

글로벌 금융위기 이후 오피스 임대시장 구조변화 분석*

Structural Breaks of Office Rental Market in Seoul after Financial Crisis

류강민 Kang-Min Ryu**, 이병현 Byung-Hyun Lee**, 이창무 Chang-Moo Lee****

Abstract

Recent years after financial crisis have witnessed significant upward movement in both vacancy rate and rental price in seoul office rental market. Such an outcome runs contrary to the traditional view of rental office market operation. However, previous papers didn't estimate the effect of structural break. The purpose of this study is to analyze the change of relationship between asking rent and determinants in office market. The model was built by using serial data of 55 quarters from 2001 to 2014 including office rent index, consumer price index, office vacancy rate, interest rate in Seoul. And we used Chow-test to examines significant change and break point of structural change in office rental market.

At first, there were significant structural change of the determinants of consumer price index and vacancy rate in there first quarter 2009. Second, the effects of consumer price index is decreased by risk of vacancy rate, and negative effect of vacancy rate was changed positive effect by rent-free.

Keywords: Office Rental Market, Financial Crisis, Structural Break, Rent-free, Chow Test

I. 서론

1990년대 말 우리나라는 외환위기로 인해 국내 산업 전반과 부동산 시장에 많은 변화가 나타났다. 기업들은 외환위기로 인한 유동성 부족으로 보유한 부동산을 매각하고자 하였다. 부동산펀드, 부동산투자회사(REITs) 등 간접 투자방식의 도입과 외국 자본이

유입되면서 많은 오피스 빌딩 거래가 발생했는데, 이것이 투자자산으로서 역할을 하게 되었다(류강민, 박수훈, 이창무 2011). 또한 외환위기 이후 국내 경제가 빠른 회복세를 보임에 따라 오피스 임대수요의 증가로 공실률이 지속적으로 낮아지고 매매가격은 연평균 10% 이상 상승하였다. 이로 인해 오피스 빌딩에 대한 투자가치가 높아지면서, 신규 오피스 건설을 위

* 본 논문의 연구에 도움을 주신 젠스타 대표님과 투자자문본부의 임원 및 팀장 이하 직원분들께 감사드립니다. 또한 익명의 심사자분들로 인해 더 나은 논문을 작성하는 데 큰 도움이 되었습니다. 감사합니다.

** 젠스타 리서치팀 과장, 한양대학교 도시공학과 박사(제1저자) | Manager, Research Team, Genstar Co., Ltd., Ph.D. of Urban Planning, Hanyang Univ. | Primary Author | locsword@hanmail.net

*** 한양대학교 도시공학과 석사 | M.S., Dept. of Urban Planning, Hanyang Univ. | lbh4102@nate.com

**** 한양대학교 도시공학과 교수(교신저자) | Prof., Dept. of Urban Planning, Hanyang Univ. | Corresponding Author | changmoo@hanyang.ac.kr

한 투자로 이어졌다.¹⁾

그러나 2008년 9월 글로벌 금융위기와 함께 오피스 시장은 이전과는 다른 양상을 보이게 되었다. 글로벌 금융위기의 여파는 경기 침체와 함께 투자를 위축시켜 오피스 임대수요의 증가가 정체되었다. 반면 금융위기 이전에 신규 오피스 건설에 투자되었던 빌딩들이 준공되면서 낮은 수준을 유지하였던 공실률이 빠르게 상승하였다.

이러한 상황에서 오피스 임대시장에는 한 가지 특이한 상황이 발생한다. 일반적으로 수요와 공급의 지표인 공실률이 상승하면, 임대인은 안정적인 미래 현금 흐름에 대한 리스크에 따라 임대료를 낮추고 미래 현금 흐름을 보장 받는 선택을 하게 된다. 하지만 실제 시장에서 공개하는 명목임대료는 공실률의 상승에도 불구하고, 하락 없이 꾸준히 상승하고 있다. 이러한 상황은 일반적인 임대료와 공실률 관계로 이해하기에는 한계가 있다.

문제는 이러한 시장의 변화가 관측됨에도 불구하고 지금까지 오피스 임대시장에 관한 연구는 글로벌 금융위기 전후의 임대료와 공실률 관계 변화에 대해 언급하지 않고 있으며, 그 원인에 대한 고찰도 거의 없다는 점이다.

이에 본 논문은 글로벌 금융위기 전후로 임대인이 공개하는 명목임대료와 공실률 간의 관계에 구조적인 변화가 있다고 가정하고, 이를 임대료 모형에 적용하기 위해 계수에 상호작용항을 추가하여 확인하고자 한다. 임대료 모형은 류강민, 이창무(2012)가 제안한 모형을 활용하였다. 또한 상호작용항의 적용시기를 분기 단위로 다르게 하여 모형을 구성하고, Chow 통계량 검정을 통해 구조변화 여부와 구조변화 시점을 파악하고자 하였다. 그리고 이를 바탕으로 금융위

기 전후의 오피스 임대시장의 변화에 대해 시사점을 도출하였다.

II. 선행연구 검토 및 시사점

1. 선행연구 검토

오피스 임대시장에 대한 시계열 분석은 임대료와 공실률이 조정 과정을 통해 결정된다고 가정하여 임대료와 공실률이 서로 밀접한 관련이 있음을 논의하고 있다. 먼저 Wheaton and Torto(1988)는 임대료가 자연 공실률과 공실률의 차이에 의해 조정된다고 가정하고 있다. 또한 Wheaton, Torto, and Evans(1997)는 임대료가 공실률과 이전의 흡수율에 의해 조정되며, 흡수율에 사용되는 흡수 면적이 사무직 종사자수와 임대료의 조정 과정을 통해 결정된다고 가정함으로써 임대료와 공실률이 상호 조정을 통해 결정된다고 보고 있다.

Hendershott, Lizieri, and Matysiak(1999)는 임대료가 Wheaton and Torto(1988)가 언급한 자연 공실률과 실제 공실률의 차이뿐만 아니라 유효 임대료와 현재 임대료의 차이에 의해서도 임대료가 변화한다고 분석하였으며, 공실률과 연관된 공간 수요와 사용 면적이 임대료와 사무직 종사자수에 의해 영향을 받는다고 분석함으로써 임대료와 공실률 또는 그와 연관된 변수가 상호 간에 영향관계에 있음을 분석하였다.

국내의 연구 또한 공실률과 임대료의 관계가 상호 조정하에 나타난다는 관점에서 연구가 이루어졌다. 김경민, 박정수(2009)는 Wheaton and Torto(1988)의 연구를 국내 오피스 시장을 대상으로 분석하여 자연 공실률과 실제 공실률의 차이가 임대료를 변화시키

1) 류강민, 박수훈, 이창무(2011)의 연구에 의하면 2000년 1분기부터 2008년 3분기까지 연평균 14.3%의 가격 상승률을 보인 것으로 나타났다.

