



## I. 서론

미국발 서브프라임 모기지 부실사태 이후 지속되고 있는 실물경기침체가 국내 부동산시장에 직간접적인 영향을 미치면서 부동산 PF(Project Finance) 대출의 부실화, 미분양주택의 급증 등으로 재무건전성이 취약해진 중견건설업체들의 연쇄부도 또는 워크아웃 발생건수<sup>1)</sup>가 증가하고 있다. 이에 따라 리츠, 부동산펀드와 같은 부동산간접투자시장의 활성화를 통해 최근 PF 대출의 부진과 부동산 경기침체로 인해 위축된 부동산시장의 안정적 성장을 도모하고 건전한 투자를 유도하기 위한 다양한 노력들이 업계뿐 아니라 범정부적으로도 지속되고 있다.<sup>2)</sup> 부동산 투자패턴이 종전 자본차익(capital gain) 위주에서 수익성(income gain) 위주로 전환되면서 2001년 기업구조조정 지원목적으로 국내에 최초 도입된 리츠시장이 기업에는 부동산 투자나 구조조정 등을 위한 자본조달 수단으로, 투자자에게는 안정적인 수익원으로 부각되고 있기 때문이다.

미국의 경우에는 토지 소유자가 리츠에 현물출자 후 리츠와 파트너십을 통해 리츠를 운영하는 업리츠(Umbrella Partnership REIT: UPREITs) 제도<sup>3)</sup>의 도입이 리츠시장 활성화에 크게 기여하였다. 국내의 경우에도 최근 중국, 일본 등지로부터의 관광객 유입이 증가하면서 서울 시내의 숙박시설이 초과수요 상태

가 지속됨에 따라 호텔 또는 레지던스호텔에 대한 수요가 증가되고 있다. 이러한 분위기에 편승하여 국내 호텔 개발을 기존 시행사의 지분을 인수한 후 피인수 회사를 상장시키는 업리츠 형태로 진행하려는 노력이 시도되고 있어 향후 업리츠 또는 업리츠와 유사한 형태의 리츠 설립에 관한 관심은 더욱 확대될 것으로 예상되고 있다.<sup>4)</sup>

하지만 이미 1960년 리츠 도입 이후 50년이 경과함에 따라 리츠가격지수가 활발히 활용되고 있는 미국과 달리, 상대적으로 리츠 도입 역사가 짧은 국내의 경우에는 현재까지도 전반적인 시장 동향 파악을 위해 관련 업계에서 참고할 만한 공신력 있는 리츠가격지수가 존재하지 않는 것이 현실이다.

이에 따라 향후 부동산간접투자시장에서의 리츠의 실질적인 활용도를 제고하는 데 기여하기 위해 본 연구를 다음과 같이 수행하였다. 첫째, 국내 리츠시장 여건에서 보다 신뢰성을 갖춘 국내 리츠가격지수를 산출한 후 이를 토대로 한국과 미국 간의 리츠 수익률 분포에서 관찰될 것으로 예상되는 시변적 변동성(time-varying volatility), 비대칭성(asymmetry), 그리고 꼬리위험(fat-tails risk) 등과 같은 구조적 특성(stylized facts)들을 다양한 일반자기회귀조건부이분산(Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity: GARCH) 모형을 통해 추정한 후 비교·분석하였다. 국내 리츠시장 분석의 경우 통용

1) 금융위기 이후 시공능력 100대 건설사 중 연도별 워크아웃(또는 법정관리) 신청 건수는 1건(2008년), 4건(2009년), 10건(2010년), 25건(2011년)이며 2011년 말 기준 30개 사가 워크아웃(또는 법정관리) 상태에 있음.

2) 리츠의 대표적인 규제완화 사례로는 모자형 리츠도입과 현물출자 자율화가 있는데, 2011년 1월부터 도입된 모자형리츠는 국민연금 등이 50%를 초과하여 투자한 리츠(모리츠)가 다른 리츠(자리츠)에 50%를 초과하여 투자하는 경우 그 다른 리츠(자리츠)의 공모 의무를 면제하는 내용이고, 현물출자 자율화는 과거 리츠의 유동성 확보를 위해 영업인가 후 자기자본의 50% 이내로 제한하였던 것을 대형부동산의 리츠 편입을 용이하게 하기 위해 최저자본금 확보 이후 현물출자 비율을 자율화하는 내용임.

3) 업리츠의 경우 부동산 자산들을 리츠회사에 판매하고 그 대가로 받는 리츠의 지분을 현금화하기 전까지 부동산 매각에 따른 소득금액에 대한 과세를 유보할 수 있기 때문에 민간부동산 소유자들이 과세 부담 없이 리츠를 형성할 수 있음.

4) 국내 리츠가 가장 많이 투자하는 대상은 오피스로 2011년 말 기준 5조 4,878억 원(67%)이 투자되었으며, 상가 투자도 꾸준히 증가(2009년: 1조 5,958억 원 → 2010년: 1조 6,831억 원 → 2011년 1조 9,273억 원)하고 있음. 최근에는 호텔이나 도시형생활주택·복합쇼핑몰 등으로도 투자대상이 확대되는 추세임.

되는 리츠가격지수가 부재한 이유로 상장되어 있는 개별 리츠 회사들의 주가를 기초로 한 리츠지수를 직접 생성하여 분석하였다.

둘째, 미국과 한국의 리츠시장에서의 국제금융 위기 충격에 따른 민감도 차이를 파악하고자 금융위기 전후를 기준으로 리츠가격지수의 위험 프리미엄의 존재여부를 실증 분석하였다. 또한 미국 지분형(equity), 대출형(mortgage), 혼합형(hybrid) 리츠<sup>5)</sup> 간 변동성 지속효과가 어느 정도 상이한지를 동시에 분석하였다. 미국 리츠시장의 경우 분석기간을 총 3기간 - 제1기간(일별 리츠가격지수가 산정되기 시작된 시점인 1999년 1월부터 국제금융위기가 발생한 시점인 2007년 4월 이전까지), 제2기간(2007년 4월 이후부터 2010년 12월까지), 전체기간(1999년 1월부터 2010년 12월까지) - 으로 세분하였다. 국내 리츠시장의 경우 미국시장에 비해 분석 대상기간이 상대적으로 짧지만 분석기간을 총 3기간 - 제1기간(부동산 활황기: 국내 최초 리츠인 교보메리츠퍼스트가 상장한 2002년 1월 31일부터 국제금융위기가 발생한 시점인 2007년 4월 이전까지), 제2기간(부동산 시장 침체기: 2007년 4월 이후부터 2011년 10월까지), 전체기간(2002년 1월 31일부터 2011년 10월까지) - 으로 세분하였다.

셋째, 미국 및 국내 리츠시장 간 동조화 현상을 감안하고 분석기간별로 향후 국내 리츠업계에서의 리츠의 운용실적을 비교할 수 있는 리츠지수의 적절한 산정방식을 도출하고자 리츠지수산정방식이 상이한 시가총액방식(Market Cap Index: MCI)과 동일금액가중지수(Equally Weighted Index: EWI)로 각각 구

분하여 실증 분석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. I장에서는 연구주제와 관련한 배경 및 목적을 소개하고, II장에서는 국내의 선행연구를 검토하고 본 연구의 차별성을 기술하였다. III장에서는 미국과 한국의 리츠시장 현황을 분석하고, IV장 실증분석에서는 미국 및 국내 리츠지수 산정방식을 논의한 후 GARCH 모형 추정을 통해 연구의 시사점을 도출하였다. 마지막으로 V장에서는 본 연구 결과를 요약하고 결론을 제시하였다.

## II. 국내의 선행연구 검토 및 본 연구의 차별성

### 1. 국내의 선행연구 검토

일반적으로 리츠 관련 선행연구들은 미국의 경우 이미 공신력을 갖춘 리츠지수를 활용하여 수행된 연구들이 대부분이며, 리츠 종류별 성과와 위험 측정에 관한 연구도 많이 진행되고 있다(Devaney, 2001). 상술하면, 미국 리츠시장에 관한 초기 연구들은 대부분 주식, 채권, 리츠 간의 상관관계를 산출함으로써 리츠 편입에 따른 복합자산 포트폴리오의 분산 효과를 분석하는 연구(Lee, 2010)와 GARCH 모형을 이용하여 리츠의 변동성을 추정한 분석(Cotter and Stevenson, 2007), 변동성 전이효과(Stevenson, 2002), 금리 변동시 지분형, 대출형 리츠의 종류별 민감도 측정(Chen and Tzang, 2001) 등에 관한 연구가 주를 이루었다.

국내 리츠 관련 선행연구들의 경우에도 미국 연구경향과 유사하게 개별 리츠의 운용성과(김은주 외, 2009), 리츠 편입 시 포트폴리오 분산효과(최혜림 ·

5) 미국의 경우 1960년대 리츠 도입 초기에는 주수입원이 임대료인 지분형 리츠로 시작하였으나 부동산 개발사업이 호황이던 1970년대 중반까지 주수입원이 부동산 관련 대출의 이자 또는 유가증권의 배당금인 대출형 리츠가 주도했음. 이후 부동산 시장의 버블이 꺼지면서 1977년을 기점으로 지분형 리츠가 대출형 리츠를 주월하고 지분형 리츠와 대출형 리츠의 중간형태인 혼합형 리츠는 1991년을 기점으로 하락세를 보이다가 2009년에 미국의 리츠지수에서 제외되었음. 2011년 말 현재는 지분형 리츠가 전체 리츠의 약 82%를 차지하고 있음.

유정석, 2011), 개별 리츠의 변동성에 따른 수익위험 측정(김관영·박정호, 2007) 등에 관한 연구들이 주를 이루었으나 최근 들어서는 리츠지수를 활용한 연구들이 일부 수행되고 있으며(김동욱, 2007), 국제금융위기를 전후하여 리츠의 GARCH 효과를 실증 분석한 연구들도 수행되었다(장영길·이현석, 2010).

한미 리츠시장에 관한 비교연구의 경우에는 초기에는 국내 리츠와 미국 리츠 수익률 특성비교 분석이 주된 연구 대상이었다(박원석, 2003). 최근 들어서는 주로 국제금융위기를 전후한 국내 리츠 또는 부동산펀드와 미국 리츠주가 간의 동조화 현상(김범석, 2010)과 GARCH 모형을 이용한 변동성전이효과 분석(김범석, 2011)에 주로 초점을 맞추었다.

#### 1) 미국 리츠시장에 관한 선행연구

김석진·김중기·황종식(2009)은 1987년부터 2008년까지 미국 주택시장 버블과 리츠가격 버블 사이의 관계를 리츠가격 및 배당 사이의 관계를 이용하여 추정하였다. 분석결과 1% 유의수준에서 리츠가격의 버블이 증가할수록 주택시장의 버블이 증가한다는 연구 결과를 도출하였으며, 한정된 부동산을 투자자산으로 하고 채권수익률 이상의 수익을 기대하는 투자자에게 배당해야 하는 리츠의 경우에도 투기적 성향의 투자가능성이 있다고 주장하고 있다.

Stevenson(2002)은 미국 주식시장과 채권시장에서 변동성이 리츠의 변동성에 영향을 주는지를 규명하였다. GARCH, EGARCH 모형을 이용한 실증 분석결과에 의하면 채권시장과 리츠 간에는 변동성 전이효과가 거의 존재하지 않았다. 지분형 리츠의 경우 대출형 및 혼합형 리츠에 변동성 전이효과가 있었으며, 대출형 리츠는 채권시장보다 주식시장의 변동성에 더 큰 영향을 받았다. 또한 리츠시장은 가치주와 소형주의 변동성에 민감하게 반응하였다. 따라

서 S&P500과 같은 대형주와는 일관되지 않은 관계를 보였다. 또한 EGARCH 모형을 통해 대출형 리츠의 경우 채권시장보다는 주식시장에 보다 많은 영향을 받는다는 것을 확인했으며, 지분형 리츠가 대출형 리츠와 혼합형 리츠로부터 강하게 영향을 받아 변동성 전이효과가 있음을 주장하였다. Cotter and Stevenson(2007)은 미국 리츠의 하부부분 간의 수익 및 변동성의 관계를 검토하고자 종래의 월 단위가 아닌 일 단위를 기초로 GARCH 모형을 적용하였다.

Chen and Tzany(2001)은 리츠의 수익률이 장 단기금리에 얼마나 민감하게 반응하는지에 관해 실증 분석하였다. 지분형 및 대출형 리츠 수익률은 1973~1979년 사이에는 장기금리에 민감하게 반응하였지만 1980~1985년 사이에는 장단기 금리 양쪽 모두에 민감하게 반응하였으며, 특히 지분형 리츠는 기대인플레이션에 민감하지만 대출형 리츠의 경우 기대인플레이션과 이자율 변동에 모두 민감하게 반응하였다. Chong et al.(2009)은 일반적인 경우 리츠와 주식 간 상관관계는 증가하고 채권, 원자재, 리츠 간 상관관계는 감소하지만, 변동성이 심한 시기에는 리츠와 주식, 리츠와 채권 간 조건부 상관관계(conditional correlation)가 증가하여 채권도 분산투자로서의 효과가 반감될 수 있기 때문에 투자자들의 경우 미재무성증권 또는 원자재 등의 안전자산만이 복합자산 포트폴리오의 투자 위험을 헤지할 수 있을 것이라고 주장하였다.

Devaney(2001)의 경우 GARCH-M 모형을 사용하여 초과수익률과 조건부분산 간의 trade-off 현상을 분석한 결과 대출형 리츠에서만 통계적으로 유의한 결과를 얻었기 때문에 GARCH-M 모형의 경우 지분형 리츠가 포함된 포트폴리오보다는 대출형 리츠에 보다 적절한 모형이라는 점이 부각되었다. Zietz et al.(2003)은 다양한 카테고리별로 선행연구들을 구분하여 최근 연구경향이 리츠가 부동산인지

주식인지 여부 검증, 리츠 자산의 부의 효과(Wealth Effect), 변동성 추정을 통한 리츠의 수익과 위험 측정 등을 연구하는 것으로 진화하고 있음을 밝혔다. 또한 리츠 또는 기타 금융 상품에 영향을 주는 세제와 규정의 변화가 리츠의 포트폴리오 특성에 대한 보다 심도 있는 연구를 이끌어낼 수 있을 것이라고 언급하고 있다. Lee and Stevenson(2005)은 리츠 투자기간이 길어질수록 분산투자 수단으로서 리츠의 효용성이 증가함을 입증하였다. 특히 리츠의 경우 주식과 채권의 위험과 수익 특성을 모두 지니고 있기 때문에 전반적으로 효율적 변경선(efficient frontier)을 상향 이동시킴으로써 분산효과가 기대될 수 있음을 보였다.

## 2) 국내 리츠시장에 관한 선행연구

김동욱(2007)은 국내 리츠 일별종가를 지수화한 후 리츠지수 수익률을 바탕으로 한 GARCH 모형을 이용하여 부동산시장에서도 변동성 군집현상(volatility clustering)이 있음을 보였으며, 포트폴리오 투자전략 수립 시 GARCH 모형이 가장 적합한 수익률예측 모형임을 밝혔다.

