

## 서울시 오피스 공급 결정요인에 관한 연구\*

이경민\*\* · 정창무\*\*\* · 이건수\*\* · 유상균\*\*\*\*

### A Study on the Determinants of Office Supply in Seoul\*

Kyungmin Lee\*\* · Changmu Jung\*\*\* · Gunsoo Lee\*\* · Sang-Gyun Yu\*\*\*\*

**요약** : 본 연구는 서울시에 있는 오피스를 대상으로 그 공급량을 균형공급량으로 가정하고 이를 결정하는 요인에 대해 분석한 연구이다. 연도별 신규 오피스 공급과 임대료자료, 거시경제 관련 자료를 이용하여, 균형시장이론에 입각해 시계열분석을 수행하였으며 오피스 공급에 영향을 미치는 공급요인과 수요요인을 도출하였다. 금융보험업, 공공행정, 국방 및 사회보장사업, 보건 및 사회복지사업의 서울시 지역내총생산 및 경제활동참가율의 증가는 수요요인으로서 서울시의 신규 오피스 공급을 증가시키는 것으로 분석되었다. 공급요인으로는 일정시간 이전의 임대료 증가가 신규 오피스 공급을 증가시키나 금리는 이를 감소시키는 것으로 나타났다.

**주제어** : 오피스 공급, 공급모형, 마샬균형, 시계열분석

**ABSTRACT** : This study aims to identify determinants of office-space supply in Seoul metropolitan area with a traditional time series analysis. The empirical analysis shows that labor-force participation rate, GRDP growth in industrial sectors such as FIRE sector, public administration · national defense, social security, health and social welfare industry will increase office-space supply as demand factors. Drop in office rent rates and high interest rates will lead to office space supply restrictions.

**Key Words** : office-space supply, determinants of office-space supply, market for office space, time series analysis

## I. 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

오피스의 수급에 대한 우리나라의 연구는 학위

논문까지 포함하더라도 10여 편 이내에 그칠 정도로 미미하며, 연구내용 역시 대부분 외삽에 의한 단순예측에 한정되어 있다. 또한 오피스 수급에 영향을 미치는 요인을 분석한 연구들도 김상일 외(2005)의 연구를 제외하면 수요요인과 공급요인

\* 이 논문은 대한국토·도시계획학회 2009년 춘계산학협동학술대회에서 발표한 내용을 수정·보완한 것입니다. 또한 본 연구는 서울대학교 SIR BK21(안전하고 지속가능한 사회기반 건설) 사업단과 국토해양부가 주관하고 한국건설교통기술평가원이 시행하는 07첨단도시개발사업(과제번호: 07도시재생A03)에 의해 수행되었습니다.

\*\* 서울대학교 공과대학 건설환경공학부 석사과정(Graduate Student, Department of Civil & Environmental Engineering, Seoul National University)

\*\*\* 서울대학교 공과대학 건설환경공학부 부교수(Associate Professor, Department of Civil & Environmental Engineering, Seoul National University), Corresponding Author(E-Mail: plan@snu.ac.kr, Tel: 02-880-7373)

\*\*\*\* 대전대학교 공과대학 도시공학과 전임강사(Full-time Lecturer, Department of Urban Engineering, Daejin University)

을 구분하지 않고 단순히 오피스 스톡이나 신규 건설의 증감요인에만 중점을 둔 연구가 대부분이다.

본 연구는 도시 토지이용에 큰 비중을 차지하고 있으나 지금까지 연구가 미진했던 오피스 시장에 대한 분석이다. 서울시의 거시경제상황을 비롯한 여러 여건을 바탕으로 오피스의 수요와 공급에 영향을 미치는 요인을 검토하는 데 목적이 있으며, 수요요인인 오피스 관련 산업의 성장이 부문별로 공급에 영향을 미치는 시기를 파악하고자 하였다. 또한 오피스의 공급에 영향을 미치는 정책들 각각의 영향력을 분석하고 이로 인한 정책적 시사점을 도출하는 데 목적이 있다.

## 2. 선행연구 검토

서울시 오피스 시장에 대한 연구는 횡단면 분석을 통한 오피스 임대료에 대한 연구와 시계열 분석을 통한 오피스 시장의 수요와 공급에 대한 연구로 크게 두 방향으로 나누어 진행되어왔다.

국내 오피스 시장의 수요와 공급에 대한 초기의 연구로 최막중(1995)의 연구를 들 수 있다. 최막중(1995)의 연구는 기본적으로 외삽법에 의한 추세연장방식으로 오피스 공급규모를 예측한 모형으로 시간변수 외에 1991~1992년 토지초과이득세 더미변수와 국내총생산이 독립변수로 포함되었다. 최막중(1995)의 실증분석모형을 확대한 박상우 외(1996)의 연구는 시간추세변수 외에 자기시차 변수를 포함시켜 모형을 발전시켰으며, 김민웅(2000)의 연구는 시간추세변수 외에 서울시 사무직 취업인구의 변화를 독립변수로 추가한 것이다.

오피스 수급이론에 입각해 실증분석을 수행한 박래익(1999)의 연구는 DiPasquale and Wheaton

(1996)의 임대료와 오피스 스톡에 대한 모형을 차용한 것이다. 분석 결과 오피스 신규건설을 실질 임대료 지수와 사무직 근로자 수, 1991~1992년의 더미 변수의 영향을 받는 것으로 나타났다.

사무실 면적에 대한 본격적인 통계자료인 대한 화재보험협회의 자료를 활용한 김경환·손재영(2000)의 연구는 1970년~1998년까지 6층 이상의 오피스와 11층 이상의 오피스공급을 구분하여 분석한 것이다. 분석 결과 6층 이상의 오피스 누적면적은 시간추세변수와 GDP, GRP 등에 의해 설명되며, 신규건설은 6년의 시차를 두고 실질 임대료, 사무직 근로자 수 등의 경제변수에 영향을 받는 것으로 나타났다. 반면 11층 이상의 오피스는 6층 이상의 오피스와 달리 이러한 경제변수들의 영향을 받지 않는 것으로 나타나 오피스의 규모에 따라 신규건설에 영향을 주는 요인이 다른 것으로 드러났다.

서울시 오피스 시장에 대한 권역별 분석은 김상일 외(2005)에 의해 수행되었다. 김상일 외(2005)는 서울시를 권역별로 나누어 업무공간 신규건설을 설명하는 회귀모형을 구축하였으며, 업무공간 신규건설은 오피스 관련 산업의 실질 총부가가치 증가율, 취업률, 이자율, 지하철역 수 증가, 서울시 외 서울대도시권 인구 증가, 정부정책 등의 영향을 받으며, 기반시설 등의 지역특성 관련 요인의 영향을 받는 것으로 분석하였다.

외국의 경우도 오피스의 임대료, 공실률과 관련된 횡단면분석 연구는 많으나 수급과 관련된 시계열분석 연구는 우리나라와 마찬가지로 그 비중이 상대적으로 적은 편이다. Hendershott et al. (2002)의 연구를 예로 들면, 런던과 런던을 제외한 10개 지역의 오피스 임대료를 종속변수로 선정하고 공급량이 포함된 장·단기 모형을 추정하

있다. 실증분석 결과 런던의 오피스 임대료는 장기적으로는 오피스 공급에 부(-)의 영향을 받으며, 단기적으로는 금융과 사무직의 경제활동과 1기전 임대료에 정(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다.

이상을 종합하면, 초기의 오피스 공급 관련 연구는 추세연장에 의해 오피스 면적의 변화를 추정하

는 데 초점을 맞춰 진행되었으며, 이후 오피스 시장에 영향을 미치는 요인들을 시계열 분석을 통해 도출하는 등 그 연구방법이 진일보하고 있음을 알 수 있다. 하지만 시계열 분석을 통해 오피스 수급을 분석한 연구들 대부분이 시계열의 안정성에 대한 사전검증을 수행하지 않아 분석 결과의 가성회귀<sup>1)</sup> 등에 대한 우려를 배제하기 어려우며, 분석 결과의

