

지역별 경기변동과 고용시장의 특징

The Characteristics of Regional Business Cycles
and Labor Market in Korea

조 기 현

(한국지방행정연구원 연구원)

- I. 문제의 제기
- II. 지역경기변동의 특성
- III. 산업생산과 고용시장간 관계
- IV. 결 론

【Abstract】

This paper attempt to examine the cyclical dynamics of regional business cycles and employment fluctuations in Korea. In this paper, I estimate the business cycle using H-P(Hodrick and Prescott) filter and time varing parameter model aimed at understanding the characteristics of regional business cycles. The research findings indicate that business cycles, as being measured by the ups and downs in industrial production index, do differ across regions. Each regions reveal considerable differences in the troughs, volatility, reference date, and persistence of business cycles. I also investigated possible sources of the observed differences in regional business cycles. Finally, the cyclical dynamics shown in regions suggest that the labor markets operate differently in reponse of national shocks.

I. 문제의 제기

주지하듯이 경기변동이란 집계화된 경제변수가 추세를 중심으로 동일한 방향으로 변동하는 (common fluctuation) 현상을 말한다¹⁾. 통상적으로 우리가 관측하는 소득, 소비, 투자, 고용, 이자율, 물가수준 등 집계화된 주요 경제변수들이 일정한 관계를 맺으면서 상승과 하강을 반복하는 현상이 경기변동의 대표적인 예이다. 그런데 이들 경제변수들은 각자 독립적으로 생성하는 것이 아니라 상호작용하면서 동시적 혹은 일정한 시차를 두고서 나타나기 때문에 특정 시계열 하나만을 가지고 현재 경제상태의 위치를 파악하기는 어렵다. 통상 이러한 문제는 종합지표를 개발하여 관측가능하도록 가공하는 간접적인 방법으로 대처한다²⁾.

1) 고전적 의미에서 경기변동이란 기업활동에 의하여 운용되고 있는 총체적 경제활동으로부터 나타나는 변동의 한 형태이다. 즉, 모든 경제활동이 회복기(recover)와 번영기(prosperity)라는 팽창국면(expansion)의 뒤를 이어 후퇴기(recession)와 침체기(depression)를 지칭하는 수축국면(contraction)이 반복적으로 그러면서 비주기적으로 발생하는 일련의 순환과정(cycle)이다(Burns and Mitchell 1927). 때문에 순환과정의 주기와 전환점을 파악하는 것이 경기변동의 주요 관심사이다.

2) 현재 주요국에서 널리 이용하는 종합지표로는 경기종합지수(Composite Index, CI)와 경기확산지수(Diffusion Index, DI) 등이 있고, 경제주체(기업가나 소비자)들의 경기에 대한 판단이나 전망 등을 수집하여 전반적인 경기동향을 파악하기 위하여 설문조사방식으로 기업경기실사지수(BSI)와 소비자태도지수(CSI) 등을 작성한다.

문제는 이러한 종합지표가 전국적인 경제활동을 대상으로 작성·발표되고 있을뿐 지역경제를 대변하는 종합지표가 존재하지 않는다는 점이다. 주요 선진국들도 지역별 종합지표를 개발하여 전국적인 종합지표를 작성해야 하는 형식논리가 순조롭게 이루어지지 않고 있다. 그 이유는 종합지표를 구성하는 시계열을 지역차원에서 이용하는데 한계가 있기 때문이다. 바로 이러한 연유로 지역경기변동에 대한 대부분의 연구는 지역별 특성과 원인을 규명하는데 치중하여 왔다.

최근 거시이론은 안정적 경제성장의 달성이 경제정책의 최우선적 목표이어야 한다는 주장에 합의하고 있다. 안정적 경제성장이란 추세치로의 복귀와 이탈정도(drift)의 최소화이므로 결국 경기변동의 안정으로 받아들여진다. 1990년대 들어와서는 고전적인 준칙대 재량(rule v.s. discretion)간 논쟁에서 벗어나 경제상황에 따라 준칙을 적용하는 상황부준칙(contingent rule)에 대한 유효성이 설득력을 얻고 있다. 피드백준칙(feedback rule)이나 인플레이션타게팅(inflation targeting) 등이 대표적인 상황부준칙으로 정책당국이 내부공식에 근거하여 경제상황에 대처할 경우 경기변동의 안정을 기할 수 있다는 것이다³⁾. 그런데 상황부준칙은 일종의 선제적 안정화정책이기 때문에 유효하게 작동하려면 현재는 물론 미래의 경제상황에 대한 정확한 정보를 요구하며 이게 가능하기 위해서는 무엇보다 경기변동의 특성에 대한 사전적 이해가 필수적이다. 전술한 논리를 지역경제에 확장하면 지역경기변동에 대한 사전연구가 미흡한 상태에서 안정화정책을 동원할 경우에는 지역경제가 왜곡된 방향으로 반응할 수 있다. 다시 말하면 전국적으로 집계화된 거시시계열의 운동에 전적으로 의존하는 안정화정책은 특정 지역 경기변동의 진폭을 증폭시킬 개연성이 높다는 것이다. 개별 지역의 경제상황이나 순환변동에 대한 정보의 비대칭이 존재하는 상태에서 전개되는 추수요관리정책은 지역경제의 불안정성을 초래한다고 보아야 한다.

내부적으로도 지역단위의 주요 경제주체인 지방자치단체, 지역소재 기업, 주민들은 현상에 대한 정확한 이해를 기반으로 미래를 예측할 때 적절한 발전전략을 강구할 수 있다. 경제주체들이 지역경기변동의 특성을 이해하고 현 시점이 순환변동의 확장국면 또는 수축국면 어디에 해당하는지, 저점과 정점의 구체적 시기나 전국적 경기변동과 어떤 관계하에서 지역경기가 움직이는지를 인지한다면 보다 효과적인 정책수단을 동원할 수 있다.

본 연구는 전술한 이슈들을 중심으로 우리나라 지역경기변동의 특성을 분석하려 한다. 지역경기변동에 관한 국내연구가 미진한 현실을 감안하여 일차적으로 변동성, 순환주기, 정점과 저점, 교란요인에 초점을 두고 지역별 산업활동과 고용시장으로부터 지역경기변동의 특성을 도출한다. 대상 시계열은 산업생산지수와 고용변수(취업자와 실업자)이며 장기추세와 단기순환을 분리하여 지역별 순환변동을 유도하였다.

3) 1999년 이후 한국은행이 인플레이션 목표치를 공표하고 있는바, 이는 인플레이션타게팅의 부분적 시도이다.

II. 지역경기변동의 특성

1. 지역경기변동에 대한 국내외 연구동향

전통적인 경기변동론은 모든 경제활동의 변화를 일시적인 변화로 보았다. 불안정 시계열의 특성이 Nelson and Plosser(1982)에 의하여 밝혀진 이후 경제적 교란은 일시적인 충격에 머무르지 않고 지속적인 영향을 준다는 견해에 동의하고 있다. 이들에 의하면 추세는 일정한게 아니라 가변적이며 충격은 단기순환과 장기추세 모두에 영향을 주어 영구적으로 변화시킴으로써 예측 자체를 어렵게 한다. 여기에 경제적 교란이 지역경제의 구조적 차이를 포함하여 다양한 요인으로부터 발생한다는 Blanchard and Watson(1986)의 연구를 결합하면 지역적 충격(regional shocks) 혹은 전국적 충격(national shocks)이 일시적으로 지역경제의 교란요인으로 작용한다 해도 그 충격은 지속적인 영향을 준다고 볼 수 있다.

일시적 충격이라 해도 장기적으로 경기변동의 양상을 변화시킬 수 있다는 인식이 확산됨에 따라 1990년대 들어와서는 지역경제와 국가경제의 상호연관성에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있다. 미국의 경우 지역경기변동에 대한 연구는 지역연준을 중심으로 크게 두가지 방향에서 이루어져 왔다.

하나는 지역경기변동의 특징적 차이에 초점을 두는 연구로 공통추세(common trends)와 공통순환(common cycles), 장기추세(long-run trends)와 단기순환(short-run cycles) 개념을 원용한 지역경기변동의 차별성에 대한 연구가 이에 해당한다. 대표적으로 Carlino and Sill(1997)은 1인당 지역소득자료를 가지고 공통추세와 공통순환부분을 분리하여 경기변동의 지역별 동행성(comovement) 여부를 분석하였으며 Parker(1997)는 지역별 경기변동간 장단기 상호관계를 규명함으로써 전환점, 변동성, 주기, 장기균형 및 상호의존성 등 경기변동의 주요 관심 사항들이 지역별로 다르다는 사실을 제시하였다. 이밖에 Carlino and Defina(1996, 1997)는 통화정책에 대한 지역경제의 반응과 경기변동의 지역간 상호의존성을 분석하였다. 이들에 의하면 특정 지역의 실질소득은 자체 요인과 함께 다른 지역으로부터도 영향을 받는 것으로 나타났다. Barro and Sala-i-Martin(1991)은 지역소득이 장기적으로 완만한 수렴과정을 거친다는 것을 실증적으로 확인하였다.

