



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

석사학위논문

칼만 필터를 이용한 제주지역
경기변동의 특성 연구

제주대학교 대학원

경제학과

강민서

2016년 2월

칼만 필터를 이용한 濟州地域
景氣變動의 特性 研究

指導教授 朴 祥 洙

姜 旻 序

이 論文을 經濟學 碩士學位 論文으로 提出함

2016年 2月

姜旻序의 經濟學 碩士學位 論文을 認准함

審査委員長 _____ ①

委 員 _____ ①

委 員 _____ ①

濟州大學校 大學院

2016年 2月

Kalman Filter Approach to Business Cycle Characteristics of Jeju

Min-Seo Kang

(Supervised by professor Sang-Soo Park)

A thesis submitted in partial fulfillment of the
requirement for the degree of Master of Economics.

2016. 02.

This thesis has been examined and approved.

Department of Economics

GRADUATE SCHOOL

JEJU NATIONAL UNIVERSITY

목 차

I. 서론	1
II. 경기변동(Business Cycle)의 이론과 실제	3
1. 주요 경기변동이론	3
2. 경기변동(Business Cycle)의 특징과 분석	13
3. 제주지역 경기변동(Business Cycle)의 특성	17
III. 추세와 순환성분 추출법 및 충격 전달과정 분석 방법	24
1. 경기종합지수 작성에 활용되고 있는 추세추출법	24
2. 비관측요소모형과 구조적 시계열 모형	32
3. 칼만 필터(Kalman Filter)를 이용한 모수 추정	36
4. 벡터자기회귀모형(VAR : Vector Autoregressive model)	40
IV. 분석 결과	43
1. 확률적 추세 검정을 위한 단위근 검정	44
2. 추세성분과 순환성분 비교 분석 결과	49
3. VAR모형을 이용한 성장률 순환 변동의 전달과정 분석 결과	76
V. 결론	97
참 고 문 헌	99
ABSTRACT	105
부 록	106

표 목 차

<표 II-1> 경기변동이론의 연구과제	6
<표 II-2> 경기순환이론	8
<표 II-3> 한국의 경기변동 연구	10
<표 II-4> 경기순환적 특징	15
<표 II-5> 지역총생산 추이(2010년 기준)	18
<표 II-6> 전국 및 제주의 산업구조 변화	19
<표 II-7> 제주지역의 기준순환일과 국면지속기간	22
<표 II-8> 전국과 제주지역의 기준순환일 시차	22
<표 III-1> 제주지역 경기동행종합지수 구성지표	25
<표 IV-1> 자기상관계수 및 기초통계량	45
<표 IV-2> 경기종합지수 추세순환계열 단위근 검정	48
<표 IV-3> 경기종합지수 원계열 단위근 검정	48
<표 IV-4> 전국과 제주지역 경기동행지수 추정 결과	51
<표 IV-5> 비농가취업자수 추정결과	54
<표 IV-6> 추출된 순환요인의 기술통계(비농가취업자수)	55
<표 IV-7> 농산물출하액 추정결과	56
<표 IV-8> 추출된 순환요인의 기술통계(농산물출하액)	57
<표 IV-9> 농산물출하액 계절요인과 불규칙요인의 기술통계	58
<표 IV-10> 광공업생산지수 추정결과	59
<표 IV-11> 추출된 순환요인의 기술통계(광공업생산지수)	61
<표 IV-12> 관광객수 추정결과	61
<표 IV-13> 추출된 순환요인의 기술통계(관광객수)	63
<표 IV-14> 관광객수 계절요인과 불규칙요인의 기술통계	64
<표 IV-15> 대형마트판매액 추정결과(Clark 비관측요소모형)	65

<표 IV-16> 추출된 순환요인의 기술통계(대형마트판매액).....	67
<표 IV-17> 전력판매량(주택용) 추정결과.....	69
<표 IV-18> 추출된 순환요인의 기술통계(전력판매량).....	70
<표 IV-19> 전력판매량 계절요인과 불규칙요인의 기술통계.....	71
<표 IV-20> 경기종합지수와 구성지표의 요인에 대한 분산 비율.....	72
<표 IV-21> 경기종합지수와 구성지표의 표준편차.....	74
<표 IV-22> 최적 시차 검정 결과.....	79
<표 IV-23> 광공업생산지수(2차 산업)의 예측오차 분산분해.....	82
<표 IV-24> 관광객수(3차 산업)의 예측오차 분산분해.....	83
<표 IV-25> 경기변동(동행지수)의 예측오차 분산분해.....	83
<표 IV-26> 최적 시차 검정 결과(AIC 기준).....	85
<표 IV-27> 경기변동(동행지수)의 예측오차 분산분해(모형1).....	87
<표 IV-28> 경기변동(동행지수)의 예측오차 분산분해(모형2).....	88
<표 IV-29> 경기변동(동행지수)의 예측오차 분산분해(모형3).....	88
<표 IV-30> 최적 시차 검정 결과.....	90
<표 IV-31> 광공업생산지수의 예측오차 분산분해.....	93
<표 IV-32> 관광객수의 예측오차 분산분해.....	94
<표 IV-33> 비농가취업자수의 예측오차 분산분해.....	95
<표 IV-34> 대형마트판매액의 예측오차 분산분해.....	95
<표 IV-35> 제주지역 경기변동의 예측오차 분산분해.....	96

그 립 목 차

<그림 II-1> 전국과 제주지역의 지역총생산 순환변동치 비교.....	18
<그림 II-2> 제주의 지역변동 경로.....	20
<그림 II-3> 전국과 제주지역의 동행종합지수의 순환변동치.....	23
<그림 III-1> 경기종합지수 후보지표 가공 과정.....	27
<그림 IV-1> 제주지역과 전국의 순환요인과 성장요인.....	52
<그림 IV-2> 제주지역 추세와 순환 요인.....	53
<그림 IV-3> 비농가취업자수의 원계열과 추세순환계열의 비교.....	54
<그림 IV-4> 비농가취업자수의 추세 및 순환.....	55
<그림 IV-5> 농산물출하액의 원계열과 추세순환계열의 비교.....	56
<그림 IV-6> 농산물출하액의 추세 및 순환.....	57
<그림 IV-7> 계절요인과 불규칙 요인.....	58
<그림 IV-8> 광공업생산지수의 원계열과 추세순환계열의 비교.....	60
<그림 IV-9> 광공업생산지수의 추세 및 순환.....	60
<그림 IV-10> 관광객수의 원계열과 추세순환계열의 비교.....	62
<그림 IV-11> 관광객수의 추세 및 순환.....	62
<그림 IV-12> 계절요인과 불규칙요인.....	64
<그림 IV-13> 대형마트판매액의 원계열과 추세순환계열의 비교.....	66
<그림 IV-14> 대형마트판매액의 원계열과 추세순환계열 비교.....	66
<그림 IV-15> 대형마트판매액의 추세 및 순환.....	67
<그림 IV-16> 전력판매량(주택용)의 원계열과 추세순환계열의 비교.....	69
<그림 IV-17> 전력판매량의 추세 및 순환.....	70
<그림 IV-18> 계절요인과 불규칙요인.....	71
<그림 IV-19> 경기종합지수 지표별 성장요인 비교.....	75
<그림 IV-20> 농산물출하액에 대한 변수들의 충격반응함수.....	80

<그림 IV-21> 광공업생산지수에 대한 변수들의 충격반응함수	80
<그림 IV-22> 관광객수에 대한 변수들의 충격반응함수	80
<그림 IV-23> 경제충격에 대한 경기변동의 충격반응함수	80
<그림 IV-24> 농산물출하액에 대한 변수들의 충격반응함수(모형1)	86
<그림 IV-25> 광공업생산지수에 대한 변수들의 충격반응함수(모형2)	86
<그림 IV-26> 관광객수에 대한 변수들의 충격반응함수(모형3)	86
<그림 IV-27> 농산물출하액에 대한 변수들의 충격반응함수	91
<그림 IV-28> 광공업생산지수에 대한 변수들의 충격반응함수	91
<그림 IV-29> 관광객수에 대한 변수들의 충격반응함수	91
<그림 IV-30> 대형마트판매액에 대한 변수들의 충격반응함수	92
<그림 IV-31> 전체 충격들에 대한 경기변동의 충격반응함수	92
<그림 부록-1> HP 필터를 이용한 전체 모형의 충격반응함수	106
<그림 부록-2> 칼만 필터를 이용한 전체 모형의 충격반응함수	107

I. 서론

경기변동은 경제를 구성하는 경제주체들의 삶의 질에 직접적인 영향을 준다. 경제가 확장국면에 있으면 기업의 매출과 이윤이 늘어 국민들의 일자리가 증가하고, 반대로 경기 침체기에는 부도기업이 증가하고 실업이라는 고통을 체험한다. 이러한 경기변동을 억제한다는 것은 경기의 불확실한 부분들이 적어진다는 것이기 때문에, 경기가 안정되어 투자 가능성이 높다는 의미이다. 이는 곧 안정된 경제 발전 또는 성장으로써, 장기적인 관점에서 지속가능한 성장이 가능하다는 것이다. 따라서 경기변동에 대한 빠르고 정확한 예측보다 지속가능한 경제성장을 이끌기 위하여 경기순환과정의 근본적인 요인, 순환의 형태, 경기변동의 특성을 파악하는 연구는 정책적으로나 이론적으로나 거시경제학적 차원의 접근에서 중요한 의미를 가진다.

하지만 전국과는 달리, 지역적인 차원에서는 경기변동의 특성 연구에 대한 접근이 거의 이루어지지 않고 있으며, 경기변동을 세부적으로 볼 수 있는 자료 또한 다양하지 못하는 한계점이 있다. 이런 한계점을 극복하기 위하여, 비교적 경기변동을 정확하게 파악할 수 있는 경기종합지수가 지역단위로 작성되고 있다. 하지만 이를 실증적으로 이용하여, 지역의 경기변동 중에서 지속적인 성장요인인 확률추세를 고려한 연구 사례는 거의 없다.

따라서 본 논문에서는 확률추세를 고려하였을 때, 제주지역의 주요 거시경제 자료들이 경기변동 과정에서 어떻게 움직이며 전국과 어떤 차이점이 있는지를 찾고자 하였다. 그리고 제주지역의 경기변동을 이끄는 주된 요인과 공급충격에서 어떤 요인의 파급효과가 더 큰지를 분석하였다. 이를 통하여 안정적이고 지속가능한 성장을 위해서 어떤 방식으로 제주지역 경기변동에 대한 처방이 가능한가에 대한 문제의식 속에서 본 연구가 진행되었다.

본 연구는 제주지역 경기변동의 특성을 분석하기 위하여 다음과 같은 구체적인 목표를 가지고 있다. 먼저, 경기변동의 이론과 특징을 분석하여 전반적인 경기변동에 대하여 연구하였다. 둘째, 확률추세요인과 순환요인을 추출하기 위한 방법론과 추출된 요인들을 분석할 수 있는 모형에 대하여 살펴보았다. 셋째, 칼만 필터

터로 추정된 확률추세요인과 순환요인을 비교·분석하여 장기적 성장요인인 확률추세요인의 가중치를 보았다. 마지막으로, 추출된 순환요인을 이용하여 경기변동에 영향을 주는 충격들의 전달과정을 연구하였다.

본 논문의 구성을 보면 다음과 같다. 먼저, 제Ⅱ장에서는 경기변동의 이론과 실제를 간단하게 소개하고자, 주요 기본적인 경기변동이론들과 제주지역의 경기순환의 특징을 전반적으로 살펴보고자 한다. 제Ⅲ장에서는 추세요인과 순환요인을 추출하는 모형과 방법들을 소개하여 모형의 기본적인 접근법과 추정방법을 살펴보고자 하고, 제Ⅳ장에서는 추출된 요인들을 비교·분석하고 경기변동 요인의 파급효과를 살펴봄으로써 제주지역 전체 경기변동의 특성을 분석하고자 한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 제주지역 경기변동의 특성을 최종적으로 정리하고 연구의 한계점을 제시한다.

II. 경기변동(Business Cycle)의 이론과 실제

1. 주요 경기변동이론

1) 경기변동이론의 흐름

경기변동(Business Cycle)이란 “한 나라의 경제활동이 호황 또는 불황을 거듭하면서 일종의 순환적인 움직임을 반복하는 현상”(강두용·변창욱·민성환, 2003 : 40)으로 정의한다. 이러한 경기변동의 형태는 “한나라의 총체적 경제활동이 일정기간을 두고 상승과 하강을 반복하는 현상이며 파도와 같은 모양으로 움직이는 형태인 경기순환”(이명재·남상호, 2007 : 3)이다. 따라서 경기변동 또는 경기순환은 실질 국내총생산(GDP)과 지역적 차원에서는 지역내총생산(GRDP)으로만 분석하기에는 무리가 있으며 생산, 고용, 소비, 투자와 같은 실물변수와 이자율, 통화량과 같은 금융시장변수를 동시에 고려해야 한다.

이러한 경기변동을 정확하게 파악하는 것은 경기변동에 대한 처방이 가능하다는 것이며, 그 처방이 제대로 이루어지기 위해서는 경기변동의 원인을 정확하게 규명할 필요가 있다. 원인에 대한 정확한 처방으로 경기변동이 제대로 억제되면, 그것은 기업 경영의 불확실성이 감소하고 그 결과 장기 투자의 활성화로 인하여 경제가 번영하여 궁극적으로는 사람들의 삶의 질이 향상된다. 또한 경기변동의 억제를 통하여 환율을 안정시키면 그만큼 대외 환경도 불확실성이 감소하는 것이다. 즉, 경기변동을 억제한다는 것은 곧 경제가 안정적으로 지속가능한 성장을 하게 된다는 의미이다. 따라서 경제성장에 있어 중요한 경기변동은 경기확장기와 수축기를 빠르게 예측하는 것보다 안정적이면서 지속가능한 경제성장을 이끌기 위한 경기순환과정의 근본적인 요인과 순환의 형태를 이해하는 일이 중요하다(전용덕, 2015 : 5-16). 이에 대한 이론인 경기변동이론은 경제학적으로 양적 또는 질적 측면에서 경기변동을 다양하게 정의하고자 하며, 경제의 장기적 추세와 그로부터 이탈인 순환변동을 어떤 방식과 기준으로 측정할 것인가를 연구한다.

경기변동이론은 대공황 이전에는 시장의 자기조정능력의 관점으로 인하여 관심이 크지 않았다. 하지만 대공황이후 케인스(Keynes)와 히스(Hicks) 등이 경기변동이론을 제시하였고, 반면에 케인지언의 가격 경직성에 동의하지 않은 프리드먼(Friedman), 루카스(Lucas) 등과 같은 통화주의자들은 합리적 기대(rational expectation) 형성방식을 이용하여 경기변동을 설명하는 것으로 확대되어갔다(강기춘, 1994 : 224). 따라서 경기변동이론은 크게 실물경기이론(real business cycle theory)과 새케인지안(new Keynesian)의 흐름에서 발전해 나가고 있다.

먼저, 새케인지안이론은 “시장의 불완전성(imperfections)이 기본적으로 존재하고 이런 불완전성이 경기변동에 중요한 역할을 한다는 기존 케인지안의 경제관을 수용하면서 동시에 시장경제에서 발견되는 시장의 불완전성을 미시경제적 기초에 따라 설명”(정용승, 2005 : 28-31)한다. 또한 경기변동 현상을 합리적으로 전개한다는 측면에서 전통적 케인지안이론에서 유래된 이론이라고 할 수 있다.

다른 한편으로는 루카스가 제시한 경기변동이론은 경기변동의 중요한 원인을 실물적 요인으로 보는 실물경기변동이론으로 발전하였다. 실물경기변동이론은 “기본적으로 경기변동을 균형현상으로 파악하는 것이지만 경기변동을 발생시키는 외부적 충격으로 예상치 못한 화폐적 요인이 아니라 실물적 요인의 역할을 강조”(정용승, 2005 : 28-31)한다. 이런 부분에서 화폐경기변동이론과 대비하여 실물경기변동이론(real business cycle)으로 불린다.

하지만 실물경기변동이론과 다른 새케인지안이론은 “화폐시장균형조건을 분석 대상에서 제외시킨다는 점에서 프리드먼(Friedman), 브러너(Karl Brunner)와 같은 통화주의자(Monetarist)의 주장과는 거리가 있고 가격의 경직성으로 인한 통화정책이 단기적으로 실물경제에 영향을 미치고 기술 충격이 실물경제에 영향”(정용승, 2005 : 28-31)을 미친다고 주장하여 통화주의자와는 차별을 두었다.

마지막으로 이러한 경기변동이론의 두 가지 흐름에서 현대경기변동이론은 경기변동의 원인을 경제 자체의 내부적인 구성 시스템보다 외부적 충격에서 찾는 경향이 강하여, 내생적 경기변동이론보다는 외생적 경기변동이론의 특징을 많이 갖는다. 따라서 현대경기변동이론은 “실질적 충격, 화폐적 충격, 실물적 충격 등의 어떤 외부적인 충격이든지 경제주체들의 반응에서 유발되는 것으로 간주하고, 현대경기변동이론은 확장과 수축을 되풀이하는 경기순환 사이클의 도출에 대한 초

점보다는 변동의 원인으로 간주되는 외부적 충격의 반응으로부터 공행성 (comovement)이나 지속성(persistence)과 같은 경기변동의 특징적 현상을 도출하는 것에 집중”(강두용·변창욱·민성환, 2003 : 49-50)한다.

경기변동이론의 거시경제학적인 경기변동(macroeconomic fluctuations)은 경제성장 또는 발전과 밀접한 관련이 있는 경기변화(business fluctuations)¹⁾을 관찰할 수 있는 유일한 수단이기 때문에, 경기변동에 대한 근본적인 원인이 중요하다. 따라서 이러한 원인을 밝히기 위해서는 경기변동의 구성, 충격 및 전달과정, 충격의 원인들이 주된 논점일 수밖에 없다. 경기변동이론의 고전적인 주요 연구 과제를 “경기변동의 주된 원인, 경제전체에 영향을 주는 충격의 수, 총체적 충격이 부문생산(sectoral output)이나 총생산(aggregate output)의 변동을 모두 설명가능한가에 대한 것으로 분류”(강기춘, 1994 : 7-8)하고 있다<표 II-1 참조>.

먼저 생산의 변동 원인을 충격과정과 충격의 전달과정으로 분류하여 총체적 충격 또는 부문충격들의 중요성에 대한 연구과제들이 있으며, 장기변동과 단기변동이 발생하는 요인에 대한 연구도 있다. 또한 “성장과 순환의 2분법적인 접근방법에서도 확률적 추세(stochastic trend) 또는 임의보행(random walk) 확률과정으로 표현될 수 있다고 주장”(강기춘, 1999 : 3)하여 확정적 추세에 대한 접근방법을 비판하기도 하였다. 따라서 경기변동의 원인을 어떤 이론적 관점에서 보느냐에 따라 경기변동의 예측 및 파급 효과에 대한 구체적인 분석은 다양해지고, 경기변동이론의 설명해야 할 의문 또는 사실들이 어떤 것에 중점을 두느냐에 따라 경기변동에 대한 다른 분석 방법이 요구된다.

본 연구에서는 ‘성장과 순환의 2분법적인 관점’에서 경기변동과 확률적 추세 또는 임의보행의 확률과정을 고려한 접근 방법을 활용하여 실증적으로 분석하고, 제주지역 경기종합지수의 개별 경제변수들의 성장과 순환 흐름을 통하여 제주 경기변동의 특성을 전반적으로 연구하고자 한다.

1) 전용덕(2015), pp. 14-16에서는 “경기변화(business fluctuations)는 상대적으로 긴 시간 동안에 소비자의 기호 변화, 시간 선호(time preference)의 변화에 따른 저축과 소비 비율의 변화, 노동력의 양과 질, 노동력이 존재하는 위치의 변화, 자연자원의 변화, 생산가능성을 변화시키는 기술적 변화, 기후의 변화 등과 같은 경제 여건(economic data)의 변화가 초래하는 것으로 정의”하고 있다. 그리고 경기변동과 경기변화는 동시에 진행되는 경우가 많고 현실에서 두 경우를 명확하게 구분하는 것은 어렵다.

<표 II-1> 경기변동이론의 연구과제

연구과제		내용
충격 및 전달과정	Pigou(1927)	산업생산의 변동 원인을 충격과정인 impulses mechanism과 충격의 전달과정인 propagation mechanism으로 분류하였다.
	Lucas(1972), Kydland and Prescott(1982)	총체적 충격의 중요성을 강조하여 총체적 충격만이 생산변동의 원인이 된다고 주장하였다.
	Long and Plosser(1983)	부문충격의 중요성을 강조하여 부문충격이 생산변동을 유발시킬 수 있다고 주장하였다.
충격의 수	Lilien(1982)	서비스에 대한 수요의 변화인 비정상적인 구조변화가 1970년대 미국의 고용변동을 가져왔다고 주장하였다.
	Durlauf(1989)	수요와 공급이 균형을 이루기 위해서는 가격이 즉각적으로 조정되어야 하는데 가격의 동태적인 조정 실패(dynamic coordination failure) 때문에 경기변동이 일어난다고 주장하였다.
	Blanchard(1989), Blanchard and Quah(1989)	상관관계가 없는 총수요 충격과 총공급 충격 등 두 종류의 총체적 충격이 있으며 총수요 충격은 주로 GNP의 단기변동을 설명하고 총공급 충격은 GNP의 장기변동을 설명한다고 주장하였다.
	Blanchard and Watson(1986)	장기변동은 재정, 화폐 및 공급 충격에 의해 발생한다고 주장하였다.
성장과 순환의 2분법 (growth and cycle dichotomy)	Shapiro and Watson(1988)	생산시장 및 화폐시장의 충격(수요측 충격)과 노동공급, 기술 및 석유파동의 충격(공급측 충격)으로 충격을 더욱 세분화시켰다.
	Nelson and Plosser(1982)	많은 경제시계열의 장기특성은 확률적 추세(stochastic trend) 또는 random walk 확률과정으로 표현될 수 있기 때문에 확정적 추세를 이용하는 접근방법은 잘못된 것이라고 주장하였다.
	King, Plosser, Stock and Watson(1987)	일시적인 경기변동도 단기적인 요인보다는 기술진보, 인구증가, 자본축적 등과 같은 장기적인 요인 때문에 일어난다고 주장하였다.

출처 : 강기춘(1994), pp. 7-8에서 재인용

2) 경기순환이론

시계열 관점에서 경기순환은 “거시경제시계열(aggregate economic time series)들이 일정한 주기를 갖고 있지 않지만 같은 방향으로 반복적으로 변동하는 것”(강기춘, 1994 : 3)으로 정의한다. 이처럼 다양하게 정의되고 있는 경기순환은 경기변동과 구분하자면 반복적인 순환성이 기준이 된다. 하지만 일반적으로 경기변동과 크게 구분하지 않고 사용하고 있으며 이는 경기변동 관련 연구들이 순환성을 전제하기 때문이다(이명재·남상호, 2007 : 3).

대부분의 경기변동에 대한 정의는 경기순환의 전환점(turning point)에 대한 대표적인 연구인 Burns and Mitchell의 정의를 인용하여, “경기순환이란 주로 기업 활동에 의존하는 국가의 총체적 경제행위에서 나타나는 변동형태의 일종이다. 하나의 순환은 여러 경제활동에서 발생하는 확장국면과 그 뒤를 이어 오는 후퇴 및 수축국면, 그리고 다음 순환으로 연결되는 회복국면으로 구성된다. 일련의 변동과정은 반복해서 일어나지만 일정한 주기가 있는 것은 아니다. 순환주기는 1년부터 10년 혹은 12년에 이르기까지 다양하며 원래의 순환은 진폭이 비슷한 여러 개의 소순환으로 나누어지지 않는다”(백웅기, 1993 : 56)와 같은 정의를 내리고 있다. 그리고 다른 한편에서는 “경기순환이란 경제변수들의 절대수준이 상승과 하락을 반복하는 현상을 말하는데 산출량, 소득, 고용 그리고 판매액 등과 같은 주요 거시경제변수들이 대체로 같은 방향으로 변동하는 것을 지칭한다”(김혜원, 2004 : 31)고 정의한다.

이러한 다양한 관점에서 정의되는 경기순환은 크게 경기순환의 국면과 종류를 어떻게 분류하느냐에 따라서 다양한 연구들이 있다<표 II-2 참조>. 먼저 경기순환은 단위순환으로 구분할 수 있고, 이 단위순환은 2분법과 4분법으로 나뉜다. 국내에서는 2분법적인 방법은 장기적인 추세요인을 제거한 순환변동치에서 경기의 국면을 판별할 때 주로 이용되고 4분법적인 방법의 대표적인 예는 통계청과 관세청에서 활용하고 있는 경기순환시계(Business Cycle Clock)²⁾이다. 다른 한편으로는 경기순환의 종류에 따라서 주순환, 소순환, 장기순환 등으로 구분한다.

2) 통계청과 관세청의 경기순환시계는 주요 경제시계열들이 순환국면(상승, 둔화, 하강, 회복)의 어디에 위치하는지를 사분면 좌표평면에서 마치 시계처럼 순환하는 모습을 시각적으로 보여준다. 경기순환시계는 4분법으로 경기순환국면 판단하며 4분법은 추세수준에서 정점까지를 상승국면, 정점에서 추세수준까지를 둔화국면, 추세수준에서 저점까지를 하강국면, 저점에서 추세수준까지를 회복국면으로 구분한다.

<표 II-2> 경기순환이론

경기순환이론		내용
경기 순환의 국면 분류	밋첼의 2분법	일반적으로 많이 이용되는 주기 측정방법으로 한 저점에서 다음 저점까지를 단위주기로 한다. → 저점에서 정점까지를 확장국면 또는 상승국면 → 정점에서 저점까지를 수축국면 또는 하강국면으로 분류
	슈페터의 4분법	장기적인 추세선을 기준으로 하여 확장이 시작되는 균형상태에서 다시 확장이 시작되는 균형상태까지를 단위주기로 한다. → 균형상태로부터 정점까지를 호황국면 → 정점에서 다음의 균형상태까지를 후퇴국면 → 균형상태에서 저점까지를 불황국면 → 저점에서 새로운 균형상태까지를 회복국면 등으로 분류
경기 순환의 종류	쥬글러 순환 (Juglar Cycle)	은행대출, 이자율, 물가 등과 같은 금융관련 시계열 자료를 분석하여 경제 순환주기가 평균적으로 10년임을 밝혔다. 설비투자 등과 밀접한 관련을 갖는 것으로 해석되어 설비투자순환 또는 국민경제의 가장 기본적인 순환으로 보아 주순환(Major Cycle)이라고도 한다.
	키친순환 (Kitchin Cycle)	영국과 미국을 대상으로 1890 ~ 1922년의 도매물가, 이자율, 은행간 수표교환액 등이 2-4년의 주기를 갖는 것을 발견하였다. 이들은 상품재고의 변동에 기인하는 것으로 해석되어 재고순환(inventory cycle) 또는 주순환과 구분하여 소순환(Minor Cycle)이라고도 한다.
	쿠츠네츠 순환 (Simon S. Kuznets)	1864 ~ 1948년의 미국 경제성장률을 기준으로 분석한 결과 15-20년의 경기순환 주기를 밝혔다. 그러나 원인이 명확히 밝혀지지 않고 있다.
	에프순환 (장기순환)	자본주의 경제에 장기순환에 대하여 최초로 체계적인 분석을 수행하였으며, 영국, 미국, 프랑스, 독일 등 선진국의 통계자료를 분석하여 40 - 60년의 장기순환을 발견하였고 이러한 장기순환은 밋첼번즈, 스피트호프, 한센, 슈페터 등에 의하여 재확인되었다.

출처 : 이명재 · 남상호(2007), pp. 3-86에서 재인용

3) 한국의 경기변동 연구

한국에서도 지난 반세기 동안 매우 빠른 속도로 발전한 경기변동이론은 결론적으로 경기변동에 따른 피해와 변동성을 최소화하기 위해 변동의 원인을 규명하는 것이다. 한국에서 이런 경기변동 연구의 기초가 되는 통계가 작성되기 시작한 것은 1970년대 이후이고, 이에 따라 한국 경기변동에 대한 연구는 1990년대 초반부터 본격화되었으며 최근에는 다양한 모형에 적용한 경기변동에 대한 연구들이 진행되고 있다<표 II-3 참고>.

우선 한국의 경기변동은 조하현(1991)과 같은 다양한 추세추출방법을 활용하여 경기변동의 순환과 관련된 연구가 있으며, 유병삼(1995), 이현훈·이재기(1995), 김명직·이상빈(1998), 김권식(2005), 허현승(2006), 광노선(2007)에서 연구한 것과 같이 경기변동에 미치는 충격들을 연구한 사례들도 있다. 황선웅·강두용(2011)의 한국경제의 산업간 연결망과 경기변동 확산과정에 대한 연구까지 경기변동에 대한 연구 분야는 매우 다양하다. 특히 최근 황선웅·강두용(2011 : 12)에서는 산업간 거래망의 위상구조(topology)가 경기변동의 확산과정에 미치는 효과를 복잡계(complexity)³⁾ 과학의 관점에서 분석하였다. 또한, 구조형 벡터자기회귀모형(SVAR : Structural Vector Autoregressive model), VEC모형 등을 이용하여 경기변동의 특성과 파급효과를 연구하였고 이종하·황진영(2012)에서처럼 금융성장과 경기변동의 관련성을 연구하기도 하였다. 이처럼 경기변동이론에 관련된 연구는 한국 경기변동의 요인을 추출하는 방법에서부터 경기변동을 변화시키는 충격요인, 파급효과 등 광범위한 범위에서 실증적인 연구가 이루어지고 있다.

하지만 경기변동이론은 현재까지 해결된 문제보다는 결말이 나지 않은 문제가 더 많으며 나라마다 경제 상황들이 다양하기 때문에 관찰되는 경기변동도 각국마다 다르다. 따라서 “한국의 경기변동은 외국과 완전히 다른 것으로 여기면 안 되지만, 외국의 경험을 대상으로 발달된 이론을 무조건 적용하는 것도 올바른 접근방법”(조하현·황선웅, 2009 : 58)이 아니다. 그리하여 한국의 특수한 경기변동의 특성과 독특한 경제 상황들을 연구하고 경기변동에 대한 새로운 경험과 자료들이 지속적으로 축적되면, 경기변동이론이 앞으로 더 발전할 것으로 예상된다.

3) 복잡계(complexity)는 현대 사회의 특징을 묘사하는 키워드로, 초기 경제학 영역에서는 현대의 복잡한 경제현상을 해명하기 위해 사용되었으며 세계적으로 매우 드문 연구이다.

<표 II-3> 한국의 경기변동 연구

연구자	내용
조하현(1991)	HP필터로 순환변동치를 추출하고 거시경제 변수들의 변동성과 교차상관계수를 분석하여 한국 경기변동의 정형화된 사실을 실증적으로 제시하였다.
김치호(1999)	1980-98년 동안의 거시경제 자료들을 대상으로 경기변동의 비대칭성 여부를 검토하였지만 통계적 유의하지 않다는 실증결과를 제시하였다.
유병삼(1992), 박재하(1994), 김치호(1994), 강기춘(1998), 김민수 · 강규호(2004), 오형석(2007)	구조형 벡터자기회귀모형(SVAR)를 이용하여 공급충격과 수요충격의 상대적 중요성을 분석하였다.
유병삼(1995), 이현훈 · 이재기(1995), 김명직 · 이상빈(1998), 김권식(2005), 허현승(2006), 광노선(2007)	다양한 시계열 모형을 이용하여 대외충격이 한국 경기변동에 미치는 효과를 분석하였다.
김원규(2001), 김상호 · 임현준(2006), 강규호(2006)	구조형 벡터자기회귀모형을 이용하여 한국 경제에서 기술충격이 고용에 미치는 효과를 분석하였다.
이중하 · 황진영(2012)	VEC모형을 이용하여 1967~2010년 기간의 금융시장의 발전이 경제성장 및 경기변동(즉 성장의 변동성)과의 관련성을 실증적으로 분석하였다.
조하현(1997), 이중식(1996), 남광희 · 표학길(1997), 박형수(1999), 정용승(2001), 차경수(2009)	RBC모형을 이용하여 경기변동을 분석하였다.
윤성훈 · 김윤영(2003), 정용승(2003)	새개방거시경제(NOEM) 모형이 한국의 소비와 노동공급에 대하여 높은 설명력을 실증적으로 제시하였다.
정용승(2004)	RBC모형에서 새케인즈학파의 명목경직성을 도입한 동태적 새케인지안(DNK)모형을 최우추정법으로 추정하여 한국 경기변동의 원인을 분석하였다.
강두용 · 변창욱 · 민성환(2003), 황선웅 · 강두용(2011)	한국경제의 산업과 관련된 경기변동 확산과정과 특성을 실증적으로 분석하였다.

출처 : 조하현 · 황선웅(2009), pp. 30-33에서 재인용 및 참고 작성

4) 경기변동의 정형화된 사실

경제변수들은 끊임없이 변화하고 그 진행 형태가 주기적이지 않기 때문에 미래의 경제상황을 정확히 예측하는 것은 불가능하다. 하지만 이런 예측 불가능한 경제변수들의 움직임에는 어떤 규칙성이 존재하고 전 세계가 비교적 공통적으로 관찰되는 특징들이 있다. 이를 정형화된 사실(stylized fact)이라고 하며 다음과 같이 몇 가지 대표적인 사실을 볼 수 있다(조하현·황선웅, 2009 : 47-49 ; 강두용·변창욱·민성환, 2003 : 43 ; 김기형, 1999 : 22).

-
- 투자의 변동성이 생산의 변동성보다 크며, 경기순응적이다.
 - 소비의 변동성이 생산의 변동성보다 비슷하거나 작다.
 - 소비 항목 중에서 내구재 소비의 변동성은 생산의 변동성보다 크고 비내구재와 서비스 소비의 변동성은 산출의 변동성보다 작다.
 - 고용의 패턴은 생산과 비슷하다.
 - 자본스톡의 변동성은 생산의 변동성보다 작다.
 - 생산성의 변동성은 생산의 변동성보다 작다.
 - 총유동성과 생산의 상관은 국가마다 다르다.
 - 산업별 생산 및 고용은 대체로 같은 방향으로 움직인다.
 - 세계 여러 나라의 경기변동은 어느 정도 같이 움직인다.

출처 : 조하현·황선웅(2009), pp. 47-49 ; 강두용 외(2003), pp. 43 ; 김기형(1999), pp. 22에서 재인용

조하현·황선웅(2009 : 58-59)에 의하면, 이러한 정형화된 사실에서도 한국의 경제시계열 자료를 이용하여 비교한 결과 다음과 같이 잘 알려진 정형화된 사실과 잘 부합하였다.

-
- 산출, 소비, 투자, 산업별 취업자 수 등 대다수 경제변수들은 경기변동 국면에서 함께 움직인다.
 - 비내구재와 서비스 소비는 소득보다 변동성이 작지만 내구재 소비는 소득보다 변동성이 크다.
 - 투자는 소득보다 변동성이 훨씬 크다.
 - 재고투자는 실질GDP에서 차지하는 비중은 낮지만 실질GDP 움직임에 매우 큰 영향을 미친다.
 - 총노동시간의 변화는 경기순응적이며 일인당 노동시간의 변화보다 고용량의 변화로부터 더 큰 영향을 받는다.
 - 기간스프레드와 신용스프레드는 경기에 선행한다.

출처 : 조하현·황선웅(2009), pp. 58에서 재인용

반면에 한국의 경기변동에서 관찰되었지만 외국의 정형화된 사실과 부합하지 않는 몇 가지 경우는 다음과 같다.

