우리나라 6개 광역권간의 생산·고용·물가간 전이효과 분석: 베이지안 GVAR모형을 중심으로

김 기 호*

생산, 실업, 및 물가 등 세 변수간 관계에 대해 국가 경제 단위로는 연구가 상당히 축적된 데 비해 국가 내의 지역들을 대상으로 한 연구는 많지 않다. 본고에서는 베이지안 공적분 추정기법을 활용한 GVAR (Global Vector Autoregressive) 모형을 이용하여 지역 수준에서 생산, 실업(고용) 및 물가 등 3개 변수 간에 어떠한 영향을 주고받는지를 분석하였다. 우리나라의 6개 권역을 대상으로 한 GVAR모형의 충격반응분석에 의하면, 첫째, 권역을 막론하고 GRDP (Gross Regional Domenstic Product)에 정(+)의 충격이 발생하면 충격이 발생한 해당 지역의 GRDP 반응이 가장 컸으며 둘째, 정(+)의 GRDP 충격에 대해 고용률의 반응은 모든 권역에서 유의하지 않은 것으로 나타났다. 셋째, 정의 고용률 충격에 대해 GRDP는 항상 정(+)의 반응을 나타내는 것으로 나타났다.

이와 같은 결과는 GRDP 충격의 효과가 주로 충격발생 지역 내에 국한하여 나타나며 타 지역으로 전파되는 전이효과는 제한적이고, 지역 수준에서는 생산이 증가하더라도 고용률이 상승하지 않을 수 있음을 시사한다. 또한 이러한 결과는 고용 증대 정책은 생산물 시장을 활성화하는 간접적인 방식보다는 직접적으로 노동시장을 활성화하는 방식으로 시행될 필요가 있음을 의미한다.

JEL Classification Number: C11, C22, C50

핵심 주제어: GVAR, Bayesian analysis, Cointegration, Impulse response function

* 한국은행 경기본부 경제조사팀 차장(Email: kihokim@bok.or.kr, Tel: 031-250-0083)

논고 작성에 유익한 논평을 주신 김태석 한국은행 경기본부장, 경기지역경제연구회 세미나 참석자 여러분 및 익명의 두 분 심사위원들께 감사드린다. 본고에 남아 있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힌다.

논문 투고일: 2015.9.9, 논문 수정일: 2015.11.30, 게재 확정일: 2015.12.9

Ⅰ. 서론

생산, 실업, 및 물가 또는 성장, 고용, 인플레이션 등 세 변수는 정책 당국뿐만 아니라 학계에서도 가장 관심을 기울이는 변수임에 틀림없다. 이들 세 변수와 관련하여 신고전파 이론, 솔로우의 성장모형 등을 포함하여 필립스곡선(Phillips curve), 오쿤의 법칙(Okun's law) 등과 관련한 실증분석이 끊임없이 지속되고 있다. 특히 거시경제 정책이 완전고용 및 낮은 인플레이션을 통한 경제안정 등에 목적을 두고 있을 만큼 이들 변수에 대한 이해는 경제 분석의 핵심을 이루고 있다.

이들 변수들 간의 관계에 대해 국가 경제 단위로는 수많은 연구들이 축적되어 있으며 이들 연구에 토대를 두고 각종 거시 정책이 수행되고 있다. 이에 비해 한 국가 내의 지역(지방자치단체)을 대상으로 하는 관련 연구는 상대적으로 많지 않다. 우리나라의 경우 지역 수준에 대한 연구가 많지 않은 이유로는 국토가 협소하여 지방자치단체들이 인접하여 있는 등 지역간 이질성이 클 것으로 보이지 않는다는 점이 제시되고 있다. 실제로 통화정책의 경우 특정지역 상황에 경도되지 않고 중립적으로 시행되고 있는데, 이는 일정 부분 통화정책이 지역별로 차이가 없을 것이라는 인식에 따른 것이라 할 수 있다. 이는 지역 분석에 대한 정책 당국의 관심이 상대적으로 높지 않은 현실을 일정 부분 반영하며, 이러한 사정은 학계의 경우에도 크게 다를 바 없다.

그런데 경기부양 정책을 시행할 때 선택적으로 침체 지역에 집중하면 전국 물가를 자극하지 않아 인플레이션 유발 가능성이 상대적으로 낮다거나 역으로 침체된 지역 노동시장을 활성화하는 정책은 지역 실업률 간의 불균형을 축소하기는 하지만 전국 인플레이션에 대해 압력 요인으로 작용할 수 있다고 보는 주장 등이 제기되었다(Blackaby and Manning, 1987; Johnes, 1989; Johnes and Hyclak, 1989; Baumann, 1983 등). Thirlwall (1969)은 지역간 노동수요가 균등할수록 전체 고용 수준을 축소하지 않으면서도 전국 인플레이션을 완화해줄 수 있다고 주장한 바 있다. 이는 전국의 인플레이션이 지역간 노동수요의 불균등성에 의해서도 영향을 받아 상승할 수 있음을 의미한다. 이같은 연구들은 지역경제 상황이 국가 경제 전체에 영향을 전혀 미치지 않는다고 단정할 수는 없음을 시사한다. 경제를 올바르게 이해하기 위해서는 단지 전국 수준뿐만 아니라 지역 수준에서도 분석이 이루어질 필요가 있다.

예컨대 오쿤의 법칙에 의하면 실업과 성장 간에 상충관계가 존재한다. 한 국가의 성장률이 높아져 노동수요가 증가하면 어느 지역 노동자이건 상관없이 노동자를 고용하여 노동 부족을 해소하게 되므로 한 국가의 성장률이 상승할 때 국가 전체 수준에서는 실업률이 하락한다. 따라서 국가 전체 수준에서 보면 오쿤의 법칙이 성립한다.

이에 비해 특정 지역의 성장률이 상승하는 경우에는 해당 지역의 실업률이 반드시 하락할 것이라고는 단정할 수 없다. 특정 지역의 성장률이 높아지면 해당 지역의 노동 수요가 인접지역에 비해 상대적으로 증가하게 되는데, 타지역으로부터 노동력이 유입되는 경우 해당 지역 노동자뿐만 아니라 타지역 노동자도 해당 지역에서 고용될 가능성이 있다. 결과적으로 한 지역의 성장은 타지역의 실업률 또는 고용률에 어느 정도 영향을 미칠 수 있다. 따라서 오쿤의 법칙은 경우에 따라 지역 수준에서 성립하지 않을 수도 있다. 본고에서는 이러한 점을 감안하여 지역 수준에서 생산, 실업(고용) 및 물가 등 3개 변수 간에 어떠한 영향을 주고받는지를 분석해 보았다.

한편 전국자료 분석과 지역자료 분석에서는 개념상에서 차이를 지닐 수 있다. 예컨대 전국자료의 경우 물가와 산출량 간의 관계는 공급곡선으로 이해될 수 있다. 이에 비해 지역의 경우에는 지역 물가와 지역 산출량 간의 관계를 지역 공급곡선이라고 보기는 어렵다. 국토가 넓고 자급자족성이 높은 국가의 경우, 예컨대 미국과 같은 경우 하나의 주나 몇 개 주가 하나의 경제권을 형성하면서 역내 경제가 하나의 시스템으로 작동할 가능성이 높다. 이에 비해 우리나라의 경우에는 국토가 협소할 뿐만 아니라 대외개방성이 높고 주력산업이 대외교역에 대한 의존성이 매우 높다. 따라서 비록 지역간 주력산업에 차이가 있더라도 지역의 산업활동과 지역 물가는 서로 연관성을 지니기 어려운 것이 사실이다. 이러한 점에서 우리나라에서 지역 수준의 분석에서 지역별 공급곡선이라는 개념을 적용하기는 어렵다.

하지만 GRDP는 제조업뿐만 아니라 서비스업도 포괄하는 개념이므로 GRDP와 지역의 물가는 서로 영향을 미칠 수 있다. 즉, 지역 서비스업 물가의 변동은 지역 서비스업의 산출에 영향을 줄 수 있다. 역으로 GRDP에 충격이 발생하면 동 충격으로 인해 지역 소득과 구매력이 영향을 받아 지역의 서비스 상품에 대한 수요가 영향을 받으므로 서비스 상품의 물가와 소비자물가도 반응하게 된다. 더욱이 GDP 및 소비자물가에서 서비스업이 차지하는 비중은 제조업보다 크다.

이러한 점을 감안하면 GRDP와 지역 물가가 서로 무관하다고 볼 수는 없다.

그간 여러 변수 간의 관계를 분석하기 위해 VAR모형을 많이 사용하여 왔다. 그런데 분석대상 지역이 많은 경우 VAR모형을 사용할 수 없게 될 가능성이 있다. 예컨대 우리나라의 경우 지방자치단체가 16개에 달하므로 지역 분석을 위해 통상적인 VAR모형을 이용하기 어렵다. 본고에서는 VAR모형이 지니는 이같은 한계를 상당 부분 해소할 수 있는 GVAR (Global VAR)모형을 실증분석에 이용하였다. 하지만 지역 분석에 GVAR모형을 사용하는 경우에도 변수의 수가 많거나 모형 내의 시차 길이가 긴 경우 등에는 모형 추정에 여전히 문제가 발생할 수 있다. 이는 GVAR모형이 VAR모형을 근간으로 하고 있어 변수의 수가 많거나 시차 길이가 긴 경우 최소자승추정법(LSE) 등으로 모형을 추정하기 어렵기 때문에 발생한다. 이러한 문제는 베이지안추정법을 이용하여 해소할 수 있다. 베이지안추정법은 표본의 수가 많지 않아도 모수를 추정할 수 있는 장점을 지닌다.

본고는 다음과 같은 특징을 지니고 있다. 첫째, 지역 수준에서 생산, 고용 및 물가 등 세 변수에 대한 충격반응 분석을 실시하였다는 점이다. 이를 위해 본고에서는 GVAR모형을 이용하였다. 둘째, 기존 연구에서는 GVAR모형, 특히 공적분관계를 지니는 GVECM모형을 추정하기 위해 최소자승추정기법 등을 이용한 데 비해, 본고에서는 베이지안추정법을 적용하였다. 결과적으로 본고에서는 변수의 수 또는 시차의 길이가 늘어남에 따라 추정이 어려워지는 기존 GVAR모형 추정방식의 한계를 상당 부분 완화할 수 있었다. 셋째, GVAR모형에 의한 충격반응함수에 대한 신뢰구간을 산출하기 위한 방법으로 부스트래핑(bootstrapping) 방식을 사용하지 않고, 베이지안 방식으로 추정된 모수값을 이용하여 충격반응함수를 산출한 후 이로부터 신뢰구간을 직접 계산하는 방식을 적용하였다. GVAR모형에서 산출되는 충격반응함수의 신뢰구간을 산출하기 위해 부스트래핑을 이용하는 경우 시차 길이, 공적분 벡터의 수, 모형의 안정성 등이 원래 모형과 달라지는 문제가 발생할 수 있다. 이에 비해 베이지안추정법을 이용하는 경우에는 이러한 문제를 해소할 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 모두 다섯 개의 장으로 구성되었다. II장에서는 지역분석에 대한 기존 연구를 간략하게 정리하였다. III장에서는 분석기법으로 활용된 GVAR모형 및 동 모형에 대한 베이지안추정기법, 충격반응함수의 신뢰구간 산출 등 분석 기법 등에 관해 논의하는 한편, 우리나라 6개 광역권(수도권, 강

원권, 충청권, 호남권, 대경권, 동남권)의 GRDP, 고용, 물가 등 실증분석에서 사용된 변수들의 추이를 간략히 살펴보았다. IV장에서는 GVAR모형을 이용한 지역별 충격반응분석 결과를 분석해 보았다. 끝으로 V장에서는 연구의 결론 및 시사점 등을 제시하였다.

Ⅱ. 기존 연구 개괄

생산, 실업 및 물가 등은 경제를 이해하는데 있어 핵심 변수로서 정책당국 및 학계의 꾸준한 관심을 받아 왔다. 신고전파 이론, 솔로우의 성장모형, 필립스곡선(Phillips curve), 오쿤의 법칙(Okun's law) 등처럼 이들과 관련된 실증분석은 반복적으로 시대와 무관하게 지속되고 있다. 특히 정책당국이 완전고용 및 낮은 인플레이션을 통한 경제안정 등을 주된 목표로 설정하고 있을 만큼 정책당국에게 있어 이들 변수들은 여전히 최대의 관심 변수로 자리하고 있다.

일반적으로 생산, 실업, 물가 간에는 다음과 같은 관계가 존재하는 것으로 알려져 있다. 대표적으로 성장과 실업률 간에는 오쿤의 법칙이, 인플레이션과 실업률 간에는 필립스곡선 관계가, 생산과 인플레이션 간에는 루카스 공급곡선 관계가 각각 성립한다. 오쿤의 법칙, 필립스곡선, 루카스 공급곡선 등은 모두 세 변수 중 특히 두 변수간의 관계를 나타낸다. 그런데 이들 변수들은 쌍방 간에 영향을 미치기도 하지만, 변수들 간의 영향은 해당 두 변수간의 관계뿐만 아니라 다른 변수와의 관계에 의해서도 영향을 받을 수밖에 없다. 결국 변수들 간의 관계를 올바로 이해하기 위해서는 관련된 다양한 변수들의 관계를 종합적으로 분석할 필요가 있다.

