

# 巨視經濟衝擊이 經濟變動에 미치는 影響

## - IS - LM 模型을 이용 -

姜 起 春\*

### 目 次

- I. 序 論
- II. 資料에 대한 통계적 檢定
- III. 因果性 및 中立性 檢定
- IV. 模型의 設定 및 推定
- V. 衝擊反應 및 衝擊의 重要度
- VI. 要約 및 結論

## I. 序 論

Frisch (1933) 가 景氣變動을 설명함에 있어 衝擊(impulse)과 傳播過程(propagation mechanism)을 분리한 후로 이러한 패러다임(paradigm) 하에 많은 研究들이 이루어졌으나 理論的으로나 實證的으로 외생적 衝擊過程에 더 많은 관심을 보여 왔다." 그러나 최근에는 計量分析 技法의 발달로 衝擊을 識別하고 衝擊이 經濟內로 어떻게 轉移되어 가는 지에 대한 研究가 활발하게 進行되고 있다.

최근 巨視計量經濟學(macroeconometrics)에 있어서 가장 중요한 研究課題 중의 하나가 實質生産의 變動으로 측정되는 經濟變動(macroeconomic fluctuations)의 原因이 무엇이며 어떠한 原因이 중요한지를 밝히는 것이다. 먼저 衝擊過程과 관련된 研究들은 總需要 總供給模型에 의해 衝擊을 크게 總供給衝擊과 總需要衝擊으로 분류하거나 總供給衝擊을 勞動供給, 技術衝擊 및 石油波動衝擊으로, 總需要衝擊을 生産 및 貨幣市場에서의 衝擊으로 세분화하기도 한

\* 경상대학 경제학과 조교수

1) 경기변동의 발생원인과 파급경로에 따라 경기순환이론은 여러가지로 분류될 수 있는데 이에 대한 연구로는 姜起春(1994)을 참고하면 된다.

다. 또한 模型을 개방시켜 外國의 生産衝擊 및 外환시장에서의 衝擊 등 해외要因을 포함시키기도 한다. 한편, 이러한 衝擊들은 관찰이 되지 않기 때문에 經濟理論으로부터 衝擊들을 識別하게 되므로 이러한 衝擊들을 構造衝擊(structural shocks)이라고 한다. 衝擊들이 識別이 되면 經濟變動에 있어서 각 衝擊의 重要度を 측정할 수 있는데 이에 대한 최근의 研究들(Blanchard (1989), Blanchard and Quah(1989), Shapiro and Watson(1988))이 있다. 이러한 研究들의 동기는 經濟變動에 있어서 總供給衝擊과 總需要衝擊의 상대적인 重要度を 측정하는데 있다. 예를 들면, Blanchard and Quah(1989) 와 King, et al(1987)은 예측오차의 분산분해 (forecasting error variance decompositions)를 이용해 永久的인 要因의 重要性을 측정하였다. 永久的인 要因을 識別해 내는데는 여러가지 方法이 있다. Blanchard and Quah는 供給衝擊은 生産에는 永久的인 影響을 주지만 失業에는 永久的으로 影響을 주지 않고 需要衝擊은 一時的인 影響만 있다고 가정함으로써 永久的인 要因을 識別하였다. 이러한 識別方法은 實物要因만이 GNP의 長期的인 變動을 가져오는 것으로 보는 것과 같다. 이와는 대조적으로 King, et al은 生産에 있어서 永久的인 要因은 消費와 投資에 있어서도 永久的인 要因이 된다고 가정함으로써 永久的인 要因을 識別하였다. 어떠한 方法으로 永久的인 要因을 識別하는 生産에 있어서의 永久的인 要因(衝擊)은 景氣循環과 관련이 있는 短期의 GNP變動을 설명하는데 중요한 역할을 한다는 結論이 나왔다.

본 論文의 목적은 IS-LM의 framework하에서 첫째는 景氣變動을 가져오는 각 衝擊들을 적당한 識別方法으로 識別한 후 각 衝擊들이 經濟의 각 부분으로 어떻게 과급되어 가는 지를 살펴보고 둘째는 景氣變動의 原因이 무엇인지 즉, 景氣變動을 설명하는데 있어 각 衝擊들이 얼마나 중요한지를 측정하는데 있다. 마지막으로 축약형(reduced form)模型인 VAR模型과 短期 및 長期 構造VAR模型을 韓國의 실제資料로 推定하여 어느 模型이 經濟理論과 일치하는 지를 살펴봄으로써 韓國經濟의 경우 어느 模型이 적합한 지를 찾고자 한다. 模型의 비교를 위해서는 기준이 필요한데 IS-LM framework하에서 먼저 供給衝擊은 生産과 物價를 반대 방향으로 움직이게 하고 需要衝擊은 生産과 物價를 같은 방향으로 움직이게 한다는 전통적인 해석으로 각 模型의 衝擊反應函數를 살펴보아 비교한다. 다음으로 需要衝擊이 生産의 短期變動을 주로 설명하고 供給衝擊은 生産의 長期變動을 주로 설명한다는 전통적인 해석으로 각 模型의 예측오차의 분산분해를 살펴보아 비교한다. 미국의 경우 Keating(1992)은 短期 構造VAR模型과 長期 構造VAR模型을 비교하였는데 長期 構造VAR模型이 短期 構造VAR模型보다 經濟理論과 일치된 結論을 주고 또한 構造母數가 더욱 정확하게 推定이 되기 때문에 우수하다는 結論을 내리고 있다.

본 論文에서 사용되는 計量分析의 技法은 벡터自己回歸(vector autoregressive : VAR) 模型과 構造벡터自己回歸(structural vector autoregressive : SVAR) 模型이다. SVAR 模型은 관찰 수는 없으나 經濟的 의미를 가지고 있는 構造攪亂要因들이 포함된 경우에 적합한 技法이다. 이 技法을 이용한 최근의 國內의 研究와 그 結論은 다음과 같다. 먼저 國외의 研究로 Gali (1992)는 IS-LM 模型을 이용하여 4변수 構造VAR 模型을 이용하여 미국의 경우 景氣變動의 原因은 均衡상태(steady state)에서 供給側要因이 83%이고 需要側 要因은 17%인 것으로 나타났다. 國內의 경우 俞炳三(1992)은 國民所得과 物價의 2변수 構造VAR 模型을 이용하여 韓國經濟의 景氣變動을 分析하였는데 供給側 要因이 成長에서 차지하는 비중은 均衡상태에서 약 95% 정도이며 物價에 기여하는 정도는 약 23%인 것으로 밝혔다. 또한 朴在夏(1992)는 小規模開放經濟(small open economy) 하에서의 構造VAR 模型을 이용하여 外부에서 발생하는 '외부적 衝擊'과 國內에서 발생하는 '내부적 衝擊'이 生産, 物價 및 貿易收支의 變動을 얼마나 설명하는 지를 分析하였는데 이 研究에 따르면 國內生産은 長, 短期에 걸쳐 모두 國內의 供給攪亂要因이 가장 중요한 역할(67% 정도)을 하는 것으로 나타났다.

分析에 이용된 資料는 1981년 부터 1992년 까지의 實質總生産(y), 會社債收益率(r), 總通貨(M2 : m), GNP 디플레이터(p)의 分期別資料이며 實質總生産과 GNP 디플레이터는 X - 11 ARIMA로 계절조정을 하였다. 회사채수익률을 제외한 모든 資料는 로그변환을 한 뒤 分析에 이용하였다.

본 論文은 다음과 같이 構成된다. II 장에서는 模型을 設定하기에 앞서 資料에 대한 여러가지 통계적 檢定을 해 본다. 資料가 단위근(unit root)을 가지고 있는지를 檢定해 보고 주어진 資料사이에 공통적인 확률추세(common stochastic trend)가 있는지를 檢定해 본다. 끝으로 模型內 時差를 얼마나 할 것인지를 통계적 檢定으로 결정한다. III 장에서는 변수들간의 因果性 및 中立性을 檢定해 본다. 因果性檢定은 VAR 模型에 있어서 변수의 순서를 정하는데 단서를 제공해 줄 수 있고 長期的인 影響을 살펴보는 中立性 檢定은 構造VAR 模型의 識別을 위한 長期制約의 實證(empirical evidence)을 제공해 줄 수 있다. IV 장에서 기준VAR 模型과 構造VAR 模型을 設定하고 1981년부터 1992년까지의 資料를 이용하여 模型을 推定한다. V 장에서는 각 衝擊에 대한 模型內 巨視變數들의 動態的인 反應(또는 衝擊의 과급경로)을 살펴보고 經濟變動을 설명함에 있어 각 衝擊의 重要度를 측정하고 模型別로 비교해 본다. 마지막으로 VI 장에서는 研究結果를 要約하고 結論을 맺는다.

## II. 資料에 대한 통계적 檢定

### 1. 단위근 檢定(unit root test)

時系列分析에서는 안정적인 時系列資料를 이용해야 하므로 資料의 안정성(stationarity) 여부를 먼저 살펴보아야 한다. 최근까지 時系列資料는 확정적 추세(deterministic trend)을 중심으로 하는 추세안정(trend stationary) 계열이므로 回歸方法으로 확정적 추세를 제거한 계열은 안정적인 것으로 보고 사용하여 왔다. 그러나 Nelson and Plosser(1982)는 대부분의 巨視時系列들이 확률적 추세(stochastic trend)를 가지고 있는 차분안정(difference stationary) 계열이므로 차분(differencing)을 함으로써 안정적인 時系列를 얻을 수 있다고 주장하였다. 확률적인 추세를 가진 時系列를 단위근(unit root)을 가졌다고 일반적으로 말하는데 단위근을 가진 불안정 時系列를 回歸分析에 그대로 이용하면 표본수가 증가함에 따라 回歸係數의 t-값도 증가하여 상관관계가 없는 변수 사이에도 마치 강한 상관관계가 있는 것으로 나타나는 假性回歸(spurious regression)의 문제가 발생하게 된다<sup>2)</sup>. 또한 經濟時系列이 확률적 추세를 가지고 있다는 것은 衝擊(innovation)이 확률적 추세를 가지고 있다는 것인데 이러한 衝擊들은 그 影響이 지속적인 것이 특징이다.

