

# 오피스 가격경사계수를 이용한 서울시 도시공간구조 변화 분석

## Dynamic Changes of Urban Spatial Structure in Seoul: Focusing on a Relative Office Price Gradient

류강민\* · 송기욱\*\*

Kang Min Ryu\* · Ki Wook Song\*\*

### Abstract

With the increasing demand for office space, there have been questions on how office rent distribution produces a change in the urban spatial structure in Seoul. The purpose of this paper is to investigate a relative price gradient and to present a time-series model that can quantitatively explain the dynamic changes in the urban spatial structure. The analysis was dealt with office rent above 3,306 m<sup>2</sup> for the past 10 years from 1Q 2010 to 4Q 2019 within Seoul. A modified repeat sales model was employed. The main findings are briefly summarized as follows. First, according to the estimates of the office price gradient in the three major urban centers of Seoul, the CBD remained at a certain level with little change, while those in the GBD and the YBD continued to increase. This result reveals that the urban form of Seoul has shifted from monocentric to polycentric. This shows that the spatial distribution of companies has gradually accelerated decentralized concentration implying that the business networks have become significant. Second, contrary to small and medium-sized office buildings that have undertaken no change in the gradient, large office buildings have seen an increase in the gradient. The relative price gradients in small and medium-sized buildings were inversely proportional among the CBD, the GBD, and the YBD, implying their heterogeneous submarkets by office rent movements. Presumably, those differences in the submarkets were attributed to investment attraction, industrial competition, and the credit and preference of tenants. The findings are consistent with the hierarchical system identified in the Seoul 2030 Plan as well as the literature about Seoul's urban form. This research claims that the proposed method, based on the modified repeat sales model, is useful in understanding temporal dynamic changes. Moreover, the findings can provide implications for urban growth strategies under rapidly changing market conditions.

**Keywords :** Office Rent, Relative Price Gradient, Urban Spatial Structure, Employment Center, Dynamic Change, Modified Repeat Sales Model

## 1. 서 론

### 1.1 연구배경 및 목적

예로부터 도시성장과 함께 도시공간구조는 인구

와 산업의 집중, 택지개발사업 등 대내외 환경변화로 인해 끊임없이 성장과 쇠퇴를 반복해왔으며, 이 과정에서 도시정책의 패러다임 또한 변모하였다. 예를 들어 중심부에 집중된 단핵도시(Mono-Centric)

\*한양대학교 도시공학과 공학박사(주저자: locsword@hanmail.net)

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

에서 주변부로 확산된 다핵도시(Poly-Centric)로의 전이 또는 핵심권역 간의 위계변화는 통근패턴에 영향을 줌으로써, 기존에 달성하고자 하던 효율성을 확보하기 위해서 토지이용 및 교통체계의 변화가 필연적으로 수반되어야 한다(이창무·김진유, 2004).

이러한 차원에서 기존 주택시장 뿐만 아니라 오피스시장 역시 도시공간구조가 장기간에 걸쳐 지속적으로 급변하는 현상이 관찰되며, 특히 지방광역시보다 임대차 활동이 활발한 서울 지역이 두드러진다. 지금까지 학술적인 연구 뿐만 아니라 실무에서도 서울 오피스 시장은 도심권, 강남권, 여의도권을 3대 핵심권역으로 다루었다. 오피스 임대료나 매매가격의 결정요인을 찾고자 헤도닉 가격모형으로 분석할 때, 도심권과 강남권, 여의도권을 더미변수로 고려하여 핵심권역이 아닌 기타 지역과 차이가 나타남을 언급한 것도 이 때문이다. 무엇보다 「2030 서울도시기본계획」에서도 서울시 중심지 체계를 기존 1도심에서 3도심의 다핵구조로 개편함으로써, 오피스가 밀집한 고용 중심지(Employment Center)가 최근 도심으로 급부상한 면모를 잘 보여준다.

그러나 최근 3대 권역의 신흥 대체지역으로 급부상 중인 상암 및 판교, 마곡지구의 택지개발로 인해 이들 전통적인 핵심권역이 향후에도 계속 유지될 것인가에 대해 끊임없는 의문이 제기되면서, 이와 동시에 핵심권역 간에 그 영향력이 어떻게 변할지도 관심이 높아지는 추세이다. 이처럼 서울 오피스 시장과 같이 다핵으로 나타나는 도시공간구조의 변화는 기업 간의 네트워크(Network) 요소를 중요하게 여기는 입차인 입장에서 중요한 입지분석이라 할 수 있다. 앞서 언급한 것처럼 마곡지구와 같은 서울 내 주변 거점 뿐만 아니라, 판교 등 서울 외곽지역의 개발이 서울의 도시공간구조에 어떤 영향을 미칠 것인지는 투자자 입장에서든 투자자의사를 결정하는데 중대한 정보이다.

그렇다면 과연 서울 도심이 인구나 고용이 집적되

고 정치·경제·산업·문화의 중추적인 역할 담당에서 최근 강남과 여의도권으로 기능 분화(Functional Differentiation)가 이루어졌는지 그리고 중심지 체계는 어떻게 개편되었으며 그 위상은 달라졌는지에 대한 근본적인 물음이 제기되는 바이다.

그럼에도 불구하고 1970~80년대 사무실 연상면적의 공간분포를 다룬 초창기의 송미령(1997)을 제외하고 아직까지 오피스 시장의 도시공간구조 변화에 대한 연구 시도는 거의 없을 뿐, 주택시장을 대상으로 한 연구가 주를 이루고 있다. 이는 주택시장과 달리 오피스 시장의 자료를 구득하기 어렵고, 표본수가 적은 일차적인 한계에 기인한다. 본 연구에서 제안하는 수정반복매매모형 또한 오피스 빌딩별 임대료 자료가 다른 기간에 걸쳐 적어도 2번 이상 조사되어야 하는 특성 상, 업계종사자가 아닌 이상 자료를 얻기 어려운 점이 사실이다. 그러나 글로벌 금융위기 이후 서울 오피스 시장의 공실률이 증가하면서 임대료와 공실 정보접근이 훨씬 수월해졌고, 이제야 주택시장에서 연구된 도시공간구조의 변화를 오피스로 확장하여 파악하는 것이 비로소 가능하게 되었다.

따라서 본 연구는 수정반복매매모형을 이용하여 오피스 시장의 3대 권역별 가격경사계수의 변화 추이를 정량적으로 추정하고, 통계적으로 유의미한 핵심권역 간의 영향력 차이 유무를 검증함으로써 미래 도시공간구조의 변화를 예측해보고자 한다.

## 1.2 연구범위 및 방법

본 연구의 시간적 범위는 금융위기 후 오피스 빌딩 공급 및 임대료가 비교적 활발히 이루어져 임대자료 확보가 용이해진 2010년 1월부터 2019년 12월까지 총 10년간(36개월)이다. 기본 분석단위는 시간의 흐름에 따른 연속형 시계열(Time series) 자료의 안전성 확보를 위해 분기별(Quarter, 4회/년)로 설정하였다.

공간적 범위는 현존 국내 오피스 빌딩이 가장 집중적으로 공급되어 임대수요가 풍부한 지역이자, 임차 활동이 빈번한 서울시를 대상으로 선정하였다. 서울시는 타 지역에 비해 구축된 자료 수도 많고 대표성이 뛰어나, 오피스 임대시장의 상황을 관찰하기에 가장 적합한 지역으로 판단된다. 이 중에서도 세부 권역은 고유 특성에 맞게 하단의 Fig. 1처럼 3대 권역이라 불리우는 도심권(CBD: Central), 강남권(GBD: Gangnam), 여의도권(YBD: Yeouido) 등 분류하고자 한다.

표본(Sample)들은 면적 3,306m<sup>2</sup>(1천평) 규모 이상의 오피스 빌딩을 대상으로 하였는데, 소형빌딩의 경우 다양한 업종의 임차인이 입주하는 사례가 많아 오피스와 근생, 기타시설을 구분하는 것이 어렵기 때문이다. 여기서 오피스 빌딩과 일반 상가빌딩의 구분은 류강민·송기욱(2020)의 연구에서 제시한 것처럼, 전체 연면적의 50% 이상이 업무 용도로 활

용되는 빌딩을 대상으로 하였고, 임대료의 경우 저층(1~3층)은 리테일로 활용되어 가격 편차가 존재하므로 4층 이상의 임대료 자료만을 대상으로 삼았다.

