



## 금융시장과 거시경제변수의 연계성을 고려한 부동산 펀드 수익률의 변동요인 분석 - 공모 · 임대형 펀드를 중심으로 -

### Analysis of the Factors Affecting the Volatility of Real Estate Fund Returns Considering the Linkage Between Financial Markets and Macroeconomic Variables - Focusing on Public and Rental Funds -

김은미\*  
Eunmi Kim

#### Abstract

This study built a model that could figure out an impact on the performance of real estate funds in terms of the linkages between macroeconomic variables and the real estate, stock, bond or credit markets and empirically analyzed the long-term direction in case of market shocks in the future. From February 2020 to February 2023, a total of 49 monthly time series data were built to secure the stability of the data and select the order of the variable arrangement through the unit root test and the Granger causality analysis then the vector auto regressive model (VAR), impulse response function and forecast error variance decomposition analysis were performed. Through the VAR model analysis, the significant variables affecting the return of real estate funds were found to be their own variables, credit spreads and interest rates. In addition, when response variables were the real estate fund return and the shock variables were their own variables, credit spreads and interest rates, a long-term shock response was observed. As a result of the prediction error variance decomposition, short-term variables were in the order of the own variables, credit leverages, KOSPI growth rates, credit spreads, interest rates and rental price index change rates and the short-term variables were in the order of the own variables, credit spreads, credit leverages, KOSPI growth rates, interest rates and rental price index change rates for contributing to the variance of the prediction error. If the performance of real estate funds is evaluated by the linkages between markets based on this study in the future, it is possible to realize a useful means of leading the activation of the indirect investment market including real estate funds.

**Keywords:** Real estate fund, Macro economy, Vector auto regressive model (VAR), Impulse response function (IRF), Forecast error variance decomposition (FEVD)

\* HUG 주택도시금융연구원 연구위원 | Research Fellow, Housing Urban Finance Research Institute, HUG | [kem531@khug.or.kr](mailto:kem531@khug.or.kr) |

## 1. 서론

「자본시장과 금융투자업에 관한 법률(이하 자본시장법)」에 의해 운용되고 있는 집합투자기구의 상품인 부동산 펀드는 집합투자재산의 50%를 초과하여 부동산 등에 투자하는 대표적인 부동산 간접투자상품이다.

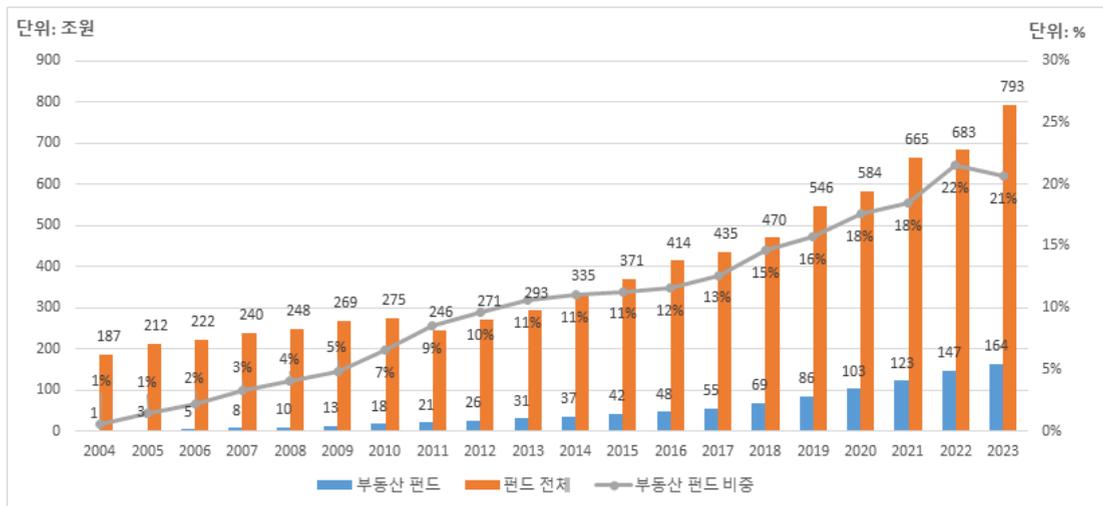
2004년 「간접투자자산운용업법」의 제정으로 도입된 부동산 펀드는 첫 발행 시 펀드 전체의 자산총액 중 약 1%에 불과하였다.

그러나 <그림 1>과 같이 금리 하락이 계속되는 상황에서 국내 부동산 펀드는 위험을 최소화하고 안정적인 수익률을 보장하는 상품으로서 주목받아 2008년 펀드의 총 자산총액 중 약 4%까지 상승하였다(송요섭 · 이용만, 2011).

이후 글로벌 금융위기에 직면하고 「자본시장

법」이 제정되면서 전통적 투자수단은 주식시장의 위축과 저금리에 따른 예금, 채권 등의 투자수익률이 저조한 반면, 국내 부동산 펀드는 또다시 높은 수익률(2012~2014년 연평균 14.4%)과 성장세를 보였다(현대경제연구원, 2015). 해당 시기는 국내 부동산 경기침체와 부동산 금융(project finance, PF)으로 투자유입이 적음에도 불구하고 임대형 부동산 펀드로의 자금이동<sup>1)</sup> 및 수익률 기대에서도 원인을 찾을 수 있다(국토연구원, 2015).

임대형 부동산 펀드는 대출형에 비해 고수익 고위험의 특성을 가진다. 이는 대출형 부동산 펀드가 개발사업에 대한 부동산 금융(PF)을 포함하고 있으나 시공사 책임준공(또는 지급보증) 및 토지 담보 등을 통해 위험을 낮출 수 있기에 상대적으로 임대형 부동산 펀드에서 수익률을 기대할 수



<그림 1> 펀드시장 내 부동산 펀드의 성장 추이

1) 국토연구원(2015)에 따르면 2013년 이후 부동산 PF 개발사업의 부진으로 인해 대출형 부동산 펀드는 정체되었으나, 임대형 부동산 펀드는 2010년 이후 지속적으로 증가하여 2015년은 전체 부동산 펀드에서 52%가량 차지한다.

있기 때문이다(민성훈, 2020).

2019년 정부는 국민 소득의 증대를 목적으로 일반투자자의 상업용 부동산 투자 참여를 위한 「공모형 부동산 간접투자 활성화 방안」을 발표(국토교통부, 2019)하여 부동산 펀드 등 신규 자산을 공급 및 세제 혜택 등 간접투자 수익을 국민에게 재분배하는 효과를 달성하고자 하였다.

이와 같이 부동산 펀드는 부동산 시장과 그 외 자산시장, 거시경제 등 상호 밀접하게 연계되어 있다(김종원·최민섭, 2013). 그러나 지속적인 성장에도 불구하고 시장 간 연관성을 고려하였을 때 고금리 기조와 주식시장의 불확실성, 부동산 PF 시장의 위협<sup>2)</sup> 등이 존재하는 이 시점에 국내 부동산 펀드의 수익률에 대한 진단과 예측의 필요성은 대두된다.

본 논문은 금융시장과 거시경제변수가 부동산 펀드 성과에 미치는 영향을 분석하고, 시장 간 상호작용을 규명하고자 한다. 이에 거시경제변수 및 부동산 시장과 주식시장, 채권시장, 신용시장의 연계성을 고려하여 부동산 펀드의 성과에 미치는 영향을 살펴보고 시사점을 제시함을 본 연구의 목적으로 한다.

국내 부동산 펀드 중 정보공개의 제한<sup>3)</sup>, 투자 비중 및 수익성<sup>4)</sup> 등을 고려하여 부동산 펀드를 공모·임대형으로 제한하였고, 펀드 성과는 해당 펀드의 수익률로 정의하여 2020년 2월부터 2024년 2월까지의 월별 데이터를 구축하였다. 연구 방법

론으로는 벡터자기회귀(vector auto regressive Model, VAR) 모형, 충격반응함수(impulse response function, IRF), 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition, FEVD)를 적용하여 거시경제변수와 금융시장의 변화가 부동산 펀드 수익률에 미치는 영향을 실증 분석하였다.

본 연구는 부동산 펀드 성과에 영향을 미치는 주요 변수를 파악함으로써, 부동산 펀드 운용 전략 수립 및 시장 변동성에 대한 이해를 높이는 데 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

특히, 금융시장과 거시경제 변수를 고려한 성과 분석을 통해, 향후 시장 변화에 대한 대응 방안을 마련하고, 보다 안정적인 투자 환경을 조성하는 데 도움이 될 것을 기대한다.

## II. 제도 현황 및 선행연구

### 1. 제도 현황

부동산 펀드(real estate fund)에 관한 정의 및 내용은 「자본시장과 금융투자업에 관한 법률(이하 “자본시장법”）」에서 찾을 수 있다.

2009년 2월 4일부터 시행된 자본시장법은 구(舊) 「간접투자자산 운용법」이 흡수·귀속되면서 기존의 ‘간접투자(indirect investment)’ 용어

2) 대한주택건설협회(2024)에 따르면 부동산 PF 시장은 22년 레고랜드 이후 침체기로 전환, 연체율의 급격한 상승(22년 1.19%~23년 6월 2.17%), 브릿지론 이후 본 PF 미전환 사업장 다수 등의 위험이 존재한다.

