다.

Bai and Ng(2004)은 $y_{i,t}$ 를 공통부분과 개별 오차로 분리하여 각각 단위근 검증을 실시할 것을 제안하였다. 지역 i 의 일인당 소득이 확정부분(deterministic component), 공통부분과 개별 오차(idiosyncratic error)의 합으로 구성되어 있다고 가정하자.

$$y_{i,t} = D_{i,t} + \lambda_i' F_t + \epsilon_{i,t}, \quad \forall i \quad (4)$$

$D_{i,t}$ 는 확정부분, λ_i 는 $(k \times 1)$ 요소로딩벡터이며 F_t 는 $(k \times 1)$ 공통요소벡터이다. F_t 와 $\epsilon_{i,t}$ 중 적어도 하나가 비정상적일 경우에 $y_{i,t}$ 는 비정상적인 특성을 보인다.

확정요소가 상수라고 가정하면 모형은 다음과 같다.

$$y_{i,t} = \mu_i + \lambda_i' F_t + \epsilon_{i,t}, \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

주성분(principal component) 방법을 이용하여 $y_{i,t}$ 를 공통부분과 고유오차부분으로 분해하고 각 부분의 정상성 여부를 검증한다. 일치 추정량을 구하기 위하여 Bai and Ng(2004)은 식 (5)를 1차 차분한 모형을 추정할 것을 제안하였다.⁴⁾

$$\Delta y_{i,t} = \lambda_i' f_t + z_{i,t} \quad (6)$$

여기서, $f_t = \Delta F_t$ 이고, $z_{i,t} = \Delta \epsilon_{i,t}$ 이다.

F_t 의 추정과정은 다음과 같다. 먼저 주성분 분석방법을 $\Delta y_{i,t}$ 에 적용하여 공

3) 즉, Evans and Karras(1996)의 수렴정의를 $\lambda_1 = \dots = \lambda_N = 1$ 이며 공통부분이 소득평균인 경우에 해당한다.

4) $\epsilon_{i,t}$ 가 정상적인 경우 주성분 방법에 의하여 추정된 F_t 와 λ_i 는 일치 추정치가 되지만, 단위근을 갖는 경우에는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하고 λ_i 는 비일치 추정치가 된다.

통요소가 r 개 포함되어 있는 \hat{f}_t 를 추정한다.⁵⁾ 그리고 최소자승법으로 식 (6)을 추정하여 $\hat{\lambda}_i$ 를 구한다. 잔차항인 $\hat{z}_{i,t}$ 는 $\Delta y_{i,t} - \hat{\lambda}_i \hat{f}_t$ 이다. \hat{f}_t 과 $\hat{z}_{i,t}$ 을 이용하여 다음과 같은 방법으로 공통부분과 고유부분을 역으로 계산(re-accumulation)한다.

$$\begin{aligned}\hat{F}_{m,t} &= \sum_{s=2}^t \hat{f}_{m,s} \\ \hat{\epsilon}_{i,t} &= \sum_{s=2}^t \hat{z}_{i,s}\end{aligned}\quad (7)$$

이 방법으로 추정한 개별 오차항의 추정치($\hat{\epsilon}_{i,t}$)와 공통요인 추정치($\hat{F}_{m,t}$)를 대상으로 단위근 존재 여부를 검증한다. 공통요소의 단위근 검증은 공통요소의 수에 따라 모형과 방법을 선택한다.⁶⁾ 또한 개별 오차항에 대한 단위근 검증은 다음 식과 같이 절편항을 포함하지 않은 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 모형을 추정한 다음에 t 통계량인 $ADF_t^c(i)$ 를 이용하여 귀무가설($\phi_i=0$)을 검증한다.

$$\Delta \hat{\epsilon}_{i,t} = \phi_i \hat{\epsilon}_{i,t-1} + \sum_{l=1}^p \phi_{il} \Delta \hat{\epsilon}_{i,t-l} + \zeta_{i,t}, \quad i=1, \dots, N \quad (8)$$

Bai and Ng(2004)에 의하면, $ADF_t^c(i)$ 의 점근분포(asymptotic distribution)는 상수항이 포함되지 않은 Dickey-Fuller 분포와 일치한다.

다음 단계로 Stouffer *et al.*(1949)이 제안한 역정규검증(inverse normal test)을 이용하여 통합 단위근 검증을 실시한다.⁷⁾ 먼저 지역별로 단위근을 검증하여 p -값(p -value)을 계산한 후 식 (9)와 같은 Z 통계량을 계산한다. Z 는 표준정규확률변수(standard normal random variable)이다.⁸⁾

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i) \sim N(0, 1) \quad (9)$$

5) $\Delta y_{i,t}$ 로부터 일관된 r 개의 공통요소 추정치를 구하기 위하여 Bai and Ng(2002)이 제안한 다음과 같은 기준을 적용하여 최소 IC 값을 갖는 r 을 선택한다.

