

경제 충격과 산업 간 공행성: 기간 간 변화를 중심으로*

황선웅** · 민성환*** · 신동현****

본 연구는 다부문 시변모수 벡터자기회귀모형을 이용하여 경제 충격에 대한 산업 간 반응의 유사성이 지난 20년간 어떻게 변화해 왔는지를 분석한다. 분석결과 국내 경기 충격과 재정지출 충격에 대한 산업 간 반응의 유사성은 예전보다 약화된 반면, 국제유가 충격에 대한 산업 간 반응의 유사성은 1990년대를 지나면서 빠르게 강화된 후 최근까지 상당히 높은 수준에서 유지되고 있다.

본 연구의 결과는 경기확장기 산업 간 선순환구조를 강화하고 국제유가 변화에 대한 체계적 위험을 낮추기 위해 더 많은 정책적 노력을 기울일 필요가 있음을 시사한다. 경기안정화 정책 운용 시에는 산업 간 중간재 거래망의 구조적 특징과 충격의 확산경로를 중요하게 고려할 필요가 있다.

핵심주제어: 경기변동, 산업 간 공행성, 시변모수모형, FAVAR, Global VAR

경제학문헌목록 주제분류: E32, C5

I. 머리말

다양한 경제 충격에 대하여 경제 내 산업들이 서로 얼마나 다르게 또는 얼마나 유사하게 반응하느냐는 것은 학술적·정책적 관점 모두에서 매우 중요한 문제이다. 학술적으로는 기존 이론의 현실 설명력을 평가하는 기준이자 새로운

* 본 연구에 많은 도움을 주신 한국은행 경제연구원 최운규 원장님, 정규일 부원장님, 김기호 박사님, 세미나에서 유익한 논평을 주신 미시제도연구실 안병권 실장님, 박창귀 선임연구원님과 세미나 참석자 여러분, 한국경제연구 편집위원님들과 심사위원님들, 자료 요청을 수락해 주신 최진호 박사님께 깊은 감사의 뜻을 포함합니다. 본 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성되었으며, 황선웅 외(2014)의 한국은행 워킹페이퍼를 수정·보완한 것이다. 본 논문의 내용은 연구자들의 개인적 의견이며 산업연구원 및 한국은행의 공식 견해와는 무관하다.

** 주저자, 산업연구원 연구위원, 전화: (02) 3299-3088, E-mail: sunoong.hwang@kiet.re.kr

*** 공동저자, 산업연구원 연구위원, 전화: (02) 3299-3127, E-mail: shmin@kiet.re.kr

**** 공동저자, 연세대학교 경제학부 강사, 전화:(02) 2123-2465, E-mail: idol@yonsei.ac.kr

논문투고일: 2014. 4. 18 수정일: 2014. 5. 14 게재확정일: 2014. 6. 5

이론을 전개하는 계기가 될 수 있기 때문이다. 정책적 관점에서 중요한 이유는 경제 충격이 여러 산업에 걸쳐 광범위한 영향을 미칠 때와 그렇지 않을 때를 구분하여 정책의 범위와 강도를 결정할 필요가 있기 때문이다.

기존 이론에 의하면 산업 간 공행성(industry comovement), 즉 여러 산업이 경기변동 주기에서 유사하게 움직이는 현상의 주된 이유는 거시경제 공통 충격과 산업 간 중간재 거래망 때문이다.¹⁾ 관련 실증 연구도 상당히 많이 수행되었다.²⁾ 본 논문에서 주목하는 문제는 대부분의 기존 연구들이 산업 간 공행성의 정도가 시간에 따라 변하지 않는다는 가정 위에서 분석을 수행했다는 것이다. 하지만 이러한 가정은 현실과 부합하지 않을 가능성이 높다. 본 논문은 다양한 경제 충격에 대한 산업 간 반응의 유사성이 지난 20년간 어떻게 변화해 왔는지를 분석하고자 한다.

경제 충격에 대한 거시경제 총량 변수들의 반응 변화를 분석한 연구는 매우 많았다. 우리나라의 경우에 대해서도, 예컨대 Lee and Song(2011)과 이근영(2011)은 유가 충격이 국내 생산에 미치는 효과가 약화되었다는 결과를 제시한 반면, 김권식(2011)은 2000년대에 발생한 대부분의 경기불황도 유가 충격으로부터 유의한 영향을 받았다는 결과를 제시하였다. 금리 충격이 생산에 미치는 효과에 대해서도 이항용 외(2005)는 약화되었다는 결과를, 공철·한영욱(2009)은 강화되었다는 결과를 제시하였다. 재정지출의 경우에는 최진호·손민규(2013)가 충격의 효과가 약화되었다는 결과를 제시하였다.

반면, 산업 간 공행성의 시간에 걸친 변화 여부 및 특징에 관한 분석은 국내외 모두 매우 부족하였다. 미국의 경우에 대한 대표적 연구로는 Foerster *et al.* (2011)을 들 수 있다. 이들은 미국 생산지수 증가율의 산업 간 상관계수가 1980년대 중반을 지나면서 이전 시기의 절반 이하로 하락하였고 그러한 변화가 공통 충격의 효과 감소에 기인한 것이라는 결과를 제시하였다. 하지만 이들은 구체적으로 어떤 공통 충격(유가, 통화정책, 재정정책 등)의 효과가 변화하여 산업 간 공행성이 약화되었는지는 밝히지 않았다. 한국의 경우에 대한 연구로는 황선웅(2013a)을 들 수 있다. 그는 우리나라 전 산업 평균수준에서 측정된 산업 간 공행성은 1997~1998년 경제위기를 전후하여 크게 변화하지 않았으나 수출 산업과 내수 산업 등 이종 그룹 간의 공행성은 2000년대 들어 지속적으로 약화

1) 거시경제 공통 충격의 중요성을 강조하는 이론적 연구로는 Lucas(1977)와 Dupor(1999)를 참고하라. 산업 간 중간재 거래망의 역할을 강조하는 이론적 연구는 Long and Plosser (1983), Horvath(2000), Acemoglu *et al.*(2012)이 대표적이다.

2) 최근의 대표적 연구로는 Foerster *et al.*(2011)과 Holly and Petrella(2012)를 들 수 있다.

되고 있다는 결과를 제시하였다. 하지만 그의 연구 역시 그러한 공행성 변화가 어떠한 경제 충격의 효과 변화에 기인한 것인지는 밝히지 않았다.

본 연구는 이러한 기존 연구들과 달리 6개 거시경제 공통 충격(세계 경기, 국제유가, 재정지출, 국내 경기, 물가, 금리 충격)을 구체적으로 식별하고 각각의 충격에 대한 산업 간 반응의 유사성이 그 동안 어떻게 변화해 왔는지를 분석한다. 분석모형은 최근 Hwang(2013)이 고안한 다부문 시변모수 벡터자기회귀(time-varying parameter vector autoregressive: TVP-VAR)모형을 이용하며, 모형의 모수는 Bayesian 기법을 이용해 추정한다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 기존 연구들과 차별된다. 우선, 연구 주제 면에서의 차별성은 구체적으로 정의된 다양한 거시경제 충격이 산업 간 공행성에 미치는 효과를 분석한다는 점, 그러한 거시경제 공통 충격의 효과와 산업 고유 충격의 확산효과를 비교한다는 점, 산업 간 중간재 거래구조가 경제 충격의 전파과정에 미치는 영향을 분석한다는 점 등을 들 수 있다. 특히, 본 연구는 그러한 특징이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화해 왔는지를 분석한다는 점에서 기존의 연구들과 크게 다르다고 할 수 있다. 다음으로, 방법론 면에서는 최근 많은 관심을 받고 있는 시변모수 벡터자기회귀모형을 이용한다는 점, 국가 간 경기변동 동조성 분석에 주로 이용되고 있는 GVAR(Global VAR) 모형을 참고하여 개별 산업 간의 상호의존성을 모형화한다는 점, 조건부 상관계수 분석을 통해 산업 간 공행성을 각각의 경제 충격에 의한 부분들로 분해한다는 점 등을 본 연구의 의의라 할 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ절과 제Ⅲ절은 본 연구의 분석방법과 자료를 설명한다. 제Ⅳ절은 거시경제 공통 충격이 산업 간 공행성에 미치는 효과가 그 동안 어떻게 변화해 왔는지를 분석한다. 제Ⅴ절은 산업 고유 충격과 산업 간 중간재 거래망의 중요성에 대해 살펴본다. 제Ⅵ절은 분석결과를 요약한 후 본 연구의 한계와 후속 연구 방향을 설명한다.

II. 분석방법

1. 다부문 시변모수 벡터자기회귀모형

본 연구는 최근 Hwang(2013)이 고안한 다부문 TVP-VAR 모형을 이용하여

산업 간 공행성에 대한 경제 충격의 효과 변화를 분석한다. 동 모형의 중요한 특징은 다음과 같다. 첫째, Pesaran *et al.*(2004)과 Dees *et al.*(2007)의 GVAR 모형을 참고하여 산업 간 상호 의존성을 모형화한다.³⁾ 둘째, Bernanke *et al.*(2005)의 FAVAR(factor augmented VAR) 모형을 참고하여 거시경제 공통요인들 간의 동태적 상호작용을 모형화한다.⁴⁾ 셋째, Primiceri(2005), Del Negro and Otrok(2008), Baumeister *et al.*(2013) 등의 선행 연구를 참고하여 모형 내 모든 회귀계수가 시간에 따라 변화할 수 있도록 한다. 본 연구는 이러한 세 가지 요소를 한 모형 내에서 동시에 고려함으로써 기존의 표준적 접근법으로는 파악하기 힘든 새로운 실증적 정보를 제공하고자 한다.⁵⁾

먼저, 개별 산업들의 생산 방정식은 다음과 같다.

$$x_{i,t} = \sum_{k=1}^p \rho_{i,k,t} x_{i,t-k} + \sum_{k=0}^p \lambda_{i,k,t} x_{i,t-k}^* + \psi_{i,t}' y_t + e_{i,t} \quad (1)$$

여기서, $x_{i,t}$, $i=1, \dots, N$, $t=1, \dots, T$ 는 i 번째 산업의 t 시점 GDP 순환성분이며, y_t 는 세계 경기, 국제유가, 재정지출, 국내 경기, 물가, 금리로 구성된 열벡터이다. $\rho_{i,k,t}$, $\lambda_{i,k,t}$, $\psi_{i,t}$ 는 회귀계수이며, $e_{i,t}$ 는 오차항이다. 식 (1)의 모든 회귀계수가 시간의 함수로 표현되어 있다는 점에 주목하라.

$x_{i,t}^*$ 는 GVAR 모형의 아이디어를 반영하여 포함한 항이다. 이는 다른 산업들의 생산이 i 산업의 생산에 미치는 효과를 파악하기 위한 항으로서 다음과 같이 구축된다.

$$x_{i,t}^* = \sum_{j=1, j \neq i}^N w_{i,j,t} x_{j,t} \quad (2)$$

3) GVAR 모형을 이용하여 해외 충격이 한국 경제에 미치는 영향을 분석한 선행 연구로는 김윤영·박준용(2009), Greenwood-Nimmo *et al.*(2012), 최병재 외(2013)가 있다.

4) FAVAR 모형을 이용하여 국내 통화정책이 세분화된 물가지수에 미치는 영향을 분석한 사례로는 박강우(2009)가 있다.

5) 본 모형의 의미를 명확히 하기 위해 기존 접근법의 한계를 부연하면 다음과 같다. 우선, 고정된 모수를 가정하는 GVAR 혹은 FAVAR 모형을 이용하면 어떤 경제 충격이 산업 간 공행성에 전 기간 평균적으로 어느 정도의 영향을 미쳤는지는 알 수 있지만 그러한 영향력이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화해 왔는지는 파악할 수 없다. 한편, 표준적 GVAR 모형은 개별 단위들 간의 상호 의존성을 고려한다는 장점을, 표준적 FAVAR 모형은 공통요인들 간의 동태적 상호작용을 고려한다는 장점을 갖지만, 역으로 상대편 모형에서 강조하는 특징은 고려하지 않는다는 한계를 갖는다.