3) 공모펀드는 불특정 다수의 일반투자자를 대상으로 하며 투자대상 및 비중의 공시의무를 준수한다.

4) 금융위원회(2017)에 따르면 임대형 펀드의 순자산가치 비중은 부동산 펀드의 50% 이상을 차지한다.

대신 ‘집합투자(collective investment)’의 개념이 도입되었고, 이에 따라 ‘부동산간접투자기구’는 ‘부동산집합투자기구(이하 “부동산 펀드”)'<sup>5)</sup>로 재정립되었다. 즉, 부동산 펀드는 다수 투자자로부터 자금을 모아서 공동기금을 조성하고 전문적인 투자기관에 맡긴 후 펀드 재산의 50%를 초과하여 부동산 또는 관련 자산 등에 투자하고 그 운용 성과에 따라 수익을 투자자에게 분배하는 구조를 갖는다.

〈표 1〉과 같이 투자대상에 따라 임대형, 개발형, 대출형, 증권형, 파생상품형, 경·공매형, 권리형 등으로 구분할 수 있다.

펀드는 자금의 모집방식에 따라 공모와 사모로 구분된다.

부동산 공모펀드는 50인 이상 불특정 다수를 대상으로 투자자를 공개 모집하고, 홈페이지를 통한 정기·수시 공시가 필요하다. 펀드의 특성에

따라 투자금액은 제한 없으나 결산 시 회계감사를 실시하는 등 법률 및 규정의 제한이 존재한다.<sup>6)</sup> 반면, 사모펀드는 비공개 방식으로 50인 미만의 투자자를 모집한다. 공시 의무가 없는 대신 투자자 개별 통지가 가능하며 1억 원 이상의 투자금액과 감사 의무가 존재하지 않는다는 점<sup>7)</sup> 등으로 인해 국내 부동산 펀드는 대부분 사모펀드형으로 설정된다.

또한, 운영 방식에 따라 투자신탁형(investment trust), 투자회사(invest company), 투자유한회사(limited company) 등의 형태로 구분되며 국내 부동산 펀드는 대부분 투자신탁의 형태로 운영된다.

투자신탁형 펀드는 집합투자업자가 판매회사를 통하거나 직접 투자자로부터 자금을 모집하고, 신탁업자에게 부동산집합투자기구의 자산을 보관하여 집합투자업자의 지시에 따라 취득 운용

〈표 1〉 부동산 펀드의 종류

구분	설명
임대형	상업용 부동산 등의 매입 및 임대를 통해 임대소득, 매각차익 실현
개발형	직접 부동산 개발사업을 추진하여 개발이익 확보
대출형	대부분 해당 시행사로부터 대출이자를 지급받는 ‘project financing’ 방식
증권형	REITs 주식, 부동산 개발회사 발행 증권 등에 투자
파생상품형	부동산을 기초자산으로 한 파생상품에 주로 투자
경·공매형	경·공매를 통해 부동산을 저가에 매입한 후 임대하거나 매각
권리형	신탁 관련 수익권, 부동산 담보부 금전채권, 부동산펀드 증권 등에 투자

자료 : www.koramco.co.kr

5) 종래 간접투자자산 운용업법에서는 부동산 간접투자기구만이 부동산에 투자 가능하고, 현행 자본시장법은 ‘단기금융집합투자기구’를 제외한 나머지 4가지인 ‘증권집합투자기구’, ‘부동산집합투자기구’, ‘특별자산집합투자기구’, ‘혼합자산집합투자기구’가 부동산 투자에 활용될 수 있는데, 여기서 ‘부동산 집합투자기구’는 이하 ‘부동산 펀드’로 혼용된다.

6) 공모펀드는 위탁판매사를 통한 공개모집, 사모펀드는 자산운용사나 위탁판매사를 통한 비공개 모집이 일반적이다.

7) 사모펀드의 회계감사 의무는 없으나, 투자자가 요청 시 수행한다.

된 부동산으로부터 발생하는 수익을 투자자에게 배당하는 운영구조를 가지며 투자의 투명성 확보 및 공정성을 위해 집합투자기구 평가회사, 채권 평가회사 등 유관기관들의 역할이 요구된다.

〈표 2〉는 공·사모 및 운영 방식에 따른 국내 부동산 펀드 수(비율)를 나타낸다.

2004년 공모펀드는 63개, 사모펀드는 24개로

발행되었으며 모두 투자신탁형으로 운영되었다. 2005년 투자회사형 공모펀드가 첫 발행되었으나 이후 감소하여 2012년부터는 투자신탁형 펀드로만 운영되었고, 공모펀드 수도 지속적으로 감소하여 2023년 총 49개, 총 부동산 펀드 중 0.5%를 차지하였다. 반면 사모펀드는 2008년부터 투자회사 운영방식이 도입되었으나 증감폭은 미미한

〈표 2〉 국내 부동산 펀드별 순자산 추이(단위: 백억 원)

연도	공모펀드		사모펀드		합계
	IT	IC	IT	IC	
2004	63(72.4%)	-	24(27.6%)	-	-
2005	128(49.2%)	19(7.3%)	113(43.5%)	-	-
2006	118(30.3%)	20(5.1%)	252(64.6%)	-	-
2007	112(19.0%)	18(3.1%)	458(77.9%)	-	-
2008	69(9.8%)	2(0.3%)	613(87.3%)	18(2.6%)	-
2009	31(3.3%)	1(0.1%)	885(94.6%)	18(1.9%)	-
2010	33(3.0%)	1(0.1%)	1,053(94.6%)	26(2.3%)	-
2011	32(2.4%)	1(0.1%)	1,242(94.7%)	37(2.8%)	-
2012	30(2.0%)	-	1,460(95%)	47(3.1%)	-
2013	30(1.7%)	-	1,709(95.8%)	45(2.5%)	-
2014	26(1.2%)	-	1,987(95.4%)	-	70(3.4%)
2015	10(0.4%)	-	2,191(95.8%)	-	85(3.7%)
2016	17(0.7%)	-	2,308(92%)	-	185(7.4%)
2017	39(1.3%)	-	2,710(89.3%)	20(0.7%)	267(8.8%)
2018	70(1.9%)	-	3,158(86.5%)	100(2.7%)	322(8.8%)
2019	106(2.3%)	-	3,896(86.1%)	154(3.4%)	370(8.2%)
2020	102(1.7%)	-	4,423(84.2%)	293(5.6%)	433(8.2%)
2021	77(1.2%)	-	5,267(80.2%)	682(10.4%)	545(8.3%)
2022	57(0.7%)	-	6,250(76.7%)	1,107(13.6%)	732(9.0%)
2023	49(0.5%)	-	7,096(76.8%)	1,353(14.6%)	741(8.0%)

주 : IT, investment trust; IC, invest company.  
 자료 : www.kofia.or.kr

실정이었다.

이후 2017년부터 사모펀드의 투자회사 운영 방식이 점차적으로 증가하여 2023년 총 부동산 펀드 중 1,353개, 14.6%를 차지하였다. 또한 사모펀드는 공모펀드와 다르게 투자유한회사의 운영형태를 볼 수 있는데, 2014년 70개를 발행하고, 지속적으로 증가하여 2022년은 732개, 2023년은 741개를 운영하였다.

펀드 발행 초기에는 국내부동산을 대상으로 투자자산이 구성되었으나 주식시장이 불안정한 박스권 장세와 저금리 기조가 지속되면서 기관투자자를 앞세운 대체투자의 일환으로 해외부동산에 대한 투자가 시도되었다(주택도시보증공사, 2023).

〈표 3〉을 살펴보면 2006년 해외 부동산 펀드는 순자산규모 29백억 원(전체 비율 중 7%)에 불과하였으나 2023년 말에는 7,712백억 원으로 성

〈표 3〉 국내·외 부동산 펀드의 순자산 추이(단위: 백억 원)

연도	국내		해외		합계
	총 순자산	비율(%)	총 순자산	비율(%)	
2004	86	100	-	-	86
2005	259	100	-	-	259
2006	389	93	29	7	418
2007	587	83	119	17	706
2008	702	79	187	21	889
2009	933	81	223	19	1,156
2010	1,113	79	300	21	1,413
2011	1,312	80	331	20	1,643
2012	1,537	77	453	23	1,990
2013	1,784	74	641	26	2,425
2014	2,084	70	890	30	2,974
2015	2,286	64	1,305	36	3,591
2016	2,510	53	2,207	47	4,717
2017	3,036	49	3,102	51	6,138
2018	3,649	47	4,068	53	7,717
2019	4,526	45	5,554	55	10,080
2020	5,251	46	6,056	54	11,307
2021	6,570	49	6,833	51	13,403
2022	8,145	52	7,590	48	15,735
2023	9,238	55	7,712	45	16,950

자료 : www.kofia.or.kr

장하였다. 그러나 해당기간 동안 지속적인 증가 추세를 보였다고보다는 2019년을 기점으로 해외 부동산 펀드의 순자산총액은 감소형태를 보여주고 있으며, 반면 동 시기에 국내부동산펀드의 순자산총액은 증가하였다. 이는 금리 변동성에 따라 부동산 펀드의 투자 대상이 해외보다는 국내에 더 집중되는 투자현상으로 볼 수 있다.

