

Structural Vector Error Correction Model for Korean Labor Market Data

Byeongchan Seong^{a,1} · Hyosang Jung^a

^aDepartment of Applied Statistics, Chung-Ang University

(Received November 17, 2013; Revised December 15, 2013; Accepted December 18, 2013)

Abstract

We use a structural vector error correction model of the labor market to investigate the effect of shocks to Korean unemployment. We associate technology, labor demand, labor supply, and wage-setting shocks with equations for productivity, employment, unemployment, and real wages, respectively. Subsequently, labor demand and supply shocks have significant long-run and contemporaneous effects on unemployment, respectively.

Keywords: Structural vector autoregressive models, cointegration, impulse response analysis.

1. 서론

벡터자기회귀(vector autoregressive; VAR) 모형을 통하여 손쉽게 인과관계 및 예측치를 구할 수 있음에도 불구하고 이 모형 자체의 모수들은 경제적인 의미가 없다고 알려져 있다 (Sims, 1986; Bernanke, 1986). 특히, 모형이 축소적 형태(reduced form)로서 내생변수들 사이에 존재하는 동시적인 관계를 포함하지 않는다는 점, 시계열의 배열 순서에 따라서 다른 오차항 또는 충격(shock)이 추정된다는 점, 너무 많은 계수들이 추정된다는 점 등은 VAR 모형의 주요한 한계라고 볼 수 있다.

이를 극복하기 위하여 도입된 구조적(structural) VAR 모형은 모수 그 자체보다는 구조적 충격(예를 들면, 유가 충격, 환율 충격, 통화량 충격)을 식별하는데 초점을 맞추고 있다. 이것은 경제적 의미를 유도하기 위한 것으로서 직접 관찰될 수 없기 때문에, 식별을 위해서 제약식 또는 가정이 필요하다. 일반적으로 구조적 충격의 개별 오차들은 서로 공분산이 존재하지 않는 것으로 가정되며, 이 가정을 통하여 분리된 각 충격의 동태적 영향이 고려된다.

본 논문에서는, 구조적 충격의 개념을 VAR 모형에서 파생된 오차수정모형에 동일하게 적용하고 이를 이용하여 한국의 노동 시장 자료를 분석한다. 오차수정모형을 통하여서는 노동 시장의 각 시계열 간에 존재하는 공통 추세(common trends) 또는 공적분(cointegration) 현상을 모형화할 수 있으며, 또한 구조적 충격을 분석함으로써 노동 시장과 관련된 정책 입안자들에게 중요한 정보를 제공할 수 있을 것이다.

This research was supported by the Chung-Ang University Research Scholarship Grants in 2011.

¹Corresponding author: Associate Professor, Department of Applied Statistics, Chung-Ang University, 221, Heukseok-dong, Dongjak-gu, Seoul 156-756, Korea. E-mail: bcseong@cau.ac.kr

2. 구조적 오차수정모형

2.1. VAR 모형과 오차수정모형

K 차원의 변수들로 이루어진 다변량 시계열 벡터 $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ 를 위한 VAR(p) 모형은 일반적으로 다음과 같이 정의된다;

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + C d_t + u_t. \quad (2.1)$$

여기서, $A_i (i = 1, \dots, p)$ 는 $(K \times K)$ 차원의 행렬이며, u_t 는 K 차원의 백색잡음으로서 평균이 0이고, 양정치(positive definite) 공분산 행렬 Σ_u 를 가진다. d_t 는 상수항(constant), 선형추세(trend) 및 계절형 가변수(seasonal dummies) 등의 모든 결정적(deterministic) 항들을 포함하고 있으며, 그 계수로서 행렬 C 를 가진다.

