

패널자료를 이용한 한국 지역소득 확률수렴성과 수렴클럽 분석*

김 지 욱**

논문초록

본 연구는 내생적 다중 구조변화와 횡단면 주체간 상호의존성을 고려하는 Carrion-i-Silvestre *et al.*(2005)의 패널정상성검정을 통하여 한국 지역소득 자료에서의 확률수렴성 여부를 확인하고 Quah(1993, 1996, 1997)에 의해 제시된 외부형상변화와 내부분배동학을 동시에 기술하는 확률적 커널을 사용하여 수렴클럽현상 여부를 분석하였다. 분석결과 1985년부터 2009년까지 한국 16개 지역 대부분의 자료에서 외환위기 전후 구조변화가 발생하였고, 또한 서로 상호의존성이 존재함을 발견하였지만 확률수렴성은 발견할 수 없었다. 그러나 시·도 지역 조정 前의 13개 지역자료에서는 횡단면 상호의존성만을 고려할 때에도 확률수렴성을 확인할 수 있었다. 또한 분포동학분석에서 외환위기 전까지는 최빈수의 短峰이 오른쪽으로 이동하고 단위수렴으로 이루어지는 소득격차 완화방향으로 나타났으나 외환위기 이후부터는 양극화 현상인 최빈수가 兩峰으로 나타나고 최고 최빈수가 왼쪽으로 이동함으로써 소득격차가 벌어지는 수렴클럽 현상으로 나타났다. 따라서 회귀분석에서는 절대적 수렴현상이 나타나고 있으나 분포동학분석에서는 수렴클럽으로 나타나고 있어 전반적으로 한국지역소득 간에는 수렴현상이 강하지 못함을 보여주었다.

핵심 주제어: 다중구조변화, 횡단면 상호의존성, 확률수렴성, 분포동학분석, 확률커널, 수렴클럽
경제학문헌목록 주제분류: O2, O4

투고 일자: 2011. 4. 7. 심사 및 수정 일자: 2011. 5. 12. 게재 확정 일자: 2011. 9. 5.

* 본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 심사위원들께 감사드립니다.

** 중앙대학교 경제학부 교수, e-mail: jjukim@cau.ac.kr

I. 서 론

한국경제는 지난 30~40년간의 고도성장기간 동안 서울을 비롯한 수도권 지역의 정치·경제·사회적 측면 등의 집중화가 지역 간 산업, 금융 및 인력구조 등 모든 측면에서의 지역불균등 문제를 야기 시켜왔다. 따라서 1991년의 지방자치제 실시, 1995년의 지방자치단체장 선거 등 지방분권화, 지방자치, 지역균형 발전정책 등을 도입하여 제도적, 법률적, 규제측면에서 많은 개선을 이루어 왔다. 이러한 광역·지역별 산업육성정책들은 수도권지역에 집중된 인적·물적 자본의 이동성을 높여 왔으며, 또한 4만불 시대를 향한 성장잠재력 확충을 위한 주요 정책과제로 추진되어 왔다. 지역균형발전 전략을 추진한 지 20여년이 지나가는 시점에서 한국 지역의 상대적 소득수준이 장기 균형상태로 확률적으로 수렴하고 있는지 또한 수렴과정에서도 지역 간 상대적 소득격차가 해소되고 있는지를 분석하는 것은 의미있는 과제로 판단된다.

Solow-Swan (1956)의 신고전파성장모형이 제시한 수렴화가설은 기본모형의 변형을 통한 이론적 분석뿐만 아니라 실증분석 검정방법상에서 많은 연구가 이루어져 왔다. 특히 패널자료를 이용한 계량경제학적 실증분석 방법론상에 많은 진전을 보여 왔다. 최근에는 2차에 걸친 오일위기, 남미 및 아시아지역에서의 외환·금융위기 등의 충격으로 인한 각국의 경제시계열 상 구조변화의 가능성을 고려한 분석들이 많이 수행되고 있다. 이러한 외부충격은 경제구조가 취약한 경제에 먼저 영향을 미치게 되지만 전 세계적인 글로벌 경제체제하에서는 각 국 서로 상호간에 영향을 미치게 되므로 이러한 횡단면 상호의존성도 고려하는 연구들이 수행되고 있다. 이러한 연구방법은 국가별 분석뿐만 아니라 한 나라 안의 지역 간 소득수렴화 가설검정에서도 구조변화와 상호의존성을 고려하고 있다. 외환위기 충격으로 한국의 국내총생산 자료에 구조변화가 발생하였듯이 한국의 지역소득 자료에서도 분명히 구조변화가 발생하였을 것으로 판단된다.¹⁾ 또한 한국의 경우에는 인위적인 시·도 지역 간 분할조정으로 인하여서도 시계열상에 구조변화가 발생하였을 것이며 외환위기 충격은 지역 상호간에도 서로 영향력을 미쳤을 것으로 판단된다.

1) 조하현 외(2007)에서 단위근검정과 정상성 검정을 통하여 한국의 많은 거시 시계열자료들이 분절-추세 정상시계열임을 밝혔다. 국내 GDP자료의 구조변화분석은 조하현 외(2007)과 김지욱(2007)을 참조할 것.

본 연구에서는 먼저 외환위기나 글로벌금융위기, 석유파동 등과 같은 국외적 충격과 국내 균형발전전략 등 지역적·국내적 충격 등으로 인하여 지역소득 시계열자료에 구조변화발생을 초래하였는지를 분석한다. 또한 이러한 충격 등이 횡단면 상호간에 영향을 미쳐 상호의존성 관계가 나타나는지를 판단한다. 본 연구에서는 다중의 구조변화와 상호의존성을 고려하는 Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005)의 패널정상성 검정방법을 이용하여 지역경제에 외부 충격으로 인한 구조변화가 발생하더라도 상대적 일인당 소득수준이 확률적으로 장기적 균제상태수준으로 복귀하는 확률수렴성(stochastic convergence) 여부를 분석한다.²⁾

그러나 지역소득이 장기균형상태 경로로 수렴한다는 수렴성결과를 도출한다 할 지라도 지역 간의 불균등이 확대될 수도 있다. 즉 단일 봉우리로 수렴하는지 아니면 양극화(polarization) 현상을 나타낼 수 있는 수렴클럽으로 수렴하는지를 알려주지 않는다. 왜냐하면 이러한 회귀분석방법은 대표적 경제의 행태를 강조함으로써 수렴과 불균등과정을 특징짓는 동태적 특성을 보여주지 못하여 전체적인 횡단면 소득분포의 동태적 움직임을 포착할 수 없기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 분포동학 접근법(Distribution Dynamics Approach)을 사용하여 성장동학과 전 기간동안 소득분포의 전개과정도 또한 분석한다. Quah(1993, 1996, 1997)에 의해 제시된 분포동학 접근법은 외부형상 변화와 내부 분배동학을 동시에 기술하는 확률적 커널을 사용하여 일인당 소득의 횡단면 분포의 전개과정을 고찰한다. 밀도함수 추정에서 커널확률밀도함수 추정량을 가장 많이 사용하는데 커널추정량에서 핵심적인 역할을 하는 대역값의 선택에서는 평균누적제곱오차를 채택하여 이를 최소화하는 최적 대역값을 추정한다. 또한 지역 간 상대적 격차가 확대되는지 축소되는지를 살펴보기 위해서는 횡단면 평균값으로 정규화된 상대적 일인당 변수를 사용하여 분석한다. 따라서 비모수 커널추정법을 이용하여 구한 확률밀도함수를 도출하여 하나의 최빈값을 중심(unimodality)으로 밀접하는지(단위수렴) 아니면 두 개의 봉우리(bimodality) 등으로 분산하는지(클럽수렴)를 살펴볼 수 있다. 이 확률적 커널을 이

2) Hadri(2000), Levin, Lin and Chu(2002), Im, Pesaran and Shin(2003) 등의 패널단위근 검정은 구조변화와 상호의존성을 고려하지 않으며, 또한 단위근이 존재한다는 귀무가설의 기각은 패널자료중에서 최소한의 시계열이 안정적인임을 의미한다. 그러나 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설을 설정하는 Carrion-i-Silvestre *et al.*의 패널정상성 검정에서 귀무가설 인정은 모든 시계열이 안정적이고 확률적 수렴을 지지하게 되므로 본 연구의 장점이다.

용하여 구한 3차원그래프와 2차원 등고선 형태를 이용하여 수렴현상도 분석한다.

국내 지역소득 수렴화 검증에서 김영용·박진석(1996)은 10개 지역의 소득수렴화 현상을 횡단면 자료를 이용하여 분석하였는데 수렴속도가 0.0456으로 추정되었다. 전상준(2000)은 한국지역간 기술성장률의 이질성을 허용하는 확률적 솔로우모형과 패널자료 추정기법을 사용하여 지역수렴속도가 기존 연구보다 훨씬 높은 51.4%에서 77.4% 정도로 추정하였다. 유병철·박성익(2004)은 동태이질적 패널모형을 이용하여 한국의 지역소득 수렴여부와 지역 경제성장 요인에 대하여 분석하였다. 그 외 한국 지역소득 수렴관련 논문으로는 김홍기(2003), 이근재 외(2007), 이상훈 외(2008) 등이 있다.³⁾ 김지옥(2010)은 구조변화와 횡단면 상호의존성을 고려한 패널정상성 및 공적분검정을 통하여 아시아 국가 소득수렴 및 성장률 수렴화검정을 실시하였다. 국외 지역소득 수렴화 연구로 Kang(2004)은 1995년부터 1997년까지 일본 47개 지역의 베타수렴이 유의함을 보였다. Michelis 외(2004)는 1981년부터 1991년 기간 동안 그리스 51개 지역의 지역수렴가설을 입증하였다. Evans and Karras(1996)는 미국 48개 주간 및 54개국간 분석을 통하여 조건부수렴 결과를 제시하였다. Quah(1993, 1996, and 1997)에 의해 제시된 분포동학 분석방법으로 Fotopoulos(2006)은 그리스지역의 상대소득에 대해 강력한 양극화도 수렴화도 보이지 않음을 나타내었다. Juessen(2005)는 통일독일의 지역소득 수렴화에 대한 분포동학 분석을 시도하였다. Magrini(2007)는 이탈리아지역의 소득수렴을 분석하였으나 다른 두 개의 지역소득자료에서 상반된 결과를 얻었다. Laurini and Pereira(2009)는 확률커널을 이용하여 브라질의 대도시 소득의 조건부수렴에 대해 분석하였다.

