

71
2235
222
52

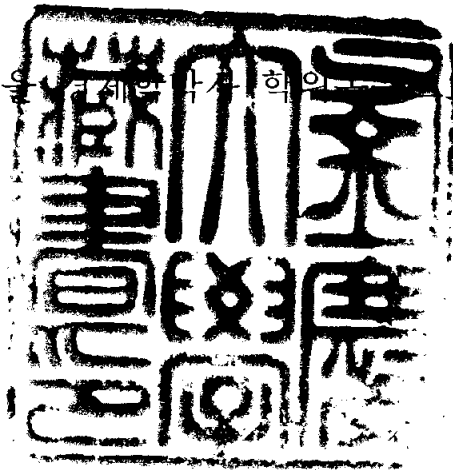
경제학박사 학위논문

증권시장에서 기대가설의 의미

- 통화량 변화를 중심으로 -

지도교수 윤 형 모

이 논문을 경제학박사 학위논문으로 제출함



2003년 2월

부경대학교 대학원

자원경제학과

김 지 열

김지열의 경제학박사 학위논문을 인준함

2002년 12월 26일

주 심 경제학박사

윤 성 민



부 심 경제학박사

윤 형 모



위 원 경영학박사

박 천 식



위 원 경제학박사

한 상 인



위 원 경제학박사

고 중 환



- 목 차 -

제 1 장. 서론	1
제 1 절. 문제의 제기	1
제 2 절. 기존 연구	4
제 3 절. 연구의 방법	7
제 2 장. 통화량 변화에 대한 기대가설의 의미	8
제 1 절. 기대가설에 대한 이론적 고찰	8
제 2 절. 통화량 변화에 대한 기대가설의 의미	20
제 3 장. 가설과 실증분석 모형의 설정	33
제 1 절. 가설의 설정	33
제 2 절. 실증분석 모형의 설정	40

제 4 장. 실증분석 결과	56
제 1 절. 경제주체의 기대설정에 대한 실증분석	56
제 2 절. 채권에 대한 실증분석	60
제 3 절. 주가에 대한 실증분석	63
제 5 장. 결론	77
제 1 절. 요약	77
제 2 절. 논문의 한계와 향후과제	83
< 참고문헌 >	84

- 표 · 그림 목차 -

< 표 1 > 통화량 변화에 대한 신케인지안적 기대가설의 파급경로	32
< 표 2 > 실증분석 자료	50
< 표 3 > 단위근 검정 결과	54
< 표 4 > 공적분 검정 결과	55
< 표 5 > 가설 1 에 대한 식 (23)의 실증분석 결과	58
< 표 6 > 가설 1 에 대한 Granger's test causality 실증분석 결과	59
< 표 7 > 가설 1 에 대한 식 (24)의 실증분석 결과	59
< 표 8 > 가설 2 에 대한 Granger's test causality 실증분석 결과	61
< 표 9 > 가설 2 에 대한 식 (30)의 실증분석 결과	62
< 표 10 > 가설 3 에 대한 식 (31)의 실증분석 결과	65
< 표 11 > 가설 3 에 대한 식 (32)의 실증분석 결과	69
< 표 12 > 가설 3 에 대한 식 (33)의 실증분석 결과	74
< 그림 1 > 자산시장접근방법에 의한 채권 가격의 변화	35

Significance of the Expectation Hypothesis in the Securities Market

- Focusing on Change in Money Supply -

Ji-Yeol Kim

Department of Resources Economics, Graduate School.

Pukyong National University

Abstract

Since the currency crisis in the latter half of 1997, expectation of economic actors has been increasingly recognized as one of main macroeconomic variables which bring about a change in Korea's economic structure. As Keynes(1936) noted, the concept of expectation is well known to have a great influence on the behaviors of economic actors and economic events as well.

It is Muth(1961) who first suggested the concept of expectation. In particular, rational expectation has been widely embraced by new classical macroeconomists such as Lucas, Sargent, Wallace and Barro who argue against government's interfering with the market. New Keynesian macroeconomists such as Fischer, Phelps and Taylor have also accepted the concept of rational expectation. However, they argue that despite rational expectation among economic actors the rigidity of nominal wage guarantees the substantial effect of monetary policy.

Thus, the new classical macroeconomics presents that an increase in money supply only leads to a rise in inflation whereas the new Keynesian macroeconomics argues that the increase of money supply will have an impact on real economy.

The arguments over the effects of expectation can be tested by empirical analyses which, however, tend to show quite different results according to each analyzed period

and economy. Thus it is not appropriate to apply the analysis results of developed countries directly to Korean economy. The purpose of this thesis is, therefore, to corroborate expectation hypothesis in the Korean case particularly by analyzing the Korean securities markets.

Previous researches mostly considered pre-International Monetary Fund (IMF) period. This thesis, however, covers longer period ranging from January 1993 to March 2002. Besides, former study focused upon Korea Composite Stock Price Index(KOSPI) only. This thesis analyzes nine stocks of the Korea stock exchange listing and one stock of Korea Securities Dealers Association Automated Quotations(KOSDAQ). Among the nine stocks, six stocks are selected from KOSPI 200 and the remaining three are chosen from other sources. All these stocks come from 8 different industries – chemicals, construction, banking, electrical and electronic equipments, securities, textile and apparel, electricity and gas, transport and storage – so that they can represent Korea's securities markets effectively.

First, expectation hypothesis supposes that the expectation of economic actors have a great influence on their behavior and real economic activities, and if an increase in money supply does not lead to an increase in gross national product(GNP) or gross domestic product(GDP), it means that the new classical expectation hypothesis is applied. Otherwise, it indicates that the new Keynesian hypothesis prevails.

Second, if money supply increase leads to a decrease in bond prices, the expectation hypothesis of the new classical macroeconomics is applicable while an increase in bond prices implies that the new Keynesian macroeconomics dominates.

Finally, if an increase in money supply brings about a decline in stock prices, the new classical expectation hypothesis is applied. On the contrary, a rise in stock prices means the new Keynesian hypothesis prevails.

Bearing in mind the above expectation hypotheses, the results of empirical analyses of the Korean securities markets in this thesis are summarized as following.

First, the value of RAEX _i (subjects rational expectation) shows a positive relation to the

value of EXMA_t (real macroeconomic condition). More specifically, BSIR_t (business survey index increase or decrease percent) has a positive ties to CIR_t (cyclical component of coincident composite index increase or decrease percent) and IPIR_t (industrial production index increase or decrease percent) respectively. Moreover, CSIR_t (consumer sentiment index increase or decrease percent) is positively related to KOSPIR_t (KOSPI increase or decrease percent). M3_{t-k} (money supply) has an influence on IPI_t (industrial production index) considering that M3_{t-k} (k=0,1,2) has a positive relation to IPI_t. Therefore, the results show that the expectation of economic actors affects their behavior and economic events. The results also support the new Keynesian macroeconomics expectation hypothesis that an increase in money supply tend to increase GDP.

Second, M3 has an influence on CPM (commercial paper rate of return mean), COMM (corporate bonds rate of return mean) and MSBM (monetary stabilization bond rate of return mean). M3_{t-k} (k=0,1,2) has a negative relation to CPM_t and COMM_t to a significant extent and is also negatively related to MSBM_t though to a less significant level. In this sense, the results in bond market also work for the new Keynesian expectation hypothesis that an increase in money supply tend to raise bond prices.

Third, in stock market, the analysis by the mode of mean-variance model shows that M3_{t-k} (k=0,1,2) has a positive relation to STM2_t (Daelim Industrial stock price mean), STM4_t (Trigem Computer stock price mean), STM6_t (Good People stock price mean), STM8_t (Korea Electric Power stock price mean) and STM10_t (S-Oil stock price mean) to a significant level. The mean-variance model analysis, therefore, indicates that the new Keynesian expectation hypothesis is applicable in the cases of STM2_t, STM4_t, STM6_t, STM8_t and STM10_t. However, M3_{t-k} (k=0,1,2) does not show any meaningful relation to STM1_t (Kumgang Korea Chemical stock price mean), STM3_t (Pusan Bank stock price mean), STM5_t (Samsung Securities stock price mean), STM7_t (Cambridge Members stock price mean) and STM9_t (Hanjin Transportation stock price mean). Rather, both STM1_t and STM9_t reveal a positive relation to STM1_{t-1} and STM9_{t-1} (price mean of previous month) respectively. They also have a positive ties to STV1_{t-1} (variance of Kumgang

Korea Chemical stock price of previous month) and $STV9_{t-1}$ (variance of Hanjin Transportation stock price of previous month). The results imply that risk-takers rather than risk-averse tend to get these stocks. Accordingly, both $STM1_t$ and $STM9_t$ have a positive relation to the stock prices of previous month rather than to a change in money supply. Furthermore, both $STM3_{t-1}$ and $STM5_{t-1}$ (stock price mean of previous month) have a great influence on $STM3_t$ and $STM5_t$. Finally, $STM7_t$ has a positive relation to $STM7_{t-1}$ (stock price mean of previous month) and a negative relation to $STN7_{t-k}(k=0,1,2)$ (supply volume of Cambridge Members stock). These results mean that in the case of these stocks, stock prices and supply volume of previous month have greater influence than a change in money supply.

And, the dividend discount model (DDM) analysis shows that $M3ID_{t-k}(k=0,1,2)$ (money supply increase or decrease) has a significantly positive relation to $STD2_t$ (mean increase or decrease of Daelim Industrial stock price). In addition, $M3ID_{t-k}(k=0)$ has a positive relation to $STD1_t$ (mean increase decrease of Kumgang Korea Chemical stock price), $STD6_t$ (mean increase or decrease of Good People stock price), $STD7_t$ (mean increase or decrease of Cambridge Members stock price) and $STD9_t$ (mean increase or decrease of Hanjin Transportation stock price). $M3ID_{t-k}(k=1)$ also positively responds to $STD3_t$ (mean increase or decrease of Pusan Bank stock price) and $M3ID_{t-k}(k=2)$ is positively related to $STD5_t$ (mean increase or decrease of Samsung Securities stock price) to a significant level. In this context, the new Keynesian expectation hypothesis on the relationship between money supply and stock price is applied in the cases of $STD1_t$, $STD2_t$, $STD3_t$, $STD5_t$, $STD6_t$, $STD7_t$ and $STD9_t$. However, $M3ID_{t-k}(k=0,1,2)$ has little relation to $STD4_t$ (mean increase or decrease of Trigem Computer stock price), $STD8_t$ (mean increase or decrease of Korea Electric Power stock price) and $STD10_t$ (mean increase or decrease of S-Oil stock price). Rather, $STD4_t$ has a positive relation to $IPIID_{t-k}(k=0,2)$ (industrial production index increase or decrease) to a significant degree implying that it is more directly affected by real economic activities than by a change in money supply. Besides, both $STD8_t$ and $STD10_t$ depend largely on the import of raw materials

and thus get affected more by international price change than by money supply change.

Finally, the Chen and Roll and Ross model analysis reveals that $M3ID_{t-k}(k=0,1,2)$ has a positive relation to $STD2_t$. $M3ID_{t-k}(k=0)$ is positively related to $STD6_t$, $STD7_t$ and $STD9_t$. $M3ID_{t-k}(k=1)$ also shows positive response to $STD3_t$, and $M3ID_{t-k}(k=2)$ responds positively to $STD1_t$ and $STD5_t$. Thus it can be argued that the new Keynesian expectation hypothesis is applied to $STD1_t$, $STD2_t$, $STD3_t$, $STD5_t$, $STD6_t$, $STD7_t$, and $STD9_t$. However, as in the case of dividend discount model, $M3ID_{t-k}(k=0,1,2)$ has nothing to do with $STD4_t$, $STD8_t$ and $STD10_t$ in the Chen and Roll and Ross model analysis. Rather $STD4_t$ has a positive relation to $IPIID_{t-k}(k=1)$ showing that it is affected more directly by real economic activities than by a change in money supply. Moreover, $STD8_t$ responds positively to $DOLID_{t-k}(k=0,1,2)$ (won/dollar exchange rate increase or decrease). This is ascribable to the fact that $STD8_t$ depends on the import of raw materials and responds sensitively to foreign exchange rate fluctuations. However, $STD10_t$ does not show a significant relation to $ASTID_{t-k}(k=0,1,2)$ (American composite stock price index increase or decrease) and $DOLID_{t-k}(k=0,1,2)$ (won/dollar exchange rate increase or decrease).

제 1 장. 서론

제 1 절. 문제의 제기

1970년 후반 물가가 장기적으로 상승추세를 나타냄에 따라, 경제주체는 인플레이션에 대한 예측을 시도하였다. 이런 인플레이션에 대한 기대는 가격과 임금 조정에 영향을 미침으로써 궁극적으로 경제과정에 영향을 주게 된다는 사실이 인식되었다. 경제행위를 결정함에 있어 기대(expectation)가 중요한 역할을 한다는 인식이 높아짐에 따라, 경제주체가 기대를 형성하는 메카니즘(mechanism)을 거시경제 모형에 구체화하려는 연구가 활발히 시도되고 있다. 거시경제 모형의 설정에 기대변수가 포함되어 있을 경우, 그 기대를 형성하는 메카니즘에 기초하여 기대 변수를 구체화 하여야 하기 때문이다. 이러한 기대 메카니즘이 기대가설(expectation hypothesis)이다. 이와 같이, 기대의 개념은 경제주체의 기대가 그의 행동과 경제현상에 대하여 커다란 영향력을 행사하는 것으로 이미 Keynes(1936) 이후 잘 알려져 있다. 경제 행위의 결정에 있어서 정보의 중요성을 경제학자들이 재인식하게 됨에 따라 수많은 연구들이 기대 형성 메카니즘을 행태적 모형에서 나타내려 하고 있으며 기대가설에 대한 실증적 분석이 광범위하게 이루어지고 있다.

Muth(1961)에 의해 처음 제시된 기대라는 개념은, 크게 추정적 기대(extrapolative expectation), 적응적 기대(adaptive expectation) 및 합리적 기대(rational expectation)로 구분할 수 있다. 추정적 기대는 과거의 값을 기초로 미지의 값을 추정하는 데 사용되고, 적응적 기대는 과거에 있어서의 오류와 경험을 수정하기 위하여 경제주체가 스스로 배우고 익혀 손실을 최소화한다는 사실로부터 출발하며 합리적 기대의 개념에 있어서는 기대형성을 위한 모든 필요한

정보를 경제주체가 사용할 수 있다는 가정을 전제하고 있다.

특히, 합리적 기대와 관련된 이론을 전개하고 있는 새고전학과(new classical)의 학자들로는 Lucas, Sargent, Wallace, Barro 등을 들 수 있는데, 시장에 대한 정부의 개입을 반대하는 이론을 주장하고 있다. Lucas(1972, 1973, 1976)는 경제정책과 관련하여 어떠한 경제정책도 그것이 예상된 정책이면, 경제내의 실질변수에 영향을 줄 수 없다고 하였고, Sargent and Wallace(1975)도 재정금융정책과 같은 총수요정책은 실질산출량에 대하여 영향을 미칠 수 없다고 하였으며, Barro(1978) 역시 예측되지 않은 통화량의 변동만이 산출량과 유의적인 관계를 갖는다고 하였다. 이와 같이 합리적 기대가 새고전학과(new classical)적인 기대로 설정되어 적용된다면, 사람들이 합리적 기대에 따라 인플레이션을 예상하기 때문에, 전통적인 재정통화정책의 유효성에 대한 이론적 결론은 크게 수정되어야 한다.

반면, 신케인지안으로서 합리적 기대의 개념을 도입한 학자로는, Fischer, Phelps, Taylor 등이 있다. Fischer(1977a, 1997b)와 Phelps and Taylor(1977)는, 새고전학과의 기대설정에 대비하여, 경제주체들의 기대가 합리적으로 형성된다 한지라도 명목임금의 경직성은 통화정책의 실질효과를 가져올 수 있다고 주장하였다.

지난 수 백년동안 경제학은 사회과학으로서 사회발전에 크게 이바지하였는가 하면, 또한 변모하는 시대적 사상에 많은 영향을 받기도 하였다. 이렇게 경제학 이론은 필연적으로 시대적 사상의 강세에 따라 주류와 비주류로 분리되어 서로 논쟁하며 발전할 수 밖에 없었다. 이러한 논쟁 중 지금까지 가장 큰 논점(issue)으로 대두되고 있는 것이 바로 통화에 관한 논쟁이다. 과거의 경제학에서와는 달리 현대의 거시경제학(macroeconomics)에서 통화량(money supply)이 중요한 위치를 차지하고 있다는 사실은 새삼 강조할 필요가 없을 것이다. 그러나, 아직 까지도 통화량이 실물경제에 어느 정도 영향을 미치는지, 만일 영향을 미친다면

어떠한 경로로 영향을 미치는가 하는 전도구조(transmission)에 대해서는 합의된 이론이 제시되지 못하고 있다.

통화량과 관련하여, 통화량 증가는 오직 물가상승에만 영향을 준다는 인식은 새고전학파적 기대설정에 부합되며, 통화량 증가가 실물경제에 영향을 준다는 인식은 신케인지안적 기대설정에 부합된다. 새고전학파와 신케인지안의 이렇게 각기 다른 기대설정에 대하여, 본 논문에서 우리 나라의 증권 시장(securities market)에서는 어떠한 기대설정이 적용되는지를 분석하였다.

기대설정에 관한 논쟁들은 대부분 실증분석의 결과로 판가름되어야 할 성질의 것인데, 실증 분석 결과는 분석대상경제에 따라서 또는 분석기간에 따라서 그 결과가 달리 나올 수가 있는 것이다. 그러므로, 선진국 경제에 대한 실증분석 결과만을 가지고, 한국경제에 적용시킬 것이 아니라, 한국경제에 대한 실증분석을 통한 결론을 얻어야 할 것이다. 즉, 본 논문의 목적은 증권시장에서의 기대가 설을 실증분석하는 것이다.

제 2 절. 기존 연구

1) 새고전학파적 기대가설의 실증분석

이상빈(1987)은 월평균 통화량 증가율을 과거시차항, 현재항, 미래시차항들로 하여 독립변수로 하고, 월평균 종합주가지수 증가율 및 14개 산업별 지수 증가율을 종속변수로 하여 최소자승법으로 분석한 결과, 우리 나라의 주식시장에서는 통화량에 대한 정보가 주식수익률에 효율적으로 반영되지 않음을 발견하였다.

김철교·박정욱·백용호(1990)는 1981년 8월 - 1985년 8월의 주식시장의 약세 국면에서, M2, 기업경기실사지수, 소비자물가지수, 주식거래량, 경기선행지수, 경기동행지수 순환 변동치, 어음부도율, 산업생산지수, 콜금리, 주택가격지수의 변동이 종합주가지수 및 업종지수 변동에 미친 영향을 시차변수를 포함시킨 다중회귀분석기법으로 실증분석을 한 결과, M2가 종합주가지수와 부(負)의 관계가 있음을 발견하였다.

김준일(1992)은 1975년 1/4분기 - 1992년 2/4분기를 대상기간으로 하여 실질주식 가격과 본원통화 및 실질금리, GNP대비 수출·입 비율, 산업생산, 설비투자간의 관계를 다중회귀분석기법으로 추정하였는데, 본원통화와 실질주식가격과는 부(負)의 관계가 있는 것으로 나타났다.

Groenewold and Kang(1993)은 1982년 - 1988년 사이의 거시경제 변수와 주식 가격사이의 관계를 월별 데이터를 이용하여 주식 가격에 영향을 줄 수 있는 거시경제변수를 통화량, 정부지출, 그리고 물가로 나누고 이들에 대한 예측모형의 잔차항을 독립변수로 그리고 주식 가격수익률을 종속변수로 하는 단일 방정식을 회귀분석을 이용하여 분석한 결과, 통화량과 주식 가격사이의 관계에서 잔차항들이 유의하지 못한 것을 발견하였다.

Darrat and Bracato(1994)는 다중벡터자기회귀모형을 이용하여, 1968년 - 1989년 사이의 미국의 월별 데이터를 이용하여 통화량, 물가, 재무성 장기채 수익률, 재정수지, 공업생산지수 등의 거시경제변수들과 주식 가격과의 관계를 다중벡터자기회귀모형을 이용하여 분석한 결과, 통화량의 과거 시차항들에서는 유의한 영향을 발견하지 못하였다.

정성창(2000)은 1980년 1월 - 1996년 6월까지의 기간동안, 장기적으로 통화량이 증가하면 인플레이션과 이자율이 상승하여 위험조정수익률이 상승하게 되고, 결국 주식 가격을 하락시키는 결과를 가져온다고 하였다. 한원종(2001)은 1992년 1월 - 1997년 10월의 IMF 이전기까지의 기간을 VAR 모형으로 분석한 결과, IMF 이전에는 통화량의 충격에 대해 주식 가격이 부(負)의 반응을 보이는 것을 발견하였다.

2) 신케인지안적 기대가설의 실증분석

Friedman and Schwartz(1963)는 통화정책의 효과에 대한 실증분석에서, 단기적으로 통화량이 실질생산에 강한 영향을 준다는 분석결과를 제시하였다.

Sims(1972)는 Friedman and Schwartz(1963)가 사용한 산출량과 통화량의 2변수 추약모형을 이용하여, 변수간의 선행적 인과관계를 파악한 결과 산출량이 통화량에 대해 강한 동태적 반응을 보이고 있음을 발견했다.

Cultler and Poterba and Summers(1989)는 통화량의 증가로 현금이 증가하면 투자자는 자산 배분균형점의 모색과정에서의 주식 수요의 증가로 주식 가격이 상승하게 된다는 것을 증명하였다. 권영준 · 김성태 · 이홍 · 신기철(1990)은 주식 가격은 통화량과 동시적인 정(正)의 상관관계를 나타냄을 증명하였다. 이명훈(1993)은 1975년 1월 - 1993년 3월을 대상기간으로 하여 통화량, 산업생산지수, 도소매판매액지수, 상품수지, 소비자물가지수, 회사채유통수익률 등의 거시경제

변수와 주식 가격간의 관계를 다중회귀분석기법으로 분석한 결과, 통화량과 주식 가격은 정(正)의 관계를 가지는 것으로 나타났다.

Mukherjee and Naka(1995)는 1971년 - 1990년 중 일본의 월별 자료를 이용하여 M1, 대미달러환율, 소비자물가지수, 장기국채수익률 및 콜금리, 산업생산지수 등의 거시경제변수와 동경증권거래소 상장주식간의 관계를 VECM모형에 의해 분석하였는데, 분석결과 통화량은 주식 가격과 정(正)의 관계에 있는 것으로 나타났다. Thorbecke(1997)는 1960년 - 1990년중 월별 자료를 이용하여 통화정책 변경이 주식 가격변동에 미친 영향을 VAR모형으로 분석하였는데, 분석 결과 확장적 통화정책이 주식 가격의 상승요인임을 확인하였다.

제 3 절. 연구의 방법

본 논문은 다음과 같은 점에서 기존 연구들과 차이점이 있다. 첫째, 기존 연구들은 1997년 IMF 외환위기 이전의 기간을 대상으로 한 연구가 대부분이었지만, 본 논문에서는 대상기간을 1993년 1월 - 2002년 3월로 하여, IMF 외환위기 이후의 기간도 포함하여 분석을 하였다. 둘째, 기존 연구들은 주식 가격에 대해 종합주가지수를 사용하여 분석을 하였지만, 본 논문에서는 개별 주식 가격을 사용하여 분석을 하였다.

본 논문의 제 2 장에서는 먼저 통화량 변화에 대한 기대가설의 의미를 살펴본다. 제 1 절 기대가설에 대한 이론적 고찰에서는 기대가설의 연혁(沿革)과 배경(背景), 기대 형성 이론, 그리고 기대가설과 효율적 시장가설에 대하여 살펴보고, 제 2 절 통화량 변화에 대한 기대가설의 의미에서는, Lucas와 Sargent and Wallace의 이론을 통해 새고전학파적 기대가설의 의미에 대해 살펴보고, Phelps and Taylor와 Fischer의 이론을 통해 신케인지안적 기대가설의 의미에 대해 살펴본다.

제 3 장은 가설과 실증분석 모형의 설정에 관한 부분이다. 제 1 절은 가설의 설정에 관한 부분으로서, 경제주체의 기대설정에 대한 가설 설정과 증권시장에 대한 가설 설정에 관한 구체적인 내용을 다룬다. 제 2 절에서는 가설의 검증을 위한 실증분석 모형을 설정하는데, 가설 1 - 3 의 검증을 위한 각각의 모형 설정에 관한 구체적인 이론적 바탕과 내용을 다루며, 변수들에 대한 안정성 검토에 관한 내용도 다룬다.

제 4 장 실증분석 결과 및 의미에서는 가설 1 - 3 에 대한 각각의 실증분석 결과 및 의미들에 대하여 살펴본다. 제 5 장은 결론부분으로, 제 1 절에서는 본 논문의 요약 및 시사점을 정리하였고, 제 2 절에서는 본 논문의 한계와 향후과제에 대하여 살펴보았다.

제 2 장. 통화량 변화에 대한 기대가설의 의미

제 1 절. 기대가설에 대한 이론적 고찰

1) 기대가설의 연혁(沿革)과 배경(背景)

오늘날 합리적 기대가설은 거시경제학에 응용되어 재정금융정책의 유효성에 대해 새고전학과(new classical macroeconomics)와 신케인지안(new Keynesian macroeconomics)간의 논쟁의 핵심이 되고 있지만, 당초 합리적 기대가설은 이러한 논의와는 관계없이 나타났다.

