

# 통화신용정책이 증권시장에 미치는 영향에 관한 연구

## Analysis of Monetary Policy Effects on the Stock Market Returns

最初 論文 接受日 : 93. 8.  
修正本 接受日 : 93. 10.  
論文 掲載 確定日 : 93. 12.

이 필 상\*

### 초 록

통화량과 주가의 관계에 관한 과거 연구는 주로 통화량 변동과 주식수익률 변동간의 통계적인 인과관계에 초점을 맞추었다. 그러나 통화량 변동자체보다는 통화량 변동에 대한 투자자들의 기대가 주식수요와 주가에 영향을 미치는 것이 보통이다. 따라서 본 논문은 통화량 변동의 추정에 기대모형(ARIMA)을 도입하여 통화량 변동 기대치와 주식수익률 변동과의 인과관계를 국면별 및 경로별로 분석하였다. 분석결과 우리나라의 경우 기대되지 않는 통화변동율의 현재 및 미래항이 주식수익률의 변화를 효과적으로 설명하는 것을 알 수 있다. 이는 통화정보에 대해 주식시장이 효율적이라는 것을 의미한다. 또한 통화량변동이 금리보다는 경기나 물가의 변동을 통해 직접적으로 주식시장에 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

\* 고려대학교 경영대학 경영학과

## I. 서론

주식의 가격변동은 다양하고도 불확실한 여러 변동요인에 의해 영향을 받는다. 주식수요적 측면에서 주가변동에 영향을 미치는 중요요소의 하나로 통화량을 들 수 있다. 본 논문에서는 주식시장에 참여한 투자자들이 통화신용 정책변화를 미리 예상하여, 통화 변동을 예측하고 이에 따라 행동한다고 가정한다. 이 가정하에서 통화변동이 주가가격에 과연 영향을 미치며, 영향을 미친다면 어떠한 경로와 과정을 통하는가를 분석한다. 더 나아가 통화변동 정보에 대해 주식시장이 효율적인가를 검증 한다. 그동안 통화량과 주가와와의 관계에 대한 연구는 주로 통화량 변동과 주가변동간의 통계적인 인과관계 규명에 초점을 맞추었다. 그러나 본 논문은 통화량 자체보다는 통화량에 대한 투자가의 예측이 주식 수요와 주가에 영향을 미칠 것이라는 점을 중시해서 기존의 다른 연구와는 달리 통화추정치에 있어서 기대이론을 도입하였다. 이러한 접근은 통화량에 대한 기대치를 과거자료에서 합리적으로 추정한다는 점에서 약형의 합리적 기대이론의 도입이라 할 수 있다. 여기서 통화량에 대한 지표는 제 2 금융권을 고려해서 주식시장과 보다 밀접한 관계를 가질 수 있는  $M_2B$ 를  $M_2$ 와 더불어 분석에 이용하였다. 이 논문은 합리적 기대이론의 체계하에 통화량과 주가관계에 관한 분석의 시도로서 분석모형을 개발하고 그 실증결과와 앞으로의 연구방향을 제시하는 것을 목적으로 한다.

통화량과 주가와와의 관계에 대한 연구의 방향은 크게 '화폐자산선택모형(monetary portfolio model ; MP)'과 '효율적 자본시장모형(efficient capital market model ; EM)'으로 나뉘어진다. 화폐자산 선택모형에 따르면 통화량의 변화의 시차구조를 이용하여 투자전략을 수립할 수 있다는 것이다. 이 연구의 대표적 학자로는 Sprinkel(1964, 1971), Relly & Lewis (1971), Keren(1971), Hamburger & Kochin(1972) 등이 있다. 그러나 이들의 실증결과는 방법론상의 문제점으로 통화량과 주가의 관계에 대한 명확한 결론을 내리지 못하고 있다.

이에 반하여 효율적 시장모형에 따르면 자본시장이 효율적일때, 어떤 시점에서의 주가는 그 시점에서 이용가능한 모든 정보를 반영하여 결정되므로 통화변동 정보도 즉각적으로 완전히 주가에 반영된다는 것이다. 따라서 투자자들은 과거와 현재의 통화변동자료에 의한 투자전략을 통해 초과수익을 얻을 수 없게 된다는 것이다. 이 모형연구의 대표적인 학자로는 Corper

(1972), Rozeff(1974), John Kraft & Arthur Karaft(1977), Rogalski & Vinso(1977), Davidson & Froyen(1982), Sorenson(1982) 등이 있다. 그 중 Rozeff의 연구는 주식수익률이 통화량변동의 현재 및 미래항과 관련있다는 비예측 MP(nonpredictive MP model)로 효율적 시장모형을 분석했다.

분석결과를 통화량변동의 현재항 및 미래항까지 포함시키는 경우가 과거항만을 포함시킨 경우보다 설명력이 더 높게 나타남을 밝혀 효율적 시장가설을 지지했다.

한편 국내연구들로는 이상빈, 고광수(1990), 황시웅(1989)등이 있는데 주로 'EM'모형을 이용하고 있다. 이 연구들의 결과는 서로 엇갈리고 있다. 그외에 주가를 설명할 수 있는 여러 거시경제변수들과 주가의 관계는 이상재(1988), 김태훈(1991), 장용(1991) 등에 의하여 이루어져 왔다. 이들의 연구에서는 산업생산지수, 종합 주가지수, 수출증가율, 채권수익률, 환율, 경기동행지수 등의 변수가 통화변수보다 유의한 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 그러나 통화변수 역시 장기 및 단기 또는 국면별로 다를 수 있음을 주장하고 있다. 본 연구는 통화정책지표로서의 적정통화지표선정과 더불어 통화변수의 주식시장 설명력여부에 초점을 맞추어 'EM'모형의 체계에 약형의 합리적 기대모형을 결합하는 새로운 접근을 시도한다.

## II. 통화예측 모형의 설정

### 2.1 통화에 대한 기대형성과 ARIMA 모형

정책당국이 최적통화정책을 목표소득( $Y^*$ )과 실제소득( $Y_t$ )간의 차를 제곱한 값의 평균치(mean squared error)가 극소화되도록 한다 할 때, 합리적 기대하의 최적통화정책은 실제통화량이 사전에 기대되는 통화량과 일치하게끔 하는데 있다. 이를 식으로 보면,

$$\text{Min } E [(Y_t - Y^*)^2]$$

$$\text{S.t } M_t = E [M_t | I_{t-1}]$$

단, ' $M_t | I_{t-1}$ '는  $t-1$ 기에 이용가능한 정보집합( $I_{t-1}$ )에 의한  $t$ 기의 예측통화량

과 같다. 이때 통화변수의 예측에 대한 합리적 기대란, 포괄적 정보를 기반으로 통화변수에 관한 확률적 과정을 정확히 알고 있다는 가정하에, 투자자의 예측이 평균적으로 현실치와 일치할 수 있는 기대형성으로 정의된다. 이때 평균적으로 정확하다는 의미는 어떠한 방법으로도 예측할 수 없는 미래의 불확실성을 예외적으로 인정한다는 것이다. 현실적인 견지에서 이러한 통화변동에 대한 합리적기대는 제약된 정보하에 적절한 방법으로 통화량변동을 합리적으로 예측하는 것으로 해석될 수 있다.

