

서울시 오피스 매매가격지수 개발에 관한 연구*

이 상 경**

Development of a Transaction-Based Office Price Index in Seoul*

Sang-Kyeong Lee**

요약 : 이 연구는 헤도닉 모형을 이용하여 서울시 오피스 매매가격지수를 개발하는 것을 목적으로 한다. 분석 자료로 부동산 투자자문회사인 (주)SAMS가 제공한 서울시의 2000년~2004년 오피스 실거래 가격 자료를 이용하였다. 오피스 매매가격과 평당 매매가격, 임대료를 종속변수로 하는 헤도닉 모형들을 추정한 결과, 도심권 또는 강남권 입지, 빌딩 높이의 증가, 인텔리전트 빌딩시스템은 매매가격(또는 평당 매매가격)에 긍정적 영향을 주는 반면 건축면적 증가는 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 오피스 빌딩의 전용율과 지하철역 시간거리는 임대료에는 유의한 영향을 주지만 매매가격(또는 평당 매매가격)에는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 헤도닉 모형의 계수 추정치를 이용하여 오피스 매매가격지수와 평당 매매가격지수, 임대료지수를 산정한 결과 오피스 매매가격은 5년간 50.9% 상승한 것으로 나타났다. 이는 2000년부터 2004년까지 반년에 평균 5.2% 상승한 것을 의미하며 동기간의 주택가격 상승률 5.1%보다 더 높은 값에 해당한다. 오피스 평당 매매가격의 상승률은 매매가격지수 추정치 보다 낮은 5년간 37.1%로 나타났는데, 이는 반년에 평균 3.8% 상승했다는 것을 의미한다. 오피스 임대료 상승률은 매매가격 상승률보다 훨씬 낮은 수준인 5년간 14.8%, 반년 평균 1.9%로 나타났다. 이 연구의 학술적 의의는 무엇보다도 실거래 가격 자료를 이용하여 서울 오피스 시장의 매매가격지수를 다룬 최초의 연구라는 점에 있다. 또한 이 연구는 최근의 주택가격 급등과 비교될 수 있는 오피스 가격 급등을 실증적으로 확인했다는 점에서 정책적, 실용적 의미를 가진다.

주제어 : 오피스 매매가격지수, 헤도닉 분석, 서울

ABSTRACT : The purpose of this paper is to estimate the transaction-based office price index of Seoul from 2000 to 2004. Dataset including transaction information and physical characteristics of office buildings is supported by SAMS corporation. This paper first carries out a hedonic analysis and then estimates a office price index. The results of hedonic analysis are as follows: Sale prices per unit of Central Business District and Kangnam District were higher than Yeoido. The height of building and the intelligent building system have positive effect on sale price but the footprint area of building has negative effect. Transaction-based office price index is estimated by using coefficients of hedonic equation and it shows that the sale price of 2004 rose 50.9% as compared with 2000 and this equals rising at a rate of 5.2% in a half year from 2000 to 2004. This paper is the first study to use transaction-based data to estimate a office price index of Seoul and the result is to be a help for office investment and policy-making process.

Key Words : office price index, hedonic analysis, Seoul

* 이 논문은 경성대학교의 2004학년도 일반과제 연구비지원에 의하여 연구되었음.

** 경성대학교 도시공학과 조교수(Assistant Professor, Urban Design and Development, Kyung Sung University)

I. 서론

부동산 가격지수는 관련 연구자와 정책담당자, 투자자에게 부동산 시장의 움직임을 알려주는 중요한 역할을 수행한다. 전 국민의 관심사가 되고 있는 주택시장의 경우 국민은행을 포함한 여러 민간정보회사들이 인터넷을 통해 경쟁적으로 관련 정보를 제공하고 있지만 오피스 시장의 경우는 몇몇 투자자문회사들에 의해 부분적 가격 정보만 제공될 뿐이다.¹⁾

최근 들어 부동산투자회사, 부동산펀드 같은 간접투자방식에 의한 투자가 활성화되면서 오피스 매매가격지수에 대한 수요는 점점 커지고 있는 상황이다. 미국을 비롯한 상당수의 나라에서 부동산 가격지수가 개발되어 오피스 빌딩의 투자 분석에 이용하고 있으며 대표적인 것으로 미국의 NPI와 영국의 IPD 인덱스가 있다.²⁾

부동산 가격지수는 특정 시점의 부동산 가격을 기준으로 다른 시점의 부동산 가격을 평가하는 것이다. 그러나 오피스의 경우 주식이나 채권 같은 동질 재화도 아니고 거래 빈도도 낮고 주로 비공식적 협상에 의해 가격이 결정되기 때문에 지수화가 쉽지만은 않다(Gatzlaff and Geltner, 1998). 이 때문에 가격지수를 개발하더라도 매매사례를 이용하는 경우보다 미국의 NPI처럼 평가가치에 근거하여 지수를 개

발하는 방법이 일반적으로 사용되고 있다(이상영·임재만, 1999). 그러나 평가가치에 근거한 오피스 가격지수가 실거래 가격을 제대로 반영하지 못할 수도 있다는 점 때문에 대안적 방법에 대한 연구가 계속적으로 이루어지고 있다. 대안적 방법은 크게 반복매매법과 헤도닉 모형법, 그리고 이들을 혼합한(hybrid) 방법으로 구분된다(Colwell et al., 1998; Gatzlaff and Geltner, 1998; Downs and Slade, 1999). 반복매매법과 혼합방법은 부동산 중에서도 거래가 활발한 편에 속하고 동일한 구조를 갖는 경우가 많은 아파트 같은 경우에 적용하기에 좋은 방법이다(Gatzlaff and Geltner, 1998).³⁾ 오피스 빌딩과 같이 이질성이 높고 매매사례가 많지 않은 경우에는 헤도닉 모형법이 일반적으로 사용된다. 헤도닉 모형을 이용하는 방법에서는 빌딩의 가격에 영향을 주는 횡단면적 속성에 대한 통제를 통해 시계열적 가격 변화를 측정하게 된다.

