

아시아 개발도상국의 경기변동에 있어서 충격과 전파과정의 역할 및 중요성에 관한 연구*

姜 起 春**

본 논문은 한국, 대만, 싱가포르의 산업별 GDP를 이용하여 국제경기변동의 원인과 전파과정을 밝히고자 하였다. VAR모형으로 국가별-산업별 동태적 거래관계를 추정하고 오차구성모형으로 각국의 산업변동에 영향을 주는 경제충격들을 미국과 일본의 외부충격, 특정 국가충격, 특정 산업충격 및 특정 국가-특정 산업충격으로 세분화하여 식별하였다. 다음으로 식별된 각 충격들이 경제의 여러 부문으로 전파되어 가는 과정을 살펴보았는데, 모든 국가-모든 산업에 걸쳐 미국측 충격보다는 일본측 충격에 더욱 큰 영향을 받는 것으로 나타나 아시아 개발도상국의 경우 일본 경제와 밀접한 관련을 갖는 것으로 보인다. 또한 국가별-산업별 생산수준에서와 국가별 총생산수준에서 생산변동을 유발시키는 각 충격들의 상대적인 중요도를 측정해 보았는데 모든 국가에 있어서 외부충격과 특정 국가충격으로 세분화된 총체적 충격이 모형 내 부문충격인 특정 산업충격보다 상대적으로 큰 역할을 하는 것으로 나타났고 제한적이나마 어느 한 국가 또는 산업에서 발생한 충격이 다른 국가 또는 산업으로 전파되어 간다는 증거를 발견할 수 있었다.

1. 서 론

경기변동이론에서의 최근 주요 연구과제는 경제가 여러 부문으로 구성되어 있는 다부문모형(multi-sector model) 또는 일반균형모형(general equilibrium model)을 이용하여 부문생산의 집계변수(aggregate variable)인 총생산의 변동이나 부문생산의 변동에 있어 총체적 충격(aggregate shock)

* 이 논문은 1994년도 한국학술진흥재단의 공모과제 연구비에 의하여 연구되었다. 유익한 지적을 해 주신 백웅기 교수와 익명의 심사위원에게 감사를 표한다. 남아 있는 오류는 저작자에게 그 책임이 있다.

** 제주대학교 경상대학 경제학과 조교수

과 부문충격(disaggregate shock or sector-specific shock)의 상대적인 중요성을 측정하는 것이다.¹⁾ 일부문모형(one sector model)을 이용한 기존의 연구들은 총체적인 충격만을 가지고 국민총생산이나 산업생산으로 추정되는 총생산의 변동을 설명하고자 하였는데 이것은 전통적인 경기변동이론에서 볼 때 충격과정(impulse mechanism)의 중요성만을 강조하고 충격이 다른 부문으로 전파되어 가는 전파과정(propagation mechanism)에는 관심을 두지 않았던 연구들이다.

그러나 Lucas(1973)의 분리된 경제(island economy)에서 보듯이 한 나라의 경제는 여러 개의 부문으로 구분이 되어 있고 또 각 부문들이 상호거래(무역)를 통해 관련을 맺고 있으므로 경제 각 부문의 상호작용에 의해 경기순환이 발생할 수 있다. 산업의 전·후방효과에서 볼 수 있듯이 기술개발이나 소비자의 선호변화 등과 같은 충격으로 인한 어느 한 부문의 생산증가는 다른 부문의 생산증가를 유발시켜 부문생산의 증가는 물론 각 부문을 집계한 총생산도 증가시킬 수 있는 것이다.²⁾ 이러한 이유로 충격과정과 전파과정의 식별에 모두 관심의 초점을 맞추고 있는 다부문모형을 이용한 분석이 최근 많이 이용되고 있다.

다부문모형을 이용한 경기변동이론에 관한 연구는 Long and Plosser(1983, 1987) 이후 많이 진행되어 왔으며 폐쇄경제 또는 개방경제하에서의 연구들이 있는데, 이를 구분하여 국내외 기존 연구를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 외국의 연구를 살펴보면 Long and Plosser(1983)는 경제의 각 부문은 서로 생산물을 교역하기 때문에 어느 한 부문에서 기술변화나 수요변화 등과 같은 충격(이것을 부문충격이라 한다)이 있으면 그것이 다른 부문으로 전달되어 부문생산 및 부문생산을 집계한 총생산에 영향을 줄 가능성이 있다고 보고 총체적 충격 없이 어느 특정 산업이나 특정 지역에만 존재하는 부문충격만으로도 부문생산을 집계한 총생산의 변동을 가져온다는 것을 simulation을 통해 밝혔다. 그 후 Long and Plosser(1987)는 오차구성모형을 이용하여 총체적 충격과 부문충격의 상대적인 중요도를 측정하였

- 1) 총체적 충격이란 영향의 크기는 다르지만 경제의 전부문에 영향을 주는 충격을 말하며, 부문충격이란 어느 한 부문에 고유한 충격을 말한다.
- 2) 다부문모형에서 전자를 전파효과(propagation effect) 또는 feedback효과라 하고, 후자를 集算影響(collective impact)이라 한다.

는데 그들은 총체적 충격이 총생산변동을 설명하는 중요한 요인은 되지만 47%의 변동만을 설명하고 있으며 부문생산의 변동은 제한적으로 설명하고 있다고 밝힘으로써 총체적 충격뿐만 아니라 부문충격도 중요하다는 결론을 내렸다. Norrbin and Schlagenhauf(1988, 1990, 1991)는 동태적 오차구성 모형인 DYMIMIC(dynamic multiple indicator-multiple cause)모형을 이용하여 충격을 총체적 충격, 특정 지역충격 및 특정 산업충격 등으로 세분화한 후 이러한 충격들이 총생산수준 또는 산업생산수준에서의 경제변동을 각각 어느 정도 설명하는지 측정하였다. 그들은 모든 충격들이 통계적인 유의성을 가지고 각 생산수준에서의 경제변동을 설명하고 있으므로 경제변동이론이 발전하기 위해서는 기존의 총체적 충격뿐만 아니라 부문충격도 동시에 고려해야 한다고 주장하였다. Altonji and Ham(1990), Clark(1995a)는 국가충격, 특정 산업에 고유한 충격, 그리고 특정 지역에 고유한 충격들을 식별하고 각 충격들이 총생산변동을 설명하는 충격들이라고 주장하였다.

한편, 개방경제하에서 여러 충격들의 중요성을 측정하는 연구들은 다음과 같다. Stockman(1988)은 유럽 7개국과 미국의 산업생산변동을 설명하는 3종류의 요인(충격)들을 가정하고 그 요인들의 중요성을 분산구성(variance components)이라는 통계적 기법을 이용하여 측정하였다. 여기서 3종류의 요인이란 여러 나라의 같은 종류의 산업에만 영향을 주는 요인(특정 산업충격), 특정한 나라의 모든 산업에만 영향을 주는 요인(특정 국가충격), 기타 특이요인이 있는데 3요인 모두 중요하다는 결론을 내렸다. Costello(1993)도 6개국 5개 산업의 자료를 이용하여 Stockman과 유사한 결론을 내렸다. Krieger(1989)는 Stockman과 동일한 충격을 가정하고 오차구성모형을 이용하여 분석한 결과 이러한 충격들은 총생산수준 및 산업별 생산수준에서의 변동을 설명하는 충격들이라는 실증분석의 결과를 제시하였다. Dellas(1988)는 Long and Plosser(1983)모형을 개방경제모형으로 확장시켜 미국, 영국, 독일 및 일본의 경기변동 원인은 무역을 통한 상호의존성보다는 각국에 공통된 세계충격이라고 주장하였다. Canova and Dellas(1993)는 선진 10개국의 자료를 이용하여 분석한 결과 경제충격이 무역을 통해서 전파되는 정도는 추세제거방식에 따라 일정하지 않으나 원

유충격이 있는 1973년 이전은 각국의 무역에 있어서 상호의존성이 충격을 전달하는 중요한 역할을 했다고 주장하였다. Ahmed, et al(1993)은 구조벡터자기회귀(structural vector autoregressive)모형을 이용하여 국제경기변동을 살펴보았는데 세계공급충격보다는 각국에 고유한 공급충격이 중요하다는 결론을 제시하였다.

국내연구의 경우 폐쇄경제하에서의 여러 충격들의 중요성을 측정하는 연구들은 다음과 같다. 강기춘(1994)은 한국의 산업을 12개로 분류한 후 1970년부터 1992년까지의 월별자료를 이용하여 각 부문생산변동을 설명함에 있어 총체적 충격보다는 부문충격이 더욱 중요하다는 결론을 내렸고, 또한 강기춘(1993)은 같은 자료로 Long and Plosser(1983)의 다부문 동태모형을 이용하여 총체적 충격, 산업충격, 부문충격의 중요성을 측정하고 그 전달경로를 살펴보았는데 유사한 결론을 얻었다. Kang(1992)은 1970년부터 1990년까지의 한국 자료를 이용하고, 충격의 종류를 총체적 충격, 광업에 고유한 충격, 비내구제품제조업에 고유한 충격 및 각 부문에 고유한 충격 등으로 세분화하여 각 충격들의 중요성 및 충격의 전파과정을 살펴보았는데 모든 충격들이 설명력을 가지고 있지만 각 부문에 고유한 충격이 산업별 생산수준에서나 총생산수준에서의 변동을 설명하는 가장 중요한 요인임을 밝혔다. 한편, 개방경제하에서 여러 충격의 중요성과 전파과정을 연구한 논문은 다음과 같다. 조하현(1990)은 한국, 미국, 일본 3국의 모형을 추정한 후 오차구성모형으로 세계충격과 국내충격의 상대적인 중요도 및 경기변동이전현상을 살펴보았다. 미국 실질GNP증가율의 변동이 한국 및 일본 실질GNP증가율의 변동보다 세계경기변화에 더욱 민감하다는 실증분석의 결과를 제시하였고, 충격반응함수를 이용하여 충격의 전달과정을 살펴본 결과 한국 경제에 영향을 주는 세계경제의 변화는 그 영향이 일시적이며 미국보다 일본 경제의 변화가 우리나라의 경기변동에 더 큰 영향을 준다고 주장하였다. 유진방(1990)은 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용하여 한국, 미국, 일본 GNP변동의 관련성을 살펴보았는데, 우리나라의 경기순환은 미국보다는 일본의 변화에 지속적인 영향을 받는다고 주장하였다. 백웅기(1993)는 한국, 미국, 일본의 경기패턴은 미국이 일본을 선행하고 일본이 다시 한국을 선행하며 우리나라의 경기순환이 미국보다는 일본의 경기에

더 큰 영향을 받는다고 주장하였다.