時系列이 단위근을 가지고 있는지를 檢定하는 方法은 여러가지가 있는데 여기서는 조정된 Dickey - Fuller (1979) 檢定方法과 Phillips - Perron (1988) 檢定方法을 사용하였다.<sup>3)</sup> 어떤 時系列에 단위근이 존재한다는 것의 經濟的인 의미는 어떤 시점에서 그 時系列에 衝擊이 가해졌을 때 그 衝擊의 효과가 시간이 경과함에 따라 소멸되지 않고 지속적으로 影響을 준다는 것이다. 본 研究에서는 構造VAR의 경우 長期模型을 設定하였기 때문에 이러한 특징을 가진 확률적 攪亂要因의 존재가 필수적이다.

<표 1>은 단위근 檢定の 결과를 나타내 주고 있다. 어떠한 檢定方法을 사용하든지 모든 資料가 수준변수에 하나의 단위근이 있는 것으로 나타났고 차분변수는 단위근이 없는 안정적인 時系列로 나타났다. 따라서 확률적 추세를 제거하기 위해서는 차분을 해야하는데 로그로 표시된 時系列들의 확률적 추세를 제거한 안정적 時系列는 전분기대비 증가율의 근사치가 된다. 또한 Stock and Watson (1989)의 주장에 따라 차분된 時系列이 확정적인 추세(상수항 및 시간추세)를 가질 가능성을 살펴보았다. 그 결과는 <표 2>에 나타나 있는데 표에 따르면 어떤 차분된 時系列도 시간추세를 가지지 않는 것으로 밝혀졌고 利子率과 物價는 통계적으로 유의한 상수항을 갖지 않는 것으로 나타났다.<sup>4)</sup>

2) Granger and Newbold(1974)가 이러한 문제점을 지적하였다.

3) 단위근 검정에 관한 것은 여러 문헌에서 소개가 되고 있으므로 여기서는 생략한다.

4) 그러나 실제분석에서는 모든 차분된 시계열이 상수항을 가진 것으로 보고 분석을 하였다.

<표 1> 단위근 檢定

변 수	수 준 변 수		차 분 변 수	
	ADF	PP	ADF	PP
生 産	-0.55	-1.58	-5.39**	-9.57**
利 子 率	-2.62	-2.81	-6.31**	-5.46**
通 貨	-2.11	-2.10	-5.33**	-5.78**
物 價	-0.83	-1.13	-4.64**	-6.55**

1. ADF는 Augmented Dickey - Fuller 檢定을 PP는 Phillips - Perron 檢定을 각각 나타낸다.
2. ADF 檢定은 다음의 回歸식에서  $\rho = 1$ 이라는 귀무가설을 檢定하는 것인데 이때  $p = 1$ 을 사용하였다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

3. Phillips - Perron 檢定에서는 시차 = 4를 사용하였다.
4. +, \*, \*\*는 10%, 5% 및 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.
5. 임계치는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 -4.15, -3.5, -3.18이다. (Fuller, p.373)

<표 2> 확정적 추세 檢定

차 분 변 수	회 귀 변 수	
	상 수 항	시 간 추 세
生 産	0.0299 (4.10)	-0.00034 (-1.47)
利 子 率	-0.899 (-1.78)	0.0253 (1.47)
通 貨	0.0441 (4.03)	-0.0000006(-0.002)
物 價	0.0066 (1.40)	0.0002 (1.52)

1. 괄호안의 숫자는 t-값을 나타낸다.
2. 정확한 표준오차를 얻기 위하여 차분변수에 대한 2개의 시차변수를 실제 回歸식에 포함하였다. 즉,

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

## 2. 공적분 檢定(cointegration test)

Engle and Granger(1987)에 의해 도입된 공적분의 개념은 다음과 같다. 개별적으로는 단위근을 갖는 불안정한 時系列이지만 그들 사이에 안정적인 時系列을 생성하는 선형결합이 존재할 경우 이들 사이의 선형결합 관계를 공적분 관계라고 한다. 따라서 단위근을 가진 時系列들 사이

에 공적분 관계를 檢定한다는 것은 개별적으로 확률적 추세를 가진 時系列들이 공통적인 확률추세를 가지고 있는 지를 檢定하는 것이 된다. 한편 Engle and Granger는 만일 단위근을 갖는 時系列들이 공적분 관계를 가질 경우 일차 차분된 변수들로 構成되는 VAR模型은 존재할 수 없다는 것을 증명하였다.<sup>5)</sup> 이때는 차분변수와 수준변수의 복합형태로 표시된 誤差修正模型(error correction model)으로 構成해야 한다.<sup>6)</sup>

공적분 檢定方法 역시 여러가지가 있는데 여기서는 Engle and Yoo(1987)의 檢定方法과 Johansen(1988)의 檢定方法을 사용하였다. Engle and Yoo의 檢定方法은 사용하기에 간편한 점이 있으나 여러개의 공적분 관계가 있을 경우는 이용될 수 없다. 예를 들면, 4변수로 模型이 構成된 경우 최대한 3개의 서로 독립인 공적분 벡터가 존재할 수 있는데 Engle and Yoo의 方法처럼 한 변수를 나머지 변수의 현재값에 回歸시킨 후 그 잔차에 대해 단위근 檢定을 실시하는 方法은 복수의 공적분 벡터가 존재할 경우 분산이 최소가 되는 공적분 벡터의 선형결합만이 推定되기 때문에 적합하지가 않게 된다. 각각 단위근을 가진 p개의 변수로 構成된 模型에서는 최대한 p-1개의 서로 독립적인 공적분 관계가 있을 수 있기 때문에 서로 독립적인 공적분 관계의 수가 몇개인가를 檢定하는 것 또한 중요하다. 최근에 개발된 공적분 檢定으로 Johansen의 方法이 있는데 이 方法은 最尤推定方法(maximum likelihood estimation)을 이용하여 공적분 관계를 推定하고 尤度比檢定(likelihood ratio test)를 바탕으로 공적분 관계식의 수를 결정할 수 있도록 한다. Johansen의 方法은 CATS in RATS라는 프로그램으로 만들어져 있으며 자세한 사용설명도 金亮宇(1992)에 의해 소개되고 있다.<sup>7)</sup> <표 3>은 공적분 檢定の 결과를 나타내 주고 있는데 어느 方法으로 檢定을 하나 공적분 관계가 없는 것으로 나타나 차분된 변수로 構成된 VAR模型을 이용하는 데는 Engle and Granger가 지적한 것과 같은 어려움이 없다.<sup>8)</sup> <표 3(b)>를 해석하는 方法은 다음과 같다. p는 模型내 변수의 수이며 r은 誤差修正模型의 長期계수 행렬(II)의 위수(rank)로서 r이 바로 공적분 관계식의 수가 된다. r에 따라 다음의 3가지 경우가 나뉘어지는데 첫째는 r = p인 경우로서 각 수준변수들이 안정적이므로 수준변수로서 VAR模型을

- 5) VAR모형과 같은 다변량(multivariate)모형에서는 완전한 위수(full rank)를 가진 계수행렬이 필요한데 만약 시계열이 공적분 관계가 있으면 이들 변수들의 차분변수로 VAR모형을 만들면 이러한 조건을 만족시키지 못하게 된다.
- 6) 다음의 ①식과 같은 VAR(p)모형에서 변수들 사이에 공적분 관계가 있으면 ②식과 같은 오차수정모형으로 표현해야 한다.

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + e_t \quad \text{①}$$

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta X_{t-p} + \Pi X_{t-p} + e_t \quad \text{②}$$

단,  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$  ( $i = 1, 2, \dots, p-1$ )

$$\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_p)$$

- 7) 그외, Stock and Watson(1988)의 方法이 있는데 이 方法은 모형내 서로 독립적인 확률적 추세의 수를 추정하는 方法이다. 모두 p개의 변수가 있을 때 r개의 확률적 추세가 있으면 공적분 벡터의 수는 p-r개가 된다.
- 8) 이러한 결론은 생산은 실질변수이고 나머지는 명목변수이므로 이들간에는 공적분 관계가 있을 가능성이 작다는 설명과 일치한다.

設定하면 된다. 둘째는  $r = 0$ 인 경우로써 각 수준변수들이 불안정적인 時系列임과 동시에 수준변수간에 長期의 균형관계인 공적분 관계가 존재하지 않으므로 차분변수로 構成된 VAR模型을 設定하면 된다. 셋째는  $0 < r < p$ 인 경우로서 각 수준변수들이 불안정적인 時系列이면서 수준변수간에  $r$ 개의 공적분 관계가 존재하므로 誤差修正模型으로 設定하면 된다. <표 3 (b)>에 따르면 4종류의 귀무가설을 5% 유의수준하에서 모두 기각하므로 공적분 관계가 없는 것으로 나타났다.

<표 3> 공적분 檢定

(a) Engle - Yoo 檢定

	生 産	利 子 率	通 貨	物 價
ADF (추세가 포함 안됨)	-2.65	-2.16	-2.48	-2.75
ADF (추세가 포함 됨)	-4.00*	-2.58	-3.00	-2.61

1. 추세가 포함 되었다는 것은 제1단계 回歸式에 다음과 같이 포함하였다는 것이다. 즉,

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 r_t + \gamma_2 m_t + \gamma_3 p_t + \epsilon_t$$

2. 공적분 檢定은 다음의 2단계 回歸式에서  $\rho_1 = 0$ 이라는 귀무가설을 檢定하는 것이다.

$$\Delta \epsilon_t = \rho_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \rho_{1+i} \Delta \epsilon_{t-i} + e_t$$

3. 임계치는 Engle and Yoo(1987)에 있는데 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 -4.61, -3.98, -3.67 이다.
4. +, \*, \*\*는 10%, 5%와 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

(b) Johansen 檢定

p - r	H <sub>0</sub>	$\lambda$ max	$\lambda$ max 임계치 (95%)	trace	trace 임계치 (95%)
1	$r < 3$	1.82	8.08	1.82	8.08
2	$r < 2$	4.84	14.59	6.66	17.84
3	$r < 1$	12.14	21.28	18.80	31.25
4	$r < 0$	26.95	27.34	45.76	48.41

1. 임계치는 Johansen and Juselius(1990)의 <표 A2>에 의함.
2. 수준변수의 시차는 2로 하였다.

3. 최적시차 檢定 (lag length tests)

VAR模型을 이용하는데 있어서 중요한 문제의 하나는 模型內 시차를 몇개로 하느냐 하는 것인데 너무 적은 시차를 택하면 模型의 動態의인 관계를 제대로 파악하지 못하고 너무 많은 시차를 택하게 되면 過多推定 (over - parameterization) 과 資料의 손실이라는 문제가 발생하게 된다.

