

## 미국 경제충격의 국내 경제 파급효과 분석\*

김 원 중\*\*

2000년 후반 한국을 포함한 전 세계는 미국발 서브프라임 모기지 충격으로 인하여 금융시장뿐만 아니라 실물경제에도 커다란 타격을 받았다. 하지만 이러한 서브프라임 모기지 충격은 외생적으로 발생했다기보다는 미국 내 다양한 거시변수들과의 내생적인 관계 속에서 발생했다고 볼 수 있다. 따라서 본 논문은 구조적 자기회귀모형을 이용하여 우선적으로 부동산관련 지표를 포함한 미국 주요 거시변수들 간의 내생적인 관계를 파악하고 각 미국 거시분야의 순수한 외생적인 충격들이 미국 변수들에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았다. 이후 미국경제는 한국에 영향을 미치지만 한국경제는 미국경제에 별다른 영향을 미치지 않는다는 블록외생성(block exogeneity) 가정을 통해 부동산 충격 등 미국의 경제충격들이 한국경제에 미치는 영향과 한국의 거시충격들이 한국경제에 미치는 영향을 분석하였다. 미국경제의 충격이 한국경제에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 각 충격들에 대한 한국경제의 반응뿐만 아니라 각각의 충격들이 한국경제의 변동성에 어느 정도의 영향을 미쳤는지에 대한 중요도 분석도 중요하다. 따라서 본고에서는 분산분석을 통해 각 경제충격들의 동태적 상대적 중요도를 살펴보았다. 분석결과 한국은 미국의 생산, 금리, 실질통화, 주가 등에 있어서는 미국과의 동조화가 이루어지고 있는 반면, 명목통화에 있어서는 미국과의 동조화 정도는 약한 것으로 나타났다. 또한 한국 경제변수들은 미국발 경제충격들에 의해서 다양하게 영향을 받고 있으며, 영향의 정도도 상이한 것으로 나타났다.

**핵심주제어:** 글로벌 금융불안, 부동산 충격, 주가, 금리, 통화량, 환율, 구조적 자기회귀모형, 분산분해, 블록외생성, 미국경제, 한국경제  
**경제학문헌목록 주제분류:** F3

\* 본 연구는 2008년도 강원대학교 학술연구조성비의 지원을 받아 수행되었습니다. 세심한 논평을 해 주신 두 분의 논평자들에게 감사드립니다. 남아 있을지 모르는 오류는 전적으로 저자의 책임입니다.

\*\* 강원대학교 경제학과 조교수, 전화: (033) 250-6132, E-mail: wjkim@kangwon.ac.kr  
논문투고일: 2010. 6. 3 수정일: 2010. 6. 28 게재확정일: 2010. 8. 11

## I. 서 론

2000년대 후반은 미국발 서브프라임 모기지 충격으로 우리나라 금융시장뿐만 아니라 실물경제에도 커다란 타격을 받았다. 이와 관련하여 국내에서는 미국발 서브프라임 모기지 충격이 국내에 미치는 영향에 대한 연구가 시작되는 단계에 있다. 본고에서는 우선 해외 경제충격들이 국내 경제에 미치는 영향을 분석한 기존의 연구들에 대해서 살펴보고 기존논문들과 본 논문의 차별점에 대해서 논의하고자 한다.

2국가 모형과 관련된 고전적인 논문으로 Mundell-Fleming을 들 수 있다. 이 후로 이와 관련된 수많은 논문들이 발표되었는데 이들은 다양한 양국 간의 상대적인 충격들이 상대적인 변수들에게 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 그러나 이러한 분석의 단점으로는 양국의 경제규모가 상이하고 상대적인 충격 보다는 각 국가별 개별 충격들이 개별 경제변수들에 미치는 영향을 분석하는데에는 한계가 있다는 점이다. 또한 고전적인 2국가 모형에서는 암묵적으로 양국의 경제규모가 비슷하다는 가정을 하고 있다.

1980년대 후반 이후부터 고전적인 2국가 모형을 변형하여 소국가-대국가 모형을 제시하게 된다. 이와 관련된 해외 논문으로는 Genberg *et al.*(1987), Cushman and Zha(1997), Halabi and Lastrapes(2003) 등이 있다. 위 논문들은 소국가의 충격들은 대국가의 경제에 영향을 미치지 않는다는 블록외생성 가정하에 다양한 경제충격들이 경제에 미치는 영향들을 분석하였다.

해외 경제충격의 국내 경제 파급효과 분석관련 기존 연구로는 김권식(2005), 김윤영·박준용(2009), 이동은·송원호·오승환(2009) 등이 있다. 김권식(2005)은 유가, 실질 엔/달러 환율, 실질GDP, 원/달러 환율, 단기이자율, 소비자물가지수를 SVAR를 이용하고 장기제약조건을 통해 고유한 충격을 파악하여 각 충격들이 국내 경제변수들에 미치는 영향을 분석하였다.

김윤영·박준용(2009)은 Global VAR모형을 이용하여 전 세계 충격들이 국내 경제에 미치는 영향을 분석하였다.<sup>1)</sup> 이를 구체적으로 살펴보면 저자들은 전 세계 충격을 파악하기 위하여 미국, 유로, 일본, 중국의 주요 경제지표들(주가, 실질환율, 장기이자율, 산업생산, 물가 및 유가)을 이용하여 전 세계 변수를 구성하였다. 우선 저자는 전 세계 변수들 간의 고유한 충격은 구조적 벡터자기회귀

1) 이와 유사한 대표적인 해외 연구로는 Bernanke, Boivin, and Eliasziw(2005)가 있다.

모형(structural vector autoregressive model, 이하 SVAR)을 이용하여 파악하였다. 전 세계 변수들은 실물(물가, 산업생산)과 금융(대미실질환율, 주가, 이자율)이 순서로 배열하고, 국가별로는 미국, EU, 일본, 중국 순으로 한 이후 SVAR에서 이들 간의 단기적 제약식으로 하방삼각구조(lower triangular)를 부과함으로써 전 세계 충격을 파악하였다. 또한 저자는 단기적으로 전 세계 변수들이 국내 경제에 영향을 주나 한국 변수들은 전 세계 변수들에 영향을 주지 않는다는 가정과, 국내 변수들에 대해서는 연립방정식을 구성함으로써 전 세계 주요 충격들이 국내 경제(주가, 대미실질환율, 이자율, 산업생산, 물가)에 미치는 영향을 파악하였다. 특정한 해외충격이 국내 변수들에 미치는 영향은 국내 변수들의 연립방정식 내에서 무역가중치로 조정하여 측정하였다. 김운영·박준용(2009)은 국내 부분은 연립방정식으로 구성하여 해외 경제충격이 국내 경제에 미치는 영향을 파악하였다.

이동은·송원호·오승환(2009)은 주인자 분석(principal component analysis)을 이용하여 주요 충격들을 파악하고 구조적 벡터자기회귀모형을 이용하여 전 세계 충격이 한국경제에 미치는 영향을 살펴보았다.<sup>2)</sup> 구체적으로 살펴보면 이들은 미국의 PC출하 증가율, 통신산업 수익증가율, 나스닥 주가지수, 미국 산업생산지수를 이용하여 주성분 분석을 통해 ICT 버블충격을 추출하였다. 중국 충격은 중국의 수출, 수입, 경제성장률, 산업생산지수를 이용하여 주성분 분석을 통해 추출하였다. 원자재 충격은 주요 원자재가격들 간의 주인자 분석을 통해 평가하였으며, 서브프라임 충격은 미국 가계신용부채액, 경제성장률, 파산은행 숫자, 주택가격지수를 이용하여 추출하였다. 이동은·송원호·오승환(2009)은 이러한 네 가지 전 세계 충격들이 국내 주요 경제변수(실질GDP 성장률, 물가, 무역수지, 주가지수)들에 미치는 영향에 대해서 분석을 하였다. 이동은·송원호·오승환(2009)의 경우 암묵적으로 국내 변수들이 해외 변수들에 영향을 줄 수 있다고 가정하고 있다.

본고는 큰 맥락에서는 앞서 살펴본 기존 연구들과 연구방향이 동일하다고 할 수 있으나 다음과 같은 점에서 차이점이 있다. 우선, 본고의 주된 관심사는 미국발 부동산 충격을 포함한 다양한 미국 경제충격이 미국 및 국내 경제에 미치는 영향을 분석하는 것이다. 이를 위해서 미국의 주요 경제지표들과 미국 부동산관련 대리지표 간의 내생적인 관계를 통제한 이후, 미국의 고유한 충격들이

2) 이와 관련한 해외 연구로는 Kose, Otrok, and Whiteman(2003, 2008)과 Kose, Otrok, and Prasad(2008) 등이 있다.

미국 및 한국경제에 미치는 영향을 경제이론에 근거하여 구조적 벡터자기회귀 모형을 이용하여 파악하고자 한다.<sup>3)</sup> 둘째, 해외충격을 통제된 상태에서 국내 경제의 고유한 충격을 파악할 필요가 있다. 기존 해외 경제충격의 국내 경제 파급효과 분석 논문들은 암묵적으로 장기적으로나 단기적으로 국내 경제가 해외 경제변수들에게 영향을 줄 수 있다고 가정하고 있다. 그러나 현실적으로 국내의 개별 경제변수들이 미국경제에 미치는 영향은 제한적일 수밖에 없을 것이다. 따라서 해외 경제변수들은 국내에 영향을 미치나 국내 경제변수들을 해외 경제변수들에 영향을 미치지 않는다는 블록외생성 가정을 통해 국내 및 해외충격을 파악하고자 한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ절에서는 분석의 기초가 되는 이론 및 실증적 모형을 제시하고, 제Ⅲ절에서는 주요 실증결과를 분석하며, 제Ⅳ절에서는 본고를 정리하며 시사점을 도출하고자 한다.

## Ⅱ. 이론 및 실증모형

본절에서는 미국경제의 한국경제 파급효과 분석을 위해서 어떠한 방법을 통하여 데이터가 추정되느냐, 고유한 미국 충격 및 한국 충격을 파악하기 위해서 어떠한 제약식이 필요한지에 대해서 논의하고자 한다. 이를 요약하여 설명하면 본고에서는 우선 미국의 경제변수들은 한국 경제변수들에 영향을 주나 한국 변수들의 영향을 받지 않는다는 블록외생성(block exogeneity)을 가정한다. 미국 경제변수들 간의 관계는 이론적인 토대를 통한 제약조건에 의하여 설정되며, 미국 경제변수들의 영향력을 통제된 이후 한국 경제변수들 간의 관계 또한 이론적인 토대를 통한 제약조건에 의해서 설정된다. 이와 관련한 보다 자세한

3) 본고에서는 부동산가격과 연체비율을 이용한 공통요인을 부동산관련 대리지표로 사용하였다. 서브프라임 사태에 초점을 맞추는 경우, 부동산가격, 연체비율, TED나 OIS spread와 같은 유동성 지수, VIX와 같은 금융불안 지수, 기업이나 금융기관의 파산수 등을 포함하는 등 금융부문(macro-finance model)을 보다 강화할 필요가 있다. 그러나 여러 가지 금융 부문을 포함시킬 경우 이들 간의 내생적인 관계 파악 및 경제이론적 순서(economic ordering)를 정의하는 데에 있어서 어려움이 존재하고 VAR에 많은 변수들을 내생적으로 포함시킬 경우 추정이 불가능한 경우도 생기게 된다. 본고에서는 파악하고 있는 부동산 충격은 서브프라임 충격보다는 협소한 의미이며 두 가지 충격 간에는 차이가 있음을 밝혀둔다. 이와 관련하여 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

사항은 아래와 같다.

