

비대칭 공적분 모형을 활용한 경기변동과 지역 간 소득 격차의 관계 추정*

박성익** · 유병철***

본 논문은 지역별 경기변동과 지역별 소득 격차의 비대칭적 관계를 추정하였다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 우리나라의 대부분 지역은 전국적인 순환변동과 비교적 밀접하게 변동하고 있다. 그러나 경기 정점과 저점의 지역별 차이가 존재하며, 지역별로 순환변동의 변동성에 차이가 존재하는 것을 알 수 있다. 둘째, 우리나라에서 일인당 지역소득의 격차가 지속적으로 확대되는 동시에 여러 지역에서 추세변화가 존재하는 것으로 추정된다. 이러한 결과는 전국 단위의 충격이 주어질 때 경기가 지역별로 상이하게 변동한다는 연구결과와 부합된다. 셋째, 많은 지역에서 경기변동과 소득 격차 사이에 비대칭 현상이 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 많은 지역에서 소득이 불경기에 민감하게 반응하고 호경기에 덜 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 그러나 일부 지역에서는 반대로 소득이 호경기에 민감하게 반응하고 불경기에 덜 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

핵심주제어: 경기변동, 소득 격차, 비대칭성, 단위근, 공적분
경제학문헌목록 주제분류: R11, E24, C51

I. 머리말

우리나라에서 지역 간 경제력의 격차가 중요한 학문적인 관심사로 등장하게 되면서 많은 연구가 이루어지게 되었다. 이 연구들은 지역소득의 수렴 여부에 대한 연구와 지역별 경제성장의 결정요인에 대한 연구의 두 가지로 크게 대별될 수가 있다.

* 이 논문은 2009년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 주저자가 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2009-327-B00163).

** 주저자, 경성대학교 국제무역통상학과 교수, 전화: (051) 663-4421, E-mail: sipark@ks.ac.kr

*** 공동저자, 동아대학교 무역학과, 전화: (051) 200-7441, E-mail: bcu@dau.ac.kr
논문투고일: 2012. 5. 2 수정일: 2012. 8. 23 게재확정일: 2012. 9. 16

지역소득의 수렴 여부에 대해서는 노근호 등(1995), 이진원(1997), 김지욱(2004) 등이 소득 수렴에 대한 긍정적인 증거를 발견한 데 반하여, 노응원(1999)과 구재운 등(1999)은 소득이 수렴하지 않거나 일부 지역만 소득이 수렴한다는 증거를 제시하고 있다. 이에 반하여 박성익·유병철(2005)은 방법론에 따라 소득 수렴에 대한 결과가 상이하다는 연구결과를 제시하고 있다. 지역별 경제성장의 결정요인에 대해서는 전상준(2000), 김홍기(2003), 심재희(2003), 김종구(2007)를 비롯한 많은 연구들이 인적자본이 존재하는 모형에서 지역소득이 빠르게 수렴한다는 결과에 도달함으로써, 지역경제성장에 인적자본이 중요한 역할을 한다는 결론을 도출하였다.

그런데 지역별 경기변동이 어떠한 특성을 나타내고 있는지에 대한 연구는 아직 별로 없는 것이 현 실정이다. 예외적으로 강기춘(1995)은 지역내총생산의 장기 지속성과 공동 변화의 크기를 추정함으로써 지역별 경기변동에 대하여 연구하였다. 그리고 조기현(2000)은 경기종합지수와 지역별 산업생산지수의 순환변동을 도출하여 분석함으로써 지역별 경기변동에 차이가 존재한다는 것을 밝혀내었다. 또한 전국 단위의 외부 교란요인이 지역별로 상이한 경제적 영향을 미친다는 결과를 도출하였다.

동일한 전국 단위의 충격에 대하여 지역별로 경기변동이 다르게 나타나면, 그 효과는 지역내총수요에 영향을 미칠 수밖에 없으며, 이러한 변화는 지역 간 소득 격차에 일정 부분 영향을 미칠 수밖에 없을 것이다. 그럼에도 불구하고 그 동안 지역별 소득 격차가 지역별 경기변동과 어떠한 관련을 맺고 있는지에 대한 연구는 아직 없는 것이 현재의 상황이다. 이러한 인식에 입각하여 본 논문에서는 전국 단위의 외부 충격이 지역별로 어떻게 차별화되어 나타나며, 그것이 지역 간 소득 수렴 여부, 즉 지역 간 소득 격차에 어떠한 영향을 미치는가를 연구하도록 한다.

그런데 최근에는 경제변수에 비대칭성(asymmetry)이 존재한다는 사실이 점차 주목받고 있다. 경제변수에 비대칭성이 존재한다는 이론적인 시사점을 초기에 언급한 사람들은 Blanchard and Summers(1986)이다. 이들은 1980년대에 유럽의 높은 실업률이 지속적으로 유지되고 있는 사실에 주목하여 과거 실업률의 추이(path of unemployment)가 현재의 실업률에 영향을 미친다는 것을 지적하였다. 여기서 과거의 실업률이 현재의 실업률에 지속적으로 영향을 미치는 것을 이력 효과 혹은 부상효과(hysteresis effect)라고 한다.

비대칭성이 존재할 때 단순한 대칭관계(symmetric relation)를 전제한 기존의

실증연구에는 문제가 있다고 하지 않을 수 없다. 특히, 지역별로 상이한 경기변동이 비대칭적인 지역노동시장의 반응구조에서 비롯된다는 조기현(2000)의 주장을 감안할 때, 경기변동과 지역별 소득 격차의 관계 분석에는 비대칭성을 고려하여 분석할 필요성이 있다고 하겠다. 이러한 인식을 바탕으로 본 논문에서는 비대칭성을 명시적으로 도입한 비대칭 공적분 모형(asymmetric cointegration model)을 활용하여, 경기변동과 지역별 소득 격차의 관계에 대하여 추정한다.

본 논문의 순서는 다음과 같다. 우선 제Ⅱ절에서는 지역소득 수렴 여부와 경제변수의 비대칭성에 대한 선행연구를 간략히 검토한 후, 본 연구의 필요성 및 차별성에 대하여 언급한다. 그리고 제Ⅲ절과 제Ⅳ절에서는 각각 지역별 경기변동과 지역별 소득 격차 추이에 대하여 분석한다. 제Ⅴ절에서는 비대칭 공적분 모형을 활용하여, 경기변동과 지역 간 소득 격차의 관계를 실증적으로 추정·검정한다. 마지막 제Ⅵ절에서는 본 논문의 결과를 요약하고 그 시사점에 대하여 언급한다.

II. 선행연구

1. 지역소득 수렴에 대한 선행연구

지역소득의 수렴 여부에 대해서 노근호 등(1995)과 이진원(1997)은 일인당 지역총생산이 낮은 지역이 일인당 지역총생산이 높은 지역보다 빨리 성장한다는 결론에 도달하여 소득 수렴에 대한 긍정적인 결과를 얻었다. 전상준(2000)도 Lee, Pesaran, and Smith(1997)의 패널자료 분석방법을 활용하여 인적자본이 존재하는 모형에서 지역소득이 빠르게 수렴한다는 결론을 도출하였다. 또한 김지욱(2004)은 지역 간 소득수준의 수렴성 여부를 지역 간 이질성과 유사성을 동시에 고려하는 확률계수모형과 Pedroni(1999)의 패널 공적분 방법을 활용한 결과, 우리나라의 지역 간 요소 이동성이 높기 때문에 균제상태로의 수렴도 매우 빠르게 나타난다는 결과를 제시하였다.

이에 반하여 노응원(1999)은 지역별 가구소득의 차이는 가구의 교육수준이나 지역별 산업기반보다는 가구의 특성에 더 영향을 받는다는 결론을 도출하였다. 이는 지역소득이 수렴하지 못할 것임을 의미하는 것이다. 그리고 구재운 등(1999)은 Levin and Lin(1992)과 Im, Pesaran, and Shin(1997)은 개별 지역의 단

위근 검정에 의할 때 11개 지역 중 오직 3개의 지역에서만 수렴현상이 나타나 반면에, 패널 단위근 검정에 의할 때는 모든 지역이 수렴하지 않는다는 결과를 얻었다. 또한 김흥기(2003)도 단위근 검정과 공적분 검정의 방법을 활용하여 지역소득이 수렴하지 않는다는 결과를 얻었는데, 단지 인적자본의 효과를 고려할 때에만 지역소득이 수렴한다는 결과를 얻었다. 그리고 인적자본의 수렴 여부와 관련해서는 유병철·박성익(2004a)은 β 수렴검정과 일부 σ 수렴검정의 결과에 의하면 인적자본은 수렴하는 것으로 나타났으나, 다른 σ 수렴검정과 IPS 검정의 결과에 의하면 발산하는 것으로 나타났다. 따라서 수렴 여부에 관련된 일치된 결론을 도출하지 못하고 있다. 또한 유병철·박성익(2004b)은 β -convergence와 σ -convergence, 그리고 IPS 방법에 의한 패널 단위근 검정방법으로 지역소득의 수렴현상을 연구하였는데 이들은 지역소득의 수렴 여부에 대한 단정적인 결론을 내리지 않고 있다. 그러나 박성익·유병철(2005)은 외환위기 이후 2003년까지 우리나라의 지역 간 소득 격차가 확대되고 있다는 결과를 제시하고 있다.

그런데 지역경제에 대한 관심이 제고됨에 따라 지역경제의 다양한 측면에 대한 연구가 진행되고 있음에도 불구하고, 아직까지 지역별 경기변동이 어떠한 특성을 나타내고 있는지에 대한 연구는 별로 없다. 그 이유는 지역경제에 대하여 연구한 많은 학자들이 지역소득의 수렴 여부나 지역경제성장의 결정요인 분석과 같은 장기적인 추세에 주로 관심을 가져왔기 때문인 것으로 보인다. 그 배경에는 경기변동을 일시적인 것으로 간주하는 전통적인 경기변동론적인 시각이 존재하고 있다고 볼 수 있다.

