

리츠 수익률에 대한 이익정보, 내재변동성, 고유변동성, 투자심리의 영향

김세진

KDB생명 부지점장, 제1저자
(withkim10000@naver.com)

정정현

창원대학교 교수, 교신저자
(chchung@changwon.ac.kr)

본 연구는 리츠에 대한 이익예측오차와 수익률에 영향을 미치는 특정 변수들과의 상호작용이 리츠의 누적초과수익률에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 분석기간은 2010년 1월부터 2013년 12월 까지이고 분석의 표본은 8개의 상장리츠를 대상이다. 분석을 위하여 금융감독원에서 공시하는 이익공시자료와 한국거래소에서 제공하는 내재변동성자료와 지수자료, 한국은행이 제공하는 월별 소비자심리지수자료를 이용하였다. 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 리츠 이익정보공시에 따른 주가의 반응은 이익공시일 전후에 약간 상승하는 모습을 보였지만, 이익공시 전후에 특별한 주가표류현상이 존재한다고 보기는 어려웠다. 리츠의 이익정보공시에 따른 주가반응은 이익 자체의 크기보다는 투자자의 예상이익에 대비한 이익의 크기에 의해 주로 나타났다. 또한, 이익예측오차에 따른 주가반응은 주로 자기관리 리츠에서 나타난 현상으로 확인되었다. 둘째, 이익예측오차는 누적초과수익률에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리 등도 누적초과수익률에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 각 변수의 누적초과수익률에 대한 영향력은 변수별로 상이하았는데, 시장정보 불확실성과 기업정보 불확실성 등은 일관성 있게 양의 영향을 미치는 것으로 나타났고, 투자심리는 상호작용의 유형에 따라 다르게 나타났다. 시장정보 불확실성은 리츠의 이익정보공시 이전에 주가에 미치는 영향이 상대적으로 더욱 컸다. 기업정보 불확실성은 리츠의 누적초과수익률에 가장 큰 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 투자심리는 예측오차와 상호작용시 누적초과수익률에 음의 영향을 주는 것으로 나타났다.

핵심주제어 : 리츠 정보불확실성, 이익공시, 이익예측오차, 투자심리

I. 서론

2001년의 부동산투자회사법 시행을 계기로 하여 부동산에 대한 간접투자의 관심에 높아지고 있으며, 부동산에 대한 간접투자규모가 점차 확대되어 가고 있다. 리츠는 자기관리리츠, 위탁관리리츠, 기업구조조정리츠 등으로 분류된다. 이 중에서 자기관리 리츠와 위탁관리 리츠 등은 일정한 요건이 충족되면 의무적으로 상장하도록 되어 있다. 이는 유동성 확보, 소액투자 확대 등을 통하여 부동산에 대한 간접투자를 유도하기 위한 것이다. 리츠를 도입한 배경은 고가인 부동산의 유동화 촉진과 부동산시장과 자본시장간의 진입장벽을 없애고 소액단위로 분할, 증권화하여 일반국민에게 투자기회를 제공하기 위한 것이다. 리츠가 상장되어 거래가 될 경우, 상장법인은 사업보고서, 반기보고서, 자산재평가에 관한 서류 등을 제출하고 투자자 보호를 위하여 회사내용을 공시할 의무가 있다. .

리츠에서 발행한 지분증권 등은 자본시장에서의 거래대상물이기 때문에 시장의 효율성을 실증적으로 검토할 수 있는 자료를 제공하기도 한다. 모든 시장참가자들의 공통적인 관심은 자산의 가격변화라고 할 수 있다. 자본자산가격결정모형(capital asset pricing model : CAPM)에 의하면, 자산의 기대수익률은 체계적 위험의 척도인 베타계수와 선형관계를 가진다. 즉 자산별 기대수익률의 차이는 베타계수에 의하여 충분히 설명될 수 있다고 한다. 그러나 기존의 많은 실증적 연구들은 베타계수 이외에도 기본적 변수들(fundamental variables)이 주식수익률에 영향을 준다는 증거를 제시하고 있다.

고유위험은 주식수익률에 영향을 주는 중요한 요인이 될 수 있다. Xu and Malkiel(2003)은 일부 투자자들이 시장포트폴리오를 보유할 수 없다는 가정하에 주식수익률의 체계적인 결정요인 중의 하나인 고유위험을 포함하는 균형모형을 제시하였다. 자본시장에서 투자자들은 미래변동성에 대한 지표로서 변동성지수를 활용하기도 한다. Fleming(1998)은 미래변동성에 대한 예측치로서의 내재변동성의 성과를 검토하였다. 내재변동성이 상향 편익되어 있지만, 내재변동성은 미래변동성에 관한 정보를 지니고 있다는 검증결과를 제시하였다. 수익률에 영향을 미치는 요인과 관련하여 투자심리에 대한 연구도 많은 연구가 이루어지고 있다. De Long et al.(1990)은 위험과 기대수익률 간의 관계가 전통적인 견해와 다른 결과가 나타나는 것은 투자심리의 영향이라고 주장하였다. Baker and Wurgler(2006)는 투자심리에 의해 가격결정오류(mispricing)가 발생하며, 이러한 투자심리는 기대수익률에 영향을 미친다고 하였다.

최근에 자산가격과 예측오차의 관련성에 관한 연구가 많이 이루어지고 있다. 미래의 이익에 대한 예측정보는 시장참가자들에게 기업가치를 평가하는데 중요한 정보가 된다. Eddy and Seifert(1992)는 이익예측오차의 크기를 결정짓는 요인들로 기업의 규모, 이익예측 가능

성, 적시성, 부채비율, 이익예측 시점과 이익공표 시점 간의 시차 등을 제시하고 있다.

본 연구는 리츠의 이익정보공시에 따른 주가표류현상(stock price drift around earning announcement)과 이익예측오차의 관련성을 실증적으로 연구하고자 한다. 이를 위하여 먼저 사건연구(event study) 방법을 이용하여 리츠의 이익정보공시에 대한 주가의 반응을 검토하고자 한다. 이러한 분석을 통해 리츠의 이익공시 이전과 이후에 주가표류현상이 존재하는가를 분석할 것이다. 나아가서 이익예측오차가 주가표류현상을 설명할 수 있는가를 실증적으로 분석할 것이다. 이러한 분석을 위하여 이익공시 전후의 리츠별 누적초과수익률을 산출하고, 이러한 누적초과수익률과 이익예측오차 간의 관련성을 검토할 것이다. 특히, 본 연구에서는 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리 등이 이익예측오차와 상호작용하는 경우에 리츠의 이익정보공시에 따른 주가표류현상을 발생시키는가에 대하여 실증적으로 분석할 것이다.

본 연구의 이후 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 리츠와 본 연구의 주요 변수에 대한 선행연구를 살펴보고 연구가설을 요약한다. 제3장에서는 자료와 분석방법에 대하여 기술하였다. 제4장에서는 실증분석결과를 제시하였으며, 제5장은 결론으로 본 연구 결과를 요약하고 본 연구의 한계점과 향후 과제를 제시하도록 한다.

II. 선행연구 및 연구가설

2.1 선행연구

본 연구와 관련한 선행연구는 크게 리츠 성과와 위험 특성에 관한 실증분석 연구와 리츠의 누적초과수익률에 영향을 미치는 변수인 예측오차, 투자심리, 기업정보 불확실성, 시장정보 불확실성에 대한 행동재무적 연구로 구분된다.

(1) 리츠의 성과와 위험

부동산 간접투자상품인 리츠는 수익의 특성이 일반적으로 주식과 채권과는 다른 위험과 수익구조를 가지고 있는 것으로 분석되고 있다. 우리나라 리츠와 관련된 선행연구는 이러한 독특한 특성을 가진 리츠의 수익과 위험 구조를 분석하기 위한 연구들이 많다. 리츠의 성과평가를 위한 연구와 위험 관리에 대한 관심으로 위험 분산을 위하여 포트폴리오 관련 연구도 있었다.