〈표 1〉 오피스 수급 관련 선행연구 정리

구분		오피스 누적량 추계치	분석 기법	비 고	
최막중 (1995)	중·대형	2010년 2,624만평(8,646ha)	추세 연장	$Q_t = -35.0 + 29.92t - 2.593t^2 + 0.105t^3 + 96.1d$	Q=오피스 누 적 공급량 t=시간 d=91~92년 더미
	대형	2010년 1,544만평(5,105ha)		$Q_t = 5.672 + 4.620t - 0.405t^2 + 0.045t^3 + 38.4d$	
박상우 외 (1996)	중·대형	2011년 2,140~2,410만평 (7,077~7,969ha)	시계열 분석	$\log X_t = 3.67 + 0.038t - 0.039t^2 + 0.75\log X_{t-1} + 0.12D_t$ $\log X_t = 2.95 + 0.02t - 0.05t^3 + 0.80\log X_{t-1} + 0.13D_t$ $\log X_t = 4.28 + 0.04t - 0.04t^2 + 1.02\log X_{t-1} - 0.32\log X_{t-2} + 0.11D_t$	X=서울시 오피스 총공 급 D=더미
	대형	2011년 779~1,229만평 (2,576~4,065ha)		$\log X_t = 3.01 + 0.044t - 0.055t^2 + 0.77\log X_{t-1} + 0.32D_t$ $\log X_t = 2.48 + 0.03t - 0.07t^3 + 0.82\log X_{t-1} + 0.33D_t$ $\log X_t = 3.39 + 0.07t - 0.10t^2 + 0.22t^3 + 0.74\log X_{t-1} + 0.30D_t$	
박래익 (1999)	중·대형	-	시계열 (회귀) 분석	$C_t = -1316357 + 16836.1R_{t-6} + 10.2424(E_{t-6} - E_{t-7}) + 1798410.7D$	R=임대료 E=사무직 근 로자수
김민웅 (2000)	-	2011년 2,205만평(7291ha)	원단위	원단위 : 23.13㎡	Y=서울시 오피스 총공 급 t=연도
	-	2011년 1,483만평(4903ha)	추세 연장	$Y_t = -303398 + 153.3079t$	
김경환·손재영 (2000)	-	-	시계열 (회귀) 분석	오피스 스톡은 실질 지역 산출량과 고용관련 변수의 영향을 받음. 오피스 신규건설은 6년의 시차를 두고 실질임대료, 사무직 근로자 수의 영향을 받음.	
김상일 외 (2005)	-	2020년 1,557만평(5148ha)	원단위	원단위 : 21.04㎡	
	대형	2006년(당해공급량) 13~24만평	다중 회귀 분석	오피스 신규건설은 업무관련산업 실질 총부가가치 증가율, 취업률, 이자율, 지하철역 수 증가, 서울시 외 서울대도시권 인구 증가, 정책 등의 영향을 받음.	
	대형	2020년 873만평(2889ha)	로지스틱 회귀모형	-	

1) 변수들이 강한 추세(지속적 상승 혹은 하향)를 갖고 있는 경우 두 변수간의 진정한 관계가 아닌 추세의 존재 때문에 모형의 설명력이 높아질 수 있다.

신뢰성 역시 담보하지 못하는 경우가 많았다.<sup>2)</sup>

본 연구는 김상일 외(2005)의 연구에서 제안된 수요·공급 균형이론에 입각해 장기적으로 오피스의 수요와 공급이 균형상태에 있다고 가정하였다. 김상일 외(2005)의 연구가 오피스의 수급균형모형의 개념만을 도입한 반면, 본 연구는 공급함수와 수요함수를 규정한 다음 수급균형에 따른 균형 공급함수를 실제로 도출하였다는 점에서 차이를 가진다.

수요함수는 DiPasquale and Wheaton(1996)의 오피스의 점유량식을 일부 수정하여 적용하였으며, 공급함수는 오피스의 부동산으로서의 특성과 임대료, 공실률과 같은 오피스 고유의 특성을 반영하여 식을 설정한 뒤 수급균형조건에 따른 균형 공급함수를 도출하였다. 시계열 자료 분석시 과거 연구의 한계를 탈피하기 위해 변수의 안정성을 확보하여 가성회귀 문제가 발생하지 않도록 하였다.

### 3. 연구의 범위 및 방법

#### 1) 연구의 범위

오피스는 서울시를 비롯한 6대 광역시를 중심으로 그 수요와 공급이 집중되어 있지만, 오피스 공급에 대한 통계자료가 체계적으로 구축하기 시작한 지는 최근의 일이다. 따라서 본 연구의 공간적 범위는 자료 구득이 용이한 서울시로 한정하였으며, 시간적 범위는 1987년에서부터 2006년까지

이다. 20년간의 기간으로 한정된 주된 이유는 산업분야별 지역내총생산 성장과 같은 오피스의 수급에 영향을 주는 다양한 거시경제변수들의 구득이 용이하지 않았기 때문이다.

오피스 신규 공급 자료는 (주)샘스에서 제공한 자료를 이용하였으며, 오피스 임대료 자료는 신영에셋과 알투코리아의 자료를 취합해 합성하였다.<sup>3)</sup> 한편, 각종 거시경제 관련 자료는 통계청의 홈페이지 및 국회도서관 통계연보에서 구득하였다. 또한 오피스 공급에 영향을 미치는 정책과 수요에 영향을 미치는 비시장적요인을 도출하기 위한 더미변수를 구축하기 위해 선행연구결과와 한국언론재단 홈페이지의 뉴스자료를 활용하였다.

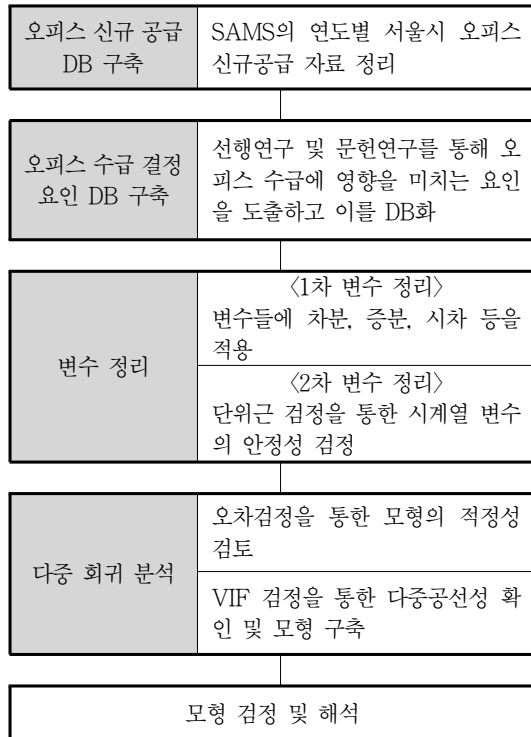
#### 2) 연구의 방법 및 흐름

시계열 분석을 수행할 때 흔히 발생하는 가성회귀 문제를 해결하고 시계열 변수들의 안정성을 확보하기 위해 단위근 검정을 실시하였으며, 단위근이 없는 안정된 시계열 변수만을 선별하였다.

변수들간의 다중공선성을 검토하기 위해 확장자(VIF) 검정을 실시하여 다중공선 관계에 있는 변수들을 제거하거나 변용하였다. 자세한 연구 과정은 <그림 1>과 같다.

2) 김경환·손재영(2000)의 연구에서 오피스 스톡에 대해서는 공적분 관계가 있음을 보여주었으나 오피스 신규건설에 대해서는 단위근 검정 결과나 공적분 관계에 대한 검증 결과를 제시하지 않고 있다.

3) 오피스 임대료에 대한 체계적인 조사는 (아마도) 1987년부터 신영건설(현 신영에셋)에 의해 이루어졌다. 신영건설의 1987년 1/4분기부터 90년 4/4분기까지의 자료의 경우 도심권 오피스에 대한 임대료 자료만이 구축되어 있으며, 91년 1/4분기부터는 도심권, 테헤란로, 강남대로, 여의도, 마포 등 5개 권역에 대한 임대료가 구축되어 있다. 반면 알투코리아의 오피스 임대료 자료는 1991년 1/4분기부터 강남, 도심, 마포/여의도, 기타 지역 등 4개 지역에 대하여 A(고급), B(중급), C급(저급)별로, 대형과 중소형별로 구분해 오피스임대료 자료가 구축되어 있다. 시계열 확장을 위해 알투코리아의 도심 A급 오피스빌딩의 임대료와 신영건설의 도심임대료 자료를 (신영건설의 도심임대료 조사대상이 도심 A급 오피스빌딩이라고 가정하여) 결합하였으며, 결합시 두 자료가 지닌 시간추세를 이용해 두 자료가 지닌 시계열상의 불일치를 조정하였다.

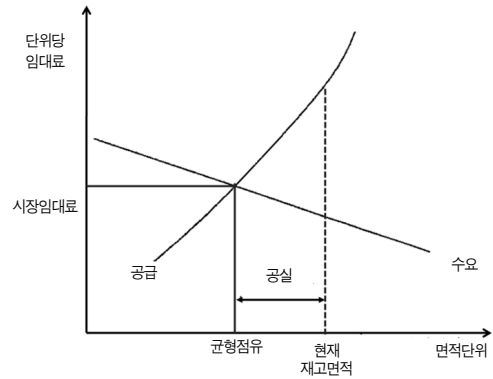


〈그림 1〉 연구 흐름

## II. 이론적 배경

### 1. 오피스 시장과 마샬균형

오피스 시장 역시 여타의 상품 시장과 마찬가지로 경제학 이론인 수요와 공급의 균형에 의해 균형가격과 균형공급량이 결정된다. 특정시점에서 오피스 시장은 고정된 공급량만이 존재하는데, 이 공급량이 오피스 시장의 균형 공급량 혹은 균형 수요량보다 많을 경우 일부만 임대되어 공실이 발생하거나 임대시장에 공급물량으로 출회된다. 반대로 특정시점의 오피스 공급량이 균형 공급량보다 적을 경우에는 시장에 출회된 대부분의 오피스가 임대되고, 임대료는 지속적으로 증가하게 된다.



