

서울 오피스 신규 공급 결정요인과 동태적 관계분석*

The Determinants of New Supply in the Seoul Office Market and their Dynamic Relationship

양혜선** · 강창덕***
Yang, Hye-Seon · Kang, Chang-Deok

Abstract

The long-term imbalances between supply and demand in office market can weaken urban growth since excessive supply of offices led to office market instability and excessive demand of offices weakens growth of urban industry. Recently, there have been a lot of new large-scale supplies, which increased volatility in Seoul office market. Nevertheless, new supply of Seoul office has not been fully examined. Given this, the focus of this article was on confirming the influences of profitability, replacement cost, and demand on new office supplies in Seoul. In examining those influences, another focus was on their relative influences over time. For these purposes, we analyzed quarterly data of Seoul office market between 2003 and 2015 using a vector error correction model (VECM). As a result, in terms of the influences on the current new supply, the impact of supply before the first quarter was negative, while that of office employment before the first quarter was positive. Also, that of interest rate before the second quarter was positive, while those of cap rate before the first quarter and cap rate before the second quarter were negative. Based on the findings, it is suggested that prediction models on Seoul offices need to be developed considering the influences of profitability, replacement cost, and demand on new office supplies in Seoul.

Keywords: Office market, Supply, VECM, Long-term equilibrium, Time-series analysis

1. 서론

오피스의 수급 불균형은 도시 성장 동력을 약화시킨다. 오피스의 초과공급이 시장의 불안정성을 키우고

초과수요가 도시의 산업 성장을 제한하기 때문이다. 오피스의 초과공급은 단기간에 수급 조절이 어려워 발생한다. 수요는 시간에 따라 꾸준하게 증가하나 공급은 계획과 건설기간이 길어 수급 간 시차가 존재

* 이 논문은 2013년도 중앙대학교 신입생성적우수장학금 지원에 의하여 작성되었음

** 중앙대학교 도시계획부동산학과 박사과정 Department of Urban Planning and Real Estate, Chung-Ang University (First author: igrowup@naver.com)

*** 중앙대학교 도시계획부동산학과 부교수 Department of Urban Planning and Real Estate, Chung-Ang University (Corresponding author: cdkang@cau.ac.kr)

한다(Keough 1994). 따라서 단기간에 공급이 고정된 상태에서 오피스 수요가 증가하면 일시적으로 임대료가 급등하여 투자수익률이 높아지고 개발수요가 증가해 대규모의 신규 공급이 발생된다. 이처럼 오피스시장에 대량 공급이 한꺼번에 일어나면 공실률이 상승하고 임대료가 하락하는 등 시장의 변동성이 커진다(Barras 1994).

초과공급으로 인한 시장의 불안정성은 경제적 비용이 막대하다는 것이 문제가 된다. 토지와 건설비용을 높여 자원의 비효율적인 배분을 발생시키고 도시경제에 커다란 타격을 주기 때문이다. 1980년대 초반 미국 오피스시장에서는 전체 재고량의 약 33%가 일시에 공급되어 도심의 공실률이 약 16%까지 상승하였다. 이러한 신규 공급에 따른 공실 손실액만 1,250~1,500억 달러라고 추정하였다(Hendershott and Kane 1996). 위에서 언급한 미국 오피스 대량 공급은 규제 완화, 세제개혁, 부동산투자의 활성화 등이 원인이 되었다고 주장하였다(Dowell 1986).

또한 오피스의 초과수요가 발생하면 도시의 산업 성장을 약화시킨다. 오피스 공간에 대한 수요 대비 공급부족은 임대료 상승을 이끌어 기업의 임차비용을 높이고 고용의 확대를 어렵게 하여 산업의 성장을 제한하기 때문이다. 1986년 영국 오피스시장의 런던 구도심 공실률은 약 2%로 매우 낮아 1987년 임대료 상승률이 약 26%로 급등하였다(Hedershott et al. 1999). 이는 금융, 보험, 부동산, 사업서비스 등 서비스산업의 성장이 원인이 되었다(Wheaton et al. 1997). 이러한 오피스 공간수요 급증에도 불구하고 건설시차로 인해 신규 오피스빌딩은 1990년대 초에나 완공되었다. 이로 인해 런던 오피스시장에는 임대료 프리미엄이 형성되어 서비스산업이 런던 구도심을 빠져나갔다. 결론적으로 영국 오피스 시장의 장기적인 수급 불균형은 도시경제를 이끄는 서비스산업을 다른 지역으로 유출되게 하여 런던 구도심의 도시 성장을 약화시켰다(Jones 2013).

최근 서울 오피스시장에도 오피스의 수급 불균형이 발생하여 시장의 불안정성이 커졌다. 2010년 이후 대규모 신규 공급이 지속적으로 발생하여 공실률이 급등하고 실질임대료가 하락한 것이다. 신영에셋의 신규 오피스 준공면적 자료에 따르면, 2010년~2016년까지 7년 누계연면적은 706만 m^2 로 서울 전체 재고량의 약 21%가 새로 공급되었다. 이는 서울 오피스시장에 신규 오피스가 짧은 시간동안 대량으로 공급된 것을 의미한다. 이로 인해 서울 오피스 공실률은 2008년 연평균 약 1.5%에서 2016년 약 7.0%로 급등하였다. 또한 2010년~2011년까지 서울 오피스시장의 실질 월세는 마이너스 증감률(-1.9%)을 보였다. 그 이후에도 2012년~2016년까지 서울 오피스의 실질 월세는 전년 동기대비 약 0.3%로 플러스 상승률을 보였으나 이는 호황기인 2007년~2008년의 1/3(약 1.0%)정도 수준이다.

이처럼 서울 오피스시장은 2010년 이후 신규 공급으로 인해 시장의 변동성이 커진 상황임에도 불구하고 신규 공급측면에서의 연구는 아직 미미하다. 최근 서울 오피스의 대량공급에 대한 원인을 밝히기 위해서는 먼저 오피스 신규 공급을 결정하는 요인에 대한 연구가 필요하다. 또한 오피스 수급 불균형의 주요한 원인이 건축시차에 따른 것이므로 영향요인들이 시간 경과에 따라 어떻게 움직이는지에 대한 동태적인 분석이 요구된다. 따라서 본 연구는 시계열 분석인 VEC 모형을 이용하여 서울 오피스 신규 공급의 영향요인을 확인하였다. 또한 공급요인 간 시차에 따른 상호영향을 알아내기 위해 충격반응분석과 분산분해분석을 수행하였다. 이를 통해 서울 오피스시장 예측을 위한 기초자료를 구축하고, 서울 오피스시장의 변동성을 관리하고 예측하는데 기여하고자 한다.

2. 선행연구 고찰

오피스 신규 공급에 관한 연구는 오피스 수요와 공

급의 영향요인을 밝혀 시장 전망을 하는 연구와 오피스 초과공급의 원인에 대한 연구가 있다. 첫째, 시장 전망을 위한 오피스 수급 결정요인에 대한 연구이다(Rosen 1984; Barras and Ferguson 1987a 1987b; 최막중 1995; Wheaton et al. 1997; Tsolacos et al. 1998; 김경환·손재영 2000; 김상일 외 2005; 양영준·임병준 2012; 이무송·유정석 2014). 오피스 신규 공급량의 결정요인들은 수익성, 재조달원가, 대체투자의 수익률, 오피스 수요 등으로 확인되었다. 이러한 요인들은 임대시장, 투자시장, 개발시장, 금융시장, 실물경제 등 여러 시장의 주요지표로 서로 영향을 미친다고 주장하였다. 또한 이러한 여러 부문의 요인들은 각기 다른 시점에서 오피스 신규 공급량에 영향을 준다고 보았다.