는 데 영향을 주고 있음을 분석하였다. 김경민, 김준형(2010), 류강민, 이창무(2012), 전해정(2012), 이무송, 유정석(2014)의 연구 역시 공실률과 임대료가 상호 간에 영향을 주고받는 관계에 있음을 분석하였다.

이외에도 임대료는 거시경제 변수의 영향이 존재하는 것으로 분석하고 있다. 이상경, 이현석, 손정락 외(2009)에서는 임대료가 경제성장률과 취업자수, 건축허가 면적에 시차를 두고 변화하는 것으로 나타났다. 양영준, 임병준(2012)과 이무송, 유정석(2014)은 경제성장률이 임대료에 영향을 미치는 것으로 분석하였고, 류강민, 이창무(2012), 전해정(2012)은 금리와 물가지수가 임대료에 영향을 미치는 것으로 분석하고 있다.

정리하면 선행연구에서 사용한 임대료는 대부분 명목임대료를 이용하여 분석하고 있으며, 임대료의 변화가 공실률의 변화와 밀접한 관련을 가지는 것으로 분석하고 있다. 또한 대부분의 연구가 공실률이 임대료에 음의 영향을 미치는 것으로 풀이하고 있으며, 금리와 물가지수, 경제성장률 등과 같은 거시경제변수 역시 임대료 변화에 영향을 주는 것으로 분석하고 있다.

2. 기존 연구와의 차별성

그러나 선행연구에서 살펴본 것과는 다르게 최근 오피스 임대시장의 공실률과 명목임대료의 관계를 살펴보면, 공실률이 상승하고 있음에도 불구하고 임대료 역시 상승하는 패턴을 보이고 있다. 종합부동산 서비스회사인 젠스타 자료에 의하면 2003년 1분기부터 금융위기 전후인 2008년 3분기까지 공실률은 1.1%p 하락하였으며, 명목임대료는 연평균 2.6% 상승한 것으로 나타났다. 또한 금융위기 이후인 2009년 1분기부터 2014년 3분기까지 공실률은 3.9%p 상

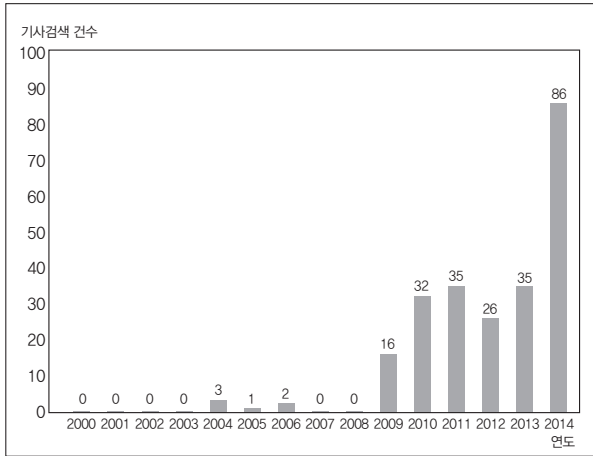
승하였으며, 임대료는 연평균 2.0% 상승률을 보였다. 이 수치만을 본다면, 공실률의 상승으로 인해 명목임대료 상승률이 낮은 것으로 해석할 수 있다. 그러나 물가상승률 대비 임대료 상승률을 비교하면 조금 다른 변화가 관측된다. 금융위기 이전의 연평균 물가상승률은 3.2%로 명목임대료의 연평균 상승률(2.6%)과 0.6%p의 차이가 나타난다. 반면 금융위기 이후의 연평균 물가상승률은 2.4%로 명목임대료의 상승률(2.0%)과 0.4%p밖에 차이가 나지 않는다. 이는 금융위기 이후에 공실률이 상승함에도 불구하고 물가 대비 명목임대료는 금융위기 이전보다 상대적으로 더 높은 상승을 보이고 있는 것이다.

공실률 상승과 더불어 명목임대료가 상승하는 현상에 대해 최근 논의되고 있는 것이 렌트프리(rent-free) 계약이다. 렌트프리는 임대차 계약기간 중 무상임차로 제공하는 기간을 의미한다. 예를 들어 렌트프리가 1개월인 경우 임차인은 전체 계약기간 중 1개월은 임대료를 지불하지 않고 무상으로 임차하며, 나머지 기간은 명목임대료 수준으로 실질임대료를 지불하게 된다. 렌트프리를 활용하면 임대인은 공실률이 상승하더라도 명목임대료를 유지한 채 실질임대료를 인할 수 있어 렌트프리로 인해 명목임대료와 공실률의 관계가 금융위기 이전과 다른 경향을 보일 수 있다.

이러한 렌트프리는 금융위기 이후에만 존재하는 것이 아니라 금융위기 이전에도 언급되었다. 그러나 렌트프리는 금융위기 이후에 본격적으로 도입된 것으로 보인다. <그림 1>은 인터넷 검색엔진²⁾을 이용하여 2000년부터 2014년까지 무상임차, 무상임대 또는 렌트프리의 검색어로 검색된 신문 기사건수를 보여준다. 이를 살펴보면 금융위기 이전에도 2004년과 2005년, 2006년에 각각 3건, 1건, 2건의 렌트프리에 대한 내용이 언급되어 있다. 그러나 검색건수는 많지

2) 인터넷 뉴스 검색엔진은 네이버(www.naver.com)를 활용하였음.

그림 1_ 인터넷 기사검색 건수



자료: 네이버포털사이트, www.naver.com. (2015년 3월 1일 검색).

않아, 2008년까지 전반적으로 렌트프리와 관련된 기사는 큰 이슈가 되지 않고 있다.

그러나 2009년부터 기사건수는 이전과 상당한 차이를 보이고 있다. 2009년부터 기사건수는 16건 이상으로 나타나고 있으며, 2014년에는 86건의 기사가 검색된 것으로 나타난다. 이로 볼 때 렌트프리는 과거에도 있었으나 본격적으로 도입된 시기는 금융위기 이후인 2009년부터 시작될 가능성이 높으며, 이러한 변화가 금융위기 이전과 이후의 공실률과 명목임대료 간에 구조적인 변화를 이끌 가능성이 있다.

Wheaton and Torto(1988) 역시 렌트프리나 임대 계약 기간 등이 명목임대료와 공실률 간의 관계를 파악하는 데 문제가 될 수 있음을 지적하고, 명목임대료 지표 대신 헤도닉 가격모형을 이용한 지수로 임대지표를 보완하여 임대료와 공실률 간의 관계를 살펴보았다. 또한 민성훈(2013)은 시장 상황이 악화되는 경우 실질임대료와 명목임대료는 그 차이가 더 커진다고 분석하고 있어, 명목임대료와 공실률의 관계가 금융위기 이후 렌트프리 영향으로 인해 달라질 가능성이 있음을 말하고 있다.

