

## 주식수익률의 예측 가능성과 변동성 시계 표본\*

김 인 무\*\* · 박 성 근\*\*\*

### 논문초록

본 논문은 한국 주식시장에서 시장이자율을 포함하는 재무변수들이 주식수익률을 예측할 수 있는지에 관하여 실증분석하였다. 달력시간에 입각한 표본을 사용하는 기존의 시계열분석과는 달리, 본 논문은 한국주식시장의 경제적 시간을 변동성 시계로 측정하고, 이를 이용하여 관측치를 추출한 변동성 시계 표본을 사용하였다. 주식수익률의 예측가능성을 검정하는 방법으로는 널리 사용되는 이단계 추정법과  $Q$ -통계량 검정방법을 사용하였으며, 통상적인 달력 시계 표본과 변동성 시계 표본을 이용하여 비교분석하였다. 실증분석 결과 한국주식시장의 경우 표본추출방법이 다르더라도 이자율은 주식수익률에 대하여 예측력을 가지는 것으로 나타났으며, 배당수익률과 이익주기비율이 주식수익률에 미치는 영향은 표본의 추출방법에 따라 차이가 있는 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 주식수익률, 경제적 시간, 변동성 시계 표본

경제학문헌목록 주제분류: C4

투고 일자: 2009. 7. 27. 심사 및 수정 일자: 2009. 8. 31. 게재 확정 일자: 2009. 9. 16.

\* 본 논문 작성에 많은 도움을 주신 성균관대학교 계량경제학연구센터의 박준용, 김창식 교수님과 연구원 여러분께 감사드립니다.

\*\* 제1저자, 성균관대학교 경제학부 교수, e-mail: inmookim@skku.edu

\*\*\* 제2저자, 성균관대학교 대학원 경제학과 박사과정 BK21연구원, e-mail: seongkpark@skku.edu

## I. 서론

경제학의 주요 가설 중 하나인 효율적 시장가설에 의하면 주식수익률은 예측가능하지 않다. 주식시장이 효율적이라면 현재까지 이용가능한 모든 정보가 주식이격에 이미 반영되어 있기 때문에 오직 새로운 정보만이 주식수익률에 영향을 미치게 된다. 그러나 새로운 정보 자체를 예측하는 것이 불가능하기 때문에 주식수익률 또한 예측 불가능하다는 것이 효율적 시장가설의 주요 내용이다.

그러나 현실의 자료를 이용한 실증분석 결과는 효율적 시장가설을 지지하지 않는 경우가 많았다. 특히 1980년대 후반부터 1990년대 초반까지 미국 주식시장에 대한 실증분석 결과를 살펴보면 주식수익률에 대한 재무변수의 영향력이 통계적으로 유의한 것으로 나타났고 이는 주식수익률이 예측가능하다는 증거로 제시되어 왔다. 이에 대한 연구로는 Keim and Stambaugh(1986), Campbell(1987), Campbell and Schiller(1988), Fama and French(1988, 1989), Hodrick(1992)을 들 수 있다.

이후 이러한 실증분석 결과에 대하여 계량분석방법이 잘못 적용되었기 때문이라는 비판이 제기되어 왔다. Elliot and Stock(1994)은 설명변수로 사용되는 해당 수익률과 주가이익비율 등의 재무변수들은 매우 강한 지속성(persistence)을 가지며, 또한 주식수익률과 설명변수의 오차항간에 강한 상관관계를 보이는 특징을 가지게 되는데, 이러한 특징이 통상적인  $t$ -검정의 크기(size of test)를 심하게 왜곡시킬 수 있음을 보였다. Stambaugh(1999)는 오차항이 정규분포를 따르더라도 주식수익률과 재무변수와의 회귀모형에서 재무변수의 OLS 추정치에 편의(bias)가 발생함을 보여, OLS 추정치에 입각한 주식수익률의 예측가능성 검정은 잘못된 결론에 이르게 할 수 있다고 주장하였다. Amihud and Hurvich(2004)는 주식수익률과 재무변수와의 회귀모형에서 이단계 추정과정을 통하여 OLS 추정치의 편의를 조정하는 방법을 제시하였다. Lewellen(2004)은 설명변수로 사용되는 재무변수들의 강한 지속성에 대하여 자기상관계수를 1로 제약함으로써 OLS 추정치의 편의를 제거하고 예측가능성을 검정하는 방법을 제시하고 있다.

한편 Torous et al.(2004)은 설명변수의 오차항과 주식수익률간에 부의 상관관계가 존재하고, 설명변수의 자기상관계수가 1에 가까울 경우,  $t$ -통계량의 점근적 확률분포의 임계값은  $t$ -분포의 임계값보다 크게 나타남을 보였다. Campbell and

Yogo (2006)는 주식수익률의 예측가능성 검정에 사용가능한  $Q$ -통계량이 점근적으로 정규분포를 따른다는 것을 보이고, 설명변수의 지속성이 강하게 나타나는 경우, 임계치를 조정하는 수정된  $t$ -검정보다  $Q$ -통계량을 이용한 접근방법이 우수하다는 것을 모의실험을 통해 보였다.

하지만, 이상의 방법론들을 미국의 주식수익률 예측가능성 검정에 적용해 본 결과, 여전히 여러 표본기간에서 몇몇 재무변수들에 의해 주식수익률은 예측가능하다는 결과가 제시되었다. 특히 2008년 7월 간행된 Review of Financial Studies에서 주식예측가능성을 지지하는 실증분석 연구논문들을 찾아볼 수 있다. Campbell and Thompson (2008)은 추정계수와 수익률 예측치의 부호에 적절한 제약을 가할 경우, 재무변수와의 회귀분석을 통한 주식 초과수익률의 예측력이 역사적 평균 주식수익률보다 우수함을 보여주었다. Cochrane (2008)은 장기 주식수익률과 장기 배당금 성장가능성과의 관계에서 장기 배당금 성장가능성에 관한 부정적인 실증분석 결과가 바로 장기 주식수익률의 예측가능성을 보여주는 증거라고 주장하였다. Boudoukh et al. (2008)은 주식수익률 예측모형에서 사용되는 설명변수인 배당수익등의 재무변수에서 나타나는 지속성이 단기보다는 장기의 예측가능성을 보여주는 주요 요인이라는 분석 결과를 보여주었다. Lettau et al. (2008)은 주식수익률의 예측가능성에 대한 논란의 주요 요인으로 구조변화로 인한 추정계수의 변화를 들고, 구조변화 시점보다는 구조변화 크기가 주식수익률 예측가능성에 관한 추론에 보다 큰 영향을 미친다는 사실을 보였다.

한편 한국 주식수익률의 예측가능성에 대하여 김규영·김영빈(2004)은 Lewellen(2004)의 방법을 이용하여 1984년 1월부터 2003년 12월까지의 월별 주식수익률의 예측가능성에 대해 검정하였다. 그 결과 배당수익률과 시장이자율은 주식수익률에 대한 예측력을 갖지 않는 것으로 나타났으나, 이익주가비율(earnings-price ratio)은 유의한 것으로 나타났다.<sup>1)</sup> 그러나 Lewellen(2004)의 방법은 설명변수의 자기상관계수를 1로 가정하기 때문에, 그렇지 못할 경우 왜곡된 결과를 초래하는 문제점을 안고 있다. 반면 정동준(2007)은 Campbell and Shiller(1988)의 일정기대 수익률 모형을 이용해 1981년 1월부터 2006년 12월까지의 월별 실질 주식수익률에 대한 예측가능성을 분석하여, 월별 실질 주식수익률은

1) 김규영·김영빈(2004)은 한국은행 경제통계시스템(ECOS)의 시장금리 장외(3년물 우량물) 자료를 시장이자율로 사용하였다.

과거의 로그 배당주가비율과 실질 배당성장률에 의해 예측가능하다고 주장하고 있다.

본 논문의 특징은 한국 주식수익률의 예측가능성을 검정함에 있어 시장의 경제적 시간(economic time)을 측정하여 이를 반영한 시계열 자료를 표본으로 사용하여 실증분석 하였다는데 있다. 기존의 연구는 달력 시계에 의한 고정된 기간의 주식수익률과 재무변수들의 표본을 통하여 예측 가능성을 분석하고 있는데 반해, 본 연구는 Park (2009)이 제시한 변동성 시계(volatility clock)의 개념을 한국 주식시장에 적용하여 주식수익률의 변동성 시계를 추정 한 후, 변동성 시계에 의해 추출된 표본을 통하여 주식수익률의 예측 가능성을 분석하게 된다. 주식수익률의 예측가능성에 대해서 기본적으로 Amihud and Hurvich (2004)가 제시한 이단계 추정법과 Campbell and Yogo (2006)가 제시한  $Q$ -통계량을 사용하나, 달력 시계에 의한 표본과 변동성 시계에 의한 표본을 비교 분석함으로써, 두 개의 상이한 표본에 의한 추론결과가 달라지게 됨을 보일 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서 시장의 경제적 시간과 변동성 시계의 개념을 설명하고, 이어서 제III장에서는 한국주식시장의 경제적 시간을 변동성 시계로 측정하여 본다. 제IV장에서는 주식 수익률의 예측가능성을 검정하는 방법과 실증분석 결과를 제시하고, 이어서 제V장에서 결론을 내린다.

