

## 서울시 오피스 임대시장의 공실률과 임대료의 상호결정구조 분석\*

Structural relationship between Rent and Vacancy Rate  
in the Office Rental Market of Seoul

류 강 민 (Ryu, Kangmin)\*\*

이 창 무 (Lee, Changmoo)\*\*\*

### < Abstract >

There have been many attempts to estimate structural relationship Rent and Vacancy Rate in the office rental market, however domestic studies have be focused on the determinants of the Rent but Vacancy Rate.

This paper presents estimates of structural model of office rental market using Rent and Vacancy Rate relationships to link CPI, interest rate, office workers' number, GDP, office supply. The model is estimated using data from the Seoul office market over 2001-2011 and Statistical methods of OLS and 2SLS are used to estimate relationship between the variables.

The result shows that CPI and interest rate has positive effect with rent but vacancy rate and that vacancy rate is influenced by GDP and office workers' number negatively but office supply positively. Also we find that rent inflation has lower than before the financial crisis in same market condition change because of poor market condition.

주 제 어 : 임대료, 공실률, 오피스 임대시장, 시계열 분석

Keywords : Rent, Vacancy Rate, Office Rental Market, Time Series Analysis

\* 이 논문은 2010년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2010-0029454).

\*\* 한양대학교 도시공학과 박사과정, locsword@hanmail.net, 주저자

\*\*\* 한양대학교 도시공학과 교수, changmoo@hanyang.ac.kr, 교신저자

## I. 서론

최근 미국 발 글로벌 금융위기 이후 경기침체와 맞물려 주거용 부동산뿐만 아니라 상업용 부동산의 가격변동과 동반 침체에 대한 우려가 커지고 있다. 특히 오피스의 경우 경기 침체로 인한 시장 악화로 임대료의 일정부분을 인하해주는 Rent Free가 나타나고 오피스보다 높은 수익률을 추구할 수 있는 호텔로의 리모델링과 설계 변경이 일어나고 있다. 이에 더하여 오피스 시장 내 공급과잉은 장래 오피스에 대한 전망을 더욱 불안하게 하고 있다. 최근 10년간 서울시에 신규로 공급된 오피스 물량을 살펴보면, 연평균 28만여 평이 공급되었다. 반면 2011년부터 2016년까지 이전 보다 많은 연평균 33만여 평이 공급될 예정 중에 있어 오피스 시장에 큰 영향을 미칠 것으로 보인다.

이런 상황에서 리스크를 헷지하고 보다 나은 투자방향을 설정하기 위해서는 오피스 임대시장에 관한 전반적인 분석이 이루어져야 하며, 이 중 오피스 임대시장의 대표적인 지표라 할 수 있는 임대료와 공실률에 대한 해석이 필요하다. 특히 공실률은 수요와 공급의 상대적인 비율을 나타내는 지표로서, 임대료에 영향을 주는 동시에 영향을 받는 구조를 가지고 있다. 그러나 지금까지 국내에 연구된 오피스 관련 연구는 헤도닉 가격함수를 이용한 임대료 분석이 주를 이루었으며, 시계열 분석 또한 임대료에 대한 분석이 대부분을 차지해 공실률에 대한 해석이 필요한 실정이다.

따라서 본 연구는 임대료 뿐만 아니라 공실률에 영향을 미치는 요인들이 어떤 것이 있는지 시계열 분석을 통해 살펴보고자 하였으며, 이를 바

탕으로 상호 간에 어떤 결정구조로 영향을 미치는지 파악하고자 하였다.

## II. 선행연구 및 시사점

### 1. 선행연구 검토

오피스 임대시장에 관련된 시계열 분석은 해외의 경우 임대료와 공실률이 균형으로 가기 위해 조정을 가지는 조정 메커니즘(adjustment mechanism)에 근간을 둔 분석이 주를 이루고 있다. 먼저 Wheaton and Torto(1988)는 임대인이 임대료 변화를 통해 자연공실률과 공실률의 차이를 조정한다는 것을 가정하고 있으며, 자연공실률이 시간에 따라 일정한 경우와 추세를 가지는 경우로 나누어 분석하였다. Wheaton and Torto, Evans(1997)은 임대료와 흡수면적(net absorption), 공급량의 변화가 상호간의 조정과정을 통해 결정됨을 가정하여 오피스 임대시장 분석을 수행하였다. 이들은 임대료가 공실률, 그리고 이전의 흡수율(=흡수면적/공급면적)에 의해 결정되며, 오피스 면적의 한계수요라 할 수 있는 흡수면적의 변화는 사무직 종사자수와 임대료의 조정과정을 통해 변화하고 있음을 가정하였다. 또한 공급량은 임대료와 대체비용(replacement cost), 공실률, 할인율에 의해 결정됨을 보였다.