## 2. 선행연구

부동산 펀드의 성과에 관한 기존 연구는 펀드의 성과측정 변수를 내·외부적 요소로 구분하여 진행되었다. 내부적 요소는 운용 규모, 운영 기간, 펀드 매니저 보수 및 수수료 등을 의미하고 외부적 요소는 거시경제 변수 등을 말한다.

먼저 최진하·전재범(2016)은 부동산 펀드의 설정 및 운용현황을 바탕으로 공모형과 사모형 부동산 펀드의 시장 규모 및 성장세를 비교하여 공모형 부동산 펀드가 크게 정체되어 있는 점을 확인하고, 해당 펀드의 활성화가 저해된 원인들을 분석하였다. 같은 맥락에서 유상철·방경식(2011)은 펀드의 활성화 저해된 원인을 간접투자기구의 이원화, 소액투자자를 위한 공모형 펀드의 낮은 비중에서 찾았던 반면, 저자는 판매보수를 일반 투자자의 펀드가입 저해 요인으로 보고, 판매보수가 운용보수를 초과할 수 없도록 규제방안의 필요성을 주장하였다. 마찬가지로 강원(2009)은 공모형 부동산 펀드만을 실증 분석했으나 임대형과 대출형 펀드로 구분하여 차별성을 두었다. 그 결과 임대형 부동산 펀드 수익률과 운용보수 간의 유의미한 음(-)의 관계, 대출형 부동산 펀드 수익

률과 운용기간 간의 유의미한 양(+)의 관계임을 밝혀냈다. 또한 임대형 부동산 펀드의 규모와 수익률은 음(-)의 관계, 대출형 부동산 펀드는 양(+)의 관계를 나타냈다.

그러나 김은주 외(2009)의 연구는 실증분석을 통해 규모와 성과 간 양(+)의 관계임을 나타내는 ‘규모의 경제’가 국내 부동산 펀드에서는 나타나지 않음을 확인하였다. 저자는 이를 펀드규모의 증가에 따라 미운용자금도 증가할 수 있기 때문에 그 결과 목표 수익률을 달성할 수 없게 되어 규모와 성과는 음(-)의 관계가 나타난 것으로 해석하였다. 또한 ‘펀드의 운용기간이 길어질수록 투자 자산의 가치가 점차 증가하게 되고 그에 관한 매각차익 또한 증대할 것이다’라는 가설을 지지하였다.

그 외에도 외부적 요소를 고려하여 공모형 부동산 펀드의 수익률에 미치는 영향을 확인하는 연구도 살펴볼 수 있다. 대개 연구는 거시경제를 고려하여 진행되었으며 이와 마찬가지로 김종원·최민섭(2013)의 연구에서도 부동산 시장을 독립적인 시장으로 보지 않고 다른 자산시장 또는 경제시스템, 국가 간 통화가치와의 연계성을 근거로 두어 연구를 수행하였다. 저자는 펀드의 수익률에 영향을 미치는 요인을 거시경제변수와 관계에서 규명하고자 시도하였으나 각 자본시장의 영향이 집대성되는 부동산 펀드의 과거 수익률이 가장 큰 영향을 독립변수임을 확인하였다.

남연우·고석찬(2015)은 이전 연구와 다르게 단순히 펀드 수익률에 영향을 미치는 거시경제 요인뿐만 아니라 금융위기를 전·후 시기별 펀드의 특성 변화에 주목하였음을 차별성으로 두고 있

다. 저자는 김종원·최민섭(2013)의 연구 결과와 마찬가지로 금융위기 이후 임대형 부동산 펀드 과거 수익률인 자체변수의 높은 영향력으로 인해 거시경제변수들의 영향력이 축소되었다는 점을 확인하였다. 또한, 미국 S&P500지수의 수익률이 금융위기 이후 영향력이 증대되었음을 확인함으로써 국가 간 경제시장이 연계되어 있고 부동산 펀드의 성과에 유의미한 존재를 지니고 있음을 나타냈다.

부동산 펀드의 수익률을 부동산 성과의 대표변수로 지정하는 것은 동일하나 경제변수와 위험을 고려한 연구도 지속적으로 진행되어 왔다. 송요섭·이용만(2011)의 연구는 효율적 자본시장의 이론에서 출발하여 위험을 고려한 성과측정에 중점을 두고 있다. 특히 본 연구와 연관성이 높은 거시경제변수를 적용하여 초과수익을 측정할 부분을 살펴볼 수 있다. 저자는 공·사모형, 대출채권·임대형으로 구분하여 총 8개의 유형<sup>8)</sup>을 분석하였으며 그 결과, 코스피지수와 회사채수익률을 벤치마크 지수로 두었을 때 공모·임대형 펀드의 초과수익률이 가장 높게 나타났다. 또한 거시경제변수보다는 벤치마크 초과수익률이 더 낮기 때문에 상대적으로 큰 영향을 받았다. 이는 부동산만의 특성인 고유성이 반영된 결과임을 명시하였다.

이후 민성훈(2020)의 연구에서도 펀드의 유형별 수익위험 특성과 동적상호작용을 분석하였다. 저자는 송요섭·이용만(2011)과 같은 맥락으로 연구를 진행했으나 해외 부동산 펀드를 적용하고, 거시경제변수를 배제했다는 점에서 차이가 있다. 분석 결과, 위험조정수익률 관점에서 임대

형, 해외형, 대출형 순서로 수익위험 특성에 차이를 보이며, 위험의 크기에 비례하여 수익률이 높은 합리적인 모습을 나타냈음을 보여주었다.

본 연구는 기존 연구와 마찬가지로 부동산 펀드의 성과를 분석함에 있어 금융시장 및 거시경제변수 간의 상호 연계성을 고려하였으나, 금융시장을 부동산, 주식, 채권, 신용시장으로 구체적으로 세분화하고, 각 시장에서 대표적인 거시경제변수를 별도로 선정하여 분석했다는 점에 연구의 차별성을 둔다. 이를 통해 개별 시장과 부동산 펀드 성과 간의 구체적인 연계성을 보다 명확히 도출할 수 있으며, 금융시장의 복합적인 영향이 부동산 펀드 성과에 미치는 영향을 종합적으로 분석하였다.

따라서 본 연구는 금융시장 세분화에 따른 부동산 펀드 성과 분석의 새로운 틀을 제공하며, 향후 부동산 간접투자 활성화 및 전략 수립에 중요한 기여를 할 수 있을 것으로 기대된다.

### III. 연구방법

#### 1. 변수설명

본 연구는 2020년 2월부터 2024년 2월까지 국내의 공모·임대형 부동산 펀드를 대상으로 한 49개의 월별데이터를 적용하였다.

금융투자협회(2024)는 전자공시서비스를 통해 부동산 펀드의 수익률 및 정보를 의무 공시하

8) 공모형, 사모형, 대출채권형, 임대형, 공모-대출채권형, 공모-임대형, 사모-대출채권형, 사모-임대형.

고 있으며(‘24년 3월 기준) 16개의 자산운용사에서 운용하고 있는 총 52개 공모 부동산 펀드 중 해외 투자펀드는 33개, 혼합형 투자펀드는 6개, 국내 투자펀드는 13개로 확인되었다. 저자는 투자 대상에 따라 임대형 펀드, 주식형 펀드, ETF 펀드로 구분하고 본 연구의 목적에 맞게 ETF 펀드, 주식형 펀드, 임대형 펀드의 재간접형을 제외<sup>9)</sup>하여, 운용규모 30억 원 이상·운용기간은 최소 3년 이상인 국내 공모·임대형 펀드 총 6개<sup>10)</sup>의 수익률을 산정하여 데이터로 구축하였다.<sup>11)</sup>

$$Ri_m = (Pi_m - Pi_{m-1}) / Pi_{m-1} \quad (\text{식 } 1)$$

$Ri_m$ : fund( $i$ ), time( $m$ ) monthly rate of return

$Pi_m$ : fund( $i$ ), time( $m$ ) standard price

앞 장에서 언급한 바와 같이 사모 부동산 펀드는 그 특성상 비공개 방식으로 투자자를 모집하고 공시의무가 제외되는 등 정보공개의 제약이 존재하고, 부동산 펀드의 순자산가치 비중이 50% 이상을 차지하는 임대형 펀드만을 적용하여 자료구축에 제한을 두었다.

