

실거래가를 이용한 서울시 오피스텔 가격지수 산정에 관한 연구*

The Development and Application of the Officetel Price Index in Seoul Based on Transaction Data

류강민** · 송기욱***

Kang Min, Ryu** · Ki Wook, Song***

Abstract

Due to recent changes in government policy, officetels have received attention as alternative assets, along with the uplift of office and apartment prices in Seoul. However, the current officetel price indexes use small-size samples and, thus, there is a critique on their accuracy. They rely on valuation prices which lag the market trend and do not properly reflect the volatile nature of the property market, resulting in 'smoothing'. Therefore, the purpose of this paper is to create the officetel price index using transaction data. The data, provided by the Ministry of Land, Infrastructure and Transport from 2005 to 2020, includes sales prices and rental prices - *jeonse* and monthly rent (and their combinations). This study employed a repeat sales model for sales, *jeonse*, and monthly rent indexes. It also contributes to improving conversion rates (between deposit and monthly rent) as a supplementary indicator. The main findings are as follows. First, the officetel price index and *jeonse* index reached 132.5P and 163.9P, respectively, in Q4 2020 (1Q 2011=100.0P). However, the rent index was approximately below 100.0. Sales prices and *jeonse* continued to rise due to high demand while monthly rent was largely unchanged due to vacancy risk. Second, the increase in the officetel sales price was lower than other housing types such as apartments and villas. Third, the employed approach has seen a potential to produce more reliable officetel price indexes reflecting high volatility compared to those indexes produced by other institutions, contributing to resolving 'smoothing'. As seen in the application in Seoul, this approach can enhance accuracy and, therefore, better assist market players to understand the market trend, which is much valuable under great uncertainties such as COVID-19 environments.

Keywords : Officetel, Repeat Sales Model, Price Index, Conversion Rate, Transaction Data

1. 서 론

1.1 연구배경 및 목적

오늘날 서울을 중심으로 아파트 뿐만 아니라 상업 용부동산 중에 하나인 오피스 역시 큰 폭으로 가격

상승이 이루어지고 있다. 국토교통부 실거래가 지수에 의하면, 2020년 4분기 기준으로 최근 3년간 서울의 아파트 가격은 연간 16.0% 상승하였으며, 오피스 자산 역시 9.0% 상승률로 동조화 흐름을 보였다(이 지스자산운용·대신증권, 2020). 아파트와 오피스

*이 논문은 2020년 이지스자산운용이 발간한 서울 오피스텔 시장동향 보고서의 일부를 발췌, 수정·보완한 것임.

**이지스자산운용 리서치센터, 공학박사(주저자: locsword@hanmail.net)

***LH토지주택연구원 수석연구원(교신저자: skw81@lh.or.kr)

가격의 급등은 이를 보유한 기존 투자자에게 큰 시세차익을 가져다주지만, 해당 부동산을 보유할 예정인 세입자나 예비투자자들에게 큰 부담으로 작용하기 마련이다.

이에 근래 들어 일반투자자의 관심이 높아져 급부상한 시장은 단연코 오피스텔이다. 예전부터 높은 인기를 자랑했던 오피스텔(Officetel)은 다른 주택 유형과 달리 상업용지에 건축될 수 있는 부동산으로 높은 오피스텔 가격에 흥미를 잃어버린 투자자들이 노후된 오피스를 매입 후 신축 오피스텔 개발을 통해 추가적인 수익을 얻으려는 투자용 목적이 강하다.

이처럼 주택을 보유하고자 하는 세입자나 투자자의 경우에는 높은 시중 아파트 가격을 감내하기 어렵기 때문에, 그 대안으로 오피스텔 매매를 더욱 선호하는 추세이다. 더욱이 최근 투기방지 차원에서 정부가 발표한 임대차3법과 공급정책 이슈로 인해서 더 이상 아파트에 입주할 수 없는 신규 세입자들을 중심으로 오피스텔이 대안 중 하나로 활용될 수 있음을 방증한다.

그러나 주택뿐만 아니라 오피스텔 시장에서도 대체 경쟁상품으로서 오피스텔 경기와 관련지어 시장상황을 파악할 수 있는 지표는 절대 부족한 상황이다. 이와 관련된 경험적인 선행연구도 많지 않고, 지표를 공표하고 있는 한국부동산원(구 한국감정원, KREB)과 KB국민은행, 부동산114는 시세에 기반하여 각자 독자적인 지표를 산정하고 있다. 시세기반 지수의 경우 일반적으로 지수가 후행하고, 시장 변동성보다 낮은 변이를 가진 평활화(Smoothing)가 존재한다고 알려졌다(이용만·이상한, 2008). 실거래가 자료가 2006년부터 2020년까지 15년 이상 구축되고, 전월세 확정신고 자료 또한 2011년부터 2020년까지 10년간 확보되었음에도 불구하고, 실거래를 이용한 객관적인 지수산정이나 관련 지표개발은 여전히 미진한 한계가 존재한다.

이 측면에서 본 연구의 목적은 국내 오피스텔 시장

상황을 보다 정확히 판단하기 위한 지표 산정을 위해 실거래가 가격을 이용하고자 한다. 이 목표를 달성하기 위한 실증방법론으로 반복매매모형을 사용하여 주지표격인 매매지수와 전세지수, 월세지수를 각각 산정하고, 그 외에 보조지표라 할 수 있는 전월세전환율도 함께 개발하였다.

1.2 연구범위 및 방법

본 연구의 시간적 범위는 매매자료인 실거래가 신고제가 최초 마련된 2006년 1월부터 2020년 12월까지 총 15년간이고, 전월세 자료는 전월세 확정신고가 도입된 2011년 1월부터 2020년 12월까지 10년간이다. 분석단위는 시계열 자료의 안전성 확보를 위해 분기별(Quarter, 4회/년)로 삼았다.

그리고 분석자료는 국토교통부에서 매해 공개 중인 거래가 종결된 실거래자료(Transaction-Based Data)를 활용하여 신뢰성을 높였다. 매매자료에 비해 비교적 늦게 구축된 전월세 확정신고 자료의 경우, 10년간의 자료가 축적됨에 따라 시계열적인 변화를 살펴보는 것도 의미있는 작업으로 여겨진다.

공간적 범위는 국내 오피스텔이 가장 집중적으로 공급되어 임대수요가 풍부한 지역이면서, 상대적으로 거래가 빈번한 서울시를 대상으로 선정하였다. 서울시는 자료수도 많아 오피스텔 시장 상황을 관찰하기에 가장 적절한 지역으로 판단된다.

지표로서는 매매 및 전세, 월세지수를 산정하고, 전월세전환율도 추가로 고려하기 위해 반복매매모형을 방법론으로 채택하였다. 반복매매모형은 현재 국토교통부가 전국 아파트 및 공동주택 실거래가 지수 산정에 쓰일뿐더러, 국내외 여타 부동산 지수 추정에도 널리 이용되는 대중적인 방식이다. 기타 전월세전환율은 기존의 전환율 산정방식이 아닌 회귀모형을 활용한 개선방식을 새롭게 도입하였다. 이를 통해 수집된 자료결과 및 통계해석의 정확성을 기하기 위한 지원도구는 SAS 9.4로 일괄 처리하였다.

2. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

2.1 오피스텔 지표관련 연구

오피스텔 지표관련 연구는 이창무 외(2007), 노창래(2012), 하서진 외(2019) 등을 제외하고는 거의 부재한 상황이다. 먼저 초창기 이창무 외(2007)는 부동산114의 매매자료를 갖고 수도권 지역을 시범 대상으로 전세, 월세, 매매지수를 산정하고, 나아가 전세/매매비율, 전월세전환율, 임대수익률 지표 등을 제시하였다. 이 연구는 오피스텔 관련한 지표를 시발점에서 의의를 가지나, 실제 계약자료가 아닌 매도자의 매도 희망가격인 매매자료를 이용함으로써 시장상황을 제대로 반영하지 못한 한계가 있다.

노창래(2012)는 서울지역의 오피스텔 실거래 가격지수를 중위값, 반복매매모형, 헤도닉 가격모형을 이용하여 산정한 바 있다. 이들 지수의 안정성(SI)과 통계적 신뢰도(CV), 신호대 잡음비(S/N)를 종합판단한 결과, 반복매매지수가 가격지수로 가장 적합함을 주장하였다. 하서진 외(2019)는 지표를 직접 개발한 연구는 아니지만, 수익률에 영향을 미치는 요인을 파악하고자 실거래자료를 토대로 투자자의 주요한 관심사항인 자본환원율(Cap.Rate) 지표를 개발하였다.

개인 연구외에 현재 공신력을 가진 기관으로 한국부동산원과 KB국민은행에서는 오랜기간 공통적으로 표본조사를 이용하여 오피스텔 관련 지표를 산정하는데, 투자자들이 유일하게 시장상황을 가늠할 수 있는 유용한 길잡이 역할로 평가받는다. 특히 한국부동산원은 매매, 전세, 월세지수 뿐만 아니라 이창무 외(2007)가 선보인 전세/매매비율, 전월세전

환율, 임대수익률, 보증금/전세 비율까지 모두 공표 중이다. 그러나 이들 자료 모두 시세나 평가자료를 이용하여 지표를 산정하고 있기 때문에, 지표가 평활화 현상을 가질 수밖에 없는 근원적인 한계를 가진다¹⁾.

2.2 지수산정에 관한 연구²⁾

부동산 가격지수는 일반적으로 라스파이레스, 헤도닉가격모형, 반복매매모형, SPAR, 중위수 등 크게 5가지 방법으로 산정될 수 있다. 먼저 라스파이레스 지수(Laspeyres' Index)는 간단한 수식작업을 통해 지수를 만들 수 있는 강력한 장점이 있다. 그러나 매시점마다 가격자료가 존재해야 하는 특성상 실거래가 자료로는 지수를 만들 수 없는 바, 시세 또는 감정가를 이용해 지수를 산정할 수밖에 없는 단점을 지닌다³⁾. 후자의 시세와 감정가를 이용하여 지수를 산정할 경우, 마찬가지로 앞서 언급한 바와 같이 지수 평활화 현상을 가질 수밖에 없음은 동일하다(이용만, 2007b; 이용만·이상한, 2008; 박연우·방두완, 2011).

전통적인 헤도닉 가격지수(Hedonic Price Model)는 수많은 가격정보와 특성자료들에 기반하여 요인별 계수값을 추정 후, 지수를 산정하는 방식이다. 이미 오랜기간 국내외 학계나 연구기관(이상경, 2005; 2007; 이용만, 2007a)들은 이 방식에 근거하여 실거래가를 이용한 지수산정을 수행해왔으나, 특성자료를 구축하는데 방대한 비용과 시간이 소요되고 일부 변수 누락에 따른 편의(Bias)발생 위험을 내포한다. 더욱이 도시가 성장해나가면서 도시구조의 변화를 지수에 반영할 수 없는 치명적 약점을 안고 있다(이창무 외, 2007).

- 1) 평활화는 시장의 변화를 전문가들이 가격에 미처 반영하지 못할 때 발생한다. 2008년 금융위기 여파로 실거래가 지수와 평가가격을 이용한 지수가 큰 간극을 보이는 것이 가장 대표적인 예인데, 가격폭락의 상황을 전문가들이 받아들이지 못하기 때문이다.
- 2) 매매지수 산정관련 연구는 류강민·송기욱(2020)의 연구를 인용하였다.
- 3) 시세와 평가가격은 수요자인 매수자와 공급자인 매도자가 체결할 수 있을 것으로 예측되는 가상의 가격이다. 거래가 종결된 실거래가격이 아니므로 추정 시 당연히 모형의 정확성이 떨어지는 비판을 받을 수밖에 없다.

반복매매지수(Repeat Sales Index)는 말그대로 2회 이상 반복 거래된 부동산의 가격을 이용하는 방식이다. 헤도닉 가격지수와 같이 방대한 부동산 특성자료들이 불필요하고, 두 번 이상 거래된 건물의 가격정보와 거래시점만으로 지수를 만들 수 있다. 그러나 반복거래가 된 표본만을 삽입하여 지수를 산정하므로, 지수의 효율성 및 편의성, 이분산 등의 문제가 우려된다. 그럼에도 불구하고 지금도 이를 극복하기 위한 연구가 전세계으로 꾸준히 진행되어 높은 인기를 보여준다(최성호 외, 2011; 류강민·이창무, 2011; 김재익 외, 2015).

이처럼 반복매매지수는 Bailey et al.(1963)이 제안한 동일가중 기하평균 지수와 Shiller(1991)가 고안한 가치가중 산술평균 지수로 구분할 수 있다. 류강민·이상영(2010)은 두 가지 지수 중 어느 지수가 적절한지에 대한 문제에서 시장투자자들이 체감하는 가격 변동이 어느 지수와 가까운가로 귀결되며, 체감하는 가격 변동은 결국 투자자가 어떠한 형태로 부동산을 구매하느냐에 따라 달라질 수 있다고 단언하였다.

한편 SPAR(Sale Price Appraisal Ratio) 지수는 감정평가가격 대비 실거래 가격비율을 이용하여 지수를 산정하는 방식이다. 이는 반복매매지수가 가지는 표본오차로 인한 편의를 줄이고 자료탈락 문제도 일정부분 해결할 수 있으나, 감정평가가격이 대상의 특성차이에 따른 가격 차이를 잘 반영하고 있다는 전제조건이 충족되어야 한다는 점을 따른다(이용만, 2007b).

마지막으로 중위수 지수(Median Sale Price Index)는 시점별 매매가격의 중위수를 이용하여 지수를 산정하는 방식으로서, 타 지수의 산정방식과 비교해 단순하고 편리하다. 하지만 대상의 특성 차이에 따른 가격 차이를 통제하지 못하므로, 이 문제를 보정하기 위한 하부시장(Segmentation)의 적절한 구분과 자료수 확보가 선결되어야만 어느 정도 안정적인

결과를 얻을 수 있다(류강민 외, 2012).

지금까지 논의한 사실에 비추어보면, 결국 연구자가 어떠한 지수 산정방식을 선정하느냐에 따라 비록 모형의 장·단점 및 분석결과는 다소 상이하게 도출되지만, 공통적으로 오피스텔 매매시장의 건전하고 투명한 거래질서 확립 등 투자환경 조성을 위해서 국가적 차원에서 올바른 시장투자 성과기준(Performance Index)이 되는 투명한 벤치마크가 필요하다라는 원칙에 전적으로 동의함을 엿볼 수 있었다.

