

# 수도권 아파트 실거래가와 시세간 격차의 결정요인 분석\*

Determinants of Price Gap between Asking Price and Real Transaction Price of Apartment in Seoul Metropolitan Area

김 진 유 (Kim, Jin Yoo)\*\*

## < Abstract >

This study investigated determinants of price gap between asking price and transaction price. The price gap model can be used as a tool of housing market evaluation and forecasting because the asking price data is useful when transaction volume is very low. The results drawn by Tobit model regression can be summarized as follows. First, price gap ratio (absolute value of price gap to asking price ratio) is strongly associated with market change including transaction price change, and price level and transaction volume of the sub-market. The greater price change, the bigger price gap. However, more transactions make the gap smaller. Second, unit size and building age significantly affect price gap ratio (PGR). The PGR grows as unit size increases. Older apartments show greater PGR than younger ones. The results imply that PGR model can be useful as a tool for evaluation of housing market change and estimation of expected price change, especially in the depressed sub-market where housing transaction price data is very little.

주 제 어 : 아파트, 시세, 실거래가, 가격격차, 격차율, 토빗모형

Key words : Apartment, Surveyed asking price, Real transaction price, Price gap, Tobit model

## I. 서론

주택시장을 시세 중심으로 파악할 것인가, 아니면 실거래가 기준으로 판단할 것인가에 대해서는 다양한 견해가 존재한다. 2006년 1월 '부동산 실거래가격 신고의무제도'를 도입한 이후 실거래가 정보는 주택시장의 파악과 정책수립에 중요한 역할을 해왔다. 부동산 시장 변화에 민감한 정부와 학계에서는 시세로 관측하기 어려운 시장움직임을 실거래가를 통해 파악하고 정책수립에 활용하기 위해 많은 연구가 이루어졌다. 특히 실거래가지수의 개발이나 거래량과 가격변화 사이의 관계, 시세와 실거래가 간의 인과관계 등에 대한 연구가 집중적으로 이루어졌다. 실거래가와 관련하여

많은 연구가 진행되었음에도 불구하고 대부분 가격들 간의 시계열적인 인과관계나 변화추세에 집중하였을 뿐, 각 주택의 시세와 실거래가간의 격차에 대한 연구는 찾아보기 어렵다.

주택시장에서 시세와 실거래가가 가지는 격차에 영향을 미치는 요인을 살펴보는 것은 매우 중요하다. 지역별로 작성되는 지수의 변화가 보여주지 못하는 시장 변화를 예측하는 데에 결정적 역할을 할 수 있기 때문이다. 예를 들어, 특정 시점에 일부 지역시장에서는 실거래 표본수가 적어 실거래지수가 몇 개의 특이한 관측치에 의해 움직일 수 있다. 만약 해당지역시장의 시세와 실거래가간의 격차가 큰 경우라면 도출된 실거래가지수에 대해 더욱 신중하게 해석해야 한다. 반대

\* 본 연구는 2014학년도 경기대학교 학술연구비(일반연구과제) 지원에 의하여 수행되었음

\*\* 경기대학교 도시·교통공학과 부교수, jinyookim@kgu.ac.kr

로 시세와 실거래가 사이의 격차가 적고 안정적으로 유지되는 지역이라면 실거래가지수의 움직임을 시장 변화로 해석함에 있어 보다 높은 신뢰를 보낼 수 있다.

본 연구는 시세와 실거래가 사이의 차이가 발생하는 원인과 영향력을 측정하고자 한다. 결정요인에 대해 합리적인 결과를 도출한다면, 향후 두 가격 중 하나의 가격만이 관찰되는 경우에도 시장의 움직임을 보다 정확하게 파악하는 데에 기여할 수 있을 것으로 기대된다. 또한 가격 차이에 영향을 미치는 요인분석을 통해 두 가격 간의 차이를 최소화할 수 있는 방안을 제시할 수도 있을 것이다. 결과적으로 두 가격정보의 신뢰도와 유용성이 함께 상승할 수 있는 방안을 제시할 수 있다.

이어지는 2장에서는 시세와 실거래가 사이의 관계를 연구한 선행연구들을 검토하고 본 연구와의 차별성을 논의한다. 3장에서는 시세와 실거래간의 격차의 요인으로 추정되는 변수별로 분석하여 기본적인 관계를 분석한다. 4장에서는 토빗분석을 통해 가격 차이의 결정요인을 도출하여 상대적인 강도와 지역적인 차이를 규명한다. 마지막으로 5장에서는 주요 결론을 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

## II. 선행연구 검토

### 1. 아파트 시세와 실거래가 관계

시세와 실거래가의 관계에 관련된 연구는 시세지수와 실거래가지수간의 관계, 시세 및 실거래가지수와 거래량과의 관계, 시세와 실거래가의 격차에 대한 연구 등 크게 3가지로 분류할 수 있다.

많은 선행연구에서 가격 자체보다 지수간의 관계를 분석하였는데 시세와 실거래가 간의 선후행 관계나 시세의 평활화 현상, 거래량과의 관계 등이다. 이창무 외(2005)는 민간 실거래가 자료를 활용하여 우리나라에서는 처음으로 실거래가 지수가 시세지수에 선행한다는 것을 실증적으로 보여주었다. 이후 이용만 · 이상한(2008)도 이창무 · 배익민(2008)이 작성한 실거래가지수와 국민은행 시세지수를 활용하여 실거래가지수가 시세지수에 비해 선행하고 있음을 보여주었다. 비록 수월의 1개 아파트단지에 대해서 분석한 결과이지만 이우태 · 김성제(2006)의 연구결과에서도 실거래가

가 시세에 선행한다는 결과를 보여주었다.

한편 실거래가지수가 축적되면서 시세지수의 평활화 현상에 대한 연구도 중요한 진전을 보였다. 시세지수가 실거래가 지수보다 변동성이 낮다는 것은 이창무 외(2005), 이용만 · 이상한(2008) 및 류강민 · 이상영(2010)의 연구에서 주장되었다. 이용만 · 이상한(2008)은 실거래가지수의 선행성 뿐 아니라 시세지수가 실제 가격변화를 평활화하여 과소평가한다고 주장하였다. 그들은 Clayton et. al.(2001)이 사용한 부분조정모형을 이용하여 부분조정계수(partial adjustment factor)를 구한 후 이창무 · 배익민(2008)의 실거래가지수를 이용해 소위 ‘진정한 시장가치 지수’를 추정하였다. 기존의 국민은행지수와 비교한 결과 진정한 시장가치 지수가 하락 추세로 돌아선 2008년 4월 이후에도 국민은행지수는 3개월간이나 지수가 상승하는 등 평활화 현상이 나타남을 확인하였다.

거래량과 가격간의 관계는 오랫동안 연구의 주제가 되어왔음에도 불구하고 일치된 결론에 도달하지는 못하였다. 예를 들어 Stein(1995)은 자기자본 제약으로 인해 가격하락기에 거래량이 감소한다고 주장한 반면, Khaneman and Tversky(1979)는 자본제약 보다는 손실을 회피하고자 하는 의도가 가격하락과 거래량감소간의 관계를 더 잘 설명한다고 말한다. 허윤경 외(2008)는 국민은행지수를 이용한 분석결과를 기초로 대체로 가격이 거래량보다 선행하지만 강남 3구(강남, 서초, 송파)의 경우 양방향의 관계가 판측된다고 주장한다. 그러나 방송희 · 이용만(2009)은 시세지수를 이용한 허윤경 외(2008)의 연구결과에 한계가 있다고 지적하였다. 그들은 실거래가 지수 작성하여 분석한 결과 앞의 강남 3구 지역의 경우 거래량이 가격에 선행한다고 주장하였다. 이러한 논쟁에 대해 최성호 · 김진유(2012)는 위의 두 연구의 논의를 검증하기 위해 시세와 실거래가지수 및 거래량 등 3개의 변수간의 관계를 부분조정모형을 이용하여 분석하였다. 그들은 시세는 실거래가에 의해 조정되며 조정되는 속도는 두 가격간의 차이와 거래량에 따라 달라짐을 확인하였다. 시세 대비 실거래가 비율이 1% 증가하면 시세조정속도는 0.087%, 거래량 1% 증가에 대해서는 0.098%증가하여 시세조정에 있어 거래량의 영향이 다소 더 큰 것으로 나타났다.

