

# 주거용 오피스텔 임대가격지수 구축을 통한 아파트 대체재 특성 연구\*

## Constructing Residential Officetel Rental Price Index and Analyzing Characteristics of Apartment Substitute

오 상 현\*\* · 이 상 경\*\*\*  
Oh, Sanghyun · Lee, Sang-Kyeong

### 요 지

본 연구에서는 주거용 오피스텔의 아파트 대체재 특성을 검정하기 위해 서울시의 2012-2022년 오피스텔 임대거래 자료를 대상으로 시간더미변수 헤도닉가격모형을 이용한 임대가격 결정요인 분석과 임대가격지수와 거시경제변수들에 대한 ARDL-ECM 적용을 통해 장, 단기 균형분석을 시도하였다. 분석 결과, 오피스텔의 아파트 대체재 특성은 구조, 입지, 근린환경특성이 아파트와 유사한 가격 효과를 가지며 오피스텔 임대가격의 단기 변화가 아파트 전세가격에 의해 영향을 받는다는 사실을 통해 확인할 수 있었다. 오피스텔은 아파트 대체재 특성 외에 고유한 특성도 가지는 것으로 나타났는데, 이는 오피스텔이 업무중심에 가까울수록 임대가격이 높아지는 직주근접효과를 가진다는 점과 오피스텔 임대가격이 아파트 전세가격이 아닌 통화량, 금리와 장기균형 관계를 가진다는 사실을 통해 확인할 수 있었다. 이 연구는 주거용 오피스텔의 매매시장이 아닌 임대시장을 대상으로 아파트 대체재 특성을 연구했다는 점에서, 그리고 방법론적 측면에서 시간더미변수 헤도닉가격모형과 ARDL-ECM의 연계를 시도했다는 점에서 기존 연구와 차별화된다.

**핵심용어** : 오피스텔, 아파트 대체재, 임대가격지수, 오피스텔임대시장, ARDL-ECM

### Abstract

This study aims to examine whether residential officetels in Seoul's housing rental market serve as a substitute for apartments. Through the construction of a rental hedonic price index and the analysis of rental price determinants, as well as a short and long-run analysis using the ARDL-ECM, it was found that officetels share similar price effects with apartments in terms of structural, locational, and neighborhood characteristics. Furthermore, officetel rental prices are influenced by apartment jonse prices in the short term, indicating their substitutability. Proximity to business centers increases officetel rental prices, and in the long term, rental prices are influenced by monetary supply and interest rates rather than apartment jonse prices, suggesting offi-

투고일 : 2023년 11월 16일 · 심사(수정) : 2023년 11월 28일(12월 04일) · 게재확정 : 2023년 12월 17일

\* 이 논문은 오상현의 가천대학교 석사학위논문에서 사용된 분석 자료를 기초로 하여 연구되었음

\*\* 주저자 · 가천대학교 대학원 도시계획학과, 석사 (E-mail : osh9607@naver.com)

\*\*\* 교신저자 · 정희원 · 가천대학교 도시계획 · 조경학부, 교수 (E-mail : skylee@gachon.ac.kr)

cetels have unique characteristics as well. The significance of this research lies in its focus on the rental market rather than the sales market for residential officetels and the use of a time-dummy hedonic price index in conjunction with ARDL-ECM analysis.

**Keywords** : Officetel, Apartment Substitute, Rental Price Index, Officetel Rental Market, ARDL-ECM

## 1. 서 론

오피스텔(officetel)은 업무시설에 주거가 가능하도록 한 건축물로 1980년대 중반에 처음 등장하였으며 이후 공급이 증가하면서 주택시장에서 비중이 점점 커지고 있다. 전국 오피스텔의 재고는 2021년 기준으로 대략 94만여 호로 추정되고 있으며, 이는 아파트 재고의 1/11배, 단독주택의 1/4배, 다세대주택의 1/2배, 연립주택의 2배에 해당한다<sup>1)</sup>. 오피스텔은 업무용과 주거용으로 구분되는데, 전체 오피스텔 재고의 70~80% 정도가 주거용으로 이용되고 있으며 이들 주거용 오피스텔의 80% 정도는 임대용으로 이용되고 있는 실정이다(허윤경, 김성환, 2022). 오피스텔에 주거편익시설을 설치하는 것이 완화되고 공급이 증가하면서 오피스텔은 주택시장에서 일종의 아파트의 대체재로 받아들여지고 있다. 오피스텔이 아파트의 대체재라면 오피스텔 가격은 아파트 가격에 동태적으로 반응하게 된다. 아파트 가격이 상승하면 가격상승으로 인해 아파트 수요가 감소하게 되고 감소된 수요는 오피스텔 수요로 대체되어 오피스

텔 가격을 상승시키게 된다<sup>2)</sup>. 오피스텔이 아파트의 대체재라는 것은 소비자들이 오피스텔을 아파트의 호환 가능한 재화로 인식한다는 것이며, 이는 오피스텔과 아파트가 유사한 가격 특성을 가진다는 것을 의미한다. 이 같은 인식은 오피스텔 가격의 동적 움직임과 함께 구성 요소들의 내재가치 분석을 통해 검증될 수 있다. 이는 방법론 측면에서 시계열 분석과 함께 헤도닉가격 분석의 필요성을 의미한다.

오피스텔의 아파트 대체재 특성은 주로 매매거래를 중심으로 연구되어 왔다<sup>3)</sup>. 그러나 자가보다 임대가 많은 주거용 오피스텔의 특성을 고려할 때 매매시장에 한정된 연구는 대표성을 가질 수 없다. 이 같은 인식하에, 본 연구에서는 아파트 매매거래가 아닌 임대거래를 대상으로 오피스텔의 대체재 특성을 분석하고자 한다. 이는 매매가격지수를 다룬 연구들과 달리 임대가격지수의 이용을 필요로 한다. 주거용 오피스텔의 임대가격지수는 한국부동산원의 부동산통계정보시스템<sup>4)</sup>을 통해 월별로 전세가격지수와 월세가격지수 형태로 발표되고 있다. 이 지수들은 거래 가격과 협력중개업

1) 허윤경, 김성환, 2022, "오피스텔 100만호 시대, 성과와 과제", *O/슈퍼커스*, 한국건설산업연구원, 2022년 제1호, pp.1-34.

2) 최봉문, 김종하, 2018, "오피스텔 공급량과 아파트가격의 동태적 상관관계에 대한 실증분석", *한국지역개발학회지*, 한국지역개발학회, 제30권 제5호, pp.55-74.

3) 채규리, 오동훈, 2022, "서울시 아파트 가격과 오피스텔 가격의 상관성에 관한 연구: 권역생활권 및 오피스텔 규모를 중심으로", *한국지역개발학회지*, 한국지역개발학회, 제34권 제2호, pp.69-92.

4) 한국부동산원 부동산통계정보시스템(R-ONE), <https://www.reb.or.kr/r-one/main.do>.

소의 모니터링 시세 등을 종합하여 산정되고 있으며 2020년 6월 임대가격을 시작 값인 100으로 하고 있다. 그러나 이 지수들은 산정기간이 3년여에 불과해 아파트 임대가격과 거시경제요인의 장기적 관계를 다루어야 하는 본 연구에는 사용이 어렵다. 연구를 위해서는 오피스텔 임대가격지수의 자체 구축이 필요하다고 하겠다.