보다 본질적인 이슈로 지역별로 경기변동의 차이가 발생하는 원인을 규명하려는 일련의 시도가 있다. 여기에는 다시 산업구조의 변화(지역산업의 침체 및 부흥)로부터 지역경기변동의 차별성을 구하려는 미시적 접근방식과 전국적 충격과 지역적 충격 가운데 어느 부분이 더 강력한 영향을 주었는가를 탐색하는 거시적 접근방식으로 구분할 수 있는데 공통적으로 고용시장을 매개체로 취한

다4). 미시적 접근에서 산업충격의 중요성이 확인된다면 거시적 접근에서 내적충격(지역충격)이 지역경기변동의 결정인자라는 동일한 결론에 도달한다.

이 분야와 관련한 초기연구로 Lilien(1982)은 산업별 고용분포가 경기변동시기에 크게 변한다는 것을 규명하였으며 Blanchard and Katz(1992)은 전국적인 고용변화가 지역고용의 변동에 핵심적인 역할을 한다는 것을 보였다. 지역고용은 전국고용에 비하여 장기추세 이상으로 하락하는데, 이는 실업이 영구적으로 발생함을 시사한다. Coulson and Rushen(1995)과 Drennan(1997)은 산업구조의 재편과 고도기술충격(high-technology shocks)이 지역경기변동의 핵심적 요소임을 실증적으로 확인하였다. 특히 Kuttner and Sbordone(1997)은 지역경제의 기반산업으로부터 발생하는 충격이 지역경기변동에 미치는 영향을 분석함으로써 산업구조와 지역경기변동간 관계를 동태적으로 규명하였다. 거시적 접근방식으로 McCarthy and Steindel(1996)은 내적충격이 상대적으로 중요하며 지역경제의 경기침체를 촉발시키나 이를 지속시키는 인자는 외부충격(전국적 충격)임을 보였다. Clark(1998)과 Rissman(1999)은 지역경기변동의 주 요인이 외부충격이나 시기와 지역에 따라서는 내부충격이 더 강력한 영향을 준 것으로 보았다.

국내 연구로는 대구경북개발연구원(1992)이 경기확산지수를 개발하여 발표하였고, 뒤를 이어 경남개발연구원(1994)과 부산발전연구원(1994)이 경기확산지수를 개발한바 있다. 지역경기종합지수에 대한 연구는 1994년 말 대구·경북지역(1994)을 시작으로 부산(1995), 충북지역(1995)의 경기종합지수가 각 지역 산하연구원의 노력으로 개발되었으나, 현재는 4개 지역 모두 중단된 상태이다. 최근에는 특정 지역을 넘어 일반화된 지역별 경기종합지수를 개발하려는 노력이 이루어지고 있다. 김명직(1997)은 부산, 대구, 충북, 전남지역의 동행성 시계열자료를 이용하여 확률모형(Stock and Watson Model과 Markov Switching Factor Model)에 근거한 계량기법을 적용하여 시험적으로 지역동행종합지수를 작성하였으며 전백근·김대호(1999)는 지역별 경기종합지수를 작성하여 충북지역에 적용한바 있다.

그러나 지역경기변동에 관한 국내연구는 제한적인 범위내에서 특정 지역에 국한된 경기종합지표 개발에 집중하여 왔다. 종합지표의 개발은 지방자치단체의 지역개발정책, 지역기업의 경영전략, 중앙정부의 거시정책 및 산업정책 등에 유용한 정보로 활용할 수 있으나 지역별 경기변동의 질적 차이와 원인을 규명하는데는 미흡하다. 오히려 종합지표를 개발하기 이전에 이 부분에 대한 논의가 충분히 이루어지는게 올바른 수순일 것이다.

4) 지역별·산업별 부가가치나 생산량, 판매량 등을 구하기 어려운 자료이용의 한계를 극복하려는 차원에서 간접적으로 고용시장을 이용한다.

2. 지역별 경기변동의 특성

일반적으로 거시변수의 단기변동은 장기추세요인을 제거한 순환변동치로 파악하는데 본고에서는 Hodrick and Prescott(1980)의 필터(이하 HP필터)에 의한 장기추세제거방법을 이용하였다⁵⁾. HP필터는 기본적으로 장기순환을 제거하는 high-pass필터로 단기순환을 제거하는데는 한계를 지닌다. 이에 대한 대안적 접근으로 band pass필터를 이용하기도 하나 이 역시 중심화이동평균을 구하는 과정에서 관측치의 상실, 차수의 선택, 경기순환주기의 선정 등의 문제를 내포하고 있다. 따라서 본고에서는 주관적 판단을 최소화하면서 일반성의 우위를 지닌 HP필터를 이용하기로 한다. 한편 지역경기변동의 대리변수로는 산업생산지수와 고용변수(취업자, 실업자)를 취하였다. 이들은 경기종합동행지수의 구성요소로서는 유일하게 지역차원에서 이용가능한 시계열이므로 지역경기변동의 대리변수로 적합하다고 판단된다⁶⁾. 산업생산지수는 통계청이 편제·발표한 계절변동조정계열을, 고용변수는 X-11 ARIMA로 조정한 시계열을 적용하며 HP필터링 이전에 자연대수로 전환하여 순환변동치가 백분율의 형태로 나타나게 하였다.

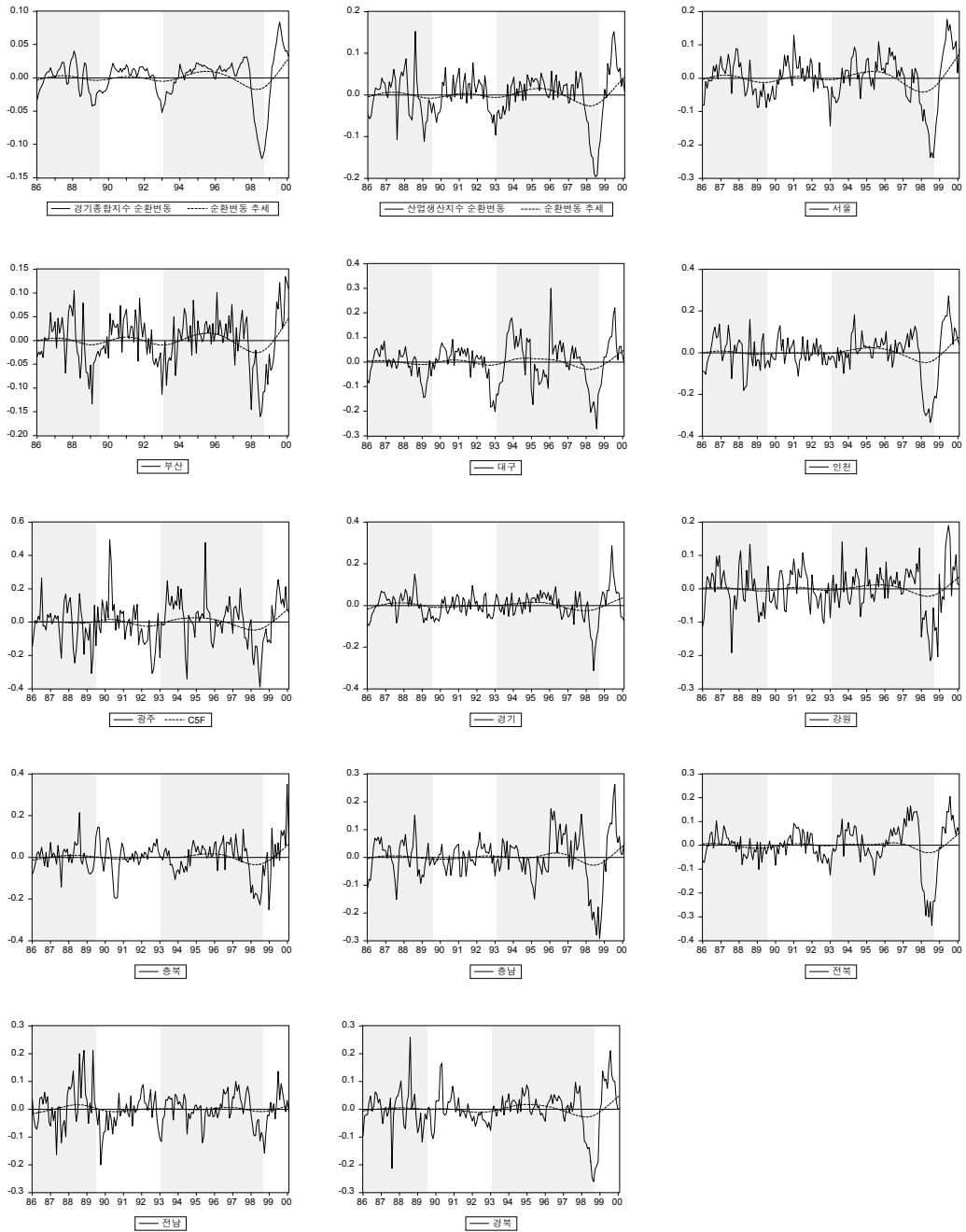
HP필터를 이용하여 경기종합동행지수와 지역별 산업생산지수의 순환변동을 정리한 것이 <그림 II-1>이다. 전국차원의 순환변동을 보면 통계청에서 우리나라 경기변동의 기준지표로 활용하는 경기종합동행지수와 본 연구의 분석대상인 산업생산지수의 정점과 저점이 1분기 이내의 오차에 있으며 유사한 순환구조를 보이는 현상을 관찰할 수 있는바, 이는 산업생산지수의 신뢰성이 높다는 것을 말한다. 공식적인 경기변동일지에 의하면 한국경제는 1960년 이후 8번, 분석기간(1985. 1~2000. 2)에는 4번의 순환국면을 경험하였는데 HP필터로 장기추세를 제거한 산업생산지수의 순환변동도 동일하게 4번에 걸친 국면전환을 보인다⁷⁾.

