

# 아파트 실거래가 지수와 매각가율의 관계에 관한 실증연구

## An Empirical Analysis of the Correlation Between Apartment Transaction-based House Price Index and Auction Price Index

윤 수 민 (Yoon, Sumin)\*  
유 선 종 (Yoo, Seonjong)\*\*

### < Abstract >

This study examines the relationship between the apartment auction market and the house price index(HPI). We analyzed the transaction-based HPI of six dominant regions, Seoul, Busan, Daegu, Incheon, Gyeonggi, and Gyeongnam. These are main contributions of this study because most previous literature analyzed asking price-based HPI of limited regions such as Seoul.

The result of correlation coefficient and VECM analysis showed that the HPI preceded the auction price ratio(API) but there is a regional difference. Therefore, the leading relationship of the housing auction market, which was mainly defined by the media, to the house price was found to be insignificant in both asking price-based index and transaction-based index. In Seoul, Gyeonggi, and Gyeongnam, the HPI had an effect on the API. Busan and Daegu, however, showed that increase of the API resulted in a decrease of the HPI. The reason is that HPI in Busan and Daegu continued rising, but the API has fluctuated sharply during the period.

주 제 어 : 매각가율, 가격지수, 실거래가지수, 시차상관분석, 그랜저인과분석, 벡터오차수정모형

Keyword : Auction Price Index, Housing Price Index, Transaction-based Index, Granger Causality Test, VECM

## I. 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

2016년 이후 주택공급에 대한 우려가 확대되면서 지방지역을 중심으로 주택가격 상승세가 둔화되고 주택시장의 불안이 확대되고 있다. 실제로 한국감정원의 주택매매가격지수에 따르면 2016년 1~9월까지 주택 매매가격은 전국 기준 0.33% 상승하였으며, 지역별로

는 수도권에서 0.75% 상승한 반면, 지방의 경우 0.06% 하락하였다. 또한 이러한 주택가격 상승률은 동기간 1.15%가 상승한 2014년과 2.70%가 상승한 2015년에 비하면 낮은 수준이다. 주택 공급의 측면에서도 2017년과 2018년에만 약 77.1만호의 아파트 입주가 예정되어 있어<sup>1)</sup>, 지역별로 주택 과다공급에 대한 우려가 현실화 될 가능성이 높은 것으로 판단된다.

이렇게 주택시장의 불확실성이 증대되는 상황에서 미래 주택가격의 변화를 예측할 수 있는 선행지표에 대한 관심이 높은 가운데, 언론을 중심으로 주택 경매

\* 건국대학교 부동산학과 박사과정, ysm1120@gmail.com, 주저자

\*\* 건국대학교 부동산학과 교수, yoosj@konkuk.ac.kr, 교신저자

1) 부동산 114(2016년 9월말 기준)

매각가율<sup>2)</sup>을 시장의 선행지표로 활용하고 있다. 경매는 주택을 할인된 가격에 판매하기 위한 수단으로 작용하며<sup>3)</sup>, 주택 경매시장이 일반시장의 주택가격에 선행(lead)한다는 것으로, 이러한 주장은 일반적으로 실물시장에 후행하는 부동산시장과는 달리 경매시장은 실물시장보다 선행한다<sup>4)</sup>는 점에 기인한다. 이에 따라 주택 경매시장의 지표인 매각가율이 상승하면 이에 이어 주택시장이 활성화(가격 상승)되고 매각가율이 하락하면 주택시장이 침체(가격 하락)되는 것이다.

하지만 주택 경매시장이 매매시장에 선행한다는 시장의 견해와는 다르게, 경매시장의 주택시장에 대한 선행성에 관련된 연구의 결과는 이러한 관계가 명확하게 밝혀지지 않은 것으로 볼 수 있다. 서성수 외(2013)와 현문길 외(2015)의 연구에서는 경매시장이 매매시장에 선행하는 것으로 나타난 반면, 이해경 외(2010)와 장문덕 외(2016)의 연구에서는 주택 매매시장과 경매시장간 선·후행 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 전해정(2013)의 연구에서는 매매시장이 경매시장에 선행한다는 연구도 살펴볼 수 있다.

이렇게 선행연구에서 유사한 자료와 분석 방법을 활용하고 있음에도 불구하고 주택 경매시장과 매매시장간의 선·후행 관계가 다양한 형태로 나타나는 원인을 살펴볼 필요가 있다. 우선 선행연구에서 나타나는 대부분의 특징 중 하나가 서울이나 강남3구 등 한정된 지역만을 살펴보고 있다는 점을 들 수 있다. 두 번째로는 선행연구의 분석에서 활용된 호가방식의 매매가격지수와 실거래가격인 매각가율간 통계적 오류에 관한 점이다. 선행연구에 따르면 가격지수에서는 평활화(smoothing)현상이 발생할 수 있으며, 실거래가격에 기초한 지수에 비해 다소 후행하는 것으로 나타났다. 그러나 대부분의 선행연구에서는 호가지수인 KB주택가격지수를 분석에 활용하였으며, 서성수 외(2013)은 실거래가격을 기반으로 하는 매각가율과 국토교통부의 실거래가격지수를 검토하지 못한 점을 연구의 한계로 밝히기도 하였다. 즉, 매각가율은 실제 거래가 이루

어진 주택을 통해서 산출되는 만큼 매매시장 역시 실거래가격지수일 경우에 비교가 가능<sup>5)</sup>한 것으로 볼 수 있다.

본 연구는 선행연구에서 고려하지 않았던 월별 실거래가 지수와 매각가율과의 관계를 실증적으로 살펴보는 것에 목적이 있다. 즉, 선행연구의 경우 아파트 매각가율과의 관계를 설명하기 위한 아파트가격 변수를 ‘가격지수’와 드물게 ‘실거래지수’로 한정하여 살펴본 것과 달리, 가격지수별 관계성을 다양한 지역에 걸쳐 직접적으로 비교하고자 한다.

## 2. 연구의 범위 및 방법

본 연구는 2005년 2월부터 2016년 9월까지 서울, 경기, 부산, 인천, 경기, 경남의 아파트 가격지수와 매각가율 증가율 자료를 활용하였다. 해당 지역은 2015년 기준 아파트 재고량이 가장 많은 6개 지역으로, 전국에서 차지하는 비중이 각각 5%를 초과한다. 연구의 목적에 따라 아파트 매매가격지수는 실거래가지수와 매각가율지수를 각각 활용하였다.

연구의 방법은 시차상관계수 분석과 그랜저 인과관계 분석을 통하여 변수들간 관계성을 살펴보고자 한다. 이어서 공적분검정의 결과에 따라 벡터오차수정모형(VECM)을 활용하여 지역별 및 데이터별로 매각가율이 주택가격에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

## II. 선행연구 검토

과거 주택 경매시장에 대한 연구는 주로 주택 경매에 있어 매각가격에 대한 결정요인을 분석하거나 법률적인 문제에 관한 연구에 집중되었다. 주택시장과 경매시장의 선·후행 관계를 분석하기 위한 연구는 2010년에 들어서 이루어지기 시작하였다.

2) 과거 경매시장에서 사용되던 낙찰가율이라는 용어는 매각가율로 통일하도록 한다.