수익성부문의 변수로는 오피스임대료(+), 가격(+), 수익률(+), 공실률(-) 등이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 재조달원가 부문의 변수는 지가(-), 건설비용(-), 이자비용(-), 통화량(+) 등이 있다. 대체투자 수익률 부문의 변수로는 주식수익률(-), 국고채수익률(-) 등이 오피스 신규 공급량에 영향을 준다고 분석하였다. 오피스 수요부문의 변수는 기업의 생산량(+), 1인당 오피스 사용면적(+), GDP(+), 오피스 고용자 수(+), 취업률(+) 등이 있다.

둘째, 1970~1980년대에 발생한 영국과 미국의 오피스 초과공급 원인에 대한 연구이다(Barras 1983 ; Wheaton 1987; Barras 1994; Hendershott and Kane 1992; Dowell 1986; Keough 1994; Kummerow 1999; Hendershott et al. 1999). 1970년대 영국과 미국 오피스의 초과공급은 투자 주도로 발생한 것이나 1980년대 초과공급은 수요 증가로 촉발되었다고 보았다. Keough(1994)는 1970년대 영국 오피스 초과공급이 투자 주도로 발생하였으며 이는 기관투자자의 포트폴리오 다변화에 따른 오피스 투자 활성화가 주요인이라고 밝혔다. Barras(1994)는 기관투자자의 자금유입으로 부동산 투자시장이 성숙해짐에 따라 부동산 취득이나 개발이 증가하며 이는 개발과임을 유발

하여 시장의 불안정성을 키울 수 있다고 주장하였다. Hendershott and Kane(1992)은 1970년대 미국 오피스시장의 경우 REITs를 통한 건설금융의 활성화로 인해 오피스 개발이 증가했다고 보았다.

반면 1980년대 이후 영국과 미국에서는 서비스산업의 발전으로 오피스를 사용하는 고용자 수가 증가하여 오피스 공간수요가 확대되었고 이로 인해 오피스 개발이 촉진되었다. 특히 Keough(1994)와 Wheaton(1987) 그리고 Hendershott and Kane(1992)은 1980년대 영국과 미국의 오피스 초과공급이 FIRE산업(금융·보험·부동산)과 사업서비스산업의 고용 증가로 발생하였다고 주장하였다.

기존 연구들의 논의들을 종합해보면, 오피스 신규 공급에 대한 결정요인들은 여러 시점에 걸쳐 다양한 시장과 부문에서 영향을 주는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구의 목적은 위의 선행연구에서 밝혀진 여러 요인 중 서울 오피스 신규 공급에 영향을 미치는 주요 변수와 시점을 확인하고자 한다. 이를 통해 서울 오피스시장 예측을 위한 기초자료를 구축하고 시장의 불안정성을 대비하는 모형개발에 기여하고자 한다.

기존 연구들과 비교하여 본 연구의 차별성을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 최근 2010년 이후 신규 공급으로 인한 서울 오피스시장의 변동성이 커졌음에도 불구하고 이에 대한 원인을 밝혀줄 서울 오피스 신규 공급에 대한 영향요인 연구는 미미하다. 서울 오피스 시장에 대한 대부분의 연구는 임대료와 가격에 집중되어 있기 때문이다. 또한 서울 오피스 공급에 대한 연구가 있으나 2000년대 초반 연구들이다(최막중 1995; 김경환·손재영 2000; 김상일 외 2005). 따라서 본 연구는 2010년 이후에 발생한 대규모 신규 공급을 포함하였으며 서울시 전체를 대상으로 하여 서울 오피스 공급측면에 대한 이해도를 높였다.

둘째, VEC모형을 이용하여 시차와 변수 간의 상호 관련성을 고려한 서울 오피스 신규 공급의 결정요인을 분석하였다. 오피스 신규 공급량은 다양한 시장의

요인들과 여러 시점에 걸쳐서 결정되기 때문에 변수와 변수 간의 복잡한 관계를 형성하며 상호 영향을 주고받는다. 그러나 기존연구들은 변수에 대한 개별 회귀모형을 구축하여 일방향의 관계를 설정하거나 외생변수와 내생변수를 구별하여 분석하였다(Rosen 1984; Wheaton 1987; 김상일 외 2005; 이무송·유정석 2014). 또한 VEC모형을 수행한 기존연구에서도 경제활동변수를 외생변수로 별도 설정하거나 DiPasquale · Wheaton의 4분면 모형을 각각 임대시장모형, 투자시장모형, 개발시장모형 등으로 구분하여 분석하였다(Barras and Ferguson 1987a 1987b; 양영준·임병준 2012). 따라서 본 연구는 시계열 분석인 VEC모형을 이용하여 서울 오피스 신규 공급을 결정하는 영향요인을 단일방정식으로 구축하고 모든 변수를 내생변수로 설정하였다. 이로써 다양한 시장의 변수들과 여러 시점을 고려하여 서울 오피스의 신규 공급 요인을 확인하였으며 변수 간의 상호 연관성을 동태적으로 분석하였다.

3. 분석모형

VAR(vector autoregression)모형은 다변량 자기회귀모형으로 예측에 대한 분석이나 내생변수의 변동에 따른 분석 시 많이 활용되고 있다(문권순 1997). 본 연구는 서울 오피스 신규 공급량 영향요인의 변동에 대한 동태적 분석을 위해 식(1)과 같은 벡터자기회귀모형(VAR)을 구성하였다. 이를 구체적으로 표현하게 되면 아래와 같다. 간단한 전개과정을 위해 모형은 2개의 시계열 변수 y_t 와 x_t 를 가지며 최대시차가 1이라고 가정한다면 다음과 같은 VAR(1)을 만들 수 있다.

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_{10} + \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}x_{t-1} + v_t^y \\ x_t &= \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{t-1} + \alpha_{22}x_{t-1} + v_t^x \end{aligned} \quad (1)$$

식(1)에서 $\{x_t, y_t\}$ 를 변수벡터 X_t 로 표현하였다.

위의 식 (1)에서 X_t 의 구성 변수들은 모두 I(1)이며, X_t 을 이루는 변수 간에 공적분 관계가 존재한다면 다음과 같이 나타낸다.

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 x_t + e_t, \\ x_t &\sim I(1), y_t \sim I(1), e_t \sim I(0) \end{aligned} \quad (2)$$

Engle and Granger(1987)의 대표정리에 따라 식 (1)은 다음과 같은 벡터오차수정모형(VECM: vector error correction mode)으로 표현된다.

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \beta_{10} + \beta_{12}e_{t-1} + v_t^y \\ \Delta x_t &= \beta_{20} + \beta_{22}e_{t-1} + v_t^x \end{aligned} \quad (3)$$

VECM모형은 공적분된 불안정 시계열을 분석할 수 있는 VAR모형의 특수한 형태이다. VEC모형에서는 오차수정항에 공적분 관계를 고려함으로써 장기균형과 단기조정과정을 분석할 수 있는 장점이 있다. VEC모형의 장기균형관계식은 식(4)와 같이 나타내었다.

$$e_{t-1} = y_{t-1} - \alpha_1 x_{t-1} - \alpha_0 \quad (4)$$

VECM모형에서 단기조정과정은 균형을 벗어났을 때 단기간 동안 변수들 간의 조정과정을 통해 균형수준으로 다시 회복하는 속도를 추정할 수 있는데, 이를 오차수정계수(β_{12} , β_{22})라고 한다. e_{t-1} 은 시점 $t-1$ 에서 x 와 y 의 불균형오차(오차수정항)를 나타낸다. 이것은 오차수정계수 β_{12} 와 β_{22} 에 의해 영향크기가 수정된 후에 다음 시점 t 에서 x 와 y 의 변화인 Δx 와 Δy 에 영향을 미친다는 것을 의미한다(김해경·이명숙 2005).