그리고 분석자료는 민간 업계에서 오피스 임대차 업무를 담당하는 부동산자산관리회사(PM)의 임대안내문 자료를 취합해 DB를 구축하였다. 업체마다 표본이 동일한 오피스 빌딩에 대해 중복으로 임대료 정보를 공개하기 때문에 임대물건의 정보를 교차 검증함으로써 신뢰성을 높였다.

본 연구의 내용적 범위이자 주요 관심사항인 서울시에 산재한 일정 규모의 오피스 빌딩을 대상으로 거리에 따른 가격경사계수의 변화를 고려하기 위해 McMillen(2003)이 고안한 수정반복매매모형을 새로운 방법론으로 채택하였다. 현재 반복매매모형은 국토교통부가 전국 아파트 및 공동주택 실거래가 지수를 산정하는데 쓰일 뿐더러, 국내의 여타 부동산 지수 추정에도 널리 이용되는 대중적인 방식이다



Fig. 1. Location Map of 3 Major Business District in Seoul Office Market

\* Source: Savills Korea

(류강민·송기욱, 2021). 본 연구에서는 실거래가 대신 임대료 속성을 이용하는데 기타 보증금을 월세로 전환시키는 전월세전환율은 10년간 장기간 시계열을 추정하기에 제약이 있는 바, 국고채 5년 금리를 이용하였다. 마지막으로 수집된 자료결과 및 통계해석의 정확성을 기하기 위한 지원도구는 SAS 9.4로 일괄 처리하였다.

## 2. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

### 2.1 도시공간구조와 가격경사계수 관련 연구

도시내부에서 주변으로 갈수록 하락하는 도지이 용별 입찰지대곡선을 상정하고, 도심에서 멀어질수록 주택가격이 감소한다는 Alonso(1966)의 입찰지대이론(Bid Rent Theory)이 제시된 후, Muth(1969), Hoover(1970), Mills(1972) 등 여러 학자에 걸쳐 지가, 시설, 고용, 인구밀도, 주택가격 등을 기준으로 도시의 영향력과 변화, 도심 및 부도심 식별에 관한 연구가 계속 이루어져 왔다. Gorden et al.(1986)은 Los Angeles를 대상으로 인구 및 고용 밀도 경사계수를 추정함으로써, 1970년에 45개, 1980년에 58개의 인구 중심지를 밝혀냈다. Plaut and Plaut(1998) 역시 주택가격경사계수를 추정하여 이스라엘의 하이파시에 3개의 주거중심이 존재함을 주장하였고, Craig and Ng(2001)은 고용밀도 함수를 이용하여 휴스턴이 5~6개의 고용 부도심을 가지고 있음을 실증적으로 보여주었다.

이 외에도 경사계수를 활용하여 도시공간구조가 단핵에서 다핵구조로 변화되는 현상을 기술하고, 새롭게 변화되는 환경속에서 단일도심모형은 점차 공간구조 분석의 설명력이 낮아짐을 계량적으로 규명한 연구들도 활발하게 진행되어 왔다(원광희, 1997; 채미옥, 1998; 이창무·김진유, 2004; 허윤경·이주영, 2009; 강창덕, 2011; 정경숙, 2018; 2021).

### 2.2 수정반복매매모형 관련 연구

본 연구는 고용 중심지로서 서울시 오피스 도시공간구조의 시계열적 변화 행태를 분석하기 위해 수정 반복매매모형을 이용하였다. 수정반복매매모형은 각 중심에서부터 거리경사계수의 상대적인 변화도를 추정하는데 사용되며, 매우 유용한 기법이다.

왜냐하면 국내 대부분의 연구는 거리경사계수를 추정하기 위해 특성감안가격함수인 헤도닉 모형에만 치중해왔다. 그러나 헤도닉 모형의 경우 각 중심에서부터의 거리를 나타내는 변수 이외의 주택가격을 결정하는 주요 변수들을 통제변수로 도입해야 한다는 전제조건이 충족되어야만 한다. 이것이 충족되지 않는다면, 통제변수 중 주요한 변수 생략으로 편의(bias)가 발생할 문제가 있다(이창무·김진유, 2004).

예를 들어 도심으로부터의 거리가 멀어질수록 주택규모가 감소하는 한 도시가 있고, 이와 동시에 주택의 크기가 작아짐에 따라 주택가격이 하락하는 효과가 존재한다고 하자. 이러한 도시를 대상으로 한 헤도닉 모형에서 주택의 크기가 독립변수에서 제외된 경우, 도심으로부터 거리에 따른 주택가격 하락 비율의 추정치는 실제값 보다 지나치게 과장될 수 있다. 따라서 기존 연구에서처럼 헤도닉 모형을 이용하여 거리경사계수를 추정할 경우, 통제변수에 따라 그 결과가 상이하게 도출될 가능성이 크며, 주요 통제변수를 관찰할 수 없을 시 추정결과에 대한 신뢰도가 손상될 수 있음을 지적하였다(이창무·김진유, 2004).

반면 반복매매모형은 통제변수의 생략으로 인한 오류를 원천적으로 배제하므로 편의를 크게 염려할 필요가 없다. McMillen(2003)은 위와 같은 점에 착안하여, 미국 시카고주를 대상으로 주택가격경사계수의 시계열적인 변화를 분석하였다. 그는 표준반복매매모형에 시간터미와 도심으로부터의 거리의

상호작용항을 도입한 수정반복매매모형으로 상대적인 가격경사계수를 추정하였다(이창무·김진유, 2004).

국내에서도 수정반복매매모형을 시도하여 도시공간구조의 변화나 건물 또는 시설의 영향력 변화를 추정하고자 노력하였다(이창무·김진유, 2004; 김진유·이창무, 2004; 김진유·이창무, 2005; 김태호·이창무, 2006; 성현곤·김진유, 2011; 최성호·지규현, 2012; Lee et al., 2018). 그러나 이들 대부분은 주택의 매매가격이나 임대료에 영향을 미치는 것을 전제로 분석할 뿐, 상업용부동산의 경우 오피스텔에 한정된 최성호·지규현(2012)의 연구 외에는 전무한 상황이다. 하지만 이들의 연구에서 분석대상으로 고려한 오피스텔은 업무용과 주거용으로 명확하게 구분되지 못하여, 실질적으로 상업용부동산의 도시공간구조 변화에 관한 연구는 거의 없다고 볼 수 있다.

따라서 본 연구는 이전 선행연구들이 횡단면 분석을 통해 정태적인 상황을 설명하는데 그쳐 시간적 흐름에 따른 변화 양상 규명이 미흡했던 점에 주목한 바, 상업용부동산 중 과거 10년간의 오피스 빌딩의 임대료 시세를 이용해 도시공간구조 변화 행태가 어떻게 나타나는지를 시계열적으로 살펴보고, 나아가 권역 및 규모별 하위시장 간 영향력 차이를 상호 비교함으로써 현상을 해석하고자 한다.

