

# 오피스 호가임대료를 이용한 계약 및 수취임대료 추정모형 연구

A Study on the Estimation Model of Contract and Receiving Rent  
Using Asking Rent of Office

**민성훈** 수원대학교 도시부동산개발학과 조교수  
**Min, Seonghun** Assistant Prof., Dept. of Urban Planning &  
Real Estate Development, the Univ. of Suwon  
(smin@suwon.ac.kr)

## 목 차

### I. 서론

1. 연구의 배경과 목적
2. 연구의 범위와 방법

### II. 선행연구

### III. 실증분석

1. 분석자료
2. 호가임대료와 계약임대료 차이 분석
3. 계약임대료와 수취임대료 관계 분석
4. 호가임대료를 이용한 추정모형

### IV. 결론

## I. 서론

### 1. 연구의 배경과 목적

임대료는 오피스시장을 이해하는 데 있어서 매우 중요한 변수 중 하나다. 임대료는 공간시장에서 수요와 공급의 균형을 통해 달성되는 가격이자 자본시장에서 부동산의 가치를 결정하는 소득의 원천이기 때문이다. 그래서 수익형부동산의 대표적 섹터인 오피스에 대한 연구는 상당부분 임대료에 집중되어왔고, 그 분야 또한 임대료의 결정요인에서부터 조정과정에 이르기까지 다양하게 확대되고 있다.

그런데 임대료의 개념을 엄밀히 정의하고 또 사용하는 것은 생각보다 쉽지 않다. 이를 위해서는 우선 우리나라 임대차계약의 관행상 임차인이 임대인에게 지불하는 임대료, 관리비, 보증금 등 여러 금원 중 어디까지를 진정한 의미의 임대료로 볼 것인지부터 명확히 정의해야 한다. 뿐만 아니라 조사된 정보가 임대인으로부터 수집된 호가정보(asking)인지, 실제로 체결되고 있는 계약정보(contract)인지, 과거부터 현재까지 체결된 계약의 결과 임대인에게 소득이 되고 있는 수취정보(receiving)인지를 구분하여 목적에 맞게 사용해야 한다.

위에서 제시한 두 가지 문제 중 전자의 경우 임대인에 대해 보증금이 가지는 의미를 운용소득 또는 레버리지 측면에서 분석하거나(이창무 외, 2009), 오피스의 실제 관리원가를 분석하는 등(이상경 · 이인철, 2007) 연구가 활발히 이루어지고 있다. 그러나 후자에 관해서는 아직 심도 있는 연구가 이루어지지 않은 것이 사실이다.

하지만 호가, 계약 및 수취임대료를 구분하는 것은 부동산 시장분석에 있어서 매우 중요한데, 이는 앞서 언급한 바와 같이 분석의 목적에 따라 적절한 임대료를 선택해야 하기 때문이다. 만약 시시각각 변

화하는 오피스 공간시장의 상황을 파악하는 데 목적이 있다면 계약임대료가 분석의 대상이 되어야 할 것이다. 실제로 체결되고 있는 계약이아말로 시장에서 수요와 공급이 만난 결과를 제대로 반영하기 때문이다. 또 순영업소득, 투자수익률 등 오피스라는 자산이 달성하고 있는 성과에 관심이 있다면 수취임대료가 분석의 대상이 되어야 할 것이다. 오피스의 경우 임대차계약 기간이 수년에 이르기 때문에 현재 임대인이 수취하는 임대료가 과거에 체결된 계약에 근거하는 경우가 많고, 게다가 다수의 임차인에게 여러 시차에 걸쳐 임대된 경우가 대부분이기 때문이다. 그런데 현재 국내 학술연구 및 실무에서 실제로 이용하고 있는 자료는 대부분 부동산서비스업체가 수집하는 호가임대료다.

호가임대료 역시 시장지표로서 의미를 가진다. 호가임대료는 임대인이 임차인과 협상을 시작하는 출발점이고, 대체로 전문적인 서비스업체의 자문을 통해 형성되므로 시장상황을 잘 반영한다. 그러나 호가임대료가 계약 및 수취임대료와 일치할 것이라고 보기는 어렵다. 또한 호가임대료에는 임대인의 전략이 반영되므로 계약 및 수취임대료와의 차이가 체계적일 수 있다. 이러한 상황에서 호가임대료에만 의존하는 분석은 체계적 편의를 유발할 수 있다. 하지만 앞에서 언급한 바와 같이 호가임대료를 계약 및 수취임대료와 심도 있게 비교한 사례는 찾아보기가 쉽지 않다.

본 논문은 일정기간 호가, 계약 및 수취임대료가 모두 조사된 서울시의 오피스 표본을 활용하여 세 가지 임대료를 비교하고 그 차이를 분석하고자 한다. 그리고 분석 결과 세 가지 임대료 간에 체계적 관계가 발견된다면 이에 근거하여 호가임대료를 이용한 계약 및 수취임대료 추정모형을 개발하고자 한다. 비록 2002년부터 국토교통부가 전국에 소재하는 오피스 및 리테일 부동산에 대해서 실제 임대정보를 수집

하고는 있으나, 아직 시계열이 짧고 조사 주기가 불규칙할 뿐 아니라 그러한 자료를 절실히 필요로 하는 기관투자자의 투자 대상인 대형부동산을 많이 포함하고 있지 않아, 국내 오피스시장에 대한 연구는 당분간 부동산서비스회사의 호가임대료에 상당부분 의존해야 하는 상황이다. 따라서 호가임대료가 실제 시장상황을 얼마나 정확히 반영하는가를 살펴보고 이를 이용한 추정모형을 개발하는 것은 학술적으로나 실무적으로 의미가 있을 것이다. 본 논문은 그러한 시도로써 의의를 가진다.

## 2. 연구의 범위와 방법

본 논문은 지역 면에서는 서울시를, 섹터 면에서는 오피스를 분석대상으로 한다. 분석표본은 호가, 계약 및 수취임대료가 모두 조사된 오피스만으로 구성하며, 다음과 같은 네 단계의 절차로 세 가지 임대료의 관계를 분석한다.

