

산업별 생산변동에 있어서 총체적 충격과 부문충격의 역할에 대한 실증분석

— 1970년1월부터 1992년12월까지의 한국자료를 이용 —

姜 起 春*

目 次

- I. 서 론
- II. 자료에 대한 여러가지 통계적 검정
- III. 다부문모형의 설정 및 추정
- IV. 인자분석(factor analysis)
- V. 총체적 충격의 수와 그 중요성
- VI. 결 론

I. 서 론

경기변동의 원인을 밝히고자 하는 경기변동이론에서는 경기순환과정에서 나타나는 특징적인 현상들(stylized facts)을 설명함에 있어 충격과정(impulse mechanism)과 전파과정(propagation mechanism)을 분리하여 설명하고자 한다.¹⁾ 충격과정이란 경제에 주어지는 외부충격을 말하며 전파과정이란 주어진 외부충격이 경제내의 다른 부문으로 전파되어 가는 것을 말한다. 경기순환의 2가지 중요한 특징으로는 자기상관(auto-correlation)과 공동변화(comovement)가 있는데 경제의 여러분야에 걸쳐 확장과 수축이 같이 일어나는 공동변화는 경제에 외부충격(특히, 총체적 충격)이 있다는 근거가 되기도 한다. 따라서 외부충격이 무엇인지에 따라 경기순환이론이 나뉘어 지기도 한다.

충격과정과 관련하여 다음의 세가지가 중요한 연구과제가 되고 있다. 첫째는 경기변동의 주원인이 무엇이나 하는 것이고 둘째는 경제전체에 영향을 주는 총체적 충격(aggregate shock)의 수가 몇개나 하는 것이고 셋째는 총체적 충격이 부문생산(sectoral output)이나 총생산(aggregate

* 경상대학 경제학과(Dept. of Economics, Cheju National Univ., Cheju-do, 690-756, Korea)

1) Frisch(1933)가 이러한 문제를 인식하여 정식화 하였다.

output)의 변동을 모두 설명할 수 있으나 하는 것이다. 첫번째 연구과제에 대한 일반적인 견해는 화폐적 충격(nominal shock)과 실물적 충격(real shock)이 경기변동의 주원인이 된다고 하는 것이었다. 그러나 경제가 여러부문으로 구성되어 있고 따라서 경제 각 부문의 상호작용에 의해 경기순환이 발생할 수 있으므로 모든 산업에 영향을 주는 총체적 충격 뿐만 아니라 어느 특정한 산업에 고유한 충격(industry-specific shock) 또는 부문충격(sectoral shock or sector-specific shock)도 부문생산이나 총생산 변동의 원인이 될 수 있다.²⁾ 부문충격의 예를 들면, 자동차 산업이 발달하게 되면 산업의 전·후방 효과를 통하여 다른 산업에 영향을 미치고 따라서 부문생산을 집합(aggregation)해 놓은 총생산이 증가할 수 있는 것이다. 부문충격의 중요성에 대한 이론 및 실증적 연구는 Long and Plosser(1983)에 의해 시도되었는데 Long and Plosser는 총체적 충격이 없으며 상관관계가 없는 6개부문의 생산충격만을 가진 다부문모형(multi-sector model)을 설정하여 총체적 충격이 없이 부문충격만으로도 총생산의 변동을 가져온다고 주장하였다. 또한 Long and Plosser(1987)는 Long and Plosser(1983)의 모형을 연장하여 산업별 생산증가율을 설명하는데 있어 총체적 충격의 역할은 별로 크지 않고 부문충격의 역할이 크다는 실증분석의 결과를 제시하였다. 두번째 연구과제와 관련하여서는 총체적 충격이 하나라는 견해와 총체적 충격이 하나 이상이라는 견해가 있다.³⁾ 세번째 연구과제와 관련하여서는 Long and Plosser(1983)의 연구 이전까지는 일부문모형(one-sector model)으로 총체적 충격이 총생산의 변동을 얼마나 설명할 수 있는지가 연구대상이 되어 왔으나 그 후로는 총체적 충격과 부문충격이 동시에 있을 경우 각 충격이 총생산이나 부문생산의 변동을 얼마나 설명할 수 있는지 즉, 각 충격의 상대적 중요도가 어떻게 되는지가 실증연구의 관심이 되고 있다.

경기변동을 설명함에 있어 총체적 충격과 부문충격의 역할이 이론적으로는 모두 중요하다. 그러나 총체적 충격의 수가 몇 개인지 또는 총체적 충격과 부문충격이 각각 어느 정도로 중요한지에 대해서는 합의가 도출되지 않고 있거나 이론적으로 말하기가 어렵기 때문에 실증적으로 분석될 수 밖에 없다. 따라서 본 연구의 목적은 경기변동을 유발시키는 여러 충격의 역할을 실증적으로 찾는데 있다. 연구목적은 크게 두가지로 나누어 보면 첫째는 각 부문의 생산에 영향을 주는 총체적 충격의 수가 몇 개인지를 한국의 자료를 통해 밝혀보는 것이고 둘째는 부문생산의 변동을 설명함에 있어 총체적 충격과 부문충격의 상대적 중요도를 측정해 보는 것이다.⁴⁾

본 논문은 다음과 같이 구성된다. II장에서는 모형설정에 앞서 자료에 대한 여러가지 통계적 검정을 해 보며 III장에서는 벡터자기회귀(Vector Autoregressive : VAR)모형으로 다부문모형을 설

2) 각 부문간의 상호작용을 feedback effect, trade linkage effect 또는 forward and backward linkage effect라고 한다.

3) Lucas(1972)는 총수요 충격을 Kydland and Prescott(1982)은 총공급 충격을 각각 주장하고 있는 반면 Blanchard and Quah(1989)와 Shapiro and Watson(1988)은 하나 이상의 총체적 충격을 주장하였다.

4) 총체적 충격이란 모든 산업의 생산에 그 정도는 다르나 공통적으로 영향을 주는 충격을 말하고 부문 충격이란 한 산업의 생산에만 영향을 주는 충격으로 정의된다.