### 1. 실증모형

모형의 설정 및 이론적 관계를 살펴보기 위하여 먼저 Lastrapes(2005)에 기초하여 실증모형을 설명하기로 한다. 다음과 같이  $\Delta z_t = \begin{pmatrix} \Delta z_{1t} \\ \Delta z_{2t} \end{pmatrix}$ 는  $n \times 1$ 의 확률과정을 따르는 벡터라고 하자. 여기서  $z_{1t}$ 는  $n_1 \times 1$ 의 미국 경제변수들의 벡터이고,  $z_{2t}$ 는  $n_2 \times 1$  국내 경제변수들의 벡터를 나타내며  $n = n_1 + n_2$ 이다.  $z_{1t}$ 는 미국의 산업생산( $y_t^{US}$ ), 실질금리( $r_t^{US}$ ), 실질통화잔고( $m_t^{US} - p_t^{US}$ ), 명목통화량( $m_t^{US}$ ), 주가( $sp_t^{US}$ ), 부동산관련 지표( $hp_t^{US}$ )를 포함하며( $n_1=6$ ),  $z_{2t}$ 는 한국의 산업생산( $y_t^{KR}$ ), 실질금리( $r_t^{KR}$ ), 실질통화잔고( $m_t^{KR} - p_t^{KR}$ ), 실질 원/달러 환율( $q_t = p_t^{US} + e_t - p_t^{KR}$ ), 명목통화량( $m_t^{KR}$ ), 주가( $sp_t^{KR}$ )를 포함한다( $n_2=6$ ). 명목금리를 제외한 모든 변수들은 로그를 취하였으며  $e_t$ 는 명목 원/달러 환율을 나타낸다.

$\Delta z_t$ 가 다음과 같은 동태적 선형구조모형으로 주어져 있다고 가정하자.

$$A_0 \Delta z_t = A_1 \Delta z_{t-1} + A_2 \Delta z_{t-2} + \dots + A_p \Delta z_{t-p} + u_t, \quad (1)$$

여기서  $A_p$ 는  $n \times n$  행렬이고,  $u_t = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}$ 는 표준화된 백색오차의 벡터를 나타내며,  $E u_t u_t' = I$ 이다. 이와 유사하게 식 (1)의 구조모형을 축약모형으로 변환시키면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta z_t &= A_0^{-1} A_1 \Delta z_{t-1} + A_0^{-1} A_2 \Delta z_{t-2} + \dots + A_0^{-1} A_p \Delta z_{t-p} + A_0^{-1} u_t \\ &= B_1 \Delta z_{t-1} + B_2 \Delta z_{t-2} + \dots + B_p + \epsilon_t, \quad E \epsilon_t \epsilon_t' = \Omega. \end{aligned} \quad (2)$$

식 (2)의 시스템은 식 (1)의 구조적 모형을 벡터자기회귀모형(VAR)의 형태로 변환시킨 것이다. 식 (1)의 구조모형을 이동평균 형태로 변환시키면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta z_t &= (A_0 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p)^{-1} u_t \\ &= (D_0 + D_1 L + D_2 L^2 + \dots) u_t = D(L) u_t. \end{aligned} \quad (3)$$

또한 식 (2)의 축약모형을 이동평균 형태로 변환시키면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta z_t &= (I - B_1 L - B_2 L^2 - \dots - B_p L^p)^{-1} \epsilon_t \\ &= (I_0 + C_1 L + C_2 L^2 + \dots) \epsilon_t = C(L) \epsilon_t. \end{aligned} \quad (4)$$

실증모형에서의 목적은 축약모형의 이동평균식인 식 (4)로부터 식 (3)의 구조적 관계를 도출하는 것이다.

식 (1), (2), (3), (4)에서 주어진 계수행렬들(coefficient matrices)을 다음과 같이 분할해 보자.

$$X_h = \begin{pmatrix} X_{11}^h & X_{12}^h \\ X_{21}^h & X_{22}^h \end{pmatrix}, \quad (5)$$

여기서  $h=A, B, C, D$ 이며,  $X_{i,j}^h$ 는  $i, j=1, 2$ 에 대하여  $n_i \times n_j$ 의 차원을 가지고 있다. 이와 유사하게 축약식에서 구한 공분산행렬은 다음과 같이 분할할 수 있다.

$$\Omega = E\epsilon_t\epsilon_t' = E \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{pmatrix} (\epsilon_{1t}' \ \epsilon_{2t}') = \begin{pmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{pmatrix}, \quad (6)$$

여기서 한국은 소규모 국가로 한국 거시변수들( $z_{2t}$ )은 미국 변수들( $z_{1t}$ )에 장기 및 단기적으로 미국에 영향을 주지 않는다는 블록외생성 가정을 하면 식 (5)에서  $A_0$  행렬요소 중  $A_{12}^0$  행렬이 0이 된다. 따라서  $A_0$ 의 행렬 및 역행렬은 다음과 같다.

$$A_0 = \begin{pmatrix} A_{11}^0 & 0 \\ A_{21}^0 & A_{22}^0 \end{pmatrix} \rightarrow A_0^{-1} = \begin{pmatrix} (A_{11}^0)^{-1} & 0 \\ (A_{11}^0)^{-1}A_{21}^0(A_{22}^0)^{-1} & (A_{22}^0)^{-1} \end{pmatrix}. \quad (7)$$

더 나아가 식 (2)로부터 다음과 같은 공식이 성립한다.

$$\begin{aligned} B_{22}^i &= (A_{22}^0)^{-1}A_{22}^i, \quad i=1, \dots, p, \\ B_{12}^i &= 0, \quad i=1, \dots, p. \end{aligned} \quad (8)$$

이러한 블록외생성 가정을 통해 식 (2)에서 주어진 벡터자기회귀모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{pmatrix} \Delta z_{1t} \\ \Delta z_{2t} \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^p \begin{pmatrix} B_{11}^i & 0 \\ B_{21}^i & B_{22}^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta z_{1t-i} \\ \Delta z_{2t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{pmatrix}. \quad (9)$$

블록외생성으로 인하여 식 (9)는 다음과 같이 두 부분으로 나눌 수 있다.

$$\Delta z_{1t} = \sum_{i=1}^p B_{11}^i \Delta z_{1t-i} + \epsilon_{1t}, \quad (10a)$$

$$\Delta z_{2t} = \sum_{i=1}^p G_i \Delta z_{1t-i} + \sum_{i=1}^p B_{22}^i \Delta z_{2t-i} + v_{1t}, \quad (10b)$$

여기서

$$G_0 = \Omega_{21} \Omega_{11}^{-1}, \quad (11a)$$

$$G_i = B_{21}^i - G_0 B_{11}^i, \quad i=1, \dots, p, \quad (11b)$$

$$E v_t v_t' = H = \Omega_{22} - \Omega_{21} \Omega_{11}^{-1} \Omega_{21}' \quad (11c)$$

이다. 또한 식 (2)와  $E u_t u_t' = I$ 로부터 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$\epsilon_t = A_0^{-1} u_t, \quad (12)$$

$$\Omega = A_0^{-1} A_0'. \quad (13)$$

따라서 식 (6)과 식 (7)로부터 다음과 같은 관계가 도출된다.

$$\begin{aligned} \Omega_{11} &= (A_{11}^0)^{-1} (A_{11}^0)^{-1'}, \\ \Omega_{21} &= -(A_{11}^0)^{-1} A_{21}^0 (A_{22}^0)^{-1} (A_{11}^0)^{-1'}, \\ \Omega_{22} &= -(A_{22}^0)^{-1} (A_{22}^0)^{-1} + (A_{11}^0)^{-1} A_{21}^0 (A_{22}^0)^{-1} (A_{22}^0)^{-1'} (A_{21}^0)^{-1} (A_{11}^0)^{-1'}. \end{aligned} \quad (14)$$

마지막으로 식 (14)와 식 (11c)로부터 다음의 관계가 도출된다.

$$H = (A_{22}^0)^{-1} (A_{22}^0)^{-1'}.$$

## 2. 이론에 근거한 축약모형으로부터 구조모형 식별

본절에서는 앞서 논의된 축약(reduced-form)모형과 구조(structural-form)모형 간의 관계를 기초로 구조모형을 도출하기 위한 방법과 이론적 근거에 대해서 논의하고자 한다.

우선 식 (12)를 식 (4)에 대입을 하고 식 (3)과 비교하면 다음과 같은 관계가 도출된다.

$$D_0 = A_0^{-1}, \quad (15)$$

$$D_i = C_i D_i, \quad i=1, 2, \dots. \quad (16)$$

식 (5)에 있는  $D_0$ 를 분할하고 식 (7)에 있는  $A_0^1$ 를 분할하면 다음과 같은 관계가 도출된다.

$$D_{22}^0 = (A_{22}^0)^{-1}, \quad (17)$$

$$D_{12}^0 = 0. \quad (18)$$

식 (4a)의 해는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} C_0 &= I, \\ C_i &= B_1 C_{i-1} + \dots + B_p C_{i-p}, \quad i = 1, 2, \dots \end{aligned} \quad (19)$$

식 (16)으로부터 모든  $D_i$ 가 VAR 계수행렬들(coefficient matrices)과 동일한 제약을 받는 것과, 동일하게 식 (19)에서의  $C_i$  또한 계수행렬들과 동일한 제약 조건을 가진다.

다음으로 식 (15)를 식 (13)에 대입하면  $\Omega = D_0 D_0'$ 의 관계가 도출된다. 이를 분할하여 세분화하면 다음과 같다.

$$\begin{pmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{21}' \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}^0 D_{11}^{0'} & D_{11}^0 D_{21}^{0'} \\ D_{21}^0 D_{11}^{0'} & D_{21}^0 D_{21}^{0'} + D_{22}^0 D_{22}^{0'} \end{pmatrix}. \quad (20)$$

$z_{1t}$ (미국 변수)에 대한 블록외생성 가정시  $D_{11}^0$ (미국 경제충격이 미국경제에 미치는 영향)은 미국경제 시스템만으로 파악될 수 있다. 예를 들어,  $D_{11}^0$ 이 하방 삼각구조(lower triangular)를 보인다고 가정을 하면  $D_{11}^0$ 은  $\Omega_{11}$ 의 출레스키요소(Cholesky factor)를 통하여 적정식별(just-identified)될 수 있다. 여기서  $\Omega_{11}$ 는  $z_1$  시스템에서 직접 추정될 수 있으며,  $z_2$ 와는 독립적이다.

$D_{11}^0$ 가 식별되면 식 (20)에서 좌하(lower-left)행렬은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\Omega_{21} = D_{21}^0 D_{11}^{0'} \rightarrow D_{21}^0 = \Omega_{21} (D_{11}^0)^{-1}. \quad (21)$$

또한 식 (20)의 우하(lower-right)행렬은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$D_{22}^0 D_{22}^{0'} = \Omega_{22} - D_{21}^0 D_{21}^{0'}. \quad (22)$$

$\Omega_{22}$ 는 식 (10a), (10b), (11a~11c)로부터 직접 추정이 되는 반면  $D_{21}^0$ 는 식 (21)로부터 식별이 가능하다. 그러나  $D_{22}^0$ (한국 경제충격이 한국경제에 미치는 영향)를 식별하기 위해서는 제약조건이 필요하다. 예를 들어, 만약  $D_{22}^0$  하방삼



각구조를 가진다고 가정하면 식 (22)에서  $\Omega_{22} - D_{21}^0 D_{21}^{0'}$ 의 출레스키요인을 이용하여 적정식별될 수 있다. 이러한 절차를 통하여  $D_0$ 는 완전하게 식별될 수 있다. 참고로  $D_{21}^0$ (미국 경제충격이 한국경제에 미치는 영향) 식별을 위한 제약조건은 없다.