첫째, 호가임대료와 계약임대료의 크기를 비교한다. 비교는  $t$ -test를 통해 수행하되 전체 분석기간에 대한 것뿐 아니라 각 분기에 대한 것도 병행하여 시기적인 시사점을 도출한다.

둘째, 호가임대료와 계약임대료의 크기에서 차이가 발견될 경우 그 차이를 결정하는 변수를 도출한다. 여기서는 '임대인이 오피스 공간시장의 수급동향을 관찰하면서 호가임대료(계약임대료에 대한)의 상대적인 크기를 조정할 것'이라는 가정하에 호가임대료에서 계약임대료를 차감한 값의 부호를 종속변수로 하는 패널로짓분석을 시행한다. 설명변수로는 오피스 공간시장의 수급동향을 나타내는 거시변수뿐 아니라 오피스의 위치와 물리적 특성을 나타내는 변수도 포함한다.

셋째, 패널로짓분석에서 유의하게 나타난 설명변수들을 동원하여 호가임대료를 통해 계약임대료를

추정하는 모형을 도출한다. 추정모형으로는 대표적인 패널회귀분석모형인 고정효과모형과 확률효과모형을 선택적으로 사용한다.

끝으로, 계약임대료를 통해 수취임대료를 추정하는 모형을 도출한다. 호가임대료와 계약임대료의 관계와 달리 계약임대료와 수취임대료는 그 시차로 인해 차이가 나는 것이 당연하므로, 자세한 차이검정은 수행하지 않는다. 추정모형은 이러한 시차를 포착할 수 있는 패널시차분포모형을 통해 수립한다.

논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서는 호가, 계약 및 수취임대료의 관계를 다룬 선행연구를 살펴본다. 그리고 3장에서 본 논문이 대상으로 하는 분석 자료를 소개하고, 위에서 제시한 실증분석을 시행한다. 분석은 먼저 호가임대료와 계약임대료를 비교하여 그 차이를 살펴보고, 계약임대료와 수취임대료를 비교하여 그 관계를 살펴본 다음, 이들을 연결하여 호가임대료를 이용한 계약 및 수취임대료 추정모형을 도출하는 순으로 진행한다. 그리고 4장에서 이상의 분석에 대한 결론 및 시사점을 요약한다.

## II. 선행연구

오피스 임대료에 대한 연구는 크게 결정요인에 관한 것과 조정과정에 관한 것 두 방향으로 발전해왔다. 그 중 임대료의 결정요인에 대한 연구는 Clapp(1980), Cannaday and Kang(1984)을 거쳐 Glascock et al.(1990)에 의해 체계화되었는데, 설명변수를 입지적 특성, 물리적 특성, 시장상황 및 임대차계약의 내용 등으로 분류한 그들의 접근방법은 국내외 많은 후속연구의 틀이 되었다. 한편 임대료의 조정과정에 대한 연구는 Rosen(1984)에서 비롯되었다. 그는 자연공실률이라는 개념을 이용하여 주택 임대료의 조정과정을 분석한 이전의 연구모형을 오피스시장에도 적용하였는데, 이러한 접근방법은 이후 Wheaton and

Torto(1994)를 거쳐 발전을 거듭하여 국내에도 여러 차례 적용되었다. 그런데 이러한 초기 연구들은 대부분 호가임대료를 대상으로 이루어졌다는 한계를 가진다. 이는 비록 계약임대료가 시장상황을 정확히 반영하기는 하지만 호가임대료에 비해 조사가 어렵기 때문인 것으로 보이는데, 위 사례 중 Clapp(1980), Cannaday and Kang(1984), Glascock et al.(1990) 등도 예외가 아니었다.

반면 Wheaton and Torto(1994)는 호가임대료가 가지고 있는 문제를 심도 있게 지적하였다. 그들은 선행연구들이 초년도 호가임대료를 기준으로 한 총 호가임대료(Gross Asking Rent)나 임대차기간 중 순수입의 현재가치를 기준으로 한 순수효임대료(Net Effective Rent)를 대상으로 하고 있음을 언급하면서, 임대차기간 중 총지불액(Gross Payment)의 산술평균을 기준으로 한 참조임대료<sup>1)</sup>(Consideration Rent)를 제시하였다. 이를 이용할 경우 총호가임대료보다 이론적으로 우수하면서 순수효임대료처럼 현재가치 계산을 위한 할인율이 필요하지 않다는 장점이 있다. 그러나 그들이 제시한 참조임대료 역시 호가임대료의 범주를 벗어나지는 못했다.

이러한 상황은 유럽에서도 크게 다르지 않았다. 이에 대해 Dunse and Jones(1998)는 영국 소재 오피스 임대료의 결정요인을 분석하는 과정에서 호가임대료의 장점을 역설하기도 하였는데, 호가임대료를 사용하는 것이 계약임대료를 사용하는 것보다 열등해 보이지만, 계약임대료는 구하기도 어려울뿐더러 임대료면제(Rent Free) 등 다양한 인센티브가 반영되어 있는 경우가 많아 오히려 그러한 조항의 영향이 배제된 호가임대료를 사용하는 것이 분석 결과의 편이가 적을 수 있다고 주장하였다.

한편 Brennan et al.(1984)은 위 연구들과 비슷한 시기에 이루어졌음에도 불구하고 계약임대료로 오피스 임대료 결정요인을 분석한 보기 드문 사례다. 그러나 최근에 와서는 많은 연구자들이 NCREIF와 같은 단체나 CB Richard Ellis와 같은 부동산서비스 회사들의 자료를 이용하여 오피스 임대료에 대한 연구를 진행함으로써, 계약임대료나 수취임대료를 분석대상으로 한 사례들이 풍부해졌다.

반면 우리나라의 경우 호가임대료가 아닌 자료를 이용하여 오피스 임대료를 분석한 사례는 최근까지도 찾아보기가 쉽지 않다. 이는 임대료 결정요인에 대한 연구에서부터 조정과정에 대한 연구에 이르기까지 대부분이 해당되는데, 심지어는 오피스 수익률에 대한 연구들도 소득수익률을 추정함에 있어서 간혹 호가임대료를 수취임대료의 대응치로 사용하고 있는 것이 현실이다.

