부동산학연구 제21집 제3호, 2015. 9, pp. 75~84

Journal of the Korea Real Estate Analysts Association
Vol.21, No.3 2015. 9, pp. 75~84

서울 오피스 임대시장의 렌트프리 결정요인 분석

Analysis of Determination Factors of Rent-Free in Seoul Office Market

여 태 종 (Yeo, Taejong)*
류 강 민 (Ryu, Kangmin)**
김 형 주 (Kim, Hyungjoo)***

< Abstract >

There were some changes in the Seoul office rental market after the global financial crisis. The typical changes included introduction of rent-free terms and a rise in the vacancy rate. The purpose of this study was to identify the characteristics and causes of rent-free that exists after the global financial crisis. Depending on market conditions, rent-free terms deflate the real rental price, not the asking price, and some gaps between the two types of rental prices have been observed. However, most of the literature on the asking rental price for rents attempts to estimate relationships among variables in the rental market.

This study assumed that vacancy rates and related variables (building size, rental price, building age) influenced the rent-free period and the effects of its determinants using the ordinal logit model. The results show that the vacancy rate, building size, and rental price are positively correlated with the rent-free period, but that building age is negatively correlated. This study analyzed the rent-free data on office buildings in Seoul containing at least 3,000 square feet of office space in the third quarter of 2013. The influencing factors for the rent-free terms were analyzed with multiple logistic regression models included in the Appendix.

주 제 어 : 렌트프리, 공실율, 글로벌 금융위기, 오피스 임대시장, 호가임대료
key word : Rent-free, Vacancy rate, The Global financial crisis, Office rental market, Asking rental price

I. 서론

글로벌 금융위기 이후 오피스 시장에 많은 변화가 나타나고 있다. 그 중 대표적인 변화가 공실률 상승과 렌트프리(rent-free)를 통한 임대료 하락이라 할 수 있다. 오피스 시장의 공실률 상승은 금융위기 이후 지속적인 빌딩 공급과 경기침체로 인한 임차수요의 감소에 의해 나타난 결과라 할 수 있으며, 이로 인해 오피스 임대료 또한 하락하게 되었다. 특이한 것은 이 임대료 하락이 실질임대료의 하락과 함께 호가임대료도 하락하는 것이 아니라, 호가임대료는 상승하고, 실질임대료는 렌트프리라는 무상임차기간 제공을 통해 하락하는 방식으로 이루어졌다는 점이다.

그러나 렌트프리에 의해 상승하는 호가임대료는 다른 부동산 시장의 호가임대료와는 다른 특성을 갖고 있다. 일반적으로 아파트와 같은 주택시장에서 호가임대료는 평활화(smoothing)를 가지지만, 추세는 실제

* 상명대학교 부동산학과 박사과정, bigbell9137@hanmail.net (주저자)
** 한양대학교 도시공학과 박사, locsword@hanmail.net (공동저자)
*** 상명대학교 부동산학과 교수, 도시행정학 박사 hjk@smu.ac.kr (교신저자)

또는 실질 임대료와 동일하게 나타난다. 반면 렌트프리에 의한 호가임대료는 실질 임대료와 반대 방향으로 임대료 변화가 나타나는 특성을 가진다. 다시 말해서 금융위기 이후 지속적인 공실률의 상승은 임대료를 하락시켜야 함에도 불구하고, 호가임대료는 렌트프리로 인해 오히려 꾸준한 상승세를 유지하였다. 이러한 호가임대료의 특성은 임대료와 공실률, 또는 매매가격 간의 왜곡을 초래할 수 있기 때문에, 렌트프리에 대한 분석이 요구된다. 그러나 국내 오피스 시장 관련 연구 중 렌트프리에 대한 연구는 거의 없는 상황이며, 렌트프리 자료조차 얻기도 힘든 상황이다. 따라서 본 연구는 렌트프리의 특성과 그 결정요인을 규명하고자 하였다. 이를 위해 2013년 3분기에 서울시의 3천평 이상의 중대형 오피스 빌딩을 대상으로 렌트프리 자료를 구득하여 분석하였다.

II. 선행연구의 검토

1. 선행연구의 검토

렌트프리는 일반적으로 임차인이 임차 시에 계약기간의 일부분을 무상으로 임차할 때의 기간을 의미한다. 즉 렌트프리 계약이란 무상 임차기간인 렌트프리 기간 동안은 임대료를 지불하지 않고, 무상기간 이외의 계약기간 동안에는 호가임대료 수준으로 지불하는 계약을 말한다. 따라서 이를 월별 실질임대료로 환산하면 임대료 인하의 효과가 발생한다.

렌트프리에 관련된 해외 연구는 주로 주택시장을 대상으로 이루어졌으며, 이들은 공통적으로 렌트프리가 임대료 인하보다 점유율을 높임으로써 총수익에 더 큰 수익을 얻을 수 있는 경우 발생한다고 보았다(Sirmans, Sirman and Benjamin, 1990; Frew, Jud and Winker, 1990; Sirmans, Sirman and Benjamin, 1994)[1]. 또한 Frew et al.(1990)는 점유율 상승과 관련하여 시장 내에서 독점력(monopoly power), 불안정한 정보 시장, 빈번한 임차활동이 나타나기 위한 시장의 크기가 렌트프리를 발생시킬 확률을 높인다고 보았다. 이들은 독점력 변수를 헤도닉 가격모형을 통해 추정한 Haurin's Index[2]를 이용하였다.

