

## 우리나라 지역 경기변동의 요인분석\*

황 상 연\*\*

### 논문초록

본고는 우리나라 16개 광역자치체의 경기변동을 지역 소득계정의 생산-소비-투자 변수로부터 베이지언 동적요인모형에 기초한 마코브 체인 몬테 카를로 기법을 사용하여 한국 전체에 영향을 미치는 공통요인과 지역 고유요인으로 분해하여 추출하였다. 또한 지역별 거시경제구조를 나타내는 대표변수들을 이용한 회귀분석을 통해 지역 경기변동에 있어서 공통요인과 지역 고유요인의 중요성과 지역의 거시적 경제구조와의 연관성을 살펴보았다. 분석결과, 분석대상 거시경제변수의 변동성에서 공통요인이 차지하는 중요도가 전반적으로 높게 나타나 지역 경기변동이 한국의 전반적인 경기상황에 크게 영향 받는 것으로 나타났다. 한편, 변수별·지역별로 공통요인의 중요성이 상이하게 나타나는 현상도 목격되었다. 민간 소비의 경우 대부분의 지역에서 공통요인의 중요성이 높게 나타난 반면 생산과 투자의 경우 중요도가 지역별로 매우 상이하게 나타났다. 또한, 지역 경기변동에 있어서 공통요인과 지역 고유요인의 중요성은 지역의 제조업 생산 비중이나 정부 지출 비중과 연관성이 높을 수 있는 것으로 나타났다.

**핵심 주제어:** 한국 지역 경기변동, 베이지언 동적요인, 마코브 체인 몬테 카를로  
**경제학문헌목록 주제분류:** E3, C1

투고 일자: 2012. 11. 21. 심사 및 수정 일자: 2013. 2. 1. 게재 확정 일자: 2013. 3. 20.

\* 본 논문은 2012년 공주대학교 신입교수 정착연구비 지원을 받아 연구 되었습니다. 분석에 이용된 Gauss 코드를 제공해 준 Christopher Otrok 교수, 연구 초기단계에서 많은 도움을 준 이명수 연구원, 유익한 심사평을 해 주신 익명의 심사위원 및 자문위원에게 감사의 말씀을 전합니다.

\*\* 공주대학교 경제통상학부 조교수, e-mail: syhwang@kongju.ac.kr

## I. 서론

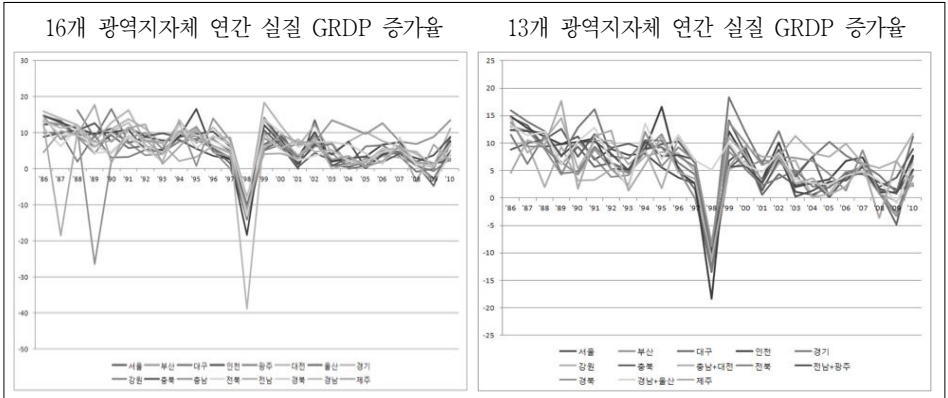
1995년 6월 광역자치단체장 선거의 부활과 함께 지방자치제가 본격적으로 출범한 이후 지역 고유의 경제정책의 중요성에 대한 인식이 높아져왔다. 지역 고유의 경제구조와 경제·사회적 현안을 고려한 정책목표의 설정과 정책도구의 개발에 대한 요구는 지역뿐만 아니라 국가적인 차원에서도 중요한 이슈로 인식되는 경향도 나타났다. 그렇다면, 이러한 문제인식과 관련된 한국 지역경제의 고유한 특성은 무엇인가? 본고에서는 대표적인 지역 거시경제 변수를 이용하여 지역경제의 경기변동 측면에서 우리나라 지역경제의 한 가지 특성을 찾고자 한다.

한국 전역에 영향을 미치는 공통요인 또는 전역적인 요인이 지역 경기변동의 중요한 원인이라면, 특정 지역 거시경제변수를 정책목표로 삼는 지역 경제정책의 효과는 제한적일 수 있다. 반면, 지역 고유의 요인이 지역 경기변동의 주요한 원인이라면 지역 고유의 경제정책의 중요성이 더욱 커진다고 할 수 있다. 물론, 지역 경제정책의 목표가 몇몇 거시경제변수의 목표치만으로 설정될 수 없으며 지역마다 다양한 정책목표가 존재할 수 있으므로 공통요인 또는 지역고유 요인이 경기변동에 영향을 미치는 정도를 유일한 기준으로 지역의 독자적인 경제정책에 대한 필요성을 판단할 수는 없다. 그러나, 거시적인 측면에서 우리나라 지역 경기변동의 특징을 파악하는 것은 지역 고유의 경제정책에 대한 논의의 좋은 출발점이 될 수 있다.

한국의 지역경제 단위를 행정구역 기준 16개 광역지자체로 보고 경기변동을 실질 GRDP의 전년대비 증가율을 기준으로 표시하면 <그림 1>에서 볼 수 있듯이 한국의 지역 경기순환은 상당한 동조성을 가지고 있음을 알 수 있다. 1999-2010년의 기간에 전국 실질 GRDP 증가율과 16개 지역 실질 GRDP 증가율의 상관계수는 0.18에서 0.95까지 다양하게 나타났다.<sup>1)</sup> 그러나, 16개 지역의 전국 실질 GRDP 증가율의 상관계수 평균이 0.74를 상회하는 수준이어서 실질 GRDP 증가율 기준으로 국내 지역경제는 높은 경기 동조성을 보인다. 그러나, 동시에 <그림 1>은 시기별/지역별로 경기순환에 상당한 이질성이 존재할 수 있는 가능성 또한 보여준다.

1) 충남지역 실질 GRDP 증가율과 전국 실질 GRDP 증가율의 상관계수는 0.18로 낮았으나, 충남을 제외한 나머지 15개 지역의 전국 실질 GRDP 증가율과의 상관계수의 평균값은 0.78로 매우 높았다.

〈그림 1〉 16개 및 13개 지자체 기준 연간 실질 GRDP 증가율



주: 왼쪽 그림은 1987년, 1989년, 1998년도에 각각 광역시로 승격된 광주, 대전, 울산의 데이터가 이상치 성격을 보이거나 광주, 대전, 울산을 각각 전남, 충남, 경남에 포함시킨 오른쪽 그림에서는 이상치가 없음을 알 수 있다.

뿐만 아니라, 생산변수인 GRDP와 함께 소비, 투자 등 지출 측면의 변수를 고려하여 지역 경기순환을 측정할 수 있으며 지역 경기순환의 주요 동인이 모든 지역에 영향을 미칠 수 있는 공통요인에 의한 것인지, 아니면 지역 고유의 요인에 의한 것인지를 파악할 필요도 있다.

구체적으로, 본 논문에서는 이러한 문제의식 하에 우리나라 지역경제의 경기변동이 모든 지역에 공통적인 전역적인 요인에 의한 것인지 아니면 지역 고유요인에 의한 것인지를 살펴보고자 한다. 16개 광역지자체의 생산, 소비, 투자 변수로부터 각 지자체의 경기변동에 영향을 미치는 전역적인 성격의 공통요인과 지역 고유요인을 베이지언(Bayesian) 동적요인모형(dynamic factor model)을 이용하여 추출하고 지역 경기변동에 있어서 이들 요인의 중요성을 분산분해를 통해 측정한다. 또한 회귀분석을 통해 지역별로 상이한 요인의 중요성과 지역의 거시적인 경제구조를 나타내는 변수와의 관련성을 살펴본다.

지역별 경기순환의 한 가지 특징을 분석하는 본 연구는 다음과 같은 측면에서 의미가 있다. 첫째, 지자체 단위에서 지역 고유의 경제정책을 모색할 때, 지역경제의 거시적인 특성을 파악하는 것은 필수불가결한 작업이다. 둘째, 지역경제에 공통적으로 영향을 미칠 수 있는 요인(예: 통화정책의 변화나 글로벌 금융위기와 같은 대외경제 충격 등)이 지역마다 이질적인 영향을 미칠 수 있으므로 공통요인의 중요성을 파

악하는 것은 지역 고유 경제정책의 필요성을 파악할 수 있다는 측면에서 의미가 있다. 셋째, 지역 경기순환에 관한 학술적인 연구가 많지 않은 현실을 고려할 때 본 연구는 국내 지역경제를 분석하는 관련 연구에 기여할 수 있어 정책적 그리고 학술적 관점에서 의미가 있는 작업이라고 생각된다. 우리나라의 지역경기변동과 관련된 다양한 연구가 있으나, 우리가 알고 있는 한 우리나라 지역별 경기변동을 동적요인 분석을 이용하여 공통요인과 지역 고유요인의 형태로 분해를 하여 추출한 것은 본 논문이 처음이다.

우리가 발견한 본고의 문제의식과 가장 유사한 연구는 김영용 외(1999)이다. 동 논문은 구조형 벡터자기회귀 모형에 기초<sup>2)</sup>하여 우리나라 9개 광역지자체를 대상으로 1962~1995년의 지역총생산 자료를 이용하여 전역적 충격과 지역적 충격을 식별하고 분산분해를 통해 전역적 충격과 지역적 충격의 변동성이 지역총생산의 변동성을 얼마나 설명할 수 있는지 분석하였다.<sup>3)</sup> 조기현(2000), 또한 산업생산지수 순환변동치와 고용변수를 이용하여 13개 광역지자체 단위의 지역경제에 대한 외부적 충격과 내부적 충격의 영향을 벡터자기회귀 모형을 추정한 후 외생성 기준의 변수 배열(콜레스키 분해)을 통해 충격을 식별한 후 분산분해를 통해 제시하였다.<sup>4)</sup> 본고는 앞의 두 연구와 분석대상 지역, 시기, 변수, 및 분석방법 등 다양한 측면에서 차별된다.<sup>5)</sup>

본고는 다음과 같은 순서로 구성되어 있다. II장에서 방법론 및 실증분석 절차를 설명하고, III장에서 실증분석 결과를, IV장에서 결론과 향후과제를 논의한다.

2) Blanchard and Quah(1989)의 장기제약을 이용하였다.

3) 결론부분에서 조금 더 자세히 설명하겠지만, 본고의 결론은 김영용 외(1999)와 상이하다. 김영용 외(1999)는 1962-1995년의 기간 중 지역총생산의 소득변수로 간주하고 전역적 충격의 지역소득변동에 대한 영향을 분석한 바, 본고의 결론과 달리 서울, 경기, 경남(부산포함) 등이 지역적 충격에 상대적으로 크게 의존하는 것으로 나타났다.

4) 조기현(2000)은 본고와 유사하게 지역별로 다소 상이하나 전반적으로 외부적 충격의 우리나라 지역 산업생산에 대한 영향이 상당히 높은 수준임을 보여주었다.

5) 논의된 두 선행연구는 생산측면의 변수만을 활용하였으며 분석대상 시기는 주로 2000년 이전 기간이며 국내 광역지자체를 9개 또는 13개로 구분하였고, 벡터자기회귀 모형을 활용하여 충격을 식별하는 방법을 사용하였다.

## II. 방법론 및 자료

### 1. 방법론

본고에서 차용한 방법론은 Otrok and Whiteman(1998)이 단일동적요인모형에 처음 적용한 이후 Kose et al. (2003), Otrok and Del Negro(2007), Kose et al. (2008), Crucini et al. (2011), Helbling et al. (2011), Kose et al. (2012) 등에서 응용된 바 있는 베이지언 동적요인모형이다. 동 방법론은 관측되는 다양한 변수(예를 들어, 경기를 측정하는데 이용되는 다양한 거시경제변수)들로 부터 추상적인 개념의 ‘경기상황’과 같은 동적 구조의 비관측요인을 추정하는 데 마코브 체인 몬테카를로 시뮬레이션을 이용한다.

아래에서는 본 연구의 실증분석 방법론을 Otrok and Whiteman(1998)과 동 논문의 다요인 확장모형을 사용한 Kose et al. (2003)에 기초하여 간략하게 설명한다.<sup>6)</sup>

본 논문의 계량모형에서는 총  $K$ 개의 비관측 요인이 관측 가능한 지역별 시계열 자료로 이루어진 패널자료의 움직임을 설명할 수 있다고 가정한다. 우선  $M$ 개의 지역과, 지역별로  $N$ 개의 시계열 자료가 분석대상이며,  $T$ 는 시계열자료의 기간이다. 관측 가능한 변수를  $y_{i,t}$ ,  $i = 1, \dots, M \times N$ ,  $t = 1, \dots, T$ 라고 하고 이 변수의 움직임을 설명할 수 있는 두 가지의 요인을 가정한다. 하나는 모든 지역의 거시변수에 영향을 미칠 수 있는 한 개의 공통요인이며 또 다른 요인은 지역별로는 상이하나 지역 내 변수들에 공통적으로 영향을 미칠 수 있는 지역 고유의 요인  $M$ 개가 그것이다. 따라서 관측가능한  $i$ 째 거시경제 변수는 아래와 같이 표현될 수 있다.<sup>7)</sup>

$$y_{i,t} = \beta_i^{common} f_t^{common} + \gamma_i^{region} f_{m,t}^{region} + \varepsilon_{i,t} \quad E\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t-s} = 0 \text{ for } i \neq j \quad (1)$$

‘ $m$ ’은 특정 지역을 의미하며  $\beta_i^{common}$ 와  $\gamma_i^{region}$ 은 각각 공통요인과 지역 고유요인

6) 베이지언 동적요인 모형에 대한 방법론은 앞의 두 논문과 위에서 언급한 선행연구에서 자세하게 소개하고 있으므로 여기에서는 방법론의 간략한 설명만을 제시한다.

7) 실제 분석에서는 증가율에서 증가율의 평균을 차감한 수치를 사용하므로 상수항은 배제되었다.