그러나 국내에서도 계약임대료를 이용하여 오피스시장을 분석한 사례를 찾을 수는 있는데, 이재우·강원철(2006)이 이에 해당한다. 그들은 한국감정평가협회가 2002년부터 2005년까지 실시한 조사를 바탕으로 연구를 진행하였는데, 총 272건의 오피스를 대상으로 호가임대료가 아닌 실제 임대 현황과 영업 경비 자료를 이용하여 순영업소득을 계산하고, 이를 바탕으로 소득수익률을 계산한 다음 그 규모별, 지역별 차이를 비교하였다.

이상의 사례를 통해 알 수 있듯이 미국이나 유럽의 경우 양질의 자료가 축적되면서 계약 및 수취임대료를 이용하는 연구가 풍부해진 반면 아직 국내 여건은 그렇지 못해서 부동산서비스업체가 제공하는 호가임대료에 상당 부분 의존하고 있다.

1) Consideration Rent를 직역하면 '간주임대료'라고 적는 것이 더 자연스러운 것임. 그러나 우리나라에서 간주임대료는 세법상의 용어이므로 혼란을 피하기 위해 '참조임대료'라고 번역하였음.

### III. 실증분석

#### 1. 분석자료

본 논문에 사용된 분석자료는 서울시에 소재하는 124동의 오피스를 대상으로 2003년 1분기부터 2011년 4분기까지 총 36분기 동안 임대 현황을 조사한 것이다. 조사된 내용에는 오피스의 위치, 건축개요, 소유관계, 임대료 등이 포함되어 있는데, 조사항목에 따라 조사를 실시한 주체와 기간에 차이가 있는 불균형 패널자료(Unbalanced Panel Data)다.

분석표본은 서울시의 3대 오피스권역(CBD: 중구 및 종로구, GBD: 강남구 및 서초구, YBD: 마포구 및 영등포구)과 기타지역에 고르게 분포되어 있다(〈표 1〉 참조). 그리고 소유자는 법인이 약 74%로 대부분을 차지하고 있는데, 개인(약 16%) 및 기타(정부, 공기업 등 11%)도 일부 포함되어 있다(〈표 2〉 참조).

평균연면적은 2만 4,171m<sup>2</sup>(약 7,312평)로 3천 평 이하를 소형, 1만 평 이상을 대형으로 분류하는 시장

의 일반적인 기준에 비추어볼 때 중형오피스를 대변하고 있으며, 최소 2,122m<sup>2</sup>부터 최대 14만 1,552m<sup>2</sup>까지 다양한 규모를 포함하고 있다. 준공시점부터 조사시점까지의 경과기간은 평균 16.9년으로 최소 0년부터 최대 49년에 이르기까지 신축과 구형오피스를 폭넓게 포함하고 있다(〈표 3〉 참조).

본 논문에서 주된 분석의 대상이 되는 임대료는 호가, 수취 및 계약임대료로 구분되어 있는데, 이를 자세히 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 호가임대료의 경우 부동산서비스회사들이 임대인 또는 임대인으로부터 오피스의 관리를 위임받은 자를 대상으로 조사하는 소위 기준층임대료를 말한다. 호가임대료는 2003년 1분기부터 2011년 4분기까지 36분기에 걸쳐 조사가 이루어져 있는데, 분기마다 조사된 오피스의 개수에는 차이가 있다. 둘째, 수취임대료의 경우 본 논문의 분석대상인 124동 오피스에 대해 매분기 임대차계약에 따라 실제로 수취되고 있는 임대료를 조사한 것이다. 이 중에는 조사가 이루어진 분기에 임대차계약이 체결된 사례도 있지만, 대부분은 과거에

표 1 \_ 분석표본: 권역별 분포 현황

구분	동수	비율(%)
CBD	35	28.23
GBD	38	30.65
YBD	35	28.23
ETC	16	12.90
합계	124	100.00

표 2 \_ 분석표본: 소유자별 분포 현황

구분	도수*	비율(%)
개인	684	15.51
법인	3,258	73.88
기타	468	10.61
합계	4,410	100.00

주: 시점에 따라 소유자가 바뀌는 경우가 있으므로 동수로 표시하지 않고 총 12분기 동안 관찰된 도수로 표시하였음.

표 3 \_ 분석표본: 연면적 및 경과기간(준공시점~조사시점) 기초통계량

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
연면적 (m <sup>2</sup> )	overall	24,171	21,341	2,122	141,552	N = 4410
	between		21,369	2,122	141,552	n = 124
	within		0	24,171	24,171	T-bar = 35,5645
경과기간 (년)	overall	16,9	8,5	0,0	49,0	N = 4410
	between		8,3	2,3	44,6	n = 124
	within		2,6	12,5	21,3	T-bar = 35,5645

이루어진 임대차계약에 따라 조사 시점 현재 수취되고 있는 사례들이다. 수취임대료는 2009년 1분기부터 2011년 4분기까지 총 12분기에 걸쳐 조사가 이루어져 있는데, 이 역시 분기마다 조사된 오피스의 개수에는 차이가 있다. 셋째, 계약임대료의 경우 매 분기 신규로 체결된 임대차계약에서 명시된 임대료를 말한다. 이는 앞서 설명한 수취임대료를 이용하여 도출하였는데, 매 분기 수취임대료를 구성하고 있는 각 임대차계약을 계약체결일을 기준으로 재분류한 것이다. 따라서 계약임대료가 조사된 기간은 수취임대료가 조사된 기간보다 이전까지로 확대된다. 각 분기별로 조사된 이들 세 가지 오피스의 개수는 <표 4>와 같다.

한 가지 유의할 점은 이 중 호가임대료가 기준층을 대상으로 하며, 보증금 대비 임대료 비율 10:1을 전제로 한다는 것이다. 따라서 본 논문에서는 층수 및 보증금 대비 임대료 비율에 따른 편의를 최소화하기 위하여 수취 및 계약임대료 산출에 있어서 각 오피스마다 5층 이상의 임대차계약만을 대상으로 하였으며, 특히 계약임대료의 경우에는 보증금 대비 임대료 비율이 10:1인 것만을 포함시켰다. 수취임대료의 경우 임대인의 수익을 충실히 반영할 필요가 있으므로 보증금 대비 임대료 비율이 10:1이 아닌 경우도 포함시켰는데, 보증금과 임대료 간 전환율로는 국고채 3년 물 유통수익률을 적용하였다.