또한 호가임대료를 인하가 아닌 렌트프리 제공하는 이유에 대해 Frew et al.(1990)는 기존 임차인과 신규 임차인의 다른 임대료에 대한 분쟁 문제를 해소하기 위해 발생했을 가능성을 언급하였고, Sirmans et al.(1990)은 렌트프리가 호가임대료와 점유율을 높이는 효과가 있어 자산 가치의 상승 효과가 있을 가능성에 대해 논의하였다. 이외에도 오피스 시장을 대상으로 호가임대료와 실질임대료의 관계를 논의한 연구가 있다. 먼저 Wheaton and Torto(1994)는 호가임대료의 문제를 지적하고, 감가상각과 실제관리비와 같은 변수를 고려한 간주임대료를 제시하였다.

한편 렌트프리는 호가임대료와 실질임대료의 차이라는 측면에서 시세와 실거래가의 관계로 볼 수도 있다. 주택시장에서 시세와 실거래가의 관계는 주로 평활화 문제로 해석된다. 평활화는 평가가격을 기초자료로 하여 가격지수를 산정할 경우 지수의 변동성이 실제 시장의 가격변동성보다 작으며, 지수가 시장가격의 움직임보다 늦게 후행하여 움직이는 현상을 말한다. 해외에서는 Gentler(1991), Quan and Quigley(1991), Diaz and Wolverton(1998) 등이 새로운 가격정보를 평가가격에 반영하는 과정에서 현재의 시장상황을 알려주는 거래 자료가 부족[3]하기 때문에, 현재의 시장상황 변동을 부분적으로 수용하고, 과거의 시장 자료에 의존하는 평활화 현상이 나타난다고 설명하였다. 국내에서는 이용만 · 이상한(2008)이 국민은행 주택가격지수와 실거래가 지수를 이용하여 평활화 현상을 밝히고자 하였으며, 이창무 · 배익민(2008)과 이창무 · 김종현 · 김형태(2009) 역시 시세가 실거래가에 비해 변동성이 작음을 논의하고 있다.

2. 선행연구의 한계 및 시사점

그러나 기존연구는 국내 오피스 시장에서 나타나고 있는 렌트프리 현상에 대한 실질적 해석으로 한계를 지니고 있다. Frew et al.(1990)는 기존 임차인과 신규

1) 분석모형으로 Frew and Winker(1990)은 로짓모형을 이용하여 렌트프리 발생확률을 추정하였으며, Sirmans et al.(1990, 1994)는 2단계 최소제곱법을 이용하여 렌트프리의 영향력에 대해 추정하였다.

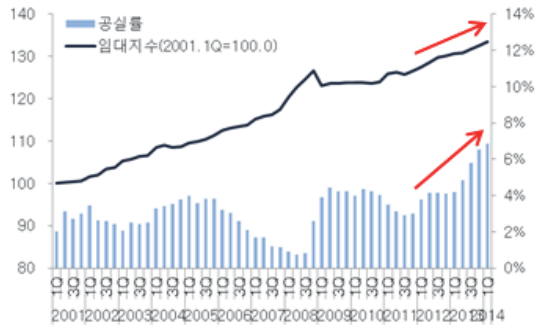
2) Haurin's Index는 Haurin(1988)이 제안한 모형으로 헤도닉 가격모형을 이용하여 건물의 비정형성을 나타내는 지표로 활용하였다.

3) 거래 자료가 부족한 이유에 대해 선행연구에서는 부동산이 다른 시장과 달리 항상 가격이 존재하는 것이 아니라 거래가 이루어질 때에만 가격이 나타나는 부동산의 고유한 특성이라고 말하고 있다.

임차인과의 분쟁문제 때문에 호가임대료 조정이 아닌 렌트프리를 제공한다고 가정하였다. 그러나 최근 여의도권역에 신축된 Three IFC 빌딩의 경우 준공 후 1년간 공실률이 100%로 기존 임차인이 없는 빌딩임에도 불구하고 렌트프리 기간을 연간 2개월 이상 제공하고 있다. 이처럼 기존 임차인과의 분쟁문제가 없음에도 불구하고 렌트프리를 제공하고 있는 것으로 볼 때 Frew et al.(1990)의 해석은 한계를 가진다. 또한 Sermans et al.(1990)이 제안한 자산가치 상승에 대한 가정 역시 투자자가 과연 렌트프리와 관련된 사항을 무시하고 자산 가치가 산정될 수 있다는 실증적인 결과가 없다.

국내의 렌트프리를 호가임대료의 평활화에 따른 결과로 보기에도 한계를 가진다. 글로벌 금융위기 이후 공급 증가와 임차수요의 하락으로 인해 공실률은 상승하였다. 이로 인해 실질임대료는 하락할 가능성이 있다. 그러나 오피스 빌딩의 호가임대료는 다음 <그림 1>에서 보는 것처럼 지속적인 가격상승을 보이고 있어, 다른 추세를 가진다. 이러한 추세의 차이는 단순히 시장의 변동성보다 작고 후행하는 평활화로만 해석하기에는 무리가 있다.