그러나 불안정 시계열의 특성이 Nelson and Plosser(1982)에 의하여 밝혀진 후, 경제적인 충격은 일시적인 교란에 그치지 않고 지속적인 영향을 준다는 견해가 힘을 얻고 있다. 이들에 의하면, 추세는 일정한 것이 아니라 가변적이며 충격은 단기 순환과 장기 추세 모두에 영향을 주어 이들을 영구적으로 변화시킴으로써 예측 자체가 어렵게 된다. 여기에 경제적 교란이 지역경제의 구조적 차이를 포함하여 다양한 요인으로부터 발생한다는 연구를 고려하면, 전국적 충격(national shocks) 혹은 지역적 충격(regional shocks)이 일시적으로 지역경제의 교란요인으로 작용할 뿐만 아니라 지속적인 영향을 줄 것임을 추론할 수가 있다.

이러한 관점에서 강기춘(1995)은 지역내총생산의 장기 지속성과 공동변화의 크기를 각각 추정하여, 지역내총생산 변동에 있어 추세변동 부분은 지역에 따라 8%에서 25% 정도이며 순환변동 부분은 92%에서 75% 정도라는 결과를 얻

었다. 아울러 지역 간에 장기적인 균형관계가 없다는 결과를 도출함으로써, 지역의 산업구조와 경제상황을 고려한 차별적인 성장정책이 바람직하다는 정책적 시사점을 도출하였다. 그리고 조기현(2000)은 HP 필터를 이용하여 경기종합지수와 지역별 산업생산지수의 순환변동을 도출하여 분석함으로써 지역별 경기변동에 차이가 존재한다는 것을 밝혀 내었다. 또한 지역노동시장의 비대칭성 반응구조를 활용하여 지역별 경기변동의 원인을 분석한 결과, 전국 단위의 외부 교란요인이 일부 지역에서는 강력하면서 지속적인 영향을 미치는 데 반하여 다른 지역에서는 상대적으로 큰 영향을 미치지 못하는 것을 발견하였다. 그는 이 결과를 지역노동시장이 지역경기에 반응하는 것이라고 해석하면서 이러한 현상이 초래되는 원인으로 지역 간에 상이한 산업구조를 언급하고 있다.

동일한 전국 단위의 충격에 대하여 지역별로 경기변동이 다르게 나타나고 그 차별화된 경기변동이 지속성을 지니게 되면, 그 효과는 고용시장의 조정을 통하여 지역내총수요에 지속적으로 영향을 미칠 수밖에 없으며, 이러한 변화는 지역 간 소득 격차에 일정 부분 영향을 미칠 수밖에 없을 것이다. 그럼에도 불구하고 그 동안 경기변동이 지역별 소득 격차와 어떠한 관련을 맺고 있는지에 대한 연구는 아직 없는 것이 현 실정이다. 이러한 인식에 입각하여 본 논문에서는 전국 단위의 외부 충격이 지역별로 어떻게 차별화되어 나타나며, 그것이 지역 간 소득 수렴 여부, 즉 지역 간 소득 격차에 어떠한 영향을 미치는가를 연구하도록 한다.

2. 비대칭성에 대한 선행연구

케인즈(1936)는 경기 상승기에서 경기 침체기로의 변화는 급속하고 격렬하게 진행되는 반면, 경기 침체기에서 상승기로의 변화는 급속하게 진행되지 않는다고 주장하였다. 그 이후 많은 경제학자들이 경제현상의 비대칭성(asymmetry)에 대해 연구하기 시작하였다.

실질(real)변수의 비대칭성과 관련하여 Neftci(1984)와 Rothman(1991)은 실업률의 비대칭 조정과정에 대하여 연구하였다. 그리고 Terasvirta and Anderson(1992)은 산업생산지수의 비대칭 조정과정에 대하여 분석하면서 산업생산지수가 (+) 충격(shock)보다는 (-) 충격에 더 급하게(sharp) 반응한다는 결과를 제시하였다. 또한 Sichel(1993)은 경기변동을 급 순환(sharp cycle)과 깊은 순환(deep cycle)으로 구분하여 비대칭성을 설명하였다. 그는 경기침체(contraction)가

경기상승(expansion)보다 가파르게(steep) 진행되는 상황을 급 순환으로, 경기저점(trough)이 경기정점(peak)보다 현저한(pronounced) 상황을 깊은 순환으로 구분하여, 산업생산지수와 국민총생산이 깊은 순환의 특성을 갖고 있으며, 실업은 급 순환의 특성을 갖고 있다는 것을 주장하였다.

우리나라에서는 김우영(2008)이 총생산과 실업률 및 경제활동인구 간의 관계를 실증분석한 결과, 외환위기 전에는 실업률이 경기변동에 대하여 대칭적인 모습을 보였으나 외환위기 후에는 비대칭적인 형태(호경기보다 불경기 시에 실업의 변동 폭이 크다)로 변화하였다는 결과를 얻었다. 또한 그는 연령 및 성별로 실업률이 외환위기 전후로 어떻게 변화하였는지에 대하여 연구하였다.

최근의 시계열 계량분석의 결과(Balke and Fomby, 1997; Enders and Granger, 1998; Park and Phillips, 2002; Saikkonen and Choi, 2004 등)에 의하면, 비선형 시계열을 선형으로 설정하여 단위근 검정 및 공적분 검정·추정을 할 때 검정력(power)이 낮을 뿐만 아니라 추정치에 편의(bias)도 존재한다는 문제점이 있다는 것이 밝혀지고 있다. 이러한 인식을 바탕으로 본 논문에서는 비대칭성을 명시적으로 도입한 Schorderet(2001, 2003)와 Barnerjee, Dolado, and Mestre(1996) 및 Pesaran, Shin, and Smith(2001)의 비대칭 공적분 모형(asymmetric cointegration model)을 활용하여 우리나라의 경기변동과 지역 간 소득 격차의 관계에 대하여 추정한다.

Ⅲ. 지역별 경기변동

경기변동이란 총체적인 경제활동이 일정 기간을 두고 상승과 하락을 반복하는 현상을 말한다. 이를 위해서는 과거와 현재, 미래의 여러 가지 경제적인 현상들을 반영하는 경험적이고 이론적인 방법을 사용하여 추정하게 된다. 또한 개별 경제변수만으로는 경기변동을 파악하기 어렵기 때문에, 여러 경제변수를 포괄하는 종합지수를 작성하여 경기변동을 파악하고 분석을 하게 된다.

그런데 전국적인 경제활동을 대상으로는 여러 종합지표를 작성하여 발표하고 있지만, 지역경기를 대변하는 종합지수를 작성하여 발표하고 있지 않다는 문제가 존재한다. 강기춘(1985)의 경우는 이러한 문제를 회피하기 위하여 김성태 등(1991)의 지역내총생산 자료를 활용하고 있다. 그러나 보다 단기간(short-term)의 지역별 경기변동을 분석하기 위해서는 지역경기를 대변하는 단기적인 종합

지수를 활용할 필요가 있다. 이러한 필요성을 인식하여 본 논문에서는 월별 자료가 이용가능한 산업생산지수를 이용하도록 한다. 이 자료는 지역차원에서 장기적으로 이용가능한 변수이고 종합동행지수의 구성항목이므로, 지역경기변동의 대리변수로 적합하다고 할 수 있다. 분석에 포함된 기간은 1985년 1월부터 2011년 12월까지이며, 계절조정된 산업생산지수를 사용하였다. 단, 일부 지역에서는 자료의 이용가능성 차이로 인하여 분석기간이 다소 상이한 경우가 존재하였다.

그런데 거시변수의 단기 변동은 장기 추세요인을 제거한 순환변동치로 파악한다. 장기 추세를 제거하는 방법은 여러 가지가 있는데, 본 논문에서는 일반적으로 사용되는 Hodrick and Prescott(1980)의 필터(이하, HP 필터)를 사용하도록 한다. HP 필터는 기본적으로 장기 순환을 제거하는 high-pass 필터로 단기 순환을 제거하는 데는 한계가 있다. 이에 대한 대안으로 band-pass 필터를 이용하기도 하나 이 역시 중심화 이동평균을 구하는 과정에서 관측치의 상실, 차수의 선택, 경기순환주기 선정 등의 문제를 내포하고 있다. 따라서 주관적 판단을 최소화하기 위하여 본 논문에서는 HP 필터를 사용하였다. 특히, HP 필터의 경우는 단위근을 포함하는 불안정 시계열에도 활용될 수 있는 장점을 지니고 있으므로, 본 논문의 분석에 가장 적합한 방법이라고 할 수 있다.¹⁾

〈표 1〉은 전국적 순환변동치와 지역별 순환변동치의 상관계수를 정리한 것이다. 전국적인 변동과 가장 높은 상관관계를 보이는 지역은 경기로서 계수 값이 0.86에 달하고 있다. 그 밖에 인천과 서울이 0.79로서 수도권 지역의 변동이 전국의 지역변동과 밀접한 상관관계를 나타내고 있음을 알 수 있다. 그러나 전남은 0.30에 불과하여 전국적인 경기변동과 어느 정도 무관하게 변동하는 지역이 존재하는 것도 알 수 있다.²⁾ 전반적으로 볼 때 일부 지역을 제외하면 우리나라의 대부분 지역은 전국적인 순환변동과 비교적 밀접하게 변동하고 있음을 알

〈표 1〉 전국적 순환변동과 지역별 순환변동의 상관계수

서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
0.79	0.60	0.81	0.79	0.61	0.69	0.58	0.86	0.59	0.64	0.68	0.77	0.30	0.76	0.65	0.03

1) HP 필터에서는 시계열 자료의 이계차분 변동치에 대하여 벌칙(penalty)을 가하는 값을 설정해 주어야만 한다. 본 논문에서는 월별 자료를 사용하고 있으므로, Ravn과 Uhlig의 제안에 따라 129,600을 설정하였다.

