구조VAR모형을 이용한 고전적 이분법에 대한 실증분석

姜 起 春*

目 次

Ⅰ. 서 론
Ⅱ. 변수형태의 설정
Ⅲ. 중립성과 인과성 검정
Ⅳ. 충격반응과 예측오차분산분해
Ⅴ. 요약 및 결론

Ⅰ. 서 론

거시계량경제 분야에서 중요하고도 관심이 있는 연구과제 중의 하나는 생산, 통화량, 물가, 이자율 등 거시경제변수간의 관계를 밝히는 것이다. 특히, 통화공급의 변화가 경제변동을 예측하는데 도움이 되는 지의 여부를 고찰하는 것은 거시계량경제 분야에서 오랫동안 지속되어 온 연구과제이다. 이 연구과제는 통화정책의 유효성에 관한 통화주의자와 케인즈학파간의 논쟁과 관계가 있다. 통화정책의 유효성을 보여주는데 사용되는 접근방법은 시계열모형과 구조모형 등 두 가지가 있다. 예를 들면, Sargent and Wallace(1975)는 합리적 기대가설을 도입하여 정책의 무력성을 보여주기 위하여 구조모형을 이용하였다. 그들은 정책의 무력성을 실증적으로 보여주기 위해 여러 가지 자의적(ad hoc)인 제약을 모형의 추정과정에서 가하였다. 그러나 다변수 시계열 모형을 이용할 경우 그러한 자의적 제약의 문제는 피할 수 있다.

본 논문에서는 1970년과 1980년대의 한국경제에 있어서 통화량과 생산, 물가 및 이자율 등 거시경제변수와의 관계 - 통화의 중립성, 인과관계, 통화량 변동의 단기효과 - 를 분석한다.[1] 그

* 제주대학교 경상대학 경제학과 교수

1) 여기서 '인과성(causality)'이라 함은 통화의 과거변화가 생산에 영향을 주는 것을 의미하고 '중립성(neutrality)'이라 함은 통화량의 과거변화가 생산에 미치는 영향의 합이 0인 것을 의미한다.

중에서도 특히 통화는 실질생산에 영향을 주지 않는다는 고전학파의 실물시장과 화폐시장의 이분법(classical dichotomy between output and money market)이 한국의 경우에 성립하는지를 살펴보는데 관심의 초점을 둔다. 이러한 분석을 위하여 구조모형 대신에 벡터자기회귀(Vector Autoregressive : VAR)모형을 이용하였다. 한편, 분석에 이용된 자료는 1973년 Ⅱ분기부터 1989년 Ⅳ분기까지의 실질총생산(y), 총통화(M_2 : m), 소비자물가지수(p), 국공채수익률(r) 자료이며 실질총생산과 소비자물가지수는 X-11 ARIMA로 계절조정을 하였다. 국공채수익률을 제외한 모든 자료는 로그변환을 한 뒤 분석에 이용하였다.

통화에서 생산으로 일방적인 인과관계(unidirectional causal relationship)가 있음을 보여준 Sims(1972)의 선구적인 연구이래 통화와 생산에 관한 많은 실증연구들은 2변수 또는 다변수 VAR모형을 이용하여 통화가 생산변동의 원인변수가 되는 지를 밝히는데 관심을 가져왔다. 최근의 논의들을 살펴보면 통화와 생산사이에 인과관계의 존재 여부는 분석에 이용된 시계열 자료에 단위근과 공적분 관계의 존재 여부에 결정적으로 의존하고 있다는 것이다. Sims(1980b), Nelson and Plosser(1982), Christiano and Ljungqvist(1988), Stock and Watson(1989), Sims, Stock and Watson(1990) 등이 이에 관한 대표적인 연구들이다. 이 중에서 특히 본 논문에서 사용된 점근적 분포에 관한 이론적인 배경으로 Sims, Stock and Watson(1990)에 의해 최근 개발된 새로운 방법론을 소개할 필요가 있다. 그들에 따르면 F-검정을 해석하기 위해 통상적인 점근적 정규분포이론이 이용되는 경우는 다음의 2가지 경우이다. 첫째는 검정대상이 되는 제약식이 평균이 0인 안정적인 변수(stationary variable)에 대한 제약식으로 표현되어야 하는 경우이며 둘째는 제약식이 시차다항식으로 나타낼 수는 있지만 확률추세를 가진 다른 변수와 선형관계가 없는 변수를 포함하는 경우이다. 그 외의 경우는 F-통계량이 비표준적인 분포(nonstandard distribution)에 따르기 때문에 특정한 귀무가설하에 비표준적인 F-분포를 새로이 계산을 해야 한다. 예를 들어, 불안정적인 두 변수의 수준변수를 이용하여 인과성검정을 할 경우 정확한 통계적 추론을 위해서는 비표준적인 F-분포를 계산하여 가설을 검정해야 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. Ⅱ장에서는 모형을 설정하기에 앞서 자료가 단위근(unit root)과 주어진 자료사이에 공통적인 확률추세(common stochastic trend)가 있는지를 검정해 보았다. 개별적인 시계열 자료들이 확률적 추세를 가지고 있다고 하는 귀무가설을 기각할 수 없어 개별적인 시계열자료들은 차분안정계열임이 밝혀졌다. 주어진 자료들의 수준변수가 공적분관계에 있지 않다고 하는 귀무가설 역시 기각할 수 없어 자료들의 수준변수 사이에 장기적인 균형관계가 없는 것으로 밝혀졌다. Ⅲ장에서는 통화의 인과성 및 중립성을 검정해 보았다. 통화가 중립적이라는 것은 통화증가율의 과거변화가 생산증가율에 미치는 영향의 합이 0인 것을 의미하는데 검정의 결과 통계적으로 유의하지 않은 것으로 밝혀졌다. 즉, 통화가 중립적이라는 귀무가설을

기각할 수 없었다. 통화가 생산의 원인변수가 아니라는 것(즉, 통화와 생산에는 인과관계가 없다는 것)은 통화증가율의 과거변화가 생산증가율에 영향을 주지 않는 것을 의미하는데 검정의 결과 통화증가율은 생산증가율의 원인변수가 되지 않는 것으로 밝혀졌다. Ⅳ장에서는 구조벡터자기회귀(Structural VAR)모형을 이용하여 각 충격에 대한 모형내 거시변수들의 동태적인 반응(또는 충격의 파급경로)을 살펴보고 모형내 변수들의 변동을 설명함에 있어 통화충격의 중요도를 측정해 보았다. 이자율과 물가의 예측오차분산이 통화충격에 의해 설명되어 지는 비율은 상대적으로 작고 생산의 경우 이 비율은 다소 증가하나 12%-13% 정도로 상당히 작은 것으로 나타났다. Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 변수형태의 설정

시계열분석에서는 안정적인 시계열자료를 이용해야 하므로 자료의 안정성(stationarity) 여부를 먼저 살펴보아야 한다. 최근까지 시계열자료는 확정적 추세(deterministic trend)를 중심으로 움직이는 추세안정(trend stationary)계열이므로 회귀방법으로 확정적 추세를 제거한 계열은 안정적인 것으로 보고 사용하여 왔다. 그러나 Nelson and Plosser(1982)는 대부분의 거시시계열들이 확률적 추세(stochastic trend)를 가지고 있는 차분안정(difference stationary)계열이므로 차분(differencing)을 함으로써 안정적인 시계열을 얻을 수 있다고 주장하였다. 확률적인 추세를 가진 시계열을 단위근(unit root)을 가졌다고 일반적으로 말하는데 단위근을 가진 불안정시계열을 회귀분석에 그대로 이용하면 표본수가 증가함에 따라 회귀계수의 t-값도 증가하여 상관관계가 없는 변수 사이에도 마치 강한 상관관계가 있는 것으로 나타나는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하게 된다.[2] 또한 경제시계열이 확률적 추세를 가지고 있다는 것은 충격(innovation)이 확률적 추세를 가지고 있다는 것인데 이러한 충격들은 그 영향이 지속적인 것이 특징이다.