VAR 모형의 중요한 특징 중 하나는 정상성에 있다. 이는 다음의 특성 방정식의 모든 근들이 단위원 외부($|z| > 1$)에 존재할 경우를 의미한다;

$$|I_K - A_1 z - \dots - A_p z^p| = 0. \quad (2.2)$$

그러나, 특성방정식이 $z = 1$ 의 근을 가질 경우 y_t 의 다변량 시계열 변수 중 1개 이상이 비정상, I(1), 시계열일 수 있다. 이와 같은 경우, VAR 모형은 I(1)을 따르는 시계열 변수들간의 관계(특히, 공적분)를 분석하기 위하여 오차수정모형(vector error correction model; VECM)으로 분석된다. 즉, 모형 (2.1)은 다음과 같이 표현될 수 있다;

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + C d_t + u_t. \quad (2.3)$$

단, $\Pi \equiv \alpha \beta' = -(I_K - A_1 - \dots - A_p)$, $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ for $i = 1, \dots, p-1$ 이며, α 는 조정 계수(adjustment) 행렬이고 β 는 $(K \times r)$ 차원의 공적분 벡터 행렬이다. 정상성을 만족하는 I(1) 시계열 변수들의 선형결합을 의미하는 공적분 관계는 $0 < r < K$ 인 경우의 $\beta' y_t$ 를 의미하며, r 은 공적분 계수(cointegrating rank)로 불리우며 행렬 Π 의 계수와 일치한다. 계량경제학의 관점에서 공적분 관계는 장기적인 I(1) 시계열 변수 사이의 관계를 의미한다 (Hamilton, 1994).

2.2. 구조적 오차수정모형

구조적 오차수정모형의 형태는 여러가지가 있으나 본 논문에서는 다음과 같이 $u_t = B \varepsilon_t$ 로 간주하는 B-모형을 이용하기로 한다 (Breitung 등, 2004);

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + B \varepsilon_t. \quad (2.4)$$

여기서, ε_t 는 구조적 충격을 나타내며 IID $N(0, I_K)$ 이고 B는 임의의 가역행렬로서 동시적인 영향(contemporaneous impact)을 나타낸다.

모형 (2.4)를 식별하기 위한 제약식의 개수는 $K(K-1)/2$ 개이다 (Lütkepohl과 Krätzig, 2004). Johansen (1995)의 Granger's Representation 정리에 의하여, 이 모형은 다음과 같은 MA 프로세스 형태로 표현될 수 있다;

$$y_t = \Xi B \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* B \varepsilon_{t-j} + y_0^*. \quad (2.5)$$

