

# 글로벌 구조 VAR 모형을 이용한 해외충격의 과급효과 분석\*

김 윤 영\*\* · 박 준 용\*\*\*

**논문 초록** | 본고는 미국, 유로, 일본, 중국과 한국으로 구성된 글로벌 VAR 모형을 통하여 해외충격이 우리경제에 미치는 영향을 분석하였다. 동 모형은 식별을 위하여 한국을 제외한 국가들은 추차 구조를 가지며 금융변수는 실물변수에 시차를 두고서만 영향을 미치는 것으로 가정한다. 한편 한국은 소규모 개방경제로서 외생으로 가정한 해외변수들과 구조 방정식의 오차항에 대한 분산제약(covariance restriction)을 이용하여 모형이 식별된다고 본다. 동 모형에 의한 충격반응 실험 결과, 우리 경제는 미국 못지않게 중국으로부터의 충격에 큰 영향을 받으며 특히 중국의 물가상승과 위안화의 절하충격은 국내 경제변수에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 국내 경제변수는 해외 주가, 실질환율 등 금융변수 충격뿐만 아니라 물가, 장기금리 등 실물변수 충격과도 동조화되는 현상을 보였다.

**핵심 주제어:** 글로벌 VAR 모형, 해외충격, 충격반응함수  
**경제학문헌목록 주제분류:** C53

투고 일자: 2009. 1. 9. 심사 및 수정 일자: 2009. 2. 17. 게재 확정 일자: 2009. 4. 17.

\* 본 연구를 위해 유익한 논평을 해주신 익명의 세 분 심사자와 IMF의 이재우 박사, 한국은행의 서영경, 윤성훈, 김배근, 유명학 박사와 통계분석과 자료정리에 탁월한 도움을 준 황영순 씨에게 감사드린다.

\*\* 제1저자, 한국은행 금융경제연구원 과장, e-mail: yunyeongkim@hotmail.com

\*\*\* 제2저자, Texas A&M University 및 성균관대학교 교수, e-mail: jpark@neo.tamu.edu

## I. 서 론

1990년대 이후 우리 경제의 대외개방도 상승으로 해외부문의 여건변화가 우리 경제에 미치는 영향력이 커졌다. 특히 지난해 이후 미국 서브프라임 모기지 부실에 따른 주요국의 경기둔화, 국제 유가 및 원자재가격 상승 등으로 해외여건이 크게 악화되면서 해외충격의 부정적 파급효과에 대한 우려가 매우 커진 상황이다.<sup>1)</sup>

이에 따라 외환위기를 겪은 소규모 개방경제인 우리 경제에 해외충격이 어떤 영향을 미치는지에 대한 시의적절한 분석의 중요성은 매우 높아졌다고 할 수 있다. 그런데 특정 충격이 우리나라와 같은 소규모 개방경제로 전파되는 과정을 분석함에 있어, 양 국가 간 직접적 인과 관계만이 아니라 여타국들을 경유한 간접효과를 동시에 고려해야 할 필요성이 EU와 중국의 부상 등 세계경제 다극화 경향으로 최근 크게 높아졌다.

예를 들어 미국의 연준에서 금리를 조정하였을 경우 다양한 경로를 통하여 우리 경제에 영향을 미치게 된다. 우선 미국의 주식시장에 미치는 일차적인 효과는 바로 우리 주식 시장에 영향을 미칠 수 있고 미국의 실물경제에 미치는 효과는 시차를 두고 우리경제에 영향을 미치게 된다. 이와 같은 효과는 우리 경제를 제외한 유럽, 일본 및 중국 등 여타 세계 경제에도 영향을 미치고 또 이들 국가들을 통하여도 간접적으로 우리 경제에 영향을 미치기 때문에 분석에서 이를 감안하여야 한다.

이런 고려 하에서 우리경제에 대한 해외충격의 영향 분석은 우리경제에 영향을 미치는 주요국 경제를 동시에 고려하는 글로벌 모형이 바람직하다고 볼 수 있는데, 이와 같은 취지에서 해외충격의 영향을 세계 거시경제의 틀 안에서 분석하는 Global VAR (GVAR) 모형의 초기 형태는 Pesaran, Schuermann and Weiner (2004) 등을 들 수 있다. 이들은 세계 26개 국가를 11개 지역<sup>2)</sup>으로 구분하여 모형을 설정하였다. 각 지역에 대한 해외충격의 영향을 분석함에 있어 무역거래 규모를

1) <부표 1>에서는 미국의 주가, 단기금리, 산업생산 및 중국의 물가지수의 Hodrick- Prescott filtering 시계열을 우리나라의 상대 변수들과 같이 나타내고 있는데 큰 흐름에서 유사한 방향성을 보이고 있다. <부표 2>의 차분시계열도 마찬가지로의 경향을 나타내고 있다. 한편 <부표 3>의 교차상관계수 추이도 5개월을 전후(leads and lags)하여 해외 변수와 우리나라 변수간의 영향력이 큼을 나타내고 있다.

2) 미국, 영국, 독일, 프랑스, 이탈리아, 중국, 일본, 서유럽, 중동, 동남아, 중남미 등 11개 국가 및 지역.

이용한 여타지역 충격의 가중평균치를 이용함으로써 전 세계적 충격의 동시적 고려가 가능하도록 하였다. 한편 유럽중앙은행(ECB)의 Dees, Holly, Pesaran and Smith(2007)는 세계 경제를 유로와 여타국(25개국)의 26개 국가로 구분하고 해외 충격이 유로경제에 미치는 영향을 GVAR 모형을 이용하여 분석하였다. 특히 이들은 주성분 분석(principal components analysis)을 통해 비관측 글로벌 요소(unobserved global factor)를 추출하여 개별국가에 고유한 충격(country specific shock)과 구분하였다. 그러나 이들 모형의 경우 우리 경제에 바로 적용하기에는 몇 가지 제약점을 지니고 있다. 먼저 Pesaran, Schuermann and Weiner(2004) 모형의 경우 11개 지역의 경제구조를 각각 추정한 후 지역 간 상호 의존관계를 분석하고 있어, 모형구조가 지나치게 복잡할 뿐만 아니라 우리나라와 같은 소규모 개방경제와는 상이한 경제구조를 전제하고 있다고 할 수 있다. ECB 모형의 경우도 추출된 비관측 글로벌 요소의 경제적 해석에 어려움이 있다는 문제점도 있다.

한편 해외 충격의 우리나라 경제에 대한 영향을 주로 분석한 기존연구들은 주로 글로벌 모형이 아닌 해외변수를 국내변수에 추가한 제한적 형태를 주로 따르고 있다. 이에 따라 세계경제의 동조화 추세를 적절히 고려하지 못하여 분석결과를 왜곡할 개연성을 가지고 있다. 가령 김권식(2005)의 경우 유가지수, 실질 엔·달러 환율, 실질 GDP, 원·달러환율, 단기지이자율 및 소비재 물가지수 등 6변수 VAR 모형을 통해 해외 충격의 국내변수 반응연구를 하고 있다. 김권식(2005)의 추정 결과는 외환 충격보다는 유가상승 충격이 국내 경제에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타나, 외환 충격이 유가상승 충격 못지않게 영향을 미치는 것으로 분석한 본고의 결과와 상이한 결과를 보였다.<sup>3)</sup>

본 연구는 이와 같은 점을 감안하여 우리나라와 같은 소규모 개방경제에 적합한 형태로 글로벌 구조 VAR 모형을 구축하고자 시도하였다. 이를 위해 한국을 제외한 주요국에 대한 거시적(macrosopic) 가정과 한국 경제에 대한 미시적(microscopic) 가정을 구분하여 설정하기로 한다. 먼저 해외경제에 대한 거시적 가정의 주요 내용

3) 이와 같은 외환충격의 과소 평가는 세계 경제의 동조화 추세(이근태(2009) 및 E-KIET 산업 경제정보(2007) 참조)를 고려하지 않고 우리경제만을 주 대상으로 모형을 구축한 데 기인했을 가능성이 있다. 3장에 서술하는 본고의 분석에 따르면 실질환율 및 주가의 경우 일본, 중국 등과의 동조화가 해외 충격의 우리경제에 대한 영향 분석에서 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다.

은 다음과 같다. 첫째, 구조 VAR 모형의 축차적(recursive) 구조를 가정한다. 둘째, 충격의 식별을 위하여 실물변수는 금융변수에 대해 당기뿐만 아니라 시차를 두고 영향을 미치나, 금융변수는 실물변수에 시차를 두고서만 영향을 미치는 것으로 가정한다. 셋째, 추정해야 할 계수의 수를 줄이기 위하여 여타국가들의 해외충격을 계산함에 있어 Pesaran, Schuermann and Weiner(2004)과 같이 무역거래비중을 이용한 가중평균 변수의 개념을 도입한다.

세계 경제의 충격을 외생적으로 받아들이는 한국 경제의 모형은 Hausman and Taylor(1983)의 방법을 확장한 Kim and Park(2008)의 방법을 원용하여 구축한다. 이 모형은 동태적 연립방정식 모형(dynamic simultaneous equation model)의 형태를 가지고 있으며 소규모 개방경제인 우리경제의 특성에 부합하도록 해외 경제변수들을 외생으로 가정하는 점이 특징이다. 그리고 이러한 외생변수들과 분산제약을 이용하여 모형의 식별을 수행한다.

본고는 모두 4장으로 구성되어 있다. 먼저 제Ⅱ장에서는 모형과 가정을 설명하고 제Ⅲ장에서는 분석한 결과를 서술한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 결론 및 시사점을 제시한다.

## Ⅱ. 분석모형

### 2.1 구조 VAR 모형과 식별 조건

먼저 세계 경제(모두  $l$ 개의 국가로 표시, 예: 미국, EU, 일본, 중국 및 한국 등)가 다음의 구조 VAR( $p$ ) 모형으로 근사된다고 가정하자.<sup>4)</sup>

4) 공적분의 존재를 가정할 경우 모형 (1)을 오차수정모형으로 바꾸어 분석하는 것이 필요하다. Pesaran, Schuermann and Weiner(2004)은 공적분의 존재를 가정하는 글로벌 모형 추정을 수행하고 있는데, 분석 대상기간은 유로화 출범 이전의 장기간(1979~1999)으로 변수들 간의 장기균형이 형성되고 공적분 분석을 수행할 수 있는 충분한 기간인 것으로 보인다. 그러나 본고의 경우 유로화 출범에 따른 구조변동을 고려하여 유로화 출범(1999) 이후 최근까지의 비교적 단기간을 분석 대상으로 하였다. 필자들은 이 기간이 유로화 출범 이후의 세계경제 내 장기균형을 형성하기에는 불충분하다고 보았으며 차분 모형을 사용하였다. 가령 김윤영(2009) 등에 따르면 유로화 출범 이후 통화 간의 안정적 관계 형성은 미진한 것으로 보인다. 그러나 상당한 시간이 경과하여 유로화 체제가 정착될 경우 공적분 관계를 고려한 모형으로의 확장은 매우 흥미로운 것으로 판단된다.

$$A_0 z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + e_t \quad (1)$$

여기서  $A_k$ ,  $k = 0, 1, 2, \dots, p$ 는 계수행렬로서 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$A_k = \begin{pmatrix} A_{k11} & A_{k12} & \dots & A_{k1w} \\ A_{k21} & A_{k22} & & \vdots \\ \vdots & & & \\ A_{kw1} & \dots & \dots & A_{kw w} \end{pmatrix}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, p \quad (2)$$

$A_k$ 의 구성요소  $A_{kij}$ 는  $m \times m$ 의 정방행렬로서  $i$  ( $= 1, 2, \dots, l$ ) 국가의  $m$ 개의 경제변수(예: 산업생산, 물가, 주가, 대미실질환율 또는 유가, 이자율)에 대한  $j$  ( $= 1, 2, \dots, l$ ) 국가 경제변수의  $k$ 기 시차 영향력을 나타낸다. 그리고  $e_t$ 는 대각행렬(diagonal)로서  $\Sigma$ 의 분산을 가진 오차항,  $z_t = (z_{t,1}', z_{t,2}', \dots, z_{t,l}')'$ 는  $lm \times 1$ 개의 경제변수를 가진 벡터를 의미한다. 경제변수중에서 산업생산, 물가, 유가는 실물변수로, 주가, 대미실질환율, 이자율은 금융변수로 구분된다.<sup>5)</sup>

이러한 구조 VAR 모형은 최소한의 계수제약으로 변수 간 동태적 상호관계를 잘 나타낼 수 있는 장점을 가진다. 한편 충격반응 함수 등 동태 분석을 위해서는 계수  $A_0$ 의 식별이 중요한 만큼 아래에서는 이를 위한 식별 조건을 구체적으로 설명하고자 한다.

