

## 주택소비심리와 경매 매각가율 간의 동적 선후행성 분석\*

## An Analysis of the Dynamic Lead-Lag Relationship between Housing Consumer Sentiment and Auction Bid Price Ratio

유한수\*\*

Han-Soo Yoo\*\*

## Abstract

This paper empirically examines the relationship between the Housing Consumer Sentiment Index (CSI) and the auction bid price ratio, focusing on the trend component of housing CSI. Different from previous studies, the trend component is extracted using an unobserved component model to smooth monthly fluctuations. The key findings are as follows. First, announced housing CSI unilaterally Granger-causes the auction bid price ratio, though the impulse response analysis reveals an inconsistent directional impact over time. Second, the trend component of housing CSI also unilaterally Granger-causes the auction bid price ratio, with impulse response analysis showing a clear and consistent increase in the bid price ratio as the trend component rises. These results indicate a strong relationship between the trend component of housing CSI and the auction bid price ratio, providing valuable insights for analyzing bid price trends and developing auction investment strategies.

**Keywords:** Housing CSI, Auction Bid Price Ratio, Unobserved Component Model, Trend Component

## 1. 서론

주택 경매 거래는 개별 주택의 개별적 요소, 특성에 의해 영향을 받으며, 전반적인 주택시장 상태에 의해서도 영향을 받는다. 본 연구에서는 '주택시장 소비심리'와 '경매 매각가율' 간의 관계를 구체적으로 연구하려고 한다. 만약 주택가격이 상승할 것으로 전망되는 경우, 가격 상승에 따르는 이득을 기대하여, 일반 주택시장에 비해 상대적으로 저가에 주택을 매입할 수 있는 경매시장에 시장참여자가 증가할 것이며, 이로 인해 '경매 매각가율'이 상승할 수 있을 것이다. 이와 같은 관계가 성립되는지를 분석하

기 위하여 본 연구에서는 주택시장에서 대표성이 있는 아파트시장을 대상으로 '주택소비심리'와 '경매 매각가율' 간의 관계를 분석하려고 한다.

'주택시장 소비심리지수'는 설문조사를 통해 0~200의 값으로 산출되며, 100을 넘으면 가격상승 및 거래증가로 설문에 응답하였던 사람이 많음을 의미한다. '주택시장 소비심리지수'는 시장참여자들의 심리적인 측면에 의해 영향을 받으며, 설문조사에 의해 계산되는데, 매월 설문 시마다 설문 대상 표본에 선정되는 사람이 달라지며 응답자의 주관에 반영되므로, '주택소비심리지수'는 월별 편차가 크게 나타나는 현상을 보인다. '경매 매각가율'은 '경매

\*이 연구는 2024년도 극동대학교 교내연구비 지원에 의하여 수행된 것임(FEU2024R14).

\*\*극동대학교 경영호텔대학 교수(ayahas@naver.com)

낙찰가율'이라는 용어로도 통용되며, 낙찰가를 감정가로 나눈 비율을 의미한다. '경매 매각가율'이 100%를 넘으면 낙찰가율이 감정가보다 높다는 것을 의미한다.

본 연구에서는 '주택소비심리지수'가 월별로 편차가 크게 나타난다는 특성을 완화시키기 위해 '주택소비심리지수 추세(trend)'를 통계적 기법에 의해 추정하여 '주택소비심리지수 추세'와 '경매 매각가율' 간의 관계를 분석하려고 하며, 이 측면이 선행연구들과의 차별적 측면이다. 즉, 심리적 요소, 설문응답자 변화 등으로 인해 주택소비심리지수가 월별로 과잉, 과소 반응되게 나타나는 것을 평활화(smoothing) 시킴으로써 보다 의미 있는 '주택소비심리지수' 시계열을 도출하여 '경매 매각가율'과의 관계를 연구하려고 한다.

선행 논문들은 '공표된 주택소비심리지수'와 '경매 매각가율' 간의 관계에 대해서만 연구하였는데, 본 논문에서는 보다 심도 있는 연구를 시행하기 위해, 선행 논문들과는 차별적으로 비관측요소(unobserved component) 모형을 적용하여 '공표된 주택소비심리지수'를 '추세요소(trend component)' 부분과 단기적으로 존재하는 '비추세 요소(non-trend component)' 부분으로 분해하여 '주택소비심리지수 추세'와 '경매 매각가율' 간의 관계를 분석하려고 한다. 이와 같은 연구는 경매 투자전략 수립, 경매시장 분석 시에 활용될 수 있을 것으로 판단된다.