의 지역 거시경제 변수에 영향을 미치는 정도를 측정하는 요인 적재항이다. 공통요인이나 지역고유의 요인에 의해서 설명되지 않는 지역별 해당 거시경제 변수 고유의 변화요인과 측정오류 등을 포함하는 설명되지 않는 특이(idiosyncratic) 항  $\varepsilon_{i,t}$  은 정규분포를 따르나 자기상관이 있을 수 있음을 고려하여  $p_i$  차 자기회귀구조를 가지는 것으로 가정한다. 즉, 특이항은 아래와 같은 구조를 가지고 있다.

$$\varepsilon_{i,t} = \phi_{i,1}\varepsilon_{i,t-1} + \phi_{i,2}\varepsilon_{i,t-2} + \dots + \phi_{i,p_i}\varepsilon_{i,t-p_i} + u_{i,t} \quad (2)$$

$Eu_{i,t}u_{j,t-s} = \sigma_i^2$  for  $i = j$ , and  $s = 0$ 이며 그렇지 않은 경우  $Eu_{i,t}u_{j,t-s} = 0$ 이다. 또한, 관측될 수 없는 공통요인과 지역 고유요인도  $q_k$  차 자기회귀모형을 가지는 것으로 가정한다. 즉,  $f_{k,t} = \varepsilon_{f_k,t}$  라고 하면 공통요인 및 지역 고유요인은 아래와 같은 구조를 가진다.

$$\varepsilon_{f_k,t} = \phi_{f_k,1}\varepsilon_{f_k,t-1} + \phi_{f_k,2}\varepsilon_{f_k,t-2} + \dots + \varepsilon_{f_k,t-q_k} + u_{f_k,t}, \quad (3)$$

$$Eu_{f_k,t}u_{f_k,t} = \sigma_{f_k}^2, \quad (4)$$

$$Eu_{f_k,t}u_{i,t-s} = 0 \text{ for all } i, k, s \quad (5)$$

또한, 충격항(innovation)  $u_{i,t}$  for  $i = 1, \dots, M \times N$   $u_{f_k,t}$  for  $k = 1, \dots, K$ 의 평균은 모두 '0'이며, 동시적으로(contemporaneously) 상관관계가 없다고 가정하여 관측되는 거시경제 변수간의 동조성은 자기회귀 구조를 가진 요인들에 의해서 모두 발생된다고 가정한다.

Otrok and Whiteman(1998) 이 언급하였듯이, (1) - (5) 로 이루어진 모형에는 두 가지 식별 문제가 있다. 첫 번째 문제는 동적요인의 부호와 요인적재항의 부호가 따로 식별되지 않는다는 점이다. 이와 같은 식별문제를 해결하기 위해서는 요인적재항의 하나를 양수로 가정하면 된다. 예를 들면 공통요인의 경우에는 서울시 GRDP에 대한 공통요인의 요인적재항을 양수로 가정하고 지역 고유요인의 경우 각 지역의 GRDP에 대한 지역 고유요인의 적재항을 양수로 가정한다. 두 번째 문제는 요인적재항 값과 동적요인 자체의 값이 따로 식별될 수 없다는 점이다. Otrok and

Whiteman (1998)은 이 문제를 해결하기 위해서 Sargent and Sims (1977)와 Stock and Watson (1989, 1992, 1993) 등에서 제시된 것과 같이 모든 비관측 동적요인의 분산  $\sigma_{f_k}^2$ 을 상수로 가정하였다. 본 논문도 Otrok and Whiteman (1998)의 방법을 따른다.<sup>8)</sup>

만약, 비관측 요인인 공통요인과 지역 고유요인이 가정과 달리 모두 관측될 수 있는 변수라면 위의 (1) - (5) 모형은 단순히 가우시안 자기회귀 오차항을 가진 회귀 방정식으로 볼 수 있고 베이지안 접근법을 이용할 경우 조건부 사후분포로부터 매 개변수의 표본을 추출하기 위해서 Chib and Greenberg (1994)의 알고리즘을  $M \times N$ 회 적용하면 된다. 그러나, 본 모형에서는 이들 요인이 관측될 수 없으므로 다른 접근법이 요구된다. Otrok and Whiteman (1998)은 대안적인 방법으로써 Tanner and Wong (1987)이 결측자료 문제를 해결하기 위해 이용한 베이지안 접근법인 데이터 확장(data augmentation) 방법론을 여기에 응용하였다.<sup>9)</sup>

Otrok and Whiteman (1998)이 제시한 접근법은 다음과 같다. 우선 (1) - (5)의 동적요인모형은 모수들의 집합인  $\varphi$ 과 비관측 요인의 집합인  $\{f_t\}$ 를 조건부로 하는 가우시안 확률밀도함수를 가지는 데이터  $\{y_t\}$ 에 대한 모형으로 간주될 수 있다. 이 확률밀도 함수를  $g_y(Y|\varphi, F)$ 라고 하자. 여기서  $Y$ 는  $MNT \times 1$ 인 관측가능한 데이터들의 벡터이며,  $F$ 는  $KT \times 1$ 인 동적요인들의 벡터이다. 추가적으로  $F$  자체에 대한 가우시안 확률밀도함수를  $g_f(F)$ 라고 하자. 모수들의 집합인  $\varphi$ 에 대한 사전확률분포를  $\pi(\varphi)$ 라고 하면 모수와 비관측 요인들의 결합확률분포는 우도함수와 사전분포의 곱인 다음과 같은 형태로 표현될 수 있다.

$$h(\varphi, F|Y) = g_y(Y|\varphi, F)g_f(F)\pi(\varphi) \quad (6)$$

Otrok and Whiteman (1998)이 보여주었듯이 결합확률분포  $h(\varphi, F|Y)$ 는 매우

8) 본고에서는 비관측 동적요인의 분산을 모두 '1'로 가정한 경우와 비관측 동적요인의 시차구조를 고려하여 개별 시계열을 자기회귀 모형으로 추정한 후 잔차의 분산을 구한 후 이의 평균을 상수로 가정하는 두 가지 방법 모두를 이용하였다. 두 경우의 결과는 정성적으로 다르지 않아, 본문의 실증분석 결과는 후자의 방법에 기초하여 기술되었다.

9) Otrok and Whiteman (1998)은 이 방법을 통해 비관측요인의 조건부 사후분포를 도출하였다는 점에서 관련 연구에 기여를 하였다.

복잡한 형태이지만  $\varphi$ 에 대한 켄레(공액)사전확률분포(a conjugate prior) 하에서  $h(\varphi|F, Y)$ 와  $h(F|\varphi, Y)$ 는 매우 간단한 형태로 표현될 수 있다. 이러한 사실과 마코브 체인 몬테카를로 방법론을 이용할 경우 다음과 같은 과정을 통해 가공의 표본  $\{\varphi^j, F^j\}$  for  $j = 1, \dots, J$ 을 추출할 수 있다.

- ①  $F$ 의 사후분포의 받침(support) 영역내의 초기값  $F^0$ 로부터 조건부 확률분포  $h(\varphi|F, Y)$ 를 이용하여  $\varphi^1$ 을 무작위 추출한다.
- ② 추출된  $\varphi^1$ 과 조건부 확률분포  $h(F|\varphi, Y)$ 를 이용하여  $h(F|\varphi^1, Y)$ 로부터  $F^1$ 을 무작위 추출한다.
- ③ 이 과정을 반복하며 매 단계에서  $\varphi^j \sim h(\varphi^{j-1}|F, Y)$ 과  $F^j \sim h(F|\varphi^{j-1}, Y)$ 를 추출한다.

Tanner and Wong(1987)이 보였듯이 이렇게 추출된 표본은 일정한 정칙조건 하에서 마코브 체인의 특성을 가지며 이 마코브 체인의 확률분포가 바로 사후 결합확률분포  $h(\varphi, F|Y)$ 가 된다.

위의 방법을 이용하여 본고에서 모수와 공통 및 지역고유 요인의 표본을 추출하는 과정은 다음과 같은 순서로 진행된다. 우선, 모수와 요인의 초기 값을 설정한 후,

- ① 공통요인과 지역 고유요인을 조건부로 하는 모수의 조건부 사후확률분포로부터 모수의 표본을 추출한다.
- ② 다음으로 모수와 지역 고유요인을 조건부로 하여 공통요인의 표본을 추출한다.
- ③ 다음으로 모수와 공통요인을 조건부로 하여 지역 고유요인의 표본을 추출한다.

이런 과정이 끝나면 마코브 체인의 한 단계 시행이 종료된다.<sup>10)</sup> 이러한 과정이

10) Kose et al. (2003)은 표본추출의 순서를 바꾸어 실증분석을 진행하였으나 결과는 동일하여 표본추출의 순서는 결과에 영향을 미치지 못한다는 것을 보여주었다.



반복 시행되며 생성된 마코브 체인이 수렴하게 되면 모수와 비관측 요인의 사후결합확률분포로부터의 표본추출이 이루어 질 수 있는 것이다.

위에서 기술한 베이저언 접근법의 유효성은 대규모 횡단면 분석에 쉽게 응용될 수 있다는 점이다. 전통적인 최우도 추정방법과 함께 비관측요인을 추출하기 위해 칼만필터링을 사용하는 EM알고리즘과 같은 방법의 경우 많은 수의 횡단면 자료에 적용되기에 어려움이 많은 것으로 알려져 있다.<sup>11)</sup>

아래 실증분석에서는 Kose et al. (2003), Kose et al. (2008), Crucini et al. (2011)을 따라 오차항과 요인의 자기회귀 다항식의 시차는 3을 가정한다. 따라서  $p_i = 3$ 이며  $p_k = 3$ 이다.<sup>12)</sup> 또한 모든 자기회귀 시차 다항식 계수의 사전확률분포는  $N(0, \Sigma)$ <sup>13)</sup>이며 모든 요인적재항의 사전확률분포는  $N(0, 10)$ 을 가정하였다.<sup>14)</sup> 자기회귀 시차 다항식의 안정성은 Metropolis-Hastings 알고리즘을 적용하는 단계에서 절단된 정규분포로부터 표본을 추출하는 방식으로 확보되었다.<sup>15)</sup> 또한 Otrok and Whiteman(1998), Kose et al. (2003), Kose et al. (2008), Crucini et al. (2011)에서와 같이 관측방정식 충격항의 분산  $\sigma_i^2$ 의 사전확률분포는 역감마분포  $IG(6, 0.001)$ 를 따른다고 가정하였다.<sup>16)</sup>

위의 방법을 통해 모수와 비관측요인에 대한 베이저언 표본추출 단계가 끝나면 관측되는 거시경제변수의 변동성에 대한 공통요인, 지역 고유요인, 설명되지 못하는 특이요인의 상대적인 기여도를 측정하기 위해, 분산분해 작업을 수행하게 된다.

11) 이와 관련된 자세한 논의는 Kose et al. (2003) 등에 제시되어 있다.

12) 연간자료임을 감안할 때, 보다 많은 시차를 고려할 필요가 없다고 판단하였다. 포함될 시차항의 개수를 변화시켜도 분산분해 등 주요 결과는 정성적으로 동일하였다. 저자에게 요구시 시차개수를 변경한 경우의 결과를 제공할 수 있다.

13) 분산-공분산 구조,  $\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0.5 & 0 \\ 0 & 0 & 0.25 \end{pmatrix}$ 를 가정하였다. 연간기준의 유사한 경기변동주기를 분

석한 선행연구의 사전분포를 참고하여 사전확률 분포의 다른 모수값을 사용하였으나 결과는 크게 다르지 않았다.

14) 이는 충분히 확산된(diffuse) 분포이다. 사전분포의 모수값에 대한 다른 가정에 따른 결과의 민감도를 살펴보기 위해 분산을 1, 10, 100, 1000 등을 고려하였으나 분산분해 등의 정성적인 결과는 동일하였다. 앞에서 언급한 선행연구들에서는 주로 1과 10을 사용하였다.

15) 자세한 방법은 Otrok and Whiteman(1998)을 참고하면 된다.

16) 결과의 강건성을 점검하기 위해, 역감마분포의 모수값을 몇 차례 변경하며 결과를 살펴보았으나 결과는 다르지 않았다.

추출된 요인들을 최소자승법을 이용하여 직교화 하였기 때문에<sup>17)</sup> 관측가능 변수의 분산은 아래 식으로 표현될 수 있다.

$$var(y_{i,t}) = (\beta_i^{common})^2 var(f_t^{common}) + (\gamma_i^{region})^2 var(f_{m,t}^{region}) + var(\varepsilon_{i,t}) \quad (7)$$

예를 들어, 관측가능한 변수의 변동성 중 공통요인의 변동에 의한 비율은 아래와 같이 표현되며, 이 방법을 이용하여 지역 고유요인이나 특이요인의 경우에도 공통요인과 유사하게 분산분해를 할 수 있다.<sup>18)</sup>

$$\frac{(\beta_i^{common})^2 var(f_t^{common})}{var(y_{i,t})} \quad (8)$$

## 2. 데이터

본 연구에서 공통요인, 지역고유요인, 특이요인 등을 추출하고자 하는 데이터는 통계청 KOSIS DB에서 제공하고 있는 지역소득 통계 중 지역별 생산(실질 GRDP), 민간소비(실질 민간 최종소비지출), 투자(실질 총고정자본형성) 이다. GRDP 통계는 1985년도부터 사용가능하나 광주(1987), 대전(1989), 울산(1998) 등이 광역시로 전환되며 현재 행정구역 기준으로 지역을 구분할 경우 1998년부터의 데이터만 사용 가능하다. 민간소비 및 투자 등 지출측면의 지역통계는 1995년부터 제공되고 있다. 실증분석에서는 분석대상 변수의 전년대비 증가율을 사용하므로 지출측면의 변수를 이용하여 16개 광역지자체 단위를 대상으로 할 때 실제 분석대상 기간은 1999년-2010년으로 외환위기 이후의 기간이 분석대상으로 설정할 수 있는 가장 긴 기간이다.

17) 요인들 간에는 상관관계가 없지만, 마코브 체인의 시행 때 마다 요인의 표본을 추출하면서 발생할 수 있는 표본추출의 오차로 인한 요인들간의 상관관계를 제거하기 위해 최소자승법을 이용하여 요인들을 직교화하였다. 변수의 배열(ordering)은 공통요인-지역 고유요인의 순이다.

18) 사전분포의 모수값 선택에 있어서 다음과 같은 점을 고려하였다. 사용된 자료가 평균이 제거된 증가율이어서 성장률의 계열상관이 없다는 가정과 모형의 정상성이 확보되기 위해서 시차가 증가할수록 자기회귀 계수값은 '0'에 수렴할 것이라는 가정, 그리고 매개변수의 사전 분포에 대한 정보가 제한적이므로 매우 확산된 분포를 이용 등의 원칙 하에 본문의 사전확률 분포의 모수값을 선택하였습니다.

한편, GRDP 통계만을 이용할 경우 1986년-2010년의 기간을 대상으로 분석가능하다. 그러나 이 경우에 앞에서 언급한 행정구역 변화에 따른 시계열 자료의 결측치가 발생한다. 이를 고려하면 분석대상 기간을 1986-2010년으로 설정하고 광주, 대전, 울산의 데이터를 각각 전남, 충남, 경남으로 합산하여 분석할 수 있다. 결과적으로, GRDP 자료만을 이용하여 행정구역이 변화된 세 개 광역시를 행정구역 개편 전 속해있던 광역자치도에 포함시켜 분석할 경우, 외환위기 이전과 이후의 변화를 분리하여 분석할 수 있다는 장점이 있는 한편, 요인을 추출하는데 있어 생산측면의 변수인 GRDP만을 사용해야 한다는 단점이 있다.<sup>19)</sup> 시기별로 가용한 통계는 <표 1>에 정리되어있다.