### 3. 분석의 틀

#### 3.1 방법론

본 연구의 방법론으로 차용한 수정반복매매모형은 다음과 같이 설명할 수 있다. 먼저 오피스 빌딩  $i$ 의  $t$ 시점의 가격  $\ln P_{i,t}$ 은 아래 식의 헤도닉 특성가격 함수로 나타낼 수 있다. 식에서  $j$ 는 오피스 빌딩을 구성하는  $j$ 번째 특성을 뜻하며,  $X_{i,j,t}$ 는  $t$ 시점의  $j$ 번째

특성을 가진 주택  $i$ 의 고유 특성값(Eigen Value)에 해당한다. 또한  $j$ 번째 특성의  $t$ 시점의 영향력은  $\beta_{j,t}$ 가 되며, 시간적인 특성은  $\delta_t$ 가 된다. 마지막으로 고려하지 못한 특성은 나머지 값인 오차항  $\epsilon_{i,t}$ 으로 남게 된다. 이를 헤도닉 특성가격모형(Hedonic Price Model)이라 하며, 다음 식은  $t=1$ 일 때의 특성가격 모형에 관한 식이다.

$$\ln P_{i,1} = \sum_{j=1}^k \beta_{j,1} X_{i,j,1} + \delta_1 + \epsilon_{i,1} \quad (1)$$

만약 고유 특성값이 시간에 따라 변하지 않는다면  $X_{i,j,t}$ 는  $X_{i,j}$ 가 되며,  $k$ 번째 특성변수만 시간에 따라 영향력이 변화하고 다른 변수들은 영향력이 변화하지 않는다고 가정할 때, 시점  $t=f$ 인 가격은 식 (1)에서 다음과 같이 시점터미변수가 포함된 식 (2)로 나타낼 수 있다. 이 때  $k-1$ 번째까지의 특성값의 영향력은 시간에 따라 변화하지 않기 때문에,  $\beta_j$ 로 표현이 가능하다. 또한 시점터미변수  $D_{i,t}$ 는  $t=f$ 일 때 1의 값을 가지고, 나머지 시점에는 0의 값을 가진다.

$$\ln P_{i,f} = \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j X_{i,j} + \left( \beta_{k,1} + \sum_{t=2}^T \lambda_t D_{i,t} \right) X_{i,k} + \left( \delta_1 + \sum_{t=2}^T \gamma_t D_{i,t} \right) + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

두 번째 거래되었을 때의 가격 역시 식 (3)과 마찬가지로 표현이 가능하며, 이 때 시점  $t=s$ 일 때 터미변수가 1의 값을, 나머지는 0의 값을 가지게 된다.

$$\ln P_{i,s} = \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j X_{i,j} + \left( \beta_{k,1} + \sum_{t=2}^T \lambda_t D_{i,t} \right) X_{i,k} + \left( \delta_1 + \sum_{t=2}^T \gamma_t D_{i,t} \right) + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

식 (3)에서 식 (2)를 차감하게 되면 두 식에서 같은 값을 가진  $\sum_{j=1}^{k-1} \beta_j X_{i,j}$  과  $\beta_{k,1} X_{i,k}$ ,  $\delta_1$ 의 값은 제외되고, 다음 식 (4)와 같이 나타난다.

$$\begin{aligned} & \ln P_{i,s} - \ln P_{i,f} \\ &= \sum_{t=2}^T \lambda_t D_{i,t} X_{i,k} + \sum_{t=2}^T \gamma_t D_{i,t} + e_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

단, 이때 시점더미변수  $D_{i,t}$ 는 첫 번째 거래되었을 시점  $t=f$ 에는 -1, 두 번째 거래되었을 시점  $t=s$ 에는 1의 값을 가지며, 그 이외의 시점에서는 0의 값을 가진다. 따라서 위 식 (4)를 통해 추정되는 계수  $\lambda_t$ 와  $\gamma_t$ 는 각각  $t=1$  시점 대비  $k$ 번째 특성값의 영향력 및 시점특성 변화를 의미하게 된다.

이처럼 본 연구는 개별 오피스 빌딩으로부터 핵심 권역까지의 가격경사계수의 변화를 구하기 위해 수정반복매매모형을 활용하였다. 기존 선행연구의 경우, 단일 핵심권역이 아니라 도심권과 강남권, 여의도권의 다핵 핵심권역을 대상으로 하는 것이 주를 이룬다. 따라서 본 연구 역시 이들 3대 핵심권역을 타겟으로 핵심권역별 가격경사계수의 변화를 파악하기 위해, 식 (4)를 다음의 식 (5)와 같이 변형하였다. 특이할 점은 상호작용항(Interaction Term)으로 오피스 빌딩  $i$ 의 ‘핵심권역까지 거리( $Dist_i^{cbd}$ ,  $Dist_i^{gbl}$ ,  $Dist_i^{hbl}$ ) × 시점더미변수’가 고려되었다. 이때 ‘핵심권역까지 거리’ × ‘시점더미변수’에 의해 추정된 계수는 핵심권역별 거리에 따른 가격경사계수의 변화로 해석된다.

$$\begin{aligned} \ln \frac{P_{i,s}}{P_{i,f}} &= \sum_{t=2}^T \alpha_t D_{i,t} \\ &+ \sum_{t=2}^T \beta_t D_{i,t} Dist_i^{cbd} + \sum_{t=2}^T \gamma_t D_{i,t} Dist_i^{gbl} \\ &+ \sum_{t=2}^T \delta_t D_{i,t} Dist_i^{hbl} + e_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

한편 종속변수가 첫 번째 가격과 두 번째 가격의 차이로 구성되어 있기 때문에, 모형에 고려되는 자료는 2번 이상 복수 거래되는 자료만 해당한다. 그리고 만약 2번 이상인 3번 거래되었을 경우 1번째와 2번째 거래가격의 차이가 하나의 자료로, 2번째와 3번째 거래가격의 차이가 또 하나의 자료로 구성된다. 수정반복매매모형과 달리 일반반복매매모형 또는 표준반복매매모형은 특성에 따른 계수의 변화가 없다고 가정하고 있으며, 식 (6)과 같이 표기된다.

$$\ln P_{i,s} - \ln P_{i,f} = \sum_{t=1}^T \theta_t D_t + e_{i,t} \quad (6)$$

본 연구에서는 위에 언급한 수정반복매매모형의 방법론을 이용하여 서울 오피스 빌딩의 임대료 시세로 가격경사계수의 변이를 추정해 최근 10년간 도시공간구조 행태를 점검해보고, 권역 뿐만 아니라 규모별로도 구분하여 세부 하위시장별 가격경사계수의 변화를 함께 분석하고자 한다.

### 3.2 변수 선정 및 기초통계량

지금까지 도시계획분야에서는 오랫동안 공간구조 변화를 탐색·식별하는데 인구, 토지이용, 고용·산업밀도, 건축물·시설 분포, 통근통행 패턴, 지가 등과 같은 여러 기능적 요소들이 중심성 측정에 대증적으로 사용되어 왔다(송기욱 외, 2021). 본 연구에서는 기존 연구와 차별성을 확보하고자 경제적 특성을 대변하는 변수로 지가동향 외 오피스 임대료 지표를 새로운 인자로 도입하였다. 일례로 지가의 일부인 매매가격을 검토하였으나 현 상태의 사용가치 뿐만 아니라 향후 시장에 대한 기대와 투자가치도 포함되기 때문에, 도시공간구조가 어떻게 변화하는지 살펴보기에 적절하지 않다.

따라서 이 문제를 해소하고자 지가나 매매가격 대신 사용가치가 고려된 임대가격 자료를 이용하였다.

서울시 오피스 임대자료를 2010년 1분기부터 2019년 4분기까지 10년간이며, 분기별로 PM사들의 임대차(Leasing)팀이 공개하는 임대안내문의 빌딩별 임대료 시세를 활용하였다. 임대안내문에는 오피스 빌딩의 경제적 속성인 단위면적당 보증금, 임대료, 관리비에 대한 정보가 담겨 있다. 오피스는 3,306m<sup>2</sup> (1천평) 이상을 대상으로 매분기마다 550개 이상의 자료가 취합되었는데, 이지스자산운용(2020)의 보고서에서 절반 수준인 1,818m<sup>2</sup> 이상의 서울시 오피스 재고(Stock)가 3,500동인 점을 고려하면 대표성을 가지기에 충분한 것으로 여겨진다.

우선 국내 오피스 시장의 임대료는 식 (5)에서 보는 것처럼 보증금(Deposit)과 월임대료(Monthly Rent), 관리비(Management Fee)의 3가지로 구분되는 바, 가격을 단일화하는 작업이 필요하다. 보증금의 경우 일반적으로 전월세전환율을 이용하여 월임대료로 전환하지만, 10년의 기간 동안 전환율을 조사하기에는 많은 비용과 시간 제약이 뒤따른다. 또한 보증금 비중이 주택보다 낮아 전환하더라도 그 금액이 높지 않아 편의상, 국고채 5년 금리를 이용하여 월임

대료로 전환하였다. 이렇게 단일화된 환산임대료  $R_t^0$ 는 다음 식 (7)과 같이, 보증금  $D_t$ 을 국고채 5년 금리  $r_t$ 를 이용하여 월세로 전환한 임대료에 월임대료  $R_t$ 와 관리비  $M_t$ 를 포함하여 산정하였다.

$$R_t^0 = D_t/12 \times r_t + R_t + M_t \quad (7)$$

하단에 기술한 Table 1은 서울시 오피스 빌딩의 연도별 보증금과 월임대료, 관리비, 그리고 산식에 의해 환산임대료를 산출한 기초통계량(Descriptive Statistics) 결과를 보여준다. 가장 최근에 근접한 2019년의 환산임대료는 연간 1.1% 상승한 92,347원을 기록하였으나, 물가상승률 수준보다 낮은 편이었다. 세부적으로 보증금은 75만원/3.3m<sup>2</sup> 전후로 등락을 거듭하며 거의 변동이 없는 가운데, 월임대료와 관리비의 연간 상승률 범위는 각각 약 1.2~1.4%로 꾸준히 인상함을 알 수 있다. 이러한 현상은 주택과 다르게 오피스 전세시장이 발달하지 못하였고, 오히려 임대인에게 비선호되는 투자심리를 간접적으로 엿볼 수 있다.