### 2.1.1 세계경제에 대한 구조 제약

세계경제를 나타내기 위해서 식 (1)에서 계수행렬과 오차 공분산을 다음과 같이 한국과 여타국가라는 기준으로 구분하여 표시하자.

$$A_0 = \begin{pmatrix} A_0^{aa} & A_0^{ab} \\ A_0^{ba} & A_0^{bb} \end{pmatrix} \quad \text{와} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma^{aa} & \Sigma^{ab} \\ \Sigma^{ba} & \Sigma^{bb} \end{pmatrix} \quad (3)$$

5) 대미 실질환율은 미국을 제외한 여타국가에만 있는 것으로, 유가는 미국의 경우에만 있는 것으로 가정하였다. 이는 ECB (2005)의 GVAR 모형과 유사한 설정이다. 이자율은 장기금리를 사용한다.

여기서  $a$ 는 한국을 제외한 국가들,  $b$ 는 한국을 나타내는 표시인데 다음으로 한국경제에 대하여 다음의 축차구조를 가질 수 있다고 가정한다.

**가정 2.1**       $A_0^{ab} = 0$     및     $\Sigma^{ab} = 0$       (4)

위의 가정은 통상 구역 축차구조(block recursiveness)라고 알려져 있으며 Sims (1980)가 구조 VAR 모형의 식별을 위해 가정하는 축차구조(recursiveness)의 특수한 형태이다. 이 구조 하에서 한국 내에서 발생한 충격은 해외 경제에 영향을 미치지 못하며 따라서 현재 시점의 해외 경제변수는 한국경제의 방정식을 추정하기 위한 외생변수의 역할을 할 수 있다. 다만 가정 2.1은 계수 추정시 식별 외생변수에만 적용된다.

이때  $A_0$ 는 경제변수 간의 시차 없는 상호 영향을 나타낸다. 그러나 주가 등 금융변수는 외부의 조건 변화에 대하여 빠르게 반응하여 변화할 수 있으나 산업생산, 물가 등 실물경제변수의 경우 주가 또는 이자율 등 금융변수의 변화에 바로 반응하는 것이 어려운 (또는 시차를 두고 반응하는) 것이 일반적이다.<sup>6)</sup>

이러한 금융변수와 실물변수의 반응 속도의 차이를 이용하여 구축한 것이 다음에 제시될 제약조건이다. 즉 실질환율, 주가 등 금융변수의 변화에 대해 금융변수는 동시적으로 반응하지만 산업생산 등 실물변수는 조정에 시간이 소요된다고 가정한다.<sup>7)</sup> 또한 국가별로는 경제규모 순으로 외생성이 크다고 가정하여 경제규모 순서로 배열한다.

**가정 2.2** 식별을 위한 한국을 제외한 여타국가들의 축차구조내 변수의 순서는 실물(물가, 산업생산)과 금융변수(대미실질환율, 주가, 이자율) 순으로,<sup>8)</sup> 국가별로 미

---

6) 이는 Sims and Zha(2006), Cushman and Zha(1997) 등에서 통화정책결정 과정에서 실질소득과 물가를 이용할 수 없다는 정보지연(information delay)가정과는 다른 것으로, 본고는 경제변수 간의 실질적인 상호영향력의 추정에 초점을 맞추고 있다.

7) 계수  $A_0$ 에서 각국의 금융변수가 실물변수에 미치는 영향을 나타내는 계수는 모두 0으로 가정한다. 위의 가정 2.1은 일반적인 대각행렬(diagonal)의 공분산 제약 하에서 금융실물 변수 간에 구역 축차구조(block recursiveness)를 지님을 의미한다. 이에 대한 논의는 김소영(2007)에 통화정책 충격의 식별 문제를 중심으로 잘 논의되고 있다.

8) 단일국가 모형에서 주로 사용되는 통화정책의 전달경로 등 통상적인 식별 순서는 다 국가 모

국, EU, 일본, 중국의 순서로 한다.<sup>9)</sup>

**보기 2.3** 가령 미국과 EU 두 국가와 실물변수로 산업생산과 금융변수로 주가만 존재하는 경우를 상정하면 한국을 제외한 축차구조(recursive structure)는 미국 산업생산, EU 산업생산, 미국 주가, EU 주가의 순으로 다음과 같이 형성된다.

$A_0$  행렬 계수 제약 사례

	미국 산업생산	EU 산업생산	미국 주가	EU 주가
미국 산업생산		0	0	0
EU 산업생산			0	0
미국 주가				0
EU 주가				

주: 0은 계수 제약을 나타냄.

다음은 특정국가에 대한 여타 국가들의 충격의 영향을 분석함에 있어 여타국가들의 경제변수들을 가중평균하여 단일변수로 나타내기로 한다. 이는 본고와 같이 큰 모형을 사용할 경우 발생하는, 표본 수 대비 많은 추정계수로 인한 자유도(degree of freedom) 감소의 문제를 해결하고 예측의 간결성(parsimony)을 확보하기 위한 것이다.

구체적으로  $i$  국가에 해당하는 변수들 방정식의  $k(=0,1,2,...,p)$  시차계수 행렬  $A_{kij}$ 가 모든  $k$ 에 대하여 다음과 같이 스칼라 계수  $\lambda_{ij}$ 에 의해 대표된다고 가정하자.

**가정 2.4** 모든  $k$ 에 대하여  $A_{kij} = \lambda_{ij}B_{ki} \quad i \neq j$  (5)

형에서는 그 유효성이 제약된다. 또한 Durham(2003), Rigobon and Sack(2004) 등에 따르면 통화정책은 자산가격의 함수로 결정되며 내생성을 가진다. 이에 따라 본고는 충격반응함수의 이론적 예측부호를 중심으로 실물 및 금융변수 내 식별 순서를 결정하였다.

9) 우리나라의 미국, EU, 일본 및 중국과의 무역거래 비중을 살펴보면 1990년 각각 15.4%, 19.4%, 29.8% 및 0.9%에서 2006년에는 각각 14.1%, 6.9%, 10.9% 및 22.6%로 변화하였으며 4개국 전체 비중은 동기간중 65.5%에서 54.5%로 다소 하락하였다.

여기서 가정 2.4는  $i$ 국에 미치는  $j$ 국 경제변수들이 상수  $\lambda_{ij}$ 에 의해 그 특징이 나타내어짐을 의미하며 고유근(eigen value)의 개념과 유사하다. 그런데 가정 2.4 하에서 (2)와 같이 표현된 계수행렬은 다음과 같이 나타내어진다.

$$A_k = \begin{pmatrix} \lambda_{11}B_{k1} & \lambda_{12}B_{k1} & \cdots & \lambda_{1l}B_{k1} \\ \lambda_{21}B_{k2} & \lambda_{22}B_{k2} & & \vdots \\ \vdots & & & \\ \lambda_{l1}B_{kl} & \cdots & \cdots & \lambda_{ll}B_{kl} \end{pmatrix}, \quad k=0,1,2,\dots,p \quad (6)$$

한편 위의 가정 2.4 하에서 모형 (1)의  $i$ 국 방정식들은

$$\sum_{j=1}^l A_{kij}z_{t,i} = A_{kii}z_{t-k,i} + \sum_{h \neq i}^l A_{kij}z_{t-k,h}$$

로 분해되며 이를 이용하여  $i$ 국의 방정식들은 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.<sup>10)</sup>

$$\sum_{j=1}^l A_{0ij}z_{t,j} = \sum_{k=1}^p \left( \sum_{j=1}^l A_{kij}z_{t-k,j} \right) + e_{ti}$$

또는

$$A_{0ii}z_{t,i} + \tilde{A}_{0ii}\tilde{z}_{t,j} = \sum_{k=1}^p [A_{kii}z_{t-k,i} + \tilde{A}_{kii}\tilde{z}_{t-k,j}] + e_{ti} \quad (7)$$

여기서  $e_{it}$ 는  $m \times 1$ 의 오차항 벡터를 나타내며  $\tilde{z}_{t-k,i} \equiv \sum_{h \neq i}^l \lambda_{ij}z_{t-k,h}$ 로 정의하

10) Pesaran, Schuermann and Weiner (2004)도 유사한 접근법을 따르고 있다. 여기서 여타국가들의 경제변수 가중합  $\tilde{z}_{t-k,i}$ 은 Pesaran et. al. (2004)의 관측되지 않는 글로벌 요소(unobserved global factor)와 유사한 개념이며 주성분 분석(principal components analysis)을 통해 추출된 주성분으로 해석될 수 있다. 이 경우 가중 계수  $\lambda_{ij}$ 로 이루어진 벡터는 고유벡터(eigen vector)가 된다.



는데 위의 식 (7)은 식 (5)를 적용한 것이다. 마지막으로 추후 논의를 위하여 변수  $\tilde{z}_{t-k,i}$ 를 결정하는 다음의 벡터를 가중 벡터로 정의하기로 하자.

$$\lambda_i \equiv (\lambda_{i1}, \lambda_{i2}, \dots, \lambda_{ii-1}, \lambda_{ii+1}, \dots, \lambda_{il})'.$$

한편 행렬  $\tilde{A}_{ki}$ 는  $i$ 국에 영향을 주는 여타국가  $j$ 에 따라 변화하지 않으며, 여타 국가들의 경제변수의 가중합  $\tilde{z}_{t-k,i}$ 로 표현된 변수가  $i$ 국에 미치는 영향을 반영하게 된다. 결국 가정 2.4는 모형내의 각국 경제를 2국 모형으로 설명할 수 있도록 만들어 주는 역할을 하고 있다.

**보기 2.5** 가령 물가와 산업생산 두 가지 변수가 있는  $a, b, c$  등 모두 3개국과 VAR (1) 모형( $p=1$ )을 가정할 경우  $a$ 국에 대한 위의 식 (7)은 다음과 같이 주어진다.

$$A_{aa} \left( \begin{matrix} a\text{국 물가} \\ a\text{국 산업생산} \end{matrix} \right) + B_a \left[ \lambda_{ab} \left( \begin{matrix} b\text{국 물가} \\ b\text{국 산업생산} \end{matrix} \right) + \lambda_{ac} \left( \begin{matrix} c\text{국 물가} \\ c\text{국 산업생산} \end{matrix} \right) \right] + e_a \quad (8)$$

위의 식에서 큰 괄호 부분의 벡터는  $b$ 국과  $c$ 국의 경제변수들의 가중합이며 가상의 단일 해외경제권(또는 국)의 경제변수라고도 정의할 수 있으며 따라서 위의 가정 2.4는 세계 각국을 자국과 여타국의 짝(pair)으로 만드는 것이라 할 수 있다.<sup>11)</sup>

여기서 가정 2.4의 스칼라계수  $\lambda_{ij}$ 는 여타국들의 경제 영향력을 반영할 수 있도록 교역상대국의 무역가중치를 쓸 수도 있으며 최우추정법(maximum likelihood estimator)으로 추정을 할 수도 있는데 본고에서는 무역가중치를 사용하며 이 경우 표본 기간 내 평균치를 쓰기로 한다.