오피스텔 임대가격지수는 류강민, 송기욱(2021)<sup>5)</sup>에서 산정된 적이 있는데, 이 연구에서는 서울시 오피스텔 실거래가를 대상으로 전세, 보증금, 월세의 가격지수를 구축하였다. 이 연구는 가격결정요인 분석이 불가능한 반복매매법을 지수 구축에 이용했다는 점에서 한계를 가진다. 방법론 측면에서 정재훈, 전재범(2021)<sup>6)</sup>은 참고가 될 수 있는데, 이 연구는 오피스텔 매매가격지수 구축 과정에서 시간더미 헤도닉가격모형을 이용하였고 이를 통해 가격결정요인과 부동산 정책 시행 효과를 분석하였다. 지수 구축 방법과 관련하여 선행 연구들을 살펴보면, 반복매매법(류강민, 송기욱, 2023<sup>7)</sup>; 이창무, 김병욱, 이현, 2002)<sup>8)</sup>과 시간더미변수 헤도닉가격모형(이상경, 2007)<sup>9)</sup>이 선택적으로 사용되고 있다. 반복매매법은 동일한 오피스텔 물건의 거래정보를 기반으로 구축하게 되며, 거래시점과 거래가격 외에 별도의 부동산

특성 정보를 필요로 하지 않는다는 점에서 장점을 가지지만 거래가격이 어떤 요인에 의해 영향을 받는지를 파악할 수 없다는 점에서 한계를 가진다. 시간더미 헤도닉가격모형은 부동산 특성들을 독립변수에 포함해야 하므로 자료 구축과정이 쉽지 않지만 거래가격에 영향을 주는 요인들과 그 요인들의 내재가격을 평가할 수 있다는 점에서 장점을 가진다. 이 같은 시간더미변수 헤도닉가격모형의 장점이 연구 목적에 부합하는 관계로 본 연구에서는 시간더미변수 헤도닉가격모형을 이용하여 임대가격지수를 구축하고자 한다. 시간더미변수 헤도닉가격모형의 사용은 빈약한 실정의 오피스텔 임대료 결정요인 연구(구동희, 양승철, 2004<sup>10)</sup>; 이재원, 배상영, 이상엽, 2018<sup>11)</sup>)를 보완할 수 있다는 점에서도 장점을 가진다.

연구목적을 정리하면, 본 연구에서는 아파트 대체재로서의 오피스텔의 특성을 이해하기 위해 시간더미변수 헤도닉가격모형을 이용하여 서울시 주거용 오피스텔의 임대가격지수를 구축한 후 아파트와 임대가격 결정요인을 비교하고 시계열분석을 통해 오피스텔 임대가격과 아파트 임대가격, 거시경제요인 간의 장, 단기 관계를 분석한다. 시계열분석에서는 아파트 전세가격지수와 통화량, 이자율 같은 거시경제변수의 오피스텔 임대가격

5) 류강민, 송기욱, 2021, "실거래가를 이용한 서울시 오피스텔 가격지수 산정에 관한 연구", *LHI Journal*, 한국토지주택공사 토지주택연구원, 제12권 제2호, pp.33-45.

6) 정재훈, 전재범, 2021, "오피스텔 매매가격지수 산출을 통한 부동산정책시행 전·후 가격변화 비교연구-목동과 여의도동 오피스텔 가격변화를 중심으로", *대한건축학회논문집*, 대한건축학회, 제37권 제8호, pp.113-124.

7) 류강민, 송기욱, 2023, "서울시 지식산업센터 가격지수 개발 및 거시경제요인 영향 분석", *부동산분석*, 한국부동산원, 제9권 제1호, pp.253-270.

8) 이창무, 김병욱, 이현, 2002, "반복매매모형을 활용한 아파트 매매가격지수", *부동산학연구*, 한국부동산분석학회, 제8권 제2호, pp.1-19.

9) 이상경, 2005, "서울시 오피스 매매가격지수 개발에 관한 연구", *서울도시연구*, 서울연구원, 제6권 제4호, pp.121-134.

10) 구동희, 양승철, 2004, "서울시 오피스텔의 임대료 결정요인에 관한 연구", *한국지역지리학회지*, 한국지역지리학회, 제10권 제3호, pp.654-666.

11) 이재원, 배상영, 이상엽, 2018, "교육환경이 주거용 오피스텔의 가격에 미치는 영향: 서울 전월세거래를 바탕으로", *부동산연구*, 한국부동산연구원, 제28권 제3호, pp.65-77.

영향을 분석하게 된다. 서울시로 공간적 범위를 한정하는 이유는 오피스텔 총물량의 30% 정도가 서울시에 입지하여 대표성을 충족할 수 있고 자료 구축이 용이할 것으로 기대되기 때문이다(허윤경, 김성환, 2022). 시계열분석 방법으로 본 연구에서는 ARDL(Autoregressive Distributed Lag) 모형과 ECM(Error Correction Model)을 결합한 ARDL-ECM을 분석에 이용하고자 한다. 이 모형은 변수들간의 공적분 관계를 기초로 하는데, 대표본을 필요로 하는 요한센 공적분 검정과 달리 소표본으로도 충분히 신뢰할 수 있는 결과를 얻을 수 있다는 점에서 장점을 가진다<sup>12)</sup>. 본 연구에서는 국토교통부 실거래가 공개시스템<sup>13)</sup>에서 제공하는 오피스텔 임대거래 자료를 이용하는데, 이 자료는 2012년부터 이용 가능하기 때문에 분석기간이 10여 년으로 짧은 한계를 가진다. 이 점에서 소표본에서도 이용이 가능한 ARDL-ECM은 본 연구에 적합한 분석 방법이라고 할 수 있다.

## 2. 이론적 고찰

### 2.1. 오피스텔의 법제적 정의

건축법 시행령에서는 오피스텔을 업무시설로 분류하고 있으며, 구체적으로 “업무를 주로 하되 분양하거나 임대하는 구획 중 일부 구획에서 숙식을 할 수 있도록 한 건축물”로 규정하고 있다<sup>14)</sup>. 오피스텔 건축기준은 오피스텔의 형태와 속성을

규정하는 행정규칙으로 1988년 처음 제정되었을 당시에는 주거용 이용에 많은 제약을 두었다. 예를 들면, 업무공간의 비중을 전용면적의 70% 이상으로 하였으며, 욕실이 1.5㎡ 이하일 경우 샤워기 설치 금지, 바닥난방과 발코니 설치 금지, 다른 용도와 복합건축 시 전용출입구를 별도 설치하도록 하였다<sup>15)</sup>. 오피스텔의 주거편익시설 허용은 점차 완화되어왔다. 2021년 현재는 업무공간 비중과 샤워기, 욕조 등의 욕실 관련 규정이 삭제되었고 바닥난방은 전용면적 120㎡까지 허용되었으며, 전용출입구는 지상층 연면적 3,000㎡ 이하 또는 주택과 복합건축 시는 설치대상에서 제외되었고 발코니 설치만 금지되어 있다<sup>16)</sup>.