여기서 $w_{i,j,t}$ 는 i 산업과 j 산업 간 t 시점 거래 총액을 i 산업의 t 시점 총산출로 나눈 값으로 산업연관표의 국산거래표를 이용해 계산한다.⁶⁾

이러한 개별 산업모형의 특징은 다음과 같다. 첫째, $w_{i,j,t-k}$, $k=0, \dots, p$ 자체는 생산 관련 자료를 이용해 추정하지 않고 산업연관표의 정보를 이용해 모형 외부에서 계산한다. 대신, 이를 가중치로 이용하여 구축된 변수 $x_{i,t-k}^*$ 에 대한 회귀계수 $\lambda_{i,k,t}$ 를 추정한다. 이를 통해 추정될 모수의 수는 대폭 줄이면서 생산자료의 특징도 고려하여 산업 간 파급효과의 크기를 파악한다.⁷⁾

둘째, i 산업의 중간재 조달 및 판매 구조에서 높은 비중을 차지하는 산업들이 그렇지 않은 산업들보다 i 산업의 생산에 더 큰 영향을 미치게 된다. 아울러, j 산업과 i 산업 간 직접적 경로뿐 아니라 j 산업의 생산이 다른 산업을 거쳐 i 산업의 생산에 영향을 미치는 간접적 경로도 고려할 수 있다. j 산업의 생산은 다른 산업들의 방정식에도 설명변수로 포함되고 이들 산업들의 생산 변화도 i 산업의 생산에 영향을 미치기 때문이다.

셋째, 모형 내 다른 모수들과 마찬가지로 산업별 가중치 $w_{i,j,t}$ 에 대해서도 시간에 따른 변화를 허용한다. 우리나라의 산업연관표는 5년 주기로 실측표가 발표되고 있다. 따라서 본 연구에서는 우선 각 조사연도의 산업연관표를 이용하여 $w_{i,j,t}$ 를 계산한 후 이를 선형 보간법으로 연결하여 분기별 시계열을 생성한다.⁸⁾

넷째, 다른 모든 산업으로부터의 파급효과를 종합한 $x_{i,t}^*$ 와 거시경제 공통요인 q_t 는 개별 산업의 생산 $x_{i,t}$ 에 대해 약외생적(weakly exogenous)이라고 가정한다. 이는 모형의 추정을 위해 GVAR 문헌에서 일반적으로 이용되고 있으며 직관적으로도 큰 무리가 없는 가정이다.

식 (2)를 식 (1)에 대입하여 $x_{i,t}$ 를 $x_t=(x_{1,t}, \dots, x_{N,t})'$ 의 함수로 표현한 후 그러한 개별 산업 방정식을 모든 i 에 대해 순서대로 정렬하면 다음과 같은 다부문 TVP-VAR 모형을 구축할 수 있다.⁹⁾

6) i 산업에서 j 산업으로의 중간재 판매를 $m_{i,j,t}$, j 산업에서 i 산업으로의 중간재 판매를 $m_{j,i,t}$, i 산업의 총산출을 $z_{i,t}$ 라고 하면, $w_{i,j,t}=(m_{i,j,t}+m_{j,i,t})/z_{i,t}$.

7) 만약 각 산업의 생산에서 다른 산업 생산이 차지하는 중요성을 일일이 추정하면 자기회귀항의 회귀계수 p 개, 거시경제 공통요인항의 회귀계수 6개와 함께 산업 간 파급효과 관련 회귀계수 $(p+1) \times (N-1)$ 개를 추가적으로 추정해야 한다. p 와 N 이 작지 않으면 심각한 자유도 상실 문제가 발생하게 되고 p 와 N 이 상당히 클 경우에는 모형의 추정 자체가 불가능해질 수도 있다. 반면, 위와 같은 가중합 방법을 이용하면 산업 간 파급효과와 관련된 회귀계수의 수를 $p+1$ 개로 줄일 수 있다.

8) 각 조사연도의 산업연관표에서 계산되는 가중치는 해당연도 4/4분기 관측치로 가정하였다.

$$G_t(L)x_t = \Psi_t y_t + e_t \quad (3)$$

여기서, $e_t = (e_{1,t}, \dots, e_{N,t})'$, $G_t(L) = \sum_{k=0}^p G_{k,t} L^k$, L 은 시차 연산기호(lag operator)이며, $G_{k,t}$ 는 $\rho_{i,k,t}$, $\lambda_{i,k,t}$, $w_{i,j,t-k}$ 를 원소로 하는 $(N \times N)$ 차원 회귀계수 행렬이다.¹⁰⁾

표준적인 GVAR 모형에서는 공통요인 y_t 를 외생변수로 가정하고 그들 간의 동태적 관계는 특별히 모형화하지 않는다. 그와 달리 본 연구는 상술한 6개 거시경제 공통요인(세계 경기, 국제유가, 재정지출, 국내 경기, 물가, 금리)들이 다음과 같은 VAR 과정을 따른다고 가정한다.

$$y_t = \sum_{k=1}^p \Phi_{k,t} y_{t-k} + u_t \quad (4)$$

이러한 접근법은 FAVAR 모형의 아이디어를 반영한 것이다. 국내 경기는 Bernanke *et al.*(2005)과 마찬가지로 비관측 요인(unobserved factor)으로 가정하고 x_t 의 주성분(principal component)을 추출하여 이용한다. 그런데 x_t 의 주성분에는 산업 간 상호 의존성에 의한 공통 성분과 국내 경기 이외의 다른 거시적 요인에 의한 공통 성분도 포함되어 있을 가능성이 있다. 본 연구는 이를 감안하여 x_t 의 주성분 중에서 $x_t^* = (x_{1,t}^*, \dots, x_{N,t}^*)'$ 의 주성분 및 여타 거시경제 공통요인에 대해 직교하는 부분을 식별한 후 이를 국내 경기로 정의하고 이용한다.¹¹⁾

개별 산업 방정식의 회귀계수인 $L_{i,t} = (\rho_{i,1,t}, \dots, \rho_{i,p,t}, \lambda_{i,0,t}, \dots, \lambda_{i,p,t}, \Psi'_{i,t})'$ 와 공통요인 VAR 모형의 회귀계수인 $\Phi_t = (vec(\Phi_{1,t}), \dots, vec(\Phi_{p,t}))'$ 는 TVP-VAR, TVP-FAVAR 문헌의 기존 연구들을 따라 다음과 같이 임의보행 과정으로 가정한다.¹²⁾

9) 식 (3) 자체를 바로 추정하지 않는다는 점에 주의하라. 식 (1)을 모든 산업에 대해 추정 한 후 식 (3)의 연립방정식을 구축한다.
 10) 식 (3)의 도출과정과 G행렬의 구조에 관한 자세한 설명은 Pesaran *et al.*(2004)과 Dees *et al.*(2007)을 참고.
 11) Bernanke *et al.*(2005)도 미국의 국내 경기를 주성분 기법으로 추출하는 과정에서 본 연구와 유사한 문제를 제기하였고 본 연구와 유사한 직교화 방법을 이용해 문제를 해결하였다. 직교화 해법에 관한 자세한 설명은 Bernanke *et al.*(2005)을 참고.
 12) 이러한 시변모수모형을 이용하면 연구자가 임의로 더미변수를 구성하여 1997~1998년 경제위기, 2008년 글로벌 금융위기 등의 효과를 조정할 필요가 없다. 모형의 모수가 데이터의 특성을 반영하여 매 시점마다 변화하기 때문이다.

$$L_{i,t} = L_{i,t-1} + S_{i,t} \tag{5a}$$

$$\Phi_t = \Phi_{t-1} + \eta_t \tag{5b}$$

모형 내 오차항의 분포 역시 기존 연구들을 참고하여 다음과 같이 가정한다.

$$\begin{pmatrix} u_t \\ \eta_t \\ e_{1,t} \\ \vdots \\ e_{N,t} \\ \varsigma_{1,t} \\ \vdots \\ \varsigma_{N,t} \end{pmatrix} \sim MN(0, V), \quad V = \begin{pmatrix} \Sigma_u & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\eta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{e,1}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & e_{e,N}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \Sigma_{\varsigma,1} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \Sigma_{\varsigma,N} \end{pmatrix} \tag{6}$$

TVP-VAR, TVP-FAVAR 관련 최근 문헌에서는 경기변동의 진폭 축소(great moderation) 현상을 설명하기 위해 VAR 모형 오차항의 공분산을 시간에 따라 변화하도록 모형화하는 경우도 많다(Primiceri, 2005; Liu *et al.*, 2011; Baumeister *et al.*, 2013; Korobilis, 2013). 하지만 다수의 변수들로 구성된 TVP-FAVAR 모형을 이용하면서 모형 내 모든 회귀계수와 모든 오차항의 공분산에 대해 시간에 따른 변화를 허용한 연구는 아직 선례가 없는 상황이다.¹³⁾ 데이터의 정보량에 비해 모수의 수가 너무 많아지고 모형의 구조가 너무 복잡해지기 때문이다. 본 연구는 경기변동의 진폭 변화 문제보다 공행성 변화 문제에 더 큰 관심이 있다. 따라서 오차항의 공분산은 고정되어 있다고 가정하고 공통요인 VAR 모형 및 개별 변수 방정식의 모든 회귀계수에 대해 시간에 따른 변화를 허용한다. 본 연구의 결과를 해석할 때 이러한 점을 주의할 필요가 있다.

2. 모형의 추정, 충격 식별, 조건부 상관계수

모형의 모수는 Bayesian Gibbs 표본추출법을 이용해 추정하며, 시변 회귀계수

13) 예컨대, Liu *et al.*(2011), Baumeister *et al.*(2013), Korobilis(2013)는 공통요인 VAR 모형의 회귀계수와 오차항 분산에 대해서는 시간에 따른 변화를 허용하지만 개별 변수 방정식의 회귀계수와 오차항 분산은 고정되어 있다고 가정한다.

는 Cater and Kohn(1995)의 Kalman 필터방법을 이용해 생성한다.¹⁴⁾ 직교화된 공통 충격은 출레스키 분해(Choleski decomposition)를 이용해 식별한다. 변수 배열은 세계 경기, 국제유가, 재정지출, 국내 경기, 물가, 금리 순이다. 세계 경기와 국제유가를 국내 변수들의 위에 배치하는 것은 개방경제 VAR 문헌에서 일반적인 접근법이다(Liu *et al.*, 2011).¹⁵⁾ 정책 시차를 고려하여 재정지출을 국내 변수 중 맨 위에 두고 금리를 맨 아래에 배치하는 것 역시 VAR 문헌에서 보편적으로 이용되고 있는 방법이다(Rossi and Zubairy, 2011).¹⁶⁾ 또한 본 연구는 Liu *et al.*(2011) 등을 따라 국내 변수들은 해외 변수들에 영향을 미칠 수 없다는 소규모 개방경제 제약을 부과한다. 이를 위해 $\Phi_{k,t}$ 의 처음 두 행 세 번째 열부터 마지막 열까지의 회귀계수들을 모두 0으로 설정한다.

본 연구의 다부문 TVP-VAR 모형을 구조적 충격에 대한 VMA(vector moving average) 형태로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{pmatrix} x_{1,t} \\ \vdots \\ x_{N,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_t^{1,1}(L) & \cdots & C_t^{1,R}(L) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ C_t^{N,1}(L) & \cdots & C_t^{N,R}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \vdots \\ \epsilon_{R,t} \end{pmatrix} \quad (7)$$

여기서 $(\epsilon_{1,t}, \dots, \epsilon_{R,t})' = (v_{1,t}, \dots, v_{M,t}, e_{1,t}, \dots, e_{N,t})'$ 이며, $v_t = (v_{1,t}, \dots, v_{M,t})'$, $M=6$ 는 직교화된 구조적 공통 충격을 나타낸다. $C_t^{i,r}(L) = \sum_{k=0}^{\infty} C_{k,t}^{i,r} L^k$ 이며, $C_{k,t}^{i,r} = \partial x_{i,t+k} / \partial \epsilon_{r,t}$ 는 t 시점에 발생한 r 번째 충격이 $t+k$ 시점 i 산업 GDP 순환성분에 미치는 영향(충격반응함수)을 나타낸다.

