



경제심리가 부동산 직·간접투자시장에 미치는 단기적 영향에 관한 연구*

한덕희**, 강현주***

요약

이 연구는 경제심리 및 부동산소비심리와 부동산 직·간접투자시장 간에 존재하는 단기적인 영향을 분석하기 위해 정보전달체계에 분석하기 위해서 VAR모형의 추론방법인 그랜저 인과관계 분석과 분산분해를 사용하여 다음의 연구결과를 얻었다. 첫째, 경제 및 부동산소비심리지수는 부동산 간접투자시장인 리츠인프라지수와 부동산 직접투자시장인 아파트실거래가격지수를 선행함에 따라 경제 및 부동산소비심리지수가 부동산 직·간접투자시장가격을 예측하는 데 유용한 정보를 가지고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 부동산소비심리지수는 부동산 간접투자시장가격을 예측하는 데 도움을 주지만 부동산 간접투자시장가격을 선행하지는 못하였고, 부동산 직접투자시장 내에서는 서울아파트실거래가격지수가 부산아파트가격지수를 단일방향으로 선행하여 예측력을 보였다. 셋째, 부동산 직·간접 투자시장가격의 변동은 경제 및 부동산소비심리지수의 변동에 의해 많은 부분이 설명됨에 따라 심리지수의 외생성이 큰 것으로 추론된다. 전체적으로 볼 때, 경제 및 부동산소비심리지수가 부동산시장을 선행하고 있고, 부동산 간접투자시장이 부동산 직접투자시장을 선행함에 따라 경제 및 부동산심리지수의 효용성과 부동산 직·간접투자시장에의 정책수립에 도움을 줄 수 있을 것으로 판단된다.

주제어: 경제심리, 부동산소비심리, 부동산 직·간접투자시장, 그랜저 인과관계 분석, 분산분해

1. 서론

2013년 Shiller와 2017년 Thaler가 인간은 항상 합리적으로 의사결정한다는 가정하의 기존 경제 이론에 인간이 비합리적이라는 심리학을 접목한 행동재무(behavioral finance) 분야로 노벨경제학

상을 수상한 이래, 투자자 심리와 관련한 연구는 학계의 많은 관심을 받아 왔다.

특히, Shiller(2003)는 투기적으로 가격이 상승할 경우, 이는 대중의 관심을 불러일으키고 소문을 통해 투자자의 수요를 증가시켜서 이는 다시 가격 상승을 가져온다는 피드백 이론을 주장하였다. 피

* 이 연구는 동아대학교 학술연구비 지원에 의하여 연구되었음.

** (제1저자) 동아대학교 금융학과 교수, E-mail: netmyth@dau.ac.kr

*** (교신저자) 영산대학교 주택도시연구소 수석연구위원, E-mail: kybets@naver.com

드백 이론과 관련하여 아파트로 대변되는 부동산 시장을 살펴보면, KB국민은행에서 발표하는 서울 지역 아파트가격지수를 보면 지난 30여 년 동안 지속적인 상승추세를 보여왔다.

즉, 어떤 지역에서의 취업이나 의료, 문화시설 등의 거주 환경이 좋을 경우 그 지역의 주택가격은 올라갈 것이고, 이에 사람들은 향후 그 지역 주택 가격이 더욱 올라갈 것으로 생각할 수 있다. 높은 가격상승을 보인 주택가격은 피드백으로 작용하여 주택가격을 더 상승시킬 것이고 이러한 현상을 부동산 시장의 비이성적 과열이라고 지적한 Shiller(2015)는 주택가격의 상승에 대해서 금리나 건축비, 인구증가 등과 같은 기본적인 요인만으로 설명하기 어려우며 기본적으로 주택가격의 상승 및 버블은 피드백 이론에 기반하여 설명할 수 있다고 하였다.

이처럼 부동산 가격에 영향을 주는 기본적인 요인 이외의 요인과 관련한 학계의 연구로 Goodman(1994)은 심리지수의 대용치로 소비자지수, 대출자지수를 사용하여 이 두 지수가 주택가격에 큰 예측력을 갖지 못하다고 주장한 반면, Johnson(2010)은 소비자동향지수(Consumer Survey Index, 이하 CSI)와 주택가격 사이에는 양(+)의 인과관계가 있다고 하였다. 그리고 Lin et al.(2009)은 리츠수익률과 투자심리 간에 양(+)의 관계가 있음을 보였고, Clayton et al.(2009)은 자체적으로 만든 투자심리지수를 사용하여 상업용 부동산의 펀더멘탈 간의 관계를 조사하여 투자자 심리가 가격에 영향을 미친다고 보고하였다.