김웅곤·이정민(2003)은 리츠의 주식가치평가를 하기 위하여 상업용부동산의 가치평가모

형을 제시하였다. 김관영 · 박정호(2007)는 상장리츠의 수익과 위험 특성을 측정하고 일반주식과의 상관관계를 분석하였다. 장영길 · 이현석(2010)은 체계적 위험, 초과수익률, 위험을 감안한 성과 수익률 등을 활용하여 리츠의 성과를 분석하였다. 조규수 · 이상호 · 김재준(2013)은 상대적으로 안정적인 투자수단인 리츠를 주식 투자포트폴리오에 편입하였을 때 위험분산효과를 분석하였다.

(2) 리츠 수익률에 관한 행동재무적 연구

증권시장에 대한 행동재무적 연구는 꾸준히 이루어지고 있으나, 부동산시장과 리츠에 대한 행동재무적 연구는 부족한 실정이다. 본 연구에서 관심을 가지는 누적초과수익률에 미치는 영향인 예측오차와 기업정보 불확실성, 시장정보 불확실성, 투자심리에 대하여 증권시장에서 연구되고 있는 선행연구를 살펴보고자 한다.

증권시장에서 애널리스트가 제공하는 정보는 투자자들에게 해당 주식에 대한 투자와 가치를 평가하는 중요한 정보가 된다. Vander Weide et al.(1988)의 연구결과에 의하면 기업 주가는 기업과 관련된 과거의 변수들 보다 애널리스트의 이익예측정보가 더 많은 영향을 준다고 한다.

Eddy and Seifert(1992)는 이익예측오차의 크기를 결정짓는 요인들로 예측대상회사의 크기, 이익예측가능성, 적시성(Timeliness), 부채비율, 이익예측시점과 이익공표시점 간의 시간적 간격의 길이 등을 설정하였다. Gyamfi-Yeboah et al.(2012)은 리츠의 누적초과수익률에 대한 투자심리, 시장정보 불확실성, 리츠 수준의 불확실성의 영향에 대하여 분석하였다.

우리나라의 경우 애널리스트가 제공하는 이익예측에 대한 연구가 상대적으로 부족하고, 리츠에 대해서는 애널리스트의 제공 정보가 거의 없는 실정이다. 우리나라의 예측오차와 수익률에 관한 주요 연구로서, 전규안 외(2007)는 포괄손익과 재무분석가의 미래이익 예측오차 사이의 관련성에 대하여 분석하였다. 배기수 · 박미희(2011)는 재무분석가들의 이익예측치와 자산감액손실과 관련성이 있는지 실증분석하였다. 이상열(2013)은 잠재적 보통주의 회석효과가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향을 분석하였다.

부동산시장도 금융시장과 마찬가지로 투자자들의 비이성적인 투자행태가 많이 나타나고 있다. 투자심리는 부동산시장에서 중요한 요인이라 할 수 있다. Baker and Wurgler(2006)는 투자심리 대응 변수 중에서 6개(NYSE의 거래회전율, 배당금 프리미엄, 폐쇄형 펀드의 할인율, IPO의 첫 거래일 평균 수익률, 채권 대비 주식발행 비중)를 선정한 후에 주성분분석을 통해 투자 심리지수(investor sentiment index)를 추정하였다. Yu and Yuan(2011)는 1963년부터 2004년까지 미국 주식시장을 대상으로 분석한 결과에서 투자자의 투자심리가 위험-수익 관계에 영향을 미친다고 주장하였다.

정정현 · 김수경(2009)은 우리나라의 주식시장에 투자심리의 대응치인 거래회전율이 주식

수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 정의철(2010)은 소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향을 주택매매가격을 중심으로 분석하였다. 장승욱·안승철(2012)은 투자자의 투자심리가 위험-수익 관계에 영향을 미치는지를 분석하였다. 정성훈·박순식(2013)은 부동산시장의 버블을 야기하는 심리적 요인 중 하나인 처분효과(disposition effect)를 적용하여 리츠 매매에 대한 투자심리를 연구하였다. 김민혁(2013)은 우리나라 주식시장에서의 개인투자자들의 투자성과와 행태 그리고 주식수익률과의 관계를 연구하였다.

시장정보 불확실성의 지표인 변동성지수와 수익률간의 관계와 주식의 고유위험인 기업정보 불확실성과 증권의 누적초과수익률 간의 관련성을 규명하기 위한 연구들이 진행되고 있다. 시장정보 불확실성과 관련하여 정정현·김동희(2008)는 KOSPI 200 지수의 미래의 실현변동성의 예측에 내재변동성의 예측오차의 영향을 실증적으로 분석하였다. Canina and Figlewski(1993)는 내재변동성이 역사적 변동성보다 우월한 미래 실현변동성의 추정치라고 하는 일반적 개념이 타당한지를 분석하였다. Day and Lewis(1992)는 내재변동성을 미래 실현변동성에 대한 사전적 추정치로서의 정보내용을 연구하였다. Jorion(1995)은 내재변동성은 역사적 변동성에 비하여 미래 변동성에 대한 우월한 예측치이지만, 내재변동성은 여전히 미래변동성에 대한 편의예측치인 것으로 제시하였다. Fleming(1998)은 미래변동성에 대한 예측치로서의 내재변동성의 성과를 검토하였다.

기업정보 불확실성과 관련한 선행연구로 변영태·박종해·김수경(2011)은 주식수익률의 고유변동성과 기대수익률간의 관계를 분석하였다. 엄철준 외(2014)는 고유변동성과 주식수익률 간에 갖는 관계를 연구하였다. Campbell et al.(2001)은 고유변동성이 총변동성(total volatility)에서 가장 중요한 요소이며, 향후 경제활동을 예측하는데 도움을 준다고 분석하였다. Ang et al.(2006)은 주식수익률의 고유변동성이 횡단면적으로 기대수익률에 영향을 주는 지에 대해 분석하였다.

2.2. 연구가설

본 연구는 이익공시에 따른 리츠의 비정상수익률의 존재와 원천을 확인하고, 투자심리, 기업정보 불확실성, 시장정보 불확실성 등이 예측오차와 상호작용하여 누적초과수익률에 어떠한 영향을 미치는지를 규명하는 것이다.

위험은 투자결정에 있어서 중요하게 고려되어야 하는 사항이고 이에 대한 계량적인 척도로서 변동성이 주로 사용된다. Harvey and Whaley (1992)는 옵션 가격결정모형에서 위험의 척도는 시장의 변동성이며, 이러한 변동성 변화를 예측하면 기대수익률이 시간에 따라 변동하는 원인을 밝히는 데 도움이 된다고 하였다.

본 연구에서는 누적초과수익률에서 시장정보의 불확실성으로 인한 효과를 검토하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1 : 이익예측오차와 시장정보 불확실성은 리츠의 이익공시에 따른 누적초과수익률에 영향을 미친다.

CAPM 이론에서는 비체계적 위험이 분산투자에 의하여 제거될 수 있다고 한다. 그러나 다양한 이유 때문에 투자자들은 완전히 분산된 포트폴리오를 보유하지 못한다. 이러한 경우에 비체계적 위험이 주식수익률과 관련성을 가질 수 있다. Xu and Malkiel (2003)에 의하면, 개별기업의 고유요인은 주식시장의 변동성이 급격하게 변하는 기간 동안에 자산의 가격에 더 큰 영향을 주며, 기업의 성장과 주식수익률에 영향을 미친다고 하였다.