## II. 변동성 시계 표본

### 1. 시장의 경제적 시간

일반적인 시계열자료 분석방법은 시계열자료가 일정한 달력시간의 간격을 두고 측정된 자료이기 때문에 경제변수의 변화가 일정기간내에서 나타나는 것으로 가정하고 계량모형을 통하여 분석을 하게 된다. 그러나 시계열 자료가 측정된 달력시간의 일정한 간격동안 시간이 다르게 흐를 수 있다는 경제적 시간의 개념을 도입하게 되면 경제변수 변화의 속도 등을 분석하는 것이 보다 용이하게 된다.

Burns and Mitchell (1946)은 경기변동으로부터 경제적 시간의 단위를 찾고자 시도하였다. 그들은 소위 구간평균(phase-averaging) 방법을 이용하여 월별자료의 평균으로부터 경기변동 시간의 정기적인 간격을 찾고자 하였다. 그들이 사용한 구간

평균 방법은 엄밀한 통계적 추론방법과는 거리가 있다는 비판을 받았지만, 단순한 월별 혹은 분기별의 일정한 달력시간보다는 경제적 시간의 개념으로 경제현상을 파악하는 것이 중요하다는 시사점을 남겼다. Stock (1987, 1988) 은 이러한 시사점에 주목하여 달력시간이 아닌 경제적 시간에 의해 변화하는 잠재경제변수(latent economic variables)를 가정하고, 이를 추정하고자 하였다.

한편 주식시장 및 선물시장의 가격변화 분석에서도 시장의 경제적 시간의 개념으로 가격변동의 속도를 설명하려는 시도가 있어 왔다. Clark (1973) 는 종속확률과정(subordinated stochastic process) 으로부터 도출한 경제적 시간 혹은 거래적 시간(operational time)의 개념을 도입하여 면화 선물시장에서의 가격 변화를 설명하였다. 그는 경제적 시간을 추정하는 모형으로 일별 거래량을 설명변수로 하는 세 가지 추정모형을 제시하고, 세 가지 모형 중 로그정규분포를 가정한 모형이 면화선물시장에서 가격변동이 가장 정규분포에 근접한 분포를 보인다는 실증연구결과를 보여 주었다. Westerfield (1977) 는 Clark (1973) 의 모형을 1968년 1월부터 1969년 9월까지의 412 거래일 동안 뉴욕주식시장에 상장된 315개 주식 자료에 적용하였다. 주식시장의 가격변동은 매일 다르게 변한다는 사실을 보이고, 매일 다르게 나타나는 가격의 변화하는 비율은 거래량을 설명변수로 추정한 경제적 시간과 밀접한 관련을 가지고 있다는 실증분석 결과를 제시하였다. Ane and Geman (2000) 은 두 개의 주식을 선정하여 분단위(1분에서 15분 간격) 가격 변화가 정규분포를 갖게 하는 경제적 시간은 어떤 변수에 의하여 모형화될 수 있는가를 분석하였다. 확률적 시간(stochastic time)이라는 개념을 비모수적인 방법으로 추정한 결과 거래량보다는 거래횟수가 경제적 시간과 보다 밀접한 관련을 가진다는 실증연구 결과를 보여주었다.

Kim (2003) 은 Clark (1973) 의 경제적 시간 추정모형을 확장하여 표본기간내에 구조변화가 발생하였을 가능성을 도입하여 종속확률과정에 의한 경제적 시간의 측정을 시도하였다. 경제적 시간 추정모형에 대하여 구조변화분석을 함으로써 역사적인 사건이 경제적 시간에 어떠한 영향을 미치게 되는지를 분석하고 있다. 특히 1996년 초부터 2000년 말까지의 표본기간 동안 한국은 IMF 위기와 남북한 정상회담과 같은 역사적인 사건을 겪었는데, 이러한 사건이 한국 주식시장의 경제적 시간에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 김인무(2002)에서는 구조변화를 고려한 종속확률 모형을 통하여 한국, 미국, 일본 주식시장의 경제적 시간을 추정하고, 이를 통

하여 각 국가간 주식시장에서 나타나는 경제적 시간의 흐름을 비교하고 있다.

이상에서 살펴 본 주식시장에서의 경제적 시간은 주식거래에 있어서 주식투자에 관한 의사결정, 특히 포트폴리오 보유기간(investment horizon) 과 연관지어 생각해 볼 수 있다. 주식가격의 변동성은 주로 하락장에서 크게 나타나는데, 이때 주식거래가 매우 빈번하게 일어난다. 주식투자자들은 주식가격의 하락추세에 따라 보유한 주식 포트폴리오의 수익률이 하락할 것 같은 위험을 상대적으로 크게 느끼게 되고 주식가격의 추가적인 하락세에 민감하게 반응하게 되어 주식 보유기간을 줄이는 성향을 가진다. 예를 들어 월별 주식거래(monthly trading)를 할 경우 하락장에서는 투자자들이 보유기간을 한달 이하로 줄일 가능성이 크게 된다. 따라서 실증분석에 사용할 표본을 추출할 때, 한달의 고정된 달력시간 간격으로 표본을 추출하는 것 보다는 한달보다 짧은 기간의 관측치를 포함하는 표본을 활용하는 것이 바람직할 수 있다.

이와는 반대로 주식가격 상승장에서는 주식가격 변동성이 작게 나타나는데, 이때는 주식수익률이 보다 더 높아질 것이라는 주식투자자들의 기대감이 커지며 따라서 주식 보유기간을 길게 가져갈 가능성이 있다. 즉 변동성 시계에 의한 시간이 느려지면 표본추출 시기도 길어지는 것이 바람직할 수 있다.

## 2. 마팅계일과 변동성 시계

앞서 본 변동성 시계에 의한 표본 추출 방법은 시장의 경제적 시간과의 연관은 물론, 마팅계일 이론의 일부분으로 주식 수익률 예측모형에 내재된 분석방법의 왜곡 가능성을 없애주게 된다. 특히 변동성의 뭉침현상으로 나타날 수 있는 주식 수익률 분포의 꼬리 비대현상으로 발생하는 문제와 오차항의 내생성 문제등을 적절한 방법으로 해결할 수 있게 된다.

주어진 시간  $t$ 기에 정보  $I_t$ 가 주어졌을때, 확률과정  $Y_t$ 가 다음 조건을 만족시키면 주어진 확률  $P$ 하의 마팅계일이 된다.

$$E^P[Y_{t+u}|I_t] = Y_t, \quad \text{for all } u > 0$$

만약 주식가격이 마팅계일을 따른다고 하면  $t$ 기까지의 모든 가능한 정보를 이용한

주식가격의 최적 예측치는 현재의 주식가격이 된다.

한편 마팅게일 정의에서 주어진 시간  $t$ 를 확률변수<sup>2)</sup>  $\tau$ 로 대치해도 마팅게일이 된다. 보다 구체적으로는 달력시간  $t$ 에서 확률적으로 값을 취하는 확률적 시간  $\tau$ 에 대해서도 마팅게일 속성이 유지된다. 두 개의 정지시간(stopping times)  $\tau_1$ 과  $\tau_2$ 에 대하여  $P[\tau_1 < \tau_2] = 1$ 이 성립하면 다음의 마팅게일 속성이 그대로 성립한다.

$$E_P[Y_{\tau_2}|I_t] = Y_{\tau_1}$$

즉 달력시간 하에서 자산가격이 마팅게일 속성을 가지면, 정지시간 혹은 확률적 시간 하에서도 마팅게일 속성을 가지게 된다.

나아가 정지시간 혹은 확률적 시간을 이차변동성(quadratic variation)에 의한 정지시간으로 바꾸더라도 마팅게일 속성이 성립하게 된다.  $Y$ 의 이차변동(quadratic variation)은 다음과 같이 정의된다.

$$\langle Y \rangle_t = \text{p} \lim_{\pi_n \rightarrow 0} \sum_{i=1}^n (Y_{t_i} - Y_{t_{i-1}})^2,$$

여기서  $\pi_n$ 은 시간  $[0, t]$ 의 파티션  $0 \equiv t_0 < t_1 \cdots < t_n \equiv t$ 의 메쉬(mesh)이다. 즉,  $\pi_n = \max_{1 \leq i \leq n} |t_i - t_{i-1}|$ 이다.

확률적 시간  $\tau$ 를  $Y$ 의 이차변동(quadratic variation)에 의한 정지시간으로 바꾸면, 브라운운동의 분산이 시간에 대한 함수이므로 일반적인 마팅게일이 브라운운동이 되는데, 이를 구체화한 것이 다음의 Dambis, Durbin-Swartz (DDS) 정리이다.

