보험금융연구 제26권 제2호 (2015. 5) pp. 59-84

이익 공시에 대한 주가 지연 반응(PEAD)의 확률할인요소 위험조정을 이용한 실증 검증

An Empirical Study on the Stock Price Reaction to Earnings Announcements using the Stochastic Discount Factor Approach

정 찬 식* · 김 순 호**

Chan Shik Jung · Soon-Ho Kim

본 연구는 한국주식시장의 실적 공시 후 주가 지연 반응이 위험 프리미엄에서 기인하는지 투자자의 행태적 특성에서 기인하는지 확인하기 위하여 SUE(Standardized Unexpected Earnings) 헤지포트폴리오의 위험 조정 후 수익률을 모형 비의존적 방법론을 적용해 계산하였다.

위험 조정 전 SUE 헤지포트폴리오의 월 평균 수익률 0.85%는 텀스프레드를 정보변수로 이용해 모형 비의존적 위험 조정을 실시한 경우 0.36%까지 떨어지는 것으로 나타났다. 이는 CAPM을 이용해 위험 조정을 하는 경우 0.86%, Fama-French 3요인 모형을 이용하는 경우 0.82% 등에 비해 현저히 감소한 수치이다. 본 연구의 결과는 기존의 특정 모형에 의존한 위험 조정 방식을 통해서는 주가 지연 반응에 내재된 위험이 과소 조정될 수 있음을 의미한다.

국문 색인어: 이익 공시 후 주가 지연 반응, Fama-French 3요인 모형, 확률할인요소모형

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050704

* 동아대학교 경영학부 조교수(michael@dau.ac.kr)

** 부경대학교 경영학부 조교수(kimsoonho@pknu.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2015. 02. 16, 논문 최종 수정일: 2015. 05. 10, 논문 게재 확정일: 2015. 05. 21

I. 서론

주식시장에서 널리 알려진 시장 이상 현상(market anomaly) 중에서 실적 공시에 대한 주가 지연 반응(post-earnings announcement drift)은 Ball and Brown(1968)이 소개한 이후 모멘텀 현상, 1월 효과 등과 함께 널리 알려져 있는 현상이다. 모멘텀 현상이 미국과 유럽을 중심으로 나타나고 한국을 포함한 이머징마켓에서는 관찰되지 않는 현상(Kim and Park, 2014)으로 알려진 반면, 실적 공시에 대한 주가 지연 반응은 다양한 국가의 주식시장에서 보편적으로 나타나는 현상으로 알려져 있다. 실적 공시에 대한 주가 지연 반응이란 시장 예상치보다 높은 실적을 공시(earning-surprise)한 기업의 주가가 공시 후에도 상당기간 동안 상향 표류하며 누적초과수익을 기록하고 시장 예상치보다 낮은 실적을 공시(earning-shock)한 기업의 주가는 공시 후 일정기간 동안 하향 표류하며 누적초과손실을 기록하는 현상을 말한다. Fama(1970)의 준강형 효율적 시장가설에 따르면 시장에 이미 공개된 정보는 주가에 즉시 반영되어 가격이 조정되기 때문에 실적 공시에 따른 주가 지연 반응은 이를 위반하는 시장 이상 현상으로 널리 소개되고 있다.

실적 공시에 대한 주가 지연 반응은 다음과 같은 두 가지 측면에서 기인할 수 있다. 먼저 실적 공시의 주가 지연 반응에 따른 초과 수익을 위험에 대한 보상으로 이해하는 경우이다. 주식시장에서 준강형 효율적 시장가설이 성립하는 경우 시장 예상치보다 높은 실적을 공시한 기업이 시장 예상치보다 낮은 실적을 공시한 기업보다 높은 위험을 갖고 있다면 예상치보다 높은 실적을 공시한 기업이 높은 프리미엄을 보이는 것은 당연하다. 이는 주가 지연 반응이 높은 위험에 따른 높은 프리미엄 때문에 발생하는 현상임을 의미한다. 이 경우 연구의 초점은 예상치보다 높은 실적을 공시한 기업이 어떠한 측면에서 더 높은 위험을 갖고 있는가에 맞추어지는 것이 바람직하다. 두 번째 주장은 실적 공시의 주가 지연 반응을 투자자의 행태적 특성 때문에 기인한다고 보는 입장이다. 만약 준강형 효율적 시장가설이 인간의 행태적 특성 등의 이유로 성립하지 않는다면 실적 공시의 주가 지연 반응에 따른 비정상수익은 행태재무학적 분석을 통해 그 원인이 밝혀질

수 있는 문제이다. 대표적으로 투자자의 정보에 대한 지연 반응(delayed response, Bernard and Thomas, 1989)이 있다.

실적 공시의 주가 지연 반응 원인이 전자와 같은 소위 위험에 기반(risk-based explanation)하고 있는지, 아니면 후자와 같이 투자자의 행태에 기반(behavioral-based explanation)하고 있는지 규명하기 위한 첫 번째 단계는 자산가격결정모형의 정확한 식별에서 출발한다. 예상치보다 높은 실적을 공시한 기업들의 정상 수익률을 정확히 계산했음에도 불구하고 여전히 비정상 초과 수익률이 나타난다면 이는 투자자의 행태적 특성에서 기인했을 것으로 추정할 수 있다. 예상치보다 높은 실적을 공시한 기업들의 정상 수익률을 정확히 계산할 수 없다면 비정상 초과 수익이 숨겨진 위험에서 기인한 것인지, 투자자의 행태적 특성에서 기인한 것인지 구별할 수 없기 때문에 자산가격결정모형을 정확히 식별하는 문제는 매우 중요한 문제이다. 하지만 현실적으로 자산가격결정모형을 식별하는 문제는 재무학에서 해결되지 않은 어려운 문제이다. 따라서 특정 자산가격결정모형에 의존하여 위험 조정 수익률을 계산해왔던 기존의 연구는 모형 선택 오류로부터 자유롭지 못했다.

본 연구는 실적 공시에 대한 주가 지연 반응의 비정상수익을 계산하는 방식으로 기존의 특정 자산가격결정모형 의존적 위험조정 방식에서 나아가 일물일가원리(law of one price)만을 제약조건으로 하는 확률할인요소 모형으로(Chen and Knez, 1996; Ahn et al., 2003) 위험조정을 하여 비정상수익률을 계산함으로써 실적 공시에 대한 주가 지연 반응이 미식별된 위험에 의해 보상으로 나타나는 위험프리미엄현상인지 인간의 행태적 오류에 따라 발생하는 이상현상인지를 확인한다.