<그림 1> 공실률과 임대료의 관계



자료: (주)젠스타

또한 렌트프리와 호가임대료와의 인과관계에 대한 해석에 있어 추가적인 논의가 필요하다. 기존 연구인 Sirmans et al.(1990, 1994)은 임대인이 제시하는 호가임대료에 이미 렌트프리의 요소가 고려되어 있다는 것에 착안하여 호가임대료의 결정요인으로 렌트프리 변수를 고려하였다. 그러나 호가임대료는 엄밀히 말하면 렌트프리의 영향이라기보다는 임대인이 향후 시장상황을 고려하여 미리 책정한 렌트프리 기대치의 영향일 가능성이 있다. 종합부동산 서비스회사인 젠스타의 자료에 의하면, 2003년부터 2014년 말까지 서울시 오피스의 호가임대료는 연말과 연초에 가격변동이 대부분 나타나는 것으로 조사되었다. 반면 렌트프리는 동일한 빌딩이라도 분기마다 차이를 보이고 있으며, 본 연구에서 조사한 빌딩 중 연간 6개월의 높은 렌트프리를 제공하는 빌딩도 있는 것으로 나타나고 있다. 이는 호가임대료가 시장상황에 따라 조정되는 것이 아니라, 정해진 호가임대료와 시장상황의 차이를 렌트프리가 조정한다고 볼 수 있다. 따라서 렌트프리를 호가임대료를 결정하는 요인이라 해석하기에는 한계가 있다.

이처럼 선행연구의 경우 오피스 시장에 존재하는 렌트프리에 대한 해석에는 많은 한계가 존재하며, 아직까지도 많은 부분이 검증되어야 한다. 그러나 국내의 경우 자료조차 구축이 되어 있지 않아 기초적인 연구조차 제대로 되어 있지 않은 실정이다. 따라서 본 연구는 시장에서 조사되고 있는 마케팅용 렌트프리를 대상으로 렌트프리의 실증적 특성을 살펴보고자 한다.

III. 렌트프리의 특성

1. 렌트프리 영향요인 검토

임대인이 호가임대료와 실질임대료의 격차인 렌트프리를 유지하는 이유에 대해서는 아직 검증되지 못한 상황이나, 렌트프리가 임대료를 인하하는 하나의 방식이라면, 임대료 인하는 오피스 임대시장의 상황 다시 말해서 공실률을 반영한 결과라 판단된다. 이에 대해 Wheaton and Torto(1988), 김경민 · 박정수(2009), 류강민 · 이창무(2012) 등의 연구 역시 공실률이 임대료에 중요한 변수임을 언급하고 있다. 또한 Sirmans et al.(1990, 1994)의 연구 역시 렌트프리가 점유율을 높이기 위해 제시된 형태라 가정하고 있다.

이처럼 본 연구는 선행연구에서 공통적으로 중요하게 언급하고 있는 공실률 또는 공실률과 관련된 변수가 렌트프리에 다음과 같은 영향을 줄 것으로 생각된다.

첫 번째 렌트프리는 공실률과 양(+)의 관계를 형성할 가능성이 있다. 공실률이 높은 빌딩은 수익률 저하 문제와 향후 매각 시에도 적절한 매매가격을 형성할 수 없기 때문이다. 이런 관점에서 공실률이 높은 빌딩은 렌트프리라는 임대료 인하 방식을 통해서 공실을

해소하고자 하는 경향을 보일 것이다.

두 번째는 신규빌딩의 경우 기존의 오피스빌딩보다 높은 렌트프리를 형성할 가능성이 있다. 이는 기존 오피스빌딩은 임차인 확보를 위해 빌딩 내 임차인과의 재계약 또는 본사와 지사의 통합, 임차면적 증평 등을 통해서 현재의 입주를 유지하거나 입주율을 쉽게 높일 수 있다. 반면 신규빌딩은 대부분 공실이 많고, 입주해야 하는 임차인 또한 기존의 관계를 형성하고 있는 임차인이 아니라 대부분 신규 임차인이기 때문에 앵커(Anchor) 임차인 선정에 어려움이 있어 장기 공실이 발생할 가능성이 있다. 이런 측면에서 신규 빌딩은 렌트프리 기간을 길게 책정할 가능성이 크다. 또한 신축빌딩은 빌딩건축에 많은 비용이 소요되었기 때문에, 많은 렌트프리 제공을 통해 공실률을 낮춤으로써 비용에 대한 부담을 해소하기 위한 가능성도 있다.

세 번째 대형빌딩의 경우 소형빌딩보다 높은 렌트프리를 형성할 가능성이 있다. 이는 같은 공실률이라 하더라도 대형빌딩이 채워야 할 임대면적은 소형빌딩보다 큰 관계로 장기간 공실이 발생할 수 있기 때문이다. 또한 소형빌딩의 임차인이 대형빌딩의 임차인보다 법인 사정에 의해 계약해지가 될 가능성이 상대적으로 높다. 이 경우 렌트프리를 계약초기에 적용하고, 중도에 계약을 해지하게 되면, 임대인은 계약초기에 렌트프리를 통한 임대료 하락분보다 더 큰 손실을 가져가게 된다. 이를 감안하면, 소형빌딩은 렌트프리보다 실질임대료와 함께 호가임대료를 하락하는 방식이 선호될 것으로 보인다.

네 번째 높은 임대료 역시 렌트프리와 양(+)의 관계를 형성할 수 있는데, 임차인 입장에서 임대료에 대한 부담으로 인해 공실에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 이런 측면에서 임대료 수준이 높은 빌딩이 렌트프리가 높을 가능성이 있다. 또한 임대료 수준이 아닌 상대적인 임대료가 높은 빌딩 역시 렌트프리가 높을 수 있다. 예를 들어 시장에서 해당빌딩과 유사한 빌딩의 호가임대료가 9만원 수준이고, 해당빌딩의 호가임대료가 10만원이라면 더 높은 렌트프리를 제공하더라도 임대인은 동일한 실질임대료를 보장받을 수 있어 더 많은 렌트프리를 제공하는 것이 가능하다..