〈표 1〉 분석대상 변수 및 기간

분류	통계 이용가능 시기
GRDP 통계만 이용시	1. 1986-2010 가능(13개 지자체) 2. 1999-2010 가능(16개 지자체)
GRDP, 민간소비, 투자 모든 통계 이용시	1. 1995-2010 가능(13개 지자체) 2. 1999-2010 가능(16개 지자체)

### Ⅲ. 실증분석 결과

아래 실증분석에서는 시행횟수의 초기 10% 추출값을 초기 전처리(burn-in) 가정으로 무시하고, 이후에 추출된 샘플들을 이용하였다. 분석결과 추출된 매개변수 339개의 사후 확률분포는 부록으로 첨부하였다. 모형의 수렴성을 점검하기 위해, MCMC 시행횟수와 사전확률 분포 모수값에 대한 가정의 변경 후 결과의 민감도를 확인하였다. 또한 충격항의 시차와 비관측요인의 시차를 2~5까지 변화시켜 가며 결과의 강건성을 살펴보았다. 특히, MCMC 시행을 통해 추출된 매개변수의 사후 분포의 수렴성을 검증하기 위해 Geweke(1992)의 수렴성 검증 통계치를 이용하였다.<sup>20)</sup> 다양한 방법으로 실증분석 결과의 민감도를 확인해 본 결과 모형의 전반적인

19) GRDP 자료만을 이용하여 1986-2010년 기간을 대상으로 13개 지자체 기준으로 실증분석 한 결과의 자세한 내용은 여기에서 제시하지 않는다. 결론 부분에서 외환위기 이전과 이후의 변화를 언급할 때 이를 간단하게 설명하고, 분산분해 결과는 부록에 첨부하였다.

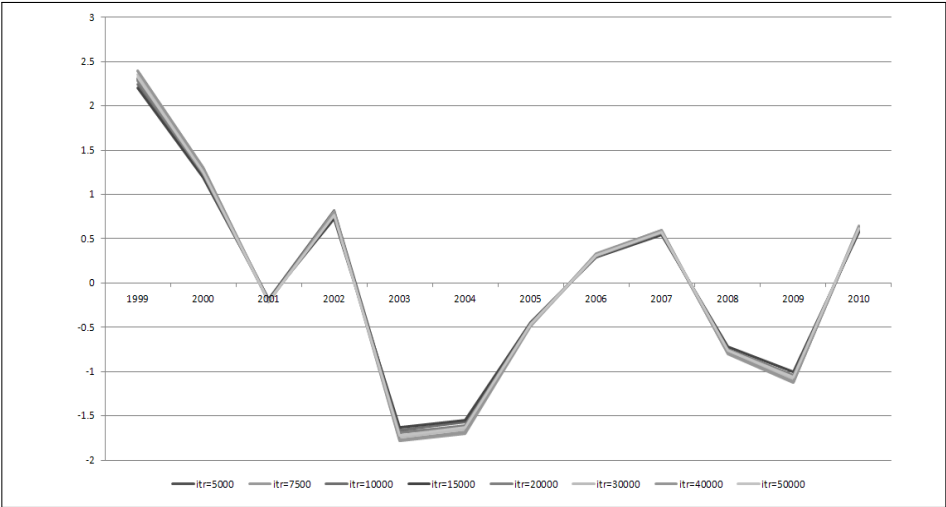
20) 총 339개의 매개변수 중 4개가 Geweke 수렴성 검정을 통과하지 못하였으나, 수렴성 검정의 타입 I 오류를 감안할 때 모형의 전반적인 수렴성에 크게 문제가 되지 않는다고 판단하였으

강건성이 확보되었다고 판단했다.<sup>21)</sup>

1. 공통요인

우선 표본추출 횟수를 변화시켜가며 추출된 공통요인이 얼마나 민감하게 변화하는지를 확인하였다. 〈그림 2〉는 5,000-50,000번 까지 다양한 표본 추출 횟수를 사용하여 추출된 공통요인의 중위값을 나타낸 것인데, 표본 추출 횟수가 변해도 추출된 공통요인의 중위값에는 큰 변화가 없음을 알 수 있다.<sup>22)</sup>

〈그림 2〉 표본추출 횟수 변화에 따른 추출된 공통요인의 변화



앞에서 설명한 방법론을 적용한 결과로 도출된 공통요인은 〈그림 3〉이다. 추출된 공통요인은 실질 GDP나 전국 실질 GRDP 증가율의 추이와 매우 유사하며 추출된 공통요인의 추이가 우리나라의 경기순환 상 중요한 변곡점을 잘 포착하고 있음을 알 수 있다.<sup>23)</sup> 또한 점선으로 표시된 추출된 표본의 33%와 66% 분위값이 중위값

며, 특히, 본고의 주요 분석대상인 분산분해의 경우 민감도 분석결과 다양한 조건변화에도 정성적으로 동일한 결과가 나타나 모형의 강건성에 문제가 없다고 판단하였다.

21) 지면의 제약으로 Geweke 수렴성 검정치 등 결과의 강건성을 확인하기 위한 자료가 본문에 포함되지 못하고 익명의 심사위원들에게만 제공되었으나, 저자에게 요구시 제공될 수 있음을 밝힌다.

22) 아래에서는 시행횟수가 충분히 많은 50,000번 기준의 실증분석 결과를 제시한다.

과 매우 근접하여 요인이 상당히 정확하게 추출되었음을 알 수 있다.

한 가지 흥미로운 점은, 추출된 공통요인을 기준으로 볼 때, 2008년 미국 서브프라임발 금융위기 이후 한국의 경기침체 정도가 2003-2004년 신용카드 사태로 인한 경기침체에 비해 강하지 않다는 점이다. 이는 <그림 3>의 공통요인은 생산 뿐만 아니라 소비와 투자 등 지출측면의 변수를 함께 사용하여 추출되었지만 실질 GRDP나 실질 GDP 증가율은 원칙적으로 생산측면의 경기순환을 나타내고 있다는 차이점에 기인한다. 예를 들어, 신용카드 사태로 인해 국내 경기가 침체되었던 2003-2004년 중 민간소비 평균 증가율은 0.2%이었으나 서브프라임발 금융위기의 여파로 경기가 크게 침체되었던 2008-2009년 중 민간소비 평균 증가율은 0.7%로 신용카드 사태 시기에 비해 0.5%p 높은 것으로 나타났다. 반면 실질 GDP 증가율은 2003-2004년 중 평균 3.6%를 기록하였으나 2008-2009년 중에는 1.8%를 기록하여 생산측면에서는 서브프라임발 금융위기로 인한 최근의 경기침체의 골이 더욱 깊은 것으로 나타났다.<sup>24)</sup>

따라서, 2008년 이후 금융위기의 영향이 실물경제로 전이되는 과정에서 기업들의 생산은 상대적으로 크게 위축된 반면 민간소비는 생산측면의 변수가 나타내는 경기침체를 상쇄시키는 방향으로 움직여 앞에서 생산, 소비, 투자 모두에서 추출된 공통요인은 최근 금융위기 시기 중 경기침체의 강도가 2000년대 초반 신용카드 사태 당시 보다 상대적으로 낮게 나타났다고 해석될 수 있다. 생산측면은 내수 뿐만 아니라, 세계 경제환경 변화에 따른 대외수요의 변동에 의해서도 영향 받으므로 금융위기의 전 세계적인 영향으로부터 자유로울 수 없으나 민간소비는 생산에 비해 국내요인에 의해서 상대적으로 영향 받는 정도가 클 수 있다는 점을 시사한다.

특히, 위에서 설명한 공통요인의 추출과정에서는 경제규모의 영향이 배제<sup>25)</sup>되어 최근 금융위기 기간 중 민간소비가 2003-2004년 기간에 비해 크게 둔화된 서울, 경기도, 울산 등 경제규모가 비교적 큰 지역이 추출된 공통요인에 영향을 줄 수 있는

23) 통계청에 따르면, 실질 GDP와 실질 GRDP의 전국 합계는 통계작성상의 차이 등으로 인해 다소 상이하다. 추출된 공통요인과 실질 GDP 증가율 및 실질 GRDP 증가율 간의 상관계수는 각각 0.866과 0.888로 나타났다.

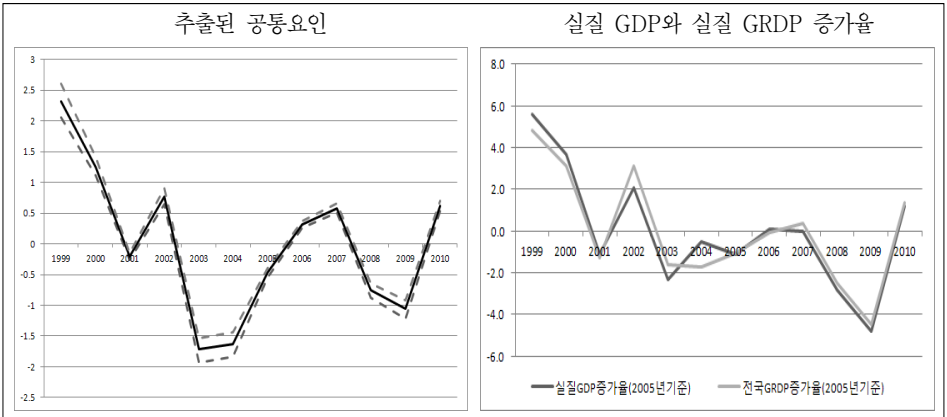
24) 이러한 현상은 지역별로도 유사하게 나타났다. 최근 금융위기로 인한 실물경기 침체 시기인 2008-2009년 동안 민간소비 증가율은 서울, 경기도, 울산 등을 제외하면 대부분의 지자체에서 2003-2004년 기간에 비해 낮았다.

25) 요인의 추출을 위해서 증가율을 이용하므로 경제규모가 큰 지역의 영향이 배제된 것과 같다.

여지가 없다.

결과적으로 생산, 소비, 투자 모두에서 추출된 공통요인은 금번 금융위기로 인한 경기침체의 강도가 2003-2004년 국내 신용카드 사태 후의 경기 침체기에 비해 크지 않음을 나타낸다. 이러한 현상은 2006-2007년 기간에도 나타나는데, 생산, 소비, 투자로부터 추출된 공통요인은 실질 GDP나 GRDP 증가율에 비해 큰 폭으로 증가한 것을 알 수 있다. 이러한 현상의 원인도 앞의 설명과 유사하게 민간소비의 영향이 큰 탓이다. 다른 기간에 비해 2006-2007년 중 생산의 증가세 보다 상대적으로 소비의 증가세가 컸기 때문이다.

〈그림 3〉 추출된 공통요인과 실질 GDP 및 GRDP 증가율과의 비교

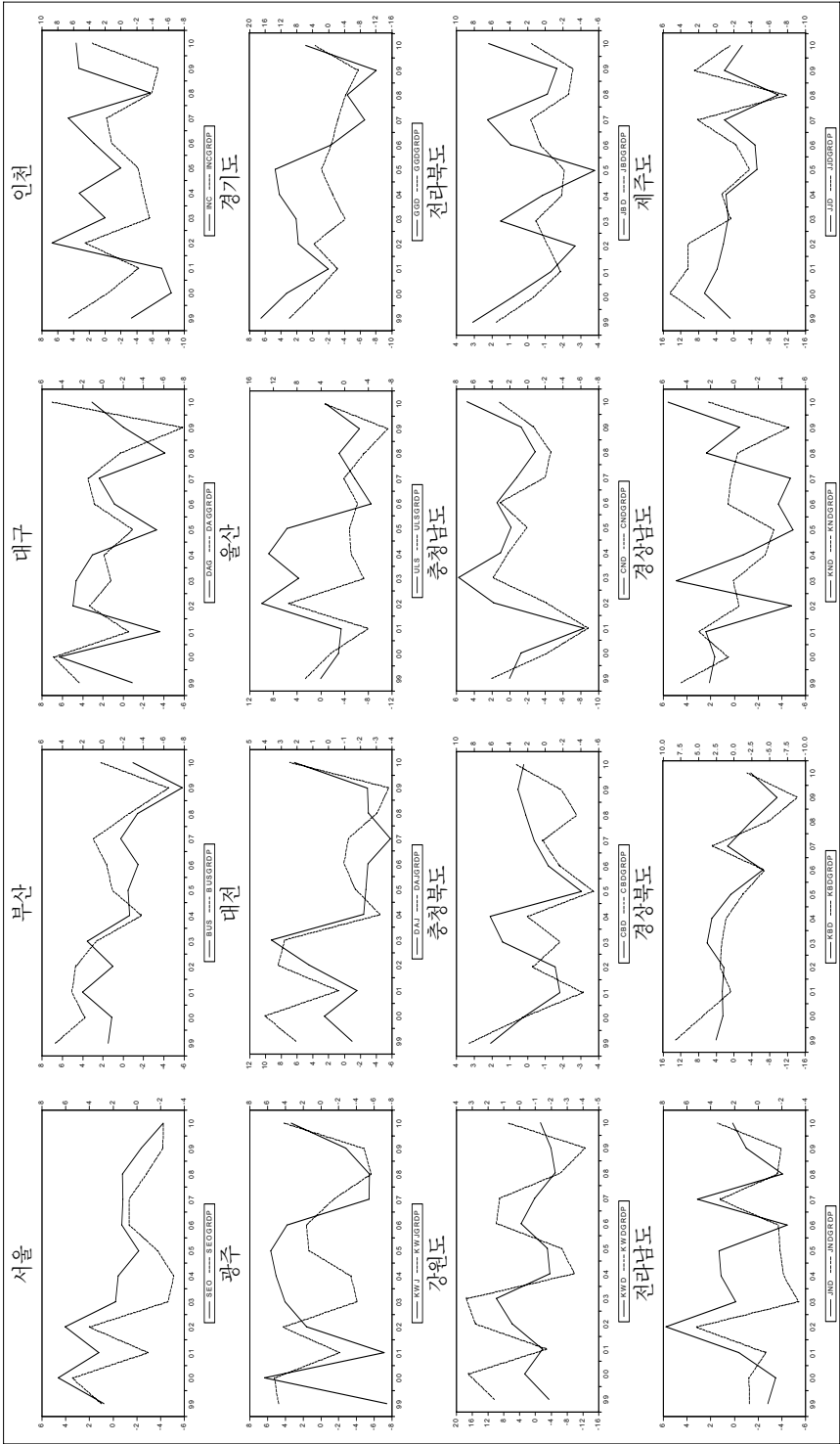


- 주: 1. 실질 GDP와 실질 GRDP 증가율은 평균제거(demeaned) 된 증가율이며, 공통요인은 평균이 제거된 증가율로부터 추출된 요인.  
2. 추출된 공통요인 그림의 점선은 각각 33%와 66% 분위값을 의미.

## 2. 지역 고유요인

〈그림 4〉에는 지역별로 추출된 지역 고유요인과 해당 지역의 실질 GRDP 증가율이 표시되어 있다. 대구광역시, 강원도, 충청남도, 전라북도, 제주도 등의 지역은 추출된 지역고유요인이 나타내는 경기전환점과 실질 GRDP 증가율의 변곡점이 상당히 일치하는 것을 알 수 있다. 서울특별시와 경상북도의 경우에도 앞에서 언급한 지역에 비해 상대적으로 그 강도가 낮지만, 추출된 지역 고유요인과 실질 GRDP 증가율의 전환점이 상당히 유사함을 알 수 있다.

〈그림 4〉 추출된 지역고유요인과 지역별 실질 GRDP 증가율의 비교



주: 왼쪽 축이 지역 고유요인(실선)이며 오른쪽 축이 실질 GRDP 증가율(점선).

