

小規模 開放經濟의 巨視經濟的 衝擊과 景氣變動*

金 治 鎬**

〈目 次〉

- I. 머리말
- II. 우리나라 景氣變動의 特徵과 主要論議
- III. 分析模型
- IV. 實證分析
- V. 要約 및 結論

I. 머리말

미국, 유럽 및 일본 등의 선진국에서는 戰後 장기간의 시계열자료를 이용하여 巨視經濟的 衝擊과 景氣變動의 원인을 규명하고 이로부터 경제안정화를 위한 정책적 시사점을 찾는 데 많은 노력을 기울이고 있다(Gordon 1986, Horiye et al. 1987, Barro 1989). 거시경제적 충격과 경기변동에 대한 관심은 특히 1980년대 중반 이후 크게 높아지고 있는데, 이는 大恐慌 이후 경기변동에 관한 많은 고전적 연구들 (Frisch 1933, Haberler 1937, Schumpeter 1937, Tinbergen 1939 등)이 이루어졌듯이 7, 80년대에 세계각국이 경험한 不況과 不確實性이라는 거시경제적 환경변화에 큰 영향을 받았다. 즉 1960년대의 호황기에는 정책당국이나 학계에서도 거시경제적 충격이나 경기변동에 별다른 관심을 보이지 않았으나 (Bronfenbrenner 1969), 1차 석유파동에 이어 2차 석유파동으로 80~82년중 전후 가장 극심한 경기침체

* 이 논문은 1994. 2. 한국경제학회 정기학술대회에서 발표된 논문을 수정·보완한 것으로서 집필과정에서 유익한 도움을 주신 홍익대 全聖寅교수, 그리고 수정·보완과정에서 유익한 논평을 해주신 익명의 두 분 심사자에게 감사드린다.

** 한국은행 금융경제연구소

를 겪게 되자 이에 대한 관심이 크게 높아졌다는 것이다. 이러한 경제환경과 더불어 合理的 期待假說을 비롯한 다양한 거시경제적 분석방법론의 등장도 경기변동에 대한 관심을 고조시키고 관련연구를 촉진시키는 데 큰 역할을 하였다 (Lucas 1981).

우리경제는 70년대 초반 이후 최근까지 여러 차례의 경제 내·외적 충격과 이에 따른 주요 거시경제변수들의 변동을 체험한 바 있다. 예를 들면, 크게는 1, 2차 석유파동과 이에 따른 불황, 3低好況과 6·29 등이 있었고, 또한 80년대 초반의 급격한 경제안전화정책을 비롯하여 80년대 후반 이후의 개방과 자유화, 대규모 주택건설에 따른 경제의 왜곡, 정치질서의 변화 및 경제정책의 잦은 수정과 非一貫性도 경기변동을 확대시킨 주요 요인들이었다.

우리나라에서도 이러한 환경적인 요인 특히 최근의 경기침체현상을 겪으면서 우리경제의 경기변동에 관한 논의가 활발히 진행되고 거시경제변수들의 구체적인 변동요인과 그 특징 및 이와 관련된 정책과제에 대한 관심이 높아지고 있다 (조하현·박동순 1991, 최윤재 1992, 전성인 1992, 유병삼 1992, 박재하 1992). 그러나 可用 時系列 자료의 빈곤과 분석모형의 특이성 (ad hoc) 등으로 우리나라 경기변동의 구체적인 요인과 특징을 규정하기엔 다소 부족함이 없지 않다. 이 점에 관해서는 일차적으로 관련연구의 양적인 축적이 이루어져야 하겠지만 다른 한편으로는 좀더 다양한 방법론의 적용과 시계열의 확장 등을 통해서 우리경제의 구조적 특징을 경기변동과 관련시키는 연구노력이 요망되고 있다.

이러한 관점에서 본 연구는 우리경제의 거시경제적 충격과 경기변동의 원인 및 그 특징을 분석하고 이로부터 경제안정화와 관련된 정책적 시사점을 도출하는 데 목적을 두고 있다. 이를 위한 분석체계로서 小規模 開放經濟의 특징을 함축하는 構造的 VAR 모형 (structural vector autoregression model)을 구축하고, 1970년 이후 분기별 및 월별 자료를 이용하여 이를 추정하게 되는데 본 분석체계의 몇가지 특징은 다음과 같다. 첫째, 기존의 연구들이 實物景氣變動論 등 특정이론에 입각하여 그것의 적용가능성 등을 검토하고 있음에 반해 여기서는 특정이론보다는 小規模 開放經濟라는 우리경제의 구조적 특징을 강조하였으며 또한 實物과 名目衝擊의 영향에 대해 사전적 제약 없이 이를 종합함으로써 경기변동에 있어서 각 충격들의 상대적

기여도와 상호 관련성을 파악할 수 있도록 한 점이다.

둘째, 기존의 연구들이 대부분 분기별자료에 의존하고 있는데 이는 경기의 수준이나 방향을 판단하는 데 이용되는 자료가 대부분 월별자료임을 감안할 때 유용한 통계자료가 적절히 이용되고 있지 못함을 의미한다. 이러한 측면에서 본고에서는 분기 및 월별자료를 실증분석에 동시에 활용함으로써 기존의 연구결과와 대비시키고 나아가 분기 및 월별 경기변동의 특징과 차이점을 규명하고자 하였다.

본고의 구성은 다음과 같다. 다음 장에서는 실증분석의 예비단계로서 70년대 이후의 우리나라 경기변동의 특징과 이에 관한 기존 연구들의 주요내용을 살펴보기로 한다. 제3장에서는 分析模型을 제시하고 모형의 識別문제, 모형의 構造와 特徵에 대해 논의한 후 제4장에서는 이에 근거하여 실증분석을 실시하게 된다. 다음으로 실증분석결과를 해석하고 이로부터 정책적 시사점을 도출하기로 한다.

II. 우리나라 경기변동의 특징과 主要論議

우리나라에는 선진국과 달리 장기간에 걸친 시계열자료가 없기 때문에 우리경제에 내재하고 있는 경기변동의 구체적 원인과 그 특징을 구명하는 본격적인 연구는 큰 제약을 받아 왔다. 그러나 최근에 국민계정을 비롯한 제반통계가 70년을 기점으로 새롭게 소급편제되면서 관련 통계도 많이 확충되어 그런대로 연구여건이 갖추어져 가고 있다. 본 장에서는 제 3, 4장에서 이루어지는 分析模型의 定型化와 계량분석의 예비단계로서 먼저 70년대 이후부터 최근까지 있었던 우리나라 경기변동의 특징을 살펴보고 이어서 기존 연구결과와 주요내용과 논의사항을 정리해 보기로 한다.

1. 우리나라 경기변동의 특징

우리경제는 60년대 중반 이후 제조업 중심의 輸出主導型 成長政策을 성공적으로 추진해 온 결과, 비교적 짧은 기간에 중진공업국으로 도약하였다. 그러나 그러한 의욕적인 수출주도형 성장정책은 과도한 成長通貨供給을 수반

하게 되어 결과적으로 高成長·高物價가 체질화되었고¹⁾, 경제구조에 있어서도 92년 현재 교역규모 (수출+수입)의 대 GNP 비율이 60%를 넘는 전형적인 小規模 開放經濟 구조를 갖고 있다. 이러한 경제구조에서 발생하는 경기변동은 기술혁신 등 供給衝擊은 물론 통화공급 등 名目的 需要衝擊과 해외로부터의 충격에 큰 영향을 받게 된다. 본 절에서는 개별경기순환의 특성이나 경기변동패턴을 연구하는 데 기본토대가 되는 基準循環日 (reference dates of business cycles)에 의거, 경기변동의 특징을 대내외적 경제환경변화 측면에서 살펴보기로 한다.

지난 30여년 동안에 우리경제에서 일어난 경기변동은 7번인 것으로 분석되고 있다.²⁾ <표 1>에 따르면 우리경제의 순환주기는 대략 4~5년이며, 수축기는 1년 반인데 비해 팽창기는 2년 반 ~3년 정도이다. 가장 최근의 경기변동인 제7순환에 대해서는 의견이 다소 엇갈리고 있는데 추세적으로 보아 1989년 7월의 경기저점 이후 새로운 정점이 설정되지 않아 우리나라의 경기는 공식적으로 확장국면에 속하고 있다고 볼 수 있다. 그러나 92년 하반기 이후 감속성장이 심화되고 있어 현재의 경기를 확장국면으로 보기에는 힘들다는 관측이 일반적이다.³⁾

<표 2>에 있는 주요 거시지표들의 움직임을 중심으로 70년대 이후에 있었던 제3순환기부터 각 순환별 변동특징을 살펴보면⁴⁾ 79-81년간의 정치, 사회적 혼란에 의해 경제가 크게 위축되었던 제5순환처럼 다소 예외적인 경우도 있으나, 전반적으로 국내경기변동이 해외경제환경과 수출 등에 의해 직접적으로 영향을 받는 소규모 개방경제구조의 특징이 잘 나타나고 있다. 즉 우리나라 경기는 국내물가 및 임금이 안정된 상태에서 먼저 海外景氣상승에 따른 수출의 호조에 의해 주도적으로 상승하고 있음을 알 수 있다. 수출 증

1) 1971~93년의 기간중 불변 GNP 성장률과 GNP 디플레이터 연평균 상승률은 각각 8.5%, 13.0%이다.

2) 우리나라에서는 1971년 한국은행이 처음으로 1955~70년대 초반에 이르는 기간중의 기준순환일을 발표한 바 있다. 그 후 이에 관한 작업은 통계청 (당시 조사통계국)으로 집중되어 통계청이 1981년 3월에 경기종합지수를 편제한 이래 기준순환일을 발표해오고 있는데 이것이 우리나라에서는 공식적인 경기변동의 기준순환일로 통용되고 있다.

3) 한국은행의 최근 분석에 따르면, 89년 7월 저점 이후 새로운 경기정점이 92년 1월경에 나타났으며 그후의 경기저점은 93년 1/4분기초에 발생한 것으로 추정하고 있다.

4) 60년대에도 두번의 공식적인 기준순환일이 설정되어 있지만 국민소득을 비롯한 시계열자료의 부족과 변동행태의 불안정 등 때문에 여기서는 논외로 하였다.

〈표 1〉 우리나라의 基準循環日

| | 기 준 순 환 일 | | | 지 속 기 간 (개월) | | |
|-----|-----------|------|------|--------------|----|-----|
| | 저점 | 정점 | 저점 | 확장 | 수축 | 전순환 |
| I | 61.8 | 63.2 | 65.2 | 18 | 24 | 42 |
| II | 65.2 | 69.1 | 72.3 | 58 | 27 | 85 |
| III | 72.3 | 74.2 | 75.6 | 23 | 16 | 39 |
| IV | 75.6 | 79.2 | 80.9 | 44 | 19 | 63 |
| V | 80.9 | 84.2 | 85.9 | 41 | 19 | 60 |
| VI | 85.9 | 88.1 | 89.7 | 28 | 18 | 46 |
| VII | 89.7 | — | — | — | — | — |

* 자료 : 통계청 경기종합지수 각호 및 정웅진 (1990)

〈표 2〉 景氣循環期別 主要 經濟地標의 推移

(전년동기비 평균 : %)

| | | GDP | 생산 | 도소매 ¹ | 설비투자 | 건설투자 | 수출 ² | CPI | M ₂ |
|-------------|------------|------|------|------------------|------|------|-----------------|------|----------------|
| 확 장 기 | 72.4~74.2 | 10.6 | 29.8 | 10.4 | 16.9 | 23.4 | 68.4 | 8.0 | 33.0 |
| | 75.7~79.2 | 11.1 | 25.4 | 12.0 | 36.0 | 18.3 | 24.3 | 15.3 | 32.9 |
| | 80.10~84.2 | 7.8 | 11.5 | 5.6 | 3.4 | 10.4 | 14.6 | 11.9 | 20.7 |
| | 85.10~88.1 | 12.2 | 19.7 | 11.6 | 21.1 | 8.5 | 21.1 | 3.0 | 21.7 |
| | 확장기 평균 | 10.3 | 20.8 | 9.6 | 19.9 | 14.7 | 28.2 | 10.5 | 27.1 |
| 수 축 기 | 74.3~75.6 | 6.4 | 22.4 | -4.3 | 27.4 | 13.7 | 16.6 | 24.8 | 24.9 |
| | 79.3~80.9 | 3.1 | 3.7 | -9.1 | -0.4 | 1.3 | 6.6 | 23.1 | 23.3 |
| | 84.3~85.9 | 7.8 | 9.7 | 6.8 | 8.7 | 5.4 | 8.4 | 2.3 | 11.6 |
| | 88.2~89.7 | 8.0 | 8.8 | 8.1 | 12.4 | 14.9 | 7.0 | 6.6 | 18.7 |
| | 수축기 평균 | 6.3 | 10.7 | 0.5 | 11.4 | 8.6 | 9.4 | 13.9 | 19.6 |
| 전체평균 | | 9.0 | 17.3 | 6.5 | 17.1 | 12.7 | 21.7 | 11.7 | 23.3 |
| 최근 | 89.8~92.12 | 7.5 | 7.0 | 8.8 | 10.9 | 14.4 | 5.5 | 7.8 | 19.3 |

주 : 1. 도소매판매는 불변기준 (1985=100)임.

2. 수출 (통관기준)은 수출물가지수 (1985=100)로 실질화한 수치임.

자료 : 한국은행 조사통계월보, 각호.

가는 일차적으로 경상수지를 호전시키고 따라서 해외부문을 통한 통화공급 확대로 통화량이 늘어나게 되는데 이때는 통상 불황에서 벗어난 지 얼마 안 되어 경제내에 遊休生産能力이 남아 있기 때문에 경기의 회복속도가 빠른데 비해 인플레이션 압력은 나타나지 않게 된다. 그러나 수출을 통해 늘어난 소득은 반년 정도 시차를 두고 소비수요를 부추기고, 이를 충족시키기 위해 투자활동이 활발해지면서⁵⁾ 성장의 원동력은 輸出에서 內需로 바뀌고 완전고용에 다다르면서 임금이 상승하고 非交易財의 가격상승에 의한 인플레이션 압력이 나타나게 된다. 마지막 단계로서 임금상승으로 기업의 채산성이 악화되는데다가 내수증가에 기인한 인플레이션은 實質換率을 하락시켜 價格競爭力을 악화시킴으로써 수출증가세가 둔화되고 이에 따라 국내경기활동은 위축되는 변동특징을 찾아볼 수 있다.