$IC(k) = \log(V(k, f)) + k(N+T)/(NT) \log(NT)$ 이며 $V(r, f) = 1/(NT) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\Delta y_{i,t} - \lambda_i \Delta F_t)^2$ 이다. 추정치 \hat{f} 는 $\Delta y \Delta y'$ 의 $(T-1) \times (T-1)$ 행렬에서 r 개의 가장 큰 고유값(eigenvalue)에 상응하는 r 개의 고유벡터(eigenvector)에 $\sqrt{T-1}$ 을 곱하여 추정된다.

6) 하나의 공통요인이 존재하는 경우($r=1$)에는 절편항을 포함하는 ADF 모형이 적합하다. 공통요소가 하나 이상 존재하는 경우($r>1$)에는 VAR 모형과 반복과정(iterative procedure)이라는 다소 복잡한 방법을 사용한다.

7) Choi(2001)는 표본수와 검증력 사이의 역관계(trade-off)를 고려하면 Z 검증이 역카이제승법(inverse chi square test) 등 여타 검증법보다 일관되는 결과를 보인다고 평가하였다. 또한 N 이 무한하든지 유한하든지 상관없이 사용할 수 있다는 장점이 있다.

8) p_i 값은 확률값이므로 0과 1 사이에 존재하기 때문에 $\Phi^{-1}(p_i)$ 은 표준정규확률변수가 된다.

여기서 p_i 는 ADF 검증통계량의 p -값을 나타내고 ϕ^{-1} 는 역정규분포함수를 의미한다.

Ⅲ. 자료 및 실증분석 결과

1. 자 료

본 논문에서 사용한 지역별 일인당 소득은 실질 지역내총생산을 해당 지역의 인구로 나눈 연도별 자료이다. 표본기간은 1985~2008년이다. 한국의 지역을 서울시, 부산시, 경기도, 강원도, 충청북도, 충청남도, 전라북도, 전라남도, 경상북도, 경상남도, 제주도의 11개 지역으로 나누었다. 즉, 대구, 인천, 광주, 대전과 울산광역시는 인접한 도와 통합하였다.⁹⁾

자료의 기초 통계량은 <표 1>에 제시되어 있다. 표본기간 동안 일인당 소득 증가율의 전국 평균은 5.70퍼센트이다. 성장률이 전국 평균보다 높은 지역은 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남이며, 특히 충남은 성장률이 7.17퍼센트로 가장 높다. 일인당 소득의 표준편차는 소득의 안정성을 나타내는 지표이다. 경기, 충북, 전북, 전남, 제주 등지의 변동률이 높으며 경남은 가장 안정적이다. 최초 연도인 1985년도의 소득수준은 서울, 경기, 경남이 높으며 부산, 전북, 충북 등이 낮은 수준을 보이고 있다.

2. 실증분석 결과

1) β -수렴의 부분기간별 변화

먼저 Barro and Sala-i-Martin(1991)의 방식에 따라 β -수렴속도를 추정하였다. 전 기간에 대해 β -수렴속도를 추정할 뿐 아니라 부분기간별로 β -수렴속도가 변했는지를 조사하기 위하여 전 기간을 외환위기 이전과 이후, 6년 간격, 그리고 4년 간격으로 나누어 분석하였다. β -수렴속도는 다음의 비선형모형을 이용하여 추정하였다.

9) 광역시가 출범한 연도가 모두 다르기 때문에 인접한 도와 통합해야 표본기간 동안 일관된 시계열을 구할 수 있다.

〈표 1〉 지역소득의 기초통계량

지역	평균성장률(%)	표준편차(%)	초기 소득
서울	5.457	4.450	6.840
부산	5.422	4.937	6.663
경기	4.535	5.431	6.820
강원	5.322	4.954	6.736
충북	6.640	5.332	6.679
충남	7.176	4.884	6.702
전북	6.277	5.239	6.612
전남	6.767	5.348	6.683
경북	6.025	4.761	6.723
경남	6.394	3.668	6.814
제주	5.026	5.852	6.715
전체	5.703	4.294	6.762

주: 1) 초기 소득은 1985년도의 GRDP에 자연로그를 취한 값이다.

$$\frac{y_{iT} - y_{i0}}{T} = \alpha - \frac{1 - \exp(-\beta T)}{T} y_{i0} + \epsilon_i \quad (10)$$

이 식에서 0은 추정기간의 최초 연도, T 는 최종 연도를 의미하며, 추정치 $\hat{\beta}$ 는 최초 연도와 최종 연도의 소득 차이가 줄어드는 연평균속도를 나타낸다.

