



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)



碩士學位 請求論文

指導教授 金 仁 戊

거시경제변수가
금융자산 포트폴리오에
미치는 영향

成均館大學校 大學院

經濟學科

金 辰 河

碩士學位 請求論文

指導教授 金 仁 戊

거시경제변수가
금융자산 포트폴리오에
미치는 영향

The Effect of Macroeconomic Variables
on the Financial Asset Portfolio

成均館大學校 大學院

經濟學科

金 辰 河

碩士學位 請求論文

指導教授 金 仁 戊

거시경제변수가
금융자산 포트폴리오에
미치는 영향

The Effect of Macroeconomic Variables
on the Financial Asset Portfolio

이 論文을 經濟學 碩士學位 請求論文으로 提出합니다.

2006年 10月 日

成均館大學校 大學院
經濟學科
金 辰 河

이 論文을 金辰河의 經濟學
碩士學位 論文으로 認定함

2006年 10月 日

審査委員長

審査委員

審査委員

目 次

제 1 장 서론	1
제 2 장 선행연구	4
2-1. 외국 문헌 연구	4
2-2. 국내 문헌 연구	13
제 3 장 분석모형 및 자료	21
3-1. 분석모형	21
3-1-1. 프로빗 모형(Probit Model)	21
3-1-2. 프로빗 모형(Probit Model)의 수리적 해석	24
3-2. 초과수익률의 변환	27
3-3. 트레이딩 룰(trading rule)과 누적초과수익률	29
3-4. 거시경제변수의 이론적 배경	31
3-4-1. 금리와 주가	32
3-4-2. 물가와 주가	33
3-4-3. 실물시장과 주가	34
3-4-4. 해외시장과 주가	35
3-5. 변수소개 및 모형설정	36
제 4 장 실증분석결과	41
4-1. 모형별 실증분석결과	41
4-1-1. 모형 1과 모형 2의 분석결과	41
4-1-2. 모형 3과 모형 3-1, 모형 3-2, 모형 3-3의 분석결과	47

4-1-3. 모형 4와 모형 5의 분석결과	52
4-1-4. 모형 6, 모형 7, 모형 8, 모형 9의 분석결과	56
4-2. 실증분석결과 정리	62
제 5 장 요약 및 결론	64
참고문헌	67
APPENDIX	71
ABSTRACT	80

〈표차례〉

〈표 1〉 거시경제변수의 변환	38
〈표 2〉 모형 및 변수소개	39

〈그림차례〉

〈그림 1〉 프로빗 모형(Probit Model)	26
〈그림 2〉 모형 1과 모형 2의 누적초과수익률	42
〈그림 3〉 모형 3과 모형 3-1, 모형 3-2, 모형 3-3의 누적초과수익률	48
〈그림 4〉 모형 4와 모형 5의 누적초과수익률	53
〈그림 5〉 모형 6, 모형 7, 모형 8, 모형 9의 누적초과수익률	57
〈그림 6〉 트레이딩 룰(trading rule)을 0.7로 설정했을 때의 누적초과수익률과 자산선택 결정	71
〈그림 7〉 트레이딩 룰(trading rule)을 0.3로 설정했을 때의 누적초과수익률과 자산선택 결정	75

제 1 장 서론

지금까지 주가지수 수익률과 거시경제변수들 간의 관계에 대한 많은 이론적 모형과 실증연구들이 제시되어 왔다. 이들 대부분의 연구는 주가지수 수익률과 거시경제변수를 벡터자기회귀모형(Vector Auto Regression Model, VAR)로 구성하여 주가지수 수익률에 영향을 미치는 거시경제변수들을 찾는 연구였다. 주가지수 수익률과 거시경제변수들을 VAR 모형으로 추정하면, 거시경제변수가 주가지수 수익률에 미치는 영향과, 변수 사이의 상관관계에 따라 상대 설명변수에 어떠한 영향을 미치는지 알 수 있다. VAR 모형은 변수들 간의 구조적 관계를 특정 경제이론에 따라 제약을 가하지 않으므로 현실적 유용한 정보를 상실하지 않을 수 있으며, 여러 개의 시계열 자료에 대한 분석을 위해 변수 상호간에 영향을 주는 동적 연립 방정식 모형이라 할 수 있다. VAR 분석방식을 이용한 기존의 연구들에 의하면 소비의 변화 및 원유가격의 변동 등은 주가지수 수익률에 미치는 영향이 미약하지만 장 · 단기 이자율의 차이, 혹은 산업생산지수 등의 거시경제변수는 주가지수 수익률에 미치는 영향이 크다는 것을 보여주었다.

이처럼 이들 대부분의 연구는 거시경제변수와 주가지수 수익률을 VAR 모형으로 구성하여 주가지수 수익률에 예측력을 갖는 거시경제변수들을 시장별 혹은 시간별로 찾는 연구였다. VAR 모형에 기초한 예측은 주가지수 수익률을 직접 값으로 나타내므로 높은 주가지수 수익률을 결과하는 경우를 찾을 수 있다. 따라서 이러한 분석을 근간으로 투자관리를 한다면 투자자는 주식에 투자하여 큰 수익을 달성할 수 있다. 그러나 투자자가 주식만을 자산으로 보유한 상태에

서 주가지수 수익률이 하강세를 보이거나 주식시장이 장기적 침체에 있을 경우 집중 투자로 인한 손실 위험이 크다. 따라서 투자자는 주식 외에도 여러 가지 금융자산을 보유함으로써 단일 자산에 집중 투자하여 발생하게 되는 투자위험을 줄이는 투자관리 방법을 선택할 수 있다. 즉, 금융자산을 포트폴리오로 구성하여 분산투자하는 방법을 고려하면 주식시장이 침체에 있더라도 채권시장은 활황일 수 있으므로 주식에서 손실이 생기면 채권투자에서 손실을 어느 정도 만회할 수 있다.

가령, 자산 포트폴리오를 주식과 채권으로만 구성하고 단순히 거시경제의 상황에 따라 경기가 호황이면 주식을, 불황이면 채권을 보유한다고 가정한다. 이러한 단순 포트폴리오의 구성도 경기변화에 상관없이 주식만을 보유하는 것보다 높은 수익률을 결과할 수 있다. Leung, Daouk, and Chen(2000)은 높은 수익률을 결과하기 위한 분석방식과 투자전략을 찾고자 하였다. 주가지수 수익률과 채권수익률로 정의한 초과수익률(excess return)을 각각 VAR 모형과 프로빗 모형으로 추정하였다. VAR 모형을 이용하면 초과수익률의 등락을 예측할 수 있지만 프로빗 모형을 이용하면 초과수익률의 방향성을 예측할 수 있다. 따라서 이들은 모형마다 각기 다른 트레이딩 룰을 설정하여 예측치를 적용하였다. VAR 모형을 이용할 경우에는 초과수익률의 예측치가 양(+)의 값을 가지면 주식을 보유하고, 음(-)의 값을 가지면 채권을 보유하는 트레이딩 룰(trading rule)을 세운다. 반면 프로빗 모형을 이용한 경우에는 트레이딩 기준점(trading benchmark)을 설정하여, 초과수익률의 예측치가 기준점인 0.5보다 큰 값이면 주식을 보유하고 0.5보다 작은 값이면 채권을 보유하는 트레이딩 룰을 세운다. 프로빗 모형을 이용하면 종속변수를 양분변

수로 변환하여 추정하기 때문에 예측을 실행하면 초과수익률이 양 (+)이 될 확률을 얻을 수 있다. 이들은 이 연구를 통해 초과수익률의 등락을 고려하는 것 보다 초과수익률의 방향성을 예측하여 투자 전략을 세우면 더 높은 수익률을 결과할 수 있음을 보였다.

따라서 본 논문은 Leung, Daouk, and Chen(2000)의 연구를 참고하여 다음과 같은 과정으로 전개하였다. 첫째, 주식과 채권으로 초과수익률을 정의하고, 시장동향을 나타내는 다양한 거시경제변수들을 이용하여 9가지의 모형을 만들어 프로빗 모형으로 추정하였다. 둘째, 주가지수 수익률이 채권수익률을 초과할 확률을 예측하고, 트레이딩 룰에 따라 자산선택 결정을 하였다. 셋째, 누적초과수익률을 도출하여 최적 투자성과를 평가하였다. 이러한 과정을 통해 한국의 경우에 높은 수익률을 결과하는 포트폴리오 구성과 유의적인 거시경제변수를 찾고자 하는 것이 연구목적이다.

본 논문의 제 2장에서는 주가지수 수익률과 거시경제변수간의 관계를 밝히고자 한 외국의 선행연구들과 우리나라 주식시장의 주가 예측에 대해 연구한 국내의 선행연구들을 살펴보았다. 제 3장에서는 분석 모형과 분석 방법 및 거시경제변수들의 이론적 배경에 대해 설명하였으며 실증분석에 사용할 모형들과 변환된 변수들에 대해서도 소개하였다. 그리고 제 4장에서는 포트폴리오와 거시경제변수를 각기 다르게 구성한 모형들의 실증분석 결과를 서술하였다. 마지막으로 제 5장에서는 분석 결과의 요약 및 결론을 내리게 된다.

제 2 장 선행연구

2-1. 외국 문헌 연구

주식시장과 거시경제변수들간의 이론적 및 실증적 관계에 대한 연구는 다양한 시각에서 끊임없이 논의되어 오고 있다. 이론적으로는 Chen(1991)은 다기간 경제모형을 통해 실질 경제활동은 소비와 투자기회 집합에 영향을 주고, 이러한 변화들이 증권시장에서 가격으로 평가되어지므로, 결과적으로 경제상황 변수들의 변화는 주가와 밀접한 관계를 갖고 있음을 체계적으로 보여주었다. 또 한편으로는 Ross(1976)에 의해 재정가격결정이론(Arbitrage Pricing Theory, APT)이 제시된 이 후, Chen, Roll, and Ross(1986)에 의해 가치평가모형을 기초로 주식가격에 영향을 미치는 주요한 경제적 상황요인들을 식별하여 검증함으로써 주식가격과 거시경제변수들간의 실증적 분석에 대한 종합적 접근이 시작되었다.

Ross(1976)는 APT는 모든 거래되는 자산의 수익은 k 개의 수익을 만드는 확률적 과정(k -return generating process)에 의해서 생성된다는 가정에서 출발한다. 따라서 APT가 성립하는 경우 근본적으로 관찰할 수 없는 시장 포트폴리오에 의존하지 않고서도 일부 모집단에 대한 효율성은 정확히 예측한다. Ross는 1962년부터 1971년까지의 기간을 택하여 NYSE와 AMEX에 상장된 기업의 주식수익률을 이용하였다. Ross는 위험과 수익률의 관계에서 단일지수로서 위험자산의 수익률을 설명한 단순모형인 자본자산가격결정모형(Capital Asset Pricing Model, CAPM)에서 발생하는 여러 한계점

을 APT를 통해 보완하고자 하였다. APT는 CAPM에 비하여 검정의 가능성이 높은 이론이므로 위험자산의 수익률을 여러 요인과의 선형함수로 설명할 수 있다. CAPM에서는 증권의 수익률을 평균일분산의 기준하에서 단일공통관계(single common factor) 즉, 단일대용지수와의 선형관계로 설명하고 있지만, APT에서는 증권의 수익률을 다수의 공통요인과의 선형관계로 설명하였으므로 이론적인 측면에서 보면 APT가 일관성에 있어 우월하다고 하겠다.

Basu(1977)는 1956년 9월에서 1971년 10월까지 14년 동안 NYSE에 상장된 주식을 주가수익률(price earnings ratio, PER) 순위에 따라 매년 5개의 포트폴리오를 재구성하는 방법으로 성과를 측정하여 포트폴리오간 수익률에 차이가 있는지를 분석하였다. Basu는 이러한 모형을 이용하여 PER가 낮은 주식이 PER가 높은 주식보다 더 높은 수익률을 달성한다는 것을 보여주었다. 또한 PER 효과와 기업규모효과의 상호관련성에 대해 알아보았는데, 1963년부터 1979년까지 기업규모효과를 통제한 PER 포트폴리오는 초과수익률을 얻었으나, PER 효과를 제거시킨 기업규모 포트폴리오는 초과수익률을 얻지 못하였다는 결론을 내렸다. 즉, 낮은 PER을 갖는 포트폴리오의 수익률을 CAPM으로 설명되는 수익률보다 높게 나타난다고 하였다. 이러한 효과는 배당과 자본이득에 대한 세금조정 후의 투자성과에도 작용하였다. 따라서 Basu는 PER에 대한 정보가 주식가격에 반영되지 못하므로 효율적 시장가설을 기각하고 PER이 유용한 투자지표가 될 수 있다고 주장하였다.

Chen, Roll, and Ross(1986)와 Fama and French(1992)는 주식가격에 영향을 미치는 경제적 상황요인들을 분석하여 주식수익률과 거시경제변수들간의 관계를 밝히고자 하였다.

Chen, Roll, and Ross(1986)는 주식시장이 경제환경에 민감하게 반응한다고 생각하고, 수익률에 체계적으로 영향을 미치는 일련의 거시경제적 상황변수(macroeconomic state variable)를 발견하여 자산가격결정에 있어서 이러한 영향의 의미가 무엇인지를 파악하고자 하였다. 따라서 이들은 다기간 자산가격결정이론(Intertemporal Asset Pricing Theory)을 이용하여 수익률에 영향을 미치는 거시경제변수를 찾고, 요인분석을 통해 이 변수들과 주식수익률의 체계적 요인을 관련지어 연구하였다. 이들이 사용한 거시경제변수로는 산업생산의 연간성장률과 월별성장률, 기대인플레이션의 변화와 비기대인플레이션, 위험 프리미엄, 이자율 기간구조(term structure of interest rate) 등이 포함된다. 이들은 1953년 1월부터 1983년 11월 중 월별자료를 이용하여 산업생산, 물가, 위험프리미엄(= 신용평가등급 Baa 이하의 회사채 유통수익률 - 국채유통수익률) 및 장단기 금리차(= 장기금리 - 단기금리) 등의 거시경제변수와 주가변동간의 관계를 다중회귀분석기법에 의해 분석하였다. 이들의 분석결과에 따르면 위험프리미엄과 산업생산은 주가와 정(正)의 관계를, 장단기 금리차 및 인플레이션율은 부(負)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 또한, 산업생산에 있어서 월별성장률 변수와 위험프리미엄 및 이자율 기간구조를 이용한 변수가 통계적으로 가장 유의적으로 나타났다. 특히, 비기대인플레이션은 다소 유의성은 약하지만 APT로 검증해본 결과, 이를 통하여 주식수익률의 민감도를 설명하는 것이 가능하다는 것을 확인하였다. Chen, Roll, and Ross의 실증분석이 제시된 이후, 주가와 거시경제변수들간의 관계에 대한 분석 이후 계량경제학의 발달과 더불어 더욱 정교한 방법론들을 활용되기 시작하였다. 전통적인 방법이었던 다중 회귀분석으로부터,

VAR(Vector Auto Regression Model), 그리고 공적분 분석을 포함한 VECM(Vector Error Correction Model) 등이 주로 이용되었다.

Fama and French(1992)는 1963년부터 1990년까지의 금융주를 제외한 NYSE, AMEX, NASDAQ에 상장된 주식의 평균수익률 횡단면적 변동과 시장베타, 기업규모, 주가수익률의 역수(E/P), 레버리지, 순이익/주가 비율, 자기자본 장부가치/시장가치 비율 등의 변수들과의 관계를 살펴보았다. 검증결과, 시장베타는 검증기간동안 평균수익률을 설명하는데 있어 중요한 역할을 하지 못하는 것으로 나타난 반면 기업규모와 자기자본의 장부가치/시장가치 비율이 평균주가수익률을 잘 설명하고 있음을 발견하였다. Fama and French는 가치형 주식에 대해 단일요인 모형으로부터 알파가 유의하게 양의 값을 갖는 것을 확인하였으며 CAPM(Capital Asset Pricing Model)이 이 수익률을 설명할 수 없다는 것을 보였다. 이들은 이러한 효과들을 감안하여 규모와 가치효과를 잡아내는 주식수익률의 다요인 모형을 제시하였다. 이들의 3요인 모형은 다음과 같은 두 개의 새로운 요인을 포함한다. SMB(small-big)는 소형주 수익률에서 대형주 수익률을 차감한 값으로 규모에 의한 주식수익률의 차이를 잡아내며, HML(high-low)은 높은 장부가 대 주가를 갖는 주식의 수익률에서 낮은 장부가 대 주가를 갖는 주식의 수익률을 차감한 것으로 가치의 차이로 인한 수익률 차이를 잡아낸다.

Chen(1991)은 1954년부터 1986년까지 NYSE에 상장된 주가지수를 이용하여 금융투자기회의 변화와 거시경제의 변화사이의 관계에 대해 연구했다. 시차를 적용한 산업생산성장률(the lagged industrial production growth rate), 디폴트 프리미엄(the default premium), 기간 프리미엄(the term premium), 단기 이자율(the

short-term interest rate)과 시장현재가격가치(the market dividend-price ratio)같은 거시경제변화와 관련된 상황변수들은 근래와 미래의 경제성장의 척도가 된다. 나아가서, 시장초과수익률은 근래의 경제성장과 부(負)의 상관관계를 갖고, 기대미래경제성장과는 정(正)의 관계를 갖는다. 이들 결과는 상황변수를 이용한 시장초과수익률 예측에 대한 최근의 증거를 올바르게 설명한다. 현재의 시장 배당 수익률과 디폴트 프리미엄은, GNP의 최근 성장률로 측정된 현재 경제의 치유정도를 나타낸다. 현재 단기이자율, 현재 기간구조와 산업생산성장률 시차는 GNP의 미래 성장률 변화를 예측한다. 시장 프리미엄이 최근 경제성장률과 부의 관계를 갖고, 기대 미래 성장률과는 정의 관계를 갖는 것이 바로 그 증거이다. 또한 상황변수에 의한 시장프리미엄을 직접 예측하는 것은 상황변수가 경제활동을 어떻게 예측하는가, 번갈아서 경제활동이 시장프리미엄을 어떻게 예측하는가에 대한 연결된 증거인 것이다. 다시 말해서, 거시경제 환경의 변화에서 상황변수들의 상관계수로 미래 수익률을 예측하는 상황변수의 능력을 설명한 것이다.

