

(접수일 : 2000. 10. 23.)

## 서울시 오피스 시장의 시계열 분석\*

1)

김 경 환\*\* · 손 재 영\*\*\*

### 〈 요약 문 〉

이 논문은 이용가능한 시계열 자료를 사용하여 서울시 오피스 스톡과 신규건축의 결정요인을 분석하는데 그 목적이 있다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 1) 6층 이상 전체 오피스 스톡의 변동은 시간추세변수와 GDP, GRP 등에 의해 설명될 수 있으나 11층 이상 대형건물들은 이들 변수와 무관한 것으로 나타났다. 이는 대형건물들의 공급이 시장여건보다는 경제외적 변수에 의해 영향을 받기 때문인 것으로 해석된다. 2) 장기적으로 오피스 스톡은 생산이나 고용변수와 안정적인 관계에 있다. 3) 오피스 신규건설은 6년까지의 시차를 두고 실질임대료, 사무직 근로자 수 등의 경제변수에 영향을 받으며 토지초과이득세의 영향도 있었던 것으로 나타났다. 그러나 11층 이상의 대형건물의 신축은 경제변수의 영향이 작았다. 4) 앞으로 보다 체계적인 분석을 위해서는 공실률과 신빙성 높은 임대료 자료의 구축이 필요할 것이다.

\* 본 연구는 학술진흥재단의 1998 공모과제 지원사업에 의해 수행되었다. 자료 정리와 실증분석을 도와준 서강대학교 경제학과 대학원 심은섭, 조강욱군에게 감사한다. 또한 초고에 대한 심사위원들의 유익한 논평과 제안에 감사한다.

\*\* 서강대학교 경제학과

\*\*\* 건국대학교 부동산학과

## I. 서론

지난 10여 년 동안 우리나라 주택시장에 대한 다양한 실증적 연구가 진행되었으며 많은 연구결과가 국내외 학술지에 발표되었다. 그러나 비주거용 부동산 부문, 특히 업무공간(이하, 오피스)에 대한 실증연구는 석사학위논문까지 포함하더라도 10여 편 이내에 그칠 정도로 미미하였다<sup>1)</sup>. 1990~97년 기간중 비주거용 건설투자가 주택건설투자의 약 80%에 달하는 큰 비중을 차지하였다는 사실을 감안할 때, 오피스 시장에 대한 이해와 연구 부족은 나라 경제 전체의 차원에서도 유감스러운 일이다. 오피스 시장의 추이, 현황, 전망에 관한 신뢰할만한 자료의 부족은 1998년 이후 부동산 시장 개방을 통한 외국투자자 유치 노력에 걸림돌로 작용하였으며, 2001년 7월부터 출범될 부동산투자회사(REITs)들의 투자자 유치나 투자대상 선별에서도 애로가 될 것이다.

이처럼 오피스 시장에 대한 연구가 미흡한 중요한 이유중의 하나는 주택, 토지, 산업용지 부문에 비해 오피스 부문에서는 투기나 국민주거안정, 또는 기업경쟁력과 관련된 특별한 정책적 이슈들이 대두되지 않았고 따라서 정부가 주도하는 자료수집 및 배포체계가 갖추어지지 않은 데 있다고 생각된다. 개별 연구자의 입장에서는 많은 시간과 연구비를 들여 자료를 축적해갈 여력이 없었으며, 필요에 따라 일회적인 연구를 수행하고 그치는 수밖에 없었다 따라서 오피스 시장에 관한 소수의 연구 중에서도 자료의 체계적인 축적을 요하는 시계열 분석은 한두 편에 불과하다.

이 글은 기존의 연구들이 활용한 시계열자료들에 최근 자료를 더하여 오피스 스톡과 신규 건설에 대한 보다 체계적인 실증분석을 시도하는데 그 목적이 있다. 이를 위하여 오피스 스톡과 신규공급의 시간 추세를 살펴본 다음 추세변수의 설명력을 검증하고 추세변수 대신 경제변수들을 설명변수로 하여 다양한 시차구조를 이용한 회귀식을 추정하는 한편 이들 경제변수와 오피스 스톡 및 신규공급 사이에 장기적 안정관계가 존재하는지를 검증하였다. 이러한 시도는 공실률 및 임대료에 대한 자료 미비에서 비롯되는 근본적인 한계를 극복하는데 이르지지는 못하였지만 방법론 측면에서 기존의 연구보다 진일보한 것이며 향후 오피스 시장에 대한 보다 본격적인 연구를 촉발하는 계기를 제공할 것으로 기대된다. 이 논문은 서론을

1) 횡단면 자료의 분석에 관한 주요 문헌들은 손재영·김경환 (2000)에 소개되어 있다.

포함하여 5개 절로 이루어져 있다. 제2절에서 서울의 오피스 시장에 대한 시계열자료를 분석한 기존의 연구결과를 정리한 후, 3절과 4절에서는 각각 오피스 스투크와 신규건설의 요인에 대해 분석한다. 결론인 5절에서는 분석결과를 요약하고 향후 연구과제를 정리한다.