정하고 모형을 각각 최소자승법과 SUR (Seemingly Unrelated Regression) 방법으로 추정한다. IV 장에서는 다부문모형의 추정결과 나온 잔차항을 이용하여 인자분석을 하고 V 장에서는 총체적 충격의 수를 찾아 보고 또한 부문생산의 변동을 설명함에 있어 총체적 충격과 부문충격의 상대적 중요도를 각각 측정해 본다. 마지막으로 VI 장에서는 연구의 결과를 요약하고 앞으로의 연구 방향을 제시한다.

II. 자료에 대한 여러가지 통계적 검정

관찰된 경제시계열 자료, X_t , 는 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$X_t = T_t \times S_t \times C_t \times R_t \quad (1)$$

단, T_t 는 추세요인, S_t 는 계절요인, C_t 는 순환요인, R_t 는 불규칙요인이다. 경기변동은 경제활동의 장기추세로부터의 이탈로 정의되기 때문에 경제시계열의 여러가지 요인중 장기성장추세를 나타내는 추세요인과 12개월의 주기를 가지고 반복되는 계절요인을 제거하고 남은 시계열을 이용한다.⁵⁾ 계절조정이 되지 않은 자료는 여러 방법을 통하여 계절조정을 할 수 있으나 여기서는 X-11 ARIMA로 계절이 조정된 자료를 이용하였다.⁶⁾ 경제시계열의 추세요인은 확정적 추세(deterministic trend)와 확률적 추세(stochastic trend)로 나누어 진다.⁷⁾ 이러한 추세요인을 제거하기 위해서는 먼저 추세요인이 무엇인지를 밝혀내야 한다. Granger and Newbold(1974) 이전까지는 모든 추세를 확정적 추세로만 이해하고 회귀분석으로 확정적 추세를 제거한 안정 시계열을 분석에 이용하였다. 그러나 Granger and Newbold에 의해 지적되었 듯이 어떤 시계열이 확률적 추세를 가졌음에도 불구하고 회귀분석방법으로 확정적 추세를 제거한 후 시계열을 사용하면 표본의 수가 증가함에 따라 상관관계가 없는 변수 사이에도 마치 강한 상관관계가 있는 것처럼 나타나는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하게 된다. 어떤 시계열이 확률적 추세를 가지고 있으면 차분(difference)을 하여 확률적 추세를 제거할 수 있다.

1. 단위근 검정 (unit root tests)

어떤 경제시계열이 단위근(또는 확률적 추세)을 가지고 있는 지를 검정하는 방법은 여러가지가

- 5) 일반적으로 추세요인이 제거되지 않은 경제시계열을 불안정 시계열(non-stationary time series)이라고 하고 추세요인이 제거된 시계열을 안정 시계열(stationary time series)이라고 하는데 시계열 분석에서는 안정 시계열을 사용한다.
- 6) 자료는 한국은행의 조사통계월보에서 얻었으며 1970년1월부터 1992년 12월까지의 광업 및 제조업을 12개로 분류한 산업생산지수(industrial production indexes:IP) 계열을 사용하였다(부록 참고). 월별 자료를 이용하면 분기별 자료나 연도별 자료를 이용할때보다 변수들간의 동태적 관계를 더욱 정확하게 파악할 수 있고 또한 총체적 충격이 다음기간이 되기전에 다른 부문으로 전파되어 버릴 가능성을 줄일수 있다.
- 7) 확률적 추세를 가진 시계열을 단위근(unit root)을 가진 시계열이라고 한다.

있는데 여기서는 비교적 이용하기가 쉬운 Dickey-Fuller(1979)의 단위근 검정방법과 Phillips-Perron(1988)의 단위근 검정방법을 이용하였다.⁸⁾ 한편 오차항이 때때로 독립적이고 동일한 분포(independently and identically distributed; i. i. d.)의 가정을 충족시키지 못할 경우가 있기 때문에 단위근 검정을 하고자 하는 시계열의 차분변수의 시차변수를 설명변수로 포함시키는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정방법도 이용하였다. ADF 검정방법은 모수인 p에 영향을 받기 때문에 이에 영향을 받지 않고 자료의 상관관계와 이분산(heteroscedasticity)까지도 어느정도 허용하는 또 다른 단위근 검정방법이 Phillips-Perron에 의해 개발되었다. 단위근의 검정을 위해 Phillips-Perron은 네개의 통계량을 제시하였는데 모두 Fuller(1976, p. 371과 373)의 임계치를 이용하면 된다.

<표 1>은 12개의 산업별 생산지수의 로그치에 대한 Dickey-Fuller(DF), Augmented Dickey-Fuller(ADF)와 Phillips-Perron(PP)의 단위근 검정 결과를 각각 나타내고 있다. 기타광업과 비금속광물제품을 제외하고는 모든 시계열에 단위근이 있는 것으로 나타났다. 따라서 확률적 추세를 제거하기 위해서는 차분을 해야하는데 모든 시계열들이 로그로 표시되어 있으므로 확률적 추세를 제거한 안정적 시계열은 전월비 생산증가율의 근사치가 된다.

<표 1> 단위근 검정(1970년 1월-1992년 12월)

Sector	DF ($\hat{\tau}_\tau$)	ADF ($\hat{\tau}_\tau$) ^a	Z($\hat{\alpha}$) ^b	Z(t $\hat{\alpha}$)
Mining				
Coal	-1.09	-0.11	0.19	0.07
Ore	-2.16	-1.44	-5.22	-1.30
Othermin	-5.21**	-3.98**	-37.27**	-4.86**
Non-durable				
Food	-2.30	-1.75	-5.29	-1.61
Chemicals	-2.35	-1.58	-5.52	-1.70
Textiles	-1.44	-1.10	-2.06	-1.45
Paper	-4.22**	-2.76	-21.20*	-3.61*
Durable				
Glass	-5.67**	-4.38**	-46.56**	-5.72**
Wood	-3.09	-2.44	-14.17	-2.66
Basmetal	-1.71	-0.97	-2.00	-0.98
Fabmetal	-1.97	-1.23	-4.18	-1.39
Otherman	-1.84	-1.26	-5.13	-1.25

^a1차 자기상관 조정(p=1)이 ADF 검정에 이용되었다.