**정리1.** 확률과정  $Y$ 가 연속 마팅게일이며,

$$T_t = \inf_{s \geq 0} \{ \langle Y \rangle_s > t \}.$$

이면,  $W$ 가 표준브라운운동인 경우,

2) 보다 구체적으로는 오른쪽에서 연속적이며 증가함수인 정지시간(increasing right-continuous family of stopping times)의 속성을 가지는 확률변수로 확률적 시간이다.

$$Y_t = W_{\langle Y \rangle_t} \text{ 혹은 } Y_{T_t} = W_t$$

이 성립한다.

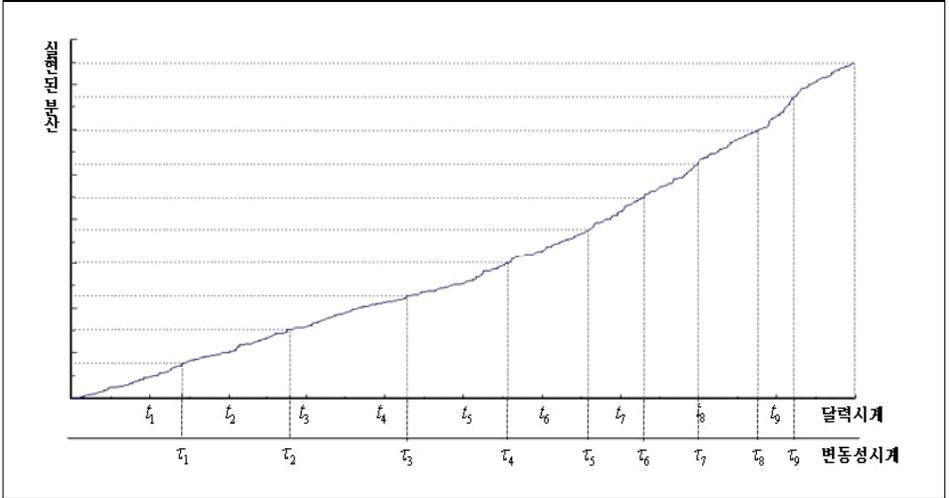
DDS정리에서의 브라운운동  $W$ 를 확률과정  $Y$ 의 DDS브라운운동이라고 한다. DDS정리에 대한 증명은 Revuz and Yor (2005)에 상세히 도출되어 있다. DDS정리가 시사하는 바는 모든 연속마팅계일과정은 시간을 달리 정의하여 브라운운동으로 변환될 수 있다는 것이다. 즉, DDS정리는 연속마팅계일과정을 시간인덱스 중, 특히 이차변동에 의한 정지시간을 시간인덱스로 사용하여 변환하면 브라운운동이 됨을 보여주고 있다. 본 논문에서는 DDS정리에서 정의된 이차변동에 의한 정지시간을 변동성 시계로 정의하고 사용하게 된다.

변동성 시계를 통한 변환에서 얻게 되는 관측치들이 가지는 중요한 장점은 관측치들이 DDS 브라운운동과정을 따르기 때문에 관측치들을 차분하게 되면 그 차분이 정규분포를 따른다는 것이다. 이는 변동성 시계에 의한 변환과정으로 마팅계일차분과정을 따르는 확률과정에 내재된 이질성(heterogeneity)과 잡음(noise)을 제거할 수 있음을 의미한다. 일반적으로 오차항을 마팅계일차분이라고 가정하게 되는데, 변동성 시계로 추출한 표본을 사용함으로써 오차항은 DDS 브라운 운동의 차분이 되어 정규분포를 따르게 된다. 또한, 예컨대 주식수익률이 마팅계일차분과정을 따른다는 사실로부터는 고차 모멘트(왜도나 첨도)에 관한 어떠한 정보도 얻을 수 없지만, 변동성 시계에 의한 관측치의 차분은 정규분포를 따르기 때문에 고차 모멘트에 관한 정보(왜도=0, 첨도=3)를 확실히 알 수 있다.

### 3. 실현된 분산과 변동성 시계

<그림 1>은 달력 시계로부터 변동성 시계로의 시간변환을 보여준다. 실현된 분산을 나타내는  $y$ 축의 일정 구간을 실현된 분산 곡선으로 변환하면, 달력 시계를 나타내는  $x$ 축 아래에 나타난 것과 같은 변동성 시간을 얻게 된다. 실현된 분산이 큰 구간에서는 이차변동이 크게 나타나는데, 이때 시장시간의 속도가 빨라지게 되어, 시간간격이 짧아지게 된다. 반대로 실현된 분산이 작은 경우는 시간간격이 길어지게 되는데, 이렇게 측정된 시간이 <그림 1>의  $x$ 축 아래에 나타난 변동성 시계에 의한 시장시간이 된다.

〈그림 1〉 시계 변환



구체적인 변동성 시계의 추정방법은 실현된 분산의 일치추정량에 기초하게 된다. 이산적으로 추출되는 표본의 간격을  $\delta$ 라고 하고,  $n$ 을 관측치 수라고 하자. Park (2009)은 적절한 가정하에서 확률과정  $Y$ 의 이차변동의 일치추정량이 다음과 같음을 보였다.

$$\langle Y \rangle_t^\delta = \sum_{i=2}^n (Y_{i\delta} - Y_{(i-1)\delta})^2 \quad (1)$$

위의 식 (1)은 확률과정  $Y$ 의 실현된 분산(realized variance)이다.

따라서, 변동성 시계는 임의의  $\Delta (> 0)$ 에 대하여 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$T_{i\Delta}^\delta = \inf_{s \geq 0} \{ \langle Y \rangle_s^\delta > i\Delta \} \quad (2)$$

이론적으로 차분된 변동성 시계 자료의 분산의 극한값은  $\Delta$ 를 갖는다. 그러나, 실제자료는 연속시간 값이 아닌 이산 값을 가지기 때문에 식 (2)와 같은 방식으로 변동성 시계를 추정하면 추출된 관측치들 사이의 변동이  $\Delta$ 보다 커지는 문제가 발생한다. 따라서 본 연구에서는 변동성 시계 표본에서 관측치들 사이의 변동이  $\Delta$ 와

가장 가깝도록 하였다. 이는 실현된 분산과  $\Delta$ 를 가장 가깝게 하는 정지시간을 사용했음을 의미한다. 또한, 변동성 시계를 추정할 때 반복되어 추출되는 표본들이 있을 경우 바로 다음 관측치로 넘어갈 수 있도록 해 한 관측치가 여러번 추출되는 문제가 발생하지 않도록 했다. 이러한 방법은 Jacewitz and Park(2008)과 Jacewitz, Kim, and Park(2008)에서 사용되었고 자세히 언급되어있다. 다음 장에서는 이상에서 정의된 변동성 시계를 한국 주식시장에서 추정하여 보기로 한다.

### Ⅲ. 한국 주식시장의 변동성 시계 표본

#### 1. 자료와 표본기간

본 연구에서는 기본적으로 월별 주식거래(monthly trading)로 얻게 되는 주식 수익률에 대한 각종 재무변수들의 설명력을 검정하고 예측가능성을 분석하고자 하는 것이 목적이다. 이를 위하여 기존의 시계열 분석에서는 달력시간 한 달의 고정간격으로 주식 수익률과 월별 재무변수 자료를 구하여 사용한다. 그러나 본 논문에서는 월별 달력 시계 표본 뿐만이 아니라 한달 주식수익률의 실현된 분산을 통하여 구한 변동성 시계 표본을 사용하기 때문에 월 단위보다 높은 주기의 자료를 필요로 한다. 수집가능한 재무변수자료로 가장 높은 주기의 자료는 한국거래소가 발표하는 일별 KOSPI, 그리고 배당수익률과 주가이익비율(PER)의 일별자료였다.

한국거래소에서 공표하는 배당수익률은 이전연도에 지급된 시장전체의 배당금 총액을 현재의 시장전체 주식 시가총액으로 나눈 값이다. 그러므로 배당수익률은 일별 연간배당수익률을 의미한다. 주가이익비율은 현재의 시장전체 주식 시가총액을 이전 연도에 보고된 시장전체의 경상이익 총액으로 나눈 값으로 일별 연간 주가 이익비율을 나타낸다.

무위험이자율과 시장이자율로는 한국은행경제통계시스템(ECOS)에서 발표되는 91일물 CD수익률을 사용하였다.<sup>3)</sup> CD수익률은 연단위로 표시되어 있어 일별 무위험이자율을 구하기 위해 연단위 표시 수익률을 250으로 나누어 일단위 수익률로 전

3) 김인수·홍정훈(2008)은 주식수익률의 프리미엄을 측정하기 위한 무위험 이자율로 CD수익률을 사용하였으며 CD수익률에는 은행의 신용위험에 대한 프리미엄이 포함되어 있어 주식프리미엄이 과소평가 될 수 있다고 설명했다.

환하여 사용했다.

