

# 산업별 생산에 있어서 충격의 지속성 및 전파 측정

## Measuring Persistence and Propagation in Sectoral Industrial Output

姜 起 春\*

(Kang, Gi-Choon)

### 목 차

- I. 서론
- II. 지속성 추정 모형
- III. 모형의 추정결과
- IV. 지속성 및 전파도 측정
- V. 요약 및 결론

## I. 서 론

Nelson and Plosser(1982)에 의해 경제학 분야에 적용된 소위 '단위근 혁명'은 영구적인 충격의 존재를 확인시켜 주었다. 그들의 연구 이후 Blanchard(1989), Blanchard and Quah(1989), Shapiro and Watson(1988) 등의 연구는 실질경제활동에 있어서 영구적 요인의 중요성을 다시 확인시켜 주었다. ARIMA모형, 비모수적 방법(nonparametric approach), 비관측인자모형(unobserved component model) 등 여러 가지 계량적인 방법들이 생산에 있어서 영구적 요인과 일시적 요인을 분해하여 생산에 대한 영구적 충격의 장기적 영향을 측정하는데 이용되었다.1)

\* 제주대학교 경상대학 경제학과 부교수

1) 이들 모형에 대한 자세한 설명은 김진옥·강기춘(1996)을 참고할 것.

Campbell and Mankiw(1987)는 미국의 분기별 GNP 자료를 이용하여 충격의 장기지속성이 존재하며 영구적 추세부분이 상당히 크다는 것을 밝혔고 Cochrane(1988)은 다른 측정방법으로 미국의 경우 장기지속성은 그렇게 크지 않다는 것을 밝혔다. 조하현(1993)은 우리나라의 분기별 GDP 자료를 이용하여 경제충격의 장기지속성 크기가 0.52 정도인 것으로 밝힌 바 있으며 강기춘(1995)은 한국의 지역총생산 자료를 이용하여 지역별로 장기지속성을 비모수적 방법으로 추정해 본 결과 추세변동부분은 지역에 따라 8%에서 25% 정도이며 순환변동의 크기가 92%에서 75%정도인 것으로 나타났다. 이러한 연구들은 영구적 충격이 한 가지 밖에 없다는 가정에 근거하고 있는데 Stock and Watson(1988)은 영구적 요인과 일시적 요인에 대한 연구의 발전과정에 대해 설명하고 있다.

1980년대 초반 부문적 충격(disaggregate shock)의 중요성에 관한 흥미 있는 연구 주제가 제기되었다. Long and Plosser(1983, 1987)는 경제 부문간에 실질적인 거래관계가 존재하기 때문에 어느 한 부문에서 발생한 충격이 경제 내 다른 부문으로 전파되어 갈 수 있고 따라서 어느 한 부문에서 발생한 기술충격이나 기호변화 등과 같은 부문충격으로 인해 실질경제도 변동할 수 있다는 가능성을 제시하였다. 이들의 연구는 다부문형(multisector model)을 이용한 충격의 지속성 측정이라는 새로운 연구방향을 제시한 것이었다. 그들은 다양한 형태의 독립적인 영구적 충격의 존재를 인정하였는데 다부문모형은 이러한 영구적 충격들을 표현할 수 있는 좋은 모형이 되었다. 다부문모형을 이용하면 산업별 경기변동, 지역별 경기변동, 국가별 경기변동 등 경기변동의 원인을 세분화할 수 있는 장점이 있다. 즉, 산업경기변동은 경제의 각 부문을 산업으로 세분화하여 총생산수준과 산업생산수준에서의 경기변동의 원인을 밝히고 충격의 상대적 중요도를 측정하며, 지역경기변동은 경제의 각 부문을 지역으로 세분화하여 지역별 경기변동의 원인을 밝히고 충격의 상대적 중요도를 측정하며, 국가경기변동은 세계경제의 각 부문을 국가로 세분화하여 국가별 경기변동의 원인을 밝히고 충격의 상대적 중요도를 측정한다. 한편, Lee *et al.*(1992)와 Pesaran *et al.*(1993) 등은 다부문모형을 이용하여 부문별 생산이 서로 다른 확률과정에 따른다는 것을 밝혔다. 그들의 연구결과에 따르면 영국과 미국의 경우 일변수모형(univariate model)을 이용할 경우보다 다부문모형을 이용할 경우 충격의 지속성이 상당히 낮은 것으로 나타났다.

충격의 지속성 외에 경기순환과정에서 나타나는 또 다른 특징적인 현상(stylized facts)은 경제의 여러 분야(지역, 산업 또는 국가)에 걸쳐 확장과 수축이 같이 일어나는 공동변화(comovement)이다. 공동변화가 발생하는 이유는 크게 두 가지인데 하나는 여러 국가, 지역 및 산업에 공통적으로 영향을 주는 총체적인 충격(aggregate shock)이고 다른 하나는 여러 국가, 지역 및 산업에서 발생한 부문충격(disaggregate shock)이 다른 국가, 지역 및 산업으로 전파되어 가는 전달경로(transmission mechanism)이다.

