

통화정책 효과의 지역적 차이에 대한 분석

The Differential Regional Effects of Monetary Policy: The Korea Case

김 기 호*·유 경 원**

Ki-Ho Kim · Kyeongwon Yoo

일반적으로 통화정책의 효과는 지역적인 차이 없이 전국에 걸쳐 유사하다는 것이 학계의 암묵적인 가정이며, 이와 같은 인식 하에 이론적 분석 및 의사결정이 전국을 단위로 한 정책효과에 대한 분석에 바탕을 둔 경우가 많았다. 본고에서는 세종특별자치시를 제외한 우리나라 16개 광역자치단체에 대해 통화정책의 효과가 지역별로 차이가 나는지, 차이가 있다면 어떤 요인이 이러한 차이를 유발하는 데 기여했는지 등을 분석해 보았다. 통화정책 지역별 효과를 GRDP의 충격반응을 기준으로 살펴본 결과, 통화정책은 모든 지역에 있어 유의한 효과를 가지는 것으로 나타났으며, 효과의 크기 면에서 단기적으로는 권역별로 다소간 차이가 있으나 장기적으로는 유의한 차이는 없는 것으로 분석되었다. 즉, 통화정책 시행 후 초기에는 일부 지역권이 수도권과 차이를 보였으나, 시간이 지남에 따라 동 차이는 사라지는 것으로 나타났다. 이와 같은 통화정책 시행 후 초기 국면에서의 정책효과 차이는 주로 금리민감산업 비중, 중소 금융기관 비중, 보험회사 등 비은행 금융회사의 비중, 지역 간 산업연관효과 등에서의 지역 간 차이에 주로 기인하는 것으로 분석되었다.

국문 색인어: 통화정책, 지역분석, GVAR

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030601, B031002

* 한국은행 경기본부 경제조사팀 차장(kihokim@bok.or.kr), 제1저자

** 상명대학교 금융경제학과 조교수(kwyoo@smu.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2015. 03. 06, 논문 최종 수정일: 2015. 09. 21, 논문 게재 확정일: 2015. 11. 19

I. 서론

일반적으로 통화정책의 효과는 지역적으로 차이가 없이 전국에 걸쳐 유사하다는 인식이 학계의 암묵적인 가정이라 할 수 있다. 이와 같은 인식하에 이론 분석 및 정책결정이 전국을 단위로 한 정책효과에 대한 분석에 바탕을 둔 경우가 많았다. 그러나 미국 이외에 EU 등 지역적 다양성이 큰 지역을 중심으로 통화정책의 효과가 지역별로 상이한지 그리고 상이한 경우 어떤 요인에 의해 지역적 차이가 발생하는지에 대한 연구가 이루어져 왔다. 예컨대 미국이나 EU연합의 경우 통화정책 효과가 지역별 또는 회원국별로 상이하게 나타나는 것으로 분석된 바 있다 (Carlino and DeFina, 1998; Mihov and Scott, 2001; Owyang et al., 2005; Owyang and Wall, 2009 등).

우리나라의 경우는 국토가 협소하여 통화정책의 효과가 지역별로 그다지 다르지 않을 것이라는 추측을 근거로 통화정책 효과의 지역 차이에 관한 연구가 거의 이루어지지 않고 있다. 그렇지만 수출의존도가 높은 우리 경제는 자동차, 철강, 조선 등 주력 수출 산업이 역내에 존재하는지 여부, 전체 산업에서 수출산업이 차지하는 비중 등에 따라 지역적으로 산업구조가 크게 다르다. 더욱이 1995년 이후 지방자치제가 본격적으로 시행되면서 지역적 다양성이 확대되었을 가능성이 있다. 이로 인해 통화정책 효과가 지역 간에 다르게 나타날 가능성을 사전적으로 배제할 수는 없다.

한편 지방자치제 실시로 인해 지역별 다양성이 높아지기는 하였으나 지역 간 높은 산업연관성으로 인해, 통화정책의 효과가 초기에는 지역적으로 다를 수도 있겠지만 시간이 지남에 따라 그 차이가 점차 사라질 가능성이 있다. 따라서 우리나라의 지역별 다양성과 높은 지역 간 상호 연관성을 동시에 고려해 볼 때 통화정책의 실물경제에 대한 효과가 지역별로 차이를 보이는지는 엄밀하게 실증분석을 통해 밝혀내야 할 문제로 판단된다. 본고에서는 우리나라 16개 광역자치단체(세종특별자치시 제외)에 대해 1) 통화정책의 효과가 지역별로 차이가 나는지, 2) 어떤 요인이 이같은 차이를 유발하는 데 기여했는지를 분석해 보고 시사점을 도출

해 보았다.

본고의 차별성 및 주요 결과 그리고 시사점은 다음과 같다. 본고에서는 기존연구와 달리 지역총생산 이외에 물가와 고용 등 주요 거시변수를 이용하는 동시에, 이들 거시변수 간의 장기관계인 공적분관계를 함께 고려한 글로벌 VAR(Global VAR) 모형을 사용하였으며, 통화정책 효과가 3가지 통화정책 전달경로 이외에 지역 간의 산업연관관계에 의해서도 영향을 받을 수 있음을 명시적으로 고려하였다. 주요 결과를 살펴보면 먼저, 통화정책 지역별 효과를 GRDP의 충격반응을 기준으로 살펴본 결과, 통화정책은 모든 지역에 있어 유의한 효과를 가지는 것으로 나타났다. 효과의 크기 면으로 보면 단기적으로는 권역별로 다소간 차이가 있으나 장기적으로는 유의한 차이는 없는 것으로 분석되었다. 즉, 통화정책 시행 후 초기에는 일부 지역권이 수도권과 차이를 보였으나, 시간이 지남에 따라 그러한 차이는 사라지는 것으로 나타났다. 이와 같은 통화정책 시행 후 초기 국면에서 나타난 정책효과 차이는 주로 금리민감산업 비중, 중소기업 비중, 지역 간 산업연관효과 등에서의 지역 간 차이에 주로 기인하는 것으로 분석되었다. 이와 같은 분석결과는 통화정책의 유효성을 제고하기 위해서는 통화정책의 지역적 차이 존재 여부를 주기적으로 점검하고 지역적 차이를 유발할 수 있는 요인의 추이를 모니터링 할 필요성을 제기한다고 할 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 통화정책의 지역별 효과에 대한 기존 논의를 간략하게 개괄해 보았다. III장에서는 본고에서 사용한 실증분석모형인 GVAR에 대해 간략히 설명하고 통화정책효과가 지역별로 차이를 보이는지 살펴 보았다. IV장에서는 정책효과 차이의 지역 차이가 어떤 요인에 의해 설명될 수 있는지 등에 대해 실증분석하여 보았다. 끝으로 V장에서는 본고의 연구에 대해 간략하게 요약하였다.

II. 통화정책 효과의 지역적 차이의 원인

통화정책의 지역별 효과를 분석한 해외연구는 어느 정도 축적되어 있다고 할 수 있다. 대표적으로 Carlino and DeFina(1998), Mihov and Scott(2001), Fratanoni and Schuh(2003) 등은 GDP에 대한 통화정책의 효과 차이가 통화정책 전달경로 중 어떤 요인에 의해 유발되는지를 분석한 바 있다. 지역 분석의 대상변수로서 GDP 이외에 실업률(Korobilis and Gilmartin, 2010; Francis, Owyang, and Sekhposyan, 2009; Patridge and Rickman, 1995 등), 물가(Fielding and Shields, 2007), 최종소비지출(Fares and Srour, 2001) 등 다양한 변수들을 이용한 연구도 상당수 찾아볼 수 있다.

통화정책 효과의 지역별 차이를 분석한 선도적 논문은 Carlino and DeFina(1998)이다. 이들은 VAR 모형에서 산출된 정책금리에 대한 미국 GSP(Gross State Product)의 충격반응함수를 통화정책 효과로 간주하고, 이를 종속변수로 하고 통화정책 전달경로를 나타내는 변수들을 설명변수로 하는 회귀분석을 실시하여 통화정책의 지역적 차이가 어떤 경로를 통해 유발되는 지를 분석하였다. 분석 결과에 의하면, 통화정책 효과는 핵심(core)지역¹⁾에서 전국 평균과 유사한 모습을 보인 반면 남서부지역과 로키산맥지역은 전국 평균보다 상당히 작고 오대호지역은 전국 평균보다 커, 통화정책의 효과가 지역 차이를 보이는 것으로 나타났다. 통화정책 효과는 주로 금리민감 산업의 비중이 높은 지역일수록 큰 것으로 나타나, 통화정책 효과의 지역 차이는 주로 금리경로에 기인하는 것으로 분석되었다. 반면 통화정책의 신용경로의 경우는 정책효과의 지역차를 유발하는 요인으로 작용하기는 하나 그 역할이 상대적으로 약한 것으로 나타났다. Mihov and Scott(2001)은 외생변수를 포함하는 VARX 모형을 이용하여 EU 회원국을 대상으로 ECB의 통화정책효과가 EU회원국별 GDP에 어떻게 다르게 나타나는지 살펴보았다. 이들에 의하면 100bp 금리 상승충격에 대해 GDP는 회원국별로 0.5~0.7% 정도 하락하였으며, 통

1) 미국 인구의 70%, 1980년 GDP의 2/3를 차지하는 New England, Midwest, Plains, Southeast, Far West 등 5개 지역을 나타낸다.

화정책 효과의 이같은 국별 차이는 금리경로 및 신용경로 모두에 의해 유발되는 것으로 분석되었다.

Carlino and DeFina(1998)는 통화정책 효과가 지역별로 다르게 나타나게 하는 유발요인으로 다음의 세 가지를 제시하였다. 첫째, 특정지역에 주택, 자동차 등 내구재 산업 비중이 높으면 지역 경제가 통화정책에 보다 민감하게 반응할 수 있다는 것이다. 이는 동 산업에 대한 수요가 금리에 대해 민감하게 반응하기 때문이다(Kahn, 1989)²⁾. 따라서 금리에 민감하게 반응하는 산업이 역내에 얼마만큼 입지하고 있는지 즉, 금리민감산업의 역내 비중의 크기에 의해 통화정책의 지역별 효과가 상이하게 나타날 수 있다. 금리민감산업의 비중이 높은 지역일수록 통화정책 효과가 크게 나타날 수 있다. 이러한 요인은 통화정책 경로 중 전통적인 경로인 금리경로(interest rate channel)와 관련성을 지닌다고 하겠다.

