

주상복합아파트 실거래가격지수 산정에 관한 연구*

Construction of Transaction-Based Mixed-Use Housing Price Indices

정 우 영 (Jeong, Woo Young)**

이 상 경 (Lee, Sang-Kyeong)***

< Abstract >

Since 1997 currency crisis, A high-rise mixed-use housing has been perceived as a differentiated residence type, compared to a ordinary apartment condominium. The representative domestic housing price index, KB Index, has been criticized not to catch market volatility properly due to appraised value usage. As a result, Government is trying to develop a transaction-based housing price index by using price data accumulated since January 2006. But a mixed-use housing is not classified in government price index, and thus we cannot notice it's price movement. This paper aims to develop the reasonable transaction-based price index of the mixed-use housing by analyzing the characteristics of the mixed-use housing, reflecting them into the indices and assessing the indices utilizing a repeat sales model and a hedonic price model. The signal-to-noise ratio shows that the repeat sales model can more effectively reflect the market situation. Accordingly, a repeat sales model is believed to be more reasonable than a hedonic price model.

주 제 어 : 주상복합아파트, 헤도닉모형, 반복매매모형, 실거래가격지수

Keywords : mixed-use housing, hedonic price model, repeat sales model, transaction-based price index

* 이 연구는 국토해양부가 주관하고 한국건설교통기술평가원이 시행하는 07첨단도시개발사업(과제 번호: 07도시재생A03)에 의해 수행됨. 또한 이 연구는 2010년도 경원대학교 지원에 의한 결과임.

** 경원대학교 도시계획학과 석사, woollang@hanmail.net

*** 본 학회 정희원, 경원대학교 도시계획학과 부교수, skylee@kyungwon.ac.kr (교신저자)

I. 서론

90년대 말 외환위기 이후 서울의 강남지역과 여의도 등지에 들어선 주상복합아파트들이 부의 상징으로 여겨지면서 최근까지 주상복합은 상업 지역 개발의 핵심 수단이 되고 있다. 주상복합은 주거와 주거 외의 시설이 함께 있는 건물을 지칭하는 것으로 법적으로 정의된 용어는 아니다. 서울시 도시계획조례에서는 주상복합 대신에 주거 복합이라는 용어를 사용하고 있으며 상업지역의 경우 주택 연면적의 비율에 따라 용적률을 달리 적용하고 있다¹⁾.

주상복합은 도심 공동화 현상을 방지하여 도심의 안전성과 활력을 증진시키고 직주근접을 통해 교통난을 완화시키기 위해 도입되었다. 그러나 도입 취지와 달리 도심보다 강남구, 송파구 등과 같이 주거기능이 강한 부도심 지역을 중심으로 공급이 활성화되는 상황이 전개되고 있다. 주상복합의 경우 지가가 높은 상업지역에 주로 들어서다보니 사업성 확보 차원에서 고층, 고밀로 개발되고 있을 뿐만 아니라 상대적으로 고가에 분양되고 있다. 이로 인해 주상복합아파트는 일반 아파트와 입지, 구조, 거주민 구성 등에서 차별화된 새로운 주택유형으로 발전하고 있다²⁾.

주택가격의 움직임은 일반적으로 가격지수를 통해 알 수 있는데 현재 국민은행의 주택가격종합지수와 국토해양부의 아파트 실거래가격지수가 국가승인통계로 정부 정책에 활용되고 있다³⁾. 국민은행의 주택가격종합지수의 경우 주택유형을

아파트, 단독, 연립으로 구분하고 있으며 국토해양부의 아파트 실거래가격지수는 별도의 구분 없이 오직 아파트만을 대상으로 하고 있다. 이들 두 가격지수에서 주상복합아파트는 별도의 독립된 지수로 나루어지지는 않고 있기 때문에 주상복합아파트의 가격 움직임을 공식적으로 확인할 수 있는 길은 없다고 하겠다.

주택가격지수는 평가가격을 이용하는 경우와 실거래가격을 이용하는 경우로 대별될 수 있는데, 국민은행의 주택매매가격종합지수는 평가가격인 표준주택의 시세를 이용하고 있으며 국토해양부의 아파트 실거래가격지수는 “공인중개사의 업무 및 부동산 거래신고에 관한 법”에 의해 신고된 실거래가격을 대상으로 하고 있다.

국토해양부의 아파트 실거래가격지수는 자료 취합에 소요되는 시간 등으로 인해 국민은행의 주택가격종합지수에 비해 2~3개월 정도 늦게 발표되고 있다. 이로 인해 실효성 측면에서 비판을 받고 있지만 시장 상황을 비교적 정확하게 전달한다는 점에서 장점을 가지고 있다. 공인중개사의 판단이 필요한 주택가격종합지수의 경우 시세 결정 과정에서 정보의 왜곡이 발생할 가능성이 있지만 실거래가격지수의 경우 실제 거래된 신고 가격만을 대상으로 하기 때문에 객관성 측면에서 유리하다고 하겠다.

이 같은 인식 하에, 본 연구에서는 주거지역 일반 아파트와 차별화되면서 새로운 주거 유형으로 발전하고 있는 주상복합아파트를 대상으로 실

1) 서울시 도시계획조례 제55조 제3항과 별표3을 참조하기 바람.

2) 본 연구에서는 주상복합건물(또는 주상복합)과 주상복합아파트를 구분하여 사용하고 있음. 주상복합건물(또는 주상복합)은 건축물 전체를, 주상복합아파트는 주거공간만을 지칭함.

3) 국민은행 주택매매가격종합지수는 <http://www.kbstar.com/>에서, 국토해양부 실거래가격지수는 한국감정원 부동산연구원 <http://www.kab.re.kr/>에서 공개하고 있음.

거래가격지수를 산정하고 지수로서의 가능성을 평가하고자 한다. 분석 자료로 국토해양부 실거래가 자료를 이용하며, 주택매매가격지수 산정 과정에 널리 사용되고 있는 시간더미 헤도닉가격 모형과 반복매매모형을 지수 산정 방법으로 이용한다.

II. 선행연구 고찰

주택가격지수를 산정하는 방법은 크게 가중종합지수방식, 헤도닉가격모형, 반복매매모형, 중위수모형, SPAR지수 방식으로 구분될 수 있다. 국내 지수들을 보면 국민은행의 주택매매가격종합지수는 가중종합지수방식을, 국토해양부의 아파트 실거래가격지수는 반복매매법을, 한국감정원은 SPAR지수 모형을 이용하고 있다.

헤도닉가격모형은 Rosen(1974) 등이 주택가격에 적용한 이래 주택가격지수로 개발되어 여러 나라에서 이용되고 있는데, 미국 상무부 통계국의 신규 단독주택 가격지수와 영국 부수상실(ODPM)의 주택가격지수 등이 여기에 해당한다(이용만 외, 2008).