이익예측오차와 기업정보 불확실성은 주식수익률영향을 미칠 것으로 예상되며, 본 연구에서는 이러한 영향을 검토하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 2 : 이익예측오차와 기업정보 불확실성은 리츠의 이익공시에 따른 누적초과수익률에 영향을 미친다.

투자심리가 가격결정에서 중요한 역할을 한다는 실증적 증거가 많이 제시되고 있다. 자산의 가격결정에서 투자심리가 중요한 역할을 하는지의 여부에 대해서는 오랫동안 논의되어 왔다. 행동재무학에서는 비합리적 투자심리는 주식 수익률과 변동성에 영향을 준다고 한다. Baker and Wurgler(2006)은 투자심리에 의해 가격결정오류가 발생하며, 이러한 투자심리는 기대수익률에 영향을 미친다고 하였다.

본 연구에서는 투자심리가 이익예측오차와 상호작용을 통하여 누적초과수익률에 영향을 미칠 것을 확인하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 3 : 이익예측오차와 투자심리는 리츠의 이익공시에 따른 누적초과수익률에 영향을 미친다.

Gyamfi-Yeboah et al.(2012)은 이익공시에 따른 누적초과수익에 대한 부동산시장에서의 투자심리, 시장 전반의 불확실성, 리츠 수준의 불확실성의 영향에 대해 검토하였는데, 강한 이익예측오차 효과와 이익정보공시 이후의 약한 주가표류현상을 발견하였다. 이들은 부동산 투자 심리, 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성 등이 공시이익에 따른 주가반응에 영향을 미치며, 또한 비정상초과수익률에 영향을 준다는 실증적 증거를 제시하고 있다.

그리고 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리 등이 이익예측오차와 상호작용변수로 작용할 경우에 리츠의 누적초과수익률에 미치는 영향을 검증하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 4 : 이익예측오차와 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리는 리츠의 이익공시에 따른 누적초과수익률에 영향을 미친다.

III. 자료 및 분석방법

3.1 자료

본 연구의 분석기간은 2010년 1월부터 2013년 12월까지이고, 분석대상 표본은 한국거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 상장형 리츠 8개이다. 본 연구에서는 한국거래소, 한국은행, 금융감독원 등이 제공하는 자료를 이용하여 분석하였다. 리츠의 이익공시자료는 금융감독원 전자공시시스템(DART) 공시하는 자료를 이용한다. 한국거래소에서 제공하는 월별 내재변동성 자료, 일별 및 월별 지수자료, 일별 리츠 주가자료 등을 이용하였다. 또한 고유변동성을 산출하기 위하여 3요인모형을 이용하는데, 이러한 고유변동성을 측정하기 위한 일별자료는 KIS-Value에서 제공하는 일별수익률 자료를 이용하여 SMB, HML 등의 요인을 산출하여 분석하였다. 투자심리를 산출하기 위한 자료는 한국은행에서 제공하는 월별 소비자심리지수 자료를 이용하였다.

<표 1> 분석대상 리츠

구 분	관리방식	설립일자	상장일자
광희개발전문	자기관리	2010.11.4	2011.7.14
에프지엔개발전문	자기관리	2008.5.20	2010.5.3
이코리아	자기관리	2010.8.7	2011.3.10
케이탑	자기관리	2010.11.4	2012.1.31
케이비부국제1호	위탁관리	2011.3.8	2012.6.12
코크랩제8호	위탁관리	2006.5.18	2006.6.15
트러스와이제7호	위탁관리	2011.3.3	2011.9.30
코크랩제15호	기업구조조정	2009.11.12	2010.1.29

본 연구에서는 영업이익이 공시된 날을 사건일(event day)로 하고, 이러한 사건일을 전후하여 일정 기간 동안에 누적초과수익률이 존재하는지를 검토하고, 나아가서 누적초과수익률에 대한 영향요인을 규명하기 위한 절차를 거친다.

리츠가 한국거래소에서 사업보고서, 반기보고서, 분기보고서 등을 공시(영업이익 공시)한 날을 사건일(D일)로 하고, 공시일 이전 40일부터 공시일 이후 40일까지의 누적초과수익률을 검토하였다.

3.2 변수 설정

본 연구에서 이용된 변수는 누적초과수익률, 이익의 이익예측오차, 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리, 리츠 유형별 더미 변수 등이다. 본 연구의 실증분석을 위하여 사용되는 변수의 측정방법은 다음과 같다.

(1) 누적초과수익률

누적초과수익률(cumulative abnormal return, CAR)은 시장모형(market model)을 이용해서 산출한 주식수익률의 잔차(residuals)의 합을 말한다. 실제의 증권의 수익률과 균형모형에 의해 산출한 수익률 간의 차이를 특정 사건으로 인한 초과수익률(abnormal return, AR)이라고 한다. 본 연구에서는 시장모형의 계수를 추정하기 위하여 사건일 이전 150일부터 사건일 이전 41일까지의 110일간의 일별수익률 자료를 이용하였다. 그리고 이익공시에 따른 리츠의 누적초과수익률은 다음과 같이 일정한 기간 동안의 초과수익률을 누적하여 산출하였다.

$$AR_{it} = R_{it} - \alpha_i - \beta_i R_{Mt}$$

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_{it}$$

본 연구에서는 이익공시에 따른 누적초과수익률의 산출기간을 리츠의 이익공시일 이전 3일부터 이익공시일 이후 2일까지 $CAR_i(-3, 2)$, 이익공시일 이후 2일까지 $CAR_i(0, 2)$, 이익공시 이전 27일부터 이전 20일까지 $CAR_i(-27, -20)$ 세 가지로 구분하여 측정하였다.

(2) 이익예측오차

이익예측오차 산출은 애널리스트들의 예측정보가 주로 과거의 성과에 근거하여 추론된다는 기존의 연구를 바탕으로 하여 다음과 같은 단순예측모형을 이용하여 리츠의 이익예측치를 산출하였고 GLM (generalized linear model)의 방법으로 추정하였다.

$$ROA_t = \lambda_0 + \lambda_1 ROA_{t-1} + (1 - \lambda_1) ROA_{t-2} + e_t$$

ROA_t : t 분기의 총자산영업이익률(ROA)

ROA_{t-1}, ROA_{t-2} : 각각 $(t-1)$ 분기와 $(t-2)$ 분기의 ROA

본 연구에서는 리츠의 성과보고서상에 발표된 실제 총자산영업이익률인 ROA 와 단순예측모형을 이용하여 산출한 총자산영업이익률의 예측치의 차이로서 이익예측오차를 산출하였다.

$$SUR_i = ROA_i - \hat{E}(ROA_i)$$

SUR_i : i 종목의 이익예측오차

ROA_i : i 종목의 총자산영업이익률(ROA)

$\hat{E}(ROA_i)$: 단순예측모형에 의한 i 종목의 ROA 예측치

(3) 시장정보 불확실성

시장정보 불확실성의 대용변수는 한국거래소에서 발표하는 KOSPI 200 변동성지수(V-KOSPI 200) 자료를 이용하였다.