본 논문의 초점은 각각의 구조적 충격에 대하여 산업별 GDP 순환성분이 얼마나 유사하게 반응하느냐는 것이다. 이는 다음과 같은 조건부 상관계수(conditional correlation)를 이용해 평가할 수 있다.

14) 회귀계수의 초기 값 및 오차항의 사전 분포, 표본추출 횟수 등에 대해서는 부록을 보라.

15) 세계 경기와 국제유가의 순서를 바꾸더라도 분석결과는 크게 달라지지 않았다.

16) 국내 경기와 물가의 순서는 본 연구의 결과에 거의 영향을 미치지 않았다. 통화정책 및 재정정책의 효과에 관한 VAR 문헌에서는 일반적으로 국내 경기 충격과 물가 충격을 따로 식별하지 않는다. 본 연구는 설명의 편의상 이들 두 충격도 출레스키 분해를 이용하여 식별하고 논의 대상에 포함한다. 기술 충격, 환율 충격, 금융 충격, 선호 충격 등 본 연구에서 고려하지 않은 다양한 구조적 충격이 국내 경기 충격과 물가 충격에 영향을 미칠 수 있다.

$$Corr(x_{i,t}, x_{j,t}; h, r, t) = \frac{\sum_{k=0}^h C_{k,t}^{i,r} C_{k,t}^{j,r}}{std(x_{i,t}; h, t) std(x_{j,t}; h, t)} \quad (8a)$$

$$std(x_{i,t}; h, t) = \left[\sum_{r=1}^R \sum_{k=0}^h (C_{k,t}^{i,r})^2 \right]^{1/2} \quad (8b)$$

이는 Den Haan(2000)이 제안한 지표에 근거한 것으로서 $x_{i,t}$ 와 $x_{j,t}$ 의 상관계수를 측정기간의 길이 h , 구조적 충격의 종류 r , 측정 시점 t 에 대한 조건부 함수로 표현한다. 측정기간 h , 시점 t 가 주어져 있을 때 식 (8a)를 모든 $r=1, \dots, R$ 에 대해 계산한 후 더한 값은 $x_{i,t}$ 와 $x_{j,t}$ 의 비조건부 상관계수이다. 따라서 어떤 구조적 충격에 의한 조건부 상관계수는 그러한 충격이 $x_{i,t}$ 와 $x_{j,t}$ 의 비조건부 상관계수에 기여하는 정도(기여도)를 의미한다고 해석할 수도 있다.¹⁷⁾

III. 분석 자료

본 연구는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 입수한 26개 산업의 계절조정 실질 GDP를 이용한다. 산업분류는 제9차 한국표준산업분류에 의거하며 제조업은 중분류 수준에서 11개 산업으로, 농림어업, 광업, 건설업, 전기·가스·수도, 서비스업 등은 대분류 수준에서 15개 산업으로 분류한다.

1988년 12월에 금리자유화가 시행되었다는 점을 고려하여 모형의 추정은 1989년 1분기 이후 자료를 대상으로 이루어진다. 표본 종료시점은 2011년 4분기이다. 베이지안 추정을 위해서는 모수 분포에 대한 사전적 믿음(prior belief)이 필요하다. 이를 위해 1976년 3분기부터 1988년 4분기까지를 초기 연습기간(training sample)으로 고려한다.¹⁸⁾

세계 경기는 OECD 실질 GDP, 국제유가는 미달러 기준 world crude oil price를 이용하며, 출처는 각각 OECD.Stat 및 IMF eLibrary이다. 재정지출은 최진호·손민규(2013)가 구축한 경기조정 1인당 실질 재정지출 자료를 이용한다. 물가는 한국은행 경제통계시스템에서 입수한 소비자물가지수를 이용하며, 금리는 소비자물가지수 상승률을 이용해 실질화한 회사채금리(장외 3년, AA-등급)를 사용

17) 이는 Gali(1999) 등 VAR 문헌의 다른 연구에서 이용된 조건부 상관계수와 차별화되는 특징이다.

18) 초기 연습을 통한 사전 분포 설정에 대해서는 Primiceri(2005)와 본 논문의 부록을 참고.

한다.¹⁹⁾

금리를 제외한 나머지 자료들은 대수 변환하였으며 모든 변수에 Hodrick-Prescott(HP) 필터를 적용하여 추세를 제거하였다. 평탄화 수준은 Harvey and Jaeger(1993)를 따라 추세적 요인의 상대적 분산이 0.000625가 되도록 설정하였다. 분석결과를 해석할 때 본 논문이 순환성분들 간의 관계만을 다루고 있다는 점에 주의할 필요가 있다. 추세를 제거하지 않은 수준변수나 로그 차분 등을 이용하면 분석결과가 본 논문과 다르게 나타날 수 있다.²⁰⁾ Baxter-King 필터와 Christiano-Fitzgerald 필터 등을 이용한 결과는 본 논문의 결과와 거의 유사하였다. 각 시계열은 추세 제거 후 평균이 0, 분산이 1이 되도록 정규화하였다. 따라서 이하에서 제시될 모든 결과는 한 단위 표준편차 충격에 대한 내생변수들의 반응을 의미한다.²¹⁾

산업별 가중치 $w_{i,j,t}$ 는 1975, 1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005, 2011년도의 기본 부문 국산거래표를 선형보간법으로 연결하여 산출하였다. 산업연관표와 GDP 통계의 산업분류를 어떻게 연계하였는지는 부록의 <부표 1>을 참고하라.

19) 콜금리 대신 회사채 금리를 고려한 것과 명목 금리 대신 실질 금리를 이용한 것은 한 심사자의 제안에 의한 것이다. 실질 금리는 $r=(1+i)/(1+\pi^2)-1$ 로 정의하였다. 여기서, i 는 명목 금리이며, π^2 는 향후 3년간 물가상승률 기대치의 연율화된 증감률이다. 현실에서는 미래 물가상승률에 대한 기대치를 정확히 측정할 수 없으므로 본 연구는 정태적 기대 상황을 가정하고 π^2 를 다음과 같이 계산하였다. $\pi^2=(P_0/P_{-3})^{1/3}-1$. 여기서, P_{-3} 은 3년 전 물가지수를, P_0 는 이번 달의 물가지수를 나타낸다.

20) 추세 제거 여부에 따라 분석결과가 달라질 수 있다는 것이 본 논문의 분석결과에 의문을 제기하는 것은 아니다. 분석 대상이 다르니 결과도 당연히 다르게 나타날 수 있다. 평탄화 모수를 0.000625로 설정한 Hodrick-Prescott 필터는 순환주기가 30분기 이상인 성분들은 제거하고 그 이하의 성분들에 대해서는 동일한 가중치를 부여한다. 반면, 로그 차분은 고빈도 순환성분에 대해 단조적으로 높은 가중치를 부여하는 필터이다. 따라서 로그 차분을 이용한 추정결과는 경기변동 성분의 특징보다 불규칙 요인 및 계절적 요인 등의 고빈도 특성에 의해 더 큰 영향을 받게 된다. 참고로 로그 차분 자료를 이용하여 본 연구의 모형을 추정하면 결과가 매우 불안정하게 나타나고 경제이론에 부합하지 않는 경우가 많았다.

21) 추세가 제거된 순환성분들의 표준편차는 다음과 같다. 세계 경기: 0.0133, 국제유가: 0.2048, 정부지출: 0.1579, 물가: 0.0514, 금리: 0.0211.

IV. 거시경제 충격과 산업 간 공행성

1. 충격반응함수와 예측오차 분산분해: 전 산업 평균적 결과

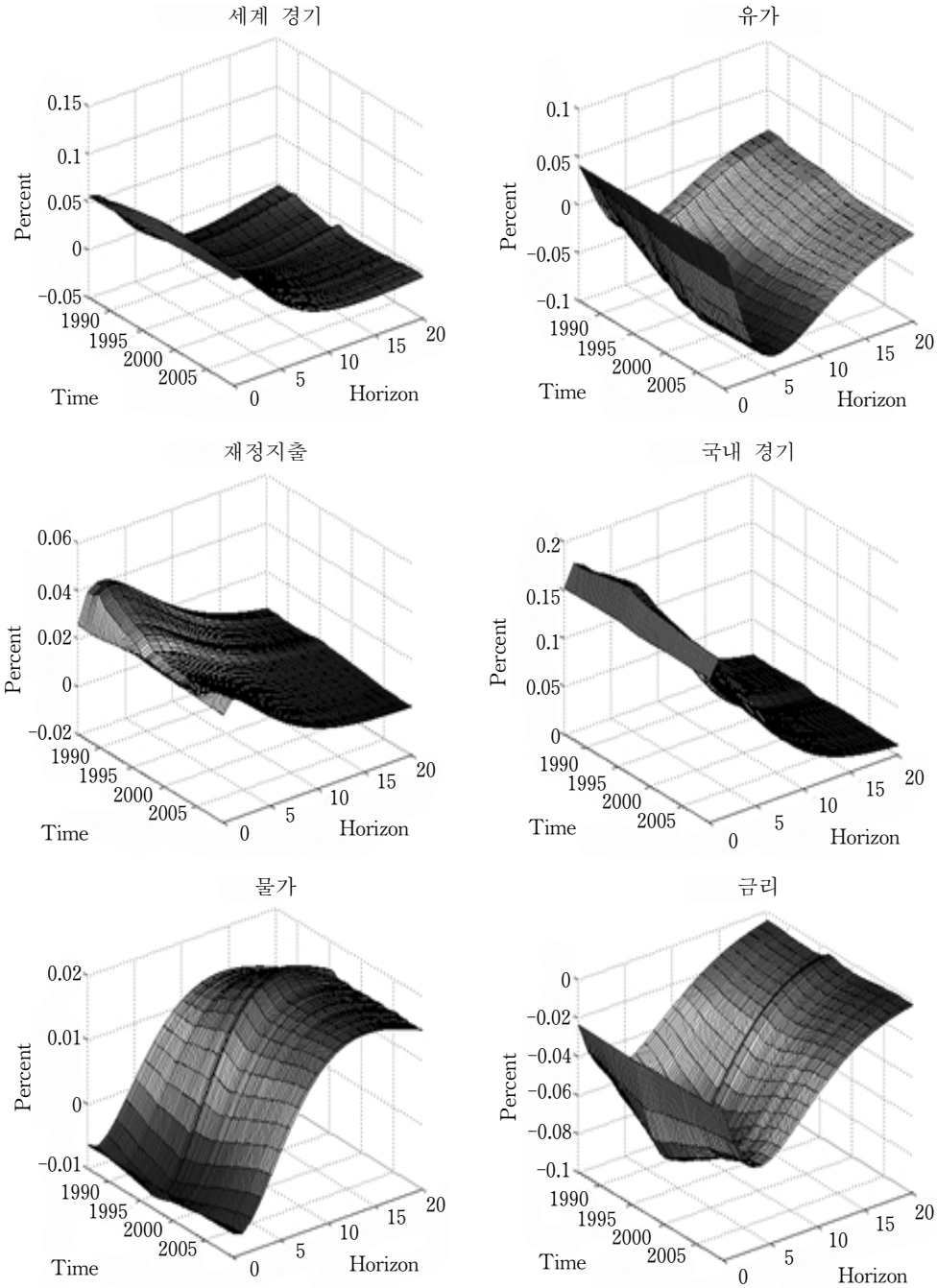
본 논문의 주된 목적은 각 시점별 산업 간 조건부 상관계수를 추정하여 경제 충격에 대한 산업 간 반응의 유사성이 그 동안 어떻게 변화해 왔는지를 살펴보는 것이다. 이를 위한 선행 작업으로 이 절에서는 우선 전 산업 평균적 수준에서, ① 경제 충격에 따른 산업별 GDP의 변화 방향이 경제이론에 부합하는지와, ② 산업별 GDP의 변동성에서 각 경제 충격이 차지하는 비율이 어떠한지를 간략히 검토한다.²²⁾

<그림 1>은 각각의 거시경제 공통 충격에 대한 산업별 GDP의 충격반응함수를 전 산업에 걸쳐 단순 평균한 결과를 보여준다. 산업별 충격반응함수에 해당 산업의 GDP 비중을 곱해 가중 평균한 결과와 평균이 아닌 중위값을 이용한 결과도 전반적인 패턴은 이 그림과 유사하였다. 식 (3)과 식 (4)의 시차는 $p=2$ 이상의 값을 선택할 경우 모수의 수가 급격히 증가해 모형의 추정결과가 매우 불안정해지는 모습을 보였기 때문에 두 경우 모두 $p=1$ 로 선택하였다.²³⁾ x 축은 대상 시점을, y 축은 충격 발생 후 경과기간(분기)을, z 축은 충격반응함수의 크기를 나타낸다. z 축의 값이 0이라는 것은 실질 GDP가 추세수준에 있다는 것을, z 축의 값이 양수(음수)라는 것은 경기확장(수축) 상황에 있다는 것을 의미한다.