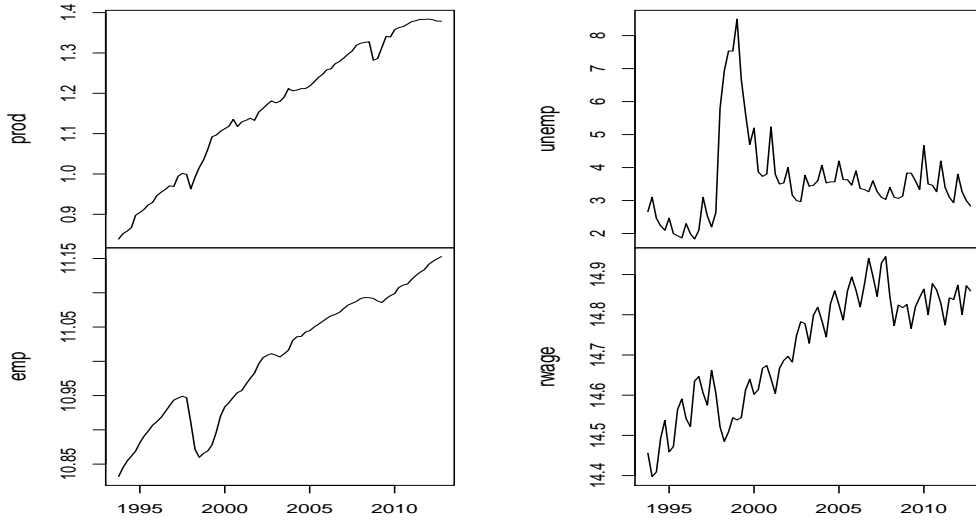


Figure 3.1. Korean labor market time series, 1993Q4-2012Q4

여기서, $\Xi = \beta_{\perp} \{ \alpha'_{\perp} (I_K - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i) \beta_{\perp} \}^{-1} \alpha'_{\perp}$ 이며 $j \rightarrow \infty$ 일 때 Ξ_j^* 는 0으로 수렴한다. y_0^* 는 초기값을 나타내며, δ_{\perp} 는 $(K \times r)$ 차원의 완전계수(full-rank) 행렬 δ 에 대하여 $\delta' \delta_{\perp} = 0$ 를 만족하는 $K \times (K - r)$ 차원의 완전계수 행렬로 정의된다 (δ_{\perp} 는 방정식 $\delta' \delta_{\perp} = 0$ 을 통하여 유일하게 정해지지는 않으나, 어떤 형태를 사용하는 그 결론은 달라지지 않는다고 알려져 있다 (Johansen, 1995, 39-40)). 일반적으로, $\Xi B \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ 는 공동 추세를 나타내며 구조적 충격 ε_t 의 장기적 영향은 행렬 ΞB 로 주어진다. 2.2절에서 언급된 것처럼 행렬 B는 구조적 충격의 동시적인 영향을 나타낸다. 구조적 충격 오차에 대한 충격반응 함수(impulse response function)는 ΞB 와 $\Xi_j^* B, j = 1, \dots, \infty$ 의 조합으로 구성되며, 전자는 충격반응의 장기적 영향을 나타내고 후자는 단기적 영향을 나타낸다 (Breitung 등, 2004). 주의할 점은, 공적분계수의 영향으로 Ξ 의 계수는 $K - r$ 이므로, ΞB 에 의하여 $(K - r)r$ 개의 제약식을 구할 수 있다. 따라서, 추가적으로 필요한 제약식의 개수는 $K(K - 1)/2 - (K - r)r$ 이다.

3. 노동시장 자료분석

3.1. 자료

본 장에서는 2장에서 설명된 구조적 오차수정모형을 이용하여, 한국의 노동시장과 관련된 거시경제변수들의 상호 연관성을 분석하고자 한다. 분석에 사용할 시계열 변수들은 노동생산성(labor productivity), 취업자 수, 실업률, 실질임금(real wages)이다. 각 변수들은 분기별 자료로서 한국은행의 경제통계시스템 및 통계청의 국가통계포털의 자료를 이용하여 계산되었으며, 기간은 1993년 4분기부터 2012년 4분기까지이다.

노동생산성은 실질 국내총생산(real GDP)의 로그값에서 취업자 수의 로그값을 빼서 계산하였으며, 취업자 수는 비농림어업 취업자 수의 로그값을 이용하였고, 실질임금은 2005년을 100으로 하는 소비자물가지수로 나뉜 명목임금의 로그값을 이용하였다. 이후 분석에서 4차원의 다변량 시계열 벡터는 $y_t = (\text{prod}_t, \text{emp}_t, \text{unemp}_t, \text{rwage}_t)'$ 이며, 각 원소들은 순서대로 노동생산성(prod), 취업자 수(emp), 실업

Table 3.1. Augmented Dickey-Fuller unit root tests

Variable	Deterministic terms	Lags	Test statistic	Critical values		
				1%	5%	10%
prod _t	constant, trend, seasonal dummies	0	-1.8014	-3.96	-3.41	-3.13
emp _t	constant, trend, seasonal dummies	4	-2.6945	-3.96	-3.41	-3.13
unemp _t	constant, seasonal dummies	1	-2.7939	-3.43	-2.86	-2.57
rwage _t	constant, trend, seasonal dummies	0	-1.7236	-3.96	-3.41	-3.13

Note: Critical values from Davidson and MacKinnon (1993, Table 20.1)

Table 3.2. Diagnostic tests for VAR(*p*) specifications

VAR(<i>p</i>)	Q ₁₆	LJB ₄	MARCH _{LM} (5)
<i>p</i> = 1	310.2278 (0.0015)	130.2636 (0.0000)	564.3089 (0.0242)
<i>p</i> = 2	256.4033 (0.0676)	120.2604 (0.0000)	518.1287 (0.2784)
<i>p</i> = 4	183.8420 (0.6511)	64.0985 (0.0000)	501.4165 (0.4738)

Note: *p*-values in parentheses

률(unemp), 실질임금(rwage)을 나타낸다.