본 연구의 목적은 크게 두 가지인데 하나는 일변수모형과 다부문모형을 이용하여 부문충격(sectoral shocks)의 지속성을 각각 측정하고 비교해 보는 것이며 다른 하나는 부문충격이 다른 부문에 전파되어 가는 정도를 측정하는 것이다. 본 연구에서 사용된 자료는 1980년 1월부터 2000년 9월까지 우리 나라 12개 산업의 계절조정된 산업생산지수이다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어 II절에서는 지속성을 추정하는 모형으로써 일변수모형과 다부문모형에 대해서 살펴보고 III절에서는 ARIMA모형을 이용하여 일변수모형의 파라미터들을 추정하고 VAR모형과 오차구성모형을 이용하여 다부문모형의 파라미터들을 추정한다. IV절에서는 III절에서의 추정 결과를 이용하여 일변수모형과 다부문모형에서의 충격의 지속성을 측정하고 그 크기를 비교해 보며, 다부문모형을 이용하여 부문충격이 전파되어 가는 정도를 측정하고 V절에서는 연구결과를 요약하고 결론을 맺는다.

## II. 지속성 추정 모형

### 2.1 일변수모형

지속성(persistence)이란 경제에 대한 어떤 교란(충격)의 효과가 계속되는 것을 말한다. 즉, 현재의 경제상태 및 그 변화가 미래에까지 계속적으로 영향을 주는 것을 말한다. 지속성은 여러 방법을 통하여 측정할 수 있는데 본 논문에서는 일변수모형의 경우 Campbell and Mankiw가 제안한 ARIMA모형을 이용한다.

Wold의 정리에 따르면 안정시계열  $\Delta y_t$ 는 다음의 (1)식과 같은 이동평균(Moving Average)모형으로 나타낼 수 있는데 (1)식은 1차 차분된 변수의 확률변수  $\varepsilon_t$ 에 대한 충격반응(impulse response)을 나타낸다.

$$\Delta y_t = A(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

단,  $A(L) = a_0 + a_1L + a_2L^2 + a_3L^3 + \dots$ 은 시차연산자 다항식(lag operator polynomial)이고  $\varepsilon_t$ 는 백색잡음(white noise) 확률과정이다.

(1)식을 수준값  $y_t$ 에 대해 나타내면 (2)식과 같은 이동평균(Moving Average)모형이 되는데 (2)식은 수준변수의 확률변수  $\varepsilon_t$ 에 대한 충격반응을 나타낸다.

$$\begin{aligned} y_t &= (1-L)^{-1}A(L)\varepsilon_t \\ &= B(L)\varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

단,  $B(L) = \beta_0 + \beta_1L + \beta_2L^2 + \beta_3L^3 + \dots$ 은 시차연산자 다항식이다.

수준변수와 차분변수의 충격반응계수간에는 다음의 관계가 성립한다.

$$\beta_i = \sum_{j=0}^i \alpha_j \quad (3)$$

이 모형에서  $t$ 기에 발생한 충격이  $t+k$ 기의 수준값  $y_{t+k}$ 에 미치는 영향의 크기( $\beta_k$ )는  $1 + \alpha_1 + \dots + \alpha_k$ 로 (1)식에서 충격반응계수의 누적적인 합으로 나타나므로  $\beta_k$ 를 누적충격반응(cumulative impulse response)계수라 한다.  $i$ 시점에서 발생한 한 단위 충격(unit shock)이 수준값  $y_t$ 에 미치는 장기적인 영향은  $i \rightarrow \infty$ 의 경우이므로 MA 시차연산자 계수의 무한합인  $A(1)$ 이 지속성의 정의에 따라 충격의 장기적 영향을 나타낸다. 어떤 시계열이 임의보행(random walk)과정에 따른다면  $A(1) = 1$ 이 되며 확정적 추세를 갖는 시계열이라면  $A(1) = 0$ 이 된다.

일반적으로 안정시계열  $\Delta y_t$ 는 다음의 (4)식과 같은 ARMA 확률과정으로 나타낼 수 있으므로 (1)식에서  $A(L)$ 은  $\phi(L)^{-1}\theta(L)$ 과 같게 되고 이를 이용하여 지속성의 크기를 나타내는  $A(1)$ 을 계산한다.

$$\phi(L)\Delta y_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad (4)$$

단,  $\phi(L), \theta(L)$ 은 일정한 시차를 가진 시차연산자 다항식(lag operator polynomial)이다.

## 2.2 다부문모형

Long and Plosser(1983)는 미시적 최적화 문제에 근거하여 거시적 다부문모형(multisector model) 또는 일반균형모형(general equilibrium model)을 최초로 개발하였다. Altonji and Ham(1990)은 다부문모형을 이용하여 고용변화율을 설명하는 총체적 충격과 부문충격을 식별하였는데 그들은 Long and Plosser의 모형을 확장하여 총체적 충격이 각 부문에 영향을 줄 수 있도록 각 부문의 오차항에 동시적 상관관계를 가정하고 있다. 본 연구에서는 Altonji and Ham의 모형을 이용하여 산업별 생산증가율로 다부문모형을 설정하였다. 먼저 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용하여 산업별 무역의 동태적인 관계(전과과정)를 설정한 후 벡터자기회귀모형의 잔차항(residuals)을 경제적 의미를 갖는 구조충격으로 세분화하여 오차구성모형(error components model)을 설정한다.

I개(각 산업은 i로 나타냄)의 산업이 있다고 가정하고  $y_{i,t}$ 를 t기에 있어서 i산업의 생산증가율이라 하자. 그러면 시차의 수가 k인 VAR모형은 다음의 (5)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \alpha + \sum_{k=1}^K \pi_k Y_{t-k} + \epsilon_t \quad (5)$$

단,  $Y_t$ 는  $I \times 1$ 의 산업별 생산증가율 벡터이고,  $\alpha$ 는  $I \times 1$ 의 상수항 벡터이며,  $\pi_k$ 는 k기에 있어서 산업간 무역의 동태적인 관계를 나타내 주는  $I \times I$ 의 계수행렬이며,  $\epsilon_t$ 는  $I \times 1$ 의 오차항 벡터로 그 구조는 다음에 논의할 오차구성모형에 의해 설정된다.