특히, Pesaran and Timmermann(1995)은 트레이딩 룰(trading rule)을 설정하여 분석에 적용하였는데, 산업생산, 인플레이션, 화폐 가치성장, 배당수익률, 그리고 영업수익-주가비용은 이자율 변수만으로 예측할 때 보다 예측력을 한층 개선시킨다고 설명한다. 이 연구에 사용된 자료는 S&P500 지수의 변화율로 측정된 미국 주식 수익률의 월별 관측치와 1954년 1월부터 1992년 12월 사이의 거시경제변수들이다. 여기에 포함되는 변수들로는 배당수익률, 영업수익-주가비용, 재무부 증권(treasury bill)금리, 국채 이자율(term government bond rate), 인플레이션의 변화율, 산업 산출변화율,

협의의 통화 저장 성장률 등이다. 이들은 예측과정(forecasting procedure)과 트레이딩 원칙(trading rule)에 있어서 각 월마다 AIC, $\overline{R^2}$ 등과 같은 모형 설정 기준을 기초로 하여 모형을 선택하는 방법을 따랐다. 선택된 모형을 사용하여 한 달 후의 초과수익률을 예측하였고, 주식의 초과수익률이 예측된 기간과 채권의 초과수익률 예측된 기간을 평등하게 유지하였다. 이 연구의 실증분석 결과는 다음과 같은데 첫째, 이전의 연구결과가 확증한 것은 경기순환과 관련된 주식 수익률은 예측가능한 중요한 구성요소들에 대해 강조했다는 점이다. 둘째, 1개월 전 시차가 적용된 재무부 증권의 한 달간의 이자율은 1960년부터 1992년까지의 표본기간 전체를 예측한 모형에 포함되며 재정상의 성장과 산업생산은 1960년대 중간부터 더 연속적이거나 1960년대 이후부터 덜 연속적인 상태로 각각 예측모형에 포함된다. 배당수익률 변수는 1970년 즈음의 표본기간을 이용한 예측모형에서 회귀상태로 나오기 시작했다. 셋째, 인플레이션을 변수와 12개월간의 이자율이 예측방정식에 포함될 빈도는 정권교체기의 경제상황과 가깝게 관련되는데, 이러한 인플레이션율은 첫 번째 오일쇼크 후에 나온 것이고, 1970년대 중반 이전에는 연방준비은행이 정한 12개월짜리 이자율을 사용하였다. 넷째, 1960년대의 비교적 조용한 시장에서는 예측에 사용하기 위해 선택된 회귀모형(Regression Model)을 기초로 하여 트레이딩 원칙(trading rule)을 설정하였으며, 이를 교체함으로써 얻어지는 초과수익률은 없었다. 이와 대조적으로, 좀 더 변동이 많았던 1970년대에는 1980년대의 예측과 유사한 결과와 트레이딩 전략을 도출하였다. 이것은 경제의 커다란 충격 직후의 불안정한 교훈이 될 뿐만 아니라, 초과수익률의 예측이 시변 위험프리미엄(time-varying risk premium)을 나

타낸다는 것을 의미한다. 다섯째, 1960년대와 1980년대 두 기간을 비교함으로써 대부분의 올바른 신호는 1970년대에 이루어졌음을 밝혔다.

Leung, Daouk, and Chen(2000)은 주가지수 수익률과 거시경제변수들의 상관관계에 대한 기존의 연구들을 분석 방식에 따라 범주별(classification)모형과 구조평가(level estimation)모형으로 구분하고 각 모형의 예측성과를 비교하였다. 판별분석(Discriminant Analysis), 로짓 모형(Logit Model), 프로빗 모형(Probit Model), 확률인공신경망(Probabilistic Neural Network) 방법 등은 범주별 모형으로, 적응지수평활모형(Adaptive Exponential Smoothing Model), 칼만필터에 의한 벡터자기회귀(Vector Autoregression with Kalman Filter)방법, 다변량이송함수(Multivariate Transfer Function), 다층정방향인공신경망(Multilayered Feedforward neural network)은 구조평가모형으로 구분하였다. 이들은 두 개의 그룹으로 나눈 모형들이 국가별로 유사한 예측성과를 보이는지도 비교할 수 있도록 미국, 영국, 일본의 변수를 모두 이용하였는데, 1967년 1월부터 1995년 12월까지의 S&P 500, FTSE 100, Nikkei 225 지수와 장·단기 이자율, 소비자물가지수, 산업생산지수 등의 거시경제변수를 사용하였다. 이 트레이딩 룰은 범주별 모형을 이용하면 초과수익률이 양(+)의 값을 가지는가의 여부에 따라 초과수익률의 방향성을 예측할 수 있으며, 트레이딩 룰(trading rule)을 통해 자산선택을 결정하는 트레이딩 전략을 세운다. 트레이딩 기준점을 0.5로 정했을 때 초과수익률이 양(+)이 될 확률이 0.5보다 크면 주식을 보유하고, 0.5보다 작으면 채권을 보유하는 원칙을 설정할 수 있으며 이를 통해 투자전략을 수립할 수 있다. 반면,

구조평가모형에서는 초과수익률의 예측치가 양(+)의 값을 가지면 주식을 보유하고 그렇지 않으면 채권을 보유하는 트레이딩 룰을 설정하였고, 이렇게 모형의 그룹별로 다른 트레이딩 룰을 운용함으로써 결과하는 수익률을 비교하였다. 그 결과, 프로빗을 비롯한 범주형 모형이 VAR를 비롯한 구조평가모형에서보다 초과수익률이 양(+)이 될 확률이 더 크게 나타났다. 아울러 이러한 결과는 미국, 영국, 일본 모두에서 동일하게 나타났다. 따라서 포트폴리오로 구성된 자산의 투자결정을 위해서는 값으로 결과된 초과수익률을 이용하여 투자전략을 세우는 것 보다는, 프로빗 모형 등의 범주형 모형을 통해 초과수익률의 방향을 예측하여 투자전략을 세우는 것이 높은 수익률을 결과할 수 있음을 보였다.

앞서 설명한 선행연구를 정리하면 다음과 같다.

연구자	연도	이용자료	표본기간	결과
Ross	1976	NYSE, AMEX 월별 경기종합지수	1962~1971	다수의 공통요인과 선형관계 존재
Basu	1977	월별 NYSE 거래량	1956~1971	PER가 낮은 주식이 높은 수익률 달성
Chen, Roll, and Ross	1986	월별 주가지수, 산업생산지수, 물가지수, 위험프리미엄 및 장단기 금리차	1953~1983	위험프리미엄과 산업생산은 정의 관계, 장단기 금리차 및 인플레이션율은 부의 관계
Chen	1991	NYSE에 상장된 연별·분기별 주가지수 및 산업생산성장률, 디폴트프리미엄, 기간프리미엄, 단기 이자율	1954~1986	시장프리미엄은 경제성장률과 부의 관계, 기대 미래 성장률과는 정의 관계
Fama and French	1992	NYSE, AMEX, NASDAQ에 상장된 월별 주가지수 및 시장변수	1963~1990	시장베타는 설명력이 낮음, 기업규모와 자기자본의 장부가치/시장가치 비율은 설명력 높음
Pesaran and Timmermann	1995	월별 S&P 500 지수 및 거시경제변수	1954~1992	다양한 거시경제변수를 통해 예측력을 개선
Leung, Daouk, and Chen	2000	월별 S&P500, FTSE100, Nikkei225지수 및 장단기 이자율, 소비자물가지수, 산업생산지수	1967~1995	초과수익률의 방향성을 예측하여 보유자산을 선택하는 트레이딩 전략으로 높은 수익률 결과

2-2. 국내 문헌 연구

지금까지 주가지수와 거시경제변수들 간의 관계에 대해 많은 이론적 모형과 실증연구들이 제시되어 왔다. 특히 우리나라 주식시장의 주가예측에 관한 선행연구들은 다중회귀분석, 연립회귀방정식, ARMAX(Autoregressive Moving Average with Exogeneous Variables)모형, VAR(Vector Auto Regression Model) 등이 일반적으로 사용되었다.

김철교, 박정옥, 백용호(1990)는 주가에 영향을 미치는 제반요인 중에서 경제환경이 주가에 어떠한 영향을 미치며 어느 정도의 시차를 두고 영향을 주는지를 검증하기 위해 주가를 각종 경제지표들과 종합적으로 관련시켜 분석하였다. 분석방법은 통화량 및 금리관련 지표, 인플레이션 관련지표, 국제수지 및 외환관계지표, 경기 및 부동산 관련지표를 사용하였고, 거래량과 종합 및 업종지수 수익률을 독립변수로 하여 다중회귀분석을 실시하였다. 경제지표는 당월, 1개월 전, 2개월 전, 3개월 전의 시차를 두었으며 분석기간은 전체기간(81.8~89.3), 약세(81.8 ~ 85.8) 및 강세국면(86.1 ~ 89.3)으로 구분하였다. 제 경제지표 중 경기관련 지표인 BSI(Business survey index), 경기동행지수 순환변동치와 통화 및 금리관련 지표인 M_2 전월비 상승률, 콜금리, 그리고 거래량 등이 주가를 가장 잘 설명하였으나 국면별, 업종별, 시차별로 다른 영향을 미치며 우리 증시는 경제지표에 대한 정보에 비효율적이라는 점을 발견했다. 경제지표와 연관성이 높은 업종은 화학, 제지, 금융, 음식료 등 주로 내수관련 업종이었으며, 강세국면보다 약세국면에서 상관관계가 더욱 높았다. M_2 는 전체기간에서 정(正)의 관계를 보이고 약세국면에서는 부(負)

의 상관관계를 보여 실물경제가 뒷받침 되지 않은 통화량 증가는 주가하락을 초래한다는 사실을 입증하였다. 또한 금리가 높을수록 주가가 상승하였는데, 이는 경제가 활황을 보여 자금수요가 많아지고 아울러 주식시장도 활황을 나타내는 결과라고 보았다.

권영준, 김성태, 이홍, 신기철(1990)은 한국 주식시장에서의 주가 예측의 관점에서 시계열모형과 다중요인모형에 근거한 계량경제모형을 비교하고, 이 두 모형의 장점을 모두 내포한 종합모형을 설정하는데 그 목적을 두고 있다. 이들은 최적모형의 선정을 위한 객관적인 판단기준으로서, 모형의 데이터에 대한 설명능력과 모형의 절약성을 함께 고려한 AIC(Akaike Information Criterion) 통계량, 표준예측오차, 그리고 모형설정의 오차를 판단할 수 있는 진단검정(diagnostic) 통계량을 이용하여 두 모형을 비교하였다. 이 연구의 주요 종속변수는 종합주가지수를 사용하였고, 주가지수에 영향을 미치리라 생각되는 주요 독립변수로 경기선행지수, 제조업가동률, 산업생산지수 등 경기 및 실물경제부문변수와 총통화, 물가, 채권수익률 등 화폐경제부문변수, 그리고 수출경제관련 변수로 장단기 금리차와 환율자료를 이용하였으며 1977년 1월부터 1989년 4월에 이르는 월별자료를 사용하였다. 그 결과, 시계열모형은 주가지수 예측능력은 뛰어난 반면 주가지수에 결정적 영향을 미치는 주요경제변수들의 움직임을 활용하지 못하는 단점이 있으며, 단순예측경제모형은 주요경제변수들의 움직임을 주가지수 예측에 활용할 수 있는 장점을 갖고 있으나 예측능력은 떨어지는 것으로 밝혀졌다. 따라서 시계열모형과 계량경제모형의 장점을 취합한 종합모형으로서 정태계량모형에 동적구조를 부여한 동적구조모형(Dynamic Model)과 상태공간모형(State Space model)을 이용한 ARMAX모형을 제시하였다.

정기웅(1991)은 재정가격결정모형(Arbitrage Pricing Model)을 기초로 우리나라 주식시장에 영향을 주는 거시경제변수가 무엇인가를 찾고자 하였다. 시차변수(lagged variables)에 의해서만 기대치를 형성시키는 ARIMA(Autoregressive Integrated Moving Average) 모형을 이용하기 보다는 마르코프 성질(Markov property)을 갖는 상태공간모형(State Space Model)을 이용하여보다 합리적인 거시경제요인의 선택을 이루고자 하였고 또한, 단순한 요인분석(factor analysis)에 의한 요인추출은 요인의 표본의존성(sample dependency)이 심하므로 그룹간 요인분석(inter-battery factor analysis)을 행하여 선정된 요인값(factor score)과 요인수를 결정하여 관련 거시경제변수를 선택하였다. 그룹간 요인분석을 위한 그룹을 형성할 때 그룹내에서는 동질성을 살리고 그룹간에서는 이질성을 살리는 것이 필요한데, 이를 위해서 군집분석(Cluster Analysis)을 사용한 것이 특징이다. 결론적으로 우리나라 주식시장에 영향을 미치는 거시경제요인으로서는 단위노동비용, 제조업 제품재고지수, 채권프리미엄, 수출물가지수, 정부부문 통화공급, 회사채수익률, 종합주가지수 등 7가지가 있는 것으로 분석하였다.

김종권(1999)은 거시경제변수가 유럽, 호주, 한국의 주식시장 변동성에서 시간에 따른 변화(time variation)를 설명할 수 있는지에 관하여 조사하는데 목적을 두었다. 김종권은 1990년부터 1998년 6월까지의 월별 데이터에 의하여 분석하였는데, 이 논문은 미국에서 발표된 논문들의 결과와 달리 많은 경우에서 주식시장 변동성의 시간에 따른 변화가 과거의 화폐적 또는 실물적 거시경제요소의 변화가능성에서 통계적으로 유의하게 영향을 받는지를 알 수 있었으며, 자본 및 포트폴리오 배분에 대한 중요한 의미를 가지고 있다고 한

다. 한국의 경우 경제회복에 따라 통화와 산업생산의 변동성 증가가 이루어지면 주식시장의 성장에 중요한 역할을 할 수 있을 것으로 보았다. 그는 G7 국가 중에서 상대적으로 소규모 국가인 이탈리아와 네덜란드에서도 위와 같은 결과들을 발견할 수 있었다. 한편, 한국에서의 특이한 점은 경제회복 이후에는 산업생산증가율의 증가가 통화량의 증가보다 더 주식시장에 중요한 영향을 준다는 것을 알 수 있었다.

김영재(1999)는 주가지수 수익률과 회사채 수익률을 이용하여 우리나라의 주식시장과 채권시장이 개별시장으로서의 특징과 상호관계를 경기변동 측면에서 분석하였다. 이 연구에서는 1980년 1월부터 1995년 12월까지의 주가지수 수익률과 회사채수익률, 통화량, 환율 및 경상수지 등의 변수를 이용하였으며 벡터자기회귀(VAR)모형을 통해 개별시장의 수익률에 대한 변수들의 설명력을 분석하고 거시경제변수에 대한 시장의 의존력을 살펴보았다. 그 결과로 주식시장과 채권시장의 상호관계는 상대적으로 대체성(substitutability)이 우월한 것으로 나타났다. 따라서, 주식시장이 활황이면 채권시장으로부터 주식시장으로의 자금유입이 일어날 가능성이 높음을 의미한다. 그러나 주가지수 수익률의 평균이 회사채 수익률의 평균보다 작아서 채권에 대한 주식의 위험프리미엄이 음(-)으로 나타났고 ‘고위험·고수익’이라는 일반적 인식과는 정반대의 결과를 보였다. 또한, 주가지수 수익률이 회사채 수익률보다 1개월 선행하는 것으로 분석되었으나 경기국면별로는 뚜렷한 시차성을 발견할 수 없었다.

그러나 이러한 모형들은 다음과 같은 문제점들을 가지고 있다. 다중회귀분석모형을 이용하는 경우 거시경제변수와 주가지수의 관계는 보여줄 수는 있지만 주가지수의 동태적인 측면을 무시하기 쉽다.

그리고 회귀분석과 시계열 모형을 결합시킨 동태적 모형인 ARMAX(Autoregressive Moving Average with Exogeneous Variables)모형은 주가지수를 ARMA(Autoregressive Moving Average)과정으로 보고 주가지수에 영향을 미치는 경제변수들을 모두 외생변수로 간주하는 모형으로, 거시경제변수들이 상호적으로 관련되어 내생변수로 작용할 수 있다는 점을 고려하지 못한다는 한계점이 있다. 또한 VAR 모형은 고려하는 모든 변수들을 내생변수로 간주하고 변수들의 정태적, 동태적인 상호관계를 분석할 수 있지만 시계열의 안정성을 위한 변수들의 차분과정에서 시계열 본래의 고유정보를 상실한다는 문제점을 갖고 있다.

한편, 조영경(1999)은 주요 거시경제변수와 KOSPI 간의 실증적 영향도를 분석하였는데, 자본시장이 개방된 1992년 1월부터 IMF 상황이 계속되고 있는 1998년 8월까지, 그리고 1997년 1월을 기준으로 IMF 이전과 이후로 구분하여 주요 거시경제변수와 KOSPI 간의 영향도와 시차성을 분석하였다. 이를 위해 검증은 시차를 고려하면서 거시경제변수간 내생성(endogeneity)을 모형화하는데 적합한 VAR(Vector Auto Regression)모형과 시차(lag length)가 클 경우 종속변수를 고정시켜 다중공선성문제(multicollinearity)를 피할 수 있는 PDLREG 프러시저(procedure)를 병행하여 실시하였다. VAR 분석결과에 따르면 대상 거시경제변수 중 총통화, 물가지수, 콜금리, 금 및 외환보유고가 일정한 시차를 두고 KOSPI에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, PDL 회귀분석에서는 콜금리와 금 및 외환보유고만이 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 즉, KOSPI는 총통화, 물가지수, 콜금리, 엔화환율, 금 및 외환보유고, 회사채수익률, 달러환율 등에 일정한 시차를 두고 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러

한 결과를 경제적 관점에서 보면 투자자, 기업, 정부 모두가 주식 보유로 인한 자본수익을 결과할 수 있다고 보았다. 아울러 정책적 관점에서는 KOSPI의 중요성과 다른 거시경제변수와의 관계를 정리함으로써 경제주체들이 합리적 재무의사 결정에 기여하게 되는 분명한 의미를 가진다고 보았다.

VAR모형의 이러한 문제점을 개선한 방법으로 제시된 것이 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, VECM)이다. 최근의 계량경제학적 분석결과에 따르면 종합주가지수를 포함한 대부분의 거시경제변수들은 안정적 시계열(stationary time series)이 아닌 불안정적 시계열(non-stationary time series)을 나타낸다고 한다. VECM은 이러한 불안정적인 시계열에 대하여 공적분의 관계를 갖게 될 경우 시계열 변수들 사이의 장기적 균형관계와 단기적 동적 구조관계를 검증할 수 있는 모형이다. 그러나 VECM을 이용해서 주가와 거시경제변수간의 상호연관성은 살펴볼 수 있지만 이 모형을 통해 주가를 예측하는 것은 상당히 어렵고, 일반적으로 모형의 설명력을 나타내는 R^2 값도 비교적 낮게 나타나고 있다. 또한 최근에는 인공지능망 기법과 같이 변수간에 비선형적으로 복잡한 관계의 패턴을 파악하는데 유용하다고 제시된 연구들도 있다.

정성창과 Lee(2002)는 VECM(Vector Error Correction Model)과 인공지능모형(Artificial Neural Networks Model)을 이용하여 우리나라 증권시장과 거시경제변수들과의 장기적 관계에 대한 설명력을 비교하였다. VECM이 APT에 기초를 둔 선형동학모형이라고 한다면, 인공지능모형은 비모수적 비선형모형이라고 할 수 있는데, 이들은 두 방법론의 분석결과를 직접 비교하기 위해 1980년 1월부터 1996년 6월까지의 월별 주가와 9개의 거시경제변수를 사용하였

다. VECM 분석에서는 자료의 안정성을 검증하고 공적분 벡터를 발견하여 장기적 균형관계의 실증적 분석을 하고, 인공지능모형에서는 delta rule과 Sigmoid 함수를 이용한 GRNN(General Regression Neural Net)과 역전파(Back-Propagation) 등의 방법들을 활용하였다. 분석결과, 역전파(Back-Propagation) 모형이 다른 모형들보다 더 우수한 설명력을 보여주었고, 이러한 결과는 인공지능모형이 동태적인 선형모형보다도 우수한 설명력을 제공할 수 있는 가능성을 보여준다고 주장하였다.