각 펀드의 수익률은 (식 1)과 같이 단위기간의 기초시점 기준가격과 기말시점 기준가격의 차이를 기초시점 기준가격으로 나누어 계산한다(남연

우·고석찬, 2015). 여기서 기준가격이란 특정시점의 자산총액에서 부채총액을 차감한 후 집합투자증권 발행 총수로 나눈 1좌당 가격을 말한다. 수익률은 기준가격을 가공하여 산출한 변수로서 단위기간(1개월)에 관한 수익성의 방향 또는 정도를 확인할 수 있다.<sup>12)</sup>

본 연구를 위해 금융시장은 신용시장과 자산시장으로 구분하고, 자산시장은 채권시장, 주식시장, 부동산시장으로 구분하였다. 부동산 PF대출과 유동화 증권 부실화 등 금융기관의 자산건전성 유동성 등이 신용시장과 밀접하게 연관되어 있다. 또한 신용스프레드는 국고채와 회사채의 차이를 나타내며 그 차이가 확대될수록 기업의 자금조달비용이 높고 신용 위험도가 증대됨을 말한다. 이는 신용스프레드가 미래시장의 예측력을 확인할 수 있는 유의미한 변수임을 나타내준다(최종범 외, 2005). 이에 신용시장은 신용레버리지, 주식시장은 KOSPI 증가율과 채권시장은 신용스프레드를 대표변수로 적용하였다(표 4).

부동산시장을 나타내는 임대가격지수는 본 연구에 적용된 부동산 펀드의 임대 자산의 특성<sup>13)</sup>에 따라 수도권·상업용 부동산으로 지정하였다. 임대가격지수는 기준시점(21년 4/4분기)대비 표본건물 기준층의 시장임대료를 이용해서 산출한다.<sup>14)</sup>

9) 재간접형 펀드(fund of funds)는 전체자산의 50% 이상을 타 펀드에 분산투자하여 수익을 추구하는 펀드로서, 직접 물건의 임대 또는 분양에 관한 부동산 펀드가 아니기 때문에 본 연구의 변수 대상에서 제외하였다. 또한 ETF, 증권형도 제외하였다.

10) 유경 공모 부동산 투자신탁(3호), 이지스 리테일 부동산 투자신탁(126호, 194호, 299호), KB와이즈 스타 부동산 투자신탁(3호), 하나대체투자 티마트 그랜드 종류형 부동산 투자신탁(1호).

11) 부동산 펀드의 최초 설정일은 16년부터 22년까지 다양한 시계열을 지니고 있으나, 데이터의 관측치 부족으로 ‘이지스 부산특구 부동산 투자신탁 제1호’ 펀드는 제외하였다.

12) (하나자산운용) 기준가격=(자산총액-부채총액)/집합투자증권발행총수.

13) 본 연구에 적용된 부동산 펀드의 임대 자산은 모두 서울시 상업용 오피스 빌딩이므로 그 특성에 따른 변수 범위를 제한하였다.

14) 한국부동산원 임대가격지수: 임차인이 일정 공간을 점유하기 위해 지불하는 비용지수.

〈표 4〉 변수설명

변수		설명		출처
종속변수	fund_ave	국내 부동산 펀드 수익률(공모·임대형) $R_m = (P_m - P_{m-1})/P_{m-1}$ n: 부동산 펀드 벡터		Kofia
	credit	신용시장	신용레버리지 (=사모신용 <sup>15)</sup> / 명목 GDP)	BOK
독립변수	kospi	주식시장	KOSPI 성장률 $\Delta kospi = \frac{kospi_t - kospi_{t-1}}{kospi_{t-1}}$	BOK
	bond	채권시장	신용스프레드 = 회사채 - 국채	BOK Kofia
	rent	부동산 시장	임대료 지수 변동률	REB
	interest		기준금리	ECOS

## 2. 분석모형

벡터자기회귀모형(VAR)은 2개 이상의 내생변수의 동적변화를 모형화함으로써 정책현상을 이해하기 위한 다양한 이론적 접근의 가능성이 강조되기 때문에 이론의 타당성 검증이 가능하고 활용성이 높다(김은미·김시연, 2019).

다변량 분석 시 예측할 변수의 과거데이터뿐만

아니라 상호 의존성도 고려해야 하는데, 본 연구는 예측과 특정 변수의 일시적 충격에 대한 효과를 모델링 하기 위해 연립방정식 체계로 구성된 VAR 모형을 적용하였다.

이를 위해 본 연구는 분석대상 변수(자신의 시차변수와 여타 변수의 시차변수)를 모두 내생변수로 취급하여 함수로 설정하였으며, (식 2)와 같다.

VAR 모형은 시계열의 안정성(stationary) 검

$$fund\_ave_t = c_1 + \alpha_{11}fund\_ave_{t-1} + \alpha_{12}fund\_ave_{t-2} + \dots + \alpha_{1,t-2} + \eta_{11}interest_{t-1} + \eta_{12}interest_{t-2} + \epsilon_{1t}$$

$$credit_t = c_2 + \alpha_{21}fund\_ave_{t-1} + \alpha_{22}fund\_ave_{t-2} + \dots + \alpha_{2,t-2} + \eta_{21}interest_{t-1} + \eta_{22}interest_{t-2} + \epsilon_{2t}$$

⋮

$$interest_t = c_6 + \alpha_{61}fund\_ave_{t-1} + \alpha_{62}fund\_ave_{t-2} + \dots + \alpha_{6,t-2} + \eta_{61}interest_{t-1} + \eta_{62}interest_{t-2} + \epsilon_{6t}$$

⇓

$$\begin{bmatrix} fund\_ave_t \\ \vdots \\ interest_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ \vdots \\ c_6 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \dots & \eta_{11} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{61} & \dots & \eta_{61} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} fund\_ave_{t-1} \\ \vdots \\ interest_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \alpha_{1,p} & \dots & \eta_{1,p} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{6,p} & \dots & \eta_{6,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} fund\_ave_{t-p} \\ \vdots \\ interest_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \vdots \\ \epsilon_{6,t} \end{bmatrix}$$

$$\therefore y_t = c + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t \tag{식 2}$$

15) 자금순환통계상 가계, 기업 부채 합.

정 및 내생성(endogeneity) 수준이 중요한 영향을 미치므로 본 연구는 단위근 검정과 Granger 인과관계 검정 등을 선행하여 추정모형의 배열을 결정 후 분석을 시행하고자 한다. 또한 모형의 적정 차수 결정을 위해 총 4개(Akaike information criteria, AIC; Schwartz Bayesian criteria, SC; Hannan-Quinn, HQ; final prediction error, FPE)의 정보기준을 수행하고 그 정보기준 값에 따라 적정 차수를 도출한다.

#### IV. 분석결과

##### 1. 기초통계

본 연구를 위해 2020년 2월부터 2024년 2월까지 총 49개의 월별데이터를 구축하였으며, 데이터의 정규분포 가정 성립을 위한 기초통계량 검정과 Jarque-Bera 검정을 시행하였다. Jarque-Bera 검정은 시계열 분석에서 데이터의 왜도와 첨도가 정규분포와 일치하는지 판단하여 데이터 정규성을 확인한다.

Jarque-Bera 검정에 따라 본 연구에 적용된 시계열 자료를 분석한 결과 fund\_ave, interest, credit는 귀무가설<sup>16)</sup>을 기각하여 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타났다.

펀드의 수익률을 나타내는 fund\_ave는 분석 기간 동안 평균 -0.19의 수익률을 나타냈으며 최소값은 -2.45, 최대값은 2.04인 것으로 나타났

다. 임대가격지수 변동률을 나타내는 rent는 분석 기간 동안 평균 100.02, 최소값은 98.4, 최대값은 101.60으로 나타났다.

주식시장의 KOSPI 평균증가율은 0.01이고, 최대값은 0.14, 최소값은 -0.13으로 나타났다. interest는 금리를 나타내며 분석 기간 동안 1.82의 평균값과 최소값은 0.5, 최대값은 3.5를 나타냈다.

신용시장의 creit는 평균값 219.02, 최소값은 200, 최대값은 225.6으로 나타났다. 마지막으로 채권시장의 bond는 평균값 7.11이고 최소값은 6.43, 최대값은 7.72인 것으로 나타났다(〈표 5〉).

##### 2. 단위근 검정

VAR 모형을 적용하기 위해서는 시계열 자료의 안정성(stationary)이 요구된다.

안정성이란 시계열 변수가 단기적 충격에 의해 균형을 이탈하더라도 장기적으로는 다시 균형으로 복귀하려는 성향을 지니고 있는 것을 의미한다(홍우형, 2016).

이에 본 시계열 자료는 단위근검정(augmented Dicky-Fuller, ADF)을 시행하였다. 수준변수의 ADF검정 결과, fund\_ave 변수를 제외한 모든 변수가 단위근을 가지고 있어 불안정한 시계열 자료로 나타났다(〈표 6〉).

이에 1차 차분하여 단위근 검정을 재시행하였으며, 그 결과 모든 변수는 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하여 안정적인 정상시계열임을 확인하였다.

16)  $H_0$ : Jarque-Bera 확률값이 정규분포를 따른다.

