

# 美國과 日本의 巨視經濟的 衝擊이 韓國의 經濟에 미치는 相對的 影響\*

李鉉勳\*\* · 李在基\*\*\*

## 〈 目 次 〉

- I. 序論
- II. 分析模型
- III. 實證分析
- IV. 要約 및 結論

## I. 序 論

### 1. 研究目的

본 연구는 미국과 일본의 여러 巨視經濟 變數들의 변화가 한국의 經濟에 어떠한 영향을 주는가 하는가에 관한 것이다. 우리나라와 같은 小規模 開放經濟의 경우, 巨視經濟政策의 주요 목표변수인 國民所得이나 物價에 영향을 주는 변수를 국내의 通貨量, 利率, 財政支出 및 租稅收入 등의 國內 變數로만 한정하여 설명하는 것은 그 설명력에 한계가 있음이 이미 開放巨視經濟學 분야의 많은 이론적 연구에서 지적되고 있는 바이다.(2절 참조) 그러나 그동안 우

\* 이 논문은 1994년도 한국학술진흥재단의 공모과제 연구비에 의하여 연구되었으며, 1995년 2월 한국경제학회 학술대회에서 발표되었던 논문을 일부 수정한 것이다. 저자들은 학술대회에서 유익한 논평을 해주신 이환호 교수와 익명의 심사위원들께 감사를 드린다.

\*\* 강원대학교 무역학과

\*\*\* 호서대학교 해외개발학과

리나라를 대상으로 하는 실증적 거시경제 분석은 유병삼(1992), 김치호(1993) 등과 같이 輸入單價, 換率 등 國際經濟的 變數를 포함하기도 하지만, 洪甲秀(1990), 全聖寅(1992), 朴東淳(1993) 등과 같이 주로 國內的 巨視經濟變數들을 위주로 한 것들이 대부분이다.

우리나라는 1962년 제1차 경제개발 5개년 계획을 추진한 이후 오늘에 이르기까지, 소위 수출주도형 경제발전 전략을 채택해 오면서 對外 貿易依存度, 특히 미국과 일본 두 나라에 대한 의존도가 매우 높은 실정이다.<sup>1)</sup> 이에 따라 “미국이 재채기를 하면 우리나라는 독감이 걸린다”는 표현까지 있게 되었다. 이러한 주장은 미국 경제가 침체될 기미를 보이면 우리나라 경제는 아예 불황을 겪게 된다는 의미로 해석된다. 본 연구는 이러한 주장에 대한 본격적인 실증 연구이다. 우리가 규명하려는 질문은 다음의 다섯 가지로 요약할 수 있다.

(1) 과연 이러한 주장이 사실인가? (즉 통계적으로 의미가 있는 주장인가?) 사실이라면 어느 정도인가?

(2) 미국과 일본 중 어느 나라의 경제가 우리나라 경제에 더 밀접하게 영향을 미치는가?

(3) 이들 국가들의 영향은 주로 어떤 經路를 통하여 이루어지는가? 즉, 이들 국가들의 여러 經濟變數들(國民所得, 物價, 通貨量, 利子率 등) 중 어느 變數가 우리나라의 어떤 經濟變數와 밀접한 연관을 갖고 있는가?

(4) 이들 국가들의 영향은 그동안 어떤 趨勢를 갖고 있는가? 즉 이러한 영향은 그동안 강화됐는가, 약화됐는가? 美國의 影響 趨勢와 日本의 影響 趨勢가 어떻게 다른가?

(5) 우리나라의 換率制度의 변화가 [즉, 固定換率制(1964.5-1980.1) → 複數通貨바스켓 制度(1980.2-1990.2) → 市場平均換率制(1990.30 현재)] 이러한 영향의 趨勢와 어떤 관련이 있는가?

## 2. 理論 및 實證的 研究背景

1) 예를 들어 우리나라의 총수출 중 대 미국 수출액 및 대 일본 수출액이 차지하는 비중이 1970년 47.3% 및 28.3%, 1980년 26.3% 및 17.4%, 1992년 23.6% 및 15.1%를 각각 차지하여 미국과 일본이 각각 우리나라의 제1 및 제2의 수출대상국의 위치를 유지하고 있다. 한편 총수입 중 대 미국 수입액 및 대 일본 수입액이 차지하는 비중이 1970년 41.0% 및 29.5%, 1980년 26.3% 및 21.9%, 1992년 23.8% 및 22.4%를 각각 차지하여 일본과 미국이 각각 우리나라의 제1 및 제2의 수입대상국의 위치를 유지하고 있다.

## 1) 理論的 研究

經濟的 衝擊의 國家間 傳達에 有關한 대표적 理論 研究는 Laursen and Metzler(1950), Mundell(1968), Fleming(1962) 등이 있다. 특히 換率制度의 역할에 따라 衝擊 傳達度의 效率性이 어떻게 달라지는가에 대한 분석은 Haberler and Willet(1968), McTeer(1968), Tower(1972), Modigliani and Askari(1973), Turnovsky and Kaspura(1974) 등 매우 다양하다. 이들 연구의 공통점은 一國의 실질적인 經濟活動水準은 國內뿐만 아니라 外國의 安定化政策 등에 의해서도 影響을 받는다는 것이며 이러한 外國의 影響度는 變動換率制 하에서보다 固定換率制 하에서 강하다는 것이다.

그러나 최근 들어 Lucas(1973), Barro(1976), Sargent and Wallace(1976) 등의 소위 合理的 期待論이 제기되면서 Turnovsky(1981), Flood and Marion(1982), Kimbrough and Koray(1984), Svensson and Wijnbergen(1989), Argy(1990) 등은 開放巨視 經濟分析에도 이를 적용하여 外國의 豫測된 安定化政策 등의 變化(예: 貨幣供給量의 變化)는 國內의 實質 經濟變數에 는 影響을 미침이 없고 오직 價格에만 影響을 미친다고 주장하였다.

## 2) 實證的 研究

國家間 經濟變動의 影響에 대한 實證研究는 비교적 최근에 이루어지고 있다. 대표적인 것으로 우선 Choudhri(1983)는 1960:2부터 1980:4까지의 分期 資料를 이용한 VAR모형을 가지고 미국의 통화량의 변화가 캐나다의 물가에 어떻게 影響을 미치는지, 특히 換率制度의 변화와 어떻게 연관이 있는지 분석하였다. 여기서 그는 미국의 통화량의 변화가 고정환율제와 변동환율제 기간 모두 캐나다의 물가변화에 影響을 미친다는 것을 보였다. 이밖에 Burbidge and Harrison(1985)는 1971:1-1983:12 동안에 미국의 경제 변수들의 변화가 캐나다의 경제에 밀접한 影響을 미친다는 것을 확인하였다. Kuszczak and Murray(1987)와 Burdekin and Burkett(1992)는 보다 확장된 VAR모형을 이용하여 비슷한 결과를 제시하였다. 그러나 Winer(1986)는 1972년 이후 미국의 경제변화가 캐나다의 물가변화에 미치는 影響이 감소하였다는 결과를 보이고 있다. 한편 Genberg, Salemi and Swoboda(1987)는 VAR모형을 이용하여 스위스 경제가 미국 등 외국의 경제적 충격에 고정환율제와 변동환율제 기간 모두 통계적으로 의미있는 影響을 받고 있음을 보였다.

한편, 다국간을 대상으로 한 연구도 다수 존재한다. Swoboda(1983)는 미국, 캐나다, 일본, 프랑스, 서독, 영국 등 6개 국의 주요 경제변수들이 변동환율제 하에서 더욱 밀접한 연관을 갖고 있다는 결과를 제시하였으며, Darby and Lot-hian(1989)는 OECD 20개 국의 주요 경제변수들이 변동환율제도 하에서도 상호 연관을 갖고 있으나 각국의 장기적인 통화정책은 좀더 독립적으로 운영되고 있다고 하였다. 또한 Baxter and Stockman(1989)은 49개 국의 횡국가자료를 이용하여 주요 거시경제변수들이 전후 여러 환율제도의 변화를 거치면서도 별다른 움직임의 차이를 보이지 않는다는 결과를 얻었다. Burdekin(1989)은 영국, 서독, 프랑스, 이탈리아가 각각 미국의 거시경제 정책변화에 영향을 받는다는 것을 보였으며, Lastropes and Koray(1990)는 미국, 영국, 프랑스, 독일간의 거시경제 충격의 전달을 분석하였는데 여기에서도 변동환율제 하에서도 충격전달이 많이 완화된다는 증거는 보이지 않는다는 결과를 얻었다.

이상의 외국의 연구결과를 종합해 볼 때 1970년대 초반 세계의 주요 선진국들이 변동환율제도로 이행을 하였으나, 각국 경제변수들의 상호의존도는 줄어들기보다는 경우에 따라서는 더욱 증가하였다는 것이다.