이러한 결과는 전역적인 공통요인의 효과를 제거한 후 추출된 지역 고유요인이 지역고유의 경기순환상의 전환점을 포착할 수 있는 가능성을 시사한다. 다만, 지역별 실질 GRDP는 해당지역의 생산활동을 측정하는 변수인 동시에 한국 전역에 영향을 미치는 공통요인에 의해서도 영향을 받는 바 민간소비와 투자 등을 함께 이용하여 공통요인의 영향을 제거한 후 추출된 지역고유 요인이 나타내는 경기의 전환점 및 활황과 침체 정도는 GRDP 증가율이 나타내는 것과는 차이가 있다.

〈그림 5〉는 지역별 실질 GRDP 증가율(평균제거), 공통요인, 지역고유요인을 함께 표시하고 있다.<sup>26)</sup> 실선이 지역별 실질 GRDP의 증가율이며 짧은 점선과 긴 점선은 각각 공통요인과 지역 고유요인에 해당되는 요인적재량을 곱한 값을 표시하고 있다.

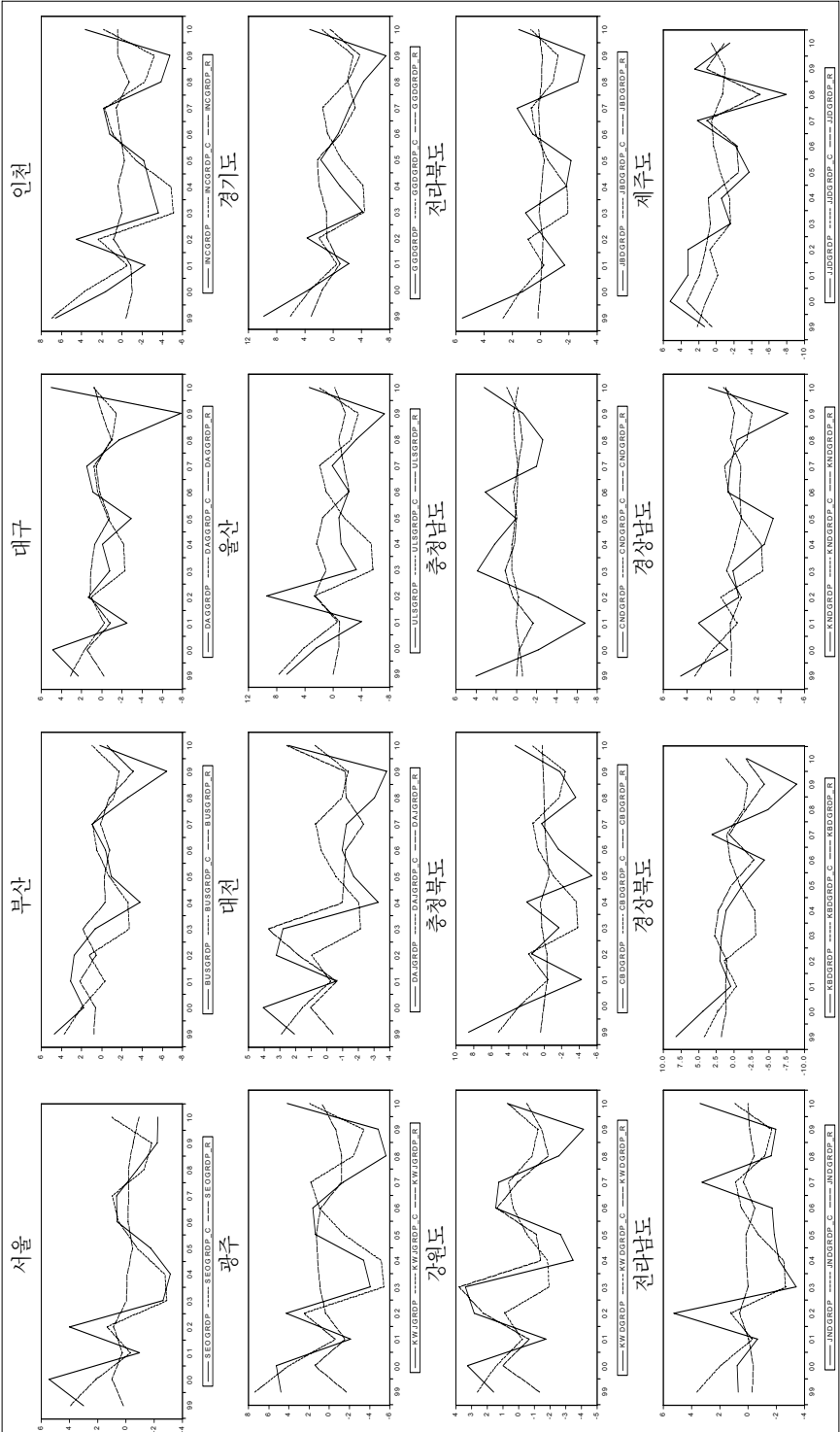
서울특별시, 인천광역시, 광주광역시, 경기도 등의 지역은 GRDP 증가율의 정·저점과 공통요인의 정·저점이 상당히 일치됨을 알 수 있다. 따라서 이들 지역의 생산 활동의 움직임과 한국 전역에 영향을 미치는 공통요인의 움직임이 상당히 동조되어 있음을 알 수 있다. 반면 이들 지역의 경우, 지역 고유요인과 생산활동 간에는 상당한 괴리가 존재함을 알 수 있다. 예를 들어 서울의 경우 2003-2004년 신용카드 사태 이후의 경기 침체기에 지역 고유요인은 서울의 완만한 경기둔화 가능성을 나타내고 있으나, 공통요인은 급격한 경기둔화를 시사하고 있어 해당시기의 서울지역 경기둔화는 지역 고유요인보다는 서울 이외의 지역에도 영향을 미칠 수 있는 전역적인 공통요인에 의해서 초래되었다고 볼 수 있다. 표본이 추출된 전 기간(1999-2010년)에 걸쳐 서울지역의 경우 지역고유요인은 매우 안정적인 흐름을 보이고 있어, 서울 지역경기의 부침은 주로 공통요인에 의해 발생하는 것으로 해석할 수 있다.

반면, 강원도내 생산활동은 공통요인보다는 주로 지역 고유의 요인과 크게 동조되어 있다는 것을 알 수 있다. 예를 들어, 2002-2003년 중 GRDP 기준의 급격한 경기확장기를 살펴보면 공통요인은 완만한 상승을 보이고 있으나 지역 고유의 요인은 크게 상승하여 해당기간 중 지역고유요인이 생산활동의 확장을 견인하고 있는

26) GRDP 증가율과 요인을 비교할 수 있도록 공통요인과 지역고유요인의 중위값을 추출된 각 지역 요인적재량의 중위값을 곱하여 평균이 제거된 GRDP 증가율과 함께 표시하였다. 따라서 〈그림 5〉의 요인적재량으로 스케일을 재조정된 공통요인과 지역고유요인을 지역의 특이향과 합하면 지역별 GRDP 증가율(평균제거)과 같은 값이 된다.



〈그림 5〉 스케일을 조정한 공통/지역고유 요인과 평균제거 GRDP증가율과의 비교



주: 실선, 짧은 점선, 긴 점선은 각각 GRDP 증가율, 공통요인, 지역 고유요인을 의미.

것으로 나타났다. 제주도와 경상북도도 강원도와 유사하게 공통요인보다 지역고유요인이 생산활동의 변동과 큰 동조성을 보이고 있음을 알 수 있다.

이 밖의 지역 중 특히 충청남도도 공통요인과 지역 고유요인 모두 실질 GRDP 증가율과의 동조성이 낮아, 공통요인과 지역고유요인 이외의 충청남도 생산 고유의 설명되지 않는 특이요인이나 측정오류가 충청남도 지역 생산활동의 움직임에 큰 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 다만, 충남의 경우 두 요인의 중요성이 절대적으로는 낮은 수준이나 지역 고유요인이 공통요인에 비해서 상대적으로 생산 증가율의 변화에 더 중요한 요인일 수 있음을 <그림 5>는 보여주고 있다.

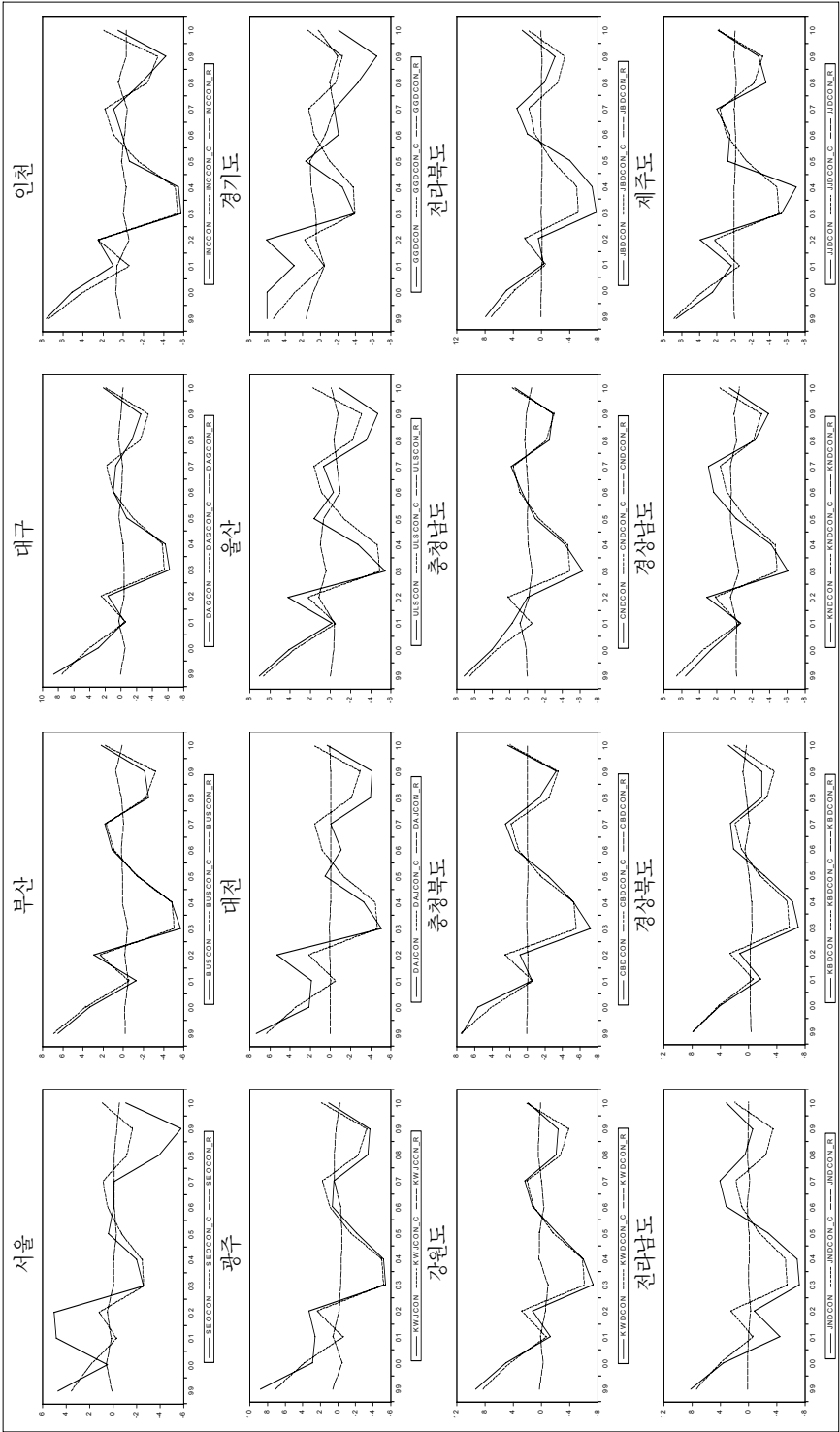
<그림 6>에는 지역별 민간소비 증가율과 공통요인 및 지역 고유요인이 함께 표시되어 있다. 생산과는 달리 지역별 민간소비 증가율은 서울과 경기도를 제외한 전 지역에서 공통요인과의 동조성이 매우 높은 것으로 나타났다. 예를 들어 경기도의 경우 2006-2007년 기간 중 공통요인은 경기도 민간소비 증가율을 확대시키는 요인으로 작용하였으나 지역고유 요인은 민간소비를 위축시키는 방향으로 작용하여 결과적으로 공통요인이 이 시기 경기도 민간소비 증가세의 급격한 위축을 막는 힘으로 작용하였음을 알 수 있다. 그러나 서울과 경기도의 경우에도 공통요인과 민간소비의 동조성이 다른 지역에 비해 상대적으로 낮을 뿐 절대적으로는 상당히 높은 수준임을 알 수 있다.

생산과 민간소비의 결과를 비교하면, 공통요인과의 동조성은 지역의 생산보다는 민간소비가 더 높은 것을 알 수 있다. 즉, 지역별로 생산구조의 상이, 생산품의 수출/내수 비중의 차이 등 다양한 요소로 인해 공통요인이 생산활동에 영향을 미치는 정도는 지역별로 상당히 다양하게 나타난다. 생산에 비해 지역별 이질성이 높지 않을 가능성이 큰 민간소비 활동은 공통요인과의 동조성이 지역별로 유사하게 매우 높은 것으로 나타난다.<sup>27)</sup>

<그림 7>은 투자 증가율과 공통요인 및 지역 고유요인을 함께 표시하고 있다. 서울과 경기도의 경우 투자 증가율과 공통요인의 동조성이 다른 지역에 비해 상대적으로 높게 나타난 반면, 인천, 대전, 강원도, 제주도의 경우에는 지역 투자 증가율과 지역 고유요인의 동조성이 높은 것을 알 수 있다. 특히, 대전과 강원도의 경우

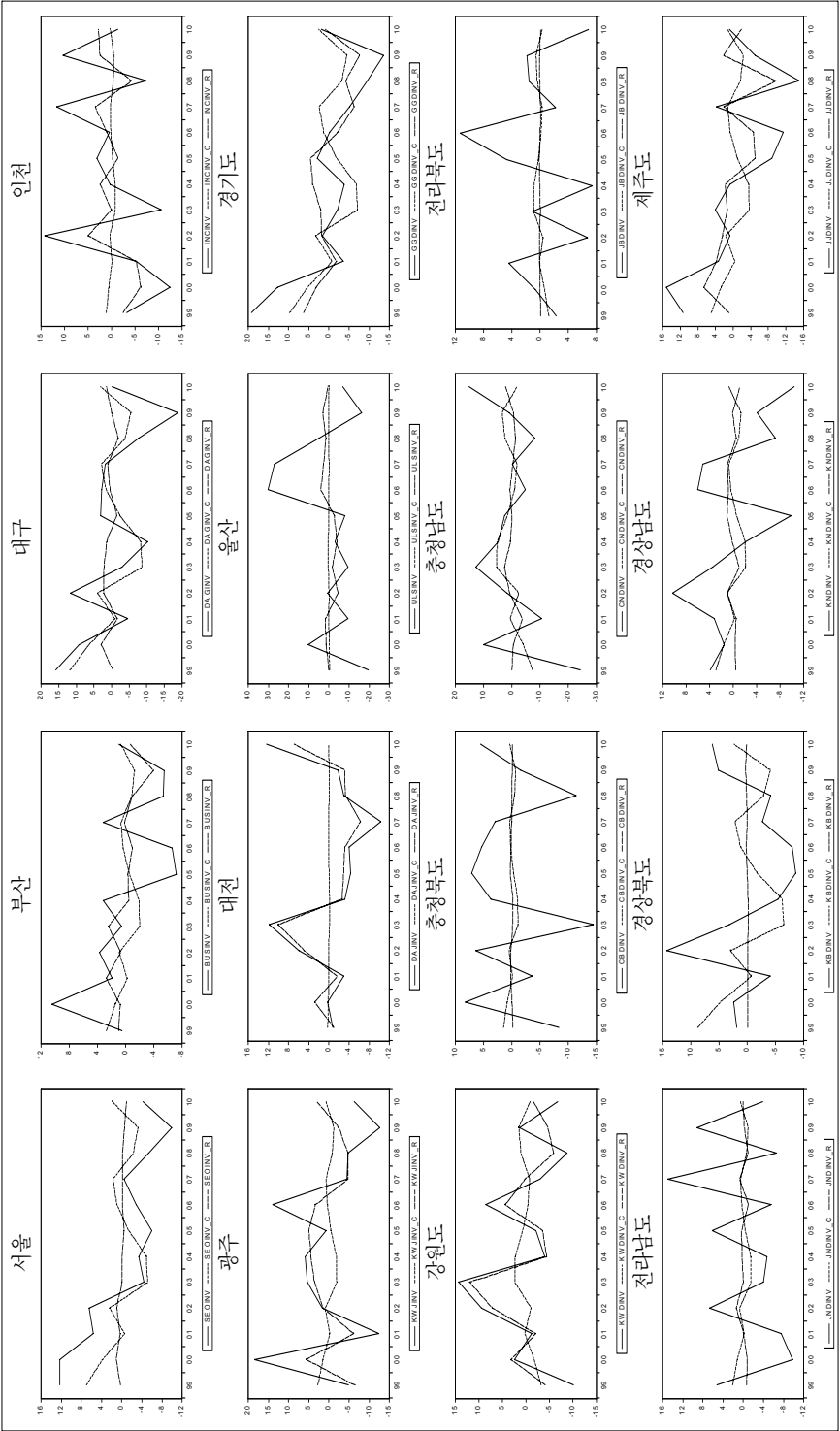
27) 이 점은 지역별 경기순환을 논할 때 단순히 생산측면의 변수만을 경기변동의 대리지표로 사용하는 데 한계가 있을 수 있음을 시사한다.