(5)식에서 어느 특정방정식  $y_{i,t}$ 는 (6)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^I \pi_{j,k}^i y_{j,t-k} + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

단,  $\pi_{j,k}^i$ 는  $\pi_{1,k}^i, \pi_{2,k}^i, \dots, \pi_{I,k}^i$ 이다. 이것은 i산업의 생산변동은 다른 모든 산업의 생산변동에 영향을 받는다는 것을 의미한다. 산업별 생산을 나타내는 각 방정식은  $I \times K$ 개의 추정해야 할 모수를 가지고 있으므로 식별을 위한 몇 가지 제약을 가해야 한다.

I개의 산업들이 G개(단,  $G < I$ )의 산업군으로 분류될 수 있다고 가정하자. Norrbin and Schlagenhauf(1990)가 사용한 복합변수제약(composite variable restriction)을 이용하여  $w_i^g$ 를

특정한  $i$ 산업이 그 산업군에서 차지하는 비중이라 하고,  $w_i$ 를 특정한  $i$ 산업이 전체에서 차지하는 비중이라고 하자. 그러면  $g$ 산업군의 증가율인  $y_{g,t}$ 는  $g$ 산업군내 각 산업성장률의 가중평균으로 정의되므로 (7)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{g,t} = \sum_{i=1}^{n^g} w_i^g y_{i,t} \quad (7)$$

단,  $n^g$ 는 특정한  $g$ 산업군내에 있는 산업의 숫자를 나타낸다.

유사한 방법으로 총생산의 증가율인  $y_{A,t}$ 는 각 산업성장률의 가중평균으로 정의되므로 (8)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{A,t} = \sum_{i=1}^I w_i y_{i,t} \quad (8)$$

(7)식과 (8)식의 복합변수제약을 (6)식에 가하면 제약이 가해진 특정방정식  $y_{i,t}$ 는 다음의 (9)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K (\theta_{i,k} y_{i,t-k} + \delta_{i,k} y_{g,t-k} + \tau_{i,k} y_{A,t-k}) + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

단, (9)식에서  $\theta_{i,k}$ 는  $t$ 기의 산업별 생산증가율이  $k$ 기 이전의 산업별 생산증가율에 영향을 받는 것을 나타내며,  $\delta_{i,k}$ 는  $t$ 기의 산업별 생산증가율이  $k$ 기 이전의 산업군 생산증가율에 영향을 받는 것을 나타내며,  $\tau_{i,k}$ 는  $t$ 기의 산업별 생산증가율이  $k$ 기 이전의 총생산증가율에 영향을 받는 것을 나타낸다.

(7)-(8)의 복합변수제약을 이용하여 (6)식의 전과과정을 나타내는  $\pi_{j,k}^i$ 를 다음의 (10)식을 이용하여 계산할 수 있는데 이 제약은 동일한 산업군에 속한 산업으로부터의 feedback 정도는 크고 동일한 산업군에 속하지 않은 산업으로부터의 feedback 정도는 작다는 것을 의미한다.

$$\begin{aligned} \pi_{jk}^i &= \theta_{i,k} + \delta_{i,k} w_i^g + \tau_{i,k} w_i & i=j, i \in g \text{이면} \\ &= \delta_{i,k} w_i^g + \tau_{i,k} w_i & i \neq j, i \in g \text{이면} \end{aligned}$$

$$= \tau_i k w_i \quad i \neq j, i \in g \text{ 이면} \quad (10)$$

(6)식에서의 오차항  $\varepsilon_{it}$ 는 영향의 정도는 다르나 모든 산업에 공통적으로 영향을 주는 총체적 충격(aggregate shock), 영향의 정도는 다르나 특정 산업군에 속한 산업에 공통적으로 영향을 주는 산업군 충격(industry group-specific shocks)<sup>2)</sup>, 특정산업에 고유한 부문충격(sector-specific shocks) 등 3종류의 관측되지 않은 요인(unobservable component)으로 구성되어 있다고 가정하자.<sup>3)</sup> 이러한 가정 하에  $\varepsilon_{it}$ 는 다음의 (11)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$\varepsilon_{it} = f_i c_i + h_i r_{gt} + e_{it} \quad (i=1, 2, \dots, 12, g=1, 2, 3) \quad (11)$$

단,  $c_i$ 는 모든 산업에 영향을 주는 총체적 충격,  $r_{gt}$ 는 산업군 충격,  $e_{it}$ 는 부문충격을 각각 나타낸다. 본 연구는 12개 방정식으로 구성되어 있으므로 추정해야 할 모수들은 총체적 충격에 대한 반응계수인  $f_i (i=1, 2, \dots, 12)$ , 산업군 충격에 대한 반응계수인  $h_i (i=1, 2, \dots, 12)$ , 총체적 충격의 분산인  $\sigma_c^2$ , 산업군 충격의 분산인  $\sigma_g^2 (i=1, 2, 3)$ , 부문충격의 분산인  $\sigma_{ei}^2 (i=1, 2, \dots, 12)$  등이다. 이러한 모수들이 추정되면 부문충격에 대한 모형내 변수들의 동태적 반응들을 분석할 수 있고 부문충격이 산업별 생산에 미치는 지속성을 측정할 수 있다.