^b네개의 시차가 PP 검정에 이용되었다.

*, **는 5%와 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

8) 어떤 시계열에 단위근이 존재한다는 것의 경제적 의미는 어떤 시점에서 그 시계열에 충격이 가해졌을 때 그 충격의 효과가 시간이 경과함에 따라 소멸하지 않고 계속 시계열에 영향을 준다는 것이다. 물론 단위근이 없는 시계열에 충격이 주어지면 시간이 경과함에 따라 충격의 영향이 소멸된다.

2. 공적분 검정 (cointegration tests)

Engle and Granger(1987)에 의해 도입된 공적분의 통계적 정의는 다음과 같다. 개별적으로는 단위근을 갖는 불안정한 시계열이지만 그들 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재할 경우 이들 사이의 선형결합 관계를 공적분 관계라고 한다. 이러한 공적분의 경제적인 의미는 변수들 사이에 장기적으로 안정적인 균형관계(long-run equilibrium relation)가 있다는 것이다. 다시 말해서 한 변수가 어떤 이유에서 공적분 관계에 있는 다른 변수와 안정관계가 깨질 경우 이 상태가 장기간 지속되지 않고 반드시 이전의 안정적인 관계로 회귀한다는 것이다. 따라서 단위근을 가진 시계열 변수 사이에 공적분 관계가 있는지를 검정하는 것은 경제적으로 이들 변수 사이에 안정적인 균형관계가 있는지를 검정하는 것이 된다. 한편 Engle and Granger는 만일 단위근을 갖는 시계열들이 공적분 관계를 가질 경우 일차 차분된 변수들로 구성되는 VAR모형은 존재할 수 없다는 것을 증명하였다.

두 변수간의 공적분 검정은 Engle and Granger의 검정방법과 Engle and Yoo(1987)의 검정방법을 이용할 수 있다. Engle and Yoo의 공적분 검정방법에 의하면 2변수 이상 5개 변수까지만 공적분 존재유무를 검정할 수 있다.⁹⁾ 다음 장의 다부문모형은 12개의 변수로 구성되어 있어 12개 변수사이의 공적분 검정이 어렵기 때문에 여기서는 두 변수간의 공적분 검정을 여러번 해 보았다. 그 이유는 A 시계열이 B 시계열과 공적분 관계가 있고 또한 B 시계열이 C 시계열과 공적분 관계가 있으면 A 시계열과 C 시계열이 공적분 관계가 있는 이행적 특징(transitive property)이 공적분 검정에서 성립하기 때문에 두 변수간의 공적분 검정을 여러번 시도해 봄으로써 직접적인 검정이 어려운 다변수간의 공적분 관계에 대한 암시를 얻을 수 있기 때문이다.

(표 2)는 부문생산에 있어서 이변수 공적분 검정(bivariate cointegration tests)의 결과를 나타내고 있다. 첫째는 많은 부문생산들이 서로 공적분 관계가 없는 것으로 나타났는데 이는 총체적 충격의 영향이 크지 않다는 것(또는 부문충격의 영향이 있다는 것)을 의미한다고 볼 수 있다. 둘째는 단위근이 있다고 보기 힘든 기타광업과 다른 부문생산을 제외하고는 부문생산간에 강한 공적분 관계가 나타나고 있지 않아 일차 차분변수로 표시된 다부문모형을 설정하는데는 Engle and Granger가 지적한 것과 같은 어려움이 없다.

Ⅲ. 다부문모형의 설정 및 추정

광업 및 제조업의 2자리 산업분류에 따라 12개의 산업으로 구성된 다부문모형을 설정하였다. 모형은 대표적인 시계열 모형인 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용하였으나 제약이 가해지지 않은

9) 두 변수간의 공적분 검정의 각 유의수준에 따른 임계치는 Engle and Yoo(1987, p.158)을 참고하면 된다.

<표 2> 이변수 공적분 검정 (1970년 1월~1992년 12월)

	METL	OMIN	FBT	CPRP	TWL	PPP	NMMP	WAF	BMET	FMME	OMAN
COAL	-3.05*	-0.95	-1.21	0.25	-1.34	-0.65	0.05	0.28	-0.64	-0.74	-2.46
METL		-1.88	-2.34	-0.61	-2.71	-1.17	-0.77	-0.58	-2.29	-1.78	-2.56
OMIN			-3.75*	-4.76**	-4.33**	-3.93**	-3.57*	-3.43*	-4.02**	-5.58**	-4.06**
FBT				-2.18	-2.35	-3.17*	-1.97	-1.55	-2.41	-2.14	-2.31
CPRP					-1.76	-3.06*	-2.30	-1.62	-1.94	-2.03	-1.74
TWL						-2.15	-1.76	-1.05	-2.87	-2.99*	-3.02*
PPP							-3.15*	-2.63	-3.42*	-3.43*	-2.99*
NMMP								-3.59*	-2.99*	-3.44*	-3.11*
WAF									-2.28	-2.46	-2.77
BMET										-1.92	-1.98
FMME											-2.69

제1단계에서 최소자승법으로 추정할 때 시간 추세치를 설명변수로 포함 시켰다.

즉, $IP_{it} = \alpha + \beta t + \gamma IP_{it} + \epsilon_i$ ($i, j=1, 2, \dots, 12$, 단 $i \neq j$)

+, *, **은 10%, 5%와 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

VAR모형은 특히 많은 산업으로 구성된 다부문모형에서는 추정이 되지 않기 때문에 제약이 가해진 VAR모형을 설정·추정하였다.¹⁰⁾ VAR모형의 특성상 각 부문에 있어서의 생산증가율은 그 부문의 과거 생산증가율과 같은 산업에 속한 다른 부문의 과거 생산증가율과 다른 산업의 과거 생산증가율에 의해 영향을 받는다.¹¹⁾ 따라서 12개의 방정식으로 구성된 VAR모형을 나타내면 다음과 같다.