그동안 지역 수렴화분석이나 지역불균등 분석 등 기존 관련 연구들이 각각 따로 분석되어 왔고 종합적으로 두 연구주제가 연결된 연구로 수행되지 못하였다. 따라서 본 연구에서는 지역소득 수렴화 여부를 검증하고 비록 수렴화가 이루어진다고 할지라도 지역 불균등 등이 해소되지 못하고 오히려 확대되어 양극화현상을 나타내

3) 한국지역소득 불균등화에 대한 연구는 전무한 실정이지만 한국경제 전반적인 경제성장과 소득불평등, 그리고 양극화 현상에 대한 분석에서 일반화된 엔트로피 계열의 불평등지수, 앳킨슨 계열의 불평등지수 등 단편적인 지수 등을 사용하고 있다. 따라서 패널단위면 검증방법을 포함한 회귀분석이나 기존의 불균등분석은 대표적 경제의 행태를 강조함으로써 수렴과 불균등과정을 특징짓는 동태적 특성을 보여주지 못하여 전체적인 횡단면 분포의 동태적 움직임을 포착할 수 없다.

는 수렴클럽으로 나타나는 지를 실증분석 하고자 하였다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 패널정상성 추정모형 설정과 구조변화 및 횡단면 주체간 의존성을 허용하는 Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005)의 패널정상성 검정방법을 이용하여 한국 지역소득 수렴화 여부를 분석하였다. 제Ⅲ장에서는 분포동학분석방법을 이용하여 지역 소득 수렴클럽현상을 분석하고 제Ⅳ장에서는 성장모형에서 나타나는 수렴클럽현상을 논의하고 제Ⅴ장에서 결론을 제시하였다.

Ⅱ. 수렴성 분석: 패널정상성 검정

1. 추정모형설정

Solow-Swan(1956) 류의 신고전파성장모형에서 주장하는 소득수렴가설을 검정하기 위하여 베타수렴, 시그마 수렴, 그리고 패널단위근 검정 등이 사용되고 있다. 노동의 효율을 향상시키는 노동부가적기술진보를 갖는 Solow-Swan 신고전파모형의 생산함수모형에서 콥-더글러스형태의 생산함수를 고려하자.

$$Y_{it} = K_{it}^{\alpha} (A_{it} L_{it})^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

여기서 Y_t 는 산출물, K_t 는 실물자본, L_t 는 노동, A_t 는 외생적으로 주어진 γ 을로 성장하는 기술수준이며 α 는 자본의 분배율이다. 각 변수를 유효노동(AL)당 변수로 표현하면 각각 $\tilde{y} = Y/AL$, $\tilde{k} = K/AL$ 로 나타내고 Solow-Swan 생산함수를 시간미분하여 성장률 $\dot{\tilde{y}} = \alpha \dot{\tilde{k}}$ 로 표현한다. 이 식에서 테일러 근사 및 균제상태를 통하여 전환경제 성장률로 전개하고 다음 식과 같이 경제성장률과 초기 값과의 회귀 분석모형을 도출할 수 있다.⁴⁾

$$(\log y_{it} / \log y_{i0}) / t = \alpha - (1 - e^{\lambda t}) / t \cdot \log y_{i0} + z' \beta + u_{it} \quad (2)$$

여기서 $\lambda = (\alpha - 1)(\delta + n + \gamma)$ 이고 또한 음수이며 수렴속도를 나타낸다.

4) 도출과정은 Barro and Sala-i-Martin(2004)을 참조할 것.

(δ, n, γ) 는 각각 감가상각률, 인구증가율, 기술진보율을 의미한다. z 는 각 지역별 소득수준차이를 반영하는 설명변수들의 벡터표현이다.

일인당 소득의 초기값과 경제성장율간에 음(-)의 관계는 초기 자본축적이 낮은 나라는 자본의 한계생산성이 높아 빠른 성장을 하여 소득수준이 높은 국가를 따라 잡게 된다는 절대적 수렴가설을 나타낸다. 또한 현 시점에서의 소득수준이 각자의 균형상태 소득수준보다 멀리 떨어져 있을수록 경제성장이 빠르다는 상대적 수렴가설을 의미한다. 이러한 수렴가설을 우리는 베타수렴이라 부른다. 또한 시간이 흐름에 따라 일인당 소득의 그룹분산이 감소하는 시그마수렴도 수렴검정의 한 방법이다. 그러나 음의 관계를 파악하는 베타수렴은 수렴검정에서 필수조건이지만 충분조건은 아니다. 또한 시간이 흐름에 따라 일인당 소득의 분산이 감소하는 베타수렴에서 시그마 값이 줄어들지 않고 일정하다고 할지라도 뛰어넘기와 서로 상대방 쪽으로 움직이거나(criss-crossing) 심지어 빈곤트랩에 빠질 수도 있다. 또한 Galton's fallacy의 문제도 극복할 수 없다.⁵⁾ 또 다른 분석방법인 패널단위근 검정에서는 단위근이 존재한다는 귀무가설의 기각은 패널 중 최소한의 시계열이 안정적임을 의미하지만 패널정상성 검정에서는 귀무가설을 받아들인다는 것은 모든 시계열이 안정적이고 확률적 수렴을 지지하게 된다는 의미이다. 따라서 본 연구에서는 패널단위근 검정보다 방법상에 우위에 있는 패널정상성검정 방법을 사용하여 수렴성여부를 분석한다. 또한 구조변화를 허용하고 횡단면 주체 간 상호의존성을 고려할 뿐만 아니라 장기분산의 동질성 및 이질성도 고려한다.

이제 패널정상성검정을 실시하기 위하여 일인당 지역내총생산(Gross Regional Domestic Product, GRDP) 자료를 횡단별 평균값으로 나눈 상대적 일인당 지역내총생산자료를 사용한다. 즉 자료의 변형식은 다음과 같다.

$$Y_{i,t} = \ln(GRDP_{i,t} / GRDP_{average,t}) \quad (3)$$

여기서 $GRDP_{i,t}$ 는 지역별 일인당 GRDP이며 $GRDP_{average,t}$ 는 횡단면 일인당 GRDP의 평균값이다. 각 지역의 상대소득이 패널안정적이 되어야 지속적으로 지역 평균소득수준으로 수렴하게 된다. 만약 패널 안정적이 되지 못하면 최소한 어떤 지

5) 따라서 본 분석에서는 베타수렴과 시그마수렴 가설검정을 실시하지 않았다.

역들은 평균 소득소득 수준으로 수렴하고 있지 못하고 있다는 것이다. 우리는 경제 환경의 변화로 인하여 상대소득인 시계열 Y_{it} 상에 구조변화가 발생한다고 가정한다.

多重의 구조변화를 허용하고 귀무가설을 “단위근이 없다”로 설정하는 패널 안정성검정을 실시하기 위하여 다음의 식 (4)로 표현되는 Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005)의 검정방식을 따른다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{m_i} \gamma_{ik} DU_{ikt} + \beta_i t + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{ik} DT_{ikt}^* + e_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \\ t = 1, \dots, T \quad (4)$$

$$\begin{aligned} DU_{i,k,t} &= 1, & t > T_{b,k}^i \text{인 경우} \\ DU_{i,k,t} &= 0, & \text{그렇지 않을 경우.} \\ DT_{i,k,t}^* &= t - T_{b,k}^i & t > T_{b,k}^i \text{인 경우,} \\ DT_{i,k,t}^* &= 0, & \text{그렇지 않을 경우.} \end{aligned}$$

여기서 Y_{it} 는 i 지역에서 t 시점의 종속변수인 상대소득을, e_{it} 는 잔차항을 나타낸다. DU_{ikt} 와 DT_{ikt}^* 는 각각 절편 변화와 시간추세의 기울기 변화를 고려하는 가변수이다. T_{bk}^i 는 i 지역에서 k^{th} 번째 구조변화가 일어나는 시점이며 구조변화의 개수는 $k = \{1, \dots, m_i\}$, $m_i \geq 1$ 로 나타내고 본 논문에서는 $m = 3$ 까지 허용한다. 확정적 추세를 갖고 시간추세의 기울기 변화가 일어나는 $\beta_i \neq \theta_{i,k} \neq 0$ 인 경우는 Perron (1989)의 model C와 같은 모형이다. 잔차항 $e_{i,t}$ 의 장기분산은 동질성과 이분산성 가정을 모두 허용한다. 구조변화가 발생하는 수와 위치는 Bai and Perron (1998, 2001)이 사용한 잔차자승합(SSR)을 최소화시키는 시점을 선택하고 수정된 SWZ 정보기준(modified Schwarz information criterion, LWZ)을 따라 개별 국가의 구조변화 수를 구하였다. 검정통계량은 귀무가설 하에서 극한분포가 표준정규분포가 되며 시계열자료들이 점근적으로 표준정규분포 상에서 횡단면적으로 상호 독립적임을 요구하므로 횡단면 상호의존성을 허용하기 위하여 다중의 구조변화가 발생하는 패널안정성검정을 실시한 Maddala and Wu (1999)가 사용한 부스트랩분

포를 이용하였다.