〈표 2〉를 보면 전체 기간을 대상으로 추정하였을 때 $\hat{\beta}$ 는 연평균 0.02로 추정되었다.¹⁰⁾ 그러나 전체 기간을 외환위기 이전과 이후로 나누어 추정한 경우, 외환위기 이전에는 0.015인 반면에 이후에는 0.002로 낮아져 지역 간 소득 수렴속도가 외환위기 이후에 크게 둔화되었음을 알 수 있다. 6년 간격으로 표본을 나누어 추정한 경우를 보면, 1997~2002년 기간의 수렴속도가 -0.022로 나타나 이 기간 동안에 지역 간 소득격차가 더욱 확대되었음을 시사한다. 마찬가지로 4년 간격으로 표본을 나누어 추정한 경우에도 1997~2000년 기간과 2005~2008년 기간의 수렴속도가 -0.035와 -0.007로 나타나 이 두 기간 동안에 지역 간 소득격차가 확대되었음을 알 수 있다. 모든 결과를 종합하면, 외환위기 이후, 즉 1997년도 이후의 수렴속도는 그 이전에 비해 크게 둔화되었다고 볼

10) 이 추정치 크기는 다른 나라의 경우와 유사하다. Barro and Sala-i-Martin(1991)을 참조.

수 있다.

2) σ -수렴

수렴에 관한 또 다른 개념으로 σ -수렴이 있다. Quah(1993)에 의하면, σ -수렴은 경제단위 간 소득 변동(variation)의 추이가 시간이 흐름에 따라 지속적으로 감소하는 현상이다. 일인당 소득($y_{i,t}$)의 횡단면적 분산(σ_t^2) 또는 표준편차(σ_t)를 이용하여 σ -수렴을 조사할 수 있다. $\sigma_t^2 > \sigma_{t+T}^2$ 이면 t 기와 $t+T$ 기 사이에 σ -수렴이 발생하였다고 볼 수 있다.¹¹⁾

<그림 1>에 나타난 11개 지역 일인당 소득의 횡단면 표준편차인 σ_t 의 움직임을 살펴보면 1986~1997년 기간 동안에는 σ_t 가 0.13과 0.16 사이에 머물렀지만, 1998년에 0.18보다 높은 수준으로 치솟은 이후에는 0.17과 0.19 사이에서 움직였다.¹²⁾ 한국의 지역소득편차가 1998년 이후 증가한 후 줄어들지 않고 있다는 점을 보면 지역소득수렴이 최근 들어 약화되었음을 재확인할 수 있다.

또한 ADF 단위근 검증법을 이용하여 σ_t 가 장기적으로 정상적인가를 검증하였다. 검증모형에는 상수항과 시간추세를 포함하였다. 검증통계량 값이 -2.292로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 유의수준 5퍼센트에서 기각하지 못한다. 지역소득의 횡단면 표준편차가 임의보행(random walk)을 한다는 실증은 소득격

<표 2> 부분기간별 추정치

기간	$\hat{\beta}$	기간	$\hat{\beta}$
전 기간(1985~2008)	0.020	1985~1988	0.022
외환위기 이전(1985~1997)	0.015	1989~1992	0.001
외환위기 이후(1998~2008)	0.002	1993~1996	0.029
1985~1990	0.021	1997~2000	-0.035
1991~1996	0.032	2001~2004	0.010
1997~2002	-0.022	2005~2008	-0.007
2003~2008	0.002		

11) Barro and Sala-i-Martin(1991)은 횡단면 표준편차를 사용하여 미국의 주별 개인소득의 σ -수렴 여부를 실증분석하였다. β -수렴과 σ -수렴은 서로 관련되어 있으나 동일한 결론을 도출하지는 않는다. Young, Higgins, and Levy(2008)는 β -수렴은 σ -수렴의 필요조건이지만 충분조건은 아니라고 주장하였다. σ -수렴이 없어도 β -수렴이 있을 수 있기 때문이다.

12) $\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (y_{i,t} - \bar{y}_t)^2}$ 을 사용하여 횡단면 표준편차를 계산하였다.

