



## 공동주택 실거래가지수 산정에 관한 연구

### - 서울시 아파트시장을 중심으로

A New Condominium Price Index Based On Transaction Data

---

저자 (Authors)	이창무, 김진유, 이상영 Lee Chang-Moo, Kim Jin-Yoo, Lee Sang-Yeong
출처 (Source)	<a href="#">국토계획 40(4)</a> , 2005.8, 121-134 (14 pages) <a href="#">Journal of Korea Planning Association 40(4)</a> , 2005.8, 121-134 (14 pages)
발행처 (Publisher)	<a href="#">대한국토·도시계획학회</a> Korea Planning Association
URL	<a href="http://www.dbpia.co.kr/Article/NODE00787935">http://www.dbpia.co.kr/Article/NODE00787935</a>
APA Style	이창무, 김진유, 이상영 (2005). 공동주택 실거래가지수 산정에 관한 연구. 국토계획, 40(4), 121-134.
이용정보 (Accessed)	송실대학교 222.107.238.*** 2019/01/03 19:48 (KST)

---

#### 저작권 안내

DBpia에서 제공되는 모든 저작물의 저작권은 원저작자에게 있으며, 누리미디어는 각 저작물의 내용을 보증하거나 책임을 지지 않습니다. 그리고 DBpia에서 제공되는 저작물은 DBpia와 구독계약을 체결한 기관소속 이용자 혹은 해당 저작물의 개별 구매자가 비영리적으로만 이용할 수 있습니다. 그러므로 이에 위반하여 DBpia에서 제공되는 저작물을 복제, 전송 등의 방법으로 무단 이용하는 경우 관련 법령에 따라 민, 형사상의 책임을 질 수 있습니다.

#### Copyright Information

Copyright of all literary works provided by DBpia belongs to the copyright holder(s) and Nurimedia does not guarantee contents of the literary work or assume responsibility for the same. In addition, the literary works provided by DBpia may only be used by the users affiliated to the institutions which executed a subscription agreement with DBpia or the individual purchasers of the literary work(s) for non-commercial purposes. Therefore, any person who illegally uses the literary works provided by DBpia by means of reproduction or transmission shall assume civil and criminal responsibility according to applicable laws and regulations.

# 공동주택 실거래가지수 산정에 관한 연구

- 서울시 아파트시장을 중심으로 -

## A New Condominium Price Index Based On Transaction Data

이창무\* · 김진유\*\* · 이상영\*\*\*

Lee, Chang-Moo · Kim, Jin-Yoo · Lee, Sang-Yeong

### Abstract

Recently, real transaction price change has become more important in Korea. In fact, real transaction price had never been surveyed before the government enacted the Housing Real Transaction Price Report Regulation for capital gain tax in 2004. Therefore, almost all previous studies analyzed the housing market by examining the asking price. However, the asking price is generally different from the transaction price and the study results based on it can distort housing policy. If the asking price change does not exactly mirror the real housing transaction price change, housing policy based on it can distort housing market through inappropriate reaction. Therefore, in order to understand the real change of housing market and establish a more effective housing policy, it is necessary to analyze not only asking price but also transaction price. This study investigates asking price change and real transaction price change with 51 week(12 month) data reported by realtors. The results show the differences between two price indices. First, the transaction price fluctuates more widely than asking price. Especially, the price gap increases when the real transaction price index decreases. Second, the real transaction price change precedes asking price change. In conclusion, this study implicates that housing policy should be established according to the real transaction price change rather than asking price change.

**키 워 드** · 주택시장, 실거래가, 주택가격지수, 반복매매모형

**Keywords** · Housing Market, Real Transaction Price, Housing Price Index, Repeat Sales Model

### 1. 서 론

국내의 아파트 가격지수는 부동산중개업자를 대상으로 실시하는 시세조사라는 독특한 조사방법에 의해 취합된 자료를 바탕으로 가격변동을 파악하는 방법이 주류를 이루고 있다. 이는 시장에서 주택의 실제 거래가격이 공식적으로 보고 되지 않는 현실 속에서 차선택으로 선

택된 방법이라고 볼 수 있다. 그러나 시세의 성격이 중개업자가 판단하는 대상 유형 아파트의 평균적인 혹은 가격의 상한 및 하한이라는 점, 거래사례가 없는 경우에도 시세가 취합된다는 측면에서 일종의 감정가의 성격을 벗어나기 힘들며, 매도인에 의해 형성되는 매도호가(asking price)의 성격도 다분히 내포할 수밖에 없는 문제점을 지니고 있다.<sup>1)</sup>

\* 한양대학교 도시공학과 교수, (주)부동산114 부동산데이터베이스연구소 소장

\*\* 본학회 정회원, 주택도시연구원 선임연구원(주저자, jnewk@jugong.co.kr)

\*\*\* (주)부동산114 대표이사

이러한 시세지수(시세조사에 근거한 가격지수)가 실제거래가격의 움직임을 정확히 반영하는가에 대해 많은 논란이 있었고, 현장에서 체감하는 가격변동과 적지 않은 차이가 있는 상황이 자주 경험되어 왔다. 특히나 이러한 현실과의 오차로 인해 주택시장을 대상으로 하는 여러 정책의 도입 시 그 필요성과 효과를 판단하는데 정책적인 선택에 있어 오류가 발생할 가능성이 내재되어 있다.

이에, 본 연구는 시장에서 관측될 수 있는 실거래가자료를 이용하여 기존 시세지수의 한계를 극복할 수 있는 실거래가지수 산정방식을 개발하고, 제안된 실거래가지수가 지닌 성격을 기존에 발표되어 오던 시세지수와의 관계를 통해 살펴보고자 한다.

이어지는 제2장에서는 주택가격지수와 관련된 선행연구들을 살펴보고 기존의 지수산정방식의 문제점과 개선안들을 정리한다. 제3장에서는 실거래가지수 산정을 위해 도입한 반복매매모형 및 아파트가격자료의 특성을 설명한다. 제4장에서는 실거래가지수의 변화와 시세지수의 변화를 비교함으로써 실거래가지수가 지니는 특징을 분석한다. 마지막으로 제5장에서는 연구결과를 요약하고 결론을 제시한다.

## II. 주택가격지수관련 선행연구

주택가격지수에 관한 선행 연구들은 지수산정방식의 장단점을 분석하고, 시장상황을 보다 정확히 반영할 수 있는 지수의 개발에 주안점을 두어왔다. 선행연구에서 검토된 지수산정방식은 크게 3가지로 나누어볼 수 있는데, 종합주가지수방식, 헤도닉모형, 반복매매모형 등이다.