마지막으로 위의 가정들 하에서 축차구조를 가진, 한국경제를 제외한 여타국가들

11) 한편 다음의 추정과 관련하여 중요한 사실은 식 (8)에서  $b$ 국과  $c$ 국의 물가의 영향력을 다르게 구분지어 주는 계수는  $\lambda_{ab}$  또는  $\lambda_{ac}$ 에 상수를 곱한 형태로 나타난다는 사실이다. 이들 변수들은 추정의 식별변수로 사용되며 이는 다음 장에서 논의하기로 한다.

의 구조 방정식은 OLS를 통하여 일치 추정량을 구할 수 있다.<sup>12)</sup>

### 2.1.2 한국 경제의 모형

앞에서와 같은 세계경제에 대한 식별 제약은 거시적(macroscopic)인 것이지만 우리 경제에 대하여는 좀 더 약한 미시적(microscopic)인 제약을 통하여 모형을 식별하고자 한다. 우리경제 역시 세계경제 내에서 축차구조를 갖는 것으로 가정할 수도 있지만, 좀 더 약한 가정 하에서 모형을 식별함으로써 추정 결과의 일반성을 좀 더 확보하기 위한 목적에서이다. 중요도가 상대적으로 낮은 많은 해외변수들과 중요도가 높은 우리경제 변수들을 축차구조라는 단일 제약조건으로 추정하는 것은 모형설정의 오류를 높일 가능성이 있다.

이러한 점을 감안하여 한국경제의 모형은 Kim and Park (2008)을 따라 동태적 연립방정식모형(dynamic simultaneous equation model)으로 설정한다. 이 모형의 특징은 분산제약과 방정식에 고유한 외생변수를 이용하여 식별을 수행하는 것이다. 즉 방정식의 오차가 여타 구조방정식의 오차와 상관관계가 없다는 분산제약 조건 하에서 해당 방정식을 식별한다. 그리고 식별 외생변수를 제외한 여타 변수들을 모두 내생으로 간주함으로써 모형 설정오류를 최소화할 수 있는 장점이 있다.

Kim and Park (2008)의 방법은 기본적으로 Hausman and Taylor (1983)의 2변수에 대한 추정방법을 일반적인 경우로 확장한 것이다.<sup>13)</sup> 좀 더 구체적으로 살펴보면  $i$ 국에 해당되는 임의의 경제변수  $y_{1i}$ 에 대한 구조 방정식은 다음과 같이 나타내진다.

12) 추정된 무역가중치의 일치추정량을 쓰더라도 OLS 추정의 일치성은 확보됨을 쉽게 보일 수 있다.

13) Kim and Park (2008)의 구조방정식 추정방법은 모형 내의 모든 변수들을 내생으로 간주하며 추정 대상 방정식의 변수를 제외시키는 임의의 제약 조건도 부과하지 않는다. 대신 추정대상 방정식의 오차와 여타 구조방정식의 오차가 상관관계가 없다는 분산 제약(covariance restriction)과 추정대상 방정식의 특성을 나타내는 외생변수(식별 외생변수로 지칭)의 존재를 가정하여 식별을 수행한다. 여기서 여타 구조방정식들만으로 유도된 부분 축약형 모형(partial reduced form)을 식별 외생변수로 추정한 후 여기서 얻어진 잔차를 다시 원 방정식의 도구변수로 이용하게 된다. 이와 같은 접근법은 Sims (1980) 이래로 제기되어 온 연립방정식 식별에 대한 비판과 Nelson and Startz (1990) 이래로 제기되어온 약한 도구변수의 문제(weak instruments)를 일부 회피할 수 있는 장점을 가지고 있다.

$$y_{1i} = Y_{2i}\beta_i + x_i\gamma_i + w_i\delta_i + u_{1i} \equiv Z_{1i}\alpha_i + u_{1i} \quad (9)$$

여기서  $\delta_i \equiv c\lambda_i$ 로 가중벡터로 비례하도록 정의되는데 이는 각주 11에서 서술하였다시피 가정 2.4로부터 유도되는 것임을 쉽게 확인할 수 있다. 다음으로  $y_{1i}$ 를 제외한 여타 내생변수들은 다음과 같은 부분 축약형 (partial reduced form) 으로 나타난다.

$$Y_{2i} = y_{1i}\pi_i' + x_i\Pi_i' + U_{2i} \quad (10)$$

여기서  $Y_{2i}$  는 식별외생 및 시차 변수를 제외한 여타변수들로 모두 내생으로 간주되는 것들이며, 모든 방정식들에 있는 공통 외생변수  $x_i$ 는 시차변수로 구성된다.

한편 구조식 (9)의 추정 전에 먼저 다음과 같이 방정식 (9)와 부분 축약형 방정식의 오차는 서로 상관관계가 없는 것으로 가정한다.

**가정 2.6**  $EU_{2i}'u_{1i} = 0$

다음은 가정 2.6 하에 부분 축약형 식 (10)을 먼저 도구변수법 (Instrumental Variable Estimation)으로 추정한 후 그 잔차를 다음과 같이 유도한다.

$$\widehat{U}_{2i} \equiv \overline{Y_{2i}} - \overline{y_{1i}}\widehat{\pi}_i'; \quad \widehat{\pi}' \equiv \frac{\widehat{\lambda}_i' w_i' Y_{2i}}{\widehat{\lambda}_i' w_i' y_{1i}} \quad (11)$$

여기서 변수의 위 부분에 표시된 직선은 원래 변수에 행렬  $I - x_i(x_i'x_i)^{-1}x_i'$ 을 곱하여 얻어진 각 변수의 사영잔차 (projection residual)를 나타내며  $\widehat{\lambda}_i$ 는 무역가중치 추정 벡터를 나타내며 참값인  $\lambda_i$ 와 다음의 점근적 관계를 가진다고 가정한다.

**가정 2.7**  $n^{1/2}(\widehat{\lambda}_i - \lambda_i)$  는  $O_p(1)$ 인 변수이다.

한편 위에서 구해진 잔차 (11)은 식 (9)의 계수  $\alpha_i$ 에 대한 도구변수 추정을 위한 도구변수로 다음과 같이 이용한다.<sup>14)</sup>

$$\hat{\alpha}_i \equiv (\hat{W}_i' Z_{1i})^{-1} \hat{W}_i' y_i$$

여기서  $K_i \equiv (x_i, w_i)$  및  $\hat{W}_i \equiv (\hat{U}_{2i}, K_i)$ 로 정의된다.

이때 Kim and Park (2008)은 추정량  $\hat{\alpha}_i$ 의 분산 행렬이 다음과 같이 주어지므로 가능하다.

$$avar(\hat{\alpha}_i) \equiv \hat{\sigma}_i \hat{\Phi}_i \hat{\Omega}_i \hat{\Phi}_i'$$

여기서 각 변수는 다음과 같은 내용을 나타낸다;  $\hat{\Phi}_i \equiv (\hat{W}_i' Z_{1i}/n)^{-1}$ ,  $\hat{M}_{KK} \equiv K_i' K_i/n$ ,  $\hat{\Sigma}_i \equiv \hat{U}_{2i}' \hat{U}_{2i}/n$ ,  $\hat{\sigma}_i \equiv (y_{1i} - Z_{1i} \hat{\alpha}_i)'(y_{1i} - Z_{1i} \hat{\alpha}_i)/n$  및  $\hat{M}_{ww.x} \equiv w_i' w_i/n - w_i' x_i (x_i' x_i)^{-1} x_i' w_i/n$ ,

$$\hat{\Omega}_i \equiv \begin{pmatrix} \left[ 1 + \frac{\hat{\sigma}_i}{\hat{\lambda}_i' \hat{M}_{ww.x} \hat{\lambda}_i} \right] \hat{\Sigma}_i & 0 \\ 0 & \hat{M}_{KK} \end{pmatrix}.$$

한편 식별 외생변수의 유의성에 대한 검정 통계량은  $\overline{y_{1i}}$ 를  $\overline{w_i}$ 에 OLS 회귀시켰을 때의  $F$  통계량으로 주어진다. Kim and Park (2008)은 이  $F$  통계량이 클수록 추정량  $\hat{\alpha}_i$ 의 분산이 작아짐을 보이고 있으며 따라서 추정의 신뢰성에 대한 사전 지표로 사용될 수 있다.

이와 같은 결과를 요약하면 글로벌 VAR 모형 (1)의 계수  $A_0$ 은 다음과 같은 구조를 가지고 식별된다. 여기서 우리나라에 대한 방정식은 식별 외생변수를 제외한

14) Kim and Park (2008)은 이 추정량이 가정 2.6 하에서 완전정보 최우추정량 추정(FIML, full information maximum likelihood estimator)과 점근적으로 동일함을 보이고 있다. FIML 추정량은 Hausman, Newey and Taylor(1987)의 A3SLS(augmented three stage least square estimator) 및 GMM 추정량과 점근적으로 동일한 분포를 갖는다.

여타 변수들을 모두 내생으로 간주함으로써 모형 설정오류를 최소화할 수 있는 장점이 있다.

〈표 1〉  $A_0$  행렬의 제약

		여타국		한국
		실물부문	금융부문	
여타국	실물부문1)	lower triangular zero restrictions	zero restrictions	zero restrictions
	금융부문1)		lower triangular zero restrictions	
한국		partial zero restrictions for identifying variables		

주: 1) 각 변수별로 국가 순(미국, 유로, 일본, 중국)으로 배열.

2) 음영으로 표시된 부분은 제약조건이 없음을 나타냄.

## 2.2 충격 반응분석

위에서 제시된 계수  $A_0$ 의 추정량을 이용하여 충격 반응함수는 다음과 같은 방식으로 계산할 수 있다. 설명의 편의상 VAR 모형이 다음의 구조 및 축약형 VAR(1) 모형으로 주어진다고 가정하자.<sup>15)</sup>

$$A_0 z_t = A_1 z_{t-1} + e_t \quad \text{또는} \quad z_t = C z_{t-1} + v_t \quad (12)$$

여기서  $C_1 = A_0^{-1} A_1$ 이며  $v_t = A_0^{-1} e_t$  인데  $v_t$ 는  $\Omega$ 의 분산을 갖는 것으로 가정한다. 만일 계수행렬  $A_0$ 가 하방삼각행렬(lower triangular)인 경우 축약형 모형(8)의 분산  $\Omega$ 의 콜레스키 분해로부터  $A_0$ 의 추정치가 주어지게 되나 본고에서는 계수행렬  $A_0$ 가 하방삼각행렬이라고 가정하지 않고 있으므로 이를 사용할 수 없다.

15) 많은 경제변수들이 임의의 보행(random walk) 또는 AR(1) 모형을 따른다는 것은 잘 알려져 있다. 가령 Fama(1965)의 주가, Hall(1978)의 소비, Barro(1979)와 Mankiw(1987)의 조세와 통화발행 및 Diebold and Nason(1990)의 환율 등에 대한 분석결과가 그 예이다. Litterman(1986) 등은 이와 같은 인식에 기초하여 VAR(1) 모형을 기초로 한 베이지안 VAR 예측모형을 구축하고 있다.

그 대신에 미국에서 중국까지의 경제는 축차구조를 가정하고 있으므로 계수행렬  $A_0$  중 상응하는 행은 통상최소자승(OLS)으로 일치추정량을 얻을 수 있으며 한국경제 부분은 앞에서 제시한 방법으로 추정이 가능하다. 이와 같이 계수행렬  $A_0$ 의 추정치와, 축약형 모형의 계수  $C_1$ 을 OLS로 추정할 경우 충격반응함수의 계산이 가능하다.