이 논문은 서울 오피스 시장을 대상으로 헤도닉 모형을 이용하여 오피스 매매가격지수를 개발하는 것을 연구 목적으로 한다. 헤도닉 모형을 이용해 서울 오피스 시장을 다룬 선행 연구들이 모두 임대료를 대상으로 하고 있기 때문에 매매가격에 영향을 주는 요인들을 찾아내고 검증하는 작업도 매매가격지수 개발 못지않게 중요한 일이 될 수 있다.

1) SAMS(<http://www.samsnet.co.kr>), R2KOREA(<http://www.r2korea.co.kr>)를 참고하기 바란다.

2) NPI(NCREIF Property Index)는 NCREIF(National Council of Real Estate Investment Fiduciaries) 회원인 대규모 연기금들이 보유하고 있는 포트폴리오 부동산의 평가가치로부터 산출된 지표이다(이상영·임재만, 1999: 22). IPD(Investment Property Databank)는 영국뿐만 아니라 캐나다, 스웨덴, 프랑스 등의 부동산지수도 제공하고 있다. 현재 세계 각국에서 이용되고 있는 국가 단위 부동산지수는 Enström et al.(2005)을 참조하기 바란다.

3) 주택가격지수를 반복매매법으로 구축한 경우는 이창무 외(2002, 2005)를 참고하기 바란다.

연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서는 선행연구에 대한 고찰이 있고, III장에서는 연구방법론과 헤도닉 모형을 구성하는 변수들에 대한 설명이 있게 된다. IV장에서는 헤도닉 모형에 대한 통계적 추정 결과를 정리하고 매매 가격지수와 임대료지수를 산출한 후 비교 분석을 수행한다. V장에서는 결론과 함께 연구의 한계 등이 정리된다.

II. 선행연구 고찰

헤도닉 모형을 이용하여 오피스 가격지수를 개발한 연구는 해외 문헌에서 많이 발견되고 있다. Colwell et al.(1998)은 미국 일리노이주 Cook 카운티(시카고 일원)에서 1986년부터 7년 동안 발생한 427개의 오피스 거래 자료를 이용하여 입지, 층고, 대지면적, 건축면적, 근린 환경, 매매시점 등을 설명변수로 하는 헤도닉 모형을 구축한 후, 매매시점 더미변수의 계수를 이용하여 도심과 교외지역에 대한 매매가격지수를 개발하였다. Downs and Slade(1999)는 거래 관련 정보가 완전 공개되는 미국 애리조나주 피닉스 지역을 대상으로 1987년부터 9년 동안 발생한 935개의 사례자료를 이용하여 연면적, 부지면적, 준공연수, 도심 거리, 용도, 빌딩구조, 층수, 매매시점 등을 설명변수로 하는 헤도닉 모형을 구축한 후 추정계수를 이용하여 매매가격지수를 개발하였다. Jud and Winkler(1999)는 1980년부터 1994년까지 미국 노스캐롤라이나주 Mecklenburg 카운티의 과세 자료와 매매 자료를 이용하여 평가 금액과 매매 시점을 설명변수로 하는 헤도닉 모형을

구축하고 가격지수를 개발하였다. Munneke and Slade(2000)는 매매사례 자료만을 대상으로 한 가격지수 개발에서 나타나게 되는 표본 선택편의(sample selection bias) 문제를 분석하기 위해 미국의 애리조나주 피닉스시의 오피스 빌딩 자료를 대상으로 로짓모형과 헤도닉 모형을 적용하였다.

임대료 지수에 대한 연구로는 Webb and Fisher(1996)와 Slade(2000) 등이 있다. Webb and Fisher(1996)는 시카고 CBD를 대상으로 헤도닉 모형을 이용하여 임대료 지수를 구한 후 공실률 등 주요 오피스 시장 지표와의 관계를 규명하였다. 그리고 Slade(2000)는 쇠퇴, 저점, 회복으로 나타나는 오피스 경기 변동을 임대료 지수를 이용하여 설명하였다.

국내 오피스 시장을 대상으로 가격지수 개발을 시도한 연구로는 이상영·임재만(1999), 손진수·김병욱(2002)이 있다. 이상영·임재만(1999)은 평가가치에 기초하여 가격지수 개발을 시도했다는 점에서 실거래자료를 이용한 본 연구와 방법론 측면에서 완전히 다른 연구라고 볼 수 있으며, 손진수·김병욱(2002)은 헤도닉 모형을 이용하였지만 오피스 임대료 지수의 개발을 시도했다는 점에서 본 연구와 차이가 있다.

헤도닉 모형을 이용하여 서울 오피스 시장을 다룬 연구로는 손재영·김경환(2000), 변기영·이창수(2004), 이창무·이재우(2005)등이 있는데 이들은 모두 임대료를 대상으로 했다는 점에서 공통점이 있다. 하지만 매매가격에 대해서도 유효한 설명을 제공해 줄 가능성이 높다는 점에서 헤도닉 모형을 구성하고 있는

설명변수들을 살펴볼 필요가 있다. 이들 연구에서 입지특성 변수로는 권역, 지하철역 거리, 접면도로 폭, 소매시설과의 거리, 공공시설과의 거리 등이 이용되었으며, 구조특성 변수로는 대지면적, 건축연면적, 층수, 준공연수 등이 사용되었다. 또한 근린환경 변수와 입주기업 특성 변수도 이용되었다.

Ⅲ. 모형 설정

1. 자료

연구에 사용된 자료는 부동산 투자자문회사인 SAMS⁴⁾가 2000년 1월부터 2004년 12월까지 5년간에 걸쳐 금융감독원 인터넷 홈페이지에 전자 공시된 오피스 빌딩 매매사례들을 대상으로 데이터베이스를 구축한 것이다. 이는 전자공시 의무를 갖는 법인들의 서울시 오피스 빌딩 투자를 다룬 전수조사 자료로 볼 수 있으며, 여기에는 오피스 빌딩의 매매가격을 비롯한 각종 거래 관련 정보와 입지 특성을 비롯한 다양한 측면의 속성이 포함되어 있다. 설명변수 값이 누락된 경우를 제외한 결과 모두 121건이 분석에 이용되었다.