종합주가지수방식의 지수산정모형은 고정된

스톡의 총자산가치의 상대적인 변동을 측정하여 지수를 산정하는 것으로서, 지수산정식이 매우 간단하고 하부주택시장의 지수산정이 용이하다는 장점이 있다. 이에 우리나라에서는 국민은행을 비롯하여 (주)부동산114나 (주)부동산뱅크와 같은 부동산정보회사에서 라스페이레스(Laspeyres)식에 기초한 종합주가지수방식의 주택가격지수를 발표하고 있다. 그러나, 이창무 · 김병욱 · 이현(2002)은 종합주가지수방식의 적용 시 필수적인 스톡변화(신규주택의 공급과 기존주택의 멸실)의 보정이 가지는 한계를 지적하였다. 그들은 시장 내 스톡변화를 감안하지 않고 기존의 스톡에 대해서만 지수를 산정한다면, 시장변화를 제대로 반영하기 어렵고, 반면에 보정을 하게 된다면 과거지수와 현재지수와의 불연속성의 문제가 발생한다는 점을 종합주가지수방식의 가장 큰 단점이라고 지적한다. 실제로 국민은행 아파트가격지수의 경우 1998년 이후 1,847개의 표본을 통해 산정하던 것을 2004년부터는 2,730개 표본으로 확대하였다. (국민은행, 2004) 또한, 전수조사를 통해 지수를 산정·발표하는 (주)부동산114의 경우에도 기존주택의 멸실과 신규주택의 공급으로 인한 스톡변화를 매월 보정하고 있다. 이러한 스톡보정은 시장상황의 변화를 제대로 파악하기 위해 필수적이나 보정 전 총가격과 보정 후 총가격이 달라진다는 점에서 지수의 불연속성이 발생하는 문제점이 있다. (이창무 · 김병욱 · 이현, 2002)

한편, 헤도닉모형을 이용한 주택가격지수의 산정은 종합주가지수방식에 의한 지수산정이 가지고 있는 주택스톡변화의 보정문제를 극복할 수 있다는 면에서 하나의 대안이 될 수 있다. 헤도닉모형은 Lancaster(1966)와 Rosen(1974)

에 의하여 이론적 토대가 마련된 이후 1980년대에 많은 연구들이 이루어졌으며, 국내에서도 1990년대 이후 활발한 연구가 이루어졌다. 그러나, 국내에서 헤도닉모형을 이용한 주택가격지수 관련 연구는 많지 않은데, 주요연구로는 박현수(2001)를 들 수 있다. Knight, Dombrow, and Sirmans(1995)는 전통적인 헤도닉모형의 계수값이 시간에 따라 변할 수 있도록 제약을 완화한 형태인 시변계수모형(time-varying parameter model)을 제안하였다. 그들에 의하면, 전통적인 헤도닉모형은 변수생략, 표본선택, 함수형태선택에 따르는 편의가능성을 가지고 있으며, 반복매매모형은 지수산정 기간동안 1번만 거래된 주택은 지수산정에서 빠지게 되어 자료이용의 비효율성 및 표본선택오류의 가능성이 높다. 그러나, 2가지 모형 모두에 있어 가장 치명적인 한계는 지수산정기간 동안 주택의 특성에 변화가 없다는 가정이라는 것이다. 즉, 헤도닉모형의 경우 시간에 상관없이 동일한 특성을 가정한 상태에서 시간더미를 이용하여 지수를 산정하고, 반복매매모형의 경우 동일주택의 주택특성에 변화가 없다는 것을 기본가정으로 하고 있는데, 만약 시간에 따라 주택의 특성과 각 특성의 잠재가격이 변한다면 지수추정에 오류가 생길 수밖에 없기 때문이다. 그들은 루이지애나의 Baton Rouge의 1985~1990년 자료를 이용하여 실증분석한 결과, 주택가격을 구성하고 있는 각 변수들의 계수, 즉 잠재가격(implicit value)은 시간에 따라 변함을 확인하였으며, 따라서 이 경우 시변계수모형이 더 정확한 지수산정을 가능하게 하는 모형임을 확인하였다. 박현수(2001)는 서울의 한강이남 11개 구를 대상으로 12년간(1989년~2000년)의 아파트 시세자료를 이용하여 준모수적 방법에 의한 헤

도닉가격지수를 산정하고 이를 기존의 모수적 방법으로 산정한 지수와 비교하였다. 결과적으로 그는 주택가격과 주택특성변수들간의 비선형함수관계를 명확하게 규정하기 곤란하므로 선형관계는 모수적 방법으로 추정하고, 비선형관계는 비모수적으로 추정한 준모수적방법이 가장 적합하다는 결론을 내리고 있다.

반복매매모형을 이용한 주택지수산정에 관한 연구들은 주로 해외에서 활발하게 이루어져 왔으며, 국내에서는 아직 실제 지수산정에 이용되고 있지 않아 연구 초기단계라 할 수 있다. 반복매매모형은 Bailey, Muth, and Nourse(1963)에 의해 제안되어 Case and Shiller(1989)에 의해 수정된 형태로 광범위하게 적용되기 시작하였다. 헤도닉모형이 필요로 하는 주택특성자료가 필요없다는 장점이 있으나, 반복매매모형도 많은 한계를 가지고 있으며, 이러한 한계를 분석하고 해결하려는 연구가 계속되어왔다. Clapp and Giaccotto(1992)는 반복매매모형이 지수산정기간 내에 2번 이상 거래된 주택의 자료만을 사용하게 되므로 표본선택편의가 발생할 가능성이 크다는 점을 지적하였다. 그들에 의하면, 자주 거래되는 주택은 열등주택(lemon)이거나 시장선도주택(starter)일 가능성이 높아 전체주택시장의 가격변화를 대표하는 표준주택(typical house)일 가능성이 낮다는 점이다. 따라서, 반복매매지수는 시장의 보편적인 가격변화를 반영한다기 보다는 자주거래되는 열등주택의 가격변화를 대변하게 된다는 점이 한계라고 지적하였다. 국내에서는 이창무·김병옥·이현(2002)이 처음으로 반복매매모형을 실제 아파트가격지수 산정에 적용하고자 하는 연구를 수행하였다. 그들은 현재 적용되고 있는 종합주가지수방식은 스톡보정에 있어 불연속성의 문

제가 있고 시장에서 거래빈도가 낮은 고가주택의 변화가 지수에 상대적으로 큰 영향을 미친다는 점에서 한계가 있다고 보고 반복매매모형을 이용한 지수산정이 하나의 대안이 될 수 있음을 보였다. 그들은 개념적인 비교와 강남구의 시세자료를 이용한 지수비교를 통해 기존지수와 반복매매지수간의 차이를 분석하였다. 결론적으로, 반복매매지수는 종합주가지수와는 달리 스톡변화에 대한 별도의 보정이 필요하지 않다는 점과 가격이 누락된 경우가 발생하더라도 지수산정에 문제가 없다는 점, 그리고 고가주택에 특별한 가중치가 주어지지 않는다는 점에서 기존 종합주가지수방식의 대안이 될 수 있다는 것을 보여주었다.