합리적 기대가설에 있어서 이론의 시초(始初)라고 할 수 있는 기본적인 이론은 Muth(1961)에 의해 제기되었는데, Muth(1961)는 농산물시장¹⁾의 분석을 통하여 개별경제주체의 합리성을 강조하고, 사람들은 기대를 형성함에 있어서 가능한 모든 정보를 수집한다고 주장하였다. 그러나 당시 Muth(1961)는 다만 개별시장에 있어서의 기대형성의 문제를 다루었던 것이지 거시경제학에의 응용을 의도한 바는 아니었다.

이렇게 농산물시장의 분석에서 시작된 합리적 기대가설이 오늘날 각광을 받고 있는 이유를 먼저 살펴 볼 필요가 있는데, 그 이유를 이해하기 위해서는 먼저 당시의 경제적 현실을 고려해 볼 필요가 있다. 1960년대 후반은 전세계적으로 선진 자본주의 국가의 경제가 인플레이션, 높은 실업률, 국제수지의 불균형 등이

1) 일반적으로 농산물시장에서 볼 수 있는 뚜렷한 특징으로는, 가격의 변동이 심하다는 것과 생산자가 생산에 관하여 의사결정을 행할 때 그 생산물이 시장에 공급될때의 가격을 고려하여 생산량과 공급량을 결정한다는 것이다. 그리고 농산물시장 분석상의 특징으로는 농산물이 생산·공급되기까지의 특정기간을 1기로 하는 시간분석이 필요하다는 것이다.(Muth, 1961)

상존하는 시기였다. 1970년대 들어와서도 석유파동, 세계적 인플레이션의 심화 및 그에 따른 불황의 장기화 등으로 인해 전후(戰後)의 경제사에서 매우 중요한 사건들이 속출하였다. 이러한 사태는 사람들의 마음속에 과연 경제정책이 인플레이션을 조절하고 실업률을 일정 수준 이하로 낮추며, 경제성장을 유지하면서 경기변동을 제거 내지 완화시킬 수 있을 것인가 하는 경제정책의 유효성에 대한 의문을 심어주기에 충분한 이유가 되었는데, 이것은 당시 주류경제학이었던 신고전학과종합(neoclassical synthesis)의 사고방식에 대한 의문이기도 하였다.²⁾

이러한 신고전학과종합(neoclassical synthesis)의 주장이 현실과 너무 자주 어긋나게 되자, 시카고 학파(Chicago School)의 명제³⁾는 많은 실증적 근거를 찾게 되었고, 그들은 그것을 경제학적으로 설명하는데 많은 노력을 하였다. 그러나 그들의 모든 노력에도 불구하고 그들이 신봉하는 고전적 자유방임주의에 가까운 자유경쟁적 시장경제가 최상의 것이고 정부에 의한 정책적 개입은 이것을 유지하기 위한 것 외에는 불필요하다는 주장에 크게 설득력을 부여할 수 없었다. 바로 이러한 시점에서 시카고 학파는 합리적 기대가설(rational expectation hypothesis)을 수용하여 그들의 주장을 보강하고자 하였던 것이다.⁴⁾

이렇게 합리적 기대가설(rational expectation hypothesis)과 시카고 학파가 결합되었던 것은 필연성보다는 합리적 기대가설의 사고방식이 시카고 학파의 주장에 유리했기 때문이라고 보는 것이 더 타당할 것이다.(최성철, 1983, pp.384)

하지만, 이러한 신고전학과적인 기대 가설을 비판하며, 신케인지안들도 그들과 나뉘어 기대가설을 수용하여 이론을 전개하면서, 현재는 이 기대가설이 결과적으로는 서로 다른 결과를 가져오는 이론으로 발전하였다.

2) 신고전학과종합(neoclassical synthesis)의 사고방식과 그 사고방식에 대한 의문 등에 대한 보다 자세한 내용은 Lipsey and Steiner and Purvis(1987) 참조.

3) 여기에서 시카고 학파들의 명제란 시장은 가만히 내버려 놔둘 때 제일 잘 작동하며, 정부의 시장개입은 아무런 효과를 지니지 못한다는 명제를 뜻한다.(정창영, 2000, pp.492-493)

4) 이러한 이유로 해서, 시카고 학파로부터 Sargent, Wallace 등 현재 신고전학과적인 합리적 기대학과라 불리우는 학자들이 배출되었다.

2) 기대 형성 이론

미래의 경제적 변동에 대한 경제행위자들의 기대가 경제행태에 영향을 미친다는 것은 널리 알려진 사실이지만, 이러한 경제행위자들의 기대가 불가측(不可測)하다는 점에서 그 형성과정에 대한 파악이 어렵다. 이와 관련하여 경제학자들은 몇 개의 가설을 제시하고 있는데, 이러한 기대가설의 중요한 차이는, 정보의 이용가능성과 정보의 개발 측면에서 찾아 볼 수 있다.

① 추정적 기대

추정적 기대(extrapolative expectation)⁵⁾에서, 수요곡선과 공급곡선은 다음과 같이 주어진다.

$$Q_t^D = a - b P_t \quad (a, b > 0) \quad (1)$$

$$Q_t^S = c + d {}_{t-1}P_t^e \quad (c, d > 0) \quad (2)$$

식 (1), (2)에서 Q_t^D 와 Q_t^S 는 각각 수요량과 공급량을 나타내고, P_t 는 t 기의 가격, ${}_{t-1}P_t^e$ 는 생산자가 $t-1$ 기말에 예상한 t 기의 가격, 즉 t 기의 주관적 예상가격이다. 식 (1), (2)로부터 수요량 Q_t^D 는 금기의 가격 P_t 에 의존하지만, 공급량 Q_t^S 는 금기의 예상가격 ${}_{t-1}P_t^e$ 에 의존함을 알 수 있다. 식 (1), (2)에 의해 수요와 공급이 일치하는 균형상태 $Q_t^D = Q_t^S$ 에서의 균형가격은 식 (3)과 같이 결정된다.

5) 추정적 기대(extrapolative expectation)를 일부 문헌에서는 정학적(靜學的) 기대(최성철, 1983, p.385 ; 이성희, 1985, pp.428-431) 혹은 정태적 기대(static expectation)(손정식, 2000, p.672)로 표현하고도 있으나, 그 의미상 큰 차이가 없으므로, 본 논문에서는 모두 포괄하여 추정적 기대(extrapolative expectation)로 표현하기로 한다.

$$P_t = \frac{a-c}{b} - {}_{t-1}P_t^e \frac{d}{b} \quad (3)$$

식 (3)은 t기의 균형가격이 t기의 주관적 예상가격에 의존하고 있음을 나타낸다. 즉, 추정적 기대형성에 관하여 세울 수 있는 가장 단순한 가정은 식 (4)와 같이, 생산자가 t-1기의 가격이 그대로 t기에도 계속 될 것으로 예상한다는 것이다.

$${}_{t-1}P_t^e = P_{t-1} \quad (4)$$

이러한 방식으로 물가를 예상한다고 전제하는 것은 물가가 안정적인 경우에는 별로 크게 틀리지 않을 가능성도 있다.

하지만, 추정적 기대에 의한 물가예상방식은 이론적인 한계가 매우 크다. 무엇보다도 비록 예상물가상승률이 실제 물가상승률과 아무리 큰 차이가 있다 하더라도, 사람들은 항상 금기의 예상물가상승률은 전기의 실제물가상승률과 동일할 것으로 예상한다고 전제한다는 것이다. 즉, 이러한 설명은 사람들이 예상을 잘못 해서 아주 큰 오차(error)가 발생하여 매우 큰 손실을 입었다고 해도 그것을 다음 번 예상에 감안하지 않는다는 얘기가 되어, 사람들이 오차(error)로부터 아무 것도 배우지 않는다는 것을 의미한다.(손정식, 2000, p.672)

② 적응적 기대

적응적 기대(adaptive expectation)는 추정적 기대(extrapolative expectation)와 달리, 의사결정자가 과거 기간에 있어서의 예상오류를 현재의 예상을 수정하기 위한 정보로 이용한다는 가설에 기초하고 있다.(권호기, 1987, p.87) 이러한 이유에서 적응적 기대(adaptive expectation)의 계산방법은 오차학습 메카니즘

(error-learning mechanism)이라고도 불리우고 있다.(손정식, 2000, p.673)

적응적 기대(adaptive expectation)는 Cagan(1956)에 의하여 식 (5), (6)과 같이 제안되었다.

$${}_tX^e_{t+1} - {}_{t-1}X^e_t = a(X_t - {}_{t-1}X^e_t) \quad (5)$$

$${}_tX^e_{t+1} = (1-a) {}_{t-1}X^e_t + aX_t \quad (6)$$

식 (5), (6)과 같이, 기대형성자는 $t-1$ 기에 있어서 X_t 의 값에 대한 예상이 어느 정도로 X_t 의 실제로 실현된 값과 부합되게끔 예측하였는가를 사후적으로 검토한 후, t 기에 있어서의 예상오류를 참고하여 $t+1$ 기의 X 값을 위한 예상을 수정한다.

자연 실업률 가설(natural rate of unemployment hypothesis)을 주장하는 시카고 학파에서 노동자나 기업들이 과거의 인플레이션의 평균치를 계산해서 미래의 인플레이션을 예상할 것이고 보는 기대이론이 바로 적응적 기대인 것이다.⁶⁾ 이러한 방식으로 경제주체들이 물가를 예상한다고 보는 것은 예상인플레이션율과 실제인플레이션율이 다를 경우, 예상오차(expectation error)의 일부분을 수정해서 인플레이션을 예상한다고 보는 것과 같다.

적응적 기대와 추정적 기대는 과거의 실현가격에만 의존하여 기대가 형성된다는 점과 소비자의 효용극대화나 기업의 이윤극대화 등 개별경제주체의 합리적

6) 예를 들면, 지난해와 금년도에 물가가 계속 5%로 상승했으면 다음 해에도 물가가 5%로 상승할 것이라고 예상한다는 것이다. 만약 지난해까지는 물가가 계속해서 5%로 상승해 왔기 때문에 금년도에 물가가 5%로 상승할 것이라고 예상했는데, 실제로 금년도에는 물가가 10% 상승했다면 5%의 예상오차가 발생한다. 그러면 다음 해 물가예상치를 상향조정할 것인데, 한번에 상향조정하기보다는 천천히 조정할 것이라고 본다. 즉, 다음해에는 7% 정도 물가가 상승할 것으로 예상하고, 그 다음해에는 9% 정도 물가가 상승한다고 예상할 것이라는 것이다. 물론 사람에게 따라서는 다음 해 물가예상치를 8%, 그 다음해 물가를 10%로 상향 조정해서 예상하는 사람도 있을 것이다. 이 때 얼마나 빠르게 조정하는가를 조정속도(speed of adjustment)라고 한다.

선택에 기초하여 형성된 기대가 아니라는 점에서 공통점을 가지고 있으며, 특히 적응적 기대에 관해서는 전기의 예상이 잘못되었는데도 그것을 기초로 금기의 예상이 형성된다는 점, 새로운 예상을 형성하는 데 필요한 정보로서 다만 전기의 실현가격만을 사용한다는 점, 조정계수는 경제구조의 변화에 따라 변할 수 있는 값인데, 이 조정계수를 일정한 값으로 가정하고 있다는 점등에 의문이 제기되고 있다.(최성철, 1983, p.386) 다시 말하면, 적응적 기대는 물가변동의 중요한 결정요인으로 통화정책 기조, 정부의 예산적자 또는 흑자규모, 공공요금 인상 계획 등과 같은 정보를 장래 물가예상에 하나도 고려하지 않고 오직 과거의 물가정보에만 의존해서 미래의 물가를 예상하기 때문에 적응적 기대는 비합리적(irrational)이라는 것이다.

이러한 종래의 기대 가설이 지나고 있는 문제점에 대한 반성으로부터 제안된 기대이론이 바로 합리적 기대(rational expectation)이다.

③ 합리적 기대

Hicks(1946)는 기대가격을 형성하는 요인으로, 첫째, 날씨, 정치, 전쟁, 심리적 변수와 같은 요인들로 구성되는 비경제적인 현상, 둘째, 인플레이션 경험과 같은 실체가격변동에 대한 역사적 경험, 셋째, 재정·금융정책 등의 구조적인 경제변화 등을 들고 있는데, 적응적 기대가설은 두 번째의 경우에 속하고, 합리적 기대가설은 세 번째의 경우에 속한다고 볼 수 있다. 이러한 합리적 기대(rational expectation)는 현재까지의 경제학에 대한 불만족스러운 입장에서 등장하게 되었다. 기대(expectation) 이론의 하나로서의 합리적 기대의 개념은 각 개인은 그의 정보를 유효하게 이용하고, 그의 기대형성에 있어서 체계적인 오류를 전혀 범하지 않는다는 사실로부터 출발한다.(조용래, 1990, pp.53-54)

여기에서 합리적 기대가설에서 말하는 정보에 대해 잠시 살펴보자면 경제주체

가 기대를 형성할 때 이용하게 되는 정보는 대체로 다음의 3가지 종류로 분류할 수 있다.(조하현, 1989) 첫 번째 정보는, 그 지식이 비교적 정확한 것으로 각각의 경제변수의 과거의 실현치⁷⁾가 여기에 속한다. 두 번째 정보는, 그 지식이 약간 부정확한 경제구조에 관한 지식으로서, 주로 계량경제학적으로 추정 가능한 구조적 매개변수(parameter)⁸⁾가 여기에 포함되는데, 이러한 정보는 특정한 수치로 주어지지 않으면 그다지 의미가 없다는 것이 특색이다. 마지막으로 세 번째 정보는, 그 지식이 정확한지 어떤지 판단할 기준이 없거나 판단하기가 극히 어려운 것으로서 경제모형에서 통상 외생변수로 분류되는 것의 장래치이다.

이러한 전제하에서 합리적 기대를 설명하기 위한 수요곡선과 공급곡선은 다음과 같이 주어진다.(최성철, 1983, pp.386-388)

$$Q_t^D = a - bP_t \quad (7)$$

$$Q_t^S = c + d_{t-1}P_t^e + U_t \quad (8)$$

식 (8)에서 U_t 는 t 기의 예상가격 이외에 공급량에 변화를 가져 올 수 있는 교란요인(攪亂要因)을 나타내는 확률변수이다. 합리적 기대에서는 식 (7), (8)로 주어지는 수요·공급곡선의 정확한 형태 및 위치와 확률변수 U_t 의 기대치가 0⁹⁾이라는 사실을 생산자인 기대형성자가 알고 있다는 것을 가정한다.¹⁰⁾

식 (7), (8)로부터 수급균형상태에 있어서의 균형가격 P_t 는 다음과 같다.

$$P_t = \frac{a-c}{b} - \frac{d}{b} d_{t-1}P_t^e - \frac{1}{b} U_t \quad (9)$$

7) 구체적으로는 물가지수, 주식 가격 동향, 경제성장률, 국제수지의 추이(推移) 등을 뜻한다.

8) 구체적으로는 한계소비성향, 수출·수입의 가격탄력성 등을 뜻한다.

9) $E(U_t) = 0$

10) 기대가 합리적으로 이루어졌다는 것은 합리적 기대의 오차가 교란항과 같다는 말이다. (박의철, 1989, p.138)

식 (9)는 생산자가 주관적으로 예상한 t 기의 가격이 ${}_{t-1}P_t^e$ 로 주어질 때 t 기말에 실현되는 가격 P_t 를 나타내고 있다. U_t 의 값을 알지 못하기 때문에 생산자는 $t-1$ 기말에 있어서 P_t 를 알 수는 없지만, 확률변수 U_t 의 기대치가 0이라는 가정을 적용하여 P_t 의 기대치 즉 $E(P_t)$ 는 계산할 수 있다. 즉, 식 (9)으로부터 식 (10)을 얻을 수 있다.

$$E(P_t) = \frac{a-c}{b} - \frac{d}{b} {}_{t-1}P_t^e \quad (10)$$

식 (10)에서 $E(P_t)$ 는 주관적 예상 가격 ${}_{t-1}P_t^e$ 가 주어지면 시장의 구조적 매개변수(parameter)에 관한 지식 또는 수급함수에 관한 지식으로부터 계산가능하기 때문에 이를 객관적 예상 가격이라 한다. 그런데 합리적 기대라는 것은 주관적 예상가격과 객관적 예상가격이 정확히 일치하게끔 형성되는 가격예상이기 때문에, 식 (11)이 성립될 때 가격예상은 합리적이라고 할 수 있다.

$${}_{t-1}P_t^e = E(P_t) \quad (11)$$

식 (11)을 식 (10)에 대입하면 합리적 예상가격 REP_t 가 식 (12)와 같이 얻어진다.

$$REP_t = \frac{a-c}{b+d} \quad (12)$$

식 (12)에서 합리적 예상가격 REP_t 는, 장기 균형치에 즉각적으로 도달하게 되며, 주관적 예상가격과 객관적 예상가격이 일치하는 균형점에서 내생적으로 결정되고 경제주체의 주관적 가격예상이 합리적 예상가격에 따라 이루어진다는 것을 알 수 있다.

이와 같이 합리적 기대는 사람들이 장래의 물가예상, 즉 인플레이션을 예상하는 데 있어서, 장래물가에 영향을 미칠 것으로 보여지는 모든 변수에 대해 사용 가능한 모든 정보, 그리고 물가와 그러한 변수들간의 이론적 관계에 관한 지식, 그리고 정책입안자들의 행태에 관한 정보까지도 모두 감안하여 물가예상을 한다고 상정하는 것이다. 그러므로 합리적 기대는 가용한 모든 정보를 감안한 최선의 추측(best guess)이라고 말할 수도 있다. 물론 이러한 예상형성 방법은 인플레이션 예상에만 적용되는 것은 아니다. 증권시장이나 경기변동의 예상에도 적용된다. 합리적 기대가설에 따르면, 실제인플레이션과 예상인플레이션의 차이는 단순한 우연에 불과할 뿐 체계적으로 괴리하지는 않을 것이다. 왜냐하면 과거 수집 가능한 모든 정보를 수집하여 이를 토대로 예상을 하기 때문에 우발적인 요인이외의 모든 요인은 물가예상에 모두 반영되기 때문이다.

3) 기대가설과 효율적 시장가설

미래 주식 가격에 대한 예측의 가능성은 오래 전부터 많은 관심의 대상이 되었다. Kendall(1953)은 최초로 미래 주식 가격에 대한 예측 가능성에 대해 실증 연구를 시도하였는데, 주식 가격의 움직임은 예측할 수 없으며 주가는 멋대로 변동한다는 결론을 얻었다. 이와 같이, 효율적 시장가설(efficient market hypothesis)의 이론적 기원은 증권 가격의 변화가 무작위한 행태(random walk)를 따른다는 것을 관찰하면서부터이다.

현재의 주식 가격이 어느 정도 범위의 정보까지를 반영하고 있는냐에 따라서 자본시장의 효율성 정도는 달라지게 되는데, Fama(1970)는 증권 가격에 반영되는 정보의 성격에 따라 효율적 시장가설을 세 가지로 구분된다.

첫째, 약형 효율적 시장(weak form efficient market)이다. 약형 효율적 시장이란, 모든 과거의 정보¹¹⁾가 현재의 주식 가격에 반영되어 있는 시장을 말한다. 따

라서, 약형 효율적 시장가설을 받아들인다면 투자자는 단순히 주식 가격의 과거 움직임만을 관찰하여서는 비정상적인 수익을 얻을 수 없다. 증권 분석에서 기술적 분석(technical analysis)은 주가가 어떤 특정 형태를 취하면서 움직인다는 것을 가정하여, 차트(chart) 분석 등을 통해서 과거 시계열상의 주식 가격 움직임을 관찰함으로써, 향후의 주식 가격을 예측하려는 작업이나, 약형 효율적 시장가설이 성립하는 증권 시장에서는 과거의 주식 가격 정보가 이미 반영되어 과거 주식 가격 변동과 미래 주식 가격 변동이 독립적이므로 과거의 주식 가격 정보를 이용하는 기술적 분석은 무의미해 진다. Fama(1965)는 1958년 - 1962년 사이의 Dow - Jones 지수를 구성하는 30개 주식의 자기상관(autocorrelation or serial correlation)을 계산한 결과, 자기상관계수가 유의성이 없는 것으로 나타나, 약형 효율성 시장가설을 지지하였으며, 윤계섭(1982)은 1977년 - 1979년의 표본기간 동안 23개의 상장 주식에 대해 시계열상관분석을 실시하여, 우리 나라의 주식시장이 약형 효율성이 성립하는 시장임을 증명하였다. 또한, 윤영섭(1994)은 1980년 - 1992년의 표본기간을 대상으로 원변수익률자료를 이용하여 우리 나라의 주식시장이 약형 효율성이 성립하는 시장임을 보이고 주식수익률의 분포도 정규분포에 근사함을 보였다.

둘째, 준강형 효율적 시장(semi-strong-form efficient market)이다. 준강형 효율적 시장이란, 대중에게 공개되는 모든 정보가 신속하고 정확하게 증권가격에 반영되는 시장을 말한다. 준강형 효율적 시장가설에 따르면, 현재 주식 가격은 과거의 주식 가격 움직임에 관한 정보를 완전히 반영할 뿐만 아니라, 이미 공개된 재무제표 또는 경제잡지의 새로운 기사 등도 반영하게 된다. 따라서 투자자들이 공개된 정보를 분석하여 투자결정을 하는 것은 별 의미가 없게 된다. 증권 분석가들이 이용하는 정보도 대부분 대중에게 공개된 것이기 때문에 준강형 효율적 시장가설은 이러한 분석가들의 정보분석을 무의미하게 만든다. 따라서, 준

11) 약형 효율적 시장가설에서 말하는 과거 정보의 대부분은 과거의 주식 가격과 거래량의 움직임을 뜻하나, 실증분석에서는 주로 주식 가격의 변화양상에 초점을 맞추고 있다.

강형 효율적 시장가설이 성립된다면, 투자자들은 과거 정보 또는 공개적으로 이용 가능한 정보를 이용하여 비정상적인 초과수익을 얻을 수 없다. 준강형 효율적 시장에 대한 최초의 검정은 Fama and Fisher and Jensen and Roll(1969)에 의해 이루어졌는데, 이들은 잔차분석(residual analysis) 또는 사건연구(event study)라고 불리는 연구 방법을 사용하였다. 또한, Ball and Brown(1968)도 이익공시의 효과를 분석하여, 준강형 효율적 시장가설을 지지하였다.

셋째, 강형 효율적 시장(strong-form efficient market)이다. 강형 효율적 시장은 시장효율성의 가장 극단적인 경우로 현재의 증권가격이 공개된 정보뿐만 아니라 미공개된 내부정보까지도 완전히 반영하고 있는 시장을 말한다. 그러므로 강형 효율적 시장가설은 앞에서 설명한 약형 그리고 준강형 효율적 시장을 모두 포함하고 있다.

이렇게 Fama는 1970년의 논문에서 현재의 증권 가격이 어떠한 정보를 반영하고 있는가에 따라서 효율적 시장의 유형을 약형, 준강형, 강형의 세 가지 형태로 구분함으로써 이 후 실증연구의 기본방향을 제시하였으나, 그 이후 많은 연구들과의 연관성에서는 다소 문제점이 발생하였다.(조재호, 1995, p.155)

이러한 문제점을 해소하기 위하여, Fama는 1991년의 논문에서 자본 시장의 효율성에 관한 기존의 연구들을 대상으로 하여 실증검증유형을 재분류하였다.(Fama, 1991)

첫째, 수익률의 예측가능성(price predictability)에 관한 연구이다. 이는 과거의 자료를 이용하여 미래의 수익률을 예측할 수 있는가에 관한 연구로서, 이 부분에 대한 최초의 연구들은 주로 약형 효율적 시장가설의 성립여부와 기술적 분석의 타당성 검증에 주력하였다. 그러나 최근의 연구들은 배당수익률, 이자율, 그리고 기업의 이익 등과 같은 기본적 요인들이 주식의 미래수익률을 예측할 수 있는 능력을 가지는가에 관한 연구로 확장되고 있다. 수익률의 예측이 가능하다면 효율적 시장은 성립하지 않는다.

둘째, 사건연구(event study)이다. 이는 새로운 정보에 증권의 가격이 얼마나 신속, 정확하게 반응하는가에 관한 연구로서, 주로 준강형 효율적 시장가설의 검증에 관한 것이다. 사용되는 대표적인 검증방법은 바로 사건연구로 이익이나, 배당, 그리고 주식분할 등의 발표에 증권의 시장가격이 얼마나 빨리 그리고 정확하게 반응하는지를 검증함으로써 시장 효율성을 검증하고자 하는 것이다.

셋째, 사적 정보(private information)의 수익률 예측 능력에 관한 연구이다. 이는 공표되지 않은 사적정보를 가지고 있는 투자자가 사적 정보를 이용하여 비정상적인 초과수익을 얻을 수 있는가를 검증하는 것이다. 예를 들어, 증권 분석사나 펀드매니저 또는 기업 내부자들이 시장평균에 비해 더 우월한 투자성적을 얻고 있는지를 검증하는 것으로서 강형 효율적 시장가설의 검증 방법이다.