2) 제주의 경우는 불과 0.03인 것으로 나타났으나, 이는 원자료의 신뢰성 때문인 것으로 추측된다. 따라서 경기변동의 분석에서 제주의 경우는 언급을 보류한다.

〈표 2〉 지역별 순환변동 값

	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남
표준편차	0.07	0.05	0.07	0.08	0.11	0.06	0.05	0.07	0.06	0.07	0.06	0.07	0.04	0.06	0.05
최저 값	-0.28	-0.21	-0.31	-0.37	-0.40	-0.23	-0.18	-0.32	-0.18	-0.37	-0.33	-0.29	-0.19	-0.34	-0.18
최고 값	0.17	0.12	0.14	0.29	0.21	0.11	0.14	0.20	0.18	0.27	0.19	0.17	0.11	0.17	0.12

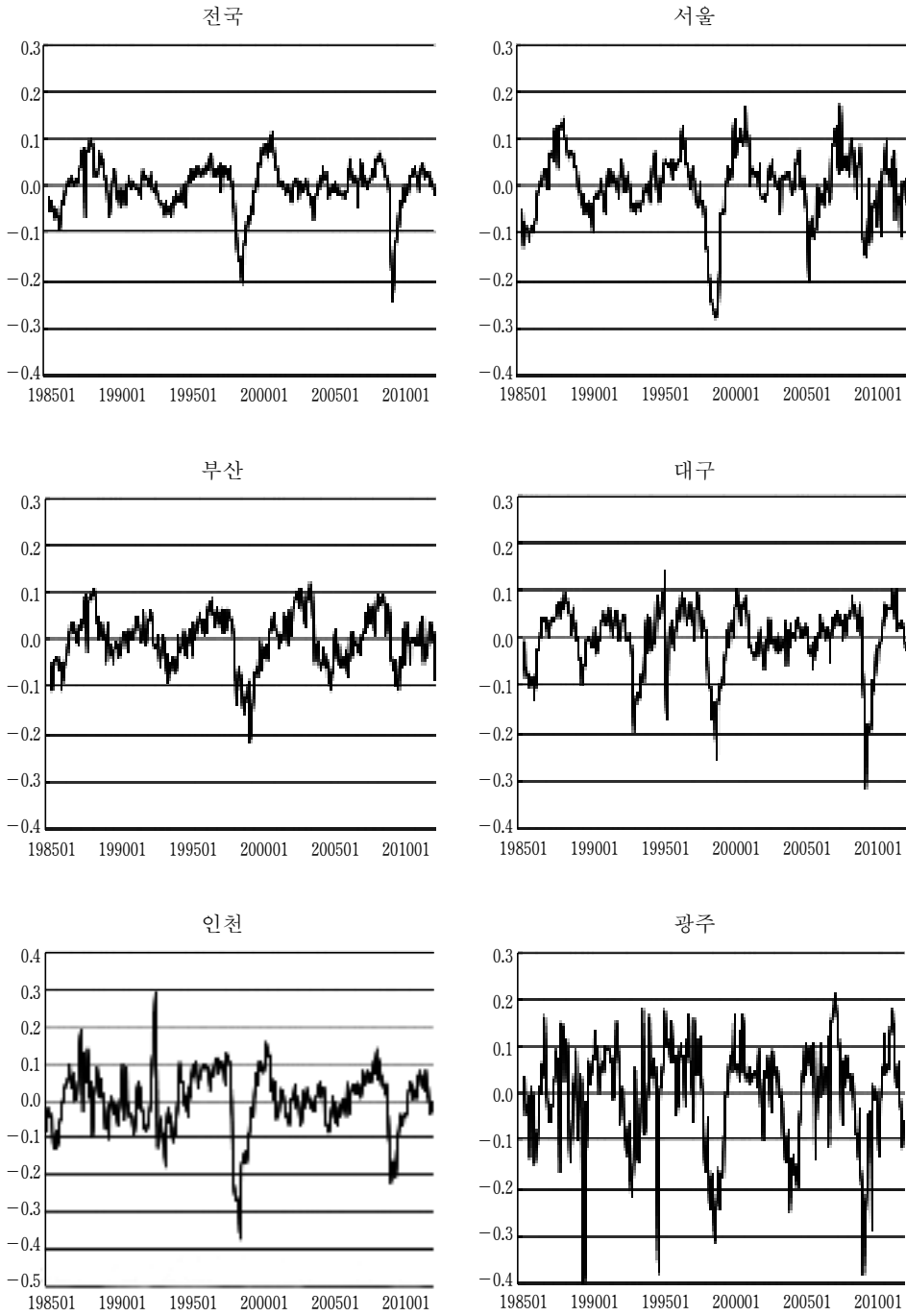
수 있다. 그러나 상관계수가 높다고 해서 경기변동의 특성을 규정하는 순환 국면의 시기, 변동성이나 비대칭성까지 전부 유사하다고 볼 수는 없다.

이러한 인식 하에 전국의 산업생산지수와 지역별 산업생산지수의 순환변동을 〈그림 1〉로 나타내었다. 이로부터 발견할 수 있는 특징은 다음과 같다. 첫째, 경기 정점과 저점의 지역별 차이가 존재한다는 점이다. 특히, 광역시와 도 간에는 뚜렷한 차이가 나타나는데, 이는 산업생산지수의 성격상 광역시와 도 간에 존재하는 수요·공급 간의 차이를 반영한 결과로 추정된다. 아울러 광역시와 도의 산업구조가 상이하고 산업별로 성장추이가 다르다는 점을 고려하면, 지역별 산업구조의 차이가 수요·공급 간의 차이를 초래하여 경기 정점과 저점의 지역별 차이를 발생시키는 하나의 요인이 될 수 있을 것이다.

둘째, 지역별로 순환변동의 변동성에 차이가 존재한다. 일례로 광주는 변동성이 0.11로 나타나 변동성이 아주 크게 나타난 반면에, 전남은 0.04로 작게 나타났다. 이는 지역별로 경기변동의 기복에 커다란 차이가 존재한다는 것을 보여주는 것이다.

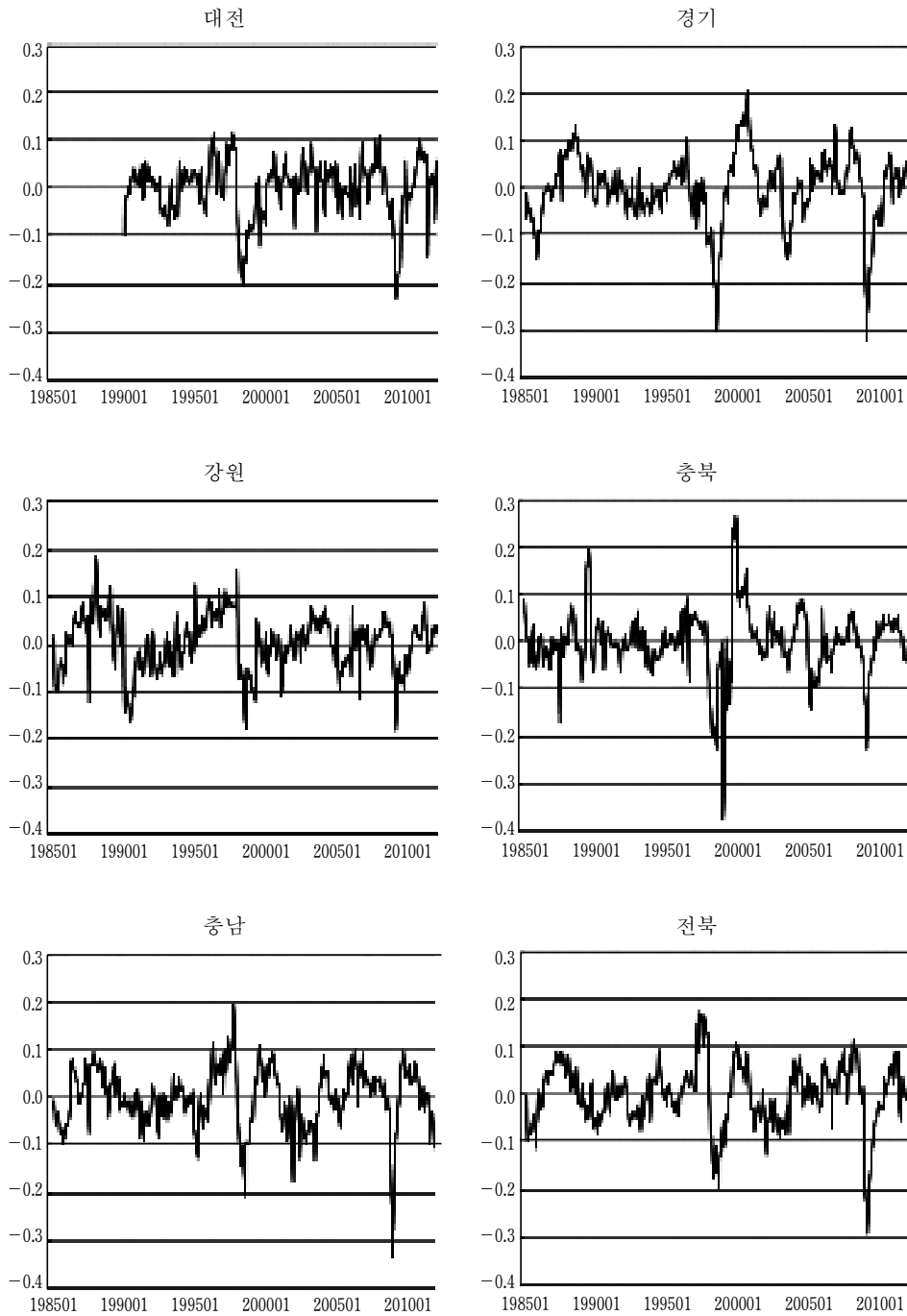
셋째, 우리나라 경기변동의 특징 가운데 하나인 비대칭적인 순환변동이 개별 지역에서도 공통적으로 나타나고 있다. 거의 모든 지역에서 확장 국면이 수축 국면보다 오래 지속되고 있는 것이다. 이는 경기변수에 비대칭성이 존재한다는 최근의 연구결과와 맥을 같이하는 것이라고 할 수 있다.