2. 우리나라 景氣變動에 관한 主要論議

최근 들어 우리경제를 대상으로 거시경제적 충격과 경기변동 현상을 분석한 연구들이 다수 나오고 있어 이 분야에 대한 관심이 높아지고 있음을 알 수 있다 (정웅진 1990, 조하현 1990, 유진방 1990, 조하현·박동순 1991, 최윤재 1992, 유병삼 1992, 전성인 1992, 박재하 1992 등). 기존의 경기변동 관련연구들의 주된 관심은 분석체계나 모형의 적합성 여부뿐만 아니라 경기변동이론에서 통상적으로 정형화된 사실들 (stylized facts)이 우리경제에서도 관찰되느냐 하는 것인데, 주요 논의사항으로는 국가간에 경기변동의 유사성과 상호의존성 문제, 외생적 충격의 원인과 영향의 상대적 크기, 통화정책과 경기변동간의 관계 등을 들 수 있다.

먼저 우리나라와 밀접한 경제교류관계를 갖고 있는 미국, 일본과의 경기변동 관계를 보면 기준순환일의 비교에서는 70년대에 나타났던 대응관계나 先後行관계가 80년대 들어서는 전혀 나타나지 않고 있는데, 이에 대해서 丁

5) 제3순환의 경우는 이 단계에서 석유파동이 발생함으로써 경기상승이 중단되었으나 제 4, 6순환에서는 해외경기에 특별한 변화가 없었기 때문에 소비와 투자가 계속 증가할 수 있었다.

雄鎮 (1990)은 각국의 경기변동이 국제고금리 등 공통된 요인보다는 각국 고유의 국내적 요인이나 환율변동 등 나라별로 상반된 효과를 낳는 요인에 의해 크게 좌우된다는 측면에서 그 원인을 찾고 있다. 반면에 劉鎮邦 (1990)의 연구에 따르면 우리나라의 GNP 순환변동이 미국 및 일본의 그것에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. 조하현 (1990)도 이와 비슷한 결과를 제시하고 있어 소규모 개방경제의 경기변동은 주요 交易相對國이나 世界景氣變動과 밀접히 관련될 수도 있음을 시사하고 있다.

둘째, 우리경제의 경기변동을 초래한 대표적인 충격으로는 1, 2차 석유파동, 기술변화 등 供給側 衝擊과 통화공급충격으로 대표되는 需要側 衝擊 등을 들 수 있으며 3저현상과 같이 주로 海外로부터 발생한 것도 있다. 경기변동에 있어서 이들 충격의 상대적인 기여도 (dominance)에 대해서는 위에서 언급한 대부분의 연구결과들은 실물부문으로부터 발생한 공급충격의 영향력을 강조하고 있으나 (유병삼 1992, 박재하 1992 등) 총수요충격의 유의적인 설명력을 강조하는 것도 있다 (전성인 1992). 과거 우리경제의 성장과정이나 경기변동 형태를 볼 때 실물경제면에 중점을 둔 경기변동 메커니즘의 설득력은 충분히 인정되는 바이지만, 우리경제에 내재되어 있는 통화의 內生性 문제와 80년대 들어 金融部門의 역할이 크게 중대되고 있는 점을 고려할 때 경기변동에 있어서도 금융부문의 역할이 무시될 수 없는 것으로 판단된다. 이와 관련된 예로서는, 80년대 말 우리경제에서 발생한 거품현상으로 不確實性이 증대되어 생산적 투자에 자금이 흘러가지 않고 금리가 상승하면서 경제활동이 위축되었던 사실을 들 수 있다. 이 기간중 거품의 발생과 소멸이 실물경제면으로부터 발생한 경기변동을 증폭시켰다는 점을 상기하면 우리경제에서도 金融의 不安定性에 기인한 경기변동의 가능성은 충분히 인정된다고 하겠다.

셋째, 通貨政策과 경기변동간의 관계에서는 주로 통화공급의 外生성과 경기순응 여부를 논의하게 된다. 그러나 그러한 논의에 추가되어야 할 사항은 우리나라와 같은 소규모 개방경제에서는 통화가 환율변동과도 밀접하게 관련되고 있다는 사실이다. 우리경제에서 통화가 외생적이라기보다는 내생성이 강하고 또한 통화공급이 경기 순응적이라는 지적은 경기안정보다는 成長

率에 맞추어서 通貨目標가 직접적으로 관리된 데에다가 전체금융규모에서 政策金融이 차지하는 비중이 높기 때문으로 볼 수 있을 것이다.⁶⁾ 이러한 통화공급 형태는 환율제도에 의해서도 큰 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 즉 우리나라는 그동안 고정환율제 (80년 이전) 또는 환율변동에 강한 제약을 두는 管理變動換率制를 실시해왔기 때문에, 경상수지변동에 기인한 통화변동을 효과적으로 상쇄시키기 못함으로써 결과적으로 경상수지변동은 곧 통화공급의 변동으로 나타나는 특징을 갖고 있다는 것이다. 이러한 사실들은 우리나라의 경기변동은 外生的 通貨供給이 경기변동의 원인이라는 주장 (Romer and Romer 1989)보다는 오히려 통화증가가 경기상승의 결과라는 케인지안의 설명 (Mankiw 1989)에 부합될 수 있음을 시사하고 있다.

앞 절에서 살펴본 것처럼 우리나라의 경우 경기상승의 후반부에 이르면 수출보다는 耐需증가에 의해 경기가 주도되고 있는데 이는 非交易財의 가격상승을 통해 인플레이션 압력이 유발되고 있음을 의미한다(김치호 1994). 이 때에 수출증대를 위해 원화절상을 억제할 경우 이 압력은 내수부문의 인플레이션으로 나타나게 되어 內部均衡 (물가안정)은 깨어지게 되는 반면 物價安定을 위해 통화량을 줄이면 원화가 절상되어 교역재의 국내가격이 낮아짐으로써 교역재에 대한 비교역재의 상대가격은 높아지게 된다. 이러한 변화는 생산요소를 수출부문에서 내수부문으로 이동시키기 때문에 결과적으로 수출은 둔화될 것이다. 즉 外部均衡 (적정 경상수지)을 희생시킴으로써 내부균형을 달성하는 방법이다. 이러한 관점에서 통화정책의 딜레마에서 벗어나기 위해서는 財政政策의 활용이 중요하다는 주장 (최윤재 1992)은 현행 우리나라 통화정책이 처해 있는 현실을 잘 지적하고 있는 것으로 볼 수 있다.

이상의 논의를 종합해 볼 때, 우리나라 경기변동에 관한 기존연구에서 간과되거나 소홀히 취급된 부문 및 주요 연구과제는 다음과 같은 것이 될 것이다. 먼저 우리경제와 같이 對外依存度가 높은 소규모 개방경제의 구조적 특징을 경기변동에 연관시키는 작업이 요구된다. 이와 관련하여 貿易景氣理論의 타당성 검토 또는 미국과 일본 등 주요 교역상대국으로부터 경기변동

6) 92년말 기준 M₂에서 정책금융 (상업어음할인, 농·수·축산자금, 무역금융, 수출산업설비자금, 에너지절약자금 등)이 차지하는 비중은 39% 수준이다.

의 이전현상을 설명할 수 있는 방법론이 모색되어야 할 것이다. 둘째, 기존 연구들을 보면 80년대 들어 선진국에서 크게 부각된 實物景氣變動理論을 우리경제에 적용하고 그 가능성을 검정한 것이 많은 반면 金融部門의 역할은 별로 강조되고 있지 않음을 알 수 있다. 80년대 들어 빠르게 진행되고 있는 金融革新, 開放과 自由化에 따른 금융부분의 역할증대와 이에 따른 불안정성의 동시적 증대현상을 감안하면, 경기변동성격에 대하여 실물경제적인 설명에 중점을 둘 것인가 또는 금융경제적인 설명에 둘 것인가 하는 구분보다는 이 둘을 종합하는 것이 바람직하다는 Zarnowitz (1989)의 지적은 차후의 연구방향에 중요한 지침이 된다고 하겠다.

III. 分析模型

거시경제적 충격과 경기변동 관련 연구들을 보면 이론적 논의는 물론 실증분석에서도 미국과 같은 交易依存도가 낮은 (묵시적으로 폐쇄) 경제를 대상으로 기술변화 등 공급측 요인을 강조하고 있어 기존의 방법론들이 開放도가 높고 需要의존형인 우리경제에 그대로 적용하기에는 다소 문제점이 따르게 됨을 알 수 있다. 다행스럽게도 경기변동의 국가간 또는 국제적 相互存在度를 분석한 최근의 몇 연구들의 결과는 小規模 開放經濟의 경기변동현상을 분석하는데 좋은 지침을 제공하고 있다 (Baxter and Stockman 1989, Backus et al. 1989, Backus and Kehoe 1991, West 1991, Helliwell 1992, Canova and Dellas 1993).⁷⁾ 이하에서는 이러한 연구결과를 바탕으로 해서 소규모 개방경제의 특징을 함축하는 분석모형을 제시하고 그 구조와 특징을 살펴보기로 한다.

1. 모형

소규모 개방경제의 특징을 반영하는 6개 주요변수들 (X_i)로 구성된 構造

7) 주로 선진국 자료를 이용한 이들 연구결과에 따르면 교역의존이 국제적 경기변동에 유의적으로 기여하고 있는 것으로 나타났다. 특히 Backus et al. (1989)은 기술충격이 생산변동을 설명하는 비율이 폐쇄경제하에서는 66%였으나 개방경제를 전제로 할 경우 82%로 높아짐을 보였다.

的 벡터 自己回歸 模型 (SVAR : structural vector autoregression model)은 다음과 같다.⁸⁾

$$X_t = \sum_{i=0}^n A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D, \quad t = \tau$$

$$= 0, \quad t \neq \tau.$$

여기서 $X_t = (Y_t, P_t, M_t, O_t, Y^*, E_t)'$ 는 內生變數 벡터로서, Y_t 는 국민총생산, P_t 는 물가, M_t 는 통화공급, O_t 는 수입원자재가격, Y^* 는 세계경제활동, E_t 는 실질환율을 나타낸다. 이들 변수들의 구조적 충격 (교란 : structural innovations)을 나타내는 ε_t 는 $\varepsilon_t^d, \varepsilon_t^c, \varepsilon_t^m, \varepsilon_t^o, \varepsilon_t^{y*}, \varepsilon_t^e$ 인데, 이들 교란항간에는 동일시점에서는 물론 계열상관관계도 존재하지 않는다고 가정한다 (mutually and serially uncorrelated). 따라서 ε_t 의 분산-공분산 행렬인 D 는 대각행렬이다. $A_i, i=0, 1, 2, \dots, n$ 는 추정모수 행렬로서 각 변수들의 충격이 여타변수들에 파급되는 경로 (propagation mechanism)를 나타낸다.

모형 (1)은 총수요, 총공급, 통화공급, 원자재 (석유)가격, 세계경제활동 및 환율 등 6개의 식으로 구성되는데, 각 식의 구체적인 구조와 변수간의 상호관련성을 모형의 식별과 관련하여 논의하기로 하자.

2. 模型의 識別

구조적 VAR 모형 (1)을 추정하기 위해서는 이를 縮的型 (reduced form)으로 전환시켜 구조적 모형과 축약형 모형간의 관계를 도출하고, 이에 근거하여 추정모수에다 zero restrictions 등의 적절한 식별제약으로 부여하는 것이 필요하다.

먼저 모형 (1)을 축약형으로 표현하면 다음과 같다.

8) 구조적 VAR 모형은 Blanchard and Watson (1986), Sims (1986), Blanchard and Quah (1989), Blanchard (1989) 등이 Sims (1980)流의 VAR 모형에다 구조적 연립방정식 체계를 추가한 것으로서 기존의 VAR 모형이 갖고 있는 문제점을 부분적으로 해소 내지 완화시킬 수 있는 장점때문에 경기변동분석을 비롯하여 장기적 시계열분석에 유용하게 사용되고 있다.

$$\begin{aligned}
 X_t &= \sum_{i=1}^n B_i X_{t-i} + x_t \\
 E(x_t, x'_t) &= \Omega, & t=t \\
 &= 0, & t \neq t.
 \end{aligned} \tag{2}$$

여기서 $x_t = (y_t, p_t, m_t, o_t, y_t^*, e_t)'$ 는 축약형 모형의 충격을 나타낸다.

모형 (1)과 (2)의 관계, 즉 A_i 와 B_i , D 와 Ω 의 관계는 다음과 같다.

$$A_i = (I - A_0) B_i, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$$\Omega_i = [(I - A_0)^{-1}] D [(I - A_0)^{-1}]' \tag{3}$$

또한 각각의 교란항 ε_t 와 x_t 의 관계는 식 (4)로 표시 가능하다.

$$x_t = A_0 x_t + \varepsilon_t \tag{4}$$

모형 (1)의 추정작업은 먼저 모수에 아무런 제약이 없는 VAR모형 (2)를 추정하여 \hat{B}_i 를 얻고, (4)를 추정하여 \hat{A}_0 와 \hat{D} 를 얻은 다음, 이를 식 (3)에 대입하여 \hat{A}_i 및 $\hat{\Omega}$ 를 구하는 순으로 진행된다. 모형 (2)의 추정은 통상적인 OLS추정법에 의해 간편하게 이루어질 수 있으나, 연립방정식 체계인 모형 (4)의 추정에서는 식별문제가 대두되고 이를 해결하기 위해서는 적절한 식별조건과 추정방법이 요구된다.