Hendershott and Lizieri, Matysiak(1999)은 이전의 모형을 좀 더 구조화시킨 모형을 통해 런던 오피스 임대시장을 분석하고 있다. 이들은 임대료와 신규 공급물량 변화가 자연공실률과 실제공실률, 그리고 유효임대료(effective rent)와 현재임대료의 조정과정을 통해 나타나고, 오피스 공간

수요(space demand) 또는 사용면적(occupied area)이 임대료 수준과 사무직 종사자수에 의해 결정됨을 보였다). 여기서 유효임대료란 대체비용을 감가상각과 관리비용을 감안하여 할인한 임대료로서, 임대인이 유효임대료 수준으로 임대료를 맞추려 한다는 것을 가정하고 있다.

국내의 연구도 마찬가지로 조정메커니즘의 관점으로 시장을 해석한 연구가 이루어져 왔다. 김경민·박정수(2009)는 임대료 변화가 앞서 언급한 Wheaton and Torto(1988)와 같이 이전분기의 자연공실률과 실제공실률 차이를 조정하는 과정에서 나타난다고 가정하였으며, 신규 공급과 수요에 의해 임대료가 변화함을 보였다. 김경민·김준형(2010) 역시 임대료와 공실률의 변화가 상호 조정과정을 통해 이루어진다고 가정하였다. 이들은 공실률이 이자율과 경제성장률, 임대료에 의해 변화되며, 임대료 변화는 공실률에 의해 변화됨을 보였다.

이외에도 이상경·이현석·손정락·최지희(2009)는 임대료가 경제성장률과 취업자수, 건축허가면적에 시차를 두고 변화하는 것으로 나타났으며, 양영준·임병준(2012)은 그랜저인과관계 검정을 통해 경제성장률이 임대료에 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

## 2. 선행연구의 한계 및 시사점

그러나 국내외 선행연구에는 몇 가지 측면에서 한계를 보이고 있다. 첫 번째는 해외의 조정메커니즘에 따른 분석은 자연공실률 또는 유효임대료와 같은 추정된 지표로 기준으로 임대인이 조정과정을 거친다고 가정한다는 점이다. 자연공

실률과 유효임대료를 어떻게 가정하느냐에 따라 모형의 결과가 달라질 수 있다. Wheaton and Torto(1988)는 자연공실률을 시간에 관계없이 일정한 경우와 추세가 있는 경우로 구분하였으며, 김경민·박정수(2009)의 연구 역시 자연공실률이 매시기마다 변할 수 있음을 가정하였다. 또한 Hendershott et al(1999)의 연구에서 가정한 유효임대료의 경우, 실제로 임대인이 고려하는 기준이 아니라 대체비용에 평균적인 감가상각과 관리비용이 감안된 지표를 대신하여 사용하고 있어 지표를 어떻게 산정하느냐에 따라 다른 결과를 보일 수 있다는 한계를 가진다.

두 번째로 선행연구에 활용한 오피스 공간수요 또는 사용면적, 흡수면적 지표에 대한 신뢰성이 문제가 될 수 있다는 점이다. 기존의 선행연구에서 오피스 사용면적( $OS_t$ )은 식(1)과 같이 해당시기의 총공급량( $S_t$ )에서 공실에 해당하는 면적( $V_t S_t$ )을 제외한 면적으로 산정된다.

$$OS_t = (1 - V_t)S_t = S_t - V_t S_t \quad (1)$$

이 식이 성립하기 위해서는 시장의 공실률( $V_t$ )이 신규로 공급된 오피스의 공실 정도가 모두 고려된 공실률이어야 한다. 그러나 실제 국내에 확보되는 공실률 자료는 일정한 표본을 대상으로 공실률이 산정되기 때문에 신규로 공급되는 오피스의 공실률이 고려될 여지가 많지 않다.

만약 신규로 공급된 오피스의 공실이 단기에 시장에 영향을 미쳐 신규 오피스의 공실률과 기존에 공급된 오피스의 공실률이 균형 상태를 보인다면 일정한 표본을 가지고 공실률을 추정하더

1) 신규 공급물량의 경우 1년에서 2년의 시차를 가지는 것으로 가정하고 있다.

라도 식(1)을 통해 오피스 사용면적을 추정할 수 있을 것이다. 그러나 임대계약이 연단위로 이루어지고, 신규 오피스의 경우 임차인 유치 및 홍보기간 등 공실안정화 기간이 지난 다음에 시장에 영향을 미칠 가능성이 높기 때문에 단기로 영향을 미칠 가능성이 적다. 이런 점에서 식(1)을 통해 추정된 오피스 사용면적은 실제 사용면적과 차이를 보일 수 있다.