이러한 결과는 우리나라에서 지역별로 경기변동에 차이가 존재한다는 것을 의미하는 것이다. 지역별로 경기 정점과 저점이 서로 상이하게 나타나는 것은 지역별 총체적인 수요·공급의 불균형이 주 원인이라고 할 수 있다. 그런데 지역별 총체적인 수요·공급의 불균형은 일정 부분 지역 간에 존재하는 산업구조의 차이를 반영한 결과인 것으로 추정된다. 전국적으로 동일한 충격에 직면하더라도, 산업구조가 상이하면 지역별로 상이한 경기변동을 시험할 가능성이 존재하기 때문이다. 이러한 상이한 경기변동은 시차를 두고 또는 즉각적으로 각 지역의 소득에 영향을 주게 될 것이다. 따라서 지역별 경기변동이 지역별 소득

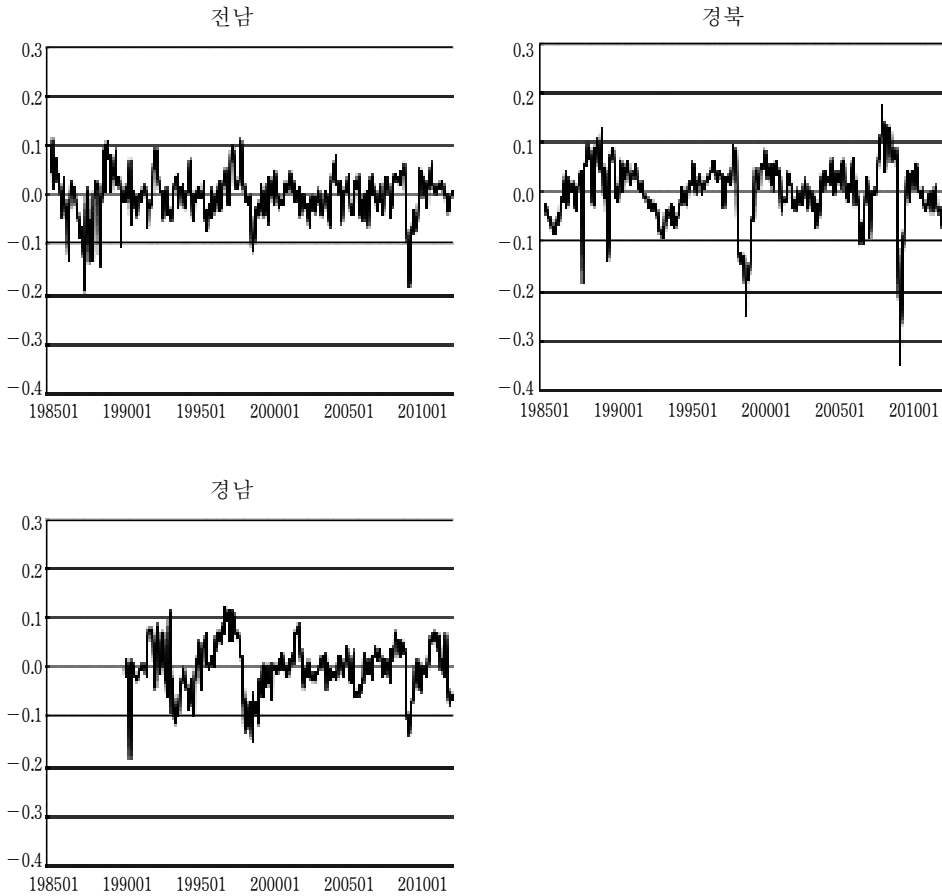


<그림 1> 전국 및 지역별 산업생산지수의 순환변동

136 비대칭 공적분 모형을 활용한 경기변동과 지역 간 소득 격차의 관계 추정



<그림 1> 계 속

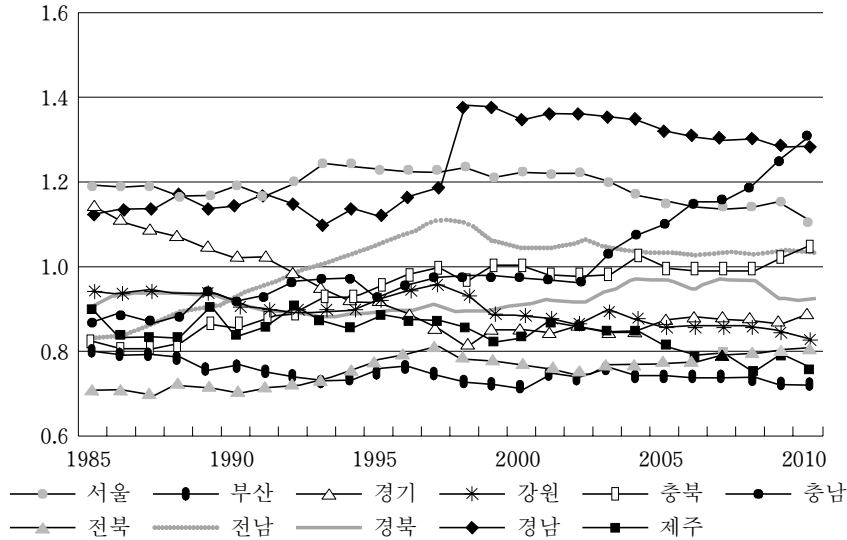


〈그림 1〉 계 속

격차에 어떠한 영향을 미치는지를 분석할 필요가 있다고 하겠다.

IV. 지역별 소득 격차

현재 전국의 광역시와 도는 전부 16개이다. 그러나 통계청은 1985년 이후부터 지역내총생산의 자료를 수집·공표하고 있으므로, 일부 광역시의 경우는 1985년 이전의 자료를 구하기가 어렵다. 또한 광역시는 주변의 도와 경제적으로 밀접한 관계를 맺고 있다는 점을 고려하여 서울, 부산과 9개 도만을 분석의



자료: 통계청, 『지역내총생산』, 각년호.

〈그림 2〉 지역별 소득 격차 추이

대상으로 삼기로 한다.³⁾

〈그림 2〉는 전국의 일인당 GRDP 대비 지역별 일인당 GRDP의 비율로 측정 한 지역별 소득 격차 추이를 나타낸 것이다. 본 논문에서는 지역소득의 대응변 수로서 지역내총생산의 자료를 사용한다. 이로부터 발견할 수 있는 사실은, 첫째 일인당 지역소득의 격차가 지속적으로 확대되고 있다는 점이다. 전국 대비 지역 간 일인당 GRDP 비율의 최대 격차가 2005년 불변가격 기준으로 1985년 0.49(서울 1.20-전북 0.71)에서 2010년 0.59(충남 1.31-부산 0.72)로 확대되었 기 때문이다. 전국 대비 지역별 일인당 GRDP 비율의 표준편차를 보더라도, 1985년 0.1575에서 2010년 0.2019로 확대된 것을 알 수 있다. 이러한 점은 우리나라의 지역별 소득 격차가 동 기간 중에 확대되었다는 것을 의미한다.

둘째, 시간적 추이를 살펴보면 여러 지역에서 추세변화가 존재하는 것으로 추정된다는 점이다. 우선 충남의 경우를 보면 2002년까지는 전국 소득보다 작

3) 통계청은 광주의 경우는 1987년, 대전의 경우는 1989년, 울산은 1998년 이후부터의 자료 만을 공표하고 있다. 그 이유는 이들 도시가 이때가 되어서야 전남 및 충남으로부터 분리 되었기 때문이다. 따라서 광주는 전남에, 대전은 충남에 포함시키도록 하였다. 그리고 대 구와 인천은 분리하여 분석할 수 있으나, 최근에 경제단위로서 광역권을 중시하는 점을 감안하여, 대구는 경북에, 인천은 경기도에 포함시켰다. 단, 부산의 경우는 경제규모를 감안 하여 별도로 분석하였다.

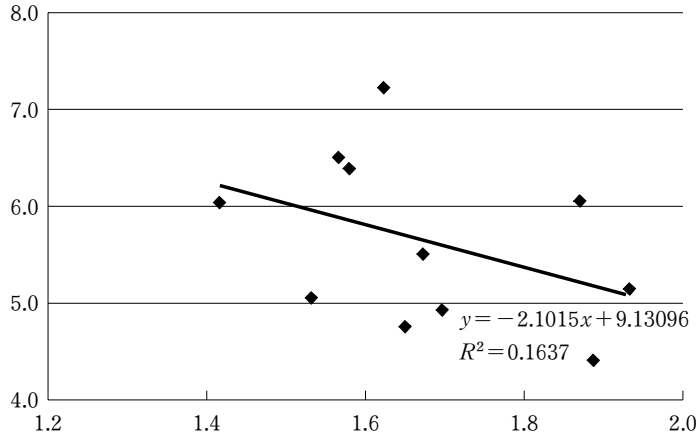
았으나, 2003년 이후 소득이 급격하게 증가하여 2010년에는 가장 높은 수준을 기록하고 있는 것을 알 수 있다. 경남의 경우도 1985년에 전국 대비 일인당 소득이 높은 지역이기는 하였지만, 1997년 이후로 전국 대비 소득 격차가 확대된 것을 알 수 있다. 반면에 부산의 경우는 커다란 추세변화 없이 전국 대비 소득 격차가 지속적으로 확대되는 추세인 것을 알 수 있다.