장영길 · 이현석(2010)은 GARCH-M 모형을 사용하여 경제 상황이 안정적인 기간에는 다른 자산과의 상관관계가 낮아 투자자 입장에서 포트폴리오 효과를 기대할 수 있지만 금융위기와 같은 불안상황에서는 리츠의 개별리스크보다 자본시장 변동에 보다 민감하게 반응하고 충격도 오래 지속되기 때문에 리츠 투자 시 단기투자보다는 장기투자를 권유하였다.

조현민 · 김경민(2011)은 국내의 리츠 수익률과 자본시장, 부동산 시장 간의 상호영향관계를 파악하기 위해 패널분석을 통해 실증분석을 하였다. 분석 결과 리츠의 가격 영향요인에 있어서 가장 중요한 요소는 장기적인 리츠 자산의 가치이고 이는 만기가 존재하는 국내 리츠의 특성에서 기인한다고 보고 있다.

즉, 만기 도래 시 매각 차익을 향유하기 위해 장기보유가 증가하고 리츠의 거래량을 감소시켜 결국 리츠의 유동성을 감소시키는데, 이는 부동산의 유동화라는 리츠의 본래 도입취지와는 맞지 않아 향후 정책적인 변화를 요구하고 있다.

이치주 · 이강(2010)은 리츠와 주식시장, 건설 및 부동산 경기와 관련된 지표들을 시계열 분석하여 리츠와의 영향관계를 분석하였다. 분석결과 리츠는 주식시장과 부동산 시장 중 주택경기에 영향을 받지만 건설경기에서 받는 영향은 상대적으로 적음을 발견했다.

장병기 · 심성훈(2007)은 다요인모형을 이용하여 국내 리츠가 주식시장과 부동산시장 중 어느 요인으로 부터 주로 영향을 받는지 분석하였다. 국내 리츠의 경우 부동산으로서의 특징은 일부 존재하나 주식으로서의 성향이 매우 낮고 인플레이션 헤지 능력도 매우 낮은 편으로 분석되어 향후 리츠가 주식 및 채권을 포함하는 금융자산과의 복합자산 포트폴리오를 구성하는 데 있어 실물 부동산을 일부 대체할 수 있는 가능성을 보여주었다.

최혜림 · 유정석(2011)은 국제금융위기 전·후 기간을 중심으로 리츠 편입을 통한 복합자산 포트폴리오의 분산효과를 그랜저인과분석, 공적분검정 등을 통해 장·단기 분산효과를 분석하였다. 그 결과 국제금융위기 이후 국내금융자산과 부동산투자자산 간의 수익률 변화는 달라졌고 투자자 입장에서 투자 포트폴리오 성과를 극대화하기 위해 부동산 투자환경변화를 반영한 시기적절한 포트폴리오 리밸런싱이 필요함을 확인하였다.

## 3) 한미 리츠시장 비교분석에 관한 선행연구

박원석(2003)은 리츠의 성과와 수익률 특성 분석을 통해, 국내 자본시장에서 투자상품으로서 리츠의 현

향과 특성을 살펴보고, 향후 리츠시장의 전개방향과 정책적 개선방안을 검토하였다. 국내 리츠와 미국 리츠 수익특성에 대해 성과분석, 체계적 위험( $\beta$ 값) 분석,  $\beta$ 값의 비대칭성 분석, 상관계수분석을 활용하여 수익률 특성비교 분석을 수행하였다. 분석 결과에 의하면, 첫째, 국내 리츠는 매우 낮은  $\beta$ 값을 보이고 있어, 리츠는 안정적인 투자 상품임을 확인할 수 있었다. 다만, 미국의 경우보다도 더 낮은  $\beta$ 값을 보이는 것은 국내 리츠의 독특한 구조와 기관투자가 중심의 시장 조성에 기인한 것으로 보고 있다. 둘째, 리츠  $\beta$ 값의 비대칭성 분석에서는 통계적으로 유의한 수준의 비대칭성은 보이지 않았다. 셋째, 리츠와 여타 금융상품의 상관계수가 매우 낮은 것으로 분석되어 리츠는 포트폴리오 다변화 효과가 양호함을 확인할 수 있었다. 결과적으로, 현재의 리츠는 아직까지 자본시장에서 중요한 투자대안으로 자리 잡지는 못하고 있지만, 제도적 보완과 운영주체의 노력이 지속적으로 이루어진다면 성장 가능성은 있을 것으로 주장하고 있다.

김범석(2010)은 서브프라임 모기지 부실사태로 촉발된 2007년 국제금융위기를 전후하여 국내 리츠 및 부동산펀드와 미국 리츠주가 간의 동조화 현상에 대해 살펴보았다. 실증 분석결과에 의하면 국제금융위기 이후에는 장기균형관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 하지만 단기적으로는 미국 리츠지수와 주가지수가 국내 증권화된 부동산에 영향을 미친 것으로 나타났다. 금융위기 이후가 이전보다 더 크게 영향을 미친 것으로 나타나 국내 리츠, 부동산펀드와 미국 리츠는 단기적으로 분산투자효과를 기대하기 어렵다고 주장하였다.

김범석(2011)은 미국 서브프라임 모기지 부실 사태가 아시아-태평양지역(한국, 싱가포르, 일본, 홍콩, 호주) 공모리츠의 주가에 미친 영향을 국제금융위기 전후로 표본기간(2004.1~2010.12)을 구분하여 실증분석하였다. 분석결과 미국 서브프라임 모기지 부실 사태 이후 미국 리츠와 아시아-태평양 지역 리츠 간 공적분 관계가 상승한 것으로 나타났으며, GARCH 모형을 이용한 변동성전이효과 분석결과 미국 서브프라임 모기지 부실사태 이후 변동성전이효과가 더욱 높아진 것으로 나타났다. 또한 리츠 특성에 따라 동일 국가에 속한 공모리츠 간에도 공적분 관계, 변동성전이효과가 상이할 수 있었다.

## 2. 본 연구의 차별성

선행연구 검토를 통해 전술한 바와 같이, 미국의 경우는 주식, 채권 등 기타 투자자산 간의 상관관계, 금리변동에 대한 리츠의 종류별 민감도 등이 많이 연구되어 왔으며, 기존 국내 리츠연구는 주로 개별 리츠의 성과, 리츠 편입 시 포트폴리오 분산투자효과, 변동성 등에 관한 연구가 주류를 이루었다.

기존 국내 리츠연구에서는 1~8개 개별리츠의 주가를 사용하거나, 단순히 지수화하여 실증 분석하였다.<sup>6)</sup> 하지만 개별회사들의 주가는 리츠 시장 전체의 움직임을 대변하는 데 한계가 있기 때문에 본 연구에서는 상장폐지 등 특이한 사유가 발생하지 않는 한국 내에 상장된 모든 종목을 고려하여 지수를 산정해서 연구의 신뢰성을 제고하였다. 실증 분석기간도 리츠가 국내에 상장되기 시작한 2002년 1월 31일을 시작으로 하고 있어 표본 수에서도 지금까지 국내에서 수

6) 김동욱(2007)은 2002년 1월 30일 최초 기준지수를 100으로 하여 2005년 12월 31일까지의 국내 8개 리츠 일별종가를 종합주가지수 산정방식(산출시점의 시가총액을 분자로 하고 기준시점의 시가총액을 분모로 하여 지수화함)으로 지수화하였고 최근 리츠협회에서 시도하고 있는 리츠지수는 동일한 종합주가지수산정방식으로 2011년 1월 3일 KOSPI와 동일한 2,070을 기준지수로 하고 있음.

행된 연구 중 가장 많은 표본 수를 확보하였다. 미국 리츠의 경우는 약 50년의 긴 역사를 보유하고 있어 다양한 리츠지수를 분석할 수 있었으나, 국내 리츠지수의 경우 와이즈 에프앤(WISE FN)의 지수생성프로그램<sup>7)</sup>을 활용하여 산정한 지수라는 점도 기존 분석과의 차이점이다.

또한 기존 선행연구들의 경우 GARCH 모형을 활용한 변동성 군집효과(volatility clustering) 또는 변동성 전이효과(volatility spillover effect) 등의 분석이 일반적이었다. 하지만 본 연구에서는 미국과 국내 리츠지수 간의 직접적인 비교 분석을 통해 국제금융위기 상황을 전후하여 리츠 수익률과 위험을 비교한 후 시변적 변동성 수준에 따른 리츠수익률의 리스크 프리미엄 존재여부를 파악하기 위한 GARCH-M 모형뿐만 아니라 변동성의 지속성, 비대칭성, 꼬리위험(fat-tail risks) 등의 존재여부를 심층 분석하기 위해 IGARCH 효과, EGARCH, TGARCH 모형을 통한 분석을 함께 수행한 점도 기존 연구와의 차별성이라고 할 수 있다.

### III. 리츠시장의 현황

#### 1. 미국의 리츠시장

1960년부터 등장하였으나 1960년 후반까지는 투자 수단으로 큰 관심을 얻지 못하였던 미국 리츠시장은 1968년과 1970년 사이 신규 리츠의 수가 약 61개에

서 161개로 증가하였다. 이는 이 기간 고금리 현상이 지속되었고 은행, 보험회사 등의 경우 규정과 법령상의 제약으로 건설 및 부동산 개발 부문에 대한 여신활동에 직접 종사할 수 없게 되면서 관련 업계의 신규 자금조달원으로서 리츠가 부상했기 때문이다.<sup>8)</sup> 이러한 상황에서 특히 보유자산 중 75%를 모기지 형태로 보유하는 대출형 리츠가 가장 좋은 수익률을 보였으며, 지분형 리츠와 혼합형 리츠도 순차적으로 도입되었다.

1970년대에 접어들면서는 리츠산업 전 부문의 수익이 하락하는 가운데 지분형 리츠의 실적이 가장 좋았다. 리츠의 수익은 1974년 최저점을 기록하였으나 그 이후 크게 개선되어 1987년까지 193% 상승하게 되었다. 이는 상당부분 재정적인 곤란에 빠진 대출형 리츠<sup>9)</sup>가 저렴한 가격에 매물로 내놓은 부동산을 매수하여 생존한 지분형 리츠에 기인한 것이었고 다수의 대출형 리츠는 자신들의 모기지부동산을 처분하여 소유권을 가지는 지분형 리츠로 진화하였다. 1980년대에도 지분형 리츠의 성장은 계속되었으며 급격한 부동산가격 상승과 공급과잉으로 인하여 투자수익률은 하락하였지만 10년간 16%의 수익률을 달성하였다.

1990년 부동산가격 붕괴로 리츠산업은 다시 한번 급성장하였는데 상장 리츠의 수가 1990년 말 117개에서 1995년 말에는 223개로 급증하였다. 이 기간 지분형 리츠의 총수는 1990년 67개에서 1995년 179개로 증가한 반면, 대출형 리츠 및 혼합형 리

7) 와이즈 에프앤(WISE FN)의 지수생성프로그램인 Index는 사용자가 지정하는 종목들의 지수를 생성, 유지 관리하는 프로그램임. 지수 생성 로직은 KOSPI지수 생성 로직인 파쉐식과 동일금액 가중지수(Equally Weight Index: EWI) 등 다양한 지수 방식을 제공하고 있으며, 기존의 시장지수와 사용자가 생성한 지수 비교 및 성과 측정 기능을 보유하고 있음.

8) 1968~1970년 사이의 미국채 10년물의 평균금리는 6.55%였으며 30년 만기 모기지금리는 8.08% 수준이었음. 당시 대출형 리츠는 정부당국에 의해 엄격하게 통제되는 은행, 저축대부조합(S&L), 보험회사, 또는 부동산금융 관련기관에 비해 상대적으로 규제가 덜하였고 이에 따라 1970년대 초반 대출형 리츠가 급증하였음.

9) 1970년대로 접어들면서 콘도미니엄과 아파트 시장은 과잉 공급되는 동시에 이자와 건설비용 등은 동반상승하여 자금조달비용과 리츠 투자에 대한 수익 간에 역스프레드 현상이 발생함에 따라 일부 개발업자들의 경우 파산으로 이어지면서 모기지형 리츠는 무수익여신을 안게 되는 현상이 발생하게 되었음.

츠의 총수는 50개에서 44개로 감소하였다. 대출형 리츠의 심한 변동성과 업리츠의 등장이 주요 원인으로 지적되고 있다. 1993년 미국 리츠업계는 재도약을 맞이하게 되었으며 정리신탁회사(Resolution Trust Corporation: RTC) 등을 통한 저가 매수 부동산 가격이 회복되기 시작하면서 자본 소득이 발생하고 은행의 대출 금리가 급락하면서 리츠에 부동산 투자자금이 집중되기 시작하였다. 1993년과 1994년에는 리츠 회사의 주식공개(IPO)가 러시를 이루게 되고 1996년과 1997년에는 급팽창된 리츠에 주식투자자금이 유입되기 시작하였다.<sup>10)</sup> 이후 기존의 대출형 리츠와 혼합형 형태의 리츠회사는 퇴조하게 되고 이때부터 본격적인 지분형 리츠가 미국 리츠시장의 주류 형태로 자리매김했다.

또한 리츠회사는 부동산을 소유하고 개발하면서 부동산을 자기 관리 형태로 관리, 운용 및 수익 사업화하게 된다. 즉 임대주택 전문 리츠, 상가 전문 리츠(Retail), 오피스 빌딩 전문 리츠 등이 발생하게 되고 특화된 리츠가 속속 전문영역을 차지하게 된다. 이 여파로 업리츠와 다운리츠 및 결합 리츠(Paired Share REITs), 클립 리츠(Paper Clip REITs)형태<sup>11)</sup>의 리츠가 만들어지며 리츠의 대형화와 매수, 합병(M&A)이 시작되었다. 이후 국제금융위기가 발생한 2007년 초를 정점으로 하락

표 1 \_ 투자자산별 미국 리츠시장 현황

구분	리츠 수 (개)	총수익률 (%)	납입총액 (백만 달러)	포괄적시가총액 (백만 달러)
지분형 상장리츠	123	27.95	403,427	426,495
산업용/오피스	30	17.04	73,240	78,392
산업용	8	18.89	18,199	18,588
오피스	17	18.41	46,579	50,097
산업용복합시설	5	8.75	84,611	9,707
리테일	28	33.41	106,421	117,759
쇼핑센터	17	30.78	33,463	34,200
지역 몰	7	34.64	65,354	75,947
상점	4	37.37	7,604	7,613
주거	18	46.01	68,091	71,069
아파트	15	47.04	64,550	67,163
주거단지	3	27.02	3,541	3,905
분산형	13	23.75	31,182	33,906
숙박/리조트	14	42.77	23,589	24,040
헬스케어	12	19.20	52,524	52,791
개인임대장고	4	29.29	26,265	26,425
특수목적시설	4	4.31	22,114	22,114
모기지 리츠	23	22.60	41,946	41,985
주택대출채권	13	21.02	36,511	36,534
상업시설대출채권	10	41.99	5,434	5,451

주: 포괄적 시가총액은 보통주와 운영파트너지분(Operating partnership units)을 포함한 시가총액을 의미함.

자료: NAREIT(National Association of Real Estate Investment Trusts), 2011.11.