본 논문의 제2장에서는 선행연구들을 검토하였으며, 제3장에서는 비관측요소 모형 등에 대해 설명하였으며, 제4장에서는 요약통계량 분석, 비관측요소 모형 추정, ADF 단위근 검정 결과 등을 제시하였고, 제5장에서는 '공표된 주택소비심리지수'와 '경매 매각가율' 간의 선행-후행관계, '주택소비심리지수 추세요소'와 '경매 매각가율' 간의 선행-후행관계, '주택소비심리지수 비추세요소'와 '경매 매각가율' 간의 선행-후행관계 검정 결과와 충격반응함수 분석,

분산분해 분석 결과를 제시하였으며, 제6장에서는 실증분석 결과 요약 등을 서술하였다.

## 2. 선행연구

'주택소비심리지수'가 상승하고 있다는 것은 주택가격 상승을 전망하는 사람이 많다는 것을 의미하며, 이는 입찰자들이 자본이득을 기대하게 되어 이전보다 높은 가격으로 입찰에 참여하므로 매각가율이 상승하는 방향으로 영향을 주는 관계가 도출될 것으로 가설을 설정할 수 있다.

'주택소비심리지수'와 '경매 매각가율'의 관계에 대한 선행연구들을 정리하면 다음과 같다. 김구희 외(2016)는 주택시장 소비심리지수가 아파트매매가격지수와 경매 매각가율에 대해 Granger 인과관계가 있음을 제시하였다. 정병섭·임재만(2017)의 연구에서는 주택매매시장 소비심리지수가 1, 2개월 후에 낙찰가율에 통계적으로 유의하게 영향을 주는 것으로 나타났다. 전해정(2018)의 연구에서는 주택소비심리지수 충격과 주택매매가격 충격에 대해 주택경매낙찰가율이 정(正)의 반응을 나타냈다. 임진영 외(2022)는 주택소비심리지수, 매매 수급동향이 낙찰가율에 정의 영향을 주는 것을 보였다. 이동주(2024)는 기준금리, 주택가격지수, 주택시장 소비심리지수, 경기선행지수가 경매 낙찰가율에 영향을 준다는 연구 결과를 보였다.

그 외에 매각가율에 영향을 주는 요인들에 대한 연구들로서, 정가연·유선종(2010)의 논문에서는 감정가, 응찰자 수 등이 낙찰가격과 정의 관계를 갖는 것으로 분석되었다. 전해정(2013)은 충격반응함수 분석을 통해, 매매가격은 낙찰가율과 정의 관계가 있음을 보였다. 정대석(2019b)은 주택매매 거래량이 경매 거래량을 Granger 인과하는 것을 보였으며, 정대석(2019a)의 연구에서는 주거용 부동산의 경우, 경매건수의 충격은 매각가율에 부(負)의 영향을

주며 매각률의 충격은 매각가율에 정의 영향을 주는 것으로 나타났다. 김도균·정재호(2021)의 연구에서는 경매매각진수는 경매 매각가율에 선행하는 것으로 나타났다.

주택소비심리지수와 주택가격 또는 주택거래량 간의 관계를 연구한 논문들로서, 정의철(2010), 김시연 외(2013)는 소비자심리지수와 주택매매가격지수가 서로 유의적인 관계가 있음을 보였다. 그리고 임재만·임미화(2017), 최윤영 외(2017), 유한수(2018)는 주택소비심리가 주택거래량에 영향을 준다는 결과를 제시하였다. 정진오·정재호(2023)의 연구에서는 주택담보대출금리는 주택매매가격지수와 부(負)의 관계가 있다는 연구결과 등이 제시되었다.

이와 같은 선행연구들은 ‘공표된 주택소비심리지수’와 ‘경매 매각가율’ 간의 관계에 대해서만 연구를 수행한 것에 비하여 본 연구에서는 유한수(2023)의 연구에서 적용되었던 방법론을 응용하여, ‘주택소비심리지수 추세요소’와 ‘경매 매각가율’ 간의 관계, 그리고 ‘주택소비심리지수 비추세요소’와 ‘경매 매각가율’ 간의 관계에 대해서도 연구함으로써 선행연구들과 차별을 두었다.

### 3. 연구방법

#### 3.1 ‘추세요소’와 ‘비추세요소’ 추정

본 연구에서는 ‘주택소비심리지수’와 ‘경매 매각가율’ 간의 관계에 대해 연구하려고 하며, 선행 연구들과 차별되며 보다 구체적인 연구를 수행하기 위하여 비관측요소 모형을 적용하여 ‘공표된 주택소비심리지수’를 ‘추세요소’와 ‘비추세요소’로 분해하여 ‘주택소비심리지수 추세요소’와 ‘경매 매각가율’ 간의 관계, 그리고 ‘주택소비심리지수 비추세요소’와 ‘경매 매각가율’ 간의 관계를 분석하려고 한다. ‘공표된 주택소비심리지수’를 ‘추세요소’와 순환적

부분에 해당되는 ‘비추세요소’로 분해하는 비관측요소 모형 설정은 Fama and French(1988) 모형을 활용하였다.

$$AHCSI_t = TC_t + NTC_t \quad (1)$$

$$TC_t = d + TC_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (2)$$

$$NTC_t = \phi_1 NTC_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2) \quad (3)$$

여기에서  $AHCSI_t$ : 공표된 주택소비심리지수,  $TC_t$ : 추세요소,  $NTC_t$ : 비추세요소,  $d$ : 표류(drift)항임.