그러나 지금까지 분석된 국내 선행연구의 대부분

이 명목임대료와 공실률의 관계를 해석하는 데 있어, 글로벌 금융위기 전후의 오피스 임대시장을 동일한 시장으로 보거나 변수 간 관계 변화를 고려되지 않은 채 분석하는 한계를 가졌다(전해정 2012; 양영준, 임병준 2012; 이무송, 유정석 2014; 김지현, 정봉현 2014).

한편 류강민, 이창무(2012)는 금융위기 이후의 변화에 대해 더미변수를 추가하여 살펴보고자 하였고, 금융위기 이후에 시장지표 변화에 따른 임대료 상승폭이 공실 위험으로 인해 둔화되었다고 분석하여, 금융위기 전후에 시장변화의 가능성에 대해 언급하였다. 그러나 이 연구의 추정 결과는 금융위기 이후 오피스 시장의 변화를 해석하기에 문제를 가지고 있다. 이 연구는 시장지표의 변화에도 임대료 상승폭이 둔화되고 있음을 말하고 있으나, 앞서 살펴본 것과 같이 물가 대비 임대료 상승률은 금융위기 이전보다 금융위기 이후에 더 크게 나타나고 있다.

따라서 본 논문은 류강민, 이창무(2012)가 제안한 임대료 모형에 기초하여 기존 연구에서는 고려하지 않았던 금융위기 전후의 명목임대료와 공실률의 관계 변화의 여부와 그 원인에 대해서도 분석하고자 한다.

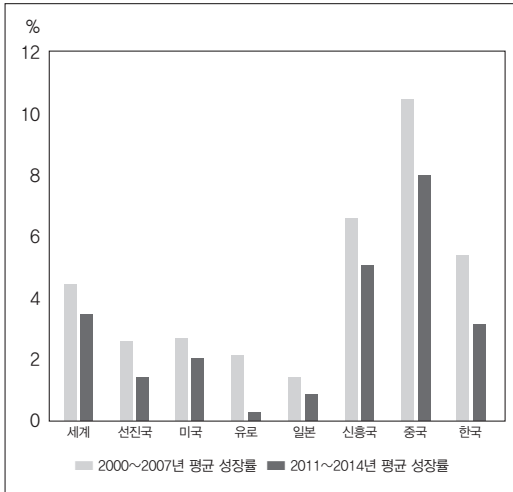
III. 글로벌 금융위기 전후의 오피스 시장

1. 글로벌 금융위기가 국내 시장에 미친 영향

2008년 9월 15일, 세계 4대 은행인 리먼브라더스 지주회사가 파산보호신청을 내고, 메릴린치가 브라운아메리카에 매도되면서 전 세계가 글로벌 금융위기와 함께 실물경제의 침체를 맞이하게 되었다.

이로 인해 유럽, 일본 등 주요 선진국은 잠재 성장이 하락하고 있으며, 총수요 부진도 동반되고 있다(<그림 2> 참조). 금융위기 이후 주요 선진국의 중

그림 2_ 금융위기 전후 주요 국가 성장률 변화



자료: 김선태 2015.

양은행이 강력한 통화확대 정책을 시행했지만, 실제 GDP가 잠재 GDP에 못 미치는 경우가 대부분이었고, 금융위기 이전과 대비하여 낮은 성장률을 보이고 있다(김선태 2015).

국내의 경우에도 구조적 요인에 의한 잠재 성장률과 함께 순환 경기의 회복세가 강하게 나타나지 않고 있는 상황이 지속되고 있다. 인구증가를 둔화, 소득분배 악화 및 기업투자의 부진, 생산성 회복의 제약 등 구조적 취약성으로 잠재 성장률이 상당 기간 하락 또는 정체하고 있는 양상이다. 그리고 국내 성장률의 경우 금융위기 이후 간헐적인 회복세가 진행되고 있으나, 금융위기 이전에 비하면 회복세가 상당히 미약한 상황이다(김선태 2015).

이러한 글로벌 금융위기의 여파로 인한 국내 경제의 낮은 성장과 설비투자의 감소는 오피스 임차수요 증가에 한계를 야기했다. 또한 준공 예정이었던 신축빌딩이 금융위기 이후 공급

되면서 오피스 임대시장의 공실률이 상승하게 되었다.

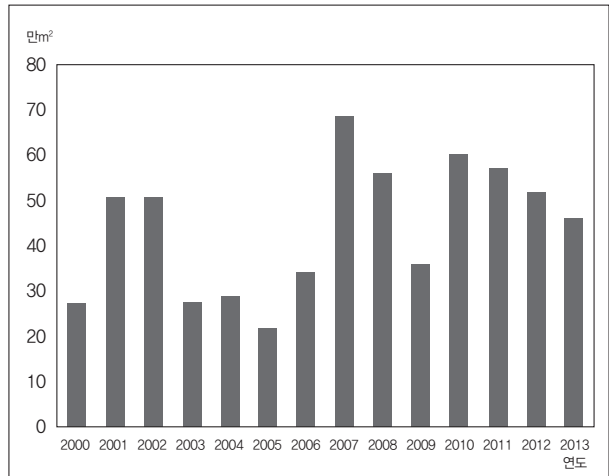
2. 오피스 임대시장의 수요와 공급

글로벌 금융위기 전후의 국내 오피스 시장을 공급적인 측면을 살펴보면, 리스크에 대한 고려가 되지 못한 개발계획으로 인하여 금융위기 이후에도 많은 오피스가 공급되고 있다. 종합부동산 서비스회사인 젠스타의 서울시 오피스 공급물량 추이를 살펴보면, 2000년부터 2006년까지 서울시 전체 연평균 오피스 공급량은 약 34만 7,000m²인 반면, 2007년부터 2013년까지 공급된 오피스 공급량은 연간 54만m²인 것으로 나타나 2007년 이전보다 1.5배 많은 공급이 이루어진 것을 알 수 있다(〈그림 3〉 참조).

또한 서울시의 오피스 공급 이외에도 판교지역에 오피스가 공급되면서, 금융위기 이전보다 많은 물량의 신규 공급이 이루어졌다.

이에 반해 서울시 사무직 종사자수 현황³⁾을 살펴

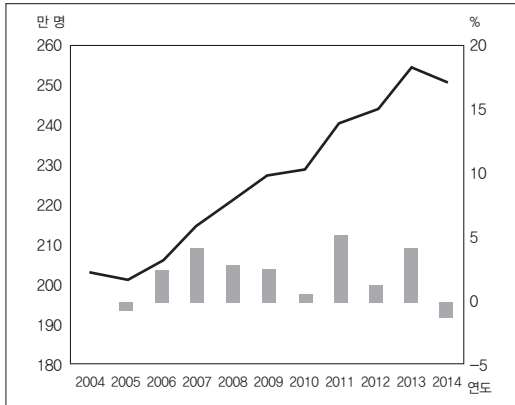
그림 3_ 서울시 연간 오피스 공급량



자료: 젠스타 내부자료, 2014.