5) 현재 통계청에서는 국면평균법(PAT; Phase Average Trend Method)을 이용하여 추세요인을 제거한 뒤 종합경기동행지수의 순환변동치를 유도하고, 이에 근거하여 경기변동일지를 작성한다. PAT법은 중심화이동평균(centered moving average)으로부터 잠재추세치를 추정한다. 이 방법은 관측치 추가에 따라 추세치의 변화 가능성이 상존하며 정점과 저점을 신속하게 파악하는데 한계를 보인다.

6) 1997년 2월에 새롭게 편제된 경기종합동행지수는 산업생산지수, 제조업가동율지수, 생산자출하지수, 도소매판매액지수, 비내구소비재출하지수, 실질수입액, 시멘트소비량, 전력사용량, 노동투입량 총 10개의 동행계열을 구성요소로 한다.

7) 6순환~9순환이 1985년 이후 발생하였으며 그림에서 음영부분은 각각 6순환과 8순환이다.

<그림 II-1> 지역별 산업생산지수의 순환변동



그러나 산업생산지수의 순환변동 결과를 토대로 통계청의 공식적인 기준순환일(reference date)과 단순비교하기는 어렵다. 기준순환일은 지수상의 변화는 물론 비관측적 요소와 현실경제에 대한 질적 요소를 종합적으로 판단하기 때문이다⁸⁾. 무엇보다 1985년 이후를 대상으로 HP필터를 적용하였기 때문에 장기추세를 적절하게 포착하기 어렵다는 문제가 있다. 그럼에도 불구하고 산업생산지수로부터 추출한 순환변동치를 활용하면 지역별 경기변동의 질적 차이가 존재하는지 여부와 특징은 비교가능하다⁹⁾.

산업생산지수로부터 얻은 지역별 경기순환의 특징을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 순환변동의 추세국면이 공통적으로 나타나지 않는다. 대부분의 지역은 3번에 걸친 순환국면을 경험하고 있으나 인천, 경기, 경북은 7순환이 분명하게 드러나지 않은채 2번의 순환국면을 보였다. 충남, 충북, 전남, 전북 등 중소도시로 이루어진 지역들도 7순환과 8순환의 확장국면이 분명하게 드러난다고 보기 어렵다. 둘째, 전술한대로 제한적인 해석이 가해져야 하겠지만 저점과 정점의 지역별 차이가 존재한다. 특히 광역시와 시군간에는 뚜렷한 차이를 보이는데, 이는 산업생산지수의 성격상 광역시와 시군간에 존재하는 공업구조의 차이를 반영한 결과로 추측된다. 셋째, 지역별로 순환변동의 변동성에 차이가 난다. 이는 지역별로 경기활동의 기복이 크다는 것을 의미한다. 넷째, 우리나라 경기변동의 특징 가운데 하나인 비대칭적 순환변동이 개별 지역에서도 공통적으로 나타난다. 모든 지역에서 확장국면이 수축국면보다 오래 지속되었다¹⁰⁾. 이는 그림에서 쉽게 확인할 수 있다.

앞에서 언급한 특징들은 결국 지역별 경기변동의 차이가 존재한다는 의미로 정리할 수 있다. 물론 일부 지역(광주, 충북, 전남)을 제외하면 전국적인 순환변동과 높은 상관관계를 보이며 이는 미국과 같이 정반대의 경기변동을 경험하지는 않았다는 직접적인 증거이다¹¹⁾. 그러나 상관성이

8) 공식적인 기준순환일은 경기변동과 관련한 주요 거시시계열을 중심으로 정점과 저점을 추출한 후 전문가들의 의견을 종합하여 판정한다. 대표적으로 외환위기 이후 경기저점에 대한 논란을 들 수 있는데, 현재까지 8순환의 저점에 대해서는 전문가간에 논란의 여지가 있어 공식화하지 못하고 있다. 본고에서는 주요 거시시계열에서 추출한 결과를 토대로 1998년 3분기(9월)를 저점으로 보았다. 참고로 각 순환국면의 기준일은 다음과 같다. 1순환(1961년 8월~1962년 2월), 2순환(1962년 2월~1972년 3월), 3순환(1972년 3월~1975년 6월), 4순환(1975년 6월~1980년 9월), 5순환(1980년 9월~1985년 9월), 6순환(1985년 9월~1989년 8월), 7순환(1989년 8월~1993년 1월), 8순환(1993년 1월~1998년 9월)이며 현재는 9순환의 확장기에 해당한다.

9) 본고에서는 detrend한 시계열을 이용하여 순환변동을 분리하였는데, HP필터의 결과와 큰 차이를 보이지 않았다. 사실 두 접근방식간의 비교가 필요하지만 편집상의 문제로 HP필터만을 제시하였다.

10) 경남은 울산시의 광역시로 전환에 따른 시계열의 일치성 때문에 제주는 원자료의 신뢰성 때문에 분석대상에서 제외하였다.

11) 전국적 순환변동과 개별 지역의 순환변동간 상관관계는 다음과 같다.

서울	부산	대구	인천	광주	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북
0.82	0.78	0.71	0.83	0.58	0.80	0.69	0.50	0.71	0.73	0.42	0.79

높다고 해서 경기변동의 질적 차이가 존재하지 않는다고 단정하기는 어렵다. 높은 상관성은 대략적인 상호의존성을 보여줄 뿐 경기변동의 특성을 규정하는 순환국면의 시기, 변동성, 비대칭성 등은 전혀 식별하지 못한다. 순환변동이 발생한 시기와 지속기간, 변동성이 다르다는 것은 전국적 충격이 지역에 미치는 충격의 크기와 시차 혹은 지역 내부의 충격에 차이가 존재할 개연성을 높여 준다.

먼저 지역별 순환변동의 시기와 지속기간을 살펴보도록 하자. 이를 위해서는 무엇보다 기준일을 상호비교해야 하나 지역단위에서 공식적인 기준일이 없으므로 순환변동 추세치의 부호나 저점을 기준으로 비교평가하였다. 예를 들어 추세치의 부호가 음(-)이면 본격적인 수축국면이거나 초기의 회복국면에 해당하므로 하나의 순환국면이며 일시적인 침체기로 볼 수 있다. 특히 경기저점은 공식 기준일과 산업생산지수에서 추출한 기준일이 8순환을 제외하면 동일하므로 지역별 경기변동의 차이를 비교하는데 유용한 정보로 활용할 수 있다¹²⁾. <표 II-1>은 순환변동 추세치의 부호가 음(-)인 기간이다.

특이지역으로 분류된 인천, 경기, 경북을 제외해도 경기침체 지속기간과 저점은 순환국면과 지역에 따라서 상이한 결과를 보인다. 먼저 6순환의 경우 경기침체는 평균 26개월을 지속하였으나 지역에 따라서는 최대 10개월의 격차가 발생하였다. 대체로 광역시의 경기변동은 동행성을 보인다. 그러나 도별로는 경기침체국면이 시기별로 상이할 뿐만 아니라 장기화하는 경향을 보였으며 저점이 뒤늦게 나타났다. 이러한 결과는 1980년말에 이루어진 경기변동이 대도시와 중소도시간에 서로 다른 수축과 확장이 이루어졌음을 말해준다. 7순환은 모든 지역에서 지속기간, 시기가 다른 양상을 보임으로써 전국적 충격과 지역적 충격의 차이가 상대적으로 크게 나타났다. 전국적으로는 경기침체가 22개월 지속하였으나 충남북, 전북은 1년 전후를 지나 소멸하였다. 경기저점도 최대 2년 이상 차이가 난다는 것은 경기변동이 지역적으로 상당한 시차를 두고 발생했음을 시사한다. 마지막으로 8순환은 외환위기라는 전국적 충격의 결과로 비교적 동질적인 순환변동을 보인다. 그러나 경기침체에 진입하는 시기와 지속기간은 지역별로 다르다. 예컨대 대부분의 지역이 1996년 하반기에 침체국면에 진입하여 30개월 지속하는데 반하여 충남, 전북, 전남은 1997년 중반기부터 20개월 지속하였을 뿐이다¹³⁾.

12) 여기서 6순환, 7순환, 8순환은 연구자가 임의로 순환변동이 추세를 하회한 기간을 하나의 순환국면으로 설정한 데 불가하며 공식적인 경기변동의 순환국면과는 다르다. HP필터는 본질적으로 장기추세 제거방식으로 외환위기와 같이 예상치 못한 대규모 단기충격에는 적절하게 대응하기 어렵다. 8순환 추세치는 저점이 1998년 3월로 나타났으나 단기충격의 한계를 감안하면 순환변동이 크게 저하된 1998년 9월이나 10월로 설정하는게 타당하다고 보여진다.

13) 이는 한국경제는 이미 수축국면 상태에서 외환위기에 직면하였음을 말해준다.