이상에서 살펴본 바와 같이 경기변동에 있어서 충격 및 전파과정의 중요성은 폐쇄경제에서도 그 설득력이 있지만 개방경제에서도 중요하다. 범세계화(globalization)의 진전이 가속화됨에 따라 국가간의 교역이 급증하고 한 나라에서 일어난 경제의 환경변화(충격)는 다른 나라로 빠르게 전파되어(충격의 국가간 전파과정) 국제경기변동(international business cycle)을 유발시킬 수 있는데, 이러한 국제경기변동의 원인과 전파과정을 밝힘으로써 경제환경변화에 대응하는 적절한 경제정책을 수립할 수 있다. 국제경기변동이 일어나는 2가지 중요한 원인은, 첫째는 석유파동과 같은 여러 나라의 생산활동에 공통적으로 영향을 미치는 외생적 충격(common exogenous shock)이고, 둘째는 무역거래를 통한 각국 경제의 상호의존성(trade interdependence)이다.

국가간의 교역이 활발해짐에 따라 어느 한 나라에서 일어난 경제변화가 다른 나라로 전파될 수 있고 또는 어느 특정 산업에 있어서의 급격한 생산변화가 여러 나라로 전파되어 갈 수도 있다. 특히, 우리 나라를 비롯한 아시아 개발도상국들은 수출주도형의 경제개발 및 소규모 개방경제의 특징을 갖고 있으므로 각국의 경제충격이 다른 나라로 전파되는 과정보다는 세계경제의 환경변화가 각국에 전파되는 경로와 크기의 정도에 우리는 관심을 가져야 한다. 따라서 본 연구에서는 아시아 경제권에서 한국과 경쟁관계에 있는 개발도상국(대만, 싱가포르)의 자료를 이용하여 각국의 산업변동에 영향을 주는 경제충격들을 세분화하여 식별하고, 각 충격들이 경제 내 다른 부문으로 전파되는 과정과 국가별 총생산수준 또는 산업별 생산수준에서의 경제변동을 설명함에 있어 각 충격들의 상대적인 중요도를 측정하는데 그 목적이 있다.

이를 위해 본 연구는 다음의 과정으로 수행되는데 먼저 제 2 절에서는 자료에 대한 여러 가지 기초적인 분석을 시도한다. 자료의 분류와 출처, 단위근검정 및 상관분석을 한다. 제 3 절에서는 계량모형으로 먼저 Sims(1980) 이후 거시계량경제학에서 많이 사용되고 있는 VAR모형을 이용하여 국가-산업별 무역의 동태적인 관계(전파과정)를 설정한다. 다음으로 VAR모형의 잔차항(residuals)을 경제적 의미를 갖는 구조충격으로 세분화하여 오

차구성모형(error components model)을 설정한다.³⁾ 제 4 절에서는 제 3 절에서 설정된 두 모형의 추정결과를 보여 주는데, 먼저 VAR모형의 SUR (seemingly unrelated regression) 추정결과를 보여 주고, 다음으로 오차구성모형의 모멘트추정법(method of moments)의 추정결과를 보여 준다. 제 5 절에서는 제 4 절에서 식별된 충격이 시간이 경과함에 따라 어떠한 경로를 거쳐 전파되어 가는지를 충격반응함수(impulse response functions)를 이용하여 살펴본다. 다음으로 예측오차분산분해(forecasting error variance decompositions)를 이용하여 각국의 총생산변동 및 산업별 생산변동이 어떠한 충격에 의해서 일어나는지, 즉 각 충격의 상대적인 중요도를 계산하고 국가별로 충격의 중요도를 비교해 본다. 마지막으로 제 6 절에서는 연구 결과를 요약한 후 앞으로의 연구과제를 살펴보고 결론을 맺는다.

2. 자료분석

본 연구에서 이용된 자료는 1970년부터 1994년까지의 연도별 자료로 아시아 개발도상국인 한국, 대만, 싱가포르의 산업별 GDP와 이들 국가와 교역규모가 큰 미국 및 일본의 GDP이다. 자료는 한국, 대만, 싱가포르의 경우 각국의 국민계정에서 구하고, 미국과 일본의 경우 OECD국가의 국민계정에서 구했으며, 산업의 분류는 자료의 제약으로 인해 기존의 7개 산업분류를 다시 어업, 광업 및 제조업, 전기·가스 및 건설업, 서비스업 등 4개의 산업으로 재분류하였다.⁴⁾

이와 같은 분류에 따라 각국의 산업별 자료에 대한 기술통계량(descriptive statistics)을 살펴보면 〈표 1〉과 같다. 자국의 화폐로 표시한 경우 한국은 모든 산업에 걸쳐 가장 높은 성장률을 보이고 있다. 산업별로 성장률의 표준편차를 살펴보면 국가별로 약간의 차이는 있으나 대체적으로 어업

3) VAR모형의 잔차항은 생산의 이노베이션(innovation)으로 해석되므로 생산변동에 영향을 주는 충격으로 해석될 수 있다.

4) 홍콩의 경우 1980년 이후만 산업별로 분류된 자료가 있어 분석에서 제외시켰다. 한편, 본 논문에서 사용된 자료는 1990년 불변가격 GDP(단, 대만의 경우 1991년 불변가격)를 사용하였다.

〈표 1〉 국가별-산업별 기술통계량

국 가	산 업	연평균성장률		표준편차	
		U.S.달러표시	자국화폐	U.S.달러표시	자국화폐
한 국	어업	-0.02	0.118	0.019	0.074
	광업 및 제조업	0.075	0.114	0.115	0.06
	전기·가스 및 건설업	0.062	0.134	0.101	0.081
	서비스업	0.054	0.094	0.094	0.026
대 만	어업	0.032	0.059	0.014	0.03
	광업 및 제조업	0.103	0.09	0.085	0.067
	전기·가스 및 건설업	0.109	0.077	0.091	0.048
	서비스업	0.119	0.072	0.101	0.031
싱가포르	어업	0.009	0.074	-0.02	0.068
	광업 및 제조업	0.112	0.088	0.083	0.064
	전기·가스 및 건설업	0.098	0.117	0.069	0.114
	서비스업	0.112	0.053	0.083	0.022

과 전기·가스 및 건설업의 표준편차가 크고 서비스업의 표준편차는 작다.

다음으로 자료에 대한 단위근(unit root)의 존재도 검정해 보았다. 경기변동이란 장기추세로부터의 이탈로 정의되기 때문에 원자료에 대한 단위근 검정을 하여 단위근이 있을 경우 확률적 추세(stochastic trend)를 제거한 시계열을 분석에 이용하고 단위근이 없을 경우 확정적 추세(deterministic trend)를 제거한 시계열을 분석에 이용한다.

단위근의 검정방법 및 해석에 대해서는 여러 문헌(예를 들면, 강기춘(1993))에서 자세히 설명하고 있으므로 여기서는 생략하고 결과만을 요약하면 본 연구에서 이용된 로그치로 변환된 모든 자료(U.S.달러로 표시된 불변가격기준)에 단위근이 있다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 따라서 확률적 추세를 제거한 순환변동계열, 즉 차분된 로그변수를 분석에 이용하였는데 이것은 전년대비 증가율의 근사치이므로 성장률(growth rate)로 해석하면 된다.

한편, Burns and Mitchell(1946)은 산업간-지역간 경제활동은 경제 내 존재하는 공통요인(common factor)으로 인해 서로 같이 변화한다는 공동변화(co-movements)를 제시한 바 있는데 국제경기변동에서도 공동변화는 공통요인의 존재로 발생할 수 있지만 국가간 교역으로 발생할 수 있다. 이

〈표 2〉 국가별-산업별 생산증가율과 VAR 잔차항의 상관계수

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 ¹⁾		.782 ³⁾	.634	.863	.174	-.305	-.112	-.193	-.415	-.282	-.055	-.340
2	.765 ²⁾		.829	.881	.303	-.030	.189	.004	-.297	-.005	-.098	-.127
3	.595	.811		.821	.173	-.096	-.100	-.115	-.140	.114	.246	.170
4	.783	.917	.841		.422	-.054	-.025	-.043	-.497	-.131	-.022	-.266
5	.438	.670	.453	.695		.550	.376	.554	-.627	-.126	-.579	-.343
6	.110	.502	.159	.389	.672		.445	.876	-.088	.272	-.368	-.001
7	.212	.520	.242	.449	.761	.685		.500	.116	-.037	-.618	-.199
8	.307	.599	.345	.599	.856	.780	.832		-.183	.099	-.354	.049
9	-.240	-.129	-.250	-.294	-.251	.261	.133	.018		.538	.444	.576
10	.106	.393	.199	.305	.415	.547	.568	.658	.493		.394	.695
11	-.170	-.385	-.265	-.391	-.449	-.308	-.322	-.342	.575	.109		.672
12	-.076	.103	.128	.027	.099	.129	.287	.385	.436	.793	.360	

주: 1) 숫자는 국가별-산업별로 분류한 변수를 순서대로 나열한 것으로 다음과 같다.

1: 한국의 어업, 2: 한국의 광업 및 제조업, 3: 한국의 전기·가스 및 건설업, 4: 한국의 서비스업 5: 대만의 어업, 6: 대만의 광업 및 제조업, 7: 대만의 전기·가스 및 건설업, 8: 대만의 서비스업 9: 싱가포르의 어업, 10: 싱가포르 광업 및 제조업, 11: 싱가포르의 전기·가스 및 건설업, 12: 싱가포르의 서비스업.

2) 표의 좌측 하단에 있는 숫자는 국가별-산업별 생산증가율의 상관계수를 나타낸다.

3) 표의 우측 상단에 표시되어 있는 숫자는 국가별-산업별 VAR 잔차항의 상관계수를 나타낸다.

러한 공통요인과 국가간 거래는 뒤에서 자세히 살펴보겠지만 국가별-산업별 성장률에 어느 정도의 공동변화가 있는지는 상관계수를 계산해 봄으로써 간단히 살펴볼 수 있다.

〈표 2〉는 국가별-산업별 생산증가율과 VAR 잔차항의 표본상관계수를 각각 나타내고 있다. 먼저 좌측 하단에 있는 숫자는 국가별-산업별 생산증가율의 상관계수를 나타내고 있는데 국가별-산업별로 약간의 차이는 있으나 공동변화가 존재하고 있음을 알 수 있다.

또한 표의 우측 상단에 있는 숫자는 다음 장에서 논의될 국가별-산업별 VAR 잔차항의 상관계수를 나타내고 있는데 이 숫자는 모형 내 전파과정 및 외부요인(여기서는 미국과 일본의 현재 및 과거성장률)을 제거한 후 공동변화를 살펴본 것으로 역시 공동변화가 존재하고 있음을 나타내고 있다.