이상에서 살펴본 바와 같이, 주택가격지수의 산정방식에 대한 연구는 시장변화를 가장 적절하게 반영할 수 있는 지수산정방식을 개발하는데 집중되었다. 그러나, 실제 시장에서는 지수산정의 목적이나 자료의 성격에 따라 각기 다른 방식이 사용되고 있으며, 현실적인 적용에 있어서는 많은 제약이 따르고 있는 실정이다. 일례로, 우리나라에서는 종합주가지수방식의 지수산정이 주류를 이루고 있는 반면, 미국을 비롯하여 실제 거래사례와 가격의 조사가 가능한 국가에서는 해도닉모형이나 반복매매모형을 이용한 지수산정이 이루어지고 있다. 본 연구에서는 선행연구를 통해 검토한 3가지 방식들의 장단점을 비교분석하고, 조사된 실거래가격을 이용한 지수의 산정에 가장 적합한 모형을 선정하여 실거래가지수를 산정하도록 한다. 또한, 같은 방식으로 산정된 시세지수와 비교를 통해 실거래가지수 변화의 특징을 살펴 보도록 한다.

### III. 분석자료 및 모형

#### 1. 시세자료와 실거래가자료의 특성

본 연구의 자료는 (주)부동산114에서 2004년 2월 넷째주(2. 20. ~ 2. 26.)부터 2005년 2월 넷째주(2. 19. ~ 2. 25.)까지 매주 조사된 51주간의 서울 소재 아파트(단지규모 300세대 이상)의 실거래가 및 시세 자료이다. 실거래가 자료는 (주)부동산114의 회원 중개업소에서 실제 중개한 아파트에 대해 단지명과 평형, 실거래가격을 보고한 자료이며, 시세자료는 동일한 기간에 조사된 시세상한가격과 하한가격의 산술평균값이다.

표 1은 분석에 사용한 자료의 기초통계량을 월단위로 정리한 것이다. 우선 평형은 최소 10평에서 최대 124평이며, 평균 33평으로 매우 보편적인 아파트들이 분석에 사용되었음을 알 수 있다. 단지의 총세대수는 최소 303세대에서 최대 6,000세대의 대규모 단지에 이르기까지 다양한 규모의 단지가 포함되었다. 분석자료의 평균연령은 12년으로서 2004년 입주한 최근의 아파트로부터 입주 후 36년이 지난 재건축대상 아파트들까지 포함되었음을 알 수 있다.

실거래가의 경우 조사 부동산중개업자가 직접 거래한 사례만을 보고하도록 함으로써 시세 조사의 대상이 되는 아파트 중 일부만의 거래가 파악되게 된다. 그 조사량을 보면 월별로 가장 많은 달이 2004년 4월로 592개의 거래사례가 보고 되었으며, 가장 적은 달은 2004년 8월로 165개만이 보고 되었다.<sup>3)</sup> 이는 총 조사대상 아파트 유형(단지 및 평형) 3,312개 대비 비율이 각각 17.9%, 5.0%로 평균적으로는 약 10% 정도이나 시기별로 많은 편차가 발생함을 보여준다.

표 1. 분석자료의 기초통계

구분	표본 수	평균	표준 편차	최소값	최대값
평형(평)	3,312	33	12	10	124
총세대수 (세대)		984	857	303	6,000
연령(년)		12	8	1	36
실 거 래 가	2004.2.	116*	29,740	17,079	10,000
	2004.3.	377	31,155	18,519	7,800
	2004.4.	592	33,969	20,877	6,960
	2004.5.	380	39,533	31,413	7,000
	2004.6.	391	33,038	18,482	6,725
	2004.7.	277	31,898	19,712	6,680
	2004.8.	165	28,260	22,004	6,600
	2004.9.	190**	31,721	23,577	6,700
	2004.10.	195	29,910	16,093	9,300
	2004.11.	178	29,854	16,443	7,000
	2004.12.	181	34,117	22,157	7,250
	2005.1.	207	35,408	20,775	8,550
시 세	2005.2.	302**	34,689	22,643	6,500
	2004.2.	3,312	39,000	31,741	6,000
	2004.3.		39,203	32,093	6,000
	2004.4.		39,550	32,436	6,000
	2004.5.		39,825	32,873	6,000
	2004.6.		39,931	33,202	6,000
	2004.7.		39,917	33,256	5,650
	2004.8.		39,826	33,228	5,750
	2004.9.		39,797	33,601	5,750
	2004.10.		39,713	33,575	5,750
	2004.11.		39,618	33,579	5,500
	2004.12.		39,553	33,653	5,500
	2005.1.		39,579	33,879	5,500
	2005.2.		39,836	34,192	5,500

주: 시세와 실거래가 단위는 만원, \*: 2004년 2월의 경우 마지막 1주간의 조사치, \*\*: 2004년 9월(추석)과 2005년 2월(설)의 경우 3주간의 조사치

전체적인 경향성은 2월에서 6월까지의 400가구 내외이었던 반면, 주택거래신고제 등 강력한 주택시장 규제책이 추가된 2004년 7월 이후 2005년 1월까지의 200가구 내외로 거래가 위축되었음을 알 수 있다.

위와 같이 조사된 실거래가와 시세와의 차이를 살펴보고 조사된 실거래가의 신뢰성을 간

접적으로 확인하기 위해 시세 상·하한 가격을 기준으로 실거래가가 어떤 위치에 있는지를 보여줄 수 있는 G-index를 다음과 같이 구성하여 분석하였다.

$$G = \frac{\text{실거래가} - \text{시세평균}}{(\text{시세상한가} - \text{시세하한가})/2} \quad \text{식 1)}$$

위의 G값은 각 아파트별로 조사된 실거래가가 시세상·하한가격과 어떠한 관계를 가지는지를 표준화해서 보여준다. 즉, 위의 식에서 분모는 시세평균가에서 상한가 또는 하한가까지의 가격격차이며, 분자는 실거래가와 시세평균과의 가격격차이다. 따라서, G값의 의미는 실거래가와 시세평균과의 격차가 시세상·하한과 시세평균과의 격차의 몇 배에 해당하는지를 나타내준다.

표 2. G값의 범위와 의미

G값의 범위	의 미
$G \geq 1$	실거래가 $\geq$ 시세상한
$0 < G < 1$	시세평균 < 실거래가 < 시세상한
$G = 0$	실거래가 = 시세평균
$-1 < G < 0$	시세하한 < 실거래가 < 시세평균
$G \leq -1$	실거래가 $\leq$ 시세하한

따라서,  $G=1(-1)$ 인 경우는 실거래가가 시세의 상한(하한)과 같은 경우이며,  $G=0$ 이면 실거래가와 시세평균이 같은 경우이다. 만약,  $G>1$ 이거나  $G<-1$ 인 경우라면, 실거래가가 시세상한보다 크거나 시세하한보다 작은 경우로서 자료의 신뢰성을 다시 한번 확인해야 하는 경우라 할 수 있다. 또한, 조사된 실거래가격이 시세의 상한가나 하한가 또는 시세평균가와 같은 경우에도 자료의 신뢰성을 다시한번 검증할 필요가 있다. 왜냐하면, 실거래가격의 경우에는 상·하한가나 평균가로 거래되는 경우보다는 그 사이

에 있는 가격으로 거래될 가능성이 훨씬 높기 때문이다. 즉, 시세상·하한과 시세평균으로 조사된 경우에는 부동산중개업소측에서 실거래가를 제대로 보고하지 않고 기존의 시세를 참고하여 보고했을 가능성이 크기 때문이다.