### III. 모형의 추정 결과

본 연구에 사용된 자료는 12개 산업의 계절조정된 월별 생산지수로써 자료에 대한 자세한 설명은 다음의 <표 1>과 같다.<sup>4)</sup> 월별 자료를 분석에 사용하였는데 그 이유는 분기별 자료나 연도별 자료를 사용하였을 경우 충격과 전파과정의 혼재될 가능성이 있기 때문이다. 만약 충격이

- 
- 2) 본 연구에서는 12개 산업을 다루고 있으며 그 산업들은 다시 광업, 비내구제조업, 내구제조업 등 3개의 산업군으로 분류된다.
  - 3) 이러한 오차구성의 이론적인 근거는 Stockman(1988)과 Krieger(1989)가 이미 도출된 바 있으므로 여기서는 생략한다.
  - 4) 본 연구의 목적인 충격의 지속성 및 전파의 정도를 측정하는데 있으므로 Kang, G. C. and P. F. Orazem(2003)의 자료를 그대로 활용하였다.

경제의 다른 부문으로 빠른 속도로 전파되어 간다면 산업별 생산에 대한 분기별 자료나 연도별 자료는 최초의 충격과 다른 부문에서 발생한 충격에 대한 반응을 모두 포함할 가능성이 매우 높다. 따라서 월별 자료를 사용하면 충격과 충격에 대한 반응을 더 분명하게 구분할 수 있다.

<표 1> 자료에 대한 설명 및 가중치

산업군	변수명	산업명	$w_i$	$w_i^*$
광업	Coal	석탄광업	0.001	0.140
	Othermin	기타광업 및 채석업	0.005	0.860
비내구재 생산 제조업	Food	음식료품, 담배	0.072	0.188
	Textile	섬유, 의복 및 모피제품, 가죽, 가방 및 신발	0.106	0.278
	Paper	종이제품, 인쇄 및 출판	0.045	0.119
	Chemical	코크스 및 석유정제, 화합물 및 화학제품, 고무 및 플라스틱	0.159	0.416
내구재 생산 제조업	Basic	비금속광물제품, 제1차 금속산업	0.101	0.180
	Fabmetal	조립금속제품, 기타 기계 및 장비	0.133	0.236
	Electric	사무, 계산 및 회계용 기계, 기타 전기기계	0.052	0.292
	Precis	영상, 음향 및 통신기계 의료, 광학기계 및 시계	0.128	0.227
	Trans	자동차 및 트레일러, 기타 운송장비	0.117	0.208
	Otherman	가구 및 기타제조업	0.032	0.057

로그 차분된 12개의 산업별 생산지수에 대한 (4)식의 ARMA(p,q)모형을 추정하기에 앞서 모형의 차수(p와 q)를 식별하여야 한다.<sup>5)</sup> 본 연구에서는 Akaike의 AIC를 이용하였는데 모수절약의 원칙에 따라 차수를 가능한 낮추어 p=0~2, q=0~2의 경우에 대해 계산한 값이 <표 2>에 나타나 있다.<sup>6)</sup>

5) 단위근 검정 결과 12개의 산업별 생산지수에서 모두 단위근이 있는 것으로 밝혀졌다.

6) 이 방법은 모형의 우도함수값(likelihood value)을 L, 모수의 개수(p+q)를 k, 그리고 관측치의 개수를 T라고 할 때  $AIC = -2 \ln L + k \ln T$ 의 값을 극소화시킴으로써 모형의 차수를 결정한다.

<표 2> 산업별 생산증가율의 AIC값

차수 산업	(0,1,0)	(0,1,1)	(0,1,2)	(1,1,0)	(1,1,1)	(1,1,2)	(2,1,0)	(2,1,1)	(2,1,2)
Coal	-630.6	-655.4	-655.1	-646.0	-654.6	-663.8	-653.1	-654.6	
Othermin	-493.1		-527.4	-521.6	-527.4	-527.3	-524.6	-526.7	-528.4
Food	-869.8		-918.3	-911.7	-918.3	-916.3	-918.0	-916.3	-914.5
Textile	-998.1	-1,003.2	-1,013.6	-1,005.9	-1,005.0		-1,007.7	-1,024.1	-1,025.9
Paper	-613.5	-636.3	-635.6	-632.5		-636.1	-632.6	-636.4	-634.5
Chemical	-964.9	-973.3	-971.7	-971.6	-971.5		-973.2	-975.0	-968.4
Basic	-940.9		-945.2	-947.0	-945.2	-943.7	-945.0	-943.3	-942.3
Fabmetal	-752.0		-751.4	-753.0	-751.3	-749.4	-751.6	-753.2	-750.5
Electric	-517.1	-522.2	-520.3		-520.5	-520.1	-520.5	-519.9	-521.2
Precis	-729.8	-731.5	-729.6		-729.5	-727.6	-729.5	-727.9	-735.4
Trans	-340.8	-358.0	-371.3	-350.0		-374.5	-354.6	-374.5	-372.5
Otherman	-821.7	-832.7	-831.4		-831.5	-829.7	-831.5	-830.5	-833.5

AIC값에 의하면 Othermin, Food, Basic, Fabmetal은 ARIMA(0,1,1), Electric, Precis, Otherman은 ARIMA(1,1,0), Paper 및 Trans는 ARIMA(1,1,1), Textile 및 Chemical은 ARIMA(1,1,2), Coal은 ARIMA(2,1,2)를 각각 따르는 것으로 나타났는데 이들 모형을 추정한 결과는 <표 3>에 나타나 있다.