2. 실증분석 결과

1) 기초자료 분석

지역소득 자료의 대용변수인 지역내총생산자료가 1985년부터 통계청에서 공식적으로 발표되고 있으므로 본 연구의 분석기간은 1985년부터 2009년까지로 설정하였다. 2009년 현재 16개 광역시·도 지역의 자료가 발표되고 있으나 광주는 1987년부터, 대전은 1989년부터, 울산은 1998년부터 각각 전남, 충남, 경남에서 분리되어 추계되고 있다. 따라서 16개 지역 패널의 경우 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 등의 순이다. 13개 지역 패널의 경우에는 광주, 대전, 울산지역이 분리되기 전인 전남, 충남, 경남 각 지역에 자료를 통합하여 서울, 부산, 대구, 인천, 경기, 강원, 충북, 충남(대전포함), 전북, 전남(광주), 경북, 경남(울산), 제주 등의 순이다. 지역내총생산은 2005년도기준 불변자료이며 통계청에서 발표되고 있는 인구추계자료를 사용하여 일인당 자료로 변환하였다.

실질 지역내총생산 자료가 <표 1>에 나타나 있다. 2009년도 총생산기준으로 236조원을 생산한 서울이 가장 높았고 그 다음으로 204조원을 생산한 경기지역이었다. 수도권지역(서울, 인천, 경기)의 생산은 487조 5520억원으로 전국총생산 999조 2190억원 대비 44.8%를 차지하여 동 지역에 집중되어 있음을 볼 수 있다. 그러나 일인당 자료로는 울산이 40조 3770억원으로 가장 높았으며 그 다음으로 34조 4470억원을 생산한 충남이었으며 광주는 14조 2830억원을 생산하여 가장 낮은 수준을 보였다. 분석기간 중 가장 높은 평균 성장률을 보인 지역은 충남으로 6.43%, 그 다음으로 경북이 6.37%로 나타났으며 대전은 2.62%를 보여 가장 낮은 성장률을 보였다.

2) 실증분석 결과

(1) 16개 지역

현 시점에서 추계되고 있는 16개 지역을 분석하기 위하여 일인당 GRDP자료를

〈표 1〉 실질 지역내총생산과 구조변화 수와 발생시점

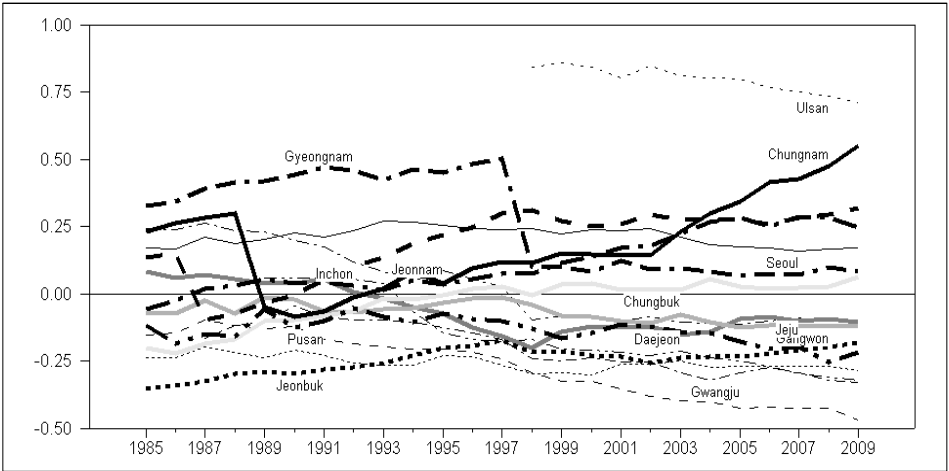
	실질 지역내총생산 (2009) : 10억원	일인당 실질지역내총 생산(2009) : 천원	구조변화 수와 시점 (1985-2009)			
			m_i	\widehat{T}_{b1}^i	\widehat{T}_{b2}^i	\widehat{T}_{b3}^i
서울	236,234	23,537	3	1994	1997	2002
부산	51,802	14,923	2	1997	2002	
대구	30,369	12,426	2	1987	1997	
인천	46,910	17,734	1	1997		
광주 ¹	20,694	14,283	1	1987		
대전 ²	21,679	14,396	3	1988	1992	1999
울산 ³	43,989	40,377	2	1997	2001	
경기	204,408	17,857	3	1990	1997	2000
강원	25,532	17,582	1	1997		
충북	31,309	21,145	3	1988	1997	2000
충남	67,213	34,447 (25,712)*	2	1988	1997	
전북	28,509	16,536	1	1997		
전남	48,038	27,266 (21,407)*	2	1987	1997	
경북	66,210	25,406	3	1987	1997	2004
경남	67,578	21,544 (26,399)*	3	1992	1997	2001
제주	8,739	16,998	3	1988	1997	2002

주: 1. 기간은 1985년부터 2009년까지이며, 2005년도 불변가격으로 산정되었음. 2. 1은 1987년부터, 2는 1989년부터, 3은 1998년부터 추계가 시작되었음. 3. *표시에서 괄호안의 값은 충남은 분리되기 전(前)의 대전을, 전남은 광주를, 경남은 울산은 각각 포함한 수치임.

횡단별 평균값으로 나눈 상대적 일인당 GRDP자료를 사용하였으며 각 지역별 상대적 자료의 시간추세가 〈그림 1〉에 나타나 있다. 〈표 1〉에서 살펴본 바와 같이 울산이 가장 높은 값으로 나타나고 있으나 완만한 감소추세를 보이고 있다. 경남의 경우 울산이 분리되는 시점인 1998년까지는 높은 수준을 유지하였으나 그 이후부터 급격한 감소를 보이며 지역 평균값 수준에서 움직이고 있다. 또한 충남의 경우에도 대전과의 분리시점인 1989년부터 급격한 감소로 나타났으나 그 이후부터는 지속적인 증가추세를 보이고 있다. 따라서 우리나라의 경우 인위적인 시도 지역분할조정의 영향으로 구조변화 발생가능성이 존재하여 일인당 자료를 사용한 소득수렴화를 분석할 경우 구조변화를 고려하여야 함을 보여주고 있다. 광주지역의 경우 일인당

소득자료가 지속적으로 감소추세를 보이고 있고, 부산, 광주, 대전, 강원, 전북, 제주의 경우 평균값이하에서 추세를 보이고 있다.

〈그림 1〉 16개 지역 상대적 일인당 국내총생산 추세



지역별 구조변화 수와 발생시점을 <표 1>에서 살펴보면 구조변화가 서울, 대전, 경기, 충북, 경북, 경남, 제주 등지에서 3회, 부산, 대구, 울산, 전남 등에서 2회 나머지 지역에서는 각각 한 번씩 발생하였다. 발생 시점을 살펴보면 광주, 대전을 제외한 전 지역에서 외환위기 전후로 구조변화가 발생하였던 것을 발견할 수 있어 이러한 구조변화가 지역 서로 상호간에 영향을 미친 외부충격이었음을 알 수 있다. 따라서 국내 지역소득 자료의 분석 시 구조변화와 상호의존성을 도입하여야 함을 보여주고 있다.

먼저 구조변화를 고려치 않는 Im, Pesaran and Shin (2002) 검정이나 Levin, Lin and Chu (2002)의 패널단위근 검정에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 유의수준 10% 이내에서 모두 다 기각하지 못하였다. 상대적 GRDP가 불안정적 시계열자료의 성질을 나타내고 장기 평균수준으로 수렴하고 있지 못함을 보였다.⁶⁾ 이러한 분석 결과는 <표 2>의 구조변화를 고려치 않는 Hadri (2000)의 패널정상성 검정 결과에서도 찾아 볼 수 있다. 먼저 횡단면 자료의 독립성가정 하에 장기분산 추정치에 동

6) 분석결과는 제시하지 않았음.

질성과 이질성을 허용한 모든 분석에서 유의수준 0.00%수준에서 귀무가설인 패널 안정성을 강하게 기각하였다. 만약 외환위기나 금융위기, 유가충격 등과 같은 글로벌경제에서의 충격은 수출관련 기업들이 집중되어 있는 수도권경제나 울산, 전남지역 등에 일차적으로 영향을 미치고 그 다음으로 타 시도지역으로 확산되며 전이되는 상호의존성 관계를 갖게 될 것을 고려한다면 횡단면 자료의 독립성가정은 현실적이지 않다고 볼 수 있다. 따라서 횡단면 상호의존성관계를 고려하여 통계량의 임계치를 부스트랩으로 계산하여 분석한 결과에서 패널 안정성이 강하게 기각되어 패널 불안정적임을 보여 한국지역 간 소득평균값으로 수렴하지 않고 있음을 보여주었다.

〈표 2〉 패널정상성 검정: 16개 지역

패널정상성 검정		상호독립성	상호의존성 (부스트랩 임계치)		
		Bartlett Test (p값)	90%	95%	99%
Hadri (2000)	구조변화 없음 (동질성)	8.28 (0.00)	3.53	5.03	8.22
	구조변화 없음 (이질성)	63950 (0.00)	9611	115850	45953
Carrion-i-Silvestre <i>et al.</i> (2005)	구조변화 (동질성)	1920 (0.00)	296.2	996.8	12977
	구조변화 (이질성)	15179 (0.00)	190.7	249.8	143403

주: 1. Hadri(2000)와 Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005) 검정 모두 귀무가설은 ‘패널정상성이 존재한다’임. 귀무가설을 기각하지 않으면 상대적 지역내 총생산에서의 확률적 수렴을 의미하고, 귀무가설을 기각하면 최소한 한 지역에 수렴하지 못하고 발산함을 나타냄. 2. 스펙트럼 추정에 바틀렛 윈도우(Bartlett window)를 사용함. 3. 검정통계량의 임계치는 2,000번의 부스트랩 반복시행을 통하여 구하였음. 4. 16개 지역 패널: 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 등임.

