

## 시계열 분석을 이용한 오피스 임대료 모형 구축\*

### Developing Office Rent Model by Time-Series Analysis

이 상 경 (Lee, Sang-Kyeong)\*\*

이 현 석 (Lee, Hyun-Seok)\*\*\*

손 정 락 (Son, Jeong-Rak)\*\*\*\*

최 지 희 (Choi, Ji-Hee)\*\*\*\*\*

#### < Abstract >

The purpose of this paper is to develop office rent model by time-series analysis. Seoul office market has rapidly expanded since the 1997 currency crisis. Demand for reliable data and market analysis are rising as a result, but little research effort has been put into this field largely for lack of accumulated data and well-organized research frame. In this paper, multiple regression model is employed to analyze quarterly Seoul office rent series since 1991, produced by a private office market consulting firm, with macro-economic indices as explanatory variables. It is revealed that GDP, office employment, permission area of commercial building construction and CPI are the main influential factors on Seoul office rent, however, their influential patterns are not same in the 3 sub-office markets of Seoul(CBD, KBD, YBD). Based on the research findings, we suggest that analysis on the office market dynamics in Seoul need to be conducted separately by sub-office markets.

주 제 어 : 오피스 임대료, 시계열분석, 다중회귀모형, 그랜저인과 검정

Keywords : Office Rent, Time-Series Analysis, Multiple Regression Model, Granger Causality Test

\* 오피스 임대료 자료를 제공해 준 알투코리아부동산투자자문(주)에게 감사를 드립니다.

\*\* 본 학회 정회원, 경원대학교 도시계획학과 부교수, skylee@kyungwon.ac.kr

\*\*\* 본 학회 정회원, 건국대학교 부동산학과 부교수, hsl3@konkuk.ac.kr

\*\*\*\* (주)코람코자산신탁 과장, 공학박사, urbang@koramco.co.kr

\*\*\*\*\* 건국대학교 부동산학과 박사수료, achiquee@konkuk.ac.kr

## I. 서론

최근 들어 외국자본과 리츠, 부동산펀드 등이 경쟁적으로 오피스 빌딩을 매입하면서 오피스 시장이 비약적으로 커지고 있다. 이에 따라 투자 수익률을 결정하는 임대료의 움직임을 예측하는 것에 대한 시장의 관심도 점점 높아지고 있다.

오피스 임대료와 관련된 국내 연구 동향을 보면, 횡단면 자료를 이용한 헤도닉모형이 주를 이루고 있음을 알 수 있다. 헤도닉모형의 경우 임대료를 결정하는 입지 특성과 부동산 특성을 규명하는 것에는 효과적이지만 임대료의 움직임을 예측하는 기능은 약하다고 할 수 있다. 오피스 임대료 예측을 위해서는 시계열 분석에 근거한 예측 모형이 필요하지만 아직까지 학술적 차원의 연구는 거의 이루어지지 않고 있는 실정이다. 이 같은 상황이 발생된 이유는 대부분의 오피스 임대료 자료들이 시계열 분석에 필요한 기간을 충분히 확보하지 못하고 있기 때문이다.

이 같은 인식하에 이 연구에서는 시계열 분석을 이용하여 오피스 임대료에 영향을 주는 거시경제변수들을 규명하고 이를 토대로 임대료 예측모형을 구축하고자 한다. 임대료 자료는 91년 1분기부터 구축되어 시계열 분석에 필요한 기간을 충분히 확보하고 있는 알투코리아의 자료를 이용하고자 한다. 선진 오피스 시장에서 임대료 예측에 많이 이용되는 구조모형을 구축하기 위해서는 공실률과 신규 공급량 같은 오피스 시장의 움직임을 알려주는 다양한 변수들이 필요하다. 하지만 현재 시점에서 이들 자료를 확보한다는 것이 불가능하기 때문에 본 연구에서는 거시경제변수들을 이용한 다중회귀모형 구축에 한정된 연구를 수행하기로 한다. 거시경제변수들로는 GDP, 취

업자수, 금리, 건축허가면적 등 오피스 임대료에 영향을 줄 것으로 보이는 다양한 변수들이 이용된다.

연구는 다음과 같이 진행된다. II장에서는 선행연구에 대한 고찰을 하며, III장에서는 임대료 및 경제 변수 자료들에 대한 소개와 함께 분석방법을 제시한다. IV장에서는 탐색적 차원에서 단위근 검정과 그랜저 인과관계 검정, 교차상관분석을 수행하고 이를 근거로 다중회귀모형을 구축한다. 이어 하위시장인 도심권, 강남권, 여의도권을 대상으로 다중회귀모형을 구축하고 2009년 분기별 임대료를 예측한 후 그 결과를 비교한다.

## II. 선행연구 고찰

오피스 임대료 모형은 크게 횡단면 자료를 이용한 헤도닉 모형과 시계열 모형으로 대별될 수 있다. 헤도닉 모형은 특정 시점을 기준으로 임대료를 결정하는 요인들을 규명하는 데 초점을 두고 있다. 헤도닉 모형은 기존에 밝혀지지 않은 새로운 요인, 예를 들어 오피스 주변 환경 등이 임대료에 미치는 영향을 확인할 때 특히 유용하다. 하지만 시장 임대료가 시기별로 달라지는 이유를 규명할 수는 없으며 이를 밝히려면 시계열 모형이 필요하다. 시계열 모형은 주로 오피스 시장의 주기(cycle)가 어떻게 형성되는지, 주기에 영향을 미치는 요인은 무엇인지를 규명하는 데 초점을 두고 있으며, 특히 경제 변화와 같은 외부적 충격(exogenous shock)이 오피스 시장에 미치는 영향을 규명하는데 유용하다.