본 연구의 실증 분석결과는 다음과 같이 정리할 수 있다. 한국 주식시장에서 기업의 실적 공시 후 주가 지연 반응은 다른 나라에서 보고한 바와 같이 유사하게 발생하는 현상인 것으로 보인다. 구체적으로 시장 예상치와 실제 발표치의 차이를 표준화한 10개의 포트폴리오(SUE portfolio, standardized unexpected earnings portfolio)를 구성하고, 시장의 예상치보다 실제 발표치가 낮은 경우(earning shock)에 해당하는 1번째 포트폴리오를 숏하고 시장의 예측치보다 실제 발표치가 높은

경우(earning surprise)에 해당하는 10번째 포트폴리오를 롱하는 투자 전략(헤지 포트폴리오, 제로인베스트먼트 포트폴리오)을 상정하였다. 이 경우 월 평균 0.85%의 수익률이 발생하였고 이는 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 본 연구에서는 특정 모형 의존적 위험 조정 방식으로, 기존에 널리 사용되는 CAPM, Fama-French 3요인 모형, Fama-French 5요인 모형을 이용하여 SUE 헤지포트폴리오를 위험 조정하였다. 위험 조정 후 월 평균수익률은 CAPM 조정시 0.86%, Fama-French 3요인 조정시 0.82%, Fama-French 5요인 모형 조정시 3.51%로 위험 조정 전 수익률과 크게 다르지 않거나 오히려 대폭 커지는 것으로 확인되었다. Kan and Robotti(2009)의 연구에 따르면 CAPM 모형이나 Fama-French의 모형은 자산가격결정모형의 가격오차(pricing error)를 나타내는 지표 Hansen-Jagannathan Distance가 통계적으로 유의함을 밝힌 바 있다. 이것이 의미하는 바는 특정 모형에 의존하여 위험 조정 수익률을 계산하는 것은 알려지지 않은 누락된 위험 요인으로 인해 위험 조정이 잘못될 수 있음을 의미한다. 이러한 문제를 회피하는 방법 중 하나는 모형 비의존적 위험 조정을 통해 SUE 헤지포트폴리오의 위험 조정 후 수익률을 계산하는 것이다. 본 연구에서 적용한 Ahn et al.(2003)의 방법은 증권시장에서 차익거래기회가 존재하지 않을 때, 증권시장에는 가격오차를 발생시키지 않는 확률할인요소가 존재한다는 정리를 이용하였다. 이러한 확률할인요소의 존재를 이용하는 경우, 특정 모형에 의존하지 않고 위험 조정 수익률을 계산할 수 있어 모형 선택의 오류를 회피할 수 있다. 다만 실증적 적용의 단계에서 기초자산 선택이 다소 임의적일 수 있다는 한계가 있는데, Ahn and Dittmar(2009)의 연구에서 기초자산을 찾는 타당한 방안이 모색된 바 있다.

본 연구에서는 Ahn et al.(2003)의 방법을 적용하였는데 적절한 정보 변수를 이용하는 경우 위험 조정 전 월 평균 0.85%에서 위험 조정 후 월 평균 0.36%까지 수익률이 대폭 하락하는 것을 확인할 수 있었다. 이는 기존 문헌에서 내린 결론이 방법론적 결함으로부터 도출되었을 가능성을 시사한다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 학문적 기여를 한 것으로 평가될 수 있다. 기존에 기업의 실적 공시 후 주가 지연 반응에 대해서 위험 기반 설명과 행태 기반

설명이 있어 왔으나 양 쪽의 경우 모두 특정 모형 의존적 위험 조정을 하여 모형 선택 오류로부터 자유롭지 않았다. 본 연구는 완화된 가정을 통해 모형 비의존적 위험 조정을 함으로써 특정 모형을 가정하지 않아 모형 선택 오류를 회피하고자 하였다. 본 연구는 기업의 실적 공시 후 주가 지연 반응에 대한 연구 중 최초로 모형 선택 오류를 통제하였다는 점에서 의의가 있다.

다만 본 연구의 해석에 있어 다음과 같은 주의가 필요하다. 본 연구의 모형 비의존적 위험 조정 후 수익률 계산 방식은 기초자산 선택에 다소 민감할 수 있다. 따라서 기초자산의 선택에 유의해야 하는데 본 연구에서 이용한 22개 산업 포트폴리오가 일반적인 투자자가 접근가능한 투자기회집합을 적절하게 대변하지 못할 수 있다. 따라서 향후 연구는 보다 다양한 기초자산을 이용하여 모형 비의존적 위험 조정 수익률을 계산할 필요가 있다. 또한 정보 변수의 선택에 있어서도 투자자의 시변동(time-varying)하는 기대를 적절히 포착하는 거시 경제 변수를 찾는 것이 중요하다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 2장에서 선행 연구를 조사하였고 3장에서 사용된 방법론에 대해 구체적으로 기술하였다. 4장에서 사용된 데이터를 기술하고 5장에서는 실증분석을 수행한 결과를 제시하였다. 그리고 마지막 6장에서 결론을 제시하였다.

II. 선행연구

Ball and Brown(1968)이 최초로 예상치 못한 실적 공시와 이후의 주가 지연 반응을 체계적으로 정리한 이후 소위 기업의 실적 공시 후 주가 지연 반응(post earnings announcement drift)에 관해서 다양한 논의가 있어왔다. 이것이 특히 관심을 끈 이유는 Fama(1970)가 준강형 효율적 시장 가설을 통해 제시한 바와 같이 이미 공개된 정보는 즉시 주가에 반영되기 때문에 기업의 예상치 못한 실적 공시라는 시장에 공개된 정보가 이후의 주가에 지속적인 예측 가능성을 제공하는 것은

불가능하기 때문이다.

기업의 실적 공시 후 주가 지연 반응과 관련해서 두 가지 방향으로 연구가 진행되어 왔다. 실적 공시 후 주가 지연 반응을 숨겨진 위험에 의한 현상으로 이해하고자 하는 연구와 인간의 행태적 특징 혹은 인지적 오류 때문에 발생하는 현상으로 이해하는 것이 그것이다. 이와 관련한 내용을 적절히 정리한 초기의 연구는 Bernard and Thomas(1989)의 연구가 대표적이다. 이들은 실적 공시 후 주가 지연 반응을 행동 재무학적 관점에서 투자자의 지연된 반응과 불완전 위험 조정의 두 가지 관점을 놓고 연구를 진행하였다. 이들은 Chen, Roll, and Ross(1986)의 모형을 적용하고, 이 현상이 투자자의 지연된 반응 때문이라는 결론을 내렸다. 주가 지연 반응을 행동 재무학적 관점에서 찾는 연구는 Bartov et al.(2000), Bhattacharya(2001), Taylor(2009) 등 다양하게 진행되었다. 실적 공시 후 주가 지연 반응을 위험과 관련시킨 연구는 Kim and Kim(2003), Sadka(2006), Mendenhall(2004), Francis et al.(2007) 등이 있다. Kim and Kim(2003)의 연구는 주가 지연 반응의 원인을 자산가격결정모형에 누락된 위험에서 기인하는 것으로 보고 있는 대표적 연구이다. 이들은 예상치 못한 실적 공시를 위험으로 간주하고 이것을 이용해 위험 요인을 만든 후, 이 위험이 실적 공시 후 주가 지연 반응의 원인이라고 주장하였다. Kim and Kim(2003)의 연구 외에도 Sadka(2006)는 유동성 위험을 이용하여 주가 지연 반응의 상당 부분이 설명된다고 주장하였고 Mendenhall(2004)은 주가 지연 반응이 자산고유위험으로 측정되는 차익거래위험 때문에 발생하는 현상으로 간주하였다. Francis et al.(2007)은 주가지연반응이 정보불확실성 위험과 관련되어 있다고 보았다. 상기의 연구는 주가 지연 반응이 발생하는 이유를 위험과 관련하여 찾고 있다는 점에서 공통성을 갖는다.