3. 계량모형

국가별-산업별 생산의 동태적인 관계(또는 국가간 무역)와 경제에 주어진 충격을 나타내 주는 데 적합한 계량모형으로는 Sims 이후 거시계량경제학에서 많이 사용되고 있는 VAR모형을 들 수 있다.⁵⁾ 그러나 전통적인 VAR모형은 두 가지 면에서 본 연구에서 적합하지 않기 때문에 본 연구에서는 전통적인 VAR모형에 제약을 가한 모형을 이용한다. 먼저 본 연구는 1970년부터 1994년까지의 연도별 자료로 3개국-4개 산업으로 구성된 다부문모형을 설정하기 때문에 전통적인 VAR모형은 자료의 부족으로 추정이 되지 않는다. 따라서 일정한 제약을 가해 부문간 전파과정을 나타내 주는 회귀계수를 구해야 한다. 둘째, 전통적인 VAR모형은 교란항 간에 축차적인 순서(recursive ordering)를 가정한 콜레스키분해를 이용하는데, 이러한 분해방법은 국가충격, 산업충격 등 충격을 세분화한 본 연구에는 적합하지 않다. 따라서 본 연구에서는 오차구성모형(error component model)으로 교란항을 경제적 의미를 갖는 구조충격(structural shock)으로 세분화한다.⁶⁾

3. 1. VAR모형

먼저 역내에 C 국(각국은 c 로 나타냄)과 I 개(각 산업은 i 로 나타냄)의 산업이 있다고 가정하자. y_{cit} 를 t 기에 있어서 c 국가 i 산업의 경제성장을이라 하고, Y_t 를 $CI \times 1$ 벡터($y_{11t}, \dots, y_{1it}, y_{21t}, \dots, y_{2it}, \dots, y_{C1t}, \dots, y_{Cit}$)'이라 하자. Y_t 가 시차가 1인 확률과정에 따른다면 (1)식과 같이 나타낼 수

5) 계량모형으로 많이 사용되는 VAR모형은 경제이론에 근거하지 않은 모형이라는 비판이 있으나 실물경기이론(real business cycle theory)에서 계량모형으로 사용되는 VAR모형에 대한 이론적인 모형은 동태적인 신고전파 성장모형(neo-classical growth model)으로 대부분 모형의 경우 Long and Plosser(1983)에서 찾을 수 있고, 이를 국가간 교역으로 확장한 모형으로 Dellas(1986)가 있으며, 그 외에 King and Plosser(1987)의 일반균형모형(general equilibrium model)도 있다.

6) 다분문모형에서 사용되는 계량모형은 index모형으로 크게 두 가지가 있는데, 하나는 본 연구에서 이용한 정태적인 인자모형인 오차구성모형이고, 다른 하나는 동태적 인자모형인 DYMIMIC모형이다. 한편, 충격을 세분화한 오차구성모형의 이론적인 배경은 Stockman(1988)을 들 수 있다.

있다.

$$Y_t = \alpha + \pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

단, α 는 $CI \times 1$ 의 상수항벡터이고, π 는 국가간 무역의 동태적인 관계를 나타내 주는 $CI \times CI$ 의 계수행렬이며, ε_t 는 $CI \times 1$ 의 오차항벡터로 그 구조는 다음에 논의할 오차구성모형에 의해 설정된다.

(1)식에서 어느 특정 방정식 y_{cit} 는 (2)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{cit} = \alpha_{ci} + \pi^{ci} Y_{t-1} + \varepsilon_{cit} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{단, } \pi^{ci} &= [\pi_{11}^{ci}, \pi_{12}^{ci}, \dots, \pi_{14}^{ci}, \pi_{21}^{ci}, \dots, \pi_{24}^{ci}, \pi_{31}^{ci}, \dots, \pi_{34}^{ci}] \\ c &= 1, 2, 3 \\ i &= 1, 2, 3, 4 \end{aligned}$$

한편, π 계수행렬의 원소들은 전파과정(propagation mechanism)을 나타내는 것으로 c 국- i 산업에서의 생산증가율은 역내 모든 나라-모든 산업의 생산증가율에 영향을 받는다.⁷⁾ 그러나 3개국-4개 산업의 12개 부문으로 구성된 다부문모형에서는 각 방정식마다 12개의 시차계수를 추정해야 하기 때문에 주어진 연도별 자료로는 (1)식을 추정할 수 없다. 따라서 (1)식의 π 계수행렬에 식별을 위한 다음의 제약을 가해야 한다.⁸⁾

먼저 $w_{c,i}^r$ 를 c 국 생산에 있어서 i 산업이 차지하는 비중이라고 하면(평균 가중치는 〈표 3〉 참조) c 국의 경제성장률인 $y_{c,i}$ 는 c 국 내 각 산업성장률의 가중평균으로 정의되므로 (3)식과 같이 나타낼 수 있다.

7) 이러한 전파과정은 여러 가지 요인으로 발생할 수 있다. Long and Plosser(1983)는 투입 물-산출물의 관계로 설명하였고, Kydland and Prescott(1982)는 time to build 기술로 설명하였으며, 그 밖의 요인으로 투자에 있어 조정비용을 들 수 있다.

8) 본 연구에서 사용한 제약을 복합변수제약(composite variable restriction)이라고 하는데 Norrbom and Schlagenhauf(1988), Altonji and Ham(1990), Krieger(1989) 등이 이 제약을 사용하였고, 그 외의 제약으로는 Norrbom and Schlagenhauf(1991)가 사용한 주성분제약, 산업연관제약 등이 있다. 복합변수제약은 경제적 의미를 가지고 있어 단순히 자료에만 의존하는 통계적 제약인 주성분(principal component)제약보다 적합하고 산업연관제약의 경우 폐쇄경제하에서는 상당히 설득력이 있는 제약이지만 개방경제하에서는 적용하기가 어렵다.

$$y_{c,t} = \sum_{i=1}^4 w_{ci}^c y_{cit} \quad (3)$$

다음으로 w_{ci}^i 을 i 산업생산에 있어서 c 국이 차지하는 비중(평균가중치는 <표 3> 참조)이라고 하면 i 산업의 경제성장률인 y_{it} 는 i 산업의 각국 성장률의 가중평균으로 정의되므로 (4)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{it} = \sum_{c=1}^3 w_{ci}^i y_{cit} \quad (4)$$

마지막으로 w_{ci} 를 역내총생산에서 c 국- i 산업이 차지하는 비중(평균가중치는 <표 3> 참조)이라고 하면 역내총생산의 증가율인 y_{At} 는 c 국- i 산업 성장률의 가중평균이므로 (5)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{At} = \sum_{c=1}^3 \sum_{i=1}^4 w_{ci} y_{cit} \quad (5)$$

미국(US)과 일본(JP)의 현재 및 과거 성장률이 c 국- i 산업에 영향을 준다는 가정하에 이상의 복합변수체약을 (2)식에 가하면 제약이 가해진 특정 방정식 y_{cit} ($c=1, 2, 3$, $i=1, 2, 3, 4$)는 (6)식과 같이 나타낼 수 있다.⁹⁾

$$\begin{aligned} y_{cit} = & \alpha_{ci} + \tau_{ci} y_{At-1} + \theta_{ci} y_{it-1} + \delta_{ci} y_{c,t-1} \\ & + B_{1ci} US_t + B_{2ci} US_{t-1} + C_{1ci} JP_t + C_{2ci} JP_{t-1} + \varepsilon_{cit} \end{aligned} \quad (6)$$

(6)식에서 $\tau_{ci} y_{At-1}$ 항목은 c 국- i 산업의 증가율은 전년도 다른 모든 c 국- i 산업의 증가율에 영향을 받는 것을 나타내며 영향의 크기는 $\tau_{ci} w_{ci}$ 이다. 한편, $\theta_{ci} y_{it-1}$ 항목은 c 국- i 산업의 증가율이 다른 국가에 속한 동일한 산업의 증가율에 영향을 받는 것을 나타내며 영향의 크기는 $\theta_{ci} w_{ci}^i$ 이며, 끝으로 $\delta_{ci} y_{c,t-1}$ 항목은 c 국- i 산업의 증가율이 동일한 국가 내에 속한 산업의 증

9) 유진방(1990)은 VAR모형으로 추정한 결과 소규모 개방경제의 특징을 갖고 있는 우리 나라의 생산활동이 주요 교역대상국인 미국과 일본의 영향을 현저히 받는 것으로 밝힌 바 있어 우리와 비슷한 교역구조를 가진 대만과 싱가포르에 대해서도 같은 가정을 하는 것은 무리가 아니다.

〈표 3〉 국가 및 산업의 평균가중치

w_c^i	어 업	광업 및 제조업	전기 · 가스 및 건설업	서비스업
한 국	0.83131	0.533037	0.679214	0.528899
대 만	0.164518	0.389396	0.243685	0.33659
싱가포르	0.004173	0.077567	0.077101	0.134511
w_c^i	어 업	광업 및 제조업	전기 · 가스 및 건설업	서비스업
한 국	0.16777	0.292744	0.131733	0.407753
대 만	0.059951	0.386152	0.08534	0.468556
싱가포르	0.005195	0.262804	0.092251	0.639749
w_{ci}	어 업	광업 및 제조업	전기 · 가스 및 건설업	서비스업
한 국	0.097773	0.170606	0.076771	0.237631
대 만	0.019349	0.124631	0.027544	0.151228
싱가포르	0.000491	0.024826	0.008715	0.060435

가율에 영향을 받는 것을 나타내며 영향의 크기는 $\delta_{ci}w_{c'i}'$ 이다.

제약이 가해진 (6)식은 방정식별로 보통최소자승법으로 추정할 수도 있고 추정계수의 효율성을 높이기 위해 방정식체계(system of equations)로 하여 Zellner의 SUR(seemingly unrelated regression)방법으로 추정할 수 있다. 어느 방법으로 추정하든 (6)식의 추정결과와 (3)-(5)의 복합변수제약을 이용하여 (2)식의 전파과정을 나타내는 π^{ci} 를 다음의 (7)-(10)식을 이용하여 계산할 수 있다.¹⁰⁾ 이 제약의 의미는 다음과 같다. 예를 들면, (7)식의 경우 동일한 국가-동일한 산업에서의 feedback을 나타내는 것으로 feedback의 정도가 가장 강하고 (10)식의 경우 다른 국가-다른 산업에서의 feedback을 나타낸 것으로 feedback의 정도가 가장 약하다.

$$\pi_{c'i'}^{ci} = \theta_{ci}w_{c'i}^i + \delta_{ci}w_{c'i}' + \tau_{ci}w_{ci} \quad c=c', i=i' \text{이면} \quad (7)$$

$$\pi_{c'i'}^{ci} = \delta_{ci}w_{c'i}' + \tau_{ci}w_{ci} \quad c=c', i \neq i' \text{이면} \quad (8)$$

$$\pi_{c'i'}^{ci} = \theta_{ci}w_{c'i}^i \cdot \tau_{ci}w_{ci} \quad c \neq c', i=i' \text{이면} \quad (9)$$

$$\pi_{c'i'}^{ci} = \tau_{ci}w_{ci} \quad c \neq c', i \neq i' \text{이면} \quad (10)$$

10) 복합변수제약으로 인한 충격의 전파과정에 대한 이러한 가정은 다소 무리가 있으나 모형 내 변수의 수가 많고 표본의 수가 적어 불가피한 가정이다.

