

## 구조적 충격의 영향과 동적 반응의 추정

조은정<sup>1</sup> · 김태호<sup>2</sup>

<sup>1</sup>KT CS, <sup>2</sup>충북대학교 정보통계학과

(2011년 3월 접수, 2011년 9월 채택)

### 요약

본 연구에서는 기존의 벡터자기회귀모형에서 내생변수의 충격을 식별 가능하도록 모형의 당기 구조교란항 계수행렬에 사전 제약을 가해, 외생적 충격에 대한 변수들의 장단기 동적 반응을 추적해 보았다. 구조형 모형에 특정 이론에 의거하지 않고 현실상황에 상응한다고 판단되는 식별제약을 설정하여 추정하고 각 변수의 변동에서 각 구조적 충격이 차지하는 상대적 중요도를 계산하였다. 분석결과는 식별제약 및 모형의 추정결과와 일관성을 유지하는 것으로 판명되었다.

주요용어: 구조계수행렬, 당기제약, 충격반응.

### 1. 서론

실증분석에 사용되는 축약형 벡터자기회귀모형은 변수들 간 관계에 대한 이론적 근거의 결여, 오차항을 직교화시키기 위한 변수들의 축약적 배열에 따른 모형의 설정 오류 가능성, 변수 배열 순서에 따른 상이한 결과의 도출 가능성 등의 문제점들이 상존한다. 축약형 벡터자기회귀모형은 외부 충격을 대표하는 교란항이 다른 변수의 교란항에 대해 독립적이지 못한 경우가 나타날 수 있으므로 이를 조절할 수 있는 방법으로 구조적 벡터자기회귀모형이 제안된다. 구조적 벡터자기회귀모형의 특징은 축약형 벡터자기회귀모형에서 독립적으로 식별하지 못하는 내생변수의 충격을 식별 가능하도록 모형의 당기 구조교란항 계수행렬에 사전적 제약을 주고 당기 구조 계수행렬을 추정하는 것이다. 따라서 다른 변수들의 충격에 독립적인 충격을 식별함으로써 외생적 충격에 대한 변수들의 동적 반응을 추적할 수 있게 된다. 추정을 하기 위해서는 사전적 제약이 필요하지만 제약이 미칠 수 있는 임의적 영향을 배제하기 위해 변수 간 당기에 주고받는 영향에 합당한 인과관계를 전제해야 할 필요가 있다. 인과관계에 의한 사전적 제약은 임의적 영향의 가능성을 배제함과 동시에 합당한 충격효과를 추정한다는데 의미가 있다.

구조형 벡터자기회귀모형은 다양한 가정과 식별, 제약의 적용이 가능하며, 모형의 식별조건에 따라 추정결과가 크게 달라질 수 있다 (김치호와 문소상, 1999). Pesaran 등 (2004)는 해외충격이 특정 지역에 미치는 영향을 분석하는데 여타 지역 충격의 가중평균치를 이용함으로써 세계적 충격의 동시적 고려가 가능하도록 시도했으나 모형구조가 우리나라 같은 소규모 개방경제와는 상이한 구조를 전제한다는 문제점이 있다. 장인성 (2010)은 벡터자기회귀 과정의 축약형으로부터 구조적 모형의 계수 식별을 위해 오차항 간의 관계에 직접적 제약을 가하는 방식을 취하는 대신 오차항의 누적효과에 제약을 가하는 방식을 제안하였다. 그 외 Rapach (2003), Dibooglu와 Aleisa (2004), Enders (2004), 또 Afonso와 Sousa

<sup>2</sup>교신저자: (361-763) 충북 청주시 흥덕구 성봉로 410, 충북대학교 정보통계학과, 교수.

E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

(2009) 등을 참고할 수 있다. 그간 시장 또는 변수 간 동조화 현상을 검정한 선행연구들은 벡터자기회귀, 또는 오차수정모형을 주로 사용했으나 여기서는 이러한 축약형 모형의 결점을 보완하고 관찰할 수 없는 구조적 충격의 영향을 분석해 보기로 한다. 구조형 벡터자기회귀모형의 통계적 활용성을 제고해보기 위해 한·미 주식시장의 월간변동 간 상호 의존성 및 충격전이 현상의 동적 연동구조를 파악하는 데 시장상황에 타당하다고 판단되는 식별제약을 가한다. 본 연구에서는 주식시장 변동의 분석에 통상적으로 사용되는 일자료 대신 월자료를 사용하며 이에 맞는 당기제약(contemporaneous restriction)을 부과하여 구조모수를 식별하기로 한다.