주거용과 업무용 오피스텔은 실제 사용 용도에 따라 구분된다. 오피스텔을 처음 분양받게 되면 주거용 사용 여부를 결정해야 하는데, 주거용으로 사용할 경우 주택을 보유한 것으로 간주되며 임대사업자 등록도 허용된다. 주거용 오피스텔 인 증은 주민등록 전입, 거주시설 구비, 실제 주거용 사용 등의 요건을 충족하여야 한다. 사용용도에 따른 오피스텔의 분류는 주거용 오피스텔과 업무용 오피스텔이 같은 단지, 같은 동, 같은 층에 위치할 수 있게 한다는 점에서 주의를 요한다.

최근 들어 아파트와 유사한 주거편익시설을 갖춘 중·대형 오피스텔이 대거 공급되면서 주거용 오피스텔과 아파트 간의 경계는 더욱 불분명해지고 있다. 그러나 주거용 오피스텔이 주택으로 분류되고 주거시설로서 아파트와 공통된 속성을 다

12) 심성훈, 2006, “주택자산가치 변동과 부(富)의 효과-ARDL·한계검정법을 이용하여”, *주택연구*, 한국주택학회, 제14권 제3호, pp.133-158.

13) 국토교통부 실거래가 공개시스템, <https://rt.molit.go.kr/>

14) 건축법 시행령 제3조의5 및 별표1의 제14목

15) 안내영, 박수진, 2020, “오피스텔 주거성 강화가 도시관리에 미치는 영향과 개선방안”, *국토계획*, 제55권, 제7호, 대한국토·도시계획학회, pp.109-125.

16) 오피스텔 건축기준(국토교통부장관 고시 제2021-1227호) 참조

수 가지고 있다 하더라도 기본적으로 건축법상 업무시설에 해당하기 때문에 아파트와 다른 입지 규제를 받게 된다. 국토의 계획 및 이용에 관한 법률과 서울시 도시계획조례에 따르면, 오피스텔은 준주거지역, 상업지역, 준공업지역에서는 별다른 제약없이 입지할 수 있지만 일반주거지역의 경우 1, 2, 3종별로 바닥면적 합계에 따른 제약을 달리 받게 된다.

## 2.2. 오피스텔의 아파트 대체재 특성

주택시장에서 오피스텔이 아파트의 대체재라면 오피스텔의 가격은 아파트 가격변화에 동태적으로 반응할 것으로 보인다. 아파트 가격이 상승하면 가격상승에 대한 부담으로 인해 아파트 수요가 감소하게 되며 감소된 수요는 오피스텔 수요로 대체되어 오피스텔 가격을 상승시키게 된다(최봉문·김종하, 2018). 이 같은 관점은 채규리·오동훈(2022)에서도 나타나는데, 이 연구에서는 서울시 아파트 가격지수와 오피스텔 가격지수의 상관관계를 교차상관분석을 통해 검증하였다. 허윤경, 김성환(2022)에 따르면, 주택시장에서 오피스텔의 재고는 아파트 재고의 1/11배 수준에 불과하다. 재고 규모로 볼 때, 오피스텔과 아파트 가격간의 관계는 오피스텔 가격 변화가 아파트 가격 변화에 영향을 주는 관계보다는 아파트 가격이 오피스텔 가격에 영향을 주는 관계로 이해된다. 이런 점에서 인과관계를 설정하지 않는 교차상관분석보다는 인과관계를 설정하고 검증할 수 있는 모형이 필요하다. 본 연구에서 사용하는 ARDL-ECM 모형은 오피스텔 임대가격지수를 종속변수로, 아파트 임대가격을 독립변수로 하는 인과모형이라는 점에서 진일보한 것이라고 할 수 있다.

주거용 오피스텔이 아파트의 대체재라는 것은

시장에서 오피스텔이 아파트의 호환 주택으로 인식되며 아파트와 유사한 가격 특성을 보인다는 것을 의미한다. 예를 들면, 아파트의 경우 조망이 좋을수록, 지하철역이 근접할수록 가격이 높게 형성되는데, 주거용 오피스텔에서도 이 같은 관계가 나타날 가능성이 높다는 것을 의미한다. 임대주택 시장에서 오피스텔이 아파트 대체재로 기능한다는 것은 헤도닉가격모형을 이용하여 임대료 결정요인을 분석한 구동회·양승철(2004)에서 그 근거를 찾을 수 있다. 이 연구에서는 독립변수 선정 단계에서 아파트 임대료 연구들을 참조하고 검정을 시도함으로써 오피스텔이 아파트 대체재로서의 특성을 가짐을 보였다.

## 3. 연구방법

### 3.1. 시간더미변수 헤도닉가격모형 설정 및 자료 구축

#### 3.1.1. 분석 자료

본 연구의 공간적 범위는 서울특별시로 한정되며 시간적 범위는 2012년 1월부터 2022년 12월 까지이다. 시간더미변수 헤도닉가격모형의 종속변수로 투입되는 오피스텔의 실거래 임대가격 자료는 국토교통부 실거래가 공개시스템을 통해 추출되었다. 본 연구에서는 추출된 오피스텔 거래자료 중 오피스텔을 인식함에 있어 어려움을 야기할 수 있는 사례는 배제하는 것을 원칙으로 하였다. 오피스텔이 건축물대장에서 확인되지 않거나 하나의 지번에 여러 개의 오피스텔이 같이 있는 경우, 건축물대장과 토지대장에서의 오피스텔 대지면적이 일치하지 않는 경우 등이 제외되었으며, 결과적으로 총 357,081건의 임대거래사례가 분

석에 이용되었다.

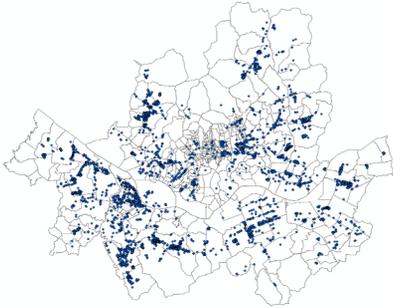


그림 1. 분석대상 오피스텔의 위치

실거래가 공개시스템에서는 임대 거래된 호의 전용면적, 계약일, 보증금, 월세, 층수 정보와 함께 오피스텔명과 지번, 건축연도를 자료로 제공하고 있다. 이들과 국가공간정보포털<sup>17)</sup>, 서울특별시 빅데이터 캠퍼스<sup>18)</sup>를 통해 확보된 지하철역과 은행 등의 위치 정보를 하나로 합하여 분석용 공간 정보 데이터베이스를 구축하였다. 본 연구에서 사용된 각종 거리 정보 자료는 ArcGis 10.2의 Near 기능을 이용하여 오피스텔로부터 가장 가까운 시설물까지의 직선거리를 측정하여 구축되었다.