이와 같이 지역별로 전국 대비 소득 격차가 상이하게 전개되는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 앞 절에서 전국 단위의 충격이 주어질 때 경기가 지역별로 상이하게 변동한다는 연구결과와 부합되는 것이라고 할 수 있다. 그런데 일부 지역에서 실업률이 산업생산지수에 비대칭적으로 반응한다는 박성익·유병철(2006)의 연구결과를 고려할 필요가 있다. 그들은 지역별로 오쿤의 법칙—실업률과 산업생산지수로 측정된 GRDP 간의 관계를 추정된 결과, 일부 지역에서 호경기에는 실업률이 낮게 하락하는 반면에, 불경기에는 크게 상승하는 비대칭적인 관계가 존재한다는 결과를 도출하였다. 그렇다면 일부 지역에서 호경기에 GRDP가 적게 증가하고, 불경기에 크게 감소할 가능성이 존재한다고 볼 개연성이 존재한다. 이러한 점을 감안할 때, 전국 단위의 경기변동이 지역의 소득에 비대칭적인 영향을 미칠 가능성을 고려하면서 경기변동과 지역 간 소득 격차의 관계를 추정하는 것이 바람직하다고 하겠다.

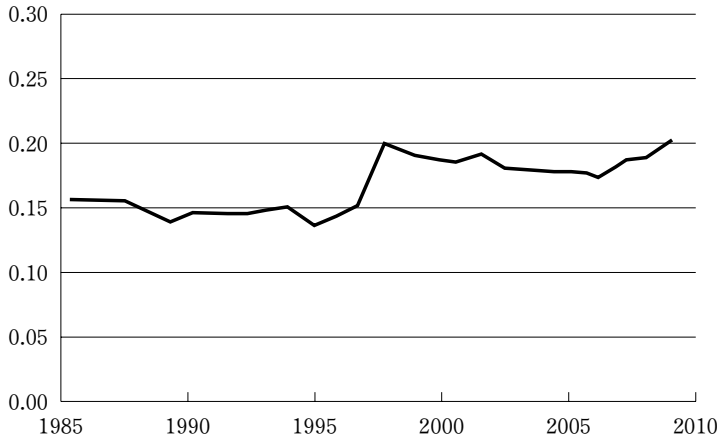
그런데 지역 간 소득 격차가 축소되는지, 확대되는지 여부를 보다 엄밀히 살펴보기 위해서는 β -convergence와 σ -convergence를 살펴볼 필요가 있다. β -convergence를 검정한 <그림 3>은 초기(1985년) 일인당 GRDP의 로그 값과 지역별 연평균 성장률의 관계를 보여주고 있다. 그림에서 볼 수 있듯이 초기 일인당 GRDP와 지역별 성장률은 음(-)의 관계를 나타내고 있다. 초기에 낮은 소득수준을 가지고 있는 지역에서는 성장률이 높게 나타나고 있으며, 초기에 높은 소득수준을 가지고 있는 지역에서는 성장률이 낮게 나타나고 있기 때문에 이 결과는 지역소득의 수렴현상을 뒷받침하는 것으로 해석할 수가 있다.

σ -convergence를 살펴볼 수 있는 <그림 4>는 전국 대비 지역별 일인당 지역내총생산(=일인당 지역내총생산/전국의 일인당 지역내총생산)의 표준편차가 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화하였는지를 보여주고 있다. 그림으로부터 1997년까지는 변동성의 추세변화를 제대로 파악할 수 없으나, 1997년 외환위기 이후로 표준편차가 증가하여 소득 격차가 커진 것을 확인할 수가 있다. 그러나 <그림 3>의 β -convergence와 <그림 4>의 σ -convergence가 서로 다른 결과를 보여주고 있어 지역소득의 수렴 여부에 대해 이상의 결과를 이용해 단정적인 결

140 비대칭 공적분 모형을 활용한 경기변동과 지역 간 소득 격차의 관계 추정



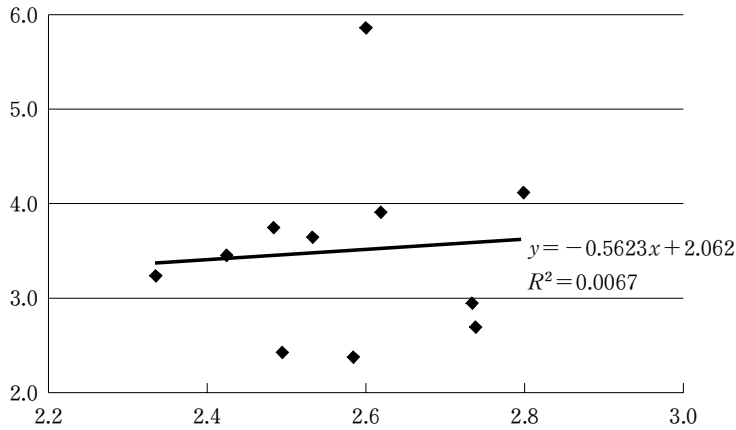
〈그림 3〉 초기 일인당 GRDP와 연평균 성장률



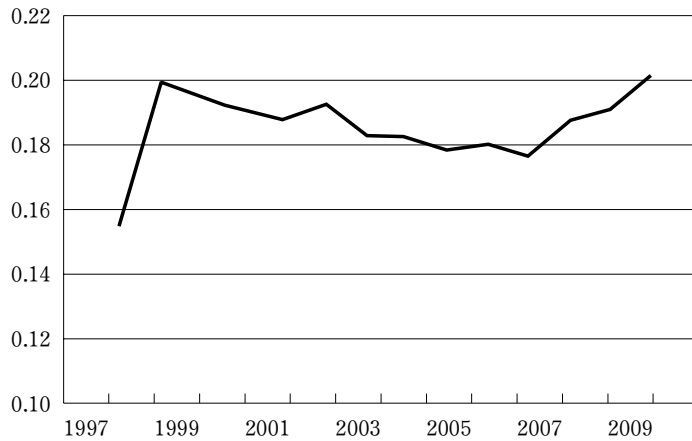
〈그림 4〉 일인당 GRDP의 표준편차 추이

론을 내리는 것은 무리인 것으로 판단된다.

특히, 1997년 이래 σ -convergence에 대한 검정에서 지역 간 소득이 발산하는 모습을 보여주고 있다는 점에 착안하여, 1997년 이후만을 대상으로 β -convergence와 σ -convergence에 대한 그림을 다시 그려보았다. 그 결과가 〈그림 5〉와 〈그림 6〉이다. 〈그림 5〉에 의하면 초기 소득이 높은 지역에서 높은 성장률을 나타내고 있으며, 초기 소득이 낮은 지역에서 낮은 성장률을 나타내고 있음을 알 수 있다. 그러나 〈그림 6〉을 보면 1997년의 외환위기 이후 지역 간 소득 격차가 일시적으로 급격하게 증가한 후에, 외환위기의 극복에 따라 지역 간 소득



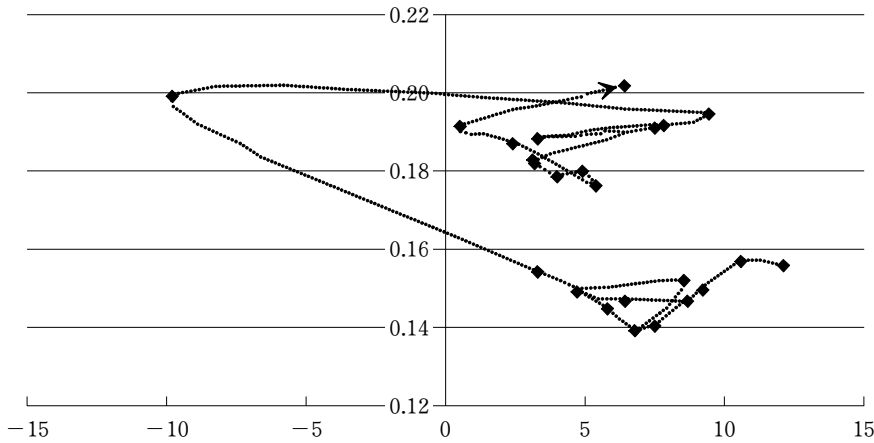
〈그림 5〉 초기 일인당 GRDP와 연평균 성장률(1997년 이후)



〈그림 6〉 일인당 GRDP의 표준편차 추이(1997년 이후)

격차가 추세적으로 감소하는 것을 확인할 수가 있다. 그렇지만 2008년의 국제 금융위기를 맞이하여 지역 간 소득 격차가 다시 증가한 것을 알 수 있다. 따라서 여기에서도 우리나라의 지역 간 소득 격차의 수렴 여부에 대하여 단정적인 결론을 내리기에는 어려움이 존재한다고 할 수 있다. 그러나 〈그림 5〉와 〈그림 6〉에서의 β -convergence와 σ -convergence 결과가 〈그림 3〉과 〈그림 4〉와는 반대로 나타나고 있다는 점은 주목할 필요가 있을 것이다.

〈그림 7〉은 전국의 일인당 GRDP 성장률과 전국 대비 지역별 일인당 GRDP의 표준편차의 관계를 연도별로 나타낸 것이다. 주목할 점은 외환위기를 전후로 하여 전국 대비 지역별 일인당 GRDP의 행태에 커다란 변화가 발생하였다



〈그림 7〉 전국의 일인당 GRDP 성장률과 표준편차 추이

는 것이다. 성장률이 유사한 수준이라고 하더라도 외환위기 이전에는 표준편차가 0.16을 초과한 적이 없었으나, 외환위기 이후로는 0.16 미만으로 내려간 적이 전혀 없었기 때문이다. 즉, 외환위기 당시의 충격을 제외하면, 전체적으로 두 개의 군집(cluster)이 존재한다. 이는 외환위기를 전후로 구조 변화(structural change) 또는 regime change가 발생하였다는 것을 의미하는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 이러한 구조 변화를 반영하여 경기변동이 지역 간 소득 격차에 어떠한 영향을 미쳤는가를 분석하는 것이 필요하다고 하겠다.