## 2. 식별제약과 모형의 설정

변수들의 벡터를  $X_t$ 로 놓으면 축약형 벡터자기회귀모형은 다음과 같다.

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + e_t, \quad E(e_t e_t') = \Omega. \quad (2.1)$$

이때  $A(L) = I - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p$ 이라고 하면, 식 (2.2)와 같이 표현된다.

$$A(L)X_t = e_t, \quad (2.2)$$

여기서

$A_i$ : 시차다항식 행렬,

$e_t$ : 축약형 교란항 벡터,

$\Omega$ : 상관관계가 있는 축약형 교란항의 분산-공분산 행렬.

그리고 구조적 벡터자기회귀모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_i X_{t-i} + \varepsilon_t, \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Lambda. \quad (2.3)$$

$B(L) = B_0 - B_1 L - B_2 L^2 - \dots - B_p L^p$ 이라 하면, 식 (2.4)와 같이 다시 쓸 수 있다.

$$B(L)X_t = \varepsilon_t, \quad (2.4)$$

여기서

$\Gamma_i$ : 시차다항식 행렬,

$\varepsilon_t$ : 구조적 교란항 벡터,

$\Lambda$ : 서로 독립인 구조적 교란항의 분산-공분산 행렬.

구조적 모형은 다음과 같은 세 가지 기본적인 가정을 전제로 한다. 첫째 구조적 교란항  $\varepsilon(t)$ 와 변수들의 과거값 사이에는 상관관계가 존재하지 않고, 둘째  $\Gamma_0$ 의 대각원소는 모두 1이며, 셋째  $B(L)$ 에서  $L^0$ 의 계수인  $B_0$ (당기의 구조계수 행렬)은 가역행렬(nonsingular)이다. 구조적 벡터자기회귀모형은 축약형과의 관계를 이용하여 추정하며, 축약형 모형으로 추정할 수 있는 계수의 수와 구조형 모형의 추정으로 구해야 하는 미지수의 수가 다르기 때문에 구조형 모형 설정 시 식별제약(identifying restriction)문제가 따른다. OLS를 이용하여 축약형 모형을 추정한 후, 추정된 계수 또는 잔차항의 분산-공분산행렬의 원소를 이용해 구조형 모형의 계수 또는 분산을 복원하는 방법으로 구조적 벡터자기회귀모형을 추정한다.

축약형 모형의 잔차항의 분산-공분산 행렬이 다음과 같이 주어진다 하자.

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \cdots & \sigma_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \cdots & \sigma_n^2 \end{pmatrix} \quad \text{단, } \sigma_{ij} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T e_{it}e_{jt} \quad (2.5)$$

$\Sigma$ 는 대칭행렬이므로  $n(n+1)/2$ 개의 서로 다른 원소를 가지게 되며, 식 (2.5)에서  $\Sigma$ 의 주대각선 원소의 값이 모두 1로 주어지면, 미지의 모수는  $n^2 - n$ 개 존재한다. 따라서  $n(n+1)/2$ 개의 추정모수로부터  $n^2$ 의 모수를 식별하기 위해서는  $n(n-1)/2$ 개의 제약조건을 추가적으로 설정해야 한다. 이는 구조적 모형 식별 시  $n(n-1)/2$ 개의 제약이 필요하게 됨을 의미한다.

제약된 모수의 수에 따라 아래 제시된 두 가지 경우의 분석이 가능하다. 첫째, 추정모수에  $n(n-1)/2$ 개의 '0' 제약이 정확하게 가해지는 경우로 적정식별(just identification)이 있다. 출레스키 분해의 제약수를 계산해 보면, 구조적 벡터자기회귀모형의 시차다항식 행렬(matrix lag polynomial)이 다음을 만족한다.

$$\begin{aligned} b_{12} = b_{13} = b_{14} = \cdots = b_{1n} &= 0 \\ b_{23} = b_{24} = \cdots = b_{2n} &= 0 \\ b_{34} = \cdots = b_{3n} &= 0 \\ b_{n-1n} &= 0. \end{aligned} \quad (2.6)$$

따라서 전체 제약은  $n(n-1)/2$ 이며 정확하게 식별된다. 분해식은 식 (2.7)과 같다.