정성창, 정석영(2002)은 Johansen의 공적분 분석을 이용하여 우리나라 주식가격과 거시경제변수들과의 장기적 균형관계를 분석하였다. 특히, Hansen and Johansen(1993)의 반복적 우도비 기법을 이용하여 공적분 벡터의 안정성, 즉 거시경제변수들간의 구조적 변화를 분석하였다. 이 연구에서는 1980년 2월부터 1999년 11월까지의 월별 종합주가지수와 원유가격을 사용하였는데, 사용된 거시경제변수들이 단위근을 갖고 있어 공적분 분석을 이용하였고 그 결과로 거시경제변수들과 주식가격간에 장기적 균형관계가 존재함을 보였다. 한편, 공적분 벡터의 안정성 검증을 실시하였으나 1987년을 중심으로 구조적 변화(structural change, regime shift)가 발견되어 구조적 변화 기간을 더미변수화하여 공적분 분석을 재실시하였다. 구조적 변화를 고려한 이후, 주가지수로 표준화한 공적분 벡터의 부호가 기대하는 장기적 균형관계와 일치하는 것으로 나타났다. 즉, 주가지수는 3년만기 회사채 수익률, 원유가격, 대미달러 환율과 음(-)의 장기적 균형관계를 갖고 있으며, 인플레이션, 산업생산지수, 실질통화공급량과는 정의 상관관계를 갖고 있음을 밝혔다.

황선웅, 최재혁(2006)은 공적분 검정과 예측오차 분산분해 방법을

이용하여 우리나라 주식시장에서 주가지수와 거시경제변수들과의 계량적 관계를 파악하고 종합주가지수와 밀접한 관련성이 있는 변수를 사용하여 종합주가지수와 거시경제변수들 사이의 모형을 추정하였다. Johansen 공적분 검증을 이용하여 1992년 7월부터 2003년 6월까지의 월별자료를 살펴본 결과, 종합주가지수와 총통화, 소비자물가지수, 금리, 산업생산지수, 원·달러 환율, 국제원유가격, 경상수지 등의 거시변수들 사이에 상당히 밀접한 연관성이 있으며, 이들 변수들 사이에 장기적 균형관계가 존재함을 밝혔다. 예측오차 분산분해 방법을 사용한 분석결과에서는 종합주가지수의 분산을 예측하는데 있어서 이들 거시경제변수들의 설명력이 매우 높게 나타났다. 또한 우리나라의 주식시장에서는 금리, 국제원유가격, 경상수지 등의 요인보다는 원·달러 환율, 소비자물가지수, 산업생산의 비중이 더 크다는 사실을 알 수 있었다. 우리나라의 자본시장에서는 1997년 말 외환위기를 전후로 하여 현저한 구조적 변화가 존재하였기 때문에 벡터오차수정모형을 설정할 때에는 외환위기 이전기간과 이후기간으로 나누어서 분석하는 것이 더욱 타당함을 확인할 수 있었다.

앞서 살펴 본 선행연구들은 대부분 다중회귀분석, ARMAX, VAR, VECM 등의 방법론을 이용하여 주가지수와 거시경제변수 사이의 관계에 집중하였다. 본 논문에서는 프로빗 모형(Probit Model)을 이용하여 거시경제변수가 금융자산 포트폴리오에 미치는 영향을 알아보고, 투자성과를 증대시키는 트레이딩 전략과 포트폴리오 구성에 대해서 알아보고자 하였다.

제 3 장 분석모형 및 자료

3-1. 분석모형

[1] 프로빗 모형(Probit Model)¹⁾

계량적 연구방법을 사용하는 연구에서는 종속변수의 측정수준에 따라 통계기법의 선택이 정해진다. 일반적으로 종속변수가 등간변수(interval variable)일 경우에는 회귀분석이 적합하고, 서열 혹은 명목변수의 경우는 프로빗(Probit) 혹은 로짓(Logit) 모형이나 판별분석(Discriminant Analysis)을 사용하는 것이 바람직하다고 할 수 있다.

프로빗 모형과 로짓 모형은 반응변수가 이항 또는 다항으로 측정된 데이터를 적합시킬 수 있는 일반화 선형모형이다. 그러나 프로빗 모형은 로짓 모형과 마찬가지로 공변량이 명목척도 또는 서열척도와 등간척도가 혼합되어 있으면서 다변량 정규분포를 이룬다는 가정을 만족할 때 사용된다. 판별분석의 경우 사용될 독립변수는 반드시 등간이나 비율변수를 사용해야 하는 제약이 있으므로 공변량이 등간척도 이상이면서 변수들이 다변량 정규분포를 이루는 경우에 판별분석을 사용하고, 명목척도와 서열척도와 같은 정성적 척도와 등간척도가 혼합되어 있으면서 변수들이 다변량 정규분포를 이루는 가정이 불명확할 때 로짓 모형을 사용한다. 프로빗 모형을 설명하기 전에 일반적인 선형회귀분석 모형에 대한 행렬벡터를 나타내

1) 주미영(2000) 참고

면 다음과 같다.

$$y = X\beta + e, \quad \text{단, } e \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (1)$$

이는 반응변수 y 가 정규분포를 따른다는 가정을 하는 것이다. 그러나 반응함수가 연속형 값이 아니고 범주형 변수로 표시될 수 있는데 이러한 경우에 정규성 가정 하에서 통상최소자승법(OLS)에 의한 추정치를 이용하여 자료를 적합시키는 것이 어렵게 된다. 따라서 이러한 문제를 해결할 수 있는 분석방법이 프로빗 모형과 로짓 모형이다.

특히, 이 두 모형은 설명되어질 변수가 양분변수 (0, 1)일 경우에 주로 사용된다. 종속변수가 양분변수라 가정하면 실제의 값은 0과 1만을 갖게 되는데, 회귀 직선을 사용한다면 예측치가 (0, 1)를 넘어선 곳에서도 존재할 수 있는 문제점이 발생된다. 따라서 모든 x 에 대한 관측치가 (0, 1)의 구간 속에 놓이도록 원래의 모형을 변환해야 한다. 이 전환 과정에서 가장 필요한 일은 전 범위의 값을 가질 수 있는 x 값을 0과 1사이의 범위에서만 가능한 값을 갖는 확률로 전환시키는 것이며 결국 누적분포함수(Cumulative Distribution Function, CDF)를 사용해야 한다. 이와 같이 누적분포함수로부터 산출된 추정모형을 프로빗 모형(Probit Model)이라고 한다.

프로빗 모형은 Bliss(1934)가 최초로 발표하였으며 반응변수가 베르누이 시행의 이항반응일 경우 공변량 효과를 추정하기 위해 사용되는 모형이다. 로짓 모형과 마찬가지로 설명변수와 반응변수의 관계는 S자 곡선으로 나타난다.²⁾ 그리고 반응변수는 0에서 1까지의

값을 가지므로 누적분포함수를 이용하여 데이터를 단순회귀모형에 적합시킬 수 있다. 따라서 S자 곡선의 프로빗 모형을 표준화 정규분포의 누적분포함수 $\Phi(\cdot)$ 에 적합시키면 공변량 변수 X 와 반응변수에서 관심사건이 발생할 확률 $p(X)$ 의 관계는 다음 식(2)과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$\Phi(\beta_0 + \beta_1 x) = p(x) \quad (2)$$

위 식의 양측에 Φ^{-1} 값을 취하면 $\Phi^{-1}(p(x)) = \beta_0 + \beta_1 x$ 로 적합된다. 이 때 $\Phi^{-1}(p(x))$ 를 프로빗이라고 한다.

프로빗과 로짓은 우도(likelihood)를 이용한 통계적인 추론을 위한 일반적인 모형이기 때문에 관찰된 자료를 가지고 관찰되지 않은 관심사를 추론할 수 있다. 이 모형들에서는 선형회귀분석에서 해석이 가능한 모수 추정치(parameter estimates)와 모형의 적합도(goodness-of-fit)의 값이 제한적으로 사용된다. 일반 회귀분석에서 다상관결정계수(R^2)가 1이면 완벽한 모형의 적합도를 의미한다. 즉, 종속변수가 회귀곡선에 의해 정확하게 설명된다고 말할 수 있지만, 종속변수가 단지 두 개의 값을 갖는 경우에는 그러한 적합도란 본질적으로 불가능하다. 최대우도추정(Maximum Likelihood Estimation, MLE) 방법에 의해 산출되는 우도비지수(likelihood ratio index)와 정확하게 예측된 사례들의 비율을 가지고 모형의 적합성 여부를 평가한다. 최대우도추정은 보통 최소제곱(OLS)과는 다른데, 그 이유는 최대우도추정은 작은 표본의 경우 불편성

2) 27쪽 <그림 1> 참조

(unbiasedness), 효율성(efficiency), 정상성(normality)이 없기 때문이다. 하지만 큰 표본의 경우에는 점근적(asymptotic) 성향을 보이기 때문에 위의 특성들이 나타날 수 있다. 최대우도는 계산하기 쉽고 빠르며 점근적으로 유효하다.

[2] 프로빗 모형의 수리적 해석

앞서 설명한 바와 같이 말했듯이 프로빗은 종속변수가 이산변수이거나 명목변수일 경우에 사용되는 일종의 변형된 형태의 회귀분석이다.

로짓 모형은 누적로지스틱함수를 사용한다. 그러나 누적초지스틱함수는 적절한 누적분포함수를 획득하는 것은 용이하지 않으며 누적분포함수만 사용할 수 있는 것은 아니다. 따라서 로짓과 관련된 분석상의 어려움이 주어졌을 때 정규누적분포함수가 용이하다.

프로빗 모형은 원래 모형을 변환할 때 모든 X 값에 대응하는 Y 값의 영역을 0과 1 사이로 한정시키기 위해 누적분포함수를 활용하되 X 값의 변화가 Y 값에 미치는 영향력의 특성은 그대로 유지시킬 수 있도록 한다는 점에서는 로짓 모형의 경우와 동일하다. 즉, 결과적으로 다음과 같은 정규누적분포함수를 이용하게 된다.

$$P_i = E[Y=1|X_i] = F(\alpha + \beta X_i) = F(Z_i) \quad (3)$$

식 (3)에서 Z_i 가 설명변수 X_i 에 의해 결정된다고 가정할 때 Z_i 지수의 값이 크면 클수록 의사결정 즉, 이항형태(dichotomous

behavior)에 대한 Yes 또는 No의 결정 확률은 더 커지게 된다.

Y_i 가 의사결정이 Yes일 때 1, 그리고 No일 때 0과 같은 더미 변수를 나타낸다고 가정하다. 이 때 Z_i^* 는 각 의사결정에 대해 기초 Z_i 지수를 Yes 또는 No의 의사결정으로 변환하는 임계 절사값(critical cutoff value)을 나타내는 것으로 가정하고 있다. 특히 프로빗 모형은 Z_i^* 가 정규분포 확률변수라는 것을 가정하고 있다.

$$Y_i = 1, \text{ 만일 } Z_i > Z_i^* \quad (4)$$

$$0, \text{ 만일 } Z_i \leq Z_i^*$$

표준정규분포곡선에서 확률 P_i 는 $-\infty$ 로부터 Z_i 까지 측정되며 다음 식 (5)와 같다.

$$P_i = \Pr(Y_i = 1) = \Pr(Z_i^* \leq Z_i) \quad (5)$$

$$= F(Z_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{Z_i} (e^{-Z^2/2})dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\alpha + \beta X_i} (e^{-Z^2/2})dx$$

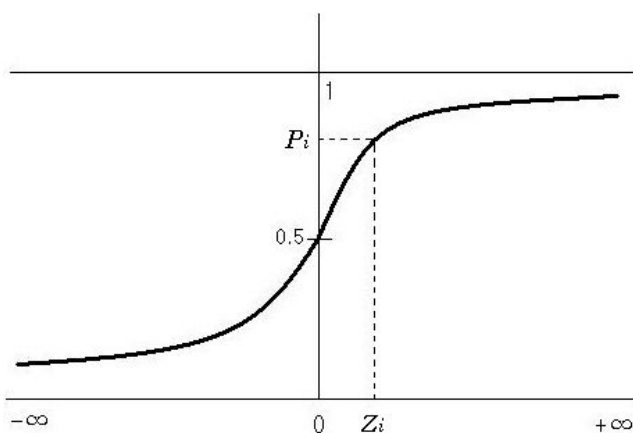
여기서 Z_i 는 표준화된 확률정규변수이다. 즉 $Z_i \sim N(0,1)$ 이며, P_i 는 구간 (0, 1)에 놓여 있다. 따라서 누적정규분포의 역함수는 다음 식 (6)과 같은 추정 Z_i 지수를 도출하기 위해 적용된다.

$$Z_i = F^{-1}(P_i) = \alpha + \beta X_i \quad (6)$$

여기서 P_i 란 Yes를 선택할 확률로서 누적표준정규분포에서 $-\infty$ 부터 Z_i 사이의 면적의 크기로 계측된다. 이러한 함수를 도표화 한 것이 <그림 1>이다.

주어진 누적확률 P_i 에 대응하는 Z_i 값을 CDF를 이용해 찾아낼 수 있는데, 이 경우를 식 (6)과 같이 표현한 것이다. 따라서 일단 표본에서 추정치 P_i 가 얻어지면 누적분포함수를 이용하여 이에 대응하는 Z_i 를 얻게 된다. 그런데 여기서 Z_i 값은 $P_i < 0.5$ 경우에 음수가 되는 불편한 점이 있어 통상 위에서 추정된 Z_i 값에 5를 더하여 프로빗(probit)이라는 새로운 지수 개념을 창출하여 사용하기도 한다.

<그림 1> 프로빗 모형(Probit Model)



이상과 같이 Z_i 와 프로빗이 추정되면 다음 식에서 α 와 β 를 추정하게 된다.

$$Z_i = \alpha + \beta X_i + u_i \quad (7)$$

본 논문에서는 프로빗 모형을 이용하여 다음의 과정과 같이 분석한다. 먼저, 금융자산을 주식과 채권으로 구성한 포트폴리오로 가정하고 초과수익률을 ‘주가지수 수익률 - 채권수익률’로 정의하였다.³⁾ 이렇게 정의된 초과수익률 Z_i 를 Yes 또는 No의 의사결정으로 변환

하는데, 초과수익률 Z_i 가 0보다 큰 값을 가지는가 혹은 작은 값을 가지는가에 따라 의사결정을 한다. 따라서 초과수익률이 양(+)의 값이면 $Y=1$, 초과수익률이 음(-)의 값을 가지면 $Y=0$ 로 나타낸다.⁴⁾ 다시 말해서 Y 는 양분변수로 변환된 초과수익률을 말하며 프로빗 모형을 통해 $Y=1$ 이 될 확률, 즉 초과수익률이 양(+)의 값을 가질 확률을 측정하는 것이다. 프로빗 모형은 초과수익률 Z_i 가 정규분포 확률변수라는 것을 가정하고 있으므로 초과수익률이 양(+)의 값을 가질 확률 P_i 는 표준정규분포곡선에서 측정된다.⁵⁾ 일단 표본에서 초과수익률이 양(+)이 될 확률 P_i 를 누적분포함수를 이용하여 이에 대응하는 추정치 Z_i 를 얻게 된다.⁶⁾ Z_i 의 특정값에 대한 누적정규함수를 통해 프로빗이 추정되면 식(7)과 같이 α 와 β 를 추정할 수 있다.

3-2. 초과수익률의 변환

초과수익률(excess return)은 자산 또는 포트폴리오의 수익률 중에서 무위험수익률을 초과하는 부분을 말하는데, 본 논문에서는 투자대상으로 고려되는 투자자산의 종류를 주식과 채권으로 한정하여 포트폴리오를 구성하였으므로 초과수익률을 ‘주가지수 수익률 - 채권수익률’로 정의하였다. 먼저 P_t 를 t 시점의 주가지수라고 하고 배당금이 없다고 가정할 때 $(t-1)$ 시점 말부터 t 시점 말 사이의 주

3) 초과수익률에 대한 내용은 27쪽 3장 2절 참조

4) 25쪽 식 (4) 참조

5) 25쪽 식 (5) 참조

6) 25쪽 식 (6) 참조

가지수 수익률을 자연대수값으로 정의하고, r_t 는 t 시점의 금리로
서 1개월에 대한 월리로 바꾸어 사용한다. 이렇게 정의한 초과수익
률을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) - r_{t-1} \quad (8)$$

단, R_t 는 t 기의 초과수익률

P_t 는 t 기의 주가지수

r_t 는 t 기의 금리

위와 같이 정의된 초과수익률은 양(+)의 값을 가지면 1, 그렇지
않으면 0이라는 더미변수로 나타낸다. 이렇게 변환된 초과수익률을
종속변수로 하고, 거시경제변수들을 설명변수로 하여 프로빗 모형을
추정하면 초과수익률이 양(+)의 값을 가질 확률을 예측할 수 있다.
초과수익률이 양(+)이 될 확률은 주가지수 수익률이 채권수익률을
상회할 확률을 의미하므로 초과수익률의 예측치가 클수록 주식을
보유하는 결정을 할 확률도 커진다. 초과수익률의 예측치는 다음의
3장 3절에서 설명할 트레이딩 룰을 통해 자산선택 결정을 하게 되
고, 누적초과수익률을 도출하여 투자성과를 평가한다. 본 논문에서
는 주가지수로 KOSPI 지수, KOSPI 200지수, KOSPI IT지수를, 채
권금리로 무담보콜금리와 양도성예금증서금리 등의 단기금리를 선
정하였으며 선택된 종목들은 모형마다 다르게 구성하였다.⁷⁾

7) 모형설정에 관한 내용은 36쪽 3장 5절에 서술하였다.

3-3. 트레이딩 룰(trading rule)과 누적초과수익률

본 논문에서는 초과수익률이 양(+)의 값 또는 음(-)의 값을 가지는가 하는 이항분포를 프로빗 모형으로 추정함으로써 초과수익률의 방향성을 예측한다. 그러므로 주식과 채권을 일정 비율로 배분하도록 자산배분을 결정하는 것이 아니라 주식 또는 채권을 번갈아 선택하는 트레이딩 전략(trading strategy)을 수립하여 투자자산을 결정한다. 예측결과는 주가지수 수익률이 채권수익률을 초과할 확률을 나타내는데 이 예측치를 통해 자산선택 결정을 하기 위해서는 기준점이 설정되어야 한다. 기준점(trading benchmark)을 정함으로써 주가지수 수익률이 채권수익률보다 클 확률이 어느 정도 이상일 때 주식보유를 선택할 수 있는지를 결정할 수 있다. 가령, 기준점을 0.5로 설정한다면, 주가지수 수익률이 채권수익률보다 클 확률이 50% 이상일 때 주식보유를 선택할 수 있다는 의미이므로 주식보유를 선택하는 결정을 내릴 수 있다. 본 논문에서는 트레이딩 기준점을 0.5로 하였는데, 초과수익률이 양(+)이 될 확률이 0.5 이상이면 주식을 보유하고, 그렇지 않으면 채권을 보유하는 트레이딩 룰에 따라 투자자산을 결정하였다. 이 트레이딩 룰은 기준점을 다르게 설정할 때마다 자산선택 결정이 바뀌게 되며, 본 논문의 APPENDIX에서 트레이딩 기준점을 각각 0.7과 0.3으로 설정하였을 때의 트레이딩 룰을 정리하였다.