3) 사무직 종사자수는 김상일(2005)의 직업별 사무직 종사자수 구분을 근거로 하여 관리자, 전문가 및 관련 종사자, 사무종사자로 선정하였음.

그림 4_ 서울시 사무직 종사자수 현황



자료: 통계청, www.kostat.go.kr. (2015년 3월 1일 검색).

보면 <그림 4>와 같이 지속적인 상승세를 보이고 있으나, 2011년과 2013년을 제외하고는 2007년부터 연간 변동률이 감소한 것을 확인할 수 있다.⁴⁾ 또한 최근 종사자수의 증가가 정책적인 요인으로 인해 상용직 근로자수의 증가보다는 일용직 증가자수에 기인한 것으로 볼 때, 오피스 임차수요의 증가율은 금융위기 이전보다 낮아진 것으로 판단된다.

이를 종합하면, 금융위기 이후 오피스 신규 공급량은 금융위기 이전보다 더 높은 수준으로 공급되고 있는 반면, 사무직 종사자수는 금융위기 이전보다 더 낮은 수준의 증가세를 보이고 있어 오피스 공실률이 상승한 것으로 파악된다.

3. 렌트프리 현황

그러나 앞서 논의했던 대로 글로벌 금융위기 이후 공실률이 상승했음에도 불구하고 물가 대비 명목임대료는 지속적으로 상승하여 왔다. 이는 렌트프리를 통해 명목임대료는 유지 또는 상승시키고 실질임대료는 인하한 결과일 수 있다. 주식회사 젠스타 자료

표 1_ 서울시 중대형 빌딩 렌트프리 현황

(단위: %)

구분	없음	1개월	2개월	3개월	3개월 초과	합계
도심권	30.9	14.8	23.5	25.9	4.9	100
강남권	30.7	20.2	26.3	22.8	0.0	100
여의도	32.4	11.8	26.5	26.5	2.9	100
기타	37.0	18.5	14.8	25.9	3.7	100
전체	31.6	17.2	24.2	24.6	2.3	100

자료: 젠스타 내부자료 2014.

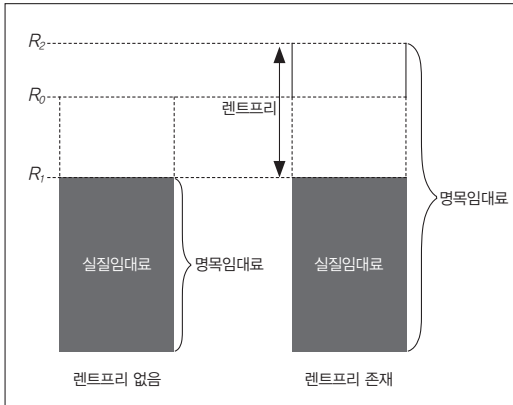
에 의하면 2014년 3분기에 서울시 5천 평 이상의 오피스 빌딩을 대상으로 렌트프리 수준을 조사한 결과 (<표 1> 참조), 조사 자료의 50% 이상에서 무상임차로 제공하는 렌트프리가 연간 2개월 이상인 것으로 나타나고 있다.

또한 조사 빌딩의 68.4%가 임대계약 시 렌트프리를 연간 1개월 이상 제공하는 것으로 나타나 렌트프리가 서울시의 중대형 오피스 시장에서 실질임대료와 함께 명목임대료를 낮추는 것이 아니라, 명목임대료는 유지 또는 상승시킨 채, 실질임대료를 낮추고 있음을 알 수 있다. 글로벌 금융위기 이후 렌트프리와 같은 임대계약 방식의 변화는 기존에 명목임대료와 공실률과의 관계를 변화시킬 것으로 판단된다.

렌트프리에 의한 실질임대료와 명목임대료, 공실률과의 관계를 좀 더 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저 공실률이 상승할 때, 실질임대료가 <그림 5>처럼 R_0 에서 R_1 으로 감소하는 역의 관계를 가진다고 하자. 이 경우 렌트프리가 없거나 일반적이지 않은 시장에서는 실질임대료와 명목임대료가 동일하게 나타나며, 공실률과의 관계 역시 실질임대료와 명목임대료가 동일하게 나타난다. 그러나 렌트프리가 존재하는 시장에서는 공실률이 상승하여 실질임대료가 동일하게 감소한다 하더라도 렌트프리에 의해 명

4) 2008년까지 연간 사무직 종사자수의 증가율은 2.3%로 나타났으며, 2008년 이후에는 연평균 2.1%의 증가율을 보인 것으로 나타나 임차수요의 증가에 정체가 나타났음을 알 수 있음.

그림 5_ 명목임대료와 실질임대료의 관계



목임대료는 실질임대료만큼 하락하지 않을 수 있으며, 오히려 상승할 가능성도 있다.

이로 인해 렌트프리가 존재하는 시장과 그렇지 않은 시장 사이에서는 공실률과 명목임대료와의 관계가 다르게 형성될 수 있다.

IV. 모형 설정

1. 임대료 모형

류강민, 이창무(2012)가 제안한 임대료 모형은 다음과 같이 t 시점의 명목임대료(r_t)변동이 물가(cp_t)의 변동과 금리(i_t), 그리고 공실률(v_t)의 변동에 의해 결정된다고 가정하고 있다.

$$\Delta r_t = \beta^c + \beta^v \Delta v_t + \beta^{cp} \Delta cp_t + \beta_i \Delta i_t + \epsilon_t \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

〈식 1〉에서 T 시점을 기준으로 종속변수와 독립변수 간의 구조적인 변화가 나타날 경우 상호작용항은 다음과 같이 고려할 수 있다.

$$\Delta r_t = (\beta_0^c + \beta_1^c D_T) + (\beta_0^v + \beta_1^v D_T) \Delta v_t + (\beta_0^{cp} + \beta_1^{cp} D_T) \Delta cp_t + (\beta_0^i + \beta_1^i D_T) \Delta i_t \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

〈식 2〉에서 D_T 는 더미변수이며, 자료의 시점이 T 시점 이후일 때 1, 이전일 때 0의 값을 가진다. 또한 독립변수 k 는 T 시점을 기준으로 T 시점 이전에는 β_0^k , T 시점 이후에는 $\beta_0^k + \beta_1^k$ 의 영향력을 가진다.