短期的인 動態構造를 나타내는 시차의 수에 관해서는 經濟理論에서 제시할 수 없기 때문에 통계적 기법을 통하여 資料가 주는 최적시차를 결정한다. 여기에는 Sims(1980)에 의해 제시된 修正尤度比檢定(modified likelihood ratio test)과 Akaike Information Criteria(AIC)기법이 있다. 修正尤度比檢定를 이용하여 최적시차를 정할 수 경우 Sims가 제시한 수정된 統計量,  $L(T)$ , 는 다음과 같다.

$$L(T) = (T - c) (\ln |\Sigma_r| - \ln |\Sigma_u|) \quad (1)$$

단,  $T$ 는 관측자료의 수,  $c$ 는 수정항으로 模型내 制約이 가해지지 않은 각 방정식의 변수의 수와 같고,  $\Sigma_r$ 과  $\Sigma_u$ 는 각각 制約이 가해진 模型과 制約이 가해지지 않은 模型의 잔차항의 공분산 행렬이다. 귀무가설하에서  $L(T)$ 는 制約된 수의 자유도를 가진  $\chi^2$ -분포를 따른다. <표 4 (a)>는 修正尤度比檢定에 따른 最適時差構造 檢定の 결과를 나타내고 있는데 5개의 시차까지는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타나 模型의 推定에 과거 5분기까지의 시차가 포함되었다.<sup>9)</sup> 한편 AIC기준은 (2)식에 의해 계산된 AIC의 통계치(시차에 따른 예측오차)가 가장 작은 것을 최적시차로 본다.<sup>10)</sup>

$$AIC(p) = \ln |\hat{\Sigma}_p| + \frac{2M^2p}{T} \quad (2)$$

단,  $M$ 은 模型내 변수의 수,  $T$ 는 표본의 수,  $\hat{\Sigma}_p$ 는  $VAR(p)$  잔차항의 분산-공분산행렬이다. <표 4 (b)>는 AIC檢定 통계치를 나타내고 있는데 5개의 시차가 최적인 것으로 나타났다.

#### <표 4> 최적시차 檢定

##### (a) 수정우도비 檢定

시 차 構造	수 정 항(c)	자 유 도	L(T)	유 의 수 준	결 론
1 vs. 2	9	16	32.02	0.01	시차 = 2
2 vs. 3	13	16	18.33	0.30	시차 = 2
3 vs. 4	17	16	43.96	0.00	시차 = 4
4 vs. 5	21	32	26.77	0.04	시차 = 5
5 vs. 6	25	16	17.73	0.34	시차 = 5

##### (b) AIC 檢定

시 차	1	2	3	4	5
	-24.95	-24.94	-24.71	-24.61	-26.12

9) 다른 연구에서 분기별 자료를 이용할 경우 4개의 시차를 주로 사용하는데 본고에서는 5개의 시차를 사용한다. 그러나 4개의 시차를 사용할 경우도 5개의 시차와 큰 질적인 차이를 보이지 않았다.

10) 자세한 설명은 Judge, et al(1988, pp.761-763)을 참고하면 된다.

### Ⅲ. 因果性 및 中立性 檢定

#### 1. 因果性 檢定(causality test)

Granger (1969)는 예측오차를 이용하여 因果(causality)라는 개념을 제시하였다. 만약 Y의 과거정보만 가지고 Y를 예측할 때보다 X와 Y의 과거정보를 이용하여 Y에 대한 예측을 더욱 잘 할 수 있으면 X는 Y의 原因變數가 된다고 본다. 다시 말해서, X의 과거 정보를 가지고 Y에 대한 예측오차를 줄일 수 있으면 X는 Y의 原因變數라고 본다. Granger 因果檢定 方法은 Y를 Y의 시차변수 및 X의 시차변수로 回歸式을 推定하여 X의 시차변수들의 回歸係數의 통계적 유의성에 대한 結合檢定(joint test)을 한다. 生産, 利率, 通貨 및 物價의 4개 변수로 構成된 VAR模型에서 生産을 나타내는 다음의 (3)식을 예로 들어보자.

$$\Delta y_t = B_0 + B_1(L) \Delta y_{t-1} + B_2(L) \Delta r_{t-1} + B_3(L) \Delta m_{t-1} + B_4(L) \Delta p_{t-1} + e_{yt} \quad (3)$$

단,  $B_i(L)$  ( $i = 1, \dots, 4$ )은 시차다항식 행렬이다.<sup>11)</sup>

通貨의 生産에 대한 因果性 檢定은  $B_{3j}$  ( $j = 1, \dots, 5$ )가 동시에 0이라는 귀무가설을 結合檢定인 F-檢定을 통해 보는 것이다. 귀무가설을 기각하면 通貨는 生産의 原因變數가 되며 귀무가설을 기각하지 못하면 通貨는 生産의 原因變數가 되지 못한다. 生産에 대한 다른 변수의 因果性 檢定도 같은 方法으로 하면 된다. <표 5>는 시차를 5로 하였을 경우 因果性 檢定の 결과를 나타내주고 있다. 生産과 利率은 어떠한 변수에 의해서도 影響을 받지 않으며 生産은 通貨와 物價에 利率은 通貨에 影響을 주는 原因變數가 된다.<sup>12)</sup> VAR模型의 경우 홀레스키분해(Choleski decomposition)로 오차항을 직교화시킴에 있어 변수의 순서가 중요하게 되는데 이러한 因果性 檢定の 結論은 변수의 순서에 대해 實際資料가 하나의 단서를 제공해 줄 수 있다. 本 論文에서 制約이 가해지지 않은 VAR模型의 변수의 순서는 因果性 檢定の 結論에 따라 生産, 利率, 通貨, 物價의 순서로 하였다.

<표 5> 因果性 檢定

결과 변수	원 인 변수			
	生産	利率	通貨	物價
生産	●	1.04 (0.42)	1.39 (0.27)	1.05 (0.42)
利率	1.31 (0.30)	●	2.12 (0.11)	0.67 (0.65)
通貨	2.97 (0.03)*	3.78 (0.02)*	●	0.64 (0.67)
物價	2.15 (0.09)*	1.72 (0.17)	0.80 (0.56)	●

1. 숫자는 F-통계량의 값을, 괄호 안의 숫자는 유의수준을 각각 나타낸다.
2. +, \*, \*\*는 10%, 5%와 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

11) 최적시차검정의 결과 시차는 5가 최적인 것으로 밝혀졌으므로 여기에서도 시차를 5로 하였다.

12) 시차를 4로 하여도 같은 결론을 나타내며 이때는 이자율도 물가의 원인변수가 된다.

## 2. 中立性 檢定( neutrality test)

어떤 변수가 中立性이 있다는 의미는 다른 변수에 대한 그 변수의 長期的인 影響이 없다는 것을 의미한다. (3)식을 통해 生産에 대한 通貨(貨幣)의 中立性이 성립한다는 것은 다음의 (4)식이 성립한다는 것이다.

$$B_3(1) = \sum_{i=1}^5 B_{3i} = 0 \quad (4)$$

한편, (3)식의 모수  $B_3(L)$ 은 다음의 (5)식과 같이 再構成할 수 있다.

$$B_3(L) = B_3(1) + B_3^*(L) (1 - L) \quad (5)$$

$$\text{단, } B^*_{3i} = - \sum_{j=i+1}^5 B_{3j} \quad (i=1, 2, 3, 4)$$

(5)식을 이용하면 (3)식은 다음의 (6)식과 같이 된다.

$$\Delta y_t = B_0 + B_1(L) \Delta y_{t-1} + B_2(L) \Delta r_{t-1} + B_3(L) \Delta m_{t-1} + B_3^*(L) \Delta^2 m_{t-1} + B_{49:(L)} \Delta p_{t-1} + e_{yt} \quad (6)$$

따라서 貨幣의 中立性 檢定은 回歸係數  $B_3(1)$ 에 대한 통계적 檢定을 하면 된다. <표 6>은 中立性 檢定の 결과를 나타내고 있다. 通貨 및 物價는 모든 변수에 대해 中立的이다. 즉, 通貨는 모든 변수에 長期的인 影響을 미치지 못한다. 이러한 結論은 構造VAR을 推定함에 있어 가하는 長期制約의 타당성 여부에 대해 實際資料가 제공해 주는 좋은 實證이 된다.

<표 6> 中立性 檢定

	生 産	利 子 率	通 貨	物 價
生産의 中立性	●	52.08 (1.88)	-0.62 (-1.30)	-0.34 (-0.74)
利率의 中立性	生 産	利 子 率	通 貨	物 價
	-0.01 (-1.72)	●	-0.01 (1.59)	0.09 (0.55)
通貨의 中立性	生 産	利 子 率	通 貨	物 價
	-0.06 (-0.10)	-4.84 (-0.22)	●	0.52 (1.40)
物價의 中立性	生 産	利 子 率	通 貨	物 價
	0.30 (0.35)	32.11 (0.97)	-0.70 (-1.22)	●

1. 숫자는 回歸係數의 값을, 괄호 안의 숫자는 t-값을 각각 나타낸다.

## IV. 模型의 設定 및 推定

### 1. 기준VAR模型

Sims(1980)에 의해 도입된 VAR模型은 내생 및 외생변수의 구분을 없애고 資料가 가지고 있는 정보를 최대한 활용하자는 대표적인 時系列模型이다. Sims가 고안한 VAR模型은 다른 VAR模型과 구별하기 위해 制約이 가해지지 않은 벡터自己回歸(unrestricted VAR)模型 또는 축약형(reduced form) VAR模型 이라고 불리워 지는데 필자는 여기서 이를 기준(benchmark) VAR模型이라고 명명하여 부르하고자 한다. 이 模型은 방정식의 체계(system of equations)인데 각 방정식은 자기변수의 시차변수를 포함할 뿐만 아니라 模型내 모든 다른 변수들의 시차변수까지도 포함한다. 이 模型은 模型이 크지 않고 대부분의 經濟分析에 쉽게 적용할 수 있는 장점으로 經濟變動의 分析에도 널리 이용되고 있다. 이 模型을 이용하면 時系列間의 상관관계, 변수의 外生性 및 因果性 檢定(exogeneity and causality test), 理論으로부터 도출된 가설의 檢定, 衝擊反應函數(impulse responses function)와 예측오차의 분산분해(forecasting error variance decompositions)를 통한 模型의 動態的 構造 및 政策分析 등 여러가지를 할 수 있다. 즉, 일단 模型이 推定되면(보통 OLS로 推定) 어느 특정변수를 模型내 다른 변수들이 얼마나 설명할 수 있는 지를 F-檢定을 통한 因果性 檢定과 소위 innovation accounting으로 불려지는 衝擊에 대한 내생변수들의 動態的 反應을 分析할 수 있고 또한 예측오차의 분산분해를 이용해 각 衝擊의 重要度を 측정할 수 있다.