헤도닉가격모형을 이용하여 지수를 산정하는 방법은 크게 시간더미법과 시변모수법으로 구분되며 관련 연구들로는 다음과 같은 것들이 있다. 허세림·곽승준(1997)은 서울시 주택가격 자료에 중위수모형과 시간더미 헤도닉모형, 시변모수 헤도닉가격모형, 평균미분추정모형을 적용하여 주택가격지수를 산정하였다. 분석 결과 평균미분추정모형이 기존의 라스파이어레스식 주택가격지수의 단점을 보완할 수 있는 것으로 나타났다. 권재욱

· 김호철(2006)은 서울시 시세자료에 중위수모형과 헤도닉가격모형, 시변모수 헤도닉가격모형을 적용한 주택가격지수를 산정하고 그 특성을 비교하였다. 중위수모형과 헤도닉가격모형은 상대적으로 과소 추정하는 경향이 있으며 시변모수 헤도닉가격모형은 가격에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 박현수(2009)는 서울시 아파트 실거래가격을 대상으로 시간더미변수 헤도닉가격지수법과 변동모수법을 적용하여 실거래가격지수를 산정하였다. 분석 결과 변동모수법의 연쇄지수가 시간더미변수 헤도닉가격지수보다 더 안정적인 것으로 나타났다.

반복매매법은 Bailey et al.(1963)이 주택가격지수 산정에 도입한 이래 실거래가격지수 산정에 널리 이용되고 있으며, S&P의 Case-Shiller 지수, 미국 연방주택금융지원국의 주택가격지수, 영국 토지등기소의 주택가격지수 등이 여기에 해당한다(이용만 외, 2008). 국내의 경우 이창무 외(2002)를 시작으로 지속적인 연구가 이루어져 현재는 국가승인통계인 국토해양부의 아파트 실거래가격지수 산정방법으로 이용되고 있다. 반복매매법과 관련된 연구들로는 다음과 같은 것들이 있다. 이창무 외(2002)는 서울시 강남구 시세자료에 반복매매모형을 적용하고 그 결과를 종합주가지수 방식과 비교하였다. 그 결과 반복매매모형 기반 지수가 종합주가지수 방식 지수보다 시세자료에 더 적합한 것으로 나타났다. 이창무 외(2005)는 반복매매모형을 이용하여 실거래가지수를 개발하고 G-index를 이용하여 신뢰성을 검증하였다. 분석 결과 실거래가 지수는 시세 지수에 1개월 정도 선행하는 것으로 나타났다. 이용만(2007)은 강남구를 대상으로 반복매매모형과 변동계수모형을 적용하여 지수를 작성하였다. 분석결과 기존의

라스파이어스식 지수가 변동계수모형보다 증가율과 변동성이 더 크며 반복매매지수와 변동계수모형 피셔지수는 유사한 움직임을 보이는 것으로 나타났다. 이창무 외(2007)는 수도권 지역의 주택 실거래가를 대상으로 반복매매지수와 시변계수해도지수를 산정하였다. 분석 결과 주택의 구조적 특성이 적절히 통제될 수만 있다면 반복매매지수를 사용하는 것이 더 우수한 것으로 나타났다. 이창무·배익민(2008)은 서울시 아파트를 대상으로 시세가격을 반복매매모형에 적용하였다. 그 결과 자료 사용의 효율성이 증가하고 표준오차가 감소하여 안정성 측면에서 효과가 있는 것으로 나타났다.

해도지수를 산정하기 위해서는 주상복합아파트 가격에 영향을 미치는 변수들을 식별하는 작업을 선행하여야 한다. <표 1>은 주상복합아파트 가격 결정 요인을 분석한 선행연구들을 정리한 것이다. 선행 연구들에서 사용된 분석 모형은 다중회귀모형(조주현·김선곤, 2005, 송호창 외, 2008, 원제무 외, 2009)과 구조방정식모형(정형철 외, 2009)으로 구분될 수 있으며, 독립변수들로는 구조 및 입지특성과 관련된 주택 규모, 층수, 건물 구조, 난방방식, 경과년도, 지하철역

거리, 권역, 학교수, 시공사 등이 사용되고 있다.

III. 모형 설정 및 자료

1. 모형 설정

시간더미변수 해도지수는 주상복합아파트의 질이 시간변화에 관계없이 일정하다는 가정 하에 지수를 산정한다. 종속변수로 투입하는 주상복합가격을 로그변환시킬 경우 지수 작성 과정에서 시간더미변수의 계수값만을 이용하면 되는 장점이 있기 때문에 본 연구에서는 1식과 같이 로그변환된 형태를 취하고자 한다.

$$\ln P = \alpha + \sum \beta_k X_k + \sum \delta_t D_t \quad (1)$$

여기서 P 는 주상복합아파트의 실거래가격을 의미하며 X_k 는 구조특성과 입지특성 등을 나타내는 독립변수이며 D_t 는 시간더미변수벡터이다. 그리고 β_k , δ_t 는 추정해야 할 모수(parameter)이다. 본 연구에서 시간더미변수벡터는 기준시점으

<표 1> 주상복합아파트 가격 영향 요인 선행연구 정리

논문	분석 방법	주상복합아파트 가격 영향 요인
조주현· 김선곤 (2005)	다중회귀분석	주택규모, 커뮤니티 규모, 자녀 관련 시설, 운동시설규모, 출입관리, 상가인접, 상가규모, 인접 세대수, 주거 건폐율, 업무겸용, 업무시설규모, 건설사, 중소형 세대수, 중대형 세대수
송호창 외 (2008)	CART분석 다중회귀분석	단지 내 녹지, 단지규모, 건설사 지명도, 개발밀도, 자연환경, 복합기능 비율
원제무 외 (2009)	다중회귀분석 PLS회귀분석	부지면적, 용적률, 지하철역 거리, 경과년도, 동수, 상업 오피스시설 규모, 인접도로 폭원, 공원까지 거리, 인근 학교수, 세대수
정형철 외 (2009)	구조방정식	대지면적, 건폐율, 용적률, 동수, 층수, 주차면수, 지하철역거리, 복합비율, 학교수

로부터 월 단위로 구축되는 데 주상복합아파트 실거래가격지수는 시간더미변수의 추정된 계수를 이용하여 산정된다. 종속변수가 로그변환된 형태이기 때문에 기준시점을 100으로 하는 t시점의 실거래가격지수는 $100 \times \exp(\delta_t)$ 가 된다 된다(이상경, 2007).