**Table 1.** Descriptive Statistics of Deposit, Monthly Rent, Management fee and Converted Monthly Rent in Seoul Office Market

Year (t)	Deposit	Monthly Rent	Management Fee	Converted Monthly Rent
2010	754,777	54,949	26,381	84,020
2011	755,483	56,085	26,456	84,994
2012	761,506	57,319	27,048	86,422
2013	756,743	58,615	27,476	87,983
2014	752,392	59,222	27,862	88,863
2015	749,993	59,666	28,123	89,024
2016	749,617	59,905	28,302	89,165
2017	751,066	60,543	28,443	90,242
2018	752,958	61,167	28,790	91,407
2019	755,925	62,072	29,272	92,347
Annual Growth Rate	0.0%	1.4%	1.2%	1.1%

\* Note: unit won/3.3m<sup>2</sup>

다음으로 본 연구는 이창무·김진유(2004)의 연구와 같이, 서울 오피스 시장의 도시공간구조를 다핵으로 가정된 후 가격경사계수의 영향력을 파악하고자 하였다. 이를 위해 3대 핵심권역은 도심권(CBD), 강남권(GBD), 여의도권(YBD)으로 나누고,<sup>1)</sup> 도심권은 종로구와 중구, 강남권은 강남구와 서초구, 여의도권은 여의도동을 권역범위로 하였다. 그리고 핵심권역까지의 거리는 핵심권역 내 중심점(Centroid)을 지정하여 개별 오피스 빌딩과 중심점 간의 거리를 계산하였다.

권역별 중심점은 최성호·지규현(2012)의 직장 중심지를 토대로 도심권은 을지로3가역, 강남권은 테헤란로 중심인 역삼역 1번 출구, 여의도권은 여의도 우체국으로 선정하였다. 특히 도심권의 중심점을 서울시청역이라 인식하기 쉬우나, 역사적 유산인 덕수궁과 서울광장, 서울시청이 자리하고 있어 순수 고용 중심지라 보기에 어려울 뿐더러 도심권 임대료 수준 또한 을지로3가역보다 낮게 형성되어 을지로3가역을 도심권의 중심점으로 선정하였다. 임대료가 조사되는 개별 오피스 빌딩에서 핵심권역별 중심점까지의 거리는 직선거리가 아닌 QGIS에 기반한 최적의 네트워크 거리를 말한다.

오피스 빌딩에서 권역별 3대 핵심권역까지의 거리에 관한 기초통계량은 다음 Table 2와 같다. 분석 결과, 개별 오피스 빌딩에서 중심지간의 평균거리는

CBD가 7.95km로 가장 짧는데 반해, GBD는 11.04km로 길었다. 표준편차 또한 이러한 양상이 동일하게 관측된 것으로 미루어, CBD가 타 권역에 비해 평균에 근접하게 모여 분포상태가 고르며, 좁은 공간에 오피스가 많이 공급된 것으로 해석된다.

## 4. 실증분석

### 4.1 권역별 가격경사계수 변화

본 연구에서 활용한 수정반복매매모형의 설명력이나 적합도(R-square)가 상당히 낮게 추정되는데, 이는 반복매매모형의 태생적인 특성에 기인한다. 반복매매모형은 우선 변수 또는 변수의 영향력 통제(Quality Control)를 위해 식 (5)와 같이 동일 부동산을 대상으로 거래쌍(Pair) 또는 상승률을 만들어 분석하기 때문에, 설명력이 낮아진다.

이 연유로 반복매매모형의 대표적인 지표라 할 수 있는 반복매매지수는 설명력이 아닌 표준오차(Standard Error: S.E.)로 적합성이 판단된다(송영선 외, 2020; 류강민·송기욱, 2021). 이는 변수인 시점더미가 유의함이 지표의 유의성이 아닌 기준시점 대비 가격이 유의하게 상승했다는 것을 내포하기 때문이다. 예를 들어 가격 상승이 높지 않은 시장에서 반복매매지수를 산정하면 설명력은 0에 수렴하는데, 기준시점 대비 가격이 거의 상승하지 않아 계수가 유의하게 나오지 않았기 때문이다.

수정반복매매모형을 이용하여 통계적으로 유의한 권역별 가격경사계수 추정결과는 Table 3과 같이 나타났다.<sup>2)</sup> 가격경사계수(Relative Price Gradient)는 일반적으로 거리가 멀어질수록 가격이 하락하는 기울기이므로 음(-)의 값을 가지며, 그 절대값의 크기는 거리가 멀어질 때 더 크게 가격이 하락함을 뜻

**Table 2.** Descriptive Statistics of Distance from Office Building to Major Business District

Distance	Mean	S.D.	Min	Max
CBD	7.95	4.66	0.08	27.60
GBD	11.04	5.91	0.13	31.60
YBD	8.03	5.33	0.25	23.20

\* Note: unit km

1) 학술적인 연구의 경우 오피스 임대료 뿐만 아니라 매매가격 결정요인 분석을 해도닉 가격모형으로 분석할 때, 도심권과 강남권, 여의도권역을 더미변수로 고려하여 핵심권역이 아닌 기타 지역과 차이가 나타남을 언급하였다.

2) 지면상 1분기의 추정결과만 수록하였으며, 분기별 추정결과는 부록을 참고하기 바란다.



한다. 따라서 기준시점을 0으로 바라본 상대적인 가격경사계수의 변화가 음으로 절대값이 커질수록 해당권역의 영향력이 크다는 의미로 해석된다.

세부적으로 도심권역의 추정계수를 보면 뚜렷한 방향성의 추세가 보이지 않으며, 계수값도 크게 변하지 않아 도심권 영향력이 2010년과 비슷한 수준임을 알 수 있다. 반면에 강남권역은 추정계수가 -0.0003에서 -0.0083으로 지속적으로 하락하는 일관된 방향으로 비추어볼 때, 시간이 점차 경과할수록 영향력이 20배까지 증대하는 등 가장 민감히 반응하는 양상이다. 여의도권 또한 불과 2017년부터 추정계수가 감소하여 최근 3년간 영향력이 증가하는 추세이긴 하나, 강남보다 세기도 약하고 통계적인 유의성도 현저히 낮았다.

한편 수정반복매매모형의 추정계수(Coefficient: Coef.)는 가격경사계수의 변화를 나타낸 것으로 만약 2010년에 강남권의 가격경사계수가 -0.01이라

면, 2019년에는 추정계수 -0.0083을 합한 -0.0183을 말한다. 종속변수가 로그변환(Log)한 임대료 변동률이고, 독립변수가 거리(km) 단위이므로 2010년에 도심권에서 거리가 1km 멀어질 때 임대료가 -1.0% 감소했다면, 2019년에는 거리가 1km 멀어질 때 임대료가  $\exp(-0.0183)$ -1의 값인 -1.81% 감소한다는 의미이다. 여의도권은 2017년부터 감소하여, 2019년에는 거리가 1km 멀어질 때, 가격경사계수가 2000년 대비 -0.02%p 하락하였다.

