

Abstract

**The Risk of Earnings Information
Uncertainty and the January Effect
in Korean Stock Markets***

Dongcheol Kim**

Korea University, Seoul, Korea

Seong-Ho Shin

Korea University, Seoul, Korea

Numerous empirical studies have documented seasonal regularities in stock returns. The most prominent regularity finds that returns on common stocks, especially small stocks, in January are significantly and consistently larger than those in any other calendar month. This phenomenon, so-called "January effect," is found in Korean stock markets as in other major international stock markets. This January seasonality is one of the strong empirical inconsistencies with market efficiency since, if the markets are efficient, investors should eliminate any predictable abnormal returns in January by readjusting their portfolios.

Several explanations for this phenomenon are offered. Among those, the most extensively investigated explanation is the tax-loss selling hypothesis. This hypothesis suggests that tax-motivated investors sell off previously declined shares in price toward the end of the calendar year in order to realize capital losses and take advantage of tax benefits, which create downward pressure on stock prices. After the turn of the year, prices bounce up as the selling pressure is relieved. However, the strong January effect is found in Korean stock markets even though there are no capital gain taxes in Korea. This evidence is inconsistent with the tax-loss selling

* This research is supported by a Korea University Grant and FnGuide through the 2nd Research Support Plan in 2005 of the Korea Securities Association.

** Corresponding Author. Address: Professor of Finance, Korea University Business School, 1-5ga, Anam-dong, Sungbuk-gu, Seoul, Korea, 136-701; E-mail: kimdc@korea.ac.kr;
Tel: + 82-2-3290-2606; Fax: + 82-2-922-7220.

hypothesis. To date, no proposed explanations account satisfactorily for the observed small firms' January phenomenon.

The fact that this January phenomenon is robust over such a long period of time suggests that the January effect, in fact, may be a phenomenon consistent with equilibrium pricing. One of the reasons that previous attempts to explain the January effect have failed is that the misspecified models might have been used in calculating abnormal returns. The purpose of this paper, therefore, is to identify and develop a common risk factor that provides a risk-based rational explanation for the January effect. The risk factor to be suggested is related to earnings information uncertainty caused by earnings volatility, earnings quality or speculation.

We use the standard deviation of the forecast errors (FESTD) as a proxy for earnings information uncertainty. The forecast errors are computed as the difference between the actual earnings and the forecasted earnings. Because of the scarcity of earnings data point, we regard the earnings of the previous year's half-year period as the forecast earnings of the current year's same half-year period. The common risk factor for information uncertainty is constructed in a similar way to Fama and French's (1993). That is, the common risk factor, FESTD, is calculated as the return on firms with greater FESTD values minus the return on firms with smaller FESTD values.

When the FESTD factor is combined with the market risk factor, there is a significant improvement in explaining the January effect in Korea. With the adjustment of raw returns for risk by using the two-factor model with the market risk factor and FESTD, the systematic pattern in the residual returns (and the abnormal returns) across firm size disappears. The arbitrage residual return in January, which is the difference in the average residual returns between the smallest and largest size portfolios, also is not significant. The competing models considered in this paper do not perform as well as this parsimonious two-factor model.

Keywords: January effect; Information uncertainty; Earnings forecasting error; Risk factor models; Abnormal returns

한국주식시장의 이익정보 불확실성 위험과 1월효과*

김 동 철 (고려대학교)**

신 성 호 (고려대학교)

< 요약 >

본 연구는 한국주식시장에서 발견되는 주식수익률의 계절성을 위험에 근거한 합리적인 설명을 하기 위하여 이익정보의 불확실성을 대리하는 위험요소(risk factor)를 고안하여, 시장위험요소와 본 연구에서 제안된 위험요소로 이루어진 2-요소모형(two-factor model)을 제안하였다. 이익정보의 불확실성위험의 대리변수로는 이익예측오차의 표준편차(standard deviation of earnings forecast errors)로 측정되었다. 시계열 위험요소모형(time-series risk-factor model)을 추정하여 절편으로 나타나는 초과수익률과 잔여수익률(residual returns)을 분석한 결과 본 연구에서 제안된 2-요소모형이 1월효과를 설명하는데 다른 모형들보다 우월함을 본 연구는 확인하였다. 또한 2-요소모형이 기업규모효과(firm size effect)를 설명하기 위해서 고안된 Fama-French (1993)의 3-요소모형보다 우수하였다. 이같은 결과는 1월의 높은 수익률은 잠재적으로 이익의 질이 낮은 즉, 이익정보의 불확실성이 높은 주식의 위험보상으로 설명되어 질 수 있음을 의미한다. 그러나 기업규모 포트폴리오별 잔여수익률의 체계적인 패턴이 현저히 줄어들고는 있으나 완전히 사라지지는 못하고 있다. 이는 Kim(2006)의 결과와 비교해 볼 때 본 연구가 충분치 못한 데이터 포인트로 인한 덜 정교한(less sophisticated) 방법으로 계산된 이익예측치를 근거로 얻은 이익정보의 불확실성을 대리하는 위험요소를 사용함에 따른 것으로 추정된다.

핵심 단어 : 1월효과, 이익정보 불확실성, 이익예측오차, 위험요소모형,
초과수익률

* 본 연구는 고려대학교 특별연구비에 의하여 수행되었으며, 2005년도 한국증권학회 2차 연구지원사업으로 FnGuide의 연구비지원으로 수행되었습니다. 본 연구를 2006년도 한국증권학회 제 1차 정기학술대회에서 유익한 논평을 해주신 채준 교수에게 감사드리며, 익명의 두 심사자에게도 감사드립니다.

** 연락담당 저자. 주소: 서울시 성북구 안암동 5가 1번지, 고려대학교 경영대학, 136-701;
E-mail: kimdc@korea.ac.kr; Tel: 02)3290-2606; Fax: 02)922-7220.

투고일 2006-03-10; 게재확정일 2006-05-30

1. 서론

주식수익률의 계절성, 특히 “1월효과”(January effect)에 대해서 그 동안 수많은 연구들이 수행되었다. 1월효과를 처음 지적한 Roseff and Kinney(1976)에 의하면 미국의 연 주식수익률의 1/3이 1월에 발생하였다고 보고하였다. 1월효과는 특히 소기업(small firms)에 더욱 뚜렷한데 소기업효과(small firm effect)의 반절 이상이 1월에 발생한다고 Keim(1983), Roll(1983)등이 보고하고 있다. 이런 현상은 미국 주식시장뿐만 아니라 우리나라 그리고 다른 선진국의 주식시장에서도 뚜렷이 관찰되어지고 있는 현상이다(김기호, 1991; Gultekin and Gultekin, 1983). 만약 이런 주식시장의 규칙적인 계절성이 존재한다면 투자자들은 주가를 예측하므로써 초과수익률(abnormal returns)을 쉽게 얻을 수 있기 때문에, 효율적 시장가설(efficient market hypothesis)에 반하는 현상이라고 할 수 있다. 이런 “1월효과”는 지금까지 합리적 설명을 제공하기 힘든 가장 강력한 효율적시장가설에 반하는 증거 중의 하나로 많은 논문들에서 인용되고 있다.

이러한 소기업효과 및 1월효과에 대해서 언급은 수 없이 많이 되었지만 왜 이런 현상이 지속적으로 발생하는지에 대한 일치된 설명은 지금까지 없었다. 지금까지 제시된 설명들 중 가장 많이 회자되고 있는 세 가지 가설을 보면, 첫째 세금-손실매도가설(tax-loss selling hypothesis)에 의하면, 투자자들이 그 해에 가장 많이 가격이 하락한 주식을 연말에 처분함으로써 자본손실(capital loss)을 실현시켜 소득공제를 함으로써 절세하고자 하기 때문에 주가가 연말에 하락하고, 회계연도가 바뀌면, 즉 다음연도 1월에 팔았던 주식을 되삼으로써 주가가 상승한다고 설명한다. 특히 소기업주식들이 변동성(volatility)이 커서 그 해에 주가가 하락할 가능성이 높기 때문에 소기업주식들이 이런 투자패턴의 대상이 될 가능성이 높다는 것이다. 이 가설에 대한 많은 실증연구가 이루어졌는데 결과는 대체로 부정적(not supportive)이다. 미국 데이터의 경우 Branch(1977), Dyl(1977), Reinganum(1983), Roll(1983), Schultz(1985), 그리고 Brauer and Chang(1990)의 실증연구결과는 부분적으로 Tax-loss selling 가설을 지지한다. 그러나 소득세(income taxes)가 도입되기 전인 1871년부터 1917년까지의 자료를 이용한

Jones, Pearce, and Wilson(1987)에 의하면 소득세가 도입되기 이전에도 1월효과가 존재하였다는 것을 보여주고 있다. 이러한 세금-손실매도가설에 대한 부정적인 실증연구 결과는 미국외의 다른 나라의 자료를 이용할 경우 더 분명해진다. 예를 들면 회계연도가 12월에 끝나지 않는 국가(Australia는 6월 결산, 일본 기업의 경우 회계연도를 임의로 선택할 수 있고 개인의 경우 자본소득세(capital gain taxes)가 없고, 한국의 경우도 자본소득세가 존재하지 않음)들도 “1월효과”가 뚜렷하게 존재하는 것을 많은 실증연구들이 보여주고 있다.

두 번째 설명가설은 Roseff and Kinney(1976)와 Keim(1983)이 제시한 정보가설(information hypothesis)이다. 이 가설에 의하면 회계연도 말에 회계정보의 발표가 임박함에 따라 정보의 불확실성이 증가하여 주가가 하락하게 된다. 회계연도 말이 지남에 따라 이 정보의 불확실성이 제거됨에 따라 주가가 다시 회복하게 된다는 설명이다. 미국 회사들의 65%이상이 12월을 회계연도말로 하고 있는데, 이 가설에 의하면 12월말에 주가가 하락하였다가 새로운 회계연도가 시작하는 1월에 주가가 회복하게 되어 1월 주가수익률이 높게 나타난다는 설명이다. 이 가설에 의하면 12월이 회계연도 말이 아닌 회사에서는 1월효과가 나타나지 않아야 한다. 그러나 Reinganum and Gangopadhyay(1991)에 의하면 12월이 회계연도 말이 아닌 회사도 뚜렷한 1월효과가 있음을 보여주고 있다.