2. 자료 및 변수별 특성

본 연구는 렌트프리의 분석을 위해 2013년 3분기의 서울시 오피스 빌딩 3,000평 이상을 대상으로 렌트프리 여부 및 렌트프리 수준을 전화 및 방문을 통해 조사하였다. 조사된 표본수는 260개이며, 권역별 렌트프리 수준을 살펴보면 <표 1>과 같다. 연간 렌트프리는 평균 1.12개월로 1년을 계약할 때 1.12개월의 무상임차를 제공하는 것으로 조사되었다.

<표 1> 권역별 연간 렌트프리 수준

구분	0개월	1개월	2개월	3개월 이상	표본수
CBD	46.6%	16.4%	15.1%	22.0%	73
GBD	32.4%	22.6%	25.5%	19.6%	102
YBD	68.0%	12.0%	12.0%	8.0%	50
ETC	45.7%	17.1%	14.3%	22.9%	35
합계	45.0%	18.1%	18.5%	18.5%	260

렌트프리의 분포를 살펴보면, 렌트프리를 제공하지 않는 표본도 전체 표본의 45%를 차지하고 있으며, 2개월 이상의 렌트프리를 가진 비율도 50% 이상인 것으로 나타나, 이원화된 임대료 구조를 가지고 있음을 알 수 있다. 권역별로는 YBD권역을 제외하고는 렌트프리가 3개월 이상인 경우가 20% 전후인 것으로 나타났다.

다음으로 <표 2>와 같이 본 연구에서 고려한 변수를 이용하여 빈도를 살펴보았다. 빈도분석 결과 공실률 연면적, 임대료 등 대부분의 변수가 증가하거나 높아질수록 렌트프리도 증가하는 경향을 보이고 있다. 이는 앞서 살펴본 것과 같이 공실률이 높을수록, 공실에 대한 부담으로 렌트프리를 통해 임대료를 인하하고, 연면적이 크고, 신규빌딩인 경우 장기 공실로 인한 부담으로 렌트프리가 증가하는 것으로 보인다. 또한 임대료는 높은 임대료를 가질수록 렌트프리의 폭이 더 큰 것으로 판단된다.

<표 2> 렌트프리 수준별 주요변수 평균

렌트프리	공실률	연면적 (㎡)	준공년도(년)	임대료 (원/3.3㎡)
0개월	2.5%	28,755	1,992	91,881
1개월	6.1%	29,004	1,995	101,950
2개월	9.2%	32,746	1,998	114,446
3개월이상	14.3%	35,669	2,001	116,742
전체	6.6%	30,813	1,995	102,457

Ⅳ. 실증분석

1. 임대료 추정

앞서 언급한 변수 중 호가임대료 변수는 헤도닉 가격모형을 이용한 추정임대료를 이용하였다. 이는 렌트프리가 호가임대료의 원인이 될 경우 원인과 결과가 뒤바뀌게 되어 추정오류를 발생시킬 수 있기 때문이다.

임대료 추정을 위한 변수선정은 오피스 임대료 관련 연구를 참고하였다. 종속변수는 3.3㎡당 환산임대료[4]로 구성하였다. 모형은 비선형을 고려하여 로그 변환하였으며, 독립변수 중 연면적과 준공연한변수는 제곱항을 고려하여 종속변수와의 관계를 설명할 수 있도록 구성하였다. 독립변수($\sum_{k=1}^{n} X_{i,k}$)가 고려된 헤도닉 가격모형 산식은 다음과 같다. 이때 추정된 상수항($\hat{\beta}_0$)은 거시경제의 영향과 평균적인 렌트프리, 그리고 기타변수의 평균치를 의미한다.

$$\ln \hat{R}_i = \sum_{k=1}^{n} \hat{\beta}_k X_{i,k} + \hat{\beta}_0 \quad (1)$$
$$= \sum_{k=1}^{n} \hat{\beta}_k X_{i,k} + \bar{v} + \bar{f} + \gamma$$

위의 식을 이용하여 추정된 임대료($\hat{R}_i$)를 균형 또는 추정임대료[5]로 가정한다. 추정임대료는 위 식에 의하면 개별빌딩의 렌트프리와 관계없이 시장의 평균 렌트프리가 적용된 형태가 되기 때문에, 앞서 말한 것처럼 개별빌딩의 렌트프리가 추정임대료에 미치는 영향력은 없다고 할 수 있다.

또한 추정임대료를 이용하여 상대 임대료 변수를 추가로 도입한다. 상대 임대료 변수는 추정임대료 대비 빌딩별 호가임대료로 구성된다. 상대임대료 변수는 시장에서 통용되는 호가임대료 수준보다 개별빌딩의 호가임대료가 얼마나 높으냐를 나타낸다.

상대임대료 변수는 렌트프리의 영향요인을 분석하는데 있어 통제변수로서의 중요한 역할 또한 가진다. 이는 임대료를 조정하는 방법이 호가임대료를 유지하고 렌트프리를 제공할 수도 있지만, 렌트프리를 제공하지 않고 호가임대료를 인하할 수도 있기 때문이다. 다시 말해서 2개의 방식 모두 실질임대료를 인하한다는 점에서는 동일하지만, 인하 방식에 따라 렌트프리가 없을 수도 있고, 반대로 렌트프리가 존재할 수도 있다는 것이다. 따라서 상대임대료 변수를 통제변수로 고려할 경우, 호가임대료를 인하하는 방식은 통제되며, 임대료 인하 관점에서의 렌트프리 결정요인 분석이 보다 명확하게 추정될 수 있을 것으로 보인다[6].