국내 주택시장에서의 부동산 투자심리에 관한 연구는 심리대용변수로 소비자심리지수를 활용하여 심리지수와 주택가격 간의 관계에 대한 분석이 대부분이다. 이상준·진창하(2013)는 주택투자심리에 영향을 미치는 거시경제변수를 선정하여 주택전세지수, 소비자물가지수, 실업률, 주택건설실적 및 종합주가지수 등이 주택투자심리에 영향을 미친다고 하였고, 조태진(2014)은 경제심리지수(Economic Sentiment Index, 이하 ESI)와 소비자심리지수(Composite Consumer Sentiment Index, 이하 CCSI)가 주택가격에 유의한 영향을 미치지 않았고, 시장경기동향지수와 부동산전망지수는 주택가격에 유의한 영향을 미치는 것으로 주장하였다. 김동환·박동규(2017)는 Baker and Wurgler(2006)의 방법론에 따라 부동산 투자심리지수를 도출한 후, 부동산 투자심리는 조기상환율에 음(-)의 영향을 미친다고 하였다. 김동환 외(2022)는 투자자심리, 지역, 정부정책이 종합주택가격과 양(+)의 방향으로 유의하게 나타남을 보였다. 이외에도 경기변동과 주택시장과의 관계에 관한 연구 및 리츠가격과 부동산가격 간의 관계를 분석한 연구 등이 있으나,¹⁾ 기존연구들이 투자심리지수를 자체적으로 만들거나 거시경제변수를 심리변수의 대용치로 사용하여 부동산 직접투자 대상인 실물 주택가격과의 영향 관계를 분석하였다.

이에 이 연구에서는 아직까지 학계의 연구가 미미한 온라인 포털사이트의 경제분야 뉴스기사에 나타난 경제심리와 부동산시장에서만만의 소비심리 그리고 부동산 직접투자 대상인 아파트 그리고 부

1) 노민지·유선중(2016), 유한수(2016), 이세우·기주일(2014), 이지주·이강(2010), 조태진(2014), 최희갑·임병준(2009), Hoesli and Oikarinen(2012), Li et al.(2009), Oikarinen et al.(2011) 등의 연구가 있다.

동산 간접투자 대상인 리츠 사이의 단기적인 영향 관계에 대한 규명을 시도한다. 구체적으로 vector autoregression(이하 VAR) 모형의 추론방법인 그랜저 인과관계 분석을 통하여, 어느 변수가 다른 변수를 선행하여 예측력을 가지는지와 얼마나 큰 영향을 미치는지에 대해서 분산분해분석을 통하여 추론한다.

본 연구의 구성은 제 II절에서 아파트가격지수, 리츠가격지수, 경제 및 부동산 심리지수의 데이터에 대한 설명과 함께 이 연구의 연구모형에 대해서 설명하고, 제 III절에서 VAR 모형의 추론방법인 그랜저 인과관계 분석과 분산분해 분석을 이용하여 각 변수의 예측력에 대하여 분석한 후, 제 IV절에서 결론을 서술한다.

II. 연구모형

1. 데이터

경제심리지수와 관련하여 한국은행은 경제주체를 대상으로 매달 설문조사를 통하여 경제주체들의 경기 인식과 전망에 관하여 조사한 소비자동향지수(CSI), 소비자심리지수(CCSI), 기업경기실사지수(Business Survey Index), 경제심리지수(ESI)를 발표하고 있다. 하지만 이 지수들은 설문조사를 기반으로 작성하므로 설문 항목에 포함된 정보만 반영한다. 따라서 특정 경제 이슈에 대한 경제주체의 인식은 반영하지 못할 뿐 아니라(송민채·신경

식, 2017), 설문조사, 자료수집 및 집계하는 데 많은 시간과 비용이 들고 자료의 이용 가능 시점에도 제약이 있다는 문제점(김현중 외, 2019)이 있다. 이에 한국은행이 최근 비정형 텍스트 데이터에서 경제정보를 추출하여 경제분야 뉴스 기사에 나타난 경제심리를 지수화한 경제뉴스심리지수를 발표하고 있는 바, 본 연구에서는 경제심리의 대용치로 경제뉴스심리지수를 사용한다.

경제뉴스심리지수는 2005년부터 해당일 기준 직전 연도까지를 표준화 구간으로 설정하고 이 기간 중 지수의 평균과 분산을 이용하여 평균이 100, 표준편차가 10이 되도록 표준화하여 산출하고 있다. 표준화한 뉴스심리지수가 100보다 크면 뉴스 기사에 나타난 경제심리가 과거 평균보다 낙관적이고, 100보다 작으면 비관적인 것으로 해석한다(서범석 외, 2022).

또한, 국토교통부에서는 주택과 토지 거래 및 매매가격 동향 등 부동산시장 소비자의 행태변화 및 인지도준 등을 설문조사를 통해 파악하여 부동산시장에서만의 소비심리지수를 발표하고 있다. 부동산시장소비심리지수는 0부터 200 사이의 값으로 나타나는데, 지수가 100이 넘으면 전월에 비해 가격상승 및 거래증가 응답자가 많음을 의미한다.

한편, 부동산 간접투자의 대용치는 한국거래소에 상장된 리츠인프라지수를 사용한다. 리츠인프라지수는 유가증권시장에 상장된 부동산투자회사 종목 및 사회기반시설투자회사 종목을 구성종목으로 하여 2015년 1월 2일 1,000포인트로 출발하였다.²⁾ 또한 우리나라의 경우 가계자산의 약

2) 한국거래소에서는 유가증권시장에 상장된 부동산투자회사 중 일평균시가총액 상위 10종목을 구성종목으로 하여 2015년 1월 4일 1,000으로 산출하고 있는 KRX리츠TOP10지수도 있다. 하지만 KRX리츠인프라지수의 구성종목