(4) 기업정보 불확실성

기업의 고유변동성 즉, 정보 불확실성은 가격결정모형의 잔차를 이용하여 산출되는데, 어떤 가격결정모형을 이용하느냐에 따라 영향을 받는다. 본 연구에서는 기업정보 불확실성(고유변동성) 측정을 위하여 Fama-French의 3요인 모형을 이용하여 추정한 MSE(mean squared error)를 사용하였다. 모형의 추정에는 사건일 이전의 D-70일에서 D-41일까지의 30 거래일의 일별자료를 이용하였다.

$$R_{it} = c_i + \beta_i MKT_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + e_{it}$$

이러한 3요인 모형의 계수추정치를 기초로 하여 고유변동성은 다음과 같이 추정하였다.

$$IVOL_i = \sum_{t=1}^T e_{it} / (T-k)$$

(5) 투자심리

본 연구에서는 부동산투자 심리지수로 한국은행 경제통계시스템에서 발표하는 소비자심리지수를 선정하였다. 투자심리(SENTI)는 다음과 같이 소비자심리지수의 증가율로 추정하였다.

$$SENTI_t = CSI_t / CSI_{t-1} - 1$$

CSI_t : t 시점의 소비심리지수

(6) 리츠 유형 더미변수

리츠 집단 간의 차이를 구분하기 위하여 상근 임직원이 존재하고 직접관리 형태를 가지는 실체형 자기관리리츠는 '1'을 부여하고, 상근 임직원이 없고 위탁관리 형태를 가지는 위탁관리리츠, 기업구조조정리츠는 '0'을 부여하여 분류하였다.

$$DR = \begin{cases} 1 : \text{자기관리리츠} \\ 0 : \text{위탁관리리츠 및 기업구조조정리츠} \end{cases}$$

(7) 상호작용효과의 측정

본 연구에서는 예측오차와 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리 등의 변수 간의 상호작용효과를 측정하기 위하여 다음과 같은 방법을 이용하였다. 예를 들어, $IA(SUR_{i,t}, VIX_t)$ 는 예측오차와 시장정보 불확실성의 상호작용효과를 나타낸다. 다중공선성 문제를 완화하기 위하여 각 항목에 대하여 직교화된 값을 추정하여 상호작용효과를 산출하였으며, 이를 위하여 다음과 같은 모형을 이용하였다.

$$TIA_{i,t} = c_0 + c_1 SUR_{i,t} + c_2 VIX_t + e_{i,t}$$

$$TIA_{i,t} = \text{예측오차와 시장정보 불확실성의 곱 } (SUR_{i,t} \times VIX_t)$$

이러한 모형에서 잔차를 나타내는 항 $e_{i,t}$ 가 본 연구에서 두 변수의 상호작용효과를 포착하기 위하여 이용한 변수 $IA(SUR_{i,t}, VIX_t)$ 의 값이 된다. 본 연구에서의 모든 상호작용효과는 이러한 방법으로 산출하였다.

$IA(SUR_{i,t}, IVOL_{i,t})$ 는 예측오차와 기업정보 불확실성의 상호작용을 나타내는 변수이고, $IA(SUR_{i,t}, SENTI_t)$ 는 예측오차와 투자심리의 상호작용을 나타내는 변수이다.

3.3 분석방법

이익예측오차가 리츠의 누적초과수익률에 미치는 영향과 추가적으로 각 독립변수가 이익예측오차와 상호작용변수로 인하여 이익예측오차와 변수들 간에 미치는 영향이 어떠한 지에 대하여 분석하기 위하여 선행연구에서 사용된 모형을 참고하여 회귀분석 모형을 설정하였다. 이익예측오차와 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리가 누적초과수익률에 미치는 영향을 검증하기 위하여 다음과 같은 모형식을 구성하였다. 크게 네 가지 모형을 통해 각 가설을 분석하였다.

[가설 1]의 이익예측오차와 시장정보 불확실성이 누적초과수익률에 미치는 영향을 검증하기 위하여 다음과 같은 모형식을 구성하였다.

[모형 1]

$$CAR(\tau_1, \tau_2)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SUR_{i,t} + \beta_2 VIX_t + \beta_3 IA(SUR_{i,t}, VIX_t) + \beta_4 DR_i + e_{i,t}$$

[가설 2]의 이익예측오차와 기업정보 불확실성이 누적초과수익률에 미치는 영향을 검증하기 위하여 다음과 같은 모형식을 구성하였다.

[모형 2]

$$CAR(\tau_1, \tau_2)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SUR_{i,t} + \beta_2 IVOL_{i,t} + \beta_3 IA(SUR_{i,t}, IVOL_{i,t}) + \beta_4 DR_i + e_{i,t}$$

[가설 3]의 이익예측오차와 투자심리가 누적초과수익률에 미치는 영향을 검증하기 위하여 다음과 같은 모형식을 구성하였다.

[모형 3]

$$\begin{aligned} CAR(\tau_1, \tau_2)_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 SUR_{i,t} + \beta_2 SENTI_t \\ & + \beta_3 IA(SUR_{i,t}, SENTI_t) + \beta_4 DR_i + e_{i,t} \end{aligned}$$

[가설 4]의 이익예측오차와 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리가 누적초과 수익률에 미치는 영향을 검증하기 위하여 다음과 같은 모형식을 구성하였다. [모형 4]는 위의 세 가지 모형에서 검증한 독립변수를 모두 대입하고, 이익예측오차와 각각의 독립변수를 이익예측오차와 상호작용변수로 추가하였다.

[모형 4]

$$\begin{aligned} CAR(\tau_1, \tau_2)_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 SUR_{i,t} + \beta_2 VIX_t + \beta_3 IVOL_{i,t} + \beta_4 SENTI_t \\ & + \beta_5 IA(SUR_{i,t}, VIX_t) + \beta_6 IA(SUR_{i,t}, IVOL_{i,t}) \\ & + \beta_7 IA(SUR_{i,t}, SENTI_t) + DR_i + e_{i,t} \end{aligned}$$

본 연구에서는 사업보고서 제출일을 이익공시일로 간주하고 위의 검증모형에서 종속변수로 사용된 누적초과수익률은 3일 이전부터 2일 이후까지 $CAR(-3,2)$, 기준일로부터 2일 이후 $CAR(0,2)$, 기준일로부터 27일 이전부터 20일 이전까지 $CAR(-27,-20)$ 의 추가변동을 분석하였다.

본 연구에서는 Newey and West(1987)의 방법에 따라 이분산성을 조정한 표준오차를 이용하여 t-통계량을 산출하였다. Newey and West의 방법은 OLS나 White (1980)에서 횡단면 또는 시계열적 종속성을 통제하지 못하는 문제에 대하여 White(1980)의 검증방법을 개량한 방법이라는 점에서 이분산성의 문제와 횡단면적 종속성뿐만 아니라 시계열 상관성(serial correlation)도 같이 통제한 후의 t-통계치를 제공한다.

IV. 실증분석결과

본 연구에서는 리츠의 이익공시에 따른 누적초과수익률에 영향을 주는 제반 요인을 실증적으로 분석한다. 즉 이익공시에 따른 누적초과수익률을 이익예측오차, 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리 등의 변수가 어느 정도 설명할 수 있는가를 분석하였다.

4.1 기초통계량

<표 2>에서는 본 연구의 실증분석 모형에 포함된 변수들의 기초통계량을 제시하고 있다.

<표 2> 기초통계량

이 표는 표본자료의 기초통계량을 요약한 것이다. $CAR(\tau_1, \tau_2)_{i,t}$ 는 τ_1 일에서부터 τ_2 일까지의 누적 초과수익률이다. $SUR_{i,t}$ 는 이익예측오차이며, VIX_t 는 공시일 2개월 전의 내재변동성을 나타내며, $IVOL_{i,t}$ 은 고유변동성으로 공시일 2개월 전을 기준으로 측정하였으며, $SENTI_t$ 는 공시일 2개월 전의 투자심리로 소비자심리지수의 증가율로 측정하였다.						
변 수	평 균	표준편차	최솟값	최댓값	왜 도	첨 도
$CAR(-3, 2)_{i,t}$	0.0149	0.0812	-0.2748	0.3373	1.0340	9.1141
$CAR(0, 2)_{i,t}$	0.0058	0.0593	-0.1767	0.2530	1.2362	10.3863
$CAR(-27, -20)_{i,t}$	0.0272	0.1206	-0.2904	0.6363	2.6747	13.8822
$SUR_{i,t}$	0.0230	3.5628	-10.9698	12.5294	0.5653	6.4332
VIX_t	18.3657	3.8305	14.1600	28.0500	1.1469	3.5205
$IVOL_{i,t}$	0.0251	0.0232	0.0023	0.1554	3.0128	16.4993
$SENTI_t$	-0.0024	0.0239	-0.0481	0.0408	-0.1909	2.6390

누적초과수익률 $CAR(-3, 2)$ 의 평균은 0.0149, $CAR(0, 2)$ 의 평균은 0.0058이고 ($CAR(-27, -20)$ 의 평균은 0.0272를 나타내고 있다. 누적초과수익률의 왜도는 양의 값을 보이고 있으며, 첨도는 3보다 매우 높게 나타나고 있다.