<표 II-1> 지역별 순환국면과 저점

	6순환		7순환		8순환	
	경기침체기	저점	경기침체기	저점	경기침체기	저점
공식기준	-	1989. 7	-	1993. 1	-	-
전국평균	26개월	1989. 6	22개월	1993. 1	30개월	1998. 3
서울	28개월	1989. 4	17개월	1992.12	31개월	1998. 2
부산	25개월	1989. 2	25개월	1993. 1	29개월	1998. 4
대구	26개월	1988.12	20개월	1992.10	30개월	1998. 3
인천	65개월, 저점 : 1989. 2				30개월	1998. 4
광주	23개월	1988. 7	26개월	1992. 5	32개월	1998. 3
경기	58개월, 저점 : 1990. 1				31개월	1997.12
강원	31개월	1989. 4	22개월	1992.11	28개월	1998. 5
충북	31개월	1990.10	11개월	1993.10	28개월	1998. 4
충남	37개월	1990.12	14개월	1994. 9	23개월	1998. 6
전북	33개월	1989. 1	12개월	1992.10	20개월	1998. 6
전남	29개월	1990. 8	18개월	1995. 2	20개월	1998. 8
경북	33개월, 저점 : 1992. 6				30개월	1998. 4

변동성은 경기변동의 안정성을 파악하는데 유용하다. 본고에서는 표준편차를 이용하여 변동성을 크기를 분석하였다. <표 II-2>은 지역별 변동성의 크기로 인천과 광주는 다른 지역에 비하여 불안정한 경기변동을 경험하였다. 그러나 지역별 변동성은 개별 순환변동에 따라 다른 양상을 보였다. 예컨대 상대적 변동성은 6순환에서 전북과 전남이, 8순환에서는 대구, 충남이 높게 나타났다.

<표 II-2> 지역별 경기변동의 변동성

(단위 : %)

	표본기간 (86.1~2000.2)	6순환 (85.9~89.7)	7순환 (89.8~93.1)	8순환 (93.2~98.9)	9순환 (98.10~)
전국평균	5.6	5.2	3.9	6.1	6.8
서울	6.9	4.9	4.8	7.6	10.3
부산	5.4	5.1	4.2	5.4	8.1
대구	8.5	5.4	6.9	10.4	8.6
인천	9.9	8.3	5.1	11.3	14.0
광주	13.6	12.0	14.6	14.2	12.0
대전	6.6	5.5	4.3	7.1	8.9
경기	6.9	6.6	5.2	6.7	11.0
강원	8.0	5.9	7.3	8.1	12.8
충북	8.4	6.3	3.9	9.6	14.4
충남	8.7	4.4	5.0	11.3	11.2
전북	6.4	8.2	5.8	5.3	6.6
전남	7.4	7.0	5.4	6.9	12.7

지역별로 경기변동의 국면과 변동성이 유사하지 않다는 사실은 전국평균의 순환변동을 기준으로 개별 지역의 순환변동의 비율인 상대순환변동을 나타낸 <부록 1>에서 보다 분명하게 드러난다. 개별 지역의 순환변동이 유사하다면 상대화한 상대순환변동치는 1에 근접해야 하며 순응적이면 양의 값을 갖는다. 동일한 논리로 순환변동이 역행적이면 음의 값을 갖는데, 양자간의 괴리에 비례하여 절대값이 증가한다.

상대순환변동에서 나타난 가장 두드러진 특징은 역행적 지역경기변동이 확장국면에서 이루어졌다는 사실이다. 역설적으로 수축국면에서는 모든 지역에서 동행적인 경기변동을 경험했다는 역사적 사실을 내포한다. 이는 경기가 호황국면에 진입하는 과정에서는 지역경제도 동행하는 추세이기는 하지만 개별적 상황에 따라 시차나 시기, 혹은 충격의 크기가 동일하지 않다는 점을 말해준다. 그림에서 음영부분은 각 순환변동의 수축국면인데 1986년 2분기, 1992년 1분기, 1994년 2분기, 1999년 1분기에서 지역별 경기변동은 동행성과 역행성이 동시에 발생하나 정확한 시점과 충격의 크기는 다르다. 동시에 수축국면에서는 모든 지역경제가 동행성을 보인다는 것은 지역외부

에서 발생한 음의 충격이 지역내부의 환경차이에도 불구하고 그대로 관찰된다는 것을 시사한다.

지역별로는 인천, 광주, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북이 변동성이 크면서 경기역행적인 순환변동의 빈도가 많았다. 반면에 서울, 부산, 경기, 강원은 전국적 경기변동과의 동행성이 높았다. 이와 함께 상대순환변동치는 8순환 시기에 두르러진 특징을 보이는데, 외환위기 이후 1998년 3분기의 저점을 지나면서 확장국면의 흐름이 동일하지 않다.

이러한 현상은 두가지 측면에서 해석할 수 있다. 하나는 외환위기를 기점으로 구조적 변화가 발생하였고 HP필터가 극심한 단기 변동성을 적절하게 제어하지 못했을 가능성이며 다른 하나는 실제로 8순환의 확장국면이 지역별로 다를 수 있다. 전자에 대한 가능성은 CUSUM test를 시도하였으며 예상대로 1997년 4분기~ 1998년 1분기에 구조적 변화를 경험하였다. 행태식의 추정모수가 안정적이지 못하다는 것은 경기과열을 우려할 정도로 회복추세를 보이는 최근의 경기상황이 지역별로 편차를 보일 가능성을 높여준다.

시변파라미터모형(time varying parameter model)은 이 두가지 관점을 동시에 접근하는데 유용하다. 시변파라미터모형은 일반적인 선형회귀모형과 달리 경제환경이나 정부정책의 변화에 따라 경제주체의 반응도 바뀌는데 이는 추정계수가 가변적임을 의미한다. 이처럼 추정계수의 변화를 가정한 것이 시변파라미터모형이며 본 연구에서 설정한 모형은 다음과 같다. I_{it} 는 지역별 산업생산지수, I_t 는 전국 산업생산지수로 1차차분하였으며 β 는 시변파라미터이다.

$$\Delta \ln I_{it} = \alpha + \beta_{1t} \Delta \ln I_{it-1} + \beta_{2t} \Delta \ln I_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

시변파라미터 β 는 상태변수(state variable)로 임의보행을 따른다는 가정하에 칼만필터(Kalman filter)를 이용하여 추정하였다. 이때 상태식과 관측식의 오차항은 상호독립으로 가정하였다¹⁴⁾.

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + v_{i,t}, \quad v_{i,t} \sim N(0, \sigma_v^2)$$

<부록 1> 두 번째 열의 그림을 보면 인천, 경기 등 수도권지역은 1998년 1~2분기 사이에 시변

14) 칼만필터는 산업생산지수 생성과정에서 내재된 과거정보를 가지고 먼저 추정하고 새로운 정보를 담고 있는 현재 기의 data를 추가시켜 추정을 한다. 여기에서 추정한 결과는 과거의 조건부 예측오차는 물론 산업생산지수의 새로운 정보를 고려함으로써 경제주체의 적응방식을 잘 표현한다. 즉, 조건부 예측오차분산을 다음과 같이 표현할 때

$$H_t = X_{t-1} R_{t-1} X_{t-1}' + \sigma_e^2 = H_{1t} + H_{2t}$$

첫 번째 요소 H_{1t} 는 모수가 시간에 따라 변동하여 발생하는 불확실성 σ_v^2 이며 두 번째 요소 H_{2t} 는 단지 오차항 e 의 분산이다. 본고에서는 이 두가지를 기준으로 모형을 식별하였다.

파라미터(β_{2t})가 2에 근접하고 있는바, 외환위기의 충격이 상대적으로 컸다고 볼 수 있다. 그러나 이는 시점간 상대적 의미로 해석된다. 이미 경기가 양호하지 못한 지역에서는 외환위기라는 외생적 충격으로 지역경기 침체가 더욱 심각해지는 국면을 맞이하는데, 이 경우 음의 충격이 과소평가된다. 대표적으로 부산과 대구를 들 수 있다. 부산의 경우 1980년대 후반기이후, 대구는 1995년 이후부터 전국적인 경기변동에 강한 흡인력을 보이지 못한 상태에 있었다. 이러한 실증분석 결과를 <표 II-2>의 변동성과 결부시키면 9순환에서 변동성이 낮은 부산, 대구지역은 외환위기의 충격에도 불구하고 경기변동의 진폭이 작았다기 보다는 지역경제의 활동력이 저조한 상태에서 외환위기에 직면하였으며, 때문에 주관적 체감경기는 다른 지역보다 현저하게 낮을 가능성이 높다고 추측된다. 강원, 충북, 경북지역도 정도의 차이만 있을 뿐 부산, 대구와 유사한 지역에 해당한다. 이러한 관점에서 수도권 등 일부를 제외하면 외환위기가 지역경제에 미친 실질적인 음의 충격은 대부분의 지역에서 더 클 것으로 보인다.