반복매매모형은 시간더미변수 헤도닉가격모형을 나타내는 1식으로부터 유도될 수 있다. s기와 t기에 거래된 동일한 주상복합아파트의 가격을 헤도닉모형을 이용하여 나타내면 s기의 경우 D_s 만 1을 가지며 나머지 시간더미변수는 0의 값을 가지게 된다. 마찬가지로 t기의 경우도 D_t 만 1을 가지고 나머지 시간더미변수는 모두 0의 값을 가지게 된다. 따라서 s기와 t기의 가격은 2식과 3식처럼 D_s 와 D_t 만이 포함되는 형태로 간단하게 정리할 수 있다(이상경, 2009).

$$\ln P_s = \alpha + \sum \beta_k X_k + \delta_s D_s \quad (2)$$

$$\ln P_t = \alpha + \sum \beta_k X_k + \delta_t D_t \quad (3)$$

주상복합아파트의 특성이 변하지 않는다고 가정했으므로 2식과 3식을 구성하는 특성변수벡터 X_k 는 시간에 관계없이 동일한 값을 가지며 주상복합아파트 가격에 미치는 영향력에 변화가 없다면 β_k 도 동일한 값을 가진다. 따라서 3식에서 2식을 빼면 s와 t시점 사이의 주상복합아파트의 가격 변동률($\ln P_t - \ln P_s$)을 시간더미변수의 계수 변화($\delta_t - \delta_s$)로 파악할 수 있는 4식을 유도할 수 있다.

$$\ln P_t - \ln P_s = \delta_t D_t - \delta_s D_s \quad (4)$$

위의 4식을 분석기간 전체로 일반화시켜 다중회귀분석의 적용이 가능하도록 만든 것이 반복매매모형이다. 반복매매모형에 따르면 t+1시점과 t시점의 추정된 계수 δ_{t+1} , δ_t 를 이용하여 5식과 같은 가격의 비로 표현하는 것이 가능하며 이를 모든 시점으로 확대하면 실거래가격지수가 만들어지게 된다.

$$\frac{P_{t+1}}{P_t} = \exp(\delta_{t+1} - \delta_t) \quad (5)$$

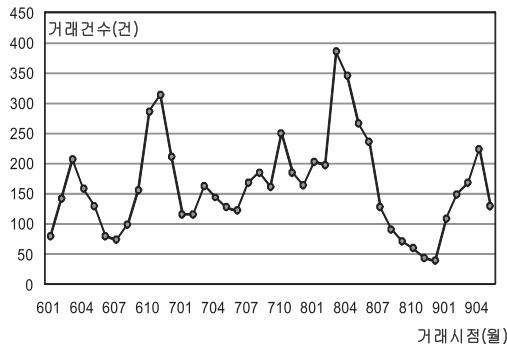
2. 분석 자료

본 연구에서는 2006년 1월부터 2009년 5월까지 41개월을 분석기간으로 설정하고 실거래가격지수를 산정한다. 주상복합의 경우 공식 행정자료를 통해서는 식별되지 않는 관계로 부동산114 홈페이지를 통해 1차로 주상복합 여부를 확인한 후 건축물대장을 통해 2차로 확인하는 절차를 거쳤다. 그 결과 모두 232개의 건물이 주상복합으로 확인되었다. 232개 주상복합의 구, 동, 번지, 단지명을 확인한 후 2006년 1월부터 2009년 5월까지 국토해양부의 실거래가 자료를 조사한 결과 6,684건의 거래를 확인할 수 있었다.

거래 특성을 살펴보면, 주상복합아파트도 아파트 거래와 비슷하게 봄철인 3~4월과 가을철인 10~11월에 거래건수가 급증하는 경향이 나타나고 있다. 2008년의 경우 미국발 금융위기로 인해 특히 상황이 발생했는데, 3~4월에는 예년과 마찬가지로 거래건수가 급증하였지만 금융위기가 본격화된 이후 거래건수가 급감한 것으로 나타나고 있다. 분석기간 중 월 평균 거래건수는 약 163건이며, 최대 거래건수는 2008년 3월의 385건이며

최소 거래건수는 2008년 12월의 39건이다.
해도너가격모형은 이 기간 동안 거래된 6,684

〈그림 1〉 주상복합아파트 월별 거래빈도



건을 모두 이용하게 되지만 반복매매모형의 경우는 두 번 이상 거래된 주상복합아파트만을 대상으로 하게 된다. 국토해양부 아파트 실거래가 자료의 경우 구, 동, 단지명, 전용면적, 층수, 거래빈도가 인터넷으로 공개되고 있지만 이 정도 정보만으로는 동일 주택 여부를 확인할 수 없다. 이 같은 문제점에도 불구하고 더 이상의 정보를 확보할 수 없는 관계로 본 연구에서는 동일단지에서 전용면적이 같고 층수가 같다면 동일한 주택으로 간주하였다⁴⁾. 이 같은 기준을 적용하여 시기적으로 근접한 두 거래를 1개의 쌍으로 묶은 결과 모두 5,020쌍이 생성되었으며 반복매매모형

〈표 2〉 해도너가격모형의 독립변수 및 기초 통계량

변수명		단위	변수내역	평균	표준편차
종속 구조 특성 변수	매매가격	만원	국토해양부에 신고된 실거래가격	44139.45	51214.19
	전용면적	m ²	아파트 전용면적	74.37	44.47
	층수	층	거래 아파트가 위치한 층수	13.28	8.51
	건물 구조	더미	철골철근콘크리트 구조=1, 아니면=0	0.25	0.43
	건물 연면적	만m ²	주상복합 전체 연면적	5.63	7.65
	준공 승인년도	년	준공 승인년도	2003.71	2.16
입지 특성 변수	난방방식	더미	개별난방=1, 중앙 또는 지역난방=0	0.79	0.41
	지하철역 거리	분	지하철역으로부터의 시간거리	4.69	3.68
	입지 권역	도심권	도심권 입지=1, 아니면=0	0.08	0.27
		동북권	동북권 입지=1, 아니면=0	0.10	0.30
		서북권	서북권 입지=1, 아니면=0	0.19	0.39
		서남권	서남권 입지=1, 아니면=0	0.12	0.32
	용도지역	더미	일반상업, 균린상업지역=1, 기타=0	0.97	0.16
	중학교 수	개	반경 1km 이내 중학교 수	3.11	1.68
	은행 수	개	반경 1km 이내 은행 수	47.87	28.06
	백화점 수	개	반경 1km 이내 백화점 수	1.06	0.99

4) 국토해양부 아파트실거래가격지수 산정 과정을 보면 층수를 1층과 2층 이상으로만 구분하고 있다. 따라서 단지와 전용면적이 같은 경우 2층 이상의 거래는 모두 동일한 아파트로 인식하게 된다(<http://www.kab.re.kr/>). 본 연구에서는 층수가 같아야만 동일한 주상복합아파트로 인식한다는 점에서 좀 더 엄격한 기준을 적용하고 있다고 할 수 있다

은 이들을 분석대상으로 하게 된다.