결론적으로, 주식가격의 무작위한 움직임(random walk)은 비논리적이고 비이성적인 시장의 양태를 나타내는 것이 아니라, 시장이 이성적이고 효율적이기 때문에 나타나는 현상으로 이해 하여야 한다. 많은 투자자들이 시장에 참여하여 경쟁적으로 수익을 얻으려는 상황에서는 개별주식이나 시장의 변동에 영향을 주는 모든 정보가 시장에 반영되어 이러한 현상이 발생하며, 이는 바로 자본시장이 효율적임을 의미하는 것이다.

제 2 절. 통화량 변화에 대한 기대가설의 의미

1) 새고전학파적 기대가설

Lucas(1972, 1973, 1976)는 경제정책과 관련하여 어떠한 경제정책도 그것이 예상된 정책이면 경제내의 현실변수에 영향을 줄 수 없다고 하였고, Sargent and Wallace(1975)도 재정금융정책과 같은 총수요정책은 실질산출량에 대하여 영향을 미칠 수 없다고 하였으며, Barro(1978) 역시 예측되지 않은 통화량의 변동만이 산출량과 유의적인 관계를 갖는다고 하였다.

① Lucas(1972, 1973)

Lucas(1972, 1973)는 합리적 기대를 거시모형에 최초로 도입하였는데, Lucas의 합리적 기대 모형에서는, 합리적 기대와 함께 Friedman(1968)의 자연 실업률 가설(natural rate of unemployment hypothesis)¹²⁾ 또한 매우 중요한 요소로서, 경제정책의 변경을 비롯하여 경제내의 어떠한 변화도 그것이 예상되지 않은 인플레이션을 발생시키지 않는 한 실질변수를 자연율수준으로부터 괴리시킬 수는 없다고 하였다.

12) 자연 실업률 가설(natural rate of unemployment hypothesis)에 의하면, 각 경제주체는 일반물가수준의 변화에 대하여 기대를 형성하고 그에 따라 행동하는데, 이 때 예상 인플레이션을 초과하는 현실 인플레이션, 즉 예상외의 인플레이션이 실업률에 영향을 미치는 것이지 현실 인플레이션은 실업률과 아무런 관계가 없으며, 예상 인플레이션이 현실 인플레이션과 다르게 되면 각 경제주체는 예상을 수정하게 되므로, 예상 인플레이션은 끊임없이 변화하며, 이것은 경제가 하나의 단기 필립스 곡선(Phillips curve)으로부터 다른 단기 필립스 곡선(Phillips curve)으로 늘 이동하는 것을 의미한다는 것이다.

자연 실업률 가설(natural rate of unemployment hypothesis)과 필립스 곡선(Phillips curve)에 관한 보다 자세한 내용은 Friedman(1968), Phillips(1958) 참조.

Lucas(1972)의 모형에서는, 한 재화의 공급자가 만일 경쟁자와는 관계없이 여러 시장에서 많은 양을 판매하고자 할 경우 수요는 각 시장에 불균형적으로 분배되어 있게 되므로, 이 재화의 가격은 각 시장에서 상이하게 결정된다. 이렇게 되면 하나의 개별시장의 상황은 다른 개별시장과 다음과 같은 두 가지 점에서 구별된다. t시점에 있어서 각 시장, 즉 i의 시장에는 상대적인 수요의 초과현상 D_t^i 가 존재하게 되며, 각 시장은 1기간 시차를 갖는 공급의 상이한 값 S_{t-1}^i 을 갖게 된다. 이렇게 되면 모든 시장들은 그들의 D_t^i 와 S_{t-1}^i 에 의하여 설명될 수 있게 된다. 여기에서 공급은 식 (13)과 같이 결정된다고 전제한다.

$$S_t^i(D_t^i, S_{t-1}^i) = a [P_t(D^i) - P \{P_t / I_t(D^i)\}] + bS_{t-1}^i \quad (13)$$

식 (13)에서 $S_t^i(D_t^i, S_{t-1}^i)$ 은 시장 i에 있어서의 공급, $P_t(D^i)$ 는 D^i 의 수요충격이 있는 시장에 있어서의 가격, P_t 는 전체경제의 평균가격, $P \{P_t / I_t(D^i)\}$ 은 t시점에 있어서의 시장 i에서 사용 가능한 정보 $\{I_t(D^i)\}$ 에 입각한 예상가격을 의미한다. 즉, $S_t^i(D_t^i, S_{t-1}^i)$ 은 $P_t(D^i)$ 와 $P \{P_t / I_t(D^i)\}$ 사이의 차이를 보여주게 된다는 것을 말해주고 있다. 여기에서 경제주체는 P_t 는 알지 못하지만, 경제주체에게 t기에 있어서 $P_t(D^i)$ 는 알려져 있다고 전제하면, 경제주체는 P_t 를 그들이 갖고 있는 정보에 의하여 추정할 수 밖에 없다.

정보 $I_t(D^i)$ 는 식 (14)와 같이 두 개의 구성요소를 갖는다.

$$I_t(D^i) = \{ \pi_{t-1}, P_t(D^i) \} \quad (14)$$

식 (14)에서 π_{t-1} 은 t-1기에 있어서의 변수들의 연속에 의한 정보량이다. 식 (14)를 이용하여 $P \{P_t / I_t(D^i)\}$ 를 분해 할 수 있는 가능성을 고려한다면 식 (15)가 성립한다.

$$P \{P_t / I_t(D^j)\} = nP(P_t / \pi_{t-1}) + mP_t(D^j) \quad (15)$$

식 (15)에 합리적 기대의 이론을 적용시키면 $n + m = 1$ 이 성립되어야 하는데, n 이 크면 클수록 $P \{P_t / I_t(D^j)\}$ 를 형성할 때 $P_t(D^j)$ 에 의하여 야기되는 $P \{P_t / (\pi_{t-1})\}$ 의 m 은 더욱 더 작아지게 된다.

이러한 논리는 식 (16)의 Lucas(1973) 공급함수에서도 잘 나타나고 있다.

$$Y_{tz} = Y_z^* + \beta(P_{tz} - {}_{t-1}P_t^a) + U_{tz} \quad (16)$$

식 (16)에서, $P_{tz} - {}_{t-1}P_t^a$ 는 예상외의 인플레이션율을 의미하며, U_{tz} 는 교란항(攪亂項)을 의미한다. 즉, 대표적 기업의 산출량 Y_{tz} 와 그 자연율 수준 Y_z^* 간의 차이는 P_{tz} 와 P_t 의 예상치 간의 차이에 의존한다는 것을 의미하고 있는데, 식(16)을 경제 전체에 대하여 적용하면 식 (17)과 같다.

$$Y_t = Y^* + \alpha(P_t - {}_{t-1}P_t^e) + U_t \quad (17)$$

즉, 경제 전체의 현실 산출고 수준 Y_t 와 자연 산출고 수준 Y^* 간의 차이는 현실물가수준 P_t 와 그에 대한 사전적 예상치 ${}_{t-1}P_t^e$ 간의 차이에 의존한다는 것이다. 바로 이것이 합리적 기대 이론부터 귀결되는 명제이며, 특히 경제정책과 관련하여 말하면 어떠한 경제정책도 그것이 예상된 것 인한 경제내의 현실변수에 영향을 줄 수 없다는 것을 의미한다.

② Sargent and Wallace(1975)

Sargent and Wallace(1975)의 모형¹³⁾에서의 공급함수를 나타내는 식 (18)은

Lucas(1973) 모형에서의 공급함수를 나타내는 식 (16), (17)과 동일하다.

$$Y_t^s = Y^* + \alpha (P_t - {}_{t-1}P_t^e) + U_t \quad (18)$$

식 (18)에 t 기의 가격에 대한 주관적인 기대치와 객관적인 기대치가 일치한다는 식 (11)의 가정을 적용하고, 합리적 기대가설을 도입하면 식 (19)가 성립한다.

$$Y_t = Y^* + \alpha [P_t - E(P_t)] + U_t \quad (19)$$

식 (19)에 대하여 $t-1$ 기에 있어서 이용 가능한 정보하의 t 기의 객관적 기대치를 취하면 식 (19)는 식 (20)과 같이 변형된다.

$$E(Y_t) = E(Y^*) + \alpha E[P_t - E(P_t)] + E(U_t) \quad (20)$$

식 (20)에서 Y^* 는 시간적으로 불변이며, 교란항은 0이며, 합리적 기대를 적용시키면, 결국 식 (20)은 식 (21)과 같이 된다.

$$E(Y_t) = Y^* \quad (21)$$

즉, 실질 산출량의 객관적 기대치 $E(Y_t)$ 는 현재의 생산설비 및 생산 기술하에서 생산 가능한 최대의 생산량인 Y^* 와 같다는 것이다.

이와 같이 Sargent and Wallace(1975)의 합리적 기대 거시모형에서는 실질산출량이 공급측면으로부터 결정되면, 재화시장에서 실질이자율이 결정되고, 화폐시장에서는 가격수준이 결정된다. 따라서, 재정금융정책과 같은 총수요정책은 실질산출량에 대하여 영향을 미칠 수 없다는 것이 Sargent and Wallace(1975) 모

13) Sargent and Wallace(1975) ; Sargent(1973).

형의 결과이다. 즉, 금융·재정정책의 변경은 명목가격의 상승과 실질이자율의 상승을 가져올 뿐이기 때문이다. 이와 같이 Sargent and Wallace(1975)의 합리적 기대 거시모형으로부터 도출되는 결론은 정책의 무효성이라는 정책적 함의이다.

③ 새고전학파적 기대가설의 의미

새고전학파(new classical)가 나타나게 된 것은, 케인즈(Keynes)학파의 거시경제학(macroeconomics)이 계량경제학에서 측정이 불가능한 인간의 심리적 요인이나 국민성 등을 경제정책모형에 반영하지 못하였기 때문에 현실경제에서 발생하는 여러 가지 제문제인 인플레이션, 실업, 경기변동 등을 명확히 설명하지 못하였기 때문이다.(이원복, 1995, p.151)

새고전학파(new classical)적 기대가설은 다음의 두 가지 중요한 의미를 지니고 있다.

첫째, 합리적 기대가설의 가장 중요한 전제 조건인, 사람들이 의사결정을 할 때는 현존하는 모든 정보를 활용하며 장래에 대해 예측을 하는 데 있어서도 체계적으로 오류를 범하는 일이 없이 합리적인 기대 또는 예측을 한다는 전제 조건에 대해, 새고전학파적 기대가설의 의미로서, 정부가 일단 반복적으로 어떤 정책을 택하게 되는 경우에는 사람들은 이미 이를 예상하고 행동하기 때문에 예상된 경제 정책을 사용하여 사람들을 속일 수는 없다는 의미로 해석한다.

둘째, 가격과 임금은 신축성을 지니고 있어서 모든 시장은 항상 수요와 공급이 만나는데서 균형상태에 있다는 것이다.¹⁴⁾

이러한 새고전학파(new classical)적 기대가설의 의미에 이론적 바탕을 두고 Lucas(1972, 1973)와 Sargent and Wallace(1975)는, 경제정책의 예측가능한 변화

14) 이는 고전학파적인 가정이다.

는 산출량, 고용 및 실질변수에 대하여 아무런 영향을 미치지 못하고, 다만 정책의 예측불가능한 변화만이 산출량의 실질 변수에 영향을 줄 수 있다는 정책무력성 명제(policy ineffectiveness theorem)를 제시하였다. 즉, 새고전학파적 기대설정에서는 경제정책이 예견된 경우에는 정책효과가 없고 또한 정책당국이 정책효과에 대한 확신도 갖기 어려우며, 민간경제주체들이 정부의 정책강도를 정확히 예상하지 못한 경우에는 바람직하지 못한 결과를 초래¹⁵⁾하므로, 정책당국이 재량적 거시경제정책을 포기할 것을 권고한다.

통화량 변화에 대한 새고전학파적 기대가설을 총수요·총공급 모형으로 살펴보면 다음과 같다.(손정식, 2000, pp.679-680 : 조용래, 2000, p.19 : 이성휘, 1985, pp.428)

새고전학파의 총수요·총공급 모형에서 총수요 이론의 측면에서는 케인지안과 근본적인 차이가 있는 것은 아니지만, 총공급 곡선의 측면에서는 물가에 관한 기대형성과정에서 새고전학과 이전에 주로 사용되었던 적응적 기대(adaptive expectation)에서 합리적 기대(rational expectation)로 대체하고 있다는 큰 차이점을 발견할 수 있다.(조용래, 2000, p.19) 총수요·총공급 모형에 합리적 기대(rational expectation)를 도입하게 되면 모형의 기본적 성질이 크게 바뀌게 된다.(이성휘, 1985, pp.428)

먼저, 민간경제주체들이 통화량 증가를 예상한 경우를 살펴보면, 만약 민간경제주체들이 중앙은행이 과거에 실업이 발생하면 항상 확장정책을 시행해 왔고, 또 그것이 총수요를 우상향으로 증대시켜 물가가 상승해 왔음을 경험적으로 사전에 알고 있다면, 합리적예상을 하는 민간경제주체들은 그 정보를 임금계약을 할 때 고려하여 물가예상에 참작할 것이다. 따라서, 정부가 확장정책으로 총수요를 우상향으로 증대시키려 하면, 그로 인해 물가가 상승할 것을 예상하고, 실질임금의 하락을 방지하기 위해 명목임금의 인상을 요구할 것이다. 그러면 단기총

15) 정부가 통화량을 10% 증가 시킬 것으로 민간경제주체들이 예상했는데, 실제로는 통화량이 5%만 증가되었다면, 총생산이 오히려 감소할 수도 있다는 의미이다.

공급곡선이 좌상향 이동한다. 그러면 총생산량은 잠재 GNP 수준에서 불변하고, 물가만 상승한다. 이는 정부가 확장정책을 시행하더라도 그 정책을 사전에 민간 경제주체들이 예상한 경우에는 총생산이 증대하지 않아 정책효과가 없다는 결론이다.

그 다음으로, 민간경제주체들이 통화량 증가를 예상하지 못한 경우를 살펴보면, 중앙은행이 민간경제주체들이 전혀 예상하지 못한 확장정책을 시행한다면 합리적 예상을 하는 민간경제주체들은 물가예상을 바꾸지 못 할 것이다. 그러면, 단기총공급곡선은 불변하여 그 자리에 계속 머문다. 그로 인해 균형은 우상향으로 이동하고, 물가는 상승하지만, 총생산은 잠재 GNP 수준보다 증가한다. 그러므로 정부정책을 민간경제주체들이 예상하지 못했을 때는 총생산량이 잠재 GNP 수준을 상회할 수 있어 정책효과를 기대¹⁶⁾할 수 있지만, 간접적인 통화정책이 계속 실시됨에 따라, 예상하지 못한 통화정책을 실시하기란 현실적으로 매우 어렵기 때문에, 통화량 변화에 대한 새고전학파적 기대가설의 의미적 결론은 장기뿐만 아니라 단기에도 실질국민소득에 영향을 주지 않는다고 할 수 있다.(Gordon, 1993, P.188)

2) 신케인지안적 기대가설

Fischer(1977a, 1997b)와 Phelps and Taylor(1977)는 경제주체들의 기대가 합리적으로 형성된다 할지라도 명목임금의 경직성은 통화정책의 실질효과를 가져올 수 있다고 하였다.¹⁷⁾

16) 이러한 정책효과도 민간경제주체들의 기대가 곧 합리적으로 형성됨으로써 1기이상 지속되지 않는다.(김봉호, 1986, p.168)

17) Fischer(1977a, 1997b)와 Phelps and Taylor(1977) 이외의 신케인지안의 모형에 관한 보다 자세한 내용은 Blanchard(1990) 참조.

① Phelps and Taylor(1977)

Phelps and Taylor(1977)에 따르면 민간경제주체들은 계약에 의하여 가격을 장기에 걸쳐서 고정시키게 되는데, 이 계약기간 내에 정책당국이 신속하게 경제정책을 변경시키게 되면 정책당국의 체계적 정책이 합리적으로 기대된다고 하더라도 장기계약으로 말미암아 가격이 묶여 있게 되어 정책변화가 실질변수에 영향을 주게 된다.

먼저, 기업이 t 기말에 $t+1$ 기와 $t+2$ 기의 가격을 장기계약에 의하여 고정시키고 $t+1$ 기나 $t+2$ 기에 이르러 t 기에서 예상하지 못했던 환경변화가 일어난다고 하더라도 그대로 계약을 준수한다고 가정한다. 마찬가지로 $t+2$ 기말에 $t+3$ 기와 $t+4$ 기의 가격을 계약한다고 가정한다. 즉, 짝수번째 기말에 다음의 2기에 대하여 계약을 한다고 가정하는 것이다. 또한, 가격계약을 체결함에 있어서 민간경제주체들은 다음 2기의 물가수준에 대하여 합리적 기대에 의하여 물가기대를 형성한다고 가정한다. 0기에서 1기와 2기의 총수요를 예상하여 계약을 체결하였지만, 2기에 이르러 0기의 예상과는 달리 총수요가 증가하면 가격은 계약에 의하여 묶여 있으므로 불균형이 나타나게 된다. 이때 주의하여야 할 점은 기업이 1기말에 이르러 2기에 총수요가 증가할 것을 예상한다고 하더라도 0기의 관점에서는 2기의 총수요가 증가할 것을 예측할 수 없다는 사실이다. 이 경우 1기말에 이르러 정부는 2기에 총수요가 증가하여 경기가 과열될 것을 예측할 수 있으므로 총수요억제정책에 의하여 2기의 총수요를 감소시킬 수 있다.

다시 말하자면, 가격이 계약에 의하여 경직되어 있는 기간이 정책당국의 정책계획기간 보다 길다면 예상한 정책이라 하더라도 실질변수에 영향을 미칠 수 있는데, 그 이유는, 민간부문이 장기계약에 의하여 그들 자신의 행동에 제약을 가하기 때문이다.

② Fischer(1977a, 1977b)

Fischer(1977a, 1977b)는 경제주체가 합리적 기대를 할 때 임금계약 기간이 2기간일 경우에는 예측하지 못한 통화량 변화뿐만 아니라 예측한 통화량의 변화도 명목임금의 경직성으로 인해 통화정책이 실질생산에 영향을 줄 수 있다고 하였다.

Fischer는 임금계약 기간이 1기간일 경우에는, 예측되지 않은 통화량 변화만이 산출량에 영향을 미친다고 하였다. 이것은 새고전학파적 기대가설의 의미와 결과는 비슷하지만, Fischer는 그 실질효과의 파급과정을 Keynes의 입장에서 설명했다. 즉, 물가가 신축적일 경우도 명목임금이 계약기간동안 경직적이면 예측되지 않은 화폐충격은 물가를 변동시키고 실질임금이 변하여 산출량에 영향을 미치게 된다는 것이다.

하지만, 임금계약 기간이 2기간일 때에는, 당기 산출량에 영향을 미칠 수 있는 통화량 변화는, 당기 통화량과 과거 2기간 동안 형성된 통화량 기대치의 가중평균과의 차이이기 때문에, 이로 인해 예측된 통화량의 변화 역시 실질효과를 발생시키게 되며, 통화정책의 효과는 2기간동안 지속된다고 하였다.

③ 신케인지안적 기대가설의 의미

새고전학과 모형(new classical model)에서는 가격의 완전한 신축성을 가정하고 있지만, 신케인지안 모형(new Keynesian model)에서는 임금과 물가의 경직성을 전제로 하고 있는데, 이렇게 임금과 물가의 경직성을 전제로 합리적 기대를 적용하면 예상하지 못한 통화량 변화뿐만 아니라 예상한 통화량 변화까지도 효과를 가지게 된다.

신케인지안은 적어도 단기적으로는 임금과 물가가 비신축적인 근거를 다음과

같이 제시했다.(이성휘, 1985, p.441-446) 첫째, 장기노동계약가설(long-term labor contract hypothesis)이다. 즉, 1년 이상의 기간동안 노동계약을 한 노동자들은 첫해가 지난 다음에 여건의 변화가 있어서 실질임금이 크게 하락하는 상황이 발생하더라도 임금계약을 갱신할 수 없다는 가설이다. 둘째, 효율적 임금가설(efficient wage hypothesis)이다. 이는 노동생산성이 임금수준에 따라 결정된다고 보는 이론으로서, 생산성 하락을 염려해 기업이 명시적으로 장기임금계약을 체결하지 않는다고 할지라도 임금계약을 자주 변경하기를 꺼린다는 것이다. 셋째, 완제품 제조기업들이 부품공급기업들과 장기계약을 체결했거나 가격표를 자주 변경하는 데 비용이 많이 소요될 수 있기 때문에 가격 변경이 쉽지는 않다는 것이다.

통화량 변화에 대한 신케인지안적 기대가설을 총수요·총공급 모형으로 살펴보면 다음과 같다.(손정식, 2000, pp.683-684)

먼저, 민간경제주체들이 통화량 증가를 예상한 경우를 살펴보면, 통화량 증가에 의해, 총수요곡선이 우상향으로 이동하고, 동시에 통화량 증가를 예상해서 인플레이션의 발생을 예상한 노동조합의 명목임금 인상요구로 단기총공급 곡선도 좌상향으로 이동한다. 그렇지만 어느 정도 임금과 가격의 비신축성을 전제하므로 완전조정은 이뤄지지 않는다. 그 결과 균형은 우상향으로 이동한다. 따라서, 총생산이 잠재 GNP 수준보다 증가한다. 즉 예상한 정책도 어느 정도는 효과가 있다는 이론적 결론에 도달한다.

그 다음으로, 민간경제주체들이 통화량 증가를 예상하지 못한 경우를 살펴보면, 통화량 증가에 의해, 총수요곡선이 우상향으로 이동한다. 예상하지 못한 통화량 증가로 인해, 예상은 불변함으로 단기총공급 곡선은 이동하지 않는다. 따라서 균형은 우상향으로 이동하고 총생산은 잠재 GNP 수준보다 증가한다.

이러한 이론적 바탕을 기초로 하여, 신케인지안은 통화량 변화에 대한 신케인지안적 기대가설의 파급경로¹⁸⁾가 다양하다는 것을 이론적으로 설명하였는데, 신

케인지안의 주장과 같이 통화정책의 파급경로가 다양하다는 것은 통화정책의 효과가 그 만큼 강력하다는 것을 의미하는 동시에, 또한 통화정책은 길고 다양한 경로를 거쳐 실물경제에 영향을 미친다는 것을 의미한다.¹⁸⁾

통화량 변화에 대한 신케인지안적 기대가설의 파급경로는 < 표 1 >에서와 같이 전통적인 금리 경로(interest rate channel), 최근 중요성이 높아지고 있는 자산가격 경로(asset price channel) 및 환율 경로(exchange rate channel), 그리고 신용 경로(credit channel)와 금융위기 경로 등이 있다.

첫째, 금리 경로(interest rate channel)²⁰⁾는, 통화량 증가는 단기금리를 낮추어 장기금리와 은행금리도 함께 하락시켜 기업투자와 가계소비가 늘어나고 이는 총생산의 증대로 이어진다는 전통적인 경로이다.

둘째, 자산가격 경로(asset price channel)는, 통화량 변화는 주식이나 부동산과 같은 자산의 가격을 변화시킴으로써 실물경제에 영향을 미친다는 경로인데, 이러한 자산가격 경로가 중시되기 시작한 것은 가계의 주식이나 부동산 보유가 늘어나고 기업도 유상증자 등의 주식발행을 통한 자금조달에 더 많은 관심을 기울임에 따라 소비 및 투자가 주식 가격과 부동산 가격의 영향을 받게 되었기 때문이다. 자산 가격 경로는 주식가격 경로²¹⁾와 부의 효과(wealth effect) 경로를 통하여 설명할 수 있다. 주식가격 경로는 통화량이 증가되어 주식 가격이 상승하면 실물시장의 시장가치인 주식가격으로 평가된 가치가 기업이 보유하고 있는

18) 통화량 변화에 대한 신케인지안적 기대가설의 파급경로에 관한 보다 자세한 내용은 뉴욕연준 부총재 겸 콜롬비아대 교수인 Mishkin(1996), 한국은행(2001, pp.140-160) 참조.

19) 통화정책이 실물경제에 파급되는 경로는 블랙박스(black box)로 불릴만큼 복잡하며, 개별국가들의 금융구조나 거시경제환경, 그리고 경제발전 단계 등에 따라 상당히 다르기 때문에 그 실체를 정확히 파악하는 것은 용이하지 않다.(한국은행, 2001, p.141)

20) 금리경로에서는 명목금리(nominal interest rate)가 아닌 실세금리(real interest rate)가 금리경로의 작동 매개체이다. 즉 명목금리가 0(zero)수준에 접근하여 통화량 증가에 의해 더 이상 명목금리를 낮출 수 없다 하더라도 통화량 증가는 기대인플레이션의 상승을 통해 실질금리를 하락시킴으로써 실물경제 활동을 진작시킬 수 있다는 것을 의미한다.

21) 'Tobin의 q' 경로라고도 한다.

'Tobin의 q'에 관한 보다 자세한 내용은 Henwood(1998, pp.144-149) 참조.

대체비용(replacement cost) 즉 신규투자비용보다 높아져 기업이 신규투자를 하면 이득을 기대할 수 있고, 그 결과 실물투자가 늘어나고 생산이 증대될 것으로 보는 경로이다. 부의 효과(wealth effect) 경로는, 일반인들이 보유하고 있는 주식의 가격변화가 소비에 미치는 영향에 관한 것으로, 통화량 증대가 주식 가격을 상승시켜 금융 부(富)를 증대시키고 그것은 일생소득을 증대시켜 내구재에 대한 소비지출을 증대시키고 경제활동 규모를 확대시킨다는 경로²²⁾이다.