시계열을 차분하여 사용할 경우의 장점은 다음과 같다. 만약에 어떤 시계열이 실제로 확률적 추세를 가지고 있을 경우 추정치에 대한 통계적 추론은 표준적인 분포에 따르지 않게 되는데 그럼에도 불구하고 원래의 시계열을 확정적 추세를 제거하고 통상적인 통계적 추론을 할 경우 잘못된 결론을 내릴 수 있다. 한편, 시계열을 차분하여 사용할 경우의 단점은 차분을 함으로써 수준변수간에 존재할 수 있는 관계에 대한 정보가 손상될 수 있다는 점이다. 그럼에도 불구하고 많은 시계열들이 단위근을 가지고 있는 것으로 밝혀졌고 수준변수로 회귀분석을 하고 통계적

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

추론을 할 경우 사실과 다른 결론을 가져올 수 있기 때문에 차분된 시계열 자료를 주로 시계열 분석에 많이 사용한다. Phillips(1986)는 Granger and Newbold가 지적한 가성회귀문제에 동의하면서 시계열이 임의보행확률과정(random walk process)에 가까운 불안정적인 확률과정에 따를 경우 통상적인 t 또는 F 검정통계량은 표준적인 점근분포에 따르지 않고 표본의 크기가 커짐에 따라 더욱 그러한 현상이 발생한다는 것을 보였다. 본 논문에서도 이러한 점을 감안하여 단위근을 가질 경우 몬테 카를로 모의실험(Monte Carlo Simulation)을 통하여 비표준적인 점근분포를 구하였다.

시계열이 단위근을 가지고 있는지를 검정하는 방법은 여러 가지가 있는데 본 논문에서는 Dickey and Fuller(1979)와 Phillips and Perron(1988)의 검정방법을 사용하였다. 본 논문에서 사용된 두 검정방법을 간단히 소개하면 다음과 같다. Box-Jenkins의 모형식별 방법에 따라 시계열의 자기상관함수(autocorrelation function)를 살펴보니 점진적으로 감소하는 것으로 나타나 모든 시계열들이 불안정적임이 밝혀졌다. Dickey and Fuller는 오차항에 자기상관이 없다는 가정하에 검정통계량의 확률분포를 계산하였다. 오차항의 자기상관을 고려하는 간단한 방법은 일반모형을 (1)식과 같이 설정한 후 잔차항에 자기상관이 없도록 p값을 정하면 된다.

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

(1)식을 보통최소자승법으로 추정한 후 y_{t-1}항 추정계수의 t값을 주어진 유의수준하에서 Fuller (1976, p.373)에 있는 임계치와 비교하여 단위근 여부를 결정한다. 본 논문에서 자기상관을 조정하기 위한 p값을 모든 자료에 있어서 1로 하였는데 이는 시계열 자료가 AR(2)의 확률과정에 따르는 것을 의미한다. Dickey-Fuller의 감정방법이 p값에 영향을 받을 수 있으므로 p값에 영향을 받지 않고 자료에 이분산(heteroscedasticity)이 있을 경우도 사용이 가능한 Phillips-Perron 검정방법으로 단위근 여부를 살펴보았다. 시계열 자료에 단위근이 존재한다는 가정하에 Phillips-Perron의 4가지 통계량-$Z(\alpha^*)$, $Z(\tilde{\alpha})$, $Z(t_{\alpha}^*)$, $Z(t_{\tilde{\alpha}})$-을 간단히 소개하면 다음과 같다. 먼저 (2)와 (3)식의 회귀방정식을 설정한다.

$$y_t = \mu^* + \alpha^* y_{t-1} + e_t^* \qquad (2)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}(t - T/2) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{e}_t \qquad (3)$$

단, T는 표본의 크기이다.

t_a^* 과 $t_{\tilde{a}}$를 각각 (2)식과 (3)식에서 $\alpha=1$이라는 귀무가설을 검정하기 위해 보통최소자승법으로 추정한 t값이라 하자. 그러면 위의 4가지 통계량은 (4) - (7)식과 같이 정의된다.

$$Z(\alpha^*) = T(\alpha^* - 1) - \lambda^* / \widetilde{m}_{yy} \tag{4}$$

$$Z(t_a^*) = (s^*/\sigma_{\Pi}^*)t_a^* - \lambda^{**}\sigma_{\Pi}^*/(\widetilde{m}_{yy})^{1/2} \tag{5}$$

$$Z(\tilde{\alpha}) = T(\tilde{\alpha} - 1) - \lambda/M \tag{6}$$

$$Z(t_{\tilde{a}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{\Pi})t_{\tilde{a}} - \lambda^{*}\tilde{\sigma}_{\Pi}/M^{1/2} \tag{7}$$

단, $m_{yy} = T^{-2}\sum y_t^2$, $\widetilde{m}_{yy} = T^{-2}\sum(y_t - \bar{y})^2$, $m_y = T^{-3/2}\sum y_t$, $m_{ty} = T^{-5/2}\sum t y_t$,

$M = (1 - T^{-2})m_{yy} - 12m_{ty}^2 + 12(1 + T^{-1})m_{yt}m_y - (4 + 6T^{-1} + 2T^{-2})m_y^2$,

$\lambda^* = (\sigma_{\Pi}^{*2} - s^{*2})/2$, $\lambda^{**} = \lambda^*/\sigma_{\Pi}^{*2}$, $\lambda = (\widetilde{\sigma}_{\Pi}^2 - \tilde{s}^2)/2$, $\lambda^{*} = \lambda/\widetilde{\sigma}_{\Pi}^2$이다.

한편, s^{*2} 과 $s^{\sim 2}$ 는 각각 (2)와 (3)식의 σ_e^2 에 대한 일치추정량을 나타내며

$$\sigma_{\Pi}^{*2} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} e_t^{*2} + 2T^{-1}\sum_{s=1}^{l} w_{sl}\sum_{t=s+1}^{T} e_t^* e_{t-s}^*$$

$$\tilde{\sigma}_{\Pi}^{2} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} \tilde{e}_t^{2} + 2T^{-1}\sum_{s=1}^{l} w_{sl}\sum_{t=s+1}^{T} \tilde{e}_t\ \tilde{e}_{t-s}$$

단, $w_{sl} = 1 - s/(l+1)$이다.

귀무가설하에 (4) - (7)식에서 주어진 4가지 검정통계량에 대한 임계치는 Fuller(1976, p. 371, 373)을 이용하면 된다.

<표 1-a>와 <표 1-b>는 단위근 검정의 결과를 나타내 주고 있다. <표 1-a>는 수준변수에서의 단위근 검정결과를 나타내고 있는데 모든 자료가 수준변수에 하나의 단위근이 있는 것으로 나타났다. $Z(t_a^*)$ 에 의한 검정결과는 통화량은 5% 유의수준에서 그리고 물가는 1% 유의수준에서 단위근의 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 그러나 다른 검정방법에 의할 경우 단위근이 있는 것으로 나타나 모든 시계열 자료에 단위근이 있는 것으로 보았다. 한편, 시계열자료가 2개의 단위근을 가질 가능성과 차분된 시계열이 확정적 시간추세(deterministic time trend)를 가질 가능성을 고려해야 한다. <표 1-b>는 차분된 변수의 단위근 검정결과를 나타내고 있는데 차분변수는 단위근이 없는 안정적인 시계열로 나타났다. 따라서 확률적 추세를 제거하기 위해서는 차분을 해야 하는데 로그로 표시된 시계열들의 확률적 추세를 제거한 안정적 시계열은 전분기대비 증가율의 근사치가 된다. 또한 Stock and Watson(1989)의 주장에 따라 차분된 시계열이 확정적인 추세(상수항 및 시간추세)를 가질 가능성을 살펴보았다. 그 결과는 <표 2>에 나타나 있는데 표에 따르면 생산증

가율, 통화증가율과 물가상승률은 양(+)의 상수항을 가져 시간의 흐름에 따라 증가함을 나타내고 있고 통화증가율과 물가상승률은 음(-)의 시간추세를 보여 주고 있다. 결론적으로 분석에 이용될 변수형태의 설정은 다음과 같다. 생산은 양의 상수항을 가진 임의보행 확률과정이고, 통화량과 물가는 양의 상수항과 음의 시간추세를 가진 임의보행 확률과정이며 마지막으로 이자율은 상수항이 없는 임의보행 확률과정이다.