〈표 5〉 기초통계분석 결과

변수	평균	표준편차	최소값	최대값	왜도	첨도	JB	Prob
fund_ave	-0.19	0.68	-2.45	2.04	-0.42	3.00	23.136	0.000
rent	100.02	0.92	98.40	101.60	0.05	-0.87	1.274	0.529
kospi	0.01	0.06	-0.13	0.14	-0.28	-0.22	0.704	0.703
interest	1.82	1.30	0.50	3.50	0.31	-1.73	6.555	0.038
credit	219.02	7.25	200.00	225.60	-1.00	0.04	8.734	0.012
bond	7.11	0.40	6.43	7.72	-0.16	-1.08	2.266	0.322

〈표 6〉 ADF 분석 결과

변수	(수준변수) ADF 분석 결과					
	Drift		Trend		None	
	Statistic	Lag	Statistic	Lag	Statistic	Lag
fund_ave	-4.337***	1	-4.557***	2	-3.944***	1
rent	-0.269	1	-3.588***	1	1.433	1
kospi	-2.566*	3	-2.702*	3	-2.487*	3
interest	-1.692	4	-2.274*	4	-0.136	4
credit	-2.523*	4	-1.508	4	0.821	4
bond	-1.819	2	-1.766	2	-0.638	2

변수	(차분변수) ADF 분석 결과					
	Drift		Trend		None	
	Statistic	Lag	Statistic	Lag	Statistic	Lag
d_rent	-5.139***	1	-5.097***	1	-4.764***	1
d_kospi	-6.070***	3	-6.030***	3	-6.156***	3
d_interest	-3.484***	1	-3.348***	1	-2.938***	1
d_credit	-7.674***	1	-12.179***	1	-5.965***	3
d_bond	-3.925***	1	-3.886***	1	-3.969***	1

주 : 1) \* p<0.1, \*\*\* p<0.01.

2) ADF, augmented Dicky-Fuller.

### 3. 그랜저 인과관계 검정

본 연구에 적용되는 시계열 데이터는 ADF 검정

을 통해 안정성 여부를 확인하였으며, 이후 VAR (p) 모형을 구축하기 위한 차수 p를 결정해야 한다. 일반적으로 모형의 적정시차를 결정하기 위

해서는 아카이케 정보기준(AIC), 슈이츠베이즈 정보기준(SC) 등을 시행한다.

저자는 R의 vars 패키지 내에 있는 VARselect 함수를 활용하여 AIC, SC 정보기준 외에 하난퀸 정보기준(HQ)과 최종 예측 오차 정보기준(FPE)을 추가하여 총 4개의 정보기준을 통해 차수  $p$  값을 결정하였다.

AIC, HQ, SC는 정보기준값이 최소값을 나타내는 것을 적정시차로 결정하고, FPE정보기준값은 최대값을 나타내는 것을 적정시차로 결정한다. <표 7>에서 볼 수 있듯이, AIC, HQ, FPE 정보기준값은  $p=2$ , SC 정보기준값은  $p=1$ 로 나타났다.

VAR 모형은 안정적인 시계열 자료와 개별 변수들의 내생성(endogeneity) 수준이 중요한 영향을 미친다. 내생성이란 독립변수와 오차항의 상관성이 0이 아닌 경우를 말한다.

또한 변수의 배열에 따라 VAR 모형이 민감한 반응을 보이므로 배열 순서를 정하는 것이 중요하다. 이에 변수 간의 인과관계를 파악하여 내생성이 적은 변수 순서로 배열을 정하고자 그랜저 인과관계 검정(Granger causality test)을 시행한다(<표 8>).

<표 7> 모델의 적정시차

구분	1	2	3	4
AIC	-1.746	-1.856	-1.854	-1.836
HQ	-1.675	-1.731	-1.675	-1.603
SC	-1.554	-1.519	-1.373	-1.211
FPE	2.649	9.794	1.313	2.796

주 : AIC, Akaike information criteria; HQ, Hannan-Quinn; SC, Schwartz Bayesian criteria; FPE, final prediction error.

그랜저 인과관계 검정을 통해 Lag 1에서  $d\_kosp$ 와  $d\_bond$ 가  $fund\_ave$ 에 유의미한 영향을 미친다는 결과를 얻어낼 수 있었는데, 이는 KOSPI 증가율과 신용스프레드 변수는 부동산 펀드 수익률의 선행 변수로 해석할 수 있다. 즉, 주식시장이 활발할 때 부동산 펀드로 자금이 유입되거나 투자자들의 위험 선호도가 높아지면서 펀드 수익률에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 또한, 신용스프레드가 확대될 경우 기업 자금조달 비용이 증가하고, 투자자들이 위험을 회피하면서 부동산 펀드에 대한 투자가 감소하는 경향이 있음을 의미한다. 또한, 그랜저 인과관계 분석결과에 따라  $d\_bond$ 와  $d\_credit$ ,  $d\_kosp$ 는  $d\_interest$ 에 유의미한 영향을 가짐을 확인하였다. 반면  $d\_interest$ 는  $d\_kosp$ 에 유의미한 영향을 가짐을 확인하였는데, 이를 종합하면 신용스프레드, 신용레버리지, KOSPI 증가율은 금리의 선행 변수로 작용한다고 해석할 수 있다.

Lag 2에서도  $d\_bond$ 는  $fund\_ave$ 에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 Lag 1, 2 모두에서 신용스프레드는 부동산 펀드 수익률에 지속적으로 선행하는 변수로 작용하며 신용시장의 상태가 펀드 수익률을 예측할 수 있는 중요한 요인이 될 수 있음을 나타낸다.

또한  $d\_credit$ 와  $d\_kosp$ 는  $d\_interest$ 에 유의미한 영향을 미치는 것으로 보아 신용 레버리지, KOSPI 증가율은 금리의 선행 변수임을 확인할 수 있었다. 마지막으로  $d\_interest$ 는  $d\_bond$ 에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 이는 금리가 기업의 자금조달 비용과 채권시장에 중요한 변수로 작용한다는 점을 설명하여, 금리는

*Analysis of the Factors Affecting the Volatility of Real Estate Fund Returns Considering the Linkage  
Between Financial Markets and Macroeconomic Variables*

〈표 8〉 그랜저 인과관계 분석 결과

$H_0$	Lag=1		Lag=2	
	F-value	p-value	F-value	p-value
d_rent ⇒ fund_ave	0.02	0.89	0.12	0.88
d_kospi ⇒ fund_ave	4.29	0.04*	2.59	0.09
d_interest ⇒ fund_ave	3.73	0.06	2.52	0.09
d_credit ⇒ fund_ave	0.43	0.52	0.30	0.75
d_bond ⇒ fund_ave	7.91	0.01*	3.68	0.03*
fund_ave ⇒ d_bond	3.43	0.07	1.83	0.17
d_credit ⇒ d_bond	1.32	0.26	1.31	0.28
d_interest ⇒ d_bond	1.57	0.22	5.95	0.01*
d_kospi ⇒ d_bond	0.21	0.65	0.83	0.44
d_rent ⇒ d_bond	0.29	0.59	0.16	0.86
fund_ave ⇒ d_credit	0.19	0.67	0.19	0.83
d_bond ⇒ d_credit	0.24	0.63	0.68	0.51
d_interest ⇒ d_credit	0.50	0.48	2.02	0.15
d_rent ⇒ d_credit	0.02	0.89	0.04	0.96
d_kospi ⇒ d_credit	2.21	0.14	0.54	0.59
fund_ave ⇒ d_interest	0.13	0.72	0.28	0.75
d_bond ⇒ d_interest	5.05	0.03*	3.05	0.06
d_credit ⇒ d_interest	8.22	0.01*	4.63	0.02*
d_kospi ⇒ d_interest	8.40	0.01*	3.76	0.03*
d_rent ⇒ d_interest	0.75	0.39	0.80	0.46
fund_ave ⇒ d_kospi	0.31	0.58	0.50	0.61
d_bond ⇒ d_kospi	0.24	0.63	1.03	0.37
d_credit ⇒ d_kospi	3.35	0.07	2.96	0.06
d_interest ⇒ d_kospi	3.99	0.05*	1.60	0.21
d_rent ⇒ d_kospi	0.09	0.76	1.33	0.28
fund_ave ⇒ d_rent	0.78	0.38	1.26	0.30
d_bond ⇒ d_rent	0.24	0.63	0.66	0.52
d_credit ⇒ d_rent	0.37	0.55	1.01	0.37
d_interest ⇒ d_rent	2.06	0.16	1.76	0.18
d_kospi ⇒ d_rent	0.23	0.64	1.20	0.31

주 : \* p<0.1.

신용스프레드의 선행변수로 해석될 수 있다.

또한  $d\_interest$  변수가 가장 내생성이 강하고,  $fund\_ave$ ,  $d\_bond$ ,  $d\_kospi$ ,  $d\_credit$  순으로 나타났으며  $d\_rent$  변수가 가장 외생성이 강한 것으로 나타났다. 따라서 본 연구의 VAR 모형의 배열은  $d\_rent \rightarrow d\_credit \rightarrow d\_kospi \rightarrow d\_bond \rightarrow fund\_ave \rightarrow d\_interest$  순으로 정하였다.

#### 4. 벡터자기회귀모형

지금까지 ADF 검정결과를 통해 시계열 데이터의 안정성을 확보하고, 그랜저 인과관계 분석을 수행하여 변수의 내생성 확인 및 배열 순서를 선정하였다.

〈표 9〉는 펀드의 수익률과 각 시장의 거시경제 변수 간 VAR 분석 결과를 제시하고 있다. 본 연구는 부동산 펀드의 성과에 미치는 시장의 거시경제 변수가 어떤 영향을 미치는지 살펴보고자 하였기에  $fund\_ave$ 를 종속변수로 활용한 분석 결과에 주목하고자 한다.