$$W_i S_{it} = \sum_{j=1}^{12} \alpha_{ij} (W_i S_{it-j}) + \sum_{j=1}^{12} \beta_{ij} \left(\sum_{k=1}^S W_k S_{kt-j} \right) + \sum_{j=1}^{12} \gamma_{ij} \left(\sum_{l=S+1}^N W_l S_{lt-j} \right) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$\epsilon_{it} = \lambda_i f_t + e_{it} \quad (3)$$

단, $i=1, 2, \dots, 12$, W_i 는 전산업에서 차지하는 각 부문생산의 가중치, $(\sum_{k=1}^S W_k S_{kt}, k \neq i)$ 는 산업생산(industry output)의 순증가율, $(\sum_{l=S+1}^N W_l S_{lt})$ 는 총생산(aggregate output)의 순증가율 그리

10) 제약이 없는 VAR모형은 추정이 되지 않기 때문에 Long and Plosser(1987)는 1, 2 및 12의 시차만을 설명변수로 포함시켰으나 그러한 모형의 설정은 자의적이기 때문에 여기서는 복합변수제약(composite-variable restriction)을 가해 VAR모형을 설정하였다.

11) VAR모형에 여러가지 제약을 가해 모형을 추정할 수 있다. 본 논문의 제약은 Norrbin and Schlagenhauf(1991)의 복합변수제약과 비슷하나 그들의 제약보다는 더 이상적인 제약으로 볼 수 있다.

고 S_{it} 는 각 부문생산(sectoral output)의 증가율을 나타낸다. 한편 f_t 는 모든 산업에 영향을 주는 총체적 충격이고 e_{it} 는 한 산업에 고유한 부문충격을 나타낸다.

이상과 같이 모형을 설정하면, 한 방정식에 있어서 같은 산업에 속하는 다른부문의 생산이 미치는 영향을 나타내는 β_{ij} 는 모든 기간에 걸쳐 같고 다른 산업에 속한 부분들의 생산이 미치는 영향을 나타내는 γ_{ij} 는 모든 기간에 걸쳐 같다는 것을 가정하고 있다. 산업생산의 증가율은 그 산업에 속하고 있는 각 부문의 가중치에 그 부문의 생산증가율을 곱한 것과 근사적으로 같기 때문에 한 산업생산의 순증가율을 계산할 수 있다. 석탄광업, 금속광업 및 기타광업의 3부문의 구성된 광업산업(mining industry)을 예로 들어보면, 석탄광업의 생산증가율(2식에서 W_1S_{1t})에 영향을 주는 광업산업생산의 순증가율($\sum_{k=1}^S W_k S_{kt}$)은 금속광업의 생산증가율과 기타광업의 생산증가율에 각각 각각의 가중치를 곱한것의 합과 같다. 총생산의 순증가율도 같은 방식으로 계산할 수 있다. 부문생산의 증가율이 이미 가중치로 계산되어 있기 때문에 경제변동을 산업수준 또는 총체적 수준에서 분석하고자 할때는 이러한 방법의 모형설정이 편리하다.

위에서 주어진 다부문모형의 추정은 방정식을 하나씩 최소자승법으로 추정하거나(OLS equation-by-equation estimation) Zellner의 SUR(Seemingly Unrelated Regrsson) 방법으로 추정할 수 있다. 두 방법 모두 일치추정량(consistent estimator)을 주지만 교란항들이 동시적으로 상관관계(contemporaneously correlated)가 있을 수 있으므로 SUR 방법으로 추정하면 추정치의 효율성(efficiency)을 높일 수 있다. 추정은 두가지 방법을 모두 사용하였으며 각 추정의 결과 나온 잔차항이 다음 장의 인자분석에 이용되었다.¹²⁾

1. 최적시차 검정(lag length tests)

VAR모형을 이용하는데 있어서 중요한 문제의 하나는 모형내 시차를 몇개로 하느냐 하는 것인데 너무 적은 시차를 택하면 모형의 동태적인 관계를 제대로 파악하지 못하고 너무 많은 시차를 택하게 되면 과다추정(over-parameterization)과 자료의 손실이라는 문제가 발생하게 된다. Sims (1980)에 의해 제시된 수정우도비검정(modified likelihood ratio test)를 이용하여 최적시차를 정할 수 있는데 Sims가 제시한 수정된 통계량, $L(T)$, 는 다음과 같다.

$$L(T) = (T-c) (\ln|\Sigma_r| - \ln|\Sigma_0|) \quad (4)$$

단, T 는 관측자료의 수, c 는 수정항으로 모형내 제약이 가해지지 않은 각 방정식의 변수의 개수와 같고, $|\Sigma_r|$ 과 $|\Sigma_0|$ 는 각각 제약이 가해진 모형과 제약이 가해지지 않은 모형의 잔차항의 공분산 행렬식이다. 귀무가설하에서 $L(T)$ 는 제약된 수의 자유도를 가진 χ^2 -분포를 따른다. <표 3>은 최적시차구조 검정의 결과를 나타내고 있는데 12개의 시차까지는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타나 모형의 추정에 과거 12개월까지의 시차가 포함되었다.

12) 이 잔차항(residuals)은 output innovations으로 해석되어질 수 있다.

〈표 3〉 최적시차 검정

시차구조	χ^2	유의수준	자유도	C
3 vs. 6	165.6	0.000*	108	19
6 vs. 9	149.1	0.003*	108	28
9 vs. 12	135.8	0.03*	108	37
6 vs. 12	280.7	0.001*	216	37
12 vs. 18	248.9	0.06	216	55

*는 5% 수준에서 유의함을 나타낸다.

IV. 인자분석 (factor analysis)

인자분석이란 확률변수의 집합을 관찰이 되지 않은 공통인자(common factor)과 각 방정식에 유일한 인자(unique factor) 또는 특별교란요인(idiosyncratic error term)의 집합으로 분해하는 통계적 분석을 말한다.¹³⁾ 공통인자란 모든 관찰된 변수들의 분산을 설명해주나 관찰되지 않는 변수(unobservable variable)이고 유일한 인자란 각 방정식의 분산을 설명해주는 관찰되지 않는 변수이다.¹⁴⁾ 인자분석에서는 공동변화의 원인을 모두 총체적 충격으로 해석될 수 있는 공통인자로 보기 때문에 공통인자의 수(dimension of common factor)를 하나 이상으로 설정할 수 있으나 여러가지 방법으로 공통인자의 수를 결정할 수 있다.