본 연구의 실증분석 기간은 모든 변수의 일별자료가 수집가능한 1996년 11월 25일부터 2009년 3월까지로 설정했다.<sup>4)</sup> 실증분석기간 중 한국은 IMF 금융위기를 겪었기 때문에 금융위기를 포함하는 전체기간과 함께, IMF 금융위기의 영향이 충분히 제거되었다고 판단되는 2000년 4월부터 2009년 3월까지를 부분표본기간으로 하여 두 기간을 비교하여 보았다.<sup>5)</sup>

## 2. 한국 주식시장의 변동성 시계

전체표본기간인 1996년 11월부터 2009년 3월까지 KOSPI의 실현된 분산을 추정하여 계산한 변동성 시계에 대해서 살펴보자. 앞서 본 바 달력 시계 표본은 고정된 시간간격이 기준이 되는 반면, 변동성 시계 표본에서는 일정한 이차변동 즉 실현된 분산의 일정한 간격이 표본 추출의 기준이 된다. 변동성 시계 표본의 관측치 수와 달력 시계 표본의 관측치 수가 일치되도록 조정하였기 때문에 변동성 시계 표본의 추출 기준은 전체 표본기간 동안의 실현된 분산 추정치를 월 관측치 수로 나눈 값이 된다.

〈표 1〉은 추정된 변동성 시계의 시장시간에 대한 기술통계량을 보여주고 있다. 전체표본기간의 변동성 시계에 의하면 표본추출은 근무일 기준으로 최대 118일 만에, 최소 1일 만에 관측치가 추출되었으며 평균적으로는 21일마다 관측치가 추출되는 것으로 나타났다. 중위수는 15일, 표준편차는 21일이며 왜도와 첨도는 각각 2와 7로 나타났다. 왜도가 양의 값을 가지며 중위수가 평균보다 작다는 사실로부터 변동성 시계에 의한 시장시간 분포가 오른쪽으로 긴 꼬리를 갖는다는 사실을 알 수 있다. 즉 평균 시간간격보다 더욱 긴 시간간격을 갖는 관측치들이 상당수 존재한다는

4) 주가는 1980년 1월, 배당수익률은 1995년 5월 2일, CD수익률은 1995년 1월 3일, 주가이익비율은 1996년 11월 25일부터 일별 자료가 수집 가능하기 때문에 이번 연구에서는 모든 자료를 주가이익비율 자료의 데이터 기간(1996년 11월부터 2009년 3월)으로 통일시켰다.

5) 부분표본기간을 분석대상으로 한 이유는 2000년 4월 배당수익률과 주가이익비율이 급격히 증가하였기 때문이다. 배당금과 경상이익은 회계 결산일인 4월에 발표되는데, 2000년 4월에 급격한 증가가 나타난 것은, IMF 금융위기로 인하여 1998년 기업들의 실적과 배당금이 이례적으로 낮았다가, 1999년 급격히 회복된 실적의 결과가 2000년 4월에 발표되었기 때문이다. 따라서 2000년 4월부터 2009년 3월까지의 기간을 별도의 분석대상으로 한 것은 IMF 충격이 충분히 제거된 자료라는 점에 그 필요성이 있다.

것을 의미한다. 부분 표본기간에서도 월 기준의 변동성 시계 표본에서는 관측치간의 최대시간간격이 100일을 넘었다.

〈표 1〉 변동성 시계 표본의 시간간격

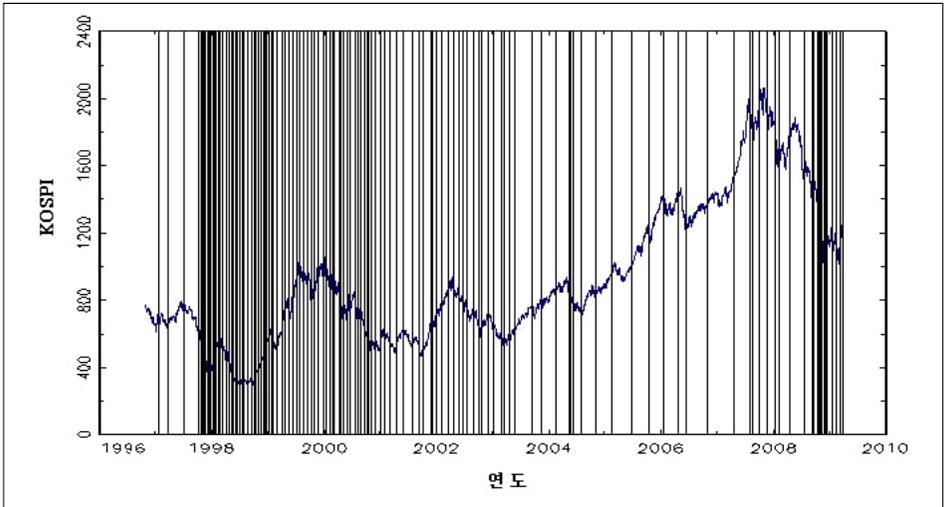
관측치수	평균	중위수	최대 (날짜)	최소 (날짜)	표준 편차	왜도	첨도
표본기간: 1996년 11월부터 2009년 3월							
149	21일	15일	118일 (2007. 4. 19)	1일 (2008. 10. 30) 외 4일	21	2	7
표본기간: 2000년 4월부터 2009년 3월							
108	20일	14일	108일 (2007. 1. 23)	1일 (2008. 10. 30) 외 6일	20	2	7

〈표 2〉 최소 시간간격을 기록한 날들(전체표본기간)

날짜	KOSPI	증가율(%)	주요원인
2000년 4월 17일	707	-11.63	미국 주가의 급락
2001년 9월 12일	475	-12.02	911테러
2008년 10월 16일	1,213	-9.44	미국발 금융위기
2008년 10월 24일	938	-10.57	미국발 금융위기
2008년 10월 30일	1,084	11.95	한국은행과 FRB의 30억불 스왑체결

한편 〈그림 2〉를 살펴보면, 변동성 시계 표본이 주가 상승기에는 매우 드물게 추출되고 하락기에는 상대적으로 빈번하게 추출되는 것을 확인할 수 있다. 이는 주가가 상승하는 추세에 있을 때 변동이 작았으며 하락기에는 상대적으로 변동이 컸음을 의미한다. 〈표 1〉과 〈표 2〉를 통해 구체적으로 살펴보면, 전체 표본기간에서 최대 시간간격을 보인 2006년 12월부터 2007년 4월 17일까지는 주가지수가 1300 후반에서 2000까지 지속적으로 상승하는 시기였으며 〈표 2〉에서 보고된 최소 시간간격을 기록한 날들은 모두 주가 하락기에 해당한다. 다시 말해 주가가 하락하는 국면에서 변동성이 크게 나타나며 따라서 하락장에서는 변동성 시계를 기준으로 한 표본에서의 관측치가 매우 빈번하게 추출되었다.

〈그림 2〉 일별 KOSPI와 변동성 시계에 의한 시장시간



### 3. 달력 시계 표본과 변동성 시계 표본

〈표 3〉은 본 연구에서 사용된 달력 시계 표본(일별 및 월별)과 변동성 시계 표본의 기술통계량을 보여준다.<sup>6)</sup> 원자료(주가, 배당수익률, 주가이익비율, 이자율) 뿐 아니라 회귀분석에의 적용을 위해 변형된 자료(초과주식수익률, 로그배당수익률, 이익 증가비율, 로그이자율)에 대한 기초통계량 값도 수록하였다.

주가의 경우, 변동성 시계 표본의 평균이 달력 시계 일별 표본과 달력 시계 월별 표본의 평균보다 낮게 나타났다. 이는 앞장에서 살펴본 변동성 시계 표본의 특징과 일맥상통하는 결과로 볼 수 있다. 즉, 주식가격이 상승하는 국면에서는 변동성이 작고 하락국면에서는 변동성이 커져, 변동성 시계 표본의 관측치는 주가가 하락하는 국면에서 빈번하게 추출되었으며 따라서 변동성 시계 표본의 평균이 달력 시계 표본의 평균보다 낮게 나타난 것이다.

초과주식수익률의 경우, 평균이 변동성 시계 표본에서 보다 달력 시계 월별표본에서 더 낮게 나타났다. 그리고 변동성 시계 표본에서 첨도는 2.71로 달력 시계 월별표본에서의 첨도보다 작고 정규분포의 첨도인 3에 가깝게 나타나 주식 수익률분포에서 꼬리가 두껍게 나타나는 현상이 변동성 시계 표본에서는 거의 나타나지 않

6) 월별자료는 매월 종가를 사용하였다.