본 논문은 현실적인 합리적 기대모형으로 시계열자료를 이용하여 미래를 예측하는 Box-Jenkins(1970) 시계모형을 이용하고자 한다.<sup>1)</sup> 특히 이들에 의해 체계화된 ARIMA Model은 과거 시계열 자료를 사용하는 경우에 적용가능한 최적 통계방법으로 알려진 모형이다. 이는 경제시계열의 경우 대부분 차분을 취하면 정상시계열이 된다는 과거의 연구경험을 토대로, 정상시계열에 적용되는 AR(autoregression) 모형과 MA(moving average) 모형과의 혼합모형이라 할 수 있다.<sup>2)</sup> ARIMA(p,d,q) 모형을 식으로 표시하면 다음과 같다.

$$W_t = \psi_1 W_{t-1} + \psi_2 W_{t-2} + \dots + \psi_p W_{t-p} + U + \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \theta_2 \epsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \epsilon_{t-q} \dots \dots \dots (1)$$

Where,  $W_t = (1-B)^d Z_t - Z_{t-1}$  (단, B는 후행연산자)

$Z_t$  : 원래의 경제 시계열

이러한 ARIMA 모형에 의한 미래 'ℓ'시점의 시계열 값인  $W_{t+\ell}$  (단,  $\ell \geq 1$ )의 최적예측값을  $W_t(\ell)$ 이라하면,

$$W_t(\ell) = \psi'_\ell \epsilon_t + \psi'_{\ell+1} \epsilon_{t-1} + \psi'_{\ell+2} \epsilon_{t-2} + \dots \dots \dots (2)$$

- 1) 여러 형태의 시계열 자료를 확률과정모형에 접목시킨 방법으로 시계열분석에 가장 많이 이용된다. 그 이유는 어떤 형태의 시계열 자료라도 분석 가능하며, 복잡한 계량경제모형에 의한 분석에 비해서도 경험에 의해 정확성이 떨어지지 않는다. 또 우리의 실정에서 볼 때 통화변화에 관련된 여러 경제변수의 정보는 매우 제한되어 있고, 일반 투자자에게 충분히 인지되고 있지 않을 뿐더러, 이를 연구하여 발표하는 공신력있는 연구기관 역시 부재하다. 그리고 정부의 목표통화증가율 역시 실제 국민들의 기대와 사뭇 다르다 할 수 있다. 그리고 시계열 모형에 의한 예측모형은 추정모형에 있어 연도별 적합모형이 크게 다르지 않아 목적적합하다.
- 2) 대수변환한 통화시계열자료를 1차 차분하여 다시 계절차분한 결과, 시계열안정화(stationary)됨을 산포도(plot)구조로 알 수 있다.(참조 : 부록<표 4>)

이고, 평균제곱오차(MSE : mean square error)는

$$E[W_{t+\ell} - W_t(\ell)]^2 = (1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \dots + \psi_{\ell-1}^2) \sigma^2 + \sum_{j=0}^{\ell-1} (\psi_{\ell+j} - \psi_{\ell+j}^*)^2$$

이 되어,  $\psi_{\ell+j} = \psi_{\ell+j}^*$ ;  $j \geq 0$  일 때  $W_t(\ell)$ 의 MSE가 최소가 된다. 따라서 최소평균제곱오차(MMSE : minimum mean square error)법에 의한 예측값은,

$$W_t(\ell) = \psi_{\ell}^* \varepsilon_t + \psi_{\ell+1}^* \varepsilon_{t-1} + \psi_{\ell+2}^* \varepsilon_{t-2} + \dots \dots \dots (3)$$

이 된다. 이때 예측오차는

$$e_t(\ell) = W_{t+\ell}(\ell)$$

$$= \varepsilon_{t+\ell} + \psi_1 \varepsilon_{t+\ell-1} + \dots + \psi_{\ell-1} \varepsilon_{t+1}$$

이다. 모형의 적합성이 성립할 조건부기대값과 분산은 다음과 같다.

$$E[e_t(\ell) | W_t, W_{t-1}, \dots] = E[e_t(\ell)] = 0$$

$$VAR[e_t(\ell)] = (1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \dots + \psi_{\ell-1}^2) \sigma^2$$

따라서 이와같은 방법에 의한 예측은 합리적가설을 충족시킨다 할 수 있다.

### 2.2 통화예측 모형의 합리성검증

단약 예측모형에 의해 투자자들의 통화변수에 대한 미래기대치를 직접관측할 수 있다면, 합리적 기대가설을 다음과 같이 검증가능하다. 합리적기대가설이 성립할 경우 예측오차는 그 변수의 확률적 특성으로부터 유래하고 기대형성시기에 어떤 정보에 의해서도 예측될 수 없으므로 평균적으로 '0'이 된다. 이를 식으로 보면 다음과 같다.

$$Z_t = a_0 + a_1 E_{t-1}(Z_t) + u_t \dots \dots \dots (4)$$

단  $Z_t = \log M_t - \log M_{t-1}$  ( $M_t$  : 총통화 또는  $M_2$ )

$E_{t-1}(Z_t) = t-1$ 기말에 직접관찰된  $t$ 기의 기대치

$u_t =$ 정규분포를 하고 계열상관이 없는 오차항

즉,  $E(u_t) = 0$ ,  $VAR(u_t) = \sigma^2$ 의 성질을 가진 오차항

여기서  $a_0 = 0$ ,  $a_1 = 1$ 이 성립함을 검정함으로써 합리적 기대가설을 검정할 수 있다. 이를 '합리적 기대의 불편성 검정(the test of unbiasedness property of rational expectations)'이라 한다.

ARIMA 모형에 의한 추정치의 합리성을 검증하기 위한 과정과 그 결과는 아래와 같다.

$$Z_t = a_0 + a_1 Z_t + U_t$$

단,  $Z_t =$ 실제치

$Z_t =$ 추정치

$Z_t = \ln(M_t)$

$M_t = t$ 기의 통화량( $M_2$ ,  $M_2B$ )

#### TEST ①

$H_0 : a_0 = 0, a_1 = 1$

$H_1 : otherwise$

#### TEST ②

$H_0 : E[U_t] = 0, Var[U_t] = \sigma^2$  and  $Cov(U_t, U_{t-k}) = 0$  for  $k \neq 0$  즉, *White-noise*

$H_1 : otherwise$

<표 1> 통화예측치의 합리성검증

통화	검정	추정모형 및 통계량		
M <sup>2</sup>		$\hat{Z}_t = -0.0527 + 1.0049Z_t$ *(-1.219) (248.318)	R <sup>2</sup> =0.9983	* prob>F 0.0001
	test 1	a <sub>0</sub> =-0.0527    t=-1.219 a <sub>1</sub> = 1.0049    t=248.318	* prob> T  : 0.2255 prob> T  : 0.0001	
	test 2	Lag **Chi-Square	Prob	
		6	3.07	0.382
		12	7.93	0.541
		18	17.57	0.286
		24	25.44	0.229
M <sub>2</sub> B		$\hat{Z}_t = 0.0757 + 0.0029Z_t$ *(1.962) (276.247)	R <sup>2</sup> =0.9986	* prob>F 0.0001
	test 1	a <sub>0</sub> =0.0757    t=1.962 a <sub>1</sub> = 1.9929    t=276.247	* prob> T  : 0.0524 prob> T  : 0.0001	
	test 2	Lag **Chi-Square	Prob	
		6	3.49	0.322
		12	11.18	0.263
		18	14.09	0.263
		24	19.03	0.583

\*( ) : t 값

probe > F : 유의 확률(significance probability)

probe > |T| : t 검정의 유의 확률

\*\* Lyung과 Box(1978)에 의해 제안된 Chi-square 통계량(α=0.05 수준에서 검정) :

$$n(n+1) \sum_{i=1}^k p_i^2 / (n-K) \sim \chi_2^2(K) \quad \text{단 } k \geq 6$$

위의 결과표는 현행 통행지표인 총통화( $M_2$ )와 이것에서 장기성 저축예금을 제외하는 대신에 제2금융권단기예수금을 고려한 보조지표로서의  $M_2B$ 를 이용한 결과이다.  $M_2B$ 를 이용한 것은 총통화만으로는 통화의 단기유동성을 제대로 설명못할 뿐 만아니라, 증시와 보다 관계가 깊은 제2금융권의 단기유동성을 반영하기 위해서이다. 또 이들 통화자료는 추정기간(1980. 1 ~ 1992. 11) 동안의 월별자료를 이용하였다. 예측모형은 전체기간에서 적절한 모형을 추정함과 동시에 기간마다 직전년도까지의 자료로 다음기의 적정예측모형을 추정하였다.<sup>3)</sup> 그런데 이 두가지 방법에 의한 예측치는 서로 거의 유사한 수치를 도출하고 있어, 여기서는 후자의 방법으로 기간마다의 예측모형을 이용한 통화추정치들 중심으로 설명한다.