Blanchard and Quah(1989)의 경우에서와 마찬가지로  $z_1$ 과  $z_2$ 에 대해서 장기 제약조건을 부과하더라도 전체 시스템구조를 파악할 수 있다. 이를 구체적으로 살펴보면, 고유한 경제충격  $u_t$ 가  $\Delta z_t$ 의 수준변수에 미치는 장기적 승수(long-run multiplier)는 다음과 같다.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial z_{t+k}}{\partial u_t} = D(1) = \begin{pmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} D_{11}^i & 0 \\ \sum_{i=0}^{\infty} D_{21}^i & \sum_{i=0}^{\infty} D_{22}^{i'} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \tilde{D}_{11} & 0 \\ \tilde{D}_{21} & \tilde{D}_{22} \end{pmatrix}, \quad (23)$$

여기서  $\tilde{D}_{11}$ 은  $z_1$ (미국경제 시스템)으로부터의 장기승수를 포함하고 있으며,  $\tilde{D}_{22}$ 는  $z_2$ (한국경제 시스템)으로부터의 장기승수를 포함하고 있다. 식 (16)과  $D_0$ 과  $\Omega$  간의 매핑(mapping)을 이용하면 다음과 같은 관계가 도출된다.

$$D(1) = C(1)D_0, \quad (24)$$

$$D(1)D(1)' = C(1)D_0 D_0' C(1)', \quad (25)$$

$$D(1)D(1)' = C(1)\Omega C(1)'. \quad (26)$$

식 (26)을 분할하여 세분화하고  $C(1)$ 에 대한 제약조건을 대입하면 다음과 같은 관계가 도출된다.

$$\begin{pmatrix} \tilde{D}_{11}\tilde{D}'_{11} & \tilde{D}_{11}\tilde{D}'_{21} \\ \tilde{D}_{21}\tilde{D}'_{11} & \tilde{D}_{21}\tilde{D}'_{21} + \tilde{D}_{22}\tilde{D}'_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \tilde{D}_{11} & 0 \\ \tilde{C}_{21} & \tilde{C}_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Omega_{11}\Omega'_{21} \\ \Omega_{21}\Omega_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tilde{D}'_{11} & 0 \\ \tilde{C}'_{21} & \tilde{C}'_{22} \end{pmatrix}. \quad (27)$$

식 (27)로부터 다음과 같은 식이 도출된다.

$$\tilde{D}_{11}\tilde{D}'_{11} = \tilde{C}_{11}\Omega_{11}\tilde{C}'_{11}. \quad (28)$$

만약  $\tilde{D}_{11}$ (미국 경제충격의 미국 경제변수들에 대한 장기적 영향)에 대해서 하방삼각구조 등의 충분한 장기 제약조건이 부과된다면, 식 (28)로부터 축약식의 장기 공분산행렬을 통해서 식별할 수 있다.  $\tilde{D}_{11}$ 이 식별된다면 식 (28)과 식 (20)으로부터 다음의 관계를 파악할 수 있다.

$$\Omega_{11} = \tilde{C}_{11}^{-1} \tilde{D}_{11} \tilde{D}_{11}^{-1} (\tilde{C}_{11}')^{-1} = D_{11}^0 D_{11}^{0'} \quad (29)$$

$\Omega_{11}$ 은 추정을 통해 파악할 수 있으므로 다음의 관계가 성립한다.

$$D_{11}^0 = \tilde{C}_{11}^{-1} \tilde{D}_{11}. \quad (30)$$

마지막으로  $\tilde{D}_{22}$ (한국 경제충격의 한국 경제변수들에 대한 장기적 영향)에 대해서 하방삼각구조 등의 충분한 장기 제약조건이 부과된다면 식 (21), (22), (16)으로부터  $D_{21}^0$ 와  $D_{22}^0$ 이 파악될 수 있으며, 이를 통하여 전체적인 구조 파라미터들(structural parameters)이 파악될 수 있다.

앞서 설명한 바와 같이 ① 미국 경제변수들의 한국 경제변수들에 대한 블록 외생성 가정, ② 미국 변수들 간의 장기적 관계에 대한 제약, ③ 한국 변수들 간의 장기적 관계에 대한 제약을 파악한다면 고유한 미국 경제충격들이 미국경제 및 한국경제에 미치는 영향과 한국 경제충격들이 한국경제에 미치는 영향을 파악할 수 있다.

본고에서는 미국경제 변수들로 산업생산( $y_t^{US}$ ), 실질금리( $r_t^{US}$ ), 실질통화량( $m_t^{US} - p_t^{US}$ ), 명목통화량( $m_t^{US}$ ), 주가( $sp_t^{US}$ ), 부동산관련 지표( $hp_t^{US}$ ) 등 6개의 변수를 사용하였다. 그리고 미국의 산업생산 충격, 통화충격, 주가충격, 부동산 충격들에 초점을 두기 위하여 부분식별방식을 사용하기로 한다. 또한 장기식별 제약조건으로 산업생산을 구조VAR모형에서 첫 번째에 위치시켰으며 통화량을 네 번째, 주가를 다섯 번째, 그리고 부동산관련 지표를 여섯 번째에 위치시켰다.

부분식별방식에서 잘 알려진 바와 같이 실질금리, 실질통화잔고 변수는 순서가 바뀌더라도 생산충격, 통화충격, 주가충격 및 부동산 충격은 변화하지 않는다. 이러한 장기 제약조건에 이론적 근거로는 첫 번째 명목변수는 실질에 장기적인 영향을 주지 않는다는 장기 중립성 가정이 있다. 두 번째로 통화량을 포함한 주요 거시경제변수와 주가 간의 동태적 관계를 연구한 논문들 대다수가 통화량은 주가에 영향을 미치는 반면 주가가 통화량에 미치는 영향은 제한적이라는 가정을 하고 있다. 따라서 구조VAR에서 통화량을 주가변수 앞에 위치시켰다. 마지막으로 주가의 변동은 가계 가용자본의 변동을 유발하여 미국 부동산시장에 영향을 미친다고 가정하였다. 다만 충격은 부분식별방식을 사용하는 하지만 각 경제변수들의 충격반응 및 분산분석을 보다 명확하게 하기 위해서 구조VAR 중 미국 시스템 내에서 변수들의 순서는 산업생산, 실질금리, 실질통화량, 명목통화량, 주가, 부동산관련 지표 순으로 하였다.<sup>4)</sup>

본고에서는 한국 경제변수들로 산업생산( $y_t^{KR}$ ), 실질금리( $r_t^{KR}$ ), 실질통화량( $m_t^{KR} - p_t^{KR}$ ), 실질 원/달러 환율( $q_t = p_t^{US} + e_t - p_t^{KR}$ ), 명목통화량( $m_t^{KR}$ ), 주가( $sp_t^{KR}$ )를 선정하였다. 미국의 경제상황들을 통제한 이후 한국의 고유한 충격들을 파악하였는데, 이들 중 한국의 고유한 생산충격, 통화충격, 주가충격들을 파악하였으며 한국 변수들 사이의 구조VAR에서의 장기적 관계는 미국의 경우와 유사하게 설정하였다.

### III. 실증분석 결과

#### 1. 자 료

본 연구에서 사용된 미국관련 자료의 대부분은 St. Louis 연방준비은행 FRED의 경제시스템 자료를 이용하였다. 미국의 주택가격지수는 미 주택국의 Case-Schiller지수를 이용하였다. 미국 부동산담보대출의 30일 이상 연체비율(delinquency rate)은 뉴욕 연방준비은행의 자료를 이용하였다. 미국 부동산 변수를 주택가격지수로만 이용하는 데에는 부동산 충격을 과소평가하는 면이 없지 않다. 따라서 본고에서는 부동산 변수를 미국 주택가격과 부동산담보대출비율 간의 주인자 분석을 통하여 공통요인을 추출하여 부동산 지표로 사용하였다.<sup>4)</sup> 부동산담보대출 연체비율을 제외한 나머지 미국 경제변수들은 월별 자료로 이용이 가능한 반면, 부동산담보대출 연체비율은 분기별 자료로만 이용이 가능하다. 따라서 본고에서는 Chow-Lin(1971) 방법을 이용하여 연체비율을 월별 자료로 변환하였다.

한국관련 경제지표들은 한국은행과 한국거래소의 자료를 이용하였다. 표본은 1987년 1월부터 2009년 12월까지인데 이는 미국 부동산가격지수가 1987년 1월부터 이용 가능하기 때문이다. 실질이자율을 제외한 변수들에 대해서는 로그차

4) 생산, 통화량, 주가, 부동산지표의 순서를 변화시키지 않고 실질금리와 실질통화량 간의 순서를 바꾸더라도 충격반응함수 및 분산분해에 있어서 값의 큰 차이는 없는 것으로 나타났다.

5) 이동은·송원호·오승환(2009)은 미국 가계신용부채액, 경제성장률, 파산은행 숫자, 주택가격지수 간의 주인자 분석을 통하여 서브프라임 충격을 파악하였다. 본고에서는 미국의 산업생산지수, 금리, 통화량, 주가 등을 미국 경제변수들에 포함시켰으므로, 주택가격과 연체율 간의 관계만을 통해 부동산 충격을 파악하고 이들이 미국의 다른 경제변수들과 어떠한 관련성을 가지는지를 분석하였다.

분한 변수들을 구조VAR모형에 포함시켰으며, 실질이자율은 로그를 취하지 않은 명목이자율에서 인플레이션을 차감하였다. 데이터 분석을 위한 표본기간은 1987년 1월부터 2009년 12월까지로 총 276개의 표본이 존재한다. 미국 내 VAR 시스템은 6개의 미국 변수만을 대상으로 분석하기 때문에 자유도의 손실은 6(변수수)\*시차수+1(차분)이 되고, 한국 내 VAR 시스템은 미국 내 동시변수들과 시차변수들을 포함하므로 자유도 손실은 6(변수수)\*시차수(한국)+6\*(시차수+1)+1(차분)이 된다.

본고에서 AIC(Akaike Information Criterion)와 SBC(Schwartz Bayesian Criterion) 방법을 이용하여 벡터자기회귀모형에서 적절한 시차를 찾고자 하였다. 그 결과 AIC의 경우는 시차를 3까지 포함하는 것이 SBC에서는 시차 1까지 포함하는 것이 최적인 것으로 나타났다. 따라서 본고에서는 시차 3을 이용하여 VAR 분석을 하였다. 또한 충격반응함수를 살펴보았을 때 예측기간을 48개월로 설정하였을 때 장기적 안정성을 보이므로 예측기간은 48개월로 설정하였다.

〈표 1〉은 분석데이터의 기초통계량을 보여주고 있다. 실질금리를 제외한 나머지 변수들은 로그차분한 값을 이용하였으며, 실질통화의 경우 명목통화에서

〈표 1〉 기초통계량

구분	변수명	표본수	평균	표준오차	최소값	최대값
한국	산업생산	275	0.17%	0.007	-4.04%	2.08%
	실질금리	275	-0.26	0.351	-1.25	1.35
	실질통화	275	0.07%	0.016	-3.77%	7.8%
	실질환율	275	0.31%	0.015	-3.34%	6.8%
	명목통화	275	0.57%	0.046	-26.42%	10.1%
	주가	275	0.34%	0.009	-2.83%	2.3%
미국	산업생산	275	0.67%	0.063	-15.45%	19.6%
	실질금리	275	-0.40	0.905	-5.29	7.73
	실질통화	275	0.72%	0.032	-12.19%	11.70%
	명목통화	275	-0.02%	0.031	-8.59%	34.33%
	주가	275	1.09%	0.031	-11.61%	11.62%
	부동산가격	275	0.61%	0.089	-31.81%	41.06%

주: 총표본기간은 1987년 1월~2009년 12월이나 차분(difference)으로 인하여 기초통계량은 1987년 2월~2009년 12월 자료를 이용하여 작성되었다.

인플레이션을 차감한 값을 이용하였다.

〈표 2〉는 주요 변수들 간의 단순 상관관계를 보여주고 있다. 이러한 상관관계는 각 변수들 간의 인과관계를 보여주지는 못하며, 이후에서 논의될 충격반응함수 분석을 통해서 다양한 경제충격들이 각 경제변수들에게 미치는 영향을 논의하고자 한다.