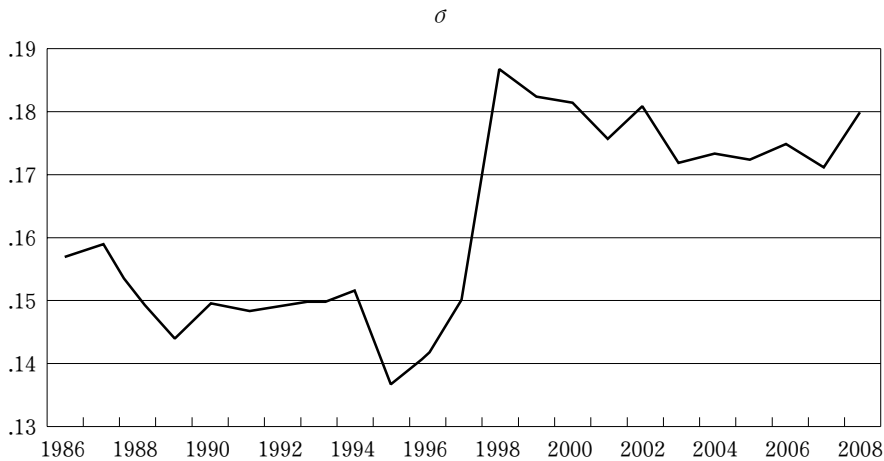
차가 일단 커지면 시간이 경과하더라도 줄어드는 경향이 강하지 않다는 점을 시사한다.¹³⁾ 이상의 모든 분석을 종합하면, 표본기간 동안 11개 지역의 일인당 소득은 σ -수렴을 하지 않으며, 특히 외환위기 이후에 지역 간 소득격차가 커졌다고 결론지을 수 있다.

3) 기존 시계열 분석결과

Evans and Karras(1996)의 정의에 따라 지역별 일인당 소득의 수렴 여부를 검증하기 위하여 다음 식을 추정하였다.

$$y_{i,t} - \bar{y}_t = \mu_i + \rho_i(y_{i,t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \mu_{it}, \quad i=1, 2, \dots, 11 \quad (11)$$

단, μ_{it} 는 평균이 0인 지역 i 소득의 오차항이다. 자기회귀계수인 $\rho_i=1$ 인 경우에 단위근이 존재하고 지역소득이 수렴하지 않는다는 통계적 추론을 할 수 있다. 각 지역별로 단위근 검증을 시행한 결과를 <표 3>에 제시하였다. 각 지역의 일인당 소득 시계열을 대상으로 절편을 포함하는 ADF 검증을 시행한 결과이다.¹⁴⁾ 전남을 제외한 모든 지역소득에 5퍼센트의 유의수준에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났다.¹⁵⁾ 즉, 한국의 11개 지역 중 10개 지역의 일인당 소득은



<그림 1> 지역소득의 표준편차

13) Drennan, Lobo, and Strumsky(2004)는 미국 메트로폴리탄 소득의 표준편차 시계열에 단위근이 존재한다는 점을 들어 소득격차가 줄어들지 않고 있다는 주장을 한 바 있다.

14) 모형의 최적 시차는 0부터 4 중에서 SIC(Schwartz Information Criterion)에 의하여 결정하였다.

15) <표 1>을 보면 전남의 초기 소득은 낮은 편이었으나 평균 성장률은 6.76퍼센트로 매우 높

1985~2008년 기간 동안 Evans and Karras(1996)의 정의에 의한 수렴현상을 보이지 않았다.

개별 시계열 분석은 관측치의 수가 부족하여 검증력이 낮다는 문제점이 있다. 따라서 Stouffer *et al.*(1949)이 제안한 역정규검증법을 이용하여 패널단위근 검증을 시행하였다. 귀무가설은 ‘모든 시계열에 단위근이 존재한다($\rho_i=1$)’이며, 대립가설은 ‘적어도 하나의 시계열은 정상적이다($|\rho_i| < 1$)’이다. $Z < C_{z,a}$ 일 때 a 퍼센트의 유의수준에서 귀무가설을 기각한다. 이때 $C_{z,a}$ 는 표준정규분포의 좌측에 위치한 유의수준 a 퍼센트의 임계치이다. <표 2>의 하단에 제시한대로 ADF-Z 검증통계량은 0.279이며 p -값이 0.390으로 나타나 유의수준 5퍼센트에서 귀무가설을 기각할 수 없었다. Maddala and Wu(1999)가 개발한 ADF-Fisher 검증법의 결과도 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못한다. Levin, Lin, and Chu(2002)의 방식에 따라 단위근을 검증한 결과도 마찬가지이다.¹⁶⁾

이와 같이 개별 단위근 검증결과와 패널단위근 검증결과가 모두 수렴가설을 지지하지 않는다. 따라서 Evans and Karras(1996)의 수렴 정의에 의하면 1985~2008년 동안에 한국의 지역별 일인당 소득은 수렴하지 않았다고 볼 수 있다.¹⁷⁾