이상의 장점에도 불구하고 기존의 VAR模型은 다음과 같은 문제점 때문에 최근에는 다음에서 논할 構造벡터自己回歸模型이 그 영역을 확장해 가고 있는 중이다. 그 문제점이란 첫째는 Cooley & LeRoy(1985)와 Leamer(1985)가 지적한 것같이 經濟理論에 근거하지 않은 模型(atheoretical model)이라는 것이다. 둘째는 변수의 선정과 변수들간의 動態的인 관계를 나타내는 시차의 수를 정하는 것이 자의적(ad hoc)이라는 것이다. 셋째는 衝擊反應函數를 이용해 政策分析을 할 때 오차항을 직교화(orthogonalization)시키기 위해 변수들을 축차적으로 배열(recursive ordering)하는데 이러한 배열은 構造的인 의미가 갖기가 어렵고 또한 政策分析의 결과가 변수들을 어떻게 배열하느냐에 따라 달라지게 된다는 것이다.<sup>13)</sup>

기준 VAR模型은 벡터를 이용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + e_t \quad (7)$$

단,  $X_t$ 는  $4 \times 1$ 의 변수 벡터이고  $A_i$ 는  $4 \times 4$ 의 계수행렬로서 衝擊의 과급경로를 나타내며  $e_t$ 는

13) 기준VAR모형은 오차항을 축차적으로 배열하는 콜레스키직교화(Choleski orthogonalization)방법을 사용하고 있는데 이 직교화에 대한 대안으로 오차구성모형(error component model)과 구조벡터자기회귀모형이 있다.

4×1의 자기상관은 없으나 同時的 상관계가 있는(*serially uncorrelated but contemporaneously correlated*) 攪亂項(衝擊)의 벡터이다.

잔차항의 분산-공분산 행렬이 (8)식과 같다고 하자.

$$E(e_t e_t) = \Omega \quad (8)$$

단,  $\Omega$ 는 同時的 상관계(contemporaneous correlation)로 인한 비대각대칭행렬(non-diagonal symmetric matrix)이다. 衝擊反應函數와 예측오차의 분산분해를 위해서는 서로 독립(직교)인 오차항으로 표시되어야 하기 때문에 (8)식에서 잔차항의 同時的 상관계를 명시적으로 나타내어야 한다. 가장 많이 사용되는 오차항의 分解方法은 오차항을 축차적으로 나열하여 서로 독립인 오차항을 만드는 方法인 Choleski 分解方法이다. Choleski 方法으로 오차항을 분해한다는 것은 (9) - (12)식을 推定한다는 것을 말한다.

$$e_{yt} = u_{yt} \quad (9)$$

$$e_{rt} = \beta_1 u_{yt} + u_{rt} \quad (10)$$

$$e_{mt} = \beta_2 u_{yt} + \beta_3 u_{rt} + u_{mt} \quad (11)$$

$$e_{pt} = \beta_4 u_{yt} + \beta_5 u_{rt} + \beta_6 u_{mt} + u_{pt} \quad (12)$$

단,  $u_{yt}$ ,  $u_{rt}$ ,  $u_{mt}$ ,  $u_{pt}$ 는 서로 독립인 교란항이다.

그러나 대부분의 經濟理論은 위와 같은 축차적인 방정식 체계(recursive system of equations)보다는 構造的인 방정식 체계(structural system of equations)를 나타내주기 때문에 기준VAR模型은 理論에 근거하지 않은 자의적인(ad hoc) 체계라는 비판을 받고 있다. 따라서 이러한 자의적인 변수의 배열에 근거한 衝擊反應函數 및 예측오차의 분산분해는 변수들간의 진정한 動態關係를 이해하는데 큰 도움을 주지 못한다.

## 2. 短期制約을 가한 構造VAR模型

기준 VAR模型이 안고 있는 문제점을 해결하기 위해 이 模型과 연립방정식체계를 결합한 構造 벡터自己回歸模型(SVAR)이 Bernanke(1986), Sims(1986, 1989), Blanchard and Watson(1986), Blanchard and Quah(1989)에 의해 도입되었다. 構造VAR模型은 模型자체가 크지 않고 또한 經濟理論이 뒷받침이 된 模型이라는 점에서 經濟變動을 分析하는데 유용한 模型으로 최근에 많이 쓰이고 있다. 構造VAR模型은 構造模型과 마찬가지로 識別問題에 부딪히게 된다. 모든 構造模型은 축약형模型과 대응관계에 있기 때문에 構造VAR模型 역시 축약형模型인 기준 VAR模型과 識別조건하에서 대응관계를 갖게 된다.<sup>14)</sup> 따라서 構造VAR模型을 推定하기 위해서

14) 적정식별(just identification)이 되면 구조VAR모형과 축약형모형은 1:1 대응관계를 갖는다.

는 먼저 축약형模型을 推定한 후 推定된 계수 또는 축약형模型의 잔차항의 분산 - 공분산행렬의 원소를 이용하여 構造VAR模型의 계수 또는 분산(構造VAR模型에서 교란항의 공분산은 0이므로)을 복원하는 方法을 일반적으로 사용한다. 構造VAR模型을 識別하기 위한 方法은 同時的(短期) 制約을 가해 識別하는 方法, 長期制約을 가해 識別하는 方法, 同時的 制約과 長期制約을 가해 識別하는 方法 등 3가지가 있다. 構造VAR模型이 識別이 되면 衝擊反應과 예측오차의 분산분해를 이용할 수 있는데 이때는 構造的인 의미가 함께 부여되게 되어 변수들 간의 動態關係를 이해하는데 도움이 된다.

同時的인 制約(contemporaneous restrictions)을 가한 후 構造VAR模型을 推定하기 위해서는 이를 축약형으로 바꾼 후 이것과 기준VAR模型과의 關係를 도출하고 識別을 위한 制約을 가해 모수를 推定하면 된다. 먼저 構造VAR模型은 (13)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + u_t \quad (13)$$

단,  $X_t$ 는  $4 \times 1$ 의 변수의 벡터,  $B_i$ 는  $4 \times 4$ 의 계수행렬(특히  $B_0$ 는 변수들의 同時的 關係를 나타낸다),  $u_t$ 는  $4 \times 1$ 의 서로 독립인 構造的 交란항을 각각 나타내며  $E(u_t u_t') = D$ 로서  $D$ 는 대각(diagonal) 행렬이다.

構造VAR模型을 (14)식과 같은 축약형模型으로 전환할 수 있다.

$$(I - B_0) X_t = \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + u_t \quad (14)$$

(14)식과 (7)식을 비교해 보면 다음의 關係가 성립함을 알 수 있다.

$$B_i = (I - B_0) A_i \quad (15)$$

$$D = (I - B_0) \Omega (I - B_0)' \quad (16)$$

$$e_t = B_0 e_t + u_t \quad (17)$$

構造的 VAR模型의 推定方法은 여러가지가 있으나 많이 쓰이는 方法은 수단변수 推定方法과 모멘트(moments)를 이용한 推定方法이 있다. 먼저 수단변수 推定方法은 기준 VAR模型인 (7)식을 보통최소자승법(Ordinary Least Squares : OLS)으로 推定하여  $\hat{\beta}$ 를 얻고 잔차를 이용하여 (17)식을 推定한다. (17)식의 推定에는 識別問題가 발생하는데 經濟理論에 근거하여 模型內 변수의 短期動學에 制約을 가한다. (17)식에서 推定해야할 모수는  $n^2 + n$ ( $n^2$ 개의  $B_0$ 에 포함된 계수와  $n$ 개의  $u$ 의 분산)인데 반해 (7)식을 推定한 후 잔차항의 분산 - 공분산행렬에 포함된 정보의 수는  $n(n+1)/2$ 이므로 (17)식이 적정식별(just identification)이 되기 위해서는 모두  $n(n+1)/2$ 개 '0의 制約(zero restriction)'을 가해야 한다.<sup>15)</sup> 制約을 가한 후 수단변수를

15) Keating(1990)은 이러한 '0의 제약'은 합리적이게 가정하에서는 잘못된 모형설정(misspecification)을 가져와 일반적으로 비일치적인(inconsistent) 추정량이 된다고 하였다.

이용하여 (17) 식을 推定하면  $B_0$ 를 얻고 (16) 식에서  $D$ 을 얻을 수 있다. 마지막으로 (15) 식에서  $B_1$ 을 얻을 수 있다.<sup>16)</sup> 한편, 모멘트를 이용한 推定方法은 識別을 위해 制約을 가하는 方法은 위와 같다. 制約을 가한 후 推定方法은 표본에서 계산된 분산-공분산행렬 ( $\Omega$ ) 과 制約이 가해진 오차항의 構造가 예측하는 분산-공분산행렬의 차이를 최소화시키는 모수를 연립으로 찾는 方法이다. 이 推定方法은 비선형체계를 연립으로 풀어야하므로 다소 복잡하나 Bernanke가 Gauss language로 만든 procedure를 이용하면 된다.<sup>17)</sup> 그 외, 全情報最尤推定법(full-information maximum likelihood estimation method: Sims(1986))이 있는데 모멘트 推定方法과 근사적으로 같은 결과를 주며 Blanchard and Quah(1989)와 Keating(1992)은 二段階推定方法(two-step procedure)을 이용하고 있다.