만약 위의 벡터오차수정모형에서 $\beta_{12} = 0$ 또는 $\beta_{22} = 0$ 이면 X_t 에 포함된 I(1) 변수들 간의 공적분 관계가 없는 것이다. 즉, VEC모형과 VAR모형이 동일함을 의미한다. 따라서 VEC모형도 VAR모형과 같이 충격반응분석과 분산분해분석을 활용하여 변수들의 동태적 움직임을 구조적으로 분석한다.

4. 실증분석

4.1. 자료와 변수 간의 관계

본 연구의 분석범위는 2003년부터 2015년까지로 총 52개의 분기별 자료를 사용하였으며 지역은 서울 시로 한정하였다. 기점인 2003년은 오피스 임대료 자료의 구축시점을 기준으로 하였다. 오피스 임대료는 서울 오피스 신규공급의 수익성요인으로 신영에셋의 자료를 사용하였는데, 2003년부터 분기별 시장조사를 시작하였다. 종점인 2015년은 오피스 고용자 수 자료의 구축시점을 기준으로 하였다. 오피스 고용은 서울 오피스 신규공급의 수요요인으로 통계청의 전국사업체조사 자료를 이용하였는데 2015년이 가장 최근 자료이다. 즉, 자료의 시간적 범위는 구득의 용이성을 바탕으로 하였으며, 본 연구의 목적인 2010년 이후 발생한 서울 오피스 신규 공급에 대한 영향요인을 파악하기에 충분히 고려되었다고 판단하였다. 자료의 출처는 국토교통부, 신영에셋, 통계청, 한국은행 등으로

구체적인 자료의 내용은 Table 1에 제시되어 있다.

기존 연구의 결과를 바탕으로 오피스 신규 공급의 영향요인을 수익성, 수요, 재조달원가, 대체자산의 투자수익률 부문으로 나눈 후 부문별로 주요 변수를 선정하였다. 주요변수의 선정 방법은 그랜저인과성 검정으로 수행하였다(이수정·조주현 2012). 즉, 각 변수들의 오피스 신규 공급량에 대한 예측력을 기준으로 선택하였다.

변수 선정에 대한 그랜저 인과성 검정 결과, 오피스 신규 공급량 예측에 가장 큰 영향을 미치는 변수들은 생산자서비스 종사자 수(오피스 고용)와 이자율로 나타났다. 나머지 변수들에 대해서는 순차적으로 모형에 포함하여 분석한 결과를 바탕으로 선정하였다. 기존 연구 결과와 부합된 부호를 보이고 통계적 유의성이 있는 변수를 기준으로 선택하였다. 서울 오피스 신규 공급의 영향요인에 대한 분석 시 사용된 최종변수는 오피스 cap rate, 오피스 공실률, 오피스 고용자 수, 이자율을 선정하였다.

서울 오피스 신규 공급량(supply)의 대리변수로 서

Table 1. Data Descriptions and Sources

Variables	Explanations	Sources
new supply	construction permits in Seoul (business facility, new construction)	Ministry of Land, Infrastructure and Transport
profitability (asset market & space market)	Seoul office cap rate	Shinyoung Asset
	Seoul office price	Shinyoung Asset
	Seoul office rent	Shinyoung Asset
	Seoul office vacancy rate	Shinyoung Asset
demand (real economy)	GDP	Bank of Korea
	employment in the finance, insurance, real estate in Seoul (FIRE)	Statistics Korea
	employment in the producer service in Seoul	Statistics Korea
replacement cost (development market & money economy)	commercial land prices in Seoul	Statistics Korea
	construction cost index	Korea Institute of Civil Engineering and Building Technology
	interest rate (corporate bonds, 3-year, AA-)	Bank of Korea
alternative assets (money economy)	M2 (broad money, average)	Bank of Korea
	KOSPI	Bank of Korea

울시 업무시설 건축인허가면적(신축기준)을 사용하였다. 본 연구의 목적이 서울시 오피스 시장 예측에 필요한 기본자료 구축이기 때문에 거시경제나 여러 시장 요인들의 영향이 반영되는 서울 오피스 공급 자료가 필요하다. 건축인허가면적은 일반경기와 건설경기를 반영하는 공급지표이다(안민규 외 2006; 김주영 2005; 최용환 2015). 즉, 건축 인허가면적은 경제상황이나 부동산시장 여건에 따라 건축물의 용도가 달라져 수요변화에 민감하게 반응한다. 계획~ 건축인허가의 경우 1~2년 정도로 상대적으로 시차가 짧아 개발 수요를 반영할 수 있다는 장점이 있다. 또한 건축인허가는 약 70~80%가 실제 사업으로 이어지기 때문에 서울 오피스 신규 공급량의 대표성을 확보한 것으로 보았다(권오현 외 2004).

본 연구에서 서울 오피스 준공면적과 착공면적을 신규 공급량의 대리변수로 설정하지 않은 이유는 실증분석 결과, 기존 선행연구의 분석결과와 다른 부호를 나타내거나 특히 통계적 유의성이 없는 변수가 많았기 때문이다. 이는 오피스 개발수요가 발생한 후 준공면적은 6년, 착공면적은 3년이 지나 관측되기 때문이다. 본 연구의 시계열이 비교적 짧은 상황에서는 이러한 영향력을 포착하기에 어려움이 있었던 것으로 판단된다. 반면 건축법 상 업무시설은 오피스텔을 포함하고 있어 본 연구의 분석대상에서 오피스텔을 제외하지 못했다는 한계점이 있다.

오피스 수익률(cap rate : capitalization rate)은 부동산 개발의 중요한 동인이 되는 오피스 투자수익률의 대리변수다. 즉, 순영업소득(NOI: net operating income)을 오피스 가격으로 나눈 것으로 운영수익률을 의미한다(김경환·손재영 2010). 따라서 장래의 오피스 가치를 측정하는 개발시장 또는 투자시장의 지표이다(Tsloacos et al. 1998; Keough 1994). cap rate의 하락은 오피스 가격을 상승시켜 오피스 투자수요가 증가하고 신규 개발이 일어날 수 있기 때문이다(Barras 1983). 따라서 cap rate과 신규 공급량은 부

(-)의 영향관계로 가정한다.

공실률(vac)은 서울 오피스시장의 수요와 공급 간의 변화를 나타내는 변수로 오피스 임대시장의 상황을 나타낸다. 공실률이 높을수록 임대소득이 낮아져 투자수익률이 하락한다. 다시 말해, 현재의 공실률은 미래의 공급을 예측하는 변수이다(Voith and Crone 1988). 따라서 공실률과 오피스 신규 공급량은 부(-)의 관계를 갖고 있음을 가정한다.

오피스 고용자 수(emp)는 오피스 수요를 측정하기 위해 사용한 변수로 경제상황을 대변한다. 오피스 수요는 파생수요로 오피스공간을 사용하여 생산되는 재화와 서비스에 의해 유발된다(Rose 1984). 기업이 최종생산물인 금융, 정보, 경영, 행정서비스 등을 생산할 때 오피스라는 자본재가 투입되기 때문이다. 따라서 오피스 수요는 공간사용자인 산업들의 고용에 의해 결정된다. 산업측면에서 보면 FIRE 산업(금융·보험·부동산)과 사업서비스산업(정보·연구개발·전문서비스 등)이 오피스 고용이다(Sivitanidou 1996). 경기호황으로 오피스 고용이 증가하면 기업의 오피스 공간 수요가 늘어나고 이는 임대료를 인상시켜 결국 오피스 신규 공급량이 증가한다. 즉, 오피스 고용과 오피스 신규 공급량은 정(+)의 관계를 갖는다고 가정한다.