$$\Sigma = LL', \quad L: \text{하삼각행렬(lower triangular matrix)}. \quad (2.7)$$

식 (2.7)로부터  $L^{-1}\Sigma L'^{-1} = I$ 를 도출하면 식 (2.8)과 같다.

$$B = \Lambda^{\frac{1}{2}}L^{-1}, \quad (2.8)$$

$B$ 는  $L^{-1}$ 의 각 행들을 그 행에 대응하는  $\Lambda^{1/2}$ 의 대각원소로 나누는 정규화(normalization)를 통해 얻을 수 있다. 그러나 위와 같은 출레스키 분해는 적정 식별조건을 만족하지만 축차적인 배열 형태를 하고 있어 너무 자의적이라는 한계점을 가지고 있다.

둘째로 추정모수에  $n(n-1)/2$ 보다 많은 제약이 주어질 경우 과대식별(over identification)이 발생하며, 이때는 과대식별된 체계를 식별하는 절차가 추가로 필요하다. 적절한 제약을 선택하여 자유도를 가진 모수  $B$ 와  $\sum_{\varepsilon} = B \sum B'$ 에 대한 우도함수(likelihood function)를 최대화시키면 제약된 분산-공분산 행렬을 추정할 수 있게 되며 식별가능성을 결정하게 된다.

우도함수를 정의하면 다음과 같다.

$$-\left(\frac{T}{2}\right) \ln |\Sigma| - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T \left( e_t' \Sigma^{-1} e_t \right). \quad (2.9)$$

OLS를 이용해 추정된 잔차를  $\hat{e}_t$ 이라 하고  $\sum_{\varepsilon} = B \sum B'$ 의 관계를 이용하면 식 (2.10)과 같이 표현할 수 있다.

$$-\left(\frac{T}{2}\right) \ln \left| B^{-1} \sum_{\varepsilon} (B')^{-1} \right| - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{t=1}^T \left( \hat{e}_t' B' \sum_{\varepsilon}^{-1} B \hat{e}_t \right). \quad (2.10)$$

$R$ 을  $n(n-1)/2$ 을 초과하는 제약의 수(the number of overidentified restrictions)라 하면  $\chi^2$  통계량은 다음과 같다.

$$\chi^2 = \left| \sum_R \right| - \left| \sum \right|, \quad (R: \text{자유도}). \quad (2.11)$$

이 때  $\chi^2$  통계량이 기각치를 초과하면 식별제약은 기각된다.

정보화와 세계화에 의한 주식시장의 동조화 현상에 따라 미국 주가의 등락이 세계 주가와 국내 주가의 변동에 큰 영향을 미치는 변수로 인식되고 있다. 국가별 주식시장 가격의 움직임을 분석한 기존의 연구들은 증권거래소의 자료를 중심으로 이루어졌으며 비거래소시장까지 포함시킨 연구는 드물다. 정보통신이나 생명과학과 같은 혁신적인 신생기업들로 구성된 미국의 나스닥시장은 1971년 개장 이래 급성장을 해왔으며, 이러한 부문의 한국 기업들이 속한 코스닥시장이 나스닥시장의 가격변동 영향을 받을 것으로 예상된다. 따라서 거래소시장 간 가격전이 현상이 존재한다면 나스닥과 코스닥시장 간에도 같은 현상이 존재할 수 있으므로, 양국의 거래소와 비거래소시장 간 가격전이 메커니즘을 동태적으로 분석하고 상호의존성을 규명하는데 구조적 벡터자기회귀모형을 적용시켜 보고자 한다.

주식시장은 단기시장으로 간주되는데다 월자료를 사용하므로 본 연구에서는 당기제약을 부과하여 구조모수를 식별한다. 축약형과 구조형 벡터자기회귀모형은 식별조건 하에서 대응관계를 갖는바 하나의 구조계수행렬이 결정되면 구조형 벡터자기회귀모형이 구성되고 이 모형에 일대일 대응되는 축약형 벡터자기회귀모형을 구할 수 있으며, 따라서 구조계수행렬에 다양한 제약을 부과할 수 있다. 당기제약을 이용한 방법은 당기계수행렬인  $B_0$ 에 제약을 부과하는 방법이다.