세 번째 설명가설은 미시구조가설(microstructure hypothesis)이다. Keim(1989)에 의하면 소기업들은 거래가 활발하지 않기(*infrequent trading*) 때문에 매입가격(*bid price*)이 연말의 증가가 될 가능성이 높고 연초에는 매도가격(*ask price*)이 증가가 될 가능성이 높기 때문에 기업의 기본(*fundamental*)이 변하지 않아서 매도-매입스프레드(*bid-ask spread*)가 변하지 않음에도 불구하고 1월 주가수익률이 저절로 양(*positive*)으로 나타나게 된다는 설명이다. 그러나 1월 전체 수익률의 일부는 이 가설에 의해 설명된다고 볼 수 있으나 전체 수익률을 설명할 수 있다고 보기는 힘들다.

따라서 현재까지 1월효과를 효과적으로 설명하는 가설은 제시되지 못하고 있는 실정이다. 1월효과는 이미 오래전에 공개된 현상이었음에도 불구하고 상당히 장기간에 걸쳐서 관찰되고 있다는 사실은 균형가격(*equilibrium pricing*)구조와

일치하는 현상이라고 볼 수 있다. 따라서 1월효과가 균형가격구조에 의해서 결정된다면 이를 설명하는 위험요소(risk factor)가 존재한다고 볼 수 있으며, 1월의 높은 추가수익률은 '어떤 위험에 대한 보상이다'라는 것이다. 그 동안 많은 위험요소들이 1월효과를 설명하기 위해서 사용되었다. 지금까지 많이 사용된 위험요소들은 CAPM(capital asset pricing model)의 시장위험요소(market risk factor), Fama and French(1993)의 기업규모위험요소(size)와 장부가-시가위험요소(book-to-market), Chan, Chen, and Hsieh(1985)의 거시경제요소(macroeconomic factors)들이었다. 그러나 현재까지의 실증연구 결과에 의하면 이러한 위험요소들로 설명하기에는 기업규모에 따른 1월의 주식수익률의 횡단면 차이가 매우 커서 설명하는데 실패하였다. 이러한 결과는 기존의 연구들이 적절치 못한 위험요소들을 사용하였거나 또는 적절한 위험요소를 포함시키는데 실패함으로써 유발되는 모형의 오류문제(misspecification problem) 때문일 가능성이 높다고 볼 수 있다.

따라서 본 연구의 목적은 한국주식시장을 대상으로 1월의 주식수익률을 적절히 설명할 수 있는 위험요소를 추출하여 1월효과에 대해 균형가격구조에 일치하는, 위험이론에 근거한(risk-based) 설명을 제공하고자 한다. 본 연구에서 제안되는 위험요소는 이익변동성에 기인하는 이익정보의 불확실성위험이다. Barry and Brown(1985)에 의하면 어떤 회사의 미래의 순이익에 대한 정보가 부족할 때 투자자들은 정보의 불확실성에 직면하게 되고 이러한 체계적 위험(systematic risk)이 정보가 많은 회사의 경우보다 크게 된다고 모형을 제시하였다. 다시 말하면, 정보가 부족할 경우 투자자들이 주어진 정보 하에서 다음 기의 이익을 추정할 때 투자자들의 이익예측치는 다양하게(diverged)되며 추정오차는 커지게 될 것이다. 이 경우 실제 이익액수가 발표되었을 때 투자자들은 예상치 못한 어닝스 서프라이즈(earnings surprise)를 겪게 되고 가격의 변동성(price volatility)이 크게 된다. 따라서 보다 큰 이익예측오차의 변동성에 노출된 투자자들은 그 다음 기간에 더 큰 수익률을 요구하게 된다는 것이다.

이러한 이익정보의 불확실성에 투자자들이 가장 민감하게 반응하는 시기는 12월말 결산기업들의 가장 중요하고 가장 많은 회계정보의 발표가 임박한 12월말

일 것이다. 따라서 1월의 높은 수익률은 연말에 투자자들이 직면했던 정보의 불확실성위험에 대한 보상이라고 볼 수 있다. 1월의 주가수익률을 설명할 수 있는 위험요소가 있다면 이는 이익정보의 불확실성과 관계가 있다고 말할 수 있다. 어떤 기업의 결산월이 12월이 아닐지라도 그 기업의 연말의 성과가 해당년도 성과를 대부분 결정하기 때문에 투자자들은 12월 결산기업의 성과를 바탕으로 그 기업의 성과를 추정하여 투자결정을 할 것이고, 따라서 12월 결산기업과 비결산기업간의 주가동조화 또는 추종하는 경향이 강하게 나타날 것이기 때문에, 12월 결산기업이든 아니든 모든 기업의 정보의 불확실성위험은 연말에 가장 높을 것이다. 더구나 한국기업의 80퍼센트이상, 미국기업의 65퍼센트 이상이 12월 결산기업이며, 12월 결산기업의 기업규모가 12월 비결산기업보다 크기 때문에 12월 결산기업의 이익정보의 불확실성에 따른 주가의 변동이 비결산기업의 주가에 영향을 미치게 될 것이다. 본 연구에서의 이익정보의 불확실성은 이익정보공시와 정보의 회소성에 의해 설명되는 “정보불확실성가설(Information Hypothesis)”에서 언급되는 정보불확실성과는 구분된다.

본 연구에서는 이익정보불확실성의 대리변수(proxy)로 이익예측오차의 표준편차(standard deviation of forecast errors)를 사용하고자 한다. 예측오차는 Foster, Olsen, and Shevlin(1984)의 방법과 같은 통계적 방식으로 계산한 추정이익과 실제이익간의 차이로 계산된다. 재무분석가들의 이익예측치 대신에 통계적인 이익예측치가 사용되는 이유는 재무분석가들의 이익예측치의 표준편차가 주식수익률과 일관된 양의 상관관계를 가지고 있지 못하기 때문이다(Diether, Malloy, and Scherbina, 2002; Kim and Kim, 2003 참조). 다시 말하면 재무분석가들의 이익예측치의 표준편차가 클수록 오히려 다음 기간의 수익률이 적은 경향이 있다는 것이다. 따라서 위험이 불확실성으로부터 온다는 일반적인 개념에 비추어 볼 때, 재무분석가들의 이익예측치의 표준편차는 불확실성의 대리변수로 사용되기에 적절치 못하다.

본 연구의 정보불확실성 위험을 대리하는 위험요소(risk factor)는 Fama and French(1993)와 유사한 차익거래방식인 무비용투자(zero-cost investment) 방식으로 고안되었다. 즉, 제안하고자 하는 위험요소, FESTD는 이익예측오차의 표

준편차가 큰 주식들의 수익률에서 작은 주식들의 수익률과의 차이로 계산되었다. FESTD를 추출하는 방법은 Kim(2006)과 기본적으로 동일하며, 한국과 미국기업의 이익정보의 발표빈도의 차이로 인하여 이익예측치를 계산하는 방법에서 약간의 차이가 있다.

본 연구의 실증분석 결과에 의하면, FESTD와 시장위험요소(MKT)가 결합된 2-위험요소모형(two-factor model)이 1월효과를 설명하는데 있어서 의미있는 결과를 보여주고 있다. 이 MKT-FESTD 2-위험요소모형을 이용하여 실제수익률을 조정하였을 때, 기업규모(firm size) 포트폴리오의 잔차수익률(residual return) 즉, 초과수익률의 체계적인 패턴이 줄어들게 되었다. 특히, 기업규모가 작은 기업들의 1월 초과수익률의 크기와 통계적 유의성이 현저히 줄어들게 되었다. 또한, 1월의 차익거래 수익률, 즉, 기업규모가 작은 포트폴리오의 수익률과 큰 기업포트폴리오의 수익률차이, 역시 유의하지 않았다. 2-위험요소모형의 강건성(robustness)을 검증하기 위하여 본 연구는 Fama and French(1993)의 시장위험, 소규모기업(firm size)위험, 장부가-시가비율(book to market)위험의 세가지 위험요소와 FESTD와의 조합으로 이루어지는 여러가지 모형을 검증하였다. 그 결과 MKT와 FESTD를 포함하는 2-위험요소모형이 1월효과를 설명하는데 고려된 어느 모형보다 우월하였다.

이 논문의 2장에서는 연구에 사용된 자료에 대해서 설명하고, 3장에서는 기업규모 포트폴리오에 기반한 월별 수익률과 어떻게 이익정보불확실성 위험요소가 만들어 졌는지에 대해 설명한다. 4장에서는 각 모형의 시계열 실증분석과 그 결과에 대해 설명하고, 5장에서 결론을 말하고자 한다.

2. 자료

기업규모 포트폴리오를 형성하기 위해서 본 연구는 1983년부터 2004년까지 증권거래소(유가증권시장)에서 거래된 모든 기업들의 KIS-SMAT으로부터 얻은 수정주식수익률 자료를 사용하였다. 이익예측오차의 표준편차를 이용하여 본 연구에서 제안하는 위험요소인 FESTD를 추출하기 위하여 1988년부터 2004년의

기간동안 어느 특정년도에서 가장 최근 과거 10개 이상의 반기 주당순이익(earnings per share) 데이터를 가진 모든 증권거래소 기업들이 대상이 되었다. 이익예측오차의 표준편차를 얻기 위해서 최대 20개, 최소 10개 반기의 실제치와 예측치 차이들의 표준편차를 계산하였다. 따라서 본 연구기간의 검증기간은 1988년 1월부터 2004년 12월까지이다. 반기 회계이익 자료는 KIS-FAS의 데이터를 사용하였다. 본 연구에서는 무위험수익률 대용변수로 364일 통화안정증권 1개월 보유수익률(one-month holding period return)을 사용하였다. 1개월 보유수익률은 한국은행에서 제공하는 월별 발행수익률(issuing yield)을 근거로 채권의 거래가격을 추정 한 후에 보유수익률을 계산하였다. 자세한 설명은 4장에서 다시 제시될 것이다.