Figure 3.1은 4개의 시계열 자료에 대한 시계열 도표를 그린 것이다. 실업률을 제외한 3개의 시계열 변수들은 점차로 증가하는 추세를 보이고 실업률은 증가 추세는 없으나 초반과 중후반의 평균 수준이 다른 것으로 보이며, 이를 통하여 모든 시계열들이 비정상적으로 판단된다. Table 3.1은 각 시계열 자료에 대하여 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정을 수행한 결과이다. Figure 3.1에서 관찰된 특징을 바탕으로 실업률을 제외한 시계열 변수들의 ADF 검정에서는, 상수항, 선형추세 및 계절 가변수를 결정적 추세로 사용하였다. 실업률의 경우에는 선형추세없이 상수항과 계절 가변수만을 사용하였다. 검정에서 사용된 시차 길이는 최대 시차 길이를 8까지 고려할 경우, AIC 정보량 기준값을 최대로 하는 차분된 항의 시차 길이(Lags, number of lagged differences)를 사용하였다. 검정 결과, 모든 시계열 변수들이 단위근을 가지고 있음이 명백하다. 단지, 실업률의 경우, 유의수준 10%에서 단위근의 존재성이 기각될 수 있으나, 본 연구에서는 유의수준 5%를 사용하여 단위근이 있다고 판단한다.

3.2. 공적분 및 오차수정모형

모든 시계열들이 단위근을 가지고 있음에 근거하여, 4개의 시계열 자료 간의 상호 연관성 및 공적분 관계를 오차수정모형으로 분석하였다. 먼저, 최적의 VAR 모형의 시차를 찾기 위하여 3가지의 정보량 기준을 최대 시차 길이 8까지 계산한 결과, AIC 기준은 $p = 4$, Hannan-Quinn 기준은 $p = 2$, SBC 기준은 $p = 1$ 을 최적의 시차로 제시하였다; 단, VAR 모형에 상수항, 선형 추세, 계절 가변수를 포함하였다. 3개의 후보 시차 중에서 한가지를 선택하기 위하여 주요한 잔차 검정을 시행하였다. 먼저, 다변량 포트맨토 검정(Q₁₆)으로 잔차의 백색잡음 만족 여부를 조사하였으며, 정규성 가정을 위하여 다변량 Jarque-Bera 검정(LJB₄)을 시행하였고, 등분산성 검정을 위하여 다변량 이분산성 검정(MARCH_{LM}(5))을 이용하였다. Table 3.2는 각각의 VAR 모형을 적합한 이후, 잔차에 대한 3가지 검정 결과이다. 비록, 모든 경우에 있어서 정규성 가정이 만족되지 않는 단점이 보이나, 비교적 가장 좋은 잔차 검정 결과를 보여주는 $p = 4$ 를 선택하기로 하였다.

Table 3.3은 VAR(4)를 이용하여 Johansen의 Trace 검정($H_0 : r = r_0$ vs. $H_1 : r \neq r_0$)에 의한 공적분 검정 결과이다. 유의수준 5% (10%)에서 공적분 계수는 $r = 1$ 로 고려할 수 있다. 따라서, Table 3.4와 같은 오차수정모형 (2.3)식의 공적분 벡터 β 및 조정계수 α 의 추정치를 구할 수 있다. 여기에서, 공적

Table 3.3. Johansen cointegration tests

H_0	Test statistic	p -value	Critical values		
			90%	95%	99%
$r = 0$	86.12	0.0001	60.00	63.66	70.91
$r = 1$	39.6	0.1029	39.73	42.77	48.87
$r = 2$	15.66	0.5274	23.32	25.73	30.67
$r = 3$	2.77	0.8897	10.68	12.45	16.22