## II. 선행연구의 개괄

우리나라 오피스 시장에 관한 최초의 체계적인 시계열 분석은 최막중(1995)일 것이다. 이 연구는 6층 이상 오피스 건물 3,699동에 대한 화재보험협회 자료를 이용하여 1960~94년 기간의 추이를 정리한 후 오피스 스투크를 시간추세 변수들의 함수로 추정하였다. 단순회귀식 추정 결과는

$$Q_t = -35.0 + 29.92 t - 0.405 t^2 + 0.105 t^3 + 0.061 \text{ DUM} \quad (1)$$

(1960년에  $t=1$ 이며 1991~2년에 대해  $\text{DUM}=1$ ) 로 나타났는데, 여기서 더미변수 (dummy variable)  $\text{DUM}$ 을 사용한 것은 나대지에 부과되는 토지초과이익세의 도입 여파로 건축활동이 급격하게 늘어난 효과를 포착하기 위해서였다. 이 추정식에서 모든 계수 값은 통계적으로 유의하였으며,  $R^2$ 는 0.9959로 높았다. 그러나, 같은 추정식을 11층 이상 또는 연면적 10,000 $\text{m}^2$  이상의 대형건물로 이루어진 표본에 적용한 결과는 만족스럽지 못하였다.

또한 오피스 스투크와 전년도 GNP간의 관계를 log-log 함수로 추정한 결과 전체 표본에 대해

$$\text{Ln } Q_t = -1.543 + 1.772 \text{ Ln } \text{GNP}_{t-1} \text{ (adj. } R^2=0.9713^2\text{)}, \quad (2a)$$

대형건물에 대해

$$\text{Ln } Q_t = -2.301 + 1.865 \text{ Ln } \text{GNP}_{t-1} \text{ (adj. } R^2=0.9670) \quad (2b)$$

로 나타났다.  $\text{Ln } \text{GNP}_{t-1}$ 의 계수 값은 한 해 전의 실질 GNP에 대한 오피스 스투크 면적의 탄력성으로서 두 추정식 모두에서 통계적으로 유의하였다. 두 식의 추정계수로 보아 대형건물이

2) adjusted  $R^2$ 는 자유도를 감안한 결정계수이다.

전체 오피스 건물에 비해 경제성장에 대해 다소 더 탄력적으로 성장해 왔음을 알 수 있다.

그러나 오피스 스톡이 실질 GNP에 의해 설명될 수 있다는 추정 결과가 반드시 두 변수 사이에 의미 있는 상관관계가 존재한다는 사실을 의미하지는 않는다. 시계열 자료의 경우 각각 1차 적분과정을 따르는 서로 상관없는 두 변수들을 회귀 분석하면 두 변수간에 유의한 관계가 발견되는 가성회귀분석 (spurious regression)의 가능성이 있기 때문이다(김명직, 장국현 1998). 본 연구에서는 이러한 가능성을 검증하기로 한다.

다음으로, 박상우 등 (1996)은 서울시 건축대장 자료를 이용하여 오피스, 호텔, 판매시설 문화시설 등 광의의 업무시설 스톡의 결정요인을 시계열분석에 의해 추정하였다. 추정식은

$$\text{Ln } Q_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3 + b \text{ Ln } Q_{t-1} + c D \quad (3)$$

으로 D는 1970년을 0으로 하는 더미변수이다. 이 식을 6층 이상 또는 연면적 1,000 m<sup>2</sup> 이상의 중대형 업무공간과 10층 이상 또는 연면적 10,000m<sup>2</sup> 이상의 대형 업무공간으로 나누어 추정한 결과 두 표본에서 모두 Ln Q<sub>t-1</sub> 과 D가 통계적으로 유의하였으며 추세변수의 계수들도 t는 플러스, t<sup>2</sup>, t<sup>3</sup> 은 마이너스 부호를 보였고 통계적으로 유의하였다.

이 연구는 주거용 건물과 광공업 건물을 제외한 포괄적인 업무공간에 대한 1960~93에 걸친 시계열자료를 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 그러나 Q의 시계열이 추세를 따른다면 Q와 Q<sub>-1</sub> 간에 계열상관이 존재할 수 있다는 점이 추정에서 감안되지 않았다는 문제를 안고 있다.

앞에서 소개한 업무공간 스톡에 대한 시계열 분석은 명시적인 이론모형에 입각한 것이 아닌 반면 박래익 (Park 1999)은 Di Pasquale and Wheaton(1996)의 이론적 틀을 기초로 추정모형을 설정하여 실질임대료와 스톡 증가 방정식을 추정하였다. 이를 위해 상공회의소에서 발표하는 임대료 지수와 소비자 물가지수를 이용하여 1974~98년에 걸친 연간 실질임대료 지수를 구축하고, 오피스 스톡 자료는 최막중과 같은 자료를 사용하되 1994~98년 자료를 추정하여 시계열을 연장하였다.

회귀분석 결과 실질 임대료는 사무직 근로자 수가 클 수록, 전년도 임대료 지수가 높을 수록 높으며, 오피스 스톡이 클수록 낮은 것으로 나타났다. 또한, 각 연도의 스톡 증가분(즉 준공면적)으로 정의된 신규건설(C)을 실질임대료 지수, 사무직 근로자 수(E) 증가, 그리고 1991~92년에만 1의 값을 갖는 더미변수 DUM의 함수로 회귀분석하였다. 추정 결과

$$C_t = -1316357 + 16836.1 R_{t-6} + 10.2424 (E_{t-6} - E_{t-7}) + 1798410.7 \text{ DUM} \quad (4)$$

(R<sup>2</sup>=0.6202)

으로 신규 오피스 건설이 6년 전의 임대료와 사무직 근로자 증가에 영향을 받는 것으로 나타났다.

제3절에서는 이상의 기존 연구를 참조하여 오피스 스톡과 신규건설 면적의 결정변수에 대한 모형들을 추정하기로 한다. 스톡 추정에 있어서는 가성회귀의 문제를 감안하는 한편 신규건설 방정식의 경우 설명변수들에 대해 다양한 시차를 허용하고 추가적인 설명변수를 고려하여 다양한 모형을 추정하기로 한다.