3. 2. 오차구성모형(Error Component Model)

(6)식에서의 오차항 ε_{cit} 는 다음 3종류의 관측되지 않은 요인(unobservable component)으로 구성되어 있다고 가정하자.¹¹⁾ 첫째는 특정 국가요인(country-specific component)으로 특정 국가 내 모든 산업에 그 영향의 정도는 다르나 공통적으로 영향을 주는 요인인데, 예를 들면 각국의 경제정책이나 교육을 통한 생산성 향상을 들 수 있다. 둘째는 특정 산업요인(industry-specific component)으로 모든 국가의 특정 산업에 그 영향의 정도는 다르나 공통적으로 영향을 주는 요인으로 특정 산업의 산출물에 대한 수요변화나 투입물의 가격변화, 산업에서의 기술향상을 예로 들 수 있다. 마지막으로 특정 국가-특정 산업에만 영향을 주는 특이요인(idiosyncratic component)이다. 이러한 가정하에 ε_{cit} 는 다음의 (11)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$\varepsilon_{cit} = f_{ci}g_{ct} + d_{ci}n_{it} + u_{cit} \quad (11)$$

단, g_{ct} 는 c 국 내 모든 산업에 f_{ci} 크기의 영향을 주는 특정 국가충격으로 $VAR(g_{ct}) = \sigma_{gc}^2 (c=1, 2, 3)$ 이며, n_{it} 는 모든 국가의 i 산업에 d_{ci} 크기의 영향을 주는 특정 산업충격으로 $VAR(n_{it}) = \sigma_{ni}^2 (i=1, 2, 3, 4)$ 이고 u_{cit} 는 특정 국가-특정 산업에만 영향을 주는 특이충격으로 $VAR(u_{cit}) = \sigma_{uci}^2 (c=1, 2, 3, i=1, 2, 3, 4)$ 이다. 모든 충격들은 자기상관이 없고 상호독립이라고 가정하자(단, 특정 국가충격은 상관관계가 있을 수 있다).

오차항 ε_{cit} 의 $CI \times CI (= 12 \times 12)$ 공분산행렬을 Σ 라고 할 때 (11)식의 오차구성모형은 ε_{cit} 에 대한 다음 (12)-(15)식과 같은 공분산구조(covariance structure)를 가정한 것과 같은데, 이것은 경기변동에서 특징적인 사실 중의 하나로 알려진 국가간 생산에 있어서의 공동변화는 특정 국가충격과 특정 산업충격이 그 원인인 것으로 보는 것과 같다.

11) 이러한 오차구성의 이론적인 근거는 Stockman(1988)과 Krieger(1989)가 이미 도출된 바 있으므로 여기서는 생략한다.

$$E(\varepsilon_{cit}\varepsilon_{c'i't}) = f_{ci}^2\sigma_{gc}^2 + d_{ci}^2\sigma_{ni}^2 + \sigma_{uct}^2 \quad c=c', i=i' \text{이면} \quad (12)$$

$$= f_{ci}f_{c'i'}\sigma_{gc}^2 \quad c=c', i \neq i' \text{이면} \quad (13)$$

$$= f_{ci}f_{c'i'}\sigma_{cc'} + d_{ci}d_{c'i}\sigma_{ni}^2 \quad c \neq c', i=i' \text{이면} \quad (14)$$

$$= f_{ci}f_{c'i'}\sigma_{cc'} \quad c \neq c', i \neq i' \text{이면} \quad (15)$$

단, $\sigma_{cc'}$ 는 국가충격의 공분산

오차구성모형에서 추정해야 할 모수(β)는 특정 국가충격에 대한 특정 국가-특정 산업 생산의 반응을 나타내는 반응계수 f_{ci} 와 특정 국가충격의 분산인 σ_{gc}^2 와 특정 산업충격에 대한 특정 국가-특정 산업 생산의 반응을 나타내는 반응계수 d_{ci} 와 특정 산업충격의 분산인 σ_{ni}^2 , 특이충격의 분산인 σ_{uct}^2 등이 있다.¹²⁾

(11)식과 같은 오차구성모형의 추정방법에는 가중되지 않은 최소자승법(또는 최소거리추정법), 가중된(또는 일반화) 최소자승법 및 최우법 등 3 가지 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.¹³⁾ 먼저 (6)식의 잔차를 이용하여 (12)-(15)식의 모형 내 공분산구조에 의해 예측된 공분산행렬(Σ)의 일치추정량인 표본공분산행렬 $S = \left(\frac{1}{T} \sum \hat{\varepsilon} \hat{\varepsilon}' \right)$ 를 계산한다. 다음으로 표본공분산행렬 S 에 있는 $\frac{CI \times (CI+1)}{2} = 78$ 개의 독립적인 원소를 벡터형태로 배열하고(vectorization) 주어진 모수의 값에서 예측된 공분산행렬 $\Sigma(\beta)$ 에 있는 같은 수의 독립적인 원소 역시 벡터형태로 배열한다. 끝으로 (16)식의 표본공분산행렬과 모형에 의해 예측된 공분산행렬의 차이로 나타낸 F 값이 최소가 되게 하는 36개의 모수를 비선형 알고리듬에 의해 연속적으로 찾는다. 한편, 일반화 최소자승법(generalized

12) 본 논문에서 추정해야 할 모수는 각각 다음과 같다.

$$f_{ci} = f_{11}, f_{12}, f_{13}, f_{14}, f_{21}, f_{22}, f_{23}, f_{24}, f_{31}, f_{32}, f_{33}, f_{34}$$

$$\sigma_{gc}^2 = \sigma_{g1}^2, \sigma_{g2}^2, \sigma_{g3}^2$$

$$d_{ci} = d_{11}, d_{12}, d_{13}, d_{14}, d_{21}, d_{22}, d_{23}, d_{24}, d_{31}, d_{32}, d_{33}, d_{34}$$

$$\sigma_{ni}^2 = \sigma_{n1}^2, \sigma_{n2}^2, \sigma_{n3}^2, \sigma_{n4}^2$$

$$\sigma_{uct}^2 = \sigma_{u11}^2, \sigma_{u12}^2, \sigma_{u13}^2, \sigma_{u14}^2, \sigma_{u21}^2, \sigma_{u22}^2, \sigma_{u23}^2, \sigma_{u24}^2, \sigma_{u31}^2, \sigma_{u32}^2, \sigma_{u33}^2, \sigma_{u34}^2.$$

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

least squares)은 최소자승법과 같은 방법이나 (17)식의 F 값을 최소가 되게 하는 모수를 찾고 최우법(maximum likelihood)은 (18)식의 F 값을 최소가 되게 하는 모수(β)를 연속적으로 찾는다. 이러한 분석방법을 공분산 분석(covariance analysis)이라 한다. 공분산분석에서 오차구성모형의 모수를 추정하기 위해서는 반응계수를 1로 정규화(normalization)하거나 충격의 분산의 크기를 1로 정규화해야 하는데 본 연구에서는 특정 국가 및 특정 산업충격의 경우 분산을 정규화하고 특정 국가-특정 산업의 특이충격의 경우 반응계수를 정규화하였다.¹⁴⁾

$$F = 0.5 Tr(S - \Sigma(\beta))^2 \quad (16)$$

$$F = 0.5 Tr(S^{-1}(S - \Sigma(\beta)))^2 \quad (17)$$

$$F = Tr(S\Sigma(\beta)^{-1} - n + \log(\det(\Sigma(\beta))) - \log(\det(S))) \quad (18)$$

단, β : 모형 내 모수벡터

n : 관측변수의 수로 여기서는 CD 개

4. 추정결과

4. 1. VAR모형

(6)식은 보통최소자승법 또는 SUR추정법으로 추정할 수 있는데 (표 4)는 SUR 추정치를 국가별로 나타내 주고 있다.¹⁵⁾ 미국의 GDP는 한국의 모든 산업에 (+)의 영향을 주고 있으며, 대만의 모든 산업에는 (-)의 영향을 주고 있다. 또한 싱가포르의 경우는 어업을 제외한 모든 산업에 (-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 한편, 일본의 GDP는 한국과 대만의 모

14) Stockman(1988)은 f_{ci} , d_{ci} 의 반응계수를 모두 1로 정규화하였는데, 본 논문에서는 이 제약을 완화하였다.

15) VAR모형의 추정에서 시차를 선택하는 것은 중요하다. 이론이 최적시차에 대한 정보를 제공해 주지 못할 경우 자료가 주는 최적시차에 의존해야 한다. 최적시차를 결정하는 방법에는 Sims(1980)에 의해 제시된 수정우도비검정(modified likelihood ratio test), Akaike Information Criteria(AIC)기법 및 Schwarz Criterion(SC)이 있다(이에 대한 자세한 설명은 Judge et al(1988, pp. 761-763)을 참고할 것). 본 연구에서는 세 가지의 방법 모두 최적시차가 1인 것으로 나타났다.

(표 4) 국가별-산업별 생산의 SUR 추정결과

	어 업			광업 및 제조업			전기 · 가스 및 건설업			서비스업		
	한국	대만	싱가포르	한국	대만	싱가포르	한국	대만	싱가포르	한국	대만	싱가포르
상수항	-0.09	-0.01	-0.02	-0.01	0.06	-0.03	-0.02	0.04	0.14	-0.03	0.04	0.02
y_{it-1}	-0.35	0.06	0.14	0.31	0.60	-0.33	-0.17	-0.30	0.51	0.93	0.64	0.48
y_{ct-1}	-0.16	0.03	0.24	0.41	-0.58	0.62	0.53	-0.05	0.51	0.56	-0.11	0.51
y_{At-1}	0.65	0.14	-0.23	-0.64	-0.16	0.56	0.08	0.99	-0.68	-1.26	-0.16	-0.33
US_t	1.72	0.43	1.60	1.98	1.18	0.91	1.85	0.68	-0.09	1.76	0.81	0.09
US_{t-1}	-1.24	-1.09	-1.04	-0.80	-1.49	-1.19	-0.16	-1.80	-2.82	-0.50	-1.11	-0.31
JP_t	-0.04	0.12	-0.11	0.27	0.39	0.40	0.17	0.21	-0.37	0.13	0.18	0.18
JP_{t-1}	0.35	0.39	0.03	0.43	0.36	0.33	0.18	0.29	0.14	0.39	0.47	0.09

든 산업에 (+) 영향을 주고 있으며, 싱가포르의 경우 어업과 전기 · 가스 및 건설업에는 (-)의 영향을 주고 나머지 산업에는 (+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이 추정계수와 〈표 3〉의 가중치 및 (7)-(10)식의 관계를 이용하여 모형 내 충격의 전파과정을 나타내는 (1)식의 π 를 계산할 수 있으며 이 값이 나중에 충격반응함수 및 충격의 상대적 중요도를 계산할 때 이용된다.