기타 독립변수 중 연면적은 연면적 제곱항을 고려하여 연면적 변화에 따른 임대료 변화를 다양하게 고려하였으며, 연면적이 증가할수록 랜드마크 효과 등으로 인해 임대료가 상승하는 것을 반영한다.

자료는 (주)젠스타의 임대료 정보를 활용하여 서울시의 2,000평 이상의 561개 빌딩의 임대정보를 활용하였다. 헤도닉 모형을 이용한 분석결과는 <표 3>과 같으며, 개별 변수의 부호와 크기가 이론적으로 무리가 없는 것으로 나타났다[7].

또한 내부 인테리어 변화 등의 이점으로 인해 철근콘크리트 구조보다는 철골철근 콘크리트 구조가 더 높은 임대료를 가지는 것으로 나타났으며, 집합건축물은 관리의 어려움으로 인해 임대료가 낮아지는 것으로 분석되었다.

건물연한은 제곱항 및 세제곱항을 추가하였는데, 이는 대수선 등으로 인해 임대료가 상승할 가능성이 있기 때문이다. 다시 말해서 오피스가 신축되고 나면, 감가상각으로 인해 건물연한이 증가할수록 임대료가 낮아지게 된다. 그러나 일정시기가 지나면 대수선, 인테리어 공사 등으로 인해서 임대료가 다시 상승하다 감가상각으로 인해 다시 낮아지게 된다. 이를 고려하면, 건물연한에 따른 임대료 변화는 삼차함수의 형태로 가정할 수 있다. 추정결과는 건축연한이 22년일 때를 전후하여 임대료가 다시 상승하였으며, 33년일 때 다시 하락하는 것으로 나타났다.

4) 환산임대료 = 보증금/12개월 × 전월세전환율 + 월임대료 + 관리비 로 산정되며, 관련 사항은 류강민 · 이창무(2012)의 연구를 참조하였다.

5) Rosen(1974)은 완전경쟁시장에서 회귀모형을 통해 추정한 특성가격은 특성에 대한 수요와 공급에 의해 결정되는 균형가격과 같다고 주장하였다.

6) 상대임대료 변수를 도입하지 않을 경우, 렌트프리를 제공하는 표본보다 호가임대료 인하방식의 표본이 많으면 공실률이 렌트프리에 미치는 영향이 유의하지 않거나 저평가될 가능성이 높다.

7) 헤도닉 가격모형의 변수에 대한 기초통계량은 부록에 수록 하였다.

<표 3> 헤도닉모형 추정 결과

변수			계수
상수항			11.131 ***
건물 특성	연면적(1,000㎡)		0.007 ***
	연면적^2		-0.003 ***
	철골철근=1		0.056 ***
	철골=1		0.057
	집합=1		-0.094 ***
	건물연한(년)		-0.021 ***
	건물연한^2		0.079 **
	건물연한^3		-0.093 **
입지 특성	도로까지 거리(m)		-0.001 ***
	도로 폭(m)		0.004 ***
	지하철역까지 거리(m)		-0.019 ***
지역 특성	강남권	강남구=1	0.316 ***
		서초구=1	0.275 ***
	도심권	종로구=1	0.413 ***
		중구=1	0.416 ***
	여의도권	여의도동=1	0.181 ***
		마포구=1	-0.018
	송파구=1		0.064
	서대문구=1		0.188 ***
	용산구=1		0.126 **
R-square (adj.R-sq): 0.618(0.604), 표본수: 561개			

주1) *.p<0.1, **.p<0.05, ***.p<0.01
주2) 연면적, 건물연한^2, 지하철거리 계수*100배, 건물연한^3 변수는 계수*10,000배한 값임

이외에도 도로까지의 거리와 지하철역까지의 거리는 가까워질수록 임대료가 상승하는 것으로 나타났으며, 도로폭은 넓어질수록 임대료가 상승하는 것으로 분석되었다.

2. 분석모형 : 순서형 로짓모형

본 연구의 종속변수로 사용되는 렌트프리 변수는 다중회귀분석을 활용하기에는 한계가 있다. 이는 렌트프리 변수가 연속변수의 형태가 아니라 0, 1, 2, 3, 4의 형태로 순서는 있으나 값은 정형화된 형태를 보이기 때문이다. 종속변수의 특성을 고려하여 본 연구에서는 순서형 로짓모형을 이용하였다[8].

일반적으로 이항로짓모형은 종속변수가 연속변수가 아니라 두 가지의 선택 중 하나를 선택할 때 영향을 미치는 요인을 분석하는 모형으로, 선택확률 P_i을 다음과 같이 누적로짓확률분포 함수 $F(X_i'\beta)$를 이용한다.

$$F(X_i'\beta)=\frac{\exp(X_i'\beta)}{1+\exp(X_i'\beta)}=P_i \quad (2)$$

위 식을 추정계수에 대해 선형화를 하면 다음과 같은 로짓변환을 통해 나타낼 수 있으며, 이 때 $P_i/(1-P_i)$를 승산률 또는 Odd Ratio라 한다. 승산률은 사건이 일어나지 않을 확률 대비 사건이 일어날 확률을 의미하며, 추정계수의 승산률이 1의 값을 가질 경우 계수는 종속변수의 선택에 영향을 미치지 못한다. 만약 승산률이 1보다 큰 경우에는 독립변수가 증가할수록 선택확률이 증가하며, 1보다 작을 경우는 선택확률이 독립변수가 증가할수록 작아지게 된다.