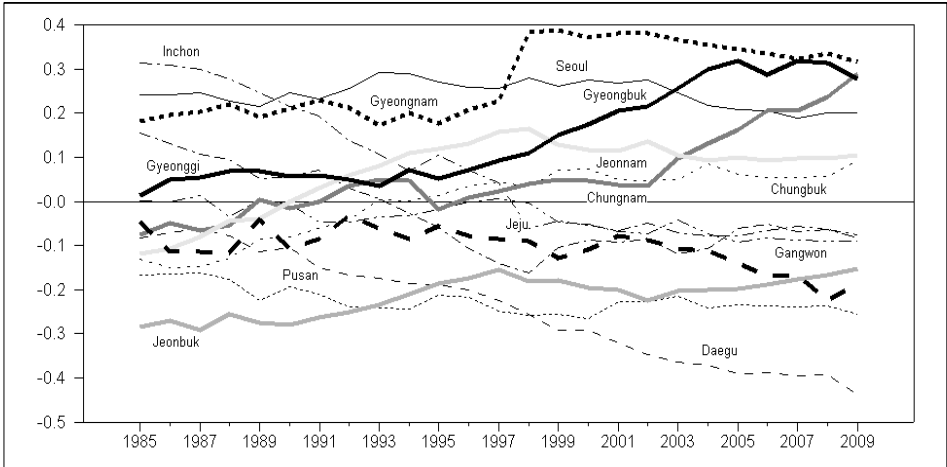
변수의 추세함수에서 구조변화를 고려치 않은 패널단위근(정상성) 검정은 단위근을 기각하지 못하는 왜곡된 결과를 가져올 수 있음을 Perron(1998)은 지적하였다. 시계열 자료에 구조변화를 허용하는 Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005)의 패널정상성 검정결과가 〈표 2〉에 나타나 있다. 먼저 장기분산에 동질성과 이질성을 허용하고 개별지역 간 상호독립성을 가정한 분석에서 패널정상성이 존재한다는 귀무가설을

유의수준 0.00%에서 기각하였다. 횡단면 주체 간 상호의존성을 고려한 부스트랩 임계치 검정결과, 장기분산에 동질성뿐만 아니라 이질성을 허용하고 구조변화를 고려하는 모든 분석에서도 패널정상성 귀무가설을 기각하였다. 이러한 결과는 한국 16개 시도지역 소득수준에 외환위기 및 석유파동 등 글로벌 경제충격이나 한국 내에서의 외부충격 등이 왔을 때 초기 편향이 발생하여 지역그룹 평균소득수준으로 수렴하지 못하고 발산하고 있음을 보였다.

(2) 13개 지역

본 절에서는 광주, 대전, 울산지역이 분리되기 전인 전남, 충남, 경남 각 지역에 자료를 통합하여 일인당 지역내총생산변수로 변환하여 분석하였다. 따라서 13개 지역 패널의 경우 서울, 부산, 대구, 인천, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 등이다. 각 지역별 상대적 일인당 지역내총생산 시간추세가 <그림 2>에 나타나 있다. 경남의 경우 일인당 수준이 가장 높은 울산지역이 포함되는 시점에서 큰 폭으로 상승하고 가장 높은 수준으로 나타났다. 경북의 경우 1996년 이후 지속적인 상승추세를 보이다가 2005년 이후에는 횡보하는 형태를 보이고 있다. 인천, 대구의 경우 지속적인 지역내총생산이 감소추세에 있고 대구의 경우 최하위의 지역내총생산을 보이고 있으며 부산, 대구, 전북 등은 평균값 이하의 추세를 보이고 있다.

<그림 2> 13개 지역 상대적 일인당 국내총생산 추세



13개 지역에 대한 Hadri (2000)의 패널검정 결과가 <표 3>에 나타나 있다. 독립성가정 하에 장기분산 추정치에 동질성과 이질성을 허용한 모든 분석에서 유의수준 5%이내에서 귀무가설인 패널 안정성을 강하게 기각하였다. 그러나 횡단면 상호의존성 관계를 고려한 통계량 임계치 분석 결과에서는 패널 안정성 귀무가설을 기각할 수 없었다. 따라서 13개 지역에서는 상대적 소득수준이 패널 안정적임을 보여 한국지역 소득평균값으로 수렴하고 있음을 보여주었다.

<표 3> 패널정상성 검정: 13개 지역

패널정상성 검정		상호독립성	상호의존성 (부스트랩 임계치)		
		Bartlett Test (p값)	90%	95%	99%
Hadri (2000)	구조변화 없음 동질성	1.88 (0.029)	4.25	6.04	9.72
	구조변화 없음 이질성	2.35 (0.009)	7.42	10.39	18.84
Carrion-i-Silvestre <i>et al.</i> (2005)	구조변화 (동질성)	8.12 (0.00)	9.51	10.94	14.81
	구조변화 (이질성)	8.042 (0.00)	23.05	26.30	35.37

주: 13개 지역: 서울, 부산, 대구, 인천, 경기, 강원, 충북, 충남(대전포함), 전북, 전남(광주), 경북, 경남(울산), 제주 등임.

다음으로 구조변화를 허용하는 Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005)의 검정결과가 <표 3>에 나타나 있다. 먼저 장기분산에 동질성과 이질성을 허용하고 개별지역 간 상호독립성을 가정한 단위근 검정에서 패널정상성이 존재한다는 귀무가설을 유의수준 0.00%에서 기각하였다. 구조변화를 고려함에도 불구하고 개별지역 소득 수준이 평균값으로 수렴하지 아니하였다. 그러나 횡단면 주체간 상호의존성을 고려하여 부스트랩으로 구한 임계치로 검정한 결과에서는, 장기분산에 동질성뿐만 아니라 이질성을 허용한 모든 분석에서 패널정상성 귀무가설을 기각하지 못하여 안정적임을 보였다. 즉 장기평균값으로 수렴하고 있음을 보였다. 글로벌 경제충격이나 국내 외부충격 등이 왔을 때 지역 상호간에 서로 영향력을 미치는 상호의존성을 고려함으로써 비록 충격에 의하여 초기 편향이 발생한다고 할지라도 반대방향으로의 조정이 이루어지고 지역그룹 평균소득수준으로 확률적으로 수렴하는 결과를 보였다. 따라

서 한국 지역 간의 경제활동분석에서 서로 영향을 미치는 횡단면 주체간 상호의존성이 존재하고 있으며 또한 이의 영향을 고려하지 않을 때 왜곡된 분석결과를 얻을 수 있음을 보였다.

13개 지역의 그룹 평균소득 수렴속도를 다음의 식 $\gamma_0 = -(1 - e^{-\beta T})/T$ 에서 계산($\gamma = -0.143$, $T = 25$ 년) 한 결과 수렴속도가 3.67%로 나타나 선진국들의 평균 수렴속도 2% 보다 약간 높게 진행하는 것으로 나타났다.

Ⅲ. 수렴클럽 분석: 분포동학분석

1. 분석방법

이제 우리는 지역소득수렴 현상이 단위수렴으로 나타나는지 양극화현상의 수렴클럽현상으로 나타나는지를 살펴보고자 한다. Quah (1993, 1996, 1997)는 수렴화가설검정에서 성장회귀분석의 대안으로 분포동학 분석을 제안하였는데 시간흐름에 따른 일인당 상대지역소득의 횡단면 분포의 전개과정을 분석한다. 시간 t 에서 일인당 소득의 횡단 분포를 F_t 라고 하고 이와 관련된 확률값을 λ_t 라 하자. Quah에 따라 확률과정 $\{\lambda_t : t \geq 0\}$ 동학의 간단한 형태는 AR(1) 과정과 비슷하다. 즉 현재가치는 1기 전 값에 의존한다.

$$\lambda_t = O^*(\lambda_{t-1}, u_t) = O_{ut}^*(\lambda_t), \quad t \geq 1 \quad (5)$$

u_t 는 교란항이며 O^* 는 t 와 $t+1$ 사이 확률값의 카르테시안곱에 대응하는 연산자이다. 즉 O^* 는 t 와 $t+1$ 사이에 분포가 어떻게 전개되는 가를 보여주고 O_{ut}^* 는 연산자에 교란요인을 포함한다. 식 (5)에서 다음 식을 얻는다.

$$\lambda_{t+1} = M' \lambda_t, \quad t \geq 1 \quad (6)$$

$$\lambda_{t+s} = (M^s)' \lambda_t, \quad \text{모든 } s \geq 1$$

$s \rightarrow \infty$ 함에 따라 장기적인 소득분포는 $\lambda_\infty = M' \lambda_\infty$ 이며, λ_∞ 는 경제들의 소득분

포 장기 극한 값이다. s 기 이후의 분포 λ_{t+s} 나 에고딕(ergodic, 장기) 분포 λ_∞ 가 한 점으로 모이면 수렴한다고 말한다. 만약 λ_{t+s} 나 λ_∞ 가 이중구조형태로 움직이면 양극화현상으로 정의하고 여러 봉우리로 움직이면 다극화(stratification) 현상을 의미한다. O_{ut}^* 연산자는 확률커널에 의해 연속적인 소득 공간에 나타낼 수 있다.