본 논문은 실증분석 결과 물가변수의 상호작용항과 상수항의 더미변수가 높은 상관관계를 가지는 것으로 나타나 〈식 2〉에서 상수항의 더미변수는 제외하여 〈식 3〉과 같이 재구성하였다.

$$\Delta r_t = \beta^c + (\beta_0^v + \beta_1^v D_T) \Delta v_t + (\beta_0^{cp} + \beta_1^{cp} D_T) \Delta cp_t + (\beta_0^i + \beta_1^i D_T) \Delta i_t \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

한편 오피스 임대시장의 구조 변화 유무는 Chow 검정을 이용하였으며, 〈식 2〉에서 추정된 ‘상호작용항의 계수값이 모두 0’이 귀무가설이 된다.

$$H_0: \beta_1^v = \beta_1^{cp} = \beta_1^i = 0 \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

Chow 통계량은 다음과 같이 계산한다. 먼저 k 는 제약된 모형의 변수 개수, p 는 제약된 변수의 개수, N 은 자료수, $ESS_{UR}(ESS_R)$ 는 제약되지 않은(제약된) 잔차제곱의 합(Sum of Squared of residuals)을 의미한다. 본 논문에서 제약된 모형은 〈식 1〉에 해당하고, 제약되지 않은 모형은 〈식 3〉이 된다.

$$F = \frac{(ESS_R - ESS_{UR})/p}{ESS_{UR}/(N-k)} \sim F(p, N-k) \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

한편 구조변화 시점은 사전에 알려지지 않은 확률변수이므로 이를 파악하는 것이 중요하다. 본 논문에서는 2001년부터 2014년까지 글로벌 금융위기를 전후로 하여 한 번의 구조변화가 나타났다고 가정하였으며, 분석기간 중 Chow 통계량이 최대가 되는 시점을 구조변화 시점으로 추정하였다.⁵⁾ 그러나 앞서 살펴본 것과 같이 금융위기 전후의 시점과 렌트프리

가 본격적으로 도입된 시기를 감안하여, 2008년 1분기부터 2010년 4분기까지를 대상으로 Chow 통계량이 최대가 되는 시점을 구조변화 시점으로 판단하였다.

V. 실증 분석

1. 자료 및 기초통계량

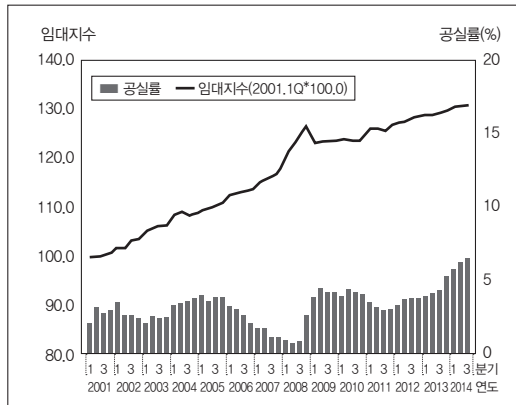
류강민, 이창무(2012)가 제안한 임대료 모형에는 명목임대료와 공실률, 금리와 물가지수 변수가 활용되었다. 본 논문에서도 임대료 지표와 공실률 지표를 산정하기 위해 종합부동산 서비스 회사인 젠스타의 서울시 오피스 임대자료를 이용하였다. 임대료 지표는 류강민, 이창무(2012)의 산정방법을 활용하여 임대지수를 추정하였다.⁵⁾ 공실률은 연면적을 가중치로 하여 표본의 평균 공실률을 지표로 활용하였다. 또한 지표표를 산정하는 데 준공된 지 3년 미만의 신축 오피스는 표본에서 제외하였다. 이는 신축 빌딩의 경우 연

면적이 크고 공실률도 높아 표본에 추가될 경우 지표의 변동에 큰 영향을 줄 수 있기 때문이다. 다시 말해서 신축 빌딩을 그대로 표본으로 활용할 경우 지표의 변동이 시장의 변화를 반영한 것이 아니라, 신축 빌딩 추가로 인한 변화가 반영되어 변수별 관계를 추정하는 데 편의(bias)가 발생할 소지가 있다.

이외에 한국은행의 경제통계시스템을 활용하였으며, 금리는 회사채 금리(AA-), 물가지수는 소비자물가지수를 활용하였다.

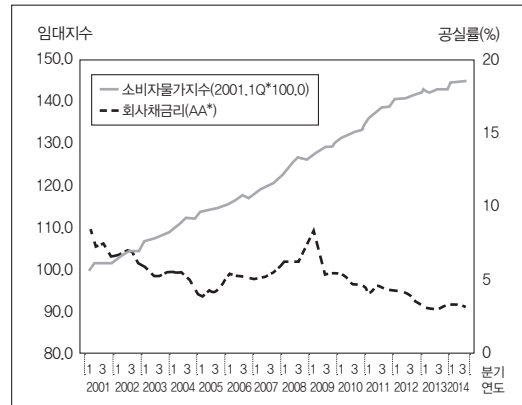
명목임대료 변수 및 소비자물가지수는 변수 해석 및 차분의 용의를 위해 로그 변환하였다. 또한 시계열 모형의 특성상 가성회귀로 인해 변수 간 상관관계가 제대로 나타나지 않을 수 있기 때문에 단위근을 검정하였으며, 금리를 제외한 변수가 단위근이 존재하는 것으로 나타나 모든 변수를 차분하였다. 차분 결과 물가를 제외하고는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 물가 역시 PP검정에서는 최종적으로 단위근이 존재하지 않는 것으로 판단된다.

그림 6_ 서울시 오피스 공실률과 임대지수



자료: 젠스타 내부자료 2014.

그림 7_ 회사채 금리 및 소비자 물가지수



자료: 한국은행 경제통계시스템, www.ecos.bok.or.kr. (2015년 3월 1일 검색).

5) 이창근, 김의준(2012), 임상수(2008), 임윤택(2003) 등이 Chow 통계량을 통해 구조변화 여부를 검증하고 있으며 신동현, 김동하, 조하현(2014), 박현수, 김태경(2007)은 분석 기간 동안 한 번의 구조변화가 나타난 경우 Chow 통계량이 최대가 되는 지점을 구조변화 시점으로 할 수 있음을 언급함.

6) 류강민, 이창무(2012)에서와 같이 보증금과 월세, 관리비를 환산임대료로 변환하여 Shiller(1991)의 가치가중 반복매매지수로 임대지수를 산정함.

표 2_ 단위근 검정(H0: 단위근이 존재한다)

변수	t 통계량			
	수준		1차 차분	
	ADF	PP	ADF	PP
임대료	4.86	4.63	-4.83***	-4.91***
금리	-2.54**	-2.49**	-6.15***	-6.09***
공실률	0.21	0.49	-5.38***	-5.48***
물가	9.64	9.63	-1.25	-3.39***

주: *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01.

표 3_ 변수별 기초통계량(차분)

변수	표본수	평균	최솟값	최댓값	표준 편차	
임대료	54	0.005	-0.027	0.026	0.008	
금리	54	-0.081	-1.500	1.100	0.487	
물가	54	0.007	-0.003	0.021	0.005	
공실률	54	0.001	-0.008	0.018	0.005	
시점 더미 (1=2008년 1분기부터)	×금리	54	-0.063	-1.500	1.100	0.385
	×물가	54	0.003	-0.003	0.021	0.005
	×공실률	54	0.001	-0.005	0.018	0.004
⋮						
시점 더미 (1=2010년 4분기부터)	×금리	54	-0.032	-0.600	0.430	0.144
	×물가	54	0.002	-0.001	0.019	0.004
	×공실률	54	0.000	-0.005	0.010	0.002

임대료 모형에 고려된 변수는 단위근을 고려하여 차분된 형태가 되며, <식 3>의 상호작용항 변수는 앞서 살펴본 것과 같이 글로벌 금융위기의 발생 시점과 인터넷 기사검색 건수를 통해 렌트프리가 본격적으로 도입된 시기가 2008년과 2009년에 나타난 것을 감안하여, 2008년 1분기부터 2010년 4분기까지 만 모형에 변수로 활용하였다.