<표 3> 산업별 생산증가율의 ARIMA 추정 결과

차수 산업	$\phi_1$	$\phi_2$	$\theta_1$	$\theta_2$
Coal	-0.751(0.121)	0.247(0.085)	0.407(0.108)	-0.654(0.069)
Othermin	-	-	-0.466(0.057)	-
Food	-	-	-0.472(0.056)	-
Textile	0.164(0.187)	-	-0.456(0.186)	0.221(0.074)
Paper	-0.539(0.114)	-	0.348(0.14)	-
Chemical	-0.843(0.069)	-	0.613(0.086)	-0.292(0.061)
Basic	-	-	-0.214(0.062)	-
Fabmetal	-	-	-0.176(0.063)	-
Electric	-0.213(0.062)	-	-	-
Precis	-0.152(0.063)	-	-	-
Trans	0.451(0.078)	-	-0.842(0.048)	-
Otherman	-0.292(0.061)	-	-	-

주 : 괄호안의 값은 표준오차를 나타낸다.

(9)식의 제약된 VAR모형은 보통최소자승법으로 추정할 수 있지만 외형상 무관해 보이는 회귀(seemingly unrelated regression; SUR) 방식으로 추정하면 효율성을 높일 수 있다. 개별 산업의 생산증가율은 자신의 과거 생산증가율, 그 산업이 속한 산업군의 생산증가율, 총생산증가율에 영향을 받는다. 수정우도비 검정(modified likelihood ratio tests)의 결과에 따르면 최적시차수는 12인 것으로 나타났는데 그 정도의 시차는 잔차항에 있을 수 있는 자기상관을 해결하는데 충분하다.

오차항  $\varepsilon_{i,t}$ 의  $I \times I (=12 \times 12)$  공분산행렬을  $\Sigma$ 라고 할 때 (11)식의 오차구성모형은  $\varepsilon_{i,t}$ 에 대한 다음 (12)-(14)식과 같은 공분산구조(covariance structure)를 가정한 것과 같은데 이것은 경기변동에서 특징적인 사실 중의 하나로 알려진 산업별 생산에 있어서의 공동변화는 총체적 충격과 산업군 충격이 그 원인인 것으로 보는 것과 같다.

$$\Sigma_{ij} = E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) = f_i^2 \sigma_c^2 + h_i^2 \sigma_{G_i}^2 + \sigma_{ei}^2 \quad i=j, i \in g \text{이면} \quad (12)$$

$$= f_i f_j \sigma_c^2 + h_i h_j \sigma_{G_i}^2 \quad i \neq j, i \in g \text{이면} \quad (13)$$

$$= f_i f_j \sigma_c^2 \quad i \neq j, i \notin g \text{이면} \quad (14)$$

(11)식과 같은 오차구성모형의 추정방법에는 가중되지 않은 최소자승법(또는 최소거리추정법), 가중된(또는 일반화) 최소자승법 및 최우법 등 3가지 방법이 있는데 모두 관측된 변수의 공분산 또는 상관계수를 이용하기 때문에 모멘트추정방법(method of moments)이라고도 한다. 먼저 가중되지 않은 최소자승법(unweighted least squares)이란 통상적인 회귀분석에서의 최소자승법과 유사한 방법으로 그 절차를 설명하면 다음과 같다.<sup>7)</sup> 먼저 (11)식의 잔차를 이용하여 (12)-(14)식의 모형내 공분산구조에 의해 예측된 공분산행렬( $\Sigma(\beta)$ )의 일치추정량인 표본공분산행렬  $S (= \frac{1}{T} \sum \hat{\varepsilon} \hat{\varepsilon}')$ 를 계산한다. 다음으로 표본공분산행렬  $S$ 에 있는  $\frac{I \times (I+1)}{2} = 78$ 개의 독립적인 원소를 벡터형태로 배열하고(vectorization) 주어진 모수의 값에서 예측된 공분산행렬에 있는 같은 수의 독립적인 원소 역시 벡터형태로 배열한다. 끝으로 (15)식의 표본공분산행렬과 모형에 의해 예측된 공분산행렬의 차이로 나타난 F값이 최소가 되게 하는 모수( $\beta$ )를 비선형 알고리즘에 의해 연속적으로 찾는다. 한편 일반화 최소자승법(generalized least squares)은 최소자승법과 같은 방법이나 (16)식의 F값을 최소가 되게 하는 모수를 찾고 최우법(maximum likelihood)은 (17)식의 F값을 최소가 되게 하는 모수( $\beta$ )를 연속적으로 찾는다. 이러한 분석방법을 공분산분

7) Altonji and Ham(1990)은 이 추정방법에 대해 자세히 설명하고 있다.

석(covariance analysis)이라 하는데 공분산분석에서 오차구성모형의 모수를 추정하기 위해서는 반응계수를 1로 정규화(normalization)하거나 충격의 분산의 크기를 1로 정규화해야 한다.

$$F = 0.5 Tr(S - \Sigma(\beta))^2 \tag{15}$$

$$F = 0.5 Tr(S^{-1}(S - \Sigma(\beta)))^2 \tag{16}$$

$$F = Tr(S\Sigma(\beta)^{-1}) - n + \log(\det(\Sigma(\beta))) - \log(\det(S)) \tag{17}$$

단,  $\beta$ 는 모형내 모수 벡터이고 n은 관측변수의 수로 여기서는 I개이다.