본 연구는 상기의 연구들과 유사하게 주가 지연 반응의 원인이 위험에서 기인하는지 투자자의 행태적 특성에서 기인하는지 검증한다는 점에서 유사성을 갖는다. 다만 본 연구는 이를 검증하기 위하여 위험 조정을 특정 위험이나 특정 가격결정모형을 상정하고 있지 않다는 점에서 차별성 및 방법론적 장점을 갖는다. 특정 위험이나 가격결정모형을 상정하는 것은 이로부터 발생하는 데이터마이닝의

위험이나 위험 조정의 불완전성을 고려할 때, 도출된 결론의 신뢰성에 의문을 제기하게 만든다. 본 연구의 방식과 같이 매우 완화된 가정인 일물일가의 원칙과 무차익거래조건으로부터 도출된 확률할인요소를 이용해 위험 조정을 하는 경우 제약적인 가정을 할 필요가 없어 일반화된 결론을 도출할 수 있다.

국내 연구는 대체로 주가 지연 반응을 투자자의 정보에 대한 반응 행태에서 기인하는 것으로 보는 경향이 있다. 즉 주가 지연 반응을 행동재무학적 현상으로 보는 연구가 다수이다. 노밝은 · 이재홍(2014)은 기업설명회 공시 내용에 따라 주가 지연반응이 다르게 나타나는가를 검증하고 투자자의 회계정보에 대한 이해 부족을 주가 지연 반응의 원인으로 보았다. 나종길 · 신희정(2012)은 외국인 지분과 주가 지연 반응의 크기를 확인하였는데 외국인 소유지분이 클수록 주가지연반응은 작게 나타나는 것으로 보고하였다. 이는 외국인투자자가 일반투자자에 비교해 숙련성 정도가 높기 때문이라고 주장하였다. 이경태 · 이연진 · 최종원(2011)의 연구는 경영자의 예측정보공시와 주가 지연 반응의 관계를 검증하였는데 경영자가 매출액 예측치를 공시하는 기업은 이익공시일 이후에 주가 지연 반응의 크기가 작은 것으로 보고 하였다. 이경태 · 이연진(2008)은 개별 기업의 정보 불확실성과 주가 지연 반응은 양의 관계를 갖는다고 주장하였다. 상기의 연구는 주가 지연 반응의 이유를 투자자의 인지적 한계에서 찾고 있다는 점에서 행동재무학적 설명을 시도하고 있다고 볼 수 있다. 반면 주가 지연 반응이 행동재무학적 현상이 아니라고 보는 연구가 있는데 이효정 · 최혁(2012)의 경우 개인투자자가 정보거래자의 특징을 보이고 있으므로 주가 지연 반응이 합리적 투자자의 거래 과정에서 발생한 것이고 행태재무학적 요인으로 발생하는 것은 아니라고 보았다.

주가 지연 반응에 관한 선행 연구는 누적초과수익률을 계산하기 위해 특정 모형을 전제하고 있어 모형 선택의 오류로부터 자유롭지 않다. 본 연구는 이러한 한계를 극복하고자 모형 비의존적 위험 조정을 통해 실적 공시 후 주가 지연 반응을 행태 재무학적 현상으로 이해해야 할지 아니면 위험에 기반한 위험 프리미엄 현상으로 이해해야 할지 규명하고자 한다. 모형 비의존적 위험 조정을 위한 방법론은 다음 장에서 설명한다.

III. 방법론

본 연구는 기존에 위험조정을 위해 일반적으로 사용된 Fama-French의 3요인 모형 등 특정 자산가격결정모형 의존적 위험조정 방법론의 한계[1]를 극복하고자 모형 비의존적 벤치마크를 이용해 위험조정을 하고 실적 공시에 대한 주가 지연 반응의 비정상수익률을 계산하였다. CAPM모형이나 Fama-French의 3요인 모형과 같이 특정 자산가격결정모형에 의존한 위험 조정 방법론은 알려진 위험요인만을 위험조정에 이용하게 된다는 한계를 갖고 있다. 특정 자산가격결정모형에 의존한 위험조정은 알려지지 않은 위험요인이 존재하고 이것이 실적 공시의 주가 지연 반응에 관여하게 된다면 특히 문제가 될 수 있다. 식별되지 않은 위험요인을 놓치게 되어 이상 현상이 아닌 위험프리미엄으로 고려되어야 함에도 이를 이상 현상으로 간주해버리기 때문이다. 이는 자산운용관점에서 실적 공시를 이용한 투자전략과 관련하여 적정 기대수익률을 산정하는데 있어서도 중요한 문제가 될 수 있다. 상기의 문제를 해결하기 위해 등장한 특정 모형 비의존적 위험조정 방식을 이용하는 경우, 실적 공시의 주가 지연 반응 현상이 행태재무학적 현상인지 위험 프리미엄에 따른 현상인지를 보다 명확히 확인할 수 있다.

본 연구에서 적용한 모형 비의존적 위험조정 방식은 Chen and Knez(1996)에서 제시되었고, Ahn et al.(2003)에서 미국주식시장에서 모멘텀 전략의 비정상수익률을 계산하기 위해 이용된 바 있다. 이 방법의 가장 큰 장점은 특정 자산가격결정모형을 가정하지 않기 때문에 모형 선택 오류가 없다는 점이다. 본 연구는 Ahn et al.(2003)이 미국시장에서 모멘텀 전략을 평가하기 위해 이용한 방법론을 큰 틀에서 적용하였다. 먼저 Harrison and Kreps(1979)은 차익거래기회가 존재하지 않을 때, 증권시장은 확률할인요소가 존재함을 증명하였는데 이는 다음과 같이 표현할 수 있다.

---

1) 이에 대해 Fama(1998)가 “bad model” 문제를 지적한 바 있다. Ahn et al.(2003)에서 재인용하였다.

$$E[m_{t+\tau}R_{i,t+\tau}]=1,\ \forall\, t,\tau \tag{1}$$

단, $R_{i,\,t+\tau}$은 자산의 총수익률(gross return), $m_{t+\tau}$은 확률할인요소(stochastic discount factor)를 의미한다. 무차익거래조건에서 모든 자산은 식 (1)을 만족해야 하고, 이를 만족하는 확률할인요소가 반드시 존재해야 한다. 이제 어떤 자산의 가격오차는 다음과 같이 정의될 수 있다. 혹은 어떤 투자전략의 초과 수익으로 이해될 수도 있다.

$$\alpha_{\tau}=E[m_{t+\tau}r_{sue,\,t+\tau}] \tag{2}$$

혹은

$$\alpha_{\tau}=E[m_{t+\tau}R_{t+\tau}]-1$$

단, r_{sue}는 본 연구에서 대상으로 하고 있는 실적 공시일의 예상치 못한 실적을 이용하여 만든 포트폴리오 수익률(SUE 헤지포트폴리오)이 된다. 이는 구체적으로 실적 공시일의 예상치 못한 실적이 가장 큰 포트폴리오를 롱하고 예상치 못한 실적이 가장 나쁜 포트폴리오를 숏하여 만든 제로인베스트먼트 포트폴리오의 수익률(zero-investment portfolio)이다. 만약 어떤 포트폴리오 매니저의 특정 롱숏투자 전략이 0보다 큰 α_{τ}를 만들어 낸다면 이는 개인투자자(uninformed investor)보다 우월한 정보를 가지고 투자기회집합(investment opportunity set)을 확대함으로써 높은 수익을 만들어 냈음을 의미한다. 본 연구에서 분석대상으로 하고 있는 실적 공시의 주가 지연 반응의 경우 투자자의 행태적 오류 때문일 수 있는 바, 이 중 한 가지 대표적인 예는 과소반응(under-reaction)이 있다.