위의 모형을 설명하면, ‘공표된 주택소비심리지수’( $AHCSI_t$ )가 추세요소와 비추세요소의 합이라는 것을 의미한다. 추세요소 항( $TC_t$ )은 장기적으로 지속성을 갖는 요소부분이므로 확률적 행태(random walk) 과정임을 의미하며, 비추세요소( $NTC_t$ )는 설문 응답자들의 심리적 과잉, 과소 반응 등에 의해 일시적으로 생성되었다가 단기적으로 소멸되는 요소이므로 안정적 과정인 AR(1)으로 설정하였다.

#### 3.2 선행-후행 관계 검증

우선적으로 분석 대상 시계열들의 안정성(stationarity) 검정을 시행해야 한다. 짝을 이루는 두 시계열이 모두 단위근이 존재하는 경우에는 두 시계열 간에 공적분(cointegration) 검정을 채택해야 하며, 공적분 관계가 존재하는지에 따라 그 이후 적용해야 할 모형이 결정된다.

공적분 관계가 존재할 경우에는 식 (4), (5)로 구성된 VECM(Vector Error Correction Model) 기반 Granger(이하 VECM-Granger로 표기) 인과관계 검정을 수행해야 한다.

$$\Delta BPR_t = a_1 + a_2(C_{t-1} - \hat{\theta} BPR_{t-1}) + \sum_{i=1}^n a_{3i} \Delta BPR_{t-i} + \sum_{j=1}^n a_{4j} \Delta HCSI_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta HCSI_t = b_1 + b_2(C_{t-1} - \hat{\theta} BPR_{t-1}) + \sum_{i=1}^n b_{3i} \Delta BPR_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_{4j} \Delta HCSI_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad (5)$$

여기에서  $HCSI_t$ : 주택소비심리지수,  $BPR_t$ : 경매 매각가율.

그러나 공적분 관계가 존재하지 않는 경우 또는 두 시계열 중에 1개의 시계열만이 단위근이 존재하는 경우에는 차분(differencing)을 통해 단위근이 없는 시계열로 전환시킨 다음 차분된 시계열들을 대상으로 VARМ(Vector Autoregressive Model) 기반 Granger(이하 VARМ-Granger로 표기) 인과관계 검정을 적용하여야 한다.

$$\Delta BPR_t = c_1 + \sum_{i=1}^n c_{2i} \Delta HCSI_{t-i} + \sum_{j=1}^n c_{3j} \Delta BPR_{t-j} + \epsilon_{3t} \quad (6)$$

$$\Delta HCSI_t = d_1 + \sum_{i=1}^n d_{2i} \Delta HCSI_{t-i} + \sum_{j=1}^n d_{3j} \Delta BPR_{t-j} + \epsilon_{4t} \quad (7)$$

본 논문 실증분석의 첫 번째 단계는 ‘주택소비심리지수’의 추세요소와 비추세요소를 추정하는 것이다. 두 번째 단계는 분석 대상 시계열인 공표된 주택소비심리지수, 추세요소, 비추세요소, 경매 매각가율 시계열들에 단위근이 존재하는지 여부를 분석해야 한다. 세 번째 단계로, 짝을 이루는 두 시계열 모두 단위근이 존재하면, 공적분 검정을 수행한다. 네 번째 단계는 ‘공표된 주택소비심리지수’와 ‘경매 매각가율’ 간의 Granger 인과관계, ‘주택소비심리지수 추

세요소’와 ‘경매 매각가율’ 간의 Granger 인과관계, ‘주택소비심리지수 비추세요소’와 ‘경매 매각가율’ 간의 Granger 인과관계 검정을 하며, 다섯 번째 단계는 충격반응함수 분석, 분산분해 분석을 적용하여 변수들 간의 반응 방향과 크기를 분석한다.

#### 4. 기초 통계량 분석

본 연구의 분석대상 자료로서 주택소비심리지수는 국토연구원 주택매매시장 소비심리지수를 선정하였으며(국토연구원, 2024), 경매 매각가율 자료는 법원경매정보(대한민국법원, 2024)에 공표되는 자료를 이용하였다. 분석 지역은 주택시장에서 대표성이 있는 서울시 아파트를 대상으로 하였으며, 분석대상 기간은 국토연구원 부동산시장정책연구센터에서 주택소비심리지수 자료를 구득 가능한 2011년 3월부터 2024년 5월까지의 자료를 분석 대상으로 하였다.