〈표 1-a〉 단위근 검정(수준변수)

	$Z(\alpha^*)$	$Z(t_\alpha^*)$	$Z(\tilde{\alpha})$	$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	$DF(\tau^r)$
생 산	0.12	0.23	-7.02	-1.82	-1.86
통 화 량	-0.69	-3.33*	-1.99	-0.68	-0.40
물 가	-1.90	-4.04**	-1.77	-1.14	-1.07
이 자 율	-4.06	-1.41	-9.44	-2.56	-2.39

- Dickey - Fuller 검정에서 자기상관조정을 위한 p는 1로 하였는데 이러한 검정방법을 ADF (Augmented Dickey - Fuller) 검정이라 부른다.
- Phillips - Perron 검정에서 시차=4를 사용하였다.
- **, *는 1%, 5% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.
- 임계치는 Fuller (1976)의 p. 371과 p. 373에 있다.

〈표 1 - b〉 단위근 검정(차분변수)

	$Z(\alpha^*)$	$Z(t_\alpha^*)$	$Z(\tilde{\alpha})$	$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	$DF(\tau^r)$
생 산	-87.53**	-10.30**	-86.83**	-10.32**	-10.45**
통 화 량	-32.86**	-4.52**	-48.59**	-5.73**	-3.23+
물 가	-52.43**	-5.86**	-73.95**	-7.56**	-4.42*
이 자 율	-54.07**	-6.91**	-54.61**	-6.88**	-6.91**

- Dickey - Fuller 검정에서 자기상관조정을 위한 p는 생산의 경우 1로, 통화량과 물가의 경우 2로 하였고 이자율의 경우는 0으로 하였다.
- Phillips - Perron 검정에서 시차=4를 사용하였다.
- **, +는 1%, 10% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.
- 임계치는 Fuller (1976)의 p. 371과 p. 373에 있다.

〈표 2〉 확정적 추세 검정

차 분 변 수	설 명 변 수	
	상 수 항	시 간 추 세
생 산	0.01982	0.1206×10^{-3}
	(2.43)**	(0.55)
통 화 량	0.03307	-0.2382×10^{-3}
	(2.91)**	(-1.82)+
물 가	0.04252	-0.6315×10^{-3}
	(3.67)**	(-2.96)**
이 자 율	0.1210	-0.4972×10^{-2}
	(0.28)	(-0.47)

- 회귀모형은 상수항과 시간추세를 포함한 AR(2)이다.
- 괄호안은 t값을 나타내며 **, +는 1%, 10% 수준에서 각가가 유의함을 나타낸다.

한편, 다변수 시계열 분석에서 반드시 고려해야 할 사항은 둘 또는 그 이상의 변수들 사이에 존재할 수 있는 공적분(cointegration)이다. Engle and Granger(1987)에 의해 도입된 공적분의 개념은 다음과 같다. 개별적으로는 단위근을 갖는 불안정한 시계열이지만 그들 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재할 경우 이들 사이의 선형결합 관계를 공적분 관계라고 한다. 따라서 단위근을 가진 시계열들 사이에 공적분 관계를 검정한다는 것은 개별적으로 확률적 추세를 가진 시계열들이 공통적인 확률추세를 가지고 있는 지를 검정하는 것이 된다. 한편 Engle and Granger는 만일 단위근을 갖는 시계열들이 공적분 관계를 가질 경우 일차 차분된 변수들로 구성되는 VAR모형은 존재할 수 없다는 것을 증명하였다. VAR모형과 같은 다변량(multivariate) 모형에서는 완전한 위수(full rank)를 가진 계수행렬이 필요한데 만약 시계열이 공적분 관계가 있음에도 불구하고 이들 변수들의 차분변수로 VAR모형을 만들면 이러한 조건을 만족시키지 못하게 된다. 이때는 차분변수와 수준변수의 복합형태로 표시된 오차수정모형(error correction model)으로 구성해야 한다.

공적분 검정방법 역시 여러 가지가 있는데 대표적인 검정방법은 Engle and Yoo(1987)의 검정방법이다. 이 검정방법은 여러 개의 공적분 관계가 있을 경우 이용될 수 없다는 단점이 있으나 사용하기에 간편하고 검정결과 공적분 관계가 없는 것으로 판명될 경우 앞에서 지적한 문제는 없기 때문에 본 논문에서는 이 방법으로 검정하였다. 〈표 3〉은 공적분 검정의 결과를 나타내 주고 있는데 생산, 통화량, 물가 및 이자율의 4변수간에 공적분 관계가 없는 것으로 나타나 이들 변수의 차분된 변수로 구성된 VAR모형을 사용할 수 있게 되었다.

결론적으로 단위근과 공적분 검정의 결과 각 변수들은 각각 다음과 같은 형태로 다음의 분석에 이용되었다.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \Delta\varepsilon_{yt} \quad (8)$$

$$\Delta m_t = \alpha_2 + \beta_1 t + \Delta\varepsilon_{mt} \quad (9)$$

$$\Delta p_t = \alpha_3 + \beta_2 t + \Delta\varepsilon_{pt} \quad (10)$$

$$\Delta r_t = \Delta\varepsilon_{rt} \quad (11)$$

단, $\Delta\varepsilon_{yt}$, $\Delta\varepsilon_{mt}$, $\Delta\varepsilon_{pt}$, $\Delta\varepsilon_{rt}$는 각각 평균이 0인 안정적 확률과정이다.

〈표 3〉 공적분 검정

	DF	ADF
생 산	-3.81	-2.66
통 화 량	-3.82	-3.13
물 가	-3.74	-3.37
이 자 율	-1.86	-2.18

- 각 변수들이 동일한 분산을 갖도록 정규화 하였다.
- 임계치는 Engle and Yoo(1987)에 있다. DF검정의 경우(4변수, 50개 자료) 1%, 5%, 10% 유의수준에서 임계치는 각각 -4.94, -4.35, -4.02이고 ADF검정의 경우 위 유의수준에서 각각 -4.61, -3.98, -3.67이다.

Ⅲ. 중립성과 인과성 검정

본 장에서 검정할 첫번째 가설은 생산증가율은 통화증가율에 중립적이라는 것이고 두번째 가설은 통화증가율은 생산증가율의 원인변수가 아니라고 하는 것이다. 이러한 가설은 검정하기 위하여 4변수의 차분변수로 구성된 VAR모형을 이용하였는데 확정적 변수의 처리에 따라 3가지의 서로 다른 모형을 고려하였다.

통화증가율, 이자율변화, 생산증가율 및 물가상승률로 구성된 VAR모형에서 생산증가율이 종속변수인 방정식을 살펴보자. 만약에 확정적 시간추세치가 없다면 회귀방정식은 (12)식과 같이 나타내어 진다.

$$\Delta y_t = A_0 + A_1(L)\Delta y_{t-1} + A_2(L)\Delta m_{t-1} + A_3(L)\Delta p_{t-1} + A_4(L)\Delta r_{t-1} + e_{yt} \quad (12)$$

단, $A_i(L)$, $i=1,..4$는 p차 시차다항식(lag polynomials of order p)이다.