1. 모형 (model)

공통인자의 수가 여러개인 다공통인자(multiple common factor)모형은 관찰이 되지 않은 여러개의 공통인자들과 각 방정식에 유일한 인자의 선형결합으로 나타내어질 수 있다. III장의 다부분모형이 12개의 부문(따라서 12개의 방정식)으로 구성되어 있기 때문에 식 (3)의 12개 잔차항들이 인자분석에 사용될 수 있고 따라서 관찰된 변수의 수인 p는 12가 된다. 이 경우 공통인자의 수(m)는 하나 이상이나 최대한 7개를 초과할 수 없다.¹⁵⁾ 따라서 다공통인자모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

- 13) 식 (3)과 같이 교란항에 인자분석을 적용하는 경우를 오차구성모형(error component model)이라 한다. 인자분석을 이용한 연구로는 박완규(1991), 조하현, 박동순(1991) 등이 있다.
- 14) VAR모형에서 전통적인 잔차항의 분해방법은 Choleski 분해방법인데 그러한 분해방법은 충격변수를 축차적으로 배열(recursive ordering)하고 있기 때문에 공통인자를 분석하는데 적합하지 않다.
- 15) 공통인자의 수(m)는 주어진 p에 대해 다음의 조건을 만족하는 가장 큰 정수를 초과할 수 없다. 즉, $m < (2p+1-\sqrt{8p+1})/2$ (Morrison(1976), p. 315).

$$X = \Lambda F + e \quad (5)$$

px1 pxm mx1 px1

단,

$$X = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_p \end{bmatrix}, \Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \dots & \lambda_{1m} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \dots & \lambda_{2m} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \lambda_{p1} & \lambda_{p2} & \dots & \lambda_{pm} \end{bmatrix}, F = \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ \vdots \\ F_m \end{bmatrix}, e = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_p \end{bmatrix}$$

λ_{ik} 는 인자하중(factor loading) 또는 인자유형(factor pattern)으로 Λ 는 인자하중행렬(factor loading matrix)로 각각 불리어 진다.

인자하중을 추정하기 위해서는 먼저 교차상관행렬을 λ_{ik} 로 나타낸 후 실제의 표본교차상관과 추정된 교차상관의 차이를 최소화시키는 λ_{ik} 를 선택하면 λ_{ik} 의 추정치를 얻을 수 있다.¹⁶⁾ 추정된 λ_{ik} 를 제공하면 관찰된 변수의 분산중 관찰되지 않은 공통인자에 의해 설명된 분산의 비율이 된다. 이 비율은 공통성(communality) 또는 공통분산(common variance)라고 불리운다. 인자분석에서는 공동변화가 공통인자에서 오는 것으로 보기 때문에 이 비율은 부문생산의 분산을 설명함에 있어 총체적 충격(공통인자)의 상대적 중요성으로 해석될 수 있다. 다부문모형(제약이 가해진 VAR 모형)을 OLS 방법과 SUR 방법으로 추정하고 남은 OLS 잔차항과 SUR 잔차항이 인자분석에 이용되었다.

2. 공동변화(comovement)

다부문모형의 잔차항은 자기상관은 되어 있지 않으나(serially uncorrelated) 동시적으로는 상관관계가 있을 수 있다(contemporaneously correlated). 따라서 각 부문간 잔차항의 공동변화는 부문 사이의 동시적 교차상관으로 측정될 수 있다. 유일한 인자들이 상관관계가 없고 또한 유일한 인자들과 공통인자들이 상관관계가 없다는 가정하에서는 동시적 교차상관은 각 부문에 공통적인 충격에 의해서만 발생할 수 있다. <표 4>는 다부문모형을 SUR 방법으로 추정한 후 남은 잔차항들 사이의 교차상관과 OLS 방법으로 추정한 후 남은 잔차항들 사이의 교차상관을 각각 나타낸다. SUR 방법으로 추정한 후 남은 잔차항에 있어서는 모두 66개중 49개의 상관계수가 10% 수준 하에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이것은 각 부문생산의 output innovations에 공동변화가 있다는 근거가 될 수 있다. 이러한 사실은 OLS 방법으로 추정한 후 남은 잔차항의 상관계수에서도 나타난다. 66개중 51개의 상관계수가 10% 수준하에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. <표 5>는 공동변화를 다른 방법으로 살펴본 것이다. 각 부문간에 존재하는 공동변화의 정도는 어느 한 부문과 다른 모든 부문간의 평균적인 상관계수로 측정될 수 있다. 표(Average 항목)에서 보면 정도의 차이는 있으나 모든 부문이 다른부문과 어느 정도 공동변화하고 있음을 알

16) 여러가지 방법으로 인자하중을 추정할 수 있으나 실제 추정에는 최우추정법이 사용되었다. 조하현(1990)은 여러가지 추정방법에 대해 상세히 설명하고 있다.

수 있다. 단순히 평균을 하는게 아니고 상관계수가 큰 것(양의 상관이든 음의 상관이든)에는 가중치를 더 주어 계산한 자승평방근(Root Mean Square : RMS) 역시 공동변화를 보여주고 있다.

<표 4> 잔차항들의 동시적 교차상관계수

	COAL	METL	OMIN	FBT	CPRP	TWL	PPP	NMMP	WAF	BMET	FMME	OMAN
COAL		^b .16*	.22*	.19*	.21*	.13*	.15*	.03	.23*	.22*	.25*	.20*
METL	^a .15*		.20*	-.02	.00	.14*	.20*	-.04	.24*	.07	.20*	.16*
OMIN	.21*	.18*		.31*	.16*	.09	.13*	.37*	.26*	.10	.17*	.04
FBT	.15*	-.01	.26*		.26*	.25*	.17*	.21*	.18*	.11*	.16*	.07
CPRP	.18*	.01	.12*	.22*		.30*	.28*	.29*	.19*	.23*	.26*	.12*
TWL	.11*	.12*	.06	.22*	.28*		.28*	-.03	.24*	.23*	.22*	.11*
PPP	.14*	.17*	.11*	.15*	.23*	.24*		.03	.19*	.28*	.21*	.13*
NMMP	.02	-.02	.30*	.17*	.24*	-.03	.03		.19*	.07	.12*	.04
WAF	.19*	.22*	.19*	.17*	.17*	.21*	.15*	.16*		.23*	.31*	.09
BMET	.20*	.06	.08	.11*	.22*	.22*	.26*	.05	.21*		.41*	.00
FMME	.20*	.17*	.14*	.15*	.24*	.20*	.19*	.12*	.27*	.37*		.19*
OMAN	.17*	.13*	.03	.07	.11*	.09	.10	.06	.08	.01	.17*	

^a대각선의 좌하단에 있는 삼각행렬은 SUR 방법으로 추정된 후 남은 잔차항들의 상관계수행렬이다.