이익예측오차(SUR)의 평균은 0.0230이고, 내재변동성(VIX)의 평균값은 18.3657인데, 최솟값과 최댓값이 폭이 고유변동성($IVOL$)과 투자심리($SENTI$)에 비하여 크고, 표준편차 역시 큰 값을 나타내고 있다. 고유변동성($IVOL$)의 평균값은 0.0251이고, 투자심리($SENTI$)의 평균값은 -0.0024으로 나타나고 있다.

<표 3>에서는 변수들 간의 상관관계분석 결과를 나타내고 있다. 먼저 종속변수인 세 가지 CAR 모두 이익예측오차(SUR), 내재변동성(VIX), 고유변동성($IVOL$), 투자심리($SENTI$)와 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 독립변수들 간의 상관관계를 살펴보면, 이익예측오차(SUR)는 내재변동성(VIX), 고유변동성($IVOL$), 투자심리($SENTI$)와 모두 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났으나 유의적이지 않았다. 내재변동성(VIX)은 고유변동

성(*IVOL*)과 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났으나 유의적이지 않았고, 투자심리(*SENTI*)와 유의적인 음(-)의 상관관계를 나타내었다. 고유변동성(*IVOL*)은 투자심리(*SENTI*)와는 양(+)의 상관관계를 가지지만 유의적이지 않았다. 고유변동성(*IVOL*)과 투자심리(*SENTI*)는 유의적인 음(-)의 상관관계를 나타내었으나, 다른 모든 독립변수들 간의 상관관계는 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다.

<표 3> 주요 변수들 간의 상관관계

이 표는 표본자료의 상관계수를 나타낸 것이다. $CAR(\tau_1, \tau_2)_{i,t}$ 는 τ_1 일에서부터 τ_2 일까지의 누적초과수익률이다. $SUR_{i,t}$ 는 이익예측오차이며, VIX_t 는 공시일 2개월 전의 내재변동성을 나타내며, $IVOL_{i,t}$ 은 고유변동성으로 공시일 2개월 전을 기준으로 측정하였으며, $SENTI_t$ 는 공시일 2개월 전의 투자심리로 소비자심리지수의 증가율로 측정하였다.

변 수	CAR $(-3, 2)_{i,t}$	CAR $(0, 2)_{i,t}$	CAR $(-27, -20)_{i,t}$	$SUR_{i,t}$	VIX_t	$IVOL_{i,t}$	$SENTI_t$
CAR $(-3, 2)_{i,t}$	1.0000						
CAR $(0, 2)_{i,t}$	0.7701 (0.0000)	1.0000					
CAR $(-27, -20)_{i,t}$	0.3304 (0.0072)	0.4337 (0.0003)	1.0000				
$SUR_{i,t}$	0.1864 (0.1370)	0.2143 (0.0865)	0.2004 (0.1094)	1.0000			
VIX_t	0.0837 (0.5072)	0.0595 (0.6375)	0.2998 (0.0152)	0.0540 (0.6692)	1.0000		
$IVOL_{i,t}$	0.3268 (0.0079)	0.3931 (0.0012)	0.5357 (0.0000)	0.1664 (0.1852)	0.1772 (0.1580)	1.0000	
$SENTI_t$	0.1517 (0.2277)	0.0642 (0.6113)	0.0109 (0.9314)	0.0461 (0.7156)	-0.5895 (0.0000)	0.1480 (0.2392)	1.0000

4.2 리츠의 이익공시에 따른 누적초과수익률

본 연구에서는 리츠의 이익 정보공시가 주식수익률에 미치는 영향의 정도를 분석하기 위하여 공시일 전후의 누적초과수익률을 산출하였다. 그리고 양(+), 음(-)의 이익예측오차별 누적초과수익률 패턴, ROA의 양(+), 음(-)의 구분에 따른 누적초과수익률 패턴, 리츠 종류별 누적초과수익률 패턴을 분석하였다.

이익예측오차가 주가에 미치는 영향을 포착하기 위하여 이익예측오차가 양(+)인 표본과

음(-)인 표본으로 구분하여 누적초과수익률을 산출하였다. <그림 1>에서는 예측오차별 누적초과수익률을 보여주고 있다.

이익공시 이후에는 양(+)의 예측오차 집단의 주가는 지속적으로 상승하는 패턴을 보이고 있으며, 음(-)의 예측오차 집단의 주가는 지속적으로 하락하는 패턴을 보이고 있다. 즉 이익공시 이후에는 양(-)의 예측오차 집단에는 양의 주가표류현상이 존재하며, 음(-)의 예측오차 집단에는 음의 주가표류현상이 존재한다고 할 수 있다.



<그림 1> 예측오차별 누적초과수익률

4.3 모형 I 에 대한 검증결과

<표 4>는 [가설 1]을 검증하기 위한 회귀분석 결과를 제시한다. 시장정보 불확실성을 추가하여 회귀분석한 경우, 이익예측오차의 회귀계수 β_1 값과 시장정보 불확실성의 계수값인 β_2 는 세 가지 누적초과수익률에서 모두 양(+)의 값을 나타내었다. 시장정보 불확실성이 이익예측오차와 함께 상호작용을 할 경우에도 역시 모두 양(+)의 값을 나타내었다.

시장정보 불확실성의 계수값인 β_2 는 D-27일부터 D-20일까지의 CAR(-27,-20)에서 유의적인 양(+)의 값을 나타내는 것으로 보아 리츠의 이익정보공시 이전인 CAR(-27,-20)에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 4> 회귀분석결과 (예측오차 및 시장정보 불확실성)

이 표는 [모형 1]에 대한 추정결과를 보여주고 있다. 이 모형은 이익예측오차와 시장정보 불확실성이 이익공시에 따른 누적초과수익률에 미치는 영향에 관한 [가설 1]을 검증한다.

$$\text{모형 1 : } CAR(\tau_1, \tau_2)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SUR_{i,t} + \beta_2 VIX_t + \beta_3 IA(SUR_{i,t}, VIX_t) + \beta_4 DR_i + e_{i,t}$$

분석대상기간은 2010년 1월부터 2013년 12월까지이며, 8개 상장 리츠의 분기별 이익공시에 따른 자료를 이용하여 분석하였으며, 분석에 이용된 총관찰치의 수는 65이다. t-통계량은 Newey and West (1987)의 이분산성을 조정한 표준오차에 기초하여 산출한 것이다.