셋째, 환율 경로(exchange rate channel)는, 통화량이 증가하면 국내 실질이자율이 하락해 국내 자본이 해외로 유출되는 동시에 국내 통화가치가 하락하여 환율이 상승하며 이에 따라 수출상품의 경쟁력이 높아져 순수출이 증가하고 생산이 증대된다는 것으로, 이것을 통화정책의 국제무역효과라고 부르기도 한다.

그 밖에, 신용 경로와 금융위기 경로가 있는데, 신용 경로에는 은행대출 경로, 기업 B/S 경로, 가계 B/S 경로가 있다.

이상과 같은 내용의 통화량 변화에 대한 신케인지안적 기대가설의 파급경로를 요약한 것은 뒷면의 < 표 1 >과 같다.

22) 이러한 부의 효과(wealth effect) 경로는 Modigliani의 생애소득가설(life cycle hypothesis)에 기초를 둔 경로이다.

생애소득가설(life cycle hypothesis)에 관한 보다 자세한 내용은 Modigliani(1986) 참조.

< 표 1 > 통화량 변화에 대한 신케인지안적 기대가설의 파급경로

종 류	파 급 경 로
· 금리경로	$M \uparrow \Rightarrow i_s \downarrow \Rightarrow i_l \downarrow \cdot i_b \downarrow \Rightarrow I \uparrow \cdot C \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$
· 자산가격 경로	
- 주식가격 경로	$M \uparrow \Rightarrow Pe \uparrow \Rightarrow q \uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$
- 부(富)의 효과 경로	$M \uparrow \Rightarrow Pe \uparrow \Rightarrow \text{개인의 부(富)} \uparrow \Rightarrow C \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$
(주택가격 경로)	$H_p \uparrow \Rightarrow q \uparrow \Rightarrow I_H \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$
(토지가격 경로)	$M \uparrow \Rightarrow L_p \uparrow \Rightarrow \text{개인의 부(富)} \uparrow \Rightarrow C \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$
· 환율 경로	$M \uparrow \Rightarrow r \downarrow \Rightarrow E \uparrow \Rightarrow NX \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$
· 신용 경로	
- 은행대출 경로	$M \uparrow \Rightarrow \text{은행예금} \uparrow \Rightarrow \text{은행대출} \uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$
- 기업 B/S 경로	$M \uparrow \Rightarrow Pe \uparrow \Rightarrow \text{기업의 순가치} \uparrow \Rightarrow \text{대출자의 역선택} \downarrow \cdot$ $\text{기업의 도덕적 해이} \downarrow \Rightarrow \text{대출} \uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$ $M \uparrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow \text{기업의 현금흐름} \uparrow \Rightarrow \text{대출자의 역선택} \downarrow \cdot$ $\text{기업의 도덕적 해이} \downarrow \Rightarrow \text{대출} \uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$
- 가계 B/S 경로	$M \uparrow \Rightarrow \text{은행예금} \uparrow \Rightarrow \text{은행의 소비자 대출} \uparrow \Rightarrow$ $\text{내구재 및 주택지출} \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$
· 금융위기 경로	$M \downarrow \Rightarrow r \uparrow \Rightarrow I \downarrow \cdot Pe \downarrow \cdot \text{물가} \downarrow \cdot \text{불확실성} \uparrow \cdot$ $\text{은행 공황} \Rightarrow \text{역선택} \uparrow \cdot \text{도덕적 해이} \uparrow \Rightarrow \text{금융위기} \uparrow \Rightarrow Y \downarrow$

주 : 1) M : 통화량, i_s : 단기금리, i_l : 장기금리, i_b : 은행금리, I : 기업투자, C : 가계소비,

Y : 총생산, Pe : 주식가격, q : Tobin의 q, H_p : 주택가격, I_H : 주택투자, L_p : 토지가격.

r : 실질이자율, E : 환율, NX : 순수출.

자료 : 아래 두 개의 논문 내용을 정리하여 작성한 것임.

Mishkin, F. S., "The Channels of Monetary Transmission : Lesson for Monetary Policy",
NBER Working Paper, No.W5464, 1996.

한국은행, "우리 나라의 통화정책", 한국은행, 2001, pp.140-160.

제 3 장. 가설과 실증분석 모형의 설정

제 1 절. 가설의 설정

1) 경제주체의 기대설정에 대한 가설 설정

가설 1 : 민간경제주체들의 기대는 민간경제주체들의 행동과 경제현상에 대하여 영향을 미칠 것이며, 통화량의 증가가 총생산을 증가시키지 못하면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 총생산을 증가시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다.

Keynes(1936)는 민간경제주체들의 기대(expectation)는 민간경제주체들의 행동과 경제현상에 대하여 영향력을 행사한다고 하였으며, 본 논문에서는 통화량과 증권시장의 관계에 대해 파급 시차와 파급 구조 등을 밝히려는 기존의 연구들²³⁾과는 달리 통화량 변화에 대해 민간경제주체들이 합리적으로 기대를 한다면, 민간경제주체들은 통화량 변화에 대해 즉각적으로 반응 할 것이라는 가정하에 실증분석을 시행하였다. 따라서, 본 논문의 제 2 장에서 살펴본 통화량 변화에 대한 기대가설의 의미에서와 같이, 민간경제주체들이 통화량 증가를 예상한 경우에는 물가만 상승하며 민간경제주체들이 통화량 증가를 예상하지 못한 경우에는 총생산이 증가한다는 새고전학파적 기대가설의 의미와, 민간경제주체들이 통화

23) Kazuo and Shimizu(1995), Smets(1995), Christiano and Eichenbaum and Evans(1996), Bernanke and Mihov(1997), Rudebusch and Svensson(1998), 김현의·정익준(1997), 오정근(1998), 이궁희(1999), 이종건(1999), 김현의(2000).

량 증가를 예상한 경우와 예상하지 못한 경우 모두 총생산이 증가한다는 신케인지안적 기대가설의 의미를 민간경제주체들은 합리적 기대를 하기 때문에 이미 알고 있다고 가정하며, 또한, 우리 나라의 현실에서는 본 논문의 실증분석 기간인 1993년부터 간접적인 통화정책²⁴⁾이 계속 실시됨에 따라, 예상하지 못한 통화정책을 실시하기란 현실적으로 매우 어렵기 때문에, 민간경제주체들은 통화량 변화에 대해 예상을 하고 있다고 가정한 가설이 가설 1 이다.

2) 증권시장에 대한 가설 설정

① 채권에 대한 가설 설정

가설 2 : 통화량의 증가가 채권의 가격을 하락시키면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 채권의 가격을 상승시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다.

채권의 가격 결정에 관한 이론에는 많은 종류의 이론이 있지만, 본 논문의 가정에 가장 부합되는 자산시장접근방법(asset market approach)²⁵⁾을 활용²⁶⁾하여

24) 년 도	통 화 정 책 수 단	
	기 본 수 단	구 체 적 수 단
- 1965년 10월까지	직접조절수단	· 금융기관 대출한도제 · 한국은행채할인 한도제 · 용자사전승인제
- 1969년 7월까지	간접조절수단	· 지준율 · 금리
- 1970년 7월까지	직접조절수단	· 금융기관대출한도제
- 1978년 9월까지	간접조절수단	· 지준율 · 금리
- 1982년 1월까지	직접조절수단	· 금융기관의 대민간여신한도규정
- 1989년 1월까지	간접조절수단	· 지준율 · 통안계정 및 통안증권 · 은행별 여신한도관리제
- 현재까지		· RPaoao · 통안증권 · 은행별 여신증감 가이드라인

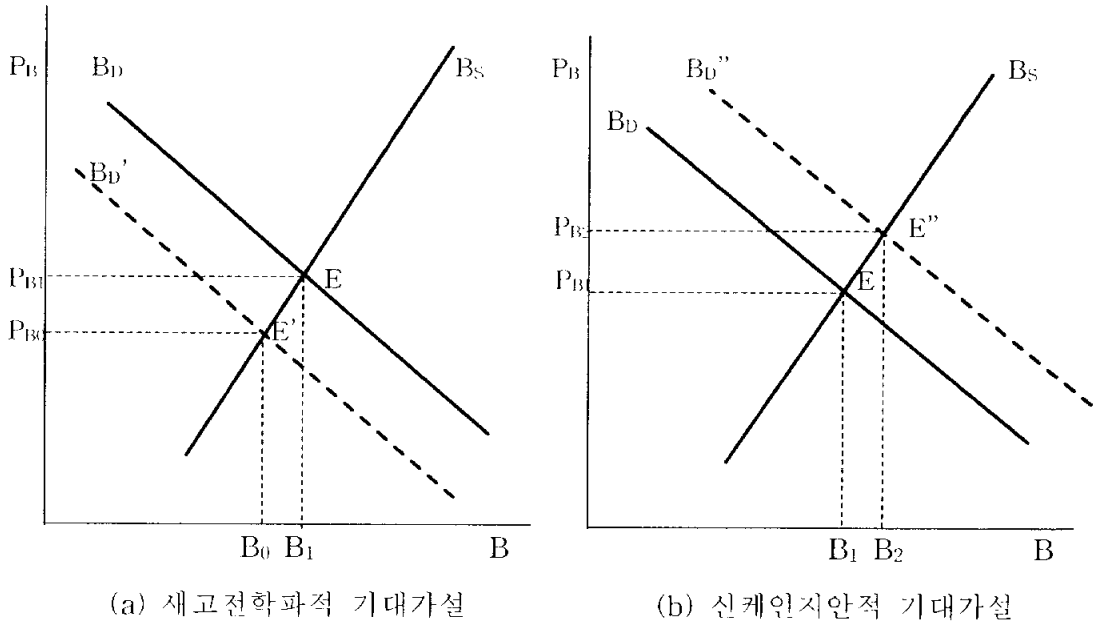
자료 : 정운찬, "화폐와 금융시장", 율곡출판사, 2000, p.494.

25) 자산시장접근방법(asset market approach)은 채권가격은 채권시장에서 채권의 수요와 공급에 의해 결정되는 것으로 설명하는 금리이론이다.(손정식, 2000, pp.152-158)

26) 본 논문에서는 채권 가격 변화의 움직임을 자산시장접근방법(asset market approach)을 활용

다른 경제조건은 일정하다는 전제아래 물가 상승과 총생산량 증가라는 각각의 요인 하나씩만을 변동시켜 그것이 채권의 가격에 어떤 영향을 미칠 것인가를 비교정태분석하여, 채권 가격 변화의 움직임을 파악하였다.

< 그림 1 > 자산시장접근방법에 의한 채권 가격의 변화



먼저 민간경제주체들이 통화량 증가가 물가만 상승시킨다는 새고전학파적 기대가설의 의미를 받아들인다면, < 그림 2 >의 (a)에서와 같이, 채권의 수요곡선은, 예상 물가 상승률이 높아지면 자동차나 집과 같은 실물자산의 명목가격은 상승하지만 채권의 명목가격은 변하지 않아 채권의 실질이자율이 낮아지기 때문에, 채권 수요의 감소로 B_D 에서 B'_D 로 좌향 이동 할 것이다. 하지만, 채권의 공급곡선 B_S 는, 이론적으로는 예상 물가 상승률이 높아지면 같은 명목이자율이라

하여 파악하였지만, 대출자금설(loanable funds theory)을 활용하여도 같은 결론을 얻을 수 있다.

도 실질이자율이 낮아져 자금조달비용이 하락함으로 기업들이 자금조달에서 채권의 비중을 증가시킴으로써 채권의 공급이 증가하지만, 본 논문에서는 민간경제주체들의 통화량 변화에 대한 즉각적으로 반응, 즉 시차가 없는 반응을 분석하기 때문에, 단기적으로 채권을 추가로 즉시 발행하여 공급하기란 현실상 어렵기 때문에 채권의 공급 곡선은 고정²⁷⁾시키기로 한다. 따라서, 민간경제주체들이 통화량 증가가 물가만 상승시킨다는 새고전학파적 기대가설의 의미를 받아들인다면 균형점은 E에서 E'로 하향 이동하여 결과적으로 채권가격은 P_{B1} 에서 P_{B0} 로 하락²⁸⁾할 것이다.

그 다음으로, 민간경제주체들이 통화량 증가가 총생산을 증가시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미를 받아들인다면, < 그림 2 >의 (b)에서와 같이, 채권의 수요곡선은, 총생산의 증가에 의해 소득과 부가 증가하면 채권의 수요가 증가해 채권가격이 상승할 것이기 때문에, 채권 수요의 증가로 B_D 에서 B_D'' 로 우향 이동할 것이다. 하지만, 채권의 공급곡선 B_S 는, 이론적으로는 기업가들이 장래에 총생산이 증가할 것을 예상하여 미리 시설투자를 할 것이므로 투자자금을 마련하고자 채권공급을 증가시킴으로써 채권의 공급이 증가하지만, 앞서와 같이 채권의 공급 곡선은 고정시키기로 한다. 따라서, 민간경제주체들이 통화량 증가가 총생산을 증가시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미를 받아들인다면 균형점은 E에서 E''로 상향 이동하여 결과적으로 채권가격은 P_{B1} 에서 P_{B2} 로 상승할 것이다.

27) 참고로 본 논문의 실증분석 대상기간에 포함되는 1993년 1월부터 2001년 12월까지의 단기적인 채권 공급 비율을 구한 결과 아래의 표와 같이 미비함으로 채권의 공급 곡선을 고정시키도 별 문제가 없다.

월별 채권 잔액 증가 비율	분기별 채권 잔액 증가 비율
1.248 %	3.682 %

자료 : 한국은행(<http://www.bok.or.kr>)

28) 이러한 결과는 'Fisher 효과(Fisher Effect)'에 의한 결과와도 완전히 일치한다.

'Fisher 효과(Fisher Effect)'에 관한 보다 자세한 내용은 Barsky(1987) 참조.

② 주가에 대한 가설 설정

가설 3 : 통화량의 증가가 주식의 가격을 하락시키면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 주식의 가격을 상승시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다.

주식 가격은 매우 다양하고도 수많은 불확실한 여러 요인에 의해 영향을 받기 때문에 주식 가격 변동의 근원을 정확히 파악하기는 어려운 일이나 궁극적으로 주식 가격을 결정한다고 할 수 있는 기업의 미래 수익 및 할인율은 거시경제변수에 의해 영향을 받으므로 거시경제변수의 변동이 주식 가격변동의 주요 요인이 될 수 있다.(한원종, 2001, p.1) 따라서, 본 논문에서는 본 논문의 가정에 가장 부합되는 배당평가모형(DDM, dividend discount model)을 활용하여 다른 경제 조건은 일정하다는 전제아래 물가 상승과 총생산량 증가라는 각각의 요인 하나씩만을 변동시켜 그것이 주식 가격에 어떤 영향을 미칠 것인가를 비교정태분석하여, 주식 가격 변화의 움직임을 파악하였다.

주식 가격과 거시경제변수들과의 관계를 분석하기 위한 가장 기초적인 이론이면서, 주식 가격과 거시경제변수들과의 관계를 가장 적절하게 표현하는 대표적인 모형 중의 하나가 배당평가모형(DDM, dividend discount model)이라 할 수 있는데(정성창, 2000, pp.139-140 ; 박정식 · 박종원 · 조재호, 2001, pp.105-117, 한원종, 2001, p.2), Chen and Roll and Ross(1986)의 연구에서도 주식 가격에 영향을 미치는 거시경제변수들을 유도하기 위하여 배당평가모형을 사용하였는데, 배당평가모형은 식 (22)와 같이 나타낼 수 있다.

$$P = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E(CF)}{(1+K)^t} \quad (22)$$

식 (22)에서 P 는 주식가격, $E(CF)$ 는 기대현금흐름, 그리고 K 는 위험조정할인을 나타내고 있는데, 식 (22)는 주식 가격 P 는 주식을 소유함으로써 얻을 수 있다고 기대되는 미래의 현금흐름 $E(CF)$ 를 적절한 할인율 K 로 할인한 값, 즉 미래에 기대되는 배당의 현재가치에 의해 주식 가격이 결정된다는 것을 보여주고 있다. 식 (22)에서 P 는 $E(CF)$ 와는 정(正)의 관계를, K 와는 부(負)의 관계를 갖고 있음을 알 수 있다. 이와 같이 거시경제변수의 변화는 기대현금흐름 $E(CF)$ 와 위험조정할인율 K 에 직접적인 영향을 주게 되어 주식 가격에 변화를 가져오게 되므로, 거시경제변수를 통한 주식가격의 예측은 배당평가모형에 의해 가능하다고 할 수 있다.

먼저 민간경제주체들이 통화량 증가가 물가만 상승시킨다는 새고전학파적 기대가설의 의미를 받아들인다면, 민간경제주체들은 구매력 상실을 보상받기 위하여 주식으로부터 더 높은 수익률을 요구하게 되어 위험조정할인율 K 가 증가하게 되므로, 결국 주식 가격은 하락하게 된다. 즉, 물가와 주식 가격과의 관계는 부(負)의 관계를 갖는다는 것이다. 한편, 선진국처럼 물가 수준이 안정적이고 낮은 상황에서는 물가 상승으로 기업의 명목현금흐름이 인플레이션과 동일한 비율로 증가하게 되면서 기대현금흐름 $E(CF)$ 의 크기가 증가되어 주식이 인플레이션 헤징(inflation hedge) 능력을 가질 수도 있고, Gultekin(1983)과 Bernard and Frecka(1987)의 주장처럼 미래의 인플레이션에 대한 예측이 가능한 효율적 시장이 지배하는 경우 주식은 인플레이션에 따른 구매력 잠식에 대해 보상을 받을 수 있기 때문에 인플레이션 헤징(inflation hedge) 능력을 가질 수도 있다는 주장도 있다. 하지만, 지금까지의 대부분의 선행연구들은 주식이 인플레이션 헤징(inflation hedge) 능력을 갖지 못하여, 물가와 주식 가격은 부(負)의 관계²⁹⁾를 갖고 있음을 증명하고 있다. 따라서, 민간경제주체들이 통화량 증가가 물가만 상승시킨다는 새고전학파적 기대

29) Fama and Schwert(1979a, 1979b), Geske and Roll(1983), Chen and Roll and Ross(1986), Cutler and Poterba and Summers(1989), Chen(1991), DeFina(1991), Mukherjee and Naka(1995), 이명훈(1993), 강병호(2001, p.488-492)

가설의 의미를 받아들인다면 주식 가격은 하락 할 것이다.

그 다음으로, 민간경제주체들이 통화량 증가가 총생산을 증가시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미를 받아들인다면, 총생산량이 증가하여 실물경기가 호전되면 기업수익이 증가하여 기대현금흐름 $E(CF)$ 가 증가하게 되므로, 결국 주식 가격은 상승하게 된다. 즉, 총생산량과 주식 가격과의 관계는 정(正)의 관계를 갖는다는 것이다. 총생산량에 관한 변화는 민간경제주체들이 주식 가격과 관련하여 많은 관심을 가지고 있는 거시경제변수중의 하나인데, 이는 기업의 수익이 총생산량, 즉 실물경기에 의해 크게 영향을 받기 때문이다. 일반적으로 실물경기가 상승을 할 때에는 기업들의 생산, 고용, 판매, 매출 등이 증가하고, 경제가 확대됨과 동시에 기업의 매출 이익이 신장함으로써 주식 시장에 활기를 불어넣어 주식 가격이 상승하게 된다. 즉, 총생산량이 증가한다는 것은 국내 경기가 앞으로 계속 좋아질 것이라는 예상을 형성시키고 이것은 기업의 경영 여건이 개선되는 것을 의미하므로 주식 가격을 상승시킨다. 또한, 지금까지의 대부분의 선행연구들이 총생산량과 주식 가격은 정(正)의 관계³⁰⁾를 갖고 있음을 증명하고 있다. 따라서, 민간경제주체들이 통화량 증가가 총생산량을 증가시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미를 받아들인다면 주식 가격은 상승 할 것이다.

30) Chen and Roll and Ross(1986), Cultler and Poterba and Summers(1989), MukerJe and Naka(1995), 김준일(1992), 이명훈(1993), 김용선·차진섭 (1999), 정성창(2000), 정성창·정석영(2001).

제 2 절. 실증분석 모형의 설정

1) 가설 1 에 대한 실증분석 모형

가설 1 : 민간경제주체들의 기대는 민간경제주체들의 행동과 경제현상에 대하여 영향을 미칠 것이며, 통화량의 증가가 총생산을 증가시키지 못하면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 총생산을 증가시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다.

가설 1 에 대한 실증분석 모형은 두 가지로 설정한다. 첫 번째 모형은 식 (23) 과 같이 선형화하여 설정한다.

$$\begin{aligned} EXMA_t &= a + b RAEX_t \\ (EXMA &= CIR, IPIR, KOSPIR, \quad RAEX = BSIR, CSIR) \end{aligned} \quad (23)$$

식 (23)에서 EXMA는 기대의 대상이 되는 거시경제 상황을, RAEX는 민간경제주체들의 합리적 기대(rational expectation)를 나타낸다. EXMA는 동행지수순환변동치증감률인 CIR, 산업생산지수(industrial production index)증감률인 IPIR, 그리고 종합주가지수증감률인 KOSPIR을 사용하였으며, RAEX는 기업경기전망지수(business survey index)증감률인 BSIR, 소비자기대지수(consumer sentiment index)증감률인 CSIR을 사용하였다. 기업경기전망지수와 소비자기대지수는 응답자인 민간경제주체들의 주관적인 판단에 의존한 기대이기 때문에, 이러한 주관적인 판단에 의존한 자료를 사용하여 계량적으로 분석하는 것이 의미가 있는지의문을 제기할 수 있지만, Theil(1952, 1966), Carlson and Parkin(1975),

Pesaran(1987) 등의 연구에서도 증명되었듯이, 민간경제주체들이 경제상황에 대해 주관적으로 예측한다고는 하지만 그 예측에는 경제상황에 관한 많은 정보들이 내포되어 있기 때문에, 즉 합리적 기대(rational expectation)를 하기 때문에, 이러한 주관적인 자료를 이용한 계량적 분석은 큰 의미를 가진다. 또한, 국내에서도 최근 기업경기전망지수와 소비자기대지수에 대한 많은 연구³¹⁾가 진행중이다.

두 번째 모형의 설정에 앞서, Robinson(1936, p.78)과 Kaldor(1940, p.40)는, 전기의 국민소득은 수요와 저축의 크기를 결정하여 투자에 영향을 주며 투자는 차기의 국민소득을 결정하는 주요한 요인이므로, 현재 단계인 t 기의 국민소득은 전 단계인 $t-1$ 기의 국민소득에 많은 영향을 받는다고 주장하였다. 이러한 Robinson(1936)과 Kaldor(1940)의 주장에, 국민소득은 월별자료가 없으므로 산업생산지수로 대치³²⁾하고, 통화량이라는 변수를 하나 더 추가³³⁾하면, 가설 1에 대한 실증분석 모형을 식 (24)와 같이 선형화하여 얻을 수 있다.

$$IPI_t = a + b IPI_{t-1} + c M3_{t-k} \quad (k = 0, 1, 2) \quad (24)$$

식 (24)에서 IPI는 산업생산지수를, M3는 통화량(M3)³⁴⁾을 나타낸다. 그리고, 가설 1에 대해서는 검정 결과의 신뢰성을 높이기 위하여 M3와 IPI에 대해 인과관계검정법(Granger's test causality)³⁵⁾도 같이 사용하여 검증을 하였다.

31) 나종영·정경수(1995), 양준모(1996), 김성환(1998), 김종욱(2000), 장병기·최종일(2000), 심준모(2001).

32) 본 논문의 실증분석 목적은 민간경제주체들이 통화량 변화에 대해 즉각적으로 어떻게 반응하는지를 살펴보는 것이므로, 월별자료를 사용하여야 만이 시차간격이 없는 즉각적인 반응을 알 수 있다.

33) 이와 유사한 도출과정에 대한 보다 자세한 내용은 유형모(2000a, pp.65-69) 참조.

34) 본 논문에서 M3 평잔을 통화량으로 사용한 것은 1997년 12월의 경제위기 이후 IMF 관리체제에서 M3가 우리나라의 통화관리지표(monitored variable)로 이용될 만큼 통화량을 대신하는 지표로 널리 사용되고 있기 때문이다.(정운찬, 2000, p.371)

35) Grange(1969)의 인과관계검정법(Granger's test causality)은 시차분포모형을 이용하여 원인과

2) 가설 2 에 대한 실증분석 모형

가설 2 : 통화량의 증가가 채권의 가격을 하락시키면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 채권의 가격을 상승시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다.