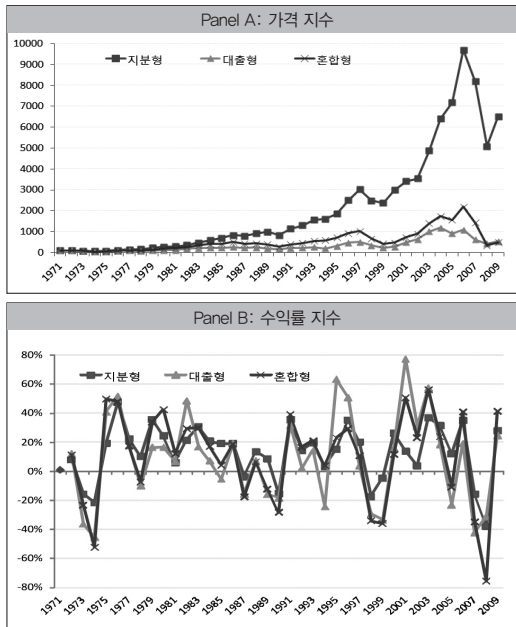
국면으로 접어든 수익률 곡선은 2009년을 바닥으로 다시 상승하는 수익률 곡선을 보였다. 현재 미국 리츠시장은 조정기로 판단되며 미국시장은 국제금융 위기 이후 부동산 가격과 투자수익이 하락하는 시기가 도래하고 있는데 이것은 전세계 부동산시장의 일반적인 경향이다.

2011년 10월 기준으로 미국 상장리츠의 시가총

10) 1994년에만 95개의 리츠회사가 기업공개(기업공개된 금액은 약 450억 달러에 이르게 됨. 이러한 활황에 힘입어 1994년에는 지분형 리츠는 175개, 모기지형 리츠는 29개, 하이브리드형은 22개, 총 226개에 이르는 역대 최대의 리츠가 활동하게 되었음.

11) 업리츠(UP REITs)는 재산을 직접 소유하지는 않으나 리츠의 부동산을 소유하고 있는 유한파트너십의 지배권을 가지고 있는 리츠이고, 다운리츠(Down REITs)는 각각의 부동산 또는 포트폴리오를 소유하고 있는 개별 유한파트너십 또는 LLC를 의미함. 결합 리츠(Paired Share REITs)는 리츠의 주식과 운영회사의 주식이 결합되어 동일한 주주에 의해 소유되며 하나의 단위로 거래되는 리츠를 의미하며, 클립 리츠(Paper Clip REITs)는 최초로 리츠의 주식을 판매할 때 운영회사의 주식을 한 주씩 끼워서 파는 것을 의미함.

그림 1\_ 미국 리츠 종류별 가격 및 수익률 지수



액은 4,470억 달러, 지분형 리츠의 시가총액은 4,030억 달러로 파악되고 있다. 이 중 160개 리츠가 FTSE NAREIT ALL REIT Index에 편입되어 있으며 142개 리츠가 뉴욕증시(NYSE)에 상장되어 시가총액은 4,370억 달러에 이르고 있다. 미국 리츠의 투자대상은 오피스가 주류를 이루고 있으며, 쇼핑센터, 아파트 등이 주 그 뒤를 잇고 있다(〈표 1〉 참조).

미국 리츠시장의 지분형, 대출형, 혼합형별 가격 및 수익률 지수는 〈그림 1〉과 같다. Panel A의 리츠 종류별 가격 지수를 보면 각 개별 리츠지수는 1971년 기준지수를 100으로 할 때 지분형 리츠의 경우는 2009년 말 기준 6524.25, 대출형 지수는 541.28, 혼합형 리츠는 495.95를 기록하고 있다. 이 중 지분형 리츠가 가장 큰 성장폭을 보인 이유는 투자자산의 성격이 안정적인 이자수익을 기초로 한 대출형

또는 혼합형 리츠와는 달리 미국 경제성장과 함께 부동산 투자대상이 지속적으로 증가했기 때문이다.

Panel B의 수익률 지수를 보면 지분형, 대출형, 혼합형 리츠가 대부분 비슷한 움직임을 보이고 있으나 지분형 리츠에 비해 대출형과 혼합형 리츠가 변동성이 큰 것으로 나타났다. 1973년부터 지속된 미국 부동산시장에서의 공급과잉과 시장금리 상승으로 인해 리츠 수익률은 큰 폭의 음(-)의 수익률을 기록하게 되었고, 이후 등락을 거듭하며 양호한 수익률을 보이다가 1980년 후반에 은행들의 파산과 부동산 매물들로 인해 부동산 가격과 리츠의 수익률이 하락세를 보였으며 이 중 가장 큰 하락세를 보인 것은 차입이 많았던 대출형 리츠와 혼합형 리츠였다. 또한 2007년 국제금융위기로 인해 2008년에는 지분형 리츠가 -37.4%, 대출형 리츠가 -31.3%, 혼합형 리츠의 경우 역사상 최저치인 -75%의 수익률을 기록하였다.

## 2. 한국의 리츠시장

국내 리츠는 IMF 외환위기 이후 침체된 부동산경기를 활성화하고 부동산시장의 투자관행을 선진화하기 위하여 2001년 「부동산투자회사법」을 새로 제정하고 2002년 1월 최초로 교보메리츠퍼스트 구조조정 리츠의 출시 이후 2002년 4개사 5,584억 원의 자산규모가 2008년부터 급격히 증가하여 2011년 말 71개사 누적 자산규모가 8.3조 원에 이르고 있다. 리츠 연도별 자산증가규모를 보면 2006년부터 급격히 증가하여 2002년부터 2010년까지 연평균 1조 291억 원씩 증가하였고, 배당수익률 면에서 상장리츠, CR리츠, 위탁리츠의 순으로 차이를 보이고 있다.<sup>12)</sup>

12) 2006년을 기점으로 보이는 배당수익률의 상승은 2006년 이후에 2001년부터 설립되었던 리츠의 청산에 따른 자본이득(Capital Gain)이 배당에 더해지면서 배당수익률이 급상승하는 모습을 보였음. 또한 상장리츠의 배당수익률이 CR리츠의 배당수익률보다 높은 것은 상장리츠의 수가 CR리츠의 수보다 적어 청산 시를 감안한 수익률 평균 시 수익률에 미치는 영향이 CR리츠보다 더 크기 때문임.

표 2\_ 국내 연도별 리츠 자산규모 및 배당수익률

구분	리츠 수 (개)	누적자산규모 (억 원)	배당수익률(%)			
			CR	위탁	상장	합계
2002	4	5,584	8.5		8.9	8.5
2003	8	11,460	6.6		7.1	6.6
2004	10	14,360	8.4		8.7	8.4
2005	12	17,439	12.2		11.9	12.2
2006	16	33,296	12.1	10.1	11.1	11.9
2007	19	49,819	4.9	7.4	70.3	40.4
2008	21	48,724	40.3	6.3	93.8	28
2009	35	69,891	3.8	6.8	71.7	26.1
2010	48	76,312	10.4	6.4	9.9	8.6
평균			20.6	7.4	32.6	16.8

자료: 한국리츠협회, 리츠저널 2011.12 재인용.

표 3\_ 국내 상장 리츠 현황

구분	회사명	자본금 (억 원)	상장일	상장폐지일
기업구조조정형	교보메리츠퍼스트	840	2002.1.30	2006.12.28
	코크렙1호	1,330	2002.5.30	2007.5.10
	코크렙2호	560	2002.11.11	2005.9.15
	리얼티코리아1호	660	2003.05.13	2008.4.18
	유레스메리츠1호	500	2003.08.29	2008.8.2
	코크렙제3호	680	2003.08.29	2008.8.8
	백쿼리센트럴	763	2004.1.08	2009.10.9
	코크렙제15호	620	2010.1.29	
위탁관리형	코크렙제7호	600	2005.11.11	2010.12.29
	코크렙제8호	460	2006.6.15	
	케이알제2호	250	2008.5.8	2012.4.17
	트러스와이제7호	484	2011.9.30	
자기관리형	다산리츠	191	2010.9.09	2011.6.24
	골든나래	268	2010.5.03	
	광희리츠	106	2011.7.14	
	이코리아	115	2011.3.10	

자료: 금융감독원(fss.dart.go.kr) 자료를 활용하여 제작성.

2002년 이후 초기 국내 리츠시장은 IMF 이후 기업들의 구조조정과정에서 나온 CR리츠가 주류를 이루었고, 2009년 리츠시장은 미분양리츠가 주도하였으며, 2010년에는 부동산 PF시장의 침체로 인해 부동산시장 참여자들이 금융수단을 다양화하면서 상근임직원을 두고 개발사업을 직접 수행하는 자기관

리형 리츠가 시장을 주도하고 있다. 2011년 2분기 기준으로 국내 리츠의 투자대상을 보면 총 48개 중 25개 사가 4.7조 원 자산규모로 오피스에 주로 투자하고 있었으며 리테일, 주택, 공장 등의 순으로 투자대상이 구분되었다. 평균수익률은 리테일이 12.54%로 가장 높은 수준을 보였고 공장, 호텔, 오피스의 순으로 수익률을 보였다.

국내 리츠시장의 경우 2011년 4월 현재 CR리츠 30개사, 위탁리츠가 13개사, 자기관리리츠가 6개사, 개발전문리츠가 13개사로 총 62개사가 존재한다. 이 중 이미 9개사는 청산 완료하였으며 2개사는 청산 진행 중이다. 2002년 1월 교보메리츠퍼스트가 최초로 상장된 이래 2011년 말 현재까지 16개사가 상장되었고 이 가운데 교보메리츠퍼스트 등 8개사는 존속기간 만료로, 다산리츠는 대표이사 횡령 등으로 9개사가 상장 폐지되었다. 현재 기업구조조정형 리츠인 코크렙제15호와 위탁관리형 리츠인 코크렙8호, 트러스와이제7호, 그리고 자기관리형 개발전문리츠인 골든나래리츠와 이코리아리츠, 광희리츠가 상장되어 거래 중이며 10개사가 청산 중이거나 상장 폐지되었고 6개사가 한국거래소에서 거래되고 있다.

## IV. 실증분석

### 1. 분석자료

현재 미국의 리츠지수는 FTSE NAREIT All REITs Index를 종합지수로 해서 총 24개의 리츠지수(www.ftse.com)가 발표되고 있다. 이 중 본 연구에서는 미국에 상장되어 있는 리츠를 형태별로 분류한 지분형

(equity), 모기지형(mortgage), 혼합형(hybrid) 총 3종류의 지수를 사용하여 실증 분석하였다.<sup>13)</sup>

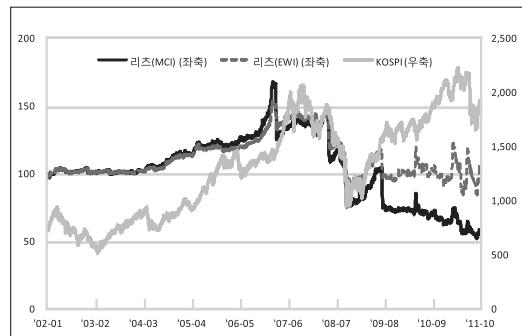
미국의 경우와는 달리 국내에는 아직 참고할 만한 리츠지수가 없는 상황이다. 기존 장영길·이현석(2010)의 경우 2004년부터 2009년 7월까지의 8개 상장 리츠 일별 주가를 단순평균한 지수를 사용하여 거래량 변동과 한정된 표본의 한계를 내포하고 있다. 따라서 이러한 한계를 극복하기 위해 본 연구에서는 국내 거래소에 상장되었던 16개사 중 청산을 거쳐 상장 폐지된 다산리츠와 상장한 지 1년이 경과하지 않은 트리스와이제7호를 제외한 14개사의 주가를 기준으로 하여 S&P 500 지수, 국내 종합주가지수인 KOSPI가 사용하는 시가총액방식(Market Cap Index: MCI)<sup>14)</sup>과 시가총액이 아닌 개별주가에 따라 지수를 산정하는 동일금액가중주가방식(Equally Weighted Index: EWI)<sup>15)</sup>의 2가지 방식으로 2002년 1월 기준 지수를 100으로 하여 WISE FN(www.wisefn.com)의 지수생성프로그램을 통해 국내 리츠지수를 직접 산정하여 분석하였다.<sup>16)</sup> MCI의 경우 가격가중의 문제점을 해결하며 상황을 정확하고 민감하게 반영함으로써 장기적 추세변화 파악에 용이할 뿐만 아니라, 국제간 상호비교가 가능하다는 장점이 있는 반면 시가총액이 큰 종목의 변동으로 인해 지수의 왜곡 가능성이 있다는 단점이 있다. EWI의 경우 계산이 간편하고 주

가변동 파악이 용이하기 때문에 일반투자자들에게 인기가 있는 반면 고주가종목의 변동으로 인해 지수의 왜곡 가능성이 있다는 단점이 있다.

〈그림 2〉는 KOSPI 및 MCI/EWI 방식에 의해 산출된 2개의 국내 리츠지수의 움직임은 보여주는데 국제금융위기까지는 유사한 지수의 흐름을 보이다가 국제금융위기를 기점으로 주식시장과는 다소 괴리되는 모습을 보이고 있다. 특히 시가총액까지 고려된 지수인 MCI의 경우는 변동성 측면에서 EWI보다 더욱 역동적인 모습을 보여주고 있다.

미국 리츠시장의 분석기간은 미국 2위의 서브프라임 모기지 대출회사인 뉴센추리파이낸셜이 파산 신청을 한 2007년 4월을 분기점으로 하여 ① 부동산 활황기(국제금융위기 이전): 1999년 1월부터 2007년 3월까지를 제1기간, ② 부동산 시장 침체기(국제

그림 2\_ 국내 리츠 지수와 KOSPI 지수



13) 1972년부터 미국 리츠지수는 Equity REITs, Mortgage REITs, Hybrid REITs(FNHR)로 구분되어 산정하였으나 Hybrid REITs Index 가 눈에 띄게 급감함에 따라 향후에도 그 수가 의미있게 늘어날 것 같지 않다는 이유로 2010년 6월 30일자로 FNHR 지수 발표는 중단되었고 FTSE NAREIT Mortgage REITs Index(FNMR)에 포함되었음(FTSE NAREIT U.S. Real Estate Index Series Consultation 2010. pp1-3). 따라서 FNHR 지수산정이 중단된 시점인 2010년 6월 이후 Hybrid REITs Index는 발표되지 않고 있으나 본 연구에서는 리츠의 형태별 분석을 위하여 2010년까지 분석에 Hybrid REITs Index를 포함하여 실증 분석하였음.

14) MCI: 지수 =  $\frac{\text{지수구성종목의 비교시점 시가총액}}{\text{지수구성종목의 기준시점 시가총액}} \times 100$

15) EWI: 기준시점 지수 = 100, 신기준지수 =  $\frac{\text{각 종목의 누적수익률의 합}}{\text{종목수}} \times \text{기준시점지수}$

16) 최근 한국리츠협회에서 2011년 1월부터 KOSPI지수와 동일한 방식으로 리츠지수 산정을 위한 시도가 있는 것은 고무적인 일임. 한국리츠협회에서의 리츠 지수산출방법은 2011년 1월 3일의 시가총액을 기준일로 산정하여 현재 상장 중인 리츠들을 대상으로 최초 기준 리츠지수를 KOSPI지수와 동일하게 2,070으로 적용하였으며 리츠상장 및 상장 폐지 시에 KOSPI지수와 동일한 방법으로 기준시점의 시가총액을 수정하여 조정하는 방법을 사용하고 있음.