해도낙가격모형에 투입할 독립변수들은 2단계에 걸쳐 결정되었다. 1단계에서는 주상복합 가격 결정요인을 다룬 연구들인 조주현·김선곤(2005), 송호창 외(2008), 원재무 외(2009), 정형철 외(2009)와 오피스가격을 다룬 이상경(2007), 주택 가격을 다룬 이용만(2007), 김명준 외(2008), 박현수(2009) 등을 참조하여 구조, 단지, 입지 등과 관계된 특성 변수들을 설정하였다. 구조특성 변수로 전용면적, 층수, 건축구조, 승인연도, 시공사, 건폐율, 용적률, 난방방식, 난방연료를, 단지 특성 변수로 대지면적, 건축면적, 연면적, 건축물 수, 총 세대수, 총 층수, 주차대수, 승강기수, 오수 정화시설 용량을, 입지특성 변수로 지하철역 거리, 입지 권역, 용도지역, 반경 1km 이내 학교 수, 은행 수, 종합병원 수, 백화점 수를 도입하였다. 이들 특성 변수들의 값들은 건축물대장과 부동산114, 스피드뱅크 홈페이지를 이용하여 수집하였다⁵⁾.

2단계에서는 이들 독립변수들을 대상으로 다중회귀분석을 수행한 후 통계적으로 유의하지 않거나 다중공선성이 높은 변수들을 제거시켰다. <표 2>는 이 같은 과정을 통해 최종적으로 선택된 변수들을 정리한 것이다.

입지권역 더미변수는 서초구, 강남구, 송파구, 강동구로 구성되는 동남권을 기저로 하며, 도심권에는 종로구, 용산구, 중구가 속해있으며 동북권에는 동대문구, 성동구, 광진구, 중랑구, 성북구, 도봉구, 노원구가, 서북권에는 은평구, 서대문구, 마포구가, 서남권에는 양천구, 강서구, 구로구, 금천구, 영등포구, 동작구, 관악구가 속해있다.

거래된 주상복합아파트의 입지 현황을 보면,

동남권이 과반을 넘는 51%, 도심권이 8%, 동북권이 10%, 서북권이 19%, 서남권이 12%로 나타나고 있다. 종로구, 중구, 용산구가 속한 도심권이 8% 밖에 되지 않아 도심 공동화 방지 등과 같은 주상복합의 도입취지가 제대로 실현되지 않고 있음을 알 수 있다. 또한 거래된 주상복합아파트의 평균면적이 74.4m^2 , 층수가 13층으로 나타난 것으로 보아 중층의 소형평형 거래가 활발했음을 알 수 있다.

IV. 분석 결과

1. 모형 추정 결과

종속변수인 주상복합아파트의 가격을 로그변환한 해도낙가격모형을 추정한 결과 R^2 가 0.8985로 높게 나타났으며 모든 독립변수들이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

구조특성과 가격간의 관계를 보면 다음과 같다. 주상복합아파트의 전용면적이 커질수록 거래 가격이 높아지는 것으로 나타났다. 종속변수를 로그로 변환시켰기 때문에 거래가격은 지수함수로 반응하게 되고 따라서 전용면적이 커질수록 제곱미터당 가격이 높아지는 것을 의미한다. 또한 고층에 위치할수록 가격이 높은 것으로 나타났는데 이는 일반 아파트와 마찬가지로 조망권 확보 등에서 유리하기 때문에 풀이된다. 구조 안정성이 뛰어난 철골철근콘크리트 구조가 여타 구조보다 가격이 더 높게 나타났으며, 건물 전체 연면적이 클수록, 준공 승인이 최근에 난 건물일

5) 부동산114 <http://www.r114.co.kr/>, 스피드뱅크 <http://www.speedbank.co.kr/>

〈표 3〉 해도낙모형 추정 결과

변수	계수	표준오차	t값
절편	-101.4819	3.2671	-31.06
2006년2월	0.0260	0.0347	0.75
3월	0.0555	0.0327	1.70
4월	0.0133	0.0341	0.39
5월	-0.0008	0.0354	-0.02
6월	-0.0631	0.0393	-1.61
7월	-0.0021	0.0401	-0.05
8월	-0.0240	0.0374	-0.64
9월	-0.0133	0.0342	-0.39
10월	0.0764	0.0315	2.42
11월	0.0734	0.0313	2.35
12월	0.0394	0.0327	1.20
2007년1월	0.0136	0.0362	0.37
2월	0.0142	0.0363	0.39
3월	0.0321	0.0341	0.94
4월	0.0033	0.0348	0.09
5월	0.0010	0.0356	0.03
6월	0.0058	0.0359	0.16
7월	0.0309	0.0340	0.91
8월	0.0674	0.0335	2.01
9월	0.0645	0.0342	1.89
10월	0.0417	0.0322	1.30
11월	0.0605	0.0335	1.81
12월	0.0461	0.0341	1.35
2008년1월	0.0733	0.0330	2.22
2월	0.0746	0.0331	2.25
3월	0.0925	0.0308	3.00
4월	0.1660	0.0311	5.34
5월	0.1911	0.0319	5.99
6월	0.1567	0.0324	4.83
7월	0.1717	0.0356	4.83
8월	0.1788	0.0382	4.68
9월	0.1396	0.0406	3.44
10월	0.1604	0.0425	3.77
11월	0.1214	0.0467	2.60
12월	0.1015	0.0485	2.09
2009년1월	0.0962	0.0367	2.62
2월	0.1185	0.0345	3.43
3월	0.1060	0.0338	3.13
4월	0.1250	0.0325	3.85
5월	0.1265	0.0354	3.57

〈표 3〉 해도낙모형 추정 결과(계속)

변수	계수	표준오차	t값
전용면적	0.0144	0.0001	154.63
층수	0.0035	0.0004	7.89
건물구조	0.0399	0.0083	4.79
건물연면적	0.0153	0.0006	27.27
준공승인년도	0.0552	0.0016	33.82
난방방식	-0.1408	0.0097	-14.46
지하철역거리	-0.0026	0.0009	-2.79
도심권	0.0364	0.0124	2.94
동북권	-0.2137	0.0122	-17.49
서북권	-0.1800	0.0103	-17.54
서남권	-0.1810	0.0103	-17.50
상업지역입지	0.0881	0.0195	4.51
중학교 수	0.0117	0.0020	5.97
은행 수	0.0007	0.0001	5.76
백화점 수	0.0108	0.0033	3.27

N: 6684, R²: 0.8985

수록 가격이 더 높아지는 것으로 나타났다. 이는 단지규모가 클수록, 신규 아파트일수록 가격이 높게 형성되는 일반 아파트와 비슷한 특성을 보이는 것이라고 할 수 있다. 난방방식과 관련하여 개별난방을 하는 경우가 중앙난방 또는 지역난방을 하는 경우보다 가격이 더 낮은 것으로 나타났다. 중앙난방은 난방을 중앙에서 통제하는 것으로 고급 주상복합아파트에서 일반화된 방식이라고 할 수 있다.