문제는 적절한 $m^{*}_{t+\tau}$를 찾는 것인데, Ahn et al.(2003)의 경우와 마찬가지로 이는 식 (3)과 같이 표현될 수 있다.

$$m_{t+\tau}=x'_{t+\tau}\delta \tag{3}$$

이때 $m_{t+\tau}$에 아무런 제약이 없는 경우, 일물일가의 법칙(law of one price)의 성립만 필요조건으로 하고 있고, $m_{t+\tau}\geqq 0$인 경우는 무차익거래조건 제약이 필요함을 의미한다. $m_{t+\tau}\geqq 0$을 제약조건으로 하는 경우 실증 검증 시, 추정이 적절하게 이루어지지 않는 문제가 있어 본 연구는 일물일가만 제약으로 하는 경우를 상정하였다[2]. $x_{t+\tau}$는 기초자산(basis assets or reference assets)을 의미하는데 이는 개인투자자(uninformed investors)가 직면하는 투자기회집합으로 볼 수 있다. 따라서 기초자산을 이용해서는 초과수익을 얻을 수 없다. 기초자산을 적절하게 설정하는 것이 모형 비의존적 위험 조정에서 가장 핵심적인데 Ahn et al.(2003)의 연구에서는 20개의 산업 포트폴리오를 이용하였다. 본 연구에서도 이와 유사하게 22개 산업 포트폴리오를 기초자산으로 이용하였다.

Ahn et al.(2003)의 방법과 같이 본 연구에서는 식 (2)의 α를 추정하기 위해 Hansen(1982)의 GMM(generalized method of moments)을 이용하였다. 이를 간략히 정리하면

$$J = Tg'(\delta)Wg(\delta) \tag{4}$$

$where$

$$g_T(\delta) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\epsilon_{t,\tau}$$

$$\epsilon_{t+\tau} = (u'_{t+\tau}, v_{t+\tau})'$$

$$u_{t+\tau} = x_{B,t+\tau}(x'_{B,t+\tau}\delta) - 1_N$$

$$v_{t+\tau} = r_{sue,t+\tau}(x_{B,t+\tau}{}'\delta)$$

$$W_T = E[g_T(\delta)g'_T(\delta)]^{-1}$$

2) 일물일가제약과 무차익거래조건 제약은 투자관점에서 다음과 같은 차이가 있다. 일물일가의 법칙은 투자기회집합(investment opportunity set)의 확대를 가져왔는가를 의미하지만 무차익거래조건은 반드시 투자기회의 확대가 없다 하더라도 차익거래기회가 발생하는지의 여부와 관련되어 있다.

에서 식 (4)를 가장 작게 만드는 $\hat{\delta}$을 찾고 확률할인요소를 추정하는 문제가 된다. 여기에 투자자의 시변동적 기대(time-varying expectations)를 고려하기 위해 다음과 같은 형태로 SDF를 확장하였다. 이는 Hansen and Singleton(1982)에서 가정하고 Ahn et al.(2003)에서 활용한 바 있다.

$$E[(x_{t+\tau} \otimes Z_t)(x_{t+\tau} \otimes Z_t)'\delta] = 1_N \tag{5}$$

$where$

$$\epsilon_{z,t+\tau} = (u'_{z,t+\tau}, v_{z,t+\tau})'$$
$$u_{z,t+\tau} = (x_{t+\tau} \otimes Z_t)(x_{t+\tau} \otimes Z_t)'\delta - 1_N \otimes Z_t$$
$$v_{z,t+\tau} = r_{sue,t+\tau}(x_{t+\tau} \otimes Z_t)'\delta)$$

Z_t는 정보변수(information variables)를 의미하는데 시변동적 기대(time-varying expectations)를 위와 같이 표현하는 것은 정보집합, Z_t에 선형으로 가정하였기 때문이다. 본 연구에서 사용한 정보변수는 Ahn et al.(2003)을 따라 주가지수 배당수익률, 텀스프레드, 디폴트스프레드를 이용하였다.

IV. 데이터

본 연구에서 이용한 데이터는 한국 코스닥을 제외하고 KRX에 상장되어있는 1997년 1월 ~ 2009년 12월까지 주식을 대상으로 하였다. 이 중 금융주와 부동산 관련 주는 제외하였고, 음의 장부가치를 갖는 주식 역시 제외하였다. 월 수익률이 -100%이거나 2000%가 넘는 비정상 관측치는 제거하였다. 주가데이터는 KCMI의 주가DB 및 Kis-Value를 이용하였고 정보변수로 이용한 배당수익률, 텀스프레드, 디폴트스프레드는 FnGuide의 평균배당수익률(가중, 전종목), 국채관리기금채3년, 회사채 무보증3년 BBB-, 국고10년채와 국고1년채를 이용하였다.

실적 공시에 대한 주가 지연 반응 포트폴리오(standardized unexpected earnings portfolio)는 먼저 SUE를 계산하고 매해 3월과 9월에 리밸런싱하는 방식으로 10개 포트폴리오 수익률을 계산하였다. SUE는 작년 동기 대비 EPS 변화를 과거 2년 6개월 ~ 3년 6개월의 작년 동기 대비 EPS 변화의 표준편차로 나누어 계산하였다[3). 즉,

$$SUE = \frac{\text{작년 동기 대비 } semi-annual\,EPS \text{ 증분}}{\text{직전 } 5 \sim 7\text{개 반기의 작년 동기 대비 } semi-annual\,EPS \text{ 증분의 표준편차}}$$

이와 같은 계산 방법은 상대적으로 널리 알려져 있는 Bernard and Thomas(1989)의 방식과 다소 차이가 있는데, 그 이유는 한국 주식시장의 실적공시 규정이 미국과는 다소 차이가 있어 이를 우리나라에 맞게 적용하기 위함이며, 동시에 과거 데이터를 최대한 확보하기 위함이다. 〈표 1〉의 Panel A는 SUE 포트폴리오의 기초통계량을 나타내고 있다.