금융위기 이후): 2007년 4월부터 2010년 12월까지를 제2기간, 그리고 ③ 1999년 1월부터 2010년 12월까지를 전체기간으로 세분하였다. 또한 미국 주식시장의 움직임을 반영하는 대응변수(proxy variable)로는 S&P 500 지수, 채권시장의 대응변수로는 미국 10년 재무증권을 선정하였다.

국내 리츠시장 분석의 경우 미국시장에 비해 분석 대상기간이 다소 짧지만 2007년 4월을 분기점으로 하여 대상기간은 ① 부동산 활황기(국제금융위기 이전): 리츠가 최초로 상장된 2002년 1월부터 2007년 3월까지를 제1기간, ② 부동산 시장 침체기(국제금융위기 이후): 2007년 4월부터 2011년 10월까지를 제2기간, ③ 2002년부터 1월부터 2011년 10월까지를 전체기간으로 구분하여 분석하였다. 국내 자본시장 대응변수로는 주식의 경우 KOSPI, 채권의 경우는 국고채 3년물로 선정하였다. 그리고 각각의 지수에 대한 수익률은 원지수값을 로그차분하여 산출하였다.

## 2. 연구모형 설정

본 연구에서 GARCH 모형(Bollerslev, 1986)을 적용한 이유는 장영길·이현석(2010)의 연구결과처럼 분석대상 시계열자료에서 비정규성과 이분산성이 확인되었기 때문이다. 이러한 경우 GARCH 모형을 통하여 변동요인과 충격기간을 분석할 수 있다. GARCH 모형은 과거 수익률의 오차항과 변동성의 자기상관성에 의해 미래의 변동성을 예측하는 기법으로 수익률의 분산이 예측 가능한 패턴을 따른다고 가정하므로 조건부 분산은 가장 최근의 변화와 과거 조건부 분산에 의해 결정된다. 즉, GARCH 모형은 이분산성과 분산의 자기회귀를 모형에 포함시키므

로 과거에 실현된 변동성을 잘 설명할 수 있다.

실제로 위험을 측정하는 경우에는 분포의 꼬리영역에 대한 정보뿐만 아니라 이러한 모형들로부터 얻을 수 있는 동태적 이분산성에 대한 정보도 이용하는 것이 보다 정확한 위험의 측정을 위해 중요하다. 일반적으로 금융시장의 경우 수익률 분포의 두꺼운 꼬리<sup>17)</sup> 측면에서 시장이 비정상적으로 움직이는 경우가 많아 극단치가 자주 나타나는데 이 또한 GARCH 모형 내에서 살펴볼 필요가 있다. 물론 GARCH 모형이 충격에 대한 변동성의 반응이 대칭적이고 분산방정식의 모수 값이 일정한 제약조건을 가지고 있다는 단점이 있으나 이를 보완하기 위해 GARCH-families(EGARCH, TGARCH 등)의 대안이 있다는 점에서 GARCH 모형만으로도 본 연구의 목적 달성은 충분하다고 판단된다(Elton et al. 2007).

또한 본 연구에서는 리츠 투자자의 리스크 프리미엄에 대한 분석을 위해 아래의 GARCH-M 모형을 사용하였다.

$$R_{jt} = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i R_{j,t-i} + b_k R_{k,t-1} + b_b R_{b,t-1} + \delta \log(h_{jt}) + \epsilon_{jt} \quad \text{<식 1>}$$

$$h_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{j,t-1}^2 + \beta_1 h_{j,t-1} \quad \text{<식 2>}$$

$$\epsilon_{j,t} \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad \text{<식 3>}$$

<식 1>은 평균방정식으로 채권리스크, 주식리스크, 리츠 리스크가 리츠의 수익률에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한다. 위 식을 통해 전기의 주식수익률, 채권수익률, 리츠수익률에 대한 당기( $t$ )의 리츠수익률  $j$ 의 민감도는  $b_k, b_b, b_1$ 에 의해 결정된다. 리스크 프리미엄의 변동성에 대한 반응은 매개변수  $\delta$ 에 의해 측정된다. <식 2>는 분산방정식으로 GARCH(1, 1)

17) 수익률 분포의 두꺼운 꼬리(fat-tail)란 정규분포의 곡선보다 양쪽 끝 부분의 분포가 더 두껍게 나타나는 형태를 의미함.

를 이용한다. 이는 전기오차항의 제곱  $\epsilon_{t-1}^2$ 이 현재의 분산에 영향을 미치고, 전기의 조건분산  $h_{t-1}$ 만이 현재의 분산 또는 변동성에 영향을 준다. 조건부 분산  $h_t$ 는 과거 오차항의  $\epsilon_{t-1}^2$ 과 분산의 과거치  $h_{t-1}$ 에 의해 결정된다. 일반적인 GARCH 모형에서는  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$ 은 ARCH 매개변수,  $\beta_1$ 는 GARCH 매개변수를 나타낸다. 모형의 견고성을 위해서는 변동성 매개변수  $\alpha_0, \alpha_1, \beta_1$ 가 양(+)의 값을 가져야 하며, 충격의 지속성을 나타내는  $\alpha_1, \beta_1$ 의 합이 1보다 작다는 조건을 충족하여야 한다.

GARCH 모형은 양의 충격(good news)과 음의 충격(bad news)에 대한 변동성의 반응은 충격오차항의 평균 0을 중심으로 대칭적이다. 만일 정보의 비대칭성이 존재한다면 동일한 규모의 수익률 변동이 발생한 경우에도 수익률을 하락시키는 정보와 상승시키는 정보가 동일한 영향을 미치지 않는 것이다. 따라서 Nelson(1991)은 GARCH모형의 대안으로 <식 4>인 EGARCH(Exponential GARCH) 모형을 제시하였다.

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^a \left( \alpha_i \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \gamma_i \frac{\epsilon_{t+1-i}}{\sigma_{t+1-i}} \right) + \sum_{j=1}^b \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) \quad <식 4>$$

여기서  $\gamma$ 는 레버리지효과(leverage effect)로 나쁜 정보가 좋은 정보보다 변동성에 더 큰 영향을 미침을 나타낸다. 즉,  $\gamma$ 가 통계적으로 유의한 음의 값을 가진다면 레버리지효과가 있음을 의미한다. 또한 레버리지 효과를 고려하기 위해 Glosten, Jagannathan and Runkle(1993)은 다음과 같은 <식 5>인 TGARCH(Threshold GARCH) 또는 GJR-GARCH 모형을 제시하였다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^a (\alpha_i \epsilon_{t-i} + \gamma_i \epsilon_{t-i} d_{t-i}) + \sum_{j=1}^b \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

여기서  $d_{t-1} = (1 \text{ if } \epsilon_{t-1} < 0, 0 \text{ if } \epsilon_{t-1} \geq 0)$

<식 5>

이 모형에서 좋은 정보는  $\epsilon_{t-i} < 0$ 이고, 나쁜 정보는  $\epsilon_{t-i} \geq 0$ 이다. 따라서 만약 레버리지 효과가 있다면  $\gamma$ 의 계수는 유의적인 양의 값을 갖게 된다.

아울러 자유도가 2 이상이면 꼬리 위험이 있으며 자유도가 무한대로 갈수록 정규분포를 보이는  $t$ -값 검정을 통해 꼬리 위험 정도를 함께 측정하였다.

### 3. 실증분석 결과

#### 1) 기초통계량

<표 4>는 미국 리츠와 주식, 채권시장의 비교를 위한 기초 통계량을 보여주고 있다. 우선 미국시장을 살펴 보면, 국제금융위기 이전 기간인 제1기간에는 리츠 시장의 표준편차가 가장 낮아 안전자산 성향을 보인 반면 왜도는 음(-)의 값을 보임에 따라 기대 이하의 수익률을 얻을 가능성이 타 자산대비 높은 현상을 보이고 있다. 그러나 여전히 높은 첨도값을 보임에 따라 비정상적인 상황에 대한 손실위험(fat-tail risk)에 더욱 노출되어 있다. 제2기간은 국제금융위기 이후 현재까지의 분석기간으로 리츠시장에서의 표준편차가 확대(0.859 → 3.354)되면서 금융위기 이전보다 비정상적인 손실위험의 가능성이 증가(6.179 → 8.209)하고 있다. 전체기간의 경우에는 리츠시장의 표준편차가 가장 높았으며, 왜도는 리츠와 주식이 음(-)의 값을 보였으나, 첨도는 모두 3보다 큰 값을 보이면서 fat-tail 현상을 보임에 따라 리츠가 타 자산대비 예상치 못한 비정상적인 상황에 대한 손실 위험이 가장 높은 편이었다.

표 4\_ 한미 리츠시장 간 기간별/종류별 기초통계량

Panel A: 제1기간(국제금융위기 이전)							
기초 통계량	미국			한국			
	리츠	주식	채권	MCI	EWI	주식	채권
평균	0.038	0.007	-0.027	0.018	0.021	0.049	-0.019
중간값	0.036	0.037	-0.025	0.021	0.010	0.140	-0.021
최대값	4.516	5.573	5.387	3.047	2.002	7.363	10.329
최소값	-5.334	-6.005	-4.663	-6.083	-3.211	-7.419	-7.872
표준편차	0.859	1.122	0.919	0.583	0.432	1.477	1.261
왜도	-0.371	0.084	0.291	-2.803	-0.974	-0.309	0.839
첨도	6.179	5.335	5.502	28.968	11.468	4.853	11.516
Jarque-Bera	919	473	569	37,493	4,011	203	4,002
p-값	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Panel B: 제2기간(국제금융위기 이후)							
기초 통계량	미국			한국			
	리츠	주식	채권	MCI	EWI	주식	채권
평균	-0.046	-0.011	-0.006	-0.068	-0.022	0.024	-0.026
중간값	0.000	0.084	-0.050	0.000	0.008	0.127	0.000
최대값	16.237	10.957	4.879	5.770	7.520	11.284	7.314
최소값	-20.543	-9.470	-4.120	-8.403	-7.310	-11.172	-7.475
표준편차	3.354	1.769	1.174	1.262	1.413	1.716	1.584
왜도	-0.045	-0.191	0.313	-1.322	0.249	-0.559	-0.138
첨도	8.209	9.514	4.259	10.861	8.373	9.121	6.455
Jarque-Bera	1,078	1,691	79	3,270	1,384	1,841	571
p-값	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Panel C: 전체 기간							
기초 통계량	미국			한국			
	리츠	주식	채권	MCI	EWI	주식	채권
평균	0.011	0.001	-0.020	-0.023	0.001	0.037	-0.022
중간값	0.019	0.048	-0.030	0.020	0.010	0.132	0.000
최대값	16.237	10.957	5.387	5.770	7.520	11.284	10.329
최소값	-20.543	-9.470	-4.663	-8.403	-7.310	-11.172	-7.872
표준편차	2.012	1.359	1.006	0.966	1.020	1.594	1.422
왜도	-0.155	-0.109	0.316	-1.807	0.218	-0.463	0.216
첨도	20.084	10.294	5.111	17.181	14.691	7.673	8.439
Jarque-Bera	36,776	6,707	611	21,557	13,779	2,284	2,996
p-값	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

국내시장을 국제금융위기 전후로 구분하였을 때 표준편차로 본 변동성 측면에서는 국제금융위기 이후인 제2기간에는 모든 지수가 증가하였는데 그중 리츠지수들의 증가폭이 가장 크고 주식시장의 변동

성의 증가폭이 가장 낮은 수준을 보이고 있다. 왜도와 첨도로 본 손실가능성은 리츠시장은 국제금융위기 이후 기대수익률 이상이 될 확률이 감소되면서 예상치 못한 비정상적인 손실가능성도 역시 감소하는

모습을 보이고 있다. 왜도로 본 주식시장은 기대수익률이 이상이 될 확률이 감소폭을 증가시키면서 예상치 못한 비정상적인 손실가능성이 증가하는 모습을 보이고 있다. 이에 반해 왜도로 본 채권시장은 기대수익률이 이상이 될 확률이 감소되면서 예상치 못한 비정상적인 손실가능성은 감소하는 모습을 보이고 있다. 즉, 국제금융위기 이후 리츠의 위치는 주식과 채권보다는 변동성이 적으면서 주식과 비슷한 비정상적인 손실에 노출되어가는 경향으로 해석된다.

전체 기간인 Panel C를 보면 주식이 가장 변동성이 크고 MCI가 가장 변동성이 작아 리츠의 안정성을 자연스럽게 보여주고 있다. 하지만 왜도와 첨도를 보면 기대수익률이 이상이 될 확률이 감소되면서 예상치 못한 비정상적인 손실에 가장 많이 노출되어 있는 지수는 MCI다.

〈표 5〉는 리츠 종류별 미국시장의 기초 통계량 분석자료인데 제1기간을 보면 전반적으로 지분형, 대출형, 혼합형의 변동성이 큰 차이를 보이고 있지는 않지만 왜도는 영(0)에 가까운 값을 보이면서 기대수익률 이상을 충족시키는 것으로 보인다. 하지만 첨도 면에서 지분형, 혼합형보다 대출형 리츠가 과도한 fat-tail 현상으로 비정상적인 손실위험이 가장 크다고 할 수 있겠다. 이를 국제금융위기 전후기간으로 비

교하여 분석하여보면 국제금융위기 이전인 제1기간은 대출형 리츠의 변동성이 다른 리츠보다 크며, 첨도 면에서도 타 리츠에 비해 160이라는 과도한 값을 보이며 손실 위험이 가장 크다고 할 수 있다. 하지만 국제금융위기 이후인 제2기간에는 표준편차로 본 지분형, 대출형, 혼합형 리츠는 점차 변동성이 증가하는 모습을 보이고 첨도로 보면 지분형, 혼합형만 다소 증가하는 모습을 보일 뿐 대출형 리츠는 큰 폭으로 감소하면서 예상치 못한 비정상적인 손실을 볼 가능성이 확연히 감소하는 모습을 보이고 있다. 이는 1970년대 이전까지 수익률이 좋았던 대출형 리츠는 국제금융위기 이전인 1990년대까지 이어진 부동산의 과잉공급과 이자율 상승 등으로 인해 개발업자들의 파산을 불러왔고 이는 대출형 리츠가 지분형 리츠로의 전환을 위해 무수익여신을 매각하게 되면서 예상치 못한 손실이 많았던 현상을 잘 반영하고 있다. 또한 국제금융위기 이후에는 타 리츠에 비해 상대적으로 여전히 높은 첨도를 보이지만 국제금융위기 이전의 이러한 학습효과로 인해 첨도값이 오히려 감소(160 → 13)하는 현상을 확인할 수 있다.