구 분	$CAR(-3,2)_{i,t}$		$CAR(0,2)_{i,t}$		$CAR(-27,-20)_{i,t}$	
	계수	t value	계수	t value	계수	t value
상 수	-0.0313	-1.6454	-0.0149	-1.0047	-0.1565	-3.7397***
$SUR_{i,t}$	0.0041	5.3443***	0.0035	5.4438***	0.0062	1.6221
VIX_t	0.0014	1.6171	0.0007	0.9215	0.0089	3.6316***
$IA(SUR_{i,t}, VIX_t)$	0.0006	1.6376	0.0005	2.9866***	0.0012	2.7082***
DR_i	0.0403	5.4532***	0.0159	4.1389***	0.0373	2.4841**
R^2	0.0656		0.0273		0.1321	
F-통계량	2.1229		1.4486		3.4351	

주) * 은 10%, ** 은 5%, *** 은 1% 유의수준에서 유의적임

시장정보 불확실성이 이익예측오차와 함께 상호작용을 할 경우의 β_3 의 계수값은 $CAR(-27,-20)$ 와 기준일(D일)에서 D+2일까지의 $CAR(0,2)$ 에서도 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있다. 이러한 결과는 이익예측오차와 시장정보 불확실성은 누적초과수익률에 양(+)의 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 그리고 시장정보 불확실성은 상대적으로 리츠의 이익정보공시 이후보다 이전에 주가에 미치는 영향이 더욱 크고, 이러한 시장정보 불확실성은 이익예측오차와 상호작용시에는 리츠의 이익정보공시 시점에도 양(+)의 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 따라서 [가설 1]은 지지되는 것으로 해석할 수 있다.

4.4 모형 II에 대한 검증결과

<표 5>는 [가설 2]을 검증하기 위한 회귀분석 결과를 제시한다. 기업정보 불확실성을 추가하여 회귀분석한 경우에도 <표 4>와 마찬가지로 이익예측오차의 회귀계수 β_1 값과 기업

정보 불확실성의 계수값인 β_2 는 세 가지 누적초과수익률에서 모두 양(+)의 값을 나타내었다. 기업정보 불확실성이 이익예측오차와 함께 상호작용을 할 경우에도 역시 모두 양(+)의 값을 나타내었다. <표 5>에서 기업정보 불확실성의 β_2 계수값과 이익예측오차와 상호작용할 경우인 β_3 계수값은 세 가지 누적초과수익률에서 모두 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다. 기업정보 불확실성은 본 연구에서 관심있게 살펴보고 있는 시장정보 불확실성과 투자심리 중에서 리츠의 누적초과수익률에 가장 큰 영향을 미치고 양(+)의 비례관계가 있다는 점을 알 수 있다. <표 5>에서 기업정보 불확실성의 계수값이 다른 독립변수보다 크게 나타나는 것을 알 수 있고 이러한 점은 이익예측오차와 상호작용할 경우에도 유의한 양(+)의 값을 나타나게 한다. 다시 말해, 다른 모든 조건이 동일하다면 기업정보 불확실성이 높은 기간에는 누적초과수익률이 높게 나타날 것으로 예측된다. [가설 2]는 지지되는 결과를 나타내고 있다.

<표 5> 회귀분석결과 (예측오차 및 기업정보 불확실성)

이 표는 [모형 2]에 대한 추정결과를 보여주고 있다. 이 모형은 이익예측오차와 기업정보 불확실성이 이익공시에 따른 누적초과수익률에 미치는 영향에 관한 [가설 2]을 검증한다.

$$\text{모형 2 : } CAR(\tau_1, \tau_2)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SUR_{i,t} + \beta_2 IVOL_{i,t} + \beta_3 IA(SUR_{i,t}, IVOL_{i,t}) + \beta_4 DR_i + e_{i,t}$$

분석대상기간은 2010년 1월부터 2013년 12월까지이며, 8개 상장 리츠의 분기별 이익공시에 따른 자료를 이용하여 분석하였으며, 분석에 이용된 총관찰치의 수는 65이다. t-통계량은 Newey and West (1987)의 이분산성을 조정한 표준오차에 기초하여 산출한 것이다.

구 분	$CAR(-3,2)_{i,t}$		$CAR(0,2)_{i,t}$		$CAR(-27,-20)_{i,t}$	
	계수	t value	계수	t value	계수	t value
상 수	-0.0201	-5.0666***	-0.0184	-3.6274***	-0.0371	-2.8900***
$SUR_{i,t}$	0.0034	1.7276*	0.0026	0.9105	0.0038	1.7552*
$IVOL_{i,t}$	0.7614	4.8489***	0.9200	2.6707***	2.7934	3.7912***
$IA(SUR_{i,t}, IVOL_{i,t})$	0.3486	4.5388***	0.3301	3.5342***	0.3909	2.2090**
DR_i	0.0302	4.1881***	0.0019	0.1665	-0.0112	-0.3904
R^2	0.1808		0.2821		0.3114	
F-통계량	4.5302		7.2862		8.2371	

주) * 은 10%, ** 은 5%, *** 은 1% 유의수준에서 유의적임

4.5 모형 III에 대한 검증결과

<표 6>는 [가설 3]을 검증하기 위한 회귀분석 결과를 제시한다. 투자심리를 추가하여 회귀분석한 경우, 이익예측오차의 회귀계수 β_1 값은 <표 4>, <표 5>과 유사하게 세 가지 누적초과수익률에서 모두 양(+)의 값을 나타내었고, $CAR(-3,2)$ 과 $CAR(0,2)$ 에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. <표 4>, <표 5>, <표 6>의 결과를 보면 이익예측오차의 계수값은 모두 일관되게 양(+)의 값을 나타내어 누적초과수익률과 양(+)의 비례관계가 있는 것을 알 수 있다.

<표 6>에서 투자심리의 계수값인 β_2 는 세 가지의 누적초과수익률에 유의적인 영향을 미치지 않았다. 투자심리는 이익예측오차와 상호작용할 경우에도 유의한 영향을 미치지 않았다.

<표 6> 회귀분석결과 (예측오차 및 투자심리)

이 표는 [모형 3]에 대한 추정결과를 보여주고 있다. 이 모형은 이익예측오차와 투자심리가 이익공시에 따른 누적초과수익률에 미치는 영향에 관한 [가설 3]을 검증한다.

$$\text{모형 3 : } CAR(\tau_1, \tau_2)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SUR_{i,t} + \beta_2 SENTI_t + \beta_3 IA(SUR_{i,t}, SENTI_t) + \beta_4 DR_i + e_{i,t}$$

분석대상기간은 2010년 1월부터 2013년 12월까지이며, 8개 상장 리츠의 분기별 이익공시에 따른 자료를 이용하여 분석하였으며, 분석에 이용된 총관찰치의 수는 65이다. t-통계량은 Newey and West (1987)의 이분산성을 조정한 표준오차에 기초하여 산출한 것이다.

구 분	$CAR(-3,2)_{i,t}$		$CAR(0,2)_{i,t}$		$CAR(-27,-20)_{i,t}$	
	계수	t value	계수	t value	계수	t value
상 수	-0.0048	-1.0410	-0.0027	-0.7471	0.0046	0.6369
$SUR_{i,t}$	0.0040	7.5863***	0.0035	4.6294***	0.0067	1.1121
$SENTI_t$	0.3675	1.4842	0.0851	0.5797	-0.1227	-0.2225
$IA(SUR_{i,t}, SENTI_t)$	-0.0433	-0.7480	-0.0739	-1.1979	-0.0098	-0.0992
DR_i	0.0390	4.4231***	0.0163	3.4061***	0.0425	1.8218*
R^2	0.0561		0.0211		0.0090	
F-통계량	1.9515		1.3444		1.1460	

주) * 은 10%, ** 은 5%, *** 은 1% 유의수준에서 유의적임

특이한 점은 투자심리가 이익예측오차와 상호작용할 경우에는 β_3 계수값이 유의하지는 않지만 음(-)의 값을 나타내고 있다는 점이다. 이러한 점은 투자심리가 이익예측오차와 상호작용시에는 누적초과수익률에 음(-)의 영향을 주는 것으로 해석된다. 투자심리는 세 가지의 누적초과수익률의 β_2 와 β_3 모두에서 유의한 값을 나타내지 않았다. [가설 3]은 지지되지 않는 결과를 나타낸다.