<그림 1>의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 세계 경기와 국내 경기 확장, 재정지출 확대는 산업별 GDP에 대체로 긍정적 영향을 미쳤지만 국제유가와 금리의 상승은 대체로 부정적 영향을 미쳤다. 이는 거시경제학의 표준적 설명에 부합하는 결과이다. 물가의 상승은 산업별 GDP에 단기에는 부정적 영향을 미치

22) 논의의 초점을 흐리지 않기 위하여 본 논문은 각각의 세부 산업이 다양한 구조적 충격들에 대해 구체적으로 어떻게 반응해 왔는지, 그러한 반응이 그 동안 어떻게 변화해 왔는지, 그러한 변화가 어떠한 요인에 의해 추동되었는지 등에 관한 세부적 논의는 전개하지 않는다. 이는 후속 연구를 통해 이루어지기를 기대한다.

23) 원칙적으로는 AIC, SIC 등을 이용하여 모형의 시차를 결정하는 것이 바람직하다고 할 수 있다. 하지만 소규모 VAR 모형과 달리 TVP-VAR 모형 및 GVAR 모형 등 모수의 수가 상당히 많은 모형에서는 그러한 방법을 적용하기가 곤란하다. 예컨대, 적정 시차 선택을 위한 최대 시차를 8분기로 설정할 경우 시차를 1분기로 설정한 모형보다 8배나 더 많은 모수를 추정해야 하기 때문이다. 이러한 이유로 TVP-VAR 문헌(Primiceri, 2005; Baumeister *et al.*, 2013 등)과 GVAR 문헌(Pesaran *et al.*, 2004; Dees *et al.*, 2007 등)의 대부분의 선행 연구들도 $p=1$ 또는 2 정도의 작은 시차를 이용하였다.



주: 이 그림은 거시경제 공통 충격에 대한 산업별 GDP의 충격반응함수가 전 산업 평균적 수준에서 그 동안 어떻게 변화해 왔는지를 보여준다.

〈그림 1〉 거시적 충격에 대한 산업별 GDP의 충격반응함수: 전 산업 평균

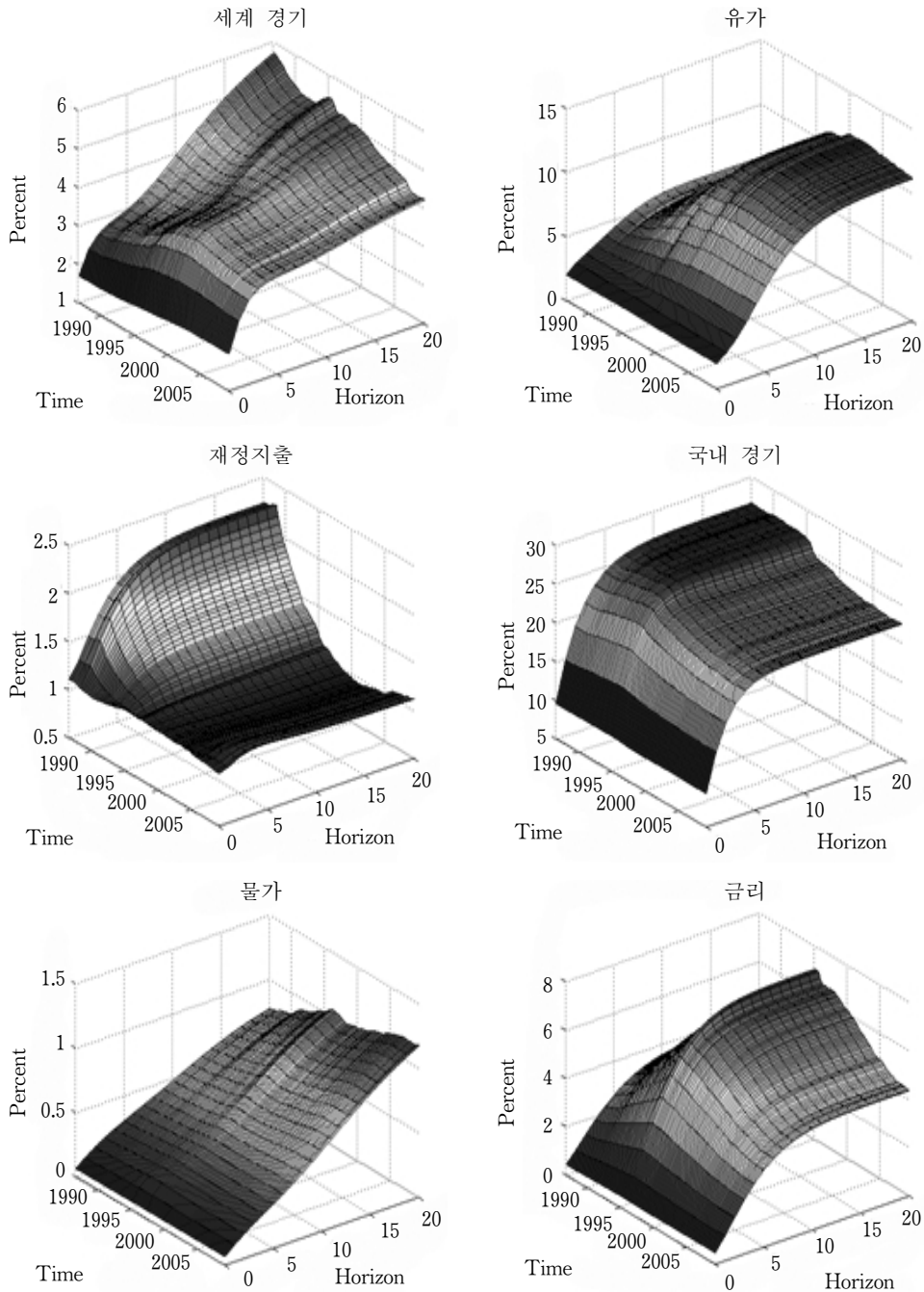
다가 시간이 지나면서 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타나지만 그러한 효과의 크기 자체는 전반적으로 매우 작은 편이었다. 둘째, 국제유가 충격의 효과는 1997~1998년 경제위기 이전보다 증대된 반면 재정지출 충격과 국내 경기 충격의 효과는 약화되었다. 세계 경기 충격, 물가 충격, 금리 충격의 효과는 기간 간 변화가 그리 크지 않았다. 국제유가 충격의 부정적 효과가 증대되었다는 것은 김권식(2011)의 결론을 지지하고 Lee and Song(2011), 이근영(2011)의 결과와 배치된다. 재정지출 충격의 효과가 약화되었다는 것은 최진호·손민규(2013)의 결론과 일치한다.

<그림 2>는 산업별 GDP 예측오차 분산에 대한 각 거시경제 충격의 기여율이 전 산업 평균적 수준에서 그 동안 어떻게 변화해 왔는지를 보여준다. 첫째, 거시경제 공통 충격 전체적으로는 산업별 GDP 변동에 상당히 큰 영향을 미치며 그러한 특징은 그간 크게 달라지지 않았다. 예컨대, 산업별 GDP의 4분기 예측오차 분산에서 6개 거시경제 충격의 기여율을 합한 값은 1990년과 2010년 모두 31% 정도였다. 20분기 예측오차 분산에서 차지하는 중요성은 그보다 훨씬 더 높았다. 1990년에는 44.6%, 2010년에는 44.1%에 달했다.

둘째, 거시경제 충격 중에서는 국내 경기 충격의 기여율이 가장 높았다. 하지만 그러한 국내 경기 충격의 기여율은 1990년대부터 최근까지 지속적으로 하락해 왔다. 예컨대, 산업별 GDP의 20분기 예측오차 분산에 대한 국내 경기 충격의 기여율은 1990년 26.5%에서 2010년 22.2%로 줄어들었다. 국내 경기 충격 다음으로 높은 기여율을 보인 것은 국제유가 충격이었다. 특히, 국제유가 충격의 기여율은 1990년 5.7%에서 2010년 11.2%로 지속적으로 증대되었다. 금리 충격의 기여율은 1990년 3.9%에서 외환위기 직후 7% 수준까지 상승했다가 이후 점진적으로 하락하였고 2010년에는 4.4%를 기록하였다. 세계 경기 충격의 기여율은 1990년 5.5%에서 2010년 4.1%로 하락하였다. 물가 충격의 기여율은 예전보다 소폭 증대되었지만 1990년과 2010년 모두 각각 0.8%, 1.1%로 매우 낮은 편이었다. 재정지출 충격의 기여율은 1990년에도 2.2%로 상당히 낮은 편이었지만 그 후 더욱 하락하여 2010년에는 1.1%까지 떨어졌다.

정리하면, 이 절의 분석은 전 산업 평균적 수준에서 경제 충격에 따른 산업별 GDP의 변화 방향이 이론적 예상에 부합하며 거시경제 공통 충격이 산업별 GDP 변동에 상당히 큰 영향을 미친다는 것을 보여준다. 이제 본 연구의 주된 관심사, 즉, 각각의 경제 충격에 대한 산업별 GDP 반응의 유사성이 그 동안 어떻게 변화해 왔는지를 살펴보자.

140 경제 충격과 산업 간 공행성: 기간 간 변화를 중심으로



주: 이 그림은 산업별 GDP 예측오차 분산에 대한 거시경제 충격의 기여율이 전 산업 평균적 수준에서 그 동안 어떻게 변화해 왔는지를 보여준다.

<그림 2> 산업별 GDP 예측오차 분산에 대한 거시적 충격의 기여율: 전 산업 평균

2. 조건부 상관계수

〈그림 3〉은 식 (8a)를 이용하여 거시적 충격에 대한 각 시점별 조건부 상관계수를 각각의 산업 쌍에 대해 계산한 후 총 325개(=26*25/2)의 산업 쌍에 대한 추정치를 평균한 결과를 보여준다. 상관계수 측정기간 h 는 20분기를 선택하였다. 〈표 1〉은 1990년 1분기와 2010년 1분기의 구체적인 수치를 비교한 결과를 보여준다.