〈그림 7〉에서 전국의 일인당 GRDP 성장률과 지역별 일인당 GRDP의 표준편차 사이의 상관계수는 -0.47 로 절대 값이 높은 것으로 나타났다. 외환위기 당시인 1997년을 제외하더라도 상관계수는 -0.35 로 절대 값이 높게 나타났다. 이 결과는 경기순환의 4주기로 볼 때, 경기 회복기와 상승기에는 지역 간 소득 격차가 감소하고, 경기 둔화기와 하강기에는 증가한다는 것을 의미한다. 이러한 결과가 도출되기 위해서는 소득이 낮은 지역에서 지역소득이 경기변동에 더 민감하게 반응하여야 한다. 즉, 경기 회복기와 상승기에는 소득이 낮은 지역에서 소득이 상대적으로 더 크게 증가하고 경기 둔화기와 하강기에는 상대적으로 더 크게 감소해야만 한다. 주의할 점은 이 자체만으로는 경기변동과 지역소득 간에 비대칭적인 관계가 전제될 필요는 없다는 점이다. 즉, 비대칭성이 존재하지 않는다고 하더라도 소득이 낮은 지역에서 지역소득의 경기변동 민감도가 더 크다면 하연, 전국의 일인당 GRDP 성장률과 지역별 일인당 GRDP의 표준편차 사이의 상관계수는 음수로 나올 수가 있는 것이다. 그럼에도 불구하고 일부 지

역에서 경기 회복기와 상승기에 GRDP가 작게 증가하고, 경기 둔화기와 하강기에 크게 감소할 가능성이 존재한다고 볼 개연성이 존재하기 때문에, 본 논문에서는 비대칭성을 고려하여 지역별로 경기변동과 소득 격차의 관계를 분석하도록 한다.

V. 경기변동과 지역 간 소득 격차 관계분석

1. 계량모형 및 자료

본 논문에서는 경기변동과 지역 간 소득 격차의 관계를 실증적으로 추정·검정하도록 한다. 특히, 경기변동에 따른 소득 및 소득 격차의 비대칭성이 존재하는지, 존재한다면 어떤 지역에서 어떻게 존재하는지를 위주로 분석하도록 한다. 따라서 비대칭성을 검정하고 추정하기 위해서는 비선형모형을 설정하여야 한다. 최근의 많은 시계열 계량분석의 결과에 의하면 비선형 시계열을 선형으로 설정하여 단위근 검정 및 공적분 검정·추정을 하는 경우 낮은 검정력(power)과 추정치의 편의(bias)와 같은 문제점이 있다는 것을 보여주고 있다.

보다 신뢰할 수 있는 실증분석을 위해서는, 첫째로 경기변동과 지역별 소득(격차) 사이의 비대칭성에 대한 가설 검정을 실시하고, 둘째로 비대칭성이 존재하는 경우 변수 사이의 장기 안정적인 균형의 존재를 파악하기 위해 비선형 공적분 검정과 추정을 실시하여야 한다. 본 논문에서는 Schorderet(2001, 2003)의 회귀식을 활용하여, Engle and Granger(1987)(=EG)의 2단계 검정방식(2 step estimation)과 Banerjee, Dolado, and Mestre(1996)(=BDM)의 단일방정식 검정방식, 그리고 Pesaran, Shin, and Smith(2001)(=PSS)의 ARDL bound 검정방식을 경기변동과 지역 간 소득 격차 사이의 관계 검정에 이용하도록 한다.

Schorderet(2001, 2003)의 비대칭 공적분 모형을 요약하면 다음과 같다.

$$y_t = \mu + \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + \epsilon_t \quad (1)$$

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \quad (2)$$

$$\Delta x_t = \nu_t \quad (3)$$

여기서 y_t 는 종속변수로서 모형에 따라 지역별 일인당 소득 또는 지역 간 소

득격차지수를 의미한다. x_t 는 독립변수로서 전국 일인당 소득 또는 전국 산업 생산지수의 순환변동치를 활용한다. 모든 변수는 단위근을 갖는 $I(1)$ 변수로 가정된다. 식 (2)는 x_t 를 분할(decomposition)하여 표시한 것으로, x_t^+ 와 x_t^- 는 아래와 같다.

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+, \quad x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- \quad (4)$$

$$\Delta x_t^+ = \max(\Delta x_t, 0), \quad \Delta x_t^- = \min(\Delta x_t, 0) \quad (5)$$

식 (1)은 지역별 소득 또는 지역 간 소득 격차가 전국 단위의 호경기와 불경기에 따라 다르게 반응할 수 있다는 것을 함축하고 있다. 만약 지역별 소득이나 지역 간 소득 격차가 경기변동에 대칭적으로 반응한다면, $\beta^+ = \beta^-$ 가 되어 선형 공적분 회귀모형으로 추정과 검정이 가능하다. 그러나 지역별 소득 또는 지역 간 소득 격차가 불경기에 민감하게 반응하고 호경기에 덜 민감하게 반응하면, $|\beta^+| < |\beta^-|$ 의 결과가 도출될 것이다. 이 경우 선형 공적분 모형에 의한 추정과 검정은 낮은 검정력(power)과 추정치의 편의(bias)와 같은 문제점이 존재한다.

비대칭성이 존재할 가능성을 고려할 때, Engle and Granger(1987)의 잔차에 근거한 공적분 검정방식(residual-based cointegration test)은 다음과 같다. 우선 1단계에서 식 (1)을 추정하고 그 잔차를 이용하여 2단계에서 식 (6)을 추정하는 것이다. 여기서 $\hat{\epsilon}_t$ 는 식 (1)에 OLS를 적용하여 구한 잔차(residuals)이다. 그런 후에 $\rho=0$ 의 귀무가설(공적분 없음)과 $\rho<0$ 의 대립가설(비대칭 공적분)을 t 통계량으로 검정한다.

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \rho \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta \hat{\epsilon}_{t-j} + e_t \quad (6)$$

그런데 표본의 수가 적으면 Engle and Granger의 검정방식은 공통요소(common-factor) 제약조건이 부적절할 경우에 검정력이 낮아지는 문제⁴⁾가 Banerjee 등(1996)에 의하여 제기되었다. 그들은 이러한 문제를 해결하기 위하여 ECM 형태의 단일방정식을 설정하여 추정하였다. 이에 따른 추정식은 식 (7)과 같다.

4) 공통요소의 문제점에 대해서는 Banerjee 등(1996)을 참조할 것.

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha + \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta y_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^q (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + e_t \end{aligned} \quad (7)$$

여기서 $\rho=0$ 의 귀무가설(공적분 없음)과 $\rho < 0$ 의 대립가설(비대칭 공적분)을 t 통계량으로 검정한다. 식 (7)을 이용할 경우 장기 계수 $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ 과 $\beta^- = -\theta^-/\rho$ 를 구할 수 있을 뿐만 아니라, 독립변수 중에서 차분변수의 계수로서 모형의 동태적 성격을 파악할 수 있는 장점이 있다.

Pesaran 등(2001)은 기존의 공적분 검정방법이 단위근 검정의 낮은 검정력에 의하여 문제가 된다는 인식 하에 단위근 검정의 결과에 의존하지 않는 ARDL 한계 검정법(ARDL bound test)을 제시하였다. 즉, 독립변수가 $I(0)$ 인지 혹은 $I(1)$ 인지 여부와 상관없이 공적분을 검정하는 방법을 제시하였다. 또한 그들은 ARDL 한계검정법이 표본 수가 적다고 하더라도, OLS의 단기 추정치가 일치(consistency) 추정량이며 또한 장기적으로도 초일치성(super-consistency)을 갖는다는 것을 보여 주었다. 이들에 의하면 식 (7)에서 귀무가설은 $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ 인 복합가설(공적분 없음)이 되며, 대립가설(비대칭 공적분)은 $\rho \neq 0$ 또는 $\theta^+ \neq 0$ 또는 $\theta^- \neq 0$ 이 되어, F 통계량으로 검정한다.

경기변동과 지역 간 소득 격차의 비대칭적인 관계를 분석하는 데 있어서는, 종속변수로서 지역별 일인당 소득의 로그 값 또는 지역 간 소득격차변수를 활용하도록 한다. 로그 값을 사용하는 이유는 탄력성을 추정하는 것이 더 용이하기 때문이다. 지역 간 소득 격차를 사용할 경우에는 제Ⅲ절에서 활용한 전국 대비 지역별 일인당 GRDP 표준편차를 종속변수로 사용한다. 그런데 통계청의 지역내총생산 자료는 연도별 자료로서 1985년부터 이용이 가능하기 때문에 시계열이 짧다는 문제점이 존재한다. 이러한 문제점을 해결하기 위하여 본 논문에서는 김성태 등(1991)의 1970~1991년 지역내총생산 자료를 보정하여 통계청의 지역내총생산 자료와 연결하여 사용하도록 한다. 따라서 지역내총생산 자료를 사용할 경우에 전체 시계열은 2010년까지 41년이 된다.

독립변수로는 전국의 경기변동에 대한 대응변수로서 전국 일인당 소득의 로그 값으로부터 계산한 순환변동치를 사용한다. 전국의 일인당 소득변수를 활용하는 것보다 전국의 산업생산지수를 활용하는 것이 경기변동과 지역별 소득 격차의 비대칭적인 관계를 분석하는 데 더 적절하다고 할 수 있다. 그러나 산업생산지수는 모든 산업을 전부 포함한 것이 아니라, 제조업과 일부 산업만을 포

함하였다는 점, 그리고 전국 자료가 1975년부터 이용이 가능하여 시계열이 다소나마 더 짧다는 문제가 존재한다. 그러므로 불가피하게 전국 일인당 소득의 로그 값으로부터 계산한 순환변동치를 사용한다. 이러한 자료의 제약으로 인하여, 많은 독립변수를 사용하여야 하는 식 (7)에 기반한 동태모형, 특히 Banerjee 등의 모형은 그 검정력이 상대적으로 더 약할 것으로 우려된다고 하겠다.⁵⁾

그리고 필요한 경우 외환위기 전후의 구조변화를 검정하기 위하여 외환위기 이후 더미(post-IMF dummy)변수를 독립변수에 포함하도록 한다. 그 이유는 <그림 7>에서 나타난 바와 같이 외환위기 이후로 지역 간 소득 격차의 행태에 커다란 변화가 존재할 개연성이 크기 때문이다. 지역 구분은 시계열 자료의 일관성을 유지하기 위하여 제Ⅲ절에서와 마찬가지로 전국을 11개의 광역시도로 구분하도록 한다.