Ⅴ. 분석결과

먼저 SUE포트폴리오의 수익률을 계산하여 보면 〈표 1〉의 Panel A와 같다. 포트폴리오1은 시장의 예상치보다 실제 발표치가 가장 낮은 경우(earnings shock)에 해당하고 포트폴리오10은 시장의 예측치보다 실제 발표치가 가장 높은 경우(earnings surprise)에 해당한다. 〈표 1〉에서 중요하게 확인할 수 있는 사항은 첫 번째로 포트폴리오1에서 포트폴리오10까지 대체로 증가하는 수익률 패턴이 나타난다는 사실이다. 포트폴리오1의 경우 월 평균 수익률은 1.45%로 나타나고 포트폴리오10의 월 평균 수익률은 2.3%인 것으로 확인되었다. 〈표 1〉에서 확인할 수 있는 두 번째 사항은 포트폴리오10을 롱하고 포트폴리오1을 숏하는 롱숏포트폴리오 혹은 헤지포트폴리오의 수익률이 월 평균 0.85%이고 t-value는 2로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 확인된 사실이다. 시장이 효율적이라면 실적 공시의 내용은 즉시 주가에 반영되기 때문에 실적 공시 내용을 가지고는 수익률을 예

3) Kim and Kim(2012)에서 위와 같이 계산한 바 있다.

측할 수 없어야 한다. 〈표 1〉의 내용은 실적 공시 내용을 가지고 포트폴리오를 만들면 수익률이 증가하는 패턴으로 나오고 제로인베스트먼트 포트폴리오를 만드는 경우 통계적으로 유의한 월 평균 0.85% 연 기준으로 10.2%의 수익률을 얻을 수 있는 것으로 나오는데, 이러한 결과는 다음과 같은 두 가지 상황하에서 가능하다. 첫째, 효율적 시장하에서 이 포트폴리오에 숨겨진 위험이 있고 이것이 위험 프리미엄을 만들어내는 경우이다. 두 번째 경우는 시장이 비효율적이고 투자자의 행태적 특성 때문에 발생하는 경우이다. 이를 명확히 구분하기 위해서는 SUE 포트폴리오를 위험 조정하여 위험 조정 후 수익률을 정확하게 계산해야 한다. 본 연구는 기존의 연구에서 해왔던 것과 같이 특정 모형 의존적 위험 조정을 먼저 실시하였다.

〈표 1〉 기초통계량

Panel A: SUE 포트폴리오 기초통계량				
포트폴리오	수익률	SUE	기업규모(억)	평균기업수
1	0.0145*	-1.95	6780	55.39
2	0.0191**	-1.05	7812	56.22
3	0.0196**	-0.53	6510	55.15
4	0.0152*	-0.22	4572	54.34
5	0.0197**	-0.04	4567	53.69
6	0.0195**	0.08	6348	53.16
7	0.0252***	0.27	6842	53.23
8	0.0238***	0.60	7731	54.56
9	0.0255***	1.15	9087	55.19
10	0.0230***	2.12	10354	54.59
10-1	0.0085**			

Panel B: 위험요인 및 정보변수 상관계수						
	Market	SMB	HML	DEF	TERM	DIV
Market	1	-0.27	-0.06	0.05	0.12	-0.10
SMB	-0.27	1	-0.34	0.06	0.15	0.05
HML	-0.06	-0.34	1	-0.07	-0.05	-0.02
DEF	0.05	0.06	-0.07	1	0.80	0.24
TERM	0.12	0.15	-0.05	0.80	1	-0.03
DIV	-0.10	0.05	-0.02	0.24	-0.03	1

주: '***', '**', '*'는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

1. 특정 모형 의존적 SUE 포트폴리오 위험 조정 수익률

이제 양 쪽의 경우를 구분하기 위하여 모형의존적 위험 조정을 실시하였다. 모형의존적 위험 조정은 3가지 모형을 상정하였는데 CAPM모형, Fama-French의 3요인 모형, Fama-French의 5요인 모형을 이용하여 SUE 포트폴리오에 대한 위험조정을 실시하였다.

<표 2>는 <표 1>의 포트폴리오를 CAPM으로 위험 조정하고 α_i를 보고한 결과이다.

$$R_{i,t}-R_f=\alpha_i+\beta_i(E(R_{m,t})-R_f)+\epsilon_{i,t} \tag{6}$$

위험 조정 후 수익률은 <표 2>에서 절편으로 표시되어 있는데 10개의 포트폴리오에서 <표 1>의 수익률 증가 패턴이 다소 무너지기는 하였으나 1-5포트폴리오에 비해 6-10포트폴리오의 위험 조정 수익률이 대체로 높은 것으로 보인다. 특히 중요하게 확인해야 하는 부분은 헤지포트폴리오인데 월 평균 0.86%로 <표 1>의 0.85%와 거의 차이가 없는 것으로 보인다. 이것이 의미하는 바를 두 가지로 해석할 수 있다. 먼저 CAPM모형이 잘못 선택되어 SUE포트폴리오의 위험 조정이 제대로 이루어지지 않았고 따라서 숨겨진 위험 때문에 높은 수익률이 발생하는 것처럼 보이는 경우이다. 다른 경우는 시장이 비효율적이어서 시장 이상현상에 따른 현상인 경우이다. 어떤 해석에 맞는지는 CAPM 모형이 정확한 모형인지의 여부에 달려있는데 많은 연구에서 CAPM모형의 한계를 지적하는 것으로 미루어 추가적인 위험 조정이 필요할 것으로 보인다.

<표 3>은 <표 1>에서의 포트폴리오를 Fama-French의 3요인 모형을 이용해 위험조정한 것이다.

$$R_{i,t}-R_f=\alpha_i+\beta_i(E(R_{m,t})-R_f)+\gamma_i SMB_t+\delta_i HML_t+\epsilon_{i,t} \tag{7}$$

Fama-French의 3요인 모형은 이론적 근거에 대한 논란이 다소 있지만 실증적으로 증권의 수익률을 설명하는데 좋은 성과를 보이고 있어 대다수의 연구에서 위험

〈표 2〉 CAPM 위험 조정

	Intercept	t-value	Market	t-value
1	-0.0025	-0.47	0.9405***	13.82
2	0.0027	0.6	0.8991***	15.33
3	0.0026	0.5	0.9405***	14.11
4	-0.0014	-0.29	0.9173***	14.47
5	0.0035	0.63	0.8851***	12.39
6	0.0034	0.69	0.8753***	13.77
7	0.0083*	1.69	0.9352***	14.9
8	0.0076	1.58	0.8895***	14.42
9	0.0094*	1.81	0.8762***	13.09
10	0.0061	1.32	0.9327***	15.63
10-1	0.0086*	1.98	-0.0078	-0.14

주: '***', '**', '*'는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

조정을 위한 모형으로 채택하고 있다. 〈표 3〉의 10-1의 헤지포트폴리오의 수익률은 월 평균 0.82%로 나타났는데 이는 〈표 1〉의 0.85%와 비교할 때 큰 차이가 없음을 확인할 수 있고 통계적 유의성은 10% 수준에서 유의한 것으로 확인되었다. 이는 앞서의 해석과 유사하게 SUE 헤지포트폴리오의 높은 수익률을 설명하는데 Fama-French의 3요인 모형이 제대로 위험을 조정하지 못한 경우와 효율적 시장가설이 성립하지 않는 상황에서 투자자의 행태적 특성 때문에 발생하는 경우를 상정할 수 있는데 역시 둘을 구분하는 것은 Fama-French의 3요인 모형 식별과 결합되어 있어 현실적으로 불가능하다고 볼 수 있다.