아래 그림 1은 서울시 자료의 G값 평균을 나타낸 것이다. 즉, 2004년 2월말 이후 매주 조사된 실거래가와 시세상·하한을 이용해 아파트별 G-index를 계산한 후 이를 평균한 값이다. 그래프 상의 가로축은 2004년 2월 이후 매월말 기준을 나타낸다. 그래프를 보면, 2004년 7월말까지는 G값이 양(+)의 부호를 보였으나, 이후 음(-)의 부호를 보였으며 12월말까지는 지속적으로 감소하는 추세를 보이다가 2005년 들어 증가하는 것을 볼 수 있다. 이는 2004년 전반기에는 조사된 실거래가가 시세평균보다 높은 경우가 많았으나, 2004년 하반기로 오면서 시세평균보다 낮은 실거래가가 형성된 경우가 지속적으로 증가했다는 것을 말해준다.

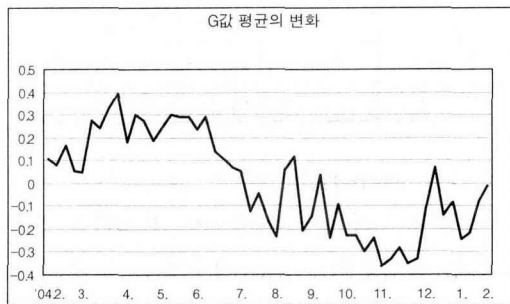


그림 1. G값의 변화

또한, 변화폭은 -0.4에서 0.4사이로서 실거래가격과 시세평균의 격차가 시세상·하한과 시세평균과의 격차의 약 40%수준 이내에서 변화하는 것을 알 수 있었다. 다시 말해, 서울시 아파트의 실거래가는 대부분 시세평균과 상·하한 가격 사이에서 형성된다는 것을 알 수 있었다.

한편, G값이 시세상·하한이나 시세평균과 같은 경우가 전체에서 차지하는 비율을 통해 조사된 실거래가 전체에 대한 신뢰성을 가능케 볼 수 있다. 그림 2는 전체 3,551개의 실거래가격과 해당 시세와의 관계를 통해 산정한 G값을 구간크기 0.1로 구분하여 빈도수를 비율로 표시한 것이다. 그림에서 보듯이, 조사된 실거래가가 3개의 참조가격(시세상한, 시세하한 or 시세평균)과 같은 경우는 약 10%내외임을 알 수 있다. 이를 모두 합하면 전체조사된 실거래가의 30.1%인 1,070개로서 상당수의 실거래가가 참조가격과 같음을 알 수 있다. 그러나, 이러한 G값의 분석결과만으로도 전체의 30.1%가 실거래가격이 아니라고 단정할 수는 없으며, 이중 어느 정도가 중개업소측에서 시세를 참고하여 허위로 보고하였는지를 추후 검증할 필요가 있다.

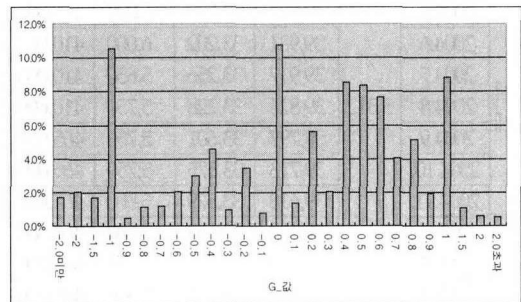


그림 2. G값의 분포

## 2. 분석모형

선행연구에서 살펴본 대로 다소의 한계가 있으나, 반복매매모형(repeat sales model)은 ‘실거래가지수’의 산정에 있어 기존의 종합주가지수방식의 지수산정 모형 및 헤도닉모형이 가지고 있는 한계를 극복할 수 있는 가장 적절한 대안이라 할 수 있다.

종합주가지수방식의 지수산정모형은 고정된 스톡의 총자산가치의 상대적인 변동을 측정하여 지수를 산정하는 것으로서, 지수산정식이 매우 간단하고 하부주택시장의 지수산정이 용이하다는 장점이 있다(식 2). 이에 우리나라에서는 국민은행을 비롯하여 (주)부동산114나 (주)부동산뱅크와 같은 부동산정보회사에서는 라스페이레스식(Laspeyres formula)에 기초한 종합주가지수방식의 주택가격지수를 발표하고 있다.

$$I_t = \frac{\sum_i (p_{t,i}, w_i)}{\sum_i (p_{0,i}, w_i)} \times 100 \quad \text{식 2)}$$

위 식에서  $t$ 시점의 가격지수( $I_t$ )는 기준시점( $t=0$ )에서의 아파트가격( $p_{0,i}$ ) 및 가중치( $w_i$ )의 곱의 총합을 분모로 하고, 동일한 방법으로  $t$ 시점의 가격총합을 분자로 하여 구할 수 있다.

그러나, 이같은 방식은 신규주택의 공급과 기존주택의 멸실과 같은 스톡의 변화를 제대로 반영하기 어렵다는 한계가 있다. 따라서, 대부분의 지수들이 이러한 스톡의 변화를 일정한 주기마다 보정하고 있으나, 각 주택가격의 질(質)을 보정 전과 동일하게 맞추기에는 현실적인 한계가 있다. 또한, 이 방식은 실거래가와 같이 매 시점에 동일한 아파트의 가격을 조사할 수 없는 경우에는 매번 스톡이 변경되므로 지수산정자체가 불가능하다는 치명적인 한계가 있다.

한편, 헤도닉 모형을 통한 주택가격지수의 산정은 주택가격의 질(質)을 모형 속에서 통제된 상태에서 지수를 산정할 수 있다는 점에서 종합주가지수방식의 한계를 극복하였다고 할 수 있다.

$$P_t = \alpha_t + \sum_k \beta_{k,t} X_{k,t} \quad \text{식 3)}$$

$$I_t = \frac{\hat{P}_t}{\hat{P}_0} \times 100$$

식 3)에서 보듯이, 주택특성과 잠재가격이 시간에 따라 변한다고 가정한 상태에서의 헤도닉 모형을 통한 지수산정은 2단계로 나누어 볼 수 있다.3) 우선, 각 시점에서의 주택가격( $P_t$ )과  $k$ 개의 주택특성변수( $X_{k,t}$ )를 이용하여 계수값( $\hat{\alpha}_t, \hat{\beta}_{k,t}$ )을 추정한다. 그 다음, 추정된 모형에 가장 대표할 만한 표준주택(standard house)의 시점별 특성변수를 입력하여 시기별 가격( $\hat{P}_0, \dots, \hat{P}_t$ )을 추정한다. 이후 추정된 가격을 이용하여 기준시점( $t=0$ ) 대비 가격비율을 통해 주택가격지수( $I_t$ )를 구할 수 있다.