2. 모형 설정

헤도닉 모형을 이용한 매매가격지수 개발을 위해서는 먼저 종속변수인 오피스 매매가격과

설명변수들의 함수적 관계를 규정할 필요가 있다. Colwell et al.(1998)과 Downs and Slade(1999), Jud and Winkler(1999)에서는 로그 변환된 매매가격을 종속변수로 이용하고 있다. 이에 본 연구에서도 로그 변환된 매매가격을 종속변수로 하는 다음과 같은 모형을 기본 모형으로 설정한다.

$$\ln PRICE_i = \beta_{px} x_i + \delta_{pz} Z_i + \varepsilon_i \quad (\text{모형1})$$

모형1은 특히 Colwell et al.(1998)에서 사용된 형태로 $PRICE_i$ 는 i 번째 오피스 빌딩의 매매가격을 의미하며, x_i 는 입지, 구조특성 벡터이고 Z_i 는 매매시점 더미변수 벡터이다. 여기서 오차항 ε_i 는 평균이 0이고 분산이 σ^2 인 정규분포를 따른다고 가정한다.

종속변수로 투입되는 매매가격을 로그 변환할 경우 설명변수의 형태에 따라 계수에 대한 해석이 달라진다. 설명변수가 매매가격처럼 로그 변환될 경우 계수는 탄력성을 의미하게 되며 설명변수의 상대적 변화에 대한 매매가격의 상대적 변화로 해석된다. 설명변수가 로그 변환되지 않을 경우 계수는 설명변수의 절대적 변화에 대한 매매가격의 상대적 변화로 해석된다(안충영 외, 1998: 181~195). 설명변수가 더미변수일 경우 특히 해석상의 주의를 요하는데 종속변수의 상대적 변화를 구하기 위해서는 더미변수의 계수에 지수함수를 취한 후 1을 빼주어야 한다(안충영 외, 1998: 562~563). 오피스 매매가격지수는 시간 더미변수의

4) SAMS는 투자자문과 자산관리, 매매 컨설팅, 시장 리서치 등을 주업으로 하고 있으며, 임대료지수, 자본환원율 등의 주요 오피스 관련 정보를 인터넷 홈페이지(<http://www.samsnet.co.kr>)를 통해 제공하고 있다.

계수를 이용하여 추정된다. 시작시점을 100으로 하는 매매가격지수로 시간 더미변수의 계수를 전환하기 위해서는 계수에 지수를 취하고 100을 곱해야 한다(Downs and Slade, 1999).

주택가격지수와 임대료지수를 다룬 선행 연구를 보면 매매가격을 로그로 변환하지 않고 이용하는 경우도 있다(Guttery and Sirmans, 1995; Webb and Fisher, 1996). 이에 본 연구에서도 로그로 변환되지 않은 평당 매매가격 P_i 를 종속변수로 하는 모형2를 도입하여 모형1을 보완하고자 한다. 여기서 오차항 μ_i 는 평균이 0이고 분산이 σ^2 인 정규분포를 따른다고 가정한다.

$$P_i = \beta_p x_i + \delta_p Z_i + \mu_i \quad (\text{모형2})$$

평당 매매가격을 종속변수로 할 경우 설명변수의 해석이 용이하다는 장점이 있지만, 매매가격이 오피스 전체 면적과 선형관계가 있다는 것을 전제한다는 점에서 그렇지 않을 가능성을 제약하게 된다는 단점이 있다(Colwell et al., 1998). 모형2를 이용한 매매가격지수 추정은 모형에 설명변수의 평균값을 투입하여 시점별로 평당 매매가격을 예측하고 시작 시점의 값을 100으로 전환시키는 방법이 많이 사용된다(Guttery and Sirmans, 1995).

주택매매가격과 전세가격이 서로 다르게 움직이듯이 오피스 매매가격과 전세가격(또는 임대료)도 서로 다르게 움직일 것이라는 추론은 충분히 가능하다고 보여진다.⁵⁾ 이에 본 연

구에서는 오피스 매매가격지수와 비교를 위해 임대료 R_i 를 종속변수로 하는 임대료 지수를 추정하고자 한다. 여기서 오차항 ν_i 는 평균이 0이고 분산이 σ^2 인 정규분포를 따른다고 가정한다.

$$R_i = \beta_R x_i + \delta_R Z_i + \nu_i \quad (\text{모형3})$$

SAMS 자료에서 제공되는 빌딩별 보증금 수익률을 이용하여 보증금을 월수입으로 전환시키고 월 임대료와 합산한 임대료를 만들어 분석에 이용하였다. 모형3을 분석에 이용할 경우 동일한 구조를 가지는 모형2와 직접 비교가 가능하며, 따라서 매매가격에 영향을 미치는 변수가 임대료에도 영향을 미치는지를 검정할 수 있게 된다.

3. 설명변수 및 가설

외국의 선행 연구들과 국내의 임대료 연구들을 참고로 하여 입지특성과 구조특성, 매매시점 설명변수를 설정하면 다음과 같다.

1) 입지 특성 변수

임대료 지수개발을 시도한 손진수·김병욱(2002)은 서울 오피스 시장을 크게 도심권, 강남권, 여의도권과 기타지역으로 구분하여 분석하고 있다. 이를 참고로 여의도권을 기저로 하여 도심권(CBD), 강남권(KBD), 기타지역(ETC)을 더미변수로 설정하고 권역별 가격 차이를

5) 국내 오피스 매매가격과 임대료의 움직임을 비교 분석한 연구가 없기 때문에 추론만이 가능할 뿐이다. 주택 매매가격과 전세가격이 다르게 움직이고 있다는 사실은 국민은행(www.kbstar.com)의 매매 및 전세가격지수를 통해 쉽게 확인할 수 있다.

검정하고자 한다.⁶⁾ 권역별 매매건수 비율은 강남권이 39%로 가장 많고 이어 도심권이 35%, 여의도권이 18%, 기타지역이 8%로 나타나고 있다. 도심권과 강남권이 비슷한 매매건수를 보여주고 있는 데 반해 여의도권과 기타지역은 도심권과 비교하여 대략 1/2, 1/5 정도로 나타나고 있다.

지하철역 시간거리(SUBDIST)는 성인의 도보 속도를 기준으로 지하철역으로부터 오피스 빌딩까지의 거리를 측정한 것이다. 오피스 빌딩들은 지하철역으로부터 평균 4.6분 정도 되는 거리에 위치하고 있으며, 역으로부터 멀어질수록 매매가격과 임대료가 낮아질 것으로 예상된다.