둘째, 중앙은행의 정책기조가 변화할 경우 총수요, 자산시장 등이 영향을 받게 이므로 인해 기업의 대차대조표와 담보가치가 변하여 위험 프리미엄이 영향을 받게 된다. 그런데 중소기업은 대기업에 비해 자금조달의 은행의존도가 더 높고 정보의 투명성은 낮아 금리 변동 시 위험 프리미엄 변동의 폭이 상대적으로 더 크다. 이는 지역 내 중소기업 비중이 클수록 통화정책의 효과가 더 커질 수 있음을 의미한다. 이러한 요인은 통화정책 전달경로 중 신용경로(credit channel)의 하나인 대차대조표경로(balance sheet channel)와 연관된다(Bernanke and Blinder, 1988).

셋째, 은행의 규모에 따라 통화정책에 대응하는 정도가 달라질 수 있으므로 통화정책 효과가 지역적으로 다르게 나타날 수 있다. 예컨대 은행에 대한 지준 제약 등 통화정책이 긴축적으로 운영되더라도 대형은행은 CD 발행 등 대체 자금조달 수단을 통해 완만하게 대출을 조정할 수 있어 통화정책에 대한 반응이 상대적으로 둔감할 수 있다. 반면 소규모 은행의 경우에는 자금조달 방법이 다양하지 못해 중앙은행의 정책변경에 신속하게 대출을 조정해야 하므로 통화정책에 대해 상대

2) 수요 요인 이외에도 역내 산업이 필수재 또는 사치재 산업으로 구성되어 있는지, 수출 또는 내수 산업으로 구성되어 있는지 여부 등에 의해 특정 지역의 산업이 금리에 반응하는 정도가 상이해질 수 있다.

적으로 민감하게 반응한다. 따라서 소규모 은행에 의한 대출 비중이 높은 지역일 수록 통화정책의 효과가 더 크게 나타날 수 있다. 이러한 요인은 신용경로의 또 다른 경로인 은행대출경로(bank lending channel)와 연관되어 있다(Kashyap and Stein, 1995).

지금까지 통화정책 효과의 지역 차이를 유발할 수 있는 통화정책 전달경로 요인 세 가지를 살펴보았는데, 기존 연구에서는 이들 경로만을 이용하여 통화정책 효과의 지역 차이를 분석하였다. 하지만 이들 요인 외에 정책효과에 영향을 미칠 수 있는 요인을 생각해 볼 수 있다. 지역 간에 경제적 의존관계가 높으면 지역 간 경기가 동행할 가능성이 있다. 즉, 지역 간 경제적 의존관계가 높은 지역은 생산 관계 등을 통해 호경기 시에는 타지역과의 재화 및 서비스의 교역이 더 활발하게 이루어질 가능성이 높고 불경기 시에는 지역 간 교역이 급속하게 위축될 수 있다. 이는 특히 역내 금리민감산업의 구성 차이에 기인하는 통화정책의 지역별 효과에 지역 간 산업교류 정도가 영향을 미칠 수 있음을 나타낸다. 따라서 통화정책의 효과가 지역 간 교역의 정도와 상호 의존성 등에 의해 영향을 받을 가능성이 있다. 우리나라와 같이 지역적으로 협소한 경우에는 지역적으로 인접한 자치단체와의 경제교류뿐만 아니라 여타 지역과의 경제적 연관성(지역 간 전방연관효과 및 후방연관효과)이 높을 때 지역 간 금리민감산업 간의 연계뿐만 아니라 금리민감도가 높지 않은 산업 간의 지역연관효과를 통해서도 통화정책 효과가 전이될 가능성이 있다.

통화정책의 지역별 효과에 대한 국내 연구로는 김영덕·최진석(2010)이 유일하다. 이들은 Carlino and DeFina(1998)를 원용하여 우리나라 통화정책의 지역별 효과에 대해 실증분석하였다. 이들은 우리나라를 수도권과 비수도권으로 구분하여 분석한 결과, 수도권 즉 서울, 경기 및 인천 지역은 금리 인상에 민감하게 반응한 반면 기타 지역은 반응도가 상대적으로 낮다고 하였다. 이같은 지역 차이는 통화정책의 파급경로 중 금리경로보다는 신용경로에 따라 발생하는 것으로 보았다. 이들은 정책효과를 분석하기 위해 지역별 산업생산지수의 증가율을 사용하였는데, 이는 Carlino and DeFina(1998)가 지역별 소득변수로 개인소득(PI; Personal

Income)을 이용한 점과 차이를 지닌다.

김영덕·최진석(2010), Mihov and Scott(2001), Carlino and DeFina(1998) 등에서는 차분 변수로 구성된 VAR 모형을 이용하여 통화정책을 나타내는 변수와 지역 생산 또는 소득변수 간의 관계만을 분석하였다. 결과적으로 이들의 모형에서는 소득 또는 생산 이외의 주요 거시변수인 고용(또는 실업률), 물가 등 여타 거시변수들이 상호 간에 영향을 미치는 효과 또는 장기적인 공적분관계의 존재를 감안하지 않고 있다.

본고에서는 지역총생산(이하 GRDP; Gross Regional Domestic Product) 이외에 물가와 고용 등 주요 거시변수를 이용하는 동시에, 이들 거시변수 간의 장기관계인 공적분관계를 함께 고려한 글로벌 VAR(Global VAR) 모형을 사용하였다. 또한 통화정책 효과가 3가지 통화정책 전달경로 이외에 지역 간의 상호의존성, 즉 산업연관관계에 의해서도 영향을 받을 수 있음을 명시적으로 고려하였다.

III. 통화정책 효과의 지역 차이 유무에 대한 검정

1. 실증분석 모형

본장에서는 통화정책 효과의 지역 차이가 존재하는지 여부를 검정해 보았다. Carlino and DeFina(1998)는 통화정책 효과를 ‘중앙은행 정책충격에 대한 소득의 충격반응함수 값’으로 정의하였다. 본고에서도 통화정책 효과를 중앙은행 정책충격(기준금리 25bp 상승 충격)에 대한 GRDP의 충격반응함수 값으로 정의하였다. 이때 충격반응함수 값을 어떻게 산출할 것인가가 문제가 되는데, Carlino and DeFina(1998)에서는 소득변수와 정책변수로만 구성된 VAR 모형으로부터 산출된 충격반응함수 값을 이용하였다. 본고에서는 기존 연구와는 다르게, GRDP, 물가, 취업자 수, 정책금리 등 4개 거시변수들이 공적분관계를 구성하는 GVAR 모형을 이용하여 충격반응함수 값을 산출하였다. 본고에서 사용한 GVAR은 Dees et

al.(2007), Pesaran, Schuermann, and Weiner(2004) 등과 유사한 모형이다.

김영덕·최진석(2010), Mihov and Scott(2001), Carlino and DeFina(1998) 등이 사용한 통상적인 VAR 모형은 16개 지역을 대상으로 여러 변수가 포함되어야 하는 상황에서 사용할 수 없다는 한계를 지닌다. 즉, VAR 모형에 포함된 변수의 수가 너무 많아서 VAR 모형을 현실적으로 구성할 수 없다. 이러한 문제를 해소하려면 각 지역별로 별개의 VAR 모형을 구성하여 충격반응함수 값을 단순히 비교하거나 몇 개의 소지역을 하나의 광역권으로 통합하여 VAR 모형에 포함될 변수의 수를 줄이는 방법 등을 사용하여야 한다. 그러나 지역별로 VAR 모형을 별도로 구축하여 단순 비교하는 방법은 지역 간에 존재하는 연계성을 고려하지 않는다는 한계를 지니고 있고, 작은 지역을 통합하는 방식으로 지역 수를 줄이는 방법은 지역 분석을 통해 지역 간 차이를 분석하려는 목적과 부합하지 않는다. 이러한 점을 감안하면 단순히 VAR 모형을 이용하기 보다는 다른 분석기법을 고려할 필요가 있다.

지역 간 상호작용에 대한 분석을 위해 사용할 수 있는 기법으로 지역 패널 VAR 모형을 고려해 볼 수 있다. 패널 VAR 모형을 우리나라에 적용하기 위해서는 최소 16개에 달하는 광역자치단체³⁾들이 하나의 공통된 단기(혹은 장기) 관계를 공유하고 있다는 전제가 충족되어야 한다. 만일 우리나라의 경제구조가 지역 간에 전혀 차이가 없어 동질적이라면 굳이 지역모형을 사용할 이유가 없다. 기존의 국가단위의 모형을 이용해도 경제적으로 충분히 의미를 지니는 분석 결과를 도출할 수 있기 때문이다. 하지만 우리나라는 수도권과 비수도권 간에 경제력 격차가 존재한다는 점에서 단순히 전국이 동질적이라고 가정하기 어려울 뿐만 아니라, 16개에 달하는 지방자치단체가 모두 동질적이라는 가정은 다소 강한 가정으로 보인다. 따라서 패널 VAR 모형을 사용하여 지역 분석을 시도하는 것도 한계를 지니고 있다 할 수 있다. 본고에서는 지역 간 상호작용을 분석하기 위해 위에 언급한 분석기법을 사용하는 대신 GVAR모형을 이용하였다. 그 이유는 다음과 같다. GVAR은 패널 VAR 모형처럼 16개 광역자치단체가 공통의 장기관계(예컨대 공적분관계)

3) 광역자치단체의 수는 실제로 17개이다. 하지만 광역자치체인 세종시의 경우 제공되는 시계열이 짧아 분석에 활용할 수 없기 때문에 본 연구에서는 제외하였다.

또는 단기관계를 지니고 있다는 가정을 전제로 하지 않는다. 이에 더하여 GVAR은 여러 개의 지역 VAR이 상호 연계성을 지니면서 전체 시스템을 구성하므로 지역 간의 상호의존성이 지역경제에 미치는 효과를 반영해 줄 수 있다는 장점을 지닌다.

독자의 편의를 위해 GVAR 모형을 간략하게 설명하면 다음과 같다⁴⁾. GVAR은 추정하기 어려운 전체 시스템을 한꺼번에 추정하는 대신 추정이 용이한 부분 시스템(지역이나 국가 등)을 각기 별도로 추정한 후 사후적으로 부분 시스템을 결합하여 전체 시스템을 구축하는 모형이다. 즉, GVAR은 여러 지역으로 구성되어 있는 전체 모형을 추정하게 되면 추정 대상 변수의 수가 지나치게 많아져 추정이 불가능했던 통상적인 VAR의 문제점을 해소할 수 있다.

본고에서는 지역 분석을 위해 광역자치단체를 기준으로 우리나라를 16개 지방자치단체로 세분하였다. 따라서 우리나라 전체가 전체 시스템에 해당하고, 16개 자치단체(세종특별자치시 제외) 각각이 부분 시스템이 된다. 각 자치단체 경제는 VECM으로 나타나는데, 각 지역은 GRDP, 소비자물가, 고용, 금리 등 주요 거시변수들이 공적분관계를 구성하고 지역 간에 ‘상호의존성(interdependency)’을 지니면서 생산활동 과정에서 타지역과 연계된다.