2.3 월세지수 산정에 관한 연구

국내 월세는 해외와 달리 우리나라에만 통용되는 독자적인 보증금과 월세 구조를 가져 단일화된 가격으로 지수를 만들기 어려운 실정이다. 이에 대해 이창무 외(2003)는 보증금을 전월세전환율을 활용해 보증금이 없는 순수월세로 변환 후 지수를 산정하였다. 최성호 외(2011) 역시 순수월세가 아닌 월세의 일정비율이 감안된 비율월세를 적용할 경우, 보증금의 기회비용이 고려되지 못한 한계를 지적한 바 있다.

그러나 원혜진 외(2020)는 보증금 비중별로 지수를 산정할 경우, 지수의 추세 자체가 좀 더 다양하게 나타날 수 있기 때문에 월세지수를 단일하게 산정할 수 없는 본질적인 한계를 비판하였다. 그리하여 월세지수를 보증금 비중별로 3개로 세분화하여 월세지수를 산정하고, 여기에 더하여 한국부동산원은 구분된 월세, 준월세, 준전세 등 3개의 지수를 거래비중 별로 가중치를 적용하여 통합하는 월세통합지수, 그리고 전세지수와 합한 전월세통합지수(Jeonse/Monthly Rent Integration Index)를 새롭게 제안하였다(Fig. 1 참조).

이처럼 월세지수는 다양한 보증금과 월세의 비중을 하나의 가격으로 표현하기에 어려운 문제가 있다. 또한 임대인 입장에서는 최성호 외(2011)가 언급한 것처럼 보증금이 기회비용으로 활용되기 때문에 순

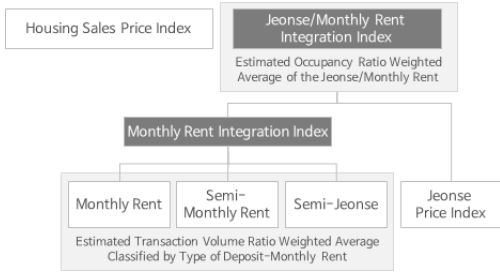


Fig. 1. Construction of Index for Trend of National Housing Price

* Note: Korea Real Estate Board

수월세가 더 적절한 지표가 될 수 있으나, 임차인 입장에서는 원혜진 외(2020)의 주장처럼 보증금 비중 별로 월세지수를 산정하는 것이 더 적절한 선택이 될 수 있다.

결론적으로 오피스텔 관련 지표는 대중적 자산인 아파트나 공동주택에 비해 연구가 많이 이루어져 있지 않아 상당히 뒤쳐진 것이 현실이고, 특히 실거래 가격을 이용한 지수는 매매지수 외 전세와 월세지수가 거의 부재하다고 말할 수 있다. 따라서 본 연구는 기존 연구들이 봉착한 한계와 문제점을 보완해 실거래가격에 기초하여 매매지수 이외에 전세지수와 월세지수, 그리고 관련지표인 전월세전환율 지표를 새롭게 산정하고, 나아가 기존에 표본조사를 이용하여 타 기관에서 독자적으로 발표한 지표결과들과 상호 비교분석을 실시하고자 한다.

3. 분석의 틀 및 방법론

3.1 반복매매모형

반복매매모형은 Bailey et al.(1963)의 동일가중 기하평균 모형과 Shiller(1991)의 가치가중 산술평균 모형으로 구분한다. 전자와 달리 후자의 모형은 가치가 높은 오피스텔에 많은 가중치를 부여하는 방식이기 때문에 시장상황을 판단하는 데 적합하지 않을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 동일가중 반복매

매모형을 이용하여 매매 및 전세, 월세지수를 산정하도록 하고, 이는 Bailey et al.(1963)의 반복매매모형에 비추어 다음의 식 (1)처럼 표현할 수 있다.

만약 두 번 반복으로 거래된 주택 i 의 첫 번째 거래 가격이 P_{if} , 두 번째 거래가격이 P_{is} 라 하자. 이 때 가격변동률의 로그변환값 $\ln(P_{is}/P_{if})$ 은 기준시점 대비 두 번째 거래 시점의 로그변환된 가격변동률에서 기준시점 대비 첫 번째 거래 시점의 로그변환된 가격변동률을 뺀 시장변동률 $\beta_s - \beta_f$ 에 주택 i 의 개별 변동률 ϵ_i 이 더해진 형태가 된다.

$$\ln\left(\frac{P_{is}}{P_{if}}\right) = \beta_s - \beta_f + \epsilon_i = \sum_{j=1}^T \hat{\beta}_j D_{ij} + \epsilon_i \quad (1)$$

상단의 식 (1)에서 첫 번째 거래시점은 -1, 두 번째 거래시점은 +1, 그 이외에는 0인 더미변수 D_{ij} 와 계수 $\hat{\beta}_j$ 의 총합에 개별변동률 오차항 ϵ_i 이 있는 회귀모형 형태로 나타난다. 앞서 말했듯이 추정계수 $\hat{\beta}_j$ 는 기준시점 대비 j 시점까지의 로그(log) 변환된 시장 평균변동률을 의미하기 때문에, 지수로 표현하자면 $\exp(\hat{\beta}_j) \times 100$ 이 된다.

모형의 이해를 쉽게 돕기 위해 3개의 복수주택을 대상으로 하는 행렬을 구성한 후, 회귀모형의 계수를 구하도록 한다. 상단의 Table 1과 같이 각기 다른 시점의 t=0부터 t=2까지 3개의 주택이 두 번 거래되는 경우를 가정하는 경우, 회귀모형 식은 아래와 같이 이루어지며, 이 때 Y 는 종속변수, X 는 독립변수, B 는 계수 행렬을 의미한다.

Table 1. Example of Repeat Sales Model

Housing (i)	Time period		
	t=0	t=1	t=2
1	P_{10}	P_{11}	
2	P_{20}		P_{22}
3		P_{31}	P_{32}

$$B = (X'X)^{-1}X'Y \quad (2)$$

Table 1의 예시를 이용하여 각 변수별로 행렬을 나타내면 다음의 식 (3)으로 표현된다.

$$Y = \begin{bmatrix} \ln(P_{11}/P_{10}) \\ \ln(P_{22}/P_{20}) \\ \ln(P_{32}/P_{31}) \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1 & 1 \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} \quad (3)$$

이를 다시 정리하면, 각 추정계수는 기준시점 대비 로그변환된 변동률임을 알 수 있다. 예를 들어 식 (4)에서 $\hat{\beta}_2$ 은 기준시점(t=0)에서 t=2 시점의 변동률을 로그변환한 값으로, 기준시점과 t=2 시점에 거래된 주택3의 변동률 $\ln(P_{22}/P_{20})$ 과 주택1의 변동률 $\ln(P_{11}/P_{10})$ 그리고 주택2의 변동률 $\ln(P_{32}/P_{31})$ 의 합으로 만들어진 또 하나의 기준시점과 t=2 시점의 변동률을 가중평균한 값이 된다.