1970년대 이후 미국에서는 시계열 모형을 이용해 장기균형공실률(자연공실률)과 현재 공실률

사이의 차이에 따라 임대료가 어떻게 조정되는지를 주로 연구하였다. 이 경우, 장기균형공실률을 어떻게 정의하는가하는 문제가 발생하며, 이를 규명하기 위해 지역별 또는 시기별로 자연공실률이 어떻게 달라지는지(Corgel, 1987; Wheaton & Torto, 1988; Grenadier, 1995), 장기균형공실률이 어떤 변수에 의해 영향을 받는지에 대한 연구들(Sivitanides, 1997; Hendershott et al., 1999)이 진행되었다.

반면, 유럽에서는 시장 수급 변수를 이용해 임대료 회귀모형을 구축함으로써 수요 및 공급 변수가 임대료에 어떻게 영향을 미치는지를 모형화하는 데 초점을 두었다(Gardiner & Henneberry, 1988; D'Arch et al., 1997). 수요 및 공급 영향 변수는 부동산 연구자에 따라 상이하나, 수요의 경우 대체로 GDP, 고용자수 등이 주로 사용되었으며, 공급은 실제 오피스 공급량을 이용하거나 건축허가 등의 대리 변수를 사용하였다. 유럽 연구는 임대료 결정 과정을 보다 구조적으로 해석할 수 있다는 장점이 있는 반면 공급 및 공실률 자료 취득의 한계로 수급 불균형이 해소되는 조정 과정을 모형에 포함시키지 못하였다(Hendershott et al., 2002). 이를 해결하기 위해, 2000년대 이후에는 오차수정모형을 이용해 미국의 임대료 조정 모형과 유럽의 수급 회귀모형을 통합함으로써 보다 일반적 모형을 구축하려는 연구들이 제시되고 있다(Hendershott & Macgregor, 2002; Hendershott et al., 2002; Englund et al., 2005; Farelly & Sanderson, 2005; Mouzakis & Richards, 2007; Francesco, 2008).

오피스 시장의 임대료 결정 과정을 완전하게 해석하려면 임대료 영향 변수들을 확인하고 장기 균형과 단기 조정 과정을 모형화하는 작업이 필

요하다. 이를 위해서는 오피스 임대료 및 수요, 공급 등 임대 시장에 영향을 미치는 변수들에 대한 장기 시계열 자료가 필요하나, 국내 오피스 시장의 경우 자료 구축 역사가 짧아 데이터 구득이 쉽지 않다는 문제가 있다. 이로 인해, 국내 오피스 임대료 연구는 주로 헤도닉 모형을 이용하여 임대료에 영향을 주는 변수들, 특히 임대료의 공간적 차이를 야기하는 변수나 헤도닉 변수 영향력의 시간적 변화를 확인하는 데 중점을 두었다(손재영·김경환, 2000; 손진수·김병욱, 2002; 변기영·이창수, 2004; 이창무·이재우, 2005; 김관영·김찬교, 2006; 김의준·김용환, 2006; 전기석·이현석, 2006). 이 같은 상황을 종합해 볼 때, 오피스 임대료 예측과 관련된 국내 연구는 오차수정모형 등 구조화된 시계열 모형을 통해 오피스 임대료 결정 과정을 동적으로 해석하고 있는 외국에 비하면 아직 기초적인 수준에 머무르고 있다고 할 수 있다.

### III. 분석 방법

#### 1. 임대료 모형 설정

해외에서 수행된 선행 연구들을 보면 오피스 임대료는 GDP, 금리, 취업자수 등과 같은 다양한 거시경제변수들에 의해서 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 본 연구에서도 이를 참고로 하여 시차를 갖는 거시경제변수들을 독립변수로 하는 다중회귀모형을 구축하고자 한다.

$$\begin{aligned}
 Y_t &= f(GDP_{t-i}, \text{금리}_{t-j}, \dots) \\
 &= \beta_0 + \beta_1 GDP_{t-i} + \beta_2 \text{금리}_{t-j} + \dots
 \end{aligned}$$

여기서  $i, j$ 는 거시경제변수들의 시차를 나타낸다. 헤도닉 모형을 이용하여 서울시 오피스 임대료를 분석한 연구들은 대부분 하위시장들인 도심권(CBD)과 강남권(KBD), 여의도권(YBD)의 임대료가 서로 차이를 보이고 있으며 결정 요인에서도 차이가 난다는 것으로 보여주고 있다. 본 연구에서도 이 같은 전통을 따라 서울시 전체 임대료를 대상으로 예측 모형을 구축한 후, 이어 권역별로 임대료 예측 모형을 구축한다.

## 2. 분석 자료 및 변수

분석에 사용한 임대료는 알투코리아부동산투자자문(주)에서 조사한 서울시 소재 대형 오피스 빌딩(10층 이상 또는 연면적 10,000㎡ 이상)의

평균 월세 자료로서 1991년 1분기부터 2008년 3분기까지 71분기로 구성되어 있다. 본 연구에서는 서울시 전체 평균 월세와 권역별 평균 월세를 종속변수로 이용하고 있는데 이는 개별 오피스 빌딩의 임대료에 연면적을 가중치로 하여 산정한 것이다.

알투코리아부동산투자자문(주)에서는 월세와 함께 보증금과 관리비를 같이 조사하고 있는데 본 연구에서는 이 중 월세만을 임대료 변수로 사용하였다. 보증금과 관리비를 포함한 환산임대료를 산정하여 변수로 사용할 수도 있으나 보증금과 임대료 사이의 환산율이 시기별 및 지역별로 차이가 있고 관리비 중 월세 간주분 또한 빌딩별로 다르기 때문에 시계열 자료의 안정성을 고려하여 월세만을 분석대상으로 하였다.