2) 구조 특성 변수

구조특성 변수로 빌딩의 건축면적(BAR)과 높이(HEIGHT), 준공연수(AGE), 전용률(EXUSE), 인텔리전트빌딩(IFS) 변수를 도입한다. 외국의 선행연구를 보면, 오피스 빌딩의 규모와 관련된 변수로 대지면적, 연상면적, 층수 등을 동시에 사용하는 경우가 많다(Cowell et al., 1998). 상업용지의 경우 지가가 높기 때문에 건축주들은 달성 가능한 최대 용적률로 건축하려는 경향이 있고, 따라서 대지면적이 클수록 연상면적이 커지는 경향이 있다. 이들 간의 피어슨 상관계수를 구한 결과 0.78로 높은 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 한편 고층일수록 연상면적이 커질 가능성이 있는 관

〈표 1〉 기술 통계량

	변 수	변수명	단 위	변수 내역	평 균	표준편차
종속 변수	매매가격	PRICE	백만원	오피스 빌딩의 매매가격	61,942	71,052
	평당 매매가격	P	천원	오피스 빌딩의 평당 매매가격	7,131	1,869
	평당 월임대료	R	천원	오피스 빌딩의 평당 월 임대료	53	13
설명 변수	도심권	CBD		도심권이면 1, 아니면 0	0.35	0.48
	강남권	KBD		강남권이면 1, 아니면 0	0.39	0.49
	기타지역	ETC		기타지역이면 1, 아니면 0	0.08	0.28
	지하철역 거리	SUBDIST	분	지하철역으로부터 도보 시간거리	4.6	2.3
	건축면적	BAR	평	연상면적을 층수로 나눈 값	488.1	241.4
	높이	HEIGHT	층	오피스 빌딩의 층수	17.1	5.9
	준공연수	AGE	년	준공시점부터 매매시점까지 경과연수	12.2	7.3
	전용률	EXUSE	%	오피스 빌딩의 전용률	55.9	8.6
	인텔리전트빌딩	IFS		인텔리전트빌딩이면 1, 아니면 0	0.20	0.40

〈표 2〉 시점별 매매건수 빈도

	합 계	2000상	2000하	2001상	2001하	2002상	2002하	2003상	2003하	2004상	2004하
매매건수	121	7	9	6	11	15	14	13	15	17	14
비 율	100.0%	5.8%	7.4%	5.0%	9.1%	12.4%	11.6%	10.7%	12.4%	14.1%	11.6%

6) 본 연구에서 서울 오피스 시장의 권역은 다음과 같이 구분되었다. 도심권(중구, 종로구, 용산 일부), 강남권(강남구, 서초구), 여의도권(여의도, 마포동, 공덕동), 기타지역(송파구, 양천구, 기타).

계로 층수와 연상면적의 상관계수를 구해본 결과 0.78로 역시 높게 나타났다. 다중공선성 문제를 피하기 위해 본 연구에서는 대지면적을 설명변수에서 제외하고 연상면적 대신 건축면적과 높이를 설명변수로 도입하였다.

건축면적(BAR)은 건축물의 외벽 중심선으로 둘러싸인 부분의 수평투영 면적으로 정의되지만, Colwell et al.(1998)과 Slade(2000)를 참고하여 건축면적은 연상면적을 지상층수로 나눈 값으로 대신한다. Colwell et al.(1998)은 시카고 지역을 대상으로 한 실증 연구를 통해 오피스 빌딩의 건축면적이 클수록 단위면적당 가격이 낮아진다는 사실을 지적하고 있으며, 이상경 외(2003)는 목동신시가지를 대상으로 업무 및 상업용지의 면적이 클수록 평당 지가가 낮아진다는 사실을 실증적으로 보여주었다. 하지만 두 연구 모두 논리적으로 그 이유를 명확하게 설명하지는 않고 있다. 추측컨대, 오피스 빌딩의 규모가 클 경우 거래가 쉽지 않다는 사실이 가격에 부정적인 영향을 끼친 것으로 보여진다. 이들 연구를 참고로, 본 연구에서는 오피스 빌딩의 연상면적이 클수록 평당 매매가격이 낮아진다는 가설을 채택한다. 이 같은 가설이 성립한다면, 매매가격과 건축면적을 로그 변환할 경우 비탄력적 관계를 가지게 되며 따라서 건축면적 $\ln(\text{BAR})$ 의 계수는 0과 1사이의 값을 가지게 된다.

오피스 빌딩의 높이(HEIGHT)는 지상층수로 대신한다. 층수가 높을수록 랜드마크적 성격이 강해진다는 점을 감안할 때 높이는 평당 매매가격에 정의 영향을 미칠 것으로 보이며, 종속변수와 높이(HEIGHT)를 모두 로그변환

할 경우 탄력성을 의미하는 계수는 1보다 큰 값을 가지게 된다.

빌딩이 오래될수록 기능이 노후화되고 수선비가 증가하는 경향이 있기 때문에 준공연수(AGE)는 매매가격에 부의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 빌딩 전용률(EXUSE) 변수는 전용률이 클수록 실제 사용 면적이 커지는 것을 의미하기 때문에 오피스 임대료에는 정의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 하지만 공용면적을 포함한 빌딩 전체의 가치를 의미하는 매매가격에 대한 영향은 예상하는 것이 쉽지 않다.

인텔리전트빌딩(IBS) 변수는 더미변수로서 인텔리전트빌딩시스템을 통해 빌딩을 관리할 경우 1, 아니면 0의 값을 가진다. 인텔리전트빌딩이 쾌적한 사무 환경을 제공한다는 사실을 고려할 때 빌딩 가치에 정의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

3) 시간 변수

1년을 상반기와 하반기로 구분한 후, 2000년 상반기를 기저로 하는 더미변수 벡터를 도입하였다. 그 결과 2000년 하반기부터 2004년 하반기까지 모두 9개의 더미변수가 설정되었다. <표 2>는, 매매사례가 모두 121개이며 시기별로 6~17개의 사례가 관측되었다는 것을 보여주고 있다. 매매건수가 가장 적은 시기는 2001년 상반기로 전체 매매건수 대비 5.0%로 나타났다. 가장 많은 시기는 2004년 상반기로 전체 자료의 14.1%를 차지하는 것으로 나타났다. 전체적으로 보면, 매매건수는 2002년 상반기를 기점으로 상당한 증가를 보이고 있다.