우리나라 경제가 외국 특히 미국 및 일본의 經濟的 衝擊에 의해 어떻게 영향을 받는가에 대한 본격적인 연구는 曹夏鉉(1990)과 李在基(1993)가 있다. 曹夏鉉(1990)은 1953년부터 1983년까지의 한국, 미국, 일본의 실질GNP를 포함하는 3변수 VAR모형을 이용하여 미국의 景氣變動보다 일본의 景氣變動이 한국의 實質 GNP增加率에 더 큰 영향을 준다는 결과를 발표하였다. 한편 李在基(1993)는 1973년 5월부터 1990년 6월까지의 한,미,일 3국의 M1, 國債收益率, 消費者物價指數, 產業生產指數를 포함하는 VAR모형을 이용하여 분석하였는데 한국의 通貨供給은 일본경제의, 한국의 물가는 미국경제의 영향을 더 많이 받는다는 결과를 얻었다.

그러나 이상의 두 논문은 미국과 일본의 경제변화가 한국경제에 미치는 영향이 분석기간 동안에 어떻게 변화하여 왔는지에 대한 연구가 미흡하다. 그리고 이재기(1993)는 조하현(1990)보다는 확대된 VAR모형을 이용하였으나 미국과 일본의 經濟變數를 한국의 經濟變數와 동시에 모형에 포함하는 대신, 미국과 한국의 經濟變數들만의 모형과 일본과 한국의 經濟變數들만의 모형을 따로 구성함으로써 미국과 일본경제가 한국경제에 미치는 영향도가 어떻게 다른가에 대한 비교가 명시적으로 이루어지지 못하였다.

따라서 본 연구의 출발은 위의 미흡한 점들을 극복하는 것이다. 즉, 본 논문에서는 1970년대 이후를 연구대상으로 하되 1980:1까지 한국의 원화가 미국의 달러화에 고정되어 있던 기간과, 이후 복수통화바스켓제도, 시장평균환율제도 등의 변천을 거치는 변동환율제도 기간으로 나누어 분석한다. 특히 본 논문에서는 Rolling Regression 기법을 이용하여 지난 20여 년 간 미국과 일본 경제의 한국경제에 대한 영향의 정도추세가 어떻게 변화해 왔는지를 보다 분명하게 추적할 것이다.

제2절에서는 본 연구에서 사용할 VAR모형과 변수들을 소개한 후, 분석에서 중요한 몇가지 점들을 고려하였다. 제3절에서는 각국의 산업생산지수들만을 포함하는 3변수모형과 각국의 통화량, 이자율, 물가 및 산업생산지수를 포함하는 12변수모형을 이용하여 미국 및 일본의 경제가 한국의 경제에 미치는 영향을 분석하였다. 제4절은 분석의 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

## II. 分析模型

### 1. VAR模型

본 연구는 이 분야의 기존연구에서 일반적으로 사용되고 있는 벡터 自己回歸模型(Vector Autogressive Regressions; VAR)에 의한 그랜저 因果性 檢定(Granger causality test)와 豫測誤差 分散分解(forecast error variance decomposition) 분석 방법을 채택한다. VAR모형은 Sims(1980a,b) 이후 經濟變數에 관한 事前的 믿음이나 특별한 經濟理論에 근거함이 없이 각 경제변수의 움직임을 잘 예측할 수 있다는 장점을 갖고 있다는 점에서 많은 실증적 거시경제분석에 응용되어 왔다.

이 연구에서 사용될 VAR모형은 다음과 같다.

$$(1) Y_t = A(L)Y_t + u_t$$

여기서 N을 모형에 포함되는 변수의 수라고 할 때,  $Y_t$ 는  $(N \times 1)$ 의 내생변수이며,  $A(L)$ 은  $(N \times N)$ 의 시차다항식(lag polynomial)이다. 그리고  $u_t$ 는  $(N \times 1)$ 의 잔차항으로 0의 평균값을 갖고  $[E(u_t)=0]$ , 표준분산(normally distributed)을

하고 있으며, 상호독립적 [ $E(u_i u_i') = \Sigma = 0$ ]이라고 가정한다.

이상의 VAR모형은 기본적으로 韓國, 美國, 日本 등 3국의 각각 4개의 변수 총 12개의 변수로 구성될 것이다. 4개의 기본변수는 通貨量(M1 또는 M2), 國債收益率(R), 消費者 物價指數(P), 그리고 產業生產指數(IP) 등 VAR모형을 이용한 각종의 실증적 거시경제 연구에서 일반적으로 선택되는 巨視 時係列 變數들이다. 이를 각국별로 정리하면,

미국의 변수: M1US(M2US), RUS, PUS, IPUS

일본의 변수: M1JP, RJP, PJP, IPJP

한국의 변수: M1KR(M2KR), RKR, PKR, IPKR.

여기서 미국의 변수는 Citibase data bank의 자료이며, 일본의 변수는 OECD자료이고, 한국의 변수는 한국은행에서 얻은 자료이다. 국채수익율을 제외한 모든 변수는 계절변동 조정이 되었으며 대수변환(log transformation)되었다.<sup>2)</sup> 대상 기간은 한국의 국채수익율 자료가 입수 가능한 1973:5부터 1991:10까지로 하였다.<sup>3)</sup>

그러나 분석 대상기간이 20년이 채 되지 않음으로, 총 12개의 변수로 된 모형의 경우에는 自由度의 부족문제를 피하기 위해 분석이 매우 제한적일 수밖에 없다. 따라서 각국의 4개 변수를 모두 포함하는 모형을 분석하기 전에 우선 각국의 경기변동을 가장 직접적으로 나타낸다고 볼 수 있는 각국의 산업생산 지수만을 포함하는 3변수모형을 심층 분석할 것이다.

## 2. 몇가지 고려사항

최근들어 單位根(unit root)이 존재하는 변수를 사용할 때 VAR모형을 이용

2) 미국의 국채수익율은 3개월 만기, 일본의 국채수익율은 2개월 만기임.

3) 한국은 1976년부터 M1을 중심통화지표로 사용하다가 1979년부터는 M2로 변경하여 현재에 이르고 있다. 한편 미국은 1975년부터 M1을 가장 중요한 통화지표로 사용하다가 1982년부터 M2 및 M3로 변경하였으며, 일본은 1978년부터 M2+CD를 통화지표로 사용하여 오고 있다. (李興模, 朴宰璠: 1992) 따라서 통화량변수는 각국의 M2를 사용하는 것이 바람직할 것으로 보이나 일본의 자료는 구하지 못하여 일본의 경우만 M1을 사용하였다. 아울러 결과의 비교차원에서 각국의 M1도 사용하여 보았다.

하여 얻은 추정치는 非標準的인 漸近分布(nonstandard asymptotic distribution)를 함으로써 통상적인 F통계량 등이 의미를 갖지 못한다는 문제점이 제기되었다. 이렇게 단위근이 존재할 경우에는 差分變數(differenced variables)를 이용하는 것이 일반적인 해결책인데 이때 모형 내의 변수간에 共積分(cointegration)이 존재하면 이 방법도 옳지 못하며 공적분에서 얻어진 誤差項을 이용한 새로운 VAR모형을 구성하여야 한다(Engle and Granger: 1987). 따라서 본 연구에서는 VAR모형을 구성하기 전에 우선 모든 변수에 대한 단위근검정을 실시하였다.

그러나 단위근의 존재여부에 관한 검정방법이 다양하게 제시되고 있으나 이들 검정방법이 언제나 명확한 결론을 제시하지는 않는다는 것이 이미 여러 논문에서 지적되었고 본 연구에서도 검증결과 비슷한 문제에 봉착하였다. 예를 들어 본 논문에서는 단위근 검정을 위해 12개월의 시차를 갖는 Augmented Dickey-Fuller의 검정방법과 Stock-Watson의 검정방법을 사용해 보았는데 Stock-Watson의 검정 결과는 모든 변수가 수준변수에는 단위근이 존재하지만 1차차분 변수에는 단위근이 존재하지 않는 것을 보였다. 그러나 Dickey-Fuller의 검정 결과는 수준변수에도 단위근이 존재하지 않거나(PJP, RJP), 1차차분의 경우에서 단위근이 존재하는 변수가 있었다(PJP, PUS). 이와 유사한 결과는 전성인(1992) 연구에서도 나타난 바 있다. 특히 조하현(1994)은 경제구조의 변화를 고려한 여러가지 방법의 단위근검정을 한 후, 우리나라의 주요 거시경제변수들이 임의보행과정(즉, 차분정상과정; difference-stationary process)과 확정적 추세를 중심으로 변화하는 변동과정(즉, 추세정상과정; trend-stationary process)을 동시에 포함하고 있다는 결과를 제시하였다.

한편, VAR모형은 모형에 포함되는 변수의 종류, 변수들의 포함순서, 변수들의 차분 또는 추세제거 여부, 시차(lag)의 길이, 분석대상기간 등에 따라서 매우 불안정한 결과를 보인다는 것이 일반적으로 알려져 있다. 예를 들어 VAR모형을 이용한 통화량의 유효성에 대한 검증이 가장 많이 이루어진 미국의 경우, Sims(1980b) 이후 Litterman and Weiss(1985), Runkle(1987), Stock and Watson(1989), Friedman and Kuttner(1992: 1993) 등은 약간의 모형 변화로 서로 다른 결과를 제시하고 있다. 실제로 Thoma(1994)는 Rolling Regression을 이용하여 VAR모형에서 변수의 포함 갯수, 변수의 차분여부, 시차의 길이, 분석대상기간에 따라 미국의 통화량과 국민소득간의 인과관계가

매우 불안정하게 나타난다는 것을 보였다.