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_1 &= \frac{2}{3} \ln \frac{P_{11}}{P_{10}} + \frac{1}{3} \left(\ln \frac{P_{22}}{P_{20}} - \ln \frac{P_{32}}{P_{31}} \right) \\ \hat{\beta}_2 &= \frac{2}{3} \ln \frac{P_{22}}{P_{20}} + \frac{1}{3} \left(\ln \frac{P_{11}}{P_{10}} + \ln \frac{P_{32}}{P_{31}} \right) \end{aligned} \quad (4)$$

3.2 전월세전환율 및 월세산정

주택 i 의 전월세전환율(Deposit to Monthly Rent Conversion Rate)은 전세 또는 보증금을 월세로 변환할 때 적용하는 비율로 설명된다. 아래의 식 (5)에서 전환율(r_i)은 월세(R_i)의 12개월치인 연세를 전세금(C_i)에서 보증부 월세 중 보증금(D_i)를 차감한 금액으로 나눠 계산한다.

$$r_i = 12R_i / (C_i - D_i) \quad (5)$$

일반적으로 표본을 통해 전환율을 산정하는 경우, 동일표본에 전세와 보증부월세가 모두 조사되기 때

문에 이론적으로 개별 전환율을 이끌어낼 수 있다. 그러나 실제 실거래가격은 전세 또는 보증부 월세 중 하나의 형태로 계약되기 때문에 전환율을 구하기 쉽지 않다. 이에 원혜진 외(2020)는 아파트와 연립다세대 등을 개별호가 정형화되어 동일주택으로 가정하고, 동일주택 내 계약된 전세와 보증부월세를 기초로 그룹별 전환율을 구한 다음, 평균 또는 중위값을 이용하여 시장 전환율을 도출하였다. 이러한 동일주택에 대한 가정은 현재 국토교통부에서 공개하고 있는 실거래가지수 역시 마찬가지로 적용하고 있다.

본 연구는 원혜진 외(2020)의 동일주택을 만드는 것과 유사하지만, 보다 개선된 전환율 산정방식을 제안하고자 한다. 왜냐하면 원혜진 외(2020)는 전세와 보증부월세가 존재할 때에만 비로소 그룹별 전환율을 산정할 수 있기 때문이다. 그러나 동일주택 내 전세가 없고 월세와 보증금의 비중이 다른 성격의 보증부월세만 존재할 때에도 전환율 산정은 가능하다. 따라서 동일주택 그룹 i 의 전환율($r_i = -\hat{\beta}_1^1$)은 동일주택 내 j 번째 보증부 월세계약에서 보증금과 월세를 각각 $D_{i,j}$, $R_{i,j}$ 라고 할 때, 아래의 식 (6)과 같이 회귀모형으로 추정할 수 있다. 단, 전세는 보증금만 있고, 월세는 $R_{i,j} = 0$ 인 보증부월세 계약으로 고려한다.

$$\begin{aligned} 12R_{i,j} &= C_{i,j}r_i + (-r_i)D_{i,j} + \epsilon_{i,j} \\ &= \hat{\beta}_i^0 + \hat{\beta}_i^1 D_{i,j} + \epsilon_{i,j} \end{aligned} \quad (6)$$

한편 월세지수 산정을 위해서는 보증금과 월세의 양분된 가격을 하나의 가격으로 만들어 합쳐야 할 필요가 있다. 앞서 언급했듯이, 한국부동산원은 월세를 보증금 비중별로 구분하여 지수를 산정한 후 연이어 월세통합지수를 도출하는 작업을 하였다. 그러나 오피스텔은 아파트처럼 보증금 비중이 다양하

지 않고 월세의 비중이 높아 서울의 경우, 평균적으로 2년치 표준 연세(월세의 24개월치)를 보증금으로 지불하고 있다⁴⁾. 따라서 여러 개의 지수를 산정하여 통합지수를 만드는 것보다 전월세전환율을 이용해 2년치 연세만큼 보증금을 가지도록 보증금과 연세를 조정하였다. 그리고 이 때의 월세가격을 월세지수로 산정하였으며, 상대적인 비교를 위해 연세의 1년치(월세의 12개월치)와 보증금 없이 순수월세일 때의 지수도 별도 산정하였다.

3.3 동일오피스텔 가정과 이상치 제거

본 모형은 동일오피스텔에 대한 가정을 어떻게 정하고 처리하느냐에 따라 활용되는 표본수와 지수값이 각기 달라질 수 있다. 일반적으로 가정의 범위를 축소할 경우, 동일한 성격의 오피스텔이 아님에도 동일 오피스텔로 정함으로써 발생하는 모형의 오류가 줄어들어 이점을 가진다. 그러나 반복매매모형의 특성상 반복 거래되는 자료만이 모형에 반영되기 때문에 가정의 범위를 좁히면, 반복 거래 자료수가 줄어들어 활용도 저하의 단점을 극복할 수 없게 된다.

따라서 동일오피스텔 가정은 주소, 면적그룹, 층그룹이 전부 같다는 조건을 충족시킬 경우에 한하여 동일오피스텔로 가정한다. 여기서 면적그룹은 20m² 미만, 20-30m², 30-40m², 40-60m², 60m² 이상의 5개 분류되고, 층그룹은 층마다 가격변화가 크게 작용하는 1층, 2층, 3층 이상(기준층)의 3개로 구분하였다.

이들 가격에 대한 이상치는 동일오피스텔의 시점간 가격변동률로 간주하기 보다 동일시점에 동일오피스텔의 가격편차를 보는 것이 더욱 적절하다. 시점간 가격변동률을 이상치(Outlier)로 고려할 경우, 실제 시장의 가격변동성이 큰 기간에 가격변동성을 낮게 추정함으로써 평활화가 나타나 실거래가를 이

용한 장점이 희석되기 때문이다. 이러한 이유로 동일시점에 동일오피스텔 그룹 내의 가격편차가 큰 것을 이상치로 제외하는 것이 보편 타당하다고 볼 수 있다.

그러나 오피스텔은 타 주택유형에 비해 자료가 충분하지 않은 관계로 동일 오피스텔 기준으로 이상치를 제거하기에는 한계가 존재하는 바, 분기단위와 자치구별 상·하위 1%에 해당하는 가격을 이상치로 판정하여 제거하였다. 한편 전세를 포함한 보증부월세는 우 보증금과 월세의 2가지 형태가 존재하기 때문에 시장전환율을 이용해 보증부월세를 전세로 환산한 다음, 위의 동일한 이상치 제거의 준수절차를 따라 진행하였다.

4. 실증분석

4.1 기초통계량

본 연구의 기초가 되는 매매자료는 실거래가격이 신고되기 시작한 2006년 1분기부터 2020년 4분기까지 15년간 이고, 전세와 월세자료는 전월세 확정 신고자로 2011년 1분기부터 2020년 4분기까지 10년간의 연속형 시계열자료(Time Series Data) 이다. 해당자료는 모두 국토교통부 실거래가 공개시스템 홈페이지(<https://rt.molit.go.kr>)에서 구득해 분석 모형을 구축하였다.

기초통계량 분석결과 Table 2의 오피스텔 평당 가격에서 매매가와 전세가, 그리고 보증금과 월세 모두 견조한 오름세임을 알 수 있다. 일례로 가격이 모두 조사완료된 시점인 2011년을 기준으로 매매가격과 전세가격, 보증금과 월세는 각각 연평균 5.1%, 10.0%, 3.4%, 3.9%씩 일제히 상승하였는데, 매매가격보다 전세가격의 상승이 2배 늘어 오피스텔이 부족한 상황에서 전세의 임대수요가 훨씬 치열함을 알

4) 연세(年貫)는 일정 보증금에 추가로 1년치 월세를 일시에 지불하는 방식으로 제주에서만 찾아볼 수 있는 독특한 계약문화이다. 이는 짧은 기간내 거주를 원하면서도 임대수요가 풍부한 지역에서 유리한 체결 방식이다.