3. 이익정보 불확실성 위험요소 - FESTD

3.1 이익정보의 불확실성(earnings information uncertainty)에 대한 위험요소(risk factor)의 고안

본 연구에서는 실제이익(actual earnings)과 이익예측치(forecasted earnings)의 차이를 이익예측오차(earnings forecast errors)로 정의하며, 이 이익예측오차의 변동성을 이익정보의 불확실성의 대리변수(proxy)로 정의한다. 보다 구체적으로 설명하면, 어떤 특정 반기(half-year), q 의 이익예측오차(FE_q)는 다음과 같이 정의한다.

$$FE_q = E_q - E(E_q | I_{q-1}) \quad (1)$$

여기서 E_q 는 반기 q 의 실제 주당순이익이고, $E(E_q | I_{q-1})$ 은 반기 $q-1$ 까지의 정보를 이용하여 추정한 주당순이익의 추정치이다. 투자자가 반기 q 에서 직면하게 되는 이익정보의 불확실성은 식 (1)로 계산한 가장 최근 과거 20개(최소 10개)의 이익예측오차의 표준편차(standard deviation of the fitting or forecast errors)로

측정한다. 즉, 이익예측오차의 표준편차를 이익정보의 불확실성의 대리변수(proxy)로 사용한다. Kim(2006)은 분기별(quarter)로 이익을 발표하는 미국기업들의 당기 순이익예측치를 AR(1) 모형을 이용하여 구하였다. 그러나 분기별 데이터를 사용하는 본 연구의 경우, AR(1)모형을 사용하여 추정할 경우 많은 데이터포인트가 필요하여 검증기간이 짧아지기 때문에 이에 대한 타협점으로 AR(1)모형을 이용하여 당기순이익을 추정하는 대신에, 이익의 계절성(seasonality)를 고려하여 전년도의 같은 반기의 실제이익을 이번 년도의 당기순이익을 추정치로 사용하였다. 즉, 반기 q 의 이익예측오차는 아래와 같이 계산한다.

$$FE_q = E_q - E_{q-2} \quad (2)$$

반기 q 는 1988년도 1반기에서부터 2004년도 2반기까지를 나타낸다. 이익크기에 의한 편의를 조정하기 위해 계산된 이익예측오차의 표준편차는 추정 반기 마지막 달의 종가로 나누어 주었다(scaled by the stock price at the end of the last month of the fiscal half-year). 이러한 방식으로 모든 기업의 매 분기별(scaled) 이익예측오차의 표준편차를 계산한다.

3.2 이익예측오차의 표준편차에 의한 포트폴리오의 특성

이익예측오차의 표준편차가 미래 순이익정보의 불확실성(earnings information uncertainty)을 대리한다고 본 연구에서는 가정하고 있다. 따라서 이런 이익정보의 불확실성 정도에 따라 주가 수익률이 정(positive)의 관계를 가지는가, 다시 말해서 이익정보의 불확실성이 클수록 다음 기간의 수익률도 큰가를 먼저 검증할 필요가 있다. 이를 위해서 매년 12월말과 6월말에 모든 기업의 가장 최근의 이익예측오차의 표준편차값을 이용하여 오름차순으로 정리한 다음 10개의 포트폴리오를 형성한다. 따라서 매년 2회에 걸쳐 포트폴리오를 재조정(rebalancing)한다. 각 포트폴리오는 동 수의 기업을 포함하며 포트폴리오의 수익률은 등가비중평균(equally-weighted)수익률이다. <표 1>은 이런 이익예측오차의 표준편차에 의한 포트폴리오의 특성을 보여주고 있다.

Table 1. Some Characteristics of the Standard Deviation of EPS Forecast Errors (FESTD) Portfolios: January 1988 through December 2004

At the last day of a portfolio formation month (December and June), firms are assigned into one of the ten decile FESTD portfolios according to their fiscal quarter $q-1$'s FESTD values. Firms are maintained in the portfolio for the fiscal quarter $q+1$. Portfolio (monthly) returns are then computed with equal weights. Portfolio 1 (Portfolio 10) contains firms having the smallest (largest) FESTD values. Month 0 indicates the portfolio formation month.

FESTD Portfolio	Average Return (%)	Return on Month 0 (%)	Return on Month + 1 (%)	Firm size (1 million KRW)	Book-to-market	EPS Growth Rate Std dev
1	0.894	-1.508	4.223	759,426	1.20	1.22
2	0.992	-1.971	4.234	253,750	1.52	1.51
3	1.115	-2.227	4.866	120,200	1.72	1.67
4	1.033	-1.972	4.463	100,766	1.80	1.85
5	1.133	-1.896	5.166	98,051	1.96	1.93
6	1.110	-1.934	5.580	85,945	1.92	2.05
7	1.692	-2.458	6.937	78,295	1.95	2.14
8	1.278	-3.840	6.529	89,585	2.02	2.15
9	1.626	-3.029	7.377	63,189	2.32	2.22
10	1.758	-4.253	8.210	37,223	2.79	2.24

매년 12월말과 6월말에 포트폴리오를 재조정하는 이유는 <표 2>에서 보듯이 거래소기업의 80%이상이 12월이 결산월이고, 12월 결산월이 아닌 기업의 경우도 12월 결산월기업의 주가에 동조화하거나 추종하는 경향이 있기 때문에, 거의 모든 기업들의 이익정보의 불확실성이 12월과 6월에 가장 높을 것이기 때문이다.

이익정보의 불확실성이 높을수록 주가의 하락압력이 강하고 이 불확실성이 제거 되었을 때 주가가 상승하게 되는가를 보기 위해 포트폴리오구성 월(Month 0) 과 그 다음 월(Month + 1)의 주가 수익률을 계산하였다. <표 1>에서 보듯이 포트폴리오구성 월의 수익률은 모두 음(negative)이며, 특히 이익예측오차의 표준편차가 클 수록 주가가 많이 하락하였음을 보여주고 있다. Month + 1에서는 정반대의 현상을 발견할 수 있는데, 이익예측오차의 표준편차가 클 수록 주가가 더

많이 상승하였음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 투자자가 이미 반기의 마지막 월에 이익정보 불확실성에 기인한 위험을 충분히 반영시키고, 정보불확실성이 제거되는 다음달이 되면 그 위험이 해소되는 본 연구의 가정을 뒷받침한다. 이는 이익예측오차의 표준편차가 클 수록 주가의 변동성이 큼을, 다시 말해 투자위험이 크다는 것을 보여주고 있다.

Table 2. Frequency of the Fiscal Year-end Months of All Firms Traded on Korea Stock Exchanges

Year	Fiscal Year-end Month												Total No of Firms	% of December Fiscal Year-end Months
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12		
1980	0	1	3	0	0	4	1	2	3	0	4	248	266	93.2
1981	0	1	3	0	0	4	1	2	3	0	4	246	264	93.2
1982	0	1	42	0	0	24	1	2	16	0	7	339	432	78.5
1983	1	1	47	1	0	28	1	2	22	2	7	383	495	77.4
1984	1	2	48	1	0	28	1	2	22	2	7	408	522	78.2
1985	1	2	51	1	0	31	1	2	22	2	7	429	549	78.1
1986	1	1	55	1	0	30	1	2	21	2	7	454	575	79.0
1987	1	1	59	1	1	29	1	2	21	2	7	468	593	78.9
1988	1	1	63	1	1	28	1	3	20	2	7	480	608	78.9
1989	1	1	65	1	1	32	1	3	20	2	7	486	620	78.4
1990	1	1	66	1	1	35	1	3	19	2	7	494	631	78.3
1991	1	1	65	0	1	34	1	3	19	2	7	500	634	78.9
1992	1	1	68	0	0	34	1	2	19	2	7	502	637	78.8
1993	1	1	69	0	0	33	1	1	18	2	7	506	639	79.2
1994	1	1	69	0	0	31	1	1	19	1	7	514	643	79.9
1995	1	1	69	0	0	31	1	1	19	1	7	516	646	79.9
1996	1	1	69	0	0	31	1	1	17	1	7	517	646	80.0
1997	1	1	69	0	0	30	1	1	14	1	7	525	650	80.8
1998	1	1	69	0	0	30	1	1	13	1	6	527	650	81.1
1999	1	1	69	0	0	33	0	0	14	0	5	565	688	82.1
2000	1	1	69	0	0	33	0	0	14	0	5	566	689	82.1
2001	1	0	69	0	0	25	0	0	16	1	5	589	706	83.4
2002	1	0	68	0	0	18	0	0	13	1	4	575	680	84.6
2003	1	0	64	0	0	17	0	0	11	1	4	562	660	85.2

또 다른 관점에서 이익예측오차의 표준편차가 위험의 대리변수가 될 수 있는가를 살펴보기 위해 위험을 나타내는 것으로 널리 알려진 다른 변수들을 선택하여 이익예측오차의 표준편차가 이들 변수들과 사후에(posteriori) 얼마나 관계가 있는지 조사하였다. 여기서 선택된 변수들은 주식시가총액으로 대표되는 기업규모(firm size), 장부가-시가비율(BM; book to market ratio), 그리고, 주당순이익(EPS)의 성장률의 변동성(standard deviation of earnings growth rates)이며, 각 포트폴리오에 속한 기업들의 변수 값들을 주식수익률 계산할 때와 똑 같이 등가비중평균(equally-weighted average)하였다. 여기서 주당순이익의 성장률 표준편차는 반기이익 자료의 계절성과 기업규모를 고려하여 E_q 와 E_{q-2} 로 성장률을 계산하고, 해당 반기 말의 주가로 나눈 값들의 표준편차로 계산되었다. 기업규모와의 비교에서 역시 예상대로 기업규모가 작을수록 보다 큰 정보의 불확실성위험을 갖게 됨을 보여준다.¹⁾ 또한 이익예측오차의 표준편차가 높은 기업일수록 장부가-시가비율(BM)도 높음을 알 수 있다.²⁾ 또한 이익예측오차의 표준편차가 큰 포트폴리오 일수록 더 큰 이익성장률의 변동성을 갖는다. 따라서 <표 1>의 결과는 이익불확실성의 대리변수인 이익예측오차의 표준편차가 다른 위험대리변수들과 밀접한 관계가 있으며, 이는 이익불확실성이 우리가 통상적으로 이해하고 있는 “위험”이라는 개념과 상당히 일치(consistent)함을 보여주고 있다.