Table 3.4. Cointegrating vector and adjustment coefficient

	$prod_t$	emp_t	$unemp_t$	$rwage_t$	t
$\hat{\beta}'$	-1.0167 (-2.776)	-4.1939 (-6.375)	-0.0053 (-0.379)	1	0.0188 (8.805)
$\hat{\alpha}'$	0.0847 (2.536)	0.0564 (3.829)	-6.1094 (-6.457)	0.0574 (0.681)	

Note: t -statistics in parentheses

분 벡터는 실질임금에 대하여 표준화된 값이며, 추정된 공적분 관계식은 다음과 같이 표현될 수 있다;

$$rwage_t = 1.0167prod_t + 4.1939emp_t + 0.0053unemp_t - 0.0188t + ec_t. \tag{3.1}$$

단, ec_t 는 오차수정항(error correction term)을 나타낸다. 공적분 관계에서 볼 때, 실업률을 제외한 모든 변수들이 유의한 영향을 미치는 것으로 보이며, 이론적인 관점과는 달리 실업률의 장기적 영향은 양의 부호를 가지나 이것은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 조정계수를 보면, $ec_t > 0$ 일 경우 (즉, 실질임금이 균형관계를 초과할 때) 노동생산량과 취업율의 증가분은 커지며 실업률의 증가분은 작아지는 것으로 추정되었다.

3.3. 노동시장의 구조적 충격 분석

본 연구에서는 Jacobson 등 (1997) 이후로 즐겨 사용되고 있는 다음과 같은 구조적 충격 오차를 고려하였다;

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{gdp}, \varepsilon_t^d, \varepsilon_t^s, \varepsilon_t^w)'. \tag{3.2}$$

ε_t 의 원소들은 각각 기술력, 노동수요, 노동공급, 임금 부문에서의 충격을 의미하며, 구조적 오차수정모형 (2.4)의 식별을 위해서 총 6개의 제약식이 필요하다.

Jacobson 등은 $y_t = (prod_t, emp_t, unemp_t, rwage_t)'$ 의 각 원소들을 다른 나머지 원소들 및 4개의 공통 추세와 (3.2)식의 오차항 ε_t 로 표현하였다. 이에 따르면, 공적분 관계식 (3.1)의 ec_t 는 실질임금에 관한 공통 추세로 볼 수 있다. 공적분의 정의에 의하여 ec_t 는 정상적이며 이는 임금 부문에서의 구조적 충격이 장기적인 영향을 가지고 있지 않음을 의미하게 된다. 따라서, ε_t 의 네번째 원소의 장기적 영향을 제거하기 위하여, $(\exists B)_{i4} = 0, i = 1, 2, 3, 4$ 를 고려할 수 있다. 이는 2.2절에서 설명된 바와 같이 행렬 $\exists B$ 이 축소계수를 가지므로 단지 3개의 제약식을 의미함에 주의하여야 한다. 추가적으로 필요한 3개의 제약식은 노동력 시장에서 흔히 가정되는 다음 2가지를 이용하기로 한다.

1. 노동 생산성은 장기적으로 기술 충격에 의해서만 좌우된다; $(\exists B)_{1i} = 0, i = 2, 3, 4$.
2. 노동수요 충격은 실질임금에 영향을 줄 수 없다; 즉, $B_{42} = 0$.

이상에서 제시된 6개의 제약식은 결국 다음과 같이 표현될 수 있다;

$$B = \begin{pmatrix} * & * & * & * \\ * & * & * & * \\ * & * & * & * \\ * & 0 & * & * \end{pmatrix}, \quad \Xi B = \begin{pmatrix} * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & 0 \\ * & * & * & 0 \\ * & * & * & 0 \end{pmatrix}.$$

단, *의 표시는 해당 원소에 대하여 제약이 없음을 의미한다. 다음은 추정된 동시적 및 장기적 영향 행렬이다. 괄호 안의 값들은 2,000번의 부스트랩을 통하여 계산된 t -통계량 값을 나타낸다. 여기서, 부스트랩 표본은 모형 식 (2.4)의 추정을 통해서 생성된 잔차인 \hat{u}_t 및 $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\Gamma}_j$ ($j = 1, \dots, p-1$)을 이용하여 반복적으로 생성되어진다.