$M_2$ 의 경우 예측치와 실제치의 단순회귀모형결과 설명력( $R^2$ )과 유의수준(prob>F)이 99.86%, 0.01%로 모형이 매우 적합하다. 특히 유의수준이 0.01%로 극히 낮은 값을 가진다는 것은 회귀모형의 모형적합도(F-value)가 매우 유의한 값을 가짐을 말한다. 먼저  $M_2$ 의 경우에 있어서, ' $a_0=1$ '의 검정은 t값이 매우 큰 값을 가지며 그 추정계수값이 '1.0049'로 유의수준 5% 이하에서 '1'과 같다고 할 수 있다. 이는 t검정의 유의확률(prob>|T|)로도 알 수 있는데, 통계량 모두가 0.05 이하이면 어느것도 유의하게 '0'이라 할 수 없는데,  $a_1$ 의 경우역시 모형의 설명력 및 적합성이 99.86%, 0.01%로 매우 양호하며, 추정계수에 대한 검정역시  $M_1$ 와 같은 결론을 내릴 수 있다. 따라서 test①의 결과로 볼 때, 예측모형에 의한 통화추정치가 합리적 기대에 대한 직접적 검증의 불편성(unbiasedness)을 만족한다 할 수 있다. test ②에서는 회귀모형의 잔차항에 대한 백화비에측부분이므로 시계열 예측모형에 의해 기대통화부분이 예측된다 할 때, 예측모형의 잔차항과 회귀모형의 잔차항은 통화 비예측부분으로 같은 의미를 지닌다. 따라서 회귀모형(식-4)의 잔차항의 (white noise)성 검증은 시계열 예측모형의 잔차에 대한 검증으로 대신할 수 있다. 이때 잔차항에 대한 Chi-Square 통계량과 그 확률값이 매우 큰 값으로 가지며, 유의 확률이 0.05%보다 큰 값을 가지므로 백색잡음화(white noise)과정을 따른다 할 수 있다.<sup>4)</sup> 이상의 검정에서 예측모형에 의한 통화예측치가 주어진 자료하에서

3) 결과는 '부록 <표 1-A>'에 있다.

4) 잔차 분석의 또다른 방법인 잔차항의 자기상관(ACF)과 부분자기상관(PACF)의 산점도로도 백색잡음화 여부를 판단할 수 있다.(결과표는 부록 <표 1-4>)

합리적 기대형성에 의한 추정치로 사용될 수 있음을 알 수 있다.

한편, 투자자들이 미래치를 합리적으로 기대하고 이것에 의하여 경제행위를 한다는 측면에서 합리적 기대이론은 효율적 시장분석에 자주 이용되어 왔다. 효율적 시장에서 통화변동은 확률보행(random walk)과정을 밟게 된다. 따라서 Box-Jenkins에 의한 통화변동에 대한 예측모형이 확률보행과정을 만족할때 시장은 효율적이라 할 수 있다.

### Ⅲ. 통화-주가기대모형 검정

#### 3.1 통화예측모형과 주식수익률 관계

이제 통화변수를 기대모형에 의한 예측부분과 비예측부분으로 나누어, 주가와와의 관계를 살펴 본 뒤 시장효율성이 성립하는가를 실증해 보기로 한다. 본 연구에서는 Granger & Sims의 인과방법론<sup>5)</sup>을 토대로 Rozeff(1974)의 회귀분석모형을 이용하기로 한다. Rozeff는 다음과 같이 통화변동을 과거 17개월전부터 미래 8개월후까지 시차별로 나누어 모형설정하였다.

5) Granger가 정의한 인과관계는 아래와 같다.

- \*  $\sigma^2(X'|X', Y') < \sigma^2(X'|X')$  : Y에서 X로의 인과관계가 존재한다.
- \*  $\sigma^2(X'|X', Y') < \sigma^2(X'|X', Y')$  : Y에서 X로의 즉시적 인과관계가 존재한다.
- \*  $\sigma^2(X'|X', Y') < \sigma^2(X'|X')$ 이고  $\sigma^2(Y'|X', Y') < \sigma^2(Y'|Y')$  : X와 Y사이에 feedback 관계가 존재한다.
- \*  $\sigma^2(X'|X', Y') < \sigma^2(X'|X', Y')$ 이고  $\sigma^2(Y'|X', Y') < \sigma^2(Y'|X', Y') = \sigma^2(Y'|Y')$  : X와 Y는 서로 독립이다.

Granger는 위  $\sigma^2(X'|X', Y')$ 의 정의를 검증가능하게 만들기 위해 최적예측량을 선형예측량에 제한하고 있다. 예를  $X_t, Y_t$ 가 주어져 있을 때  $X_t$ 의 최적예측량을 구하는 방정식을 구하는 추정식은 다음과 같다.

$$X_t = \sum_{j=1}^x a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^x b_j Y_{t-j} + e_t$$

이에 비해 Sims는 Granger의 방법을 개선하여 다음과 같이 제시하였다. '만약 X에서 Y로의 일방적 인과관계가 존재한다면 Y를 X의 현재, 과거시차, 및 미래시차항으로 회귀분석하면 현재와 미래시차항의 추정계수가 유의하지 않아야 한다. 다시 말해 현재와 미래시차항만이 유의한다면 효율적시장가설이 성립한다 할 수 있다. 이때 회귀방정식의 오차항과 x의 현재, 과거 및 미래시차항과는 직교관계(orthogonal relation)가 성립하여야 한다. 이는 오차항이 백색 잡음화(white noise)를 따르므로 오차항의 자기상관이 없다는 점에서 합리적기대가설하의 합리성(rationality)과 일맥상통하다. 결국 합리적 기대하의 비예측부분 역시 각 시차항별로 구분가능하므로 이로부터 선형회귀모형에 의한 인과방법론을 도입하고자 한다.

$$R_t = C_0 + \sum_{i=1}^{17} a_{t-i} (g_{t-i} - g_{t-i-1}) + e_t \dots\dots\dots(5)$$

단,  $R_t$  : t 시점에서 주식수익률

$g_t$  : t 시점에서의 통화증가율

$i$  : -8, 0, 또는 1

위의 모형에서 예기치 못한 통화 변동분이 존재한다고 가정할 때, 비예측 통화변동 즉,  $[\tilde{g}_t = \tilde{g}_t - E(\tilde{g}_t | I_{t-1})]$ 은 “ $g_{t-1} - g_{t-2}$ ”에 나타난다. 여기서 ‘ $g_{t-1}$ ’은 ‘ $E(\tilde{g}_{t-1} | I_{t-1})$ ’으로 ‘ $t-i-1$ ’ 대신에 ARIMA에 의한 확률보행추정치를 이용하는데, 이는  $E(\tilde{g}_t | I_{t-1}) \simeq g_{t-1} \simeq g_t$ 와 같은 의미이다. 예측에 대한 오차는 ‘ $e_t$ ’에 포함되어 있다.

만약 EM(효율적시장가설)이 성립한다면 통화변동의 과거치는 모두 유의하지 않고 현재 및 미래의 예기치 못한 계수만이 유의하다. 통화자료의 과거시차항합들로만 표현한 경우의 ‘ $a_{t-i}$ ’는 ‘0’과 유의적으로 다르지 않으며, 다음 단계로 현재항을 포함시킨 경우와 현재 및 미래시차항 값을 동시에 고려한 경우가 점차적으로 설명력이 높아져야 한다.

### 3.2 통화-주가의 경로별 관계

통화변동은 주식시장에 직접, 간접적으로 영향을 주는데, 그 파급경로를 보면 크게 나누어 직접 자금수급관계에 영향을 미치는 경우와, 간접적으로 이자율 조정을 통해 영향을 주는 경우가 있다. 직접적인 파급경로로 볼 때, 통화당국이 투자자들의 예상수준 이상으로 통화공급을 증가시키면 인플레이기대심리를 유발시켜 주식보다 유리한 실물투자대상을 찾는다. 따라서 주가는 내린다. 반면에 간접적인 경로로 보면 통화공급의 증가는 투자자들로 하여금 채권의 구매를 증가시켜 채권가격을 올리게 한다. 그런데 채권가격의 상승은 채권이자율의 하락을 의미하므로 잠재적인 채권구매자들은 상대적으로 저렴한 주식의 수요를 증가시킴으로써 주가를 상승시킨다.

