부동산수익률과 비대칭위험측정치의 관계에 관한 연구*

임재만
대구대학교 부동산학과 조교수
likim@daegu.ac.kr

A Study on the Relationship between Real Estate Return and Asymmetric Risk Measures

Jae Man Lim
Associate Professor, Daegu University

Abstract: This study incorporated the investors' preference to the asymmetric risk of real estate investment. The conventional risk measures, such as variance or CAPM beta, are based on the assumptions that investors recognize upward risk and downward risk are same. But practically, investors felt the downward risk is more risk than the upward risk. So, this study is what measures on asymmetric risks, and whether those asymmetric measures explain the real estate returns or not. Empirical results indicated the real estate returns are explained not only by the symmetric risk measures, but also by the asymmetric risk measures.

중요어: 비대칭 위험측정치, 부동산수익률, 포트폴리오 관리
Asymmetric risk measure, Real estate return, Portfolio management

* 본 연구는 2005년 한국부동산분석학회 춘계학술대회에서 발표한 것임.
본 연구는 2004년 대구대학교 교내연구비 지원을 받아 작성된 것임.

Ⅰ. 서론

현대 포트폴리오 이론을 부동산 포트폴리오 관리에 적용할 때 부동산수익률이 정규분포라는 가정과 목표 수익률에서 상향 이탈을 하향 이탈과 같은 위험이라고 보는 가정에 의문이 있다. 이론적으로 위험을 기댓값에서 벗어나는 정도로 인식하고 위험을 분산이나 표준편차로 측정하기 때문이다. 그러나 실무적으로 부동산 투자자는 목표값에서 하향 이탈은 위험으로 인식하지만 상향 이탈은 위험으로 인식하지 않는다는 것이다. 따라서 부동산 수익률이 정규분포라고 가정하고 분산이나 표준편차로 위험을 측정하는 현대 포트폴리오 이론은 현실적이지 않을 수 있다.

여러 연구자들이 부동산 수익률 분포의 모양에 대한 가정을 하지 않고 위험을 측정하는 대안을 제시했다. 변이계수, 준분산(semi-variance), 평균절대편차(mean absolute deviation; MAD), lower partial moment(LPM) 등이 그것이다. 분포의 대칭성을 가정하지 않는 대안적인 위험 측정치를 이용하여 포트폴리오를 구성할 때 평균-분산 기준 포트폴리오보다 투자 성과가 바람직한지 검토했다. Markowitz(1959)는 위험측정치로서 표준편차의 대안으로 준분산을 제안했다. Hogan & Warren(1974)이 n차 LPM으로 준분산을 일반화하고 포트폴리오 선택에서 기댓값-준분산 모형의 해를 구하는 알고리즘을 도출한 이후 이론적 발전을 거듭해오고 있다.

부동산 분야에서는 하향 위험에 대한 이론적 실증적 관심이 금융시장에 비해 상대적으로 적었으며, 최근에서야 관심을 갖기 시작했다. Sivitanides(1998)와 Sing & Ong(2000)은 LPM과 co-lower partial moment(CLPM)을 이용한 포트폴리오 선택 모형과 평균분산모형의 효율적 프론티어를 비교했다. 두 연구 모두 수익률 분포의 꼬리가 한쪽으로 치우쳐 있는 경우에 평균분산 모형보다 하향위험 모형이 더 포트폴리오 성과가 우수한 것으로 나타났다. 그러나 Cheng & Wolverton(2001)은 두 연구가 공통의 위험측정치가 없는 상황에서 두 모형을 비교하는 것은 사실상 불가능하다고 비판했다. Cheng(2001)은 부트스트랩 시뮬레이션기법을 이용하여 투자기간 말 부(terminal wealth)의 크기로 두 모형의 성과를 비교하고 하향위험 모형이 평균분산 모형보다 수익률 중위수가 더 높은 것으로 나타났으며 복합자산 포트폴리오에서 부동산에 대한 가중치가 현실의 그 것과 일치한다고 보고했다.

이 글에서는 비대칭 위험측정치를 이용한 포트폴리오 성과와 대칭 위험측정치를 이용한 포트폴리오 성과를 비교한 기존 연구와 달리 수익률이 위험과 선형관계에 있다면 위험측정치로 대칭 위험측정치보다 비대칭 위험측정치가 더 설명력이 좋을 것이라고 가정하고 여러 위험 측정치와 수익률의 관계를 회귀모형을 통해 살펴보고자 한다. 먼저 주택매매가격지수 변동률 자료를 이용하여 표준편차를 포함하여 여러 위험측정치를 계산하고, 이 위험측정치와 지수 변동률의 관계 분석을 통해 위험측정치가 지수 변동률을 과연 얼마나 통계적으로 의미 있게 하는지 살펴보기로 한다. 위험측정치로는 대칭 위험측정치로 표준편차와 베타(β), 비대칭 위험측정치로 왜도(Skewness; $SKEW$), 조건부왜도(conditional skewness; CSK), 하향 베타(β^{-}), 상향 베타(β^{+}), 평균절대편차를 사용한다.