채권 시장에 대한 가설 2 와 주식 시장에 대한 가설 3 의 실증분석 모형은 Markowitz(1952)가 제시한 평균 - 분산 모형(mean-variance model)³⁶⁾을 이론적 기초로 하여, 실증분석 모형을 설정하였다.³⁷⁾

본 논문의 목적은 다른 경제조건은 일정하다는 전제아래 민간경제주체들이 통화량 변화에 대해 증권 시장에 즉각적으로 어떻게 반응을 할 것인가에 대한 실증분석을 하는 것이기 때문에, 본 논문의 가정에 가장 잘 부합되게 민간경제주체가 투자할 수 있는 자산의 종류를 증권과 통화로 한정³⁸⁾한다. 따라서, 증권 SEC와 통화 M의 효용 U를 평균 - 분산 모형에 의해 함수화하면 식 (25), (26)과 같다.³⁹⁾

결과를 확인할 수 있는 간편한 검정방안이다.(이종원·이상논, 2000, pp.760)

36) 평균 - 분산 모형은 금융시장에 존재하는 불확실성(uncertainty)을 인식하기 위해 제기된 모형인데, 기본적인 개념은 미래수익의 확률분포(probability distribution)를 평균(mean)과 분산(variance)이라는 두 가지 매개변수(parameter)를 이용하여 투자를 결정하는 단순하지만 매우 실용적인 투자모형으로서, 그 후 Tobin(1958), Sharpe(1964), Lintner(1965), Mossin(1973) 등으로 대표되어 온 포트폴리오(portfolio) 선택모형과 자본적 자산의 가격결정모형(capital asset pricing model)으로까지 발전하였는데, 이러한 포트폴리오(portfolio) 선택모형과 자본적 자산의 가격결정모형(capital asset pricing model) 역시 약간의 차이 또는 변형을 보이고 있지만, 기본적인 원리를 평균 - 분산 모형에 의존하고 있다.(조담, 1978, p.272)

37) 평균 - 분산 모형을 변형시켜 실증분석 모형을 설정한 윤형모(2000a, pp.58-62 ; 2000b, pp.92-96 ; 2002, p.188-197)의 유도 과정을 참조하였음.

38) 채권과 통화, 주식과 통화.

39) 윤형모(2000a, pp.59)의 유도 과정을 참조하였음.

$$U(\text{SEC}) = f(\text{SECM} \times \text{SEC}, \text{SECV} \times \text{SEC}) \quad (25)$$

$$U(\text{M}) = f(\text{MM} \times \text{M}, \text{MV} \times \text{M}) \quad (26)$$

식 (25), (26)에서 $U(\text{SEC})$ 는 증권 SEC에 대한 효용 U 를, $U(\text{M})$ 은 통화 M에 대한 효용 U 를 나타낸다. 그리고, SECM은 증권 SEC의 예상수익을 의미하는 기대수익의 평균을, SECV는 증권 SEC의 위험부담을 나타내는 기대수익의 분산을 나타내며, MM은 통화 M의 예상수익을 의미하는 기대수익의 평균을, MV는 통화 M의 위험부담을 나타내는 기대수익의 분산을 나타낸다. 식 (25)는 증권 수요에 대한 효용 $U(\text{SEC})$ 는 증권에 대한 투자액 SEC과 그의 기대수익 SECM, 그리고 위험수준을 나타내는 분산 SECV에 의하여 결정됨을 보여준다. 또한, 식 (26)은 통화 수요에 대한 효용 $U(\text{M})$ 은 통화에 대한 투자액 M과 그의 기대수익 MM, 그리고 위험수준을 나타내는 MV에 의하여 결정됨을 보여준다. 하지만, 본 논문의 가정과 같이 1분기에 속하는 단기적으로는 통화 M에 대한 기대수익 MM과 위험수준인 MV는 없는 것으로 간주할 수 있다. 따라서, Keynes(1936, pp.170-172)의 주장처럼 화폐 수요의 목적은 유동성을 높여 주어 적절한 시기에 투자를 용이하게 하여 투자자의 효용을 높여주는 것이므로, 이를 배개변수 ϕ 를 사용하여 표현한다. 따라서, 식 (26)은 식 (27)과 같이 변형할 수 있다.⁴⁰⁾

$$U(\text{M}) = f(\phi \times \text{M}) \quad (27)$$

본 논문에서는 자산의 종류를 증권 SEC과 통화 M으로 한정하였으므로, 이 두 자산에 대한 포트폴리오 투자에 대한 효용 $U(\text{SEC}, \text{M})$ 은 각 투자에 대한 효용의 합과 공분산 COV의 함수로 식 (28)과 같이 나타낼 수 있다.

40) 윤형모(2000b, pp.93-94)의 유도 과정을 참조하였음.

$$\begin{aligned}
U(\text{SEC}, M) &= U(\text{SEC}) + U(M) \\
&= f(\text{SECM} \times \text{SEC}, \text{SECV} \times \text{SEC}) + \\
&\quad f(\emptyset \times M) + \text{COV}(\text{SEC}, M)
\end{aligned} \tag{28}$$

식 (28)의 증권 SEC와 통화 M에 대한 포트폴리오의 효용 $U(\text{SEC}, M)$ 에서는 공분산 COV가 효용 $U(\text{SEC}, M)$ 의 크기에 영향을 미치는 것으로 나타나고 있지만, 본 논문에서는 통화 M에 대한 기대수익 MM과 위험수준인 MV는 없는 것으로 간주하였으므로, 공분산 COV는 0(zero)이 된다. 또한, 증권 SEC와 통화 M에 대한 포트폴리오의 효용 $U(\text{SEC}, M)$ 를 통화 M의 기대수익 MM이 0(zero)이므로 $U(\text{SEC})$ 로 대치할 수 있는데, 이것은 곧 그 자산의 수요를 의미하므로 $U(\text{SEC})$ 는 증권 수요 SECD로 대치⁴¹⁾할 수 있다. 따라서, 식 (28)을 식 (29)와 같이 변형시킬 수 있다.

$$\begin{aligned}
\text{SECD}_t &= a + b \text{SECM}_{t-1} + c \text{SECV}_{t-1} + d M_{t-k} \\
&\quad (k = 0, 1, 2)
\end{aligned} \tag{29}$$

따라서, 식 (29)로부터 가설 2에 대한 실증분석 모형을 식 (30)과 같이 선형화하여 얻을 수 있다.⁴²⁾

$$\begin{aligned}
\text{BONM}_t &= a + b \text{BONM}_{t-1} + c \text{BONV}_{t-1} + d M3_{t-k} \quad (k = 0, 1, 2) \\
&\quad (\text{BONM} = \text{CPM}, \text{COMM}, \text{MSBM} \\
&\quad \text{BONV} = \text{CPV}, \text{COMV}, \text{MSBV})
\end{aligned} \tag{30}$$

식 (30)에서 BONM은, 채권 가격과 역관계가 성립하는 채권 수익률 평균을,

41) 효용을 수요로 대치시키는 이론에 관한 보다 자세한 내용은 Varian(1987, P.87) 참조.

42) 윤형모(2002, pp.190~197)의 유도 과정을 참조하였음.

BONV는 채권 수익률 분산을, M3는 통화량을 나타낸다. BONM은 CP 수익률 평균인 CPM, 회사채 수익률 평균인 COMM, 그리고 통화안정증권 수익률 평균인 MSBM을 사용하였으며, BONV는 CP 수익률 분산인 CPV, 회사채 수익률 분산인 COMV, 그리고 통화안정증권 수익률 분산인 MSBV를 사용하였다.

그리고, 가설 2에 대해서는 검정 결과의 신뢰성을 높이기 위하여 M3와 CP, M·COMM·MSBM에 대해 각각 인과관계검정법(Granger's test causality)도 같이 사용하여 검증을 하였다.

3) 가설 3에 대한 실증분석 모형

가설 3 : 통화량의 증가가 주식의 가격을 하락시키면 세고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 주식의 가격을 상승시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다.

가설 3에 대한 실증분석을 위한 분석 대상 주식은, 우리 나라의 주식 시장을 대표할 수 있도록, 거래소 시장의 주식 9개와 코스닥 시장의 주식 1개를 선정하였다. 거래소 시장의 주식 9개는 KOSPI 200 종목을 6개 선정하였고, KOSPI 200 외 종목을 3개 선정하였는데, 이들 개별 주식의 업종은 화학, 건설업, 은행, 전기·전자, 증권, 섬유·의복, 전기·가스업, 운수·창고업 등 8개의 다양한 업종으로 구성되도록 선정하여, 최대한 우리 나라의 주식 시장을 대표할 수 있도록 구성하였다.

① 평균 - 분산 모형의 변형

주식시장에 대한 가설 3의 검정을 위해서는, 가설 2와 마찬가지로 식 (29)로

부터 가설 3 에 대한 실증분석 모형을 선형화하여 얻을 수 있지만, 주식 가격에 대해서는 유·무상 증자 또는 추가 상장 등에 의한 발행 주식수의 공급 증가가 기대 수익인 수요에 영향을 미칠 수가 있으므로, 발행 주식수를 고려하여야 한다. 따라서, 식(29)에 발행 주식수를 추가하여 가설 4 에 대한 실증분석 모형을 식 (31)과 같이 선형화하여 얻을 수 있다.

$$STM_t = a + b STM_{t-1} + c STV_{t-1} + d STN_{t-k} + e M3_{t-k}$$

(k = 0, 1, 2

STM = STM1, STM2, STM3, STM4, STM5, STM6, STM7, STM8, STM9, STM10

STV = STV1, STV2, STV3, STV4, STV5, STV6, STV7, STV8, STV9, STV10

STN = STN1, STN2, STN3, STN4, STN5, STN6, STN7, STN8, STN9, STN10) (31)

식 (31)에서 STM은 주식 가격 평균을, STV는 주식 가격 분산을, STN은 발행 주식수를, 그리고 M3는 통화량을 나타낸다. STM은 금강고려주식가격평균(STM1)·대림산업주식가격평균(STM2)·부산은행주식가격평균(STM3)·삼보컴퓨터주식가격평균(STM4)·삼성증권주식가격평균(STM5)·좋은사람들주식가격평균(STM6)·캠브리지주식가격평균(STM7)·한국전력주식가격평균(STM8)·한진주식가격평균(STM9)·S-Oil주식가격평균(STM10) 등 총 10가지 종류의 개별 주식 가격 평균을 사용하였으며, STV1 - STV10은 각각의 주식 가격의 분산을, 그리고 STN1 - STN10 은 각각의 발행주식수를 의미한다.

② 배당 평가 모형의 변형

식 (31)에 의한 검정 결과의 신뢰성을 높이기 위하여 Chen and Roll and Ross(1986)가 본 논문의 가정에 가장 잘 부합되는 배당평가모형(DDM, dividend discount model)을 사용하여 검증한 후 선정된 주식 가격에 영향을 미치는 4가

지 거시경제변수⁴³⁾인 산업생산지수, 인플레이션율, 장단기금리차, 신용스프레드에 본 논문의 주요 분석 대상인 통화량을 추가하여, 식 (32)와 같이 선형화하여 가설 3 에 대한 검증도 함께 시행한다.

$$\text{STD}_t = a + b \text{IPIID}_{tk} + c \text{CPIID}_{tk} + d \text{TSPID}_{tk} + e \text{CSPID}_{tk} + f \text{M3ID}_{tk}$$

(k = 0, 1, 2

$$\text{STD} = \text{STD1}, \text{STD2}, \text{STD3}, \text{STD4}, \text{STD5}, \text{STD6}, \text{STD7}, \text{STD8}, \text{STD9}, \text{STD10}) \quad (32)$$

식 (32)에서 STD는 주식 가격 증감치를, IPIID는 산업생산지수증감치를, CPIID는 인플레이션을 의미하는 소비자물가지수증감치를, TSPID는 장단기금리차⁴⁴⁾증감치를, CSPID는 신용스프레드⁴⁵⁾증감치를, 그리고 M3ID는 통화량 증가치를 나타낸다. STD의 구성 주식 종류는 식 (31)과 같다.

③ Chen and Roll and Ross(1986) 모형의 확장

식 (31), (32)에 의한 검정 결과의 신뢰성을 더 한층 높이기 위하여, 우리나라의 주식 시장에서의 주식 가격의 경우 해외의존도가 매우 높은 관계로, Chen and Roll and Ross(1986)가 사용하였던 변수들 이외에도 모형을 더욱 확장하여 해외부문 관련 변수들을 포함시킬 필요가 있으므로, 주식 가격 관련 선행 연구 결과들⁴⁶⁾을 기초로 하

43) Chen and Roll and Ross(1986)가 기본적인 배당평가모형을 이용하여 주식 가격에 영향을 미치는 중요한 4가지 거시경제변수들을 정의한 이래, 주식 가격에 영향을 미치는 거시경제변수의 연구에서 대부분 그들이 선택한 거시경제변수들을 중심으로 고려하였다.(한원종, 2001, p.3 ; 정성창·정석영, 2001, p.4)

44) 월별국민주택채권1종수익률(5년) - 월별평균콜금리(1일물).

45) 월별회사채수익률(3년) - 월별산업금융채수익률(3년).

46) Chen and Roll and Ross(1986), Mukherjee and Naka(1995), Mookerjee and Yu(1997), Cheung and Ng(1998), 김용선·차진섭(1999), 정성창(2000), 정성창·정석영(2001),

여 본 논문에서는 실물부문에서는 산업생산지수, 그리고 해외부문에서는 미국주가지수와 원/달러 환율, 금융부문에서는 회사채수익률, 인플레이션, 그리고 통화량을 거시경제변수로 선정하여, 식 (33)과 같이 선형화하여 가설 3에 대한 검증도 함께 시행하여, 식 (31), (32)에 의한 검증결과와 비교분석 한다.

$$STD_t = a + b IPIID_{tk} + c ASTID_{tk} + d DOLID_{tk} + e COMID_{tk} + f CPIID_{tk} + g M3ID_{tk}$$

($k = 0, 1, 2$

$$STD = STD1, STD2, STD3, STD4, STD5, STD6, STD7, STD8, STD9, STD10) \quad (33)$$

식 (33)에서 STD는 주식 가격 증감치를, IPIID는 산업생산지수증감치를, ASTID는 미국주가지수증감치를, DOLID는 원/달러환율증감치를, COMID는 회사채수익률증감치를, CPIID는 인플레이션을 의미하는 소비자물가지수증감치를, 그리고 M3ID는 통화량 증가치를 나타낸다. STD의 구성 주식 종류는 식 (31), (32)와 같다.

4) 변수들에 대한 안정성 검증

시계열자료를 사용하여 분석을 할 때 고려하여야 할 중요한 사항은, 시계열자료가 불안정적(non-stationary)일 때 기존의 분석이론에 입각한 추정 및 검정에는 오류가 있을 수 있다는 점이다. 이러한 사실은 정태·동태모형에 관계없이 적용되는 내용으로 1980년대 후반 이후에 학계에서 크게 주목받기 시작하였다. 이에 관한 논의는 실제로는 서로 상관이 없는 시계열 자료가 불안정적인 특성을 가질 경우에는 회귀분석상 서로 상관이 있는 것으로 나타난다는 이른바 허구적

한원중(2001).

회귀(spurious regression)현상이라는 문제점의 인식에서 출발하였다. 즉, 변수간에 상관관계가 없음에도 불구하고 불안정적인 변수간의 회귀분석 결과에서는 다중결정계수 R^2 값과 유의성 검정을 위한 검정통계량 t 값이 높게 나타날 수 있다는 것이다.(장병기·최종일, 2000, pp.125-144) 따라서, 시계열자료가 불안정인가의 판별이 주요한 관심사항이 되는데, 이를 판별하는 방법이 단위근 검정(unit root test)인데, 단위근 검정은 일반적인 확률적 차분모형(stochastic difference)에서 자기회귀형(autoregressive term)을 중심으로 정의되는 행태방정식의 근이 1이라는 값, 즉 단위근을 포함하느냐를 판별하는 방법론이다.(이종원·이상돈, 2000, pp.1038-1039) 단위근이 존재하여 시계열자료가 불안정하다 할지라도 그 시계열간의 선형결합이 안정적인 경우는 전통적 분석이론을 적용하고 그 결과를 옳다고 인정할 수 있다. 즉, 둘 또는 그 이상의 시계열과정이 개별적으로는 불안정적이라 할지라도 이들의 선형결합함수는 안정적일 수 있기 때문이다. 이러한 관계가 성립되는 경우 이들 변수들은 서로 공적분관계(cointegration)에 있다고 하며 더 이상 허구적 회귀현상이 발생하지 않으므로 각종 검정통계량과 회귀계수는 정규분포 등 표준적 분포(standard distribution)를 따르게 된다.(이종원·이상돈, 2000, p.1039) 본 논문에서 실증 분석에 사용하는 식 (24), (30), (31)에서 DF(Dickey - Fuller) 검정법을 사용하여 단위근 검정(unit root test)⁴⁷⁾을 한 결과, 일부 시계열자료들이 단위근을 갖고 있어서, 안정적인 선형결합(linear combination)이 존재하는지 여부를 검증하기 위해 공적분검정(cointegration test)⁴⁸⁾을 실시한 결과, 선형결합은 안정적인 것으로 판별되었다. 추정 기간은 우리나라의 OECD 가입을 고려하여 1993년 1월 - 2002년 3월로 결정하였다. 본 논문에 사용되는 실증분석 자료에 대한 구체적인 설명은 < 표 2 > 와 같으며, 단위근과 공적분 검증 결과는 각각 < 표 3 > 과 < 표 4 > 와 같다.

47) 검정모형 : $\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$
 (단, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, $\gamma = (\rho - 1)$)

48) 검정모형 : $\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t$ 또는 $\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t$

< 표 2 > 실증분석 자료

사용자료	자료명	자료기간	자료조사	비고
기업경기전망지수증감률	BSIR	1993년 1월 - 2002년 3월	전국경제인연합회	월별자료
동행지수순환변동치증감률	CIR	1993년 1월 - 2002년 3월	통계청	월별자료
미국주가지수증감치	ASTID	1993년 1월 - 2002년 3월	통계청	월별자료
산업생산지수	IPI	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	월별계절조정자료
산업생산지수증감률	IPIR	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	월별계절조정자료
산업생산지수증감치	IPIID	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	월별계절조정자료
소비자기대지수증감률	CSIR	1993년 1월 - 2002년 3월	통계청	월별자료
소비자불가지수증감치	CPIID	1993년 1월 - 2002년 3월	통계청	월별자료
신용스프레드증감치	CSPID	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	월별회사채수익률(3년) - 월별산업금융채수익률(3년)
원/달러환율증감치	DOLID	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	월별평균자료
장단기금리차증감치	TSPID	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	월별국민주매세권1중수익률(5년)) - 월별평균금리(1월분)
종합주가지수증감률	KOSPIR	1993년 1월 - 2002년 3월	증권거래소	월별평균자료
통화량	M3	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	월별평잔계절조정자료
통화량증감치	M3ID	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	월별평잔자료
통화안정증권수익률평균	MSBM	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	364일 만기 · 일별자료로 계산

사용자료	자료명	자료기간	자료조사	비고
통화안정증권수익률분산	MSBV	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	364일 만기 · 일별자료로 계산
회사채수익률평균	COMM	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	3년 만기 · 일별자료로 계산
회사채수익률분산	COMV	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	3년 만기 · 일별자료로 계산
회사채수익률증감치	COMID	1993년 1월 - 2002년 3월	한국은행	3년 만기 · 일별자료로 계산
CP수익률평균	CPM	1994년 9월 - 2002년 3월	한국은행	91일 만기 · 일별자료로 계산 · 자료의 한정
CP수익률분산	CPV	1994년 9월 - 2002년 3월	한국은행	91일 만기 · 일별자료로 계산 · 자료의 한정
금강고려주식가격평균	STM1	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
금강고려주식가격증감치	STD1	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	월별자료로 계산
금강고려주식가격분산	STV1	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
금강고려발행주식수	STN1	1993년 1월 - 2002년 3월	증권거래소 전자공시시스템	기업정보웨어하우스 TS2000[V.1.0] 활용
대림산업주식가격평균	STM2	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
대림산업주식가격증감치	STD2	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	월별자료로 계산
대림산업주식가격분산	STV2	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
대림산업발행주식수	STN2	1993년 1월 - 2002년 3월	증권거래소 전자공시시스템	기업정보웨어하우스 TS2000[V.1.0] 활용
부산은행주식가격평균	STM3	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
부산은행주식가격증감치	STD3	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	월별자료로 계산

사용자료	자료명	자료기간	자료조사	비고
부산은행주식가격분산	STV3	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
부산은행발행주식수	STN3	1993년 1월 - 2002년 3월	증권거래소 전자공시시스템	기업정보웨어하우스 TS2000[V.1.0] 활용
삼보컴퓨터주식가격평균	STM4	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
삼보컴퓨터주식가격증감치	STD4	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	월별자료로 계산
삼보컴퓨터주식가격분산	STV4	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
삼보컴퓨터발행주식수	STN4	1993년 1월 - 2002년 3월	증권거래소 전자공시시스템	기업정보웨어하우스 TS2000[V.1.0] 활용
삼성증권주식가격 평균	STM5	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
삼성증권주식가격증감치	STD5	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	월별자료로 계산
삼성증권주식가격분산	STV5	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
삼성증권발행주식수	STN5	1993년 1월 - 2002년 3월	증권거래소 전자공시시스템	기업정보웨어하우스 TS2000[V.1.0] 활용
좋은사람들주식가격평균	STM6	1997년 11월 - 2002년 3월	코스닥증권시장	일별자료로 계산,자료기간 한정,
좋은사람들주식가격증감치	STD6	1997년 11월 - 2002년 3월	코스닥증권시장	월별자료로 계산,자료기간 한정,
좋은사람들주식가격분산	STV6	1997년 11월 - 2002년 3월	코스닥증권시장	일별자료로 계산,자료기간 한정,
좋은사람들발행주식수	STN6	1997년 11월 - 2002년 3월	증권거래소 전자공시시스템	자료기간 한정,
캠브리지주식가격평균	STM7	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
캠브리지주식가격증감치	STD7	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	월별자료로 계산

사용자료	자료명	자료기간	자료조사	비고
캠브리지주식가격분산	STV7	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
캠브리지발행주식수	STN7	1993년 1월 - 2002년 3월	증권거래소 전자공시시스템	기업정보웨어하우스 TS2000[V.1.0] 활용
한국전력주식가격평균	STM8	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
한국전력주식가격증감치	STD8	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
한국전력주식가격분산	STV8	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
한국전력발행주식수	STN8	1993년 1월 - 2002년 3월	증권거래소 전자공시시스템	기업정보웨어하우스 TS2000[V.1.0] 활용
한진주식가격평균	STM9	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
한진주식가격증감치	STD9	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
한진주식가격분산	STV9	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
한진발행주식수	STN9	1993년 1월 - 2002년 3월	증권거래소 전자공시시스템	기업정보웨어하우스 TS2000[V.1.0] 활용
S-Oil주식가격평균	STM10	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
S-Oil주식가격증감치	STD10	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
S-Oil주식가격분산	STV10	1993년 1월 - 2002년 3월	한국증권전산	일별자료로 계산
S-Oil발행주식수	STN10	1993년 1월 - 2002년 3월	증권거래소 전자공시시스템	기업정보웨어하우스 TS2000[V.1.0] 활용

< 표 3 > 단위근 검정 결과¹⁾

자료명	t 값	자료명	t 값	자료명	t 값
BSIR	-9.131 ^{***}	COMV	-6.841 ^{***}	STD5	8.815 ^{***}
CIR	-5.599 ^{***}	COMID	-8.698 ^{***}	STV5	-6.658 ^{***}
ASTID	-9.282 ^{***}	CPM	-2.056	STM6	-2.107
IPI	-1.910	CPV	-4.448 ^{***}	STD6	-6.625 ^{***}
IPIR	13.755 ^{***}	STM1	1.986 ^{***}	STV6	-3.769 ^{**}
IPIID	-12.893 ^{***}	STD1	-6.352 ^{***}	STM7	-2.398
CSIR	-4.586 ^{***}	STV1	-7.071 ^{***}	STD7	-8.331 ^{***}
CPID	-6.983 ^{***}	STM2	-0.878 ^{**}	STV7	-8.527 ^{***}
CSPID	-19.092 ^{***}	STD2	-7.178 ^{***}	STM8	-2.060
DOLID	-6.220 ^{***}	STV2	-7.231 ^{***}	STD8	-9.562 ^{***}
TSPID	8.332 ^{***}	STM3	-0.889 ^{**}	STV8	-7.437 ^{***}
KOSPIR	-7.129 ^{***}	STD3	9.365 ^{***}	STM9	-2.278
M3	-1.113 [*]	STV3	-6.310 ^{***}	STD9	-8.640 ^{***}
M3ID	7.334 ^{***}	STM4	-1.620	STV9	-8.608 ^{***}
MSBM	-1.442	STD4	-7.741 ^{***}	STM10	-2.634
MSBV	-10.825 ^{***}	STV4	-6.310 ^{***}	STD10	-9.533 ^{***}
COMM	-2.424	STM5	-1.869	STV10	-11.681 ^{***}

주 : 1) STN 1 - STN 10 은 변화의 움직임이 적어 단위근 검정을 생략하였음.

2) Fuller(1976, p.373, table 8.5.2)의 임계치 이용

3) *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값

** : 5% 유의수준에서 유의적인 값

* : 10% 유의수준에서 유의적인 값

< 표 4 > 공적분 검정 결과

	분석자료		t 값
	종속변수	독립변수	
가설 1	IPI	M3	-10.482 ^{***}
	IPI	식 (24) 참조	-9.580 ^{***}
가설 2	CPM	M3	-9.396 ^{***}
	COMM	M3	-10.482 ^{***}
	MSBM	Md3	-10.483 ^{***}
	CPM	식 (30) 참조	-8.080 ^{***}
	COMM	식 (30) 참조	10.029 ^{***}
	NSBM	식 (30) 참조	-10.031 ^{***}
가설 3	STM4	식 (31) 참조	-11.494 ^{***}
	STM5	식 (31) 참조	-10.344 ^{***}
	STM6	식 (31) 참조	-7.056 ^{***}
	STM7	식 (31) 참조	-11.473 ^{***}
	STM8	식 (31) 참조	-10.624 ^{***}
	STM9	식 (31) 참조	-10.428 ^{***}
	STM10	식 (31) 참조	-10.401 ^{***}

주: 1) Engle and Yoo(1987, pp.143-159) 임계치 이용.