^b대각선의 우상단에 있는 삼각행렬은 OLS 방법으로 추정된 후 남은 잔차항들의 상관계수행렬이다.

+로 표시된 것은 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 5> 평균 상관계수 (SUR 잔차항)

Sector	Average	RMS	RMS ₁ ^a	RMS ₂ ^b
<u>Mining</u>				
Coal	0.16	0.16	0.05	0.05
Ore	0.11	0.13	0.08	0.08
Othermin	0.15	0.17	0.11	0.06
<u>Non-durable</u>				
Food	0.14	0.17	0.08	0.06
Chemicals	0.18	0.20	0.07	0.06
Textiles	0.16	0.18	0.07	0.06
Paper	0.16	0.17	0.06	0.05
<u>Durable</u>				
Glass	0.10	0.14	0.12	0.03
Wood	0.18	0.19	0.04	0.04
Basmetal	0.16	0.18	0.07	0.06
Fabmetal	0.20	0.21	0.06	0.05
Otherman	0.09	0.10	0.06	0.06

^a하나의 공통인자의 영향을 제거한 후 남은 잔차항의 자승평방근.

^b두개의 공통인자의 영향을 제거한 후 남은 잔차항의 자승평방근.

V. 총체적 충격의 수와 그 중요성

1. 총체적 충격의 수

Long and Plosser (1987)는 인자분석을 이용하여 총체적 충격(또는 공통인자)의 수를 결정하려고 시도하였다. 그들이 분석한 미국의 13개 산업생산의 증가율에는 단 하나의 총체적 충격이 있다고 주장하였다.¹⁷⁾ 인자분석을 이용하여 공통인자의 수(따라서 총체적 충격의 수)를 결정하는데는 여러가지 방법이 있다. 하나의 방법은 표본상관계수행렬의 고유치(eigenvalues)를 계산하여 고유치의 값이 1보다 큰 인자들만 유의한 것으로 간주하는 것인데 이에 따르면 1보다 큰 고유치의 수와 공통인자의 수가 같다. 이를 Kaiser 기준이라고 하는데 이에 따르면 한국의 경우 공통인자의 수는 하나이다.

공통인자의 수를 결정하는 또 다른 방법은 χ^2 -적합도 검정이다. 이 검정의 귀무가설 H_0 는

$$H_0 : \Sigma = \Lambda \Lambda' + \Psi \quad (\text{단, } \Lambda \text{은 } p \times m \text{행렬})$$

이고 대립가설 H_1 는 Σ 는 $p \times p$ 의 正의 陽半對稱行列(any other symmetric and positive semi-definite matrix)이다. 여기서 Σ 는 잔차항의 분산공분산행렬, Λ 는 인자하중 그리고 Ψ 는 유일한 인자의 분산을 각각 나타낸다. 우도비원리(likelihood ratio principle)에 의해 다음의 검정통계량(Q)를 구할 수 있다.

$$Q = (n - (2p + 5) / 2 - 2m / 3) \ln \frac{|\hat{\Psi} + \hat{\Lambda} \hat{\Lambda}'|}{|R|} \quad (6)$$

단, $\hat{\Psi}, \hat{\Lambda}$ 는 최우방정식의 해, R은 표본상관계수행렬이고 $n = N - 1$ 이다. 귀무가설하에서 검정통계량 Q는 N이 커짐에 따라 자유도 $s = [(p - m)^2 - (p + m)] / 2$ 를 가진 χ^2 분포를 따른다.¹⁸⁾

<표 6>에 χ^2 -적합도 검정의 결과가 나타나 있다. 식 (2)의 다부문모형을 각각 OLS 방법과 SUR 방법으로 추정하고 남은 OLS 잔차항과 SUR 잔차항에 대해 공통인자가 하나도 없다는 귀무가설과 공통인자가 하나이다라는 귀무가설이 5%의 유의수준하에서 각각 기각된다. 공통인자가 두개이다라는 귀무가설도 5% 유의수준하에서 기각된다. 공통인자가 세개이다라는 귀무가설은 SUR 잔차항에서는 기각되고 OLS 잔차항에서는 기각되지 못한다. 한편 Long and Plosser (1987)의 방법대로 다부문모형을 설정, 추정하고 남은 잔차항(LP)을 이용한 검정의 결과도 SUR 잔차항을 이용한 결과와 비슷하다. χ^2 -검정방법은 실제 이상의 공통인자가 있는 것으로 판정하는 경향이 있기 때문에 아주 낮은 유의수준으로 가설을 검정하기도 한다. 통계적 검정방법외에

17) 두번째 공통요인도 통계적으로는 유의하였으나 총체적 충격으로 보기에 미흡하다고 주장하였다.

18) 자유도는 상관계수행렬의 원소수 $(p(p+1)/2)$ 와 추정되어야 할 모수의 수 $(pm + p - m(m-1)/2)$ 의 차이와 같다.

Akaike 정보기준(Akaike Information Criterion : AIC)과 Schwartz 베이저언 기준(Schwartz's Bayesian Criterion : SBC)이 공통인자의 수를 결정하는데 쓰이기도 하는데 이 경우 AIC와 SBC의 값이 가장 작을때의 공통인자의 수를 택한다. <표 6>에서 보여 주듯이 어떤 잔차항을 이용하든 AIC에 따르면 세개의 공통인자가 존재하고 SBC에 따르면 하나의 공통인자가 존재한다. 모의실험 결과에 따르면 AIC는 표본의 크기가 커질수록 공통인자가 많은 모형을 채택하는 경향이 있기 때문에 SBC가 더 좋은 기준이 되는 것으로 알려져 있다. SBC에 따르면 하나의 공통인자를 갖는 것으로 나타나나 그 밖의 방법에 의하면 하나 이상이 있는 것으로 나타난다. 총체적 충격의 중요도를 측정함에 있어서는 하나의 공통인자를 가진 경우와 두개의 공통인자를 가진 경우에 대해서 모두 살펴보았다.

<표 6> 공통인자의 수에 대한 x^2 -검정

잔 차	공통인자의 수	Q	d. f	p-value	AIC	SBC
SUR	0	438.8	66	.0000		
	1	146.2	54	.0000	197.9	141.8
	2	89.4	43	.0000	161.9	143.5
	3	59.5	33	.0031	151.4	156.1
OLS	0	339.5	66	.0000		
	1	103.8	54	.0001	154.4	120.1
	2	66.4	43	.0124	138.3	131.7
	3	42.9	33	.1168	134.2	147.5
LP ^a	0	415.4	66	.0000		
	1	122.1	54	.0000	173.2	129.5
	2	76.3	43	.0013	148.4	136.7
	3	51.5	33	.0210	143.1	151.9

^a Long and Plosser(1987)의 제약(1,2 및 12의 시차만을 포함)을 가해 추정한 VAR모형의 잔차들을 나타낸다.

2. 총체적 충격의 중요도

하나의 공통인자와 두개의 공통인자를 가진 모형에 대해 각각 principal axis 방법과 최우법으로 추정하였다. 두 방법 모두 비슷한 추정 결과를 주었다. <표 7>은 최우법으로 추정한 결과 인자유형과 공통성을 각각 보여주고 있다. 인자유형의 추정치들은 모두 부호가 양으로 나타났는데 이는 모든 부문생산들이 총체적 충격에 대해 양의 영향을 받는 것을 의미한다. 조립금속제품·기계장비, 나무 및 나무제품, 화합물과 석유·석탄·고무 및 플라스틱 제품이 총체적 충격에 가장 큰 영향을 받는 반면에 기타제조업, 금속광업, 비금속광물제품이 가장 작은 영향을 받는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 어떤 잔차를 이용하든 큰 변화가 없다. 총체적 충격의 중요도는 전체분산중에서 공통인자에 의해 설명된 분산의 비율을 나타내는 공통성에 의해 측정될 수 있

다.¹⁹⁾ SUR 잔차항을 이용했을때 첫번째 공통인자의 설명력 (R^21F)은 부문생산변동의 6% 내지 33%를 설명하고 있다.²⁰⁾ 두번째 공통인자의 설명력 (R^22F)은 모든 부문에 걸쳐 향상되지 못한 것으로 나타나 공통인자로 보기는 어렵다.

〈표 7〉 총체적 충격의 중요도

Sector	인자유형			공통성 (R^21F)			공통성 (R^22F)		
	SUR	OLS	LP	SUR	OLS	LP	SUR	OLS	LP
Mining									
Coal	0.427	0.392	0.423	0.182	0.153	0.179	0.193	0.162	0.199
Ore	0.284	0.264	0.345	0.081	0.069	0.119	0.105	0.083	0.121
Othermin	0.400	0.344	0.354	0.160	0.118	0.126	0.217	0.154	0.183
Non-durable									
Food	0.408	0.378	0.359	0.166	0.143	0.129	0.162	0.138	0.126
Chemicals	0.505	0.481	0.552	0.255	0.230	0.304	0.269	0.240	0.304
Textiles	0.448	0.430	0.508	0.200	0.185	0.258	0.246	0.223	0.284
Paper	0.448	0.421	0.433	0.200	0.177	0.187	0.224	0.194	0.243
Durable									
Glass	0.279	0.246	0.308	0.078	0.060	0.095	1.0	1.0	1.0
Wood	0.508	0.470	0.470	0.258	0.220	0.220	0.255	0.218	0.216
Basmetal	0.479	0.472	0.465	0.230	0.223	0.216	0.248	0.242	0.222
Fabmetal	0.570	0.537	0.529	0.325	0.289	0.280	0.334	0.293	0.279
Otherman	0.242	0.221	0.297	0.059	0.049	0.088	0.062	0.049	0.094

VI. 결 론

본 연구의 목적은 부문생산(sectoral output) 수준에서의 경기변동을 유발시키는 총체적 충격과 부문충격의 역할을 실증적으로 찾는 데 있다. 본 연구에서는 경제 각 부문의 상호작용을 고려한 다부문모형을 설정·추정한 후 인자분석(factor analysis)에서 공통인자의 수(dimension of common shocks)를 찾는 여러 방법을 이용하여 공통인자는 하나가 적당하다는 실증분석의 결과를 제시하였다. 이러한 결과는 미국의 자료를 이용한 Long and Plosser(1987)의 결과와 일치한다. 또한 총체적 충격에 대해서는 산업별 생산증가율이 모두 양(+)의 반응을 나타내었으나 그 반응의 정

19) 부문충격간에 상관관계가 있을 수 있음에도 불구하고 공동변화의 원인을 총체적 충격으로 보기 때문에 인자분석에 의하면 총체적 충격의 중요도는 최대로 측정(upper bound of the contribution of common shocks)된 것이다.

20) 이러한 실증분석의 결과는 Long and Plosser(1987)의 결과와 매우 흡사하다. 미국의 자료로 13개의 부문생산의 변동을 조사하였더니 총체적 충격이 1% 내지 40%를 설명하는 것으로 밝혀졌다.