한편, 어떤 변수가 중립성이 있다는 의미는 다른 변수에 대한 그 변수의 장기적인 영향이

없다는 것을 의미하므로 (13)식과 통화량의 과거변화가 생산에 미치는 영향의 합이 0이 된다.

$$A_2(1)=\sum_{i=1}^{p}A_{2i}=0 \tag{13}$$

또한 (12)식의 모수 $A_2(L)$은 다음의 (14)식과 같이 재구성할 수 있다.

$$A_2(L)=A_2(1)+A_2^*(L)(1-L) \tag{14}$$

단, $A_{2i}^*=-\sum_{j=i+1}^{p}A_{2j}$

따라서 (12)식은 다음의 (15)식과 같이 새로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta y_t=\ & A_0+A_1(L)\Delta y_{t-1}+A_2(1)\Delta m_{t-1}+A_2^*(L)\Delta^2 m_{t-1}\\ & +A_3(L)\Delta p_{t-1}+A_4(L)\Delta r_{t-1}+e_{yt}\end{aligned} \tag{15}$$

(15)식을 (모형 1)이라고 하자. (모형 1)에서 중립성의 검정은 Δm_{t-1}의 회귀계수의 통계적 유의성을 검정하면 된다.

(모형 1)에서 $A_1(1)=0$을 검정하는 것은 통화증가율에 확정적인 시간추세치가 있을 경우 시간추세치가 제거된 통화증가율의 중립성에 대한 검정이 되지 못한다. 이 경우 (9)식에서 $\Delta\varepsilon_{mt-1}$ 즉, 추세치가 제거된 통화증가율의 시차변수가 (15)식의 Δm_{t-1}대신에 사용되어야 한다. 그러나 이 경우 시간추세치가 제거된 통화증가율의 중립성 검정에 대한 대안은 (모형 1)에 시간추세치를 설명변수로 포함시켜 (16)식과 같이 나타내는 것인데 이를 (모형 2)라 하자.

$$\begin{aligned}\Delta y_t=\ & A_0+\beta t+A_1(L)\Delta y_{t-1}+A_2(1)\Delta m_{t-1}+A_2^*(L)\Delta^2 m_{t-1}\\ & +A_3(L)\Delta p_{t-1}+A_4(L)\Delta r_{t-1}+e_{yt}\end{aligned} \tag{16}$$

마지막으로 (모형 1)에 시간에 대한 2차 다항식을 포함시켜 (17)식과 같이 나타내고 이를 (모형 3)이라 하자.

$$\begin{aligned}\Delta y_t=\ & A_0+\beta_1 t+\beta_2 t^2+A_1(L)\Delta y_{t-1}+A_2(1)\Delta m_{t-1}+A_2^*(L)\Delta^2 m_{t-1}\\ & +A_3(L)\Delta p_{t-1}+A_4(L)\Delta r_{t-1}+e_{yt}\end{aligned} \tag{17}$$

VAR모형을 이용하는데 있어서 중요한 문제의 하나는 모형내 시차를 몇 개로 하느냐 하는 것인데 너무 적은 시차를 택하면 모형의 동태적인 관계를 제대로 파악하지 못하고 너무 많은 시차를 택하게 되면 과다추정(over - parameterization)과 자료의 손실이라는 문제가 발생하게

된다. Sims(1980a)에 의해 제시된 수정우도비검정(modified likelihood ratio test)기법에 따르면 다음의 최적시차 검정통계량, L(T), 는 제약된 수의 자유도를 가진 x^2-분포를 따른다.

$$L(T) = (T - c)(\ln |\Sigma(R)| - \ln |\Sigma(U)|)$$

단, T는 관측자료의 수, c는 수정항으로 모형내 제약이 가해지지 않은 각 방정식의 변수의 수와 같고, $|\Sigma(R)|$과 $|\Sigma(U)|$는 각각 제약이 가해진 모형과 제약이 가해지지 않은 모형의 잔차항의 공분산행렬이다.

〈표 4〉의 최적시차검정 결과에 따르면 시간추세가 포함된 경우 최적시차는 3이고 시간추세가 포함되지 않은 경우는 확정적이지 않다. 따라서 본 논문에서는 시차를 3과 4에 대해 모두 살펴보았다.

〈표 4〉 최적시차검정

시차구조	시간추세 포함		시간추세 미포함	
	L(T)	유의수준	L(T)	유의수준
1 vs. 2	36.72	0.00	34.92	0.00
2 vs. 3	36.02	0.00	33.52	0.01
3 vs. 4	19.68	0.23	24.34	0.08
4 vs. 5			27.94	0.03

각 모형에 대한 중립성 검정의 결과는 〈표 5〉에 나타나 있고 인과성 검정의 결과는 〈표 6〉-〈표 9〉에 나타나 있다. 시차를 3으로 하였을 경우 통화의 중립성은 (모형 1)을 제외하고 10%의 유의수준에서 전 표본기간에 걸쳐 성립하는 것으로 나타났다. 1980년대 들어 통화정책에 큰 변화가 있었으므로 1981년 이후의 자료만 가지고 새로이 중립성과 인과성 검정 해 보았다. (모형 3)의 경우 시차를 3으로 하였을 경우를 제외하고 모든 모형에서 생산에 대한 통화의 중립성이 성립하는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 생산에 대한 통화의 중립성 검정

모 형	1973 : 2 - 1989 : 4		1981 : 1 - 1989 : 4	
	시차=3	시차=4	시차=3	시차=4
(모형 1)	1.74*	1.27	0.85	0.03
(모형 2)	1.37	1.10	0.54	-0.69
(모형 3)	1.51	1.28	2.49*	0.95

- $A_2(1)$에 대한 회귀계수의 t값을 나타내며 *, +는 5%, 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

한편, Granger(1969)는 예측오차를 이용하여 인과(causality)라는 개념을 제시하였다. 만약 Y의 과거정보만 가지고 Y를 예측할 때 보다 X와 Y의 과거정보를 이용하여 Y에 대한 예측을 더욱 잘 할 수 있으면 X는 Y의 원인변수가 된다고 본다. 다시 말해서, X의 과거 정보를 가지고 Y에 대한 예측오차를 줄일 수 있으면 X는 Y의 원인변수라고 본다. Granger 인과검정 방법은 Y를 Y의 시차변수 및 X의 시차변수로 회귀식을 추정하여 X의 시차변수들의 회귀변수의 통계적 유의성에 대한 결합검정(joint test)을 한다. 따라서 (12)식에서 통화의 생산에 대한 인과성 검정은 통화증가율의 시차변수가 동시에 0이라는 귀무가설을 결합검정인 F-검정을 통해 보면 된다. 귀무가설을 기각하면 통화는 생산의 원인변수가 되며 귀무가설을 기각하지 못하면 통화는 생산의 원인변수가 되지 못한다.

위에서 언급한 3가지 모형에 대해 전 표본기간의 차분된 변수 및 1980년대 이후 표본의 차분된 변수를 이용한 Granger의 인과성 검정의 결과는 〈표 6〉과 〈표 7〉에 나타나 있다. 표본의 기간에 관계없이 통화량증가율은 생산증가율, 물가상승률 및 이자율 변화의 원인변수가 되지 않는 것으로 밝혀졌다. 전 표본의 차분변수를 이용할 경우 (모형 1)에서 10% 유의수준하에 통화증가율이 생산증가율의 원인변수가 되는 것으로 나타났다. 그러나 일반적으로 통화증가율은 어떠한 변수의 원인변수가 되지 않는 것을 결론을 내릴 수 있다. 하나의 흥미로운 사실은 생산의 증가율이 전 표본기간에 걸쳐 통화증가율의 원인변수가 되는 것으로 나타났다.[3]

〈표 6〉 인과성 검정(통화가 원인변수 : 차분변수 이용)

	1973 : 2 - 1989 : 4			1981 : 1 - 1989 : 4		
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
생 산	2.15	1.87	1.53	0.66	0.78	0.85
	(0.09)*	(0.13)	(0.21)	(0.63)	(0.55)	(0.51)
물 가	1.24	0.90	0.87	0.30	0.22	0.22
	(0.31)	(0.43)	(0.49)	(0.87)	(0.92)	(0.92)
이 자 율	0.60	0.59	0.51	0.26	0.61	1.09
	(0.67)	(0.67)	(0.73)	(0.90)	(0.66)	(0.39)

- 각 모형별로 4개의 시차변수가 각각 포함되었다.
- 모형별로 각 방정식에서 통화시차변수의 회귀계수가 동시에 0이라는 제약하의 F값을 나타낸다.
- 괄호안의 값은 유의수준을 나타내며 +는 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

3) 1980년대에는 이러한 특징적인 사실이 사라진다. 한편, 이러한 특징적인 사실은 통화가 외생적으로 결정되는 것이 아니라 경제상태에 따라 내생적으로 결정되는 것(endogeneity of money)을 의미한다.