먼저 각기 두 변수 간의 관계를 설명하는 기존 이론에 대해 간략하게 살펴보면 다음과 같다. 실업률과 생산 증가 즉 성장 간의 관계를 설명하는 이론은 오쿤의 법칙(Okun's law)이다. Okun (1962)에 의하면, 실업이 1% 증가하면 GDP 성장률은 약 2% 정도 하락한다. Okun (1962)의 선구적 연구 이래로 미국 등 선진국을 중심으로 동 법칙을 검증하려한 시도가 지속되었다(Evans, 1994; Prachowny, 1993; Lee, 2000; Moosa, 2008; Keller and Nabli, 2002; Freeman, 2001 등). 기존 연구들에서는 대체로 오쿤의 법칙이 성립한다는 점에는 동의하지만, 시대별 또는 국가별 추정치는 현격히 상이한 것으로 분석되었다. Evans (1994)는 1950~1989년 간 미국의 GDP 성장률과 실업률 간에 당기 상관관계가

존재하며 두 변수 간에는 상당한 피드백 관계가 있음을 발견하였다. Keller and Nabli (2002)는 MENA (Middle East and North Africa) 지역의 성장률이 경제활동인구의 증가율에 후행하고 있음을 지적하며 고성장이 노동시장에서의 좋은 성과를 보장해주는 것은 아니라고 하였다. Freeman (2001)은 10개 선진국에 대한 패널분석을 통해, Okun (1962)과는 달리, 모든 분석대상 국가들에서 실업이 1% 증가할 때 GDP 성장률은 2% 미만으로 하락함을 발견하였다.

물가 변화율 즉 인플레이션과 실업률 간에 성립하는 상충관계는 필립스곡선(Phillips curve)으로 알려져 있다. Phillips (1958)에 의하면, 영국의 경우 실업률과 명목임금 변화율 간에는 부(negative)의 관계가 존재한다. 동 곡선은 실업률과 인플레이션 간의 관계를 지칭하는 데에도 사용되었다. Samuelson and Solow (1960)는 미국의 경우 실업률과 인플레이션 간에 필립스곡선과 유사한 관계가 존재함을 발견하였다. 한편 Friedman(1968)이 도입한 자연실업률(natural rate of unemployment) 개념에 의해, 필립스곡선이 장기적으로 수직이며 실업률이 통화정책이나 인플레이션과 독립적이라는 견해가 출현하게 되었다. 자연실업률 개념은 이후 물가안정실업률(NAIRU) 개념으로 발전하였는데, 물가안정실업률은 물가상승을 가속시키지 않는 실업률을 나타낸다. 이러한 인식에 따르면 실업률이 물가안정실업률 이하로 하락할 때 인플레이션이 발생하게 된다.

그간 생산, 고용 및 물가 간의 관계 분석은 오쿤의 법칙이나 필립스곡선에 대한 분석이 주를 이루어 왔다. 즉, 고용과 생산, 고용과 물가에 대한 분석이 주를 이루고 있고 생산과 물가 간 분석은 상대적으로 찾아보기 쉽지 않다. 생산과 인플레이션 간의 관계는 루카스 공급곡선을 통해 이해할 수 있다. Lucas (1973)는 명목 GDP 성장률을 설명변수로 하여 생산과 인플레이션 간의 관계를 분석하였는데, 공급충격이 명목 GDP에 영향을 미치지 않는 반면 실질 GDP와 물가가 서로 반대 방향으로 영향을 미칠 수 있다는 가정에 기초하고 있다. Mallik and Chowdhury (2001)는 성장률과 인플레이션 간의 관계에 입각하여 4개 아시아 국가들에 대한 경제성장과 인플레이션 간의 장·단기 동태 분석을 통해 성장과 인플레이션 간에 유의한 정의 관계가 존재함을 발견하였다. Osama (2004)는 요르단에 대한 분석에서 성장과 인플레이션 간에 정의 관계가 존재함을 보여주었다.

앞서 간략하게 살펴본 연구들은 기본적으로 국가 단위의 거시 변수들을 이용한 분석이라는 공통점을 지닌다. 그런데 이처럼 국가 단위 혹은 국가 간 비

교 분석 등에 관한 연구는 상당히 축적되어 있는 데 비해 일국 내의 지역간 분석을 시도한 연구는 상대적으로 많지 않다.

한 국가 내의 필립스곡선을 분석한 사례로는 Thirlwall (1969), Baumann (1983), Johnes (1989), Blackaby and Manning (1987), Johnes and Hyclak (1989), Mehrotra, Peltonen, and Rivera (2007), Fitzgerald, Holtemeyer, and Nicolini (2013), Kumar and Orrenius (2015) 등이 있다. Thirlwall (1969)은 지역 시장 간 수요의 분산도(dispersion of demand between markets)가 줄어들면 거시적인 필립스곡선이 이동할 수 있다고 주장하면서 웨일즈 지방을 비롯한 영국 내 8개 지역에 대해 필립스곡선을 별도 추정하였다. 이에 따르면 지역 노동시장 간 노동수요의 분산도가 줄어들면 총수요 수준이 주어진 상황에서 소득 증가율이 감소하는 것으로 나타났다. Johnes and Hyclak (1989)은 영국, 이탈리아 및 서독 등에 대해, Blackaby and Manning (1987) 및 Johnes (1989) 등은 영국의 지방에 대해 각각 필립스곡선을 추정하였다. 이들에 의하면 경기가 침체된 지역에 대해 경기부양 정책을 실시하면 인플레이션 유발 정도가 상대적으로 작게 나타나는 것으로 분석되었다. 반면 Baumann (1983)은 오스트리아에 대한 필립스곡선을 추정한 결과 침체 지역의 노동시장을 활성화하려는 어떠한 정책도 지역 실업을 완화하기는 하지만 전국적인 인플레이션에도 압력을 가하게 될 것이며 인플레이션 압력은 특히 지역간 및 전국과의 의존도(interregional and national independence) 등에 의해 좌우된다고 주장하였다. 한편 Fitzgerald, Holtemeyer, and Nicolini (2013) 및 Kumar and Orrenius (2015) 등은 미국에 대해 필립스곡선의 안정성을 분석한 결과 필립스곡선이 안정적으로 추정되지 않음을 발견하였다. 이들은 필립스곡선이 안정적으로 추정되지 않는 것은 추정에 사용된 전국 변수에 충분한 정보가 포함되어 있지 않기 때문임을 지적하면서 지역 변수를 설명변수로 이용하면 필립스곡선이 안정적으로 추정된다고 하였다. Mehrotra, Peltonen, and Rivera (2007)는 중국 29개 지방에 대해 필립스곡선을 추정하여 22개 지역에서 미래지향적 기대요인이 유의함을 발견하였는데, 이를 지역간 시장경제의 발전도와 관련된 것으로 설명하였다.

국가 내의 지역에 대해 오쿤의 법칙을 추정한 연구는 다음과 같다. 오쿤의 법칙을 지역 수준에서 분석한 초기 연구는 Freeman (2001)을 들 수 있는데, Freeman (2001) 이후 Christopoulos (2004), Adanu (2005), Binet and Facchini (2013), Chafer (2015) 등이 지역 수준에서도 오쿤의 법칙이 성립하는지를 분석

하였다. Freeman (2001)은 미국 8개 지역에 대한 분석 결과 모든 지역에서 안정적인 오쿤의 법칙이 성립할 뿐만 아니라 추정 결과도 지역 간에 유사하다고 보고하였다. 동 연구에서는 미국 노동시장이 높은 유연성을 지니고 있기 때문에 오쿤의 법칙 추정 결과가 지역과 상관없이 유사하게 나타난 것이라고 주장하였다. 반면 Adanu (2005)는 캐나다에 대해 오쿤의 법칙을 분석하였는데, 생산적인 일자리가 주로 산업화된 지역에 제공되기 때문에 지역에 따라 동 법칙이 성립하지 않을 수 있다고 주장하였다. 유럽의 경우 오쿤의 법칙이 국가 차원에서는 성립하지만 국가 내 지역 수준에서는 성립하지 않는 경우가 상당 수 보고되었다. Binet and Facchini (2013)는 프랑스의 경우 22개 지방중 8개 지방에서 오쿤의 법칙이 성립하지 않았다고 보고하였다. 이들에 의하면, 1인당 GDP가 평균을 상회하면서 동시에 실업률이 높은 지방들에서 동 법칙이 성립하지 않는 것으로 나타났다. Christopoulos (2004)는 그리스에 대해 오쿤의 법칙을 검증한 결과 13개 지방 중 6개 지방에서만 동 법칙이 성립함을 발견하였다. 그리스의 경우에는 캐나다 경우와 달리 산업화된 지역에서 실업률과 GDP 간에 유의한 관계가 나타나지 않았는데, 이는 실업의 이력현상(hysteresis)으로 설명되었다. 생산, 고용, 물가 등 세 변수 간의 관계에 대한 지역 분석 이외에 지역수준에서 통화정책 효과를 분석한 연구도 찾아 볼 수 있다. Carlino and DeFina (1998)가 대표적인 연구이며, 우리나라의 경우 김영덕·최진석(2010), 김기호·유경원(2015) 등이 있다.

우리나라의 경우 오쿤의 법칙이나 필립스곡선에 대한 지역 수준의 분석은, 김영덕(2014) 등 극히 일부를 제외하면, 아직까지 미진한 상태에 머물고 있다. 더욱이 생산, 고용, 물가 등 세 변수 간의 관계를 모두 고려한 분석은 아직까지 찾아보기 어렵다.

Ⅲ. 분석 모형 및 자료

1. 분석 모형

가. GVAR모형

본고에서는 GVAR모형을 이용하여 주요 거시변수들이 지역 간에 서로 어떠한 영향을 주고받는지를 분석하였다. GVAR모형은 VAR모형의 기본적인 속성

을 지니는 모형으로 여러 국가 혹은 지역 간 상호 영향을 분석하는 데 이용되고 있다.

지역간 상호작용에 대한 분석을 실시하기 위해서는 다양한 분석기법을 사용할 수 있다. 예컨대 패널VAR모형, 지역IO를 이용한 투입산출분석, 소규모 거시계량모형, DSGE 등을 이용하는 방법을 생각해 볼 수 있다. 이들 모형은 각기 장점을 지니고 있지만 각기 지역 분석에서 한계점을 지니고 있기도 하다. 먼저 패널VAR모형의 경우는 16개 지역에 대한 VECM모형을 각기 추정할 필요가 없어 자유도 문제를 우회할 수 있기는 하지만 16개 지역이 동일한 공적분 관계를 지니고 있다는 전제가 만족되어야 하므로 지역별 차이를 감안하여 상호의존성을 분석하기에는 적절하지 않다. 지역 IO를 이용한 투입산출분석의 경우 지역간 산업연관분석이 가능하다. 하지만 지역IO를 이용하여 산출된 지역간 파급효과는 오로지 기업의 투입산출관계에 근거하고 있기 때문에 물가나 고용이 상호간에 미치는 영향력을 반영하기 어렵다는 한계를 지닌다. 즉, 본고에서처럼 물가 및 고용의 상호작용 등을 반영하지 못한다. DSGE와 같은 일반연산균형모형의 경우 충격반응분석이 가능하지만 특정 변수에 가해지는 충격의 반응분석과는 성격을 달리 한다. 특히 DSGE는 캘리브레이션을 기반으로 하고 있어 충격반응함수에 대한 신뢰구간을 산출하기 어려운 한계를 지닌다. 소규모 거시계량모형이나 DSGE 등은 국가 내의 지역수준에 대한 분석에서 아직까지 거의 시도되지 않고 있다.

본고의 분석모형인 GVAR모형에 대해 간략하게 설명하면 다음과 같다. 여러 국가 혹은 여러 지역에 대해 분석하는 경우 관측치 부족 문제로 인해 VAR모형을 사용하기 어려운 경우가 종종 발생한다. 이는 많은 지역을 한꺼번에 분석하려면 VAR모형 내의 변수 수가 지나치게 늘어나 모형을 추정하지 못하게 되는 상황이 발생하기 때문이다. 통상 VAR모형의 경우 변수의 수, 시차 길이 등에 의해 추정해야 할 모수의 수가 결정되는데 동 모형을 지역 분석에 이용하는 경우에는 지역의 수에 의해서도 추정해야 할 모수의 수가 증가한다. 예컨대 지역에 대한 VAR분석의 경우 서울의 GRDP와 부산의 GRDP는 각기 다른 변수로 취급된다. 따라서 변수(GRDP, 고용, 물가 등)의 수와 모형 시차 등이 고정되어 있다 하더라도 지역의 수가 늘어나면 추정해야 할 모수의 수가 급격하게 늘어난다.

이러한 문제에 대해 GVAR모형은 i지역 이외의 j지역 k변수(예컨대

$x_{j,t}^{k} = GRDP_{j,t},\ j \neq i$)를 적절한 가중치 $\omega_{j,t}^{k}$로 가중하여 타지역들의 k변수를 단 하나로($x_{i,t}^{k*} = GRDP_{i,t}^{*}$)로 축약하는 방법을 이용하여 관측치 부족 문제를 우회할 수 있다(Dees et al., 2007; Pesaran et al., 2004 등). 즉, 다수의 타지역을 하나의 값으로 축약하여 여러 지역을 대표하도록 하는 것이다. 이처럼 다수 지역의 변수를 축약하면 지역이 많더라도 지역 수와 무관하게 타지역 변수가 일정해지므로 관측치 부족 문제를 일정 부분 완화해 줄 수 있다.