자산선택을 통해 수립된 투자전략으로 자산을 운용하면 이에 대한 투자성과를 평가해야한다. 투자성과를 평가하는 것은 하나의 통제과정으로써 앞으로 더 나은 포트폴리오 구성과 투자전략수립에 도움을 준다. 본 논문에서는 투자자금이 다기간(multi-period)에 걸쳐

운용된 수익률이므로 다기간투자수익률의 계산방법들 중에서 시간가중수익률(time weighted rate of return)의 계산방법을 이용하여 수익률을 측정하였다. 시간가중수익률은 운용자의 의사결정 범위 밖에 있으며, 고객에 의한 포트폴리오의 현금 유출입에 영향을 받지 않는 투자 수익률의 개념이다. 따라서 투자금액을 증감시키거나 증감시킬 시점을 선택할 수 없는 펀드나 운용사의 수익률을 계산하는 방식으로써 운용자의 운용능력을 평가하기 위한 수익률로 사용된다. 시간가중수익률은 투자금액의 입출금이 발생하는 시점마다 수익률을 계산한 후 각 하위기간의 투자 수익률을 누적(geometric linking)하여 총 투자기간의 수익률을 산정한다. 본 논문에서는 투자 수익률의 누적수익률을 누적초과수익률(cumulative excess return, CER)이라고 칭하며 다음과 같이 계산하였다.

$$CER = 1 + r(1)1 + r(2)1 + r(3) \cdots \cdots 1 + r(n) - 1 \quad (9)$$

이 방식으로 월별 초과수익률을 산출하면 (1+월별 수익률)을 매월 곱한 후 마지막에 1을 차감한 형태로 계산할 수 있다.

실증분석 과정에서 도출한 누적초과수익률은 두 가지인데, 초과수익률만을 기준으로 한 누적초과수익률과 트레이딩 룰을 적용한 누적초과수익률을 각각 산출하였으며 이를 사용하여 투자성과를 비교하였다. 누적초과수익률을 계산할 때 트레이딩 룰을 적용할 경우 선택된 자산을 더미변수로 변환하였는데, 주식을 선택하면 1, 채권을 선택하면 0으로 하였다. 이렇게 변환된 자산선택 결정은 다음과 같은 계산을 통해 누적초과수익률로 산출된다.

$$\text{누적초과수익률(stock only)} = \frac{(1 + \text{지난 시점의 누적초과수익률(stock only)}) \times (1 + \text{이번 시점의 초과수익률}) - 1}{1}$$

$$\text{누적초과수익률(trading rule)} = \frac{(1 + \text{지난 시점의 누적초과수익률(trading rule)}) \times (1 + \text{이번 시점의 초과수익률} \times \text{트레이딩 룰}) - 1}{1}$$

이렇게 누적초과수익률을 비교함으로써 트레이딩 룰을 운용하여 투자자산을 선택하였을 때의 성과를 알아보고자 하였다.

3-4. 거시경제변수의 이론적 배경

주가는 다양하고 불확실한 여러 요인들에 의해 영향을 받는다. 본 절에서는 주가에 영향을 미치는 주요 거시경제변수와 주가사이에 존재하는 이론적 관계를 정리하였다. 거시경제변수가 단일하게 주가에만 영향을 주고 받는 것이 아니라 변수들끼리 영향을 주고 받으면서 주가와도 영향을 주고 받기 때문에 이론모형을 확정하는 것은 쉽지 않지만 거시경제의 변동에 대해 주가가 어떠한 방향으로 반응하는지에 대한 분석은 가능하다. 경제이론과 국내외 선행연구 연구 결과를 토대로 본 논문에서 이용할 수 있는 거시경제변수들을 금융시장, 실물시장, 그리고 해외시장으로 구분한 후, 각각의 시장을 대표할 수 있는 중요한 거시경제변수들을 선정하였다.

[1] 금리와 주가

전통적인 주식 평가이론에 의하면 주식의 가치는 주식을 보유함으로써 기대되는 미래기업이익의 현재가치로 표현될 수 있다. 현재가치로 표현하기 위해 이용되는 할인율이 금리라는 관점에서 본다면 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$S_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_t}{(1+i)^t} \quad (10)$$

단, S_0 : 현재 시점 주가, E_t : 주당순이익, i : 할인율(금리)

정부가 경기진작을 목적으로 재정정책과 금융정책을 실시할 때 사용되는 수단이 공정이율의 인하이다. 공정이율하락은 시중금리의 인하를 가져오고 이는 기업의 비용 절감과 그에 따른 투자를 촉진시켜 수익성과 재무구조의 향상을 통해 기업의 주가 상승에 기여한다. 보통주평가모형이나 채권평가모형에서도 볼 수 있는 것처럼 금리가 상승하게 되면 투자자들의 기대수익률이 상승하여 주가는 하락하고, 금리가 하락하면 기대수익률이 하락하여 주가는 상승하게 된다. 한편, 호황기에는 신속한 판매대금회수로 기업들의 자금회전이 원활해지고 이것은 통화량의 증가로 이어져 금리하락과 주가상승으로 나타나게 된다. 반면, 불황기에는 투자수요 감소로 금리가 하락함에도 불구하고 기업실적 악화로 주가하락이 나타날 수 있다. 본 논문에서는 장기금리로 3년만기 국고채금리와 3년만기 회사채금리를, 단기금리로는 무담보콜금리와 양도성예금증서금리를 선택하였으며 장단기 금리스프레드로 변환하여 사용하였다.

[2] 물가와 주가

다른 모든 요인들이 일정할 때, 물가가 상승할 경우 투자자들은 구매력 감소를 보상받기 위하여 더 높은 수익률을 요구하게 되고 주식수익률에 부(-)의 효과를 미칠 수 있다. 그러나 물가상승으로 인하여 기업의 명목현금흐름이 증가할 수 있는데, 이 경우 기업의 명목현금흐름이 인플레이션과 동일한 비율로 증가한다면 보통주식은 인플레이션에 대하여 헷지효과(hedge effect)⁸⁾를 제공할 수 있다. 즉, 인플레이션으로 인한 실질수익률의 감소가 없다면 주식은 인플레이션의 헷지수단이 될 수 있다. 이와 같은 논리는 명목수익률이 기대실질수익률과 기대인플레이션의 합이라는 Fisher의 가설과 유사하다. 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

식 (11)에서 보듯이 Fisher의 가설에 의하면 인플레이션율과 동일하게 주식의 명목수익률이 상승하므로 주식의 실질수익률은 변하지 않는다. 즉, 주식이 인플레이션에 대한 헷지수단으로 이용될 수 있다는 것이다.

$$N_{t-1} = E(R_t | t-1) + E(I_t | t-1) \quad (11)$$

단, N_{t-1} : $(t-1)$ 기간 말에 관찰된 명목수익률

$E(R_t | t-1)$: t 기간 말의 실질수익률에 대한 기대치

$E(I_t | t-1)$: t 기간 말의 인플레이션율에 대한 기대치

8) 스태그플레이션(stagflation). 즉, 경기가 침체하면서 물가가 상승하는 상황에서는 비용상승 인플레이션(cost push inflation)이 발생하여 기업의 현금흐름에도 부(-)의 영향을 미쳐서 주가가 하락한다. 그러나 경기가 호황국면일 때는 기업의 생산성 향상으로 인한 현금흐름의 증가가 수반되어 인플레이션율을 상회하는 주가의 상승이 가능하다.

그러나 1970년 이후 세계 각국이 높은 인플레이션을 경험하면서, 오히려 인플레이션하에서는 실질 주식투자수익률이 하락할 수밖에 없다는 비판적인 평가가 많아졌다. 인플레이션 환경하에서는 감가상각비, 재고자산 등이 과소평가되어 현금유출을 초래하고 투자수익률을 하락시킨다. 또한 투자환경의 불확실성을 더해 증권가격의 하락을 초래하며, 개인투자가 입장에서 보면 현행 세제하에서의 인플레이션은 또 다른 형태의 세금이 되므로 납세 후 실질투자수익률을 낮춘다. 따라서 주식이 인플레이션의 헷지수단이 되지 못하여 물가와 부(-)의 관계를 갖고 있음을 시사한다. 본 논문에서는 물가지수로서 소비자물가지수와 생산자물가지수를 사용하였다.

[3] 실물시장과 주가

일반적으로 경기가 활황을 보이면 경제가 확대되고 기업들의 생산활동이 활발해지므로 기업 수익의 증가와 함께 주가는 상승하게 된다. 반면 경기가 불황이 되면 기업들의 생산활동이 위축되어 기업수익이 감소하게 되어 주가는 하락한다. 경기의 움직임은 기본적으로 생산 및 수요에 관한 여러 가지 경제변수들을 분석함으로써 파악할 수 있는데, 그 대표적인 지표로는 GNP(국민총생산) 통계를 들 수 있다. 그러나 GNP 통계는 당해 연도 또는 분기가 끝난 후 상당기간이 지난 뒤에야 사용이 가능하기 때문에 이를 통하여 현재의 경기상황이나 미래의 경제전망을 신속히 판단하기는 어렵다. 그러므로 경제동향의 보다 신속한 파악을 위해서는 월별로 발표되는 각종 경제지수들을 이용하여 수요동향이나 생산동향을 알아볼 필요가 있

다.

본 논문에서는 실물경기수준을 타나내는 변수로서 산업생산지수와 국제원유가격, 반도체가격 및 산업용 전력판매단가를 사용한다. 우리나라는 원유 순수입 국가이므로 유가의 상승은 비용상승으로 인한 공급의 위축과 수요의 감소로 인한 물가상승의 원인이 된다. 그 결과 물가상승에 따른 금리상승의 영향으로 주가는 하락할 수 있다. 단기적으로 유가가 주가에 미치는 영향은 그리 크기 않지만 최근의 급등한 국제유가는 주가에 영향을 미치는 주요한 변수로 볼 수 있다. 따라서 국제유가를 경제성장률 지수로 나타내면 주가와 부(負)의 관계를 가지며 전력단가도 이와 같은 상관관계를 갖는다. 국제유가와 반대로 반도체는 우리나라의 대표적인 주력 수출품으로서 반도체 가격의 강세는 IT산업의 경기회복을 나타낸다. 특히 반도체 가격은 IT 산업의 경기를 나타내므로 IT관련 종목에 민감한 영향을 미친다.

[4] 해외시장과 주가

개방경제체제하에서 국민경제는 무역수지, 수출동향, 환율 등의 해외시장변수와 밀접한 관계를 가지고 있다. 특히, 우리나라처럼 경제전체에서 해외부문이 차지하는 비중이 큰 국가일수록 해외시장 변수는 중요한 역할을 하게 된다.

수출이 차지하는 비중이 높은 우리 경제의 경우 환율의 영향은 매우 크다. 원화가치가 절상되면 수출상품의 외화표시가격이 인상되어 단기적으로는 수출금액이 증가하지만 장기적으로는 수출량의 감소

효과가 더 크게 나타나 수출이 감소하게 되는 J-curve 효과가 발생한다. 따라서 원화의 절상은 수출감소 및 무역수지적자로 연결되어 주가에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 그러나 이러한 단순논리와는 반대로 환율인하는 주가상승을 가져올 수도 있다. 원화가치상승은 안정된 경제를 의미할 수 있기 때문에 해외로부터의 자금유입이 증가되어 국내 통화량이 증가하게 되고, 증가된 자금이 국내증시로 유입되어 주가의 상승을 유발할 수 있다. 본 논문에서는 해외시장변수로서 원달러 환율을 사용한다.

3-5. 변수소개 및 모형설정

본 절에서는 실증분석에 사용될 변수를 소개하고 모형 설정에 대해 설명하였다.

첫째, 금융자산 포트폴리오를 주식과 채권으로 구성하여 초과수익률을 산출하였다.⁹⁾ 주가지수로는 KOSPI 지수, KOSPI 200지수, KOSPI IT지수를 선택하였고, 채권금리는 무담보콜금리와 양도성예금증서금리 등의 단기금리로 제한하였다. KOSPI 지수는 상장된 모든 기업에 대한 주식 평가액을 나타내며, KOSPI 200지수 상장기업 또는 등록기업에서 기업규모나 실적 등을 기준으로 상위 200개 종목을 모아 주가지수로 나타낸 지수이므로 우리나라 주식시장 상황을 대변할 수 있는 대표적인 지수이다. 아울러 KOSPI IT지수는 상장기업들 중에서 IT기업만을 모아서 만든 지수인데, 반도체가격을

9) 27쪽 3장 2절 참조

설명변수로 이용한 모형에서 변수의 설명력을 알아보기 위해 KOSPI IT지수를 사용하였다.

둘째, 투자전략의 수립을 위한 투입정보로써 사용된 거시경제변수는 앞서 3장 4절에서 설명한 바와 같이 각 시장별로 변수를 선정하였다. 금리부분에서는 국고채 3년물, 회사채 3년물 등의 장기금리와 무담보콜금리, 양도성예금증서금리 등의 단기금리를 선택하였다. 물가지수로는 소비자물가지수와 산업생산지수를 사용하였으며, 해외시장지수인 원달러 환율을 물가지수의 대체변수로 이용하였다. 생산지수로는 산업생산지수를 사용하였으며, 각 산업별 동향을 나타낼 수 있는 국제유가, 반도체가격, 산업용 전력단가를 대체변수로 이용하였다.

모형에 투입되는 설명변수는 3가지인데, 인플레이션율, 경제성장률, 장단기 금리스프레드로 한정하여 모든 모형에 동일하게 적용하였다. 특히 인플레이션율과 경제성장률은 백분을 변화 또는 비율(ratios)에 의하여 측정되는 경제변수이므로 수준 또는 지수변수로부터 유도되었고, 연리(%)로 되어있던 모든 장·단기 금리는 월리(%)로 바꾼 후에 금리스프레드로 변환하였다. 모형에서 사용될 변수로 변환하는 과정과 변환에 사용된 원자료는 다음과 같다.

〈표 1〉 거시경제변수의 변환

거시경제변수	변환과정의 예시	변환에 사용된 원자료
인플레이션율	$100 \times \frac{(CPI_t - CPI_{t-1})}{CPI_{t-1}}$	소비자물가지수(CPI) ¹⁰⁾ 생산자물가지수(PPI) ¹¹⁾ 원달러환율(DOLR) ¹²⁾
경제성장률	$100 \times \frac{(IP_t - IP_{t-1})}{IP_{t-1}}$	산업생산지수(IP) ¹³⁾ 국제원유가격(WTI) ¹⁴⁾ 반도체가격(DRAM) ¹⁵⁾ 산업용 전력단가(MIPP) ¹⁶⁾
장단기 금리스프레드	장기금리 - 단기금리	3년만기 국고채 금리 3년만기 회사채 금리 무담보콜금리(CALL) 양도성예금증서금리(CD)

셋째, 다음은 본 논문에서 분석할 모형들을 정리한 것이며, 거시경제변수로 변환될 원자료들은 각 모형마다 다르게 구성하여 모형을 설정하였다. 아울러 포트폴리오로 구성된 주가지수와 금리 변수들은 앞서 3장 2절에서 소개한 바처럼 초과수익률로 변환하여 종속변수로 사용하고, 물가지수, 생산지수 및 장단기 스프레드 등의 거시경제변수들은 〈표 1〉에서와 같이 변환하여 설명변수로 사용하였다.

-
- 10) 기준시점 : 2000 = 100
 11) 기준시점 : 2000 = 100
 12) 기준환율 : 원/미국달러
 13) 기준시점 : 2000 = 100 (원지수)
 14) 단위 : U\$/BBL
 15) 단위 : U\$/개 (256MD)
 16) 단위 : 원

<표 2> 모형 및 변수소개

항목	포트폴리오 (주가지수,금리)	물가지수	생산지수	장단기 금리스프레드
모형 1	KOSPI ¹⁷⁾ , CD	CPI	IP	회사채3년-CD
모형 2				
모형 3	KOSPI, CALL	PPI	IP	국고채3년-CALL
모형 3-1				
모형 3-2				
모형 3-3				
모형 4	KOSPI, CD	PPI	DRAM	회사채3년-CD
모형 5	KOSPI IT ¹⁸⁾ , CD	PPI	DRAM	회사채3년-CD
모형 6	KOSPI 200 ¹⁹⁾ , CD	DOLR	WTI	국고채3년-CD
모형 7	KOSPI 200, CALL	CPI	WTI	회사채3년-CALL
모형 8	KOSPI 200, CD	CPI	MIPP	국고채3년-CD
모형 9	KOSPI 200, CALL	DOLR	MIPP	회사채3년-CALL

모형들은 각기 다른 포트폴리오와 거시경제변수로 구성되어 있으므로 트레이딩 전략을 통해 높은 수익률을 결과하는 모형을 찾고자 한다. 아울러 비교대상에 따라 몇몇의 모형을 선정하여 비교분석하기도 하였는데 모형 1부터 모형 5까지가 이러한 경우이다. 모형 1과 모형 2는 각각 월별과 분기별로 빈도가 다른 자료를 이용한 모형으로서 자료의 빈도에 따른 차이점을 비교하였다. 모형 3과 모형 3-1, 모형 3-2, 모형 3-3은 시차를 다르게 하여 비교한 모형들로

17) 기준시점 : 1980. 1. 4 = 100

18) 기준시점 : 2000. 1. 4 = 1,000

19) 기준시점 : 1990. 1. 3 = 100

서 각각 당월 시차, 1개월 전 시차, 2개월 전 시차, 3개월 전 시차를 두었다. 모형 4와 모형 5는 자산 종목을 다르게 하여 비교한 모형이며, 모형 4에서는 KOSPI 지수를 사용하고 모형 5에서는 KOSPI IT지수로 포트폴리오를 구성하여 비교하였다.

넷째, 자료는 한국은행 경제통계시스템, 유가증권시장본부, 통계청, 산업자원부, 석유화학공업협회, 에너지경제연구원, 한국전력거래소 등의 자료를 이용하였다.