많은 연구가 실거래가와 시세간의 관계규명을 시도하였음에도 불구하고 지수(Index)가 아닌 시세와 실거

래가격 자체를 분석한 연구는 매우 드물다. 이창무 외(2007)는 반복매매모형을 활용한 실거래가 지수 개발 과정에서 시세와 실거래가간 비율을 분석하였다. 시세와 실거래가 모두 ‘부동산114’의 자료를 사용하여 분석한 결과 실거래가의 90%이상이 시세의 90~110% 범위 내에 있는 것으로 나타났다. 또한 가격비율의 분포가 정규분포에 가까운 것으로 보아 당시 ‘부동산 114’에서 취합한 실거래가자료가 통계적으로 큰 문제가 없는 것으로 판단하였다. 그러나 지수작성에 통계적으로 적절하다는 결과만을 도출하였을 뿐 그 격차의 원인에 대해 세부적으로 분석하지는 않았다.

이후 이창무 외(2009)는 강남구의 아파트를 대상으로 시세대비 실거래가를 종속변수로 하는 회귀모형을 통해 상세한 조망가치를 세분화하여 분석하였다. 개방감 더미 4개, 조망더미 10개를 사용한 역준로그모형을 이용해 한강, 양재천, 녹지의 조망이 양(+)의 프리미엄을 가지고 있음을 밝혔다. 이 논문은 개방감과 조망가치에 집중하였으므로 통제변수로 층요인(저층, 최상층, 로열층) 더미, 소음(주요도로 50m 이내) 더미와 일조(양호, 열악) 더미만을 사용하였다. 결과적으로 시세와 실거래간의 격차의 원인을 종합적으로 밝히는 데에는 한계가 있다.

위와 같이 선행연구에서는 시세와 실거래가격의 격차의 요인에 대해 충분한 연구가 이루어지지 못하였다. 그동안의 연구들이 지수간의 선후행 관계나 가격과 거래량간의 관계에 집중하였을 뿐 두 개의 가격간의 격차가 어떤 요인에 의해 발생하는지에 대해서는 연구가 미흡하였다. 이미 언급하였듯이 2006년 이후 실거래가가 10년 이상 축적되었지만 지역에 따라서는 아직도 실거래량이 극히 미미하여 시장을 판단할 때 시세에 의존해야만 하는 경우도 많다. 그러므로 시세를 통해 파악한 시장상황이 과연 어느 정도 신뢰성이 있는지를 가늠하기 위해서는 시세가격과 실거래가격 수준 사이의 격차가 어느 정도이며 어떤 요인들에 의해 설명되는지를 최대한 정확히 알 필요가 있다. 본 연구는 수도권 전체를 대상으로 하여 아파트의 다양한 특성 중 어떠한 변수가 가격격차의 주요인인지를 밝히는 데에서 차별성을 갖는다고 할 수 있다. 또한 두 가격간의 관계를 평균의 개념인 가격지수가 아니라 개별 아파트의 가격 차체의 격차를 분석하였으므로 보다 개별적인 관계를 반영하였다는 차별성이 있다.

### III. 자료 및 기초분석

#### 1. 자료

자료는 시세자료와 실거래가자료로 구분되며 주소와 면적 등을 기준으로 연결한 후 이상치를 제거하여 최종적으로 45,970개의 자료를 분석이 이용하였다. 자료의 구축과정은 아래와 같다.

시세자료는 한국감정원 부동산테크의 수도권 아파트가격자료로 2013년 1월부터 12월까지의 월간가격 자료다. 총 자료수는 50,597개로서 동일아파트라도 전용면적이 다르면 다른 아파트로 보았다. 매매가는 하한가와 상한가의 산술평균값을 시세로 사용하였다. 변수는 주소, 사용승인일, 총세대수, 동수, 아파트구조, 최고층수, 난방방식 등 단지특성과 전용면적, 방수, 욕실 수 등 주택특성으로 이루어져 있다.

실거래가 자료는 국토교통부 자료로서 2013년 1월 1일부터 2013년 12월 31일 사이에 거래된 수도권 아파트가격자료이며 총 267,768개이다. 변수는 주소, 거래일자, 권리구분(기존주택, 신규주택, 분양권), 사용승인일, 면적, 실거래금액 등으로 구성되어 있다.

두 자료를 연결하여 시세와 실거래간의 관계를 분석하기 위한 기초자료를 생성하였다. 자료의 연결을 위해 사용한 변수는 시도, 시군구, 행정읍면동, 본번, 부번, 전용면적, 월(月) 등 7개 변수다. 앞의 5개 변수는 주소를 분해한 것이며 전용면적은  $m^2$ 단위로서 소수점 첫째자리까지가 동일 값이면 같은 아파트로 보았다.

자료연결에서 가장 중요한 것은 월변수로서 시세는 매월 5일 조사된 월초의 가격이고, 실거래가는 해당 월의 1일부터 말일까지 거래된 것으로서 최대 26일(31일-5일)의 차이가 발생할 수 있어 신중을 기하였다. 두 가격간의 편차를 총액과  $m^2$ 당 가격을 기준으로 분석한 결과 매월 상순(1일~10일) 실거래가만을 이용한 경우 (대안1)와 전월(1일~말일)을 사용한 경우 큰 차이를 보이지 않았다(표 1). 표본수를 최대한 확보하는 것이 분석의 목적과 정확도 제고를 위해 더 적절하다고 판단하여 월간 실거래자료를 모두 분석 자료로 포함하였다.

가격격차는 아래와 <식 1>과 같이 시세와 실거래가의 가격 차이를 구한 값( $pg_t$ )과 절댓값을 취한 값( $apg_t$ ) 등 두 개의 값을 사용하였다. 격차의 절댓값을 따로 사용한 것은 부호와 상관없이 평균과 표준편차를 구하기 위해서다.

가)  $pg_t = SP_t - RP_t$

나)  $apg_t = |SP_t - RP_t|$  (식 1)

$SP_t$  : t월의 시세가격  
 $RP_t$  : t월에 거래된 실거래가격

연결된 자료의 신뢰성을 검증하여 아래와 같이 이상치를 제거하였다. 우선 분양권이나 신규주택, 분양전환주택은 성격이 다르므로 분석에서 제외하였다. 건축연령이 50년을 초과한 아파트, 방수와 욕실수가 1보다 적거나 자료가 없는 자료를 제거하였다. 다음으로 가격격차가 가격수준에 비해 지나치게 높은 이상치를 제거하였다. <식 2>의 가)와 같이 가격격차율을 계산한 뒤 표준편차의 6배를 초과하는 경우 이상치로 보고 제거하였다. 즉 가격격차가 시세대비  $\pm 30.927\%$ 를 초과하는 경우 이상치로 보고 제거하였다. 결과적으로 45,970개의 자료가 분석에 사용되었다.

가)  $pgr_t (\%) = \frac{SP_t - RP_t}{SP_t} \times 100$

나)  $apgr_t (\%) = \frac{|SP_t - RP_t|}{SP_t} \times 100$  (식 2)

수도권 전체 표본의 총가격 격차 평균은 1,056.2만

원이며 단위면적( $m^2$ )당 가격 격차평균은 18.6만원이다. 격차의 최댓값은 종가격 기준으로 42,500.0만원으로 나타났으며, 단위가격은 307.1만원/ $m^2$ 이었다. 매월 상순 자료만을 이용한 경우에도 평균과 표준편차의 감소량은 5%이하로 미미했다.