시계열 분석은 시간의 변화에 따라 일정한 값으로 수렴하려는 성질인 시계열의 안정성을 전제로 한다. 단위근(unit root)이 있는 불안정한 시계열 자료

표 5\_ 미국 리츠 종류별 기초통계량

기초 통계량	제1기간(국제금융위기 이전)			제2기간(국제금융위기 이후)			전체 기간		
	지분형	대출형	혼합형	지분형	대출형	혼합형	지분형	대출형	혼합형
평균	0.042	-0.003	0.022	-0.041	-0.089	-0.133	0.016	-0.030	-0.027
중간값	0.028	0.081	0.039	0.000	0.000	-0.092	0.016	0.052	0.007
최대값	4.609	38.590	4.431	16.876	21.970	16.378	16.876	38.590	16.378
최소값	-5.116	-38.693	-5.231	-21.532	-19.274	-23.215	-21.532	-38.693	-23.215
표준편차	0.861	2.032	0.996	3.482	2.868	3.846	2.081	2.328	2.312
왜도	-0.360	-0.091	-0.213	-0.058	0.054	-0.296	-0.171	-0.028	-0.553
첨도	6.061	160.781	5.015	8.249	13.045	7.682	20.509	73.330	18.737
Jarque-Bera	853	2,147,191	366	1,095	4,007	885	38,629	623,023	31,347
p-값	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

로 분석을 할 경우, 가성회귀(spurious regression) 현상이 발생하여 분석결과에 신뢰성이 떨어지게 된다. 따라서 본 연구에서는 일반적으로 가장 널리 사용되는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법을 이용하여 자료의 안정성을 검정하였고, 정확성을 제고하기 위해 상수항과 추세를 갖지 않는 경우, 상수항을 갖는 경우, 상수항과 추세를 갖는 경우를 모두 검정하였다. ADF검정을 통해 제시되는  $t$ -통계량의 절대값이 임계치(critical value)보다 크면 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 기각하게 된다. 시계열의 안정성 검정결과, <표 6> 대부분의 변수가 1% 이내 유의수

준에서 단위근이 존재하는 불안정적인 시계열인 것으로 분석되어 <표 7>과 같이 1차 차분 후 ADF 검정 결과 변수는 '단위근이 존재한다'라는 귀무가설을 기각하여 단위근이 존재하지 않는 것으로 검정되어 안정적인 시계열 자료를 확보하였다.

## 2) 분석결과

### (1) 미국 리츠시장 분석결과

미국시장의 경우 2007년 4월 미국 2위의 서브프라임 모기지대출회사인 뉴센추리 파이낸셜의 파산신청을 시작으로 국제금융위기가 시작되었음을 감안하여 국제금융위기 이전의 제1기간, 국제금융위기 이후의 제2기간, 전체기간으로 나누어 분석하였다. <표 8>은 미국의 리츠시장의 GARCH, EGARCH, TGARCH 모형을 분석하여 요약한 것이다.

전체기간에 대한 분석결과를 먼저 평균방정식으로 살펴보면, 리츠의 변동성이 리스크 프리미엄에 미치는 영향을 나타내는 매개계수  $\delta$ 는 지분형 리츠의 EGARCH에서 0.0345로 일부 리스크 프리미엄이 존재하고, 혼합형 리츠는 GARCH(EGARCH, TGARCH)-M에서 모두 음의 값을 보여 리스크 프리미엄이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 리츠 수익률에 리스크프리미엄이 반영되어 있지 않음을 의미한다.

리츠의 전기수익률에 대한 당기 리츠수익률의 민감도를 나타내는  $b_1$ 은 지분형 리츠의 GARCH(EGARCH, TGARCH) -M 모형에서 0.0384(0.0376, 0.0447) 리츠 당기수익률에 영향을 주는 것으로 나타났다. 주식의 전기수익률에 대한 당기 리츠수익률의 민감도를 나타내는  $b_k$ 는 대출형 리츠의 GARCH(EGARCH,

표 6\_ 한미 리츠 원지수의 ADF검정 결과

구분	lag	None	lag	Intercept	lag	Trend & Intercept	
미국	지분형	1	0.010	1	-1.502	1	-1.629
	혼합형	0	-0.926	0	-0.609	0	-0.759
	대출형	1	-1.038	1	-0.898	1	-1.178
	주식	2	-0.287	2	-1.916	2	-1.881
	채권	0	-1.343	0	-1.632	0	-2.564
한국	MCI	3	-0.734	3	-1.081	3	-1.829
	EWI	3	-0.262	3	-2.497	3	-2.488
	주식	0	0.753	0	-1.046	0	-2.389
	채권	0	-1.186	0	-2.265	0	-2.433

표 7\_ 한미 리츠 차분지수의 ADF검정 결과

구분	lag	None	lag	Intercept	lag	Trend & Intercept	
미국	지분형	7	-19.748	7	-19.754	7	-19.752
	혼합형	0	-60.229	0	-60.228	0	-60.222
	대출형	0	-67.276	0	-67.279	0	-67.273
	주식	1	-43.454	1	-43.447	1	-43.442
	채권	0	-52.279	0	-52.290	0	-52.283
한국	MCI	1	-25.764	1	-25.774	1	-25.817
	EWI	2	-23.958	2	-23.953	2	-23.955
	주식	0	-47.691	0	-47.708	0	-47.699
	채권	0	-51.407	0	-51.409	0	-51.399

주: 1) 모든 값은  $p$ -value < 0.01 수준에서 통계적으로 유의함.  
2) lag는 SC(Schwarz Criterion)가 최소인 값임.

TGARCH)-M에서 0.0348(0.0407, 0.0331) 리츠 당  
기수익률에 영향을 주는 것으로 나타났다. 채권의 전  
기수익률에 대한 당기 리츠수익률의 민감도를 나타  
내는  $b_b$ 는 통계적으로 유의하지 않았다.

이를 좀 더 상세히 국제금융위기 이전과 이후로  
구분하여 살펴보면 다음과 같다. 리스크프리미엄의  
변동성에 대한 반응을 나타내는  $\delta$ 가 국제금융위기  
이전에는 지분형 리츠에서만 통계적으로 유의한 값  
0.0775(0.0862, 0.0685)으로 변동성의 리스크 프리  
미엄이 나타나 위험이 높으면 수익이 높다는 재무이  
론과 일치했다. 리츠수익률에 리스크 프리미엄이 존  
재하였으나 국제금융위기 이후에는 지분형, 대출형,  
혼합형 모든 형태의 리츠에서  $\delta$ 가 통계적으로 유의  
하지 않아 리스크 프리미엄이 존재하지 않는 것으로  
나타났다. 이는 국제금융위기 이전에는 리츠가 고수  
익을 추구하기 위한 상품으로 리스크 프리미엄이 존  
재하였으나 국제금융위기 이후에는 미국 부동산 시

장의 깊은 침체 속에서 리츠가 좀 더 안전한 자산으로  
의 인식이 높아지면서 이전만큼 고수익을 추구하는  
상품으로 자리 잡을 수 없었던 것이 리스크 프리미엄  
이 존재하지 않는 이유라 할 수 있다.

리츠의 전기수익률에 대한 당기 리츠수익률의 민  
감도를 나타내는 매개계수  $b_1$ 은 지분형, 대출형, 혼합  
형 모두 국제금융위기 이전에는 통계적으로 유의한  
양의 값을 보였으나 국제금융위기 이후에는 음의 값  
을 보여 전기의 리츠 수익률이 당기 수익률에 음의 영  
향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 국제금융위기  
로 인해 리츠의 전반적인 수익률이 악화된 현상을 보  
여준다. 주식의 전기수익률에 대한 당기 리츠수익률  
의 민감도를 나타내는  $b_k$ 는 국제금융위기 이전에는  
대출형 리츠의 EGARCH 모형에서만 0.0320 영향을  
미치고 국제금융위기 이후에는 혼합형 리츠에서만  
0.1261(0.1325, 0.1194) 영향을 미친다.

분산방정식을 살펴보면  $\alpha_1$ 은 과거 오차항의 제곱

표 8\_ 미국 리츠 유형별 가격지수의 GARCH(EGARCH, TGARCH)-M 모형 추정 결과

Panel A: 제1기간(국제금융위기 이전)										
추정계수	미국									
	지분형			대출형			혼합형			
	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	
평균 방정식	$\delta$	0.0775 [0.0161]**	0.0862 [0.0041]***	0.0685 [0.0414]**	-0.0243 [0.7111]	-0.0050 [0.9433]	-0.0300 [0.6573]	-0.0787 [0.1900]	-0.0670 [0.2047]	-0.0878 [0.1406]
	$b_0$	0.0931 [0.0011]***	0.0858 [0.0018]***	0.0781 [0.0082]***	0.0875 [0.0045]***	0.0787 [0.0203]**	0.0847 [0.0068]***	0.0349 [0.1322]	0.0270 [0.2415]	0.0246 [0.3016]
	$b_1$	0.1130 [0.0000]***	0.1189 [0.0000]***	0.1241 [0.0000]***	0.0988 [0.0000]***	0.1020 [0.0000]***	0.1011 [0.0000]***	0.0543 [0.0202]**	0.0475 [0.0400]**	0.0512 [0.0289]**
	$b_k$	-0.0038 [0.7812]	-0.0051 [0.7062]	-0.0063 [0.6492]	0.0301 [0.1078]	0.0320 [0.0992]*	0.0284 [0.1287]	-0.0113 [0.5168]	-0.0141 [0.4146]	-0.0134 [0.4421]
	$b_b$	0.0150 [0.3590]	0.0077 [0.6316]	0.0133 [0.4166]	0.0078 [0.7308]	0.0106 [0.6449]	0.0068 [0.7640]	0.0001 [0.9961]	-0.0003 [0.9898]	-0.0005 [0.9794]
분산 방정식	$\alpha_0$	0.0294 [0.0001]***	-0.2359 [0.0000]***	0.0321 [0.0001]***	0.4962 [0.0000]***	-0.1051 [0.0000]***	0.5073 [0.0000]***	0.0961 [0.0003]***	-0.1831 [0.0000]***	0.0873 [0.0002]***
	$\alpha_1$	0.1442 [0.0000]***	0.2718 [0.0000]***	0.0980 [0.0000]***	0.3023 [0.0000]***	0.2725 [0.0000]***	0.2222 [0.0012]***	0.1250 [0.0000]***	0.2295 [0.0000]***	0.0768 [0.0010]***
	$\beta_1$	0.8220 [0.0000]***	0.9457 [0.0000]***	0.8223 [0.0000]***	0.4827 [0.0000]***	0.8285 [0.0000]***	0.4784 [0.0000]***	0.7810 [0.0000]***	0.9127 [0.0000]***	0.7980 [0.0000]***
	$\gamma_1$	-	-0.0369 [0.0366]**	0.0803 [0.0090]***	-	0.0073 [0.7945]	0.1324 [0.1111]	-	-0.0521 [0.0082]***	0.0755 [0.0161]**
$t$	8.8202 [0.0000]***	8.9116 [0.0000]***	9.0643 [0.0000]***	3.5680 [0.0000]***	3.6271 [0.0000]***	3.5950 [0.0000]***	6.7728 [0.0000]***	7.0305 [0.0000]***	6.9735 [0.0000]***	

주: \*은 p-value<0.1, \*\*은 p-value<0.05 수준, \*\*\*은 p-value<0.01 수준에서 통계적으로 유의함.

Panel B: 제2기간(국제금융위기 이후)										
추정계수		미국								
		지분형			대출형			혼합형		
		GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M
평균 방정식	$\delta$	0.0465 [0.5798]	0.0064 [0.9294]	0.0405 [0.6415]	-0.0003 [0.9963]	-0.0199 [0.7051]	0.0011 [0.9226]	-0.0235 [0.8543]	0.0002 [0.9984]	-0.0526 [0.6833]
	$b_0$	-0.0203 [0.8512]	-0.0428 [0.6493]	-0.0665 [0.5483]	0.0228 [0.6606]	0.0079 [0.8703]	-0.0148 [0.7764]	-0.0225 [0.9298]	-0.0925 [0.6483]	0.0176 [0.9450]
	$b_1$	-0.1265 [0.0003]***	-0.1278 [0.0002]***	-0.1210 [0.0005]***	-0.1257 [0.0002]***	-0.1159 [0.0004]***	-0.1239 [0.0003]***	-0.0663 [0.0438]**	-0.0744 [0.0201]**	-0.0671 [0.0407]**
	$b_k$	0.0519 [0.2472]	0.0625 [0.1569]	0.0337 [0.4594]	0.0270 [0.4605]	0.0346 [0.3569]	0.0344 [0.3596]	0.1261 [0.0531]*	0.1325 [0.0418]**	0.1194 [0.0718]*
	$b_b$	-0.0741 [0.1549]	-0.0790 [0.1042]	-0.0696 [0.1716]	0.0407 [0.2163]	0.0436 [0.1508]	0.0403 [0.2219]	-0.0378 [0.5911]	-0.0393 [0.5582]	-0.0386 [0.5768]
분산 방정식	$\alpha_0$	0.0483 [0.0595]*	-0.1024 [0.0000]***	0.0548 [0.0163]**	0.0537 [0.0300]**	-0.1518 [0.0000]***	0.0582 [0.0093]***	0.1548 [0.0443]**	-0.0850 [0.0009]***	0.1388 [0.0442]**
	$\alpha_1$	0.0904 [0.0000]***	0.1582 [0.0000]***	0.0254 [0.1933]	0.1604 [0.0000]***	0.2268 [0.0000]***	0.0601 [0.0360]**	0.0947 [0.0000]***	0.1707 [0.0000]***	0.0625 [0.0042]***
	$\beta_1$	0.9061 [0.0000]***	0.9890 [0.0000]***	0.9207 [0.0000]***	0.8467 [0.0000]***	0.9825 [0.0000]***	0.8559 [0.0000]***	0.8997 [0.0000]***	0.9822 [0.0000]***	0.9088 [0.0000]***
	$\gamma_1$	-	-0.0656 [0.0013]***	0.0950 [0.0012]***	-	-0.1200 [0.0000]***	0.1607 [0.0002]***	-	-0.0515 [0.0098]**	0.0468 [0.1142]
$t$	16.4161 [0.0370]**	18.0078 [0.0543]*	18.0193 [0.0605]*	5.5738 [0.0000]***	5.8609 [0.0000]***	6.0729 [0.0000]***	6.0922 [0.0000]***	6.1872 [0.0000]***	6.2254 [0.0000]***	

주: \*은 p-value<0.1, \*\*은 p-value<0.05 수준, \*\*\*은 p-value<0.01 수준에서 통계적으로 유의함.