하지만 이러한 조치에도 불구하고 분석대상 지역의 수 자체는 변하지 않으므로 전체 시스템을 한꺼번에 추정하는 경우에는 추정될 모수의 수가 여전히 지나치게 많을 수 있다. 이는 모든 지역을 한꺼번에 추정하기 때문에 발생한다. 이를 해소하기 위해 GVAR모형에서는 전체 시스템을 한꺼번에 추정하는 대신 전체 시스템을 부분 시스템으로 나누고, 부분 시스템을 각기 추정한 후 추정된 부분 시스템을 사후적으로 결합하는 방식을 이용하여 전체 시스템을 복원·구축한다. 따라서 GVAR모형을 사용하면 지역의 수가 매우 많더라도 모형 구축이 가능해진다.

그런데 전체 시스템을 한꺼번에 추정하지 않는 경우에는 부분 시스템 간에 영향을 주고받는 경로가 별도로 설정되어 있지 않는 한 지역간 연계 분석을 수행할 수 없다. 내생변수로만 구성된 GVAR모형에서 각 지역들은 다음과 같은 2가지 경로를 통해 지역 간에 서로 영향을 주고받을 수 있다. 첫째는 자기 지역 변수 $\boldsymbol{X}_{it}$와 타지역을 대표하는 변수 $\boldsymbol{X}_{it}^{*}$의 당기 및 시차 변수 간에 존재하는 종속성이고, 둘째는 지역간 공분산 $\boldsymbol{\Sigma}_{ij}$에 반영되어 있는 지역간 종속성이다. 여기서 지역간 종속성이란 j 지역 충격에 대한 i 지역 충격 간에 존재하는 당기 종속성 등을 의미한다. 이때 $i \neq j$에 대해 $\boldsymbol{\Sigma}_{ij} = \mathrm{cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt}) = E[\epsilon_{it}\epsilon_{jt}']$이다. 이같은 2가지 통로는 완전하게 독립적으로 작용하는 것이 아니라 일정 부분 서로 연관되어 있다. GVAR모형에서는 이러한 통로를 통해 부분 시스템이 서로 간에 영향을 미치도록 함으로써 부분 시스템 간 충격반응분석이 가능케 된다(Pesaran et al., 2004).

지역별 모형은 식 (1)과 같이 자기 지역 변수 $\boldsymbol{X}_{it}$ 및 타지역 변수 $\boldsymbol{X}_{it}^{*}$들로 구성된 VAR 모형이다. 이때 전체 모형 또는 전역모형(global model)은 추정된 부분 시스템 즉, 추정된 지역 VAR 모형들을 연결함으로써 구축된다.

전체 시스템은 N개의 부분 시스템으로 구성되며, 각 부분 시스템을 식 (1)과 같이 VAR모형으로 나타낼 수 있다고 하자.

$$\boldsymbol{X}_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_i \boldsymbol{X}_{i,t-1} + \Lambda_{i0}\boldsymbol{X}^{*}_{it} + \Lambda_{i1}\boldsymbol{X}^{*}_{i,t-1} + \epsilon_{it}. \quad (1)$$

여기서 $\boldsymbol{X}_{it} = (x^1_{it}, \cdots, x^K_{it})'$는 i지역의 내생변수 벡터, $\boldsymbol{X}^{*}_{it} = (x^{1*}_{it}, \cdots, x^{K*}_{it})'$는 i 이외 지역을 대변하는 변수 벡터(식 (3) 참조), Φ_i, Λ_{i0}, Λ_{i1} 등은 각각 계수행렬, ϵ_{it}는 i 지역 오차항, i는 지역을 나타내는 첨자, $i = 1, \cdots, N$이다. ϵ_{it}는 식 (2)와 같이 시계열상관되어 있지 않고 평균이 0이며 시간에 대해 불변인 공분산행렬을 지닌다. 즉,

$$\epsilon_{it} \sim iid(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_{ii}). \quad (2)$$

여기서 $\boldsymbol{\Sigma}_{ii} = \sigma_{ii,ls}$, $\sigma_{ii,ls} = \mathrm{cov}(\epsilon_{ilt}, \epsilon_{ist})$이며 하첨자 l, s는 각각 i 지역의 l, s 변수임을 의미한다. 한편 다른 지역의 영향력을 나타내기 위해 도입한 x^{k*}_{it}는 식 (3)과 같이 계산된다.

$$x^{k*}_{it} = \sum_{j=1, i \neq j}^{N} w^k_{ij} x^k_{jt}. \quad (3)$$

여기서 w^k_{ij}는 i지역의 k변수에 대한 타지역 변수 x^{*k}_{it}를 산출하기 위한 j지역 k변수 x^k_{jt}에 대한 가중치이며 $\sum_{j=1}^{N} w^k_{ij} = 1, \omega^k_{ii} = 0$이다. 통상 가중합의 대상이 되는 모든 변수에 대해 동일한 변수를 가중치로 사용한다. 예컨대 국가별 분석의 경우 하부 시스템은 개별 국가가 되고 이들 국가들이 전체적으로 어떤 영향을 주고받는지를 분석하는 것이 GVAR모형을 이용하는 목적이 된다. 이때 각 국가들의 내생변수들을 연결하는 가중치는 국별 교역규모이다. 즉, GDP, CPI, 고용 등에 대해 각국별 가중치로 교역규모가 사용된다. 하지만 경우에 따라 내생변수 별로 각기 다른 변수를 가중치로 사용할 수도 있다.

식 (1)은 식 (4)와 같이 지역별 VECM 표현으로 바꾸어 나타낼 수 있다.

$$\Delta \boldsymbol{X}_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Pi_i \boldsymbol{Z}_{i,t-1} + \Lambda_{i0}\Delta \boldsymbol{X}^{*}_{i,t} + \epsilon_{it}. \quad (4)$$

여기서 $\boldsymbol{Z}_{it} = \left(\boldsymbol{X}_{it}' \, \boldsymbol{X}^{*}_{it}'\right)'$ 이다.

VAR모형은 충격반응함수 및 분산분해분석 등 유용한 분석수단을 제공한다. 이와 마찬가지로 GVAR모형에서도 충격반응분석이나 분산분해분석이 가능하

다. VAR모형과 마찬가지로 GVAR모형에서 충격반응분석을 실시하려면 변수들이 내생변수로 나타내져야 한다. 그런데 GVAR모형에는 지역 변수 $\boldsymbol{X}_{it}$ 뿐만 아니라 타지역 변수인 $\boldsymbol{X}_{it}^{*}$도 포함되어 있으므로, 타지역 변수 $\boldsymbol{X}_{it}^{*}$를 지역 변수 $\boldsymbol{X}_{it}$로 전환해 주어야 한다. 타지역 변수를 지역변수로 전환하기 위해 가중치 행렬을 이용하게 되며, 타지역 변수 $\boldsymbol{X}_{it}^{*}$를 지역 변수 $\boldsymbol{X}_{it}$로 전환해 줌으로써 자기지역 변수만으로 구성된 식 (5)를 얻을 수 있다. 식 (5)는 $\boldsymbol{X}_{t}$의 자기회귀 형태로 나타나는 전국 모형을 나타낸다. 여기서 $\boldsymbol{X}_{t}=(\boldsymbol{X}_{1t}'\cdots\boldsymbol{X}_{Nt}')'$는 지역 변수 벡터 $\boldsymbol{X}_{it}$를 쌓아 만든 벡터이다.

$$G\boldsymbol{X}_{t}=\boldsymbol{a}_{0}+\boldsymbol{a}_{1}t+H\boldsymbol{X}_{t-1}+\boldsymbol{\epsilon}_{t}. \tag{5}$$

$$\boldsymbol{X}_{t}=G^{-1}\boldsymbol{a}_{0}+G^{-1}\boldsymbol{a}_{1}t+G^{-1}H\boldsymbol{X}_{t-1}+G^{-1}\boldsymbol{\epsilon}_{t}. \tag{6}$$

여기서 $\boldsymbol{a}_{0}=\begin{pmatrix}\boldsymbol{a}_{10}\\ \boldsymbol{a}_{20}\\ \vdots\\ \boldsymbol{a}_{N0}\end{pmatrix}$, $\boldsymbol{a}_{1}=\begin{pmatrix}\boldsymbol{a}_{11}\\ \boldsymbol{a}_{21}\\ \vdots\\ \boldsymbol{a}_{N1}\end{pmatrix}$, $\boldsymbol{\epsilon}_{t}=\begin{pmatrix}\epsilon_{1t}\\ \epsilon_{2t}\\ \vdots\\ \epsilon_{Nt}\end{pmatrix}$, $\boldsymbol{G}=\begin{pmatrix}A_{0}W_{0}\\ A_{1}W_{1}\\ \vdots\\ A_{N}W_{N}\end{pmatrix}$, $\boldsymbol{H}=\begin{pmatrix}B_{0}W_{0}\\ B_{1}W_{1}\\ \vdots\\ B_{N}W_{N}\end{pmatrix}$,

$A_{i}=(I_{K},-\Lambda_{i0})$, $B_{i}=(\Phi_{i},\Lambda_{i1})$, W_{i}는 $\boldsymbol{Z}_{it}=\left(\boldsymbol{X}_{it}'\,\boldsymbol{X}_{it}^{*}{}'\right)'=W_{i}\boldsymbol{X}_{t}$를 만족하는 가중치 행렬이다(Pesaran et al., 2004; p.132를 참고). GVAR모형에서 충격반응분석은 VAR모형의 경우와 마찬가지로 식 (6)을 이동평균(MA) 형태로 전환하여 실시할 수 있다.

GVAR모형은 기본적으로 VAR모형을 근간으로 하고 있어 VAR모형이 지니는 여러 성질을 보유하고 있다. 앞서 언급한 바처럼 VAR모형은 변수의 수가 많거나 시차 길이가 긴 경우에는 추정이 어려워진다. 이는 지역 분석에 VAR모형을 활용하지 못하는 이유가 될 수 있다. 이에 비해 GVAR모형은 전체 시스템을 부분별로 나누어 개별적으로 추정함으로써 이러한 문제를 일정 부분 우회할 수 있다. 하지만 지역 변수의 수가 너무 많거나 시차 길이가 너무 긴 경우에는 부분 시스템 자체를 추정하지 못하게 됨에 따라 GVAR모형에서 전체 시스템을 구축하지 못하는 문제점이 발생할 수 있다.

나. 베이지안 공적분 추정

과다 변수 및 과다 시차로 인해 관측치 수가 부족해서 모형을 추정하지 못하

는 문제점은 베이지안추정법(Bayesian Estimation)을 적용하여 상당부분 해소된다. 이는 베이지안추정법을 이용하면 표본의 수가 많지 않아도 추정이 가능해지기 때문이다. 따라서 본고는 GVAR모형의 추정을 위해 기존연구와 달리 베이지안추정법을 이용하였다.

그간 공적분관계를 추정하기 위해 여러 가지 기법이 제안된 가운데 우도함수를 통한 접근법인 VECM 추정기법이 가장 흔히 사용되어 왔다(Ahn and Reinsel, 1990; Stock and Watson, 1988; Phillips, 1991; Johansen, 1991 등). 그런데 이들 추정 기법들은 공통적으로 베이지안 접근법에 기초하지 않는다. 과거 베이지안 추정기법이 활발하게 사용되지 않았던 이유로는 연산능력이 충분히 발전하지 못하여 베이지안 기법을 쉽게 활용할 수 없었던 점을 들 수 있다. 하지만 최근 들어 컴퓨터의 연산능력이 급속도로 발전하였을 뿐만 아니라 베이지안 접근법의 유용성이 널리 알려지게 됨에 따라 계량분석에 베이지안접근법을 사용하는 사례가 급속히 증가하였다. 특히 VECM모형 추정의 경우도 최근 들어 베이지안접근법을 이용한 기법들이 다양하게 제시되었다(Bauwens and Giot, 1998; Bauwens and Lubrano, 1996; Geweke, 1996; Kleibergen and Paap, 1998; Strachan, 2000; Strachan and Inder, 2004; Villani, 2005 등). 베이지안접근법은 VECM모형과 같은 공적분모형을 추정할 경우에도 상당한 이점을 지니고 있다. 예컨대 공적분 위수(rank)의 추정, 공적분관련 모수에 대한 제약의 검정 및 예측 등이 용이해진다(Geweke, 1996; Kleibergen and Paap, 1998; Strachan , 2000; Villani, 2005 등).

베이지안접근법은 식 (7)에 제시된 베이즈정리(Bayes's theorem)에 기반한다. 자료를 관측하기 이전에 분석자가 모수 θ에 대해 알고 있는 정보를 사전분포(prior) $f(\theta)$, 모수 θ를 알고 있는 상태를 조건부로 하는 y의 확률분포 즉, y의 θ-조건부확률분포를 $f(y \mid \theta)$라 하자. 이때 $f(y \mid \theta)$를 우도함수(likelihood function)라고 부른다. 그러면 자료 y를 아는 상태에서 모수 θ에 대한 확률분포 즉, θ의 y-조건부확률을 나타내는 $f(\theta \mid y)$은 식 (7)을 이용하여 계산할 수 있으며 $f(\theta \mid y)$를 사후분포(posterior)라고 부른다.

$$f(\theta \mid y) = \frac{f(y \mid \theta) \cdot f(\theta)}{\int_{-\infty}^{\infty} f(y \mid \theta) \cdot f(\theta) d\theta} . \tag{7}$$

베이즈정리는 자료 y가 관측되었을 때 모수 θ를 찾아내는 방법을 제시한다. 즉, 분석자는 모수 θ에 대해 잘 모르는 상태에서 θ 값을 $f(\theta)$라는 확률로 대략 짐작하는데, 나중에 자료 y가 관측되면 표본을 통해 수집한 정보인 우도함수 $f(y \mid \theta)$를 이용하여 사전에 θ에 대해 막연히 추측한 값 즉, 사전분포 $f(\theta)$를 사후적으로 갱신함으로써 정확한 값을 찾아낼 수 있다.