Ⅱ. 비대칭 위험측정치

상이한 시장상태에 대한 자산수익률의 비대칭적 반응을 살펴보기 위해 Harlow & Rao(1989)가 제시한 β^{-}와 β^{+}를 평균 수익률을 기준으로 다음 식을 통해 추정한다.

$$R_i = \alpha_i + \beta_i^+ R_M^+ + \beta_i^- R_M^- + \gamma_i D^+ + \varepsilon_i \quad \text{-- (1)}$$

여기에서 R_i는 자산 i의 수익률이고, R_M^+(또는 R_M^-)은 시장수익률이 무위험수익률 이상(또는 이하)이면 시장수익률, 그렇지 않으면 0이다. D^+는 시장수익률이 무위험수익률 이상이면 1, 아니면 0인 가변수다. β^+와 β^-는 상이한 시장상태에 대한 자산의 비대칭적 반응을 측정한 것이다. 서론에서 말한 것과 같이 시장에서 하향위험을 회피하려 한다면 β^-는 정(+)의 위험프리미엄을 보일 것이다.[1] 한편 자본자산가격결정모형(CAPM)에 의해 전통적인 위험측정치인 β를 추정하여 비대칭위험측정치와 비교하기로 한다.

Byrne & Lee(1997)는 평균절대편차를 이용하여 부동산 포트폴리오를 최적화했다. 평균절대편차는 이상점(outlier)의 영향을 적게 받기 때문에 표준편차보다 더 안정적인 장점을 갖는다. 따라서 투자기간에 관계없이 사후적(ex-post) 평균절대편차는 사전적(ex-ante) 위험 측정치 대용으로 사용할 수 있다.[2] 평균절대편차는 다음과 같이 계산한다.

$$MAD_i = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} | R_{i,t} - E(R_i) | \quad \text{------ (2)}$$

여기에서 h_i는 자산 i의 목표수익률, $E(R_i)$는 자산 i기대수익률이다.

1차, 2차 moment로는 자산수익률의 특성을 적절히 반영할 수 없기 때문에 왜도는 대안적인 위험측정치가 될 수 있다. 특히 부(-)의 왜도는 왼쪽 꼬리를 가진 분포로 중앙값이 평균보다 크기 때문에 투자자는 부(-)의 왜도를 갖는 수익률분포의 자산을 선호할 것이다.[3] 왜도는 다음과 같이 계산한다. s는 표본표준편차다.

$$SKEW_i = \frac{T}{(T-1)(T-2)}\sum_{t=1}^{T}\left(\frac{R_{i,t} - E(R_i)}{s}\right)^3 \quad \text{------------------------------------ (3)}$$

포트폴리오 관점에서 개별자산의 포트폴리오 편입 여부는 개별자산이 포트폴리오의 β와 왜도에 기여하는 정도에 달려 있다.[4] 개별자산이 포트폴리오의 왜도에 기여하는 정도, 즉 co-skewness는 잘 분산된 포트폴리오와 관련된 개별자산의 체계적인 왜도를 측정한 것으로 다음과 같이 계산한다.

$$CSK_i = \frac{E[(R_i - E(R_i))(R_M - E(R_M))^2]}{E[(R_M - E(R_M))^3]} \quad \text{------------------------------------ (4)}$$

1) Harlow & Rao(1989)는 1931년부터 1980년까지 CRSP 자료에서 MLPM은 기각할 수 없었으나 CAPM은 기각할 수 있었다고 보고했다.
2) Byrne & Lee(1997)는 부동산시장에 MPT 적용의 문제점을 해결하기 위해 위험측정치로 MAD를 사용하고 선형계획법으로 효율적 포트폴리오를 도출한 결과 MPT를 적용한 경우와 유사한 결론을 얻었으나 자산의 수가 투자기간의 수보다 적을 경우 기술적으로 포트폴리오 관리에 더 쉽게 적용할 수 있다는 장점이 있다고 주장했다.
3) Kraus & Litzenberger(1976)은 평균-분산 CAPM에 체계적 왜도를 추가한 확장모형을 제시하고 체계적 왜도에 대한 중요한 프리미엄이 존재함을 보였다.
4) Liu, Hartzell & Grissom(1992)와 Harvey & Siddique(2000)는 자산 가치 평가에서 조건부 왜도의 역할에 대해 설명했다. Harvey & Siddique(2000)는 조건부 왜도가 자산별 기대수익률의 변이를 잘 설명하고 있으며 미국 CRSP NYSE/AMEX에서 1963년 1월부터 1993년 12월까지 연간 평균 3.60%의 위험프리미엄이 존재한다고 보고했다.