(표 3) 기술통계량(전체표본기간: 1996년 11월-2009년 3월)

변수	평균	중위수	표준편차	왜도	침도	JB	p-값
Panel A: 달러 시계(일별, 관측치수: 3139)							
주가	917.41	796.18	407.43	0.88	2.99	408.63	0.00
초과주식수익률	-0.03	0.06	2.09	-0.27	5.92	1153.51	0.00
배당수익률	1.80	1.79	0.51	-0.31	2.91	50.48	0.00
로그배당수익률	0.54	0.58	0.33	-1.19	4.17	917.46	0.00
주가이익비율	10.66	13.00	12.47	-0.83	3.93	472.56	0.00
이익주가비율	0.05	0.06	0.06	-1.45	4.25	1303.08	0.00
이자율	6.82	5.16	4.26	2.11	7.26	4698.76	0.00
로그이자율	1.79	1.64	0.48	1.09	3.60	669.64	0.00
Panel B: 달러 시계(월별, 관측치수: 149)							
주가	927.47	803.84	414.22	0.89	2.95	19.51	0.00
초과주식수익률	-0.27	-0.33	10.06	0.13	4.59	16.13	0.00
배당수익률	1.81	1.78	0.52	-0.28	2.78	2.28	0.32
로그배당수익률	0.55	0.58	0.34	-1.14	4.01	38.52	0.00
주가이익비율	10.97	13.00	12.49	-0.51	4.27	16.50	0.00
이익주가비율	0.05	0.06	0.07	-1.44	4.20	60.43	0.00
이자율	6.63	5.06	4.15	2.33	8.49	321.65	0.00
로그이자율	1.76	1.62	0.47	1.18	4.02	40.97	0.00
Panel C: 변동성 시계(관측치수: 149)							
주가	780.70	710.00	364.57	1.20	4.24	45.28	0.00
초과주식수익률	-0.16	0.30	10.31	0.14	2.71	1.03	0.60
배당수익률	1.84	1.88	0.64	-0.14	2.31	3.48	0.18
로그배당수익률	0.54	0.63	0.41	-0.86	2.87	18.43	0.00
주가이익비율	8.01	11.57	14.45	-0.52	2.42	8.84	0.01
이익주가비율	0.03	0.06	0.08	-0.87	2.48	20.62	0.00
이자율	8.36	6.62	5.32	1.58	4.48	75.64	0.00
로그이자율	1.97	1.89	0.53	0.73	2.90	13.39	0.00

참조: 초과주식수익률, 배당수익률, 주가이익비율 및 이자율은 %로 표시되는 값임.

음을 확인할 수 있다. 이는 왜도와 침도를 사용해서 계산되는 Jarque-Bera (JB) 통계량과 해당  $p$ -값을 통해서도 확인할 수 있다. 변동성 시계 표본에서는 JB 통계량이 1.03, 해당  $p$ -값은 0.6으로 높게 나와 정규분포를 따른다는 귀무가설이 채택된다. 반면 달러 시계 일별 및 월별 표본에서는 JB 통계량의  $p$ -값이 0에 가깝게 나와 달러 시계 일별 및 월별 표본의 초과주식수익률의 분포가 정규분포라는 가설이 기

각된다. 이를 통하여 달력 시계 표본(일별 및 월별)의 초과주식수익률의 분포는 꼬리가 두꺼우며 정규분포와는 다른 형태를 보이는 반면, 변동성 시계 표본에서는 초과주식수익률의 분포가 정규분포에 가까운 형태를 가짐을 확인 할 수 있다.

배당수익률은 변동성 시계 표본에서 평균이 1.84%로 달력 시계 표본보다 약간 높게 나타났다. 변동성 시계 표본의 표준편차도 달력 시계 표본보다 높게 나타났다. 주가이익비율은 변동성 시계 표본에서의 평균 및 중위수가 달력 시계 표본보다 모두 낮게 나타나는 특징을 보였다. 마지막으로 이자율은 변동성 시계 표본의 평균이 달력 시계 표본의 평균보다 1.5% 이상 높은 것으로 나타났다. 이렇게 변동성 시계 표본에서 이자율은 확연히 높고 주가는 낮게 나타나는 특징은 주가가 낮고 이자율이 상대적으로 높았던 시기에 주가의 변동성이 크게 나타나 변동성 시계에 의한 표본추출이 빈번하게 일어났음을 시사하고 있다.

#### IV. 주식 수익률 예측모형 및 추정결과

##### 1. 주식수익률 예측모형

Stambaugh (1986) 와 Mankiw and Shapiro (1986) 의 연구 이후, 주식수익률에 대한 배당수익률의 예측력 검정에 아래의 회귀방정식 시스템이 널리 사용되어 왔다.

$$r_t = \alpha + \beta x_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$x_t = \phi + \rho x_{t-1} + e_t \quad (4)$$

여기서  $r_t$ 는 초과주식수익률을 나타내고,  $x_t$ 는 재무변수들로 배당수익률, 이익 주가비율 또는 이자율이 될 수 있으며,  $|\rho| < 1$ 으로 제약함으로써  $x_t$ 의 안정성을 가정한다. 오차항( $u_t, e_t$ )'은 다음과 같은 정규분포를 따른다고 가정한다.

$$(u_t, e_t)' \sim iidN(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{ue} \\ \sigma_{eu} & \sigma_e^2 \end{pmatrix}$$

이상의 주식예측모형에서 (i)  $x_t$ 가 안정적이기는 하나  $|\rho|$  값이 1에 가까워서 거의 단위근과 같은 속성을 가지거나, (ii) 식 (3)의 오차항  $u_t$ 와 식 (4)의 오차항  $e_t$  간에 상관관계가 존재할 경우, 회귀방정식 (3)의 OLS 추정치  $\hat{\beta}$ 은 편의를 가지게 된다는 사실이 널리 알려져 있다(Maddala and Kim, 1998). 또한 주식수익률에 대한 재무변수의 설명력을 검증하기 위한 유의성 검정가설  $H_0: \beta = 0$ 에 대한 통상적인  $t$ -통계량도  $t$ -분포를 따르지 않게 되어 잘못된 추론결과를 가져오게 된다.

이상과 같은 주식수익률 회귀방정식을 OLS로 추정할 때 발생하는 문제점을 해결하기 위해 제시된 여러 가지 방법 중 본 논문에서는 Amihud and Hurvich (2004)가 제시한 이단계 추정법과 Campbell and Yogo (2006)가 제시한  $Q$ -통계량 접근 방법을 사용하게 된다.

### 이단계 추정법

식 (3)의 오차항  $u_t$ 와 식 (4)의 오차항  $e_t$  간에 상관관계가 존재할 경우,  $u_t$ 를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$u_t = \gamma e_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\epsilon^2)$$

따라서, 식 (3)을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$r_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \gamma e_t + \epsilon_t \quad (5)$$

여기서  $\rho$ 값은 알려져 있지 않고 또한  $e_t$ 는 관측되지 않기 때문에, Amihud and Hurvich (2004)는  $e_t$ 에 대한 대리변수를 이용해 OLS 추정치  $\hat{\beta}$ 의 편의를 조정하는 다음과 같은 이단계 추정법을 제시하였다.

1. OLS 방법으로 식 (4)로부터 추정치  $\hat{\rho}$ 를 구한 후 다음과 같이 조정된 추정치 (corrected estimator)를 구한다.

$$\hat{\rho}^c = \hat{\rho} + (1 + 3\hat{\rho})/T + 3(1 + 3\hat{\rho})/T^2$$

여기서의  $T$ 는 관측치 수를 의미한다. 조정된 추정치( $\hat{\rho}^c$ )를 이용해  $e_t$ 에 대한 대리변수  $e_t^c$ 를 다음과 같이 구한다.

$$e_t^c = x_t - (\hat{\phi}^c + \hat{\rho}^c x_{t-1})$$

$$\hat{\phi}^c = (1 - \hat{\rho}^c) \sum_{t=1}^T x_t / T$$

2. 식 (5)에서  $e_t$ 를 대리변수  $\hat{e}_t$ 로 대체한 후 OLS 방법으로 구한  $\hat{\beta}^c$ 가 편의가 조정된 추정치이며,  $\hat{\beta}^c$ 에 대한 표준오차는 다음과 같이 구한다.

$$\widehat{SE}^c(\hat{\beta}^c) = \sqrt{(\hat{\gamma}^c)^2 \{\widehat{SE}(\hat{\rho})\}^2 (1 + 3/T + 9/T^2) + \{\widehat{SE}(\hat{\beta}^c)\}^2}$$

이상의 이단계 추정법으로 추정된  $\hat{\beta}^c$ 와  $\widehat{SE}^c(\hat{\beta}^c)$ 로 계산된  $t$ -통계량은  $t$ -분포를 가지게 되어 주식수익률의 예측가능성 가설은  $t$ -검정을 통해 이루어진다.

설명변수가 단위근에 가까이 갈 경우 이단계 추정법에 의한 추정치가 어떤 속성을 가지는지를 알아보기 위한 시뮬레이션에서 Amihud and Hurvich (2004)는  $\rho = 0.906, 0.990$ 일 때 표본크기 ( $n = 45, 379$ )에 관계없이 수정된 추정치  $\hat{\rho}^c$ 와  $\hat{\beta}^c$ 에서 편의가 거의 나타나지 않는다는 결과를 보여주고 있다.