3.3 이익정보 불확실성 위험요소(Risk Factor)-FESTD

정보의 불확실성(information uncertainty)을 대리하는 위험요소(risk factor)는 Fama and French(1993)와 유사한 무비용투자(zero-investment)방식에 의한 차익거래 포트폴리오(arbitrage portfolio)를 구성하는 방법을 본 연구에서 사용하여 구한다. 구체적으로 설명하면, 10개의 이익예측오차의 표준편차에 의한 포트폴리오중에서 이익예측오차의 표준편차가 가장 큰 2개의 포트폴리오(P10, P9)의 평균수익률에서 이익예측오차의 표준편차가 가장 작은 2개의 포트폴리오(P1, P2)의 평균수익률을 차감하여 얻는다. 이것을 이

1) 기업규모는 포트폴리오별 직전연도 말 주식시가총액 평균임.

2) BM은 Book to Market ratio를 말하며, 자기자본 장부가치에서 우선주 자본금을 차감하였으며, 자본잠식의 경우는 제외하였다.

이익정보의 불확실성을 대리하는 위험요소(risk factor)인 FESTD라고 정의한다.

본 연구에서는 각 모형의 소기업의 “1월효과”의 설명력을 검증하기 위해서 기존의 연구에서 다른 시장이상현상(market anomaly)을 설명하기 위해서 자주 사용되는 위험요소들인 시장위험요소(market risk factor)인 MKT, Fama, and French(1993)의 기업규모(firm size) 위험요소인 SMB(small minus big), 장부가-시가비율(book to market) 위험요소인 HML(high minus low)과, 그리고 본 연구에서 새롭게 제안한 이익정보의 불확실성(earnings information uncertainty)에 대한 위험요소인 FESTD를 사용한다. 특히 FESTD의 1월효과 설명력이 기존의 위험요소들의 설명력에 비해서 얼마나 우수한지 비교하고자 한다.

Table 3. Basic Characteristics of the Risk Factors: January 1988 through December 2004

MKTRFT is the market risk factor which equals the value-weighted CRSP market returns minus one-month Treasury Bill's return, SMB and HML are Fama and French's (1993) risk factors related to firm size and book-to-market, respectively, and FESTD is the risk factor proxying earnings information uncertainty which equals the return on the top twenty percent firms in terms of the magnitude of FESTD minus the return on the bottom twenty percent firms.

Risk factor	Average return			Standard deviation		
	Whole month	January	non-January	Whole month	January	non-January
MKTRFT	0.322	6.105	-0.204	9.361	14.302	8.643
SMB	0.191	0.408	0.171	8.031	11.159	7.725
HML	1.065	1.356	1.039	5.239	7.004	5.072
FESTD	0.749	3.300	0.517	10.818	8.257	11.009
MKT	0.693	6.595	0.157	9.468	14.324	8.758
RFT	0.371	0.489	0.361	0.519	0.320	0.532
<u>Correlation Coefficient</u>						
	MKTRFT	SMB	HML	FESTD	MKT	RFT
MKTRFT	1.000					
SMB	-0.247	1.000				
HML	0.080	-0.164	1.000			
FESTD	0.003	0.312	0.232	1.000		
MKT	0.999	-0.245	0.085	0.007	1.000	
RFT	0.179	-0.009	0.105	0.085	0.232	1.000

<표 3>은 위에서 언급한 4개의 위험요소의 월평균 수익률(위험프리미엄)과 표준편차, 그리고 각 위험요소간의 상관관계를 요약하였다. MKTRFT(시장수익률-무위험수익률), SMB, HML, 그리고 FESTD의 월별 평균 위험프리미엄은 각각 0.322퍼센트, 0.191퍼센트, 1.065퍼센트, 0.749퍼센트이다. 표준편차는 각각 9.361퍼센트, 8.031퍼센트, 5.239퍼센트, 10.818퍼센트 이다. 또한 <표 3>에서는 1월과 나머지월(non-January)을 구분하여 평균 위험프리미엄과 표준편차를 보여준다. 각 위험요소별 평균 프리미엄은 1월(나머지월)에 각각 6.105%(-0.204%), 0.408%(0.171%), 1.356(1.039%), 3.300%(0.517%)이다. 또한 시장위험요소를 제외하고는 FESTD의 1월의 위험프리미엄이 가장 높게 나타남을 보여주고 있다. 위험요소별 상관관계에 있어서는 FESTD와 SMB간의 양의 상관관계가 0.312로 상대적으로 높게 나타난다. 이것은 규모가 작은 기업일수록 더 큰 이익불확실성을 가지는 경향이 있음을 보여주고 있다.

4. 실증분석 결과

4.1 기업규모 포트폴리오의 수익률

모든 기업을 KIS-SMAT에서 얻어지는 매년 12월말의 주식시가총액(market capitalization)을 기준으로 오름차순으로 정리한 후에 10개의 포트폴리오를 구성한다. 포트폴리오 1(10)은 가장 작은(큰) 규모의 기업군을 포함한다. 따라서, 각 포트폴리오는 매년마다 재구성(rebalancing)되게 된다.

<표 4>는 1988년 1월부터 2004년 12월까지의 각 기업규모 포트폴리오의 월별 평균수익률을 보여주고 있다. 다른 국가에서와 마찬가지로 1월의 평균수익률은 모든 포트폴리오에 있어서 다른 월의 수익률보다 높게 나타나고 있다. 모든 기업의 1월 평균수익률은 9.309퍼센트이며, 12월은 -3.246퍼센트로 가장 적었다. 특히, 기업규모가 가장 작은 포트폴리오(P1)의 1월 평균수익률이 13.054 퍼센트로 나타나고 있으며, 1월이 아닌 월(2월~12월)의 평균수익률은 2.182퍼센트에 불과하다. 기업규모가 가장 큰 포트폴리오(P10)의 1월 평균수익률은 6.767퍼센

트로 기업규모가 가장 작은 포트폴리오와 가장 큰 포트폴리오간의 1월의 평균수익률차이(P1-P10)는 6.287퍼센트이다. 이러한 두 포트폴리오간의 평균수익률의 차이는 1월에 가장 크게 나타나고 있다. 이것은 1월에 기업규모에 대한 정보를 이용한 투자자들의 차익거래이익의 가능성이 가장 높음을 보여준다. 자본소득세가 없는 한국에서도 소규모 기업들이 1월에 가장 높은 수익률을 얻는다는 이러한 결과는 세금-손실매도가설이 지지받지 못하고 있다는 반증이기도 하다.

Table 4. Average Monthly Returns on Ten Size Portfolios at Each Calendar Month from January 1988 through December 2004

Each year all sample firms are ranked on the market value of their common equity at the end of the year. Then each of the firms is allocated into one of ten size portfolios. Portfolio 1 (10) contains the smallest (largest) firms. Thus, each portfolio is re-balanced annually. P1-P10 is the return on Portfolio 1 minus the return on Portfolio 10. 'Slope' indicates the slope coefficient of the cross-sectional regression model of the average returns on the ten size portfolios on the natural logarithm of their average market values in December. Numbers in parentheses indicate t -statistics.

Size Portfolio	Calendar Months													Non Jan	AVE
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12			
1	13.054	1.679	5.294	2.019	2.902	0.175	5.637	4.713	-4.152	2.510	9.004	-5.783	2.182	3.088	
2	12.912	1.398	3.766	0.934	2.881	-2.147	3.293	0.919	-2.196	2.624	5.573	-5.304	1.068	2.055	
3	11.599	0.935	3.903	0.069	0.422	-1.729	1.457	0.468	-1.423	2.501	6.192	-5.252	0.686	1.595	
4	10.532	1.105	2.507	0.483	0.927	-3.042	2.022	-1.275	-1.373	3.444	4.366	-3.620	0.504	1.340	
5	9.657	-0.528	2.920	-0.190	0.481	-2.708	2.036	-1.683	-2.101	2.966	4.512	-3.385	0.211	0.998	
6	9.389	-0.755	2.596	-0.376	0.317	-2.386	1.113	-1.775	-2.320	3.614	4.262	-2.363	0.175	0.943	
7	8.103	-0.461	2.255	-0.348	0.181	-2.939	1.112	-1.877	-2.647	2.643	4.377	-1.485	0.074	0.743	
8	7.362	-0.829	2.033	0.408	-0.083	-2.451	0.063	-2.023	-2.292	2.925	3.719	-1.668	-0.018	0.597	
9	6.730	-1.812	1.805	-0.619	-0.103	-2.951	1.471	-0.80	-2.147	3.281	3.518	-1.068	0.052	0.609	
10	6.767	-2.171	1.203	0.076	0.033	-0.955	0.603	-1.449	-2.395	3.190	3.586	0.090	0.165	0.715	
Ave	9.308	0.219	2.943	0.400	0.984	-1.818	2.167	0.125	-2.255	2.638	4.957	-3.246	0.647	0.000	
P1-P10	6.287 (1.91)	3.851 (1.62)	4.091 (1.00)	1.942 (0.67)	2.869 (1.30)	1.130 (0.41)	5.033 (1.64)	6.162 (1.12)	-1.758 (-0.89)	-0.681 (-0.42)	5.418 (0.73)	-5.873 (-1.78)	2.017 (1.78)	2.373 (2.21)	
Slope	-1.301 (-5.79)	-0.863 (-7.17)	-0.648 (-5.29)	-0.240 (-1.81)	-0.518 (-3.03)	-0.057 (-0.26)	-0.613 (-2.94)	-0.786 (-2.15)	-0.056 (0.35)	0.115 (1.75)	-0.792 (-3.32)	1.123 (7.39)	-0.293 (-2.70)	-0.377 (-3.31)	

<표 4>에서 또 다른 특기할 만한 사항은 기업의 규모와 주가수익률간에 역(negative)의 관계가 거의 모든 월에 존재한다는 것을 확인시켜 주고 있다. 이를 보다 구체적으로 살펴보기 위하여 10개 기업규모 포트폴리오의 평균수익률을 종속변수로 하고, 포트폴리오가 만들어진 연말의 시가총액에 자연로그를 취한 값을 독립변수로 하여 매월 회귀분석을 실시하였다. <표 4>의 마지막 행은 회귀분석의 기울기 추정계수를 보여준다. 거의 모든 월에서 기울기는 음수였으며 특히 1월에 두 변수의 음의 관계가 가장 강하였다. 특이할 만한 것은 12월에는 다른 월들과는 다른 경향을 보여주고 있다는 것이다. 즉, 12월에는 그 기울기가 통계적으로 유의한 양수였다. 다시 말해서 기업규모가 큰 기업일수록 12월의 수익률은 컸다는 것이다. 이것은 통상적으로 알려진 소기업효과(small firm effect)와는 정반대의 현상이다.