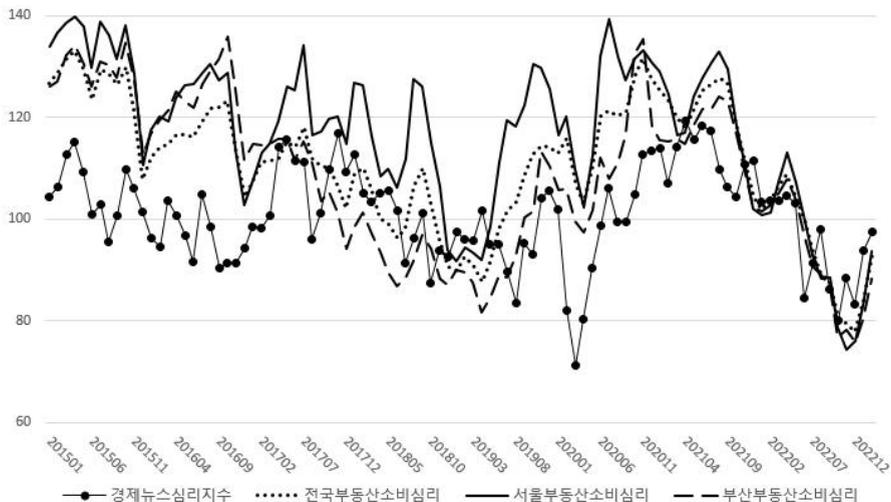
70% 정도가 아파트로 대변되는 부동산에 투자되고 있는 현실을 고려하여 부동산 직접투자의 대응치로는 아파트실거래가지수를 한국부동산원에서 구하여 사용한다. 아파트 가격의 경우 지역의 수요와 공급에 의해 서울아파트가격 움직임과 독립적으로 지역 아파트 가격이 형성되는 현실적인 면을 고려하여 서울아파트실거래가지수와 지역 중에서도 규모 및 거래가 많은 부산지역의 아파트실거래가지수를 살펴본다.

〈그림 1〉~〈그림 3〉에 각각 심리지수, 리츠인프라지수, 아파트실거래가격지수를 나타내었다. 〈그림 1〉에서 뉴스기사에 나타난 경제심리가 낙관적일 때 부동산소비심리는 가격 및 거래량 상승으로 나타났고, 2022년 하반기 이후를 제외하고 대부분 부동산소비심리지수가 100 아래로 하락하지 않아 심리적으로 부동산가격의 하방경직성이 나타남을

알 수 있다. 〈그림 2〉의 리츠인프라지수를 보면, 경제심리가 비관적인 시기에는 하락하다가 경제심리가 낙관적인 시기에는 상승함을 알 수 있다. 〈그림 3〉의 아파트실거래가격지수를 보면 전국, 서울, 부산지역의 아파트가격 중에서 서울의 아파트가격이 가장 많이 상승하고 있고, 경제 및 부동산 심리가 다소 비관적일 시기에도 가격이 크게 하락하지 않았으며, 2022년 이후부터 가격이 하락하는 것으로 나타났다.

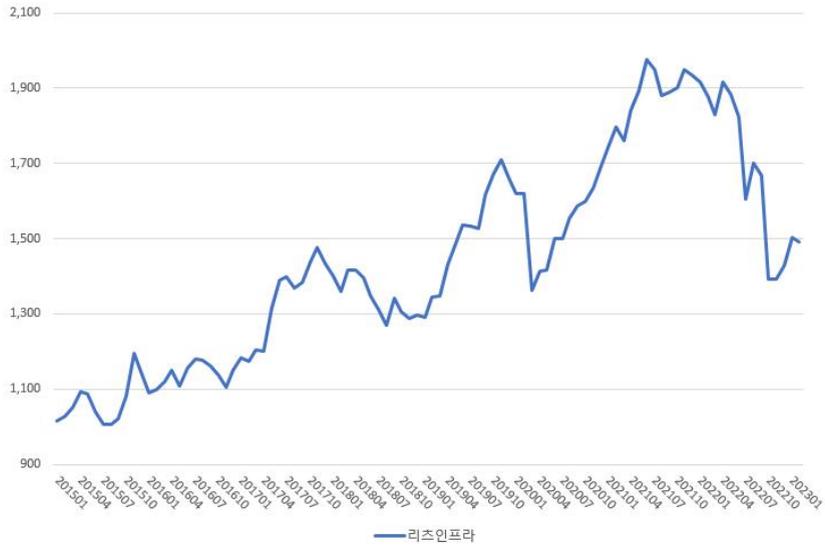
2. 연구모형

변수들을 선형적인 인과관계를 사전에 구분하여 설명변수와 종속변수로 나누어 설명변수가 종속변수에 영향을 준다는 가정하여 분석하는 일반적인 회귀분석에 비해, Sims(1980)는 변수들 사이