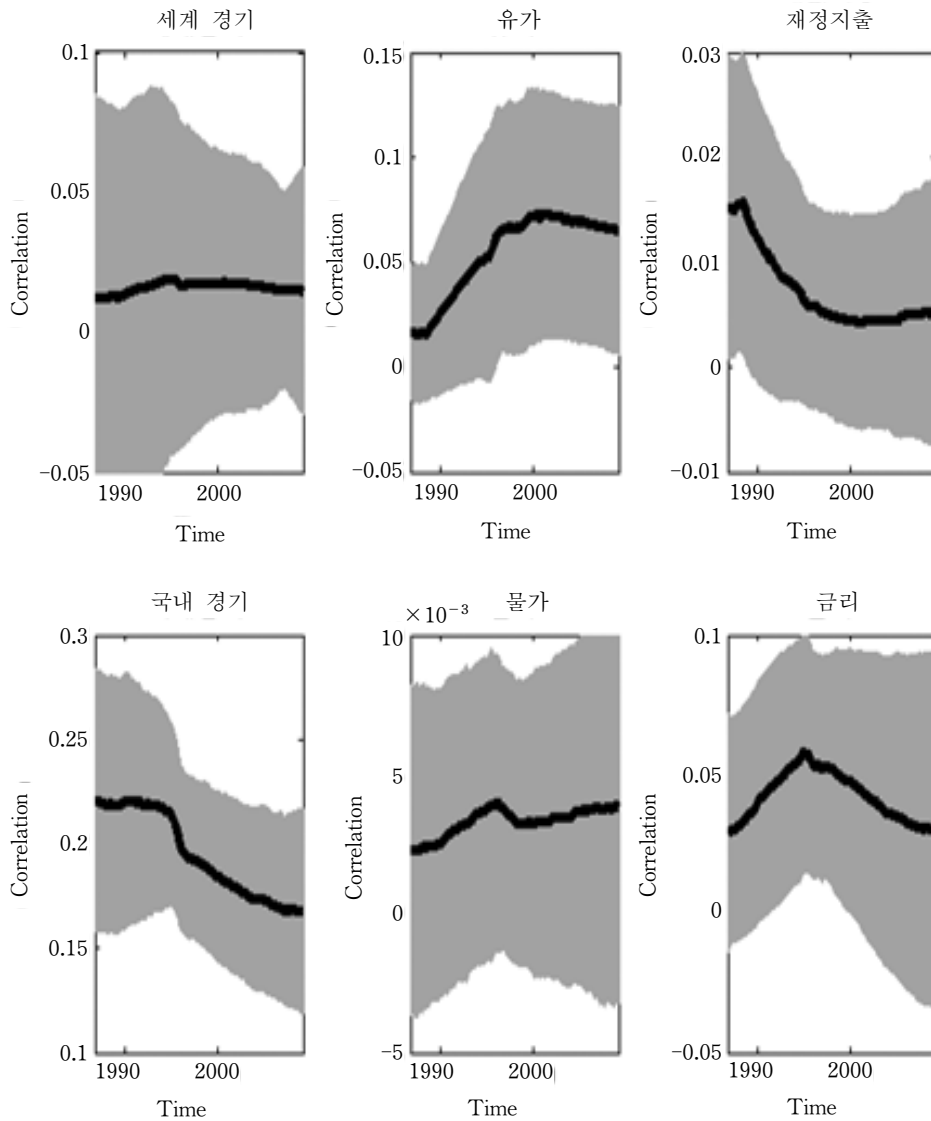
2010년을 기준으로 6개 거시경제 충격에 의한 조건부 상관계수를 합한 값은 전체 산업 쌍 평균 0.290으로 추정되었다. 그 중 기여도가 가장 큰 충격은 국내 경기 충격(0.168)이었고, 그 다음은 국제유가 충격(0.067)이었다. 금리 충격(0.031)도 기여도가 비교적 높은 편이었다. 반면, 세계 경기(0.015), 재정지출(0.005), 물가(0.004) 충격의 기여도는 상당히 낮은 편이었다.

그간의 추이를 보면, 국내 경기 충격과 재정지출 충격은 산업 간 GDP 공행성에 대한 기여도가 현저히 줄어들었다. 예컨대, 2010년과 1990년의 조건부 상관계수를 비교해 보면, 국내 경기 충격의 기여도는 이전 대비 0.766 수준, 재정지출 충격의 기여도는 이전 대비 0.340 수준으로 감소했다.

반면, 국제유가 충격에 의한 조건부 상관계수는 1990년대를 지나면서 빠르게 상승하였고 최근에도 1990년 초반보다 4배 정도 높은 수준에서 유지되고 있다. 금리 충격의 기여도는 1990년대 후반 역대 최고수준으로 상승했다가 2000년대 이후 하락했지만 2010년에도 1990년대 초반보다 조금 더 높은 수준을 나타내고 있다. 세계 경기 충격과 물가 충격의 기여도는 예전보다 소폭 상승했지만 기여도의 크기 자체는 여전히 매우 작은 편이다.

세계 경기 충격에 의한 조건부 상관계수는 상당히 낮은 수준에 머물러 있는 가운데 국내 경기 충격에 의한 조건부 상관계수가 하락했다는 것은 경기확장기 긍정적 충격의 효과가 경제 내 여러 부문으로 확산되지 못하고 일부 산업에 국한되는 경향이 강화되었음을 의미한다. 이는 역으로 경기수축기에는 대다수 산업의 침체에도 불구하고 일부 산업들은 성장을 지속하는 경향이 강화되었음을 의미한다. 이러한 결과는 산업 간 선순환구조를 강화하여 긍정적 충격의 파급효과를 증대시키고 부정적 충격의 효과를 완화해야 한다는 여러 연구자들의 주장을 뒷받침하는 것으로 해석될 수 있다.

한편, 산업별 GDP에 대한 국제유가 충격의 영향력이 전반적으로 증대되고 그에 대한 산업별 반응의 유사성도 강화되었다는 것은 크게 두 가지 이유에 기



주: 이 그림은 각각의 거시경제 충격에 대한 조건부 상관계수가 전체 산업 쌍 평균적 수준에서 그 동안 어떻게 변화해 왔는지를 보여준다. 상관계수 측정기간은 20분기로 설정하였다. 굵은 실선은 전체 산업 쌍 평균에 대한 사후 분포의 평균을 나타내며, 음영은 한 단위 표준편차 구간을 나타낸다.

<그림 3> 거시적 충격에 대한 산업 간 GDP의 조건부 상관계수 추이

인한 것으로 보인다. 첫째, 에너지 의존도가 높은 석유화학 산업과 자동차 산업의 비중이 증대되었기 때문이다. 두 산업이 우리나라의 실질 GDP에서 차지하는 비중은 1995년과 2011년 사이에 각각 3.95%에서 4.54%, 2.73%에서 4.98%로 확대되었다. 둘째, 여타 산업들의 중간재 투입 및 수요구조에서 석유화학 산업과 자동차 산업이 차지하는 비중이 증대되었기 때문이다. 1995년과 2011년 생산자가격평가표를 기준으로 이들 두 산업의 비중 변화를 살펴보면, 석유화학 산업의 경우는 7.75%에서 11.26%로, 자동차 산업의 경우는 2.7%에서 3.4%로 증대되었다.

이러한 분석결과는 향후 국제유가가 다시 급등할 경우 우리 경제의 여러 산업이 침체에 빠져들 위험이 높다는 김권식(2011)의 결론을 지지한다. 특정 산업의 침체가 여타 산업들로 광범위하게 확산되지 않도록 사태 초기에 신속히 대응할 필요가 있다. 국제유가 변화에 대한 예측력을 높이려는 노력도 계속되어야 할 것이다. 중장기적으로는 우리 경제의 에너지 이용 효율성을 제고하여 국제유가 변화에 대한 체계적 위험(systemic risk)을 낮출 필요가 있다.

재정지출 충격이 경기변동에 미치는 영향력이 작다는 결과는 Justiniano *et al.* (2010)과 Rossi and Zubairy(2011) 등 미국을 대상으로 한 선행 연구들의 결과와 일치한다.²⁴⁾ 금리 충격이 경기변동에 미치는 영향력이 재정지출 충격보다 크다는 결과는 Stock and Watson(2001), Rossi and Zubairy(2011) 등의 선행 연구 결과를 지지한다.²⁵⁾

재정지출은 특정 산업에 대한 집중도가 매우 높다. 2011년 국산거래표의 공공행정 및 국방 부문 중간투입, 정부 소비지출, 정부 고정자본 형성에서 공공행정 및 국방(36.8%), 건설업(20.7%), 보건 및 사회복지(16.2%), 교육서비스업(14.5%)이 차지하는 비중을 합하면 88.1%에 이른다. 그런데 <표 1>에서 제시되었듯이, 이들 네 산업은 다른 산업들과의 GDP 동조성이 매우 낮고 경기역행적으로 움직이는 경우도 많다. 특히, 건설업과 보건 및 사회복지업은 1984~1995년과 2000~2011년 사이에 다른 산업들과의 GDP 상관계수가 각각 0.00에서 -0.04로, -0.02에서 -0.16으로 하락하였다. 우리나라 경기변동에 대한 재정지출의

24) Justiniano *et al.*(2010)은 경기변동 주기 GDP 순환성분의 변동성에서 재정지출 충격에 의해 설명되는 부분이 2%에 불과하다고 보고하였다. Rossi and Zubairy(2011)는 동 비율을 3.7%로 보고하였다.

25) Stock and Watson(2001)은 미국 실업률의 12분기 예측오차 분산 중 연방기금금리 충격에 의해 설명되는 부분이 18%에 이른다고 보고하였다. Rossi and Zubairy(2011)는 경기변동 주기 GDP 변동성에서 연방기금금리 충격에 의해 설명되는 부분이 20.3%에 이른다고 보고하였다.

〈표 1〉 재정지출 점유율 상위 4개 산업과 다른 산업들 간의 상관계수

	공공행정 및 국방	건설업	보건 및 사회복지	교육서비스
재정지출 점유율	36.8%	20.7%	16.2%	14.5%
다른 산업들과의 상관계수 평균				
1984. 1~1995. 4	-0.26	0.00	-0.02	-0.19
2000. 1~2011. 4	-0.20	-0.04	-0.16	0.10

주: 재정지출 점유율은 2011년 국산거래표의 공공행정 및 국방 부문 중간투입, 정부 소비지출, 정부 고정자본 형성에서 해당 산업이 차지하는 비중을 나타낸다. GDP 상관계수는 Hodrick-Prescott 순환요인을 이용하여 계산하였다.

낮은 설명력은 이러한 구조적 특징에 기인한 것으로 보인다.

금리 충격에 대한 산업별 반응의 유사성이 1990년대 초반부터 빠르게 증대되기 시작한 것은 1988년 말에 시행된 금리자유화 정책의 영향이 반영된 것으로 보인다. 1990년대 후반 금리 충격의 영향력이 역대 최고수준으로 증대된 것은 당시의 고금리정책이 다수 산업에 걸쳐 매우 큰 영향을 미쳤기 때문으로 해석된다. 2000년대에도 금리 충격의 기여도가 재정지출 충격보다 높은 이유는 금리 변동이 기업의 자금조달, 생산, 투자뿐 아니라 가계의 부채부담과 소비에도 큰 영향을 미치고 있기 때문인 것으로 해석된다. 금리 조정이 경제의 안정성 제고에 기여할 수 있도록 통화·신용정책 운용에 신중을 기해야 할 것이다.

V. 산업 고유 충격과 산업 간 거래망의 역할

제IV절에서는 거시경제 충격에 대한 산업별 반응의 유사성이 그 동안 어떻게 변해 왔는지를 살펴보았다. 이 절에서는 산업 고유 충격의 효과와 산업 간 중간재 거래망의 역할에 대해 살펴본다.

1. 산업 고유 충격의 효과

〈그림 4〉의 a.는 26개 산업 고유 충격에 대한 GDP 반응을 모든 산업에 걸쳐 평균한 결과를 보여준다. 이를 보면 임의의 어느 한 산업에서 긍정적 충격이 발생하면 전 산업 평균적으로 GDP가 즉각적으로 상승하고 대부분의 경우 그러한 긍정적 효과가 상당 기간 동안 지속된다는 것을 확인할 수 있다.