그러나 이러한 결과가 지역소득이 공통적인 성장요인을 공유하지 않는다는 의미는 아니다. 단위근 검증법은 특별한 장기간 균형관계, 즉 수렴이 성립하는 데에만 초점을 맞추고 있다. 지역의 일인당 소득이 동일한 수렴속도를 보이는, 즉 평행하는 균형성장을 실현하기 위해서는 식 (11)의 자기회귀계수(autoregressive coefficient) ρ_i 가 모두 같아야 한다. 이를 검증하기 위하여 귀무가설이 $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_{11}$ 이고 대립가설은 $\rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \neq \rho_{11}$ 이라고 설정하고 F 검증을 실시하였다. F 검증통계량은 0.551로 추정되어 5퍼센트 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못하였다. 통합 ρ_i 는 0.897로 추정되었다. 즉, 식 (11)의 ρ_i 가 동일하여 표본기간 동안에 한국의 11개 지역의 일인당 소득은 평행한 균형성장경로(parallel balanced growth path)를 실현하였다고 할 수 있다. 결론적으로 한국의

아 수렴의 가능성이 보인다.

16) LLC의 검증법에서 귀무가설은 ‘각 지역소득에 동일한 단위근이 존재한다’이다. 따라서 Stouffer *et al.*과 Maddala and Wu가 상이한 단위근을 귀무가설로 설정한 것과는 다르다.

17) 최근 들어 한 국가 내의 지역 간 소득수렴이 약화되었다는 발견은 다른 국가의 연구에서도 보고된 바 있다. 소득수렴이 약화된 요인은 다양하다. Lau(2010)는 중국의 개방화와 경제개혁조치가 시행된 이후 지역소득의 수렴이 약화되었다고 보았으며, Hammond(2006)는 미국의 비메트로폴리탄 지역소득이 전체 평균에서 벗어난 이유를 인적자본의 부족에서 찾았다. Aguayo-Tellez(2006)은 멕시코 자료를 이용한 분석에서 숙련 노동자와 미숙련 노동자 간 임금격차의 증가가 지역소득격차의 원인이라고 주장하였다.

〈표 3〉 지역소득의 단위근 검증결과

	지역	검증통계량(ADF)
개별 단위근	서울	-0.300
	부산	-1.928
	경기	-2.155
	강원	-1.116
	충북	-1.454
	충남	0.379
	전북	-1.991(2)
	전남	-3.081**
	경북	-3.012(4)
	경남	-1.324
	제주	1.010(2)
	패널단위근	ADF-Z
LLC		17.848
ADF-Fisher		0.001

주: 1) 지역별 단위근 검증은 ADF 방식으로 시행하였으며, 시차가 0, 2, 4일 때 유의수준 5 퍼센트에서 임계치는 각각 -2.998, -3.012, -3.030이다. **는 귀무가설이 기각됨을 의미한다.

2) 괄호 안의 숫자는 시차 수를 나타내고, 괄호가 없으면 시차가 0이다.

3) 패널단위근 검증은 Stouffer *et al.*(ADF-Z), Levin, Lin, and Chu(LLC) 및 Maddala and Wu(ADF-Fisher) 방식으로 각각 시행하였다.

지역소득은 평행한 균형성장경로에 수렴하지 못하고 있다.

4) PANIC 접근법을 이용한 분석결과

기존의 패널단위근 검증법은 귀무가설의 설정방식에 따라 결과가 달라지는 문제점이 있다. Pesaran(2004)은 패널자료에 횡단면 간 연관성이 존재하기 때문에 이런 현상이 나타난다고 지적하였다. PANIC 기법은 횡단면 간 종속적인 부분을 분리해 내고 남은 고유부분 간의 균형관계를 검증하는 방법이므로 기존 검증법이 안고 있는 문제점을 극복할 수 있다.

PANIC 기법을 이용하기 전에 지역소득의 횡단면 간의 독립성에 대한 검증을 시도하기로 한다. Breusch and Pagan(1980)의 LM 검증법을 이용하여 지역소득 사이의 상관성을 검증하였다. 귀무가설은 모든 t 와 $i \neq j$ 에 대해 $cov(u_{i,t}, u_{j,t}) = 0$

이다. 검증통계량은

$$CD_{LM} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (12)$$

$$\text{단, } \hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t} \hat{u}_{j,t}}{\left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t}^2 \right)^{0.5} \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{j,t}^2 \right)^{0.5}}$$

이다. $\hat{u}_{i,t}$ 는 지역 i 의 ADF 단위근 검증 추정식에서 산출한 잔차항이다. CD_{LM} 통계량은 점근적으로 카이제곱분포를 따르며 자유도는 $N(N-1)/2$ 이다. LM 검증법은 공간 종속(spatial dependence) 검증법과 달리 일반적으로 널리 적용할 수 있고 횡단면 자료를 특별히 정렬할 필요가 없어 간편하다는 장점이 있다. 특히, N 이 상대적으로 적은 경우에 검증력이 크다.