Y 와 Z 를 t 와 $t+s$ 시점에서 한 나라 안의 각 지역의 일인당 소득 벡터로 나타내면 각 관측치는 $\{(y_1, z_1), \dots, (y_n, z_n)\}$ 이다. $\{(y_1, z_1), \dots, (y_n, z_n)\}$ 는 n 개 지역에 서 일인당 상대소득의 한 쌍을 나타내고 y 와 z 는 각각 초기 t 시점 소득과 s 기 이후의 $t+s$ 시점 소득을 나타낸다. 또한 각각 횡단면 총소득의 평균에서 표준화시킨 값들이다. $f_t(y)$ 와 $f_{t+s}(z)$ 가 t 와 $t+s$ 시점 각각의 소득분포 밀도함수를 나타낸다면 확률밀도는 다음 식으로 정의된다.

$$f_{t+s}(z) = \int_0^\infty g_s(z|y) f_t(y) dy \quad (7)$$

여기서 $g_s(z|y)$ 는 s 기 이후 조건부 분포를 나타낸다. 에고딕분포는 다음으로 표현된다.

$$f_\infty(z) = \int_0^\infty g_s(z|y) f_\infty(y) dy \quad (8)$$

만약 $f_{t,t+s}(y, z)$ 가 (Y, Z) 의 결합밀도이고 $f_t(y)$ 가 Y 의 한계밀도이면 주어진 Y 하에서 Z 의 조건부 밀도는 $g_s(z|y) = f_{t,t+s}(y, z)/f_t(y)$ 과 같이 표현된다. 따라서 다음 식으로 추정된다.

$$\hat{g}_s(z|y) = \hat{f}_{t,t+s}(y, z)/\hat{f}_t(y) \quad (9)$$

다음으로 커널밀도추정량을 사용하여 확률커널(조건부밀도함수)를 추정한다. 커널밀도추정의 정확성은 커널함수의 선택과 밀도를 추정하기 위한 대역행렬에 의존한다. 커널밀도추정에 있어 특별한 커널함수보다는 커널의 대역값에 더 민감하다(Silverman, 1986; Wand and Johns, 1995). 본 분석에서는 다음의 이변량 가우시

안 커널함수를 사용한다.

$$k(x) = (2\pi)^{-1/2}e(-0.5x^2) \tag{10}$$

확률커널추정에서 대역값의 선택은 매우 중요하다. Wand and Johns(1995)에 따라 커널함수의 효율성은 실제값과 추정값 간의 MISE (Mean Integrated Squared Error)를 최소화할수록 높다.

$$MISE = E \int \{ \hat{f}_x - f_x \}^2 dx \tag{11}$$

그러나 MISE는 대역값에 민감하며 편의와 분산간의 상충관계로부터 적정한 대역값을 추정하기가 쉽지 않다. 따라서 Wand and Johns(1995)는 점근적 근사값인 AMISE를 사용하도록 제안하였는데 AMISE는 MISE의 테일러 확장을 통하여 구할 수 있다.

$$AMISE = (nh)^{-1}R(K) + 0.25h^4\sigma_k^4R(f'') \tag{12}$$

위 식에서 첫 번째 항은 $(nh)^{-1}$ 에 비례하는 누적된 분산을 나타내고 두 번째 항은 h^4 에 비례하며 누적된 제곱의 편의를 나타낸다. AMISE에서 보듯이 커널밀도추정에 편의와 분산 간에 상충관계가 있다. h 의 작은 값은 분산을 증가시키고 추정에 있어서 허구적 성질을 증가시키다. 반면 큰 값의 h 는 편의를 높이고 그 결과로 정확한 분포를 나타내지 않을 수 있다. 그러므로 대역값 선택에서 편의와 분산간의 전역적인 조정이 이루어져야 한다. 또한 대역 값 행렬을 선택하는 데 있어, 두 시점 간 분포에서 동일한 대역 값을 선택하는 것은 바람직하지 못하므로 상이한 대각 대역 값 행렬 $H = diag(h_y, h_z)$ 을 사용한다. 그러므로 결합 및 한계 밀도의 추정치는 다음과 같다.

$$\hat{f}_{t,t+s}(y,z)/\hat{f}_t(y) = \frac{1}{nh_yh_z} \sum_{i=1}^n k \left[\frac{\|y - Y_i\|}{h_y}, \frac{\|z - Z_i\|}{h_z} \right] \tag{13}$$

그리고

$$\hat{f}_t(y) = \frac{1}{nh_y} \sum_{i=1}^n k \left[\frac{\|y - Y_i\|}{h_y} \right]$$

여기서 $\|y - Y_i\|$ 와 $\|z - Z_i\|$ 은 유클리디안 거리행렬이며 h_y 와 h_z 는 대역값이다. 그러므로 커널은 두 커널의 곱으로 나타난다. 예고딕분포는 Jonson (2000, 2005) 의 분석방법에 따라 계산되었으며 커널밀도함수를 이용하여 추정된 조건부 밀도는 확률적 커널이다. 이 확률적 커널을 이용하여 구한 3차원그래프를 이용하여 수렴현상을 분석할 수 있으며 2차원 등고선 형태로도 분석 할 수 있다.

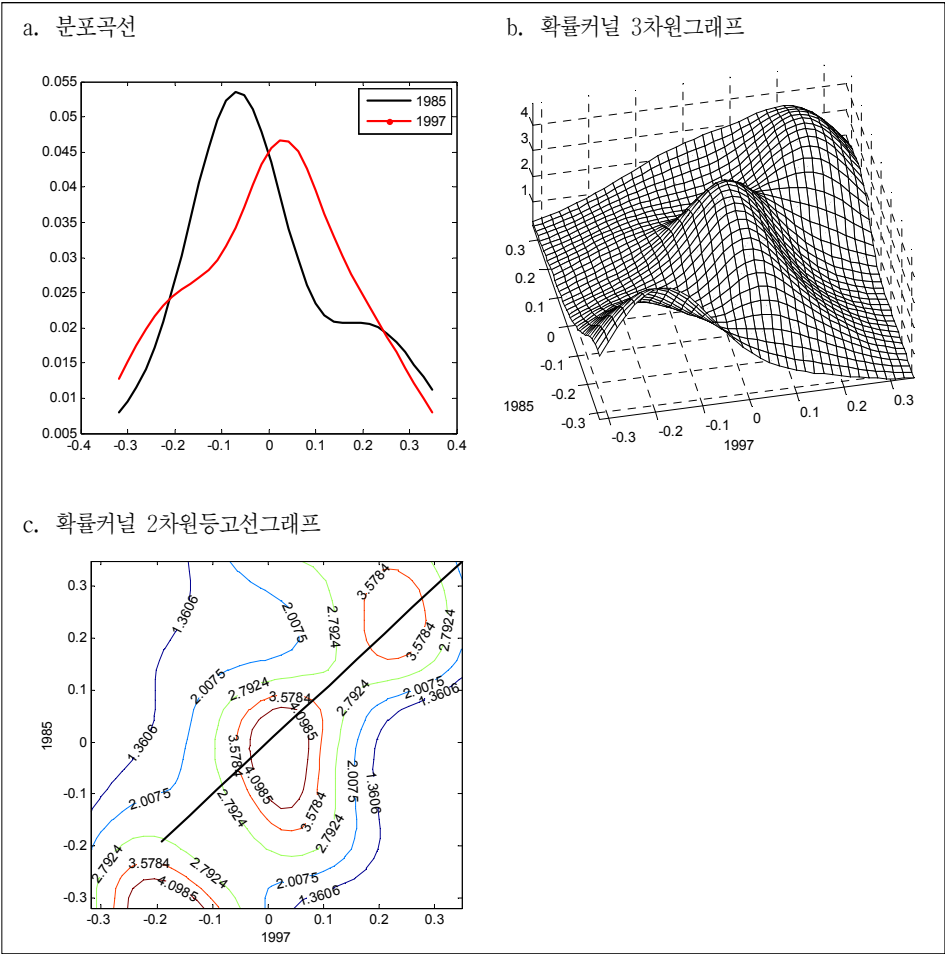
3차원 그래프나 2차원 등고선그래프에서 주 대각선상에 확률질량(probability mass)이 집중되어 있다면 횡단면 분포의 지속성이 높다는 것을 의미하고 소득격차 정도가 초기수준으로 유지되고 있다는 것이다. 만약 대부분의 확률질량이 초기연도의 축에 평행하고 최종연도의 축의 1의 값에 모여 있다면 균등화를 이루는 수렴현상을 나타낸다. 만약 대각선으로부터 반시계방향으로 움직인다면 고소득지역이 저소득지역으로 수렴하는 것이며 그 반대로 시계방향으로 움직인다면 고소득지역이 더 높은 소득창출을 하였다는 것이다.

2. 실증분석 결과

앞 장에서 수렴현상을 보인 13개 지역 자료를 이용하여 일인당 지역소득 분포 전개과정이 단위 소득수렴으로 나타나는지, 아니면 수렴클럽 즉, 양극화나 다극화로 나타나는지를 분석한다. 앞 장과 동일하게 상대 일인당 지역소득 자료를 사용하는 것은 전국적인 총체적 성장효과를 통제하고 단지 지역효과만을 반영하기 위함이다. 또한 절대소득 값을 이용하여 추정된 커널함수의 폭은 분산의 절대적 크기만을 나타낼 뿐이며 이를 통해 지역소득격차가 확대되는지 축소되는지를 파악할 수가 없기 때문이다. 따라서 소득분포의 지역격차를 살펴보기 위해서는 커널함수의 폭이 상대적 분산의 크기를 나타낼 수 있도록 정규화된 자료 즉 상대적 자료를 사용하여 밀도함수를 추정하여야 한다. 또한 지역소득 자료에 외환위기로 인한 구조변화가 발생하였음을 확인하였으므로 1985년부터 1997년까지 그리고 1997년부터 2009년까지

두 기간으로 구분하여 분석한다.⁷⁾

〈그림 3〉 확률커널(1985년부터 1997년까지)



먼저 1985년부터 1997년까지의 커널분포곡선, 3차원 및 2차원등고선 그래프가 〈그림 3〉에 나타나 있다. 분포곡선에서 1985년에는 왼쪽에 많은 지역소득분포를 나타내는 뚜렷한 봉우리가 나타나고 소수 지역이지만 오른쪽으로 미약한 봉우리가 나타나고 있어 약한 양극화 현상을 보이고 있다. 그러나 1997년에 이르면서 두 곡

7) 비모수추정법에 의한 확률밀도함수의 추정치는 커널함수와 표본의 크기에 좌우되는 바 한국 지역소득자료의 부족으로 결과해석에 한계가 있음.