〈그림 6〉 스케일을 조정한 공통/지역고유 요인과 평균제거 민간소비 증가율과의 비교



주: 실선, 짧은 점선, 긴 점선은 각각 민간소비 증가율, 공통요인, 지역 고유요인을 의미.

(그림 7) 스케일을 조정한 공통/지역고유 요인과 평균제거 투자 증가율과의 비교



주: 실선, 짧은 점선, 긴 점선은 각각 투자증가율, 공통요인, 지역 고유요인을 의미.

에는 투자 증가율과 지역 고유요인의 동조성이 매우 높아 이들 지역의 투자활동의 부침은 공통요인보다는 지역 고유요인에 의해 주로 설명될 수 있음을 시사한다.

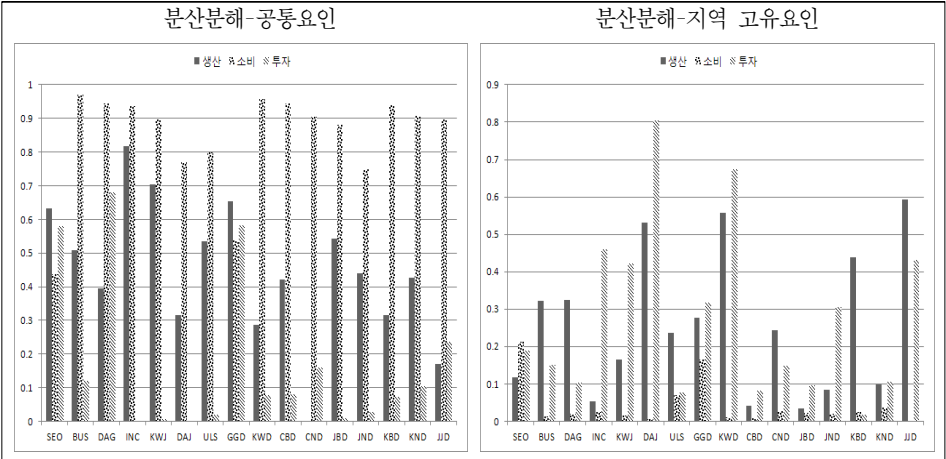
### 3. 분산분해 결과

이번 절에서는 앞에서 설명한 분산분해 방법을 이용하여 해당 거시경제변수 변동성 중 공통 또는 지역고유 요인의 변동성에 의한 영향을 구체적인 수치를 통해 제시한다. 분산분해의 결과를 통해서 지역 거시경제변수의 변동성에 있어서 해당요인의 중요성을 수치를 통해 확인할 수 있다. 분산분해 역시 표본추출을 시행할 때 마다 계산되므로 <그림 8>에 정리되어 있는 분산분해 결과는 추출된 분포의 중위값을 의미한다.<sup>28)</sup>

실질 GRDP 증가율의 분산분해 결과 수도권은 공통적으로 공통요인의 중요성이, 비수도권은 지역고유요인의 중요성이 높은 것으로 나타났다. 인천, 경기도, 서울의 실질 GRDP 증가율의 분산 중 공통요인의 분산이 차지하는 비율은 각각 0.82, 0.65, 0.63으로 나타나서 이들 지역의 생산 변동성 중 60~80%가 공통요인의 변동성에 의해서 설명될 수 있음을 의미한다. 특히 경기도는 광역 자치도 중에서 공통요인의 중요성이 가장 높은 지역이다. 이 밖에도 광주, 전북, 울산, 부산 등의 비율이 16개 광역지자체 평균비율인 0.45를 넘어서서 생산 변동성에 있어 공통요인의 중요성이 상대적으로 큰 지역으로 나타났다. 반면 광역시 중 대구와 대전은 동 비율이 평균을 하회하는 것으로 나타났으며 강원, 충남 제주의 경우 공통요인의 중요성이 가장 낮은 지역으로 나타났다. 결과와 일관되게, 강원, 제주, 충남의 경우 지역고유요인의 중요성이 가장 높게 나타나는 결과를 보여주었다. 다만, 강원도와 제주도와 달리 충남지역 생산의 변동성은 공통요인이나 지역고유요인의 변동성에 의해서 설명되어지는 부분보다, 이들 요인에 의해서 설명되지 않는 특이요인에 의해서 영향을 크게 받는 것으로 나타났다. 충남의 경우 실질 GRDP 증가율의 변동성 중 '공통요인+지역고유요인'의 비중은 25%에 불과하고, 나머지 75%가 특이항의 변동성에 의해서 설명되어지는 결과로 나타났다.

28) 분산분해 결과의 33% 50%, 66% 분위 값은 부록의 표에 정리되어 있다.

〈그림 8〉 1999-2010년 16개 지자체 GRDP의 요인별 분해



앞에서 추출한 비관측요인의 시계열적인 전환점을 통해 살펴본 바와 일관되게 분산분해의 결과는 서울과 경기도를 제외한 대부분의 지역에서 민간소비의 변동성 중 공통요인의 변동성이 차지하고 있는 비중이 매우 높다는 점을 보여주고 있다.<sup>29)</sup> 분석대상 지자체 대부분의 민간소비 변동성 중 공통요인이 차지하는 비중이 90%대이며 서울과 경기도를 제외한 지역 중 동 수치가 낮은 지역의 경우에도 70%대를 기록하였다. 서울과 경기도의 경우에도 다른 지역에 비해 상대적으로 공통요인의 중요성이 낮을 뿐, 절대적인 수준에서는 민간소비 변동성의 40-50%가 공통요인에 의해서 설명된다. 따라서, 지역의 민간소비 변동성은 대부분 공통요인에 의해서 설명된다고 해도 과언이 아니다.

투자의 경우, 서울, 대구, 경기도 등의 지역에서 공통요인의 중요성이 매우 높다. 이들 지역 투자 증가율 변동성의 50% 이상이 공통요인으로 설명될 수 있는 것으로 나타났다. 반면, 대전, 강원도, 인천, 광주, 대전, 전남 등은 지역고유 요인의 중요성이 높은 것으로 나타났다.

29) 이러한 결과는 공통요인을 개별 거시경제변수별로 따로 추출한 경우에도 동일하였다. 익명의 심사위원이 지적한 대로 개별 시계열에서 추출된 공통요인이 변수별로 독립적일 경우 특정 변수(예를 들어, 소비)의 변동성에서 공통요인이 차지하는 중요성이 상대적으로 높게 나타날 수 있다. 이런 가능성을 확인하기 위해 개별 시계열에서 따로 공통요인을 추출한 뒤 공통요인의 동조성을 살펴본 바, 추출된 개별 공통요인이 독립적일 가능성은 낮았으며, 분산분해의 결과도 세 변수 모두를 이용한 경우와 질적으로 유사하였다.

종합하면, 서울과 경기도는 공통요인이 생산의 변동성을 설명하는 정도가 소비에 비해서 크나 다른 지역은 반대로 공통요인이 생산보다는 소비의 변동성에 있어서 더욱 중요한 변수이다. 즉, 다른 지역은 변동성 기준에서 공통요인이 생산보다는 소비에 미치는 영향이 더 클 수 있음을 의미한다. 투자의 경우 서울, 대구, 경기도 등을 제외한 대부분의 지역에서 공통요인의 중요성이 낮게 나타났으며, 특히 생산과 소비에 비해 투자의 변동성에 있어 공통요인의 기여도가 작게 나타난 반면 지역 고유요인의 중요성이 높게 나타났다.

#### 4. 지역별 경제구조와 요인의 중요성과의 관계

이번 절에서는 앞에서 도출된 분산분해 결과를 이용하여 지역 거시경제구조를 나타내는 대표변수와 회귀분석을 수행한다. 본 절의 회귀분석은 표본이 광역지자체 16개에 불과하여 통계적인 검정력이 높다고 볼 수 없으므로 t-통계치를 이용한 통계적인 유의성에 중요한 의미를 부여하기 힘들다. 따라서, 본 절의 회귀분석 결과는 분산분해의 결과를 대략적으로 이해하기 위한 교육지책이며 향후 후속 실증연구가 참고할 수 있는 일종의 가이드라인으로 간주될 필요가 있다.<sup>30)</sup> 회귀분석에서 설명변수로 이용한 변수는 1인당 GRDP의 서울대비 비중(PCGRDP), GRDP 대비 정부지출 비중(GOVSHR), GRDP대비 제조업 비중(MANSHR), 실질 GRDP 증가율의 변동성(표준편차로 측정, GRDPVOL)이며,<sup>31)</sup> 종속변수는 실질 GRDP, 민간소비, 투자 각각의 분산에서 공통요인과 지역고유요인의 비중(분산분해 결과)이다.

회귀분석 결과는 각각 아래 표에 정리되어 있다. 우선 생산측면을 살펴보면, 정부지출 비중이 높은 지역일수록 지역별 생산 변동성에서 차지하는 공통요인의 중요

30) 따라서, 심사위원의 의견대로 우리는 이 번 절에서 언급하고 있는 ‘통계적 유의성’에 큰 의미를 부여하기 힘들다는 한계를 인식하고 있다. 또한, 본 연구에서 발견한 지역별로 상이한 경기변동에 영향을 주는 구체적인 요인을 찾는 것은 본 논문의 분석수준을 뛰어 넘는 것으로 향후 후속 연구에서 지속적인 관심이 필요한 주제다.

31) 실질 GRDP 증가율의 변동성은 1999-2010년 기간을 대상으로 한 실질 GRDP 증가율의 표준변차로 측정하며, 이를 제외한 설명변수는 1999-2010년의 연평균 값이다. 회귀분석에 사용된 모든 자료는 통계청 KOSIS DB에서 추출된 것으로 1인당 GRDP 계산을 위한 인구는 통계청의 추계인구를 사용하였으며, 제조업 비중은 지역소득 계정의 경제활동별 지역내총생산 자료의 제조업 부문을 이용하여 계산하였고, 정부지출 비중을 계산하기 위해서 지역내총생산에 대한 지출 자료 중 정부의 최종소비지출을 이용하였다.

성이 낮은 것으로 나타났으며 10% 유의수준에서 유의하였다. 지역내 생산에서 정부부문의 비중이 높은 지역일수록 공통요인에 의한 생산활동의 설명력이 낮다는 의미이다. 정부지출 비중 이외의 변수는 중요하지 않은 것으로 나타났다. 이는 지역 경제활동에서 정부 비중이 높을수록 한국의 전반적인 경기상황과 지역의 생산활동이 괴리될 수 있음을 의미한다.

한편, 생산의 변동성에 있어서 지역고유요인의 중요성과 연관성이 높은 변수는 제조업비중, 정부지출비중, GRDP 증가율의 변동성 등으로 각각 10%와 1% 유의수준에서 유의하였다. 제조업 비중 설명변수는 부(-)의 값을 가져, 제조업 비중이 높은 지역일수록 생산활동에서 지역요인의 중요성이 낮으며(제조업 즉, 교역재 생산의 경우 수출 및 타 지역 생산활동과 연계성이 크므로 지역내 산업구조에서 제조업의 비중이 높은 지역일수록 지역고유의 요인에 의한 영향력보다는 세계경기, 전반적인 국내 경기 등이 영향을 미칠 수 있는 공통요인에 의해서 영향 받을 수 있는 가능성이 크다), 정부지출비중이 높을수록 지역 고유요인의 중요성이 높고, 생산의 변동성이 큰 지역일수록 생산활동의 변동성에 있어서 지역 고유요인의 중요성이 높다는 결과이다.

〈표 2〉 GRDP 분산분해 결과의 경제구조변수에 대한 회귀분석 결과

설명변수	종속변수: GRDP 변동성 대비 공통요인 변동성 비중			종속변수: GRDP 변동성 대비 지역 고유요인 변동성 비중		
	R sq=0.320			R sq=0.60		
	계수	t-통계치	P-value	계수	t-통계치	P-value
상수	1.195473	2.547095	0.0271	-0.800278	-2.491975	0.0299**
PCGRDP	-0.270711	-1.345361	0.2056	0.240354	1.745752	0.1087
MANSHR	-0.096027	-0.175335	0.8640	-0.719191	-1.919199	0.0813*
GOVSHR	-2.423229	-2.128466	0.0567*	2.512171	3.224920	0.0081***
GRDPVOL	-1.452272	-0.175342	0.8640	16.99766	2.999333	0.0121**

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 표시.

민간소비의 경우 공통요인이나 지역고유요인의 중요성과 지역경제 구조를 나타내는 변수 간에는 통상적인 유의 수준에서 관련성은 없는 것으로 나타났다. 이는 앞의 분산분해에서 살펴본 바와 같이 대부분의 지역에서 민간소비의 변동성 중 공통요인의 변동성에 의해서 설명되는 부분이 매우 높았다는 사실과 일관된 결과이



다. 즉, 지역에 상관없이 소비의 변동성에 있어 공통요인의 중요성이 높다는 것은 소비의 변동성에 있어서 공통요인의 중요성이 지역경제의 특성을 나타내는 이질적인 경제구조와 연관성이 적다고 할 수 있다. 다만, 16개의 소규모 표본임을 감안하였을 때 15% 유의수준에서 제조업 비중과 민간소비에 있어 공통요인의 중요성이 정(+)의 관계를 가질 수도 있다는 사실과 제조업 비중과 정부지출 비중이 지역 고유요인의 중요성과 역(-)의 관계를 가질 수도 있다는 사실은 주목할 만하다. 제조업 비중이 높은 지역일수록 생산 활동에서 지역 고유요인의 중요성이 낮은 동시에 민간소비 변동성에서 차지하는 지역 고유요인의 중요성이 낮다는 점은 지역 내 산업구조에 따라 생산활동을 매개로 공통요인과 지역 고유요인이 민간소비에 대한 영향이 달라질 수도 있다는 점을 시사하기 때문에 그렇다.