지역소득의 횡단면 종속을 검증하기 위해 LM 검증법을 적용한 결과에 따르면 통계량이 85.377로 5퍼센트의 임계치인 38.958보다 커서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 즉, 11개 지역의 소득 간에 종속이 존재하는 것으로 판명되었다. 따라서 PANIC 기법을 이용하여 횡단면 간 종속부분을 분리하고 독립적인 부분을 대상으로 단위근 검증법을 적용하기로 한다.

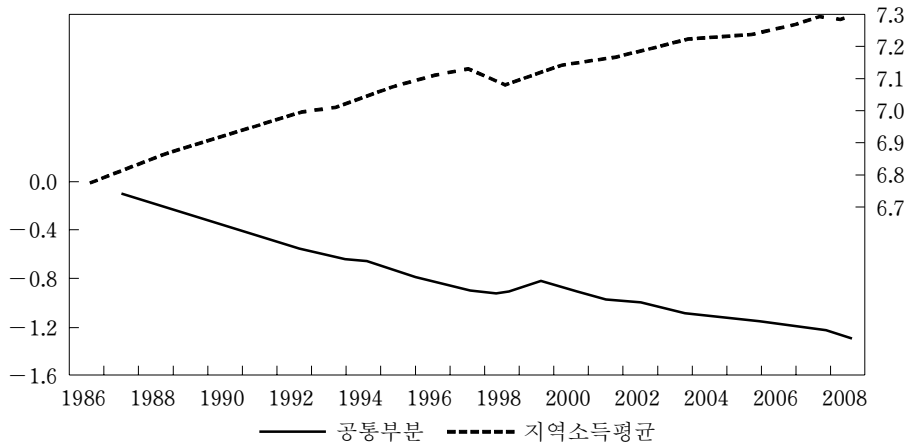
Bai and Ng(2004)이 제안한 분석방법을 이용하여 한국의 지역 일인당 소득에 공통추세가 포함되었는지를 검증하였다. 만약 공통추세가 존재한다면 각 시계열을 공통부분과 고유부분으로 나누어 각각 단위근 검증법을 적용하고자 한다. 1차 차분한 $\Delta y_{i,t}$ 로부터 일관된 r 개의 공통요소 추정치를 구하기 위하여 Bai and Ng(2002)이 제안한 기준을 적용하였다. r 을 최대 5까지 적용하여 IC 를 구한 결과는 <표 4>에 제시되었다. $r=1$ 의 경우에 IC 가 최소값을 보이므로 공통부분의 개수는 1개라고 볼 수 있다.

따라서 한국 11개 지역의 일인당 소득은 1개의 공통부분($\hat{F}_{1,t}$)과 11개의 개별 오차 추정치($\hat{\epsilon}_{i,t}$)로 분해되었다. 지역소득의 공통부분 $\hat{F}_{1,t}$ 의 시계열을 그림으로 나타내면 <그림 2>와 같다. 공통부분은 지역소득의 평균값과 반대 방향으로 움직인다. 또한 지역소득의 공통부분이 시간이 흐름에 따라 감소하는 추세를 나타내며 개별 오차는 매우 커지고 있음을 알 수 있다. 즉, 최근 들어 지역소득이 공통요인보다는 지역고유요인의 영향을 더 크게 받고 있다.

다음 단계로 공통부분과 고유부분에 대해 ADF 검증법을 이용한 단위근 검증과 역정규 패널단위근 검증을 각각 시행하여 그 결과를 <표 5>에 보고하였다.

〈표 4〉 공통부분의 갯수

공통부분 갯수: r	정보기준: $IC(r)$
0	-2.274
1	-2.942*
2	-2.766
3	-2.608
4	-2.458
5	-2.322



〈그림 2〉 공통부분과 지역소득평균의 추이

공통부분에 대한 ADF 검증결과에 의하면 단위근이 존재한다는 귀무가설을 유의수준 5퍼센트에서 기각할 수 없는 것으로 나타나 공통부분인 $\hat{F}_{1,t}$ 에는 단위근이 존재한다고 볼 수 있다. 반면에 개별 $\hat{\epsilon}_{i,t}$ 를 ADF 검증한 후 p -값의 함수로 검증통계량을 계산하여 Z 검증한 경우에는 귀무가설이 기각되어 패널단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났다.