〈표 1〉 변수내역

지표	변수	내역	출처
오피스 임대료	서울시 전체 임대료	서울시 오피스 평균 월세(단위: 원/3.3㎡)	알투코리아
	도심권 임대료	서울시 도심권역 오피스 평균 월세(단위: 원/3.3㎡)	알투코리아
	강남권 임대료	서울시 강남권역 오피스 평균 월세(단위: 원/3.3㎡)	알투코리아
	여의도권 임대료	서울시 여의도/마포권역 오피스 평균 월세(단위: 원/3.3㎡)	알투코리아
생산소득지표	GDP	국내총생산(실질GDP, 계절조정, 단위 : 십억원)	한국은행
	소비자물가지수	총지수(2005년 기준=100)	한국은행
금리, 통화금융지표	회사채 수익률	회사채(장외 3년, AA- 등급, 단위: %)	한국은행
	M2	M2 통화량(광의통화, 평잔, 계절조정, 단위: 십억원)	한국은행
	환율	원/미국달러(기준환율, 평균자료, 단위: 원)	한국은행
경제활동지표	취업자수	서울시 오피스 취업자수(시의회 의원·고위임직원, 전문가, 기술공 및 준전문가, 사무종사자 집계, 단위: 천명)	통계청
기업활동지표	종합주가지수	종합주가지수(연월중평균, 1980.01.04 기준=100)	한국은행
	건축허가면적	건축허가 연면적(상업용, 단위: 천㎡)	한국은행
	국내건설수주액	국내건설수주액(사무실 및 점포, 단위: 백만원)	한국은행
산업활동지표	지가지수	지가지수(서울시 상업용, 2008년 1월1일 기준=100)	토지공사
	지가변동률	지가변동률(서울시 상업용, 단위: %)	토지공사
	산업생산지수	산업생산지수(출판업제외, 계절조정, 2005년 기준=100)	한국은행

알투코리아부동산투자자문(주) 설립 이전에 해당하는 1990년대 월세 자료의 경우 회사 내부용으로 구축된 것으로 공식적으로 발표된 것은 아니다). 따라서 공신력 측면에서 한계를 갖는 자료라고 할 수 있다. 임대료 예측 모형을 구축하기 위해서는 장기 시계열 자료의 확보가 전제되어야 하는 관계로 불가피하게 이 자료를 이용할 수밖에 없었다. 이는 본 연구의 근본적 한계를 밝혀둔다.

<그림 1>은 종속변수로 사용될 오피스 임대료의 역사적 변화 과정을 각 권역별로 나타낸 것이다. 1991년 평당 37,700원가량이었던 서울시 오피스 임대료는 외환위기 시기에 조정을 거친 후 2000년경부터 재상승해 2008년 3분기 현재 평당 60,800원 수준을 보이고 있다. 대체적으로 도심권의 오피스 임대료가 가장 높은 것으로 나타났으며, 강남권, 여의도권 순으로 분포되어 있음을 알 수 있다.

오피스 임대료 모형을 구축하기 위해 고려할 수 있는 거시경제지표들로는 생산소독지표(국내총생산 GDP, 국민총소득 GNI, 소비자 물가지수 CPI), 통화금융지표(M1, M2, 환율), 금리지표(국

공채, 회사채, CD금리), 경제활동지표(취업자수, 고용률, 실업률), 산업활동지표(지가지수, 지가변동률, 산업생산지수), 기업활동지표(주가, 건축허가면적, 건설수주액) 등이 있다.

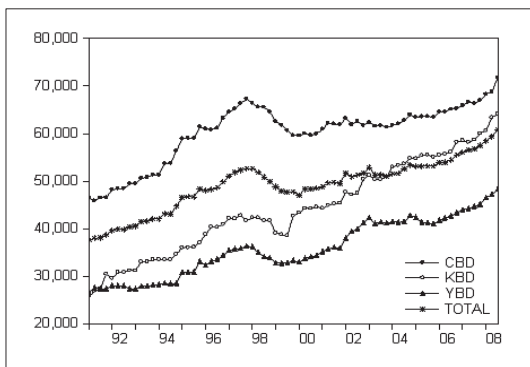
본 연구에서는 오피스 시장을 다룬 선행 연구들에 기초하여 이들 지표들로부터 임대료에 영향을 미칠 것으로 보이는 거시경제변수들을 추출하였다. <표 1>은 본 연구에서 선택한 변수들과 이들의 내역을 정리한 것이다. 생산소독지표 중에서는 GDP와 소비자물가지수를, 금리 및 통화금융지표 중에서는 회사채수익률, M2, 환율을, 경제활동지표 중에서는 오피스 취업자수를, 기업활동지표 중에서는 종합주가지수, 건축허가면적, 건설수주액을, 산업활동지표 중에서는 지가지수, 지가변동률, 생산활동지수가 선택되었다.

건축허가면적과 건설수주액, 지가지수와 지가변동률처럼 다중공선성을 발생시킬 가능성이 높은 변수들이 동시에 선택되었지만 분석 과정을 거치면서 최종적으로는 하나의 변수만 선택되게 된다.

### 3. 분석 방법

본 연구에서는 시계열 자료를 분석하는 일반적인 절차를 따르고자 한다. 먼저 변수들에 대한 안정성을 검증한다. 일반적으로 경제변수는 시스템에 대한 충격 후에 장기추세로 회귀하는 경향이 있거나 불안정 시계열인 확률행보를 따르는 경향이 있다. 이와 같이 어떤 시계열 과정이 비정상성(non-stationary)을 보이면 단순히 대수적 모형에 의해 시계열을 나타내는 것이 어렵게 된다. 어떤 시계열이 안정적이라는 것은 단위근

<그림 1> 각 권역별 임대료 추이



1) 알투코리아부동산투자자문(주)는 2000년 12월에 설립되었음(<http://www.r2korea.co.kr>).

(unit root)을 갖지 않는다는 것을 의미한다. 대부분의 경우 수준변수(level variable) 상태의 경제 통계는 계절성을 가지며, 시계열자료에 일정한 추세가 존재하는 경우에는 추정된 모형에서 허구적 회귀(spurious regression) 문제가 발생한다.