세 번째는 보증금의 기회비용을 무엇으로 볼 것이냐에 대한 문제이다. 우리나라는 해외와는 달리 보증금 비중이 높은 특성을 가지고 있다. 현재에는 명도 등을 고려하여 월세 대비 보증금 비중이 10배인 추세로 바뀌고 있으나, 2008년 3분기에 오피스 관리업체인 (주)SAMS가 조사한 자료에 의하면 강남권역의 3천평 미만인 오피스의 보증금 비중이 월세 대비 30배 이상으로 여전히 높은 비중을 차지하고 있었다. 이런 상황에서 보증금의 기회비용을 적절하게 고려하지 않을 경우 임대료 변화에 편의(bias)가 발생할 가능성이 있다.

지금까지 국내에서 진행된 연구의 대부분은 보증금의 기회비용 혹은 운용비용을 은행에 예금한 이자형태로 적용되어 왔다(이상경·이현석 2005; 손재영·윤민선 2007; 박윤희·이호병 2008; 이수정·조주현 2010a; 이수정·조주현 2010b). 그러나 실제 보증금은 은행에 예금하는 형태보다는 빌딩의 양도가액을 줄이는 레버리지 수단으로 사용되는 것이 일반적이다. 2000년 1월

부터 2011년 9월까지 전자공시에 공개된 빌딩매매사례에 따르면, 보증금이 매매금액을 줄이는 수단으로 사용되고 있으며, 2005년 이전에는 매매금액의 13%, 2005년 이후에는 매매금액의 11% 수준이 보증금으로 차감되어 거래가 되고 있다<sup>2)</sup>. 또한 오피스 임대시장에 보증금과 월세를 전환할 때 사용되고 있는 전월세전환율이 시장이자율보다 2배 이상 높게 형성되어 있고, 지역별·면적별로 다르게 나타나고 있는 것 역시 보증금의 기회비용을 단순히 시장이자율로만 해석하는 데에는 한계를 가진다(최막중·방제익 2002)<sup>3)</sup>.

선행연구의 네 번째 한계는 국내의 오피스 관련 연구의 대부분이 임대료를 결정하는 요인에 대한 연구는 이루어지고 있으나 공실률을 결정요인에 관한 연구는 부족하다는 점이다. 해외의 경우 공실률 관련 지표인 오피스 사용면적이나 흡수율에 대한 분석이 이루어지고 있지만, 국내에는 김정민·김준형(2010)의 연구를 제외하고는 공실률에 관한 연구가 부족한 상황이다.

이에 본 연구는 국내 자료상의 한계를 인정하여 공실률을 내재화한 구조모형을 추구하기 보다는 좀 더 기본적인 관계에 집중하여 임대료와 공실률 간의 구조분석을 수행하였다. 또한 임대료를 산정하는 데 있어 보증금이 레버리지 수단으로 사용됨을 인식하여 전월세전환율을 이용한 가상의 임대료를 산정하였다.

2) 전자공시(<http://dart.fss.or.kr>)는 ABS나 REITs를 통해 거래된 오피스 빌딩의 정보를 제공하고 있으며, 전자공시에 '양도 시의 실질적인 양도가액은 총 거래금액 중 임대보증금과 차입금을 차감한 금액이다'라고 명시되어 있다. 오피스 관리업체인 (주)메이트플러스의 매각매입 담당자와의 인터뷰에서도 대부분의 오피스가 매매금액에서 보증금을 제외한 채 양도가 이루어진다고 응답하였다.

3) 보증금이 레버리지 수단으로 활용될 때, 전월세전환율이 시장이자율보다 높을 수 있다는 것은 보증금 비중이 큰 주택시장에서 먼저 연구가 이루어졌다(이창무·정의철·이현석 2002).



### III. 자료 및 모형설정

#### 1. 임대료와 공실률 자료

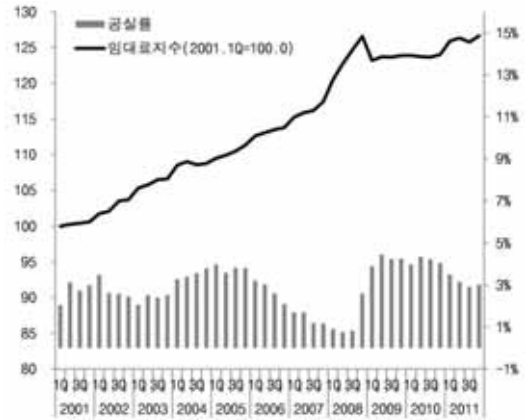
본 연구의 임대료 자료는 김지연(2009)의 연구에서 사용한 서울시 임대료 자료와 (주)부동산 114의 REPS 프로그램에서 공개된 호가 임대료 자료를 활용하여 2001년 1분기부터 2011년 4분기까지 11년간 개별빌딩의 분기자료를 이용하였다.