-
- 1997년 이후 민간총소비의 변동성은 소득의 변동성을 상회한다.
 - 도, 소매업과 음식, 숙박업의 취업자수는 경기와의 관련성이 뚜렷하지 않다.
 - 명목임금은 경기와의 관련성이 뚜렷하지 않지만 실질임금은 경기순응성이 강하다.
 - 정부지출과 통화량은 경기와의 관련성이 뚜렷하지 않다.

출처 : 조하현 · 황선웅(2009), pp. 58에서 재인용

위의 경기변동의 정형화된 사실들은 외국과 한국의 차이가 있는 것도 있지만 공통적인 요소들도 존재한다. 또한 지역적인 차원에서의 정형화된 사실은 매우 다르게 나타날 것으로 예상된다.

한편 정형화된 사실을 연구하는 분야와 달리, 최근에는 경기변동과 경제 구조적 측면을 연결하려는 연구가 이루어지고 있다. 대부분의 경기변동성에 대한 연구는 경기변동 요인을 통화 또는 재정 정책, 실물적인 충격 등과 같은 거시적인 관점이었으나, “시장구조, 제반 제도적 여건, 최종재화시장과 생산요소시장에서의 경직성 등과 같은 구조적인 요인과 경제충격을 연관시킨 연구”(이재준, 2011 : 7-8) 들이 진행되고 있다. 특히, 이재준(2011 : 7-8)에서는 경기변동의 안정성과 서비스산업의 역할을 연구함으로써 한국의 경기변동을 산업의 구조적인 차원에서 실증분석을 하였다. 그 결과, 서비스산업의 경제적 특성을 고려하였을 때 국민경제에서 서비스산업이 차지하는 비중이 높아질수록 경기변동성은 안정화될 것으로 예상하고 있다. 또한, 박준성 · 이은수(2009 : 4)에서는 경기변동과 고용구조의 관련성을 연구하였으며, 미국과 일본은 두 변수간의 다양한 인과관계가 존재하지만 한국은 고용변수 중에서 실업률을 제외하면 경기변동과 독립적이라고 주장하고 있다. 이는 앞서 조하현 · 황선웅(2009 : 58)의 한국과 부합하지 않은 정형화된 사실과 일치하는 것으로 나타났다.

이와 같이 본 논문에서도 제주지역의 경기변동을 경기종합지수라는 표본을 통하여, 제주지역만의 독특한 경기변동 특성을 정형화된 사실들을 확인하여 보고 경제의 구조적인 측면에서 동시에 분석하고자 한다.

2. 경기변동(Business Cycle)의 특징과 분석

경기변동은 몇 가지 주된 특징⁴⁾을 가지고 있으며, 먼저 경기변동은 상이한 국면(phase 또는 regime)들이 차례로 이어지는 일련의 과정에서 확장기, 침체기, 수축기, 회복기로 구성되어 있다. 이렇게 구분되어지는 국면은 특정한 기준으로 분류하기보다는 다양한 이론적인 경기흐름의 판단으로 2개에서 9개까지의 국면으로 구분이 가능하다. 그리고 이런 국면의 수적인 차원과 더불어 국면의 형태에서 대칭적(symmetric) 특징을 가지고 있는지에 대하여 분석하고, 만약 경기변동의 비대칭성(business cycle asymmetry)이 나타난다면 이를 분석방법에 적용하고 평가하기 위한 연구방향이 달라진다.

두 번째 특징은 경기변동이 반복되는 성질을 가졌지만 주기적이지 않다. 경기순환변동에 대한 움직임을 대부분의 경제학자들은 2차 확률차분방정식인 AR(2) 모형이 잘 묘사할 수 있다고 여겼으며, 이는 AR(2) 모형이 국면전환의 주기적이지 않은 움직임을 가장 잘 표현할 수 있기 때문이다. 이에 따라 본 연구에서도 경기변동의 순환요인을 AR(2) 모형으로 가정하여 추세 및 순환요인을 추출하였다.

마지막으로 주기가 더 짧은 소순환으로 분할될 수 없으며, 이는 경제변수의 움직임이 지속적임을 말하고 경기변동의 본질이 불규칙한 교란에 대응하여 경제시스템이 조정되는 과정에서 경제적 충격의 효과가 얼마나 지속되는가를 의미한다.

이러한 주된 특징을 가진 경기변동은 기본적으로 추세변동(T), 순환변동(C)인 경기적 요인과 계절변동(S), 불규칙변동(I)인 비경기적 요인으로 구성된다고 다음과 같이 가정하고 있다.

$$\text{가법적 결합} : Y = \underbrace{\frac{T+C}{\text{경기적}}}_{\text{경기적}} + \underbrace{\frac{S+I}{\text{비경기적}}}_{\text{비경기적}} \quad \text{승법적 결합} : Y = \underbrace{\frac{T \times C}{\text{경기적}}}_{\text{경기적}} \times \underbrace{\frac{S \times I}{\text{비경기적}}}_{\text{비경기적}}$$

먼저 계절요인(S)은 기후, 제도, 관습 등과 같이 1년을 주기로 반복하여 나타나는 것이며 다른 요인에 비해 명확한 요인을 가진 변동이다. 불규칙요인(I)은 1년

4) 조하현 · 황선웅(2009), pp. 8-13을 활용함

보다 짧으며 천재지변, 전쟁 등 단기적이면서 우연적인 요인에 의해 비순환적으로 나타나는 변화이다. 이 요인은 단기에는 원상태로 회복되지만 크기에 따라 어떤 불규칙요인은 경제구조에 상당한 영향을 준다. 그리고 추세요인(T)은 경제변수들이 여러 충격들의 영향으로 상승과 하락을 반복하지만 장기적으로도 상승과 하락하는 경향이다. 이는 큰 외부적 충격이 없는 경우에 장기간 지속성을 유지하려는 것을 의미하고, 추세요인은 인구증가, 신기술 및 자원의 개발, 교육수준 및 경영기법의 혁신 등으로 경제규모가 증가하면서 나타나는 변화이다. 순환요인(C)은 추세변동으로부터 순환성을 가지는 편차이고 전체적으로 순환적인 경제활동을 의미한다. 따라서 전체 경기변동에서 경기의 흐름에 따라 변화하는 변동은 추세요인과 순환요인이라고 할 수 있다(김혜원, 2004 ; 백용기, 1993 ; 심원철, 2008). 이러한 경기변동에서 경기순환은 추세요인과 순환요인에 의한 변동을 의미하고 “성장순환(growth cycle)은 추세요인에 의한 변동”(강기춘, 1994 : 225)을 말한다. 하지만 일반적으로 경기변동과 경기순환은 크게 구분하지 않는다.

마지막으로 결합 형태 측면에서는 경기변동을 크게 두 가지를 가정한다. 먼저 가법적 결합은 구성요소들이 서로 독립적이고, 승법적 결합은 요소들 사이에 서로 독립적이지 않다고 가정한다. 양자에 의한 가정의 적절성은 각 경제변수의 특성에 비추어 분석한다.

1) 경기순환의 특징

경기순환의 중요한 특징은 지속성(persistence)과 공동변화(comovement)⁵⁾인 2가지 특징을 갖는다<표 II-4 참조>. 이러한 경기순환에 대한 연구는 직접적으로 경제행위에 대한 관찰이 불가능하기 때문에, 많은 경제행위들을 거시경제시계열의 내부적인 측면이나 서로 다른 시계열 사이의 관계적인 측면에서 간접적으로 연구한다. 따라서 내부적인 측면에서는 경제시계열에서 어떤 경제 충격의 효과가 계속되거나 확장되는 것을 의미하는 지속성의 특징이 있고, 반면에 시계열 사이의 관계적인 측면에서는 생산, 소비, 투자 등과 같은 변수들이 비슷한 순환의 움직임을 나타내는 공동변화의 특징이 있다.

5) "comovement"를 김기형(1999), pp. 34에서는 공행성으로, 김병우(2005), pp. 511에서는 동조성으로 언급한다.

<표 II-4> 경기순환적 특징

구분	지속성(자기상관)	공동변화
개념	경제에 대한 충격의 효과가 계속되는 것(현재 경제상태 및 변화가 미래까지 지속적으로 영향을 주는 것)	경제활동들이 상호관련을 가지면서 거의 동시에(때로는 시차가 있을 수도 있음) 변화하는 현상
측정 방법	<ul style="list-style-type: none"> - 자기상관계수 측정 - 단위근 검정(지속성의 여부 검정) - 장기지속성 측정(시계열모형, 비모수적 측정, 비관측인자 모형 등을 이용) 	<ul style="list-style-type: none"> - 교차상관계수 측정 - feedback 계산(변수 간의 선형적인 상호관련성 측정) - 공적분 검정(장기적인 균형관계의 존재 여부 판단 가능)

출처 : 강기춘(1999), pp. 3-6에서 재인용

공동변화와 관련된 연구는 박성익·유병철(2012 : 127-154)이 있으며, 이 연구에서는 지역별 경기변동과 지역별 소득 격차의 비대칭적 관계를 공적분 모형으로 추정하였다. 그 결과, 지역별 순환변동에 차이가 존재하는 것을 밝히고 있으며 우리나라에서 1인당 지역소득의 격차가 지속적으로 확대되고 여러 지역에서 추세변화가 동시에 존재하는 것으로 주장하고 있다. 또한 강기춘(1999 : 1-24)에서는 지역별 산업생산의 경기순환적인 특징을 교차상관계수, feedback 계산 등과 같이 다양한 방법을 이용하여 측정하고 있다. 이종하·황진영(2012 : 2645-2664)에서는 금융시장의 발전이 경기변동과의 관련성을 VEC모형으로 분석하였다. 이때 금융시장은 금융심화의 정도를 반영하는 대리변수를, 경기변동은 실질GDP를 이용하였다. 이외에도 공동변화에 관련하여 거시경제 변수들을 활용한 사례를 상당히 많이 찾을 수 있다.

한편, 지속성 관련 연구는 김진옥·강기춘(1996 : 95-117)이 있으며, 이 연구에서는 실질환율의 장기변동행태를 분석하고 실질환율의 장기적 지속성을 추정하기 위하여 ARIMA모형에 의한 방법, 비모수적인 방법, 비관측인자모형을 이용하였다.

2) 추세변동과 순환변동

앞서 언급하였듯이, 추세변동은 일반적으로 인구증가, 자본축적, 기술진보 등에 의하여 나타나는 것으로 해석되기 때문에 장기적인 경제성장, 경제발전의 의미로서 지속적인 성장을 말한다. 따라서 거시경제학과 관련된 시계열의 추세와 추세를 이탈하는 변동성은 경기변동이론의 주요한 연구 대상이며, 이에 대한 개념들은 보통 단순한 시간추세 또는 확률추세로 가정한다.

일반적으로 추세는 “시계열의 영속적 변동을 나타내는 비정상이며 저빈도(low frequency)의 움직임”(김기형, 1999 : 35-36)이라고 정의하고 순환변동치는 “정상성 확률과정을 나타내는 고빈도(high frequency)의 변동”(김기형, 1999 : 35-36)이라고 정의한다. 이러한 저빈도와 고빈도를 기준으로 정의하는 고전적 순환변동은 장기추세와 단기순환간의 2분법적인 견해이다. 이러한 견해는 Nelson and Plosser와 1980년대 새로운 연구들에 의해 경제시계열이 지니고 있는 장기특성인 확률적 추세와 임의보행 확률과정을 고려하지 않기 때문에 잘못된 접근(강기춘, 1999 : 2)으로 비판받고 있다. 특히 경기종합지수를 작성하는 기본적인 틀인 NBER(National Bureau of Economic Research)의 작성방식은 2분법적인 견해에 근거하고 있다고 할 수 있다(강기춘, 1999 : 2).

장기적인 지속성의 특성인 확률적 추세는 임의보행(random walk)의 확률 과정이다. 이러한 확률 과정이 존재한다는 것은 경제시계열에서 시계열 내부의 기존의 균형으로 돌아오지 않는 영구적인 충격이거나 외부적 충격이 감소하지 않는 현상들이다. 이러한 확률적 추세(임의보행)는 경기순환의 중요한 특징적인 현상인 공동변화(comovement)에 거각된 결과들을 도출할 수 있다. 즉, 어떤 경제시계열이 확률적 추세(또는 임의보행, 단위근)를 가지고 있다는 것은 경제 충격의 영향이 단시간에 사라지지 않기 때문에 가성회귀(spurious regression)가 발생할 수 있다. 이러한 가성회귀가 발생하는 이유는 “확률적 추세를 확정적 추세로 가정하여 회귀분석방법으로 추세를 제거한 후, 순환요인으로 활용한다면 단순하게 표본의 수가 증가함에 따라 상관관계가 없는 변수들 사이에 강한 상관관계”(김진욱·강기춘, 1996 : 98)가 나타나기 때문이다. 따라서 추세변동에서 있어서 확률 추세를 고려하지 않고서 경기변동을 분석하는 것은 큰 오류를 범할 수 있다.

이런 이유로 본 논문에서는 확률적 추세까지 고려하여 제거한 순환변동인 성장

률순환(growth rate cycle)⁶⁾을 이용하였고, 성장률순환요인을 추출하기 위하여 칼만 필터를 사용한 상태공간모형을 구성하였다. 그리고 추출된 성장률순환요인의 특징들을 추론하기 위하여 VAR 모형에 적용하였으며 충격 전달과정과 지표들의 반응을 분석하였다. 이러한 분석 방법들은 경기변동이론을 실증적으로 밝힐 수 있는 계량모형인 구조모형과 시계열모형에서 시계열모형에 중점적으로 초점을 두는 것이다.

3. 제주지역 경기변동(Business Cycle)의 특성

1) 제주지역 지역총생산(GRDP)의 경기변동 분석

지역 경기의 현실 반영도가 가장 우수한 지표는 지역총생산(GRDP)이지만, 앞서 언급하였듯이 경기변동은 지역총생산으로만 분석하기보다는 다양한 변수를 동시에 고려해야 한다. 그리고 지역총생산의 시계열 자료는 연도별로 양적인 측면에서 적고 경기변동에 대한 세부적인 분석이 어렵다. 하지만 지역총생산은 제주지역 경제 상황을 다양한 산업 구조에서 포괄적으로 분석할 수 있는 대표적인 성격의 지표이며, 횡단면적으로 제주지역 경제 구조나 성장을 전국 또는 다른 지역과 비교·분석을 하기 위한 지표로는 가장 뛰어나다. 따라서 본 논문에서는 전국과 차별되면서 독특한 제주지역 경기변동의 특징적인 면을 분석하기 위하여 지역총생산에 대하여 간략하게 보고자 한다.

우선 지역총생산 추이는 <표 II-5>에 나타나고 있으며 2000년이래로 2005년을 제외하고 전국과 제주지역 총생산이 모두 전년대비 증감률이 양수로 증가하는 추세이다. 이를 더 구체적으로 보기 위하여 HP 필터로 지역총생산의 순환변동치를 추출하였다<그림 II-1 참조>. 비교한 결과, 음영으로 표시된 부분(2003~2006년, 2008~2013년)이 전국과 제주지역이 반대방향으로 변동하고 있었으며, 이에 대한 원인을 찾기 위하여 경제활동의 가장 근본적인 측면인 산업구조를 우선적으로 살펴보고자 한다.

6) 조하현·황선웅(2009), pp. 13에서 성장률순환으로 따로 정의하고 있는 것을 활용하였다.

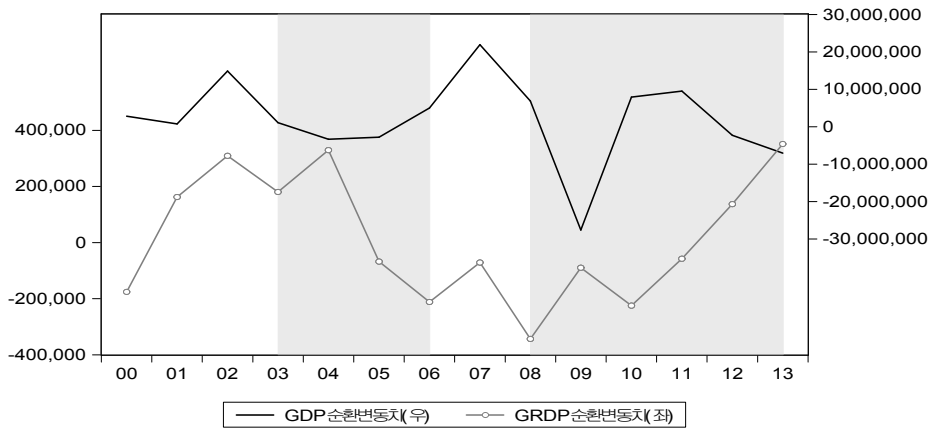
<표 II-5> 지역총생산 추이(2010년 기준)

(단위 : 백만원, %)

구분	전국	전년대비 증감률	제주	전년대비 증감률
2000	829,334,843	8.35	7,611,530	9.13
2001	870,295,588	4.94	8,272,381	8.68
2002	927,836,273	6.61	8,741,335	5.67
2003	957,546,574	3.20	8,931,325	2.17
2004	996,689,685	4.09	9,396,694	5.21
2005	1,040,722,786	4.42	9,315,943	-0.86
2006	1,091,879,984	4.92	9,494,029	1.91
2007	1,151,843,196	5.49	9,967,185	4.98
2008	1,179,446,782	2.40	10,041,120	0.74
2009	1,187,344,240	0.67	10,656,840	6.13
2010	1,265,146,117	6.55	10,898,916	2.27
2011	1,308,881,621	3.46	11,455,724	5.11
2012	1,338,985,832	2.30	12,048,392	5.17
2013	1,376,143,497	2.78	12,664,287	5.11

출처 : 통계청, 국가통계포털(kosis.kr), 「행정구역(시도)별/경제활동별 지역내총생산」

<그림 II-1> 전국과 제주지역의 지역총생산 순환변동치 비교



주 : 순환변동치를 추출하기 위하여 HP필터($\lambda=100$)을 사용하였다.

제주상공회의소(2015 : 12)에 의하면 2013년 기준으로 제주지역의 산업구조는 농림어업과 서비스업에 대부분 편중되어 있다. <표 II-6>에 나타난 것과 같이, 전국의 산업구조와 비교할 때 ‘농림어업’, ‘전기, 가스, 증기 및 수도사업’, ‘건설

업', '운수업', '숙박 및 음식점업', '부동산 및 임대업', '공공행정', '국방 및 사회보장행정', '교육서비스업', '보건업 및 사회복지서비스업', '문화 및 기타서비스업'의 비중은 전국보다 높은 비중이지만, '제조업', '도매 및 소매업', '정보 및 통신업', '금융 및 보험업', '사업서비스업'은 전국보다 낮다. 특히 생산, 수출 및 고용의 증가에 대한 기여가 높고 전후방 산업에 대한 파급효과가 큰 산업인 제조업은 전국(31.1%)에 비하여 제주지역은 매우 낮은 비중(2.6%)이다. 또한 지역산업의 고도화에 기여하는 산업인 '정보 및 통신업', '금융 및 보험업' 등도 제주지역은 낮은 비중을 차지한다.⁷⁾ 그리고 1차 산업(18.1%)과 3차 산업에 집중되어 있는 산업구조는 2차 산업인 제조업(28.3%)에 집중되어 있는 전국의 산업구조를 가진 경기변동의 흐름과 반대로 변동하는 원인이라고 판단된다.

<표 II-6> 전국 및 제주의 산업구조 변화

(단위 :%, %p)

구분	전국			제주		
	2005	2013 ^p	변화 (‘05-‘13)	2005	2013 ^p	변화 (‘05-‘13)
1.농림어업	3.2	2.3	-0.8	18.1	15.0	-3.0
2.광업	0.3	0.2	-0.1	0.3	0.2	-0.1
3.제조업	28.3	31.1	2.8	3.2	2.6	-0.6
4.전기,가스,증기 및 수도사업	2.1	1.7	-0.4	2.3	2.1	-0.2
5.건설업	6.4	4.9	-1.6	8.4	8.4	0.0
6.도매 및 소매업	8.4	9.1	0.7	7.8	8.9	1.1
7.운수업	4.3	3.6	-0.7	4.8	4.9	0.1
8.숙박 및 음식점업	2.6	2.6	-0.1	5.6	6.6	1.0
9.정보 및 통신업	4.7	3.9	-0.9	2.7	2.2	-0.5
10.금융 및 보험업	6.5	5.5	-1.0	6.2	4.7	-1.5
11.부동산업 및 임대업	8.7	7.9	-0.8	9.3	8.4	-0.9
12.사업서비스업	6.0	7.4	1.4	2.3	3.9	1.6
13.공공행정,국방 및 사회보장행정	6.8	7.2	0.3	12.1	13.6	1.4
14.교육서비스업	5.5	5.5	-0.1	7.4	7.2	-0.1
15.보건업 및 사회복지서비스업	3.2	4.1	0.9	4.5	5.5	1.0
16.문화 및 기타서비스업	3.0	3.1	0.1	5.0	5.8	0.8

출처 : 제주상공회의소(2015), pp. 12에서 재인용

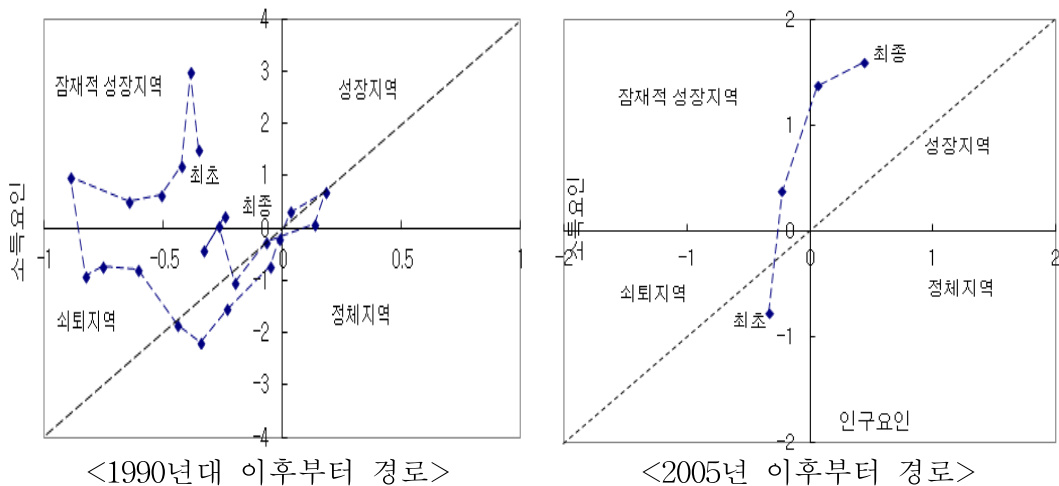
7) 제주상공회의소(2015), pp. 13에서 제주지역과 전국의 명목성장률 격차를 활용하여 전이·할당모형 중의 하나인 Henderson의 지역성장률격차모형을 이용한 결과를 보면 '제조업, 정보 및 통신업, 금융 및 보험업'은 열위산업이다.

제주상공회의소(2015 : 13)에서 클라센(Klaassen)이 제시한 ‘지역순환가설’을 바탕으로 지역의 소득과 성장률 변화를 나타내는 지표를 통하여 지역변동경로를 분석하였다. 여기서 사용된 지역순환가설은 시계열상에서 지역 소득과 성장률을 전국 평균과 비교하면 성장지역 → 정체지역 → 쇠퇴지역 → 잠재적 성장지역 → 성장지역으로 순환한다는 가설이다(허문구·안기돈·이상호, 2009 : 5).

이러한 지역순환의 유형에서 성장지역은 1인당 소득수준과 성장률 모두 전국 평균보다 높지만 쇠퇴지역은 두 요인이 전국 평균보다 낮다. 그리고 잠재적 성장지역은 소득 성장률이 전국 평균보다 높지만, 소득수준은 전국 평균을 밑도는 지역인데 비해 정체지역은 그 반대 방향으로 나타나는 지역이다(허문구·안기돈·이상호, 2009 : 5).

최근 제주지역의 지역변동경로 분석은 <그림 II-2>의 우측 그림이고 상대적 1인당 소득(명목소득 기준)의 인구요인과 소득요인을 통하여 지역변동경로를 나타내고 있다. 제주지역은 2010년 이전에는 쇠퇴지역에서 잠재적 성장지역에 편입되었으나 2010년 이후 성장지역으로 편입하였으며 2010년 이전에는 상대적 일인당 소득이 45° 선의 아랫부분에 위치하여 소득수준이 하락하였다(제주상공회의소, 2015 : 13).

<그림 II-2> 제주의 지역변동 경로



출처 : 제주상공회의소(2015), pp. 13과 제주상공회의소(2014), pp. 15를 재인용

그리고 제주지역 경제가 1차 산업과 3차 산업의 발전에 따라 1970년대 이후 지속적으로 성장했으나 1990년대에는 농산물 시장 개방으로 제주 농업의 경쟁력이 약화되고 관광산업도 최근 관광시장의 여건변화, 관광패턴 변화에 따라 낮은 성장세를 유지하고 있는 상황이었다<그림 II-2 좌측 그림 참조>.

2) 전국과 제주지역 경기변동의 전반적인 차이

경기종합지수는 경기예측방법 중에서도 가장 우수한 경기지표이고 전국 또는 지역 경제활동의 변화수준인 경기를 파악할 수 있는 대표적인 지표이다. 이러한 경기종합지수를 제주지역에서는 “지역 경제의 경기국면 및 전환점을 파악하여 지역 경제 동향 분석 및 경기예측에 활용될 수 있도록 하며, 지방정부의 지역경제정책 및 지방기업들의 생산과 투자에 대한 의사결정에 기초자료로 활용되고 합리적인 경제정책을 수립하는 데 도움이 되고자”(고성보, 2003 : 4~5) 하는 목적에서 개발되었다.

또한 경기종합지수의 순환변동치⁸⁾는 지역적으로 독자적인 경기변동을 반영하고 정확히 파악하기에 유용한 지표이며, 특히 지역총생산으로만은 파악할 수 없는 지역적으로 독특한 경기변동을 분석할 수 있다. 하지만 각 지역마다 다른 구성지표를 활용하여 경기종합지수를 작성하기 때문에 지역 내부에서 경기 판단함에 있어서는 유용하지만 전국 및 다른 지역과의 변동을 비교함에 있어서는 한계가 존재한다.

따라서 이런 한계로 인하여 본 논문에서는 전체적으로 전국과 제주지역의 확장국면과 수축국면을 비교하고자 하며 확장국면과 수축국면을 가장 잘 나타내는 것은 경기동행종합지수의 공식 기준순환일이다. 기준순환일은 “국민경제(national economy) 전체의 순환변동에서 국면전환이 발생하는 경기전환점을 의미하는 데, 확장국면에서 수축국면으로 전환하는 경기정점과 수축국면에서 확장국면으로 전환하는 경기저점”(제주발전연구원, 2005 : 34)이 있다.

우선 기준순환일에 대한 기존 진행되었던 연구인 제주발전연구원(2005 : 34)에 의하면, 제주지역 경기 변동은 전국의 경기 국면과 비교할 때 확장국면이 짧고

8) 순환변동치란 경기종합지수에서 추세를 제거하여 경기변동성을 보는 것이다. 따라서 순환변동치는 경기가 확장국면 또는 수축국면에 있는지를 비교적 정확히 반영할 수 있다.

수축국면은 유사하게 나타났다. 제주지역의 경기정점(peak)과 저점(trough)은 전국과 비교하면 경기정점은 약 5~6개월 정도 늦게 나타났고 경기저점은 약 3~8개월 정도 늦게 나타난 것으로 연구되었다. 하지만 최근까지 발표된 기준순환일을 비교하면, 평균적으로 제주지역은 확장기가 28개월, 수축기가 16개월로 나타나고 전국은 26개월, 17개월로 나타나, 기존 연구와 다르게 확장국면과 수축국면이 모두 유사하게 나타났다<표 II-7 참조>. 하지만 2001년 5월을 제외한 제주지역의 기준순환일이 전국에 비하여 1에서 5의 시차 후행하는 것으로 나타나는 결과는 기존 연구와 동일하다(<표 II-8>과 <그림 II-3> 참조).

<표 II-7> 제주지역의 기준순환일과 국면지속기간

구분		기준순환일			지속기간(개월)		
		저점	정점	저점	확장기	수축기	순환기
제주	제1순환기		92.6	93.9		15	
	제2순환기	93.9	96.9	98.11	36	26	62
	제3순환기	98.11	00.9	01.5	22	8	30
	제4순환기	01.5	03.6		25		
	평균	-	-	-	28	16	46
전국	제5순환기	(89.7)	92.1	93.1	(30)	12	(42)
	제6순환기	93.1	96.3	98.8	38	29	67
	제7순환기	98.8	00.8	01.7	24	11	35
	제8순환기	01.7	02.12	(05.4)	17	(28)	(45)
	평균	-	-	-	26	17	51

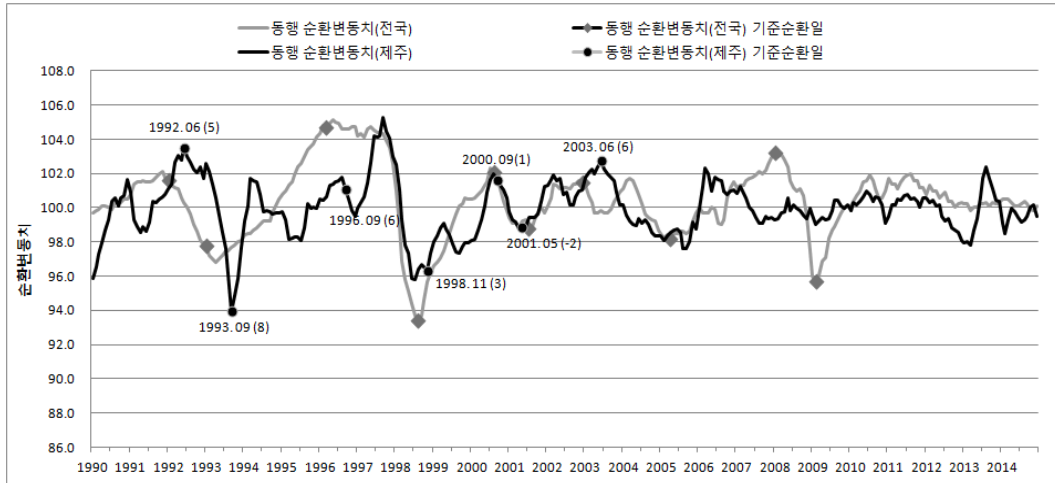
주 : 전국 기준순환일은 현재 제10순환기(저점 2009년 2월)까지 발표되었다.
출처 : 통계청(2015), pp. 77과 제주발전연구원(2015), pp. 37에서 재인용

<표 II-8> 전국과 제주지역의 기준순환일 시차

	정점	저점	정점	저점	정점	저점	정점
전국	92.1	93.1	96.3	98.8	00.8	01.7	02.12
제주	92.6	93.9	96.9	98.11	00.9	01.5	03.6
시차	5	8	6	3	1	-2	6

주 : 시차는 전국을 기준으로 계산하였고, 음의 부호이면 제주지역이 선행이고 양의 부호이면 후행을 나타낸다.

<그림 II-3> 전국과 제주지역의 동행종합지수의 순환변동치



출처 : 통계청, 국가통계포털(kosis.kr), 「제주특별자치도 경기종합지수」를 인용하여 작성

종합적으로 볼 때, 제주지역의 지역총생산을 이용하여 전국과 같은 시점인 횡단면적으로 경기변동을 분석한 결과에서는 전국과 반대방향으로 변동하였으며, 월별 자료인 경기종합지수에서는 시차적으로 제주지역의 경기변동이 전국에 비하여 후행하는 것으로 나타났다. 제주지역이 전국과 다르게 가지고 있는 지역적인 차원에서의 독특한 경기변동 특성이라 할 수 있으며 이는 지역적으로 가지고 있는 산업구조의 요인에서 찾을 수 있었다. 이를 더 구체적으로 보기 위해서는 제주지역의 1차 산업과 2차 산업, 3차 산업의 성장에 따른 경기변동과 지역의 소비, 고용의 반응을 분석할 필요가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 경기종합지수의 추세순환 계열과 구성지표의 추세순환 계열을 이용하여 제주지역 경기변동의 특성에 대한 연구를 하고자 한다.

Ⅲ. 추세와 순환성분 추출법 및 충격 전달과정 분석 방법

추세요인 및 순환요인을 추출하는 대표적인 방법들을 살펴보면, 비관측요소모형(unobserved component model), HP(Hodrick-Prescott) 필터, BK(Baxter-King) 필터, band-pass 필터 등이 있다. 이러한 방법들은 “시간 영역(time domain)과 진동수 영역(frequency domain)의 분석법으로 구분되고 대부분의 이러한 방법들이 시간 영역에 해당되고 BK 필터 방법은 진동수 영역”(Park and Seong, 2014 : 432)에 속한다. 또한 비관측요소모형에는 Beveridge and Nelson(1981) 분해법, Harvey(1987) 분해법 등이 있다. 이러한 방법들 중에서 현재 경기종합지수 작성에 주로 활용되는 HP 필터와 비관측요소모형인 Clark(1987)의 방법, 구조적 시계열 모형(계절효과모형)을 이용하여 제주지역 경기종합지수의 개별 지표들에 대한 순환요인과 추세요인을 추출하고자 한다. 그리고 비관측요소모형을 이용하여 추출된 성장률 순환요인과 확률추세요인의 분산 비율을 비교하였으며, 경기종합지수 구성지표들의 순환요인이 각각 전체 경기변동에 전달되는 충격 효과를 VAR 모형을 이용하여 분석하였다.

1. 경기종합지수 작성에 활용되고 있는 추세추출법

1) 경기종합지수 작성 방법

1960년대 미국 NBER에서 처음 개발된 경기종합지수는 현재까지 여러 나라에서 많이 사용되어 왔다. 한국에서는 1960~70년대 경제개발 5개년 계획과 석유 파동 등 급변하는 경제상황을 신속하게 파악함에 있어 한계를 인식하여 1981년 3월 처음으로 19개 지표인 선행 9개, 동행 5개, 후행 5개의 지표를 공표하였다.

경기종합지수는 1990년대에 들어서는 지역 단위의 경제구조를 고려하여 지역 경기종합지수의 필요에 따라 1994년 대구·경북이 작성하기 시작하였고 1995년

에는 부산 및 충북 지역에서도 개발하였다. 현재에는 대구, 대전 및 충북, 인천, 부산 등의 다양한 지역에서 동행지수 또는 선행지수가 공표되고 있다(김봉한·이연호·이종상, 2002 : 7).

제주지역 경기종합지수는 2003년 12월 제주발전연구원에서 경기동행종합지수가 최초 개발되어 비농가취업자수, 산업생산지수, 관광객수, 농산물소득, 산업생산지수(소비재), 전력사용량(주택용)의 6개 지표가 사용되었으며, 2004년 2월에는 경기동행종합지수가 공표되었다. 그 후, 2005년 경기동행종합지수의 소비지표로서 산업생산지수(소비재), 전력사용량(주택용)을 대형마트판매액, 전력판매량(주택용)으로 변경하였으며, 2006년 1월부터는 제주지역 경기선행종합지수를 건축허가면적, 소비자물가지수, 전국도소매판매액지수, 전국산업생산지수, 서귀포지역평균기온, 신용카드사용상품구매액(실질)의 6개 지표를 공표하였다.

2010년 6월 동행지수는 ‘산업생산지수’에서 ‘광공업생산지수’로, 선행지수는 ‘전국도소매판매액지수’에서 ‘서비스업생산지수(도매 및 소매업)’로, ‘전국산업생산지수’에서 ‘광공업생산지수(전국)’로 구성지표를 수정하였다.