이렇듯 통화변동의 증시에 대한 영향을 파급경로별로 분석함이 보다 합리적인 설명이 될 수 있다. 이것은 또한 경제구조변수에 관한 정보를 추가함으로써 모형의 합리성을 제고하는 의미

도 있다. 전절에서의 선형회귀 모형은 현 추세가 지속된다는 전제하에 유효하다. 그러나 직접적 경로라도 주가가 상승국면인가, 하락국면인가에 따라서 그 영향이 다를 수 있다. 그것은 시계열 추세효과(time trend effect)로 인한 正의 편倚(偏倚)가 발생할 수 있기 때문이다.<sup>6)</sup> 그 외에 몰가나 경기국면별 영향도 의미가 있을 수 있다.<sup>7)</sup>

### 3.2.1 직접적 경로

$$\tilde{R}_t = C_0 + \sum_{t=L_1}^{L_2} a_{t-1}(g_{t-1} - g_{t-1}^*) + d_1 D_{1t} + d_2 g^u D_t + e_t \dots \dots \dots (6)$$

단, (L<sub>1</sub>, L<sub>2</sub>)=(1,17), (0,0), (-8,-1)

$\tilde{R}_t = \text{Log}(SP_t) - \text{Log}(M_{t-1})$  단, SP : 종합주가지수

$g_t = \text{Log}(M_t) - \text{Log}M_{t-1}$  : 실제통화증가율

$g_t^* = \text{Log}(M_t) - \text{Log}M_{t-1}$  : 추정통화증가율

$D_{1t} = 1$  : 추가순환상승기, 0 : 추가순환하락기

$g^u = g_t - g_t^*$

### 3.2.2 간접적 경로

$$\tilde{R}_t = C_0 + \sum_{t=L_1}^{L_2} a_{t-1}(g_{t-1} - g_{t-1}^*) + d_1 D_{2t} + e_t \dots \dots \dots (7)$$

단, (L<sub>1</sub>, L<sub>2</sub>)=(1,17), (0,0), (-8,-1)

\*  $D_{2t} = 1$  : 회사채 수익율의 변화율 > 1

0 : 회사채 수익율의 변화율 < 1

6) 주식시황 및 경기국면별 기간구분은 다음과 같다.

경기순환 확장기 : 1985. 10 - 1988. 2

경기순환 수축기 : 1985. 1 - 1985. 9

1988. 3 - 1992. 11

추가순환 상승기 : 1985. 10 - 1989. 4

추가순환 하락기 : 1985. 1 - 1985. 9

1980. 5 - 1992. 11

7) 몰가요소로 소비자 몰가상승율을 더미(dummy)화 하였고, 기업활동요소로 경기순환 국면을 더미(dummy)화 하였다.(부록 표3참조)

위에서 직접적 경로에서는 통화비예측부분의 더미항과 주가국면의 상호더미항(interaction dummy variable)을 두고 있다. 이는 주가국면에 따라 주식시장에서 필요 또는 투하된 최소 한도의 투자금액이 다를 뿐만아니라 통화량과 주식수익률 관계에 있어서도 한계변화율이 다를 수 있기 때문이다.

자본시장이 효율적이라면 현재의 주식수익률이 현시점에서 예측되는 미래통화량의 변동까지도 반영하므로 위의 모형을 통해 다음의 가설을 검증할 수 있다.

**가설 :** 통화량변동의 과거치는 예측되든 예측되지 않든 모두 유의하지 못하며, 현재 및 미래항의 경우에는 예기치 못한 부분만이 유의적으로 주가에 영향을 미친다.

## IV. 실증분석결과

### 4.1 검증방법 및 자료

일반적으로 시차변수를 이용하여 분석하기 위해서는 시계열이 안정적(stationary)이어야 하며, 이를 위해서는 계절변동조정, 추세변동제거, 변수들간의 다중공선성제거, 잔차항의 시계열상관제거(white noise) 등의 작업이 필요하다. 따라서 본 연구는 이러한 문제점들을 제거하기 위해 예상통화량을 로그변환한 값에 1차차분을 행한 통화 증가율의 형태로 추정하였다. 이 경우 계절변동이나 추세변동의 제거는 물론 통화 추정치와 실제치간의 차이는 서로 독립적 이므로 다중공선성이 제거될 수 있으며 시차항의 상대적 중요성을 파악하는 것도 가능하다. 일반적으로 시차구조는 다중공선성을 가지고 있을 가능성이 있기 때문에 추정계수의 정확도가 떨어질 수 있는데, 이 경우에는 Almon의 시차구조<sup>8)</sup>를 이용하여 추정계수의 정확도에 별 이상이 없으면 된다.

8) 정책변화 효과의 시차를 추정(Almon : 1965) : 정책효과가 발휘되는데 특정의 기린이 소요된다는 가정하에 특정 기간의 시차구조를 갖는 일반형태로 표시하여 가정의 타당성을 검증한다. Almon의 연구에 의하면 정책변화의 완전한 효과가 4분기내에 모두 발휘된다.

분석기간은 1985년 1월부터 1992년 11월까지로 했으며, 분석대상 자료로서 통화량의 경우 기존연구를 참고로하여 금융자산의 성격이 가장 강한 것으로 알려진  $M_2$ 를 이용한다. 그런데 현행의  $M_2$ 는 새로운 금융상품 및 비통화금융기관의 고유동성 상품을 반영하고 있지 않아 전체 경제의 유동성을 적절히 반영하고 있지 않다. 따라서 최근에 시도된 보조지표로서 주식시장과 연관이 깊은  $M_2B$ 도 함께 이용한다. 종합주가지수는 월별 종합주가지수를 이용하였다. 또 국면별 기간구분은 경제기획원의 자료를 근거로 하였으며, 금리자료는 회사채수익률<sup>9)</sup>을 이용하였다.

#### 4.2 실증분석결과

아래에 제시된 <표 1>은 비예측 통화변동율과 주식 수익률 관계에 관한 통제결과이다. 여기서 비예측 통화변동률의 과거 17개월전까지의 시차항들로만 회귀분석한 결과, 보정된 설명력 ( $Adj.R^2$ )이 모두 10%이내로 매우 낮은 뿐만아니라 모형의 적합도(F-value : 0.80)가 유의수준 10%이내에서 비유의적으로 나타나 모형이 부적절하다. 이때의 유의확률값(F-value)은 독립변수로서 시차항의 추정계수가 전체적으로 0과 유의하게 다르지 않음을 말한다. 그리고 기대치와 실제치의 차이는 매우 작은 값이므로 추정계수의 t값이 거의 대부분 '0'과 유의하게 다르지 않음을 알 수 있다. 또 통화지표  $M_2$ 에 비해  $M_2B$ 가 모형설명력( $R^2$ )과 적정성(F-value) 그리고 계열상관유무(D-W)에 대해 보다 나은 결과를 가지는 것은  $M_2B$ 가 증시에 관한한 설명력이 더 큼을 말한다. 한편 기대모형이 성립될 경우 과거보다는 현재 및 미래항을 모형내에 함께 고려한 경우가 더욱 개선된 형태를 보여야 한다. 그러나 이것 역시 일관된 설명력을 가지지 못하고 있다. 이는 앞서 언급했듯이 선형회귀모형에 있어 통화변동의 추세가 일관되게 증시에 영향을 미치지 않기 때문이다. 따라서 보다 적합한 설명을 위해서는 국가면 및 경로별로 분석할 필요가 있다.

9) 우리나라의 경우 그동안 이자율의 상한이 설정되어 사실상 고정이자율인 상태에서 각종 이자율이 금융자산의 기회비용 및 수익률을 제대로 반영하지 못하고 있다. 또한 금융자산의 상대수익률이 정부당국에 의해 인위적으로 조정됨으로써 금융자산간의 이동현상이 급격하게 발생하는 특성이 있다. 따라서 통화수요함수의 안정성과 통화지표의 외생성을 고려한 보다 유효한 금리지표선정이 필요하다.