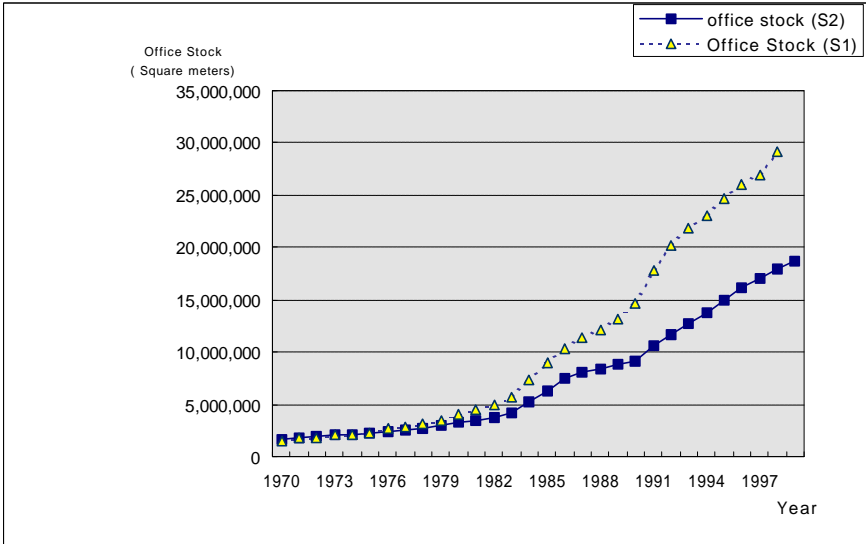
### III. 오피스 스톡과 신규건설의 시계열 분석

#### 1. 오피스 스톡의 회귀분석

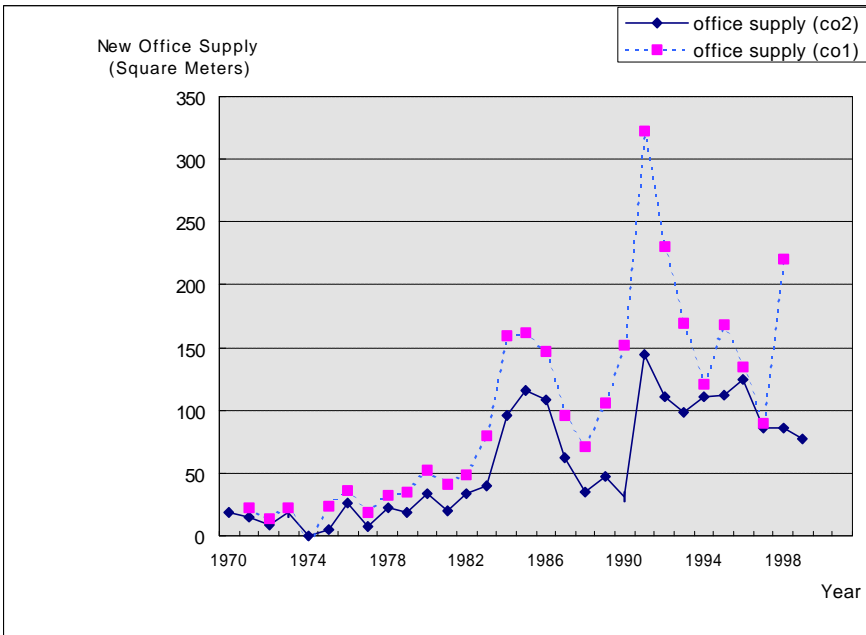
본 절에서는 오피스 스톡 연면적과 매년도 증가분(이하, 신규건설<sup>3</sup>)의 시계열 분석을 한다. 여기에 이용된 자료는 법상 의무적으로 보험에 가입하도록 된 6층 이상 건물에 관한 화재보험협회의 자료로 최막중(1995) 및 Park(1999)과 같으나 1970~98년까지로 표본기간이 연장된 것이다.<sup>4</sup> <그림 III-1>과 <그림 III-2>는 각각 1970년 이래의 오피스 스톡(S)과 신규건설(C)의 연도별 추이를 보여주고 있다. 두 그림에서 낮은 쪽의 추세선은 화재보험협회 자료에 포함된 11층 이상의 대형건물을 집계한 것이며, 높은 추세선은 6층 이상의 모든 건물을 집계한 것으로 Park(1999)의 자료를 따른 것이다.

3) 엄격하게 말하면 스톡 증가분은 신규공급에서 기존 스톡의 멸실분을 뺀 것과 같다. 그러나 오피스 건물에 대한 멸실통계가 없어 별도로 감안하지 않았다.

4) 규제완화 차원에서 화재로 인한 재해에 관한 특별법 시행령이 개정되어 1997년부터는 11층 미만 건물에 대한 보험가입이 의무가 아닌 임의 가입으로 완화되었다. 따라서 이후 자료는 11층 이상에 대해서만 수집되고 있다.



<그림 III-1> 서울시 오피스 스톡의 시간추세: 1970-1998



<그림 III-2> 서울시 오피스 신규공급: 1970-1998

<그림 III-1>은 서울의 오피스 스톡이 시간의 경과에 따라 추세를 따라 증가해 왔음을 명백히 보여준다. 이를 토대로 시간변수를 설명변수로 하는 오피스 스톡을 6층 이상의 모든 건물(S1)과 11층 이상의 대형건물(S2)에 대해 각각 선형, 2차식, 3차식의 회귀방정식을 추정하였다. 분석 결과는 <표 III-1>에 정리되어 있다. 각 모형에서 개별 시간 추세변수들의 추정계수의 t 값이 크고 모형 전체의 적합성을 나타내는 adjusted R<sup>2</sup> 값도 매우 높았다. 이는 시간추세변수만으로도 오피스 스톡의 변동을 충분히 설명할 수 있음을 시사한다.