본 연구에서는 차분 또는 로그차분을 통해 이러한 문제를 해결하고자 한다. 시계열 변수에 대한 차분은 추세로 인한 불안정성을 완화시킬 뿐만 아니라 계절성을 제거하는 효과도 얻을 수 있다. 또한 로그차분변수는 변동률을 의미하는 관계로 이들이 최종 변수로 투입된 모형의 경우 변수 해석이 용이하다는 장점이 있다.

임대료 변수와 거시경제변수들에 대한 안정성을 검증하기 위해 본 연구에서는 ADF 검증(augmented Dickey-Fuller test)을 실시한다. 수준 변수 또는 로그변환 수준변수를 대상으로 1차 ADF 검정을 실시하고, 단위근이 있는 것으로 나타날 경우 차분 또는 로그차분 변수를 대상으로 2차로 ADF 검정을 실시한다.

이어 거시경제변수들과 임대료 간의 인과관계를 살펴보기 위하여 그랜저인과 검증(Granger's Causality test)을 실시한다. 그랜저인과 검증이란 한 변수에 대해 다른 변수의 과거 값이 가지는 영향력을 검증함으로써 변수들 간의 인과관계를 분석하는 방법이다.

임대료 Y와 거시경제변수 X 사이의 그랜저인과 검증은 선행 시차를 12분기까지 가정할 경우 다음 식을 대상으로 하게 된다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{12} \beta_j Y_{t-j} + \epsilon_{1t}$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{12} \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{12} \delta_j Y_{t-j} + \epsilon_{2t}$$

검정 결과 귀무가설  $\alpha_i = 0$ 은 기각되지만 귀무가설  $\delta_j = 0$ 이 채택될 경우 거시경제변수 X는 임대료 Y의 그랜저 원인이 되며, 귀무가설  $\alpha_i = 0$ 은 채택되지만 귀무가설  $\delta_j = 0$ 이 기각될 경우 임대료 Y는 거시경제변수 X의 그랜저 원인이 된다. 귀무가설이 모두 기각될 경우 두 변수는 쌍방으로 그랜저인과하게 되며, 귀무가설이 모두 채택될 경우 두 변수 간에는 그랜저인과관계가 없게 된다(허윤경 외, 2008).

다중회귀분석은 그랜저 인과관계 분석을 통해 유의한 관계를 보여주는 변수들을 대상으로 하게 된다. 하지만 선택된 거시경제변수가 여러 시차에서 임대료와 그랜저인과관계를 보여줄 경우 어떤 시차를 선택할 것인가의 문제가 발생한다. 이에 대한 대안으로 본 연구에서는 거시경제변수들과 임대료와의 교차상관분석을 통해 최고의 상관관계를 보이는 시차를 확인한 후 이를 다중회귀분석 모형에 투입하는 방법을 사용하고자 한다.

## IV. 분석 결과

### 1. 서울시 전체 임대료 시계열 분석

#### 1) 단위근 검정 결과

<표 2>는 시계열 자료의 안정성 여부를 검증하기 위해 ADF 단위근 검정을 실시한 결과를 정리한 것이다. 임대료와 거시경제변수들의 경우 회사채 수익률과 지가변동률을 제외한 모든 변수들을 로그변환한 후 단위근 검정을 실시하였다.

검정 결과를 보면, 수준변수들의 경우 취업자

<표 2> ADF 단위근 검정 결과

변수	절편		절편 & 추세	
	수준 변수	1차차분	수준 변수	1차차분
임대료	-1.21	-7.08***	-1.65	-7.05***
GDP	-1.03	-5.82***	-2.83	-5.84***
회사채수익률	-2.14	-6.39***	-4.23***	
통화량	-2.53	-2.88*	-1.91	-3.59**
환율	-2.01	-6.17***	-1.99	-6.17***
소비자 물가지수	-2.63*	-7.59***	-2.49	-7.95***
취업자수	-2.71*	-6.68***	-2.71	-6.78***
주가지수	-1.58	-8.03***	-2.03	-8.00***
지가지수	-0.18	-3.92***	-0.94	-4.68***
지가변동률	-4.23***		-5.07***	
건축허가면적	-2.93**	-4.83***	-3.10	-4.76***
건설수주액	-2.07	-15.80***	-2.49	-15.68***
산업생산지수	-0.71	-5.85***	-3.52	-5.80***

주1. \*, \*\*, \*\*\* : 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의  
 주2. 회사채수익률, 지가변동률은 로그변환하지 않았음

수와 지가변동률, 건축허가면적을 제외한 대부분의 변수들이 단위근을 갖는 것으로 나타난 반면, 1차 차분한 변수들의 경우 절편만을 대상으로 한 경우와 절편과 추세를 포함하는 경우에서 모두 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이 같은 결과를 바탕으로 본 연구에서는 단위근을 갖지 않은 차분 또는 로그차분한 변수들을 대상으로 그랜저인과 검정, 교차상관분석, 다중회귀분석을 시행한다.