여기서 직교성(orthogonality)을 갖는 충격  $e_t$ 가  $z_{t+i}$ 에 미치는 반응은 다음 식으로 나타낼 수 있다.

$$\frac{\partial z_{t+i}}{\partial e_t} = C_1^i A_0^{-1} ; i = 0, 1, 2, \dots \quad (13)$$

여기서 충격반응함수 (13)의 추정은 이미 식별되어 추정된 구조 VAR 모형을 통해서 다음과 같이 주어진다.<sup>16)</sup>

$$\frac{\partial z_{t+i}}{\partial e_t} = (\hat{C}_1)^i \hat{A}_0^{-1} ; i = 0, 1, 2, \dots$$

### Ⅲ. 분석결과

#### 3.1 추정 자료

본 절에서는 해외 경제변수가 한국경제변수에 미치는 영향(증감률 기준)을 앞에

16) 충격반응함수의 95% 신뢰구간 추정을 위하여 함수 추정치의 표준편차(standard deviation) 추정이 필요하다. 이에는 <부록>의 극한분포를 이용할 수도 있지만, 많은 추정모수와 제약된 표본수 및 소표본 오차를 감안하여 본고에서는 표본 재추출(100회)을 통한 붓스트랩을 이용하였다. 그런데 Kim and Park (2008)의 시뮬레이션 결과는 한국경제를 추정에 사용한 도구변수법이 분산제약을 이용함에 따라 극단적으로 크거나 작은 추정치를 가질 수 있음을 나타내고 있다. 이 경우 표준편차의 정확한 소표본 분포가 소수의 극단 값(extreme values) 때문에 오도될 수 있다. 따라서 붓스트랩에서는 이들 극단 값들을 대칭적으로 제외하고 표준편차를 계산하였다. 이 방법으로도 추정량의 1, 2차 적률(Moment)의 극한분포가 대칭적(symmetric)이라는 가정 하에서 일치추정량(consistent estimator)을 얻을 수 있음을 쉽게 보일 수 있다. 이 외에도 중간값(median)을 사용하는 방법 등 대표본에서의 일치 추정량을 얻기 위한 다른 여러 방법이 있을 수 있다.

서 추정된 모형을 기반으로 충격반응함수를 계산하였다. 분석 대상기간은 유로지역의 통계자료 이용이 가능한 1999년 1월 이후로 설정하였으며 2008년 1월까지의 월간 자료를 이용하였다.<sup>17)</sup> 중국의 금리자료는 중국의 National Interbank Funding Center에서 입수하였으며 한국의 금리, 소비자물가지수, 종합주가지수는 <http://ecos.bok.or.kr>에서, 유로지역의 주가지수는 ECB에서, 기타 변수는 모두 IFS에서 입수하였다.<sup>18)</sup>

한국경제 방정식 추정을 위해 필요한 개별 방정식에만 존재하는 식별 외생변수<sup>19)</sup>와 식별 외생변수의 사전검정 통계량 (pretest statistic)인  $F$  값은 아래의 <표 2>에 나타내었다.<sup>20)</sup>

<표 2> 한국 경제의 식별 외생변수

추정 방정식 ( $y_i$ )	식별 외생 변수 ( $w$ )	$F$ 값
주가	여타국가의 주가	17.35
대미실질환율	여타국가의 실질환율	9.21
이자율	여타국가의 장기이자율	5.37
산업생산	여타국가의 산업생산	1.45
물가	여타국가의 물가 및 유가	8.89

주: 미국, 유로, 일본, 중국

17) 본 연구는 유로의 등장 이후 기간을 분석대상기간으로 하여 표본 수가 적은 점을 감안하여 GDP대신 산업생산지수를 실물변수 지표로 사용하였다. 따라서 EU 등장 이전의 기간에 대한 분기자료를 보유하고 있는 EABCN 자료를 이용한 분석은 향후 흥미로운 추가 연구과제로 보인다. EABCN 자료의 존재를 알려준 이재우 박사께 감사드린다. 그러나 분기자료를 EU 등장 이전으로 확장하여 추정하더라도 몇 가지 한계점은 남는다. 첫째, EU 등장으로 인한 역내 경제권의 시너지 효과로 인한 구조변동(structural break) 가능성이다. 둘째, 분기자료 분석에서 월별금융변수를 분기화 함에 따른 예측의 효율성 감소 문제이다. 이 경우 Kim (2007b)과 같이 혼합주기 분석을 하면 되지만 추후 연구과제로 넘긴다.

18) 본문에서 제시한 변수 외에 무역수지를 실물부문에 추가한 후 모형을 추정한 결과 비정상성(non-stationarity)이 관측되어 이 결과는 보고하지 않았다. 모형의 간결성을 위하여 장기금리를 제외할 수도 있으나 단기예측에 있어서는 차이가 있을 수 있으므로 이를 추가하였다.

19) 소규모 개방경제의 가정이 기존의 많은 문헌(예: 김권식(2005) 등)에서 쓰이고 있는 점을 감안하여 식별 외생변수에 대한 별도의 외생성 검정을 수행하지 않았다. 외생성 검정을 위하여 Swanson and Granger(1997)의 그래프 이론 접근법(graph theoretic approach)이나 Kim (2007a)의 Hausman 검정을 이용할 수도 있으나 소표본 기각력이 낮은 점이 단점으로 지적된다.

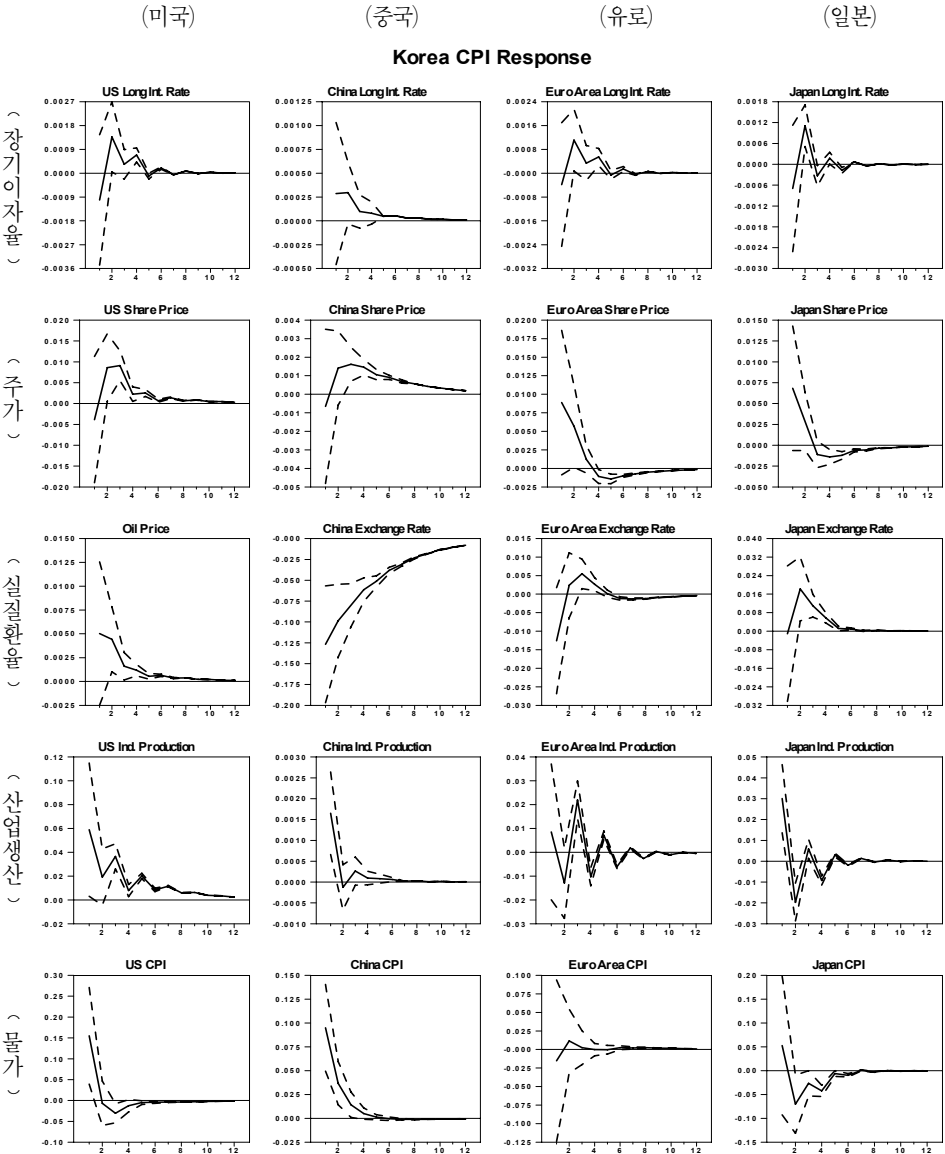
20) 식별 외생변수를 바꾸어 추정해보는 강건성 실험 결과, 부록에 보고된 충격반응의 궤적과 매우 유사한 결과들을 보였다.

3.2 부문별 충격반응분석의 주요 결과

3.2.1 물가

우리나라의 물가는 주요국 물가와 대체로 동조화되는 결과(〈그림 1〉 참조)를 보

〈그림 1〉 국내물가에 대한 충격반응분석 결과<sup>21)</sup>



21) 미국의 경우 실질환율 대신 유가 충격을 고려하여 분석하였다.



였다. 국가별로 비교해 보면 특히 미국과 중국의 물가상승 충격에 대한 반응이 크게 나타났으며 유로와 일본 물가의 변동에 대해서는 반응의 정도가 미미하거나 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보였다. 국내물가는 미국의 물가상승 충격에 대해 2개월 동안 상승한 후 하락세로 돌아서 6개월 이후에는 원래 수준으로 회귀하나 중국의 물가상승 충격에 대해서는 4개월 이상 지속적으로 상승압력을 받는 것으로 나타났다. 또한 국제유가 상승과 주요국의 산업생산 증가시에 국내물가에 대한 상승압력이 증가하는 것으로 분석되었다.

그 외 주요국 주가의 상승, 장기이자율의 상승시에 우리나라 물가가 상승압력을 받는 것으로 나타났다. 다만 주요국 실질환율의 변동과 관련하여 엔/달러 실질환율의 상승시에는 국내물가가 상승하는 반면 위안화/달러 실질환율의 상승시에는 국내물가가 하락하는 등 혼조되는 결과를 보였다.

### 3.2.2 장기이자율

우리나라의 장기금리는 미국과 중국의 물가상승시에 매우 큰 폭으로 상승하는 반응(〈그림 2〉 참조)을 보였는데, 이는 국제유가 상승 등 공동충격에 따라 각국 물가가 동조화 현상을 보이면서 시장참가자들의 금리인상 기대가 확산되는 것을 반영하는 것으로 보인다. 그리고 장기금리는 유로화, 엔화, 유로화 등 주요국 통화의 절하시에 비교적 큰 폭으로 상승하는 반응을 보였다. 이는 미달러화가 국제외환시장에서 강세를 보이면 원·달러 현물실질환율이 상승하고 그 결과 인플레이션 기대심리가 확산되는 데 따른 것으로 판단된다. 한편 우리나라 장기금리는 미국, 유로 등 주요국 장기금리 또는 주가가 상승할 때 함께 상승하는 모습을 보였으나 통계적 유의성은 낮았다.