이자율(ic)은 오피스 개발업자의 자본 비용으로 금융시장의 상황을 나타낸다. 이자율의 대리변수는 회사채수익률로 선정했다. 회사채수익률(장외3년, AA-)은 최근에 발표된 3년 만기 국고채수익률을 제외하면 우리나라에서 가장 대표적인 지표금리이기 때문이다(김명직·장국현 2002). 이자율은 오피스 건설을 위한 금융비용으로 이자율이 하락하면 건설비용이 낮아져 오피스 개발이 증가한다(Hedershott et al. 1999). 따라서 이자율과 오피스 신규 공급량은 부(-)의 관계가 성립할 것으로 가정한다.

4.2. 분석결과

4.2.1. 단위근 검정

본 연구는 서울 오피스 신규 공급의 영향요인에 대한 동태적 분석을 위해 시계열자료(time series data)를 활용하였다. 따라서 가성회귀(spurious regression)의 여부를 알기 위해 가장 먼저 시계열 자료의 정상성(stationarity)을 확인하였다. 즉, 각 개별 자료의 단위근 존재 여부를 검정하였다.

단위근 검정에서 사용된 수준변수는 원자료를 자연로그로 변환한 것으로, 각 자료에 대한 분산을 안정화시킨 것이다(김해경·이명숙 2005). 시계열자료의 안정성 검정을 위해 통계적 방법인 ADF검정과 PP 검정을 실시하였다. 수준변수에 대한 단위근 검정 결과는 Table 2에 제시되었다. ADF 검정통계량과 PP 검정통계량 모두 5% 임계값보다 커 '단위근을 갖는다'는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서 분석대상의 변수들은 단위근이 존재하는 비정상시계열로 판단하였다.

본 연구의 수준변수가 불안정시계열로 판정되었기 때문에 1차 차분을 통해 안정시계열로 변환시킨 후 다시 단위근 검정을 실시하였다. 1차 차분변수에 대한 ADF 검정과 PP검정의 결과는 Table 3에 제시되어 있다. 단, 오피스 고용의 경우 1차 차분변수가 비정상성을 보여 다시 2차 차분을 실시하였다.

Table 2. ADF and PP unit Root Test (Level)

	ADF t-Statistic	PP t-Statistic
ln supply	-0.236	-0.035
ln cap rate	-2.464	-2.234
ln vac	-0.097	0.378
ln emp	-0.104	0.375
ln ic	0.366	0.134

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Table 3의 분석결과에 따르면 1차 차분변수의 ADF 검정 통계량과 PP 검정 통계량이 5% 임계값보다 작아

'단위근을 갖는다'는 귀무가설을 기각하였다. 따라서 차분한 수준변수들은 단위근이 존재하지 않는 안정시계열임을 알 수 있다.

Table 3. ADF and PP unit Root Test (1st Difference)

	ADF t-Statistic	PP t-Statistic
d(ln supply)	-4.84***	-21.612***
d(ln rent)	-8.978***	-15.105***
d(ln vac)	-3.898***	-3.933***
dd(ln emp)	-13.309***	-22.842***
d(ln ic)	-5.494***	-5.431***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

앞의 단위근 검정 결과에서 개별 수준변수들이 불안정시계열임을 확인하였다. 이처럼 시계열자료가 정상성을 확보하지 못하면 공적분 존재 여부를 검정한다. 시계열 분석의 목적은 시계열 자료의 특성을 알아내는 것으로, 공적분 검정은 변수 간의 장기적인 균형관계를 확인할 수 있기 때문이다.

본 연구의 분석 대상 변수가 3개 이상임으로 요한슨 공적분 검정을 실시하였다. 요한슨 공적분 검정 시 분석방법은 다음과 같다. 공적분 검정은 불안정시계열의 선형결합이 I(0)인지를 검정하는 것이므로 수준변수를 대상으로 분석한다. 분석모형은 시계열자료에 상수항이 있는 선형추세로 설정하였으며 시차는 Table 4의 결과에 따라 3(AIC, LR 기준)으로 결정하였다.

요한슨 공적분 검정 결과는 Table 5에 나타나 있다. 요한슨 대각합(Trace) 통계량과 요한슨 최대고유값(Max-Eigen) 통계량 모두 5% 임계값보다 커 '주어진 벡터시계열에서 공적분 벡터의 개수가 0을 넘지 않는다'라는 귀무가설을 기각하였다. 따라서 변수 간에는 적어도 1개의 공적분 관계가 있는 것으로 확인되었다.

개별 변수들 간에 1개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 분석되었기 때문에 시계열 분석모형은 VEC모형으로 분석하였다. VEC모형은 불안정시계열의 선형

Table 4. VAR Lag Order Selection Criteria

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	161.8	NA	7.5E-10	-6.8	-6.6	-6.7
1	205.1	75.3	3.4E-10	-7.6	-6.4	-7.2
2	226.3	32.4	4.2E-10	-7.4	-5.3	-6.6
3	257.3	40.4*	3.6E-10	-7.7*	-4.5	-6.5
4	273.0	17.1	6.7E-10	-7.3	-3.1	-5.7

결합을 고려할 수 있는 모형이기 때문에 수준변수를 대상으로 분석하였다.

VEC모형에서의 장기적 균형관계는 여러 시점에 걸쳐 나타나는 변수 간의 관련성을 의미한다. 즉, 서울 오피스 신규 공급량의 변화와 다른 변수들의 변화가 시간에 따라 어떠한 방향으로 움직이는지를 알 수 있다. 따라서 본 연구에서 분석한 변수들 간의 관계가 기존 연구들의 분석결과와 부합하는지를 판단하였다(정성창·정석영 2002).

Table 5. Multivariate Johansen cointegration Test

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	Max-Eigen Statistic
None	71.33**	33.91**
At most 1	37.41	19.70
At most 2	17.71	10.04
At most 3	7.67	7.071
At most 4	0.60	0.60

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

이를 위해 장기적 균형관계를 나타내는 공적분 방정식을 서울 오피스 신규공급량에 대해 정규화하였다. 본 연구의 목적에 따라 서울 오피스 수익률, 공실률, 오피스 고용, 이자율에 반응하는 신규 공급량에 관해

분석하는 것이 더 유의미하기 때문이다. 서울 오피스 신규 공급량을 기준으로 장기적 균형관계식을 나타내면 Table 6과 같다.

장기적 균형관계식에서 변수의 계수값을 살펴보면 모두 유의수준 5% 이내에서 통계적으로 유의미하였다. 신규 공급량은 오피스 고용과 함께 동일한 방향으로 움직이는 반면 이자율과 공실률은 서울 오피스 신규 공급량과 반대방향으로 움직인다는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 본 연구의 가설이 대부분 기존 연구의 결과와 일치하다는 것을 보여준다.

다만 오피스 수익률의 지표인 오피스 cap rate의 경우 기존 연구 결과와 달리 정(+)의 영향관계를 보였으며 1% 유의수준에서 유의미하게 나타났다. 이것은 오피스 cap rate이 높은 상태에서 오피스 신규 공급량이 증가했다는 의미이다. 추정결과가 이론적 예측치와 상이하다는 것은 이론상 문제라기보다는 오피스 cap rate이 가지는 장기적인 균형효과가 모형에 충분히 반영되지 않았다고 판단하였다(송준혁 2012). 단기적 시차를 고려한 VEC모형의 분석결과에서는 cap rate 과 오피스 신규 공급량의 부호가 부(-)의 영향관계를 보이기 때문이다. 더불어 이러한 분석 결과에 대해 아래 내용과 같이 추측해볼 수 있다.