보증금의 기회비용을 적절히 고려하기 위해 보증금( $D$ )을 식(2)와 같이 시장이자율이 아닌 전환율( $i_c$ )을 이용하여 월세로 환산한 다음, 월임대료( $R_D$ )와 관리비( $M$ )를 더하여 가상적인 완전월세( $R_0$ )로 환산하였다. 환산된 월세의 시기별 가격변화를 추정하기 위해 반복매매모형을 이용하여 지수를 추정하였다. 지수 산정방식은 S&P/Case-Shiller 주택가격지수 산정에 사용되고 있는 Shiller(1991)의 반복매매지수를 활용하였다<sup>4)</sup>.

$$R_0 = D \times i_c / 12 + R_D + M \quad (2)$$

공실률 자료는 2003년 1분기부터 2011년 4분기까지는 (주)부동산114 REPS 프로그램의 서울시 오피스 공실률 통계자료를 이용하였으며, 2003년 이전의 공실률 자료는 오피스 관리업체인 (주)SAMS의 시장보고서 자료를 이용하여 공실률 정보를 구득하였다. 반복매매모형을 이용하여 산정된 임대료 지수 및 공실률 현황은 <그림 1>과 같다.

<그림 1> 서울시 임대료지수 및 공실률



#### 2. 모형 및 변수설정

##### 1) 임대료 결정요인 분석

선행연구의 결과를 살펴보면 임대료 변동은 공실률, 또는 공실률 변동, GDP, 유효임대료와의 차이에 의해 나타나고 있다. 임대료( $r$ )는 기본적으로 수요와 공급에 의해 결정되는 바 수요와 공급의 변수에 해당하는 공실률( $v$ )이 임대료에 영향을 미칠 것이며, 공실률이 높을수록 임대료에 음의 영향을 줄 것이라 판단된다. 이외에 유효임대료 산정에 고려된 대체비용(replacement cost)과 할인율( $i$ )의 경우 대체비용이 높을수록 할인율이 높을수록 임대료에 양의 영향을 보일 것으로 생각된다. 그러나 대체비용을 실제로 계산하기에는 쉽지 않기 때문에 대체비용이 물가수준으로 상승한다고 가정하여 물가지수( $cpi$ )를 대리변수로 활용하였다. 또한 본 연구에서는 금융위기 이후 임대시장 환경이 어떻게 변하였는지를 판단하기 위해 금융위기 더미( $d^f$ )를 추가하였다<sup>5)</sup>.

4) 지수산정 방식은 류강민·박수훈·이창무(2011)을 참고하면 된다.

$$r = f(v, cpi, i, d^c) \quad (3)$$

## 2) 공실률 결정요인 분석

공실률과 관련된 지표로 오피스 사용면적 또는 흡수면적이 있으며, 해외 선행연구의 경우 오피스 사무면적이 사무직 종사자수와 임대료 수준에 따라 달라지는 것으로 나타나고 있다. 본 연구 역시 사무직 종사자수(*office worker, ow*)가 많을수록, 임대료 수준(*r*)이 높을수록 공실률이 높아질 것이라 판단되어 변수로 추가하였다. 또한 김경민·김준형(2010)의 연구에서 고려한 국내총생산 변수(*gdp*)의 경우 기업의 투자 및 사업 확장으로 인해 인력과 시설 증대가 뒤따를 것으로 생각되어 오피스 공간수요를 증가시키는 원인이 될 것으로 보인다. 이 외에 오피스 공급량(*s*) 역시 공실률을 증가시키는 주요한 원인의 하나가 된다<sup>5)</sup>.

$$v = f(r, ow, gdp, s) \quad (4)$$

## 3. 계절성 조정 및 적정시차 선정

시계열 분석에서 주의해야 할 사항 중의 하나는 계절성이다. 일반적으로 사무직 종사자수와 오피스 공급량이 계절성을 가질 가능성이 높다. 기업의 경우 보통 봄, 가을의 공채를 통해 인력을 확보하는 것이 일반적이며, 오피스 공급량 또한 여름, 겨울은 공사를 진행하기에 무리가 있기 때문이다.

이러한 계절적인 요인들은 공실률에 큰 영향을 미치지 않을 것으로 판단되며, 본 연구에서는 사무직 종사자수와 오피스 공급면적 변수의 경우 4분기 이동평균으로 계절조정(*seasonal adjustment*)하였다.

시계열 분석에서 또 하나 주의해야 할 사항은 적정시차를 선정하는 작업이다. 본 연구에서는 임대료와 공실률의 특성을 고려하여 적정시차를 선정하는 과정을 거쳤다. 먼저 임대료 결정모형에서 임대료와 독립변수의 관계는 비교적 단기에 영향을 미치는 관계일 가능성이 높다. 이는 임대료가 연단위로 계약이 이루어지는 계약 임대료가 아니라 호가 임대료이기 때문이다. 호가 임대료의 경우 수시로 조정이 가능하기 때문에 임대인은 임차인을 모집하기 위해 시장상황에 맞게 임대료를 조정하려고 할 것이다.