모형 (4)의 각 식에 통상적인 zero restrictions을 가정한 추정식은 다음과 같다.

$$y_t = \alpha_1(m_t - p_t) + \alpha_2 e_t + \alpha_3 y_t^* + \varepsilon_t^d \tag{4-1}$$

$$p_t = \beta_1 y_t + \beta_2 o_t + \varepsilon_t^e \tag{4-2}$$

$$m_t = \gamma_1 y_t + \gamma_2 p_t + \gamma_3 e_t + \gamma_4 y_t^* + \varepsilon_t^m \tag{4-3}$$

$$o_t = \varepsilon_t^o \tag{4-4}$$

$$y_t^* = \delta o_t + \varepsilon_t^{y^*} \tag{4-5}$$

$$e_t = \phi_1 y_t + \phi_2 p_t + \phi_3 o_t + \phi_4 y_t^* + \phi_5 m_t + \varepsilon_t^e \quad (4-6)$$

6개의 연립방정식으로 구성되는 위의 모형에는 총 21개의 추정해야 할 모수(6개의 분산, A_0 에 포함된 15개 계수)가 포함되어 있다. 모형 (4)는 축약형의 추정에서 교란항의 분산-공분산 행렬로부터 얻을 수 있는 21개 ($6(6+1)/2=21$)의 식별 정보에 의해 적정 식별하고 있음을 알 수 있다.⁹⁾

3. 模型의 構造와 特徵

앞에서 설명한 분석모형은 IS-LM체계를 바탕으로 수요측을 강조하는 Keynesian 모형에다 소규모 개방경제의 특징이 추가된 교과서적인 형태를 갖는다고 볼 수 있는데, 모형의 기본 골격을 보면 성장, 물가 등 目標變數와 통화, 환율 등 政策變數를 비롯하여 해외요인을 반영하는 변수 등 6개의 식으로 구성되고 있다 개별식의 구조를 살펴보면, 식 (4-1)은 총수요곡선으로서 LM, IS곡선으로부터 $(m_t - p_t)$, e_t , y_t^* 등의 함수로 표시되었다. LM곡선으로부터 온 실질잔고 $(m_t - p_t)$ 의 계수 α_1 의 예상부호는 (+), α_2 는 J-곡선현상이 존재하면 단기적으로는 (-)이지만, 그렇지 않거나 장기적으로 (+)일 수도 있을 것이다. 세계경제활동의 회복은 우리 상품에 대한 수요를 증대시키기 때문에 α_3 의 부호는 (+)인 것으로 가정하였다.

식 (4-2)는 총공급함수로서 β_1 , β_2 의 예상부호는 모두 (+)이다.

통화공급함수인 식 (4-3)에서 통화공급은 생산, 물가, 환율 및 세계경제활동 등의 함수로 정의하였는데, 통화당국이 景氣安定化를 적극적으로 추진하게 된다면 즉, 인플레이션 압력이나 경기과열을 상쇄 내지 무력화시키는 통화정책을 수행한다면 γ_1 및 γ_2 의 예상부호는 (-)가 될 것이나 경기변동에 순응 (accommodation)한다면 (+)가 될 것이다. 또한 실질환율이 포함된 것은 통화당국의 외환시장 개입이 통화량 변동을 초래하는지 여부

9) 물론 여기서는 위에서 제시된 모형의 식별을 위해서 15개의 추정모수만을 포함시켰으나 추가적으로 모수를 포함시키거나 제외시킬 수 있는데, 이 경우에는 식별정보의 수를 초과하는 추정계수에 기존의 연구 결과나 선험적 판단을 바탕으로 부호와 계수의 크기를 부여함으로써 식별문제를 해결할 수 있다. 이에 대해서는 Blanchard and Watson (1986), Blanchard and Quah (1989) 등 참조.

(sterilization)를 포착하기 위한 것이다. γ_4 는 세계경제활동과 통화량간의 관계를 나타내기 때문에, 즉 세계경기회복은 수출수요를 증대시키고 이에 따른 경상수지의 개선은 통화량을 증대시키므로 예상부호는 (+)이다.¹⁰⁾

식 (4-4)에서 해외 원자재가격은 구조적인 결정요인을 갖지 않고 교환항으로서만 정의하였고 식 (4-5)에서 y^* 는 o_t 의 함수로 정의하였는데 δ_1 의 예상부호는 (-)이다.

식 (4-6)에서 환율은 특정한 사전적 가정 없이 여타변수 모두의 함수로 정의하였다.¹¹⁾

이상에서 논의한 모형의 구조적 특징을 요약하면, 6개의 식으로 구성된 단순한 체계임에도 불구하고 소규모 개방경제인 우리경제에 미치는 거시경제적 충격과 이에 따른 경기변동현상을 포괄적으로 분석할 수 있는 장점을 갖고 있다고 할 수 있다. 즉, 실물경기변동이론에서 강조되는 공급측 충격은 식 (4-2), (4-4)의 원자재 (석유) 가격충격 (ϵ^r_t)과 비용충격 (ϵ^c_t)으로 포착되며, 통화적 경기변동론이나 Keynesian 경기변동론에서 강조되는 통화충격 (ϵ^m_t)과 수요충격 (ϵ^d_t), 그리고 소규모 개방경제의 경기변동에서 중요한 역할을 하는 해외로부터의 충격 (ϵ^e_t , ϵ^*_{t-1})도 포함되어 있어 이들 충격들 간의 관계나 상대적인 영향력을 비교할 수 있다는 것이다.

반면, 특정 경기변동이론의 검정이나 특정부문의 충격과 이에 따른 거시경제 변동분석에는 다소 제한적인 면도 없지 않다. 예를 들면, 금융부문에서의 충격 (금융혁신, 신용경색 (credit credit) 등)이라던가, 제도적인 변화 (institutional changes), 정책형태의 변화, 정부의 기능과 역할 등 주요경기변동 요인으로 지적되고 있는 사항들에 대해서는 구체적이고 자세한 분석은 불가능하다 (Gordon 1986, Zarnowitz 1989). 또한 노동시장과 임금의 역할

10) 통화공급은 부분적으로 금리의 영향을 받게 되므로 금리를 식 (4-3)에 포함시키는 것이 이론적으로 바람직하다. 그러나 여기서는 추정상 문제로 모형이 지나치게 커지는 것을 막기 위하여 통화공급식의 충격 ϵ^m_t 과 총수요충격에 ϵ^d_t 가 서로 독립이라고 가정함으로써 화폐시장에서의 금리가 LM곡선을 통하여 총수요충격에 미치는 영향을 무시하였다.

11) 고정환율제도가 시행되던 70년대는 물론 변동환율제도가 도입된 (80년 1월 시행) 이후에도 환율의 가격기능의 제한으로 우리나라 실질환율은 명목환율보다 국내물가수준에 의해 주도적으로 결정됨으로써 구체적인 구조식을 설정하기가 어려웠다. 이에 대한 차선택으로서 본고에서는 여타 변수 모두의 함수로 정의함으로써 이것에 포함된 변수들의 상대적 유의성과 변동에 대한 기여도를 파악할 수 있도록 하였다.

이 빠져있고, 실물경기변동론에서 강조되고 있는 기술변화충격도 본 분석모형에서는 명시적으로 표시되고 있지 않다.

그러나 본 분석모형이 갖는 이러한 특징과 문제점들은 분석모형이 갖는 문제점이라기보다는 실증분석체계인 구조적 VAR 모형이 갖는 특징이자 문제점으로 보아야 할 것이다. 즉 이론적으로 가능하나 현실적으로 가용자료의 제약으로 구체적인 충격과 경기변동을 분석할 수 있는 모형으로 분석모형을 확대하는 것이 불가능할 뿐더러, 모형이 구체적이고 자세하다고 해서 거시경제적 충격을 요인별로 분해가능하나 하는 것은 또 다른 문제이기 때문이다.

IV. 實證分析

본 장에서는 앞에서 논의한 분석모형을 우리경제에 적용하여 거시경제적 충격과 이에 따른 경기변동의 특징을 분석하기로 한다. 먼저 추정방법과 이용자료에 대해 설명한 다음, 추정결과를 제시하고 이것이 의미하는 바를 살펴보기로 한다.

1. 推定方法

본 연구의 실증분석작업은 크게 3단계로 나누어진다. 첫 단계는 각 변수들의 충격을 구하는 것이고, 2단계는 이를 이용하여 構造的 聯立方程式體系인 식 (4-1)~(4-6)을 추정하는 것이며, 마지막 단계는 구조모형과 축약형 모형의 추정결과를 이용하여 衝擊反應 (impulse responses) 함수와 分散分解(error variance decompositions)를 구하는 것이다.

먼저 각 변수들의 충격은 일반적으로 각 변수들의 추세치 또는 예측치로부터 벗어나는 값으로 정의된다. 여기서는 6개의 변수로 구성되는 自己回歸模型을 추정하여 예측치를 구하고 실적치와 이것의 차이, 즉 殘差(residuals)를 각 변수들의 충격으로 정의하였다.

둘째, 추정모형이 적정식별되었을 경우 代變數 (instrumental variable) 추정량은 一致推定量인 동시에 有效推定量이 되는 사실에 의거, 본고의 구조적 연립방정식체계는 대변수 추정법에 의해 추정되었다.

식 (4-1)~(4-6)의 구체적인 추정절차는 다음과 같다. 먼저 식 (4-4)의 추정에서 얻은 잔차 ($\hat{\epsilon}_t$)는 식 (4-5)의 δ 를 추정하는 데 대변수로 사용되며, 다음으로 $\hat{\epsilon}_t^o$ 와 $\hat{\epsilon}_t^{y*}$ 는 총공급식인 물가식의 계수인 β_1 , β_2 를 추정하는 대변수로 사용된다. 축차적으로 $\hat{\epsilon}_t^o$, $\hat{\epsilon}_t^{y*}$, $\hat{\epsilon}_t^c$ 는 총수요식 (4-1)의 추정에, $\hat{\epsilon}_t^o$, $\hat{\epsilon}_t^{y*}$, $\hat{\epsilon}_t^c$ 및 $\hat{\epsilon}_t^d$ 는 통화공급식 (4-3)의 추정에, 그리고 마지막으로 이 상에서 얻은 5개의 잔차들은 환율결정식을 추정하는 데 대변수로 사용된다.

셋째, 구조모형의 추정에서 얻은 15개의 추정계수 (A_0)와 6개의 분산은 VAR 모형에 의한 충격반응함수 및 분산분해를 구하는 데 있어서 각 충격들 간의 구조적 관계라는 사전적 정보를 제공하게 된다. 최종적으로 각 충격들 간의 구조적 관계를 고려한 VAR 모형의 추정결과에 의거 구체적인 경기변동의 형태와 특성을 분석할 수 있다.

2. 資料

본 분석의 추정에 이용되는 자료는 1970-92년간의 분기별 및 월별자료이다. 계절변동은 X-11 ARIMA 방법에 의해 제거하였다. 표본수만을 놓고 보면 추정에 필요한 충분한 自由度를 확보할 수 있으나, 통상적인 경기변동 분석차원에서 보면 이들 자료가 갖는 문제점과 함께 표본기간이 충분히 길지 못한 점도 제기될 수 있다. 분석기간을 70년 이후로 한 것은 현실적으로 70년 이전에는 가용 시계열자료가 크게 부족한 점이 일차적인 이유이지만, 70년 이전의 산업구조를 보면 농림어업의 비중이 크게 높은 반면 제조업은 상대적으로 낮아 경기변동이 갖는 의미는 상당히 축소될 수 밖에 없다는 점도 중요한 이유가 될 것이다. 이러한 이유 뿐만 아니라 앞에서 언급한 것처럼 우리경제가 겪은 대부분의 충격과 거시경제변동이 대부분 70년대 이후의 것이라는 점을 감안하면 분석기간의 설정에 따른 큰 문제점은 없을 것으로 기대된다.

추정에 이용된 각 변수별 자료의 정의는 다음과 같다.¹²⁾

12) 각 변수들 (특히 Y_t 와 P_t)을 대표하는 이용자료의 선택과 관련하여 이에 대한 근거 및 적합성 여부에 대해서는 Horiye et al. (1987), 이종욱 (1991) 등 참조.

Y_t =국민총생산 (분기), 산업생산지수 (월)

P_t =GNP 디플레이터 (분기), WPI (월)

M_t =총통화 (M_2)

O_t =석유 및 석유제품 WPI

Y^*_t =선진국 (OECD countries) 교역량

E_t =실질환율 ($\text{₩/US\$}$) $\cdot (P^*/P)$: 여기서 P^* 는 미국 물가, P 는 우리나라 물가임.)

3. 推定結果 및 분석

추정작업의 예비적 단계로서 각 변수들에 單位根 (unit roots)의 존재여부를 조정된 (augmented Dicky-Fuller 檢定法에 의해 검정한 결과는 〈표 3〉과 같다.

〈표 3〉에 따르면 수준변수의 경우는 모든 통계치가 5% 임계치 (3.43 및 3.45)를 넘지 않아 본 분석에 사용되는 모든 시계열은 일단 $I(1)$ 인 것으로 판단할 수 있다. 이에 따라 1차 差分한 계열에 대해 같은 검정을 실시한 결과 대부분의 통계치가 임계치를 벗어나고 있어 1차 차분한 변수들은 $I(0)$ 임을 알 수 있다. 단위근 검정 다음 단계로 통상 共積分 (cointegration)의 가능성이 논의되는데, 본 분석모형에 포함된 6개 변수사이에도 공적분 관계가 존재할 가능성은 충분히 있을 것으로 보인다. 그러나 본 모형에는 실질, 명목변수가 혼재되어 있고, 설사 6개 변수사이에 통계적으로 유의적인 공적분 관계가 존재하더라도 그것의 경제적 의미는 크게 중요한 것이 아닐 수도 있기 때문에 여기에서는 공적분 검정은 실시하지 않았다.

단위근 검정결과에 따라 이하의 모든 추정단계에서는 모든 변수들에 대해 log 差分한 변수들을 사용하게 된다. 먼저 축약형 VAR 모형의 추정에 필요한 각 변수들의 시차수는 χ^2 검정을 실시하여 분기 모형은 4분기, 월 모형은 12개월의 시차를 결정하였다.¹³⁾ 이러한 시차구조를 갖는 VAR모형을 추

13) 분기모형의 경우 시차검정 (귀무가설 시차수=4, 대립가설 시차수=5) 결과는 $\chi^2(df=36)=45.75$, 한계유의수준 (p-value)=0.128 이며, 월별모형의 검정 (귀무가설 시차수=12, 대립가설 시차수=18) 결과는 $\chi^2(df=216)=229.75$, 한계유의수준 (p-value)=0.254였다.