각 변수들에 대한 단위근 검정결과 수준값에서는 단위근을 갖는 것으로 나타

〈표 2〉 상관관계 분석

		한 국						미 국					
		산업 생산	실질 금리	실질 통화	실질 환율	명목 통화	주가	산업 생산	실질 금리	실질 통화	명목 통화	주가	부동산 가격
한국	산업 생산	1.00											
	실질 금리	0.11	1.00										
	실질 통화	-0.11	0.30	1.00									
	실질 환율	-0.12	0.15	0.98	1.00								
	명목 통화	-0.04	0.05	0.03	0.02	1.00							
	주가	0.29	0.12	-0.12	-0.10	0.08	1.00						
미국	산업 생산	-0.01	-0.06	0.19	0.23	0.04	0.03	1.00					
	실질 금리	0.02	0.25	0.19	0.16	-0.02	0.06	0.00	1.00				
	실질 통화	0.03	0.10	0.23	0.21	-0.06	0.00	-0.04	0.16	1.00			
	명목 통화	-0.03	-0.01	0.06	0.05	-0.14	-0.16	0.01	0.49	0.00	1.00		
	주가	0.03	0.05	0.20	0.19	-0.06	-0.01	-0.05	0.10	0.99	0.03	1.00	
	부동산 가격	-0.08	0.02	0.00	-0.01	0.37	0.05	0.03	-0.17	-0.01	-0.13	-0.01	1.00

났으며, 1차 차분값에서는 정상성(stationarity)을 갖는 것으로 나타났다. 본고에서는 미국 경제변수들이 한국 경제변수들에 대해서 블록외생성을 갖는 것으로 가정하였으므로 공적분 관계는 존재하지 않는 것으로 가정하였다.<sup>6)</sup> 따라서 각각의 변수를 차분한 값들을 이용하여 구조VAR모형에 대한 분석을 수행하였다.

## 2. 충격반응함수 분석

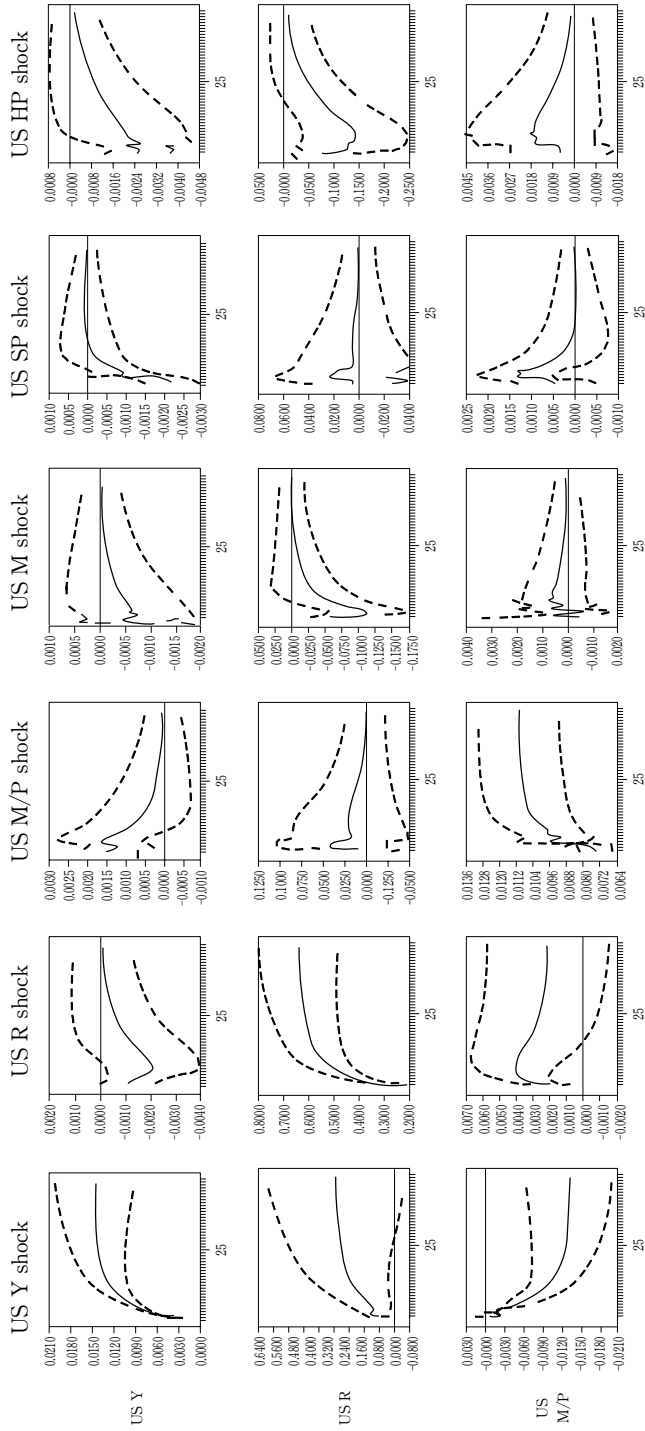
<그림 1>은 미국 경제충격들이 미국경제에 미치는 영향을 보여주고 있다. 그림에서 실선들은 수준(level)변수들의 충격반응을 나타내며, 점선들은 몬테카를로 시뮬레이션(Monte Carlo simulation)을 1,000회 수행함으로써 도출된 1단위 표준오차의 상하한 값들을 나타낸다. 먼저 미국의 생산충격시 장기적으로 미국의 생산( $Y$ ), 금리( $R$ ), 주가( $SP$ ), 부동산가격( $HP$ ) 등은 상승하였고, 실질통화( $M/P$ ) 및 명목통화( $M$ )는 하락하였다. 생산충격으로 인한 실질통화의 하락폭이 명목통화의 하락폭보다 크게 나타나서 물가( $P$ )는 장기적으로 상승하는 것으로 나타났다(<그림 1> 첫 번째 열 참조).<sup>7)</sup>

여기서 우리는 생산충격의 의미에 대해서 살펴볼 필요가 있다. 생산증가를 유발시킬 수요충격으로는 생산성 향상 등에 기인하는 생산성 충격, 그리고 수요의 증가로 인한 수요기인 충격 등이 있다. 일반 총수요/총수요 관련 경제이론에서 알 수 있듯이 양의 생산성 충격시에는 물가가 하락하며, 물가하락으로 인한 실질통화 공급의 증가로 금리가 하락하게 된다. 반면 생산이 수요충격으로 인하여 증가할 경우에는 물가가 상승하며 실질통화 감소로 금리가 상승하게 된다. 따라서 미국의 생산에 대한 금리, 통화 및 물가의 반응을 살펴볼 때 미국의 생산충격은 수요기인 충격으로 해석될 수 있다.<sup>8)</sup>

6) 미국과 한국의 경제변수들 중 일부 변수들 간(예를 들어, 한·미 주가)에는 공적분이 존재할 가능성이 있으나, 미국 대비 한국의 상대적 경제규모를 고려할 때 한·미 간 모든 경제변수들이 상호간에 공적분을 갖는다는 것은 이론적으로 불가능하다. 따라서 본고에서는 블록외생성 가정을 통해 한국과 미국의 공적분 관계를 배제시켰다.

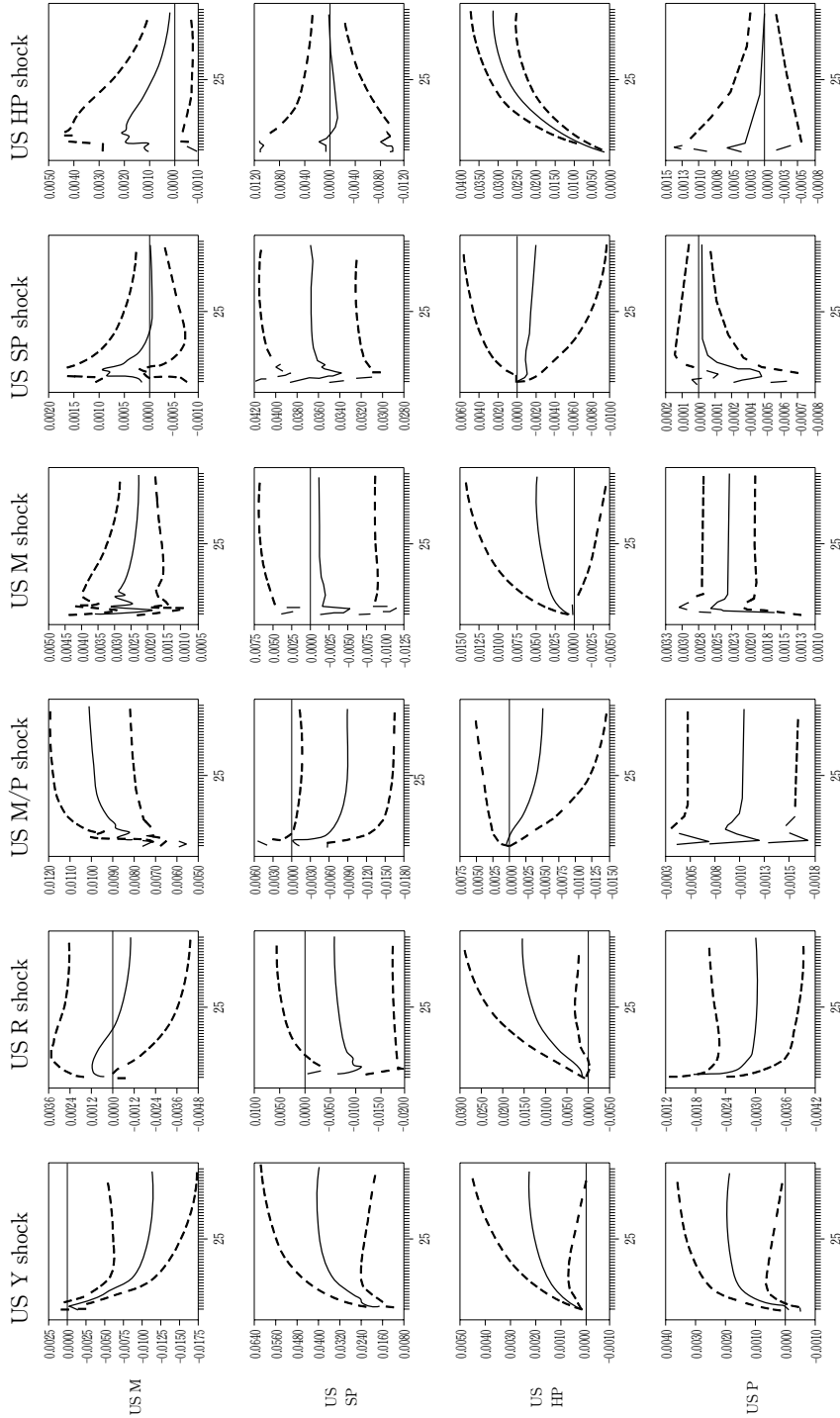
7) 어느 특정 충격에 대한 물가의 반응은 명목통화의 반응에서 실질통화의 반응을 차감함으로써 구할 수 있다. 즉,  $\frac{\partial p_{t+i}}{\partial a_t} = \frac{\partial(m_{t+i})}{\partial a_t} - \frac{\partial(m_{t+i}-p_{t+i})}{\partial a_t}$ 이다.