〈표 7〉 인과성 검정(통화가 결과변수 : 차분변수 이용)

	1973 : 2 - 1989 : 4			1981 : 1 - 1989 : 4		
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
생 산	2.13	2.25	3.04	1.64	1.35	1.16
	(0.09)+	(0.08)+	(0.03)*	(0.20)	(0.29)	(0.36)
물 가	0.89	1.04	1.46	1.67	1.83	1.74
	(0.48)	(0.40)	(0.23)	(0.20)	(0.17)	(0.19)
이 자 율	0.75	0.70	0.48	1.68	1.29	1.22
	(0.56)	(0.59)	(0.75)	(0.20)	(0.31)	(0.34)

- 각 모형별로 4개의 시차변수가 각각 포함되었다.
- 모형별로 통화방정식에서 해당변수의 회귀계수가 동시에 0이라는 제약하의 F값을 나타낸다.
- 괄호안의 값은 유의수준을 나타내며 *, +는 5%와 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

한편, 각 모형에 대해 수준변수를 이용하여 인과성검정을 해 보았다. 이때 통계적 검정은 Sims, Stock and Watson(1990)에 의해 제기된 몬테 카를로 시뮬레이션에 의한 비표준적 F분포를 이용하였다.[4] 〈표 8〉-〈표 9〉는 인과성이 없다는 귀무가설하의 F통계량을 나타내고 있다. 〈표 8〉에 의하면 표본의 기간에 관계없이 통화증가율은 생산증가율의 원인변수가 되는 것으로 나타났다. 한편, 〈표 9〉은 물가수준이 통화량수준의 원인변수인 것을 보여주고 있다. 생산과 이자율이 통화량의 원인변수가 되는 지의 여부는 모형의 종류에 따라 다르므로 해석에 주의를 요한다. 그러나 〈표 8〉에서 주의해서 보아야 할 것은 변수가 단위근을 가지고 있을 경우 검정의 한계유의수준은 모형의 종류에 매우 민감하다는 사실이다.

이상의 결과를 요약해 보면 통화정책의 운영지표로 통화량 증가율을 통제하는 것은 생산증가율을 변화시키는데 효과가 없는 것으로 나타났다. 수준변수를 이용하나 차분변수를 이용하나 통화에서 생산으로의 일방적 인과관계의 검정결과는 모형에 따라 다르지 않으나 다른 변수에서 통화로의 인과관계는 수준변수를 사용할 경우 모형에 따라 서로 다른 결론을 보였다.

4) Gauss 프로그램으로 표본크기를 500으로 하는 2500개의 임의보행확률과정을 먼저 생성한다. 다음으로 4변수 VAR모형을 구성하여 추정한 후 인과성이 없다는 귀무가설하에 F통계량을 계산한다. 마지막으로 수정된 확률값을 계산하여 통계적 추론을 한다.

〈표 8〉 인과성 검정(통화가 원인변수 : 수준변수 이용)

	1973 : 2 - 1989 : 4			1981 : 1 - 1989 : 4		
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
생 산	3.64	3.58	3.46	4.28	4.00	2.92
	(0.01)*	(0.02)*	(0.03)·	(0.01)*	(0.02)*	(0.05)·
물 가	1.86	1.93	1.54	1.43	1.58	1.01
	(0.20)	(0.19)	(0.27)	(0.33)	(0.28)	(0.50)
이 자 율	0.61	0.74	0.71	0.85	0.81	2.24
	(0.74)	(0.65)	(0.67)	(0.79)	(0.60)	(0.12)

- 각 모형별로 4개의 시차변수가 각각 포함되었다.
- 모형별로 각 방정식에서 통화시차변수의 회귀계수가 동시에 0이라는 제약하의 F값을 나타낸다.
- 괄호안의 값은 유의수준을 나타내며 *, +는 5%와 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

〈표 9〉 인과성 검정(통화가 결과변수 : 수준변수 이용)

	1973 : 2 - 1989 : 4			1981 : 1 - 1989 : 4		
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
생 산	5.28	1.94	1.87	1.71	1.53	1.25
	(0.00)**	(0.18)	(0.19)	(0.24)	(0.29)	(0.39)
물 가	4.24	4.46	3.25	3.87	3.37	3.21
	(0.01)**	(0.01)**	(0.04)*	(0.01)**	(0.03)*	(0.04)*
이 자 율	0.77	1.26	1.24	2.70	3.06	1.90
	(0.63)	(0.39)	(0.39)	(0.07)·	(0.05)*	(0.18)

- 각 모형별로 4개의 시차변수가 각각 포함되었다.
- 모형별로 통화방정식에서 해당변수의 회귀계수가 동시에 0이라는 제약하의 F값을 나타낸다.
- 괄호안의 값은 유의수준을 나타내며 **, *, +는 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

Ⅳ. 충격반응과 예측오차분산분해

경제에 충격이 주어졌을 때 그 충격이 시간의 흐름에 따라 경제내 다른 부문으로 어떻게 파급되어 지를 나타내 주는 파급경로가 경제를 이해하는데 매우 유용한 도구가 되는데 이를 충격반응분석(impulse response analysis)이라 한다. 충격반응분석은 Sims(1980a, b)에 의해 최초로 경제학분야에 도입되어 사용되었는데 이를 간략히 살펴보면 다음과 같다.

Sims(1980a)에 의해 도입된 VAR모형은 내생 및 외생변수의 구분을 없애고 자료가 가지고 있는 정보를 최대한 활용하자는 것인데 제약이 가해지지 않은 VAR모형은 벡터를 이용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.[5]

$$X_t = A(L)X_{t-1} + e_t \tag{18}$$

단, X_t는 4x1의 변수 벡터이고 A(L)은 4x4의 계수행렬로서 충격의 파급경로를 나타내며 e_t는 4x1의 자기상관은 없으나 동시적 상관관계가 있는(serially uncorrelated but contemporaneously correlated) 교란항(충격)의 벡터이다.

잔차항의 분산-공분산 행렬이 (19)식과 같다고 하자.

$$E(e_t e_t') = \Omega \tag{19}$$

단, Ω는 동시적 상관관계(contemporaneous correlation)로 인한 비대각 대칭행렬(non-diagonal symmetric matrix)이다.

충격반응함수와 예측오차의 분산분해를 위해서는 서로 독립(직교)인 오차항으로 표시되어야 하기 때문에 (19)식에서 잔차항의 동시적 상관관계를 명시적으로 나타내어야 한다. 가장 많이 사용되는 오차항의 분해방법은 오차항을 순차적으로 나열(recursive ordering)하여 서로 독립된 오차항을 만드는 방법인 Choleski 분해방법이다. Choleski 방법으로 오차항을 분해한다는 것은 (20)-(23)식을 추정한다는 것을 말한다.