입지특성과 가격과의 관계를 보면 다음과 같다. 지하철역으로부터의 거리가 멀어질수록 접근성이 나빠지는 관계로 가격이 떨어지는 것으로 나타났다. 주상복합아파트의 입지권역과 관련하여 강남구, 서초구, 송파구, 강동구가 속한 동남권을 기저로 할 경우 도심권, 동북권, 서남권, 서북권 모두 동남권보다 가격이 낮은 것으로 나타났다. 상업지역에 주상복합이 입지하는 경우가 준공업지역 등 기타 지역에 입지하는 경우보다 가격이 더 높은 것으로 나타났으며, 교육 여건을

대변하는 변수인 중학교 수가 많을수록, 고급 쇼핑을 즐길 수 있는 백화점 수가 많을수록, 금융 서비스의 질을 대변하는 은행 수가 많을수록 가격이 더 높아지는 것으로 나타났다.

종합적으로 주상복합아파트 특성 변수들이 가격에 미치는 영향을 보면 상당히 많은 부분에서 일반 아파트들과 유사한 결과를 보여주고 있다는 것을 알 수 있다. 이는 주택이라는 큰 범주에서 주상복합아파트의 가격형성 요인을 이해할 필요가 있다는 것을 의미한다.

시간더미변수를 보면, 2006년과 2007년의 경우 대부분의 변수들이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면 2008년 이후부터는 모든 변수들이 유의한 것으로 나타나고 있다. 2006년과 2007년에 대부분의 시간더미변수들이 유의하지 않게 나온 것은 해당 시점의 가격이 기저에 해당하는 2006년 1월과 비교하여 차이가 크지 않기 때문으로 볼 수 있다.

<표 4>는 반복매매모형을 추정한 결과를 정리한 것이다. 모형의 적합도를 나타내는 R^2 가 0.48로 헤도닉가격모형의 0.89와 비교하여 상대적으로 낮게 나타났다. 하지만 반복매매모형에서 R^2 는 큰 의미를 지니지 못한다. 이는 기본적으로 가격을 로그차분한 값인 변동률을 종속 변수로 사용하기 때문인데 가격 변동률이 크지 않을 경우 R^2 는 0에 가까울 것이며 가격이 급격하게 변동한다면 높은 R^2 를 산출하게 된다(이창무 외, 2007). 시간더미변수들은 대부분 유의하게 나타났지만 2006년도의 일부 변수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 헤도닉가격모형의 시간더미계수의 해석에서 보았듯이 이 같은 사실은 기준시점과 비교하여 가격의 등락폭이 크지 않는 시장 상황을 알려주는 것으로 지수를 산정하는 데 있

〈표 4〉 반복매매모형 추정 결과

변수	계수	표준오차	t-값
2006년2월	0.0437	0.0174	2.51
3월	0.0129	0.0154	0.84
4월	0.0366	0.0155	2.36
5월	0.0289	0.0158	1.83
6월	0.0511	0.0162	3.15
7월	0.0271	0.0165	1.65
8월	0.0123	0.0162	0.76
9월	0.0358	0.0149	2.41
10월	0.0467	0.0141	3.31
11월	0.0528	0.0138	3.83
12월	0.0708	0.0144	4.92
2007년1월	0.0681	0.0152	4.47
2월	0.0645	0.0151	4.28
3월	0.0943	0.0143	6.60
4월	0.0777	0.0143	5.42
5월	0.0861	0.0149	5.79
6월	0.0941	0.0149	6.30
7월	0.0900	0.0141	6.39
8월	0.1043	0.0144	7.22
9월	0.1180	0.0143	8.23
10월	0.1174	0.0139	8.42
11월	0.1475	0.0144	10.26
12월	0.1348	0.0144	9.35
2008년1월	0.1557	0.0140	11.11
2월	0.1625	0.0143	11.36
3월	0.1858	0.0134	13.82
4월	0.2121	0.0137	15.50
5월	0.2440	0.0140	17.44
6월	0.2520	0.0140	17.97
7월	0.2760	0.0151	18.31
8월	0.2782	0.0156	17.81
9월	0.2571	0.0168	15.32
10월	0.2330	0.0187	12.47
11월	0.1765	0.0188	9.41
12월	0.1940	0.0175	11.06
2009년1월	0.2191	0.0149	14.67
2월	0.2284	0.0143	15.93
3월	0.2273	0.0147	15.49
4월	0.2324	0.0144	16.12
5월	0.2662	0.0149	17.84

N: 5020, R²: 0.4758

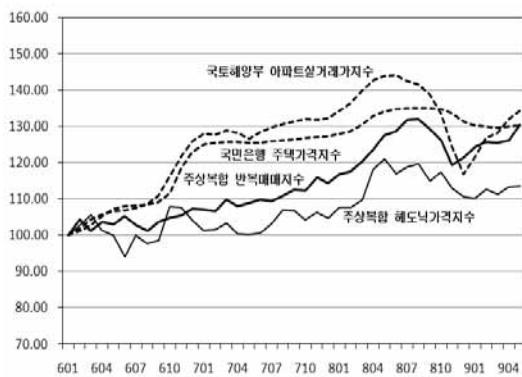
어 특별한 문제를 발생시키지는 않는다.

2. 지수 산정 및 비교

해도낙가격모형과 반복매매모형의 결과를 이용하여 2006년 1월부터 2009년 5월까지 41개월 동안의 지수를 작성하면 <표 5>와 같다. <그림 2>는 비교 차원에서 국민은행의 주택종합가격지수와 국토해양부의 아파트 실거래가격지수를 이들과 함께 도시한 것이다.