〈표 2〉 거시적 충격에 대한 산업 간 GDP의 조건부 상관계수: 1990년과 2010년

	1990(A)	2010(B)	B/A
세계 경기	0.012	0.015	1.238
유가	0.016	0.067	4.220
재정지출	0.015	0.005	0.340
국내 경기	0.220	0.168	0.766
물가	0.002	0.004	1.652
금리	0.030	0.031	1.017
합계	0.296	0.290	0.982

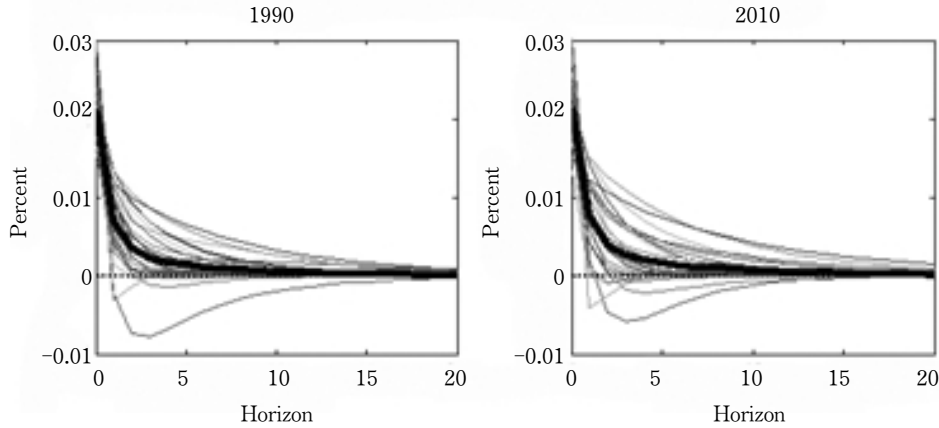
주: 이 표는 각각의 거시경제 충격에 대한 전체 산업 쌍 평균 조건부 상관계수를 1990년 1분기와 2010년 1분기 간에 비교한 결과를 보여준다. 즉, 이 표는 〈그림 3〉의 결과 중에서 1990년 1분기와 2010년 1분기에 해당하는 결과를 구체적인 수치로 제시한 것이다.

그런데 전 산업 평균적 수준에서 관찰되는 이러한 GDP 반응은 산업 고유 충격이 다른 산업들의 GDP에도 긍정적 효과를 미치기 때문인가? 〈그림 4〉의 b.는 각각의 산업 고유 충격에 대한 해당 산업 GDP의 반응을 보여준다. 같은 그림의 c.는 다른 산업들의 GDP 반응을 평균한 결과이다. 이를 보면 다른 산업들의 GDP는 변화의 폭도 매우 작고 일정 시간 이후에는 오히려 추세 이하 수준으로 하락한다는 것을 알 수 있다. 산업 고유 충격이 전 산업 평균적 수준에서 GDP를 증대시키는 주된 이유는 다른 산업들에 대한 긍정적 파급효과 때문이라기보다는 자기 자신에 대한 직접적 효과 때문이라는 것이다. 이러한 특징은 1990년과 2010년 모두 유사하게 나타났다.

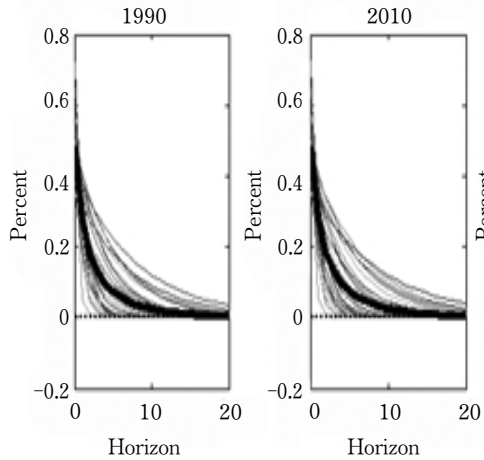
산업별 GDP의 조건부 상관계수 중 산업 고유 충격에 의해 설명되는 부분도 매우 작았다. 1990년의 경우 -0.00009 , 2010년의 경우 -0.00004 로 추정되었다. 이러한 결과는 산업 고유 충격이 산업 간 공행성의 주된 원천이라는 Holly and Petrella(2012)의 주장과 배치된다. 대신 이들과 반대 입장에 있는 Foerster *et al.* (2011)의 결론을 지지한다. Foerster *et al.*(2011)은 공통 충격 없이 산업 고유 충격만을 가정하는 모형에서는 전 산업 평균 상관계수가 0에 가깝게 추정된다는 결과를 제시하였다. 본 연구의 추정결과는 이러한 Foerster *et al.*(2011)의 추정결과와 일치한다.

단, 산업 고유 충격의 중요성에 대한 이상의 결과를 해석할 때 다음과 같은 점은 유의할 필요가 있다. 첫째, 산업별 GDP가 아닌 산출액 자료를 이용하면 결과가 달라질 수 있다. GDP와 달리 산출액에는 중간투입도 포함되기 때문에

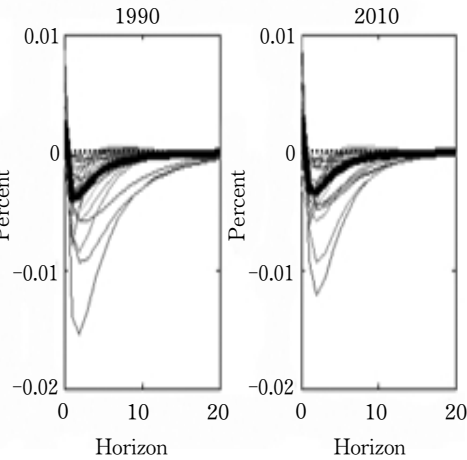
a. 전 산업 평균 GDP 반응



b. 해당 산업의 반응



c. 다른 산업들의 평균적 반응



주: a)는 각각의 산업 고유 충격에 대한 모든 산업들의 반응을 평균한 결과이다. b)는 충격이 발생한 산업의 GDP 반응이며, c)는 이를 제외한 나머지 산업들의 GDP 반응을 평균한 결과이다.

<그림 4> 산업 고유 충격에 대한 산업별 GDP의 충격반응함수: 1990년과 2010년

산업 고유 충격의 산업 간 파급효과가 더 크게 나타날 수 있다.

둘째, 더 세분화된 산업분류를 이용할 경우에도 분석결과가 달라질 수 있다. Acemoglu *et al.*(2012)에 따르면 산업 고유 충격이 서로 독립적임에도 불구하고 여러 산업의 GDP가 공행하는 이유는 중간재 투입-산출 구조에서 각 산업이 수행하는 역할이 비대칭적이기 때문이다.²⁶⁾ 중간재 거래 흐름에서의 역할이 제한

26) 만약 이러한 조건이 만족되지 않는다면 Lucas(1977), Dupor(1999)가 주장하듯이 대수의 법

적인 대부분의 산업은 다른 산업들의 생산에 큰 영향을 미치지 못하지만 매우 많은 산업과 중간재 거래관계를 형성하고 있는 소수의 중심 산업(hub sector)들은 다른 산업들의 생산에 큰 영향을 미칠 수 있다. 산업분류 수준이 달라지면 산업별 역할의 비대칭성이 달라질 수 있고 그에 따라 산업 고유 충격의 산업 간 파급효과도 다르게 추정될 수 있다.

셋째, 본 연구에서는 주성분 기법을 이용하여 국내 경기 요인을 추출하였다. 그러나 주성분 기법에 의해 추출된 국내 경기 요인 중 일부는 실제로는 개별 산업 교란에서 비롯된 것일 수 있다. 본 연구의 접근법에 의하면 개별 산업 교란이 한 분기 내에 다른 모든 산업들에게도 영향을 미친다면 산업 고유 충격이 아닌 국내 경기 충격으로 식별되기 때문이다. 본 연구의 접근법으로는 국내 경기 충격 중 어느 정도가 그러한 산업 고유의 충격에 의한 것인지를 구분하기가 어렵다. 이러한 방법론상의 한계는 접근법을 달리한 후속 연구를 통해 해소될 수 있기를 기대한다.

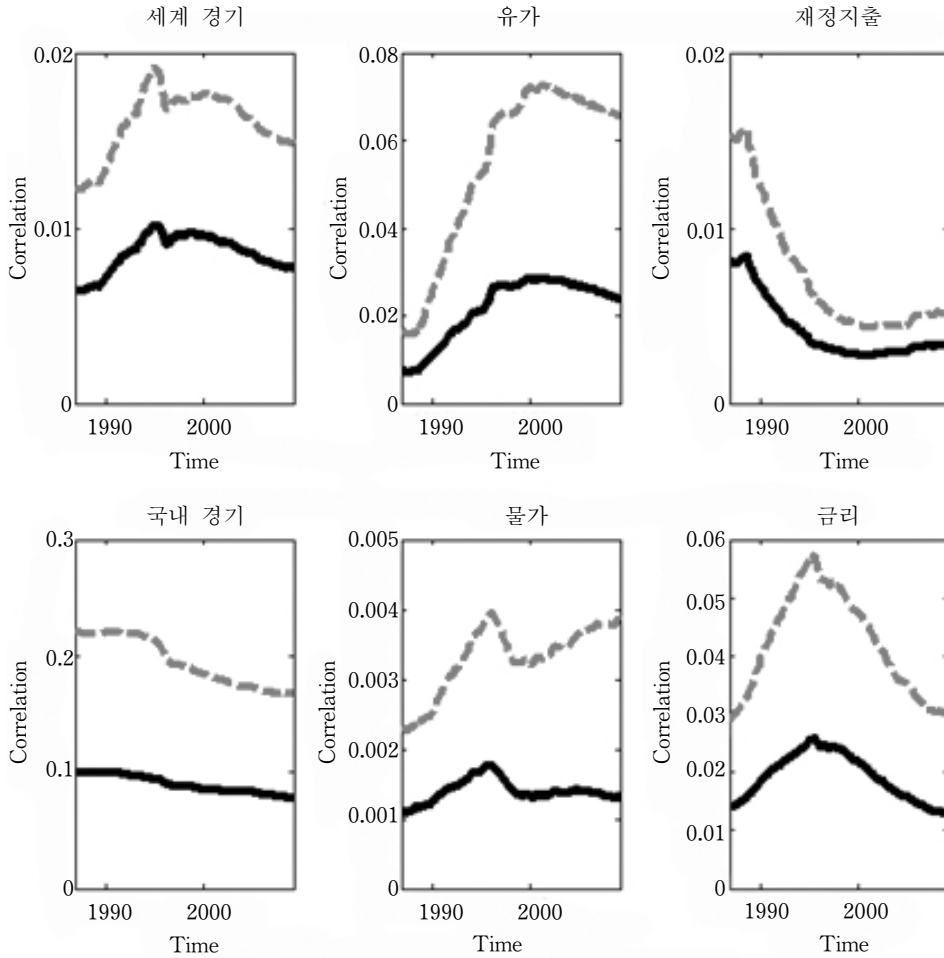
2. 산업 간 중간재 거래망의 중요성

앞 절의 결과가 산업 간 중간재 거래망의 중요성이 크지 않다는 것을 의미하는 것은 아니다. 산업 간 중간재 거래망은 산업 고유 충격뿐 아니라 거시경제 충격의 파급과정에도 중대한 영향을 미칠 수 있기 때문이다.

<그림 5>와 <표 3>은 중간재 거래망을 통한 파급효과가 부재할 경우 거시경제 충격에 의한 산업 간 조건부 상관관계수가 어떻게 달라지는지를 보여준다. <그림 5>의 실선은 식 (1)에서 산업 간 상호 의존성을 나타내는 $x_{i,t-k}^*$ 항의 회귀계수 $\lambda_{i,k,t}$ 를 0으로 설정하고 조건부 상관관계수를 계산한 결과를 보여준다. 다른 회귀계수들은 그러한 제약을 부과하지 않은 기준 모형의 추정치를 적용하였다. 점선은 지금까지 논의했던 모형, 즉, $x_{i,t-k}^*$ 항의 회귀계수를 0으로 제한하지 않은 기준 모형의 조건부 상관관계수를 나타낸다. <표 3>은 1990년 1분기와 2010년 1분기를 비교 시점으로 선택하여 이러한 반사실적(counterfactual) 분석의 결과를 구체적인 수치로 제시한 것이다.²⁷⁾

칙(law of large numbers)이 성립하여 산업 고유 충격은 산업 간 공행성의 주된 원인이 될 수 없다.