Ⅲ. 자료

이 글에서 사용한 자료는 국민은행이 매월 조사 발표하는 주택매매가격지수를 이용하여 계산한 지수 변동률이다. 연구 자료는 무위험수익률 자료의 시계열 한계로 1987년 1월부터 2006년 1월까지로 한정했다. 이 기간의 주택매매가격지수는 단독주택, 연립주택, 아파트로 유형을 구분하고 서울시(강남과 강북으로 구분)와 광역시(부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산), 도마다 시군구별로 작성되어 있으나 대다수 시군구 자료는 비교적 최근에 작성하기 시작했다. 따라서 β^+와 β^-를 구하기 위해 시계열이 30개 이상인 자료 124개를 취했다. 주택종합매매가격지수를 시장지수로 보았다. 또한 전통적인 CAPM에 의한 β를 추정하기 위해 무위험수익률로 월별 5년 만기 국민주택 1종 채권 수익률의 평균을 사용했다.

Ⅳ. 실증 결과

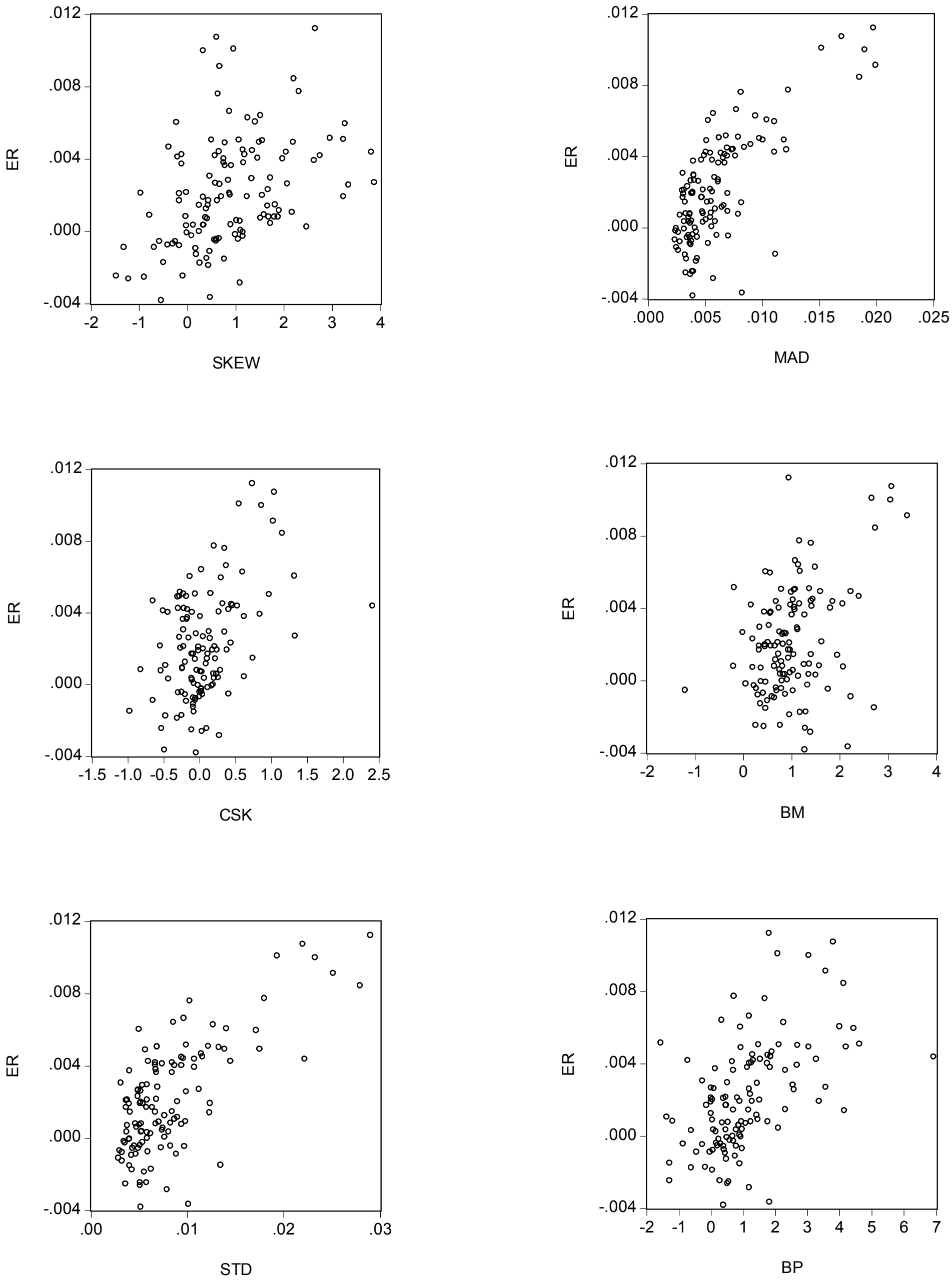
<표 1>은 앞에서 언급한 각 위험측정치를 주택 유형별로 계산한 결과를 보여주고 있다. ER은 각 주택매매가격지수 변동률의 평균을 의미한다. 왜도가 0보다 크면 오른쪽으로 0보다 작으면 왼쪽으로 두껍고 긴 꼬리를 가진 분포이고, 첨도가 3보다 크면 정규분포보다 뾰족한 분포이며, 3보다 작으면 정규분포보다 평평한 분포임을 나타낸다. 아파트와 표본전체의 왜도는 모두 0보다 커서 오른쪽으로 긴 꼬리의 분포임을 알 수 있으며, 연립주택의 β^-와 아파트의 STD, MAD, CSK만 첨도가 3보다 커 정규분포보다 뾰족한 분포임을 알 수 있다. 그러나 실증분포가 정규분포라는 귀무가설을 검정하기 위한 Jarque-Bera 통계량을 보면 아파트와 표본전체에 대한 각 위험측정치의 분포가 유의수준 10%에서 정규분포라는 것을 시사하고 있다. 따라서 통상적인 최소자승법을 적용할 수 있을 것으로 여겨진다.