Table 1, Fig. 1, Fig. 2를 보면 ‘공표된 주택소비심리지수 표준편차’가 ‘경매 매각가율 표준편차’보다 큰 것으로 나타났다. 그리고 Jarque-Bera 통계량 값에서 ‘경매 매각가율’이 정규분포 가설이 기각되었다.

본 연구의 첫 번째 통계분석 단계는 공표된 주택소비심리지수를 추세요소와 비추세요소로 분해하는 것이다.

**Table 1.** Summary Statistics (Announced Housing CSI and Auction Bid Price Ratio)

Variables	Announced Housing CSI	Auction Bid Price Ratio
Mean	121.946	90.852
Std. Dev.	17.493	10.723
Skewness	-0.088	0.249
Kurtosis	2.227	2.198
Jarque-Bera	4.163	5.908*

Note: \* indicates significance at the 10% level

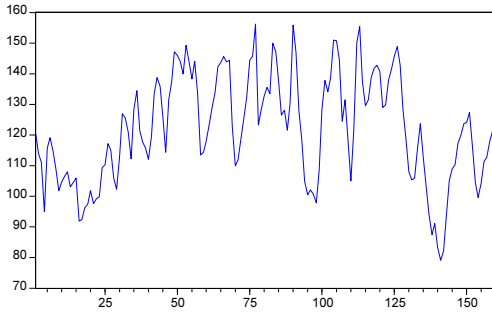


Fig. 1. Announced Housing CSI

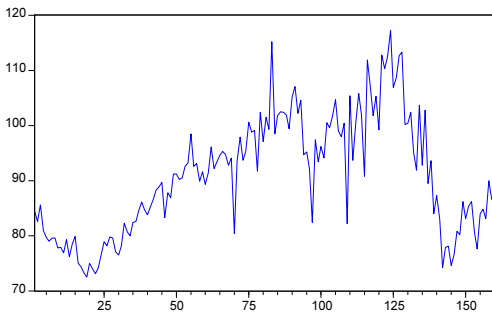


Fig. 2. Auction Bid Price Ratio

**Table 2.** Summary Statistics ('Trend Component of Housing CSI' and 'Non-Trend Component of Housing CSI')

Variables	Trend Component of Housing CSI	Non-Trend Component of Housing CSI
Mean	122.255	-0.309
Std. Dev.	10.694	8.668
Skewness	-0.263	-0.198
Kurtosis	1.756	2.518
Jarque-Bera	12.088***	2.574

Note: \*\*\* indicates significance at the 1% level

Table 2를 보면 첨도는 추세요소, 비추세 요소 모두 3보다 작은 것으로 나타났으며, Jarque-Bera 통계량은 추세요소의 경우는 정규분포 가설이 기각됨을 보였다.

시계열들의 안정성 여부 검정을 하기 위해 ADF 단위근 검정을 하였으며, 최적 시차 결정 기준은 SC

**Table 3.** Unit Root Test Results

Variables	Lag Length	ADF Test Statistic
Announced Housing CSI	1	-4.493***
Trend Component of Housing CSI	1	-2.416
Non-Trend Component of Housing CSI	1	-6.666***
Auction Bid Price Ratio	2	-1.644

Note: \*\*\* indicates significance at the 1% level

(Schwarz Criterion)를 채택하였다.

Table 3을 보면, 공표된 주택소비심리지수, 비추세요소는 단위근이 존재하지 않으며, 추세요소, 경매 매각가율은 단위근이 존재하는 것으로 나타났다.

## 5. 실증분석 결과

### 5.1 '공표된 주택소비심리지수'와 '경매 매각가율' 간의 관계

'경매 매각가율'이 단위근이 존재하므로 짝을 이루는 시계열들을 차분을 하여, 안정적 시계열로 전환되는지 여부를 검증해야 한다.

Table 4를 보면, 모두 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나, 1차 차분 시계열을 대상으로 VARM-Granger 인과관계 검정을 수행하면 되며, SC값이 최소인 VARM(2)를 적용하였다.