2) 그랜저인과 검정 결과

거시경제변수들 중 임대료에 선행하면서 영향을 주는 변수를 식별하기 위해 그랜저 인과검정을 실시하였다. <표 3>은 임대료와 거시경제변수들 간에 1분기 선행 시차에 대한 결과를 정리한

<표 3> 오피스 임대료와 경제변수들 간의 그랜저인과 검정결과(시차1)

그랜저인과	시차(lag) 1	
	F값	P값
GDP → 임대료	3.216*	0.078
임대료 → GDP	0.988	0.324
회사채 수익률 → 임대료	2.408	0.126
임대료 → 회사채 수익률	1.621	0.207
통화량 → 임대료	0.000	0.997
임대료 → 통화량	2.212	0.142
환율 → 임대료	0.149	0.701
임대료 → 환율	0.453	0.504
소비자 물가지수 → 임대료	0.178	0.674
임대료 → 소비자 물가지수	11.956***	0.001
취업자수 → 임대료	0.002	0.963
임대료 → 취업자수	0.353	0.554
주가지수 → 임대료	0.010	0.923
임대료 → 주가지수	6.674**	0.012
지가지수 → 임대료	3.978*	0.050
임대료 → 지가지수	2.065	0.156
지가변동률 → 임대료	3.862*	0.054
임대료 → 지가변동률	2.321	0.132
건축허가면적 → 임대료	0.012	0.913
임대료 → 건축허가면적	0.401	0.529
건설수주액 → 임대료	0.143	0.707
임대료 → 건설수주액	0.404	0.527
산업생산지수 → 임대료	0.052	0.820
임대료 → 산업생산지수	5.257**	0.025

주1. \*, \*\*, \*\*\* : 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의

것인데, GDP, 지가지수, 지가변동률이 임대료에 그랜저인과하는 것으로 나타났다. <표 4>는 1분기부터 12분기까지의 그랜저인과 검정 결과를 통계량을 생략하고 간단히 정리한 것이다.

GDP는 시차1부터 12까지 임대료에 영향을 주는 것으로 나타났으며, 회사채 수익률은 시차4에서 임대료에 영향을 주는 것으로 나타났다. 통화량은 시차6~8에서, 취업자수는 시차9~12에서 임

대료에 영향을 주는 것으로 나타났다. 주가지수는 시차4와 시차9~12에서, 상업용 지가지수는 시차1~2에서, 지가변동률은 시차1에서 임대료에 영향을 주는 것으로 나타났다. 건축허가면적은 시

차3~4에서, 건설수주액은 시차2~8에서 영향을 주는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 오피스 임대료와 경제변수들 간의 그랜저인과 검정 결과(시차1~시차12)

경제변수	분기 시차											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
GDP	→	→	→	→	→	→	→	→	→	→	→	→
회사채 수익률	×	×	×	→	×	×	×	×	×	×	←	←
통화량	×	←	←	←	←	↔	↔	↔	←	←	←	←
환율	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
소비자물가지수	←	←	←	←	←	←	×	×	×	×	×	←
취업자수	×	×	×	×	×	×	×	×	→	→	→	→
주가지수	←	←	×	→	×	×	×	×	→	→	→	→
지가지수	→	→	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
지가변동률	→	×	×	×	×	×	×	×	×	←	×	×
건축허가면적	×	×	→	→	×	×	×	×	×	×	×	×
건설수주액	×	→	→	→	→	→	→	→	×	×	×	×
산업생산지수	←	←	←	↔	×	×	×	×	×	×	×	×

- 주1. →는 거시경제변수가 오피스 임대료의 그랜저 원인이 되는 경우
- 주2. ←는 임대료가 거시경제변수의 그랜저 원인이 되는 경우
- 주3. ↔는 쌍방향으로 그랜저 원인이 되는 경우
- 주4. ×는 그랜저인과 관계가 성립되지 않는 경우

〈표 5〉 오피스 임대료와 경제변수들 간의 교차상관분석 결과

시차	GDP	회사채 수익률	통화량	환율	소비자 물가지수	취업자수	주가지수	지가지수	지가변동률	건축 허가면적	건설 수주액	산업 생산지수
1	0.218	0.207	0.021	0.067	-0.037	0.036	-0.005	0.255	0.252	0.018	0.063	-0.031
2	0.276	0.041	0.082	-0.158	0.079	0.184	-0.087	0.252	0.249	0.156	0.244	0.099
3	0.262	0.158	-0.103	-0.101	0.110	0.287	0.129	0.206	0.197	0.277	-0.068	0.193
4	0.395	-0.131	-0.132	-0.122	-0.083	0.078	0.275	0.127	0.121	0.079	0.143	0.239
5	0.108	-0.099	-0.090	-0.255	-0.208	0.203	0.072	-0.019	-0.024	0.015	0.084	-0.019
6	0.237	-0.125	0.062	-0.181	0.038	0.208	0.062	-0.010	-0.011	0.027	0.015	0.225
7	0.012	-0.108	-0.008	-0.103	0.063	0.366	0.140	0.052	0.049	0.023	-0.094	0.010
8	0.260	-0.197	0.001	-0.287	-0.160	0.182	-0.040	-0.033	-0.026	0.001	0.175	0.095
9	-0.132	-0.028	-0.006	-0.098	-0.032	-0.026	0.149	-0.003	-0.003	0.047	0.016	0.007
10	0.085	0.107	-0.034	-0.020	0.015	0.047	0.093	-0.015	-0.016	0.003	-0.154	0.140
11	0.008	-0.019	-0.037	-0.059	0.006	0.243	0.217	0.014	0.014	0.094	0.043	-0.035
12	0.086	-0.011	-0.037	-0.093	-0.011	-0.056	0.059	-0.077	-0.076	-0.033	0.019	0.030



### 3) 교차상관분석 결과

그랜저인과 검정 결과를 보면, GDP의 경우 시차1부터 시차12까지 임대료에 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 다중회귀모형을 구축하기 위해서는 하나의 시차만을 선택해야 하는데 본 연구에서는 교차상관분석을 통해 시차를 선택하고자 한다. 이를 위해 임대료는 고정시키고 거시경제변수들을 1분기부터 12분기까지 선행시키면서 상관분석을 시행하였다. 모든 시차에서 그랜저인과하는 것으로 나타난 GDP는 4분기 선행할 경우 가장 높은 0.39의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 4분기 선행할 경우 그랜저인과하는 것으로 나타난 회사채 수익률의 경우 상관관계수가 -0.13으로 나타났다. 시차9~12에서 그랜저인과하는 것으로 나타난 취업자수의 경우 시차11에서 가장 높은 0.24의 상관관계를 나타냈다. 서울시 상업용 지가지수와 지가변동률은 1분기 선행할 경우 상관관계수가 0.25로 나타났으며, 건축허가면적은 시차3에서 0.28의 상관관계를 보이고 있다. 건설수주액은 2분기 선행할 경우 상관관계수가 0.24로 나타났다.