4변수로 構成된 模型을 IS-LM framework 하에서 다음과 같이 理論적으로 構成할 수 있다. 먼저 貨幣市場에서 通貨供給은 物價에만 影響을 받으며 貨幣需要는 利子率에만 影響을 받는 것으로 가정하자. 生産物市場에서 生産物에 대한 需要는 利子率, 通貨 및 物價에 影響을 받으며 生産物の 供給은 物價에 의해 결정된다고 하자. 여기서 편의상 貨幣需要방정식은 利子率로, 生産物供給방정식은 物價로 각각 나타내었다. 이러한 가정하에서 (18)-(21)의 模型을 設定할 수 있다.<sup>18)</sup>

$$e_{yt} = \beta_1 e_{rt} + \beta_2 e_{mt} + \beta_3 e_{pt} + u_{yt} \quad (\text{生産物 需要}) \quad (18)$$

$$e_{rt} = \beta_4 e_{mt} + u_{rt} \quad (\text{貨幣需要}) \quad (19)$$

$$e_{mt} = \beta_5 e_{pt} + u_{mt} \quad (\text{貨幣供給}) \quad (20)$$

$$e_{pt} = \beta_5 e_{yt} + u_{pt} \quad (\text{生産物 供給}) \quad (21)$$

<표 7>은 모멘트를 이용한 推定結果를 나타내고 있다. 通貨供給은 物價變化와 역행적이다. 이는 1980년대 정부가 物價를 잡기 위하여 통화량조절을 통한 緊縮政策(lean against the wind)을 펴 왔음을 의미한다. 貨幣需要가 利子率과 같은 방향으로 움직이는 것은 理論과 일치하지 않으나 통계적으로 유의하지 않다. 生産物에 대한 需要는 기대하였던대로 利子率과 通貨供給에 양(+ )의 影響을 받고 物價에는 음(-)의 影響을 받는다. 生産物供給은 物價와 양의 방향으로 움직여 理論과 일치한다.

16) 수단변수를 이용하여 계속적으로 추정해가는 연속적인 수단변수 추정방법(sequential instrumental variable estimation method)을 이용한 연구는 Blanchard & Watson(1986), Shapiro and Watson(1988), 金治鎭(1993) 등이 있다.

17) 모멘트 추정방법(method of moments estimation method)을 이용한 연구는 Bernanke(1986), Baek(1993) 등이 있다.

18) 여러가지 단기계약이 가능하나 여기서는 Baek(1993)의 단기계약을 그대로 따랐다.

<표 7> 構造VAR 模型의 B<sub>0</sub> 推定결과

$e_{yt} = 0.0123e_{rt} + 0.03732e_{mt} - 1.213e_{pt} + u_{yt}$ (3.47)            (1.73)            (-5.52)			
$e_{rt} = 10.119e_{mt} + u_{rt}$ (1.13)			
$e_{mt} = -0.034e_{pt} + u_{mt}$ (-0.19)			
$e_{pt} = 0.396e_{yt} + u_{pt}$ (3.26)			
$\sigma_y^2 = 0.00012,$ (4.58)	$\sigma_r^2 = 0.2303,$ (4.58)	$\sigma_m^2 = 0.000072,$ (4.58)	$\sigma_p^2 = 0.00012$ (4.58)

1. 괄호안은 t 값을 나타낸다.

### 3. 長期制約을 가한 構造VAR模型

SVAR模型을 識別하는 또 다른 方法의 하나는 長期制約(long-run restrictions)을 가해 識別하는 方法이다.<sup>19)</sup> 長期制約은 經濟理論으로부터 도출이 되는데 통상적인 長期制約은 長期的인 貨幣의 中立性 制約과 貨幣供給의 外生性 制約 등이 있다. 이때 模型의 短期的인 動學은 理論上 여러가지 異見 때문에 實際資料에 의해 결정될 수 있도록 한다. Blanchard and Quah (1989)는 總需要衝擊은 實質生産에 長期的인 影響을 주지 못하고(수직의 長期 필립스곡선) 總供給衝擊은 實質生産에 長期的인 影響을 준다는 制約하에 生産과 雇用的 構造VAR模型을 推定하였고 俞炳三(1992)도 같은 制約으로 韓國의 資料를 이용하여 生産과 인플레이션의 構造VAR模型을 推定하였다. 構造VAR模型의 推定은 먼저 축약형模型의 回歸係數를 推定한 후 축약형模型과 構造模型의 1:1 대응관계를 이용하여 構造模型의 回歸係數를 계산하면 된다.

長期制約만을 가한 후 構造VAR模型을 推定하기 위해서는 다음과 같이 하면 된다.<sup>20)</sup> 먼저 (7)식의 축약형 模型을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$A(L)X_t = e_t \tag{22}$$

단,  $A(L) = I - A_1L - A^2L^2 - \dots - A_pL^p$ 이고

$E(e_t e_t') = \Omega$ 로서 正定행렬(positive definite matrix)이다.

19) 장기적 제약을 가해 SVAR모형을 식별한 연구는 Blanchard & Quah(1989), Shapiro & Watson (1988), Keating(1992), Ahmed, et al(1993), 俞炳三(1992), 朴在夏(1992) 등이 있다.

20) 이 방법은 Blanchard and Quah(1988)의 식별방법으로 모형이 적정식별될 경우는 간접최소자승법(indirect least squares)으로 볼 수 있다(Shapiro and Watson(1988)). Shapiro and Watson은 '0의 장기제약'을 가한 후 어느 특정변수는 2차차분을 한 연립방정식모형을 수단변수를 이용하여 추정하였다. 그외, 전정보최우추정법이 있으나 모형이 적정식별이 될 경우 3개의 추정방법은 동일한 추정량을 준다.

동일한 方法으로 (13) 식의 構造VAR模型도 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$B(L)X_t = u_t \quad (23)$$

단,  $B(L) = B_0 - B_1L - B_2L^2 - \dots - B_pL^p$ 이고

$B_0$ 의 대각항은 1이며

$E(u_t u_{t-s}) = I$ 이다. (D의 대각행렬에서 분산을 표준화시킨 행렬)

構造VAR模型을 推定한다는 것은  $B(L)$ 을 推定한다는 것인데 직접 推定하는 것이 복잡하므로 축약형 模型을 먼저 推定한 후 構造VAR模型의 모수를 계산하여 구한다. 長期制約을 가한다는 것은 構造VAR模型의 長期계수행렬인  $B(1)$ 이 하방삼각행렬(lower triangular matrix)가 되도록 한다는 것이다. 결국 (23)식은  $B(1)$ 이 하삼각행렬이며  $u_t$ 의 분산-공분산행렬이 대각이라는 制約을 포함하고 있는 構造VAR模型이 된다. 이를 좀더 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저 (22)식의 모수를 다음과 같이 長期효과를 나타내는  $A(1)$ 과 短期動學을 나타내는  $A^*(L)$ 로 再構成(reparameterization)한다.

$$\begin{aligned} A(L) &= A(1)L + [A(L) - A(1)L] \\ &= A(1)L + A^*(L)(1-L) \end{aligned} \quad (24)$$

(24)식을 이용하여 (22)식을 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.<sup>21)</sup>

$$A^*(L) \Delta X_t + A(1)X_{t-1} = e_t \quad (25)$$

같은 方法으로 (23)식의 모수를 再構成하여 쓰면 다음과 같다.

$$B^*(L) \Delta X_t + B(1)X_{t-1} = u_t \quad (26)$$

한편 (25)식의 양변에  $A(1)^{-1}$ 를 곱하면 (27)식이 된다.

$$A(1)^{-1}A^*(L) \Delta X_t + X_{t-1} = A(1)^{-1}e_t \quad (27)$$

(27)식에서  $A(1)^{-1}e_t$ 의 분산-공분산 행렬을 촐레스키 분해하여 촐레스키 인자를  $B'$ 이라 하면 다음의 관계가 성립한다.

$$B^{-1}B^{-1'} = A(1)^{-1}QA(1)^{-1'} \quad (28)$$

촐레스키인자의 역행렬을 (27)식에 곱하면 (29)식이 된다.

$$BA(1)^{-1}A^*(L) \Delta X_t + BX_{t-1} = BA(1)^{-1}e_t \quad (29)$$

(26)식과 (29)식은 다음의 관계를 만족시킨다.

$$BA(1)^{-1}A^*(L) = B^*(L) \quad (30)$$

$$BA(1)^{-1}QA(1)^{-1'}B' = I \quad (31)$$

21)  $A^*(0) = A(0)$ 이므로  $A^*(L)$ 의 첫항은 여전히 단위행렬이다.

構造VAR模型의 계수인  $B(L)$ 를 구하는 方法은 먼저 (25) 식을 보통최소자승법(OLS)으로 推定하여(시차의 길이는 임의로 정할 수도 있고 통계적 檢定을 통하여 정할 수가 있는데 여기서는 4이다)  $\hat{\alpha}$  및  $\hat{\beta}$  (1)을 얻는다. 이때 주의해야 할 점은 변수들을 2번에 걸쳐 차분한 후 回歸分析에 이용해야 한다는 점이다. 첫번째 방정식을 예로들면, 2번 차분된 生産변수를 종속변수로 하고 2번 차분된 4변수의 네개까지의 시차변수와 한번 차분된 4변수의 하나의 시차변수를 독립변수로 한다는 점이다. 다음으로 (28) 식에 의하여 출레스키인자의 역행렬을 구하여  $\hat{B} (= \hat{B} (1))$ 을 얻고 (30) 식을 이용하여 構造VAR模型의 계수를 구하면 된다. (31) 식은 構造攪亂項의 분산-공분산 행렬이 대각행렬을 정규화한 단위행렬임을 보여주고 있다.

본 研究에서는 다음과 같은 가정하에 長期模型을 設定하였다. 첫째는, 어떠한 需要側 衝擊도 生産에 長期的인 影響을 주지 못한다(수직의 長期 필립스 곡선)는 것이다. 즉, 總供給 衝擊만이 生産의 永久的인 變動의 原因이 된다. 둘째는, 供給衝擊과 需要衝擊(IS 衝擊)은 利子率의 變動에 長期的으로 影響을 준다. 셋째는 通貨供給衝擊은 物價에 지속적으로 影響을 준다.<sup>22)</sup> 이와 같은 長期制約下에 長期SVAR模型은 (32) 식과 같이 設定할 때 長期계수행렬인  $C(1)$ 은 (33) 과 같은 하방삼각행렬이 된다.

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta r_t \\ \Delta m_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = C(L) \begin{bmatrix} as_t \\ ad_t \\ ms_t \\ md_t \end{bmatrix} \quad (32)$$

$$C(1) = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & 0 \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} \end{bmatrix} \quad (33)$$

長期 構造VAR模型의 長期係數 推定値는 <표 8(a)>와 같다.<sup>23)</sup> 한편, 模型내 변수에 대한 衝擊의 즉각적인 影響은 <표 8(b)>와 같다. 供給衝擊에 대해 生産은 長期的으로 상승하고 物價는 長期的으로 하락한다. 需要衝擊에 대해 物價는 長期的으로 상승하고 生産은 制約의 결과 長期的으로 變動이 없다. 이러한 결과 衝擊에 대한 각 변수의 反應은 IS-LM framework 하의 經濟理論과 일치하는 것으로 나타났다.