부동산 펀드 수익률을 나타내는  $fund\_ave$ 에 유의미한 변수는 10% 유의수준에서 음(-)의 회귀계수를 갖는  $d\_bond(t-1)$ 와  $fund\_ave(t-2)$ , 양(+ )의 회귀계수를 갖는  $d\_interest(t-2)$ 로 나타났다.  $fund\_ave$ 와  $d\_interest$  변수의 관계에서 ‘금리는 부동산 펀드 수익률에 유의한 양의 영향을 미친다.’ 결과는 강원(2009), 김종원·최민섭

(2013) 등 이전연구에서도 확인할 수 있다.<sup>17)</sup> 이는 연구에 적용된 종속변수인 임대형 부동산 펀드는 금리 상승에 따라 부동산 보유 시 발생하는 임대료도 증가하게 되어 결과적으로 펀드의 수익성이 증가하는 것으로 추론할 수 있다. 구체적으로, 금리가 상승하면 부동산 자산의 신규 매입 비용이 증가하여 부동산 시장에 대한 신규 투자 수요가 줄어들 수 있지만, 기존에 보유한 부동산 자산에 대한 임대료는 이자율 상승에 따라 오히려 상승하는 경향이 있다. 이는 임대 수익을 기반으로 하는 임대형 부동산 펀드가 금리 상승기에 보유 자산으로부터 더 높은 임대료를 부과할 수 있기 때문이다. 또한, 금리 상승은 종종 경제 회복이나 인플레이션 상황에서 나타나며, 이러한 상황에서 물가 상승 압력과 더불어 임대료도 상승할 가능성이 크다.

따라서 금리 인상기에는 부동산 자산을 이미 보유하고 있는 임대형 부동산 펀드는 더 높은 임대료 수익을 실현할 수 있으며, 이에 따라 펀드의 수익성도 증가할 수 있다. 본 연구기간 동안 이러한 금리 상승과 임대료 상승의 동반 효과는 금리와 부동산 펀드 수익률 간의 양(+ )의 관계를 설명하는 중요한 요인으로 작용한 것으로 보인다.

또한  $d\_bond$ 는 회사채와 국고채의 차이인 신용스프레드를 말하는데, 이를 통해 신용스프레드의 증·감에 따라 경기변동을 예측할 수 있다(김진용·이한식, 2011). ‘신용스프레드의 확대는 부동산 펀드 수익률에 유의한 음의 영향을 미친다’는 본 연구에 빚대어보면 신용스프레드가 축소될수

17) 강원(2009)은 실증분석 결과 임대형 펀드의 경우 금리는 펀드수익률에 유의미한 양(+ )의 영향을 지닌다고 보고, 김종원·최민섭(2013)은 금리가 부동산 펀드에 양(+ )의 계수를 나타냄을 확인하였다. 강원(2009)의 연구는 부동산펀드를 임대형과 대출형으로 구분하여 분석하였으나, 김종원·최민섭(2013)은 금융위에 등록된 부동산 펀드로 제한함으로써 임대형과 대출형, 공·사모를 구분하지 않았다.

*Analysis of the Factors Affecting the Volatility of Real Estate Fund Returns Considering the Linkage  
Between Financial Markets and Macroeconomic Variables*

〈표 9〉 VAR 분석 결과

변수	종속변수					
	fund_ave	d_rent	d_kospi	d_interest	d_credit	d_bond
fund_ave(-1)	0.075 (0.689)	0.149* (0.066)	-0.011 (0.646)	0.023 (0.576)	-0.179 (0.348)	0.048 (0.153)
fund_ave(-2)	-0.331* (0.100)	0.197** (0.028)	0.012 (0.617)	-0.071 (0.124)	-0.317 (0.132)	0.041 (0.265)
d_rent(-1)	0.172 (0.662)	0.029 (0.864)	-0.042 (0.371)	-0.034 (0.691)	0.029 (0.943)	-0.054 (0.439)
d_rent(-2)	-0.087 (0.816)	-0.011 (0.948)	-0.035 (0.437)	-0.088 (0.293)	-0.046 (0.904)	-0.054 (0.416)
d_kospi(-1)	-0.724 (0.581)	0.122 (0.827)	-0.836*** (0.000)	-0.608** (0.043)	-0.077 (0.954)	-0.247 (0.291)
d_kospi(-2)	-0.520 (0.682)	1.031* (0.064)	-0.581*** (0.000)	-0.492* (0.087)	0.704 (0.587)	-0.264 (0.245)
d_interest(-1)	-0.633 (0.443)	-0.451 (0.203)	-0.011 (0.915)	-0.038 (0.832)	-1.092 (0.196)	-0.003 (0.981)
d_interest(-2)	1.214* (0.097)	0.391 (0.207)	-0.096 (0.262)	0.418** (0.012)	-1.193*** (0.005)	-0.027 (0.828)
d_credit(-1)	-0.111 (0.283)	0.024 (0.582)	-0.001 (0.979)	0.007 (0.741)	-0.706*** (0.000)	0.019 (0.286)
d_credit(-2)	-0.074 (0.409)	-0.025 (0.511)	-0.005 (0.619)	-0.022 (0.261)	-0.649*** (0.000)	0.019 (0.225)
d_bond(-1)	-1.916* (0.096)	0.549 (0.258)	0.061 (0.648)	0.425* (0.096)	3.355*** (0.006)	0.648*** (0.002)
d_bond(-2)	1.199 (0.256)	-0.653 (0.150)	0.063 (0.609)	-0.286 (0.223)	-0.411 (0.701)	-0.043 (0.265)
const	0.723** (0.026)	0.051 (0.704)	0.007 (0.836)	0.094 (0.182)	3.308*** (0.000)	-0.104* (0.067)
trend	-0.034*** (0.002)	0.001 (0.888)	0.001 (0.863)	-0.001 (0.546)	-0.078*** (0.000)	0.003** (0.049)
RSE	0.298	0.247	0.068	0.128	0.3901	0.102
R-squared	0.617	0.627	0.612	0.592	0.838	0.657
F-statistic	2.503	0.973	4.104	1.641	13.17	2.141
p-value	0.011	0.041	0.001	0.023	0.000	0.039

주 : \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

록 채권시장 전반의 양호한 수급상황, 기업실적 개선 및 신용등급 상향 가능성으로 인한 경기회복

이 기대되며 이는 부동산 간접투자시장의 수익률에 긍정적인 영향을 줄 것으로 볼 수 있다. 위와 같

은 VAR 분석 결과는 단기적인 상호관계만을 의미하기 때문에 변수 간의 상호관계에 대한 결론을 내리기에는 부족하므로, 장기적인 관계에 대한 분석을 위한 충격반응함수를 수행하고자 한다.

### 5. 충격반응함수

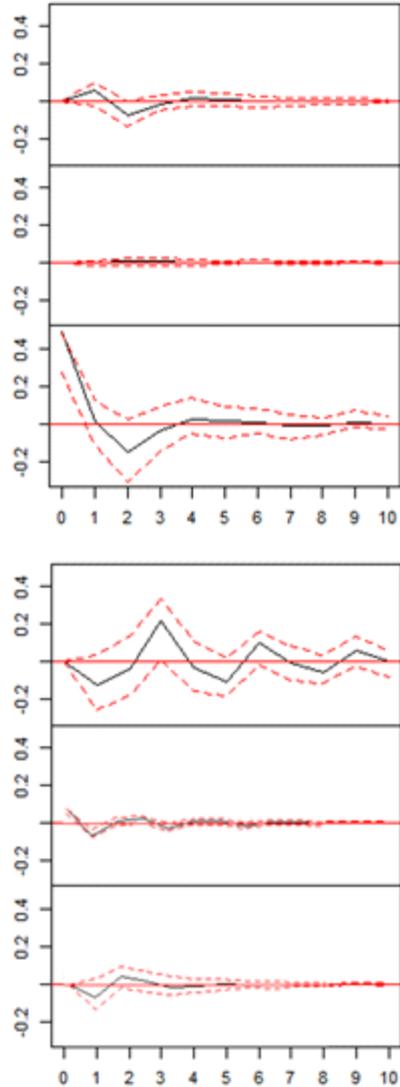
충격반응함수(IRF)는 변수들이 1 표준편차만큼의 단위충격에 대해 어떻게 변화하는지 시간변화에 따른 반응을 보여주는 함수로서 각 변수의 충격이 다른 변수에 어떤 영향을 주는지 분석하기 위한 방법이다.

본 장에서는 연구에 투입된 시계열 데이터 간 유의미한 변수의 영향 등을 자세히 알아보기 위해서 VAR 모형의 추정 결과를 기반으로 IRF를 시행하였다.

마찬가지로 본 연구는 부동산 펀드의 성과에 미치는 시장의 거시경제변수가 어떤 영향을 가지는지 규명하는 것이 목적이므로, Response 변수가 fund\_ave일 때 각 변수의 충격에 대한 IRF 분석 결과만을 <그림 2>에 도식화하였다.<sup>18)</sup>

충격반응함수에 나타난 fund\_ave에 대한 1 표준편차 충격은 2개월까지 급격하게 음의 반응을 나타냈으며 이후 0에 수렴하여 4개월부터 특별한 모습을 보이지 않았다.

d\_bond에 대한 1 표준편차 충격은 1개월까지 음의 반응을 나타내고, 이후 진폭이 작은 상태로 양·음의 반응을 나타내다가 4개월부터 0으로 수렴하였다. d\_interest에 대한 1 표준편차 충격은 1개월



주 : 95% Bootstrap CI, 100 runs.