Table 5를 보면, 가설 ①이 1% 유의수준에서 기각

**Table 4.** Unit Root Test Results for the First Differenced Data ( $\Delta$  (Announced Housing CSI) and  $\Delta$  (Auction Bid Price Ratio))

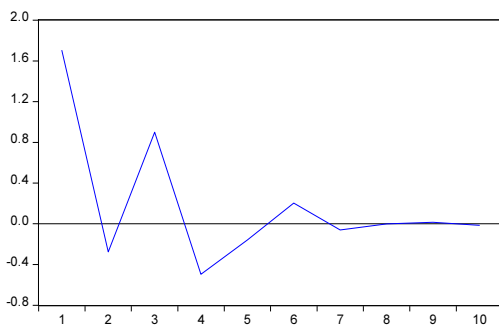
Variables	Lag Length	ADF Test Statistic
$\Delta$ (Announced Housing CSI)	1	-9.753***
$\Delta$ (Auction Bid Price Ratio)	1	-13.468***

Note: \*\*\* indicates significance at the 1% level

**Table 5.** Granger Causality Test Results ( $\Delta$  (Announced Housing CSI) and  $\Delta$  (Auction Bid Price Ratio))

Null Hypothesis	F statistic	P value
① $\Delta$ (Announced CSI) does not Granger cause $\Delta$ (Auction Bid Price Ratio).	7.580***	0.001
② $\Delta$ (Auction Bid Price Ratio) does not Granger cause $\Delta$ (Announced CSI).	0.365	0.695

Note: \*\*\* indicates significance at the 1% level



**Fig. 3.** Response of  $\Delta$  (Auction Bid Price Ratio) to  $\Delta$  (Announced Housing CSI) Innovation

되어  $\Delta$ (공표된 주택소비심리지수)가  $\Delta$ (경매 매각가율)을 Granger 인과하는 것으로 나타났다. 이는 주택소비심리지수가 상승하는 경우, 주택가격 상승이 기대되므로 경매 참여자들이 자본이득을 기대하게 되어 적극적으로 입찰에 참여하므로 경매 매각가율이 상승하는 것으로 해석된다.

그 다음 충격반응함수 분석을 적용하여, ' $\Delta$ (공표된 주택소비심리지수) 충격'에 대한 ' $\Delta$ (경매 매각가율)의 반응'을 분석하였다.

Fig. 3을 보면 ' $\Delta$ (공표된 주택소비심리지수)'에 충격이 가해졌을 경우 ' $\Delta$ (경매 매각가율)'은 1개월째에는 정(正)의 반응을 보였으며, 시간의 경과에 따라 부(負)의 반응과 정의 반응을 번갈아가며 보이는 행태, 즉 반응의 부호가 일관되지 않은 행태를 나타냈다.

**Table 6.** Variance Decomposition Analysis Results (Percent  $\Delta$  (Auction Bid Price Ratio) Variance due to  $\Delta$  (Announced Housing CSI))

Period	$\Delta$ (Announced Housing CSI)	$\Delta$ (Auction Bid Price Ratio)
1	12.840	87.160
3	10.570	89.430
5	11.133	88.867
8	11.205	88.795
10	11.206	88.794

그리고 '경매 매각가율'에 대한 '공표된 주택소비심리지수'의 영향력 크기를 분석하기 위해 분산분해 분석을 수행하였다.

Table 6을 보면, '경매 매각가율' 자체의 설명력이 높으며, '공표된 주택소비심리지수' 설명력은 10%를 약간 넘는 정도로 낮게 나타났다.

## 5.2 '주택소비심리지수 추세'와 '경매 매각가율' 간의 관계

Table 3을 보면, '주택소비심리지수 추세'와 '경매 매각가율'이 모두 단위근이 존재하므로 '주택소비심리지수 추세'와 '경매 매각가율' 간의 공적분 관계를 검정해야 한다.

Table 7에서 '공적분 관계가 없다'는 가설이 5% 유의수준에서 기각되었으므로 VECM-Granger 인과관계 검정을 적용해야 한다. 그리고 SC값이 최소로 나타난 VECM(2)를 적용하였다.

Table 8을 보면, 가설 ③이 5% 유의수준에서 기각

**Table 7.** Cointegration Test Results ('Trend Component of Housing CSI' and 'Auction Bid Price Ratio')

Number of Cointegrating Equations	Trace Statistic	P value
None	20.627**	0.045
At most 1	9.722**	0.039

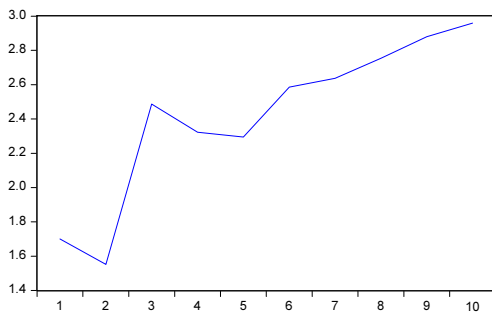
Note: \*\* indicates significance at the 5% level



**Table 8.** Granger Causality Test Results ('Trend Component of Housing CSI' and 'Auction Bid Price Ratio')

Null Hypothesis	F statistic	P value
③ 'Trend Component of Housing CSI' does not Granger cause 'Auction Bid Price Ratio'.	7.896**	0.019
④ 'Auction Bid Price Ratio' does not Granger cause 'Trend Component of Housing CSI'.	0.567	0.753

Note: \*\* indicates significance at the 5% level

**Fig. 4.** Response of 'Auction Bid Price Ratio' to 'Trend Component of Housing CSI' Innovation

되어, '주택 CSI 추세'가 '경매 매각가율'을 선행한다는 것을 의미한다. 즉 '주택소비심리지수 일시적 요소'를 제외한 요소가 경매 매각가율과 유의하게 관계가 있다는 의미이다.