3) Christopher J. Meyer(1993)에 의하면 경매는 성공가능한 할인 판매 전략이며, 판매 시간의 감소에서 효율적인 것으로 분석

4) 이재욱·방두원(2015)의 연구에서는 일반적으로 부동산 경기는 실물시장보다 후행하지만, 경매시장은 실물시장보다 선행한다고 알려져 있으며, 따라서 경매시장은 경매 물건의 의한 평가와 가격변동 등의 상호 작용으로 낙찰가격이나 낙찰가율이 결정되고 보는 것이 합리적이라고 분석

5) 이해경·방승희·이용만(2010)의 연구에서는 국민은행 주택가격지수가 실거래가지수에 비해 평활화 되어 있다면 경매시장의 주택가격지수와도 동일한 현상이 나타날 것으로 기대해볼 수 있다고 가정

6) 이해경(2010)의 연구에서는 2001년1분기~2009년2분기의 자료를 활용한 반면 본 연구에서는 월별 실거래가 자료를 활용하였다는 점에서 차이가 있다. 또한 2006년 이후부터 최근까지의 비교적 최신 자료를 활용하였다는 점에서도 차이가 발생한다.

이해경 외(2010)는 2001년 1분기부터 2009년 2분기까지 강남 3구의 매각가율 자료를 바탕으로 SPAR 방식을 활용한 경매 지수를 작성하였으며, 이 지수를 주택 실거래가격 지수와 국민은행 주택가격지수를 활용하여 분석하였다. 분석은 그랜저 인과관계분석과 교차상관분석을 활용하였으며, 분석결과 실거래가격 지수와 경매지수는 동행하는 반면, 경매지수가 국민은행 주택가격지수에는 1분기 선행하는 것으로 나타났다. 이러한 지수별 차이의 원인을 가격지수의 평활화 현상에 따른 것으로 분석하였다.

서성수·정동준(2013)는 2007년 1월부터 2011년 12월까지 서울과 부산의 매매가격지수와 경매건수 및 매각가율간 선·후행 관계를 분석하였다. 분석은 그랜저 인과관계분석과 공적분 검정을 활용하였으며, 분석결과 서울의 경우 매매가격이 낙찰가격과 경매건수에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 부산의 경우 매매가격과 매각가율은 상호간에 영향을 미치며 매매가격은 경매건수에도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 지역별로 경매시장과 매매시장의 관계가 다르게 나타나는 것으로 나타났다.

전해정(2013)은 2002년 7월부터 2013년 3월까지 서울지역의 매매가격지수와 경매건수 및 매각가율 자료를 활용하여 그랜저 인과관계분석 및 VECM을 활용하여 상호간의 선·후행 관계를 분석하였다. 분석결과 주택가격이 상승하면 경매가격이 상승하는 것으로 나타나 매매시장이 경매시장에 선행하는 것으로 분석하였다. 이는 서성수·정동준(2013)의 서울지역을 대상으로 한 분석 결과와 동일한 것으로 볼 수 있다.

현문길·정재호(2015)의 연구는 2005년 1월부터 2014년 6월까지 서울지역 주택매매가격지수와 토지 가격지수를 대법원 매각지수(매각가율)를 활용하여 그 관계를 분석하였으며, 경기종합지수를 분석 모형에 함께 포함하였는데 차이가 있다. 분석 모형은 그랜저 인과관계 분석과 VECM을 활용하였으며, 분석결과 서울의 경우 토지가격 상승이 경기변동을 발생시키며 이 경우 아파트 가격이 상승하고 이에 이어 매각가율이 상승하는 것으로 나타났다. 반면 대전의 경우 토지 가격 상승이 경기 변동과 아파트 매매가격 상승을 가져오는 것으로 나타났다. 또한 오차수정모형의 분석결과 매각가율은 아파트 매매가율을 상승을 가져오는 것으로 나타났다.

마지막으로 장문덕·박철형(2016)은 2002년 1월부터 2015년 12월까지 서울지역의 주택 매매가격과 매각가율 자료를 VAR모형과 다변량-GARCH 모형을 활용하여 분석하였다. 분석결과 강남지역의 경우 매매수익률이 매각가율을 선도하고 매각가율의 피드백과정은 확인되지 않았으며, 강북의 경우에도 매매수익률이 매각가율이 선도하지만 매각가율의 피드백이 이루어지는 것으로 나타났다.

따라서 본 연구가 선행연구와 가지는 차별성은 첫 번째로 선행연구의 한계로 지적되었던 아파트 실거래가지수를 활용할 경우 나타나는 선·후행성을 가격지수와 동시에 살펴보고 만약 특정한 관계가 발생하지 않을 경우 이에 대한 원인을 살펴보고 그에 따른 시사점을 도출하는데 차이가 있다. 두 번째로는 선행연구에서 수도권지역으로 국한되어 고려되었던 아파트 가격지수와 매각가율의 선·후행성 검토를 지역적 범위를 주택 재고량이 많은 지역을 중심으로 확대하여 살펴보고 지역별 특성을 살펴보는 데 의의가 있다. 마지막으로 아파트 가격지수와 매각가율간의 시차별(lag) 시차상관계수를 분석하여 보다 직관적인 방식으로 가격지수와 실거래가지수의 차이를 살펴보는 새로운 방식을 도입하였다는 점에 차이가 있다.

### III. 최근 경매시장 동향

#### 1. 시장규모

주택 경매시장 주요 지표는 저금리 기조의 지속으로 인하여 상승세를 이어가고 있다. 경매건수 대비 매각건수를 나타내는 매각률은 2013년 36.1%에서 점차 상승하여 2016년에는 9월까지 44.8%를 기록하였다. 2013년 이후 주택시장이 수도권 지역을 중심으로 가격 상승세를 보이면서 시장 내 경매건수가 점차 감소하기 시작하였으며, 이로 인해 매각률의 상승이 이루어진 것으로 볼 수 있다. 실제로 2007년부터 2009년까지 10만건 이상을 기록했던 경매 건수는 2013년에 연간 8.7만건 수준으로 감소하였으며 2015년에는 5.4만호 수준으로 급감하였다. 이러한 경매 건수의 주된 감소 이유로 저금리기조의 지속<sup>7)</sup>을 들 수 있는데, 금리

7) 서동한(2015)의 연구에서는 최근의 매각가율 상승의 주요 원인을 저금리에 따른 경매 목적물의 감소로 분석

가 꾸준히 하락하면서 주택담보대출자의 대출상환 부담이 과거에 비해 감소하였으며 이에 따라 주택 경매 시장에서 경매 건수가 감소한 것으로 판단된다.

<표 1> 연간 경매시장 규모 추이

(단위:건)	매각건수	경매건수	매각률
2007	42,637	109,164	39.1%
2008	38,540	108,821	35.4%
2009	41,722	114,218	36.5%
2010	33,331	88,459	37.7%
2011	30,107	77,032	39.1%
2012	28,081	80,531	34.9%
2013	31,540	87,409	36.1%
2014	30,911	79,722	38.8%
2015	23,328	54,714	42.6%
2016.09	14,878	33,233	44.8%

## 2. 매각가율

경매관련 지표인 매각가율은 매각율과 같이 2012년 까지 점진적인 하락 추세를 보이다가 2013년 이후 상승 전환되었으며, 최근까지 그 상승세가 지속되는 모습을 보이고 있다. 지역별로는 2010년 이전까지는 수도권 경매시장이 지방에 비해 우위를 점하였으나 이후 2014년까지는 다시 지방의 매각가율이 높았으며, 2015년 이후부터 현재까지는 수도권의 매각가율이 더욱 높은 상황이 지속되고 있다. 이렇게 수도권과 지방의 차이가 발생하는 가운데, 지방광역시와 기타지방의 매각가율의 변화도 차이를 보였다.