2. 분석결과

추정에 앞서 우선 지역내총생산이 단위근을 가질 수 있다는 점을 고려하여 ADF 단위근 검정을 실시하였다. <표 3>은 ADF 단위근 검정결과를 나타낸 것이다. 여기서 x_t^+ 와 x_t^- 는 식 (4)와 식 (5)에서 정의한 바와 같다. 예상한 바와 같이 모든 변수들이 단위근을 포함하는 $I(1)$ 으로 판명되었다.⁶⁾ 이에 따라 모든 변수들을 $I(1)$ 으로 간주하여 실증분석을 시행하였다.

<표 4>는 공적분의 검정결과이다. EG 모형은 식 (1)을 추정한 후, 잔차를 이용하여 식 (6)을 추정하고, $\hat{\rho}$ 의 값을 검정하는 것이다. 그리고 BDM과 PSS 모형은 둘 다 식 (7)을 추정하되, BDM 모형의 경우는 $\hat{\rho}$ 의 t 값을 검정하는 반면에, PSS 모형의 경우는 $\hat{\rho} = \hat{\theta}^+ = \hat{\theta}^- = 0$ 인 복합가설을 검정하는 것이다. 식 (6)에서 시차(Lag)는 SBIC에 의해 결정하였고, 식 (7)에서는 최대시차를 4로 하여 “general to specific” 방법에 의해 결정하였다.

모형에 따라 공적분의 검정결과에는 상당한 차이가 존재하는 것으로 나타났

5) 제Ⅲ절의 지역별 경기변동에서는 월별 산업생산지수를 사용하였으나, 자료의 제약으로 인하여 불가피하게 제V절의 경기변동과 지역 간 소득 격차 분석에서는 일인당 지역내총생산 자료를 활용하였다.

6) 외환위기에 따른 구조변화를 고려하면 외환위기 전후의 각 기간 내에서 단위근이 존재하지 않을 개연성이 존재한다. 그러나 본 논문에서와 동일한 자료를 사용하여 외환위기 이전을 대상으로 분석한 강기춘(1996)의 연구에서도 우리나라의 모든 지역에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 본 논문의 단위근 검정결과는 여타 논문의 결과와 부합되는 것을 알 수 있다.

〈표 3〉 지역내총생산 및 지역 간 소득 격차 단위근 검정

		y_t	x_t^+	x_t^-
지역내총생산	전국	-0.97	-1.95	-2.69
	서울	-1.08	-3.28	-2.18
	부산	-2.20	-2.60	-2.88
	경기	-2.09	-2.95	-3.19
	강원	-0.98	-2.04	-2.33
	충북	-1.35	-2.55	-2.65
	충남	-1.84	-1.42	-2.43
	전북	-1.83	-1.76	-2.54
	전남	-0.83	-1.30	-1.93
	경북	-1.26	-1.36	-2.24
	경남	-1.15	-0.64	-1.26
	제주	-0.90	-2.30	-2.30
지역 간 소득 격차		-0.60	n.a	n.a

주: 1) 시차는 SBIC에 의하여 결정하였음.

2) 회귀식에 상수와 시간추세를 포함한 1%와 5% 임계값은 각각 -4.27과 -3.55임.

3) 본 논문은 전국의 경기변동이 지역소득 또는 지역 간 소득 격차에 미치는 비대칭적 영향을 추정하는 것이므로, 음영이 있는 셀에 포함된 변수만을 회귀분석에 사용하였음.

다. 정태(Static)모형에 근거한 t_1 을 이용한 공적분 검정결과는 많은 지역에서 ‘공적분 없음’의 귀무가설을 기각하고 있음을 알 수 있다. 즉, 비대칭 공적분이 존재하는 것을 알 수 있다. 그리고 F 값을 이용하는 PSS 모형에서도 역시 대부분의 지역에서 비대칭 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 흥미로운 점은 지역 간 소득 격차를 종속변수로 사용한 경우에, 더 이상 비대칭 공적분의 관계가 존재하지 않는다는 것이다. 이것은 일부 지역에서는 비대칭 공적분의 관계가 존재하지만, 서로간에 상쇄되는 효과의 존재 등으로 인하여, 전국적인 수준에서는 비대칭 공적분의 관계가 존재하지 않는 것으로 해석할 여지가 존재하는 것으로 볼 수 있다. 그러나 이에 반하여 t_2 를 이용한 BDM 모형의 경우에는 모든 지역에서 비대칭 공적분의 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 ρ 이 전체적으로 유의하지 않은 데에 기인한다. 이와 같은 결과가 도출된 이유는 동태적인 효과를 측정하기에는 본 연구에서 사용한 표본의 수가 너무 작기 때문에 발생한 것으로 추정된다. 그러나 EG 모형과 PSS 모형의 비대칭 공적

〈표 4〉 지역내총생산 비대칭 공적분 검정결과

지역	EG: t_1		BDM: t_2	PSS: F
	without post-IMF dummy	with post-IMF dummy		
서울	-3.10***	-3.93***	-1.10	1.53
부산	-4.99***	-5.56***	-.26	5.23**
경기	-1.61	-5.44***	-.57	8.06***
강원	-2.06**	-3.54***	-.71	2.65*
충북	-2.23**	-2.70**	-.22	4.70***
충남	-2.47**	-4.64***	-.67	3.69**
전북	-2.76***	-3.40***	-.45	3.12**
전남	-2.16**	-3.18***	.06	2.97**
경북	-2.07**	-4.87***	-.62	6.17***
경남	-2.98***	-3.65***	-.14	2.85*
제주	-3.18***	-4.75***	-.95	2.27*
지역 간 소득 격차	-1.79*	-5.96***	.50	1.82

주: 1) 각 통계량의 임계값은 Shin and Yu(2004)와 Pesaran 등(2001)을 참고하였음.
 2) 비대칭모형 t_1 의 1%, 5%, 10% 임계값은 2.71, 2.02, 1.68임.
 3) 비대칭모형 t_2 의 1%, 5%, 10% 임계값은 -4.10, -3.53 and -3.21임.
 4) 비대칭모형 F 의 1%, 5%, 10% 임계값은 6.36, 4.85, 그리고 4.14임.
 5) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

분 결과가 비교적 유사하게 도출된 이유는, 전술한 바와 같이 PSS 모형이 표본 수가 적은 경우에도 OLS의 단기 추정치가 일치(consistency) 추정량이며 또한 장기적으로도 초일치성(super-consistency)을 갖기 때문인 것으로 판단된다.

동태적 모형인 식 (7)인 비대칭 공적분의 검정결과가 서로 상이하므로, 본 논문에서는 동태모형에서 추정된 $\hat{\beta}^+$ 과 $\hat{\beta}^-$ 를 보고하지 않는다. 대신 정태모형인 식 (1)에 기반한 EG 모형의 β^+ 와 β^- 에 대한 추정치만을 보고하도록 한다.

〈표 5〉는 EG 모형의 식 (1)에 의한 계수 추정치와 유의도에 대한 검정결과이다. 동 결과에서 지역별 추정결과에 의하면, 우선 첫째로 많은 지역에서 비대칭 현상이 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 모든 지역·모든 모형에서 β^- 의 추정치는 양수의 값이 나왔을 뿐만 아니라, 대부분의 경우 유의도도 높은 것을 알 수 있다. 이에 반하여 β^+ 의 추정치는 많은 지역에서 0에 가까워 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 대부분의 지역에서 $|\beta^+| < |\beta^-|$ 의 결과가 도출

〈표 5〉 EG 모형의 추정치

	without post-IMF dummy		with post-IMF dummy	
	$\hat{\beta}^+$	$\hat{\beta}^-$	$\hat{\beta}^+$	$\hat{\beta}^-$
서울	-.92	.92*	-1.03	.72
부산	.27	2.16***	.21	2.06***
경기	2.17**	1.68**	1.91***	1.21***
강원	1.08	2.00**	.82	1.53**
충북	-.42	2.33***	-.53	2.12***
충남	-.41	2.02***	-.52	1.82***
전북	-.22	2.62***	-.34	2.41***
전남	-.02	2.07***	-.19	1.76***
경북	1.37*	1.80***	1.17**	1.44***
경남	1.86**	1.15*	1.74**	.94*
제주	-.04	2.07***	-.22	1.75***
지역 간 소득 격차	-1.56	-.91	-.86	.35

주: 1) *, **, ***는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄.

2) 회귀분석에는 상수항과 time trend가 독립변수로 추가되었음.

되었다. 이는 많은 지역에서 소득이 불경기에 민감하게 반응하고 호경기에 덜 민감하게 반응한다는 것을 의미한다. 즉, 불경기에는 소득이 큰 폭으로 감소하는데 반하여, 호경기에는 소득이 그렇게 크게 증가하지 않는다는 것을 알 수 있다.