그런데 앞서 언급한 바와 같이 16개 지역변수들 간의 공적분관계를 분석하기 위해 일반적인 VAR 모형은 사용할 수 없다. 통상적인 VAR 혹은 VECM의 경우 16개 자치단체별로 4개 거시변수가 존재하므로 추정변수의 수가 지나치게 커져 16개 지역 전체 시스템을 동시에 한꺼번에 추정할 수 없기 때문이다. Dees et al.(2007), Pesaran et al.(2004) 등은 가중치 행렬을 이용하여 i 지역 이외의 타지역 j 의 k 변수(예컨대 $x_{j,t}^k = GRDP_{j,t}$, $j \neq i$)들에 적절한 가중치 $\omega_{j,t}^k$ 를 적용하여 하나의 변수(예컨대 $x_{i,t}^{k*} = GRDP_{i,t}^*$)로 축약하는 방법을 이용하여 이러한 문제를 해소하였다⁵⁾. 결국 전체 시스템은 별도 추정된 16개의 부분 VAR을 결합함으로써 구축된다.

지역별 모형은 식 (1)과 같이, 자기 지역 변수들 및 타지역 변수와의 상호관계를

4) 수식의 도출과정, 모형관련 가정 등에 대한 구체적인 사항은 Pesaran et al.(2004)을 참조하기 바란다.

5) 가중치 설정에 대한 구체적인 설명은 다음 절을 참조하기 바란다.

반영하는 가중평균된 타지역 변수들로 구성된 VAR 모형으로 나타낼 수 있다. 이제 지역별 VAR 모형을 추정한 후, 지역 모형을 연결하여 전체 모형 또는 전역모형(global model)을 구성할 수 있다. 동 과정을 보다 자세히 설명하면 다음과 같다.

국가경제가 N 개의 지역경제로 구성되어 있고 각 지역경제는 식 (1)과 같이 부분 VAR 모형으로 나타낼 수 있다고 하자.

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

여기서 $\mathbf{X}_{it} = (x_{it}^1, \dots, x_{it}^K)'$ 는 i 지역의 내생변수 벡터, $\mathbf{X}_{it}^* = (x_{it}^{1*}, \dots, x_{it}^{K*})'$ 는 i 이외 지역을 대변하는 변수 벡터(식 (3) 참조), $\Phi_i, \Lambda_{i0}, \Lambda_{i1}$ 등은 각각 계수행렬, ϵ_{it} 는 i 지역 오차항, i 는 지역을 나타내는 첨자이고, $i = 1, \dots, N$ 이다. ϵ_{it} 는 시계열상관되어 있지 않고 평균이 0이며 공분산행렬이 시간에 대해 불변이라고 가정된다. 즉,

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

여기서 $\Sigma_{ii} = \sigma_{ii,ls}$, $\sigma_{ii,ls} = \text{cov}(\epsilon_{ilt}, \epsilon_{ist})$ 이며 하첨자 l, s 는 각각 i 지역의 l, s 변수임을 의미한다. 식 (1)에서와 같이 시차가 1인 경우 $\Lambda_{i0} = 0, \Lambda_{i1} = 0$ 이면 $VAR(1)$ 모형, $\Lambda_{i0} \neq 0$ 또는 $\Lambda_{i1} \neq 0$ 인 경우에는 다른 지역과 상호의존성을 지니는 VAR 모형 즉, $VARX^*(1,1)$ 모형⁶⁾이 된다.

한편 다른 지역의 영향력을 나타내기 위해 도입한 x_{it}^{k*} 는 식 (3)과 같이 계산된다.

$$x_{it}^{k*} = \sum_{j=1, j \neq i}^N w_{ij}^k x_{jt}^k. \quad (3)$$

여기서 w_{ij}^k 는 i 지역의 k 변수에 대한 타지역 변수 x_{it}^{*k} 를 산출하기 위한 j 지역 k

6) $VARX^*$ 모형은 보다 일반적으로 $VARX^*(p,q)$ 와 같이 나타낼 수 있는데, p 는 $\mathbf{X}_{it}$ 의 시차 길이를, q 는 $\mathbf{X}_{it}^*$ 의 시차 길이를 각각 의미한다.

변수 x_{jt}^k 에 대한 가중치이며 $\sum w_{ij}^k = 1, w_{ii}^k = 0$ 이다. 이같은 가중치 w_{ij}^k 는 타지역 변수를 생성하기 위해서 변수별로 서로 다른 가중치 변수를 이용할 수도 있고 모든 변수에 대해 동일한 가중치 변수를 이용할 수도 있다⁷⁾.

식 (1)은 일련의 계산과정을 통해 식 (4)와 같이 지역별 VECM모형으로 전환할 수 있다.

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

여기서 $\mathbf{Z}_{it} = (\mathbf{X}_{it}' \mathbf{X}_{it}^*)'$ 이다.

식 (1)에서 타지역 변수 $\mathbf{X}_{it}^*$ 를 지역 변수 $\mathbf{X}_{it}$ 로 전환해주면, 식 (5)와 같이 자기 지역 변수만으로 구성된 모형을 얻을 수 있다. 즉, 지역 변수 벡터 $\mathbf{X}_{it}$ 를 쌓아 만든 벡터를 $\mathbf{X}_t = (\mathbf{X}_{1t}' \dots \mathbf{X}_{Nt}')$ 로 나타내면 $\mathbf{X}_t$ 의 자기회귀 형태로 나타나는 전국 모형 식 (5)가 유도된다.

$$G\mathbf{X}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 t + H\mathbf{X}_{t-1} + \epsilon_t . \quad (5)$$

$$\mathbf{X}_t = G^{-1} \mathbf{a}_0 + G^{-1} \mathbf{a}_1 t + G^{-1} H\mathbf{X}_{t-1} + G^{-1} \epsilon_t . \quad (5)'$$

$$\text{여기서 } \mathbf{a}_0 = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ \vdots \\ a_{N0} \end{pmatrix}, \mathbf{a}_1 = \begin{pmatrix} a_{11} \\ a_{21} \\ \vdots \\ a_{N1} \end{pmatrix}, \epsilon_t = \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \vdots \\ \epsilon_{Nt} \end{pmatrix}, G = \begin{pmatrix} A_0 W_0 \\ A_1 W_1 \\ \vdots \\ A_N W_N \end{pmatrix}, H = \begin{pmatrix} B_0 W_0 \\ B_1 W_1 \\ \vdots \\ B_N W_N \end{pmatrix},$$

$A_i = (I_K, -\Lambda_{i0})$, $B_i = (\Phi_i, \Lambda_{i1})$, W_i 는 $\mathbf{Z}_{it} = (\mathbf{X}_{it}' \mathbf{X}_{it}^*)' = W_i \mathbf{X}_t$ 를 만족하는 가중치행렬이다(Pesaran et al.(2004), p.132를 참고).

지금까지 살펴본 모형은 지역수준의 변수들 즉, $\mathbf{X}_{it}$ 와 $\mathbf{X}_{it}^*$ 가 서로 영향을 주고 받을 뿐이고 지역 변수 이외의 변수가 이들에 영향을 미치는 경로는 존재하지 않는 모형이다. 하지만 지역변수들 즉, 자기지역 변수 $\mathbf{X}_{it}$ 와 타지역 변수를 대표하는 $\mathbf{X}_{it}^*$ 이외에 정책변수(예컨대 기준금리)처럼 특정 지역과는 무관하게 결정되면

7) 구체적인 내용에 대해서는 다음 절을 참고하기 바란다.

서 전국에 걸쳐 영향을 미치는 전역 변수(global variable)가 경제 내에 존재한다. 즉, 전역 변수 d_t 는 지역 경제에 대해 외생성을 지닌다⁸⁾. Carlino and DeFina(1998) 방식으로 VAR 모형을 설정하면, 정책변수 m_t 가 내생변수 즉, i 지역 t 시점 실질계 소득 증가율인 $\Delta y_{i,t}$ 와 에너지 상대가격을 나타내는 $\Delta p_{e,t}$ 등과 서로 영향을 주고받게 된다. 따라서 이 경우 m_t 는 중앙은행에 의해 결정되어 지역 변수들에 일방적인 영향을 미치는 변수 즉, 외생적 정책변수 역할을 하지 못한다. 이 경우 정책변수는 다른 변수들의 영향을 받게 되므로 내생변수의 역할을 하게 된다. 따라서 m_t 에 외생적인 정책충격이 발생하더라도, 시간에 따라 m_t 는 다른 내생변수들의 영향을 받아 내생적으로 변하게 된다. 이러한 점을 고려하여 본고에서는 Carlino and DeFina(1998)와 달리 정책금리를 외생변수로 간주하고자 하며, 따라서 정책변수는 단기적으로 지역변수들의 영향을 받지 않는다고 가정하였다.

본고는 이와 같이 전역 변수(d_t)가 존재하는 경우를 상정하여 식 (6)과 같은 $VARX^*(p, q)$ 모형을 분석모형으로 이용하였다⁹⁾.

$$X_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_i X_{it-1} + \Lambda_{i0} X_{it}^* + \Lambda_{i1} X_{it-1}^* + \Psi_{i0} d_t + \Psi_{i1} d_{t-1} + \epsilon_{it}. \quad (6)$$

식 (5) 및 식 (5)'은 정책금리와 같은 외생적인 전역 변수가 없는 경우에 해당하는 식이다. 전역 변수가 있는 경우는 식 (5) 및 식 (5)'을 확장하여 식 (7) 및 식 (8)과 같이 나타낼 수 있다.

$$GX_t = a_0 + a_1 t + HX_{t-1} + \Psi_0 d_t + \Psi_1 d_{t-1} + \epsilon_t. \quad (7)$$

$$\begin{aligned} X_t &= G^{-1}a_0 + G^{-1}a_1 t + G^{-1}HX_{t-1} + G^{-1}\Psi_0 d_t + G^{-1}\Psi_1 d_{t-1} + G^{-1}\epsilon_t \\ &= b_0 + b_1 t + FX_{t-1} + \Upsilon_0 d_t + \Upsilon_1 d_{t-1} + u_t. \end{aligned} \quad (8)$$

8) 금리변수는 공적분관계 즉, 장기관계를 통해 지역변수에도 영향을 미칠 수 있지만, 역으로 지역변수들은 금리의 움직임에 영향을 미치지 못함을 의미한다.