한편 토지초과이득세 도입에 따른 일시적인 건축 붐을 포착하기 위해 1991~92년에 1의 값을 갖는 더미변수를 포함시킬 경우, 피설명변수가 모든 오피스 건물인 경우에는 통계적으로 유의하였으나, 11층 이상 건물에 대해서는 유의성이 낮았다. 이처럼 토지초과이득세 도입과 같은 큰 충격에도 불구하고 대형건물 스톡의 변화가 추세를 벗어나지 않은 것은 6~10층 건물과 달리 대형건물의 신축에는 설계, 금융조달, 시공에 오랜 시간이 소요되기 때문이라고 해석할 수 있을 것이다. 오차항들간의 시계열 상관 문제를 해결하기 위해 추가된 AR(autoregressive) 및 MA(moving average) 항은 통계적으로 유의하였으나 Durbin-Watson 통계량은 만족스럽지 못하였다.

<표 III-1> 추세변수에 의한 오피스 스톡 추정결과

	피설명변수: S1			피설명변수: S2		
	모형1	모형2	모형3	모형1'	모형2'	모형3'
상수	14.114 (30.33)	2225406 (4.00)	3573822 (4.15)	13.979 (79.75)	2941898 (7.31)	2302003 (5.65)
T	0.108 (5.91)	-288817 (-3.49)	-754873 (-3.27)	0.0957 (13.37)	-135772 (-3.24)	-230343 (-2.06)
T <sup>2</sup>		43126.4 (16.65)	80787.9 (4.76)		23928.2 (18.04)	31702.9 (3.79)
T <sup>3</sup>			-822.401 (-2.28)			-170.69 (-0.95)
DUM1		1091634 (2.37)			246161 (0.99)	
AR(1)	0.909 (8.33)			0.840 (8.83)		
MA(1)		0.9386 (25.53)	0.97345 (33.12)		0.82750 (6.55)	0.8371 (7.10)
Adj R <sup>2</sup>	0.9966	0.9976	0.9975	0.9962	0.9977	0.9977
D-W	1.147	1.455	1.602	1.123	1.452	1.72

주: ( )안의 수치는 t-값임.

이처럼 시간이 경과함에 따라 오피스 스톡이 증가한다는 사실은 경제성장, 소득증가, 산업구조의 변화, 공간이용 형태의 변화, 기타 여러 요인들에 의해 설명될 수 있을 것이다. 이 요인들을 포착하기 위해 다양한 회귀식을 추정하였으며 비교적 설명력이 높은 추정결과들을 <표 III-2>에 정리하였다. 6층 이상 모든 오피스 건물 연면적의 로그 값을 종속변수로 하는 추정결과는 오피스 스톡이 국내총생산(GDP) 및 서울지역 총생산(GRP)의 로그 값과 플러스 상관 관계를 지니고 있음을 보여준다. 그러나 추세를 나타내는 시간 변수(T)를 포함시킬 경우 산출량 변수들의 추정계수의 t 값이 전반적으로 낮아졌다. 구체적으로 GDP의 계수는 여전히 통계적으로 유의성이 있지만 GRP는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 이는 서울 오피스 공간의 용도가 단순히 서울의 경제활동에 관련된 업무에 국한된 것이 아니라 국가 경제 전체와 관련되어 있을 가능성을 시사한다.

<표 III-2> GDP(GRP)에 의한 오피스 스톡 추정결과

	피설명변수: Ln S1				피설명변수: Ln S2			
	모형1	모형2	모형3	모형4	모형1'	모형2'	모형3'	모형4'
상수	0.6424 (1.57)	7.8757 (20.99)	7.3953 (2.73)	11.527 (7.66)	3.4701 (9.582)	21.475 (10.19)	13.067 (4.61)	13.3649 (9.76)
T			0.0589 (2.55)	0.0661 (2.45)			0.083 (3.41)	0.083 (3.38)
LnRGDP	1.5598 (37.08)		0.7716 (2.45)		1.2401 (33.32)		0.1208 (0.37)	
LnRGRP		1.3573 (22.68)		0.5623 (1.74)		-0.4694 (-1.91)		0.149 (0.50)
AR(1)						0.9483 (58.35)		
MA(1)	0.844 (8.50)		0.9897 (1137)	0.9442 (10.48)	0.7180 (5.49)		0.853 (9.87)	0.956 (11.62)
Adj R <sup>2</sup>	0.994	0.970	0.996	0.990	0.991	0.991	0.994	0.989
D-W	1.48	0.69	1.32	0.90	1.25	1.77	1.16	0.99

주: ( )안의 수치는 t-값임.

이에 비해 11층 이상의 대형 건물에 대한 회귀분석 결과를 보면 첫번째 추정식(모형 1')을 제외하고는 GDP, GRP 모두 통계적으로 유의하지 않거나 예상과 다른 부호를 지니고 있다 또한 추세변수를 설명변수에 포함시킬 경우 첫번째 추정식에서도 GDP의 계수가 통계적으

로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 따라서 첫번째 추정식에서 나타난 상관관계가 두 시계열의 추세변화에 기인한 것일 가능성을 시사한다.