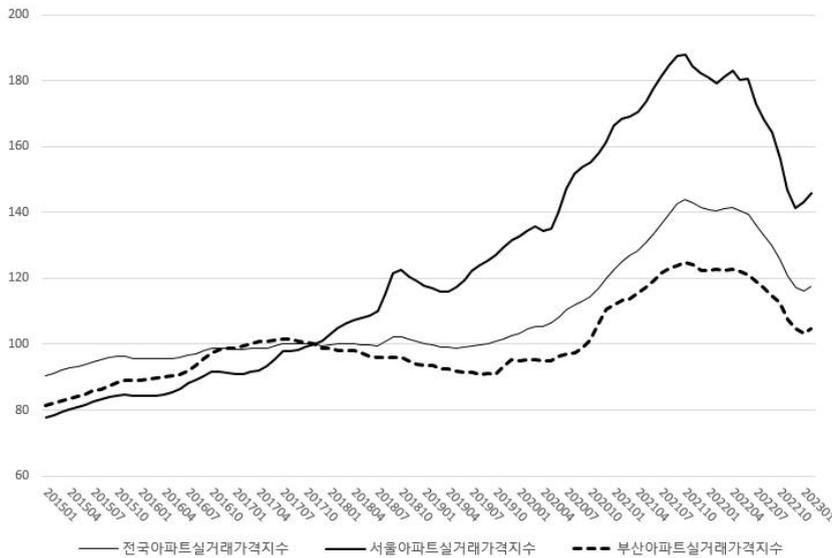


〈그림 1〉 심리지수

(15종목)에 KRX리츠TOP10지수의 구성종목(10종목)이 모두 포함되어 있으므로 이 연구에서는 KRX리츠인프라지수를 사용하기로 한다.



〈그림 2〉 리츠인프라지수



〈그림 3〉 아파트실거래가격지수

에 선형적인 인과관계의 구분을 하지 않는 VAR 모형을 제시하였다. 하지만, 축차형 방정식인 VAR 모형은 이론적인 배경을 가진 구조방정식이 아닌

므로 VAR 모형에서 추정된 계수값을 기초로 한 가설검정 등의 추론은 의미가 없다는 사실이 알려져 있다. 이에 본 연구에서는 VAR 모형의 추론방

법으로 그랜저 인과관계 분석과 분산분해를 사용한다.

Granger(1969)는 모든 변수들의 과거 관측치를 설명변수로 사용하는 회귀모형을 제시하였다. 예를 들어, X변수가 Y변수를 그랜저 인과(Granger cause)하는 것으로 나타나면 X변수의 과거와 현재 관측치에 포함된 정보가 Y변수를 선행하여 예측하는 데 도움이 된다는 것을 의미한다. 이 연구에서는 <식 1>의 VAR(p) 모형 하에서 그랜저 인과관계를 분석한다.

$$\begin{pmatrix} N_t \\ R_t \\ A_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & b_{11} & c_{11} \\ a_{21} & b_{21} & c_{21} \\ a_{31} & b_{31} & c_{31} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} N_{t-1} \\ R_{t-1} \\ A_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{12} & b_{12} & c_{12} \\ a_{22} & b_{22} & c_{22} \\ a_{32} & b_{32} & c_{32} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} N_{t-2} \\ R_{t-2} \\ A_{t-2} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} a_{1p} & b_{1p} & c_{1p} \\ a_{2p} & b_{2p} & c_{2p} \\ a_{3p} & b_{3p} & c_{3p} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} N_{t-p} \\ R_{t-p} \\ A_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{pmatrix}$$

<식 1>

<식 1>에서 N_t 는 심리지수변동률, R_t 는 리츠인프라지수이익률, A_t 는 아파트실거래가격지수수익률을 의미하고, 그랜저 인과관계는 <식 2>~<식 4>의 회귀모형에서 F-통계량을 검정한다. <식 2>의 회귀모형에서는 귀무가설 $H_0 : b_{11} = \dots = b_{1p} = 0$ 과 $H_0 : c_{11} = \dots = c_{1p} = 0$ 에 대한 F-통계량을 검정한다. <식 3>의 회귀모형에서는 귀무가설 $H_0 : a_{21} = \dots = a_{2p} = 0$ 과 $H_0 : c_{21} = \dots = c_{2p} = 0$ 에 대한 F-통계량을 검정한다. <식 4>의 회귀모형에서는 $H_0 : a_{31} = \dots = a_{3p} = 0$ 과 $H_0 : b_{31} = \dots = b_{3p} = 0$ 에 대한 F-통계량을 검정한다.

$$N_t = \alpha_1 + a_{11}N_{t-1} + \dots + a_{1p}N_{t-p} + b_{11}R_{t-1} + \dots + b_{1p}R_{t-p} + c_{11}A_{t-1} + \dots + c_{1p}A_{t-p} + u_{1t}$$

<식 2>

$$R_t = \alpha_2 + a_{21}N_{t-1} + \dots + a_{2p}N_{t-p} + b_{21}R_{t-1} + \dots + b_{2p}R_{t-p} + c_{21}A_{t-1} + \dots + c_{2p}A_{t-p} + u_{2t}$$

<식 3>

$$A_t = \alpha_3 + a_{31}N_{t-1} + \dots + a_{3p}N_{t-p} + b_{31}R_{t-1} + \dots + b_{3p}R_{t-p} + c_{31}A_{t-1} + \dots + c_{3p}A_{t-p} + u_{3t}$$

<식 4>

VAR 모형하에서 그랜저 인과관계를 분석할 때 상수항 포함여부와 시차변수 p를 몇 개 사용할 것인가는 슈와르츠 정보기준(Schwarzcriteria)으로 결정한다. 또한, <식 1>에서의 확률오차항인 u_{1t}, u_{2t}, u_{3t} 는 충격(impulse)이라고 하고, 이 오차항들의 내생변수 변동에 대한 상대적 중요도를 측정하는 분산분해 분석을 수행한다.