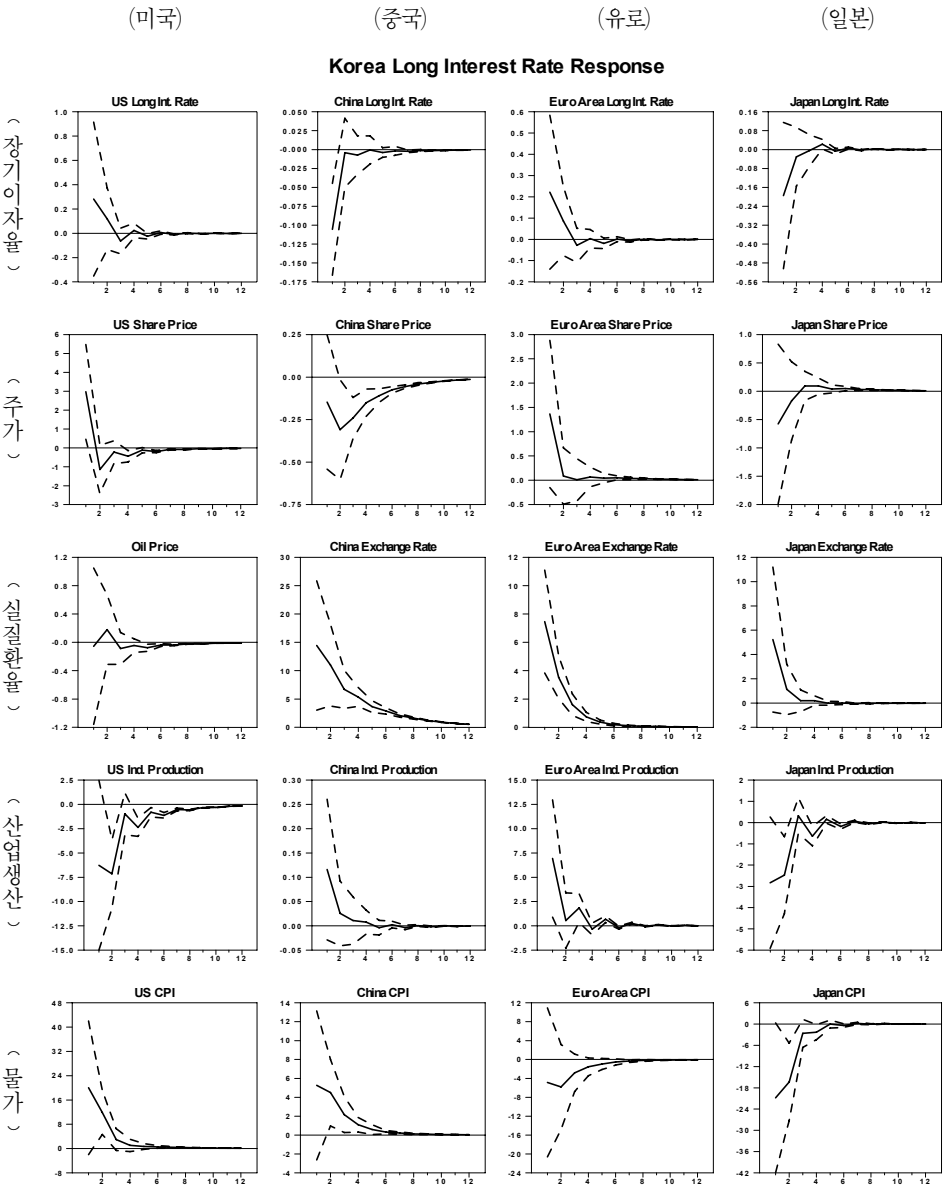
### 3.2.3 실질환율

원·달러 실질환율은 주요국 통화의 절하충격에 대체로 동반 절하되는 반응(〈그림 3〉 참조)을 보였다. 통화별로는 유로화 및 일본엔화의 변동보다는 중국위안화의 상승이 원·달러 실질환율의 큰 폭 절하를 유발하였다. 그리고 유가상승은 원·달러 실질환율의 절상 유발요인으로 작용하는데, 이는 미 달러화 가치가 유가 상승에 따라 원화보다 상대적으로 더 크게 떨어질 가능성이 있음을 나타낸다.

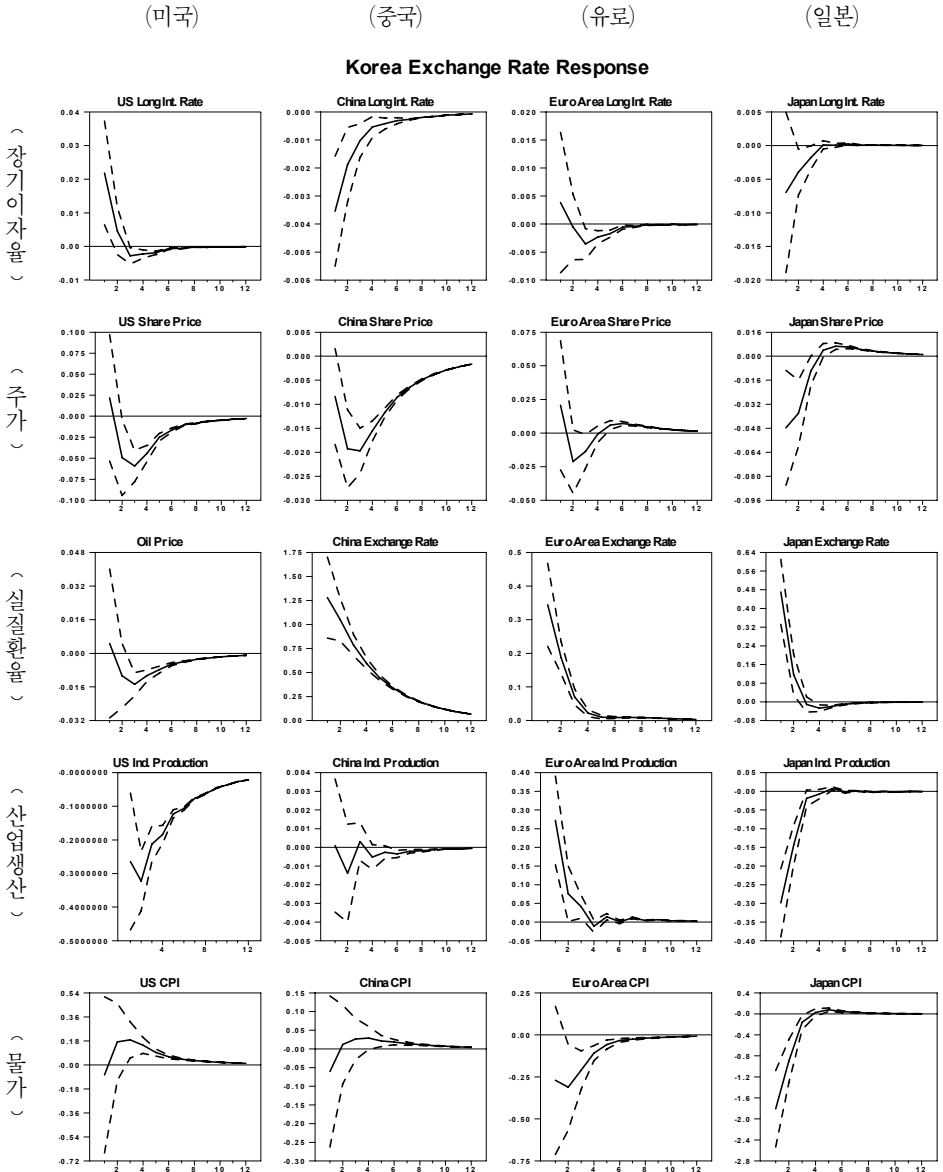
그리고 미국 등 주요국의 주가 상승은 원·달러 실질환율의 절상을 유발하는데,

이는 주가 동조화로 인한 우리 주가의 상승 및 이로 인한 외자 유입 등에 따른 것으로 보인다. 주요국의 산업생산 증가도 대체로 원·달러 실질환율의 절상요인으로 작용하였는데 이러한 효과는 미국의 경우 특히 현저하였다.