$$\hat{B} = \begin{pmatrix} 0.0084 & 0.0027 & 0.0017 & 0.0034 \\ (3.77) & (1.10) & (0.94) & (1.11) \\ -0.0001 & 0.0031 & -0.0017 & 0.0023 \\ (-0.09) & (3.01) & (-1.80) & (1.09) \\ 0.0566 & 0.0146 & 0.0936 & -0.2484 \\ (1.20) & (0.26) & (2.08) & (-1.09) \\ 0.0142 & 0 & -0.0195 & 0.0023 \\ (3.14) & & (-2.40) & (1.09) \end{pmatrix},$$

$$\Xi \hat{B} = \begin{pmatrix} 0.0102 & 0 & 0 & 0 \\ (3.64) & & & \\ 0.0006 & -0.0002 & -0.0041 & 0 \\ (0.46) & (-0.14) & (-2.33) & \\ 0.0384 & 0.2602 & 0.1427 & 0 \\ (0.38) & (2.71) & (1.60) & \\ 0.0131 & 0.0006 & -0.0166 & 0 \\ (2.00) & (0.13) & (-2.32) & \end{pmatrix}.$$

추정된 ΞB 의 3행의 값들은, 구조적 충격 오차가 노동시장에서 상대적으로 가장 중요한 변수인 실업률에 미치는 장기적인 영향을 나타낸다. 특히, 노동수요 충격이 유의수준 5%에서 장기적으로 실업률을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다; $(\Xi B)_{32} = 0.2602$. 이는 일반적으로 받아들여지는 경제학적 관점과는 상반된다. 노동공급 충격은 $(\Xi B)_{33} = 0.1427$ 로 추정되었으나 유의하지 않았다. 동시적인 영향에서는 장기적인 영향과 반대로 노동수요 충격($\hat{B}_{32} = 0.0146$)은 유의하지 않으나 노동공급 충격($\hat{B}_{33} = 0.0936$)은 유의한 것으로 나타났다.

Figure 3.2는 구조적 충격 오차에 대한 실업률의 충격반응함수를 그린 것이다. 이를 통하여, 기술력 충격과 노동 수요 충격은 비슷한 방식으로 단기적으로는 실업률을 감소시키지만, 장기적으로는 실업률을 증가시키는 방향으로 수렴하고 있다. 영향력의 크기에서는 노동 수요 충격이 훨씬 더 크게 나타났다. 노동 공급 충격은 장단기적으로 실업률을 증가시키고 있으며, 실질 임금 충격은 단기적으로 실업률을 감소시키고 있으나 장기적으로는 그 영향력이 0에 수렴한다.

Table 3.5는, 식별된 구조적 충격의 상대적 중요성을 평가하기 위하여 주요한 몇 개의 미래시점(horizon)에서 실업률의 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)를 실시한 것이다. 이를 통하여 단기적으로는 실질임금이 압도적으로 중요한 것으로 나타났으며, 중기적으로는 노동공급 부문이, 장기적으로는 노동수요 부문의 충격이 중요함을 알 수 있다. 기술력은 상대적으로 그 중요도가 낮았으며, 1-시점을 제외하고 대체로 5~6%의 중요성을 보이고 있다.