표 4\_ 분기별 임대료가 조사된 오피스 개수

분기	호가	수취	계약
2007 이전	21		21
2008q1	10		10
2008q2	15		15
2008q3	19		19
2008q4	37		37
2009q1	45	91	45
2009q2	43	91	43
2009q3	47	91	47
2009q4	50	91	50
2010q1	54	91	54
2010q2	55	92	55
2010q3	45	123	45
2010q4	51	124	51
2011q1	59	124	59
2011q2	52	124	52
2011q3	56	124	56
2011q4	57	124	57

이들 세 임대료의 기초통계량은 <표 5>와 같다. 우선 호가임대료의 경우 평균 17,493원/m<sup>2</sup>·월로 표준편차는 5,642원/m<sup>2</sup>·월인데, 표준편차의 대부분은 시간에 따른 변동(within)보다는 오피스 간 차이(between)에서 기인하고 있다. 계약임대료의 경우 평균 16,725원/m<sup>2</sup>·월로 호가임대료보다 다소 낮으며, 표준편차는 5,619원/m<sup>2</sup>·월인데 이 역시 대부분

표 5\_ 분석표본: 호가, 계약 및 수취임대료 기초통계량

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
호가임대료 (원/m <sup>2</sup> ·월)	overall	17,493	5,642	7,563	34,788	N = 716
	between		5,352	7,563	34,788	n = 92
	within		584	12,776	20,669	T-bar = 7.78261
계약임대료 (원/m <sup>2</sup> ·월)	overall	16,725	5,619	6,772	34,799	N = 716
	between		5,311	7,525	34,645	n = 92
	within		855	11,835	20,725	T-bar = 7.78261
수취임대료 (원/m <sup>2</sup> ·월)	overall	12,529	6,047	0	31,293	N = 1290
	between		5,637	1,315	26,337	n = 124
	within		2,240	-7,909	25,327	T-bar = 10.4032

www.kci.go.kr

오피스 간 차이에서 기인하고 있다. 수취임대료의 경우 과거부터의 계약임대료가 누적된 것이므로 예상대로 평균이 12,529원/m<sup>2</sup>·월로 가장 낮았는데, 표준편차 6,047원/m<sup>2</sup>·월에서 시간에 따른 변동이 차지하는 비중이 호가나 계약임대료에 비해 높은 것이 특징이다. 이는 보증금 대비 임대료 비율이 10:1이 아닌 임대차계약의 조건을 통일시키는 과정에서 이 자율이 개입된 결과로 추측된다.

간단한 기초통계량의 비교를 통해서도 알 수 있듯이 호가, 계약 및 수취임대료 간에는 상당한 차이가 있다. 따라서 호가임대료를 그대로 이용하여 오피스 임대시장 현황을 분석한다거나, 특히 호가임대료나 계약임대료를 그대로 이용하여 오피스 임대수익 또는 임대수익률을 추정하는 것에는 오차가 존재할 수 있음을 짐작할 수 있다.

## 2. 호가임대료와 계약임대료 차이 분석

전체 분석기간에 걸쳐서 호가임대료와 계약임대료가 모두 조사된 경우는 총 716건이다. 이에 대해 두 임대료의 평균이 일치하는지를 t-test를 통해 검정한 결과는 <표 6>과 같다. 두 임대료 평균의 차이는 768.04원/m<sup>2</sup>·월로 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이러한 차이가 시점에 따라 어떻게 달라지는지 살펴보기 위해 매 분기마다 t-test를 실시

표 6\_ 호가 및 계약임대료 평균비교

구분	Obs	Mean	Std. Dev.
호가임대료	716	17,492.56	210.84
계약임대료	716	16,724.52	209.99
차이	716	768.04	70.50
t	10.89		
df	715		
Ha	mean(diff) < 0		P: 1.0000
	mean(diff) > 0		P: 0.0000
	mean(diff) > 0		P: 0.0000

표 7\_ 분기별 호가 및 계약임대료 평균비교

분기	차이	유의성
~2007q1	호가 < 계약	사례가 적어 검정이 불가능하거나 유의하지 않음
2007q2 ~2008q2	호가 > 계약	유의하지 않음
2008q3~	호가 > 계약	5% 유의수준에서 유의함

한 결과는 <표 7>과 같다. 먼저 2007년 1분기 이전의 경우 호가임대료보다 계약임대료가 높았다. 그러나 경우의 수가 적어 t-test가 불가능하거나 유의하지 않은 경우가 대부분이었다. 한편 2007년 2분기부터 2008년 2분기에는 반대로 호가임대료가 계약임대료보다 높았다. 그러나 이 역시 t-test의 유의성은 낮았다. 그리고 2008년 3분기 이후에는 호가임대료가 여전히 계약임대료보다 높은 가운데 t-test 결과도 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다.

여기서 한 가지 추측할 수 있는 것은 부동산시장의 경기에 따라 호가임대료와 계약임대료의 상대적인 크기가 달라질 수 있다는 점이다. <표 7>에서 호가임대료가 계약임대료보다 처음으로 커진 2007년은 미국에서부터 주택시장의 불안이 증폭된 시기이며, 그 차이가 통계적으로 유의해진 2008년 하반기는 리만브라더스의 파산으로부터 세계 금융시장의 위기가 시작된 시기이기 때문이다.

계약임대료에 대한 호가임대료의 상대적인 크기가 부동산시장의 경기에 따라 달라질 수 있는 개연성은 호가임대료를 결정하는 임대인의 전략과 실제 시장상황의 차이에서부터 비롯된다. 임대인은 오피스의 운영 현황에 대해서 임차인에 비해 우월한 정보를 보유하고 있으며, 부동산시장의 변화를 관찰하면서 자신의 호가임대료를 조정한다. 그러나 실제 임대차계약은 잠재임차인과의 협상에 의해 이루어지는데, 만약 부동산시장이 수요초과의 상태라면 계약임대료가 호가임대료와 비슷한 수준에서 결정되겠

지만, 반대로 부동산시장이 공급초과의 상태라면 계약임대료는 호가임대료에 비해 낮은 수준에서 결정될 것이다.