따라서 본 논문에서는 단순히 어떤 특정 모형과 검정방법에 입각한 검정통계량의 수치를 기계적으로 받아들여 결론을 내림에 따라 발생할 수 있는 오류를 피하기 위하여 다양한 분석모형을 시도하여 얻은 결과를 상호 보완적인 측면에서 비교함으로써 보다 더 경제적 상식에 부합되는 결론을 도출하려고 노력하였다. 또한 Cooley and LeRoy(1985)의 “VAR모형은 특별한 사전적 제한(prior restrictions)을 모형에 두지 않는 특징에 따라 분석결과에 대한 구조적 해석을 할 수 없다”는 지적에 유의하여 분석결과에 대한 해석에 있어서도 매우 보수적인 입장을 취하였다.

### Ⅲ. 實證分析

#### 1. 3變數 模型의 경우

본 항에서는 한국, 미국, 일본의 산업생산지수만을 포함하는 3변수 VAR모형을 사용하여 보았다. 이는 기본적으로 조하현(1990)의 연구모형과 같으나 몇가지 점에서 차이가 있다. 우선, 조하현은 연간 실질GNP를 사용하였으나 여기서는 월별 산업생산지수를 사용하였으며, 조하현은 1953년부터 1983년을 대상으로 하여 분석하였으나 여기서는 1973년 5월부터 1991년 10월까지를 대상으로 하되 그동안의 변화추세를 살펴보기 위하여 1980년 1월까지의 고정환율제 기간과 그 이후의 변동환율제 기간으로 나누어 분석함과 동시에 Rolling Regression 기법을 이용하여 일개월 동안에 발생하는 변화까지도 분석하였다.

분석방법은 앞에서 언급한 바와 같이 그랜저 因果性 檢定(Granger causality test)과 豫測誤差 分散分解(forecast error variance decomposition) 방법을 채택하였다. 그랜저 인과성 검정은 전통적인 F통계량을 이용한 비교적 단순한 방법이다. 여기서의 그랜저 인과관계는 물론 어느 변수의 과거 변화가 다른 변수의 변화를 예측하는 데 도움을 준다는 의미로 해석되며, 이는 한 변수가 다른 변수에 영향을 준다는 전통적인 의미의 인과관계는 아니다.

분산분해 분석방법은 VAR모형에서 각각의 변수에 대한 충격이 종속변수의 예측오차분산에 미치는 영향을 측정하는 방법으로 여러 설명 변수들의 변화가 종속변수의 변화에 미치는 상대적 기여도를 파악하는 데 유용하다. 또한 F통



계량은 오직 직접적인 인과관계만을 추정하는 데 반해서, 분산분해는 직접적인 인과관계뿐만 아니라 모형 내의 다른 변수들을 통한 간접적인 인과관계도 함께 추정해 낸다는 차이점이 있다.

그러나 분산분해 분석의 경우, 殘差項의 직교화(orthogonalization)를 위해 일반적으로 사용되는 Choleski분해방법은 殘差共分散(residual covariance)이 非對角(non-diagonal)인 경우(즉, 잔차항이 서로 동시에 상관되어 있을 경우)에는 모형에 포함되는 변수들의 순서에 결과가 민감하게 반응할 수 있다. 이 경우 가장 외생성이 강한 변수를 가장 앞에 놓고 가장 외생성이 약한 변수를 가장 뒤에 놓는 것이 일반적이다. 따라서 본 논문에서는 경제규모의 크기에 따라 미국, 일본, 한국의 산업생산지수 순으로 모형을 구성하였다. 즉, 한국은 미국과 일본에 비해 경제규모가 현저하게 작아 한국의 경제상황 변화가 미국 및 일본의 경제에 영향을 미치는 것이 매우 작을 것으로 쉽게 예상할 수 있으며, 미국과 일본의 경우는 서로 영향을 줄 것으로 판단되지만 경제규모가 더 큰 미국이 일본에 주는 영향이 클 것으로 예상되기 때문이다.<sup>4)</sup>

한편, 앞서 언급한 바와 같이 특정한 한 가지 모형만을 선택하여 검정하지 않고 水準變數와 差分變數를 이용하여 12개월 시차와 6개월 시차를 모두 고려하였다. 수준변수 모형의 경우에는 변수의 정상성을 도출하기 위하여 線形時間趨勢(linear time trend)를 포함하는 경우와 線形 및 2次時間趨勢(quadratic time trend)를 포함하는 경우를 고려하였으며, 이미 정상성을 갖고 있다고 판단되는 차분변수 모형의 경우에는 별도의 시간추세가 없는 경우와 선형 시간추세를 포함하는 경우를 고려하였다. 이에 따라 총 8개의 VAR모형을 고려하였다.

#### 1) 그랜저 因果分析

〈표 1〉에는 미국산업생산지수(IPUS), 일본산업생산지수(IPJP), 한국산업생산지수(IPKR) 등 3개의 변수를 포함하는 VAR모형에서 그랜저 인과관계를 검정한 결과를 나타내고 있다. 우선 전 기간(1973:5-1991:10)을 대상으로 한 검정결과를 보면 일본의 산업생산지수(IPJP)는 모형의 종류에 약간씩 정

4) 아울러 변수의 순서에 따라 결과가 민감하게 반응하는가를 알아보기 위하여 한국, 미국, 일본의 산업생산지수 순으로 모형을 구성하여 분석하기도 하였으나 그 결과는 거의 차이가 없었다.

도의 차이는 있지만 한국의 산업생산지수(IPKR)에 대하여 최소한 5%수준에서 통계적으로 有意한 그랜저 인과관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. 미국의 산업생산지수(IPUS)는 전반적으로 IPJP보다는 약한 관계를 나타내고 있는데 수준변수를 이용한 경우에만 시차의 길이나 시간추세의 종류에 상관없이 5%수준에서 유의한 것으로 나타났으나 차분변수의 경우에는 모두 기각되었다. 따라서 전 기간 동안 한국의 경기는 미국보다 일본의 경기변동에 더 민감한 영향을 받고 있다고 평가할 수 있는데 이는 조하현(1990)의 연구결과와 유사하다.

<표 1> 3변수 그랜저 인과관계 검정 (종속변수 : IPKR)

	수준변수의 경우				차분변수의 경우			
	12개월 시차		6개월 시차		12개월 시차		6개월 시차	
	(1)1,t	(2)1,t,t <sup>2</sup>	(3)1,t	(4)1,t,t <sup>2</sup>	(5) 1	(6)1,t	(7) 1	(8) 1,t
	가.추정기간 : 1973 : 5 - 1991 : 10							
IPUS	1.933b (0.032)	1.921b (0.034)	2.687b (0.015)	2.538b (0.021)	1.490 (0.131)	1.510 (0.123)	1.117 (0.353)	1.161 (0.328)
IPJP	2.685a (0.002)	2.667a (0.002)	4.559a (0.000)	4.469a (0.000)	2.079b (0.020)	2.030b (0.023)	2.927a (0.009)	2.650b (0.016)
나.추정기간 : 1973 : 5-1980 : 1								
IPUS	0.833 (0.617)	0.809 (0.639)	1.305 (0.268)	1.681 (0.141)	0.324 (0.980)	0.592 (0.836)	0.125 (0.992)	0.113 (0.994)
IPJP	1.069 (0.408)	0.502 (0.901)	2.695b (0.021)	2.460b (0.034)	0.465 (0.924)	0.762 (0.684)	0.948 (0.467)	0.877 (0.517)
다.추정기간 : 1980 : 2-1991 : 10								
IPUS	1.262 (0.252)	1.772c (0.062)	1.840c (0.096)	2.704b (0.016)	1.282 (0.240)	1.320 (0.218)	1.941b (0.079)	1.938b (0.079)
IPJP	3.119a (0.000)	3.676a (0.000)	5.517a (0.000)	6.410a (0.000)	2.746a (0.002)	2.797a (0.002)	4.193a (0.000)	4.196a (0.000)

주 : ( ) 안은 유의수준이며, a, b, c는 각각 1%, 5%, 10%수준에서 유의함을 나타냄.

이 결과가 시대구분에 따라 어떻게 다르게 나타나는지를 알아보기 위하여 한국의 원화가 미국달러화에 고정되어 있던 기간(1973:5-1980:1)과 변동한

을제도 기간(1980:2-1991:10)으로 나누어 그랜저 인과관계를 살펴보았다.<sup>5)</sup>

우선 한국의 원화가 미국달러화에 고정되어 있던 기간(1973:5-1980:1)을 살펴보면 놀랍게도 거의 모든 모형에서 IPUS와 IPJP가 모두 IPKR에 영향을 미친다는 가설을 기각하고 있다. 예외적으로 수준변수 6개월 시차의 경우에만 시간추세의 종류에 상관없이 IPJP가 5%수준에서 유의한 것으로 나타났는데 이것도 전 기간을 대상으로 한 경우보다는 현저하게 약화된 관계를 보여주고 있다. 반면에 변동환율제 기간(1980:2-1991:10)에는 모든 모형에서 IPJP가 IPKR에 1%수준에서 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다. 이는 F통계량에 대한 유의수준의 크기를 비교할 때 전 기간을 대상으로 하는 경우보다도 더욱 강한 관계를 나타내고 있다.