〈표 3〉 민간소비 분산분해 결과의 경제구조변수에 대한 회귀분석 결과

설명변수	종속변수: 민간소비 변동성 대비 공통요인 변동성 비중			종속변수: 민간소비 변동성 대비 지역 고유요인 변동성 비중		
	R sq=0.300			R sq=0.372		
	계수	t-통계치	P-value	계수	t-통계치	P-value
상수	0.645162	1.814707	0.0969*	0.146834	1.129751	0.2826
PCGRDP	-0.155598	-1.020866	0.3292	0.040057	0.718880	0.4872
MANSHR	0.721023	1.738041	0.1101	-0.258142	-1.702196	0.1168
GOVSHR	0.989064	1.146908	0.2758	-0.564859	-1.791687	0.1007
GRDPVOL	0.278136	0.044333	0.9654	0.385413	0.168041	0.8696

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 표시.

투자의 분산분해 결과와 경제구조를 나타내는 변수 사이의 회귀방정식 추정결과는 〈표 4〉에 요약되어 있다. 대부분의 변수는 유의하지 않은 것으로 나타났으나 정부지출비중이 높은 지역일수록 투자의 변동성에 있어서 지역 고유요인의 중요성이 높은 것으로 나타났다. 생산의 회귀분석과 유사하게 경제규모에 비해 정부지출이 차지하는 비중이 높은 지역일수록 지역 투자가 지역 고유요인에 의해 영향 받을 수 있는 가능성이 높은 것이다.

〈표 4〉 투자 분산분해 결과의 경제구조변수에 대한 회귀분석

설명변수	종속변수: 민간소비 변동성 대비 공통요인 변동성 비중			종속변수: 민간소비 변동성 대비 지역 고유요인 변동성 비중		
	R sq=0. 294			R sq=0. 522		
	계수	t-통계치	P-value	계수	t-통계치	Prob.
C	0. 576567	1. 0090087	0. 2990	-0. 409871	-0. 958078	0. 3586
PCGRDP	-0. 121384	-0. 535305	0. 6031	0. 152013	0. 828825	0. 4268
MANSHR	-0. 907414	-1. 470246	0. 1695	-0. 660313	-1. 322745	0. 2128
GOVSHR	-1. 692448	-1. 319149	0. 2139	2. 629539	2. 533960	0. 0278**
GRDPVOL	6. 657396	0. 713261	0. 4905	7. 700724	1. 020041	0. 3296

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함을 표시.

IV. 결론과 논의

본 논문에서는 한국의 지역별 경기변동에 있어서 모든 지역경제에 공통적으로 영향을 미칠 수 있는 공통요인과 지역의 고유요인을 추출하고, 이 요인들이 생산, 소비, 투자 등 지역 거시경제 변수의 변동성에서 차지하는 중요성을 살펴보았다. 본 논문의 분석결과, 대표적인 지역 거시경제변수들의 움직임에 있어서 우리나라 전역에 영향을 미치는 공통요인의 중요성이 상당히 높다는 점이다. 이 결과는 전술한 바 있는 김영용 외(1999)의 결론과 상이하다. 예를 들어, 김영용 외(1999)는 본고에서 생산(GRDP)기준으로 공통요인의 중요성이 높은 지역인 서울, 경기, 부산 등에 대한 전역적인 충격의 영향이 크지 않음을 발견하였다. 이러한 차이는 분석대상시기가 상이한 데 기인할 가능성이 크다. 김영용 외(1999)가 사용한 구조형 자기회귀 모형과 동일한 식별방법을 이용하여 1986-2010년의 기간을 대상으로 한 구조형 자기회귀 모형의 분산분해 결과는 서울, 경기, 부산의 GRDP 변동성 중에서 전역적 요인이 차지하는 비중이 매우 높음을 나타내고 있어 본고의 분석결과와 유사하게 나타났다.<sup>32)</sup> 또한, 강원도 및 충남지역의 경우 지역적 충격의 중요성이 높게 나타나 본고의 결과와 일치한다.

특히, 본 연구에서 추출한 공통요인을 무형의 관측되지 않는 일종의 ‘경기상황’이

32) 즉, 김영용 외(1999)와 동일한 방법론을 이용한 경우에도 분석대상 시기가 달라짐에 따라 결과가 크게 달라짐을 알 수 있다. 심사위원의 의견을 고려하여, 구조형 자기회귀 분석의 결과는 포함하지 않았다.

라고 해석한다면, 지역의 소비와 생산에 있어서 공통요인의 중요성이 매우 높다는 점은 지역에 상관없이 한국의 전반적인 경기에 영향을 미칠 수 있는 다양한 요인(예를 들어, 유가, 환율, 통화정책의 변화, 대외수요의 변화, 등등)이 지역의 생산과 소비활동의 결정요인으로써 더욱 중요할 수 있음을 시사한다. 다르게 말하면, 한국 전역에 공통적으로 영향을 미칠 수 있는 요인을 통제한 후 추출된 지역고유의 경기 흐름이 지역의 대표적인 거시경제변수에 영향을 줄 수 있는 가능성이 낮다고 할 수 있다.<sup>33)</sup>

본 논문에서는 또한, 지역 거시경제변수의 변동성에 있어서 공통요인의 중요성이 지역별로 이질적으로 나타난다는 사실도 발견할 수 있었다. 서울, 인천, 경기도, 광주 등은 생산측면에서 공통요인의 중요성이 매우 높은 지역인 반면 강원도, 충남, 제주도 등은 상대적으로 지역고유요인의 중요성이 높은 지역이다.

한편, 공통요인의 중요성은 생산이나 투자보다 민간소비에 있어서 더 높게 나타났다. 절대적인 수준에서 민간소비의 변동성에서 공통요인이 차지하는 비중이 대부분의 지역에서 매우 높게 나타났으며 서울과 경기도를 제외하면 모든 지역에서 공통요인은 생산보다는 민간소비의 변동성을 설명하는데 더 중요한 것으로 나타났다.

한편 본 논문의 결과는 지역 고유의 경제정책의 성과를 논의할 때, 지역 거시경제변수의 변화를 지역 고유의 경제정책의 성공이나 실패로 연결 짓는 것을 조심해야 함을 시사한다. 지역 거시경제 변수의 움직임에 있어 한국 전역에 영향을 미치는 공통요인의 중요성이 높으므로 지역 고유 경제정책의 이들 변수에 대한 영향은 제한적일 수 있다는 것이 이유이다. 물론, 지역 고유요인의 거시경제변수에 대한 영향이 전혀 없는 것이 아니며, 지역별로 그 영향의 강도가 상이하고, 지역 고유요인에 영향을 미칠 수 있는 지역 경제정책이 존재한다는 것을 근거로 지역 고유의 경제정책의 중요성과 성과를 강조할 수도 있다. 그러나, 거시경제변수에 직접적인 영

33) 특히, 생산에 영향을 주는 요인으로써 공통요인의 중요성은 1998년 아시아 외환위기 이후 전반적으로 더욱 강화된 경향이 있다. 지면의 제약으로 인해 분석내용을 본문에 포함시키지 않았지만 13개 광역지자체의 실질 GRDP만을 이용하여 외환위기 이전과 이후의 분산분해를 시행한 결과, 대구, 경기도, 충북, 충남, 전남을 제외한 모든 지역에서 외환위기 이후 생산의 변동성에 있어서 공통요인의 중요성이 높아졌다. 앞에서 언급하였듯이 지출측면의 자료의 한계로 외환위기 이전에는 민간소비와 투자의 자료를 사용할 수 없어 생산측면의 변수만을 이용하였으며, 광주, 대전, 울산이 광역시로 승격되며 GRDP 데이터의 결측치가 생겨 이를 감안하기 위해 이 지역을 이전 행정구역에 포함시켜 13개 광역지자체 단위로 실증분석 하였다. 분산분해 결과는 부록으로 첨부하였다.

향을 미칠 수 있는 지방자치단체의 정책도구가 충분치 않은 현실과 본 연구의 결과를 감안할 때 거시경제변수의 변화를 온전히 지역 경제정책의 과실로 판단하거나, 이를 근거로 지역 경제정책의 목표를 설정하는 것은 바람직하지 않다. 보다 건설적인 방향은 투자와 같이 상대적으로 지역 고유요인의 영향이 클 수 있는 정책대상 변수들을 먼저 식별하고 여기에 정책역량을 집중하는 것이 필요하다고 할 수 있겠다.

본 연구 이후의 후속연구 방향은 아래와 같다. 우선, 공통요인과 지역고유요인의 결정요인을 살펴보는 것이다. 우선, 공통요인은 지역별로 상이한 대표적인 거시경제변수의 움직임을 관통하는 것으로 추상적인 한국의 경기상황으로 해석될 수 있다. 또한 지역고유 요인은 지역별 대표 거시경제변수의 움직임을 관통하며 공통요인의 영향이 통제된 지역 고유의 경기상황으로 해석될 수 있다. 따라서, 이러한 공통요인과 지역 고유요인에 영향을 미치는 결정요인을 찾는 것은 한국과 지역고유의 경기상황에 영향을 미치는 이질적인 요인을 찾는 작업이다. 국내 경기순환에 영향을 미치는 요인을 연구한 다양한 선행연구와 본 연구에서 추출된 공통요인의 결정요인과 비교분석함으로써 한국의 경기순환에 대한 이해를 제고시킬 수 있을 것이라 생각된다.

한편, 또 다른 연구방향은 지역생산에 비해 민간소비의 변동성에 있어서 공통요인의 영향력이 큰 원인에 대한 분석이다. Feldstein-Horioka 퍼즐의 관점에서 이는 지역별 위험분산(risk-sharing) 정도가 높다고 해석될 수 있는 가능성이 있어, 그 원인을 분석할 수 있겠다.<sup>34)</sup> 그러나, GRDP를 지역의 소득지표로 보기에는 한계가 있어 본 논문의 결과를 단순히 우리나라의 지역별 위험분산 정도가 높다고 결론짓는 것은 어렵다고 판단된다.<sup>35)</sup> 따라서, 지역의 소득을 측정할 수 있는 적절한 변수를 이용하여 한국의 지역간 위험분산의 정도와 그 원인에 대해 분석하는 것은 흥미

34) 지역 생산에 비해 지역 민간소비의 변동성과 지역 고유요인의 동조성이 낮다는 점에서 그렇다.

35) 지역별 위험분산정도를 분석하기 위해서는 지역 민간소비와 지역의 구매력을 측정하는 결정변수를 함께 비교할 필요가 있다. 우리나라 지역경제의 구매력을 나타내는 지표로 1인당 GRDP, 1인당 지역총소득, 1인당 지역개인소득 등이 있으나 이 중 지역 민간소비의 결정변수로서 중요한 지표가 무엇인지에 대한 연구가 선행될 필요가 있다. 한 가지 예를 들어 경기도의 경우 2011년 잠정기준 1인당 GRDP는 전국 16개 광역자치체 중 10위 수준이나, 1인당 지역총소득과 1인당 지역개인 소득은 각각 3위와 6위에 해당된다. 즉, 생산변수인 GRDP와 소득지표간에 괴리가 있을 수 있으므로 본고에서 살펴본 GRDP 및 민간소비와 공통요인과의 동조성을 근거로 지역의 위험분산정도에 대해 결론을 내리는 데에는 한계가 있다.

로운 주제라고 생각된다.

끝으로, 본 연구에서 차용한 방법론은 지역경제와 관련된 다양한 문제들을 분석할 때 유용한 도구라 판단된다. 상대적으로 통계자료가 부족한 지역단위의 경제를 분석함에 있어서 한 가지 대안으로써 활용될 수 있는 방법이기 때문이다. 다양한 패널 성격의 통계와 동 방법론을 활용할 경우 고용, 산업생산, 부동산 시장 등 다양한 영역에서 풍부한 지역경제 분석이 가능할 것으로 예상된다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 김영용 · 박진석 · 김윤배, “지역소득 변동과 지역간 경기순환,” 『경제학연구』, 제47집 제2호, 1999, pp. 61-79.  
(Translated in English) Kim, Youngyong, Jinseok Park, and Yunbae Kim, “Regional Income and Regional Business Cycles in Korea,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 47, No. 2, 1999, pp. 61-79.
2. 조기현, “지역별 경기변동과 고용시장의 특징,” 『지방재정연구』, 제14집 제1호, 2000, pp. 157-81.  
(Translated in English) Cho, Kihyun, “The Characteristics of Regional Business Cycles and Labor Market in Korea,” *The Korean Journal of Local Finance*, Vol. 14, No. 1, 2000, pp. 157-81.
3. Blanchard, O.J. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, 1989, pp. 655-673.
4. Crucini, M. J., M. A. Kose, and C. Otrok, “What are the Driving Forces of International Business Cycles?,” *Review of Economic Dynamics*, Vol. 14, No. 1, 2011, pp. 156-75.
5. Del Negro, M. and C. Otrok, “99 luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom Across U.S. States,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 7, 2007, pp. 1962-85.
6. Geweke, J., “Evaluating the Accuracy of Sampling-based Approached to the Calculation of Posterior Moments,” in *Bayesian Statistics 4*, eds. J.M. Bernardo, J. Berger, A.P. Dawid, and A.F. M. Smith (Oxford: Oxford University Press, 1992, pp. 169-193).
7. Helbling, T., R. Huidrom, M.A. Kose, and C. Otrok, “Do Credit Shocks Matter? A Global Perspective,” *European Economic Review*, Vol. 55, No. 3, 2011, pp. 340-53.
8. Kose, M.A, C. Otrok, and E. Prasad, “Global Business Cycles: Convergence or

- Decoupling?," *International Economic Review*, Vol. 53, No. 2, 2012, pp.511-38.
9. Kose, M.A., C. Otrok, and C.H. Whiteman, "International Business Cycles: World, Region, and Country-specific Factors," *The American Economic Review*, Vol. 93, No. 4, 2003, pp. 1216-39.
10. \_\_\_\_\_, "Understanding the Evolution of World Business Cycles," *Journal of International Economics*, Vol. 75, No. 1, 2008, pp. 110-30.
11. Otrok, C. and C.H. Whiteman, "Bayesian Leading Indicators: Measuring and Predicting Economic Conditions in Iowa," *International Economic Review*, Vol. 39, No. 4, 1998, pp. 997-1014.
12. Sargent, T.J. and C.A. Sims, "Business Cycle Modeling Without Pretending to Have Too Much A Priori Economic Theory," in C.A. Sims et al., eds., *New Methods in Business Cycle Research* (Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977, pp.45-108).
13. Stock, J.H. and M.W. Watson, "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators," in O. Blanchard and S. Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual 1989* (Cambridge: MIT Press, 1989, pp.351-394).
14. \_\_\_\_\_, "A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Performance," *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper*, WP-92-7, 1992, Federal Reserve Bank of Chicago.
15. \_\_\_\_\_, "A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience," in James H. Stock and Mark W. Watson, eds., *Business Cycles, Indicators, and Forecasting* (Chicago: The University of Chicago Press, 1993, pp.95-153).
16. Tanner, M. and W.H. Wong, "The Calculation of Posterior Distributions by Data Augmentation," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 82, No. 398, 1987, pp. 84-88.