Table 2. Descriptive Statistics of Sale Price, Jeonse, Monthly Rent in Seoul Officetel Market

Year (t)	Average per 3.3m ² Price (Ten Thousand/3.3m ²)			
	Sale Price	Jeonse	Deposit	Monthly Rent
2006	1,018.9	-	-	-
2007	1,105.2	-	-	-
2008	1,232.4	-	-	-
2009	1,354.8	-	-	-
2010	1,434.9	-	-	-
2011	1,558.2	1,001.5	329.0	5.3
2012	1,602.2	1,069.5	337.9	5.5
2013	1,623.5	1,189.1	330.7	5.9
2014	1,676.1	1,324.7	335.5	6.2
2015	1,759.4	1,535.8	351.6	6.5
2016	1,815.2	1,691.1	377.6	6.5
2017	1,935.5	1,848.9	372.6	6.8
2018	2,085.2	2,043.0	386.2	7.2
2019	2,248.1	2,136.4	427.6	7.3
2020	2,443.5	2,356.5	445.3	7.5

* Note: Sale price per 3.3m² is the total amount per transaction area, which is arithmetic mean of individual cases

수 있다. 특히 2020년 평당 전세가는 매매가와 거의 비슷한 수준에 도달하여, 전세에 대한 수요가 지속적으로 유지되어 높은 선호도가 가격에 반영된 것으로 추측된다.

보증금과 월세 역시 지속적인 상승세를 보여 전반적으로 가격의 동조화(Synchronization)가 이루어져왔음을 짐작할 수 있다. 그러나 이는 오피스텔 시장의 전반적인 추세로 보기에 한계가 따르는데, 일반적인 신축 오피스텔의 높은 가격이 자료에 포함됨으로써 기존 오피스텔의 가격 상승이 없음에도 상승 추세를 보이는 것처럼 여겨질 수 있기 때문이다. 따라서 이러한 특성 변화를 미리 통제(quality control)하고 품질을 제고하는 일환으로써 지수로

대체 활용한다면, 가격의 변화를 파악하는 바람직한 방안이라고 하겠다.

4.2 추정결과

반복매매모형을 이용한 서울시 오피스텔 가격지수 추정결과, 설명력(R-square)은 0.014에서 0.204 수준으로 비교적 낮은 적합성을 보인다. 그러나 일반적으로 지수의 적합성을 판단하는 기준은 R-square 외 표준오차도 함께 살펴보아야 하고, 계수가 유의할 때 적합성도 비례해 높아진다. 본 연구의 반복매매모형에서 모든 독립변수가 기준시점 대비 상승률을 판단하기 위한 더미(Dummy) 변수로 활용되었으므로, 기준시점 대비 가격상승이 유의할수록 계수의 유의성이 증가하게 된다. 따라서 지수가 얼마나 시장상황을 잘 반영하는지 여부와 R-square는 상관성이 적으나, 많은 가격상승이 일어날수록 R-square는 높아진다.

지수의 적합성을 추정하는 다른 방법은 표준오차라고 할 수 있으며, 이는 추정된 계수의 변동성을 의미하기 때문에 낮을수록 좋은 적합성을 가진다고 해석한다. 실무적으로는 표준오차의 평균이 0.02 이하이면 설명력이 우수한 것으로 판단하고 있다. 송영선 외(2020) 역시 지수화된 표준오차의 평균인 MSEI(Mean of Standard Error of Index)를 활용하여 지수를 평가하고 있다. 분석결과는 부록에 제시되어 있으며, 모든 모형에서 표준오차가 0.02 이하로 나타나 지수의 적합성이 양호하여 신빙성을 확보하였다.

다음의 Fig. 2는 매매, 전세, 월세에 걸쳐 모든 유형의 오피스텔 지수추정 결과를 설명하고 있다. 우선 매매지수는 2014년까지 정체 또는 소폭 하락세였으나, 2015년부터 지속적인 상승세로 전환하였다. 이러한 추세의 반전은 2014년 7월 정부의 담보대출완화정책에 따라 투자수요가 일부 오피스텔 시장에 흘러들어 유동성 자금이 증가한 결과로 판단된다. 뒤

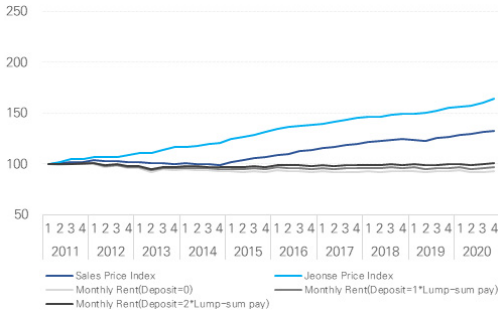


Fig. 2. Sale Price, Jeonse, Monthly Rent for Officetel in Seoul

* Note: 2011.1Q = 100.0

를 이어 임대시장 관련지표인 전세와 월세지수는 상반된 지표 상황을 보이는데, 전세지수가 높은 상승세가 눈에 띄는 반면, 월세지수는 2011년 대비 계속 정체된 상황으로 대조적인 양상을 전개 중이다.

이와 같은 상반된 결과는 류강민·서명교(2016)의 오피스텔 임차인 특성에서 찾아볼 수 있다. 류강민·서명교(2016)는 주거실태조사 및 실거래 자료를 이용하여 서울시 임차인을 대상으로 젊은 층(30대 이하)이 많고 여성 중심의 거주층이면서, 전용면적당 전세 또는 월세가격이나 소득 대비 임대료 수준(PIR, RIR)에 대한 부담도 다른 주택유형에 비해 높음을 밝혀냈다. 이러한 오피스텔 임차인의 특성은 짧은 거주기간과 월세미납 경향과도 연관성이 있어 월세를 높이기에도 다소 한계가 따를 것으로 예측된다.

반면에 전세는 임차인이 지속적으로 월세를 지불할 필요가 없어 장기 거주에 적합하며, 월세에 대한 부담도 없어 월세계약보다 더 선호된 계약형태로 물건판매가 현상을 벗어 전세가격 상승에 적지 않은 영향을 미친 것으로 생각된다. 이처럼 2015년부터 매매지수와 전세가격의 상승세는 일관된 동조화 추세 속에, 가격변동이 크게 이루어지 않는 한 매매와 전세의 선호가 비슷하게 나타나리라 유추된다.