헤도닉모형의 경우 여러 가지 형태(선형, 로그, 준로그 등)가 존재하며, 주택특성변수 중 어떠한 것들을 포함시키는데에 따라 결과가 달라지는 문제가 있다. 이와 더불어, 각 시점의 주택특성자료가 구축되어야만 주택가격지수를 산정할 수 있다는 점에서 매우 방대하고 정확한 시계열 주택특성자료(패널자료)가 필수적이다. 결론적으로, 헤도닉모형을 이용한 주택가격지수의 산정은 이론적으로는 가능한 대안이나 최적모형이 시간에 따라 변할 수 있다는 점과 방대한 주택특성자료를 시계열적으로 구축해야 한다는 점을 고려할 때, 현실적으로 적용하기 어려운 모형이다.

이에 비해, 반복매매모형은 실거래가지수의 산정을 위해 상대적으로 최선의 대안이 될 수 있다. 개념적으로 반복매매가격지수는 동일주택의 가격변화율의 평균을 계산함으로써 가격



변화를 파악하는 것이다. 따라서, 분석기간 동안 주택의 물리적 특성에 변화가 없는 한 주택 특성변수를 고려할 필요없이 단지 2개 시점사이의 거래가격 변화를 이용해 지수를 산정할 수 있다. 그러므로, 동일단지 동일평형의 거래를 동일주택으로 가정한다면, 평형별 거래가격의 쌍을 이용하여 반복매매지수를 산정할 수 있다. 반면, 국내에서 일반적으로 사용되고 있는 종합주가지수방식은 실거래가지수의 산정에 근본적으로 한계가 있다. 왜냐하면, 종합주가지수 방식은 표본을 선정하여 그 표본의 시점별 총가격을 이용해 지수를 산정하고 있는데, 시세의 경우에는 표본의 각 시점별 가격자료를 관측할 수 있으나, 실거래가격의 경우 표본아파트 전체가 매시점 거래되지는 않으므로 이러한 방식으로서는 지수의 산정이 불가능하게 된다.

결론적으로 본 연구에서는 시세지수와 실거래가지수의 산정을 위해 몇가지 가정 하에 반복매매모형을 도입하도록 한다. 이제 가격지수의 산정을 위해 구성된 헤도닉모형을 기초로 반복매매모형을 유도해봄으로써, 반복매매모형이 가지는 의미를 구체적으로 살펴보기로 하자. 우선, 시간에 따라 주택특성과 잠재가격에 변화가 없다는 가정 하에 헤도닉모형을 통해 주택가격지수를 구하기 위해서는 시간더미를 도입할 필요가 있다. 식 4)는 준로그(semi-log) 형태의 헤도닉모형에 주택가격지수를 구하기 위해 시간더미를 도입한 식이다.4)

$$\ln P = \alpha + \sum_k \beta_k X_k + \sum_t \delta_t D_t \quad \text{식 4)}$$

위 식에서 시간더미( $D_t$ )는 1 혹은 0의 값을 갖게 된다. 예를 들어, 3번째 시점의 주택가격자료라면  $D_3 = 1$ 이 되며 나머지 더미변수는

0(zero)값을 갖게 된다. 따라서, 주택특성자료와 여러 개의 시점에서의 주택가격자료(패널자료)를 이용해 식 4)의 계수값들을 추정할 수 있다. 이후 추정된 모형에 표준주택(standard housing unit)의 특성값을 넣어 각 시점에서의 추정가격을 계산하게 되면 헤도닉 모형을 이용한 실질 주택가격지수(true housing price index)를 구할 수 있다.

한편, 주택특성변수의 값과 가격에 미치는 영향력이 시간에 따라 일정하다고 가정하면, 반복매매모형을 이용한 주택가격지수의 계산이 가능하다. 즉, 주택특성의 변화가 없는 동일한 주택이  $t$ 시점과  $t+1$ 시점에서 거래가 일어난 경우를 생각해보자. 식 4)를 각 시점별로 구성함으로써 각 시점에서의 헤도닉모형을 아래 식 5)와 같이 도출할 수 있다.

$$\ln P_{t+1} = \alpha + \sum_k \beta_k X_k + \sum_t \delta_t D_{t+1}$$

$$\ln P_t = \alpha + \sum_k \beta_k X_k + \sum_t \delta_t D_t$$

식 5)

그런데, 여기서는 시간에 따라 주택의 구조적·입지적 특성의 변화가 없는 동일주택의 가격자료를 사용하였으므로, 주택특성변수의 값( $X_1 \dots X_k$ )은 시간에 관계없이 동일하다. 또한, 이들이 주택가격에 미치는 영향력도 변화가 없다면 각 변수의 추정계수( $\beta_1 \dots \beta_k$ )도 시간에 관계없이 동일하다. 따라서, 식 5)의 뺏식에서 아랫식을 빼게되면 식 6)과 같이  $t$ 와  $t+1$ 시점사이의 동일주택의 가격변화율( $\ln P_{t+1} - \ln P_t$ )을 시간더미변수의 계수( $\delta_{t+1}, \delta_t$ )의 변화로 파악할 수 있는 모형을 도출할 수 있다.

$$LnP_{t+1} - LnP_t = \delta_{t+1}D_{t+1} - \delta_t D_t \quad \text{식 6)}$$

식 6)을 분석하고자 하는 기간 전체로 일반화시킨 것이 반복매매모형(repeat sales model)이며 다음 식 7)과 같이 나타낼 수 있다.

$$LnP_t - LnP_s = \sum_{t=2}^T \beta_t D_t - \sum_{s=1}^{T-1} \beta_s D_s \quad \text{식 7)}$$

여기서,  $t > s$ ,  $t \neq s$

전술한 바와 같이, 아래 식에서 시간더미  $D_t(D_s)$ 는 가격의 관측시점에서는 1의 값을 가지고 나머지 시점에서는 0의 값을 가지게 된다. 추정결과 도출된 시간더미의 계수들의 차는 시점들간의 주택가격변화율을 나타내게 되므로 양변을 자연대수를 밑으로 하는 지수로 변환하면 식 8)와 같이 상대적인 가격지수를 구할 수 있다.<sup>5)</sup>

$$\frac{P_{t+1}}{P_t} = \exp(\beta_{t+1} - \beta_t) \quad \text{식 8)}$$

#### IV. 시세 및 실거래가지수 변화

##### 1. 추정계수

분석에 사용한 실증분석모형은 위의 식 7)에서  $T=13$ 인 모형이다. 즉, 2004년 2월부터 2005년 2월까지 13개월의 가격자료를 이용하여 반복매매지수를 추정하였다. 이 때, 조사된 자료가 주간자료이므로 각 월에 해당하는 거래사례가 두 번 이상 관측되는 경우 주간의 거래가격의 평균값을 해당 월의 거래가격으로 하여 13개월치의 월간가격자료를 구성하였다.