이렇게 지역별로 매각가율의 차이가 발생하는 이유는 Kenneth M (1996)과 서동준 외(2013)과 같이 경매 시장 또한 개별 시장에 대한 특성<sup>8)</sup>이 지역별로 다양하게 나타나기 때문으로 해석할 수 있으며 세부 지역별로는 더욱 큰 차이를 보인다. 실제로 주요 지역별로 매각가율이 최대를 기록한 시기를 살펴보면 서울은 '11.6월, 부산은 '11.2월 대구는 '15.4월 인천은 '08.5월로 지역별로 큰 차이를 보이는 것으로 나타난다. 참고로 가장 높은 매각가율을 기록한 지역은 제주로 '15.10월에 140.6%를 기록하였다.

<그림 1> 지역별 매각가율 추이



## IV. 연구의 설계

### 1. 자료의 구성

전술한 바와 같이 본 연구의 목적은 아파트 매각가율과 아파트가격지수간 관계를 살펴보는 데 있다. 따라서 지역별 아파트 경매 매각가율과 가격지수로는 한국감정원의 아파트 매매가격지수 그리고 실거래가 지수로는 한국감정원의 실거래가 지수를 활용하였다.

자료의 분석을 위하여 각 변수의 단위근 검정을 실시한 결과 모든 변수에서 단위근이 발생하는 불안정 시계열로 나타났다<sup>9)</sup>. 따라서 현문길·정재호(2015)에서 활용된 방식을 준용하여 모든 데이터를 로그로 차분한 뒤 100을 곱하여 증가율을 산출하였다.<sup>10)</sup>

자료의 시점은 매각가율과 가격지수는 2005년 2월부터 2016년 9월까지 자료를 활용하였으며, 실거래가 지수는 자료의 활용이 가능한 2006년 2월부터 2016년 9월까지의 자료를 활용하였다.

자료의 대상 지역은 전술한바와 같이 수도권은 서울, 경기, 인천으로 지방은 부산, 대구, 경남으로 총 여섯 지역으로 한정한다. 이는 2015년 호수기준 시도별 아파트 분포에서 5%이상을 차지하는 상위 6개 지역을 기준으로 선정하였다. 이렇게 개별 시도 단위 지역을 대상 지역으로 선정할 이유는 전술한 바와 같이

8) Kenneth M (1996)에 따르면 경매시장의 낙찰가율은 주택 가격이나 지역에 따라 개별적으로 나타나는 것으로 분석

9) 단위근 검정에 대한 상세한 설명은 아파트가격지수나 매각가율을 활용한 선행연구에서 이미 많이 다루어진 만큼 본고에서는 변수별 단위근 검정에 대한 결과는 생략하도록 한다

10) 이러한 로그차분 방식은 단순한 차분방식에 비해 추후 분석에서 유의미한 결과를 가져오는 것으로 나타나 본 연구에서도 선행연구에서와 같이 일반 차분이 아닌 로그차분 방식을 활용하였다.

〈표 2〉 지역별·변수별 기초통계량 (로그차분 후)

구분	서울			부산			대구		
	△매각가율	△가격지수	△실거래지수	△매각가율	△가격지수	△실거래지수	△매각가율	△가격지수	△실거래지수
관측치	141	141	127	141	141	127	141	141	127
평균	0.105	0.280	0.338	0.197	0.391	0.535	0.023	0.307	0.362
최대	7.241	5.730	4.587	21.404	4.688	3.340	26.126	2.191	2.191
최소	-10.195	-1.746	-6.402	-21.926	-0.572	-1.504	-36.439	-1.126	-2.259
표준편차	3.365	0.876	1.518	5.634	0.701	0.824	7.238	0.585	0.935
구분	인천			경기			경남		
	△매각가율	△가격지수	△실거래지수	△매각가율	△가격지수	△실거래지수	△매각가율	△가격지수	△실거래지수
관측치	141	141	127	141	141	127	141	141	127
평균	0.125	0.320	0.385	0.082	0.272	0.316	0.101	0.378	0.460
최대	13.631	3.924	4.349	21.962	7.744	6.395	32.200	6.848	4.048
최소	-14.501	-0.818	-4.538	-13.896	-1.411	-5.465	-36.261	-0.527	-1.991
표준편차	3.776	0.856	1.281	4.317	0.991	1.385	9.197	0.842	0.842

아파트시장이 가지는 개별성에 따른 것으로, 각 지역별 아파트 시장이 가지는 특성이 차별적이라는 가정에서 따른 것이다.

〈표 2〉는 변수별 기초통계량을 나타낸 자료이다. 자료를 살펴보면, '△매각가율'의 평균은 부산에서 가장 높았으나 표준편차는 경남에서 가장 높게 나타났다. '△가격지수'의 평균 또한 부산에서 가장 높았으며, 표준편차는 경기에서 가장 높게 나타났다. '△실거래지수'의 평균과 표준편차는 모든 도시에서 '△가격지수'의 평균 및 표준편차보다 높게 나타나 '△가격지수'에 비해 변동성이 크게 나타나는 사실을 확인할 수 있다.

## 2. 시차상관분석

매각가율이 어떠한 형태로 아파트가격지수에 영향을 미치는지를 살펴보기에 앞서 기타 요인을 고려하지 않고 단순히 매각가율과 아파트가격지수가 가지는 상호 연관성을 시차상관계수로 살펴보고자 한다.

시차 상관분석을 위하여 '△가격지수'와 '△실거래지수'에 t-12기부터 t+12기까지의 시차를 부여하여 각 시차별로 이동된 가격지수와 시차가 부여되지 않은 '△매각가율'간 상관계수를 측정하였다.

분석결과를 살펴보면 우선 수도권 지역(서울, 인천, 경기)의 상관계수가 지방(부산, 대구, 경남)에 비해 전반적으로 높게 나타났다. '△실거래지수'와 '△매각가

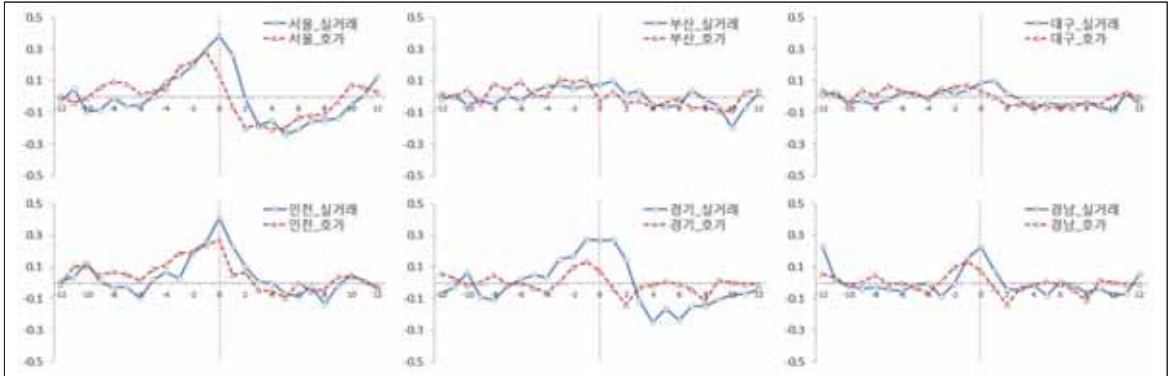
율'간 상관계수가 '△가격지수'와 '△매각가율'간 상관계수보다 높게 나타나, '△실거래지수'가 '△가격지수'보다 '△매각가율'에 밀접한 상관관계를 가지는 것으로 해석할 수 있다.