출처: 신창득 외(2002: 297)

〈그림 2〉 오피스 시장의 수급 균형

장기적으로 수요와 공급이 균형을 이루는 시장의 경우 신규 수요와 신규 공급도 균형을 이룰 가능성이 높다고 할 수 있다. 본 연구에서는 먼저 신규수요함수와 신규공급함수를 도출한 뒤 이들이 균형상태에 있다고 가정한 뒤 균형공급량(혹은 균형수요량)을 도출하였다. 이러한 가정에 따라 본 연구에서는 서울시 오피스 신규 공급량을 균형공급량으로 상정한 뒤 이를 종속변수로 한 분석모형을 구축하였다.

이준구(1989)에 의하면 공급하는 데 소요되는 시간이 짧은 상품의 경우, 시장이 불균형상태에 있을 때 가격의 변동에 의하여 초과수요나 초과공급이 해소되어 가는데 이를 왈라스적 조정과정이라고 하며 그 균형의 안정성을 왈라스적 안정성이라고 한다. 반면 주택과 같은 부동산의 경우 공급하는 데 오랜 시간이 걸리기 때문에 공급량이 변화하는 시간은 수요량과 일정한 시간 간격이 존재하게 된다. 즉, 수요량과 가격은 시장의 변화에 순간적인 반응을 보이지만 공급량은 일정시간이 지난 다음에야 반응한다. 이런 성격을 갖는 시장은 불균형이 생길 때 가격이 아닌 생산량의 변화에 의해 조정이 이루어져 균형상태가 되는데 이러한

과정을 마찰적 조정과정이라고 하며 그 균형의 안정성을 마찰적 안정성이라고 한다.

오피스 시장 균형도 마찰적 균형이라고 볼 수 있다. 즉, 현기에 공급되는 오피스의 신규공급량은 현재의 공급요인들에 의해 결정되는 것이 아니라 오피스의 건설기간만큼의 시간 전, 즉 현재로부터  $t$ 기전에 공급자가 오피스 공급에 대한 의사결정을 할 당시의 시장상황과 미래에 대한 전망에 의해 결정된다. 따라서 대부분의 공급요인들은 현재의 값이 아닌 신규 공급에 대한 의사결정이 이루어지는 과거 특정 시점의 조건이나 요인들이 공급에 영향을 준다고 할 수 있다. 실제로 김정환·손재영(2000)의 연구나 김상일 외(2005)의 연구 결과를 보면 수급 결정 요인들이 1년에서 최대 8년의 시차를 두고 영향을 주는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 오피스가 공급되는 데 일정 시간이 소요되는 것으로 가정하고 모든 공급함수의 독립변수들에 시차를 두었다.

## 2. 오피스 시장의 신규 수요·공급함수

DiPasquale and Wheaton(1996)은  $t$ 기의 오피스의 수요, 즉 오피스 점유량(Oct)은 식 (1)과 같이 오피스를 필요로 하는 산업의 종사자 수( $E_t$ )와 종사자 수 1인당 공간수요의 곱으로 나타내었으며, 종사자 수 1인당 공간수요는 기업의 현재 혹은 기대 성장률( $[E_t - E_{t-1}/E_t]$ )에 정(+)의 영향을 받고 임대료( $R_t$ )에는 부(-)의 영향을 받는다고 가정하고 있다.

$$OC_t = a_0 + E_t[a_1 + a_2 \frac{(E_t - E_{t-1})}{E_t} - a_3 R_t] \quad (1)$$

위의 식 (1)은 수요자가 오피스를 확보하는 데 드는 거래비용이 없다고 가정한 경우지만, 실제 오피스 수요는 매물의 확인과 탐색, 구입과 확장의 용이성 등 거래비용에 따라 달라질 수 있다. 이러한 오피스 매물의 확인과 탐색, 구입, 확장의 용이성은 공실률에 영향을 받는다. 오피스의 공실이 많다면 수요자가 원하는 위치, 원하는 규모의 오피스를 얻는 것이 용이하다. 반대로 공실이 적다면 오피스를 얻는 것이 어려워, 수요자가 원하는 오피스를 얻기 위해서는 더 많은 거래비용을 지불해야 한다. 따라서 본 연구에서는 위의 식 (1)에 거래비용의 대리변수인 공실률을 포함하여 오피스 신규수요함수를 가정하였다. 식 (1)의 오피스를 필요로 하는 산업의 종사자수와 그 기대성장률에 대한 자료의 경우 자료 구득이 용이하지 않아 대리변수를 활용하였다. 종사자 수의 대리변수로는 서울시 경제활동참가율변수를 이용하였고, 기대성장률의 대리변수로는 오피스를 필요로 하는 산업의 지역내총생산을 이용하였다.<sup>4)</sup> 오피스를 필요로 하는 산업의 지역내총생산이 증가한다는 것은 곧 그 업종에 속한 기업들이 성장함을 의미하며, 이는 곧 그 기업들에 속한 종사자수의 증가로 이어지기 때문이다. 한편, 경제활동참가율이나 오피스를 필요로 하는 산업의 지역내총생산은 어느 정도의 시차가 존재할 수 있다. 신생 기업이 아닌 기존 기업의 경우 종사자수 증가에 맞추어 바로 오피스 면적을 증가시키는 것이 아니라, 종사자 수가 증가함에 따라 종사자 1인당 오피스 공간

4) 종사자수와 기대성장률 모두 산업별 종사자수를 이용하는 것이 더 정확하나 산업별 종사자수의 경우 연속된 시계열 자료를 얻기 어려워 대리변수를 사용하였다. 실제로 김상일 외(2005)의 연구는 종사자수 대신 총부가가치 증가율을 대리변수로 사용하였으며 모형추정결과에서도 유의미하게 나타났다.

의 양이 감소하고 그 값이 종사자 1인당 필요한 최소공간에 다다르거나 가까워져야 오피스를 이동 혹은 확장하기 때문이다.

이상을 토대로 최종적인 신규수요함수를 도출하면 식 (2)와 같다. 신규 오피스 수요( $Q_D, t$ )는 경제활동참가율( $E_t$ )이 증가할수록, 임대료( $R_t$ )가 감소할수록, 공실률( $V_t$ )이 높아질수록, 오피스를 필요로 하는 산업의 지역내총생산( $\sum G_{k,t}$ )이 증가할수록 그 값이 증가할 것이다.

$$Q_{D,t} = a_0 + a_1 E_t - a_2 R_t + a_3 V_t + \sum_{k=1}^n a_{4,k} G_{k,t} \quad (2)$$

오피스 공급의 결정요인과 관련된 선행연구들을 살펴보면 관련 산업의 실질 총부가가치 증가율, 취업률, 이자율, 서울시 외 대도시권 인구증가, 임대료, 지가 등이 오피스 공급에 영향을 미치는 것으로 분석하고 있다. 본 연구는 수요와 공급이 균형을 이루는 시장에서의 균형공급함수를 도출하므로, 선행연구의 공급 결정요인들 중 수요요인을 제외하고 공급요인만을 신규 공급함수의 독립 변수에 포함시켰다.

상업시설이나 오피스는 주로 임대계약의 형태로 계약이 이루어지기 때문에 임대료와 공실률이 오피스의 공급에 영향을 미친다. 공급의 경우 임대료가 높을수록 수익이 높아지므로 공급량이 증가한다. 반면 공실률은 임대료와 반대의 요인으로 작용한다.<sup>5)</sup> 공실률이 높으면 그 공실만큼 공급자의 수익이 감소하므로 오피스 공급이 감소할 것이다. 신규로 오피스를 공급하고자 하는 공급자에게 금리상승은 부정적인 영향을 미칠 것이다. 오피스

건설시 사업단계별로 자금이 필요하며 이를 충당하기 위해 대출을 받을 경우 금리가 높으면 사업을 시행하기 위한 자금을 확보하기 어려워 공급이 둔화될 것이며, 반대로 금리가 낮으면 공급이 활발해질 것이다. 최종적으로 정리하면 신규 오피스 공급( $Q_S, t$ )은 공급 결정 당시의 임대료( $R_{t-1}$ ), 금리( $I_{t-1}$ ), 현재 공실률( $V_t$ )의 함수로 나타낼 수 있으며 이는 식 (3)과 같다.

$$Q_{S,t} = b_0 + b_1 R_{t-1} - b_2 I_{t-1} - b_3 V_t \quad (3)$$

오피스 시장의 수요와 공급이 균형을 이룬다면 식 (4)을 만족시키게 된다.

$$Q_{D,t} = Q_{S,t} = Q_t^* \quad (4)$$

식 (4)에 식 (2)와 식 (3)을 대입하면 식 (5)와 같이 오피스 시장의 균형 공급량은 수요요인과 공급요인의 함수로 표현할 수 있게 된다.

$$\begin{aligned} Q_t^* &= f_D(R_t, V_t^*; X_D) = f_S(R_{t-1}, V_t^*; X_S) \\ &= f(R_t, R_{t-1}, V_t^*, X_D, X_S) \end{aligned} \quad (5)$$

단,  $X_D$ : 수요에 영향을 미치는 변수  
 $X_S$ : 공급에 영향을 미치는 변수

오피스의 신규 수요와 공급에는 이러한 시장적 요인뿐 아니라 정부의 부동산 정책과 같은 비시장적 요인들도 영향을 미친다. 본 연구에서는 오피스에 영향을 미칠 것으로 예상되는 정책들에 대한 가정은 다음과 같다. 1993년에는 토지이용규제 완

5) 오피스 건설을 착수할 때의 공실률 또는 준공된 당시의 공실률 중 어떤 공실률이 공급에 영향을 미치는가에 대한 이론이 있을 수 있다. 식 (2)의 공실률은 오피스 빌딩이 준공될 시점에서 공실률이 높다면 오피스빌딩의 준공을 늦추거나 주거용 오피스텔 등으로 용도 변경하는 경우를 상정한 것이다. 건설 착수 시점의 공실률 역시 공급의사결정에 영향을 미칠 수 있지만, 이는 미래 시점에 대한 기대값이므로, 이를 공급함수에 포함시키기 위해 미래에 대한 기대를 모형에 포함시켜야 한다. 이 점은 추후 연구과제로 남겨둔다.