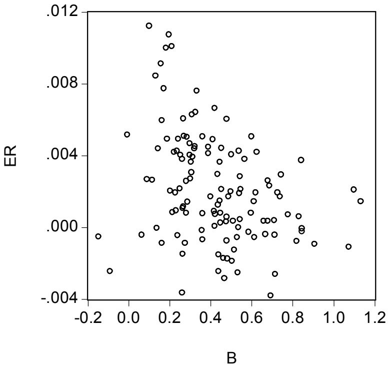
<그림 1>은 주택매매가격지수 변동률과 각 위험측정치의 관계를 산점도를 통해 보여주고 있다. 산점도에서 MAD, STD, β^+가 평균수익률과 정의 선형관계에 있는 것으로 나타났으나 $SKEW$, CSK, β^-는 선형관계가 약하게 나타났다. 한편 β는 오히려 평균수익률과 역의 관계에 있는 것으로 나타나 주택매매시장에서 β의 역할이 무의미함을 알 수 있다.

<표 1> 위험측정치의 기초 통계량

		Mean	Std. Dev	Skewness	Kurtsis	Jarque-Bera
표본 전체	*ER*	0.0022	0.0030	0.6699	0.4510	9.82*
	STD	0.0081	0.0051	2.0500	0.0028	184.96*
	SKEW	0.8699	1.0582	0.5136	-1.4904	5.89**
	MAD	0.0060	0.0036	2.1349	0.0023	210.84*
	CSK	0.0676	0.4608	1.5206	-0.0701	174.40*
	β^{+}	1.1006	1.3755	1.1217	-1.5650	48.44*
	β^{-}	0.9986	0.6998	0.8501	-1.2180	33.18*
	β	0.4262	0.2336	0.5219	-0.1508	6.67*
단독 주택	*ER*	0.000016	0.0020	-0.0095	-1.4931	0.72
	STD	0.0053	0.0011	-0.1080	-0.8092	0.40
	SKEW	-0.1003	1.2692	1.1617	0.8294	1.39
	MAD	0.0038	0.0005	0.3412	0.2568	0.20
	CSK	-0.0869	0.2488	-0.1657	0.8870	0.03
	β^{+}	0.1726	0.7377	-0.4843	2.0356	0.32
	β^{-}	0.9836	0.3532	-1.4403	1.4296	2.13
	β	0.5759	0.3915	-0.0408	-0.2120	0.19
연립 주택	*ER*	-0.0010	0.0014	-1.4668	1.2315	2.20
	STD	0.0066	0.0018	0.5428	-1.0568	0.80
	SKEW	0.1099	0.7935	-0.4800	-0.3502	0.47
	MAD	0.0047	0.0011	1.1628	0.9849	1.38
	CSK	-0.0961	0.3313	-0.2463	-0.2882	0.27
	β^{+}	0.1713	0.5589	0.1537	-0.0834	0.18
	β^{-}	1.0920	0.9683	-1.8700	4.6621	4.85*
	β	0.4343	0.3103	-0.6539	0.1272	0.54
아파트	*ER*	0.0026	0.0030	0.6424	0.4118	7.58*
	STD	0.0085	0.0054	1.8506	3.6116	109.47*
	SKEW	1.0168	0.9945	0.7444	0.4702	10.19*
	MAD	0.0063	0.0038	1.9280	3.9908	125.89*
	CSK	0.0946	0.4802	1.4769	4.7626	126.28*
	β^{+}	1.2583	1.4065	1.0088	1.9581	31.95*
	β^{-}	0.9919	0.7014	1.2712	1.8035	39.96*
	β	0.4128	0.2069	0.5737	0.1306	5.67**