IV. 분석 결과

1. 모형추정 결과

모형1은 오피스 빌딩의 매매가격을 로그변환한 $\ln(\text{PRICE})$ 를 종속변수로 설정한 모형이며, 모형2는 평당 매매가격(P)를 종속변수로 설정한 것이다. 그리고 모형3은 모형1과 모형2에 사용된 변수들과 임대료와의 관계를 알기 위해 평당 임대료를 종속변수로 도입한 것이다. 분석 결과 모형1, 모형2, 모형3의 F값이

1%에서 모두 유의한 것으로 나타났으며, R^2 는 0.8619, 0.4382, 0.4959로 모형2, 모형3의 설명력은 높지 않은 것으로 나타났다.

권역별 매매가격 차이를 보면, 여의도권과 비교하여 도심권(CBD)과 강남권(KBD)의 매매가격이 더 높은 것으로 나타난 반면 기타지역(ETC)은 더 낮은 것으로 나타났다. 임대료의 경우도 기타지역이 통계적으로 유의하지 않다는 사실만 빼고는 동일한 결과로 나타나고 있다. 도심권과 강남권의 매매가격이 여의도권보다 각각 26%와 33%(평당 매매가격으

〈표 3〉 헤도닉 모형 추정 결과

변 수	변수명	모형1- $\ln(\text{매매가격})$		모형2-평당 매매가격		모형3-평당 임대료	
		계수	t값	계수	t값	계수	t값
절 편	Intercept	2.7691	5.57***	7326.2	2.84***	-20.7074	-1.21
도심권	CBD	0.2323	2.87***	1361.4	3.25***	14.2395	5.12***
강남권	KBD	0.2885	3.58***	1937.5	4.64***	9.8017	3.54***
기타지역	ETC	-0.3516	-3.05***	-1199.9	-2.00**	-4.0196	-1.01
지하철역 거리	SUBDIST	-0.0070	-0.57	-73.2	-1.16	-1.0405	-2.48**
건축면적	$\ln(\text{BAR})$	0.7498	11.67***	-899.6	-2.70***	2.3810	1.08
높이	$\ln(\text{HEIGHT})$	1.0686	10.94***	1197.7	2.37**	13.2539	3.95***
준공연수	AGE	0.0061	1.34	21.9	0.93	0.1140	0.73
전용률	EXUSE	-0.0003	-0.08	-0.7	-0.04	0.2619	2.01**
인텔리전트빌딩	IBS	0.3398	4.10***	1003.8	2.34**	5.7265	2.01**
2000년 하반기	2000S	0.0434	0.30	-250.7	-0.34	3.3799	0.69
2001년 상반기	2001F	0.0456	0.29	-490.6	-0.60	-5.0261	-0.93
2001년 하반기	2001S	0.1756	1.26	288.7	0.40	0.7853	0.16
2002년 상반기	2002F	0.0678	0.51	139.5	0.20	-2.9726	-0.65
2002년 하반기	2002S	0.1041	0.78	455.5	0.66	-0.7485	-0.16
2003년 상반기	2003F	0.2489	1.90*	911.5	1.34	3.3947	0.75
2003년 하반기	2003S	0.2908	2.19**	1178.3	1.71*	3.9726	0.87
2004년 상반기	2004F	0.2133	1.66*	1185.0	1.78*	5.1576	1.17
2004년 하반기	2004S	0.4116	3.07***	2346.0	3.39***	7.6844	1.67*
관측치		121		121		121	
F값		42.61		6.20		7.56	
R^2		0.8619		0.4382		0.4959	

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

로는 136만원과 194만원) 정도 더 높으며, 기타 지역은 30%(평균 매매가격으로는 120만원) 정도 더 낮은 것으로 나타났다.

지하철역 시간 거리(SUBDIST)는 매매가격에 영향을 주지 않는 것으로 나타났지만 임대료에 대해서는 지하철역이 멀어질수록 가격이 낮아진다는 가설이 성립하는 것으로 나타났다.

건축면적 $\ln(\text{BAR})$ 는 모형1, 모형2에서 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 모형1의 계수가 0.75, 모형2의 계수가 음(-)의 값을 가져 매매가격이 건축면적에 비탄력적으로 반응한다는 가설이 검증되었으며, 건축면적이 1% 증가할 경우 평균 매매가격은 90만원 정도 떨어지는 것으로 나타났다. 높이 $\ln(\text{HEIGHT})$ 는 모형1, 2, 3에서 모두 유의한 것으로 나타났다. 계수가 모형1에서 1.06, 모형2에서 양(+)의 값을 가져 가격이 높이에 대해 탄력적으로 반응한다는 가설이 검증되었으며, 빌딩의 높이가 1% 증가할 경우 평균 매매가격은 120만원 상승하는 것으로 나타났다. 한편 임대료는 건축면적에는 영향을 받지 않지만, 높이에는 영향을 받는 것으로 나타났다.

준공연수(AGE)는 모형1, 모형2, 모형3에서 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 빌딩이 오래될수록 가격과 임대료가 낮아진다는 가설은 성립되지 않았다. 빌딩 전용률

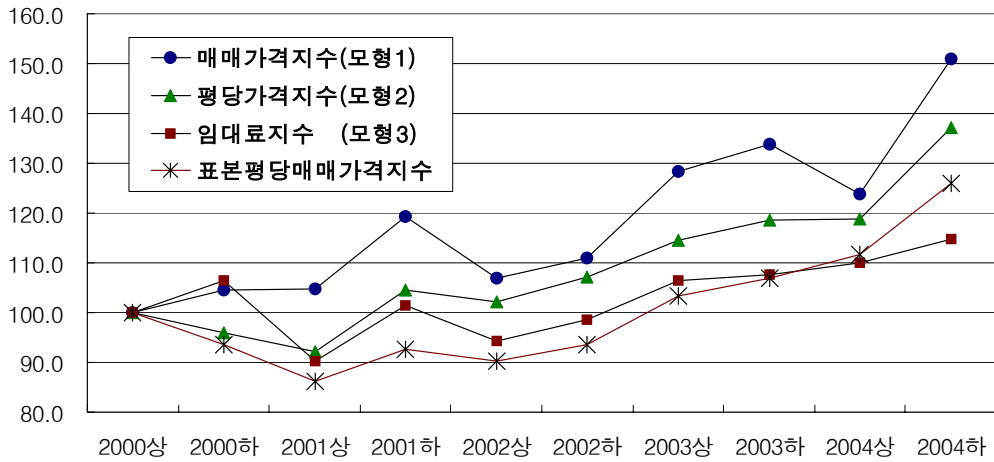
(EXCUSE)은 모형3에서만 유의한 것으로 나타났다. 전용률(EXCUSE)의 계수가 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나 전용률이 높을수록 평당 임대료가 올라간다는 사실을 보여주고 있다. 즉 전용률이 1%p 증가할 경우 임대료는 평당 260원 정도가 올라가게 된다.