다음 Fig. 2의 권역별 가격경사계수의 변화를 살펴보면, 강남권의 가격경사계수 변화는 음(-)의 값을 가지며, 절대값 크기가 지속적으로 증가하여 영향력이 강해지고 있다. 여의도권은 2017년부터 영향력이 소폭 증가하는 추세이나 강남권보다 약하며, 도심권은 기울기가 완만한 일직선의 편평한 형태로서 변동이 미약한 것으로 나타나고 있다. 즉 전통적인 도심을 탈피하여 강남과 여의도권으로 확장하여

**Table 3.** Regression Result of Seoul Office Building by District using Repeat Sales Model

Variable	Distance (km)					
	CBD		GBD		YBD	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
2010	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-
2011	0.0000	0.0007	-0.0003	0.0006	0.0005	0.0006
2012	0.0004	0.0009	-0.0017**	0.0008	0.0000	0.0008
2013	-0.0002	0.0010	-0.0025**	0.0009	0.0002	0.0009
2014	0.0009	0.0011	-0.0032***	0.0009	-0.0003	0.0009
2015	0.0006	0.0012	-0.0037***	0.0010	0.0004	0.0010
2016	-0.0002	0.0013	-0.0050***	0.0010	0.0004	0.0010
2017	0.0003	0.0014	-0.0065***	0.0011	-0.0004	0.0011
2018	0.0004	0.0015	-0.0075***	0.0011	-0.0014	0.0012
2019	-0.0001	0.0016	-0.0083***	0.0012	-0.0020	0.0013
R-square			0.0218			
Adj. R <sup>2</sup>			0.0167			
Number of Sample			30,086			

\* Note: The exact time of each year in the first quarter

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

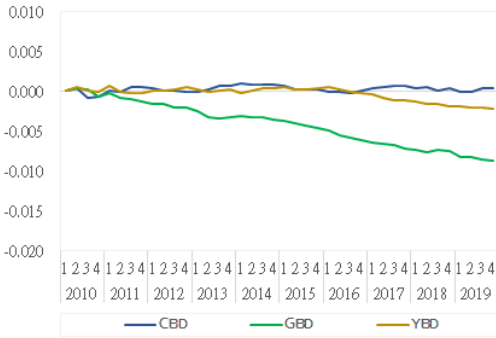


Fig. 2. Relative Gradients of Seoul Office Building by District

\* Note: 2010.1Q = 0

역할이 부각되는 것으로 드러난다. 이러한 현상은 기업들이 공간적으로 분산 집중화(Decentralized Concentration)가 점차 가속화됨을 의미하며, 입차인 간 네트워크 요소를 중시 여기는 경향과 밀접한 것으로 추측된다.

#### 4.2 규모별 가격경사계수 변화

앞서 언급하였듯이, 권역 이외에도 오피스 빌딩 하위시장을 구분하는 주요한 결정인자로서 규모를 손꼽을 수 있다. 규모의 분류기준은 16,529m<sup>2</sup>(5천평) 미만을 소형, 16,529m<sup>2</sup>~33,058m<sup>2</sup>(5천~1만평) 미만의 중형, 33,058m<sup>2</sup>(1만평) 이상의 대형으로 구분해, 규모별 도시공간구조의 변화를 살펴보았다.

먼저 소형빌딩의 경우 전체 자료를 대상으로 할 때보다 가격경사계수의 변동이 작았다. 강남권과 여의도권은 2016년부터 계수의 하락추세가 뚜렷하게 나타나 영향력이 증가한 반면, 2019년에는 영향력의 변화가 미미하였다. 도심권의 경우 강남권, 여의도권과 다르게 2015년부터 영향력이 감소한 점에 비추어볼 때, 도심권과 기타 핵심권역 사이에 경쟁이 존재하는 것으로 판단된다. 공통적으로 소형빌딩의 특징은 2011년에서 2015년까지의 3대 핵심권역의 영향력이 비교적 큰 변화없이 일정한 수준을 유지한

것이라 볼 수 있다.

다음으로 중형 오피스 빌딩은 소형과 비슷한 추세를 보이거나 도심권의 영향력은 감소하며, 강남권과 여의도권역의 영향력은 증가해 대조를 이루었다. 또한 도심권과 기타 핵심권역의 가격경사계수의 영향력 변화가 반비례 관계가 성립됨으로써 소형빌딩과 마찬가지로 서로 경쟁대상임이 입증되었다.

마지막으로 대형 오피스 빌딩은 소형이나 중형과 다른 도시공간구조의 변화를 보이는데, 도심권과 강남권, 여의도권의 3대 핵심권역 영향력 모두 지속적으로 증가하고 있는 추세임을 관찰할 수 있다. 또한 소형 및 중형 빌딩과 달리 여의도 보다 도심권의 가격경사계수 하락추세가 좀 더 심하게 나타나 도심권의 영향력이 여의도권보다 크게 작용하였다.

정리하자면, 규모에 상관없이 전체 오피스 빌딩을 대상으로 한 가격경사계수 변동을 살펴본 결과 도심권은 큰 변화가 없는 반면, 강남권과 여의도권은 하락하는 추세를 가져 쇠퇴하거나 상대적으로 도심의 성장이 이루어진 것으로 추측된다. 이러한 경향은 시점 및 부동산 유형의 차이에도 불구하고, 김태호·이창무(2006)가 주장한 유사한 결과를 재확인하였다.

이를 권역에서 규모별로 세분화하면, 도시공간구조의 변화는 규모에 따라서도 다른 차별적인 양상이 전개되는 하위시장(Sub-market)이 존재함을 발견할 수 있었다(Table 4 참조). 중형과 소형의 경우 도심권의 영향력이 감소한 반면, 강남권과 여의도권은 증가세로 상반되었다. 즉 이러한 현상은 하단의 Table 5와 같이 권역별 반비례의 상관성(Correlation)이 성립하는 흥미로운 결과로 설명될 수 있다. 짐작컨대 핵심권역 사이에 경쟁관계로 인해 도심권의 쇠퇴와 강남, 여의도권의 성장이 도시공간구조상에서 일부 나타난 것으로 점쳐진다. 최근 「2030 서울도시기본계획」에서 서울시 중심지 체계가 기존 1도심에서 3도심의 다핵구조로 전환된 것도 이러한 맥락속에서 이해될 수 있다.

Table 4. Regression Result of Seoul Office Building by District and Size using Repeat Sales Model

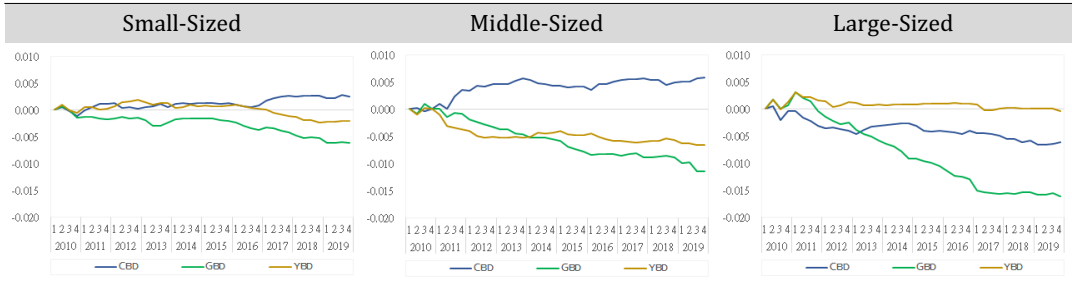
Variable	Distance (km)																			
	Small-Sized				Middle-Sized				Large-Sized											
	CBD	S.E.	Coef.	S.E.	YBD	Coef.	S.E.	GBD	Coef.	S.E.	YBD	Coef.	S.E.	GBD	Coef.	S.E.	YBD	Coef.	S.E.	
2010	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-
2011	-0.0001	0.0010	-0.0014	0.0009	0.0005	0.0008	0.0009	0.0012	0.0000	0.0010	-0.0011	0.0010	-0.0004	0.0012	0.0031**	0.0014	0.0031**	0.0014	0.0031**	0.0014
2012	0.0013	0.0013	-0.0016	0.0011	0.0006	0.0011	0.0034**	0.0016	-0.0020	0.0014	-0.0041**	0.0013	-0.0036**	0.0016	-0.0014	0.0019	0.0014	0.0019	0.0014	0.0019
2013	0.0004	0.0015	-0.0019	0.0013	0.0013	0.0012	0.0045**	0.0019	-0.0038**	0.0016	-0.0052***	0.0015	-0.0046**	0.0019	-0.0039*	0.0022	0.0010	0.0022	0.0010	0.0022
2014	0.0011	0.0017	-0.0018	0.0014	0.0004	0.0014	0.0053***	0.0020	-0.0052**	0.0017	-0.0052***	0.0017	-0.0030	0.0021	-0.0065***	0.0024	0.0006	0.0024	0.0006	0.0024
2015	0.0012	0.0018	-0.0016	0.0014	0.0008	0.0014	0.0043**	0.0022	-0.0059***	0.0018	-0.0041**	0.0019	-0.0031	0.0023	-0.0093***	0.0026	0.0007	0.0027	0.0007	0.0027
2016	0.0009	0.0019	-0.0023	0.0015	0.0009	0.0014	0.0034	0.0024	-0.0085***	0.0018	-0.0045**	0.0021	-0.0042*	0.0025	-0.0115***	0.0027	0.0009	0.0029	0.0009	0.0029
2017	0.0016	0.0021	-0.0033**	0.0016	0.0000	0.0015	0.0054**	0.0026	-0.0085***	0.0019	-0.0059***	0.0023	-0.0045*	0.0026	-0.0151***	0.0029	0.0007	0.0030	0.0007	0.0030
2018	0.0025	0.0023	-0.0048**	0.0017	-0.0014	0.0016	0.0054**	0.0027	-0.0089***	0.0020	-0.0058**	0.0024	-0.0056**	0.0027	-0.0156***	0.0031	0.0002	0.0032	0.0002	0.0032
2019	0.0022	0.0025	-0.0061***	0.0018	-0.0022	0.0017	0.0050*	0.0029	-0.0099***	0.0021	-0.0063**	0.0026	-0.0067**	0.0029	-0.0159***	0.0032	0.0000	0.0034	0.0000	0.0034
R-square	0.0200				0.0506				0.0699											
Adj. R2	0.0099				0.0294				0.0474											
Number of Sample	15,334				7,141				7,611											