III. 실증분석

1. 기초분석

본 절에서는 2015년 1월부터 2023년 2월까지의 기간 동안 심리지수, 리츠인프라지수, 아파트실거래가격지수의 월별 자료의 통계적 특성을 알아보기 위한 기초통계량을 <표 1>에 기초분석결과를 나타내었다. 심리지수 중 부동산소비심리지수와 아파트실거래가격지수는 전국과 서울 및 부산지역으로 구분하여 분석하기로 한다.

<표 1>에서 경제뉴스심리지수의 평균 및 중앙값은 100을 넘어 낙관적으로 경제를 보고 있는 것으로 나타났고, 부동산시장소비심리지수의 경우도 평균 및 중앙값이 100이 넘어 부동산가격 및 거래가 상승하고 있으며, 특히 서울부동산소비심리지

〈표 1〉 기술통계량

	평균	중앙값	최대값	최소값	표준편차
경제뉴스심리지수	100.84	101.34	119.42	71.21	9.64
전국부동산소비심리지수	110.76	111.85	133.10	78.00	13.17
서울부동산소비심리지수	116.88	119.20	139.70	74.30	15.43
부산부동산소비심리지수	108.33	110.65	135.90	75.70	15.85
리츠인프라지수	1,439.85	1,407.35	1,975.40	1,005.14	276.77
전국아파트실거래가격지수	108.86	100.30	143.90	90.50	15.93
서울아파트실거래가격지수	124.39	118.45	188.00	77.90	35.13
부산아파트실거래가격지수	100.43	97.45	124.70	81.50	11.73

수의 최대값이 가장 높고 평균 및 중앙값도 가장 높았지만 표준편차는 부산부동산소비심리와 비슷한 것으로 나타났다. 하지만, 아파트실거래가격을 보면 가격과 가격의 변동은 서울이 가장 높게 나타났고 부산아파트의 실제거래가격과 가격변동이 가장 낮은 것으로 나타났다.

시계열 데이터를 분석할 때 불안정시계열이면 허구적 회귀(supurious regression)가 발생하므로 불안정시계열을 그대로 분석하기보다 일반적으로 먼저 차분을 통하여 안정적인 시계열로 변환한 뒤 분석한다. 시계열이 안정적인지는 〈표 2〉에 augmented Dickey-Fuller 검정을 통해 검증한다. 수준변수의 경우 경제뉴스심리지수와 서울부동산소비심리지수를 제외한 모든 시계열에서 각 시계열의 수준변수에 대한 검정통계량값이 임계치보다 큰 것으로 나타났다. 따라서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 대부분의 수준변수는 불안정 시계열로 나타났다. 하지만 모든 시계열의 차분변

수는 단위근이 없는 안정적인 시계열인 것으로 나타남에 따라 이 연구에서는 차분변수를 사용하여 분석하기로 한다.

2. 그랜저 인과관계 분석

본 절에서는 경제 및 부동산소비심리와 부동산 직·간접투자 사이에 단기적으로 어느 변수가 선행하여 예측력을 갖는지에 대한 정보전달체계에 대해서 추론하기 위해 그랜저 인과관계 검정을 실시하였으며, 그 결과를 〈표 3〉에 나타내었다. 그랜저 인과관계 검정시 회귀식의 시차(p)는 슈와르츠 정보기준(Schwarzcriteria)값이 시차(p)가 1일 때 가장 작은 값인 -40.2251이 나오에 따라 회귀식의 시차를 1로 하여 분석한다.³⁾

〈표 3〉에서 경제뉴스심리지수(Economic News Sentiment Index, 이하 ENSI)는 리츠인프라지수(Reits Infrastructure Index, 이하 RII)를 그랜저 인

3) 시차가 2일 경우 -38.3829, 시차가 3일 경우 -36.1654, 시차가 4일 경우 -33.9466, 시차가 5일 경우 -32.3771로 나타났다.

〈표 2〉 단위근 검정

	수준변수	차분변수
경제뉴스심리지수	-3.70***	-9.98***
전국부동산소비심리지수	-2.82	-7.00***
서울부동산소비심리지수	-3.21**	-7.04***
부산부동산소비심리지수	2.25	-7.75***
리츠인프라지수	-1.65	-9.09***
전국아파트실거래가격지수	-1.19	-3.76***
서울아파트실거래가격지수	-1.24	-4.88***
부산아파트실거래가격지수	-1.76	-3.86***

주: 단위근 검정에 대한 MacKinnon 임계치는 1% 유의수준에서는 -3.50, 5% 유의수준에서는 -2.89이며, ***, **는 각각 1%, 5%에서 유의함을 의미함.

과하지 않는다는 귀무가설에 대한 F -통계량이 28.00으로 1% 유의수준에서 기각함에 따라, 경제뉴스심리지수(ENSI)는 리츠인프라지수를 선행하여 예측력을 나타내었다. 마찬가지로 경제뉴스심리지수(ENSI)는 전국아파트실거래가격지수(National Apartment Price Index, 이하 NAPI), 서울아파트실거래가격지수(Seoul Apartment Price Index, 이하 SAPI), 부산아파트실거래가격지수(Busan Apartment Price Index, 이하 BAPI)를 각각 단일방향으로 선행하여 예측력을 나타내었다.