화 정책의 일환으로 국토이용관리법 및 시행령이 개정되고, 5년 단위 토지수급계획이 수립되어 오피스를 비롯하여 전반적인 부동산의 공급을 촉진시켰을 것으로 가정하였다. 1998년에는 토지거래허가 및 신고제, 토지초과이득세, 택지소유상한제가 폐지되었으며 외국인 부동산 소유도 자유로워져 오피스 공급을 증가시킬 수 있는 계기가 된 것으로 가정하였다. 2001년에는 부동산에 대한 건전한 간접투자를 증진하고 기업의 구조조정을 지원하기 위해 부동산투자회사법이 개정되었으며, 이로 인해 여러 가지 REITs가 설립되는 등 부동산 투자를 촉진시켰고 이로 인해 오피스 공급이 증가하였을 것으로 가정하였다. 반면 2004년에는 양도소득세와 보유세를 강화하는 등 전반적으로 가격안정대책이 시행되어 오피스 공급을 위축시켰을

〈표 2〉 비시장요인 더미변수

더미명	연도	내용
D1	1993 (1995)	토지이용규제 완화 - 국토이용관리법 및 시행령 개정, 5년단위 토지수급계획 수립
D2	1998 (2000)	부동산 관련 규제 완화 - 토지거래허가 및 신고제 폐지, 토지초과이득세 및 택지소유상한제 폐지, 외국인 부동산 소유자유화
D3	2001 (2003)	부동산투자회사법 개정
D4	2002 (2004)	부동산 가격 안정대책 - 양도소득세, 보유과세 강화

것으로 가정하였다. 본 연구에서 가정한 비시장요인 더미변수들을 정리하면 〈표 2〉와 같다.<sup>6)</sup>

식 (5)의 신규 균형공급함수에 비시장요인의 더미변수를 포함시키면 식 (6)과 같다.

$$Q_t^* = f(R_t, R_{t-1}, V_t^*, X_D, X_S, \sum_{l=1}^m D_l) \quad (6)$$

### III. 실증분석

#### 1. 가설 설정

Beals(1972)는 수요함수와 공급함수를 도출한 후 각 함수의 공통변수인 가격을 매개변수로 사용하여 균형공급함수를 도출하였다.<sup>7)</sup> 본 연구에서는 공통변수인 공실률을 이용하여 균형공급함수를 도출하였으며 그 과정은 다음과 같다. 식 (6)에 앞서 도출한 오피스 신규 수요함수와 신규 공급함수를 대입한 후 이를 공실률( $V_t$ )에 대하여 정리하면 식 (7)과 같다.

$$V_t = \frac{(b_0 - a_0)}{(a_3 + b_3)} + \frac{b_1}{(a_3 + b_3)} R_{t-1} - \frac{b_2}{(a_3 + b_3)} I_{t-1} - \frac{a_1}{(a_3 + b_3)} E_t + \frac{a_2}{(a_3 + b_3)} R_t - \sum_{k=1}^n \frac{a_{4,k}}{(a_3 + b_3)} G_{k,t} \quad (7)$$

식 (7)의 공실률( $V_t$ )을 식 (2) 또는 식 (3)에 대입한 후 더미변수( $\Sigma D$ )를 포함하여 정리하면 신규 수요요인과 신규 공급요인이 모두 포함된 신

6) 부동산 정책과 같은 비시장적 더미는 공급에 영향을 주는 더미로 본 연구에서는 2년 후에 영향을 주는 것으로 가정하였다.

7) Beals는 그의 저서 Statistics for economists에서 수요함수( $Q_i = \alpha_1 + \beta_1 P_i + \gamma_1 Y_i + u_{1i}$ )와 공급함수( $Q_i = \alpha_2 + \beta_2 P_i + u_{2i}$ )의 공통변수인 가격( $P_i = \frac{\alpha_1 - \alpha_2}{\beta_2 - \beta_1} + \frac{\gamma_1}{\beta_2 - \beta_1} Y_i + \frac{u_{1i} - u_{2i}}{\beta_2 - \beta_1}$ )을 이용하여 균형공급함수( $Q_i = \frac{\beta_2 \alpha_1 - \beta_1 \alpha_2}{\beta_2 - \beta_1} + \frac{\beta_2 \gamma_1}{\beta_2 - \beta_1} Y_i + \frac{\beta_2 u_{1i} - \beta_1 u_{2i}}{\beta_2 - \beta_1}$ )를 도출하였다.



규 균형공급함수가 도출되며 이는 식 (8)과 같다.

$$Q_t^* = \frac{(a_0b_3 + a_4b_3)}{(a_3 + b_3)} + \frac{a_3b_1}{(a_3 + b_3)}R_{t-1} - \frac{a_3b_2}{(a_3 + b_3)}I_{t-1} \\ + \frac{a_1b_3}{(a_3 + b_3)}E_t - \frac{a_2b_3}{(a_3 + b_3)}R_t + \sum_{k=1}^n \frac{a_{4,k}b_3}{(a_3 + b_3)} \\ G_{k,t} \sum_{l=1}^m D_l \quad (8)$$

식 (8)을 이용하여 본 연구에서 실증분석하고자 하는 가설은 다음과 같다. 오피스를 필요로 하는 산업의 서울시 지역내총생산은 일정 시차를 두고 서울시 오피스 신규 공급에 정(+)의 영향을 줄 것이며, 일정 시차를 준 임대료와 서울시 경제활동인구는 정(+)의 영향을, 당해연도 임대료와 일정 시차를 둔 금리는 부(-) 영향을 줄 것이다. 한편 각종 부동산 공급 관련 정책과 같은 비시장적 요인들도 서울시 오피스 신규공급에 영향을 줄 것이다.

## 2. 모형과 변수의 구성

### 1) 모형의 구성

선행연구와 경제이론을 토대로 신규 오피스 수급에 영향을 미치는 요인들을 독립변수로 선정하였으며, 선정과정에서 시계열이 너무 짧아 분석이 불가능한 경우에는 대리변수를 활용하였다. 분석이 가능한 만큼 시계열 자료가 확보되어 있더라도 단위근 검정 결과 불안정한 시계열인 경우에는 분석에서 제외하였으며, 단위근이 없는 안정된 시계열만 분석에 사용하였다.

다만, 안정된 시계열 변수들이라 할지라도 변수들 간의 상관관계로 인해 발생할 수 있는 다중공선성 문제를 해결하기 위해 단계적 선택법(stepwise selection)을 이용하여 1차적으로 유의

미한 변수들을 추출하였으며, 그 후 모형의 설명력을 높이고 유의미한 변수들의 조합을 찾기 위해 변수들을 재조합하는 과정을 이용하여 최적의 모형을 도출하였다.

### 2) 변수의 구성

오피스 수급에 영향을 미치는 요인에 대해 분석한 선행연구결과를 토대로, 자료의 활용가능성과 상관성을 고려하여 독립변수를 선정하였다. 오피스의 수급에 영향을 미치는 산업 분야를 도출하기 위해 제조업, 도소매업, 숙박 및 음식점업, 운수업, 통신업, 금융보험업, 부동산 및 사업서비스업, 공공행정, FIRE산업, 교육서비스업, 보건 및 사회복지사업, 기타서비스업 등의 개별 산업들의 지역내총생산을 독립변수로 선정하였다. 또한 서울시 총인구를 비롯한 수도권 인구, 서울시를 제외한 수도권 인구, 경제활동인구, 취업자수 및 경제활동참가율 등의 사회경제적 변수들을 선정하고 임대료는 서울시 도심 A급 오피스들의 전셋값을 이용하였다. 위의 과정을 거쳐 1차적으로 선정된 변수는 <표 3>과 같다.

1차적으로 선정된 변수들에 대해 단위근 검정(Dickey-Fuller Test)을 실시한 결과, 종속변수인 당해연도 오피스 신규공급량을 비롯하여 대부분의 수증변수들이 단위근을 갖고 있는 불안정한 시계열 자료인 것으로 나타났다.