반면 공실률은 임대료와 다른 양상을 보일 가능성이 높다. 공실률의 경우 호가 임대료와 다르게 임대계약에 의해 결정되며, 임대계약이 연단위로 이루어지는 것이 대부분이기 때문에 시장변화에 느리게 반응하게 된다.

공실률 결정모형의 독립변수로 고려된 사무직 종사자수와 오피스 공급량변수 역시 공실률에 바로 영향을 미치는 구조라기보다는 좀 더 장기적으로 공실률에 영향을 미칠 수 있다. 사무직 종사자수의 경우 경제성장으로 인해 사무직 종사자수가 늘어난다 하더라도, 오피스 공간을 바로 넓히지는 않기 때문이다. 왜냐하면 경제성장과 함께 회사가 성장하여 사원을 추가로 뽑는다 하더라도 사무실 면적을 바로 늘리는 것이 아니라 기

5) 물가지수와 할인율은 한국은행의 분기별 물가지수 및 3년 만기 회사채 금리를 이용하였다

6) 사무직 종사자수는 한국은행의 분기별 취업자수를 활용하였으며, 국내총생산은 한국은행의 분기별 계절조정된 명목금액을 사용하였다.

존에 있던 사무실의 개인공간을 줄이고 책상을 하나 더 놓는 식으로 신규인력을 수용하기 때문이다. 물론 경제의 지속적인 성장은 새로운 공간에 대한 수요를 만들게 되겠지만, 실제 오피스 사용면적을 늘리기까지는 시차가 존재할 수 있다.

공급변수인 오피스 공급량 또한 오피스가 공급된다고 해서 바로 그 공실이 주변 공실률 수준만큼 채워지는 것이 아니라, 임차인 모집과 홍보 등의 공실 안정화 기간<sup>7)</sup>이 소요되기 때문에 시차를 두고 공실률에 영향을 주게 된다.

이처럼 시장변화에 따른 임대료 변화는 비교적 단기에 영향을 받는 반면, 공실률 변화는 임대료보다 장기의 영향을 받을 것으로 판단된다. 따라서 본 연구는 이러한 임대료와 공실률의 특성을 감안하여 임대료 결정모형의 경우, 임대료와 독립변수의 관계를 현재시차일 때와 1분기전 시차일 때로 변화시켜 가며, 계수부호가 이론에 타당하고 유의성이 높은 시차를 적정시차로 선정하였다.

공실률 결정모형의 경우 연단위 계약으로 이루어진 것을 감안하여 4분기전(1년전)의 전후 2분기까지 시차가 발생할 수 있는 것으로 보고 적정시차를 선정하는 과정을 거쳤다. 즉, 공실률이 t기일 때 독립변수별로 t-6기에서 t-2기까지 변수를 넣고 빼는 과정을 반복하여 추정한 결과 중 계수부호가 이론에 부합하고 t-value의 절대값이 가장 높은 차수를 적정시차로 선정하였다<sup>8)</sup>.

## IV. 실증분석

### 1. 단위근 검정

시계열 분석에 앞서 가성회귀의 문제 여부를 판단하기 위해 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정은 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정과 PP(Phillips Perron) 검정을 이용하였으며, 변수는 차분의 용이성의 위해 로그변환 후 검정하였다. 검정 결과 <표 1>과 같이 모든 변수가 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타나 모든 변수가 1차 적분변수 I(1)인 것으로 보아도 무방한 것으로 판단하였고, 안정적인 시계열로 만들기 위해 변수를 차분하였다.

<표 1> 단위근 검정결과( $H_0$ : 단위근이 존재)

구분	임대료 지수	공실률	물가지수	회사채 금리	취업 지수	공급량	GDP	
수준	AD	-0.95	-2.35	-0.03	-2.32	-1.34	-0.05	-0.80
	F							
차분	PP	-0.94	-2.21	0.52	-2.33	-1.77	0.24	-1.09
	AD	-5.79	-4.98	-7.90	-6.02	-2.49	-4.86	-6.50
F		***	***	***	***		***	***
	PP	-5.79	-4.98	-9.72	-5.99	-2.76	-2.98	-6.72
		***	***	***	***	*	**	***

\*.p<0.1, \*\*.p<0.05, \*\*\*.p<0.01

차분한 결과 취업지수를 제외한 모든 변수가 유의수준 5% 내에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각한 것으로 나타났으며, 취업지수의 경우에도 유의수준 10% 내에서 PP검정 결과 유의한 것으로 나타났다. 차분한 변수의 기초통계량은 <표 2>와 같다. <표 2>에서 분기 평균 임

7) 실무에서는 공실안정화 기간을 1년 ~ 2년으로 보고 있다.

8) 부록에 공급량 변수의 적정시차를 결정하는 과정을 예시로 수록하였으며, 계수의 유의성이 확보되지 않을 경우, 시차를 더욱 크게 하여 유의성을 되도록이면 확보할 수 있는 방향으로 시차를 선정하였다.