<표 4>는 다부문모형의 추정결과를 나타내고 있다. 초기 추정 결과에 따르면 산업군 충격에서 음(-)의 분산이 나왔는데 이는 자료의 상관관계가 높을 경우 발생할 수 있는 문제이다. 통계적으로 유의하지 않은 반응계수들을 0으로 제약을 가한 후 모형을 다시 추정하여 이 문제를 해결하였다. 모든 산업에 있어서 총체적 충격에 대한 반응계수는 양의 값을 가지며 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 모든 산업들이 총체적 충격에 순응(procyclical)한다는 것을 의미한다. 일반적으로 내구재 생산 제조업들이 비내구재 생산 제조업들보다 총체적 충격에 더 반응하는 것으로 나타났다. 또한 분산 추정치도 비내구재 생산 제조업군을 제외하고는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

<표 4> 다부문모형의 추정 결과

산업	반응계수		분산
	총체적 충격	산업군 충격	
Coal	1 <sup>a</sup>	-0.078(7.96)	0.00149(6.22)
Othermin	1.192(4.47)	0.071(6.52)	0.00284(8.61)
Food	0.816(6.00)	0.155(0.99)	0.00039(4.11)
Textile	0.646(6.07)	0.088(0.91)	0.00024(6.53)
Paper	0.701(3.90)	0.188(1.48)	0.002(8.74)
Chemical	0.543(5.44)	0 <sup>b</sup>	0.00039(10.05)
Basic	0.815(6.22)	0 <sup>b</sup>	0.00035(8.81)
Fabmetal	1.119(5.92)	0.064(4.37)	0.00073(6.88)
Electric	1.078(4.35)	0.114(4.78)	0.00282(7.60)

산업	반응계수		분 산	
	총체적 충격	산업군 충격		
Precis	0.583(3.61)	0.046(2.70)	0.00172(10.05)	
Trans	2.428(5.53)	0.170(7.75)	0.00517(6.98)	
Otherman	1.116(6.22)	0 <sup>b</sup>	0.00066(8.82)	
			총체적 충격	0.0005(3.36)
			광업군 충격	0.0745(7.21)
			비내구재 생산 제조업군 충격	0.00214(0.94)
			내구재 생산 제조업군 충격	0.06329(4.95)

주: <sup>a</sup> 부문충격에 대한 각 산업의 반응계수 및 Coal의 총체적 충격에 대한 반응계수 1로 정규화하였다.

<sup>b</sup> 통계적으로 유의하지 않은 반응계수들을 0으로 제약하였다

괄호안은 t-값을 나타낸다

#### IV. 지속성 및 전파 측정

본 절에서는 일변수모형과 다부문모형을 이용하여 충격의 지속성 크기를 각각 측정한 후 크기를 비교해 본다. 그리고 다부문모형을 이용하여 충격이 다른 부문으로 전파되어 가는 정도를 측정해 본다.

먼저 일변수모형을 이용하여 한 단위 충격이  $k$ 기 이후에 산업별 생산수준에 미치는 영향의 크기를 측정해 보았는데 <표 5>는 그 결과를 나타내고 있다. 모든 산업에 있어서  $t$ 기에 주어진 단위충격이 오래 지속되지 못하고 시간이 조금 경과한 후 충격의 영향이 사라지는 것으로 나타나고 있다. 지속성의 크기는 0.28~0.91사이인데 이는  $t$ 기에 주어진 충격의 약 28%~91%가 장기간 지속되는 것을 의미한다.

<표 5> k기 이후의 누적 충격반응 계수(일변수모형)

산업 \ k	1	2	3	4	6	12	18	24
Coal	0.65	0.5	0.53	0.47	0.47	0.47	0.47	0.47
Othermin	0.53	0.53	0.53	0.53	0.53	0.53	0.53	0.53
Food	0.52	0.52	0.52	0.52	0.52	0.52	0.52	0.52
Textile	0.88	0.9	0.91	0.91	0.91	0.91	0.91	0.91
Paper	0.81	0.91	0.86	0.89	0.88	0.88	0.88	0.88
Chemical	0.67	0.75	0.68	0.74	0.73	0.72	0.71	0.71
Basic	0.78	0.78	0.78	0.78	0.78	0.78	0.78	0.78
Fabmetal	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82
Electric	0.83	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82
Precis	0.87	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86	0.86
Trans	0.61	0.43	0.35	0.31	0.29	0.28	0.28	0.28
Otherman	0.79	0.76	0.77	0.77	0.77	0.77	0.77	0.77

다음으로 다부문모형의 이동평균표현을 이용하면 식별된 각 충격들이 경제의 여러 부문으로 전파되는 가는 충격반응함수를 계산할 수 있다. 충격반응함수란 경제에 예상치 못한 변화(충격)가 주어졌을 때 모형내 각 변수들이 시간의 흐름에 따라 어떻게 각 충격에 반응하는 가를 나타내 주는 것인데 이를 이용하면 충격의 지속성을 측정할 수 있다. (11)식의 오차항 구조 하에 (5)식의 모형은 다음의 (18)식과 같은 제약된 모형으로 표시될 수 있다.

$$Y_t = a + \sum_{k=1}^{12} \tilde{\pi}_k Y_{t-k} + Fc_t + Hr_{gt} + e_t \quad (18)$$

단,  $\tilde{\pi}_k$ 는  $12 \times 12$ 의 제약이 가해진 회귀계수 행렬이며, F는  $f_i$ 를 원소로 갖는  $12 \times 1$ 의 벡터이며, H는  $h_i$ 를 원소로 갖는  $12 \times 3$ 의 행렬이며,  $r_{gt}$ 는 산업군 충격을 원소로 갖는  $3 \times 1$ 의 벡터이다.