이러한 점을 확인하기 위해 호가임대료에서 계약임대료를 차감한 값의 부호를 종속변수로 하고(+이면 1, -이면 0), 부동산시장의 경기지표와 오피스의 위치 및 물리적 특성을 설명변수로 하여 패널로지분석을 실시해 보았다. 시계열적인 경기지표로는 임대료 조정과정에 관한 선행연구를 참조하여 공급변수로 서울시 오피스 재고량(m<sup>2</sup>), 수요변수로서 서울시 사무직 종사자수(천 명) 및 국내총생산(GDP)을 선택하였으며, 횡단면적인 특성변수로는 임대료 결정요인에 관한 선행연구를 참조하여 권역(CBD / GBD / YBD / 기타), 접근성(지하철역 / 버스역 / 교차로 / 대로까지의 거리, 접도폭) 및 연면적을 선택하였다. 여기서 종속변수에 영향을 미칠 것으로 기대되는 설명변수는 시계열적인 경기지표이며, 횡단면적인 특성변수는 통제변수로서 도입된 것이다.

분석 결과는 예상한 바와 크게 다르지 않았다. <표 8>과 같이 오피스의 위치 및 물리적 특성을 나타내는 변수들은 대부분 유의하지 않은 가운데, 부동산시장의 경기지표 중 서울시 오피스 재고량이 10% 유의수준에서 유의하게 호가임대료가 계약임대료보다 클 가능성을 높이는 것으로, 국내총생산이 1% 유의수준에서 유의하게 호가임대료가 계약임대료보다 클 가능성을 낮추는 것으로 나타났다.

서울시 오피스 재고량과 국내총생산이 호가임대료와 계약임대료의 차이를 설명하는 데 유의하다면, 호가임대료를 이용하여 계약임대료를 추정하는 모형에도 이들 변수가 활용될 수 있을 것이다. <식 1>의 두 번째 공식은 호가임대료( $R_{ask}$ )와 서울시 오피스 재고량(Stock) 및 국내총생산(GDP)을 설명변수로 하여 계약임대료( $R_{cont}$ )를 추정하는 모형을 나타낸다.

$$R_{ask} - R_{cont} = f(Stock, GDP)$$

$$R_{cont} = g(R_{ask}, Stock, GDP) \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

모형의 추정에는 패널분석에 널리 사용되는 고정효과모형(Fixed Effect Model)과 확률효과모형(Random Effect Model)을 적용한다. 두 모형은 패널 개체 간 차이를 나타내는 오차항( $u_i$ )을 고정값으로 가정하는가 확률변수로 가정하는가에 따라 구분되는데 전자, 고정효과모형, 후자가 확률효과모형이다. 모형 간 선택은  $u_i$ 에 내생성이 있는지 여부에 따르며, 내생성이 있을 경우에는 고정효과모형을, 없을 경우에는 확률효과모형을 선택한다. 검정방법으로는 Hausman Test를 사용한다.

모형의 추정에 앞서 <식 1>에 자기상관이 존재하는지 Wooldridge Test로 검정하였는데, 그 결과 자기상관이 발견되어(F = 5.39, P = 0.0237), Cochrane-Orcutt 변환을 적용하였다. 모형을 추정한 결과는

표 8\_ 호가 및 계약임대료의 상대적 크기(부호)에 대한 패널로지분석

호가 > 계약	Panel Logit		
	Coef.	z	P>t
오피스 재고량	6.37e-07	1.91	0.056
사무직 종사자수	0.0038	0.99	0.321
GDP	-0.0001	-2.58	0.010
CBD	0.8157	0.77	0.444
GBD	1.1895	1.06	0.291
YBD	0.9855	0.90	0.367
지하철역 거리	0.0001	0.05	0.959
버스역 거리	0.0028	0.88	0.379
교차로 거리	-0.0006	-0.25	0.800
대로 거리	-0.0048	-0.61	0.544
접도폭	-0.0351	-1.09	0.275
연면적	-1.26e-06	-0.09	0.928
_cons	-12.4084	-3.00	0.003
Log likelihood	-331.55		
Wald chi2	19.53(0.077)		

표 9\_ 호가임대료를 이용한 계약임대료 추정모형

계약임대료	FE WT with AR(1)			RE GLS with AR(1)		
	Coef.	t	P>t	Coef.	z	P>z
호가임대료	0,6782	12,02	0,000	0,8588	29,51	0,000
오피스 재고량	0,0001	1,35	0,177	-0,0003	-2,61	0,009
GDP	-0,0013	-0,11	0,909	0,0139	1,45	0,146
_cons	958,6525	4,41	0,000	6971,3010	3,95	0,000
R-sq	within	0,7140		within	0,0372	
	between	0,9143		between	0,9034	
	overall	0,8939		overall	0,8915	
Sig.	F	443,45		Wald chi2	871,28	
	P > F	0,0000		P > chi2	0,0000	
Hausman Test w/o AR(1)	Ho	difference in coefficients not systematic				
	chi2	3,89				
	P > chi2	0,2733				

〈표 9〉와 같은데, Hausman Test 결과  $u_1$ 에서 내생성이 발견되지 않아 확률효과모형을 최종적으로 선택하였다. 설명변수 중에서는 호가임대료와 서울시 오피스 재고량이 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 그리고 모형의 설명력이 89%에 달해 계약임대료의 추정모형으로 이용하는 데 크게 무리가 없을 것으로 판단된다.

### 3. 계약임대료와 수취임대료 관계 분석

계약임대료와 수취임대료의 평균을 비교하면 〈표 10〉과 같다. 기초통계량이 〈표 5〉와 차이는 것은 계약임대료와 수취임대료가 모두 조사된 기간만을 대상으로 t-test가 시행되었기 때문이다. 결과는 계약임대료가 수취임대료보다 유의하게 큰 것을 나타내고 있다. 이는 임대료가 상승하고 있는 서울시 오피스시장을 감안할 때 당연한 결과라고 할 수 있다.