4. 2. 오차구성모형

(6)식의 VAR잔차항 $\hat{\varepsilon}_{cit}$ 의 공분산행렬을 이용하여 (11)식의 오차구조 가정하에(추정시 특정 국가충격의 상관관계는 없는 것으로 가정) 모형 내 모수인 f_{ci} , σ_{gc}^2 , σ_{ui}^2 , σ_{ni}^2 , σ_{uci}^2 를 가중되지 않은 최소자승법으로 추정한 결과가 〈표 5〉에 나타나 있다.¹⁶⁾ 특정 국가충격에 대한 각 산업의 반응 정도는 국가별로 다르게 나타났다. 일반적으로 순환변동(〈표 1〉에서 표준편차로 측정됨)이 큰 산업이 국가충격에 더욱 민감하게 반응한다고 보는데 본 연구에서도 그러한 결과를 볼 수 있다. 오차구성모형의 적합도를 살펴보기

16) 가중된 최소자승법의 경우 가중치와 moments 간의 상관관계로 인해 소표본에서 편의(bias)가 발생할 수 있고(Clark(1995b)) 최우법의 경우 최적치에 수렴하지 않아 여기서는 보통최소자승법을 이용하였다. 한편, 오차구성모형을 이용한 많은 연구들의 경우 모형의 설정오류(misspecification)로 인해 몇 개 충격의 경우 (-)의 분산이 추정되었으나 본 논문의 경우 그러한 문제는 발생하지 않았다.

〈표 5〉 충격에 대한 국가별 산업의 반응계수

	산업분류	특정 국가충격	특정 산업충격	특정국가-특정산업 ¹⁾
한 국	어업	0.09	-0.0205	0.00117
	광업 및 제조업	0.0691	-0.0138	0.0005
	전기·가스 및 건설업	0.0837	-0.0406	0.000438
	서비스업	0.0567	-0.0098	0.000175
대 만	어업	0.0186	0.0124	0.000639
	광업 및 제조업	0.0423	0.0097	0.00024
	전기·가스 및 건설업	0.0316	-0.0098	0.000886
	서비스업	0.0276	-0.0098	0.0000296
싱가포르	어업	0.0375	-0.0323	0.000434
	광업 및 제조업	0.0344	-0.0337	0.000134
	전기·가스 및 건설업	0.059	0.0098	0.000697
	서비스업	0.0307	0.0098	0.000207

주: 1) 이 수치는 분산추정치를 나타낸다.

- * 추정시 특정 국가-특정 산업의 반응계수와 특정 국가충격 및 특정 산업충격의 분산은 1로 정규화하였으며 미국과 일본의 분산추정치는 각각 0.00051과 0.0127이다.
- * 추정치의 표준오차는 계산하지 않았는데 이는 표본의 크기가 작아 통계적 추론의 신뢰성이 낮기 때문이다.

위해서는 회귀분석의 결정계수와 유사한 개념인 *符合度指數*(goodness of fit index, GFI)를 사용할 수 있다. 부합도지수는 오차구성모형으로부터 추정된 공분산행렬에 대한 표본공분산행렬의 상대적인 크기를 나타내는데 본 모형의 추정결과 이 지수는 0.89이다.

5. 충격의 전파과정 및 중요도

제 4 절에서 국가별-산업별 생산변동을 유발시키는 비관측충격(unobservable shock)으로 특정 국가충격, 특정 산업충격 및 특이충격으로 나누어 식별하였다. 이러한 충격이 식별되면 경제에 충격이 주어졌을 때 그 충격이 경제 내 다른 부문으로 어떻게 파급되어 가며 모형 내 변수의 변동을 얼마나 유발시키는지를 살펴보는 것은 경기변동을 이해하는 데 있어 매우 중요하다.

5. 1. 충격의 전파과정

식별된 각 충격들이 경제의 여러 부문으로 전파되는 것은 충격반응함수를 이용하여 살펴보면 되는데 충격반응함수란 경제에 예상치 못한 변화(충격)가 주어졌을 때 모형 내 각 변수들이 시간의 흐름에 따라 어떻게 각 충격에 반응하는가를 나타내 주는 것이다. 충격반응함수는 미국과 일본의 생산증가율에 대한 확률과정을 설정한 후 VAR모형의 이동평균표현(moving average representation)에 의해 구한다. 미국과 일본의 생산이 (19)~(20)식과 같은 1차 자기회귀확률과정에 따른다고 하자.

$$US_t = \mu_0^{us} + \mu_1^{us} US_{t-1} + \varepsilon_t^{us}, E(\varepsilon_t^{us})^2 = \sigma_{us}^2 \quad (19)$$

$$JP_t = \mu_0^{jp} + \mu_1^{jp} JP_{t-1} + \varepsilon_t^{jp} E(\varepsilon_t^{jp})^2 = \sigma_{jp}^2 \quad (20)$$

(11)식과 (19)~(20)식을 (6)식에 대입하면 다음의 (21)식이 된다.

$$\begin{aligned} Y_t = & \alpha + \pi Y_{t-1} + (B_1 \mu_1^{us} + B_2) US_{t-1} + (C_1 \mu_1^{jp} + C_2) JP_{t-1} \\ & + B_1 \varepsilon_t^{us} + C_1 \varepsilon_t^{jp} + Fg_t + Dn_t + u_t \end{aligned} \quad (21)$$

단, \bar{a} : 새로운 상수항 벡터

$$B_1 = [B_{11}^1, \dots, B_{14}^1, \dots, B_{21}^1, \dots, B_{24}^1, \dots, B_{31}^1, \dots, B_{34}^1]'$$

$$B_2 = [B_{11}^2, \dots, B_{14}^2, \dots, B_{21}^2, \dots, B_{24}^2, \dots, B_{31}^2, \dots, B_{34}^2]'$$

$$C_1 = [C_{11}^1, \dots, C_{14}^1, \dots, C_{21}^1, \dots, C_{24}^1, \dots, C_{31}^1, \dots, C_{34}^1]'$$

$$C_2 = [C_{11}^2, \dots, C_{14}^2, C_{21}^2, \dots, C_{24}^2, \dots, C_{31}^2, \dots, C_{34}^2]'$$

$$g_t = [g_{1t}, \dots, g_{1t}, g_{2t}, \dots, g_{2t}, g_{3t}, \dots, g_{3t}]'$$

$$n_t = [n_{1t}, \dots, n_{4t}, n_{1t}, \dots, n_{4t}, n_{1t}, \dots, n_{4t}]'$$

$$u_t = [u_{11t}, \dots, u_{14t}, u_{21t}, \dots, u_{24t}, u_{31t}, \dots, u_{34t}]'$$

$$F: CI \times CI \text{ 대각행렬로 대각원소의 값은 } f_{ci}$$

$$D: CI \times CI \text{ 대각행렬로 대각원소의 값은 } d_{ci}$$

한편, t 기에 주어진 충격이 시간의 변화에 따라 다른 부문으로 전파되어 갈 수 있는데, 시간의 변화에 따른 충격반응을 살펴보기 위해서는 (21)식과 (19)~(20)식을 통합한 하나의 방정식체계를 만들어야 하는데 통합된 방

정식체계는 (22)식과 같다.

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ US_t \\ JP_t \end{bmatrix} = \bar{\alpha} + A \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ US_{t-1} \\ JP_{t-1} \end{bmatrix} + \bar{B}\varepsilon_t^{us} + \bar{C}\varepsilon_t^{jp} \\ + \begin{bmatrix} F & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \tilde{g}_t \\ + \begin{bmatrix} D & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \tilde{n}_t + \tilde{u}_t \quad (22)$$

단, $A_{14 \times 14} = \begin{bmatrix} \pi_{12 \times 12} & B_1\mu^{us} + B_2 & C_1\mu^{jp} + C_2 \\ 0_{1 \times 12} & \mu^{us} & 0 \\ 0_{1 \times 12} & 0 & \mu^{jp} \end{bmatrix}$.

$$\bar{B} = [B_1' \ 1 \ 0]'$$

$$\bar{C} = [C_1' \ 0 \ 1]'$$

$$\tilde{g}_t = [g_t' \ 0 \ 0]'$$

$$\tilde{n}_t = [n_t' \ 0 \ 0]'$$

$$\tilde{u}_t = [u_t' \ 0 \ 0]'$$

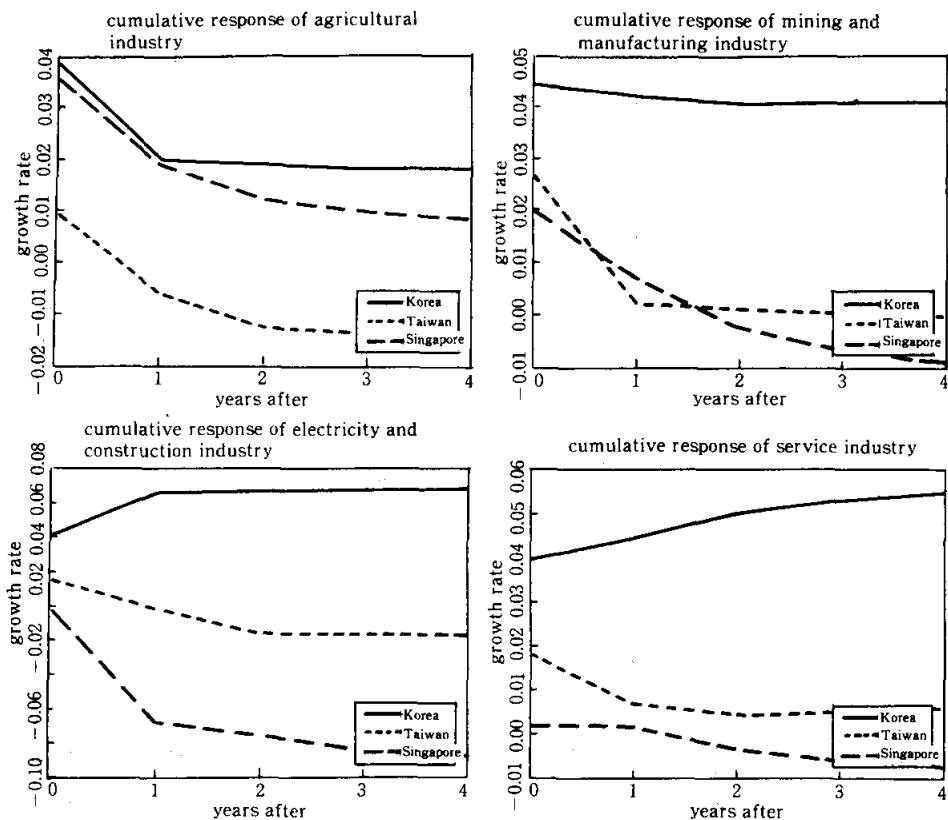
(22)식의 통합된 방정식체계의 종속변수를 $Y_t^* = [Y_t \ US_t \ JP_t]'$ 이라 하고 Y_t^* 가 안정적인 확률과정에 따른다고 가정하면 Y_t^* 의 편차(deviation)는 (23)식과 같이 이동평균의 형태로 나타낼 수 있고 이 식에서 각 충격의 계수가 충격반응함수가 된다.