9) 본고에서는 전역변수 d_t 의 시차 길이는 X_t^* 와 동일한 것으로 가정하였다.

$$\text{여기서 } \Psi_0 = \begin{pmatrix} \Psi_{10} \\ \Psi_{20} \\ \vdots \\ \Psi_{N0} \end{pmatrix}, \Psi_1 = \begin{pmatrix} \Psi_{11} \\ \Psi_{21} \\ \vdots \\ \Psi_{N1} \end{pmatrix}, b_0 = G^{-1}a_0, b_1 = G^{-1}a_1, F = G^{-1}H,$$

$$Y_0 = G^{-1}\Psi_0, Y_1 = G^{-1}\Psi_1, u_t = G^{-1}\epsilon_t \text{ 이다.}$$

GVAR모형에서 각 지역은 타지역과 다음과 같은 세 가지 통로를 통해 상호작용하면서 연계성을 지니게 된다. 첫째, 당기에서 그리고 시차를 두고 발생하는 X_{it} 와 X_{it}^* 간의 종속성, 둘째, 공통의 전역 변수 d_t 와 개별 지역 변수들 간에 존재하는 종속성, 셋째, 지역 간 공분산 Σ_{ij} 에 반영되어 있는 지역 간 종속성 즉, j 지역에서 충격에 대한 i 지역 충격 간에 존재하는 당기 종속성 등이다. 여기서 $i \neq j$ 에 대해, $\Sigma_{ij} = \text{cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt}) = E[\epsilon_{it}\epsilon_{jt}']$ 이다. 이같은 세 가지 연결통로는 상호 간에 완전하게 분리되어 있는 것이 아니라 일정 부분 상호 연관되어 있다. 본고에서 활용하는 GVAR모형에서는 이와 같은 점을 통해 지역 간에 발생하는 상호작용을 반영할 수 있다.

2. 분석 자료

분석 자료는 지역 변수와 전역 변수(또는 전국 변수)로 구분된다. 지역 변수로는 서울, 6개 광역시(부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산), 8개 도(경기도, 강원도, 충청남·북도, 전라남·북도, 경상남·북도) 및 제주특별자치도의 지역총생산 $GRDP_{it}$, 소비자물가지수 CPI_{it} , 취업자 수 EMP_{it} 등 3개 변수가, 전역 변수로는 경기선행지수 CLI_t 와 정책 변수인 기준금리 SR_t 등 2개 변수가 각각 이용되었다¹⁰⁾.

10) Carlino and DeFina(1998)는 에너지가격을 VAR 모형의 한 변수로 이용하였는데, 그 이유는 미국이 에너지를 소비하는 지역인 텍사스뿐만 아니라 루이지애나, 알래스카 등의 주와 같이 에너지를 생산하는 지역도 포함하므로 에너지 가격의 변동이 지역 소득에 상당히 큰 차별적 영향을 미치기 때문이다. 즉, 에너지가격은 미국 소득의 지역차를 유발하는 중요한 변수로 동 가격의 변화는 지역 고유충격(region specific shock)으로 해석될 수 있다. 이에 비해 우리나라의 경우는 미국과 달리 석유 등의 에너지를 생산하는 지역이 존재하지 않아(비록 석유정제산업 등 에너지 관련 산업이 입지한 지역이 일부 존재하기는 하지만 동 산업이 지역경제에서 차지하는 비중이 높지 않음)

지역 변수 중 고용을 나타내는 변수로 실업률을 사용하지 않는 이유는 우리나라의 경우 실업률 자체가 3% 대에서 크게 변동하지 않는 모습을 보여 경제상황의 변화에 대한 민감도가 상대적으로 둔하다는 점을 고려한 것이다. 대신 고용상황을 나타내는 변수로 고용률을 사용하는 방법도 있겠으나 GRDP 변화에 대해 취업자수가 지역별로 얼마만큼 변동하는지를 반영하고자 취업자 수를 선택하였다.

전역 변수로 경기선행지수를 모형에 포함한 이유는 4~5개 변수로 구성된 소규모 VAR 모형에서 흔히 발생하는 것으로 알려져 있는 물가퍼즐(price puzzle) 현상(즉, 금리충격이 발생하였음에도 물가가 상승하는 반응이 나타나는 현상)을 해소하기 위함이다¹¹⁾.

분석기간은 1998년 1분기~2012년 4분기까지이다. 이같이 분석기간을 설정한 이유는 16개 광역 자치단체 중 울산광역시에 대한 GRDP 자료가 1998년부터 제공되기 때문이다. 한편 GRDP는 연간 변수이므로, 본고에서와 같이 분기자료를 이용한 분석에서는 직접적으로 이용할 수 없다. 이에 대해 본고에서는 Chow and Lin(1971)의 보간법을 이용하여 연간 GRDP 자료를 분기자료로 전환하여 사용하였다. 연간자료를 분기자료로 분할하려면 분할 기준자료(reference data)가 필요한데 분할 기준자료로는 분기별 지역제조업생산지수 총지수를 이용하였다¹²⁾. 이상과

에너지가격의 변화를 지역 고유 충격이라고 보기에 무리가 따른다. 또한 우리나라의 경우 에너지를 상당 부분 수입에 의존하므로 에너지가격은 해외 에너지가격과 환율 등의 요소에 의해 크게 영향을 받는다. 이를 감안하면 에너지가격은 외생변수로 파악하는 것이 적절해 보인다. 따라서 우리나라의 경우는 Carlino and DeFina(1998)의 모형 설정 배경과 부합하지 않는 면이 있으므로 본 연구에서는 에너지가격 변수를 이용하지 않았다.

- 11) 중앙은행이 금리를 결정할 때 사용되는 정보집합은 VAR 모형에서와 같이 단순히 몇몇 변수들에 국한되지 않는 것이 일반적이다. 따라서 소규모 VAR 모형이 동 정보를 충분히 반영하지 못하고 있는 상황이라면, 동 모형이 누락변수 문제를 수반할 가능성이 높다. 한편으로 중앙은행이 인플레이션 압력에 선제적으로 대응하려는 유인을 지니고 있다는 점을 감안하면 VAR 모형에 과거 변수보다는 미래예측 변수가 포함되어야 할 필요가 있다. 이러한 점 등은 소규모 VAR 모형에서 금리충격에 대한 충격반응 함수가 이론과 다르게 나타나는 원인으로 지적되고 있다(Romer and Romer, 2000; Brissimis and Magginas, 2006 등). 이같은 문제를 해소하는 방안의 하나로 미래의 경제 상황을 내포하고 있는 변수, 예컨대 경기선행지표 등의 변수를 VAR 모형의 변수로 활용하는 방안이 제시된 바 있다.
- 12) GDP는 광업 및 제조업뿐만 아니라 서비스업도 포함하고 있으므로, 광업 및 제조업의 생산 활동만을 기준으로 연간자료를 분기자료로 분할하는 경우 경제 전반의 움직임을

같이 전역 모형은 자기 지역 변수 $\mathbf{X}_{it}$, 타지역 변수 $\mathbf{X}_{it}^*$ 및 전역(전국) 변수 $\mathbf{d}_t$ 를 포함하는데, 이를 편의상 식 (9)와 같이 표기하였다.

$$\begin{aligned}\mathbf{X}_{it} &= \begin{pmatrix} \log(RGDP)_{it} \\ \log(CPI)_{it} \\ \log(EMP)_{it} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y_{it} \\ p_{it} \\ l_{it} \end{pmatrix}, \\ \mathbf{X}_{it}^* &= \begin{pmatrix} \log(RGDP)_{it}^* \\ \log(CPI)_{it}^* \\ \log(EMP)_{it}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y_{it}^* \\ p_{it}^* \\ l_{it}^* \end{pmatrix}, \\ \mathbf{d}_t &= \begin{pmatrix} \log(CLI)_t \\ SR_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} cl_t \\ r_t \end{pmatrix}.\end{aligned}\tag{9}$$

위에서 벡터 $\mathbf{X}_{it}$ 안의 소문자는 $\mathbf{X}_{it}$ 를 구성하는 모든 변수가 대수전환된 변수임을 의미한다. $\mathbf{X}_{it}$ 로부터 $\mathbf{X}_{it}^*$ 를 산출하기 위해서는 식 (3)에서처럼 가중치 w_{ij}^k 가 필요하다. 본고에서 각 변수에 대한 가중치는 변수별 특성에 따라 달리하였다. GRDP에 대해서는 최종소비의 생산유발계수를, 취업자 수의 경우는 최종소비의 고용유발계수를, 소비자물가의 경우는 각 지역 GRDP가 전체 GRDP의 합에서 차지하는 비중 즉, 각 지역의 상대적 경제규모를 가중치로 하여 타지역 변수를 산출하였다.

본고의 모형이 국가 내의 지역 간 분석을 목적으로 하고 있다는 점을 감안하면 지역 간 이출입을 가중치 변수로 사용할 수도 있다. 하지만 생산을 나타내는 GRDP의 경우는 특정지역이 타지역의 생산에 어느 정도 영향을 미치는 정도를 생산유발계수를 통해 직접적으로 파악할 수 있고 고용의 경우는 고용유발효과를 통해 타지역에 대한 고용 파급력 정도를 파악할 수 있다. 본고는 이러한 점을 고려

완전하게 반영하지 못할 가능성이 있다. 이러한 문제는 결합예측(combined forecast)기법을 이용하여 해소할 수 있다. 즉, 서비스업생산지수를 이용하여 분기 GRDP를 생성한 후, 광공업지수를 이용해 생성한 분기 GRDP와 결합하는 방식으로 최종 분기자료를 산출하여 활용하는 방법이 있다. 하지만 우리나라의 경우 지역별 서비스업활동지수가 제공되지 않기 때문에 동 방법은 사용할 수 없다는 한계가 있다. 보간법에 대한 보다 자세한 내용에 대해서는 김기호(2008)를 참고하기 바란다.

하여 변수별로 영향력을 적절하게 반영하는 변수를 가중치로 활용하였다.

본고에서는 지역 내생변수 즉, $(y_{it}, p_{it}, l_{it})'$, 즉 GRDP, 물가, 취업자 수 등은 지역 내에서 공적분관계를 통해 서로 영향을 주고받을 뿐만 아니라, 타지역 변수들인 $(y_{it}^*, p_{it}^*, l_{it}^*)'$ 과도 공적분관계를 통해 상호 영향을 주고받는다고 상정하였다. 정책변수인 기준금리 r_t 는 정책당국에 의해 결정된다는 점을 감안하여 내생변수와는 달리 외생적으로 주어진 것으로 설정하였다. 즉, 정책금리는 각 지역의 거시변수들에 영향을 주지만 반대로 각 지역 거시변수들은 정책당국에 의해 결정되는 정책금리에 영향을 미치지 못하는 못함을 의미한다. 이러한 설정은 정책당국이 금리를 결정할 때 특정지역의 경제상황(물가, 성장, 고용 등)보다는 전국 상황(물가)을 우선시하여 금리를 결정한다는 것을 나타낸다. 물론 특정지역의 경기가 크게 악화되고, 이러한 상황이 전국으로 확산되는 경우에는 정책당국이 정책변수를 변경하게 되는 상황 즉, 정책변수가 내생변수가 되는 상황이 발생할 가능성도 존재한다. 이에 대해 본고에서는 정책금리가 여타 내생변수들과 공적분관계를 지니는 것으로 설정되어 있으므로 장기에서는 정책금리의 변동이 GRDP를 포함하는 내생변수의 영향이 완전하게 배제되지 않는다는

정책금리가 내생변수로서 모형에 포함되는 경우에는 정책금리 충격이 서울, 부산 등 각 지역별로 따로 존재하게 되어, 예컨대 서울의 정책금리 충격과 부산의 정책금리 충격이 별개의 충격으로 인식되는 결과를 초래한다. 하지만 중앙은행이 조정하는 정책금리가 부산지역의 정책금리 충격으로 인식될 수는 없다. 한편 지역분석에서 정책변수를 내생화하는 것은 상기한 문제 이외에, 통상적으로 특정 지역에서 발생한 충격이 어지간히 크지 않은 한 한국은행이 지역 충격에 대해 그때마다 정책대응을 하지는 않는다는 경험적 사실에도 부합하지 않는다.