\* Note: The exact time of each year in the first quarter

\*\*p&lt;0.1, \*\*\*p&lt;0.05, \*\*\*\*p&lt;0.01

**Table 5.** Correlation Coefficient between Relative Gradients of Major Business Districts

Size	Small		Middle		Large	
District	GBD	YBD	GBD	YBD	GBD	YBD
CBD	-0.800	-0.717	-0.781	-0.941	0.844	0.607
GBD	-	0.801	-	0.823	-	0.684



\* Note: 2010.1Q = 0

**Fig. 3.** Relative Gradients of Seoul Office Building by District and Size

대형 오피스 빌딩의 경우 모든 핵심권역의 가격경사계수가 감소세이며, 권역별 상관계수 또한 모두 양(+)의 관계인 것으로 나타나 각 핵심권역의 영향력이 증가한 것으로 해석된다(Fig. 3 참조). 이와 같은 규모별 도시공간구조 변화의 차이는 권역 간의 투자매력도나 산업 경쟁구도 차이, 임차인의 특성에 상당 부분 기인할 확률이 크다. 다시 말해 소형 및 중형에 임차하는 임차인의 경우 도심권 보다 강남권, 여의도권으로 이전을 원하는 선호가 증가했다고 볼 수 있다. 반면에 대형빌딩에 임차를 희망하는 임차인은 비핵심권역인 기타지역의 임차보다 핵심권역의 임차선호경향이 더욱 높아졌다고 평가할 수 있다.

## 5. 결론

본 연구는 글로벌 금융위기 이후 2010년부터 2019년까지 10년간의 서울시 오피스 빌딩의 분기별 임대료 자료를 이용해 도시공간구조의 시계열적 양상을 살펴보고자, 수정반복매매모형 방법론으로 가격경사계수의 추이를 통해 핵심권역과 규모별 영

향력 변화 및 주요 특징을 도출하였다. 본 연구의 주된 분석결과를 요약하면, 크게 다음과 같이 요약 정리할 수 있다.

첫째, 권역별 특징으로는 강남권과 여의도권의 강세, 도심권의 약세로 집약된다. 이 중에서도 강남권의 영향력이 가장 크게 증가하며, 두드러진 성장을 보였다. 여의도권도 2016년 부터 완만한 증가세를 기록하나, 도심권은 변동성이 거의 없었다. 이는 도시공간구조 상에서 강남권과 여의도권의 성장이 가속화되는데 반해, 중추적 역할을 담당했던 도심권은 별다른 증감 없이 정체되고 있는 대조적 상황임을 뜻한다. 즉 전통적인 도심권 외 강남권과 여의도권이 새로운 핵으로 부상하여 기능 분화가 심화되었으며, 1도심에서 3도심으로 달라진 고용 중심지 체계의 위상을 엿볼 수 있다. 그리고 이는 「2030 서울도시기본계획」에 3개 핵을 주축으로 설정한 공간다각화 전략과도 정확히 일치한다.

둘째, 동일 규모 내에서도 권역별의 움직임은 각각 다르게 나타나, 비동질적인 시장임을 여실히 보여준다. 규모별 도시공간구조의 변화는 강남권의 영향력

이 가장 크게 증가한 것은 동일하지만, 소형과 중형 빌딩의 경우 도심권과 기타 핵심권역 사이에 상관성이 낮은 반비례 관계를 형성하였다. 이는 핵심권역이 상호 간의 경쟁으로 인해 강남권과 여의도권의 영향력은 증가하고, 반대로 도심권의 영향력은 감소한 것으로 해석된다. 한편 대형빌딩은 권역별 영향력이 소형과 중형빌딩의 영향력과 다르게 모든 핵심권역의 영향력이 일제히 감소하는 양태를 띄어 집중이 더욱 빠르게 이루어진 것으로 판단된다. 이러한 규모별 도시공간구조 변화의 차이는 권역 간의 투자 매력도나 산업 경쟁구도, 하위시장 내 임차인의 신용도 및 선호도와 깊은 관련성이 있음을 시사해준다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 기존 오피스 시장에서 다루어지지 않았던 도시공간구조 변화를 임대료를 통해 실증분석하였으며, 가격경사계수의 변화를 추정하기 위해 수정반복매매모형을 적용한 방법론 제시라는 점에서 학술적 의의를 가진다고 볼 수 있다. 본 연구에서 제시한 수정반복매매모형은 도시공간구조 변화를 파악하는데 적합한 모형의 대안이 될 수 있을 뿐만 아니라, 기존 주택에만 한정된 대상에서 오피스 임대시장으로 확장한 시초적인 연구라는 점에서 미래 도시공간구조의 변화를 합리적으로 예측할 수 있는 가능성을 충분히 확인할 수 있었다.

그러나 실제 임대료 계약체결 자료가 아니라, 호가 임대료 자료를 이용하였다는 점에서 태생적인 한계를 지닌다. 특히 글로벌 금융위기 이후부터 보편적으로 등장하기 시작한 렌트프리(Rent Free) 현상 등으로 호가임대료와 실질임대료의 차이가 발생하여, 실제 시장 트렌드를 반영하지 못하여 결과가 일부 왜곡될 수 있는 점은 후속 과제로 남겨두고자 한다.