Panel C: 전체 기간										
추정계수		미국								
		지분형			대출형			혼합형		
		GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M
평균 방정식	$\delta$	0.05368 [0.1497]	0.0345 [0.0608]*	0.0045 [0.5855]	-0.0132 [0.7169]	-0.0279 [0.4699]	-0.0240 [0.5160]	-0.0690 [0.0179]**	-0.0778 [0.0022]***	-0.0807 [0.0053]***
	$b_0$	-0.005448 [0.8660]	0.0455 [0.0263]**	0.0230 [0.1561]	0.0733 [0.0009]***	0.0861 [0.0013]***	0.0686 [0.0020]***	0.0490 [0.0105]**	0.0338 [0.0787]*	0.0384 [0.0494]**
	$b_1$	0.0384 [0.0461]**	0.0376 [0.0430]**	0.0447 [0.0195]**	0.0244 [0.2039]	0.0232 [0.1692]	0.0262 [0.1720]	0.0188 [0.3113]	0.0111 [0.5377]	0.0173 [0.3515]
	$b_k$	0.0071 [0.5820]	0.0073 [0.5561]	0.0055 [0.6727]	0.0348 [0.0364]**	0.0407 [0.0174]**	0.0331 [0.0472]**	-0.0039 [0.8177]	-0.0063 [0.6995]	-0.0055 [0.7463]
	$b_b$	0.0066 [0.6732]	0.0011 [0.9404]	0.0058 [0.7123]	0.0209 [0.2621]	0.0230 [0.2327]	0.0199 [0.2850]	-0.0003 [0.9892]	-0.0006 [0.9732]	-0.0002 [0.9898]
분산 방정식	$\alpha_0$	0.0120 [0.0003]***	-0.1763 [0.0000]***	0.0130 [0.0001]***	0.1590 [0.0000]***	-0.1174 [0.0000]***	0.1575 [0.0000]***	0.0223 [0.0002]***	-0.1519 [0.0000]***	0.0205 [0.0002]***
	$\alpha_1$	0.1233 [0.0000]***	0.2317 [0.0000]***	0.0831 [0.0000]***	0.2573 [0.0000]***	0.2222 [0.0000]***	0.1804 [0.0000]***	0.1135 [0.0000]***	0.2101 [0.0000]***	0.0808 [0.0000]***
	$\beta_1$	0.8765 [0.0000]***	0.9921 [0.0000]***	0.8798 [0.0000]***	0.7259 [0.0000]***	0.9546 [0.0000]***	0.7323 [0.0000]***	0.8851 [0.0000]***	0.9929 [0.0000]***	0.8916 [0.0000]***
	$\gamma_1$	-	-0.0302 [0.0099]***	0.0709 [0.0006]***	-	0.0111 [0.4816]***	0.1209 [0.0076]***	-	-0.0407 [0.0004]***	0.0520 [0.0053]***
$t$	9.3621 [0.0000]***	9.0612 [0.0000]***	9.5995 [0.0000]***	3.9591 [0.0000]***	3.7530 [0.0000]***	4.0311 [0.0000]***	6.0035 [0.0000]***	6.0218 [0.0000]***	6.1099 [0.0000]***	

주: \*은 p-value<0.1, \*\*은 p-value<0.05 수준, \*\*\*은 p-value<0.01 수준에서 통계적으로 유의함.

으로 불확실성 지표이고,  $\beta_1$ 는 과거 1시차 분산변동성으로 전기값의 지표다. 모든 기간에 걸쳐 지분형, 대출형, 혼합형 리츠 모두  $\alpha_1, \beta_1$ 의 합이 1보다 작다는  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 의 조건을 대부분 충족하고 있어 모형의 견고함을 확인하였고 통계적으로도 유의한 값을 보이고 있다. 또한  $\alpha_1, \beta_1$ 의 합은 변동성 지속에 대한 지표로 계수의 합이 클수록 지속성이 높다는 것을 의미하기 때문에 전체기간에 걸쳐 모두 비교적 높은 값들을 보이면서 GARCH 효과가 있음을 확인시켜주고 있다. 또한 예측할 수 없는 오차항  $\alpha_1$ 보다는 전기값  $\beta_1$ 이 더 커서  $\beta_1$ 에 의하여 더 영향을 받는 것으로 나타났는데 이러한 현상은 국제금융위기 이전보다 이후에 더 강해지는 것으로 확인되었다. 다만 EGARCH 모형에서 계수의 합이 1보다 큰 경우( $\alpha_1 + \beta_1 > 1$ )가 발견되었고 GARCH 모형에서 국제금융위기 이후 대출형 리츠에서 IGARCH 현상이 나타난 점은 특이하다고 할 수 있다.

또한 나쁜 정보가 좋은 정보보다 변동성에 더 큰 영향을 미침을 나타내는 레버리지효과(leverage effect)는 국제금융위기 이전 대출형 리츠의 EGARCH 모형에서  $\gamma$ 가 양의 값을 보인 것을 제외하고는 국제금융위기 전후에 모든 형태의 리츠에서  $\gamma$ 가 통계적으로 유의한 음의 값을 보였고, TGARCH 모형에서 모든 기간에 모든 형태의 리츠에서  $\gamma$ 가 유의적인 양의 값을 보이면서 국제금융위기 이후 분명한 레버리지 효과를 확인할 수 있었다.

미국시장의  $t$ -값은 전반적으로 국제금융위기 이전보다 이후가 더 증가하는 모습을 보이고 있고 혼합형의 경우는 오히려 감소하는 모습을 보이고 있다. 즉, 혼합형 리츠를 제외한 리츠의 경우에는 리만브라더스와 같은 국제금융위기 이후에 예상치 못한 이벤트로 인한 변동위험이 생길 확률이 더 커진 것(fat-tail effect)을 의미하는데 혼합형 리츠는 지분형 리츠와 대출형 리츠의 성격을 동시에 가지고 있으면서 자연스럽게 헤

지 기능을 하기 때문인 것으로 해석된다.

모든 종류의 리츠가 국제금융위기 이전보다 국제금융위기 이후에 GARCH 효과가 증가한 것을 확인할 수 있었고 가장 큰 변화를 보인 것은 국제금융위기 이전 대출형 리츠가 0.7850이었으나 국제금융위기 이후에 대출형 리츠가 1.0071로 분석되어 대출형 리츠에서 GARCH 효과가 국제금융위기 이후 가장 크게 증가한 것으로 보였다. 이는 대출형 리츠의 주 수입원이 모기지 관련 대출금리로 구성되어 있는 것에서 그 원인을 찾을 수 있다. 즉, 국제금융위기의 주 원인인 서브프라임 모기지 부실사태로 모기지의 연체율은 지속적으로 증가하여 결국 주택압류로 이어지게 되고 이는 모기지 이자의 수입이 중단되거나 대폭 감소되는 결과로 이어졌던 것이다.

미국 리츠시장에서의 실증분석결과를 종합하면 국제금융위기 이전 리츠의 수익률은 국제금융위기 이전에는 리츠 자체의 과거 값에 영향을 받았으나 국제금융위기 이후에는 리츠 자체의 과거값뿐만 아니라 다른 자산의 과거 수익률로부터도 일부 영향을 받게 되었다. 국제금융위기 이후의 리츠수익률은 리츠, 주식의 수익률 변동성, 즉 리스크와 전기값의 분산변동성에 의하여 결정되며 국제금융위기 이후 충격에 의한 지속기간도 길어졌음을 보여준다. 그러나 리스크 프리미엄의 변동성에 대한 반응은 국제금융위기 이전에는 지분형 리츠에서 리스크프리미엄이 존재하였으나 국제금융위기 이후에는 모두 유의하지 않아 리스크프리미엄은 존재하지 않았음을 보여준다.

한편 <표 9>는 미국의 리츠시장에 사용된 모형의 적합성 검증을 위한 로그우도, AIC, SC, HQ값으로 국제금융위기 이전인 제1기간에는 전반적으로 지분형에서는 TGARCH가, 대출형에서는 EGARCH가, 혼합형에서는 EGARCH 모형이 가장 적합한 모형으로 분석되었으나 국제금융위기 이후인 제2기간에는

표 9\_ 미국 리츠시장 추정결과에 대한 모형적합성 검증<sup>\*)</sup>

구분	미국									
	지분형			대출형			혼합형			
	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	
제 1 기간	로그우도	-2402.34	-2400.73	-2399.15	-2796.59	-3238.94	-3245.62	-2796.59	-2792.54	-2793.37
	AIC	2.3309	2.3303	2.3288	3.1473	3.1406	3.1470	2.7120	2.7091	2.7099
	SC	2.3554	2.3576	2.3560	3.1718	3.1678	3.1743	2.7365	2.7363	2.7371
	HQ	2.3399	2.3403	2.3388	3.1563	3.1506	3.1570	2.7210	2.7191	2.7199
제 2 기간	로그우도	-2201.52	-2199.81	-2196.55	-1973.73	-1965.53	-1967.12	-2457.42	-2456.70	-2456.17
	AIC	4.6440	4.6424	4.6356	4.1654	4.1503	4.1536	5.1816	5.1821	5.1810
	SC	4.6899	4.6935	4.6866	4.2113	4.2013	4.2046	5.2275	5.2332	5.2321
	HQ	4.6614	4.6619	4.6551	4.1829	4.1697	4.1731	5.1991	5.2016	5.2005
전 체 기간	로그우도	-4642.25	-4645.81	-4637.12	-5282.39	-5287.01	-5268.75	-5282.39	-5285.17	-5278.51
	AIC	3.0783	3.0813	3.0755	3.5019	3.5056	3.4936	3.5019	3.5044	3.5000
	SC	3.0962	3.1012	3.0954	3.5198	3.5255	3.5134	3.5198	3.5243	3.5199
	HQ	3.0847	3.0884	3.0827	3.5084	3.5128	3.5007	3.5084	3.5116	3.5072

주: 일반적으로 추정된 모형의 적합도를 판단하기 위해 로그우도(Log likelihood), AIC(Akaike info criterion), SC(Schwarz criterion), HQ(Hannan-Quinn criterion) 값을 산출하는데 로그우도 값은 큰 값을, AIC, SC, HQ 값은 작은 값을 가지는 모형이 적합하다고 할 수 있음.

전반적으로 TGARCH가 좀 더 적합한 모형으로 분석되었다.

즉, 비대칭성과 레버리지 효과가 국제금융위기 이전의 혼합형 > 지분형 > 대출형 순서에서 국제금융위기 이후에는 대출형 > 지분형 > 혼합형 순서로 변화되는 모습을 확인할 수 있다.

(2) 한국 리츠시장 분석 결과

<표 10>은 국내 리츠시장의 GARCH(EGARCH, TGARCH)-M 모형을 분석하여 요약한 것이다. 전체기간의 분석결과를 살펴보면, 리츠 수익률에 리스크 프리미엄이 반영되어 있는지를 나타내는 매개계수  $\delta$ 는 MCI의 GARCH 모형에서만 통계적으로 유의한 음(-)의 방향으로 변동성의 리스크 프리미엄이 나타나 위험이 높으면 수익이 높다는 재무이론과 상반되는 결과가 발견되었다. 또한 다른 부분에서는 통계적으로 유의하지 않아 리스크 프리미엄이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

리츠의 전기수익률의 매개계수  $b_1$ 은 MCI와 EWI에서 통계적으로 유의한 값을 보였으나 모두 음의 값으로서 리츠 당기수익률에 영향이 없는 것으로 나타났다. 주식의 전기수익률의 매개계수  $b_k$ 는 MCI와 EWI의 GARCH(EGARCH, TGARCH)-M 모형에서 0.0130(0.0139, 0.0136)로, 리츠 당기수익률에 영향을 주는 것으로 나타났다. 채권의 전기수익률에 대한 당기 리츠수익률의 민감도를 나타내는  $b_b$ 는 전기간에 걸쳐 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

이를 좀 더 상세히 국제금융위기 이전과 이후로 구분하여 살펴보면 다음과 같다. 리스크 프리미엄을 나타내는  $\delta$ 가 국제금융위기 이전에는 MCI와 EWI 모두 통계적으로 유의하지 않아 리츠수익률에 리스크 프리미엄이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 국제금융위기 이후에는 EWI에서 통계적으로 유의하였으나 모두 음의 값을 취하고 있어 역시 리스크 프리미엄이 존재하지 않는 것으로 확인되었다. 이를 좀 더 상세히 국제금융위기 이전과 이

후로 구분하여 살펴보면 리츠의 전기수익률의 매개계수  $b_1$ 은 국제금융위기 전후 모두 음의 값을 보여 리츠수익률에 영향이 없는 것으로 확인되었다. 주식의 전기수익률의 매개계수  $b_k$ 는 국제금융위기 이전에는 MCI와 EWI의 EGARCH(TGARCH)에서 각각 0.0099(0.0099), 0.0088(0.0087)로, 리츠 당기수익률에 영향을 주었으나 국제금융위기 이후에 MCI에는 GARCH(EGARCH, TGARCH)-M에서 0.0311(0.0349, 0.0310), EWI에서 0.0318(0.0299, 0.0298)로, 리츠 당기수익률에 영향을 주는 것으로 나타났다.

분산방정식을 살펴보면, 분석결과 모든 기간에서  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ 의 각 계수의 값이 0보다 크고 MCI와 EWI에

서  $\alpha_1 + \beta_1$ 의 추정값이 상당부분 1보다 큰 값으로 나타나 IGARCH 현상이 발견됐다. 이는 주식의 일간 수익률 자료와 같은 고빈도(high frequency) 자료들이 IGARCH 과정을 갖는 경우가 많은 일반적인 현상을 뒷받침해주고 있다.<sup>18)</sup> MCI의 GARCH, TGARCH에서 예측할 수 없는 오차항  $\alpha_1$ 이 전기값  $\beta_1$ 보다 더 커서  $\alpha_1$ 에 의하여 더 영향을 받는 것으로 나타났고 MCI의 EGARCH는  $\beta_1$ 에 의하여 더 영향을 받는 것으로 나타났다. 반면 EWI는 모두 전기값  $\beta_1$ 에 더 영향을 받는 것으로 나타났다.

이를 국제금융위기 이전과 이후로 구분하여보면, EGARCH와 TGARCH 모형의 경우에는 국제금융위기 이전이나 이후에  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$  간 영향의 과소정도가

표 10\_ 한국 리츠가격지수의 GARCH(EGARCH, TGARCH)-M 모형 추정 결과

추정계수		한국					
		MCI			EWI		
		GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M
평균 방정식	$\delta$	-0.0312 [0.1419]	-0.0206 [0.1999]	-0.0330 [0.1195]	-0.0205 [0.2942]	-0.0099 [0.5060]	-0.0191 [0.3290]
	$b_0$	-0.0222 [0.5525]	-0.0053 [0.8674]	-0.0229 [0.5533]	-0.0205 [0.6395]	0.0058 [0.8701]	-0.0135 [0.7616]
	$b_1$	-0.2329 [0.0000]***	-0.2240 [0.0000]***	-0.2264 [0.0000]***	-0.2591 [0.0000]***	-0.2452 [0.0000]***	-0.2546 [0.0000]***
	$b_k$	0.0093 [0.1054]	0.0099 [0.0729]*	0.0099 [0.0811]*	0.0084 [0.1094]	0.0088 [0.0832]*	0.0087 [0.0955]*
	$b_b$	0.0089 [0.2329]	0.0081 [0.2612]	0.0091 [0.2121]	0.0051 [0.4435]	0.0063 [0.3234]	0.0050 [0.4468]
분산 방정식	$\alpha_0$	0.0580 [0.0002]***	-0.5435 [0.0000]***	0.0557 [0.0000]***	0.0337 [0.0000]***	-0.6751 [0.0000]***	0.0344 [0.0000]***
	$\alpha_1$	0.4665 [0.0001]***	0.5119 [0.0000]***	0.6417 [0.0000]***	0.3822 [0.0000]***	0.5115 [0.0000]***	0.5242 [0.0000]***
	$\beta_1$	0.4994 [0.0000]***	0.8563 [0.0000]**	0.4962 [0.0000]***	0.4967 [0.0000]***	0.8386 [0.0000]***	0.4854 [0.0000]***
	$\gamma_1$	-	0.0961 [0.0128]**	-0.3888 [0.0075]***	-	0.0904 [0.0143]**	-0.2905 [0.0075]***
$t$	2.8635 [0.0000]***	3.0237 [0.0000]**	2.9500 [0.0000]***	3.7082 [0.0000]***	3.8443 [0.0000]***	3.8045 [0.0000]***	

주: \*은 p-value < 0.1, \*\*은 p-value < 0.05 수준, \*\*\*은 p-value < 0.01 수준에서 통계적으로 유의함.