### 3.1.2. 시간더미변수 헤도닉가격모형 설정

시간더미변수 헤도닉가격모형은 헤도닉가격모형에 시간더미변수를 추가한 모형이다. (1)식에 보듯이, 본 연구에서는 종속변수로 오피스텔 임대 가격을 로그변환하여 투입하며, 독립변수로 오피스텔 특성 변수들과 시간더미변수들을 투입한다.

$$\ln OR = \sum_{i=1}^m \alpha_i X_i + \sum_{j=1}^n \gamma_j T_j + \epsilon \quad (1)$$

여기서,  $OR$ 은 오피스텔의 임대가격,  $X_i$ 는 오피스텔  $i$  특성을 대변하는 독립변수,  $T_j$ 는 거래시점  $j$ 를 대변하는 시간더미변수,  $\alpha_i, \gamma_j$ 는 추정 계수,  $\epsilon$ 는 오차항을 의미한다. 시간더미변수의 계수  $\gamma_j$ 가 추정되면 임대가격지수가 산정될 수 있는데, 2012년 1분기 지수 값을 100으로 하는  $j$ 시점의 임대가격지수의 값은  $\exp(\gamma_j) \times 100$ 이 된다(이상경, 2005).

### 3.1.3. 변수 설정 및 측정

국토교통부 실거래가 공개시스템에서는 임대거래를 전세와 월세로 구분하여 정보를 제공하고 있다. 일반적으로 주택시장에서 월세는 전세금에서 보증금을 차감한 보증금 부족분에 전월세 전환율을 적용하여 산정된다. 세입자의 자금 조달 능력에 따라 보증금과 월세의 다양한 조합이 가능하기 때문에 보증금이나 월세 단독으로 지수를 구축할 경우 실제적 의미를 갖기 어렵다. 이런 점을 고려하면 전세자료만 이용하여 임대가격지수를 구축하는 것이 타당할 수 있지만 오피스텔 임대시장에서 전세의 비중이 20% 대로 낮은 상황이기(허윤경 · 김성환, 2022) 대표성 문제가 야기될 수 있다. 이에 본 연구에서는 전세자료에 월세 자료를 추가하여 데이터베이스를 구축하였다. 이 과정에서 월세는 전월세 전환율을 이용하여 전세보증금으로 전환하였다<sup>19)</sup>. 따라서 본 연구에서 구축한

17) 국가공간정보포털, <http://www.nsd.gov.kr/>

18) 서울특별시 빅데이터 캠퍼스, <https://bigdata.seoul.gov.kr/>

임대가격지수는 일종의 전세가격지수라고 할 수 있다.

본 연구에서는 오피스텔의 아파트 대체재 특성을 검증하기 위해 아파트 가격에 영향을 주는 구조 특성, 입지특성, 근린환경특성을 독립변수로 도입하였다. 구조특성은 크게 거래된 호의 특성과 호가 속한 건물의 특성으로 구분될 수 있다. 본 연구에서는 호 특성 변수로 전용면적과 호의 층수를 도입하였으며, 건물특성 변수로 준공연수, 건폐율, 층 호수, 최고층수를 도입하였다. 전용면적은 규모효과를, 거래 호의 층수는 조망효과를 대변하기 때문에 임대가격에 정의 효과를 줄 것으로 기대하였다. 준공연수는 시설의 노후도를, 건폐율은 시설 밀도를 대변하기 때문에 부의 효과를 발생시킬 것으로 기대하였다. 고층 건물일수록 랜드마크 효과가 강해지고, 규모가 클수록 다양한 커뮤니티 시설과 입주민 서비스를 제공할 수 있기에 최고층수와 층 호수는 정의 효과를 발생할 것으로 예상하였다.

오피스텔은 업무시설에 주거를 허용했다는 점에서 업무 중심지에 근접하여 거주하면서 출퇴근할 수 있다는 점에서 장점을 가지며 이것은 아파트와는 다른 오피스텔만의 차별화된 특성이라고 할 수 있다. 양호한 직주근접성을 가질수록 임대가격이 높게 형성될 것으로 보이며, 이를 검증하기 위해 도심 거리, 강남 거리, 여의도 거리를 변수로 도입하였다. 오피스텔은 도심과 부도심뿐만 아니라 광역 또는 지역중심에 위치하는 경우도 많다. 서울시 상권분석 서비스<sup>20)</sup>에서는 이들 중심지 상권들을 발달상권으로 지정하고 있는데, 본 연구에서는 오피스텔이 발달상권에 입지할 경우 임대가격

이 더 높을 것으로 보고 이를 대변하는 발달상권 터미변수를 독립변수에 추가하였다.

대중교통 접근성을 대변하기 위해 지하철역 거리와 함께 환승역세권 입지, 대로변 입지를 터미변수로 도입하였다. 지하철역에서 멀어질수록 임대가격을 떨어질 것으로 예상되는 반면에 환승역세권 입지와 대로변 입지는 임대가격을 높일 것으로 예상되었다. 환승역세권 입지 변수는 터미변수로 오피스텔이 지하철 환승역으로부터 500m 이내에 위치하면 1을, 그렇지 않으면 0의 값을 부여하였다. 대로변 입지 변수도 터미변수로 오피스텔이 광·대로변에 입지하면 1, 그 외는 0의 값을 부여하였다.

주택시장의 경우 근처에 초등학교나 공원이 위치하면 '학세권', '공세권' 주택이 되면서 프리미엄을 얻는 경우가 많다. 본 연구에서는 주거용 오피스텔의 경우에도 이 같은 현상이 있을 수 있다고 보고 공원 거리, 공원 면적, 인접 학교 수, 은행 인접 변수를 근린환경특성으로 도입하였다. 오피스텔이 공원으로부터 멀어질수록 임대가격은 낮아지며, 공원 면적이 클수록, 인접 학교의 수가 많을수록, 은행이 인접하여 위치하면 임대가격이 높아지는 것으로 예상하였다. 은행 인접 터미변수의 경우 은행이 오피스텔로부터 100m 이내에 위치하면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 부여하였으며, 인접 학교 수 변수는 반경 400m 이내에 위치한 초·중·고교의 수를 측정하였다. 한편, 오피스텔은 업무시설인 관계로 주로 상업지역과 준주거지역에 입지하고 있지만 일반주거지역이나 준공업지역과 같이 비상업지역에 입지하는 경우도 있다. 비상업지역의 경우 단지 규모가 크고 주

19) 전세금=월세보증금+월세×12/전월세 전환율

전월세 전환율=계약시점 한국은행 기준금리+주택임대차보호법 시행령상의 이율(연 2%)

20) 서울시 상권분석 서비스, <https://golmok.seoul.go.kr/main.do>

표 1. 시간더미변수 헤도닉가격모형의 독립변수 및 기초 통계량 (N=357,081)

특성	변수명	설명	단위	평균	표준편차	최소값	최대값
구조 특성	전용면적	거래된 호의 전용면적	m <sup>2</sup>	27.835	15.080	3.400	445.120
	호 층수	거래된 호의 층수	층	7.879	4.712	1.000	58.000
	준공연수	2022년-오피스텔 준공연도	년	11.122	6.484	1.000	43.000
	건폐율	동의 건폐율	%	55.030	7.251	4.980	119.310
	총 호수	동의 총호수	호	338.060	354.117	1.000	2439.000
	최고층수	동의 최고층수	층	17.536	7.186	4.000	75.000
입지 특성	도심 거리	시청역으로부터 거리	km	9.762	3.549	0.510	17.435
	강남 거리	강남역으로부터 거리	km	11.335	4.820	0.133	21.289
	여의도 거리	여의도역으로부터 거리	km	9.095	5.104	0.425	22.604
	발달상권	발달상권에 위치=1	더미	0.419	0.493	0.000	1.000
	지하철역 거리	최근접 지하철역 거리	100m	4.367	3.207	0.110	25.507
	환승역세권	500m내에 환승역 위치=1	더미	0.188	0.391	0.000	1.000
	대로변	광로 · 대로변 위치=1	더미	0.452	0.498	0.000	1.000
근린 환경 특성	공원 거리	최근접 공원까지의 거리	100m	1.584	1.199	0.027	8.766
	공원 면적	최근접 공원의 면적	ha	1.266	5.294	0.001	60.862
	인접 학교 수	400m 이내 초중고교의 수	개	1.145	1.240	0.000	7.000
	은행 인접	100m 이내 은행이 입지=1	더미	0.165	0.371	0.000	1.000
	비상업지역	일반주거 또는 준공업지역=1	더미	0.164	0.370	0.000	1.000