<그림 2> IRF분석 결과(반응변수: fund\_ave)

까지 음의 반응을 나타내고 2개월까지 양의 반응을 나타내고 이후 3개월부터 0으로 수렴하였다.

18) 95% 신뢰구간은 100번의 Wild Bootstrapping을 통해 계산하였다.

d\_credit에 대한 1 표준편차 충격은 1개월까  
지 음의 반응을 나타내다가 이후 양·음의 파동으  
로 결국 0에 수렴하는 형태를 가졌다.

또한, d\_rent에 대한 충격은 1개월까지 양의  
반응을 보이고 곧 음의 반응을 보였으나 3개월까  
지 0에 수렴하는 모습이 보인 후 특별한 반응은 나  
타나지 않았다.

하지만 d\_rent와 d\_credit, d\_kospi는 fund\_ave와 통계적으로 유의하지 않았다.

분석결과, 신용스프레드를 나타내는 d\_bond, 금리변수인 d\_interest, 자체변수인 fund\_ave의 충격이 부동산 펀드 수익률을 나타내는 fund\_ave에게 장·단기적인 영향을 미치는 주요 요인임을 확인할 수 있다.

## 6. 예측오차 분산분해

예측오차 분산분해(FEVD) 분석 결과는 <표

10>과 같다. 1개월 이후 fund\_ave 변수를 VAR 모형으로 예측할 때 발생하는 예측오차의 총분산을 100%라고 가정한다면 예측오차의 분산 중 펀드수익률 자체의 충격에 의해 70.1%가 발생하고, d\_rent는 0.9%, d\_credit는 15.6%, d\_kospi는 6.7%, d\_bond는 6.6%, d\_interest는 1%를 차지하고 있다.

이를 통해, 해당 시차에는 fund\_ave 자체변동과 d\_credit의 변동이 예측오차의 분산에 크게 기여하고 있음을 확인할 수 있다.

또한, 10개월 이후 fund\_ave는 예측오차의 분산 중 fund\_ave 자체의 충격에 의해 49.9%가 발생하고, d\_rent는 1.9%, d\_credit는 16.7%, d\_kospi는 9.9%, d\_bond는 17.3%, d\_interest는 4.2%로 차지하고 있음을 보인다. 이에 해당 시차에는 fund\_ave와 d\_credit, d\_bond의 변동이 예측오차의 분산에 크게 기여함을 확인할 수 있다.

<표 10> FEVD 분석 결과

반응변수	Lag	충격변수					
		d_rent	d_credit	d_kospi	d_bond	fund_ave	d_interest
fund_ave	1	0.0093211	0.1555780	0.0674299	0.0663020	0.7013689	0.0095508
	2	0.0196150	0.1621156	0.1021952	0.1589386	0.5475846	0.0423131
	3	0.0186056	0.1497881	0.0934887	0.1526838	0.5431204	0.0419638
	4	0.0174762	0.1656157	0.0944310	0.1704955	0.5100177	0.0414995
	5	0.0194362	0.1637434	0.0983436	0.1718393	0.5051378	0.0411919
	6	0.0194107	0.1663002	0.0984902	0.1731574	0.5014494	0.0417469
	7	0.0193729	0.1666722	0.0982801	0.1733732	0.5005547	0.0418292
	8	0.0194017	0.1664426	0.0989948	0.1734365	0.4998949	0.0418994
	9	0.0193828	0.1664715	0.0995119	0.1732266	0.4995077	0.0419016
	10	0.0194148	0.1673156	0.0993782	0.1729862	0.4990034	0.0419765

## V. 결론

본 연구에서는 먼저 재원조달·자본이득의 기반이 될 수 있는 부동산 펀드 및 자본시장법에 따른 부동산집합투자기구의 유형, 구조, 자산총액 등을 살펴보았다.

부동산 펀드가 도입되었던 2004년의 부동산 펀드는 펀드 전체의 자산총액 중 약 1%에 불과하였으나 2023년은 21%로 크게 증가하였는데, 이는 정부의 역할도 크게 작용한 결과이며 간접투자 수익이 국민에게 재분배되는 효과도 발생하였다.

반면 부동산 시장은 고립된 시장이 아닌 다른 자산시장 및 경제 시스템, 통화가치 등과 연계되어 있기 때문에 최근 경기 침체 등으로 인한 부동산 가격 변동성 위험은 부동산 간접투자시장에도 영향을 미칠 것으로 판단된다.

이에 위험을 인지하고 부동산 펀드의 수익률에 미치는 영향 및 시장 간 연계성을 확인할 수 있는 모형을 구축하여 시장과 연관성이 높은 거시경제 환경의 변화가 발생할 경우 장기적인 변화 방향성 예측하고자 하였다.

연구의 분석을 위해 저자는 국내 부동산 펀드(공모·임대형)의 수익률을 종속변수로 삼고, 부동산 시장, 신용시장, 채권시장, 증권시장의 거시경제 변수인 임대가격지수 변동률, 신용레버리지, 신용스프레드, KOSPI 증가율과 금리를 변수로 선정하여 2020년 2월부터 2024년 2월까지 총 49개의 월별데이터로 구축하였다. 앞서 단위근 검정과 시차검정을 통해 정상시계열 데이터를 확보하였다.

그랜저 인과관계 분석 결과, KOSPI 증가율과

신용스프레드는 부동산 펀드 수익률에 유의미한 영향을 미치며, 이는 두 변수가 부동산 펀드 수익률에 대해 선행 변수로 작용함을 나타낸다. 특히, KOSPI 증가율은 주식시장의 변동성이 부동산 펀드 수익률에 선행하는 역할을 하며, 신용스프레드는 신용 시장의 변동이 부동산 펀드 수익률에 미치는 중요한 선행 지표임을 의미한다. 또한, 금리는 신용스프레드와 KOSPI 지수에 유의미한 영향을 미치며, 주식시장 및 신용시장의 상태가 금리에 영향을 받는 후행 변수임을 확인할 수 있었다.

또한 그랜저 인과관계 분석을 통해 외생성이 가장 높은 순서인 임대가격지수 변동률 → 신용레버리지 → KOSPI 증가율 → 신용스프레드 → 부동산 펀드 수익률 → 금리 순으로 VAR(2) 모형의 변수를 배열하였다.

이후 VAR 모형, IRF 모형, FEVD 모형을 적용하여 연구를 수행하였다.

저자는 본 연구의 목적에 따라 종속변수가 부동산 펀드 수익률일 때 영향을 미치는 독립변수를 살펴보았다. VAR 분석 결과, 독립변수인 신용스프레드( $t-1$ ), 금리( $t-2$ ), 부동산 펀드 수익률( $t-2$ )이 종속변수인 부동산 펀드 수익률에 영향을 미치며 모두 10%의 유의수준 하에서 금리( $t-2$ )는 부동산 펀드 수익률에 양(+)의 영향, 신용스프레드( $t-1$ )와 부동산 펀드 수익률( $t-2$ )은 음(-)의 영향을 미쳤다. 그 외 독립변수인 임대가격지수 변동률, KOSPI 증가율, 신용레버리지는 통계적으로 유의하지 않았다.

VAR 분석 결과는 변수 간의 단기적 상호관계만을 의미하기 때문에 장기적 관계에 대한 분석을 위

해 VAR 결과를 기반으로 IRF 분석을 시행하였다.

IRF 분석 결과, 부동산 펀드 수익률의 1 표준편차 충격은 Response 변수인 부동산 펀드 수익률의 급격한 음의 반응을 나타냈으며 이후 0에 수렴하여 4개월부터 특별한 모습을 보이지 않았다. 또한, 신용스프레드의 1 표준편차 충격을 통해 Response 변수인 부동산 펀드 수익률 1개월까지 음의 반응을 나타낸 후 진폭이 작은 상태로 양·음의 반응을 나타내다가 결국 4개월부터 0으로 수렴하였다.

금리의 1 표준편차 충격은 부동산 펀드 수익률의 음·양의 반응이 반복적으로 나타나다가 이후 3개월부터 0으로 수렴하였다. 이를 통해 펀드의 과거 수익률과 신용시장, 부동산시장의 거시경제 충격이 부동산 펀드수익률에 장·단기적인 영향을 미치는 요인임을 확인할 수 있다. 마지막으로, FEVD 분석은 VAR 모형으로 예측할 때 발생하는 예측오차의 분산 중 각 변수가 차지하는 비율을 비교하였다.