## 참고문헌

1. 강창덕(2011), "서울시 토지가격의 시공간 구조 연구 (1996~2007): 지가함수와 공간통계의 적용과 해석", 『부동산연구』, 21(3): 9~29.
2. 김진유·이창무(2004), "Dynamic Change of Spatial Structure in Seoul: 1993-2004", 『국토계획』, 39(5): 191~205.
3. 김진유·이창무(2005), "어메니티요소가 주택가격에 미치는 영향력의 시계열적 변화", 『국토계획』, 40(1): 59~74.
4. 김태호·이창무(2006), "그린벨트 및 주택의 어메니티 요소가 주택임대료에 미치는 영향력의 시계열적 변화", 『국토계획』, 41(5): 61~79.
5. 류강민·송기욱(2020), "반복매매모형을 활용한 서울시 오피스 벤치마크 가격지수 개발 및 시험적 적용 연구", 『LHI Journal』, 11(2): 33~46.
6. 류강민·송기욱(2021), "실거래가를 이용한 서울시 오피스텔 가격지수 산정에 관한 연구", 『LHI Journal』, 12(2): 33~45.
7. 성현곤·김진유(2011), "수정반복매매모형을 활용한 시설접근성의 변화가 주택가격 변화에 미치는 영향 분석: 지하철 9호선을 중심으로", 『대한토목학회논문집』, 31(3D): 477~487.
8. 송기욱·윤병훈·남집(2021), "Analysis on the change pattern and dynamic characteristics of location centrality in K-REITs' underlying assets using the spatial statistical model", 『국토계획』, 56(1): 67~91.
9. 송미령(1997), "서울 공간구조의 변화와 특징: 1980년-1990년 고용과 사무실공간의 분포를 중심으로", 『국토계획』, 32(4): 209~228.
10. 송영선·윤명탁·이창무(2020), "아파트 하위시장 실거래가 지수 산정방식 비교 연구", 『부동산분석』, 6(3): 1~19.
11. 이창무·김진유(2004), "반복매매모형을 활용한 서울시 도시공간구조 변화분석", 『서울도시연구』, 5(1): 163~176.
12. 원광희(1997), "지가형성이 도시공간구조에 미치는 영향", 『충북개발연구』, 8(1): 79~97.
13. 정경숙(2018), "주택가격모형을 이용한 도시공간구조 변화분석: (통합)창원시 사례", 『한국지방자치학보』, 30(1): 163~190.
14. 정경숙(2021), "도시공간구조 변화 연관성 분석: 7대 특·광역시를 중심으로", 『경제연구』, 39(1): 161~182.
15. 채미옥(1998), "접근성 및 입지요인을 고려한 서울시 지가의 공간적 분포특성", 『국토계획』, 33(3): 95~114.
16. 최성호·지규현(2012), "오피스텔과 직장중심지 관계의 시계열적 변화", 『부동산학연구』, 18(4): 41~53.
17. 허윤경·이주영(2009), "울산의 도시공간구조 변화

- 분석: 1995~2005년 인구밀도·고용밀도·지가를 중심으로, 「국토계획」, 44(2): 111~121.
18. Alonso, W. (1966), "Location and Land Use: toward a general theory of land rent", East-west Center Edition.
  19. Craig, S. G. and Ng, T., Pin (2001), "Using quantile smoothing splines to identify employment subcenters in a multicentric urban area", *Journal of Urban Economics*, 49: 100~120.
  20. Gordon, P., H. W., Richardson and H. L., Wong (1986), "The distribution of population and employment in a polycentric city: The case of Los Angeles", *Environment and Planning*, 18(2): 161~173.
  21. Hoover, E. M. (1970), *The Evolving Form and Organization of the Metropolis*, John Hopkins University Press, Baltimore.
  22. Lee, C. M., K. M., Ryu, K. J. Choi and J. Y. Kim (2018), "The dynamic effects of subway network expansion on housing rental prices using a repeat sales model", *International Journal of Urban Sciences*, 22(4): 1~17.
  23. McMillen, D. P. (2003), "The return of centralization to Chicago: Using repeat sales to identify changes in house price distance gradients", *Regional Science and Urban Economics*, 33: 287~304.
  24. Mills, E. S. (1972), *Studies in the Structure of the Urban Economy*, John Hopkins University Press, Baltimore.
  25. Muth, R. F. (1969), "Cities and Housing", University of Chicago Press, Chicago.
  26. Plaut, P. O. and S. E. Plaut (1998), "Endogenous identification of multiple housing price centers in metropolitan areas", *Journal of Housing Economics*, 7(3): 193~217.
  27. Savills Korea, [www.savills.co.kr](http://www.savills.co.kr)

## 요 약

오늘날 오피스 임대수요 급증에 따른 임대료 가격의 분포와 서울시 도시공간구조 변화 행태와 연관성을 띠는지에 대해 연구 필요성이 제기되고 있다. 따라서 본 연구의 목적은 오피스 가격경사계수를 토대로 영향력을 추정하고, 도시공간구조의 동태적 변화를 계량적으로 설명할 수 있는 시계열 모형을 제시하는 것이다. 이를 규명하기 위해 금융위기 이후 2010년부터 2019년말 까지 서울시를 대상으로 지난 10년간 분기별 오피스 임대료 시세를 이용하고, 실증분석 방법으로 수정반복매매모형을 채택하였다. 본 연구의 주된 결과를 간단히 요약·정리하면 다음과 같다. 첫째, 권역별 오피스 가격경사계수 추정결과, 공통적으로 도심권은 영향력 변동이 거의 없이 일정 수준을 유지한 반면, 강남과 여의도권의 영향력은 지속적으로 증가하였다. 이 사실은 전통적인 도심이 쇠퇴 또는 정체기 진입을, 강남과 여의도권은 꾸준한 성장세에 부상하며 기능 분화가 이루어져, 종전 1도심 위주의 단핵에서 3대 핵심 고용 중심지의 다핵구조로 빠르게 전환되었음을 시사한다. 요컨대 이러한 현상은 궁극적으로 기업들이 공간적으로 분산 집중화가 점차 가속화됨을 의미하며, 임차인 간 네트워크 요소를 증시 여기는 경향과도 밀접한 것으로 추측된다. 둘째, 규모별로 소형과 중형은 영향력 증감이 미미한 편이나, 대형은 영향력 증가가 뚜렷하게 관찰되어 대조적인 양상이 전개되었다. 특히 중소형은 도심권과 강남, 여의도권의 가격경사계수 영향력이 반비례가 성립되어 서로 경쟁관계인 것으로 드러났다. 즉 경제적 속성인 오피스 임대료 지표로 살펴본 도시공간구조는 권역 외 규모별로도 각기 다른 특색을 지닌 이질적인 하위시장이 여실히 존재함을 알 수 있다. 아마도 규모별 도시공간구조 변화 차이는 권역 간 투자매력도나 산업 경쟁구도, 임차인의 신용도 및 선호 특성에 상당 부분 기인한 것으로 해석된다. 결론적으로 「2030 서울도시기본계획」 상의 개편된 3대 핵심권역의 서울시 중심지 체제 및 위상과 정확히 일치할 뿐더러, 다수 선행연구들이 경험적으로 주장한 가설을 뒷받침한다고 말할 수 있다. 이로써 주택 외 오피스로 조사대상을 넓히고 임대시세로 다양한 인자의 모의적용을 시도한 수정반복매매모형은 도시공간구조의 시계열적인 변화를 파악하는데 효율적이고, 대안적 접근이 될 수 있는 가능성을 충분히 확인하였다. 나아가 본 연구결과는 시장참여자들이 급변하는 대내외 환경속에서 미래 서울시 도시공간구조를 탐색·예측하고 고용 중심지를 식별함으로써, 향후 바람직한 도시성장전략을 유도하는 계획구상 및 정책수립에 도움이 될 것이다.