식 (7)에서 볼 수 있듯이, 베이지안접근법을 이용하여 모수 θ를 추론하려면 $f(\theta)$ 즉, 사전분포가 제시되어야 한다. 사전분포는 분석자에 의해 자의적으로 설정되는데, 통상적으로 과거 자료에 입각하여 설정되거나 자료와는 무관하게 경제이론, 인과관계, 심지어 개인의 직관 등에 의존하여 설정되기도 한다.

공적분모형 추정을 위한 베이지안접근법(이하 베이지안 공적분 추정법; Bayesian Cointegration Estimation)의 경우에도 다양한 유형의 사전분포가 제안되었다. 베이지안접근법을 이용하여 공적분관계를 추정하는 과정에서 특히 민감한 부분은 공적분벡터 β 및 조정계수 α에 대한 사전분포를 설정하는 부분이다. 예컨대 VECM모형의 경우 $\Pi = \alpha\beta'$에 대한 위수 제약(rank restriction)이 α, β에 대해 비선형제약으로 작용하기 때문에 사전분포를 설정하기 어렵다. β 및 α의 사전분포에 대해 Kleibergen and van Dijik(1994)은 제프리 사전분포(Jeffrey's prior)를 제안하였고, Bauwens and Lubrano(1996)는 β 및 α에 대해 각각 t분포 및 균일 사전분포(uniform prior)를 사용하는 방법을, Geweke(1996)는 정규감쇠 사전분포(normal shrinkage prior)를, Villani(2005) 및 Warne(2006)는 준거 사전분포(reference prior)를 각각 제안하였다. 한편 VECM모형의 경우 α, β에 대한 제약뿐만 아니라 식 (10)에서처럼 공적분벡터 β에 대한 식별문제도 중요한 이슈가 된다. 본고에서는 비선형제약뿐만 아니라 식별 문제를 동시에 사전분포에 반영한 Villani(2005) 또는 Warne(2006)의 베이지안 공적분 추정방식을 이용하여 VECM모형을 추정하였다.

Villani (2005)의 베이지안 추정방식을 위주로 하여 베이지안 공적분 추정법에 대해 간략히 설명하면 다음과 같다. X_t를 p차원 벡터, 공적분 위수(cointegration rank)가 r 즉, 공적분관계가 r개 존재한다고 하자. 편의상 식 (4)의 VECM모형을 지역변수 혹은 타지역 변수를 구분하지 않고 식 (8)과 같이 나타내자.

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \alpha\beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Phi \boldsymbol{d}_t + \epsilon_t \\ \rightarrow \quad \boldsymbol{Y} &= \boldsymbol{X}\beta\alpha' + \boldsymbol{Z}\Psi + \boldsymbol{E}. \end{aligned} \tag{8}$$

여기서 $\alpha\beta' = \Pi,\ d_t = (1, t),\ \Phi = (a_0, a_1),\ \Phi \boldsymbol{d_t} = a_{i0} + a_{i1} t, \alpha\beta' \boldsymbol{X_{t-1}} = \Pi \boldsymbol{X_{t-1}}$ 이며, 오차항의 분산-공분산행렬은 Σ이다. 식 (8)의 VECM모형은 α, β, Ψ, Φ, Σ 등의 모수로 구성되는데 이들 모수들은 깁스 추출법(Gibbs sampling)을 이용하여 추정할 수 있다(Villani, 2005).

베이지안 공적분 추정을 위한 사전분포는 식 (9)과 같이 주어진다.

$$f(\alpha,\beta,\Psi,\Sigma,r) = f(\alpha,\beta,\Psi,\Sigma \mid r),$$
$$f(\alpha,\beta,\Psi,\Sigma \mid r) = c_r |\Sigma|^{-(p+r+q+1)} etr\left[\Sigma^{-1}(A + \nu\alpha\beta'\beta\alpha')\right]. \quad (9)$$

여기서 $c_r = |A|^{\frac{q}{2}} \left(\Gamma_r(p)/\Gamma_p(q)\Gamma_r(r)\right)\left(2^{-\frac{qp}{2}} \pi^{-\frac{p(p-1)}{4}} / (2\pi/\nu)^{\frac{pr}{2}} \pi^{\frac{(p-r)r}{2}}\right)$, 임의의 정방행렬 M에 대해 $etr(M) \equiv e^{-\frac{1}{2}trM}$ 와 같이 정의된다. m과 k는 $m \geqq k-1$을 만족하는 양의 정수이고, m과 k에 대해 $\Gamma_k(n) = \prod_{i=0}^{n} \Gamma((m-i)/2)$가 성립한다.

VECM모형에서는 $\Pi = \alpha\beta'$ 행렬을 구성하는 두 벡터 α와 β가 유일하게 결정되지 않고 공적분벡터 β의 열벡터에 의해 생성되는 공간만이 유일하게 결정된다. 이를 전역적 비식별문제(global non-identification)라 부른다. 이러한 식별문제에 대해 몇 가지 해법 중에서 본고에서는 다음과 같이 단순하게 선형제약을 가하는 방식을 적용하였다. 즉

$$\beta = \begin{pmatrix} I_r \\ B \end{pmatrix}. \quad (10)$$

여기서 B는 $(p-r)\times p$ 차원 행렬이다. 식 (9)로 주어진 사전분포 하에서 Σ, Ψ, α, B 등의 모수에 대한 사후분포는 Villani (2005) 또는 Warne (2006) 등을 참조하기 바란다.[1)]

다. 충격반응함수의 베이지안 추정

GVAR모형에서 충격반응함수 *GIRF*는 식 (11)과 같이 계산할 수 있다.

$$GIRF_{X:\epsilon_{il}}\left(n, \sqrt{\sigma_{ii,ll}}, \Im_{t-1}\right) =$$

1) 베이지안 공적분 모형에서 각 지역별 최적시차의 길이는 수도권, 강원권, 충청권, 호남권, 대경권, 동남권이 공히 1로 나타났다. 시차 길이의 선정에 대해서는 Warne (2006)의 p. 20-21을 참고하기 바란다.

$$E\left[X_{t+n} \mid \epsilon_{ilt} = \sqrt{\sigma_{ii,ll}}, \Im_{t-1}\right] - E\left[X_{t+n} \mid \Im_{t-1}\right]. \tag{11}$$

여기서 $\Im_{t-1}$은 $t-1$기까지의 정보집합, $\sigma_{ii,ll}$은 오차항에 대한 공분산행렬 Σ 중 i지역 l변수에 대응하는 원소이다. 소규모 VAR모형의 경우에는 식별을 위해 촐레스키분해를 이용한 통상적인 충격반응함수를 사용한다. 그런데 통상적인 충격반응함수는 변수의 배열순서가 달라지면 충격반응함수 값이 달라지는 문제점을 지닌다. 이에 비해 일반화 충격반응함수(generalized impulse response function)는 변수 배열에 영향을 받지 않는다. 본고에서는 Pesaran et al. (2004)에서와 동일하게 충격반응함수를 계산하기 위해 일반화 충격반응함수를 이용하였다.[2)]

기존 GVAR 분석에서는 충격반응분석을 실시하는 과정에서 부스트래핑(bootstrapping)기법을 이용하였다. 그런데 베이지안추정법을 적용하면 모든 반복시점(iteration)마다 모수 값이 갱신되므로 충격반응함수의 신뢰구간을 계산하기 위해 부스트래핑기법을 직접 적용하지 못한다.

하지만 베이지안추정법을 사용하면 매 반복시점별로 모수의 값이 산출되므로 매 반복시점마다 충격반응함수를 계산할 수 있다. 본고에서는 이 점을 이용하여 매 반복시점별로 충격반응함수를 산출한 후 동 함수 값을 각 충격반응시점에서 크기순으로 정렬하여 충격반응함수의 신뢰구간을 구하였다.

그런데 매 반복시점별로 추출된 모수에 의해 충격반응함수를 계산하면 충격함수 값이 발산(explosion)하는 경우가 발생할 수 있다. 이와 마찬가지로 신뢰구간을 산출하기 위해 부스트래핑 기법을 이용하는 경우에도 오차항이 재배열됨에 따라 추정치가 바뀌면서 GVAR모형이 불안정해져 충격반응함수 값이 발산하는 문제가 발생할 수 있다. 산출된 충격반응함수 값들이 발산하였을 때 해당 충격반응함수를 포함하여 신뢰구간을 설정하는 것은 바람직하지 않다.

본고에서는 이러한 문제를 해소하기 위하여 식 (12)에서처럼 GVAR모형이 안정적인 특성근을 지닌 반복시점에서만 충격반응함수를 계산하고, 이 값만을 이용하여 충격반응함수의 신뢰구간을 식 (12)와 같이 산출하였다.

$$GIRF_{X:\epsilon_{il}}\left(n, \sqrt{\sigma_{ii,ll}}, \Im_{t-1}\right) \bullet I(\mid \lambda \mid \leq 1). \tag{12}$$

여기서 λ는 GVAR모형의 특성근이다.

2) Kim (2013)은, 일반화 충격반응함수에 대해 공분산행렬이 대각행렬이 아닌 경우 극단적인 식별가정에 입각한 충격반응함수가 산출될 가능성이 있음에 유의할 필요가 있음을 지적한 바 있다.

2. 분석 자료

본고에서 추정에 활용한 변수는 지역별 생산, 고용, 물가 등으로, 생산은 GRDP, 물가는 소비자물가지수를, 고용은 그간 대부분의 분석에서 이용되어 왔던 실업률 대신 고용률을 각각 이용하였다. 고용 변수로서 실업률을 사용하지 않고 고용률로 대체한 이유는 다음과 같은 2가지 점을 고려하였기 때문이다. 첫째, 우리 경제가 최근 들어 높은 수준은 아니지만 어느 정도 성장을 지속하고 있는 반면 고용 사정은 그다지 개선되는 모습을 보이지 않아 '고용없는 성장(jobless)' 가능성이 제기될 정도로 고용률에 대한 이해의 필요성이 과거에 비해 크게 높아졌다는 점, 둘째, 우리나라의 경우 실업률 자체가 3% 대에서 크게 변동하지 않는 모습을 보여 경제상황의 변화에 대한 민감도가 상대적으로 둔하다는 점 등이다.

그런데 최근 고용률의 경우도 큰 변화를 나타내지 않아 경제상황에 대한 민감도가 높다고 하기 에는 무리가 있어 보인다. 하지만 고용률은 취업자수를 생산가능인구로 나누어준 값으로 정의되므로 생산가능인구가 단기적으로 일정하다는 전제하에 취업자수 변동을 직접적으로 반영한다. 즉, 고용률은 고용시장의 움직임을 직접 반영하므로, 고용률이 크게 변하지 않는 점은 고용시장이 크게 개선되지 않고 있음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

분석자료로는 수도권(이하 SD; 서울, 경기도, 인천), 강원권(이하 GW), 충청권(이하 CC; 대전, 충청남·북도), 호남권(이하 HN; 광주, 전라남·북도, 제주특별자치시), 대경권(이하 DG; 대구, 경상북도) 및 동남권(이하 DN; 부산, 울산, 경상남도) 등 6개 광역권의 지역총생산($GRDP_{it}$), 고용률($EmpR_{it}$), 소비자물가지수(CPI_{it})가 각각 이용되었다.

분석기간은 1998년 1/4분기~2013년 4/4분기[3]이고, 연간 변수인 GRDP는 Chow and Lin (1971)의 보간법을 이용하여 연간 GRDP 자료를 분기자료로 전환하여 사용하였다.[4] 자기 지역 변수 $\boldsymbol{X}_{it}$와 타지역 변수 $\boldsymbol{X}_{it}^{*}$는 식 (13)과 같이 나타내었다.

3) 자료의 시작 시점을 1998년부터 시작한 것은 울산광역시에 대한 GRDP 자료가 1998년부터 제공되기 때문이다.

4) 통상 보간을 위해서는 분기자료인 분할 기준자료(reference data)가 필요한데 분할 기준자료로는 분기별 지역제조업생산지수 총지수를 이용하였다. 보간법에 대한 보다 자세한 내용에 대해서는 김기호(2007)를 참고하기 바란다.

$$\boldsymbol{X}_{it} = \begin{pmatrix} \log(RGDP)_{it} \\ \log(EmpR)_{it} \\ \log(CPI)_{it} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y_{it} \\ l_{it} \\ p_{it} \end{pmatrix}, \boldsymbol{X}^{*}_{it} = \begin{pmatrix} \log(RGDP^{*})_{it} \\ \log(EmpR^{*})_{it} \\ \log(CPI^{*})_{it} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y^{*}_{it} \\ l^{*}_{it} \\ p^{*}_{it} \end{pmatrix}. \quad (13)$$

여기서 소문자는 $\boldsymbol{X}_{it}$와 $\boldsymbol{X}^{*}_{it}$를 구성하는 모든 변수가 대수전환된 변수임을 의미한다.

본고에서는 변수별 특성을 감안하여 각 변수에 대한 가중치를 다르게 적용하여 $\boldsymbol{X}^{*}_{it}$를 산출하였다. GRDP의 경우 투입산출표 상의 최종소비의 권역별 생산유발계수를 이용함으로써 생산활동의 지역간 연계성이 감안되도록 하였고, 고용률의 경우 GRDP와 유사하게 투입산출표 상의 최종소비의 권역간 고용유발계수를 이용함으로써 생산활동에 수반하여 발생하는 고용의 효과가 반영되도록 하였다. 소비자물가지수의 경우는 각 지역의 상대적 경제규모 즉, 각 지역권 GRDP가 전체 GRDP의 합에서 차지하는 비중을 가중치로 하여 타지역 변수를 산출하였다.