(부록 표 1) 추출된 요인적재하의 사후적률(posterior moments)

		공동요인적재하: $\beta_i^{common}$			지역고유요인적재하: $\beta_i^{region}$		
		평균	표준편차	중간값	평균	표준편차	중간값
생산	서울	1.6947	0.6270	1.6396	0.2548	0.1623	0.2411
	부산	1.5925	0.9898	1.5737	0.6107	0.3705	0.5685
	대구	1.3545	0.7078	1.3181	0.2733	0.1737	0.2376
	인천	3.1580	1.0836	3.0057	0.1452	0.1139	0.1193
	광주	3.3214	1.1087	3.2006	0.2552	0.1587	0.2263
	대전	1.2577	0.7880	1.2236	0.4601	0.1815	0.4323
	울산	3.4118	1.4376	3.2704	0.2819	0.1553	0.2734
	경기	2.6324	1.1745	2.5678	0.5227	0.2189	0.5023
	강원	1.1684	0.7212	1.1065	0.4317	0.1781	0.4058
	충북	2.2923	1.0260	2.2106	0.2814	0.2567	0.2041
	충남	-0.2439	0.8176	-0.2450	0.2729	0.2423	0.2009
	전북	1.1844	0.5406	1.1288	0.1102	0.1209	0.0694
	전남	1.6641	0.7440	1.5607	0.1518	0.1418	0.1117
	경북	1.8776	1.1539	1.7960	0.4595	0.2936	0.4576
	경남	1.4667	0.6164	1.4116	0.1567	0.1312	0.1259
	제주	0.8320	0.9571	0.8628	0.5485	0.2763	0.5341
소비	서울	1.3988	1.0180	1.4164	0.1997	0.4842	0.2341
	부산	3.0663	0.8768	2.9735	-0.1254	0.1340	-0.1225
	대구	3.3500	0.9801	3.2494	-0.0872	0.0751	-0.0818
	인천	3.2542	0.9437	3.1625	-0.0929	0.0845	-0.0870
	광주	3.1129	0.9372	3.0183	-0.0821	0.1159	-0.0877
	대전	2.8147	0.9151	2.7062	0.0046	0.1921	0.0187
	울산	2.9656	0.9341	2.8800	0.1262	0.0983	0.1214
	경기	2.2671	1.0545	2.2661	0.3259	0.2862	0.2721
	강원	3.7117	1.1133	3.5919	-0.1176	0.1179	-0.0988
	충북	3.3749	1.0568	3.2512	0.0257	0.1464	0.0189
	충남	2.8998	0.8809	2.8068	-0.0981	0.1157	-0.1013
	전북	3.2058	1.0353	3.0739	0.0277	0.1765	0.0282
	전남	3.3642	1.1035	3.2270	-0.0734	0.1836	-0.0453
	경북	3.4962	1.0392	3.3732	-0.0976	0.0979	-0.0823
	경남	2.9229	0.8779	2.8214	-0.1034	0.1051	-0.0988
	제주	3.0219	0.8571	2.9430	0.0260	0.1144	0.0254
투자	서울	2.9703	1.3643	2.9283	0.4791	0.6234	0.3314
	부산	1.0841	1.5703	1.0794	0.8517	0.8366	0.8910
	대구	5.0779	1.7857	5.0073	0.5433	0.4164	0.4976
	인천	0.6763	1.9718	0.5901	0.8752	0.7294	0.8845
	광주	1.2567	2.1756	1.2731	1.0562	0.6688	0.9987
	대전	-0.0592	1.9247	0.0610	1.2565	0.5245	1.1923
	울산	-0.0604	2.6790	-0.1011	-0.5865	0.7798	-0.5869
	경기	4.1649	2.0058	4.1154	1.0735	0.4746	1.0323
	강원	-1.4992	1.9516	-1.4383	1.3853	0.5689	1.3109
	충북	0.8239	1.6179	0.7172	-0.2122	0.8681	-0.1623
	충남	-3.0661	1.8733	-3.1013	0.5802	0.6810	0.5337
	전북	-0.5707	1.7951	-0.5659	-0.0408	0.6087	-0.0278
	전남	0.9910	1.8065	0.9121	0.2432	0.8782	0.2456
	경북	3.8212	1.6210	3.7892	-0.0257	0.3635	-0.0234
	경남	1.2552	1.5521	1.2416	-0.1743	0.6617	-0.2263
	제주	1.9896	1.9394	1.9901	1.1517	0.6669	1.1110

주: 1999-2010년 기간으로 표본 추출 횟수 50,000번 시행의 결과.

〈부록 표 2〉 추출된 관측치 충격항 분산의 사후적률

$\sigma_i^2$					$\sigma_i^2$			
평균					평균			
표준편차					표준편차			
중위값					중위값			
생산	서울	1.3089	0.8560	1.1405	투자	서울	5.5662	3.6102
	부산	1.5497	1.5954	1.0788		부산	13.1745	7.6771
	대구	2.2063	1.8311	1.7599		대구	15.8157	10.8878
	인천	1.1651	0.7957	1.0313		인천	29.8995	24.9382
	광주	1.4317	1.3468	1.0927		광주	39.5388	25.3160
	대전	1.0895	1.0496	0.8351		대전	8.0275	8.2984
	울산	4.0137	3.2797	3.3744		울산	127.7614	71.3510
	경기	1.3764	1.3232	1.0332		경기	6.8520	5.7395
	강원	0.8745	0.8859	0.6315		강원	10.3815	9.5353
	충북	4.6369	2.6531	4.2463		충북	26.2054	15.6986
	충남	3.9749	2.4671	3.6199		충남	38.4568	21.2143
	전북	1.1082	0.6981	0.9744		전북	19.5017	10.3848
	전남	2.4681	1.4150	2.2665		전남	26.6831	22.5469
	경북	4.4372	4.1719	3.3361		경북	14.7640	8.7416
	경남	1.8980	1.1653	1.7129		경남	25.4469	13.3745
	제주	3.1336	3.4063	2.1109		제주	19.3580	15.2791
소비	서울	2.9037	2.1724	2.5595				
	부산	0.1492	0.1405	0.1131				
	대구	0.3802	0.2971	0.3145				
	인천	0.4234	0.3648	0.3344				
	광주	0.9919	0.6445	0.8653				
	대전	2.0951	1.1100	1.8641				
	울산	1.4005	0.9032	1.2389				
	경기	3.5430	1.7610	3.1835				
	강원	0.3990	0.3354	0.3194				
	충북	0.5208	0.4305	0.4240				
	충남	0.6283	0.4320	0.5446				
	전북	0.9261	0.7137	0.7684				
	전남	1.7161	1.4295	1.4225				
	경북	0.3627	0.3452	0.2708				
	경남	0.4397	0.3501	0.3729				
	제주	0.7043	0.5264	0.5745				

주: 1999-2010년 기간으로 표본 추출 횟수 50,000번 시행의 결과.



〈부록 표 3〉 추출된 공통요인과 지역 고유요인 자기회귀 계수의 사후적률

		평균	표준편차	중간값			평균	표준편차	중간값
공통 요인	$\phi_{f_0,1}$	0.0664	0.4944	0.0629					
	$\phi_{f_0,2}$	-0.1127	0.3639	-0.1097					
	$\phi_{f_0,3}$	-0.0105	0.2909	-0.0152					
서울	$\phi_{f_1,1}$	0.1843	0.5372	0.2469	강원	$\phi_{f_9,1}$	0.1200	0.3388	0.1249
	$\phi_{f_1,2}$	0.0238	0.3974	0.0483		$\phi_{f_9,2}$	-0.2371	0.2862	-0.2524
	$\phi_{f_1,3}$	-0.0399	0.3147	-0.0557		$\phi_{f_9,3}$	0.0915	0.2651	0.0982
부산	$\phi_{f_2,1}$	0.1729	0.3702	0.1785	충북	$\phi_{f_{10},1}$	-0.0311	0.4476	-0.0297
	$\phi_{f_2,2}$	0.0108	0.3498	0.0275		$\phi_{f_{10},2}$	-0.1734	0.3433	-0.1825
	$\phi_{f_2,3}$	0.0129	0.2957	0.0173		$\phi_{f_{10},3}$	-0.0612	0.3123	-0.0691
대구	$\phi_{f_3,1}$	-0.0334	0.3894	-0.0375	충남	$\phi_{f_{11},1}$	0.0536	0.4523	0.0771
	$\phi_{f_3,2}$	-0.1707	0.3732	-0.1776		$\phi_{f_{11},2}$	-0.2237	0.3690	-0.2434
	$\phi_{f_3,3}$	0.0288	0.3053	0.0292		$\phi_{f_{11},3}$	-0.0232	0.3138	-0.0260
인천	$\phi_{f_4,1}$	0.2207	0.4458	0.2495	전북	$\phi_{f_{12},1}$	0.2003	0.5202	0.2256
	$\phi_{f_4,2}$	-0.0908	0.3372	-0.0887		$\phi_{f_{12},2}$	-0.1968	0.3867	-0.2008
	$\phi_{f_4,3}$	-0.0277	0.2989	-0.0363		$\phi_{f_{12},3}$	-0.0455	0.3318	-0.0549
광주	$\phi_{f_5,1}$	-0.1079	0.3685	-0.1273	전남	$\phi_{f_{13},1}$	0.2415	0.5768	0.3136
	$\phi_{f_5,2}$	0.0643	0.3093	0.0731		$\phi_{f_{13},2}$	-0.0468	0.3819	-0.0201
	$\phi_{f_5,3}$	-0.0838	0.3022	-0.0944		$\phi_{f_{13},3}$	-0.0700	0.3371	-0.0771
대전	$\phi_{f_6,1}$	0.1810	0.3376	0.1834	경북	$\phi_{f_{14},1}$	0.3817	0.3590	0.3964
	$\phi_{f_6,2}$	-0.0770	0.2951	-0.0757		$\phi_{f_{14},2}$	-0.0602	0.3763	-0.0663
	$\phi_{f_6,3}$	-0.0380	0.2754	-0.0417		$\phi_{f_{14},3}$	0.0058	0.3309	0.0165
울산	$\phi_{f_7,1}$	0.1829	0.3814	0.1861	경남	$\phi_{f_{15},1}$	0.1329	0.4854	0.1209
	$\phi_{f_7,2}$	-0.0407	0.3133	-0.0285		$\phi_{f_{15},2}$	-0.0921	0.3530	-0.0871
	$\phi_{f_7,3}$	-0.0260	0.2981	-0.0291		$\phi_{f_{15},3}$	-0.0627	0.2894	-0.0719
경기	$\phi_{f_8,1}$	0.3894	0.3323	0.3932	제주	$\phi_{f_{16},1}$	0.0273	0.3437	0.0252
	$\phi_{f_8,2}$	-0.0694	0.3261	-0.0633		$\phi_{f_{16},2}$	0.0694	0.3339	0.0972
	$\phi_{f_8,3}$	-0.0860	0.2805	-0.0946		$\phi_{f_{16},3}$	0.0595	0.2962	0.0658

주: 1999-2010년 기간으로 표본 추출 횟수 50,000번 시행의 결과.

〈부록 표 4〉 추출된 오차항의 자기회귀 계수의 사후적률

지역	항목	평균	표준편차	중간값	지역	항목	평균	표준편차	중간값
서울	생산	$\phi_{i,1}$	-0.2635	0.4670	강원	생산	$\phi_{i,1}$	-0.1623	0.4081
		$\phi_{i,2}$	0.0223	0.3516			$\phi_{i,2}$	-0.3721	0.3434
		$\phi_{i,3}$	-0.0007	0.3013			$\phi_{i,3}$	0.0217	0.3111
	소비	$\phi_{i,1}$	0.1377	0.4731		소비	$\phi_{i,1}$	0.0550	0.4768
		$\phi_{i,2}$	-0.1686	0.3428			$\phi_{i,2}$	-0.2098	0.3260
		$\phi_{i,3}$	0.0412	0.3218			$\phi_{i,3}$	0.0423	0.3466
	투자	$\phi_{i,1}$	0.6378	0.3889		투자	$\phi_{i,1}$	-0.2223	0.4012
		$\phi_{i,2}$	-0.0655	0.3602			$\phi_{i,2}$	-0.2721	0.3374
		$\phi_{i,3}$	0.0108	0.2998			$\phi_{i,3}$	0.0528	0.3105
부산	생산	$\phi_{i,1}$	0.0340	0.4149	충북	생산	$\phi_{i,1}$	-0.0125	0.3413
		$\phi_{i,2}$	-0.0396	0.3783			$\phi_{i,2}$	-0.3033	0.2705
		$\phi_{i,3}$	-0.0780	0.3119			$\phi_{i,3}$	-0.1738	0.2690
	투자	$\phi_{i,1}$	-0.0508	0.4367		투자	$\phi_{i,1}$	0.1648	0.4176
		$\phi_{i,2}$	-0.1442	0.3630			$\phi_{i,2}$	-0.2115	0.3410
		$\phi_{i,3}$	-0.0546	0.3060			$\phi_{i,3}$	-0.0576	0.3238
	소비	$\phi_{i,1}$	-0.1703	0.3850		소비	$\phi_{i,1}$	-0.2599	0.3252
		$\phi_{i,2}$	-0.0934	0.3305			$\phi_{i,2}$	-0.1691	0.2853
		$\phi_{i,3}$	0.0533	0.2895			$\phi_{i,3}$	-0.2993	0.2999
대구	생산	$\phi_{i,1}$	-0.4296	0.4414	충남	생산	$\phi_{i,1}$	0.1801	0.3367
		$\phi_{i,2}$	-0.2860	0.4041			$\phi_{i,2}$	-0.4289	0.3051
		$\phi_{i,3}$	-0.0830	0.3122			$\phi_{i,3}$	-0.1257	0.2825
	소비	$\phi_{i,1}$	-0.2732	0.4019		소비	$\phi_{i,1}$	-0.0541	0.4065
		$\phi_{i,2}$	-0.1390	0.3459			$\phi_{i,2}$	-0.2341	0.3174
		$\phi_{i,3}$	-0.0535	0.2984			$\phi_{i,3}$	-0.1397	0.3071
	투자	$\phi_{i,1}$	0.0167	0.3756		투자	$\phi_{i,1}$	-0.6585	0.3925
		$\phi_{i,2}$	-0.0810	0.3065			$\phi_{i,2}$	-0.2139	0.3613
		$\phi_{i,3}$	0.1524	0.2825			$\phi_{i,3}$	0.0888	0.2822
인천	생산	$\phi_{i,1}$	0.2405	0.4098	전북	생산	$\phi_{i,1}$	-0.0439	0.4011
		$\phi_{i,2}$	-0.1462	0.3391			$\phi_{i,2}$	-0.5551	0.3008
		$\phi_{i,3}$	-0.1462	0.3011			$\phi_{i,3}$	-0.0441	0.3103
	소비	$\phi_{i,1}$	0.1752	0.3941		소비	$\phi_{i,1}$	0.5220	0.3685
		$\phi_{i,2}$	-0.1902	0.3399			$\phi_{i,2}$	-0.0631	0.3029
		$\phi_{i,3}$	0.1607	0.3047			$\phi_{i,3}$	-0.1809	0.2935
	투자	$\phi_{i,1}$	-0.1790	0.4006		투자	$\phi_{i,1}$	-0.0649	0.3480
		$\phi_{i,2}$	-0.1392	0.3413			$\phi_{i,2}$	-0.1506	0.2772
		$\phi_{i,3}$	0.0228	0.2856			$\phi_{i,3}$	-0.0063	0.2775