또 다른 특징으로 '△가격지수'가 '△매각가율'에 1개월 정도 시차를 두고 선행하는 것으로 나타났으며, '△실거래지수'는 '△매각가율'과 동행하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 수도권인 경우 서울과 경기에서 나타났으며, 인천의 경우에는 '△실거래지수'와 '△가격지수' 모두 '△매각가율'에 동행하는 것으로 나타났다.<sup>11)</sup> 지방에서는 전반적으로 상관계수가 높지 않았다. 반면, 경남의 경우 수도권과 유사하게 '△실거래가'는 동행하고 호가는 1개월 선행하는 것으로 나타났다.

시차상관계수만으로 선행과 후행의 관계를 설명하기에는 무리가 있으나, 첫 번째로 지역별로 상관관계의 정도가 다르게 나타난다는 점과, 두 번째로 '△매각가율'과의 선·후행에 있어 '△실거래지수'는 동행의 성향이 강한 반면 '△가격지수'는 '△매각가율'에 비해 선행하는 성향이 강하다는 것을 확인할 수 있다. 이는 이해경 외(2010), 현문길·정재호(2015)의 연구와 상반된 결과를 보이는 반면, 전해정(2013)과 장문덕·박철형(2016)의 연구와 동일한 결과를 보이는 것이다.

11) 이러한 해석은 단순히 시차상관계수가 가장 높은 시차를 기준으로 삼은 것으로 통계적인 유의성은 고려하지 않았다.

<그림 2> 시차상관계수



3. 그랜저 인과관계 분석

<표 3> 그랜저 인과검정 결과

그랜저 인과관계분석(Granger Causality)은 이전 시차의 독립변수가 종속변수의 예측에 있어 통계적으로 유의미한지를 살펴보는 분석 방법으로 본 연구에서는 경매시장의 대표 지수인 ‘매각가율’이 아파트 매매시장에 어떠한 형태로 영향을 미치는지 살펴보고자 한다.

그랜저 인과관계 분석을 위한 시차는 Akaike정보요인과 Schwarz 정보요인 중에서 낮은 값을 기준으로 선택하였다. 이렇게 선정된 시차는 서울, 부산, 경남의 경우 ‘매각가율’과 ‘가격지수’, ‘매각가율’과 ‘실거래지수’ 모두에서 2시차가 선정되었으며, 인천과 경기의 경우 1시차가 선정되었다. 대구의 경우 ‘매각가율’과 ‘가격지수’는 2시차가, ‘매각가율’과 ‘실거래지수’는 1시차가 선정되었다.

분석 결과는 지역별로 차이를 보였다. 서울의 경우에는 ‘가격지수’와 ‘실거래지수’가 ‘매각가율’에 그랜저 인과하는 것으로 나타났으며, 인천의 경우에는 ‘실거래지수’만 ‘매각가율’에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 선행연구에서와 같이 서울에서 아파트 가격지수가 매각가율에 선행하는 현상을 반영한 것으로 해석할 수 있다.

경남은 호가만 ‘매각가율’에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, ‘매각가율’은 ‘가격지수’나 ‘실거래지수’에 그랜저 인과하지 않는 것으로 나타나 실거래가가 아파트가격을 예측하는데 있어 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

구분	F-Statistic	F-Statistic
서울	Δ가격지수⇒Δ매각가율 (0.024)**	0.000 (0.987)
	Δ매각가율⇒Δ가격지수 (0.151)	0.833 (0.363)
	Δ실거래지수⇒Δ매각가율 (0.000)***	6.522 (0.012)**
	Δ매각가율⇒Δ실거래지수 (0.710)	0.13 (0.719)
부산	Δ가격지수⇒Δ매각가율 (0.363)	0.951 (0.331)
	Δ매각가율⇒Δ가격지수 (0.001)***	3.720 (0.056)*
	Δ실거래지수⇒Δ매각가율 (0.062)*	16.509 (0.000)***
	Δ매각가율⇒Δ실거래지수 (0.865)	0.586 (0.445)
대구	Δ가격지수⇒Δ매각가율 (0.283)	4.427 (0.014)**
	Δ매각가율⇒Δ가격지수 (0.069)*	1.754 (0.177)
	Δ실거래지수⇒Δ매각가율 (0.010)***	0.361 (0.698)
	Δ매각가율⇒Δ실거래지수 (0.481)	0.431 (0.651)

주: 1) \*\*\*,\*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준의 추정치  
2) 실거래지수는 실거래가지수를 의미

마지막으로 부산과 대구 그리고 경기의 경우에는 ‘실거래지수’가 ‘매각가율’에 그랜저 인과하며 ‘매각가율’은 ‘가격지수’의 예측에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, ‘실거래지수’가 ‘매각가율’에, 그리고 ‘매각가율’이 호가의 예측에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이런 그랜저 인과

관계만을 가지고 단정 짓는데 무리는 있지만 가격지수의 경우 평활화 현상으로 인한 실거래가 지수와 시차<sup>12)</sup>가 발생하기 때문에 매각가율이 가격지수에 영향을 미치고, 실거래가는 평활화 현상이 발생하지 않아 매각가율에 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 추후 구체적인 모형을 분석하는데 있어 이런 실거래지수와 가격지수간의 특성 및 차이점에 대한 면밀한 고려가 필요한 것으로 판단된다.

## V. 장기 균형관계 검정

### 1. 공적분 검정

지역 변수별로 부여한 적절한 시차를 활용하여 공적분 검정을 실시하였다.

<표 4> 요한슨 공적분 검증 결과

변수		Trace 통계량			Trace 통계량	
		R=0	R≤1		R=0	R≤1
Δ가격지수	서울	55.535	11.196	인천	46.016	6.898
Δ매각가율		(0.000)***	(0.001)***		(0.000)***	(0.009)***
Δ실거래지수	울	56.514	15.561	경기	41.292	11.292
Δ매각가율		(0.000)***	(0.000)***		(0.000)***	(0.001)***
Δ가격지수	부산	46.512	4.968	경기	51.822	12.494
Δ매각가율		(0.000)***	(0.026)**		(0.000)***	(0.000)***
Δ실거래지수	산	52.111	6.772	경남	49.556	17.915
매각가율		(0.000)***	(0.009)***		(0.000)***	(0.000)***
Δ가격지수	대구	57.320	5.134	경남	64.328	5.483
Δ매각가율		(0.000)***	(0.024)**		(0.000)***	(0.019)**
Δ실거래지수	구	54.471	7.676	경남	70.354	7.948
Δ매각가율		(0.000)***	(0.006)***		(0.000)***	(0.005)***

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준의 추정치  
 2) 실거래지수는 실거래가지수를 의미

분석 결과 전 지역에서 공적분이 1개 이하라는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 단 <표 4>의 표현상의 제한으로 추가적인 공적분수의 표시는 생략하였

다. 이렇게 전 지역에서 2개의 공적분 관계가 지정됨에 따라 변수간에 나타날 수 있는 장기적인균형 관계에 대한 특징을 나타낼 수 있는 벡터오차수정모형(VECM)<sup>13)</sup>을 활용하여 실증분석을 실시하도록 한다.