한편, 차분변수를 이용하는 경우보다 수준변수를 이용하는 경우의 모형에서, 그리고 12개월 시차를 이용하는 경우보다 6개월 시차를 이용하는 경우의 모형에서 전반적으로 각 변수의 설명력이 높은 것으로 나타났다. 반면에 시간추세의 종류에 따른 차이는 크지 않은 것으로 보인다.

## 2) 分散分解

〈표 2〉는 위에서 살펴본 다양한 종류의 VAR모형을 이용하여 24개월 추정구간에서 한국의 산업생산지수(IPKR)에 대한 미국 및 일본의 산업생산지수의 기여도를 보여 주고 있다. 전반적으로 앞서 살펴본 그랜저 인과검정의 결과와 유사한 결과를 나타내고 있다. 우선 전 기간(1973:5-1991:10)을 대상으로 살펴볼 때, 한국 산업생산지수(IPKR)의 움직임에 대하여 미국 산업생산지수(IPUS)는 최소 1.34%(차분변수, 6개월 시차, 선형시간추세 포함의 경우)부터 최대 13.12%(수준변수, 6개월 시차, 선형시간추세 포함의 경우)까지 설명하고 있으나 일본 산업생산지수(IPJP)는 최소 8.44%(차분변수, 6개월 시차, 선형 및 2차 시간추세 포함의 경우)부터 최대 36.31%(수준변수, 6개월 시차, 선형 및 2차 시간추세 포함의 경우)까지 설명하고 있다. 이는 그랜저 인과관계

5) 변동환율제도 기간은 1980:2부터 1990:2까지의 복수통화바스켓제도와 1990:3 이후부터 시행되고 있는 시장평균환율제도를 의미한다. 물론 복수통화바스켓제도의 경우 한국 정부의 자의적이라 할 수 있는 정책고려사항이 환율의 변동에 중요한 요인이 되어 있었으며, 현재의 시장평균환율제도의 경우도 일일 변동폭을 시행 이후 점차 확대되어 왔지만 제한하고 있다는 점에서 완전한 변동환율제도라고 하기는 어렵다.

검정결과와 유사한 것으로 이 기간 동안 한국의 경기변동은 미국보다는 일본의 경기변동과 밀접하게 관련이 있는 것을 나타내고 있다. 한편 전반적으로 수준변수모형의 경우가 차분변수모형의 경우보다 한국의 산업생산지수에 대한 미국 및 일본의 산업생산지수의 설명 정도가 큰 것으로 나타났는데, 이도 앞서의 그랜저 인과관계 검정결과와 유사한 것이다.

〈표 2〉 3변수 분산분해 (종속변수 : IPKR)

	수준변수의 경우				차분변수의 경우			
	12개월 시차		6개월 시차		12개월 시차		6개월 시차	
	(1)1,t	(2)1,t,t <sup>2</sup>	(3)1,t	(4)1,t,t <sup>2</sup>	(5) 1	(6)1,t	(7) 1	(8) 1,t
가. 추정기간 : 1973 : 5 - 1991 : 10								
IPUS	12.13	11.83	13.12	11.79	6.82	6.82	1.34	1.52
IPJP	25.12	24.69	35.46	36.31	11.48	11.38	8.62	8.44
IPKR	62.75	63.48	51.42	51.91	81.70	81.80	90.03	90.04
나. 추정기간 : 1973 : 5 - 1980 : 1								
IPUS	46.41	29.82	18.65	53.86	6.81	10.02	2.31	1.79
IPJP	10.41	6.94	30.81	2.16	7.59	5.58	6.19	5.63
IPKR	43.18	63.94	50.54	43.98	85.60	84.41	91.50	92.58
다. 추정기간 : 1981 : 2-1991 : 10								
IPUS	7.81	10.53	7.06	9.38	8.55	8.62	4.22	4.19
IPJP	47.77	47.27	53.57	57.36	18.46	18.57	17.30	17.36
IPKR	44.42	42.20	39.37	33.26	72.99	72.81	78.48	78.45

주 : 예측오차분산의 추정구간은 24개월임.

이를 다시 고정환율제도를 시행했던 기간(1973:5-1980:1)만을 대상으로 하여 살펴보았을 때, 수준변수를 이용한 모형의 경우에는 예외 없이 IPUS가 IPJP보다 IPKR의 움직임을 더 많이 설명하고 있는 반면 차분변수를 이용한 모형의 경우에는 전 기간을 대상으로 했을 때와 큰 차이를 보이지 않았다.

한편, 변동환율제도 기간(1980:2-1991:10)만을 대상으로 다시 추정하였을 때, IPUS의 IPKR에 대한 기여도는 전반적으로 크게 감소한 반면 (특히 수준변수의 경우에) IPJP의 기여도는 모든 모형에서 크게 증가하여 최소 17.30% (차분변수, 6개월 시차, 선형시간추세 포함의 경우)부터 최대 57.36%(수준변수, 6개월 시차, 2차선형시간추세 포함의 경우)까지 IPKR의 움직임을 설명하였다. 그러나 IPJP의 기여도의 증가폭이 IPUS의 기여도의 감소폭보다 모든

모형에서 크게 나타남에 따라 IPKR의 움직임이 자기자신에 의해 설명되는 정도가 고정환율제도 기간보다 변동환율제도 기간에 현저히 감소하였다. 즉, 고정환율제도 기간 동안 IPKR의 자기 설명 정도가 최소 43.18%(수준변수, 12개월 시차, 선형시간추세 포함의 경우)부터 최대 92.58%(차분변수, 6개월 시차, 선형 및 2차시간추세 포함의 경우)까지 설명하던 것이 변동환율제도 기간 동안에는 최소 33.26%(수준변수, 6개월 시차, 선형 및 2차시간추세 포함의 경우)부터 최대 78.48%(차분변수, 6개월 시차, 시간추세 불포함의 경우)까지 설명하는 것으로 나타났다.<sup>6)</sup> 이는 한국의 경기변동이 고정환율제도 기간보다 변동환율제도 기간 동안에 미국 및 일본의 경기변동에 더욱 크게 영향을 받고 있다는 사실을 의미한다.

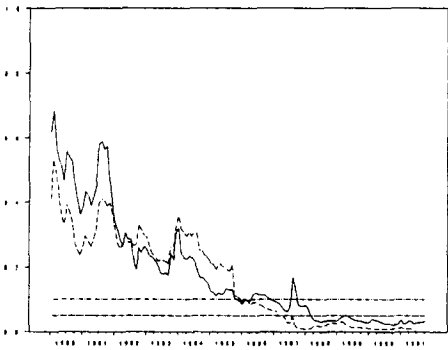
### 3) Rolling Regression

위에서 우리는 고정환율제로부터 변동환율제로 이행하면서 우리나라의 경기변동이 외국, 특히 일본의 경기변동에 더욱 밀접한 영향을 받는다는 것을 확인하였다. 본 항에서는 분석기간 동안에 미국 및 일본 경제의 한국경제에 미치는 영향이 어떻게 체계적으로 변화하였는가를 분석하기 위하여 소위 Rolling Regression 기법을 이용하였다. 이 기법은 우선 1973:5부터 1980:1까지를 대상으로 하여 그랜저 인과성 검정을 실시한 후, 두번째는 다음 달의 자료를 포함(즉, 두번째 분석은 1973:5-1980:2 대상)하여 똑같은 방법의 검정을 다시 실시하고, 이같은 과정을 제일 마지막 달의 자료를 포함(즉, 마지막 분석은 1973:-1991:10 대상)하여 인과성 검정하는 단계까지 계속 반복하였다.

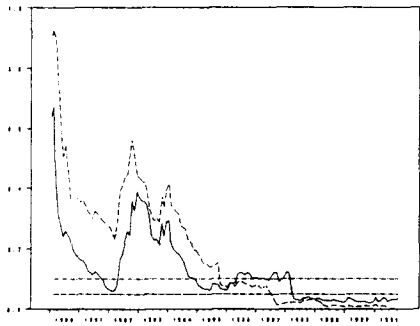
〈그림 1〉 및 〈그림 2〉는 각각 수준 및 차분변수들을 포함하는 모형을 이용하여 1980:1 이후 1991:10까지 미국 및 일본의 산업생산지수가 한국의 산업생산지수의 움직임에 영향을 주는가에 대한 그랜저 인과성 검정에서 얻은 F통계량의 유의수준의 값들을 그래프로 나타내고 있다. 縱軸은 F통계량의 유의수준을 나타내며 橫軸은 그랜저 인과성 검정을 실시하는 대상기간의 마지막 시점을 나타내고 있다. 실선은 미국의 산업생산지수(IPUS)에 대한 F통계량의 유의수준의 변화를 나타내는 것이며 점선은 일본의 산업생산지수(IPJP)를 나타내고 있다.

6) 예외적으로 수준변수, 12개월 시차, 선형시간추세를 포함하는 모형의 경우에만 43.18%에서 44.42%로 약간 증가한 결과를 보였다.