그리고 전국부동산소비심리지수(National Real Estate Sentient Index, 이하 NRECSI), 서울부동산소비심리지수(Seoul Real Estate Sentient Index, 이하 SRECSI), 부산부동산소비심리지수(Busan Real Estate Sentient Index, 이하 BRECSI)도 각각 전국아파트실거래가격지수(NAPI), 서울아파트실거래가격지수(SAPI), 부산아파트실거래가격지수(BAPI)를 각각 단일방향으로 선행하였다. 또한 리츠인프

라지수(RII)는 서울아파트실거래가격지수(SAPI), 부산아파트실거래가격지수(BAPI)를 각각 단일방향으로 선행하여 그랜저 인과함을 보였다.

따라서 경제뉴스심리가 부동산소비심리와 부동산 직·간접투자시장가격을 예측하는 정보를 가지고 있고, 부동산소비심리는 부동산 직접투자시장가격을 예측하는 데 도움을 주지만 부동산 간접투자시장가격을 예측하지는 못하는 것으로 나타났다. 이는 경제뉴스심리에는 경제 전반에 관한 낙관적이거나 비관적인 포괄적 정보를 모두 포함하고 있지만, 부동산소비심리에는 전국 주택과 토지의 소비심리를 가중평균한 정보만을 가지고 있기 때문인 것으로 판단된다. 또한 부동산 직·간접투자시장가격 사이에서는 부동산간접시장이 부동산 직접투자시장을 그랜저 인과하여 예측력을 보였는데, 주식시장에 속해있는 리츠 주가에 부동산시장의 정보가 반영되어 있어 실물시장인 부동산 직접투자시장을 선행하는 것으로 판단된다.

3. 분산분해

이제 어느 변수의 변화에 대해서 다른 변수가 어느 정도로 반응하는지 분석하기 위하여 일반적으로 충격이 완전히 소멸되는 것으로 판단되는 10 기간 예측의 예측오차에 의한 분산분해를 한다. 분산분해는 VAR 모형 내에 있는 각 변수의 변동이 전체변동에 기여한 부분의 상대적 크기를 추론하는 것이다. 〈표 4〉에서 경제뉴스심리지수(ENSI)의 변동은 경제뉴스심리지수(ENSI) 자체의 변동에 의해 95.49%가 설명되고 있다. 외생적인 변수의 예측오차분산은 그 자신의 충격에 의해 주로 설명되는데, 경제뉴스심리지수(ENSI)가 외생적으로

〈표 3〉 그랜저 인과관계 검정

귀무가설: X는 Y를 그랜저 인과하지 않는다($X \nrightarrow Y$)	F-통계량	귀무가설: X는 Y를 그랜저 인과하지 않는다($X \nrightarrow Y$)	F-통계량
ENSI↔NRECSI	1.66	NRECSI↔ENSI	0.41
ENSI↔SRECSI	3.05*	SRECSI↔ENSI	0.42
ENSI↔BRECSI	0.42	BRECSI↔ENSI	0.00
ENSI↔RII	28.00***	RII↔ENSI	1.45
ENSI↔NAPI	8.93***	NAPI↔ENSI	0.26
ENSI↔SAPI	9.71***	SAPI↔ENSI	1.50
ENSI↔BAPI	3.02*	BAPI↔ENSI	0.07
NRECSI↔SRECSI	0.43	SRECSI↔NRECSI	0.00
NRECSI↔BRECSI	4.88**	BRECSI↔NRECSI	0.40
NRECSI↔RII	0.76	RII↔NRECSI	0.18
NRECSI↔GA1	13.45***	NAPI↔NRECSI	2.13
NRECSI↔SAPI	14.15***	SAPI↔NRECSI	1.76
NRECSI↔BAPI	18.90***	BAPI↔NRECSI	1.65
SRECSI↔BRECSI	2.40	BRECSI↔SRECSI	0.01
SRECSI↔RII	0.79	RII↔SRECSI	0.46
SRECSI↔NAPI	9.62***	NAPI↔SRECSI	2.53
SRECSI↔SAPI	18.12***	SAPI↔SRECSI	3.55
SRECSI↔BAPI	8.73***	BAPI↔SRECSI	2.15
BRECSI↔RII	0.72	RII↔BRECSI	0.36
BRECSI↔NAPI	8.81***	NAPI↔BRECSI	0.03
BRECSI↔SAPI	3.84*	SAPI↔BRECSI	0.17
BRECSI↔BAPI	32.23***	BAPI↔BRECSI	1.53
RII↔NAPI	2.36	NAPI↔RII	0.55
RII↔SAPI	3.95**	SAPI↔RII	0.00
RII↔BAPI	7.69***	BAPI↔RII	0.77
NAPI↔SAPI	0.86	SAPI↔NAPI	0.36
NAPI↔BAPI	7.91***	BAPI↔NAPI	0.09
SAPI↔BAPI	4.89**	BAPI↔SAPI	0.41

주: ENSI(Economic News Sentiment Index)는 경제뉴스심리지수변동률, NRECSI(National Real Estate Sentient Index)는 전국부동산소비심리지수변동률, SRECSI(Seoul Real Estate Sentient Index)는 서울부동산소비심리지수변동률, BRECSI(Busan Real Estate Sentient Index)는 부산부동산소비심리지수변동률, RII(Reits Infrastructure Index)는 리츠인프라스트럭처처지수수익률, NAPI(National Apartment Price Index)는 전국아파트실거래가격지수, SAPI(Seoul Apartment Price Index)는 서울아파트실거래가격지수, BAPI(Busan Apartment Price Index)는 부산아파트실거래가격지수를 나타냄.