현재 동행지수는 취업자수, 광공업생산지수, 관광객수, 농산물소득, 대형마트판매액, 전력판매량(주택용)의 6개 지표로 공표되고 경기종합지수의 보조지표로서 순환변동치, 순환변동치 전월차, 전년동월비 등을 통계청과 제주발전연구원에서 발표하고 있다.

<표 III-1> 제주지역 경기동행종합지수 구성지표

시작 시기	구성변수	비고
2004년 2월	취업자수, 산업생산지수, 관광객수, 농산물소득, 산업생산지수(소비재), 전력사용량(주택용)	6변수
2006년 1월	취업자수, 산업생산지수, 관광객수, 농산물소득, 대형마트판매액, 전력판매량(주택용)	6변수
2010년 6월	취업자수, 광공업생산지수, 관광객수, 농산물소득, 대형마트판매액, 전력판매량(주택용)	6변수

출처 : 제주발전연구원(2015), pp. 37

제주지역 경기종합지수를 작성하는 과정은 경기변동의 경기적 요인인 추세변동(T), 순환변동(C)과 비경기적 요인인 계절변동(S), 불규칙변동(I)에서, 먼저 비경기적 요인을 제거하는 작업을 한다. 여기서 비경기적 요인을 제거하는 작업을 위해서 X-12-ARIMA 계절조정과 3개월이나 6개월 말항 이동평균을 이용하여 경기종합지수인 추세순환계열을 산출한다(고성보, 2003 : 7).

이렇게 산출된 추세순환계열은 각 지표마다 진동하는 폭이 큰 시계열이 전체 계열에 미치는 영향을 평균화시키기 위하여 각 구성지표들의 경기변동에 반응하는 순환진폭을 조정한다. 이러한 조정과정에는 구성지표들을 상호 비교하기 위한 표준화작업, 진폭조정 작업이 있다. 그 다음으로 시작 년월을 100으로 하여 조정된 평균증감률을 누적하여 경기종합지수의 원지수를 산출하고 이를 기준년도로 조정하여 제주지역 경기종합지수를 산출한다(고성보, 2003 : 7).

제주지역 경기종합지수를 산출하기 위해서 가장 우선되어야 할 작업은 후보지표를 가공하여 경기종합지수의 구성지표를 선정하는 것이다. 이러한 작업은 비경기적으로 이루어지는 개편작업을 하거나 경기종합지수를 개발할 때⁹⁾, 개별 지표들간의 관계를 분석하여 동행, 선행, 후행하는 지표를 선정하는 과정이며 그 가공하는 과정은 다음 <그림 III-1>과 같다.

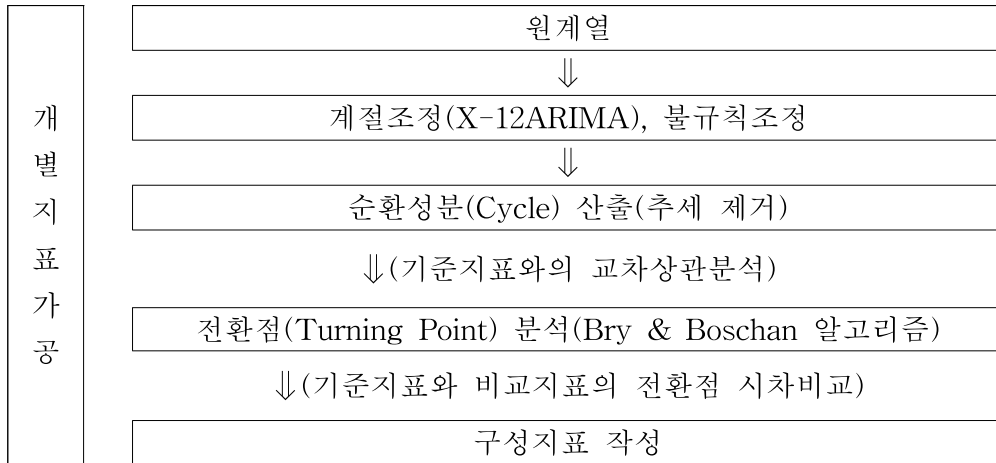
개편작업 중에서도 경기변동에서 계절변동(S), 불규칙변동(I)를 추출하는 과정은 동일하다. 하지만 경기변동 중에서 추세요인이 상당히 강하기 때문에 시계열 사이의 상관관계가 과장될 것을 피하기 위하여 추세변동(T)을 제거하는 작업을 추가적으로 한다. 이때 전국경기종합지수 작성에 사용되는 추세 추출법은 PAT 방법과 HP 필터를 함께 사용하지만 지역차원에서는 주로 HP 필터(평활화 계수 $\lambda = 14400$ 기준)를 사용한다. 이는 PAT 방법을 활용할 때에 기준이 되는 전체 경제 관련 통계자료(GDP 등)가 지역차원에서는 확보하는 것이 어렵기 때문이다.

마지막으로, 추출된 순환변동치를 이용하여 각 후보 지표들 간의 교차상관분석, 전환점 시차분석 등과 같은 경제시계열의 공행성 분석을 중심으로 제주지역의 경제 관련 후보 지표들을 대표할 수 있는 경기종합지수의 구성지표를 선정한다. 이런 과정을 거쳐서 선정된 지표가 현재에는 앞서 언급한 6개의 지표이다. 따라서 고용부문에서의 취업자수, 생산부문에서의 광공업생산지수, 관광객수, 농산물

9) 현재 전국경기종합지수는 2012년 제8차까지 개편이 이루어졌다.

소득, 소비부문에서의 대형마트판매액, 전력판매량(주택용)은 각 부문별 제주지역 경기변동을 나타낼 수 있는 대표적인 지표이다.

<그림 III-1> 경기종합지수 후보지표 가공 과정



출처 : 제주발전연구원(2015), pp. 37

2) X-12-ARIMA 계절조정

계절조정(Seasonal Adjustment)은 시계열에서 앞서 언급한 비경기적 요인인 계절요인과 불규칙요인을 분해하는 것이다. 따라서 계절조정은 “요인을 분해하는 단계와 사전조정단계로 두 가지 단계로 구분하고 있으며, 요인을 분해하는 방법에는 X-11-ARIMA와 X-12-ARIMA에 이용된 이동평균법과 TRAMO-SEATS에 이용된 신호추출법이 있다”(문권순, 2005 : 73).

이동평균법은 미국 센서스국(Bureau of the Census)의 실무적으로 경험에서 나오는 직관과 통계학의 이론적 내용을 바탕으로 작성되었으며, 1980년 캐나다 통계청은 Box and Jenkins의 ARIMA모형으로 시계열을 1~2년 연장한 후 X-11법을 활용한 X-11-ARIMA를 제안하였고 여기에 1996년 미국 센서스국은 이동평균법에 모형접근법을 결합한 계절조정방법인 X-12-ARIMA를 제안하였다(이금희·이혜영, 2013 : 20-25). 하지만 X-12-ARIMA는 이동평균필터를 단순하게 반복하여 이용하는 경험적인 방법이지만, TRAMO-SEATS는 신호추출법의 이론을 활용하여 비관측요인을 분해하는 방법을 적용하고 있다. 이는 “X-11과

SEATS의 계절조정 필터를 나타낸 것으로 이론을 바탕으로 한 SEATS 필터가 X-11 필터에 비해 계절변동을 보다 정교히 추출한 것”(이궁희·이혜영, 2013 : 20-25)으로 보이고, 이론적인 측면에서는 TRAMO-SEATS 방법이 더 우수한 평가를 받고 있다. 이에 따라 2012년에 미국 센서스국은 X-12-ARIMA와 TRAMO-SEATS를 같이 적용할 수 있는 새로운 계절조정 프로그램인 X-13ARIMA-SEATS를 공식적으로 발표하고 계절조정방법을 기존 X-12-ARIMA에서 X-13ARIMA-SEATS로 전환하고 있다(이궁희·이혜영, 2014 : 134).

현재 한국의 경우에는 미국 센서스국의 X-12-ARIMA를 한국 실정에 맞게 개편한 계절변동조정방법(BOK-X12-ARIMA)을 이용하고 있다. 이러한 계절조정은 한국에서만 가지고 있는 1년 주기의 계절요인과 명절, 조업일수 등 규칙적 변동을 경제시계열에서 통계적으로 제거하는 절차를 말한다. 통계청(2012 : 7)에 의하면 X-12-ARIMA는 반복적인 3단계로 이루어져 있다. 우선적으로 사전조정(RegARIMA)을 거치고 계절조정(X-11)을 한 후에 계절조정계열을 생성한다. 마지막으로 계절조정의 적절성을 평가하기 위하여 사후진단(Sliding Span, M, Q통계량, 스펙트럼 분석 등)을 하고 만약 검정결과가 적절하지 않으면 다시 조정하여 앞의 3단계를 반복한다.

먼저 사전조정을 하는 “RegARIMA모형은 구조변화, 특이항 및 요인변동 등을 회귀변수의 더미변수로 추가하고 계절ARIMA모형인 (p,d,q)(P,D,Q)s으로 구성된 모형이고 계산식”(한국은행, 1999 : 3)은 다음과 같다.

$$y_t = \sum_{i=1}^r \beta_i x_{it} + z_t \dots \dots \dots (\text{식 III-1})$$

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D z_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t \dots \dots \dots (\text{식 III-2})$$

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D (y_t - \sum_{i=1}^r \beta_i x_{it}) = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\varepsilon_t \dots \dots (\text{식 III-3})$$

(식 III-1)에서 y_t 는 경제 시계열이고 x_{it} 는 r개의 더미변수이며, z_t 가 회귀잔차이다. 계절ARIMA(SARIMA) 모형을 따른다고 가정할 때, 회귀모형과 계절

ARIMA모형이 결합된 전이함수모형은 (식 III-2)을 거쳐 (식 III-3)와 같이 설정할 수 있다. (식 III-3)에서 계절ARIMA모형의 $(p,d,q)(P,D,Q)s$ 은 p -차 자기회귀모형이고 d 는 차분한 수, q -차 이동평균모형을 의미하고, 계절은 s -차분으로, P -차 계절 자기회귀모형, D 는 계절 차분한 수, Q -차 계절 이동평균모형을 의미하고 ε_t 는 정규분포인 $N(0, \sigma^2)$ 의 분포를 따른다고 가정한다. 여기에서 B 는 시차연산자로 $Y_{t-k} = B^k Y_t$ 을 의미하며, $\phi_p(a)$, $\Phi_P(a)$, $\theta_q(a)$, $\Theta_Q(a)$ 는 시차다항식이다. “RegARIMA모형의 모수들은 반복일반화최소자승법(iterative generalized least squares)에 의해 추정할 수 있으며 먼저 AR과 MA모수를 고정한 후 더미변수의 계수인 β_i 를 추정하고 이를 포함한 후 AR, MA, 더미변수의 계수를 최우추정법¹⁰⁾으로 계수들이 수렴할 때까지 반복하여 추정”(한국은행 경제통계국, 1999 : 3-4)한다.

따라서 본 연구에서는 비관측요인을 추정할 수 있는 칼만 필터를 이용한 구조적 시계열 모형(계절효과모형)의 비경기적 요인(S, I)과 경기종합지수의 원계열에서 추세순환계열을 제외한 나머지인 비경기적 요인을 비교하여 지표들의 비경기적 요인의 흐름을 비교하고자 한다.

3) Hodrick-Prescott 필터(HP 필터)

통계청 작성방법의 순환변동치 추출법은 NBER의 국면평균법인 PAT 방법¹¹⁾(Phase Average Trend)을 이용하였으나, 제주지역 경기동행종합지수를 개발하거나 작성할 시에는 순환변동치를 산출하는 방법은 HP 필터를 사용하였다(고성보, 2003 : 7-9). 이는 국면평균법(PAT)은 잠정추세치를 산출한 후 실질 GRDP 등을 이용하여 추세조정을 할 필요가 있으나 지역적으로는 GRDP 통계 시점 차이와 연도별 자료이기 때문에 국면평균법(PAT)을 적극 활용함에 있어서 한계가 따르기 때문이다(김정훈·황상연·조성중·강형우, 2013 : 12-13). 그리하여 제주지역의 경기종합지수도 HP 필터로 추세를 추출한 것으로 판단된다.

10) 최우추정법은 모집단이 어떤 종류의 분포인지를 알고 있을 때, 주어진 자료의 발생가능성인 우도함수를 가장 크게 하는 모수를 구하여 추정치로 사용하는 방법이다.

11) 국면평균법(PAT)은 1971년 미국 경제의 추세치 및 경기전환점(turning point)을 파악하기 위하여 NBER이 개발한 프로그램으로 한국을 비롯한 OECD, 세계 여러 나라에서 경기종합지수를 작성할 시에 널리 이용되는 기법이다. 이 기법은 통계청에서 사용하는 방법이나 가장 보편적인 방법은 HP 필터이다.

이처럼 지역에서 보편적으로 이용되는 HP 필터는 Hodrick-Prescott에 의해 경제학 분야에 적용된 이 필터의 원래 이름은 Whittaker-Henderson Type A filter 이고, 보험학 분야에서 오랜 시간 이용되어 오던 것이다(김혜원, 2004 : 36). 이러한 HP 필터는 (식 III-4)에서처럼 시계열 y_t 를 t 기에 추세요인인 τ_t 와 순환요인인 c_t 로 분해한다고 할 때, 추세성분의 변동치를 최소화하는 문제의 해로부터 다음 식인 (식 III-5)으로 도출할 수 있다.

$$y_t = \tau_t + c_t \quad (t = 1, \dots, T) \dots\dots\dots (\text{식 III-4})$$

$$\min_{\tau_t} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \dots\dots\dots (\text{식 III-5})$$

(식 III-5)에서 λ 는 평활화 모수(smoothing parameter)이며 임의의 상수를 의미한다. λ 를 크게 할수록 추세는 완만하게 되고 무한대로 두면 추세는 선형추세에 접근한다. 하지만 0으로 두면 순환요인($y_t - \tau_t = c_t$)의 제곱의 합이 최소가 되어 추세는 관측치와 동일하게 된다. 여기서 Hodrick-Prescott는 λ 를 연간 시계열은 100, 분기별은 1,600, 월별은 14,400으로 둘 것을 제안하였으며, 제주지역 경기중합지수는 월별 데이터이기 때문에 사용되는 상수는 14,400¹²⁾이다. 또한 확정적 추세가 있는 분기별 자료에 HP 필터를 이용하여 추출하면 국면평균법(PAT)에 의한 결과와 매우 유사하게 나타나고, HP 필터는 주로 시간공간에서 계산되어 이용하기가 간편하다는 장점이 있다(김혜원, 2004 : 37). 시간공간에서 구체적으로 다음의 식을 이용하여 T개의 극소화를 위한 1차 조건으로 계산한다.

$$\begin{aligned} c_1 &= \lambda(\tau_1 - 2\tau_2 + \tau_3) \\ c_2 &= \lambda(-2\tau_1 + 5\tau_2 - 4\tau_3 + \tau_4) \\ &\vdots \\ c_t &= \lambda(\tau_{t-2} - 4\tau_{t-1} + 6\tau_t - 4\tau_{t+1} + \tau_{t+2}) \quad t = 3, 4, \dots, T-2 \\ &\vdots \\ c_{T-1} &= \lambda(\tau_{T-3} - 4\tau_{T-2} + 5\tau_{T-1} - 2\tau_T) \\ c_T &= \lambda(\tau_{T-2} - 2\tau_{T-1} + \tau_T) \dots\dots\dots (\text{식 III-6}) \end{aligned}$$

12) 전국에서 HP 필터를 이용할 때에는 주로 한국의 장기추세는 외국과 달리 8년으로 두고서 추출한다.

(식 III-6)에서
$$A = \begin{pmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ -2 & 5 & -4 & 1 & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ 1 & -4 & 6 & -4 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & -4 & 6 & -4 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & & & & & & & & \vdots \\ 0 & \cdots & & & & \cdots & 0 & 1 & -4 & 5 & -2 \\ 0 & \cdots & & & & \cdots & 0 & 1 & -2 & 1 \end{pmatrix},$$

$\tau = (\tau_1, \dots, \tau_T)'$, $c = (c_1, \dots, c_T)'$ 라고 할 때, 이를 행렬기호를 사용하여 (식 III-7)과 같이 간단하게 나타낼 수 있다.

$$c = \lambda A \tau \dots \dots \dots \text{(식 III-7)}$$

$$y = c + \tau = \lambda A \tau + \tau \dots \dots \dots \text{(식 III-8)}$$

$$y = (\lambda A + I) \tau \dots \dots \dots \text{(식 III-9)}$$

$$\hat{\tau} = (\lambda A + I)^{-1} y \dots \dots \dots \text{(식 III-10)}$$

따라서 (식 III-7)는 (식 III-8, 9)를 거쳐 최종적으로 추세를 추정하는 식은 (식 III-10)과 같다. 이러한 HP 필터는 두 단계의 선형 필터로 해석이 가능하며, 첫 번째 단계는 데이터의 차분을 통하여 정상성을 유도하고 두 번째 단계에서는 이동평균 필터를 통하여 차분된 데이터를 매끄럽게 조작하는 것이다(Singleton, 1988 : 361 - 386).

이런 과정을 거치는 HP 필터는 계절성이 있는 원계열에 적용하면 계절성이 그대로 남게 된다. 이런 점을 보완하기 위해서 제주지역 또는 전국적으로 경기종합지수 작성할 때에는 계절성을 제거한 추세순환계열에서 HP 필터를 적용하여 순환변동치를 추출한다(김혜원, 2004 : 37).

하지만 HP 필터는 계절성과 관련된 단점뿐만 아니라, 다음과 같은 문제점들이 최근에 연구되고 있다. Cogley and Nason(1995 : 276)는 HP 필터에서 과대 차분된 경우에는 가성적인 경기변동이 나타나 잘못된 통계 분석 결과가 나타날 수 있다는 점을 주장하고, Kaiser and Maravall(2002 : 4)는 HP 필터의 끝 지점의 추정이 불안정하고 모형에서 설정된 순환요인의 상당한 오차로 인한 가성적인 결과가 도출될 수 있음을 주장한다. 또한 평활화 모수인 λ 의 크기에 대하여 인위적으로 주어진다는 점에서 HP 필터가 가지고 있는 문제로 남겨져 있다.

2. 비관측요소모형(unobserved component model)과 구조적 시계열 모형(structural time series)

경기변동이 확정적 추세요인보다 확률추세요인에 의하여 주로 변동하는 것이라고 주장하는 견해에는 Nelson and Plosser, Beveridge and Nelson, Harvey 등이 있고 이에 따른 분해방법도 다양하지만, 본 논문에서는 모형의 간편성으로 인하여 광범위하게 이용되는 Clark(1987)의 분해방법으로 제주지역 경기변동을 연구하였다. Clark(1987)는 실질GDP 자료를 이용하여 비관측요소모형으로 확률적 추세와 안정적 순환요소를 추출하였다. 그리고 이를 더 확장하여 Clark(1989)는 기본적인 단일 변량 모형(univariate model)에서 오쿤의 법칙을 적용한 이변량 모형(bivariate model)으로 실업률과 실질GDP의 비관측적인 확률추세요인과 순환요인에 대하여 연구하였으며, Clark(1987)의 단일 변량 모형은 다음과 같다.

$$y_t = \tau_t + c_t \dots\dots\dots(\text{식 III-11})$$

$$\tau_t = g_{t-1} + \tau_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-12})$$

$$c_t = \Phi_1 c_{t-1} + \Phi_2 c_{t-2} + e_t, \quad e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_e^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-13})$$

$$g_t = g_{t-1} + w_t, \quad w_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_w^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-14})$$

(식 III-11)에서 y_t 는 경제시계열이며 τ_t 는 확률적 추세요인이고 c_t 는 순환요인이며 y_t 는 두 요인의 합으로 이루어져 있다. 그리고 추세요인 τ_t 는 (식 III-12)에서처럼 τ_t 수준에 주어지는 충격은 v_t 이지만, 1차 차분을 한 변화량인 g_t 의 충격은 (식 III-14)에서 w_t 에 의하여 주어진다. 여기서 g_t 는 변화하는 성장률을 의미하게 되며 추세요인에 대한 성장률도 단위근이 존재하는 임의보행 확률과정을 가정한 다. 또한, 이전 시차(t-1)의 성장률의 변화가 다음 시차(t)의 추세요인에 영향을 주는 형태이다. 이러한 추세변동은 $\Delta^2 \tau_t = w_{t-1} + v_t - v_{t-1}$ 과 같이 나타낼 수 있어서 ARIMA(0, 2, 1) 모형에 해당되고 이런 형태의 추세변동을 설정하면 다양한 필터들을 포괄할 수 있다(황영진, 2012 : 125). 그리고 이처럼 단순하게 확률적

추세와 순환을 분리하는 차원뿐만 아니라 확률적 추세에 대하여 변화하는 성장률을 허용($\sigma_w > 0$)하는 것은 추세성분의 구성에서 중요한 역할을 한다. 김기형(1999 : 48)에서는 불변의 성장률을 가정하는 것이 부적절하기 때문에 추세성분의 변화하는 성장률을 허용하는 것은 중요하다고 한다. 따라서 추세 성장의 변화율이 상수가 아니라는 가정에서, 제주지역 경제의 추세 성장요인을 추정하고자 한다. 이는 각 지표의 원계열이 표면적으로 보이는 수치상의 증가를 보고서 경제 성장을 판단하기보다는 변화하는 성장률을 보는 것이 제주지역 경기변동의 특성을 더 정확하게 판단할 수 있기 때문이다.

(식 III-12 ~ 14)에서 v_t , e_t , w_t 는 각각 평균이 0, 분산이 σ_v^2 , σ_e^2 , σ_w^2 를 갖는 백색잡음이고 σ_w^2/σ_v^2 가 충분히 큰 값이면 추세는 부드러운 비선형의 형태를 보인다. 또한 $\sigma_v^2=0$ 이면 추세는 ARIMA(0, 2, 0)을 따르게 되고 $\sigma_w^2=0$ 이면 추세는 표류향이 상수(g_t)인 임의보행과정으로 나타난다. 마지막으로 $\sigma_w^2=\sigma_v^2=0$ 인 경우는 확정적 추세에 해당된다. 이를 설정하는 방법은 확률적 추세가 반드시 I(2) 과정을 따른다는 것은 통계적 검정에 의한 것이라기보다는 변화하는 곧, 탄력적인 형태의 추세의 성격을 반영하기 위한 것이다(Harvey, A. C. and Trimbur, T., 2008 : 41 ; 황영진, 2012 : 125). 따라서 본 논문에서는 탄력적인 형태의 추세를 전제¹³⁾로 한 g_t 를 추정하여 경기종합지수의 구성지표들을 분해하고자 한다.

(식 III-13)에서 c_t 인 순환성분은 AR(2)모형을 따르는 안정적 과정을 가정한다. 이는 김기형(1999 : 47)에서는 모형의 단순화를 위해서 통상적으로 AR(2) 또는 AR(1)을 이용한다고 밝히고 있으며, 김명직·장국현(2002 : 293)에서는 AR(2)를 가정하면 사이클(cycle)과 유사한 형태를 모형에 반영할 수 있다고 한다. 또한 시계열의 차분된 Δy_t 의 자기상관함수가 음의 부호를 나타내어 이들의 누적적인 효과로 순환 부분인 c_t 가 확률적 추세 성장률 주위에서 이탈할 경우 일정기간 후 확률적 추세의 평균값으로 다시 돌아오게 하는 현상을 모형에 반영할 수 있다고 한다. 이는 쉽게 말하자면, 앞서 언급한 순환요인이 반복되지만 주기적이지 않으면서 균형 상태로 회귀하는 특성을 반영할 수 있음을 의미한다.

13) 황영진(2012), pp. 142에서 추세변동을 설정함에 있어 '탄력적' 추세이외에 '비탄력적' 추세를 설정하여 추정하였으나 결과는 거의 차이가 없는 것으로 나타났다.

또한, 조하현·황선웅(2009 : 11)에서는 이러한 현상을 반영하는 것은 경기변동의 본질을 불규칙한 충격에 대응하여 경제시스템이 조정되는 과정을 내포하는 것으로 본다. Φ_1 과 Φ_2 는 내부적 교란을, e_t 는 외부적 교란요인을 통하여 경제시스템의 진동하는 형태의 조정과정을 나타낸다고 본다. 마지막으로 AR(2)의 추정계수인 Φ_1 , Φ_2 와 (식 III-12 ~ 14)에서의 각각 변동들의 분산인 σ_v^2 , σ_e^2 , σ_w^2 는 칼만 필터 알고리즘(Kalman Filter Algorithm)으로 추정하였다.

한편 Beveridge and Nelson분해법은 확률적 추세요인과 안정적 순환요인의 분산 간의 완전한 상관관계를 가정하고 있으며, 반면에 Clark(1989)는 두 요인 간의 완전한 독립을 가정하고 있다. 이런 측면에서는 Clark의 방법보다는 Beveridge and Nelson분해법이 현실성이 더 높지만, 완전한 상관관계를 가정할 경우 추세요인과 순환요인 변동을 분석하기가 어렵다. 따라서 본 논문에서는 완전한 독립의 가정이 비현실적이지만¹⁴⁾ 제주지역 경기변동에 대한 추세요인과 순환요인의 기여도를 각각 보기 위하여 이러한 가정을 하였고, Clark(1989)의 비관측요소모형을 상태공간상에서 표현하면 다음과 같다.

측정방정식(measurement equation)

$$y_t = [1 \ 1 \ 0 \ 0][\tau_t \ c_t \ c_{t-1} \ g_t]' \dots\dots\dots(\text{식 III - 15})$$

이행방정식(transition equation)

$$\begin{bmatrix} \tau_t \\ c_t \\ c_{t-1} \\ g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \Phi_1 & \Phi_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_{t-1} \\ c_{t-1} \\ c_{t-2} \\ g_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ e_t \\ 0 \\ w_t \end{bmatrix} \dots\dots\dots(\text{식 III - 16})$$

(식 III-16)에서 앞서 언급한 것처럼, 두 충격의 v_t 와 e_t 의 분산(σ_v^2 , σ_e^2) 중에 어느 것이 큰가 여부를 통하여 전체 제주지역 경기변동에 영향을 주는 영구성분

14) 김기형(1999), pp. 47에서는 예를 들어 생산을 감소시키는 경제의 일시적 충격들은 대개 기업 투자를 감소시키고 이는 다시 자본스톡의 감소로 이어져 추세적인 생산을 감소시킨다고 한다. 하지만 완전상관관계를 가정한 경우에는 추세요인과 순환요인의 분석이 쉽지 않다.

충격의 변동성과 일시적인 충격의 변동성 분석이 가능하다.

또한, Harvey(1989)는 위의 비관측요소모형을 구조적 시계열 모형(A structural time series model)으로 확장하였다. Clark의 단일시계열 모형에서 추세요인과 순환요인 이외에, 계절성과 불규칙 변동을 단일 모형에 적용하여 상태공간모형으로 칼만 필터 추정을 하였다. 이를 김명직·장국현(2002 : 293)에서는 계절효과모형(Seasonality)으로 소개하고 있으며 상태공간상에서의 표현은 다음과 같다.

$$y_t = \tau_t + \gamma_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-17})$$

$$\tau_t = g_{t-1} + \tau_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-18})$$

$$g_t = g_{t-1} + w_t, \quad w_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_w^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-19})$$

$$\gamma_t = -\sum_{i=1}^{s-1} \gamma_{t-i} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\epsilon^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-20})$$

(식 III-17)에서 γ_t 는 계절변동이고 ε_t 는 불규칙 변동이다. 경제시계열(y_t)은 확률적 추세(τ_t)와 계절변동(γ_t), 그리고 불규칙변동(ε_t)으로 구성되어 있다. (식 III-18, 19)는 앞서 Clark의 모형과 동일하며 (식 III-20)에서 계절변동인 γ_t 은 계절적 요인들을 연간으로 모두 합하면 평균적으로 0이 된다는 가정에 기초하고 있다. (식 III-20)에서 s 는 계절의 수이고 분기별인 경우에는 4, 월별인 경우에는 12가 된다. 계절효과모형은 계절성이 해마다 달라질 수 있는 것을 고려하여, 시계열 자체를 분석하는 측면에 있어서 추세요인과 순환요인을 좀 더 정확하게 데이터에서 이끌어 낼 수 있다. 이러한 구조적 시계열 모형은 Box-Jenkins ARIMA모형보다 시계열의 자료에 구조적인 요소들을 근거하여 추정하기 때문에 더 예측력이 우수하다고 할 수 있다(Singh and Thakur and Ram, 2013 : 61).

따라서 본 논문에서는 다음 (식 III-21 ~ 27)과 같이 계절효과모형에서 순환요인을 추가한 구조적 시계열 모형을 활용하고자 한다. 즉, 경제시계열을 추세요인(τ_t), 계절요인(γ_t), 순환요인(c_t), 불규칙요인(ε_t)으로 구성하여 경기종합지수의 경기변동을 추정하고 제주지역 경기의 특성에 대하여 연구하고자 한다.

$$\begin{aligned}
y_t &= \tau_t + \gamma_t + c_t + \varepsilon_t, & \varepsilon_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2) \dots\dots\dots (\text{식 III-21}) \\
\tau_t &= g_{t-1} + \tau_{t-1} + v_t, & v_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2) \dots\dots\dots (\text{식 III-22}) \\
g_t &= g_{t-1} + w_t, & w_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma_w^2) \dots\dots\dots (\text{식 III-23}) \\
c_t &\equiv \Phi_1 c_{t-1} + \Phi_2 c_{t-2} + e_t, & e_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma_e^2) \dots\dots\dots (\text{식 III-24}) \\
\gamma_t &= -\sum_{i=1}^{11} \gamma_{t-i} + \epsilon_t, & \epsilon_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma_\epsilon^2) \dots\dots\dots (\text{식 III-25})
\end{aligned}$$

측정방정식(measurement equation)

$$y_t = [1 \ 0 \ 1 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0] [\tau_t \ g_t \ c_t \ c_{t-1} \ \gamma_t \ \gamma_{t-1} \ \dots \ \gamma_{t-10}]' + \varepsilon_t \dots\dots\dots (\text{식 III-26})$$

이행방정식(transition equation)

$$\begin{bmatrix} \tau_t \\ g_t \\ c_t \\ c_{t-1} \\ \gamma_t \\ \gamma_{t-1} \\ \vdots \\ \gamma_{t-10} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Phi_1 & \Phi_2 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \hline 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & \dots & -1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & & \ddots & & \vdots & \vdots & \\ 0 & 0 & & \dots & & 1 & 0 & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_{t-1} \\ g_{t-1} \\ c_{t-1} \\ c_{t-2} \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \\ \vdots \\ \gamma_{t-11} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ w_t \\ e_t \\ 0 \\ \epsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (\text{식 III-27})$$

3. 칼만 필터(Kalman Filter)를 이용한 모수 추정

1) 칼만 필터(Kalman Filter)

상태-공간모형인 비관측요소모형의 추정은 조건부평균과 분산을 이용하여 모집단의 확률 분포를 알고 이를 우도함수로 표현할 수 있다는 일반적인 개념으로 추정할 수 있다. 따라서 조건부예측오차와 분산을 계산하고 이를 활용하여 우도함수를 설정한 다음, 미지의 모수에 대한 수치최적화하는 알고리즘(Algorithm)을 가지고 조건부예측오차와 분산을 계산하기 위하여 칼만필터기법을 사용한다.

일반적으로 칼만필터링(Kalman Filtering)은 “주어진 정보를 사용하여 미지의

상태(state)를 최선을 다해 추측 및 예측하고, 추가적으로 얻은 정보를 통하여 이 추측을 교정(updating)한 뒤 이를 다음 예측에 반영해가는 일련의 반복적 학습(learning)기법”(김명직·장국현, 2002 : 298)으로 정의한다. 그리고 칼만 필터는 다양한 모형을 다룰 수 있어 전기 및 전자공학 분야, 항공학, 경제학, 의학 분야 등 다양한 분야에 적용되고 있다(이성석, 1993 : 2-3).

칼만 필터는 직접 관측이 불가능한 요인을 추정할 수 있다는 큰 장점이 있고, 직접 관측되지 않는 상태의 선형적인 초기 값의 분포를 알고 있다면 예측오차와 공분산을 통하여 우도함수를 설정할 수 있다. 그리고 설정된 우도함수로 미지의 모수에 대하여 극대화하는 최우추정량을 구하고 미지의 값을 추정할 수 있다(김명기·백용기, 2015 : 27-28).

도소희 외(2001 : 375-378)에서는 상태-공간 모형과 칼만필터링 추정법을 이용하여, 한국 주식시장의 합리적 거품규모를 추정하고자 KOSPI 시장 자료를 이용하여 실증적으로 분석하였다. 그 결과, 주식시장의 거품은 현금배당과 자금변동을 함께 고려하였을 때 더 정확한 추정결과를 얻을 수 있다고 주장한다. 김명기·백용기(2015 : 27)에서는 월별 GDP를 추정하고 이를 경기판단의 중심지표로서 제시하고 있으며, 이 연구에서 GDP 분해 시 활용된 시간분해 방법론에서 상태공간모형을 설정하고 칼만 필터로 추정한다. Christos, C.(2015 : 5-6)에서는 키프로스(Cyprus)의 실질 GDP와 실업률을 비관측요소모형으로 전환하여 칼만 필터로 모수를 추정하였다. 박재민·전재식(2007 : 67-87)에서는 균형실업률을 상태공간모형을 이용하여 추정하였으며 추세인자와 순환인자로 나누어서 Clark(1987)의 방법을 이용하고 있다. 이 연구에서는 단순히 통계적 방법에 의하여 실질 GDP에서 실업률을 분리할 것이 아니라 실업률 중 순환요인만이 물가상승률에 압력을 가한다고 가정하여 모형화하고 추정하였다. 강장구·김성환·한철우(2005 : 107-132)에서는 한국채권평가에서 공시하는 국채 수익률 자료를 활용하여 이자율 기간구조와 부도위험을 모형화하였다. 그 결과, 부도위험이 낮은 등급일수록 부도위험이 더 크다는 것을 보여주고 낮은 등급의 신용스프레드가 높은 등급에 비하여 기울기가 더 급하다는 주장을 한다. 주영진·전덕빈(2002 : 169-172)에서는 경기변동시계열의 내재적 구성요인인 장기추세와 단기변동의 분해 과정 및 이를 바탕으로 한 구조변화에 대한 해석을 실증연구와 함께 제시하고 있다.

이처럼 상태공간모형을 설정하고 이를 칼만 필터로 추정하는 기법은 보편적으로 광범위하게 사용되고 있다. 특히, 주영진·전덕빈(2002 : 169-172)에 의하면 상태공간모형에서 경기변동시계열을 장기추세와 단기변동으로 구분하여 변동 크기에 따라 경기변동이 실물부문에 의한 장기변동인지 화폐부문 등에 의한 일시적인 변동인지를 검증할 수 있다고 한다. 이러한 검증은 경기변화에 대한 직관적 해석을 높일 수 있고, 시계열이 내재하고 있는 구성요소의 구조적 변화를 모형에 적용하여 경기변동의 전환점에 대한 해석이 가능하게 된다고 한다. 이는 기본적으로 불안정한 시계열은 한 번의 충격이 지속적으로 남아 있는 확률적 추세와 일정 기간이 지나면 사라지는 순환의 합으로 이루어져, 장기추세에는 설비투자, 기술발전, 자본축적 등 경제의 실물부문에 관한 요소가 작용하고 단기변동에는 주로 통화부문에 관한 요소가 작용한다는 가정이 가능하기 때문이다. 그리고 주영진·전덕빈(2002 : 169-172)에서는 분리된 장기추세와 단기변동 관련 오차항의 상대적 크기를 통하여 경기변동의 실물부문 및 통화부문에 대한 상대적인 중요도를 검정하여 경기변동의 원인을 구분하는 데 유용하다고 주장한다. 또한, 현재 경기변동을 경제의 장기추세에 의한 것인지 단기변동에 의한 것인지는 경제 학문분야의 오래된 논점이며 어떤 가정을 하느냐에 따라 실무적 시사점도 상이하게 도출된다.