FEVD 분석 결과, Lag가 1일 때 부동산 펀드 수익률 자체의 충격에 의해 70.1%로 가장 높게 나타났다, 신용레버리지는 15.6%, KOSPI 증가율은 6.7%, 신용스프레드는 6.6%, 금리는 0.95%, 임대가격지수 변동률은 0.93%로 나타났다. 또한, 10개월 이후 부동산 펀드 수익률은 예측오차의 분산 중 자체 충격으로 49.9%가 발생하고, 신용스프레드는 17.3%, 신용레버리지는 16.7%, KOSPI 증가율은 9.9%, 금리는 4.2%, 임대가격지수 변

동률은 1.9%로 나타났다. 즉, 단기는 자체변수, 신용레버리지, KOSPI 증가율, 신용스프레드, 금리, 임대가격지수 변동률 순서, 단기는 자체변수, 신용스프레드, 신용레버리지, KOSPI 증가율, 금리, 임대가격지수 변동률 순서로 예측오차의 분산에 크게 기여함을 확인할 수 있었다.

본 연구를 통해 먼저 부동산 펀드 수익률에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 자체변수인 부동산 펀드 수익률인 것으로 나타났다. 이는 부동산 펀드가 부동산 증권 및 관련 채권 등에 분산투자하기 때문에 부동산 펀드의 수익률은 각 자본시장의 영향이 집대성되는 결과임을 주장하는 김종원·최민섭(2013)의 연구를 지지한다. 두 번째로, ‘금리는 부동산 펀드 수익률에 유의한 양(+의 영향을 갖는다.’ 본 연구의 결과는 강원(2009), 김종원·최민섭(2013) 등 이전연구<sup>19)</sup>에서도 확인할 수 있는데, 이는 금리 상승 시 보유 부동산의 임대료도 증가하여 장기적으로는 부동산 펀드의 수익성에 영향을 미치는 것으로 추론할 수 있다. 마지막으로 신용스프레드는 인과관계 분석 및 VAR 분석에서 부동산 펀드 수익률에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

신용스프레드가 확대될수록 채권시장 전반의 불안한 수급상황, 기업실적 및 신용등급 하향 가능성으로 인한 신용위험, 유동성위험 등이 초래되며 부동산 간접투자시장의 수익률에 부정적인 영향을 줄 것으로 볼 수 있다. 이는 부동산 PF 관련 금융사 및 A등급 건설사 유동성 위험 등을 수

19) 강원(2009)은 실증분석 결과 임대형 펀드의 경우 금리는 펀드수익률에 유의미한 양(+의 영향을 지닌다고 보고, 김종원·최민섭(2013)은 금리가 부동산 펀드에 양(+의 계수를 나타냄을 확인하였다. 강원(2009)의 연구는 부동산펀드를 임대형과 대출형으로 구분하여 분석하였으나, 김종원·최민섭(2013)은 금융위에 등록된 부동산 펀드로 제한함으로써 임대형과 대출형, 공·사모를 구분하지 않았다.

반한 결과로도 볼 수 있으며 금융 익스포저의 지속적인 증가와도 같은 배경을 이루고 있다(건설정책연구원, 2022).

본 연구는 시장 간 연계성을 고려하여 부동산 펀드의 수익률에 미치는 영향을 확인하고자 신용 시장, 주식시장, 채권시장, 부동산시장 등을 대표하는 거시경제 변수를 선정하여 모형을 구축하였다. 또한 변수에 따른 충격이 발생할 경우 장기적인 방향성을 제시하였다는 점에서 의의가 있다.

다만 본 연구의 한계점을 다음과 같이 나열할 수 있다. 첫째, 독립변수로 선정된 거시경제변수가 각 시장을 대변하기에는 부족함이 있다. 이는 변수 하나의 결과값을 시장 전체로 단정지을 수 없기 때문이다. 둘째, 부동산 펀드의 높은 비중을 차지하고 있는 사모펀드를 본 연구에 포함하지 못했다는 점에서 부동산 전체의 수익률 변동요인에 대한 분석결과로 해석하기는 어렵다는 점을 들 수 있다.

향후 본 연구를 기반으로 하되 한계점을 개선하여 연구를 수행한다면 부동산 펀드를 비롯한 간접투자시장의 활성화를 이끄는 유용한 수단으로 실현될 수 있을 것이다.

**ORCID **

김은미 <https://orcid.org/0000-0003-3385-8145>

**참고문헌**

1. 강원 (2009). 국내 공모 부동산펀드의 임대형과 대출형

간 수익률 결정요인 비교분석. *한국경영학회 2009년 통합학술발표논문집*(pp. 1-18). 한국경영학회.  
 2. 건설정책연구원. (2022). 2023년 건설·부동산 경기 전망 및 정책 이슈. *건설정책저널*, 48, 37-50.  
 3. 국토교통부. (2019). 2019년 공모형 부동산 간접투자 활성화 방안. 국토교통부.  
 4. 국토연구원. (2015). *부동산 간접투자상품시장 활성화 및 경제적 파급효과 연구*. 국토연구원.  
 5. 금융위원회. (2017). '16년 펀드시장 동향 및 향후 대응과제. 금융위원회.  
 6. 금융투자협회. (2024). 전자공시서비스 <https://dis.kofia.or.kr>  
 7. 김은미, 김시연. (2019). 거시경제변수가 보증사고에 미치는 영향 분석. *주택도시금융연구*, 4(1), 51-82.  
 8. 김은주, 고성수, 강원. (2009). 부동산펀드의 성과와 규모효과에 관한 연구. *국토연구*, 62, 181-197.  
 9. 김종원, 최민섭. (2013). 부동산 간접투자 수익률에 영향을 미치는 요인 연구: 부동산펀드를 중심으로. *부동산학연구*, 19(3), 143-160.  
 10. 김진용, 이한식. (2011). 신용스프레드의 경기예측력 분석. *POTRI경제경영연구*, 11(3), 36-63.  
 11. 남연우, 고석찬. (2015). 공모부동산펀드의 수익률 영향요인 변화 분석: 금융위기 전후 기간을 중심으로. *부동산학보*, 61, 16-30.  
 12. 대한주택건설협회. (2024). 2024년 부동산 PF 시장 전망과 대응. 대한주택건설협회.  
 13. 민성훈. (2020). 부동산펀드 수익률의 시계열 특성과 유형간 동적 상호작용에 관한 연구. *주택연구*, 28(1), 27-47.  
 14. 송요섭, 이용만. (2011). 우리나라 부동산펀드의 성과 측정에 관한 연구. *주택연구*, 19(3), 49-75.  
 15. 유상철, 방경식. (2011). 부동산펀드의 운용특성 분석. *주거환경*, 9(1), 145-158.  
 16. 주택도시보증공사. (2023). *한국의 부동산 금융:*

성과와 과제. 박영사.

17. 최종범, 박영규, 이종달, 최영목. (2005). 조건부 성과평가 모형을 이용한 국내 주식형 펀드의 성과 지속성 검증에 관한 연구. *한국증권학회 학술대회 논문집*(pp. 361-401). 한국증권학회.
18. 최진하, 전재범. (2016). 공모형 부동산 펀드 활성화를 위한 제도개선에 관한 연구. *감정평가학논집*, 15(1), 11-22.
19. 현대경제연구원. (2015). *부동산 간접투자시장의 특징과 시사점*. 현대경제연구원.
20. 홍우형. (2016). 주요거시경제변수가 주가에 미치는 영향 분석: VAR 모형과 FAVAR 모형의 비교. *신용카드리뷰*, 10(2), 21-48.

논문 접수일: 2024년 9월 18일

심사(수정)일: 2024년 10월 16일

게재 확정일: 2024년 11월 15일

## 국문초록

본 연구는 거시경제변수 및 부동산 시장과 주식시장, 채권시장, 신용시장의 연계성을 고려하여 부동산 펀드의 성과에 미치는 영향을 확인할 수 있는 모형을 구축하고, 향후 시장의 충격이 발생할 경우 장기적인 방향성을 실증분석하였다. 2020년 2월부터 2023년 2월까지 총 49개의 월별 시계열데이터를 구축하여 단위근 검정 및 그랜저 인과관계 분석을 통해 데이터의 안정성 확보 및 변수 배열 순서를 선정한 후 벡터자기회귀모형 및 충격반응함수, 예측오차 분산분해 분석을 수행하였다. 벡터자기회귀모형 분석을 통해 부동산 펀드의 수익률에 영향을 미치는 유의미한 변수는 자체변수와 신용스프레드, 금리로 나타났다. 또한, Response 변수가 부동산 펀드 수익률이고 Impulse 변수가 자체변수, 신용스프레드, 금리일 때 장기적인 충격 반응이 나타났다. 또한, 예측오차 분산분해 결과, 단기는 자체변수, 신용레버리지, KOSPI 증가율, 신용스프레드, 금리, 임대가격지수 변동률 순서로, 단기는 자체변수, 신용스프레드, 신용레버리지, KOSPI 증가율, 금리, 임대가격지수 변동률 순서로 예측오차의 분산에 크게 기여함을 확인할 수 있었다. 향후 본 연구를 기반으로 시장 간의 연계성을 고려하여 부동산 펀드의 성과를 평가한다면 부동산 펀드를 비롯한 간접투자시장의 활성화를 이끄는 유용한 수단으로 실현될 수 있을 것이다.

주제어 : 부동산 펀드, 거시경제, 벡터자기회귀모형, 충격반응분석, 예측오차분산분해