Fig. 4를 보면 '주택소비심리지수 추세' 충격에 대해 경매 매각가율은 첫째 달부터 정의 반응을 보이며, 그 이후에도 지속적으로 정의 반응을 보여, '주택소비심리지수 추세'와 '경매 매각가율'의 관계가 명확하게 정의 관계임을 보였다.

Table 9를 보면 '주택소비심리지수 추세'의 상대적 영향력을 분석하기 위해 분산분해 분석을 수행하였는데, 시간의 흐름에 따라 '주택소비심리지수 추세'의 설명력이 상대적으로 높아지는 것으로 나타났다.

**Table 9.** Variance Decomposition Analysis Results (Percent  $\Delta$  (Auction Bid Price Ratio) Variance due to  $\Delta$  (Trend Component of Housing CSI))

Period	Trend Component of Housing CSI	Auction Bid Price Ratio
1	13.860	86.140
3	34.700	65.300
5	44.783	55.217
8	56.369	43.631
10	62.159	37.841

### 5.3 '주택소비심리지수 비추세 요소'와 '경매 매각가율' 간의 관계

Table 3에서 '경매 매각가율'이 단위근이 존재하는 것으로 나타났으므로, 시계열들을 차분을 하여 안정적 시계열로 전환되는지 여부를 검토해야 한다.

Table 10을 보면 두 시계열 모두 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나, 1차 차분 시계열을 대상으로 VARM-Granger 인과관계 검정을 수행하면 되며, SC값이 최소인 VARM(2)를 적용하였다.

Table 11에서 '주택소비심리지수 비추세요소가 경매 매각가율을 Granger 인과하지 않는다'라는 가설은 1% 유의수준에서 기각되어 '주택소비심리지수 비추세요소가 '경매 매각가율'을 단방향으로 선행하는 것으로 나타났다. 즉 '주택소비심리지수 비추세요소'도 경매 매각가율과 관계가 있는 것으로

**Table 10.** Unit Root Test Results for the First Differenced Data ( $\Delta$  (Non-trend Component of Housing CSI) and  $\Delta$  (Auction Bid Price Ratio))

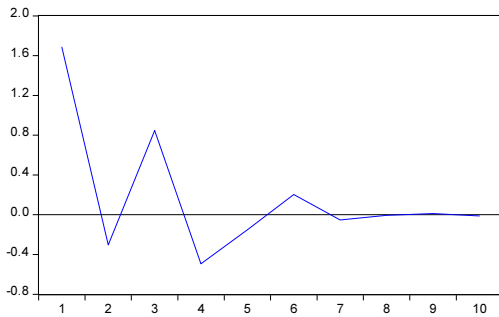
Variables	Lag Length	ADF Test Statistic
$\Delta$ (Non-Trend Component of Housing CSI)	1	-6.666***
$\Delta$ (Auction Bid Price Ratio)	1	-13.468***

Note: \*\*\* indicates significance at the 1% level

**Table 11.** Granger Causality Test Results ( $\Delta$  (Non-Trend Component of Housing CSI) and  $\Delta$  (Auction Bid Price Ratio))

Null Hypothesis	F statistic	P value
⑤ $\Delta$ (Non-Trend Component of Housing CSI) does not Granger cause $\Delta$ (Auction Bid Price Ratio).	6.600***	0.002
⑥ $\Delta$ (Auction Bid Price Ratio) does not Granger cause $\Delta$ (Non-Trend Component of Housing CSI).	0.365	0.695

Note: \*\*\* indicates significance at the 1% level



**Fig. 5.** Response of  $\Delta$  (Auction Bid Price Ratio) to  $\Delta$  (Non-Trend Component of Housing CSI) Innovation

**Table 12.** Variance Decomposition Analysis Results (Percent  $\Delta$  (Auction Bid Price Ratio) Variance due to  $\Delta$  (Non-Trend Component of Housing CSI))

Period	$\Delta$ (Non-Trend Component of Housing CSI)	$\Delta$ (Auction Bid Price Ratio)
1	12.411	87.589
3	10.173	89.827
5	10.734	89.266
8	10.819	89.181
10	10.819	89.181

판단된다.