3. 검정 결과

GVAR을 추정하기에 앞서 각 지역별로 GRDP, 소비자물가지수, 취업자 수 등에 대하여 단위근 검정을 실시하였다. 단위근검정은 ADF검정 및 KPSS검정을 이용하

였는데, 최대시차를 10으로 설정한 후 BIC(Bayesian information Criterion)를 통해 최적시차를 선정하였다. 단위근 검정 결과, 일부 지역의 일부 변수의 경우에는 I(1) 변수인지 아닌지 여부가 명확하지 않은 경우가 발생하기도 하였다. 하지만 대부분의 지역에서는 세 변수 모두 단위근을 지니고 있는 것으로 보인다. 이처럼 변수들이 단위근을 지니고 있는 것으로 판단되므로 각 지역별로 공적분관계가 존재하는지 여부를 검정해 보았는데, 각 지역별로 공적분이 1개 또는 2개 존재하는 것으로 나타났다(지역별 VECM의 최적시차 및 공적분 검정 결과는 ‘〈부록〉 단위근 검정 및 공적분 검정 결과’를 참조).

본고에서는 정책변수인 정책금리를 제외하면, GRDP, 물가, 취업자 수 등 3개 변수가 내생변수인 VECM을 상정하고 있으므로, GRDP, 물가, 취업자 수 각각에 대해 통화정책 효과를 살펴볼 수 있다. 즉, 정책충격에 대해 GRDP, 물가, 취업자 수 각각에 대한 충격반응함수 값을 정책효과로 간주할 수 있다. 하지만 앞서 언급하였듯이 GRDP의 충격반응만을 통화정책 효과로 한정하였다. 통화정책효과에 지역 차이가 존재하는 지 여부는 기준금리 25bp 인상에 대한 16개 자치단체별 GRDP의 충격반응함수 값을 비교하는 방식으로 판단하였다. 기준금리가 통상 25bp를 기준으로 하여 변경된다는 점을 감안하여 통화정책 충격은 기준금리가 25bp 인상되는 경우로 설정하였다.

충격반응함수는 실제로 16개 지역을 대상으로 하는 시스템으로부터 산출하였으나 전체 16개 지역을 수도권(서울, 경기, 인천), 충청권(대전, 충북, 충남), 전라권(광주, 전북, 전남, 제주), 대경권(대구, 경북), 동남권(부산, 울산, 경남) 등 5개 권역으로 구분하여 지역권으로 전환하여 제시하였다. 5개 지역권으로 통합하기 위해 본고에서는 지역 GRDP를 가중치로 이용하였다.

통화정책 효과의 지역 차이를 통계적으로 검정하기 위해서는 지역 간의 충격반응함수 값의 차이를 구하고 그 차이가 통계적으로 유의한지 여부를 판단할 수 있어야 한다. 본고에서는 부스트래핑(bootstrapping) 기법을 이용하여 충격반응함수의 신뢰구간을 산출하였다.

그런데 본고에서처럼 지역의 수가 다수인 경우는 지역 간 차이를 어떻게 검정

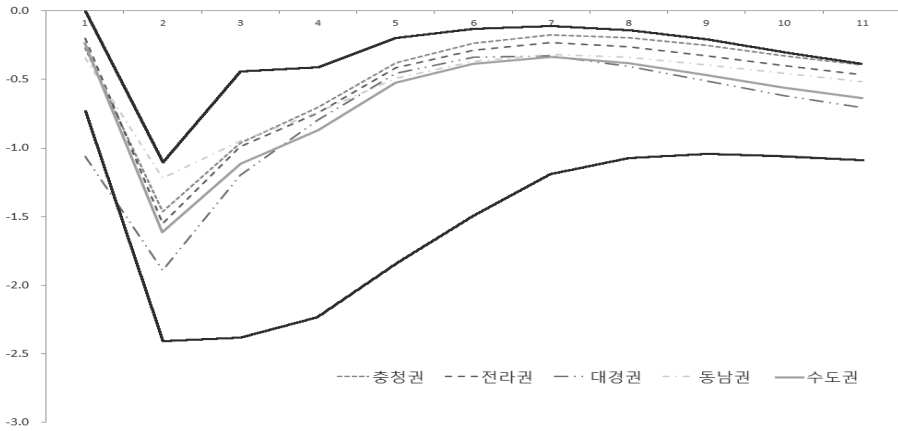
해야 할지에 대하여 고려해야 할 점이 있다. 즉, 본고에서처럼 여러 지역이 존재하는 경우에는 어떤 지역을 기준으로 비교할 것인가가 고려사항이 된다. 예컨대, 서로 다른 두 지역권 간 차이를 분석하는 경우, 세 지역권 간의 차이를 분석하는 경우 등 다양한 지역 조합에 대해 가설검정을 실시해야 하는 상황이 발생할 수 있기 때문이다. 본고는 수도권지역을 중심으로 동 지역의 충격반응함수 값에 대해 통계적 신뢰구간을 산출한 후 기타 지역권의 충격반응함수 값이 동 신뢰구간을 이탈하면 이탈 지역권에 대한 정책효과가 수도권지역의 정책효과와 상이한 것으로 판단하였다.

정책효과의 지역적 차이가 통계적으로 유의한 지 여부를 검정하기 위해, 각 지역권 반응함수가 수도권지역 반응함수의 95% 신뢰구간(<그림 1> 굵은 실선)을 이탈하였는지 여부를 확인해 보았다. 기준금리 인상 충격에 대해 모든 지역의 GRDP는 이론에 부합하게 감소하는 것으로 나타났다. 통화정책 효과는 1분기 시점을 기준으로 5% 유의수준에서 수도권에 비해 대경권이 다른 것으로 나타났고 여타 지역권은 다르지 않았다. 통화정책 효과는 초기에는 지역 간 차이를 보였으나 시간이 지남에 따라 동 차이는 사라지는 것으로 나타났다. 정책효과는 규모면에서 지역별로 다소간 차이를 보이거나 초반에 크게 나타난 후 점차 완화되어 지역 간 수렴하는 양상을 보이는 등 정책효과 발현 패턴은 전 지역이 유사하다는 특징을 발견할 수 있다¹³⁾.

13) 이같은 결과에 의하면 통화정책이 실물경제에 영향을 미치는데 일정 시차가 존재한다는 인식과 상충되지 않느냐는 의문이 제기될 수 있다. 이러한 문제제기는 통화정책 효과가 유의하게 나타나느냐의 문제 즉, 정책효과의 발현시점과 관련된다. 이에 비해 본고는 통화정책 효과의 유의성 자체와는 별개로 통화정책 효과에 지역 차이가 나타나는지 여부에 초점을 두고 있어 논의의 초점이 다르다. 다만 통화정책 효과가 발현되는데 시차가 존재하는지 여부는 지역 GRDP의 충격반응함수에 대한 신뢰구간이 0을 포함하고 있는지 아닌지 여부를 통해 확인할 수 있다. 예컨대 <그림 1>의 경우 굵은 실선이 수도권 GRDP 반응에 대한 95% 신뢰구간인데 동 구간이 0을 포함하지 않는다. 즉 수도권의 경우 통화정책은 전제 기간 동안 유의한 효과를 발현하고 있는 것으로 해석된다. 여타 지역의 경우에도 모든 지역에서 GRDP 반응에 대한 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않는 것으로 나타나, 통화정책은 각 지역별로 시차를 두고 유의한 효과를 발현하고 있는 것으로 보인다. 따라서 본고의 결과는 통화정책 효과가 시차를 두고 실물경제에 영향을 미친다고 보는 인식과 맥을 같이한다고 할 수 있다.

〈그림 1〉 지역권별 GRDP 누적반응함수(정책효과)¹⁾

(단위: %p)



주: 1) 굵은 실선부분은 95% 신뢰구간을 나타냄.

한편 본고에서는 고용 및 소비자물가에 대한 충격반응분석 결과는 제시하지 않았는데, 이는 본고의 목적이 GRDP에 대한 통화정책 효과에 초점을 맞추고 있기 때문이다. 다른 변수들에 대한 충격반응함수를 간략하게 요약하여 제시하면 다음과 같다. 먼저 취업자 수의 경우 반응함수 값이 모든 지역에서 수도권과 차이를 보이지 않았다. 고용에 대한 신뢰구간이 모든 지역에서 0을 포함하고 있어 고용의 반응함수가 통계적인 유의성을 지니지 못하고 있을 뿐만 아니라 타지역의 고용 반응함수가 모두 수도권 반응함수의 신뢰구간 내에 속하였다. 한편 비록 고용의 충격반응함수는 신뢰구간이 넓어 유의하지 않은 것으로 나타났지만 반응 방향이 일부 지역에서 GRDP 반응과 다르게 나타나기도 하였다. 일부 지역의 경우 고용없는 성장 현상이 나타났을 가능성도 생각해 볼 여지가 있어 보인다.

소비자물가의 경우 물가파를 현상은 나타나지 않았다. 즉, 정책금리 인상 충격에 물가는 하락하는 것으로 나타났다. 물가의 경우는 모든 지역에서 충격반응함수의 신뢰구간이 0을 포함하고 있어 유의하지 않았고, 반응의 크기도 차이를 보이지 않았다.

IV. 통화정책 효과의 지역 차이 발생요인에 대한 실증분석

본장에서는 제Ⅲ장에서 산출된 금리충격에 대한 GRDP의 반응함수 값을 정책효과로 보고, 이를 이용하여 통화정책 효과의 지역별 차이가 어떠한 요인에 의해 설명될 수 있는지를 분석해 보았다. 앞서 제Ⅱ장에서 통화정책 효과의 지역 차이를 유발하는 요인과 초기 효과에 영향을 미칠 수 있는 요인인 지역 간 산업연관효과 등에 대해 간략하게 살펴 본 바 있다. 기존 연구에서는 통화정책 효과가 지역에 따라 차이를 보이는 것을 지역내 산업의 금리민감도, 대기업과 중소기업의 자금조달 능력 차이, 중앙은행의 금리조정에 대한 지역 내 은행들의 조정 능력 차이 등으로 설명하였다(Carlino and DeFina, 1998). 이들 변수들은 통화정책 전달경로상에서 각각 금리경로, 대차대조표경로, 은행대출경로를 반영하는 변수로 이해된다.