제 4 장 실증분석결과²⁰⁾

4-1. 모형별 실증분석결과

[1] 모형 1과 모형 2의 분석결과

* 비교 내용 : 모형별로 자료의 빈도수를 다르게 하였을 때의 분석결과 비교

* 공통 변수

포트폴리오의 구성 : KOSPI지수 수익률, CD금리 수익률

거시경제변수 : CPI, IP, 3년만기 회사채금리, CD금리

* 분석 기간

[모형 1] 추정기간 : 1991년 3월 ~ 2006년 12월 (월별자료)

예측기간 : 2006년 1월 ~ 2006년 11월 (11개월)

[모형 2] 추정기간 : 1991년 1분기 ~ 2005년 4분기 (분기별자료)

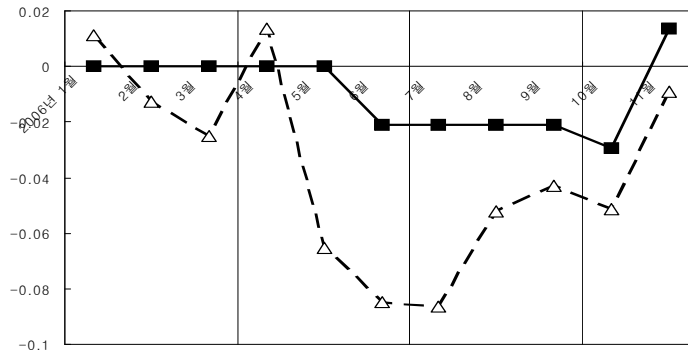
예측기간 : 2006년 1분기 ~ 2006년 3분기 (3분기)

예측기간을 동일하게 설정하였을 때 자료의 빈도수(frequencies)가 각각 월별과 분기별로 다른 두 모형이 어떠한 차이를 보이는지 알아보기 위해 모형 1과 모형 2를 비교하였다. 이 두 모형에서는 모든 변수를 공통으로 선택하여 사용하였는데, 초과수익률은 KOSPI지수와 양도성예금증서(CD)금리를 이용하여 산출하였고, 소비자물가지수(CPI), 산업생산지수(IP), 3년만기 회사채금리, 양도성예금증서(CD)금리 등의 거시경제변수를 이용하였다.

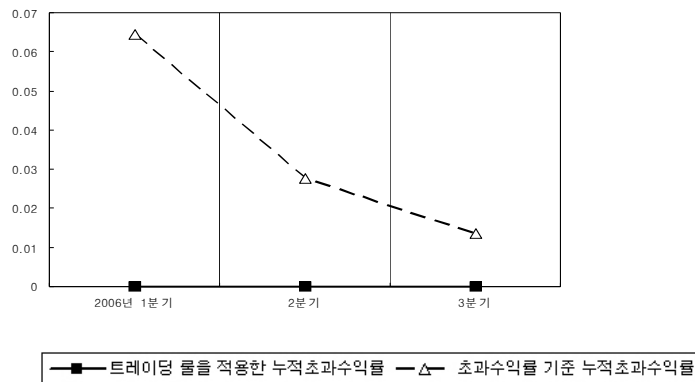
20) 본 논문에서는 EViews를 이용하여 프로그램 하였음.

<그림 2> 모형 1과 모형 2의 누적초과수익률

모형 1



모형 2



위의 <그림 2>는 모형 1과 모형 2의 누적초과수익률(cumulative excess return)²¹⁾을 나타낸 것이다. 트레이딩 룰을 적용하여 산출한 누적초과수익률과 초과수익률만으로 계산한 누적초과수익률을 그래프로 나타내어 비교하였다.

먼저 월별자료를 이용한 모형 1의 초과수익률 기준 누적초과수익

21) 29쪽 3장 3절 참조

를 살펴보면, 2006년 4월, 8월, 9월, 11월에 초과수익률의 반등세에도 불구하고 4월을 제외한 전 기간 동안 누적초과수익률은 음(-)의 수익률을 보였다. 따라서 4월이 되어야 주가지수 수익률이 채권수익률 대비 0.0138의 초과수익률을 거둘 수 있기는 하지만 이후 11월까지는 주가지수 수익률이 채권수익률에 미달한다.

한편, 트레이딩 룰을 운용하였을 때 6월부터 10월까지의 누적초과수익률은 음(-)의 값을 가지며 부진하였지만 초과수익률 기준 누적초과수익률이 -0.08651까지 기록한 것과 비교하면 0.06정도 더 높은 수익률을 결과했다. 비록 4월에는 트레이딩 룰을 운용했을 때의 누적초과수익률이 초과수익률 기준 누적초과수익률 보다 수익률이 낮았지만 대부분의 투자시점에서 트레이딩 룰을 적용하였을 때의 누적초과수익률이 초과수익률을 기준으로 한 누적초과수익률에 비해 높은 수익률을 결과 했다. 최종적으로도 11월의 누적초과수익률은 -0.009대인데 반해 트레이딩 룰을 고려한 누적초과수익률은 0.00137에 달하였으므로 주식과 채권으로 자산을 전환하는 투자전략이 주식만을 보유할 때 보다 좋은 실적을 결과할 수 있음을 알 수 있다.

모형 2의 경우에는 누적초과수익률이 예측기간 전 기간에 걸쳐 지속적인 하향추세를 보이고 있지만 최종시점까지 양(+)의 방향에서 벗어나지 않았고, 트레이딩 룰을 적용한 누적초과수익률이 0으로 일정하다. 아래의 자산선택 결정 결과를 정리한 것을 보면, 모형 2의 경우 투자기간 내내 채권을 보유하는 선택을 하였는데, 이 경우의 트레이딩 룰에 의한 누적초과수익률이 0인 반면 초과수익률 기준 누적초과수익률은 지속적인 하향추세에도 불구하고 최종시점인 2006년 3분기에도 0.1354의 초과수익률을 결과하였다. 따라서 모

형 2에서는 투자기간 내내 주식을 보유함으로써 0.1354 이상의 누적수익률을 유지할 수 있다.

모형 1의 경우에는 앞서 <그림 2>를 통해 투자자산을 주식과 채권으로 전환하며 보유하는 것이 주식만 보유하는 것 보다 높은 초과수익을 얻을 수 있다는 것 알았다. 아래의 자산선택 결정 결과를 보면 6월, 10월, 11월에 주식보유를 선택하고, 그 외의 기간에는 채권보유를 선택하는 투자전략을 세울 수 있다. 이렇게 트레이딩 룰로 설정한 투자전략이 초과수익률을 기준으로 한 누적초과수익률의 하강추세를 상쇄하였다.

예측기간 (월)	모형 1		예측기간 (월)	모형 2	
	예측치	자산선택 결정		예측치	자산선택 결정
2006. 01	0.4067	채권	2006.1분기	0.3649	채권
2006. 02	0.4946	채권			
2006. 03	0.4647	채권			
2006. 04	0.4968	채권	2006.2분기	0.4557	채권
2006. 05	0.4828	채권			
2006. 06	0.5274	주식			
2006. 07	0.4607	채권	2006.3분기	0.3870	채권
2006. 08	0.3609	채권			
2006. 09	0.4631	채권			
2006. 10	0.5552	주식			
2006. 11	0.5864	주식			

다음은 프로빗 모형을 이용하여 모형 1과 모형 2를 추정한 결과이며 자산수익에 영향을 미치는 변수를 찾아보았다.

	모형 1 1991.03~2005.12 (월)	모형 2 1991/1~2005/4 (분기)
constant	-0.0885(-0.6995)	-0.3326(-1.0554)
$\widehat{\beta}_{Inf}$	-0.3781(-1.9365)**	0.1477(0.5980)
$\widehat{\beta}_{Growth}$	0.0040(0.2555)	0.0530(1.6784)**
$\widehat{\beta}_{Ts}$	170.1246(1.8584)**	1.7008(0.0269)
SSE	0.4924	0.5048
McFadden R ²	0.0305	0.0361
LR	7.4278	2.9466

※ 괄호 안의 값은 t-통계량, 괄호 왼쪽의 값이 회귀계수값임.

※ *는 5% 수준에서, **는 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

먼저, 모형 1에서는 인플레이션율과 장단기 금리스프레드가 유의수준 10%에서 유의적인 변수로 나타났으며, 모형 2에서는 경제성장률이 10% 수준에서 유의적으로 나타났다. 두 모형은 변수를 공통적으로 사용하였지만 자료의 빈도가 월별과 분기별로 각기 달라 유의적인 변수도 서로 다르게 결과하였다.

한편, 물가는 초과수익률과 부(負)의 관계를 갖는 것으로 알려져 있는데, 모형 2에서의 인플레이션율은 양(+)의 기울기를 나타냈다. 이것은 사용된 변수에 기인하기 보다는 자료의 빈도 차이에 의한 것으로 보인다.

프로빗 모형의 추정결과에서 제공되는 통계적 정보는 매우 요약되어 있으므로 정확한 모형 선택을 위한 분석으로 반드시 고려해야 하는 것은 아니다. 그러나 본 과정에서는 자료의 빈도가 각기 다른 두 모형을 비교하기 위해 LR통계량 정보를 살펴보았다. LR통계량은 더 많이 신뢰할 수 있는 설명변수가 추가되는 것이 종속변수에 대

한 의사결정에서 더 큰 효과와 확률을 제공한다는 것을 의미한다. 따라서 LR통계량은 더 클수록 선호되는데 모형 1의 LR통계량이 모형 2보다 큰 값을 나타냈다. 반면 McFadden R^2 와 SSE의 값은 각 모형간의 차이가 매우 미미했다.

누적초과수익률과 자산선택 결정의 결과를 통해 모형 1은 트레이딩 룰을 통해 주식과 채권을 번갈아 보유하는 것이 보다 나은 수익률을 결과할 수 있고, 모형 2는 주식만을 보유하는 것이 낫다는 결과를 얻었다. 포트폴리오 구성과 고려된 거시경제변수가 동일할 때 분기별 자료 보다 좀 더 빈도가 높은 월별 자료를 사용하여 분석하는 것이 거시경제변수의 설명력을 높일 수 있다고 볼 수 있다. 일반적으로 다른 조건이 동등하다면 추출된 표본은 크면 클수록 좋다고 알려져 있으며, 추출된 표본이 많을수록 귀납논증의 결론이 갖는 개연성 혹은 설득력이 증가하기 때문이다.

모형 1은 자료의 빈도차이에 의한 모형비교 과정에서 뿐만 아니라 트레이딩 전략을 통한 투자성과면에서도 더 나은 수익률을 결과하였다. 따라서 모형 1과 같은 상황에서는 KOSPI 지수를 고려하여 운용되는 종목과 CD금리에 의해 투자하는 종목을 트레이딩 전략에 의해 투자하고, 이 때 소비자물가지수의 변환변수인 인플레이션율과 3년만기 회사채금리 및 CD금리로 도출한 장단기 금리스프레드를 고려하여 투자전략을 설정하는 것이 자본수익을 결과할 수 있다.

[2] 모형 3과 모형 3-1, 모형 3-2, 모형 3-3의 분석결과

* 비교 내용 : 모형별로 월별 시차를 다르게 적용하였을 때의 분석결과 비교

[모형 3] : 당월시차 모형

[모형 3-1] : 모형 3의 1개월 전 시차 모형

[모형 3-2] : 모형 3의 2개월 전 시차 모형

[모형 3-3] : 모형 3의 3개월 전 시차 모형

* 공통 변수

포트폴리오의 구성 : KOSPI지수, 콜금리

거시경제변수 : PPI, IP, 3년만기 국고채금리, 콜금리

* 분석 기간

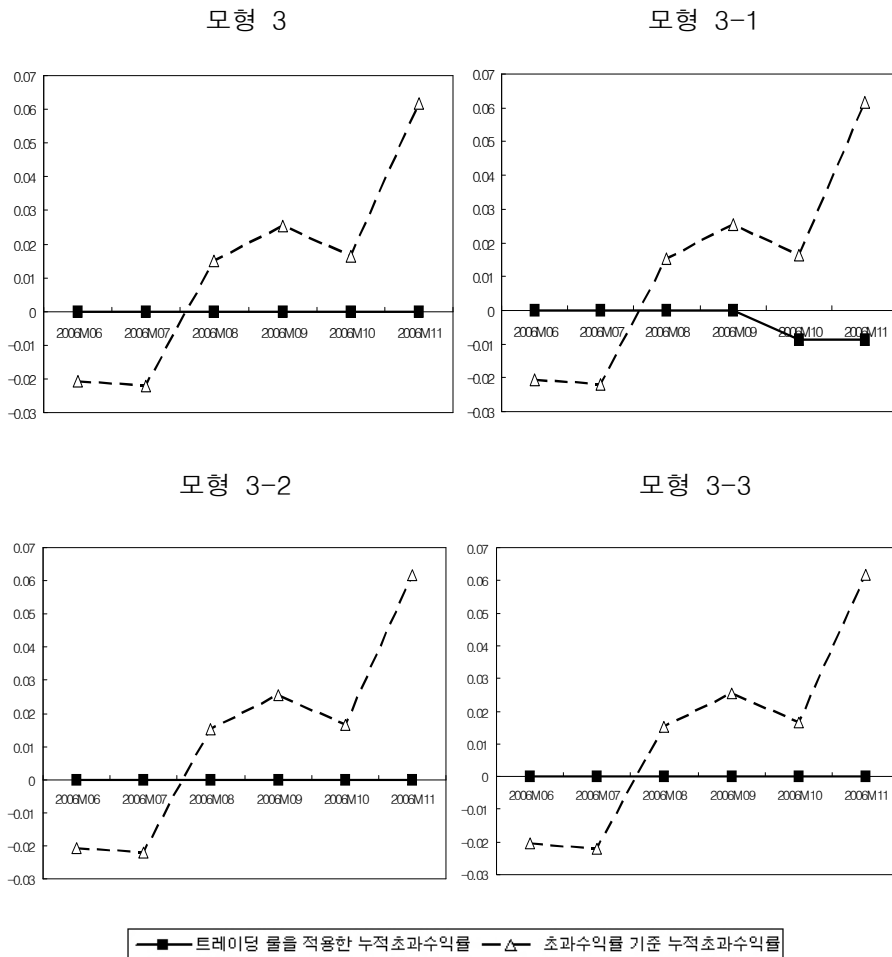
추정기간 : 1995년 5월 ~ 2006년 5월 (월별자료)

예측기간 : 2006년 6월 ~ 2006년 11월 (6개월)

모형 3과 모형 3-1, 모형 3-2, 모형 3-3을 통해 설명변수에 어느 정도의 시차를 두었을 때 종속변수에 대한 설명력을 증가시킬 수 있는지 알아보았다. 모형 3에서는 KOSPI 지수와 콜금리로 포트폴리오를 구성하였고 사용된 거시경제변수는 3년만기 국고채금리, 콜금리, 생산자 물가지수(PPI), 산업생산지수(IP)이다. 모형 3은 설명변수에 당월 시차를 적용하였고 모형 3-1, 모형 3-2, 모형 3-3은 각각 1개월 전, 2개월 전, 3개월 전의 시차를 두어 비교하였으며, 따라서, 이 네 가지 모형에서 사용된 변수와 예측기간은 동일하다.

다음의 <그림 3>에서 네 모형은 시차만 다르게 한 모형들이므로 초과수익률 기준 누적초과수익률은 모두 동일하며 2006년 6월부터 7월까지의 음(-)의 누적초과수익률을 기록하였지만 8월부터 11월까지의 양(+)의 누적초과수익률을 유지한다. 최종시점인 11월에는 예측기간 중에서 가장 높은 누적초과수익률을 달성함으로써 주식에 투자하는 것이 더 높은 누적수익을 결과할 수 있음을 보였다.

<그림 3> 모형 3과 모형 3-1, 3-2, 3-3의 누적초과수익률



트레이딩 룰을 적용하였을 때의 누적초과수익률을 비교하면 모형 3, 모형 3-2, 모형 3-3에서 예측기간 내내 0으로 유지되고 있다. 모형 3-1의 경우에는 10월과 11월에 음(-)의 누적초과수익률을 보이고 있는데, 투자의 최종시점인 11월에 누적초과수익률이 -0.009를 결과함으로써 다른 시차를 적용한 모형에서보다 부진한 성과를 보였다.

예측기간	모형 3		모형 3-1	
	예측치	자산선택 결정	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.4693	채권	0.4634	채권
2006.07	0.4831	채권	0.4292	채권
2006.08	0.4082	채권	0.3636	채권
2006.09	0.3912	채권	0.4579	채권
2006.10	0.4875	채권	0.5250	주식
2006.11	0.4298	채권	0.4159	채권

예측기간	모형 3-2		모형 3-3	
	예측치	자산선택 결정	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.3303	채권	0.4974	채권
2006.07	0.3814	채권	0.3908	채권
2006.08	0.4534	채권	0.4196	채권
2006.09	0.3505	채권	0.4559	채권
2006.10	0.3472	채권	0.3998	채권
2006.11	0.4600	채권	0.3991	채권

모형 3, 모형 3-1, 모형 3-2, 모형 3-3의 예측치와 자산선택 결정 결과를 위와 같이 정리하였다. 초과수익률이 양(+)의 값을 가질 확률에 대해 예측한 결과, 1개월 시차를 둔 모형 3-1에서만 트레이딩 기준점인 0.5를 넘는 예측치를 결과했다. 따라서 모형 3-1은 자산을 전환하며 보유하는 투자전략을 세울 수 있으며, 나머지 모형 3, 모형 3-2, 모형 3-3은 예측기간 내내 채권만을 보유한다. 트레이딩 전략을 운용한 모형 3-1에서 예측 최종시점인 2006년 11월에 음(-)의 누적초과수익을 결과하였다. 즉, 모형 3-1은 트레이딩 없이 주식만을 보유하는 것이 더 나은 수익을 얻을 수 있다. 물론, 시차

를 다르게 적용한 모형 3, 모형 3-2, 모형 3-3에서도 초과수익률만을 기준으로 하여 주식에 투자하는 것이 낫다는 결과를 나타냈다.

다음은 위의 네 가지의 모형들의 추정 결과를 정리한 것이다.

1995.05~2006.05 (월)				
	모형 3	모형 3-1	모형 3-2	모형 3-3
constant	-0.1510 (-1.1523)	-0.1930 (-1.4640)	-0.1542 (-1.1500)	-0.1386 (-1.0596)
$\widehat{\beta}_{Inf}$	-0.0768 (-0.4786)	-0.0440 (-0.3048)	-0.4044** (-1.7569)	-0.2103 (-1.1075)
$\widehat{\beta}_{Growth}$	-0.0140 (-0.7686)	0.0288 (1.5668)	0.0164 (0.8789)	0.0092 (0.4993)
$\widehat{\beta}_{Ts}$	96.2707 (1.3641)	79.7594 (1.0973)	93.2554 (1.1659)	63.9723 (0.8711)
SSE	0.4987	0.4958	0.4918	0.4996
McFadden R ²	0.01931	0.0273	0.0438	0.0207
LR	3.5133	4.9151	7.8251	3.6782

※ 괄호 안의 값은 t-통계량, 괄호 아래의 값이 회귀계수값임.

※ *는 5% 수준에서, **는 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

시차를 각기 다르게 적용한 네 가지 모형에서 통계적으로 유의미한 변수를 찾으면 모형 3-2에서 인플레이션율만이 10% 수준에서 유의적으로 나타났다. 각 모형에서 상대적으로 설명력이 높은 변수로는 모형 3에서는 장단기 금리스프레드, 모형 3-1에서는 경제성장을, 모형 3-2와 모형 3-3은 인플레이션율로 나타났다. 이처럼 시차 외의 다른 조건은 모두 동일하게 하였음에도 시차의 차이로 인해 선택할 수 있는 유의적인 변수가 모형마다 다를 수 있다는 것을 알

수 있다. 아울러 모형 3에서 경제성장률이 종속변수와 부(-)의 관계를 나타내고 있는데 이 점은 나머지 세 모형과도 다르다. 모형 3에서 경제성장률로 변환한 거시경제변수는 산업생산지수(IP)인데 일반적으로 산업생산지수를 이용한 경제성장률이 주가지수 수익률과 정(正)의 상관관계를 갖는다는 이론과도 상이한 결과이다.