한편 <부록 1> 첫 번째 열과 세 번째 열의 그림은 충격의 유형과 지역경기변동간의 관계를 규명하는데 단초를 제공한다. 단순히 지역경기의 순환변동의 형태를 관찰하는데서 벗어나 충격의 유형, 즉 음의 충격인지 양의 충격인지를 식별함으로써 지역경제의 순환변동 요인이 지역내부 혹은 지역외부에서 비롯하는지를 알 수 있다. 예를들어 경기역행성이 현저한 서울의 1994년 2분기를 보면 전국적 순환변동치는 음의 값이므로 침체기에 해당하며 지역적 순환변동은 양의 값이므로 호황기로 볼 수 있다¹⁵⁾. 그런데 파라미터값이 양의 부호이므로 전국적인 음의 충격이 가해지는 것이 정상이다. 그런데, 음의 충격에도 불구하고 지역경기가 일시적으로 호전되었다는 것은 서울이라는 지역경제 내부의 요인에서 비롯하였다고 볼 수 있다. 다시 말하면 구체적인 원인은 불분명하지만 지역내부에 의하여 전국적인 순환변동과는 반대의 경로를 밟았다고 해석하는 것이다.

전술한 논리의 연장선상에서 개별 지역에서 경험한 주요 순환변동을 시점별로 정리하면 다음과 같다. 먼저 1986년 2분기~ 3분기에서 서울, 인천, 강원은 양의 충격으로 경기가 호전되었으나 나머지 지역은 음의 충격을 받았음에도 지역경제는 양호한 상태를 유지하였다. 1992년 1분기에는 지역경제에 양의 충격이 가해졌다. 그러나 그 결과는 다소 상이한데, 대부분의 지역경제는 양의 충격으로 호전되었으나 강원과 경북은 반대로 침체하였다. 1992년 1분기와 달리 1994년 2분기에는 음의 충격이 발생하였다. 그 결과 부산, 경기는 일시적인 경기침체를 경험하였으나 대구, 인천, 강원, 충북, 전북, 전남은 정반대로 호전되는 모습을 보였다. 마지막으로 1999년 1분기는 9순환기 확장국면의 한 시점에 해당하는데 9순환기 확장국면은 강력한 양의 충격이 모든 지역경제에 가해지고 있음을 알 수 있다. 때문에 1999년 1분기도 양의 충격으로 보기 쉬우나 사실은 일시적

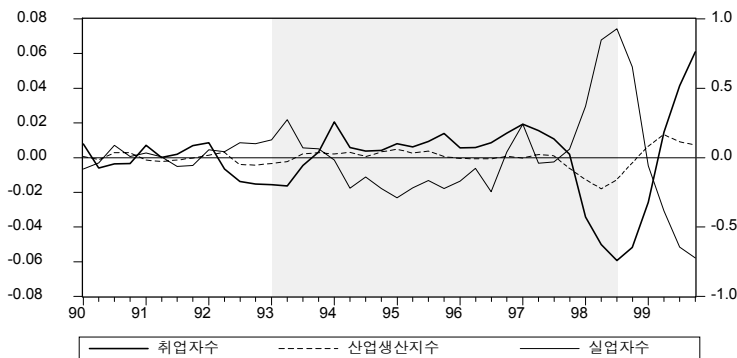
15) 편의상 순환변동치의 부호를 기준으로 침체기와 호황기로 정의하였다.

인 조정상태로 음의 충격이 가해진 시기이다. 즉, 조정상태에서 발생한 일시적이면서 동시적인 음의 동행성에 불과하다. 경기와 경북지역에서 관찰되는 강한 경기역행성은 음의 충격에도 이들 지역의 경기가 상대적으로 양호하였기 때문이다.

Ⅲ. 산업생산과 고용시장간 관계

여기서는 고용변수와 산업생산지수간 관계를 통하여 지역경기변동의 원인을 간접적으로 추론한다. 단기적으로 노동투입량은 경제활동의 양적 변동에 즉각적으로 반응하며 총공급함수이므로 총수요와 총공급의 이중적 성격을 지니는 산업생산지수의 순환변동을 분석하는데 유용하다. 취업자수, 실업자수 등 지역 노동시장의 고용변수들과 경기상황을 나타내는 산업생산지수의 순환변동치를 비교한 것이 다음 <그림 III-1>이다. 고용변수들은 기대한대로 취업자는 경기변동과 동일한 방향으로 움직이는 경기순응적 성질을 갖고 있으며 실업자는 정반대의 양상을 보여준다.

<그림 III-1> 산업생산지수와 지역 노동시장의 순환변동



고용변수와 산업생산지수간에 존재하는 선행성, 동행성, 후행성 여부는 교차상관관계(cross-correlation)로 판단할 수 있다. 산업생산지수와 과거시차 사이의 교차상관계수의 절대값이 동시교차상관계수보다 크면 그 변수는 경기선행성을 갖는다고 할 수 있으며 반대로 미래시차와의 교차상관계수의 절대값이 동시교차상관계수보다 크면 경기후행성을 갖는다.

<표 III-1> 지역별 산업생산지수의 교차상관계수

	-3	-2	-1	0	1	2	3
서울	0.228	0.452	0.684	0.893	0.800	0.454	0.105
부산	0.076	0.318	0.578	0.842	0.698	0.533	0.277
대구	0.191	0.401	0.644	0.816	0.571	0.333	0.054
인천	0.119	0.377	0.649	0.891	0.732	0.461	0.166
광주	0.091	0.284	0.476	0.581	0.386	0.206	0.011
대전	-0.128	0.387	0.682	0.831	0.521	0.159	-0.113
경기	0.194	0.445	0.645	0.858	0.598	0.281	0.018
강원	-0.045	0.099	0.351	0.575	0.537	0.465	0.348
충북	-0.017	0.063	0.352	0.547	0.411	0.207	0.125
충남	-0.124	0.087	0.454	0.676	0.559	0.395	0.159
전북	-0.073	0.228	0.574	0.755	0.575	0.305	0.051
전남	-0.422	-0.323	-0.202	0.097	0.209	0.184	0.219
경북	-0.022	0.207	0.547	0.794	0.709	0.478	0.151

<표 III-1>은 고용변수 가운데 취업자와 산업생산지수간 교차상관관계로 전남을 제외한 모든 지역에서 강한 동행성이 발견된다. 전남의 경우에는 약한 선행성을 보였다. 동행성의 크기는 대도시(광주는 제외)일수록 크며 도단위에서는 경기, 전북, 경북이 상대적으로 크게 나타났다.

다음으로 경기변동에 대한 노동시장의 반응을 살펴보자. 일반적으로 고용변수는 경기국면에 따라 서로 다르게 반응하는 비대칭성을 보이는 것으로 알려져 있다. 단기에서 기업이 통제가능한 생산요소는 노동이므로 확장국면과 수축국면에서 이루어지는 노동투입량은 다를 수밖에 없다. 그런데 경기변동에 순응적으로 대응하는 고용조정엔 시차를 두고 총공급과 총수요에 영향을 주어 경기변동에 피드백하는 순환구조를 보인다. 이때 개별 지역이 경기변동의 변화를 흡수할 수 있는 능력은 산업구조와 주력산업의 고용탄력성에 의존한다. 직관적인 견지에서 외부교란으로 간주할 수 있는 전국적인 경기변동이 지역경제에 미치는 충격의 크기는 산업구조가 동질적이며 동시에 고용탄력성이 클수록 증가한다고 볼 수 있다.

본고에서는 장광수·한재준(1999)과 Rissman(1999)의 모형을 토대로 지역노동시장의 비대칭적 반응구조를 분석한다. 다시 말하면 지역내 산업활동과 고용시장과의 관계를 관찰함으로써 지역간 경기변동의 차이 가운데 하나가 여기에서 비롯하는가 여부를 확인하는데 분석의 의도가 있

다.

추정모형은 다음과 같다. 여기서 S 는 HP필터로 구한 취업자 및 실업자의 순환변동치가 0보다 크면 0, 0보다 작으면 1인 상태변수(state variable)이다. 즉, S 는 장기추세치를 상회하여 일시적인 경기호황기이면 1, 장기추세치를 하회하여 일시적인 침체기이면 0이며, y 는 고용변수로 취업자 혹은 실업자이다. 추정과정에서 이들 시계열은 1차차분으로 안정화하였다.

$$\Delta \ln y_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + \alpha_2 \Delta \ln y_{t-1} + \alpha_3 S_t \Delta \ln y_{t-1}$$

상기 노동투입 행태식에서 α_1 은 고용변수가 지역경기국면에 대한 순응성 내지는 역행성으로 반응도를 나타낸다. 예를들어 y 가 취업자(실업자)일 경우 α_1 의 추정치가 유의미한 음의 값을 갖으면 호황기보다 침체기에 취업자의 변화율이 작다(크다)는 의미이다. α_3 는 경기변동에 대한 고용변수의 조정속도로서 침체기에 느리게 반응하면 $\alpha_3 < 0$, 빠르게 반응하면 $\alpha_3 > 0$ 이다. 노동투입 행태식의 추정결과는 <표 III-2>에 정리하였다. 경제적 해석에 유용한 α_1 과 α_3 만을 제시하였는데, 모든 지역에서 $\alpha_1 < 0$, $\alpha_3 > 0$ 으로 추정됨으로써 지역경제는 호황기에 비하여 침체기에 고용조정이 활발하게 이루어졌던 것으로 나타났다. 즉, 호황기에는 빠른 속도로 고용축진이 이루어지나 침체기에는 느린 속도로 고용조정이 발생하였다고 해석할 수 있다.