$$\ln\frac{P_i}{1-P_i}=\beta_0+\beta_1X_{1,i}+\beta_2X_{2,i}+\cdots+\beta_nX_{n,i} \quad (3)$$

한편 위 식에 순서에 따른 확률차이를 도입함으로써 종속변수의 순서적인 특징을 적용할 수 있다. 본 연구의 변수를 예로 들면 렌트프리가 0개월, 1개월, 2개월의 3가지 범주로 구분되고, 이 때 개월을 각각 1, 2, 3점이라 하면, 만약 점수가 j점 이하의 선택확률을 고려할 경우 식(3)은 다음 식과 같이 구성할 수 있다.

$$\ln\frac{P_{score\le j}}{1-P_{score\le j}}=\beta_j+\beta_1X_1+\beta_2X_2\cdots+\beta_nX_n \quad (4)$$

위 식은 순위에 따라 계수값은 고정되고 상수 β_j만 달라지며, j가 커질수록 확률은 누적되어 증가하게 된다. 이 때 각 순위별 확률은 다음 식과 같이 계산할 수 있다. 이항로짓에서 변수의 계수가 양의 부호이면, 변수의 값이 증가할수록 종속변수는 0이 아닌 1의 값을 가질 확률이 높아지게 된다. 반면에 순서형 로짓모

8) 전체 임대료 대비 렌트프리에 의해 할인되는 비율을 이용하여 로짓모형으로 구축하는 것 또한 고려해 볼 수 있다. 그러나 렌트프리를 제공받아 무상 임차하는 경우에도 보증금과 관리비는 지불하기 때문에 실제로 할인되는 임대료가 전체 임대료에 어느 정도로 할인되는지를 파악하기에는 쉽지 않다.

형은 식(4)에서 변수의 계수가 양의 부호이면, 변수의 값이 증가할수록 낮은 순위의 확률이 감소하고 높은 순위의 확률이 증가하는 결과를 보인다. 순위에 따른 선택확률은 다음 식과 같이 나타낼 수 있다. 다시 말해서 순서가 2인 확률은 순서가 2이하일 확률에서 순위가 1이하일 확률을 차감한 확률이 되며, 순위가 3인 확률은 전체 확률 1에서 순위가 2이하인 확률을 차감한 확률이 된다.

$$\Pr(score=1)=F(-X'\beta)|_{j=1} \quad (5)$$

$$\Pr(score=2)=F(-X'\beta)|_{j=2}-F(-X'\beta)|_{j=1}$$

$$\Pr(score=3)=1-F(-X'\beta)|_{j=2}$$

순서형 로짓모형은 위 식의 순위별 로그우도함수(log likelihood function)의 합을 통해 최우추정법(MLE, Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 추정한다. 로그우도함수는 다음과 같이 표현된다.

$$\log L= \quad (6)$$

$$\sum_{i}^{n}\sum_{k=1}^{3} score_{i,k}\log[F(-X'\beta)|_{j=k}-F(-X'\beta)|_{j=k-1}]$$

3. 렌트프리 영향요인 분석

1) 변수별 기초통계량

실증분석을 위해 앞서 언급한 것과 같이 공실률 및 장기 공실의 가능성을 보일 수 있는 4개의 독립변수를 선택하였다. 자료는 종속변수와 독립변수가 모두 존재하는 유효표본이 260개로 나타났으며, 기초통계량은 다음 <표 4>와 같다.

먼저 렌트프리는 평균 1.12개월로 9.3%의 월임대료 인하가 나타난 것으로 보이며, 6개월의 렌트프리를 제공하는 표본도 있는 것으로 나타났다. 이는 앞서 언급한 것과 같이 호가임대료가 연말 또는 연초에 주로 가격을 조정하고, 연중 시장변화에 따른 실질임대료 조정은 렌트프리를 이용하기 때문으로 판단된다. 공실률 평균은 6.6%이며, 공실률이 65.1%로 절반 이상이 공실인 빌딩도 있는 것으로 나타났다. 건축연한은 1년 전후인 신규빌딩부터 50년 이상의 다양한 연한을 가진 표본으로 구성하였다. 상대임대료는 1.04로 나타나 추정임대료가 호가임대료에 수렴하는 것으로 나타났다. 상대임대료는 임대인의 전략적인 선택으로 균형임대료보다 호가임대료를 낮출 경우, 렌트프리는 적어지는 것으로, 호가임대료를 높일 경우 렌트프리는 높아질 것으로 기대된다.

<표 4> 변수별 기초통계량

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
렌트프리(개월)	1.12	1.21	0.00	6.00
공실률(%)	6.6	10.9	0.0	65.1
연면적(1,000㎡)	30.8	11.4	14.9	59.5
건축연한(년)	19.0	10.2	1.1	51.7
추정임대료 (천원/3.3㎡)	102.5	25.9	48.7	197.3
상대임대료 (호가/추정임대료)	1.04	0.17	0.50	1.68

2) 모형 분석결과

순서형 로짓모형으로 분석을 하기 위해 표본수를 고려하여 종속변수인 렌트프리는 0개월(없음), 1개월, 2개월, 3개월 이상의 4개의 범주로 구분하였다.

<표 5>와 같이 모형은 3가지로 구분하였다. 먼저 모형 1은 모든 변수를 고려한 결과이며, 모형 2와 3은 추정임대료가 연면적과 상관관계가 있는 것으로 파악되어 독립변수를 서로 교체하여 분석한 결과이다.