오피스 스톡에 대한 수요는 전반적인 경제활동 수준의 영향을 받지만 직접적으로는 사무직 혹은 서비스 업종 고용의 증가에 의해 영향을 받을 것이다. 따라서 <표 III-3>에서는 GDP와 GRP 대신에 Park(1999)에서 설명변수로 사용된 사무직 근로자 수 E 및 서비스업 종사자 수<sup>5)</sup> EMPS를 설명변수로 하여 <표 III-2>와 동일한 함수식을 추정한 결과를 정리하였다.

<표 III-3> 사무직고용자에 의한 오피스 스톡 추정결과

	피설명변수: Ln S1				피설명변수: Ln S2			
	모형1	모형2	모형3	모형4	모형1'	모형2'	모형3'	모형4'
상수	-8.5299 (-9.44)	17.4372 (6.37)	-4.7468 (-5.02)	6.5464 (3.39)	-4.0607 (-4.81)	15.7129 (6.45)	-1.3722 (-1.04)	8.3947 (5.29)
T		0.1349 (8.92)		0.0695 (5.92)		0.1030 (7.83)		0.0636 (6.84)
Ln E	1.763016 (26.98)	-0.2710 (-1.26)			1.4187 (23.22)	-0.1308 (-0.69)		
Ln EMPS			2.7017 (22.32)	1.0771 (3.93)			2.2193 (13.24)	0.8067 (3.61)
MA(1)	1.0400 (9.06)		0.4286 (1.45)	1.2830 (399.49)	0.9943 (9.74)		0.9417 (2.86)	1.5128 (5.41)
MA(2)	0.1141 (0.65)			0.2901 (1.87)	0.2617 (2.35)		0.0866 (0.35)	0.5184 (2.07)
AR(1)		1.3897 (7.85)				1.2756 (6.86)		
AR(2)		-0.6127 (-3.23)				-0.5076 (-2.86)		
Adj R <sup>2</sup>	0.9922	0.9971	0.9818	0.9944	0.9903	0.9968	0.9783	0.9949
D-W	1.611	1.928	1.741	1.673	1.373	2.17	1.648	1.705

주 : ( )안의 수치는 t-값임.

추정결과를 보면 추세변수를 포함시키지 않을 경우 S1, S2 회귀식에서 공통적으로 두 고

5) 이 자료는 서울시 통계연보를 근거로 한 것인데 1980년 이전 자료가 없고 산업분류가 바뀌어 사용하는 데 주의가 필요하다.

용변수의 계수가 통계적으로 유의한 플러스 값을 나타내었으며 추정식의 결정계수도 매우 높았다. 그러나 추세변수를 포함시킬 경우 고용 변수 추정계수들의 t값이 전반적으로 낮아졌으며 ln E는 S1, S2 추정식에서 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다.

이상의 결과를 정리하면 서울의 오피스 스톡은 실질 산출량 및 고용 관련 변수들과 플러스 상관관계가 있지만 추세변수를 포함시킬 경우 전체적으로 설명변수들의 추정계수의 t값이 작아지고 일부 추정모형에서는 통계적으로 유의성이 없어진다는 것이다.

끝으로 오피스 스톡과 생산 또는 고용 변수들이 확률과정을 따른다고 할 때 이 두 변수들 사이에 장기적으로 안정적인 공적분 관계가 있는지를 검정하였다. 분석 결과는 <표 III-4>에 정리하였다. 즉 ln S1, ln S2 는 각각 ln GRP 및 ln E 와 공적분 관계에 있는 것으로 나타나 장기 균형상태에서는 오피스 스톡이 실질 지역총생산 및 고용변수에 의해 결정됨을 알 수 있다.

<표 III-4> 오피스 스톡과 생산 및 고용 변수간 공적분검정 결과

변수 조합	귀무가설	Eigenvalue	우도비	장기균형관계식
Ln S1 과 Ln RGRP	None C.E At most 1	0.80439 0.48137	29.7468** 8.5354**	Ln S1= 8.539529 + 1.25679(0.026) Ln RGRP
Ln S2 과 Ln RGRP	None C.E At most 1	0.62209 0.52556	22.3432** 9.6931**	Ln S2= 10.0241 + 0.95433(0.066) Ln RGRP
Ln S1 과 Ln E	None C.E At most 1	0.51691 0.03623	19.1113* 0.92242	Ln S1= -11.4999 + 1.9767(0.062) Ln E
Ln S2 과 Ln E	None C.E At most 1	0.53690 0.02870	19.9734* 0.72802	Ln S2= -6.9480 + 1.6260(0.077) Ln E

주 : 1) \* 와 \*\* 는 각각 5%(critical value:15.41) 유의수준에서, 1%(critical value:20.04)유 의수준에서 귀무가설을 기각하는 것을 나타냄

2) 위 공적분검정은 Johansen Cointegration Test에 의한 결과임

3) 장기균형관계에서 ( )의 숫자는 표준편차임.

## 2. 오피스 신규건설의 회귀분석

오피스 시장에 관한 이론적 모형은 임대료 방정식, 신규건설 (공급) 방정식, 그리고 absorption (수요) 방정식 등 세 개의 방정식과 일련의 항등식으로 구성된다. 전년도 스톡이 주어지면 여기에 금년도 신규건설에 대한 예측치를 더하여 금년도 스톡을 구할 수 있다. 금년도 absorption은 임대료와 전년도 점유공간 (occupied space), 사무실 근로자 증가율 등에

의해 결정된다. 금년도 점유공간 면적은 전년도 점유공간 면적에 금년도 absorption을 더한 것과 같다. 금년도 스톡과 금년도 점유공간의 추정치를 이용하여 금년도 공실 (vacancy)을 구할 수 있다. 공실 면적의 크기에 의해 다음 해 임대료 변동폭이 결정되고, 임대료의 변동에 의해 궁극적으로 오피스 수요가 기존 스톡과 일치하게 된다.