1. 통화정책 효과의 지역별 차이를 유발하는 요인

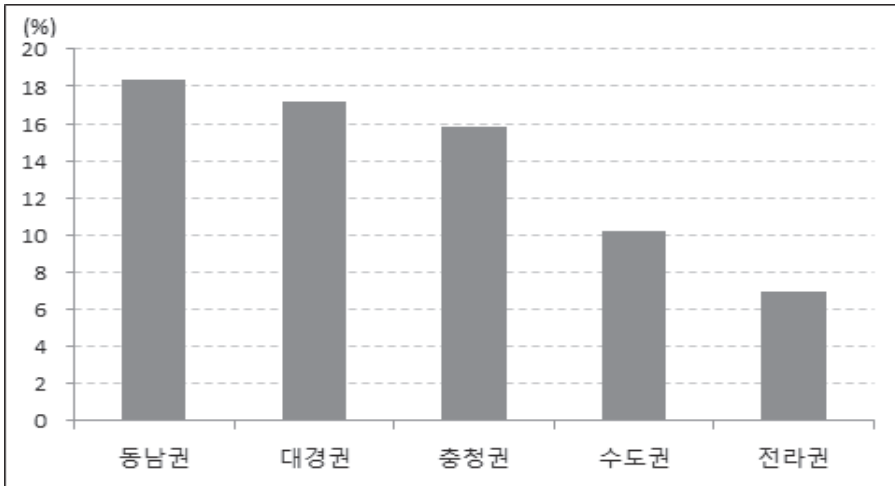
먼저 산업에 따라 금리에 대한 민감도가 다르게 마련인데, 지역에 따라 금리민감산업의 분포가 다르다면 통화정책의 효과가 다르게 나타날 것이다. 일반적으로 내구재산업¹⁴⁾이 금리에 대한 민감도가 높은 것으로 알려져 있어 미국이나 EU를 대상으로 한 기존 연구에서 설명변수로 활용되고 있다.

하지만 우리나라의 경우는 자동차, 선박 등의 산업은 국내 금리요인보다는 해외수요 요인에 의해 더 크게 영향을 받아 수출비중이 높을수록 통화정책 효과가 작을 수 있다. 따라서 본고에서는 수출의존도가 높은 우리 경제의 특수성을 반영하여 지역권별 내구재산업 비중 대신 지역권별 ‘내수¹⁵⁾에서 내구재산업이 차지하는 비중(=내구재산업의 내수/내수)’을 설명변수로 활용하였다. 우리나라의 지역권별 ‘내수에서 내구재산업이 차지하는 비중’(2005년)은 동남권, 대경권 등에서 높은 반면 전라권, 수도권 등에서는 낮은 것으로 나타났다(<그림 2>).

14) 일반기계, 전기 및 전자기기, 정밀기계, 수송장비 등

15) 지역 총산출액에서 수출액을 차감하여 산출하였다.

〈그림 2〉 내수에서 내구재산업이 차지하는 비중(2005년)



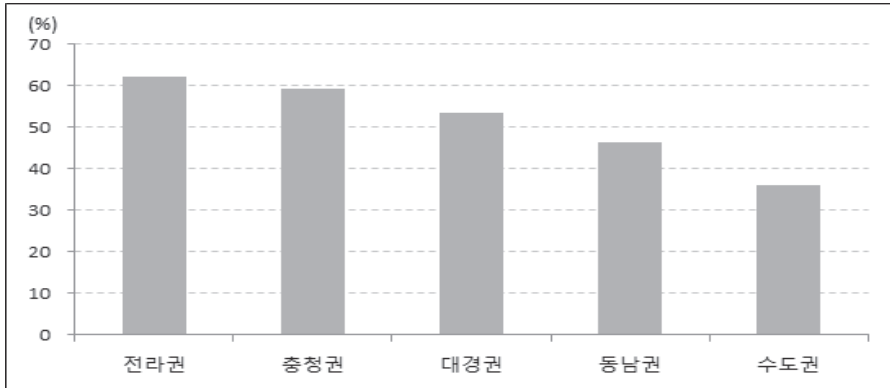
자료: 한국은행, 2005년 지역산업연관표.

둘째, 중앙은행의 정책기조가 변하면 총수요, 자산시장 등이 영향을 받고, 이는 기업의 대차대조표와 담보가치 변화를 통해 위험 프리미엄에 영향을 준다. 그런데 중소기업은 대기업에 비해 자금조달의 은행의존도가 더 높아 통화정책의 영향을 더 받을 수 있어 지역 내 중소기업의 비중이 높을수록 통화정책 효과는 더 커질 수 있다(Bernanke and Blinder, 1988). 지역권별로 중소기업이 차지하는 비중(2006~2013년)은 수도권이 전국 평균을 초과하고, 가장 낮은 충청권에서는 91%대를 약간 하회하나, 지역 간 차이는 크지 않은 것으로 나타났다.

셋째, 미국이나 EU를 대상으로 한 기존 연구에서는 전체 은행대출 중 지역 중소기업이 차지하는 비중을 설명변수로 이용하여 통화정책효과와 지역 차이를 파악하였다. 하지만 우리나라의 경우는 전국은행과 지방은행 간 자금조달 능력에 있어 별 차이가 없는 대신 지역금융에서 비은행금융기관이 차지하는 비중이 큰 데다, 은행과 비은행금융기관이 정책금리에 대해 반응하는 정도가 다르다. 따라서 본고에서는 기존 연구에서 사용한 은행 규모의 차이를 설명변수로 사용하지 않고, 지역 총여신에서 비은행대출이 차지하는 비중을 설명변수로 대체하여 활용하였다. 총여신대비 비은행대출 비중은 전라권, 충청권 등에서는 높은 반면 수도권,

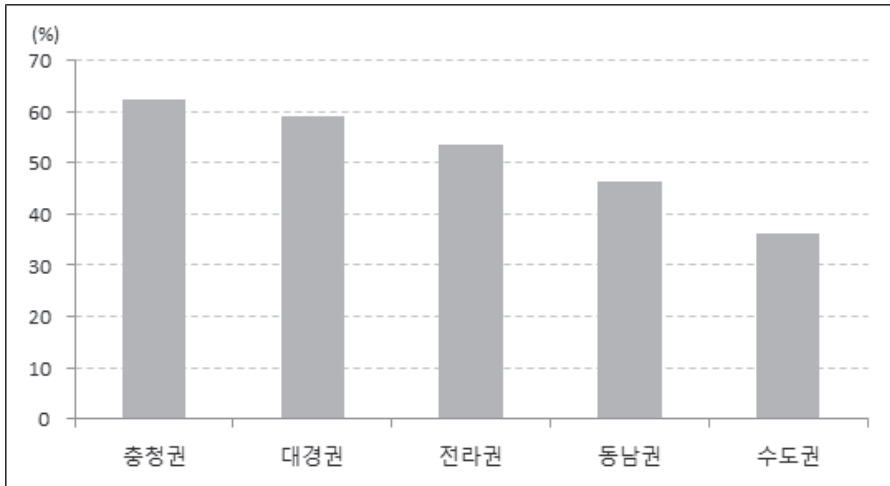
동남권 등에서는 상대적으로 낮게 나타났다.

〈그림 3〉 지역 총여신 대비 비은행대출 비중¹⁾



주: 1) 2006~2013년 평균
자료: 한국은행, ECOS

한편 우리나라의 경우는 국토가 협소하여 지역 간 거리가 그다지 멀지 않고 경제적 의존관계도 미국이나 EU에 비해 상대적으로 높은 만큼 특정지역의 경기 변화가 다른 지역으로 파급되면서 통화정책의 최초 효과가 변하게 될 가능성이 있다. 예컨대 한 지역의 경기가 위축되면 인근 지역으로 파급되면서 통화정책의 초기효과가 변화할 가능성이 있다. 이러한 점은 국토가 광활하여 지역별로 연관도가 상대적으로 낮은 미국의 경우와 차별되는 우리나라의 특성이라 할 수 있다. 이러한 점을 감안하여 본고에서는 지역 간 산업연관효과(전방효과 및 후방효과)를 통화정책 효과의 지역 차이에 영향을 미치는 요인으로 활용하였다. 2005년 산업연관표 기준 지역연관효과는 특정지역이 타지역과 생산활동에서 어느 정도 밀접하게 연결되어 있는지를 보여주는데, 충청권, 대경권 등에서 높은 반면 수도권, 동남권 등에서는 낮았다.

〈그림 4〉 지역연관효과¹⁾

주: 1) 2005년 기준

자료: 한국은행, 2005년 지역산업연관표

2. 통화정책 효과의 지역적 차이 발생요인 분석

본고는 Carlino and DeFina(1998)의 방법론을 이용하여 통화정책 효과의 지역적 차이가 어떤 요인에 의하여 설명되는지를 살펴보았다. 통화정책 효과의 차이를 분석하는 데 활용될 설명변수는 기존 연구와 달리 우리 현실에 보다 부합하는 변수로 대체하여 설정하였다. 특히 앞에서 서술하였듯이 기존 연구에서는 고려하지 않았던 지역 간 산업연관관계를 설명변수의 하나로 추가하였다.

통화정책 효과를 나타내는 종속변수 y_t 로는 GVAR로부터 산출된 통화정책 충격에 대한 지역별 GRDP 반응 값을 이용하였다. Carlino and DeFina(1998)에서는 VAR 분석 결과 통화정책 효과가 8분기에서 최대로 나타난다는 점을 감안하여 8분기 누적반응함수 값을 종속변수로 설정한 바 있다. 김영덕·최진석(2010)도 이와 유사하게 통화정책의 효과가 2년 이상 지속된다는 점을 들어 24개월 후 누적반응함수 값을 종속변수로 삼았다. 이에 비해 본고에서는 종속변수(y)로 글로벌 VAR로부터 산출한 기준금리 25bp 상승 충격에 대한 16개 지역의 GRDP 반응 값으로 하되 정책효과의 크기가 차별화되는 초기의 반응 값을 사용하였다¹⁶⁾.

설명변수는 ‘내수에서 내구재산업이 차지하는 비중’($DURA_N$), 중소기업 비중¹⁷⁾($SMALL$), 지역총여신 대비 비은행대출 비중($NONBANK$) 등의 2006~2012년 기간 중 평균값을 포함한다. 그리고 지역별 통화정책효과는 지역연관효과에 의해 최초 효과가 변할 수 있음을 감안하여 지역 간 연관관계를 나타내는 지역 산업연관표상 전·후방연관효과(BF)와의 교호항(cross term)을 회귀식에 포함하였다.