(18)식의  $Y_t$ 가 안정적인 확률과정에 따른다고 가정하면  $Y_t$ 의 편차(deviation)는 다음의 (19)식과 같이 이동평균의 형태로 나타낼 수 있고 이 식에서 각 충격의 계수가 충격반응함수가 된다.

$$Y_t - \bar{Y}_t = \sum_{k=0}^{\infty} (\tilde{\pi}_k F) c_{t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} (\tilde{\pi}_k H) r_{g,t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} (\tilde{\pi}_k) e_{t-k} \quad (19)$$

(19)식의 다부문모형을 이용하여 한 단위 충격이  $k$ 기 이후에 산업별 생산수준에 미치는 영향의 크기를 측정해 보았는데 <표 6>은 그 결과를 나타내고 있다. Textile, Chemical, Precis는  $t$ 기에 주어진 단위충격이 오랫동안 지속되며 그 크기는 1.1~1.36인 것으로 나타났다. 그 외의 산업들은  $t$ 기에 주어진 단위충격이 오래 지속되지 못하고 시간이 조금 경과한 후 충격의 영향이 사라지는 것으로 나타나고 있다. 지속성의 크기는 0.3~0.82사이인데 이는  $t$ 기에 주어진 충격의 약 30%~82%가 장기간 지속되는 것을 의미한다.

<표 6>  $k$ 기 이후의 누적 충격반응 계수(다부문모형)

산업 \ k	1	2	3	4	6	12	18	24
Coal	0.62	0.48	0.44	0.45	0.52	0.64	0.7	0.73
Othermin	0.47	0.45	0.41	0.32	0.32	0.18	0.34	0.3
Food	0.59	0.54	0.5	0.34	0.38	0.26	0.33	0.31
Textile	0.73	0.77	0.94	0.83	1.14	1.26	1.34	1.36
Paper	0.76	0.62	0.59	0.59	0.58	0.48	0.47	0.49
Chemical	0.71	0.70	0.74	0.79	0.92	1.06	1.09	1.10
Basic	0.66	0.71	0.44	0.50	0.44	0.42	0.48	0.47
Fabmetal	0.71	0.68	0.67	0.74	0.60	0.65	0.62	0.63
Electric	0.60	0.58	0.41	0.39	0.34	0.38	0.39	0.38
Precis	0.86	0.78	0.83	0.76	0.79	0.99	1.11	1.14
Trans	0.62	0.55	0.38	0.40	0.31	0.27	0.34	0.33
Otherman	0.65	0.62	0.61	0.63	0.65	0.73	0.83	0.82

한편, 다부문모형에서의 충격은 다른 부문으로 전파되어 가지만 일변수모형에서는 그렇지 못하다. 그리고 다변수모형에서는 충격이 여러 종류가 있을 수 있지만 일변수모형에서는 한 종류의 충격만 존재한다. 이러한 이유 등으로 일반적으로 다부문모형에서는 부문충격을 과소추정하는 경향이 있기 때문에 일변수모형에서의 충격의 지속성이 다부문모형에서의 충격의 지속성보다 크게 나타날 것으로 추측되고 있다. 우리 나라의 경우 일변수모형과 다부문모형의 지속성의 크기를 비교해 보면 어느 한 모형이 다른 모형보다 모든 산업에서 지속성이 크거나 작거나 하지 않아 어떤 특징적인 사실(stylized fact)을 발견하기 어려운 것으로 나타나고 있다.

본 연구에서는 충격의 전파의 정도에 관심을 가지고 그 크기를 실험적으로 측정해 보았다. 이 개념은 산업연관분석에서 사용되는 전·후방연쇄효과와 유사한데 특정 산업제품에 대한 최종수요 1단위의 증가가 모든 산업의 생산에 미치는 영향을 후방연쇄효과(영향력계수)라하고 모든 산

업제품에 대한 최종수요가 각각 1단위 증가하는 경우 특정 산업의 생산에 미치는 영향을 전방 연쇄효과(감응도계수)라고 한다. 본 연구에서는 특정 산업에서 발생한 충격이 다른 산업에 영향을 주는 크기와 특정 산업이 다른 산업에서 발생한 충격의 영향을 받는 크기를 각각 측정하고 그 비율을 계산해 보았는데 그 결과는 <표 7>에 나타나 있다. 비내구재 생산 제조업에 있어서 충격의 전파의 정도는 1보다 큰 것으로 나타났고 내구재 생산 제조업 중에서는 Precis와 Trans가 1보다 큰 것으로 나타났으며, 광업 중에서는 Othermin이 1보다 큰 것으로 나타났다.

<표 7> 산업별 충격의 전파의 정도

분류 산업	다른 산업에 영향을 주는 크기(A)	다른 산업으로부터 영향을 받는 크기(B)	전파의 정도(A/B)
Coal	0.043	0.138	0.312
Othermin	0.112	0.069	1.617
Food	0.057	0.036	1.572
Textile	0.068	0.046	1.477
Paper	0.102	0.06	1.663
Chemical	0.164	0.071	2.299
Basic	0.007	0.061	0.108
Fabmetal	0.018	0.09	0.205
Electric	0.013	0.066	0.202
Precis	0.055	0.041	1.319
Trans	0.106	0.032	3.333
Otherman	0.001	0.035	0.033

## V. 요약 및 결론

본 연구의 목적은 일변수모형과 다부문모형을 이용하여 부문충격의 지속성을 각각 측정하고 비교해 보는 것과 부문충격이 다른 부문에 전파되어 가는 정도를 측정하는 것이다.