$$Y_t^* - mean(Y_t^*) = \sum_{k=0}^{\infty} (A^k) \bar{B}_{i-k} \varepsilon_i^{us} + \sum_{k=0}^{\infty} (A^k) \bar{C}_1 \varepsilon_{i-k}^{jp} \\ + \sum_{k=0}^{\infty} (A^k) \bar{F} \tilde{g}_{i-k} + \sum_{k=0}^{\infty} (A^k) \bar{D} n_{i-R} \\ + \sum_{k=0}^{\infty} (A^k) \tilde{u}_{i-k} \quad (23)$$

단, $\bar{F} = \begin{bmatrix} F & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$

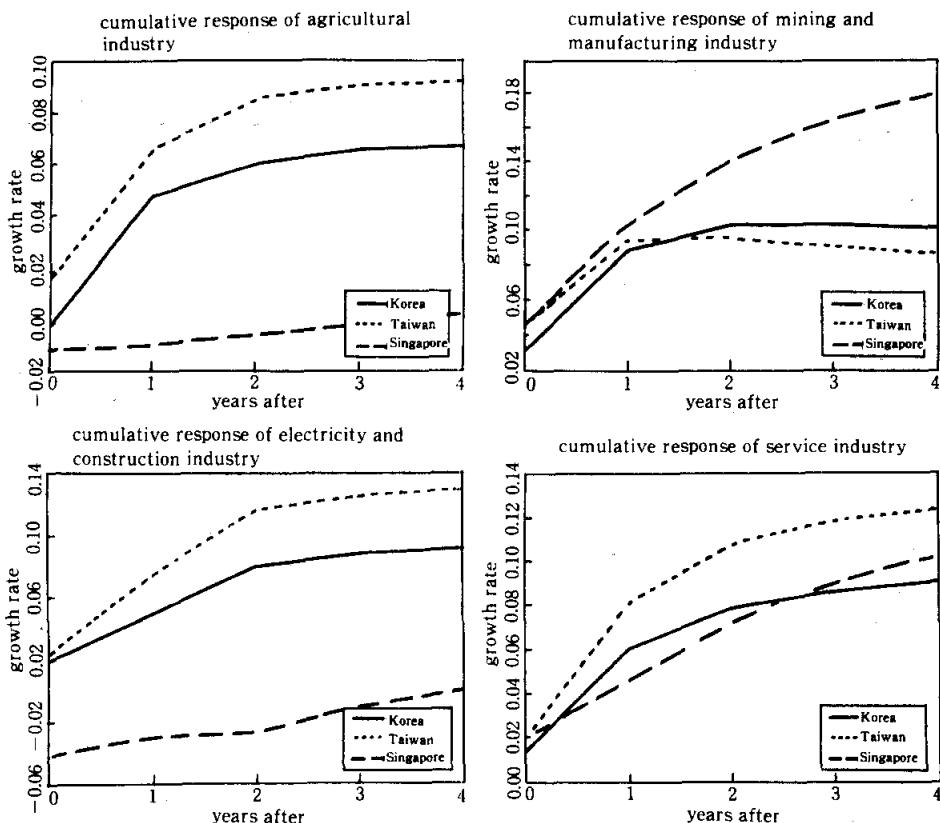
$$\bar{D} = \begin{bmatrix} D & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

〈그림 1〉과 〈그림 2〉는 미국과 일본의 경제에 단 한 번에 표준편차 크기



(그림 1) 미국충격에 대한 국가별·산업별 생산증가율의 반응

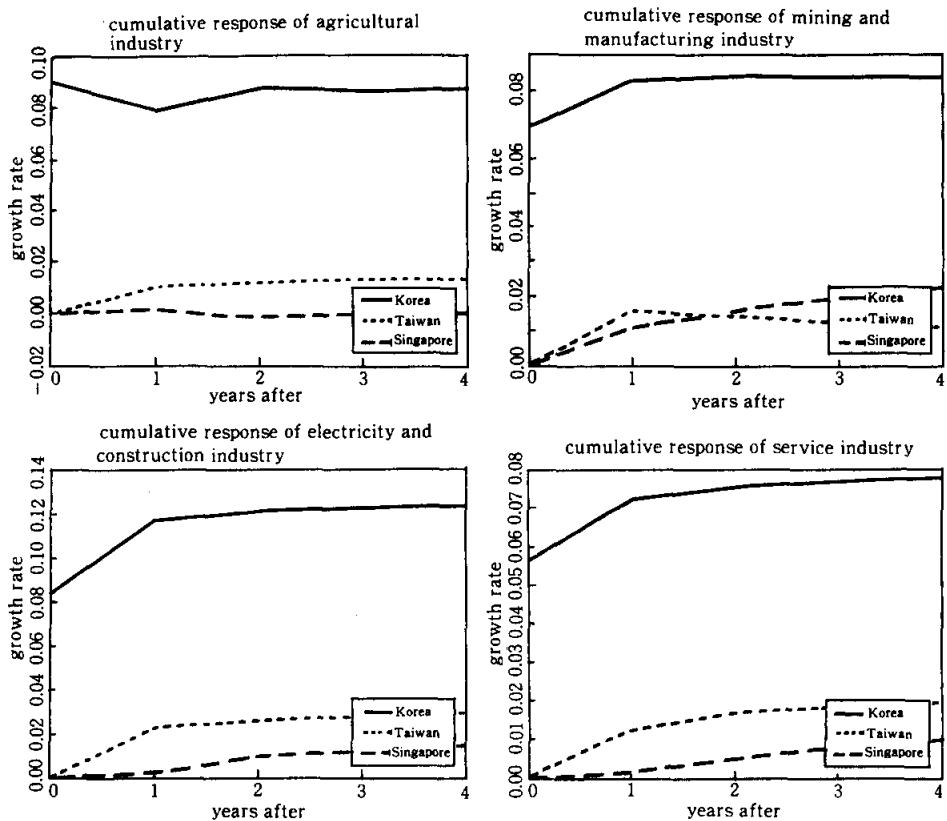
의 예상치 못한 충격이 (미국 표준편차의 크기는 0.0226이고 일본 표준편차의 크기는 0.1127이다) 각국의 산업별 생산수준에 미치는 영향을 보여주고 있다. 미국에서 발생한 충격으로 한국은 4년 후 산업별로 2%에서 7% 정도까지 생산이 증가하고 대만은 어업과 전기·가스 및 건설업은 생산이 1% 정도 감소하고 나머지 산업은 1% 정도 생산이 증가한다. 또한 싱가포르는 어업은 1% 정도 생산이 증가하고 나머지 산업은 1%에서 9% 정도까지 감소한다. 한편, 일본에서 발생한 충격으로 한국은 4년 후 산업별로 6%에서 10% 정도까지 생산이 증가하고 대만은 산업별로 9%에서 13% 까지 생산이 증가한다. 또한 싱가포르는 산업별로 0% 정도에서 18% 정도 까지 생산이 증가한다. 결론적으로 일본충격이 미국충격보다 모든 국가 모든 산업에 지속적이고도 큰 영향을 미치는 것으로 나타나 아시아 개발도



〈그림 2〉 일본충격에 대한 국가별-산업별 생산증가율의 반응

상국의 경우 일본 경제와 밀접한 관련을 갖는 것으로 보인다. 〈그림 3〉은 한국충격에(충격의 크기는 1이다) 대한 국가별-산업별 생산수준의 반응을 보여 주고 있는데, 한국은 4년 후 산업별로 8%에서 12% 정도까지 생산이 증가하고 대만은 산업별로 1%에서 3% 정도까지 생산이 증가한다. 또한 싱가포르는 산업별로 0%에서 2% 정도까지 생산이 증가하는 것으로 나타나 한국충격이 한국의 산업별 생산에는 영향을 주나 다른 나라의 산업별 생산에는 큰 영향이 없는 것으로 나타났으며, 영향이 있을 경우 대만이 싱가포르보다 상대적으로 큰 영향을 받는 것으로 나타났다.¹⁷⁾

17) 대만 및 싱가포르충격의 전파과정도 자국의 산업별 생산증가율에는 영향을 주나 다른 나라의 산업별 생산증가율에는 미미한 영향을 주어 한국충격과 비슷한 양상을 보이고 있다.



〈그림 3〉 한국충격에 대한 국가별-산업별 생산증가율의 반응

5. 2. 충격의 중요도

(6)식의 모형설정에 따르면 각국의 산업생산에 영향을 주는 관측되는 외생적 변수(observable exogenous variable)로 미국과 일본의 생산증가율이 있는데 이러한 나라에서 발생하는 충격도 각국의 산업생산에 외부충격으로 작용한다. 모형 내 비관측충격과 외부충격들이 산업별 생산변동이나 국가별 총생산변동을 유발시키는 데 각각 어느 정도로 기여하는지(이것을 충격의 상대적 중요도라 한다)를 측정하는 것 역시 경기변동이론에서 중요한 과제 중의 하나이다. 한 변수의 변화를 설명함에 있어 모형 내 각 충격이 설명하는 비율로 표시한 예측오차분산분해를 이용하면 각 충격의 상대

적 중요도를 측정할 수 있다.¹⁸⁾

먼저 국가별-산업별 생산변동을 유발시키는 충격의 상대적 중요도를 계산하는 과정을 살펴보자. 충격의 상대적 중요도를 측정하기 위해서는 모든 충격들이 상호독립이라는 가정하에 (21)식에서 Y_t 의 이노베이션분산(innovation variance) $V(Y_t)$ 은 (24)식과 같이 분해가 되므로 각 충격의 중요도는 $V(Y_t)$ 에서 각 충격의 분산이 차지하는 비율로 계산할 수 있다.

$$V(Y_t) = \sigma_{us}^2 B_1 B_1' + \sigma_{jp}^2 C_1 C_1' + F \Omega_c F' + D \Omega_n D' + \Omega_u \quad (24)$$

단, Ω_c , Ω_n , Ω_u : g_t , n_t , u_t 의 공분산행렬

한편, t 기에 주어진 충격이 시간의 변화에 따라 다른 부문으로 전파되어 갈 수 있는데 시간의 변화에 따른 충격의 상대적 중요도를 계산하기 위해서는 통합된 방정식체계인 (22)식을 이용하면 된다. 종속변수 Y^*_t 의 t 기 충격에 대한 k 기 이후의 분산 $V^k(Y^*_t)$ 은 (25)식과 같이 분해가 되므로 시간의 변화에 따른 각 충격의 중요도는 $V^k(Y^*_t)$ 에서 각 충격의 분산이 차지하는 비율로 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned} V^k(Y^*_t) &= \sigma_{us}^2 \sum_{k=0}^k (A^k) \tilde{B}_1 \tilde{B}_1' (A^k)' + \sigma_{jp}^2 \sum_{k=0}^k (A^k) \tilde{C}_1 \tilde{C}_1' (A^k)' \\ &\quad + \sum_{k=0}^k (A^k) \tilde{F} \Omega_c \tilde{F}' (A^k)' + \sum_{k=0}^k (A^k) \tilde{D} \Omega_n \tilde{D}' (A^k)' \\ &\quad + \sum_{k=0}^k (A^k) \tilde{\Omega}_u (A^k)' \end{aligned} \quad (25)$$

단, $\tilde{F} = \begin{bmatrix} F & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$

$\tilde{D} = \begin{bmatrix} D & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$

$\tilde{\Omega}_c$, $\tilde{\Omega}_n$, $\tilde{\Omega}_u$ 는 \tilde{g}_t , \tilde{n}_t , \tilde{u}_t 의 공분산행렬

다음으로 한 국가의 총생산변동을 유발시키는 각 충격의 상대적 중요도를 계산하기 위해서는 앞에서 예시한 바와 같이 국가별-산업별 수준에서

18) 충격의 상대적 중요도는 시간의 흐름에 따른 예측오차의 분산을 모형 내 충격의 분산으로 분해하여 계산함으로써 구할 수 있다.