GRDP의 규모를 전국 대비 권역권별로 비교해 보면 수도권이 거의 50%를 점유할 정도로 압도적인 비중을 차지하고, 동남권 및 충청권이 각각 12~15%를 차지하는 것으로 나타났다. GRDP 증가율은 충청권이 5.4%로 전국 평균 4.0%에 비해 1.4%p 높은 가운데, 수도권이 4.1%로 전국 평균과 유사한 수준을 보였다(<Table 1>).

고용률은 2014년 현재 전국기준 60.2%이며 충청권이 61.4%로 가장 높고 강원권이 56.5%로 가장 낮으나 지역간 격차는 크지 않은 것으로 나타났다(<Table 2>).

다만 지역 취업자 수의 전국 대비 비중은 지역별로 큰 차이를 보였는데, 수도권이 50% 내외로 압도적으로 높았으며 동남권 15% 수준, 충청권, 호남권 및 대경권은 대략 10% 수준에 머무르고 있다. 끝으로 권역별 소비자물가는 다른 변수에 비해 권역별 차이는 거의 없어 보인다(<Table 3>).

〈Table 1〉 Greater Regional GRDPs

(Unit : Trillion Won, %)

	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	
KR	829.3	870.3	927.8	957.5	996.7	1040.7	1091.9	1151.8	1179.4	1187.3	1265.1	1308.9	1339.0	1375.6	[4.0]
SD	397.5	420.1	452.3	464.8	479.9	501.9	530.6	560.4	575.1	579.1	617.0	636.3	650.6	668.5	[4.1]
	(47.9)	(48.3)	(48.7)	(48.5)	(48.1)	(48.2)	(48.6)	(48.7)	(48.8)	(48.8)	(48.8)	(48.6)	(48.6)	(48.6)	
GW	(23.3	23.6	24.2	25.4	25.7	26.0	27.5	28.7	29.3	29.5	30.6	31.7	32.2	33.1	[2.7]
	(2.8)	(2.7)	(2.6)	(2.7)	(2.6)	(2.5)	(2.5)	(2.5)	(2.5)	(2.5)	(2.4)	(2.4)	(2.4)	(2.4)	
CC	86.4	89.2	95.2	101.7	109.5	115.3	122.9	129.3	132.9	136.8	150.3	159.4	163.8	172.2	[5.4]
	(10.4)	(10.2)	(10.3)	(10.6)	(11.0)	(11.1)	(11.3)	(11.2)	(11.3)	(11.5)	(11.9)	(12.2)	(12.2)	(12.5)	
HN	88.7	92.6	96.7	97.6	100.4	103.8	107.4	112.9	114.7	115.1	122.9	126.0	128.6	129.8	[3.0]
	(10.7)	(10.6)	(10.4)	(10.2)	(10.1)	(10.0)	(9.8)	(9.8)	(9.7)	(9.7)	(9.7)	(9.6)	(9.6)	(9.4)	
DG	81.3	83.2	87.7	92.1	97.9	101.9	104.9	110.9	113.2	111.8	119.4	122.2	125.9	128.0	[3.6]
	(9.8)	(9.6)	(9.4)	(9.6)	(9.8)	(9.8)	(9.6)	(9.6)	(9.6)	(9.4)	(9.4)	(9.3)	(9.4)	(9.3)	
DN	147.5	155.8	165.5	168.5	175.4	183.9	189.6	200.2	204.3	204.4	214.0	221.8	225.9	231.4	[3.5]
	(17.8)	(17.9)	(17.8)	(17.6)	(17.6)	(17.7)	(17.4)	(17.4)	(17.3)	(17.2)	(16.9)	(16.9)	(16.9)	(16.8)	

Notes: 1) Sejong city is excluded.
2) Constant prices at 2010(Chain index).
3) Numbers in parentheses are measured as ratio of Region/Total, Numbers in brackets([ ]) are measured as Average GRDP Growth Rates in years of 2000-2013.

Source: Kostat, KOSIS

〈Table 2〉 Greater Regional Employment Rates

(Unit : %)

	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14
KR	58.5	59.0	60.0	59.3	59.8	59.7	59.7	59.8	59.5	58.6	58.7	59.1	59.4	59.5	60.2
SD	58.8	59.3	60.0	59.4	60.1	60.0	60.1	60.1	59.8	58.6	59.0	59.4	59.8	60.0	60.9
	(46.4)	(46.8)	(47.1)	(47.7)	(48.3)	(48.7)	(49.1)	(49.5)	(49.7)	(49.6)	(50.1)	(50.3)	(50.1)	(50.0)	(50.2)
GW	57.1	56.6	58.6	57.2	57.9	57.5	58.2	57.7	57.7	57.8	56.2	56.4	56.7	55.9	56.5
	(3.2)	(3.1)	(3.1)	(3.0)	(3.0)	(2.9)	(2.9)	(2.9)	(2.9)	(2.9)	(2.8)	(2.8)	(2.8)	(2.8)	(2.8)
CC	58.3	58.8	60.1	59.2	59.9	59.2	59.7	60.4	59.9	59.2	59.1	59.5	59.5	60.4	61.4
	(10.1)	(10.1)	(10.1)	(10.0)	(10.0)	(9.9)	(10.0)	(10.1)	(10.1)	(10.1)	(10.1)	(10.1)	(10.3)	(10.6)	(10.7)
HN	58.5	59.4	60.3	60.0	59.7	60.1	60.2	60.7	60.5	60.4	59.4	59.6	59.6	59.7	59.9
	(12.5)	(12.4)	(12.2)	(12.0)	(11.7)	(11.6)	(11.5)	(11.3)	(11.3)	(11.4)	(11.1)	(11.0)	(11.1)	(11.2)	(11.1)
DG	59.6	60.3	61.3	60.8	61.3	61.1	60.8	60.1	59.7	59.4	59.8	59.5	60.1	59.8	60.7
	(11.6)	(11.6)	(11.4)	(11.4)	(11.3)	(11.1)	(11.0)	(10.7)	(10.6)	(10.6)	(10.6)	(10.4)	(10.5)	(10.3)	(10.3)
DN	57.0	57.5	58.9	57.9	58.3	58.0	57.9	58.1	58.0	56.9	56.8	57.4	57.8	57.9	58.0
	(16.2)	(16.1)	(16.1)	(15.9)	(15.8)	(15.7)	(15.6)	(15.5)	(15.5)	(15.4)	(15.3)	(15.3)	(15.2)	(15.2)	(15.0)

Notes: 1) Sejong city is excluded.
2) Numbers in parentheses are measured as Region Employment/Total Employment.

Source: Kostat, KOSIS

〈Table 3〉 Greater Regional Consumer Price Indices

	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13
전 국	73.1	76.1	78.2	80.9	83.8	86.1	88.1	90.3	94.5	97.1	100.0	104.0	106.3	107.7
SD	72.7	75.8	78.2	81.0	84.0	86.2	88.2	90.4	94.5	97.2	100.0	103.8	106.1	107.5
GW	73.5	76.3	77.7	80.4	83.5	86.4	88.4	90.5	95.3	97.1	100.0	104.3	106.4	107.5
CC	73.3	76.0	77.6	80.3	83.2	85.8	88.0	90.2	94.7	97.1	100.0	104.3	106.5	107.8
HN	73.9	76.5	78.1	80.6	83.7	86.0	87.8	90.0	94.3	96.9	100.0	104.4	106.4	107.8
DG	74.6	77.3	78.9	81.1	83.7	86.1	88.0	90.2	94.8	97.0	100.0	104.3	106.5	107.9
DN	72.9	75.9	77.8	80.6	83.2	85.6	87.5	89.8	94.3	96.9	100.0	104.2	106.4	107.9

Notes: 1) Sejong city is excluded.
2) Weighted Average with GRDP Weight.
3) Year 2010=100.
Source: Kostat, KOSIS

본고에서는 GVAR모형을 구성하는 부분 시스템(즉, 각 권역)이 VECM모형에 의해 설명되는 것으로 가정하였기 때문에 공적분관계의 존재 여부가 중요하다. 따라서 각 변수들이 단위근을 지니고 있는 지 여부를 검정하였다. 단위근 검정을 위해서는 통상적인 ADF검정, Elliot et al. (1996)의 GLS-ADF검정, WS (Weighted Symmetric) 검정 등을 이용하였다(<Table A.1> and <Table A.2>).[5] GRDP, 고용률 및 소비자물가지수는 일부 지역의 일부 변수의 경우 일부 검정통계량에서 I(1) 변수인지 아닌지 여부가 명확하지 않은 경우가 발생하기도 하였지만 대부분의 경우에는 세 변수 모두 단위근을 지니고 있는 것으로 판단하여도 무리가 없어 보인다. 이에 더하여 식 (3)을 이용하여 생성한 타지역 변수에 대한 단위근검정 결과도 지역변수의 경우와 유사하였다. 따라서 모든 타지역 변수가 단위근을 지니고 있는 것으로 판단된다(<Table A.1>).

한편 GVAR모형은 타지역 변수인 $\boldsymbol{X}_{it}^{*}$가 장기관계인 공적분관계에 대해 약외생성을 지니고 있음을 전제로 성립한다. 약외생성 검정 결과에 의하면 5% 유의수준 하에서 모든 변수가 약외생성을 만족하는 것으로 나타났으나, GRDP의 경우 일부 지역에서 산출된 통계량 값이 임계치에 육박하기도 하는 등 약외생성이 강하지 않은 지역도 일부 존재하였다(<Table A.2>).

이처럼 각 지역별로 모든 변수가 단위근을 지니는 한편 약외생성을 만족하는 것으로 판단되므로 지역별로 공적분관계가 몇 개 존재하는지 여부를 검정해 보았다. 공적분관계는 지역별로 1개 또는 2개 존재하는 것으로 나타났다(지

5) 본고에서는 모형 추정을 위해 분기자료가 사용됨을 감안하여 최대시차를 4로 설정한 후 베이지안정보기준(BIC)에 입각하여 최적시차를 결정하였다.

역별 VECM의 최적시차 및 공적분 검정 결과는 <Table A.3> 참조). 대부분의 권역에서 공적분관계가 1개 존재하는 가운데 강원권의 경우 공적분관계가 2개 존재하는 것으로 나타났다.

본고에서는 위와 같이 추정된 공적분관계의 수를 적용하여 Villani (2005)의 방식으로 베이지안 공적분 추정을 실시하였다. 충격반응함수에 대한 신뢰구간은 부스트래핑 방식을 적용하는 대신 매 반복시점별로 추정된 추정치를 이용하여 충격반응함수를 산출하되 충격반응함수로는 일반화 충격반응함수를 이용하였다.

Ⅳ. 충격반응분석 결과

1. GRDP 충격에 대한 반응

<Table 4> 및 <Figure A.1> 및 <Figure A.2>는 각 권역 GRDP에 +1 s.d. 충격에 대한 각 권역 변수들의 반응을 보여준다. 표에 제시된 값은 권역별 충격반응함수의 20분기 누적 합 중 최대값을 100으로 할 때의 권역별 충격반응함수 값의 크기로 식 (14)와 같이 산출된다.

$$\frac{\sum_{n=1}^{20} GIRF^{j}_{X:\epsilon_{il}}\left(n,\ \sqrt{\sigma_{ii,ll}}\ ,\Im_{t-1}\right)}{Max_{j}\left[\sum_{n=1}^{20} GIRF^{j}_{X:\epsilon_{il}}\left(n,\ \sqrt{\sigma_{ii,ll}}\ ,\Im_{t-1}\right)\right]}. \tag{14}$$

여기서 j는 권역을 나타낸다. 식 (14)는 Max_j i지역의 특정 변수에 충격이 발생하였을 때 여러 지역(j 지역)의 반응 중 최대 반응을 나타낸 지역을 기준으로 여타 지역의 반응을 상대 평가하였음을 뜻한다. 즉, 수도권 GRDP 충격에 대해 6개 권역별 반응이 산출되면 이중 최고 반응값을 지닌 지역의 반응값을 1로 놓고 여타 지역의 반응의 크기를 상대적으로 평가하였다. 이는 지역별로 충격의 절대적 규모가 모두 다르기 때문에 절대적으로 나타나는 반응의 크기가 어느 지역에서 충격이 발생하였는지에 따라서 달라지는 문제점을 제거하기 위함이다.

먼저 GRDP 충격에 대한 변수들의 반응에서 나타나는 공통점을 요약하면 다음과 같다(<Table 4> 및 <Figure A.1>).[6] 첫째, 권역을 막론하고 GRDP반응은

6) * 표시는 충격반응함수가 분석 대상기간 중 유의한 기간이 존재함을 나타낸다.

충격이 발생한 지역에서 가장 크게 나타났다. 타권역의 반응도는 발생 지역에 비해 최대 40% 정도, 평균적으로 20% 정도인 것으로 나타났다. 이는 GRDP 충격의 효과가 주로 지역 내에서 발생하며 타지역으로 전파되는 전이효과(spillover effect)가 제한적으로 나타날 가능성이 높음을 시사한다. 둘째, 모든 권역의 GRDP 충격에 대해 모든 타권역 GRDP의 반응은 통계적으로 유의하였다. 셋째, GRDP 충격에 대해 고용률의 반응이 모든 권역에서 유의하지 않은 가운데 일부 권역의 경우 기간에 따라 음의 반응을 보이는 등 GRDP와 고용 간의 움직임이 반대로 나타나는 경우도 발생하였다. 넷째, 물가는 모든 경우에서 정의 반응을 나타냈으나 모든 권역에서 반응이 유의하지 않았다.