이러한 이론 모형에 입각한 미국 및 영국시장에 대한 실증적 연구의 주요 결론은 다음과 같다. 첫째로, 공급자들이 생각하는 바람직한 신규건설 수준(desired level of office construction)은 기존 오피스 스톡, 공실률 또는 공실 면적, 실질임대료, absorption, 및 이들의 시차변수들에 의해 결정된다. 둘째로, 어떤 특정 연도의 실제 오피스 신규건설(준공)은 바람직한 공급수준과 실제 공급수준 사이의 격차와 플러스 관계를 가지고 움직인다. 마지막으로, 임대료의 변동폭은 균형임대료와 전년도 임대료간의 격차에 비례하며, 전년도 임대료는 오피스 스톡과 absorption 사이의 비율에 의해 결정된다(DiPasquale and Wheaton 1996, Ball, Lizieri and MacGregor 1998).

그러나 우리나라에는 공실률에 대한 시계열 자료가 존재하지 않아 이상과 같은 연립방정식 체계로 구성된 오피스 시장 모형을 추정할 수 없다<sup>6)</sup>. 여기서는 신규건설 방정식만을 추정하였으며 그 결과를 <표 III-5>과 <표 III-6>에 정리하였다. 추정에 사용된 설명변수들은 명목임대료를 소비자물가지수로 나누어 계산한 실질임대료(R), 사무직 근로자 수의 변화(DE), 총통화 증가량(DM2), 건축비 (COST), 그리고 토지초과이득세 도입으로 인한 건축 촉진 효과를 포착하는 더미변수(DUM1) 등이다. 실질임대료와 사무직 근로자 수에 관한 데이터는 Park (1999)의 자료를 사용하였으며 COST는 오피스 건물의 건축비 시계열이 없어 아파트 건축비 자료를 대신 사용하였다. 앞에서와 마찬가지로 CO1은 6층 이상의 모든 오피스 건물을, CO2는 11층 이상의 대형 오피스 건물을 나타낸다.

<표 III-5>는 모든 설명변수들에 동일한 시차를 적용한 경우의 추정결과를 보여준다. 모형 1은 Park(1999)의 추정에서 가장 좋은 결과를 보인 함수형태로서 다른 추정식과의 비교를 위해 벤치마크로 제시하였다. 이 식에 따르면 실질임대료가 높을수록, 사무직 근로자 수의 증가폭이 클수록 6년의 시차를 두고 신규건설이 늘어나며, 토지초과이득세가 신규건설

6) 박래익 (Park 1999)은 실질임대료 방정식과 신규건설 방정식을 추정하였다. 한편 Mills (1993 : p. 158)은 횡단면 자료를 이용한 임대료 방정식의 추정에 있어서 공실률 자료를 사용하지 않았다. 집주인은 임대료를 인하함으로써 공실률을 낮출 수 있는데, 공실률에 영향을 미치지 않고 임대료에만 영향을 미치거나 임대료에는 영향을 미치지만 공실률에는 영향을 미치는 변수에 관한 자료가 없어 연립방정식 대신 임대료 축약식만을 추정하였다는 것이다.

을 촉진하였음을 보여준다. 6년이라는 시차는 중소형 오피스 건물의 공급에 적용하기에는 매우 긴 시간이지만, 대형건물의 경우 1~2년의 준비기간 및 2~3년의 건설기간을 고려한다면 수급할 수 있는 기간이다<sup>7)</sup>. 실질임대료 변수의 추정계수는 8% 수준에서 유의하였으며 나머지 두 설명변수는 1%에서 유의하였다. 모형 1'은 같은 모형을 대형 오피스 신규건설에 적용한 것인데 실질임대료 계수의 통계적 유의성이 더 낮았고 모형 전체의 설명력을 나타내는 adjusted R<sup>2</sup>도 0.34에 불과하였다.

<표 III-5> 신규오피스 공급 추정결과: 각 설명 변수에 동일한 시차를 적용한 경우

	피설명변수: CO1				피설명변수: CO2			
	모형1	모형2	모형3	모형4	모형1'	모형2'	모형3'	모형4'
상수	-1316157 (-1.16)	367356 (1.62)	-1579757 (-1.40)	-1347324 (-1.12)	-8926932 (-1.09)	157905 (1.25)	-933465 (-0.82)	-1032270 (-0.98)
CO(-1)		0.3198 (1.84)				0.5237 (3.31)		
R(-6)	16836.1 (1.90)		18791.79 (2.12)	17167.17 (1.78)	10837.6 (1.69)		13991 (1.52)	13853.23 (1.63)
DE(-6)	10.2424 (2.84)	6.0699 (2.24)	4.9535 (0.90)	9.7112 (1.63)	6.7183 (2.58)	2.3916 (1.42)	1.8850 (0.43)	1.8634 (0.48)
COST(-6)			746.67 (1.25)				160.80 (0.21)	
DM2(-6)				5.8491 (0.12)				32.9076 (0.69)
DUM1	1798411 (5.28)	1290858 (3.03)	1768281 (5.28)		696799 (2.83)	524072 (2.50)	632230 (2.63)	636252 (2.64)
AR(1)							0.6198 (1.94)	0.4686 (1.26)
Adj R <sup>2</sup>	0.6201	0.6079	0.635	0.5914	0.3421	0.5657	0.3884	0.4413
D-W	1.87	1.81	1.99	1.90	1.03	2.03	1.24	2.14

주 : ( )안의 수치는 t-값임.