〈표 3〉 1차 변수 선정

y		당해연도 오피스 신규공급량(m <sup>2</sup> )
경제변수 (산업별 서울시 지역내총생산)	x1	제조업
	x2	기초소재형
	x3	가공조립형
	x4	생활관련형
	x5	건설업
	x6	도소매업
	x7	숙박 및 음식점업
	x8	운수업
	x9	통신업
	x10	금융보험업
	x11	부동산 및 사업서비스업
	x12	공공행정, 국방 및 사회보장
	x13	FIRE산업
	x14	교육서비스업
	x15	보건 및 사회복지사업
	x16	기타서비스업
인구변수	x17	서울시 인구수
	x18	인천시 인구수
	x19	경기도 인구수
	x20	수도권 인구수
	x21	서울을 제외한 수도권 인구수
	x22	경제활동인구수
	x23	취업자수
	x24	경제활동참가율(%)
금리	x25	회사채(장외3년, AA-등급)
임대료	x26	서울시 도심 A급 오피스 전세가
더미변수	d1	토지이용규제 완화
	d2	부동산 관련 규제 완화
	d3	부동산투자회사법 개정
	d4	부동산 가격 안정대책

김명직·장국현(1998)에 의하면 안정적 시계열은 시간이 경과해도 평균이 일정하며 특정시점에서 시계열의 값이 평균에서 벗어날 수 있지만 시간이 지남에 따라 평균으로 회귀하는 특성을 갖는다. 반대로 불안정시계열은 평균으로 회귀하지

〈표 4〉 1차 변수 단위근 검정결과

구분	zero	single	trend
y	-0.40	-1.31	2.19
x1	-0.31	-3.56**	-3.64***
x2	-0.21	-2.47	-2.39
x3	1.21	-0.84	-2.98
x4	-0.85	-1.65	-3.60***
x5	0.44	-3.28**	-2.47
x6	1.44	-1.40	-1.99
x7	0.39	-2.17	-2.23
x8	0.66	-2.25	-1.96
x9	2.63	1.00	-1.55
x10	1.59	-0.72	-3.87**
x11	1.56	-1.66	-2.22
x12	2.52	-1.06	-1.87
x13	0.29	-2.08	-2.22
x14	1.62	-1.25	-2.36
x15	1.22	-1.36	-2.33
x16	2.61	-1.63	-1.91
x17	0.07	-1.67	-2.69
x18	1.08	-4.27***	-0.81
x19	0.90	-0.91	-2.86
x20	3.26	-2.12	-2.99
x21	0.65	-1.69	-0.92
x22	1.13	-5.93***	-4.80***
x23	-0.90	-5.58***	-5.44***
x24	1.20	-7.60***	-6.26***
x25	-1.14	-0.47	-3.11
x26	0.74	-2.42	-2.91

\*\*\*, \*\*, \*: 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의

않는다. 이를 해결하기 위해 종속변수를 비롯한 모든 수준 변수에 1차 차분과 증분을 적용하고 이들에 대해서도 단위근 검정을 실시하였으며 그 결과는 〈표 5〉와 같다.

차분 및 증분된 독립변수들 중에서 단위근 검정이 없는 변수들에 1년~3년의 시차를 주고 이들을 독립변수로 추가하여 최종적으로 선정된 변수

〈표 5〉 차분변수와 증분변수의 단위근 검정 결과

구분		zero	single	trend
차분 변수	dy	-2.49**	-2.40	-3.09
	dx1	-4.06***	-4.02***	-3.89***
	dx2	-2.97***	-2.88*	-2.86
	dx3	-2.62**	-3.28**	-3.15
	dx4	-4.28***	-4.43***	-4.27**
	dx5	-2.47**	-2.44	-3.06
	dx6	-2.05**	-2.62*	-2.81
	dx7	-2.65**	-2.94*	-3.38*
	dx8	-3.33***	-3.47**	-3.65*
	dx9	-1.28	-3.01*	-3.45*
	dx10	-2.89***	-5.82***	-5.58***
	dx11	-1.48	-2.33	-2.55
	dx12	-1.74*	-3.15**	-3.19
	dx13	-1.62*	-3.11**	-3.13
	dx14	-1.48	-2.14	-2.13
	dx15	-3.06***	-3.47**	-3.23
	dx16	-1.58	-3.11**	-3.58*
	dx17	-3.16***	-3.04*	-2.78
	dx18	-1.66*	-1.42	-3.22
	dx19	-1.00	-2.22	-2.03
	dx20	-1.70*	-3.28**	-3.46*
	dx21	-1.12	-1.68	-1.91
	dx22	-4.05***	-3.80**	-3.23
	dx23	-6.94***	-6.62***	-5.84***
	dx24	-5.00***	-4.55***	-3.83**
	dx25	-3.15***	-3.46**	-3.40*
	dx26	-3.82***	-4.10***	-4.45**
증분 변수	ix1	-4.17***	-4.05***	-3.92**
	ix2	-2.97***	-2.94*	-2.94
	ix3	-2.47**	-3.41**	-3.41*
	ix4	-4.28***	-4.38***	-4.21**
	ix5	-2.48**	-2.51	-3.29
	ix6	-1.78*	-2.26	-2.68
	ix7	-2.50**	-2.90*	-4.35**
	ix8	-2.90***	-3.17**	-3.43*
	ix9	-1.52	-2.32	-3.14
	ix10	-3.38***	-5.53***	-6.34***
	ix11	-1.73	-1.81	-2.09
	ix12	-1.60*	-2.73*	-3.14
	ix13	-2.20**	-2.69*	-2.85
	ix14	-1.53	-1.99	-2.13
	ix15	-3.55***	-4.10***	-3.78**
	ix16	-1.47	-2.01	-2.82
	ix17	-3.24***	-3.11**	-2.84
	ix18	-2.32	-1.77	-3.01
	ix19	-1.37	-2.18	-2.72
	ix20	-2.06**	-3.20**	-3.59*
	ix21	-1.68*	-1.64	-2.76
	ix22	-5.11***	-4.72***	-3.84**
	ix23	-4.18***	-4.20***	-3.98**
	ix24	-5.88***	-5.34***	-4.40**
	ix25	-2.63**	-2.94*	-2.98
	ix26	-3.43***	-3.89**	-4.32**

\*\*\*, \*\*, \*: 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의

〈표 6〉 2차 변수 선정

	dy	당해연도 오피스 신규공급 변화량(m²)
차분 변수	dx1	제조업
	dx2	기초소재형
	dx3	가공조립형
	dx4	생활관련형
	dx5	건설업
	dx6	도소매업
	dx7	숙박 및 음식점업
	dx8	운수업
	dx10	금융보험업
	dx12	공공행정, 국방 및 사회보장
	dx13	FIRE산업
	dx15	보건 및 사회복지사업
	dx16	기타서비스업
	dx17	서울시 인구수
	dx18	인천시 인구수
	dx20	수도권 인구수
	dx22	경제활동인구수
	dx23	취업자수
	dx24	경제활동참가율(%)
	dx25	회사채(장외3년, AA-등급)
	dx26	서울시 도심 A급 오피스 전세가
증분 변수	ix1	제조업
	ix2	기초소재형
	ix3	가공조립형
	ix4	생활관련형
	ix5	건설업
	ix6	도소매업
	ix7	숙박 및 음식점업
	ix8	운수업
	ix10	금융보험업
	ix12	공공행정, 국방 및 사회보장
	ix13	FIRE
	ix15	보건 및 사회복지사업
	ix17	서울시 인구수
	ix21	서울을 제외한 수도권 인구수
	ix22	경제활동인구수
	ix23	취업자수
	ix24	경제활동참가율(%)
	ix25	회사채(장외3년, AA-등급)
	ix26	서울시 도심 A급 오피스 전세가
더미 변수	d1	토지이용규제 완화
	d2	부동산 관련 규제 완화
	d3	부동산투자회사법 개정
	d4	부동산 가격 안정대책