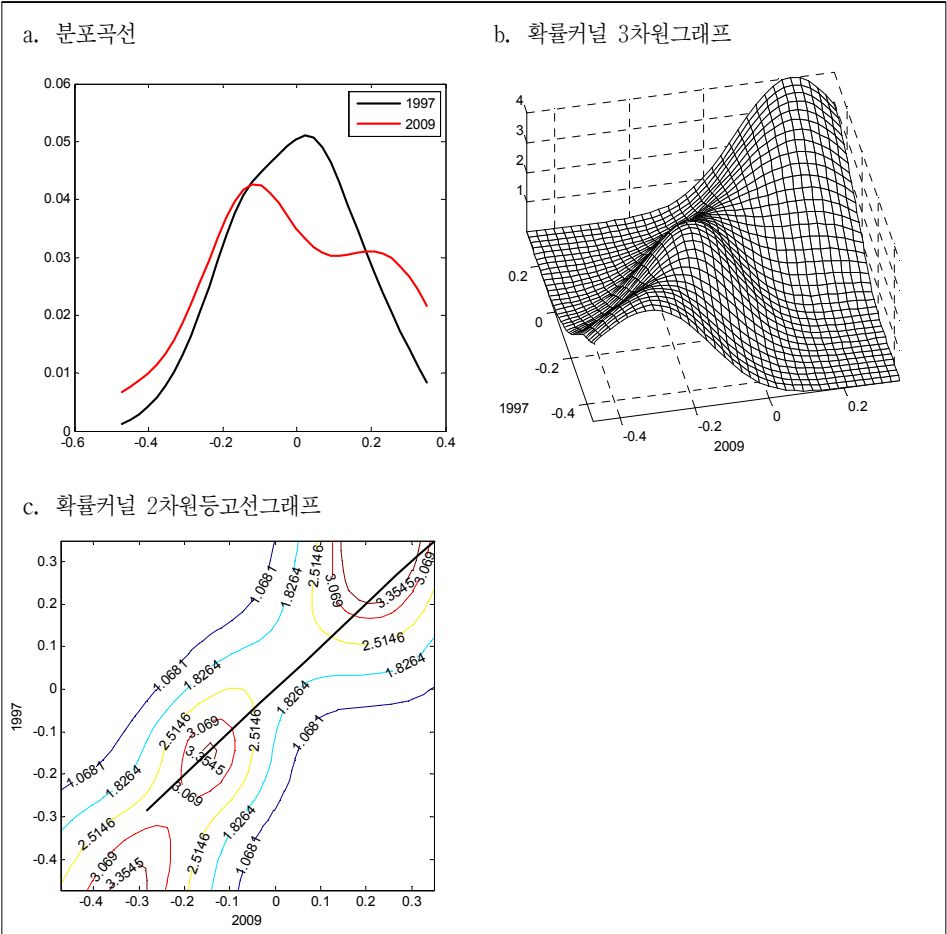
선상의 봉우리가 왼쪽에서 오른쪽으로 이동하여 소득평균이 증가하고 있고 최빈값을 보여주는 단일 봉우리로 커널분포를 이루고 있어 확실한 소득수렴현상을 나타내고 있다. 지역소득들의 이동성과 지속성은 확률커널의 3차원 그래프와 2차원 등고선그래프로도 추적할 수 있다. <그림 3>의 3차원 그래프에서 x축은 1997년도 지역소득이며, y축은 1985년도 자료이다. z축은 전이확률을 측정하며 1985년의 일인당 지역소득 분포의 각 부분들이 1997년도에 대응되는 분포의 부분으로 귀착되는 확률을 말한다. 확률커널의 가장 높은 봉우리들이 3차원에서 1985년과 1997년 분포의 전이확률이 가장 높은 부분들을 나타내고 하나의 높은 봉우리로 보여준다. <그림 3>의 등고선은 3차원의 확률커널에 대응되는 2차원이며 전이확률을 가진 확률커널에 있는 모든 점들을 연결한 선들의 집합이다. 1997년 x축 0(즉 100퍼센티)의 중심수직으로 좌우 넓게 퍼져있어 평균소득수준으로 수렴하고 있음을 알 수 있다.

1997년부터 2009년까지의 커널곡선 분석은 <그림 4>에 나타나있다. 외환위기 직전 시점인 1997년의 분포는 평균값을 중심으로 하나의 피크, 短峰으로 이루어졌다. 그러나 2009년의 경우 兩峰으로 확연하게 나타난다. 낮은 봉우리(최빈값)는 평균의 88 퍼센트수준이며, 높은 봉우리는 평균치의 125퍼센트수준으로 나타났다. 전(前) 기간과는 반대로 短峰에서 兩峰형태로 변하여 소득양극화 현상을 뚜렷하게 보이고 있다. 특히 저소득지역이 수렴하는 봉우리가 고소득지역 봉우리보다 높게 나타나 평균상대소득이 더 낮아지고 있음을 알 수 있다. 그러나 고소득지역은 오른쪽으로 더 이동하여 지역 간 소득격차가 벌어지고 있을 보이고 있다. 지역소득분포의 양봉 형태는 성장동태의 결과로 나타나고 지속성과 이동성의 견지에서 더 잘 이해될 수 있다.⁸⁾ <그림 4>의 3차원그래프도 마찬가지로 x축은 2009년도 지역소득, y축은 1997년도 자료, z축은 전이확률을 측정한다. 양봉의 형태가 뚜렷하게 나타나고 중간 지역이 벌어지고 있음을 보이고 있다. 등고선분포 군집은 45도 대각선 주위에 모여 있는데 그 등고선들은 지역소득들의 전반적인 지속성을 나타낸다. -0.2

8) 상위소득클럽으로는 경남(울산포함), 경북, 충남(대전포함), 서울, 전남(광주포함), 충북 및 충남지역 등이 포함되고 있음. 2009년 기준으로 광업 제조업 비중이 높은 지역으로는 경기(23.4%), 경북(12.0%), 경남(11.5%), 충남(11.3%) 등이며 설비투자 및 건설투자 비중이 높은 지역이 서울, 경기, 충남 순이지만 인구수가 많은 서울, 경기지역은 일인당 자료로는 높지 못함. 국가별 수렴클럽요인분석에서는 저축유인정도, 혁신률, 교육수준과 인적자본, R&D투자 및 기술흡수능력, 기술격차 등이 고려되고 있으므로 한국의 지역소득 수렴클럽 요인에 대한 분석도 향후 필요한 과제로 판단된다.

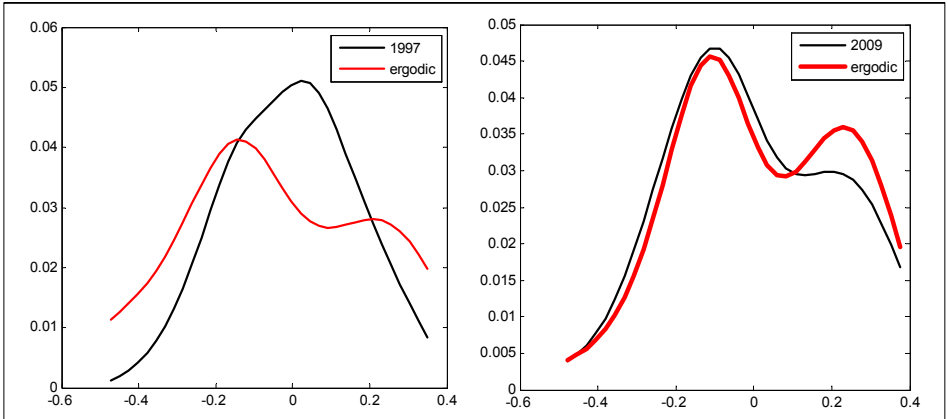
와 0.2주위에 있는 두 頂上과 동일한 확률 선(iso-probes)의 집중이 이 지역들에서 전이확률들이 높다. 45도 선의 왼쪽과 오른쪽에서의 등고선의 폭 넓이는 전국평균 소득의 88퍼센트 주위가 가장 크며 중간부분에 비하여 등고선이 넓게 퍼져있다. 즉 1997년에 비하여 중간지대에 있던 지역들의 일부가 낮은 부분으로 하락하고 어떤 지역들은 상대적으로 증가하였다. 또한 125 퍼센트 주위에서도 넓게 퍼져있는데, 고소득 지역의 일부가 소득이 감소하여 아래지역으로 이동하고 중간지대의 일부 지역들의 소득이 증가하여 오른쪽으로 이동하였음을 보여주고 있다. 그러므로 1997년부터 2009년까지는 중간그룹의 지역들이 사라지고 있고 쌍봉으로 나타나는 양극화 현상을 보여주고 있다.