또한 Bai and Ng(2004)의 제안에 따라 식 (5)의 공적분을 Phillips-Ouliaris (1990)의 방식에 따라 검증을 한 다음, p -값의 역정규분포 통계량을 계산하여 $\hat{\epsilon}_{i,t}$ 의 정상성을 검증하였다.¹⁸⁾ 〈표 5〉에 제시한대로 검증통계량이 -4.678로서 5퍼센트 임계치인 -1.645보다 훨씬 작은 것으로 나타나 모든 $\hat{\epsilon}_{i,t}$ 가 비정상적

18) 고유부분의 정상성 검증은 식 (5)의 확정부분과 공통부분 사이의 공적분을 검증하는 것으로 볼 수 있다.

〈표 5〉 $\hat{F}_{1,t}$ 와 $\hat{\epsilon}_{i,t}$ 의 단위근 검증결과

	검증방법	통계량	P-값
$\hat{F}_{1,t}$ 의 단위근	ADF	-2.339	0.397
$\hat{\epsilon}_{i,t}$ 의 패널단위근	ADF-Z	-5.343***	0.000
	Phillips-Ouliaris-Z	-4.678***	0.000
	LLC	-6.049***	0.000
	ADF-Fisher	71.192***	0.000

주: 1) ***은 유의수준 1%에서 기각됨을 나타낸다.

2) 패널단위근 검증법의 설명은 〈표 3〉과 같다.

이라는 귀무가설이 기각되었다. 이 결과가 강건한지를 조사하기 위해 Maddala and Wu와 Levin, Lin, and Chu의 방식에 따라 고유부분의 단위근을 검증하면 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각된다. 이 모든 결과를 종합하면 지역소득의 공통부분은 정상적이고 고유부분은 비정상적이라고 결론지을 수 있다.

이상에서 분석한 바와 같이 PANIC 방법을 이용하여 11개 지역의 일인당 소득자료를 공통부분과 개별 오차부분으로 분해하여 단위근 검증을 실행한 결과에 의하면, 한국의 지역별 일인당 소득은 1개의 장기균형관계가 존재한다고 볼 수 있다. 단, 지역별 일인당 소득에 각기 다른 가중치가 부여되었으므로 각 지역소득은 이질적인 장기성장경로를 따르고 있다고 가정하였다. 또한 앞에서 Evans and Karras(1996)의 수렴검증 결과에 따르면 지역별 소득자료에 단위근이 존재하여 수렴하지 않는 것으로 나타났는데, 그 이유는 각 지역의 평균소득과 역방향으로 움직이는 공통부분인 $\hat{F}_{1,t}$ 가 비정상적이기 때문이다.

IV. 요약 및 정책 시사점

본 논문에서 우리는 다양한 방법을 이용하여 한국의 지역소득 사이에 수렴현상이 존재하는가를 분석하였다. β -수렴과 σ -수렴 분석결과를 보면, 최근 들어 한국 지역소득의 수렴화 경향이 약화되었음이 분명하다. 수렴속도를 나타내는 β 의 추정치가 최근 들어 음수로 전환되었고, 지역소득의 횡단면 표준편차도 매우 커졌다. 기존의 시계열 분석기법을 적용하면 단일 시계열 자료와 패널자료 모두에서 수렴현상을 발견할 수 없었다. 지역소득 시계열에 단위근이 존재한다

는 실증을 지역소득이 수렴하지 않는다고 해석할 수 있기 때문이다. 지역소득 사이의 상관성을 가정한 PANIC 분석기법을 적용하여 소득을 공통부분과 고유부분으로 분해한 후 각각의 정상성을 검증한 결과를 보면, 공통부분은 비정상적인 데에 비해 고유부분은 정상적이다. 이는 지역소득이 수렴하지 않는 이유가 공통부분의 비정상성과 관련이 있음을 시사한다.

각 지역소득의 고유 오차항은 정상적인데도 불구하고 공통부분이 비정상적이어서 소득 수렴이 발생하지 않았다는 발견이 시사하는 바는 매우 크다. 지역소득의 수렴경향을 강화하기 위해서 공통부분이 안정화될 필요성이 있다. 지역소득의 고유부분은 지역 고유의 특성과 지방정부 정책의 영향을 받는다. 반면에 지역소득의 공통부분은 중앙정부가 시행하는 통화정책, 조세정책 또는 환율정책과 같이 모든 지역에 공통으로 영향을 미치는 요인에 의해 결정된다. 이때 중앙정부의 정책이 모든 지역의 소득에 동일한 영향을 미치지 않는다는 점에 유의해야 한다. 예컨대, 공통의 통화정책이 지역소득에 미치는 효과가 차별적이라고 가정하자. 확장적 통화정책에 따라 전국의 총소득은 증가하게 되지만, 소득이 상대적으로 작게 증가하는 지역을 위한 정책이 보완적으로 시행되지 않는 한 지역소득의 격차가 심화될 가능성이 있다. 본 논문의 발견은 지역균형발전을 위해서는 지역 차원의 노력도 중요하지만 중앙정부의 노력이 필요하다는 점을 시사한다.