5. 지수 비교 타당성 검증

5.1 타 기관과 비교

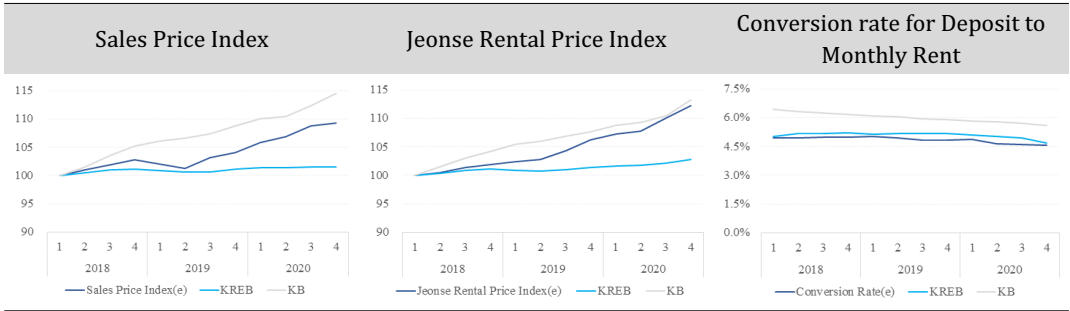
본 연구 이외에 오피스텔 가격지표를 계속 발표하고 있는 유관기관은 한국부동산원과 KB국민은행, 부동산114 단 3곳에 불과하다. 이중 부동산114는 시계열이 길지만 지수 산정방식이 동일가중 지수가 아닌 가치가중 지수라 비교가 쉽지 않다. KB지수 또한 최초 원자료의 지수형태가 아닌 평당 가격으로 발표한 것을 지수로 재변환한 것이다. 이렇듯 KB지수와 한국부동산원 지수는 모두 표본조사에 기초하여 산정한 것으로 실거래로 산정한 본 연구의 지수와는 분명한 차이가 존재한다. 따라서 본 연구에서는 반복매매모형으로 추산한 오피스텔지수와 KB지수, 한국부동산원 지수들과 차이 여부와 예측력을 상호 비교하였다.

먼저 매매지수를 비교하면 하단의 Table 3과 같이 추세는 일정하게 유사한 패턴을 갖는 가운데, KB지수와 한국부동산원의 지수는 추세가 변동성이 낮게 나타났다. 특히 2019년 2분기에 모든 지수가 하락폭이 거의 없는데 반해, 실거래가 지수는 하락폭이 상대적으로 큰 모습을 보였다. 또한 2019년부터 가격상승률은 다른 지수에 비해 실거래가 지수 상승률이 가장 높으면서 큰 변동성을 기록하였다. 이를 연간 상승률 관점에서는 KB지수가 가장 높고, 다음으로 본 연구의 실거래가지수, 한국부동산원 지수 순으로 나타났다.

한편 전세지수는 매매지수와 유사한 추세속에 시점별로 가장 큰 상승과 하락폭을 경험하였다. 반면에 KB지수와 한국부동산원 지수는 분기별 가격변동이 그리 크지 않아, 평활화 효과가 존재하는 것으로 사료된다.

마지막으로 전월세전환율은 본 연구의 전환율이 가장 낮았는데, 한국부동산원의 전환율과 유사한 흐름이지만 KB의 전환율과는 1%p 이상 높아 상당한 격차(Gap)가 존재함을 확인하였다.

Table 3. Comparison between Estimation of Sales Price Index based on the Repeat Sale Model and the Calculated Results of the Various Index by Other Organizations in Seoul Officetel



* Note1: 2011.1Q = 100.0

* Note2: Analysis period of index limits to the last three years, owing to the release of KREB statistics since 2018

5.2 타 주거유형(아파트, 연립다세대)과 비교

본 연구의 관심대상인 오피스텔과 타 주거유형 간 매매가격지수 동향을 살펴보면, 다음 Fig. 3과 같이 추정되며 오피스텔의 변동성이 상대적으로 적은 자산임을 알 수 있다. 실제 2006년부터 2020년까지 연간 가격상승률은 아파트, 연립다세대, 오피스텔 순으로 가장 낮았는데, 임차인의 잦은 손바뀜으로 인한 공실 위험으로 월세 상승 여력의 한계가 직·간접적인 관련성이 있음을 시사한다.

또한 시기적으로는 2009년에서 2013년까지 아파트나 연립다세대의 가격 하락과 달리 가격상승세를 유지하였는데, 설치기준 완화와 준주택규정으로

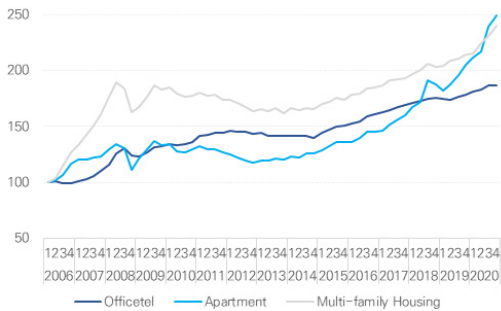


Fig. 3. Apartment, Multi-family Housing, Officetel Sales Price Index in Seoul

* Note: 2006.1Q = 100.0

인해 오피스텔의 투자가치 상승이 영향을 미친 것으로 해석된다. 마지막으로 2020년의 오피스텔 가격의 상승추세 역시 최근 투기로 불어닥친 아파트와 연립다세대의 급격한 상승세에 미치지 못하였으나, 이들 주택유형에 대한 투자규제의 반사적 영향으로 유의미한 간극이 한층 좁혀질 가능성이 농후하다.

6. 결론

본 연구는 서울시 오피스텔 실거래가 자료를 이용하여 반복매매모형 방법론으로 매매지수와 전세지수, 월세지수를 산정하였다. 기존 오피스텔 가격지표에 관한 연구가 미흡했고, 표본조사를 통해 얻은 시세 또는 평가자료를 이용하여 신뢰성을 갖추기 어려웠다. 이러한 측면에서 시세 또는 평가자료를 이용해 지표를 산정할 경우 시장변화에 늦거나 변동성이 과소평가되는 평활화 문제가 대두될 가능성이 있다. 실제로 표본조사를 통한 타 기관의 오피스텔 지표와 본 연구의 실거래가 지표를 상호 비교해본 결과 평활화가 존재하는 것으로 나타나, 실거래가 지수 산정에 의의를 찾을 수 있었다.

또한 류강민·서명교(2016)의 연구에 의하면 오피스텔 임차인은 다른 주택유형에 비해 연령이 젊고,

임대료에 대한 부담이 많은 1인 여성 비중이 높은 것으로 알려졌다. 이는 짧은 거주기간과 무관하지 않으며, 잦은 손바뀜으로 인한 공실 위험과 월세 부담으로 인한 임대료 미납의 위험도 상당수 존재할 것으로 보인다. 이처럼 오피스텔 임차인 특성은 지수에도 그대로 반영되어 전세지수는 지속적인 상승세에 있으나, 월세지수는 임대료에 큰 변화가 없는 것으로 나타났다. 타 유형 대비 매매가격의 상승이 낮은 것 또한 이와 깊게 연관되어 있을 것으로 짐작된다. 다만 주택공급의 현실적인 문제가 대두되는 바, 매매가격뿐만 아니라 전월세 가격 또한 상승세에 있는 것으로 파악된다.

그러나 실거래가를 이용한 지수의 많은 장점에도 불구하고 일부 한계를 지닌다. 우선 타 주택유형에 비해 오피스텔 실거래가 사례가 많지 않아 5대 생활권과 같이 세부권역으로 구분할 시, 지수가 불안정해지는 점과 반복매매모형 특성 상 자료가 갱신되어 지수를 재추정할 때 과거 지수가 변동되는 지수 변화(Index Revision)의 이슈를 들 수 있다. 또한 최근 쟁점이 되는 임대차3법과 관련하여 계약갱신청구권은 신규계약과 갱신계약 사이에 법적 규제와 이로 인한 반작용으로 가격 차이가 클 가능성이 농후하다. 하지만 현재 국토교통부에서 공개하는 전월세 자료는 재계약 혹은 신규계약인지 명료한 구분이 어려울 뿐더러 전체가 아닌 확정신고 자료관계로 일부 누락건으로 인해 지수가 불안정하게 나올 가능성을 배제할 수 없다. 이러한 여러 가지 제약사항에 비추어볼 때 지수는 꽤 안정적인 편으로 파악된다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 기존 표본조사의 한계를 극복하고, 실거래가 지수 산정을 통해 보다 정확하고 오피스텔 시장동향을 투자자들이 파악할 수 있도록 반복매매모형을 적용한 실증분석 검증과 방법론 제시라는 점에서 의의를 가진다고 볼 수 있다.