2) *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값

** : 5% 유의수준에서 유의적인 값

* : 10% 유의수준에서 유의적인 값

제 4 장. 실증분석 결과

제 1 절. 경제주체의 기대설정에 대한 실증분석

가설 1 : 민간경제주체들의 기대는 민간경제주체들의 행동과 경제현상에 대하여 영향을 미칠 것이며, 통화량의 증가가 총생산을 증가시키지 못하면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 총생산을 증가시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다.

가설 1 에 대한 실증분석 모형을 앞서 유도한 첫 번째 식 (23)과 같이 선형화하여 설정한 후 자기상관(autocorrelation)⁴⁹⁾ 존재 여부를 검증하기 위해 Durbin - Waston 검정방법⁵⁰⁾으로 검증한 결과, 자기상관(autocorrelation)이 존재⁵¹⁾하는 것으로 나타났다. 따라서, Cochrane - Orcutt 추정방법⁵²⁾에 의하여 통상최소자

49) 회귀모형에서 기본적 가정의 하나인 오차항들은 서로 상관관계에 있지 않다는 가정이 파괴되는 현상을 자기상관(autocorrelation) 또는 계열상관(serial correlation)현상이라 하는데, 이러한 현상은 연속적인 일련의 관측치들이 서로 상관되어 있을 때, 즉 한 관측치에 대응하는 잔차항의 크기가 이웃한 다른 관측치에 대응하는 잔차항의 크기와 서로 일정한 관련을 맺을 때 나타나게 된다.(이종원 · 이상돈, 2000, p.554)

50) Durbin - Waston 검정방법은 이른바 D. W. 검정이라고도 하는데, 자기상관(autocorrelation)을 검정하는 가장 보편적이고 대표적인 검정방법으로 알려져 있다. 이 방법은 일단 자기상관은 1차 자기회귀함수의 형태를 취하는 것으로 보고 귀무가설의 현실성 여부를 검정함으로써 유의할 만한 자기상관의 존재 여부를 판정하는 방법이다.(성웅현 · 이승천, 2001, p.380)

51)	EXMA _t	RAEX _t	D.W	일차자기상관계수
	CIR _t	BSIR _t	0.892	0.542
	IPIR _t	BSIR _t	2.550	- 0.285

주 : 1) 식 (23) 참조.

2) EXMA : 기대의 대상이 되는 거시경제 상황, RAEX : 민간경제주체들의 합리적 기대
CIR : 동행지수순환변동치증감률, IPIR : 산업생산지수증감률,
BSIR : 기업경기전망지수증감률

승법을 실시하여 자기상관을 개선 조치한 결과를 원래의 변수단위로 다시 변환⁵³⁾한 결과, < 표 5 >에서와 같이, 민간경제주체들의 합리적 기대를 의미하는 RAEX_t의 값이 기대의 대상이 되는 거시경제 상황을 의미하는 EXMA_t와 모두 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 기업경기전망지수증감률인 BSIR_t가 동행지수 순환변동치증감률인 CIR_t와 산업생산지수증감률인 IPIR_t와 각각 정(正)의 유의적인 값을 보였으며, 소비자기대지수증감률인 CSIR_t가 종합주가지수증감률인 KOSPIR_t와 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 따라서, 민간경제주체들의 기대는 민간경제주체들의 행동과 경제현상에 대하여 영향을 미친다고 할 수 있다.

- 52) 자기상관현상을 해소하기 위한 일반최소자승법(GLS, generalized least squares)의 일종인 Cochrane-Orcutt 추정방법은 상대적으로 산출과정이 덜 번거로우면서도 표본크기가 아주 작지 않은 이상 그 추정력이 어느 추정방법에도 뒤지지 않는 것으로 밝혀져 가장 많이 활용되고 있다.(성웅현·이승천, 2001, p.389) Cochrane-Orcutt 추정방법에 관한 보다 자세한 내용은 성웅현·이승천(2001, pp.389-393) 참조.
- 53) Cochrane - Orcutt 추정방법에 의하여 회귀분석을 실시하여 나온 결과를 원래의 변수단위로 다시 변환하는 과정에 관한 보다 자세한 내용은 성웅현·이승천(2001, p.390) 참조.

EXMA _t	RAEX _t	constant	일차자기상관계수	constant 변환	비고
CIR _t	BSIR _t	0.021 (0.362)	0.542	0.046 (0.790)	$\frac{0.014}{1-0.542} : (\frac{0.193}{1-0.542})$
IPIR _t	BSIR _t	0.907 (3.815)	- 0.285	0.706 (2.969)	$\frac{0.014}{1-(-0.285)} : (\frac{3.815}{1-(-0.285)})$

주 : 1) 식 (23) 참조.

2) EXMA : 기대의 대상이 되는 거시경제 상황, RAEX : 민간경제주체들의 합리적 기대
CIR : 동행지수순환변동치증감률, IPIR : 산업생산지수증감률,
BSIR : 기업경기전망지수증감률

3) ()는 t 값.

< 표 5 > 가설 1 에 대한 식 (23)의 실증분석 결과

EXMA _t	RAEX _t			
CIR _t	constant	BSIR _t	R ²	D.W.
	0.046 (0.790)	0.012 ^{**} (2.023)	0.037	2.198
IPIR _t	constant	BSIR _t	R ²	D.W.
	0.706 ^{***} (2.969)	0.050 ^{**} (2.032)	0.037	1.942
KOSPIR _t	constant	CSIR _t	R ²	D.W.
	0.683 (0.529)	1.568 ^{***} (4.459)	0.350	2.074

주 : 1) 식 (23) 참조.

2) EXMA : 기대의 대상이 되는 거시경제 상황, RAEX : 민간경제주체들의 합리적 기대
CIR : 동행지수순환변동지증감률, IPIR : 산업생산지수증감률,
KOSPIR : 종합주가지수증감률, BSIR : 기업경기전망지수증감률,
CSIR : 소비자기대지수증감률.

3) ()는 t 값.

4) *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값

 ** : 5% 유의수준에서 유의적인 값

 * : 10% 유의수준에서 유의적인 값

또한, 두 번째 모형인 식 (24)의 검증에 앞서, 식 (24)에 의한 가설 1 의 인과관계검정법(Granger's test causality)의 실증분석 결과, < 표 6 >에서와 같이, Lag1과 Lag2에서 A probability가 모두 유의적인 값을 나타내는 반면, B probability는 모두 유의적이지 못한 값을 보여주고 있다. 따라서, 통화량 M3가 총생산을 의미하는 산업생산지수 IPI에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

< 표 6 > 가설 1 에 대한 Granger's test causality 실증분석 결과

	Lag 1 ¹⁾	Lag 2
A probability	0.057 [*]	0.014 ^{**}
B probability	0.113	0.132

주 : 1) Lag : 시차.

2) A = M3 → IPI.

B = IPI → M3.

(M3 : 통화량, IPI : 산업생산지수)

3) *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값

** : 5% 유의수준에서 유의적인 값

* : 10% 유의수준에서 유의적인 값

가설 1 에 대한 식 (24)의 실증분석 결과는 < 표 7 >에 기재되어 있다.

< 표 7 > 가설 1 에 대한 식 (24)의 실증분석 결과

		constant	IPI _{t-1}	M3 _{t-k}	R2	DW
IPI _t	k = 0	2.778 [*] (1.768)	0.943 ^{***} (30.898)	0.007 [*] (1.936)	0.987	2.352
	k = 1	2.877 [*] (1.814)	0.941 ^{***} (30.682)	0.007 [*] (1.986)	0.987	2.351
	k = 2	2.920 [*] (1.819)	0.941 ^{***} (30.445)	0.007 [*] (1.964)	0.987	2.353

주 : 1) 식 (24) 참조.

2) IPI : 산업생산지수, M3 : 통화량(조원)

3) ()는 t 값.

4) *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값

** : 5% 유의수준에서 유의적인 값

* : 10% 유의수준에서 유의적인 값

가설 1 에 대한 실증분석 결과 < 표 7 >에서와 같이, 통화량 $M3_{t-k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이 산업생산지수인 IPI_t 와 모두 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 따라서, 통화량의 증가가 총생산을 증가시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용된다고 할 수 있다.

가설 1 에 대해 < 표 5 >와 < 표 6 >, 그리고 < 표 7 >의 실증분석 결과를 종합하면, 민간경제주체들의 기대는 민간경제주체들의 행동과 경제현상에 대하여 영향을 미치며, 통화량의 증가가 총생산을 증가시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용된다고 할 수 있다.

제 2 절. 채권에 대한 실증분석

가설 2 : 통화량의 증가가 채권의 가격을 하락시키면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 채권의 가격을 상승시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다.

가설 2 에 대한 인과관계검정법(Granger's test causality)의 실증분석 결과, < 표 8 >에서와 같이, Lag2에서 C probability, E probability, G probability가 모두 유의적인 값을 나타내는 반면, D probability, F probability, H probability는 Lag1과 Lag2에서 모두 유의적이지 못한 값을 보여주고 있다. 따라서, 통화량 $M3$ 가 CP 수익률 평균인 CPM과, 회사채 수익률 평균인 COMM, 그리고 통화안정증권 수익률 평균인 MSBM에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

< 표 8 > 가설 2 에 대한 Granger's test causality 실증분석 결과

	Lag 1 ¹⁾	Lag 2
C probability	0.155	0.022* *
D probability	0.942	0.805
E probability	0.107	0.012* *
F probability	0.703	0.989
G probability	0.110	0.009* * *
H probability	0.653	0.296

주 : 1) Lag : 시차.

2) C = M3 → CPM

D = CPM → M3

E = M3 → COMM

F = COMM → M3

G = M3 → MSBM

H = MSBM → M3

(M3 : 통화량, CPM : CP 수익률 평균, COMM : 회사채 수익률 평균,

MSBM : 통화안정증권 수익률 평균)

3) * * * : 1% 유의수준에서 유의적인 값

* * : 5% 유의수준에서 유의적인 값

* : 10% 유의수준에서 유의적인 값

또한, 가설 2 에 대한 실증분석을 위한 모형을 앞서 유도한 식 (30)과 같이 선형화하여 설정한 후 실시한 실증분석 결과, < 표 9 >에서와 같이, 통화량 $M3_{t-k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이, CP 수익률 평균인 CPM_t 와 회사채 수익률 평균인 $COMM_t$ 와는 모두 부(負)의 유의적인 값을 보였으며, 통화안정증권 수익률 평균인 $MSBM_t$ 와는 유의성은 조금 떨어지나, 역시 모두 부(負)의 값을 보였다.

따라서, 가설 3 에 대해 < 표 8 >과 < 표 9 >의 실증분석 결과를 종합하면, 통화량의 증가가 채권의 가격을 상승시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용된다고 할 수 있다.

< 표 9 > 가설 2 에 식 (30)의 실증분석 결과

		constant	CPM _{t-1}	CPV _{t-1}	M3 _{t-k}	R2	DW
CPM _t	k = 0	5.681*** (3.346)	0.737*** (10.464)	0.999*** (3.086)	-0.044*** (-2.965)	0.912	1.619
	k = 1	5.655*** (3.345)	0.736*** (10.450)	1.000*** (3.087)	-0.044*** (-2.964)	0.912	1.619
	k = 2	5.686*** (3.364)	0.737*** (10.427)	0.994*** (3.056)	-0.045*** (-2.988)	0.911	1.619
		constant	COMM _{t-1}	COMV _{t-1}	M3 _{t-k}	R2	DW
COMM _t	k = 0	2.485** (2.594)	0.855*** (16.219)	0.110 (1.403)	-0.014** (-1.995)	0.869	1.708
	k = 1	2.480** (2.598)	0.855*** (16.220)	0.110 (1.405)	-0.014** (-1.998)	0.869	1.708
	k = 2	2.480** (2.609)	0.854*** (16.231)	0.110 (1.407)	-0.014** (-2.009)	0.869	1.707
		constant	MSBM _{t-1}	MSBV _{t-1}	M3 _{t-k}	R2	DW
MSBM _t	k = 0	0.734 (1.511)	0.958*** (36.862)	0.400 (1.252)	-0.006 (-1.645)	0.973	0.931
	k = 1	0.720 (1.484)	0.959*** (36.847)	0.397 (1.243)	-0.006 (-1.617)	0.973	0.932
	k = 2	0.720 (1.492)	0.959*** (36.820)	0.398 (1.245)	-0.006 (-1.627)	0.973	0.930

주 : 1) 식 (30) 참조.

2) CPM : CP 수익률 평균, CPV : CP 수익률 분산,

COMM : 회사채 수익률 평균, COMV : 회사채 수익률 분산

MSBM : 통화안정증권 수익률 평균, MSBV : 통화안정증권 수익률 분산

M3 : 통화량(십조원)

3) ()는 t 값.

4) *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값

** : 5% 유의수준에서 유의적인 값

* : 10% 유의수준에서 유의적인 값

제 3 절. 주가에 대한 실증분석

가설 3 : 통화량의 증가가 주식의 가격을 하락시키면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 주식의 가격을 상승시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다.

1) 평균 - 분산 모형의 변형

가설 3 에 대한 실증분석 모형을 앞서 유도한 식 (31)과 같이 선형화하여 설정한 후 실시한 실증분석 결과, < 표 10 >에서와 같이, 통화량 $M3_{t-k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이, 대림산업주식가격평균인 $STM2_t$, 삼보컴퓨터주식가격평균인 $STM4_t$, 좋은사람들주식가격평균인 $STM6_t$, 한국전력주식가격평균인 $STM8_t$, S-Oil주식가격평균인 $STM10_t$ 와는 모두 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 따라서, 평균 - 분산 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과, 통화량의 증가가 주식의 가격을 상승시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 대림산업주식가격평균인 $STM2_t$, 삼보컴퓨터주식가격평균인 $STM4_t$, 좋은사람들주식가격평균인 $STM6_t$, 한국전력주식가격평균인 $STM8_t$, S-Oil주식가격평균인 $STM10_t$ 에는 적용된다고 할 수 있다.

하지만, 통화량 $M3_{t-k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이, 금강고려주식가격평균인 $STM1_t$, 부산은행주식가격평균인 $STM3_t$, 삼성증권주식가격평균인 $STM5_t$, 캠브리지주식가격평균인 $STM7_t$, 한진주식가격평균인 $STM9_t$ 와는 모두 유의적이지 못한 값을 보였다. 평균 - 분산 모형을 변형 한 모형으로 그 이유를 살펴보자면, 금강고려주식가격평균인 $STM1_t$ 와 한진주식가격평균인 $STM9_t$ 는 각각 전월주식가격평균인 $STM1_{t-1}$ 과 $STM9_{t-1}$, 그리고 전월주식가격분산인 $STV1_{t-1}$ 과 $STV9_{t-1}$ 과 정(正)의 유의적인 값을 보여, 일반적인 위험기피자(risk-avertter) 성격을

가진 주식 투자자들이 접근하는 주식이 아니라, 위험선호자(risk-taker) 성격을 가진 주식 투자자들이 접근할 수 있는 주식임을 알 수 있는데, 이와 같은 이유로 해서 금강고려주식가격평균인 STM1_t와 한진주식가격평균인 STM9_t는 통화량의 변화보다는 전월의 주식가격과 관계를 가지면서 위험 선호자 성격을 가진 주식 투자자들이 접근하는 개별주의 성격을 가지고 있음을 알 수 있다. 또한, 부산은행주식가격평균인 STM3_t와 삼성증권주식가격평균인 STM5_t는 각각 전월주식가격평균인 STM3_{t-1}과 STM5_{t-1}과 정(正)의 유의적인 값을 보여, 은행주와 증권주의 특성상 통화량의 변화보다는 전체적인 주식가격의 변화, 즉 전월의 주식가격과 깊은 관계를 가지고 있음을 알 수 있다. 마지막으로, STM7_t는 전월주식가격평균인 STM7_{t-1}과는 정(正)의 유의적인 값을, 그리고 발행주식수인 STN7_{t-k} (k = 0, 1, 2)의 값과는 부(負)의 유의적인 값을 보여, 통화량의 변화보다는 전월의 주식가격과 발행주식수의 영향을 크게 받는 성격을 가진 개별주임을 알 수 있다.

< 표 10 > 가설 3 에 대한 식 (31)의 실증분석 결과

		constant	STM1 _{t-1}	STV1 _{t-1}	STN1 _{t-k}	M3 _{t-k}	R2	DW
STM1 _t	k = 0	-4813.499** (-1.988)	1.018*** (29.927)	0.000 (1.574)	0.567 (1.458)	0.000 (0.125)	0.932	1.514
	k = 1	-5084.556** (-2.118)	1.012*** (29.839)	0.000* (1.690)	0.761* (1.964)	-0.001 (-0.200)	0.933	1.531
	k = 2	-5411.636** (-2.272)	1.007*** (29.907)	0.000* (1.736)	0.928** (2.403)	-0.002 (-0.442)	0.934	1.547
		constant	STM2 _{t-1}	STV2 _{t-1}	STN2 _{t-k}	M3 _{t-k}	R2	DW
STM2 _t	k = 0	758.661 (0.917)	0.967*** (29.533)	0.000 (0.238)	-0.072*** (-2.871)	0.003** (2.322)	0.942	1.409
	k = 1	733.877 (0.884)	0.966*** (29.290)	0.000 (0.077)	-0.066** (-2.530)	0.003** (2.073)	0.941	1.383
	k = 2	774.006 (0.933)	0.964*** (29.152)	0.000 (0.049)	-0.066** (-2.452)	0.003** (2.014)	0.941	1.339
		constant	STM3 _{t-1}	STV3 _{t-1}	STN3 _{t-k}	M3 _{t-k}	R2	DW
STM3 _t	k = 0	343.953 (0.510)	0.966*** (24.011)	-0.000 (-0.375)	0.002 (0.455)	-0.000 (-0.478)	0.971	1.726
	k = 1	324.451 (0.479)	0.967*** (23.756)	-0.000 (-0.357)	0.001 (0.313)	-0.000 (-0.392)	0.971	1.726
	k = 2	338.369 (0.501)	0.966*** (23.671)	-0.000 (-0.362)	0.001 (0.247)	-0.000 (-0.381)	0.971	1.725
		constant	STM4 _{t-1}	STV4 _{t-1}	STN4 _{t-k}	M3 _{t-k}	R2	DW
STM4 _t	k = 0	-1325.197 (-0.935)	0.937*** (19.988)	0.000 (0.054)	-0.129*** (-2.679)	0.006** (2.294)	0.916	1.521
	k = 1	-928.097 (-0.664)	0.930*** (19.439)	0.000 (0.168)	-0.110** (-2.230)	0.005* (1.946)	0.914	1.473
	k = 2	-842.788 (-0.597)	0.938*** (19.660)	-0.000 (-0.089)	-0.096* (-1.910)	0.005* (1.724)	0.913	1.440

		constant	STM5 _{t-1}	STV5 _{t-1}	STN5 _{t-k}	M3 _{t-k}	R2	DW
STM5 _t	k = 0	-4785.339 (-0.670)	0.984 ^{***} (27.589)	-0.000 (-1.074)	0.108 (0.458)	0.000 (0.006)	0.946	1.196
	k = 1	-2175.876 (-0.853)	0.990 ^{***} (18.956)	-0.000 [*] (-1.885)	-0.029 (-0.798)	0.007 (1.520)	0.844	1.637
	k = 2	-1365.976 (-0.536)	0.982 ^{***} (18.705)	-0.000 [*] (-1.826)	-0.012 (-0.327)	0.005 (1.119)	0.843	1.636
		constant	STM6 _{t-1}	STV6 _{t-1}	STN6 _{t-k}	M3 _{t-k}	R2	DW
STM6 _t	k = 0	-2403.908 (-1.368)	0.768 ^{***} (7.494)	0.001 (1.537)	-0.071 [*] (-1.828)	0.004 [*] (1.945)	0.690	1.946
	k = 1	-3135.229 [*] (-1.908)	0.785 ^{***} (7.934)	0.000 (1.239)	-0.093 ^{***} (-2.713)	0.005 ^{***} (2.605)	0.712	1.990
	k = 2	-2789.535 (-1.677)	0.746 ^{***} (7.126)	0.000 (0.987)	-0.080 ^{**} (-2.301)	0.005 ^{***} (2.362)	0.694	2.013
		constant	STM7 _{t-1}	STV7 _{t-1}	STN7 _{t-k}	M3 _{t-k}	R2	DW
STM7 _t	k = 0	4600.584 ^{***} (2.943)	0.874 ^{***} (18.136)	-0.000 (-0.112)	-0.901 ^{**} (-2.054)	-0.001 (-0.472)	0.907	1.502
	k = 1	4414.308 ^{***} (2.806)	0.871 ^{***} (17.937)	-0.000 (-0.115)	-0.762 [*] (-1.728)	-0.001 (-0.661)	0.907	1.495
	k = 2	4445.130 ^{***} (2.841)	0.869 ^{***} (17.857)	-0.000 (-0.085)	-0.773 ^{**} (-1.754)	-0.001 (-0.646)	0.907	1.484
		constant	STM8 _{t-1}	STV8 _{t-1}	STN8 _{t-k}	M3 _{t-k}	R2	DW
STM8 _t	k = 0	90676 ^{**} (2.075)	0.977 ^{***} (21.170)	-0.000 (-1.008)	-0.152 ^{**} (-2.037)	0.008 [*] (1.979)	0.866	1.952
	k = 1	114851 ^{***} (2.737)	0.976 ^{***} (22.321)	-0.000 (-1.064)	-0.192 ^{***} (-2.698)	0.010 ^{***} (2.611)	0.869	1.954
	k = 2	109286 ^{***} (2.646)	0.961 ^{***} (22.632)	-0.000 (-0.982)	-0.182 ^{**} (-2.606)	0.009 ^{***} (2.517)	0.869	1.956

		constant	STM9 _{t-1}	STV9 _{t-1}	STN9 _{t-k}	M3 _{t-k}	R2	DW
STM9 _t	k = 0	4011.431 ^{**} (2.568)	0.862 ^{***} (19.002)	0.000 ^{**} (2.143)	-0.159 (-0.754)	-0.001 (-0.439)	0.873	1.655
	k = 1	4091.803 ^{***} (2.637)	0.862 ^{***} (19.042)	0.000 ^{**} (2.080)	-0.177 (-0.843)	-0.001 (-0.407)	0.873	1.648
	k = 2	4109.439 ^{***} (2.633)	0.860 ^{***} (19.016)	0.000 ^{**} (2.122)	-0.143 (-0.683)	-0.001 (-0.574)	0.873	1.646
		constant	STM10 _{t-1}	STV10 _{t-1}	STN10 _{t-k}	M3 _{t-k}	R2	DW
STM10 _t	k = 0	3949.958 ^{**} (2.535)	0.920 ^{***} (21.480)	-0.000 ^{***} (-3.188)	-0.072 ^{***} (-2.895)	0.004 ^{***} (2.889)	0.851	1.607
	k = 1	854.339 (0.482)	0.919 ^{***} (20.611)	-0.000 ^{***} (-3.703)	-0.008 (-0.277)	0.003 ^{**} (2.113)	0.840	1.608
	k = 2	275.745 (0.133)	0.921 ^{***} (20.649)	-0.000 ^{***} (-3.675)	0.004 (0.107)	0.003 ^{**} (2.020)	0.840	1.597

주 : 1) 식 (31) 참조.

- 2) STM1 : 금강고려주식가격평균, STV1 : 금강고려주식가격분산, STN1 : 금강고려발행주식수
STM2 : 대림산업주식가격평균, STV2 : 대림산업주식가격분산, STN2 : 대림산업발행주식수
STM3 : 부산은행주식가격평균, STV3 : 부산은행주식가격분산, STN3 : 부산은행발행주식수
STM4 : 삼보컴퓨터주식가격평균, STV4 : 삼보컴퓨터주식가격분산, STN4 : 삼보컴퓨터발행주식수
STM5 : 삼성증권주식가격평균, STV5 : 삼성증권주식가격분산, STN5 : 삼성증권발행주식수
STM6 : 좋은사람들주식가격평균, STV6 : 좋은사람들주식가격분산, STN6 : 좋은사람들발행주식수
STM7 : 캠브리지주식가격평균, STV7 : 캠브리지주식가격분산, STN7 : 캠브리지발행주식수
STM8 : 한국전력주식가격평균, STV8 : 한국전력주식가격분산, STN8 : 한국전력발행주식수
STM9 : 한진주식가격평균, STV9 : 한진주식가격분산, STN9 : 한진발행주식수
STM10 : S-Oil주식가격평균, STV10 : S-Oil주식가격분산, STN10 : S-Oil발행주식수
M3 : 통화량(십억원)

3) ()는 t 값.