〈표 4〉 분산분해

분해대상 변수	모형의 독립변수							
	ENSI	NRECSI	SRECSI	BRECSI	RII	NAPI	SAPI	BAPI
ENSI	95.49	0.24	0.51	1.42	1.14	0.09	0.83	0.29
NRECSI	12.57	84.46	0.12	0.99	0.55	1.06	0.12	0.13
SRECSI	13.76	69.86	12.07	1.11	0.61	1.74	0.45	0.40
BRECSI	13.07	55.74	6.49	21.40	0.93	0.32	0.42	1.64
RII	35.04	2.18	0.58	0.72	60.21	0.27	0.79	0.22
NAPI	10.55	61.17	2.11	0.70	0.68	22.42	2.33	0.05
SAPI	15.27	49.10	4.48	2.10	2.52	17.51	8.99	0.02
BAPI	10.89	40.10	4.80	3.40	0.74	16.11	4.04	19.91

ENSI, Economic News Sentiment Index; NRECSI, National Real Estate Sentient Index; SRECSI, Seoul Real Estate Sentient Index; BRECSI, Busan Real Estate Sentient Index; RII, Reits Infrastructure Index; NAPI, National Apartment Price Index; SAPI, Seoul Apartment Price Index; BAPI, Busan Apartment Price Index.

작용하고 있음을 알 수 있다. 하지만 서울부동산소비심리지수(SRECSI)의 변동은 경제뉴스심리지수(ENSI)의 변동에 의해 13.76% 설명되고 전국부동산소비심리지수(NRECSI)의 변동에 의해 69.86%가 설명되고 있으며, 부산부동산소비심리지수(BRECSI)의 변동도 전국부동산소비심리지수(NRECSI)에 의해 가장 많이 설명되고 있는 것으로 나타났다.

리츠인프라지수(RII) 변동은 경제뉴스심리지수(ENSI)의 변동에 의해 35.04% 설명되고 있고, 전국아파트실거래가격지수(NAPI) 변동도 경제뉴스심리지수(ENSI)와 전국부동산소비심리지수(NRECSI)의 변동에 의해 각각 10.55%, 61.17% 설명되고 있다. 서울아파트실거래가격지수(SAPI) 변동과 부산아파트실거래가격지수(BAPI) 변동의 경우도 각각 전국부동산소비심리지수(NRECSI)에 의해 가장 많이 설명되고 있는 것으로 나타났다.

IV. 결론

이 연구는 2015년 1월부터 2023년 2월까지의 기간 동안 경제 및 부동산소비심리지수, 리츠인프라지수, 아파트실거래가격지수의 월별 자료를 사용하여 경제심리와 부동산 직·간접투자시장 간에 존재하는 단기적인 정보전달체계에 대해서 그 랜저 인과관계 및 분산분해를 통해 분석하였고 그 연구결과는 다음과 같다.

첫째, 경제 및 부동산소비심리지수는 부동산 간접투자시장인 리츠인프라지수와 부동산 직접투자시장인 아파트실거래가격지수를 선행함에 따라 경제 및 부동산소비심리지수가 부동산 직·간접투자시장가격을 예측하는 데 유용한 정보를 가지고 있는 것으로 보인다.

둘째, 부동산소비심리지수는 아파트실거래가격지수를 단일방향으로 선행한 반면 리츠인프라지

수를 선행하지는 못하였고, 부동산 직접투자시장 내에서는 서울아파트실거래가격지수가 부산아파트가격지수를 단일방향으로 선행하여 예측력을 가지는 것으로 추론된다.

셋째, 경제뉴스심리지수의 변동은 대부분 자기 자산의 변동에 의해 설명되고 있고, 리츠인프라지수의 변동과 서울과 부산아파트실거래가격지수의 변동은 경제뉴스심리지수의 변동에 의해 각각 35.04%, 15.27%, 10.89% 설명되고 있다. 또한 서울과 부산아파트실거래가격지수의 변동은 전국부동산소비심리지수의 변동에 의해서도 각각 49.10%, 40.10% 설명되는 것으로 나타났다.

전체적으로 볼 때, 경제 및 부동산소비심리지수는 부동산 직·간접투자시장을 선행하여 예측가능한 정보를 가지고 있으며, 부동산간접투자시장이 부동산직접투자시장보다 선행하고 서울아파트가격이 부산아파트가격을 예측하는 데 도움을 주고 있는 것으로 추론된다. 따라서 경제 및 부동산소비심리지수가 부동산시장을 선행하고 있고, 부동산간접투자시장이 부동산직접투자시장을 선행함에 따라 경제 및 부동산심리지수의 효용성과 부동산 직·간접투자시장에의 정책수립에 도움을 줄 수 있을 것으로 판단된다.

끝으로 이 연구는 부동산심리지수와 함께 기존 연구에서 사용하지 않은 최근 한국은행이 발표하는 경제심리지수, 우리나라 부동산 직·간접투자시장을 대표하는 변수를 사용하여 경제 및 부동산심리지수의 효용성과 심리지수와 부동산 직·간접투자시장 간의 인과성을 밝힘으로써 기존연구와 차별화된다고 하겠다.