식 (2.3)을 축약형으로 나타내면 식 (2.12)와 같다.

$$(I - B_0)X_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_i X_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (2.12)$$

식 (2.1)과 식 (2.12)를 비교하면 다음과 같이 성립하게 된다.

$$\begin{aligned} \Gamma_i &= (I - B_0)A_i \\ \Lambda &= (I - B_0)\Omega(I - B_0)' \\ e_t &= B_0e_t + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (2.13)$$

위의 식 (2.13)에 제시된 관계를 이용해 구조적 벡터자기회귀모형을 추정하기로 한다.

### 3. 실증분석

본 연구에서는 거래소시장과 장외시장 변수로 한국의 경우 종합주가지수와 코스닥지수, 또 미국의 경우 다우존스지수와 나스닥지수의 월 수익률을 사용하였다. 외환위기 이후 한·미 주식시장의 동조화 현상, 특히 장외시장 관계를 검증해보기 위해 코스닥시장이 개장한 1996년 7월부터 8년의 기간을 분석한다. 식별조건을 찾는 과정에서 모든 사람이 공감하는 조건을 찾는 것은 어렵지만 특정 이론에 의거하지 않고 연구자의 판단에 따라 시장 상황에 적절한 제약을 설정하는 것은 가능하다.

본 연구에서는 구조벡터자기회귀모형의 추정을 위해서 아래와 같은 식별제약을 설정하였다.

- 가정 1: 한국의 주가는 미국 주가의 구조적 충격에 즉각적으로 반응한다.
- 가정 2: 한국의 두 주가지수는 상호간의 충격에 대해 즉각적으로 반응한다.

표 3.1. 추정결과

$b_{12}$	$b_{13}$	$b_{14}$	$b_{21}$	$b_{23}$	$b_{24}$
1.994	0.074	0.343	6.389	-0.052	0.514
(0.42)	(0.22)	(0.10)	(0.99)	(0.26)	(0.12)

( )안은 표준오차

가정 1은 글로벌 주가 동조화 현상에 따라 미국 주가의 변동이 국내 주가에 영향을 미친다는 사실에, 또 가정 2는 코스닥시장이 개장되면서 국내 두 주식시장은 동반 변동하는 경향이 있었다는 사실에 각각 기인한다. 적정식별을 만족하기 위해 6개의 '0' 제약이 필요하며 이를 근거로 아래의 모형을 설정하였다.

$$\begin{bmatrix} \varepsilon^{KP} \\ \varepsilon^{KD} \\ \varepsilon^{DJ} \\ \varepsilon^{ND} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & b_{24} \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^{KP} \\ e^{KD} \\ e^{DJ} \\ e^{ND} \end{bmatrix},$$

여기서

 $\varepsilon^{KP}, \varepsilon^{KD}, \varepsilon^{DJ}, \varepsilon^{ND}$ : 변수들의 구조적 충격(교란), $e^{KP}, e^{KD}, e^{DJ}, e^{ND}$ : 축약형 모형의 잔차항, $KP, KD, DJ, ND$ : 각각 종합주가지수, 코스닥지수, 다우존스지수, 나스닥지수.

- $KP$  방정식:  $e^{KP} = b_{12}e^{KD} + b_{13}e^{DJ} + b_{14}e^{ND} + \varepsilon^{KP}$ ,
- $KD$  방정식:  $e^{KD} = b_{21}e^{KP} + b_{23}e^{DJ} + b_{24}e^{ND} + \varepsilon^{KD}$ ,
- $DJ$  방정식:  $e^{DJ} = \varepsilon^{DJ}$ ,
- $ND$  방정식:  $e^{ND} = \varepsilon^{ND}$ .

구조벡터자기회귀모형의 추정 시 OLS와 도구변수(instrumental variable) 추정법을 사용하여  $B_0$ 를 추정하였으며 축약형 교란항을 도구변수로 사용하였다 (김치호, 1994; Kim과 Roubini, 2000). 추정결과는 표 3.1과 같이 제시되며, 국내 두 주식시장에 나스닥시장의 구조적 충격은 유의한 양의 영향을 미치는 반면 다우존스의 구조적 충격은 이 시기 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 이는 코스닥시장 개장 이후 2000년대 전반기에 걸쳐 국내 주식시장이 다우존스보다는 나스닥시장의 변동에 더 영향을 받았던 현실을 반영한다. 나스닥시장의 구조적 충격이 코스닥시장과 거래소시장에 미치는 당기적 영향을 나타내는  $b_{24}$ 와  $b_{14}$ 는 각각 0.514와 0.343으로 추정되어 코스닥시장의 반응이 더 큰 것을 확인할 수 있다. 추정결과는 코스닥시장의 변동성이 거래소시장보다 크다는 코스닥 초기의 사실과 부합하고, 또 나스닥시장이 코스닥시장에 대해 예측력을 가지며 영향력이 높아진다는 금융 및 재무분야의 연구결과와도 일치하는 것으로 나타난다 (김인무와 김찬웅, 2001; 길재욱, 2003).