**주제어** : 오피스 임대료, 가격경사계수, 도시공간구조, 고용 중심지, 동태적 변화, 수정반복매매모형

**[Appendix]** Regression Results of Rent Distance Gradient in Seoul Office Building using Modified Repeat Sales Model

Variable	Coefficient	S.E	Variable	Coefficient	S.E
$D_{20102Q}$	-0.0106*	0.0055	$D_{20102Q} \times Dist^{cbd}$	0.0004	0.0003
$D_{20103Q}$	0.0031	0.0076	$D_{20103Q} \times Dist^{cbd}$	-0.0009*	0.0005
$D_{20104Q}$	0.0136	0.0091	$D_{20104Q} \times Dist^{cbd}$	-0.0008	0.0006
$D_{20111Q}$	0.0067	0.0102	$D_{20111Q} \times Dist^{cbd}$	0.0000	0.0007
$D_{20112Q}$	0.0256**	0.0110	$D_{20112Q} \times Dist^{cbd}$	-0.0002	0.0007
$D_{20113Q}$	0.0289**	0.0117	$D_{20113Q} \times Dist^{cbd}$	0.0005	0.0008
$D_{20114Q}$	0.0363***	0.0125	$D_{20114Q} \times Dist^{cbd}$	0.0004	0.0008
$D_{20121Q}$	0.0397***	0.0131	$D_{20121Q} \times Dist^{cbd}$	0.0004	0.0009
$D_{20122Q}$	0.0522***	0.0137	$D_{20122Q} \times Dist^{cbd}$	0.0001	0.0009
$D_{20123Q}$	0.0564***	0.0142	$D_{20123Q} \times Dist^{cbd}$	0.0000	0.0009
$D_{20124Q}$	0.0576***	0.0146	$D_{20124Q} \times Dist^{cbd}$	-0.0001	0.0010
$D_{20131Q}$	0.0731***	0.0150	$D_{20131Q} \times Dist^{cbd}$	-0.0002	0.0010
$D_{20132Q}$	0.0819***	0.0153	$D_{20132Q} \times Dist^{cbd}$	0.0002	0.0010
$D_{20133Q}$	0.0821***	0.0156	$D_{20133Q} \times Dist^{cbd}$	0.0007	0.0011
$D_{20134Q}$	0.0827***	0.0159	$D_{20134Q} \times Dist^{cbd}$	0.0006	0.0011
$D_{20141Q}$	0.0889***	0.0161	$D_{20141Q} \times Dist^{cbd}$	0.0009	0.0011
$D_{20142Q}$	0.0855***	0.0163	$D_{20142Q} \times Dist^{cbd}$	0.0008	0.0011
$D_{20143Q}$	0.0814***	0.0164	$D_{20143Q} \times Dist^{cbd}$	0.0008	0.0012
$D_{20144Q}$	0.0822***	0.0165	$D_{20144Q} \times Dist^{cbd}$	0.0007	0.0012
$D_{20151Q}$	0.0821***	0.0167	$D_{20151Q} \times Dist^{cbd}$	0.0006	0.0012
$D_{20152Q}$	0.0931***	0.0168	$D_{20152Q} \times Dist^{cbd}$	0.0002	0.0012
$D_{20153Q}$	0.0962***	0.0169	$D_{20153Q} \times Dist^{cbd}$	0.0002	0.0012
$D_{20154Q}$	0.0975***	0.0169	$D_{20154Q} \times Dist^{cbd}$	0.0002	0.0013
$D_{20161Q}$	0.1034***	0.0170	$D_{20161Q} \times Dist^{cbd}$	-0.0002	0.0013
$D_{20162Q}$	0.1102***	0.0173	$D_{20162Q} \times Dist^{cbd}$	-0.0001	0.0013
$D_{20163Q}$	0.1159***	0.0177	$D_{20163Q} \times Dist^{cbd}$	-0.0003	0.0013
$D_{20164Q}$	0.1237***	0.0180	$D_{20164Q} \times Dist^{cbd}$	0.0001	0.0014
$D_{20171Q}$	0.1292***	0.0182	$D_{20171Q} \times Dist^{cbd}$	0.0003	0.0014
$D_{20172Q}$	0.1356***	0.0185	$D_{20172Q} \times Dist^{cbd}$	0.0005	0.0014
$D_{20173Q}$	0.1397***	0.0188	$D_{20173Q} \times Dist^{cbd}$	0.0006	0.0014
$D_{20174Q}$	0.1479***	0.0190	$D_{20174Q} \times Dist^{cbd}$	0.0006	0.0015
$D_{20181Q}$	0.1577***	0.0193	$D_{20181Q} \times Dist^{cbd}$	0.0004	0.0015
$D_{20182Q}$	0.1616***	0.0195	$D_{20182Q} \times Dist^{cbd}$	0.0005	0.0015
$D_{20183Q}$	0.1642***	0.0199	$D_{20183Q} \times Dist^{cbd}$	0.0000	0.0015
$D_{20184Q}$	0.1679***	0.0203	$D_{20184Q} \times Dist^{cbd}$	0.0003	0.0016
$D_{20191Q}$	0.1844***	0.0207	$D_{20191Q} \times Dist^{cbd}$	-0.0001	0.0016
$D_{20192Q}$	0.1834***	0.0211	$D_{20192Q} \times Dist^{cbd}$	-0.0001	0.0016
$D_{20193Q}$	0.1858***	0.0215	$D_{20193Q} \times Dist^{cbd}$	0.0003	0.0016
$D_{20194Q}$	0.1893***	0.0219	$D_{20194Q} \times Dist^{cbd}$	0.0003*	0.0017

Time  
DummyInteraction  
Term between  
Time Dummy  
and Distance  
to CBD (km)

\* Note: The exact time of each year in the first quarter

\*p&lt;0.1, \*\*p&lt;0.05, \*\*\*p&lt;0.01

[Appendix] Continued

Variable	Coefficient	S.E	Variable	Coefficient	S.E
$D_{20102Q} \times Dist^{gbd}$	0.0004	0.0003	$D_{20102Q} \times Dist^{ybd}$	0.0004	0.0003
$D_{20103Q} \times Dist^{gbd}$	0.0002	0.0005	$D_{20103Q} \times Dist^{ybd}$	0.0000	0.0004
$D_{20104Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0008	0.0005	$D_{20104Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0001	0.0005
$D_{20111Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0003	0.0006	$D_{20111Q} \times Dist^{ybd}$	0.0005	0.0006
$D_{20112Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0008	0.0007	$D_{20112Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0001	0.0006
$D_{20113Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0010	0.0007	$D_{20113Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0002	0.0007
$D_{20114Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0014*	0.0007	$D_{20114Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0003	0.0007
$D_{20121Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0017**	0.0008	$D_{20121Q} \times Dist^{ybd}$	0.0000	0.0008
$D_{20122Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0017**	0.0008	$D_{20122Q} \times Dist^{ybd}$	0.0000	0.0008
$D_{20123Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0020**	0.0008	$D_{20123Q} \times Dist^{ybd}$	0.0001	0.0008
$D_{20124Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0020**	0.0009	$D_{20124Q} \times Dist^{ybd}$	0.0005	0.0008
$D_{20131Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0025***	0.0009	$D_{20131Q} \times Dist^{ybd}$	0.0002	0.0009
$D_{20132Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0033***	0.0009	$D_{20132Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0001	0.0009
$D_{20133Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0035***	0.0009	$D_{20133Q} \times Dist^{ybd}$	0.0001	0.0009
$D_{20134Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0033***	0.0009	$D_{20134Q} \times Dist^{ybd}$	0.0002	0.0009
$D_{20141Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0032***	0.0009	$D_{20141Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0003	0.0009
$D_{20142Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0032***	0.0010	$D_{20142Q} \times Dist^{ybd}$	0.0000	0.0010
$D_{20143Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0033***	0.0010	$D_{20143Q} \times Dist^{ybd}$	0.0003	0.0010
$D_{20144Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0037***	0.0010	$D_{20144Q} \times Dist^{ybd}$	0.0003	0.0010
$D_{20151Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0037***	0.0010	$D_{20151Q} \times Dist^{ybd}$	0.0004	0.0010
$D_{20152Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0041***	0.0010	$D_{20152Q} \times Dist^{ybd}$	0.0002	0.0010
$D_{20153Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0044***	0.0010	$D_{20153Q} \times Dist^{ybd}$	0.0002	0.0010
$D_{20154Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0046***	0.0010	$D_{20154Q} \times Dist^{ybd}$	0.0003	0.0010
$D_{20161Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0050***	0.0010	$D_{20161Q} \times Dist^{ybd}$	0.0004	0.0010
$D_{20162Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0056***	0.0010	$D_{20162Q} \times Dist^{ybd}$	0.0002	0.0011
$D_{20163Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0058***	0.0010	$D_{20163Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0002	0.0011
$D_{20164Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0062***	0.0011	$D_{20164Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0003	0.0011
$D_{20171Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0065***	0.0011	$D_{20171Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0004	0.0011
$D_{20172Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0067***	0.0011	$D_{20172Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0009	0.0011
$D_{20173Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0068***	0.0011	$D_{20173Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0011	0.0011
$D_{20174Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0072***	0.0011	$D_{20174Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0013	0.0012
$D_{20181Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0075***	0.0011	$D_{20181Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0014	0.0012
$D_{20182Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0077***	0.0011	$D_{20182Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0017	0.0012
$D_{20183Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0075***	0.0012	$D_{20183Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0016	0.0012
$D_{20184Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0076***	0.0012	$D_{20184Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0020	0.0012
$D_{20191Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0083***	0.0012	$D_{20191Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0020	0.0013
$D_{20192Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0083***	0.0012	$D_{20192Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0020	0.0013
$D_{20193Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0087***	0.0013	$D_{20193Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0021	0.0013
$D_{20194Q} \times Dist^{gbd}$	-0.0087***	0.0013	$D_{20194Q} \times Dist^{ybd}$	-0.0022*	0.0013
R-square			0.0218		
Adj. R-square			0.0167		
Number of Samples			30,086		

\* Note: The exact time of each year in the first quarter

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