Fig. 5를 보면 '주택소비심리지수 비추세요소' 충격에 대해 '경매 매각가율'의 반응은 시간의 경과에

따라 반응의 부호가 일관되지 않은 행태를 보였다.

Table 12를 보면, '주택소비심리지수 비추세요소'의 영향력은 작은 것으로 나타나, '공표된 주택소비심리지수' 경우와 비슷한 결과를 보였다.

## 6. 요약 및 결론

주택소비심리지수와 경매 매각가율 간의 관계에 대한 선행 연구들에서는 '공표된 주택소비심리지수'와 '경매 매각가율' 간의 관계에 대해서만 연구가 수행되어져 왔는데, 본 논문에서는 비관측요소 모형에 의해 추정된 '주택소비심리지수 추세요소'와 '경매 매각가율' 간의 관계, 그리고 '주택소비심리지수 비추세요소'와 '경매 매각가율' 간의 관계에 대해서도 분석하였다.

실증분석 결과, '공표된 주택소비심리지수'와 '경매 매각가율' 간의 관계 분석에서는 '공표된 주택소비심리지수'가 '경매 매각가율'을 일방향으로 Granger 인과하는 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 충격반응함수 분석 결과를 보면, '공표된 주택소비심리지수' 충격에 대해 '경매 매각가율'이 첫째 달부터 정의 반응을 보였으며, 시간의 경과에 따라 반응의 부호가 일정하지 않은 행태를 보였다.

선행연구들에서 수행되지 않았던 본 연구의 차별적 측면인 '주택소비심리지수 추세요소'와 '경매 매각가율' 간의 관계 분석에서는 추세요소가 경매 매각가율을 일방향으로 선행하는 것으로 나타났다. 충격반응함수 분석에서는 첫째 달부터 정의 반응을 보이며, 계속 일관된 정의 반응을 보여 '주택소비심리지수 추세'가 상승하면, '경매 매각가율'이 상승하는 관계를 시간의 흐름에 따라 일관되게 보였다. 분산분해 분석에서도 '경매 매각가율'에 대한 '주택소비심리지수 추세'의 설명력이 시간이 지나면서 상승하는 것으로 나타났다.

그리고 '주택소비심리지수 비추세요소'가 '경매



매각가율'을 일방향으로 선행하는 것으로 나타났으며, 충격반응함수 분석에서는 '주택소비심리지수 비추세요소' 충격에 대해 '경매 매각가율'이 첫째 달은 정의 반응을 보였으나, 그 이후 반응의 부호가 일관되지 않은 행태를 보여 '공표된 주택소비심리지수' 경우와 비슷한 행태를 보였다.

이와 같이 '주택소비심리지수 추세'가 '경매 매각가율'에 대해 선행관계를 가지며, '주택소비심리지수 추세' 충격에 대해 '경매 매각가율'이 명확하게 일관된 정의 반응을 보였다는 연구 결과는 '주택소비심리지수 추세'의 움직임을 분석하는 것이 '공표된 주택소비심리지수'의 움직임을 분석하는 것보다 '경매 매각가율'의 변화를 분석하는 데 적합하다는 것을 의미하며, '주택소비심리지수 추세'를 분석하는 것이 경매시장 분석, 경매 투자 전략 수립, 경매시장 참여자들의 거래행위 분석 등에 필요하다는 의미를 갖는다.

본 연구에서는 비관측요소 모형을 적용하여 주택소비심리지수 '추세요소'와 '비추세요소'를 추정했는데, 향후 연구에서는 다른 통계적 기법을 적용하여 '추세요소'와 '비추세요소'를 추정하는 연구가 수행되기 바란다. 두 번째로는 본 연구에서는 서울시를 대상으로 연구하였는데, 후속 연구에서는 다른 지역을 분석 대상으로 선정하여 '주택소비심리지수'와 '경매 매각가율'의 관계를 분석하는 연구가 이루어져 본 논문 결과와 비교가 이루어지기 바란다.