표 3은 반복매매모형의 추정결과를 보여준다. 우선 모형의 설명력(결정계수)에 있어서는 실거래가모형(17.7%)이 시세모형(4.1%)보다 높은 것으로 나타났다.<sup>6)</sup>

그러나 표준오차의 차이를 보면, 시세의 경우 시간에 상관없이 0.00076의 표준오차를 보인 반면, 실거래가지수는 0.00299~0.00481의 표준오차를 보여 3.9~6.3배 크게 나타났다.<sup>7)</sup> 이와 같은 통계적인 유의도의 차이는 두 가지 요인에서 기인하는 것으로 판단된다. 하나는 실거래가의 관측치가 매월 시세자료의 10%에

표 3. 반복매매지수 추정결과<sup>8)</sup>

더미변수 (시점)	시세		실거래가	
	추정계수	지수	추정계수	지수
(04.2.)	-	100.00	-	100.00
$D_2$ (04.3.)	0.00349** (0.00076)	100.35	0.00285 (0.00310)	100.28
$D_3$ (04.4.)	0.01123** (0.00076)	101.13	0.01195** (0.00299)	101.20
$D_4$ (04.5.)	0.01456** (0.00076)	101.47	0.01443** (0.00356)	101.45
$D_5$ (04.6.)	0.01397** (0.00076)	101.41	0.01279** (0.00359)	101.29
$D_6$ (04.7.)	0.01121** (0.00076)	101.13	0.00075 (0.00406)	100.07
$D_7$ (04.8.)	0.00596** (0.00076)	100.60	-0.01439** (0.00481)	98.57
$D_8$ (04.9.)	0.00223** (0.00076)	100.22	-0.01163* (0.00478)	98.84
$D_9$ (04.10.)	-0.00142 (0.00076)	99.86	-0.02661** (0.00459)	97.37
$D_{10}$ (04.11.)	-0.00560** (0.00076)	99.44	-0.03316** (0.00486)	96.74
$D_{11}$ (04.12.)	-0.00925** (0.00076)	99.08	-0.04158** (0.00481)	95.93
$D_{12}$ (05.1.)	-0.01095** (0.00076)	98.91	-0.03058** (0.00458)	96.99
$D_{13}$ (05.2.)	-0.00316** (0.00076)	99.68	-0.02181** (0.00411)	97.84
$R^2$	0.0409		0.1770	

주: 괄호안은 표준오차, \*  $\alpha=0.05$ , \*\*  $\alpha=0.01$

불과하다는 점이며, 다른 하나는 시세지수의 경우 조사되는 상한가와 하한가의 평균을 사용하는데 반해 실거래가지수의 경우는 각 조사단위 내에 형성되어 있는 가격수준의 편차를 보정하지 않고 관측되는 가격을 그대로 사용한다는 점이다.

추정계수 및 그를 통해 산정된 가격지수의 변화를 보면 가격이 상승하는 국면인 2004년 2월부터 2004년 5월까지의 시세나 실거래가지수의 변화가 매우 유사한 것을 볼 수 있다. 시세의 경우 5월 101.47로 1.47% 상승했고, 실거래가지수의 경우 동월 101.45로 1.45% 상승했다. 그러나, 가격이 하락하는 국면인 2004년 6월부터는 시세에 비해 실거래가의 변화가 매우 크게 나타나는 것을 알 수 있다.

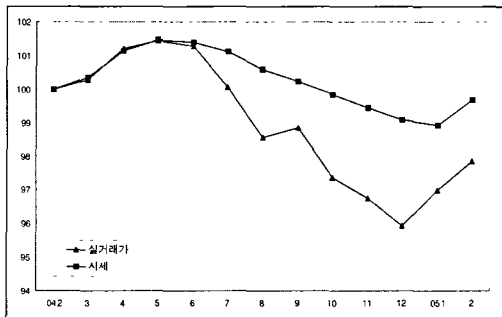


그림 3. 시세 및 실거래가지수의 변화

그림 3은 시세와 실거래가지수의 변화양상의 차이를 보다 명시적으로 확인시켜준다. 그림에서 확인할 수 있듯이, 가격상승국면에서는 거의 동일한 변화를 보이나, 가격 하락국면에서는 시세와 실거래가지수의 격차가 확대되는 것을 관측할 수 있다. 실거래가지수의 최저점으로 관측되는 2005년 12월의 경우 95.93으로 기준월(2004년 2월)에 비해 4.07%의 큰 폭으로 하락했으나, 시세의 경우 최저점인 2005년 1월

98.91로 1.09% 하락하는 데에 불과한 것으로 나타났다. 또한, 그림 3은 실거래가가 시세에 선행하는 추세를 가질 가능성을 강하게 제기하는데, 2004년 5월이후 7월까지의 가격하락추세에서 실거래가지수가 선행하고 있는 것으로 보이며, 2004년 12월과 2005년 2월사이의 움직임 또한 실거래가가 약 1개월 먼저 움직이고 있음을 알 수 있다. 즉, 시장에서 형성되는 시세는 실제거래되는 가격의 변화를 관찰한 후 그것에 따라 조정될 가능성이 큰 것으로 보여진다. 그러나, 상승과 하락의 주기가 단 1회 정도 관측된 상황에서 이러한 가능성을 통계적으로 확인하기에는 무리가 있다. 따라서, 이에 대해서는 향후 자료가 축적되고 지수의 상승과 하락이 반복된 이후 보다 정직한 분석이 필요할 것이다.

이러한 시세지수와 실거래가지수의 변화가 통계적으로도 유의미한 차이를 보이는지를 판단하기 위해서는 각 지수의 95%신뢰구간을 그 래프화하여 살펴보았다. 만약, 시세지수와 실거래가지수의 신뢰구간이 겹쳐져 나타난다면 이는 지수의 표준오차를 고려할 때 2개의 지수가 서로 다르다고 말하기 어려우므로 그림을 통해 이를 확인함으로써 시세지수와 실거래가지수의 차이를 보다 명확히 비교해 볼 수 있다. 전술한 바와 같이, 실거래가 자료의 수는 시세 자료의 수의 약 10%수준이므로 반복매매모형을 통해 추정된 계수가 더욱 큰 표준오차를 가질 수밖에 없다. 그림 4에서 보듯이, 이러한 표준오차의 차이는 신뢰구간의 폭에 그대로 반영되어 실거래가지수의 경우 신뢰구간이 지수로 2point정도인데 비해, 시세지수는 0.4point에 불과한 것을 확인할 수 있다. 결론적으로 그림 4는 시세와 실거래가지수가 각 지수의 표준오차를 감안하더라도 서로 통계적으로 유의미한 차