일변수모형을 이용한 경우 먼저 AIC로 ARIMA모형을 식별한 후 모형을 추정하고 지속성의

크기를 측정하였다. 다부문모형을 이용한 경우 먼저 복합변수제약을 가한 VAR모형을 추정하여 충격의 전파과정을 나타내는 계수들을 추정하고 잔차를 이용하여 충격을 식별해 주는 오차구성모형을 추정하였다. 다부문모형의 이동평균표현을 이용하여 부문충격의 지속성 크기를 측정하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저, 충격의 지속성 측정에서는 일변수모형을 이용할 경우 모든 산업에 있어서  $t$ 기에 주어진 단위충격이 오래 지속되지 못하고 시간이 조금 경과한 후 충격의 영향이 사라지는 것으로 나타나고 있으며 지속성의 크기는 0.28~0.91사이인 것으로 나타났다. 다부문모형을 이용할 경우 Textile, Chemical, Precis는 충격이 오랫동안 지속되며 그 크기는 1.1~1.36인 것으로 나타났고 그 외의 산업들은 충격이 오래 지속되지 못하고 시간이 조금 경과한 후 충격의 영향이 사라지며 지속성의 크기는 0.3~0.82사이인 것으로 나타났다. 다음으로, 지속성 크기의 모형별 비교에서는 일반적으로 다부문모형에서는 부문충격을 과소추정하는 경향이 있기 때문에 일변수모형에서의 충격의 지속성이 다부문모형에서의 충격의 지속성보다 크게 나타날 것으로 추측되고 있는데 우리 나라의 경우에는 그러한 증거를 발견하기 어려운 것으로 나타났다. 마지막으로, 충격이 전파되는 정도의 측정에서는 비내구재 생산 제조업의 경우 모든 산업에서 충격의 전파의 정도가 1보다 큰 것으로 나타났고, 내구재 생산 제조업 중에서는 Precis와 Trans가 1보다 큰 것으로 나타났으며, 광업 중에서는 Othermin이 1보다 큰 것으로 나타났다.

본 연구와 관련하여 향후 진행될 연구과제는 다음과 같다. 첫째는, 일변수모형의 경우 비모수적 방법이나 비관측인자모형을 이용하여 지속성을 측정하고 다부문모형의 경우 Lee *et al.*(1992)과 Pesaran *et al.*(1993)의 분석방법을 이용하여 충격의 지속성 크기를 측정하여 두 모형을 비교해 보는 것이다. 둘째는, 오차구성모형은 정태적인 오차항을 가정하고 있으므로 동태적인 오차항을 고려한 다부문모형을 이용하여 충격의 지속성 및 전파의 정도를 측정해 보고 본 연구의 결과와 비교해 보는 것이다.

## 참고 문헌

- 강기춘, (1995), 지역총생산(GRP)의 장기지속성 및 공동변화와 정책적 시사점, *사회발전연구* 제 11집, 제주대학교 지역사회발전연구소, pp.389-412.
- 김진옥·강기춘, (1996), 실질환율의 추세 및 순환요인의 분해, *연세경제연구* 제3권 제1호, 연세대학교 경제연구소, pp.95-117,
- 조하현, (1993), 우리나라 경제충격의 장기적 지속성에 관한 연구, **제32차 학술발표대회 논문집**, 한국국제경제학회, pp.25-47,
- Altonji, J. G. and J. C. Ham (1990). Variation in employment growth in Canada: The role of external, national, regional and industrial factors. *Journal of Labor Economics* 8, s198-s236.
- Blanchard, O. J. (1989). A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations. *American Economic Review* 79, pp.1146-1164.
- Blanchard, O. J. and D. Quah (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review* 79, pp.635-673.
- Campbell, J. Y. & N. G. Mankiw, (1987), Are output fluctuations transitory, *Quarterly Journal of Economics*, pp.857-880.
- Cochrane, J. H., (1988), How big is the random walk in GNP?, *Journal of Political Economy*, pp.893-920.
- Kang, G. C. and P. F. Orazem, (2003), The relative importance of aggregate and disaggregate shocks in Korean business cycles, *Journal of Asian Economics*, 14.3, pp.419-434.
- Krieger, R., (1989), *Sectoral and aggregate shocks to industrial output in Germany, Japan, and Canada*, Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and Economic Discussion Series: 75.
- Lee, K. C., M. H. Pesaran and R. G. Pierse (1992). Persistence of shocks and their sources in a multisectoral model of UK output growth. *Economic Journal* 102, pp.342-356.
- Long, J. B. and C. I. Plosser, (1983), Real business cycles, *Journal of Political Economy* 91, pp.333-336.
- Long, J. B. and C. I. Plosser, (1987), Sectoral vs. aggregate shocks in the business cycle, *American Economic Review Papers and Proceedings* 77, pp.333-336.
- Nelson, C. R. & C. I. Plosser, (1982), Trends and random walks in macroeconomic time series, *Journal of Monetary Economics*, pp.129-162.
- Norrbin, S. C. and D. E. Schlagenhauf, (1990), Sources of output fluctuations in the United States during the inter-War and post-War years, *Journal of Economic Dynamics*

*and Controls* 14, pp. 523-551.

Pesaran, M. H., R. G. Pierse and K. C. Lee (1993). Persistence, cointegration and aggregation: a disaggregated analysis of output fluctuations in the U.S. economy. *Journal of Econometrics* 56, pp.57-88.

Shapiro, M. D. and M. W. Watson (1988). Sources of business cycle fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual* 3, pp.111-148.

Stock, J. H. & M. W. Watson,, (1988), Testing for Common Trends, "*Journal of the American Statistical Association*, pp.1097-1107.

Stockman, A. C., (1980), Sectoral and national aggregate disturbances to industrial output in seven European countries, *Journal of Monetary Economics* 21, pp.1097-1107.