2) 칼만필터 알고리즘(Kalman Filter Algorithm)

칼만 필터에서 모수 추정을 위한 알고리즘에 대하여 구체적인 설명을 기술하고자 하며, 다음은 선형 관계식으로 표현된 상태공간상의 측정방정식과 이행방정식이다.

$$Y_t = Z_t \beta_t + e_t \quad (t = 1, 2, \dots, T), e_t \sim i.i.d.N(0, R) \dots\dots\dots(\text{식 III-28})$$

$$\beta_t = T_t \beta_{t-1} + v_t \quad (t = 1, 2, \dots, T), v_t \sim i.i.d.N(0, Q) \dots\dots\dots(\text{식 III-29})$$

(식 III-28)은 측정방정식이고 (식 III-29)는 이행방정식이다. 우선 측정방정식인 (식 III-28)에서 t시점에 Y_t 는 관측치 벡터(1×1)이며, β_t 는 미관측치 모수 벡터(k×1)이고 Z_t 는 (1×k), 오차항 벡터인 R 은 (1×1)이다. 그리고 이행방정식인 (식

III-29)에서 T_t 는 $(k \times k)$, 오차항 벡터 Q 는 $(k \times k)$ 이고 e_t 와 v_t 는 서로 독립이다.

이에 대한 각 모형을 상태공간상에 나타내는 것은 (식 III-11 ~ 27)에서 언급하였으므로 반복하지 않고자 하며 상태공간상으로 표현된 (식 III-28, 29)를 추정하는 알고리즘은 다음과 같다.

예측방정식(predicting equation)

$$\begin{aligned} \beta_{t|t-1} &= E(\beta_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = T_t E(\beta_{t-1} | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) \\ &= T_t \beta_{t-1|t-1} \dots \dots \dots \text{(식 III-30)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P_{t|t-1} &= \text{Var}(\beta_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = T_t \text{Var}(\beta_{t-1} | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) T_t' + Q \\ &= T_t P_{t-1|t-1} T_t' + Q \dots \dots \dots \text{(식 III-31)} \end{aligned}$$

예측방정식인 (식 III-30)은 조건부 평균($\beta_{t|t-1}$), (식 III-31)은 조건부 분산($P_{t|t-1}$)에 해당되고, 이를 가지고 t시점에서 관측치 Y_t 가 알려지면, 다음과 같이 1단계 조건부예측오차와 공분산 행렬을 구할 수 있다.

조건부예측오차(forecast error)와 공분산(covariance)

$$\eta_{t|t-1} = Y_t - Z_t \beta_{t|t-1} \dots \dots \dots \text{(식 III-32)}$$

$$F_{t|t-1} = \text{Var}(\eta_{t|t-1}) = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + R \dots \dots \dots \text{(식 III-33)}$$

(식 III-32)에서 예측오차는 $\eta_{t|t-1}$ 이고, (식 III-33)에서 예측오차의 공분산인 $F_{t|t-1}$ 로 표현된 상태벡터는 다음과 같은 교정과정을 거칠 수 있다.

교정방정식(updateing equation)

$$\beta_{t|t} = E(\beta_t | Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = \beta_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t' F_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1} \dots \dots \text{(식 III-34)}$$

$$\begin{aligned} P_{t|t} &= \text{Var}(\beta_t | Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) \\ &= P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_{t|t-1}^{-1} Z_t P_{t|t-1} \dots \dots \dots \text{(식 III-35)} \end{aligned}$$

(식 III-35)에서 $K = P_{t|t-1} Z_t' F_{t|t-1}^{-1}$ 은 ‘칼만교정항(Kalman gain)’이라고 부르고 칼만교정항은 예측오차 안에서 상태벡터 β_t 에 대한 새로운 정보의 할당된 가중치를 결정한다. 즉, 예측오차의 공분산인 $F_{t|t-1}$ 가 크다면, 칼만교정항은 작아져 새로운 정보에 상대적으로 적은 비중을 두게 되고, β_t 의 교정과정이 상대적으로 작게 이루어진다(김명기·백웅기, 2015 : 27-28). 관측치 벡터의 Y 의 대수우도함수는 다음 (식 III-36)과 같으며, 조건부평균과 분산을 활용하여 미지의 모수에 대한 수치최적화를 함으로써 최우추정량을 구한다.

$$L = -\frac{1}{2} \left[\sum_{t=1}^T (\ln 2\pi + \ln |F_t| + \eta' F_t^{-1} \eta_t) \right] \dots \dots \dots (\text{식 III - 36})$$

4. 벡터자기회귀모형(VAR : Vector Autoregressive model)

벡터자기회귀모형(VAR모형)은 “선형적인 경제이론을 배제한 상태에서 자료분석으로부터 경제시계열들 간의 관계에서 나타나는 특징적인 현상을 도출하고자 시도된 다변량시계열모형(multivariate time series model)”(강기춘, 2010 : 215)으로 정의하고, 이러한 VAR모형에 사용되는 변수들(2개 이상의 시계열)은 최대한 많은 정보를 포함시켜야 한다. 하지만 모형자체가 경제이론에서 근거하지 않으며 특정 목적에 따라서 변수선택이 달라질 수 있기 때문에 VAR모형을 비이론적인 거시경제모형이라고 부른다.

이러한 비이론적인 VAR모형이 보편적으로 사용된다는 것은 몇 가지 장점을 가지고 있기 때문이다. 우선적으로 VAR모형은 구조방정식 모형과 달리, 간단한 구조를 가정하여 변수들 사이의 경제충격에 대한 내생변수들의 동태적 반응을 분석할 수 있다. 이러한 장점으로 인하여 공적분 VAR모형(cointegrated VAR model), 구조적 VAR모형(structural VAR model) 등 다양하게 응용된 모형들이 개발되었다. 그리고 기본적으로 VAR모형은 각 변수 간의 인과관계를 규명할 수

있는 인과성(causality) 검정¹⁵⁾, 시계열에 예상치 못한 충격이 발생할 때 모형 내에서 모든 변수들의 반응을 나타내는 충격반응함수(impulse response function), 변수의 충격이 모형 안에서 설명하는 비율을 의미하는 예측오차 분산분해(forecasting error variance decompositions)와 같은 다양한 분석방법을 통하여, 모형에서 충격의 전달과정과 파급효과, 각 충격의 상대적인 중요도를 분석할 수 있다. 마지막으로 비이론적인 모형이라고 비판받는 반면에, 사전적인 이론적 지식이 없는 순수한 변수들의 시계열적 행태를 근거로 하여 변동의 전달과정을 분석할 수 있다는 점에서 매우 유용하다(정동빈, 2007 : 1-2).

이처럼 보편적으로 사용되는 VAR모형은 일반적인 n-차원 벡터 $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$ 가 있을 때, 이를 p-차 벡터자기회귀모형으로 나타내면 다음 (식 III-37)과 같다.

$$y_t = C + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (t = 1, 2, \dots, T) \dots\dots (식 III - 37)$$

(식 III-37)에서 교란항에 대한 가정은 $E(u_t) = 0$, $E(u_i, u_j') = \begin{cases} \Omega, & i = j \\ 0, & i \neq j \end{cases}$ 이고, 교란항

인 u_t 는 같은 시점에서는 상관관계를 가지고 Ω 는 대각행렬이 아닐 수 있다. 그리고

$$A_j = \begin{pmatrix} A_{11j} & \dots & A_{1nj} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ A_{n1j} & \dots & A_{nnj} \end{pmatrix} \quad (j = 1, 2, 3, \dots, p), \quad C = (c_1, c_2, \dots, c_n)'$$

$u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{nt})'$ 라고 두면, (식 III-37)을 다음과 같이 간단하게 나타낼 수 있다.

$$y_t = C + A(L)y_t + u_t \dots\dots\dots (식 III - 38)$$

(식 III-38)에서 $A(L)$ 은 시차다항식이며, u_t 는 Ω 의 상관관계를 가지기 때문에 축약형(reduced-form) 모형의 오차벡터이고, $u_t = B\epsilon_t$ 의 관계가 성립하는 ϵ_t 가 존재한다고 가정한다. 여기서 ϵ_t 는 $E(\epsilon_t) = 0$, $E(\epsilon_i, \epsilon_j') = \begin{cases} \Sigma, & i = j \\ 0, & i \neq j \end{cases}$ 으로 Σ 는 구조적 충격들

15) 이때의 인과성(causality)은 “만약 Y의 과거정보만을 가지고 Y를 예측할 때보다 X와 Y의 과거정보를 동시에 가지고 Y를 더욱 잘 예측할 수 있으면 X는 Y의 원인변수가 된다.”(강기춘, 2010 : 215)로 정의하고 있으며, 일반적인 원인과 결과의 관계와는 약간 다른 개념이다.

사이에 같은 시점에서 상관관계가 존재하지 않는다고 가정하여 항등행렬(I)이라고 가정한다. 여기서 B 의 원소를 안다면 (식 III-38)의 잔차항인 u_t 을 이용하여 구조적 충격을 식별¹⁶⁾할 수 있으며, 이를 대상으로 충격반응함수, 예측오차 분산분해와 같은 다양한 분석방법에 적용할 수 있다(조하현·황선웅, 2009 : 170-177).

B 는 구조적 충격에 대한 내생변수들이 같은 시점의 반응을 나타내는 방법을 단기제약(short-run restriction)이라 하고, 구조적 충격의 장기효과를 내생변수들의 장기적 반응에 제약을 가하는 충격반응함수의 형태로 제약을 가하는 방법이나 또는 직접적으로 ϵ_t 에 제약을 가하는 방법을 장기제약(long-run restriction)이라고 한다(조하현·황선웅, 2009 : 170-177). 단기제약과 장기제약은 연구의 목적에 따라서 다양하게 응용되며, 대표적인 예로서 “재정정책 충격과 통화정책 충격을 식별하고자 할 때에 사용하는 제약조건들이 있다. 이 제약조건에서 재정지출이 재정정책 충격에는 즉각적인 반응을 하지만 통화정책 충격은 즉각적인 반응을 하지 않는다고 가정하게 되면 단기제약”(조하현·황선웅, 2009 : 170-177)이 타당하다고 한다. 그리고 VAR모형은 안정성이 확보되어야 하기 때문에 안정적 시계열에 적용되어야 한다.

본 논문에서는 경기변동의 순환요인들의 충격 전달과정과 파급효과를 분석하기 위하여 경기종합지수의 구성지표들을 이용하였다. 그리고 생산충격 자체는 장기제약으로 가하는 것이 논리적이지만 전체 동행지수를 표본으로 하여 경기변동에 전달되는 충격들을 분석함으로써 제주지역 경기변동의 특성을 찾고자 하는 것이 연구 목적이다. 이런 목적에서는 생산충격이 과거에 발생하였다고 가정하여 분석을 진행함으로써 단기적인 순환요인의 경기변동의 독특한 특성을 찾을 수 있다. 따라서 본 논문에서는 단기제약으로 VAR모형을 구성하였다.

또한, 비경기적 요인을 제거한 경제시계열에서 단위근을 가진 확률적 추세요인을 제거하고 남은 순환요인은 모두 충격이 확장되지 않고 사라진다는 측면에서 안정시계열로 가정할 것이다. 따라서 불안정시계열의 수준에서 검정하는 공적분 검정과 순환요인에 대한 단위근 검정은 무의미한 분석이므로 본 논문에서 생략하였고, 적정 시차 검정을 실시하여 가장 적합한 시차를 찾아 모형에 적용하였다.¹⁷⁾

16) $E(u_t, u_t') = E(B\epsilon_t, \epsilon_t' B') = BE(\epsilon_t, \epsilon_t')B' = B\Sigma B' = BB' = \Omega$ 가 성립한다.

17) 본 논문에서는 모형을 추정하기 위한 도구는 다양하지만, VAR모형은 EViews7, 상태공간모형에 대한 칼만 필터 추정은 R을 이용하였다.

IV. 분석 결과

본 논문에서 제주지역 경기변동의 특성을 연구하기 위하여 사용된 지표는 경기종합지수이고, 이를 이용함으로써 다음과 같은 몇 가지 이점이 있다. 먼저, 경기종합지수의 구성지표들은 기본적으로 제Ⅱ장에서 언급한 경기순환의 특성 중 하나인 공행성에 근거하여 지역의 대표적인 지표로서 선정된 것이다. 그렇기 때문에 경기종합지수를 전체 경기변동에 대한 대표적인 표본으로 간주하여 분석함으로써 제주지역의 전체 경기변동에 대한 연구가 가능하다. 둘째, 경기종합지수 자체는 월별자료이기 때문에 경기변동에 대한 세부적인 분석이 가능하다. 마지막으로 구성지표들이 부문별 경제를 대표할 수 있는 지표들로 구성되어 있어서, 개별 지표들의 충격이 전체 경기변동에 미치는 영향과 파급 경로를 구체적으로 거시적인 관점에서 분석할 수 있다.

경기종합지수는 X-12-ARIMA로 계절 및 불규칙 요인이 제거된 추세순환계열로서 통계청에서 공표된다. 그렇기 때문에 추세요인과 순환요인만 분리하는 HP 필터와 Clark의 비관측요소모형은 경기종합지수를 그대로 사용하였고, 비경기적 요인까지 한꺼번에 추출하는 구조적 시계열 모형(계절효과모형)은 경기종합지수 구성지표의 원계열에 적용하였다.

그리고 두 가지 측면에서 분석이 이루어졌다. 먼저, 현재 경기종합지수 작성 시 사용되고 있는 HP 필터와 확률적 추세를 고려한 비관측요소모형으로 순환요인과 추세요인을 각각 추출하고, 추출된 요인들을 비교·분석하였다. 이를 위하여 시계열 자료에 확률추세의 존재유무에 대한 선행 분석으로써 단위근을 검정하고 자기상관계수를 계산하였으며, 비관측요소모형에서 관측할 수 없는 순환 및 확률적 추세요인으로 인하여 발생하는 분산에 대하여 칼만 필터로 모수를 추정하였고 그 비율로 순환요인과 확률추세요인의 기여도를 비교하였다. 다른 측면에서는, 추출된 순환요인들을 이용하여 구성지표들의 충격들이 전달되는 과정과 충격에 대한 반응을 분석하였다. 이를 위하여 확률추세까지 제거되어 추출된 순환요인에 예측할 수 없는 경제 충격들의 전달과정과 반응을 VAR 모형으로 분석하였다.

1. 확률적 추세 검정을 위한 단위근 검정

지속성(persistence)은 경기순환의 특징으로(<표 II-4 참조>) 경제시계열 외부적으로는 어떤 충격의 효과가 경제에 지속되어 확장되는 것을 의미하고, 내부적으로는 현재의 경제상태 또는 변화가 미래까지 지속적으로 영향을 주는 것을 말한다. 이처럼 충격이 지속되는 이유는 경기변동의 이론적 근거에 따라서 다를 수 있으며, 자기상관 또는 지속성을 다양한 방법으로 측정할 수 있다. 본 논문에서는 가장 단순한 방법인 자기상관계수의 계산, 단위근 검정으로 모형에 적용하기 전에 지속성의 특징을 보고자 한다.

먼저 자기상관계수(auto-correlation, ρ_k)는 “관측치들 사이에 어느 정도의 상호의존성이 있는지를 측정하고 안정시계열의 여부와 모형의 식별에 유용한 판단기준”(강기춘, 2010 : 200)이 되며, 추정하는 식은 (식 IV-1)과 같다.

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y})^2}, k=0, 1, 2, 3, \dots, k \dots\dots\dots(\text{식 IV-1})$$

여기서 ρ_k 는 시점 t기와 t+k기 사이의 관측치의 상관관계 정도를 나타낸 것이다. 1에 가까우면 서로 강한 관련성이 있는 것을 의미하며, 다음 <표 IV-1>은 경기종합지수의 로그차분한 자기상관계수이다. 로그차분한 자기상관계수를 이용한 것은 시계열 자료를 로그차분 하면 자료의 성장률과 근사한 값을 나타내어 성장률에 대한 추이를 분석할 수 있기 때문이다. 다음 <표 IV-1>과 같이 동행지수와 구성지표 기초통계량의 표준편차를 보면, 증가율이 큰 폭으로 변동하는 지표는 농산물출하액(33.64)과 관광객수(20.77)이고, 작은 폭으로 변동하는 지표는 경기동행지수(0.50)¹⁸⁾와 비농가취업자수(1.98)임을 알 수 있다.

18) 경기동행지수는 작성 시, 추세순환계열로 진폭조정과 표준화 작업을 거치기 때문에 변동이 작은 것으로 해석된다.

<표 IV-1> 동행지수와 구성지표(원계열)의 자기상관계수 및 기초통계량

변수	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4	ρ_5	ρ_6	ρ_{12}	ρ_{24}	평균 (%)	표준편차 (%)
경기동행지수	0.36	0.22	0.12	0.15	0.01	-0.23	-0.01	-0.14	0.33	0.50
비농가취업자수	0.05	-0.30	-0.27	-0.15	0.13	0.25	0.31	0.33	0.16	1.98
광공업생산지수	-0.05	-0.16	-0.16	-0.05	0.03	-0.16	0.50	0.42	0.26	17.90
관광객수	-0.35	-0.27	0.38	-0.16	-0.16	0.15	0.87	0.79	0.58	20.77
농산물출하액	0.37	0.17	-0.05	-0.33	-0.41	-0.37	0.70	0.65	0.22	33.64
대형마트판매액	-0.35	-0.06	-0.11	0.16	-0.10	-0.01	0.16	0.23	0.63	10.66
전력판매량	0.15	-0.23	-0.23	-0.08	-0.05	-0.10	0.82	0.75	0.37	12.59

또한 자기상관계수를 보면, 1기에는 전반적으로 약하지만 경기동행지수, 대형마트판매액은 다른 시기에 비하여 높은 편이다. 계절성이 강한 지표인 관광객수, 농산물출하액, 전력판매량의 경우에는 12기와 24기에 매우 높은 상관관계를 보이고 있다.

1기 자기상관계수가 음인 지표는 광공업생산지수, 관광객수, 대형마트판매액이고, 양인 지표는 전력판매량, 농산물출하액, 비농가취업자수이다. 이는 김명직·장국현(2002 :171-191)에 의하면 시차가 1기에 음의 자기상관을 보이는 경우 추세와 순환의 합으로 모형설정이 가능하다. 여기서 음의 자기상관계수 조건($-0.5 \leq \rho_1 \leq 0$)은 시계열의 추세요인이 확률적 추세인 임의보행(random walk)일 때 나타난다. 본 논문에서는 추세요인과 순환요인의 완전한 독립($Cov(c_t, v_t) = 0$)을 가정하기 때문에 <표 IV-1>과 같은 결과에서 광공업생산지수, 관광객수, 대형마트판매액인 경우를 제외한 나머지는 양의 자기상관계수가 나왔기 때문에 추세요인과 순환요인의 완전한 독립관계를 가정하는 것에 대하여 무리가 있다. 하지만 완전한 상관관계를 가정할 경우, 분석 시 두 요인에 대한 분해를 하는 작업이 쉽지 않을 뿐만 아니라 분산의 중요도를 분석하지 못한다. 또한 이에 대한 많은 연구들이 현재 진행 중인 이유로 다음의 단위근 검정방법을 통하여 확률적 추세의 존재여부를 분석한 후에 독립을 가정하여 중요도를 분석하고자 한다.¹⁹⁾ 만약 단

19) 상태공간모형에서 주가의 평균회귀현상에 대하여 재평가한 전덕빈, 최원형(2006 : 178)에서는 1년이 넘는 기간에 대한 주식수익률에 음의 상관관계, 짧은 기간에 대해서는 양의 상관관계가 존재한다는 다양한 연구가 있으며, 안정적인 부분의 모형 형태에 따라서 자기상관계수의 부호가 달라질 수 있음을 말하였다.

위근 검정을 통하여 불안정 시계열이 검증되면 확률적 추세가 존재하고 추세요인과 순환요인의 완전한 독립($Cov(c_t, v_t) = 0$)을 가정한 상태에서, 비관측요소모형에 적용하고자 한다.

따라서 두 번째로 지속성을 측정하기 위한 방법은 단위근 검정이다. 단위근 검정도 다양한 방법이 있으나, 본 논문에서는 시계열의 단위근 유무를 검정하는 데 흔하게 사용하는 검정방법 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 단위근 검정을 사용하였다. 만약 단위근이 있는 경우에는 임의보행과정의 불안정한 시계열이 되며 경제시계열이 임의보행과정의 확률적 추세를 가지고 있는 것은 충격(innovation)이 단시간에 사라지지 않고 지속적이라는 특징을 갖는다는 의미이다.

ADF 단위근 검정을 이해하기 위해서는 Dickey-Fuller(DF) 단위근 검정에 대해서 먼저 이해해야 하며, DF 단위근 검정을 위한 식은 다음과 같다.

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2) \dots\dots\dots(\text{식 IV-2})$$

$$\Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2) \dots\dots\dots(\text{식 IV-3})$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2) \dots\dots\dots(\text{식 IV-4})$$

먼저 DF 검정방법은 위의 (식 IV-2~4)를 최소자승법(OLS ; ordinary least square)으로 회귀방정식을 추정한 후, y_{t-1} 의 회귀계수인 $(\rho - 1)$ 가 0인지를 추정하면 $\rho = 1$ 인지를 검정할 수 있다. ε_t 는 교란항으로 분산이 σ_ε^2 인 정규분포를 따른다고 가정한다. 이때의 t-통계량은 $\hat{\tau}$ 의 분포표를 이용하고 위의 (식 IV-2)는 상수항(α)과 시간추세(βt)가 없는 경우이다. 그리고 (식 IV-3)은 상수항만, (식 IV-4)은 상수항과 확정적 시간추세 모두가 있는 경우에 추정하는 식이다.

여기서 만약 교란항(ε_t)이 정규분포를 따른다는 가정을 충족시키지 못할 경우에는 다음과 같이 y_t 차분변수의 시차변수를 설명변수로 포함시켜 검정하는 방법이 ADF 단위근 검정이다.

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2) \dots\dots\dots(\text{식 IV-5})$$

$$\Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2) \dots (\text{식 IV-6})$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2) \dots (\text{식 IV-7})$$

단위근 검정을 위하여 경기종합지수 자료에 로그를 취하였고 단위근 검정에서 시차의 변수는 SIC를 기준으로 선정하였다. 그리고 단위근 검정은 크게 두 가지 계열에서 이루어졌으며, 추세순환계열과 원계열이다. 추세순환계열과 원계열에서 모두 수준변수는 상수항과 시간추세가 있는 경우에는 포함시켰지만, 농산물출하액의 경우에는 시간추세가 그래프에서 보이지 않아 제외하고 추정하였다.

1차 차분변수의 경우에는 상수항만을 고려하여 검정하였으며, 수준변수와 1차 차분변수에 대한 ADF 단위근 검정을 실시한 결과는 <표 IV-2, 3>과 같다. 먼저 추세순환계열에 대한 분석한 결과인 <표 IV-2>를 보면, 1% 유의수준에서 수준변수는 모두 불안정한 시계열이고 차분한 경우에는 전력판매량을 제외한 나머지 시계열은 안정된 상태로 바뀌는 것을 볼 수 있다. 이는 강기춘·이경주(2011 : 131)에서 1998년 1월부터 2009년 12월까지 수준변수에서는 모두 단위근이 있는 것으로 나타난 결과와 동일하다. 하지만 강기춘·이경주(2011 : 131)에서 차분변수에서는 모두 단위근이 없는 결과가 나타났지만, 본 연구에서는 전력판매량은 차분을 하여도 불안정한 시계열로 다른 결과가 나타났다. 결론적으로, 추세순환계열에서 경기동행지수를 비롯하여 경기종합지수의 구성지표인 6개 모두 단위근을 가지고 있는 불안정한 시계열이다.

원계열을 분석한 결과는 <표 IV-3>에 나타나 있다. 1% 유의수준에서 대형마트 판매액을 제외한 나머지 시계열은 앞서 분석한 <표 IV-2>와 동일하게 불안정한 시계열로 검증되었으나, 대형마트판매액의 경우에는 계절성과 불규칙 요인이 조정되지 않은 원계열은 안정적인 시계열로 나타났다. 이는 과다차분에 대한 오류일 수도 있고, 또는 계절성과 불규칙 요인으로 인하여 추세순환의 특징이 완화되어 안정된 시계열이었으나, 계절성과 불규칙 요인을 제거 후에 추세순환 계열에서는 보다 분명하게 불안정성을 검증하는 것이 가능하기에 나타난 결과라고도 해석할 수 있는 등 다양한 해석이 가능하다고 여겨진다. 하지만 이에 대한 구체

적인 검증방법이 필요할 것으로 여겨진다.

이를 고려하여 본 연구에서는 대형마트판매액은 추세순환계열의 경우에 단위근이 존재하는 불안정한 시계열이기 때문에, 추세순환계열에서 추출하는 Clark 비관측요소모형으로만 추정하였고, 안정시계열 상태인 원계열에서 추출하는 구조적 시계열 모형(계절효과모형)으로는 적용하지 않았다.

<표 IV-2> 경기종합지수 추세순환계열 단위근 검정(Augmented Dickey-Fuller)

변수	수준변수의 ADF(y_t)		차분변수의 ADF(Δy_t)	
	시차변수의 수	$\hat{\tau}^{(2)}$	시차변수의 수	$\hat{\tau}$
제주 경기동행지수	1	-1.96	0	-9.28
전국 경기동행지수	6	-2.73	5	-5.13
비농가취업자수	4	-1.71	3	-6.26
광공업생산지수	6	-1.87	5	-7.36
관광객수	7	-0.48	6	-3.96
농산물출하액 ¹⁾	12	-1.47	13	-3.97
대형마트판매액	4	-3.90	5	-6.48
전력판매량(주택용)	6	-3.48	5	-3.03

주 : 1) 농산물출하액은 상수항만 포함하였다.

2) 단위근 검정에서의 $\hat{\tau}$ 는 추세의 의미가 아니다.

<표 IV-3> 경기종합지수 원계열 단위근 검정(Augmented Dickey-Fuller)

변수	수준변수의 ADF(y_t)		차분변수의 ADF(Δy_t)	
	시차변수의 수	$\hat{\tau}^{(2)}$	시차변수의 수	$\hat{\tau}$
비농가취업자수	4	-1.79	3	-11.40
광공업생산지수	13	-1.99	10	-18.51
관광객수	12	2.40	13	-3.63
농산물출하액 ¹⁾	12	-2.93	11	-10.19
대형마트판매액	1	-5.24		
전력판매량(주택용)	13	-0.28	12	-7.20

주 : 1) 농산물출하액은 상수항만 포함하였다.

2) 단위근 검정에서의 $\hat{\tau}$ 는 추세의 의미가 아니다.

결론적으로, 경기종합지수의 시계열 자료들이 수준변수에서 경제 충격 또는 변화가 단시간 내에 사라지지 않고 상당히 지속되는 특성을 가지고 있었다. 그리고 로그차분한 경우에 안정적으로 나타난 것으로 보아, 추세요인과 순환요인을 동시에 차분한 성장률에 대한 충격은 짧은 시간 내에 사라진다. 따라서 추세요인과 순환요인을 각각 구별하여 구체적으로 분석하고, 추세요인에 대한 변화하는 성장률을 분석할 필요가 있어 이를 비관측요소모형에 적용하였다.

2. 추세성분과 순환성분 비교 분석 결과

추세요인과 순환요인을 비교·분석하기 위하여 분산의 비율을 계산하는 과정을 우선적으로 살펴보고자 하며, 앞서 언급한 Clark 비관측요소모형은 다음과 같다.

$$y_t = \tau_t + c_t \dots\dots\dots(\text{식 III-11})$$

$$\tau_t = g_{t-1} + \tau_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-12})$$

$$c_t = \Phi_1 c_{t-1} + \Phi_2 c_{t-2} + e_t, \quad e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_e^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-13})$$

$$g_t = g_{t-1} + w_t, \quad w_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_w^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-14})$$

위의 모형에서 확률추세요인에 의하여 발생하는 분산비율을 알기 위해서는 시계열 y_t 의 변동을 확률추세요인(τ_t)으로 발생한 분산인 $\hat{\sigma}_v$ 와 순환요인(c_t)으로 발생한 분산인 $\hat{\sigma}_e$ 의 합으로 볼 수 있다. 따라서 전체 분산인 ($\hat{\sigma}_v + \hat{\sigma}_e$)에서 확률추세

요인의 분산비율은 $\frac{\hat{\sigma}_v}{(\hat{\sigma}_v + \hat{\sigma}_e)}$ (A)이며, 순환요인의 분산비율은 $\frac{\hat{\sigma}_e}{(\hat{\sigma}_v + \hat{\sigma}_e)}$ (B)이다.

다음과 같은 구조적 시계열 모형(계절효과모형)에서도 같은 방법으로 시계열 구성요인의 분산을 분리한 비율을 비교할 수 있다.

$$y_t = \tau_t + \gamma_t + c_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-21})$$

$$\tau_t = g_{t-1} + \tau_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-22})$$

$$g_t = g_{t-1} + w_t, \quad w_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_w^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-23})$$

$$c_t \equiv \Phi_1 c_{t-1} + \Phi_2 c_{t-2} + e_t, \quad e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_e^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-24})$$

$$\gamma_t = -\sum_{i=1}^{11} \gamma_{t-i} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\epsilon^2) \dots\dots\dots(\text{식 III-25})$$

구조적 시계열 모형(계절효과모형)에서는 크게 4가지 요인을 분리하였으며, 확률추세요인(τ_t), 계절요인(γ_t), 순환요인(c_t), 불규칙요인(ϵ_t)이며, 각 요인으로 발생하는 분산은 $\hat{\sigma}_v, \hat{\sigma}_e, \hat{\sigma}_\epsilon$ 이다. 따라서 y_t 의 전체의 분산을 ($\hat{\sigma}_v + \hat{\sigma}_e + \hat{\sigma}_\epsilon$)일

때, 확률추세요인의 분산은 $\frac{\hat{\sigma}_v}{(\hat{\sigma}_v + \hat{\sigma}_e + \hat{\sigma}_\epsilon)}$ (C), 순환요인의 분산은

$\frac{\hat{\sigma}_e}{(\hat{\sigma}_v + \hat{\sigma}_e + \hat{\sigma}_\epsilon)}$ (D), 계절요인의 분산은 $\frac{\hat{\sigma}_\epsilon}{(\hat{\sigma}_v + \hat{\sigma}_e + \hat{\sigma}_\epsilon)}$ (E), 불규칙요인의 분산

은 $\frac{\hat{\sigma}_\epsilon}{(\hat{\sigma}_v + \hat{\sigma}_e + \hat{\sigma}_\epsilon)}$ (F)로 각각 요인에 대한 비율을 계산할 수 있다. 이는 각 변

동이 독립이라고 가정하였기 때문에 정확한 분산에 대한 비율은 아니지만, 순환요인과 확률추세요인으로 인하여 발생하는 분산이 차지하는 정도에 대한 비교가 가능하다. 따라서 추세요인으로 인한 분산의 영향을 다른 요인들과 상대적인 수준에서는 파악할 수 있다고 여겨진다.

1) 전국과 제주지역의 경기종합지수 추정 결과

추세순환계열인 전국과 제주지역 경기동행종합지수에서 순환변동치는 HP 필터와 PAT 방법으로 추출되어 발표하고 있으며 제주지역은 HP 필터만 이용한다. 하지만 HP 필터는 확정적 추세로 전국에서는 약 8년, 제주에서는 약 10년을 장기 추세로 잡아 분리한다. 이러한 인위적인 확정적 추세는 설비투자, 기술발전, 자본축적 등과 같은 실물부문의 장기적인 요소가 고려되지 못한 추세이기 때문에 단 순하게 경기변동의 전환점, 확장기와 수축기에 대한 분석에서 그쳐, 장기적인 관

점에서의 경기변동의 흐름을 분석함에 있어 한계가 있다.

따라서 비관측요소모형을 이용하여 칼만 필터로 추정한 경우에는 장기적 추세요인을 경기종합지수의 시계열 자료 자체의 근거한 모수를 추정할 수 있고, 확률적 추세와 순환요인의 분산을 추정한 결과는 다음 <표 IV-4>와 같다.

<표 IV-4> 전국과 제주지역 경기동행지수 추정 결과(Clark 비관측요소모형)

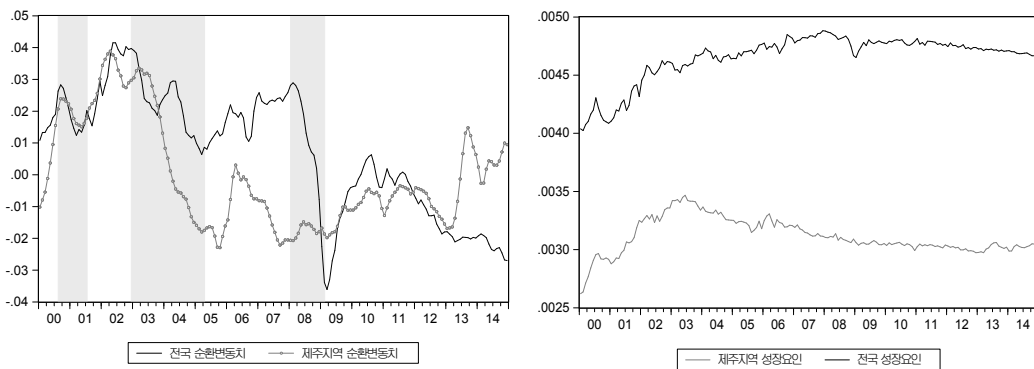
전국				제주			
모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)	모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)
σ_v	0.001150	0.000426	27.75(A)	σ_v	0.003320	0.000493	46.78(A)
σ_e	0.002993	0.000267	72.24(B)	σ_e	0.003777	0.000535	53.22 (B)
σ_w	0.000000	0.000000	-	σ_w	0.000000	0.000046	-
Φ_1	1.730000	0.045960	-	Φ_1	1.652000	0.074310	-
Φ_2	-0.747100	0.044210	-	Φ_2	-0.678600	0.071030	-
Log likelihood : 1196.843				Log likelihood : 1008.023			

<표 IV-4>에서 순환요인에 상대적인 추세요인으로 발생한 분산이 전국은 27.75%이고 제주는 46.78%로 나타났다. 먼저, 공통적으로 전국은 72.24%, 제주지역은 53.22%로 모두 순환요인에 의한 분산비율이 더 크게 나타났다. 이는 전국과 제주지역은 경기변동에서 추세요인보다 순환요인의 변동에 대한 기여가 큰 것으로 일시적인 안정적 요인이 경기변동에 미치는 영향이 더 크다는 것이다.

하지만 전국과 다르게, 제주지역의 추세요인이 46.78%로 전국에 비하여 큰 가중치를 가지고 있다. 전국은 순환요인과 추세요인의 차이가 크게 나타나는 것과 달리, 제주지역은 비슷한 가중치를 보이고 있다. 즉, 전국에 비하여 제주지역은 장기적인 요인이 상당히 크다는 것으로 나타났다. 이는 실물부문의 장기적인 요소에 의한 경기변동이 커서 실물부문의 충격이 지속되는 정도가 크다는 것을 의미한다. 여기서 만약 제주지역이 실물부문의 충격이 발생한다면 경기변동에 매우 큰 파급효과를 발생시킬 수 있다는 것이다. 장기적인 실물충격에 대한 정책이 제대로 실시되어 긍정적인 충격요인으로 작용한다면, 제주지역의 성장 가능성이 매우 커질 수 있다는 것을 의미한다.