서울의 격차가 가장 크고 경기, 인천 순으로 나타난다. 총가격 기준으로 서울의 평균 가격격차는 1,483.9만원이며 경기도는 평균 833.1만원, 인천은 688.0만원으로 각각 서울의 56.1%, 46.4% 수준으로 나타났다. 단위면적당 가격도 서울은 24.6만원/ $m^2$ , 경기는 15.5만원/ $m^2$ , 인천은 13.2/ $m^2$ 만원으로 나타나 서울대비 경기나 인천의 격차비율이 각각 63.3%, 53.6%로 나타났다. 총가격에 비해 상대적으로 단위가격의 격차는 시도별 편차가 적은데 이는 서울아파트의 평균 전용면적이 상대적으로 크기 때문으로 보인다.

## 2) 기초분석

여기서는 분석 자료의 기초적인 특성을 분석하여 가격격차의 원인변수를 1차적으로 판단한다. 우선 두 가격의 격차의 변화를 시도단위의 공간적 범위와 월단위의 시간적 흐름을 기준으로 살펴본다. 이후 선행연구에서 지적한 거래량과 시세 및 실거래가의 관계를 기초로 거래량과 격차사이의 관계를 분석한다. 마지막으로 아파트의 단지특성과 물리적 속성에 따라 격차가 달라지는지를 변수별로 살펴본다.

<표 1> 실거래 시기별 가격격차(만원)

구분	표본수	전용면적 평균( $m^2$ )	가격 격차*	평균	표준편차	최소	최대	
매월 전체 거래 자료	경기	23,662	53.6	총가격	833.1	754.6	0.0	11,800.0
				단위( $m^2$ )가격	15.5	13.4	0.0	161.6
	서울	16,951	58.9	총가격	1,483.9	1,641.7	0.0	42,500.0
				단위( $m^2$ )가격	24.6	23.2	0.0	307.1
	인천	5,357	52.5	총가격	688.0	597.6	0.0	6,000.0
				단위( $m^2$ )가격	13.2	10.6	0.0	84.5
매월 상순† 자료	수도권	45,970	55.4	총가격	1,056.2	1,198.9	0.0	42,500.0
				단위( $m^2$ )가격	18.6	18.1	0.0	307.1
	수도권	16,466	55.4	총가격	1,065.4	1,252.8	0.0	20,497.8
				단위( $m^2$ )가격	18.9	20.1	0.0	412.6

주) \* 가격격차는 두 가격사이의 차이의 절댓값(apg)

† 상순은 매월 1일부터 10일까지

시세와 실거래가간 격차의 크기를 상대적으로 파악하기 위해 위의 <식 2>의 나)와 같이 분모를 시세( $SP_t$ )로 하고 분자는 시세와 실거래가의 차이의 절댓값( $apg_t$ )으로 하는 격차율(Price gap ratio)을 계산하여 분석하였다. 분모로 실거래가를 쓸 수도 있으나 선행연구(이창무 외 2005, 이용만·이상한 2008)에서 확인할 수 있듯이 실거래가는 시세보다 변동성이 크므로 시세가 보다 분모로서 적합하다고 판단하였다. 즉 분모의 변동성이 크면 상대적으로 분자의 변동성을 파악하기 어려워지는데 본 연구에서의 주안점은 분자 변동성의 원인을 밝히는 데 있으므로 시세가 분모로 더 적절하다고 판단하였다.

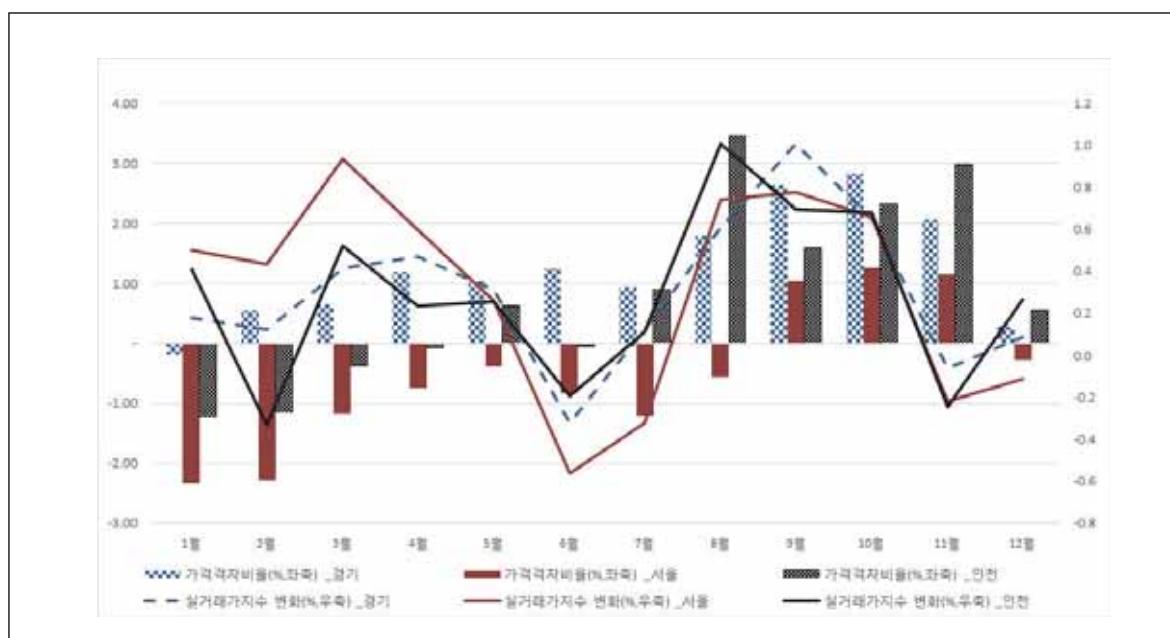
또한 수준변수인 가격격차( $pg_t$ )와 격차의 절댓값( $apg_t$ )은 시장에 존재하는 시세와 실거래가의 차이를 직관적으로 보여주는 데에는 유용하나 상대적 비교에는 부적합한 측면이 있다. 가격이 높으면 격차도 커지게 되므로 비율이 아닌 격차를 그대로 사용하는 것은 가격이 높은 아파트의 변화를 과도하게 반영할 위험이 높기 때문이다. 시세 대비하여 동일하게 5%의 격차를 가지고 있는 아파트를 가정해보자. 1억 원짜리는 500만원의 격차가 나타나는데 비해 5억 원짜리는 2,500만원의 격차가 나타난다. 만약 격차를 그대로 반영한다면 동일한 5%의 격차율이 아니라 5배의 격차를 분석

에 반영하므로 결과를 왜곡할 수 있다. 지역적으로도 고가 아파트가 많은 지역의 가중치가 과도하게 설정되어 전체시장의 격차를 판단하는 데에 오류를 일으킬 수 있다. 그러므로 본 분석에서는 격차율( $pgr_t$  및  $apgr_t$ )을 사용하였다.

실거래가지수 변화율과 격차율은 대체로 가격변화율이 클수록 격차율도 커지는 것을 알 수 있다. 국토교통부의 실거래가지수(2012년 12월부터 2013년 12월까지)의 월간 변화율과 본 연구 자료로부터 계산한 각 월의 격차율을 비교하면 <그림1>과 같다. 실거래가지수의 변화율은 3개 시도에서 거의 유사한 패턴을 보인다. 격차율의 방향은 일정하지 않으나 실거래가지수의 변화폭에 비례하는 경향을 보인다. 이창무·김진유·이상영(2005)의 연구에서도 지적하였듯이 실거래가가 먼저 움직이고 시세가 뒤따르는 현상과 시세지수의 평활화 현상이 반영된 것으로 해석할 수 있다. 즉 실거래가가 급상승하거나 급하락하는 시기에 시세가 그것을 신속하게 반영하지 못하므로 격차가 더 벌어지는 것으로 이해할 수 있다.