거환경이 양호한 경우가 많아 상업지역과 준주거 지역보다 더 높게 선호되는 경향이 있다. 이를 검정하기 위해 비상업지역 변수를 도입하고 오피스텔이 상업지역 또는 준주거지역에 입지하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 부여하였다.

시간더미변수는 거래시점을 대변하는 것으로 본 연구에서는 오피스텔 거래연도의 해당 분기를 의미한다. 더미변수의 값은 해당 분기에 거래되었을 경우 1을, 그렇지 않을 경우에는 0의 값을 가진다. 시간더미변수는 2012년 1분기를 참조집단으로 하며 2012년 2분기부터 2022년 4분기까지 총 43개가 된다.

## 3.2. ARDL-ECM 설정과 분석 자료

### 3.2.1. 분석모형 설정

주택가격과 거시경제요인들 간의 장기적 관계 분석에는 변수들 간의 공적분 관계를 전제로 VECM(Vector Error Correction Model)이 이용되는 경우가 많다. 공적분 검정에는 요한센 검정(Johansen, 1988)<sup>21)</sup>이 주로 이용되는데 이 검정은 표본이 크지 않을 경우 신뢰도 문제를 발생시킬 수 있다<sup>22)</sup>. 본 연구의 분석기간은 2012년 1분기부터 2022년 4분기까지로, 총 44개 분기의 임대가격지수 값들을 분석대상 표본으로 이용한다.

21) Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, No.2-3, pp.231-254.

분석 표본은 요한센 공적분 검정을 수행하기에는 작은 크기로 볼 수 있으며, 이에 본 연구에서는 한계검정법(Bound test)과 이를 기초로 하는 ARDL-ECM을 통해 소표본 문제에 대처하고자 한다.

먼저 본 연구에서는 아파트 대체재로서의 오피스텔 특성을 고려하여 오피스텔 임대가격지수가 아파트 임대가격지수, 본원통화, 회사채 금리에 의해 영향을 받는다고 가정하였다.

$$OR_t = f(AR_t, BM_t, CIR_t) \quad (2)$$

여기서,  $OR_t$ 은 오피스텔 임대가격지수,  $AR_t$ 은 아파트 임대가격지수,  $BM_t$ 은 본원통화,  $CIR_t$ 은 회사채 금리이다. 이어서 Pesaran, Shin, Smith(2001)<sup>23</sup>의 한계검정법 수행 절차를 따라 (2)식 변수들 간의 관계를 다음 (3)식과 같이 구체화하였다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln OR_t = & b_0 + \sum_{i=1}^l b_{1i} \Delta \ln OR_{t-r} \quad (3) \\ & + \sum_{i=0}^m b_{2i} \Delta \ln AR_{t-r} \\ & + \sum_{i=0}^n b_{3i} \Delta \ln BM_{t-r} \\ & + \sum_{i=0}^p b_{4i} \Delta CIR_{t-r} \\ & + \delta_1 \ln OR_{t-1} + \delta_2 \ln AR_{t-1} \\ & + \delta_3 \ln BM_{t-1} + \delta_4 CIR_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned}$$

여기서,  $\Delta$ 는 1차 차분 오퍼레이터,  $b_0, b_1, b_2, b_3, b_4$ 는 단기 추정계수,  $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$ 는 장기 추정계수,  $l, m, n, p$ 는 최대 시차,  $\epsilon_t$ 는 확률 오차항으로 계열상관과 이분산이 없다고 가정한다. 한계검정의 귀무가설은

$$\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0 \text{이며,}$$

대립가설은  $\delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq 0$ 이다. 한계검정은 Ward 검정의 F-검정을 통해 수행되며, 귀무가설을 기각하고 대립가설이 채택될 경우 변수들 사이에 공적분 관계가 있는 것으로 판단한다<sup>24</sup>. 종속변수와 독립변수들 사이에 공적분 관계가 확인되면 (4)식과 같은 오차수정항이 포함된 ARDL-ECM을 설정하고 계수를 추정할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln OR_t = & b_0 + \sum_{i=1}^l b_{1i} \Delta \ln OR_{t-r} \quad (4) \\ & + \sum_{i=0}^m b_{2i} \Delta \ln AR_{t-r} \\ & + \sum_{i=0}^n b_{3i} \Delta \ln BM_{t-r} \\ & + \sum_{i=0}^p b_{4i} \Delta CIR_{t-r} \\ & + \lambda ECT_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned}$$

여기서,  $ECT_{t-1}$ 은 오차수정항이며  $\lambda$ 는 추정계수이다. 계수  $b_{1i}, b_{2i}, b_{3i}, b_{4i}$ 가 추정되면, 이를 통해 아파트 임대가격과 본원통화, 회사채 금리가 주거용 오피스텔 임대가격에 단기적으로 미치는 영향을 파악할 수 있다. 또한, 오차수정항의 계수

22) Bölük, G., Mert, M., 2015, "The renewable energy, growth and environmental Kuznets curve in Turkey: an ARDL approach, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol.52, pp.587-595  
 23) Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J., 2001, "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16, No.3, pp.289-326.  
 24) Adelodun, B., Odey, G., Lee, S., Choi, K. S., 2023, "Investigating the causal impacts relationship between economic flood damage and extreme precipitation indices based on ARDL-ECM framework: A case study of Chungcheong region in South Korea", *Sustainable Cities and Society*, Vol.95, p.104606.

값인  $\lambda$ 를 통해 주거용 오피스텔 임대가격이 균형 관계에서 이탈할 경우 균형관계로 돌아오기 위해 조정되는 오차의 크기와 개별 독립변수의 영향도 파악할 수 있다.

### 3.2.2. 분석자료

표 2는 ARDL-ECM 분석의 종속변수와 독립변수를 정리한 것이다. 종속변수로 이용되는 오피스텔 임대가격지수는 본 연구에서 산정한 시간더미 헤도닉 가격지수를 이용한다. 독립변수 중 아파트 임대가격지수는 KB부동산 데이터허브<sup>25)</sup>에서 제공하는 서울시 아파트 전세가격지수를 2012년 1분기를 기준시점으로 하여(2012년 지수=100) 환산한 값을 이용하였다. 오피스텔 임대가격에 영향을 주는 거시경제변수로 도입하는 통화와 금리를 설정하였으며, 실제 분석에서는 한국은행 경제통계시스템<sup>26)</sup>에서 제공하는 본원통화와 3년물 AA-등급 회사채 금리를 이용하였다. 본 연구에서는 회사채 금리 변수를 제외한 3개 변수들을 자연 로그 값으로 변환하여 투입하였다.