정한 결과, Q 통계량 및 자기상관을 나타내는 관련 통계량에 의해 각 변수들의 충격 (innovation)들은 대체로 white noise 과정을 따르고 있는 것으로 나타나 구조적 VAR모형의 교란항이 갖추어야 할 조건이 충족되고 있음을 알 수 있다.¹⁴⁾

가. 구조모형 추정결과

〈표 4〉는 분기 및 월별자료를 이용하여 代變數 추정법으로 추정한 구조모형의 추정결과이다. 추정계수들의 부호가 대부분 예상부호를 나타내고 있고 또 통계적 有意性도 높아 전반적으로 볼 때 상당히 만족스러운 편이다.¹⁵⁾ 구조모형의 추정에서 나타난 몇가지 사실을 언급하면 다음과 같다.

첫째, 총수요식 (4-1)의 추정결과를 보면 우리경제의 총수요는 분기보다

〈표 3〉 ADF (Augmented Dicky-Fuller)검정 결과

| 시차수 ²⁾ 변 수 | | log 수준변수 | | | | | | | log 差分변수 | | | | | | |
|--------------------------|-------|--------------------|------|------|------|------|------|------|----------|-------|-------|------|------|------|------|
| | | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 분 | In Y | 2.23 ¹⁾ | 1.81 | 2.11 | 2.07 | 2.15 | - | - | 11.48 | 6.14 | 5.41 | 4.26 | 3.64 | - | - |
| | In P | 0.13 | 0.46 | 0.69 | 1.27 | 1.38 | - | - | 6.95 | 3.36 | 2.64 | 1.91 | 1.37 | - | - |
| | In M | 0.42 | 0.55 | 0.85 | 0.84 | 0.81 | - | - | 5.85 | 3.51 | 2.55 | 2.61 | 1.96 | - | - |
| | In O | 0.85 | 1.10 | 1.43 | 1.52 | 1.54 | - | - | 5.74 | 4.29 | 3.81 | 3.48 | 3.01 | - | - |
| | In Y* | 1.79 | 2.53 | 3.18 | 3.18 | 3.37 | - | - | 7.10 | 4.66 | 4.53 | 3.83 | 3.76 | - | - |
| 기 | In E | 1.31 | 1.34 | 1.76 | 1.65 | 1.84 | - | - | 9.31 | 4.90 | 4.81 | 3.69 | 3.41 | - | - |
| | In Y | 1.23 | 0.68 | 0.65 | 0.77 | 0.82 | 0.78 | 0.77 | 21.56 | 14.12 | 10.03 | 7.61 | 6.63 | 5.64 | 5.42 |
| | In P | 0.38 | 0.24 | 0.31 | 0.31 | 0.55 | 0.70 | 0.89 | 9.41 | 7.55 | 6.55 | 5.13 | 4.39 | 3.52 | 3.50 |
| | In M | 0.24 | 0.30 | 0.53 | 0.70 | 0.81 | 0.89 | 0.92 | 15.54 | 8.57 | 6.49 | 4.92 | 3.99 | 3.59 | 3.41 |
| | In O | 0.81 | 0.91 | 1.00 | 0.97 | 1.06 | 1.10 | 1.17 | 14.61 | 8.83 | 7.48 | 6.43 | 5.93 | 5.10 | 4.03 |
| 월 | In Y* | 2.28 | 1.68 | 1.72 | 1.58 | 1.74 | 1.71 | 1.95 | 28.12 | 20.08 | 9.13 | 7.55 | 6.70 | 4.82 | 4.27 |
| | In E | 1.92 | 1.77 | 1.86 | 1.92 | 2.08 | 2.16 | 1.98 | 17.84 | 11.51 | 9.23 | 7.42 | 6.51 | 6.63 | 5.89 |

1) 검정 대상 변수를 X라고 했을 때, 다음 회귀식에서 $\hat{\rho}$ 의 t값으로서, 편의상 (-)부호를 생략하였다.

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta X_{t-i} + \mu$$

2) 각주 1의 회귀식에 포함된 종속변수의 시차변수 수 (k).

14) 축약형 VAR 모형 추정결과에서 개별변수들의 부호나 통계적 유의성 여부는 본 연구와 직접적으로 연관되지 않을 뿐더러 그것이 같은 통계적 또는 경제적 의미는 중요한 것이 아니기 때문에 지면관계로 생략하였다.

15) 추정계수에 따라서는 유의성이 다소 낮은 것들도 있으나, 추정에 이용된 자료가 수준이나 차분변수가 아닌 white noise 과정을 따르는 충격 (innovations)이란 점을 감안하면 이는 결코 만족스럽지 못한 결과라고 할 수는 없다 (Blanchard and Waston 1989).

월별 자료의 추정결과에서 實質殘高와 세계경제활동 (국제교역량)¹⁶⁾에 의해 좀더 직접적인 영향을 받고 있으며 단기적으로 J곡선 효과도 분명하게 나타나고 있다는 점이다.¹⁷⁾ 이것은 분기모형에서는 생산활동을 대표하는 자료로서 GNP를 사용한 반면, 월별자료로서는 제조업 생산비중 (90.5%)이 절대적인 산업생산지수를 사용하였기 때문에 공산품 중심의 수출산업이 농업, 서비스업 등을 포함한 전산업 경제활동보다 금융지원은 물론 환율변동

〈표 4〉 구조모형의 추정결과¹⁾

| 분기자료 | | | | |
|--------|---|-----------------------|----------|---------------------------|
| (4-1Q) | $\hat{y}_t = 0.08683(m_t - p_t) + 1.20123e_t + 0.04329y^*_t$ | (0.447) ²⁾ | (0.708) | (0.168) |
| (4-2Q) | $\hat{p}_t = 0.52028 y_t + 0.16051 o_t$ | (0.294) | (0.699) | |
| (4-3Q) | $\hat{m}_t = -0.16932y_t - 0.38339p_t - 2.86296e_t + 0.06789y^*_t$ | (-1.133) | (-1.519) | (-1.507) (0.287) |
| (4-5Q) | $\hat{y}^*_t = -0.00993o_t$ | (-1.103) | | |
| (4-6Q) | $\hat{e}_t = 0.06149y_t - 0.14915p_t + 0.011383o_t - 0.01784y^*_t - 0.00272m_t$ | (-3.246) | (-7.048) | (2.684) (-0.404) (-0.129) |
| 월 자료 | | | | |
| (4-1M) | $\hat{y}_t = 1.98062(m_t - p_t) - 3.36476e_t + 0.27421y^*_t$ | (2.610)* | (-2.678) | (3.104) |
| (4-2M) | $\hat{p}_t = 0.01592y_t + 0.15874o_t$ | (0.108)* | (16.376) | |
| (4-3M) | $\hat{m}_t = -0.01933y_t - 0.49036p_t - 0.71145e_t + 0.03980y^*_t$ | (-0.417) | (-0.952) | (-0.868) (0.741) |
| (4-5M) | $\hat{y}^*_t = -0.01960o_t$ | (-0.440) | | |
| (4-6M) | $\hat{e}_t = -0.04214y_t - 0.72162p_t + 0.02129o_t + 0.06166y^*_t - 0.19283m_t$ | (-1.134) | (-4.357) | (0.656) (2.359) (-1.936) |

1) 통상적으로 구조모형의 추정식에는 상수항이 포함되나, 여기서는 각 변수들이 white noise 과정을 따르는 충격으로 정의되고 있기 때문에 상수항없이 추정하였다.

2) ()내는 각 추정계수의 t값을 표시함.

16) 세계경제활동변수로서 선진국가들의 수입물량, 산업생산지수 등도 고려하였으나 추정결과에서는 별 차이가 없었다.

17) 환율변수로서 본고에서와 같이 실질환율을 사용한 이종욱 (1991)의 논문에서는 분기별 자료의 경우 J곡선효과는 분명하지 않는 것으로 나타났으나 명목환율을 사용한 신세돈 (1989), 이환호·김규한 (1991) 등에서는 J곡선효과가 있는 것으로 나타나고 있어 이 점에 관해서는 좀 더 많은 연구가 진행되어야 할 것으로 보인다.

및 해외로부터의 수요와 더욱 밀접한 관계를 갖는 사실을 반영하는 것으로 볼 수 있을 것이다. 식 (4-2)에서 월별물가 (WPI)가 오일 쇼크로부터 받는 영향력이 분기모형의 GNP 디플레이터보다 훨씬 강하다는 사실도 같은 맥락에서 이해할 수 있는 사항이다.

둘째, 공급함수 (4-2)의 추정결과에서는 분기보다 월별자료에 의해 얻어진 공급곡선의 기울기가 현저히 작은 사실을 지적할 수 있다. 이러한 결과는 통화정책 등 총수요정책이 적어도 단기적인 측면에서는 산업생산활동의 부양에 유효하게 작용할 수 있음을 시사하는 것이다. 그러나 이는 반대로 수요측의 작은 변화가 상대적으로 큰 경기변동을 초래할 수 있음을 의미하는 것으로서 우리 경제가 단기적으로는 어느 정도의 不安定性을 지니고 있음을 시사하고 있다.

셋째, 통화공급식 (4-3)의 추정결과에 따르면 통화당국은 일단 當期에서는 경기과열이나 물가상승압력을 상쇄시키는 통화정책 (leaning against the wind)을 수행하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 이와 관련된 다른 결과를 보면 이에 대한 판단은 유보되어야 할 것으로 보인다. 왜냐하면 구조식 (4-3)에는 포함되어 있지 않으나 모형에 포함된 다른 변수들을 통해서 받는 간접적인 효과까지 감안하기 위하여 이를 축약형으로 전환시켜 보면 통화공급은 경기변동에 순응하는 (accommodating)것으로 나타나고 있기 때문이다(〈표 5〉에 있는 $(I-A_0)^{-1}$ 행렬의 □속의 계수 참조).¹⁸⁾ 통화공급이 경기순응적이나 아니냐 하는 것에 대해서는 좀더 다양한 자료와 방법론에 의해 검증되어야 할 사항이지만 우리나라의 경우 산업활동과 연계된 무역금융을 비롯한 각종 정책금융지원에 따른 통화의 內生性이 크게 작용하고 있기 때문에 경기순응적 성격이 강한 것으로 판단된다.

넷째, 구조모형의 추정결과에 나타난 실질환율의 역할 및 각 변수들과의 관계를 보면 대부분 예상된 결과를 보이고 있으나 변수에 따라서는 판단하기 어려운 점도 있다. 예컨대, 통화공급과의 관계에서, 만일 J곡선 효과가 있다면 실질환율상승이 있을 경우 단기적으로는 수출이 감소하고 이에 따라 통화공급은 줄어든다는 가설을 월별분석에서는 수용할 수 있으나 이러한 해

18) 뒤이어 설명되는 충격반응함수와 분산분해의 결과에서도 이러한 사실을 확인할 수 있다.

석은 J곡선효과가 없는 것으로 나타난 분기모형의 추정과는 일치하지 않는 것이다. 환율결정식 (4-6)의 추정결과에서 국내물가상승이나 총수요 및 통화공급의 증가는 실질환율의 하락을 초래하고 있어 예상기대에 부응하고 있으나, 월별자료분석에서는 세계경기호전에 따른 해외 교역량증대는 평가절하압력으로 작용하는 등 부분적으로 만족스럽지 못한 점도 있다 (이점에 대해서는 주 11 참조.).

〈표 5〉 (I-Ao⁻¹) 행렬

| 분기자료 | | | | | | |
|----------------|----------------|----------|----------|----------|----------------|----------|
| | y ^d | p | m | o | y [*] | e |
| y ^d | 0.82660 | -0.21684 | 0.06962 | -0.02603 | 0.02634 | 0.79362 |
| p | 0.43006 | 0.88718 | 0.03622 | 0.14697 | 0.01370 | 0.41291 |
| m | 0.02451 | 0.03755 | 1.00991 | -0.02775 | 0.12048 | -2.86190 |
| o | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 1.0000 | 0.0 | 0.0 |
| y [*] | 0.0 | 0.0 | 0.0 | -0.00993 | 1.0 | 0.0 |
| e | -0.11504 | -0.11910 | -0.01243 | -0.00868 | -0.02183 | 0.89740 |

| 월자료 | | | | | | |
|----------------|----------------|----------|----------|----------|----------------|----------|
| | y ^d | p | m | o | y [*] | e |
| y ^d | 1.01277 | -1.70469 | 2.40103 | -0.31906 | 0.24695 | -2.04898 |
| p | 0.01613 | 0.97285 | 0.03823 | 0.15365 | 0.00393 | -0.03263 |
| m | 0.01293 | 0.00494 | 1.18965 | -0.01730 | -0.00156 | -0.85072 |
| o | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 1.0000 | 0.0 | 0.0 |
| y [*] | 0.0 | 0.0 | 0.0 | -0.01960 | 1.0000 | 0.0 |
| e | -0.05680 | -0.63115 | -0.35816 | -0.07402 | 0.04871 | 1.27393 |

나. 衝擊反應

그림 1-1~6 및 2-1~6은 각각 분기 및 월별자료를 이용하여 추정된 구조적 VAR 모형의 충격반응을 나타낸다.¹⁹⁾ 먼저 전반적인 반응패턴을 언급한 뒤 각 충격별 반응구조와 그 특징을 논의하기로 한다.

분기 및 월별자료에서 특별한 차이점은 없으나 월별자료가 분기보다 예민하게 반응하며 장기적 균형수준으로의 수렴기간도 짧다. 이것은 구조모형의 추정결과 논의에서도 언급한 것처럼, 제조업 중심의 산업생산활동이나 그것

19) VAR모형의 추정에는 각 변수를 log차분 (증가율)하여 사용하였으나, 이 그림들에서는 편의상 각 충격반응들을 누적시켰기 때문에 각 그림의 수직축은 누적된 증가율의 변동, 즉 순증가율을 나타낸다.