모형 2와 모형 2'에서는 피설명변수의 1년 전 수치를 설명변수에 포함시킨 대신 시간변수나 실질임대료 변수를 포함시키지 않았다. 실질임대료를 배제한 것은 분석에 사용된 상공회

7) 참고로 DiPasquale-Wheaton (1996, p.306)에 보고된 San Francisco 오피스 시장의 신규건설 방정식 추정에서는 시차가 4년으로 나타났다.

의소 발표 임대료 자료의 신빙성이 낮다는 점을 감안한 것이며 피설명변수의 1계 시차 변수를 설명변수로 고려한 것은 신규건설에 관성이 작용하는지를 알아보기 위한 것이다. 추정 결과 전년도 신규건설 수준이 높으면 금년의 신규건설도 높아지는 것으로 나타났으며, 사무직 근로자 수 및 토지초과이득세의 영향은 앞의 추정식에서와 같았다. 모형의 전반적인 설명력을 보면 중대형의 경우 adjusted R<sup>2</sup>가 모형 1과 비슷하였으며, 대형 오피스의 경우 모형 1'에 비해 훨씬 높아 대형 오피스 신규건설의 결정요인으로서 실질임대료보다 전년도 건설수준이 더 중요한 변수일 가능성을 보여준다. 다만 전년도 건설수준을 설명변수로 추가하면 수요증가(absorption)을 나타내는 고용 증가 계수의 유의성이 낮아지는 것으로 나타났다.

모형 3과 모형 3' 및 모형 4와 모형 4'는 모형 1과 모형 1'에 건축비(COST)와 자금사정을 나타내는 총통화 증가량(DM2)을 설명변수에 추가한 것이다. 추정 결과 추가된 변수들의 유의성이 낮고 건축비 계수의 부호가 예상과 반대로 나타났을 뿐 아니라 실질임대료와 특히 고용 증가 변수의 계수의 유의성이 크게 낮아졌다. 따라서 오피스 신규건설이 금융시장 여건이나 건축비의 영향을 크게 받지 않는 것으로 해석된다.

<표 III-5>에 보고된 결과는 모든 설명변수들이 동일한 시차를 지닌다는 제약하에 추정된 것이다. 그러나 각 변수들은 서로 다른 시차를 두고 신규 공급에 영향을 미칠 가능성이 높다. 따라서 신규오피스 공급 함수의 설명변수들이 서로 다른 시차를 갖도록 허용하고 다양한 실험을 수행한 다음 추정계수의 부호가 이론에 부합되고 모형 전체의 설명력이 가장 높은 추정결과를 <표 III-6>에 정리하였다. 모형 5는 실질임대료의 시차를 5년, 고용 증가와 총통화 증가의 시차를 2년으로 한 모형이 adjusted R<sup>2</sup> 값이 0.82에 이르고 각 설명변수의 계수의 부호가 이론에 부합되며 1%에서 통계적으로 유의함을 보여준다. 그러나 건축비가 시차 없이 신규공급에 영향을 미치는 것으로 나타났다는 점이 문제의 소지가 있다. 모형 6은 시차를 달리한 것으로 설명력은 약간 더 높은 반면 건축비의 계수가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

한편 대형 오피스 건물에 대한 모형 5', 모형 6'의 추정결과 건축비 변수가 유의하지 않았고 고용 증가변수의 유의성도 다소 낮았다. 반면에 설명변수들의 시차가 전체 오피스 추정식에 비해 다소 긴 것으로 나타난 것은 직관에 부합된다.

〈표 III-6〉 신규오피스 공급 추정결과 : 설명 변수별로 시차의 차이를 허용한 경우

피설명변수: CO1				피설명변수: CO2			
모형 5		모형 6		모형 5'		모형 6'	
변수	계수	변수	계수	변수	계수	변수	계수
상수	-2581676 (-2.39)	상수	-3256703 (-5.42)	상수	-5437749 (-6.87)	상수	-1815998 (-2.70)
R(-5)	27469.35 (3.39)	R(-6)	31835.65 (6.86)	R(-6)	43908.42 (7.60)	R(-6)	19450.32 (3.72)
DE(-2)	19.5431 (2.89)	DE(-1)	7.8017 (6.31)	DE(-4)	11.936 (3.21)	DE(-3)	3.6641 (1.62)
COST	-2179.39 (-2.09)	COST (-6)	-475.55 (-1.14)	COST	-52.1015 (-0.16)	COST (-6)	-826.03 (-1.83)
DM2(-2)	163.03 (2.21)	DM2	48.9098 (4.59)	DM2	56.5444 (2.88)	DM2(-5)	98.7686 (2.94)
DUM1	1462815 (5.48)	DUM1	1498875 (9.39)	DUM1	670551 (6.04)	DUM1	623736 (3.58)
Adj R <sup>2</sup>	0.8236	Adj R <sup>2</sup>	0.9166	Adj R <sup>2</sup>	0.9134	Adj R <sup>2</sup>	0.6729
D-W	1.90	D-W	2.83	D-W	3.04	D-W	1.79

주 : ( )안의 수치는 t-값임.

#### IV. 요약 및 결론

이 논문의 목적은 이용 가능한 시계열 자료를 사용하여 서울시 오피스 시장의 장기추세에 대한 보다 체계적인 실증 분석을 시도하는데 있었다. 자료의 제약으로 회귀분석 대상은 오피스 스톡과 신규건설 두 변수에 한정되었다.