### 2. 벡터오차수정모형(VECM) 분석 결과

벡터오차수정모형의 결과는 <표 5>와 같으며, 상단은 모형 내 매매가격지수로 'Δ가격지수'를 활용한 경우, 하단은 'Δ실거래지수'를 활용한 경우의 결과이다. 분석의 시차는 전술한바와 같이 모형별로 Akaike 정보요인과 Schwarz 정보요인 중 낮은 값을 기준으로 선택하였다.

본연구의 목적과 같이 지역별로 아파트 'Δ가격지수'와 'Δ매각가율' 관계와 아파트 'Δ실거래지수'와 'Δ매각가율'에서 나타나는 공적분으로 장기적인 균형 관계를 살펴볼 수 있다. 분석결과에 나타난 오차수정항을 'Δ매각가율'을 기준으로 'Δ가격지수'를 나타낸 식을 살펴보면 지역별로 아래와 같다

$$\begin{aligned} \Delta \text{서울매각가율} &= 0.198 \times \Delta \text{서울가격지수} & (1) \\ \Delta \text{부산매각가율} &= 0.425^* \times \Delta \text{부산가격지수} & (2) \\ \Delta \text{대구매각가율} &= 1.056^{***} \times \Delta \text{대구가격지수} & (3) \\ \Delta \text{인천매각가율} &= 0.381 \times \Delta \text{인천가격지수} & (4) \\ \Delta \text{경기매각가율} &= 0.663^{***} \times \Delta \text{경기가격지수} & (5) \\ \Delta \text{경남매각가율} &= 0.240 \times \Delta \text{경남가격지수} & (6) \end{aligned}$$

'Δ가격지수'와 'Δ매각가율'을 활용한 결과를 지역별로 살펴보면, 우선 부산과 대구, 그리고 경기에서 유의한 공적분 함수를 가지는 것으로 나타났다. 이는 매각가율과 'Δ가격지수'간 양(+)의 장기균형관계를 가지고 있다는 것으로 해석할 수 있다. 즉 부산의 경우 'Δ매각가율'이 1% 상승하면 아파트가격지수가 0.425% 장기적으로 상승하게 된다는 것의 의미한다. 하지만 서울과 인천, 그리고 경남의 경우 공적분항의 계수값이 유의한 결과를 보이지 않았다.

장기균형관계에 이어서 단기관계를 살펴보면 서울,

12) 이용만·이상한(2008)에 따르면 가격지수가 가진 평활화(smoothing) 현상은 지수가 실제 시장가격의 변동성보다 작고, 시장가격의 움직임보다 늦게 움직이는 현상을 가지는 것으로 주장  
 13) 공적분검정은 두 개의 시계열이 모두 I(1)적분 계열이고, 두 변수 사시에 안정적인 선형결합이 존재하여  $Z_t \sim I(0)$ 이 되면 이들 시계열 사이에 공적분 관계가 존재한다고 보며, 이에 의해 도출되는 안정적인 선형결합  $Z_t$ 를 균형오차(Equilibrium error)라 한다. (남준우·이한식, 2010, 계량경제학, 홍문사)

<표 5> VECM 분석 결과

(호기)	서울		부산		대구		인천		경기		경남	
	Δ매각가율	Δ가격지수	매각가율	지수	매각가율	지수	매각가율	지수	매각가율	지수	매각가율	지수
오차수정항	$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 0.198^* \Delta\text{가격지수}(-1)$ (-0.745)		$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 0.425^* \Delta\text{가격지수}(-1)$ (-1.679)*		$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 1.056^* \Delta\text{가격지수}(-1)$ (-2.268)***		$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 0.381^* \Delta\text{가격지수}(-1)$ (-1.539)		$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 0.663^* \Delta\text{가격지수}(-1)$ (-2.776)***		$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 0.246^* \Delta\text{가격지수}(-1)$ (0.548)	
상수	-1.279 (-6.823)***	0.003 (0.099)	-2.346 (-11.873)***	0.074 (4.771)***	-2.054 (-8.466)***	0.026 (2.334)***	-1.457 (-10.124)***	-0.001 (-0.053)	-1.427 (-10.454)***	0.020 (0.94)	-2.07 (-10.187)***	0.013 (0.85)
Δ매각가율 t-1	0.093 (0.657)	0.021 (0.915)	0.795 (5.284)***	-0.045 (-3.822)***	0.336 (1.812)*	-0.018 (-2.139)**	0.145 (1.658)*	0.001 (0.126)	0.169 (1.945)*	-0.003 (-0.19)	0.535 (3.614)***	-0.001 (-0.073)
Δ매각가율 t-2	-0.085 (-0.978)	0.009 (0.612)	0.349 (4.053)***	-0.019 (-2.818)***	-0.023 (-0.228)	-0.006 (-1.27)	-0.006 (-1.27)	-0.006 (-1.27)			0.12 (1.42)	0.001 (0.151)
Δ가격지수 t-1	1.586 (2.787)***	0.124 (1.341)	1.692 (1.573)	-0.387 (-4.569)***	0.835 (0.456)	-0.35 (-4.132)***	0.726 (0.92)	0.147 (1.629)	1.495 (2.717)***	0.102 (1.17)	4.112 (3.65)***	-0.365 (-4.21)***
Δ가격지수 t-2	0.081 (0.14)	-0.084 (-0.896)	1.45 (1.344)	-0.088 (-1.039)	0.988 (0.541)	0.029 (0.345)	0.029 (0.345)	0.029 (0.345)			2.339 (2.021)**	-0.191 (-2.15)***
R-square	0.580	0.069	0.750	0.281	0.776	0.167	0.625	0.022	0.604	0.028	0.732	0.142
Adj.R	0.564	0.034	0.741	0.254	0.767	0.135	0.617	0.001	0.595	0.006	0.722	0.109
(실거래가)	서울		부산		대구		인천		경기		경남	
	Δ매각가율	Δ실거래지수	Δ매각가율	Δ실거래지수	Δ매각가율	Δ실거래지수	Δ매각가율	Δ실거래지수	Δ매각가율	Δ실거래지수	Δ매각가율	Δ실거래지수
오차수정항	$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 0.845^* \Delta\text{실거래지수}(-1)$ (-6.625)***		$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 0.862^* \Delta\text{실거래지수}(-1)$ (-3.458)***		$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 1.099^* \Delta\text{실거래지수}(-1)$ (-3.230)***		$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 0.873^* \Delta\text{실거래지수}(-1)$ (-6.049)***		$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 1.028^* \Delta\text{실거래지수}(-1)$ (-6.386)***		$\varepsilon(t-1) = \Delta\text{매각가율}(-1) - 0.246^* \Delta\text{실거래지수}(-1)$ (-0.442)	
상수	-1.562 (-7.514)***	0.079 (0.925)	-2.39 (-11.423)***	0.038 (1.289)	-1.866 (-11.463)***	-0.005 (-0.294)	-1.613 (-10.194)***	0.039 (0.929)	-1.617 (-11.216)***	0.011 (0.309)	-1.980 (-9.22)***	-0.043 (-2.28)***
Δ매각가율 t-1	0.255 (1.659)*	-0.046 (-0.73)	0.797 (5.121)***	-0.026 (-1.2)	0.249 (2.607)***	-0.001 (-0.13)	0.206 (2.13)**	-0.033 (-1.277)	0.264 (2.945)***	0.004 (0.162)	0.474 (2.993)***	0.031 (2.229)***
Δ매각가율 t-2	-0.012 (-0.131)	-0.03 (-0.774)	0.329 (3.772)***	-0.019 (-1.505)							0.087 (0.954)	0.017 (2.071)**
Δ실거래지수 t-1	0.098 (0.391)	0.091 (0.885)	-0.38 (-0.583)	-0.443 (-4.794)***	-0.693 (-0.846)	-0.326 (-3.697)***	-0.174 (-0.495)	-0.132 (-1.41)	0.186 (0.519)	0.098 (1.063)	0.559 (0.546)	-0.545 (-6.018)***
Δ실거래지수 t-2	0.202 (0.887)	-0.253 (-2.706)***	-0.82 (-1.271)	-0.113 (-1.238)							1.717 (1.704)	-0.188 (-2.109)**
R-square	0.641	0.082	0.758	0.207	0.759	0.109	0.647	0.039	0.658	0.014	0.715	0.274
Adj.R	0.626	0.043	0.748	0.174	0.753	0.087	0.638	0.016	0.650	0.010	0.703	0.243