의 물가 (WPI) 변동이 GNP 시계열보다 각 충격에 대한 조정과정이나 충격흡수가 훨씬 탄력적이기 때문이다. 또한 공급충격 (ϵ^s , ϵ^c)이 수요충격 (ϵ^d , ϵ^m)에 비해 비교적 단기간에 생산 물가 등에 큰 영향을 미치고 있는 점이나 실물변수들 (y , y^*)이 비교적 단기간에 균형으로 수렴하는 반면, 명목변수들은 장기간에 걸쳐 지속적으로 상승하거나 하락하는 변동특징도 일반적인 현실감과 잘 부합할 뿐더러 기존연구결과 (예를 들면, 유병삼 1992) 와도 일치하고 있다.

먼저 오일 쇼크에 대한 각 변수들이 반응을 보면 분기의 경우 최초 6분기 동안에 디플레이터는 1.3% (장기적으로는 1.4% 정도)상승하는 반면 생산은 0.9% 정도 하락하였다가 소폭 회복하여 12분기가 지나면 장기적인 균형수준(-0.7%)에 수렴하는 것으로 나타났다. 통화공급은 첫 4분기 동안은 오일 쇼크에 따른 불황으로 소폭 감소하다가 그후는 물가상승압력을 수용하게 되어 0.2% 수준의 장기균형에 접근하고 있다. 환율변동에서는 초기반응의 정도도 $\pm 0.1\%$ 미만에 불과하고 장기적으로도 별 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 월별자료에서는 WPI의 경우 첫 2년 동안 0.7%까지 오르고 산업생산은 1년동안 0.8% 가까이 감소하는 등 반응정도는 약하고 그 조정기간도 짧은 것으로 나타나 분기 GNP에 비해 생산활동이 위축되는 정도나 물가의 상승폭은 작은 편이다.

둘째, 세계경기호전이 국내경제에 미치는 영향을 보면 약 반년 정도의 시차를 두고 GNP와 산업생산은 0.4% 정도 상승하나 그 효과는 2년 정도 지나면 거의 소멸하는 반면, 제 2장에서 지적한 것처럼 경상수지 호전에 따른 통화공급이 늘어나면서 內需증가와 물가상승압력이 발생하고 이에 따라 실질환율이 하락하는 등 부정적인 측면도 많은 것으로 나타났다.

셋째, 비용충격(ϵ^c)이 있을 경우 분기모형에서는 디플레이터는 지속적으로 높아져 24분기 정도 지나면 3.0% 수준의 장기균형수준에 도달하는 반면, GNP는 초기에 다소간 불안정한 변동을 보이며 감소하다가 16분기가 지나면 0.5% 정도 하락하면서 균형수준에 접근하는 것으로 나타났다. 통화는 장기적으로는 물가상승압력을 수용하게 되어 2.0%에 가까운 증가를 보이는 반면 실질환율은 0.4% 가까이 하락하고 있어 비용충격은 전반적인 경기침체의 원인이 되고 있음을 알 수 있다. 월별자료의 분석에서는 WPI가 1.2% 상승에 그쳐 분기의 GNP 디플레이터보다는 그 영향을 적게 받으나,

산업생산은 단기간인 1년 반 동안에 -1.1% 의 영향을 받고 있어 GNP보다 위축되는 폭이 크다. 이러한 사실은 월별 산업생산활동이 분기 GNP보다 비용충격으로부터 더 큰 負(－)의 영향을 받으나 비용요인의 가격으로의 전가 효과는 전산업보다 낮음을 의미하는 것인데, 이는 제조업이 여타산업보다 기술혁신이나 생산성 향상 등을 통해 원가를 절감할 수 있는 정도가 크기 때문으로 보인다.

넷째, 총수요충격 (ε^d)이 있으면 디플레이터는 꾸준히 상승하여 24분기 정도 지나면 1.8% 의 균형수준에 접근하는 반면 GNP는 초기에 급격한 등락을 보이다가 16분기 정도 지나면 0.8% 정도 상승함으로써 장기균형수준에 수렴하고 있다. 이에 대해 통화공급은 첫 4분기 동안은 이러한 수요압력을 억제하는 통화정책으로 별 변동이 없으나 시간이 지남에 따라 이러한 변동을 수용하는 모습을 보이고 있다. 그러나 월별자료에서는 수요충격이 발생하면 분기와 마찬가지로 산업생산은 늘어나서 공급이 확대됨으로써 WPI나 통화량의 변동은 미미하지만 소폭 하향 안정세를 보이는 점이 특이하다. 또한 수요충격이 있으면 실질환율은 하락하고 있는데 이는 우리나라 경기변동의 특징 즉 경기상승 후반기에 발생하는 내수증가에 따른 인플레이션 압력으로 교역재에 대한 비교역재의 상대가격이 상승함을 뜻하는 것으로 볼 수 있을 것이다.

다섯째, 본고의 주요 관심사 중의 하나인 경기변동에 있어서 통화의 역할을 살펴보면 통화공급충격이 있을 경우, 디플레이터는 첫 12분기 동안에 1% 가까이 오른 후 점차 그 증가세는 둔화되어 장기균형치인 1.3% 에 접근하고 있다. 반면 GNP는 첫 2분기 동안에 0.36% 까지 증가한 뒤 7분기까지는 0.3% 수준을 유지하다가 8분기 이후에는 그 증가세가 급격히 둔화되어 장기균형치인 0.08% 수준에 수렴하게 되고 통화공급도 이러한 경기변동에 순응함으로써 2.0% 증가하는 것으로 나타났다. 또한 통화공급확대에 따른 물가상승은 실질환율을 하락시킴으로써 해외수요도 둔화되는 것으로 나타나고 있어 실물경제의 뒷받침이 없이 통화공급에 의한 단기적 경기부양은 바람직하지 못한 것으로 평가된다.²⁰⁾

20) 이러한 결과는 기존의 거시계량모형을 이용하여 산출한 주요정책변수의 파급효과와도 대체로 일치하는 것이다 (박우규·김세종 1992, 김양우·최성환 1993).

한편 월별자료의 분석에서는 전반적인 반응패턴은 분기와 비슷하나 다소 다른 점도 찾아볼 수 있는데 통화공급충격이 있을 경우, WPI는 첫 1년 동안은 소폭 떨어지다가 그후 지속적으로 올라 장기적으로 0.7% 상승에 그치는 반면 산업생산은 첫 1년 반 사이에 1.8% 까지 늘어난 후 3년 정도가 지나면 1.5% 정도의 장기균형 점으로 접근하고 있음을 알 수 있다. 이는 통화공급에 의한 경기부양효과가 분기 GNP보다 월별 산업생산에서 더 크게 나타나고 있음을 의미하는 것인데 이러한 사실에 대해서는 구조모형의 총공급식 추정결과에서도 언급한 바 있다.

마지막으로 실질환율의 상승이 있을 경우에 통상적인 예상과는 달리 물가는 떨어지면서 동시에 국내경제활동이 위축되는 전반적인 경기침체가 초래되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이미 앞에서 언급한 것처럼 환율결정식의 만족스럽지 못한 추정결과에 연유하는 바도 있지만, 다른 한편으로는 우리나라의 실질환율결정이 명목환율이나 상대적인 물가보다는 국내물가변동에 의해 주도적으로 이루어지고 있다는 측면에서도 그 원인을 유추해 볼 수 있을 것이다. 즉 실질환율의 상승이 국내물가하락에 의해 초래되었을 경우 이는 경기침체기의 물가하락, 생산활동위축 및 이에 따른 통화감소현상으로 볼 수 있다는 것이다.²¹⁾

다. 分散分解

〈표 6-1〉 및 〈표 6-2〉는 구조적 VAR모형으로부터 구한 분산분해 결과인데 분기와 월별 자료분석 사이에 기본적으로 큰 차이는 없다. 전반적인 특징으로는 첫째, 실질환율이 여타 변수에 대하여 상당히 높은 설명력을 갖고 있는 것으로 나타나고 있는데 이는 앞에서도 언급한 것처럼 실질환율이 국내물가에 의해 주도적으로 결정됨으로써 물가는 물론 이와 직접적인 관계를 갖는 총수요 및 통화의 영향력을 상당부분 포함하고 있기 때문인 것으로 생각된다.

둘째, 구조적 모형의 설정에서도 고려되고 있는 것처럼 석유가격과 세계 교역량 (o_t, y^*)은 다른 변수들에 비해 비교적 外生變數의 성격이 강한 것으로 나타났다. 통화의 경우는 이 분산분해 결과만으로 보면 외생성이 낮은

21) 이러한 결과는 저자의 또 다른 논문 (김치호 1994)에서도 확인되고 있다.

〈표 6-1〉 分散分解 (분기자료)

| Shocks | ϵ^d_t | ϵ^c_t | ϵ^m_t | ϵ^o_t | ϵ^{y*}_t | ϵ^e_t | ϵ^d_t | ϵ^c_t | ϵ^m_t | ϵ^o_t | ϵ^{y*}_t | ϵ^e_t |
|----------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------------------|----------------|
| Quarters | Y_t | | | | | | P_t | | | | | |
| 1 | 80.6 | 5.0 | 0.5 | 0.7 | 0.0 | 13.2 | 16.7 | 64.2 | 0.1 | 16.3 | 0.0 | 2.7 |
| 2 | 74.7 | 4.8 | 4.4 | 3.8 | 0.2 | 12.2 | 14.7 | 56.7 | 0.4 | 14.7 | 2.7 | 10.9 |
| 3 | 62.5 | 5.2 | 3.9 | 3.5 | 1.9 | 23.0 | 18.1 | 53.5 | 0.4 | 14.1 | 3.1 | 10.8 |
| 4 | 36.7 | 3.1 | 2.3 | 5.4 | 1.2 | 51.3 | 17.0 | 50.3 | 0.8 | 15.3 | 5.8 | 10.8 |
| 8 | 32.8 | 5.8 | 3.3 | 6.2 | 2.1 | 49.9 | 12.7 | 39.0 | 4.0 | 11.2 | 4.6 | 28.6 |
| 12 | 31.7 | 5.7 | 3.4 | 6.0 | 2.3 | 50.8 | 11.9 | 35.9 | 3.8 | 10.1 | 4.3 | 34.0 |
| 20 | 31.7 | 5.7 | 3.5 | 6.0 | 2.3 | 50.8 | 11.9 | 35.5 | 3.8 | 9.9 | 4.3 | 34.7 |
| M_t | | | | | | O_t | | | | | | |
| 1 | 0.0 | 0.0 | 38.8 | 0.3 | 0.3 | 60.6 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 100.0 | 0.0 | 0.0 |
| 2 | 0.0 | 1.1 | 35.0 | 0.3 | 0.2 | 63.3 | 0.7 | 2.4 | 0.0 | 67.6 | 10.6 | 18.6 |
| 3 | 0.0 | 1.8 | 29.5 | 0.3 | 2.1 | 66.2 | 2.2 | 2.2 | 0.1 | 60.7 | 12.7 | 22.0 |
| 4 | 0.1 | 1.7 | 26.6 | 0.3 | 1.8 | 69.5 | 3.8 | 2.3 | 0.1 | 55.4 | 17.9 | 20.5 |
| 8 | 1.2 | 3.4 | 25.6 | 0.5 | 2.3 | 67.0 | 3.4 | 2.3 | 3.5 | 39.7 | 13.1 | 38.0 |
| 12 | 1.4 | 3.5 | 25.1 | 0.5 | 2.3 | 67.2 | 3.6 | 2.5 | 3.4 | 37.6 | 12.7 | 40.1 |
| 20 | 1.4 | 3.7 | 25.0 | 0.5 | 2.3 | 67.2 | 3.7 | 2.7 | 3.4 | 37.4 | 12.8 | 40.1 |
| Y^*_t | | | | | | E_t | | | | | | |
| 1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.2 | 99.8 | 0.0 | 7.8 | 7.5 | 0.1 | 0.4 | 0.1 | 84.1 |
| 2 | 0.1 | 1.7 | 0.6 | 0.5 | 83.1 | 14.0 | 7.4 | 6.7 | 0.1 | 1.2 | 1.9 | 82.7 |
| 3 | 0.1 | 1.7 | 0.7 | 0.6 | 81.6 | 15.4 | 9.7 | 8.2 | 0.3 | 2.0 | 1.9 | 78.0 |
| 4 | 0.2 | 1.6 | 0.9 | 1.9 | 76.3 | 19.1 | 9.2 | 9.3 | 1.0 | 3.5 | 1.9 | 75.1 |
| 8 | 0.9 | 2.5 | 1.9 | 3.7 | 66.1 | 24.9 | 9.8 | 10.4 | 1.3 | 3.3 | 2.8 | 72.4 |
| 12 | 1.2 | 2.8 | 2.0 | 3.4 | 60.8 | 29.7 | 9.8 | 10.4 | 1.4 | 3.4 | 2.8 | 72.2 |
| 20 | 1.3 | 3.0 | 2.0 | 3.4 | 60.6 | 29.7 | 9.8 | 10.4 | 1.4 | 3.4 | 2.8 | 72.1 |