참고문헌

- 김동환, 박동규. (2017). 투자자심리지수를 활용한 MBS 조기상환위험의 영향변수에 관한 연구. *대한부동산학회지*, 35(3), 143-160.
- 김동환, 김태중, 곽동철. (2022). 투자자심리가 종합주택가격 비율에 미치는 영향분석: 지역, 정책을 중심으로. *경제경영연구*, 44(2), 155-177.
- 김현중, 임종호, 이해영, 이상호. (2019). 온라인 뉴스 기사를 활용한 경제심리보조지수 개발. *국민행정리뷰*, 34, 1-33.
- 노민지, 유선종. (2016). 소비자 심리와 아파트 실거래가격 간 관계분석: 인터넷 검색량 및 국토연구원 주택매매시장 소비심리지수를 중심으로. *국토연구*, 89, 3-13.
- 서범석, 이영환, 조형배. (2022). 기계학습을 이용한 뉴스심리지수(NSI)의 작성과 활용. *국민행정리뷰*, 1, 68-90.
- 송민채, 신경식. (2017). 뉴스 기사를 이용한 소비자의 경기심리지수. *지능정보연구*, 23(3), 1-27.
- 유한수. (2016). 부동산가격지수와 리츠가격지수 간의 관계: 본질가치와 일시적 가치를 중심으로. *부동산·도시연구*, 9(1), 113-129.
- 이상준, 진창하. (2013). 주택투자심리와 주택가격과의 관계에 대한 실증분석. *국토연구*, 78, 53-69.
- 이세우, 김주일. (2014). 주택가격은 리츠펀드 가격을 선도하는가? *재무와 회계정보저널*, 14(3), 199-223.
- 이치주, 이강. (2010). 리츠와 건설경기, 부동산경기, 주식시장과의 관계 분석. *한국건설관리학회 논문집*, 11(5), 41-52.
- 장병기, 심성훈. (2007). 한국의 REITs, 부동산인가? 주식인가? *주택연구*, 15(2), 31-52.

- 조태진. (2014). 심리지수가 주택시장에 미치는 영향에 관한 연구. *주택연구*, 22(3), 25-48.
- 최희갑, 임병준. (2009). 주택가격 전망이 주택가격 및 경기에 미치는 영향. *국토연구*, 63, 141-158.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680.
- Clayton, J., Ling, D. C., & Naranjo, A. (2009). Commercial real estate valuation: Fundamentals versus investor sentiment. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 38(1), 5-37.
- Goodman, J. L. Jr. (1994). Using attitude data to forecast housing activity. *The Journal of Real Estate Research*, 9(4), 445-453.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Hoesli, M. & Oikarinen, E. (2012). Are REITs real estate? Evidence from international sector level data. *Journal of International Money and Finance*, 31(7), 1823-1850.
- Johnson M. A. (2010). *Studying how changes in consumer sentiment impact the stock markets and the housing markets* (Ph.D. Dissertation). University of New Orleans, New Orleans, LA.
- Li, J., Mooradian, R. M., & Yang, S. X. (2009). The information content of the NCREIF index. *The Journal of Real Estate Research*, 31(1), 93-116.
- Lin, C. Y., Rahman, H., & Yung, K. (2009). Investor sentiment and REIT returns. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 39(4), 450-471.
- Oikarinen, E., Hoesli, M., & Serrano, C. (2011). The long-run dynamics between direct and securitized real estate. *The Journal of Real Estate Research*, 33(1), 73-104.
- Shiller, R. (2015). *Irrational exuberance* (3rd ed.). Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Shiller, R. J. (2003). From efficient markets theory to behavioral finance. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 83-104.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.

논문접수일: 2023.05.03
논문심사일: 2023.05.17
게재확정일: 2023.06.12

Journal of Housing and Urban Finance 2023; 8(1):19-31
pISSN: 2508-3872 | eISSN: 2733-4139
<https://doi.org/10.38100/jhuf.2023.8.1.19>

An empirical study on the short-term effects of economic sentiment on the direct and indirect investment markets in real estate

Deok Hee Hahn^{*}, Hyun-ju Kang^{**}

Abstract

This paper aims to investigate the short-term effects of economic sentiment on both direct and indirect investment markets in the real estate sector. The analysis employs the vector-autoregression, Granger causality, and variance decomposition approaches using monthly returns on the Economic News Sentiment Index, Real Estate Sentiment Index, REITs Infrastructure Index, and Apartment Price Index. The findings indicate that the economic and real estate consumer sentiments have predictive capabilities for both the REITs Infrastructure Index in the indirect real estate investment market and the actual transaction price index of apartments in the direct real estate investment market. This implies that the Economic and Real Estate Consumer Sentiment Index contain valuable information for predicting real estate market prices and can be helpful for policy-making in both markets. While the Real Estate Consumer Sentiment Index is helpful in predicting direct real estate market prices, it does not precede prices in the indirect real estate investment market. In the direct real estate investment market, the actual transaction price of Seoul apartments demonstrates predictive power for the Busan Apartment Price Index.

Key words: economic sentiment, real estate, vector-autoregression, Granger causality, variance decomposition

^{*} (First author) Professor, Department of Finance, Dong-A University, E-mail: netmyth@dau.ac.kr

^{**} (Corresponding author) Principal Research Fellow, Housing & Urban Research Institute of Youngsan University, E-mail: kybets@naver.com

© Copyright 2023 Korea Housing & Urban Guarantee Corporation. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.