〈그림 2〉 장기금리에 대한 충격반응분석 결과



〈그림 3〉 원/달러 실질환율에 대한 충격반응분석 결과

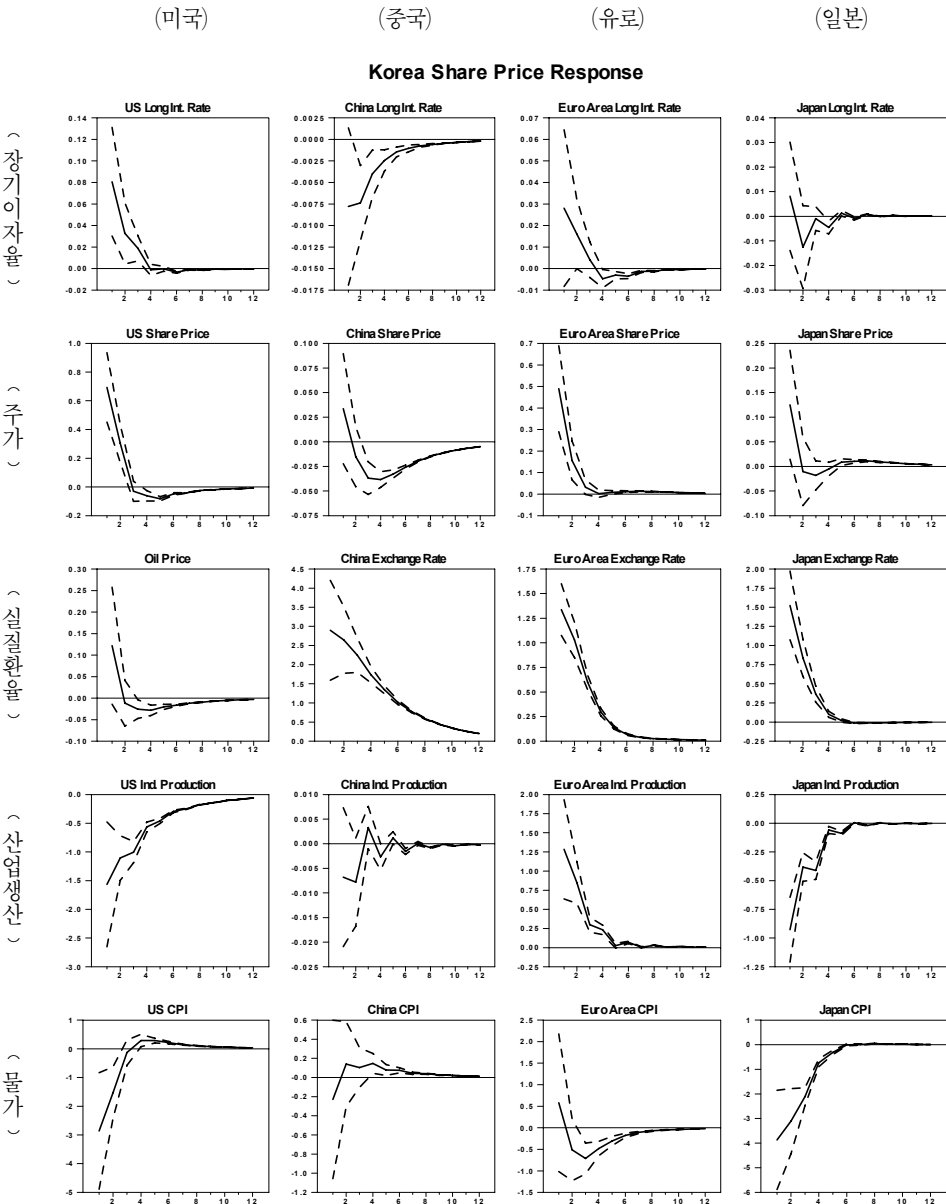


### 3.2.4 주가

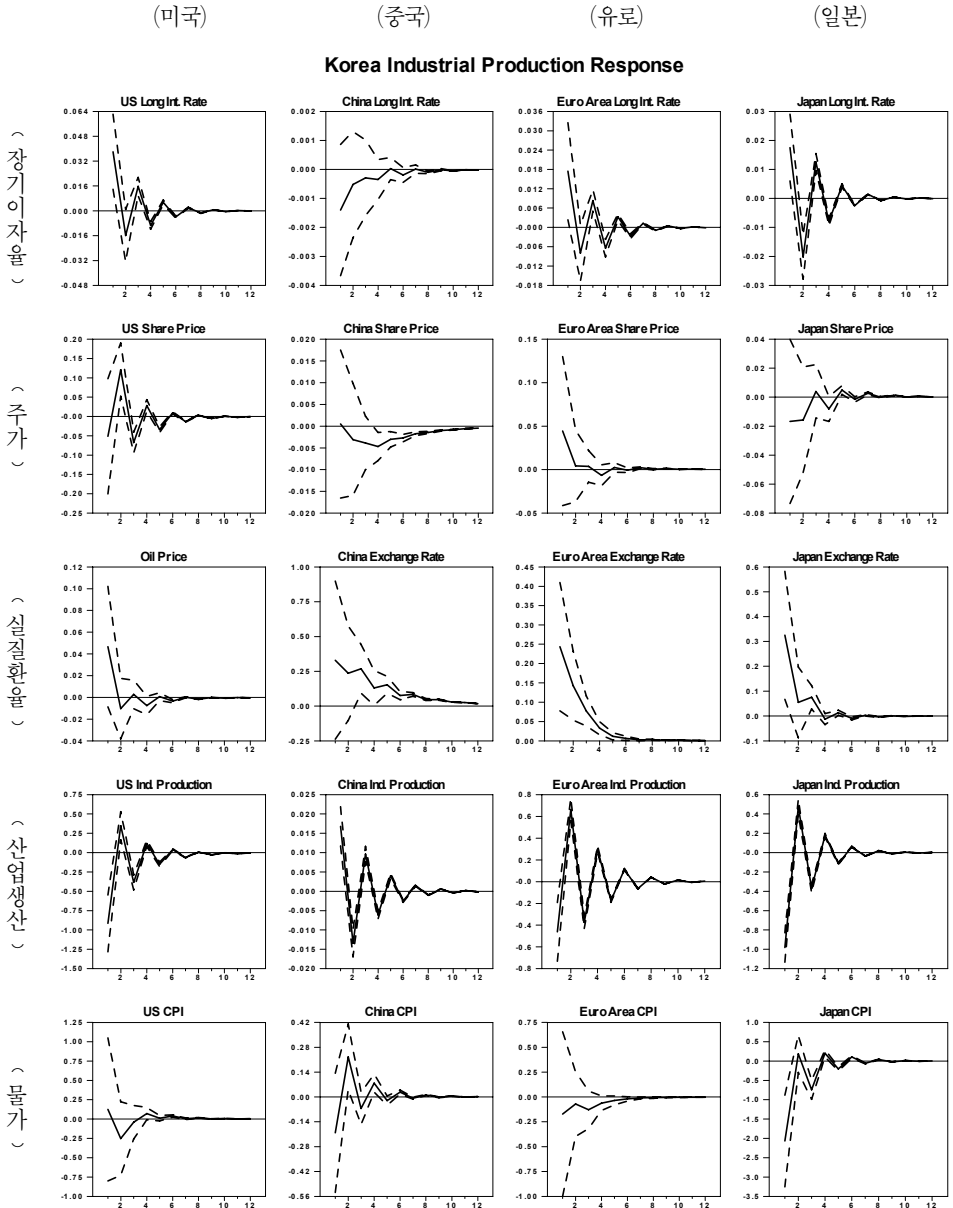
우리나라 주가는 미국 유로 일본 등 주요국의 주가 상승충격에 대해 동반 상승하는 반응(〈그림 4〉 참조)을 보였다. 그리고 엔화, 유로화 등 주요국 실질환율의 상승 시에도 큰 폭으로 상승하는 반응을 보였는데 이는 원·달러 실질환율의 동반절하에

따라 수출증대효과에 대한 기대가 커지는 데 따른 것으로 보인다. 마지막으로 각국의 인플레이션 충격은 긴축정책 선회 우려 등으로 대체로 국내 주가를 하락시키는 요인으로 작용하였다.

〈그림 4〉 국내 주가에 대한 충격반응분석 결과



〈그림 5〉 국내 산업생산에 대한 충격반응분석 결과



### 3.2.4 산업생산

한편 우리나라 산업생산은 위안화, 엔화, 유로화 등 주요국 실질환율의 상승시에 동반 상승하는 반응 (〈그림 5〉 참조)을 보였다. 이는 해당국가의 환율절하에 따라

우리환율을 동반 하락시키는 간접 효과에 주로 기인한 것으로 보인다.<sup>22)</sup> 가령 엔·달러 환율 하락 충격은 시간경과에 따라 원·달러 환율을 동반 하락시키며 이는 우리나라의 대미수출과 이로 인한 산업생산을 증가시키는 효과를 가져올 개연성이 있다.<sup>23)</sup> 그러나 기타 변수들의 산업생산에 대한 효과는 통계적인 유의성을 발견하기 어려운 것으로 나타났다.

### 3.3 여타 동태분석 결과와의 비교

위의 글로벌 구조 VAR 모형의 결과를 축약형 VAR 모형을 이용한 그랜저 검정결과와 우리나라 경제변수만을 이용하되 해외 외생변수의 충격이 미치는 효과를 고려하여 시차를 BIC (Bayesian Information Criterion) 기준 6으로 한 모형의 충격반응 함수 산출 결과와 비교하였다.

분석결과는 구조 VAR 모형과 달리 기존의 이론들과 상치되는 측면을 보이거나 통계적인 유의성이 거의 없는 것으로 나타났다. 먼저 부록의 〈부표 4〉에서 보듯 미국의 우리나라 경제에 대한 영향력이 장기 이자율의 우리나라 대미실질환율에 대한 영향을 제외하고는 없는 것으로 나타나는 등 EU나 일본의 영향력보다 적은 것으로 분석되고 있다. 또 중국의 물가는 우리나라의 물가에 영향을 미치지 못하고 있다. 한편 우리나라의 경제 변수만을 고려한 충격반응 함수는 〈부표 5〉에서 보듯 부문별 자체 충격이 미치는 반응(대각선 방향)들을 제외하고는 통계적인 유의성을 대부분 확인할 수 없었다.

## IV. 결 론

최근 우리 경제의 대외개방도 상승과 해외경제의 통합화 진전 등으로 해외부문의 여건변화가 우리경제에 미치는 영향력이 커졌다. 그러나 해외충격이 국내 경제에 미치는 영향에 대한 이제까지의 분석들은 해외 충격 간의 상호의존도를 고려하지

22) 분석 기간 대상 중 원·달러 환율과 엔·달러 환율의 동조화에 대한 논의는 송정석(2005)을 참조.

23) 한편 이와 같은 여타국 실질환율 상승에 따른 동반상승 경향은 〈그림 4〉와 같이 주가에서도 확인되고 있다.

못하고 개별 충격이 우리 경제에 미치는 효과의 분석에 그치는 한계가 있었다. 본 연구는 미국, 유로, 일본, 중국 등 주요국의 경제변수들이 상호 영향을 미치는 글로벌 구조 VAR 모형과, 해외충격을 외생적으로 받아들이는 우리나라의 소규모 개방경제 연립방정식 모형을 결합하여 현실 경제에 적합한 형태의 모형을 새로이 구축하였다.

동 모형에 의하여 해외충격이 우리경제에 미치는 영향을 분석한 결과, 주요 내용은 다음과 같다. 첫째, 우리 경제는 미국 못지않게 중국으로부터의 충격에 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 예를 들어 중국의 물가상승은 1년 이상 국내물가가 상승하는 효과를 가져오며 국내 장기금리의 상승압력으로 작용하는 것으로 나타났다. 특히 위안화의 절하충격은 원·달러 실질환율의 동반절하를 유발하며 그 효과도 1년 이상 지속되는 것으로 나타났다.

둘째, 국내 주요 경제변수는 해외 금융변수 충격뿐만 아니라 실물변수 충격과도 동조화되는 현상을 보였다. 국내 주가 및 실질환율은 해외 주요국의 주가, 실질환율 등 금융변수와는 매우 뚜렷한 동조화 현상을 보였고 국내 물가, 장기금리의 경우에도 주요국의 실물변수들과 같은 방향의 변동을 보였다.

셋째, 국제유가 상승은 국내 물가를 상승시키며, 그 효과도 상당기간 지속되는 것으로 나타났다. 그리고 유가상승은 원·달러 실질환율의 절상 유발요인으로 작용하는데, 이는 미 달러화 가치가 유가 상승에 따라 원화보다 상대적으로 더 크게 떨어질 가능성이 있음을 나타낸다.

이와 같이 주요 변수의 해외충격 반응이 상당부분 이론적 예측과 부합되는 결과를 보여준 것은 본 논문에서 제시한 모형이 그 복잡성에도 불구하고 현실 경제의 분석에 있어 유용성이 높음을 시사하고 있다. 다만 산업생산의 충격반응 결과(〈부표 4〉 참조)가 많은 경우에 있어 예상과 다른 모습을 보이거나 통계적으로 유의하지 않은 점은 실물생산을 측정하는 변수로서 분기 GDP 대신 변동성이 큰 월별 산업생산 통계를 이용한 데 따른 한계로 보인다.

앞으로 본고의 모형의 틀에 기초하여 자료 주기 또는 변수 선정을 달리하여 한국 경제의 최적 모형을 개발하는 것은 매우 유용한 향후 연구 주제가 될 것으로 보인다. 또한 국내의 경제변수 간 동조화 현상이 심화되고 있는 점을 감안하여 해외 충격을 공통충격(global common shock)과 개별충격으로 구분하여, 주성분 분석 등을 통해 공통충격을 추출하는 연구도 흥미로울 것으로 판단된다.

마지막으로 본고의 경우 우리경제를 소규모 개방경제로 가정하였지만, 경제규모 확대로 아시아 지역을 중심으로 영향력을 가지고 있을 가능성이 있다. 따라서 특히 금융변수를 중심으로 해외에 영향을 미치는 (feed-back) 경우를 상정한 중규모 개방경제 하의 글로벌 모형 개발도 추후 연구과제로 흥미로울 것으로 판단된다.