22) 이상의 가정은 장기적으로 모형내 각 변수들이 축차적(recursive)으로 결정되는 것을 의미하는데 이것은 본고에서 통화공급이 생산과 이자율에 의존한다는 것을 제외하고는 신고전파의 장기성장모형(neoclassical's long-run growth model)과 일치한다(Hall & Taylor(1991) p.127 참고)

23) 장기계수의 추정치는 이동평균의 계수의 합과 같다.

## 〈표 8〉 長期 構造VAR模型의 推定

(a) 長期계수의 推定치(B<sup>-1</sup>)

	供給衝擊	需要衝擊	貨幣供給衝擊	貨幣需要衝擊
生 産	0.01	0	0	0
利 子 率	-0.03	1.07	0	0
通 貨	-0.005	0.016	0.02	0
物 價	-0.01	0.02	0.008	0.006

1. 0은 推定치가 아니고 識別을 위한 制約을 나타낸다.

(a) 즉각적인 影響(A(1)B<sup>-1</sup>)

	供給衝擊	需要衝擊	貨幣供給衝擊	貨幣需要衝擊
生 産	0.0078	0.095	-0.001	-0.0016
利 子 率	-0.22	0.36	-0.14	-0.18
通 貨	-0.0013	0.005	0.005	0.004
物 價	-0.004	0.0005	-0.004	0.005

## V. 衝擊反應 및 衝擊의 重要度

## 1. 衝擊反應

經濟에 衝擊이 주어졌을 때 그 衝擊이 經濟內 다른 부문으로 어떻게 파급되어 가는 가를 나타내 주는 파급경로가 景氣變動에 있어서 중요한 研究對象의 하나였다. 여기서는 經濟에 供給 衝擊, 需要衝擊, 貨幣供給衝擊 및 貨幣需要衝擊 4종류의 衝擊이 있다고 보았는데 각 衝擊들이 模型內 각 변수에 어떤 影響을 미치는 지를 衝擊反應函數(impulse responses function)을 이용하여 살펴보고자 한다. 衝擊反應函數란 經濟에 예상치 못한 변화(衝擊)가 주어졌을 때, 模型內의 모든 변수들이 시간이 흐름에 따라 어떻게 각 衝擊에 反應하는 가를 나타내 주는 것이다.<sup>24)</sup> 衝擊에 대한 模型內 변수의 反應은 수준변수와 차분된 변수(증가율)에 대해 모두

24) 이동평균(Moving Average)모형인 충격반응함수와 예측오차의 분산분해는 program을 직접 만들수도 있으나 RATS를 이용하면 쉽게 구할 수 있다. 먼저 기준VAR모형의 경우는 콜레스키분해하여 그 인자를 IMPULSE와 ERROR 명령어에서 이용하면 되고(Choleski 분해가 default로 되어 있음) 단기제약을 가한 구조VAR모형의 경우  $(I-B_0)^{-1} \sqrt{D}$  행렬을 구하여 IMPULSE와 ERROR 명령어의 DECOMP option에 이용하면 된다. 한편, 장기제약을 가한 구조VAR모형의 경우  $A(1)B^{-1}$  행렬을 구하여 IMPULSE와 ERROR 명령어의 DECOMP option에 이용하면 된다.

볼 수 있으나 일반적으로 經濟學者는 수준변수의 反應에 관심이 많다.<sup>25)</sup>

〈표 9〉와 〈표 10〉은 3가지 模型別로 각 攪亂要因에 자신의 표준편차만큼의 크기로 衝擊이 주어졌을 때 生産과 物價의 시간에 걸쳐 反應하는 경로를 각각 나타내 주고 있다. 이 표에서는 衝擊에 대한 反應을 누적시켰기 때문에 그 크기는 차분된 변수의 衝擊反應이 아니라 수준변수의 衝擊反應을 나타낸다. 3가지 模型 모두 양의 供給衝擊이 주어졌을 때 生産은 증가하는데 그 증가율은 模型에 따라 약간 다르나 균제상태에서 0.6% 에서 1.0%를 보이고 있다. 나머지 衝擊에 대해서는 生産이 증가하다가 시간이 경과함에 따라 감소하는 것으로 나타났다. 長期 構造 VAR模型의 경우 需要側 衝擊이 短期에는 生産을 증가시키나 長期에는 生産에 아무런 影響을 주지 못하는 것으로 나타났다. 전통적인 IS-LM 패러다임하의 經濟理論에 따르면 供給衝擊은 生産과 物價를 반대방향으로 움직이게 하고 需要側 衝擊은 生産과 物價를 같은 방향으로 움직이게 한다. 3가지 模型을 이러한 理論의 기준으로 비교해 보면 長期 構造VAR模型의 衝擊의 파급경로가 이러한 특징을 나타내고 있어 韓國의 경우 長期 構造VAR模型이 적합하다는 結論을 내릴 수 있다.

〈표 9〉 生産의 각 衝擊에 대한 反應

(a) 기준VAR模型

분 기	供給衝擊	需要衝擊	貨幣供給衝擊	貨幣需要衝擊
1	1.25	0	0	0
4	1.19	-0.3	0.31	0.01
8	1.01	-0.68	0.21	-0.24
12	0.78	-0.76	-0.05	-0.32
16	0.78	-0.8	-0.22	-0.16
20	0.71	-0.8	-0.25	-0.07
48	0.67	-0.78	-0.27	-0.03

25) 차분된 변수의 이동평균표현이 ③식과 같고 수준변수의 이동평균표현이 ④식과 같다고 하자.

$$\Delta X_t = \theta(L)e_t \quad ③$$

$$X_t = \delta(L)e_t \quad ④$$

그러면 수준변수와 차분변수의 충격반응함수간에는 ⑤식의 관계가 성립한다. 즉,  $\delta_i$ 는  $\theta(L)$  계수의 합으로 수렴한다.

$$\delta_i = \sum_{j=0}^i \theta_j \quad ⑤$$

(b) 短期制約을 가한 構造VAR 模型

분 기	供給衝擊	需要衝擊	貨幣供給衝擊	貨幣需要衝擊
1	0.73	0.4	0.28	-0.89
4	0.72	0.05	0.55	-0.88
8	0.53	-0.35	0.36	-1.02
12	0.38	-0.45	0.05	-0.97
16	0.54	-0.46	-0.12	-0.90
20	0.58	-0.48	-0.16	-0.80
48	0.57	-0.47	-0.19	-0.73

(c) 長期制約을 가한 構造VAR 模型

분 기	供給衝擊	需要衝擊	貨幣供給衝擊	貨幣需要衝擊
48	1.05	0	0	0

1. 각 수치는 편의상 100을 곱하였다.

<표 10> 物價의 각 衝擊에 대한 反應

(a) 短期制約을 가한 構造VAR 模型

분 기	供給衝擊	需要衝擊	貨幣供給衝擊	貨幣需要衝擊
1	0.29	0.16	0.11	0.73
4	0.25	0.54	0.56	0.62
8	0.19	0.96	1.07	0.81
12	0.17	1.19	1.53	0.79
16	0.04	1.29	1.90	0.62
20	-0.07	1.32	2.10	0.43
48	-0.01	1.28	2.18	0.24

(b) 長期制約을 가한 構造VAR 模型

분 기	供給衝擊	需要衝擊	貨幣供給衝擊	貨幣需要衝擊
1	-0.44	0.05	-0.41	0.53
4	-0.63	0.59	-0.24	0.49
8	-1.07	1.10	-0.13	0.62
12	-1.25	1.52	0.08	0.73
16	-1.31	1.75	0.40	0.69
20	-1.28	1.98	0.64	0.61
48	-1.16	2.04	0.78	0.55

1. 각 수치는 편의상 100을 곱하였다.

2. 衝擊의 重要度

예측오차의 분산분해 (forecasting error variance decompositions)란 한 변수의 변화를 설명함에 있어 模型內 各 衝擊이 설명하는 비율로 표시한 것이다. 따라서 예측오차의 분산분해를 이용하면 한 변수의 변화를 설명함에 있어 模型內 各 衝擊의 상대적 重要도를 측정할 수 있다. 生産의 변화로 측정되는 經濟變動을 模型內 各 衝擊이 각각 어느정도 설명하는 지는 生産의 분산분해를 보면 된다.<sup>26)</sup>

<표 11>는 3가지 模型別로 生産의 예측오차의 분산분해를 나타내 주고 있다.<sup>27)</sup> 기준VAR模型의 경우 短期에는 供給衝擊이 需要側 衝擊보다 景氣變動의 중요한 原因이 되나 長期에는 그 重要도가 비슷한 것으로 나타났다. 短期 構造VAR模型의 경우 長·短期 모두 供給衝擊과 需要側 衝擊의 重要도가 비슷한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기준VAR模型의 결과와 비슷하여 經濟理論이 결여된 기준VAR模型이나 經濟理論에 입각하여 短期制約을 가한 構造VAR模型이나 韓國의 경우 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 한편 長期 構造VAR模型의 경우 短期에는 需要側 衝擊이 중요하고 長期에는 供給衝擊이 압도한다.<sup>28)</sup> 이러한 결과는 需要側 衝擊이 生産의 短期變動을 주로 설명하고 供給衝擊은 生産의 長期變動을 주로 설명한다는 IS-LM framework 하의 景氣變動에 관한 전통적인 해석과 일치한다. 이러한 기준으로 볼 때 長期 構造VAR模型으로 韓國經濟를 설명하는 것이 타당한 것으로 結論을 내릴 수 있다.<sup>29)</sup>

<표 11> 生産의 예측오차 분산분해

(a) 기준VAR 模型

분 기	各 衝擊에 의해 설명된 비율(%)			
	供給衝擊	需要衝擊	貨幣供給衝擊	貨幣需要衝擊
1	100	0	0	0
4	87.4	1.6	9.1	1.8
8	80.5	8.7	8.9	1.8
12	73.4	18.8	6.7	3.1
16	68.1	22.9	5.7	3.3
20	64.3	27.4	5.3	3.0
48	50.8	41.5	6.1	1.6

- 26) 구조VAR 모형을 이용하여 경기변동의 원인을 밝히고자 하는 연구들은 VAR모형의 hallmark 중의 하나인 예측오차분산분해를 이용하여 충격의 중요성을 측정한다. 예를 들면, Blanchard and Quah (1989)는 총생산의 단기적인 움직임을 설명하는데 있어 총공급충격보다는 총수요충격이 더욱 중요한 역할을 한다고 주장하였고 Shapiro and Watson (1988)은 외생적인 노동공급의 교란이 미국 경기변동에 영향을 주는 가장 중요한 요인이라고 주장하였다.
- 27) 예측오차의 분산분해 역시 수준변수와 차분변수에 대해 살펴볼 수 있는데 여기서는 수준변수에 대해 분산분해를 살펴보았다.
- 28) 이러한 결과는 俞炳三(1992)의 경우 한국의 경기변동은 대부분 공급요인에 의해 설명된다는 결과와 비슷한데 모형식별을 위한 장기계약의 영향으로 볼 수 있다.
- 29) Keating (1992)은 미국의 생산, 물가, 이자율 및 통화의 장·단기 구조VAR모형을 비교하였는데 장기 구조VAR모형이 우수하다는 결론을 내리고 있다.