<표 III-2> 지역경기변동에 대한 고용시장의 반응

	취업자		실업자	
	α_1	α_3	α_1	α_3
서울	-0.003	0.967**	-0.055	0.903**
부산	-0.003	0.890**	-0.080*	0.974**
대구	-0.007	0.946*	-0.082	0.956**
인천	-0.015**	0.985**	-0.139*	1.028**
광주	-0.012*	0.924**	-0.177*	0.962**
대전	-0.010**	0.890**	-0.101*	0.966**
경기	-0.012**	0.977**	-0.112*	1.008**
강원	-0.007*	0.989**	-0.267*	0.983**
충북	-0.009*	0.984**	-0.166*	0.943**
충남	-0.013*	1.025**	-0.058	1.054**
전북	-0.007*	0.997**	-0.181**	0.88**
전남	-0.002	0.959**	-0.041	1.016**
경북	-0.007*	0.984**	-0.132*	0.953**

주 : 1) *는 5%, **는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각

지역경기가 변동했을 때 고용변수가 받는 충격이 크다는 것은 그 충격이 지역내 총수요를 거쳐 총생산까지 파급하며 결과적으로 지역경기의 순환국면에 영향을 준다고 볼 수 있다¹⁶⁾. 이런 관점에서 볼 때 인천, 광주, 충북, 충남, 전북은 상대적으로 높은 반응도를 보인 상기의 추정결과와 이들 지역의 변동성이 크다는 <표 II-2>의 결과와 상당부분 부합한다.

그러나 행태식의 추정결과만으로는 단지 취업자와 실업자 변화율의 상대적 크기나 조정속도만을 비교할 수 있을 뿐 경기변동을 설명하는데 보다 유의미한 의미를 함축하는 교란요인은 알 수 없다. 지역경제의 순환변동은 크게 외부적(전국적) 충격과 내부적(지역적) 충격에 의하여 교란된다고 볼 때 외부적 요인으로 인한 교란이 클 수록 전국적 순환변동에 근사하며 더 강력한 충격이 가해짐과 동시에 산업구조적 관점에서 유사한 특성을 보인다고 해석할 수 있다. 때문에 우리는 교란요인들을

16) 파급경로를 단순화하면 총수요 부문의 충격 → 소득 및 상대가격 변화 → 산출변화 → 경기변동의 과정을 거친다. 물론 총공급 부문에서의 충격은 이와는 다르게 총공급 부문의 충격 → 비용구조 변화 → 산출 및 상대가격 변화 → 소득변화 → 경기변동이라는 파급경로를 밟는다.

분해함으로써 지역별 경기변동의 차이가 발생하는 원인을 간접적으로 추론하고자 한다.

교란요인은 VAR모형(structural vector autoregression model)에서 유도한 예측오차의 분산분해(variance decomposition)로 유도한다. 주지하듯이 VAR모형은 구조모형내 시계열을 내생화함으로써 경제변수간 동학관계를 선형적으로 설정하지 않으며 산업생산지수와 고용변수와 같이 모형식별이 분명하지 않은 경우에 유용하다¹⁷⁾. 여기서 유도된 예측오차의 분산분해는 모형내 어떤 변수가 상대적으로 큰 영향을 주는가를 나타낸다. 즉, 예측오차의 분산분해를 근거로 각 내생변수의 상대적 중요성을 파악할 수 있다¹⁸⁾. 분석기간은 1989년 1/4분기~1999년 4/4분기이며 공적분제약하에 추정하였다¹⁹⁾.

<그림 III-2>는 지역순환변동 예측오차의 분산을 분해한 결과로 지역별 순환변동의 교란에서 외부적 교란요인과 내부적 교란요인, 그리고 고용변수에 의한 교란요인을 나타낸다. 부산, 인천, 전북, 경북지역의 순환변동은 외부요인의 영향력이 60~80%에 이른다. 외부로부터 대규모 충격이 가해졌을 경우 이들 지역은 강력하면서 지속적인 영향을 받을 것으로 예상된다. 서울의 경우 초기에 외부요인이 압도적인 영향력을 발휘하나 6분기 이후에는 내부요인에 의하여 순환변동이 이루어지며 경기 역시 이러한 범주에 해당한다. 나머지 지역은 내적요인에 의하여 순환변동이 발생하며 대구는 외적요인과 내적요인이 동등한 수준으로 영향을 준다. 한편 취업자는 광주를 제외하면 순환변동에 거의 영향을 미치지 못하였는데 경직적인 노동시장체제가 반영된 결과물로 추측된다.

지금까지의 실증분석은 실물시장과 노동시장간 동학관계가 견고하지 않으며 지역적으로는 비동질적이라는 것을 말해준다. 노동시장의 교란에서 실물시장의 요인이 지역별로 비동질적이라는 사실은 경기변동 → 고용조정 → 지역내 총수요 변화 → 순환국면의 변화라는 일련의 파급경로에서 지역별 경기변동이 다를 수 있다는 점을 함축한다²⁰⁾. 노동시장이 경직적이기는 하지만 나름대로 지역경기변동에 반응하는 현상으로 이해되며 다른 한편으로는 지역별 산업구조의 차이가 지역 고

17) 지역계량모형을 이용할 경우 지역구조에 대한 주관적 가정이 불가피하다.

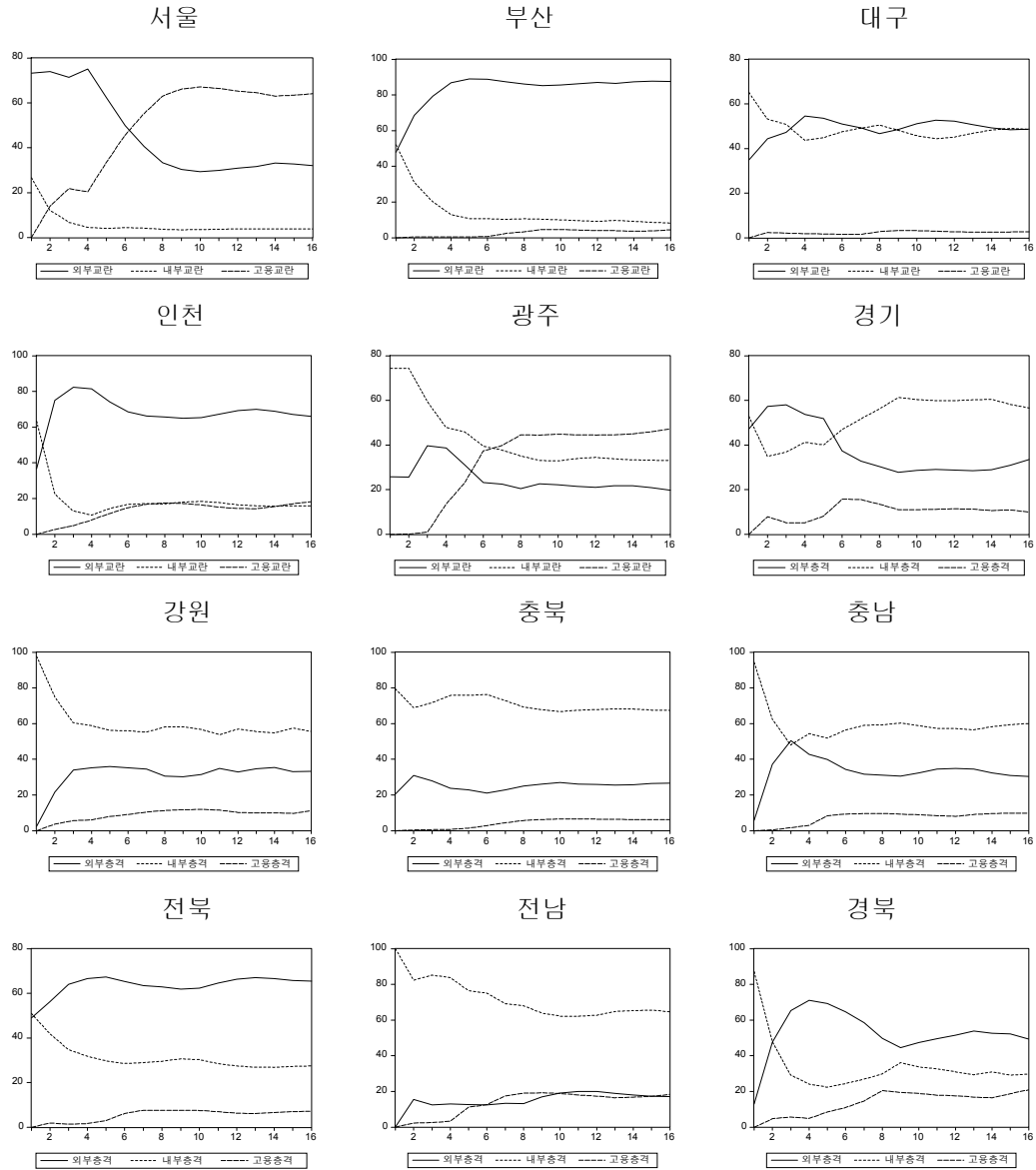
18) Granger적 의미에서 전국적 순환변동이 지역적 순환변동에, 지역적 순환변동은 고용변수에 선행하였다. 따라서 VAR모형 추정시 변수배열은 전국적 순환변동 → 지역적 순환변동 → 고용변수의 순으로 하였으며 시차는 4분기이다.