## 4. 분석결과

### 4.1. 시간더미변수 헤도닉가격모형 분석 결과

표 3의 시간더미변수 헤도닉가격모형 분석 결과를 보면, Adj  $R^2$ 가 0.577로 모형 적합도는 양호한 것으로 나타났다. 독립변수를 구성하는 구조특성, 입지특성, 근린환경특성은 오피스텔의 아파트 대체재 특성을 분석하기 위해 도입한 것으로 분석 결과 이들 변수들은 모두 유의하게 나타났을 뿐만 아니라 추정 계수의 부호도 예상과 부합하였다. 이 같은 결과는 오피스텔이 아파트의 대체재라면 임대가격 결정요인도 유사한 특성을 보일 것이라는 가설에 부합하는 결과라고 할 수 있다.

구조특성의 경우 전용면적과 호 층수, 총 호수, 최고층수는 정의 효과를, 건폐율과 준공연수는 부의 효과를 보였다. 전용면적이  $1m^2$  증가하면 전세가격은 1.6%, 호의 층수가 1층 높아지면 0.4%, 동의 총호수가 1호 증가하면 0.01%만큼 상승하는 것으로 나타났다. 반면, 동의 건폐율이 1%p 증가하면 전세가격은 0.2%, 오피스텔 준공연수가 1년 증가하면 전세가격은 1.9% 감소하는 것으로 나타났다.

아파트와 차별화되는 오피스텔만의 특성인 직

표 2. ARDL-ECM의 변수 내역

변수	변수명	변수 설정	출처
오피스텔 임대가격지수	lnOR	ln(서울시 주거용 오피스텔 임대가격지수)	연구 결과물
본원통화	lnBM	ln(본원통화)	한국은행 경제통계시스템
아파트 임대가격지수	lnAR	ln(서울시 아파트 전세가격지수)	KB부동산통계 데이터허브
회사채 금리	CIR	회사채 금리(3년 만기 AA-등급)	한국은행 경제통계시스템

25) KB부동산 데이터허브, <https://data.kbland.kr/>

26) 한국은행 경제통계시스템, <https://ecos.bok.or.kr/>

주근접특성과 관계되는 입지변수인 도심 거리, 강남 거리, 여의도 거리는 예상대로 부의 효과를, 오피스텔의 발달상권 입지는 정의 효과를 보였다. 시청역 거리와 강남역 거리, 여의도역 거리가 1km 증가할 경우 전세가격은 각각 0.4%, 2.3%, 0.2% 감소하며, 오피스텔이 발달상권에 입지하는 경우 전세가격은 2.6% 더 높은 것으로 나타났다. 직주근접특성의 분석 결과는 오피스텔이 아파트의 대체재 기능 외에도 직주근접에 특화된 주택이라는 아파트와 차별화되는 고유의 특성이 있음을 시사한다.

대중교통 접근성을 대변하는 입지요인의 경우, 지하철역 거리는 부의 효과를, 환승역세권과 대로변 입지는 정의 효과를 보였다. 지하철역 거리가 100m 증가하면 전세가격은 0.7% 감소하지만 오피스텔 위치가 환승역세권에 있을 경우 1.1%, 대로변에 있을 경우 3.0% 더 높게 나타났다.

근린환경특성 변수들인 공원 면적, 인접 학교 수, 은행 인접, 비상업지역은 정의 효과를 보였다. 오피스텔이 공원면적이 1ha 증가하면 0.1%, 인접한 학교가 1개 늘어나면 0.6%, 은행이 100m 내에 위치하면 1.4%, 비상업지역인 일반주거지역 또는 준공업지역에 위치하면 전세가격은 1.3% 상승하는 것으로 나타났다. 반면, 공원거리가 100m 증가하면 전세가격은 1.6% 감소하였다.

표 4의 시간더미 헤도닉가격모형의 계수 추정 결과를 보면, 2012년 1분기와 비교하여 2012년 2분기를 제외하고 모든 분기들에서 유의한 차이를 보였다. 또한 임대가격지수 산정 결과를 보면, 2012년 1분기 지수 100을 기준으로 최고치는 2021년 3분기의 192.0으로 92.0% 상승한 모습이며, 2022년 4분기 지수는 147.8로 47.8% 상승한 것으로 마감하였다.

표 3. 시간더미변수 헤도닉가격모형 분석 결과

변수	추정계수	t-value
상수항	18.68010***	2388.71
전용면적	0.01568***	434.57
호 층수	0.00432***	34.61
준공연수	-0.01899***	-215.09
건폐율	-0.00226***	-28.62
총 호수	0.00009***	47.23
최고층수	0.00573***	52.78
도심 거리	-0.00390***	-20.35
강남 거리	-0.02322***	-189.23
여의도 거리	-0.00232***	-19.00
발달상권	0.02537***	22.77
지하철역 거리	-0.00681***	-40.10
환승역세권	0.01072***	7.96
대로변	0.02958***	27.13
공원 거리	-0.01645***	-37.60
공원 면적	0.00080***	8.00
인접 학교 수	0.00594***	14.12
은행 인접	0.01379***	10.08
비상업지역	0.01252***	7.47

주: \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

표 4. 시간더미변수 헤도닉가격모형 분석 결과(계속) 및 임대가격지수 산정 결과

변수	추정계수	t-value	지수
12년2분기	-0.00558	-0.70	99.4
12년3분기	0.03153***	4.07	103.2
12년4분기	0.05063***	6.55	105.2
13년1분기	0.0757***	10.71	107.9
13년2분기	0.05891***	8.14	106.1
13년3분기	0.12983***	18.15	113.9
13년4분기	0.12512***	17.33	113.3
14년1분기	0.14229***	21.44	115.3
14년2분기	0.14278***	20.43	115.3
14년3분기	0.16852***	24.80	118.4
14년4분기	0.21284***	31.26	123.7
15년1분기	0.27325***	42.24	131.4

변수	추정계수	t-value	지수
15년2분기	0.30918***	45.93	136.2
15년3분기	0.34853***	52.42	141.7
15년4분기	0.35588***	54.13	142.7
16년1분기	0.37563***	59.17	145.6
16년2분기	0.39655***	59.37	148.7
16년3분기	0.41421***	64.2	151.3
16년4분기	0.43378***	67.58	154.3
17년1분기	0.43047***	70.07	153.8
17년2분기	0.40571***	63.71	150.0
17년3분기	0.42392***	67.4	152.8
17년4분기	0.39495***	62.13	148.4
18년1분기	0.39002***	64.28	147.7
18년2분기	0.38933***	62.64	147.6
18년3분기	0.41932***	67.27	152.1
18년4분기	0.38338***	62.41	146.7
19년1분기	0.38014***	63.99	146.2
19년2분기	0.36364***	59.70	143.9
19년3분기	0.41645***	68.88	151.7
19년4분기	0.46237***	77.15	158.8
20년1분기	0.49972***	85.07	164.8
20년2분기	0.56212***	93.56	175.4
20년3분기	0.59499***	99.45	181.3
20년4분기	0.61806***	102.97	185.5
21년1분기	0.64216***	108.98	190.1
21년2분기	0.64315***	107.98	190.2
21년3분기	0.65255***	110.88	192.0
21년4분기	0.63771***	108.62	189.2
22년1분기	0.59695***	103.31	181.7
22년2분기	0.55925***	95.56	174.9
22년3분기	0.46558***	78.89	159.3
22년4분기	0.39041***	66.02	147.8

주1: R-sq.=0.577, Adj. R-sq.=0.577

주2: \*\*\* p<0.01

## 4.2. ARDL-ECM 추정 결과

표 5는 ARDL-ECM에 사용되는 시계열 변수들의 기초통계량을 정리한 것이며, 그림 2와 그림 3은 이들 변수들을 그래프로 나타낸 것이다. 오피스텔 임대가격지수와 다른 변수들을 직관적으로 비교하면, 대체로 아파트 임대가격지수는 유사한 움직임을, 본원통화는 증가 추세를, 금리는 반대되는 움직임을 보이고 있다는 것을 알 수 있다.