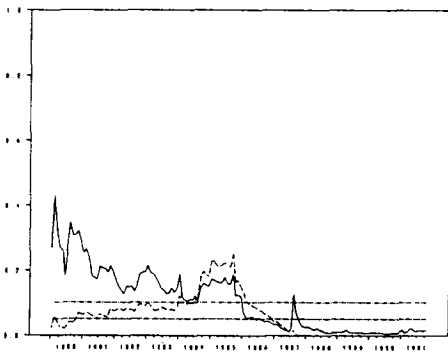
〈그림 1〉 유의수준의 변화  
(수준, 종속변수: IPKR)



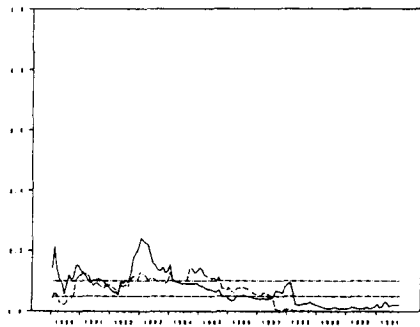
(a) 수준 (1,t), 12개월 시차



(b) 수준(1,t,t<sup>2</sup>), 12개월 시차



(c) 수준 (1,t), 6개월 시차

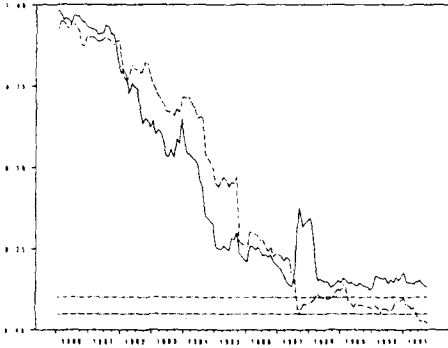


(d) 수준(1,t,t<sup>2</sup>), 6개월 시차

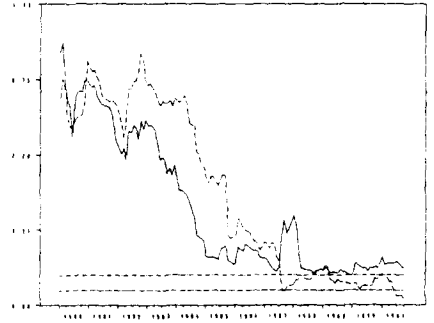
———— IPUS  
----- IPJP  
----- 5% 유의수준  
----- 10%유의수준

〈그림 2〉 유의수준의 변화

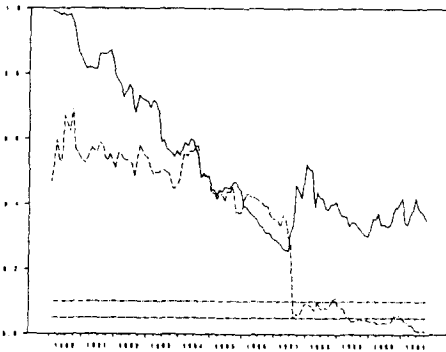
(차분, 종속변수: IPKR)



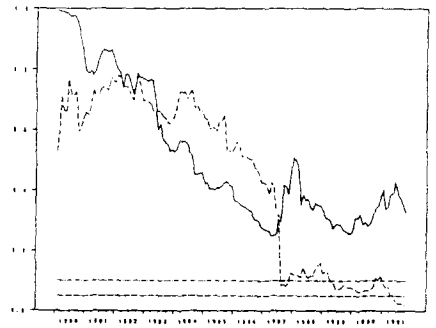
(a) 차분(1), 12개월 시차



(b) 차분(1,t), 12개월 시차



(c) 차분(1), 6개월 시차



(d) 차분(1,t), 6개월 시차

————— IPUS  
- - - - - IPJP  
- - - - - 5% 유의수준  
- - - - - 10% 유의수준

우선 수준변수들을 이용한 〈그림 1〉을 살펴보면, 12개월 시차를 이용하는 경우(a, b) IPUS 및 IPJP의 IPKR에 대한 영향이 시간이 흐름에 따라 점차 강해져서 1988년 이후부터는 두 변수 모두 5%수준에서 유의한 영향을 IPKR에 미치고 있는 것을 보여주고 있다. 특히 IPJP의 IPKR에 대한 영향력이 1987년

경부터 IPUS의 영향력보다 강해지고 있음을 나타내고 있다. 6개월 시차를 이용하는 경우(c,d)에도 전반적으로는 12개월 시차를 이용하는 경우와 유사한 변화패턴을 보여주고 있다. 다만 IPUS 및 IPJP의 영향력이 전반적으로 12개월 시차를 이용한 모형보다 더 크게 나타나고 있다.

차분변수를 이용한 <그림 2>를 살펴보면 시간의 흐름에 따른 영향력의 변화 정도가 더욱 드라마틱하게 나타나고 있다. 즉, 1987년 경 IPJP에 대한 F통계량의 유의수준이 급격히 작아지는 반면 (즉, 영향력이 급격히 증가하는 반면) IPUS에 대한 F통계량의 유의수준은 상대적으로 증가하는 (즉, 영향력이 감소하는) 결과를 확연히 보여주고 있다.<sup>7)</sup> 이에 따라 IPJP가 1980년대 후반부터 IPKR의 변화율에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있으나 IPUS는 유의한 영향을 미치지 않고 있어 수준변수의 경우와 대조를 보이고 있다.

이상의 그랜저 인과검정과 분산분해를 통해 얻은 결과와 Rolling Regression을 통해 보다 구체적으로 확인한 결과는 우선 一國의 실질적인 經濟活動水準에 대한 外國의 影響度는 특히 變動換率制 하에서보다 固定換率制 하에서 강하다는 전통적인 개방거시경제 이론과는 정면으로 배치되는 것이다. 이러한 결과는 다음의 12변수를 이용한 분석에서도 확인된다.

## 2. 12變數 模型의 경우

이 항에서는 2절에서 설명한 12개의 변수들을 모두 포함하는 VAR모형을 이용하여 그랜저 인과관계 검정과 분산분해를 실시한다. 변수들의 배열순서는 경제규모의 크기에 따라 미국, 일본, 한국의 변수들 순으로 하되 각국의 변수들은 외생성이 가장 크다고 판단되는 순서인 통화량, 이자율, 물가, 산업생산 지수의 순으로 하였다.<sup>8)</sup>

7) 논평자 중 한 분은 이에 대한 설명을 요구하였으나, 본 연구에서 쓰여진 방법으로는 이에 대한 실증적인 이유를 밝힐 수가 없으므로 추후의 연구과제로 남긴다.

8) 즉, 변수의 배열은 M2US, RUS, PUS, IPUS, M1JP, RJP, PJP, IPJP, M2KR, RKR, PKR, IPKR의 순이다. 일본의 통화량은 앞서 언급한 것처럼 자료의 미흡으로 M1을 이용하였다. 아울러 한·미·일 모두 M1을 사용하는 모형도 분석하였으나 결과가 크게 다르지 않아 여기서는 그 결과를 제시하지 않았다. 아울러 3변수 모형의 경우와 같이 변수의 순서에 따라 결과가 민감하게 반응하는가를 알아보기 위하여 한국, 미국, 일본의 경제변수 순으로 모형을 구성하여 분석하기도 하였으나 그 결과는 거의 차이가 없었다.



한편, 제3절 1항에서 살펴 본 바와 같이 분석결과가 시간추세의 종류보다는 주로 변수가 수준변수인가 차분변수인가에 따라 다르게 나타나므로 논의 간편을 위하여 여기서는 선형시간추세를 포함하는 수준변수모형과 별도의 시간추세를 포함하지 않는 차분변수모형만을 고려하였다. 시차의 길이는 앞에서 12개월 시차와 6개월 시차를 고려하였으나 여기서는 변수의 수가 많음에 따라 발생할 수 있는 자유도의 부족문제를 가급적 줄이기 위하여 6개월 시차의 경우만 고려하였다. 따라서 12변수를 이용한 분석은 비교적 단기적인 인과관계만을 검증하는 것이라 할 수 있다. 한편 분석기간은 3변수모형의 경우 전 기간(1973:5-1991:10), 고정환율제 기간(1973:5-1980:1) 및 변동환율제 기간(1980:2-1991:10)으로 나누었으나, 여기서는 고정환율제 기간만을 대상으로 하면 자유도의 부족으로 결과의 신뢰성이 부족하여 전 기간과 변동환율제 기간만을 대상으로 하였다.

#### 1) 그랜저 因果分析

〈표 3〉은 전 기간(1973:5-1991:10)을 대상으로 한 그랜저 인과관계 검정결과를 보여주고 있다. 우선 한국의 통화량(M2KR)에는 자체변수를 제외하면 일본의 물가(PJP)만 수준변수모형과 차분변수모형에서 각각 5% 및 10%수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있는 반면, 한국의 이자율(RKR)에는 자체변수를 제외하면 그 어떤 국내 및 국외변수도 유의한 영향을 미치지 않고 있는 것으로 나타났다.

한편, 한국의 소비자물가수준(PKR)은 수준변수모형과 차분변수모형 모두에서 자체변수뿐만 아니라 미국의 소비자물가수준(PUS)에 의해서도 1%수준에서 유의한 영향을 받고 있는 점이 특징이다. 한국의 산업생산지수(IPKR)의 경우에는 자체변수 및 한국의 통화량(M2KR)만이 두 모형에서 최소한 10%수준에서 유의한 것으로 나타났으며, 동 기간을 대상으로 한 3변수모형 모두에서 통계적으로 유의했던 일본의 산업생산지수는 수준변수를 이용하였을 경우에만 1%수준에서 유의한 결과를 보였다.