한편 앞서 제주지역 경기변동의 특성에서 1차 산업과 3차 산업의 비중이 큰 제주지역은 2차 산업의 비중이 큰 전국과 횡단면적으로는 반대방향으로 변동하고 시차적으로는 제주지역이 후행하는 것으로 나타났다. 이를 경기종합지수의 동행지수에서 확률추세를 제외한 순환요인에서 확인하고자 하였으며, 다음 <그림 IV-1>에서는 제주지역과 전국의 순환요인과 성장요인을 나타냈다.

<그림 IV-1> 제주지역과 전국의 순환요인과 성장요인(비관측요소모형)



주 : 음영은 통계청의 공식 기준순환일의 수축기에 해당한다.

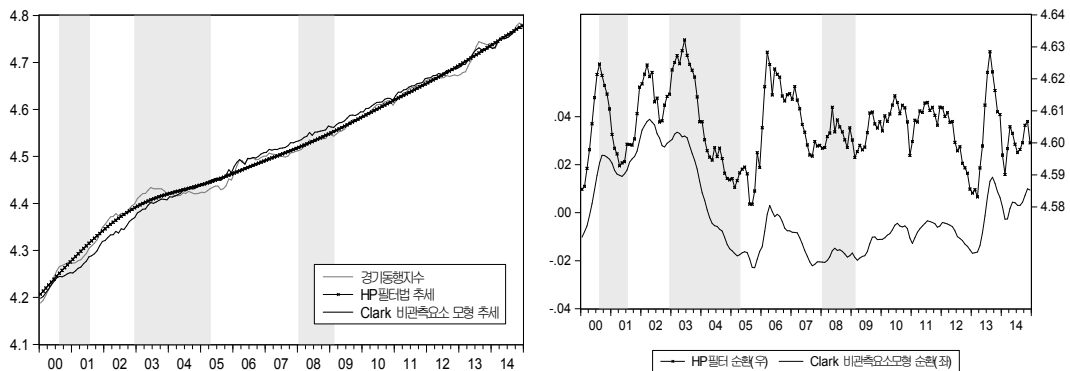
<그림 IV-1>의 좌측 그래프에서 제주지역과 전국의 순환요인을 교차상관계수로 분석한 결과, 시차가 18기에서 상관계수가 0.5338로 나타나 제주지역이 후행하는 것으로 나타났다. 이를 통하여 제주지역의 경기변동 흐름이 전국보다 후행하여 진행되고 있음을 다시 확인할 수 있었고, 순환요인의 표준편차를 비교한 결과 전국은 0.019, 제주지역은 0.016으로 전국의 변동이 아주 근소하게 큰 것으로 나타났다.

또한 우측 그래프의 성장요인을 보면, 전국은 완만하게 전체적으로 상승하는 추세를 보이고 있는 반면에 제주지역은 2000년에서 2003년까지는 성장요인이 상승하고 있었지만, 2003년 이후부터 최근까지 둔화되고 있다. 이처럼 확률적 추세요인의 성장요인이 둔화되었다는 것은 제주지역 경기변동의 구조적인 변화가 2003년 이후 발생했다는 의미이며, 이는 제주지역이 가지고 있는 경기변동의 지속성 특성이 긍정적인 효과로서 발휘되지 못하고 있음을 암시한다.

이런 상황은 크게 두 가지 관점에서 해석될 수 있다. 먼저 경기변동 특성인 지

속성은 경기변동 내부에서 어떤 충격이 발생하면 그 충격이 상당한 시간이 지나도 사라지지 않기 때문에, 제주지역이 정책적으로 제대로 된 충격을 경기변동에 주지 못하여 지역경제성장에 긍정적인 기여할 수 있는 발판을 현재 놓치고 있는 것으로 해석된다. 두 번째 해석은 성장요인 자체로 전국이 상당히 높은 수준에서 나타난 반면에 제주지역은 낮은 수준에서 나타나는 것으로 볼 때, 제주지역에 기술충격, 공급충격, 투자충격 등과 같은 장기적인 요인으로 작용할 수 있는 충격들이 부족하다는 것을 의미한다.

<그림 IV-2> 제주지역 추세와 순환 요인(HP 필터와 비관측요소모형)



주 : 음영은 통계청의 공식 기준순환일의 수축기에 해당한다.

<그림 IV-2>는 제주지역의 추세와 순환요인을 나타내고 있으며, 비관측요소모형의 확률추세보다는 HP 필터의 추세가 완만하게 추출되었다. 순환요인은 비관측요소모형의 표준편차가 0.016, HP 필터는 0.011로 유사하게 나타나 변동의 폭이 비슷한 것으로 판단되고 그래프의 형태도 유사하다.

2) 제주지역 경기종합지수의 구성지표별 분석 결과

제주지역 경기종합지수는 고용부문은 비농가취업자수, 생산부문은 1차 산업에서는 농산물출하액, 2차 산업에서는 광공업생산지수, 3차 산업에서는 관광객수이며, 소비부문은 대형마트판매액, 전력판매량으로 구성지표들이 선정되어 있다. 각 지표들은 부문별로 경제 현황을 대표하는 표본이고, 6개 지표들의 변동을 누적시켜 만들어진 것이 동행지수이며 이는 곧 제주지역의 경기변동을 나타낸다.

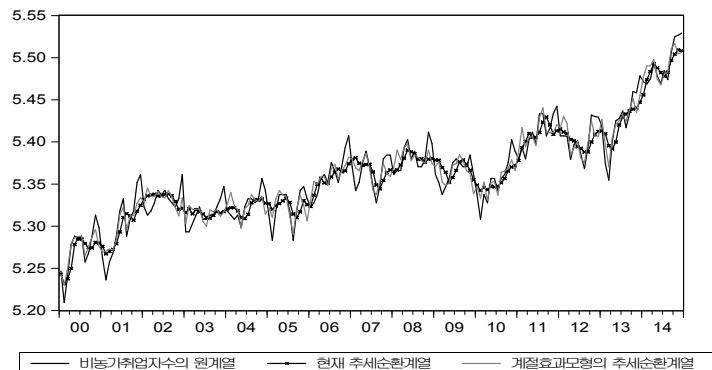
(1) 고용부문 - 비농가취업자수

비농가취업자수를 추정한 결과는 <표 IV-5>와 같으며, 순환요인의 모형은 AR(2)의 추정 계수가 모두 통계적으로 유의하게 나타났다. 비농가취업자수는 확률추세요인으로 발생하는 분산은 Clark 비관측요소모형에서 1.24%, 구조적 시계열 모형(계절효과모형)에서 39.51%를 차지하고 있으며, 두 모형에서 순환요인에 의한 분산이 Clark 비관측요소모형에서 98.76%, 구조적 시계열 모형에서는 60.42%로 확률추세요인에 비해 매우 크다. 이는 고용부문의 경기변동을 비농가취업자수를 표본으로 분석한다면, 제주지역 고용부문은 장기적인 성장요인보다 일시적인 요인에 의해 발생하는 변동에 더 큰 영향을 받는다는 것이다.

<표 IV-5> 비농가취업자수 추정결과

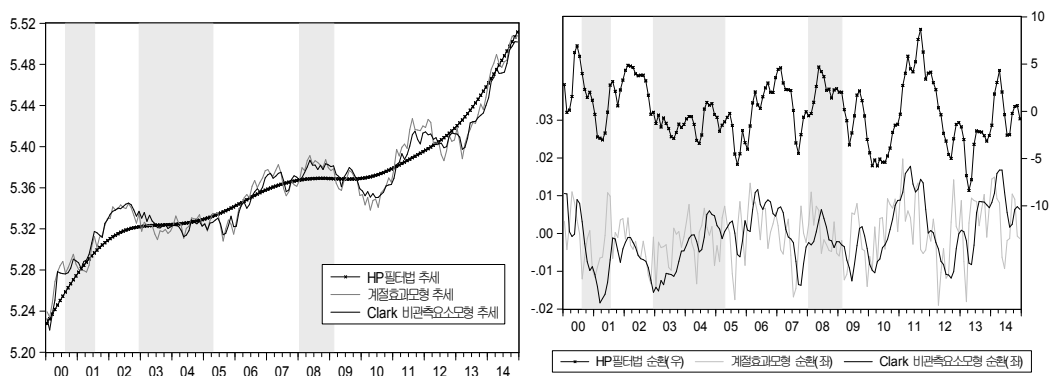
Clark 비관측요소모형				구조적 시계열 모형(계절효과모형)			
모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)	모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)
σ_v	0.000073	0.000893	1.24(A)	σ_v	0.007455	0.001725	39.51(C)
σ_e	0.005803	0.000315	98.76(B)	σ_w	0.000346	0.000231	-
σ_w	0.000607	0.000201	-	σ_e	0.011400	0.001156	60.42(D)
Φ_1	1.356000	0.066815	-	σ_ϵ	0.000012	0.000975	0.06(E)
Φ_2	-0.459700	0.045301	-	σ_ε	0.000000	0.000001	0.00(F)
				Φ_1	0.493600	0.119100	-
				Φ_2	-0.060920	0.029400	-
Log likelihood : 693.5781				Log likelihood : 506.8617			

<그림 IV-3> 비농가취업자수의 원계열과 추세순환계열의 비교



<그림 IV-3>은 비농가취업자수 원계열과 구조적 시계열 모형(계절효과모형) 및 현재 경기종합지수의 추세순환계열을 비교한 그래프이고, 두 추세순환계열의 표준편차는 현재 경기종합지수의 추세순환계열은 0.0551, 구조적 시계열 모형은 0.0559, 원계열은 0.0580이다. 따라서 두 추세순환계열은 매우 유사한 형태를 보이고 표준편차도 원계열과 큰 차이가 없으며, 이는 비농가취업자수는 계절요인과 불규칙요인에 의해 발생하는 변동의 기여도가 작다는 것을 의미한다.

<그림 IV-4> 비농가취업자수의 추세 및 순환



주 : 음영은 통계청의 공식 기준순환일의 수축기에 해당한다.

<표 IV-6> 추출된 순환요인의 기술통계(비농가취업자수)

구분	HP 필터	구조적 시계열 모형	Clark 비관측요소모형
평균	-0.000000	-0.000260	-0.000700
최대값	0.037629	0.019721	0.017792
최소값	-0.036526	-0.018990	-0.018360
표준편차	0.014738	0.007295	0.007888
범위	0.074155	0.038713	0.036148

<그림 IV-4>에서는 비농가취업자수의 추세요인과 순환요인을 3가지 모형으로 비교하였고, 지표에 상대적으로 많은 영향을 미치는 순환요인에 대한 기술통계는 <표 IV-6>에 나타나 있다. 순환요인의 표준편차를 비교하면 HP 필터(0.014)로 가장 크고, 구조적 시계열 모형(0.007)과 Clark 비관측요소모형(0.007)은 유사하다.

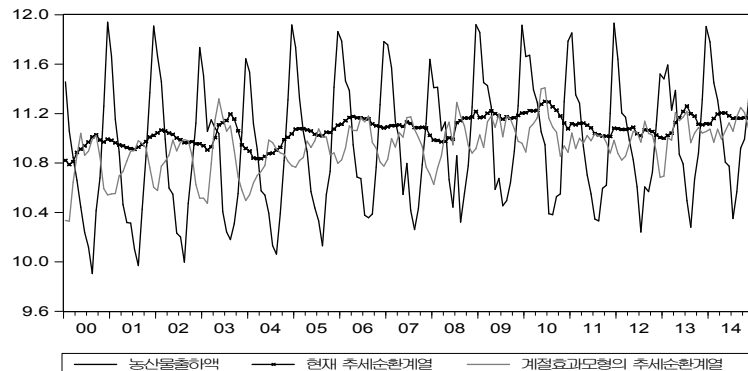
(2) 1차 산업 생산부문 - 농산물출하액

농산물출하액을 추정한 결과는 <표 IV-7>과 같으며, 구조적 시계열 모형(계절효과모형)의 순환요인이 AR(2) 추정 계수(ϕ_1, ϕ_2)가 유의하지 않아 AR(1) 모형으로 설정하여 추정하였다. 계절요인이 기본적으로 강한 농산물출하액은 확률추세요인에 의해 발생한 분산의 비율이 Clark 비관측요소모형에서 16.23%, 구조적 시계열 모형에서 0.15%로 나타나고 있으며, 확률추세요인의 비중이 비농가취업자수와 마찬가지로 낮게 나타났다. 이는 직관적으로, 1차 산업 생산부문의 표본인 농산물출하액은 장기간 지속성을 유지하려는 특성과 경제규모가 증가하면서 나타나는 효과가 다른 지표에 비하여 적다는 것을 의미할 수 있다.

<표 IV-7> 농산물출하액 추정결과

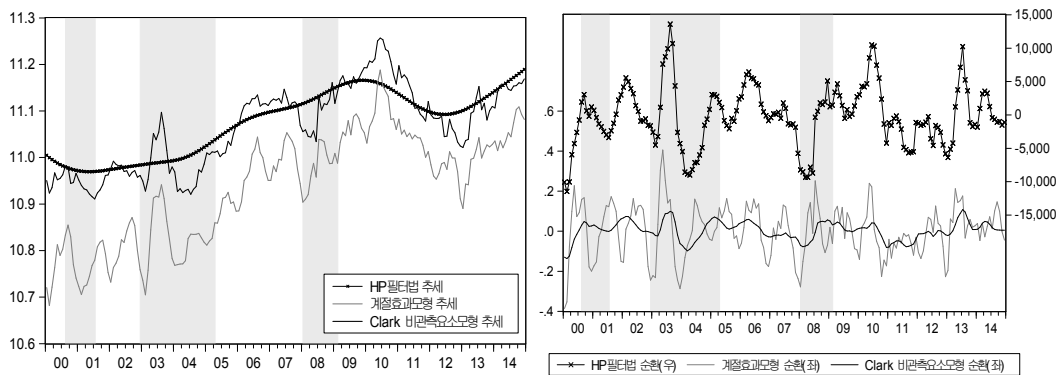
Clark 비관측요소모형				구조적 시계열 모형(계절효과모형)			
모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)	모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)
σ_v	0.005554	0.017851	16.23(A)	σ_v	0.000326	0.024710	0.15(C)
σ_e	0.028670	0.003844	83.77(B)	σ_w	0.001276	0.000649	-
σ_w	0.001394	0.000626	-	σ_e	0.134600	0.017480	63.05(D)
Φ_1	1.347641	0.086943	-	σ_ϵ	0.078550	0.014820	36.80(E)
Φ_2	-0.454034	0.058584	-	σ_ϵ	0.000001	0.000041	0.00(F)
				Φ_1	0.636800	0.069490	-
Log likelihood : 514.5520				Log likelihood : 21.2297			

<그림 IV-5> 농산물출하액의 원계열과 추세순환계열의 비교



<그림 IV-5>는 농산물출하액의 원계열과 현재 경기종합지수의 농산물출하액과 구조적 시계열 모형(계절효과모형)의 추세순환계열을 비교한 것이다. 먼저 그래프에서 농산물출하액은 원계열에서 계절성이 뚜렷하게 나타나고 전체 기울기가 완만하게 나타나 추세가 작다. 그리고 두 추세순환계열의 표준편차는 현재 추세순환계열은 0.1059, 구조적 시계열 모형은 0.1926인 반면에, 원계열은 0.5197로 표준편차가 가장 크다. 이는 1차 산업 생산부문의 경기변동은 계절요인(36.80%)이 크기 때문에 <그림 IV-5>에서 계열들의 표준편차 차이가 큰 결과가 나타난 것으로 해석된다.

<그림 IV-6> 농산물출하액의 추세 및 순환



주 : 음영은 통계청의 공식 기준순환일의 수축기에 해당한다.

<표 IV-8> 추출된 순환요인의 기술통계(농산물출하액)

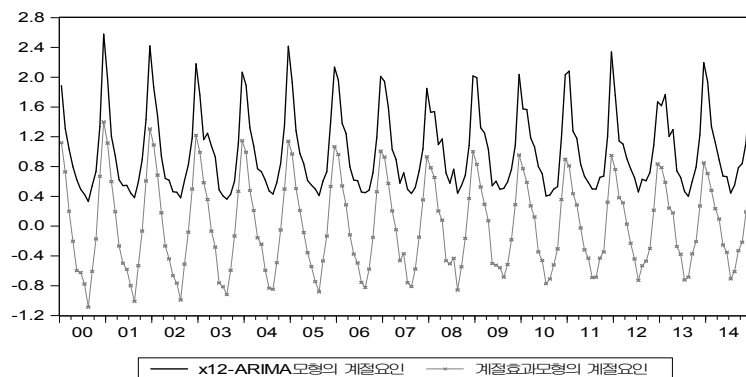
구분	HP 필터	구조적 시계열 모형	Clark 비관측요소모형
평균	-0.000000	0.002986	0.003416
최대값	0.204104	0.405760	0.108420
최소값	-0.161620	-0.385450	-0.136160
표준편차	0.067889	0.129463	0.047053
범위	0.365726	0.790000	0.240000

<그림 IV-6>에서 농산물출하액의 추세요인과 순환요인을 3가지 모형으로 비교한 결과이고, 이를 구체적으로 분석하기 위하여 <표 IV-8>에서 순환요인의 기술통계량을 계산하였다. 구조적 시계열 모형(계절효과모형)에서 순환요인의 표준편차가

다른 모형보다 크게 나타났고 비농가취업자수 순환요인의 진폭(약 0.007)보다 크게 나타났다. 이는 계절요인을 조정하는 과정이 다르기 때문에 나타난 결과이며, 계절요인이 강한 원계열에서 추출한 순환요인의 진폭이 큰 것은 당연한 결과이다.

그리고 순환요인의 진폭이 비농가취업자수에 비하여 크다는 것은, 농산물출하액의 변동성은 고용부문에 비해 크다는 것을 의미한다. 여기서 생산부문의 변동성은 고용의 변동성보다 작게 나타나는 한국의 전체 경기변동과 상이한 결과(강두용·변창욱·민성환, 2003 : 166-167 ; 조하현·황선웅, 2009 : 50-51)이다. 직관적으로도 생산부문의 변동이 고용으로 파급되어 곧 고용지표에 반영되어 나타나야 하기에 이러한 현상이 발생한다고 해석할 수 있다. 하지만 제주지역은 반대로 나타났으며, 이는 고용지표 자체가 비농가취업자수이기 때문에 1차 산업과 비교하기에는 아직 이르다고 판단되고 뒷부분에서 다른 생산부문의 지표와 통합적으로 분석할 필요가 있다.

<그림 IV-7> 구조적 시계열 모형과 x12-ARIMA의 계절요인과 불규칙 요인



<표 IV-9> 농산물출하액 계절요인과 불규칙요인의 기술통계

구분	X12-ARIMA	구조적 시계열 모형(계절효과모형)
평균	1.006992	0.000266
최대값	2.578229	1.398180
최소값	0.330600	-1.087570
표준편차	0.541701	0.611763
범위	2.247629	2.485750

36.80%의 비중을 나타내는 농산물출하액의 계절요인은 구조적 시계열 모형(계절효과모형)과 X-12-ARIMA를 <그림 IV-7>에서 비교하였고, <표 IV-9>에서 기술통계를 계산하였다. 계절요인의 형태와 기술통계량의 표준편차가 매우 유사하고, 시간의 흐름에 따라 진폭이 감소하고 있다. 이는 제주지역의 농산물출하액이 계절요인과 불규칙 요인인 비경기적 요인의 영향이 점차 감소하고 있음을 간접적으로 확인할 수 있다.

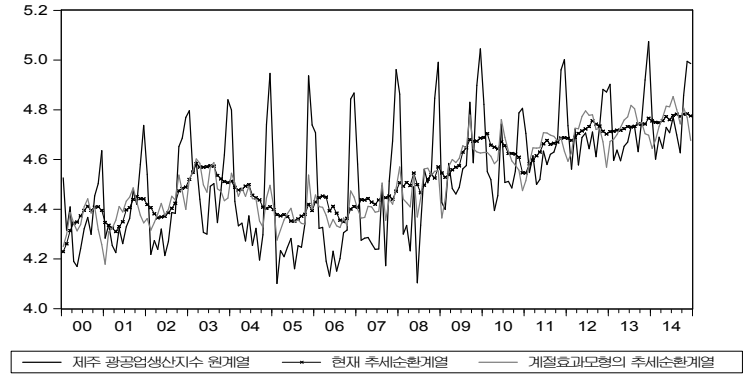
(3) 2차 산업 생산부문- 광공업생산지수

광공업생산지수를 추정한 결과는 <표 IV-10>과 같으며, 전체 변동에서 확률추세요인에 의해 발생하는 분산은 Clark 비관측요소모형에서 61.15%, 구조적 시계열 모형(계절효과모형)에서 24.29%로 나타났다. 광공업생산지수는 특이하게 Clark 비관측요소모형에서 추세요인에 의한 분산 비율이 순환요인보다 더 크게 나타났다. 또한, 앞서 광공업생산지수는 1차 자기상관계수가 -0.05로 나타나서 확률적 추세요인과 순환요인이 완전한 독립일 가능성이 높은 지표임을 고려한다면(<표 IV-1 참고>), 광공업생산지수에서 나타난 확률적 추세요인에 의한 경기변동의 효과를 간과할 수 없다. 이는 앞서 동행지수의 제주지역 경기변동이 전국보다 확률추세요인의 비중이 상당한 것을 고려할 때, 제주지역이 가지고 있는 광공업 생산 부문의 장기적 성장 가능성이 높다는 것을 암시한다.

<표 IV-10> 광공업생산지수 추정결과

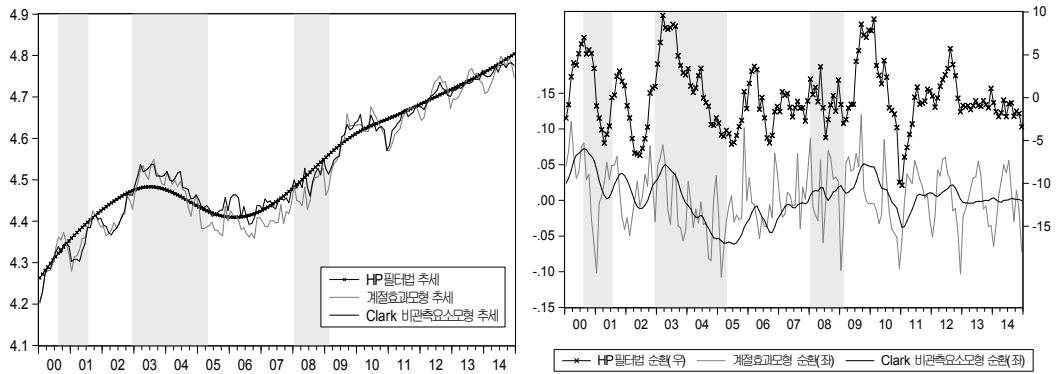
Clark 비관측요소모형				구조적 시계열 모형(계절효과모형)			
모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)	모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)
σ_v	0.015490	0.001337	61.15(A)	σ_v	0.021340	0.005017	24.29(C)
σ_e	0.009840	0.001810	38.85(B)	σ_w	0.000004	0.000245	-
σ_w	0.000007	0.000156	-	σ_e	0.061480	0.013194	69.98(D)
Φ_1	1.581000	0.094332	-	σ_ϵ	0.000029	0.002805	0.03(E)
Φ_2	-0.624600	0.074555	-	σ_ϵ	0.005008	0.001395	5.70(F)
				Φ_1	0.589600	0.146918	-
				Φ_2	-0.065680	0.032162	-
Log likelihood : 629.9602				Log likelihood : 216.8777			

<그림 IV-8> 광공업생산지수의 원계열과 추세순환계열의 비교



<그림 IV-8>은 광공업생산지수 원계열과 추세순환계열을 비교한 그래프이다. 두 추세순환계열의 표준편차는 현재 추세순환계열은 0.1420, 구조적 시계열 모형(계절효과모형)은 0.1537이고 원계열은 0.2338이다. 따라서 현재 추세순환계열보다 구조적 시계열 모형(계절효과모형)의 추세순환계열의 표준편차가 조금 더 크게 나타났고, 원계열의 표준편차가 가장 크다.

<그림 IV-9> 광공업생산지수의 추세 및 순환



주 : 음영은 통계청의 공식 기준순환일의 수축기에 해당한다.

광공업생산지수의 추세와 순환을 3가지 모형으로 비교한 결과는 <그림 IV-9>와 같으며, 확률적 추세요인이 높게 나타난 Clark 비관측요소모형의 변동추이를 보면 HP 필터와 구조적 시계열 모형(계절효과모형)에 비하여 완만하게 나타나고 있다. 이를 구체적으로 보기 위하여, 추출된 순환요인의 기술통계를 계산한 <표 IV-11>

에서 표준편차와 범위를 보면 Clark 비관측요소모형의 순환요인의 진폭이 가장 크게 나타났다. 이는 앞서 1차 산업 생산부문과 마찬가지로, 2차 산업 생산부문의 대표지표인 광공업생산지수도 고용부문의 순환요인의 진폭보다 더 크다.

<표 IV-11> 추출된 순환요인의 기술통계(광공업생산지수)

구분	HP 필터	구조적 시계열 모형	Clark 비관측요소모형
평균	-0.000000	0.004356	0.003721
최대값	0.108096	0.119943	0.072422
최소값	-0.103780	-0.107650	-0.061390
표준편차	0.040873	0.043936	0.029345
범위	0.211876	0.227589	0.133812

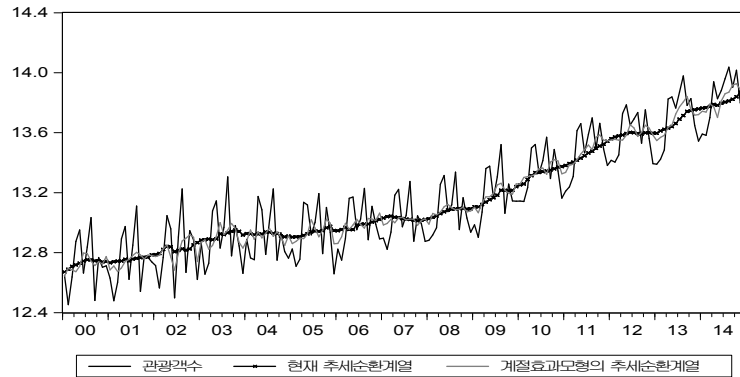
(4) 3차 산업 생산부문 - 관광객수

농산물출하액과 마찬가지로 계절성이 강한 관광객수를 추정된 결과는 <표 IV-12>와 같으며 구조적 시계열 모형(계절효과모형)의 순환요인을 AR(2) 추정 계수가 모두 유의하게 나오지 않아 AR(1)의 모형으로 추정하였다. 관광객수는 추세요인에 의해 발생한 분산이 Clark 비관측요소모형에서 45.77%, 구조적 시계열 모형에서 25.13%로 나타나고 있으며, 이는 관광객수가 일시적인 요인의 영향과 장기적인 요인이 모두 어느 정도 영향을 미치고 있음을 의미한다.

<표 IV-12> 관광객수 추정결과

Clark 비관측요소모형				구조적 시계열 모형(계절효과모형)			
모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)	모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)
σ_v	0.006406	0.000870	45.77(A)	σ_v	0.021550	0.006428	25.13(C)
σ_e	0.007589	0.000893	54.23(B)	σ_w	0.000302	0.000274	-
σ_w	0.000437	0.000231	-	σ_e	0.044280	0.005383	51.63(D)
Φ_1	1.700526	0.054262	-	σ_ϵ	0.019940	0.002909	23.25(E)
Φ_2	-0.722947	0.046137	-	σ_ϵ	0.000000	0.000016	0.00(F)
				Φ_1	0.573100	0.133000	-
Log likelihood : 887.3160				Log likelihood : 338.7004			

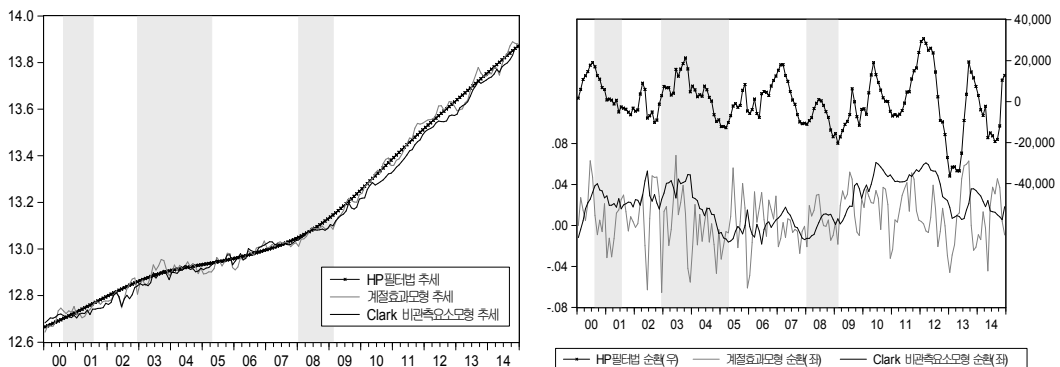
<그림 IV-10> 관광객수의 원계열과 추세순환계열의 비교



<그림 IV-10>는 관광객수의 원계열과 추세순환계열을 비교한 그래프이다. 두 추세순환계열의 표준편차는 현재 경기종합지수 관광객수의 추세순환계열은 0.3368, 구조적 시계열 모형(계절효과모형)은 0.3482이고 원계열은 0.3826이다.

관광객수는 농산물출하액과 비슷하게 계절요인이 상당히 큰 계열임에도 불구하고 원계열의 표준편차가 가장 크게 나타났지만, 계절요인이 제거된 추세순환계열 표준편차와 차이가 크지 않다. 이는 1차 산업 생산지표인 농산물출하액과 다른 결과이며, 이를 통하여 3차 산업의 표본인 관광객수는 시계열의 내부적으로 비경기적 요인에 의해 발생한 분산의 비율(약 23%)은 높게 나타났지만, 실질적으로 경기적 요인의 영향을 더 크게 받고 있음을 의미한다. 따라서 3차 산업 생산부문의 표본인 관광객수는 경제 활동의 영향력이 크다는 것을 암시한다.

<그림 IV-11> 관광객수의 추세 및 순환



주 : 음영은 통계청의 공식 기준순환일의 수축기에 해당한다.

<표 IV-13> 추출된 순환요인의 기술통계(관광객수)

구분	HP 필터	구조적 시계열 모형	Clark 비관측요소모형
평균	-0.000000	0.007234	0.021028
최대값	0.053001	0.070000	0.061395
최소값	-0.042320	-0.070000	-0.018140
표준편차	0.020724	0.030000	0.020259
범위	0.095318	0.130000	0.080000

<그림 IV-11>은 관광객수의 추세와 순환을 3가지 모형으로 비교한 그래프이고, 이를 구체적으로 보기 위해서 <표 IV-13>은 추출된 순환요인의 기술통계를 나타냈다. 이를 보면, 구조적 시계열 모형(계절효과모형)에 의한 순환변동의 표준편차와 범위가 크고 HP 필터와 Clark 비관측요소모형은 비슷하게 나타나고 있다. 그리고 관광객수 순환요인의 표준편차가 0.020 ~ 0.030으로 비농가취업자수보다 크게 나타났다(<표 IV-6 참조>).

따라서 앞서 농산물출하액에 대한 분석에서 언급하였듯이, 순환요인의 진폭을 최종적으로 전체 1, 2, 3차 산업의 생산부문과 고용부문의 비농가취업자수를 비교할 필요가 있다. 비농가취업자수는 0.007 ~ 0.014, 농산물출하액은 0.047 ~ 0.129, 광공업생산지수는 0.029 ~ 0.043, 관광객수는 0.020 ~ 0.030으로 나타났다(<표 IV-6, 8, 11, 13 참조>).

이들을 종합적으로 볼 때, 제주지역은 전국과 다른 형태의 순환요인의 진폭을 보여주고 있다. 즉, 기존 연구에 따르면²⁰⁾ 전국은 고용부문의 변동성이 생산부문보다 더 크게 나타났고, 직관적으로도 생산 변동성에 영향을 받는 고용부문의 변동성이 크게 나타나야 하지만, 제주지역은 생산부문의 변동성이 더 크게 나타났다.

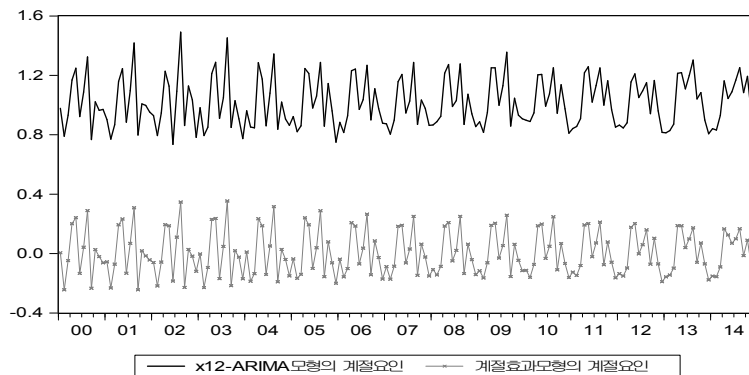
비록 지표 자체가 비농가취업자수이기 때문에 변동성이 작게 나타날 수 있다. 하지만 <그림 IV-10, 11>에서 관광객수 원계열의 기울기가 최근 급격해져서 관광객수의 변동성이 커지고 있는 제주지역의 환경을 고려한다면, 1차 산업의 취업자수의 변동보다 3차 산업의 비농가취업자수에 대한 변동이 매우 클 것이다. 그리고 통계

20) (강두용·변창욱·민성환, 2003 : 166-167 ; 조하현·황선웅, 2009 : 50-51)에서 이루어진 연구에서는 전체적으로 한국은 고용부문의 변동성이 생산부문보다 더 크게 나타났다.

청의 지역별고용조사(반기)를 보면, 2015년 전반기에 제주지역 취업자수는 321천명 이고, 이 중에서 농업 취업자수는 47천명으로 14.6%에 불과하다. 따라서 제주지역 의 전체 취업자수의 변동성이 현재 비농가취업자수와 아주 큰 차이를 보이지 않을 것으로 판단된다.

이를 경기변동에서 생산부문이 증가할 경우와 감소할 경우로 크게 두 가지 측면 에서 해석할 수 있다. 먼저 2차 산업의 비중이 높은 전국과 달리, 제주지역이 1차 산업의 비중이 높기 때문에 생산부문의 변동이 고용부문에 미치는 영향이 미미하 다는 것을 나타낸다. 이런 이유로 생산증가로 인한 변동의 파급효과가 새로운 인력 창출까지 원활하게 이루어지지 않다는 것을 의미한다. 이와 반대로 생산량이 감소 할 경우에는, 제주지역의 고용부문의 변동성이 생산부문보다 상대적으로 안정적이 기 때문에 생산량 감소로 인한 고용부문의 실업이 적을 수 있음을 의미한다.

<그림 IV-12> 구조적 시계열 모형과 x12-ARIMA의 계절요인과 불규칙요인



<표 IV-14> 관광객수 계절요인과 불규칙요인의 기술통계

구분	X12-ARIMA	구조적 시계열 모형(계절효과모형)
평균	1.017319	0.002162
최대값	1.490637	0.354710
최소값	0.735130	-0.243950
표준편차	0.166452	0.150575
범위	0.755507	0.598656

관광객수의 계절요인을 구조적 시계열 모형(계절효과모형)과 X-12-ARIMA를 비교한 <그림 IV-12>에서 모두 유사한 형태를 보이고, 두 모형에서 모두 시간 흐름에 따라 계절요인에 의해서 변화하는 폭이 감소하고 있다. 이를 통하여, 관광객수의 비경기적 요인은 앞으로 감소하고 경기적 요인의 영향이 더 증가할 것으로 예상된다.