---

5) Sims가 고안한 VAR모형은 다른 VAR모형과 구별하기 위해 제약이 가해지지 않은 벡터자기회귀(unrestricted VAR)모형 또는 축약형(reduced form) VAR모형이라고 불려 진다. 이 모형은 방정식의 체계(system of equations)인데 각 방정식은 자기변수의 시차변수를 포함할 뿐만 아니라 모형내 모든 다른 변수들의 시차변수까지도 포함한다. 모형이 크지 않고 대부분의 경제분석에 쉽게 적용할 수 있는 장점으로 경제변동의 분석에도 널리 이용되고 있다.

$$e_{mt} = u_{mt} \tag{20}$$

$$e_{rt} = \beta_1 u_{mt} + u_{rt} \tag{21}$$

$$e_{yt} = \beta_2 u_{mt} + \beta_3 u_{rt} + u_{yt} \tag{22}$$

$$e_{pt} = \beta_4 u_{mt} + \beta_5 u_{rt} + \beta_6 u_{yt} + u_{pt} \tag{23}$$

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

그러나 대부분의 경제이론은 위와 같은 순차적인 방정식 체계(recursive system of equations)보다는 구조적인 방정식 체계(structural system of equations)를 나타내 주기 때문에 기준VAR모형은 이론에 근거하지 않은 자의적인(ad hoc) 체계라는 비판을 받고 있다.[6] 따라서 이러한 자의적인 변수의 배열에 근거한 충격반응함수 및 예측오차의 분산분해는 변수들간의 진정한 동태관계를 이해하는데 큰 도움을 주지 못한다.

제약이 가해지지 않은 VAR모형이 안고 있는 문제점을 해결하기 위해 이 모형과 연립방정식 체계를 결합한 구조벡터자기회귀모형(Structural VAR : SVAR)이 Bernanke(1986), Sims(1986, 1989), Blanchard and Watson(1986), Blanchard and Quah(1989)에 의해 도입되었다. 구조VAR모형은 모형자체가 크지 않고 또한 경제이론이 뒷받침이 된 모형이라는 점에서 경제변동을 분석하는데 유용한 모형으로 최근에 많이 쓰이고 있는데 이를 간단히 살펴보면 다음과 같다.

구조VAR모형은 벡터를 이용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = \sum_{i=0}^{k} A_i X_{t-i} + C u_t \tag{24}$$

단, X_t는 4x1의 변수벡터, A_i와 C는 4x4의 계수행렬(특히 A_0는 변수들의 동시적 관계를 나타낸다), u_t는 4x1의 서로 독립된 구조적 교란항을 각각 나타내며 $E(u_t u_t') = D$라고 하자. 논의의 편의를 위해 C를 단위행렬이라 하자.

충격반응과 예측오차의 분산분해를 위해서는 (24)식을 다음의 (25)식과 같은 축약형으로 변환해야 한다.

6) Cooley & LeRoy(1985)와 Leamer(1985)는 이러한 문제점을 지적하면서 제약이 가해지지 않은 VAR모형은 경제이론에 근거하지 않은 모형(atheoretical model)이라고 비판하였으며 Spencer(1989)와 Todd(1990)도 VAR모형을 이용하여 경제적으로 의미가 있는 해석을 하기 위해서는 분석의 결과가 모형내 변수의 순서(orderings of variable)에 영향을 받지 않아야 한다고 하였다.

$$X_t = \sum_{i=1}^{k}(I-A_0)^{-1}A_iX_{t-i}+e_t \qquad (25)$$

단, e_t는 자기상관은 없으나 동시적 상관관계가 있는 교란항 벡터이다.

(25) 식에서 $(I-A_0)^{-1}A_i$를 B_i라 두면 B_i와 e_t는 보통최소자승법으로 쉽게 추정할 수 있다. 한편, (24) 식과 (25) 식의 오차항 벡터는 다음의 관계가 성립한다.

$$e_t = (I-A_0)^{-1}u_t \qquad (26)$$

일반적으로 오차항 벡터 e_t의 원소들은 A_0 행렬과 관계가 있으므로 이들은 연립적으로 결정된다. 구조VAR모형은 구조모형과 마찬가지로 식별문제에 부딪히게 된다. 모든 구조모형은 축약형모형과 대응관계에 있기 때문에 구조VAR모형 역시 축약형모형인 제약이 가해지지 않은 VAR모형과 식별조건하에서 대응관계를 갖게 된다.[7] 따라서 구조VAR모형을 추정하기 위해서는 먼저 축약형모형을 추정한 후 추정된 계수 또는 축약형모형의 잔차항의 분산-공분산행렬의 원소와 제약식을 이용하여 구조VAR모형의 계수 또는 분산(구조VAR모형에서 교란항의 공분산은 0이므로)을 복원하는 방법을 일반적으로 사용한다. 구조VAR모형이 식별을 위한 제약식 하에서 A_0 행렬이 추정되면 제약이 가해지지 않은 VAR모형에서와 동일한 방법으로 충격반응과 예측오차의 분산분해를 이용할 수 있는데 이때는 구조적인 의미가 함께 부여되게 되어 변수들 간의 동태관계를 이해하는데 도움이 된다.

구조VAR모형의 추정방법은 수단변수 추정방법, 전정보최우주정법(full-information maximum likelihood estimation method: Sims (1986)) 및 모멘트(moments)를 이용한 추정방법이 있으나 본고에서는 (25) 식을 전정보최우추정방법으로 추정한 추정치와 점근적으로 같은 결과를 주는 모멘트 추정방법을 이용하였다.[8] Bernanke (1986)는 A_0를 다음의 2단계에 걸쳐 추정하였다. 1단계에서는 UVAR 잔차항 벡터인 e_t를 추정한다. 2단계에서는 1단계에서 추정된 정보를 이용하여 A_0를 추정한다.

구조VAR모형은 연립방정식모형과 마찬가지로 위수(order) 및 계수(rank)조건 등 식별조건이 먼저 성립하여야 한다. 본 논문에서는 구조분해가 가능하도록 적정식별이 되는 거시모형을 가정하였다. (26) 식으로부터 다음의 (27) 식이 성립한다.

---

7) 구조VAR모형을 식별하기 위한 방법은 동시적(단기) 제약을 가해 식별하는 방법, 장기제약을 가해 식별하는 방법, 동시적 제약과 장기제약을 가해 식별하는 방법 등 3가지가 있다. 적정식별(just identification)이 되면 구조VAR모형과 축약형모형은 1 : 1 대응관계를 갖는다.

8) 이에 대한 자세한 설명은 강기춘(1994)을 참고할 것

$$u_t u_t' = (I - A_0) e_t e_t' (I - A_0)' \tag{27}$$

(27) 식의 양변에 기대치를 취하면 (28) 식이 도출된다.

$$\hat{D} = (I - \hat{A_0}) \hat{\Omega} (I - \hat{A_0})' \tag{28}$$

위수조건(order condition)이 성립하기 위해서는 추정해야 할 모수의 수가 4변수 VAR모형인 경우 $\hat{\Omega}$에 있는 분산 및 공분산의 수인 10을 초과하지 않아야 한다. 그리고 계수조건(rank condition)이 성립하기 위해서는 (28) 식이 최소한 하나의 해를 가지고 있어야 한다. 4변수로 구성된 VAR모형에서 모형이 적정식별(just identification)이 되기 위해서는 추정해야 할 모수의 수는 10이다. D행렬에 추정해야 할 모수가 4개 있으므로 A_0 행렬에서 추정해야 할 모수는 6개가 되도록 '0의 제약(exclusion restriction)'을 가해야 한다.