추정된 당기구조계수행렬을 이용하여 다우존스와 나스닥시장의 충격 발생에 각 주식시장이 보이는 동태적 반응을 파악해 보기로 한다. 식별된 각 구조적 충격에 한 표준편차 크기의 충격이 발생할 경우 24개월 동안 직교충격반응함수는 그림 3.1과 같이 제시된다. 그림을 보면 국내 주식시장은 미국의 다우존스와 나스닥시장의 충격에 비슷한 형태의 장기적 반응을 보이지만 나스닥시장의 충격에 보이는 반응이 더 크다. 나스닥시장의 변동에 대해 국내 거래소시장과 코스닥시장은 초기에는 다우존스가 보이는 반응의 절반 정도 같은 방향으로 반응하다가 이후에는 증감세가 반복되는 같은 유형의 장기적 움직임을 보이는 것으로 나타난다. 그림 3.1에서 보듯이 나스닥이 상승하면 다우존스와 종합주가지수는 장기적으로 동반

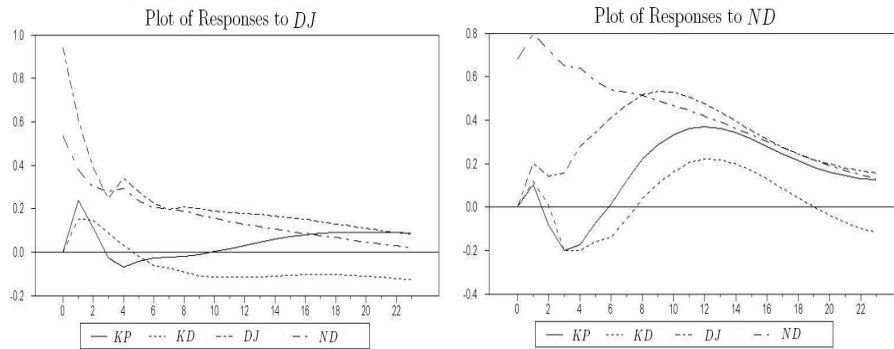


그림 3.1. 구조적 충격에 대한 파급효과

표 3.2. 각 충격의 백분율 기여도

변수	기간	충격			
		$\epsilon^{KP}$	$\epsilon^{KD}$	$\epsilon^{DJ}$	$\epsilon^{ND}$
KP	4	3.192	80.770	2.525	13.512
	8	4.385	80.047	2.001	13.566
	12	6.740	70.982	3.711	18.567
	16	12.211	62.525	4.753	20.511
	20	15.939	58.836	4.679	20.546
	24	18.111	57.124	4.533	20.233
KD	4	56.401	19.462	1.119	23.017
	8	64.600	16.758	0.771	17.871
	12	63.540	13.129	2.075	21.256
	16	64.431	11.292	3.649	23.628
	20	62.400	10.246	3.977	23.377
	24	65.043	9.338	3.775	21.845

상승하며 결국은 비슷한 정도의 반응을 보이는데 반해 코스닥은 증감세가 반복되며 총체적으로는 감소세가 더 큰 것으로 나타난다. 이는 코스닥시장 초기 기반이 안정되지 못했음을 보여주며 당시 나스닥시장은 지속적으로 성장한 반면 코스닥시장은 침체를 계속했던 현실을 반영한다.

벡터자기회귀모형의 충격반응함수 신뢰구간을 구하는 방법으로 Runkle (1987)의 붓스트랩 방법이 많이 사용되나 Killian (1998)은 붓스트랩 방법보다 몬테카를로 적분법(Monte Carlo integration)을 이용하는 것이 정확도가 높다는 연구결과를 제시한 바 있다. 몬테카를로 적분을 이용한 충격반응함수는 Sims와 Zha (1999)가 제시한 방법으로 충격반응함수의 표준오차밴드(standard error bands)를 생성하기 위해 당기계수행렬의 사후확률에 가우시안 추정치를 적용시킨 베이지안 기법이다. 분석을 위해 구조 벡터자기회귀모형의 충격반응함수에서 사후분포의 1차적률(first moment)과 분산을 계산한다. 본 연구에서는 95% 신뢰구간 안에서 2500번의 몬테카를로 시뮬레이션 반복과정을 통해 충격반응 분석을 실시하였다. 몬테카를로 적분을 이용한 충격반응분석 결과는 그림 3.2와 같으며, 한국의 주가지수는 역시 나스닥시장의 구조적 충격에 의한 여파가 더 큰 것으로 나타났다.