〈표 4〉는 〈표 1〉에서의 포트폴리오를 Fama-French의 3요인 모형에 텀스프레드와 디폴트스프레드의 2개 채권 관련 위험 요인을 추가해 위험 조정을 한 것이다. 이것은 Fama and French(1993)에서 이용된 바 있고, Kim and Kim(2012)의 연구 결과에 의하면 한국의 경우 미국과 달리 두 개의 채권 관련 위험 요인이 주식 수익률을 설명하는데 도움이 되기 때문에 Fama-French의 5요인 모형을 도입하였다.

〈표 3〉 Fama-French 3요인 위험 조정

	Intercept	Market	SMB	HML
1	-0.0098*	1.0454***	0.6238***	0.3245***
	-1.89	16.26	5.11	2.95
2	-0.0048	0.9811***	0.4628***	0.3632***
	-1.07	17.5	4.35	3.79
3	-0.0047	1.0261***	0.4903***	0.3454***
	-0.9	15.74	3.96	3.1
4	-0.0059	1.0088***	0.5694***	0.172*
	-1.21	16.65	4.95	1.66
5	-0.0015	0.9832***	0.6082***	0.1947
	-0.27	14.23	4.64	1.65
6	-0.0039	0.958***	0.4714***	0.3457***
	-0.78	15.48	4.01	3.27
7	0.0018	1.0104***	0.43***	0.3061***
	0.36	16.27	3.65	2.88
8	0.0004	0.9739***	0.4839***	0.3404***
	0.07	16.35	4.28	3.34
9	-0.0005	0.9912***	0.6588***	0.4653***
	-0.09	16.37	5.73	4.49
10	-0.0016	1.018***	0.4843***	0.3657***
	-0.34	17.9	4.49	3.76
10-1	0.0082*	-0.0273	-0.1395	0.0412
	1.74	-0.47	-1.25	0.41

주: '***', '**', '*'는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

$$R_{i,t} - R_f = \alpha_i + \beta_i (E(R_{m,t}) - R_f) + \gamma_i SMB_t + \delta_i HML_t + \zeta_i TERM_t + \theta_i DEF_t + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

여기에서는 월 평균 위험 조정 수익률이 3.51%인 것으로 나타났고 t-value는 1.99로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 보인다. 이는 〈표 1〉의 0.85%와 비교해 오히려 커진 것으로 나타났다. Fama-French의 채권 관련 요인을 포함한 5요인 모형은 SUE 포트폴리오의 수익률 패턴을 설명하는데 큰 역할을 하지 못한 것으로 보인다. 본 연구는 이러한 특정 모형에 의존한 위험 조정이 모형 선택 오류 때문에 적절하지 않을 수 있음에 착안하여 특정 모형에 의존하지 않은 위험 조정을 실시함으로써 SUE포트폴리오의 수익률 패턴의 성격을 좀 더 명확히 분석하였다.

〈표 4〉 Fama-French 5요인 위험 조정

	Intercept	Market	SMB	HML	Term	Default
1	-0.0484**	1.0501***	0.6386***	0.3432***	-1.0664	1.0056*
	-2.48	16.1	5.11	3.13	-0.89	1.83
2	-0.0302*	1.0067***	0.5209***	0.3885***	-2.3176**	0.9646**
	-1.78	17.77	4.8	4.08	-2.24	2.02
3	-0.0242	1.0365***	0.5151***	0.3595***	-1.1145	0.6153
	-1.21	15.45	4.01	3.19	-0.91	1.09
4	-0.0111	1.0156***	0.5848***	0.1781*	-0.5878	0.2179
	-0.59	16.2	4.87	1.69	-0.51	0.41
5	-0.0035	0.9888***	0.6205***	0.1987	-0.4431	0.1256
	-0.16	13.83	4.53	1.66	-0.34	0.21
6	-0.0116	0.9583***	0.4729***	0.349***	-0.1619	0.1907
	-0.6	14.97	3.86	3.25	-0.14	0.35
7	-0.0173	1.0155***	0.4433***	0.317***	-0.7254	0.5348
	-0.91	15.88	3.62	2.95	-0.62	0.99
8	-0.0105	0.9801***	0.4983***	0.3485***	-0.6444	0.3479
	-0.57	15.93	4.23	3.37	-0.57	0.67
9	-0.0196	0.9836***	0.6446***	0.4688***	0.1903	0.3632
	-1.06	15.84	5.42	4.49	0.17	0.69
10	-0.0133	1.0404***	0.5339***	0.3835***	-1.8302*	0.5889
	-0.77	17.93	4.81	3.94	-1.72	1.21
10-1	0.0351**	-0.0097	-0.1047	0.0403	-0.7638	-0.4167
	1.99	-0.17	-0.93	0.41	-0.71	-0.84

주: '***', '**', '*'는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2. 특정 모형 비의존적 SUE 포트폴리오 위험 조정 수익률

본 장에서는 앞서의 특정 모형 의존적 위험 조정의 모형 선택 오류에 따른 한계를 극복하기 위하여 모형 비의존적 위험 조정을 실시하였다. 본 장의 모형 비의존적 위험 조정은 정보변수를 이용하지 않은 경우와 정보변수를 이용하는 경우 두 가지를 각각 실시하였다. 앞서 언급한 바와 같이 투자자의 기대가 시변동(time-varying)하는 경우에는 이를 적절하게 포착하는 모형화가 필요한데 본 연구는 Ahn et al.(2003)의 연구 사례를 이용하였다.

〈표 5〉는 식 (4)를 이용하여 모형 비의존적 위험 조정을 한 것이다. 수익률의 증가 패턴은 그대로 유지되고 있고 헤지포트폴리오 역시 월 평균 0.78%로 위험 조정 전 수익률 0.85%와 비교할 때 크게 감소하지는 않은 것으로 확인되었다. 이것은 실적 공시 후 주가 지연 반응이 숨겨진 위험 때문에 발생하는 경우라기보다는 인간의 행태적 특성 때문에 발생할 가능성이 높음을 시사하고 있다. 다만 이 결과는 투자자의 기대를 정적인 것으로 가정한 것인데, 현실적으로 투자자의 기대는 시변동하기 때문에 이를 반영하기 위하여 배당수익률, 텀스프레드, 디폴트스프레드를 투자자의 시변동적 기대를 포착하는 정보 변수로 이용하고 조건부 모형 비의존적 위험 조정을 실시하였다. 이에 따른 결과는 〈표 6〉에서 보고하였다.