(5) 소비부문 - 대형마트판매액

대형마트판매액은 단위근 검정 결과를 보여주는 <표 IV-2, 3>에서 원계열은 확률적 추세가 없는 안정적 시계열로 나타났다. 하지만 추세순환계열은 확률적 추세가 존재하기 때문에 Clark 비관측요소모형으로만 추정하였으며, 추정한 결과는 <표 IV-15>와 같다.²¹⁾ 대형마트판매액은 전체 변동에서 추세요인에 의해 분산 비율은 44.92%로 거의 절반 수준으로 나타났다.

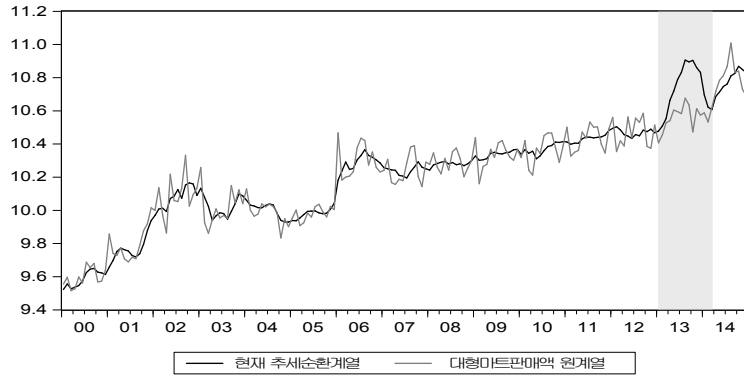
한편 대형마트판매액은 비내구재 소비를 나타내는 지표로서 일반적으로 일시적 요인인 안정적 요소가 크게 작용한다. 이런 점을 감안한다면, 대형마트판매액은 원계열에서 확률적 추세가 없는 안정적 시계열임이 직관적으로 맞다. 하지만 원계열에서 계절요인과 불규칙 요인을 제거한 추세순환에서는 불안정 시계열로 나타났으며, 장기적 추세요인이 상당히 꽤 높은 비중인 44.92%로 나타났다. 이를 구체적으로 보기 위하여 다음 <그림 IV-13>으로 분석하고자 한다.

<표 IV-15> 대형마트판매액 추정결과(Clark 비관측요소모형)

모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)
σ_v	0.019000	0.003564	44.92(A)
σ_e	0.023300	0.003256	55.08(B)
σ_w	0.000003	0.000285	-
Φ_1	1.453000	0.084000	-
Φ_2	-0.528100	0.061045	-
Log likelihood : 410.6700			

21) 구조적 시계열 모형(계절효과모형)은 원계열에 적용해야 하기 때문에, 원계열이 안정시계열인 경우에는 순환변동의 추정 계수(AR(1) 또는 AR(2))들이 모두 유의하지 않게 나타났다.

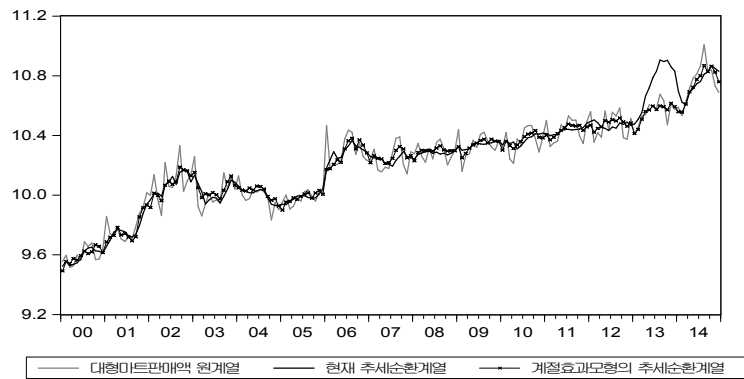
<그림 IV-13> 대형마트판매액의 원계열과 추세순환계열의 비교



<그림 IV-13>에서 현재 경기종합지수 대형마트판매액의 추세순환계열과 대형마트판매액 원계열에 대한 그래프이다. 하지만 위의 음영으로 된 부분에서 추세순환계열이 과장되게 수치가 상승되어 있는 것을 볼 수 있다.

이 부분에 대한 것을 대략적으로 보고자 구조적 시계열 모형에서 추세순환계열을 추출하여, 대형마트판매액의 원계열, 경기종합지수 대형마트판매액의 추세순환계열, 구조적 시계열 모형(계절효과모형)으로 추출한 그래프를 비교하였다.

<그림 IV-14> 대형마트판매액의 원계열과 추세순환계열 비교



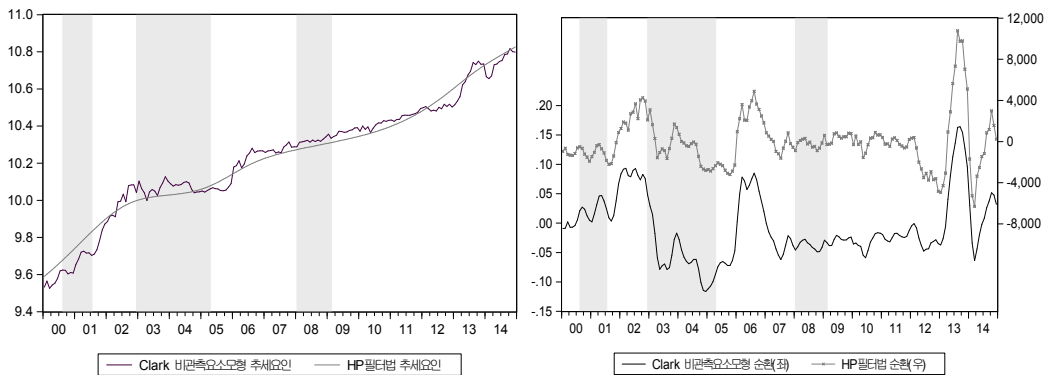
비교한 결과는 <그림 IV-14>에서 나타나고 있으며, 구조적 시계열 모형(계절효과모형)으로 추정된 추세순환계열에서는 2013년 1월 ~ 2014년 3월이 과장되게 나타나지 않았다. 또한 원계열과 현재 추세순환계열(경기종합지수)의 표준편차를 비교한 결과, 원계열 표준편차 0.3064, 추세순환계열 0.3206으로 원계열의 표준편

차가 더 작게 나타났다.

직관적으로 원계열에서 비경기적 요인을 제거한 계열이 추세순환계열이기 때문에 표준편차는 원계열이 더 크게 나타나야 한다. 하지만 대형마트판매액은 원계열의 표준편차가 더 크게 나타난 것으로 보아, 계절조정 과정의 문제가 있었을 것이라고 추측되며, 이는 본 논문의 연구 목적과 맞지 않기 때문에 세부적으로 다루지 않고자 한다.

하지만 본 논문에서 충격전달과정을 분석한 VAR모형에서는 대형마트판매액을 소비지표로서 이용하여, 제주지역 경기변동에 미치는 전달경로와 파급효과를 분석하였다. 이는 경기변동 지표인 동행지수 자체에도 대형마트판매액의 추세순환계열에 대한 과장된 수치가 포함되어 변동들이 누적되었기 때문에, 이러한 원인으로 발생할 수 있는 오류를 줄일 수 있을 것이라고 판단된다.

<그림 IV-15> 대형마트판매액의 추세 및 순환



주 : 음영은 통계청의 공식 기준순환일의 수축기에 해당한다.

<표 IV-16> 추출된 순환요인의 기술통계(대형마트판매액)

구분	HP 필터	Clark 비관측요소모형
평균	0.999399	-0.00799
최대값	1.020604	0.164093
최소값	0.986346	-0.11634
표준편차	0.007689	0.055736
범위	0.034258	0.280437

<그림 IV-15>는 대형마트판매액의 2가지 추출방법(HP 필터, Clark 비관측요소 모형)으로 추출한 확률추세요인과 순환요인을 비교한 그래프이며, <표 IV-16>은 추출된 순환요인의 기술통계를 나타낸 것이다. <그림 IV-15>에서는 순환요인의 형태가 두 모형이 유사하게 나타나고 있지만, 기술통계에서는 HP 필터로 추출된 순환요인의 표준편차가 더 작게 나타나고 있다. 이를 크게 두 가지측면에서 해석할 수 있다.

먼저 비내구재 소비인 대형마트판매액과 관련하여 한국뿐만 아니라 일반적으로 경기변동의 정형화된 사실로서 알려진 것으로 본다면, 비내구재 소비의 변동성은 생산의 변동성보다 작게 나타난다(조하현·황선웅, 2009 : 52-58). 이러한 맥락에서는 제주지역 또한 비내구재 소비가 생산변동보다 작게 나타나야 한다. HP 필터를 활용한 추출방법은 표준편차가 약 0.007로 생산부문의 표준편차인 0.020 ~ 0.047보다 작게 나타나, 옳은 방향으로 나타난 것이라고 할 수 있다. 하지만 제주지역이 3차 산업의 비중이 높은 점을 고려하여 대형마트판매액이 관광객수의 변동에 영향을 많이 받는다고 가정하면, 생산부문의 표준편차인 0.020 ~ 0.047보다 Clark 비관측요소모형의 표준편차가 0.055로 나타나는 것이 옳은 방향이라고 할 수 있다. 어느 해석이 옳은 것인가에 대한 논의는 방법론에 관한 것이기에 향후 연구 문제로 남겨두고자 한다.

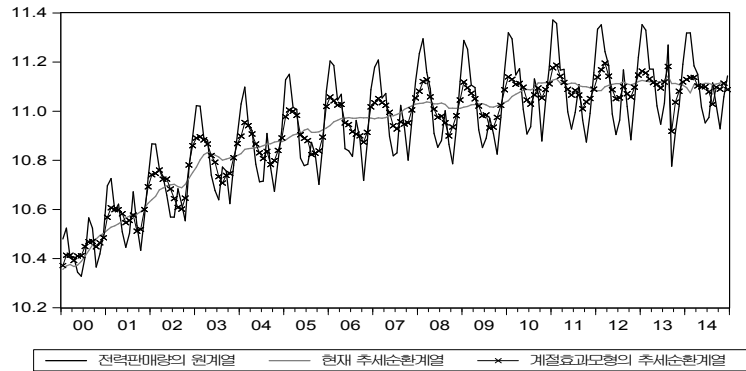
(6) 소비부문 - 전력판매량(주택용)

전력판매량에 대하여 추정한 결과는 <표 IV-17>과 같으며, 구조적 시계열 모형(계절효과모형)의 순환요인이 AR(2)의 추정 계수가 모두 통계적으로 유의하게 나타났다. 전력판매량은 전체 분산에서 추세요인으로 발생한 분산의 비중은 Clark 비관측요소모형에서 47.74%, 구조적 시계열 모형에서 0.34%이다. 구조적 시계열 모형(계절효과모형)에서는 추세요인의 비중이 매우 낮게 나타났으며, 순환요인이 85.32%로 매우 높게 나타났다. 전력판매량은 “소비심리를 반영하는 지표로 국내 경기 및 유가 환율 등이 영향을 주기 때문에”(제주발전연구원, 2005 : 30) 경기종합지수에 포함되어 있어 순환요인의 영향이 매우 크게 나타난 것으로 판단된다.

<표 IV-17> 전력판매량(주택용) 추정결과

Clark 비관측요소모형				구조적 시계열 모형(계절효과모형)			
모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)	모수	Estimate	Std.Dev.	비율(%)
σ_v	0.004851	0.000925	47.74(A)	σ_v	0.000140	0.006939	0.34(C)
σ_e	0.005311	0.000842	52.26(B)	σ_w	0.000595	0.000210	-
σ_w	0.000688	0.000199	-	σ_e	0.034716	0.004258	85.32(D)
Φ_1	1.392856	0.113147	-	σ_ϵ	0.005419	0.001640	13.32(E)
Φ_2	-0.485012	0.078799	-	σ_ϵ	0.000416	0.000158	1.02(F)
				Φ_1	1.017351	0.117087	-
				Φ_2	-0.258751	0.059559	-
Log likelihood : 980.3180				Log likelihood : 432.8512			

<그림 IV-16> 전력판매량(주택용)의 원계열과 추세순환계열의 비교



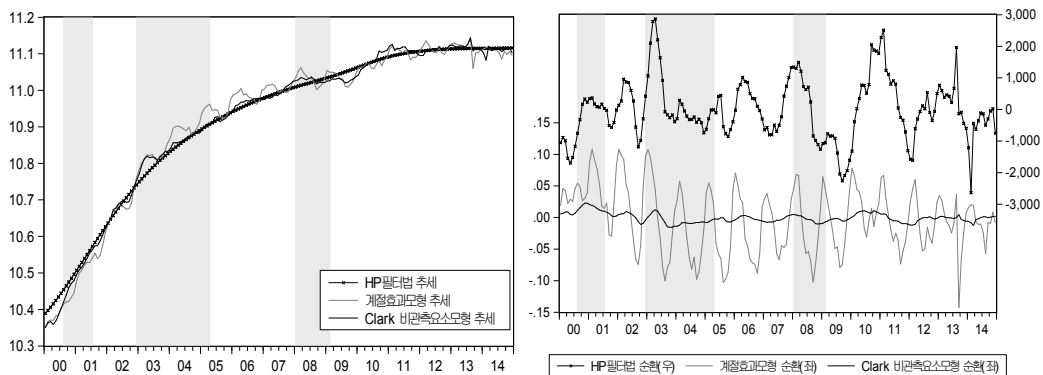
전력판매량(주택용)의 원계열과 추세순환계열을 비교한 결과인 <그림 IV-16>에
서 각 계열의 표준편차는 원계열은 0.2412, 구조적 시계열 모형(계절효과모형)은
0.2079, 경기종합지수 전력판매량의 추세순환계열(현재 추세순환계열)은 0.2095로
나타났다. 현재 경기종합지수 추세순환계열과 구조적 시계열 모형의 추세순환계
열의 표준편차가 크지 않으며, 특이하게도 <그림 IV-16>을 보면 구조적 시계열
모형에서 계절요인과 불규칙요인을 제거했음에도 불구하고 그래프에서 규칙적으
로 순환하는 형태가 나타났다.

이는 전력판매량은 과거에 경기종합지수 작성 시 지역단위의 통계가 매우 적어
서 가능한 많은 정보를 반영시키고자 포함된 변수이며 다른 지역은 생산부문에

서 제조업 관련 전력판매량 지표를 사용하였으나 제주지역은 주택용 전력판매량을 활용하여 소비부문의 경기흐름을 간접적으로 추정하였다. 하지만 최근에는 이러한 지표들이 경제학적으로 중요하지 않은 경기순환이 나타날 가능성이 있기 때문에 경기종합지수 개편 시 제외되는 지표(김정훈·황상연·조성중·강형우, 2013 : 33)이다.

따라서 <그림 IV-16>과 함께 고려한다면, 비경기적 요인이라고 알려진 계절요인과 불규칙요인을 제거했음에도 불구하고 구조적 시계열 모형(계절효과모형)에 서는 주기적인 순환 요인 남아 있는 것은 모형에서 설정되지 못한 비경기적 요인의 일부라고 판단된다. 따라서 경제 부문을 간접적으로 나타내는 시계열에 대하여 비경기적 요인을 제거함에 있어서는 구조적 시계열 모형(계절효과모형)이 적합하지 않다는 것을 알 수 있다. 따라서 본 논문에서 충격 전달과정 분석 과정에서는 전력판매량을 제외하고자 한다.

<그림 IV-17> 전력판매량의 추세 및 순환



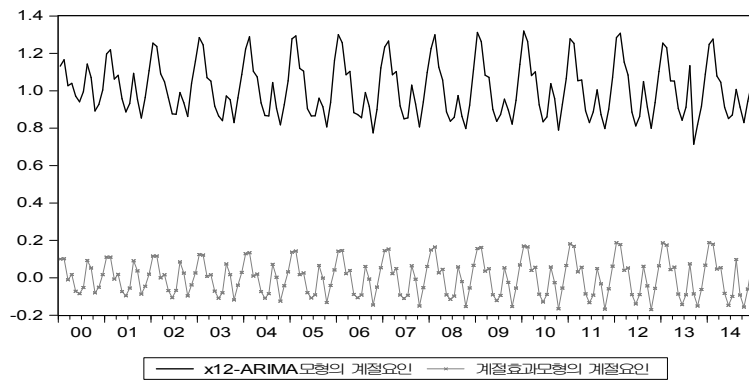
주 : 음영은 통계청의 공식 기준순환일의 수축기에 해당한다.

<표 IV-18> 추출된 순환요인의 기술통계(전력판매량)

구분	HP 필터	구조적 시계열 모형	Clark 비관측요소모형
평균	0.000000	-0.002194	-0.000370
최대값	0.056147	0.108122	0.022849
최소값	-0.038420	-0.142311	-0.015440
표준편차	0.016419	0.051897	0.007614
범위	0.094563	0.250433	0.038290

또한, 전력판매량의 3가지 모형으로 비교한 <그림 IV-17>에서 구조적 시계열 모형(계절효과모형)과 HP 필터의 순환변동이 매우 유사하게 나타났다. 여기서 농산물출하액도 구조적 시계열 모형보다 Clark 비관측요소모형의 순환요인이 완만하게 나타났고 이와 유사하게 전력판매량도 Clark 비관측요소모형의 순환요인이 완만하다. 좀 더 구체적으로 보기 위하여 기술통계를 보여주는 <표 IV-18>에서 표준편차가 Clark 비관측요소모형에서 가장 낮게 나타나고 있으며, 이는 농산물출하액과 유사하다. 따라서 구조적 시계열 모형(계절효과모형)의 추세요인이 매우 적은 경우에는 Clark 비관측요소모형의 순환요인이 구조적 시계열 모형과 HP 필터에 비하여 완만하게 나타나는 것을 볼 수 있다.

<그림 IV-18> 구조적 시계열 모형과 x12-ARIMA의 계절요인과 불규칙요인



<표 IV-19> 전력판매량 계절요인과 불규칙요인의 기술통계

구분	X12-ARIMA	구조적 시계열 모형(계절효과모형)
평균	1.010092	-0.000790
최대값	1.319296	0.188573
최소값	0.714297	-0.169950
표준편차	0.146729	0.095068
범위	0.604999	0.358524

전력판매량의 계절성을 구조적 시계열 모형과 X-12-ARIMA로 비교한 <그림 IV-18>에서 두 모형이 유사한 형태로 나타났다. 하지만 두 모형의 기술통계를 비교하는 <표 IV-19>에서 구조적 시계열 모형(계절효과모형)의 표준편차와 범위

가 작은 것으로 나타났다. 그리고 1차 자기상관계수를 추정한 <표 IV-1>에 따르면 전력판매량은 0.15로 음수가 아닌 양수로 나타났으며, 이는 순환요인과 추세요인이 서로 독립된 것으로 보기 힘들다는 것을 염두에 둘 필요가 있다.

(7) 전체 분석결과

경기종합지수와 구성지표들의 전체 분석된 결과는 다음 <표 IV-20>과 같다. Clark 비관측요소모형에서 추세요인에 의해 발생하는 분산 비율을 보면, 비농가취업자수(1.24%), 농산물출하액(16.23%)이 가장 낮게 나타났고, 구조적 시계열 모형에서는 농산물출하액(0.15%), 전력판매량(0.34%)에서 가장 낮게 나타났다.

추세요인이 큰 지표는 Clark모형에서는 광공업생산지수(61.15%), 전력판매량(47.74%), 관광객수(45.77%)이며, 구조적 시계열 모형에서는 비농가취업자수(39.51%), 관광객수(25.13%), 광공업생산지수(24.29%)로 나타났으며 광공업생산지수와 관광객수의 추세요인이 높게 나타났다. 따라서 장기적 성장요인인 확률 추세의 가중치가 다른 지표들에 비하여 높은 광공업생산지수, 관광객수는 경제 규모가 커질수록 또는 기술 발전이나 투자 부분의 충격들에 대하여 과급효과가 크게 나타나고, 이와 반대로는 확률추세의 가중치가 낮은 농산물출하액은 약하게 나타나는 것으로 추측할 수 있다.

<표 IV-20> 경기종합지수와 구성지표의 요인에 대한 분산 비율

(단위 : %)

구분	Clark모형			구조적 시계열 모형				
	추세(A)	순환(B)	합	추세(C)	순환(D)	계절(E)	불규칙(F)	합
비농가취업자수	1.24	98.76	100	39.51	60.42	0.06	0.00	100
광공업생산지수	61.15	38.85	100	24.29	69.98	0.03	5.70	100
관광객수	45.77	54.23	100	25.13	51.63	23.25	0.00	100
농산물출하액	16.23	83.77	100	0.15	63.05	36.80	0.00	100
대형마트판매액	44.92	55.08	100	-				
전력판매량(주택용)	47.74	52.26	100	0.34	85.32	13.32	1.02	100
경기종합지수	46.78	53.22	100	-				

주 : 1) 대형마트판매액은 원계열이 안정시계열이기 때문에 구조적 시계열 모형에 적용하지 않았다.
 2) 경기종합지수는 추세순환계열이기 때문에 Clark 모형에만 적용하였다.

다음 <표 IV-21>은 경기종합지수와 구성지표들의 표준편차를 계절별로 정리한 것이다. 이를 보면 전체적으로 고용부문 비농가취업자수의 변동성은 어떤 계절이든지 가장 낮게 나타났다. 원계열에서는 경기변동에 대한 정형화된 사실²²⁾의 일부에서 소비의 변동성이 생산의 변동성보다 비슷하거나 작다는 것을 제주지역에서도 확인할 수 있다. 이는 생산부문의 변동성에서 농산물출하액과 관광객수와 같이 계절요인도 차지하는 비중이 높은 지표들을 고려할 때 당연한 결과이다.

하지만 원계열에서 계절요인과 불규칙 요인을 제거한 경기적 요인들만 있는 추세순환계열에서는 소비의 변동성은 관광객수의 변동성보다 작고, 광공업생산지수와 농산물출하액의 변동성보다 크다. 즉, 비농가취업자수는 0.056, 광공업생산지수는 0.142 ~ 0.154 또는 농산물출하액은 0.106 ~ 0.193, 경기종합동행지수는 0.145, 소비는 0.208 ~ 0.321, 관광객수는 0.337 ~ 0.348의 순서로 변동성이 크다.

추세순환계열의 변동을 누적시켜서 최종적으로 만들어진 것은 경기동행지수이다. 이를 고려한다면, 국민경제에서 서비스산업이 차지하는 비중이 높아질수록 경기변동성은 안정화될 것으로 주장한 이재준(2011 : 8)의 견해를 지지하기 위해서는 1차 산업인 농산물출하액과 2차 산업인 광공업생산지수의 표준편차는 3차 산업인 관광객수보다 높게 나타나야 한다. 하지만 추세순환계열에서 볼 때, 이재준(2011 : 8)의 주장과는 다른 결과로 나타나 제주지역은 오히려 1차 산업인 농산물출하액과 2차 산업인 광공업생산지수의 생산 변동성이 낮게 나타나고 있다.

이와 반대로, 일시적인 순환요인의 변동성에서는 농산물출하액이 가장 크게 나타났다. 생산부문에서는 관광객수의 변동성이 가장 작게 나타났다. 이런 결과에서는 3차 산업인 관광객수가 오히려 경기변동을 안정화시키는 것으로 해석할 수 있다. 여기서 계절에 따라서 변동의 순서는 달라지고 있으나 가장 집중해야 할 것은 일시적인 변동인 순환요인이다. 따라서 이재준(2011 : 8)이 주장한 내용을 어느 정도 지지할 수 있으며, 이를 더 확인하기 위한 추가적인 분석이 필요하다. 이러한 필요에 따라, 본 논문에서는 VAR모형을 이용하였고 각 경제 지표들의 충격 전달과정과 파급효과를 볼 수 있는 충격반응함수와 예측오차 분산분해를 통하여 3차 산업이 경기변동을 안정시킨다는 주장을 확인할 수 있었다.

22) (조하현 · 황선웅, 2009 : 47-49 ; 강두용 · 변창욱 · 민성환 2003 : 43 ; 김기형 1999 : 22)에서 나타난 한국의 정형화된 사실을 의미한다.

<표 IV-21> 경기종합지수와 구성지표의 표준편차

구분	원계열	추세순환계열		순환요인		
		구조적 시계열 모형	경기종합지수	HP 필터	구조적 시계열 모형	Clark 모형
비농가취업자수	0.058	0.056	0.056	0.015	0.007	0.008
광공업생산지수	0.234	0.154	0.142	0.041	0.044	0.030
관광객수	0.383	0.348	0.337	0.021	0.030	0.020
농산물출하액	0.520	0.193	0.106	0.068	0.123	0.047
대형마트판매액	0.306	-	0.321	0.008	-	0.056
전력판매량(주택용)	0.241	0.208	0.240	0.016	0.052	0.008
경기종합동행지수	-	-	0.145	0.011	-	0.016

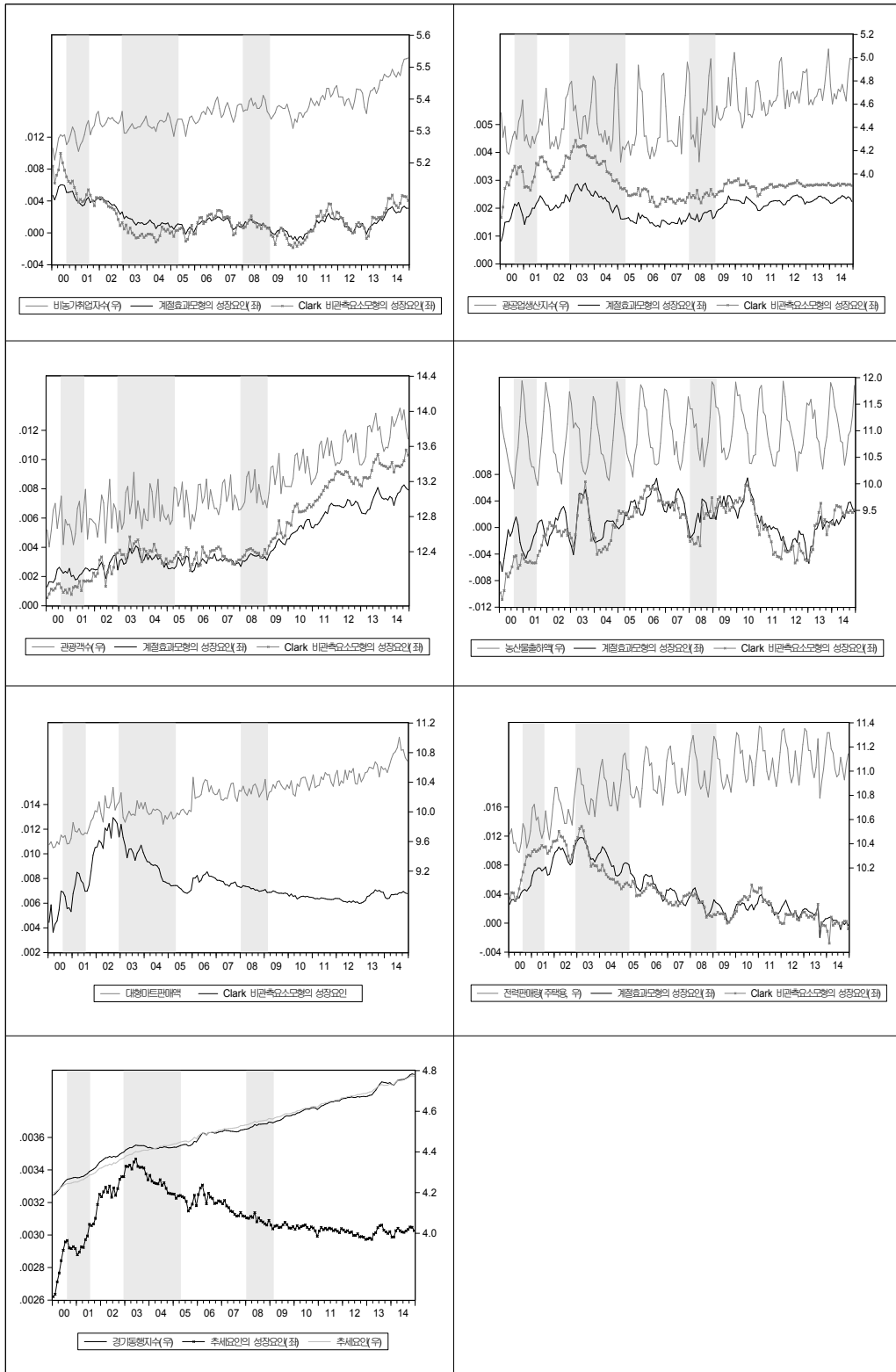
주 : 1) 대형마트판매액은 원계열이 안정시계열이기 때문에 구조적 시계열 모형에 적용하지 않았다.
 2) 경기종합지수는 추세순환계열이기 때문에 Clark 모형에만 적용하였다.

마지막으로 경기종합지수의 각 지표별로 추세요인을 차분한 성장요인을 <그림 IV-19>와 같이 볼 수 있으며, 경기동행지수, 전력판매량, 대형마트판매액, 광공업생산지수의 성장요인이 상당히 유사한 형태를 나타내고 있다.

경제의 평균성장률을 불변의 성장률로 가정하는 것보다 변화하는 성장률을 허용하는 것은 제주지역 경기변동의 특성을 연구하는 데 유용하다. 이는 각 지표의 원계열이 표면적으로 보이는 수치상의 증가를 보고서 경제 성장 또는 발전을 판단하기보다는 변화하는 성장률을 동시에 분석하는 것이 제주 경제의 경기변동을 더 정확하게 분석할 수 있다. 이때에 이용되는 변화하는 성장률은 추세요인에 대한 성장률로 일시적인 순환요인을 제외한 것으로, 장기적인 관점에서 경제 성장 또는 발전의 현재 상황을 진단할 수 있다.

<그림 IV-19>에서 비농가취업자수는 2000년에는 증가하고 있었으나 2001년부터 최근까지 성장이 둔화되는 추세이다. 또한 이와 유사하게 대형마트판매량, 전력판매량, 광공업생산지수는 2003년까지는 증가하는 추세였으나 2003년부터는 성장이 둔화되고 있으며, 농산물출하액은 둔화되는 추세가 거의 없이 수평적으로 변동하고 있다. 하지만 관광객수는 2008년 이후 그래프의 기울기가 급격해지면서 성장하고 있다. 그리고 6개 지표의 변동을 누적한 경기동행지수 또한 2003년 이후 성장요인이 둔화되었다.

<그림 IV-19> 경기종합지수 지표별 성장요인 비교



주 : 음영은 통계청의 공식 기준순환일의 수축기에 해당한다.

3. VAR모형을 이용한 성장률 순환 변동의 전달과정 분석 결과

구조적 VAR 모형(SVAR 모형)을 이용하여 현재 경기종합지수의 각 지표들이 경제의 각 부문을 대표한다고 가정한 상태에서 경제 충격들의 전달과정을 분석하였다. 앞서 추출된 순환요인은 모두 안정시계열이기 때문에 단위근 검정과 공적분 검정을 생략하고자 한다. 그리고 경기변동을 나타내는 동행지수는 계절효과 모형에서 파악하기 어렵기 때문에, 경기변동을 파악할 수 있는 모형인 Clark의 비관측요소모형으로 경기변동을 분석하였다. HP 필터는 추출된 요인들과 Clark 모형의 요인들 사이의 유사한 정도를 파악하고자 앞서 이용하였고, 계절효과모형을 이용한 것은 확률추세요인들의 비율을 모형에 따라 다른 정도를 비교하여 경기변동 특성의 분석에 대한 정확성을 높이고자 하였다.²³⁾

SVAR 모형은 출레스키분해(Choleski factorization)를 이용하는 기본적인 축차방정식(recursive form)의 형태로 변환하는 UVAR(Unrestricted VAR)모형에 구조적인 요인에 제약을 가하여 경제이론을 VAR모형에 응용한 모형이다. 이런 구조적인 요인의 제약은 앞서 언급한 (식 III-38)에서, $u_t = B\epsilon_t$ 로 단기 반응함수에 제약조건으로 부과할 수 있다. $u_t = B\epsilon_t$ 는 $B^{-1}u_t = \epsilon_t$ 으로 바꿀 수 있으며, 여기서 B^{-1} 에 대하여 제약을 가할 수 있다. 이때 제약이 가능한 계수의 수는 n-변량 축차 VAR모형을 예로 들면, $2n^2 - (n+n^2 + \frac{n(n+1)}{2} - n) (= \frac{n(n-1)}{2})$ 개의 제약조건을 설정하고, 이 조건에서는 과대식별 문제²⁴⁾를 벗어날 수 있다.

본 논문에서는 경기변동의 공행성이 전제될 때, 경기종합지수에서 각 지표들이 경제의 부문별로 대표하는 지표로 선정된다. 따라서 전체 경기동행지수에 미치는 과급경로를 각 지표별로 분석하여 제주지역 경기변동의 특성을 연구하였다. 또한 소비부문에 전력판매량은 비관측요소모형으로 추정하였을 때 경기적 요인 이외의 다른 요인이 추세순환계열에 포함되어 있을 것으로 추정된다. 그리하여 소

23) 참고적으로 HP 필터로 추출된 순환요인을 통하여 VAR모형의 충격반응과 예측오차 분산분해의 결과에서도 유사한 결과가 나타났으며, 칼만 필터와 HP 필터의 전체 충격반응함수의 결과는 부록에 첨부하였다.

24) 김명직·장국현(2002), pp. 392-393에서는 과대식별 문제를 검정하는 방법이 있으며 일반적으로 순차적인 축차방정식인 경우에는 완전 제약조건이다. 위의 식에서 제약할 경우에는 검정할 필요가 없을 것으로 판단된다.

비부문의 대표지표는 대형마트판매액으로 변동성의 전달과정을 분석하였다.

또한 생산량이 증대되기 위해서는 장기적인 요인인 투자, 정책 변화, 생산성 증대, 기술변화 등의 충격이어야 한다. 하지만 본 논문에서는 경기변동에 기인하는 요인을 분석하는 것에 초점이 있어서 만약 생산량이 어떤 지방 정책, 투자 등과 같은 경기변화로 예기치 못한 충격으로 변화할 경우를 가정하여 제주지역 경기변동의 변동성에 크게 영향을 주는 충격 요인을 찾고자 한다.

물론 추세요인을 장기적 요인으로 제약을 두고 분석이 가능하다. 하지만 추세요인은 수준에서 단위근을 가지고 차분을 하여도 단위근을 가진 불안정시계열로 모형화하였기 때문에, 두 번을 차분한 계열을 가지고 분석할 경우 변동성에 대한 정보를 잃게 된다. 따라서 수준에서 안정적 시계열인 순환요인을 활용하여 제주지역의 경제충격에 대한 전달경로와 변동성에 영향을 주는 요인을 분석하였다.

본 논문에서 전달과정을 파악하는 방법은 크게 3가지 측면의 경제 충격에 대한 경기변동의 반응을 분석하였다. 먼저 산업구조의 관련성을 보기 위하여 일반적으로 가정되는 1차, 2차, 3차 산업들이 순차적으로 파급되는 경로를 제약조건으로 설정하였다. 두 번째는 각 산업들을 분리하여, 각 산업이 고용, 소비, 경기변동에 충격요인으로 파급되는 경로를 제약조건으로 설정하였다. 마지막으로는 전체 제주지역이 가지고 있는 경제적 흐름과 앞의 두 모형의 분석결과를 바탕으로 생산 부문, 고용, 소비, 경기변동의 변수들의 경로를 제약하여 분석하였다.