*, **: 유의수준 5%, 10%에서 유의함


ER
SKEW
ER
MAD
ER
CSK
ER
BM
ER
STD
ER
BP



<그림 1> 주택매매가격지수 변동률과 각 위험측정치의 산점도

종속변수를 평균 지수 변동률로 두고 독립변수로 각 위험측정치를 단독으로 또는 결합하여 투입한 회귀분석을 실시하여 위험측정치의 수익률 설명력을 살펴본다. 회귀분석을 실시하기 전에 먼저 각 변수간 상관관계를 살펴보자. <표 2>에서 보듯이 β를 제외하면 지수 평균 변동률(*ER*)과 모든 위험측정치는 높은 정(+)의 상관관계를 보이고 있다. 앞의 산점도에서 예상할 수 있듯이 β는 평균수익률은 물론 다른 위험측정치와 음의 상관관계에 있으며, β^-는 *SKEW*와 음의 상관관계에 있는 것으로 나타

상관계수는 0.01 수준(양쪽)에서 유의함.

났다. 또한 각 위험측정치 사이에도 *SKEW*와 β^-, β와 다른 위험측정치를 제외하면 정(+)의 상관관계를 보이고 있다.

각 위험측정치가 지수 변동률에 대해 얼마나 설명력을 지니는지 알아보기 위해 각 위험측정치의 유의성을 다음 모형 1을 통해 검증한다. *ER*은 주택매매가격지수의 평균 변동률, a는 상수항, *b*는 회귀계수, *e*는 오차항, *Risk*는 각 위험측정치(*STD*, *SKEW*, *MAD*, *CSK*, β^+, β^-, β)를 의미한다.

모형 1: $ER = a + b(Risk) + e$ ------ (5)

<표 3>의 첫 번째 열은 모형 1의 분석결과를 보여주고 있다. 모든 모형은 모형의 설명력과 회귀계수의 통계적 유의성이 있는 것으로 나타났다. 다만 β^-를 위험측정치로 투입한 모형에서 상수항에 대한 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 각 위험측정치 변수에 대한 회귀계수는 각 위험측정치에 대한 위험프리미엄이라고 해석할 수 있으므로 그 보호는 예상과 같은 결과로 나타났다. 그러나 β^- 회귀계수의 부호만

<표 2> 상관관계

	ER	*STD*	*SKEW*	*MAD*	*CSK*	β^+	β^-	β
ER	1.0000	0.6998	0.4078	0.7366	0.4497	0.5254	0.3727	-0.3415
STD		1.0000	0.4426	0.9763	0.4978	0.6299	0.6486	-0.5575
SKEW			1.0000	0.3331	0.4636	0.5240	-0.0434	-0.3381
MAD				1.0000	0.4257	0.5783	0.7029	-0.5166
CSK					1.0000	0.6756	0.0893	-0.0677
β^+						1.0000	0.3939	-0.1996
β^-							1.0000	-0.1846
β								1.0000

음으로 나와 예상과 달랐다. β^- 회귀계수의 통계적 유의성이 있다는 것은 하향위험이 클수록 위험프리미엄도 크다는 것을 의미한다. 그러나 β^+ 회귀계수가 정(+)의 부호를 보이면서 통계적 유의성이 있는 것으로 나타나 서론에서 예상한 것과 달리 상향위험에 대해서도 위험프리미엄이 있는 것으로 나타났다. 즉 투자자는 하향위험에 대해서 위험회피적이나 상향위험에 대해서는 위험회피적이지 않을 것이라는 예상과 다른 결과를 보이고 있다.

다음 모형 2와 3은 모형 1에 투입한 각 위험측정치가 부동산유형과 부동산지역을 통제한 후에 어떠한 모습을 보이는지 살펴보기 위한 모형이다.

모형 2: $ER = a + b(Risk) + \sum_{i=1}^{2} c_i T_i + e$ ------------------------------------ (6)

모형 3: $ER = a + b(Risk) + \sum_{i=1}^{3} c_i R_i + e$ ------------------------------------ (7)

위에서 $T_i(i=1,2)$는 주택유형에 대한 가변수로 단독주택 (1,0), 연립주택 (0,1), 아파트 (0,0)이다. $R_i(i=1,2,3)$는 지역에 대한 가변수로 서울강북(1,0,0), 수도권(0,1,0), 기타 광역시(0,0,1), 서울강남 (0,0,0)이다.