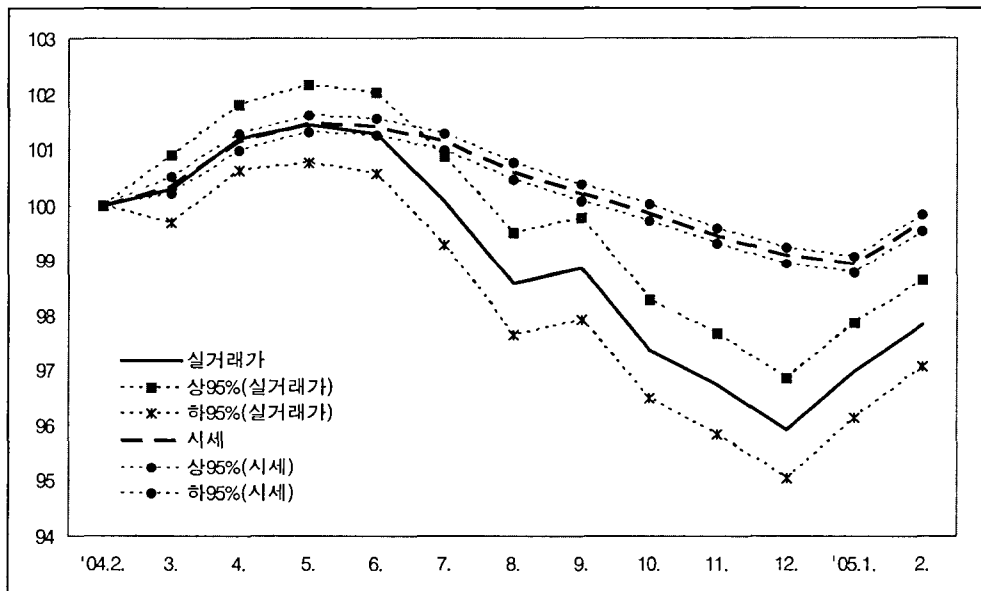


그림 4. 시세 및 실거래가지수의 신뢰구간

이가 있음을 명시적으로 보여준다. 즉, 2004년 7월 이후에는 시세지수의 신뢰구간과 실거래가지수의 신뢰구간이 서로 겹치는 부분이 생기지 않음으로써 오차로 인해 서로 다른 지수가 산정되었을 가능성이 없음을 보여준다.

이상의 분석결과를 요약하면, 시세지수와 실거래가지수는 변화방향에 있어서는 동일하나 실거래가지수가 시세에 선행할 가능성이 크며, 통계적으로 시세지수의 변화와 실거래가지수의 변화는 뚜렷한 차이를 보인다고 할 수 있을 것이다.

## V. 결론

본 연구는 그동안 주택시장분석에 있어 고려되지 않았던 실거래가격(transaction price)을 이용하여 주택가격지수를 산정하고, 이를 기존의 시세를 이용한 지수와 비교분석함으로써 주

택정책적 시사점을 도출하고자 했다.

2004년 2월말부터 2005년 2월말까지 총 51주(12개월)간 부동산114에서 조사한 실거래가격자료와 시세자료를 이용하여 분석한 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 반복매매모형은 매기 거래아파트의 수가 달라지는 실거래가자료를 이용한 지수산정에 있어 가장 적절한 대안으로 판단된다. 종합주가지수방식의 지수산정모형은 표본이 시간에 따라 변할 경우 매번 보정을 해야하기 때문에 일관성 있는 지수의 산정이 매우 어렵다. 또한 헤도닉모형의 경우 주택특성변수의 수와 모형형태의 결정 등 현실적인 지수산정에 도입하기에 어려움이 있다. 그러나, 반복매매모형의 경우 동일단지 동일평형의 모든 아파트가 동일한 주택이라는 가정을 하에서 표본의 변화와 상관없이 일관된 지수산정이 가능하며, 단지 동일한 주택의 2개 시점의 가격자료만으로 지수를

산정하므로 주택특성을 따로 통제할 필요도 없다. 그러므로, 실거래가지수의 산정에 있어서는 반복매매모형이 가장 적절한 대안이라 할 수 있다.

둘째, 조사된 실거래가는 지수산정에 사용하기에 충분한 신뢰성을 가지고 있다고 판단된다. 본 연구에서 개발한 G-index를 통해 분석한 결과 (주)부동산114에서 조사하고 있는 실거래가의 경우 93~94%가 시세상한과 시세하한 사이에 존재하고 있어 신뢰할만한 가격자료로 판단된다.

셋째, 실거래가지수의 변화는 시세지수의 변화와 명확한 차이가 있으며, 실거래가가 시세에 비해 선행하고 있을 가능성이 높다. 실거래가지수와 시세지수의 비교 결과는 두개의 지수 간에 뚜렷한 차이가 있음을 보여주며, 특히 가격하락국면에서 그 차이가 확대됨을 알 수 있었다. 추정결과 실거래가지수의 표준오차는 시세지수에 비해 3.9~6.3배 크게 나타나고 있으나 95%신뢰구간을 고려하더라도 2004년 6월 이후 실거래가지수와 시세지수는 통계적으로 차이가 있음을 알 수 있었다. 또한 그래프를 통한 분석에서는 실거래가가 시세에 1개월정도 선행할 가능성이 큰 것으로 나타났다.

본 연구의 결과는 주택시장분석 및 정책수립에 있어 시세와 더불어 실거래가 변화의 분석이 필수적임을 시사한다. 분석결과를 통해 살펴보면 실거래가격은 시세와 다른 움직임을 보이고 있으므로 시세를 통한 분석은 왜곡된 결과를 낳을 수 있으며, 이에 기반한 정책은 시장가격의 하락을 과소평가하거나 가격상승을 과대평가하여 과도한 규제나 부양책을 초래할 가능성이 있다. 따라서, 보다 정확한 시장상황의 판단과 효과적인 정책수립을 위해서

는 실거래가 변화의 분석이 필수적이라 할 것이다.

본 연구가 그동안 시도되지 않았던 실거래가지수의 산정을 통해 시세와 실거래가 변화의 차이를 보여줌으로써 주택정책에 있어서 의미 있는 시사점을 제공하고 있음에도 불구하고, 자료의 신뢰성검증 및 동일주택가정에 있어 한계를 가지고 있는 것도 사실이다. 우선, 중개업소로부터 보고된 실제거래가격의 30%정도가 참고가격인 시세평균, 시세상·하한가격과 동일하다는 것은 이들 중 일정부분은 실제거래가격이 아닐 가능성을 내포하고 있어 실거래가지수산정에 있어 오류를 초래할 수 있다는 점이다. 그럼에도 불구하고 이러한 오류를 검증할 수 있는 방법론의 개발이 미진한 실정이므로 이의 보완이 필요하다. 둘째, 동일한 주택이라는 가정을 통해 반복매매모형

을 적용하였으나, 실제거래되는 아파트가 자연스럽게 무작위추출되는 효과가 있다는 점을 인정하더라도 동일단지 동일평형의 아파트들을 동일주택으로 가정하는 것은 지수의 추정에 있어 오차를 발생시킬 수 있다. 따라서, 보다 정확한 지수산정을 위해서는 향후 실거래가 조사에 있어서 ‘향’, ‘층수’ 등을 함께 조사하여 분류함으로써 동일주택의 가정에 보다 적합한 자료를 구득할 필요가 있다.