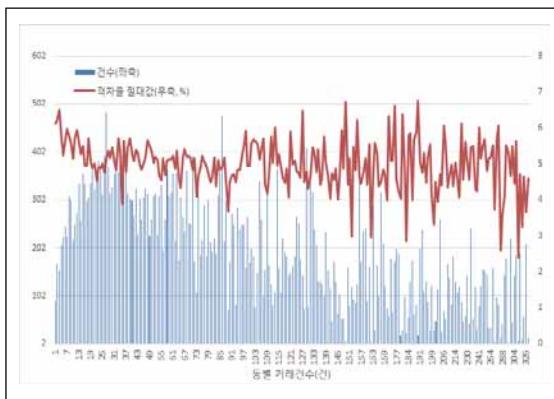
거래건수와 시세-실거래가 격차사이에는 약한 반비례관계가 관측된다. 선행연구들을 종합하면 시세는 실거래가를 반영하여 움직이며 실거래가보다 후행한다. 실거래 건수가 많을수록 시세가 참고할 수 가격이

<그림 1> 시세-실거래가 격차율( $pgr_t$ )과 실거래가 지수 변화율(%)



많으므로 시세와 실거래가의 격차는 감소할 가능성이 높다. <그림 2>는 행정동별로 실거래건수를 구한 다음 그 행정동에 있는 아파트들의 시세-실거래가 격차율의 절댓값을 평균내어 표현한 것이다. 추세를 보면 대략 해당동의 거래건수가 90건 정도에 이를 때까지는 격차율과 거래건수사이에 뚜렷한 음의 상관관계가 관찰된다. 그러나 거래건수가 90을 초과하는 경우 실제 해당되는 거래건수가 감소하면서 격차율의 편차가 확대되어 나타나므로 이는 추후 모형추정을 통해 확인할 필요가 있다.

<그림 2> 행정동내 거래건수별 격차율 절댓값  
( $apgr_t$ , %)



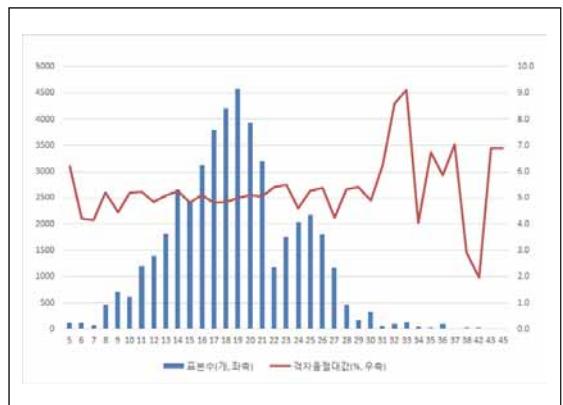
아파트 연령이 격차율에 영향을 미치는 지에 대해서는 판단하기 어려운데 서로 대립하는 가설을 세울 수 있다. 첫 번째 가설은 연령이 높을수록 격차가 감소한다는 것이다. 아파트가 오래될수록 해당 아파트의 과거의 거래가격이 축적되어 있어 참고가격이 상대적으로 많아지므로 시세-실거래가 격차가 감소할 가능성이 있기 때문이다.

반대로 연령이 높아질수록 격차가 증가한다는 가설을 세울 수도 있다. 이 가설은 유지관리의 차이와 재건축 가능성으로 설명될 수 있다. 오래된 아파트는 유지관리나 내부수리의 질에 따라 실거래가격에 차이가 많이 발생할 수 있다. 통상 신축 아파트의 경우에는 각 호(unit)의 내부구조나 인테리어의 질이 유사하다. 그러나 연령이 높아질수록 유지관리 수준에 따라 각 호내부의 질은 편차가 커진다. 실거래가격은 해당 아파트단지의 평균적인 가격에서 거래대상 호의 내부시설의 수준에 따라 편차가 발생하므로 연령이 높아질수록

격차가 커질 수 있다. 또한, 재건축가능성도 시세-실거래가 격차를 증가시킬 수 있다. 통상 30년 이상 된 아파트의 가격은 재건축사업 가능성의 영향을 많이 받는다. 정부의 재건축 관련 정책이 혼선을 빚는 경우 사업성이 급변하면서 가격의 변화폭이 증가할 수 있다. 이런 상황에서는 시세와 실거래가가 상당히 불안정한 상태가 되므로 격차율도 증가하고 그 편차도 커질 가능성이 있다.

<그림 3>은 미약하긴 하지만 아파트의 연령이 높아질수록 대체로 격차가 증가하는 추세를 보여준다. 막대그래프는 각 연령에 해당하는 아파트 표본의 수를 나타내고 꺾은선 그래프는 시세-실거래가 격차율을 보여준다. 주요 추세는 연령이 10년에서 30년 사이에 있는 아파트들인데 미미하지만 연령이 높아질수록 격차가 증가하는 형태로 나타나는 것을 알 수 있다.

<그림 3> 아파트연령별 격차율 절댓값( $apgr_t$ , %)

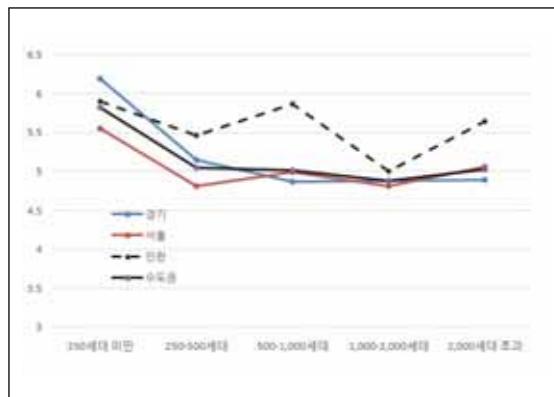


반면 10년이 안된 신규아파트나 30년 이상 된 노후 아파트의 경우 격차율의 편차가 매우 큰 것을 알 수 있다. 이 격차의 편차는 연령의 영향일수도 있으나 표본수가 적어서 나타나는 현상일 수도 있으므로 다음 장에서의 계량모형분석을 통해 판단해 볼 필요가 있다.

단지규모가 클수록 격차율이 감소하는 경향이 나타나는데 일정규모 이상에서는 세대수가 증가하더라도 격차의 감소는 미미한 것으로 보인다(그림 4). 총세대수가 많으면 시세를 조사할 때 참고할 수 있는 거래건수가 많아질 가능성이 높으므로 단지규모 증가는 시세-실거래가의 격차를 감소시키는 요인으로 작용할 것이라는 가설이 가능하다. 인천의 경우 500-1,000세대 사이의 규모를 가진 아파트의 격차가 전체 추세에서

벗어나는 것을 제외하면 대체로 규모 증가에 따라 격차율이 감소하는 경향을 보인다.

<그림 4> 단지규모별 격차율 절댓값( $apgr_t, \%$ )



주택규모는 격차를 증가시키는 요인으로 작용하고 있는 것으로 나타났다. 주택규모가 커질수록 총가격이 증가하고 아파트의 구조나 내부시설의 수준이 달라질 가능성이 높아진다. 또한, 우리나라 주택시장에서 재고량의 절대적인 분기점으로 작용하고 있는 국민주택 규모( $85m^2$ )를 초과하는 경우 재고와 거래량이 급격히 감소하므로 이에 따른 시세-실거래가 격차 증가요인도 있을 것으로 추정된다. 주택규모별 분석에서도 인천은 서울과 경기도와는 차별화된 추세를 보이는데, 규모 증가에 따른 격차율 증가가 타 시도에 비해 월등히 뚜렷하게 나타난다.