‘내수에서 내구재산업이 차지하는 비중’이 높을수록, 중소기업 비중이 높을수록 금리인상충격에 대한 생산감소 효과가 클 것으로 예상되며, 지역 간 전·후방연관효과와의 교호항은 동 효과를 변화시킬 것으로 예상된다. 다만, 총여신대비 비은행대출 비중의 경우 계수의 부호를 사전적으로 특정하기 어려운데, 이는 비은행금융기관은 규모가 작아 은행에 비해 자금조달수단이 제약되어 있지만, 한편으로는 통화정책의 영향을 직접적으로 받는 정도가 은행보다 작을 수도 있기 때문이다. 이상을 요약하면 추정식을 식 (10)과 같이 설정할 수 있다.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 DURA_{Nt} + \beta_2 (DURA_N \times BF)_t + \beta_3 SMALL_t + \beta_4 NONBANK_t + \beta_7 BF_t + \epsilon_t \quad (10)$$

회귀분석 결과, 금리민감산업 비중이 큰 지역일수록(즉, 지역 내 ‘내수에서 내구재산업이 차지하는 비중’이 높은 지역일수록), 총여신대비 비금융기관 대출 비중이 높은 지역일수록 통화정책의 효과가 유의하게 크게 나타났다(〈표 1〉의 〈모형 1〉). 하지만 중소기업 비중 차이는 지역별 통화정책 효과의 차이를 설명하지 못하였다. 그리고 금리민감산업 비중의 효과는 타지역과의 연관효과가 높은 경우 다소 완화되는 것으로 분석되었다.

반면 타지역 생산활동과의 연관성이 높은 지역일수록 통화정책 효과가 크게 나타나는 것으로 분석되었다. 이는 각 지역의 생산활동이 타지역 생산활동의 움직

16) Carlino and DeFina(1998) 등과 같이 8분기 시점에서도 회귀분석해 보았는데, 초기 효과에 대한 회귀분석 결과와 유사한 결과가 나타났다.

17) 지역 내 총기업체 수 대비 자본금 10억 미만 업체 수 비중(국세청의 법인세 신고기준)

임과 연계성이 높을수록 통화정책은 타지역의 생산활동에 미치는 효과를 통해 해당 지역 생산에 영향을 미칠 가능성이 높음을 나타낸다. 따라서 산업연관효과는 금리민감산업 비중이 통화정책의 지역별 효과를 완화하는 한편 통화정책의 지역별 효과를 증대시키는 효과를 지니고 있다.

한편 통화정책의 효과가 총여신대비 비은행 금융기관 대출 비중에 의해서도 단기적으로 일정 부분 영향을 받는 것으로 나타나므로, 비은행 금융기관의 지역별 금융발전 정도에 대해서도 모니터링이 필요한 것으로 판단된다.

〈표 1〉 통화정책 효과와 지역적 차별화 요인(1분기)¹⁾

	모형 1	모형 2
상수항	-3.6189 (-0.33)	-3.2770 (-0.31)
$DURA_N$	-0.2744** (-2.88)	-0.3099** (-3.19)
$DURA_N \times BF$	0.0043*** (3.32)	0.0048*** (3.62)
$SMALL$	0.1407 (1.22)	0.1567 (1.38)
$NONBANK$	-0.0364** (-2.34)	-0.0331* (-2.15)
BF	-0.1132*** (-4.33)	-0.1032*** (-3.87)
$NAESU_{ND}$	—	-0.0301 (-1.24)
$R^2(\bar{R}^2)$	0.78 (0.67)	0.81 (0.69)

주: 1) 금리인상(25bp) 충격에 대한 16개 지역 GRDP의 1분기 반응함수 값을 종속변수로 사용한 결과임.

2) () 내는 t 값, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준하에서 유의함을 의미함.

한편 총산출에서 비내구재산업이 차지하는 비중(약 80%)이 매우 높은 점과 내수의 금리민감도가 수출에 비해 높은 점 등을 감안하여, ‘비내구재산업에서 내수가 차지하는 비중’(NAESU_{ND})을 설명변수에 추가해 보았으나 추정 결과는 차이가 없는 것으로 나타났다(〈표 1〉의 〈모형 2〉). 이같은 실증분석 결과는 내구재산업 비중이 유의하지 않고 은행대출경로만이 유의한 것으로 본 김영덕·최진석

(2010)의 결과와 차이를 지닌다. 이러한 차이는 충격반응함수를 산출하기 위해 본고와는 달리 통상적인 VAR 모형을 이용하였다는 점, 통화정책 효과의 지역 차이를 분석하기 위해 사용한 설명변수가 다른 점 등 여러 요인에 기인하는 것으로 보인다. 향후 충격반응함수(종속변수) 산출 모형과 통화정책 전달경로를 반영하는 적절한 설명변수의 발굴 등 추가적인 연구가 진행될 필요가 있어 보인다.

〈표 1〉의 회귀분석을 다른 시점에서의 누적충격반응함수 값에 대해서도 실시해 보았다. 즉, 2분기~12분기까지의 누적충격반응함수 값을 각각 별도의 종속변수로 하여 동일한 회귀분석을 실시하였다. 〈표 2〉는 누적충격반응함수의 4분기 및 8분기 값에 대한 회귀분석 결과를, 〈그림 5〉는 각 회귀분석에서 얻은 계수 추정치들을 시점별로 각각 나타낸 것이다.

〈표 2〉 통화정책 효과와 지역적 차별화 요인(4분기 이후)¹⁾

	4분기	8분기
상수항	-1.7793 (-0.47)	-1.0330 (-0.40)
$DURA_N$	-0.0511** (-2.22)	-0.0421* (-1.89)
$DURA_N \times BF$	0.0006* (1.87)	0.0007** (2.55)
$SMALL$	0.0180 (0.45)	0.0264 (1.00)
$NONBANK$	-0.0052 (-0.96)	-0.0075* (-2.08)
BF	-0.0251** (-2.51)	-0.0208*** (-3.40)
$R^2(\bar{R}^2)$	0.71 (0.57)	0.71 (0.56)

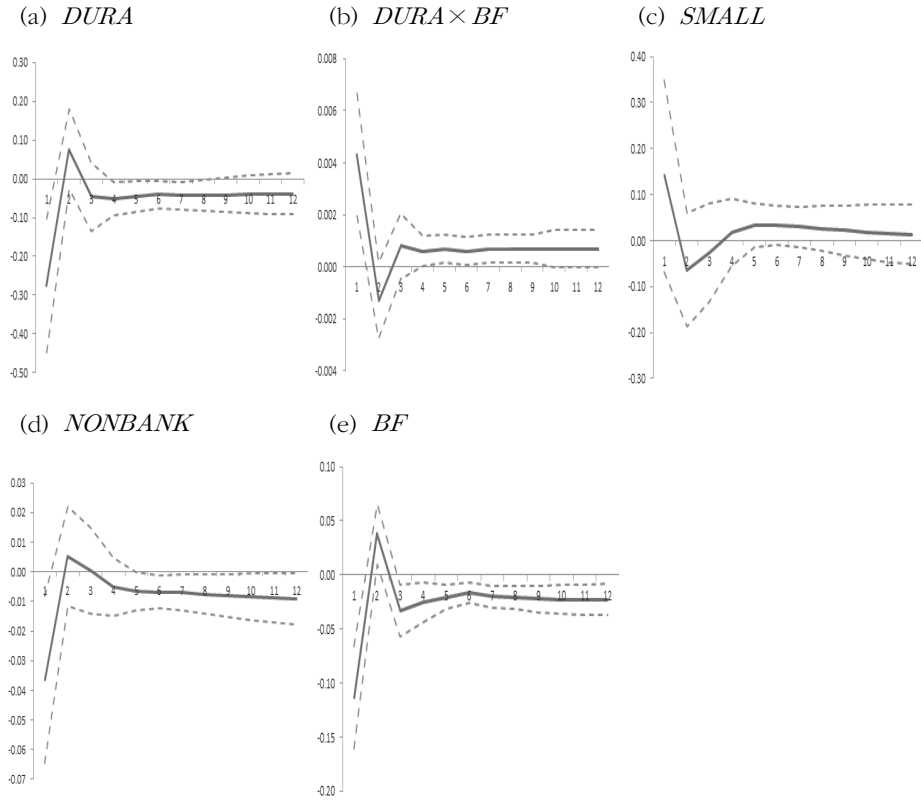
주: 1) 모형 1에 대한 결과로 16개 지역 GRDP의 4분기 및 8분기 누적반응함수 값을 종속변수로 하여 회귀분석한 결과임.

2) () 내는 t 값, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준하에서 유의함을 의미함.

추정 결과, 4분기 이후의 경우에도 누적충격반응함수 1분기 값을 사용한 경우와 상당히 유사한 결과를 나타냈다. 즉, 1분기에서의 충격반응함수 값을 종속변수

로 했을 때 나타난 계수들의 유의성이 4분기 이후의 경우에도 거의 비슷하게 유지되었다.

〈그림 5〉 지역적 차별화 요인과 분기별 통화정책 효과¹⁾



주: 1) 횡축은 누적반응함수 측정시점을, 종축은 해당 시점에서 추정된 계수의 크기를 각각 의미함.

2) GRDP의 1~12분기 누적충격반응함수 값을 종속변수로 하는 회귀분석으로부터 추정된 회귀계수 추정치(굵은 실선) 및 90% 신뢰구간(점선)

V. 결론 및 시사점

최근까지 금리는 인플레이션을 감소 및 통화정책으로 인하여 전세계적으로 하락하는 추세에 있었다. 최근 미국을 중심으로 통화정책의 기조변화 움직임이 있으며 미래의 금리변화 방향에 대한 불확실성이 높아 중앙은행의 통화정책에 대한 이해 필요성이 금리에 큰 영향을 받는 보험산업에 있어서도 제기된다고 할 것이다. 통화정책으로 인한 금리의 변화는 보험시장의 수요와 공급 모두에 영향을 미칠 수 있으므로 보험산업에서는 이와 같은 통화정책의 변화와 그 영향에 대한 분석에 관심을 가질 필요가 있을 것이다¹⁸⁾.