〈표 4〉는 변동환율제 기간(1980:2-1991:10)을 대상으로 한 검정결과를 나타내고 있다. M2KR에 대하여 전 기간을 대상으로 한 모든 모형에서 최소한 10%수준에서 유의했던 PJP가 수준모형에서만 5%수준에서 유의한 영향을, 그리고 PKR에 대하여 전 기간을 대상으로 한 모든 모형에서 1%수준에서 유

의했던 PUS가 차분모형에서만 유의한 영향을 미치고 있어 이들의 영향정도가 변동환율제 기간 동안 많이 약화되었다는 추정을 할 수 있다. 한편 IPKR에 대하여 IPJP가 수준변수 및 차분변수모형에서 각각 1% 및 5%수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타나 3변수모형에서와 같이 일본의 경기변동이 변동환율제 기간 동안 한국의 경기변동에 미치는 영향력이 강화되었다는 결과를 보였다.

<표 3> 12변수 그랜저 인과관계 검정(1973 : 5-1991 : 10)

수준	M2KR		RKR		PKR		IPKR	
	차분	수준	차분	수준	차분	수준	차분	
M2US	0.501 (0.806)	0.443 (0.848)	0.341 (0.914)	1.061 (0.389)	0.595 (0.733)	0.517 (0.795)	0.144 (0.989)	0.130 (0.992)
RUS	1.046 (0.398)	1.432 (0.206)	0.678 (0.667)	0.960 (0.454)	1.726 (0.119)	1.930c (0.079)	1.320 (0.252)	0.454 (0.840)
PUS	0.433 (0.855)	0.320 (0.925)	1.227 (0.296)	1.309 (0.256)	5.171a (0.000)	3.880a (0.001)	1.022 (0.413)	0.467 (0.831)
IPUS	1.636 (0.141)	1.166 (0.328)	0.741 (0.617)	0.796 (0.573)	0.321 (0.925)	0.789 (0.579)	2.053c (0.062)	1.014 (0.419)
M1JP	1.297 (0.262)	0.914 (0.486)	0.538 (0.778)	1.481 (1.188)	1.015 (0.418)	0.798 (0.573)	1.086 (0.373)	0.962 (0.453)
RJP	1.301 (0.260)	0.895 (0.500)	0.742 (0.616)	0.393 (0.882)	2.059c (0.061)	1.614 (0.147)	0.701 (0.649)	0.647 (0.692)
PJP	2.251b (0.041)	1.856c (0.092)	1.091 (0.370)	1.058 (0.391)	1.128 (0.349)	1.281 (0.269)	1.135 (0.345)	1.040 (0.402)
IPJP	1.123 (0.352)	0.828 (0.550)	1.579 (0.157)	0.985 (0.437)	1.460 (0.196)	0.947 (0.463)	3.129a (0.006)	1.645 (0.138)
M2KR	345.127a (0.000)	2.759b (0.014)	0.499 (0.808)	0.544 (0.773)	3.644a (0.002)	1.762 (0.111)	2.588b (0.020)	1.913c (0.082)
RKR	0.733 (0.624)	0.133 (0.991)	64.078a (0.000)	3.421a (0.003)	4.088a (0.000)	0.734 (0.622)	1.345 (0.241)	1.347 (0.240)
PKR	1.120 (0.353)	0.363 (0.901)	1.356 (0.237)	0.637 (0.700)	36.535a (0.000)	3.685a (0.001)	1.523 (0.174)	0.462 (0.835)
IPKR	1.127 (0.349)	1.335 (0.245)	0.692 (0.656)	0.795 (0.575)	2.069c (0.060)	1.045 (0.398)	6.601a (0.000)	3.757a (0.001)

주 : 1. 수준은 수준변수모형을, 차분은 차분변수모형을 의미함. 2. 첫번째 횡열은 종속변수를, 첫 번째 종열은 설명변수를 나타냄. 3. ( ) 안은 유의수준이며, a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄. 4. 각 설명변수는 6개월 시차를 갖고 있음.

〈표 4〉 12변수 그랜저 인과관계 검정(1980:2-1991:10)

	M2KR		RKR		PKR		IPKR	
	수준	차분	수준	차분	수준	차분	수준	차분
M2US	0.382 (0.887)	0.485 (0.817)	1.338 (0.252)	0.890 (0.507)	1.203 (0.315)	0.665 (0.677)	1.205 (0.314)	0.154 (0.987)
RUS	1.597 (0.161)	2.030c (0.073)	0.956 (0.461)	0.998 (0.434)	0.437 (0.851)	0.464 (0.832)	1.204 (0.315)	0.195 (0.977)
PUS	2.807b (0.016)	1.306 (0.266)	1.067 (0.390)	0.930 (0.479)	1.206 (0.314)	2.482b (0.031)	1.260 (0.287)	0.743 (0.616)
IPUS	1.406 (0.225)	1.189 (0.322)	1.536 (0.180)	1.044 (0.404)	1.008 (0.427)	0.732 (0.625)	1.585 (0.165)	1.044 (0.405)
M1JP	0.227 (0.996)	0.237 (0.954)	0.858 (0.530)	0.856 (0.531)	0.360 (0.901)	0.670 (0.673)	1.063 (0.393)	0.984 (0.443)
RJP	0.559 (0.761)	0.914 (0.490)	0.296 (0.936)	0.317 (0.925)	0.321 (0.923)	0.292 (0.938)	0.110 (0.995)	0.148 (0.988)
PJP	2.241b (0.049)	1.079 (0.383)	1.004 (0.430)	0.953 (0.463)	0.218 (0.969)	0.606 (0.724)	0.633 (0.703)	0.487 (0.816)
IPJP	0.360 (0.901)	0.561 (0.760)	0.945 (0.469)	1.165 (0.335)	0.906 (0.496)	0.395 (0.879)	3.910a (0.000)	2.608b (0.024)
M2KR	19.502a (0.000)	1.128 (0.355)	0.854 (0.553)	0.689 (0.659)	0.661 (0.681)	0.852 (0.534)	0.801 (0.572)	0.826 (0.553)
RKR	0.421 (0.862)	0.390 (0.882)	16.833a (0.000)	2.047c (0.071)	0.719 (0.635)	0.633 (0.703)	1.102 (0.370)	0.523 (0.789)
PKR	0.864 (0.525)	0.748 (0.612)	0.698 (0.652)	1.588 (0.164)	15.751a (0.000)	1.030 (0.413)	0.949 (0.466)	0.647 (0.692)
IPKR	0.739 (0.619)	1.263 (0.286)	1.299 (0.269)	0.454 (0.839)	1.168 (0.334)	0.838 (0.545)	2.997b (0.011)	1.287 (0.275)

주: 1. 수준은 수준변수모형을, 차분은 차분변수모형을 의미함. 2. 첫번째 횡열은 종속변수를, 첫 번째 종열은 설명변수를 나타냄. 3. ( ) 안은 유의수준이며, a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄. 4. 각 설명변수는 6개월 시차를 갖고 있음.

이상의 결과를 요약하면 M2KR과 PKR은 변동환율제 기간에 들어와서도 약화되기는 했지만 각각 PJP와 PUS로부터 영향을 받고 있으며, IPKR은 변동환율제 기간 동안 IPJP로부터의 영향을 더욱 더 많이 받는 것으로 보인다.

## 2) 分散分解

〈표 5〉와 〈표 6〉은 각각 전 기간(1973:5-1991:10) 및 변동환율제 기간(1980:2-1991:10)에 대한 24개월 추정구간에서의 분산분해 결과를 보여 주고 있다.

〈표 5〉 12변수 분산분해 (1973 : 5-1991 : 10)

	M2KR		RKR		PKR		IPKR	
	수준	차분	수준	차분	수준	차분	수준	차분
M2US	0.20	3.68	3.24	2.63	7.06	2.15	0.47	1.87
RUS	1.18	5.70	8.93	7.13	12.36	8.10	11.55	1.65
PUS	6.17	3.26	2.33	4.73	9.39	24.68	4.70	3.77
IPUS	0.53	3.78	3.89	3.41	1.68	4.30	8.15	1.92
〈US합계〉	8.08	16.42	18.39	17.90	30.49	37.23	24.87	9.21
M1JP	10.33	4.96	5.51	4.59	1.74	1.57	5.21	2.84
RJP	8.83	2.85	5.03	1.77	2.80	2.13	10.55	3.16
PJP	2.00	5.64	0.69	3.03	0.93	5.96	4.95	4.01
IPJP	5.05	2.39	9.54	4.94	3.55	3.12	4.31	5.91
〈JP합계〉	26.21	15.84	20.77	14.33	9.02	12.78	25.02	15.92
M2KR	58.38	61.20	6.30	1.58	5.89	5.86	11.16	3.81
RKR	3.07	1.43	45.09	61.03	37.87	3.47	3.07	3.90
PKR	1.08	2.11	2.05	2.17	11.40	36.49	9.98	2.39
IPKR	3.19	2.99	7.39	2.99	5.32	2.17	25.88	64.77

주 : 1. 수준은 수준변수모형을, 차분은 차분변수모형을 의미함. 2. 첫번째 횡열은 종속변수를, 첫 번째 종열은 설명변수를 나타냄. 3. 설명변수들의 포함순서는 첫번째 종열에 나열된 순서임. 4. 각 설명변수는 6개월 시차를 갖고 있으며, 예측오차분산의 추정구간은 24개월임.