4.2 검증에 사용될 시계열 위험요소모형

적합하게 설계된 위험요소모형(risk-factor model)은 주식수익률의 횡단면뿐 아니라 시계열적인 움직임에 있어서도 잘 설명하여야 한다. 이 장에서 본 연구는 1월효과를 설명하는데 있어서 어떤 모형이 가장 적합한지 시계열 검증을 하고자 한다. 3장에서 언급한 4개의 위험요소가 모두 고려될 경우, 검증할 시계열모형은 다음과 같다:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + \beta_{4p}FESTD_t + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

여기서 R_{pt} 는 각 기업규모 포트폴리오(size portfolio) p 의 t 시점에서의 주식수익률을 나타내며, R_{mt} 는 시장포트폴리오의 수익률을 나타낸다. 본 연구에서는 한국증권거래소에서 거래되는 모든 주식과 코스닥의 모든 기업을 포함하여 가치가중(value-weighted)평균수익률을 시장포트폴리오의 수익률로 사용하였다. R_{ft} 는 무위험수익률(risk-free rate of return)을, SMB 와 HML 은 Fama and French (1993)의 기업규모(size)와 장부가-시가비율(book-to-market) 위험요소를 나타

내며, FESTD는 이익예측오차의 표준편차를 이용하여 추출된 이익정보의 불확실성 위험요소를 나타낸다. 그리고 ε_{pt} 는 잔차항을 나타낸다.³⁾ 이 잔차항은 잔차수익률(residual return)이라고 할 수 있으며, 각 포트폴리오의 주식수익률이 주어진 위험요소들에 의해 체계적으로 잘 설명이 되어진다면 월별로 어떤 체계적(systematic)인 패턴을 보여주지 않아야 한다. 또한 각 β_p 는 각 위험요소의 factor loading을 나타내며, 절편 α_p 는 모형에서 주어진 위험요소를 조정한 후의 초과수익률(abnormal returns)을 나타낸다.

만약 모든 포트폴리오에 대해서 α_p 가 제로이면 모형에서 사용된 위험요소(실제로는 그 위험요소를 mimicking하는 포트폴리오)는 mean-variance 관점에서 효율적(efficient)이며 이런 위험요소 또는 mimicking 포트폴리오에 투자자들이 나누어서(무위험자산과 함께) 투자했을 때 시장에서 어느 누구도 초과수익률을 얻을 수 없다는 것을 의미한다. 따라서 소기업효과에 대한 검증의 초점은 절편인 α_p 의 추정치에 있다. 모든 포트폴리오의 α_p 가 동시에 제로가 되는냐의 검증은 Gibbons, Ross, and Shanken(1989)의 다변량(multivariate)검증을 이용하였다.

시계열검증에서 식 (3)과 같이 4개의 위험요소를 모두 포함하는 시계열모형뿐만 아니라 4개의 위험요소들 중에서 다른 어떤 조합으로도 이뤄질 수 있는 2-, 3-, 4-위험요소 모형들을 모두 검증하였다. 다시 말해서 $MKT (R_m - R_f)$ 와 FESTD로 된 2-risk factor 모형, Fama and French(1993)의 MKT, SMB, HML로 구성된 3-risk factor 모형, MKT로만 구성된 CAPM모형 등이다. 특히 본 연구는 MKT와 FESTD로 구성된 2-risk factor모형에 소기업의 1월효과를 얼마나 잘 설명할 수 있을지에 초점이 모아지고 있다.

3) SMB와 HML는 Fama and French(1993)가 사용한 방법과 유사한 방법으로 계산되었다. 거래소와 코스닥에서 거래되는 모든 기업을 사용하였으며, 기업규모(size) 포트폴리오의 break point는 거래소 기업들만을 이용하여 정하였다. 이는 전체기업을 사용하여 포트폴리오 break-point를 정할 경우 대부분의 코스닥기업은 가장 작은 규모 포트폴리오에 할당될 가능성이 높기 때문이다. 기업규모 포트폴리오는 매년 12월말의 시가총액을 기준으로 정하였으며, 장부가-시가 포트폴리오는 매년 3월말의 장부가-시가비율을 이용하여 정하였다.

4.3 월별 무위험 보유수익률의 계산

기존의 연구들은 무위험수익률을 만기 364일의 통화안정채권의 월별 발행수익률(년간 발행수익률 / 12)을 사용하고 있다. 한국은행에서 제공하는 발행수익률은 발행 당시에 거래된 가격을 근거로 계산된 만기수익률(yield-to-maturity)로써 만기일까지 1년 동안 보유했을 경우 실현될 수 있는 사전 예정수익률(*ex ante promised yield*)이다. 이는 모형에서 시장수익률은 사후 월별 보유 실현수익률(*ex post realized return*)을 사용하면서 무위험수익률은 사전 수익률을 사용하는 것은 일관성(*consistency*)이 결여되었다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구는 무위험수익률을 통화안정채권의 월별 거래된 가격을 이용한 실제 월별 보유 실현수익률(*holding period return*)을 사용하여 일관성을 유지하고자 한다. 실제로 미국의 거의 모든 연구는 무위험수익률의 대리변수로 Treasury Bill의 만기수익률을 사용하지 않고 해당 월의 실제 거래된 가격을 이용하여 구한 월별 보유수익률을 사용한다.

어떤 특정 월 t 의 통화안정채권의 보유실현수익률을 계산하기 위해 t 월의 가격 P_t 와 $t-1$ 월의 가격 P_{t-1} 이 필요하다. P_{t-1} 은 전 월의 발행가격으로써 $t-1$ 월의 발행수익률 y_{t-1} 을 역으로 이용하여 다음과 같이 구한다.

$$P_{t-1} = \frac{10,000}{(1 + y_{t-1})} \quad (4)$$

이 통화안정채권의 한 달 후의 가격은 한 달간 변동된 수익률(*yield*)을 반영한 잔존만기 11개월의 통화안정채권의 가격이다. 따라서 t 월의 가격은 다음과 같다.

$$P_t = \frac{10,000}{[1 + (y_t/12)]^{11}} \quad (5)$$

식 (4), 식 (5)를 이용하여 t 월의 통화안정채권 1개월간 보유수익률을 계산하였다. <그림 1>은 통화안정채권의 월별 발행수익률(*Yield*)과 보유실현수익률(*Return*)을 보여주고 있으며, <그림 2>는 통화안정채권의 월별 보유실현수익률과 KOSPI의 수익률을 보여주고 있다.

Figure 1. Monthly Yield and (Holding Period) Realized Return on Monetary Stabilization Bonds (“Tong-An Jeung-Gweon”) Issued by Bank of Korea

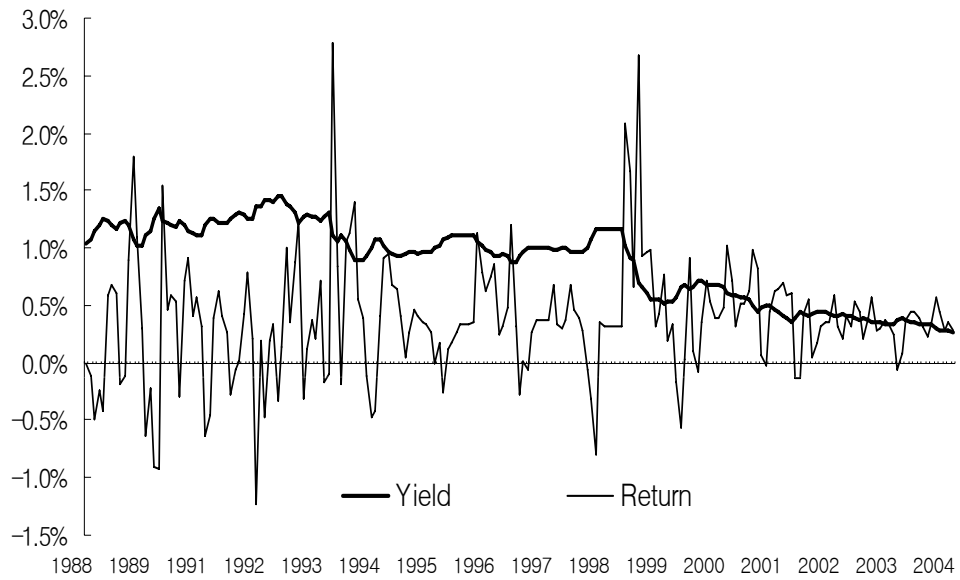
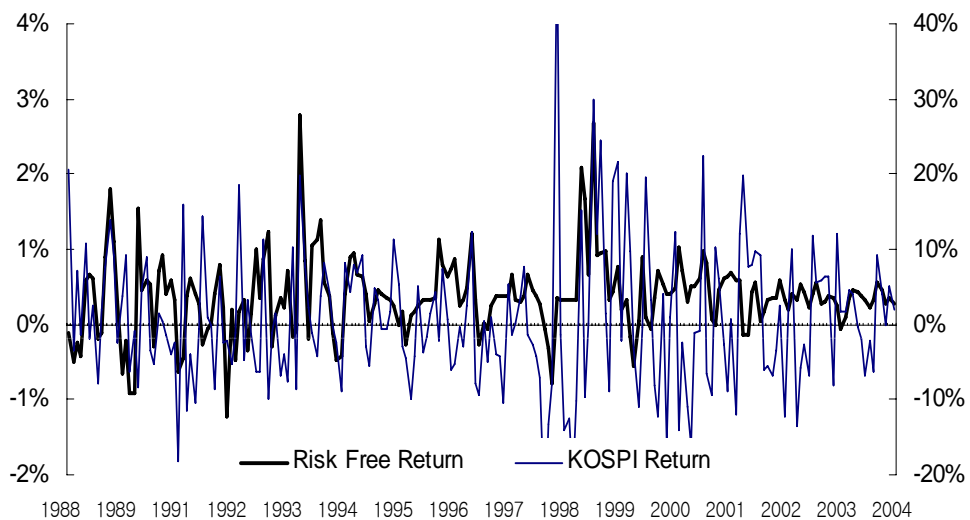