는 <표 6>과 같다.<sup>8)</sup>

### 3. 결과 및 해석

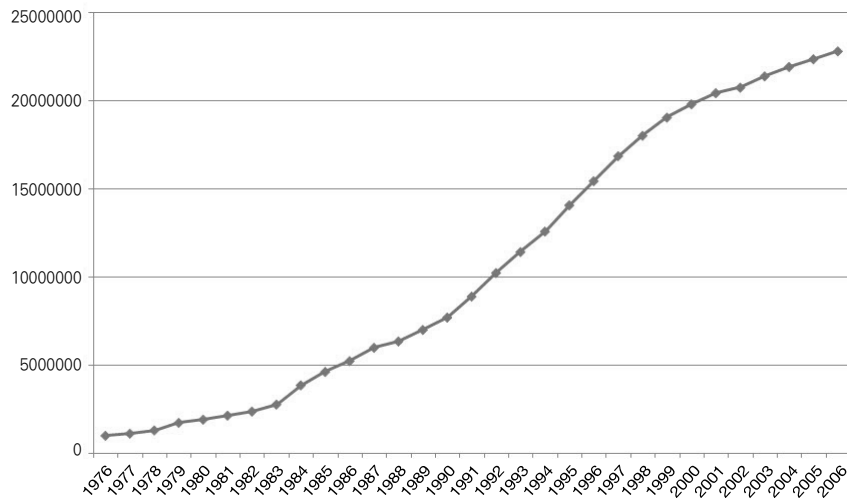
#### 1) 서울시 오피스 현황

연도별 오피스 누적 공급량을 살펴보면 S자의 성장곡선 형태를 띠고 있으며, 현재 오피스 시장의 성장세는 감소하는 추세임을 알 수 있다. 실제

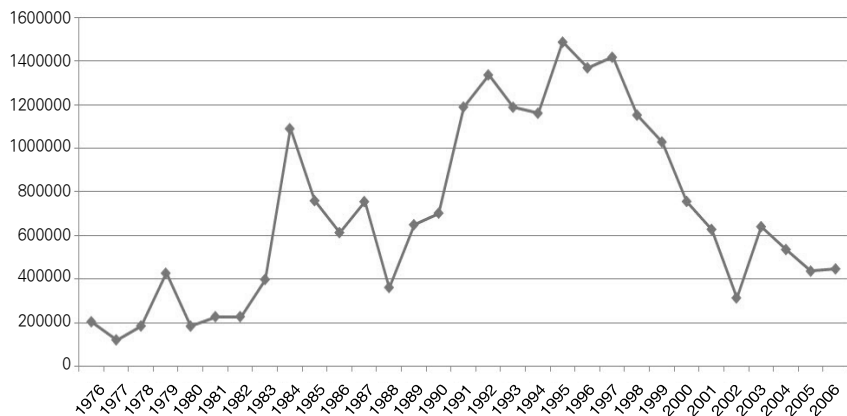
로 <그림 4>를 보면 연도별 오피스 신규공급량은 1988년 이후 증가하는 추세를 보였으나 1998년 이후 감소 추세를 보이고 있다.

#### 2) 모형 추정결과

분석에 앞서 잔차산점도를 그려보면 <그림 5>와 같다. 그림을 보면 알 수 있듯이 잔차들은 특정한 경향을 보이지 않으며 0을 기준으로 고르게 분



<그림 3> 서울 오피스 누적공급면적(단위: m²)

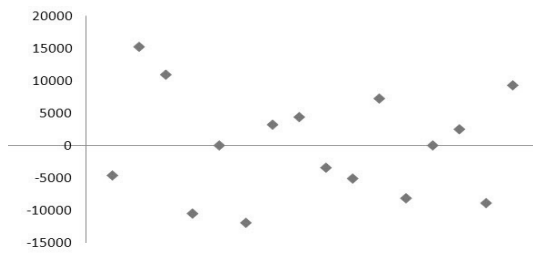


<그림 4> 서울 오피스 연도별 신규공급(단위: m²)

8) 최종적으로 분석에 사용된 독립변수는 차분변수 20개, 증분변수 18개, 차분과 증분변수의 1기전 변수 39개, 2기전 변수 39개, 3기전 변수 29개 그리고 정책더미변수 3개로 총 148개였다.

포하고 있다는 것을 알 수 있다.

잔차검정을 실시한 결과 모든 연도의 스튜던트 잔차(Student Residual)가 -2부터 2 사이에 존재하며 Durbin- Watson 통계량도 2.382로 유의확률 0.01내에서 유의한 것으로 나타나 모형의 해석상 이상이 없음을 알 수 있었다.



〈그림 5〉 잔차산점도

분석 결과를 살펴보면 결정계수가 0.9868, 수정 결정계수가 0.9717이고 추정된 계수의 유의성, 변수간의 다중공선성 가능성이 높지 않은 모형이 도

출되었으며, 그 결과는 〈표 7〉과 같다.<sup>9)</sup>

먼저 산업별 지역내총생산을 살펴보면 서울시 금융보험업의 지역내총생산, 서울시 공공행정, 국방 및 사회보장사업의 지역내총생산, 보건 및 사회복지사업의 지역내총생산은 서울시 오피스의 신규공급량의 증가에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 각 산업이 영향을 주는 시기는 다르게 나타났는데 서울시 공공행정, 국방 및 사회보장사업의 지역내총생산은 당해연도 값이 유의한 것으로 나타났으며, 금융보험업과 보건 및 사회복지사업은 3년의 시차를 두고 영향을 주는 것으로 나타났다. 인구변수 중에서는 경제활동인구수, 취업자수, 경제활동참가율 모두 2년의 시차를 둘 경우 유의하게 나왔으며 경제활동참가율이 가장 높은 설명력을 가졌다. 한편, 금리의 경우 2년의 시차를 주고 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났고, 임대료의 경우 3년의 시차를 두고 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났으며 비시장요인 더미변수

〈표 7〉 오피스 분석 결과

Dependent Variable		서울시 오피스 신규공급의 변화량	
Root MSE	39044	R-Square	0.9868
Dependent Mean	-16041	Adj R-Sq	0.9717
Coeff Var	-243,40535	Durbin-Watson D	2.382

Parameter Estimates								
Variable	Label	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Tolerance	Variance Inflation
Intercept	절편	1	-242911	17751	-13.68	<.0001	.	0
dLLx24	2년전 서울시 경제활동참가율	1	68936	5905,83890	11.67	<.0001	0.74369	1.34464
dLLLx26	3년전 임대료	1	156,76981	27,03897	5.80	0.0007	0.77078	1.29739
dLLx25	2년전 금리	1	-33490	5958,73016	-5.62	0.0008	0.54238	1.84371
iLLLx10	3년전 금융보험업의 서울시 지역내총생산	1	383757	126162	3.04	0.0188	0.68120	1.46800
dx12	당해연도 공공행정, 국방 및 사회보장사업의 서울시 지역내총생산	1	0.26759	0.05556	4.82	0.0019	0.68668	1.45628
dLLLx15	3년전 보건 및 사회복지사업의 서울시 지역내총생산	1	0.33100	0.06058	5.46	0.0009	0.68189	1.46651
d1	토지이용규제 완화	1	167207	48197	3.47	0.0104	0.70000	1.42856
d3	부동산투자회사법 개정	1	425160	46145	9.21	<.0001	0.76363	1.30954

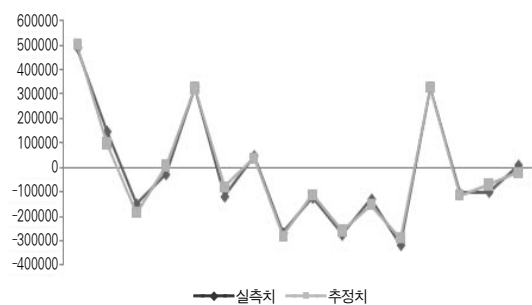
9) 모형에 공실률이 반영되지 않았음에도 결정계수가 높게 나왔는데 이는 시계열의 길이가 짧기 때문인 것으로 판단된다(자유도=8).

는 1993년의 토지이용규제 완화 정책과 2001년 부동산투자회사법 개정이 유의한 것으로 나타났다. 예상과 달리 당해연도 임대료는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 분석 결과를 이용하여 모형식을 도출하면 식 (9)와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta Q_t^* = & -237792 + 61832 \times DX_{24,t-2} + 132.82691 \\ & \times DX_{26,t-3} - 40755 \times DX_{20,t-2} + 446568 \\ & \times IX_{5,t-2} + 0.02396 \times DX_{10,t-2} + 446568 \\ & \times IX_{5,t-2} + 0.02396 \times DX_{10,t-2} + 0.2765 \\ & \times DX_{12,t} + 0.4153 \times DX_{15,t-3} + 351759 \\ & \times D_3 \end{aligned} \quad (9)$$

식 (9)에 오피스 신규공급에 영향을 미치는 각 변수들의 값을 대입한 결과 <그림 6>의 서울시 오피스 신규 공급 변화량 그래프를 도출하였다.

<그림 6>을 통해 서울시 오피스 연도별 신규 공급 변화량의 실측치와 추정치를 비교하면 그 증감이 유사하게 나타남을 알 수 있다. 분석 대상의 첫 연도인 1991년의 신규 공급 변화량의 추정치를 1990년의 실제 신규 공급량에 더한 후, 각 연도별 추정치를 더하여 나가면 연도별 서울시 오피스 신

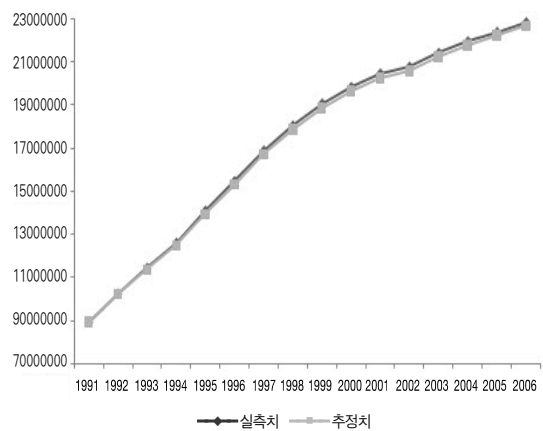


<그림 6> 서울시 오피스 연도별 신규 공급 변화량(단위: m²)



<그림 7> 서울시 오피스 연도별 신규 공급량(단위: m²)

규공급량의 추정치를 알 수 있다. 이를 그래프로 나타내면 <그림 7>과 같다. 마찬가지로 1990년의 실제 누적 공급량에 각 연도별 추정치를 더하여 나가면 연도별 서울시 오피스 누적 공급량을 알 수 있다. 이를 그래프로 나타내면 <그림 8>과 같다.