18) 조담, 2006. 금융계량분석, pp341. 서울 : 청람.

Panel B: 제2기간(국제금융위기 이후)							
추정계수		한 국					
		MCI			EWI		
		GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M
평균 방정식	$\delta$	-0.0376 [0.2975]	-0.0257 [0.4139]	-0.0380 [0.2944]	-0.0633 [0.0435]**	-0.0718 [0.0092]***	-0.0641 [0.0402]**
	$b_0$	0.0075 [0.7290]	0.0045 [0.8300]	0.0068 [0.7584]	0.0346 [0.3394]	0.0314 [0.3743]	0.0260 [0.4640]
	$b_1$	-0.0188 [0.5538]	-0.0235 [0.4530]	-0.0188 [0.5550]	-0.0674 [0.0267]**	-0.0665 [0.0254]**	-0.0686 [0.0247]**
	$b_k$	0.0311 [0.0126]**	0.0349 [0.0050]***	0.0310 [0.0131]**	0.0318 [0.0127]**	0.0299 [0.0201]**	0.0298 [0.0195]**
	$b_b$	0.0063 [0.6278]	0.0109 [0.3945]	0.0062 [0.6337]	0.0097 [0.4789]	0.0095 [0.4869]	0.0104 [0.4475]
분산 방정식	$\alpha_0$	0.2625 [0.0007]***	-0.3991 [0.0000]***	0.2646 [0.0007]***	0.2481 [0.0592]*	-0.3067 [0.0000]***	0.2519 [0.0499]**
	$\alpha_1$	0.7743 [0.0010]***	0.7874 [0.0000]***	0.7579 [0.0031]***	0.9160 [0.0648]*	0.8333 [0.0001]***	0.7468 [0.0678]*
	$\beta_1$	0.4578 [0.0000]***	0.8118 [0.0000]***	0.4553 [0.0000]***	0.5986 [0.0000]***	0.8867 [0.0000]***	0.5801 [0.0000]***
	$\gamma_1$	-	-0.0201 [0.7207]	0.0367 [0.8617]	-	-0.1337 [0.0395]**	0.4232 [0.1868]
$t$	2.6870 [0.0000]***	2.7223 [0.0000]***	2.6875 [0.0000]***	2.3737 [0.0000]***	2.4195 [0.0000]***	2.3880 [0.0000]***	

주: \*은 p-value<0.1, \*\*은 p-value<0.05 수준, \*\*\*은 p-value<0.01 수준에서 통계적으로 유의함.

Panel C: 전체기간							
추정계수		한 국					
		MCI			EWI		
		GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M
평균 방정식	$\delta$	-0.0226 [0.0921]*	-0.0110 [0.3037]	-0.0212 [0.1100]	-0.0167 [0.1337]	-0.0067 [0.4242]	-0.0160 [0.1507]
	$b_0$	-0.0001 [0.9972]	0.0125 [0.4197]	0.0044 [0.8011]	-0.0021 [0.9080]	0.0116 [0.4693]	-0.0003 [0.9852]
	$b_1$	-0.1372 [0.0000]***	-0.1338 [0.0000]***	-0.1362 [0.0000]***	-0.1608 [0.0000]***	-0.1552 [0.0000]***	-0.1606 [0.0000]***
	$b_k$	0.0130 [0.0146]**	0.0139 [0.0072]***	0.0136 [0.0102]**	0.0113 [0.0186]**	0.0121 [0.0089]***	0.0114 [0.0171]**
	$b_b$	0.0092 [0.1493]	0.0096 [0.1347]	0.0094 [0.1386]	0.0077 [0.1934]	0.0085 [0.1421]	0.0077 [0.1946]
분산 방정식	$\alpha_0$	0.0763 [0.0000]***	-0.4301 [0.0000]***	0.0711 [0.0000]***	0.0288 [0.0000]***	-0.3262 [0.0000]***	0.0271 [0.0001]***
	$\alpha_1$	0.8084 [0.0000]***	0.6789 [0.0000]***	0.9291 [0.0000]***	0.5302 [0.0000]***	0.5142 [0.0000]***	0.5420 [0.0000]***
	$\beta_1$	0.5370 [0.0000]***	0.9019 [0.0000]***	0.5541 [0.0000]***	0.6769 [0.0000]***	0.9606 [0.0000]***	0.6876 [0.0000]***
	$\gamma_1$	-	0.0528 [0.1124]	-0.3037 [0.0421]**	-	0.0133 [0.5896]	-0.0664 [0.4519]
$t$	2.5866 [0.0000]***	2.6379 [0.0000]***	2.5921 [0.0000]***	2.7063 [0.0000]***	2.7653 [0.0000]***	2.7109 [0.0000]***	

주: \*은 p-value<0.1, \*\*은 p-value<0.05 수준, \*\*\*은 p-value<0.01 수준에서 통계적으로 유의함.

변함이 없었으나 GARCH 모형에서는 국제금융위기 이전에 MCI와 EWI는 모두  $\beta_1$ 의 영향이 더 큰 것으로 나타났으나 국제금융위기 이후에는  $\alpha_1$ 의 영향이 커진 것으로 나타났다.

국제금융위기 이전 MCI와 EWI의 GARCH 모형 추정결과에서 변동성 지속에 대한 지표인  $(\alpha_1 + \beta_1 < 1)$ 가 발견되었고 MCI(0.9659)가 EWI(0.8789)보다 큰 값을 보이면서 MCI의 경우 GARCH 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 반면 EGARCH와 TGARCH는 모두  $(\alpha_1 + \beta_1 > 1)$ 으로 나타났다. 하지만 국제금융위기 이후에는 MCI와 EWI에서 모두  $(\alpha_1 + \beta_1 > 1)$ 으로 나타나 국제금융위기 이후에 변동성의 효과가 더 오랜 기간 지속됨을 보여주고 있다. EWI의  $(\alpha_1 + \beta_1)$ 가 MCI의  $(\alpha_1 + \beta_1)$ 보다 더 큰 값을 보이면서 변동성의 효과가 EWI에서 더 오랜기간 지속됨을 보여주고 있다.  $\alpha_1 + \beta_1$ 의 추정값이 1보다 크다는 것은 변동성의 효과가 상당히 오랜기간 지속될 수 있음을 의미하며, 리츠 수익의 본질이 주로 임대료에서 나오기 때문에 발생하는 IGARCH 현상으로 비롯된 것이라 판단해볼 수 있다. 이는 리츠가 일별주가가 변동하는 주식의 성격과 임대료처럼 매월 지급되는 쿠폰을 가지고 있는 채권의 성격을 동시에 가지고 있는 것에 기인하는 것으로 추론해볼 수 있다. 즉, 주식시장에서의 리츠의 자본소득(Capital Return)은 주식의 심한 변동성으로 인하여 IGARCH 현상을 억제하는 역할을 하지만 임대료와 같은 배당소득(Income Return)은 장기간 지속성을 유지하면서 일정부분 IGARCH의 요인이 되는 것으로 보인다.

좀 더 세부적으로 보면 제2기간이 경기침체기이기는 하지만 국내에 상장되었던 리츠의 상당부분이 존속기간이 만료되는 시점이 집중되어 있는 기간(2008년 4~12월)으로 주가상승에 의한 자본소득뿐만 아니라 이익준비금 적립분과 감가상각비 적립금을 모두 배당받을 수 있고 투자부동산의 매각차익까

지 확보할 수 있는 점이 또 하나의 IGARCH의 요인으로 분석된다. 또한 제2기간에 리츠업계에서 자기관리형태의 최초 개발 리츠인 골든나래를 포함한 자기관리 리츠들이 상장을 하면서 투자자들의 관심과 기대를 지속적으로 모아 주식시장에서의 장기 성장성을 보여준 점도 IGARCH의 요인으로 분석된다. 전반적으로 MCI보다 EWI가 국제금융위기 이전보다 국제금융위기 이후의 기간에 IGARCH 현상이 더 나타나고 있는데 이는 국제금융위기 이후 좀 더 안정적인 임대수익을 추구하는 리츠의 변화가 반영된 것이라고 볼 수 있으며, 이러한 현상은 EWI에서 좀 더 두드러지게 나타나고 있다. 또한 레버리지 효과를 살펴본 결과 전체기간, 국제금융위기 이전에는 MCI와 EWI의 EGARCH 모형 추정결과에서  $\gamma$ 가 양의 값을, TGARCH에서  $\gamma$ 가 통계적으로 유의한 음의 값을 보여 레버리지효과를 확인할 수는 없었으나 국제금융위기 이후에는 MCI의 EGARCH 모형에서는 음의 값을, TGARCH 모형에서는 양의 값을 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 EWI의 TGARCH 모형에서는 양의 값을 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 하지만 EWI의 EGARCH 모형에서  $\gamma$ 가 통계적으로 유의한 음의 값을 보여 국제금융위기 이후 레버리지 효과를 확인할 수 있었다. 한국 리츠시장의  $t$ -값은 전반적으로 국제금융위기 이전보다 이후가 감소하는 모습을 보이고 있고 미국 리츠시장의 꼬리 위험과는 다른 모습을 보이고 있다.

한국 리츠시장에서의 실증분석결과를 종합하면 리스크 프리미엄의 변동성  $\delta$ 에 대한 반응은 국제금융위기 전에는 통계적으로 유의하지 않은 음의 값을 보였으나 국제금융위기 이후 EWI의 경우는 5~10% 이내 수준에서 유의값을 가지지만 음(-)의 프리미엄을 요구하는 것으로 나타나고 있다. 미국 리츠시장의 분석결과와 유사하게 국제금융위기 이전 리츠의 수익률은 MCI와 EWI 모두 주식의 과거 수익률로부터

영향을 받았으나 국제금융위기 이후에도 이 현상은 더욱 강해졌다. 전반적으로 MCI보다는 EWI에서, 국제금융위기 이전보다는 국제금융위기 이후의 기간에 IGARCH 현상이 더 나타나 국제금융위기 이후 충격에 의한 지속기간도 길어졌음을 보여주었으며, 레버리지 효과 역시 국제금융위기 이후에 통계적으로 유의한 수준에서 확인되었다. 그러나 국제금융위기 이후 한국 리츠시장의  $t$ -값이 감소하는 것으로는 두꺼운 꼬리위험을 설명하기에 아직 다소 한계가 있는 것으로 분석된다.

한편 <표 11>은 전체기간의 MCI와 EWI는 EGARCH가, 국제금융위기 이전인 제1기간의 MCI와 EWI는 TGARCH가, 국제금융위기 이후인 제2기간의 MCI는 EGARCH가, EWI는 TGARCH가 좀 더 적합한 모형으로 분석되지만 국제금융위기 이전인 제1기간에는 전반적으로 로그우도값이 GARCH-M 모형보다 증가하였고 AIC, SC, HQ값 역시 GARCH-M 모형보다 감소하여 비대칭성효과를 확인할 수 있었으나 국제금융위기 이후에는 나쁜 뉴스

(Bad News)보다 다른 요인들에 영향을 더 받으면서 비대칭성효과가 희석된 것으로 분석되었다.

### (3) 한미 리츠시장 비교 분석 결과

양국 시장의 공통점은 모두 국제금융위기 이후에는 전기값의 지표인  $\beta_1$ 의 영향 정도가 증가하는 모습을 보인다는 것이다. 또한 국제금융위기 이후에  $\alpha_1 + \beta_1$ 가 증가하여 GARCH 효과가 양국 모두 존재하였다. 미국시장에서는 대출형 리츠가, 한국에서는 MCI보다 EWI가 좀 더 GARCH 효과가 증가하고 있다.

양국 시장의 차이점은 미국시장은 국제금융위기 전후 모든 종류의 리츠가 전기리츠의 수익률이 당기 수익률에 통계적으로 유의수준 범위 내에서 영향을 미치는 것으로 분석되지만 한국시장은 국제금융위기 이후 MCI의 경우를 제외하고는 전기리츠의 수익률이 당기 수익률에 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 또한 전 기간에 걸쳐 미국시장에서는 과거 오차항의 제곱으로 예측할 수 없는 불확실성의 지표인  $\alpha_1$ 보다는 과거 1시차의 분산변동성으로 전기값인  $\beta_1$ 에 의해서 영향을

표 11 \_ 한국 리츠시장 추정결과에 대한 모형적합성 검증

구분		한국					
		MCI			EWI		
		GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M	GARCH-M	EGARCH-M	TGARCH-M
전체 기간	로그우도	-2185.91	-2174.93	-2183.35	-2138.62	-2137.05	-2138.36
	AIC	1.8162	1.8080	1.8149	1.7771	1.7766	1.7777
	SC	1.8378	1.8319	1.8389	1.7987	1.8006	1.8017
	HQ	1.8241	1.8167	1.8237	1.7849	1.7853	1.7864
제 1 기간	로그우도	-631.57	-625.67	-626.54	-445.77	-442.26	-441.33
	AIC	1.0040	0.9963	0.9977	0.7128	0.7089	0.7074
	SC	1.0404	1.0367	1.0381	0.7491	0.7492	0.7478
	HQ	1.0177	1.0115	1.0129	0.7265	0.7240	0.7226
제 2 기간	로그우도	-1502.66	-1500.43	-1502.64	-1642.79	-1642.42	-1641.26
	AIC	2.6520	2.6499	2.6538	2.8979	2.8990	2.8969
	SC	2.6918	2.6941	2.6980	2.9377	2.9432	2.9411
	HQ	2.6671	2.6666	2.6705	2.9129	2.9157	2.9136

더 받는 것으로 분석된다. 반면 한국시장은 국제금융 위기 이전에는 주로  $\beta_1$ 에 의해서, 국제금융위기 이후에는 주로  $\alpha_1$ 에 의해서 영향을 받는 것으로 분석된다. 이는 지수산정방식의 상이함과 아직 상장리츠의 수가 많지 않고 역사가 짧은 한국의 리츠시장이 불확실성에 보다 민감하다는 특성에서 비롯되는 것으로 분석된다.

미국시장은 국제금융위기 전후 전반적으로 레버리지 효과를 확인할 수 있었으나 한국시장은 국제금융위기 이후 EW1방식에서 일부 유의한 레버리지 효과를 확인할 수 있었다.

미국시장의  $t$ -값은 전반적으로 국제금융위기 이전보다 이후가 더 증가하는 모습을 보이고 있고 혼합형의 경우는 오히려 감소하는 모습을 보이고 있다. 즉, 혼합형 리츠를 제외한 리츠의 경우에는 리만브라더스와 같은 국제금융위기 이후에 예상치 못한 이벤트로 인한 변동위험이 생길 확률이 더 커진 것을 의미하는데 혼합형 리츠는 지분형 리츠와 대출형 리츠의 성격을 동시에 가지고 있으면서 자연스럽게 헤지 기능을 하기 때문인 것으로 해석된다. 미국시장의  $t$ -값은 3.5~18.0을 보이면서 두꺼운 꼬리(fat-tail)위험을 확인할 수 있었으나 한국시장 역시 두꺼운 꼬리(fat-tail) 위험이 있음에도  $t$ -값은 2.3~3.8로 낮은 값을 보였다.