GRDP 충격에 대한 각 권역별 GRDP 반응을 정리해 보면 다음과 같다. 수도권 GRDP 충격에 대해 권역별 GRDP 반응은 호남권, 대경권, 동남권 등의 반응이 큰 데 비해 강원권 및 충청권의 반응은 작았다. 강원권 GRDP 충격에 대한 권역별 GRDP 반응은 호남권이 가장 크고 동남권이 가장 작았으나 그 차이는 그다지 크지 않았다. 충청권 GRDP 충격에 대한 권역별 GRDP 반응은 강원권이 가장 작았고 나머지 권역은 거의 비슷하였다. 호남권 GRDP 충격에 대한 권역별 GRDP 반응은 대경권과 수도권이 큰 반면 충청권, 동남권, 강원권 순으로 작았다. 대경권 GRDP 충격에 대한 권역별 GRDP 반응은 호남권과 수도권이 높은 데 비해 동남권, 충청권 등이 상대적으로 작았고 강원권은 크게 낮은 것으로 나타났다. 끝으로 동남권 GRDP 충격에 대한 권역별 GRDP 반응은 강원권, 충청권이 낮았고 수도권, 호남권, 및 대경권은 비슷한 수준을 나타냈다.

〈Table 4〉 GRDP, Regional Employment Rates, Regional CPI Responses to GRDP Shocks

	Responses of GRDP1)						Responses of Employment Rates1)						Responses of CPI1)					
rsp / shock	SD	GW	CC	HN	DG	DN	SD	GW	CC	HN	DG	DN	SD	GW	CC	HN	DG	DN
SD	**1.00***	0.18*	0.24*	0.43*	0.41*	0.32*	0.10	**1.00**	0.32	0.59	0.25	0.02	**1.00**	0.34	0.28	0.42	0.65	0.50
GW	0.31*	**1.00***	0.26*	0.35*	0.30*	0.19*	0.17	**1.00**	0.20	0.59	0.07	0.11	0.86	0.78	0.51	**1.00**	0.59	0.48
CC	0.29*	0.15*	**1.00***	0.27*	0.29*	0.25*	0.38	0.94	0.85	**1.00**	0.27	0.06	0.16	0.10	**1.00**	0.33	0.50	0.29
HN	0.30*	0.17*	0.22*	**1.00***	0.37*	0.24*	0.60	**1.00**	0.31	0.41	0.45	0.18	0.51	0.19	0.69	**1.00**	0.54	0.67
DG	0.29*	0.13*	0.18*	0.32*	**1.00***	0.21*	0.29	**1.00**	0.13	0.62	0.25	0.08	0.95	0.41	0.53	**1.00**	0.33	0.70
DN	0.34*	0.15*	0.28*	0.34*	0.35*	**1.00***	0.39	**1.00**	0.08	0.70	0.45	0.26	0.15	0.22	0.48	0.68	**1.00**	0.44

Notes: 1) Measured as (sum of 20 quarters regional response/maximum of regional sums of 20 quarters regional responses).
2) * indicates responses are statistical significance at 5% at some time period.

이같은 결과에 의하면, 첫째, GRDP 충격반응이 지리적으로 인접한 지역에서 반드시 크지는 않았다는 점, 둘째, 충청권과 강원권은 여타 권역에 비해 타권역 GRDP에 대한 반응 정도가 상대적으로 낮다는 점을 알 수 있다. 특히 강원권의 경우에 GRDP에 대한 반응이 낮은 것은 상대적으로 제조업 비중이 낮고 관광 등 서비스업에 의존하는 등 경제구조를 지니고 있어 생산과정 면에서 여타 지역과의 연계성이 낮은 점에 일부 기인하는 것으로 보인다.

GRDP 충격에 대한 각 권역별 고용률 반응은 다음과 같다(<Figure A.2>). 수도권 충격에 대해 고용률은 강원권, 호남권에서 높은 반응을, 동남권, 대경권에서 낮은 반응을 보였다. 강원권 충격에 대해 대경권, 동남권 및 수도권의 고용률 반응이 상대적으로 낮았고 충청권 충격에 대해 강원권, 호남권의 고용률 반응이 높은 반면 대경권 및 동남권은 낮았다. 호남권 충격에 대해 강원권과 수도권의 반응이 높았고 동남권 및 충청권의 반응이 낮았다. 대경권 충격에 대해 고용률 반응도는 강원권이 상대적으로 높았고 동남권과 충청권이 낮았다. 동남권 충격에 대해 강원권과 호남권의 반응이 높은 반면 충청권 및 대경권의 반응은 낮았다.

GRDP 충격에 대한 각 권역별 고용률 반응을 종합해 보면 다음과 같다. 첫째, 인접한 권역의 반응이 그렇지 않은 권역의 반응에 비해 특히 높지는 않았다. 이러한 점은 지역간 노동력의 이동이 활발하지는 않음을 시사한다. 하지만 이를 지역간 노동력의 이동이 원활하지 않은 것으로 단정해서 해석할 필요는 없어 보인다. 이는 본고에서 분석 대상 지역이 6개 광역권으로 설정된 점과 일정 부분 관련된다. 예컨대 수도권은 서울·경기·인천, 대경권은 대구·경북 등 경제적 특성이 어느 정도 상이한 지자체들로 구성된다. 따라서 경제 충격이 발생할 때 동일 광역권 내의 지차체 간(예컨대 서울, 경기 및 인천 간)에 노동이동이 발생하여 개별 지자체별로는 고용률이 영향을 받을 수 있다. 이에 비해 수도권과 대경권 간 등과 같은 광역권 간에는 노동이동이 활발하게 이루어지기가 상대적으로 쉽지 않다. 이는 지역분석에서 지역 범위 설정 문제를 감안하여야 할 필요가 있음을 의미한다. 이에 대해서는 추후 추가적인 연구가 필요해 보인다.

둘째, 동남권의 고용률은 GRDP 충격이 발생한 권역과 무관하게 거의 모든 경우에서 반응도가 낮았다. 이는 동남권이 포괄하는 지역이 부산, 울산 및 경상남도로, 울산과 부산이 자동차관련 산업 및 조선업 등 해외 수출과 밀접하게 연계된 산업구조를 지니고 있는 점과 관련이 있는 것으로 보인다.

셋째, GRDP 충격에 대한 GRDP 반응의 경우에는 해당 지역의 반응도가 가

장 높은데 비해, 고용률 반응의 경우에는 고용률 충격에 대해 해당 지역의 고용률 반응도가 타지역 고용률 반응도 보다 높지 않은 경우가 다수 발견되었다. 대표적으로 수도권의 경우 GRDP가 상승하여도 고용률은 거의 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 이러한 현상이 비록 일부 지역에 국한되어 나타나고 있기는 하지만 지역 수준에서 '고용없는 성장' 현상이 나타나고 있는 것은 아닌지 검토할 필요가 있어 보인다.

GRDP 충격에 대한 각 권역별 물가(CPI)의 반응을 정리해 보면 다음과 같다. 수도권 충격에 대해 물가는 수도권의 반응이 상대적으로 컸고 충청권 및 동남권의 충격에 대해 수도권과 강원권의 반응이 낮았다. 나머지 권역의 GRDP 충격에 대한 물가 반응도는 자기 권역 자체를 포함하여 모든 권역에서 거의 비슷하였다. GRDP 충격에 대한 각 권역별 물가 반응을 정리해 보면 다음과 같다. GRDP 충격에 대해 물가 반응은 상대적인 크기에는 다소 차이가 나타났지만 절대적인 반응도 면에서는 지역 차가 거의 없었다. 다만 수도권 GRDP 충격의 경우 여타 지역 물가에 비해 수도권 물가를 상대적으로 많이 상승시키는 것으로 나타났다.

2. 고용률 및 물가 충격에 대한 반응

<Table 5>는 각 권역 고용률에 +1 s.d. 충격에 대한 각 권역 변수들의 반응을 보여준다. 먼저 고용률 충격에 대한 변수들의 반응에서 나타나는 공통점을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 권역을 막론하고 충격이 발생한 해당 지역의 고용 반응만 통계적으로 유의하게 나타났고 여타 권역의 고용 반응은 유의하지 않았다. 또한 고용 반응은 충격 발생 권역에서 가장 컸다. 고용률 충격에 대한 권역별 반응도를 살펴보면, 반응도가 항상 가장 크게 나타나는 해당 지역의 반응도에 비해 20%를 하회하는 수준에 그쳤다. 이러한 점은 고용률 충격의 효과가 권역 간에 전이되는 효과가 크지 않음을 시사한다. 둘째, 고용률 충격에 대해 GRDP 및 물가의 반응은 모든 경우에서 유의하지 않았다. 이는 고용률 충격이 GRDP와 물가로 파급되는 효과가 제한적임을 시사한다. 셋째, GRDP 충격에 대해 고용률이 일부 권역에서 부의 반응을 나타내는 경우가 발생하였던데 비해, 고용률 충격에 대해 GRDP는 모든 권역에서 항상 정의 반응을 나타냈다.

〈Table 5〉 GRDP, Regional Employment Rates, Regional CPI Responses to Regional Employment Rates Shocks

	Responses of GRDP[1)]						Responses of Employment Rates[1)]						Responses of CPI[1)]					
rsp / shock	SD	GW	CC	HN	DG	DN	SD	GW	CC	HN	DG	DN	SD	GW	CC	HN	DG	DN
SD	0.95	0.48	0.45	**1.00**	0.21	0.61	**1.00**[*]	0.17	0.15	0.06	0.07	0.19	0.16	0.73	0.64	0.25	**1.00**	0.44
GW	0.73	**1.00**	0.39	0.45	0.45	0.46	0.16	**1.00**[*]	0.14	0.12	0.03	0.08	0.76	**1.00**	0.70	0.06	0.54	0.10
CC	0.51	0.55	**1.00**	0.45	0.27	0.26	0.19	0.10	**1.00**[*]	0.12	0.14	0.13	0.36	0.61	0.52	0.26	**1.00**	0.06
HN	0.27	0.46	0.37	**1.00**	0.37	0.61	0.12	0.16	0.15	**1.00**[*]	0.17	0.11	0.48	0.22	0.11	0.44	**1.00**	0.30
DG	0.29	0.25	0.76	0.46	0.64	**1.00**	0.19	0.08	0.15	0.13	**1.00**[*]	0.09	0.24	0.59	0.13	0.15	**1.00**	0.50
DN	0.70	0.35	0.59	0.80	0.14	**1.00**	0.20	0.16	0.25	0.23	0.07	**1.00**[*]	0.24	0.26	0.62	**1.00**	0.67	0.13

Notes: 1) Measured as (sum of 20 quarters regional response/maximum of regional sums of 20 quarters regional responses).
2) * indicates responses are statistical significance at 5% at some time period.

이러한 점은 고용을 증대하기 위해서는 경제정책이 실물시장 활성화를 통한 간접적인 방식보다는 직접적으로 노동시장을 활성화하는 방향으로 설정되어야 함을 시사한다. 넷째, 고용률 충격에 대해 모든 지역에서 물가는 항상 정의 반응을 나타냈지만 반응의 정도는 매우 작았고 통계적으로 유의하지 않았다.

<Table 6>은 각 권역 물가(CPI)에 +1 s.d. 충격이 가해졌을 때 각 권역의 변수들이 어떻게 반응하는지를 보여준다. 물가 충격에 대한 변수들의 반응에서 나타나는 공통점은 다음과 같다. 첫째, 권역을 막론하고 충격이 발생한 해당 지역의 물가 반응만 통계적으로 유의하게 나타났고 여타 권역의 물가 반응은 유의하지 않았다. 또한 물가 반응은 충격발생 권역에서 가장 크게 나타났다. 둘째, 타 권역의 물가 반응은 충격 발생 권역 물가반응에 비해 대부분의 권역에서 10% 미만 수준인 것으로 나타났다. 셋째, 물가 충격에 대해 GRDP 및 고용률의 반응은 모든 경우에서 유의하지 않았다. 이러한 점은 GRDP 충격이나 고용률 충격이 여타 권역으로 파급되는 효과가 크지 않은 점과 유사한 결과이다. 또한 GRDP나 고용률의 반응은 절대적인 규모 면에서 매우 미약한 것으로 나타났다.

〈Table 6〉 GRDP, Regional Employment Rates, Regional CPI Responses to Regional CPI Shocks

	Responses of GRDP1)						Responses of Employment Rates1)						Responses of CPI1)					
rsp / shock	SD	GW	CC	HN	DG	DN	SD	GW	CC	HN	DG	DN	SD	GW	CC	HN	DG	DN
SD	0.86	0.78	**1.00**	0.80	0.89	0.18	**1.00**	0.35	0.59	0.50	0.91	0.64	**1.00***	0.16	0.16	0.11	0.05	0.18
GW	**1.00**	0.66	0.95	0.57	0.86	0.37	0.58	0.75	**1.00**	0.84	0.40	0.20	0.03	**1.00***	0.05	0.07	0.05	0.02
CC	0.60	0.37	**1.00**	0.46	0.37	0.16	0.49	0.97	**1.00**	0.67	0.24	0.39	0.16	0.12	**1.00***	0.12	0.05	0.04
HN	0.69	0.83	0.67	**1.00**	0.07	0.56	0.12	0.17	0.20	0.79	**1.00**	0.24	0.10	0.05	0.13	**1.00***	0.22	0.07
DG	0.53	0.43	0.56	0.61	**1.00**	0.22	**1.00**	0.52	0.16	0.42	0.13	0.88	0.09	0.06	0.06	0.13	**1.00***	0.05
DN	0.72	0.81	0.61	0.58	0.79	**1.00**	0.44	**1.00**	0.25	0.99	0.84	0.14	0.13	0.02	0.02	0.07	0.08	**1.00***

Notes: 1) Measured as (sum of 20 quarters regional response/maximum of regional sums of 20 quarters regional responses).
2) * indicates responses are statistical significance at 5% at some time period.