### Q-통계량 접근 방법

Campbell and Yogo (2006)는  $x_t$ 를 다음과 같이 모형화한 후,

$$\Delta x_t = \tau + \theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta x_{t-1} + \nu_t \tag{6}$$

다음의  $Q$ -통계량이 귀무가설하에서 정규분포를 가지게 됨을 보였다.

$$Q(\beta_0, \rho) = \frac{\sum_{t=1}^T x_{t-1}^u \left[ r_t - \beta_0 x_{t-1} - \frac{\sigma_{uv}}{\sigma_v w} (x_t - \rho x_{t-1}) \right] + \frac{T}{2} \frac{\sigma_{uv}}{\sigma_v w} (w^2 - \sigma_e^2)}{\sigma_u (1 - \delta^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T x_{t-1}^u)^{1/2}} \tag{7}$$

이를 이용한  $Q$ -통계량 접근 방법은 다음과 같다.

1. 식 (6)에서 DF-GLS 통계량으로부터  $\rho$ 의 신뢰구간을 추정한 후,
2. 추정된 신뢰구간  $\rho \in [\underline{\rho}, \bar{\rho}]$  내의  $\rho$ 에 해당하는  $\beta$ 의 신뢰구간들을 모두 구한 다음,
3. 이렇게 구한 신뢰구간들을 모두 합하면  $\beta$ 에 대한 최종 신뢰구간이 된다.

한편  $\beta$ 는  $\rho$ 의 선형함수이므로  $\underline{\rho}$ 과  $\bar{\rho}$ 에서의 신뢰구간만 추정하면  $\beta$ 의 신뢰구간은 아래와 같이 계산된다.

$$\underline{\beta}(\rho) = \hat{\beta}(\rho) = \frac{T-2}{2} \frac{\hat{\sigma}_{uv}}{\hat{\sigma}_v \hat{w}} \left( \frac{\hat{w}^2}{\hat{\sigma}_e^2} - 1 \right) SE(\hat{\rho})^2 - z_{0.05} (1 - \hat{\delta}^2)^{1/2} SE(\hat{\beta}) \quad (8)$$

$$\hat{\beta}(\rho) = \hat{\beta}(\rho) = \frac{T-2}{2} \frac{\hat{\sigma}_{uv}}{\hat{\sigma}_v \hat{w}} \left( \frac{\hat{w}^2}{\hat{\sigma}_e^2} - 1 \right) SE(\hat{\rho})^2 - z_{0.05} (1 - \hat{\delta}^2)^{1/2} SE(\hat{\beta}) \quad (8)$$

여기서  $SE(\hat{\rho})$ 와  $SE(\hat{\beta})$ 는  $\rho$ 와  $\beta$ 에 대한 OLS 추정치의 표준오차이며,  $\hat{\sigma}_u^2$ ,  $\hat{\sigma}_v^2$ ,  $\hat{\sigma}_e^2$ ,  $\hat{\sigma}_{uv}$ ,  $\hat{w}$ ,  $\hat{\delta}$ 은 OLS 잔차항  $\hat{u}_t$ ,  $\hat{e}_t$ ,  $\hat{v}_t$ 로부터 아래와 같이 계산된다.

$$\hat{\sigma}_u^2 = (T-2)^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2, \quad \hat{\sigma}_v^2 = (T-2)^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{v}_t^2, \quad \hat{\sigma}_{uv} = (T-2)^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{v}_t,$$

$$\hat{\delta} = \hat{\sigma}_{uv} / (\hat{\sigma}_u \hat{\sigma}_v), \quad \hat{w} = \hat{\sigma}_v^2 / (1 - \sum_{i=1}^{p-1} \hat{\psi}_i^2), \quad \hat{\sigma}_e^2 = (T-2)^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2,$$

여기서  $(T-2)$ 는 식 (3)의 자유도이다.

Campbell and Yogo (2006)는 시뮬레이션을 통하여 표본크기가  $n=100$  이상일 경우  $\rho$ 와  $\delta$ 의 모든 값에 대하여 유의수준 5% 하의  $Q$ -검정의 검정크기가 6.5% 이하로 나타나 대표본에서는 검정크기 왜곡이 거의 나타나지 않는다는 것을 보여 주었다.

### 이단계추정법과 $Q$ -통계량 접근방법의 비교

Amihud and Hurvich (2004)가 제시한 이단계 추정법은 회귀방정식 자체에 오차항

$\gamma e_t$ 을 포함시켜 모수를 바꾸어 추정하는 방법으로 OLS편의를 제거하는 모수적 접근방법(parametric method)이라고 볼 수 있다. 한편 Campbell and Yogo(2006)가 제시한  $Q$ -통계량 접근방법은 점근적 이론에 근거하여  $\rho$ 와  $\beta$ 의 신뢰구간을 직접적으로 수정하는 비모수적 접근방법(non-parametric method)에 의한 추론방법이라고 볼 수 있다. 기존의 추정방법을 개선하기 위한 이상의 대표적인 두가지 접근방법에 대하여 주식 수익률 예측모형에서 계량경제학적 장단점을 분석하는 구체적인 연구는 아직 없다. 다만 본 논문에서 한국 주식수익률 자료를 통해 분석한 결과는 표본 추출방법의 차이에 따라 차이가 날 수 있다는 점을 시사하고 있다.

## 2. 실증분석결과

〈표 4〉는 이단계 추정법을 적용한 결과를 보여주고 있다. 먼저 1996년 11월부터 2009년 3월까지의 기간을 살펴보면, OLS추정치  $\hat{\beta}$ 는 상향 편의된 추정 결과를 보여주고, 이단계 추정법에 의한 추정치 결과는 상향편의가 제거 되어  $\hat{\beta}^c < \hat{\beta}$ 로 나타남을 볼 수 있다. OLS에 의한  $t$ -값과 이단계 추정법에 의한  $t$ -값을 비교해 보면, 달러 시계 표본에서 설명변수인 배당수익률의 경우 수정된  $t$ -값이 0.172로 OLS에 의한  $t$ -값 0.795 보다 작게 나타나, 주식수익률에 대하여 배당수익률은 설명력을 가지지 못한다는 귀무가설을 보다 강하게 채택하게 된다. 같은 방법으로 추론하여 보면 달러 시계 표본과 변동성 시계 표본에서 모두 이자율만이 주식수익률에 대한 예측능력을 갖는 것으로 나타났다.

한편 2000년 4월부터 2009년 3월까지의 기간에서는 달러 시계 표본과 변동성 시계 표본에 대한 결과가 다르게 나타났다. 달러 시계 표본 결과는 모든 설명변수인 배당수익률, 이익주가비율, 이자율이 유의수준 10%에서 주식수익률에 대한 예측력을 가지는 것으로 나타났다. 한편 변동성 시계 표본의 결과는 설명변수 중에서 이자율만이 예측력을 가지는 것으로 나타났다.

요약하면, Amihud and Hurvich(2004)의 이단계 추정법을 한국 주식시장의 달러 시계 표본과 변동성 시계 표본에 적용한 결과 표본기간에 따라 다른 결과가 나타났다. IMF 금융위기를 포함하는 기간인 1996년 11월부터 2009년 3월까지는 달러 시계 표본과 변동성 시계 표본에서 모두 이자율만이 주식수익률에 대한 예측력을

가지는 것으로 나타났다. 반면 IMF 금융위기의 영향이 없어졌다고 판단되는 2000년 4월부터 2009년 3월까지의 기간에서는 달러 시계 표본의 경우 배당수익률, 이익주가비율, 이자율이 모두 주식수익률에 대한 예측력을 가지는 것으로 나타난 반면, 변동성 시계 표본의 경우에는 이자율만이 예측력을 가지는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 이단계 추정법 추정결과

달러 시계 표본				변동성 시계 표본		
추정치	배당수익률	이익주가비율	이자율	배당수익률	이익주가비율	이자율
표본기간: 1996년 11월부터 2009년 3월						
$\hat{\rho}$	0.932	0.943	0.986	0.949	0.960	1.001
t-stat	30.196	33.953	68.215	35.513	40.088	85.474
$\hat{\rho}^c$	0.958	0.969	1.013	0.975	0.987	1.028
$\hat{\beta}$	0.020	-0.057	-0.041	0.013	-0.069	-0.031
$\widehat{SE}(\hat{\beta})$	0.025	0.128	0.018	0.021	0.113	0.016
t-stat	0.795	-0.443	-2.296	0.622	-0.607	-1.909
$\hat{\beta}^c$	0.004	-0.081	-0.047	-0.003	-0.093	-0.034
$\widehat{SE}^c(\hat{\beta}^c)$	0.025	0.129	0.018	0.021	0.114	0.017
t-stat	0.172	-0.628	<b>-2.591***</b>	-0.140	-0.819	<b>-2.067**</b>
$\hat{\gamma}^c$	-0.585	-0.918	-0.219	-0.599	-0.925	-0.119
표본기간: 2000년 4월부터 2009년 3월						
$\hat{\rho}$	0.891	0.875	0.987	0.906	0.892	1.012
t-stat	20.118	18.694	35.649	22.045	20.132	43.734
$\hat{\rho}^c$	0.926	0.909	1.025	0.941	0.927	1.050
$\hat{\beta}$	0.092	0.581	-0.098	0.074	0.495	-0.074
$\widehat{SE}(\hat{\beta})$	0.037	0.278	0.036	0.036	0.292	0.036
t-stat	2.494	2.093	-2.718	2.039	1.696	-2.074
$\hat{\beta}^c$	0.071	0.510	-0.099	0.050	0.394	-0.073
$\widehat{SE}^c(\hat{\beta}^c)$	0.038	0.280	0.037	0.037	0.295	0.036
t-stat	<b>1.884*</b>	<b>1.820*</b>	<b>-2.709***</b>	1.336	1.335	<b>-2.024**</b>
$\hat{\gamma}^c$	-0.603	-2.033	-0.027	-0.688	-2.850	0.012

참조: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 그리고 10% 기준으로 통계적으로 유의함을 나타낸다.