대지수 상승률은 0.5%인 것으로 나타난 반면, 물가지수는 분기당 0.8% 상승한 것으로 나타나 임대료보다 물가지수의 상승이 더 크게 나타난 것을 알 수 있다. 이는 글로벌 금융위기 이후 임대료가 하락하면서 분석기간 동안의 임대료 상승을 둔화시켰기 때문으로 판단된다.

<표 2> 변수별 기초통계량(로그 차분값)

구분	평균	표준 편차	최소	최대	표본
임대료 지수	0.005	0.008	-0.027	0.026	43
물가지수	0.008	0.005	-0.003	0.021	43
공실률	0.009	0.241	-0.358	1.156	43
취업자수	0.003	0.002	-0.002	0.010	43
회사채 금리	-0.012	0.090	-0.247	0.142	43
GDP	0.016	0.014	-0.035	0.063	43
공급량	0.008	0.003	0.004	0.015	43
금융 위기더미 (2009년 1분기부터=1)	0.279	0.454	0.000	1.000	43

오피스 임차수요로 해석되는 취업자수의 경우 분기 평균 0.3%가 상승한 것으로 나타났으며, 국내총생산은 분기 당 1.6%가 상승한 것으로 나타나 물가상승보다 높은 수준의 상승이 일어난 것으로 보인다. 금융위기 더미는 2009년 1분기부터 2012년 4분기까지 1의 값을 가지며, 2009년 1분기 이전에는 0의 값을 가진다.

## 2. 모형 추정

임대료 결정 모형과 공실률 결정 모형은 가성 회귀 문제를 피하기 위해 로그 차분한 변수를 사용하여 분석하였으며, 자기상관(auto correlation)을 고려하기 위해 AR(1)항을 추가변수로 도입하

였다. 각 모형은 기본적으로 OLS를 이용하여 추정하였으며, 내생변수 간의 상호 연관성을 고려하기 위해 2SLS를 추가로 실시하였다. 분석결과는 <표 3>, <표 4>와 같으며, 본 연구에서 고려하고자 한 변수의 유의성이 대부분 유의한 것으로 나타났다.

모형별 추정결과를 살펴보면, <표 3> 임대료 결정모형의 경우 물가지수와 회사채금리가 양의 방향으로 유의하게 나타난 반면, 공실률이 음의 방향으로 유의하게 나타나 예상과 일치된 결과를 보였다. 또한 금융위기 더미의 경우 음의 방향으로 유의하게 나타났는데, 이는 금융위기 이전과 이후의 시장지표 변화에 대한 임대료 상승폭이 둔화된 것을 말한다. 쉽게 예를 들면, 금융위기 이전에 물가지수와 같은 여러 시장지표가 1%가 개선될 경우 임대료가 1% 상승했다면, 금융위기 이후에는 시장지표가 1% 개선되더라도 임대료가 1% 보다 낮은 수준으로 상승하게 되는 것을 의미한다. 이러한 시장 변화는 금융위기 이후 공실 증가에 대한 위험이 커지면서 임대인이 임대료 상승을 둔화시켰기 때문이라 생각할 수 있다.

<표 4>의 공실률 모형 역시 임대료와 취업자수, GDP가 유의수준 1% 내에서 유의하게 나타났으며, 공실률에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 공급량의 경우 공실률에 양의 방향으로 유의한 것으로 나타나 예상과 같은 결과를 보였다. 또한 모형에서 탄력성을 의미하는 추정 계수의 값을 살펴보면, 취업자수와 공급량, 임대료, GDP 변수 순으로 절대값이 작아지는 것으로 나타나, 수요·공급의 직접적인 지표라 할 수 있는 취업자수와 공급량이 공실률에 가장 큰 민감도를 보이고 있음을 알 수 있다.

〈표 3〉 임대료 결정모형

구분	OLS		2SLS	
	추정계수	t값	추정계수	t값
상수	0.0018	1.34	0.0017	1.11
물가지수	0.6960***	4.39	0.7043***	4.06
공실률(-1)	-0.0106***	-2.97	-0.0116***	-2.77
회사채금리	0.0288***	2.90	0.0280***	2.67
금융위기더미 (2009년 1분기부터=1)	-0.0043***	-3.08	-0.0042***	-2.92
AR(1)	-0.5082***	-3.27	-0.5089***	-3.11
R-square (adj,R-sq)	0.622 (0.568)		0.620 (0.564)	
DW-stat	2.046		2.038	
표본수	41		40	