Ⅴ. 결론 및 시사점

본고는 GVAR 모형을 이용하여 지역 수준에서 생산, 고용, 물가 등 세 변수 간의 상호 관계를 분석하였다. GVAR모형은 부분 시스템(지역 경제)를 결합함으로써 부분 시스템 간에 주고받는 영향을 전체 시스템 차원에서 분석할 수 있는 수단을 제공한다. 본고에서는 베이지안추정법을 이용함으로써 GVAR모형 추정에 이용되었던 기존 기법이 지니는 한계를 해소하였다. 또한 본고는 충격반응함수의 신뢰구간을 산출하기 위해 부스트래핑 기법을 사용하는 대신 베이지안 추정과정에서 매 반복회수마다 추출된 추정치를 이용하여 일반화 충격반응함수를 산출하고 추정된 GVAR모형이 안정적인 특성근을 지닌 경우를 대상으로만 충격반응함수를 계산하여 신뢰구간을 산출함으로써 충격반응함수의 신뢰구간에 대한 정밀도를 제고하였다.

수도권, 강원권, 충청권, 호남권, 대경권, 동남권 등 우리나라의 6개 권역을 대상으로 한 GVAR모형의 충격반응분석 결과를 요약하여 제시하면 다음과 같다. 첫째, 권역을 막론하고 GRDP에 정의 충격이 발생하면 충격이 발생한 해당 지역의 GRDP 반응이 가장 크게 나타났다. 이는 GRDP 충격의 효과가 주로 충격발생 지역 내에 국한하여 나타나며 효과가 타지역으로 전파되는 전이효과(spillover effect)가 제한적일 수 있음을 시사한다. 이와 관련하여 생산 전이효과를 보면 수도권과 여타 권역 간에 비해 수도권 인접권역(강원권 및 충청권)간,

특히 수도권과 강원권 간에서 미미한 것으로 나타나고 있다.

둘째, 정의 GRDP 충격에 대해 고용률의 반응은 모든 권역에서 유의하지 않았다. 다만 일부 권역의 경우에는 음의 평균 반응을 나타내기도 하였는데 이는 일부 노동력이 경기가 개선된 지역으로 이동하였기 때문에 나타난 현상이었을 가능성도 있음을 시사한다.

셋째, 정의 고용률 충격에 대해 GRDP는 항상 정의 반응을 나타내었다. 이를 두 번째 결과와 연결하여 보면, 고용을 증대시키기 위한 정책이 생산물 시장을 활성화하는 간접적인 방식보다 직접적으로 노동시장을 활성화하는 방향으로 시행되어야 함을 시사한다.

넷째, 고용률 충격에 대해 해당 지역의 고용률의 반응이 유의하게 나타났을 뿐 타지역 고용률, GRDP 및 물가의 반응은 통계적으로 유의하지 않았으며 이러한 점은 물가 충격의 경우에도 마찬가지였다.

한편 본고의 분석 결과에 의하면 고용은 지역간 이동이 활발하게 이루어지고 있다고 보기에 무리가 있어 보인다. 그렇지만 수도권을 구성하는 서울, 경기, 인천 등 3개 지방자치단체 간에 특히 서울과 경기 간, 서울과 인천 간 통근 인구가 1백만명을 상회하고 있음을 감안하면, 노동 이동은 광역권 간에서 보다는 권역 내에서 발생하는 것으로 이해될 필요가 있다. 따라서 권역 고용 간 영향력이 작다고 해서 권역 내의 자치단체 간의 고용 움직임도 그와 유사할 것이라고 단정할 수 없다. 이는 비단 GRDP와 고용 간의 관계에서만 발생하는 현상이 아닐 수 있다. 이러한 점은 지역분석 결과가 어느 정도로 지역범위를 설정하느냐에 의해서도 일정 부분 영향 받을 수 있음을 의미한다. 따라서 지역에 대한 분석은 권역 단위뿐만 아니라 지방자치단체 단위로 세분화하는 등 다양한 지역 범위에 대해 시도되어야 할 것이다. 추후 다양한 수준에서의 연구가 진행되어야 할 것이다.

〈참고문헌〉

김기호(2007), "비관측인자 오차수정모형을 이용한 월별 GDP 추정,"『경제분석』, 제13권, 제3호, pp. 70-110.

김기호(2015), "통화정책 효과의 지역적 차이에 대한 분석," 『보험금융연구』, 제26권, 제4호, pp. 3-37.

김영덕·최진석(2010), "통화정책의 지역별효과에 관한 실증분석,"『경제연구』, 제28권, 제4호, pp. 27-50.

김영덕(2014), "지역의 산출-고용 관계에 대한 실증 분석,"『경제분석』, 제20권, 제1호, pp. 33-64.

Adanu, K. (2005), "A Cross-Province Comparison of Okun's Coefficients for Canada," *Applied Economics*, Vol. 37, pp. 561-570.

Ahn, S. K. and G. C. Reinsel (1990), "Estimation for Partially Non-Stationary Multivariate Autoregressive Processes," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 85, pp. 813-823.

Bauwens, L. and A. Giot (1998), "A Gibbs Sampling Approach to Cointegration," *Computational Statistics*, Vol. 13, pp. 339-368.

Bauwens, L. and M. Lubrano (1996), "Identification Restrictions and Posterior Densities in Cointegrated VAR Systems," in T. B. Fomby(ed.), *Advances in Econometrics*, Vol. 11, Part B, pp. 3-28.

Baumann, J. H. (1983), "A Disaggregate Short Run Phillips Curve for Austria: The Effects of Regional Unemployment Dispersion and Spatial Wage Transfer on the National Wage Rates," *Journal of Economics*, Vol. 43, No. 2, pp. 189-211.

Binet, M. E. and F. Facchini (2013), "Okun's Law in the French Regions: A Cross-Regional Comparison," *Economics Bulletin*, Vol. 33, No. 1, pp. 420-433.

Blackaby, D. H. and D. N. Manning (1987), "Regional Earnings Revisited," *Manchester School*, Vol. 55, pp. 158-183.

Carlino, G. and R. DeFina (1998), "The Differential Effects of Monetary Policy," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 4, pp. 572-587.

Chafer, C. M. (2015), "An analysis of the Okun's Law for the Spanish Provinces," Working paper 2015/1, Research Institute of Applied Economics.

Chow, G. C. and A. Lin (1971), "Best Linear unbiased Interpolation, distribution and Extrapolation of time series by Related Series," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 53, pp. 372-375.

Christopoulos, D. K. (2004), "The Relationship Between Output and Unemployment: Evidence from Greek Regions," *Papers in Regional Science*, Vol. 83, pp. 611-620.

Dees, S., F. D. Mauro, M. H. Pesaran, and L. V. Smith (2007), "Exploring The

International Linkages of The Euro Area: A Global VAR Analysis," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, pp. 1-38.

Elliot, G., T. Rothenberg, and J. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, pp. 813-836.

Evans, C. (1994), "The Post-War U.S. Phillips Curve: a Comment," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 41, pp. 221-230.

Fitzgerald, T., B. Holtemeyer, and J. Nicolini (2013), "Is There a Stable Phillips Curve After All?" *Economic Policy Papers*, FRB of Minneapolis. pp. 4-11.

Freeman, D. (2001), "Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries," *Economic Inquiry*, Vol. 43, pp. 511-523.

Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy," *American Economic review*, Vol. 58, pp. 1-17.

Geweke, J. (1996), "Bayesian Reduced Rank Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 75, pp. 121-146.

Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1551-1580.

Johnes, Geraint (1989), "Regional Phillips Curves Under Consistent Expectations," *Journal of Regional Analysis and Policy*, Vol. 19, Issue 2, pp. 21-28.

Johnes, G. and T. J. Hyclak (1989), "Wage Inflation and Unemployment in Europe: the Regional Dimension," *Regional Studies*, Vol. 23, Issue 1, pp. 19-26.

Keller, J. K. and K. Nabli (2002), "The Macroeconomics of Labour Market Outcomes in MENA over the 1990s: How Growth Has Failed to Keep Pace with a Burgeoning Labour Market," Working paper, Egyptian Center for Economic Studies.

Kim, H. (2013), "Generalized Response Analysis: General or Extreme?" *EconoQuantum*, Vol.10, No. 2.

Kleibergen, F. and R. Paap (1998), "Priors, Posteriors Odds and Lagrange Multiplier Statistics in Bayesian Analysis of Cointegration," *Econometric Institute Report*, No. 9821/A, Erasmus University.

Kleibergen, F. and van Dijk (1994), "On the Shape of the Likelihood/Posterior in Cointegration Models," *Econometric Theory*, Vol. 10, pp. 514-551.

Kostat, KOSIS.

Kumar, A. and P. Orrenius (2015), "A Closer Look at the Phillips Curve Using State-Level Data," Working paper 1409, Dallas FED.

Lee, J. (2000), "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 22, pp. 331-356.

Lucas, R. E. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Trade-Offs," *American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, pp. 326-334.

Mehrotra, A., T. Peltonen, and A. S. Rivera (2007), "Modelling Inflation in China,"

Working paper series, No. 829, European Central Bank.

Mallik, G. and A. Chowdhury (2001), "Inflation and Economic Growth: Evidence from Four South Asian Countries," *Asia-Pacific Development Journal*, Vol. 8, No. 1, pp. 123-135.

Moosa, I. (2008), "Economic Growth and Unemployment in Arab Countries: Is Okun's Law Valid?," *Journal of Development and Economic Policy*, Vol. 10, pp. 7-24.

Osama, S. (2004), "Does Inflation Harm Economic Growth in Jordan? An Econometric Analysis for the Period 1970-2000," *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol. 1, No. 2, pp. 41-66.

Pesaran, M. H., Til Schuermannm, and S. M. Weiner (2004), "Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconomic Model," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 22, No. 2, pp. 129-162.

Pesaran, M. H., Y. Shin (1998), "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*, Vol. 58, No. 1, pp. 17-29.

Phillips, A. W. (1958), "The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica*, Vol. 25, pp. 283-306.

Phillips, P. C. B. (1991), "Optimal Inference in Cointegrated Systems," *Econometrica*, Vol. 59, pp. 561-570.

Prachowny, M. (1993), "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimated," *The American Review of Economics Statistics*, Vol. 75, pp. 331-336.

Samuelson, P. A. and R. M. Solow (1960), "Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy," *American Economic Review*, Vol. 50, pp. 177-194.

Stock, J. H. and M. W. Watson (1988), "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, pp. 1097-1107.

Strachan, R. W. (2000), "Bayesian Analysis of the Cointegrating Error Correction Model: with Extension to General Reduced Rank Regression Models," Ph. D thesis, Monash University.

Strachan, R. W. and B. Inder (2004), "Bayesian Analysis of the Error Correction Model," *Journal of Econometrics*, Vol. 123, pp. 307-325.

Thirlwall, A. M. (1969), "Demand Disequilibrium in the Labour Market and Wage Rate Inflation in the U.K.," *Yorkshire Bulletin of Economics and Social Research*, Vol. 21, pp. 65-67.

Villani, M. (2005), "Bayesian Reference Analysis of Cointegration," *Econometric Theory*, Vol. 21, No.2, pp. 326-357.

Warne, A. (2006), "Bayesian Inference in Cointegrated VAR Models with Applications to the Demand for Euro Area M3," Working paper series, N0. 692, ECB.