4. 결론

본 연구는 한국의 노동 시장 자료를 분석하기 위하여 기술력, 노동수요, 노동공급, 임금 부문의 구조적

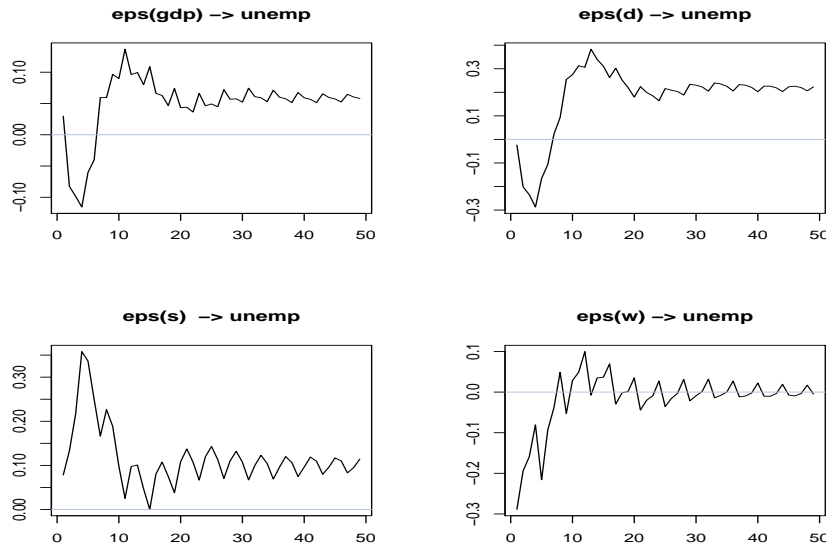


Figure 3.2. Impulse responses of unemployment to structural economic shocks

Table 3.5. Forecast error variance decomposition

Horizon	ϵ^{gdp}	ϵ^d	ϵ^s	ϵ^w
1	0.0097	0.0064	0.0672	0.9167
4	0.0548	0.3184	0.3541	0.2726
8	0.0461	0.2424	0.4847	0.2269
12	0.0639	0.4036	0.3676	0.1648
24	0.0610	0.5804	0.2567	0.1018
48	0.0592	0.6530	0.2238	0.0641

충격 오차를 고려하였다. 특히, VAR 모형 자체의 모수가 가지는 한계점을 극복하기 위하여 구조적 오차수정모형을 사용하였으며, 이를 통하여 노동 시장의 각 시계열 간에 존재하는 공통 추세 또는 공적분 현상을 모형화하였으며, 각 구조적 충격 오차가 실업률에 미치는 영향을 장기적, 동시적 개념으로 분리하여 분석하였다. 또한 충격반응함수를 통하여 각 구조적 오차들이 장단기적으로 어떤 영향을 미치는지 살펴보았으며, 구조적 충격의 상대적 중요성을 평가하기 위하여 예측오차 분산분해를 실시하였다. 이러한 구조적 충격 분석이 노동 시장과 관련된 정책 입안자들에게 가치있는 정보를 제공하기를 기대한다.

References

Bernanke, B. (1986). Alternative explanations of the money-income correlation, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, North-Holland, Amsterdam.

Breitung, J., Brüggemann, R. and Lütkepohl, H. (2004). Structural vector autoregressive modeling and impulse responses. In H. Lutkepohl and M. Kratzig (eds.), *Applied Time Series Econometrics*, 159–196. Cambridge University Press, Cambridge.

Davidson, R. and MacKinnon, J. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, London.

Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

- Jacobson, T., Vredin, A. and Warne, A. (1997). Common trends and hysteresis in Scandinavian unemployment, *European Economic Review*, **41**, 1781–1816.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Lütkepohl, H. and Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Sims, C. A. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis*, **10**, 2–16.

구조적 오차수정모형을 이용한 한국노동시장 자료분석

성병찬^{a,1} · 정효상^a

^a중앙대학교 응용통계학과

(2013년 11월 17일 접수, 2013년 12월 15일 수정, 2013년 12월 18일 채택)

요약

본 논문에서는, 구조적 오차수정모형을 한국의 노동시장 자료에 적용함으로써, 실업률에 미치는 구조적 충격의 영향을 분석한다. 이를 위하여 기술력, 노동수요, 노동공급, 임금 부문에서의 충격을 정의하였으며, 이를 각각 노동생산성, 취업자 수, 실업률, 실질임금과 연결하였다. 그 결과로서, 노동수요 및 노동공급 충격이 각각 장기적 및 단기적으로 실업률에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주요용어: 구조적 자기회귀모형, 공적분, 충격반응분석.

이 논문은 2011년도 중앙대학교 연구장학기금 지원에 의한 것임.

¹교신저자: (156-756) 서울시 동작구 흑석동 221번지, 중앙대학교 경영경제대학 응용통계학과, 부교수.

E-mail: bcseong@cau.ac.kr