Table 6. Normalized cointegration equation estimates

Response Variable	Explanatory Variable				
	ln cap rate	ln ic	ln emp	ln vac	intercept
ln supply	12.09 (5.01)***	-1.90 (-2.47)**	15.99 (4.41)***	-3.35 (-5.03)***	-110.03

() : *t*-Statistic, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

본 연구의 분석기간이 2003년~2015년으로 cap rate은 2000년 초반에 약 10%대였으나 2015년에는 약 5%대로 지속적인 하락세를 보였다. IMF 경제위기 때 급등했던 시장금리가 계속적으로 하락세를 보였으며, 경기와 부동산 시장에 대한 낙관적인 전망이 우세했기 때문이다(김경환·손재영 2010). 또한 국제 금융 위기사태가 발생했던 2008년에 상대적으로 cap rate이 높아졌으나 업무시설 건축인허가가 많았다. 이는 2004년에 발표된 청계천 복원에 따른 도심부발전계획에 의한 도시환경정비사업이 활발해짐에 따라 오피스 공급이 증가했기 때문으로 추정된다. 이러한 논의는 향후에 심도 있는 추가 분석이 필요하다고 생각한다.

반면 장기 균형관계식에서 나타난 서울 오피스 신규공급량과 다른 변수 간의 상호 반응은 1분기 내에 완전히 반응하지 않을 수 있다. 단기적인 1분기 내에 얼마나 반응하는지는 Table 7에 제시된 오차수정모형의 오차수정계수를 통해 알 수 있다. 오차수정항(EC)의 오차수정계수는 -0.331으로 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하였다. 변수와 변수 간의 장기균형 관계가 벗어나게 되면 오피스 신규 공급량이 반대방향으로 움직여 단기적, 부분적으로 균형수준을 회복시키도록 조정한다는 의미이다. 오피스시장에서 불균형이 발생하였을 때 1분기 내에 약 33%가 조정되며 이는 완전한 조정에 해당한다(Hill et al. 2010).

또한 본 연구의 목적은 오피스 신규 공급량이 분기별로 변화해 나갈 때 어떤 변수들이 영향을 주는지를 살펴보는 것이므로 그것은 VEC모형의 분석결과를 이용하여 확인하였다. 첫째, 서울 오피스 신규 공급량은 1분기 전 자기 자신과 부(-)의 관계를 보였다. 1분기 전 신규 공급량이 많으면 현재시점의 신규 공급량은 감소한다는 것을 의미한다. 둘째, 1분기 전 오피스 고용은 오피스 신규 공급량과 정(+)의 관계로 10% 유의수준에서 유의하여 장기균형관계식의 결과와 비슷한 결과를 보였다. 이는 1분기 전 오피스 고용이 증가하면 오피스 신규 공급량이 확대된다는 것을 나타낸

다. 셋째, 장기적인 균형식에서 양(+)의 관계를 보였던 cap rate이 단기적인 시차에 따른 영향관계에서는 1분기 전과 2분기 전에 모두 각각 1%, 10% 유의수준에서 음(-)의 영향관계를 보였다. 따라서 cap rate이 하락하여 오피스가격이 높아지면 오피스 신규 공급량이 증가한다는 기존 연구 결과와 부합되었다. 또한 2분기 전 이자율이 오피스 신규 공급량과 5% 유의수준에서 정(+)의 영향관계를 나타냈다.

Table 7. Summary of Vector Error Correction(VEC) Model estimates

Error Correction:	D(LN_SUPPLY)	t-Statistic
EC(-1)	-0.331	(-2.185)**
D(LN_SUPPLY(-1))	-0.385	(-2.036)*
D(LN_SUPPLY(-2))	0.032	(0.211)
D(LN_CAPRATE(-1))	-4.198	(-2.803)***
D(LN_CAPRATE(-2))	-2.170	(-1.890)*
D(LN_IC(-1))	-0.946	(-0.702)
D(LN_IC(-2))	2.969	(2.286)**
D(LN_VAC(-1))	1.492	(1.209)
D(LN_VAC(-2))	-0.182	(-0.150)
D(LN_EMP(-1))	11.021	(1.749)*
D(LN_EMP(-2))	8.313	(1.309)
C	-0.256	(-2.019)*
N	49	
R ²	0.602	
adjusted R ²	0.483	

***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1

이처럼 오차수정모형의 분석을 통해 오피스 cap rate, 오피스 고용, 이자율, 공실률이 장·단기적으로 오피스 신규 공급량에 영향을 미치는 요인이라는 것을 확인하였다. 이러한 요인들이 변동(충격)하게 되면 서울 오피스 신규 공급량에 시간경과에 따라 어떻게 영향을 미치는지 파악할 필요가 있다. 즉, 오피스 신규 공급량과 영향요인들의 상호관련성 및 영향크기를 구조적으로 살펴봄으로써 서울 오피스시장의 예측가능성을 높일 수 있기 때문이다. 이를 위해서는 충격반응 분석과 분산분해분석을 활용하는데 먼저 변수 간의 변동 순서를 정해야 한다.

그랜저 인과성 검정과 기존 연구결과를 바탕으로 충격 순서는 이자율 → 오피스 고용 → 공실률 → cap rate → 오피스 신규 공급량으로 설정하였다(Barras 1983; Ball et al. 1998). 이러한 변수들의 인과경로를 바탕으로 한 충격반응분석 결과는 Figure 1에 제시되어 있다.

충격반응함수는 변수들의 상호관련성을 고려하면서 충격이 발생한 후 퍼지고 사라지는 정도와 그 영향 크기를 알 수 있다는 장점이 있다. 즉, 각 변수들의 충격(1표준편차 또는 1단위)에 따른 오피스 신규 공급량의 반응이 얼마나 크고 지속되는지를 그래프로 나타낸 것이다. VEC모형의 충격반응분석 결과는 각 변수의 충격들이 지속적으로 영향을 미치는 특징이 있다. 이는 여러 시점에 걸쳐 이뤄지는 변수들의 장기균형 관계를 고려하였기 때문이다.

각 변수의 변화가 서울 오피스 신규 공급량에 미치는 영향력을 전체적으로 살펴보면 이자율과 공실률의 충격은 신규 공급량에 부(-)의 영향을 미쳤으나, 고용과 cap rate 그리고 서울 오피스 신규 공급량 자체의 충격은 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 장기적 균형관계식의 결과와 동일하다.

요인별 변화가 서울 오피스 신규 공급량에 미치는 영향크기를 자세히 살펴보면 다음과 같다. 이자율(LN IC)충격이 1단위 증가할 때 오피스 신규 공급량은 2분기 후에 크게 부(-)의 반응을 보인다 곧 회복하였다. 그러나 충격 중 신규 공급량의 하락폭이 가장 커서 시장금리가 높을수록 오피스 개발이 어려워질 수 있다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 금리가 오피스 신규 준공량에 부(-)의 영향을 준다는 이경민 외(2009)의 연구 결과와 일치한다.

고용(LN EMP)충격이 1단위 증가 시 1분기 후 신규 공급량은 감소하다 2분기와 3분기에 걸쳐 크게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 Wheaton(1987)의 실증 분석 결과와 유사한데, 영국 오피스 신규 착공량에 1년 전 오피스 고용 증가가 긍정적인 영향을 미친다고 분석하였다. 이러한 결과는 오피스 수급 불균형의 원인

인 시치를 확인하는 것으로 오피스 신규 공급량이 수요 증가에 바로 반응하지 못하는 것을 의미한다. 오피스 계획~건축인허가에 소요되는 시간이 대형건축물의 경우 1~2년의 시간이 걸리기 때문이다(김경환·손재영 2000).