〈표 5〉 모형 비의존적 위험조정

포트폴리오	수익률	t-value
1	0.0091	1.11
2	0.0134*	1.78
3	0.0139*	1.72
4	0.0095	1.21
5	0.0138*	1.73
6	0.0137*	1.80
7	0.0194**	2.45
8	0.0179**	2.34
9	0.0200**	2.52
10	0.0170**	2.17
10-1	0.0078*	1.95

주: ‘***’, ‘**’, ‘*’는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

〈표 6〉에서 정보 변수로 텀스프레드를 이용하는 경우 SUE 헤지포트폴리오의 모형 비의존적 위험조정 수익률은 월 평균 0.36%이고 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다. 이는 〈표 1〉에서 0.85%에 비하면 0.49%p 감소한 수익률이다. 앞서 CAPM이나 Fama-French의 3요인 모형, Fama-French의 5요인 모형에

서 조정되지 않았던 수익률이 모형 비의존적 위험 조정을 하고 난 후 상당 부분 조정되었음을 확인할 수 있다. 이것이 시사하는 바는 기존의 특정 모형을 가지고 위험 조정 후 수익률을 계산하는 방식이 잘못된 결론을 도출할 가능성이 있다는 점이다. 본 연구의 분석에 의하면 주가 지연 반응의 과반 이상이 위험프리미엄에서 기인하는 것으로 보인다.

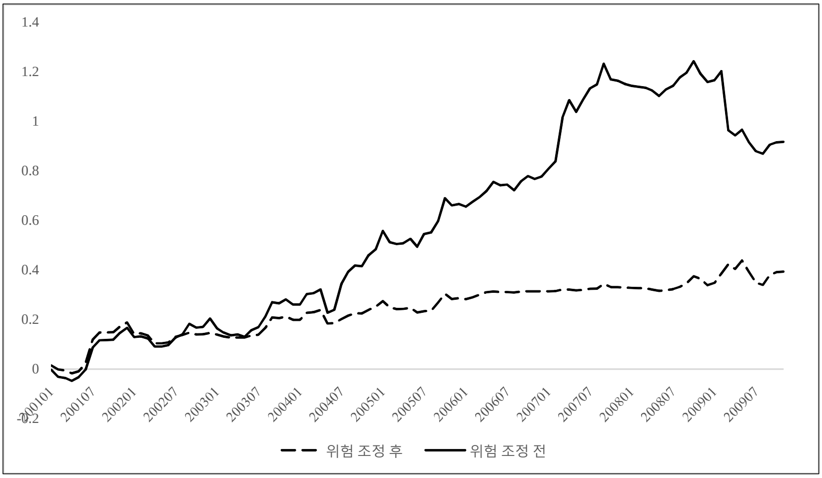
정보변수로 디폴트 스프레드나 배당수익률을 이용하는 경우 SUE 헤지포트폴리오는 월 평균 수익률이 각각 0.57%, 0.72%인 것으로 나타났다. 통계적 유의성은 디폴트스프레드를 이용한 경우 t-value가 1.75, 배당수익률을 이용하는 경우 2.75로 나타나 각각 10% 수준과 1% 수준에서 유의한 것으로 확인되었다. 이는 정보 변수에 따라 차이가 있기는 하지만 여전히 앞의 특정 모형 의존적 위험 조정을 한 경우에 비해서 보다 낮은 위험 조정 후 수익률을 보였다.

〈표 6〉 정보변수를 이용한 모형 비의존적 위험조정

	Term spread		Default spread		Dividend yield	
포트폴리오	수익률	t-value	수익률	t-value	수익률	t-value
1	0.0006	0.20	0.0077	1.27	0.0022	0.52
2	0.0020	0.74	0.0108*	1.93	0.0060	1.38
3	0.0025	0.90	0.0114*	1.98	0.0049	1.15
4	0.0037	1.25	0.0094*	1.68	0.0063	1.40
5	0.0032	1.06	0.0108*	1.87	0.0063	1.43
6	0.0028	0.99	0.0108*	1.89	0.0060	1.41
7	0.0025	0.94	0.0150**	2.58	0.0071*	1.66
8	0.0035	1.17	0.0144**	2.55	0.0084**	2.00
9	0.0057*	1.97	0.0177***	2.90	0.0105**	2.54
10	0.0031	1.14	0.0132**	2.32	0.0061	1.44
10-1	0.0036*	1.95	0.0057*	1.75	0.0072***	2.75

주: '***', '**', '*'는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

〈그림 1〉 위험 조정 전 및 위험 조정 후 SUE 헤지포트폴리오 누적수익률



주: 위험 조정 후 누적수익률은 Term spread를 이용하여 모형비의존적 위험 조정을 하여 계산하였음.

〈그림 1〉은 헤지포트폴리오 위험 조정 전 누적수익률과 텀스프레드를 정보변수로 이용하여 모형 비의존적 위험 조정을 하였을 때 누적수익률을 보여주고 있다. 위험 조정 후 주가 지연 반응이 상당히 줄어들었음을 확인할 수 있는데 이는 〈표 6〉의 분석과 일치하는 결과이다.

3. 분석 결과 토론

기업의 실적 공시 후 주가 지연 반응은 다른 나라의 주식시장에서와 마찬가지로 한국 주식시장에서도 발생하는 현상으로 보인다. 이 현상이 숨겨진 위험 때문에 발생하는 위험 프리미엄에 의한 것인지, 아니면 인간의 비이성적 특성 때문에 발생하는 현상인지를 확인하기 위해서는 먼저 SUE 포트폴리오의 위험 조정 후 수익률 계산이 선행되어야 한다. 자산가격결정모형을 정확하게 식별할 수 있다면 위험 조정 후 수익률을 계산하는 것이 어렵지 않으나 현실적으로 정확한 자산가격결정모형의 식별은 불가능하다. 이러한 모형 선택의 오류 때문에 SUE 헤지포트폴리오의 위험 조정 후 수익률을 정확히 계산할 수 없고 따라서 기업의 실적 공시

후 주가 지연 반응이 위험 때문에 발생하는 것인지 아니면 인간의 행태적 특성 때문에 발생하는 것인지 명확히 구분하기 어려운 점이 있었다. 본 연구에서는 기존에 널리 사용되는 CAPM, Fama-French 3요인 모형, Fama-French 5요인 모형으로 SUE 헤지포트폴리오를 위험 조정하는 경우 여전히 통계적으로 유의한 수익률을 보이는 것으로 확인되었다. 모형 비의존적 위험 조정을 하는 경우 적절한 정보 변수를 이용하면 위험 조정 전 월 평균 0.85%에서 위험 조정 후 월 평균 0.36%까지 수익률이 하락하는 것을 확인할 수 있었는데, 이는 기존의 특정 모형에 의존한 위험 조정 방식을 통해서는 주가 지연 반응에 내재된 위험이 과소 조정될 수 있음을 의미한다.

위와 같은 본 연구 결과 해석은 다음과 같은 한계를 갖고 있다. 본 연구에서 채택한 모형 비의존적 위험 조정 후 수익률 계산 방식은 기초자산 선택에 민감할 것으로 보인다. 따라서 기초자산의 선택이 결론에 영향을 줄 수 있음을 유의해야 한다. 또한 투자자의 시변동(time-varying)하는 기대를 적절히 포착하는 정보 변수의 선택에 있어 어떠한 변수를 포함시키는가에 따라 결과가 민감하게 달라질 수 있다.