표 5. ARDL-ECM 변수 기초통계량

변수	평균	표준편차	최대값	최소값
lnOR	4.964	5.253	4.601	0.189
lnAR	4.874	5.152	4.604	0.159
lnBM	4.997	5.592	4.392	0.372
CIR	0.027	0.054	0.017	0.008

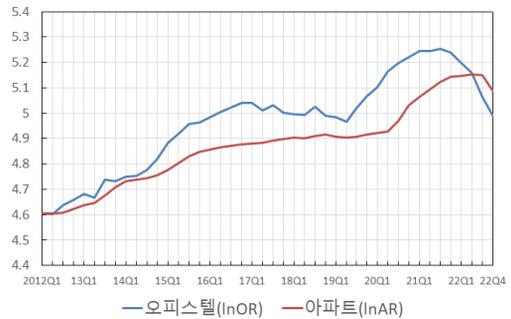


그림 2. 임대가격지수(lnOR, lnAR)

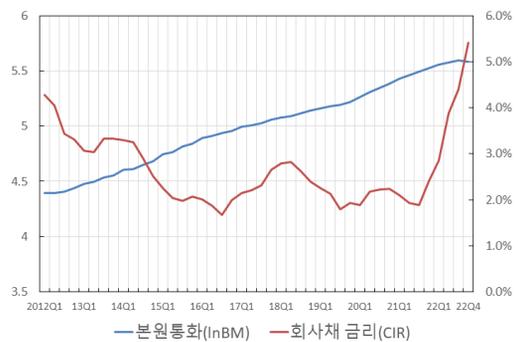


그림 3. 본원통화(lnBM)와 회사채 금리(CIR)

ARDL-ECM 분석 절차에 따라 단위근 검정을 먼저 수행해야 하는 데, 이는 수준변수 또는 1차 차분변수들이 단위근을 갖지 않는 정상 시계열이어야 하는 ARDL 모형의 전제조건을 충족하는지를 평가하기 위함이다. 표 6의 ADF검정과 PP검정 결과를 보면, 로그본원통화(lnBM)와 회사채 금리(CIR)는 1차 차분된 상태에서 두 검정 모두 단위근이 없다는 것을 보여주고 있어 I(1) 적분 변수가 된다. 로그 오피스텔 임대가격지수(lnOR)는 수준변수 상태에서 PP검정을 충족하는 관계로 I(0) 적분 변수가 되며, 로그 아파트 임대가격지수(lnAR)는 1차 차분상태에서 ADF 검정을 충족하는 관계로 I(1) 적분 변수가 된다. 이 같은 결과는 수준변수 또는 1차 차분변수들이 정상시계열이어야 한다는 조건을 충족하는 결과라고 할 수 있다.

표 6. 단위근 검정 결과

구분	ADF 검정		PP 검정	
		t-value		t-value
수준 변수	lnOR	-2.07		-1.94
	lnAR	-3.86**		-1.98
	lnBM	-0.53		-0.53
	CIR	-0.61		-1.37
1차 차분 변수	D(lnOR)	-0.94		-3.02***
	D(lnAR)	-1.70*		-1.54
	D(lnBM)	-3.67**		-6.29***
	D(CIR)	-1.71*		-2.00**

주: \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

표 7의 ARDL(1,1,1,3) 모형을 대상으로 한계검정 수행 결과를 보면, F-값이 1% 유의수준의 I(1) 상한 임계치보다 커 귀무가설이 기각되었다. 이는 종속변수와 독립변수들 간에 공적분 관계가 있다는 것을 의미하며, 이에 근거하여 ARDL-ECM을 통해 장, 단기균형식 추정을 시도하였다. 표 8의

장기균형식 추정 결과, 본원통화가 1% 증가하면 오피스텔 임대가격지수는 0.4% 증가하는 반면 회사채 금리가 1%p 증가하면 -12.4% 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 아파트 임대가격지수는 유의하지 않은 것으로 나타났는데, 이는 아파트 임대가격이 장기적으로는 오피스텔 임대가격에 영향을 주지 않는 것을 의미한다.

단기균형식 추정 결과를 보면, 아파트 임대가격지수, 본원통화, 2시차의 회사채 금리가 단기적으로 오피스텔 임대가격지수에 정의 효과를 발생시키는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 오피스텔 임대가격이 아파트 임대가격과 장기적 관계를 보이지는 않지만 단기적 관계는 가진다는 것을 보여준다. 단기균형식의 오차수정항 ECT(-1)의 계수 추정치가 음의 값을 가지면서 유의한 것으로 나타났는데, 이는 오피스텔 임대가격지수가 균형에서 이탈하면 이탈 방향과 반대 방향으로 조정이 일어나면서 균형으로 복귀한다는 것을 의미한다. 단기 조정은 장기균형식에서 유의한 것으로 나타난 본원통화와 회사채 금리를 통해 이루어지며 아파트 임대가격을 통한 조정이 없다고 볼 수 있다. 이 같은 ARDL-ECM 분석 결과를 종합하면, 아파트 가격 변화는 단기적으로는 오피스텔 임대가격에 정의 영향을 주지만 장기적으로는 영향을 주지 않는다는 것을 시사한다. 이것은 오피스텔이 단기적으로는 아파트 대체재가 될 수 있지만 장기적으로는 될 수 없다는 것을 의미한다.