먼저 해도낙가격지수와 반복매매지수를 비교하면, 반복매매지수가 해도낙가격지수보다 전반적으로 높게 나타나고 있다. 기준시점인 2006년 1월에 동일하게 100.00에서 시작했지만 최종 시점인 2009년 5월을 보면 반복매매지수가 130.50인데 반해 해도낙가격지수는 113.48로 약 17p 가량 차이가 발생하고 있다. 또한 최고점 도달 시점과 최고지수에 있어서도 차이를 보이는 데, 해도낙가격지수의 최고점은 2008년 5월의 121.05이며 반복매매지수의 최고점은 2008년 8월의 132.07이다. 2008년 미국발 금융위기에 대한 반응도 다르게 나타나고 있는데, 해도낙가격지수는 2009년

<그림 2> 주택가격지수와의 비교



<표 5> 주상복합아파트 실거래가격지수

시점	가격지수		변동률	
	해도낙	반복매매	해도낙	반복매매
2006년1월	100.00	100.00		
2월	102.64	104.47	2.64%	4.47%
3월	105.71	101.30	2.99%	-3.03%
4월	101.33	103.73	-4.14%	2.40%
5월	99.92	102.93	-1.39%	-0.77%
6월	93.89	105.24	-6.04%	2.24%
7월	99.79	102.75	6.29%	-2.37%
8월	97.63	101.24	-2.16%	-1.47%
9월	98.68	103.64	1.07%	2.38%
10월	107.94	104.78	9.38%	1.10%
11월	107.61	105.42	-0.30%	0.61%
12월	104.01	107.33	-3.34%	1.82%
2007년1월	101.37	107.05	-2.55%	-0.27%
2월	101.43	106.66	0.07%	-0.36%
3월	103.26	109.89	1.80%	3.02%
4월	100.33	108.08	-2.84%	-1.64%
5월	100.10	108.99	-0.22%	0.84%
6월	100.58	109.87	0.48%	0.80%
7월	103.14	109.42	2.54%	-0.41%
8월	106.97	110.99	3.71%	1.44%
9월	106.66	112.52	-0.29%	1.38%
10월	104.26	112.46	-2.25%	-0.06%
11월	106.24	115.89	1.90%	3.05%
12월	104.72	114.43	-1.43%	-1.26%
2008년1월	107.61	116.85	2.76%	2.12%
2월	107.74	117.64	0.12%	0.68%
3월	109.69	120.41	1.81%	2.36%
4월	118.05	123.62	7.62%	2.67%
5월	121.05	127.63	2.54%	3.24%
6월	116.96	128.66	-3.38%	0.81%
7월	118.74	131.78	1.52%	2.43%
8월	119.58	132.07	0.71%	0.22%
9월	114.98	129.31	-3.85%	-2.09%
10월	117.40	126.24	2.11%	-2.38%
11월	112.91	119.30	-3.83%	-5.49%
12월	110.68	121.41	-1.97%	1.77%
2009년1월	110.09	124.50	-0.53%	2.54%
2월	112.59	125.66	2.26%	0.93%
3월	111.19	125.52	-1.24%	-0.11%
4월	113.32	126.16	1.92%	0.51%
5월	113.48	130.50	0.15%	3.44%

1월에 최저점에 도달했지만 반복매매지수는 2008년 11월에 최저점에 도달했다. 이후 행보도 완전히 다른데 반복매매지수는 급속한 회복세를 보여 2009년 5월에 최고점인 2008년 8월 수준을 회복한 반면 혜도낙가격지수는 저점 부근에서 횡보하고 있다.

국토해양부 및 국민은행 주택가격지수와 비교해 보면, 2006년 말부터 2007년 초에 걸쳐 일반아파트 가격은 급등했지만 주상복합아파트의 가격은 별다른 상승세를 보이고 있지 않다는 점에서 차이가 난다. 이후 가격지수들이 대부분 비슷한 시점에서 등락을 거듭한다는 점에서 이 시기의 가격 급등이 일반 아파트와 주상복합아파트의 지수 차이를 발생시킨 것으로 보인다.

2008년 금융위기를 전후한 반응을 보면 국토해양부 실거래가격지수는 지수 산정 방법론에서 동일한 주상복합아파트 반복매매지수와 유사한 행보를 보이고 있다. 이에 반해 평가가격을 이용하는 국민은행 주택가격종합지수는 금융위기를 전후하여 완만한 하락을 보여주고 있어 급락하고 급등하는 반복매매지수와 차이를 보이고 있다. 주상복합아파트 혜도낙가격지수의 경우 금융위기를 전후하여 완만한 등락을 보인다는 점에서 반복매매가격보다 국민은행 종합가격지수와 비슷한 행보를 하고 있다. 이로 미루어 볼 때, 주상복합

반복매매지수는 급등락을 보이는 시장상황을 설명하는 데 혜도낙가격지수나 평가가격지수보다 좀 더 유효한 것으로 판단된다.

주상복합가격지수가 널리 활용되기 위해서는 기본적인 기능을 효과적으로 수행할 수 있어야 한다. 실무 차원에서 유용하게 사용할 수 있는 대표적인 기능이 투자에 따른 수익률 산정 기능이다. 주상복합아파트 거래 과정에서 발생하는 세금 등을 고려하지 않는다면 자본수익률은 매입시점과 매도시점의 가격지수를 통해 손쉽게 산출할 수 있다.

<표 6>은 오피스 매입, 매도시점을 매년 1월 1일로 가정하고 투자에 따른 누적 자본수익률을 산정한 것이다. 누적자본수익률을 비교해 보면 전반적으로 반복매매지수가 더 높은 수익률을 발생시킨 것으로 나타나고 있다. 대각선 방향의 값들은 1년 투자에 따른 자본수익률을 나타내는 데 여기서도 혜도낙가격지수보다 반복매매지수가 더 높은 수익률을 발생시킨 것으로 나타나고 있다.

한국은행 통화신용정책 보고서(2010)에 따르면, 2006년부터 2008년까지 시중 예금은행의 신규 취급액을 기준으로 한 대출평균금리는 5.99~7.17%로 나타나고 있다(한국은행, 2010). 이를 <표 6>의 대각선 방향의 연간 자본수익률과 비교해 보면, 혜도낙가격지수는 대출평균금리에도 미치지 못하는 자본수익률을 발생시킨 것으로 나오고 있으며 반복매매지수는 대출평균금리를 약간 상회한 수익률을 발생시킨 것으로 나타나고 있다. 본 연구에서 산정한 자본수익률이 세금과 각종 거래비용을 뺀 것임을 감안하면, 2006년 이후 주상복합아파트에 대한 투자는 거의 수익을 발생시키지 못했다고 볼 수 있으며 혜도낙가격지수를 따를 경우 오히려 손실이 발생한 것으로 보인다.