기존의 연구들에 의하면 설명변수에 2개월 전 시차를 두었을 때가 다른 시차를 두었을 때에 비해 종속변수에 대한 설명력이 크다고 알려져 있다. 위의 실증분석을 통해서도 이와 마찬가지로 2개월 전 시차를 둔 모형에서 설명력이 가장 높은 변수를 선택할 수 있다는 것을 확인하였다. 아울러 통계적 정보인 SSE값, McFadden의 R^2 값, 그리고 LR통계량의 정보를 통해서도 모형 3-2를 선호할 수 있다.

모형 3과 모형 3-1, 모형 3-2, 모형 3-3은 각각 당월시차, 1개월 전 시차, 2개월 전 시차, 3개월 전 시차를 두어 비교하였다. 이 모형들 중에서 모형 3-2에서 2개월 전 시차를 두었을 때 설명변수의 설명력이 가장 높았다. 그러나 이러한 변수의 유의성이 트레이딩 전략을 통해 자본수익을 결과하게 하는 데에는 영향을 미치지 못했다. 따라서 이 모형들은 같은 결과를 나타냈으며, 투자기간 내내 주식에 투자하는 것이 자산을 전환하며 투자하는 것 보다 높은 수익을 얻을 수 있었다.

[3] 모형 4와 모형 5의 분석결과

* 비교 내용 : 모형별로 주가지수를 다르게 적용하였을 때의 분석결과 비교

[모형 4] 포트폴리오의 구성 : KOSPI지수, CD금리

[모형 5] 포트폴리오의 구성 : KOSPI IT지수, CD금리

* 공통 변수

거시경제변수 : PPI, DRAM, 3년만기 회사채금리, CD금리

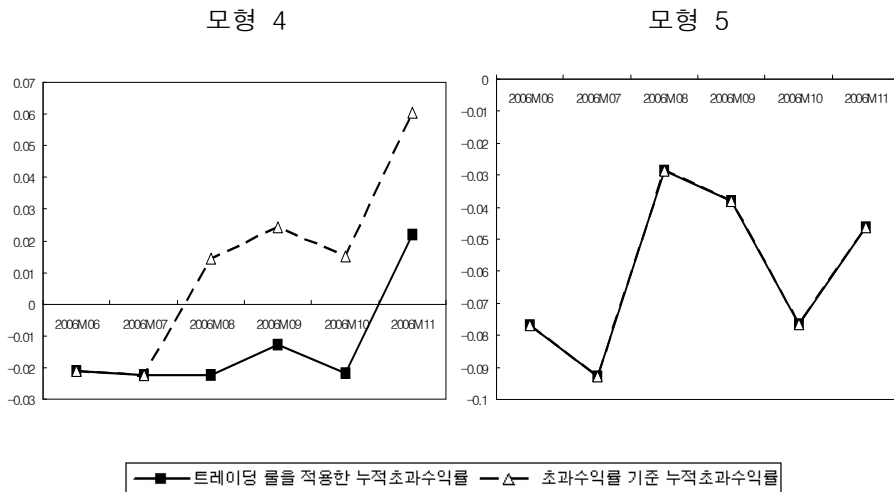
* 분석 기간

추정기간 : 2002년 10월 ~ 2006년 5월 (월별자료)

예측기간 : 2006년 6월 ~ 2006년 11월 (6개월)

주식에 투자하더라도 경기에 민감한 주식들에만 투자하면 경기하강기에는 투자한 모든 자산들이 영향을 받기 쉽기 때문에 경기에 민감한 종목들로 포트폴리오를 구성하기 보다는 경기 영향을 덜 받거나 경기하강기에는 오히려 각광받는 종목들로 대체하는 것이 위험을 줄일 수 있다. 가령 반도체 관련 주식에 투자하면 경기상승기에는 주가가 많이 오를지 몰라도 경기하강기에는 주가가 큰 폭으로 떨어져 손실을 크게 입을 수 있다. 따라서 모형 4와 모형 5의 포트폴리오에 각각 KOSPI 지수와 KOSPI IT지수를 투입하여 구성하고 거시경제변수를 두 모형에 동일하게 적용하였다. 특히 경제성장률의 변환변수로 반도체 가격을 사용함으로써 적용된 주가지수에 따른 수익률의 차이를 비교하였다.

<그림 4> 모형 4과 모형 5의 누적초과수익률



<그림 4>를 통해 두 모형의 누적초과수익률을 나타냈다. 모형 4의 경우 초과수익률 기준 누적초과수익률이 트레이딩 룰을 적용한 누적초과수익률보다 높은 수익률을 기록하였다. 초과수익률 기준 누적초과수익률은 2006년 6월과 7월에는 음(-)의 누적수익률을 보이지만 8월부터 11월까지 계속 양(+)의 누적초과수익을 결과하였다. 트레이딩 룰을 적용한 누적초과수익률도 최종시점인 11월에는 양(+)의 누적수익을 얻을 수 있지만, 초과수익률 기준 누적초과수익률에 비해 낮은 수익률을 결과했다.

모형 5의 누적초과수익률의 추세는 모형 4의 누적초과수익률의 추세와 상이하게 나타났는데, 모형 5에서 사용한 KOSPI IT지수는 정보통신 종목에 대한 평가지표이므로 모형 4에서 사용한 KOSPI 지수와 경기상황에 따른 반응이 다르기 때문으로 보인다. 모형 5는 초과수익률만을 기준으로 투자전략으로 자산을 운용할 때와 트레이딩 전략을 운용할 때의 누적초과수익률이 모두 예측기간 내내 음(-)의

방향에 속할 뿐만 아니라 수익률도 동일하다. 이렇게 트레이딩 룰을 적용한 누적초과수익률이 음(-)의 수익을 결과하고는 있지만 초과수익률 기준 누적초과수익률도 같은 값을 결과하고 있으므로 트레이딩 룰을 적용함으로써 인해 투자성과가 부진해졌다고는 할 수 없다.

예측기간	모형 4		모형 5	
	예측치	자산선택 결정	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.6427	주식	0.5769	주식
2006.07	0.6597	주식	0.7064	주식
2006.08	0.4629	채권	0.5167	주식
2006.09	0.6577	주식	0.6777	주식
2006.10	0.7878	주식	0.6250	주식
2006.11	0.6849	주식	0.5392	주식

위의 결과는 모형 4와 모형 5의 예측치와 트레이딩 전략을 정리한 것이다. 모형 4는 2006년 6월과 7월에 주식에 투자하고, 8월에는 채권에 투자했다가 이후 기간에는 주식으로 전환하는 트레이딩 전략을 갖는다. 그러나 앞서 살펴본 누적초과수익률에 따르면 이러한 트레이딩 전략이 투자성과를 향상시키지는 못했다. 모형 5는 예측기간 전 기간에 걸쳐 주식을 보유하는 전략을 세웠는데, 투자자산을 전환하지 않고 주식에만 투자할 때와 같은 상황이므로 초과수익률 기준 누적초과수익률과 트레이딩 룰을 적용한 누적초과수익률이 동일한 값을 가지게 된다.

다음은 모형 4와 모형 5의 추정결과를 정리한 것이다.

2002.10~2006.05 (월)		
	모형 4	모형 5
constant	0.1108(0.1688)	-0.0450(-0.0707)
$\widehat{\beta}_{Inf}$	-0.6864(-1.5338)	-0.4049(-0.9322)
$\widehat{\beta}_{Growth}$	0.0303(1.7749)**	0.0433(2.2698)*
$\widehat{\beta}_{Ts}$	437.0335(0.5949)	409.7222(0.5674)
SSE	0.4883	0.4860
McFadden R ²	0.0981	0.1239
LR	5.7378	7.3602

※ 괄호 안의 값은 t-통계량, 괄호 아래의 값이 회귀계수값임.

※ *는 5% 수준에서, **는 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

각 모형에서 설명력이 높은 변수를 찾으면, 두 모형 모두 경제성장률을 선택할 수 있다. 이 두 모형에서는 포함된 모든 거시경제변수를 공통으로 사용하였으며, 그 중 경제성장률로 산출된 변수는 반도체 가격이다. 특히 KOSPI IT지수를 이용한 모형 5에서는 경제성장률이 유의수준 5% 수준에서 유의한 것으로 나타나 모형 4에서의 경제성장률보다 높은 유의수준을 나타냈다. 이는 KOSPI IT지수가 IT업종만을 대상으로 한 주가지수이기 때문에, IT부문 품목인 반도체 가격은 KOSPI지수 보다 KOSPI IT지수에 대해 높은 설명력을 갖는다고 해석할 수 있다.

산업생산지수, 반도체 가격, 회사채 3년물금리, CD금리 등의 거시경제변수를 사용할 경우, 반도체 가격은 KOSPI지수와 KOSPI IT지수에 모두에 높은 설명력을 보였다. 물론 특정산업의 연계성에 의해 KOSPI IT지수에 대한 설명력이 조금 더 높기는 하였으나 주가지수

수익률이 크게 부진하여 투자성과를 상향시키는 직접적인 효과를 나타내지 못했다. KOSPI IT지수에 의해 운용되는 종목으로 포트폴리오를 구성하면 경기상승기에는 수익률이 상승할 수 있어도 경기하강기에는 큰 폭으로 하락할 수 있다. 모형 5의 누적초과수익률이 모형 4와 차이를 보이는 것도 이러한 이유에 근거한다.

[4] 모형 6, 모형 7, 모형 8, 모형 9의 분석결과

[모형 6]

포트폴리오의 구성 : KOSPI 200지수, CD금리
거시경제변수 : DOLR, WTI, 3년만기 국고채금리, CD금리
추정기간 : 2002년 10월 ~ 2006년 5월 (월별자료)
예측기간 : 2006년 6월 ~ 2006년 11월 (6개월)

[모형 7]

포트폴리오의 구성 : KOSPI 200지수, 콜금리
거시경제변수 : CPI, WTI, 3년만기 회사채금리, 콜금리
추정기간 : 2002년 10월 ~ 2006년 5월 (월별자료)
예측기간 : 2006년 6월 ~ 2006년 11월 (6개월)

[모형 8]

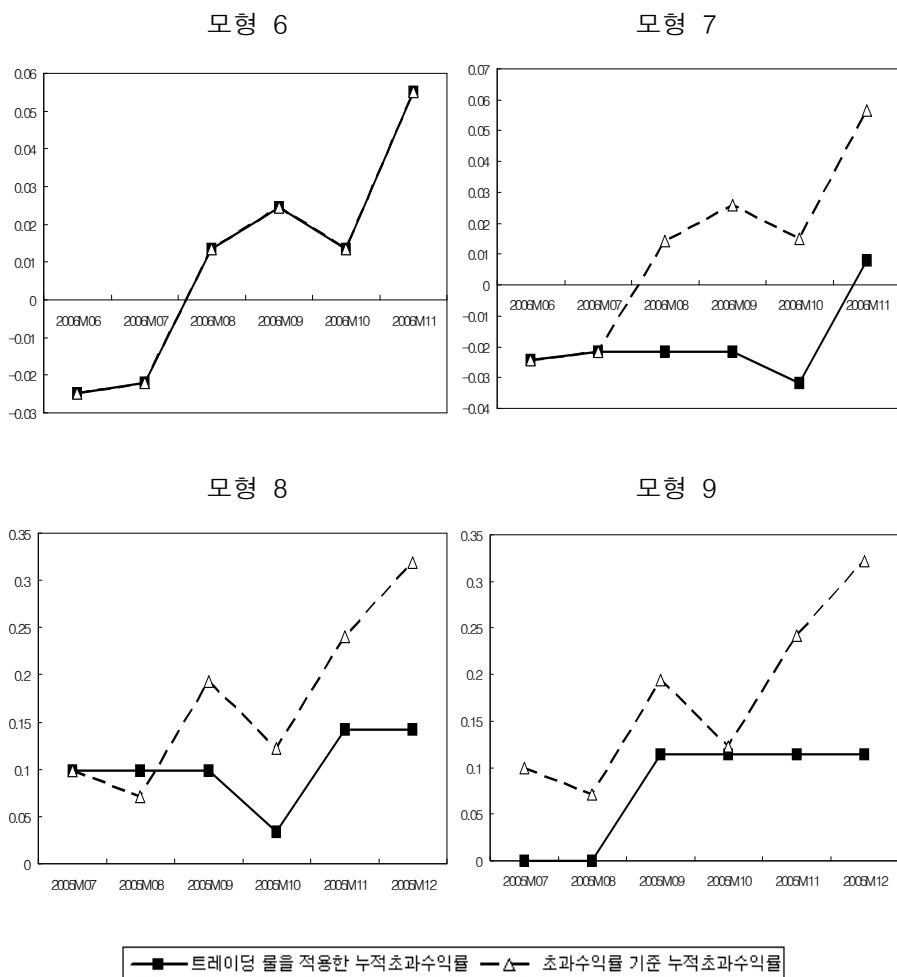
포트폴리오의 구성 : KOSPI 200지수, CD금리
거시경제변수 : CPI, MIPP, 3년만기 국고채금리, CD금리
추정기간 : 1995년 5월 ~ 2005년 6월 (월별자료)
예측기간 : 2005년 7월 ~ 2005년 12월 (6개월)

[모형 9]

포트폴리오의 구성 : KOSPI 200지수, 콜금리
거시경제변수 : DOLR, MIPP, 3년만기 회사채금리, 콜금리
추정기간 : 1995년 5월 ~ 2005년 6월 (월별자료)
예측기간 : 2005년 7월 ~ 2005년 12월 (6개월)

앞서 살펴본 모형들은 비교대상이 되는 조건을 제외한 다른 조건은 모두 동일하게 하여 비교하였다. 하지만 모형 6, 모형 7, 모형 8, 모형 9는 금융자산 포트폴리오와 거시경제변수를 다양하게 구성하였다. 우선 다음의 누적초과수익률 그래프를 통해 각 모형의 투자성과를 살펴보았다.

<그림 5> 모형 6, 모형 7, 모형 8, 모형 9의 누적초과수익률



모형 6에서 트레이딩 룰을 적용한 누적초과수익률은 초과수익률을 기준으로 한 누적초과수익률과 예측기간 전체에 걸쳐 같은 값을 갖는다. 이는 트레이딩 룰에 의해 투자기간 내내 주식을 보유하는 선택을 했다는 것을 의미하며, 이것은 트레이딩 전략 없이 지속적으로 주식에 투자할 때와 같은 결과를 나타낸다. 수익률면에서는, 처음 예측을 시작한 2006년 6월의 초과수익률은 -0.0247 로서 주가지수 수익률이 채권수익률에 비해 미달하였지만 최종기한인 11월에는 0.055 의 누적초과수익률을 달성했다.

모형 7에서는 2006년 6월과 7월의 두 누적초과수익률이 -0.0243 으로서 같은 값을 가졌지만 2006년 8월부터는 초과수익률 기준 누적초과수익률이 트레이딩 룰을 적용했을 때보다 높은 누적수익률을 보였다. 만기시점에는 두 누적초과수익률 모두 양(+)의 수익을 달성했지만 초과수익률만으로 산출한 누적초과수익률이 트레이딩 룰을 적용한 누적초과수익률에 비해 0.023 정도 더 높은 수익을 기록하였다.

모형 8에서는 7월까지의 초과수익률 기준 누적초과수익률이 트레이딩 룰을 적용했을 때보다 약간 낮은 누적수익률을 보였지만 이후 기간 내내 초과수익률 기준 누적초과수익률의 수익률이 더 높은 실적을 나타냈다. 그러나 두 경우의 누적초과수익률 모두 예측기간 전 기간에 걸쳐 양(+)의 누적초과수익률 보였다.

모형 9에서도 두 누적초과수익률이 예측기간 내내 양(+)의 누적초과수익률을 보였지만, 트레이딩 룰을 적용한 누적초과수익률이 초과수익률 기준 누적초과수익률에 비해 부진한 결과를 보였다. 투자를 시작한 2005년 7월에 주가지수 수익률은 채권수익률을 0.0099 정도 초과하였으며 예측 최종시점인 12월에는 누적초과수익률이

0.3214를 기록하며 높은 실적을 나타냈다. 반면 트레이딩 전략에 의해 투자를 운용한 경우에는 2005년 7월에 0의 초과수익률을 보였으며, 2006년 9월부터 12월까지 0.1147로 일정한 누적초과수익률을 결과했다.

예측기간	모형 6		모형 7	
	예측치	자산선택 결정	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.5736	주식	0.6919	주식
2006.07	0.5862	주식	0.5777	주식
2006.08	0.5599	주식	0.3209	채권
2006.09	0.5383	주식	0.4627	채권
2006.10	0.5634	주식	0.7002	주식
2006.11	0.6089	주식	0.7659	주식
예측기간	모형 8		모형 9	
	예측치	자산선택 결정	예측치	자산선택 결정
2005.07	0.3303	채권	0.4974	채권
2005.08	0.3814	채권	0.3908	채권
2005.09	0.4534	채권	0.4196	채권
2005.10	0.3505	채권	0.4559	채권
2005.11	0.3472	채권	0.3998	채권
2005.12	0.4600	채권	0.3991	채권

위의 결과는 모형 6부터 모형 9까지의 예측치와 트레이딩 룰을 통한 자산선택 결과를 정리한 것이다. 모형 6은 앞서 <그림 5>를 통해 누적초과수익률을 살펴본 바와 같이 트레이딩 룰을 통한 보유자산 선택결정에서 예측기간 전 기간에 걸쳐 주식을 선택하는 전략을 수립함으로써, 트레이딩 전략 없이 주식만을 보유했을 때와 같은 투

자성과를 결과하였다. 모형 7, 모형 8, 모형 9는 트레이딩 룰을 통해 트레이딩 전략 수립하였지만 이러한 전략을 운용한 투자성과가 트레이딩 전략 없이 지속적으로 주식만을 보유했을 때의 투자성과에 비해 미달된 누적수익률을 결과하였다.

다음은 모형 6부터 모형 9까지의 추정결과를 정리한 것이다.

	2002.10~2006.05 (월)		1995.05~2005.06 (월)	
	모형 6	모형 7	모형 8	모형 9
constant	0.3082 (1.0567)	0.3460 (0.7165)	-0.0700 (-0.5141)	-0.2838 (-2.1448)
$\widehat{\beta}_{Inf}$	-0.0121 (-0.1182)	-0.7135 (-1.5540)	-0.2556 (-1.0593)	-0.0496 (-1.3667)
$\widehat{\beta}_{Growth}$	0.0191 (0.9266)	0.0227 (1.0609)	0.0097 (0.6992)	-0.0094 (-0.7846)
$\widehat{\beta}_{Ts}$	-502.7658 (-0.9743)	-56.8306 (-0.1615)	138.0449 (1.4167)	119.3996** (1.7538)
SSE	0.5092	0.5025	0.4921	0.4935
McFadden R ²	0.0219	0.0451	0.0315	0.0260
LR	1.5630	3.2219	5.2325	6.1850

※ 괄호 안의 값은 t-통계량, 괄호 아래의 값이 회귀계수값임.