27) 본 논문에서 사용하는 반사실적 분석이라는 용어를 미시계량 분야 처리효과(treatment effect) 문헌의 반사실적 분석과 혼동하지 않기 바란다. 한편, 본 연구의 반사실적 분석은 실제로 일어나지 않은 일을 일어난 것처럼 가정하고 분석을 수행하기 때문에 결과에 오



----- With Sectoral Interactions ——— Without Sectoral Interactions

주: 점선은 중간재 거래망에 의한 파급효과를 포함하는 기준 모형의 조건부 상관계수를 나타내며, 실선은 그러한 효과를 차단한 반사실적 모형의 조건부 상관계수를 나타낸다.

<그림 5> 거시적 충격에 대한 산업 간 GDP의 조건부 상관계수: 산업 간 거래망의 효과

<그림 5>와 <표 3>을 보면 산업 간 중간재 거래망에 의한 파급효과를 배제하면 조건부 상관계수의 크기가 기준 모형의 절반 또는 그 이하 수준으로 감소한다는 것을 알 수 있다. 이는 거시경제 충격에 의한 산업 간 공행성 중 상당 부분이 산업 간 중간재 거래망을 통한 파급효과로 설명될 수 있음을 시사한다.

류가 있을 수 있다. 구체적인 수치 자체에 큰 의미를 두기보다는 정성적 함의에 주목하기 바란다. 본 연구의 반사실적 분석은 Holly and Petrella(2012)에 의거한 것이다. 산업 간 중간재 거래망의 중요성을 더 잘 보여줄 수 있는 대안적 방법론 개발은 후속 연구의 몫으로 남겨 둔다.

〈표 3〉 거시적 충격에 대한 산업 간 GDP의 조건부 상관계수: 산업 간 거래망의 효과, 1990년과 2010년

	1990			2010		
	기준 모형 (A)	반사실적 모형(B)	B/A	기준 모형(A)	반사실적 모형(B)	B/A
세계 경기	0.012	0.006	0.525	0.015	0.008	0.523
유가	0.016	0.007	0.459	0.067	0.025	0.377
재정지출	0.015	0.008	0.533	0.005	0.003	0.647
국내 경기	0.220	0.100	0.456	0.168	0.080	0.475
물가	0.002	0.001	0.478	0.004	0.001	0.368
금리	0.030	0.015	0.482	0.031	0.014	0.442

주: 기준 모형은 중간재 거래망에 의한 파급효과를 포함한 모형이며, 반사실적 모형은 중간재 거래망에 의한 파급효과를 배제한 모형이다. 이 표는 1990년 1분기와 2010년 1분기를 비교 시점으로 선택하여 두 모형 간 차이를 구체적인 수치로 보여준다.

이러한 결과는 경기변동의 특징과 경기안정화 정책에 관한 새로운 직관을 제공한다.²⁸⁾ 재정정책과 통화정책의 효과에 관한 기존 논의는 주로 거시경제의 수요 측면에 초점을 맞춰 진행되어 왔다. 예컨대, 통화정책이 이자율 경로, 환율 경로, 금융 경로 등을 통해 거시경제의 소비와 투자, 수출입 등에 영향을 미친다는 것이다. 본 연구의 결과는 산업 간 중간재 거래망을 통한 파급 경로도 경제정책의 효과에 매우 중요한 영향을 미칠 수 있음을 보여준다.²⁹⁾

VI. 맺음말

산업 간 공행성의 추이와 결정요인은 이론적·정책적 관점 모두에서 매우 중요한 문제이다. 본 연구는 다부문 시변모수 TVP-VAR 모형을 이용하여 우리나라 산업 간 공행성의 특징에 관한 다음과 같은 사실들을 발견하였다.

첫째, 산업 간 공행성의 주된 원천은 거시경제 공통 충격이다. 특히, 본고에

28) Foerster *et al.*(2011)은 예측오차 분산분해를 이용하여 산업 간 중간재 거래망의 존재를 고려하지 않으면 전 산업 생산지수 변동에 대한 거시경제 충격의 영향력이 큰 폭으로 감소한다는 결과를 제시하였다. 본 연구의 결과는 이에 부합하는 것이며 산업 간 조건부 상관계수를 이용하였다는 점에서 차별성을 지닌다.

29) 산업 간 중간재 거래망의 구조적 특징을 고려한 경기안정화 정책에 대해서는 황선웅(2013b)을 참고할 것.

서 고려한 거시경제 공통 충격 중에서는 국내 경기 충격, 국제유가 충격, 금리 충격에 대해 여러 산업이 유사하게 반응하는 경향이 강했다. 반면, 세계 경기 충격, 재정지출 충격, 물가 충격에 대한 산업 간 반응의 유사성은 상대적으로 낮은 편이었다.

둘째, 국내 경기 충격, 재정지출 충격에 대한 산업 간 반응의 유사성은 예전보다 약화되었다. 반대로, 국제유가 충격에 대한 산업 간 반응의 유사성은 1990년대를 지나면서 빠르게 강화된 후 최근에도 여전히 높은 수준에서 유지되고 있다.

셋째, 산업 고유 충격의 효과가 중간재 거래망을 통해 다른 산업으로 파급되는 정도는 매우 작은 편이었다. 오히려 산업 간 중간재 거래망은 거시경제 충격의 산업 간 파급과정에서 매우 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다.

본 연구의 결과는 경기확장기 산업 간 선순환구조를 강화하고 국제유가 변화에 대한 체계적 위험을 낮추기 위해 더 많은 정책적 노력을 기울일 필요가 있음을 시사한다. 금리 조정이 경제의 불안정성을 심화시키지 않도록 통화·신용 정책 운용에도 신중을 기해야 할 것이다. 한편, 경기안정화 정책 운용 시에는 산업 간 중간재 거래망의 구조적 특징과 충격의 확산경로를 중요하게 고려할 필요가 있다.

글을 마무리하면서 본 연구의 한계와 후속 연구 방향을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 분석 자료와 분석방법을 달리하면 본 연구에서 발견하지 못한 새로운 특징이 관찰될 수 있다. 본 연구보다 더 세분화된 산업분류 체계를 이용하면 산업 간 공행성의 패턴과 경제 충격의 영향력이 다르게 관찰될 수 있다. 산출, 물가, 수출 등의 산업 간 공행성은 GDP 공행성과 얼마나 다른지도 확인할 필요가 있다. 로그 차분 자료를 이용하거나 수준변수 공적분 모형을 이용할 경우에도 분석결과가 달라질 수 있다. 기술 충격과 환율 충격 등 본 연구에 포함되지 못한 추가적 구조적 충격을 고려하거나 출레스키 분해가 아닌 다른 식별방법도 이용될 수 있을 것이다. 회귀계수들의 변화뿐 아니라 오차항 분산의 변화도 허용하는 모형, 주성분 기법이 아닌 최대우도추정법 등으로 비관측 공통요인을 식별하는 모형, GVAR 방식이 아닌 다른 방식으로 산업 간 상호 의존성을 고려하는 모형 등도 대안적 모형으로 고려될 수 있다.

둘째, 본 논문은 각각의 거시경제 충격에 의한 산업 간 공행성이 전 산업 평균적 수준에서 그 동안 어떻게 변화해 왔는지에 초점을 두었다. 특정 거시경제 충격에 의한 산업 간 공행성이 전반적으로 상승 또는 하락하고 있는 중에도 일

부 산업들의 공행성은 그와 반대되는 변화를 겪을 수 있다. 본 논문은 연구의 초점이 흐려지는 것을 피하기 위해 325개 개별 산업 쌍의 상관계수 추이를 일일이 논의하지 않았다. 클러스터 분석 등을 이용한 그룹 간 추이분석도 수행하지 않았다. 이러한 세부적 양상에 관한 심층분석은 후속 연구의 몫으로 남겨둔다. 한편, 본 논문은 거시경제 충격의 효과 변화를 초래한 원인에 대해 몇 가지 해석을 제시하기는 했지만 그러한 가설의 타당성을 통계적으로 검증하지는 않았다. 구조 변화의 원인에 관한 다양한 가설을 체계적으로 정리하고 각 가설의 현실 설명력을 통계적으로 엄밀히 살펴보는 후속 연구가 이어지기를 기대한다.

셋째, 구체적 정책 대안에 관한 고민이 뒤따라야 할 것이다. 산업 간 선순환 구조를 강화해야 한다는 주장은 많은 연구자들에 의해 제기되었지만 아직까지 뚜렷한 성과는 거두고 있지 못한 것으로 보인다. 국제유가의 효과에 관한 본 연구의 분석결과는 에너지 효율성 제고 정책도 더 적극적으로 추진될 필요가 있다는 시사점을 제공한다. 본 연구는 산업 간 중간재 거래망이 경제 충격의 파급과정에 큰 영향을 미친다는 것을 확인하였다. 각각의 경제 충격이 구체적으로 어떠한 산업 간 경로를 거쳐 확산되는 경향이 강한지를 파악하여 그에 근거한 정책을 수립하고 추진할 필요가 있다.

부록: 베이저언 추정

시변 회귀계수 $L_{i,t}$ 와 Φ_t 는 Carter and Kohn(1994)의 Kalman 필터 기법을 이용해 생성한다. 두 변수의 초기값 $L_{i,0}$ 와 Φ_0 는 정규 분포를 따른다고 가정하며 그러한 초기값의 사전 분포(prior distribution)에서 평균과 분산은 Primiceri(2005)와 마찬가지로 초기 연습 표본(training sample)의 OLS 추정치를 이용한다.

$$L_{i,0} \sim N(\hat{L}_{i,OLS}, 4 \cdot V(\hat{L}_{i,OLS})), \Phi_0 \sim N(\hat{\Phi}_{OLS}, 4 \cdot V(\hat{\Phi}_{OLS}))$$

본 연구의 초기 연습 표본은 1976.3Q~1988.4Q까지이다. 오차항들의 공분산은 Bayesian Gibbs 표본추출 기법을 이용해 추정한다. 사전 분포는 다음과 같이 가정한다.

$$\begin{aligned} \Sigma_u &\sim IW(\underline{\Sigma}_u, \underline{v}_u), \quad \Sigma_\eta \sim IW(\underline{\Sigma}_\eta, \underline{v}_\eta), \\ \Sigma_{\epsilon,i} &\sim IW(\underline{\Sigma}_{\epsilon,i}, \underline{v}_{\epsilon,i}), \quad \sigma_{\epsilon,i}^2 \sim IG(\underline{\alpha}, \underline{\beta}) \end{aligned}$$

여기서, $IW(\cdot)$ 는 역위샤트(inverse-Wishart) 분포를, $G(\cdot)$ 는 역감마(inverse-gamma) 분포를, T_0 는 초기 연습 표본의 길이를 나타낸다. 역위샤트 분포와 역감마 분포의 확률밀도함수(probability density function)는 다음과 같다.

$$[\text{역역위샤트 분포}] f(X; S, v) = \frac{|S|^{v/2}}{2^{vp/2} |X|^{(v+p+1)/2} \Gamma(v/2)} \exp\left[-\frac{1}{2} tr(SX^{-1})\right]$$

S 는 척도 행렬, v 는 자유도, p 는 X 의 차원, $\Gamma(\cdot)$ 는 감마함수

$$[\text{역감마 분포}] f(x, \alpha, \beta) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{-\alpha-1} \exp\left(-\frac{\beta}{x}\right)$$

α 는 형태(shape) 모수, β 는 척도(scale) 모수

사전 분포의 초모수(hyperparameter)들은 Primiceri(2005), Bernanke *et al.*(2005), Baumeister *et al.*(2013) 등을 참조하여 다음과 같은 값을 이용한다.

$$\begin{aligned} \underline{\Sigma}_u &= 10^{-2} \cdot 7 \cdot I_M, \quad \underline{\nu}_u = 7, \\ \underline{\Sigma}_\eta &= 10^{-2} \cdot T_0 \cdot V(\hat{\Phi}_{OUS}), \quad \underline{\nu}_\eta = T_0, \\ \underline{\Sigma}_{\zeta,i} &= 10^{-1} \cdot T_0 \cdot V(\hat{L}_{i,OUS}), \quad \underline{\nu}_{\zeta,i} = T_0, \\ \underline{\alpha} &= 5, \quad \underline{\beta} = 0.01 \end{aligned}$$