공실률(LN VAC) 충격이 1단위 증가 시 오피스 신규 공급량은 1분기에서 부(-)의 반응을 보였다. 그 후 시간을 두고 서서히 공실률 증가에 대한 음(-)의 반응을 보였다. 즉, 공실률 증가는 오피스 신규 공급량에 단기적으로, 장기적으로 부정적인 영향력이 계속되었다. 이와 같은 결과는 Rosen(1984)의 실증분석 결과와 같은데, 미국 샌프란시스코 오피스 신규 공급량(준공기준)은 4년 전 공실률에 부정적인 영향을 받는다고 주장하였다.

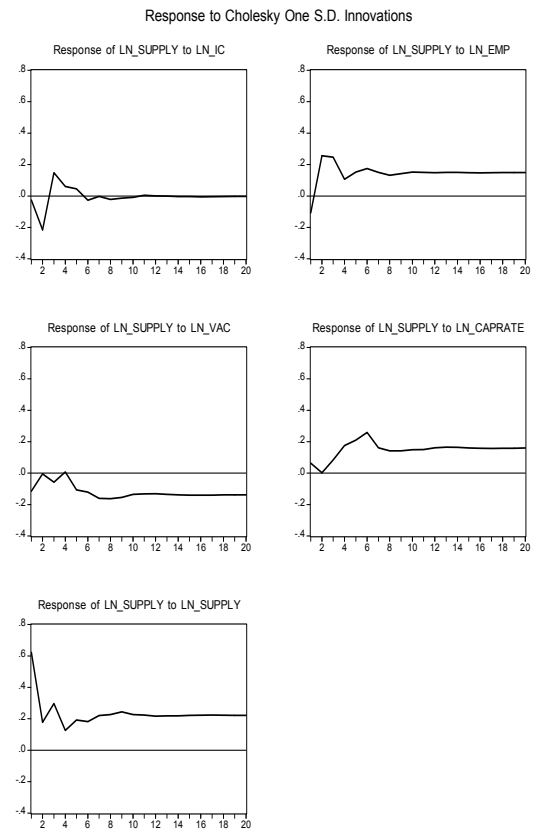


Figure 1. Impulse Response Functions of Key Variable by Cholesky Ordering

오피스 cap rate(LN CAPRATE)이 1단위 증가 시 오피스 신규 공급량은 2분기까지 부(-)의 반응을 보인다 3분기부터 6분기까지 크게 상승하여 지속적인 영향을 미쳤다. 즉, cap rate은 단기적으로 오피스 신규 공급량과 부(-)의 영향관계를 보이거나 장기적으로 정(+)의 영향관계를 보여 VEC모형의 분석 결과와 같았다. 이는 단기적으로 2분기 전 오피스가격이 영국 오피스 신규 공급량(준공기준)에 긍정적인 영향을 미친다는 Tsolacos et al.(1998)의 연구결과와 유사하다.

분산분해분석은 서울 오피스 신규 공급량의 변동에 있어서 각 변수가 얼마만큼 기여하고 있는지를 시간의 흐름에 따라 파악할 수 있다(박헌수 외 2003). 즉, 서울 오피스 신규 공급량에 변동이 발생했을 때 그러한 변동을 자기 자신과 다른 변수들의 분산으로 얼마나 설명할 수 있는지를 나타낸다.

Table 8에서는 분산분해분석의 결과값이 제시되어 있다. 서울 오피스 신규 공급량(건축허가기준)은 1기(1분기)에 신규 공급량 자신의 설명력이 약 93% 정도로 가장 높으며, 다른 변수들은 상대적으로 영향력이 매우 낮은 것으로 나타났다. 그러나 시간이 경과할수록 20기(5년, 장기)에는 오피스 고용과 cap rate, 공실률의 설명력이 각각 약 19%, 18%, 12%로 높아졌다.

오피스 고용(LN EMP)은 1분기에는 신규 공급량의 변동을 설명하는 기여도가 약 3%로 낮았으나 2분기부터 약 14%로 높아졌으며 20기에는 약 19%로 변수 중 가장 높은 상대적 중요성을 보였다. 이처럼 공급 변

동에 수요가 느린 반응을 보인 것은 오피스시장에 신규빌딩이 공급되어도 이전 빌딩과의 임대차계약으로 인해 임차인이 바로 이전할 수 없기 때문이다(Wheaton et al. 1997).

이자율(LN IC)의 설명력은 1분기~4분기까지 약 10% 내외로 서울 오피스 신규 공급량 변동에 대한 설명력을 가지나 그 후에는 기여도가 점차 낮아지는 것으로 나타났다. 즉, 이자율은 서울 오피스 신규 공급량 변동에 중·장기보다는 단기에 상대적으로 큰 영향을 미쳤다. 건설금융에서 이자율은 토지 매입단계부터 결정되기 때문에 개발 초기단계에서의 금리가 중요하다는 것을 보여준다(Tsolacos et al. 1998).

공실률(LN VAC)은 단기적으로 서울 오피스 신규 공급량이 낮은 영향을 미쳤으나 중·장기로 갈수록 약 10% 내외로 설명력이 높아졌다. 이는 단기적인 공실은 신규 공급량에 미치는 영향이 적으나 공실이 장기화될수록 오피스 신규 공급량에 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉, 장기적으로 공실이 해소되지 못하면 오피스 수익률 하락이 예상되어 용도 전환이나 계획을 연기하는 등 오피스 신규 공급량에 변동을 주기 때문이다(기경묵 2012).

cap rate(LN CAPRATE)은 서울 오피스 신규 공급량이 발생한 직후인 단기(1년, 4기)에 상대적 기여도가 약 5%로 낮았다. 그러나 시간이 흐름에 따라 지속적으로 높아져 장기(5년, 20기)에는 약 18%로 오피스 고용과 비슷한 설명력을 보였다. 이는 오피스 투자자

Table 8. Variance decomposition approach

Period	S.E.	LN_IC	LN_EMP	LN_VAC	LN_CAPRATE	LN_SUPPLY
1(quarter)	0.073	0.151	2.746	3.119	0.964	93.021
2	0.104	8.347	13.737	2.326	0.718	74.871
3	0.138	9.280	18.563	2.204	1.496	68.457
4	0.174	9.022	18.535	2.041	5.227	65.175
8	0.266	5.797	18.547	7.223	15.303	53.130
12	0.330	4.292	18.667	9.636	16.451	50.954
16	0.384	3.401	18.755	11.057	17.729	49.058
20	0.431	2.819	18.817	11.985	18.416	47.963

가 오피스 계획 당시 수익률의 지속성을 보고 개발을 시작하기 때문이다(김진 2012). 따라서 계획 후 인허가단계에서는 cap rate의 영향력이 작으나 다시 개발이 고려되는 5~6년 후에는 cap rate의 영향력이 커지는 것으로 판단된다.¹⁾

5. 결론

서울 오피스시장은 최근 2010년 이후부터 대규모의 신규 공급으로 인해 공실률이 오르고 실질임대료가 하락하는 등 시장의 변동성이 커졌다. 그럼에도 불구하고 공급측면에서의 연구는 아직까지 미미한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 다양한 시장의 변수와 시점을 고려하여 서울 오피스 신규 공급의 영향요인을 확인하였다. 이를 위해 2003년 1분기부터 2015년 4분기까지 총 52개 분기별 시계열 자료를 사용하여 VEC 모형으로 분석하였다. 또한 서울 오피스 신규 공급량과 영향 요인 간의 장기적 균형관계 존재 여부와 한 변수의 변동이 다른 변수의 변동에 미치는 영향을 시간의 흐름에 따라 분석하였다. 이는 서울 오피스시장의 안정성에 영향을 주는 공급에 대한 이해를 넓혀 서울 오피스시장의 예측 가능성 제고에 기여한다.