인텔리전트빌딩(IFS) 변수는 모형1, 모형2, 모형3에 모두 유의하며 가격과 임대료에 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 인텔리전트빌딩이 아닌 경우와 비교하여 매매가격에서는 40%, 평당 가격에서는 대략 100만원이 더 높은 것으로 나타났다.

시간 변수 벡터의 추정 결과를 보면, 모형1에서는 2003년 상, 하반기와 2004년 상, 하반기 더미변수가 유의하며, 모형2에서는 2003년 하반기와 2004년 상, 하반기 더미변수가, 모형3에서는 2004년 하반기 더미변수가 유의한 것으로 나타났다. 매매가격과 관련해서 정리하면, 2000년 상반기와 비교하여 2002년 하반기까지는 가격차이가 확인되지 않고 있지만 2003년부터는 통계적으로 유의한 가격 상승이 확인되고 있다. 특히 임대료의 경우는 2004년 하반기에서만 통계적 의미를 갖는 상승이 확인될 뿐이다.⁷⁾

7) 분석 단위인 오피스 매매기간을 반년이 아닌 일년 단위로 추정한 결과, <표 3>과 마찬가지로 2003년과 2004년 더미변수만 유의하게 나타났다. 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 2001년과 2002년 더미변수와 관련된 논의는 자료가 보강된 후속 연구에서 심층적으로 다루어질 필요가 있는 것으로 판단된다. 아래 식에서 ()의 값은 t값이며, ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미한다.

$$\begin{aligned} \ln(\text{PRICE}) = & 2.76 + 0.23\text{CBD} + 0.29\text{KBD} - 0.37\text{ETC} - 0.005\text{SUBDIST} + 0.76 \ln(\text{BAR}) + 1.07 \ln(\text{HEIGHT}) \\ & (5.94)^{***} \quad (2.96)^{***} \quad (3.75)^{***} \quad (-3.33)^{***} \quad (-0.39) \quad (12.00)^{***} \quad (11.67)^{***} \\ & + 0.006\text{AGE} - 0.0005\text{EXCUSE} + 0.29\text{IFS} + 0.09\text{Y2001} + 0.05\text{Y2002} + 0.24\text{Y2003} + 0.27\text{Y2004} \\ & (1.27) \quad (-0.12) \quad (3.70)^{***} \quad (0.97) \quad (0.53) \quad (2.80)^{***} \quad (3.09)^{***} \end{aligned}$$



〈그림 1〉 오피스 매매가격지수와 임대료지수 비교

2. 오피스 가격지수의 추정

모형1, 모형2, 모형3을 이용하여 기준시점을 2000년 상반기로 하는 매매가격지수와 임대료 지수를 추정하였다. 모형1의 매매가격지수는 시간 더미변수의 계수를 지수함수에 투입한 후 100을 곱함에 의해 추정되며, 모형2, 모형3

의 평당 매매가격지수와 임대료 지수는 설명 변수의 평균값을 투입하여 평당 매매가격과 평당 임대료를 예측한 후 2000년 상반기의 예측치를 100으로 두고 시점별로 지수를 산정한다. 지수 추정 결과는 〈표 4〉에 정리되어 있다.

2000년 상반기부터 2004년 하반기까지 오피스 매매가격은 50.9% 상승했으며 반년 평균

〈표 4〉 오피스 가격지수 추정

변 수	매매가격지수(모형1)			평당매매가격지수(모형2)			평당임대료지수(모형3)			표본매매가격지수		
	계수	지수	변동률	가격	지수	변동률	임대료	지수	변동률	가격	지수	변동률
2000년 상반기		100.0		6,316.8	100.0		52.1	100.0		6,968.3	100.0	
2000년 하반기	0.0434	104.4	4.4%	6,066.2	96.0	-4.0%	55.4	106.5	6.5%	6,523.0	93.6	-6.4%
2001년 상반기	0.0456	104.7	0.2%	5,826.2	92.2	-4.0%	47.0	90.3	-15.2%	6,009.1	86.2	-7.9%
2001년 하반기	0.1756	119.2	13.9%	6,605.5	104.6	13.4%	52.8	101.5	12.4%	6,458.2	92.7	7.5%
2002년 상반기	0.0678	107.0	-10.2%	6,456.3	102.2	-2.3%	49.1	94.3	-7.1%	6,281.5	90.1	-2.7%
2002년 하반기	0.1041	111.0	3.7%	6,772.3	107.2	4.9%	51.3	98.6	4.5%	6,519.7	93.6	3.8%
2003년 상반기	0.2489	128.3	15.6%	7,228.3	114.4	6.7%	55.4	106.5	8.1%	7,200.5	103.3	10.4%
2003년 하반기	0.2908	133.7	4.3%	7,495.1	118.7	3.7%	56.0	107.6	1.0%	7,452.9	107.0	3.5%
2004년 상반기	0.2133	123.8	-7.5%	7,501.9	118.8	0.1%	57.2	109.9	2.1%	7,787.5	111.8	4.5%
2004년 하반기	0.4116	150.9	21.9%	8,662.8	137.1	15.5%	59.7	114.8	4.4%	8,771.6	125.9	12.6%
누적 변동률			50.9%			37.1%			14.8%			25.9%
평균 변동률			5.2%			3.8%			1.9%			2.8%

변동률은 5.2%로 나타났다. 평당 매매가격은 37.1% 상승했으며 반년 평균 변동률이 3.8%로 나타나 모형1의 매매가격지수 예측치보다 낮게 나타났다. 임대료지수의 경우 누적변동률이 14.8%에 그치고 있으며, 반년 평균 변동률도 1.9%로 나타났는데 이것은 <표 5>에 정리되어 있는 물가지수 반년 변동률과 비슷한 수준에 해당한다. 2000년부터 2004년까지 5년 동안 오피스 빌딩의 매매가격은 상당히 큰 폭으로 올랐지만 임대료는 소폭 상승에 그치고 있음을 알 수 있다.