<표 3>의 두 번째 칸과 세 번째 칸은 각각 모형 2와 3의 결과다. 주택유형과 지역을 통제한 후 결과는 통제 전 결과와 유사하다. T_1회귀계수는 $SKEW$와 MAD에서 비유의적으로 나타났다. 모든 경우에서 T_1, T_2회귀계수가 부(-)의 부호를 나타냈다. 이는 단독주택과 연립주택 시장에서는 부(-)의 위험프리미엄이 존재하는 것을 시사한다. 즉 투자자는 아파트시장에서만 정(+)의 프리미엄을 인정한다는 것을 나타낸다.

R_3회귀계수는 모두 통계적으로 비유의적이었다. R_1은 CSK에서 R_2는 MAD에서 그 회귀계수가 통계적으로 비유의적인 것으로 나타났다. R_3회귀계수가 통계적으로 비유의적이라는 것은 광역시 지역에는 위험프리미엄이 존재하지 않는다는 것을 시사한다. 즉 수도권과 서울 강남, 강북 지역에서는 투자자들이 위험프리미엄을 인식하나 광역시 지역에서는 그러하지 않다는 것이다.

모형 1의 결과에서 보듯이 수정 R^2가 낮은 경우가 있어 위험측정치의 결합을 통해 모형의 설명력을 제고할 수 있는지 모형 4를 통해 살펴본다. 독립변수는 비대칭 위험측정치를 중심으로 회귀계수의 통계적 유의성과 부호의 방향, $\overline{R^2}$, F검정 결과를 기준으로 독립변수를 선정하고 추정한 모형은 다음과 같다. 그리고 모형 4에서 부동산 유형이나 지역을 통제해도 각 위험측정치 회귀계수의 통계적 유의성이 유지되는지 모형 5, 6을 통해 살펴본다.

모형 4: $ER = a + b_1 MAD + b_2 SKEW + e$ ------------------------------------ (8)

모형 5: $ER = a + b_1 MAD + b_2 SKEW + \sum_{i=1}^{2} c_i T_i + e$ ------------------------------------ (9)

모형 6: $ER = \alpha + b_1 MAD + b_2 SKEW + \sum_{i=1}^{3} c_i R_i + e$ ------------------------------------ (10)

<표 4>의 첫 번째 칸은 모형 4의 결과이며, 두 번째 칸과 세 번째 칸은 각각 모형 5, 6의

결과다. 모형 1에서 가장 높은 $\overline{R^2}$는 MAD가 독립변수일 때 0.540이었으나 모형 4에서는 0.565로 약간 향상되었다. 주택매매시장에서 위험프리미엄은 MAD로 가장 잘 설명할 수 있으며, $SKEW$가 보조적인 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 모형 5의 $\overline{R^2}$는 0.602, 모형 6은 0.625로 주택 유형보다 주택지역의 위험프리미엄 차이를 더 잘 설명하고 있음을 알 수 있다. 이는 주택 포트폴리오를 구성할 때 유형에 분산투자하기 보다는 지역에 분산투자하는 것이 더 나은 성과를 시현할 것으로 예측하게 해준다. 모형 5에서 T_1회귀계수의 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났으며, 모형 6에서 R_2회귀계수의 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 즉 단독주택에 대해 비대칭 위험측정치에 대한 위험프리미엄의 존재를 확인할 수 없으며, 수도권 지역 주택에 대해 비대칭 위험측정치에 대한 위험프리미엄의 존재를 확인할 수 없다는 것을 의미한다.

Ⅵ. 결론

현실적으로 투자자는 투자위험에 대해 비대칭적 선호도를 보인다. 따라서 위험측정치도 투자자의 비대칭적 선호도를 반영해야 한다. 이 글에서는 비대칭 위험측정치를 이용하여 부동산 수익률을 설명하려고 시도했다. 이 연구의 실증결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째 전통적인 대칭적 분포를 가정한 표준편차도 부동산 수익률을 잘 설명하고 있다. 이 연구는 대칭 위험측정치보다 비대칭 위험측정치가 부동산 수익률을 더 잘 설명할 수 있으리란 기대를 갖고 시작했으나 대칭 위험측정치도 시장에서 부동산 수익률을 충분히 설명하고 있음을 알 수 있었다. 물론 비대칭 위험측정치중 일부는 대칭 위험측정치보다 부동산 수익률을 더 잘 설명하고 있음도 확인할 수 있었다. 둘째, 비록 대칭 위험측정치가 유효하지만 비대칭 위험측정치 역시 유의성이 있으며, 특히 비대칭 위험측정치를 결합해도 반드시 부동산 수익률을 더 잘 설명한다고는 볼 수 없었다. 셋째, 위험측정치는 부동산 유형과 부동산이 속한 지역을 통제하더라도 대체로 그 통계적 유의성이 유지되었다. 특히 아파트시장과 서울강남 주택시장에서 위험프리미엄의 존재를 강력히 시사했다.