오피스 스톡에 대한 회귀분석 결과 오피스 스톡이 시간추세변수와 GDP, GRP 등의 전반적인 생산활동 수준을 나타내는 변수에 의해 설명될 수 있으나, 11층 이상 대형건물들은 생산활동 수준과 무관한 것으로 나타났다. 전체 표본의 경우도 생산활동을 나타내는 변수들을 설명변수에 포함시킨 경우보다 단순히 시간추세 변수들만을 포함시킨 경우 R<sup>2</sup>값이 더 높았다. 이는 오피스 스톡의 변동을 설명하는데 있어서 시차변수에 더하여 GDP, GRP를 포함시켜도 추가적인 설명력이 매우 낮다는 뜻이다. 한편 장기균형상태에서는 오피스 스톡이 생

산이나 고용변수와 안정적인 관계에 있는 것으로 나타났다. 따라서 이 논문에서 고려된 설명변수들 외에 어떤 요인들이 오피스 스톡의 변동을 보다 잘 설명할 수 있는지에 대한 보다 심도 있는 연구가 필요할 것이며, 이를 위해서는 공실률 등에 관해 오랜 기간동안 자료의 축적이 선행되어야 할 것이다.

또한, 대형 오피스 건물에 대한 모형의 설명력이 전체 오피스 건물에 비해 일관되게 낮은 것은 대형건물이 모형에서 감안하지 않은 요인들에 의해 영향을 받고 있을 가능성을 시사한다. 예컨대 우리나라의 대형 오피스 건물들이 시장여건을 감안하여 전문적인 개발사업자(developers)에 의해 기획되기보다는 자체사옥을 마련하려는 기업의 수요를 충족시키기 위해 건축되는 경향이 있다. 이러한 경향이 일반적인 사실이라면 대형 오피스 건축이 경제여건보다는 소유기업의 위상제고 등 비경제적 요인들에 의해 촉발될 가능성이 있다.

한편 오피스 신규건설은 6년까지의 긴 시차를 두고 실질임대료, 사무직 근로자 수 등의 변수에 영향을 받는 것으로 나타났으며, 토지초과이득세 도입의 효과도 확인할 수 있었으나 금융시장 여건과의 연계성은 보이지 않았다. 그러나, 오피스 스톡의 회귀분석 결과에서와 마찬가지로 11층 이상 대형건물들의 경우는 경제변수들의 설명력이 높지 않아 대형건물의 신축이 비경제적 요인들에 의해 영향을 받고 있을 가능성을 시사하고 있다.

이 연구는 공실률과 신뢰성 높은 임대료 자료가 없어 오피스 스톡과 신규건설 두 변수에 대한 회귀방정식을 개별적으로 추정하는데 그쳤다는 원초적인 한계를 지니고 있다. 그러나 분석과정 및 추정결과의 해석은 향후의 오피스 시장 연구에 유용할 것으로 생각한다. 우리나라의 오피스 시장에 대한 보다 정교한 연구를 위해서는 무엇보다도 체계적인 자료의 수집과 축적이 요구된다. 최근 민간회사들을 중심으로 오피스 시장의 임대료지수 구축, 공실률 조사, 빌딩 특성조사 등이 이루어지고 있는 것은 이러한 관점에서 반가운 일이다. 그런데 우리의 분석 결과에서 나타난 것처럼 중소형 오피스건물 공급이 시장 상황에 비교적 민감하게 움직이는 반면 대형 오피스건물 공급이 시장 상황과 별 관련이 없다면, 향후 자료수집 및 분석도 중소형 건물과 대형 건물로 구분해서 진행되어야 할 것이다.

## 참고문헌

1. 김명직, 장국현, {금융시계열분석}, 경문사, 1998

2. 박상우, 윤혜철, 권혁진, {대도시 업무공간 변화에 관한 연구}, 국토개발연구원, 1996.12
3. 손재영, 김경환, “서울시 오피스 임대료 분석”, {국토계획}(대한도시국토계획학회지), 35 (6), 2000
4. 최막중, “서울시 오피스 시장의 특성과 추이 및 전망”, {국토계획}(대한도시국토계획학회지), 30 (6), 1995
5. Ball, Michael, Colin Lizieri, and Bryan D. MacGregor, *The Economics of Commercial Property Markets*, Routledge, 1998.
6. DiPasquale, Denise and William Wheaton C., *Urban Economics and Real Estate Markets* Prentice Hall, 1996
7. Mills, Edwin, “The Spatial Pattern of Office Asking Rents in the Chicago Metropolitan Area”, in Hiroshi Ohta and Jacques-Francois Thisse eds., *Does Economic Space Matter? : Essays in Honor of Melvin L. Greenhut*, St. Martin’s Press, 1993.
8. Park, Rae Ik, An Econometric Analysis of the Seoul Office Market Dynamics, unpublished M.S. thesis in city planning, MIT, September 1999

## Abstract

This paper seeks to analyze the time series data on the stock of office space in Seoul so as to identify the major determinants of the stock and of the addition to the stock. Major findings from our analysis can be summarized as follows. 1) The stock of office space is affected by time trends as well as GDP and GRP, but that of larger buildings, i.e. those with more than 11 floors, is not explained by the same relationship very well. 2) There is a stable long-term relationship between office stock and the variables representing the overall level of production and service employment. 3) The addition to the office stock is driven by rents, growth of employment with a lag of up to 6 years. Once again, the same model fails to explain the behavior of new construction of large office buildings. 4) Collection of data especially on vacancies and rents, should be improved to facilitate more thorough research in the future.