VI. 결론

본 연구는 기업의 실적 공시 후 주가 지연 반응이 위험으로부터 기인하는 현상인지 투자자의 행태적 특성 때문에 기인하는 현상인지를 구분하기 위해 모형 비의존적 위험 조정을 시도함으로써 기존 연구에 내재된 모형 선택 오류를 회피하고자 하였다. Chen and Knez(1996)의 연구와 이를 적용한 Ahn et al.(2003)의 방법론을 적용하여 SUE 헤지포트폴리오에 모형 비의존적 위험 조정을 적용한 결과, 적용 전 월 평균 0.85%에서 적용 후 텀스프레드를 투자자의 시변동 기대를 포착하기 위한 정보 변수로 이용하는 경우 0.36%까지 줄어드는 것을 확인할 수 있었다. 이는 기업 공시 후 주가 지연 반응의 상당 부분이 정보 불확실성 위험, 예측하지 못한 실적에 대한 위험 등 위험에서 기인하고 있음을 의미한다. 본 연구는 모형

선택의 오류는 회피하였지만 모형 비의존적 위험 조정을 위해 특정 기초자산에 의존함으로써 여전히 해석의 주의가 필요하다. 향후 연구는 일반적인 개인 투자자의 투자기회집합을 가장 잘 대변하는 기초자산을 구축하고 이것으로 모형 비의존적 위험 조정을 함으로써 강건성 있는 결과를 확인하는 방향으로 진행될 필요가 있다고 생각된다. 또한 투자자의 시변동하는 기대를 포착하는 정보 변수를 적절히 찾아내는 것이 중요할 것으로 생각된다.

참고문헌

김정욱 · 최원석, “투자자의 과소반등, 주식 거래량, 그리고 실적발표후 주가 변동에 관한 연구”, 응용경제, 11(1), 2009, pp. 73-107.

나종길, “이익발표 후 잔류현상과 분기이익의 시계열속성과의 관계“, 회계학연구, 33(4), 2008, pp. 111-139.

나종길 · 신희정, “기본변수의 정보성과 이익발표 후 잔류현상”, 회계학연구, 38(1), 2013, pp. 355-390.

______, “외국인 소유지분 비중에 따른 이익발표 후 잔류현상의 차이”, 회계학연구, 37(3), 2012, pp. 203-238.

나종길 · 이은철, “감사품질차이가 이익발표후 잔류현상의 크기에 미치는 영향”, 재무와회계정보저널, 9(2), 2009, pp. 101-127.

노밝은 · 이재홍, 2014. “기업설명회와 주가표류현상”, 회계저널, 23(4), 2014, pp. 267-298.

이경태 · 이연진, “주가표류현상에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 회계학연구, 33(3), 2008, pp. 61-101.

이경태 · 이연진 · 최종원, “경영자 예측정보공시와 주가표류현상”, 회계학연구, 36(4), 2011, pp. 211-248.

이효정 · 최혁, “개인투자자의 거래행태가 실적공시에 대한 주가지연반응(PEAD)에 미치는 영향”, 한국증권학회지, 41(3), 2012, pp. 393-436.

Ahn, Dong-Hyun, Jennifer Conrad, and Robert F. Dittmar, “Risk adjustment and trading strategies”, *Review of Financial Studies* 16.2, 2003, pp. 459-485.

Ahn, Dong-Hyun, Jennifer Conrad, and Robert F. Dittmar, “Basis assets”, *Review of Financial Studies* 22.12, 2009, pp. 5133-5174.

Ball, Ray, and Philip Brown, “An empirical evaluation of accounting income numbers”, *Journal of accounting research*, 1968, pp. 159-178.

Bartov, Eli, Suresh Radhakrishnan, and Itzhak Krinsky, "Investor sophistication and patterns in stock returns after earnings announcements", *The Accounting Review* 75.1, 2000, pp. 43-63.

Bernard, Victor L., and Jacob K. Thomas, "Post-earnings-announcement drift: delayed price response or risk premium?", *Journal of Accounting research*, 1989, pp. 1-36.

Bhattacharya, Nilabhra, "Investors' trade size and trading responses around earnings announcements: An empirical investigation", *The Accounting Review* 76.2, 2001, pp. 221-244.

Chen, Nai-Fu, Richard Roll, and Stephen A. Ross, "Economic forces and the stock market", *Journal of business*, 1986, pp. 383-403.

Chen, Zhiwu, and Peter J. Knez, "Portfolio performance measurement: Theory and applications", *Review of Financial Studies* 9.2, 1996, pp. 511-555.

Fama, Eugene F, "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", *The journal of Finance* 25.2, 1970, pp. 383-417.

_____, "Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance", *Journal of financial economics* 49.3, 1998, pp. 283-306.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of financial economics* 33.1, 1993, pp. 3-56.

Francis, Jennifer, Ryan Lafond, Per Olsson, and Katherine Schipper, "Information uncertainty and post-earnings-announcement-drift", *Journal of Business Finance & Accounting* 34.3-4, 2007, pp. 403-433.

Hansen, Lars Peter, "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1982, pp. 1029-1054.

Hansen, Lars Peter, and Kenneth J. Singleton, "Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models", *Econometrica:*

Journal of the Econometric Society, 1982, pp. 1269-1286.

Harrison, J. Michael, and David M. Kreps, “Martingales and arbitrage in multiperiod securities markets”, *Journal of Economic theory* 20.3, 1979, pp. 381-408.

Kan, Raymond, and Cesare Robotti, “Model comparison using the Hansen-Jagannathan distance”, *Review of Financial Studies* 22.9, 2009, pp. 3449-3490.

Kim, Dongcheol, and Myungsun Kim, “A multifactor explanation of post-earnings announcement drift”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38.02, 2003, pp. 383-398.

Kim, Soon-Ho, Dongcheol Kim, and Hyun-Soo Shin, “Evaluating asset pricing models in the Korean stock market”, *Pacific-Basin Finance Journal* 20.2, 2012, pp. 198-227.

Mendenhall, Richard R, “Arbitrage Risk and Post-Earnings-Announcement Drift*”, *The Journal of Business* 77.4, 2004, pp. 875-894.

Park, Kyung-In, and Dongcheol Kim, “Sources of momentum profits in international stock markets”, *Accounting & Finance* 54.2, 2014, pp. 567-589.

Sadka, Ronnie, “Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk”, *Journal of Financial Economics* 80.2, 2006, pp. 309-349.

Taylor, Daniel J, “Retail investors and the adjustment of stock prices to earnings information”, *AFA 2010 Atlanta Meetings Paper*, 2009.

Abstract

This paper studies risk-adjusted returns of standardized unexpected earnings(SUE) portfolios using stochastic discount factor approach to investigate what drives the post-earnings announcement drift(PEAD). The SUE hedge portfolio shows monthly return of 0.85% before risk adjustment. After risk adjustment by stochastic discount factor approach, the SUE hedge portfolio gives monthly return of 0.36%. It means that 57.6% of PEAD can be attributed to risk premium. However, residual monthly return of 0.36% after risk adjustment is significant at the 10% level, which indicates that PEAD can also be interpreted as delayed response.

※ **Key words:** Porst-Earnings Announcement, Standardized Unexpected Earnings