국내시장의 경우는 금융위기 이전에는 MCI방식보다 EW1방식이 좀 더 높은  $t$ -값을, 국제금융위기 이후에는 EW1방식보다 MCI방식이 좀 더 높은  $t$ -값을 가지고 있다. 국제금융위기 이후에는 전반적으로 금융위기 이전보다  $t$ -값이 감소하는 모습을 보이고 있다. 또한 모형의 적합성 검정을 통해서 기간별, 유형별로 차별화된 결과가 도출되었으나 전반적으로 국내시장은 비대칭성 효과가 적은 반면 미국시장의 경우는 지분형 리츠와 대출형 리츠에서 비대칭성 효과가 강하게 발견되었다. 이는 아직 국내시장이 외부의 정보에 제대로 반응하는 미국시장에 비해 외부의 정보에 제대로 반응할 수 있는 시장의 기능을 제대로

수행해내지 못하고 있음을 보여준다고 할 수 있다.

## V. 결론

본 연구는 미국의 리츠지수와 개별적으로 직접 산출한 한국 리츠지수를 사용하여 리스크를 감안한 수익률을 분석하고 주식, 채권의 변동성에 따른 리츠 수익률의 영향을 분석하였다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 미국 시장의 경우 리츠가격지수를 지분형, 혼합형, 대출형 등 리츠 종류별로 세분하여 분석하였을 때는 국제금융위기 이전 지분형 리츠에서 통계적으로 유의한 리스크 프리미엄이 존재하는 것을 확인할 수 있었다. 한국시장의 경우 미국처럼 아직 세분할 만한 리츠시장이 존재하지 않아 직접비교가 어렵지만 통계적으로 유의한 값으로는 국제금융위기 이후 EW1 방식의 경우 음(-)의 값이 추정될 뿐 전반적으로 리스크 프리미엄이 존재한다고 보기는 어렵다.

둘째, 미국 시장의 경우 국제금융위기 이전 리츠의 수익률은 자체의 변동성에 주로 영향을 받았으며, 국제금융위기 이후에는 리츠의 과거 분산변동성보다는 주식 등의 자본시장의 변동에 의하여 주로 영향을 받음을 혼합형 리츠에서 확인할 수 있었다. 반면 한국시장의 경우 국제금융위기 전후 모두 리츠 자체의 변동성보다는 주식의 변동에 의하여 주로 영향을 받았다. 이러한 분석결과에 대한 시사점은 경제상황이 안정적인 기간에는 리츠의 경우 다른 자산과의 상관관계가 낮아 투자자 입장에서 포트폴리오 분산 효과를 기대할 수 있지만 국제금융위기와 같은 경제의 불안상황에서는 리츠의 개별리스크뿐만 아니라 자본시장의 변동에도 민감하게 반응하여 포트폴리오 분산효과가 반감됨을 보여주고 있다.

셋째, 국제금융위기 이전보다 국제금융위기 이후가, 미국시장보다는 한국시장이, MCI보다 EW1이 좀 더

충격에 오래 지속되는 IGARCH 현상이 더 나타나고 있는데, 이는 국제금융위기 이후 좀 더 안정적인 임대수익을 추구하는 리츠의 변화가 반영된 것이라고 볼 수 있으며, 이러한 현상은 EWI에서 좀 더 두드러지게 나타나고 있다. 이러한 결과는 리츠의 위험관리에 있어서 중요한 시사점을 준다. 리츠는 비교적 수익률이 높고 안정적인 편이지만 국제금융위기 이후 예기치 못한 변동성에 의하여 수익률이 군집적으로 변동하므로 단기투자보다는 장기투자가 바람직함을 보여주고 있다.

넷째, 상기한 미국 리츠와의 비교 분석결과를 감안할 때 국내 리츠지수는 MCI보다는 EWI가 좀 더 미국 리츠시장과 동조화하는 현상을 확인할 수 있어 향후 좀 더 신뢰성을 갖춘 리츠지수 산정에 참고가 될 수 있을 것으로 보인다.

다섯째, 미국시장의 경우 국제금융위기 이전과 이후 모두 레버리지 효과를 확인할 수 있었으며 국제금융위기 이전보다는 이후가 통계적으로도 유의한 값을 가지며 효과면에서도 더 큰 결과를 확인하였다. 한국시장의 경우 국제금융위기 이후 EWI에서만 일부 통계적으로 유의한 레버리지효과를 확인할 수 있었다.

마지막으로 실증 분석결과 리츠의 수익률 분포의 경우 기타 주식, 환율 등 금융수익률 자료들과 유사하게 정규분포보다는 두꺼운 꼬리분포(fat-tailed distribution)를 보인다는 것을 재확인할 수 있었다.

이와 같이, 본 연구는 미국 리츠시장을 종류별로 세분함과 동시에 국제금융위기 전후로 구분하여 GARCH효과가 변동할 수 있음을 보여주었다. 동시에 국내 상장되었던 리츠 중 14개사의 주가를 이용하여 국내 리츠시장의 지수를 직접 생성하였고 이를 기초로 미국 리츠시장 분석과 동일한 방법으로 GARCH효과를 실증 분석하였으며, 상당부분 미국 리츠와 국내 리츠의 유사한 면을 밝혀내었다. 이러한 결과에도 불구하고 본 연구의 한계는 첫째, 일반적으로  $t$  값이 2보다 크면 두꺼운 꼬리분포현상이 있는

것으로 해석되는 바 미국은 안정적으로 도출되고 있지만 한국시장은 이에 대한 분석이 다소 불안정적이라는 점이다. 또한 국내시장이 미국시장보다 비대칭성 효과가 적다는 부분도 양국의 상이한 제도와 지수산정의 방법에 따른 한계이기도 하다. 둘째, 미국의 리츠 지수에는 포함되는 배당수익률이 국내 리츠지수 산정 시에는 배제된 상태에서 추가변동만 MCI와 EWI에 반영되어 있다는 것이다. 셋째, 미국 리츠시장의 경우 풍부한 통계자료와 다양한 리츠지수를 확보하여 지수의 안정성을 확보하고 있는 반면 국내에는 아직 뚜렷한 리츠지수가 부재하다는 점이다. 본 연구를 위해 생성한 MCI와 EWI는 미국 리츠지수와 비교하면 아직 보완할 부분이 많이 있을 것이다.

현재 리츠시장을 포함한 우리나라의 전반적인 부동산 경기는 상당한 침체 국면을 경험하고 있다. 리츠 도입 초반에는 리츠가 IMF 이후 구조조정용 리츠(CR-REITs)로 성공적으로 출발하였으나 부동산 개발금융의 대안으로서는 그다지 성공적이지 못하였으며 상장된 개발 리츠 또한 내부통제 등의 문제에 휘말리면서 현재 개발금융 수단으로서의 리츠는 다소 정체되고 있는 모습을 보이고 있다.

미국에서 1980년대 부동산 경기침체 시 새로운 자금조달 대안으로 업리츠가 등장하여 리츠시장에 활력소로 작용하였듯이 우리나라 역시 이렇게 침체되어 있는 부동산 경기를 회복하는 데 새로운 리츠의 도입과 개발이 필요하며 나아가 부동산 보유기업의 구조조정을 지원하여 현재 기업들의 부족한 유동성을 지원할 수도 있을 것이며, 리츠가 대형 부동산개발 사업 시 자금조달 수단으로 활용 가능할 것이라고 예상된다. 또한 리츠 간 합병을 통한 대형화 수단으로 활용될 수도 있을 것이다.

결과적으로 본 연구결과가 국내 리츠가격지수의 개발 및 활용을 통해 향후 다양한 부동산 개발사업에 있어 다양한 자금조달수단을 창출하고 더 나아가 부

동산개발사업의 활성화에 많은 기여를 함으로써 향후 정부, 투자자, 자금운용자, 관련협회 등에 도움이 될 것으로 기대한다.

**참고문헌** •••••

김관영·박정호, 2007. “부동산투자회사의 수익-위험 특성에 관한 연구”. 부동산학연구 제13집 제2호, pp5-20.

김동욱, 2007. “부동산의 예측을 위한 리츠 Index 수익률 분석”. 한국경영과학회·대한산업공학회 춘계공동학술대회 논문집, pp945-951.

김범석, 2010. “2007~2008년 국제금융위기를 전후한 국내 리츠/부동산펀드와 미국 리츠의 주가동조화 현상”. 부동산연구 제20권 제1호, pp115-137.

\_\_\_\_\_, 2011. “The Co-Integration and Spillover Effects between the U.S. and Asia-Pacific Reits: Evidence from the U.S. Subprime Mortgage Crisis”. 부동산연구 제21권 제1호, pp251-275.

김석진·김중기·황종식, 2009. “부동산투자회사(리츠)가 주택시장에 미치는 영향: 미국시장을 중심으로”. 국토연구 제61권, pp 175-187.

김은주·고성수·강원, 2009. “부동산펀드의 성과와 규모효과에 관한 연구”. 국토연구 제62권, pp181-197.

박원석, 2003. “REIT의 수익률 특성 분석-한미 간 비교분석을 중심으로”. 지리학연구 제37권 제4호, pp455-471.

이지주·이강, 2010. “리츠와 건설경기, 부동산경기, 주식시장과의 관계분석”. 한국건설관리학회 논문집 제11권 제5호, pp41-52.

장병기·심성훈, 2007. “한국의 리츠 부동산인가? 주식인가?”. 주택연구 제15권 제2호, pp31-52.

장영길·이현석, 2010. “국내 리츠의 수익률과 조건부 이분산 모형을 이용한 리스크 분석”. 부동산학연구 제16권 제1호, pp25-40.

조담, 2006. 금융계량분석. 서울 : 청람.

조현민·김경민, 2011. “한국부동산시장 및 자본시장과 부동산 투자회사(리츠) 간의 연관성 분석”. 국토연구 제71권, pp69-86.

최혜림·유정석, 2011. “리츠편입을 통한 복합자산 포트폴리오의 분산효과 분석: 국제금융위기 전후 기간을 중심으로”. 국토연구 제71권, pp115-132.

Chong, James., Miffre, Jolle., Stevenson, Simon., 2009. “Conditional

Correlations and Real Estate Investment Trusts”. *Journal of Real Estate Portfolio Management* vol.15, no.2, pp173-184.

Cotter, John., Stevenson, Simon. 2007. “Uncovering Volatility Dynamics in Daily REIT Returns”. *Journal of Real Estate Portfolio Management* vol.13, no.2, pp119-128.

Chen, K.C., Tzang, Daniel D. 2001. “Interest-Rate Sensitivity of Real Estate Investment Trusts”. *Journal of Real Estate Research* vol.3, no.3, pp13-22.

Daal, Elton., Naka, Atsuyuki., Yu, Jung-Suk. 2007. “Volatility Clustering, Leverage Effects, and Jump Dynamics in the US and Emerging Asian Equity Markets”. *Journal of Banking & Finance* vol.31, no.9, pp2751-2769.

Devaney, M. 2001. “Time Varying Risk Premia for Real Estate Investment Trusts: A GARCH-M Model”. *The Quarterly Review of Economics and Finance* vol.41, pp335-346.

Glosten, L., R. Jagannathan. and D. Runkle. 1993. “On the Relation Between Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks”. *The Journal of Finance* vol.48, pp1779-1801.

Nelson, D. 1991. “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach”. *Econometrica* vol.59, pp347-370.

Lee, Stephen L., 2010. “The Changing Benefit of REITs to the Mixed-Asset Portfolio”. *Journal of Real Estate Portfolio Management* vol.16, no.3, pp201-215.

Lee, Stephen L. and Stevenson, Simon. 2005. “The Case for REITs in the Mixed-Asset Portfolio in the Short and Long Run”. *Journal of Real Estate Portfolio Management* vol.11, no.1, pp55-80.

Stevenson, Simon. 2002. “An Examination of Volatility Spillovers in REIT Returns”. *Journal of Real Estate Portfolio Management* vol.8, no.3, pp229-238.

Zietz, Emily N. Sirmans, Stacy G. Friday, Swint H. 2003. “The Environment and Performance of Real Estate Investment Trusts”. *Journal of Real Estate Portfolio Management* vol.9, no.2, pp127-165.

리츠주가 및 주가지수, 한국거래소(<http://www.krx.co.kr>).

- 논문 접수일: 2012. 6. 11
- 심사 시작일: 2012. 7. 3
- 심사 완료일: 2012. 7. 23

## A Comparative Analysis on the Stylized Facts of REITs Price Indices in the U.S. and Korea

**Keywords:** Risk Premium, GARCH Effect, Leverage Effect, Fat-Tailed Distribution

In this paper, we derive REITs price indices reliable in Korean REITs markets and examine stylized facts amongst GARCH-type models to find out risk premiums and volatility persistence in the U.S. and Korea. The main research findings of this paper are as follows. First, there was risk premium in the U.S. equity REITs before the financial crises but not in Korean REITs. Second, the GARCH effect lasted longer after the financial crisis in the U.S. and Korea. Third, leverage effect was seen after the financial crisis in some EWI models in the Korean REITs while it was regularly seen in the U.S. REITs. Finally, in calculating REITs price indices, the EWI model led to a result more similar to the U.S. market than the MCI model and the distributions of return on REITs in the U.S. and Korea were fat-tailed compared to a normal distribution.

### 한미 리츠가격지수의 수익률 및 변동성 특성비교 분석

**주제어:** 리스크 프리미엄, GARCH 효과, 레버리지 효과, 두꺼운 꼬리분포

본 연구에서는 국내 리츠시장 여건에서 보다 신뢰성을 갖춘 국내 리츠가격지수를 시가총액방식(MCI)과 동일금액 가중지수방식(EWI)으로 직접 산출한 후 이를 토대로 한국과 미국 간의 리츠 수익률 분포에서 관찰될 것으로 예상되는 구조적 특성(stylized facts)들을 다양한 GARCH 모형을 통해 추정한 후 비교 분석하였다. 분석결과 첫째, 미국은 통계적으로 유의미한 리스크 프리미엄이 존재하지만 국내의 경우 전반적으로 리스크 프리미엄이 존재한다고 보기가 어려웠다. 둘째, 한미 리츠 모두 충격이 지속되는 IGARCH 효과가 국제금융위기 이전보다 이후에 보다 더 심화되었다. 셋째, 한국시장의 경우 금융위기 이후 EWI에서 일부 레버리지효과를 보인 반면 미국 시장에서는 전반적으로 고른 레버리지 효과가 확인되었다. 넷째, 국내 리츠가격지수산정의 경우 MCI 방식보다는 EWI 방식이 좀 더 미국 리츠시장과 동조화 현상을 보였으며, 한미 리츠가격지수의 수익률 분포는 정규분포보다는 두꺼운 꼬리분포(fat-tailed distribution)를 보인다는 것을 재확인할 수 있었다.