〈표 6〉 12변수 분산분해 (1980 : 2-1991 : 10)

	M2KR		RKR		PKR		IPKR	
	수준	차분	수준	차분	수준	차분	수준	차분
M2US	11.66	2.20	6.19	4.75	5.50	3.41	9.45	5.23
RUS	3.77	12.88	9.84	6.18	11.30	10.01	7.05	2.65
PUS	7.70	10.34	6.79	5.09	4.49	20.28	7.26	8.67
IPUS	21.33	10.40	19.07	10.34	17.33	4.26	13.67	1.99
〈US합계〉	44.46	35.82	41.89	26.36	38.62	37.96	37.43	18.54
M1JP	5.70	6.28	4.65	4.85	11.25	5.28	11.40	4.72
RJP	6.10	3.33	4.55	4.70	0.89	1.96	3.40	2.62
PJP	11.02	3.60	6.51	2.60	1.53	2.13	1.70	1.46
IPJP	7.00	8.46	2.52	6.65	9.95	4.10	8.45	13.33
〈JP합계〉	29.82	21.67	18.23	18.80	23.62	13.47	24.95	22.13
M2KR	17.81	32.39	5.61	3.34	0.68	2.06	3.13	2.33
RKR	3.48	2.50	26.92	43.18	12.67	4.17	5.38	2.43
PKR	2.11	3.25	2.71	5.80	22.19	35.71	6.12	4.98
IPKR	2.31	4.38	4.64	2.52	2.23	6.68	22.49	49.57

주 : 1. 수준은 수준변수모형을, 차분은 차분변수모형을 의미함. 2. 첫번째 횡열은 종속변수를, 첫 번째 종열은 설명변수를 나타냄. 3. 설명변수들의 포함순서는 첫번째 종열에 나열된 순서임. 4. 각 설명변수는 6개월 시차를 갖고 있으며, 예측오차분산의 추정구간은 24개월임.

우선 전 기간을 대상으로 한 <표 5>를 보면 M2KR, RKR 및 IPKR에 대하여는 각각의 자체변수를 제외하고는 이들 변수들의 변화에 대한 두드러진 기여를 하는 변수가 없는 것으로 보인다. 한편 PKR의 경우에는 그랜저 인과분석에서 통계적으로 유의한 결과를 보였던 PUS가 수준변수모형에서 9.39%, 차분변수에서 24.68%의 설명 정도를 나타내고 있어, 이 기간 동안 한국의 소비자물가는 미국의 소비자물가와 깊은 연관을 갖고 움직였다는 추정을 보다 강하게 할 수 있다.

변동환율제 기간을 대상으로 한 <표 6>을 보면 M2KR에 대하여 IPUS가 수준변수모형에서 21.33%, 차분변수모형에서 10.40%의 비교적 높은 설명 정도를 보이고 있어 한국의 통화정책이 미국의 경기변동에 민감하게 반응하는 것으로 해석할 수 있으나 그랜저 인과분석에서는 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보였으므로 확정적인 해석은 유보한다. 또한 RKR에 대하여도 IPUS가 수준변수모형에서 19.07%, 차분변수모형에서 10.34%로 비교적 높은 설명 정도를 보이고 있는데 이것도 그랜저 인과검정과는 다른 결과이다. 한편 PKR에 대하여 PUS가 차분변수모형에서 특히 높은 20.28%의 설명 정도를 보이고 있는데 이는 그랜저 인과검정과는 유사한 결과로서 한국의 물가변동이 미국의 물가변동과 밀접한 연관을 갖고 있는 것으로 추정된다. 또한 IPUS도 수준변수모형에서 17.33%의 비교적 높은 설명 정도를 보이고 있으나 그랜저 인과검정과는 다른 결과라 확정적인 결론은 유보한다.

또한 변동환율제 기간 동안의 IPKR의 움직임에 대하여는 IPJP가 수준변수모형에서 8.45%, 차분변수모형에서 13.33%의 설명 정도를 갖고 있는 것으로 나타났는데, 이는 전 기간을 대상으로 할 때보다는 증가한 것이다. 이는 고정환율제도 기간보다는 변동환율제 기간 동안 일본의 경기변동이 한국의 변동에 대하여 보다 더 밀접한 영향력을 미치고 있다는 것으로, 이같은 결과는 앞서의 3변수모형의 그랜저 인과분석과 분산분해분석, 그리고 12변수모형의 그랜저 인과분석에서도 확인되었던 것이다.

한편, 변동환율제 기간 동안 미국 및 일본 경제변수들의 한국의 각 경제변수에 대한 설명 정도를 각각 합산해 볼 때 IPKR에 대한 차분모형만을 제외하고는 미국의 경제변수들의 설명 정도가 일본의 그것보다 큰 것으로 나타나 한국 경제는 전반적으로 일본경제보다는 미국경제에 더욱 더 밀접한 영향을 받고 있는 것으로 보인다.

아울러, <표 5>와 <표 6>의 결과를 전반적으로 비교해 볼 때, 미국 및 일본의 경제변수들은 한국의 경제변수 각각에 대하여 거의 모든 모형에서 전 기간을 대상으로 할 때보다 변동환율제 기간만을 대상으로 할 때의 영향 정도가 큰 것으로 나타났다.<sup>9)</sup> 이는 한국의 경제변수들이 고정환율제 기간보다 변동환율제 기간 동안 미국 및 일본의 거시경제변수들로부터 보다 많은 영향을 받았다는 것을 알 수 있다.

이는 앞서의 3변수모형에서 얻은 결과와도 일맥 상통한다. 즉, 우리나라의 經濟活動에 대한 外國의 影響度는 固定換率制 하에서보다 變動換率制에서 더욱 강하게 나타났다. 이는 앞서 살펴본 바와 같이 전통적인 개방거시경제 이론과는 정면으로 배치되는 것이나 외국의 실증적인 사례연구 결과와는 매우 유사한 결과이다. 이같은 결과는 무역, 자본거래 및 기술이전의 측면에서, 1980년대 이후 한국경제가 외국과 더욱 밀접해졌기 때문에 환율의 변동이 주는 외국충격의 완충효과가 거의 그 효력을 발휘하지 못하고 있기 때문으로 판단된다. 한편, McKinnon(1993) 등의 학자는 1970년대 이후 세계 주요국의 환율제도가 비록 변동환율제도로 바뀌었을지라도 각국이 달러화를 중심으로 외환보유고를 유지하고 외환시장에 개입한 결과 세계 경기변동이 일치하는 현상이 발생하였다고 하는데, 이같은 현상이 우리나라에도 적용된다고 볼 수 있다.<sup>10)</sup>

#### IV. 要約 및 結論

한국은 1960년대 이후 경제개발을 추진해 오면서 무역량, 직접투자 및 기술이전 등의 측면에서 미국과 일본에 가장 긴밀한 관계를 맺고 있는 실정이다. 따라서 본 연구는 한국의 경제가 미국과 일본의 경제로부터 얼마나 밀접한 영향을 받고 있는지에 대한 분석을 시도하였다. 보다 구체적으로 (1) 한국은 미국과 일본 중 어느 경제와 더 밀접한 관련을 맺고 있는가, (2) 이들 국가들의 여러 經濟變數들(國民所得, 物價, 通貨量, 利子率 등) 중 특히 어느 變數가 우

9) 예외적으로 한국의 국제수익율(RKR)에 대한 수준변수모형에서 일본의 경제변수들의 영향 정도의 합계가 전 기간 동안에는 20.77%였던 것이 변동환율제 기간 동안에는 18.23%로 약간 감소한 것으로 나타났다.

10) 또한, 본 저널의 한 논평자는 이같은 우리나라와 미·일 등과의 경기변동 일치현상은 복수통화바스켓제도의 독특한 환율결정방식으로 인해 외국의 영향이 국내에 전해진 것과도 연관이 있는 것으로 보인다는 의견을 내었다.

리나라의 어떤 經濟變數와 밀접한 연관을 갖고 있는가, (3) 이들 국가들의 영향은 그동안 한국의 환율제도의 변화와 연계하여 어떤 趨勢를 갖고 있는가에 대한 분석을 시도하였다.

이를 위하여 본 연구는 전 기간(1973:5-1991:10)뿐만 아니라 고정환율제 기간(1973:5-1980:1) 및 변동환율제 기간(1980:2-1991:10)을 대상으로 하여 VAR모형을 이용한 그랜저 인과관계 검정과 분산분해 분석을 실시하였다. 추정결과와 신빙성을 높이고 경제적 상식에 부합되는 결론을 도출하기 위해서 본 연구는 수준변수 및 차분변수모형을 다양한 시간추세를 포함하는 경우로 나누어 분석하였다.