변수별 기초통계량은 <표 3>과 같으며, 오피스 임대료는 분기별 0.5%가 상승하여 물가의 분기별 상승률인 0.7%보다 낮은 상승률을 보였다. 또한 금리의 변동은 음의 값으로 나타나고 있는데 이는 정부의 지속적인 금리 인하의 결과로 보인다. 반면에 공실률은 양의 값을 가지고 있어, 글로벌 금융위기 이

후 나타난 시장 침체와 공급물량의 증가가 공실률 상승에 많은 영향을 미치고 있는 것으로 판단된다.

상호작용항은 시점더미와 물가, 금리, 공실률 변수가 각각 곱하여 만들어지며, 해당 시점 이전에는 0의 값을, 해당 시점 이후에는 각각 물가, 금리, 공실률 변수의 값을 가지게 된다. 표본수는 총 55개 분기 중 전 분기 대비 차분을 한 형태이기 때문에 54개 분기의 자료에 모형에 활용되었다.

2. 모형 추정

임대료 모형은 가성회귀 문제를 피하기 위해 차분한 변수를 사용하여 분석하였으며, 자기상관(auto correlation)을 고려하기 위해 AR(1)항을 추가변수로 도입하였다. 적정 시차는 류강민, 이창무(2012)의 연구와 같이 변수별 다양한 시차를 시뮬레이션하여 이론에 맞고, 유의한 시차를 최종적으로 선택하였다. 시차 선택 결과 공실률 변

수가 임대료에 1분기 전에 영향을 주는 것으로 나타났다. 기타 변수는 임대료와 동일한 시점에 가장 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 또한 본

그림 8_ Chow 통계량

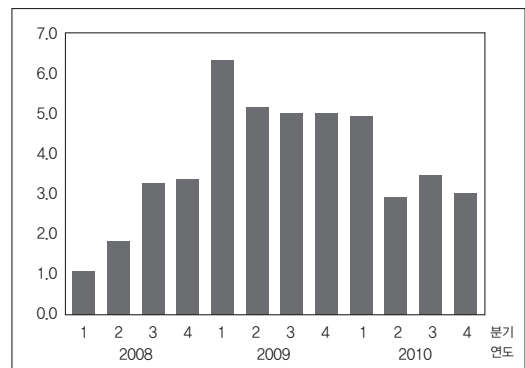


표 4_ 임대료 모형 분석 결과

변수	model 1		model 2 (2008년 1분기)		model 5 (2008년 4분기)		model 6 (2009년 1분기)		model 7 (2009년 2분기)		model 13 (2010년 4분기)	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
상수항	0,002	1,45	0,001	1,00	0,002	1,35	0,001	1,21	0,001	0,63	0,001	0,42
물가	0,591***	3,85	0,650***	3,56	0,739***	5,10	0,754***	5,63	0,805***	5,71	0,784***	5,18
공실률(-1)	-0,384**	-2,23	-0,504*	-1,73	-0,498*	-1,86	-0,664***	-3,06	-0,648***	-3,64	-0,547***	-3,10
금리	0,007***	3,78	0,004	1,39	0,004*	1,99	0,006***	3,23	0,007***	3,76	0,007***	3,92
시점더미 (1=해당 시기부터)	×물가		-0,001	0,00	-0,388**	-2,33	-0,399**	-2,63	-0,412**	-2,63	-0,242	-1,37
	×공실률 (-1)		0,375	0,98	0,406	1,12	0,906***	3,05	0,868**	2,63	0,825**	2,30
	×금리		0,006*	1,72	0,004	1,07	0,001	0,36	-0,006	-1,49	-0,005	-0,87
AR(1)	-0,286*	-2,00	-0,369**	-2,44	-0,415***	-2,80	-0,398***	-2,79	-0,409***	-2,76	-0,405	-2,95
R-square(adj,R-sq)	0,456 (0,410)		0,493 (0,412)		0,551 (0,479)		0,616 (0,554)		0,592 (0,527)		0,543 (0,471)	
Chow 통계량			1,095		3,355**		6,309***		5,157***		3,043**	
표본수	52		52		52		52		52		52	

주: *, p < 0.1, **, p < 0.05, ***, p < 0.01.

논문의 목적에 맞게 상호작용항을 2008년 1분기부터 2010년 4분기까지 고려하여 <식 1>의 모형과 상호작용항이 고려된 12개 모형을 합한 총 13개의 모형을 구성하였다.

Chow 통계량을 분석한 결과 2009년 1분기에 가장 높은 통계량을 가지고 있었으며, 유의수준 1% 내에서 유의한 것으로 나타나 구조적인 변화가 2009년 1분기를 기점으로 발생하였을 가능성이 높은 것으로 판단된다. Chow 통계량 이외에도 R-square 역시 2009년 1분기에서 가장 높은 값을 보였다.⁷⁾

한편, 2009년 1분기의 시점더미인 상호작용항이 고려된 model 6에서 2009년 1분기 전후의 계수 변화를 살펴보면, 다음과 같이 나타난다. 먼저 물가변수의 계수는 이중 로그인 관계로 탄력성을 의미하며, 2009년 1분기 이전에는 0.754로 물가가 1% 상승할 때 명목임대료가 0.75% 변하는 것을 말한다. 그러나 2009

표 5_ 2009년 1분기 전후 계수 변화

기간	물가	공실률	금리
2001년 1분기~2008년 4분기	0,754	-0,664	0,006
2009년 1분기~2014년 3분기	0,355	0,242	0,006
류강민, 이창무(2012)	0,696	-0,106	0,029

년 1분기 이후에는 0.355로 0.35%가 상승하는 것으로 나타난다.⁸⁾ 이는 류강민, 이창무(2012)에서 언급한 것처럼 금융위기 이후 시장 침체에 대한 부담으로 인해, 이전만큼 물가와 연동하여 명목임대료를 상승시키는 데 한계를 가지기 때문으로 해석된다(<표 4> 참조).

반면, 공실률 변수는 2009년 1분기 이전에는 -0.664로 추정되어 공실률이 1.0%p 상승할 때 임대료는 0.66% 하락하는 것으로 나타났다. 그러나 2009년 1분기 이후에는 0.242로 공실률 1.0%p 상승에 임대료가 오히려 0.24% 상승하는 것으로 나타나고 있

7) 나머지 시점별 추정 결과 및 Chow 통계량은 부록에 첨부함.