그러나 이 연구는 연구에 사용한 주택매매가격지수의 시계열이 비교적 짧고 일부 주택유형은 지역별 시계열이 적어 연구결과를 유의하여 해석해야 한다는 한계를 지니고 있다. 앞으로 더 다양한 비대칭 위험측정치를 포함하고, 나아가 포트폴리오 투자 성과의 비교를 통해 위험측정치 또는 포트폴리오 선택모형의 적부를 검토하는 추가 연구가 필요하다.

<표 3> 회귀분석 결과 - 모형 1, 모형 2, 모형 3

	모형1	모형2	모형3		모형1	모형2	모형3
$\overline{R^2}$	0.486	0.550	0.541	F	117,179(0.000)	51.087(0.000)	37.180(0.000)
상수항	-0.001	-0.001	-0.001	t	-3.280(0.001)	-1.932(0.056)	-3.356(0.001)
STD	0.418	0.395	0.424		10.825(0.000)	10.749(0.000)	10.664(0.000)
T_1		-0.001				-1.879(0.063)	
T_2		-0.003				-4.138(0.000)	
R_1			0.001				2.474(0.015)
R_2			0.002				1.693(0.093)
R_3			-0.001				-1.519(0.131)
$\overline{R^2}$	0.161	0.213	0.289	F	24.534(0.000)	12.076(0.000)	13.507(0.000)
상수항	0.001	0.002	0.001	t	3.571(0.000)	4.666(0.000)	1.843(0.068)
SKEW	0.001	0.001	0.001		4.953(0.000)	3.829(0.000)	5.605(0.000)
T_1		-0.002				-1.608(0.110)	
T_2		-0.003				-2.931(0.004)	
R_1			0.001				1.929(0.056)
R_2			0.005				4.388(0.000)
R_3			0.000				-0.540(0.590)
$\overline{R^2}$	0.540	0.592	0.578	F	145.366(0.000)	60.535(0.000)	43.147(0.000)
상수항	-0.002	-0.001	-0.002	t	-4.347(0.000)	-2.967(0.004)	-4.280(0.000)
MAD	0.627	0.592	0.636		12.057(0.000)	11.831(0.000)	11.597(0.000)
T_1		-0.001				-1.641(0.103)	
T_2		-0.003				-4.006(0.000)	
R_1							2.427(0.017)
R_2							0.893(0.374)
R_3							-1.418(0.159)
$\overline{R^2}$	0.195	0.281	0.243	F	30.836(0.000)	17.038(0.000)	10.846(0.000)
상수항	0.002	0.002	0.002	t	8.001(0.000)	9.532(0.000)	4.953(0.000)
CSK	0.003	0.003	0.003		5.553(0.000)	5.243(0.000)	4.708(0.000)
T_1		-0.002				-2.368(0.020)	
T_2		-0.003				-3.511(0.001)	
R_1			0.000				0.393(0.695)
R_2			0.004				2.727(0.007)
R_3			0.000				-0.798(0.426)
$\overline{R^2}$	0.270	0.315	0.351	F	46.464(0.000)	19.895(0.000)	17.667(0.000)
상수항	0.001	0.001	0.001	t	3.019(0.003)	4.173(0.000)	1.963(0.052)
β^+	0.001	0.001	0.001		6.816(0.000)	5.906(0.000)	6.773(0.000)
T_1		-0.002				-1.695(0.093)	
T_2		-0.003				-2.875(0.005)	
R_1			0.001				1.784(0.077)
R_2			0.004				3.304(0.001)
R_3			0.000				-0.898(0.371)

<표 3> 회귀분석 결과 - 모형 1, 모형 2, 모형 3(계속)