내생변수의 예측오차에 대한 분산을 구한 후 이 분산에서 각 구조적 충격이 차지하는 비중을 백분율로 계산하여 내생변수의 변동에서 각 충격이 차지하는 상대적 기여도를 평가해보기로 한다. 앞의 충격반응함수와 동일하게 24개월까지의 기간을 대상으로 분석을 실시하며 결과는 표 3.2와 같다. 미국 주가변

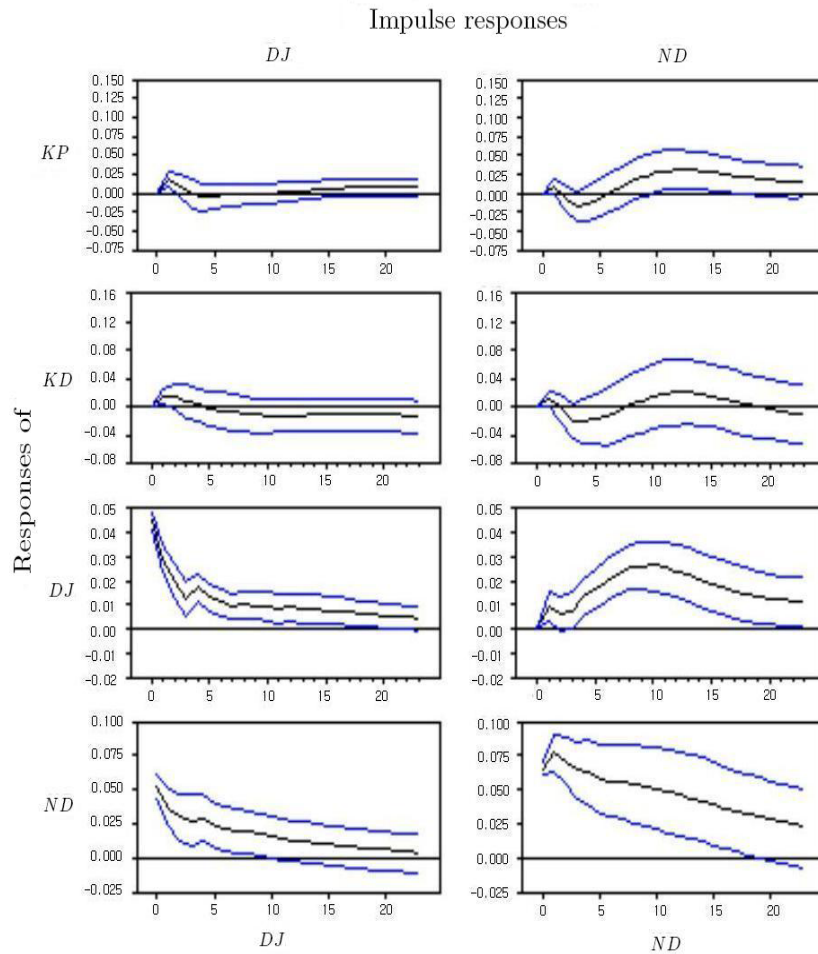


그림 3.2. 몬테카를로 적분을 이용한 충격반응함수

등의 충격이 한국 주식시장에 미치는 영향은 나스닥이 다우존스보다 더 큰 것으로 나타나 구조벡터자기회귀모형의 추정결과와 일치함을 확인할 수 있다. 특히 국내 거래소시장의 변동에 차지하는 비중은 시간이 갈수록 증가하는 경향을 보이지만 코스닥시장에는 증감세가 반복되는 경향을 보인다. 종합주가지수 수익률에 대한 나스닥시장의 충격은 초기부터 13%를 초과하며 장기적으로는 20% 이상을 차지해 기간 내내 5% 미만에 머무는 다우존스보다 설명력이 더 높은 것으로 나타난다. 이러한 현상은 코스닥시장에 더욱 두드러져 나스닥시장의 충격은 초기부터 내내 23% 전후의 기여도를 보이지만 다우존스는 최대 4%를 넘어서지 못하는 것으로 밝혀졌다. 따라서 본 연구의 분석방법들은 모두 일관성 있는 결과를 보여주고 있다.