4변수로 구성된 모형을 IS - LM framework하에서 다음과 같이 이론적으로 구성할 수 있다. 먼저 화폐시장에서 통화공급은 생산과 물가에 영향을 받으며 화폐수요는 이자율에만 영향을 받는 것으로 가정하자. 생산물시장에서 생산물에 대한 수요는 이자율 및 물가에 영향을 받으며 생산물의 공급은 가격에 의해 결정된다고 하자. 여기서 편의상 화폐수요방정식은 이자율로, 생산물공급방정식은 물가로 각각 나타내었다. 이러한 가정 하에서 (29) - (32)의 모형을 설정할 수 있다.

$$e_{mt} = \beta_1 e_{yt} + \beta_2 e_{pt} + u_{mt} \quad \text{(화폐공급)} \tag{29}$$

$$e_{rt} = \beta_3 e_{mt} + u_{rt} \quad \text{(화폐수요)} \tag{30}$$

$$e_{yt} = \beta_4 e_{rt} + \beta_5 e_{pt} + u_{yt} \quad \text{(생산물수요)} \tag{31}$$

$$e_{pt} = \beta_6 e_{yt} + u_{pt} \quad \text{(생산물공급)} \tag{32}$$

(29) - (32) 식이 위에서 언급한 모멘트 추정방법에 의해 연립적으로 추정되었다. 〈표 10〉은 차분변수를 이용한 추정결과를 나타내고 있다. 통화공급방정식을 제외한 모든 방정식에서 추정계수는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 통화공급은 생산의 변화와 역행적이고 통화공급과 물가는 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 화폐수요가 이자율은 반대방향으로 움직이고 생산물에 대한 수요는 이자율과 같은 방향으로 움직이는 것으로 나타났는데 이는 표본기간 동안에 소득효과가 대체효과보다 크다는 것을 의미한다. 생산물공급은 물가와 같은 방향으로 생산물의 수요는 물가와 반대방향으로 움직여 이론과 일치한다.

〈표 10〉 구조VAR모형의 추정결과(차분변수)

$$e_{mt} = \underset{(-0.44)}{-0.03404}\, e_{yt} + \underset{(0.71)}{0.07870}\, e_{pt} + u_{mt}$$

$$e_{rt} = \underset{(-2.00)}{-28.6323}\, e_{mt} + u_{rt}$$

$$e_{yt} = \underset{(3.11)}{0.02111}\, e_{rt} \underset{(-10.98)}{-4.3216}\, e_{pt} + u_{yt}$$

$$e_{pt} = \underset{(10.73)}{5.1718}\, e_{yt} + u_{pt}$$

$$\sigma_m^2 = \underset{(5.57)}{0.000162}, \sigma_r^2 = \underset{(5.57)}{1.6996},$$

$$\sigma_y^2 = \underset{(5.57)}{0.004397}, \sigma_p^2 = \underset{(5.57)}{0.01273}$$

- 4변수는 각각 다음과 같다 : m=통화량, r=이자율, y=생산, p=물가.
- 괄호안의 값은 t값을 나타낸다.

구조VAR모형에 의한 충격반응함수와 예측오차분산분해를 살펴보자. 먼저 〈표 11〉은 통화충격에 대한 모형내 차분변수 및 수준변수의 반응계수를 나타내고 있다.[9] 또한 〈그림 1〉과 〈그림 2〉는 생산과 물가 및 이자율의 차분변수와 수준변수의 충격반응그림을 나타내고 있다. 차분변수에서의 충격반응함수에 따르면 통화증가율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 생산증가율은 2분기 후에 표준편차 0.42 크기만큼 증가하고 물가상승률은 3분기 후에 표준편차 0.18 크기만큼 증가하며 이자율변화는 3분기 후에 표준편차 0.12 크기만큼 증가한 후 시간의 흐름에 따라 그 영향이 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 수준변수에서의 충격반응함수는 단위근의 존재로 차분변수와는 아주 다른 양상을 나타내고 있다. 통화에 표준편차 1 크기의 예상치 못한 충격이 발생하면 생산은 장기적으로 표준편차 0.49 크기만큼 증가하고 물가는 표준편차 0.66크기만큼 증가하며 이자율은 0.05 크기만큼 감소하여 IS-LM모형하에서 경제이론이 예측하는 바와 일치한다.

9) 차분된 변수의 이동평균표현이 ⓐ식과 같고 수준변수의 이동평균표현이 ⓑ식과 같다고 할 때 수준변수와 차분변수의 충격반응함수간에는 ⓒ식의 관계가 성립한다.

$$\Delta X_t = \delta(L)\, e_t \quad ⓐ$$

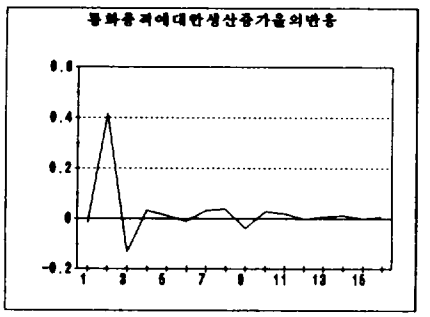
$$X_t = \delta(L)\, e_t \quad ⓑ$$

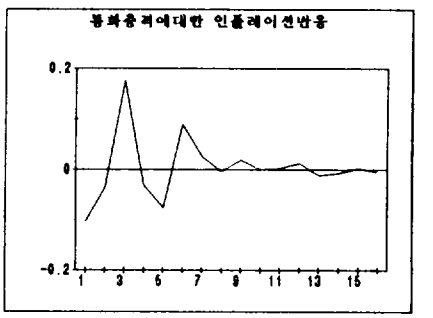
$$\delta_i = \sum_{j=0}^{i} \theta_i \quad ⓒ$$

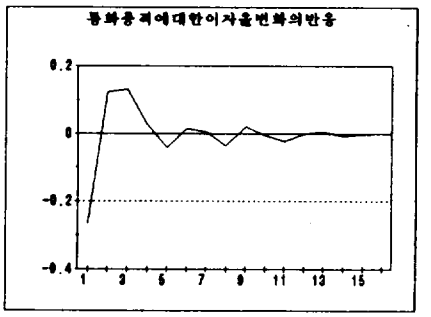
〈표 11〉 통화충격에 대한 모형내 변수의 반응계수

분 기 후	차 분 변 수			수 준 변 수		
	이자율	생 산	물 가	이자율	생 산	물 가
2	0.123	0.419	-0.035	-0.143	0.403	-0.136
4	0.027	0.033	-0.031	0.014	0.305	0.007
6	0.015	-0.001	0.090	-0.011	0.310	0.022
8	-0.035	0.030	-0.003	-0.041	0.382	0.045
10	-0.006	0.028	-0.000	-0.027	0.375	0.064
12	-0.001	-0.001	0.012	-0.050	0.395	0.080
14	-0.008	0.014	-0.006	-0.054	0.417	0.006
16	0.000	0.007	-0.004	-0.054	0.425	0.061

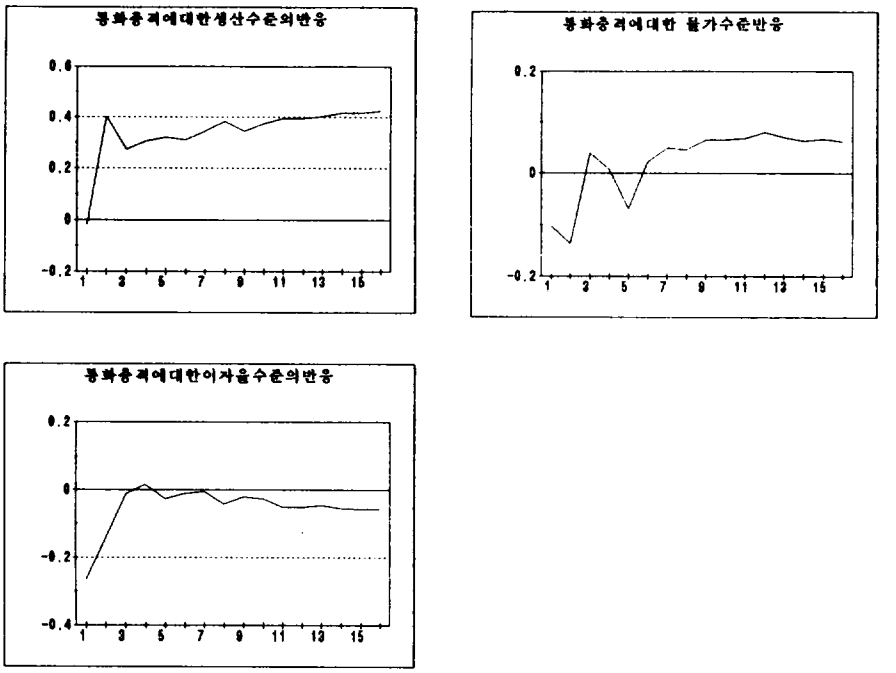
〈그림 1〉 통화충격에 대한 반응함수(증가율)