4.6 모형 IV에 대한 검증결과

<표 7>는 [가설 4]을 검증하기 위한 회귀분석 결과를 제시한다. 본 연구에서 관심을 보이는 변수인 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리를 모두 추가하여 분석한 결과, 시장정보 불확실성의 계수값 β_2 은 세 가지 누적초과수익률에서 모두 유의한 양(+)의 값을 나타내었다.

<표 7>에서 시장정보 불확실성의 누적초과수익률에 대한 영향은 기업정보 불확실성과 투자심리를 함께 추가하여 분석시 더욱 커지는 것을 알 수 있다. <표 4>와 비교하여 살펴 보면, <표 7>에서 시장정보 불확실성의 계수값이 더욱 높게 나타난 것을 알 수 있고 이익예측오차와 상호작용으로 인한 영향력도 이익정보공시 전후 시점인 CAR(-3, 2)에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다.

기업정보 불확실성의 계수값 β_3 역시 세 가지 누적초과수익률에서 모두 유의한 양(+)의 값을 나타내었다. <표 5>에서 마찬가지로 일관되게 일관적으로 양(+)의 유의한 계수값을 나타내는 것은 중요한 결과이다. 즉, 기업정보 불확실성이 높다면 D-3일부터 D+2일 후까지 CAR(-3,2), 기준일(D일)에서 D+2일까지의 CAR(0,2), D-27일부터 D-20일까지의 CAR(-27,-20)에서 높은 누적초과수익률을 예측할 수 있을 것이다. 시장정보 불확실성과 투자심리와 함께 세 가지의 이익예측오차와 상호작용시에는 CAR(-27,-20)에서 유의한 값을 나타내지 않고 있다.

<표 5>와 <표 7>의 결과를 종합하여 분석하면, 기업정보 불확실성은 시장정보 불확실성과 투자심리 중에서 누적초과수익률에 미치는 영향력이 가장 큰 독립변수이다. 이러한 강한 양(+)의 비례관계로 인하여 이익예측오차와 상호작용시 및 시장정보 불확실성과 투자심리를 함께 추가하여 분석할 경우에도 유의한 영향을 미치게 하는 것으로 나타났다.

투자심리는 <표 6>에서는 누적초과수익률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나, <표 7>에서는 D-3일부터 D+2일 후까지 CAR(-3,2)에서 유의한 양(+)의 값을 나타내었고, 이익예측오차와 상호작용할 경우에는 기준일(D일)에서 D+2일까지의 CAR(0,2)에서 유의한 음(-)의 값을 나타내었다. <표 6>과 <표 7>의 실증분석 결과를 함께 살펴보면, 투자심

리는 D-3일부터 D+2일 후까지인 CAR(-3,2)에서는 모두 양(+)의 값을 나타내어 세 가지 누적초과수익률에서 CAR(-3,2)에 일관적으로 양(+)의 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 투자심리는 단독변수로 작용할 경우에는 누적초과수익률에 유의한 영향을 미치지 않으나 시장정보 불확실성과 기업정보 불확실성과 함께 추가하여 분석할 경우 유의한 영향을 미치게 하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 투자심리가 시장정보 불확실성과 음(-)의 관계가 있고 시장정보 불확실성과 함께 추가하여 분석시 누적초과수익률에 음(-)의 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 따라서 [가설 4]는 지지되는 결과를 나타낸다.

<표 7> 회귀분석결과(예측오차 및 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리)

이 표는 [모형 4]에 대한 추정결과를 보여주고 있다. 이 모형은 이익예측오차와 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리가 이익공시에 따른 누적초과수익률에 미치는 영향에 관한 [가설 4]을 검증한다.

$$\begin{aligned} \text{모형 4 : } CAR(\tau_1, \tau_2)_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 SUR_{i,t} + \beta_2 VIX_t + \beta_3 IVOL_{i,t} + \beta_4 SENTI_t \\ & + \beta_5 IA(SUR_{i,t}, VIX_t) + \beta_6 IA(SUR_{i,t}, IVOL_{i,t}) \\ & + \beta_7 IA(SUR_{i,t}, SENTI_t) + DR_i + e_{i,t} \end{aligned}$$

분석대상기간은 2010년 1월부터 2013년 12월까지이며, 8개 상장 리츠의 분기별 이익공시에 따른 자료를 이용하여 분석하였으며, 분석에 이용된 총관찰치의 수는 65이다. t-통계량은 Newey and West (1987)의 이분산성을 조정한 표준오차에 기초하여 산출한 것이다.

구 분	CAR(-3,2)		CAR(0,2)		CAR(-27,-20)	
	계수	t value	계수	t value	계수	t value
상 수	-0.0947	-3.0603***	-0.0580	-2.9635***	-0.1855	-4.1585***
$SUR_{i,t}$	0.0031	3.5347***	0.0023	1.0394	0.0035	3.3692***
VIX_t	0.0043	2.5384**	0.0019	1.8081***	0.0085	3.9728***
$IVOL_{i,t}$	0.6030	3.7289***	1.0394	2.8344***	2.5204	3.4806***
$SENTI_t$	0.4568	2.0015*	-0.0680	-0.5201	0.2204	0.6490
$IA(SUR_{i,t}, VIX_t)$	-0.0013	-3.4724***	-0.0022	-3.0365***	0.0004	0.3186
$IA(SUR_{i,t}, IVOL_{i,t})$	0.5242	6.6719***	0.5850	5.1602***	0.3753	1.5909
$IA(SUR_{i,t}, SENTI_t)$	-0.0985	-1.5649	-0.2623	-2.4735**	0.0029	0.0197
DR_i	0.0333	4.7356***	0.0063	0.7514	-0.0103	-0.3396
R^2	0.1580		0.3376		0.3323	
F-통계량	2.5009		5.0768		4.9807	

주) * 은 10%, ** 은 5%, *** 은 1% 유의수준에서 유의적임

V. 결 론

본 연구는 리츠에 대한 이익예측오차가 누적초과수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 그리고 이익예측오차가 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리 등과 상호작용할 경우 리츠의 누적초과수익률에 미치는 영향을 분석하였다.

분석대상은 한국거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 상장형 리츠 8개이다. 분석기간은 2010년 1월부터 2013년 12월까지이다. 분석을 위하여 사용된 변수와 관련하여 리츠의 이익정보공시자료는 금융감독원 전자공시시스템(DART)에서 공시하는 자료를 이용하였다. 이익예측오차는 단순예측모형을 이용하여 리츠의 이익예측치를 산출하였다. 시장정보 불확실성의 대용변수는 한국거래소에서 발표하는 KOSPI 200 변동성지수를 이용하였으며, 기업정보 불확실성을 추정하기 위하여 3요인모형을 이용하여 고유변동성을 산출하였다. 투자심리는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 발표하는 소비자심리지수를 이용하여 산출하였다.

분석방법은 사건연구 방법을 이용하였으며, 종속변수인 누적초과수익률은 시장모형을 이용하여 산출하였다. 독립변수가 종속변수에 미치는 영향을 확인하기 위하여 분석모형은 회귀분석모형을 이용하였다. 본 연구에서 밝혀진 연구결과를 요약하면 아래와 같다.

첫째, 전체 표본의 누적초과수익률을 분석하였다. 먼저 전체 표본의 평균초과수익률과 누적초과수익률은 분석하였다. 분석한 결과, 리츠 이익정보공시에 따른 주가의 반응은 이익공시일 전후에 약간 상승하는 패턴을 보이기는 하지만, 이익공시 이전이나 이후에 특별한 주가표류현상이 존재한다고 보기는 어렵다고 할 수 있다. 하지만, 이익공시 이전의 D-27일에서 D-20일까지의 기간 동안에 상당한 수준의 주가반응이 존재하였다. 리츠의 이익정보공시에 따른 주가반응은 이익 자체의 크기보다는 투자자의 예상이익에 대비한 이익의 크기에 의해 주로 나타난다고 할 수 있다. 또한, 이익예측오차에 따른 주가반응을 리츠 유형별(자기관리 리츠, 위탁관리 리츠, 기업구조조정 리츠)로 구분하여 살펴본 결과, 주가반응은 주로 자기관리 리츠에서 나타난 현상으로 확인되었다.