※ *는 5% 수준에서, **는 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

모형 6에서는 10% 수준에서 유의적인 설명변수를 찾을 수는 없지만 다른 변수에 비해 상대적으로 인플레이션율의 설명력이 높게 나타났다. 인플레이션율로 변환한 변수는 원달러 환율이다. 아울러 장단기 금리스프레드의 기울기값이 음(-)으로 나타났는데 이러한 결과는 일반적으로 장단기 금리스프레드가 주가지수 수익률에 양(+)의

영향을 미친다는 이론과 상반되는 결과이며 이 모형에서 사용된 장단기 금리스프레드의 변수는 3년만기 국고채 금리와 CD금리이다.

모형 7에서도 유의수준 10% 수준에 해당되는 변수는 찾을 수 없지만 인플레이션율의 설명력이 다른 변수에 비해 높게 나타났으며 인플레이션율로 변환된 변수는 소비자물가지수이다. 모형 7의 장단기 금리스프레드도 모형 6과 마찬가지로 음(-)의 기울기값을 나타냈는데, 모형 7에서 장단기 금리스프레드로 변환된 변수는 3년만기 회사채금리와 콜금리이다.

모형 8에서도 유의수준 10% 이내에 해당되는 변수를 찾을 수 없지만 다른 변수들에 비해 설명력이 높은 변수로는 장단기 금리스프레드이며 3년만기 국고채 금리와 CD금리가 사용되었다.

모형 9에서는 인플레이션율이 유의수준 10% 이내에 해당되어 유의적인 변수로 선택할 수 있는데 이 모형에서 인플레이션율로 변환된 변수는 원달러 환율이다. 모형 6에서도 원달러 환율로 도출한 인플레이션율이 다른 변수들에 비해 상대적으로 설명력이 높은 변수로 나타났다.

이 네 가지 모형에서는 생산지수를 특정산업의 원자재 단가로 대체하여 사용하였는데 반도체 가격, 국제원유가격, 산업용 전력단가와 같은 실물자산을 설명변수에 적용하였다. 또한 원달러 환율을 물가지수로 사용함으로써 각각의 대체변수가 수익결정에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 국제원유가격과 같은 외부변수는 제조업이나 물가에 직접적인 영향을 미치는 변수이고 산업용 전력판매량의 경우에는 우리나라 전력판매량 중 54% 비중을 차지하며 부문별 전력판매량 중에서 비중이 가장 높을 뿐만 아니라 생산활동에 직접적으로 쓰이는 전력판매량이기 때문에 제조부문의 경제활동 수준을 나

타낸다. 특히 전력단가의 경우 환율이 하락할 경우 특혜를 받는 변수로서 환율에 민감한 변수이다. 따라서 모형 9에서는 경제성장률의 변수로 산업용 전력단가를 사용하고 인플레이션 변수로 원달러 환율을 사용했다. 추정결과, 국제원유가격과 산업용 전력판매단가는 각 모형내에서 유의적인 변수로 선택되지 못했다. 아울러 모형 9에서 산업용 전력판매단가와 환율을 거시경제변수로 함께 사용하였지만 주가지수와 금리 사이의 관계를 설명할 수 있는 변수로 선택할 수 없다.

위의 분석결과를 종합해 보면, 모형 6을 제외하고는 트레이딩 전략을 사용하지 않는 것이 더 높은 수익률을 보였고, 모형 6의 경우에도 투자기간 내내 주식만을 보유하는 트레이딩 전략을 수립함으로써 트레이딩 전략없이 주식만을 보유할 때와 같은 누적수익을 결과했다. 모형 6과 같이 KOSPI 200지수와 CD금리의 변화에 연계되는 종목을 포트폴리오로 구성할 경우 트레이딩 전략에 의해 투자기간 동안 주식만을 보유하는 것이 높은 수익을 결과한다는 것을 보였으며 이는 트레이딩 전략과 상관없이 주식만을 보유할 때와 보유자산이 동일하다.

4-2. 실증분석결과 정리

모형 1부터 모형 9까지의 실증분석 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 자산을 트레이딩 전략에 의해 전환하며 보유함으로써 수익을 결과한 모형은 모형 1이다. 모형 1에서와 같이 KOSPI 지수와 CD금리에 연계되는 종목으로 포트폴리오를 구성할 경우 소비자물가지

수로 변환한 인플레이션율과 3년만기 회사채금리 및 CD금리로 도출한 장단기 금리스프레드를 고려하여 트레이딩 전략을 설정하고, 이에 따라 자산을 운용함으로써 트레이딩 없이 주식만을 보유할 때 보다 높은 누적초과수익을 달성할 수 있다. 아울러 모형 5와 모형 6은 트레이딩 룰에 의해 보유자산을 선택한 결과 예측기간 내내 주식을 보유하는 전략을 수립하였다. 비록 트레이딩 없이 주식만을 보유할 때와 같은 수익률을 결과하였지만 트레이딩 룰에 의해 수립한 투자전략이 실제 수익률에 상응하였다는 점에 의의를 둘 수 있다.

둘째, 월별 자료를 이용한 모형들 중에서 트레이딩 전략과 상관없이 최종시점의 누적초과수익률이 높았던 모형을 순서대로 정렬하면, 모형 3, 모형 4, 모형 7, 모형 6, 모형 9, 모형 8, 모형 1 순이다. 모형 8과 모형 9는 예측기간 내내 양(+)의 누적초과수익률을 유지했으며, 이 중에서 트레이딩 전략을 사용하여 높은 수익을 결과한 모형은 모형 1과 모형 6이 해당된다.

셋째, 모형을 비교내용별로 묶어서 비교한 결과로 얻은 결론은 먼저, 월별 자료와 분기별 자료 중에서는 자료의 빈도가 높은 월별 자료를 이용하는 것이 바람직하다는 점이다. 또한 설명변수에 2개월 전 시차를 적용하면 변수의 설명력을 높일 수 있고, 주가지수와 거시경제변수를 동일 산업내에서 선택하여 사용하면 거시경제변수의 유의성이 향상된다.

넷째, 경제 대표지수의 대신 반도체 가격, 국제원유가격, 산업용 전력단가 등을 대체변수로 사용하였으나 기대와 달리 설명력이 높게 나타나지 못했다. 반도체 가격의 경우에는 동종 산업의 주가지수인 KOSPI IT지수를 사용함으로써 반도체 가격의 설명력을 높일 수 있었지만 실제로 자본수익에 큰 영향은 미치지 못했다.

제 5 장 요약 및 결론

기존의 연구들에 의해 주가지수 수익률과 거시경제변수들 간의 관계에 대해 많은 이론적 모형이 제시되었다. 이들 대부분의 연구는 VAR(Vector Auto Regression) 모형을 거시경제변수가 주가지수 수익률에 미치는 영향과 변수사이의 상관관계를 통해 주가지수 수익률의 등락을 예측한다. 그러나 실제 투자에서는 주식에 집중투자하기 보다는 자산을 포트폴리오로 구성하므로 VAR 모형에 의한 예측은 포트폴리오 투자에 대해서 예측력이 높지 않다. 따라서 주가지수 수익률의 방향성 예측을 기반으로 포트폴리오의 수익구조를 설계하는 투자전략이 필요하다.

Leung, Daouk, and Chen(2000)은 주식과 채권으로 포트폴리오를 구성하여 초과수익률을 정의하고, 프로빗 모형을 통해 초과수익률의 방향성을 예측함으로써 자산선택을 통한 투자전략 제시하였다. 본 논문에서는 Leung, Daouk, and Chen(2000)의 연구방법을 참고하여 우리나라 거시경제변수로 모형을 구성했을 때 자본수익을 결정하는 포트폴리오 구성과 거시경제변수를 찾고자 하였다. 프로빗 모형은 초과수익률의 방향성을 양분변수로 변환하여 이를 종속변수로 사용하는데 추정된 종속변수를 바탕으로 초과수익률이 양(+)의 값을 가질 확률을 예측할 수 있다. 이 예측치는 주가지수 수익률이 채권수익률을 초과할 확률을 의미하며, 예측치에 트레이딩 룰을 적용하여 보유자산을 선택함으로써 트레이딩 전략을 수립한다. 이러한 투자전략은 시간가중수익률로 계산한 누적초과수익률을 통해 투자성과를 평가할 수 있으며, 트레이딩 없이 주식만을 보유했을 때의 누적초과수익률과 트레이딩 룰을 적용하여 투자자산을 선택했을 때

의 누적초과수익률을 비교하였다.

실증분석을 위해 구성된 모형은 총 9가지이며 각 모형마다 포트폴리오와 거시경제변수를 다르게 하여 구성하였다. 이 모형들의 실증분석 결과 종합하면 다음과 같다.

첫째, 트레이딩 룰을 운용하여 투자자산을 선택하는 트레이딩 전략은 종속변수로 사용되는 포트폴리오의 수익률 보다는 어떠한 설명변수를 고려하느냐에 따라 각기 다른 결과를 초래한다. 또한 예측기간에 의해서도 투자결과가 달라질 수 있는데, 예측기간을 6개월이라는 단기간으로 설정한 모형들에서는 트레이딩 룰에 의한 트레이딩 전략이 트레이딩 없이 집중 투자할 때보다 높은 수익을 결과하지는 못했다. 그러나 트레이딩 룰을 운용하지 않고 주식에 집중투자 할 때의 누적초과수익률 추세를 살펴보면 수익률의 변화 폭이 커서 비록 만기시점에 높은 누적수익을 결과할 수 있더라도 각 투자시점에서는 안정적인 수익을 보장받지 못했다. 반면 트레이딩 룰을 운용하면 투자기간 내내 수익률의 변화폭이 작아서 누적초과수익률이 안정적인 추세를 보였다.

둘째, 자료를 수집할 때에는 자료의 빈도가 높을수록 분석결과의 정확성이 증대되고, 설명변수에 2개월 전 시차를 적용하면 변수의 유의성이 향상된다. 특히 IT산업과 같은 특정산업에 투자할 때에는 해당산업의 주가지수와 함께 연계성을 갖는 거시경제변수, 즉 반도체 가격과 같은 변수를 고려하면 변수의 설명력이 높아진다.

셋째, 반도체 가격, 국제원유가격, 산업용 전력단가와 같은 실물자산을 적용하여 자본수익에 영향을 기대했으나 직접적인 효과를 나타내지는 않았다. 그러나 반도체 가격의 경우에는 동종 산업의 주가지수인 KOSPI IT지수를 사용함으로써 반도체 가격의 설명력을 높

였다.

그러나 본 논문에서는 자산을 주식과 채권으로만 한정하여 포트폴리오를 구성하고 특정 종목 대신 이 종목과 연계되는 대표지수, 즉 KOSPI 지수나 CD금리 등으로 종목선정을 대신하였다. 아울러 예측기간을 일률적으로 단기간으로 한정하였다는 한계점을 갖는다. 따라서 좀 더 정확한 분석을 위해서는 포트폴리오의 구성과 종목선정을 세부적으로 하고 단기, 중기, 장기의 투자기간을 적용해야 한다.

참 고 문 헌

- 권영준, 김성태, 이홍, 신기철 (1990), 한국 종합주가지수 예측모형 비교, 증권학회지 제12권, 375-402.
- 김영재 (1999), 경기변동에 따른 주식시장과 채권시장의 상호 보완성 및 대체성 연구, 한국경상논총 제17권 제2호, 1-18.
- 김유성, 박영석, 이정진 (2004), 장단기금리스프레드를 이용한 주식시장 마켓타이밍 전략의 유용성에 관한 실증분석, 증권학회지 제33권 제4호, 135-173.
- 김종권 (1999), 주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석, 재무관리연구 제16권 제1호, 155-170.
- 김철교, 박정옥, 백용호 (1990), 제 경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구, 증권학회지 제12권, 347-374.
- 이해영, 김종권 (2005), 주가수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석, 경영교육논총 제40집, 251-270.
- 장병기, 최종일 (2001), 주가, 기대심리, 거시경제변수의 장기균형관계 - Cointegration을 중심으로, 재무관리연구 제18권 제2호, 125-144.
- 정기용 (1991), 거시경제변수와 주가 - 한국주식시장에서의 실증분석, 91년 춘계학술연구발표논문집, 201-216.
- 정성창 (2000), 우리 나라 증권시장과 거시경제변수 - VECM을 중심으로 -, 재무관리연구 제17권 제1호, 137-159.
- 정성창, Timothy H. Lee (2002), 우리나라 증권시장과 거시경제변수: ANN와 VECM의 설명력 비교, 재무관리연구 제19권 제2호, 211-231.

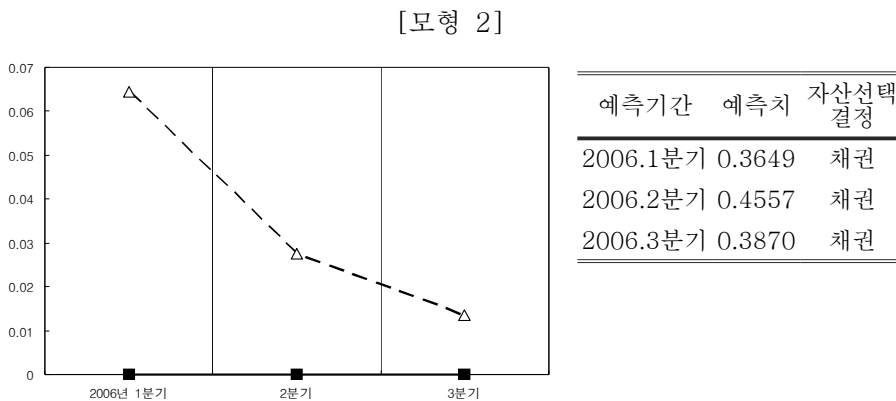
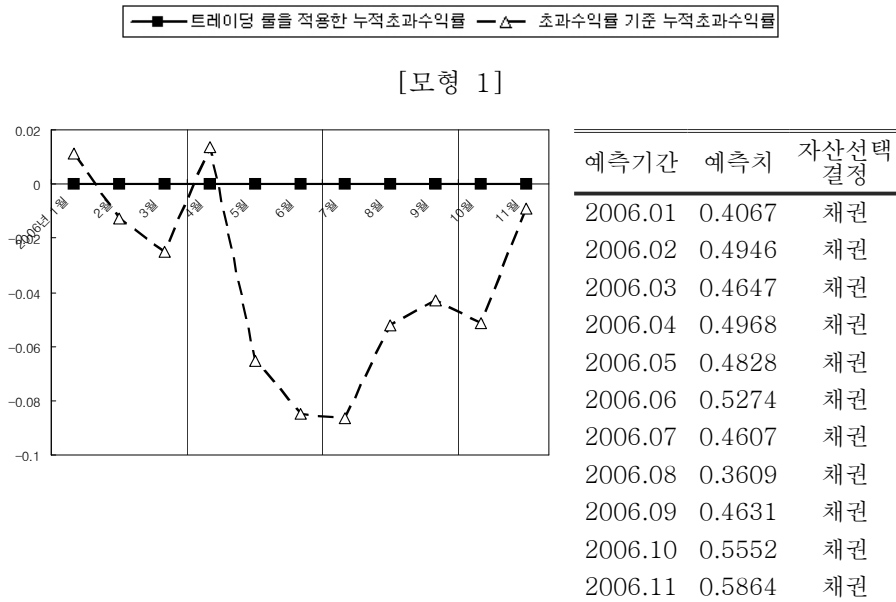
- 정성창, 정석영 (2002), 구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제 변수와의 장기 균형관계, 재무연구 제15권 제2호, 205-235.
- 정창영 (1994), 채권수익률과 주식수익률간의 선행성 분석, 증권학회지 제16권, 291-314.
- 조영경 (1999), 주요 거시경제변수와 KOSPI 간의 실증적 영향도 분석 - IMF이전과 이후의 비교 -, 경영학연구 제28권 제3호, 589-608.
- 주미영 (2000), 프로빗과 순차적 프로빗 분석에 대한 이해와 적용, 정부학연구 제6권 제1호, 24-48.
- 최완수 (2004), 거시경제변수를 이용한 종합주가지수 수익률 예측에 관한 연구 -ADL의 ECM을 중심으로-, 2004년 제4차 정기학술발표회, 519-539.
- 황선웅, 최재혁 (2006), VECM을 이용한 거시경제변수와 주가간의 관계에 대한 실증분석, 재무관리논총 제12권 제1호, 183-213.
- Aggarwal, R., and Demaskey, A. (1997), "Using derivatives in major currencies for cross-hedging currency risks in Asian emerging markets," Journal of Futures Markets 17, 781-796.
- Basu, S. (1977), "The investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis," Journal of Finance 32, 663-682.
- Campbell, J. (1987), "Stock returns and the term structure," Journal of Financial Economics 18, 373-399.

- Campbell, J. Y., and Mankiw, N. G. (1987), "Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations," *American Economic Review* 77, 111-117.
- Chan, L., Hamao, Y., and Lakonishok, J. (1991), "Fundamentals and stock returns in Japan," *Journal of Finance* 46, 1739-1764.
- Chen, A., and Leung, M. (1998), "Dynamic foreign currency trading guided by adaptive forecasting," *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies* 1, 383-418.
- Chen, N. (1991), "Financial investment opportunities and the macroeconomy," *Journal of Finance* 46, 529-554.
- Chen, N., Roll, R., and Ross, S. (1986), "Economic forces and the stock market," *Journal of Business* 59, 383-403.
- Connor, G. (1995), "The three types of factor models: A comparison of their explanatory power," *Financial Analysis Journal*, May/June, 42-46.
- Fama, E., and French, K. (1992), "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance* 47, 427-465.
- Fama, E., and French, K. (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fama, E., and Schwert, W. (1977), "Asset returns and inflation", *Journal of Financial Economics* 5, 115-146.
- Ferson, W., and Harvey, C. (1991), "The variation of

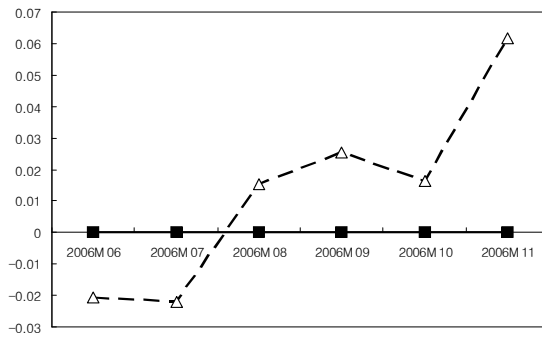
- economic risk premiums", *Journal of Political Economy* 99, 385-415.
- Person, W., and Schadt, R. (1996), "Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions", *Journal of Finance* 51, 425-461.
- He, J. and L. K. Ng (1994), "Economic forces, fundamental variables, and equity returns," *Journal of Business* 67, 599-609
- Kato, K., and Schallheim, J. (1985), "Seasonal and size anomalies in the Japanese stock market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20, 243-260.
- Leung, M. T., H. Daouk, and A. S. Chen (2000), "Forecasting stock indices: A comparison of classification and level estimation models," *International Journal of Forecasting* 16, 173-190.
- O'Connor, M., Remus, W., and Griggs, K. (1997), "Going up-going down: How good are people at forecasting trends and changes in trends?", *Journal of Forecasting* 16, 165-176.
- Pesaran, M. H. and A. Timmermann (1995), "Predictability of stock returns: Robustness and economic significance," *Journal of Finance* 50, 1201-1228.
- Ross, S. (1976), "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory* 13, 341-360.