〈표 6-2〉 分散分解 (월자료)

| Shocks | ϵ^d_t | ϵ^c_t | ϵ^m_t | ϵ^o_t | ϵ^{y*}_t | ϵ^e_t | ϵ^d_t | ϵ^c_t | ϵ^m_t | ϵ^o_t | ϵ^{y*}_t | ϵ^e_t |
|--------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|-------------------|----------------|
| Months | Y_t | | | | | | P_t | | | | | |
| 1 | 15.1 | 9.6 | 31.9 | 4.8 | 1.3 | 37.3 | 0.1 | 73.5 | 0.2 | 26.0 | 0.0 | 0.2 |
| 2 | 15.8 | 9.6 | 30.9 | 4.6 | 1.3 | 38.0 | 0.1 | 65.8 | 0.6 | 16.4 | 0.0 | 17.1 |
| 4 | 14.9 | 9.6 | 30.8 | 4.5 | 1.3 | 38.9 | 0.5 | 59.1 | 4.2 | 15.6 | 0.2 | 20.3 |
| 6 | 14.9 | 10.2 | 30.4 | 4.4 | 1.4 | 38.7 | 1.1 | 57.9 | 4.3 | 15.6 | 0.6 | 21.5 |
| 12 | 14.5 | 11.1 | 29.6 | 5.2 | 1.7 | 38.9 | 1.6 | 50.7 | 7.0 | 14.9 | 3.4 | 22.5 |
| 24 | 14.4 | 11.4 | 29.4 | 5.3 | 2.0 | 37.6 | 1.6 | 45.4 | 10.5 | 13.4 | 4.2 | 24.9 |
| 60 | 14.3 | 11.4 | 29.4 | 5.3 | 2.1 | 37.5 | 1.6 | 43.4 | 11.2 | 12.8 | 4.2 | 26.8 |
| | M_t | | | | | | O_t | | | | | |
| 1 | 0.0 | 0.0 | 54.8 | 0.0 | 0.0 | 45.1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 100.0 | 0.0 | 0.0 |
| 2 | 0.2 | 0.0 | 53.3 | 0.4 | 0.0 | 46.0 | 0.3 | 11.9 | 2.6 | 48.3 | 0.1 | 36.8 |
| 4 | 0.4 | 0.1 | 52.5 | 0.7 | 0.1 | 46.3 | 0.7 | 11.4 | 5.5 | 47.2 | 0.3 | 34.9 |
| 6 | 0.3 | 1.6 | 51.4 | 1.1 | 0.3 | 45.3 | 1.3 | 14.9 | 6.8 | 42.4 | 0.5 | 34.1 |
| 12 | 0.7 | 4.0 | 49.2 | 1.4 | 0.5 | 44.3 | 2.3 | 16.9 | 13.0 | 29.3 | 2.6 | 35.9 |
| 24 | 1.2 | 6.8 | 46.6 | 2.2 | 0.6 | 42.5 | 2.3 | 16.9 | 15.0 | 26.7 | 3.0 | 36.2 |
| 60 | 1.2 | 7.0 | 46.3 | 2.3 | 0.7 | 42.5 | 2.3 | 17.1 | 15.0 | 26.3 | 3.0 | 36.2 |
| | Y^*_t | | | | | | E_t | | | | | |
| 1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.1 | 99.9 | 0.0 | 0.3 | 7.9 | 4.2 | 1.5 | 0.3 | 85.8 |
| 2 | 0.0 | 0.5 | 1.2 | 1.3 | 93.0 | 3.9 | 0.6 | 12.7 | 4.5 | 1.4 | 0.3 | 80.4 |
| 4 | 0.2 | 2.7 | 4.4 | 1.9 | 83.2 | 7.6 | 1.0 | 13.1 | 6.0 | 1.5 | 0.5 | 77.7 |
| 6 | 2.2 | 6.2 | 6.6 | 3.2 | 72.5 | 9.2 | 1.5 | 16.0 | 5.7 | 5.2 | 0.5 | 71.1 |
| 12 | 2.7 | 7.8 | 9.4 | 5.5 | 64.4 | 10.2 | 1.5 | 15.3 | 13.5 | 7.4 | 2.2 | 60.0 |
| 24 | 2.6 | 9.9 | 17.5 | 5.0 | 47.4 | 17.7 | 1.8 | 17.0 | 14.9 | 7.2 | 2.4 | 56.6 |
| 60 | 2.7 | 10.3 | 19.5 | 5.4 | 43.8 | 18.2 | 1.8 | 17.0 | 15.0 | 7.6 | 2.5 | 56.0 |

것으로 볼 수도 있으나 환율의 설명력이 과대평가되고 있는 점을 감안할 때 이에 대한 판단은 다소간 유보되어야 할 것이다. 참고로 환율을 배제하고 나서 분산분해를 실시해 본 결과 비용충격과 석유충격의 설명력은 늘어났으나 통화공급충격의 설명력은 별로 변하지 않고 있어 통화의 내생성문제는 여기서도 부분적으로 확인되고 있다.

다음으로 성장과 물가의 분산분해 결과를 보면 먼저 분기 GNP의 변동은 수요충격에 의해 주도적으로 설명되는 반면 월별 산업생산활동은 통화공급충격과 비용충격의 영향을 크게 받고 있음을 알 수 있다. 그러나 예상되던 석유충격이나 국제교역량의 영향력은 상대적으로 미미한 것으로 나타났다. 물가변수들의 결과에서는 분기 디플레이터가 받는 영향은 비용충격이 가장 크고 다음으로 수요충격, 오일 쇼크의 순으로 나타났으나, 월별 WPI의 경우에는 수요충격의 영향은 미미한 반면 시간이 흐를수록 통화충격의 영향력이 증대되고 있는 것이 특징이다.

IV. 要約 및 結論

거시경제적 충격과 경기변동에 관한 기존의 연구결과들이 제시하고 있는 정책적 시사점의 범위와 내용은 대단히 넓고 다양하다. 우리나라의 경우 경기변동 현상에 대하여 충분한 연구가 진행되지 않은 상태에서 특정한 分析模型이나 理論에 근거한 실증분석결과에 대해 무리한 해석이나 정책적 시사점을 유도하는 것은 오히려 우리경제현실의 한 단면만을 보거나 본질을 왜곡할 우려도 없지 않다. 이러한 관점에서 여기서는 일단 본 분석결과를 경기변동론에서 일반적으로 정형화된 사실들과 관련하여 간단히 정리한 다음, 통화정책을 중심으로 몇가지 정책적 시사점을 찾아보기로 한다.

첫째, 본 분석에 나타난 우리나라 경기변동의 특징이 미국, 일본 등 선진국이나 여타국들의 그것과는 어떻게 유사하며 한편으로는 어떤 점이 다른가 하는 점이다. 이러한 비교는 경제구조는 물론 분석체계의 상이함에 의해서도 큰 영향을 받게 됨은 말할 것도 없다. 본 분석결과에 따르면 우리나라의 경기변동현상에 대해서는 일차적으로 오일 쇼크, 기술변화 등 외생적 공급충격에 의해 실물경제가 변동하는 實物的 景氣變動理論의 적용가능성을 확인할 수 있다. 그러나 다른 한편으로는 通貨供給 등 명목적 需要衝擊이 실

물경제의 변동을 초래한다는 주장도 부정하기 어렵다. 이와 더불어 對外依存도가 높은 小規模 開放經濟 구조하에서는 해외로부터의 충격도 주요 거시경제변수들의 변동을 초래하고 있음을 보여주었다. 다시 말하면 이러한 결과들은 우리나라의 경우 어느 특정 충격이 전체 거시경제적 변동을 주도적으로 초래하지 않는다는 것을 의미한다.

둘째, 거시경제적 충격에 대한 각 변수들의 반응이 완전히 실현되는 기간을 보면 분기의 경우는 대개 3년~3년 반, 경우에 따라서는 4년 정도가 소요되는 반면, 월별자료의 분석에서는 이보다 다소 짧은 2년~2년 반 정도이다. 전반적으로 나타나는 공통적인 반응패턴에서는 物價, 通貨 등 명목변수들의 반응이 생산 등 실물변수에 비해 반응형태는 완만하나 지속적인 모습을 보이고 있다. 그러나 생산과 물가가 초기반응에서는 심한 파동을 보이며 장기균형수준으로 접근하고 있는데 이는 우리경제가 시장기능의 제약으로 물가가 어느 정도 非伸縮的인 성격을 갖고 있음을 시사하는 것이다.

셋째, 通貨衝擊과 그 반응과정을 보면 앞 장에서 언급한 것처럼 과거 사반세기 동안 우리나라 경제정책의 패러다임을 지배해 온 제조업 중심의 성장정책에 수반된 통화공급과 (80년대 중반의 일시적 예외도 있었지만)이에 따른 高成長—高物價 경제체질을 확인할 수 있다. 이러한 해석은 통화충격에 대한 반응패턴으로부터 발견할 수 있는 두 가지 특징적인 사실에 근거하게 되는데, 그 하나는 通貨供給의 景氣順應的 반응이며 다른 하나는 통화공급충격이 생산에 미치는 영향이 분기와 월별 자료간에 다소 차이가 있다는 점이다. 즉 분기 GNP의 경우에는 3년 반 정도가 지나면 그 통화충격의 영향이 대부분 소멸하지만, 월별 산업생산활동에 대해서는 일시적이 아닌 장기적으로도 영향을 미치고 있다는 사실이다.²²⁾ 그러나 전반적으로 보면 통화공급이 실물경제에 미치는 효과는 크지 않은 반면 물가변동과는 1:1에 가까운 반응패턴을 나타내고 있음을 알 수 있는데 이는 정책적인 측면에서 고려해야 할 사항으로 생각된다.

이러한 실증분석 결과가 내포하고 있는 몇가지 政策課題는 다음과 같다.

22) 이와 유사한 연구들에서 통화충격이 장기적으로는 실물적 생산활동에 영향을 주지 않는다는 통화의 中立性 제약을 모형의 식별조건에 포함시키고 있으나, 본고에서는 그러한 사전적 식별제약을 사용하지 않았다.

첫째, 경기변동을 최소화하고 경제안정화를 달성하기 위해서는 우리경제에 내재되어 있는 수요측 충격의 불안정하고 과도한 영향력을 줄이는 한편 正(+)의 공급충격을 창출하고 확대하는 정책이 요구된다. 실증분석결과만을 두고 보면, 통화공급 등을 통한 총수요확대정책이 단기적인 측면에서는 어느 정도 경기활성화를 가져오는 사실을 부인하기 힘들지만, 장기적인 관점에서 보면 성장의 효과는 미미한 반면 큰 폭의 물가상승을 초래하기 때문에 안정적이고 일관성 있는 통화공급이 요구된다. 물론 이러한 정책논의가 의미하는 바는 산업구조조정이나 제조업에 대한 선별적 금융지원마저 획일적으로 폐지시켜야 한다는 것은 아니다. 이점에 관해서는 월별 산업생산과 통화충격간의 관계를 염두에 둘 필요가 있다.

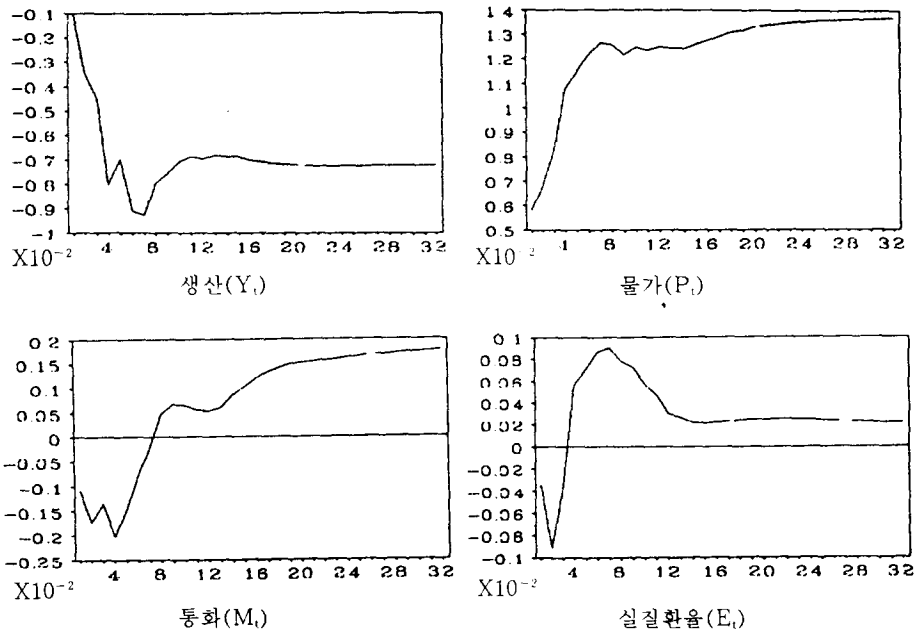
둘째, 우리경제의 경기변동은 세계경제활동과 이에 크게 의존하는 경상수지변동으로부터 직접적인 영향을 받고 있는 소규모 개방경제의 경우 경제안정화를 위해서는 환율정책을 적극적으로 활용함으로써 해외로부터의 충격을 완화시켜 통화정책의 부담을 줄이는 것이 필요하다. 이와 관련해서 일본의 경험은 우리에게 많은 시사점을 제공하고 있다. 일본은 1970년대 중반 제1차 석유파동에 뒤이은 급속한 구조조정과정에서 오히려 저성장안정정책으로 선회하였는데 이 과정에서 안정적인 통화정책을 실시하고 변동환율제를 채택하여 이를 적극적으로 통화정책에 활용함으로써 경기변동을 점차 안정화시키는데 성공한 바 있다(Horiye et al. 1987).

셋째, 경제안정화 과정에서 통화정책의 부담을 근본적으로 완화시키는 방법으로서 財政政策의 활용방안을 강구하는 것이다(Blanchard and Watson 1986, 최윤재 1992). 제 2장에서 우리나라 인플레이션은 경기상승 후반부에 內需部門의 수요가 촉발됨으로써 실질환율이 하락(교역재에 대한 비교역재의 상대가격 상승)하는 과정에서 나타나고 있음을 지적한 바 있고 충격반응에서도 이를 확인한 바 있다. 따라서 이러한 상황에서는 경제안정을 위한 무리한 통화긴축은 원화의 가치를 절상시킴으로써 수출을 위축시켜 경기침체를 초래할 수 있으며 반대로 원화절상을 억제하기 위한 통화팽창은 인플레이션만을 가속화시킬 수 있다는 것이다. 이러한 정책적 딜레마는 財政政策을 활용함으로써 상당부분 극복할 수 있을 것으로 기대된다. 즉 긴축재정은 내수부문의 수요압력을 줄임으로써 실질환율의 하락압력을 원천적으로

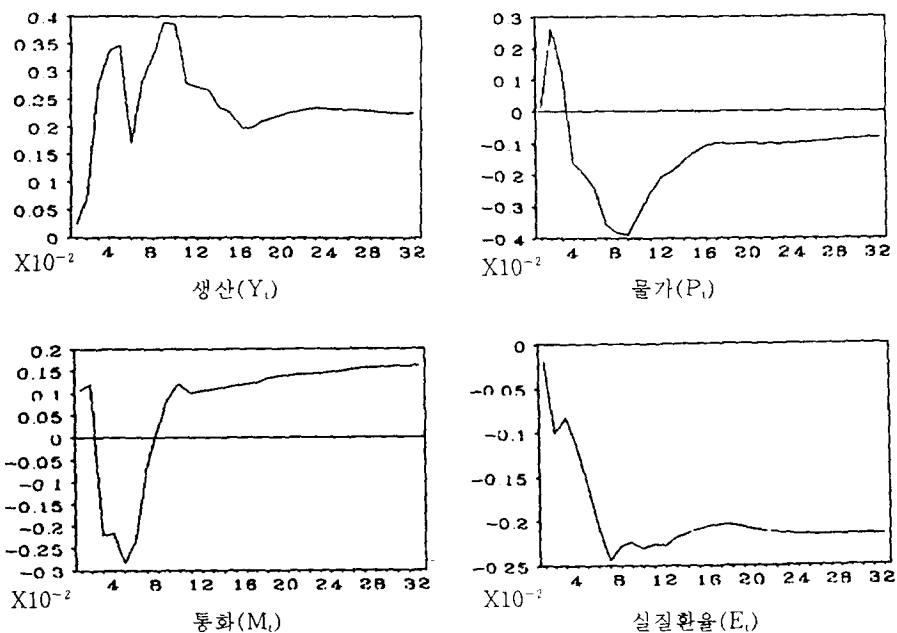
없애주는 역할을 하기 때문에, 수출호조에 따른 통화팽창이 있더라도 이는 인플레이션으로 연결되지 않고, 따라서 수출이 위축될 가능성도 줄어들게 될 것이다.