계산한 $V(Y_t)$, $V^k(Y_t^*)$ 와 〈표 3〉에 주어진 가중치를 이용하면 되는데, 그 이유는 한 국가의 경제성장률은 그 국가 내 각 산업별 경제성장률의 가중 평균이기 때문이다.¹⁹⁾ 예를 들어, 한국 경제성장률($y_{1,t}$)의 이노베이션분산 VAR($y_{1,t}$)는 다음의 (26)식과 같이 분해가 되므로 각 충격의 중요도는 VAR($y_{1,t}$)에서 각 충격의 분산이 차지하는 비율로 계산할 수 있다. 예를 들어 한국 국내총생산변동 중 일본에서 발생한 경제충격에 의해 설명될 수 있는 비율은 $\frac{\sigma_{us}^2 w_c C_1 C_1' w_c'}{VAR(y_{1,t})} \times 100(\%)$ 이고, 나머지 충격에 대해서도 같은 방법으로 계산할 수 있다. 마찬가지 방법으로 t 기 충격에 대한 k 기 이후의 한국 경제성장률($y_{1,t}$)의 분산 $V^k(y_{1,t})$ 에 대한 각 충격의 중요도 역시 (25)식을 이용하여 유사한 방법으로 계산하면 된다.

$$\begin{aligned} VAR(y_{1,t}) &= w_c V(y_t) w_c' \\ &= \sigma_{us}^2 w_c B_1 B_1' w_c' + \sigma_{jp}^2 w_c C_1 C_1' w_c' + w_c F \Omega_c F' w_c' \\ &\quad + w_c D \Omega_n D' w_c' + w_c \Omega_u w_c' \end{aligned} \quad (26)$$

단, $w_c = [w_{1,1}, w_{1,2}, w_{1,3}, w_{1,4}, 0, \dots 0]$

〈표 6〉은 국가별-산업별 생산수준과 국가별 총생산수준에서 살펴본 이노베이션분산에서 각 충격의 분산이 차지하는 비율을 나타내고 있다. 먼저 국가별 총생산수준에서 변동을 살펴보자. 이노베이션분산의 경우 미국에서 발생한 충격은 한국, 대만, 싱가포르의 국내총생산변동의 24.28%, 17.28% 및 2.37%를 각각 설명하고 있으며, 일본에서 발생한 충격의 경우 이 비율은 각각 3.84%, 35.25% 및 23.31%이다. 두 외부충격의 합은 25%에서 52% 수준이나 한국의 경우는 미국충격의 비중이 크고 대만과 싱가포르의 경우는 일본충격의 비중이 큰 것이 특징이다. 특정 국가충격의 결합효과는 한국, 대만, 싱가포르 국내총생산변동의 69.22%, 43.96% 및 62.53%를 각각 차지하고 있으며, 특정 산업충격의 결합효과는 1.04%, 1.46% 및 6.39%를 각각 차지하고 있다.²⁰⁾ 모든 국가에 있어서 특정 국가충격(총체적 충격)이

19) 산업수준에서 생산변동에 대한 각 충격의 중요도에 대해서도 유사한 방법으로 계산할 수 있다.

20) 특정 국가(산업)충격에 상관관계가 없는 것으로 가정하여 추정하였고 이노베이션분산의 경우 한 국가 또는 특정 국가(산업)에서의 충격이 다른 국가의 산업으로 전파되지 않기

〈표 6〉 이노베이션 분산분해(국가의 충격이 전파가 되지 않을 경우)

	각 충격에 의해 설명된 비율(%)				
	미국충격	일본충격	특정 국가충격의 합	특정 산업충격의 합	특이충격
(한국) 총생산	24.28	3.84	69.22	1.04	1.62
어업	13.36	0.18	72.27	3.74	10.45
광업 및 제조업	23.69	10.91	57.12	2.28	6.00
전기·가스 및 건설업	15.48	3.16	62.68	14.75	3.93
서비스업	29.83	3.84	61.17	1.83	3.33
(대만) 총생산	17.28	35.25	43.96	1.46	2.05
어업	6.47	13.57	24.29	10.79	44.88
광업 및 제조업	14.59	41.59	36.92	1.94	4.96
전기·가스 및 건설업	8.60	19.53	36.23	3.48	32.16
서비스업	20.54	25.03	46.73	5.89	1.81
(싱가포르) 총생산	2.37	23.31	62.53	6.39	5.4
어업	29.93	3.49	32.47	24.09	10.02
광업 및 제조업	8.61	42.06	23.07	23.49	2.77
전기·가스 및 건설업	0.07	29.00	57.77	1.59	11.57
서비스업	0.24	24.43	57.00	5.81	12.53

특정 산업충격(부문적 충격)보다 상대적으로 큰 역할을 하는 것으로 나타났는데 이러한 사실은 OECD국가를 대상으로 산업을 더욱 세분화하고 분기별 자료를 이용하여 분석한 Stockman(1988)의 결과와는 일치하지는 않지만 본 연구와 유사한 산업분류와 연도별 자료를 이용하여 분석한 Krieger(1989)의 결과와는 일치한다.²¹⁾ 다음으로 국가별-산업별 생산수준의 이노베이션분산에서 각 충격의 분산이 차지하는 비율을 살펴보면 산업별로 다소 차이는 있으나 국가별 총생산에서 나타난 바 있는 외부충격과 특정 국가충격과 같은 총체적 충격의 역할이 부문충격인 특정 산업충격보다 크다는 사실과 매우 유사한 결과를 나타내 주고 있다. 또 하나의 특징적인 사실은 총생산수준에서의 충격의 역할과 국가별-산업별 생산수준에서

때문에 특정 국가(산업)충격의 결합효과의 크기와 특정 국가(산업)충격의 영향의 크기는 같다.

21) Stockman의 논문에서 동일한 산업분류하에 연도별 자료를 이용할 경우 특정 산업충격의 비중이 감소하고 있는 것으로 나타나고 있는데 이것은 연도별 자료를 이용할 경우 특정 산업에서 발생한 충격이 1년 내에 다른 부문으로 전파되어 이 충격을 산업에서 발생한 부문충격이 아닌 총체적 충격으로 잘못 식별하기 때문인 것으로 보인다.

〈표 7〉 4년 후 예측오차의 분산분해(t 기의 충격이 전파가 되는 경우)

	각 충격에 의해 설명된 비율(%)				
	미국충격	일본충격	특정 국가충격의 합	특정 산업충격의 합	특이충격
(한국) 총생산	17.18	30.02	50.64	0.83	0.71
어 업	12.67	18.99	56.72	3.05	8.57
광업 및 제조업	16.28	37.10	40.74	1.61	4.27
전기 · 가스 및 건설업	15.65	15.51	54.50	11.14	3.20
서비스업	19.88	33.22	42.38	1.64	2.88
(대만) 총생산	11.53	66.18	20.59	0.69	1.01
어 업	7.84	66.27	9.43	3.20	13.26
광업 및 제조업	15.54	53.53	25.72	1.68	3.53
전기 · 가스 및 건설업	8.67	59.53	18.90	4.74	11.16
서비스업	7.25	75.60	14.44	1.76	0.95
(싱가포르) 총생산	3.93	55.34	34.37	2.82	3.54
어 업	34.02	4.15	30.86	21.65	9.32
광업 및 제조업	6.00	65.09	16.89	9.99	2.03
전기 · 가스 및 건설업	37.51	19.36	33.81	2.49	6.83
서비스업	0.88	54.23	35.14	2.87	6.88

의 충격의 역할이 상이한 양상을 보이고 있다. 예를 들어, 싱가포르의 경우 총생산수준에서는 특정 산업충격의 역할이 작으나 산업별 수준에서는 어업과 광업 및 제조업의 경우 커지고 있다. 이러한 사실은 기존의 집계변수수준에서의 연구와 병행하여 부문수준에서의 경제활동에 관심을 둔 다부문모형을 이용한 연구의 필요성을 뒷받침해 주고 있다.

한편, 〈표 7〉은 t 기에 주어진 충격이 모형 내 다른 부문으로 전파되어 갈 경우에 4년 후 국가별-산업별 생산수준과 국가별 총생산수준에서 살펴본 예측오차의 분산에서 각 충격의 분산이 차지하는 비율을 나타내고 있다. 먼저 국가별 총생산수준에서 변동을 살펴보면 미국에서 발생한 충격은 한국, 대만, 싱가포르 국내총생산변동의 17.18%, 11.53% 및 3.93%를 각각 설명하여 시간이 흐름에 따라 중요도가 감소하는 것으로 나타났으며, 일본에서 발생한 충격의 경우 이 비율은 각각 30.02%, 66.18% 및 55.34%로 시간이 흐름에 따라 큰 폭으로 증가하는 것으로 나타났다. 두 외부충격의 합은 47%에서 77% 수준으로 3개국 모두 일본충격의 비중이 큰 것이 특징이다.²²⁾ 이것은 아시아 개발도상국들이 수출주도형의 경제개발 및 소규모

개방경제의 특징을 갖고 있으므로 각국의 경제충격이 다른 나라로 전파되는 것보다는 미국과 일본을 주도로 한 세계경제의 환경변화가 각국에 전파되는 것이 크기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 이러한 사실은 개방화가 진행되고 있는 시점에서 중요한 정책적 시사점을 주고 있다. 국내 취약산업인 서비스업의 경우 미국충격보다는 일본충격에 더욱 영향을 받기 때문에 개방화에 따라 국내에 진출하는 일본기업에 대응할 수 있는 산업정책이 필요하다고 하겠다.