Figure 2. Monthly (Holding Period) Realized Return on Monetary Stabilization Bonds (“Tong-An Jeung-Gweon”) and KOSPI



4.4 시계열 위험요소모형 추정 결과

<표 5>는 본 연구에서 고려된 위험요소들의 조합들로 이루어진 여러 시계열 검증모형들의 절편과 각 위험요소의 추정계수 결과를 보여주고 있다. 검증하고자 하는 모형은 모형 1(MKT), 모형 2(MKT,FESTD), 모형 3(MKT,SMB,HML), 모형 4(MKT,SMB,HML,FESTD), 모형 5(MKT,SMB), 그리고 모형 6(SMB, HML, FESTD)이다. 먼저 절편 추정치(α_p)를 보면 모형 1, 2, 6은 가장 작은 포트폴리오 1만이 통계적으로 유의하고 다른 9개의 포트폴리오의 절편추정치는 유의하지 않게 나타난 반면, 모형 3, 4, 5는 두 개 이상의 절편이 유의한 결과를 보여주고 있다. 즉, 시장위험요소(MKT)만 이용된 모형 1과 시장위험요소와 FESTD가 고려된 모형 2, 그리고 시장위험요소를 제외하고 SMB, HML, FESTD만을 포함한 모형 6에서 가장 작은 포트폴리오 1의 경우를 제외한 다른 포트폴리오들의 개별 t -검증에서 5%유의 수준에서 절편추정치가 유의하지 않음을 보여주고 있다. 귀무가설 $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{10} = 0$ 을 검정하는 Gibbons, Ross, and Shanken(GRS) (1989)의 연립 F -검증에서 모형6의 경우 p 값이 0.008로 귀무가설을 기각하고 있다. 반면에 모형 1과 모형 2는 GRS의 F -검증의 p 값이 각각 0.372와 0.117로 귀무가설을 기각하지 못하였다. 실증연구에서 가장 많이 사용되는 모형 중에 하나인 Fama-French의 3요소모형인 모형 3에서는 10개중 4개의 절편추

Table 5. Estimates of the Time-Series Risk Factor Models for the Size Portfolios: January 1988 through December 2004

Each year all sample firms are ranked on the market value of their common equity at the end of the year. Then each of the firms is allocated into one of ten size portfolios. Portfolio 1 (10) contains the smallest (largest) firms. GRS is Gibbons, Ross, and Shanken's (1989) F -test statistic for the null that all intercepts equal zero. MKTRFT is the market risk factor which equals the value-weighted CRSP market returns minus one-month Treasury Bill's return, SMB and HML are Fama and French's (1993) risk factors related to firm size and book-to-market, respectively, and FESTD is the risk factor proxying earnings information uncertainty. Numbers in parentheses indicate t -statistics.

Size Portfolio	Intercept ($\alpha_p \times 100$)	MKTRFT (β_{1p})	SMB (β_{2p})	HML (β_{3p})	FESTD (β_{4p})	adj - R^2
Model 1: $R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{pt}$						
1	2.467(2.28)	0.773(6.67)				0.177
2	1.435(1.93)	0.771(9.67)				0.313
3	0.980(1.48)	0.758(10.69)				0.358
4	0.701(1.27)	0.831(14.11)				0.494
5	0.352(0.67)	0.850(15.07)				0.527
6	0.276(0.60)	0.920(18.61)				0.630
7	0.089(0.21)	0.877(19.17)				0.644
8	-0.069(-0.21)	0.917(26.16)				0.771
9	-0.063(-0.20)	0.934(27.82)				0.792
10	0.014(0.06)	1.024(44.25)				0.906
GRS =1.089 (p-value = 0.372)						
Model 2: $R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{4p}FESTD_t + \varepsilon_{pt}$						
1	1.535(2.92)	0.769(13.70)			1.247(25.66)	0.806
2	0.896(1.76)	0.769(14.18)			0.721(15.36)	0.682
3	0.561(1.10)	0.757(13.86)			0.559(11.84)	0.620
4	0.377(0.85)	0.829(17.53)			0.433(10.57)	0.673
5	0.042(0.10)	0.852(18.70)			0.415(10.54)	0.694
6	0.039(0.10)	0.919(21.72)			0.316(8.65)	0.729
7	-0.144(-0.40)	0.876(22.94)			0.312(9.43)	0.752
8	-0.184(-0.60)	0.916(27.92)			0.154(5.42)	0.799
9	-0.157(-0.52)	0.934(29.11)			0.125(4.52)	0.810
10	-0.023(-0.11)	1.024(44.82)			0.049(2.50)	0.908
GRS =1.572 (p-value = 0.117)						
Model 3: $R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + \varepsilon_{pt}$						
1	1.211(1.32)	0.947(9.53)	1.020(8.72)	0.944(5.42)		0.433
2	0.373(0.69)	0.924(15.84)	0.892(12.97)	0.791(7.72)		0.655
3	0.012(0.03)	0.898(17.68)	0.810(13.54)	0.721(8.09)		0.692
4	-0.225(-0.61)	0.939(23.38)	0.662(14.00)	0.718(10.19)		0.779
5	-0.651(-1.87)	0.943(25.03)	0.595(13.42)	0.808(12.22)		0.804
6	-0.622(-2.09)	0.998(31.06)	0.522(13.81)	0.726(12.88)		0.853
7	-0.795(-2.81)	0.932(30.42)	0.416(11.54)	0.739(13.74)		0.850
8	-0.691(-2.79)	0.947(35.38)	0.256(8.13)	0.529(11.24)		0.875
9	-0.680(-2.79)	0.927(35.22)	0.087(2.82)	0.565(12.23)		0.880
10	-0.235(-1.24)	0.994(48.54)	-0.090(-3.71)	0.259(7.21)		0.931
GRS =2.211 (p-value = 0.019)						

Size Portfolio	Intercept ($\alpha_p \times 100$)	MKTRFT (β_{1p})	SMB (β_{2p})	HML (β_{3p})	FESTD (β_{4p})	adj - R^2
Model 4: $R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + \beta_{4p}FESTD_t + \varepsilon_{pt}$						
1	1.221(2.53)	0.853(16.29)	0.456(6.88)	0.285(2.96)	1.109(22.90)	0.843
2	0.377(0.95)	0.880(20.48)	0.627(11.52)	0.481(6.10)	0.521(13.11)	0.814
3	0.015(0.04)	0.868(20.11)	0.629(11.52)	0.509(6.44)	0.356(8.92)	0.779
4	-0.223(-0.68)	0.918(25.64)	0.538(11.88)	0.574(8.73)	0.243(7.34)	0.825
5	-0.649(-2.10)	0.924(27.51)	0.479(11.28)	0.672(10.91)	0.229(7.37)	0.845
6	-0.621(-2.21)	0.986(32.35)	0.451(11.71)	0.643(11.50)	0.140(4.95)	0.869
7	-0.794(-3.05)	0.919(32.58)	0.334(9.36)	0.643(12.42)	0.162(6.22)	0.874
8	-0.691(-2.80)	0.944(35.31)	0.234(6.94)	0.503(10.26)	0.043(1.73)	0.876
9	-0.679(-2.82)	0.923(35.26)	0.061(1.85)	0.535(11.14)	0.051(2.11)	0.882
10	-0.235(-1.26)	0.989(48.94)	-0.115(-4.50)	0.229(6.18)	0.050(2.70)	0.933
GRS =2.922 (p-value = 0.002)						
Model 5: $R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}SMB_t + \varepsilon_{pt}$						
1	2.228(2.32)	0.969(9.14)	0.925(7.49)			0.353
2	1.225(2.04)	0.943(14.23)	0.812(10.51)			0.555
3	0.789(1.49)	0.915(15.69)	0.737(10.85)			0.593
4	0.548(1.23)	0.955(19.37)	0.590(10.26)			0.666
5	0.219(0.49)	0.962(19.39)	0.514(8.89)			0.659
6	0.160(0.41)	1.015(23.44)	0.450(8.91)			0.733
7	0.001(0.00)	0.950(22.30)	0.342(6.89)			0.710
8	-0.122(-0.40)	0.960(28.15)	0.203(5.11)			0.796
9	-0.071(-0.23)	0.941(27.11)	0.031(0.76)			0.792
10	0.044(0.21)	1.000(43.66)	-0.116(-4.33)			0.914
GRS =1.090 (p-value = 0.372)						
Model 6: $R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + \beta_{4p}FESTD_t + \varepsilon_{pt}$						
1	1.474(2.00)		0.187(1.91)	0.310(2.12)	1.171(15.90)	0.636
2	0.639(0.92)		0.349(3.77)	0.507(3.66)	0.585(8.39)	0.425
3	0.273(0.39)		0.355(3.87)	0.535(3.89)	0.419(6.06)	0.333
4	0.049(0.07)		0.249(2.75)	0.601(4.42)	0.309(4.52)	0.253
5	-0.375(-0.55)		0.188(2.09)	0.699(5.19)	0.295(4.36)	0.259
6	-0.329(-0.47)		0.141(1.51)	0.672(4.82)	0.210(3.00)	0.183
7	-0.521(-0.80)		0.045(0.52)	0.670(5.16)	0.228(3.50)	0.205
8	-0.411(-0.62)		-0.063(-0.71)	0.531(4.03)	0.111(1.67)	0.103
9	-0.406(-0.63)		-0.229(-2.66)	0.562(4.36)	0.117(1.81)	0.151
10	0.059(0.09)		-0.427(-4.78)	0.258(1.93)	0.122(1.81)	0.133
GRS =2.493 (p-value = 0.008)						

정치가 유의하게 0과 다르다. GRS의 F -검증 역시 유의수준 5퍼센트에서 귀무가설을 기각하고 있다. 또 다른 주목할 만한 결과는 Fama-French 3-요소모형에 FESTD가 추가되었을 경우 SMB와 HML의 설명력이 상당히 약해진다는 것이다.