분석 결과는 크게 다음의 세 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 한국의 경제는 예상한 바와 같이 미국 및 일본의 경제로부터 밀접한 영향을 받고 있는데 이러한 경향은 고정환율제도로부터 변동환율제도로 이행하면서 더욱 두드러지고 있다. 이는 결국 무역, 자본거래 및 기술이전의 측면에서, 1980년대 이후 한국경제가 미국 및 일본과 더욱 밀접해졌기 때문에 환율의 변동이 주는 외국충격의 완충효과가 거의 그 효력을 발휘하지 못하고 있기 때문으로 판단된다. 둘째, 분산분해 분석에 비추어 볼 때 한국 경제는 변동환율제로의 전환 이후 전반적으로 일본경제보다는 미국경제에 더욱 더 밀접한 영향을 받고 있다. 셋째, 구체적인 경제변수들간의 관계를 고려하면 한국의 경기변동은 미국보다는 일본의 경기변동에 밀접한 영향을 받고 있으나, 한국의 물가변동은 일본보다 미국의 물가변동에 밀접한 영향을 받고 있다.

## 參 考 文 獻

1. 김치호, “小規模 開放經濟의 巨視經濟的 衝擊과 景氣變動,” 韓國經濟學會 學術大會 發表論文, 1993년 2월.
2. 朴東淳, “通貨와 實質產出量 및 인플레이션과의 關係,” 韓國經濟學會 定例學術大會 發表論文, 1994년 2월.
3. 유병삼, “需要 및 供給各란이 韓國經濟에 미치는 영향,” 한국은행 금융경제연구소 금융경제 연구, 제14호, 1992년 2월.
4. 李在基, “International Transmission of Economic Disturbances,” 제32차 韓國國際經濟學會 學術發表大會 論文集, 1993년 12월, pp. 221-70.

5. 李興模, 朴宰璠, “通貨目標의 運用現況과 改善方案,” 調查統計月報, 韓國銀行, 1992년 8 월, pp. 20-47.
6. 全聖寅, “通貨, 物價, 名目賃金の 長短期 動學에 관한 연구,” 韓國開發研究, 14, 1992, pp. 37-60.
7. 曹夏鉉, “韓, 美, 日 三國間の 景氣變動 移轉現狀에 관한 연구,” 제26차 韓國國際經濟學會 學術發表大會 論文集, 1990년 12월, pp. 563-583.
8. 曹夏鉉, “경제구조를 고려한 단위근 검정과 장기추세 제거방식에 대한 연구,” 韓國經濟學會 定期學術大會發表論文, 1994. 2.
9. 洪甲秀, “우리나라의 物價變動과 賃金. 通貨. 成長의 關係분석,” 調查統計月報, 韓國銀行, 1990년 5월, pp. 41-64.
10. Argy, Victor E., “The Transmission of Foreign Disturbances under Different Exchange Rate Regimes,” *Journal of Banking and Finance*, 14, 1990, pp. 929-46.
11. Barro, Robert J., “Rational Expectations and the Role of Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 2, 1976, pp. 1-32.
12. Baxter, Marianne and Alan C. Stockman, “Business Cycles and the Exchange-Rate Regime: Some International Evidence,” *Journal of Monetary Economics*, 23, 1989, pp. 377-400.
13. Burbidge, John and Alan Harrison, “(Innovation) Accounting for the Impact of Fluctuations in U. S. Variables on the Canadian Economy,” *Canadian Journal of Economics*, 18, 1985, pp. 784-98.
14. Burdekin, Richard C. K., “International Transmission of U. S. Macroeconomic Policy and the Inflation Record of Western Europe,” *Journal of International Money and Finance*, 8, 1989, pp. 401-24.
15. Burdekin, Richard C. K. and Paul Burkett, “The Impact of U. S. Economic Variables on Bank of Canada Policy: Direct and Indirect Responses,” *Journal of International Money and Finance*, 11, 1992, 162-87.
16. Cooley, Thomas F. and Stephen F. LeRoy, “Atheoretical Macroeconometrics: A Critique,” *Journal of Monetary Economics*, 16, 1985, pp. 283-308.



17. Choudhri, Ehsan U., "The Transmission of Inflation in a Small Economy: an Empirical Analysis of the Influence of U. S. Monetary Disturbances on Canadian Inflation, 1962-80," *Journal of International Money and Finance*, 2, 1983, pp. 167-78.
18. Darby, Michael R. and James R. Lothian, "The International Transmission of Inflation Afloat," in Michael Bordo, ed., *Money, History and International Finance: Essays in Honor of Anna J. Schwarz*, University of Chicago Press for the NBER, 1989.
19. Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251-76.
20. Fleming, J. Marcus, "Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates," *IMF Staff Papers*, 9, 1962, pp. 369-79.
21. Flood, Robert P. and Nancy P. Marion, "The Transmission of Disturbances under Alternative Exchange Rate Regimes with Optimal Indexing," *Quarterly Journal of Economics*, 97, 1982, pp. 43-66.
22. Friedman, Benjamin M. and Kenneth N. Kuttner, "Money, Income, Prices, and Interest Rates," *American Economic Review*, 82, 1992, pp. 472-92.
23. Friedman, Benjamin M. and Kenneth N. Kuttner, "Another Look at the Evidence on Money-Income Causality," *Journal of Econometrics*, 57, 1993, pp. 189-203.
24. Genberg, Hans, Michael K. Salemi and Alexander Swoboda, "The Relative Importance of Foreign and Domestic Disturbances for Aggregate Fluctuations in the Open Economy: Switzerland, 1964-81," *Journal of Monetary Economics*, 19, 1987, pp. 45-67.
25. Haberler, Gottfried and Thomas D. Willet, *U. S. Balance of Payments Policies and International Monetary Reform*, Washington D. C., American Enterprise Institute for Public Policy Research, 1968.
26. Kimbrough, Kent and Faik Koray, "Money, Output, and the Trade

- Balance," *Canadian Journal of Economics*, 17, 1984, pp. 508-22.
27. Kuszczak, John and John D. Murray, "A VAR Analysis of Economic Interdependence: Canada, the U. S. and the Rest of the World," *Bank of Canada Technical Report*, 46, 1987.
28. Lastrapes, William D. and Faik Koray, "International Transmission of Aggregate Shocks under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes: United Kingdom, France and Germany, 1959 to 1985," *Journal of International Money and Finance*, 9, 1990, pp. 402-23.
29. Laursen, Svend and Lloyd A. Metzler, "Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment," *Review of Economics and Statics*, 32, 1950, pp. 281-99.
30. Litterman, Robert and L. Weiss, "Money, Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U. S. Data," *Econometrica*, 53, 1985, pp. 129-56.
31. Lucas, Robert E. Jr., "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," *American Economic Review*, 63, 1973, pp. 326-34.
32. McTeer, Robert G., "Economic Interdependence and Insulation through Flexible Exchange Rates," in Nicholas A. Beadles and L. Aubrey Drewry, Jr. ed., *Money, the Market and the State*, University of Georgia Press, 1968, pp. 102-33.
33. McKinnon, Ronald I., "International Money in Historical Perspective," *Journal of Economic Literature*, 31, 1993, pp. 1-44.
34. Modigliani, Franco and Hossin Askari, "The International Transfer of Capital and the Propagation of Domestic Disturbances under Alternative Payment System," *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 26, 1973, pp. 295-310.
35. Mundell, Robert A., "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates," *International Economics*, Macmillan, 1968, pp. 251-71.
36. Runkle, David E., "Vector Autoregressions and Reality," *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, 1987, pp. 437-42.

37. Sargent, Thomas J. and Neil Wallace, "Rational Expectations and the Theory of Economic Policy," *Journal of Monetary Economics*, 2, 1976, pp. 169-83.
38. Sims, Christopher, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, 1980(a), pp. 1-47.
39. Sims, Christopher, "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered," *American Economic Review*, 70, 1980(b), pp. 250-57.
40. Stock, James H. and Mark W. Watson, "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality," *Journal of Econometrics*, 40, 1989, pp. 161-81.
41. Svensson, Lars E. O. and Sweder van Wijnbergen, "Excess Capacity, Monopolistic Competition, and International Transmission of Monetary Disturbances," *The Economic Journal*, 99, 1989, pp. 785-805.
42. Swoboda, Alexander K., "Exchange Rate Regimes and European-U. S. Policy Interdependence," *IMF Staff Papers*, 30, 1983, pp. 75-102.
43. Thoma, Mark, "Subsample Instability and Asymmetries in Money-Income Causality," *Journal of Econometrics*, 64, 1994, pp. 279-306.
44. Tower, Edward, "The short Run Effects of Monetary and Fiscal Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates," *Economic Record*, 48, 1972, pp. 411-23.
45. Turnovsky, Stephen J., "The Effects of Devaluation and Foreign Price Disturbances under Rational Expectations," *Journal of International Economics*, 11, 1981, pp. 33-60.
46. Turnovsky, Stephen J. and Andre Kaspura, "An Analysis of Imported Inflation in a Short-Run Macroeconomic Model," *Canadian Journal of Economics*, 7, 1974, pp. 355-80.
47. Winer, Stanley L., "The Role of Exchange Rate Flexibility in the International Transmission of Inflation in Long and Shorter Runs: Canada, 1953 to 1981," *Canadian Journal of Economics*, 16, 1986, pp. 62-86.