<그림 5> 주택규모별 격차율 절댓값( $apgr_t, \%$ )



## IV. 실증 분석

### 1. 모형

본 연구에서 사용한 모형은 토빗모형(Tobit model)으로 종속변수인 격차율의 절댓값( $apgr_t$ )이 0이상의 값만을 가지고 있기 때문이다. 사실 절댓값을 취하지 않은 격차율( $pgr_t$ ) 자체는 음(-)의 값도 가지게 되는데 이 경우 두 가격사이의 상대적 간격이 얼마나 먼 것인가 하는 측면에서는 양(+)의 값과 같은 성격을 가지면서 다른 부호를 가지게 되는 모순이 생긴다. 즉, 본 연구에서 격차율은 분모를 시세로 하고 분자를 시세에서 실거래가를 뺀 값으로서 부호와 상관없이 절댓값이 크면 상대적 격차가 큰 것이며 실질적으로 부호는 의미를 가지지 않는다. 만약 시세를 기준으로 실거래가가 더 큰가 작은가에 연구의 목적이 있다면 절댓값을 취하지 않고 부호를 살려둔 채로 분석할 필요가 있을 것이다. 그러나 가격간의 격차는 어느 것이 큰가에 대해서는 무차별하다. 많은 선행연구에서 확인할 수 있듯이 실거래가는 시세에 선행하며 시세는 평활화 현상을 보이므로 가격 상승기에는 시세보다 실거래가가 더 높아 격차율이 음수가 되고 반대로 가격하락기에는 시세가 더 높아 양수가 많이 나타나게 된다. 그러므로 본 연구에서는 격차율에 절댓값을 취한  $apgr_t$ 를 종속변수로 토빗모형을 활용하여 분석모형을 구성하였다.

토빗모형은 Tobin(1958)에 의해 제안된 모형으로 종속변수가 음수가 아닌 경우 적합한 모형이다(Greene 2003, Wooldridge 2006). 일반적인 토빗모형에서 종속변수는 비율 또는 정의 연속변수 형태이며 종속변수가 0인 경우에도 통계적으로 적합한 결과를 도출한다. 종속변수는 양의 연속변수임과 동시에 확률변수로 표현되며 비선형 및 선형형태를 가질 수 있다.

토빗모형을 사용한 선행연구들을 보면 주로 지출액이나 지불의 사액, 소득, 자산과 같이 원천적으로 음의 값이 나올 수 없는 변수들을 종속변수로 하는 경우이다. 지출액(유리화 2007), 축제참여자의 지출액(이희찬 2002, 김선하 외 2005), 주택개량 지불의 사액(임윤환 · 최막중 2016) 등을 대상으로 한 사례들이 있다. 지출의 사액을 다룬 연구로는 상수도 수질개선 지불용의액(김재홍 2001), 자연휴양림 지불의 사액(이충기 외 1998) 연구 등이 있다. 항상 소득의 추정에 있어서

도 소득이 음수인 경우는 관측되지 않으므로 토빗모형을 사용하였다(황종규 · 조주현 2014).

주택시장 및 부동산관련해서 토빗모형을 사용한 연구들도 있다. 김신정 외(2015)는 가구의 위험자산 보유에 영향을 토빗모형을 이용해 분석하였다. 금융자산 중 위험자산(적립식 펀드, 주식 등)이 없으면 위험자산 비율(Stock-ratio) 0이 되므로 중도 절단된 종속변수이다. 주택소유에 걸리는 기간을 연구한 임미화 · 정의 철(2010)의 경우에는 오른쪽 절단(right-censored) 자료의 특성을 이용한 토빗모형을 활용하였다. 본 연구의 모형을 구성하면 아래 식3과 같다.

$$apgr_i = \begin{cases} apgr_i^* = \sum_j \beta x_{ij} + u_i & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

$$u_i = IIDN(0, \sigma^2) \quad (\text{식 3})$$

여기서 종속변수( $apgr_i$ )는 각 아파트의 시세와 실거래가 격차율의 절댓값이며, 독립변수( $x_{ij}$ )는 격차율에

영향을 미칠 것으로 판단되는 요인들이다.

전술하였듯이 본 연구에서 종속변수를 음수와 양수 모두를 갖는 가격격차를 사용할 경우에는 일반적인 회귀분석모형을 이용하는 것이 더 적절할 것이다. 그러나 격차의 상대적 분포를 제대로 파악하기 위해 수준변수인 격차를 그대로 사용하지 않고 격차율에 절댓값을 취한 변수를 주요한 종속변수로 고려하고 있으므로 토빗모형이 더 적합하다. 즉 원론적인 차원에서 본 연구의 주안점은 격차가 존재하는가 아닌가이며, 존재한다면 격차의 정도는 어떤 요인에 의해 설명되는가이다. 실제 연구에 사용한 데이터 중 5.4%(2,477개)는 격차율이 0(zero)로 나타났다.

## 2. 변수 및 기초통계

최적의 분석모형을 찾기 위해 본 연구에서는 종속변수 뿐 아니라 독립변수들에 대해서도 다양한 모형을 적용하여 분석을 시도하였으며 최종적으로 <표 2>와 같이 변수를 설정하였다.

종속변수로는 시세-실거래가 격차율의 절댓값

<표 2> 변수 및 기초통계

구분	변수명	변수 설명	평균	표준편차	최솟값	최댓값
종속변수	$apgr_t$	시세-실거래가 격차율의 절댓값(%) $\left( \frac{ 시세 - 실거래가 }{시세} \times 100 \right)$	5.042	4.140	0	30.8
주택시장	ach_rp	시도별 월간 실거래지수 변화율 절댓값(%)	0.479	0.268	0.061	1.008
	avg_sp_m2	동별 단위면적당 평균시세(만원/m <sup>2</sup> )	372.566	155.357	93.744	1478.560
	dong_trans	동별 해당월 거래건수(건)	97.704	72.891	1	405
독립변수	t_unit1000	총세대수(1,000세대)	1.083	0.744	0.039	5.563
	r_area	전용 면적(m <sup>2</sup> )	55.419	13.516	23.7	238.31
	age_10	건축연령 10년 초과 20년 이하	18.702	4.986	5	43
	age_20	건축연령 20년 초과 30년 이하				
	age_30	건축연령 30년초과				
	top_story	단지 최고층수	17.579	4.290	4	51
지역더미	gyonggi	경기도	gyonggi: 23,662, seoul: 16,951 (인천: 5,357)			
	seoul	서울				
거래시기 더미	m2~m12	2013년 2월부터 12월 (1월 기준)	m2: 2,978, m3: 4,570, m4: 5,079, m5: 4,444, m6: 3,816, m7: 2,710, m8: 4,387, m9: 5,222, m10: 5,228, m11: 3,053, m12: 2,097 (1월: 2,386)			

주) N=45,970

( $apgr_t$ )을 사용하였다<sup>2)</sup>. 전술한 바와 같이 각 표본아파트의 시세는 한국감정원 부동산테크의 월간자료이며 실거래가는 해당 아파트 평형 중 해당월 거래된 실거래가의 산술평균가격을 사용하였다. 2015년 12개월을 보면 평균적으로는 5.042%의 격차율을 보였다. 여기에는 시세와 실거래가가 동일하여 격차율이 0인 표본도 2,477개 포함되어 있다. 이를 제외하면 격차율이 5.328%로 약간 증가한다.

독립변수는 주택시장, 아파트특성, 지역, 거래시기 등 크게 4개 부분으로 구분된다.