VEC모형의 분석결과, 서울 오피스 신규 공급에 영향을 미친 요인은 1분기 전 오피스 신규 공급량(-), 1분기 전 오피스 고용자 수(+), 2분기 전 이자율(+), 1분기 전 cap rate(-), 2분기 전 cap rate(-)로 확인되었다. 따라서 이러한 요인들을 고려하여 공신력 있는 자료를 구축하고 서울 오피스 개발 동향을 예측할 필요가 있다. 업무시설은 기업의 경제활동을 영위하기 위해 제공되는 공간으로 경제성장을 이끄는 핵심적인 도시 인프라이기 때문이다.

서울 오피스 신규공급량과 영향요인들 간에는 장기적이고 안정적인 균형관계가 존재하였다. 즉, 서울 오피스 신규 공급량은 오피스 고용과 동일한 방향으로 움직이는 반면 이자율과 공실률은 반대방향으로 움직

인다는 것을 확인하였다. 따라서 서울 오피스 수급 불균형에 따른 조정 필요시 일부 요인에 대한 개선은 단기적인 효과에 그칠 수 있어 여러 요인들을 고려한 종합적인 대책이 필요하다.

한 변수의 변동이 다른 변수의 변동에 미치는 시간에 따른 영향력 크기와 상대적 기여도 결과는 다음과 같다. 이자율은 단기적으로 서울 오피스 신규 공급에 영향을 미쳤다. 따라서 오피스 공급의 조절시 자금조달과 관련된 금융정책의 효과성이 있을 것으로 판단된다. 공실률은 오피스 신규 공급량에 장기적으로 영향을 주는 것으로 나타나 오피스시장의 예측지표로 사용할 필요성이 있다. 오피스 cap rate은 계획 당시 서울 오피스 신규 공급량에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이것은 개발 초기단계의 오피스 투자수익률이 오피스 개발 시 중요한 의사결정요인 중 하나라는 것을 의미한다. 고용은 상대적으로 오피스 신규 공급량에 반응하는 속도가 느렸다. 이는 계획~건축인허가 사이의 시차와 임대차계약 때문으로 오피스 수급 불균형이 발생하는 원인이 된다. 따라서 도시의 기업 및 산업에 대한 성장을 유도하고 관리해야하는 정부는 오피스 공간수요에 맞는 효율적인 공급이 될 수 있도록 오피스 시장동향에 대한 지속적인 모니터링이 필요하다.

본 연구 결과를 통해 얻은 함의는 다음과 같이 3가지다. 첫째, 본 연구는 VEC모형을 이용하여 서울 오피스 신규 공급에 영향을 주는 요인들을 확인하였다. 이러한 요인들은 서울시 비주거용 건물의 모니터링에 활용될 수 있다. 서울연구원은 서울시의 체계적인 중심지 육성과 관리를 위해 비주거용 건물에 대해 모니터링을 제안하였다(양재섭, 2015). 즉, 본 연구의 서울 오피스 신규공급에 대한 결정요인은 업무시설의 개발 동향과 수급 현황을 파악하는 지표로 사용될 수 있다.

둘째, 서울시를 국제업무중심지로 육성하기 위한 글로벌 수준의 경쟁력 있는 업무환경 조성은 포괄적인 대책이 필요하다. 서울시는 2030서울플랜에서 일

자리 중심의 글로벌 도시를 만들기 위해 창조계층의 확대가 필요하고 이들을 유인하기 위한 지역환경을 조성해야한다고 명시하였다. 이를 위해서는 도시계획상 오피스 공급을 통한 도시인프라 구축이 필요하다. 이를 달성하기 위해서는 오피스 공간수요를 반영하여 계획하고 건설금융 자금조달의 용이성을 높여주며 수익성 제고를 위한 부동산 정보의 투명성을 높일 필요성이 있다.

셋째, 오피스 공급자는 오피스 개발 시 수익률 위주의 의사결정보다는 다각적이고 종합적인 검토가 필요하다. 서울 오피스 신규 공급량의 결정원리는 수익성뿐만 아니라 수요와 공급이 시간을 두고 서로 영향을 주고 받으면서 결정되기 때문이다. 또한 오피스 시장의 예측변수인 공실률을 지속적으로 살펴봄으로써 공급 물량을 조절해야한다. 자연공실률과 실제 공실률 간의 동향을 살펴봄으로써 초과공급에 대비할 수 있기 때문이다.

본 연구의 한계는 분석모형에서 오피스 공급의 주요 변수 중 하나인 경제적 위기나 정책의 영향력을 고려하지 못했다는 것이다. 이는 2008년 국제금융위기, 도시환경정비사업의 활성화, 리츠와 부동산펀드의 성장 등을 고려할 수 있다. 이러한 요인들을 오피스 신규 공급 모형에 반영할 수 있는 후속 과제가 이뤄지길 기대한다.

주1. Barras & Ferguson(1986b)에 따르면 영국 상업용 부동산의 개발주기는 9년이라고 주장하였음.

참고문헌

References

권오현, 최민수, 정재호. 2004. 건설부문별 단기 시장 전망. 한국건설산업연구원. p.3
 Kwon OH, Choi MS, Jung JH. 2004. *Construction Market Forecast (short-term)*. Construction Economy Research Institute of Korea. p.3

기경목. 2012. 최근 국내 오피스 시장 동향. KB금융지주경영연구소. 12-151. p4
 Ki KM. 2012. *Recent trends in domestic office market*. KB Financial Group. 12-151. p.4
 김경환, 손재영. 2000. 서울시 오피스 시장의 시계열 분석. 주택연구. 8(2):5-20.
 Kim KH, Son JY. 2000. A Time-Series Analysis of Seoul's Office Market. *Housing Studies Review*. 8(2):5-20.
 김경환, 손재영. 2010. 부동산경제학. 건국대학교출판부. p.239
 Kim KH, Son JY. 2010. *Real Estate Economics*. KU SMART PRESS. p.239
 김명직, 장국현. 2002. 금융시계열분석. 경문사. p.2
 Kim MJ, Jang KH. 2002. *Financial Econometrics*. Kyungmoonsa. p.2
 김상일, 박희석, 박은경. 2005. 서울시 업무 공간 수요 예측 및 공급가능성 진단 연구. 서울시정개발연구원. pp.59-126
 Kim SI, Park HS, Park EK. 2005. a forecasting of office demand and supply in Seoul. Seoul Institute. pp.59-126
 김주영. 2005. 규제정책이 서울시 지가변화에 미치는 영향력 분석. 서울도시연구. 6(3):47-58
 Kim JY. 2005. Effect of Regulation Policies on Land Price Changes in Seoul. *Seoul Studies* 6(3):47-58
 김해경, 이명숙. 2005. 경제 및 금융자료를 위한 시계열 분석. 경문사. p.100
 Kim HK, Lee MS. 2005. *Time-Series Analysis*. Kyungmoon. p.100
 문권순. 1997. 벡터자기회귀 (VAR) 모형의 이해. 통계분석연구. 2(1):23-56.
 Moon KS. 1997. Vector Autoregressive model: VAR. *Journal of Korean Official Statistics*. 2(1):23-56.
 박헌수, 우경, 김창수. 2003. VAR 모형을 이용한 수도권