참고문헌

1. 국민은행 통계정보, <https://onland.kbstar.com>
2. 국토교통부 실거래가 공개시스템, <https://rt.molit.go.kr>
3. 김재익·서안나·조애정·김달호(2015), “반복매매모형에 기반한 아파트실거래가격지수의 산정방식비교: 표본산정방식과 하위지수 병합방식을 중심으로”, 「주택연구」, 23(4): 47~71.
4. 노창래(2012), “오피스텔 가격지수 산정에 관한 연구-서울시 실거래가격을 기반으로”, 석사학위논문, 한양대학교 대학원.
5. 류강민·서명교(2016), “서울시 주택유형별 임대시장 특성에 관한 연구”, 「주택도시연구」, 6(1): 1~15.
6. 류강민·송기욱(2020), “반복매매모형을 활용한 서울시 오피스텔 벤치마크 가격지수 개발 및 시험적 적용 연구”, 「LHI Journal」, 11(2): 33~45.
7. 류강민·이상영(2010), “S&P/Case-Shiller 반복매매모형을 이용한 주택가격지수 산정에 관한 연구”, 「주택연구」, 18(2): 183~204.
8. 류강민·이창무(2011), “반복매매지수의 지수변화 보정에 관한 연구”, 「주택연구」, 19(2): 5~22.
9. 류강민·최성호·이상영(2012), “서울시 단독다가구 연립다세대의 중위수 지수 산정에 관한 연구”, 「부동산학연구」, 18(2): 57~72.
10. 박연우·방두완(2011), “평가기반 아파트가격지수에 서의 비대칭 평활화 현상에 관한 연구”, 「주택연구」, 19(2): 23~46.
11. 송영선·윤명탁·이창무(2020), “아파트 하위시장 실거래가 지수 산정방식 비교 연구”, 「부동산분석」, 6(3): 1~19.
12. 원혜진·이창무·곽하영(2020), “전월세시장 임대료 지수 세분화 연구”, 「주택연구」, 28(3): 37~60.
13. 이상경(2005), “서울시 오피스 매매가격지수 개발에 관한 연구”, 「서울도시연구」, 6(4): 121~134.
14. 이상경(2007), “시변모수법에 의한 오피스 매매가격 지수 구축에 관한 연구”, 「국토계획」, 42(5): 233~245.
15. 이용만(2007a), “특성가격합수를 이용한 주택가격 지수 개발에 관한 연구”, 「부동산학연구」, 13(1): 103~125.
16. 이용만(2007b), “주택가격지수의 목적과 방법을 둘러싼 쟁점: 실거래가격에 기초한 지수를 중심으로”, 「부동산학연구」, 13(3): 147~167.

17. 이용만·이상한(2008), “국민은행 주택가격지수의 평
활화 현상에 관한 연구”, 「주택연구」, 16(4): 27~47.
18. 이지스자산운용·대신증권(2020), 「IGIS-Daishin Seoul
Office Price Index Report (2020-4Q)」.
19. 이창무·김동근·안건혁(2003), “아파트 월세지수 산
정에 관한 연구”, 「국토계획」, 38(6): 47~60.
20. 이창무·류강민·임성은(2007), “수도권 오피스텔 시
장특성 분석”, 「부동산학연구」, 13(3): 5~20.
21. 최성호·류강민·이상영(2011), “반복매매모형을 이
용한 아파트 월세지수 개발에 관한 연구”, 「부동산학
연구」, 17(1): 43~54.
22. 하서진·김지나·노승환(2019), “오피스텔 자본환원
율 및 연월세소득 결정요인 분석: 서울 소재 오피스텔
을 중심으로”, 「부동산경영」, 20: 7~33.
23. 한국부동산원 부동산통계정보시스템, www.r-one.co.kr
24. Bailey, M. J., R. F. Muth and H. O. Nourse (1963), “A
regression method for real estimate price index
construction”, *Journal of the American Statistical
Association*, 58: 933~942.
25. Shiller, R. J. (1991), “Arithmetic repeat sales price
estimators”, *Journal of Housing Economics*, 1: 110~
126.

요 약

최근 정부 정책의 변화와 맞물려 오피스텔은 수도권권을 중심으로 사무실과 아파트 가격이 급등하면서 새로운 대체 투자 대안이 되고 있다. 그러나 오피스텔의 선행연구 부재와 더불어 지표를 공표하는 민관기관 역시 표본샘플 부족으로 정확도 저하의 한계를 지녔다. 이들은 공통적으로 시세에 기반한 가격지수를 활용하는데, 시장보다 후행하고 변동성이 적어 평활화 문제가 꾸준히 제기되어 왔다. 따라서 본 연구의 목적은 국토교통부가 최초 공개한 시점부터 지난해까지 실거래가 이루어진 매매(2006~2020), 전·월세(2011~2020) 데이터 자료를 이용하여 서울시 오피스텔 가격지수를 산출하는 것이다. 이를 규명하기 위한 실증방법론으로 반복매매모형을 채택하여 주요 지표인 매매, 전세, 월세지수를 각각 산정하고, 그 외에 보조지표에 해당하는 전월세전환율도 개선된 형태로 함께 개발하였다. 수집된 자료결과 및 통계해석의 정확성을 기하기 위한 지원도구는 SAS 9.4로 일괄 처리하였다. 본 연구의 실증분석 결과를 간단히 요약하면, 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 2020년말 서울시 오피스텔 매매지수는 132.5P, 전세지수는 163.9P(2011.1Q=100.0P)이며, 월세는 원점인 100.0P선에서 밀돌았다. 오피스텔의 지수 유형별 월세가 공실 위험으로 비교적 보험세를 유지한 가운데, 수요가 풍부한 매매가와 전세금 상승세가 지속되는 차이를 보인 것으로 해석된다. 둘째, 주택유형별 매매가 증가폭은 오피스텔이 아파트, 연립다세대 등 다른 주택유형보다 낮은 자산으로 드러났다. 모형의 설명력은 표준오차 평균이 0.02 이하로 적합도가 뛰어난 것으로 판명되었다. 셋째, 본 연구가 추정한 가격지수를 한국부동산원, KB국민은행 등 유사 발표기관의 지표와 상호 비교하면, 변이가 크게 나타나 고질적인 평활화 문제를 해결할 수 있는 가능성을 확인하였다. 결론적으로 본 연구는 코로나 19와 같이 경기 불확실성이 큰 상황에서, 서울시 오피스텔 실거래가 지수 산정 제시와 시험 모의적용을 새롭게 시도함으로써 향후 시장참가자들이 가격동향 및 변화를 예측하는데 유의미한 의의를 둘 수 있다.