〈표 2〉는 통화 과거시차항들에 현재시차항을 함께 고려하여 통화-주가관계를 국면별로 분석한 결과이다. 여기서 주가국면을 고려한 더미항의  $t$ 값( $M_2 : 4.11, M_2B : 4.24$ )은 모두 유의한 값을 가지므로, 주가국면에 따라 주식수익률이 달라짐을 알 수 있다. 한편 상호항( $g^*D_t$ )은 직접적 경로에 있어 주가국면이 통화변동과 더불어 주식수익률에 영향을 줄 수 있음을 고려하여 선형모형에 있어 주가에 대한 한계통화변화율의 추세변화 가능성을 표현할 값이다. 그런데 상호항의  $t$ 값( $M_2 : -1.31, M_2B : -3.41$ )이 두 통화자료간에 서로 다른 유의성을 가지는 것은  $M_2B$ 는 제2금융권의 단기예수금을 반영하고 있다. 이에 비해 총통화 ( $M_2$ )는 이러한 주가국면에 따른 통화의 단기 유동성을 잘 반영하고 있지 못하므로 유의하지 않은 결과가 도출되었다. 이때 주가국면만의 경우는 주식수익률에 양의 관계를 가지는데 비해, 상호항의 경우는 오히려 음의 관계를 가지고 있다. 이는 주식시장이 활황(불황)인 경우에는 주식수익률에 정(부)의 효과를 미치지만, 증시 활황(불황)시의 비예측통화 증가(하락)로 인해 주식수요 증가(하락)를 유발하여 상대적으로 주식수익률의 하락(증가)을 초래하기 때문이다. 그리고 현재항을 과거시차항들과 동시에 고려한 경우에 보정된 설명력이 각각 17.92%, 38.50%로 두드러지게 향상되었고 모형의 적합도 역시 3%, 1% 유의수준에서도 충분히 적절하다고 할 수 있다. 결국 현재와 미래의 통화변동은 주식시장에 영향을 미친다고 볼 수 있다. 또  $M_2$ 와  $M_2B$ 의 현재항의  $t$ 값이  $-0.21, 2.68$ 로 서로 다른 부호를 가지며  $M_2B$ 만이 유의한 값을 가진다. 이는 단기적으로 주가에 正의 효과를 갖음을 알 수 있고  $M_2$ 보다는  $M_2B$ 가 더욱 유동성을 잘 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 그런데 채권시장을 고려한 간접경로에 있어서는 설명력( $M_2 : -0.0074, M_2B : 0.1336$ )과 적정성( $M_2 : 0.5049, M_2B : 0.1091$ )이 모두 높지 않다. 이는 채권을 주식에 대한 대체투자안으로 이용하지 않을 뿐만 아니라 통화변동이 다른 경로를 통해 주식시장에 영향을 미침을 말한다. 절편항의  $t$ 값이 모두 유의적인 값을 가진 것에서 사채수익률이 아닌 어떤 다른 요인에 의해 영향을 받음을 알 수 있다.

〈표 3〉에서는 통화의 과거항들과 현재 및 미래시차항들을 모두 함께 고려하여 분석함으로써 관계가 보다 명확해짐을 알 수 있다. 여기서 과거시차항과 미래시차항은 모두 예측모형(ARIMA)에 의한 추정치이다. 그리고 시차구조는 가장 유의한 결과를 갖는 시차(lag & lead)로 Rozeff(1974)의 경우와 같다. 통계결과에 의하면 현재항만을 추가하는 것보다 미래

시차항을 모형내에 함께 고려함으로써 설명력( $M_2 : 0.2525$ ,  $M_2B : 0.4120$ )이 더욱 향상된 것으로 미루어 예측되지 않은 통화의 현재항과 미래시차항이 주가수익률에 영향을 미침을 알 수 있다. 이러한 사실은 결국 주식시장이 효율적이라는 것을 뜻한다. 이는 예측되지 않은 통화증가는 유동성효과에 의해 단기적으로 주식수요를 유발시켜 수익률을 증가시키는 효과를 가지지만, 시차항이 멀어질수록 인플레이션 유발심리를 자극시켜 오히려 주가수익률의 하락을 초래함을 알 수 있다. 또 시차항의 추가에 따른 계열상관 역시 1.828, 1.730으로 양호함을 알 수 있다. 채권수익률을 통한 간접적 경로파악은 여전히 설명력( $M_2 : -0.0626$ ,  $M_2B : 0.0565$ )과 적정성( $M_2 : 0.6657$ ,  $M_2B : 0.3359$ )이 매우 낮다.

〈표 1〉 비예측 통화변동률과 주식 수익률 관계

	과거항				과거항 / 현재항				과거항 / 현재 / 미래항				
	M <sub>2</sub>		M <sub>2</sub> B		M <sub>2</sub>		M <sub>2</sub> B		M <sub>2</sub>		M <sub>2</sub> B		
R <sub>2</sub> (adj. R <sub>2</sub> )	0.1640 (-0.0768)		0.2985 (0.0963)		0.1942 (-0.0559)		0.3020 (0.0854)		0.3317 (-0.0821)		0.4189 (0.0592)		
* F-Value	0.8083		0.1357		0.7178		0.1695		0.7218		0.3232		
추정계수	** 절편항	0.0131	1.77	0.0123	1.81	0.0132	1.80	0.0123	1.80	0.0129	1.70	0.0143	2.00
	현재항	-	-	-	-	-0.6995	-1.47	0.2144	0.54	-0.9135	-0.84	0.4150	0.71
	과거 1	0.5312	1.10	0.6292	1.61	0.2512	0.49	0.7301	1.68	-0.5539	-0.47	0.6777	1.18
	과거 2	0.5731	1.07	0.2577	0.60	0.0644	0.10	0.3527	0.75	-0.5967	-0.49	0.4356	0.78
	과거 3	0.6217	0.98	0.1430	0.31	0.0161	0.08	0.2229	0.46	-0.6528	-0.51	0.5237	0.93
	과거 4	0.6180	0.85	0.7030	1.47	0.1125	0.14	0.7851	1.56	-0.8384	-0.64	0.7062	1.26
	과거 5	0.3409	0.42	0.5936	1.19	-0.1096	-0.12	0.6689	1.28	-0.7839	-0.60	0.8365	1.50
	과거 6	-0.0239	-0.02	-0.2255	-0.44	-0.4618	-0.52	-0.1858	-0.35	-0.9015	-0.69	-0.0146	-0.02
	과거 7	-0.3724	-0.44	-0.3730	-0.72	-0.7675	-0.87	-0.3301	-0.63	-1.2246	-0.99	-0.3169	-0.58
	과거 8	0.0581	0.06	0.2749	0.53	-0.3078	-0.35	0.3207	0.60	-0.6086	-0.52	0.2992	0.55
	과거 9	0.3581	0.43	1.1633	2.23	-0.0753	-0.08	1.1743	2.24	-0.4688	-0.43	1.4586	2.64
	과거 10	-0.2675	-0.31	1.0275	1.98	-0.6307	-0.72	1.0481	2.01	-1.0978	-1.04	1.1108	2.04
	과거 11	0.3313	0.40	0.5093	0.98	-0.0625	-0.07	0.5285	1.01	-0.8696	-0.88	0.6531	1.20
	과거 12	0.5933	0.71	0.3944	0.76	0.3119	0.36	0.4340	0.83	-0.3960	-0.41	0.8125	1.51
	과거 13	-0.0359	-0.04	0.2557	0.45	-0.2126	-0.27	0.2312	0.46	-1.1582	-1.31	0.0540	0.10
	과거 14	0.3263	0.44	0.8719	1.83	0.1651	0.22	0.8755	1.83	-0.5873	-0.72	0.7506	1.43
	과거 15	-0.1688	-0.26	0.5926	1.33	-0.2264	-0.35	0.6148	1.36	-0.8900	-1.19	0.3980	0.79
과거 16	-0.4721	-0.89	0.0827	0.19	-0.5055	-0.96	0.1096	0.25	-1.2345	-1.99	-0.2692	-0.55	
과거 17	-0.6076	-1.20	-0.0977	-0.24	-0.5894	-1.18	-0.0710	-0.17	-0.7951	-1.40	-0.1078	-0.24	
미래 1	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.2456	-0.23	0.3655	0.64	
미래 2	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.2875	-0.28	0.0581	0.10	
미래 3	-	-	-	-	-	-	-	-	0.0443	0.04	0.1471	0.26	
미래 4	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.4784	-0.55	-0.2319	-0.42	
미래 5	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.4148	-0.52	0.0795	0.14	
미래 6	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.9169	-1.35	-0.1467	-0.27	
미래 7	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.6029	-1.10	-0.6550	-1.33	
미래 8	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.5784	-1.14	-0.2937	-0.67	
*** Durbin-Watson(DW)	1.222		1.415		1.221		1.433		1.274		1.363		
*** 1st-autocorrelation	0.326		0.246		0.330		0.238		0.335		0.308		

^ : α=0.05에서 유의한 t값

\* F-Value : 유의확률값으로 이 값이 0.05보다 작으면 가정된 회귀모형이 매우 유의하게 적합하다고 판단된다.