주: 1) \*\*\*, \*\*는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준의 추정치이며, 실거래지수는 실거래가지수를 의미  
 2) 모든 모형 내 차분이 아닌 로우데이터 자체를 로그차분한 이후 모형에서 활용하였음  
 3) 오차수정항의 ( ) 안은 추정계수에 대한 t값임



경기 그리고 경남의 경우 '△매각가율'에 '△가격지수'가 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, '△가격지수'가 '△매각가율'에 선행하며 양(+) 영향을 미친다는 것으로, 전해정(2013), 장문덕·박철형(2016)과 동일하게 나타났다. 선행연구에서 검토되지 않았던 경기도와 경남의 경우 서울과 유사한 형태의 결과를 보인다는 특징을 확인할 수 있었으며, 이들 지역의 경우 <그림 2>의 시차상관계수 변화에서도 유사한 형태를 보인 것을 확인할 수 있다.

반면, 부산과 대구의 경우에는 '△매각가율'이 '△가격지수'를 하락시키는 것으로 나타났다. 특히 공적분항의 결과와 함께 살펴보면 장기적으로 '△매각가율'과 '△가격지수'간에는 양(+)의 균형관계가 존재하지만 단기적으로는 '△매각가율'의 증가가 '△가격지수'를 하락시키는 것으로 해석할 수 있다. 이렇게 단기적으로 '△매각가율'이 '△가격지수'를 하락시키는 원인은 조사기간 동안 부산과 대구의 '△매각가율'이 급격하게 상승 또는 하락을 반복하면서 트렌드의 효과가 줄어들었기 때문으로 분석할 수 있다.<sup>14)</sup> 이러한 현상은 <그림 2>에서와 같이 부산과 대구의 '△매각가율'은 아파트가격과 높은 상관관계를 가지는 특정 시차가 존재하지 않는다는 특성에서도 나타난다.

이어서 '△매각가율'을 기준으로 '△실거래가'를 나타낸 식을 살펴보면 지역별로 아래와 같다

$$\Delta \text{서울매각가율} = 0.845^{***} \times \Delta \text{서울실거래가지수} \quad (7)$$

$$\Delta \text{부산매각가율} = 0.862^{***} \times \Delta \text{부산실거래가지수} \quad (8)$$

$$\Delta \text{대구매각가율} = 1.099^{***} \times \Delta \text{대구실거래가지수} \quad (9)$$

$$\Delta \text{인천매각가율} = 0.873^{***} \times \Delta \text{인천실거래가지수} \quad (10)$$

$$\Delta \text{경기매각가율} = 1.028^{***} \times \Delta \text{경기실거래가지수} \quad (11)$$

$$\Delta \text{경남매각가율} = 0.246 \times \Delta \text{경남실거래가지수} \quad (12)$$

지역별로 살펴보면 경남을 제외한 전 지역에서 유의한 의미를 가진 공적분 함수를 가지는 것으로 나타났다. 즉, 아파트 '△매각가율'과 '△실거래지수'간 양(+)의 장기균형관계가 성립하는 것으로 해석할 수 있다. 단기적인 영향을 분석하면 '△매각가율'의 변화율은 '△매각가율'에만 영향을 미치고 '△실거래지수'의 변화

는 실거래가 지수의 변화에만 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 아파트 '△매각가율'이 '△실거래지수'에 또는 '△실거래지수'가 '△매각가율'에 영향을 미치는 현상은 발견되지 않았다.

즉, 대구와 부산지역에서 아파트 '△매각가율'과 '△가격지수'는 장기적으로는 정(+)의 관계를 가지는 반면 단기적으로는 '△가격지수'의 증가율이 '△매각가율'의 증가율에 1개월 또는 2개월의 시차를 두고 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 가격지수가 아닌 실거래가 지수를 활용하는 경우에는 장기적인 정(+)의 관계는 지속되는 반면 단기적인 부(-)의 관계가 소멸하는 것으로 나타났다. 이러한 측면에서 지역에 따라 아파트 가격지수는 매각가율에 선행하는 반면, 실거래가지수는 매각가율에 동행하는 것으로 결론지을 수 있다.

마지막으로 경남의 경우 아파트 '△가격지수'나 '△실거래지수'를 활용한 어떠한 경우에서도 유의미한 장기 공적분 관계를 나타내지 않았다.

### 3. 충격반응함수

충격반응함수는 모형을 통하여 추정된 계수에 있어 내생변수에 1단위 충격이 가해졌을 경우에 시차적으로 발생하게되는 충격의 효과를 나타내는 것으로, 일반적으로 VAR나 VECM 모형에서 변수들간의 파급 효과를 살펴보기 위한 방법으로 활용된다.