분석결과 본 연구에서 가정한 것처럼 공실률 또는 장기 공실률에 영향을 줄 것으로 판단되는 4가지 변수가 모두 렌트프리에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 표준화계수를 살펴보면, 공실률이 모든 모형에서 표준화계수의 절대값이 가장 큰 것으로 나타나, 렌트프리에 가장 중요한 변수요인인 것으로 보인다. 이는 렌트프리가 공실률이 큰 빌딩에 임대료 인하의 방식으로서 작용하고 있음을 시사한다.

추정임대료 변수는 표준화계수의 절대값이 두 번째로 높게 나타났다. 이는 추정임대료 변수가 임차인에게 비용의 관점으로서 장기 공실을 발생시킬 수 있는 중요한 요인인 것으로 판단된다.

한편 변수별 승산비(odd ratio)를 살펴보면, 모형 1에서 공실률 1.074, 건물연한 0.949, 모형 2에서 상대임대료 변수 38.016, 모형 3에서 연면적 변수가 1.038인 것으로 나타났다. 이는 공실률이 1%p 상승하

<표 5> 렌트프리 영향요인 분석 결과

구분		모형1		모형2		모형3	
변수		계수	표준화계수	계수	표준화계수	계수	표준화계수
상수항3		-8.689 ***		-8.473 ***		-5.963 ***	
상수항2		-7.375 ***		-7.171 ***		-4.699 ***	
상수항1		-6.335 ***		-6.136 ***		-3.713 ***	
공실률(%)		0.071 ***	0.426	0.070 ***	0.418	0.071 ***	0.426
연면적(1,000㎡)		0.018	0.114			0.037 ***	0.231
건물연한(년)		-0.053 ***	-0.297	-0.054 ***	-0.307	-0.058 ***	-0.329
상대임대료(%, 호가/추정)		3.686 ***	0.345	3.638 ***	0.341	3.411 ***	0.320
추정임대료(천원/3.3㎡)		0.029 ***	0.304	0.033 ***	0.351		
적합성	AIC	575.826		576.071		588.501	
	SC	604.312		600.996		613.426	
	-2LL	559.826		562.071		574.501	
	R-sq.	0.3505		0.3448		0.3128	
표본수		260		260		260	

주 1) *.p<0.1, **.p<0.05, ***.p<0.01
주 2) R-sq.는 McFadden's pseudo R-squared 임

면 렌트프리가 기존보다 약 1.07배로 증가할 확률이 높아지는 것을 말하며, 10%p 상승하면 렌트프리가 증가할 확률이 기존보다 2.04배 증가하는 것으로 나타났다. 연면적은 1,000㎡가 높아질 때마다 1.04배 렌트프리가 증가할 확률이 상승하며, 상대임대료 비율은 1%p 상승에 약 1.04배, 추정임대료는 3.3㎡ 당 1천원 상승에 역시 1.04배로 확률이 높아지는 것으로 나타났다[9].

V. 결론 및 시사점

본 연구는 국내에서는 거의 연구가 되지 않았던 글로벌 금융위기 이후 오피스 임대시장에 존재하는 렌트프리의 특성과 그 원인을 파악하고자 하였다.

이를 위해 먼저 렌트프리를 가격 인하의 방식의 한 형태라고 가정하고, 가격인하의 주 원인을 공실률이 높거나 장기 공실이 가능한 변수가 렌트프리에 영향을 줄 것이라 가정하였다. 빌딩의 현재 공실률과 연면적, 건물연한, 추정임대료, 상대 임대비율 변수를 고려하였으며, 빈도분석 결과 연면적, 건물연한, 임대료가 본 연구에서 가정한 것과 같이 연관성이 있는 것으로 파악되었다.

그리고 보다 심도 깊은 분석을 위해 렌트프리의 특성을 고려하여 순서형 로짓모형을 이용하여 변수별 영향관계를 살펴보고자 하였다. 분석결과 본 연구에서 고려한 변수인 공실률, 추정임대료, 연면적, 건축연한이 유의수준 5% 내에서 유의한 것으로 나타났으며, 표준화계수를 통해 공실률이 렌트프리에 미치는 가장 중요한 요인인 것으로 나타났으며, 추정임대료 수준 또한 비용의 관점과 렌트프리에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

렌트프리가 임대료를 인하하는 방식이긴 하지만, 빌딩의 임대료가 시장에서 통용되는 호가임대료보다 높을 경우 렌트프리가 크게 나타날 수도 있다. 이러한 관점에서는 렌트프리가 크다고 해서 임차인에게 많은 혜택을 주는 방식이라 보기에는 무리가 있다. 즉 더 많은 렌트프리를 제공한다 하더라도 호가임대료를 높게 산정하는 경우에는 임차인이 지불하는 실질임대료는 동일할 수 있다. 이는 렌트프리를 임대료의 할인을 대변하는 단일 지표로 보기에는 무리가 있음을 의미한다.

이처럼 본 연구는 렌트프리의 특성과 그 결정요인을 살펴보았다. 그러나 본 연구에서는 왜 호가임대료 조정이 아닌 렌트프리를 통해 임대료가 조정되는 지에 대해서는 명확한 원인을 찾지 못한 한계가 있으며, 이

9) 렌트프리에 대한 영향요인을 다중회귀모형으로도 분석하였으며 부록에 수록하였다.

에 대한 추가적인 연구가 필요할 것으로 판단된다.