본고에서는 이와 같은 배경하에 그동안 연구가 상대적으로 미흡하였던 광역자치단체를 대상으로 통화정책효과가 지역권별로 차이가 있는지 여부를 GRDP를 기준으로 실증분석해 보았다. 일반적으로 통화정책의 효과는 지역적인 차이 없이 전국에 걸쳐 유사하다는 것이 학계의 암묵적인 가정이며, 이와 같은 인식하에 이론적 분석 및 의사결정이 전국을 단위로 한 정책효과에 대한 분석에 바탕을 둔 경우가 많았다. 실증분석 결과, 통화정책은 모든 지역권에 기대된 대로 유의한 효과를 나타내었다. 통화정책 시행 후 초기에는 일부 지역권이 수도권과 차이를 보였으나 시간이 지남에 따라 동 차이는 사라지는 것으로 나타났다. 통화정책 시행 후 초기 국면에서 통화정책 효과의 지역 간 차이는 금리민감산업 비중 및 중소기업 비중 그리고 비은행 금융기관 대출의 지역 간 차이, 지역 간 산업연관효과 등에 기인하는 것으로 분석되었다. 특히 금리민감산업 비중이 통화정책에 미치는 효과는 지역 간 전후방연관효과와의 상호작용에 의해 완화되는 것으로 나타났다.

18) 중앙은행의 통화정책으로 인한 금리의 변화는 보험산업에 다양한 요인을 통하여 영향을 미칠 수 있다. 완화적인 통화정책으로 금리가 하락할 경우 보험회사의 자산운용 수익률이 감소하여 보험요율이 가입자에게 불리하게 변경될 수 있으며 이에 따라 보험상품의 수요가 감소할 수 있다. 또한 업권의 경우 통화정책의 기조변화로 금리가 변화할 경우 자산과 부채의 평가법 차이로 인하여 재무제표가 변하며 이것은 보험회사가 자산-부채 듀레이션을 다시 일치시킬 때까지 지속된다. 또한 보험회사가 대부분의 보험수익을 채권에 투자할 경우 통화정책은 보험회사 수익에 큰 영향을 미칠 수 있으며 또한 보험회사의 주가에도 영향을 미칠 수 있는 등 보험시장의 수요와 공급 모두에 있어 통화정책의 영향과 향방은 중요성을 갖는다고 할 것이다.

이와 같은 분석결과는 통화정책의 유효성을 제고하기 위해서는 통화정책의 지역적 차이 존재 여부를 주기적으로 점검하고 지역적 차이를 유발할 수 있는 요인의 추이를 모니터링 할 필요성을 제기한다고 할 것이다. 특히 통화정책의 지역별 차이가 비은행 금융산업의 지역별 발전도와 밀접한 연관이 있음을 감안할 때 정책의 유효성 제고를 위해서는 이에 대한 고려가 필요하다고 할 것이다.

참고문헌

김기호, “비관측인자 오차수정모형을 이용한 월별 GDP 추정”, **경제분석**, 제13권, 제3호, 2007, pp. 70-110.

김영덕 · 최진석, “통화정책의 지역별효과에 관한 실증분석”, **경제연구**, 제28권, 제4호, 2010, pp. 27-50.

한국은행, **2005년 지역산업연관표**, 2009.

Arnold, Ivo J. M., “The Regional Effects of Monetary Policy in Europe”, *Journal of Economic Integration*, Vol. 16, No. 3, 1999, pp. 399-420.

Bernanke, B., and A. S. Blinder, “Credit, Money and Aggregate Demand”, *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 78, 1988, pp. 435-439.

BIS, “The Transmission Channels Between the Financial and Real Sectors: A Critical Survey of the Literature”, Working Paper, No. 18. 2011.

Brissimis, S. N., and N. S. Magginas, “Forward-Looking Information In VAR Models and the Price Puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, 2006, pp. 1225-1234.

Carlino, Gerald, and Robert DeFina, “The Differential Effects of Monetary Policy”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 4, 1998, pp. 572-587.

Chow, G., and A. Lin, “Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 53, No. 4, 1971, pp. 372-375.

Dedola, Luca, and F. Lippi, “The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the Industries of Five OECD Countries”, Working Paper No. 389, Bank of Italy, 2001.

Dees, S., F. D. Mauro, M. H. Pesaran, and L. V. Smith, “Exploiting The International Linkages of The Euro Area: A Global VAR Analysis”, *Journal of Applied*

- Econometrics*, Vol. 22, 2007, pp. 1-38.
- Fares, Jean, and G. Srour, "The Monetary Transmission Mechanism At the Sectoral Level", Working Paper 2001-27, Bank of Canada, 2001.
- Fielding, D, and K. Shields, "Regional Asymmetries in the Impact of Monetary Policy Shocks on Prices: Evidence from US Cities", Economics Discussion Papers, No. 0702, University of Otago, 2007.
- Francis, N., M. T. Owyang, and T. Sekhposyan, "The Local Effects of Monetary Policy", Working Paper 2009-048D, FRB of St. Louis, 2009.
- Kahn, G. A., "The Changing Interest Sensitivity of the U.S. Economy", *Economic Review*, FRB of Cansas City, 1989.
- Kashyap, A., and J. Stein, "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 42, 1995, pp. 151-195.
- Korobilis, D., and M. Gilmartin, "The Dynamic Effects of U.S. Monetary Policy on State Unemployment", MPRA Paper No. 27596, 2010.
- Mihov, Illian, and Andrew Scott, "Monetary Policy Implementation and Transmission in the European Monetary Union", *Economic Policy*, Vol. 16, No. 33, 2001 pp. 369-406.
- Owyang, M., J. Piger, and H. Wall, "Business Cycle Phases in U.S. States", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, 2005, pp. 604-616.
- Owyang, M. T., and H. J. Wall, "Regional VARs and the Channels of Monetary Policy", *Applied Economics Letters*, Vol. 16, 2009, pp. 1191-1194.
- Patridge, M., and D. S. Rickman, "Differences in State Unemployment Rates: The Role of Labor and Product Market Structural Shifts", *Southern Economic Journal*, Vol. 62, No. 1, 1995, pp. 89-106.
- Pesaran, M. H., Til Schuermannm, and S. M. Weiner, "Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconomic Model",

Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 22, No. 2, 2004, pp. 129-162.

Romer, C. O., and D. H. Romer, "Federal Reserve Information and the Behaviour of Interest Rates", *American Economic Review*, Vol. 90, 2000, pp. 429-457.

Abstract

Monetary policy effects are generally perceived to be similar across regions within a country. For this reason, monetary authorities have not taken into consideration region-specific information when conducting analysis on policy effects and policy-related decisions.

There have been studies on monetary policies and their differential effects on local region in large areas facilitating great diversity as the U.S. or the EU. One of the main results shows that U.S. monetary policy has differential regional effects across regions and so does EU monetary policy on its member states.

For the possibility of differences in monetary policy effects since the local self-government system was launched in Korea in 1995, it seems necessary to analyze the effects of monetary policy on the real economy across the local regions.

In this paper, we empirically analyze the differential regional impacts of monetary policy on 16 local governments in Korea and examine the factors that have caused such differences. The result from the impulse response analysis of GRDP shows that monetary policy itself has significant effects throughout the country and that its short-term effect differs across regions. Also, there are significant cross-regional differences in the short run; however, such differences disappear over time. Especially, the regional differences in short-term monetary effects are attributable to the share of interest-sensitive industries, that small and medium-sized firms, and interregional linkages.

※ **Key words:** Monetary Policy, Regional Analysis, GVAR

【부 록】

단위근 검정 및 공적분 검정 결과

1. 단위근 검정 결과

a. GRDP

	수준변수		1차차분	
	ADF검정	KPSS검정	ADF검정	KPSS검정
서울	-0.895	1.108***	-9.521***	0.353
부산	-0.768	0.960***	-10.051***	0.376
대구	-4.576***	1.116***	-9.793***	0.291
인천	-0.910	0.978***	-11.232***	0.309
광주	-1.095	0.954***	-7.833***	0.404*
대전	-2.175	0.967***	-7.688***	0.336
울산	-1.763	1.089***	-8.706***	0.269
경기	0.155	0.976***	-7.118***	0.244
강원	-0.616	1.106***	-12.206***	0.500**
충북	-3.052**	0.977***	-7.519***	0.284
충남	0.208	0.950***	-7.949***	0.153
전북	-1.219	1.115***	-7.426***	0.294
전남	-1.153	1.099***	-7.610***	0.291
경북	-3.453**	0.933**	-7.226***	0.427
경남	-0.629	0.976***	-8.417***	0.249
제주	-0.781	1.086***	-9.800***	0.317

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

b. CPI

	수준변수		1차차분	
	ADF검정	KPSS검정	ADF검정	KPSS검정
서울	-0.524	1.241***	-9.169***	0.044
부산	-0.785	1.235***	-9.910***	0.097
대구	-0.805	1.235***	-9.599***	0.116
인천	-1.029	1.237***	-9.693***	0.134
광주	-0.926	1.235***	-9.225***	0.100
대전	-1.253	1.233***	-8.956***	0.186
울산	0.066	1.235***	-9.138***	0.068
경기	-0.955	1.237***	-9.580***	0.127
강원	-0.766	1.236***	-7.249***	0.090
충북	-0.483	1.233***	-8.726***	0.061
충남	-0.747	1.231***	-9.206***	0.103
전북	-0.827	1.233***	-9.168***	0.116
전남	-0.724	1.232***	-9.290***	0.089
경북	-0.648	1.229***	-9.492***	0.091
경남	-0.537	1.233***	-9.077***	0.056
제주	-1.275	1.235***	-5.227***	0.157

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

c. 취업자 수

	수준변수		1차차분	
	ADF검정	KPSS검정	ADF검정	KPSS검정
서울	-1.102	0.824***	-5.525***	0.047
부산	-2.540	0.423*	-6.237***	0.052
대구	-2.189	1.040***	-6.583***	0.148
인천	-0.070	1.213***	-6.815***	0.061
광주	-0.608	1.219***	-7.028***	0.060
대전	-1.585	1.217***	-6.890***	0.224
울산	-2.911*	0.967***	-7.385***	0.084
경기	-0.814	1.238***	-6.532***	0.084
강원	-1.071	1.129***	-6.382***	0.040
충북	0.601	1.327***	-11.556***	0.153
충남	1.398	1.295***	-9.364***	0.254
전북	-2.823*	0.141***	-10.500***	0.203
전남	-1.927	1.174***	-9.327***	0.125
경북	-1.354	1.077***	-11.136***	0.256
경남	-2.514	0.279	-9.121***	0.087
제주	-0.140	1.191***	-5.091***	0.043

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

2. 공적분 검정 결과

	최적시차 ¹⁾	공적분벡터 수 ²⁾
서울	1	1
부산	2	1
대구	1	1
인천	1	1
광주	1	1
대전	1	2
울산	1	1
경기	2	1
강원	1	1
충북	1	2
충남	1	2
전북	1	1
전남	1	1
경북	1	2
경남	1	1
제주	2	1

주: 1) 최대시차를 4로 한 후 SIC를 이용하여 선정함.

2) trace 및 maximum eigenvalue 통계량을 이용하여 판정함.