\*\* 통화변수에 대한 시차항들로 과거(lag) 17개월 이전부터 미래(lead) 8개월까지 예측모형에 의해 도출된 비예측 통화변수 시차항이다.

\*\*\* Durbin-Watson(DW) : 시계열자료를 이용한 회귀분석식 잔차항의 자기상관에 대한 검정을 하기위한 통계량으로 표본크기와 독립변수에 따라 통계량(d) :

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (\hat{e}_i - \hat{e}_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \hat{e}_i^2}$$

의 상한과 하한을 설정하여, 만약  $d < d_L$  이면 양의 상관관계,  $d > d_U$  이면 음의 상관관계,  $d_L < d < d_U$  이면 불합정적 이라한다. 여기서는 하한과 상한이 대략 "1.3-1.8"사이의 값을 갖는다.

\*\*\* 1차 자기상관(1st-auto) : 시차항간의 자기상관관계 검정통계량으로 보통 0.30이하이면 양호하다 할 수 있다.

<표 2> 현재/ 과거항을 고려한 경우

		직접적 경로				간접적 경로			
		M <sub>2</sub>		M <sub>2</sub> B		M <sub>2</sub>		M <sub>2</sub> B	
R <sup>2</sup> (adj. R <sup>2</sup> )		0.3952 (0.1792)		0.5469 (0.3850)		0.2741 (-0.0074)		0.3757 (0.1336)	
F-Value		0.0392		0.0002		0.5049		0.1091	
추 정 계 수	***절편항	-0.0107	-1.23	-0.0106	-1.38	0.0246	2.07	0.0226	2.07
	현재항	-0.1252	-0.21	1.2131	2.68	-0.9314	-1.85	0.1620	0.40
	과거 1	0.3793	0.83	0.4828	1.34	-0.4074	-0.72	0.4327	0.96
	과거 2	0.2329	0.41	0.2767	0.71	-0.4241	-0.65	0.1608	0.35
	과거 3	0.1940	0.30	-0.0172	-0.04	-0.4480	-0.58	0.2202	0.44
	과거 4	0.1971	0.28	0.5004	1.17	-0.9424	-1.08	0.5110	0.98
	과거 5	-0.0827	-0.11	0.2406	0.54	-1.0056	-1.12	0.6442	0.21
	과거 6	-0.3266	-0.42	-0.5553	-1.24	-1.3309	-1.41	-0.3074	-0.57
	과거 7	-0.7969	-1.02	-0.6759	-1.49	-1.5548	-1.73	-0.5358	-1.02
	과거 8	-0.2581	-0.33	-0.2716	-0.59	-0.8903	-0.99	0.2418	0.46
	과거 9	0.0054	0.00	0.4864	1.08	-0.7091	-0.82	1.4034	2.74
	과거 10	-0.4490	-0.58	0.6224	1.40	-0.8956	-1.05	1.1669	2.28
	과거 11	0.1866	0.24	0.1657	0.37	-1.0889	-1.22	0.4540	0.88
	과거 12	0.4950	0.66	-0.0981	-0.22	-0.3240	-0.38	0.6885	1.35
	과거 13	0.0052	0.00	0.1138	0.27	-0.9673	-1.21	0.1194	0.24
	과거 14	0.2615	0.40	0.4501	1.12	-0.7596	-0.98	0.6628	1.37
	과거 15	-0.1590	-0.28	0.4930	1.31	-0.9924	-1.43	0.4865	1.11
	과거 16	-0.4728	-1.01	0.0328	0.09	-1.3572	-2.35	-0.1303	-0.30
과거 17	-0.6490	-1.46	-0.4397	-1.28	-0.7379	-1.39	-0.0897	-0.22	
	더미항*	0.0542	4.11	0.0515	4.24	-0.0254	-1.24	-0.0180	-0.95
	상호항**	-0.8793	-1.31	-2.1864	-3.41	-	-	-	-
Durbin -Watson(DW)		1.625		1.838		1.288		1.438	
Ist-autocorr elation		0.014		0.015		0.310		0.266	

\* 더미항은 직접적 경로에서는 주가의 상승국면과 하강국면을 표현한 값이며, 간접적 경로에서는 채권 수익율의 변화율을 표현한 값이다.

\*\* 상호항은 직접적 경로에 있어 주가국면과 통화변동을 동시에 고려하여 선형모형에 있어 추세의 변화 가능성을 표현한 값이다.

\*\*\* 통화변수의 시차항은 과거(lag) 17개월 이전부터 미래(lead) 8개월까지 예측모형에 의해 도출된 비예측통화변수 추정치이다.

<표 3> 미래/ 현재/ 과거항 모두 고려한 경우

		직접적 경로				간접적 경로			
		M <sub>2</sub>		M <sub>2</sub> B		M <sub>2</sub>		M <sub>2</sub> B	
R <sup>2</sup> (adj. R <sup>2</sup> )		0.5603 (0.2525)		0.6541 (0.4120)		0.3593 (-0.0626)		0.4311 (0.0565)	
F-Value		0.0405		0.0020		0.6657		0.3359	
추정계수	***절편항	-0.0157	-1.72	-0.0106	-1.26	0.0262	2.09	0.0228	1.97
	현재항	0.0206	0.02	1.4592	2.37	-1.0254	-0.94	0.3166	0.53
	과거 1	-0.0366	-0.03	0.3451	0.75	-0.8033	-0.68	0.5182	0.86
	과거 2	0.0606	0.06	0.2413	0.53	-0.8312	-0.68	0.3992	0.71
	과거 3	0.0479	0.04	0.2367	0.51	-0.8882	-0.69	0.3542	0.60
	과거 4	-0.3413	-0.31	0.3596	0.77	-1.2507	-0.94	0.5223	0.87
	과거 5	-0.3307	-0.30	0.3523	0.76	-1.1213	-0.86	0.6746	1.15
	과거 6	-0.5221	-0.48	-0.4039	-0.88	-1.2593	-0.96	-0.1902	-0.32
	과거 7	-1.0662	-1.04	-0.7004	-1.52	-1.4513	-1.18	-0.4465	-0.79
	과거 8	-0.4207	-0.43	-0.3521	-0.77	-0.8828	-0.75	0.1915	0.34
	과거 9	-0.2356	-0.26	0.6866	1.47	-0.6615	-0.61	1.4496	2.62
	과거 10	-0.7223	-0.82	0.6773	1.48	-1.0197	-0.98	1.1624	2.12
	과거 11	-0.4766	-0.57	0.1406	0.31	-1.2369	-1.21	0.5462	0.98
	과거 12	0.1015	0.12	0.1643	0.36	-0.5013	-0.53	0.8604	1.59
	과거 13	-0.7320	-0.98	-0.0759	-0.17	-1.0711	-1.21	0.0883	0.16
	과거 14	-0.2725	-0.40	0.2552	0.60	-0.8387	-1.01	0.6186	1.14
	과거 15	-0.7326	-1.18	0.3625	0.88	-0.9621	-1.30	0.3890	0.77
	과거 16	-1.1839	-2.30	-0.3156	-0.80	-1.2728	-2.07	-0.2195	-0.44
	과거 17	-0.8462	-1.79	-0.5410	-1.49	-0.7555	-1.34	-0.0344	-0.07
	미래 1	0.0675	0.07	-0.0381	-0.08	-0.1148	-0.11	0.3521	0.61
미래 2	0.0492	0.05	0.3328	0.72	-0.2601	-0.26	0.0306	0.05	
미래 3	0.3514	0.45	0.0456	0.10	0.1222	0.13	0.1503	0.27	
미래 4	-0.1308	-0.18	-0.0364	-0.08	-0.3764	-0.43	-0.2242	-0.41	
미래 5	-0.0946	-0.14	0.1225	0.27	-0.3935	-0.50	0.0726	0.13	
미래 6	-0.5652	-0.96	-0.0552	-0.12	-0.8372	-1.24	-0.1091	-0.20	
미래 7	-0.3635	-0.79	-0.2485	-0.61	-0.6836	-1.26	-0.6658	-1.35	
미래 8	-0.4464	-1.04	-0.1776	-0.50	-0.5690	-1.13	-0.2908	-0.66	
더미항*	0.0579	4.42	0.0507	4.07	-0.0290	-1.33	-0.0186	-0.93	
상호항**	-0.7770	1.07	-2.3578	-3.16	-	-	-	-	
Durbin-Watson(DW)		1.828		1.730		1.362		1.367	
1st-autocorr elation		0.068		0.122		0.292		0.301	

\* 더미항은 직접적 경로에서는 주가의 상승국면과 하강국면을 표현한 값이며, 간접적 경로에서는 채권 수익율의 변화율을 표현한 값이다.  
 \*\* 상호항은 직접적 경로에 있어 주가국면과 통화변동을 동시에 고려하여 선형모형에 있어 추세의 변화 가능성을 표현한 값이다.  
 \*\*\* 통화변수의 시차항은 과거(lag) 17개월 이전부터 미래(lead) 8개월까지 예측모형에 의해 도출된 비 예측통화변수 추정치이다.