Q-통계량 접근 방법을 달러 시계 표본과 변동성 시계 표본에 적용한 결과가 〈표 5〉와 〈표 6〉에 주어져 있다. 〈표 5〉에서는 각 표본기간에 배당수익률, 이익주가비

율과 이자율의 자기상관계수  $\rho$ 에 대한 95% 신뢰구간이 주어져 있다. <표 5>에서 주어진  $p$ 는 식 (3)에 해당하는 오차항의 시차 길이이며, 최대시차를 4까지 설정한 후 BIC (the Bayes Information Criterion) 기준으로 채택된 값이다.

<표 5>에 나타난 자기상관계수  $\rho$ 의 95% 신뢰구간을 보면 달력 시계 표본과 변동성 시계 표본에서 모두 모든 재무변수의  $\rho$ 에 대한 95% 추정신뢰구간에 1이 포함되고 있음을 확인할 수 있다. 이는 한국의 대표적인 재무변수인 배당수익률, 이익 증가비율과 이자율의 자기회귀모형은 단위근을 갖게 되어 강한 지속성을 가진다는 것을 알 수 있다. 즉 오차항으로 나타나는 충격 혹은 새로운 정보가 해당변수에 매우 오랜기간동안 영향을 미치게 된다는 것을 의미한다. 이처럼 거의 모든 설명변수들이 강한 지속성을 가지기 때문에 OLS 추정치는 잘못된 추론 결과를 가져올 수 있다.

<표 5> Q-통계량 접근 방법

변수	$p$	$\delta$	DF-GLS	95% 신뢰구간: $\rho$
<b>달력 시계 표본</b>				
표본기간: 1996년 11월부터 2009년 3월				
배당수익률	1	-0.731	-2.231	[0.871, 1.000]
이익증가비율	1	-0.200	-1.839	[0.901, 1.012]
이자율	2	-0.233	0.149	[0.989, 1.032]
표본기간: 2000년 4월부터 2009년 3월				
배당수익률	1	-0.721	-1.766	[0.871, 1.018]
이익증가비율	1	-0.343	-1.793	[0.868, 1.018]
이자율	2	-0.056	-0.699	[0.950, 1.039]
<b>변동성 시계 표본</b>				
표본기간: 1996년 11월부터 2009년 3월				
배당수익률	1	-0.770	-1.926	[0.895, 1.009]
이익증가비율	1	-0.196	-1.660	[0.914, 1.016]
이자율	1	-0.086	1.092	[0.997, 1.034]
표본기간: 2000년 4월부터 2009년 3월				
배당수익률	1	-0.777	-1.724	[0.875, 1.020]
이익증가비율	1	-0.433	-1.787	[0.869, 1.018]
이자율	2	-0.036	20.027	[0.977, 1.043]

통상적인 OLS 추정방법에 의한 추론결과가 잘못될 수 있는 또 하나의 이유는 주식수익률과 설명변수의 오차항간의 상관관계( $\delta$ )이다. <표 5>를 보면 주식수익률과

배당수익률의 오차항간의 상관계수의 절대값( $|\delta|$ )이 달러 시계 표본뿐만이 아니라 변동성 시계 표본에서도 0.7 이상으로 매우 큰값을 나타내고 있다. 따라서 배당수익률의 경우 강한 지속성을 띠 뿐만 아니라  $|\delta|$ 도 커 통상적인  $t$ -검정에 의한 추론 결과가 크게 왜곡될 수 있음을 시사하고 있다. 한편 이자율의  $|\delta|$  추정값은 매우 낮게 나타나 통상적인  $t$ -검정이 올바른 추론 결과를 가져올 수 있다.<sup>7)</sup>

〈표 6〉 신뢰구간 추정치:  $Q$ -통계량 접근 방법

변수	달러 시계 표본		변동성 시계 표본	
	$t$ -통계량	신뢰구간	$t$ -통계량	신뢰구간
표본기간: 1996년 11월부터 2009년 3월				
배당수익률	0.795	[-0.034, 0.092]	0.622	[-0.035, 0.075]
이익주가비율	-0.443	[-0.062, 0.036]	-0.607	[-0.056, 0.029]
이자율	-2.139	<b>[-0.059, -0.011]</b>	-1.909	<b>[-0.043, -0.004]</b>
표본기간: 2000년 4월부터 2009년 3월				
배당수익률	2.494	[-0.003, 0.162]	2.039	[-0.018, 0.136]
이익주가비율	2.093	[-0.004, 0.163]	1.696	[-0.022, 0.140]
이자율	-2.770	<b>[-0.106, -0.029]</b>	-2.042	<b>[-0.079, -0.009]</b>

〈표 6〉은  $Q$ -통계량 접근 방법을 통한  $\beta$ 의 90% 신뢰구간 추정결과를 보여주고 있다. 예측 가능성을 나타내는  $\beta$ 의 90% 신뢰구간에 영의 값이 포함되어 있으면, 해당 재무변수는 주식수익률에 영향을 미치지 않아 예측력을 가지지 못한다는 가설을 기각할 수 없게 된다. 〈표 6〉의 결과로부터 표본기간에 상관없이 달러 시계 표본과 변동성 시계 표본에서 모두 이자율을 제외한 나머지 재무변수인 배당수익률과 이익주가비율은 주식수익률에 예측력을 가지지 못하는 것으로 추론할 수 있다.

요약하면 Campbell and Yogo (2006)가 제시한  $Q$ -통계량 접근 방법으로 한국 주식시장의 주식수익률에 영향을 미치는 재무변수에 대한 유의성 검정을 한 결과, 표본 기간과 상관없이 또한 표본추출방법과 상관없이, 이자율만이 주식수익률에 대해 예측력을 가지는 것으로 나타났다.

7) Campbell and Yogo (2006)은  $|\delta|$ 가 0.125보다 작을 경우 설명변수의 지속성 정도에 상관없이 통상적인  $t$ -검정에서 검정 크기 왜곡(size distortion) 현상이 거의 나타나지 않음을 모의 실험을 통해 보였다.

## V. 결 론

본 논문은 한국 주식시장에서 배당수익률, 이익주가비율, 이자율의 재무변수가 주식수익률에 대해 예측력을 가지는지에 관해 실증분석을 하였다. 본 논문의 특징은 일정한 달러시간에 입각한 기존의 시계열분석과는 달리, 한국 주식시장의 경제적 시간을 변동성 시계로 측정하고, 이를 이용하여 관측치를 추출한 변동성 시계 표본을 사용한 데 있다.

달러 시계와 달리 변동성 시계는 시장시간의 흐름이 시장의 경제적 활동에 따라 변할 수 있다는 것을 반영한 것이다. 특히 주식시장에서 투자자들이 주식가격의 하락 국면에서는 수익률 하락의 위험을 크게 느껴 포트폴리오 보유기간을 줄이는 경향이 있으며, 상승국면에서 수익률 상승에 대한 기대감으로 보유기간을 늘리는 경향이 있다. 이러한 투자자의 행위를 실증분석에 반영한 것이 변동성 시계에 의한 표본 추출이다. 주식가격 하락국면에서는 변동성이 커지게 되어 투자자들의 포트폴리오 보유기간이 짧아지는 것을 표본추출에 반영하여 변동성 시계를 통한 관측치 추출을 빈번하게 하고, 상승국면에서는 반대로 추출 기간을 길게 하게 된다. 한국 주식시장에서 추정된 변동성 시계 추정치로부터 주식보유기간과 표본추출주기와의 관련성을 확인할 수 있었다.

한편, 변동성 시계의 개념은 확률과정이론에서 제시된 Dambis, Durbin-Swartz 정리에 입각한 것으로 마팅게일로부터 표준브라운운동으로 변환시켜주는 시간 인덱스이다. 이러한 변환은 오차항이 상호독립적인 정규분포를 가지게 하여 기존의 주식 예측모형이 가지는 계량경제 방법론적 문제를 어느 정도 해소할 수 있다.