8) Blanchard and Quah(1989), 김민수·강규호(2004) 등은 변수로부터 공급충격을, 실업으로부터 수요충격을 파악하여 각각의 충격들이 생산과 물가에 어떠한 영향을 미쳤는지를 파악하였다. 이들은 공급충격은 생산증가, 물가하락을 야기하며 수요충격은 생산증가, 물가상승을 야기함을 실증적으로 보여주었다. 본 논문에서는 생산과 실업변수를 포함시키지 않고 생산변수만을 포함시켜 공급충격이라 정의하였다. 따라서 본고에서의 공급충격은 수요요소도 포함하고 있어 생산증가, 물가하락시에는 생산성 충격, 생산증가, 물가상승시에는



<그림 1> 미국 경제충격들이 미국경제에 미치는 영향

74 미국 경제충격의 국내 경제 파급효과 분석



〈그림 1〉 계 수

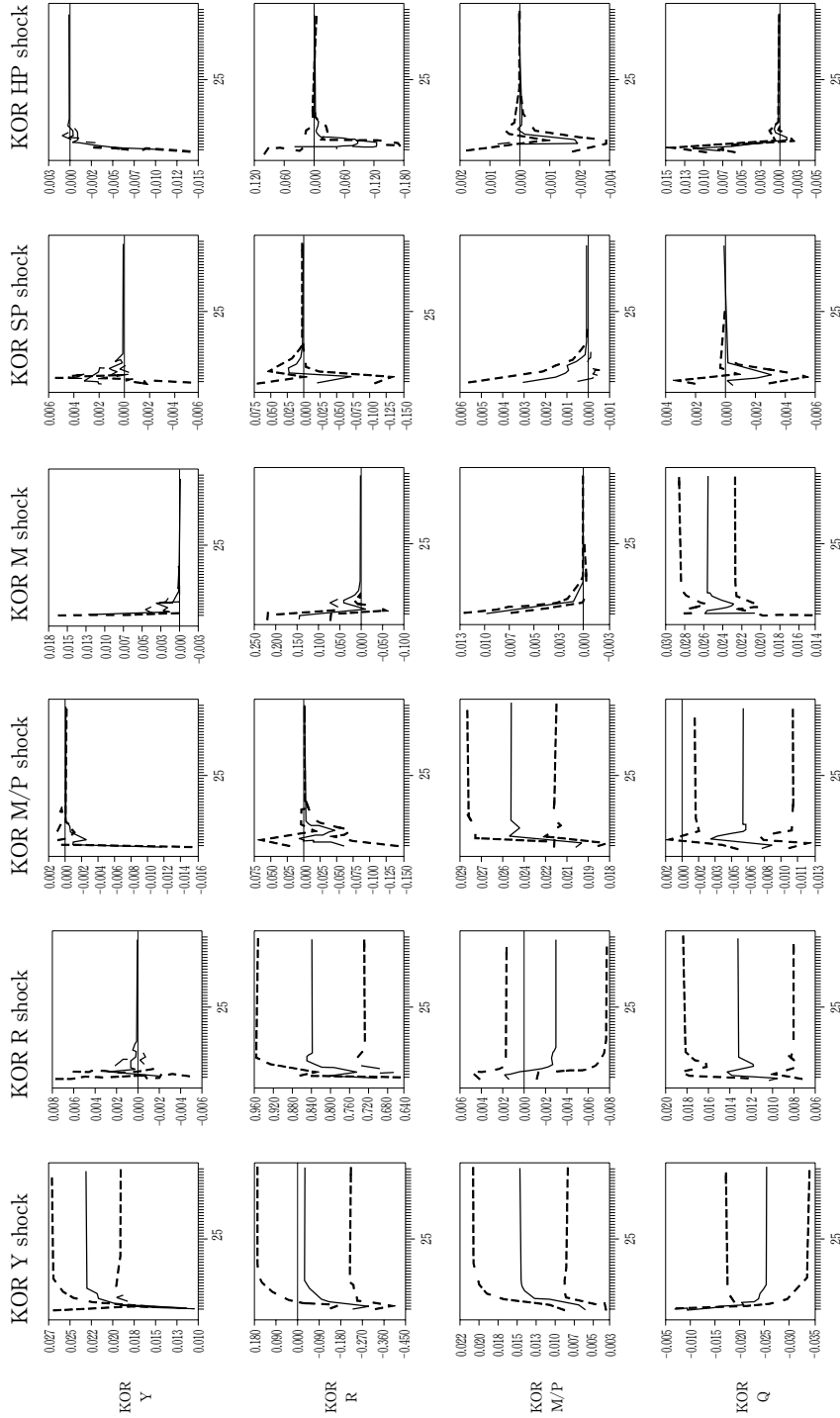


미국의 양의 통화공급 충격시 명목통화량은 즉시적으로 0.4% 상승하였으며, 장기적으로 0.2% 상승수준에서 안정화되는 것으로 나타났다. 단기적으로 실질금리는 통계적으로 유의하게 하락하여 유동성 효과가 존재하는 것으로 나타났다(<그림 1> 네 번째 열 참조). 구체적으로 살펴보면, 통화충격시 실질금리는 즉시적으로 0.06%p 가량 하락하였으며, 통화충격 1개월 후 0.11%p까지 하락하다가 상승하여 점진적으로 유동성 효과가 사라지는 것으로 나타났다. 통계적으로 유의하지는 않으나 통화공급 충격은 장기적으로 주식가격에는 음의 영향을 미치는 반면 부동산가격에는 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

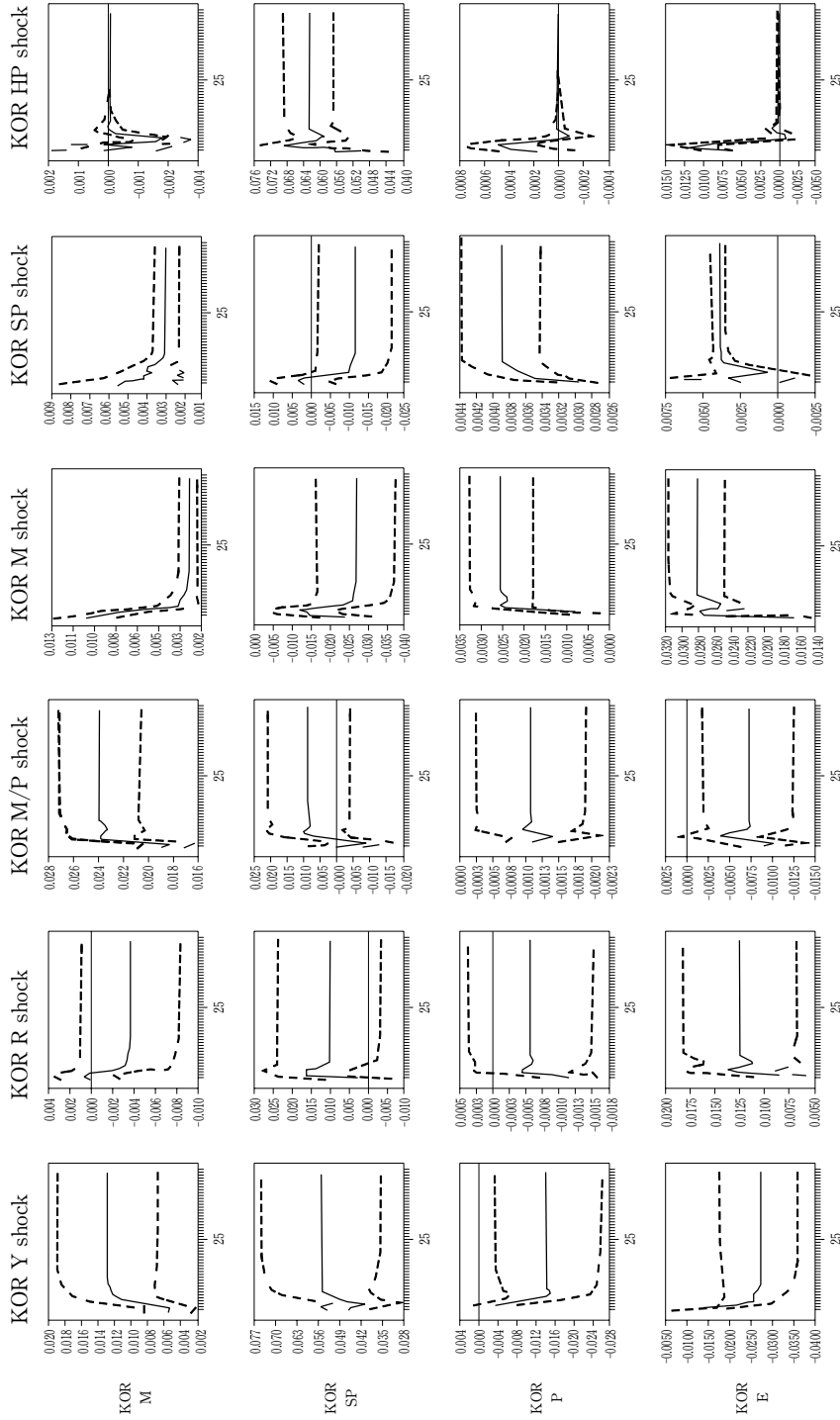
양의 미국 주가충격은 미국 주가를 즉시적으로 3.8%를 상승시키는 것으로 나타났으며, 장기적으로는 0.37% 상승수준에서 안정화되는 것으로 나타났다(<그림 1> 다섯 번째 열 참조). 주가충격시 생산은 단기적으로 하락하는 것으로 나타났다. 실증분석 결과 양의 주가충격시 실질금리가 단기적으로 상승하는 것으로 나타났으며, 생산량은 일시적으로 감소하는 것으로 나타났다. 통계적으로 유의하지는 않으나 주가충격시 주택가격은 장기적으로 하락하는 것으로 나타났다.

양의 미국 부동산가격 충격시 부동산가격은 즉시적으로 0.15% 상승하였으며, 장기적으로 3.1% 상승수준에서 안정화되는 것으로 나타났다(<그림 1> 여섯 번째 열 참조). 양의 부동산가격 충격시 단기적으로 생산이 감소하는 것으로 나타났다. 부동산가격 상승시 실질 및 명목통화량은 단기적으로 상승하였으며, 실질금리는 단기적으로 하락하였다.

<그림 2>는 미국 경제충격들을 통제한 이후 한국 경제충격들이 한국경제에 미치는 영향을 보여주고 있다. 미국 경제충격들이 미국 경제변수들에 미치는 영향과 비교하였을 경우 한국 경제충격 발생시 한국 경제변수들의 장기 안정화 속도는 훨씬 빠른 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, 미국 경제충격들이 미국경제에 미치는 장기적 영향은 예측기간(48개월)에 걸쳐 천천히 나타나는 반면, 한국 경제충격들이 한국경제에 미치는 장기적 영향은 충격발생 이후 10개월 정도 지나면 장기적 안정화 단계에 도달하는 것으로 나타났다. 우선 한국의 생산충격들이 한국경제에 미치는 영향을 살펴보면 다음과 같다. 생산충격으로 한국의 생산, 실질통화, 명목통화공급 및 주가는 상승하였으며, 실질금리, 실질환율, 물가 등은 하락하였다(<그림 2> 첫 번째 열 참조). 이러한 결과는 미국과 비교하였을 경우 상반되는 점이 많은데, 이는 한국의 생산충격이 생산성 향  
 수요충격이라고 정의하였다.



〈그림 2〉 한국 경제충격들이 한국경제에 미치는 영향



〈그림 2〉 계 수

상에 기인하기 때문인 것으로 판단된다.

한국의 경우 생산충격으로 생산이 증가하였을 때 물가가 하락하는 것으로 나타났다는데, 이는 총수요/총공급 분석에서 총공급곡선의 이동이 발생할 경우에 가능하다.<sup>9)</sup> 이러한 생산성 향상은 경제 전반에 물가의 하락을 유발시키며 실질 통화공급을 증가시켜 금리를 하락시키게 된다. 본고에서 실질환율은 로그의 형태로  $q=e+p^{US}-p^{KR}$ 로 정의되었음을 유념할 필요가 있다. 여기서  $p^{KR}(p^{US})$ 는 국내(미국) 물가를 나타내며,  $e$ 는 명목 원/달러 환율을 나타낸다. 예상한 바대로 양(+의) 국내 생산충격시 실질환율은 하락하는 것으로 나타났다. 한국 생산충격시 국내 물가는 하락하였으며, 블록외생성 가정하에 국내 생산충격은 미국 물가에 영향을 주지 않는다. 따라서 생산충격으로 인한 실질환율 절상은 국내 물가하락으로 인한 실질환율의 상승요인보다 명목환율( $E$ )의 하락효과가 더 커서 발생하였다고 할 수 있다.<sup>10)</sup>

환율충격으로 인한 한국의 실질환율 상승시 단기적으로 생산, 금리, 통화량, 물가 등은 상승하는 것으로 나타났다(〈그림 2〉 네 번째 열). 이는 실질환율의 상승으로 인한 실물부문의 수출 및 소득증가에 기인한 것으로 판단된다. 반면 실질환율의 상승이 주식시장에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