4) *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값

** : 5% 유의수준에서 유의적인 값

* : 10% 유의수준에서 유의적인 값

2) 배당 평가 모형의 변형

가설 4 에 대한 식 (31)의 실증분석 결과의 신뢰성을 높이기 위해, 또 다른 실증분석 모형을 앞서 유도한 식 (32)와 같이 선형화하여 설정한 후 실시한 실증분석 결과, < 표 11 >에서와 같이, 통화량증감치 $M3ID_{t,k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이 대림산업주식가격증감치인 $STD2_t$ 와는 모두 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 또한, $M3ID_{t,k}$ ($k = 0$)의 값이 금강고려주식가격증감치인 $STD1_t$, 좋은사람들주식가격증감치인 $STD6_t$, 캠브리지주식가격증감치인 $STD7_t$, 그리고 한진주식가격증감치인 $STD9_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을, $M3ID_{t,k}$ ($k = 1$)의 값이 부산은행주식가격증감치인 $STD3_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을, $M3ID_{t,k}$ ($k = 2$)의 값이 삼성증권주식가격증감치인 $STD5_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 따라서, 배당 평가 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과, 통화량의 증가가 주식의 가격을 상승시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 금강고려주식가격증감치인 $STD1_t$, 대림산업주식가격증감치인 $STD2_t$, 부산은행주식가격증감치인 $STD3_t$, 삼성증권주식가격증감치인 $STD5_t$, 좋은사람들주식가격증감치인 $STD6_t$, 캠브리지주식가격증감치인 $STD7_t$, 그리고 한진주식가격증감치인 $STD9_t$ 에는 적용된다고 할 수 있다. 하지만, 통화량증감치 $M3ID_{t,k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이, 삼보컴퓨터주식가격증감치인 $STD4_t$, 한국전력주식가격증감치인 $STD8_t$, S-Oil주식가격증감치인 $STD10_t$ 와는 모두 유의적이지 못한 값을 보였다. 배당 평가 모형을 변형 한 모형으로 그 이유를 살펴보자면, 삼보컴퓨터주식가격증감치인 $STD4_t$ 는 산업생산지수증감치인 $IPIID_{t,k}$ ($k = 0, 2$)와 정(正)의 유의적인 값을 보여, 통화량의 변화보다는 국내실물경기의 영향을 더 직접적으로 받음을 알 수 있다. 또한, 한국전력주식가격증감치인 $STD8_t$ 와 S-Oil주식가격증감치인 $STD10_t$ 는 해외에서의 원재료의 수입 비중이 큰 만큼 통화량의 변화보다는 해외 원재료의 가격 변화 등의 영향을 더 직접적으로 받음을 알 수 있다.

< 표 11 > 가설 3 에 대한 식 (32)의 실증분석 결과

		contant	IPIID _{t-k}	CPIID _{t-k}	TSPID _{t-k}	CSPID _{t-k}	M3ID _{t-k}	R2	DW
STD 1	k = 0	-1952.527 (-1.259)	407.880** (2.057)	874.640 (0.685)	87.463 (0.323)	-1359.466** (-2.251)	0.364* (1.844)	0.093	1.263
	k = 1	598.301 (0.361)	-70.412 (-0.332)	-196.414 (-0.146)	164.676 (0.271)	57.219 (0.090)	0.095 (0.447)	0.004	1.221
	k = 2	-1394.447 (-0.869)	204.298 (0.967)	-456.130 (-0.356)	-7.038 (-0.012)	506.499 (0.817)	0.374* (1.785)	0.048	1.293
STD2	k = 0	-505.715 (-1.475)	87.845** (2.004)	-721.774*** (-2.559)	-60.103 (-0.468)	-320.990** (-2.405)	0.100** (2.282)	0.169	1.418
	k = 1	-585.949 (-1.574)	62.914 (1.321)	-79.812 (-0.265)	155.881 (1.142)	43.433 (0.305)	0.085* (1.780)	0.060	1.395
	k = 2	-667.190* (-1.794)	10.376 (0.212)	75.688 (0.255)	-25.784 (-0.194)	-136.517 (-0.951)	0.097** (2.011)	0.043	1.408
STD3	k = 0	-147.414 (-0.962)	19.069 (0.974)	-119.118 (-0.945)	-100.939* (-1.760)	-124.530** (-2.088)	0.018 (0.910)	0.071	1.805
	k = 1	-275.624* (-1.749)	14.979 (0.743)	-73.813 (-0.579)	30.479 (0.528)	76.648 (1.273)	0.035* (1.714)	0.058	1.809
	k = 2	-278.144* (-1.777)	19.969 (0.970)	-19.094 (0.153)	69.906 (1.248)	-32.023 (-0.530)	0.032 (1.578)	0.050	1.898
STD4	k = 0	-184.791 (-0.185)	128.478 (1.006)	-294.549 (-0.358)	148.955 (0.398)	-372.741 (-0.958)	0.036 (0.285)	0.024	1.450
	k = 1	508.500 (0.503)	237.515* (1.838)	-372.174 (-0.455)	-133.357 (-0.360)	-71.425 (-0.185)	-0.072 (-0.557)	0.042	1.528
	k = 2	392.187(0.393)	234.029* (1.784)	-522.853 (-0.658)	160.785 (0.451)	-191.321 (-0.497)	-0.051 (-0.393)	0.048	1.466

		contant	IPIID _{t-k}	CPIID _{t-k}	TSPID _{t-k}	CSPID _{t-k}	M3ID _{t-k}	R2	DW
STD5 _t	k = 0	275.816 (0.223)	345.077 ^{**} (2.180)	-1780.997 [*] (-1.749)	-477.608 (-1.030)	-579.387 (-1.202)	0.044 (0.278)	0.087	1.708
	k = 1	124.514 (0.095)	127.645 (0.758)	-635.430 (-0.597)	-29.853 (-0.062)	106.195 (0.211)	0.037 (0.221)	0.012	1.736
	k = 2	-1996.155 (-1.568)	64.802 (0.387)	-298.589 (-0.294)	500.958 (1.100)	33.221 (0.068)	0.344 ^{**} (2.069)	0.055	1.780
STD6 _t	k = 0	-451.176 [*] (-1.819)	3.133 (0.099)	-65.283 (-0.311)	9.807 (0.081)	-24.674 (-0.298)	0.068 ^{**} (2.232)	0.106	1.623
	k = 1	233.018 (0.881)	6.391 (0.192)	-97.383 (-0.445)	-64.765 (-0.512)	-11.738 (-0.136)	-0.031 (-0.923)	0.033	1.821
	k = 2	361.580 (1.417)	21.982 (0.663)	38.163 (0.181)	85.754 (0.705)	54.024 (0.646)	-0.060 [*] (-1.876)	0.096	1.870
STD7 _t	k = 0	-893.261 [*] (-1.968)	92.765 (1.599)	39.234 (0.105)	-46.886 (-0.276)	-711.696 ^{***} (-4.027)	0.118 ^{**} (2.044)	0.159	1.577
	k = 1	-678.066 (-1.361)	86.463 (1.357)	270.892 (0.672)	28.186 (0.154)	-58.918 (-0.310)	0.078 (1.218)	0.029	1.598
	k = 2	-59.846 (-0.120)	19.400 (0.296)	-170.013 (-0.428)	58.980 (0.331)	-35.442 (-0.184)	0.014 (0.210)	0.006	1.561
STD8 _t	k = 0	-418.270 (-0.667)	152.334 [*] (1.901)	-243.833 (-0.473)	46.688 (0.199)	-271.995 (-1.114)	0.059 (0.739)	0.050	1.934
	k = 1	-956.555 (-1.487)	35.533 (0.432)	614.621 (1.181)	44.144 (0.187)	199.947 (0.813)	0.114 (1.375)	0.041	1.831
	k = 2	3.051 (0.005)	4.205 (0.049)	-25.415 (-0.049)	139.539 (0.602)	160.815 (0.643)	0.004 (0.050)	0.007	1.858

		contant	IPIID _{t-k}	CPIID _{t-k}	TSPID _{t-k}	CSPID _{t-k}	M3ID _{t-k}	R2	DW
STD9 _t	k = 0	-2116.993 ^{***} (-2.845)	111.562 (1.173)	-931.734 (-1.522)	-67.840 (-0.244)	-750.596 ^{**} (-2.591)	0.349 ^{***} (3.684)	0.174	1.688
	k = 1	-189.217 (-0.231)	198.855 [*] (1.898)	135.135 (0.204)	216.724 (0.722)	53.328 (0.170)	0.008 (0.079)	0.041	1.704
	k = 2	418.810 (0.511)	113.696 (1.054)	14.660 (0.022)	55.733 (0.190)	97.957 (0.309)	-0.067 (-0.628)	0.018	1.653
STD10 _t	k = 0	-541.732 (-0.773)	145.805 (1.627)	-505.924 (-0.877)	-209.239 (-0.797)	-685.776 ^{**} (-2.512)	0.096 (1.078)	0.086	1.865
	k = 1	1393.619 [*] (-1.938)	126.031 (1.370)	1293.308 ^{**} (2.224)	92.595 (0.351)	140.028 (0.510)	0.142 (1.541)	0.078	1.857
	k = 2	153.685 (0.210)	87.053 (0.903)	666.393 (1.141)	123.507 (0.471)	25.835 (0.091)	-0.054 (-0.561)	0.022	1.859

주 : 1) 식 (32) 참조.

- 2) IPIID : 산업생산지수증감치, CPIID : 소비자물가지수증감치 TSPID : 장단기금리차증감치
 CSPID : 신용스프레드증감치, M3ID : 통화량 증가치(십억원),
 STD1 : 금강고려주식가격증감치, STD2 : 대원산업주식가격증감치,
 STD3 : 부산은행주식가격증감치, STD4 : 삼보컴퓨터주식가격증감치,
 STD5 : 삼성증권주식가격증감치, STD6 : 좋은사람들주식가격증감치,
 STD7 : 챔브러지주식가격증감치, STD8 : 한국전력주식가격증감치,
 STD9 : 한진주식가격증감치, STD3 : S-Oil주식가격증감치.

3) ()는 t 값.

4) *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값

** : 5% 유의수준에서 유의적인 값

* : 10% 유의수준에서 유의적인 값

3) Chen and Roll and Ross(1986) 모형의 확장

가설 4 에 대한 식 (31), (32)의 실증분석 결과의 신뢰성을 더 한층 높이기 위하여, 또 다른 실증분석 모형을 앞서 유도한 식 (33)과 같이 선형화하여 설정한 후 실시한 실증분석 결과, < 표 12 >에서와 같이, 통화량증감치 $M3ID_{tk}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이 대림산업주식가격증감치인 $STD2_t$ 와는 모두 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 또한, $M3ID_{tk}$ ($k = 0$)의 값이 좋은사람들주식가격증감치인 $STD6_t$ 와 캠브리지주식가격증감치인 $STD7_t$ 와 한진주식가격증감치인 $STD9_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을, $M3ID_{tk}$ ($k = 1$)의 값이 부산은행주식가격증감치인 $STD3_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을, $M3ID_{tk}$ ($k = 2$)의 값이 금강고려주식가격증감치인 $STD1_t$ 와 삼성증권주식가격증감치인 $STD5_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 따라서, Chen and Roll and Ross(1986) 모형을 확장 한 모형의 실증분석 결과, 통화량의 증가가 주식의 가격을 상승시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 금강고려주식가격증감치인 $STD1_t$, 대림산업주식가격증감치인 $STD2_t$, 부산은행주식가격증감치인 $STD3_t$, 삼성증권주식가격증감치인 $STD5_t$, 좋은사람들주식가격증감치인 $STD6_t$, 캠브리지주식가격증감치인 $STD7_t$, 한진주식가격증감치인 $STD9_t$ 에는 적용된다고 할 수 있다.

하지만, 앞서의 배당 평가 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과와 같이, 통화량증감치 $M3ID_{tk}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이, 삼보컴퓨터주식가격증감치인 $STD4_t$, 한국전력주식가격증감치인 $STD8_t$, S-Oil주식가격증감치인 $STD10_t$ 와는 모두 유의적이지 못한 값을 보였다. Chen and Roll and Ross(1986) 모형을 확장 한 모형으로 그 이유를 살펴보자면, 삼보컴퓨터주식가격증감치인 $STD4_t$ 는 배당 평가 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과와 같이, 많은 변수들 중 산업생산지수증감치인 $IPIID_{tk}$ ($k = 1$)과 정(正)의 유의적인 값을 보여, 통화량의 변화보다는 국내실물경기의 영향을 더 직접적으로 받음을 알 수 있다. 또한, 한국전력주식

격증감치인 $STD8_t$ 는 원/달러 환율 증감치인 $DOLID_{tk}$ ($k = 0, 1, 2$)와 정(正)의 유의적인 값을 보여, 배당 평가 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과와 같이, 해외에서의 원재료의 수입 비중이 큰 만큼 통화량의 변화보다는 해외 원재료의 가격과 관련된 환율 변화 등의 영향을 더 직접적으로 받음을 알 수 있다. S-Oil주식가격증감치인 $STD10_t$ 는 미국주가지수증감치인 $ASTID_{tk}$ ($k = 0, 1, 2$)와 원/달러 환율 증감치인 $DOLID_{tk}$ ($k = 0, 1, 2$) 등과 유의적이지 못한 값을 보여, 해외에서의 원재료의 수입 비중이 큰 만큼 해외 원재료의 가격 변화 등의 영향을 더 직접적으로 받음을 알 수 있다.

< 표 12 > 가설 3 에 대한 식 (33)의 실증분석 결과

		constant	IPID _{t,k}	ASTID _{t,k}	DOLID _{t,k}	COMID _{t,k}	CPIID _{t,k}	M3ID _{t,k}	R ²	DW
STD1	k = 0	1847.142 (-1.212)	338.989* (1.738)	200.163* (1.860)	5.680 (0.303)	-1313.458* (-1.730)	1101.213 (0.779)	0.298 (1.532)	0.122	1.187
	k = 1	908.131 (0.553)	-54.992 (-0.261)	-78.038 (-0.679)	17.883 (0.905)	-225.457 (-0.282)	-1256.402 (-0.840)	0.094 (0.448)	0.023	1.189
	k = 2	-1331.142 (-0.836)	267.070 (1.271)	-1.587 (-0.014)	20.977 (1.090)	-57.255 (-0.074)	-1477.357 (-1.026)	0.388* (1.872)	0.066	1.313
STD2	k = 0	-486.493 (-1.463)	76.687* (1.802)	61.898*** (2.636)	5.519 (1.374)	-403.048** (-2.433)	-768.438** (-2.492)	0.082* (1.933)	0.217	1.321
	k = 1	-542.990 (-1.461)	69.944 (1.470)	8.042 (0.309)	5.237 (1.171)	-207.896 (-1.150)	-347.056 (-1.025)	0.084* (1.766)	0.062	1.464
	k = 2	-571.192 (-1.552)	2.361 (0.049)	-28.481 (-1.089)	5.097 (1.146)	203.720 (-1.133)	129.302 (-0.388)	0.093* (1.927)	0.064	1.424
STD3	k = 0	-148.760 (-0.994)	15.969 (0.834)	22.490** (2.128)	4.158** (2.258)	-219.784*** (-2.947)	159.222 (-1.147)	0.011 (0.577)	0.111	1.817
	k = 1	-268.966* (-1.722)	21.984 (1.099)	-0.970 (-0.089)	3.249* (1.728)	84.115 (-1.106)	214.904 (-1.510)	0.037* (1.830)	0.072	1.867
	k = 2	-234.762 (-1.501)	16.699 (0.809)	-16.070 (-1.446)	0.389 (0.206)	-25.499 (-0.334)	92.013 (-0.650)	0.032 (1.553)	0.054	1.913
STD4	k = 0	-102.303 (-0.103)	102.947 (0.810)	40.180 (0.573)	-14.843 (-1.216)	579.992 (1.173)	66.395 (0.072)	0.020 (0.160)	0.034	1.466
	k = 1	593.676 (0.591)	242.103* (1.881)	-10.911 (-0.155)	11.259 (0.931)	-302.315 (-0.618)	-764.348 (-0.835)	-0.077 (-0.598)	0.050	1.517
	k = 2	521.930 (0.526)	251.833 (1.922)	53.067 (0.752)	12.435 (1.036)	-245.824 (-0.507)	1145.515 (-1.275)	-0.064 (-0.497)	0.057	1.461

		constant	IPID _{ik}	ASTID _{ik}	DOLID _{ik}	COMID _{ik}	CPIID _{ik}	M3ID _{ik}	R2	DW
STD5 _i	k = 0	159.531 (0.144)	364.032** (2.559)	362.504*** (4.619)	39.659*** (2.901)	1758.189*** (-3.175)	-2439.581** (-2.367)	-0.017 (-0.118)	0.263	1.658
	k = 1	211.735 (0.167)	165.023 (1.014)	50.085 (0.563)	39.672** (2.594)	-1527.686** (-2.470)	-1897.442 (-1.638)	0.029 (0.176)	0.076	1.854
	k = 2	-1713.983 (-1.349)	76.896 (0.459)	-78.570 (-0.870)	10.268 (0.669)	-96.820 (-0.156)	-1192.084 (-1.037)	0.346** (2.091)	0.061	1.789
STD6 _i	k = 0	-429.981* (-1.729)	2.120 (0.067)	9.202 (0.579)	0.147 (0.050)	29.564 (0.252)	105.269 (-0.429)	0.066** (2.217)	0.115	1.673
	k = 1	242.569 (0.911)	5.135 (0.155)	-0.961 (-0.057)	-0.064 (-0.021)	18.227 (0.148)	-60.373 (-0.239)	-0.034 (-1.039)	0.029	1.847
	k = 2	338.408 (1.326)	24.654 (0.746)	-4.423 (-0.271)	-2.556 (-0.865)	119.392 (1.008)	78.175 (0.322)	-0.052 (-1.655)	0.102	1.858
STD7 _i	k = 0	835.075* (-1.863)	38.083 (0.664)	-21.869 (-0.691)	-7.347 (-1.332)	-366.474 (-1.641)	534.658 (1.286)	0.098* (1.714)	0.178	1.668
	k = 1	-619.880 (-1.254)	80.561 (1.273)	-23.842 (-0.690)	3.337 (0.561)	-221.325 (-0.920)	151.820 (0.337)	0.075 (1.180)	0.042	1.625
	k = 2	5.935 (0.012)	28.800 (0.443)	3.851 (0.110)	9.833 (1.651)	335.302 (-1.393)	-558.531 (-1.253)	0.009 (0.148)	0.031	1.571
STD8 _i	k = 0	-384.318 (-0.671)	164.742** (2.247)	171.590*** (4.241)	18.528*** (2.629)	-728.418** (-2.552)	-789.034 (-1.485)	0.030 (0.409)	0.205	1.916
	k = 1	-910.864 (-1.436)	60.279 (0.742)	4.761 (0.107)	13.149* (1.722)	-278.735 (-0.903)	50.943 (0.088)	0.118 (1.446)	0.066	1.877
	k = 2	65.667 (0.103)	29.410 (0.348)	-6.348 (-0.140)	13.671* (1.768)	-373.654 (-1.195)	-625.614 (-1.081)	0.007 (0.084)	0.033	1.888

		constant	IPID _{t-k}	ASTID _{t-k}	DOLID _{t-k}	COMID _{t-k}	CPIID _{t-k}	M3ID _{t-k}	R2	DW
STD9	k = 0	-2038.639*** (-2.747)	77.825 (0.819)	104.630** (1.996)	4.288 (0.470)	-535.802 (-1.449)	-865.612 (-1.258)	0.312*** (3.302)	0.177	1.673
	k = 1	-85.552 (-0.108)	228.719** (2.249)	64.721 (1.165)	24.214** (2.534)	-813.474** (-2.105)	-831.911 (-1.150)	0.001 (0.007)	0.096	1.726
	k = 2	459.357 (0.562)	126.363 (1.171)	-13.808 (-0.238)	8.099 (0.819)	-234.764 (-0.587)	-326.934 (-0.442)	-0.065 (-0.609)	0.025	1.657
STD10	k = 0	-440.816 (-0.633)	116.169 (1.303)	29.832 (0.606)	13.762 (1.606)	-926.959*** (-2.671)	-704.193 (-1.090)	0.070 (0.783)	0.096	1.857
	k = 1	-1316.995* (-1.848)	134.760 (1.476)	-40.332 (-0.809)	8.148 (0.950)	-273.387 (-0.788)	911.979 (1.404)	0.146 (1.597)	0.093	1.909
	k = 2	317.520 (0.441)	83.228 (0.876)	-87.264* (-1.706)	6.410 (0.737)	162.561 (-0.462)	243.032 (0.373)	-0.050 (-0.536)	0.059	1.785

주 : 1) 식 (33) 참조.

- 2) IPID : 산업생산지수증감치, ASTID : 미국주가지수증감치
DOLID : 원/달러환율증감치, COMID : 회사채수익률증감치
CPIID : 소비자물가지수증감치, M3ID : 통화량 증가치(십억원),
STD1 : 금강고려주식가격증감치, STD2 : 대림산업주식가격증감치
STD3 : 부산은행주식가격증감치, STD4 : 삼보컴퓨터주식가격증감치
STD5 : 삼성증권주식가격증감치, STD6 : 좋은사람들주식가격증감치
STD7 : 캠브리지주식가격증감치, STD8 : 한국전력주식가격증감치
STD9 : 한진주식가격증감치, STD10 : S-Oil주식가격증감치

3) ()는 t 값.

4) *** : 1% 유의수준에서 유의적인 값

** : 5% 유의수준에서 유의적인 값

* : 10% 유의수준에서 유의적인 값

제 5 장. 결론

제 1 절. 요약

합리적 기대가설이 대두하기 이전에는 경제변수 사이의 관계를 모형화한 이론 모형을 설정하고, 이를 계량적으로 추정한 계량모형(economics model)에 근거해서 경제정책을 평가하고 예측하였지만, 그 이후에는 경제적 의사결정은 민간경제주체들로 하여금 생산자원과 생산여건에 대한 정보를 최대한으로 이용할 것을 요구하고 있다. 만일 경제주체들이 혼자 고립된 상황에서 경제적 예상을 한다면 합리적 기대가설에 대한 중대한 비판이 될 수 있으나, 지금의 현실은 그렇지 않다. 경제주체들은 경제변수들의 중요한 변화를 모두 이해하거나 파악 할 수는 없기 때문에 신문·방송·인터넷 매체 등에 보도되는 여러 가지 경제 전망과 정보 등에 의지하여, 최대한 합리적으로 예상을 한다.

본 논문에서 우리 나라의 증권 시장(securities market)에서는 어떠한 기대설정이 적용되는지를, 기존 연구들은 1997년 IMF 외환위기 이전의 기간을 대상으로 한 연구가 대부분이었지만 대상기간을 1993년 1월 - 2002년 3월로 하여, IMF 외환위기 이후의 기간도 포함하여 분석을 하였으며, 또한, 기존 연구들은 주식 가격에 대해 종합주가지수를 사용하여 분석을 하였지만, 본 논문에서는 개별 주식 가격을 사용하여 분석을 하였다.

제 3 장 제 1 절에서와 같이 경제주체의 기대설정에 대해서, 민간경제주체들의 기대는 민간경제주체들의 행동과 경제현상에 대하여 영향을 미칠 것이며, 통화량의 증가가 총생산을 증가시키지 못하면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 총생산을 증가시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다. 또한, 채권에 대해서, 통화량의 증가가 채권의 가격을

하락시키면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 채권의 가격을 상승시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다. 주가에 대해서는, 통화량의 증가가 주식의 가격을 하락시키면 새고전학파적 기대가설의 의미가 적용되는 것이며, 통화량의 증가가 주식의 가격을 상승시키면 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용되는 것이다.

이상과 같은 가설에 대한 제 4 장의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저, 경제주체의 기대설정에 대한 실증분석 결과, 민간경제주체들의 합리적 기대를 의미하는 $RAEX_t$ 의 값이 기대의 대상이 되는 거시경제 상황을 의미하는 $EXMA_t$ 와 모두 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 기업경기전망지수증감률인 $BSIR_t$ 가 동행지수순환변동치증감률인 CIR_t 와 산업생산지수증감률인 $IPIR_t$ 와 각각 정(正)의 유의적인 값을 보였으며, 소비자기대지수증감률인 $CSIR_t$ 가 종합주가지수증감률인 $KOSPIR_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 또한, 통화량 $M3_{t-k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이 산업생산지수인 IPI_t 와 모두 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 따라서, 민간경제주체들의 기대는 민간경제주체들의 행동과 경제현상에 대하여 영향을 미치며, 통화량의 증가가 총생산을 증가시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용된다고 할 수 있다.

채권에 대한 실증분석 결과, 통화량 $M3$ 가 CP 수익률 평균인 CPM 과, 회사채 수익률 평균인 $COMM$, 그리고 통화안정증권 수익률 평균인 $MSBM$ 에 영향을 미치며, 통화량 $M3_{t-k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이, CP 수익률 평균인 CPM_t 와 회사채 수익률 평균인 $COMM_t$ 와는 모두 부(負)의 유의적인 값을 보였으며, 통화안정증권 수익률 평균인 $MSBM_t$ 와는 유의성은 조금 떨어지나, 역시 모두 부(負)의 값을 보였다. 따라서, 통화량의 증가가 채권의 가격을 상승시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 적용된다고 할 수 있다.