주제어 : 오피스텔, 반복매매모형, 가격지수, 전월세전환율, 실거래자료

Appendix. Results of Price Indices using Repeat Sales Model and Conversion Rate for Deposit to Monthly Rent in Seoul Officetel

Year	Quarter	Sale Price Index		Jeonse Rental Price Index		Monthly Rent Price Index (Deposit=0)		Monthly Rent Price Index (Deposit=1*Lump-sum pay)		Monthly Rent Price Index (Deposit=2*Lump-sum pay)		Conversion rate for Jeonse to Monthly Rent
		Coefficient	S.E	Coefficient	S.E	Coefficient	S.E	Coefficient	S.E	Coefficient	S.E	
	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2006	2	0.0079	0.0043	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	3	-0.0087	0.0051	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	4	-0.0039	0.0053	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1	0.0095	0.0055	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2007	2	0.0266	0.0057	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	3	0.0556	0.0059	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	4	0.0974	0.0060	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1	0.1453	0.0060	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2008	2	0.2301	0.0061	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	3	0.2672	0.0063	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	4	0.2174	0.0067	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1	0.2082	0.0066	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2009	2	0.2400	0.0065	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	3	0.2737	0.0066	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	4	0.2782	0.0066	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1	0.2918	0.0067	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2010	2	0.2855	0.0068	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	3	0.2917	0.0069	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	4	0.3077	0.0069	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1	0.3446	0.0069	-	-	-	-	-	-	-	-	8.723%
2011	2	0.3567	0.0070	0.0191	0.0042	-0.0085	0.0046	-0.0061	0.0046	-0.0041	0.0046	8.451%
	3	0.3645	0.0071	0.0451	0.0051	-0.0046	0.0052	-0.0018	0.0051	0.0006	0.0051	8.357%
	4	0.3647	0.0072	0.0486	0.0055	-0.0048	0.0055	0.0006	0.0055	0.0051	0.0055	8.144%
	1	0.3792	0.0073	0.0629	0.0056	0.0014	0.0055	0.0059	0.0054	0.0098	0.0054	8.281%
2012	2	0.3721	0.0074	0.0634	0.0060	-0.0294	0.0058	-0.0200	0.0058	-0.0120	0.0058	7.747%
	3	0.3761	0.0075	0.0690	0.0061	-0.0166	0.0059	-0.0097	0.0059	-0.0038	0.0059	7.946%
	4	0.3586	0.0076	0.0820	0.0061	-0.0389	0.0060	-0.0287	0.0060	-0.0201	0.0060	7.719%
	1	0.3637	0.0076	0.1048	0.0061	-0.0398	0.0059	-0.0279	0.0059	-0.0178	0.0059	7.636%
2013	2	0.3504	0.0076	0.0984	0.0063	-0.0833	0.0061	-0.0656	0.0061	-0.0503	0.0061	7.052%
	3	0.3498	0.0076	0.1263	0.0065	-0.0572	0.0061	-0.0417	0.0061	-0.0284	0.0061	6.871%
	4	0.3460	0.0075	0.1550	0.0065	-0.0585	0.0062	-0.0417	0.0061	-0.0272	0.0061	7.099%
	1	0.3497	0.0075	0.1576	0.0065	-0.0573	0.0061	-0.0392	0.0061	-0.0235	0.0061	6.948%
2014	2	0.3462	0.0076	0.1647	0.0066	-0.0619	0.0063	-0.0429	0.0062	-0.0265	0.0062	6.702%
	3	0.3472	0.0075	0.1768	0.0066	-0.0636	0.0063	-0.0447	0.0063	-0.0284	0.0063	6.414%
	4	0.3339	0.0074	0.1907	0.0067	-0.0747	0.0063	-0.0533	0.0063	-0.0349	0.0063	6.364%
	1	0.3664	0.0073	0.2158	0.0067	-0.0732	0.0063	-0.0489	0.0063	-0.0279	0.0063	6.124%
2015	2	0.3859	0.0073	0.2362	0.0069	-0.0849	0.0064	-0.0572	0.0064	-0.0330	0.0064	5.684%
	3	0.4018	0.0074	0.2470	0.0070	-0.0744	0.0064	-0.0469	0.0064	-0.0230	0.0064	5.759%
	4	0.4119	0.0074	0.2722	0.0070	-0.0837	0.0064	-0.0541	0.0064	-0.0283	0.0064	5.625%
	1	0.4241	0.0074	0.2926	0.0070	-0.0609	0.0064	-0.0326	0.0064	-0.0080	0.0064	5.793%
2016	2	0.4355	0.0074	0.3078	0.0071	-0.0705	0.0065	-0.0395	0.0065	-0.0124	0.0065	5.419%
	3	0.4611	0.0074	0.3189	0.0071	-0.0773	0.0065	-0.0451	0.0065	-0.0169	0.0065	5.312%
	4	0.4746	0.0075	0.3275	0.0071	-0.0844	0.0065	-0.0509	0.0065	-0.0215	0.0065	5.146%
	1	0.4857	0.0075	0.3334	0.0071	-0.0775	0.0066	-0.0438	0.0065	-0.0144	0.0065	5.202%
2017	2	0.4954	0.0075	0.3434	0.0071	-0.0900	0.0066	-0.0547	0.0066	-0.0237	0.0066	5.011%
	3	0.5121	0.0075	0.3578	0.0071	-0.0822	0.0067	-0.0462	0.0067	-0.0146	0.0066	4.963%
	4	0.5253	0.0076	0.3732	0.0071	-0.0823	0.0067	-0.0466	0.0067	-0.0153	0.0067	4.956%
	1	0.5372	0.0076	0.3785	0.0071	-0.0770	0.0067	-0.0414	0.0067	-0.0102	0.0067	4.956%
2018	2	0.5468	0.0077	0.3832	0.0072	-0.0820	0.0068	-0.0463	0.0068	-0.0149	0.0068	4.949%
	3	0.5563	0.0077	0.3921	0.0072	-0.0721	0.0068	-0.0363	0.0068	-0.0049	0.0068	4.972%
	4	0.5646	0.0078	0.3978	0.0072	-0.0748	0.0069	-0.0390	0.0069	-0.0076	0.0068	4.967%
	1	0.5569	0.0079	0.4028	0.0072	-0.0722	0.0069	-0.0365	0.0069	-0.0052	0.0069	5.028%
2019	2	0.5499	0.0079	0.4055	0.0073	-0.0848	0.0070	-0.0481	0.0069	-0.0160	0.0069	4.942%
	3	0.5690	0.0079	0.4208	0.0073	-0.0787	0.0070	-0.0413	0.0070	-0.0084	0.0070	4.848%
	4	0.5771	0.0078	0.4389	0.0073	-0.0764	0.0070	-0.0387	0.0070	-0.0056	0.0070	4.846%
	1	0.5937	0.0079	0.4487	0.0074	-0.0681	0.0071	-0.0305	0.0071	0.0026	0.0071	4.856%
2020	2	0.6035	0.0080	0.4535	0.0075	-0.0870	0.0072	-0.0480	0.0072	-0.0136	0.0072	4.640%
	3	0.6217	0.0080	0.4740	0.0076	-0.0798	0.0073	-0.0402	0.0073	-0.0054	0.0073	4.601%
	4	0.6261	0.0083	0.4943	0.0077	-0.0727	0.0075	-0.0323	0.0075	0.0034	0.0075	4.582%
	R-square	0.2045		0.1287		0.0233		0.0175		0.0144		
	Adj.R-sq.	0.2037		0.1279		0.0224		0.0166		0.0135		
	Sample	55,364		41,511		44,036		44,036		44,036		