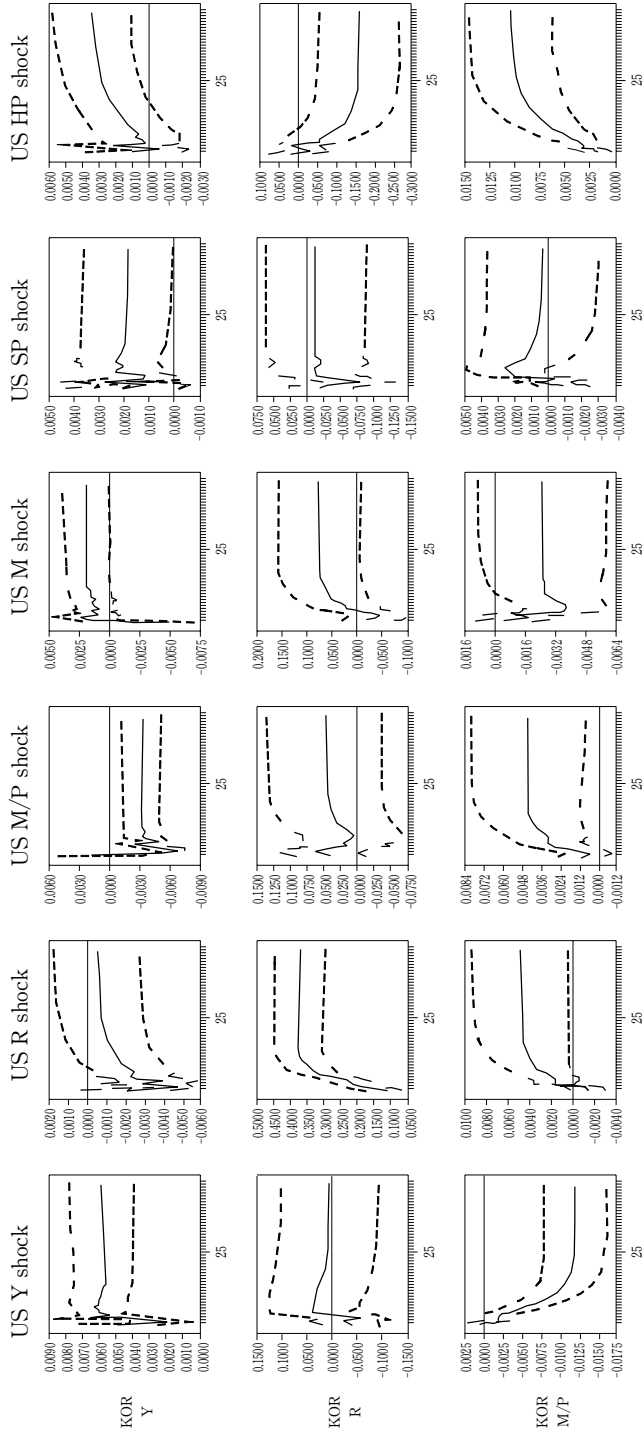
명목통화공급 충격시 생산은 단기적으로 상승하다가 하락하는 것으로 나타났으며, 실질금리도 단기적으로 하락하여 유동성 효과가 존재하는 것으로 나타났다(〈그림 2〉 다섯 번째 열). 명목통화공급 충격시 물가상승으로 인한 실질환율 하락효과가 명목환율 상승으로 인한 실질환율 상승효과보다 크게 나타나서 종합적으로 실질환율은 하락하는 것으로 나타났다( $q=e \uparrow + p^{US}(=0) - p^{KR}(\uparrow \uparrow)$ ).

통화충격은 통계적으로 유의하지는 않으나 주가를 하락시키는 것으로 나타났다. 한국의 주가충격은 단기적으로 생산, 통화량 등의 감소를 유발시켰으며 실질환율, 주가, 물가 및 명목환율을 상승시키는 것으로 나타났다(〈그림 2〉 여섯 번째 열).

마지막으로 미국 경제충격에 대한 한국경제의 파급효과 분석결과는 〈그림 3〉에 제시되어 있다. 미국경제는 한국경제에 영향을 미치나 한국경제는 미국경제에 영향을 미치지 않는다는 블록외생성 가정시 일반적인 구조VAR을 통해서도 미국경제의 한국경제 파급효과를 측정할 수 없다. 따라서 이를 측정하기 위해

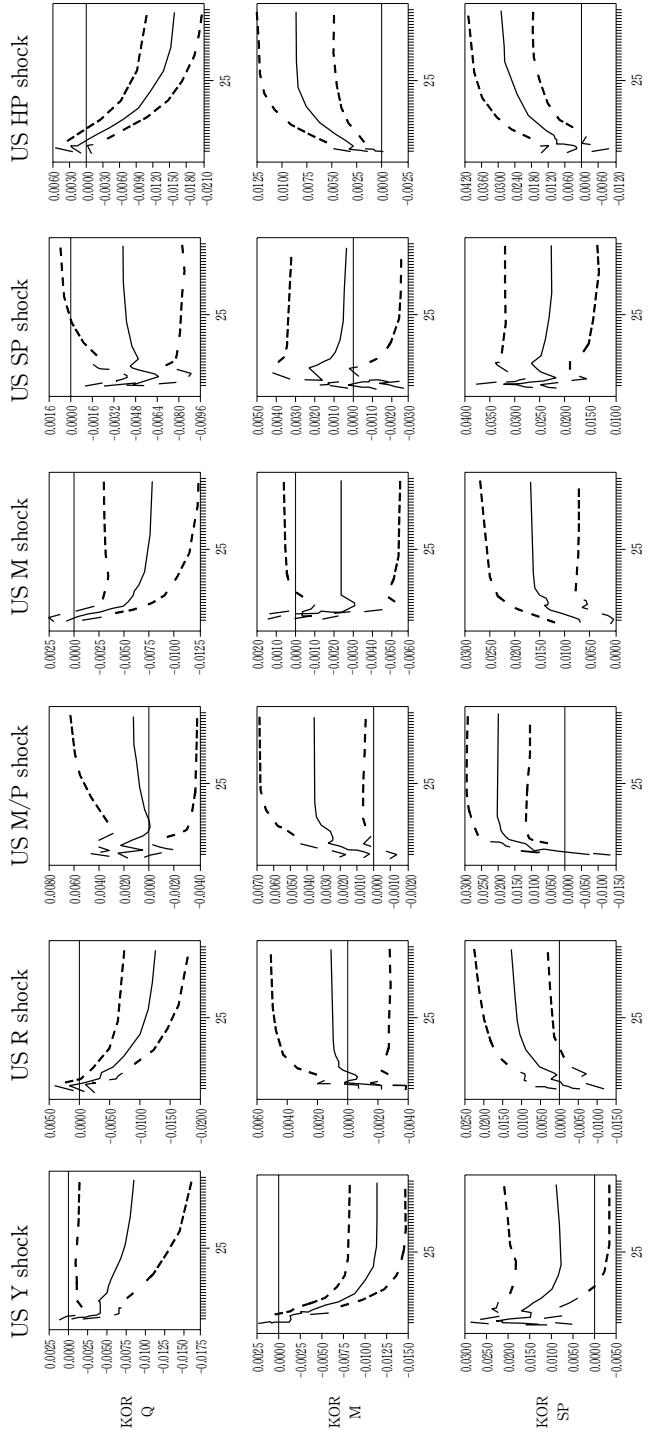
9) 우리나라의 경우 IT산업 발전 등으로 인한 생산성 향상의 요소가 국내의 수요증가적인 요인보다 더 크게 생산을 증가시킨 것으로 판단된다.

10) 블록외생성 가정에 의하여 한국의 경제충격시 미국의 물가를 포함한 미국의 변수들은 변화하지 않는다.

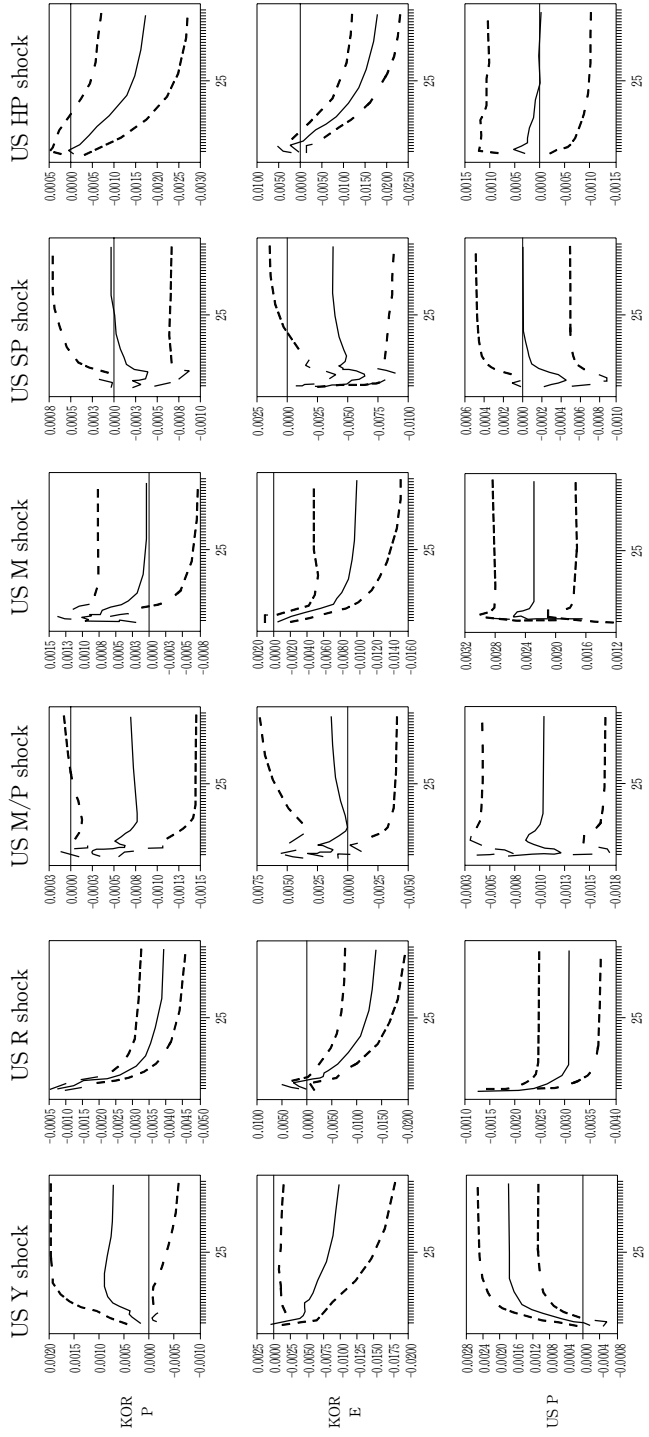


〈그림 3〉 미국 경제충격들이 한국경제에 미치는 영향

80 미국 경제충격의 국내 경제 파급효과 분석



〈그림 3〉 계 속



〈그림 3〉 계 속

서 본고에서는 SUR(Seemingly Unrelated Regression)을 이용하고 Monte Carlo Simulation을 통해서 미국경제의 한국경제 파급효과를 분석하였다.

미국 경제충격의 한국 경제충격 파급효과를 살펴보는 데 있어서는 앞서 미국 충격이 미국경제에 미치는 영향분석 및 한국 충격이 한국경제에 미치는 영향분석과는 다른 접근방식이 필요하다. 이를 위해 간단한 예를 들어 보도록 하자.  $a_t^{KOR}(a_t^{US})$ 를 각각 한국 및 미국의 생산충격이라고 하자. 우리는 각 국가 내 시스템에서 생산충격은 장기적으로 다른 경제변수들에게 영향을 주는 반면 다른 국가 내 변수들은 장기적으로 생산에 영향을 주지 않는다고 가정하였다. 또한 미국의 모든 변수들을 한국경제에 영향을 준다는 가정하에 이들 한국 및 미국의 생산충격들이 각국의 국가 내 생산변수에 미치는 장기적 영향은 다음과 같다.

$$y_{t+i} = z(a_t, y_{t+i}^*(a_t^*), r_{t+i}^*(a_t^*), (m_{t+i}^* - p_{t+i}^*)(a_t^*), m_{t+i}^*(a_t^*)sp_{t+i}^*(a_t^*), hp(a_t^*)),$$

$$y_{t+i}^* = z^*(a_t^*),$$

$$\frac{\partial y_{t+i}}{\partial a_t} = \frac{\partial z}{\partial a_t}, \quad \frac{\partial y_{t+i}^*}{\partial a_t^*} = \frac{\partial z^*}{\partial a_t^*},$$

$$\frac{\partial y_{t+i}}{\partial a_t^*} = \frac{\partial y_{t+i}}{\partial y_{t+i}^*} \frac{\partial y_{t+i}^*}{\partial a_t^*} + \frac{\partial y_{t+i}}{\partial r_{t+i}^*} \frac{\partial r_{t+i}^*}{\partial a_t^*} + \dots$$

즉, 한국의 생산충격이 한국 생산량에 미치는 영향과 미국의 생산충격이 미국의 생산에 미치는 장기적 영향에 대한 해석은 비교적 수월하다고 할 수 있다. 그러나 미국의 생산충격이 한국의 생산에 미치는 장기적인 영향을 분석하기 위해서는 미국의 생산충격이 미국 생산뿐만 아니라 다른 미국 경제변수들에게 미치는 복합적인 영향을 고려한 이후 한국 생산에 어떠한 영향을 미쳤는지를 해석해야 하므로 분석상의 어려움이 존재한다. 따라서 본고에서는 종합적·논리적 근거에 기초하여 미국 경제충격의 한국경제 파급효과 결과를 해석하고자 한다.