121개 사례를 대상으로 시점별로 평당 매매가격의 평균값을 구하고 이를 지수로 전환한 표본 평당 매매가격지수를 보면, 모형2로부터 구한 평당 매매가격지수와 비슷한 패턴을 보이지만 누적변동률이 25.9%, 반년 평균 변동률이 2.8%로 더 낮다는 것을 알 수 있다. Webb and Fisher(1996)에 따르면, 표본 평당 매매가격지수가 모형2의 평당 매매가격지수보다 낮게 나오는 이유는 횡단면 특성의 영향을 통제하지 못했기 때문으로 볼 수 있다.

3. 주택가격지수, 물가지수와의 비교

오피스 매매가격의 변동률이 현실적으로 어떤 의미를 가지는 지를 이해하기 위해 오피스 매매가격지수를 주택가격지수⁸⁾ 및 물가지수와 비교하고자 한다. 오피스 매매가격지수로는 계수만을 이용하는 관계로 좀 더 안정적인 것으로 평가되는 모형1의 결과를 분석에 이용하

였다. 국민은행의 서울시 주택매매가격종합지수와 통계청의 서울시 분기별 소비자 물가지수를 이용하여 2000년 6월을 100으로 하는 주택가격지수와 물가지수를 산출하여 분석에 이용하였다.

<표 5> 주택가격지수와 서울시 물가지수

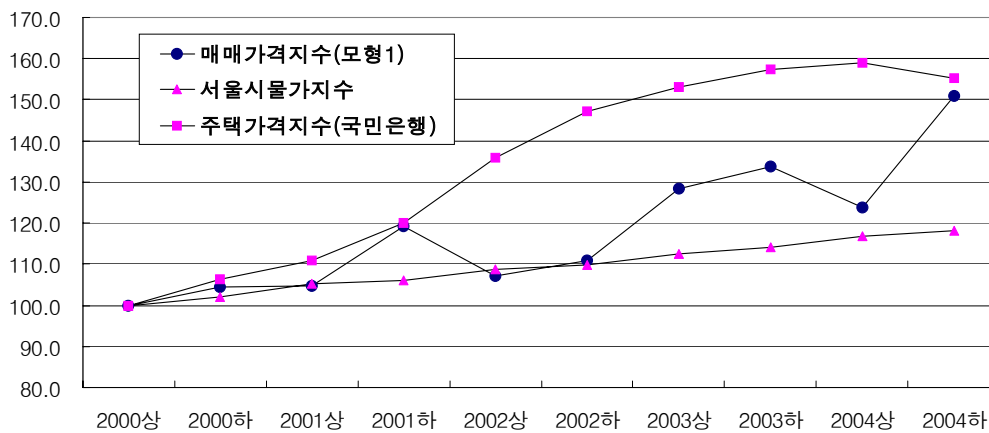
시 점	주택가격지수		서울시 물가지수	
	지수	변동률	지수	변동률
2000년 상반기	100.0		100.0	
2000년 하반기	106.4	6.4%	101.9	1.9%
2001년 상반기	111.0	4.3%	105.1	3.2%
2001년 하반기	120.2	8.2%	106.0	0.9%
2002년 상반기	135.8	13.1%	108.7	2.5%
2002년 하반기	147.2	8.3%	109.8	1.0%
2003년 상반기	152.9	3.9%	112.6	2.6%
2003년 하반기	157.4	2.9%	114.1	1.3%
2004년 상반기	159.0	1.0%	116.7	2.3%
2004년 하반기	155.2	-2.4%	118.2	1.3%
누적 변동률		55.2%		18.2%
평균 변동률		5.1%		1.9%

자료 : 주택가격지수는 국민은행 (www.kbstar.com)

서울시 물가지수는 통계청 (www.nso.go.kr) 참조

<표 5>를 보면 2004년 하반기의 주택가격지수와 물가지수는 각각 155.2와 118.2로 2000년 상반기와 비교하여 55.2%와 18.2% 상승한 것으로 나타났으며, 반년 평균 변동률은 5.1%와 1.9%로 나타났다. <표 4>의 오피스 매매가격지수를 이들과 비교하면, 지난 5년간 오피스 가격은 50.9%가 올라 주택가격의 55.2% 상승에 육박하는 것으로 나타났으며, 반년 평균 변동률은 5.2%로 주택가격의 5.1%보다 오히려 더

8) 주택가격지수 산정에는 전통적으로 '종합주가지수' 방식이 사용되고 있다(이창무 외, 2002).



〈그림 2〉 오피스 매매가격지수와 물가지수, 주택가격지수 비교

높게 나타났다. 또한 반년 물가상승률 1.9%와 비교할 경우 오피스 가격의 변동률은 2.7배나 되는 것으로 나타났다.

〈그림 2〉를 보면, 주택가격지수는 2000년 상반기부터 지속적으로 상승하는 경향을 보이고 있지만 오피스 가격지수는 2003년부터 급등하기 시작했다는 점에서 차이가 난다. 이것은 2003년부터 부동산투자회사를 비롯한 국내 자본의 빌딩 매수가 본격적으로 이루어졌고, 외국자본이 단기성 자금에서 보유 수익을 중시하는 장기성 자금으로 전환되면서 수요 초과 현상이 발생했기 때문이다.⁹⁾

V. 결론

이 연구에서는 2000~2004년 서울시 오피스 빌딩 매매자료를 대상으로 헤도닉 모형을 이용하여 매매가격지수 개발을 시도하였다. 매매가격과 평당 매매가격, 임대료를 종속변수로

하는 헤도닉 모형들을 통해 다음과 같은 사실이 규명되었다.