이러한 사전 분포 가정에서 도출되는 조건부 사후 확률분포(posterior distribution)는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Sigma_u | y^T, \Phi^T &\sim IW(\bar{\Sigma}_u, \bar{\nu}_u), \quad \bar{\Sigma}_u = \underline{\Sigma}_u + \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t', \quad \bar{\nu}_u = T + \underline{\nu}_u \\ \Sigma_\eta | y^T, \Phi^T &\sim IW(\bar{\Sigma}_\eta, \bar{\nu}_\eta), \quad \bar{\Sigma}_\eta = \underline{\Sigma}_\eta + \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_t \hat{\eta}_t', \quad \bar{\nu}_\eta = T + \underline{\nu}_\eta \\ \Sigma_{\zeta,i} | x^T, L_i^T &\sim IW(\bar{\Sigma}_{\zeta,i}, \bar{\nu}_{\zeta,i}), \quad \bar{\Sigma}_{\zeta,i} = \underline{\Sigma}_{\zeta,i} + \sum_{t=1}^T \hat{\zeta}_{i,t} \hat{\zeta}_{i,t}', \quad \bar{\nu}_{\zeta,i} = T + \underline{\nu}_{\zeta,i} \\ e_{\zeta,i}^2 | x^T, L_i^T &\sim IG(\bar{\alpha}, \bar{\beta}), \quad \bar{\alpha} = \underline{\alpha} + \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t}^2, \quad \bar{\beta} = \underline{\beta} + T \end{aligned}$$

여기서, $a^T = (a_1', \dots, a_T')$ 이며 $\hat{u}_t, \hat{\eta}_t, \hat{\zeta}_{i,t}, \hat{e}_{i,t}$ 는 주어진 y^T, Φ^T, x^T, L_i^T 하에서 계산된 $u_t, \eta_t, \zeta_{i,t}, e_{i,t}$ 의 추정치이다.

본 연구는 총 15,000개의 표본을 추출한 후 최초 10,000번의 추출결과를 예열(burn-in)과정에서 사용하고 나머지 5,000개 표본을 이용하여 추정하였으며, 모형의 수렴은 연속 평균법(recursive mean)과 표본 자기상관(sample autocorrelation)을 이용하여 확인하였다.

한국은행 경제통계시스템에서는 1987년 1분기 이후의 회사채금리만 제공되고 있다. 1976년부터 1986년까지의 회사채금리는 최진호·손민규(2013)가 이용한 콜금리에 1987년 1분기부터 2011년 4분기까지의 ‘회사채금리/콜금리’ 평균 비율을 곱해 계산하였다.

154 경제 충격과 산업 간 공행성: 기간 간 변화를 중심으로

〈부표 1〉 국민계정과 산업연관표의 산업분류 연계

		산업연관표 기본 부문				
		1975	1980	1985-90-95	1995-00-05	2011
1	농림어업	1-34	1-38	1-29, 324	1-28	1-29
2	광업	35-54	39-58	30-42	29-41	30-44
3	음식료, 담배	55-73, 75-98	59-79, 81-98	43-59, 61-78	42-74	45-84
4	섬유, 가죽	99-124, 128-133	99-130	79-105	75-99	85-113
5	목재, 종이, 인쇄	125-126, 134-140, 142-151, 154	131-133, 135-148, 151, 309-310	106-118, 121-122	100-114	114-130
6	석유, 화학	74, 155-208	80, 152-198	60, 123-157	115-151	131-171
7	비금속광물	209-223	199-213	158-172	152-166	172-187
8	금속	224-246, 248-249, 251-257	214-236, 238-247	173-201	167-196	188-219
9	일반기계	250, 258-270	248-261	202-216	197-211	220-239
10	전기, 전자	271-295	262-286	217-240	212-236	240-267
11	정밀기기	309-312	300-303	241-244	237-240	268-273
12	운송장비	296-308	287-299	245-256	241-252	274-287
13	가구, 기타 제조	127, 141, 247, 313-318	134, 237, 304-308, 311-312	257-265	253-261	288-297
14	전기, 가스, 수도	340-343	334-340	266-272	262-268	298-304
15	건설	319-339	313-333	273-288	269-282	305-320
16	도소매, 음식숙박	344-346	341-343	289-292	283-285	321-326
17	운수, 보관	347-359	344-356	293-305	286-298	327-340
18	금융, 보험	363-365	360-363	309-313	302-306	348-353
19	부동산, 임대	366-368, 381	364-366, 385	314-316, 320	307-309, 319	354-356, 368
20	정보, 통신	152-153, 360-362, 382-383	149-150, 357-359, 386-387	119-120, 306-308, 319, 343	299-301, 317-318, 334-335, 338	341-347, 366-367, 384-385, 388-389
21	사업서비스	371, 378-380	371-372, 382-384	317-318, 321-323, 325, 331-332	310-311, 313-316, 320-321	357-359, 361-365, 369-371
22	공공행정, 국방	369	367	326-327	322-323	372-373
23	교육	370	368-370	328-330	324-326	374-376
24	보건, 사회복지	372, 375	373-377	334-338	327-331	377-381
25	문화, 오락	384-385	388-389	341-342, 344-345	336-337, 339-340	386-387, 390-392
26	기타 서비스	373-374, 376-377, 386-389	378-381, 390-393	339-340, 346-352	332-333, 341-347	382-383, 393-400

참 고 문 헌

- 공철 · 한영욱, “금리 및 환율 변동의 경제 상황별 파급효과 차이 분석,” 『조사통계월보』 2009년 3월호, 23~49.
- 김권식, “국제유가 충격이 경기불황을 심화시키는가?,” 『경제분석』 제17권 제2호, 2011, 90~122.
- 김윤영 · 박준용, “글로벌 구조 VAR 모형을 이용한 해외충격의 파급효과 분석,” 『경제학연구』 제57집 제2호, 2009, 5~37.
- 박강우, “통화정책이 부문별 가격에 미치는 효과,” 『경제분석』 제15권 제3호, 2009, 84~128.
- 이근영, “유가충격이 거시경제변수에 미치는 영향,” 『금융연구』 제25권 제4호, 2011, 59~93.
- 이항용 · 조동철 · 김장렬 · 조성훈, 『통화정책의 실물경제 파급효과에 관한 연구』, 한국개발연구원 정책연구시리즈 2005-13.
- 최병재 · 김대용 · 안수아, “BOK 거시경제모형시스템의 VAR 모형블록 구축 결과,” 『조사통계월보』 2013년 11월호, 15~38.
- 최진호 · 손민규, “재정지출의 성장에 대한 영향력 변화와 시사점,” BOK 경제리뷰 2013-6.
- 황선웅, “소파동(Wavelet) 기법을 이용한 산업간 공행성 추이 분석,” 『경제분석』 제19권 제1호, 2013a, 1~41.
- _____, “산업간 중간재 거래망의 구조와 경기변동,” 『한국경제의 분석패널』 제19권 제2호, 2013b, 169~219.
- 황선웅 · 민성환 · 신동현 · 김기호, “경제충격 효과의 산업간 공행성 분석,” BOK 경제연구 2014-03.
- Acemoglu, D., V. M. Carvalho, A. Ozdaglar, and A. Tahbaz-Salehi, “The Network Origins of Aggregate Fluctuations,” *Econometrica* 80(5), 2012, 1977~2016.
- Baumeister, C., P. Liu, and H. Mumtaz, “Changes in the Effects of Monetary Policy on Disaggregate Price Dynamics,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 37(3), 2013, 543~560.
- Bernanke, B. S., J. Boivin, and P. Eliaz, “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach,” *Quarterly*

Journal of Economics 120(1), 2005, 387~422.

Carter, C. K. and R. Kohn, "On Gibbs Sampling for State Space Models," *Biometrika* 81(3), 1994, 541~553.

Dees, S., F. D. Mauro, M. H. Pesaran, and L. V. Smith, "Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis," *Journal of Applied Econometrics* 22(1), 2007, 1~38.

Del Negro, M. and C. Otrok, "Dynamic Factor Models with Time-Varying Parameters: Measuring Changes in International Business Cycles," Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports 326, 2008.

Den Haan, W. J., "The Comovement Between Output and Prices," *Journal of Monetary Economics* 46(1), 2000, 3~30.

Dupor, B., "Aggregation and Irrelevance in Multi-Sector Models," *Journal of Monetary Economics* 43(2), 1999, 391~409.

Foerster, A. T., P. G. Sarte, and M. W. Watson, "Sectoral vs. Aggregate Shocks: A Structural Factor Analysis of Industrial Production," *Journal of Political Economy* 119(1), 2011, 1~38.

Gali, J., "Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?" *American Economic Review* 89(1), 1999, 249~271.

Greenwood-Nimmo, M., V. Nguyen, and Y. Shin, "International Linkages of the Korean Economy: The Global Vector Error-Correcting Macroeconometric Modelling Approach," 『시장경제연구』 제41집 제3호, 2012, 15~64.

Holly, S. and I. Petrella, "Factor Demand Linkages, Technology Shocks and the Business Cycle," *Review of Economics and Statistics* 94(4), 2012, 948~963.

Horvath, M., "Sectoral Shocks and Aggregate Fluctuations," *Journal of Monetary Economics* 45(1), 2000, 69~106.

Hwang, S., "Evolving International Business Cycle Comovements," mimeo, 2013.

Justiniano, A., G. Primiceri, and A. Tambalotti, "Investment Shocks and Business Cycles," *Journal of Monetary Economics* 57(2), 2010, 132~145.

Korobilis, D., "Assessing the Transmission of Monetary Policy Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 75(2), 2013, 157~179.

- Lee, J. and J. Song, "Oil and Macroeconomy: The Case of Korea," in T. Ito and A. K. Rose(ed.), *Commodity Prices and Markets, East Asian Seminar on Economics* 20, 2011, 263~290.
- Liu, P., H. Mumtaz, and A. Theophilopolou, "International Transmission of Shocks: A Time-varying Factor-augmented VAR Approach to the Open Economy," Bank of England Working Paper No. 425, 2011.
- Long, J. B. and C. I. Plosser, "Real Business Cycles," *Journal of Political Economy* 91(1), 1983, 39~69.
- Lucas, R. E., "Understanding Business Cycles," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 5, 1977, 7~29.
- Pesaran, M. H., T. Schuermann, and S. M. Weiner, "Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model," *Journal of Business and Economic Statistics* 22(2), 2004, 129~162.
- Primeceni, G. E., "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy," *Review of Economic Studies* 72(3), 2005, 821~852.
- Rossi, B. and S. Zubairy, "What Is the Importance of Monetary and Fiscal Shocks in Explaining U.S. Macroeconomic Fluctuations?" *Journal of Money, Credit and Banking* 43(6), 2011, 1247~1270.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Vector Autoregressions," *Journal of Economic Perspectives* 15(4), 2001, 101~115.

[Abstract]

Economic Shocks and Sectoral Comovements:
An Analysis Using a Multi-sector Time-varying Parameter
Vector Autoregressive Model

Sunoong Hwang* · Sunghwan Min** · Donghyun Shin***

This paper investigates the time evolution of the effects of macroeconomic and sector-specific shocks on sectoral comovement, using a multi-sector time-varying parameter vector autoregressive model. The results indicate that the degree of sectoral correlation attributed to domestic business cycle shocks and government spending shocks has decreased substantially over the past two decades. On the contrary, shocks to oil prices have shown a rapid increase in their contribution to sectoral comovements.

Keywords: business cycles, sectoral comovement, time-varying parameters, FAVAR, global VAR

JEL Classification: E32, C5

* First Author, Research Fellow, Korea Institute for Industrial Economics and Trade, Tel: +82-2-3299-3088, E-mail: sunoong.hwang@kiet.re.kr

** Coauthor, Research Fellow, Korea Institute for Industrial Economics and Trade, Tel: +82-2-3299-3127, E-mail: shmin@kiet.re.kr

*** Coauthor, Lecturer, School of Economics, Yonsei University, Tel: +82-2-2123-2465, E-mail: idol@yonsei.ac.kr