(b) 短期制約을 가한 構造VAR 模型

분 기	각 衝擊에 의해 설명된 비율(%)			
	供給衝擊	需要衝擊	貨幣供給衝擊	貨幣需要衝擊
1	33.8	10.2	5.2	50.9
4	33.0	5.0	22.9	39.1
8	27.1	3.9	21.3	47.7
12	23.2	6.1	16.3	54.3
16	22.1	8.2	13.1	56.7
20	22.3	9.7	11.1	57.0
48	25.1	14.9	7.1	52.9

(c) 長期制約을 가한 構造VAR 模型

분 기	각 衝擊에 의해 설명된 비율(%)			
	供給衝擊	需要衝擊	貨幣供給衝擊	貨幣需要衝擊
1	39.4	58.2	0.6	1.8
4	33.1	61.8	2.4	2.8
8	44.9	47.2	6.1	1.8
12	55.2	35.8	7.6	1.4
16	63.2	28.8	6.8	1.2
20	68.9	24.2	5.8	1.0
48	85.2	11.5	2.8	0.5

## VI. 要約 및 結論

본 論文은 韓國에 있어서 景氣變動의 原因을 밝혀내고 각 原因(巨視經濟衝擊)들이 經濟變動에 미치는 影響(衝擊의 과급경로 및 重要度)을 살펴보고자 하였다. 分析에 사용된 模型은 축소형模型인 벡터自己回歸模型과 관찰할 수 없으나 經濟적으로 의미를 갖는 構造攪亂要因들이 포함된 경우에 적합한 構造벡터自己回歸模型을 이용하였다. 構造벡터自己回歸模型은 構造模型과 時系列模型을 결합한 것이므로 模型內 變수의 長, 短期動學을 살펴보는데 유용하게 쓰이나 構造模型에서와 같이 識別問題에 부딪히게 된다. 模型의 識別을 위해서는 經濟理論으로부터 도출된 制約을 가하게 되는데 同時的 制約, 長期制約, 同時的 制約 및 長期制約 등 3종류의 制約을 가하는 方法이 있다. 여기서는 總需要模型에 근거하여 短期制約을 가한 短期 SVAR模型과 新古典派(neoclassical) 류의 長期成長模型에 근거하여 長期制約을 가한 長期 SVAR模型을 識別하였다. 아무런 制約이 가해지지 않은 벡터自己回歸模型을 기준模型으로하고 短期 SVAR 및

長期 SVAR模型을 비교하였다. 模型의 비교에는 衝擊反應函數와 예측오차의 분산분해가 이용되었다. 비교의 기준은 둘인데 그 하나는 供給衝擊은 生産과 物價를 반대 방향으로 움직이게 하고 需要衝擊은 生産과 物價를 같은 방향으로 움직이게 한다는 전통적인 해석으로 각 模型의 衝擊反應函數를 살펴보고 비교하였다. 이 기준에 따르면 기준模型과 短期 SVAR模型의 경우 需要側 衝擊에 대해 生産이 증가하다가 감소하는 것으로 나타나 전통적인 해석과 일치하지 않고 長期 SVAR模型은 短期的으로 生産이 증가하다가 制約의 결과 長期的으로는 影響이 없는 것으로 나타나 長期 VAR模型이 적합한 것으로 나타났다. 또 다른 하나는 需要衝擊은 生産의 短期變動을 주로 설명하고 供給衝擊은 生産의 長期變動을 주로 설명한다는 전통적인 해석으로 각 模型의 예측오차의 분산분해를 이용해 비교해 보았다. 이 기준에 따르면 기준模型의 경우 短期에 供給衝擊이 더욱 중요하고 長期에는 需要 및 供給衝擊의 重要도가 비슷하며 短期 SVAR模型의 경우 長, 短期 모두 需要 및 供給衝擊의 重要도가 비슷한 것으로 나타나 전통적인 해석과 일치하지 않는 것으로 나타났다. 한편 長期 SVAR의 경우 短期에는 需要衝擊이 압도하고 長期에는 供給衝擊이 압도하여 長期 SVAR模型이 우수한 것으로 나타났다. 이러한 模型비교의 결과는 미국의 경우와 일치하는 것으로 나타났다.

한편, 본 研究를 통하여 얻을 수 있는 政策的인 示唆點은 크게 두가지가 있다. 첫째 우리 經濟의 成長原因은 勞動者의 근면성, 높은 教育水準, 生産技術의 發展, 社會間接資本의 확충 등 供給側 要因에 있으므로 總供給을 擴大하는 政策이 지속적으로 必要하다. 둘째는 長期SVAR 模型의 衝擊反應函數에서 나타나듯이 通貨政策보다는 緊縮財政政策 등 국내압축을 縮小시키는 政策이 物價를 잡는데 效果가 있으므로 通貨政策보다는 財政政策을 통한 總需要管理政策이 必要하다고 하겠다. 특히 物價上昇期에는 이러한 政策이 위력을 발휘할 것으로 기대가 된다.

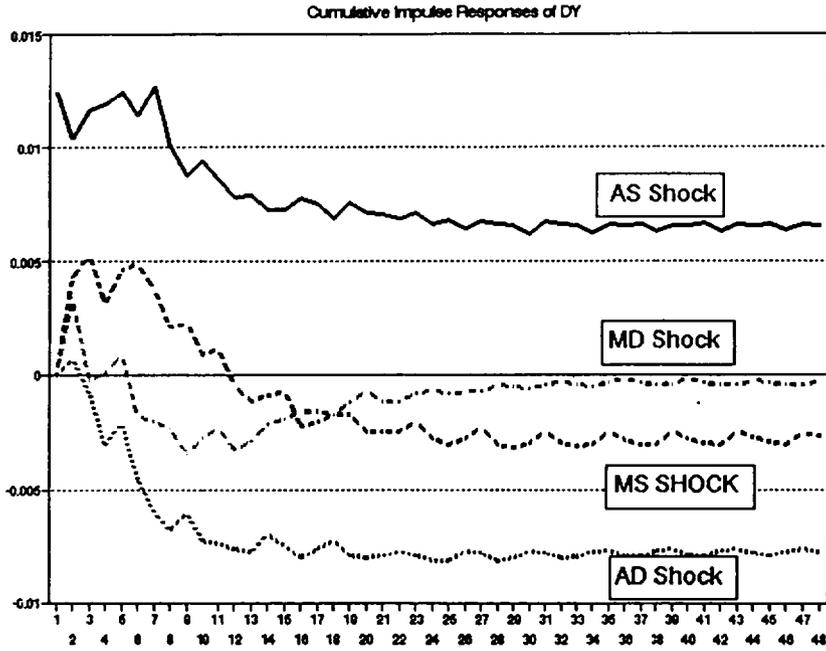
마지막으로 본 論文에서 개선 또는 보완이 되어야 할 점은 다음과 같다. 첫째는 長期 SVAR 模型을 識別하기 위해서 가하는 長期制約의 經濟理論的 뒷받침이다. 물론 본 論文에서 사용한 制約자체에 큰 무리는 없는 듯이 보이고 또한 實際資料의 中立性 檢定結果도 그러한 制約을 뒷받침 해 주고 있으나 長期의 理論的 模型의 設定下에서 長期制約을 유도해 낼 수 있으면 한다. 둘째는 長, 短期 制約을 동시에 사용하는 方法이다. 長期的 制約은 模型內 변수가 축차적으로 배열(recursive ordering)이 되고 있는데 이러한 배열에 맞는 理論的 模型의 設定이 가능하지 않을 경우 通貨의 中立性과 같은 최소한의 長期制約과 또한 政策의 시차성 등으로 인한 短期的인 制約도 經濟的 의미가 있을 수 있으므로 同時的 制約과 長期的 制約을 동시에 가해 模型을 識別할 수 있을 것이다. 셋째는 더욱 다양한 短期制約을 시도해 보는 것이 좋을 것 같다. 長期 SVAR模型이 다른 어떤 종류의 短期 SVAR模型보다 우수한 지에 대해서 더욱 검토가 되어야 할 것이다.