표 7. 한계검정 결과

F-Value	ARDL 적정시차	1% 임계치	
		I(0)	I(1)
5.49***	1,1,1,3	3.65	4.66

주: \*\*\* p<0.01

표 8. ARDL-ECM 분석 결과

구분	변수	추정계수	t-value
장기균형	lnAR	-0.19836	-0.51
	lnBM	0.42136***	2.99
종속변수 lnOR	CIR	-12.36651***	-5.63
	C	4.10080***	3.26
단기균형	D(lnAR)	0.58719***	2.93
	D(lnBM)	0.76425***	5.04
	D(CIR)	-1.22187	-0.99
종속변수 D(lnOR)	D(CIR(-1))	-1.20955	-0.82
	D(CIR(-2))	3.54738**	2.21
	ECT(-1)	-0.39614***	-5.57

주1: R-sq.=0.774, Adj. R-sq.=0.742

주2: \*\* p(0.05), \*\*\* p(0.01)

## 5. 결론

본 연구에서는 주거용 오피스텔이 아파트 대체재 특성을 가지고 있는지를 2012년 1분기부터 2022년 4분기까지의 서울시 실거래 오피스텔을 대상으로 시간더미변수 헤도닉가격지수 모형을 이용한 가격결정요인 분석과 ARDL-ECM의 장, 단기 분석을 통해 검정을 시도하였다. 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 오피스텔의 구조, 입지, 근린환경특성의 임대가격 영향을 시간더미변수 헤도닉가격지수 모형으로 분석한 결과, 오피스텔은 아파트와 유사한 특성을 보이면서도 오피스텔만의 고유한 직주근접 특성도 같이 보여주었다. 직주근접 특성은 입지변수인 도심 거리, 강남 거리, 여의도 거리가 유의한 부의 효과를, 오피스텔의 발달상권 입지가 유의한 정의 효과를 보였다는 사실에서 확인될 수 있다. 이 같은 결과는 서울 주택임대시장에서 오피스텔이 아파트의 대체재로 기능하면서도 직주근접 주택이라는 고유의 역

할도 수행하고 있다는 것을 보여주는 결과라고 할 수 있다.

둘째, 오피스텔 임대가격지수와 아파트 전세가격지수, 본원통화, 회사채 금리와의 관계를 ARDL-ECM으로 분석한 결과, 오피스텔 임대가격은 본원통화, 회사채 금리와의 장, 단기적 균형관계를 모두 갖지만 아파트전세가격지수와는 단기적 균형관계만 갖는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 서울시 주택임대시장에서 오피스텔이 단기적 대체재로는 기능하지만 장기적으로 대체재 기능을 수행하지 않는다는 것을 의미한다.

이 같은 분석 결과를 종합하면, 서울시 주택임대시장에서 주거용 오피스텔은 아파트와 유사한 가격결정특성을 보이고 단기적으로 아파트의 전세 가격 변화에 영향을 받는다는 점에서 대체재로 평가될 수 있다. 하지만 주거용 오피스텔이 아파트와는 다른 직주근접 특성을 갖고 있고 본원통화, 회사채 금리와 장기적 관계를 갖지만 아파트와는 관계가 없다는 사실에서 아파트의 대체재 기능을 넘어서는 고유의 기능을 수행하는 것으로 평가될 수 있다.

이 연구는 오피스텔의 아파트 대체재 특성을 매매시장이 아닌 임대시장을 대상으로 했다는 점에서, 그리고 시간더미변수 헤도닉 가격모형과 ARDL-ECM을 임대가격지수를 매개로 연계 분석하는 방법을 제시했다는 점에서 학술적 기여를 하고 있다. 그러나 이 연구는 2012년부터 2022년까지 비교적 짧은 기간을 분석기간으로 했다는 점에서 안정적 결과를 도출하는 것에 한계를 가진다. 장기 시계열 확보를 통해 이를 보완할 수 있는 연구를 수행하는 것이 필요하다.

이 연구에서는 오피스텔의 아파트 대체재 특성을 분석함에 있어 준거집단인 아파트 자료에 대한 분석없이 오피스텔 자료만 분석하였다. 이로 인해

아파트와의 직접적 비교를 하기가 어려웠고 선행 연구에 근거한 비교만 할 수 있었다. 이 같은 한계를 극복하기 위해서는 아파트와 오피스텔 자료를 같이 분석하는 것이 필요하다. 서울시의 경우 아파트 자료가 방대하기 때문에 서울시 전체가 아닌 도심권과 강남권처럼 오피스텔이 많이 입지하고 있는 지역을 중심으로 분석을 수행하는 것도 고려할 필요가 있다. 후속 연구를 통해 오피스텔의 아파트 대체재 특성이 좀 더 구체적으로 규명되길 기대한다.

## 참고문헌

- 구동희, 양승철, 2004, “서울시 오피스텔의 임대료 결정요인에 관한 연구”, 한국지역지리학회지, 한국지역지리학회, 제10권 제3호, pp.654-666.
- 류강민, 송기욱, 2021, “실거래가를 이용한 서울시 오피스텔 가격지수 산정에 관한 연구”, LHI Journal, 한국토지주택공사 토지주택연구원, 제12권 제2호, pp.33-45.
- 류강민, 송기욱, 2023, “서울시 지식산업센터 가격지수 개발 및 거시경제요인 영향 분석”, 부동산분석, 한국부동산원, 제9권 제1호, pp.253-270.
- 심성훈, 2006, “주택자산가치 변동과 부(富)의 효과-ARDL·한계검정법을 이용하여”, 주택연구, 한국주택학회, 제14권 제3호, pp.133-158.
- 안내영, 박수진, 2020, “오피스텔 주거성 강화가 도시관리에 미치는 영향과 개선방안”, 국토계획, 대한국토·도시계획학회, 제55권 제7호, pp.109-125.
- 이상경, 2005, “서울시 오피스 매매가격지수 개발에 관한 연구”, 서울도시연구, 서울연구원, 제6권 제4호, pp.121-134.
- 이재원, 배상영, 이상엽, 2018, “교육환경이 주거용 오피스텔의 가격에 미치는 영향: 서울 전월세거래를 바탕으로”, 부동산연구, 한국부동산연구원, 제28권 제3호, pp.65-77.
- 이창무, 김병욱, 이현, 2002, “반복매매모형을 활용한 아파트 매매가격지수”, 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 제8권 제2호, pp.1-19.
- 정재훈, 전재범, 2021, “오피스텔 매매가격지수 산출을 통한 부동산정책시행 전·후 가격변화 비교연구-목동과 여의도동 오피스텔 가격변화를 중심으로”, 대한건축학회논문집, 대한건축학회, 제37권 제8호, pp.113-124.
- 채규리, 오동훈, 2022, “서울시 아파트 가격과 오피스텔 가격의 상관성에 관한 연구: 권역생활권 및 오피스텔 규모를 중심으로”, 한국지역개발학회지, 한국지역개발학회, 제34권 제2호, pp.69-92.
- 최봉문, 김종하, 2018, “오피스텔 공급량과 아파트가격의 동태적 상관관계에 대한 실증분석”, 한국지역개발학회지, 한국지역개발학회, 제30권 제5호, pp.55-74.
- 허윤경, 김성환, 2022, “오피스텔 100만호 시대, 성과와 과제”, 이슈포커스, 한국건설산업연구원, 2022년 제1호, pp.1-34.
- Adelodun, B., Odey, G., Lee, S., Choi, K. S., 2023, “Investigating the causal impacts relationship between economic flood damage and extreme precipitation indices based on ARDL-ECM framework: A case study of Chungcheong region in South Korea”. Sustainable Cities and Society, Vol.95, p.104606.
- Bölük, G., Mert, M., 2015, “The renewable energy, growth and environmental Kuznets curve in Turkey: an ARDL approach, Renewable and Sustainable Energy Reviews, Vol.52, pp.587-595.
- Johansen, S., 1988, “Statistical analysis of cointegration vectors”, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol.12, No.2-3, pp.231-254.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J., 2001, “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, Journal of Applied Econometrics, Vol.16, No.3, pp.289-326.