〈표 6〉 누적 자본수익률 산정
(단위: %)

구 분	매도 시점					
	혜도낙가격지수			반복매매지수		
	2007	2008	2009	2007	2008	2009
매입 시점	2006	1.37	7.61	10.09	7.05	16.85
	2007		6.16	8.61		9.16
	2008			2.31		6.55

주) 누적 수익률=(매도시점지수/매입시점지수-1)×100

3. 신뢰도 평가

신호 대 잡음비(signal-to-noise ratio, S/N)는 가격지수의 신뢰도를 평가하기 위해 도입한 지표로 Case and Shiller(1989), Munneke and Slade(2001), 권재욱·김호철(2006), 이상경(2007) 등에서 이미 이용된 적이 있다. 여기서 신호(signal)는 매매가격지수 변동률의 표준편차로서 시장 변화를 반영한 것이며 설명이 가능한 부분에 해당한다. 반면 잡음(noise)은 추정 모수들의 표준오차의 평균으로 확률적 오차를 의미하며 설명이 불가능한 부분에 해당한다. 따라서 신호 대 잡음비는 설명 가능한 부분과 설명 불가능한 부분의 비라고 할 수 있으며, 이 비가 클수록 지수의 신뢰도는 커지게 된다(Munneke and Slade, 2001).

<표 7>은 헤도닉가격지수와 반복매매지수를 대상으로 신호 대 잡음비를 측정한 결과이다. 신호 대 잡음비는 헤도닉가격지수가 0.9031, 반복매매지수가 1.3642로 측정되었다. <표 8>은 주택가격지수와 오피스가격지수를 다룬 선행연구들에서 산출된 신호 대 잡음비를 정리한 것이다.

〈표 7〉 신호 대 잡음비(S/N) 결과

구 분	헤도닉	반복매매
지수 변동률 표준편차(a)	0.0319	0.0206
표준오차의 평균(b)	0.0354	0.0151
신호 대 잡음비(a/b)	0.9031	1.3642

〈표 8〉 신호 대 잡음비(S/N) 결과 비교

논문	대상	방법	S/N
Case & Shiller(1989)	주택	반복	3.3
권재욱·김호철(2006)	주택	헤도닉	0.42
Munneke & Slade(2001)	오피스	헤도닉	1.23
이상경(2007)	오피스	헤도닉	0.69

헤도닉가격지수의 신호 대 잡음비 0.9031은 권재욱·김호철(2006), 이상경(2007) 보다 크지만 Case and Shiller(1989), Munneke and Slade(2001) 보다는 작은 값에 해당한다. 반복매매지수의 신호 대 잡음비 1.3642는 반복매매지수로부터 산정된 Case and Shiller(1989) 보다는 작지만 헤도닉가격지수인 권재욱·김호철(2006), 이상경(2007), Munneke and Slade(2001) 보다는 큰 것으로 나타나고 있다.

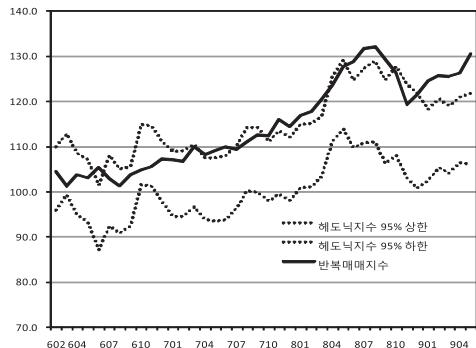
국내외 연구들을 보면, 대체로 시간더미 헤도닉가격지수의 신호 대 잡음비가 반복매매지수보다 작게 나타나는 경향이 있다. 본 연구에서도 헤도닉가격지수의 값이 반복매매지수보다 작다는 점에서 선행연구들과 맥을 같이한다고 하겠다. 신호 대 잡음비의 크기를 비교한다면 반복매매지수가 헤도닉가격지수보다 신뢰도가 더 높은 지수라고 할 수 있다.

Munneke and Slade(2001)와 이창무·배익민(2008)은 신뢰구간 비교를 통해 가격지수를 평가했는데 신호 대 잡음비를 보완하는 측면에서 이를 병행하고자 한다.

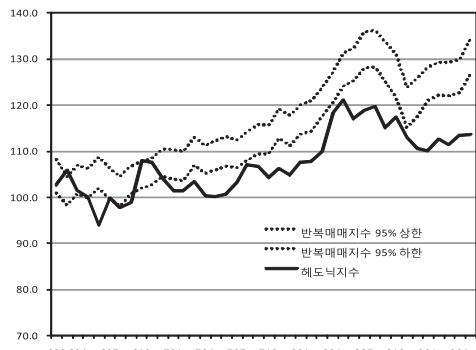
<그림 3>과 <그림 4>는 헤도닉가격지수와 반복매매지수를 대상으로 95% 신뢰구간을 그린 것이다. 신뢰구간을 비교해 보면 헤도닉가격지수의 신뢰구간 폭이 반복매매지수의 신뢰구간보다 크게 나타나고 있다. <그림 3>에서 보이듯이 반복매매지수는 헤도닉가격지수의 95% 신뢰구간 상한에 반 정도 걸쳐 있는 모습을 보이지만 헤도닉가격지수는 <그림 4>에 보이듯이 대부분 반복매매지수의 95% 신뢰구간을 벗어난 모습을 보이고 있다. 신뢰구간의 폭이 표준오차의 크기에 비례한다고 볼 때 <표 3>과 <표 4>에서 보이듯이 반복매매모형의 표준오차가 헤도닉가격모형의 표준오차보다 작은 것이 이 같은 차이를 발생시킨 원

인이 된 것으로 추론된다.

〈그림 3〉 헤도낙가격지수 신뢰구간



〈그림 4〉 반복매매지수 신뢰구간



현재 국가승인통계로 활용되고 있는 주택가격 지수로 국민은행의 주택가격종합지수와 국토해양부의 아파트 실거래가격지수가 있는데 둘 다 주상복합아파트를 별도로 분리하여 다루지는 않고 있다. 주상복합은 시장에서 일반화되어 통용되고는 있지만 법적으로 정의된 용어는 아니다. 따라서 이를 유형화하기는 쉽지 않지만 주상복합아파

트가 새로운 주거유형으로 자리 잡아 가고 있는 현실을 감안할 때 가격지수의 필요성은 충분히 있다고 하겠다. 이 연구는 이를 감안하여 주상복합아파트 실거래가격지수를 산정한 연구이다. 지수 산정방법으로 시간더미 헤도낙가격모형과 반복매매모형을 이용하였다. 서울시 전역에 소재한 232개 주상복합건물의 아파트들을 분석대상으로 했으며 2006년 1월부터 2009년 5월까지 국토해양부에 신고 된 실거래가격 자료를 이용하였다.