\*.p<0.1, \*\*.p<0.05, \*\*\*.p<0.01

〈표 4〉 공실률 결정모형

구분	OLS		2SLS	
	추정계수	t값	추정계수	t값
상수	-0.0443	-0.59	-0.0425	-0.55
임대료 지수(-3)	12.0648***	4.44	12.7690*	1.88
취업자수(-3)	-38.7696***	-4.39	-39.3660***	-4.13
GDP	-10.2609***	-5.87	-10.2722***	-5.66
공급량(-5)	31.6778***	3.78	31.0707***	3.12
AR(1)	-0.0679	-0.57	-0.0645	-0.54
R-square (adj,R-sq)	0.724 (0.682)		0.723 (0.680)	
DW-stat	2.164		2.167	
표본수	39		38	

\*.p<0.1, \*\*.p<0.05, \*\*\*.p<0.01

한편 변수 간 상호관계를 고려하기 위해 실시한 2SLS의 경우, 대부분 OLS와 비슷한 계수값과 유의수준을 보였으나, 임대료 모형의 공실률 변수와 공실률 모형의 임대료 변수가 OLS 결과보

다 계수의 절대값이 소폭 상승한 것으로 나타났다. 이는 변수 간의 내생성을 고려할 경우 공실률과 임대료 간의 상호 영향관계가 더 크게 나타나고 있음을 의미한다.

## V. 결론

본 연구는 오피스 임대시장의 대표적인 지표라 할 수 있는 임대료와 공실률을 결정하는 요인들을 살펴보고 시계열 분석을 수행하였다.

분석에 앞서 국내외 선행연구를 살펴보고 그 한계점을 제시하였다. 먼저 조정 메커니즘으로 시장을 해석하는 부분에서 임대인 또는 시장참여자가 조정을 위해 기준이 되는 유효임대료나 자연공실률 등이 어떻게 추정하느냐에 따라 달라질 수 있는 문제가 발생한다는 점, 또한 해외에서 연구로 사용되는 오피스 사용면적 또는 흡수면적이 표본의 한계로 인해 오류가 있을 수 있다는 점. 그리고 국내 오피스 시장의 여건상 보증금에 대한 기회비용을 어떻게 볼 것이냐에 대한 점, 마지막으로 국내에 공실률 모형이 잘 다루어지지 않은 점을 언급하였다.

이러한 선행연구의 한계를 극복하고자 추정해서 나오는 지표보다는 시장에 존재하는 지표를 이용하였으며, 보증금의 보다 적절한 기회비용을 산정하기 위해 시장이자율 대신 전월세전환율을 활용하였다. 또한 선행연구를 통해 임대료 및 공실률에 영향을 미치는 요인을 파악하고 분석을 수행하였다.

분석 결과, 모든 변수가 이론에 부합하는 결과를 보였으며, 글로벌 금융위기 이후 동일한 시장 변화에도 임대료 상승폭이 둔화 또는 하락한 것

으로 나타났다. 이러한 시장의 변화는 금융위기 이후 공실 증가에 대한 위험이 커지면서 임대인이 임대료 상승을 둔화시켰기 때문이라 생각할 수 있다. 또한 공실률 결정모형에서 수요와 공급에 영향을 주는 취업자수와 공급량 변수가 다른 변수보다 3배 정도 높은 민감도를 보였다.

변수간 상호관계를 고려하기 위해 추가로 도입된 2SLS의 경우 공실률 모형의 3분기 전 임대료 변수의 유의수준이 1% 내에서 10% 내로 낮아진 것을 제외하고는 OLS결과와 계수값과 유의수준에서 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 그러나 각 모형의 독립변수로 사용된 임대료와 공실률 변수는 OLS 결과보다 계수의 절대값이 소폭 상승한 것으로 나타나, 내생성을 고려할 경우 공실률과 임대료 간의 상호 영향관계가 더 크게 나타나고 있음을 알 수 있다.

그러나 본 연구는 임대시장에 한정지은 분석이라는 것에 한계가 있다. 실제로 임대시장과 매매시장이 상호 밀접한 관계를 가짐을 감안하면 매매시장 분석이 추가로 이루어져야 할 것으로 보인다.

논문접수일 : 2012년 6월 1일

논문심사일 : 2012년 6월 10일

게재확정일 : 2012년 6월 26일

## 참고문헌

1. 곽윤희·이호병, "서울시 오피스 시장의 임대료 결정요인 분석", 「부동산학보」 제33권, 한국부동산학회, 2008, pp. 193-204
2. 김경민·김준형, "연립방정식을 활용한 오피스시장 예측모형", 「국토계획」 제45권 제7호, 대한국토·도시계획학회, 2010, pp. 21-29
3. 김경민·박정수, "서울 오피스 시장의 임대료 조정메커니즘: 자연공실률과 실질임대료 관계를 중심으로", 「국토연구」 제62권, 국토연구원, 2009, pp. 223-233
4. 김지연, "서울시 임대료 결정구조의 변화분석", 2009, 한양대학교 석사학위논문
5. 류강민·박수훈·이창무, "부동산 파생상품 개발을 위한 오피스 가격지수 산정", 「선물연구」 제19권 제4호, 한국파생상품학회, 2011, pp. 363-387
6. 손재영·윤민선, "서울시 오피스 건물의 자본환원을 결정요인", 「국토계획」 제42권 제2호, 대한국토·도시계획학회, 2007, pp. 163-178
7. 양영준·임병준, "서울시 오피스 시장의 균형에 관한 연구", 「부동산학연구」 제18권 제1호, 한국부동산분석학회, 2012, pp. 5-24
8. 이상경·이현석, "서울 오피스시장의 자본환원율과 조소득승수 추정에 관한 연구", 「국토계획」 제40권 제6호, 대한국토·도시계획학회, 2005 pp. 245-256
9. 이상경·이현석·손정락·최지희, "시계열 분석을 이용한 오피스 임대료 모형 구축", 「부동산학연구」 제15권 제3호, 한국부동산분석학회, 2009, pp. 5-17
10. 이수정·조주현, "벡터오차수정모형을 이용