둘째, 이익예측오차와 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리가 결합되어 상호작용변수로 작용할 경우 누적초과수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 확인하기 위하여 4가지 가설을 설정하였다. 분석한 결과, 이익예측오차, 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리 등이 누적초과수익률에 미치는 영향을 분석한 결과, 이익예측오차는 누적초과수익률에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시장정보 불확실성, 기업정보 불확실성, 투자심리 등도 누적초과수익률에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 각 변수의 누적초과수익률에 대한 영향력은 변수별로 상이하였는데, 시장정보 불확실성과 기업정보 불확실성 등은

일관성 있게 양의 영향을 미치는 것으로 나타났고, 투자심리는 상호작용의 유형에 따라 다르게 나타났다. 시장정보 불확실성은 리츠의 이익정보공시 이후보다 이전에 주가에 미치는 영향이 상대적으로 더욱 컸으며, 이익예측오차와 상호작용 시에는 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기업정보 불확실성은 리츠의 누적초과수익률에 가장 큰 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

투자심리는 예측오차와 상호작용시 누적초과수익률에 음의 영향을 주는 것으로 나타났다. 시장정보 불확실성 및 기업정보 불확실성과 함께 추가할 경우 상호작용의 효과가 증폭되어 누적초과수익률에 미치는 영향이 커진다고 할 수 있다.

본 연구에서 상장리츠 수의 많지 않고 리츠의 상장시기도 2006년 6월 상장된 코크랩제8호 위탁관리리츠와 2008년 5월 상장된 에프지엔개발전문자기관리리츠를 제외한 나머지는 2010년 이후 상장이 되어 연구기간의 한계를 가졌다. 그리고 리츠와 관련된 통계치와 자료가 많이 부족하였다. 전체 리츠시장의 동향을 파악할 수 있는 객관적이고 공신력 있는 자료가 없는 점도 아쉬운 점이다. 앞으로 리츠제도가 더욱 정착되고 발전한다면 리츠를 비롯한 부동산간접투자시장에 대한 연구가 많아질 것이고 이에 따라 리츠에 대한 학술, 연구자료가 축적될 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

- 김관영 · 박정호, 2007, “부동산투자회사의 수익-위험 특성에 관한 연구,” **부동산학연구**, 제13권 제2호, 5-20.
- 김민혁, 2013, “한국 주식시장에서 개인투자자의 투자성과 및 행태 그리고 주식 수익률과의 관계에 대한 연구,” 한국외국어대학교, 박사학위논문.
- 김웅곤 · 이정민, 2003, “부동산투자회사제도(REITs)와 가치평가 합리화에 관한 연구-상업용 부동산 투자지표를 중심으로,” **부동산학회보**, 제22권, 68-83.
- 배기수 · 박미희, 2011, “감액손실이 재무분석가의 이익예측오차와 정확성에 미치는 영향,” 「회계저널」, 제20권 제3호, 1-27.
- 변영태 · 박종해 · 김수경, 2011, “고유변동성과 기대수익률간의 관계에 관한 연구,” **산업경제연구**, 제24권 제2호, 613-627.
- 이상열, 2013, “잠재적보통주가 재무분석가 예측오차에 미치는 영향,” **국제회계연구**, 제48권, 311-332.
- 엄철준 · 이우백 · 박래수 · 장욱 · 박종원, 2014, “한국주식시장의 고유변동성 퍼즐에 대한 연구,”

- 한국증권학회지, 제43권 제4호, 753-784.
- 장영길 · 이현석, 2010, “국내 REITs의 수익률과 조건부 이분산 모형을 이용한 리스크 분석,” 부동산학 연구 제16집 1호, 한국부동산분석학회. 25-40.
- 장승욱 · 안승철, 2012, “투자심리가 위험-수익에 미치는 영향에 관한 연구,” 경영연구, 제27권 제3호, 63-85.
- 전규안 · 최종학 · 박종일 · 이병희, 2007, “기타포괄손익과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관련성에 관한 연구,” 회계학연구, 제32권, 141-171.
- 정성훈, 박순식, 2013, “투자심리 처분효과 검증을 통한 투자심리 연구,” 부동산학보, 제55권, 294-302.
- 정의철, 2010, “소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향 분석-주택매매가격을 중심으로,” 부동산학 연구, 제16권 제3호, 5-20.
- 정정현 · 김동희, 2008, “KOSPI 200 지수의 실현변동성 예측에서의 내재변동성 측정오차의 영향,” 금융공학연구, 제7권 제3호, 33-54.
- 정정현 · 김수경, 2009, “투자자 심리의 척도로서의 시장유동성이 주식수익률에 미치는 영향,” 금융공학연구, 제8권 제4호, 65-90.
- 조규수 · 이상호 · 김재준, 2013, “리츠의 투자위험 분산화 효과에 대한 실증연구,” 한국건설관리학회논문집, 제14권 1호, 23-31.
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing., and X. Zhang, 2006, “The Cross-Section of Volatility and Expected Returns,” *Journal of Finance*, 61(1), 259-299.
- Baker, M., and J. Wurgler, 2006, “Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns,” *Journal of Finance*, 61, 1645-1680.
- Campbell, J. Y., M. Lettau, B. G. Malkiel, and Y. Xu, 2001, “Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk,” *Journal of Finance*, 56, 1-43.
- Canina, L., and S. Figlewski, 1993, “The Informational Content of Implied Volatility,” *Review of Financial studies*, 6, 659-681.
- Day, T. E., and C. M. Lewis., 1992, “Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Option,” *Journal of Econometrics*, 52, 267-287.
- De Long, J., A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldmann, 1990, “Noise Trader Risk in Financial Markets,” *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738.
- Eddy, E., and B. Seifert, 1992, “An Estimation of Hypotheses Concerning Earnings Forecast Errors,” *Quarterly Journal of Business and Economics*, 31, 22-37.
- Fleming, J., 1998, “The Quality of Market Volatility Forecasts Implied By S&P 100 Index

- Option Prices,” *Journal of Empirical Finance*, 5, 317-345.
- Gymfi-Yeboah, F., D. Ling, and A. Naranjo, 2012, “Information, Uncertainty, and Behavioral Effects: Evidence from Abnormal Returns Around Real Estate Investment Trust Earnings Announcements,” *Journal of International Money and Finance*, 31, 1930-1952.
- Harvey, C. R., and R. E. Whaley, 1992, “Market Volatility Prediction and the Efficiency of the S&P 100 Index Option Market,” *Journal of Financial Economics*, 31, 1992, 43-73.
- Jorion, P., 1995, “Predicting Volatility in the Foreign Exchange Market,” *Journal of Finance*, 50, 507-528.
- Newey, W. K., and K. D. West, 1987, “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Yu, J., and Y. Yuan, 2011, “Investor Sentiment and the Mean-Variance Relation,” *Journal of Financial Economics*, 100, 367-381.
- Vander Weide, J. H. and W. T. Carleton, 1988, “Investor Growth Expectations,” *Journal of Portfolio Management*, 14, 78-95.
- White, H., 1980, “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, 48, 817-838.
- Xu, Y., and B. G. Malkiel, 2003, “Investgating the Behavior of Idiosynccratic Volatility,” *Journal of Business*, 73, 613-644.