참 고 문 헌

- 김홍기, “한국에서 비안정적 패널자료를 활용한 인적자본과 지역간 소득수렴화,” 『한국경제의 분석』 9, 2003, 109~164.
- 유병철·박성익, “지역소득 수렴여부와 성장요인 분석: 동태 이질적 패널모형의 활용,” 『국제경제연구』 10, 2004a, 105~126.
- _____, “지역별 인적자본의 추계 및 수렴검정,” 『한국경제연구』 13, 2004b, 81~110.
- Aguayo-Tellez, E., “Income Divergence between Mexican States in the 1990s: The Role of Skill Premium,” *Growth and Change* 37, 2006, 255~277.
- Bai, J. and S. Ng, “Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models,” *Econometrica* 70(1), 2002, 191~221.

- Bai, J. and S. Ng, "A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration," *Econometrica* 72(4), 2004, 1127~1177.
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin, "Convergence Across States and Regions," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991, 107~182.
- Bernard, A. B. and S. N. Durlauf, "Convergence in International Output," *Journal of Applied Econometrics* 10(2), 1995, 97~108.
- Breusch, T. and A. R. Pagan, "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics," *Review of Economic Studies* 47, 1980, 239~253.
- Carrion-i-Silvestre, J. L. and V. German-Soto, "Panel Data Stochastic Analysis of the Mexican Regions," *Empirical Economics* 37, 2009, 303~327.
- Choi, I., "Unit Root Tests for Panel Data," *Journal of International Money and Finance* 20, 2001, 249~272.
- Drennan, M. P., J. Lobo, and D. Strumsky, "Unit Root Tests of Income Convergence across US Metropolitan Areas," *Journal of Economic Geography* 4, 2004, 583~595.
- Evans, P. and G. Karras, "Convergence Revisited," *Journal of Monetary Economics* 37(2), 1996, 249~265.
- Hammod, G. W., "A Time Series Analysis of U.S. Metropolitan and Non-Metropolitan Income Divergence," *The Annals of Regional Science* 40, 2006, 81~94.
- Koo, J., Y. Kim, and S. Kim, "Regional Income Convergence in a Rapidly Growing Economy," *Journal of Economic Development* 23, 1998, 191~203.
- Koo, J. and S. Lee, "Regional Income Convergence: Evidence from Panel Unit Root Tests," *Seoul Journal of Economics* 13, 2000, 459~469.
- Lau, C. K., "New Evidence about Regional Income Divergence in China," *China Economic Review* 21, 2010, 293~309.
- Levin, A., C-F. Lin, and C-S. Chu, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics* 108, 2002, 1~24.
- Maddala, G. S. and S. Wu, "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple," *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 61, 1999, 631~652.
- Pesaran, M. H., "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels,"

Cambridge Working Papers in Economics No. 435, 2004.

Phillips, P. C. and S. Ouliaris, “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration,” *Econometrica* 58, 1990, 165~193.

Quah, D. T., “Galton’s Fallacy and the Convergence Hypothesis,” *Scandinavian Journal of Economics* 95, 1993, 427~443.

Shibamoto, M., Y. Tsutsui, and C. Yamane, “Understanding Regional Growth Dynamics in Japan: Panel Cointegration Approach Utilizing the Panel Method,” mimeo, 2009.

Stouffer, S. A., E. A. Suchman, L. C. DeVinney, S. A. Star, and R. M. Williams, Jr., *The American Soldier, I*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 1949.

Young, A., M. Higgins, and D. Levy, “Sigma Convergence versus Beta Convergence: Evidence from U.S. County-Level Data,” *Journal of Money, Credit and Banking* 40, 2008, 1083~1093.

[Abstract]

A Revisit to Regional Income Convergence in Korea

Jaewoon Koo* · Seungjun Lee**

Using eleven regional income data for 1985~2008, we investigate whether regional incomes converge in Korea. The estimated β -convergence and σ -convergence suggest that regional incomes tend to diverge after the currency crisis. We also fail to find evidence for convergence from time-series analysis results. Applying Bai and Ng (2004)'s PANIC method, we find that regional incomes in Korea do not converge because of non-stationarity of common parts of incomes.

Keywords: convergence, PANIC, β -convergence, σ -convergence, Korea

JEL Classification: O40, C22, C23

* Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Chonnam National University, Tel: 82-62-530-1551, E-mail: jwkoo@jnu.ac.kr

** First Author, Professor, Department of Economics, Chonnam National University, Tel: 82-62-530-1554, E-mail: leesj@jnu.ac.kr

— |

| —

— |

| —