호가임대료와 계약임대료의 관계에 비해 계약임대료와 수취임대료의 관계는 비교적 간단하여 쉽게 추정모형을 구성할 수 있다. 과거로부터 현재까지의 계약임대료가 누적된 것이 바로 현재 수취하고 있는 임대료이기 때문이다. 따라서 수취임대료는 계약

표 10\_ 계약 및 수취임대료 평균비교

구분	Obs	Mean	Std. Dev.
계약임대료	558	16,366.13	234.29
수취임대료	558	13,935.10	235.58
차이	558	2,431.04	133.88
t	18,1586		
df	557		
Ha	mean(diff) < 0		P: 1,0000
	mean(diff) < > 0		P: 0,0000
	mean(diff) > 0		P: 0,0000

임대료 및 그 과거값으로 시차분포모형(Distributed Lag Model)을 구성하여 추정한다.

$$R_{rcv} = \alpha + \beta_0 R_{cont} + \beta_1 L \cdot R_{cont} \dots \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

모형의 대안은 〈식 2〉와 같이 수취임대료( $R_{rcv}$ )를 종속변수로, 계약임대료( $R_{cont}$ )를 설명변수로 하되, 계약임대료의 과거시차(L: lag)를 하나씩 추가하면서 구성하였다. 그리고 설명변수의 유의성이 유지되면서 모형의 설명력이 가장 높은 것을 탐색하였는데, 그 결과는 〈표 11~13〉과 같다.

분석 결과는 설명변수의 시차를 늘릴수록 모형의

표 11\_ 계약임대료를 이용한 수취임대료 추정모형 1

수취임대료	FE WT with AR(1)			RE GLS with AR(1)		
	Coef.	t	P > t	Coef.	z	P > z
계약임대료	0.3814	7.04	0.000	0.5616	12.04	0.000
_cons	8,612.34	32.19	0.000	4,473.89	5.38	0.000
R <sup>2</sup> -sq	within	0.1147		within	0.0033	
	between	0.7622		between	0.6740	
	overall	0.7168		overall	0.7017	
Sig.	F	49.62		Wald chi2	144.93	
	P > F	0.0000		P > chi2	0.0000	
Hausman Test w/o AR(1)	Ho	difference in coefficients not systematic				
	chi2	42.98				
	P > chi2	0.0000				

표 12\_ 계약임대료를 이용한 수취임대료 추정모형 2

수취임대료	FE WT with AR(1)			RE GLS with AR(1)		
	Coef.	t	P > t	Coef.	z	P > z
계약임대료	0.3672	6.35	0.000	0.3905	6.02	0.000
L.계약임대료	0.3200	5.57	0.000	0.3404	5.41	0.000
_cons	3,236.39	9.66	0.000	2,164.51	2.25	0.025
R <sup>2</sup> -sq	within	0.3787		within	0.0119	
	between	0.8230		between	0.7192	
	overall	0.7940		overall	0.7665	
Sig.	F	80.15		Wald chi2	183.13	
	P > F	0.0000		P > chi2	0.0000	
Hausman Test w/o AR(1)	Ho	difference in coefficients not systematic				
	chi2	41.12				
	P > chi2	0.0000				

표 13\_ 계약임대료를 이용한 수취임대료 추정모형 3

수취임대료	FE WT with AR(1)			RE GLS with AR(1)		
	Coef.	t	P > t	Coef.	z	P > z
계약임대료	0.3335	3.36	0.001	0.3950	4.76	0.000
L.계약임대료	0.3563	3.79	0.000	0.2383	3.36	0.001
L2.계약임대료	0.2409	2.73	0.007	0.1488	2.02	0.043
_cons	-799.18	-1.10	0.273	1,396.84	1.55	0.122
R <sup>2</sup> -sq	within	0.4559		within	0.0220	
	between	0.8575		between	0.7665	
	overall	0.8349		overall	0.8152	
Sig.	F	52.80		Wald chi2	237.05	
	P > F	0.0000		P > chi2	0.0000	
Hausman Test w/o AR(1)	Ho	difference in coefficients not systematic				
	chi2	9.88				
	P > chi2	0.0196				

설명력은 높아지지만, 설명변수의 유의성이 낮아지는 경향을 보였다. 최종적인 추정모형은 과거 2분기 이전까지만 포함시킨 <표 13>이 채택되었는데, 3분기 이전까지 포함시킬 경우 설명력에서는 큰 차이가 없으면서 설명변수의 유의성이 급격히 떨어졌다.

#### 4. 호가임대료를 이용한 추정모형

이상 분석 결과를 종합하면 호가임대료를 이용하여 계약임대료를 추정하고, 다시 그 추정치를 이용하여 실제임대료를 추정하는 단계적 모형을 구성할 수 있다. 우선 <표 9>의 결과를 통해 호가임대료를 이용한 계약임대료 추정모형을 구성하면 <식 3>과 같다. 여기서  $R_{cont}$ 는 계약임대료를,  $R_{ask}$ 는 호가임대료를, Stock은 서울시 오피스 재고량을, GDP는 국내총생산을 각각 의미한다.

$$R_{cont} = 6,971.30 + 0.8588R_{ask} - 0.0003Stock + 0.0139GDP \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

이 추정모형의 유용성은 모형을 이용하여 계약임대료의 추정치를 구하고, 이를 실제값과 비교함으로써 확인할 수 있다. 검정결과 계약임대료와 위 모형을 이용한 추정치 사이에는 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다(<표 14> 참조).

표 14\_ 계약임대료 및 추정치 평균 비교

구분	Obs	Mean	Std. Dev.
계약임대료	716	16,724.52	209.99
추정치	716	16,768.26	181.45
차이	716	-43.74	71.20
t	-0.6143		
df	715		
Ha	mean(diff) < 0		P: 0.2696
	mean(diff) <> 0		P: 0.5392
	mean(diff) > 0		P: 0.7304

오피스 임대시장의 상황을 정확히 반영하는 가격정보는 임대인의 전략이 반영된 호가임대료보다는 실제로 체결된 계약에 따른 계약임대료일 것이다. 그러나 계약임대료는 시장에 공개되지 않기 때문에 이를 이용하기가 쉽지 않다. 반면 호가임대료의 경우 여러 부동산서비스회사들이 광범위한 표본을 대상으로 오래전부터 조사하여 발표하고 있다. <식 3>과 같은 추정모형은 이러한 호가임대료를 이용하여 오피스시장의 변화를 보다 정확히 포착하는 데 기여할 수 있을 것이다.