특정 국가충격의 결합효과는 한국, 대만 및 싱가포르 국내총생산변동의 50.64%, 20.59% 및 34.37%를 각각 차지하여 시간의 흐름에 따라 일본충격에 압도되어 감소하고 있다. 특히 한국에 있어서 특정 국가충격의 영향이 대만과 싱가포르와 비교하여 큰 것으로 나타나고 있는데 이는 한국 경제가 대만과 싱가포르 경제보다 상대적으로 폐쇄적인 것으로 해석할 수 있다. 특정 산업충격의 결합효과는 0.83%, 0.69% 및 2.82%를 각각 차지하여 이노베이션 분산분해에서의 결과와 거의 같다. 시간의 흐름에 따라 모든 국가에 있어서 외부충격과 특정 국가충격(총체적 충격)이 특정 산업충격(부문적 충격)보다 상대적으로 큰 역할을 하는 것으로 나타나 〈표 6〉에서의 결과와 비슷한 속성을 나타내고 있다. 또한 이러한 결과는 어느 한 국가 또는 산업에서 발생한 충격이 제한적이나마 다른 국가 또는 산업으로 전파되어 간다는 증거를 제시해 주고 있다.

한편, 국가별 경제성장률에 차이가 발생하는 것은 국가별 산업구조(industry mix)의 차이 때문이라는 전통적인 견해(conventional view)가 있는데 아시아 3개국의 경우 산업구조가 상이한 것은 사실이나(〈표 3〉의 가중치 w_i^c 를 참고) 이것으로 경제성장률에 차이가 발생하는 것으로 보기는 어려운데 그 이유는 국가별 총생산변동을 설명함에 있어 특정 산업충격의 비중이 특정 국가충격에 비해 아주 낮기 때문이다. 또한 이러한 결과는 특정 산업충격과 같은 부문충격이 대부분의 경기변동을 설명한다고 보는 다부문 실물경기이론(multi-sector real business cycle theory)의 견해와는

22) 각국의 경기변동이 미국보다는 일본의 경기에 더 큰 영향을 받는다는 이러한 결과는 상당히 흥미 있는 사실이다. 한국의 경우 이러한 사실은 서로 다른 모형을 이용한 조하현(1990) 및 유진방(1990)의 결과와 경기순환의 패턴으로 비교한 백옹기(1993)의 결과와 일치한다.

일치하지 않는다.²³⁾

6. 요약 및 결론

본 논문은 한국, 대만, 싱가포르의 산업별 GDP를 이용하여 국제경기변동(international business cycle)의 원인과 전파과정을 밝히고자 하였다. 이를 위해 먼저 VAR모형으로 국가별-산업별 동태적 무역관계를 추정하고 오차구성모형을 사용하여 각국의 산업변동에 영향을 주는 경제충격들을 미국과 일본의 외부충격, 특정 국가충격, 특정 산업충격 및 특이충격으로 세분화하여 식별하였다. 다음으로 식별된 각 충격들이 경제의 여러 부문으로 전파되어 가는 과정을 살펴보았는데 모든 국가, 모든 산업에 걸쳐 미국측 충격보다는 일본측 충격에 더욱 큰 영향을 받는 것으로 나타나 아시아 개발도상국의 경우 일본 경제와 밀접한 관련을 갖고 국가별로는 대만이 가장 큰 변동을 보였다. 또한 모든 국가에 있어서 외부충격과 특정 국가충격으로 세분화된 총체적 충격이 모형 내 부문충격인 특정 산업충격보다 상대적으로 큰 역할을 하는 것으로 나타났고 어느 한 국가 또는 산업에서 발생한 충격이 다른 국가 또는 산업으로 전파되어 간다는 증거를 발견할 수 있었다. 결론적으로 아시아 개발도상국의 경우 역내국의 무역관계를 통한 충격의 전파과정보다는 외부충격이 국제경기변동을 발생시키는 중요한 원인이라고 할 수 있다.

본 연구는 기존의 국내연구들보다 충격을 세분화하였고 기존의 연구들이 집계수준의 변수에만 관심을 둔 데 비해 본 연구는 세분화된 경제부문의 변동에 관심을 두었으며 우리 나라와 경쟁관계에 있는 아시아 개도국을 중심으로 살펴본 것에 그 의의를 찾을 수 있다. 한편, 본 연구와 관련하여 앞으로의 연구과제는 다음과 같다. 첫째는 분기별 자료로 산업을 더욱 세분화하여 살펴볼 필요가 있다. 앞에서도 언급한 바 있지만 연도별 자료를 이

²³⁾ Krieger(1989)는 서독, 일본 및 캐나다의 국제경기변동을 살펴보았는데 특정 국가충격과 같은 총체적 충격이 경제변동의 대부분을 설명하고 있음을 밝힌 바 있는데 아시아 개발도상국에서도 유사한 결과를 가져왔다.

용할 경우 특정 산업에서 발생한 충격이 1년 내에 다른 부문으로 전파되어 갈 경우 이 충격을 산업에서 발생한 부문충격이 아닌 총체적 충격으로 잘못 식별하기 때문에 부문충격의 역할을 과소추정(underestimate) 할 수 있다. 둘째는 본 연구에서 사용된 경제적 의미를 갖는 복합변수제약 외에 충격의 전파과정을 더욱 정확하게 추정할 수 있는 제약이 필요하다. 셋째는 여러 충격의 원인이 각각 무엇인지를 밝히는 것이다. Lucas(1973)와 조하현·박동순(1991)이 이용한 정보추출법(method of signal extraction)으로 본 논문의 비관측 충격들을 추출해내고 이러한 충격의 원인이 원유가격, 경제정책 변수, 생산성 등 어디에서 오는 것인지를 밝혀지면 아시아 경제권의 경기변동에 대한 폭넓은 해석이 가능해질 것이다. 마지막으로 다른 모형을 이용하여 분석해 봄으로써 본 연구결과의 견고성(robustness)을 살펴보는 것인데, 예를 들면 동태적 오차구성모형으로 추정하여 본 연구결과와 비교해 볼 수도 있고 본 연구에서는 단기변동을 설명하는 공통요인(common factor)에만 관심을 가졌지만 King et al.(1991)에서 사용된 것으로 단기변동뿐만 아니라 장기변동까지도 관심을 두는 공동추세(common trend)를 포함한 모형도 유용한 모형이 될 수 있을 것이다.

[참고문헌]

- 강기준(1993), “다부문 실물경기이론에 대한 실증분석—1970년1월부터 1992년 12월까지의 한국자료를 이용—,” 『논문집(인문·사회과학편)』, 제37집, 제주대학교, 317-342.
- (1994), “산업별 생산변동에 있어서 총체적 충격과 부문충격의 역할에 대한 실증분석—1970년 1월부터 1992년 12월까지의 한국자료를 이용—,” 『논문집(인문·사회과학편)』, 제39집, 제주대학교, 421-437.
- 백웅기(1993), “한국경기순환의 특징과 양태: 역사적 고찰,” 『한국개발연구』, 제15권 3호, 한국개발연구원, 53-93.
- 유진방(1990), “실물적 경기이론으로 본 우리 나라의 경기순환,” 『금융경

- 제연구』, 제14호, 한국은행.
- 조하현(1990), “한·미·일 3국간의 경기변동전이현상에 대한 연구,” *한국 국제경제학회 발표논문집*, 565-583.
- 조하현·박동순(1991), “우리나라 경기변동의 공통요인에 관한 연구—동행성 경제계열에 관한 분석—,” *금융경제연구*, 제21호, 한국은행.
- 한국은행, *『국민계정 1994』*.
- 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, S198-236.
- Ahmed S., B. W. Ickes, P. Wang and B. S. Yoo(1993), “International Business Cycles,” *American Economic Review* 83, 335-359.
- Burns, A. and W. Mitchell(1946), *Measuring Business Cycles*, New York: NBER.
- Canova, F., and H. Dellas(1993), “Trade interdependence and the international business cycle,” *Journal of International Economics* 34, 23-47.
- Costello, D. M.(1993), “A Cross-Country, Cross-Industry Comparison of Productivity Growth,” *Journal of Political Economy* 101, 207-222.
- Clark, T. E.(1995a), “Employment Fluctuations in U.S. Regions and Industries: The Roles of National, Region-Specific, and Industry-Specific Shocks,” mimeo, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- _____, (1995b), “Small Sample Properties of Estimators of Non-Linear Models of Covariance Structure,” Research Working Paper 95-1, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Dellas, H.(1986), “A Real Model of the World Business,” *Journal of International Money and Finances* 5, 381-394.
- Judge, G., R. Hill, W. Griffiths, H. Lütkepohl, and T. Lee(1988), *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, 2nd ed., John

Wiley and Sons.

- Kang, G. C.(1992), "The sectoral analysis of business cycles: The role of aggregate and disaggregate shocks," Ph. D. Dissertation, Iowa State University.
- King, R. G. and C. I. Plosser(1987), "Nominal surprises, real factor, and propagation mechanisms," Ch.13 in *New approaches to monetary economics*, ed. by W. A. Barnett and K. J. Singleton, Cambridge University Press, 273-292.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock, and M. W. Watson(1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review* 81, 819-840.
- Krieger, R.(1989), "Sectoral and Aggregate Shocks to Industrial Output in Germany, Japan and Canada," Finance and Economics Discussion Series 75, Federal Reserve Board, Washington, D.C.
- Kydland, F. E. and E. C. Prescott(1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica* 50, 1345-1370.
- Long, J. B. and C. I. Plosser(1983), "Real Business Cycles," *Journal of Political Economy* 91, 333-336.
- _____(1987), "Sectoral vs. Aggregate Shocks in the Business Cycle," *American Economic Review Papers and Proceedings* 77, 333-336.
- Lucas, R. E.(1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," *American Economic Review* 63, 326-334.
- Norrbin, S. C. and D. E. Schlagenhauf(1988), "An Inquiry into the Sources of Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics* 3, 129-162.
- _____(1990), "Sources of Output Fluctuations in the United States during the Inter-War and Post-War Years," *Journal of Economic Dynamics and Controls* 14, 523-551.
- _____(1991), "The Importance of Sectoral and Aggregate Shocks in

- Business Cycles," *Economic Inquiry* 24, 317-335.
- Sims, C. A.(1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48, 1-48.
- Stockman, A. C.(1988), "Sectoral and National Aggregate Disturbances to Industrial Output in Seven European Countries," *Journal of Monetary Economics* 21, 387-409.
- National Accounts 1960-1994 Main Aggregates Volume I*, OECD, 1996.
- National Income in Taiwan Area of the Republic of China 1995*, National Accounts for 1951-1994, Department of Accounting and Statistics, Republic of China, 1995.
- Singapore System of National Accounts 1995*, Department of Statistics, Singapore, 1995.