<그림 8> 서울시 오피스 연도별 누적 공급량(단위: m²)

서울시 오피스 연도별 누적 공급량의 실측치와 추정치를 비교하면 그래프의 증감이 유사하게 나타남을 알 수 있다.

### 3) 모형에 대한 해석

모형 추정결과 당해연도 임대료를 제외한 모든 변수들이 예상한대로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 공실률의 경우 오피스 신규 균형공급합수를 도출하기 위한 매개변수로 사용되어 있기 때문에 그 영향력을 판단할 수 없었다.

먼저 수요요인들부터 살펴보면, 종사자수의 대리변수로 쓰인 서울시 경제활동참가율은 2년의 시차를 두고 정(+)의 영향을 미쳤다. 개개인의 종사자수가 느끼는 1인당 필요 최소공간이 다르며 새로운 오피스를 얻는 데 필요한 시간에 차이가 있으나 평균 2년의 시간이 소요됨을 알 수 있다.

15개의 산업들 중 금융보험업, 공공행정, 국방 및 사회보장사업, 보건 및 사회복지사업 등의 서비스산업들이 신규 오피스 공급에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 공공행정, 국방, 사회보장사업이나 보건 및 사회복지사업은 서비스 산업의 일종이므로 이들의 발전은 금융보험업과 마찬가지로 오피스 수요의 증대로 이어질 수 있으며, 제조업이나 도소매업 등은 업무공간이 오피스보다는 공업시설, 상업시설이 중심이기 때문에 오피스의 공급에 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다. 한편, 부동산 및 사업 서비스업, 교육서비스업은 단위근의 존재로 분석을 시도할 수 없었으나 향후 지역내총생산이 아닌 개별 산업종사자수 자료를 이용할 수 있을 경우 더 많은 서비스산업들이 영향을 끼치는 것으로 나타날 것으로 예상된다.

유의하게 나타난 산업들을 구분해 살펴보면 금융보험업은 3년, 공공행정, 국방 및 사회보장사업은 당해연도, 보건 및 사회복지사업은 3년의 시차를 두고 영향을 주는 것으로 나타났다. 금융보험업, 보건 및 사회복지사업에 비해 공공행정, 국방 및 사회보장사업은 짧은 시차를 두고 영향을 주는 것

으로 나타났는데 이는 공공행정, 국방 및 사회보장사업의 생산량이 확대될 경우 인력에 대한 자본이나 기술의 대체탄력성이 낮아 생산량 확대가 종사인력 확대로 곧바로 이어지기 때문일 것으로 사료된다. 반면 금융보험업과 보건 및 사회복지사업의 생산량 증가의 경우 인력에 대한 자본이나 기술의 대체탄력성이 높기 때문에 인력 수요가 발생하더라도 이를 자본이나 기술로 대체할 가능성이 크기 때문에 생산량 증가가 곧바로 오피스 수요에 영향을 미치기보다는 어느 정도의 조정기간을 거쳐 영향을 미치는 것으로 판단된다.

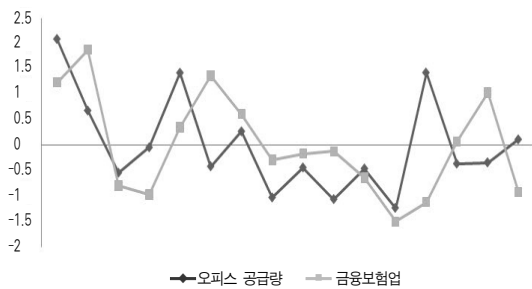
산업부문을 통합하였을 경우를 살펴보기 위해 오피스 공급량과 「금융보험업」, 「공공행정, 국방 및 사회보장사업」, 「보건 및 사회복지사업」 간의 상관분석을 수행한 결과가 다음 표에 제시되어 있다.

〈표 8〉 산업분야별 상관계수 비교

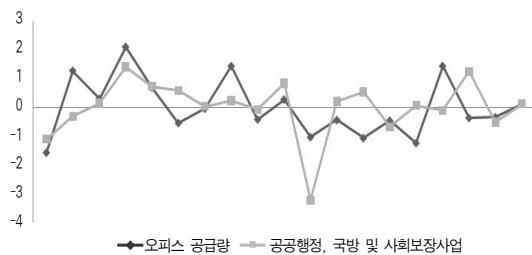
상관계수비교	
오피스 공급량과 「금융보험업」(3년시차)	0.511
오피스 공급량과 「공공행정, 국방 및 사회보장사업」(당해연도)	0.420
오피스 공급량과 「보건 및 사회복지사업」(3년시차)	0.325
오피스 공급량과 {금융보험업}(3년시차) + 「공공행정, 국방 및 사회보장사업」(당해연도) + 「보건 및 사회복지사업」(3년시차)}	0.301
오피스 공급량과 {금융보험업}(3년시차) + 「공공행정, 국방 및 사회보장사업」(3년시차) + 「보건 및 사회복지사업」(3년시차)}	0.079
오피스 공급량과 {금융보험업}(당해연도) + 「공공행정, 국방 및 사회보장사업」(당해연도) + 「보건 및 사회복지사업」(당해연도)}	-0.063

표를 보면, 오피스 공급량과 3년 시차를 둔 금융보험업의 상관계수는 0.511, 시차를 두지 않은 공공행정, 국방 및 사회보장사업의 경우 0.420,

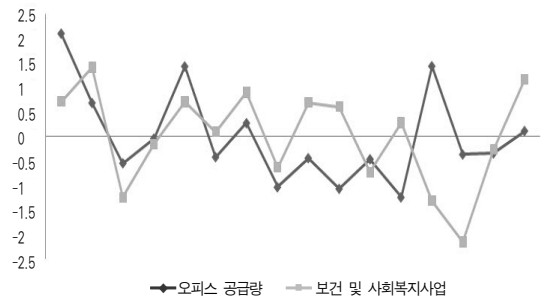
3년 시차를 둔 보건 및 사회복지사업의 경우 0.325로 상관정도가 높으나, 개별 시차를 적용한 세 산업부문의 합과 오피스공급량 간의 상관관계수는 0.301로 떨어지며, 오피스 공급량과 모두 3년 시차를 적용한 산업부문의 합계 값과의 상관관계수는 0.079, 오피스 공급량과 당해연도 산업들의 합계 간의 상관관계수는 -0.063으로 매우 낮은 상관관계를 보인다. 이러한 결과는 산업별로 종사자수를 구분하지 않고 전체 산업 종사자수의 합을 오피스 수요방정식의 수요 요인으로 포함시킨, 과거에 이루어졌던 많은 실증연구들은 변수 설정오류 (misspecification error)의 가능성이 높았다는 것을 시사하고 있다.



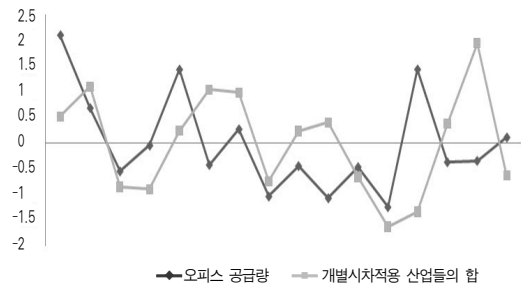
〈그림 9〉 오피스 공급량과 3년 시차 적용 금융보험업의 증감 비교



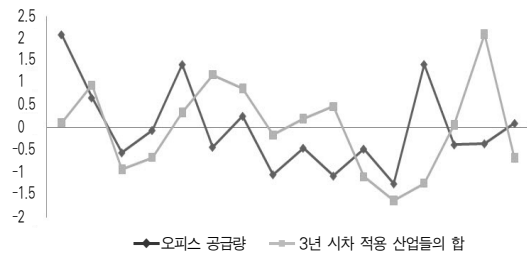
〈그림 10〉 오피스 공급량과 당해연도 공공행정, 국방 및 사회복지사업 증감 비교



〈그림 11〉 오피스 공급량과 3년 시차 적용 보건 및 사회복지사업 증감 비교

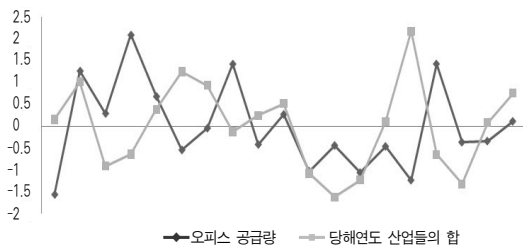


〈그림 12〉 오피스 공급량과 개별 시차 적용 산업들의 합 증감 비교



〈그림 13〉 오피스 공급량과 3년 시차 적용 산업들의 합 증감 비교





〈그림 14〉 오피스 공급량과 당해연도 산업들의 합 증감 비교

한편 당해연도의 임대료는 유의하지 않은 것으로 나타났는데 이는 우리나라 오피스 시장의 수요가 수요보다는 공급에 의해 주도되며 오피스 시장의 균형상태가 마찰균형을 이룬다는 사실에 대한 방증이 될 수 있다.