- 지가변동에 관한 연구. *부동산학연구*. 9(2):1-13.
- Park HS, Woo K, Kim CS. 2003. A Study on the land price fluctuations in Seoul Metropolitan Area. *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*. 9(2):1-13.
- 송준혁. 2012. 구조 변화를 감안한 우리나라 주택시장 분석. *응용경제*. 14(1):151-86.
- Song JH. 2012. Analysis on Housing Rental and Sales Markets with Structural Breaks. *Korean Association of Applied Economics*. 14(1):151-86.
- 안민규, 문혁, 김재준. 2006. 건축허가면적 지표 증감에 따른 건설투자 변동 분석. *대한건축학회 논문집: 구조계*. 22(12):155-64.
- Ahn MK, Moon H, Kim JJ. 2006. The Impacts of Construction Investment related Building Permit Area Indicator. *Journal of the Architectural Institute of Korea Structure & Construction*. 22(12):155-64.
- 양영준, 임병준. 2012. 서울시 오피스 시장의 균형에 관한 연구. *부동산학연구*. 18(1):5-24.
- Yang YJ, Rhim BJ. 2012. A Study on the Equilibrium of Seoul Office Market. *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*. 18(1):5-24.
- 양재섭. 2015. 서울시 비주거용 건물의 체계적인 관리를 위한 모니터링 방안. *정책리포트*. pp.1-20.
- Yang JS. 2015. *Monitoring plan for systematic management of non-residential buildings in Seoul*. Policy Report. pp.1-20.
- 이경민, 정창무, 이건수, 유상균. 2009. 서울시 오피스 공급 결정요인에 관한 연구. *서울도시연구*. 10(4):209-27.
- Lee KM, Jung CM, Yu SG. 2009. A Study on the Determinants of Office Supply in Seoul. *Seoul Studies*. 10(4):209-27.
- 이무송, 유정석. 2014. 연립방정식 모형을 이용한 서울 오피스시장의 균형메커니즘 연구. *부동산학연구*. 20(1):19-38.
- Lee MS, Yu JS. 2014. The Equilibrium Mechanism of Seoul Office Market Using a Simultaneous Equations Model. *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*. 20(1):19-38.
- 이수정, 조주현. 2010. 벡터오차수정모형을 이용한 서울 오피스시장의 Cap Rate 결정요인 분석. *부동산학연구*. 20(2):133-52.
- Lee SJ, Cho JH. 2010. Analysis on the Determinants of the Cap Rate in Seoul Office Market using the Vector Error Correction Model. *Korea Real Estate Review*. 20(2):133-52.
- 정성창, 정석영. 2002. 구조적 변화를 고려한 주거지수와 거시경제변수와의 장기 균형관계. *재무연구*. 15(2):205-235.
- Jung SC, Jung SY. 2002. Long-Run Relationship of Stock Prices and Macroeconomic Variables with a Structural Break. *Korean Journal of Finance*. 15(2):205-235.
- 최막중. 1995. 서울시 오피스 시장의 특성과 추이 및 전망. *국토계획*. 30(6):143-59.
- Choi MJ. 1995. The Seoul Office Market: Characteristics, Trend, and Prospect. *Journal of the Korea Planning Association*. 30(6):143-59.
- 최용환. 2015. 정부규제가 도시개발에 미치는 영향에 대한 공간패널분석. *한국행정학보*. 49(4):297-327.
- Choi YH. 2015. Spatial Panel Analysis of the Effect of Government Regulation on Urban Development: With the Regional Influence of Districts in Seoul. *Korean Public Administration Review*. 49(4):297-327.
- Ball M, Lizeri C, MacGregor BD. 1998. *The Economics of Commercial Property Markets*. Psychology Press. p.25
- Barras R. 1983. A Simple Theoretical Model of the Office-Development Cycle. *Environment and*

- Planning A.* 15(10):1381-94.
- Barras R. 1984. The office development cycle in London. *Land Development Studies.* 1(1):35-50
- Barras R, Ferguson D. 1987. Dynamic Modeling of the Building Cycle : 1. Theoretical Framework. *Environment and Planning A.* 19(3):353-67.
- Barras R, Ferguson D. 1987. Dynamic Modeling of the Building Cycle: 2. Empirical Results. *Environment and Planning A.* 19(4):493-520.
- Barras R. 1994. Property and the Economic Cycle: Building Cycles Revisited. *Journal of Property Research.* 11(3):183-97.
- Dowell DE. 1986. Planners and office overbuilding. *Journal of the American Planning Association.* 52(2): 131-132
- Hendershott PH, Kane EJ. 1992. Causes and Consequences of the 1980s Commercial Construction Boom *Journal of Applied Corporate Finance* 5(1):61-70.
- Hendershott PH, Lizieri CM, Matysiak GA. 1999. The Workings of the London Office Market. *Real estate economics.* 27(2):365-87.
- Hill R, Griffiths W, Judge G. 2010. *Econometrics.* Sigmamapress·Wiley. p.469
- Jones C. 2013. *Office Markets and Public Policy.* John Wiley & Sons. pp.157-158.
- Keogh G. 1994. Use and Investment Markets in British Real Estate. *Journal of property Valuation and Investment.* 12(4):58-72.
- Kummerow M. 1999. A System Dynamics Model of Cyclical Office Oversupply. *Journal of Real Estate Research.* 18(1):233-56.
- Rosen KT. 1984. Toward a Model of the Office Building Sector. *Real Estate Economics.* 12(3):261-69.
- Sivitanidou R. 1996. Do Office-Commercial Firms Value Access to Service Employment Centers? A Hedonic Value Analysis within Polycentric Los Angeles. *Journal of Urban Economics.* 40(2):125-49.
- Tsolacos S, Keogh G, McGough T. 1998. Modelling Use, Investment, and Development in the British Office Market. *Environment and Planning A* 30(8):1409-27.
- Wheaton WC. 1987. The Cyclic Behavior of the National Office Market. *Real Estate Economics.* 15(4):281.
- Wheaton WC, Torto RG, Evans P. 1997. The Cyclic Behavior of the Greater London Office market. *The Journal of Real Estate Finance and Economics.* 15(1):77-92.
- Voith R, Crone T. 1988. National vacancy rates and the persistence of shocks in US office markets. *Real Estate Economics.* 16(4):437-458

2017년 10월 10일 원고접수(Received)

2017년 11월 21일 1차심사(1st Reviewed)

2017년 12월 5일 2차심사(2nd Reviewed)

2017년 12월 8일 게재확정(Accepted)

초 록

오피스의 수급 불균형은 도시 성장을 약화시킨다. 오피스의 초과공급이 공실률을 높이고 임대료가 하락하는 등 시장의 불안정성을 키울 수 있기 때문이다. 또한 오피스의 초과수요가 기업의 임차비용을 상승시켜 도시의 산업 성장을 제한할 수 있다. 최근 대규모의 신규 공급이 서울 오피스시장의 변동성을 높였다. 그럼에도 불구하고 오피스 공급에 대한 연구는 미미한 실정이다. 따라서 본 연구는 서울 오피스 신규 공급의 영향요인을 확인하고 수급 불균형의 주요 원인인 시차를 고려하여 결정요인들의 동태적 구조적인 움직임을 분석하였다. 이를 위해 시계열모형인 벡터오차수정모형(VECM)을 활용하여 2003년부터 2015년까지 서울 오피스시장의 분기별 자료를 분석하였다. 분석결과, 서울 오피스 신규 공급에 영향을 주는 요인은 1분기 전 오피스 신규 공급량(-), 1분기 전 오피스 고용자 수(+), 2분기 전 이자율(+), 1분기 전 cap rate(-), 2분기 전 cap rate(-)으로 확인되었다. 이를 바탕으로 영향요인들 간의 시간에 따른 상호의존성과 변동에 따른 상대적 기여도를 분석한 결과, 이자율과 cap rate은 신규 공급량에 단기적인 영향을 미친 반면 고용과 공실률은 장기적이고 지속적인 영향을 미쳤다. 따라서 예측 가능한 오피스 시장 전망을 위해서는 이러한 오피스 신규 공급 영향요인에 대한 공신력 있는 자료 구축이 필요하고 지속적인 모니터링이 필요하다. 오피스는 기업과 산업의 성장을 이끄는 핵심적인 도시인프라이기 때문이다.

주요어 : 오피스시장, 공급, VECM, 장기 균형, 시계열분석