한편 최종모형으로 선택된 <표 13>의 결과를 통해 계약임대료 추정치를 이용한 수취임대료 추정모형을 구성하면 <식 4>와 같다. Hausman Test 결과  $u_i$ 에서 내생성이 발견되어 고정효과모형을 최종적으로 선택하였다. 여기서  $R_{rev}$ 는 수취임대료를,  $R_{cont}$ 는 계약임대료를 의미하며,  $\hat{R}_{cont}$ 은 추정치를, L 및 L2는 각각 전 분기 및 2분기 전 시차를 의미한다.

$$R_{rev} = -799.18 + 0.3335\hat{R}_{cont} + 0.3563L \cdot \hat{R}_{cont} + 0.2409L2 \cdot \hat{R}_{cont} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

이 추정모형의 유용성 또한 수취임대료의 추정치를 구하고, 이를 실제값과 비교함으로써 확인할 수 있다. <표 15>는 <식 3>을 통해 계약임대료를 추정하고, 이 추정치를 <식 4>에 대입하여 수취임대료를 추정한 후 이를 실제값과 비교한 결과인데, 검정결과 수취임대료와 추정치 사이에는 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 한편 <표 16>은 t-test를 분기별로 실시한 결과인데, 12분기 중 한 분기에서도 차이가 발견되지 않아 <식 4>가 추정모형으로 우수함을 알 수 있다.

수취임대료는 오피스 임대시장의 가격을 민감하게 반영하기보다는 임대인이 취하고 있는 소득을 정

표 15\_ 수취임대료 및 추정치 평균 비교

구분	Obs	Mean	Std. Dev.
수취임대료	303	14,500.11	5,529.30
추정치	303	14,543.36	4,729.80
차이	303	-43.25	2,801.86
t	-0.2687		
df	302		
Ha	mean(diff) < 0		P: 0.3942
	mean(diff) > 0		P: 0.7883
	mean(diff) = 0		P: 0.6058

표 16\_ 분기별 수취임대료 및 추정치 평균 비교

분기	차이(평균)	t	P
2009q1	-346.38	-0.3547	0.7332
2009q2	-98.80	-0.1707	0.8662
2009q3	-123.30	-0.2434	0.8101
2009q4	-268.81	-0.6376	0.5300
2010q1	283.335	0.7043	0.4883
2010q2	252.72	0.6747	0.5060
2010q3	-841.27	-1.3939	0.1747
2010q4	-675.26	-1.1648	0.2543
2011q1	-254.26	-0.4233	0.6754
2011q2	-48.19	-0.0804	0.9365
2011q3	450.11	0.7977	0.4307
2011q4	775.24	1.4703	0.1522

확히 반영하는 정보다. 현재 시점 임대인의 소득은 과거부터 지금까지 체결된 계약임대료의 누적 결과이기 때문이다. 최근 오피스에 대한 연구가 임대료를 넘어 수익률과 관련된 분야까지 확장되고 있다. <식 4>와 같은 추정모형은 호가임대료라는 자료의 제약하에서 보다 정확한 수익률 분석을 시행하는 데 기여할 수 있을 것이다.

#### IV. 결론

임대료는 부동산시장을 이해하는 데 있어서 매우 중요한 변수이며, 따라서 그에 대한 연구도 상당히 이루

어져왔다. 특히 오피스와 같은 수익형부동산에 있어서 임대료는 학술적으로나 실무적으로 매우 중요한 관심 대상이라고 할 수 있다.

우리가 임대료라고 부르는 것은 크게 세 가지로 나누어볼 수 있다. 그 첫째는 임대인의 호가임대료이며, 둘째는 임대인과 임차인 간 계약에 의해 결정되는 계약임대료이며, 셋째는 과거부터 지금까지 체결된 임대차계약에 따라 임대인의 소득이 되고 있는 수취임대료다. 이들 세 가지 임대료는 그 개념이나 값이 달라서 분석의 목적에 맞게 구분해서 사용해야 한다. 그러나 부동산서비스회사들이 제공하는 호가임대료 외에 체계적으로 수집된 자료가 부족한 국내 여건상 호가임대료가 계약임대료나 수취임대료의 대용치로 사용되고 있는 것이 현실이다.

본 논문은 서울시에 소재하는 124동 오피스에 대해 일정기간 동안 조사된 호가, 계약 및 수취임대료 자료를 이용하여 세 가지 임대료 간 차이 및 관계를 분석하고, 그 결과를 토대로 호가임대료를 이용한 계약 및 수취임대료 추정모형을 도출하고자 하였다. 분석모형으로는 자료의 특성을 살려 오피스 간 차이 뿐 아니라 시간에 따른 변동도 포착할 수 있는 패널분석모형을 이용하였다.

분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 서울시 오피스의 호가, 계약 및 수취임대료는 그 값에서 유의한 차이가 있었다. 호가임대료는 계약임대료에 비해 부동산시장의 경기가 좋지 않은 경우 더 높은 경향이 있었으며, 수취임대료는 호가임대료나 계약임대료에 비해 낮았다. 둘째, 호가임대료와 계약임대료의 차이를 분석한 결과 부동산시장의 상황을 나타내는 지표로서 서울시 오피스 재고량과 국내총생산이 유의한 설명변수로 나타났으며, 이를 근거로 호가임대료를 이용한 계약임대료 추정모형(1단계 추정모형)을 도출할 수 있었다. 이 모형을 통한 추정치는 실제 계약임대료와 유의한 차이가 없었다. 셋째, 계약임대료와 수

취임대료의 관계를 분석한 결과 2분기 시차분포모형을 통해 설명력과 유의성이 높은 추정모형(2단계 추정모형)을 도출할 수 있었으며, 설명변수에 1단계 추정모형에 의한 계약임대료 추정치를 대입하여 계산한 수취임대료 추정치는 실제 수취임대료와 유의한 차이가 없었다. 이상의 결과를 통해 호가임대료를 이용하여 계약 및 수취임대료를 신뢰성 있게 추정하는 것이 가능할 수 있음을 확인하였다.