## V. 결 론

본 연구에서는 통화량변동이 주식시장에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 특히 통화변동을 기대이론에 근거하여 추정치를 구하였다. 또 단순히 통화변동과 주식수익률관계를 본 것이 아니라 국면 및 경로별로 분석하여 양자간의 관계를 보다 명확히 실증할 수 있었다.

분석결과 우리나라의 경우에 통화정보에 대해 주식시장이 효율적으로 움직임을 알 수 있었다. 그런데 주가국면에 의해 다르게 움직이며 채권시장보다는 경기나 물가 등의 직접적 요인에 따라 통화변동이 주가에 미치는 영향이 더욱 두드러지게 나타난다고 판단된다.

본 연구는 이후로 다음의 연구과제를 갖는다. 이론적으로 전체경제에 대한 구조모형을 추정하여 적정통화증가율을 구하여야 한다. 이와 같이 전체 경제구조내에서 통화의 과급경로가 고려되고 이로 인한 주식시장의 영향이 파악될 때, 합리적 수준의 통화량 측정이 가능하다. 또한 통화자료에 있어 보다 주식시장과 밀접한 관련을 가지는 통화지표선정이 필요하다. 더 나아가 본 연구는 전체경제에 대해서 뿐만 아니라 개별산업을 대상으로 시도될 필요가 있다. 그리하여 산업별 또는 기업규모별로도 이러한 관계가 지속되는가를 살펴보는 것도 의미있는 일이라 할 수 있다.

## 참 고 문 헌

1. 고광수, "거시경제변수와 주가와와의 관계", 대우경제연구원, 1990.
2. 김태훈, 장용, "거시경제변수와 주가", 대우경제연구소 조사월보, 1991. 73.
3. 이기영, "통화량과 주가의 인과관계 모형", 계간대신증권, Vol.7, no.2, 1988.7
4. 이상빈, "통화량과 주가의 인과관계에 대한 실증적 연구", 쌍용투자, 1987. 1.
5. 이상재, "주요 거시경제변수가 주가에 미치는 동태적 효과", 동서경제연구소, 1993, pp. 13~28
6. 황시웅, "예상치못한 통화량변동과 주가와와의 관계", 계간 대신증권, 1989. 10.

7. Barro, R. J., "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, Vol.2, 1976.1. pp.1~32
8. \_\_\_\_\_, "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States", *American Economic Review*, Vol.67, no.2, 1977.3.5. pp.101~115
9. Box, G. E. P. & G. M. Jenkins, "Time Series Analysis", 1976.
10. Granger, C.W., "Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 1969. 7, pp.242~438
11. Grossman, Jacob, "The rationality of money supply expectation ~", *JMCB*, 1981. 11, pp.649~662
12. Hamberger, M. J., & Kocgubn, L.A, "Money and Stock Prices : The Channels of Influence", *JOF*, 1972.5, pp.231~249
13. Homa, K. E. & Jaffee, D.W., "The Supply of Money and Common Stock Prices", *JOF*, 1971.12, pp.1045~1066
14. Ljung, G. M. & G.E.P Bos(1978) "on a moment of lack of fit in time series models", *Biometrika*, 15, pp.297~303
15. Miller, Merton H.. "Money & Stock prices : the channel of influence, discussion", *Journal of Finance*, 1972. 5.
16. Robert S. Pindyck & D.L. Rubinfeld "Econometric Models & Economic Forecasts", *McGraw-Hill*, 3rd, 1991
17. Rogalski, r. & Vinso, j., "Stock Returns, Money Supply and Direction of Casuality", *JOF*, 1977.8, pp.1017~1029
18. Rozeff, M. S., "Money & Stock Prices : Market Efficiency and The Lag in effect of Monetary policy", *JFF*, 1974, pp.245~302
19. Sims,C.A., "Money, Income and Casuality", *American Economic Review*, 1972. 8, pp.227~284
20. Sorensen, Fric H., "Rational expectations & the impact of money upon stock prices", *JFQA*, 1982. 12.

<부 록>

<표 1> 통화 예측모형

추정년도	통화	추 정 모 형
1985년	M	$E_t = a_t - 0.3041 a_{t-1} + 0.4548 a_{t-2}$ (2.27) (-3.35)
	M <sub>2</sub> B	$E_t = a_t - 0.5035 a_{t-12}$ (2.44)
1986년	M	$E_t = a_t - 0.4255 a_{t-1} + 0.5484 a_{t-2} - 0.4326 a_{t-12}$ (3.77) (-4.16) (2.90)
	M <sub>2</sub> B	$E_t = a_t - 0.5152 a_{t-12}$ (3.43)
1987년	M	$E_t = a_t - 0.3417 a_{t-1} + 0.5219 a_{t-2}$ (3.33) (-5.05)
	M <sub>2</sub> B	$E_t = a_t - 0.6004 a_{t-2}$ (4.68)
1988년	M	$E_t = a_t - 0.3278 a_{t-1} + 0.4263 a_{t-2} - 0.4752 a_{t-12}$ (3.27) (-4.22) (3.89)
	M <sub>2</sub> B	$E_t = a_t - 0.2649 a_{t-1} + 0.2853 a_{t-2} - 0.6060 a_{t-12}$ (2.52) (-2.70) (5.03)
1989년	M	$E_t = a_t - 0.3224 a_{t-1} + 0.4034 a_{t-2} - 0.4978 a_{t-12}$ (3.41) (-4.23) (4.77)
	M <sub>2</sub> B	$E_t = a_t - 0.2741 a_{t-1} + 0.2821 a_{t-2} - 0.7618 a_{t-12}$ (2.83) (-2.93) (6.71)
1990년	M	$E_t = a_t - 0.3739 a_{t-1} + 0.3282 a_{t-2} - 0.3644 a_{t-12}$ (3.90) (-3.41) (3.37)
	M <sub>2</sub> B	$E_t = a_t - 0.3112 a_{t-1} + 0.2540 a_{t-2} - 0.7779 a_{t-12}$ (3.21) (-2.59) (6.69)
1991년	M	$E_t = a_t - 0.2434 a_{t-1} + 0.2293 a_{t-2} - 0.4828 a_{t-12}$ (2.70) (-2.53) (5.21)
	M <sub>2</sub> B	$E_t = a_t - 0.1816 a_{t-1} + 0.1733 a_{t-2} - 0.7369 a_{t-12}$ (2.05) (-1.92) (7.46)
1992년	M	$E_t = a_t - 0.2235 a_{t-1} + 0.1808 a_{t-2} - 0.4968 a_{t-12}$ (2.57) (-2.10) (5.68)
	M <sub>2</sub> B	$E_t = a_t - 0.1714 a_{t-1} + 0.1770 a_{t-2} - 0.7830 a_{t-12}$ (2.04) (-2.05) (8.74)

\* ( )안은 t값





〈표 3〉

정규분포검증

변 수		Mean	표준편차	* W : Normal
주식수익률(SR)		0.0153	0.0572	0.9607
예상된 통화증가율 (AMR)	M <sub>2</sub>	0.0008	0.0185	0.9542
	M <sub>2</sub> B	-0.0007	0.0175	0.9553
예상되지 않은 통화증가율 (UMR)	M <sub>2</sub>	0.0003	0.0182	0.9823
	M <sub>2</sub> B	-0.0004	0.0194	0.9618

\* Shapiro-Wilk test :

$$W = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(z_i - \bar{z})}{\sqrt{\sum(x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum(z_i - \bar{z})^2}}$$