19) 개별 산업생산지수와 고용변수가 장기적으로 일정한 관계를 유지하는지 여부를 알아보기 위하여 Johansen(1991)의 공적분검정(cointegration test)을 실시한 결과 모든 지역에서 공적분관계에 있음을 확인하였다. 공적분관계하에 놓여 있다는 것은 공통적인 확률추세가 존재함을 의미하며 이는 개별 지역의 산업생산지수가 전국 공통의 추세치에서 크게 이탈하지 않고 장기균형을 유지한다는 것을 말한다.

20) 예를들어 수축국면에서 총수요부문에 양의 충격이 발생했다면 총수요 증가 → 산출증가 → 고용증가 → 소득증가 → 확장국면으로 전환하는 과정을 거치는데 이때 고용변수가 받는 충격의 크기와 지속성에 따라 변동성과 확장국면으로 진입하는 시기는 다르게 된다.

용시장의 안정성에 영향을 주는 것으로 받아들일 수 있다.

<그림 III-2> 지역경기변동의 교란요인 분해



IV. 결 론

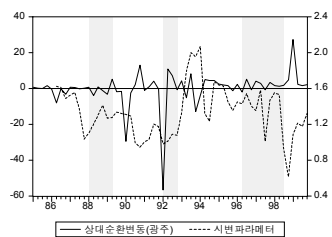
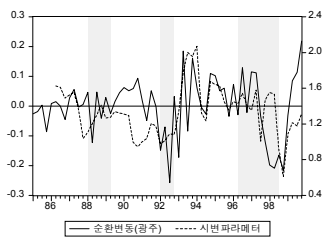
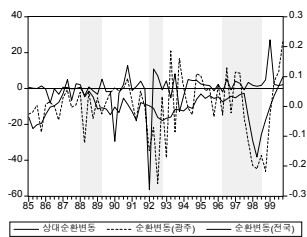
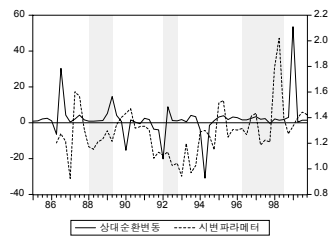
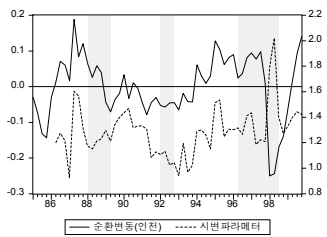
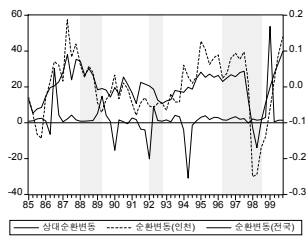
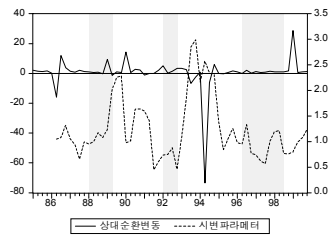
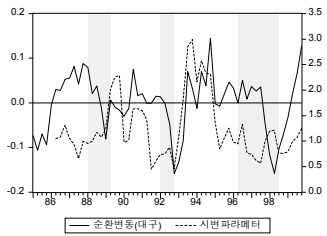
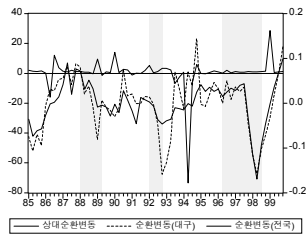
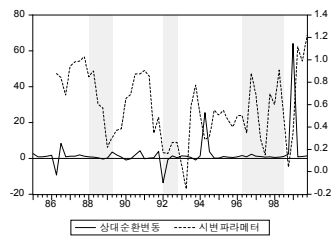
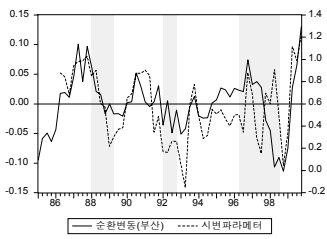
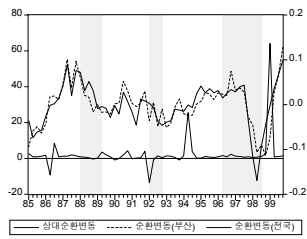
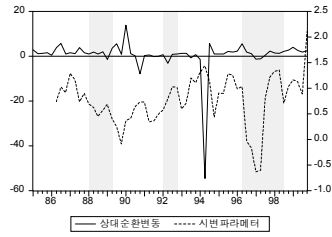
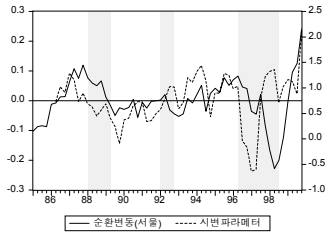
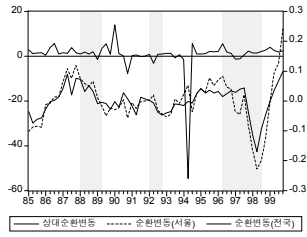
본 연구는 HP필터를 이용하여 지역별 산업생산지수의 순환변동치를 도출함으로써 지역경기변동의 특징적 차이가 존재함을 확인하였다. 순환국면의 추세국면이 공통적으로 관찰되지 않으며 저점과 정점, 그리고 변동성에서 지역별 차이가 존재하였다. 특히 경기침체의 지속기간과 저점은 순환국면마다 지역별로 다른 결과를 보이는데 흥미로운 사실은 수축국면에서는 모든 지역에서 동행적인 경기변동을 경험하였으나 확장국면에서는 역행적 지역경기변동이 발생하였다는 점이다. 수축국면에서의 동행성은 지역경제가 음의 외부충격에 그대로 노출되어 있다는 것을 말한다. 본 연구에서 시도한 시변과라메터모형과 공적분해약화 VAR모형에 의하면 지역경제가 외환위기로부터 받은 음의 충격은 지속적이며 강력하였다.

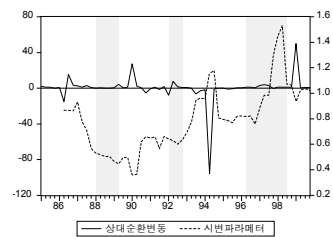
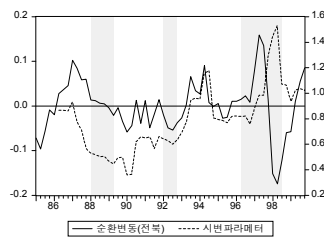
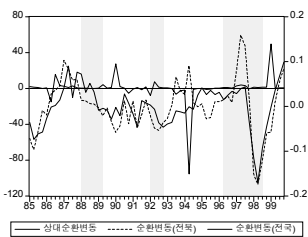
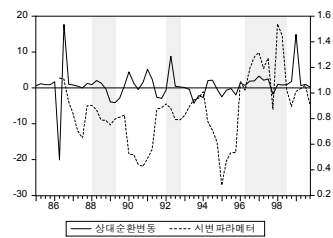
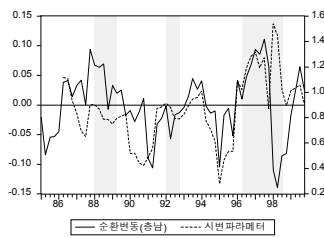
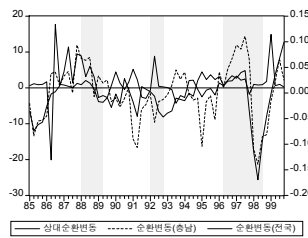
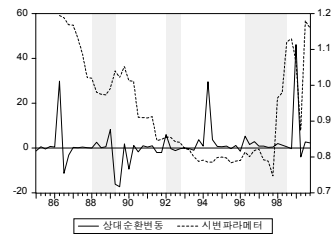
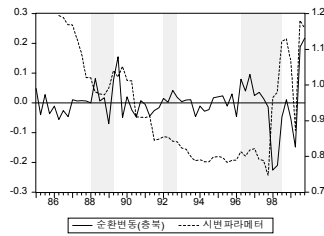
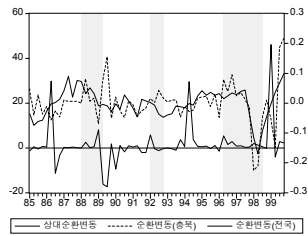
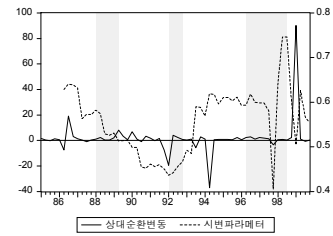
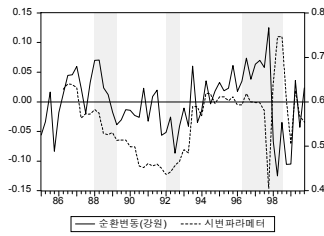
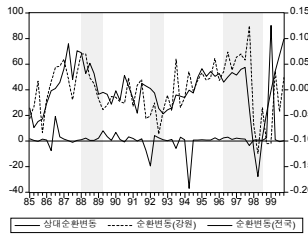
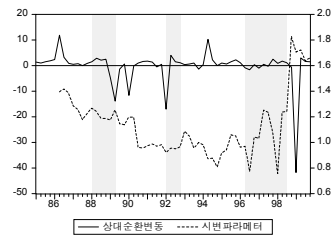
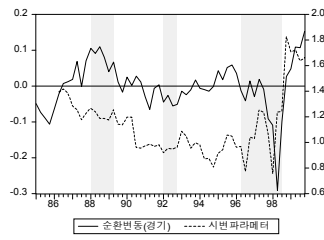
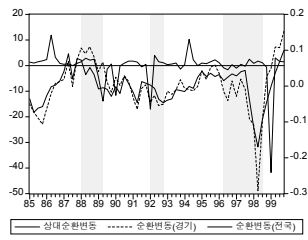
이러한 지역경기변동의 차이는 지역별 산업구조가 다른데서 발생할 가능성이 높다. 본고에서는 이용자료의 제약으로 고용변수를 매개로 한 간접적인 접근방식을 취하였다. 구체적으로 지역경기변동에 대한 노동시장의 반응을 분석함으로써 생산과 고용의 동태적 반응을 살펴보았는데 변동성이 높은 지역에서 경기변동에 대한 고용변수의 조정속도가 높았다. 다른 한편으로 경기변동의 교란요인을 분산분해한 결과 부산, 인천, 전북, 경북은 외부충격에 압도적인 영향을 받은 것으로 나타났다.