주식수익률의 예측 가능성을 검정하는 방법으로는 널리 사용되는 이단계 추정법과  $Q$ -통계량 검정방법을 사용하였으며, 통상적인 달러 시계 표본과 변동성 시계 표본을 이용하여 비교 분석하였다. 실증분석결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 한국 주식시장의 경우 1996년 11월부터 2009년 3월까지의 표본기간 동안 이자율은 주식수익률에 대하여 예측력을 가지는 것으로 나타났다. 하지만 배당수익률과 이익주가비율의 재무변수는 IMF 금융위기 영향이 사라졌다고 보여지는 2000년 4월 이후의 표본기간에서는 표본추출방법에 따라 주식수익률의 예측력 유무의 추론에 차이를 보였다. 하지만 이자율은 2000년 4월 이후의 표본기간에서도 표본추출방법에 상관없이 주식수익률에 예측력을 가지는 것으로 나타났다.

둘째, Campbell and Yogo(2006)의  $Q$ -통계량을 응용한 추론방법은 달리 시계 표본과 변동성 시계 표본의 경우 모두에서 동일한 결과를 보여 주었다. 반면 Amihud and Hurvich(2004)의 이단계 추정법은 표본기간에 따라 달리 시계 표본과 변동성 시계 표본에서 각각 다른 결과를 보여 주었다. 이는 이단계 추정법이  $Q$ -통계량 접근방법에 비하여 표본추출방법에 대하여 다소 민감하다는 것을 보여준다고 할 수 있다.

■ 참 고 문 헌

1. 김규영 · 김영빈, “한국 주식시장에서의 수익률의 예측에 관한 연구,” 『산업경제연구』, 제17권 제4호, 2004, pp.1255-1271.  
(Translated in English) Kim, Kyou-Yung and Young-Bin Kim, “Testing the Predictability of Stock Return in the Korean Stock Market,” *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 17, No. 4, 2004, pp.1255-1271.
2. 김인무, “종속확률과정과 경제적 시간: 한국, 미국, 일본 주식시장의 경우,” 『계량경제학보』, 제13권 제2호, 2002, pp.84-107.  
(Translated in English) Kim, In-Moo, “Subordinated Stochastic Processes and Economic Time in Korea, Japan, U.S. Stock Markets,” *Journal of Economic Theory and Econometrics*, Vol. 13, No. 2, 2002, pp.84-107.
3. 김인수 · 홍정훈, “우리나라 주식시장에서의 주식프리미엄 퍼즐에 관한 연구,” 『재무연구』, 제 21권 제1호, 2008, pp.1-32.  
(Translated in English) Kim, In-su and Chung-hun Hong, “Equity Premium Puzzle in Korean Stock Market,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 21, No. 1, 2008, pp.1-32.
4. 정동준, “로그배당 주가비율 모형과 시간에 따라 변동하는 위험요소들을 한국 주식시장에 적용한 실증분석,” 『금융학회지』, 제12권 4호, 2007, pp.295-327.  
(Translated in English) Jeong, DongJoon, “An Empirical Study on Log Dividend-Price Ratio Model and Time-Varying Risk Factors by Using Korean Stock Market Data,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 12, No. 4, 2007, pp.295-327.
5. Amihud, Y. and C.M. Hurvich, “Predictive Regressions: A Reduced-Bias Estimation Method,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 39, 2004, pp.813-841.
6. Ane T. and H. Geman, “Order Flow, Transaction Clock, and Normality of Asset Returns,”

- Journal of Finance*, LV, 2000, pp.2259-2284.
7. Boudoukh, J., M. Richardson and R. Whitelaw, "The Myth of Long-Horizon Predictability," *Review of Financial Studies*, Vol. 21, 2008, pp.1577-1605.
  8. Burns, A.F. and W.C. Mitchell, "Measuring Business Cycles," *National Bureau of Economic Research*, New York, 1946.
  9. Campbell, J.Y., "Stock Returns and the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol. 18, 1987, pp.373-399.
  10. Campbell, J.Y. and R.J. Shiller, "Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends," *Journal of Finance*, Vol. 43, 1988, pp.661-676.
  11. Campbell, J.Y. and S.B. Thompson, "Predicting Excess Stock Returns Out of Sample: Can Anything Beat the Historical Average?" *Review of Financial Studies*, Vol. 21, 2008, pp.1509-1531.
  12. Campbell, J.Y. and M. Yogo, "Efficient Tests of Stock Return Predictability," *Journal of Financial Economics*, Vol. 81, 2006, pp.27-60.
  13. Clark, Peter. K., "A Subordinated Stochastic Process with Finite Variance for Speculative Prices," *Econometrica*, Vol. 41, 1973, pp.135-156.
  14. Cochrane, J.H., "The Dog That Did Not Bark: A Defense of Return Predictability," *Review of Financial Studies*, Vol. 21, 2008, pp.1533-1575.
  15. Elliott, G. and J.H. Stock, "Inference in Time Series Regression When the Order of Integration of a Regressor is Unknown," *Econometric Theory*, Vol. 10, 1994, pp.672-700.
  16. Fama, E.F. and K.R. French, "Dividend Yields and Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, 1988, pp.3-24.
  17. Fama, E.F. and K.R. French, "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, 1989, pp.23-49.
  18. Hodrick, R.J., "Dividend Yields and Expected Stock Returns: Alternative Procedures for Inference and Measurement," *Review of Financial Studies*, Vol. 5, 1992, pp.357-386.
  19. Jacewitz, S. and J.Y. Park, "Testing for Stock Return Predictability with a Time Change," *Working Paper*, 2008.
  20. Jacewitz, S., H. Kim and J.Y. Park. "Testing for No Arbitrage in Continuous Time: A Resolution to the Forward Premium Anomaly," *Working Paper*, 2008.
  21. Keim, D.B. and R.F. Stambaugh, "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets," *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, 1986, pp.357-390.
  22. Kim, In-Moo, "Operational Time of the Korea Stock Markets," *Economics Letters*, Feb. Vol. 78, 2003, pp.181-185.
  23. Lettau, M., S.C. Ludvigson and J.A. Wachter, "Reconciling the Return Predictability Evidence," *Review of Financial Studies*, Vol. 21, 2008, pp.1607-1652.
  24. Lewellen, J., "Predicting Returns with Financial Ratios," *Journal of Financial Economics*, Vol. 74, 2004, pp.209-235.
  25. Maddala, G.S. and In-Moo Kim, "Unit Roots, Cointegration, and Structural Change,"

*Cambridge University Press*, UK, 1998.

26. Mankiw, N.G. and M.D. Shapiro, "Do We Reject Too Often? Small Sample Properties of Tests of Rational Expectations Models," *Economics Letters*, Vol. 20, 1986, pp.139-145.
27. Park, J.Y., "Inference on Conditional Mean Models in Continuous Time," *Working Paper*, 2009.
28. Revuz, D. and M. Yor, "Continuous Martingales and Brownian Motion (3rd ed.)," *New York: Springer-Verlag*, 2005.
29. Stambaugh, R., "Bias in Regressions with Lagged Stochastic Regressors," *Unpublished Manuscript, University of Chicago*, 1986.
30. Stambaugh, R.F., "Predictive Regressions," *Journal of Financial Economics*, Vol. 54, 1999, pp.375-421.
31. Stock, J.H., "Measuring Business Cycle Time," *Journal of Political Economy*, Vol. 95, 1987, pp.1240-1261.
32. Stock, J.H., "Estimating Continuous-Time Processes Subject to Time Deformation: An Application to Postwar U.S. GNP," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, 1988, pp.77-85.
33. Torous, W., R. Valkanov and S. Yan, "On Predicting Stock Returns with Nearly Integrated Explanatory Variables," *Journal of Business*, Vol. 77, 2004, pp.937-966.
34. Westerfield, R., "The Distribution of Common Stock Price Changes: An Application of Transactions Time and Subordinated Stochastic Models," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, XII, 1977, pp.743-765.

# The Predictability of Korean Stock Returns and Volatility Clock Samples

In-Moo Kim\* · Seongkeun Park\*\*

## Abstract

This paper investigates the predictability of Korean stock returns by using various samples. It is suggested to use the observations sampled by the volatility clock to correct the problems of persistence and endogeneity found in previous studies. We find evidence for predictability with the interest rate, while that with other financial variables depends on the inference methods and the sampling clocks.

**Key Words:** predictability of stock return, economic time, volatility clock sample

---

*Received: July 27, 2009. Revised: Aug. 31, 2009. Accepted: Sep. 16, 2009.*

\* Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Myungryun-dong 3 ga, Jongno-gu, Seoul 110-745, Korea, Phone: +82-2-760-0433, e-mail: inmookim@skku.edu

\*\* Doctoral Student, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Myungryun-dong 3 ga, Jongno-gu, Seoul 110-745, Korea, Phone: +82-2-760-1236, e-mail: seongkpark@skku.edu