주가에 대해, 먼저 평균 - 분산 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과, 통화량

$M3_{tk}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이, 대림산업주식가격평균인 $STM2_t$, 삼보컴퓨터주식가격평균인 $STM4_t$, 좋은사람들주식가격평균인 $STM6_t$, 한국전력주식가격평균인 $STM8_t$, S-Oil주식가격평균인 $STM10_t$ 와는 모두 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 따라서, 평균 - 분산 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과, 통화량의 증가가 주식의 가격을 상승시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 대림산업주식가격평균인 $STM2_t$, 삼보컴퓨터주식가격평균인 $STM4_t$, 좋은사람들주식가격평균인 $STM6_t$, 한국전력주식가격평균인 $STM8_t$, S-Oil주식가격평균인 $STM10_t$ 에는 적용된다고 할 수 있다. 하지만, 통화량 $M3_{tk}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이, 금강고려주식가격평균인 $STM1_t$, 부산은행주식가격평균인 $STM3_t$, 삼성증권주식가격평균인 $STM5_t$, 캠브리지주식가격평균인 $STM7_t$, 한진주식가격평균인 $STM9_t$ 와는 모두 유의적이지 못한 값을 보였다. 평균 - 분산 모형을 변형 한 모형으로 그 이유를 살펴보자면, 금강고려주식가격평균인 $STM1_t$ 와 한진주식가격평균인 $STM9_t$ 는 각각 전월주식가격평균인 $STM1_{t-1}$ 과 $STM9_{t-1}$, 그리고 전월주식가격분산인 $STV1_{t-1}$ 과 $STV9_{t-1}$ 과 정(正)의 유의적인 값을 보여, 일반적인 위험기피자(risk-avertter) 성격을 가진 주식 투자자들이 접근하는 주식 이 아니라, 위험선호자(risk taker) 성격을 가진 주식 투자자들이 접근할 수 있는 주식임을 알 수 있는데, 이와 같은 이유로 해서 금강고려주식가격평균인 $STM1_t$ 와 한진주식가격평균인 $STM9_t$ 는 통화량의 변화보다는 전월의 주식가격과 관계를 가지면서 위험 선호자 성격을 가진 주식 투자자들이 접근하는 개별주의 성격을 가지고 있음을 알 수 있다. 또한, 부산은행주식가격평균인 $STM3_t$ 와 삼성증권주식가격평균인 $STM5_t$ 는 각각 전월주식가격평균인 $STM3_{t-1}$ 과 $STM5_{t-1}$ 과 정(正)의 유의적인 값을 보여, 은행주와 증권주의 특성상 통화량의 변화보다는 전체적인 주식가격의 변화, 즉 전월의 주식가격과 깊은 관계를 가지고 있음을 알 수 있다. 마지막으로, $STM7_t$ 는 전월주식가격평균인 $STM7_{t-1}$ 과는 정(正)의 유의적인 값을, 그리고 발행주식수인 $STN7_{tk}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값과는 부

(負)의 유의적인 값을 보여, 통화량의 변화보다는 전월의 주식가격과 발행주식수의 영향을 크게 받는 성격을 가진 개별주임을 알 수 있다.

또한, 배당 평가 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과, 통화량증감치 $M3ID_{t,k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이 대림산업주식가격증감치인 $STD2_t$ 와는 모두 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 또한, $M3ID_{t,k}$ ($k = 0$)의 값이 금강고려주식가격증감치인 $STD1_t$, 좋은사람들주식가격증감치인 $STD6_t$, 캠브리지주식가격증감치인 $STD7_t$, 그리고 한진주식가격증감치인 $STD9_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을, $M3ID_{t,k}$ ($k = 1$)의 값이 부산은행주식가격증감치인 $STD3_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을, $M3ID_{t,k}$ ($k = 2$)의 값이 삼성증권주식가격증감치인 $STD5_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 따라서, 배당 평가 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과, 통화량의 증가가 주식의 가격을 상승시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 금강고려주식가격증감치인 $STD1_t$, 대림산업주식가격증감치인 $STD2_t$, 부산은행주식가격증감치인 $STD3_t$, 삼성증권주식가격증감치인 $STD5_t$, 좋은사람들주식가격증감치인 $STD6_t$, 캠브리지주식가격증감치인 $STD7_t$, 그리고 한진주식가격증감치인 $STD9_t$ 에는 적용된다고 할 수 있다. 하지만, 통화량증감치 $M3ID_{t,k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이, 삼보컴퓨터주식가격증감치인 $STD4_t$, 한국전력주식가격증감치인 $STD8_t$, S-Oil주식가격증감치인 $STD10_t$ 와는 모두 유의적이지 못한 값을 보였다. 배당 평가 모형을 변형 한 모형으로 그 이유를 살펴보자면, 삼보컴퓨터주식가격증감치인 $STD4_t$ 는 산업생산지수증감치인 $IPIID_{t,k}$ ($k = 0, 2$)와 정(正)의 유의적인 값을 보여, 통화량의 변화보다는 국내실물경기의 영향을 더 직접적으로 받음을 알 수 있다. 또한, 한국전력주식가격증감치인 $STD8_t$ 와 S-Oil주식가격증감치인 $STD10_t$ 는 해외에서의 원재료의 수입 비중이 큰 만큼 통화량의 변화보다는 해외 원재료의 가격 변화 등의 영향을 더 직접적으로 받음을 알 수 있다.

마지막으로, Chen and Roll and Ross(1986) 모형을 확장 한 모형의 실증분석 결

과, 통화량증감치 $M3ID_{t,k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이 대림산업주식가격증감치인 $STD2_t$ 와는 모두 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 또한, $M3ID_{t,k}$ ($k = 0$)의 값이 좋은사람들주식가격증감치인 $STD6_t$ 와 캠브리지주식가격증감치인 $STD7_t$ 와 한진주식가격증감치인 $STD9_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을, $M3ID_{t,k}$ ($k = 1$)의 값이 부산은행주식가격증감치인 $STD3_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을, $M3ID_{t,k}$ ($k = 2$)의 값이 금강고려주식가격증감치인 $STD1_t$ 와 삼성증권주식가격증감치인 $STD5_t$ 와 정(正)의 유의적인 값을 보였다. 따라서, Chen and Roll and Ross(1986) 모형을 확장 한 모형의 실증분석 결과, 통화량의 증가가 주식의 가격을 상승시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미가 금강고려주식가격증감치인 $STD1_t$, 대림산업주식가격증감치인 $STD2_t$, 부산은행주식가격증감치인 $STD3_t$, 삼성증권주식가격증감치인 $STD5_t$, 좋은사람들주식가격증감치인 $STD6_t$, 캠브리지주식가격증감치인 $STD7_t$, 한진주식가격증감치인 $STD9_t$ 에는 적용된다고 할 수 있다.

하지만, 앞서의 배당 평가 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과와 같이, 통화량증감치 $M3ID_{t,k}$ ($k = 0, 1, 2$)의 값이, 삼보컴퓨터주식가격증감치인 $STD4_t$, 한국전력주식가격증감치인 $STD8_t$, S-Oil주식가격증감치인 $STD10_t$ 와는 모두 유의적이지 못한 값을 보였다. Chen and Roll and Ross(1986) 모형을 확장 한 모형으로 그 이유를 살펴보자면, 삼보컴퓨터주식가격증감치인 $STD4_t$ 는 배당 평가 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과와 같이, 많은 변수들 중 산업생산지수증감치인 $IPIID_{t,k}$ ($k = 1$)과 정(正)의 유의적인 값을 보여, 통화량의 변화보다는 국내실물경기의 영향을 더 직접적으로 받음을 알 수 있다. 또한, 한국전력주식가격증감치인 $STD8_t$ 는 원/달러 환율 증감치인 $DOLID_{t,k}$ ($k = 0, 1, 2$)와 정(正)의 유의적인 값을 보여, 배당 평가 모형을 변형 한 모형의 실증분석 결과와 같이, 해외에서의 원재료의 수입 비중이 큰 만큼 통화량의 변화보다는 해외 원재료의 가격과 관련된 환율 변화 등의 영향을 더 직접적으로 받음을 알 수 있다. S-Oil주식가격증감치인 $STD10_t$ 는 미국주가지수증감치인 $ASTID_{t,k}$ ($k = 0, 1,$

2)와 원/달러 환율 증감치인 $DOLID_{t,k}$ ($k = 0, 1, 2$) 등과 유의적이지 못한 값을 보여, 해외에서의 원재료의 수입 비중이 큰 만큼 해외 원재료의 가격 변화 등의 영향을 더 직접적으로 받음을 알 수 있다.

제 2 절. 논문의 한계와 향후과제

본 논문의 한계와 향후과제는 다음과 같다.

첫째, 본 논문에서는, 민간경제주체들은 합리적 기대의 바탕위에서 통화량 변화에 대해 예상을 하고 있으며, 통화량 증가가 물가만 상승시킨다는 새고전학파적 기대가설의 의미와, 통화량 증가가 총생산을 증가시킨다는 신케인지안적 기대가설의 의미를 알고 있음으로, 민간경제주체들은 통화량 변화에 대해 즉각적으로 반응을 할 것이라는 가정하에 기대가설에 대하여 실증분석을 하였기 때문에, 실증분석이 단기에 한정될 수 밖에 없었다. 그러므로, 향후에는 새로운 실증분석 모형을 개발하여 장기적인 관점에서 새로운 통제변수를 활용하여 연구를 해 볼 필요성이 있다.

둘째, 본 논문에서는 통화량과 증권시장에 대한 실증분석을 주로 하였는데, 기대 이론은 경제주체들이 미래를 예측하는 하나의 방법이며 이는 어떤 경제분석이나 경제모형에도 적용시킬 수 있으므로, 향후에는 다른 많은 분야에서 기대 설정에 관한 응용 연구가 필요할 것으로 생각된다. 특히, 민간경제주체들이 많은 종류의 경제 정책에 대해 각기 어떠한 반응을 보이는가 하는 것은 매우 중요하므로, 여러 종류의 경제 정책에 대한 각각의 반응에 대한 연구도 필요할 것으로 본다.

마지막으로, 합리적 기대이론을 현실에 접합시키는 데는 풀어야 할 과제가 아직도 많이 남아있다. 따라서, 현실과 결합시킬 수 있는 이론의 발전이 요구되며, 각 분야에서 많은 연구들의 축적이 이루어져 우리 나라의 현실에 가장 적합한 합리적인 경제 제도가 형성되도록 기대 이론의 틀을 더욱 발전시켜야 할 것이다.

< 참 고 문 헌 >

- 강병호, “금융기관론”, 2001, 박영사.
- 권영준·김성태·신기철·이홍, “한국종합주가지수 예측모형 비교”, 증권학회지 제12권, 한국증권학회, 1990, pp.375-403.
- 권호기, “자연실업률가설과 합리적 기대에 관한 소고”, 생산성연구 제1권, 한국생산성학회, 1987, pp.75-93.
- 김봉호, “예상치 못한 통화량변화가 실질산출량에 미치는 효과분석”, 건국대학교 논문집 제23권 제1호, 건국대학교, 1986, pp.167-186.
- 김성환, “X-12 ARIMA법을 이용한 기업실사지수의 계절조정”, 산업경제 제109호, 한국산업은행, 1998.
- 김용선·차진섭, “주가와 거시경제변수간의 관계 분석”, 조사연구자료99-12, 한국은행, 1999.
- 김종욱, “기업경기조사 결과의 경기예측력에 관한 실증분석 - 한국은행 BSI를 중심으로 -”, 한국은행, 2000, pp.24-47.
- 김준일, “주가와 주요거시경제변수간의 상호관계에 대한 실증분석”, 한국개발연구 제14권 제4호, 한국개발연구원, 1992, pp.63-77.

- 김철교 · 박정욱 · 백용호, “제 경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구”, 증권학회지 제12권, 한국증권학회, 1990, pp.347-374.
- 김현의 · 정익준, “통화와 인플레이션의 관계분석”, 경제분석 제3권 제3호, 한국은행, 1997, pp.62-86.
- 김현의, “통화정책의 파급시차”, 조사통계월보 2000-1, 한국은행, 2000.
- 나종영 · 정경수, “당행 기업실사지수의 예측력에 대한 실증분석”, KDB산업경제 제29호, 한국산업은행, 1995.
- 박의철, “합리적 기대하의 통화량정책효과에 관한 연구”, 목원대학교 논문집 제15권 제4호, 목원대학교, 1989, pp.133-162.
- 박정식 · 박종원 · 조재호, “현대재무관리”, 다산출판사, 2001.
- 성웅현 · 이승천, “회귀분석 이론, 방법론, SAS 활용 -”, 법문사, 2001.
- 손정식, “화폐금융론”, 법문사, 2000.
- 심준모, “경기실사지수(BSI)의 활용성 제고방안”, 금융경제연구 제115호, 한국은행, 2001.
- 양준모, “우리 나라 경기변동의 비대칭성에 관한 연구 - 경기종합지수를 중심으로”, 금융재정연구 제3권 제2호, 1996, pp.43-68.

- 오정근, “물가안정목표와 금리의 파급경로”, 경제분석 제4권 제4호, 한국은행, 1998, pp.52-91.
- 윤계섭, “한국증권시장분석론”, 법문사, 1982.
- 윤영섭, “주가변동과 이례현상”, 학현사, 1994.
- 윤형모, “외화자산접근모형에서 기대설정의 의미”, 한국경상논총 제18권 제1호, 한국경상학회, 2000a, pp.55-76.
- 윤형모, “증권시장의 자동안정장치에 관한 분석 - 증권시장의 조세 -”, 부경대학교 논문집 제5권, 부경대학교, 2000b, pp.89-102.
- 윤형모, “공적자금투입의 영향에 대한 분석 - 한국과 일본의 비교 -”, 국제지역연구 제6권 제1호, 국제지역학회, 2002, pp.183-202.
- 이궁희, “한국의 물가모형”, 경제분석 제4권 제4호, 한국은행, 1999, pp.53-114.
- 이명훈, “주식시장의 효율성 및 주가변동요인 분석”, 금융경제연구 제62호, 한국은행, 1993.
- 이상빈, “주가와 통화량간의 인과관계에 관한 실증적 연구”, 계간쌍용투자, 1987, pp.7-17.

- 이성휘, “합리적 기대이론과 거시경제학의 변모”, 경제논집 제24권 제4호, 서울대학교 경제연구소, 1985, pp.423-453.
- 이원복, “합리적 기대와 경제정책의 유효성”, 사회과학연구 제2권 제1호, 대구대학교 사회과학연구소, 1995, pp.151-163.
- 이종건, “인플레이션의 변동요인과 파급경로 분석”, 경제분석 제5권 제2호, 한국은행, 1999, pp.29-77.
- 이종원 · 이상돈, “RATS를 이용한 계량경제분석”, 박영사, 2000.
- 장병기 · 최종일, “주가 · 기대심리 · 거시경제변수의 장기균형 관계 : Cointegration 을 중심으로”, 재무관리연구 제18권 제2호, 2000, pp.125-144.
- 정성창, “우리 나라 증권시장과 거시경제변수 - VECM을 중심으로 -”, 재무관리연구 제17권 제1호, 한국재무관리학회, 2000, pp.137-159.
- 정성창 · 정석영, “구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기균형 관계”, 통계학술연구발표 논문집, 한국경영학회, 2001.
- 정운찬, “화폐와 금융시장”, 율곡출판사, 2000.
- 정창영, “경제학원론”, 법문사, 2000.

- 조담, “평균 - 분산 기준의 효용 이론적 성격”, 경영논총 제23권, 고려대학교 경영대학, 1978, pp.271-281.
- 조용래, “Walras와 Keynes의 일반균형이론”, 상경연구 제15권 제1호, 건국대학교 경제경영연구소, 1990, p.45-58.
- 조용래, “신고전학파에 대한 비판”, 상경연구 제25권 제1호, 건국대학교 경제경영연구소, 2000, pp.1-23.
- 조재호, “증권 및 자본시장”, 한국금융학회, 1995.
- 조하현, “거시경제이론 - 거시경제학의 미시경제학적 기초와 합리적 기대모형을 중심으로 ”, 세경사, 1989.
- 최성철, “합리적 기대이론에 대한 연구”, 부산외국어대학 논문집 제1권 제1호, 부산외국어대학교, 1983, pp.381-399.
- 한원종, “국내외 거시경제변수가 주가변동에 미치는 파급효과 분석”, LG 경제연구원, 2001.
- 한국은행, “우리 나라의 통화정책”, 한국은행, 2001.
- Ball, R. and Brown, P., “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, *Journal of Accounting Research*, 1968.

- Barro, R. J., "Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States" , *Journal of Political Economy*, Vol.86, No.4, 1978, pp.549-580.
- Barsky, R. B., "The Fisher Effect and the Forecastability and Persistence of Inflation" , *Journal of Monetary Economics*, Vol.19, 1987, pp.3-24.
- Bernanke, B. S. and Mihov, I., "What Does the Bundesbank Target ?" , *European Economic Review*, Vol.41, 1997, pp.1025-1053.
- Bernard, V. L. and Frecka, "Commodity and Common Stock as Hedges against Relative Consumer Price Risk" , *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1987, pp.169-186.
- Blanchard, O. J., "Why Does Money Affect Output a Survey" , *Handbook of Monetary Economics*, Vol.2, Ch.15, 1990, pp.779-835.
- Cagan, P., "The Monetary Dynamics of Hyperinflation" , in Friedman, M. ed, *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, 1956, pp.27-117.
- Carlson, J. A. and Parkin, M., "Inflation Expectations" , *Economica*, Vol.42, 1975, pp.123-138.

- Chen, N. and Roll, R. and Ross, S. A., "Economic Forces and the Stock Market" , *Journal of Business*, 1986, Vol.59, No.3, pp.383-403.
- Chen, N., "Financial Opportunity and the Macroeconomic" , *Journal of Finance*, 1991, pp.529-554.
- Cheung, Y. M. and Ng. L. K., "International evidence on the stock market and aggregate economic activity" , *Journal of Empirical Finance*, Vol.5, 1998, pp.281-296.
- Christiano, L. J. and Eichenbaum, M. and Evans, C., "The Effects of Monetary Policy Shocks : Evidence From the Flow of Funds" , *The Review of Economics and Statistics*, Vol.78, 1996, pp.16-34.
- Cutler, D. M. and Poterba, J. M. and Summers, L. H., "What Moves Stock Price" , *The Journal of Portfolio Management*, Vol.15, No.3, 1989, pp.4-12.
- Darrat, A. and Brocato, J., "Stock Market Efficiency and the Federal Budget Deficit : Another Anomaly ?" , *Financial Review*, Vol.29, 1994, pp.49-75.
- DeFina, R. H., "Does Inflation Depress the Stock Market ?" , *Business Review*, 1991, pp.3-12.

- Engle, R. F. and Yoo, B. S. "Forecasting and testing in Cointegrated Systems" , *Journal of Economics*, Vol.35, 1987.
- Fama, E., "The Behavior of Stock Market Prices" , *Journal of Business*, 1965.
- Fama, E. and Fisher, I. and Jensen. M. C. and Roll. R., "The Adjustment of Stock Prices to New Information" , *International Economic Review*, 1969.
- Fama, E., "Efficient Capital Market : A Review of Theory and Empirical Work" , *Journal of Finance*, 1970.
- Fama, E. and Schwert, W., "Asset Returns and Inflation" , *Journal of Financial Economics*, 1979a, pp.115-146.
- Fama, E. and Schwert, W., "Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation" , *American Economic Review*, 1979b.
- Fama, E., "Efficient Capital Markets II" , *Journal of Finance*, Vol.46, 1991, pp.1575-1617.
- Fischer, S., "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule" , *Journal of Political Economy*, Vol.85, No.1, 1977a, pp.191-205.

- Fischer, S., "Long-Term Contracting, Sticky Prices, and Monetary Policy : A Comment" , *Journal of Monetary Economics*, Vol.3, 1977b, pp.317-323.
- Friedman, M. and Schwartz, A. J., "A Monetary History of the United States 1867-1960" , *Princeton University Press*, 1963.
- Friedman, M., "The Role of Monetary Policy" , *American Economic Review*, Vol.58, 1968, pp.1-17.
- Fuller, W. A., "Introduction to Statistical Time Series" , *N. Y. : Wiley*, 1976.
- Geske, R. and Roll, R., "The Monetary and Fisca Linkage between Stock Returns and Inflation" , *Journal of Finance*, 1983, pp.1-33.
- Gordon, J. O., "Macroeconomics" , 1993.
- Granger, C. W., "Investigating Causal Relations by Economic Models and Cross Spectral Methods" , *Econometrica*, 1969.
- Groenewold, N. and Kang, K. C., "The Semi Strong Efficiency of the Australian Share Market" , *The Economic Record*, Vol.69, 1993, pp.405-410.

- Gultekin, N. B., "Stock Market Returns and Inflation Forecasts" , *Journal of Finance*, 1983, pp.663-673.
- Henwood, D., "Wall Street : How It Works and for Whom" , *Verso*, London and New York, 1998,
- Hicks, J. r., "Value and Capital" , *Oxford University Press*, 1946.
- Kaldor, N., "A Model of the Trade Cycle" , *The Economic Journal*, Vol.50, 1940.
- Kandall, M., "The Analysis of Economic Time Series, Part I : PricesII" , *Journal of The Royal Statistical Society*, Vol.96, 1953.
- Kazuo and Shimizu., "Macroeconometric Analysis of the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Japan" , *Financial Structure and the Monetary Transmission Mechanism*, 1995, pp.435-451.
- Keynes, J. M., "The General Theory of Employment, Interest and Money" , *Macmillan*, 1936.
- Lintner, J., "Security Prices, Risk and Maximal Gains Diversification" , *Journal of Finance*, 1965.

- Lipsey, R. G. and Steiner, P. O. and Purvis, D. D., "Economics" , 8th ed,
Harper & Row, N. Y, Ch.37, 1987,
- Lucas, R. E. Jr., "Expectations and the Neutrality of Money" , *Journal of
Economic theory*, Vol.4, 1972, pp.103-124.
- Lucas, R. E. Jr., "Some International Evidence on Output Inflation Trade Offs" ,
American Economic Review, Vol.63, 1973, pp.326-334.
- Lucas, R. E. Jr., "Econometric Policy Evaluation : A Critique" , in Brunner,
K. and Meltzer, A. H. eds, *The Phillips Curve and Labor Market*,
Supplement to the Journal of Monetary Economics, 1976.
- Markowitz, H. M., "Portfolio Selection" , *Journal of Finance*, Vol.3, 1952,
pp.77-91.
- Mishkin, F. S., "The Channels of Monetary Transmission : Lesson for
Monetary Policy" , *NBER Working Paper*, No.W5464, 1996.
- Modigliani, F., "Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations" ,
American Economic Review, Vol.70, 1986, pp.297-313.
- Mookerjee, R., and Yu. Q., "Macroeconomic variable and stock prices in a
small open economy : The case of Singapore" , *Pacific-Basin
Finance Journal*, Vol.5, 1997, pp.377-388.

- Mossin, J., "Theory of Financial Markets" , *Pretice-Hall Inc*, 1973.
- Mukherjee, T. K. and Naka, A., "Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market : An Application of a Vector Error Correction Model" , *The Journal of Financial Research*, Vol.18, No.2, 1995, pp.223-237.
- Muth, J. F., "Rational Expectations and the Theory of Price Movements" , *Econometrica*, Vol.29, No.6, 1961, pp.315-335.
- Pesaran, M. H., "The Limits to Rational Expectations" , *Basil Blackwell*, 1987.
- Phelps, E. S. and Taylor, J. B., "The Stabilizing Power of Monetary Policy under Rational Expectations" , *Journal of Political Economy*, 1977, pp.165-190.
- Phillips, A. W., "The Relationship Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the U.K. 1861-1957" , *Economica*, Vol.25, 1958, pp.283-299.
- Robison, H., "The Long Period Theory of Employment" , *Zeitschrift fuer Nationaloekonomie*, 1936, pp.74-93.

- Rudebusch, G. D. and Svensson, L. E. O., "Policy Rules for Inflation Targeting" , *NBER Working Paper*, No.6512, 1998.
- Sargent, T. J., "Rational Expectations, the Real Rate of Interest and the Natural Rate of Unemployment" , *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2, 1973, pp.429-480.
- Sargent, T. J. and Wallace, N., "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule" , *Journal of Political Economy*, Vol. 83, No.2, 1975, pp.241-254.
- Sharpe, W. F., "Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk" , *Journal of Finance*, 1964.
- Sims, C. A., "Money, Income, and Causality" , *American Economic Review*, Vol.62, 1972, pp.540-552.
- Smets, Frank., "Central Bank Macroeconometric Models and the Monetary Policy Transmission Mechanism" , *Financial Structure and the Monetary Transmission Mechanism*, 1995, pp.225-243.
- Theil, H., "On the Time Shape of Economic Microvariables and the Munich Business Test" , *Review of the International Statistical Institute*, Vol.20, 1952, pp.105-120.

Theil, H., "Applied Economic Forecasting", *North-Holland Publishing Company*, 1966.

Thorbecke, W., "On Stock Market Returns and Monetary Policy", *The Journal of Finance*, Vol.52, No.2, 1997, pp.635-654.

Tobin, J., "Liquidity Preference as Behaviors Towards Risk", *Review of Economic Studies*, Vol.25, 1958, pp.65-86.

Varian, H. R., "Intermediate Microeconomics", *London*, 1987.

기업정보웨어하우스

TS2000[V.1.0]

전국경제인연합회

<http://www.fki.or.kr/>

증권거래소

<http://www.kse.or.kr/>

증권거래소 전자공시시스템

<http://kind.kse.or.kr/index.html/>

코스닥증권시장

<http://www.kosdaq.or.kr/>

통계청

<http://www.stat.go.kr/>

한국은행

<http://www.bok.or.kr/>

한국증권전산

<http://www.korea-stock.com/>