## ■ 참 고 문 헌

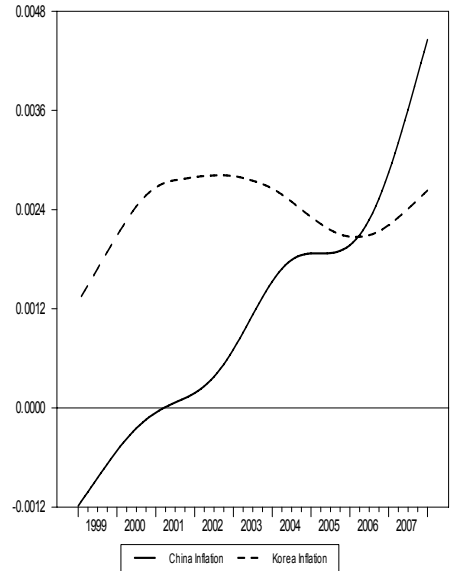
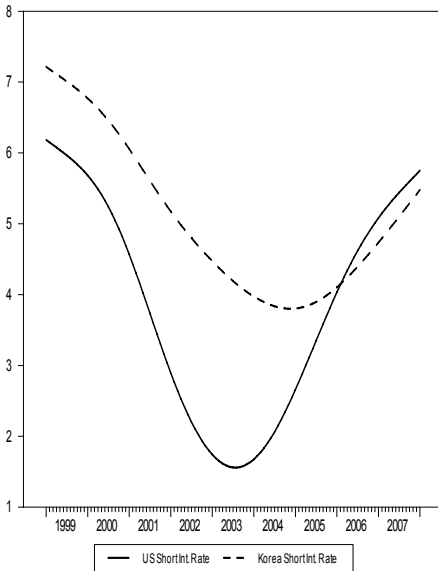
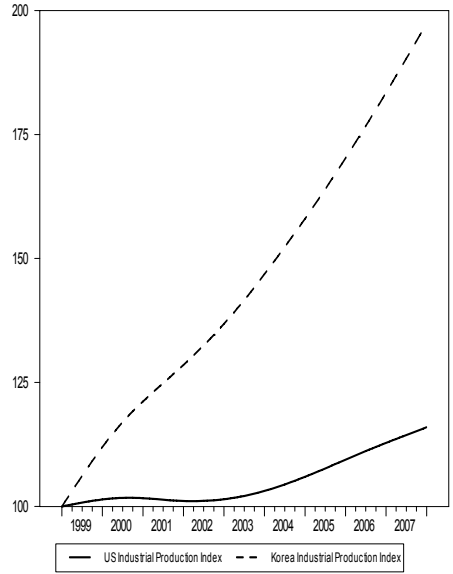
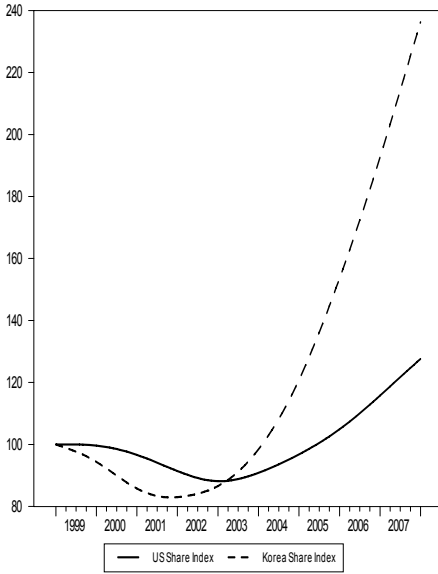
1. 김권식, “해외충격이 국내경기변동에 미치는 효과분석,” 대외경제정책연구원 정책자료 05-06, 2005.  
(Translated in English) Kim, Kwon Sik, “Impacts of Foreign Shocks on Domestic Macroeconomic Fluctuations,” *Policy References*, Korea Institute for International Economic Policy, No. 6, 2005.
2. 김소영, “통화정책충격의 거시경제적 효과에 관한 실증분석문헌: 통화정책의 식별에 관한 문제를 중심으로,” 『금융학회지』, 제12권, 제2호, 2007, pp.95-126.  
(Translated in English) Kim, Soyoung, “Empirical Literature on Macroeconomic Effects of Monetary Policy Shocks: Identification of Monetary Policy Shocks,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 12, No. 2, 2007, pp.95-126.
3. 김윤영, “근사 글로벌 경제 구조하에서의 달러화 환율 불균형 오차 조정과정 분석,” 『금융연구』, 제23권, 제1호, 2009, pp.49-74.  
(Translated in English) Kim, Yun-Yeong, “Analysis of Disequilibrium Error Adjustment Processes of Dollar Exchange Rates in an Approximated Global Model: A Transformed Error Correction Model Approach,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 29, No. 1, 2009, pp.49-74.
4. 송정석, “외환위기 이후 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화 현상 분석,” 한국경제연구원, 2005.  
(Translated in English) Song, Jeongseok, “Empirical Investigation for the Won-Yen Coupling Since the Asian Crisis,” *Working Paper*, Korea Economic Research Institute, No. 26, 2005.
5. 이근태, “국내 경기에 대한 세계경제 영향력 확대의 원인,” LG경제연구원, 2009-03-09.  
(Translated in English) Lee, Guntae, “Why Recent Global Economic Fluctuations Are More Important for the Korean Economy Than Past Periods ?,” *Working Paper*, LG Economic Research Institute, No. 03-09, 2009.
6. E-KIET 산업경제정보, “외환위기 이후 한미 경기동조화 확대,” 2007-11.



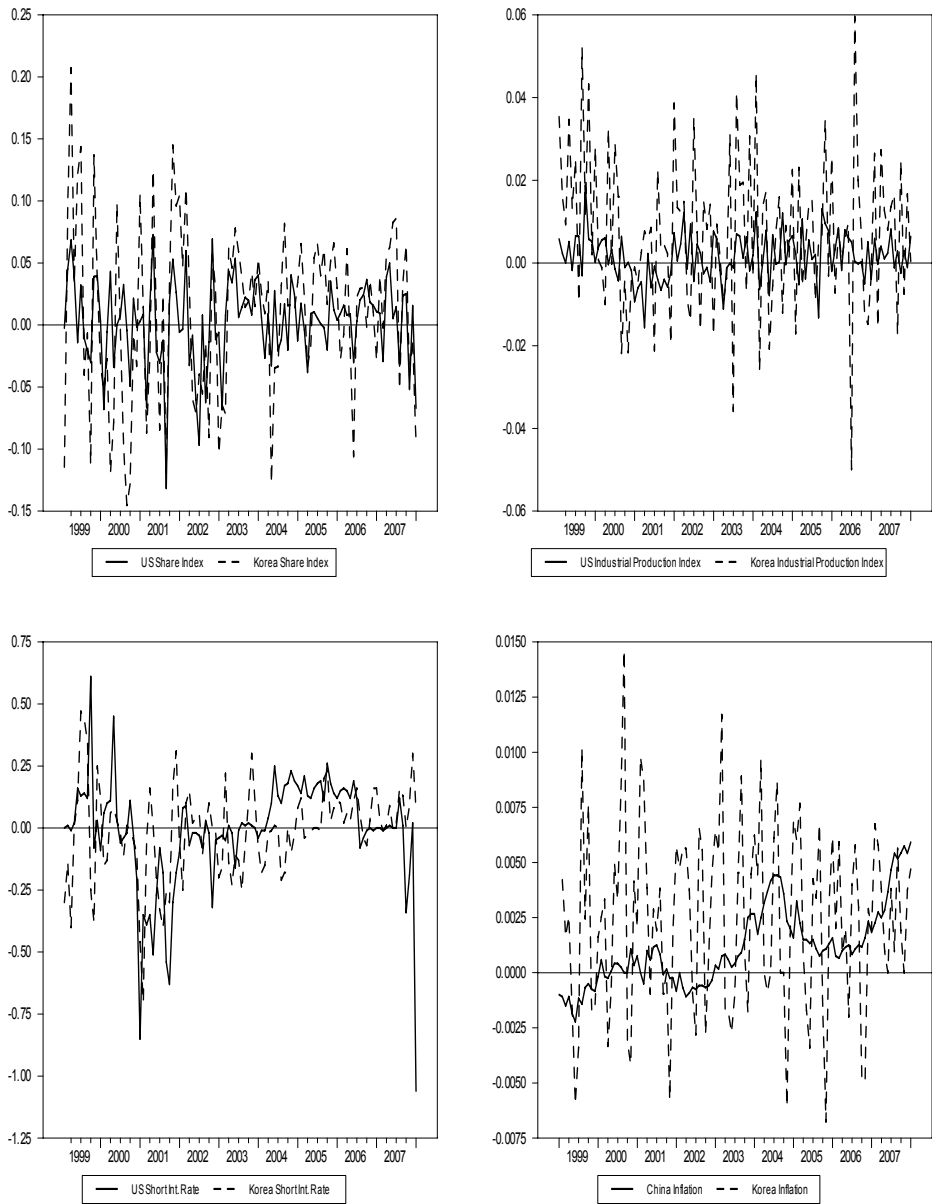
- (Translated in English) Lee, Guntae, "Extended Comovements between Korea and United States After the Asian Crisis," E-KIET Information on Industrial Economics, Korea Institute for Industrial Economics and Trade, No. 11, 2007.
7. Barro, Robert J., "On the Determination of the Public Debt," *The Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, 1979, pp.940-971.
  8. Cushman, D. and T. Zha, "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 39, 1997, pp.433-448.
  9. Dees, S., S. Holly, M.H. Pesaran and L.V. Smith, "Long Run Macroeconomic Relations in the Global Economy," *ECB Working Paper* No. 750, 2007.
  10. Dees, H., F. Di Mauro, H. Pesaran and V. Smith, "Exploring the International Linkages of the Euro Area: a Global VAR Analysis," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, No. 1, 2007, pp.1-38.
  11. Diebold, F.X. and J.A. Nason, "Nonparametric Exchange Rate Prediction?," *Journal of International Economics*, Vol. 28, 1990, pp.315-332.
  12. Durham, J., "Does Monetary Policy Affect Stock Prices and Treasury Yields? An Error Correction and Simultaneous Equation Approach," *Finance and Economics Discussion Series*, March, FRB, 2003.
  13. ECB, "Exploring the International Linkages of the Euro Area: a Global VAR Analysis," by Stéphane Dées, Filippo di Mauro, Hashem Pesaran and Vanessa Smith, 2005.
  14. Fama, Eugene F., "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business*, Vol. 38, 1965, pp.34-105.
  15. Hall, Robert E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *The Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 6, 1978, pp.971-988.
  16. Hausman, Jerry A. and William E. Taylor, "Identification in Linear Simultaneous Equations Models with Covariance Restrictions: An Instrumental Variables Interpretation," *Econometrica*, Vol. 51, No. 5, 1983, pp.1527-1549.
  17. Hausman, J., W. Newey and W. Taylor, "Efficient Estimation and Identification of Simultaneous Equation Models with Covariance Restrictions," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp.849-874.
  18. Kim, Yun-Yeong, "Optimal Forecasting Using Bivariate Recursive Structural VAR Model," *The Korean Journal of Economics*, Vol. 14, No. 2, 2007a, pp.393-407.
  19. \_\_\_\_\_, "Vector Autoregressive Model Estimation with Mixed Frequency Data," Unpublished Manuscript. 2007b.
  20. Kim, Yun-Yeong and Joon Y. Park, "Instrumental Variable Estimation of Structural Equation Under Covariance Restriction: A Partial Reduced Form Approach," Proceedings of 13-th International Conference organized by Korean Economic Society, 2008.
  21. Litterman, R.B., "Forecasting With Bayesian Vector Autoregressions - Five Years of Experience," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 4, 1986, pp.25-38.
  22. Lutkepohl, H., Intorduction to Multiple Time Series Analysis, Springer-Verlag, 1993.
  23. Nelson, C.R., and R. Startz, "Some Further Results on the Exact Small-Sample

- Properties of the Instrumental Variable Estimator," *Econometrica*, Vol. 58, 1990, pp.967-976.
24. Mankiw, N. Gregory, "The Optimal Collection of Seignorage," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, 1987, pp.327-342.
25. Pesaran, M.H., T. Schuermann and S. Weiner, "Modelling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 22, 2004, pp.129-162.
26. Rigobon, R. and B. Sack, "The Impact of Monetary Policy on Asset Prices," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51, 2004, pp.1553-1575.
27. Sims, C.A., "Macroeconomics and reality," *Econometrica*, 48, 1980, pp.1-47.
28. Sims, C.A. and T. Zha, "Does Monetary Policy Generate Recession?," *Macro Economic Dynamics*, Vol. 10, 2006, pp.231-272.
29. Swanson, N.R. and C.W.J. Granger, "Impulse Response Functions Based on a Causal Approach to Residual Orthogonalization in Vector Autoregressions," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 92, 1997, pp.357-367.