주1. 이렇게 실거래가격의 파악이 어려운 것은 무엇보다 부동산관련 세제의 영향이 가장 크다고 할 수 있다. 즉, 부동산의 거래시 부과되는 각종 세금의 기준가격이 실거래가에 비해 현저히 낮음으로 인해, 거래 당사자들의 경우 실거래가보다 낮은 가격으로 신고하여 거래세(transaction tax)를 최소화하고자 하기 때문이다. 결과적으로, 소위 이중계약서를 통해 실제 거래가격보다 월등히 낮은 금액으로 신고하게 되어 공적인 거래기록을 통해 실거래가를 파악하는 것은 거의 불가능하다.

- 주2. 실거래가조사는 시세조사와 동일하게 주단위로 실시되었으나 주단위로의 관측되는 실거래가 자료가 충분치 못하다는 판단하에 월별로 취합하여 분석하였다.
- 주3. 만약, 시간에 따른 주택특성의 변화가 없고 각 특성의 잠재가격도 변화가 없다면, 헤도닉모형을 통한 가격지수의 산정은 다음과 같이 선형 헤도닉모형에 시간더미를 도입함으로써 구할 수 있다.

$$P = \alpha + \left( \sum_k \beta_k X_k \right) e^{\gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \dots + \gamma_T D_T}$$

위 식의 양변에 로그를 취한 후 선형회귀분석을 통해 계수를 추정한다. 이후 표준주택의 특성들을 추정된 모형에 대입하게 되면 각 시점에서의 주택가격을 구할 수 있으므로 이를 통해 가격지수를 구할 수 있다.

- 주4. 헤도닉모형을 통한 가격지수의 산정에 있어서는 앞서 소개한 식3과 같이 매 시점 각각 다른 헤도닉모형을 구성한 다음 표준주택가격의 변화를 이용하여 파악하는 방법과 식4와 같이 주택특성변수들은 변화가 없다는 전제하에 시간더미변수의 도입을 통해 지수를 산정하는 방법이 있다.
- 주5. 헤도닉모형에 의한 가격지수산정과는 달리 반복매매 모형에 의해 추정된 것은 시간더미변수의 시계열적인 계수값들이므로 표준주택의 특성을 통한 실제주택가격지수를 구할 수는 없다. 그러나, 다음과 같은 과정을 통해 상대적인 가격지수를 산정할 수 있다. 예를들어,  $t$ 와  $t+1$ 시점을 고려해보자

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right) &= \beta_{t+1} - \beta_t \\ \Rightarrow \exp\left(\ln\left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right)\right) &= \exp(\beta_{t+1} - \beta_t) \\ \Rightarrow \frac{P_{t+1}}{P_t} &= \exp(\beta_{t+1} - \beta_t) \end{aligned}$$

- 주6. 시세지수의 경우 추정치의 표준오차가 작음에도 불구하고 결정계수값이 작은 이유는 시세지수의 경우 추정기간 중 월간변동폭이 실거래가 지수에 비해 상대적으로 작기 때문으로 파악된다. 즉, 결정계수의 의미가 종속변수의 관측치와 평균과의 편차를 얼마나 모형(여기서는 추정된 지수)이 설명하는가 임으로 설명될 수 있는 평균과의 편차 혹은 지수의 변동폭이 크다면 추정치들의 표준오차가 크더라도 결정계수 값은 크게 산출될 수 있다. 이는 같은 시간변화에 대해 실거래가 지수의 변화폭이 크다는 것을 간접적으로 보여준다.
- 주7. 추정된 표준오차가 유효숫자 2자리에 대하여 동일하게 추정되는 결과에 대하여 재차 확인하였으나 오류가 없음을 확인하였다. 또한 시장을 세분화하여 분석하는 경우 각 시점별로 약간의 차이를 보여준다. 다만 제시된 추정결과가 동일한 표준오차를 보여주는 이유로 이용된 시세자료가 가지고 있는 상대적인 안정성을 들 수 있다. 우선 시세조사 과정에서 조사대상 중개업소에서 각 시점에서 시세가 확실히 변동되

었다고 판단되는 경우에만 기존 가격을 수정 입력하는 행태를 보이고 있으며, 수정되는 시세의 비율이 각 시점에서 많지 않다는 점이다. 또한 실거래가 자료와의 관측 기간을 동일화하기 위해 주간으로 조사된 시세를 월간 평균으로 환산하여 이용하였고, 시세를 이용한 반복매매지수는 모든 조사단위의 가격자료를 매기 이용하는 관계로 극히 안정된 혹은 smoothing된 자료특성을 지니게 되었다는 점도 영향을 미친 것으로 파악된다.

- 주8. 분석결과에서 추정계수가 통계적으로 유의하지 않다 하더라도 지수의 변화를 파악하는 데에는 논리적으로 문제가 없다. 왜냐하면, 통계적인 유의도는 '추정계수가 0과 같다'는 귀무가설의 기각여부로 결정되는 바, 통계적으로 유의하지 않다는 것은 추정계수가 0과 같다는 의미인데, 주택가격지수의 변화에서는 기준시점과 같은 지수가 언제든지 나타날 수 있으므로, 본 분석에서 각 계수값의 통계적인 유의도는 일반적인 회귀분석과 다른 측면에서 해석될 필요가 있다.

## 인용문헌

1. 박현수(2001), "준모수방법을 이용한 주택지수 추정에 관한 연구", 『부동산학연구』, 7(1): 1-19.
2. 이창무 · 김병욱 · 이현(2002). "반복매매모형을 이용한 아파트 매매가격지수". 『부동산학연구』, 8(2):1-19.
3. 임재만(2003), "부동산지수의 측정오차에 관한 연구", 『국토계획』 38(2): 77-87.
4. 국민은행(2005), 「주간아파트가격동향조사」 (<http://est.kbstar.com>)
5. Bailey, M. J., R. F. Muth, and H. O. Nourse. (1963). A Regression Method for Real Estate Price Index Construction. *American Statistical Association Journal* 58: 933-942.
6. Case, K. E., and R. J. Shiller. (1989). The Efficiency of the Market for Single Family Homes. *American Economic Review* 79(1): 125-137.
7. Clapp, J. M., and C. Giaccotto. (1992). Estimating Price Indices for Residential Property: A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods. *Journal of the American Statistical Association* 87: 300-306.
8. Dombrow, Jonathan., J. R. Knight., and C. F. Sirmans. (1997). Aggregation Bias in Repeat-Sales Indices. *Journal of Real Estate*

- Finance and Economics* 14: 75-88.
9. Lancaster, K. J. (1966). A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy* 74: 132-157.
10. Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy* 82: 34-55.

접 수 일 : '05. 04. 19