임대료의 경우 3년의 시차를 두고 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 오피스 공급자가 공급을 결정할 당시의 임대료를 공급시 의사결정 정보로 활용하기 때문인 것으로 판단된다. 2년 전 임대료와 3년 전 임대료 중 3년 전 임대료가 더 유의한 것으로 나타난 것은 A급 오피스의 시공기간이 일반적으로 2년 이상이라는 점 때문인 것으로 사료된다.<sup>10)</sup> 금리의 경우 예상대로 2년의 시차를 두고 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

부동산 정책 더미변수 중에서는 1993년 토지이용규제 완화정책과 2001년 부동산투자회사법 개정이 유의한 것으로 분석되었으나, 1998년 부동산 관련 규제 완화와 2002년 부동산 가격 안정대책은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 1998년 부동산 규제 완화가 유의하지 않게 나온 이유는, 토지초과이득세의 경우 유흥지나 공한지에서 발생한 토지의 초과이득에 대하여 부과되는 세금이나 본 연

구의 공간적 범위인 서울시 내에 오피스가 입지하였을 공간은 이와는 연관이 없기 때문이었을 것으로 판단되며, 택지소유상한제도의 성격상 오피스보다는 주택의 공급에는 영향을 미쳤기 때문인 것으로 판단된다. 한편, 2002년 부동산 가격 안정대책은 유현지(2007)가 언급하였듯이 대부분의 부동산 안정화 정책이 수급시장에는 큰 영향을 미치지 못함을 알 수 있다.

#### IV. 요약 및 결론

##### 1. 연구 요약

경제학의 수요·공급 이론을 바탕으로 서울시 오피스의 수급상황이 마찰적 균형을 이루며 그 공급량이 균형공급량인 것으로 가정하고 그 결정요인을 분석한 연구이다. 오피스 균형공급량에 영향을 미치는 공급요인과 수요요인을 파악하고 이를 바탕으로 수요함수와 공급함수를 도출하고자 하였으며, 수요요인인 오피스 관련 산업의 성장이 부문별로 공급에 영향을 미치는 시기를 파악하였다. 또한 오피스의 공급에 영향을 미치는 정책들 각각의 영향력을 분석하고 이로 인한 정책적 시사점을 도출하고자 하였다.

분석 과정을 살펴보면, 먼저 오피스 공급에 영향을 줄 것으로 예상되는 거시경제변수 및 인구변수들을 선정하고 시차, 차분 등을 적용한 뒤 단위근이 없는 변수들을 선정하였다. 여기에 토지이용 규제 완화, 부동산 관련 규제 완화, 부동산투자회사법 개정, 부동산 가격 안정대책 등이 공급에 영향을 주기 시작한 1995년, 2000년, 2003년, 2004년

10) 다른 변수를 고정한 상태에서 임대료 변수의 시차를 달리 적용한 결과 당해연도 임대료를 포함할 경우 수정결정계수 0.8358, 임대료의 t값은 -0.11(유의 확률 0.9163), 1기전 임대료의 경우 수정결정계수 0.8357, 임대료의 t값은 -0.08(유의 확률 0.9404), 2기전 임대료의 경우 수정결정계수 0.8364, 임대료의 t값은 -0.19(유의 확률 0.8543)임에 비해 3기전 임대료의 경우 수정결정계수 0.9717, 임대료의 t값은 5.80(유의 확률 0.0007)로 모형에 대한 설명력이 가장 높았으며, 임대료 변수도 유의하게 나타났다.

에 더미변수를 주고 회귀분석을 실시하였다.

분석 결과, 서울시 오피스 신규공급의 공급요인들은 오피스 건설기간으로 인해 2년 이상의 시차가 발생하는 것으로 나타났다. 즉, 3년 전의 임대료에 정(+)의 영향을, 2년 전의 금리에는 부(-)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 수요요인들을 살펴보면 근로자수의 대리변수인 서울시 경제활동참가율은 2년의 시차를 두고 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났으며, 기대 성장률의 대리변수인 서울시 지역내총생산의 경우 금융보험업과 보건 및 사회복지사업은 3년의 시차를 두고 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 공공행정, 국방 및 사회보장사업은 당해연도의 서울시 지역내총생산이 정(+)의 영향을 주었으며 더미변수들 중에서는 1993년 토지이용 규제 완화 정책, 2001년 부동산 투자회사법 개정이 유의하였다.

## 2. 정책적 시사점 및 연구의 의의, 한계

오피스는 일자리를 제공하는 대표적인 고용 중심지(employment centers)로서, 주거, 문화, 상업 시설과 함께 낙후된 도시의 활성화를 도모하는 도시재생사업의 중요 요소 중 하나이다. 특히, 지역주민들을 위한 일자리 창출요인으로 작동하기도 한다. 따라서 우리나라의 경제상황을 토대로 오피스의 수요를 추정하고 이를 각 대상지의 특성에 맞게 적정량의 오피스를 공급할 계획을 수립하는 것은 도시계획분야에서의 중요 연구과제라 할 수 있다. 본 연구는 지금까지 연구가 미미했던 오피스 시장에 대해, 균형시장이론에 근거한 실증분석 결과를 도출하였다는 데 의의가 있다. 특히, 기존 연구에서 다루지 못했던 혹은 다루었을지라도 이를 확인할 수 없었던 가성회귀와 같은 통계적 오류를

검정하였으며, 오피스 임대료 자료를 구축해 수급 모형에 반영한 최초의 실증연구라는 점에서 의미를 둘 수 있다.

오피스의 수요는 곧 상업, 금융과 같은 3차 산업 및 정보, 서비스와 같은 4차 산업의 수요를 대변하며, 이로 말미암아 오피스 수요는 곧 한 국가의 경제상황을 반영하는 지표라고 볼 수 있다. 따라서 오피스의 효율적인 공급을 위한 정책은 곧 효율적인 경제활동이 이루어질 수 있는 밑거름이 된다. 하지만 본 연구의 분석 결과 지금까지의 오피스 공급을 증가시키는 일부 정책들은 효과가 있는 것으로 나타났으나 억제 정책들은 상대적으로 그 효과가 미미함을 알 수 있었다. 최근 도시환경 정비사업의 추진과 용산국제업무단지, 서울국제업무센터 등 대규모 오피스 공급계획이 수립되고 있으며 일각에서는 이로 인한 오피스의 과잉공급을 우려하고 있다. 이러한 우려를 불식시키기 위해서는 향후 대규모 오피스 공급 및 오피스 수급 관련 정책 수립시 거시경제상황을 반영한 오피스 수요를 예측하고, 이에 맞는 적정 공급량이 공급될 수 있도록 하는 방안을 강구하여야 할 것이다.

본 연구는 오피스 공급에 있어 고려되어 할 공실률을 반영하지 못했으며, 시계열이 짧아 분석 결과의 신뢰성을 담보하기 위해서는 향후 자료축적과 정밀한 검증이 이루어져야 할 것으로 판단한다.

## 참고문헌

- 김경환·손재영, 2000, “서울시 오피스 시장의 시계열 분석”, 『주택연구』, 8(2): 5~20, 한국주택학회.
- 김명직·장국현, 1998, 『금융시계열분석』, 서울: 경문사.
- 김민웅, 2000, “서울시 오피스 시장의 수요전망에 관한 연구”, 건국대 대학원 석사학위 논문.
- 김상일·박희석·박은경, 2005, 『서울시 업무공간 수요예

- 측 및 공급가능성 진단 연구」, 서울시정개발연구원.
- 박래익, 1999, "An Economic Analysis of the Seoul Office Market Dynamics", MIT 석사학위 논문.
- 박상우·윤혜철·권혁진, 1996, 「대도시 업무공간 변화에 관한 연구」, 국토개발연구원.
- 신창득·김명곤·김규진(역), 2002, 「부동산 금융과 투자」, 서울: 부연사(Brueggeman, Fisher, 1997, *Real Estate Finance and Investments*, New York: McGraw-Hill).
- 유현지, 2007, "주택정책이 주택가격 불안정에 미친 영향", 「국가정책연구」, 22(2): 75~114, 중앙대학교 국가정책연구소.
- 이준구, 1989, 「미시경제학」, 경기: 법문사.
- 최막중, 1995, 서울시 오피스 시장의 특성과 추이 및 전망, 「국토계획」, 30(6): 143~159, 대한국토계획학회.
- Beals, Ralph E., 1972, *Statistics for Economists*, Chicago: Rand McNally & Company.
- DiPasquale, Denise and Wheaton, William C., 1996, *Urban Economics and Real Estate Markets*, Englewood Cliffs: Prentice.
- Hendershott, Patric, Bryan Macgregor and Michael White, 2002, "Explaining Real Commercial Rents Using an Error Correction Model with Panel Data", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 24(1): 59~87.

원 고 접 수 일 : 2009년 11월 4일  
1차심사완료일 : 2009년 12월 1일  
최종원고채택일 : 2009년 12월 16일