분석결과 미국의 생산충격은 국내의 생산에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(〈그림 3〉 첫 번째 열 참조). 미국 생산충격시 한국의 생산은 즉시적으로 2.4% 상승하였으며, 장기적으로 2.3% 상승수준에서 안정화되는 것으로 나타났다는데, 이는 미국과 한국 간의 생산에 있어서의 동조화(comovement)가 존재하는 것으로 해석될 수 있다. 미국 생산충격으로 한국의 실질금리는 단기적으로 하락하다가 상승하는 것으로 나타났는데, 이는 미국 생산충격시 투자확대 및 국내 물가상승으로 금리가 하락한 것으로 판단된다. 미국 생산충격시 국내



실질 및 명목통화량은 감소하고 국내 주가는 상승하는 것으로 나타났다. 미국 생산충격시 실질환율이 하락하였는데, 이는 명목환율의 하락에 기인하는 것으로 나타났다( $q=e \downarrow + p^{US}(\uparrow) - p^{KR}(\uparrow)$ ).

미국의 통화충격은 장기적으로 국내 생산, 금리, 주가, 물가 등에는 양의 효과를 나타내는 반면, 장기적으로 실질 및 명목환율과 실질 및 명목통화량에는 음의 영향을 보였다. 따라서 미국의 통화정책은 우리나라의 통화정책과는 동조화가 약한 것으로 판단된다. 구체적으로 살펴보면 미국의 통화충격시 국내 통화량은 장기적으로 0.25% 하락하는 것으로 나타났다. 반면 미국 금리충격이 국내 금리에 미치는 영향을 살펴보았을 때 강한 양의 관계를 가지는 것으로 보아 미국과 한국 간의 통화정책 공조는 통화량보다는 금리를 통해서 이루어지는 것으로 판단된다. 미국의 통화충격은 명목 및 실질환율의 하락(국내 통화 및 실질 가치의 상승)을 유발하였다. 우선 명목환율의 하락에 대해서 살펴보면 PPP조건에 의해 명목환율(원/달러)은 국내 물가와 미국 물가의 비율로 표현될 수 있다. 본고에서는 미국의 통화충격은 단지 미국 물가뿐만 아니라 국내 물가에도 영향을 미칠 수 있도록 하였다. 분석결과 미국의 통화충격시 미국의 물가상승폭이 국내 물가상승폭보다 크게 나타나므로 미국 통화량 충격시 국내 명목환율의 하락은 PPP이론과도 부합한 것으로 판단된다. 실질환율은 명목환율\*해외 물가/국내 물가로 표현할 수 있는데, 미국 통화충격시 국내 실질환율의 하락은 명목환율의 하락폭이 해외 물가/국내 물가의 상승폭보다 컸기 때문인 것으로 나타났다. 미국의 통화량 충격은 국내 주가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

미국의 주가충격은 국내 생산 및 주가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며 단기적으로 실질 및 명목환율의 하락을 유발하였다. 미국 주가충격이 국내 다른 변수들에 미치는 영향은 미미한 것으로(통계적으로 유의하지 않은 것으로) 나타났다.

마지막으로 양의 미국 부동산가격 충격은 장기적으로 국내 생산, 실질 및 명목통화, 주가 등의 상승을 유발시켰으며, 장기적으로 국내 금리, 실질 및 명목환율, 국내 물가의 하락을 유발하였다. 미국 부동산가격 충격이 국내 경제에 미치는 영향은 크기의 차이는 있으나 부호(sign)면에서는 미국 주가충격이 국내 경제에 미치는 영향과 유사하였다. 이는 국내 경제변수들이 인식하는 미국 부동산충격과 미국 주가충격이 유사함을 의미한다.

### 3. 분산분해 분석

본 연구는 앞서 미국 경제충격들이 미국경제에 미치는 영향, 한국 경제충격들이 한국경제에 미치는 영향, 그리고 미국 경제충격들이 한국경제에 미치는 장·단기적 영향에 대해서 분석하였다. 각 충격이 발생하였을 때 경제가 어떻게 반응하느냐를 측정하는 것은 중요한 일이다. 이와 더불어 다양한 경제충격들에 각각의 경제변수들의 변동성에 미치는 중요도를 측정하는 것 또한 중요한 일이다. 본고에서는 분산분해(variance decomposition) 분석을 통하여 각 경제변수들에 미치는 충격들의 상대적 중요도를 측정하였다.

〈표 3〉은 다양한 미국 경제충격들이 각 미국 경제변수들의 변동성에 미치는 상대적인 중요도를 보여주고 있다. 각각의 충격 직후 미국 경제변수들의 변동성이 어떻게 변화하는지를 보여주기 위하여 본 연구에서는 각각의 충격 직후 즉시적 반응( $k=1$ ), 1년 후 반응( $k=13$ ), 2년 후 반응( $k=25$ )으로 구분하여 살펴 보았다.

먼저 산업생산의 변동성은 즉시적( $k=1$ )으로는 미국의 생산충격에 의해서 가장 크게 영향을 받았고 이어 부동산가격 충격, 주가충격, 실질통화 충격 순으로 영향을 받았다. 생산의 변동성은 시간이 변화함에 따라 생산충격에 의해서 대부분(95.3%) 설명되는 것으로 나타났다. 실질금리는 즉시적( $k=1$ )으로는 금리충격(81.1%), 부동산 충격(8.4%), 생산충격(5.6%), 통화충격(4.8%) 순으로 영향을 받는 것으로 나타났으며, 충격발생 2년 후에는 금리충격(85.5%), 생산충격(10.6%), 부동산 충격(3.2%) 순으로 영향을 받는 것으로 나타나 생산충격의 비중이 높아지는 것으로 나타났다. 실질통화변동은 단기적으로 실질통화충격(84.1%), 명목통화충격(6.9%), 실질금리충격(6.5%) 순으로 영향을 받는 것으로 나타났으며 충격 2년 후에는 실질통화충격(48.7%), 생산충격(44.8%) 및 금리충격(5.3%)에 의해서 주로 영향을 받는 것으로 나타나 생산충격의 중요도가 높아지는 것으로 나타났다. 명목통화는 단기적으로 실질통화충격(74.3%), 명목통화충격(21.4%) 순으로 영향을 받는 것으로 나타났으며, 장기적으로는 실질통화충격(48.7%)과 생산충격(41.8%)에 의해 변동하는 것으로 나타났다. 주가는 단기적으로는 자체충격(80.9%)과 생산충격(17.0%)에 의해 주로 변동하였으나, 장기적으로는 생산충격에 많은 영향을 받는 것으로 나타났다. 주가의 변동에 있어서 부동산가격 충격은 커다란 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 마지막으로 부동산가격은 단기적으로는 자체 충격(52.3%), 생산충격(38.0%), 금리(4.4%),

〈표 3〉 미국 경제변수들에 대한 분산분해 결과

미국 변수	기간( <i>k</i> )	미국 충격					
		<i>Y</i>	<i>R</i>	<i>M/P</i>	<i>M</i>	<i>SP</i>	<i>HP</i>
산업생산 ( <i>Y</i> )	1	41.3	5.0	8.1	4.1	18.5	22.9
	13	89.4	3.0	1.4	0.3	1.2	4.6
	25	95.3	1.4	0.6	0.1	0.4	2.2
실질금리 ( <i>R</i> )	1	5.6	81.1	0.1	4.8	0.1	8.4
	13	7.5	85.1	0.2	1.5	0.0	5.8
	25	10.6	85.5	0.1	0.6	0.0	3.2
실질통화 ( <i>M/P</i> )	1	1.7	6.5	84.1	6.9	0.3	0.6
	13	32.4	8.5	57.0	0.3	0.4	1.3
	25	44.8	5.3	48.7	0.2	0.1	0.8
명목통화 ( <i>M</i> )	1	2.3	0.4	74.3	21.4	0.0	1.5
	13	29.3	0.7	60.9	6.4	0.2	2.4
	25	41.8	0.3	52.1	4.4	0.1	1.4
주식가격 ( <i>SP</i> )	1	17.0	2.0	0.0	0.1	80.9	0.0033
	13	40.1	3.1	1.7	0.3	54.8	0.0377
	25	46.0	2.2	2.1	0.2	49.5	0.0473
부동산가격 ( <i>HP</i> )	1	38.0	4.4	0.0	2.0	3.3	52.3
	13	35.7	7.8	0.5	1.9	0.4	53.7
	25	32.1	10.6	0.9	1.6	0.3	54.6

주가(3.3%) 등에 영향을 받는 것으로 나타났으며, 장기적으로는 금리충격의 중요도가 증가하는 반면 주가충격의 중요도는 감소하는 것으로 나타났다.

〈표 4〉는 다양한 미국 및 한국의 경제충격들이 각 한국 경제변수들의 변동성에 미치는 상대적인 중요도를 보여주고 있다. 먼저, 단기적으로 한국의 산업생산에 자체충격(53.4%), 환율충격(15.0%), 한국 실질통화충격(12.4%), 국내 주가충격(11.6%), 미국 통화충격(2.5%), 미국 생산충격(2.2%) 순으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 장기적으로는 국내 생산의 변동성에 미치는 국내 생산충격, 미국 생산충격, 그리고 미국 실질통화충격들의 비중이 높아지는 것으로 나타났다. 한국의 실질금리는 단기적으로 주로 자체충격(82.9%), 한국 생산충격(9.2%), 실질환율충격(3.8%) 및 미국의 금리충격(2.5%)에 의해서 변동하는 것으로 나타

〈표 4〉 한국 경제변수들에 대한 분산분해 결과

국내 변수	$k$	한국 충격						미국 충격					
		$Y$	$R$	$M/P$	$Q$	$M$	$SP$	$Y$	$R$	$M/P$	$M$	$SP$	$HP$
산업 생산	1	53.4	1.1	12.4	15.0	0.3	11.6	2.2	0.4	0.8	2.5	0.4	0.1
	13	81.9	0.4	1.9	2.4	0.3	1.9	5.7	1.2	2.6	0.8	0.7	0.2
	25	86.0	0.2	1.0	1.3	0.1	1.0	5.6	0.7	2.1	0.7	0.7	0.6
실질 금리	1	9.2	82.9	0.6	3.8	0.1	0.1	0.2	2.5	0.3	0.1	0.1	0.1
	13	2.0	83.9	0.1	0.5	0.1	0.4	0.1	11.5	0.1	0.3	0.1	0.9
	25	1.0	82.0	0.0	0.3	0.0	0.2	0.1	14.0	0.2	0.4	0.1	1.7
실질 통화	1	6.2	0.4	73.2	17.3	1.6	0.0	0.1	0.4	0.2	0.0	0.2	0.5
	13	18.0	0.7	67.4	1.7	0.2	0.1	5.1	1.1	1.1	0.9	0.3	3.4
	25	18.3	0.8	61.4	0.8	0.1	0.1	9.0	1.5	1.5	0.7	0.2	5.6
실질 환율	1	15.1	16.3	10.4	45.2	0.0	11.0	0.0	0.1	0.6	0.1	1.1	0.1
	13	36.8	11.3	2.4	41.1	0.1	1.3	1.2	1.5	0.1	1.5	1.8	0.9
	25	35.8	10.4	2.1	38.5	0.1	0.6	1.8	3.5	0.1	2.1	1.3	3.9
명목 통화	1	5.5	0.0	66.7	19.4	6.6	0.0	0.1	0.9	0.1	0.0	0.3	0.4
	13	15.6	1.1	67.4	3.5	2.8	0.1	4.6	0.1	0.8	0.7	0.3	3.1
	25	16.3	1.2	62.8	2.0	2.1	0.0	8.6	0.1	1.1	0.7	0.1	4.8
주식 가격	1	33.9	0.1	0.0	9.8	0.0	39.5	2.1	0.5	0.9	0.8	11.9	0.4
	13	29.5	1.6	0.7	6.4	1.1	43.6	2.5	0.3	2.9	2.0	7.6	1.8
	25	29.6	1.3	0.7	6.9	1.3	41.7	1.6	0.6	3.6	2.4	6.6	3.8