마지막으로 산업정책적인 측면에서 고려할 사항은 각 변수들 특히 생산의 초기반응 패턴에서 나타나는 과도한 파동현상이 의미하는 非伸縮的 시장기능을 제거 내지 완화할 수 있는 방안을 모색하는 것이다. 생산활동반응에서 볼 수 있는 과도한 파동문제는 우리경제의 난제인 공급애로와 만성적 초과수요, 독과점적 산업구조와 각종 규제가 시장기능의 조기 정착을 지연시켰고 결과적으로 충격에 대한 경제의 탄력적 조정력이나 충격흡수기능을 약화시켰다는 사실을 의미한다. 이에 대해서는 일단 거시경제적 조정이 우선되어야 하겠지만 다른 한편으로는 규제완화와 경쟁촉진 등 산업전반에 걸친 미시적인 조정을 통하여 시장기능에 의한 경제의 자율적 調整機能과 效率性을 높이는 방안이 강구되어야 할 것이다.

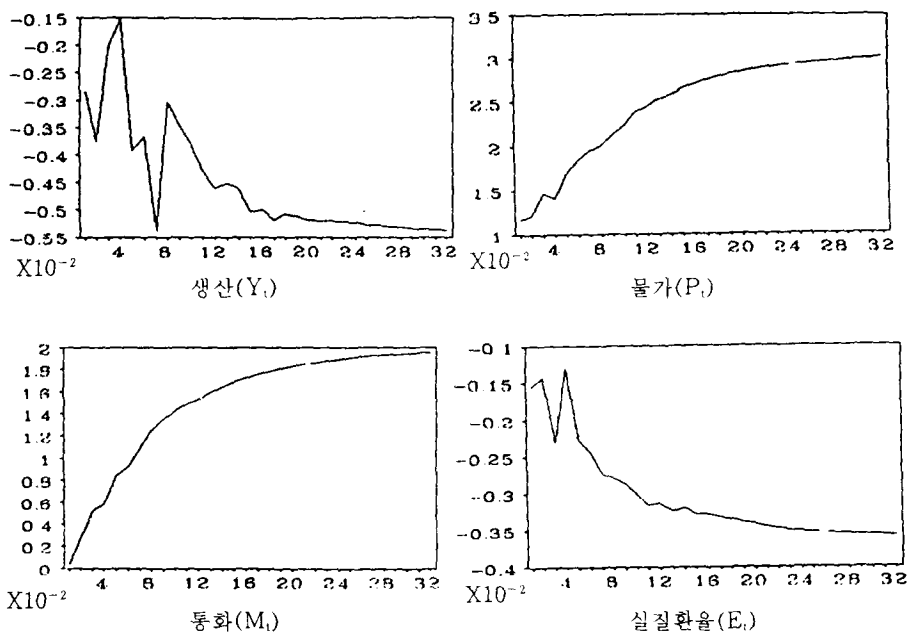
〈그림 1-1〉 오일쇼크 (ε_t)에 대한 반응 (분기)



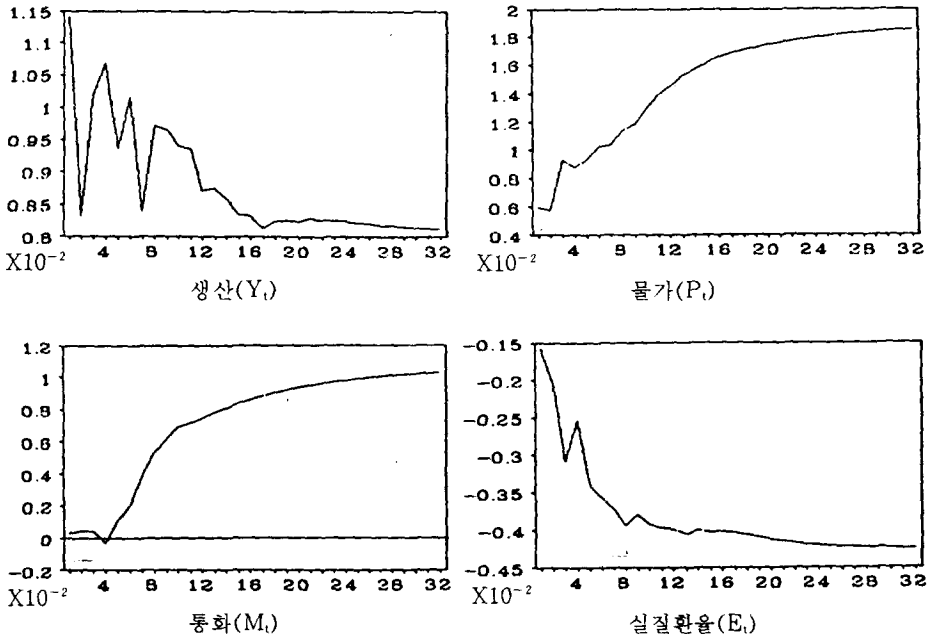
〈그림 1-2〉 세계교역량 충격 (ε^1_t)에 대한 반응 (분기)



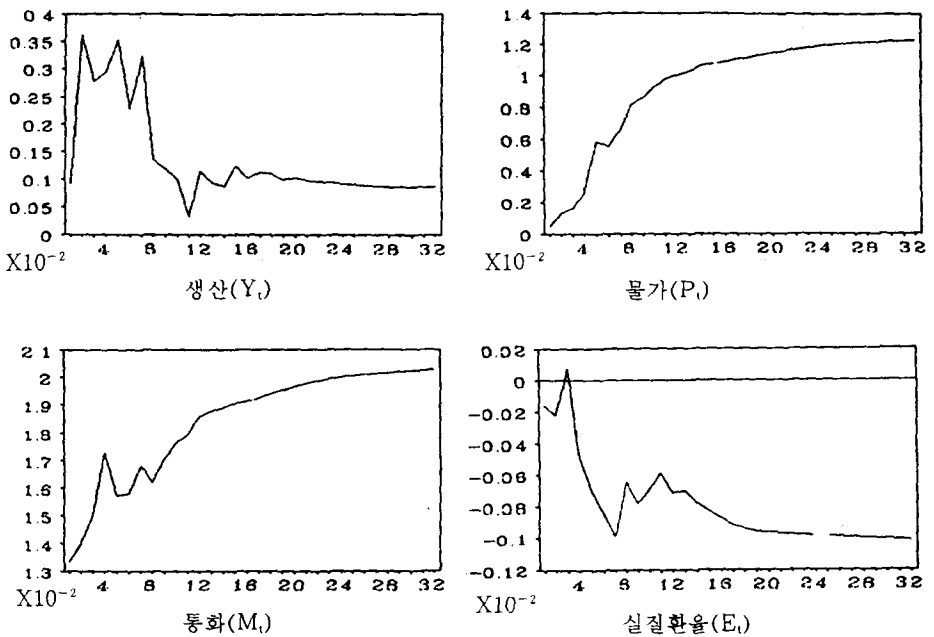
〈그림 1-3〉 비용충격 (ε^c_t)에 대한 반응 (분기)



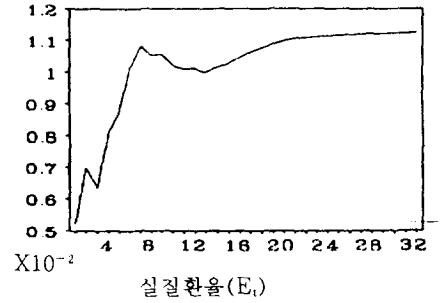
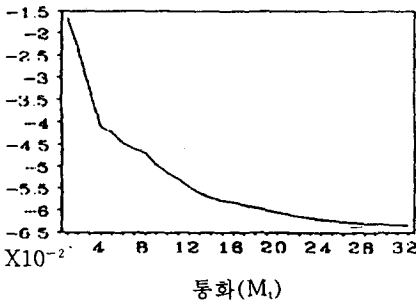
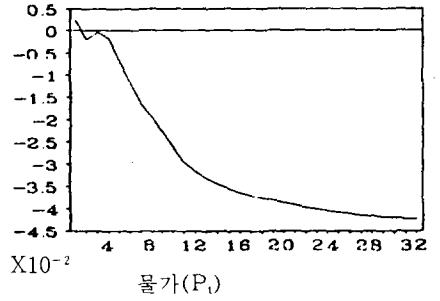
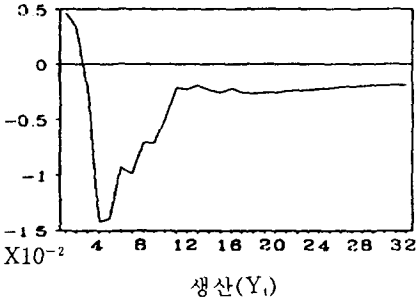
〈그림 1-4〉 수요충격 (ϵ^d_t)에 대한 반응 (분기)



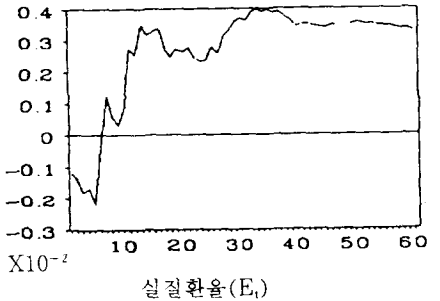
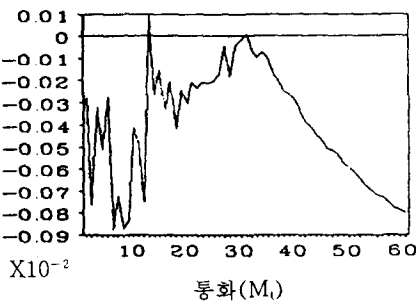
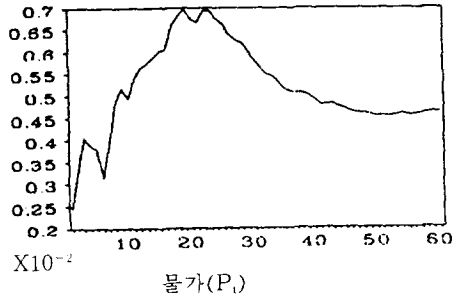
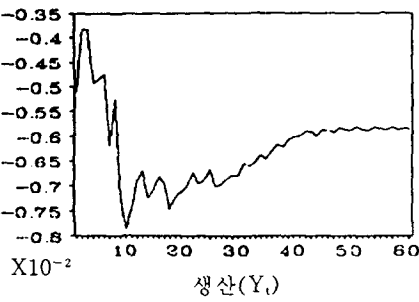
〈그림 1-5〉 통화공급 충격 (ϵ^m_t)에 대한 반응 (분기)



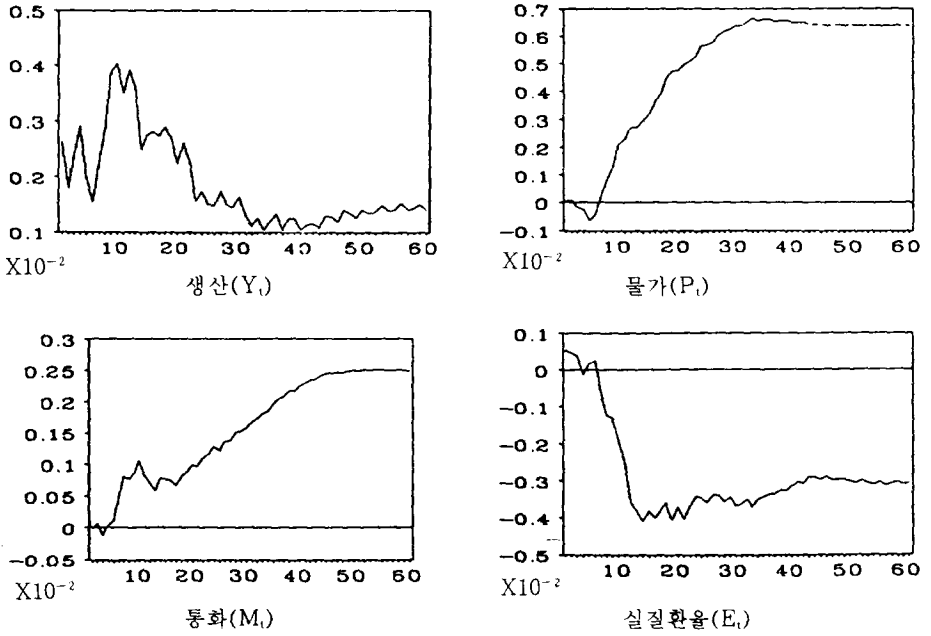
〈그림 1-6〉 실질환율 충격 (ϵ^e_t)에 대한 반응 (분기)