단,  $z_i$  = 표준정규정수(Normal Score)

<표 3> 물가 / 경기별로 고려한 경우(과거/ 현재)

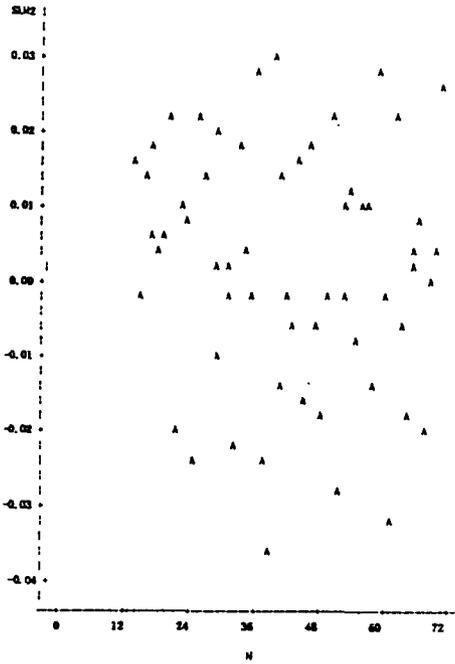
		경 기 국 면				물 가 국 면			
		M <sub>2</sub>		M <sub>2</sub> B		M <sub>2</sub>		M <sub>2</sub> B	
R <sup>2</sup> (adj. R <sup>2</sup> )		0.4277 (0.2058)		0.4357 (0.2418)		0.7872 (0.7046)		0.7564 (0.6619)	
F-Value		0.0336		0.0160		0.0001		0.0001	
추 정 계 수	절편항	-0.0037	-0.47	-0.0027	-0.31	-0.0404	-6.46	-0.0315	-4.70
	현재항	-0.7464	-1.72	-0.0014	0.00	-0.6720	-2.54	-0.1371	-0.55
	과거 1	-0.1482	-0.32	0.2180	0.52	0.0758	0.27	0.0226	0.08
	과거 2	-0.2613	-0.48	-0.3364	-0.73	-0.6089	-1.82	-0.0540	-0.19
	과거 3	-0.3807	-0.58	-0.3024	-0.60	0.0488	0.12	0.0328	0.11
	과거 4	-0.8352	-1.17	-0.1074	-0.20	-0.2526	-0.58	0.2537	0.82
	과거 5	-1.1197	-1.48	-0.1936	-0.33	-0.3434	-0.75	0.3463	1.08
	과거 6	-1.5129	-1.90	-1.1081	-1.90	-0.5510	-1.15	-0.1543	-0.49
	과거 7	-1.8907	-2.39	-1.4142	-2.39	-0.2277	-0.47	-0.3137	-0.99
	과거 8	-1.3247	-1.69	-0.8340	-1.32	-0.5602	-1.20	-0.1522	-0.47
	과거 9	-1.0684	-1.39	0.2481	0.39	-0.1662	-0.36	0.7195	2.19
	과거 10	-1.5317	-1.98	-0.0301	-0.04	-0.2191	-0.47	0.6247	1.94
	과거 11	-1.1962	-1.58	-0.4219	-0.72	-0.5505	-1.21	0.0183	0.05
	과거 12	-0.6765	-0.89	-0.3073	-0.53	-0.8913	-1.93	-0.1810	-0.55
	과거 13	-1.4506	-2.02	-0.6499	-1.25	-0.6310	-1.46	-0.2854	-0.94
	과거 14	-0.9120	-1.36	0.1998	0.41	-0.5923	-1.46	0.1641	0.55
	과거 15	-1.2989	-2.09	0.0495	0.11	-0.5411	-1.44	-0.0763	-0.27
	과거 16	-1.5684	-3.04	-0.4712	-1.14	-0.8996	-2.87	-0.1394	-0.52
과거 17	-1.0188	-2.15	-0.3146	-0.84	-0.5277	-1.84	-0.0947	-0.38	
	더미항	0.0582	3.88	0.0594	2.83	0.1037	11.10	0.0873	8.88
Durbin -Watson(DW)		1.572		1.619		2.072		2.108	
Ist-autoco rrelation		0.190		0.190		-0.049		-0.056	

<표 4>                    물가 / 경기별로 고려한 경우(과거/ 현재/ 미래)

		경 기 국 면				물 가 국 면			
		M <sub>2</sub>		M <sub>2</sub> B		M <sub>2</sub>		M <sub>2</sub> B	
R <sup>2</sup> (adj. R <sup>2</sup> )		0.4952 (0.1658)		0.5341 (0.2273)		0.8197 (0.7010)		0.7914 (0.6541)	
F-Value		0.1220		0.0532		0.0001		0.0001	
추 정 계 수	절편항	-0.0032	-0.40	-0.0116	-1.11	-0.0437	-6.51	-0.0365	-4.96
	현재항	-0.6778	-0.70	-0.8140	-1.24	-0.6987	-1.22	-0.1974	-0.55
	과거 1	-0.3390	-0.33	-0.5824	-0.89	-0.0892	0.14	-0.0882	-0.24
	과거 2	-0.4728	-0.44	-0.9582	-1.43	-0.6081	-0.96	-0.1073	-0.31
	과거 3	-0.6264	-0.55	-0.9834	-1.41	-0.0071	-0.01	-0.0166	-0.04
	과거 4	-0.9193	-0.80	-0.8879	-1.24	-0.3442	-0.50	0.2870	0.83
	과거 5	-0.0730	-0.94	-0.9361	-1.24	-0.4894	-0.72	0.2242	0.65
	과거 6	-1.3133	-1.14	-1.6857	-2.33	-0.6179	-0.90	-0.1536	-0.46
	과거 7	-1.6374	-1.50	-1.9944	-2.76	-0.2278	-0.34	-0.2972	-0.90
	과거 8	-1.2172	-1.17	-1.5913	-2.06	-0.5671	-0.92	-0.2075	-0.61
	과거 9	-0.9169	-0.95	-0.4620	-0.59	-0.1689	-0.29	0.6241	1.79
	과거 10	-1.5855	-1.70	-0.7351	-0.96	-0.1915	-0.34	0.5793	1.72
	과거 11	-1.2377	-1.41	-0.9194	-1.31	-0.4740	-0.91	-0.1002	-0.29
	과거 12	-0.7601	-0.90	-0.6301	-0.94	-0.9488	-1.88	-0.3282	-0.93
	과거 13	-1.5185	-1.93	-1.0625	-1.81	-0.6259	-1.33	-0.3785	-1.18
	과거 14	-0.9166	-1.27	-0.2814	-0.49	-0.6476	-1.51	0.1539	0.47
	과거 15	-1.2459	-1.88	-0.4544	-0.86	-0.5626	-1.43	-0.1321	-0.42
	과거 16	-1.4668	-2.67	-0.9003	-1.86	-0.8762	-2.68	0.0034	0.11
	과거 17	-1.0102	-2.01	-0.4630	-1.11	-0.4206	-1.40	-0.1835	-0.68
	미래 1	-0.0518	-0.05	-0.7911	-1.25	0.0910	0.16	-0.0023	0.00
미래 2	-0.0498	-0.05	-0.9043	-1.53	-0.2562	-0.49	0.0512	0.15	
미래 3	0.2262	0.27	-0.7696	-1.33	0.0503	0.10	-0.3571	-1.05	
미래 4	-0.2597	-0.34	-0.9220	-1.71	0.0477	0.10	0.1205	0.36	
미래 5	-0.2113	-0.30	-0.6342	-1.15	-0.0141	-0.03	-0.0292	-0.08	
미래 6	-0.7535	-1.26	-0.7999	-1.50	-0.2397	-0.66	0.2802	0.84	
미래 7	-0.4481	-0.93	-1.1515	-2.43	0.3220	1.07	-0.0217	-0.07	
미래 8	-0.5037	-1.12	-0.5756	-1.41	0.2787	1.00	0.3999	1.44	
더미항	0.0563	3.64	0.8844	3.18	0.1095	10.53	0.0972	8.55	
Durbin -Watson(DW)		1.623		1.638		2.055		0.980	
Ist-autoco rrelation		0.175		0.173		-0.044		0.002	

<표 3>

(1)  $M_2$ 의 경우



(2)  $M_2B$ 의 경우