APPENDIX

<그림 6> 트레이딩 룰(trading rule)을 0.7로 설정했을 때의
누적초과수익률과 자산선택 결정

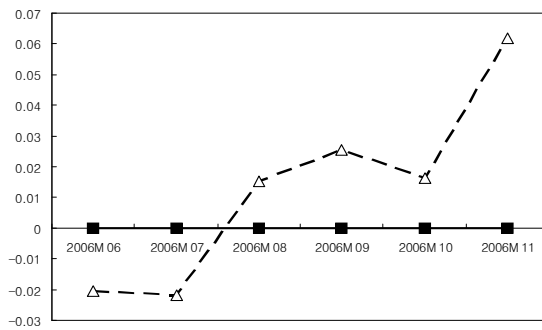


[모형 3]



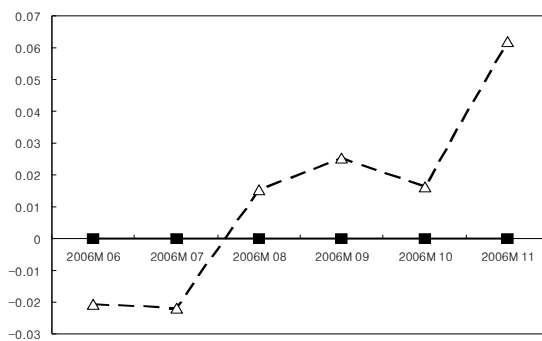
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.4693	채권
2006.07	0.4831	채권
2006.08	0.4082	채권
2006.09	0.3912	채권
2006.10	0.4875	채권
2006.11	0.4298	채권

[모형 3-1]



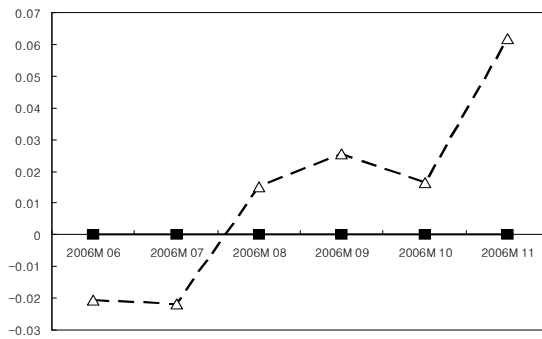
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.4634	채권
2006.07	0.4292	채권
2006.08	0.3636	채권
2006.09	0.4579	채권
2006.10	0.5250	채권
2006.11	0.4159	채권

[모형 3-2]



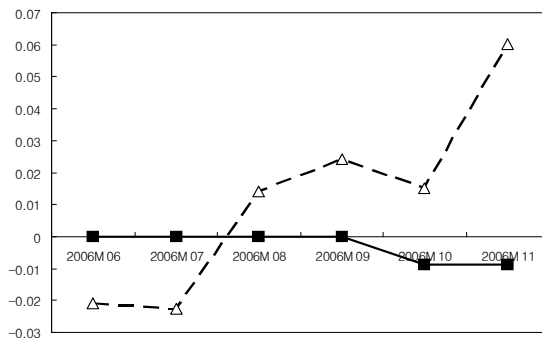
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.3303	채권
2006.07	0.3814	채권
2006.08	0.4534	채권
2006.09	0.3505	채권
2006.10	0.3472	채권
2006.11	0.4600	채권

[모형 3-3]



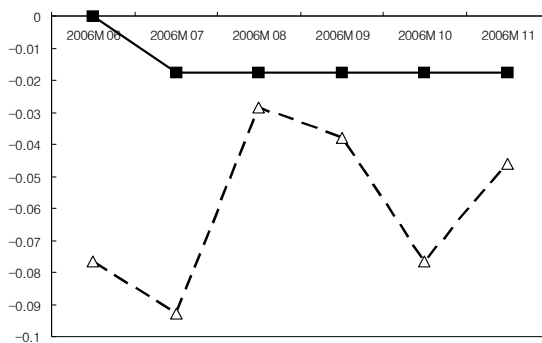
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.4974	채권
2006.07	0.3908	채권
2006.08	0.4196	채권
2006.09	0.4559	채권
2006.10	0.3998	채권
2006.11	0.3991	채권

[모형 4]



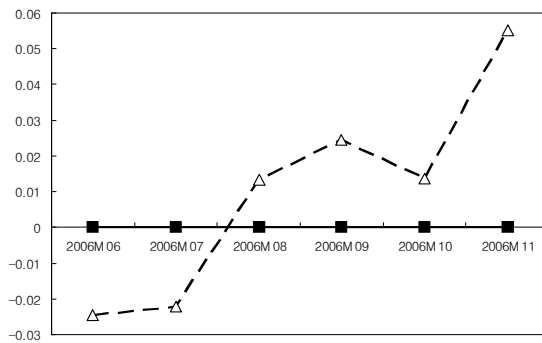
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.6427	채권
2006.07	0.6597	채권
2006.08	0.4629	채권
2006.09	0.6577	채권
2006.10	0.7878	주식
2006.11	0.6849	채권

[모형 5]



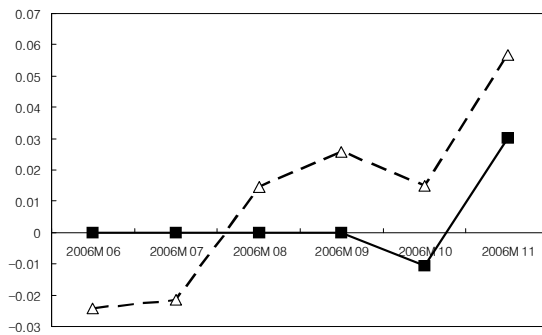
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.5769	채권
2006.07	0.7064	주식
2006.08	0.5167	채권
2006.09	0.6777	채권
2006.10	0.6250	채권
2006.11	0.5392	채권

[모형 6]



예측기간	예측치	자산선택
2006.06	0.5736	채권
2006.07	0.5862	채권
2006.08	0.5599	채권
2006.09	0.5383	채권
2006.10	0.5634	채권
2006.11	0.6089	채권

[모형 7]



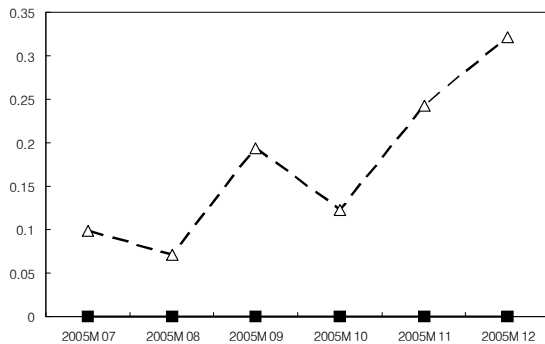
예측기간	예측치	자산선택
2006.06	0.6919	채권
2006.07	0.5777	채권
2006.08	0.3209	채권
2006.09	0.4627	채권
2006.10	0.7002	주식
2006.11	0.7659	주식

[모형 8]



예측기간	예측치	자산선택
2005.07	0.5480	채권
2005.08	0.4848	채권
2005.09	0.3724	채권
2005.10	0.5348	채권
2005.11	0.5958	채권
2005.12	0.4843	채권

[모형 9]

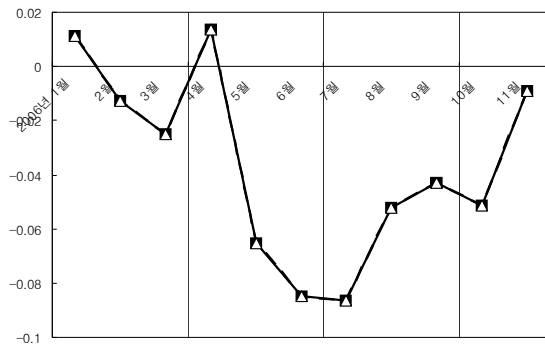


예측기간	예측치	자산선택 결정
2005.07	0.3049	채권
2005.08	0.4684	채권
2005.09	0.5057	채권
2005.10	0.4195	채권
2005.11	0.4722	채권
2005.12	0.4907	채권

<그림 7> 트레이딩 룰(trading rule)을 0.3로 설정했을 때의
누적초과수익률과 자산선택 결정

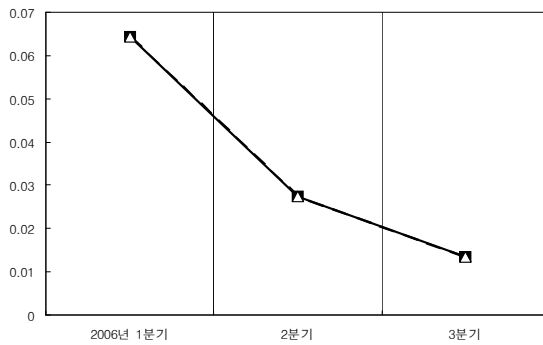
■ 트레이딩 룰을 적용한 누적초과수익률 ▲ 초과수익률 기준 누적초과수익률

[모형 1]



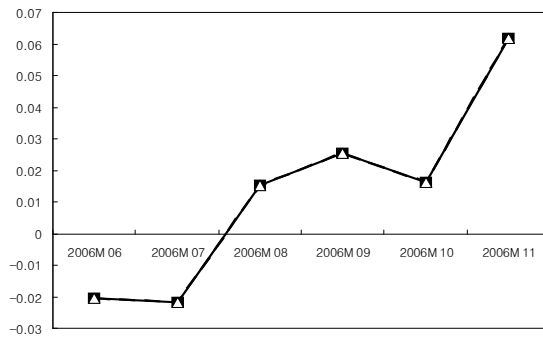
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.01	0.4067	주식
2006.02	0.4946	주식
2006.03	0.4647	주식
2006.04	0.4968	주식
2006.05	0.4828	주식
2006.06	0.5274	주식
2006.07	0.4607	주식
2006.08	0.3609	주식
2006.09	0.4631	주식
2006.10	0.5552	주식
2006.11	0.5864	주식

[모형 2]



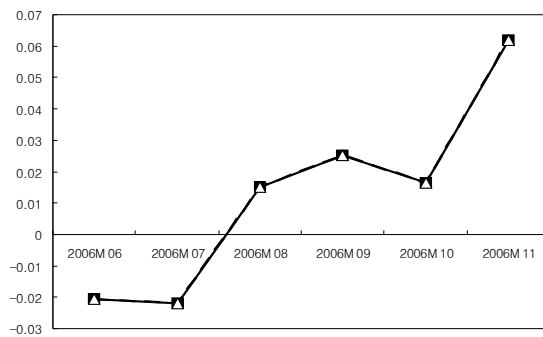
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.1분기	0.3649	주식
2006.2분기	0.4557	주식
2006.3분기	0.3870	주식

[모형 3]



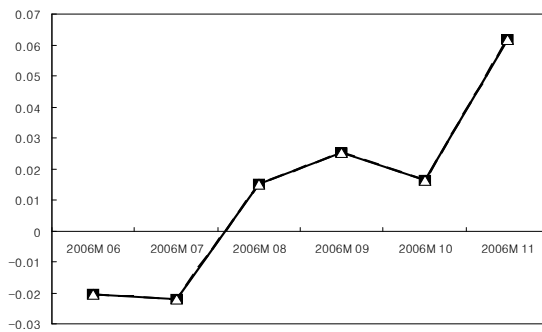
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.4693	주식
2006.07	0.4831	주식
2006.08	0.4082	주식
2006.09	0.3912	주식
2006.10	0.4875	주식
2006.11	0.4298	주식

[모형 3-1]



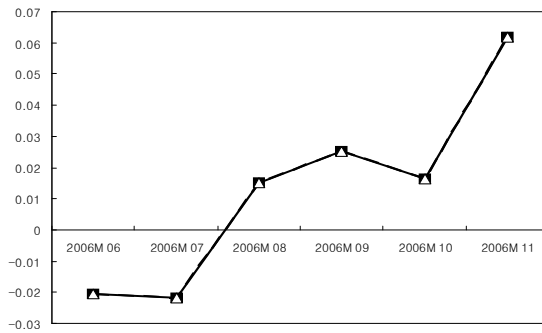
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.4634	주식
2006.07	0.4292	주식
2006.08	0.3636	주식
2006.09	0.4579	주식
2006.10	0.5250	주식
2006.11	0.4159	주식

[모형 3-2]



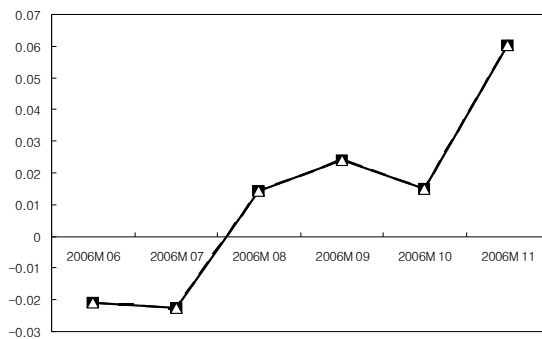
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.3303	주식
2006.07	0.3814	주식
2006.08	0.4534	주식
2006.09	0.3505	주식
2006.10	0.3472	주식
2006.11	0.4600	주식

[모형 3-3]



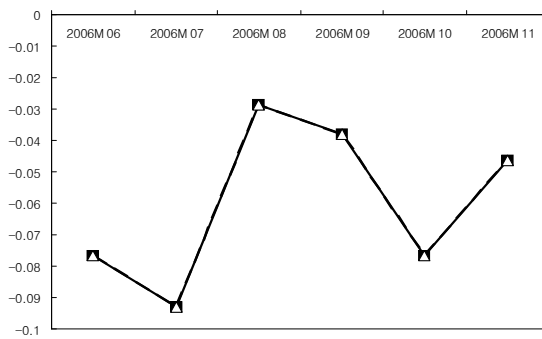
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.4974	주식
2006.07	0.3908	주식
2006.08	0.4196	주식
2006.09	0.4559	주식
2006.10	0.3998	주식
2006.11	0.3991	주식

[모형 4]



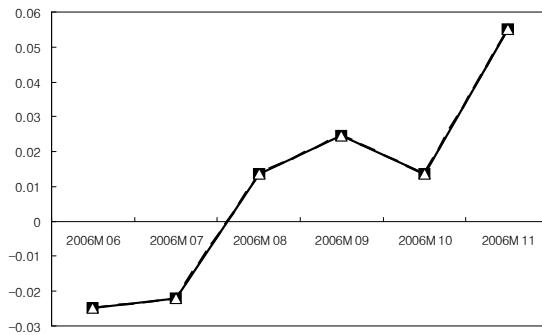
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.6427	주식
2006.07	0.6597	주식
2006.08	0.4629	주식
2006.09	0.6577	주식
2006.10	0.7878	주식
2006.11	0.6849	주식

[모형 5]



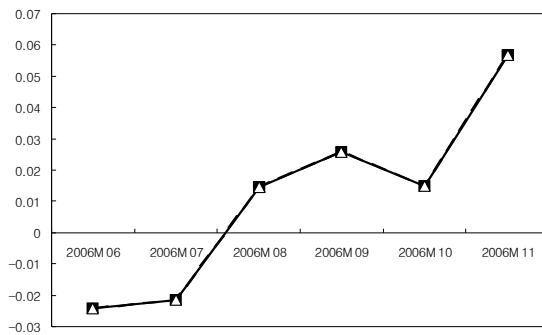
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.5769	주식
2006.07	0.7064	주식
2006.08	0.5167	주식
2006.09	0.6777	주식
2006.10	0.6250	주식
2006.11	0.5392	주식

[모형 6]



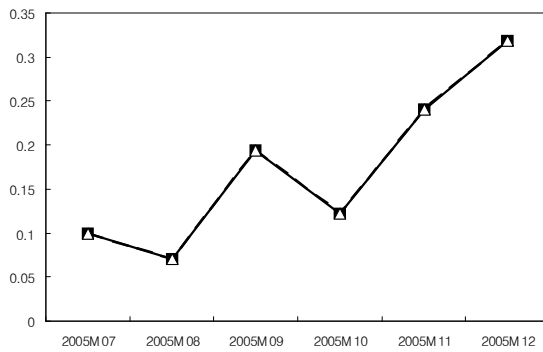
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.5736	주식
2006.07	0.5862	주식
2006.08	0.5599	주식
2006.09	0.5383	주식
2006.10	0.5634	주식
2006.11	0.6089	주식

[모형 7]



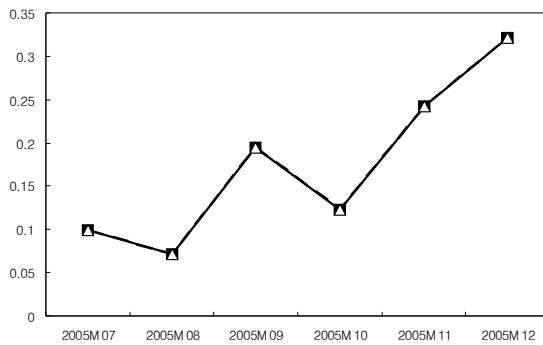
예측기간	예측치	자산선택 결정
2006.06	0.6919	주식
2006.07	0.5777	주식
2006.08	0.3209	주식
2006.09	0.4627	주식
2006.10	0.7002	주식
2006.11	0.7659	주식

[모형 8]



예측기간	예측치	자산선택 결정
2005.07	0.5480	주식
2005.08	0.4848	주식
2005.09	0.3724	주식
2005.10	0.5348	주식
2005.11	0.5958	주식
2005.12	0.4843	주식

[모형 9]



예측기간	예측치	자산선택 결정
2005.07	0.3049	주식
2005.08	0.4684	주식
2005.09	0.5057	주식
2005.10	0.4195	주식
2005.11	0.4722	주식
2005.12	0.4907	주식

ABSTRACT

The Effect of Macroeconomic Variables on the Financial Asset Portfolio

Kim, Jin Ha

Department of Economics

Graduate School of

SungKyunKwan University

This paper investigates the effect of macroeconomic variables on the financial asset portfolio, using the Korean financial and macroeconomic data set.

This paper refers to the research method of the Leung, Daouk, and Chen(2000). The excess return is defined as the compounded return on the price index minus the risk-free interest rate. This study demonstrates the predictability of stock index direction using probit model, and compares the cumulative excess return for a strategy of holding the index with that for a trading strategy by a trading rule. The trading strategy is described as the follows. If the probability that the excess return is positive is larger than trading benchmark, then purchase index fund; otherwise, purchase bond.

For this empirical analysis several models, which are

organized with various portfolio and macroeconomic variables, are used. The empirical results show the followings.

First, the trading strategies do not necessarily increase the profits. But the shift range in returns for the trading strategy is smaller than that in returns for the pure index strategy. So, the trend of movements of cumulative excess return for the pure index strategy.

Second, the higher frequency of the data enhances the accuracy of the results of the analysis. In particular, using macroeconomic variables of the industry(e.g. DRAM price) together with financial index related to the industry(e.g. KOSPI IT) in the models reinforces the explanatory power of these variables.

Third, even if the real assets such as the DRAM price, the world oil price, and the industrial electric power price are used as proxy variables for composite indices, they don't increase the cumulative returns.