## 참고문헌

- 김구희·김기홍·이주형(2016), "주택시장 소비심리지수의 주택 하위시장 및 경매시장과의 영향관계에 관한 실증연구: 서울 및 수도권 아파트 시장을 대상으로", 「GRI연구논총」, 18(1): 147~167.
- 김도균·정재호(2021), "서울시 아파트 매매시장과 경매시장 및 공매시장의 상호관계 연구", 「부동산학보」, 85: 84~99.
- 김시연·방효진·유선종(2013), "주택매매가격지수와 소비자심리지수 간의 인과관계 분석: 한국과 중국을 중심으로", 「현대중국연구」, 15(1): 175~210.
- 유한수(2018), "주택시장 소비심리지수와 주택 거래량 간의 관계: 본질적 요소와 일시적 요소를 중심으로", 「부동산정책연구」, 19(2): 21~36.
- 유한수(2023), "KRX건설 주가지수와 기업경기실사지수 간의 선행-후행 관계", 「LHI Journal」, 14(4): 39~46.
- 이동주(2024), "부동산 경매낙찰가율에 영향을 미치는 주요 요인에 관한 연구: 경제변수와 심리지수를 중심으로", 박사학위논문, 국립목포대학교.
- 임재만·임미화(2017), "주택시장 뉴스, 소비심리, 가격, 거래량의 관계", 「주택연구」, 25(3): 5~24.
- 임진영·유선종·신보연·신은정(2022), "주택소비자심리지수와 매매수급동향이 아파트 경매 낙찰가율에 미치는 영향: 강남구, 서초구, 송파구를 중심으로", 「부동산도시연구」, 15(1): 91~108.
- 전해정(2013), "주택매매가격과 경매낙찰가율간의 상관관계에 대한 실증연구", 「대한건축학회논문집」, 29(7): 111~118.
- 전해정(2018), "소비심리와 주택매매가격이 경매낙찰가율에 미치는 영향", 「한국주거환경학회」, 16(3): 49~60.
- 정가연·유선종(2010), "부동산 경매시장의 아파트 낙찰가격 결정요인에 관한 연구", 「주택연구」, 18(3): 29~50.
- 정대석(2019a), "부동산 경매시장 지표간의 상호 영향에 관한 연구", 「한국콘텐츠학회논문지」, 19(12): 535~545.
- 정대석(2019b), "수도권 주택매매와 경매 거래량의 상관성 및 영향 요인 연구", 「GRI 연구논총」, 21(4): 63~84.
- 정병섭·임재만(2017), "주택 소비자 심리지수와 아파트 경매 낙찰가율과의 실증분석", 「한국부동산분석학회 2017년 상반기 학술대회 논문집」, 109~123.
- 정의철(2010), "소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향 분석: 주택매매가격을 중심으로", 「부동산학연구」, 16(3): 5~20.
- 정진오·정재호(2023), "부동산정책이 부동산가격에 미치는 영향에 관한 연구: 조세정책과 금융정책 중심으로", 「LHI Journal」, 14(3): 55~75.

17. 최윤영·김지현·조경철(2017), "SVAR모형을 이용한 대출금리, 주택소비심리, 주택시장 간의 파급효과 분석", 「국토연구」, 95: 3~20.
18. Fama, E. and K. French (1988), "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, 96(2): 246~273.
19. 국토연구원, "부동산시장정책연구센터", 2024.7.1 읽음. <http://kremap.krihs.re.kr>.
20. 대한민국법원, "법원경매정보", 2024.7.1 읽음. <http://www.courtauction.go.kr>.

## 요 약

본 연구에서는 주택소비심리지수와 경매 매각가율 간의 관계에 대하여 분석하였다. 선행 연구들에서는 '공표된 주택소비심리지수'와 '경매 매각가율' 간의 관계에 대해서만 연구가 수행되어져 왔는데, 본 논문에서는 선행 연구들과 차별되는 연구 방법으로서, 비관측요소 모형에 의해 추정된 '주택소비심리지수 추세요소'와 '경매 매각가율' 간의 관계, 그리고 '주택소비심리지수 비추세요소'와 '경매 매각가율' 간의 관계에 대해서도 분석하였다. '공표된 주택소비심리지수'와 '경매 매각가율' 간의 관계 분석에서는 '공표된 주택소비심리지수'가 '경매 매각가율'을 일방향으로 Granger 인과 하는 것으로 나타났다. 충격반응함수 분석 결과를 보면, '공표된 주택소비심리지수' 충격에 대해 '경매 매각가율'이 첫째 달부터 정의 반응을 보였으며, 그 이후 반응의 부호가 일정하지 않은 행태를 보였다. 선행연구들에서 수행되지 않았던 측면인 '주택소비심리지수 추세요소'와 '경매 매각가율' 간의 관계 분석에서는 추세요소가 경매 매각가율을 일방향으로 선행하는 것으로 나타났다. 충격반응함수 분석에서는 첫째 달부터 정의 반응을 보이며, 계속 일관된 정의 반응을 보여 '주택소비심리지수 추세'가 상승하면, '경매 매각가율'이 상승하는 관계를 시간의 흐름에 따라 일관되게 보였다. 이와 같이 연구 결과는 '주택소비심리지수 추세'의 움직임을 분석하는 것이 경매 매각가율 분석에 적합하다는 것을 의미하며, 주택소비심리지수를 분석하는 것이 경매시장 분석, 경매 투자 전략 수립, 경매시장 참여자들의 거래행위 분석 등에 필요하다는 의미를 갖는다.

**주제어:** 주택소비심리지수, 경매 매각가율, 비관측요소 모형, 추세요소