	모형1	모형2	모형3		모형1	모형2	모형3
$\overline{R}^2$	0.132	0.267	0.174	F	19.637(0.000)	15.927(0.000)	7.480(0.000)
상수항	0.001	0.001	0.000	t	1.272(0.206)	2.357(0.020)	0.760(0.449)
β^-	0.002	0.002	0.001		4.431(0.000)	4.962(0.000)	3.234(0.002)
T_1		-0.003				-2.878(0.005)	
T_2		-0.004				-4.242(0.000)	
R_1			0.001				1.983(0.050)
R_2			0.004				2.523(0.013)
R_3			0.000				0.574(0.567)
$\overline{R}^2$	0.111	0.212	0.257	F	16.331(0.000)	12.033(0.000)	11.622(0.000)
상수항	0.004	0.004	0.003	t	7.606(0.000)	8.444(0.000)	6.217(0.000)
β	-0.004	-0.004	-0.005		-4.041(0.000)	-3.814(0.000)	-4.986(0.000)
T_1		-0.002				-2.053(0.042)	
T_2		-0.004				-3.823(0.000)	
R_1			0.002				3.547(0.001)
R_2			0.005				4.316(0.000)
R_3			0.001				1.710(0.090)
( )안의 수는 p-value, T1: 단독주택 1 그 외 0, T2: 연립주택 1 그 외 0, R1: 서울 강북 1 그 외 0, R2: 수도권 1 그 외 0, R3: 기타 광역시 1 그 외 0							

<표 4> 회귀분석 결과 - 모형 4, 모형 5, 모형 6

	모형 4	모형 5	모형 6		모형 4	모형 5	모형 6
$\overline{R}^2$	0.5653	0.6015	0.6248	F	80.9656(0.0000)	47.4201(0.0000)	41.9675(0.0000)
상수항	-0.0017	-0.0013	-0.0017	t	-4.8412(0.0000)	-3.4089(0.0000)	-4.6748(0.0000)
MAD	0.5759	0.5631	0.5675		10.7180(0.0000)	10.8788(0.0000)	10.3742(0.0000)
SKEW	0.0005	0.0004	0.0007		2.8979(0.0045)	2.0302(0.0446)	3.9902(0.0001)
T_1		-0.0008				-1.1313(0.2602)	
T_2		-0.0024				-3.5514(0.0005)	
R_1			0.0011				2.3494(0.0000)
R_2			0.0014				1.4107(0.160)
R_3			-0.0010				-2.3916(0.0184)
( )안의 수는 p-value, T1: 단독주택 1 그 외 0, T2: 연립주택 1 그 외 0, R1: 서울 강북 1 그 외 0, R2: 수도권 1 그 외 0, R3: 기타 광역시 1 그 외 0							

참고문헌

1. 유태우(Yu Tae U), 지홍민(Ji Hong Min), 2003, “International Evidence on Asymmetric Risk and Expected Returns,” 리스크 관리연구 14(2), 27-54.
2. Barone-Adesi, G., 1985, "Arbitrage equilibrium with skewed asset returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20(3), 299-313.
3. Byrne, P. and Lee, S., 1997, "Real estate portfolio analysis under conditions of non-normality: the case of NCREIF," *Journal of Real Estate Portfolio Management* 3(1), 37-46.
4. Cheng, P., 2001, "Comparing MPT and downside risk using bootstrap simulation," *Journal of Real Estate Portfolio Management* 7(3), 225-238.
5. Cheng, P. and Wolverton, L.M., 2001, "MPT and downside risk framework: a comment on two recent studies," *Journal of Real Estate Portfolio Management* 7(2), 125-131.
6. Cheng, P., 2005, "Asymmetric risk measures and real estate returns," *Journal of Real Estate Finance and Economics* 30(1), 89-102.
7. Harlow, W.V. and Rao, R.K.S., 1989, "Asset pricing in a generalized mean-lower partial moment framework: theory and evidence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24(3), 285-311.
8. Harvey, C.R. and Siddique, A., 2000, "Conditional skewness in asset pricing test," *Journal of Finance* 55(3), 1263-1295.
9. Hogan, W.W. and Warren, J.M., 1974, "Toward the development of an equilibrium capital market model based on semivariance," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19(1), 1-11.
10. Kraus, A, and R, Litzenberger, 1976, "Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets," *Journal of Finance* 31(4), 1085-1100.
11. Liu, C., D.J. Hartzell, and T.V. Grissom, 1992, "The Role of Co-skewness in the Pricing of Real Estate," *Journal of Real Estate Finance and Economics* 5(3), 299-319.
12. Markowitz, H.M., 1959, Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment, New York: Wiley Publishing.
13. Sing, T.F. and Ong, S.E., 2000, "Asset allocation in a downside risk framework," *Journal of Real Estate Portfolio Management* 6(3), 213-224.
14. Sivitanides, P. S., 1998, "A downside-risk approach to real estate portfolio structuring," *Journal of Real Estate Portfolio Management* 4(2), 159-168.
15. Young, M.S. and Graff, R.A., 1995,

"Real estate is not normal: a fresh look at real estate returns distributions," *Journal of Real Estate Finance and Economics* 10(3), 225-259.