주택시장부분에서는 시도별 월간실거래가지수 변화율과 동별 단위면적당 평균시세, 동별 월간 거래건수 등을 포함하였다. 국토교통부가 발표하는 실거래가지수변화율은 전월대비 해당월의 지수변화율로서 평균 0.372% 상승한 것으로 나타났다. 앞서 <그림 1>에서 보았듯이 6월, 7월, 11월 등 3개월을 제외하면 모두 상승률이 양수였으므로 평균상승율도 양수로 나타난다. 동별 단위면적당 평균 시세는 372.6만원/ $m^2$ 이다. 시도별로 보면 서울은 492.9만원/ $m^2$ , 경기도는 314.9만원/ $m^2$ , 인천은 246.5만원/ $m^2$  순이다. 동별 월간 거래건수는 97.7건으로 나타나며 최소 1건에서 최대 405건으로 동별 편차가 매우 크다. 월별로는 9월이 평균 134.9건으로 가장 많고 12월이 44건으로 가장 적었으며 봄(3~5월)과 가을(8~10월)은 평균 100건이 넘었던 반면, 한겨울(12월~2월)과 한여름(6~7월)은 100건 미만으로 적었다.

아파트 특성변수로는 총세대수, 전용면적, 건축연령, 최고층수 등을 사용하였다. 원자료에는 구조특성, 난방방식, 욕실수, 방수 등이 포함되어 있으나 구조특성이거나 난방방식은 이론적 설명이 불가하고 격차와의 상관성도 떨어져서 제외하였다. 욕실수와 방수는 전용면적과 높은 상관성을 보여 제외하였다. 분석에 사용된 표본 45,970개의 아파트의 총세대수 평균은 1,083세대로 나타났으며 최소 39세대부터 최대 5,563세대 대규모까지 편차가 매우 크게 나타났다. 분석 시에는 1,000세대 단위로 변환하여 사용하였는데 1세대 단위로 할 경우 추정계수의 유효숫자가 소수점 5째자리에 있어 편의상 단위를 조정하였다.

전용면적 평균은  $55.4m^2$ 로서 통상적인 아파트 평균

면적보다 다소 낮게 나타나므로 중소형 아파트가 더 자주 매매되는 것이 반영되었다고 판단된다. 전체자료 중 84.6%(3,887/45,970)가  $60m^2$ 이하 아파트로서 2015년 인구주택총조사 상의 해당규모비율 42.6%<sup>3)</sup>에 비해 거의 두 배 정도 많다. 그러므로 전체주택재고 측면에서는 대표성에 다소 한계가 있을 수 있으나 분석 자료에 최소  $23.7m^2$ 에서 최대  $238.3m^2$ 까지 다양한 규모의 아파트가 포함되어 있고 실거래된 아파트 자료 중 선택한 것이므로 본 연구의 자료로는 최선이라고 판단하였다. 건축물의 연령은 평균 18.7년으로 최소 5년에서 최대 43년 된 아파트가 포함되었다. 연령은 더미변수화하여 모형에 포함하였는데 <그림 3>에서 보듯이 10년 이하의 표본과 30년이 초과된 표본의 격차율이 연령에 따라 매우 불안정하게 나타나는 것을 통제하고자 하였다. 단지의 최고층수는 평균 17.6층이며 최소 4층에서 최고 51층 까지 고르게 포함되었다.

지역더미와 거래시기더미는 통제변수의 기능을 하기 위해 모형에 포함하였다. 샘플수를 보면 경기도, 서울, 인천 순이며 특히 인천은 불안정한 추세를 많이 보여 지역더미로 통제할 필요성이 있다. 거래시기의 경우에도 <그림 1>에서 보듯이 거래월에 따라 가격의 격차가 크게 달라지므로 2013년 1월을 기준으로 더미변수로 처리하였다. 월별로 최소 2,097개(12월)에서 최대 5,228개(10월)로서 약 2.5배 정도의 차이가 있다.

### 3. 분석결과

토빗모형 분석결과는 시세와 실거래가 사이의 격차에 대한 일반적인 가정과 대부분 일치한다(표 3 참조). 모형은 2개로 구분하여 추정하였는데, 실거래가와 시세간의 격차율을 종속변수로 사용한 점을 감안하여 독립변수에 해당 시도나 해당 동의 실거래가와 시세수준을 통제하는 변수를 포함한 경우(모형1)와 이 두변수를 제외한 경우(모형 2)를 모두 분석하였다. 두 모형의 각 독립변수의 계수를 살펴볼 때 부호와 값이 거의 동일하게 나타난다. 다만, 계수의 통계적 유의성 측면에서 7월더미변수(m7)만이 차이를 보인다. 그러므로 결과해석에서는 AIC값이 더 작은 모형1을 중심으로 논

2) 예를 들어, 격차의 절댓값( $apg_i$ )을 종속변수로 사용한 경우에는 AIC값이 734,882~739,262로서 <표3>에서 보듯이 격차율 절댓값( $apgr_i$ )을 쓴 경우(AIC=256,167~256,199)에 비해 월등히 크게 나타나  $apgr_i$ 를 종속변수로 사용함

3) 국토교통부(2016.9.7. 보도자료) '2015 인구주택총조사(전수부문: 등록 센서스 방식 집계결과)' 중 표69(89쪽)

의기로 한다.

우선 주택시장을 나타내는 변수들은 모두 1% 수준에서 유의미하게 나타난다. 해당 시도의 실거래가 변동률이 높을수록 각 개별 아파트의 시세-실거래가 격차율이 높아지며, 반대로 해당 행정동의 시세가 높을수록 거래건수가 많을수록 격차율이 감소하는 것으로 나타난다. 앞서 기초적인 분석을 통해 살펴보았듯이 해당지역의 실거래가격의 변동폭이 큰 경우에는 시세가 실거래가를 미처 따라가지 못해 가격격차율이 확대된다는 것을 모형을 통해서 확인할 수 있다. 즉 해당시도의 실거래가지수가 1%p변화하면 가격격차율의 절댓값은 0.58%p 정도 변화하는 것으로 추정된다. 해당동의 단위면적당 시세의 수준은 전체적으로 그 지역의 시세수준이 높음을 의미하는데 다른 조건이 같은 경우 시세수준이 높은 지역인 경우 시세-실거래가격차율이 낮은 것을 알 수 있다. 즉, 시세와 실거래가간의 격차의 절대적인 크기는 한계가 있으므로 단위시세가 높은 경우 비율인 격차율은 낮아지는 추세를 보인다고 해석할 수 있다. 예를 들어, 시세와 실거래가간의 격차의 한계가 1,000만원인 경우 단위시세가 2,000만원인 동에 비해 단위 시세가 4,000만원인 동은 격차율이 낮게 나타나게 된다.

해당 아파트가 속해 있는 행정동의 월간 거래건수는 격차율과 반비례한다. 동의 거래건수가 1건 증가할 때마다 격차율은 0.0019%p감소하게 된다. 이는 앞서 기초분석에서도 살펴보았듯이, 해당 지역의 거래가 많이 일어나게 되면 참고할 수 있는 실거래가격이 풍부해짐에 따라 발생하는 현상이라 해석할 수 있다.

아파트특성에서도 대체로 예상된 결과가 도출되었는데 전용면적과 연령이 유의한 변수로 나타났다. 아파트의 규모를 대리하는 총세대수변수는 부호는 예상대로 음수가 도출되었으나 통계적으로는 유의하지 않았다. 즉 아파트규모가 커지더라도 시세-실거래가의 격차율에는 통계적으로 유의미한 영향을 주지는 않는 것으로 나타났다.

반면 전용면적이  $1m^2$  넓어지면 격차율이 0.012%p 증가하는 것으로 나타났다. 이는 면적이 커질수록 같은 평형이라도 아파트의 질과 내부시설의 수준이 달라 질 가능성이 높아지는 데에 기인하는 것으로 해석할 수 있다. 아파트는 일반적으로 표준적이고 일률적인 주거공간으로 인식되고 있지만 면적이 커지게 되면 내부구성이나 인테리어 등의 편차가 커질 가능성이 있기

때문이다.