### 4) 서울시 전체 임대료 회귀분석 결과

그랜저인과 검정 및 교차상관분석 결과를 바탕으로 모형에 투입될 거시경제변수를 선정하고 시차를 부여한 후 회귀분석을 실시하였다. 그 결과 GDP(-4), 취업자수(-11), 건축허가면적(-3)이 최종 독립변수로 선정되었다. 그랜저인과 검정에서 유의한 것으로 나타났던 건설수주액은 건축허가면적과의 다중공선성 발생 가능성 때문에 최종 모형에서 제외되었다. 분석 결과를 보면, GDP가

〈표 6〉 서울시 전체 오피스 임대료 회귀분석 결과

독립변수	계수	t값
절편	0.0008	0.35
GDP(-4)	0.3285	2.84***
취업자수(-11)	0.1600	1.91*
건축허가면적(-3)	0.0129	1.85*

주1. 71분기(1991년 1분기~2008년 3분기) 자료

주2. adj R<sup>2</sup> 0.2310

주3. \*, \*\*\* : 각각 10%, 1% 유의수준에서 유의

증가하면 4분기 후 오피스 임대료가 상승하게 되며, 취업자수가 증가하면 11분기 후 임대료가 상승하게 되며, 건축허가면적이 증가하면 3분기 후 임대료가 상승하는 것으로 나타나고 있다. GDP와 취업자수는 오피스 공간에 대한 수요 측면에 영향을 주는 변수로 공간 수요가 커질수록 임대료가 올라가는 것으로 해석될 수 있다. 건축허가면적이 공급측면의 변수로 해석되기 위해서는 2~3년(8분기~12분기) 정도 선행하면서 부호가 음으로 나타나야 하지만 본 연구에서는 3분기 선행하면서 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 오피스 공간에 대한 공급 측면보다 건축허가와 밀접한 관련이 있는 경기 상태를 더 설명하는 것으로 볼 수 있으며, 경기 호황이 임대료 수준을 상승시킨다는 것으로 해석할 수 있다.

## 2. 권역별 임대료 회귀분석 결과

서울시 전체 오피스 임대료를 대상으로 한 분석 과정과 동일한 방법으로 하위시장들인 도심권(CBD)과 강남권(KBD), 여의도권(YBD)을 대상으로 시계열 분석을 수행하였다. 최종모형에 투입되는 변수들은 서울시 전체 오피스 임대료 모형과 마찬가지로 다중공선성을 고려한 결과이다.

<표 7> 권역별 임대료 회귀분석 결과

권역	독립변수	계수	t값
도심권 (CBD)	절편	-0.0019	-0.88
	GDP(-4)	0.4311	4.00***
	취업자수(-7)	0.3559	4.39***
강남권 (KBD)	절편	-0.0087	-2.11**
	GDP(-4)	0.6384	4.13***
	소비자물가지수(-7)	1.2101	4.38***
여의도 (YBD)	절편	0.0017	0.49
	GDP(-4)	0.4557	2.73***
	취업자수(-11)	0.2202	1.82*

주1. 71분기(1991년 1분기~2008년 3분기) 자료  
 주2. Adj R<sup>2</sup> : CBD 0.3556, KBD 0.3592, YBD 0.1907  
 주3. \*, \*\*, \*\*\* : 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의

도심권 임대료 모형에서는 GDP(-4), 취업자수(-7)가 최종 독립변수로 선정되었다. 서울시 전체 임대료 모형에서 통계적으로 유의했던 건축허가 연면적의 경우 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. GDP가 증가하게 되면 4분기 후 도심권 오피스 임대료가 상승하게 되고, 취업자수가 증가하게 되면 7분기 후 도심권 임대료가 상승하는 것으로 나타났다.

강남권 오피스 임대료 모형에서는 GDP(-4), 소비자물가지수(-7)가 최종 독립변수로 선정되었다. 서울시 전체 임대료 모형과 도심권 모형에서 유의한 변수로 나타났던 취업자수는 모형에 포함되지 않았다. GDP가 증가하게 되면 4분기 후 강남권 임대료가 상승하게 되며, 소비자물가지수가 상승하게 되면 7분기 후 강남권 임대료가 상승하는 것으로 나타났다.

여의도권 오피스 임대료 모형에서는 GDP(-4)와 취업자수(-11)가 최종 독립변수로 선정되었다. 소비자물가지수의 경우 단순회귀분석 결과에서는 유의한 변수로 판명되었으나, 그랜저 인과검정 결과 후행하는 변수로 나타나 본 분석에서는 독

립변수에서 제외하였다. 여의도권의 오피스 임대료는 GDP가 증가할 경우 4분기 후에 상승하며, 취업자수가 증가할 경우 11분기 후에 상승하는 것으로 나타났다.

서울시 전체 임대료 모형과 하위시장 임대료 모형들을 분석해보면, GDP가 임대료에 4분기 선행한다는 공통점이 발견된다. 반면 오피스 취업자수는 강남권 모형을 제외한 모든 임대료 모형에 포함되지만 시차는 다른 것으로 나타났다. 전체 모형에서 3분기, 도심권 모형에서 7분기, 여의도권 모형에서 11분기 선행하는 것으로 나타났다.

수요 측면을 설명하는 GDP와 취업자수 변수가 각 권역별 모형에서 유의한 변수로 나타난 것은 서울시 전체 임대료 모형에서와 동일한 결과로 타당한 결과라고 할 수 있다. 건축허가면적, 건설수주액 등 공급 관련 변수들이 유의하지 않은 것으로 나타났는데, 이는 임대료 변동이 공급 측면보다 수요측면에 영향을 받는 경향이 높다는 것을 보여주는 결과로 보여 진다.