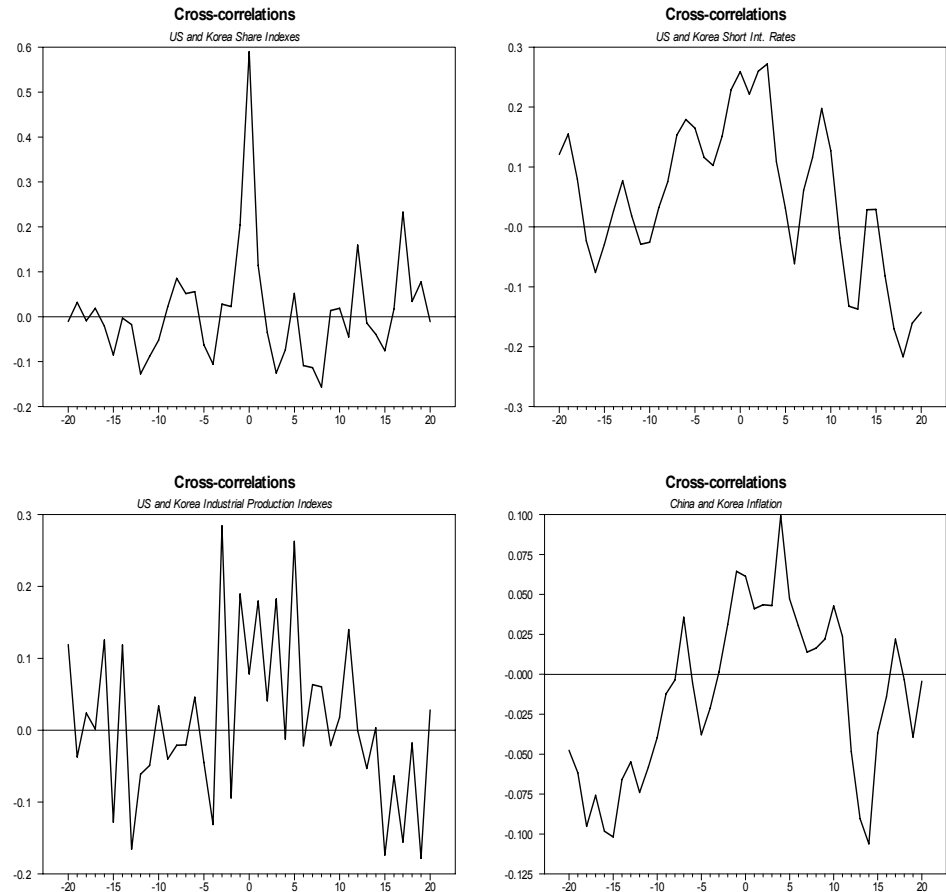
〈부표 1〉 HP filtered 추이



〈부표 2〉 차분 변수 추이



〈부표 3〉 해외 충격에 대한 시차 교차 상관관계수

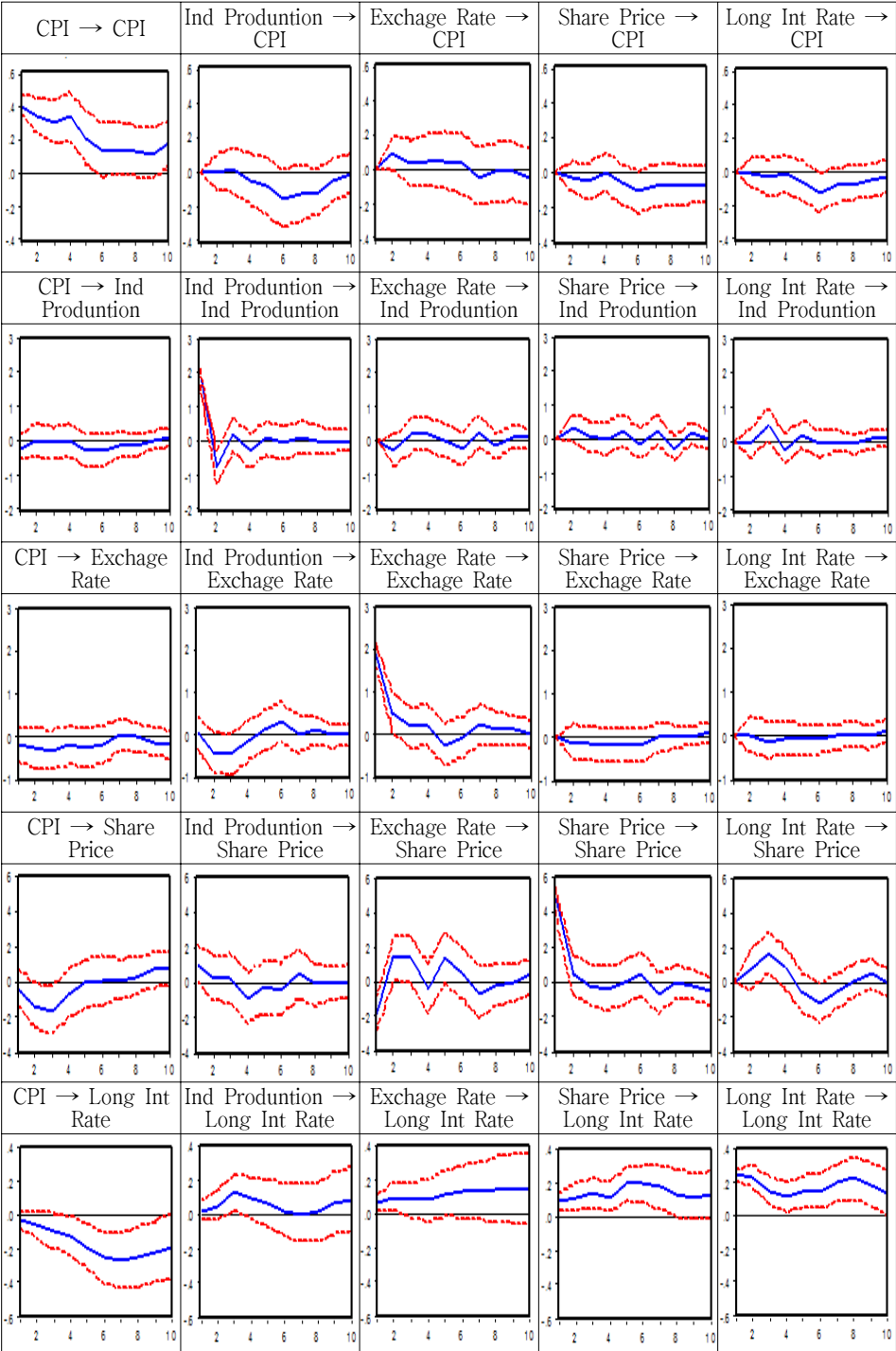


〈부표 4〉 GRANGER 검증 결과

결과 국내변수	국내변수를 Granger Cause하는 변수					
	Korea	US	EU	Japan	China	기타
물가	대미실질 환율					
산업생산 지수	물가 주가		물가	주가		
대미실질 환율	물가	장기이자율	산업생산 지수	장기이자율	주가	
주가	대미실질 환율		물가 장기이자율	대미실질 환율		유가
장기이자율	물가		물가 장기이자율		물가	

주: 5% 유의수준 기준

〈부표 5〉 우리나라 변수들만을 고려한 충격반응함수



## 〈부 록〉 충격 반응함수의 극한 분포

어떤  $i$ 번째 충격 반응함수에 대하여 정의상 다음으로 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} n^{1/2} \text{vec}(\hat{C}^i \hat{A}^{-1} - C^i A^{-1}) &= n^{1/2} \text{vec} \hat{C}^i (\hat{A}^{-1} - A^{-1}) + \\ & n^{1/2} \text{vec}(\hat{C}^i - C^i) A^{-1} \end{aligned} \quad (1)$$

다음으로 식 (1)의 오른쪽 항들은 벡터화(vectorized)된 행렬의 성질을 이용하여 다음과 같이 나타낼 수 있음에 유의하자.

$$n^{1/2} \text{vec} \hat{C}^i (\hat{A}^{-1} - A^{-1}) = n^{1/2} (I \otimes \hat{C}^i) \text{vec}(\hat{A}^{-1} - A^{-1}) \quad (2)$$

$$n^{1/2} \text{vec}(\hat{C}^i - C^i) A^{-1} = n^{1/2} (A^{-1'} \otimes I) \text{vec}(\hat{C}^i - C^i) \quad (3)$$

먼저 다음을 정의하자. 즉,  $\text{vec}(A)' \equiv \alpha$ ,  $\text{vec}(C)' \equiv \beta$ ,  $\text{vec}(\hat{A})' \equiv \hat{\alpha}$  및  $\text{vec}(\hat{C})' \equiv \hat{\beta}$ . 다음으로 가정에 의해  $\hat{\alpha} \rightarrow_p \alpha$ 와  $\hat{\beta} \rightarrow_p \beta$ 가 성립하므로 Taylor 전개를 통하여 아래 사실을 확인할 수 있다.

$$n^{1/2} \text{vec}(\hat{A}^{-1} - A^{-1}) = -(A^{-1})' \otimes A^{-1} n^{1/2}(\hat{\alpha} - \alpha) + o_p(1) \quad (4)$$

$$n^{1/2} \text{vec}(\hat{C}^i - C^i) = \sum_{j=0}^{i-1} [(C')^{i-j-1} \otimes C^j] n^{1/2}(\hat{\beta} - \beta) + o_p(1) \quad (5)$$

그런데 위의 식 (4)와 (5)는 다음과 같은 행렬 미분공식을 이용한다.<sup>24)</sup>

$$\frac{\partial}{\partial \alpha'} \text{vec}(A^{-1}) = -(A^{-1})' \otimes A^{-1}$$

$$\frac{\partial}{\partial \beta'} \text{vec}(C^i) = \sum_{j=0}^{i-1} [(C')^{i-j-1} \otimes C^j]$$

24) Lutkepohl (1993, p. 471)을 참조하라.

다음으로 식 (4)와 (5)를 식 (1)에 대입하면 다음의 근사식이 가능해진다.

$$\begin{aligned} n^{1/2} \text{vec}(\hat{C}^i \hat{A}^{-1} - C^i A^{-1}) = & -n^{1/2} (I \otimes \hat{C}^i) [(A^{-1})' \otimes A^{-1}] n^{1/2} (\hat{\alpha} - \alpha) + \\ & n^{1/2} (A^{-1'} \otimes I) \sum_{j=0}^{i-1} [(C')^{i-j-1} \otimes C^j] n^{1/2} (\hat{\beta} - \beta) + o_p(1) \end{aligned}$$

마지막으로  $n^{1/2} \{(\hat{\alpha} - \alpha), (\hat{\beta} - \beta)\}$ 의 극한 분포를 구하면 충격반응함수의 극한 분포는 유도 가능하다.



## Foreign Impulse Response Analysis for Korea in a Global Structural VAR Model

Yun-Yeong Kim\* · Joon Y. Park\*\*

### Abstract

We analyze the effects of foreign shocks to Korean economy through a global VAR model including USA, Euro area, Japan and China. For the identification, we especially assume that countries except Korea have a recursive structure and that the financial variables may not instantly affect the real variables. The Korean economy as a small open one is identified through the exogenous foreign variables and covariance restrictions for the structural equation errors. The empirical analyses show that Korean economy is affected by the China economy as well as the economy of United States. Finally, Korean economic variables showed some co-movements with the foreign financial and real variables.

**Key Words:** global VAR model, impulse response, covariance restriction

---

*Received: Jan. 9, 2009. Revised: Feb. 17, 2009. Accepted: April 17, 2009.*

\* Economist, Institute for Monetary and Economic Research, The Bank of Korea, Namdaemun-ro, 3-ga, Jung-gu, Seoul 100-794, Korea, Phone: +82-2-759-5427, e-mail: yunyeongkim@hotmail.com

\*\* Professor, Department of Economics, Texas A&M University, 4228, College Station, Texas, United States, Phone: +1-979-845-7351, e-mail: jpark@neo.tamu.edu