1) 산업 생산부문 충격으로 인한 경기변동

(1) 단기제약에 의한 구조적 충격의 식별

제주지역은 1차 산업과 3차 산업이 집중되어 있으며, 지역의 전후방 파급효과와 고용창출에 큰 영향을 줄 수 있는 구체적인 제조업들과 지역경제 구조를 고도화할 수 있도록 하는 ‘정보통신산업’, ‘금융 및 보험업’ 등의 산업들은 열위산업이다. 이런 구체적인 산업 부문은 경기종합지수에는 구체적인 산업의 분류로는 포함되어 있지 않지만, 전체적으로 제주 지역경제에서 비중이 높은 산업들인 1차 산업, 2차 산업, 3차 산업의 대표로서 농산물출하액, 광공업생산지수, 관광객수의 지표를 사용하고 있다. 이러한 경제 부문의 대표적인 지표를 표본으로 간주하여

전체 경기변동의 특성을 VAR모형을 통하여 분석하였다.

1차 산업인 농산물출하액은 *ARI*, 2차 산업인 광공업생산지수는 *MMP*, 3차 산업인 관광객수는 *TOUR*, 경기변동인 동행지수는 *CO*으로 표현하고, 생산부문과 동행지수의 충격은 기본적인 축자방정식의 형태를 제약조건으로 하였다. 따라서 앞서 (식 III-37)에서의 y_t 는 $(ARI, MMP, TOUR, CO)'$ 일 때, 다음과 같은 제약 조건은 충격반응함수와 예측오차 분산분해에 이용되었다.

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{ARI} \\ \epsilon_{MMP} \\ \epsilon_{TOUR} \\ \epsilon_{CO} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ B_{21} & 1 & 0 & 0 \\ B_{31} & B_{32} & 1 & 0 \\ B_{41} & B_{42} & B_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{ARI} \\ u_{MMP} \\ u_{TOUR} \\ u_{CO} \end{bmatrix} \dots\dots\dots(식 IV-8)$$

(식 IV-8)의 첫 번째 행은 1차 산업인 농산물출하액의 반응함수를 나타낸 것이며, 1차 산업인 농산물출하액은 2차 산업인 광공업생산지수와 3차 산업인 관광객수, 경기변동에 반응하지 않고 농산물출하액에만 반응한다. 이는 1차 산업인 농산물출하액은 천연 자연으로부터 직접 재화를 생산하는 산업이기에, 농산물출하액에 영향을 미치는 요인은 2차 산업과 3차 산업이 될 수 없다는 가정이다.

두 번째 행은 2차 산업인 광공업생산지수는 1차 산업의 생산량인 농산물출하액 (B_{21})에 반응하고 관광객수에는 단기적으로 반응하지 않으며, 광공업생산량에 반응한다. 이는 통계청자료에 의하면, 제주지역의 지역총생산(2010년 기준 가격)은 2013년 제조업이 436,331백만원이며, 이 중에서 184,703백만원(42.33%)인 '음식료품 및 담배 제조업'과 188,949백만원(43.3%)인 '비금속광물 및 금속제품 제조업'이 대부분을 차지하고 있어, 제주지역의 농산물출하액이 광공업생산지수에 영향을 주는 것은 무리가 없을 것으로 판단된다.

세 번째 행은 3차 산업인 관광객수는 농산물출하액(B_{31}), 광공업생산지수(B_{32}), 관광객수에 반응한다. 이는 3차 산업인 관광객수는 1, 2차 산업을 기반으로 하여 서비스를 생산하기 때문에 이러한 제약을 두었다. 마지막으로 전체 경기변동은 농산물출하액(B_{41}), 광공업생산지수(B_{42}), 관광객수(B_{43}), 경기변동의 충격에 반응하도록 하는 제약조건을 두었다.

(2) 시차 검정

VAR 모형은 통상적으로 자료의 이전 기에 해당하는 정보를 모두 포함하기 위하여 연도별 자료는 시차를 1년, 분기별은 4분기, 월별은 12개월로 두기도 한다. 구재운·배진성(2014 : 1908)에서는 시차를 결정하는 방식으로 AIC(Akaike information criterion)나 SC(Schwarz information criterion)와 같은 통계량을 사용하기도 하고, 우도비(Likelihood Ratio : LR) 검정이나 Hannan-Quinn 정보기준(information criterion: HQ) 검정을 통해 최적 시차를 결정한다. 본 논문에서는 가장 보편적으로 쓰이는 AIC, SC, HQ 검정을 통하여 최적 시차를 결정하였다.

시차 검정한 결과인 <표 IV-22>에서는 SC는 3기, AIC, HQ검정이 8기의 최적 시차를 나타내고 있어, 최종적으로 시차를 8기로 결정하였다.

<표 IV-22> 최적 시차 검정 결과

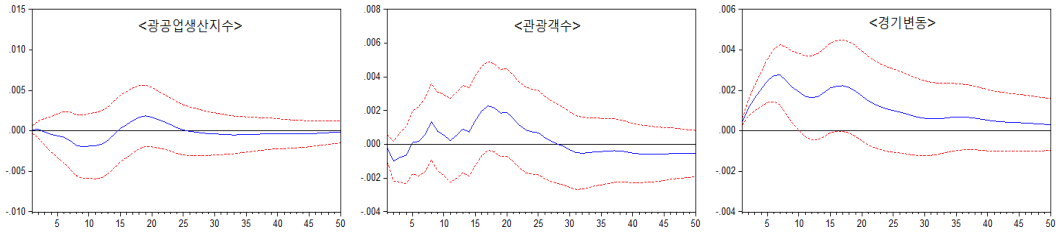
시차	AIC	SC	HQ
0	-18.7205	-18.6461	-18.6903
1	-29.8867	-29.5148	-29.7358
2	-32.5421	-31.8727	-32.2705
3	-32.8828	-31.9159*	-32.4904
4	-33.0290	-31.7646	-32.5159
5	-33.1702	-31.6082	-32.5362
6	-33.2247	-31.3652	-32.4701
7	-33.4356	-31.2786	-32.5602
8	-33.6853*	-31.2307	-32.6891*
9	-33.5871	-30.8351	-32.4702
10	-33.6403	-30.5907	-32.4026

주 : *은 5% 유의수준에 기각된 것이다.

(3) 충격반응함수(impulse response function)

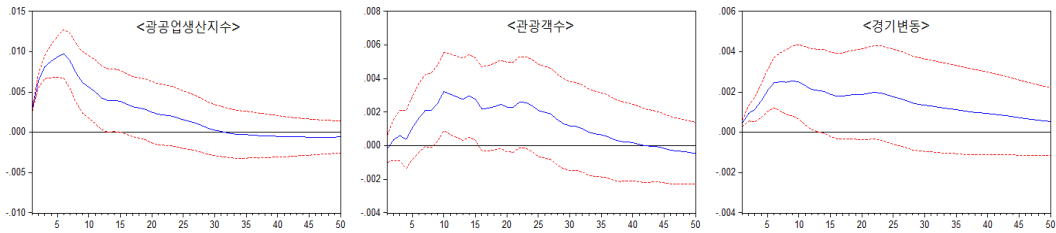
충격반응함수는 VAR 모형으로부터 도출된 이동평균모형이고, 시계열에 예상치 못한 경제충격이 주어졌을 때 모형 내부에서 모든 변수들의 변화를 시간이 흐름에 따라 반응하는 것을 나타낸다. 따라서 충격반응함수의 그래프에서 종축은 생산부문의 표준편차 1단위 충격에 대한 각 변수의 반응 크기이며, 횡축은 지속되는 시차를 의미한다(구재운·배진성, 2014 : 1908). 생산부문의 충격들이 발생하였을 때 반응하는 크기는 다음 <그림 IV-20, 21, 22, 23>에 나타났다.

<그림 IV-20> 농산물출하액에 대한 변수들의 충격반응함수



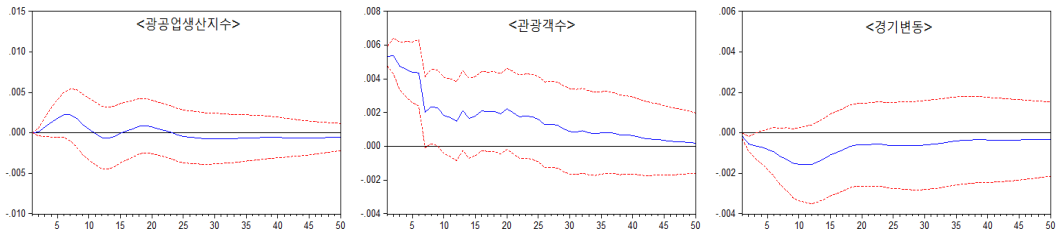
주 : 점선은 충격반응함수의 점근적인 ± 2 표준편차 신뢰구간을 나타낸다.

<그림 IV-21> 광공업생산지수에 대한 변수들의 충격반응함수



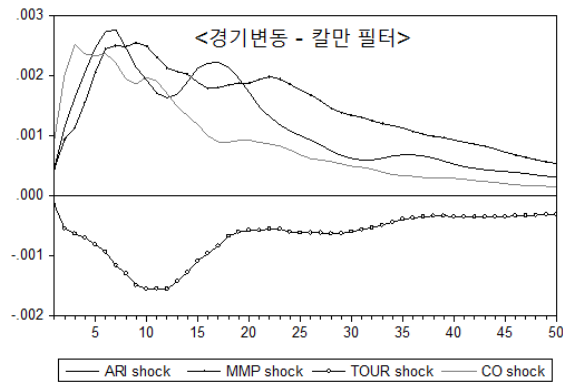
주 : 점선은 충격반응함수의 점근적인 ± 2 표준편차 신뢰구간을 나타낸다.

<그림 IV-22> 관광객수에 대한 변수들의 충격반응함수



주 : 점선은 충격반응함수의 점근적인 ± 2 표준편차 신뢰구간을 나타낸다.

<그림 IV-23> 경제충격에 대한 경기변동의 충격반응함수



<그림 IV-20>에서는 농산물출하액의 충격에 대하여 광공업생산지수, 관광객수, 경기변동의 반응을 보여주고 있고 농산물출하액은 모두 양의 방향으로 충격을 주고 있다. 이와 유사하게 <그림 IV-21>에서도 광공업생산지수의 충격에 대한 산업과 경기변동의 반응이 양의 방향으로 나타나고 있다. 하지만 <그림 IV-22>에 나타난 관광객수의 충격에 대해서는 광공업생산지수의 반응은 양의 방향으로 나타나고 있지만 전체 경기변동에서는 음의 방향으로 나타나고 있다.

전체적으로 보면, 3차 산업의 충격은 1, 2차 산업의 충격과는 다르다는 것을 보여주고 있다. 즉, <그림 IV-23>에서 보여주는 것처럼 충격에 대한 반응의 크기는 모두 유사하지만 3차 산업의 충격에 대한 경기변동(동행지수)의 반응은 음의 방향으로 비슷한 크기로 반응하고 있다.

이는 크게 두 가지 방향으로 해석이 가능하다. 먼저 농산물출하액과 광공업생산지수의 충격인 1, 2차 산업의 생산 충격이 경기변동에 양의 충격을 주면, 관광객수의 충격은 경기변동을 안정화시키는 방향으로 반대로 작용을 하고 있다는 것으로 해석이 가능하다. 이렇게 해석이 된다면 앞서 이재준(2011 : 8)의 연구결과를 지지하여 3차 산업이 경기변동을 안정화시키는 효과를 확인할 수 있다.

다른 한편으로는, 경기 순환요인에 미치는 효과가 1, 2차 산업은 긍정적으로, 3차 산업인 관광객수의 충격은 부정적으로 발생시키고 있음을 의미할 수 있다. 따라서 전자의 해석에서는 경기변동을 안정화시키기 위해서는 3차 산업을 더 육성시켜야 하지만 후자의 해석에서는 부정적 요인을 발생시키는 3차 산업의 육성을 지양해야 한다.

하지만 관광객수의 순환요인은 앞서 <표 IV-21>에서 보면, 표준편차가 생산부문에서 가장 낮고 이는 관광객수가 자체적으로 가지고 있는 순환요인의 변동성이 적다는 의미이다. 이를 함께 고려한다면, 적은 변동성을 가진 관광객수의 충격효과가 다른 생산부문과는 경기변동을 반대로 작용하면서 비슷한 크기의 반응을 이끌어 낸다는 것을 볼 때, 전자의 해석을 더 지지할 수 있다.

(4) 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)

예측오차 분산분해는 VAR모형에서 한 변수의 변화인 오차항의 예측 변동에 대한 각 변수 충격들이 설명하는 정도를 나타내는 비율을 측정하는 방법이다. 예측

오차 분산분해를 통해 경기변동에 미치는 충격들의 영향에 대한 상대적 중요도를 측정할 수 있다.

예측오차 분산분해를 한 결과는 <표 IV-23, 24, 25>에 나타났다. 먼저 광공업생산지수의 분산분해 결과인 <표 IV-23>에서 농산물출하액의 충격이 4.71%, 광공업생산지수는 89.68%, 관광객수는 3.64%, 동행지수인 경기변동은 1.96%로 나타났고 동일한 변수인 광공업생산지수의 충격이 가장 높게 나타났다. 하지만 <표 IV-24>에서 관광객수는 농산물출하액의 충격이 8.03%, 광공업생산지수는 31.06%, 관광객수는 47.75%, 경기동행은 13.14%로 나타났으며 이는 동일한 변수인 관광객수의 충격만큼 광공업생산지수의 충격 또한 높게 나타났다. 이는 2차 산업인 광공업생산지수의 충격이 3차 산업인 관광객수에 미치는 효과도 어느 정도 크다고 할 수 있다. 따라서 이러한 분석결과를 볼 때, 2차 산업인 광공업생산지수의 충격을 3차 산업인 관광객수가 흡수하고 있다는 것으로 추측할 수 있다.

<표 IV-25>에서 제주지역 경기변동에 미치는 각 생산부문들의 충격들의 상대적 중요도를 보면, 1차 산업인 농산물출하액은 30.88%, 광공업생산지수는 38.68%, 관광객수는 9.13%, 경기변동 21.29%로 나타났다. 경기변동에 미치는 동일한 변수의 충격이 가장 높게 나타나야 하지만, 상대적으로 낮게 나타났고 특히 관광객수의 충격이 가장 낮게 나타났다. 이는 앞서 충격반응함수에서도 관광객수는 음의 방향으로 나타나면서 동시에, 경기변동에 미치는 충격이 다른 생산 지표들에 비하여 상대적으로 설명력이 낮다.

<표 IV-23> 광공업생산지수(2차 산업)의 예측오차 분산분해

시차	ARI Shock1	MMP Shock2	TOUR Shock3	CO Shock4
1	0.28	99.71	0	0
2	0.10	99.85	0.02	0.01
3	0.06	99.41	0.46	0.05
6	0.31	96.94	2.65	0.08
12	2.93	93.92	3.04	0.08
20	4.21	92.02	2.98	0.77
25	4.55	91.37	2.95	1.10
30	4.54	90.75	3.19	1.50
40	4.71	89.68	3.64	1.96

<표 IV-24> 관광객수(3차 산업)의 예측오차 분산분해

시차	ARI Shock1	MMP Shock2	TOUR Shock3	CO Shock4
1	0.17	0.12	99.69	0
2	1.76	0.27	96.10	1.86
3	1.82	0.59	88.98	8.59
6	1.28	2.77	84.86	11.07
12	2.06	18.11	61.13	18.68
20	7.86	26.21	51.52	14.39
25	8.21	29.84	49.19	12.74
30	7.89	31.32	48.35	12.43
40	8.03	31.06	47.75	13.14

<표 IV-25> 경기변동(동행지수)의 예측오차 분산분해

시차	ARI Shock1	MMP Shock2	TOUR Shock3	CO Shock4
1	15.86	15.08	1.84	67.20
2	19.26	13.70	4.10	62.92
3	22.55	12.73	3.91	60.78
6	32.47	22.18	4.08	41.24
12	29.95	30.26	9.24	30.53
20	33.53	32.36	9.41	24.68
25	32.54	35.33	8.99	23.12
30	31.59	37.02	9.11	22.26
40	30.88	38.68	9.13	21.29

따라서 산업 간의 관계를 1차 산업의 충격, 2차 산업의 충격들이 3차 산업에 모두 영향을 준다고 제약조건을 두고, 최종적인 동행지수의 예측오차 분산분해에서는 가장 낮은 충격의 설명력을 보여주고 있다.

2) 산업별 생산부문 충격으로 인한 고용, 소비, 경기변동의 파급효과

(1) 단기제약에 의한 구조적 충격의 식별

1, 2, 3차 산업의 생산부문을 대표하는 각 지표들은 *IND*이라고 표현하면, 이는 앞서 표현한 농산물인 *ARI*, 광공업생산지수인 *MMP*, 관광객수인 *TOUR*들이

각각 IND 에 한 지표씩 적용된다.

고용부문의 비농가취업자수는 EMP , 소비부문의 대형마트판매액은 CON , 동행 지수는 앞서 동일하게 CO 로 표현하였다. 그리고 각 생산 충격들이 대형마트판 매액과 비농가취업자수, 경기변동에 파급되는 효과를 분석하기 위하여 앞서 모형 과 동일하게 (식 III-37)에서의 y_t 는 $(IND, EMP, CON, CO)'$ 라 하고, 각 생산 부문별 충격의 전달과정은 다음과 같은 제약조건에서 분석되었다.

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{IND} \\ \epsilon_{EMP} \\ \epsilon_{CON} \\ \epsilon_{CO} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ BI_{21} & 1 & 0 & 0 \\ BI_{31} & BI_{32} & 1 & 0 \\ BI_{41} & BI_{42} & BI_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{IND} \\ u_{EMP} \\ u_{CON} \\ u_{CO} \end{bmatrix} \dots\dots\dots(\text{식 IV-9})$$

(식 IV-9)의 첫 번째 행은 1, 2, 3 산업인 농산물출하액, 광공업생산지수, 관광객 수의 각 산업들의 반응함수를 나타낸 것이고 생산량의 충격에만 반응한다.

두 번째 행은 고용부문을 나타내는 지표인 비농가취업자수이고, 비농가취업자수는 산업의 생산량이 증대되면 고용이 창출된다는 것으로 산업 생산량(BI_{21}) 충격에 반응한다. 통계청의 지역별고용조사(반기)를 보면, 2015년 1반기에 제주지역 취업자수는 321천명이고, 농업 취업자수는 47천명(14.6%), 도매 및 소매업은 44천명(13.7%)과 숙박 및 음식점업은 44천명(13.7%)이었다. 따라서 고용에 대한 효과는 농산물출하액에서 많이 나타날 것으로 예상되지만 지표 자체가 비농가취업자수이어서 오히려 2차 산업인 광공업생산지수, 3차 산업인 관광객수의 충격의 영향이 더 클 것으로 예상하였다. 하지만 산업의 상관없이 대부분의 분석 결과가 고용 충격에 대하여 반응이 미미하였으며, 충격의 설명력 또한 낮았다.

세 번째 행은 소비부문의 대형마트판매액이고 산업(BI_{31}), 고용(BI_{32})에 반응한다. 이는 생산량이 증가하면, 우선적으로 산업의 고용이 늘고 그에 따라 가계 소득이 증가되어 소비가 늘어난다. 따라서 대형마트판매액을 산업 생산량과 고용에 반응하도록 제약을 두었다. 마지막으로 전체 경기변동은 산업 생산량(BI_{41}), 고용(BI_{42}), 소비(BI_{43}), 경기변동의 충격에 반응하도록 하는 제약조건을 설정하였다.

(2) 시차 검정

시차 검정한 결과인 <표 IV-26>에서 AIC를 기준으로 선정하였으며, 농산물출하액은 시차가 8, 광공업생산지수와 관광객수는 시차가 9로 나타났다. 하지만 앞서 모형에서 8기의 시차를 활용한 바가 있고 모형의 일관된 시차로 분석하면서 AIC를 기준도 고려할 때, 생산부문 변수에 농산물출하액, 광공업생산지수, 관광객수를 따로 두고서 분석한 세 모형의 시차를 모두 8로 선정하였다.

<표 IV-26> 최적 시차 검정 결과(AIC 기준)

시차 \ BI_{21}	농산물출하액	광공업생산지수	관광객수
0	-18.9706	-20.1971	-20.6040
1	-30.0696	-31.9714	-31.4214
2	-32.5862	-34.6610	-33.4608
3	-32.9349	-35.1490	-33.7730
4	-32.9857	-35.3146	-33.7403
5	-33.1597	-35.4172	-33.8970
6	-33.2553	-35.6056	-33.9693
7	-33.2867	-35.6477	-34.1659
8	-33.5351*	-35.6378	-34.2512
9	-33.5234	-35.6831*	-34.2569*
10	-33.4241	-35.6695	-34.2564

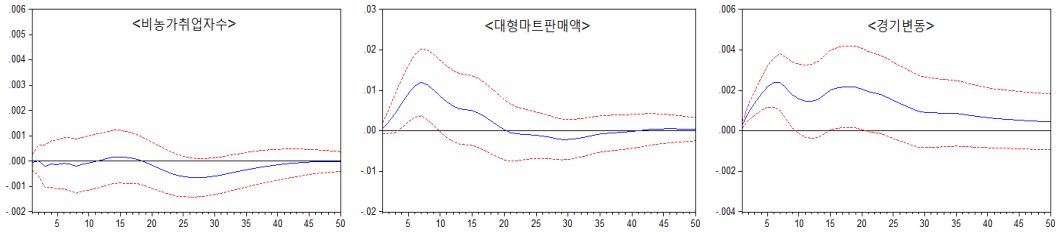
주 : *은 5% 유의수준에 기각된 것이다.

(3) 충격반응함수(impulse response function)

생산부문의 IND 변수가 농산물출하액(ARD)인 경우에는 모형 1, 광공업생산지수(MMP)인 경우에는 모형 2, 관광객수($TOUR$)인 경우에는 모형 3으로 설정하여 비농가취업자수, 대형마트판매액, 경기변동의 충격반응함수는 <그림 IV-24, 25, 26>에 제시되었다.

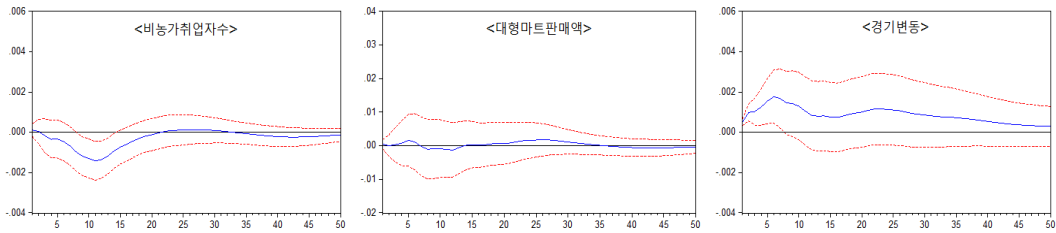
앞의 분석에서는 생산부문들이 서로 관련되어 있는 것과 다르게, 이번 제약조건은 비농가취업자수, 대형마트판매액, 경기변동에 미치는 영향을 산업 간의 연관성 없이 개별적으로 분석하기 위한 것으로, 1, 2, 3차 산업의 생산 부문별로 제주 지역 경기변동에 미치는 충격들의 파급효과를 분석할 수 있다.

<그림 IV-24> 농산물출하액에 대한 변수들의 충격반응함수(모형 1)



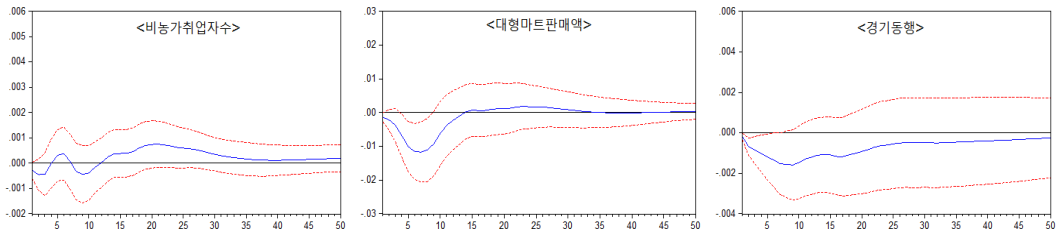
주 : 점선은 충격반응함수의 점근적인 ± 2 표준편차 신뢰구간을 나타낸다.

<그림 IV-25> 광공업생산지수에 대한 변수들의 충격반응함수(모형 2)



주 : 점선은 충격반응함수의 점근적인 ± 2 표준편차 신뢰구간을 나타낸다.

<그림 IV-26> 관광객수에 대한 변수들의 충격반응함수(모형 3)



주 : 점선은 충격반응함수의 점근적인 ± 2 표준편차 신뢰구간을 나타낸다.

먼저 비농가취업자수에 미치는 영향들을 볼 수 있다. <그림 IV-24>은 농산물출하액의 충격이 고용부문에 미치는 영향은 미미하고 소비부문과 경기변동에는 양의 효과를 주고 있다. 이는 변수 자체가 비농가취업자수이어서 나타나는 현상이지만, <그림 IV-25>에서 2차 산업인 광공업생산지수와 <그림 IV-26>에서 관광객수가 비농가취업자수에 미치는 영향은 작으면서 오히려 음의 영향으로 나타났다. 이는 앞서 언급한 것처럼 생산부문보다 고용부문의 변동성이 더 큰 전국과 달리, 제주지역의 고용 변동성은 작은 것을 동시에 고려한다면 당연한 결과이다. 그리고 대형마트판매액에서 농산물출하액의 충격은 양의 방향으로, 관광객수의

충격은 음의 방향으로 반응하고 있다. 최종 경기변동인 동행지수에서는 앞서 분석한 모형과 동일하게 관광객수의 충격만 음의 방향으로 반응하고 있다.

(4) 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)

각 모형 1, 2, 3은 동일한 제약조건에 따라서 예측오차를 분해한 결과는 <표 IV-27, 28, 29>에 나타났다. 모형 1인 <표 IV-27>에서 경기변동에 미치는 충격들 중에서 농산물출하액(32.07%)과 대형마트판매액(31.84%)의 충격이 상대적으로 높게 작용하고 있다. 그리고 모형 2인 <표 IV-28>에서는 대형마트판매액 충격이 47.66%, 모형3인 <표 IV-29>에서는 대형마트판매액 충격이 39.67%로 나타났다. 모형 1, 2, 3에서 모두 동일한 변수의 충격인 경기변동(CO Shock4)보다 대형마트판매액(CON Shock3) 충격의 상대적 중요도가 높게 나타났다. 그리고 모형1인 농산물출하액의 충격에 대한 경기변동의 반응에서 농산물출하액의 충격(ARI Shock1)이 상대적 중요성이 높게 나타났다.

종합적으로 모형 1, 2, 3을 통하여, 2차 산업인 광공업생산지수와 3차 산업인 관광객수의 충격은 대형마트판매액보다 경기변동에 미치는 영향이 작고, 1차 산업인 농산물출하액은 직접적으로 경기변동에 미치는 영향이 크게 나타났다. 따라서 제주지역의 경기변동은 소비인 대형마트판매액의 변동과 1차 산업 생산부문인 농산물출하액의 변동이 미치는 효과가 크게 나타났다. 이는 1차 산업의 비중이 전국에 비하여 상대적으로 큰 제주지역의 특징이어서 나타난 결과로 해석된다.

<표 IV-27> 경기변동(동행지수)의 예측오차 분산분해(모형 1)

시차	ARI Shock1	EMP Shock2	CON Shock3	CO Shock4
1	7.58	10.48	11.45	70.49
2	13.34	6.22	25.48	54.96
3	17.02	3.01	30.69	49.28
6	25.48	3.49	31.21	39.83
12	25.03	6.61	34.14	34.23
20	31.01	10.07	32.78	26.15
25	32.43	12.27	31.33	23.96
30	32.24	13.62	31.56	22.58
40	32.07	14.50	31.84	21.59

<표 IV-28> 경기변동(동행지수)의 예측오차 분산분해(모형 2)

시차	MMP Shock1	EMP Shock2	CON Shock3	CO Shock4
1	18.21	7.59	16.70	57.50
2	15.64	3.45	29.37	51.54
3	12.22	1.45	34.40	51.93
6	13.63	4.19	36.20	45.99
12	13.80	7.07	43.16	35.97
20	12.09	10.31	48.52	29.08
25	13.44	11.92	47.43	27.22
30	14.36	12.54	47.18	25.91
40	15.10	12.54	47.66	24.70

<표 IV-29> 경기변동(동행지수)의 예측오차 분산분해(모형 3)

시차	TOUR Shock1	EMP Shock2	CON Shock3	CO Shock4
1	2.27	7.70	18.27	71.76
2	6.54	3.40	28.38	61.68
3	6.71	1.43	32.87	58.99
6	8.02	4.40	33.19	54.39
12	12.44	8.10	37.48	41.98
20	12.54	13.10	40.97	33.39
25	12.01	15.85	39.87	32.28
30	11.73	16.87	39.60	31.80
40	11.74	17.05	39.67	31.54

3) 전체 모형

(1) 단기제약에 의한 구조적 충격의 식별

마지막으로 전체 경기변동에 영향을 주는 경제 변수들의 충격들을 총체적으로 모두 고려하여 모형화하였다. 여기서 전력판매량은 경제 활동에 직접적으로 소비 부문을 측정하는 지표로 보기 어렵기 때문에 제외하였다. 따라서 경기종합지수의 총체적 경기변동인 동행지수(CO), 농산물출하액(ARI), 광공업생산지수(MMP), 관광객수(TOUR), 비농가취업자수(EMP), 대형마트판매액(CON)을 이용하여 제주지역의 경기변동의 특징을 분석하고자 다음과 같은 제약조건을 두었다.

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{ARI} \\ \epsilon_{MMP} \\ \epsilon_{TOUR} \\ \epsilon_{EMP} \\ \epsilon_{CON} \\ \epsilon_{CO} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & b_{24} & b_{25} & b_{26} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & b_{36} \\ 0 & 0 & b_{43} & 1 & 0 & 0 \\ b_{51} & 0 & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{ARI} \\ u_{MMP} \\ u_{TOUR} \\ u_{EMP} \\ u_{CON} \\ u_{CO} \end{bmatrix} \dots\dots\dots(\text{식 IV-10})$$

(식 IV-10)의 제약조건은 고봉현·강기춘·강연실(2012 : 29)에서 제시한 제주 지역 경제예측모형 구축에 관한 연구 모형의 각 경제변수들 간에 설정된 관계를 정리한 Flow Chart를 이용하여 b_{21} , b_{24} , b_{43} 를 제약하였으며 3행 4열과 4행 2열을 제약하지 않았다.

첫 번째 행은 1차 산업인 농산물출하액의 반응함수를 나타낸 것이며, 1차 산업인 농산물출하액은 자연으로부터 생산하기 때문에 2차 산업인 광공업생산지수와 3차 산업인 관광객수, 비농가취업자수, 대형마트판매액, 경기변동에 반응하지 않고 농산물출하액에만 반응한다. 이는 앞서 진행한 모형과 동일한 제약을 두었다.

두 번째 행은 2차 산업인 광공업생산지수는 1차 산업의 생산량인 농산물출하액 (b_{21})에 반응하고 관광객수에는 단기적으로 반응하지 않는다. 이는 고봉현·강기춘·강연실(2012 : 29)의 설정된 관계를 참고하여 설정하였으며, 고용(b_{24})과 소비(b_{25}), 경기변동(b_{26})에 따라서 반응하도록 설정하였다. 고용부문을 나타내는 비농가취업자수는 2차 산업과 3차 산업에 대한 고용지표이기 때문에 고용지표는 노동을 나타내어 공급측면에서 생산요소이고 수요측면에서는 대형마트판매액 지표인 소비(b_{25})에 따라서 반응할 것으로 설정하였다. 그리고 광공업생산지수는 경기변동에 민감하게 반응할 것으로 가정하여 b_{26} 의 제약을 두었다.

세 번째 행은 3차 산업인 관광객수는 제주지역 관광산업의 현황을 대표적으로 볼 수 있는 지표이지만, 이에 영향을 주는 요소는 경기변동(b_{36})으로만 두었다. 이는 1, 2차 산업의 변화가 경기변동에 영향을 주어 3차 산업인 관광에 영향을 준다는 가정으로 1, 2차 산업의 변화 직접적으로 관광 산업에 주는 영향보다는 경기변화에 따른 영향이 더 클 것이라는 가정에 b_{36} 의 제약만 설정하였다.

네 번째 행은 고용부문의 지표인 비농가취업자수는 앞서 모형 1, 2, 3에서 보는

바와 같이 산업 생산량의 변화가 큰 영향을 주지 못하였다(<그림 IV-23, 24, 25 참조>). 하지만 기존 연구인 고봉현·강기춘·강연실(2012 : 29)에 근거하여 3차 산업인 관광객수가 비농가취업자수의 영향을 받도록 b_{43} 으로 제약하였다.

다섯 번째 행은 소비부문의 지표인 대형마트판매액으로 앞서 모형1, 2, 3에서 보는 바와 같이 농산물출하액(b_{51})과 관광객수(b_{53})의 변화에 반응하도록 설정하였다(<그림 IV-23, 24, 25 참조>). 광공업생산지수의 경우에는 본 연구에서의 반응이 거의 없어서 제약을 두지 않은 것도 있지만, 소비의 충격이 광공업생산지수에 변화를 주는 것은 수요가 생산을 창출한다는 일반적인 가정에서 이런 제약을 두었다. 그리고 앞서 모형들과 동일하게 비농가취업자수가 증가하면 소득이 증가하여 가계 소비가 증가할 것으로 가정하여 b_{54} 의 제약을 두었다. 마지막 행에서는 경기변동에 영향을 주는 요소는 모든 요인으로 b_{61} , b_{62} , b_{63} , b_{64} , b_{65} 의 제약을 두었다.

(2) 시차 검정

최적 시차 검정한 결과는 <표 IV-30>이고 AIC의 시차는 12, SC는 2, HQ검정은 3로 나타났으며, 최종적으로 AIC에 근거하여 시차를 12로 선택하였다.

<표 IV-30> 최적 시차 검정 결과

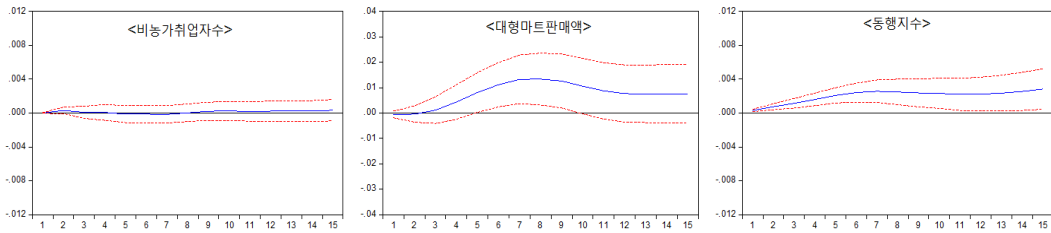
시차	AIC	SC	HQ
0	-29.14352	-29.03195	-29.09824
1	-45.3125	-44.5315	-44.99553
2	-48.85636	-47.40595*	-48.26771
3	-49.32664	-47.2068	-48.46631*
4	-49.44396	-46.6547	-48.31194
5	-49.72576	-46.26709	-48.32206
6	-49.7514	-45.62331	-48.07602
7	-49.94701	-45.1495	-47.99995
8	-50.29587	-44.82894	-48.07713
9	-50.35728	-44.22092	-47.86684
10	-50.29733	-43.49155	-47.53522
11	-50.43451	-42.95931	-47.40071
12	-50.45086*	-42.30624	-47.14538

주 : *은 5% 유의수준에 기각된 것이다.