8) 2009년 1분기 이후 물가와 명목임대료의 관계는 <식 3>의 $\beta_3^* + \beta_4^*$ 에 의거하여 $0.355 = 0.754 + (-0.399)$ 가 됨.

다.⁹⁾ 이는 오피스 임대시장에 렌트프리로 인해 공실률을 상승에도 불구하고 명목임대료의 지속적인 상승에 의한 것으로 판단된다(〈표 5〉 참조).

이외에 금리변수는 유의 수준 1% 내에서 유의한 것으로 나타났으나, 상호작용항이 유의하지 않은 것으로 나타나 영향력의 구조적인 변화가 나타나지 않은 것으로 추정된다. 이처럼 금융위기 이후인 2009년 1분기를 기점으로 물가와 공실률이 명목임대료에 미치는 영향력의 변화가 있었음을 확인할 수 있다.

한편 본 논문의 결과와 기존의 류강민, 이창무(2012)의 연구 결과를 비교하였다. 그 결과 〈표 5〉에서 보는 것처럼, 분석 시기의 차이와 금융위기 터미여부의 차이가 존재하지만 물가와 공실률 변수의 계수가 본 논문의 구조변화 전후의 추정계수 사이에 존재하는 것으로 나타났다. 이는 구조적인 변화를 고려하지 않은 결과로 판단되며, 구조변화를 고려하지 않을 경우 임대료와 변수 간의 관계를 추정하는 데 문제가 될 소지가 있고, 향후 예측결과를 도출하는 데 있어서도 문제가 발생할 가능성이 높을 것으로 생각된다.

또한 금리의 경우 본 논문의 분석 결과 금융위기 전후의 영향력 변화가 없음에도 불구하고, 류강민, 이창무(2012)의 연구 결과와는 상당한 차이를 보이고 있다. 이에 대해서는 앞서 언급한 분석시기의 차이와 금융위기 터미여부의 차이 등 다양한 원인이 존재할 것으로 보이나, 구조 변화를 감안하지 못한 다른 변수와의 관계로 인해 편의가 발생할 가능성도 있을 것으로 판단된다.

VI. 결론

오피스 임대시장의 해석과 관련하여 기존 연구는 금융위기 이전과 이후가 같은 시장 상황으로 가정하고

분석하였다. 그러나 오피스 명목임대료는 글로벌 금융위기 이후 지속적인 오피스 공급과 임차수요 증가의 한계로 인해 공실률이 상승하는 상황에도 불구하고 지속적으로 상승하는 것으로 나타나 이전과는 다른 변수 간의 관계를 형성할 가능성이 높다. 또한 금융위기 이후 본격적으로 나타난 렌트프리와 같은 임대계약 방식은 오피스 시장의 구조적인 변화를 만들 것으로 판단하였다.

이에 본 논문은 글로벌 금융위기 전후에 오피스 임대료를 결정짓는 요인들의 변화가 있을 것으로 판단하여 류강민, 이창무(2012)의 임대료 모형에 상호작용항을 적용하여, Chow 통계량 검정으로 구조 변화 여부 및 구조변화 시점을 분석하였다. 분석 결과 2009년 1분기를 기점으로 변수 간의 구조적인 변화가 있는 것으로 나타났다. 변수별로 살펴보면, 먼저 물가의 영향력이 감소한 것으로 나타났다. 이는 류강민, 이창무(2012)에서 언급한 것처럼 금융위기 이후 시장 침체에 대한 부담으로 인해 이전만큼 물가와 연동하여 명목임대료를 상승시키는 데 한계를 가지기 때문으로 해석된다. 또한 공실률은 2009년 1분기 이전에는 임대료와 음의 관계를 보여 왔으나, 이후에는 임대료와 양의 관계를 보이는 것으로 나타났으며, 현재 오피스 임대계약 형태인 렌트프리와 관련이 있을 것으로 보인다. 다시 말해서 임대인은 렌트프리를 통해 실질임대료는 인하하지만 명목임대료는 유지 또는 상승시킴으로써 명목임대료와 공실률의 관계 변화가 나타난 것으로 생각할 수 있다.

본 논문은 기존의 연구에서 고려되지 못한 시장의 구조적인 변화를 감안하여 변수 간 관계를 보다 명확히 추정하고자 하였다. 그러나 오피스 시장에서 공실률이 상승하여 시장이 침체되었을 때, 왜 명목임대료를 인하하지 않고 렌트프리를 통

9) 물가와 마찬가지로 2009년 1분기 이후 공실률과 명목임대료의 관계는 $0.242 = (-0.664) + 0.906$ 으로 추정됨.

해 실질임대료만 인하하고 명목임대료를 유지 또는 상승시키려고 하는지에 대해서는 분석을 하지 못한 한계가 있다. 이에 대해 렌트프리가 매매가격을 유지 하기 위한 수단으로 활용되기 때문이라는 논의가 있으나, 아직 검증되지 않은 문제다. 이에 대해서는 추가적인 연구가 뒤따라야 할 것으로 보인다.

참고문헌 •••••

김경민, 김준형. 2010. 연립방정식을 활용한 오피스시장 예측모형. 국토계획 45권, 7호: 21-29.

김경민, 박정수. 2009. 서울 오피스 시장의 임대료 조정메커니즘. 국토연구 62권: 223-233.

김상일. 2005. 서울시 업무공간 수요 예측 및 공급가능성 진단. 서울: 서울연구원.

김선태. 2015. 글로벌 금융위기의 파장과 대응방안. 서울: KB금융지주 경영연구소.

김지현, 정봉현. 2014. 서울시 오피스 임대시장의 장기균형과 단기 조정 분석. 도시행정학보 27권, 2호: 133-146.

류강민, 박수훈, 이창무. 2011. 부동산 파생상품 개발을 위한 오피스 가격지수 산정. 산물연구 19권, 4호: 363-387.

류강민, 이창무. 2012. 서울시 오피스 임대시장의 공실률과 임대료 의 상호결정구조 분석. 부동산학연구 18권, 2호: 91-102.

민성훈. 2013. 오피스 명목임대료를 이용한 계약 및 수취임대료 추정모형 연구. 국토연구 79권: 63-76.

박현수, 김태경. 2007. GMM 방법을 이용한 부동산가격의 구조변화 검증. 부동산학연구 13권, 3호: 105-115.

신동현, 김동하, 조하현. 2014. 구조변화를 고려한 우리나라 전력 소비의 변동성 증가에 관한 연구. 에너지경제연구 13권, 2호: 131-169.

양영준, 임병준. 2012. 서울시 오피스 시장의 균형에 관한 연구. 부동산학연구 18권, 1호: 5-25.

이무송, 유정석. 2014. 연립방정식 모형을 이용한 서울 오피스 시장의 균형메커니즘 연구. 부동산학연구 20권, 1호: 19-38.