〈그림 4〉 확률커널(1997년부터 2009년까지)



이러한 추세는 <그림 5>의 에고딕(장기) 분포에서도 더욱 확연하게 두개의 봉우리로 나타나고 있다. 또한 가난한 지역과 부유한 지역의 두 커널추정치 격차가 확대되고 소득분포가 더 넓게 분포되고 있다. 두 봉우리의 평균소득 부근에서는 상당한 깊이를 가져 중간소득수준이 고소득지역과 저소득지역으로 이동하였음을 보여준다.

<그림 5> 에고딕(장기) 확률커널



IV. 성장모형에서의 수렴클럽 논의

식 (1)의 신고전파생산함수와 같이 생산요소의 한계생산성이 체감하고 기술진보(총요소생산성 증가율)가 일정한 경우 절대적 수렴가설을 의미하고 균제상태가 쌍봉이 아닌 단봉으로 수렴하는 것이 일반적이다. 모든 국가들이 동일한 클럽의 구성원이 되며 장기성장률이 같아짐을 뜻한다. 따라서 회귀분석에 의한 수렴성분석은 그 분석의 한계를 갖게 됨을 이미 지적하였다. 수렴클럽현상을 외생적성장모형을 나타내는 신고전파모형과 성장동인이 내부에서 결정되는 내생적 성장모형을 구분하여 논의하여 보자. 먼저 신고전파입장에서 단봉을 가지지 아닐 경우 생산함수가 S자모양형태를 띠던지 아니면 생산함수가 어떤 임계점을 중심으로 단절되고 상방이동한 형태로 불연속 생산함수형태를 가질 것이다. Azariadis and Drazen (1990)는 표준적인 신고전파성장모형에서도 다수의 균제상태 균형이 존재할 수 있음을 밝힌 선구자적인 논문이다. 인적자본축적에 있어 보수증가를 의미하는 임계외부성을 갖

는다면 두 개의 균형이 존재할 수 있음을 보였다. 인적자본의 초기축적량이 너무 낮다(임계점 아래에 존재)면 즉 인적자본 투자의 기회비용이 물적자본에서 보다 낮다면 성장과정에 인적자본량은 증가하지 않고 정태균형에 빠지게 된다. 반대로 인적자본축적이 높다면 지속적인 투자가 이루어져 경제는 성장하게 된다. 국가 간 성장과정에 있어서도 지속적인 불평등이나 빈곤함정에 빠져 관찰되는 정형화된 사실로 고전파모형안에서도 다중균형을 보여줄 수 있다. Galor(1996)는 외생적 출생률, 완전경쟁시장, 그리고 동질적인 기술수준을 고려하는 표준적인 신고전파모형에서도 다수의 균형이 존재할 수 있고, 이를 위한 필요조건은 임금소득의 저축률이 자본소득 저축률을 초과하여야 한다고 지적하였다. Durlauf and Johnson (1995)은 식 (1)과 Azariadis and Drazen(1990) 모형을 변형하여 물적자본 임계값 $\bar{K}(t)$, 인적자본 임계값 $\bar{H}(t)$ 을 도입하여 다음과 같은 생산함수를 나타내었다.

$$Y_{i,t} = \phi(K_{i,t})^{\alpha_j}(H_{i,t})^{\gamma_j}(A_t L_{i,t})^{1-\alpha_j-\gamma_j} \quad (14)$$

$$\alpha_j = \alpha_1 \text{ if } K_{i,t} < \bar{K}(t), \alpha_2 \text{ otherwise; } \gamma_j = \gamma_1 \text{ if } H_{i,t} < \bar{H}(t),$$

$$\gamma_2 \text{ otherwise}$$

경제발전단계에 따라 물적 및 인적자본의 한계생산이 달라진다는 것을 보이고 솔로우 생산함수의 선형곡선 대신 단절된 곡선을 사용하였다. 초기조건이 다른 국가들이 하나 또는 다수의 균제상태를 향하여 나아가는 상이한 발전과정을 보여주었다. Dalgaard and Hansen(2005)는 표준적인 신고전파성장모형에서도 만약 임금소득의 저축률이 자본소득의 저축률보다 크다면 다수의 균제상태가 존재할 수 있음을 보였다. 보통의 성장모형에서 자본량은 매 시점마다 완전가동된다고 가정하지만 내생적으로 결정되는 자본가동률(capital utilization)이 그러한 저축행태를 야기시킨다고 보았다. Fischer and Stirböck(2005)는 공간적 이질성개념을 도입하여 지리학적인 규모로 수렴클럽을 제시하였다. 상이한 지역경제들은 특정한 균형으로 다른 경로를 통하여 접근하고 있음을 보였다.

내생적 성장모형에서 소득격차는 자본축적이나 교육연수보다는 생산성격차 즉 기술진보격차에 기인하는 것으로 나타난다. 선진국이나 부유한 국가들에서 개발된 첨단기술수준이 개도국이나 가난한 국가들에게 기술이전될 때 기술수준이 타 국가나 지역에 적절하지 않거나 우수기술인력 확보의 애로 등이 지역여건의 제약요건의

로 작용하기 때문이다. 즉 지역적 흡수능력 부족에 기인하기 때문이며 Gerschenkron이 말하는 후발자 이익을 누리지 못하고 있다. 내생적 성장모형에서의 수렴클럽현상은 대부분 Schumpeterian이론모형에서 주로 보이고 있다. 즉 기술 이전과 첨단기술과의 격차를 고려하는 Howitt and Mayer-Foulkes(2005)은 생산성 파라메타 $A_{i,t}$, 기술진보가 일어나는 중간재 $x_{i,t}$ 로 표현되는 다음과 같은 생산함수를 제시하였다.

$$Y_t = \psi L^{1-\alpha} \int_0^1 A_{i,t}^{1-\alpha} x_{i,t}^\alpha di, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (15)$$

여기서 ψ 는 총요소생산성에 영향을 미치는 지리적, 제도적, 정책 등을 포함하는 비기술적 요소이다. 전 세계적인 첨단기술지식수준을 \bar{A}_t 로 표현하면 혁신은 다음의 성장률로 측정된다. $g_t = (\bar{A}_{t+1} - \bar{A}_t)/\bar{A}_t$. 한 나라의 기술수준을 첨단기술 수준에 표준화시키면 정규화된 생산성 a_t 는 $a_t \equiv A_t/\bar{A}_t$ 로 표현된다. R&D투자를 통하여 혁신할 수 있는 생산성임계값 a^c 를 넘는 국가나 지역에서는 혁신적 생산성을 갖는 경쟁력 변수(혁신확률) μ 를 갖는다. 따라서 생산성변수의 운동법칙은 다음의 단계함수식으로 표현된다.

$$a_{t+1} = \frac{a_t}{1+g_t} [\tilde{\mu}(a_t) + 1 - \mu(a_t) \frac{a_t}{1+g_t}] = \Phi(a_t) \quad (16)$$

여기서 $\tilde{\mu}(a) = \mu$ if $a \geq a^c$, otherwise μ .

Howitt and Mayer-Foulkes은 수렴클럽으로 나타나는 R&D steady-state, implementation steady-state, 그리고 그룹에서 발산하는 stagnation steady-state의 3단계로 구분하였다. Aghion, Howitt and Mayer-Foulkes(2005)는 금융발전의 임계수준을 넘는 국가들은 장기균제상태 성장률로 수렴함을 보이고 임계수준을 넘지 못하는 국가들은 발산함을 보였다. 이러한 수렴클럽의 요인으로는 한 국가의 초기 지리적·제도적 요인, 저축유인정도, 혁신률, 교육수준과 고용 등 인적자본, R&D투자 및 기술흡수능력, 기술격차 등 국가특정변수에 관련되어 있다고 분석되

고 있다.

V. 결 론

본 연구는 1985년부터 2009년까지 한국 지역경제에 외부 충격으로 인한 구조변화가 발생하더라도 상대적 일인당 소득수준이 확률적으로 장기적 균제상태수준으로 복귀하게 되는 확률수렴성여부를 분석하였다. 또한 수렴성결과를 도출한다 할지라도 지역 간 소득수준이 단일 봉우리로 수렴하는지 아니면 양극화로 나타나는 수렴클럽현상으로 나타나는 지를 분석하고자 하였다. 확률수렴성검정을 위하여 내생적으로 나타나는 다중 구조변화와 횡단면 주체간 상호의존성을 고려한 Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005)의 패널정상성검정을 사용하였다. 수렴클럽현상여부를 분석하기 위하여는 Quah (1993, 1996, 1997)에 의해 제시된 외부형상변화와 내부분배동학을 동시에 기술하는 확률적 커널을 사용하였다.

분석결과 1985년부터 2009년까지 한국 16개 지역 대부분의 자료에서 외환위기 전후 구조변화가 발생하였고, 또한 서로 상호의존성이 존재함을 발견하였지만 확률수렴성은 발견할 수 없었다. 그러나 시·도 지역 조정 前의 13개 지역자료에서는 확률수렴성을 확인할 수 있었다. 또한 확률적 수렴이 외환위기 전까지는 최빈수의 봉우리가 오른쪽으로 이동하고 단위수렴으로 이루어지는 소득격차 완화방향으로 나타났으나 외환위기 이후부터는 양극화 현상인 최빈수가 兩峰으로는 나타나고 최고 최빈수가 왼쪽으로 이동함으로써 소득격차가 벌어지는 수렴클럽 현상으로 나타났다. 따라서 패널정상성 검정에서 시계열간 상호의존성을 고려할 때 정상성이 존재하여 수렴현상이 나타났지만 분포 동학분석에서는 수렴하더라도 수렴클럽으로 나타나 전반적으로 한국지역소득 간에는 수렴현상이 강하지 못함을 보여주는 결과라고 판단된다. 그러므로 외환위기 이후 한국 지역소득사이에 새로 나타나는 양극화 현상의 원인을 밝히고 소득격차를 줄여나가는 정책조합이 필요한 시점으로 판단된다.