#### 4. 결론

본 연구에서는 기존의 벡터자기회귀모형의 결점을 보완하고 현실적 활용성을 높이기 위해 구조적 벡터자기회귀모형을 정의하여 당기제약조건을 부여한 후 관찰할 수 없는 구조적 충격이 내생변수에 미치는

동태적 영향에 대한 분석을 시도하였다. 이에 따라 한국과 미국의 거래소와 비거래소 주식시장 간 상호 의존성 및 충격전이 현상의 동적 연동구조를 파악하고자 현실에 상응한다고 판별되는 식별가정을 부여한 구조적 벡터자기회귀모형을 추정하고 그 결과를 토대로 이어지는 연관분석을 실시하였다. 나스닥시장의 구조적 충격이 국내 증시에 통계적으로 유의한 영향을 미치며, 따라서 국내 증시는 다우존스보다는 나스닥시장의 구조적 충격에 보이는 반응이 더 큰 것으로 나타났다. 미국 증시의 충격에 국내 증시가 보이는 동적 반응에 대한 분석은 시중 일관된 결과를 보이며 연구기간의 현실을 그대로 반영하는 것으로 판명되어 제시된 식별조건이 합리적이고 효율적임이 입증된다.

## 참고문헌

- 길재욱 (2003). 주가동조현상에 관한 연구, <재무관리연구>, **20**, 181-200.
- 김인우, 김찬웅 (2001). 한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로, <증권학회지>, **28**, 481-513.
- 김치호 (1994). 소규모 개방경제의 거시경제적 충격과 경기변동, <경제학연구>, **42**, 25-62.
- 김치호, 문소상 (1999). 잠재 GDP 및 인플레이션 압력 측정 결과, <금융경제연구>, **96**, 한국은행.
- 장인성 (2010). 생산성 향상이 고용에 미치는 영향 및 정책시사점, <일자리 정책연구>, **2**, 국회예산정책처.
- Afonso, A. and Sousa, R. M. (2009). Fiscal policy, housing and stock prices, *European Central Bank Working Paper Series*, **990**.
- Dibooglu, S. and Aleisa, E. (2004). Oil prices, terms of trade shocks, and macroeconomic fluctuations in Saudi Arabia, *Contemporary Economic Policy*, **22**, 50-62.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*, 2nd Edition, John Wiley & Sons, INC.
- Killian, L. (1998). Small-sample confidence intervals for impulse response functions, *Review of Economics and Statistics*, **80**, 218-230.
- Kim, S. Y. and Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach, *Journal of Monetary Economics*, **45**, 561-586.
- Pesaran, M. H., Schuermann, T. and Weiner, S. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model, *Journal of Business and Economic Statistics*, **22**, 129-162.
- Rapach, D. E. (2003). International evidence on the long-run impact of inflation, *Journal of Money, Credit and Banking*, **35**, 23-48.
- Runkle, D. (1987). Vector autoregressions and reality, *Journal of Business and Economic Statistics*, **5**, 437-442.
- Sims, C. A. and Zha, T. (1999). Error bands for impulse responses, *Econometrica*, **67**, 1113-1155.



# Impact of Structural Shock and Estimation of Dynamic Response between Variables

Eun-Jung Cho<sup>1</sup> · Tae-Ho Kim<sup>2</sup>

<sup>1</sup>KT cs; <sup>2</sup>Department of Information Statistics, Chungbuk National University

(Received March 2011; accepted September 2011)

---

## Abstract

This study investigates long and short run responses of variables to exogenous shocks by imposing prior restrictions on a contemporaneous structural shock coefficient matrix of the model to identify shocks by endogenous variables in the vector autoregression. The relative importance of each structural shock in variation of each variable is calculated through the identification of proper restrictions (not based on any specific theory but on researcher judgment corresponding to actual situations) and an estimation of the structural vector autoregression. The results of the analyses are found to maintain consistency.

**Keywords:** Contemporaneous restriction, impulse response, structural coefficient matrix.

---

---

<sup>2</sup>Corresponding author: Professor, Department of Information Statistics, Chungbuk National University, 410 Sungbong-Ro, Heungduk-Gu, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr