

산업별 경기변동의 특성과 총체적 충격 및 산업고유충격의 역할*

차 경 수**

논문 초록

본 연구의 목적은 국내 산업별 경기변동의 특성과 이에 영향을 미치는 총체적 충격 및 산업고유충격의 역할을 분석하는 것이다. 이를 위해 동태은닉공통인자모형을 이용하여 23개 산업의 생산증가율 변동을 동조성을 추적하는 공통인자와 산업고유충격을 반영하는 특이적 변동으로 분해하였다. 분석결과, 대부분 산업의 생산변동은 전 산업에 영향을 미치는 공통요인에 비해 산업별 특이적 요인들에 의해 주도되는 것으로 나타났으며, 이와 같은 특성은 2000년 이후 더욱 뚜렷해진 것으로 나타났다. 한편, 산업별 생산변동에서 나타나는 동조성은 총체적 충격 뿐 아니라 투입-산출 연관성과 관련된 산업고유충격에 의해서도 유발되므로, 본 연구는 SVAR모형을 이용하여 이들의 상대적 기여도를 분석하였다. 추정결과, 동조성 변동의 상당부분(72~78%)은 총체적 충격에 의해 설명되며, 이를 고려할 경우 산업별 생산변동에서 총체적 충격이 차지하는 기여율은 전 산업평균 16.13% 수준으로 추정되었다.

핵심 주제어: 동조성, 총체적 충격, 산업고유충격, 동태은닉공통인자모형, SVAR모형

경제학문헌목록 주제분류: E1, E32, E23, C32

투고 일자: 2016. 11. 7. 심사 및 수정 일자: 2017. 2. 16. 게재 확정 일자: 2017. 4. 14.

* 본 논문에 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원분들께 감사드립니다.

** 부산대학교 경제학부 부교수, e-mail: kscha@pusan.ac.kr

I. 서론

Burns and Mitchell (1946) 이후, 산업별 생산변동에서 나타나는 동조성은 경기 변동과정의 정형화된 현상으로 여겨지고 있다. 전통적으로 경기변동이론에서는 이와 같은 동조성의 원인으로 통화정책충격 (Lucas, 1972), 생산성충격 (Kydland and Prescott, 1982) 및 재정정책충격 (Christiano and Aiyagari, 1992) 과 같은 총체적 충격의 영향을 고려하였다. 이는 총체적 충격의 효과는 각 산업부분에서 상쇄되지 못하고 산업별 생산변동의 공통요인으로 작용하기 때문이다. 반면, Long and Plosser (1983), Hornstein and Praschnik (1997) 및 Horvath (1998, 2000) 등은 산업들 간의 투입-산출 연관성과 관련된 산업고유충격의 역할을 강조하였다. 다시 말해, 한 산업에서 발생한 생산성 증가는 산업들 간의 상호 연관성에 의해 산업전반의 산출량을 증가시킬 수 있다는 것이다. 그러나 이와 같은 산업고유충격의 역할은 대수의 법칙으로 인해 그 유효성에 관한 논쟁이 진행되어 왔다. 이는 특정 산업에서 발생한 생산성 증가는 다른 산업들에서 발생한 생산성 감소로 그 효과가 상쇄될 수 있기 때문이다.¹⁾

지금까지 산업별 경기변동요인의 분석은 이론적 성격이 강한 Long and Plosser (1983) 형태의 다부문 실물경기변동모형이나, 통계적 성격이 강한 공통인자모형에 의해 이루어져 왔다 (Long and Plosser, 1987; Forni and Reichlin, 1998; Foerster, Sarte and Watson, 2011). 특히, 공통인자모형은 각 산업의 생산변동을 동조성을 추적하는 공통인자와 산업고유의 특이적 변동으로 분해한다. 이 경우, 주로 주성분 분석에 의해 추출되는 공통인자는 총체적 충격에 의한 변동으로 해석되며, 특이적 변동은 산업고유충격에 의한 변동으로 해석되어 왔다. 그러나 이처럼 공통인자에 의해 설명되는 변동을 총체적 충격에 기인한 변동으로만 해석할 경우, 공통인자모형은 총체적 충격의 역할을 과대추정하게 된다. 이는 산업별 생산변동에서 나타나는 동조성은 총체적 충격 뿐 아니라, 산업고유충격에 의해서도 나타날 수 있기 때문이다. 이와 같은 이유로 Long and Plosser (1987) 는 산업별 산출량 변동에서 공통인자에 의해 설명되는 변동부분을 총체적 충격의 최대효과로 해석했으며,

1) Dupor (1999) 는 이와 같은 대수의 법칙은 광범위한 종류의 다부문 실물경기변동모형에 적용되므로 산업들 간의 투입-산출 연관성은 산업고유충격의 효과를 경제전체로 파급시키기에 충분한 경로가 되지 못함을 지적하였다.

Foerster, Sarte and Watson(2011)은 공통인자모형으로 추정한 총체적 충격의 기여도를 Horvath(1998)의 다부문 실물경기변동모형으로 재검증하였다.²⁾

국내의 경우, 김영식·박우영(2003)은 Horvath(1998)의 모형을 확장시켜³⁾ 제조업 산업들의 생산변동요인을 살펴보았으나, 현실경제에서 나타나는 동조성을 설명하기에 산업고유충격의 역할은 제한적인 것으로 나타났다. 그러나 이들을 제외한 대부분의 연구들은 VAR모형에 개별산업의 산출량과 주요 거시변수들을 포함시켜 총체적 충격들을 식별한 후, 각 산업의 생산변동에서 총체적 충격들이 차지하는 기여도를 분석하였다(강두용 외, 2003; 이충열 외, 2007; 김상봉 외, 2009; 황선웅 외, 2014). 이와 같은 분석방식의 단점은 총체적 충격과 산업고유충격에 의해 나타나는 동조성을 모형에 반영시키지 못한다는 점이다. 따라서 식별된 총체적 충격들에 의해 설명되지 못하는 산출량 변동은 모두 산업고유충격에 의한 특이적 변동으로 추정되므로, 각 구조적 충격들의 기여도가 부정확하게 추정될 가능성이 높게 된다.

본 연구의 주요목적은 앞서 살펴본 국내의 선행연구들의 방법론적 한계를 보완할 수 있는 분석방식을 적용하여 국내 산업별 경기변동의 특성을 살펴본 후, 이에 영향을 미치는 총체적 충격과 산업고유충격의 상대적 역할을 분석하는 것이다. 이를 위해 본 연구는 동태은닉공통인자모형을 이용하여 국내 23개 산업의 생산변동을 동조성(공통인자) 부분과 산업고유충격에 의한 변동(특이적 변동)으로 분해한 후, 산업별 생산변동에서 차지하는 이들의 상대적 기여도를 살펴보았다. 그러나 전술한 바와 같이 동조성에 의해 설명되는 생산변동을 총체적 충격에 의한 변동으로만 해석할 경우, 총체적 충격의 역할은 과대추정된다. 따라서 본 연구는 동태은닉공통인자모형에서 추정된 동조성 부분을 SVAR모형에 포함시켜, 이를 총체적 충격과 산업고유충격에 의한 변동으로 식별하였다. 그리고 이들의 상대적 기여도를 분석한 후, 이를 고려하여 산업별 생산변동에서 차지하는 이들 구조적 충격들의 상대적 기여도를 재추정하였다.

이로부터 얻어지는 분석결과들은 다음과 같은 정보를 제공할 수 있을 것으로 기대된다. 먼저, 산업별 생산변동을 동조성과 특이적 변동으로 분해함으로써, 국내

2) Foerster, Sarte and Watson(2011)은 Horvath(1998)의 다부문 실물경기변동모형에서 가정된 효용함수의 형태를 바꾸고, 탄력적 노동공급과 불완전한 자본의 감가상각 가정을 추가함으로써 모형을 확장시켰다.

3) 이들은 Horvath(1998)의 다부문 실물경기변동모형에 대외거래부분을 추가하였다.

산업별 생산변동의 원동력이 무엇인지를 식별할 수 있게 한다. 또한 경제이론이 제시하는 바와 같이 동조성을 총체적 충격과 산업고유충격에 기인한 변동으로 분해함으로써, 산업별 생산변동에서 차지하는 이들 구조적 충격들의 상대적 기여도를 파악할 수 있게 한다. 따라서 이와 같은 정보들은 국내 산업별 경기변동의 특성 뿐 아니라 산업정책과 관련된 함의를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저, 제Ⅱ장에서는 기술적 통계분석을 이용하여 산업별 경기변동의 주요특성을 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 동태은닉공통인자모형을 추정하여 산업별 생산변동을 동조성 부분과 산업고유충격에 의한 변동으로 분해한 후, 이들의 상대적 기여도를 추정한다. 제Ⅳ장에서는 SVAR모형의 추정 및 식별과정을 살펴보고, 동조성에서 차지하는 총체적 충격과 산업고유충격의 상대적 기여도를 분석한다. 또한 이를 반영하여 산업별 생산변동에서 차지하는 이들 구조적 충격들의 역할을 재추정한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 결론 및 향후 연구방향을 제시한다.

Ⅱ. 산업별 경기변동의 특성

1. 통계적 특성

본 연구에 이용된 자료는 한국은행 경제통계시스템이 제공하는 산업별(경제활동별) 실질GDP자료이다. 이 자료는 총 27개 산업을 농림어업, 광업, 제조업, 전기, 가스 및 수도사업, 건설업, 및 서비스업으로 분류하고 있다. 본 연구는 이들 중 제조업 13개 산업과 서비스업 10개 산업으로 구성된 총 23개 산업의 자료를 이용하였다. 분석기간은 1980년 1/4~2015년 4/4분기까지이며, 계절조정이 이루어진 자료를 이용하였다. <Table 1>은 로그-차분을 통해 얻어진 이들 23개 산업의 전 분기대비 생산증가율의 평균 및 표준편차와 각 산업의 생산비중⁴⁾을 기간별로 나타내고 있다. Foerster, Sarte and Watson(2011)은 대완화 현상(Great Moderation)이 시작된 1984년을 중심으로 미국 117개 산업의 생산증가율 변화를 비교했으나, 본 연구는 2000년을 기준시점으로 설정하였다. 이는 국내의 경우, 외환위기 이후인 2000

4) 분석에 이용된 23개 산업의 총 산출량 대비 생산 비중을 의미한다.

년대 들어 산업구조의 변화가 본격화됐을 것으로 보이기 때문이다.

〈Table 1〉 Statistical Summary of Sectoral Output Growth Rates

Industry	Average Growth Rates (%)			Standard Deviations (%)			Sectoral Output / Total Output (%)		
	1980~2015	1980~1999	2000~2015	1980~2015	1980~1999	2000~2015	1980~2015	1980~1999	2000~2015
Food, beverages, tobacco	0.73	1.11	0.26	2.62	2.81	2.29	2.40	3.02	1.62
Textiles, leather, fur products	0.48	0.68	0.23	3.63	3.76	3.48	3.38	4.67	1.79
Wood, paper, printing, reproduction	1.13	1.87	0.23	3.63	3.91	3.05	1.31	1.57	0.99
Coal, petroleum products	1.68	2.23	1.00	10.70	13.49	5.67	0.71	0.68	0.74
Chemical products	1.68	2.20	1.04	2.95	2.99	2.79	4.04	3.72	4.44
Non-metallic mineral products	1.37	1.82	0.82	4.70	5.46	3.50	1.21	1.33	1.07
Primary metal products	1.49	2.31	0.47	4.00	3.56	4.29	3.77	4.16	3.30
Metal products	2.16	3.20	0.88	5.04	5.10	4.69	2.26	2.00	2.59
General machinery	2.40	3.17	1.45	6.64	8.27	3.61	1.94	1.45	2.54
Electric machinery	3.56	4.32	2.62	5.52	6.32	4.20	4.23	1.51	7.58
Precision instrument	2.75	3.20	2.20	8.34	9.05	7.40	0.37	0.22	0.54
Transport equipment	2.70	3.74	1.42	9.70	12.39	4.35	3.66	2.68	4.87
Other manufacturing	1.14	1.45	0.75	5.05	5.20	4.88	0.69	0.86	0.47
Wholesale, retail trade, restaurants, hotels	1.28	1.74	0.71	2.44	2.98	1.35	15.37	16.90	13.48
Transport, storage	1.32	1.63	0.93	2.04	2.11	1.90	4.54	4.74	4.30
Finance, insurance	2.08	2.80	1.19	4.68	5.45	3.36	5.98	5.26	6.87
Real estate, renting	1.56	2.27	0.68	1.60	1.55	1.19	9.42	9.53	9.29
Information, communication	2.67	3.59	1.54	2.76	3.09	1.75	2.93	1.66	4.50
Business activities	2.08	2.74	1.25	2.35	2.82	1.18	6.57	5.82	7.49
Public administration, defense	1.10	1.37	0.75	0.63	0.64	0.40	9.47	10.75	7.90
Education	0.90	1.16	0.59	0.72	0.70	0.62	8.51	10.20	6.42
Health, social welfare	2.09	2.79	1.23	2.94	3.24	2.26	4.36	4.53	4.15
Culture, other service activities	1.65	2.29	0.85	2.22	2.51	1.47	2.88	2.74	3.05
Average of total industry	1.74	2.33	1.00	4.13	4.67	3.03	4.35	4.35	4.35

Source: Bank of Korea, Economic Statistics System.

〈Table 1〉에 나타나 있는 산업별 생산변동의 기간별 특징 및 변화를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 산업별 생산증가율의 기간별 평균(2~4열)을 살펴보면 2000년 이후부터 23개 산업의 생산증가율이 모두 둔화된 것으로 나타나, 국내 산업생산이 저성장 국면에 진입했음을 알 수 있다. 또한 산업별 생산증가율의 표준편차 역시 2000년 이후부터 23개 산업 모두에서 감소한 것으로 나타나고 있다. 특히, 전 기간 중 가장 큰 표준편차를 갖는 석탄 및 석유제품과 운송장비 산업의 경우, 2000년 이후부터 생산증가율의 변동이 큰 폭으로 감소하고 있다. 이에 따라 2000년 이전에는 생산증가율의 산업별 편차가 비교적 크게 나타나고 있으나, 2000년 이후부터는 산업별 생산증가율의 변동 폭이 감소하는 수렴현상이 나타나고 있다.⁵⁾ 마지막으로 산업별 생산 비중을 살펴보면 13개 제조업산업의 산출량은 2000년 이전에는 27.9%를 차지했으나, 2000년 이후에는 32.6%로 증가한 것으로 나타나고 있다. 또한 제조업산업들 중, 음식료품 및 담배, 섬유 및 가죽제품, 그리고 목재, 종이, 인쇄 및 복제업과 같은 소비재산업의 생산비중은 2000년 이후부터 감소한 반면, 전자 및 전자기기, 운송장비 그리고 화학제품 등의 기초소재·조립가공 산업의 생산 비중은 증가한 것으로 나타나고 있다. 서비스산업의 경우, 금융 및 보험업, 정보통신업 및 사업서비스업은 2000년 이후 생산비중이 크게 증가했으나, 공공행정 및 국방과 교육 서비스업은 큰 폭으로 감소한 것으로 나타났다.

2. 산업별 생산변동의 동조성

〈Table 2〉의 2~4열은 Long and Plosser(1987) 및 Foerster, Sarte and Watson(2011)에서와 같이 개별산업의 생산증가율이 그 외 22개 산업들의 생산증가율과 갖는 상관계수의 평균을 기간별로 나타내고 있다. 또한 〈Table 2〉의 5~7열은 개별산업의 생산증가율이 동일 산업 군(제조업 혹은 서비스업)에 속한 산업들의 생산증가율과 갖는 상관계수의 평균을 기간별로 나타내고 있다. 이는 Forni and Reichlin(1998)이 지적한 바와 같이 동일 산업 군에 속하는 산업들 간에는 전략적 보완성이나, 특정 산업 군에만 영향을 미치는 외생적 충격들의 영향으로 산업 군별 동조성이 존재할 수 있으므로, 이를 살펴보기 위함이다.

5) 이와 관련하여 표본기간을 1970년대로 확장시켜 산업별 생산변동을 살펴볼 경우, 국내에서도 1984년을 중심으로 대완화 현상이 존재하는 것으로 나타났다.

〈Table 2〉 Average Pairwise Correlations of Sectoral Output Growth Rates

Industry	Average Pairwise Correlations (1)			Average Pairwise Correlations (2)		
	1980~ 2015	1980~ 1999	2000~ 2015	1980~ 2015	1980~ 1999	2000~ 2015
Food, beverages, tobacco	0.2424	0.2249	0.2008	0.3070	0.3001	0.2981
Textiles, leather, fur products	0.2452	0.2725	0.1783	0.2916	0.3161	0.2471
Wood, paper, printing, reproduction	0.3088	0.3004	0.2156	0.3574	0.3537	0.3194
Coal, petroleum products	0.0472	0.0316	0.0499	0.0499	0.0260	0.1108
Chemical products	0.2478	0.1781	0.2951	0.3045	0.2414	0.3863
Non-metallic mineral products	0.2852	0.2928	0.2112	0.3039	0.3019	0.2910
Primary metal products	0.2769	0.2477	0.2570	0.3424	0.3298	0.3555
Metal products	0.1942	0.1857	0.0983	0.2137	0.2425	0.1078
General machinery	0.3048	0.2964	0.2668	0.3116	0.3010	0.3405
Electric machinery	0.0835	0.0409	0.0904	0.1336	0.1375	0.0823
Precision instrument	0.1925	0.2197	0.1161	0.2088	0.2391	0.1440
Transport equipment	0.2372	0.2380	0.1962	0.2938	0.3068	0.2818
Other manufacturing	0.2383	0.2421	0.2249	0.3025	0.3218	0.2825
Wholesale, retail trade, restaurants, hotels	0.2931	0.2662	0.2463	0.3024	0.2807	0.1420
Transport, storage	0.2852	0.2886	0.2075	0.2606	0.2716	0.1126
Finance, insurance	0.1211	0.1139	-0.0042	0.1708	0.1582	-0.0142
Real estate, renting	0.1226	0.0010	0.0802	0.1571	0.0337	-0.0435
Information, communication	0.2076	0.1802	0.0236	0.2728	0.1986	0.0832
Business activities	0.2775	0.2534	0.1532	0.3363	0.2840	0.1633
Public administration, defense	0.0995	-0.0147	0.0310	0.1451	-0.0017	0.0005
Education	0.2284	0.2056	0.0947	0.2830	0.2157	0.1276
Health, social welfare	0.1362	0.1504	-0.0826	0.1886	0.1824	-0.0825
Culture, other service activities	0.2819	0.2587	0.1506	0.3636	0.3243	0.1728
Average of total industry	0.2155	0.1945	0.1435	0.2566	0.2333	0.1700

Notes: (1) For each industry, it means average pairwise correlation with other 22 industries.

(2) For each industry, it means average pairwise correlation with other industries in the same cluster.

먼저, 전 기간 중 개별산업의 생산증가율이 다른 22개 산업들의 생산증가율과 갖는 상관계수의 평균(2열)은 0.0472~0.3088 수준으로 나타났으며, 이들의 전 산업 평균은 0.2155인 것으로 나타났다. 이는 1972~2007년까지 미국 117개 산업의 분기별 생산지수 증가율을 이용한 Foerster, Sarte and Watson(2011)의 0.19보다 높

은 값으로, 국내 산업별 생산변동에도 일정부분의 동조성이 존재하고 있음을 의미한다. 그러나 3~4월에 나타난 바와 같이 2000년 이후에는 대부분의 산업들에서 이와 같은 상관관계가 감소한 것으로 나타나, 산업들 간의 동조성도 점차 약화되고 있음을 나타내고 있다.

다음으로 개별산업의 생산증가율이 동일 산업 군에 속한 산업들의 생산증가율과 갖는 상관계수의 평균(5~7월)은 대부분 산업들에서 앞서 살펴본 2~4월의 값들에 비해 큰 것으로 나타났다. 이는 5~7월에 나타나 있는 상관계수는 동일 산업 군에 속한 산업들의 생산변동에서 나타나는 동조성 뿐 아니라, 전 산업의 생산변동에 존재하는 동조성도 함께 포함하고 있기 때문이다. 따라서 이는 국내 산업별 생산변동에는 전 산업 뿐 아니라, 동일 산업 군에 속한 산업들에서 나타나는 동조성도 함께 존재하고 있음을 의미하는 것이다. 이에 따라 개별산업의 생산증가율이 동일 산업 군에 속한 산업들의 생산증가율과 갖는 상관계수의 전 산업평균은 0.2566으로 나타났다. 한편, 대부분 산업에서 2000년 이후의 상관계수 값(7월)은 2000년 이전의 값(6월)에 비해 감소한 것으로 나타나고 있다. 그러나 이와 같은 상관계수의 감소는 산업 군별 동조성 뿐 아니라 전 산업 동조성의 변화에도 기인할 수 있으므로, 단순히 이를 보고 2000년대 들어 산업 군별 동조성도 약화되었다고 결론지을 수는 없다. 이와 같은 점은 상관관계 분석이 갖는 한계점으로 제Ⅲ장의 분산분해 분석은 이와 관련된 보다 구체적인 정보를 제공할 수 있다.

Ⅲ. 동태은닉공통인자모형을 이용한 분석

본 연구는 산업별 생산변동의 특성 및 원인을 분석하기 위해 Long and Plosser (1987), Forni and Reichlin(1998) 및 Foerster, Sarte and Watson(2011)과 같이 공통인자모형을 이용하였다. Sargent and Sims(1977) 및 Stock and Watson (1989a, b, 1991)이 제안한 공통인자모형은 관측 가능한 시계열들의 변동을 동조성을 추적하는 공통인자와 개별 시계열들만의 특이적 변동으로 분해하는 통계적 추론 방법을 의미한다. 이들 선행연구들과 차별화되는 본 연구의 특징은 모형설정 및 추정방식이라 할 수 있다. 선행연구들의 경우, 복수의 공통인자들을 가정한 후⁶⁾, 주

6) 선행연구들은 주로 분산-공분산 행렬의 특성근을 이용하거나, Bai and Ng(2002) 검정법을 통해 공통인자의 숫자를 결정하고 있다.

성분 분석에 의해 공통인자들을 추출하고 있다. 이와 같은 방법은 산업별 생산변동의 분산-공분산 관계를 설명할 수 있는 복수의 공통인자들을 기술적으로 추출하는 방식으로, 추출된 공통인자들이 명확한 경제적 의미를 갖지 못하는 단점이 있다. 반면, 본 연구는 복수의 공통인자들이 경제적 의미를 명확히 갖도록 모형을 설정한 후, 이를 베이지안 추론법으로 추정하였다.

1. 동태은닉공통인자모형

본 연구는 제II장의 상관관계 분석에서 고려된 두 개의 동조성을 반영할 수 있도록 Kose, Otrok and Whiteman (2003) 및 Crucini, Kose and Otrok (2011) 과 같이 다음과 같은 동태은닉공통인자모형을 설정하였다.

$$y_{jt} = \alpha_j + \beta_j^n f_t^n + \beta_j^r f_t^r + \epsilon_{jt}, \quad j = 1, 2, \dots, 23, \quad k = 1, 2, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

식 (1)에서 y_{jt} , $j = 1, 2, \dots, 23$ 는 산업 j 의 전 분기대비 생산증가율로 평균으로부터의 편차를 나타낸다. 또한 f_t^n 은 23개 산업의 생산증가율에서 나타나는 동조성을 추적하는 공통인자를, f_t^r , $k = 1, 2$ 는 동일 산업 군(제조업 및 서비스업)에만 존재하는 동조성을 추적하는 공통인자를, 그리고 ϵ_{jt} , $j = 1, 2, \dots, 23$ 는 산업 j 의 특이적 변동을 각각 의미한다. 지금부터 편의상 본 연구에서는 f_t^n 을 전 산업 공통인자, f_t^r 을 산업 군별 공통인자, 그리고 ϵ_{jt} 를 산업고유충격이라 부르기로 한다. 식 (1)에서 β_j^n 과 β_j^r 는 f_t^n 과 f_t^r 의 변동에 대해 y_{jt} 가 반응하는 정도를 나타내는 파라미터로 팩터-로딩(factor-loading)이라 부른다. 한편, 본 연구는 공통인자에 동태적 특성을 부여하기 위해 식 (1)의 공통인자들이 다음과 같은 자기회귀-AR(q)과정을 따르는 것으로 가정하였다.

$$f_t^n = \phi_1^n f_{t-1}^n + \phi_2^n f_{t-2}^n + \dots + \phi_q^n f_{t-q}^n + u_t^n, \quad u_t^n \sim N(0, \sigma_n^2) \quad (2)$$

$$f_t^r = \phi_1^r f_{t-1}^r + \phi_2^r f_{t-2}^r + \dots + \phi_q^r f_{t-q}^r + u_t^r, \quad u_t^r \sim N(0, \sigma_r^2), \quad k = 1, 2 \quad (3)$$

또한 산업 j 의 고유충격을 나타내는 ϵ_{jt} 역시 $AR(p)$ 과정을 따르는 것으로 가정하였다.

$$\begin{aligned} \epsilon_{jt} &= \theta_{j1}\epsilon_{jt-1} + \theta_{j2}\epsilon_{jt-2} + \cdots + \theta_{jp}\epsilon_{jt-p} + \eta_{jt}, \quad \eta_{jt} \sim N(0, \sigma_{\epsilon_j}^2), \\ j &= 1, 2, \dots, 23 \end{aligned} \quad (4)$$

마지막으로 식 (1) ~ (4)의 교란항들은 서로 상관관계를 갖지 않는 것으로 가정하였다.

$$\begin{aligned} E(u_t^n u_t^{r_k}) &= E(u_t^n u_t^{r_l}) = E(u_t^n \eta_{jt}) = E(u_t^{r_k} \eta_{jt}) = 0 \text{ for all } j, k, l \text{ and } t \\ E(\eta_{jt} \eta_{mt}) &= 0 \text{ for all } j, m \text{ and } t \end{aligned} \quad (5)$$

일반적으로 식 (1) ~ (5)의 모형을 추정함에 있어 다음과 같은 두 가지 식별문제가 발생한다. 첫 번째는 팩터-로딩들과 공통인자들의 부호가 식별되지 못한다는 것이며, 두 번째는 팩터-로딩들과 공통인자들의 크기가 식별되지 못한다는 점이다. 본 연구는 이를 해결하기 위해 다음과 같은 방식을 채택하였다. 먼저, 첫 번째 식별문제는 f_t^n 과 $f_t^{r_k}$ 에 대한 팩터-로딩들 중 하나가 양(+)의 값을 갖는다는 제약을 부과함으로써 해결하였다. 이를 위해 f_t^n 에 대해 양의 팩터-로딩 값을 갖는 산업으로는 기계 및 장비제조업($j=9$)을 선택했으며, $f_t^{r_k}$ 에 대해서는 제조업의 경우($k=1$)는 화학제품 산업($j=5$)을, 서비스업의 경우($k=2$)는 금융 및 보험업($j=16$)을 선택하였다. 다음으로 두 번째 식별문제는 선행연구들에서 주로 이용되고 있는 바와 같이 공통인자 교란항들의 분산(σ_n^2 및 $\sigma_{r_k}^2, k=1, 2$)을 상수로 정규화시킴으로서 해결하였다.⁷⁾ 이를 위해 본 연구는 y_{jt} 가 f_t^n 과 같이 $AR(q)$ 과정을 따른다고 가정한 후, 23개 회귀방정식의 분산을 추정하여 이들의 평균값을 σ_n^2 으로 이용하였다. 또한 $\sigma_{r_k}^2$ 역시 유사한 방식으로 각 산업 군에 속하는 산업들의 생산증

7) 이외에도 팩터-로딩 파라미터들 중 하나의 값을 1로 정규화시키는 방법도 존재하나, Del Negro and Otrok(2007)은 이 경우 파라미터들의 사후분포가 부정확하게 추정될 수 있음을 지적하였다.

가율이 $f_t^{r_k}$ 과 같이 $AR(q)$ 과정을 따른다고 가정한 후, 산업 군별 산업들(제조업 13개 산업, 서비스업 10개 산업)의 회귀방정식으로부터 분산을 추정하여 이들의 평균 값을 $\sigma_{r_k}^2$ 로 고정시켰다.⁸⁾ 그 결과, σ_n^2 은 20.14로, $\sigma_{r_1}^2$ (제조업)은 31.38로, 그리고 $\sigma_{r_2}^2$ (서비스업)은 5.53으로 정규화되었다.

2. 베이지안 MCMC(Markov Chain Monte Carlo) 추정

모형의 추정은 1980년 2/4~2015년 4/4분기까지의 전 분기 대비 생산증가율 자료를 이용하여, Kose, Otrok and Whiteman(2003) 및 Crucini, Kose and Otrok(2011)과 같이 베이지안 MCMC(Markov Chain Monte Carlo) 방법을 이용하였다. 이에 따라 본 연구는 파라미터들의 사전분포를 이들과 유사하게 다음과 같이 가정하였다. 먼저, $\alpha_j, j=1,2,\dots,23$ 의 사전분포는 표준정규분포로 가정하였다. 다음으로 모든 팩터-로딩들의 사전분포는 $N(0,100)$ 으로 했으며, 식 (4)의 교란항 $\sigma_{\epsilon_j}^2, j=1,2,\dots,23$ 의 사전분포들은 모두 역감마(inverted Gamma) 분포 (4, 0.1)를 따르는 것으로 가정하였다. 또한 식 (2)~(4)의 자기회귀과정의 파라미터들은 모두 평균이 0인 정규분포를 따르는 것으로 가정했으며, 분산은 AR(1) 파라미터의 경우를 1로 설정한 후, 자기회귀항의 시차가 증가함에 따라 분산은 2배씩 증가하는 것으로 가정하였다. 마지막으로 식 (2)~(4)에 나타나 있는 자기회귀과정의 시차는 분기자료인 점을 고려하여 모두, $p=q=4$ 로 설정하였다. Markov Chain의 수렴은 Geweke의 CD(Convergence Diagnostics)를 이용하여 점검했다. 한편, 식 (1)~(5)의 모형은 너무 많은 수의 파라미터를 포함하여 이들의 추정결과를 소개하는 것은 지면 관계상 비효율적이다. 따라서 파라미터들 중 α_j 와 팩터-로딩들의 추정결과만을 〈Appendix 1〉에 수록하였다. 부록에 수록된 추정결과는 30,000번의 MCMC⁹⁾ 결과로 얻은 사후분포를 요약한 것으로, Geweke의 CD는 모든 파라미터들이 95%신뢰수준에서 안정적 사후분포에 수렴했음을 나타내고 있다.¹⁰⁾

8) 이와 같은 방식은 Otrok and Whiteman(1998)에서 이용되었다.

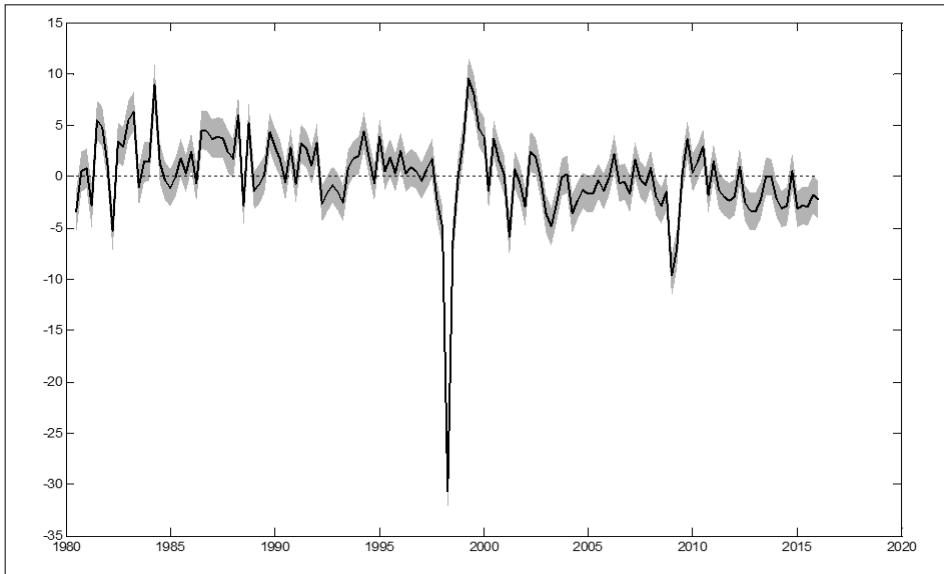
9) 10%에 해당하는 3,000개의 소각샘플(burn-in sample)을 취한 후 얻어진 표본크기를 의미한다.

10) Geweke의 CD는 대표본일 경우 표준정규분포를 따르므로 이 값의 절댓값이 1.96이하 수준이

3. 동태은닉공통인자모형의 추정결과

〈Figure 1〉은 전 산업 공통인자 f_t^n 의 사후분포로부터 얻은 중위값 및 오차범위 (16% 및 84%)를 나타내고 있다.

〈Figure 1〉 Posterior Distribution of Common Factor(Unit: %p)



- Notes: (1) The solid line denotes the median posterior estimate of the common factor, f_t^n .
 (2) The gray area shows the 68% error bands around the median posterior estimate, i.e. the upper and the lower bound are the 84% quantile and the 16% quantile of the posterior distribution.

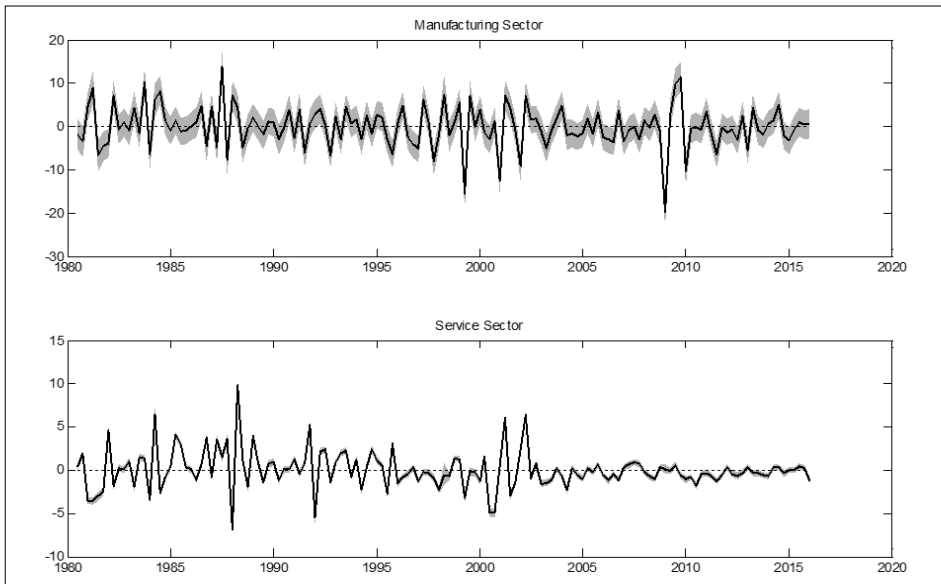
〈Figure 1〉을 살펴보면 f_t^n 은 비교적 작은 수준의 오차범위를 가지며 과거 국내 산업들의 생산이 크게 위축됐던 시점들을 잘 추적하고 있다. 예로서, 1998~1999년에 발생한 외환위기와 2007~2008년 글로벌 금융위기 시, f_t^n 이 큰 폭으로 감소하는 것으로 나타나 당시 국내 산업생산 활동이 크게 위축됐음을 나타내고 있다. 또한 f_t^n 은 산업별 생산증가율의 편차로부터 추출되었으므로, 0을 중심으로 한 f_t^n 의 변동은 산업전반의 생산증가율이 전 기간 평균증가율 이상 혹은 이하였음을 의

되면 95% 신뢰수준에서 수렴한 것으로 판단한다.

미한다. 이에 기초하여 <Figure 1>을 살펴보면 f_t^n 은 2000년 이전에는 주로 평균증가율 이상의 값을 갖는 것으로 나타나고 있으나, 2000년 이후에는 평균증가율 이하의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 따라서 이는 <Table 1>에서 살펴본 바와 같이 2000년 이후 나타나는 산업 생산증가율의 감소는 특정 산업 혹은 산업 군에 한정된 현상이 아니라, 전 산업에서 발견되는 공통추세임을 의미하는 것이다.

<Figure 2>는 산업 군별 공통인자 $f_t^{r^k}$, $k=1,2$ 의 사후분포로부터 얻은 중위값 및 오차범위(16% 및 84%)를 나타내고 있다. <Figure 2>를 살펴보면 $f_t^{r^k}$ 역시 f_t^n 과 같이 비교적 작은 수준의 오차범위를 가지며 0을 중심으로 변동하는 것으로 나타나고 있다. 산업 군별 공통인자들의 변동 폭은 f_t^n 에 비해 작은 것으로 나타나고 있으며, 산업 군별 공통인자들 간에는 제조업군의 공통인자($f_t^{r^1}$)가 서비스업군의 공통인자($f_t^{r^2}$)보다 변동 폭이 더 큰 것으로 나타나고 있다.

<Figure 2> Posterior Distribution of Sectoral Common Factors(Unit: %p)



- Notes: (1) The solid line denotes the median posterior estimate of the sectoral common factors, f_t^k , $k=1,2$.
- (2) The gray area shows the 68% error bands around the median posterior estimate, i.e. the upper and the lower bound are the 84% quantile and the 16% quantile of the posterior distribution.

4. 분산분해

본 연구는 산업별 생산변동에서 공통인자 및 산업고유충격이 차지하는 기여도를 구하기 위해, Kose, Otrok and Whiteman(2003) 및 Crucini, Kose and Otrok (2011) 에서와 같이 식 (1) 을 분산분해 하였다.

$$\begin{aligned} var(y_{jt}) &= (\beta_j^n)^2 var(f_t^n) + (\beta_j^{r_k})^2 var(f_t^{r_k}) + var(\epsilon_{jt}), \\ j &= 1, 2, \dots, 23, \quad k = 1, 2 \end{aligned} \quad (6)$$

따라서 y_{jt} 의 총 변동에서 f_t^n 의 변동이 차지하는 기여도는 식 (7) 과 같으며, 같은 방식으로 $f_t^{r_k}$ 및 ϵ_{jt} 의 변동이 차지하는 기여도 역시 구할 수 있다.

$$\frac{(\beta_j^n)^2 var(f_t^n)}{var(y_{jt})}, \quad j = 1, 2, \dots, 23 \quad (7)$$

이상의 분산분해 과정은 동태은닉공통인자모형 추정과정에 포함됐으며, <Table 3>은 이로부터 얻어진 기간별 분산분해 사후분포의 중위값을 나타내고 있다.

기간별 분산분해 결과를 살펴보면 f_t^n 의 전 산업 평균기여율은 2000년 이전에는 22.11%였으나, 2000년 이후에는 13.65%로 감소한 것으로 나타나고 있다. 반면, $f_t^{r_k}$ 및 ϵ_{jt} 의 전 산업 평균기여율은 2000년 이전에는 각각 12.20%와 65.51%였으나, 2000년 이후에는 14.92%와 71.06%로 증가하였다. 이와 같은 결과는 산업별 생산변동에 있어 2000년 이후부터는 산업적 성격을 갖는 요인들의 영향력이 더욱 증가하여, 이들이 산업별 경기변동의 주요 원동력이 되고 있음을 의미한다. 특히, 이와 같은 점은 <Table 2>에서 동일 산업 군에 속하는 산업들 간의 상관계수들이 2000년 이후부터 감소한 원인이 주로 전 산업 동조성의 영향력 감소에 기인하는 것임을 지적하는 것이다. 다시 말해, 산업별 생산증가율 변동에서 동일 산업 군에 존재하는 동조성의 영향력은 증가한 반면, 전 산업에 존재하는 동조성의 영향력은 크게 감소하여 이들 모두의 영향을 받는 상관계수가 감소했다는 것이다.

〈Table 3〉 Variance Decompositions of Sectoral Output Growth Rates(Unit: %)

	1980~2015			1980~1999			2000~2015		
	f_t^n	$f_t^{r_k}$	ϵ_{jt}	f_t^n	$f_t^{r_k}$	ϵ_{jt}	f_t^n	$f_t^{r_k}$	ϵ_{jt}
Food, beverages, tobacco	11.83	26.60	61.47	11.83	26.11	61.68	8.57	28.38	62.57
Textiles, leather, fur products	31.21	5.13	63.46	38.16	3.98	57.55	24.52	7.50	67.39
Wood, paper, printing, reproduction	24.69	26.79	48.36	27.62	24.36	47.83	11.99	34.97	52.50
Coal, petroleum products	0.10	2.73	97.10	0.08	1.73	98.11	0.28	9.42	90.12
Chemical products	12.28	42.58	45.10	7.13	37.65	55.12	24.53	45.64	29.55
Non-metallic mineral products	32.84	6.90	59.99	38.12	4.80	56.68	18.06	16.67	64.78
Primary metal products	17.23	33.20	49.45	15.83	25.92	58.07	19.08	39.93	40.64
Metal products	10.69	5.28	83.75	9.45	10.15	80.20	7.22	0.73	91.45
General machinery	51.22	1.06	47.48	54.66	0.52	44.52	37.76	9.01	52.76
Electric machinery	0.92	4.32	94.60	0.21	6.95	92.71	1.65	0.64	97.04
Precision instrument	16.19	1.33	82.14	21.85	2.09	75.62	6.68	0.99	91.74
Transport equipment	20.22	7.37	72.18	21.03	10.23	68.39	15.01	8.47	75.90
Other manufacturing	19.72	10.40	69.62	20.55	14.42	64.79	22.86	5.69	70.87
Wholesale, retail trade, restaurants, hotels	42.08	8.68	49.19	42.37	9.79	47.80	32.86	3.97	62.93
Transport, storage	42.02	0.22	57.63	45.97	0.17	53.75	32.06	4.54	63.13
Finance, insurance	4.04	95.09	0.45	5.99	93.30	0.32	0.51	98.14	0.78
Real estate, renting	2.69	1.23	96.01	0.07	2.45	97.47	1.20	7.71	90.91
Information, communication	23.67	2.59	73.68	28.01	0.52	71.40	0.97	7.99	90.86
Business activities	43.25	0.36	56.26	43.81	0.48	55.58	22.27	2.61	74.93
Public administration, defense	2.82	0.36	96.77	0.08	1.33	98.58	1.20	3.52	95.16
Education	17.45	1.65	80.88	18.21	0.29	81.45	4.75	3.78	91.39
Health, social welfare	7.31	1.63	91.05	8.36	1.44	90.18	0.25	0.05	99.65
Culture, other service activities	44.87	2.89	52.09	49.08	2.04	48.74	19.57	2.83	77.41
Average of total industry	20.84	12.54	66.47	22.11	12.20	65.51	13.65	14.92	71.06

한편, 본 연구는 추정과정에서 발생하는 두 번째 식별문제를 해결하기 위해 정규화시킨 공통인자 교란항들의 분산(σ_n^2 및 $\sigma_{r_k}^2$) 값 변화가 〈Table 3〉의 분산분해 결과에 큰 영향을 미치지 못한다는 점을 점검하였다. 이를 위해 앞서 정규화 방식을 설명한 기준모형과 달리, 교란항들이 모두 표준정규분포를 따르도록 정규화시킨 대안모형을 추정함으로써 강건성을 점검하였다. 대안모형의 추정은 기준모형과 같이 30,000번의 MCMC에 의해 이루어졌으며,¹¹⁾ 이로부터 얻은 공통인자 및 분산분해

의 사후분포(중위값 기준)는 〈Appendix 2〉에 수록하였다. 〈Appendix 2〉의 〈Figure A1〉은 기준모형과 대안모형에서 추정된 전 산업 공통인자와 산업 군별 공통인자들의 사후분포를 비교하고 있으며,¹²⁾ 〈Table A1〉은 대안모형에서 추정된 분산분해 결과를 나타내고 있다. 〈Table A1〉을 살펴보면 두 모형에서 추정된 분산분해 결과는 거의 차이를 갖지 않음을 나타내고 있다. 따라서 이상의 결과는 일단 MCMC에 의해 공통인자들과 파라미터들의 안정적 사후분포가 얻어지기만 하면, 정규화시킨 교란항들의 분산 값은 추정결과에 큰 영향을 미치지 않음을 나타내는 것이라 할 수 있다.

5. 공통인자모형의 한계점

이제 지금까지 살펴본 공통인자모형의 분석결과가 갖는 한계점에 관해 살펴보고자 한다. Forni and Reichlin(1998) 및 Foerster, Sarte and Watson(2011)은 공통인자모형이 가정하는 ϵ_{jt} 들 간의 상호 독립성은 산업고유충격의 효과가 투입-산출 연관성에 의해 경제전체로 전파되는 경로를 반영하지 못함을 지적하였다. 이는 산업들 간의 투입-산출 연관성은 ϵ_{jt} 들 간의 공분산이 존재함을 의미하며, 산업고유충격에 의한 동조성은 바로 이 공분산 구조에 의해 나타나기 때문이다. 따라서 ϵ_{jt} 들 간의 상호 독립성을 가정할 경우, 총체적 충격과 산업고유충격에 의해 발생하는 동조성은 공통인자에 의해서만 추정되게 된다. 이는 〈Table 3〉에 나타난 f_t^n 의 기여율은 총체적 충격과 산업고유충격에 의해 나타난 동조성의 기여율을 추정하고 있다는 뜻이며, ϵ_{jt} 의 기여율은 해당 산업의 생산변동에만 영향을 미치는 산업고유충격의 기여율만을 나타냄을 의미하는 것이다. 따라서 이와 같은 점을 고려하지 않고 공통인자가 추적한 동조성을 총체적 충격의 영향만으로 해석할 경우, 총체적 충격의 기여율은 과대추정 되게 되는 것이다.

이와 같은 이유로 Foerster, Sarte and Watson(2011)은 공통인자모형이 다부문

11) MCMC의 수렴은 기준모형과 같이 Geweke의 CD를 통해 점검했으며, 95% 신뢰수준에서 모든 파라미터가 수렴하였다.

12) 두 모형 중 대안모형의 분산 값들이 작게 정규화 되었으므로 용이한 비교를 위해 〈Figure A1〉의 양 좌표축이 기준모형과 대안모형의 값을 각각 나타내도록 하였다. 이에 따라 좌측 축은 기본모형을 나타내며, 우측 축은 대안모형을 나타낸다.

실물경기변동모형의 축약형으로 표현될 조건을 도출한 후, 이로부터 상호 독립적인 산업고유충격을 추출하여 산업고유충격의 기여도를 재추정하였다. 그 결과, 공통인자모형은 구조적 모형에 비해 총체적 충격의 기여율을 과대추정하며, 두 모형 추정치들 간의 차이는 대완화 현상 이후 더욱 확대됨을 지적하였다. 한편, Forni and Reichlin (1998)은 공통인자모형의 상호 독립성 가정 뿐 아니라, 산업 군별 공통인자까지 누락시켜 모형을 지나치게 단순화시키는 점을 비판하였다. 그러나 이들은 모형설정검정에서 이와 같은 문제들이 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타남에 따라, 추정된 공통인자가 총체적 충격에 의해 발생한 동조성만을 반영하는 것으로 해석하였다. 본 연구는 선행연구들에서 지적되고 있는 공통인자모형의 이와 같은 문제점들을 해결하기 위해 다음과 같은 두 가지 방식을 취하였다. 먼저, 앞서 살펴본 바와 같이 동일 산업 군에 속한 산업들의 생산변동에서 나타나는 동조성은 산업 군별 공통인자를 식 (1)에 도입함으로써 해결하였다. 다음으로 ϵ_{jt} 들 간의 상호-독립성 가정이 발생시키는 문제점은 식 (1)로부터 추정된 공통인자를 SVAR모형에 포함시킨 후, 이에 영향을 미치는 구조적 충격을 총체적 충격과 산업고유충격으로 식별함으로써 해결하였다.

IV. SVAR 모형을 이용한 분석

전 산업 동조성에 영향을 미치는 구조적 충격들을 식별함에 있어 다음과 같은 두 가지 어려움이 존재한다. 먼저, 자유도 확보를 위해 분석대상인 23개 산업의 산출량 자료를 SVAR모형에 모두 포함시킬 수 없다는 점이며, 다음으로는 전 산업 동조성에 영향을 미치는 총체적 충격을 모두 식별하는 것이 불가능하다는 점이다. 본 연구는 이와 같은 어려움을 고려하여 다음과 같은 대안적 분석방식을 취하기로 하였다. 먼저, 23개 산업을 3개 상위 산업으로 분류하여 이들 산업들의 산출량과 거시변수들을 포함하는 중규모 SVAR모형을 구축하였다. 이를 위해 제조업 13개 산업을 소비재산업 및 기초소재·조립가공산업 등 2개 산업으로, 서비스업 10개 산업을 서비스산업으로 분류하였다. 다음으로 SVAR모형으로 모든 총체적 충격들을 식별하기 보다는 산업들 간의 투입-산출 연관성에 의해 동조성을 유발시키는 산업고유충격만을 식별한 후, 이 충격에 의해 설명될 수 없는 변동을 총체적 충격에 의한 동조성으로 해석하였다. 이를 위해 본 연구는 Faust (1998), Canova and Pina

(1999), Canova and Nicolò (2002) 및 Uhlig (2005) 가 제안한 부호제약 접근법을 이용하였다. 부호제약 접근법이란 구조적 교란항에 대한 충격반응함수의 부호에 경제이론과 부합하는 부호제약을 일정기간(s) 동안 부과함으로써 구조적 충격을 식별하는 방식을 의미한다. 부호제약 접근법의 장점은 본 연구에서와 같이 모든 구조적 충격들을 식별할 필요 없이, 필요한 구조적 충격만을 식별할 수 있다는 것이다.

1. SVAR모형의 구조 및 식별방법

상수항 및 추세변수 등과 같은 결정변수들을 무시할 경우, SVAR모형은 다음과 같이 표현된다.

$$A(L)X_t = v_t, \quad v_t \sim N(0, I) \quad (8)$$

식 (8)에서 $A(L)$ 은 시차연산자 L 에 대한 $(n \times n)$ 다항 계수행렬이며, X_t 는 산업별 실질GDP, 공통인자 및 산업별 중간투입률 등을 포함하는 $(n \times 1)$ 벡터이다. v_t 는 $(n \times 1)$ 구조적 교란항 벡터로 상호 독립적인 표준정규분포를 따르는 것으로 가정되었다. 이제 식 (8)의 양변에 당기 구조계수행렬 $A_0 (= A(0))$ 의 역행렬 A_0^{-1} 을 곱하면 다음과 같은 축약형 VAR모형을 얻게 된다.

$$\Phi(L)X_t = \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \Omega) \quad (9)$$

구조적 충격의 식별은 추정된 식 (9)의 축약형 VAR모형으로부터 식 (8)의 당기 구조계수행렬 $A_0 (= A(0))$ 을 식별하는 작업을 의미하며, 부호제약에 의한 식별과정은 다음과 같이 설명될 수 있다. 먼저, 식 (8) 및 식 (9)의 벡터 X_t 에 산업별 실질GDP, 산업별 중간투입률 및 전 산업 공통인자 f_t^n 을 포함시켰다. 그러나 전술한 바와 같이 23개 산업의 실질GDP 및 중간투입률을 모두 포함시키는 것은 불가능하므로, 13개 제조업 중 음식료품 및 담배제조업, 섬유 및 가죽제품 제조업, 및 기타제조업은 소비재산업으로, 그 외 제조업들은 기초소재·조립가공산업으로, 그리고 10개 서비스업은 서비스산업으로 분류하였다. 이에 따라 X_t 는 이들 3개 산업의

실질GDP 및 중간투입률과 전 산업 공통인자를 포함하는 (7×1) 벡터로 정의된다. 여기서, 산업별 중간투입률이란 각 산업의 총 중간재투입 중 다른 산업 생산물이 중간재로 투입되는 비율을 의미한다. 예로서, 소비재산업의 중간투입률이란 소비재산업의 생산에 투입된 총 중간재투입량 중 소비재를 제외한 기초소재·조립가공 산업 및 서비스산업의 생산물이 중간재로 투입되는 비율을 의미한다.

이와 같은 모형설정에 기초하여 전 산업의 동조성을 유발시키는 $j(j=1,2,3)$ 번째 산업고유충격은 3개 산업들의 실질GDP 및 j 번째 산업의 중간투입률의 충격반응함수들을 s 기간 동안 증가시키는 구조적 충격으로 정의되었다. 이는 Long and Plosser (1983) 및 Horvath (1998, 2000)의 지적과 같이 한 산업의 생산성 증가는 산업들 간의 투입-산출 연관성에 의해 전 산업의 산출량을 증가시킨다는 이론을 반영하기 위한 제약들이다. 다시 말해, j 번째 산업의 생산성 충격은 해당 산업의 산출량을 직접적으로 증가시킬 뿐 아니라, 생산에 이용되는 중간재 투입량을 증가시켜 다른 산업들의 산출량도 함께 증가시키는 구조적 충격임을 의미하는 것이다.

〈Table 4〉 Identifying Sign Restrictions

Variables Sectoral Shocks	Output of Sector 1	Output of Sector 2	Output of Sector 3	Intermediate Input Rate of Sector 1	Intermediate Input Rate of Sector 2	Intermediate Input Rate of Sector 3	Common Factor
Sector 1 (Consumer Goods)	+	+	+	+			
Sector 2 (Primary Materials · Processing Assembly Goods)	+	+	+		+		
Sector 3 (Service Goods)	+	+	+			+	

Notes : A “+” means that the impulse response of the variable is restricted to be positive for three quarters following the shocks, including the quarter of impact. However, a blank entry indicates that no restrictions have been imposed.

〈Table 4〉는 이와 같이 정의된 산업고유충격을 식별하기 위해 본 연구가 부과한 부호제약들을 나타내는 것으로, “+”는 산업고유충격에 반응하여 해당 변수의 충격반응함수가 s 기간 동안 증가함을 의미한다. 한편, 〈Table 4〉에서 공통인자의 충격반응함수에는 아무런 부호제약도 가하지 않았다. 이는 경제이론에 의해 양(+)의 산

업고유충격은 산업생산의 동조성을 증가시킬 것으로 예측되나, 이를 부호제약으로 부과하기 보다는 자료를 통해 직접 살펴보기 위함이다. Uhlig (2005)는 이와 같은 접근방식을 “불가지론 접근법”이라 칭하였다.

2. 자료 및 추정방법

SVAR모형의 추정기간은 1980년 2/4~2014년 4/4분기까지이다.¹³⁾ 추정에 이용된 산업별 실질GDP는 계절조정된 자료로, 로그-차분된 전 분기 대비 증가율을 이용하였다. 한편, 산업연관표로부터 산출되는 중간투입률은 연간자료이므로 spline 보간법(interpolation)을 적용하여 분기별 자료를 얻은 후,¹⁴⁾ 이를 다시 차분한 자료를 이용하였다. SVAR모형의 추정은 베이지안 추론법을 이용하였다. 이에 따라 식 (9)의 다항계수행렬 $\Phi(L)$ 과 분산-공분산 행렬 Ω 의 사전분포로는 Uhlig (2005)와 같이 정규-위샷 분포(Normal-Wishart distribution)를 따르는 것으로 가정하였다. 이는 식 (9)에서 $L = p$ 인 경우, $(n \times n)$ 계수행렬 $\Phi_i(\Phi(i))$, $i = 1, 2, \dots, p$ 로 구성된 $(n \times np)$ 행렬 $B = [\Phi_1 \Phi_2 \dots \Phi_p]$ 와 Ω 가 정규-위샷분포를 따른다는 것이다. 다시 말해, $\Omega^{-1} \sim Wishart(\nu, \Lambda^{-1})$ 이며, $b(=vec(B)) | \Omega^{-1} \sim N(b_0, \Omega \otimes \Sigma_0)$ 임을 의미하는 것이다. 본 연구는 Uhlig (1995)에서와 같이 사전분포의 초월-파라미터(hyper-parameter)인 ν 의 값에는 0을, Σ_0 및 Λ^{-1} 은 단위행렬, 그리고 b_0 는 0벡터를 지정하였다. 본 연구에서 설정한 SVAR모형은 전 산업 공통인자 f_t^m 을 포함하고 있으므로 SVAR모형의 추정을 제Ⅲ장의 MCMC과정에 통합시키는 것이 이상적이라 할 수 있다. 그러나 이는 엄청난 연산비용을 요구하므로, 본 연구는 추정의 효율성 확보를 위해 제Ⅲ장에서 추정된 공통인자의 중위값을 SVAR모형에 포함시켰다.¹⁵⁾ 한편, <Table 4>의 부호제약을 충족시키는 충격행렬(impulse matrix)은

13) 산업연관표의 경우 2014년까지만 연장표가 존재하므로 이로부터 얻을 수 있는 중간투입률 역시 2014년 4/4분기까지만 존재한다. 이와 같은 이유로 제Ⅲ장에서 산업별 실질GDP자료를 이용한 공통인자모형의 추정기간은 1980년 2/4~2015년 4/4분기까지였으나, SVAR모형의 추정은 2014년 4/4분기까지만 이루어졌다.

14) 1980, 1983, 1985, 1990, 1993, 1995, 1998, 2000, 2003, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014년도의 생산자가격 평가표를 이용하여 구하였다.

15) Del Negro and Otrok (2007)은 이와 같은 추정방식은 SVAR모형의 추정과정에서 공통인자의 추정치가 갖는 불확실성을 반영하지 못하는 단점을 갖고 있으나, <Figure 1>에서와 같이 공

QR-분해를 이용하는 Rubio-Ramírez, Waggoner and Zha (2006)의 알고리즘을 이용했으며, 충격반응함수의 사후분포는 5,000번의 몬테칼로 시뮬레이션을 통해 구해졌다. 마지막으로 SVAR모형의 시차는 2로 설정하였다.¹⁶⁾

3. 추정결과

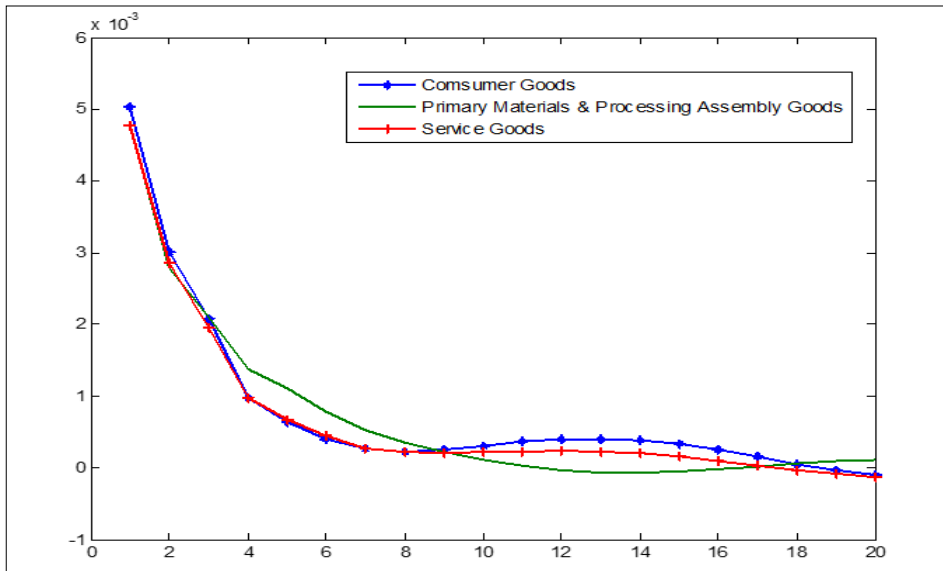
〈Figure 3〉는 〈Table 4〉의 부호제약들을 동시에 충족시키는 각각의 산업고유충격이 표준편차 1단위 크기로 발생했을 때, 이에 반응하는 공통인자의 충격반응함수들을(중위값 기준) 나타내고 있다. 본 연구는 〈Table 4〉의 부호제약이 성립하는 기간 s 를 1~4분기까지 바꾸어가며 추정치의 변화를 살펴보았으나, 충격반응함수들은 s 와 무관하게 유사한 형태를 보이며 68% 오차범위(14~86% 분위값)에서 통계적 유의성을 갖는 것으로 나타났다. 이 경우, 공통인자의 반응크기는 $s = 1$ 에서 가장 작았으며 $s = 3$ 에서 가장 크게 나타났으나, 전반적으로 $s = 2 \sim 4$ 에서는 큰 차이를 갖지 않았다. 〈Figure 3〉의 충격반응함수들은 충격의 효과가 가장 크게 나타나는 $s = 3$ 인 경우의 결과들로, 이는 충격이 발생한 기간을 포함하여 3분기 동안 〈Table 4〉의 부호제약들이 동시에 모두 충족되어야 함을 의미한다. 지면관계상 s 의 변화에 따른 추정결과는 〈Appendix 3〉에 수록하였다.¹⁷⁾ 〈Figure 3〉의 충격반응함수들은 특정 산업에서 발생한 산업고유충격은 투입-산출 연관성에 의해 나타나는 동조성을 증가시킴을 나타내고 있다. 특히, 이와 같은 동조성은 충격발생 직후 가장 큰 폭으로 증가한 후, 시간이 경과함에 따라 충격의 효과도 점차 사라지는 형태를 갖는 것으로 나타나고 있다. 또한 각 산업별 고유충격에 대한 공통인자의 반응크기도 큰 차이를 갖지 않는 것으로 나타나고 있다.

통인자의 오차범위가 작을 경우에는 큰 문제가 되지 못함을 지적하였다.

16) SIC (Schwarz Information Criterion) 기준은 SVAR모형의 적정시차가 3임을 지적했으나, 추정에 이용되는 자료의 수가 139개로 이 경우 음(-)의 자유도를 갖게 된다. 따라서 본 연구는 SVAR모형이 동태적 특성과 함께 최대한의 양(+)의 자유도를 확보할 수 있도록 적정시차를 2로 설정하였다.

17) s 의 변화에 따른 충격반응함수 및 분산분해 결과(중위값 기준)의 변화를 그래프로 나타냈다.

〈Figure 3〉 Impulse Response Functions of Common Factor(Unit: %p)



다음으로 〈Table 5〉는 공통인자 변동의 분산분해(중위값 기준)¹⁸⁾ 결과를 나타내고 있다. 〈Table 5〉를 살펴보면 공통인자의 총 변동에서 개별 산업고유충격이 차지하는 기여율은 6~10% 수준이며, 기여율의 크기는 소비재산업, 기초소재·조립가 공산업 그리고 서비스산업의 순으로 나타났다. 이에 따라 공통인자의 총 변동에서 3개 산업고유충격들이 차지하는 기여율의 합은 21~28% 수준으로 나타났다. 한편, 공통인자의 총 변동 중 이들 산업고유충격들에 의해 설명되지 못하는 변동을 총체적 충격에 의한 변동으로 정의할 경우, 총체적 충격은 공통인자 총 변동의 72~78% 수준을 설명하는 것으로 나타났다. 따라서 이와 같은 결과는 국내 산업생산 변동에서 발견되는 동조성은 산업고유충격보다는 총체적 충격에 의해 주로 설명될 수 있음을 의미하는 것이다. 마지막으로 각 산업고유충격의 기여율은 충격발생 직후에 가장 크게 나타난 후, 시간이 경과함에 따라 점차 감소하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 기여율의 이와 같은 동태적 특성은 산업고유충격은 주로 동조성의 단

18) 이 역시, 부호제약이 성립하는 기간 s 를 1~4분기까지 바꾸어가며 추정결과의 변화를 살펴본다, 충격반응함수와 같이 $s=1$ 에서 산업고유충격들의 기여도가 가장 작고, $s=3$ 에서 가장 큰 것으로 나타났다. 또한 $s=2\sim4$ 에서 산업고유충격들의 기여도는 큰 차이를 갖지 않는 것으로 나타났다.

기적 변동을 설명하는 요인인 반면, 총체적 충격은 장기적 변동을 설명하는 요인임을 의미하는 것이다.

〈Table 5〉 Fraction of Common Factor Explained by Structural Shocks(Unit:%)

Shocks		Horizon					
		h=1	h=4	h=8	h=12	h=16	h=20
Sector-Specific Shocks	Consumer Goods	10.02	8.16	7.82	7.68	7.64	7.61
	Primary Materials · Processing Assembly Goods	8.83	7.76	7.78	7.48	7.30	7.29
	Service Goods	8.42	7.41	7.00	6.76	6.64	6.57
	Sum of Sector-Specific Shocks	27.26	23.33	22.61	22.91	21.58	21.47
Aggregate Shocks		72.74	76.67	77.39	78.09	78.42	78.53

Notes: “h” stands for a “horizon”.

4. 산업별 생산변동에서 차지하는 총체적 충격의 기여도

전술한 바와 같이 공통인자모형에서 동조성을 추적하는 공통인자의 변동을 모두 총체적 충격의 영향으로 해석할 경우, 총체적 충격의 역할은 과대추정된다. 이는 산업별 생산변동에서 나타나는 동조성은 총체적 충격 뿐 아니라, 산업고유충격에 의해서도 발생하기 때문이다. 따라서 본 연구는 이를 해결하기 위해 SVAR모형에서 총체적 충격에 의해 설명되는 동조성의 변동부분을 식별한 후, 이를 고려하여 산업별 생산변동에서 차지하는 총체적 충격의 역할을 재추정하였다. 이와 같은 과정으로부터 얻어지는 총체적 충격의 기여율은 산업별 생산변동에서 총체적 충격에 의해 설명되는 전 산업 공통인자 f_t^n 의 기여율로 정의될 수 있다.

〈Table 6〉은 〈Table 3〉에 나타나 있는 산업별 생산변동의 분산분해 결과(1980~2015년)에 SVAR모형의 분산분해 결과를 적용하여 재추정한 총체적 충격의 기여율을 나타내고 있다.¹⁹⁾ 이에 따라 〈Table 6〉의 4열은 〈Table 3〉에 나타나 있는 f_t^n 의 기여율을, 2~3열은 각 산업의 생산변동 중 총체적 충격과 산업고유충격에 의해 설명되는 기여율을 각각 나타내고 있다. 따라서 공통인자의 변동을 총체적 충격의 영

19) 전 산업 공통인자 f_t^n 의 변동에서 총체적 충격이 차지하는 기여율의 20분기 평균값인 77.41%를 적용하였다.

향만으로 해석할 경우, 산업별 생산변동에서 차지하는 총체적 충격의 기여율은 4열로 추정된다. 그러나 본 연구와 같이 SVAR모형에 의해 동조성의 원인을 분해하여 이를 반영할 경우, 산업별 생산변동에서 차지하는 총체적 충격의 기여율은 2열로 재추정되게 된다. <Table 6>을 살펴보면 기계 및 장비제조업 산업(39.65%), 문화 및 기타서비스업(34.73%), 사업서비스업(33.48%), 도소매 및 음식숙박업(32.58%) 및 운수 및 보관업(32.53%)에서는 총체적 충격의 기여율이 높게 나타나는 반면, 석탄 및 석유제품 제조업(0.08%)과 전기 및 전자기기 제조업(0.71%)에서는 총체적 충격의 기여율이 거의 없는 것으로 나타나고 있다. 또한 총체적 충격의 제조업 및 서비스업 평균기여율은 각각 14.83%와 17.82%로 나타났으며, 전 산업 평균기여율은 16.13%로 나타났다. 따라서 이처럼 동조성의 원인을 고려하여 재추정이 이루어지지 않을 경우, 총체적 충격의 기여율은 전 산업평균 4.71% 과대추정되며, 제조업 및 서비스업에서는 각각 4.33% 및 5.20% 과대추정되는 것으로 나타났다.²⁰⁾

마지막으로 산업별 산출량 변동에서 차지하는 총체적 충격의 역할을 분석한 국내외 선행연구들과 본 연구의 분석결과를 비교해 보고자 한다. 먼저, 해외의 경우 Long and Plosser(1987)는 1948~1981년까지 미국 13개 제조업을 대상으로 한 분석에서 산업별 산출량들 간의 상관계수 및 공통인자 기여율의 중위값은 각각 0.377과 41% 수준임을 지적하였다. 또한 1972~2007년까지 미국 117개 제조업을 분석한 Foerster, Sarte and Watson(2011)은 대완화 현상 이전기간 및 이후기간의 상관계수 평균은 0.27과 0.11이며, 공통인자의 평균기여율은 41%와 19% 수준임을 지적하였다. 따라서 이상의 결과들은 국내 산업과 같이 미국 제조업의 경우도 동조성과 공통인자의 기여율이 모두 감소추세를 보이고 있음을 의미한다. 특히, 본 연구와 분석기간이 상당기간 일치하는 Foerster, Sarte and Watson(2011)의 대완화 현상 이후기간(1984~2007년)과 본 연구를 비교해보면, 상관계수의 경우는 국내 전 산업평균(0.24) 및 제조업평균(0.22)이 다소 높은 것으로 나타났으나, 공통인자의 경우는 국내 전 산업 평균기여율(20.84%) 및 제조업 평균기여율(19.16%)이 미국 제조업 평균기여율(19%)과 거의 유사한 값을 갖는 것으로 나타났다.

20) 이는 산업별 생산변동에서 차지하는 공통인자의 기여율 평균(4열)에서 재추정된 총체적 충격의 기여율(2열)을 빼준 수치이다.

〈Table 6〉 Fraction of Sectoral Output Growth Rates Explained
by Aggregate Shocks(Unit: %)

	Common Factor (f_t^m)		
	Aggregate Shocks	Sector Specific Shocks	Sum
Food, beverages, tobacco	9.16	2.67	11.83
Textiles, leather, fur products	24.16	7.05	31.21
Wood, paper, printing, reproduction	19.11	5.58	24.69
Coal, petroleum products	0.08	0.02	0.10
Chemical products	9.50	2.77	12.28
Non-metallic mineral products	25.42	7.42	32.84
Primary metal products	13.33	3.89	17.23
Metal products	8.28	2.42	10.69
General machinery	39.65	11.57	51.22
Electric machinery	0.71	0.21	0.92
Precision instrument	12.53	3.66	16.19
Transport equipment	15.65	4.57	20.22
Other manufacturing	15.26	4.45	19.72
Wholesale, retail trade, restaurants, hotels	32.58	9.51	42.08
Transport, storage	32.53	9.49	42.02
Finance, insurance	3.13	0.91	4.04
Real estate, renting	2.08	0.61	2.69
Information, communication	18.33	5.35	23.67
Business activities	33.48	9.77	43.25
Public administration, defense	2.18	0.64	2.82
Education	13.50	3.94	17.45
Health, social welfare	5.66	1.65	7.31
Culture, other service activities	34.73	10.14	44.87
Average of Manufacturing Sector	14.83	4.33	19.16
Average of Service Sector	17.82	5.20	23.02
Average of Total Industry	16.13	4.71	20.84

한편, 국내 대부분의 연구들은 총체적 충격의 역할을 분석함에 있어 공통인자모형보다 주로 VAR모형을 이용하고 있다. 먼저, 이충열·유경근·심원철(2007)²¹⁾의 경우, 본 연구와 같이 석유정제산업에서 총체적 충격(유가충격, 해외수요충격, 금리충격, 국내수요충격 및 물가충격)의 기여율이 가장 낮은 것으로 나타났으나, 총체적 충격의 기여율은²²⁾은 본 연구의 추정치인 0.08%에 비해 매우 높은 30% 수준으로 추정되었다. 또한 총체적 충격의 제조업 평균기여율은 60% 수준으로 추정

21) 제조업을 대상으로 했으며, 1977년 1/4~2005년 2/4분기까지의 분기별 자료를 이용하였다.

22) 예측오차 분산분해 결과의 10분기 평균기여율을 의미한다.

되어, 본 연구의 추정치인 14.83%에 비해서도 4배가량 큰 것으로 나타났다. 다음으로 김상봉·김우철·유종만(2009)²³⁾에서도 총체적 충격(유가충격, 해외수요충격, 금리충격, 국내수요충격 및 환율충격)의 제조업 및 서비스업 평균기여율은 각각 55%와 50% 수준으로 추정되어, 본 연구의 추정치에 비해 4배 정도 큰 것으로 나타났다. 한편, 시간-가변적 VAR모형을 추정한 황선웅·민성환·신동현·김기호(2014)의 경우, 1995년에는 충격발생 20분기 이후 총체적 충격(세계경기충격, 유가충격, 재정지출충격, 국내경기충격, 물가충격 및 금리충격)의 전 산업 평균기여율이 50.65%로 나타났으며, 2000년에는 47.71%로 나타났다. 특히, 이들 연구에서 총체적 충격의 전 산업 평균기여율이 본 연구의 16.13%와 유사한 수치를 갖는 경우는 충격 발생 1분기 이후(1995년 14.37%, 2010년 14.79%)인 것으로 나타났다.²⁴⁾

지금까지 살펴본 바와 같이 본 연구를 포함하여 공통인자모형을 이용한 연구들에서 추정된 공통인자의 기여율은 감소추세를 보이고 있을 뿐 아니라, 추정치에 있어서도 큰 차이를 갖지 않고 있다. 반면, VAR모형을 이용한 연구들에서 추정된 총체적 충격의 기여율은 본 연구에 비해 과대추정되는 경향을 보이고 있다. 이처럼 두 모형에서 추정된 총체적 충격의 기여율이 큰 차이를 보이는 원인은 공통인자모형에서 총체적 충격을 반영하는 공통인자의 기여율이 작은 수준으로 추정되기 때문이며, 그 원인은 다음과 같이 두 모형의 장단점을 살펴봄으로서 추측할 수 있다. 공통인자모형은 총체적 충격 및 산업고유충격에 의해 나타나는 동조성을 공통인자를 추출함으로서 추정한다. 따라서 공통인자모형은 총체적 충격들을 식별하지 못하는 단점이 있으나, 추정된 공통인자의 기여율은 총체적 충격들이 가질 수 있는 최대 기여율로 해석될 수 있다는 장점을 갖는다. 반면, VAR모형은 산업별 생산변동에 영향을 미치는 총체적 충격들을 식별할 수 있는 장점을 갖고 있으나, 총체적 충격의 기여율은 식별방식에 영향을 받는 단점이 존재한다. 특히, 다양한 종류의 총체적 충격들을 정확히 식별하기 위해서는 많은 변수들이 포함되어야 하고 경제이론에

23) 제조업 자료는 제조업 생산지수를 이용했으며, 서비스업은 국민계정 자료를 이용하였다. 분석기간은 1980년 1/4~2008년 4/4분기이다.

24) 이와 관련하여 <Table 4>의 부호제약이 성립해야 하는 기간 s 가 1분기 인 경우, 공통인자 변동에서 차지하는 총체적 충격의 기여율이 가장 크게 나타난다. 이 경우, 총체적 충격의 20분기 평균기여율은 90.93%로, 이를 적용하여 재추정한 총체적 충격의 전 산업 평균기여율은 18.95%, 제조업 및 서비스업 평균기여율은 각각 17.43%와 20.93%로 이 역시 기존 연구들의 추정치에 비해 작은 것으로 나타났다.

기초한 엄격한 제약조건들이 필요하나, 현실적으로 이를 완벽히 충족시키기는 매우 어렵다. 예로서, 앞서 살펴본 연구들은 총체적 충격들을 식별하기 위해 출레스키 분해방식을 이용하고 있으나, 이는 축차적 경제구조를 가정하는 단순한 형태의 식별방식이다. 따라서 이와 같은 어려움으로 총체적 충격을 정확히 식별하지 못할 경우, 총체적 충격의 기여율은 공통인자모형에 비해 VAR모형에서 과대추정(혹은 과소추정) 될 가능성이 높다 할 것이다.

V. 결 론

산업별 경기변동의 특성 및 주요 원인에 관한 이해는 경기전망에 필요한 정보 뿐 아니라, 산업정책수립에 중요한 함의를 제공한다. 본 연구는 국내 산업별 생산변동의 특성 및 변동원인을 분석함으로써 이에 대한 이해를 돕고자 하였다. 이를 위해 산업별 생산변동을 동조성 부분과 산업고유충격에 의한 변동으로 분해한 후, 각 산업별 생산변동에서 차지하는 이들의 기여도를 살펴보았다. 또한 동조성에 영향을 미치는 구조적 충격을 총체적 충격과 산업고유충격으로 식별하여 동조성의 총 변동에서 차지하는 이들의 상대적 기여도를 분석하였다. 분석결과, 국내 산업별 경기변동은 외환위기 이후 경제구조의 변화가 본격화된 2000년대 들어 과거와는 다른 양상을 보이는 것으로 나타났다. 본 연구의 주요 분석결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 2000년 이후부터 산업별 생산증가율은 둔화되고, 생산증가율의 변동 폭 역시 감소한 것으로 나타났다. 이와 같은 산업별 생산증가율의 변동 폭 감소는 세계적으로 나타난 대완화 현상에 기인한 것으로 보이나, 산업전반에서 발견되는 생산증가율 감소는 한국경제가 저성장 국면에 진입했음을 의미한다. 한편, 각 산업별 생산 비중을 살펴보면 전 기간에 걸쳐 서비스업의 생산비중이 제조업에 비해 높은 것으로 나타났으나, 2000년 이후부터는 제조업의 생산비중이 다소 증가한 것으로 나타났다. 또한 제조업의 경우, 소비재산업의 생산비중은 감소한 반면 기초소재 및 조립가공 산업의 생산비중은 증가한 것으로 나타났다. 둘째, 상관관계 분석결과에 의하면 국내 산업별 생산증가율의 변동에는 산업전반에 나타나는 동조성 뿐 아니라, 동일 산업 군에 속하는 산업들에만 존재하는 산업 군별 동조성도 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 2000년 이후부터는 산업적 특성을 갖는 요인들의 역할이 증

가하며 산업별 생산증가율에서 나타나는 동조성은 약화되고 있는 것으로 나타났다.

셋째, 공통인자모형의 분석결과에 의하면 국내 대부분 산업들의 생산변동은 산업 전반의 동조성에 비해 산업 군별 동조성과 산업자체의 특이적 충격에 의해 주로 설명되는 것으로 나타났다. 특히, 이와 같은 특성은 2000년 이후부터 더욱 뚜렷해져 산업 군별 동조성과 특이적 충격과 같은 산업적 특성을 갖는 요인들의 중요성이 더욱 증가한 것으로 나타났다. 넷째, SVAR모형의 분석결과에 의하면 산업고유충격은 전 산업의 산출량을 모두 증가시키는 동조성을 발생시키는 것으로 나타났다. 그러나 이와 같은 동조성의 변동은 산업고유충격보다는 총체적 충격에 의해 더 많은 부분이 설명되는 것으로 나타났다. 또한 총체적 충격은 동조성의 중장기적 변동을 주로 설명하는 반면, 산업고유충격은 단기적 변동을 설명하는 요인으로 나타났다. 마지막으로 이처럼 동조성의 원인을 고려하여 총체적 충격이 산업별 생산변동에서 차지하는 기여도를 추정할 경우, 제조업 및 서비스산업에서 차지하는 총체적 충격의 기여율 평균은 각각 14.83% 및 17.82%로 나타났으며, 전 산업 평균은 16.13%로 나타났다. 이와 같은 수치는 공통인자모형에서 추정된 동조성의 변동요인을 고려하지 않을 경우, 총체적 충격의 기여도는 전 산업평균 4.71% 과대추정되며, 제조업 및 서비스산업에서는 각각 4.33% 및 5.20% 만큼 과대추정됨을 의미하는 것이다.

일반적으로 공통인자모형이 가정하는 산업고유충격들 간의 상호 독립성 가정은 Long and Plosser(1983) 형태의 다부문 실물경기변동이론에서 강조하는 산업들 간의 투입-산출 연관성을 반영하지 못하는 것으로 지적받고 있다. 따라서 공통인자모형을 통해 산업별 생산변동을 동조성 부분과 산업고유충격에 의한 변동으로 분해할 경우, 공통인자는 총체적 충격과 산업고유충격에 의해 발생한 동조성을 모두 추적하게 된다. 따라서 공통인자의 변동을 총체적 충격의 영향으로만 해석할 경우, 총체적 충격의 기여도는 과대추정되게 된다. 본 연구가 갖는 의의는 공통인자모형이 갖는 이와 같은 문제점을 해결할 수 있는 방안으로 SVAR모형을 이용하여 산업고유충격을 식별한 후, 동조성의 변동에서 이들이 차지하는 상대적 기여도를 분석할 수 있는 방법을 제시하였다는 점이다.

그러나 Long and Plosser(1987) 및 Foerster, Sarte and Watson(2011)은 분기별 자료와 월별 자료에서 나타나는 산업별 경기변동의 특성이 서로 상이함을 지적하고 있다. 따라서 국내 산업별 경기변동의 특성 및 변동요인에 관한 보다 폭넓은

이해를 위해서는 분기별 자료 외에 월별자료를 이용한 추가 분석이 요구된다 할 수 있다. 또한 본 연구에서 이용한 산업별 실질GDP 자료에서는 산업들 간의 투입-산출 연관성이 다소 약화되어 산업고유충격의 역할이 과소추정 될 가능성이 있다. 따라서 총산출기준 자료와 같이 보다 다양한 자료들을 이용하여 본 연구에서 추정된 산업고유충격의 효과에 관한 강건성을 점검하는 작업도 필요한 것으로 판단된다.²⁵⁾ 또한 이와 같은 실증분석의 결과들을 이론적으로 설명할 수 있는 다부문 실물경기변동모형의 구축에도 많은 노력이 경주되어야 할 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 강두용 · 변창욱 · 민성환, 『한국 산업의 경기변동 특성에 관한 연구』, 산업연구원, 2003.
(Translated in English) Kang, dooyong, Changwook Byun and Sungwhan Min, *Business Cycle Characteristics of the Korean Industry*, Korea Institute for Industrial Economics and Trades, 2003.
2. 김상봉 · 김우철 · 유종만, “한국의 산업별 경기변동 추이에 관한 연구,” 『경제연구』, 제27권 제4호, 2009, pp. 17-41.
(Translated in English) Kim, SangBong, Woocheol Kim and Jong Mahn Yoo, “A Study on Business Cycles of the Korean Industry,” *Journal of Economic Studies*, Vol. 27, No. 4, 2011, pp. 17-41.
3. 김영식 · 박우영, “한국경제의 산업연관성과 실물경기변동모형: 제조업부문을 중심으로,” 『한국경제의 분석』, 제9권 제1호, 2003, pp. 95-145.
(Translated in English) Kim, Young Sik and Wooyoung Park, “A Multisector RBC Model of the Korean Economy,” *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 9, No. 1, 2003, pp. 95-145.
4. 이충열 · 유경근 · 심원철, “한국 제조업의 경기변동 특성에 관한 연구,” 『통계연구』, 제12권 제1호, 2007, pp. 1-44.
(Translated in English) Lee, Choonglyol, Gyeonggeun Yu and Woncheol Sim, “A Study for Business Cycle Characteristics of the Korean Manufacturing Industry,” *Journal of the*

25) 한국경제통계시스템의 ‘경제활동별 국내총부가가치와 요소소득’ 표에는 본 연구에서 분석한 23개 산업의 연간기준 총산출 자료가 수록되어 있으며, 연구목적에 한하여 분기기준 실질 총산출 자료를 제공하고 있다.

- Korean Official Statistics*, Vol. 12, No. 1, 2007, pp.1-44.
5. 황선웅 · 민성환 · 신동현 · 김기호, “경제충격 효과의 산업간 공행성 분석,” 『BOK 경제연구』, 제2014-03, 한국은행, 2014.
(Translated in English) Hwang, Sunoong, Sungwhan Min, Donghyun Sin and Kiho Kim, “Understanding the Evolution of Sectoral Comovements: The Case of Korea,” *BOK Working Paper*, No. 2014-03, Bank of Korea, 2014.
 6. Burns, A. F. and W. C. Mitchell, *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research, New York, 1946.
 7. Canova, F. and J. Pina, “Monetary Policy Misspecification in VAR Models,” *Center for Economic Policy Research Discussion Paper*, No. 2333, 1999.
 8. Canova, F. and G. de Nicolò, “Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, 2002, pp.1131-1159.
 9. Crucini, M., M. A. Kose and C. Otrok, “What are the Driving Forces of International Business Cycles?,” *Review of Economic Dynamics*, Vol. 14, 2011, pp.156-175.
 10. Del Negro, M. and C. Otrok, “99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom Across U.S. States,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, 2007, pp.1962-1985.
 11. Dupor, B., “Aggregation and Irrelevance in Multi-Sector Models,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 43, 1999, pp.391-409.
 12. Faust, J., “On the Robustness of the Identified VAR Conclusions about Money,” *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 49, 1998, pp.207-244.
 13. Foerster, A. T., P-D. G. Sarte, and M. W. Watson, “Sectoral Versus Aggregate Shocks: A Structural Factor Analysis of Industrial Production,” *Journal of Political Economy*, Vol. 119, No. 1, 2011, pp.1-38.
 14. Hornstein, A. and J. Praschnik, “Intermediate Inputs and Sectoral Comovement in the Business Cycle,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40, 1997, pp.573-595.
 15. Horvath, M., “Cyclicality and Sectoral Linkages: Aggregate Fluctuations from Independent Sectoral Shocks,” *Review of Economic Dynamics*, Vol. 1, 1998, pp.781-808.
 16. ———, “Sectoral Shocks and Aggregate Fluctuations,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 45, 2000, pp.69-106.
 17. Forni, M. and L. Reichlin, “Let’s Get Real: A Factor Analytical Approach to Disaggregated Business Cycle Dynamics,” *Review of Economic Studies*, Vol. 65, 1998, pp.453-473.
 18. Kose, M. A., C. Otrok and C. H. Whiteman, “International Business Cycles: World, Region and Country Specific Factors,” *American Economic Review*, Vol. 93, 2003, pp.1216-1239.
 19. Long JR, J. B. and C. I. Plosser, “Real Business Cycles,” *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 1, 1983, pp.39-69.
 20. ———, “Sectoral vs. Aggregate Shocks in The Business Cycle,” *American Economic Review*, Vol. 77, No. 2, 1987, pp.333-336.
 21. Otrok, C. and C. H. Whiteman, “Bayesian Leading Indicators: Measuring and Predicting

- Economic Conditions in Iowa," *International Economic Review*, Vol. 39, 1998, pp.997-1014.
22. Rubio-Ramírez, J., D. Waggoner, and T. Zha, "Markov Switching Structural Vector Autoregression: Theory and Application," *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper*, No. 2005-27, 2006.
 23. Sargent, T. J. and C. A. Sims, "Business Cycle Modeling Without Pretending to Have Too Much A Priori Economic Theory," in Sims, C. A., et al. eds. *New Methods in Business Cycle Research*, pp.45-108, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis, 1977.
 24. Stock, J. H. and M. W. Watson, "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators," *NBER Working Paper*, No. 2772, 1989a.
 25. _____, "New Indexes of Coincident and Leading Indicators," in Blanchard, O. and S. Fisher eds. *NBER Macroeconomic Annual 1989*, pp.351-394, MIT Press, Cambridge, 1989b.
 26. _____, "A Probability Model of the Coincident Indicators," in Lahiri, K. and G. Moore eds. *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Record*, pp.63-95, Cambridge University Press, Cambridge, 1991.
 27. Uhlig, H., "What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, 2005, pp.381-419.

(Appendix 1) Posterior Distribution of Key Parameters and
their Geweke's Convergence Diagnostic

Industry	Parameter	Mean	HPDI (90%)	S. D.	Geweke's C. D.
Food, beverages, tobacco ($j = 1, k = 1$)	α_j	-0.0053	[-0.3304, 0.3191]	0.2001	0.7088
	β_j^n	0.2186	[0.1384, 0.2976]	0.0485	0.4279
	$\beta_j^{r,k}$	0.2414	[0.1715, 0.3135]	0.0433	-1.8017
Textiles, leather, fur products ($j = 2, k = 1$)	α_j	0.0026	[-0.8167, 0.8247]	0.5044	0.6429
	β_j^n	0.5014	[0.3830, 0.6244]	0.0737	-0.4076
	$\beta_j^{r,k}$	0.1481	[0.0622, 0.2353]	0.0526	-1.0506
Wood, paper, printing, reproduction ($j = 3, k = 1$)	α_j	-0.0286	[-0.6452, 0.5916]	0.3796	0.6320
	β_j^n	0.4502	[0.3282, 0.5734]	0.0748	0.1273
	$\beta_j^{r,k}$	0.3391	[0.2473, 0.4355]	0.0574	-1.2700
Coal, petroleum products ($j = 4, k = 1$)	α_j	0.0157	[-1.6701, 1.7198]	1.0364	0.6569
	β_j^n	0.1253	[-0.1510, 0.4072]	0.1694	0.7260
	$\beta_j^{r,k}$	0.4482	[0.2806, 0.6213]	0.1035	-1.1931
Chemical products ($j = 5, k = 1$)	α_j	-0.0117	[-0.4676, 0.4407]	0.2779	0.6912
	β_j^n	0.2777	[0.1739, 0.3824]	0.0635	0.5674
	$\beta_j^{r,k}$	0.3503	[0.2768, 0.4269]	0.0456	-0.5825
Non-metallic mineral products ($j = 6, k = 1$)	α_j	-0.0270	[-0.9079, 0.8537]	0.5391	0.6643
	β_j^n	0.6581	[0.5062, 0.8183]	0.0955	0.1746
	$\beta_j^{r,k}$	0.2294	[0.1121, 0.3497]	0.0721	-1.3604
Primary metal products ($j = 7, k = 1$)	α_j	-0.0261	[-0.6221, 0.5724]	0.3673	0.6361
	β_j^n	0.4348	[0.3040, 0.5651]	0.0797	0.1630
	$\beta_j^{r,k}$	0.4194	[0.3174, 0.5250]	0.0635	-1.1622
Metal products ($j = 8, k = 1$)	α_j	-0.0404	[-0.9304, 0.8534]	0.5453	0.4719
	β_j^n	0.3821	[0.1994, 0.5665]	0.1116	0.3027
	$\beta_j^{r,k}$	0.2107	[0.0872, 0.3364]	0.0760	-1.2895
General machinery ($j = 9, k = 1$)	α_j	-0.0238	[-1.3088, 1.2878]	0.8016	0.5773
	β_j^n	1.1319	[0.9382, 1.3364]	0.1220	-0.8125
	$\beta_j^{r,k}$	0.0977	[-0.0538, 0.2523]	0.0934	-0.9325
Electric machinery ($j = 10, k = 1$)	α_j	-0.0189	[-0.9101, 0.8766]	0.5491	0.5292
	β_j^n	0.1301	[-0.0872, 0.3402]	0.1298	0.6463
	$\beta_j^{r,k}$	0.1878	[0.0268, 0.3565]	0.1000	-0.8784
Precision instrument ($j = 11, k = 1$)	α_j	-0.0592	[-1.3071, 1.1832]	0.7657	0.5774
	β_j^n	0.7990	[0.5291, 1.0826]	0.1685	-0.1235
	$\beta_j^{r,k}$	0.1865	[-0.0445, 0.4199]	0.1413	-0.7776
Transport equipment ($j = 12, k = 1$)	α_j	-0.0227	[-1.1281, 1.0868]	0.6776	0.6043
	β_j^n	0.8955	[0.6969, 1.1069]	0.1255	-0.7203
	$\beta_j^{r,k}$	0.3608	[0.1487, 0.5817]	0.1314	-0.6210

Notes: HPDI (Highest Posterior Density Interval) is 90% MCMC error bands of the parameter's posterior distribution.

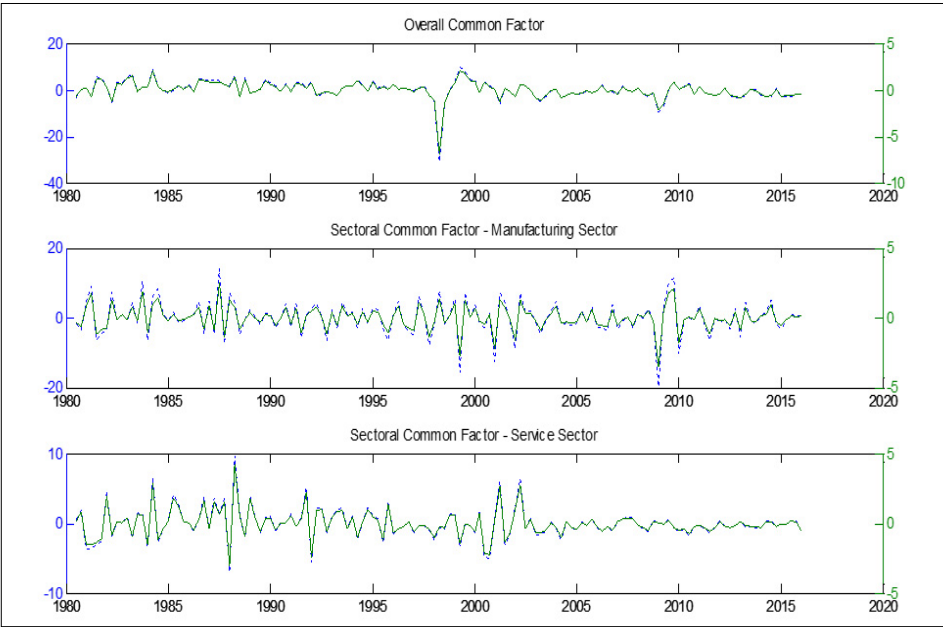
(Appendix 1) Posterior Distribution of Key Parameters and
their Geweke's Convergence Diagnostic

Industry	Parameter	Mean	HPDI (90%)	S. D.	Geweke's C. D.
Other manufacturing ($j = 13, k = 1$)	α_j	-0.0409	[-0.9406, 0.8769]	0.5586	0.7741
	β_j^n	0.5558	[0.3907, 0.7247]	0.1016	0.2802
	β_j^{rk}	0.2893	[0.1575, 0.4261]	0.0820	-1.6176
Wholesale, retail trade, restaurants, hotels ($j = 14, k = 2$)	α_j	-0.0174	[-0.4548, 0.4333]	0.2740	0.8868
	β_j^n	0.3698	[0.3071, 0.4357]	0.0393	0.1836
	β_j^{rk}	0.2748	[0.1499, 0.4021]	0.0767	-0.7805
Transport, storage ($j = 15, k = 2$)	α_j	-0.0092	[-0.3657, 0.3550]	0.2206	0.4667
	β_j^n	0.3130	[0.2535, 0.3757]	0.0374	-0.5984
	β_j^{rk}	-0.0735	[-0.1819, 0.0323]	0.0647	-0.8384
Finance, insurance ($j = 16, k = 2$)	α_j	-0.0640	[-0.8529, 0.8365]	0.5197	1.4433
	β_j^n	0.2120	[0.0863, 0.3419]	0.0782	1.5969
	β_j^{rk}	2.0430	[1.8520, 2.2659]	0.1244	-0.1348
Real estate, renting ($j = 17, k = 2$)	α_j	0.0693	[-0.7269, 0.8994]	0.6321	-0.3780
	β_j^n	0.0051	[-0.0455, 0.0570]	0.0313	-0.5010
	β_j^{rk}	-0.1582	[-0.2487, -0.0691]	0.0547	0.1289
Information, communication ($j = 18, k = 2$)	α_j	-0.0789	[-0.8659, 0.6916]	0.5232	0.8014
	β_j^n	0.2684	[0.1865, 0.3539]	0.0509	-0.2267
	β_j^{rk}	0.1219	[-0.0259, 0.2736]	0.0912	-0.2282
Business activities ($j = 19, k = 2$)	α_j	-0.0239	[-0.6776, 0.6150]	0.4408	0.7007
	β_j^n	0.3322	[0.2717, 0.3976]	0.0382	-0.1882
	β_j^{rk}	0.0236	[-0.0950, 0.1437]	0.0723	-0.0494
Public administration, defense ($j = 20, k = 2$)	α_j	0.0002	[-0.1894, 0.1919]	0.1403	0.6717
	β_j^n	0.0161	[-0.0067, 0.0387]	0.0138	-1.4104
	β_j^{rk}	-0.0329	[-0.0680, 0.0020]	0.0214	-0.5389
Education ($j = 21, k = 2$)	α_j	0.04472	[-0.5381, 0.6839]	0.5000	0.4953
	β_j^n	0.0525	[0.0347, 0.0710]	0.0111	-0.5473
	β_j^{rk}	0.0330	[-0.0008, 0.0668]	0.0206	-0.1656
Health, social welfare ($j = 22, k = 2$)	α_j	0.2772	[-1.1957, 1.9639]	1.2278	0.6051
	β_j^n	0.1447	[0.0650, 0.2276]	0.0498	0.3614
	β_j^{rk}	0.1275	[-0.0250, 0.2813]	0.0936	-0.0171
Culture, other service activities ($j = 23, k = 2$)	α_j	-0.0555	[-0.5879, 0.4823]	0.3471	0.7745
	β_j^n	0.3272	[0.2672, 0.3901]	0.0375	0.0169
	β_j^{rk}	0.1938	[0.0754, 0.3140]	0.0725	-0.4170

Notes: HPDI(Highest Posterior Density Interval) is 90% MCMC error bands of the parameter's posterior distribution.

(Appendix 2) Results of Robustness Analysis under Different Normalization

〈Figure A1〉 Comparison of Posterior Distribution of Common Factors(Unit: %p)



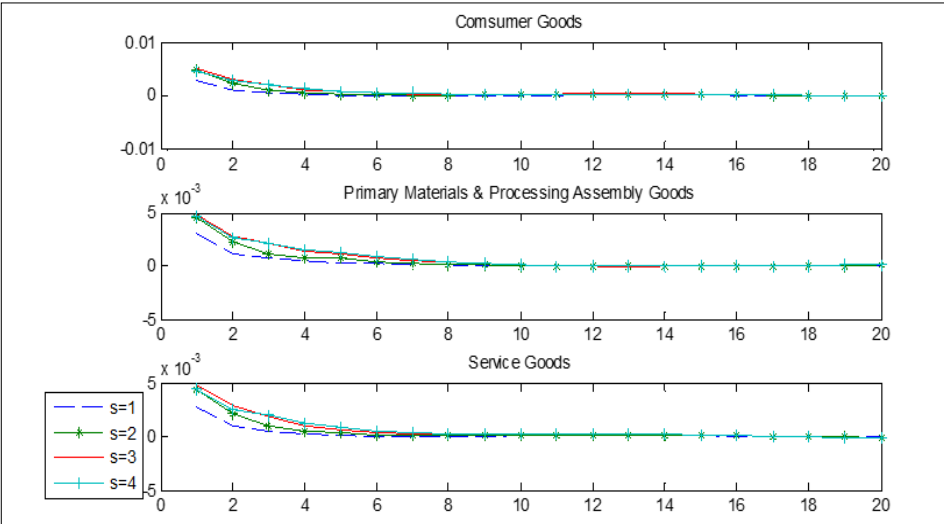
- Notes: (1) The left axis denotes scales of the baseline model, while the right axis stands for scales of the model under alternative normalization.
- (2) The thick lines denote the median estimates of the baseline model.
- (3) The dotted lines denote the median estimates of the model under alternative normalization.

〈Table A1〉 Variance Decompositions under Alternative Normalization(unit: %)

	1980~2015			1980~1999			2000~2015		
	f_t^n	$f_t^{r_k}$	ϵ_{jt}	f_t^n	$f_t^{r_k}$	ϵ_{jt}	f_t^n	$f_t^{r_k}$	ϵ_{jt}
Food, beverages, tobacco	12.21	25.66	61.97	12.19	25.20	62.43	9.02	27.52	63.12
Textiles, leather, fur products	31.37	4.90	63.46	38.27	3.73	57.64	24.88	7.19	67.33
Wood, paper, printing, reproduction	25.12	26.17	48.54	28.00	23.70	48.03	12.43	34.46	52.68
Coal, petroleum products	0.12	2.60	97.20	0.09	1.64	98.18	0.30	9.13	90.43
Chemical products	12.47	42.92	44.53	7.30	38.02	54.58	24.74	45.77	29.14
Non-metallic mineral products	33.49	6.47	59.80	38.78	4.39	56.47	18.32	16.29	64.84
Primary metal products	17.20	33.64	49.04	15.77	26.28	57.76	19.24	40.19	40.21
Metal products	10.55	5.37	83.80	9.39	10.30	80.14	6.94	0.78	91.67
General machinery	51.14	1.02	47.59	54.61	0.50	44.61	37.29	9.01	53.22
Electric machinery	0.86	4.38	94.60	0.19	7.08	92.62	1.56	0.64	97.10
Precision instrument	16.44	1.15	82.06	21.99	1.85	75.66	6.97	0.84	91.59
Transport equipment	20.11	7.31	72.33	20.85	10.21	68.58	15.01	8.34	75.96
Other manufacturing	19.68	10.32	69.73	20.59	14.25	64.89	22.61	5.65	71.11
Wholesale, retail trade, restaurants, hotels	42.23	8.34	49.38	42.47	9.44	48.03	32.87	3.77	63.09
Transport, storage	41.39	0.28	58.21	45.61	0.14	54.16	30.88	4.75	64.08
Finance, insurance	4.45	94.48	0.56	6.43	92.65	0.39	0.53	97.87	0.95
Real estate, renting	2.74	1.29	95.90	0.07	2.52	97.41	1.04	7.77	90.99
Information, communication	23.60	2.44	73.90	27.92	0.45	71.55	0.98	7.97	90.91
Business activities	45.53	0.28	56.08	44.08	0.37	55.41	22.04	2.71	75.08
Public administration, defense	2.96	0.39	96.60	0.09	1.36	98.54	1.40	3.54	94.97
Education	17.64	1.55	80.79	18.24	0.25	81.43	5.06	3.73	91.16
Health, social welfare	7.43	1.55	91.00	8.53	1.35	90.10	0.26	0.05	99.63
Culture, other service activities	45.40	2.62	51.87	49.47	1.80	48.58	19.84	2.72	77.28
Average of total industry	20.96	12.40	66.48	22.21	12.06	65.53	13.66	14.81	71.15

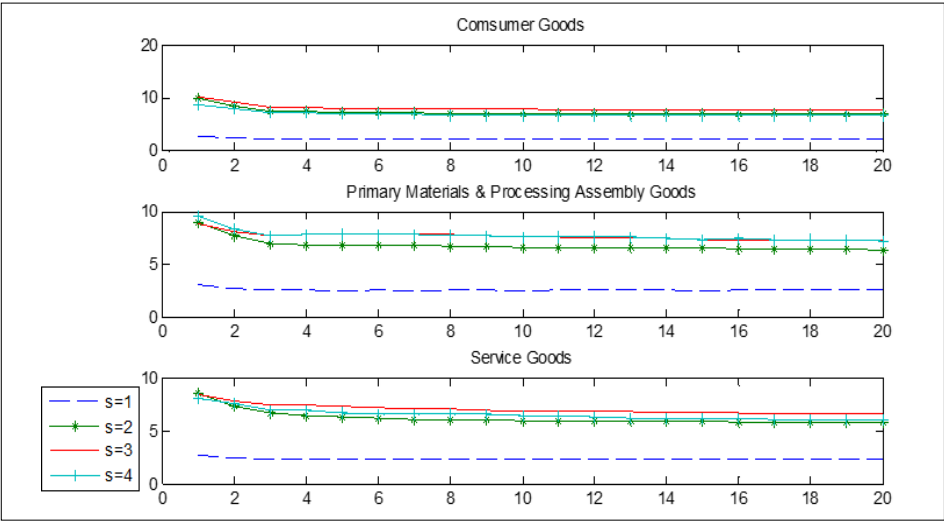
[Appendix 3] Impulse Response Functions and Variance Decompositions
when $s = 1, 2, 3, 4$

〈Figure A2〉 Impulse Response Functions(Unit :%p)



Notes: These figures display the median responses of the common factor to each sector-specific shock.

〈Figure A3〉 Variance Decomposition(Unit :%)



Notes: These figures display the median fraction of variance of the common factor explained by each sector-specific shock.

Main Characteristics of Sectoral Business Cycles and the Relative Importance of Aggregate and Sector-Specific Shocks in Industrial Business Cycles*

Kyungsoo Cha**

Abstract

This study attempts to analyze main features of business cycles in the Korean industry. In particular, this study tries to decompose sectoral growth rates into components arising from aggregate shocks and sector-specific shocks. The results from the dynamic latent common factor model show that most variability in output in many industries can be explained by idiosyncratic components associated with industrial characteristics, rather than the common factor to track sectoral comovement. Also, the results indicate that these features have become more apparent since 2000. However, as sectoral comovement may reflect not only aggregate shocks but also sector-specific shocks that have propagated by way of input-output linkages, this study uses a SVAR model to evaluate their relative importance. The SVAR analysis indicates that aggregate shocks are dominant sources of sectoral comovement. Therefore, they explain most of the variations (about 72~78%) in sectoral comovement, accounting for 16.13% of total variabilities in sectoral output growth rates, on average.

Key Words: sectoral comovement, aggregate shocks, sector-specific shocks, dynamic latent common factor model, SVAR model

JEL Classification: E1, E32, E23, C32

Received: Nov. 7, 2016. Revised: Feb. 16, 2017. Accepted: April 14, 2017.

* I would like to thank two anonymous referees for their valuable comments.

** Associate Professor of Department of Economics, Pusan National University, 2 Busandaehak-ro 63 beon-gil, Geumjeong-gu, Busan 46241, Phone: +82-51-510-2563, e-mail: kscha@pusan.ac.kr