시간더미 헤도낙가격지수를 구축하기 위해 헤도낙가격모형을 구축한 결과 구조 및 입지특성 변수들 중 전용면적, 층수, 건물구조, 건물 연면적, 준공 승인년도, 난방구조, 지하철역 거리, 입지권역, 용도지역, 1km 반경 내 중학교 수, 은행 수, 백화점 수가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 1km 반경 내 은행 수나 백화점 수 같은 요소는 주상복합만의 고유 가격결정 요인으로 보여지지만 전용면적, 층수, 건물 연면적, 준공 승인년도, 지하철역 거리, 입지권역 변수, 1km 반경 내 중학교 수 같은 특성들은 주택가격 결정 요인으로 많이 사용되는 변수들이다. 이는 주상복합아파트가 주택이라는 측면에서 아파트와 공유하는 부분들이 많기 때문으로 판단된다.

헤도낙가격지수와 반복매매지수를 비교해 본 결과 2008년 금융위기와 같은 상황 발생 시 반복매매지수가 헤도낙가격지수에 비해 시장 변화에 반응하는 속도가 더 빠른 것으로 나타났다. 이는 변동성이 심한 시장의 경우 반복매매지수가 헤도낙가격지수보다 시장정보를 인식하는 데 있어 효과적이라는 것을 의미한다.

‘신호 대 잡음비’를 이용한 신뢰도 평가를 수행한 결과 반복매매지수의 신뢰도가 더 높게 나타났으며 이 같은 결과는 가격지수의 신뢰구간의

크기를 이용한 평가에서도 동일하게 나타났다. 이 같은 신뢰도 차이는 반복매매모형의 표준오차가 헤도너가격모형의 표준오차보다 상대적으로 작기 때문에 나타나는 현상으로 판단된다. 주상복합아파트가격지수가 시장에서 신뢰를 받기 위해서는 신뢰구간의 폭을 줄여야 하는데 이는 더 많은 실거래가 자료를 확보하거나 이창무·배익민(2008)에서처럼 실거래가 자료를 조정하는 방법의 개발을 통해 극복할 수 있다.

본 연구에서 표본으로 설정한 주상복합건물들은 부동산114 시세 자료 목록과 건축물대장을 통해 추출한 것으로 서울시 전체의 주상복합 모집단이라고 할 수는 없다. 실거래가격지수가 대표성을 갖기 위해서는 전체 주상복합건물을 인식하는 것이 선행되어야 하는 데 이를 위해서는 도시계획 조례와 같은 관련 법규에서 주상복합을 정의하고 행정차원에서 체계적으로 관리할 필요가 있다.

반복매매지수 산정 과정에서 국토해양부 아파트 실거래가 자료의 한계로 동일 단지, 동일 평형, 동일 층일 때 동일 아파트로 간주했는데 이는 주요 가격 결정 요인인 방향 및 조망 요인을 고려하지 못한 것으로 실거래가격지수의 정밀도를 떨어뜨리는 원인이 되고 있다. 국토해양부 실거래가 자료의 수집 방법과 정보공개 항목에 대한 개선이 필요한 것으로 보인다.

논문접수일 : 2010년 5월 29일
심사완료일 : 2010년 5월 6일

참고문헌

1. 권재욱·김호철, “변동모수모형을 이용한 아파트 가격지수 추정에 관한 연구”, 도시행정학보, 제19권 제1호, 2006, pp.175-200
2. 김명준·박광우·신용현·조훈·현정순, 서울아파트 실거래가격을 이용한 실증연구, 2008, 한국은행 금융경제연구원.
3. 박현수, 특성가격모형을 활용한 아파트 실거래가격지수 산정방법에 관한 연구, 부동산학연구, 제15집 제3호, 2009, pp.111~125.
4. 송호창·김태호·이주형, “주상복합아파트의 주택규모별 가격결정 요인 분석”, 서울도시연구, 제9권 제3호, 2008, pp.79-92.
5. 원제무·정광섭·김상원·백진호·백기영, “시장세분화를 통한 주상복합주택 가격 결정 요인 특성을 관한 연구”, 국토계획, 제44권 제3호, 2009, pp. 137-147.
6. 이상경, “시변모수법에 의한 오피스 매매가격지수 구축에 관한 연구”, 국토계획, 제42권 제5호, 2007, pp.233-245.
7. 이상경, “오피스 투자 행태의 시공간적 특성에 관한 연구-투자 결정요인과 자본수익률을 중심으로”, 서울도시연구, 제10권 제1호, 2009, pp.47-59.
8. 이용만, “특성가격함수를 이용한 주택가격지수 개발에 관한 연구”, 부동산학연구, 제13권 제1호, 2007, pp.103-125.
9. 이용만·박환용·유종영·이상한, “전국 주택가격동향 조사에 관한 연구”, 2008, 한국감정원.
10. 이창무·김병우·이현, “반복매매모형을 활용한 아파트 매매가격지수”, 부동산학연구, 제8권 제2호, 2002, pp.1-19.

11. 이창무 · 김용경 · 배익민, “반복매매모형을 이용한 아파트 실거래가 지수 운영특성 분석”, *부동산학연구*, 제13권 제2호, 2007, pp.21-40.
12. 이창무 · 김진유 · 이상영, “공동주택 실거래 가격지수 산정에 관한 연구”, *국토계획*, 제40권 제4호, 2005, pp. 121-134.
13. 이창무 · 배익민, “시세가격을 활용한 아파트 실거래가 반복매매지수 산정”, *부동산학연구*, 제14권 제2호, 2008, pp. 21-37.
14. 정형철 · 김태호 · 오병호, “구조방정식을 이용한 서울시 권역별 주상복합아파트 실거래 가격 영향요인 및 인과구조 분석”, *서울도시연구*, 제10권 제1호, 2009, pp.61-74.
15. 조주현 · 김선곤, “주상복합아파트의 가격특성에 관한 연구”, *국토계획*, 제40권 제3호, 2005, pp.79-90.
16. 한국은행, 「통화신용정책 보고서 2010년 3월 호」, 2010.
17. 허세림 · 곽승준, “한국주택시장에서의 주택 가격지수 산출방법에 관한 연구”, *주택연구*, 제5권 제1호, 1997, pp.1-18.
18. Bailey, M. J., R. F. Muth and H. O. Nourse, “A Regression Method for Real Estate Price Index Construction”, *American Statistical Association Journal*, Vol. 58, 1963, pp.933-942.
19. Case, K. and R. Shiller, “The Efficiency of the Market for Single-Family Homes”, *American Economic Review*, Vol. 79(1), 1989, pp.125-137.
20. Munneke, H. and B. Slade, “A Metropolitan Transaction-Based Commercial Price Index: A Time-Varying Parameter Approach”, *Real Estate Economics*, Vol. 29(1), 2001, pp.56-84.
21. Rosen, S., “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”. *Journal of Political Economy* Vol. 82, 1974, pp.34-55.
22. <http://www.kab.re.kr/>
23. <http://www.kbstar.com/>
24. <http://www.r114.co.kr/>
25. <http://www.speedbank.co.kr/>