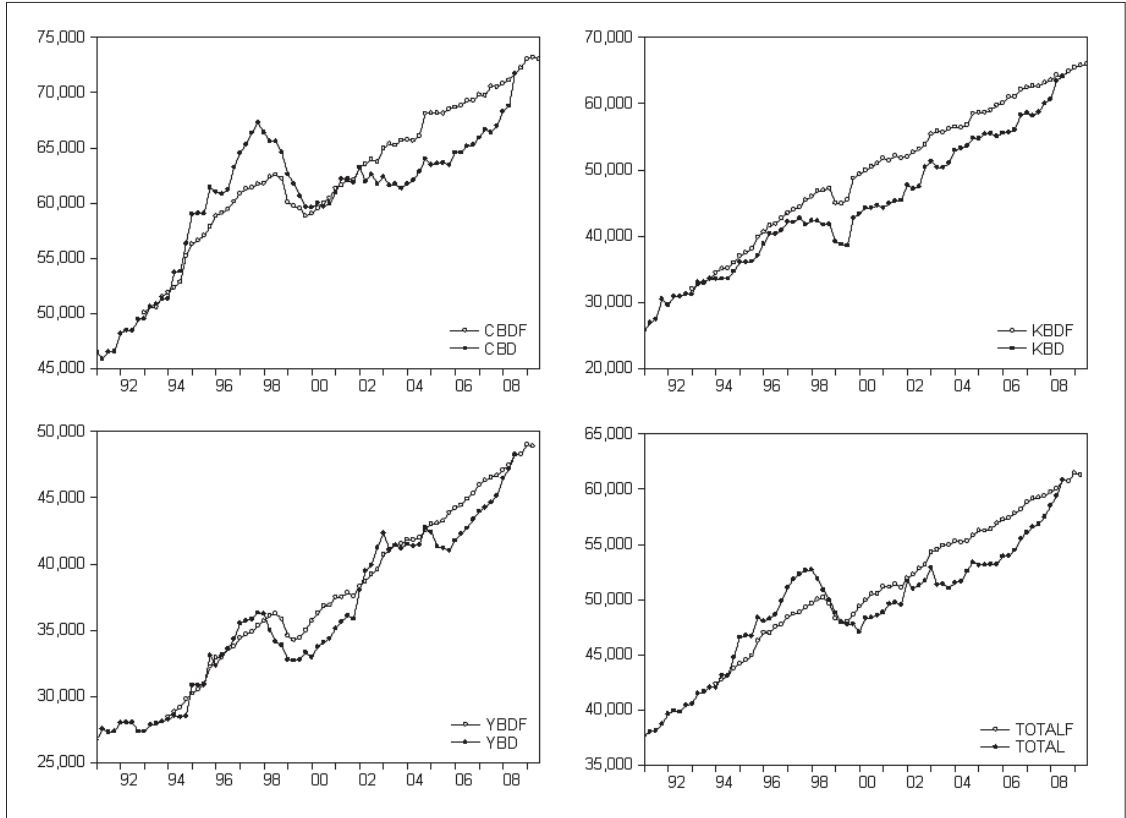
### 3. 오피스 임대료 예측

<그림 2>는 1991년 1분기부터 2008년 3분기까지의 거시경제변수 자료를 <표 6>과 <표 7>의 모형들에 투입하여 예측치를 산출한 후 이를 실측치와 같이 도시한 것이다. 예측치가 실측치의 전반적인 움직임을 어느 정도 보여주고 있다는

<표 8> 오피스 임대료 예측 결과

권역	2008/4	2009/1	2009/2	2009/3
서울시	60,743	61,483	61,280	-
도심권	72,247	73,045	73,209	73,027
강남권	64,895	65,503	65,812	65,984
여의도권	48,294	49,018	48,916	-

<그림 2> 오피스 임대료 예측 결과



점에서 예측 차원의 의미는 가지는 것으로 보인다. 다만, 모형 설명력이 낮아 실측치를 정확히 예측할 수 없다는 것은 한계로 보여 진다.

<표 8>은 실용성 차원에서 가까운 미래에 해당하는 2008년 4분기부터 2009년 3분기까지의 오피스 임대료 예측 결과를 별도로 정리한 것이다. 서울시 전체 오피스 임대료는 2009년 1분기까지 상승하다가 2009년 2분기에 소폭 하락하는 것으로 예측되었다. 도심권 오피스 임대료는 2009년 2분기까지 상승하다가 2009년 3분기에 하락하는 것으로 예측되었으며, 강남권 임대료는 2009년 3분기까지 꾸준히 상승하는 것으로 예측되었다. 여의도권의 오피스 임대료는 2009년 1분기까지 상승하다가 2009년 2분기에 하락하는 것

으로 예측되었다. 이는 <그림 2>를 통해 확인할 수 있는데 우측 끝단에 있는 예측치들이 그 결과에 해당한다.

## V. 결론

이 연구에서는 서울시 전체 지역과 하위시장인 도심권, 강남권, 여의도권의 오피스 임대료 자료를 대상으로 단위근 검정과 그랜저인과관계 검정, 교차상관분석으로 이어지는 시계열 분석을 수행하여 오피스 임대료에 영향을 주는 거시경제변수들을 규명하고 다중회귀모형 형태의 예측모형을 개발하였다.

서울시 전체지역 모형과 도심권, 강남권, 여의도권 모형 모두 설명력은 높지 않았지만 임대료의 움직임을 유용하게 설명할 수 있는 거시경제 변수를 도출할 수 있었다. 또한 하위시장별 비교를 통해 모형을 구성하는 거시경제변수들과 시차의 차이를 확인할 있었다.