그러나 경기와 경남은 β^+ 와 β^- 의 추정치가 모두 양수로 나왔을 뿐만 아니라, $|\beta^+| > |\beta^-|$ 의 결과가 도출된 것을 알 수 있다. 따라서 이들 지역에서는 반대로 소득이 호경기에 민감하게 반응하고 불경기에 덜 민감하게 반응하고 있다. 즉, 호경기에 소득이 증가하는 폭이 상대적으로 불경기에 소득이 감소하는 폭보다 크다는 것을 알 수 있다. 특히, 경기의 결과가 타 지역과 다르게 나타난 이유는 경기가 수도권으로의 경제력 집중의 혜택을 가장 많이 받고 있는 지역으로서, 산업구조가 양호하여 불황 극복 시 그로 인한 혜택을 가장 빨리, 가장 많이 받기 때문인 것으로 추정된다. 그리고 서울의 경우에는 β^+ 와 β^- 가 전반적으로 유의하지도 않을 뿐 아니라, 그 절대값 크기도 매우 유사하게 나타나 특별한 추세를 발견할 수 없는 것을 알 수 있다. 이와 같이 지역에 따라 지역

소득이 호경기와 불경기에 따라 서로 다르게 반응하고 있는 것을 알 수 있다. 특히, 경제규모가 큰 서울이나 경기, 경남에서는 비대칭성이 존재하지 않거나, 아니면 다른 지역과 상이한 방향으로 나타나는 것을 알 수 있다. 이러한 결과로 인하여 지역 간 소득 격차를 종속변수로 사용한 경우에 특별한 추세가 존재하지 않는 것으로 나타나게 된 것으로 보인다.

한 가지 유념할 것은 비대칭 공적분 검정결과에 의할 때, post-IMF 더미가 없는 모형보다 post-IMF 더미가 있는 모형에서 비대칭 공적분의 관계가 더 존재하는 것으로 나타났다는 점이다. 따라서 post-IMF 더미가 존재하는 모형의 추정치가 더 신뢰성 있는 것으로 판단된다. 그러나 이에 따른 차이는 별로 크지 않은 것으로 보인다.

VI. 결 론

본 논문은 지역별로 상이한 경기변동이 비대칭적인 지역노동시장과 관련되어 있다는 인식 하에, 경기변동과 지역별 소득 격차의 관계를 분석하였다. 특히, 지역별로 상이한 경기변동이 비대칭적인 지역노동시장의 반응구조에서 비롯된다는 주장을 감안하여, 비대칭성을 명시적으로 도입한 비대칭 공적분 모형(asymmetric cointegration model)을 활용하였다.

본 논문의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 일부 지역을 제외하면 우리나라의 대부분 지역은 전국적인 순환변동과 비교적 밀접하게 변동하고 있음을 알 수 있다. 그러나 경기 정점과 저점의 지역별 차이가 존재하는 것을 확인할 수 있으며, 지역별로 순환변동의 변동성에 차이가 존재하는 것을 알 수 있다. 둘째, 지역별 소득 격차 현황을 살펴보면 일인당 지역소득의 격차가 지속적으로 확대되는 동시에, 여러 지역에서 추세변화가 존재하는 것으로 추정된다는 점이다. 이러한 결과는 전국 단위의 충격이 주어질 때 경기가 지역별로 상이하게 변동한다는 연구결과와 부합되는 것이다. 셋째, 많은 지역에서 경기변동과 소득 격차 사이에 비대칭 현상이 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 많은 지역에서 소득이 불경기에 민감하게 반응하고 호경기에 덜 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 그러나 일부 지역에서는 반대로 소득이 호경기에 민감하게 반응하고 불경기에 덜 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 그 결과 지역에 따라 지역소득이 호경기와 불경기에 따라 서로 다르게 반응하고 있는 것을 알 수 있다.

참 고 문 헌

- 강기춘, “지역총생산(GRP)의 장기지속성 및 공동변화와 정책적 시사점, 『사회발전연구』, 제주대학교 사회과학연구소, 1995.
- 구재운·이승준, “지역별 소득 재검토,” Papers and Proceedings of the Winter 1999 KIEA Conference, Vol. II, 한국국제경제학회, 1999, 1027~1042.
- 김성태·정초시·노근호, “한국 지역경제력 격차,” 『경제학연구』 제39권 제2호, 한국경제학회, 1991.
- 김우영, “경기변동에 따른 노동시장의 비대칭적 반응 분석,” 『경제분석』 제14권 제1호, 한국은행 금융경제연구원, 2008, 92~114.
- 김종구, “우리나라 지역 인적자본 추정과 지역경제 성장요인 분석,” 『경제연구』 제25권 제4호, 한국경제통상학회, 2007.
- 김지욱, “한국 패널자료를 이용한 지역경제 수렴화 연구,” 『서울도시연구』 제5권 제4호, 서울시정개발연구원, 2004, 93~103.
- 김홍기, “한국에서 비안정적 패널자료를 활용한 인적자본과 지역간 소득 수렴화,” 『한국경제의 분석』 제9권 제2호, 한국금융연구원, 2003, 109~164.
- 노근호·정초시·김성태, “한국의 지역경제성장과 지방재정: 동태적 인과관계를 중심으로,” 『경제학연구』 제43집 제2호, 한국경제학회, 1995.
- 노응원, “가구 소득의 시도별 격차 및 요인분석,” 『경제학연구』 제47권 제3호, 한국경제학회, 1999, 223~252.
- 박성익·유병철, “이력효과를 고려한 지역별 오쿤의 법칙의 추정: 비대칭 공적분 모형의 활용,” 『국제경제연구』 제12권 제1호, 한국국제경제학회, 2006, 139~164.
- _____, “지역 간 경제성장 격차와 IT산업의 집중,” 『한국경제연구』 제15권, 한국경제연구학회, 2005, 199~226.
- 심재희, 『인적자본과 지역경제 성장에 관한 실증분석』, 전남대학교 대학원 박사학위논문, 전남대학교, 1999.
- 유병철·박성익, “지역별 인적자본의 추계 및 수렴검정,” 『한국경제연구』 제13권, 한국경제연구학회, 2004a, 81~110.
- _____, “지역소득 수렴 여부와 성장요인 분석: 동태 이질적 패널 모형의 활용,” 『국제경제연구』 제10권 제2호, 한국국제경제학회, 2004b, 105~126.

- 이진원, “한국 지역경제 성장수렴화와 성장요인에 관한 연구,” 『한국지방자치학 회보』 제9권 제4호, 한국지방자치학회, 1997.
- 전상준, “The Role of Human Capital in Convergence of the Korean Regional Economics: A Panel Data Analysis,” 10th International Conference of Korean Economics association, 2000.
- 조기현, “지역별 경기변동과 고용시장의 특징,” 『지방행정연구』 제14권 제1호 통권 48호, 한국지방행정연구원, 2000.
- Balke, N. S. and T. B. Fomby, “Threshold Cointegration,” *International Economic Review* 38, 1997, 627~645.
- Banerjee, A., J. J. Dolado, and R. Mestre, “ECM Tests for Cointegration in a Single Equation Framework,” *Journal of Time Series Analysis* 19, 1998, 267~283.
- Blanchard, Olivier and Lawrence Summers, “Hysteresis and European Unemployment Problem,” National Bureau of Economic Research Working Paper No. 1950, 1986.
- Enders, Walter and C. W. J. Granger, “Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 1998, 304~311.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, “Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 1987, 251~276.
- Hodrick, R. and E. C. Prescott, “Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” mimeo, Carnegie-Mellon University, 1980.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and S. Shin, “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” mimeo, Cambridge University, 1997.
- Keynes, J. M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London, McMillan, 1936.
- Lee, K., M. H. Pesaran, and R. Smith, “Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, 1997, 357~392.
- Levin, A. and C. F. Lin, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties,” mimeo, UC San Diego, 1992.
- Neftci, S. N., “Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle?” *Journal of Political Economy* 92, 1984, 301~318.

- Nelson C. R. and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics* 10, 1982, 139~162.
- Park, J. Y. and P. C. B. Phillips, "Nonlinear Regression with Integrated Time Series," *Econometrica* 69, 2001, 117~161.
- Pedroni, P., "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* S1, 1999, 653~670.
- Pesaran, M. H., R. J. Smith, and Y. Shin, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics* 16, 2001, 289~326.
- Rothman, P., "Further Evidence on the Asymmetric Behavior of Unemployment Rates over the Business Cycle," *Journal of Macroeconomics* 13, 1991, 291~298.
- Saikkonen, P. and I. Choi, "Cointegrating Smooth Transition Regression," *Econometric Theory* 20, 2004, 301~340.
- Schorer, Yann, "Revisiting Okun's Law: An Hysteretic Perspective," Discussion Paper 2001-13, University of California, San Diego, 2001.
- _____, "Asymmetric Cointegration," mimeo, University of Geneva, 2003.
- Shin, Y. and B. Yu, "An ARDL Approach to an Analysis of Asymmetric Long-Run Cointegrating Relationships," mimeo, University of Edinburgh, 2004.
- Sichel, D. E., "Business Cycle Asymmetry: A Deep Look," *Economic Inquiry* 31, 1993, 224~236.
- Terasvirta, T. and H. M. Anderson, "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of Applied Econometrics* 7, 1992, 119~131.

[Abstract]

Estimation of Relation between Economic Cycles and Regional Income Gap*

Sungik Park** · Byungchul Yu***

This paper analyzes the relationship between regional economic cycles and regional income gap, utilizing asymmetric cointegration model. The major results are the followings: First, most regions exhibit similar patterns of economic cycles. However, tops and lows of economic cycles are different across regions. Second, income gap among regions are increasing over time. It is also noted that regional incomes exhibit various time trends, which suggests economic cycles differ across regions. Third, it is found that there exists asymmetric relationship between economic cycles and income gap. In many regions, income is decreasing more rapidly in economic downturn while income is increasing more slowly in economic boom. However, in some regions, the opposite turns out to be true. In summary, regional incomes respond differently to economic cycles.

Keywords: economic cycle, income gap, asymmetry, unit root, cointegration

JEL Classification: R11, E24, C51

* This work by first author was supported by the National Research Foundation Grant funded by the Korean Government(NRF-2009-327-B00163).

** First Author, Professor at Kyungshu University, Tel: +82-51-663-4421, E-mail: sipark@ks.ac.kr

*** Coauthor, Professor at Donga University, Tel: +82-51-200-7441, E-mail: bcu@dau.ac.kr