도심권과 강남권의 평당 매매가격이 여의도권보다 높게 나타난 반면 기타지역의 평당 매매가격은 낮게 나타났다. 매매가격은 건축면적의 증가에 대해서는 비탄력적인 것(평당 매매가격 하락)으로 나타났지만, 빌딩의 높이 증가에 대해서는 탄력적인 것(평당 매매가격 상승)으로 나타났다. 또한 인텔리전트빌딩의 평당 매매가격은 그렇지 않은 빌딩에 비해 더 높은 것으로 나타났다. 한편 오피스 빌딩의 전용률과 지하철역 거리는 임대료에는 영향을 주지만(평당)매매가격에는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 준공연수는 매매가격과 임대료 모두에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

매매가격지수를 보면, 2004년 하반기 매매가격은 2000년 상반기 가격에 비해 50.9% 상승했으며, 반년에 평균 5.2% 정도 상승하는 것으로 나타났다. 이것은 서울시 주택가격의 누적

9) 서울 오피스 시장의 2000년부터 2004년까지의 투자 현황은 이상경·이인철(2005)을 참조하기 바란다.

변동률 55.2%와 반년 평균 변동률 5.1%와 비슷한 수준이다. 이는 최근 5년간 주택가격만큼이나 오피스 가격도 상승했다는 것을 의미한다.

이 논문의 의의와 시사점은 다음과 같다. 첫째, 오피스 매매가격과 임대료에 영향을 주는 요인이 서로 다르다는 사실을 실증적으로 확인했다는 점이다. 오피스 임대료에 머물고 있는 국내 연구를 매매가격 연구로 확대할 필요성이 있다고 보여 진다. 둘째, 최근 5년간 주택 가격만큼이나 오피스 가격도 상승했다는 사실을 확인했다는 점이다. 최근 들어 간접투자자 활성화되면서 가격 관련 정보에 대한 수요가 상당히 높다는 사실을 감안하면, 이는 충분히 투자자와 시장분석가에게 도움이 될 수 있는 정보라고 할 수 있다.

한편 연구에 이용된 SAMS 자료의 한계로 인해 매매가격에 영향을 주는 변수들을 좀 더 많이 식별하지 못한 점과 분석기간이 짧아 오피스 가격의 주기적 변동을 규명하지 못한 점은 이 연구의 한계라고 할 수 있다. 매매가격지수 개발에 연구가 집중되었던 관계로 상대적으로 부족한 평당 매매가격과 임대료 결정요인의 비교 분석은 자료 보강 이후 수행할 연구에서 심층적으로 다룰 예정이다.

참고문헌

- 변기영 · 이창수, 2004, “서울시 오피스 임대료 결정구조에 관한 연구”, 『국토계획』, 39(3): 205~219.
- 손재영 · 김경환, 2000, “서울시 오피스 임대료 횡단면 분석”, 『국토계획』, 35(5): 279~295.
- 손진수 · 김병욱, 2002, “서울 오피스 시장의 임대료 지수 개발에 관한 연구”, 『국토계획』, 37(4): 109~122.
- 안충영 · 홍성표 · 박완규(역), 1998, 『기초 계량경제학』, 진영사, 서울(Gujarati, D. N., 1995, *Basic Econometrics*, 3rd ed., McGraw-Hill Inc.)
- 이상경 · 신우진 · 김유승, 2003, “지구단위계획 변경이 용지매각에 미친 영향: 서울시 목동 택지개발지구를 사례로”, 『국토계획』, 38(1): 83~93.
- 이상경 · 이인철, 2005, “외국자본의 오피스 빌딩 투자행태 연구”, 『국토계획』, 40(5): 177~188.
- 이상영 · 임재만, 1999, 『오피스 빌딩 인덱스 개발에 관한 연구-오피스 빌딩 가치평가방법을 중심으로』, 한국 건설산업연구원.
- 이창무 · 김병욱 · 이현, 2002, “반복매매모형을 활용한 아파트 매매가격지수”, 『부동산분석학회』, 8(2): 1~19.
- 이창무 · 김진유 · 이상영, 2005, “공동주택 실거래가지수 산정에 관한 연구-서울시 아파트시장을 중심으로”, 『국토계획』, 40(4): 121~134.
- 이창무 · 이재우, 2005, “서울 오피스 임대시장구조 실증분석”, 『국토계획』, 40(2): 207~221.
- Colwell, P. F., H. J. Munneke and J. W. Trefzer, 1998, “Chicago's Office Market: Price Indices, Location and Time”, *Real Estate Economics*, 26(1): 83~106.
- Downs, D. H. and B. A. Slade, 1999, “Characteristics of a Full-Disclosure, Transaction Based Index of Commercial Real Estate”, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 5(1): 95~104.
- Enström, R., C. Gustafsson and B. Söderberg, 2005, “The Swedish Property Index and its Usefulness for Research”, *Journal of Real Estate Literature*, 13(1), 67~79.
- Fisher, J. D., D. M. Gelter and R. B. Webb, 1994, “Value Indices of Commercial Real Estate: a Comparison of Index Construction Methods”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 9(2): 137~164.
- Gatzlaff, D. and D. Geltner, 1998, “A Transaction-based Index of Commercial Property and its Comparison to the NCREIF Index”, *Real Estate Finance*, 15(1), 7~22.
- Guttery, R. S. and C. F. Sirmans, 1995, “Creating a Constant-Quality Index for Small Multifamily Rental Housing”, *The Journal of Real Estate*

- Research*, 10(5): 557~567.
- Jud, G. D. and D. T. Winkler, 1999, "Price Indexes for Commercial and Office Properties: an Application of the Assessed Value Method", *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 5(1): 71~81.
- Munneke, H. J. and B. A. Slade, 2000, "An Empirical Study of Sample-Selection Bias in Indices of Commercial Real Estate", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21(1): 45~64.
- Slade, B., 2000, "Office Rent Determinants During Market Decline and Recovery", *The Journal of Real Estate Research*, 20(3): 357~379.
- Webb, R. B. and J. Fisher, 1996, "Development of an Effective Rent(Lease) Index for the Chicago CBD", *Journal of Urban Economics*, 39: 1~19.
- 원 고 접 수 일 : 2005년 8월 29일
1차심사완료일 : 2005년 9월 26일
2차심사완료일 : 2005년 11월 2일
최종원고채택일 : 2005년 11월 4일