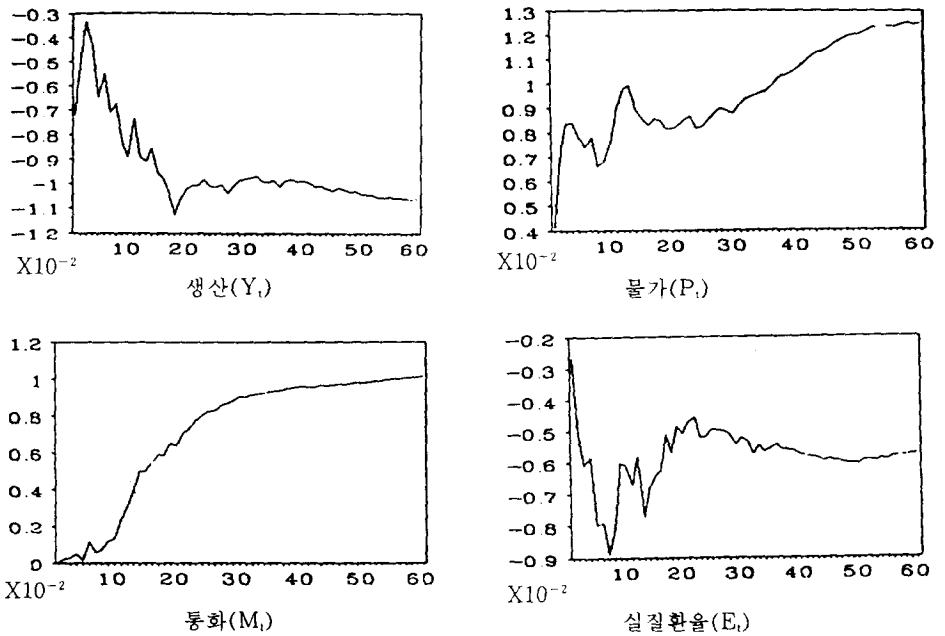
〈그림 2-1〉 오일쇼크 (ϵ^o_t)에 대한 반응 (월)



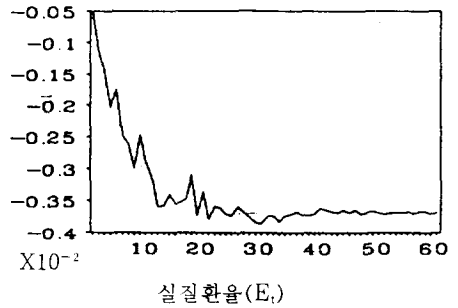
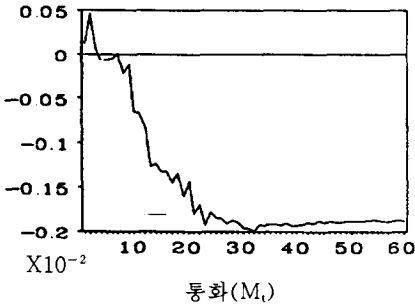
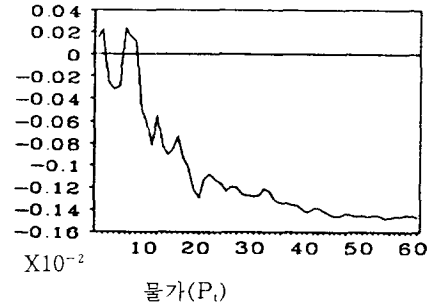
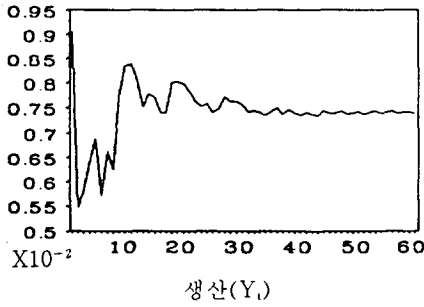
〈그림 2-2〉 세계교역량 충격 (ε^w_t)에 대한 반응 (월)



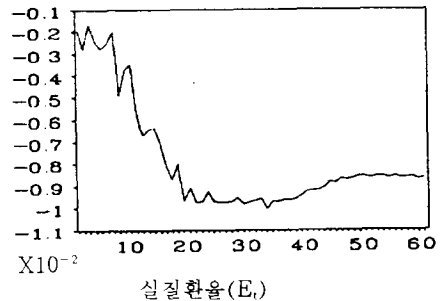
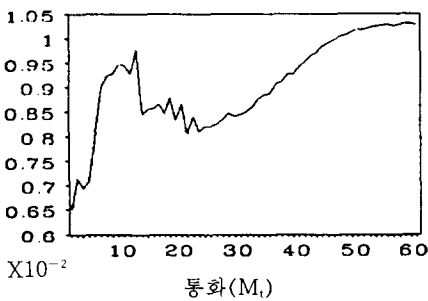
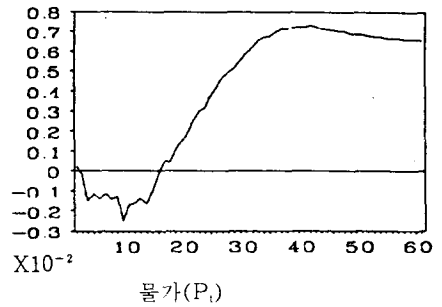
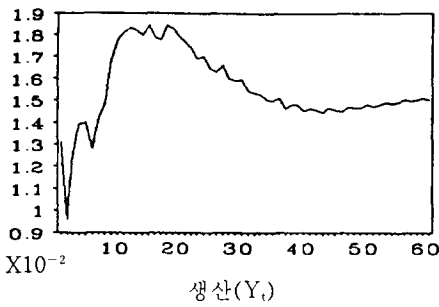
〈그림 2-3〉 비용충격 (ε^c_t)에 대한 반응 (월)



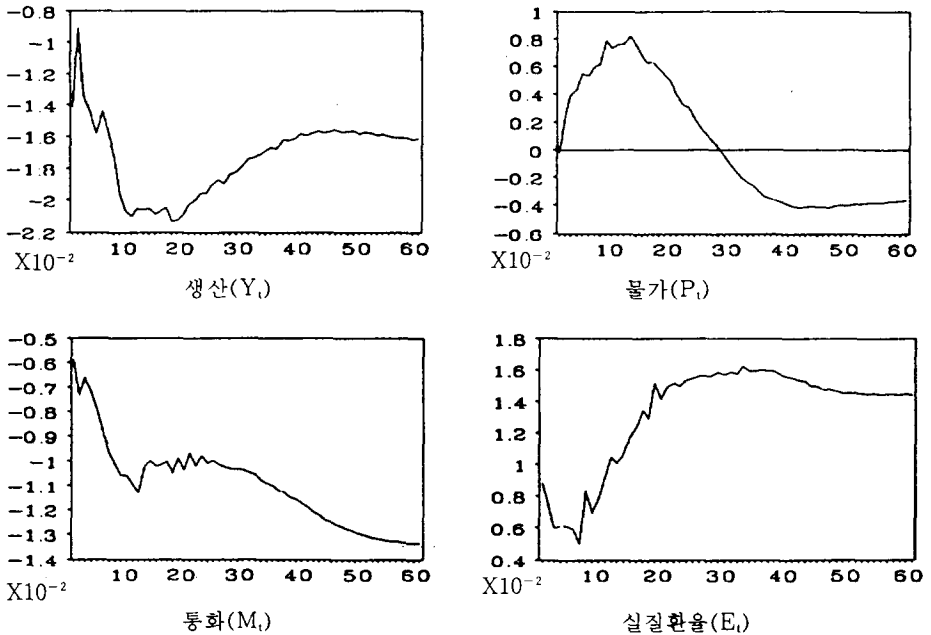
〈그림 2-4〉 수요충격 (ε^d_t)에 대한 반응 (월)



〈그림 2-5〉 통화공급 충격 (ε^m_t)에 대한 반응 (월)



〈그림 2-6〉실질환율 충격(ϵ^e_t)에 대한 반응 (월)



參 考 文 獻

- 김양우·최성환, “우리나라의 巨視計量模型—BOK92,” 한국은행 조사통계월보 (1993년 2월): 20-88.
- 김치호, “經濟開放度와 인플레이션,” 한국은행 금융경제연구소 금융경제연구 제75호, 1994. 9.
- 박우규·김세중, “韓國의 物價模型,” 한국개발연구 14 (1992년 여름): 3-26
- 박재하, “한국의 거시경제변동의 요인,” 창립 1주년 기념 심포지움 발표 논문, 한국금융연구원, 1992.
- 신세돈, “환율과 무역수지의 시차구조,” 금융연구회 발표논문, 1989. 11.
- 유병삼, “需要 및 供給攪亂이 韓國經濟에 미치는 영향,” 한국은행 금융경제연구소 금융경제연구 제39호, 1992. 2.
- 유진방, “實物的 景氣理論으로 본 우리나라의 景氣循環,” 한국은행 금융경제연구소 금융경제연구 제14호, 1990. 8.

- 이종욱, “換率과 貿易收支 : J曲線效果,” 한국경제연구 5 (1991년 6월) : 93-110.
- 이환호·김규한, “우리나라 輸出入函數의 추정,” 한국은행 금융경제연구소 금융경제연구 제 24호, 1991. 2.
- 전성인, “通貨·物價·名目賃金の 長期的 動學에 관한 연구” 한국개발연구 14(1992년 봄) : 37-60.
- 정웅진, “우리나라 景氣變動의 基準循環日에 관한 연구,” 한국은행 금융경제연구소 금융경제연구 제7호, 1990. 4.
- 조하현, “韓, 美, 日 3국간의 경기변동 이전현상에 관한 연구,” 한국국제경제학회 발표논문집 (1990년 12월) : 565-583
- 조하현·박동순, “우리나라 景氣變動의 共通要因에 관한 연구,” 한국은행 금융경제 연구소 금융경제연구 제21호, 1991. 1
- 최윤재, “한국의 景氣循環과 通貨政策,” 한국은행 금융경제연구소 금융경제연구 제 43호, 1992. 3.
- 통계청, 경기종합지수, 각호.
- 한국은행, 조사통계월보, 각호.
- Backus, D. K. and P. S. Kehoe, “International Evidence on the Historical Properties of Business Cycle,” Staff Report 145, FRB of Minneapolis, 1991.
- , and F. Kydland, “International Trade and Business Cycles,” Working Paper 402, FRB of Minneapolis, 1989.
- Barro, R. J., “Rational Expectation and the Role of Monetary Policy,” J. Monetary Econ. 2 (Jan. 1976) : 1-32.
- , “A Capital Market in an Equilibrium Business Cycle Model,” Econometrica 48 (Sept. 1980) : 1393-417.
- , ed., Modern Business Cycle Theory, Cambridge : Harvard Univ. Press, 1989.
- Baxter, M. and A. C. Stockman, “Business Cycles and the Exchange-Rate Regime : Some International Evidence,” J. Monetary Econ. 23 (May 1989) : 377-400.
- Blanchard, O. J., “A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctua-

- tions," Amer. Econ. Rev. 79 (Dec. 1989) : 1146—64.
- , and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," Amer. Econ. Rev. 79 (Sept. 1980) : 656—73.
- , and M. W. Watson, "Are Business Cycle All Alike?," in R. J. Gordon, ed., The American Business Cycle, Chicago : Univ. of Chicago Press, 1986.
- Brofenbrenner, M., ed., Is the Business Cycle Obsolete ?, New York : John Wiley, 1969.
- Canova, F. and H. Dellas, "Trade Interdependence and the International Business Cycles," J. International Econ. 34 (1993) : 23—47.
- Gordon, R. J., ed., The American Business Cycle, Chicago : Univ. of Chicago Press, 1986.
- Frisch, R., "Propagation Problems and Impulses Problems in Dynamic Economics," In Essays in Honor of G. Cassel, Allen and Unwin, 1993.
- Hamada, K. and F. Hayashi, "Monetary Policy in Postwar Japan," in Ando, A. et al., eds., Monetary Policy in Our Times, Cambridge : MIT Press, 1985.
- Hamilton, J. D., "Oil and the Macroeconomy since World War II," J. Polit. Econ. 91 (April. 1983) : 228—48.
- Haberler, G., Prosperity and Depression, Geneva : League of Nations, 1937.
- Helliwell, J. F., "International Growth Linkages : Evidence from Asia and OECD," NBER Working Paper 4245, 1992.
- Horiye, Y., S. Naniwa and S. Ishihara, "The Change of Japaness Business Cycle," BOJ Monetary and Economic Studies 5 (Dec. 1987) : 49—100.
- Kydland, F. and E. C. Prescott, "Time to Build and Aggreagate Fluctuations," Econometrica 50 (Nov. 1982) : 1345—70
- Long, J. B. and C. I. Plosser, "Real Business Cycle," J. Polit. Econ. 91 (Feb. 1983) : 39—69.
- Lucas, R. E. Jr., "Expectations and the Neutrality of Money," J. Econ. The-

- ory 4 (April. 1972) : 103-24.
- , “Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs,” Amer. Econ. Rev. 63 (June 1973) : 326-34.
- , “Understanding Business Cycles,” in K. Brunner and A. Meltzer, eds., Stabilization on the Domestic and International Economy, Vol. 5 of the Carnegie-Rochester Series on Public Policy, North Holland, 1977 : 7-29.
- , Studies in Business Cycle Theory, Cambridge : MIT Press, 1981.
- Mankiw, N. G., “Real Business Cycles : A New Keynesian Perspective,” NBER Working Paper 2882, March 1989.
- Romer, C. D. and D. H. Romer, “Does Monetary Policy Matter ? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz,” NBER Macroeconomics Annual 3 (1988) : 111-48.
- Schumpeter, J., Business Cycle, York : McGraw-Hill, 1939.
- Sims, C., “Macroeconomics and Reality,” Econometrica 48 (Jan. 1980) : 1-49
- , “Are Policy Models Usable for Policy Analysis?,” Quarterly Review, FRB of Minneapolis (Winter 1986) : 2-16.
- Tinbergen, J., Business Cycles in the United States of America, 1919-32 : Statistical Testing of Business Cycle Theories, Geneva : League of Nations, 1932.
- West, K., “An Aggregate Demand-Aggregate Supply Analysis of Japanese Monetary Policy, 1973-1990.” NBER Working Paper 3823, 1991.
- Zarnowitz, V., “Recent Work on Business Cycles in Historical Perspective,” J. Economic Literature 23 (June 1985) : 523-580.
- , “Facts and Factors in the Recent Evolution of Business Cycles in the United States,” NBER Working Paper 2865, 1989.