<표 3>에서 보듯이 FESTD와 SMB의 상관관계(상관계수 0.312)가 높기 때문에 그 두 위험요소의 차이점을 보여주기 위해서 시장위험요소인 MKT와 SMB를 포함하는 다른 2-요소모형인 모형 5를 추정하였다. GRS의 F -검증의 경우는 p -value는 0.372로 유의하지 않은 값을 가지나 개별 포트폴리오의 t -검증 결과 규모가 작은 2개의 포트폴리오가 유의한 절편추정치로 갖는다. 더구나 똑같은 2-요소 모형일지라도 FESTD가 포함된 2-요소 모형의 R^2 값이 월등히 높음을 보여주고 있다. 특히 규모가 작은 포트폴리오들의 경우 R^2 값의 차이가 크다. 이 두 2-요소모형의 보다 분명한 차이점은 다음 장에서 보여주는 각 월별 평균 잔여수익률(average residual return)에 있다. 모형 6은 시장위험요소인 MKT를 제외한 SMB, HML, FESTD의 3-요소모형이다. 앞서서도 언급되었지만 모형 6의 경우 개별 절편추정치에서는 귀무가설을 가장 작은 포트폴리오 1을 제외하고는 기각하지 않고 있지만, GRS의 F -검증에서는 귀무가설을 기각하고 있다. 모형 6이 시사하는 결과 중의 또 다른 하나는 R^2 가 시장위험요소를 포함한 모형 4보다 현저히 낮은 값을 가진다는 것이다. 이 결과는 시장위험요소가 시계열모형에서 얼마나 중요한 설명력을 갖는지를 보여주고 있다.

<표 5>에서 또 하나 특기할 만한 사항은 FESTD의 factor loading이 규모가 작은 기업일수록 크다는 것이다. 이는 기업 규모가 작을수록 이익정보의 불확실성 위험에 많이 노출되어 있다는 것이다. 이는 합리적 기대가설(rational expectation hypothesis)에 부합하며 위험요소의 조건을 충족시킨다고 볼 수 있다. 반면에 시장위험요소 MKT의 factor loading은 규모가 큰 기업일수록 크게 나타나고 있다. 합리적 기대가설에 부합되지 않고 있다. 가장 작은 기업 포트폴리오 1의 초과수익률을 충분히 설명하지 못하는 이유 중에 하나는 시장위험요소의 이러한 행태 때문이라고 볼 수 있다.

4.5 기업규모 포트폴리오의 월별 잔여수익률 검증

주어진 위험요소(risk factor)들이 주식수익률을 적절히 설명하고 있다면 또한

잔여수익률(residual return)에 어떠한 체계적인 행태가 존재하지 않아야 한다. 여기서 가장 관심이 가는 통계량은 소기업의 1월의 잔여수익률이며, 특히 기업규모가 가장 작은 기업과 큰 기업의 1월 잔여수익률의 차이(P1-P10)이다. 이를 위해서 주어진 위험요소모형을 각 포트폴리오별로 추정한 후에 잔여수익률을 각 월별로 분류하고, 1월과 나머지 월(non-January)의 평균 잔여수익률(average residual return)을 각 기업규모 포트폴리오별로 계산하였다.

<표 6>는 각 모형의 각 포트폴리오별 1월과 나머지 월의 평균잔여수익률을 보여주고 있다. <표 5>의 절편추정치의 개별 t -검증에서 상대적으로 적합한 모델로 언급된 모형 1을 살펴보면 1월의 기업규모별 잔여수익률이 <표 4>의 실제 수익률(raw return)의 횡단면과 다른 모형에 비해 가장 유사하게 나타난다. 가장 큰 기업 포트폴리오(P10)와 가장 작은 기업포트폴리오(P1)의 평균잔여수익률 차이(P1-P10)는 5.366으로 매우 큰 값을 보인다. 이 결과는 P1을 사고, P10을 팔았을 경우 1월에만 발생 할 수 있는 차익거래이익을 의미한다. 이 차이는 <표 1>의 평균수익률에서의 차이 6.287과 큰 차이가 없다. 이러한 결과는 시장위험 요소가 진정으로 1월 주식수익률의 횡단면에 있어서 체계적인 패턴을 설명하지 못하고 있음을 시사한다.

모든 모형의 1월 잔여수익률은 나머지 월의 잔여수익률보다 높게 나타나고 있다. 그러나 1월 잔여수익률의 크기나 소기업과 대기업 포트폴리오의 1월 잔여수익률의 차이(P1-P10)의 관점에서 보면 MKT와 FESTD의 2-요소 모형이 비교대상이 되는 다른 모형에 비해서 현저히 좋은 결과를 보여주고 있다. 예를 들면, 모형 2(MKT, FESTD)의 1월 잔여수익률은 모든 포트폴리오에서 통계적으로 유의하지 않은 반면에 모형 1(MKT), 모형 3(MKT, SMB, HML), 모형 5(MKT, SMB)는 통계적으로 유의한 1월 잔여수익률을 보여주고 있다. 특히 기업규모가 가장 작은 포트폴리오의 1월의 잔여수익률은 모형 2의 경우 가장 작다. 예를 들면 모형 2는 1월 잔여수익률이 2.220%인 반면, 모형 1, 3, 5는 1월 잔여수익률이 각각 5.378%, 3.878%, 4.045%로서 현저히 크다. 더구나 소기업과 대기업 포트폴리오의 1월 잔여수익률의 차이(P1-P10)도 모형 2에서 가장 작다. 모형 4와 6의 P1-P10의 크기가 상당히 작은 이유는 이 모형들이 FESTD

Table 6. Residual Returns from the Time–Series Risk Factor Models on the Size Portfolios

Residual returns are obtained from estimating the time-series risk factor models. P1–P10 is the return on Portfolio 1 minus the return on Portfolio 10. Numbers in parentheses indicate t -statistics. The risk factor models considered are as follows:

$$f(\text{MKT}): R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{pt}$$

$$f(\text{MKT}, \text{FESTD}): R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{4p}\text{FESTD}_t + \varepsilon_{pt}$$

$$f(\text{MKT}, \text{SMB}, \text{HML}): R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}\text{SMB}_t + \beta_{3p}\text{HML}_t + \varepsilon_{pt}$$

$$f(\text{MKT}, \text{SMB}, \text{HML}, \text{FESTD}): R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}\text{SMB}_t + \beta_{3p}\text{HML}_t + \beta_{4p}\text{FESTD}_t + \varepsilon_{pt}$$

$$f(\text{MKT}, \text{SMB}): R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{2p}\text{SMB}_t + \varepsilon_{pt}$$

$$f(\text{SMB}, \text{HML}, \text{FESTD}): R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{2p}\text{SMB}_t + \beta_{3p}\text{HML}_t + \beta_{4p}\text{FESTD}_t + \varepsilon_{pt}$$

Size Portfolio	January	non-Jan	January	non-Jan	January	non-Jan
	$f(\text{MKT})$		$f(\text{MKT}, \text{FESTD})$		$f(\text{MKT}, \text{SMB}, \text{HML})$	
1	5.378(1.63)	-0.489(-0.43)	2.220(0.82)	-0.202(-0.39)	3.878(1.42)	-0.353(-0.38)
2	6.281(2.05)	-0.571(-0.76)	4.455(1.92)	-0.405(-0.81)	4.970(2.14)	-0.452(-0.87)
3	5.500(1.79)	-0.500(-0.76)	4.084(1.52)	-0.371(-0.76)	4.310(1.96)	-0.392(-0.88)
4	4.271(1.77)	-0.388(-0.71)	3.175(1.43)	-0.289(-0.67)	3.294(1.68)	-0.299(-0.87)
5	3.608(1.80)	-0.328(-0.61)	2.555(1.49)	-0.232(-0.54)	2.724(1.85)	-0.248(-0.73)
6	3.011(1.68)	-0.274(-0.58)	2.209(1.33)	-0.201(-0.50)	2.235(1.55)	-0.203(-0.72)
7	2.169(1.28)	-0.197(-0.45)	1.379(0.92)	-0.125(-0.35)	1.546(1.25)	-0.141(-0.51)
8	1.346(1.36)	-0.122(-0.36)	0.956(1.15)	-0.087(-0.27)	0.960(0.84)	-0.087(-0.36)
9	0.601(0.59)	-0.055(-0.17)	0.284(0.29)	-0.026(-0.08)	0.457(0.45)	-0.042(-0.17)
10	0.012(0.02)	-0.001(0.00)	-0.113(-0.15)	0.010(0.05)	0.133(0.16)	-0.012(-0.07)
P1-P10	5.366(1.60)	-0.488(-0.44)	2.333(0.84)	-0.212(-0.39)	3.745(1.44)	-0.341(-0.38)
Average	3.218(1.40)	-0.293(-0.48)	2.120(1.07)	-0.193(-0.43)	2.451(1.33)	-0.223(-0.56)
	$f(\text{MKT}, \text{SMB}, \text{HML}, \text{FESTD})$		$f(\text{MKT}, \text{SMB})$		$f(\text{SMB}, \text{HML}, \text{FESTD})$	
1	1.903(0.69)	-0.173(-0.39)	4.045(1.42)	-0.368(-0.37)	6.732(1.58)	-0.612(-0.92)
2	4.042(1.89)	-0.367(-1.02)	5.110(2.01)	-0.465(-0.77)	9.025(2.54)	-0.820(-1.29)
3	3.676(1.65)	-0.334(-0.93)	4.437(1.91)	-0.403(-0.77)	8.586(2.24)	-0.781(-1.26)
4	2.861(1.42)	-0.260(-0.89)	3.420(1.59)	-0.311(-0.71)	8.056(2.06)	-0.732(-1.21)
5	2.316(1.54)	-0.211(-0.72)	2.866(1.75)	-0.261(-0.57)	7.543(2.26)	-0.686(-1.09)
6	1.986(1.33)	-0.181(-0.69)	2.363(1.59)	-0.215(-0.54)	7.565(1.93)	-0.688(-1.09)
7	1.257(1.00)	-0.114(-0.46)	1.676(1.10)	-0.152(-0.39)	6.455(2.04)	-0.587(-0.96)
8	0.883(0.79)	-0.080(-0.33)	1.053(1.17)	-0.096(-0.29)	6.224(1.86)	-0.566(-0.91)
9	0.366(0.36)	-0.033(-0.14)	0.557(0.55)	-0.051(-0.15)	5.590(1.89)	-0.508(-0.82)
10	0.043(0.05)	-0.004(-0.02)	0.178(0.25)	-0.016(-0.08)	5.642(1.70)	-0.513(-0.81)
P1-P10	1.860(0.68)	-0.169(-0.38)	3.866(1.38)	-0.351(-0.37)	1.090(0.41)	-0.099(-0.22)
Average	1.933(1.07)	-0.176(-0.56)	2.570(1.33)	-0.234(-0.46)	7.142(2.01)	-0.649(-1.04)

를 포함하기 때문이라고 볼 수 있다.