이상경, 이현석, 손정락, 최지희. 2009. 시계열 분석을 이용한 오피스 임대료 모형 구축. 부동산학연구 15권, 3호: 5-17.

이창근, 김의준. 2012. 금융위기 전후 지역 범죄발생 원인의 구조적 변화 분석. 도시행정학보 25권, 1호: 295-324.

임상수. 2008. 수도권 아파트 매매가격이 지방 아파트 매매가격에 미친 영향-참여정부의 부동산 안정대책에 따른 구조 변

화. 주택연구 16권, 3호: 83-100.

임윤택. 2003. 대전광역시 지가모형의 변화. 응용경제 5권, 3호: 213-231.

전해정. 2012. 오피스 임대료, 공실률 모형의 동학적 분석에 관한 연구. 부동산연구 22권, 3호: 215-233.

Hendershott, P., Lizzieri, C., and Matysiak, G. 1999. The workings of the London office market. *Real Estate Economics* 27, no.2: 365-387.

Wheaton, W. and Torto, R. 1988. Vacancy rates and the future of office rents. *AREUEA Journal* 16, no.4: 430-436.

Wheaton, W., Torto, R., and Evans., P. 1997. The cyclic behavior of the greater London office market. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 15, no.1: 77-92.

-
- 논문 접수일: 2015. 4. 14
 - 심사 시작일: 2015. 4. 22
 - 심사 완료일: 2015. 5. 29

요약

주제어: 오피스 임대시장, 금융위기, 구조변화, 렌트프리, Chow 검정

본 논문은 글로벌 금융위기 전후에 오피스 임대료를 결정짓는 요인들의 변화가 있을 것으로 판단하여 변수 간 관계 변화가 어떻게 나타났는지를 파악하고자 하였다. 기존 연구는 금융위기 이전과 이후가 같은 시장 상황으로 가정하고 분석하였다. 그러나 오피스 명목임대료는 글로벌 금융위기 이후 지속적인 오피스 공급과 임차수요 증가의 한계로 인해 공실률이 상승하는 상황에도 불구하고 지속적으로 상승하는 것으로 나타나 이전과는 다른 변수 간의 관계를 형성할 것이라 판단된다. 이에 기존 연구의 임대료 모형에서 활용된 물가지수와 공실률, 시장금리 변수를 이용하였으며, Chow 통계량 검정을 통해 구조변화 여부와 변

화 시점을 추정하였다.

분석 결과 2009년 1분기를 기점으로 변수 간의 구조적인 변화가 있는 것으로 분석되었다. 또한 변수별 관계 변화를 살펴보면, 물가의 영향력이 감소한 것으로 나타났다. 이는 시장 침체에 대한 우려로 임대인이 인식함에 따라 물가보다 낮게 임대료 상승을 유지하였기 때문으로 판단된다. 또한 공실률은 2009년 1분기 이전에는 임대료와 음의 관계를 보여왔으나, 이후에는 임대료와 양의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 이는 현재 오피스 임대계약 형태인 렌트프리와 관련이 있을 것으로 보인다.

[부 록]

부표 1 _ 임대료 모형 분석 결과

변수	model 2 (2008년 1분기)		model 3 (2008년 2분기)		model 4 (2008년 3분기)		model 5 (2008년 4분기)		model 6 (2009년 1분기)		model 7 (2009년 2분기)		
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값	
상수항	0,001	1,00	0,001	0,89	0,002	1,31	0,002	1,35	0,001	1,21	0,001	0,63	
물가	0,650***	3,56	0,753***	4,47	0,740***	5,06	0,739***	5,10	0,754***	5,63	0,805***	5,71	
공실률(-1)	-0,504*	-1,73	-0,552*	-1,97	-0,506*	-1,89	-0,498*	-1,86	-0,664***	-3,06	-0,648***	-3,64	
금리	0,004	1,39	0,004	1,63	0,004*	1,71	0,004*	1,99	0,006***	3,23	0,007***	3,76	
시점더미 (1=해당 시기부터)	×물가	-0,001	0,00	-0,191	-1,25	-0,356**	-2,30	-0,388**	-2,33	-0,399**	-2,63	-0,412**	-2,63
	×공실률 (-1)	0,375	0,98	0,483	1,32	0,436	1,29	0,406	1,12	0,906***	3,05	0,868**	2,63
	×금리	0,006*	1,72	0,006	1,60	0,005	1,53	0,004	1,07	0,001	0,36	-0,006	-1,49
AR(1)	-0,369**	-2,44	-0,391**	-2,62	-0,417***	-2,90	-0,415***	-2,80	-0,398***	-2,79	-0,409***	-2,76	
R-square(adj,R-sq)	0,493 (0,412)		0,512 (0,434)		0,550 (0,478)		0,551 (0,479)		0,616 (0,554)		0,592 (0,527)		
Chow 통계량	1,095		1,803		3,292**		3,355**		6,309***		5,157***		
표본수	52		52		52		52		52		52		
변수	model 8 (2009년 3분기)		model 9 (2009년 4분기)		model 10 (2010년 1분기)		model 11 (2010년 2분기)		model 12 (2010년 3분기)		model 13 (2010년 4분기)		
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값	
상수항	0,001	0,98	0,001	0,84	0,001	0,80	0,001	0,84	0,001	0,44	0,001	0,42	
물가	0,785***	5,59	0,801***	5,64	0,804***	5,66	0,756***	5,02	0,797***	5,33	0,784***	5,18	
공실률(-1)	-0,590***	-3,46	-0,602***	-3,57	-0,599***	-3,54	-0,559***	-3,10	-0,539***	-3,11	-0,547***	-3,10	
금리	0,006***	3,49	0,006***	3,52	0,006***	3,54	0,006***	3,52	0,007***	4,01	0,007***	3,92	
시점더미 (1=해당 시기부터)	×물가	-0,375**	-2,38	-0,398**	-2,53	-0,398**	-2,52	-0,325*	-1,87	-0,280	-1,64	-0,242	-1,37
	×공실률 (-1)	0,860**	2,62	0,869**	2,65	0,867**	2,63	0,782**	2,19	0,794**	2,27	0,825**	2,30
	×금리	0,000	0,07	0,000	-0,08	-0,001	-0,17	0,000	-0,03	-0,006	-1,05	-0,005	-0,87
AR(1)	-0,452***	-3,33	-0,455***	-3,40	-0,452***	-3,37	-0,404***	-2,91	-0,417***	-3,06	-0,405***	-2,95	
R-square(adj,R-sq)	0,583 (0,517)		0,583 (0,516)		0,582 (0,515)		0,541 (0,468)		0,553 (0,482)		0,543 (0,471)		
Chow 통계량	4,982***		4,988***		4,914***		2,943**		3,475**		3,043**		
표본수	52		52		52		52		52		52		

주: *.p < 0.1, **.p < 0.05, ***.p < 0.01.