- 한 서울 오피스시장의 Cap Rate 결정요인 분석", 「부동산연구」 제20권 제2호, 한국부동산연구원, 2010a, pp. 133-152
11. \_\_\_\_\_, "투자행태에 따른 서울 오피스빌딩 Cap Rate 연구", 「부동산학연구」 제16권 제4호, 한국부동산분석학회, 2010b, pp. 115-135
  12. 이창무 · 정의철 · 이현석, "서울시 보증부 월세시장의 구조적 해석", 「국토계획」 제37권 제6호, 대한국토 · 도시계획학회, 2002, pp. 87-97
  13. 최막중 · 방제익, "서울시 오피스 하위시장의 전월세환산률 차이에 관한 연구", 「국토계획」 제37권 제3호, 대한국토 · 도시계획학회, 2002, pp. 141-155
  14. 금융감독원 전자공시시스템,  
<http://dart.fss.or.kr>
  15. Hendershott, P., Lizieri, C. and G. Matysiak, "The Workings of the London Office Market", *Real Estate Economics*, Vol. 27 No. 2, 1999, pp. 365-387
  16. Shiller, R. J., "Arithmetic Repeat Sales Price Estimators", *Journal of Housing Economics*, Vol. 1, 1991, pp. 110-126
  17. Wheaton, W. and R. Torto, "Vacancy Rates and the Future of Office Rents", *AREUEA Journal*, Vol. 16 No. 4, 1988, pp. 430-436
  18. Wheaton, W., Torto, R. and P. Evans, "The Cyclic Behavior of the Greater London Office Market", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 15 No. 1, 1997, pp. 77-92

## <부 록>

공실률의 경우 연단위 계약으로 이루어진 것을 감안하여, 4분기전(1년전)의 전후 2분기까지 시차가 발생할 수 있는 것으로 보고 적정시차를 선정하는 과정을 거쳤다. 아래 표는 공급량의 적정시차를 결정하기 위한 절차이며, 5분기 전의 공급량이 계수부호가 이론에 적합하고 t-value가 가장 높은 유의성을 보이는 것으로 나타나 공급량 변수의 적정시차를 5분기 전으로 선정하였다. 5분기 전의 시차는 실무에서 1년에서 2년으로 고려하고 있는 공실안정화 기간에 해당하고 있다.

(부록 표 1) 공실률 결정모형(OLS, 공급량 시차 결정)

구분	공급량									
	4분기전(1년전)		4분기전 ± 1분기				4분기전 ± 2분기			
	4분기전		3분기전		5분기전		2분기전		6분기전	
	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값
상수	-0.0318	-0.39	0.0486	0.50	-0.0443	-0.59	0.1902*	1.76	0.0043	0.05
임대료 지수(-3)	11.1200***	3.68	13.5216***	4.33	12.0648***	4.44	14.6932***	4.66	13.1807***	4.55
취업지수(-3)	-43.8253***	-4.94	-44.6029***	-4.13	-38.7696***	-4.39	-38.6748***	-3.39	-32.9565***	-3.39
GDP	-9.0173***	-4.79	-9.2689***	-4.22	-10.2609***	-5.87	-10.4801***	-4.56	-11.7464***	-5.94
<b>공급량</b>	<b>30.0550***</b>	<b>3.22</b>	<b>18.4342</b>	<b>1.65</b>	<b>31.6778***</b>	<b>3.78</b>	<b>-0.9094</b>	<b>-0.08</b>	<b>25.4534***</b>	<b>2.76</b>
AR(1)	-0.1697	-1.31	-0.0535	-0.37	-0.0679	-0.57	0.0096	0.077	-0.0810	-0.65
R-square (adj.R-sq)	0.685 (0.638)		0.634 (0.579)		0.724 (0.682)		0.607 (0.547)		0.676 (0.627)	
DW-stat	1.931		1.860		2.164		1.931		2.157	
표본수	39		39		39		39		39	

\*.p<0.1, \*\*.p<0.05, \*\*\*.p<0.01