지역	항목		평균	표준편차	중간값	지역	항목		평균	표준편차	중간값
광주	생산	$\phi_{i,1}$	0.3291	0.4442	0.3635	전남	생산	$\phi_{i,1}$	-0.0187	0.4126	-0.0452
		$\phi_{i,2}$	-0.1854	0.3398	-0.1889			$\phi_{i,2}$	-0.1055	0.3060	-0.1149
		$\phi_{i,3}$	-0.1374	0.3031	-0.1529			$\phi_{i,3}$	-0.1443	0.2753	-0.1541
	소비	$\phi_{i,1}$	0.2099	0.4027	0.1942		소비	$\phi_{i,1}$	0.6794	0.3880	0.7360
		$\phi_{i,2}$	0.1007	0.3288	0.1299			$\phi_{i,2}$	-0.0806	0.3381	-0.0747
		$\phi_{i,3}$	0.0344	0.2947	0.0359			$\phi_{i,3}$	-0.1206	0.2863	-0.1289
	투자	$\phi_{i,1}$	-0.0215	0.3789	-0.0322		투자	$\phi_{i,1}$	-0.2124	0.4304	-0.2382
		$\phi_{i,2}$	-0.0735	0.3611	-0.0746			$\phi_{i,2}$	0.0740	0.3717	0.0984
		$\phi_{i,3}$	-0.0858	0.3033	-0.0894			$\phi_{i,3}$	-0.0031	0.3113	0.0049
대전	생산	$\phi_{i,1}$	0.0894	0.4080	0.0946	경북	생산	$\phi_{i,1}$	0.1839	0.4133	0.2260
		$\phi_{i,2}$	-0.0501	0.3619	-0.0427			$\phi_{i,2}$	-0.2180	0.3464	-0.2339
		$\phi_{i,3}$	-0.0043	0.3193	-0.0034			$\phi_{i,3}$	0.0446	0.3127	0.0552
	투자	$\phi_{i,1}$	0.2607	0.3476	0.2555		투자	$\phi_{i,1}$	0.3834	0.3987	0.4144
		$\phi_{i,2}$	-0.1209	0.2623	-0.1215			$\phi_{i,2}$	-0.0942	0.3559	-0.0889
		$\phi_{i,3}$	0.2401	0.3192	0.2849			$\phi_{i,3}$	-0.0238	0.3086	-0.0274
	소비	$\phi_{i,1}$	0.1471	0.4181	0.1697		소비	$\phi_{i,1}$	0.3570	0.2405	0.3464
		$\phi_{i,2}$	-0.1080	0.3476	-0.1099			$\phi_{i,2}$	-0.1099	0.2345	-0.0974
		$\phi_{i,3}$	-0.1252	0.3275	-0.1424			$\phi_{i,3}$	-0.4480	0.2579	-0.4790
울산	생산	$\phi_{i,1}$	0.0795	0.4148	0.0904	경남	생산	$\phi_{i,1}$	-0.3396	0.3296	-0.3502
		$\phi_{i,2}$	-0.0551	0.3267	-0.0445			$\phi_{i,2}$	-0.0190	0.3241	-0.0066
		$\phi_{i,3}$	-0.1428	0.3177	-0.1621			$\phi_{i,3}$	-0.0589	0.2848	-0.0568
	소비	$\phi_{i,1}$	0.2681	0.3567	0.2846		소비	$\phi_{i,1}$	0.3245	0.4342	0.3444
		$\phi_{i,2}$	-0.0901	0.3242	-0.0875			$\phi_{i,2}$	-0.1268	0.3399	-0.1285
		$\phi_{i,3}$	-0.0036	0.2972	0.0053			$\phi_{i,3}$	-0.0923	0.2933	-0.1014
	투자	$\phi_{i,1}$	0.0931	0.2967	0.0878		투자	$\phi_{i,1}$	0.1760	0.3435	0.1890
		$\phi_{i,2}$	0.0066	0.2850	0.0097			$\phi_{i,2}$	-0.1367	0.2807	-0.1447
		$\phi_{i,3}$	-0.3190	0.2752	-0.3487			$\phi_{i,3}$	0.0012	0.2670	0.0065
경기	생산	$\phi_{i,1}$	0.0102	0.4628	0.0321	제주	생산	$\phi_{i,1}$	-0.1435	0.4135	-0.1683
		$\phi_{i,2}$	-0.1441	0.3346	-0.1439			$\phi_{i,2}$	-0.1084	0.3637	-0.1084
		$\phi_{i,3}$	-0.0357	0.3239	-0.0408			$\phi_{i,3}$	-0.0199	0.3151	-0.0218
	소비	$\phi_{i,1}$	0.4846	0.3377	0.4986		소비	$\phi_{i,1}$	-0.5040	0.3328	-0.5428
		$\phi_{i,2}$	-0.1878	0.3183	-0.1864			$\phi_{i,2}$	-0.4998	0.3306	-0.5478
		$\phi_{i,3}$	0.0323	0.2878	0.0450			$\phi_{i,3}$	-0.3002	0.2733	-0.3247
	투자	$\phi_{i,1}$	0.0622	0.4492	0.0821		투자	$\phi_{i,1}$	0.1164	0.3955	0.1412
		$\phi_{i,2}$	-0.1972	0.3320	-0.2098			$\phi_{i,2}$	-0.2203	0.3550	-0.2528
		$\phi_{i,3}$	0.0251	0.3049	0.0250			$\phi_{i,3}$	0.0711	0.3073	0.0809

주: 1999-2010년 기간으로 표본 추출 횟수 50,000번 시행의 결과.

〈부록 표 5〉 16개 광역지자체별 생산-민간소비-투자 변동성의 요인별 분산분해(1999-2010년)

지역	구분	공통요인 (A)			지역 고유요인 (B)			A+B		
		33%	중위값	66%	33%	중위값	66%	33%	중위값	66%
서울	생산	0.620	0.632	0.642	0.064	0.118	0.163	0.685	0.750	0.805
	소비	0.406	0.439	0.467	0.133	0.213	0.301	0.539	0.651	0.768
	투자	0.560	0.580	0.598	0.125	0.188	0.259	0.685	0.768	0.857
부산	생산	0.479	0.509	0.535	0.235	0.322	0.381	0.714	0.831	0.916
	소비	0.967	0.971	0.975	0.006	0.012	0.019	0.973	0.984	0.994
	투자	0.112	0.121	0.130	0.109	0.150	0.235	0.221	0.271	0.365
대구	생산	0.384	0.396	0.408	0.251	0.325	0.401	0.635	0.722	0.810
	소비	0.939	0.946	0.951	0.012	0.020	0.028	0.951	0.965	0.980
	투자	0.654	0.681	0.703	0.075	0.103	0.139	0.728	0.784	0.842
인천	생산	0.802	0.817	0.830	0.032	0.053	0.081	0.834	0.870	0.911
	소비	0.930	0.937	0.944	0.016	0.024	0.033	0.946	0.962	0.977
	투자	0.002	0.003	0.004	0.297	0.459	0.646	0.299	0.462	0.650
광주	생산	0.686	0.705	0.720	0.111	0.164	0.214	0.796	0.869	0.933
	소비	0.884	0.896	0.906	0.007	0.015	0.027	0.891	0.911	0.933
	투자	0.006	0.008	0.010	0.332	0.423	0.531	0.339	0.431	0.541
대전	생산	0.295	0.315	0.334	0.489	0.531	0.575	0.784	0.846	0.908
	소비	0.743	0.769	0.792	0.002	0.005	0.010	0.745	0.774	0.802
	투자	0.002	0.003	0.005	0.734	0.805	0.867	0.736	0.808	0.872
울산	생산	0.510	0.536	0.556	0.152	0.236	0.323	0.663	0.772	0.879
	소비	0.778	0.800	0.816	0.045	0.069	0.098	0.823	0.869	0.914
	투자	0.017	0.019	0.022	0.039	0.078	0.159	0.056	0.098	0.181
경기	생산	0.633	0.653	0.669	0.246	0.277	0.306	0.880	0.930	0.975
	소비	0.508	0.539	0.565	0.133	0.165	0.202	0.641	0.703	0.766
	투자	0.568	0.584	0.599	0.285	0.316	0.347	0.853	0.900	0.946
강원	생산	0.270	0.286	0.300	0.503	0.557	0.607	0.773	0.843	0.907
	소비	0.946	0.958	0.970	0.007	0.012	0.017	0.953	0.970	0.987
	투자	0.069	0.078	0.089	0.610	0.675	0.740	0.679	0.753	0.829
충북	생산	0.413	0.422	0.432	0.016	0.042	0.104	0.429	0.465	0.535
	소비	0.932	0.944	0.956	0.003	0.007	0.017	0.934	0.951	0.973
	투자	0.075	0.080	0.085	0.030	0.082	0.204	0.105	0.162	0.289
충남	생산	0.000	0.001	0.001	0.134	0.244	0.409	0.134	0.244	0.410
	소비	0.897	0.904	0.911	0.017	0.027	0.041	0.914	0.931	0.952
	투자	0.153	0.160	0.167	0.074	0.148	0.244	0.227	0.307	0.412
전북	생산	0.532	0.542	0.552	0.014	0.035	0.087	0.546	0.577	0.639
	소비	0.862	0.881	0.900	0.010	0.022	0.043	0.872	0.902	0.943
	투자	0.008	0.010	0.013	0.046	0.095	0.185	0.054	0.105	0.197
전남	생산	0.425	0.441	0.456	0.041	0.084	0.159	0.466	0.525	0.614
	소비	0.722	0.748	0.777	0.007	0.021	0.060	0.728	0.769	0.837
	투자	0.026	0.029	0.033	0.130	0.305	0.518	0.156	0.335	0.551
경북	생산	0.297	0.316	0.335	0.292	0.439	0.542	0.589	0.755	0.876
	소비	0.925	0.940	0.955	0.016	0.026	0.036	0.941	0.966	0.991
	투자	0.067	0.074	0.081	0.005	0.017	0.053	0.072	0.091	0.134
경남	생산	0.414	0.426	0.439	0.051	0.100	0.167	0.465	0.526	0.606
	소비	0.901	0.909	0.915	0.019	0.036	0.056	0.920	0.945	0.971
	투자	0.095	0.106	0.116	0.051	0.105	0.183	0.146	0.211	0.298
제주	생산	0.160	0.170	0.180	0.465	0.592	0.698	0.625	0.762	0.877
	소비	0.884	0.897	0.908	0.002	0.004	0.009	0.886	0.901	0.918
	투자	0.224	0.236	0.247	0.377	0.433	0.509	0.602	0.668	0.756

주: 1999-2010년 기간으로 표본 추출 횟수 50,000번 시행의 결과.

〈부록 표 6〉 13개 광역지자체별 실질 GRDP 변동성의 요인별 분산분해(1986-2010년)

시기	지역	공통요인			지역고유요인		
		33%	중위값	66%	33%	중위값	66%
외환위기 이전 (1986-1997)	서울	0.6036	0.6565	0.7077	0.0520	0.1889	0.3350
	부산	0.5356	0.5984	0.6536	0.0549	0.0984	0.1485
	대구	0.7562	0.8296	0.8946	0.0612	0.1056	0.1539
	인천	0.5519	0.6100	0.6655	0.0967	0.1660	0.2353
	경기	0.4073	0.4477	0.4893	0.1099	0.1726	0.2298
	강원	0.2685	0.2934	0.3183	0.4633	0.6754	0.8220
	충북	0.8608	0.8976	0.9357	0.2499	0.6326	0.9987
	충남	0.0615	0.0724	0.0838	0.2817	0.5099	0.7061
	전북	0.6210	0.6571	0.6949	0.2838	0.4374	0.5490
	전남	0.9989	0.9990	0.9991	0.0978	0.1652	0.2413
	경북	0.3138	0.3395	0.3659	0.2475	0.3732	0.4735
	경남	0.4490	0.4812	0.5155	0.1533	0.2663	0.3715
	제주	0.1056	0.1173	0.1300	0.4915	0.7144	0.8658
외환위기 이후 (1999-2010)	서울	0.6358	0.6674	0.6997	0.2088	0.2989	0.3679
	부산	0.5866	0.6199	0.6537	0.1301	0.1805	0.2242
	대구	0.6342	0.6701	0.7067	0.1042	0.1559	0.2164
	인천	0.6084	0.6499	0.6904	0.0711	0.1033	0.1360
	경기	0.3922	0.4274	0.4649	0.1251	0.2008	0.2577
	강원	0.4307	0.4605	0.4918	0.2322	0.3349	0.4062
	충북	0.4574	0.4930	0.5290	0.1761	0.2932	0.3741
	충남	0.0537	0.0673	0.0828	0.1194	0.1433	0.2700
	전북	0.6393	0.6763	0.7147	0.1114	0.1822	0.2365
	전남	0.8895	0.9218	0.9538	0.2137	0.2907	0.3460
	경북	0.3877	0.4196	0.4510	0.1378	0.2269	0.2999
	경남	0.9989	0.9990	0.9991	0.0396	0.0647	0.0921
	제주	0.1681	0.1887	0.2088	0.3853	0.5687	0.7066

주: 광주, 대전, 울산은 이전 행정구역에 포함시켜 13개 광역지자체 단위를 기준으로 실질 GRDP만을 이용한 분산분해 결과임(표본 추출 횟수 50,000번 시행의 결과).

## Korea's Local Business Cycles and its Decomposition into a Common Factor and Region-specific Factors

Sangyeon Hwang\*

### Abstract

This paper investigates the importance of a common factor and region-specific factors in Korea's 16 local economies' business cycles. A Bayesian dynamic factor model is utilized to estimate a dynamic factor common to all macroeconomic aggregates (output, consumption, and investment) and local economies, and 16 region-specific factors common to all local aggregates, simultaneously. To examine the relationship between the importance of unobserved factors and the macroeconomic structure of the local economies, we perform a linear regression analysis. The results indicate that overall, the common factor plays an important role in driving Korea's local business cycles. Especially, the common factor is the critical source of volatility of both consumption and output. On the other hand, the common factor plays a minor role explaining investment fluctuations. This paper also finds that the importance of the common and region-specific factors across Korea's local economies, is affected by the local macroeconomic structure such as the share of government expenditure in GRDP and manufacturing's share of output.

**Key Words:** Korea local business cycles, Bayesian dynamic factor, Markov Chain Monte Carlo

---

*Received: Nov. 21, 2012. Revised: Feb. 1, 2013. Accepted: March 20, 2013.*

\* Assistant Professor, Department of Economics and Trade, Kongju National University, Room 432, Humanities and Social Sciences Hall, 182 Shinkwan-dong, Kongju-si, Chungnam 314-701, Korea (ROK), Phone: +82-41-850-8391, e-mail: syhwang@kongju.ac.kr