부 록

〈Table A.1〉 Unitroot Test Results for Self and Star Variables

Variab-les	Test stat.	Diff	Drift	Drift + Trend	Region						Region (star)					
					SD	GW	CC	HN	DG	DN	SD	GW	CC	HN	DG	DN
GRDP	ADF	0	-2.9	-3.5	-2.2	-2.9	-2.5	-2.5	-2.0	-0.2	-1.7	-1.7	-1.6	-1.5	-1.8	-2.2
	GLS		-2.1	-3.0	-1.1	-2.9	-1.2	-0.5	-1.4	-0.5	-0.6	-0.7	-0.6	-0.9	-0.7	-0.8
	MAX		-2.5	-3.2	0.0	-2.8	-0.9	0.3	-2.0	-0.2	-0.2	0.0	0.0	-0.5	0.2	-0.2
	WS		-2.6	-3.2	-0.4	-2.9	-1.1	0.0	-1.9	0.1	-0.1	0.0	0.1	-0.4	0.1	-0.3
	ADF	1	-2.9	-3.5	-6.8	-6.3	-6.9	-9.4	-7.0	-5.9	-8.6	-6.8	-8.6	-8.4	-8.9	-6.8
	GLS		-2.1	-3.0	-0.5	-1.5	-0.6	-1.2	-0.8	-0.3	-1.0	-0.5	-0.9	-0.9	-0.9	-0.6
	MAX		-2.5	-3.2	-3.9	-6.3	-4.9	-6.7	-5.9	-3.8	-4.6	-4.6	-4.1	-3.5	-3.9	-4.8
	WS		-2.6	-3.2	-3.9	-6.5	-5.0	-7.1	-6.1	-3.9	-4.9	-4.7	-4.4	-3.8	-4.3	-5.0
	ADF	2	-2.9	-3.5	-9.4	-8.2	-9.0	-8.6	-9.1	-10.4	-9.0	-9.1	-9.0	-9.5	-9.0	-8.9
	GLS		-2.1	-3.0	-0.2	-1.0	-0.4	-0.7	-1.2	-0.4	-0.6	-0.4	-0.4	-0.4	-0.4	-0.4
	MAX		-2.5	-3.2	-3.9	-8.1	-5.2	-7.1	-6.9	-4.1	-6.0	-5.3	-5.5	-5.2	-5.2	-5.7
	WS		-2.6	-3.2	-3.8	-8.3	-5.1	-7.2	-7.0	-4.1	-6.0	-5.2	-5.5	-5.1	-5.1	-5.6
Emp.	ADF	0	-2.9	-3.5	-2.4	-2.7	-2.6	-2.6	-2.5	-1.9	-2.5	-2.5	-2.5	-2.4	-2.5	-2.6
Rates	GLS		-2.1	-3.0	0.6	-0.2	-0.3	-0.3	0.1	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3
	MAX		-2.5	-3.2	2.5	1.6	1.7	1.7	1.8	0.6	1.5	1.6	1.6	1.6	1.6	1.8
	WS		-2.6	-3.2	2.8	0.7	0.6	0.6	1.7	0.5	0.5	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6
	ADF	1	-2.9	-3.5	-3.8	-6.8	-4.1	-4.8	-4.0	-7.0	-6.8	-4.9	-5.0	-7.0	-6.7	-3.8
	GLS		-2.1	-3.0	-1.2	-4.3	-1.5	-2.2	-1.6	-4.3	-3.7	-2.2	-2.3	-3.7	-3.6	-1.4
	MAX		-2.5	-3.2	-2.8	-6.2	-3.7	-4.2	-3.2	-6.6	-6.4	-4.3	-4.3	-6.5	-6.3	-3.1
	WS		-2.6	-3.2	-2.8	-6.3	-3.7	-4.3	-3.2	-6.7	-6.4	-4.4	-4.4	-6.6	-6.4	-3.1
	ADF	2	-2.9	-3.5	-6.9	-7.5	-7.5	-7.2	-6.8	-6.9	-7.1	-7.0	-7.0	-7.0	-7.1	-7.1
	GLS		-2.1	-3.0	-4.2	-3.2	-2.3	-3.1	-4.3	-3.7	-3.0	-3.2	-3.5	-3.2	-3.0	-3.1
	MAX		-2.5	-3.2	-6.9	-7.5	-7.5	-7.2	-6.8	-6.8	-7.1	-7.0	-7.0	-7.0	-7.1	-7.1
	WS		-2.6	-3.2	-7.2	-7.8	-7.8	-7.5	-7.1	-7.1	-7.4	-7.4	-7.3	-7.4	-7.4	-7.4
CPI	ADF	0	-2.9	-3.5	-3.8	-3.4	-3.3	-3.8	-3.6	-3.9	-3.7	-3.9	-4.1	-3.9	-3.9	-3.8
	GLS		-2.1	-3.0	-3.6	-2.8	-2.3	-3.0	-2.8	-3.9	-3.0	-3.4	-3.7	-3.5	-3.5	-3.3
	MAX		-2.5	-3.2	-3.6	-2.9	-2.6	-3.1	-3.0	-3.8	-3.0	-3.4	-3.7	-3.4	-3.5	-3.3
	WS		-2.6	-3.2	-3.7	-2.9	-2.9	-3.3	-3.2	-4.0	-3.3	-3.6	-3.9	-3.6	-3.7	-3.5
	ADF	1	-2.9	-3.5	-5.0	-6.4	-8.5	-5.2	-5.1	-5.6	-5.5	-5.5	-5.5	-5.4	-5.4	-5.3
	GLS		-2.1	-3.0	-1.7	-2.2	-2.3	-1.7	-2.1	-3.3	-1.5	-1.7	-1.8	-1.6	-1.6	-1.5
	MAX		-2.5	-3.2	-4.7	-6.4	-7.8	-5.0	-4.7	-5.5	-5.0	-5.0	-5.1	-4.9	-4.9	-4.7
	WS		-2.6	-3.2	-5.0	-6.6	-8.1	-5.2	-4.9	-5.8	-5.3	-5.3	-5.4	-5.2	-5.2	-5.0
	ADF	2	-2.9	-3.5	-13.7	-7.3	-7.4	-8.1	-6.5	-13.8	-14.0	-13.7	-13.6	-13.6	-13.5	-13.8
	GLS		-2.1	-3.0	-6.5	-1.7	-1.0	-2.3	-3.7	-11.3	-5.5	-5.6	-6.5	-5.7	-5.2	-5.3
	MAX		-2.5	-3.2	-13.7	-7.3	-7.4	-8.1	-6.4	-13.8	-13.1	-12.9	-13.2	-12.9	-12.6	-12.9
	WS		-2.6	-3.2	-14.1	-7.6	-7.7	-8.7	-6.6	-14.5	-13.6	-13.3	-13.6	-13.3	-13.1	-13.3

〈Table A.2〉 Exogeneity Test Results for Star Variables

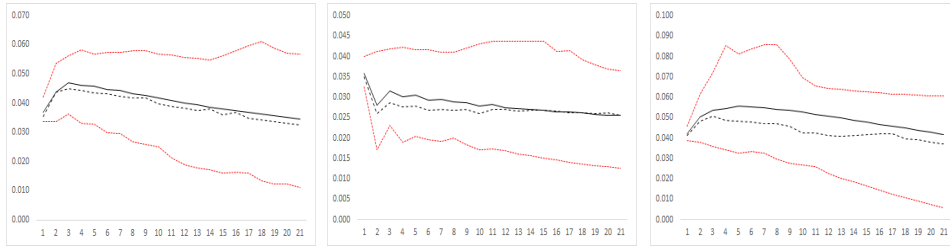
Variables / Regions	Test Statistics	GRDP	Employment Rates	CPI
SD	$F(1,86)$	2.2	2.7	0.6
GW	$F(2,86)$	0.1	0.0	0.4
CC	$F(1,86)$	3.4	3.9	0.2
HN	$F(1,86)$	3.5	0.1	1.1
DG	$F(1,86)$	3.1	0.4	0.2
DN	$F(1,86)$	0.3	0.3	0.0

〈Table A.3〉 Cointegration Test Results for 6 Broad Regions

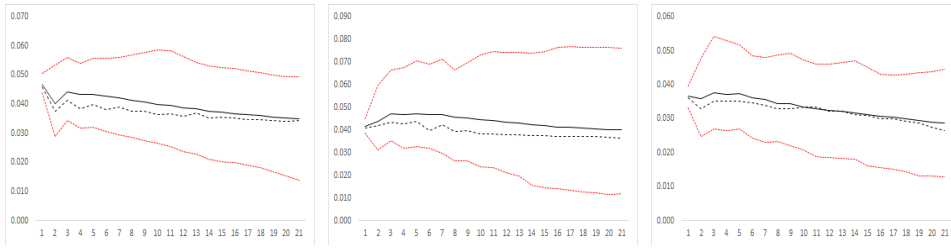
	H_0	Critical Values	SD	GW	CC	HN	DG	DN
Number of Cointegrations			1	2	1	1	1	1
Max	$r=0$	31.24	86.81	51.09	43.08	37.14	45.11	44.75
Eigenvalue	$r=1$	24.54	19.82	25.68	13.27	14.79	14.16	14.33
	$r=2$	17.23	9.41	15.15	11.31	11.79	7.18	9.6
Trace	$r=0$	54.27	116.04	91.93	67.66	63.73	66.45	68.69
	$r\leqq 1$	33.98	29.23	40.83	24.58	26.58	21.34	23.94
	$r\leqq 2$	17.23	9.41	15.15	11.31	11.79	7.18	9.6

〈Figure A.1〉 Regional Responses of GRDPs of 6 Regions to Self GRDP Shocks

(a) SD (b) GW (c) CC



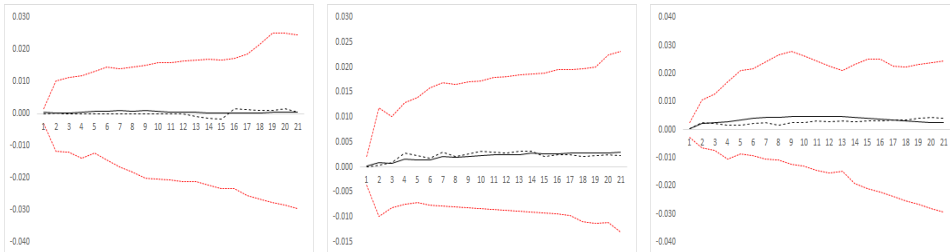
(d) HN (e) DG (f) DN



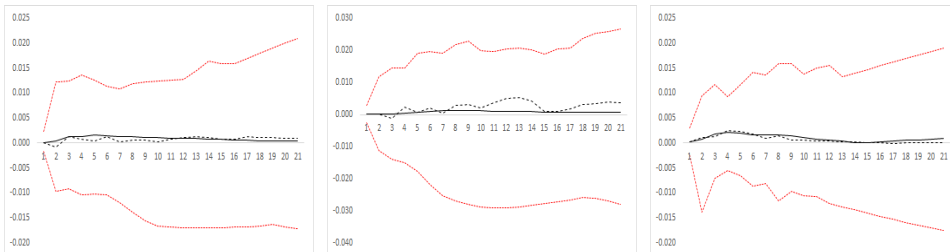
Notes: Black solid line, dotted black line and red line represent mean, median and confidence intervals

〈Figure A.2〉 Regional Responses of Employment Rates of 6 Regions to Self GRDP Shocks

(a) SD (b) GW (c) CC



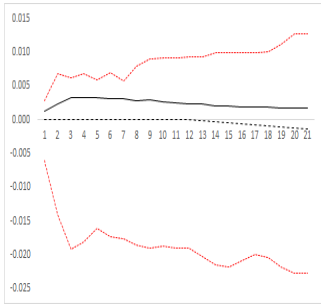
(d) HN (e) DG (f) DN



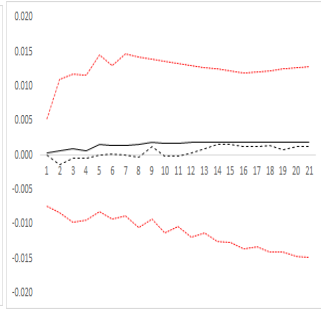
Notes: Black solid line, dotted black line and red line represent mean, median and confidence intervals

〈Figure A.3〉 Regional Responses of GRDPs of 6 Regions to Self Employment Rates Shocks

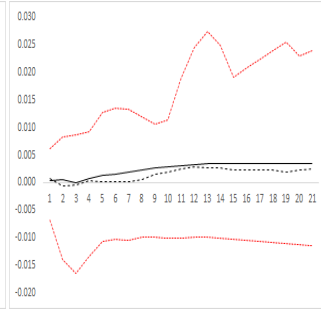
(a) SD



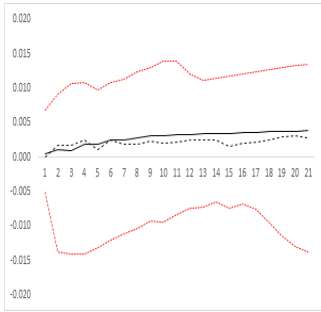
(b) GW



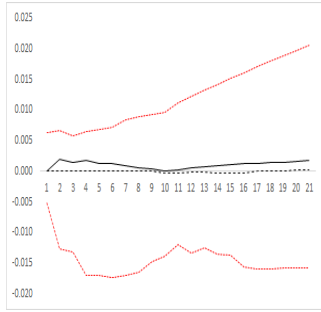
(c) CC



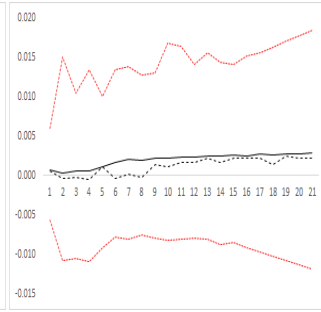
(d) HN



(e) DG



(f) DN



Notes: Black solid line, dotted black line and red line represent mean, median and confidence intervals

GVAR Analysis on 6 Korean Broad Regions - Bayesian Cointegration Approach

Ki-Ho Kim*

Understanding the relationships between output, unemployment, and price level has been one of most central interests to policy makers. There are many analysis on the relationships among 3 variables at the national level, however, the analysis at the regional level is relatively rare, especially in Korea. This paper investigates the relationships among 3 variables via GVAR model with Bayesian cointegration estimation.

The impulse response analysis on 6 Korean broad regions shows; First, the responses of GRDPs of 6 regions to GRDPs shocks are all significant and the response of GRDP of region which originated GRDP shock is the largest among responses of GRDPs of regions. Second, the responses of employment rates of 6 regions to regional employment shocks are not significant in all regions. Third the responses of GRDPs of 6 regions to regional employment shocks are positive in all regions.

These results implies that policies to boost employments should focus on stimulating labor market directly rather on stimulating output market.

JEL Classification Number: C11, C22, C50

Key words: GVAR, Bayesian analysis, Cointegration, Impulse response function

* Senior Economist, Economic Research Team, Gyeonggi branch, The Bank of Korea (E-mail: kihokim@bok.or.kr)

Received: 9 September 2015; Received in revised form: 30 November 2015; Accepted: 9 December 2015