## 參考文獻

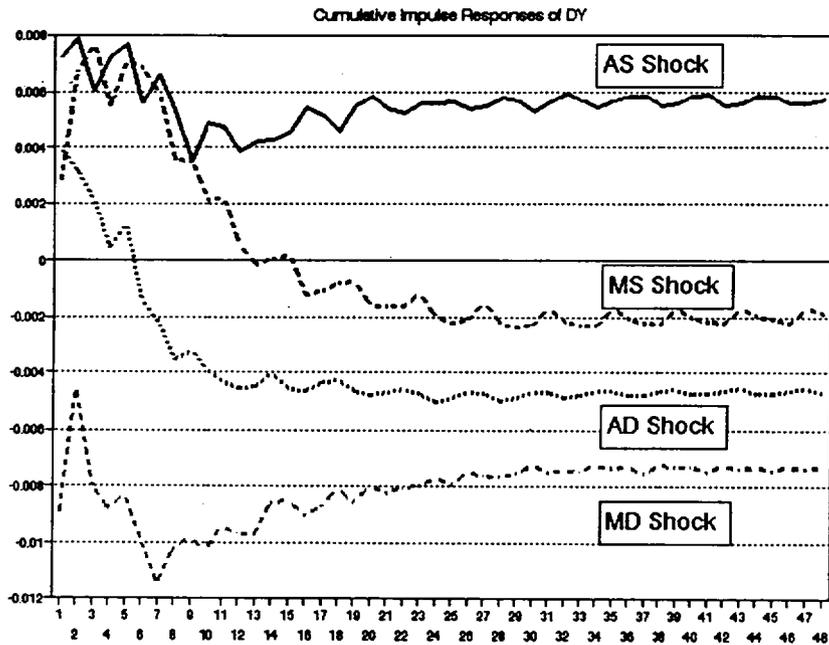
- 姜起春, "경기변동의 이론 및 실증연구방법에 관한 고찰", 「論文集(人文.社會科學篇)」 제38집, 濟州大學校, (1994).
- 金亮宇, "Johansen 공적분기법에 의한 時系列分析", 업무참고자료 제3호, 韓國銀行, (1992년 5월).
- 金治鎬, "小規模 開放經濟의 巨視經濟의 衝擊과 景氣變動", 1993년도 韓國經濟學會 學術大會 發表論文(1993).
- 朴在夏, "韓國의 巨視經濟變動 要因", 韓國金融研究院 창립 1주년 기념 국제심포지움 發表論文(1992).
- 俞炳三, "需要 및 供給攪亂이 韓國經濟에 미치는 影響", 「金融經濟研究」 제39호, 韓國銀行, (1992년 2월).
- Ahmed, S., B.Ickes, P.Wang & B.S.Yoo, "International Business Cycles", *American Economic Review* 83(1993), pp.335-359.
- Baek, E. G, "Does Money Cause Output in the Korean Economy? : Lessons from Time Series of 1982 to 1992, Policy Monograph 93-05, Korea Development Institute, (1993).
- Bernanke, B., "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25(1986), pp.49-100.
- Blanchard, O. J., "A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review* 79(1989), pp.1146-1164.
- Blanchard, O. J. & D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review* 79(1989), pp.635-673.
- Blanchard, O. J., and M. W. Watson, "Are Business Cycles All Alike?", pp.123-179 in *American Business Cycle*, Gordon, R. J., eds., (University of Chicago Press) 1986.
- Cooley, T. & S. LeRoy, "Atheoretical Macroeconometrics", *Journal of Monetary Economics* 16(1985), pp.283-308.
- Dickey, D. A. & W. A. Fuller, "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association* 74(1979), pp.427-431.

- Engle, R. F. & C. W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55(1987), pp.251-276.
- Engle, R. F. & B. S. Yoo, "Forecasting and Testing in Cointegration Systems", *Journal of Econometrics* 35(1987), pp.143-159.
- Frisch, R., Propagation Problems and Impulse Problems in Dynamic Economics, pp.171-205 in *Economic Essays in Honour of Gustav Cassel*, (Allen and Unwin), 1933.
- Fuller, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and sons.
- Gali, J., "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data", *Quarterly Journal of Economics* 107(1992), pp.709-738.
- Granger, C. W. J., "Investing Causal Realtions by Econometric Models and Cross-Spectral Models", *Econometrica* 37(1969), pp.424-438.
- Granger, C. W. J. & W. K. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2(1974), pp.111-120.
- Hall, R. E., & J. B. Taylor(1991), *Macroeconomics*, 3rd ed., Norton.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(1988), pp.231-254.
- Johansen, S. & K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(1990), pp.169-210.
- Judge, G., R. Hill, W. Griffiths, H. Lütkepohl & T. Lee(1988), *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, 2nd ed., John Wiley and sons.
- Keating, J. W., "Identifying VAR Models under Rational Expectations", *Journal of Monetary Economics* 25(1990), pp.453-476.
- Keating, J. W., "Structural Approaches to Vector Autoregressions", *Review* 74, Federal Reserve Bank of St.Louis, (1992 : September/October), pp.37-57.
- King, R., C. Plosser, J. Stock, & M. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *NBER Working Paper no. 2229*(1987).
- Leamer, E., "Vector Autoregressions for Causal Inference?", *Carnegie - Rochester Conference Series on Public Policy* 22(1985), pp.255-304.

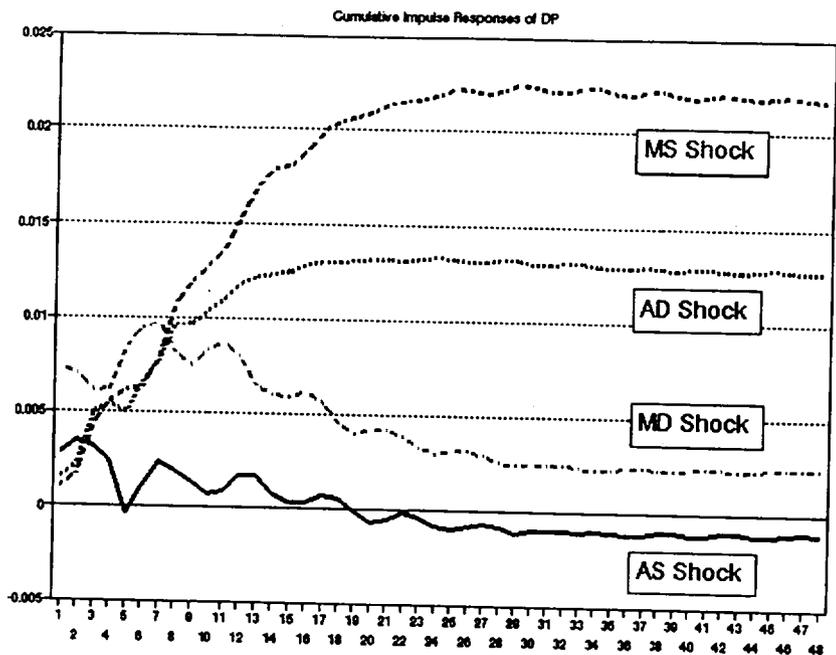
- Nelson, C. R., and C. I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics* 3(1982), pp.129-162.
- Phillips, P. C. B. & P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika* 75(1988), pp.335-346.
- Shapiro, M. D. & M. W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations", *NBER Macroeconomics Annual* 3(1988), pp.111-148.
- Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48(1980), pp.1-48.
- Sims, C. A., "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis(1986: Winter), pp.2-16.
- Sims, C. A., "Models and their Uses", *American Journal of Agricultural Economics* (1989), pp.489-494.
- Stock, J. H. & M. W. Watson, "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality", *Journal of Econometrics* 40(1989), pp.161-181.



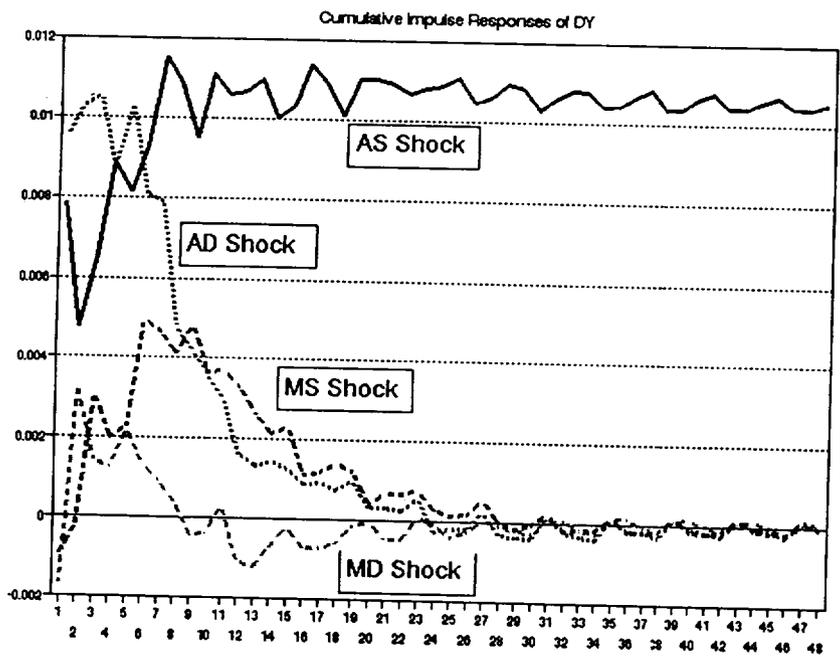
〈그림 1〉 生産의 각 衝擊에 대한 反應(기준 VAR模型)



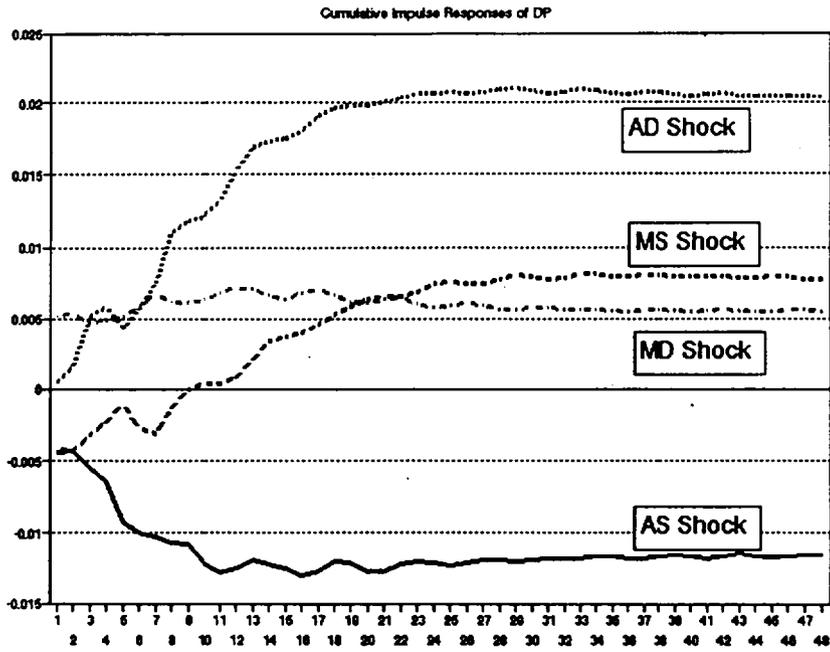
〈그림 2〉 生産의 각 衝擊에 대한 反應(短期 SVAR模型)



〈그림 3〉 物價의 각 衝擊에 대한 反應(短期 SVAR模型)



〈그림 4〉 生産의 각 衝擊에 대한 反應(長期 SVAR模型)



〈그림 5〉 物價의 각 衝擊에 대한 反應(長期 SVAR模型)