■ 참고 문헌

1. 김영용 · 박진석, “한국의 경제성장과 지역소득격차,” 『한국지역개발학회지』, 제8권 제2호, 1996, pp. 35-48.
(Translated in English) Kim, Young-Yong and Jin-Seok Park, “National Growth and Regional Income Difference in Korea,” *The Korean Regional Development Association*, Vol. 8, No. 2, pp. 35-48
2. 김지욱, “동아시아 외환위기 국가들의 경제구조변화와 Catch-up 분석,” 『경제학연구』, 제55집 제3호, 2007, pp. 143-166.
(Translated in English) Kim, Ji Uk, “A Study on Multiple Structural Breaks and the Catch-up of the East Asian Financial Crisis,” *Kyong Je Hack Yon Gu*, Vol. 55, No. 3, 2007, pp. 143-166.
3. 김지욱, “다중구조변화와 상호의존성을 고려한 아시아경제 확률수렴성 연구: 패널정상성과 패널 공격분을 이용하여,” 『경제학연구』, 제58집 제2호, 2010, pp. 121-143.
(Translated in English) Kim, Ji Uk, “Analysis of the Convergence Hypothesis in Asian Developing Countries Using a Panel Stationary and Cointegration Test,” *Kyong Je Hack Yon Gu*, Vol. 58, No. 2, 2010, pp. 121-143.
4. 김홍기, “한국에서 비안정적 패널자료를 활용한 인적자본과 지역간 소득수렴화,” 『한국경제의 분석』, 제9권 제2호, 2003, pp. 109-164.
(Translated in English) Kim, Hong Kee, “Human Capital and Regional Income Convergence in Korea Using Nonstationary Panel Data,” *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 9, No. 2, pp. 109-164.
5. 유병철 · 박성익, “지역소득수렴여부와 성장요인분석: 동태 이질적 모형의 활용,” 『국제경제연구』, 제10권 제2호, 2004, pp. 105-126.
(Translated in English) Yu, Byungchul and Sungil Park, “Analysis on Convergence Regional Income and Determinants of Regional Economic Growth,” *Kukje Kyungje Yongu*, Vol. 10, No. 2, 2004, pp. 105-126.
6. 이상훈 · 김은경 · 조성호, “지역경제성장과 균형발전,” 『응용경제』, 제10권 제2호, 2008, pp. 203-230.
(Translated in English) Lee, Sang Hoon, Eun Kyung Kim, and Sung Ho Cho, “Regional Economic Growth and Balanced Development,” *Korea Review of Applied Economics*, Vol. 10, No. 2, 2008, pp. 203-230.
7. 이근재 · 강상목 · 정종필, “도시지역 생산성 성장 및 수렴 요인분석: 기술적 catch-up, 기술발전 및 자본축적을 중심으로,” 『경제학연구』, 제55집 제2권, 2007, pp. 147-176.
(Translated in English) Lee, keunhjae, Sang-Mok Kang, and Jong-Pil Jeong, “Technological Catch-up, Technology Advance, and Capital Accumulation in Productivity Growth and Convergence,” *Kyong Je Hack Yon Gu*, Vol. 55, No. 2, 2007, pp. 147-176.
8. 조하현 · 황선웅, “한국 거시경제 시계열의 구조변화와 충격의 지속성에 대한 연구,” 『경제학연구』, 제55집 제3호, 2007, pp. 85-117.
(Translated in English) Jo, Ha-Hyun, Sun-Oong Hwang, “Structural Breaks and Shock Persistence in the Korean Macroeconomic Time Series,” *Kyong Je Hack Yon Gu*, Vol.

- 55, No. 3, 2007, pp.85-117.
9. Aghion, P., P. Howitt, and D. Mayer-Foulkes, "The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, 2005, pp.173-222.
10. Azariadis, C., and A. Drazen, "Treshold Externalities in Economic Development," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 2, 1990, pp.501-526.
11. Bai, J., and P. Perron, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structure Changes," *Econometrica*, Vol. 66, 1998, pp.47-78.
12. Bai, J., and P. Perron, "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, 2003, pp.1-22.
13. Barro and Sala-i-Martin, *Economic Growth*, the MIT press, 2004.
14. Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro and Lopez-Bazo, "Breaking the Panels: An Application to the GDP Per Capita," *Econometrics Journal*, Vol. 8, 2005, pp.159-175.
15. Dalgaard, C., and W. Hansen, "Capital Utilization and the Foundations of Club Convergence," *Economics Letters*, Vol. 87, 2005, pp.145-152.
16. Durlauf, S., and A. Johnson, "Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, No. 4, 1995, pp.365-384.
17. Evans, Paul and Georgios Karras, "Convergence Revisited," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 37, 1996, pp.249-66.
18. Fischer, M., and C. Stirböck, "Pan-European Regional Income Growth and Club-Convergence," *The Annals of Regional Science*, Vol. 40, 2005, pp.693-721.
19. Fotopoulos, "Nonparametric Analysis of Regional Income Dynamics: The case of Greece," *Economics Letters*, Vol. 91, 2006, pp.450-457.
20. Galor, O., "Convergence? Inferences from Theoretical Models," *Economic Journal*, Vol. 60, 1996, pp.35-52.
21. Hadri, K., "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data," *Econometrics Journal*, Vol. 2, 2000, pp.148-161.
22. Howitt and Mayer-Foulkes, "R&D, Implementation, and Stagnation: A Schumpeterian theory of Convergence Clubs," *Journal of Money, Credit, and Bank*, Vol. 37, No. 1, 2005, pp.147-177.
23. Im, K. M. Pesaran and Y. Shin, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 115, 2003, pp.53-74.
24. Johnson, P. A., "A Nonparametric Analysis of Income Convergence Across the US States," *Economic Letters*, Vol. 69, No. 2, 2000, pp.219-223.
25. Johnson, P. A., "A Continuous State Space Approach to Convergence by Parts," *Economic Letters*, Vol. 86, No. 3, 2005, pp.317-321.
26. Juessen, F., "A Distribution Dynamics Approach to Regional GDP Convergence in Reunified Germany, University of Dortmund Working paper, 2005.
27. Jun, Sanjun, "The Role of Human Capital in Convergence of Korean Regional Economics: A Panel Data Analysis," 10th Internaional Conference of Korean Economics Association,

2000.

28. Kang, S., "The Evolution of Regional Income Distribution in Japan," *Applied Economics*, Vol. 36, 2004, pp. 253-259.
29. Laurini, M., P. Pereira, "Conditional Stochastic Kernel Estimation by Nonparametric Methods," *Economics Letters*, Vol. 105, 2009, pp. 234-238.
30. Levin, A., C.F. Lin and J. Chu, "Unit Root in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*, Vol. 108, No. 1, 2002, pp. 1-24.
31. Maddala, G., and S. Wu, "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special issue, Vol. 61, 1999, pp. 631-652.
32. Magrini, S., "Analysing Convergence through the Distribution Dynamics Approach: Why and How?," University of Venice Working Paper, 2007.
33. Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, 1989, pp. 1361-1401.
34. Perron P., "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, Vol. 80, 1997, pp. 355-385.
35. Quah, D., "Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth," London School of Economics, Discussion paper, 1993.
36. Quah, D., "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics," *The Economic Journal*, Vol. 106, 1996, pp. 1045-1055.
37. Quah, D.T., "Ideas Determining Convergence Clubs," LSE Economics Department Working Paper, London: London School of Economics, 1996.
38. Quah, D., "Empirics for Growth and Distribution: Polarization, Stratification, and Convergence Clubs?," *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, No. 1, 1997, pp. 27-59.
39. Quah, D., TsRf Reference Manual. Unpublished Manuscript, Available at <http://econ.lse.ac.uk/dquah/tsrf.html>, 1998.
40. Silverman, B.M. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis* 1986, Chapman and Hall.
41. Solow, R., "A Contribution to the theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, 1956, pp. 65-94.
42. Swan, T.W., "Economic Growth and Capital Accumulation," *Economic Record*, Vol. 32, 1956, pp. 334-361.
43. Wand, M.P. and M.C. Jones, *Kernel Smoothing*, London: Chapman and Hall, 1995.

Stochastic Convergence and Convergence Club of Regional Incomes in Korea

Ji Uk Kim*

Abstract

In this research, we apply a stochastic convergence test for 13 regional incomes in Korea from 1985-2009 developed by Carrion-i-Silvestre *et al.* (2005), which has the advantage of considering multiple structural breaks and the presence of cross-section dependence. Following Quah (1993, 1997), we also use the distribution dynamics approach including the stochastic kernel, and its 3-dimensional surface plots and 2-dimensional contour plots to analyse growth dynamics in regional incomes.

We find significant structural breaks around the Asian financial crisis of 1997. Hence, most regions were impacted by common shocks from global events, indicating cross-sectional dependence. Non-rejection of stationarity provides evidence for stochastic convergence in 13 regional incomes. The results show that after the Asian financial crisis per capita income distribution shows a tendency towards polarization and convergence club.

Key Words: multiple structural breaks, cross-section dependence, stochastic convergence, distribution dynamics, stochastic kernel, convergence club

Received: April 7, 2011. Revised: May 12, 2011. Accepted: Sep. 5, 2011.

* Professor, School of Economics, College of Business & Economics, Chung-Ang University, 221 Heuksuk-dong, Dongjak-ku, Seoul 156-756, Korea, Phone: +82-2-820-5515, e-mail: jujukim@cau.ac.kr