건물연령이 높아질수록 격차율이 커지는 것으로 나타났다. 이는 앞서 세운 가설 중 후자를 지지하는 결과로서 연령이 증가하는 과정에서 집수리 경력이나 구조변경, 유지관리수준 등에 따라 동일단지 동일평형 아파트의 가격대의 폭이 넓어지는 데에서 기인하는 것으로 추정된다. 신축아파트의 경우 노후도 수준이나 인테리어 수준, 내부구조 등에서 편차가 크지 않아 각 호수(unit)별로 가격대의 폭이 크지 않을 것이나 시간이 지날수록 이러한 특성들에 변화가 다양해지면서 실거래가격의 폭이 확대될 수 있기 때문이다. 또한 30년 이상 된 아파트들의 경우 재건축 가능성 여부와 정부정책에 따라 시세와 실거래가가 급등락을 반복하므로 격차율이 뚜렷하게 높아지는 것으로 판단된다. 그러므로 30년 이상 된 아파트가 다수 포함되어 있는 지역의 주택시장을 파악할 경우에는 실거래가를 보다 주의 깊게 해석할 필요가 있을 것이다.

지역더미도 모두 유의하게 나타나며 인천을 기준으로 할 때, 경기도는 평균 0.371%p 격차율이 낮고, 서울은 0.415%p 낮게 나타난다. 이는 몇 가지로 해석할 수 있는데 지역적 별로 시세의 실거래가 반영속도가 다르거나, 실거래되는 아파트의 특성이 다른 데에서 기인할 수 있다고 사료된다.

거래시기를 나타내는 월더미의 경우에는 2013년 1월을 기준으로 할 때 7-8월이 통계적으로 유의하며 1월에 비해 격차율이 낮은 것으로 나타난다. 이 모형은 1개 년도의 자료만을 사용하였으므로 월더미의 의미는 매우 제한적이다. 월별 격차율의 차이를 일반화하기 위해서는 장기간의 시계열 자료를 활용하여 분석할 필요가 있다.

## V. 결론

본 연구는 시세와 실거래가 사이에 존재하는 가격의 격차가 어떤 요인에 의해 결정되는지 분석하여 실거래가를 이용해 시장변화를 보다 정확히 파악하는 데에 정보를 제공하고자 했다. 더 나아가 시세와 실거래가간의 관계를 통해 실거래가가 잘 관측되지 않는 지역에 대해서도 시세를 통해 실거래가의 움직임을 추정해 볼 수 있는 기초를 제공하고자 하였다. 이를 위해 2013년 1년간의 수도권 월별 시세자료와 실거래가 자료를

기반으로 토빗모형을 이용하여 시세와 실거래가간의 격차율에 영향을 미치는 요인들과 그 영향력의 크기를 추정하였다.

연구의 주요결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 아파트가격의 시세-실거래가의 격차는 주택시장의 변화의 의해 영향을 받는다. 해당 지역의 아파트 실거래가가 상승할수록 격차율이 높아진다. 이는 기본적으로 시세가 실거래가를 따라가는 경향을 보이며 실거래가가 급격한 변화를 보이더라도 시세는 소폭 움직이는 소위 평활화현상에 기인한 것으로 해석할 수 있다. 반면 지역(행정동)의 단위면적당 시세가 높을수록

동별 거래건수가 많을수록 격차율이 낮아진다. 해당 동의 단위면세는 그 지역의 아파트가격 수준 자체가 높은 것을 의미하므로 이런 경우 같은 가격격차에 대해서도 격차율은 낮아지는 경향이 있다. 이는 달리 말하면 시세-실거래가 가격의 격차가 시세가 높아질수록 비례하여 높아지지는 않는다는 것을 의미하는 것으로서 실거래가의 움직임을 해석할 때 참고할 필요가 있다는 것을 시사한다. 다시 말해 가격수준이 높은 지역에서는 가격의 격차가 시세변동에 덜 반영될 가능성이 있다. 거래건수의 증가와 격차율의 반비례관계는 참고할 실거래가격이 많아지면 시세가 보다 신속하고

<표 3> 토빗모형 분석결과

독립변수 및 변수설명 (n=45,970)		종속변수: 시세-실거래가 격차율 절댓값( $apgr_t$ , %)			
		모형 1		모형 2	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
Intercept		4.855**	0.199	4.790**	0.195
주택시장	ch_realp	시도별 월간 실거래지수 변화율(%)	0.581**	0.184	-
	avg_sp_m2	동별 단위면적당 평균시세(만원/m <sup>2</sup> )	-0.001**	0.000	-
	dong_trans	동별 해당월 거래건수(건)	-0.002**	0.000	-0.002**
아파트 특성	t_unit1000	총세대수(1,000세대)	-0.028	0.030	-0.048
	r_area	전용 면적(m <sup>2</sup> )	0.012**	0.002	0.012**
	age_10	건물연령 10년 초과 20년 이하	0.027	0.100	0.073*
	age_20	건물연령 20년 초과 30년 이하	0.207	0.106	0.231
	age_30	건물연령 30년초과	1.857**	0.224	1.733**
	top_story	단지최고층수(층)	0.007	0.006	0.002
	gyonggi	경기도	-0.371**	0.067	-0.412**
	seoul	서울	-0.415**	0.080	-0.595**
거래시기 더미	m2	2월	0.089	0.121	0.044
	m3	3월	0.001	0.118	0.073
	m4	4월	0.051	0.111	0.077
	m5	5월	0.075	0.111	0.053
	m6	6월	0.258	0.152	0.064
	m7	7월	-0.186	0.132	-0.275*
	m8	8월	-0.474**	0.123	-0.369**
	m9	9월	-0.214	0.135	-0.077
	m10	10월	0.008	0.118	0.080
	m11	11월	0.072	0.136	-0.062
	m12	12월	-0.134	0.136	-0.221
<u>_Sigma</u>		4.312**	0.015	4.312**	0.015
Log Likelihood			-128,063	-128,078	
AIC			256,167	256,199	

주) \*:  $\alpha < 0.05$  \*\*:  $\alpha < 0.01$

정확하게 실거래가를 반영하게 된다는 것을 방증한다고 해석할 수 있다. 즉 거래건수가 많은 지역의 시세는 상대적으로 신뢰성이 높다고 판단할 수 있을 것이다.

둘째, 아파트 특성에 따라서도 격차율이 달라진다. 전용면적이 넓을수록, 건축연령이 높아질수록 격차가 증가하는 경향을 보였다. 전용면적이 클수록 동일단지 동일평형에서도 각 호(unit)마다 주택의 질이 달라질 가능성이 높으므로 이것이 반영된 결과로 해석된다. 건축연령이 많아지는 것 또한 신축아파트에 비해 개별 호간의 이질성이 증가하므로 해당 평형의 평균을 대변하는 시세와 실거래가의 격차가 커질 수 있다.

셋째, 시계열이 짧아 해석에 있어 제한적이긴 하지만 가격격차의 계절별 편차는 크지 않은 것으로 보인다. 다른 변수를 통제하지 않은 상태에서 월별 격차율을 보면(그림 1) 계절별로 상당히 다른 양상을 보인다. 그러나 토빗모형을 이용하여 다른 변수들을 통제한 상태에서는 월별로 격차율의 차이가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 결국 월별 격차율의 차이는 계절에 따른 거래량의 차이나 가격변화율의 차이에서 기인한 것으로 이해할 수 있다.