〈그림 2〉 통화충격에 대한 반응함수(수준변수)



예측오차의 분산분해(forecasting error variance decompositions)란 한 변수의 변화를 설명함에 있어 모형내 각 충격이 설명하는 비율로 표시한 것이다. 따라서 예측오차의 분산분해를 이용하면 한 변수의 변화를 설명함에 있어 모형내 각 충격의 상대적 중요도를 측정할 수 있다. 생산의 변화로 측정되는 경제변동을 모형내 각 충격이 각각 어느 정도 설명하는 지는 생산의 분산분해를 보면 된다. 〈표 12〉는 두 가지를 나타내고 있다. 첫번째는 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 다른 변수에 의해 설명되어 지는 비율이다. 차분변수를 사용하였을 경우 통화에 대한 예측오차의 분산이 모형내 이자율, 생산 및 물가에 의해 설명되어 지는 비율은 극히 작다. 두번째는 통화가 모형내 다른 변수의 예측오차분산을 설명하는 비율을 나타내고 있는데 차분변수를 사용하였을 경우 이자율과 물가의 예측오차분산이 통화충격에 의해 설명되어 지는 비율은 상대적으로 작다. 생산일 경우 이 비율은 다소 증가하나 12% - 13% 정도에 역시 그친다.

〈표 12〉 예측오차 분산분해

(a) 통화의 예측오차 분산의 모형내 변수에 의한 설명비율

분 기 후	차 분 변 수			
	통 화	이 자 율	생 산	물 가
2	93.0	0.5	2.6	3.8
4	82.4	2.2	4.2	11.3
6	78.1	6.2	4.3	11.3
8	76.4	8.4	4.3	10.8
10	76.1	8.9	4.3	10.7
12	75.9	9.1	4.3	10.7
14	75.9	9.1	4.3	10.7
16	75.9	9.1	4.3	10.7

(b) 모형내 변수의 예측오차 분산의 통화에 의한 설명비율

분 기 후	차 분 변 수		
	이 자 율	생 산	물 가
2	8.1	13.5	1.1
4	8.5	12.9	3.2
6	8.3	12.8	3.7
8	8.5	12.6	3.5
10	8.2	12.6	3.5
12	8.3	12.6	3.5
14	8.2	12.7	3.5
16	8.2	12.7	3.5

● 1단계에서 상수항, 시간추세 및 시차=4인 VAR모형을 추정되었다.

V. 요약 및 결론

본 논문은 통화가 실질생산에 영향을 주지 않는다는 고전학파의 실물시장과 화폐시장의 이분법이 한국의 경우에 성립할 수 있는 지를 최근에 개발되어 널리 사용되고 있는 구조VAR모형을

이용하여 실증분석을 시도해 보았다. 이러한 질문에 통화의 중립성, 통화의 인과성, 생산의 통화충격에 대한 반응함수, 생산변동이 통화충격에 의해 설명되는 비율 등을 살펴봄으로써 그 해답을 찾고자 하였다.

한국경제에서 발견된 특징적인 사실은 1973년부터 1989년까지 실질생산증가율이 통화증가율에 대해 중립적이라는 것이다. 같은 기간동안에 통화공급의 변화가 생산의 수준을 변화시키기는 하나 통화증가율이 실질생산증가율의 원인변수가 된다는 증거는 마약하였다. 생산증가율은 전표본기간에 걸쳐 통화증가율의 원인변수가 되는 것으로 나타났으나 1980년대는 원인변수가 되지 않는 것으로 나타났다.

한편, 충격반응함수와 예측오차의 분산분해는 표본기간동안 통화정책의 무력성을 뒷받침해 주는 것으로 나타났다. 통화증가율의 변화는 경제이론이 예측하는 바와 일치하여 모형내 각 변수의 수준을 변화시킨다. 또한 통화증가율에 있어서 충격이 발생하면 생산증가율은 2분기가 지난 후 최고로 증가 하다가 바로 감소하며 물가상승률과 이자율변화는 3분기가 지난 후 최고로 증가하다가 순환현상을 보이며 감소한다. 생산증가율의 충격은 통화의 예측오차분산을 별로 설명하지 못하고 또한 통화증가율의 충격은 실질생산증가율의 변동을 설명하는데 큰 역할을 하지 못하므로 한국경제에 있어서 고전학파의 이분법은 어느 정도 성립한다고 볼 수 있다.

마지막으로 본 논문에서 개선 또는 보완되어야 할 점은 다음과 같다. 첫째는 구조VAR모형을 식별하기 위해서 가하는 단기제약의 경제이론적 뒷받침이다. 물론 본 논문에서 사용한 제약자체에 큰 무리는 없는 듯이 보이고 또한 실제자료의 검정결과도 그러한 제약을 뒷받침 해 주고 있으나 경제이론적 모형의 설정 하에서 단기제약을 유도해 낼 수 있으면 더욱 설득력이 있을 것이다. 둘째는 최근에 개편된 자료와 1990년대 자료를 추가하여 분석하여 본 연구결과가 1990년대까지도 성립하는 지를 살펴보는 것도 의미가 있는 작업이 될 수 있다.

참 고 문 헌

강기춘 "경기변동의 이론 및 실증연구방법에 관한 고찰", 「논문집(인문. 사회과학편)」 제38집, 제주대학교, (1994)

Bernanke, B., "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25 (1986), pp. 49-100.

Blanchard, O. J. and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Reciew* 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.

Christiano, L. J. and L. Ljungqvist, "Money does Granger - cause Output in the Bivariate Money - Output Relation", *Journal of Monetary Economics* 22 (1988), pp. 217-235.

Cooley, T. and S. LeRoy, "Atheoretical Macroeconometrics", *Journal of Monetary Economics* 16 (1985), pp. 283-308.

Dickey, D. A. and 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. and C. W. J. Granger "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55 (1987), pp. 251-276.

Engle, R. F. and B. S. Yoo, "Forecasting and Testing in Cointegration Systems", *Journal of Econometrics* 35 (1987), pp. 143-159.

Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, (John Wiley and sons), 1976.

Granger C. W. J., "Investing Causal Realtions by Econometric Models and Cross - Spectral Models", *Econometrica* 37 (1969), pp. 424-438.

Granger, C. W. J. and W. K. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2 (1974), pp. 111-120.

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., "Understanding spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 33 (1986), pp. 311-340.

Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika* 75 (1988), pp. 335-346.

Sargent, T. J. and N. Wallace, "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy* 83 (1975), pp. 241-254.

Sims, C. A., "Money, Income and Causality", *American Economic Review* 62 (1972), pp. 540-552.

Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48 (1980a), pp. 1-48.

Sims, C. A., "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles : Monetarism Reconsidered.", *American Economic Review* 70 (1980b), pp. 250-267.

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.

Sims, C. A., Stock, J. H. and M. W. Watson, "Inference in Linear Models with Some Unit Roots", *Econometrica* 58 (1990), pp. 113-144.

Spencer, D., "Does Money Matter? The Robustness of Evidence from Vector Autoregressions", *Journal of Money Credit and Banking* 21 (1989), pp. 442-454.

Stock, J. H. and M. W. Watson, "Interpreting the Evidence on Money - Income Causality", *Journal of Econometrics* 40 (1989), pp. 161-181.

Todd, R., "Vector Autoregression Evidence on Monetarism : Another Look at the Robustness Debate", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis (1990 : Spring), pp. 19-37.