났으며, 장기적으로는 자체충격의 비중은 낮아지고 미국 금리충격(14%)의 영향력이 높아지는 것으로 나타났다. 한국의 실질통화는 단기적으로 자체충격(73.2%), 실질환율충격(17.3%), 국내 생산충격(6.2%) 등에 영향을 받는 것으로 나타났으며, 장기적으로는( $k=25$ ) 자체충격의 비중이 낮아지는 반면 국내 생산충격(18.3%), 미국 생산충격(5.1%), 그리고 미국의 부동산가격 충격(5.6%)의 비중은 높아지는 것으로 나타났다. 실질환율은 단기적으로 자체충격 이외에 국내 금리충격(16.3%), 국내 생산충격(15.1%), 국내 주가(11.0%), 국내 실질통화(10.4%) 등에 의해 변동하였으며, 장기적으로는 자체충격, 국내 금리충격, 국내 실질통화충격 및 국내 주가충격의 비중은 감소하는 반면 국내 생산충격, 미국 생산충격, 금리충격, 통화충격 및 부동산 충격의 비중은 높아지는 것으로 나타났다.

특히, 증가충격이 실질환율의 변동성에 미치는 영향은 장기적으로 급격하게 감소하는 것으로 나타났다. 한국의 명목통화는 시간이 지남에 따라 자체충격, 실질통화충격, 실질환율충격 등의 비중은 감소하는 반면 국내 생산충격, 국내 금리충격, 미국 생산충격, 미국 통화충격, 미국 부동산가격 충격 등의 비중은 증가하는 것으로 나타났다. 마지막으로 한국 주식가격은 장기적으로 자체충격, 국내 생산충격, 실질환율 충격, 미국 증가충격, 미국 부동산가격 충격, 미국 실질 및 명목 통화충격에 의해 주로 영향을 받는 것으로 나타났다.

#### IV. 결 론

본 연구는 먼저 미국의 주요 경제변수들 간의 내생적인 관계를 살펴보고 고유한 미국의 외생적 경제충격들이 각 미국 경제변수들에 미치는 영향에 대해서 살펴보았다. 이후 미국 변수들을 통제한 상황에서 한국 경제충격들이 한국경제에 미치는 영향을 살펴보았다. 또한 미국의 외생적인 충격들이 한국경제에 미치는 영향에 대해서도 살펴보았다.

분석결과 미국의 생산충격은 국내의 생산에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 미국과 한국 간의 생산에 있어서의 동조화가 존재하는 것으로 해석될 수 있다. 미국 생산충격으로 한국의 실질금리는 단기적으로 하락하다가 상승하는 것으로 나타났으며, 국내 실질 및 명목통화량은 감소하고 국내 주가는 상승하는 것으로 나타났다. 미국 생산충격시 실질환율이 하락하였는데, 이는 명목환율의 하락에 기인하는 것으로 나타났다. 실물적인 요인으로만 보면 미국 생산충격은 명목환율을 절하시킬 것으로 예상되나 이러한 명목환율의 절상은 실물적인 요인보다는 증가상승으로 인한 외국인의 국내 시장진입 등에 기인하는 것으로 판단된다.

미국의 통화충격은 장기적으로 국내 생산, 금리, 주가, 물가 등에는 양의 효과를 나타내는 반면, 장기적으로 실질 및 명목환율과 실질 및 명목통화량에는 음의 영향을 보였다. 따라서 미국의 통화정책은 우리나라의 통화정책과는 동조화가 약한 것으로 판단된다. 반면 미국 금리충격이 국내 금리에 미치는 영향을 살펴보았을 때 강한 양의 관계를 가지는 것으로 보아, 미국과 한국 간의 통화정책 공조는 통화량보다는 금리를 통해서 이루어지는 것으로 판단된다. 미국의 통화충격은 명목 및 실질환율의 하락(국내 통화 및 실질가치의 상승)을 유발하

였다.

미국의 주가충격은 국내 생산 및 주가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 단기적으로 실질 및 명목환율의 하락을 유발하였다. 주가충격시 국내 다른 변수들에 미치는 영향은 미미한 것으로 (통계적으로 유의하지 않은 것으로) 나타났다. 미국 부동산가격 충격은 장기적으로 국내 생산, 실질 및 명목통화, 주가 등의 상승을 유발시켰으며, 국내 금리, 실질 및 명목환율, 국내 물가의 하락을 유발하였다. 미국 부동산가격 충격이 국내 경제에 미치는 영향은 크기의 차이는 있으나 부호(sign)면에서는 미국 주가충격이 국내 경제에 미치는 영향과 유사하였다.

분산분해 분석을 통한 각 충격들이 한국경제에 미치는 중요도 분석결과 단기적으로 한국의 산업생산에 자체충격(53.4%), 환율충격(15.0%), 한국 실질통화충격(12.4%), 국내 주가충격(11.6%), 미국 통화충격(2.5%), 미국 생산충격(2.2%) 순으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 장기적으로는 국내 생산의 변동성에 미치는 국내 생산충격, 미국 생산충격, 그리고 미국의 실질통화충격들의 비중이 높아지는 것으로 나타났다.

한국의 실질금리는 단기적으로 주로 자체충격(82.9%), 한국 생산충격(9.2%), 실질환율충격(3.8%) 및 미국의 금리충격(2.5%)에 의해서 변동하는 것으로 나타났다. 장기적으로는 자체충격의 비중은 낮아지고 미국 금리충격(14%)의 영향력이 높아지는 것으로 나타났다.

한국의 실질통화는 단기적으로 자체충격(73.2%), 실질환율충격(17.3%), 국내 생산충격(6.2%) 등에 영향을 받는 것으로 나타났으며, 장기적으로는( $k=25$ ) 자체충격의 비중이 낮아지는 반면 국내 생산충격(18.3%), 미국 생산충격(5.1%), 그리고 미국의 부동산가격 충격(5.6%)의 비중은 높아지는 것으로 나타났다.

실질환율은 단기적으로 자체충격 이외에 국내 금리충격(16.3%), 국내 생산충격(15.1%), 국내 주가(11.0%), 국내 실질통화(10.4%) 등에 의해 변동하였으며, 장기적으로는 자체충격, 국내 금리충격, 국내 실질통화충격 및 국내 주가충격의 비중은 감소하는 반면 국내 생산충격, 미국 생산충격, 금리충격, 통화충격 및 부동산 충격의 비중은 높아지는 것으로 나타났다. 특히, 주가충격이 실질환율의 변동성에 미치는 영향은 장기적으로 급격하게 감소하는 것으로 나타났다. 한국의 명목통화는 시간이 지남에 따라 자체충격, 실질통화충격, 실질환율충격 등의 비중은 감소하는 반면 국내 생산충격, 국내 금리충격, 미국 생산충격, 미국 통화충격, 미국 부동산가격 충격 등의 비중은 증가하는 것으로 나타났다. 마지막

으로 한국 주식가격은 장기적으로 자체충격, 국내 생산충격, 실질환율충격, 미국 주가충격, 미국 부동산가격 충격, 미국 실질 및 명목 통화충격에 의해 주로 영향을 받는 것으로 나타났다.

### 참 고 문 헌

- 김권식, “해외충격이 국내경기변동에 미치는 효과 분석,” 『정책자료』 05-06, 2005, 대외경제정책연구원.
- 김민수·강규호, “소규모 개방경제하의 거시경제충격과 경기변동: 공급충격을 중심으로,” 『금융연구』 제18권 1호, 2004, 1~37.
- 김윤영·박준용, “글로벌 구조 VAR 모형을 이용한 해외충격의 파급효과 분석,” 『금융경제연구』, 한국은행 금융경제연구원, 2009.
- 이동은·송원호·오승환, “해외충격에 따른 거시경제 안정화 정책에 대한 연구,” 『연구보고서』 09-14, 대외경제정책연구원, 2010.
- Bernanke, B. S., J. Boivin, and P. Elias, “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, 2005, 387~422.
- Blanchard, O. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review* 79, 1989, 655~673.
- 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, 1971, 372~375.
- Cushman, D. O. and T. Zha, “Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy Under Flexible Exchange Rates,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 39, 1997, 433~448.
- Fleming, M. J., “Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates,” *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 9, 1962, 369~379.
- Genberg, H., M. K. Salemi, and A. Swoboda, “The Relative Importance of Foreign and Domestic Disturbance for Aggregate Fluctuations in the Open Economy,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 19, 1987, 45~67.

- Halabi, C. E. and W. D. Lastrapes, "Estimating the Liquidity Effect in Post-reform Chile: Do Inflationary Expectations Matter?" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 22, 2003, 813~833.
- Kim, W. J., "Exchange Rate Volatility, Trade, Export Price and Exchange Rate Pass-through in Korea," *The Journal of the Korean Economy*, Vol. 8, 2007, 42~50.
- Kose, A., C. Otrok, and C. H. Whiteman, "International Business Cycles: World, Region, and Country-specific Factors," *American Economic Review*, Vol. 93, 2003, 1216~1239.
- \_\_\_\_\_, "Understanding the Evolution of World Business Cycles," *Journal of International Economics*, Vol. 75, 2008, 110~130.
- Kose, A., C. Otrok, and E. Prasad, "Global Business Cycles: Convergence or Decoupling?" IMF Working Paper 143, 2008.
- Lastrapes, W. D., "Estimating and Identifying Vector Autoregressions under Diagonality and Block Exogeneity Restrictions," *Economic Letters*, Vol. 87, 2005, 75~81.
- Mundell, R. A., "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 29, 1963, 369~450.



[Abstract]

## The Effects of U.S. Macroeconomic Shocks on the Korean Economy

Won Joong Kim\*

Throughout the media, it is often said that the Korean and the world economies in the late 2000 have experienced economic turmoil both in the financial and real sectors due to a collapse in the U.S. housing market. However, it is not clear how the U.S. macroeconomics are endogenously related and a pure U.S. exogenous shocks, after controlling for the endogeneity among them, affect not only other U.S. macroeconomic variables, but also Korean economy. This paper first analyzes how U.S. macroeconomic shocks affect the Korean economy using structural VAR model with block exogeneity assumption. Specifically, by assuming that Korea, as a small country, have no economic impact on U.S. economy, and by theoretically imposing long-run identifying restrictions on the U.S. economic system, the U.S. economic shocks are uniquely identified. By allowing for the impacts of U.S. economic variables and by imposing the economic ordering within the Korean system, Korean economic shocks are also uniquely identified. When analyzing the economic impact of U.S. shocks on the Korean economy, not only the signs of responses of Korean economic variables to U.S. shocks are important but also the magnitude of impact of those shock on the Korean economy. So, I analyze the relative magnitude of importance of U.S. economic shocks on the Korean economy using the variance decomposition method. The results show that the Korean economy shows the comovements in the production, real interest rate, real money and the stock price with the U.S. However, the degree of comovement in the nominal money supply seems weak between Korea and the U.S. Finally, I found that the Korean economy is affected by different shocks from the U.S. and the channel and the degree of impacts on Korean economy by U.S. shocks vary.

---

\* Assistant professor of Economics, Kangwon National University, Tel: +82-33-250-6132,  
E-mail: wjkim@kangwon.ac.kr

92 미국 경제충격의 국내 경제 파급효과 분석

**Keywords:** global financial crisis, housing price, stock price, interest rate, money supply, structural VAR, variance decomposition, block exogeneity, U.S. economy, Korean economy

**JEL Classifications:** F30, F41