이상의 결과는 주택시장을 분석함에 있어 몇 가지 의미 있는 시사점을 제공한다. 우선 시세와 실거래가 간의 격차에 대해 어떤 변수가 중요하게 작용하는지를 밝히고 그 영향력의 크기를 추정하였으므로 이를 통해 실거래량이 적어서 시세에 의존할 수밖에 없는 지역에 대해 어느 정도 실거래가의 범위를 추정해볼 수 있다는 것이다. 실거래가지수가 발표되고는 있으나 월별지수는 시도별로 제공되고 시군구별로는 분기별지수가 제공된다. 우리나라 주택시장이 세분화되어 있고 단기간에 급격히 변화할 수 있다는 점을 감안할 때 실거래가 지수의 활용이 제한적일 수밖에 없음을 의미한다. 본 연구에서 제시한 모형을 더 발전시켜 시세와 실거래가 사이에 존재하는 격차의 결정요인과 그 영향력의 크기를 적용 가능한 수준으로 만든다면 시세수준과 아파트의 특성을 이용하여 실거래가의 범위를 추정해볼 수 있을 것이다. 이렇게 되면 실거래가 관측이 어려운 세부 지역 아파트 시장에 대해서도 시세 뿐 아니라 추정된 실거래가를 이용해 시장변화를 좀 더 정확하게 판단할 수 있을 것이다.

다음으로 시세와 실거래가 격차를 최소화할 수 있는 방안을 수립하는 데 활용할 수 있다. 많은 선행연구에서 밝히고 있듯이 시세지수는 실거래가지수에 후행하

며 평활화 현상을 보인다. 다시 말해 시세의 실거래가 반영에는 한계가 있다는 것이다. 시세와 실거래가 간의 격차의 결정요인과 그 영향력을 추정하면 이를 이용하여 적은 수의 실거래가 자료만으로도 보다 정확한 시세를 작성할 수 있다. 만약 실제 거래된 아파트가 최근 지어진 것이며 소형평형이고 단위면적당 시세가 높다면, 적은 수의 실거래가격이라도 보다 적극적으로 시세에 반영할 수 있다. 시세-실거래가격차율이 상대적으로 작기 때문이다. 반대로 실제 거래된 아파트가 대형이면서 연령이 높다면 적은 수의 거래가격을 시세에 반영하는 데에는 보다 신중을 기해야 할 것이다. 가격 격차가 클 것이기 때문이다.

본 연구가 나름대로 의미 있는 결과를 도출하였음에도 불구하고 몇 가지 한계도 있다. 우선, 수도권만을 대상으로 하여 실증분석 하였으므로 가격격차의 결정요인과 그 영향력을 일반화하기에는 한계가 있다. 둘째, 아파트만을 대상으로 하였으므로 비 아파트의 시세와 실거래가간의 관계에 대해 정보를 제공할 수 없다. 셋째, 자료 구득의 한계로 인해 가격격차의 핵심적인 요인이라 추정되는 조망, 교통접근성 등의 변수를 모형에 포함하지 못하였다. 넷째, 실제 거래된 아파트만을 대상으로 하므로 변수별로 편차가 심한 경우가 있어 통계적 추정에 한계가 있다. 이러한 한계점들은 향후 연구를 통해 보완이 필요하다.

논문접수일 : 2017년 2월 10일

논문심사일 : 2017년 2월 16일

게재확정일 : 2017년 3월 23일

## 참고문헌

1. 김선하 · 이희승 · 현미선, “Tobit 모형을 이용한 축제 참가자 지출 유형에 관한 연구”, 「호텔관광연구」 제7권 1호, 한국호텔관광학회, 2005, pp. 20-33
2. 김신정 · 송현재 · 형남원, “우리나라 가계의 주택자산 보유와 위험자산의 선택”, 「경제연구」 제33권, 한국경제통상학회, 2015, pp. 1-27
3. 김재홍, “시민지불의사에 기초한 상수도 수질개선의 편익추정”, 「한국정책학회보」 제10권 3호, 한국정책학회, 2001, pp. 245-263
4. 류강민 · 이상영, “S & P/Case-Shiller 반복매매모형을 이용한 주택가격지수 산정에 관한 연구”, 「주택연구」 제18권 2호, 한국주택학회, 2010, pp. 183-204
5. 방송희 · 이용만, “실거래가격자료를 이용한 주택거래량과 가격 간의 관계”, 한국부동산분석학회 2009년 추계학술대회 자료집, 한국부동산분석학회, 2009
6. 유리화, “산림치유 효과의 활용사례 및 적용”, 「국립산림과학원 산림과학논문집」 제70권 1호, 국립산림과학원, 2007, pp. 45-60
7. 이용만 · 이상한, “국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구”, 「주택연구」 제16권 4호, 한국주택학회, 2008, pp. 27-47
8. 이우태 · 김성제, “연구논문: 주택 시세 (호가) 와 실거래가격의 인과관계 실증분석-수원시 영통주공아파트를 사례로”, 「공간과 사회」 제26권, 한국공간환경학회, 2006, pp. 183-219
9. 이창무 · 김용경 · 배익민, “반복매매모형을 이용한 아파트 실거래지수 운영특성 분석”, 「부동산학연구」 제13권 제2호, 한국부동산분석학회, 2007, pp. 21-40
10. 이창무 · 김종현 · 김형태, “시세 대비 실거래가를 활용한 아파트 호별 세부특성가격 추정”, 「국토계획」 제 44권 4호, 대한국토 · 도시계획학회, 2009, pp. 67-77.
11. 이창무 · 김진유 · 이상영, “공동주택 실거래가 지수 산정에 관한 연구 - 서울시 아파트시장을 중심으로”, 「국토계획」 제 40권 제4호, 대한국토 · 도시계획학회, 2005, pp. 121-134
12. 이창무 · 배익민, “시세가격을 활용한 아파트 실거래가 반복 매매지수 산정”, 「부동산학연구」 제14권 4호, 한국부동산분석학회, 2008, pp. 21-37
13. 이충기 · 이주희 · 한상열, “생태관광자원의 레크리에이션 이용 가치 측정: 민주지산을 사례로”, 「관광학연구」 제21권 2호, 한국관광학회, 1998, pp. 263-278
14. 이희찬, “축제참여자의 관광지출 결정요인-Tobit 모형의 적용”, 「관광학연구」 제26권 1호, 한국관광학회, 2002, pp. 31-46
15. 임윤환 · 최막중, “단독주택 소유가구의 주택개량 행태와 결정 요인”, 「국토계획」 제51권 3호, 대한국토도시계획학회, 2016, pp. 147-162
16. 최성호 · 김진유, “아파트 실거래가와 거래량이 시세에 미치는 영향”, 「부동산학연구」 제18권 2호, 한국부동산분석학회, 2012, pp. 5-18.
17. 허윤경 · 장경석 · 김성진 · 김형민, “주택거래량과 가격간 의 그랜저 인과관계 분석: 서울아파트 시장을 중심으로”, 「주택연구」 제 16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp. 49-70
18. 황종규 · 조주현, “2 인 가구 유형별 주택수요 특성에 관한 연구”, 「부동산학연구」 제20권 제4호, 한국부동산분석학회 2014, pp. 5-26
19. Clayton, J., D. Geltner and S. Hamilton, “Smoothing in Commercial Property Appraisal: Evidence from Individual Appraisals”, *Real Estate Economics*, Vol. 29 No. 3, 2001, pp. 337-360
20. Greene, H. W., *Econometric Analysis(5th edition)*, Prentice Hall, 2003
21. Kahneman, D., & Tversky, A., “Prospect Theory: An Analysis of Decisionunder Risk”, *Econometrica*, Vol. 47 No.2, 1979, pp. 313-327
22. Stein, Jeremy C., “Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment EffectsAuthor(s)”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110 No. 2, 1995, pp. 379-406
23. Wooldridge, J. M., *Introductory Econometrics*, Thomson South-Western, 2006