(3) 충격반응함수(impulse response function)

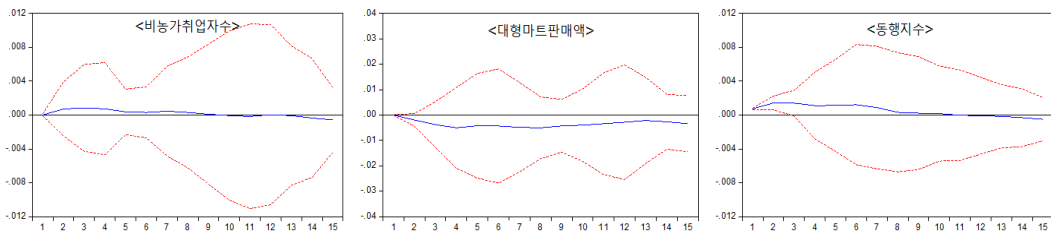
각 생산의 충격에 대한 고용(비농가취업자수), 소비(대형마트판매액), 동행지수(경기변동)의 충격반응함수를 나타낸 것은 <그림 IV-27, 28, 29>이다.

<그림 IV-27> 농산물출하액에 대한 변수들의 충격반응함수



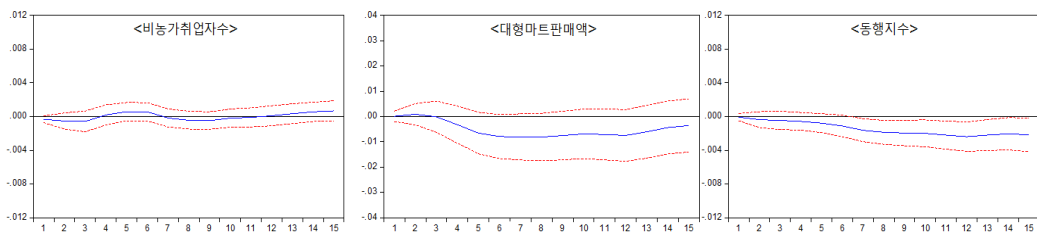
주 : 점선은 충격반응함수의 점근적인 ± 2 표준편차 신뢰구간을 나타낸다.

<그림 IV-28> 광공업생산지수에 대한 변수들의 충격반응함수



주 : 점선은 충격반응함수의 점근적인 ± 2 표준편차 신뢰구간을 나타낸다.

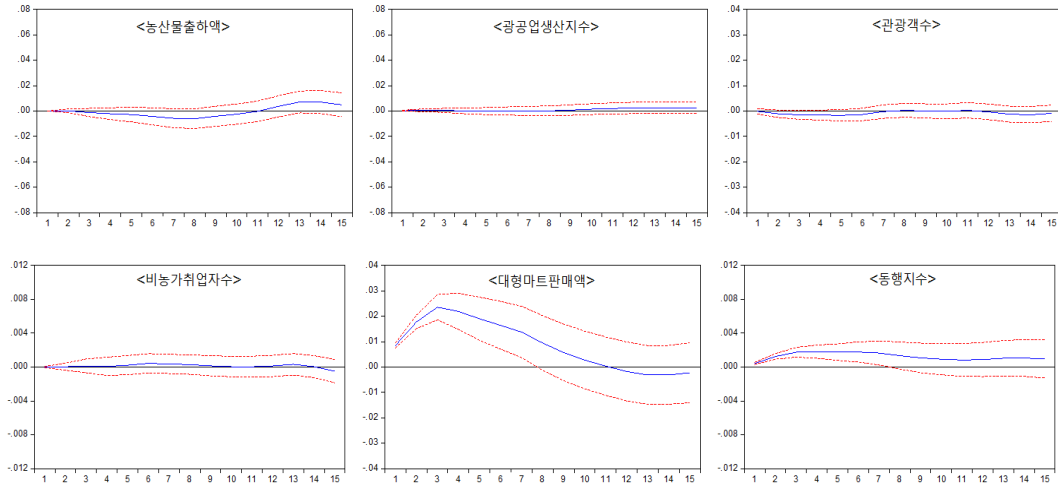
<그림 IV-29> 관광객수에 대한 변수들의 충격반응함수



주 : 점선은 충격반응함수의 점근적인 ± 2 표준편차 신뢰구간을 나타낸다.

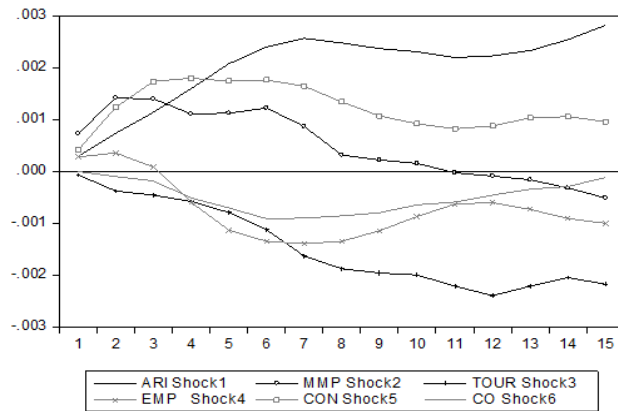
<그림 IV-27, 28, 29>에서 생산 충격에서 농산물출하액은 양의 충격을 주고, 관광객수는 음의 충격을 주고 있다. 이는 앞서 분석한 <그림 IV-24, 25, 26>와 동일한 결과가 나타났으며, <그림 IV-30>과 <그림 IV-31>에서 대형마트판매액의 충격에 대한 변수들의 충격반응함수들이다.

<그림 IV-30> 대형마트판매액에 대한 변수들의 충격반응함수



주 : 점선은 충격반응함수의 점근적인 ± 2 표준편차 신뢰구간을 나타낸다.

<그림 IV-31> 전체 충격들에 대한 경기변동의 충격반응함수



<그림 IV-30>과 <그림 IV-31>에서 경기변동에 농산물출하액, 광공업생산지수, 대형마트판매액의 충격은 양의 효과를 주고, 관광객수, 비농가취업자수의 충격은 음의 효과를 주고 있다. 이는 앞서서 나온 결과들과 동일하며, 이를 통하여 제주 지역의 경기변동에 미치는 충격들의 비율을 가늠하기 어렵기 때문에 다음과 같이 예측오차 분산분해를 통하여 구체적으로 분석하고자 한다.

(4) 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)

오차항의 예측 변동에 대한 각 변수 충격들이 설명하는 정도를 나타내는 비율

인 예측오차 분산분해는 <표 IV-31, 32, 33, 34, 35>에 나타나 있다. 이를 통하여 오차항에서 각 변수 충격들의 설명하는 정도로 경기변동에 크게 미치는 충격들과 적게 미치는 충격들을 구분할 수 있다.

먼저 <표 IV-31>에서 2차 산업인 광공업생산지수에 미치는 충격들의 비율을 보면 경기변동의 충격이 49.82%로 상당한 것을 볼 수 있다. 물론 모형을 처음 설정할 때 제약조건에서 광공업생산지수는 농산물출하액, 비농가취업자수, 대형마트판매액, 경기변동의 충격을 받도록 설정한 것도 있지만, 1기의 변동에서부터 경기변동의 충격이 상당한 설명력을 가지고 있다는 것이 흥미롭다. 물론 직관적으로도 경기가 상승하면 생산 주체들이 생산량을 늘릴 것이고, 하강하면 재고가 쌓이게 되어 생산량을 줄이는 것은 당연하기 때문에 통계적으로도 일치하고 있다. 하지만 이런 결과는 제주지역의 광공업생산 분야가 전체 경기변동에 너무 민감하게 반응하고 있으며, 제주지역의 광공업생산 시스템 자체가 가지고 있는 기반이 약하여 경기변동에 민감하다는 것을 간접적으로 추측할 수 있다. 특히 1차 산업의 충격이 광공업생산지수에 영향을 받도록 제약을 두었음에도 불구하고 1차 산업의 생산 충격이 5.43%로 가장 낮은 비율을 차지하고 있다. 그리고 자체적인 생산충격도 5.95%로 낮은 비율인 것을 미루어 볼 때, 제주지역 광공업생산 시스템은 약하다는 주장을 뒷받침해주고 있다.

<표 IV-31> 광공업생산지수의 예측오차 분산분해

시차	ARI Shock1	MMP Shock2	TOUR Shock3	EMP Shock4	CON Shock5	CO Shock6
1	0.04	16.26	0.17	0.44	0.94	82.15
2	0.22	15.01	0.15	3.24	1.23	80.15
3	0.32	10.49	0.07	5.21	0.82	83.09
6	0.23	4.75	2.05	10.11	0.25	82.61
9	0.60	3.21	2.61	18.07	0.26	75.25
12	1.71	2.93	2.59	21.59	2.17	69.02
15	1.80	2.88	3.74	20.52	5.14	65.92
20	2.76	2.78	4.44	19.63	7.92	62.48
25	2.73	3.64	5.32	18.49	11.01	58.80
30	2.77	5.47	5.48	17.61	13.43	55.25
40	2.94	6.26	6.40	16.98	14.37	53.06
50	5.43	5.95	7.36	17.45	13.99	49.82

다음 <표 IV-32>에서는 관광객수의 예측오차 분산분해 비율이며, 1기에는 당연히 동일변수 충격의 설명력이 99.71%로 가장 높게 나타났다. 하지만 시간이 지날수록 충격이 파급되면서, 2차 산업인 광공업생산지수의 충격이 27.44%로 가장 높게 나타났고 그 다음의 설명력이 높은 충격은 경기변동의 상승인 24.78%로 나타났다. 따라서 관광객수의 제약조건은 동행지수의 영향만을 고려하여 제약을 두었으나, 결과적으로 예측오차 분산분해 결과에서 광공업생산지수의 충격이 예상치 못하게 높게 나타났다. 이는 2차 산업의 생산충격이 상대적으로 서비스업종에도 상당한 파급효과를 줄 수 있는 가능성이 충분히 높다는 것을 의미한다.

<표 IV-32> 관광객수의 예측오차 분산분해

시차	ARI Shock1	MMP Shock2	TOUR Shock3	EMP Shock4	CON Shock5	CO Shock6
1	0.03	0.18	99.71	0.03	0.06	0.00
2	1.26	4.88	91.28	0.01	2.34	0.23
3	2.17	15.69	77.40	0.13	4.45	0.16
6	1.22	29.65	55.25	4.19	6.38	3.30
9	1.35	34.07	40.56	8.21	4.61	11.21
12	1.57	36.66	33.08	7.75	3.82	17.12
15	2.79	36.89	28.86	7.24	4.64	19.57
20	5.47	34.62	26.59	8.08	6.22	19.01
25	8.39	32.54	24.84	9.09	6.49	18.65
30	9.11	30.71	22.91	8.79	5.98	22.50
40	8.70	29.04	21.94	8.30	6.00	26.02
50	10.64	27.44	23.44	7.85	5.86	24.78

다음 <표 IV-33>에서는 비농가취업자수의 예측오차 분산분해 비율이며, 동일변수의 충격이 43.03%로 가장 높고 그 다음 경기변동이 21.06%, 대형마트판매액의 충격이 12.25%로 나타나고 있다. 앞서 모형에서 나타난 결과와 동일하게, 비농가취업자수는 생산부문의 충격이 고용창출로 연동되지 못하고 있는 것으로 나타났다. 3차 산업인 관광객수도 마찬가지로 고용에 영향을 주도록 제약을 두었음에도 불구하고 9.59%로 낮게 나타났다. 즉, 고용부문은 생산부문의 충격들보다 경기변동의 충격을 더 크게 받고 특히 관광객수의 증감이 고용부문 변동에 크게 영향을 미치지 못하고 있다. 이는 제주지역이 고용도 광공업생산지수와 마찬가지로,

생산보다 경기변동의 영향을 더 크게 받고 있다는 것은 고용 시장이 탄력성 있게 생산력의 변동을 수용하지 못하고 있다는 것을 의미한다.

<표 IV-33> 비농가취업자수의 예측오차 분산분해

시차	ARI Shock1	MMP Shock2	TOUR Shock3	EMP Shock4	CON Shock5	CO Shock6
1	0.00	0.01	3.03	96.96	0.00	0.00
2	0.68	3.73	2.82	91.25	0.01	1.51
3	0.39	4.74	2.77	89.23	0.07	2.79
6	0.41	5.72	3.99	84.94	0.76	4.18
9	0.51	5.63	4.50	78.15	1.22	9.98
12	0.74	4.85	3.93	68.20	1.08	21.19
15	1.07	5.21	5.17	63.77	1.59	23.20
20	3.03	5.10	8.99	55.67	7.35	19.86
25	2.86	4.48	9.72	49.99	10.32	22.62
30	4.27	4.50	9.40	46.67	11.35	23.82
40	7.95	5.90	9.59	43.21	11.70	21.64
50	8.26	5.82	9.59	43.03	12.25	21.06

다음 <표 IV-34>에서는 대형마트판매액의 예측오차 분산분해이며, 동일 변수인 소비의 충격이 43.50%이고, 그 다음 1차 산업인 농산물출하액의 생산충격이 26.77%로 나타났다.

<표 IV-34> 대형마트판매액의 예측오차 분산분해

시차	ARI Shock1	MMP Shock2	TOUR Shock3	EMP Shock4	CON Shock5	CO Shock6
1	0.39	0.00	0.02	3.64	95.95	0.00
2	0.12	0.92	0.21	3.55	95.20	0.01
3	0.18	1.79	0.09	3.96	93.85	0.13
6	8.26	3.13	4.56	2.81	80.61	0.64
9	19.92	4.04	8.33	2.01	65.15	0.55
12	23.67	4.44	11.12	1.80	57.98	0.97
15	25.89	4.66	11.87	2.14	54.41	1.04
20	28.51	5.50	11.29	3.49	49.83	1.38
25	29.35	5.69	10.64	4.92	47.56	1.84
30	28.25	5.44	10.02	8.49	45.34	2.45
40	27.44	5.35	10.55	9.50	44.56	2.60
50	26.77	5.28	11.15	9.70	43.50	3.60

다음 <표 IV-35>는 제주지역 경기변동의 예측오차 분산분해의 비율이며, 전체적인 경기변동에 영향을 주는 요인들을 분해할 수 있다. 제주지역 경기변동에 가장 많은 설명력을 갖는 충격은 첫 시차에는 광공업생산지수(61.04%)였으나, 시간이 흐르고 최종적으로 1차 산업인 농산물출하액이 58.43%로 가장 높은 비중이고, 그 다음 3차 산업인 관광객수가 21.45%이다. 반면에 가장 낮은 비중은 3.75%인 경기변동과 4.75%인 광공업생산지수이다. 이를 통하여 제주지역이 1차 산업과 3차 산업의 생산량 충격들이 경기변동에 상당한 영향력을 주고 있는 반면에, 광공업생산지수는 첫 시차에서는 매우 높았으나 시간이 흐를수록 광공업생산지수의 충격에 대한 설명력이 급격하게 하락하는 것을 볼 수 있다. 앞서 분석한 <표 IV-23, 24>에서 광공업생산지수가 관광객수로 과급되는 충격으로 작용할 수 있는 가능성을 다시 확인할 수 있었다.

한편 경기변동에 대한 관광객수의 충격은 음의 반응을(<그림 IV-31 참조>) 유도하고 충격의 설명력은 21.45%로 상당한 것을 미루어 볼 때, 관광객수의 충격은 경기변동을 안정화시키는 요인으로 작용한다는 것은 현재 분석한 결과에서도 동일하게 확인할 수 있다.

<표 IV-35> 제주지역 경기변동의 예측오차 분산분해

시차	ARI Shock1	MMP Shock2	TOUR Shock3	EMP Shock4	CON Shock5	CO Shock6
1	9.90	61.04	0.38	9.13	19.56	0.00
2	12.19	48.40	2.65	4.03	32.57	0.16
3	16.50	38.29	2.89	1.87	40.12	0.33
6	32.43	18.99	5.60	8.01	31.44	3.53
9	37.88	10.89	14.28	9.88	22.80	4.28
12	39.62	7.83	22.15	8.30	18.26	3.85
15	42.22	6.14	25.19	7.70	15.72	3.03
20	49.42	4.45	25.90	6.39	11.25	2.59
25	54.82	4.01	24.36	5.18	8.96	2.67
30	56.18	3.98	23.87	4.65	7.98	3.34
40	57.98	4.20	22.59	4.94	7.16	3.12
50	58.43	4.75	21.45	4.77	6.86	3.75

V. 결론

본 논문에서는 경기종합지수의 동행지수와 구성지표를 이용하여, 경기변동의 특성인 지속적인 확률추세요인을 연구하고자 칼만 필터로 이를 추정하였다. 그리고 순환요인에 영향을 주는 충격들을 찾고자, VAR 모형으로 전체적인 제주지역 경기변동의 전달과정과 충격반응을 분석하였다. 이에 대한 결과로, 제주지역 경기변동의 독특한 특성은 다음과 같이 세 가지 결론으로 정리할 수 있다.

먼저, 설비투자, 기술발전, 자본축적 등과 같이 경제의 장기적인 성장 요소가 작용하는 확률추세요인에서 제주지역의 높은 성장 가능성을 발견할 수 있었다. 이는 전국에 비하여, 경기변동에서 장기적 성장요인의 가중치가 높은 것으로 추론할 수 있었다. 하지만 장기적 성장요인의 변화하는 성장률을 동시에 고려하였을 때, 제주지역은 장기적 성장요인의 긍정적인 효과를 낼 수 있는 가능성을 제대로 활용하고 있지 못하고 있음을 발견할 수 있었다.

둘째, 제주지역 생산 변동성이 고용 부문의 변동성으로 과급되지 못하고 있었다. 즉, 고용 변동성은 다른 지표들의 변동성들과 비교하였을 때 가장 낮게 나타났고 생산 충격들에 대하여 고용 지표의 반응은 미미하였다. 반면에, 오히려 경기변동에 민감하게 반응하는 것을 볼 수 있었다. 이를 통하여, 제주지역의 고용 시장은 전체적으로 경직되어 있어 산업의 생산 증대에 따른 새로운 고용 창출이 원활하게 이루어지지 않고 동시에, 경기변동에는 민감하게 반응하여 고용에 대한 완충장치가 부족한 제주지역 경제 상황을 간접적으로 보여주고 있다.

셋째, 3차 산업인 관광산업은 제주지역의 경기변동을 안정화시키는 요인으로 작용하고 있었다. 관광객수 순환요인의 변동성은 생산부문에서 가장 낮게 나타났고, 성장요인을 비교한 결과에서 다른 지표들과 달리, 최근 관광객수만 성장요인이 증가하고 있었다. 그리고 관광객수의 변동이 음의 방향으로 높은 가중치에서 전체 경기변동에 과급되고 있는 결과들을 종합적으로 볼 때, 제주지역 경기변동에서 관광산업은 안정화시키는 요인으로 작용하고 있음을 추론할 수 있다. 하지만 2차 산업인 광공업생산지수는 관광객수의 결과와 반대로 나타났고, 동시에 경기변동의

충격에 매우 민감하게 반응하는 것을 볼 수 있었다. 이를 통하여 관광 산업과 달리, 제주지역의 광공업생산 분야는 기반이 약하다는 것을 간접적으로 추측할 수 있었다. 만약 이런 경제 상태에서 경기변동을 안정화시키는 관광 산업이 무너지다면 제주지역 경기의 변동성은 상당히 커지면서 경제에 대한 불확실성이 매우 커질 것으로 추측된다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 먼저, 본 논문의 모형들은 앞서 언급하였듯이 확률적 추세와 안정적 순환요소가 서로 독립이라는 비현실적인 가정으로 시작하였으며 이는 모형 자체에서 가지고 있는 한계점이다. 따라서 이를 보완할 수 있는 지속적인 연구가 필요하다고 여겨진다. 둘째, 경기종합지수의 구성지표들이 제주 경제를 대표하는 지표들이지만 전력판매량과 같은 일정한 주기적 순환이 강하면서 경제를 간접적으로 접근하는 지표는 제주 경기변동에 대한 면밀한 분석에는 한계가 있다. 마지막으로 현재 Clark 모형이 비판받고 있는 순환요인이 안정적인 시계열 여부에 관해서는 추후 이론적인 재정립이 필요할 것으로 여겨진다.

참 고 문 헌

- 강기춘(1994), “경기변동의 이론 및 실증연구방법에 관한 고찰”, 『논문집』, 제주대학교, 제38집, pp. 221 - 248.
- (1999), “지역별 산업생산의 경기순환적 특징”, 『경영경제연구』, 제주대학교 경상대학부설 경영경제연구소, 제1권, pp. 1 - 24.
- (2010), 『계량경제학 이론과 실습』, 온누리.
- 강기춘 · 이경주(2011), “제주지역경기종합지수 개발에 관한 연구”, 『한일경상논집』, 한일경상학회, 제50권, pp. 129 - 152.
- 강두용 · 변창욱 · 민성환(2003), 『한국 산업의 경기변동 특성에 관한 연구』, 산업연구원.
- 강장구 · 김성환, 한철우(2005), “칼만 필터를 이용한 이자율 기간구조 및 부도위험 추정”, 『선물연구』, 한국과생상품학회, 제13권, 제2호, pp. 107 - 132.
- 고봉현 · 강기춘 · 강연실(2012), “제주지역 경제예측모형 구축에 관한 연구”, 『한국지역개발학회지』, 한국지역개발학회, 제24권, 제5호, pp. 21 - 40.
- 고성보(2003), 『제주지역 경기동행종합지수의 개발』, 제주발전연구원.
- 구재운 · 배진성(2014), “통화정책과 주택가격의 동학적 관계: SVAR모형에 의한 분석”, 『산업경제연구』, 한국산업경제학회, 제27권, 제5호, pp. 1897 - 1917.
- 김기형(1999), “주요 변수간 공행성과 경기변동의 원인 - 시계열 분석을 이용한 실물경기변동이론의 함의 비판”, 연세대학교 대학원 경제학과 박사 학위논문, pp. 1 - 153.
- 김명기 · 백웅기(2015), “월별 GDP의 추정과 경기지표로서의 활용 가능성 진단”, 『한국경제연구』, 한국경제연구학회, 제30권, 제1호, pp. 5 - 35.
- 김명직 · 장국현(2002), 『금융시계열분석-제2판』, 경문사.
- 김병우(2005), “기술충격과 경기순환”, 『한국기술혁신학회 학술대회 논문집』, 한국기

- 술혁신학회, pp. 511 - 520.
- 김봉한 · 이연호 · 이종상(2004), “충청지역의 종합경기지수에 관한 연구”, 『한국경제연구』, 한국경제연구학회, 제12권, pp. 5 - 42.
- 김상조 · 이광조, 김태석(2002), “선물시장과 현물시장의 시차적 상호 정보반응에 관한 연구”, 『회계정보연구』, 한국회계정보학회, 제2권, pp. 19 - 27.
- 김정훈, 황상연, 조성종, 강형우(2013), 『경기도 경기동행지수 개편 및 경기선행지수 개발에 대한 연구』, 경기개발연구원, pp. 1 - 126.
- 김진옥 · 강기춘(1996), “실질환율의 추세 및 순환요인의 분해”, 『한국경제학보』, 연세대학교 경제연구소, 제3권, 제1호, pp. 95 - 117.
- 김혜원(2004), “한국의 경기순환분석”, 『통계연구』, 통계청, 제9권, pp. 29 - 52.
- 도소희 외(2001) “상태 - 공간 모형을 이용한 한국 주식시장의 합리적 거품규모 추정”, 『한국경영과학회 2001년도 추계학술대회 논문집』, 한국경영과학회, pp. 375 - 378.
- 문권순(2005), “RegARIMA 모형을 이용한 음력 명절효과의 검정에 관한 연구”, 『한국통계학회 2005년도 춘계 학술발표회 논문집』, 한국통계학회, pp. 73 - 77.
- 박성익 · 유병철(2012), “비대칭 공적분 모형을 활용한 경기변동과 지역 간 소득격차의 관계 추정”, 『한국경제연구』, 한국경제연구학회, 제30권, 제3호, pp. 127 - 154.
- 박재민 · 전재식(2007), “상태공간모형을 이용한 균형실업률 추정과 고용정책에 대한 시사점”, 『직업능력개발연구』, 한국직업능력개발원, 제10권, 제3호, pp. 67 - 87.
- 박준성, 이은수(2009), “경기변동과 고용구조”, 『산업관계연구』, 한국고용노사관계학회, 제19권, 제4호, pp. 1 - 16.
- 박창래(2013), “경기순환국면별 산업의 추가수익률”, 『회계연구』, 대한회계학회, 제18권, 제2호, pp. 317 - 340.

- 백응기(1993), “韓國景氣循環의 特徵과 樣態;歷史的 考察”, 『한국개발연구』, 한국개발연구원, pp. 53 - 93.
- 서관주·조성표(2012), “경기순환과정에서 현금흐름과 기업특성이 연구개발지출에 미치는 영향”, 『대한경영학회지』, 대한경영학회, 제25권, 제3호, pp. 1725 - 1743.
- 서혜성·주수현·유영명(2012), “Bry - Boschan 알고리즘을 이용한 부산지역 선행종합지수 전환점 분석”, 『지역사회연구』, 한국지역사회학회, 제20권, 제1호, pp. 137 - 152.
- 양준모(2009), “자연실업률 추정에 관한 소고”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 한국자료분석학회, Vol. 11, No. 5, pp. 2613 - 2624.
- 이금희·이혜영(2013), “X - 13ARIMA - SEATS를 이용한 한국 경제통계의 계절 조정 방안 연구”, 『국민계정리뷰』, 한국은행, pp. 18 - 56.
- 이명재·남상호(2007), 『현대경제변동론』, 박영사.
- 이병완(2002), “다변수 Hodrick - Prescott필터 모형을 이용한 잠재GDP의 추정”, 『경제연구』, 한국경제통상학회, 제20권, 제1호, pp. 1 - 16.
- 이성석(1993) “상태공간모형에 의한 시계열분석에 관한 연구”, 『응용과학연구』, 서원대학교응용과학연구소, 제2권, 제1호, pp. 167 - 179.
- 이연정·고승환·윤성민(2014), “주력산업의 존재 유무가 지역경제성장에 미치는 영향”, 『한국지역개발학회지』, 한국지역개발학회, 제26권, 제2호, pp. 101 - 127.
- 이재준(2011), “우리나라 경기변동의 안정성 분석 - 서비스산업의 역할을 중심으로”, 『한국개발연구』, 한국개발연구원, 제33권, 제2호, pp. 1 - 39.
- 이종하·황진영(2012), “한국에서 경제성장과 경기변동에 대한 금융심화의 역할”, 『산업경제연구』, 한국산업경제학회, 제25권, pp. 2645 - 2664.
- 전덕빈·최원혁(2006), “상태공간모형에서 주가의 평균회귀현상에 대한 재평가”, 『한국경영과학회 학술대회논문집』, 한국경영과학회, pp. 173 - 179.

- 전용덕(2015), 『경기변동이론과 응용』, 마인드맵.
- 정동빈(2007), “실물경기변동에 관한 연구”, 『한국경영교육학회 2007년도 추계학술발표대회논문집』, 한국경영교육학회, pp. 1 - 5.
- 정용승(2001), “실물경기변동론의 한국 경기변동의 대한 시사점”, 『국제경제연구』, 한국국제경제학회, 제7권, 제3호, pp. 69 - 90.
- (2005), “새 潮流-새 케인지안 모형(New Keynesian Model)과 경기변동”, 『고시계』, 고시계사, pp. 28 - 31.
- 제주발전연구원(2005), 『제주지역 경기동행종합지수 소비지표 변경에 관한 연구』, 제주발전연구원
- (2015), 『2015년 9월 경기종합지수』.
- 제주상공회의소(2015), 『2014년 제주 산업경쟁력지수』, 제주상공회의소·제주지역경제연구소.
- 조하현·황선웅(2009), 『한국의 경기변동 : 이론과 실제』, 박영사.
- 주영진·전덕빈(2002), “상태공간모형에 의한 경기변동시계열의 구조변화분석”, 『한국경영과학회 2002년 추계학술대회논문집』, 한국경영과학회, pp. 170 - 173.
- 통계청(2012), 『경기종합지수 개편보고서(제8차)』.
- (2015), 『경기종합지수』, 통권 416호.
- 한국은행(1999), 『X - 12 - ARIMA 사용자편람』.
- 한상일(2014), “HP 필터를 적용한 환율 변동성 예측력에 대한 연구”, 『재무관리연구』, 한국재무관리학회, 제31권, 제3호, pp. 189 - 218.
- 허문구·안기돈·이상호(2009), “지역성장과 지역소득 변동경로 요인분석 -지역순환가설의 GRDP 적용을 통한 검증-”, 『지역연구』, 한국지역학회, 제25권, 제1호, pp. 3 - 19.
- 황선웅·강두용(2011), 『한국경제의 산업간 연결망과 경기변동 확산과정에 대한 연구』, KIET 산업연구원.

- Christos, C.(2015), "An Unobserved Components Model Approach to the Relationship between Real GDP and Unemployment for Cyprus", *Neapolis University Pafos working papers series*, pp. 1 - 14.
- Clark, P.(1987), "The Cyclical Component of U.S.Economic Activity", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, pp. 797 - 814.
- (1989), "Trend Reversion in Real Output and Unemployment", *Journal of Econometrics*, Vol. 40, pp. 15 - 32.
- Cogley, T. and Nason, J.(1995), "Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 19, pp. 253 - 278.
- Harvey, A.(1983), "The Formulation of Structural Time Series Models in Discrete and Continuous Time", *Questiões*, Vol. 7, No. 4, pp. 563 - 575.
- (1987), "Applications of the Kalman Filter in Econometrics", *Fifth World Congress of the Econometric Society*, Vol. 1, pp. 285 - 313.
- (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge.
- Harvey, A. and Jaeger, A.(1993), "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8, No. 3, pp. 231 - 247.
- Harvey, A. and Trimbur. T.(2008), "Trend Estimation and the Hodrick-Prescott Filter", *J. Japan Statist. Soc.*, Vol. 38, No. 1, pp. 41 - 49.
- Hodrick, R. and Prescott, E.(1997), "Postwar U.S. Business Cycles : An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1, pp. 1 - 16.

- Kim, Chang-Jin and Nelson, C.(1999), *State-Space Models with Regime Switching*, The MIT Press.
- Lee, Geung-Hee and Lee, Hyeyoung(2014), "A Comparison Study of Seasonal Adjusted Series Using the X-13ARIMA-SEATS", *The Korean Journal of Applied Statistics*, Vol. 27, No. 1, pp. 133 - 146.
- Nelson, C. and Plosser, C.(1982) "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, pp. 139 - 162.
- Nelson, R.(1988), "Spurious Trend and Cycle in the State Space Decomposition of a Time Series with a Unit Root", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 475-488.
- Park, Minjeong and Seong, Byeongchan(2014), "Comparison of EMD and HP Filter for Cycle Extraction with Korean Macroeconomic Indices", *The Korean Journal of Applied Statistics*, Vol. 27, No. 3, pp. 431 - 444.
- Regina, K. and Agustín, M.(2002), "A Complete Model-Based Interpretation of the Hodrick-Prescott Filter: Spuriousness Reconsidered", *Banco de España*, pp. 1 - 30.
- Singh, D. and Thakur, A. and Ram, D.(2014), "Application of Structural Time Series Model for Forecasting Gram Production in India", *American International Journal of Research in Science, Technology, Engineering & Mathematics*, Vol. 5, pp. 60 - 62.
- Singleton, K.(1988), "Econometric Issues in the Analysis of Equilibrium Business Cycle Models", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, pp. 361 - 386.

ABSTRACT

Kalman Filter Approach to Business Cycle Characteristics of Jeju

Min-Seo Kang

Department of Economics

Graduate School

Jeju National University

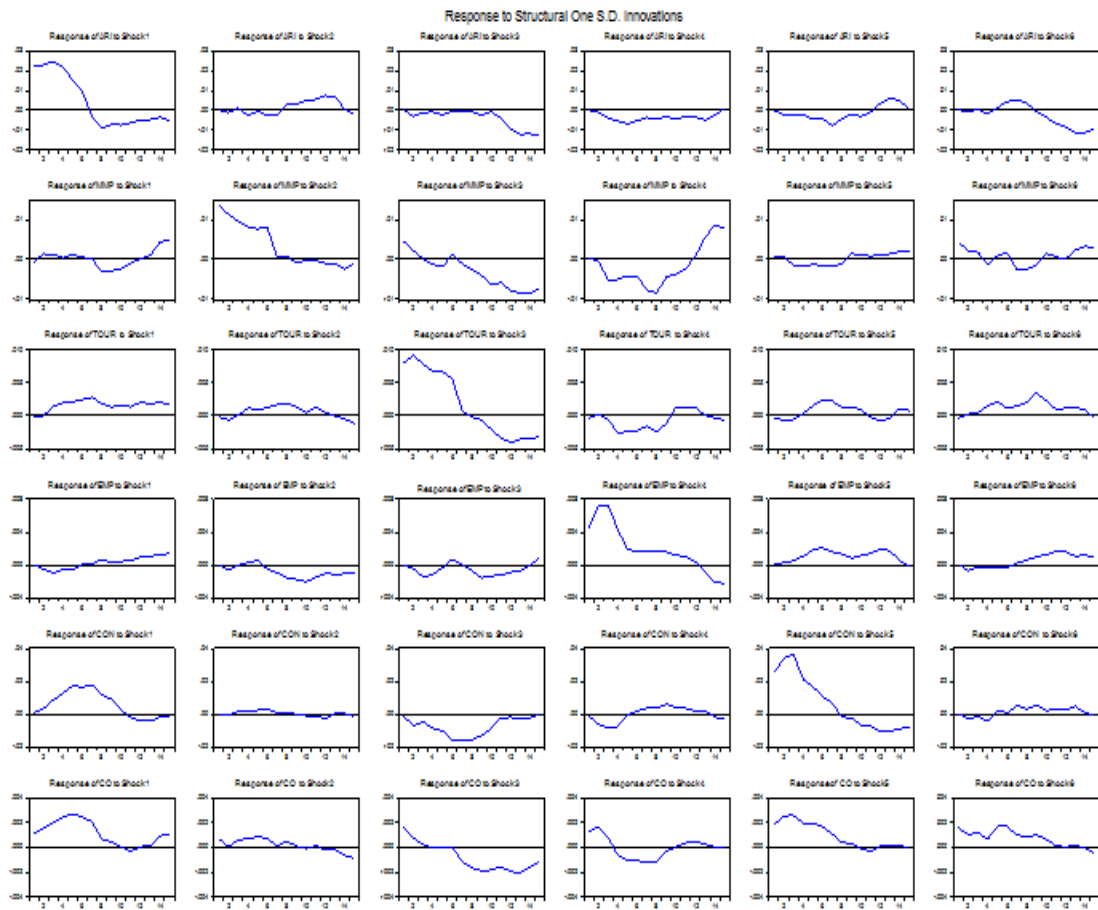
Supervised by Professor Sang-Soo Park

The business cycle is the downward and upward movement of all economic activity within a certain long- or short-term growth trend. In order to encourage sustainable economic growth, it is very important that we study the underlying factors of business cycles and the types of changes within these cycles. Therefore, this paper investigates the characteristics of business cycles in Jeju by using the Kalman Filter and VAR model for the sustainable development of the region.

The results were as follows. First, a high rate of probability trends factors for long-term economic growth such as capital accumulation, capital investment, technological development means that Jeju Island has high growth potential. Second, in Jeju the production variability was unable to contribute to volatility in the employment sector. Third, the tourism sector of primary industries has a stabilizing effect on the economic cycle.

부 록

<그림 부록-1> HP 필터를 이용한 전체 모형의 충격반응함수



<그림 부록-2> 칼만 필터를 이용한 전체 모형의 충격반응함수