최근 서울시 오피스시장에 대한 연구는 수익률, 포트폴리오효과, 스타일분석에 이르기까지 다양하게 전개되고 있다. 이러한 연구가 신뢰성 있게 진행되기 위해서는 그 기초가 되는 임대료 정보부터 신뢰성 있게 구축되어야 한다.

본 논문에서 시도된 계약 및 수취임대료 추정방법은 현실적으로 호가임대료만 이용 가능한 상황에서 분석의 신뢰성을 높이는 데 기여할 수 있을 것이다. 그러나 분석표본에 포함된 오피스의 개수가 많지 않은 점, 지역적으로 서울시에 국한된 점, 자료가 장기간의 균형패널이 아닌 주로 2009년 이후 오피스시장 회복기에 집중된 점 등 여러 면에서 국내 오피스시장을 대변하기에는 부족함이 있다. 향후 보다 양질의 자료를 활용하여 추정모형의 개선이 이루어져야 할 것이다.

## 참고문헌 •••••

이상경 · 이인철. 2007. “오피스 빌딩관리에서 규모의 경제에 관한 연구”. 서울도시연구 제8권 제3호, pp13-27.  
 이재우 · 강원철. 2006. “서울 오피스시장의 수익률 특성과 지수 작성을 위한 실증분석”. 부동산학연구 제12집 제2호, pp161-174.  
 이창무 · 정익철 · 최소의. 2009. “아파트임대시장의 전월세전환을 결정구조”. 주택연구 제17권 제2호, pp213-229.  
 Brennan, T., Cannaday, R. and Colwell, P. 1984. “Office Rent in the Chicago CBD”. *AREUEA Journal* vol.12, no.3, pp243-260.

Cannaday, R. and Kang, H. 1984. “Estimation of Market Rent for Office Space”. *Real Estate Appraiser and Analyst* vol.50, pp67-72.  
 Clapp, J. 1980. “The Intrametropolitan Location of Office Activities”. *Journal of Regional Science* vol.20, no.3, pp387-399.  
 Dunse, N. and Jones, C. 1998. “A Hedonic Price Model of Office Rents”. *Journal of Property Valuation & Investment* vol.16, no.3, pp297-312.  
 Glascock, J., Jahanian, S. and Sirmans, C. 1990. “An Analysis of Office Market Rents: Some Empirical Evidence”. *AREUEA Journal* vol.18, no.1, pp105-119.  
 Rosen, K. T. 1984. “Toward a Model of the Office Building Sector”. *AREUEA Journal* vol.12, no.3, pp261-269.  
 Wheaton, W. and Torto, R. 1994. “Office Rent Indices and Their Behavior Over Time”. *Journal of Urban Economics* vol.35, pp121-139.

- 논문 접수일: 2013. 10. 10
- 심사 시작일: 2013. 10. 16
- 심사 완료일: 2013. 11. 20

## A Study on the Estimation Model of Contract and Receiving Rent Using Asking Rent of Office

**Keywords:** Office, Asking Rent, Contract Rent, Receiving Rent, Estimation Model

This study analyzes the asking, contract and receiving rents using a set of panel data composed of 124 office buildings in Seoul. The empirical result suggests that ① There are significant differences among asking, contract and receiving rents. Asking rent tends to be larger than contract rent during weak market and receiving rent is smaller than others. ② Office stock and GDP are significant explanatory variables of the difference between asking and contract rent and using the variables an estimation model of contract rent using asking rent can be established. There is no significant difference between the estimated contract rent and real value. ③ An estimation model of receiving rent using contract rent can be established based on a distributed-lag model. There was no significant difference between the estimated receiving rent and real value. In sum the fact that contract and receiving rent can be estimated reliably with asking rent was found.

### 오피스 호가임대료를 이용한 계약 및 수취임대료 추정모형 연구

**주제어:** 오피스, 호가임대료, 계약임대료, 수취임대료, 추정모형

본 논문은 서울시에 소재하는 124동의 오피스에 대해 일정기간 동안 조사된 호가, 계약 및 수취임대료 자료를 이용하여 세 가지 임대료 간 차이 및 관계를 분석하고, 그 결과를 토대로 호가임대료를 이용한 계약 및 수취임대료 추정모형을 도출한 것이다. 분석모형으로는 자료의 특성을 살려 오피스 간 차이 뿐 아니라 시간에 따른 변동도 포착할 수 있는 패널분석모형을 이용하였다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 서울시 오피스의 호가, 계약 및 수취임대료는 그 값에서 유의한 차이가 있었다. 호가임대료는 계약임대료에 비해 부동산시장의 경기가 좋지 않은 경우 더 높은 경향이 있었으며, 수취임대료는 호가임대료나 계약임대료에 비해 낮았다. 둘째, 호가임대료와 계약임대료의 차이를 분석한 결과 부동산시장의 상황을 나타내는 지표로서 서울시 오피스 재고량과 국내총생산이 유의한 설명변수로 나타났으며, 이를 근거로 호가임대료를 이용한 계약임대료 추정모형(1단계 추정모형)을 도출할 수 있었다. 이 모형을 통한 추정치는 실제 계약임대료와 유의한 차이가 없었다. 셋째, 계약임대료와 수취임대료의 관계를 분석한 결과 2분기 시차분포모형을 통해 설명력과 유의성이 높은 추정모형(2단계 추정모형)을 도출할 수 있었으며, 설명변수 자리에 1단계 추정모형에 의한 계약임대료 추정치를 대입하여 계산한 수취임대료 추정치는 실제 수취임대료와 유의한 차이가 없었다. 이상의 결과를 통해 호가임대료를 이용하여 계약 및 수취임대료를 신뢰성 있게 추정하는 것이 가능함을 알 수 있었다.