논문접수일 : 2015년 4월 30일
논문심사일 : 2015년 5월 14일
게재확정일 : 2015년 8월 24일

참고문헌

1. 김경민·박정수, "서울 오피스 시장의 임대료 조정메커니즘: 자연공실률과 실질임대료 관계를 중심으로", 「국토연구」 제62권, 국토연구원, 2009, pp. 223-233
2. 류강민 · 이창무, "서울시 오피스 임대시장의 공실률과 임대료의 상호결정구조 분석", 「부동산학연구」 제18집 제2호, 한국부동산분석학회, 2012, pp. 91-102
3. 이용만 · 이상한, "국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구", 「주택연구」 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp. 27-47
4. 이창무 · 배익민, "시세가격을 활용한 아파트 실거래가 반복매매지수 산정에 관한 연구", 「부동산학연구」 제14권 제2호, 한국부동산분석학회, 2008, pp. 21-37
5. 이창무 · 김종현 · 김형태, "시세 대비 실거래가를 활용한 아파트 호별 세부특성가격 추정", 「국토계획」 제44권 제4호, 대한국토·도시계획학회, 2009, pp. 67-77
6. Diaz, J. and M. Woverton, "A Longitudinal Examination of the Appraisal Smoothing Hypothesis", *Real Estate Economics*, Vol. 26 No. 2, 1988, pp. 349-358
7. Donald Haurin, "Duration of Marketing Time of Residential Housing", *AREUEA Journal*, Vol. 16 (Winter), 1988, pp. 396-410
8. Frew, J. and G. Donald Jud, D. T. Winker, "Atypicalities and Apartment Rent Concessions", *Journal of Real Estate Research*, Vol. 5 No. 2, 1990, pp. 195-201
9. Geltner, David, "Smoothing in Appraisal-Based Returns", *Journal of the American Real Estate Finance and Economics*, Vol. 4 No. 3, 1991, pp. 327-345
10. Quan, D. C. and J. M. Quigley, "Price Formation and the Appraisal Function in Real Estate Markets", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 4, 1991, pp. 127-146
11. Rosen, S., "Hedonic Price and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, Vol. 82, 1974, pp. 34-55
12. Sirmans, G. S., C. F. Sirmans and J. D. Benjamin, "Rental Concessions and Property Value", *Journal of Real Estate Reaserch*, Spring 5, 1990, pp. 141-151.
13. Sirmans, G. S., C. F. Sirmans and J. D. Benjamin, "Apartment Rent, Concessions and Occupancy Rate", *Journal of Real Estate Reaserch*, Vol. 9 No. 3, 1994, pp. 300-312
14. Wheaton, W. and Torto, R., "Vacancy Rates and the Future of Office Rents", *Journal of Real Estate Economics*, Vol. 16 No. 4, 1988, pp. 430-436
15. Wheaton, W. and Torto, R., "Office Rent Indices and Their Behavior Over Time", *Journal of Urban Economics*, Vol. 35, 1994, pp. 121-139

부록

<부록 표 1> 헤도닉 특성가격 변수 기초통계량

변수			표본수	평균	표준편차	최소값	최대값
ln(환산임대료, 원/3.3㎡)			561	4.5	0.3	3.3	5.3
건물 특성	연면적(1,000㎡)		561	30.8	28.7	6.6	212.6
	연면적^2		561	1773.0	4317.0	44.2	45205.0
	철골철근=1		561	0.4	0.5	0.0	1.0
	철골=1		561	0.1	0.3	0.0	1.0
	집합=1		561	0.3	0.4	0.0	1.0
	건물연한(년)		561	20.2	10.4	0.3	54.9
	건물연한^2		561	515.9	470.2	0.1	3016.0
	건물연한^3		561	15041.0	20812.0	0.0	165620.0
입지 특성	도로까지 거리(m)		561	35.6	60.0	5.0	400.0
	도로 폭(m)		561	37.3	11.1	10.0	90.0
	지하철역까지 거리(m)		561	350.8	314.4	5.0	2770.0
지역 특성	강남권	강남구=1	561	0.29	0.45	0.0	1.0
		서초구=1	561	0.08	0.28	0.0	1.0
	도심권	종로구=1	561	0.09	0.29	0.0	1.0
		중구=1	561	0.17	0.38	0.0	1.0
	여의도권	여의도동=1	561	0.14	0.35	0.0	1.0
		마포구=1	561	0.06	0.24	0.0	1.0
	송파구=1		561	0.03	0.18	0.0	1.0
	서대문구=1		561	0.02	0.13	0.0	1.0
	용산구=1		561	0.02	0.14	0.0	1.0

<부록 표 2> 렌트프리 영향요인 분석 결과(다중회귀 분석)

구분		모형1		모형2		모형3	
변수		계수	표준화계수	계수	표준화계수	계수	표준화계수
상수항		-1.769 ***	0.00	-1.719 ***	0.00	-0.702	0.00
공실률(%)		0.036 ***	0.34	0.036 ***	0.34	0.038 ***	0.35
연면적(1,000㎡)		0.008	0.07			0.017 ***	0.17
건물연한(년)		-0.028 ***	-0.24	-0.029 ***	-0.25	-0.031 ***	-0.27
상대임대료(%, 호가/추정)		1.604 ***	0.23	1.602 ***	0.23	1.543 ***	0.22
추정임대료(천원/3.3㎡)		0.013 ***	0.21	0.015 ***	0.24		
적합성	R-square	0.359		0.355		0.327	
	Adj. R-sq	0.347		0.345		0.316	
표본수		260		260		247	

*.p<0.1, **.p<0.05, ***.p<0.01