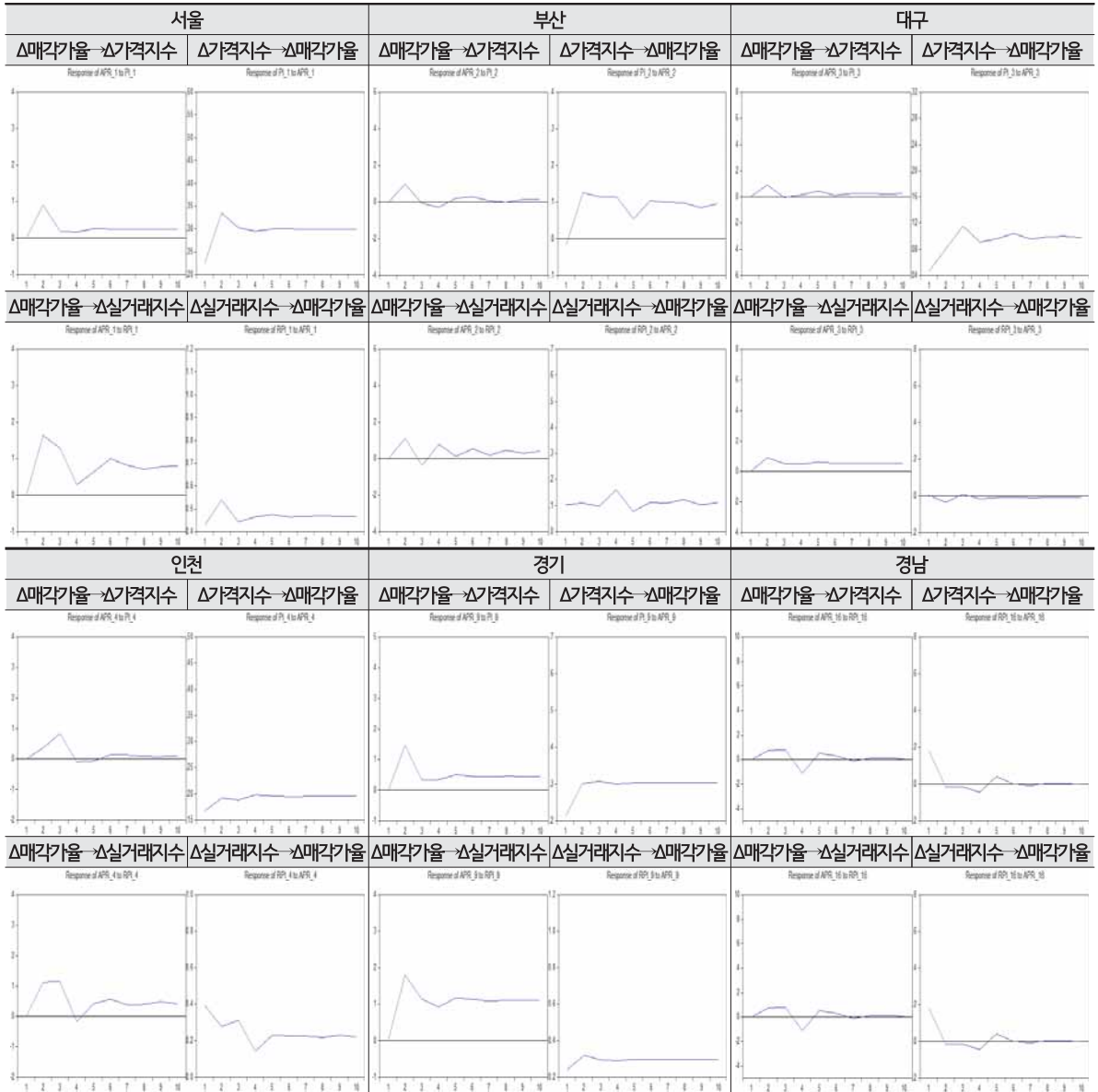
본 연구에서는 지역별로 두 쌍의 변수를 활용하여 VECM 분석을 실시하여 하나의 지역별로 총 8개의 충격반응함수가 생성된다. 그 중에서 변수 자신이 미치는 영향 보다는 매각가율과 가격지수간의 충격반응함수 결과를 위주로 살펴보고자 한다.<sup>15)</sup>

우선 서울의 경우 '△매각가율'의 충격은 '△가격지수'에 2개월째에 1단위의 표준편차까지 영향을 미치지만 3개월부터는 그 효과가 크게 나타나지 않았으며 '△실거래지수'도 2개월째에 1.5단위의 표준편차까지 영향을 미치지만 그 이후 효과가 점차 감소하는 것으로 나타났다. '△가격지수'와 '△실거래지수'의 '△매각가율'에 대한 효과는 2개월째에 약 0.3~0.5단위의 표

14) 부산의 경우 2005년부터 2011년까지 △매각가율의 증·감이 반복되는 반면, 아파트 가격은 하락 없이 지속 상승하여 두 지표간에 반대되는 방향성이 나타나는 경우가 빈번하게 발생하였다. 대구의 경우에도 이러한 현상이 2009년부터 2015년까지 지속적으로 나타났다.

15) 충격반응함수의 도출을 위하여 충격변수의 순서는 △매각가율과 △가격지수, △매각가율과 △실거래가지수 순으로 입력하였으며 기간은 10분기를 적용하였음. 또한 Impulse definition으로는 자유도가 adjusted된 출레스키 분해 방식을 선택

<표 6> 지역별 매매가격지수와 매가가울간 충격-반응함수



준편차까지 영향을 미치지 않지만 그 영향이 크지 않은 것으로 나타났다. 부산의 경우에는 ‘ $\Delta$ 매각가울’이 ‘ $\Delta$ 가격지수’에 미치는 영향이 2개월차에 분산에 영향을 1.5단위 영향을 미치지만 3월 이후 전혀 효과를 미치지 않았으며 ‘ $\Delta$ 실거래지수’에 대한 충격은 양(+)의 충격과 음(-)의 충격이 오가며 점차 축소되어 효과가 사라지는 것으로 나타났다. 대구의 경우에는 대부분의 경우에서 충격에 따른 영향의 정도가 크지 않았으며, 특히 ‘ $\Delta$ 매각가울’의 충격에 따른 ‘ $\Delta$ 가격지수’의 영향

의 경우 부산과 거의 흡사한 모습을 보였다.

인천의 경우에는 ‘ $\Delta$ 매각가울’의 충격이 약 3개월 이후에 가장 높게 나타났으며, 그 이후에는 영향이 사라지는 것으로 나타난 반면 ‘ $\Delta$ 가격지수’의 ‘ $\Delta$ 매각가울’에 대한 영향을 그 영향이 작게 지속되는 것으로 나타났다. ‘ $\Delta$ 실거래지수’의 경우에도 ‘ $\Delta$ 매각가울’의 충격은 2개월과 3개월 이후까지 1단위 표준편차의 정도로 영향이 지속되다가 4개월 이후에는 점차 축소되었다. 경기도의 경우에는 서울지역과 매우 유사한 모

습을 보였으며, 우선 '△매각가율' 충격은 '△가격지수'에 2개월 후 1.5단위의 영향을 미치는 것으로 나타났으며 3개월부터는 그 영향이 감소하였다. 반면 '△가격지수'의 충격은 2개월 후부터 '△매각가율'에 0.3단위 정도의 영향을 지속하는 것으로 나타났다. '△매각가율'의 '△실거래지수'에 대한 충격과 '△실거래지수'의 '△매각가율'에 대한 충격도 동일한 모습으로 나타났다. 마지막으로 경남의 경우에는 전반적으로 변수의 충격에 대한 큰 영향이 나타나지 않는 것으로 나타났으나 '△가격지수'와 '△실거래지수'의 '△매각가율'에 대한 영향이 1개월차에 가장 높았다가 점차 0으로 수렴하는 것으로 나타났다.

충격-반응함수의 결과를 요약하면 가격지수 충격에 대한 매각가율에 대한 영향보다는 매각가율 충격에 따른 매매가격지수에 대한 영향이 더욱 크게 나타났다. 또한 매각가율이나 실거래가율의 차이보다는 지역별 차이가 더욱 크게 나타나는 것을 확인할 수 있었다.

## VI. 결론

본 연구에서는 그동안 다양한 형태로 분석된 아파트 경매시장과 매매가격지수간 관계를 가격지수와 실거래가지를 활용하여 살펴보았다. 본 연구는 선행연구에서 수도권지역으로 국한되어 고려되었던 아파트 가격지수와 매각가율의 선·후행성 검토를 지역적 범위를 확대하였다는데 의미가 있으며, 선행연구의 한계로 지적되었던 아파트 실거래가지를 활용할 경우 나타나는 선·후행성을 살펴보았다는데도 그 의미가 있다. 또한 선·후행성이 발견되지 않을 경우 이에 대한 원인을 살펴보고 그에 따른 시사점을 도출하였다는 측면에서 선행연구들과의 차별성을 가진다. 마지막으로 아파트 가격지수와 매각가율간의 시차상관계수를 살펴본 점도 기존의 선행연구에서는 검토되지 않았던 새로운 형태의 접근으로 볼 수 있다.