도는 각가 다르게 나타났다. 조립금속제품, 기계장비, 나무 및 나무제품, 화합물과 석유·석탄· 고무 및 플라스틱 제품이 총체적 충격에 가장 큰 영향을 받는 반면에 기타제조업, 금속광업, 비금속광물제품이 가장 작은 영향을 받는 것으로 나타났다. 부문생산의 변동을 설명함에 있어 총체적 충격과 부문충격의 상대적 중요도를 측정해 보았는데 부문충격이 상대적으로 더 중요한 것으로 나타났다. 다시 말해서 총체적 충격은 부문생산을 설명하는 유의적인 설명변수가 되나 부문생산변동의 6% 내지 33%를 설명하고 있어 상당히 제한적이다. 이러한 결과는 부문충격의 중요성을 강조한 Long and Plosser의 다부문 실물경기이론(multi-sector real business cycle theory)을 뒷받침해 준다고 볼 수 있다.

한편 앞으로의 연구과제로서는 다부문모형을 추정하기 위해서는 제약을 가해야 하는데 좀더 경제적으로 의미있는 제약을 찾는 것이 필요하며 또한 총체적 충격이 과연 무엇인지를 밝혀내는 것이라고 할 수 있다. 총수요(화폐적 충격 또는 수요충격)와 총공급(oil충격 또는 생산성충격) 측면에서 각각 총체적 충격이 발생할 수 있는데 부문생산 변동을 제한적이거나 설명하고 있는 총체적 충격의 원인이 수요측과 공급측 중 어디에서 온 것이냐를 밝히는 일이다. 이것이 밝혀지면 그에 따라 여러가지 경제정책이 달라질 수 있기 때문이다.

(부록)

변수	변수명	단위	출처
COAL (Coal)	석탄광업	1985=100	한국은행 [조사통계월보]
METL (Ore)	금속광업	"	"
OMIN (Othermin)	기타광업	"	"
FBT (Food)	음. 식료품및담배	"	"
CPRP (Chemicals)	화합물과석유, 석탄, 고무및 플라스틱제품	"	"
TWL (Textiles)	섬유, 의복및가죽	"	"
PPP (Paper)	종이, 종이제품및인쇄출판	"	"
NMMP (Glass)	비금속광물제품	"	"
WAF (Wood)	나무및나무제품	"	"
BMET (Basmetal)	제1차금속	"	"
FMME (Fabmetal)	조립금속제품, 기계및장비	"	"
OMAN (Otherman)	기타제조업	"	"

참 고 문 헌

- 朴完奎, "인자분석을 이용한 지방재정분석", 「경제논문집」, 중앙대학교 경제연구소, (1991년 12월), pp.149-163.
- 曹夏鉉, "Error Decomposition Method As an Alternative to Cholesky Decomposition", 「산업과 경영」, 연세대학교 산업경영연구소, (1990년 6월), pp.199-201.
- 曹夏鉉·朴東淳, "우리나라 경기변동의 공통요인에 관한 연구 -동행성 경제계열에 관한 분석-", 「금융경제연구」 제21호, 한국은행, (1991년 1월).
- Blanchard, O. J. & D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review* 79 (1989) pp.635-673.
- Dickey, D. A. & W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association* 74 (1979) pp.427-431.
- Engle, R. F. & C. W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55(1987), pp.251-276.
- Engle, R. F. & B. S. Yoo, "Forecasting and Testing in Cointegration Systems", *Journal of Econometrics* 35(1987), pp.143-159.
- Frisch, R., Propagation Problems and Impulse Problems in Dynamic Economics. pp.171-205 in *Economic Essays in Honour of Gustav Cassel*, (Allen and Unwin), 1933.
- Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, (John Wiley and sons), 1976.
- Granger, C. W. J. & W. K. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2(1974), pp.111-120.
- Kim, J. & C. W. Mueller, *Introduction to Factor Analysis: what it is and how to do it*, (Sage Publications), 1978.
- Kim, J. & C. W. Mueller, *Factor Analysis: statistical methods and practical issues*, (Sage Publications), 1978.
- Kydland, F. E. & E. C. Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica* 50(1982), pp.1345-1370.
- Long, J. B. & C. I. Plosser, "Real Business Cycles", *Journal of Political Economy* 91(1983), pp.39-69.
- Long, J. B. & C. I. Plosser, "Sectoral vs. Aggregate Shocks in The Business Cycle", *American Economic Review Papers and Proceedings* 77(1987), pp.333-336.
- Lucas, R. E., Jr., "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Political Economy* 83 (1972), pp.1113-1144.

- Morrison, D. F., *Multivariate Statistical Methods*, 2nd ed., (McGraw-Hill), 1976.
- Norrbin, S. C. & D. E. Schlagenhauf, "The Importance of Sectoral and Aggregate Shocks in Business Cycles", *Economic Inquiry* 24 (1991), pp. 317-335.
- Phillips, P. C. B. & P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika* 75 (1988), pp. 335-346.
- Shapiro, M. D. & M. W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations", *NBER Macroeconomics Annual* 3 (1988), pp. 111-148.
- Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48 (1980), pp. 1-48.

Summary

Empirical Study on the Role of Aggregate and Sectoral Shocks in Industry Output Fluctuations :
Using Korean Data from 1970 to 1992.

Kang Gi-Choon

The purpose of this study is to empirically examine the importance of aggregate and sectoral shocks in explaining sectoral output fluctuations. In doing so, we are mainly interested in the following two questions. First, how many aggregate shocks really exist in the Korean economy from 1970 to 1992. Second, how much aggregate shocks(or sectoral shocks) can explain the variations in sectoral output.

After testing the existence of a unit root and cointegration relations, the multi-sector model(restricted VAR model) is estimated by OLS and SUR estimation method. The residuals from the multi-sector model are analyzed using factor analysis to determine the dimensionality of aggregate shock(common factor) and examine the relative importance of aggregate and sectoral shocks. Descriptive statistics indicate one aggregate shock while a χ^2 -test, which is biased to reject the null hypothesis, accepts more aggregate shocks. One and two common factor models are estimated to measure the relative importance of each shock. The estimates of the factor pattern are all positive and statistically significant. The aggregate shock explain 6 to 33 percent of the variations in sectoral output. In sum, the aggregate shock plays some role in explaining sectoral output fluctuations but has a limited explanatory power. This finding is consistent with the "weak" version of real business cycle theory that sectoral shocks play very important role in sectoral output fluctuations.