서울시 전체 임대료 모형에서는 임대료가 4분기 이전 GDP, 11분기 이전 취업자수, 3분기 이전 건축허가면적에 영향을 받는 것으로 나타났다. 도심권 임대료는 4분기 이전 GDP, 7분기 이전 취업자수에 영향을 받는 것으로 나타났으며, 강남권 임대료는 4분기 이전 GDP와 7분기 이전의 소비자물가지수에 영향을 받는 것으로 나타났다. 여의도권의 임대료는 4분기 이전 GDP와 11분기 이전 취업자수에 영향을 받는 것으로 나타났다.

4개 모형 모두에서 GDP 증가는 1년 뒤에 오피스 임대료를 상승시키는 것으로 나타났으며, 오피스 관련 취업자수의 증가는 권역별로 2년 또는 3년의 시차를 두고 임대료 상승을 가져오는 것으로 나타났다. 이들 두 변수는 현재의 경제상황을 대변하는 변수들이라고 할 수 있는데, 경제 상황이 좋을 경우 오피스 공간에 대한 수요가 증가하게 되고 빌딩 특성 상 공급을 단기(1~2년)에 충족시키기가 어렵기 때문에 임대료 상승을 불러일으킨다는 것을 보여준다. 소비자 물가지수나 건축 허가면적과 같은 경제변수에서도 같은 결과가 도출되었는데, 이는 경기 및 건설호황이 임대료 수준을 상승시키는 요인이 됨을 알려주는 결과라고 할 수 있다. 이 같은 분석 결과는 향후 구조모형과 같은 임대료 예측 모형을 구축하기 위한 기초 자료로 활용될 수 있으며 시장분석과 투자의사결정에 도움을 줄 수 있다.

이 연구의 한계는 공실률과 신규 공급량 같은 오피스 수급 관련 자료를 확보할 수 없어 설명력이 높은 모형을 구축할 수 없었다는 점이다. 또한 권역별 거시경제변수 자료를 확보할 수 없어 하위시장인 도심권, 강남권, 여의도권 모형 구축 과정에서 서울시 전체 임대료 모형과 동일한 변수를 사용했다는 점이다. 오피스 시장이 좀 더 선진화되고 자료 확보가 가능해진다면 이 같은 한계는 어렵지 않게 극복될 수 있을 것이다.

논문접수일 : 2009년 11월 16일

심사완료일 : 2009년 12월 28일

## 참고문헌

1. 김관영·김찬교, “오피스 빌딩 임대료 결정 요인에 관한 실증 연구”, 「부동산학연구」 제12집 제2호, 한국부동산분석학회, 2006, pp. 115-137.
2. 김의준·김용환, “서울시 오피스 임대료 결정 요인의 변화분석”, 「지역연구」 제22권 2호, 한국지역학회, 2006, pp. 79-96.
3. 변기영·이창수, “서울시 오피스 임대료 결정 구조에 관한 연구”, 「국토계획」 제39권 제3호, 대한국토·도시계획학회, 2004, pp. 205-219.
4. 손재영·김경환, “서울시 오피스 임대료의 횡단면 분석”, 「국토계획」 제35권 제5호, 대한국토·도시계획학회, 2000, pp. 279-295.
5. 손진수·김병욱, “서울 오피스시장의 임대료지수 개발에 관한 연구”, 「국토계획」 제37권 제4호, 대한국토·도시계획학회, 2000, pp. 109-122.
6. 이창무·이재우, “서울 오피스 임대시장구조 실증분석”, 「국토계획」 제40호 제2권, 대한국토·도시계획학회, 2005, pp. 207-221.
7. 전기석·이현석, “위계적 선형 모형을 이용한 오피스 임대료 결정 요인 분석”, 「국토연구」 제49권, 국토연구원, 2006, pp. 171-184.
8. 허윤경·장경석·김성진·김형민, “주택 거래량과 가격 간의 그랜저 인과관계 분석-서울 아파트 시장을 중심으로-”, 「주택연구」 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp. 49-70.
9. D'Arch et al., National Economic Trends, Market Size and City Growth Effects on European Office Rents, *Journal of Property Research* 14(4), 1997, pp. 297-308.
10. Englund et al., Adjustment in Property Space Markets: Estimates from the Stockholm Office Market, NBER Working Paper Series No. 11345, 2005.
11. Farrelly, K and B. Sanderson, “Modelling Regime Shifts in the City of London Office Rental Cycle”, *Journal of Property Research*, 22(4), 2005, pp. 325-344.
12. Francesco, “Time-Series Characteristics and Long-run Equilibrium for Major Australian office Markets”, *Real Estate Economics* 36, 2008, pp. 371-402.
13. Gardiner and Henneberry, “The Development of a Simple Regional Office Rent Prediction Model”, *Journal of Valuation* 7(1), 1988, pp. 36-52.
14. Grenadier, “Local and National Determinants of Office Vacancies”, *Journal of Urban Economics* 37, 1995, pp. 57-71.
15. Hendershott, Lizieri and Matysiak, “The workings of the London Office Market”, *Real Estate Economics* 27, 1999, pp. 365-387.
16. Hendershott, P. and B. Macgregor, “Explaining Real Commercial Rents Using an ECM with Panel Data”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 24(1/2), 2002, pp. 59-87.
17. Hendershott, MacGregor and Tse, “Estimation of the Rental Adjustment Process”, *Real Estate Economics* 30, 2002, pp. 165-183.
18. Mouzakis, F. and D. Richards, “Panel Data Modelling of Prime Office Rents: A Study of 12 Major European Markets”, *Journal of Property Research*, 24(1), 2007, pp. 31-53.
19. Sivitanides, “The Rent Adjustment Process and the Structural Vacancy Rate in the Commercial Real Estate Market”, *Journal of Real Estate Research* 13(2), 1997, pp. 195-209.