분석은 크게 시차상관계수를 통해 변수들간 관계를 살펴보고 이어서 벡터오차수정모형을 활용한 분석 및 이를 위한 선행 연구들을 실시하였다. 우선 시차상관계수를 활용한 분석은 시점이 고정된 매각가율에 가격지수와 실거래가 지수를 12개월씩 선·후행시켜 시점별 시차상관계수를 산출하였으며, 그 결과를 그래프로 나타내었다. 분석 결과 '△가격지수'가 '△매각가율'에

1기 선행할 때 상관계수가 가장 높은 것으로 나타났으며, '△실거래지수'는 '△매각가율'과 시차가 없을 경우 상관계수가 가장 높게 나타났다. 지역별로는 서울, 경기, 인천, 경남에서 상관계수가 높게 나타났으나 부산과 대구에서는 큰 차이를 보이지 않았다. 이어서 그랜저 인과관계 검정과 벡터오차수정모형의 분석 결과, 서울은 '△가격지수'와 '△실거래지수'가 '△매각가율'에 인과관계를 가지고, 부산·대구·경기는 '△실거래지수'가 '△매각가율'에, 그리고 '△매각가율'은 '△가격지수'에 그랜저 인과하는 것으로 나타났다.

벡터오차수정모형을 통한 분석 결과를 지역별로 '△가격지수'와 '△실거래지수'로 나누어 살펴보면, '△가격지수'의 경우 부산과 대구 그리고 경기에서 아파트 '△매각가율'과 '△가격지수' 사이에 양(+)의 장기적인 공적분 관계를 가지지만 부산과 대구의 경우 단기적으로는 '△가격지수'의 증가율이 '△매각가율'의 증가율에 1개월 또는 2개월의 시차를 두고 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이에 반하여 매각가율과 실거래지수의 관계에서는 장기 공적분 관계는 동일하게 나타났으나 '△가격지수'와 '△매각가율'간 시차를 둔 부(-)의 관계는 발생하지 않았다. 결과적으로 가격지수가 가진 평활화 현상에 따라 '△가격지수'가 '△매각가율'에 후행하며 '△실거래지수'는 '△매각가율'과 특별한 선·후행 관계를 가지지 않는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과를 종합해보면, 첫 번째로 지역별로 아파트 경매시장과 매매시장간 관계에 차이가 있는 것으로 나타났으며, 언론을 중심으로 정의되었던 경매시장의 매매시장에 대한 선행 관계는 가격지수와 실거래가 지수 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 오히려 일부지역의 경우 선행연구와 같이 가격지수가 매각가율에 후행하는 것으로 나타났다.

둘째, 지역에 따라 가격지수가 매각가율에 후행하는 현상이 나타났으며, 이는 지수 평활화 현상에 따른 것으로 분석할 수 있다.

셋째, 실거래가지수와 매각가율은 시차상관분석에서도 시차가 0일 때 가장 높은 상관관계를 보였을 뿐만 아니라 벡터오차수정모형에서도 경남을 제외하면 유의한 관계를 보이지 않아 상호간에 특별한 선·후행 관계를 가지는 것으로 분석하기에는 어려움이 있다. 이러한 결과에 따라 아파트 경매시장과 매매시장은 유사하게 움직이고 있지만 시장의 선행성이 있다고 결론 내리는 것에는 한계가 있다. 따라서 매매 시장의 동행

지표로서 경매지표를 활용하는 것이 바람직 할 것이다.

본 연구는 지역별로 가격지수와 실거래가지수를 모두 활용하여 이를 매각가율과 비교하였다는데 의의를 가지는 동시에 지역적인 범위가 제한적인 만큼 일부 지역에서는 월별 매각가율의 변동폭이 과도하게 크게 나타난다는 한계를 가지고 있다. 이는 경매시장이 가지는 지역별 특성을 최대한 반영하기 위한 것으로, 매각가율의 변동성을 완화할 수 있는 변수를 경매지표로 활용할 경우에 보다 의미있는 분석 결과를 얻을 수 있을 것으로 예상된다. 또한 매각가율은 전체 아파트 경매케이스의 매각가율 합계를 경매가격의 합계로 나누 수치인 만큼 개별 경매건에서 발생할 수 있는 극단치가 제거되지 않았다는 문제가 있다. 따라서 이러한 극단적인 경우들이 제외된 매각가율 자료를 확보할 수 있다면 모형의 설명력이나 관계가 보다 높아질 수 있을 것으로 보인다. 또한 본 연구에서는 매각가율과 가격지수, 매각가율과 실거래가지수 사이의 관계에서 나타나는 차이점에 대하여 집중하였기 때문에 가격지수와 실거래가지수 그리고 매각가율간 복합적인 관계를 살펴보지 못하였다.

논문접수일 : 2017년 1월 17일

논문심사일 : 2017년 2월 3일

게재확정일 : 2017년 3월 31일

## 참고문헌

1. 서동한, “최근 주택경매시장 동향 및 주요 특징 분석”, KB금융지주 경영연구소, 2015
2. 서성수·정동준, “아파트 매매시장과 경매시장의 상호관계에 관한 실증 연구”, 「주택연구」 제21권 제1호, 한국주택학회, 2013, pp. 37-57
3. 이용만·이상한, “국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구”, 「주택연구」 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp. 27-47
4. 이재욱·방두완, “경매특성 및 거시경제변수가 낙찰가율에 미치는 영향분석”, 「부동산연구」 제25집 제2호, 한국부동산연구원, 2015, pp. 71-83
5. 이해경·방송희·이용만, “경매시장의 주택가격지수 추정에 관한 연구”, 「부동산학연구」 제16집 제2호, 한국부동산분석학회, 2010, pp. 233-258
6. 장문덕·박철형, “주택매매시장과 경매시장간 가격 및 변동성 상호작용에 관한 동태적 분석”, 「부동산연구」 제26집 제3호, 한국부동산연구원, 2016, pp. 83-96
7. 전해정, “주택매매시장과 경매시장간의 상관관계에 관한 실증연구”, 「부동산연구」 제23집 제2호, 한국부동산연구원, 2013, pp. 117-132
8. 현문길·정재호, “부동산시장과 경매시장 및 경기변동 간의 상호 연관성”, 「부동산학보」 제60권, 한국부동산학회, 2015, pp. 86-100
9. 남준우·이한식, 「계량경제학」, 홍문사, 2010
10. Christopher J. Meyer, “Assessing the performance of real estate auctions,” *Working Paper Series*, No. 99-1, Federal Reserve Bank of Boston, 1993
11. Kenneth M. Lusht, “A Comparison of Prices Brought by English Auctions and Private Negotiations,” *Real Estate Economics*, Vol. 24, The American Real Estate and Urban Economics Association, 1996, 517-530
12. 부동산 114 <http://www.r114.co.kr>
13. 한국감정원 부동산 통계정보 <http://www.r-one.co.kr/rone>
14. 대한민국 법원경매정보 <http://www.courtauction.go.kr>