위의 결과에서 보듯이 FESTD가 1월의 초과수익률을 설명하는데 가장 중요한 역할을 하고 있음을 보여주고 있다. 그러나, 포트폴리오별 잔여수익률의 체계적인 패턴이 줄어들고는 있으나 완전히 사라지지는 못하고 있다. 미국의 데이터를 사용한 Kim(2006)은 MKT와 FESTD를 포함하는 2-요소모형으로 1월 잔여수익률의 체계적 패턴을 거의 설명하였다. 본 연구의 결과가 Kim의 결과와 약간 다른 이유는 본 연구가 덜 정교한(less sophisticated) 방법으로 계산된 FESTD를 사용한다 있기 때문으로 추정된다. Kim은 분기별 데이터를 사용하여 AR(1)모형으로 이익예측치를 계산하였으나, 본 연구는 충분치 못한 데이터포인트로 인하여 단순히 1년전 같은 반기의 이익치를 현재 반기의 이익예측치로 간주하였다. 이렇게 덜 정교한 방법으로 계산된 이익예측오차의 표준편차를 이용하여 생성된 FESTD는 이익정보의 불확실성위험을 정확하게 대리할 가능성은 낮아진다고 볼 수 있다. 추후 충분한 데이터가 축적되었을 경우 보다 정교한 모형을 이용하여 다시 검증할 필요가 있겠다.

5. 결론

주식수익률의 계절성을 위험에 근거한 합리적인 설명을 하기 위하여, 본 연구는 이익변동성(variability in earnings)에 기인한 이익정보불확실성을 대리하는 위험요소인 FESTD를 고안하여 시장위험요소(market risk factor)와 FESTD 위험요소로 이루어진 2-요소모형을 제안하였다. 이익정보불확실성위험의 대리변수로 사용된 FESTD는 이익예측오차의 표준편차로 측정되었다. 그러므로 FESTD는 이익의 질(earnings quality)을 측정하는 위험요소의 한 종류로 볼 수 있다.

실증분석 결과 시장위험요소와 본 연구에서 제안된 이익정보의 불확실성위험요소인 FESTD로 이루어진 2-요소모형이 1월효과를 설명하는데 다른 모형들보다 우월함을 본 연구는 확인하였다. 시계열 위험요소모형(time-series risk-factor model)의 절편추정치(초과수익률)의 검정 결과 시장위험요소만 포함한 1-요소모형과 시장위험요소와 FESTD를 포함하는 2-요소모형이 기업규모효과(small firm

effect)를 설명하는데 고려된 모형들 중 가장 우수하였다. 특히, 기업규모효과를 설명하기 위해서 고안된 Fama and French(1993)의 3-요소모형보다 우수하였다. 1월효과를 설명하는지 검증하기 위해 각 모형의 잔여수익률(residual return)을 분석한 결과, 시장위험요소와 FESTD를 포함하는 2-요소모형이 가장 우수함을 발견하였다. 이는 FESTD가 1월의 초과수익률을 설명하는데 가장 중요한 역할을 하고 있음보여주고 있다고 할 수있다. 이는 결론적으로

1월의 높은 수익률은 잠재적으로 이익정보의 질이 낮은 즉, 이익정보의 불확실성이 높은 주식의 위험보상으로 설명되어 질 수 있음을 의미한다.

그러나 기업규모 포트폴리오별 잔여수익률의 체계적인 패턴이 현저히 줄어들고는 있으나 완전히 사라지지 못하고 있다. 이는 Kim(2006)의 결과와 비교해 볼 때 본 연구가 충분치 못한 데이터 포인트로 인한 덜 정교한(less sophisticated) 방법으로 계산된 이익예측치를 근거로 한 FESTD를 사용하는데 있기 때문으로 추정된다. 추후 충분한 데이터 포인트가 축적되었을 경우 보다 정교한 모형을 이용하여 다시 검증할 필요가 있을 것으로 사료된다.

<참 고 문 헌>

- 김기호, “한국증권시장의 주가이상현상에 관한 연구 - 1월효과를 중심으로”, 재무관리연구, 제8권 2호(1991), pp. 73-95.
- (Translated in English) Kim, Gi-Ho, 1991, A Study on the Market Anomalies in Korean Stock Markets - The January Effect, *Journal of Korean Financial Management Association* 8 (2), pp. 73-95.
- Ball, Ray, and Philip Brown, 1968, An Empirical Evaluation of Accounting Income, *Journal of Accounting Research* 6, pp. 159-178.
- Barry, Christopher. B. and Steve J. Brown, 1985, Differential Information and Security Market Equilibrium, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20, pp. 407-422.
- Berges, Angel, John J. McConnel, and Gary G. Schlarbaum, 1984, The Turn-of-the-Year in Canada, *Journal of Finance* 39, pp. 185-192.
- Branch, Ben, 1977, A Tax-Loss Selling Trading Rule, *Journal of Business* 50, pp. 198-207.
- Brauer, Gregory A. and Eric C. Chang, 1990, Return Seasonality in Stocks and Their Underlying Assets: Tax-Loss Selling versus Information Explanations, *Review of Financial Studies* 3, pp. 255-280.
- Brickley, James, Steven Manaster, and James Schallheim, 1991, The Tax-Timing Option and the Discounts on Closed-End Investment Companies, *Journal of Business* 64, pp. 287-312.
- Brown, Philip, Donald B. Keim, Allan W. Kleidon, and Terry A. Marsh, 1983, Stock Return Seasonalities and the Tax-Loss Selling Hypothesis, *Journal of Financial Economics* 12, pp. 105-127.

- Carhart, Mark M., 1997, On Persistence in Mutual Fund Performance, *Journal of Finance* 52, pp. 57-82.
- Chan, K. C., Nai-Fu Chen, and David A. Hsieh, 1985, An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect, *Journal of Financial Economics* 14, pp. 451-471.
- Chang, Eric. C. and Michael Pinegar, 1986, Return Seasonality and Tax-Loss Selling in the Market for Long-Term Government and Corporate Bonds, *Journal of Financial Economics* 17, pp. 391-415.
- Chang, Eric. C. and Michael Pinegar, 1989, Seasonal Fluctuations in Industrial Production and Stock Market Seasonals, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24, pp. 59-74.
- Constantinides, George M., 1984, Optimal Stock Trading with Personal Taxes: Implications for Prices and the Abnormal January Returns, *Journal of Financial Economics* 13, pp. 65-90.
- Diether, Karl B., Christopher J. Malloy, and Anna Scherbina, 2002, Differences of Opinion and the Cross Section of Stock Returns, *Journal of Finance* 57, pp. 2113-2141.
- Dyl, Edward A., 1977, Capital Gains Taxation and Year-End Stock Market Behavior, *Journal of Finance* 32, pp. 165-175.
- Fama, Eugene and Kenneth French, 1992, The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance* 47, pp. 427-465.
- Fama, Eugene and Kenneth French, 1993, Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3-56.
- Foster, George, Chris Olsen, and Terry Shevlin, 1984, Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns, *Accounting Review*

59, pp. 574-605.

Gibbons, Michael. R., Steve A. Ross, and Jay Shanken, 1989, A Test of the Efficiency of a Given Portfolio, *Econometrica* 57, pp. 1121-1152.

Gultekin, Mustafa N. and N. Buletin Gultekin, 1983, Stock Market Seasonality: International Evidence, *Journal of Financial Economics* 12, pp. 469-481.

Jones, Charles P., Douglas K. Pearce, and Jack W. Wilson, 1987, Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note, *Journal of Finance* 42, pp. 453-461.

Kato, Kiyoshi and James S. Schallheim, 1985, Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20, pp. 243-260.

Keim, Donald. B., 1983, Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality, *Journal of Financial Economics* 12, pp. 13-32.

Keim, Donald. B., 1989, Trading Patterns, Bid-Ask Spreads, and Estimated Security Returns: The Case of Common Stocks at Calendar Turning Points, *Journal of Financial Economics* 25, pp. 75-97.

Kim, Dongcheol, 2006, On the information uncertainty risk and the January effect, Forthcoming in *Journal of Business* 79.

Kim, Dongcheol, and Myung-Sun Kim, 2003, A Multi-Factor Explanation for Post-Earnings-Announcement Drift, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38, pp. 383-398.

Reinganum, Marc. R., 1983, The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects, *Journal of Financial Economics* 12, pp. 89-104.

Reinganum, Marc. R. and Partha Gangopadhyay, 1991, On Information Re-

lease and the January Effect: Accounting-Information Hypothesis, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 1, pp. 169-176.

Reinganum, Marc. R. and Alan C. Shapiro, 1987, Taxes and Stock Return Seasonality: Evidence from the London Stock Exchange, *Journal of Business* 60, pp. 281-295.

Roll, Richard, 1983, Was Ist Das? The Turn-of-the Effect and the Return Premia of Small Firms, *Journal of Portfolio Management* 9, pp. 18-28.

Rozeff, Michael S. and William R. Kinney, Jr, 1976, Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns, *Journal of Financial Economics* 3, pp. 379-402.

Schultz, Paul, 1985, Personal Income Taxes and the January Effect: Small Firm Stock Returns before the War Revenue Act of 1917: A Note, *Journal of Finance* 40, pp. 333-343.