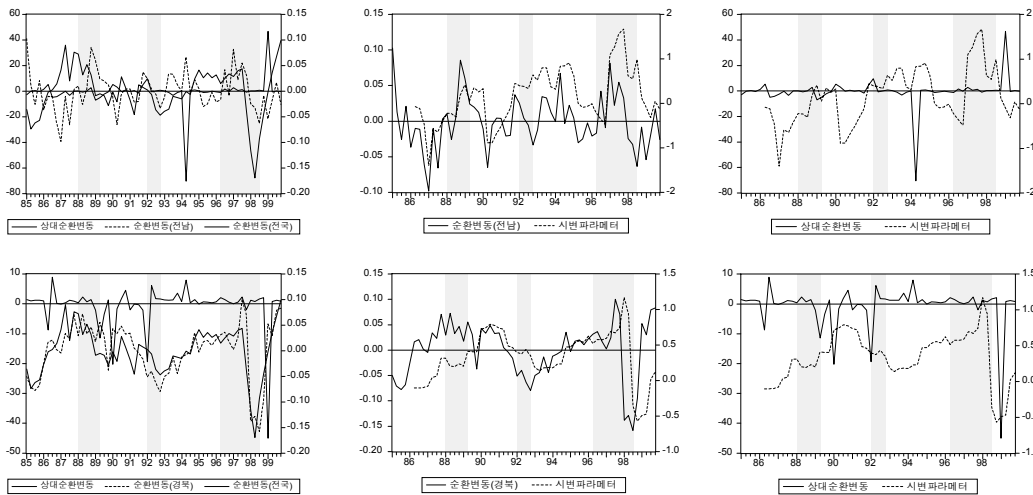
그러나 본 연구는 단지 지역경기변동의 동행성과 질적 차이가 존재하는지 여부를 분석한 것에 불과하다. 물론 종합경기지표에 의거하여 정점과 저점만을 식별한 기존연구에서 벗어나 지역경기변동의 특성을 다각적으로 분석하였으나 본고에서 취한 접근방식으로는 특정 지역의 경기침체가 장기간 지속한다든가 전국적 순환변동에 일탈하여 역행적인 운동을 하는 원인이 무엇인지 알 수는 없다. 이러한 것들은 관측된 산업생산지수에 내재하는 비관측적 요소들, 예를들어 산업구조, 기술혁신 등을 분석대상에 포함시켜 총체적으로 접근할 때 의미있는 결론을 도출할 수 있다.

경기변동은 외환위기나 오일쇼크와 같이 빈번하지 않는 대형충격(infrequent large shock)에 영향을 받기도 하지만 일반적으로는 크기가 작으면서도 확률적으로 발생하는 백색잡음충격(white noise shock)이 복잡하고 동태적인 확산경로를 통해 더 큰 영향을 주며 대형충격과 결합하여 장기균형추세에서 이탈한다. 때문에 지역경기변동의 연구는 일차적으로 지역별 특성을 비교 분석하는데서 출발하지만 궁극적으로는 지역별로 충격확산경로를 찾아내고 구조적 원인을 규명하는데 있다. 향후 이 부분에 대한 보완연구가 이루어져야 할 것이다.

【부록 1】







【참고문헌】

김명직, “지역경기변동”, Working Paper 97-1, 한양대학교 경제연구소, 1997.

김영용 · 정기화, “내외적 충격과 지역소득 변동”, 「계량경제학보」, 제6권, 1995. pp. 233~249.

김영용 · 구재운 · 김상필, “한국의 지역소득 수렴과 지역경제의 통합”, 「성곡논총」, 1996, pp. 1~29.

대구경북개발연구원, 「대구·경북지역 경기종합지수의 개발과 분석」, 1994. 9.

부산발전연구원, 「부산지역 경기종합지수(CI) 개발 및 경기분석」, 1995. 1.

전백근 · 김대호, “지역경기종합지수 작성에 관한 연구”, 미발표원고, 통계청, 1999.

장광수 · 한재준, “경기순환에 대한 고용의 반응과 최근의 고용회복”, 「조사통계월보」, 한국은행, 1999. 12. pp. 1~18.

충북개발연구원, 「충북지역 경기지수 개발 및 분석」, 1995. 12.

Altonji, Joseph G., and John C. Ham, “Variation in Employment Growth in Canada : The Role of External, National, Regional, and Industrial Factors”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 8, No. 1, January 1990,

- pp. S198~S236.
- Barro, Robert J., and Xavier-i-Marin, “Convergence Across States and Regions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, Brookings Institution, 1992, pp. 107~158.
- Blake N., “The Regional Implication of Macroeconomic Policy”, *Oxford Economic Paper 11*, Oxford University Press, 1995, pp. 145~164.
- Blanchard, Oliver Jean, and Lawrence F. Katz, “Regional Evolutions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, Brookings Institution, 1992, pp. 1~61.
- Clark, Todd E., “Employment Fluctuations in U.S. Regions and Industries : The Role of National, Regional-Specific, and Industry-Specific Shocks”, *Journal of Labor Economics*, January 1998, pp. 202~229.
- Carlino, Gerald, and Robert H. Defina, “Does Monetary Policy have Differential Regional Effects?”, *Business Review*, FRB of Philadelphia, March-April 1996, pp. 17~27.
- , “The Differential Regional Effects of Monetary Policy : Evidence from the U.S. States”, *Working Paper 97-12/R*, FRB of Philadelphia, 1997.
- Carlino, Gerald, and Keith Sill, “Regional Economies : Separating Trends from Cycles”, *Business Review*, FRB of Philadelphia, May/June 1997, pp. 1~13.
- , “Regional Income Dynamics”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 37, 1995, pp. 88~106.
- Crone, Theodore M., “Using State Indexes to Define Economic Region in the U.S.”, *Working Paper 99-19*, FRB of Philadelphia, November 1999.
- Drennan, Matthew P., “The Performance of Metropolitan Area Industries”, *Economic Policy Review*, FRB of New York, No. 1, 1997, pp. 49~60.
- Glaeser, E., J. Scheinkman, and A. Shleifer, “Economic Growth in a Cross Section of Cities”, *Journal of Monetary Economics*, 1995, pp. 117~143.
- King, R. G., C. I. Plosser and S. T. Rebelo, “Production, Growth and Business

- Cycles : The Basic Neoclassical Model”, *Journal of Monetary Economics* 21, 1988, pp. 195~232.
- Kuttner, Kenneth N., and Argia Sbordone, “Sources of New York Employment Fluctuations”, *Economic Policy Review*, FRB of New York, No. 1, 1997, pp. 21~35.
- Kydland F. E. and E. C. Prescott, “Time to Build and Aggregate Fluctuation”, *Econometrica* 50, 1982, pp. 1345~1370.
- Lilien, D., “Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment”, *Journal of Political Economy* 90, 1982, pp. 777~793.
- Mathur V. J., and S. Stein, “Regional Impact of Monetary and Fiscal Policy : An Investigation into the Reduced Form Approach”, *Journal of Regional Science* 20, No. 3, 1980, pp. 343~351.
- McCalthy, Jonathan and Charlea Steindel, “National and Regional Factors in the New York Metropolitan Economy”, *Economic Policy Review*, FRB of New York, February 1997, pp. 5~19.
- Nelson, Charles R., and Charles L. Plosser, “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series”, *Journal of Monetary Economics* 10, Sep. 1982, pp. 139~162.
- Parker, Edger, “Common Trends and Cycles and the Structure of Florida’s Economy”, *Economic Review*, FRB of Atlanta, third quarter 1997, pp. 60~71.
- Rissman, Ellen R., “Regional Employment Growth and Business Cycle”, *Economic Perspective*, FRB of Chicago, 21~39.
- Vahid, Fashid, and Robert F. Engle, “Common Trends and Common Cycles”, *Journal of Applied Econometrics*, 1993, pp. 341~360.
- _____, “Codependent Cycles”, *Journal of Econometrics* 80, 1997, pp. 199~221.