



# *Journal of Real Estate Analysis*

<http://www.kabjrea.org>

May 2018, Vol.4, No.1, pp.95~118

## 오피스 부동산 공급량과 공실률 간 관계 분석 - 수도권 지역을 대상으로 -

### A Study on Relation between Office Supply and Vacancy Rate in Seoul Business Areas

김정욱\* · 이주영\*\*

Kim, Jung Wook · Lee, Ju Young

#### ■ Abstract ■

While economic feasibility analysis is very important to the business of new office supply, there have been insufficient robust studies on benefit estimation methods. This paper intends to investigate the relationships among the major variables of vacancy rate, new supply and rent, in the office market of Seoul Capital Area. If a new supply had significant effects on vacancy rate or rent, it would be necessary to adjust the economic benefit of a relevant project, with the effects in mind. To identify relationships among the variables, panel data were generated by using data from the Korea Appraisal Board's Commercial Real Estate Rental Trend Survey and ShinYoung Asset's the Office Scope. And a fixed effects model and an autoregressive distributed lag (ARDL) model were employed for analysis. The results of analysis show that correlations between office rent and new supply and between new supply and vacancy rate are not very great at the level of the whole Seoul Capital Area. This implies that new supply in the office market creates new economic benefit, rather than substituting for the existing rental facilities.

Key words : Seoul Capital Area office market, Vacancy rate, Rent, Office supply, ARDL

\* 한국개발연구원 규제연구센터 소장(주저자) | Director, Center for Regulatory Studies, Korea Development Institute  
| First Author | [awaker2@kdi.re.kr](mailto:awaker2@kdi.re.kr) |

\*\* 한국개발연구원 공공투자관리센터 연구원(교신저자) | Research Associate, Public and Private Infrastructure Management  
Center, Korea Development Institute | Corresponding Author | [jylee@kdi.re.kr](mailto:jylee@kdi.re.kr) |

## I. 서론

2017년 기준 서울과 분당권역의 오피스 거래(매매)시장은 약 8조 원 규모<sup>1)</sup>로 파악되고 있다. 경기변동에 따라 약간의 등락을 거듭하고 있으나 규모 자체는 꾸준히 성장하는 추세에 있다.<sup>2)</sup> 오피스의 신규공급은 대체로 민간이 주도하고 있으나, 공공기관(지자체 포함)에서도 도심지역을 중심으로 오피스 임대사업을 확장해오고 있다.

한편, 오피스빌딩은 상가빌딩과 더불어 상업용 부동산으로 일컬어진다. 이중 상가빌딩은 수익을 목적으로 상업 활동에 이용되는 부동산을 의미하며, 오피스빌딩은 일반적인 업무기능을 수행할 수 있는 공간을 제공하는 빌딩을 말한다. 위 두 가지 형태의 상업용 부동산 모두 나라의 경제상태를 대변하는 경제지표가 될 수 있으나, 각 부동산이 포괄하는 경제적 의미는 다소 차이를 가진다. 예를 들면, 상가의 공실률과 같은 지표는 해당 지역의 내수경제 활황도를 나타내는 특성을 가져 지역경제에 차별적으로 나타날 수 있다. 반면, 오피스는 내수경제뿐만 아니라 대외적인 경제적 영향도까지 반영하는 특성이 있다. 즉, 오피스의 거래시장은 지역경제를 넘어 국가경제까지 포괄하는 거시적인 특성을 지닌다.

이러한 측면에서 오피스 거래시장의 분석은 사회적 편익 및 국가 경제에 미치는 거시적 영향을 해석하는데 여러 가지 중요한 의미를 가질 수 있다. 특히, 예비타당성조사에서는 신규로

공급되는 오피스의 편익산정 여부에 대한 논의가 지속되어 오고 있는데, 이는 신규 오피스의 사회적 가치를 산정하는 것에 대한 기준 정립이 필요하다는 요구와 동시에 그 해답을 찾는 것이 얼마나 중요한지를 반증하고 있다. 이와 관련하여 본 연구에서는 다음의 중요한 질문에 대한 시사점을 제시하고자 한다.

첫 번째는 오피스 거래시장, 특히 임대시장에서의 신규 공급이 사회적 편익을 창출하는지를 살펴보는 것이다. 실제로 오피스 임대시장과 관련해서는 한국감정원을 비롯해 민간 전문자산컨설팅 업체 등이 다양한 분석을 내놓고 있다. 하지만, 이들 대부분은 수익성 분석에 그치고 있어 사회적 편익 측면에서의 논의는 부족한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 우리나라, 특히 수도권 오피스 시장에서 추가적으로 공급되는 오피스가 시장의 수요에 충분히 반응하는지, 그리고 해당 신규 공급이 사회적 편익으로 해석하는 것이 타당한지에 대한 단초를 밝혀내고자 한다.

두 번째는 신규 공급이 사회적 편익을 창출한다면 임대료 수준을 이러한 편익에 대한 객관적인 지표로 반영할 것인지에 대한 해답을 찾는 것이다. 그간 임대사업의 수요를 다른 임대건물에서 이전되는 수요로 간주함으로써 사회적 편익을 산정할 때 임대료 수입은 배제되어 왔다. 하지만, 주택시장에 통상적으로 적용되고 있는 주택 여과효과(filtering effect)<sup>3)</sup>가 오피스 시장에도 적용된다면 임대료 수입이 편익으로 간주될 수 있다.

1) (주)신영에셋(2017), 『Office Scope 2017, 4Q』.

2) 이러한 사실은 연간 거래건수(47건)와 거래면적(1.6백만㎡)의 증가 추세에서도 확인할 수 있음.

여과효과가 발생한다면 하향여과를 통해 신규로 공급된 오피스에 가장 양호한 기업이 이주를 하게 되고, 해당 기업들이 기존에 입주해 있던 오피스는 그다음 기업들이 차지하게 된다. 위 과정에서 신규 오피스로 이주해 온 기업은 기존보다 높은 임대료를 부담하게 되고, 기존 오피스에 이주해 온 기업들 또한 상대적으로 높은 임대료를 부담하게 될 것이다. 여기서 발생하는 편익은 임대료의 차이가 될 것이며, 임대료가 편익에 산정될 당위성을 가지게 되는 것이다. 만일 신규 오피스의 임대료 수준이 기존 임대료 수준에 큰 영향을 미친다면, 신규 오피스의 임대료 수준을 그대로 편익에 반영하기에는 어려움이 존재한다. 따라서 신규 오피스의 공급으로 인해 전반적인 임대료 수준이 변화하는가에 대한 분석이 필요하다.

물론, 이전 기업들의 임대료 부담에 대한 행정 자료를 구득할 수 없기 때문에 위 질문들에 대한 명확한 답을 제시할 수는 없다. 하지만, 일반적으로 신규 공급되는 오피스의 임대료가 높게 책정되는 상황을 기저에 두고, 본 연구에서는 신규 공급되는 오피스가 권역별 공실률 및 임대료 수준에 얼마나 의미 있게 영향을 미치는지를 살펴봄으로써 간접적으로 영향관계를 파악하고자 한다.

## II. 선행 연구 검토

### 1. 예비타당성조사 선행연구 사례

경제적 타당성(economic feasibility) 평가란 공공사업의 편익과 비용을 사회 전반적인 입장에서 측정하고 경제적 수익률 계산을 통해 사업을 평가하는 것이다. 반면 재무적 타당성(financial feasibility) 평가에서는 사회 전체의 입장이 아닌 사업 수행주체의 입장에서 실질적인 금전 수익과 비용만을 추정하고 재무적 수익률 산정을 통해 사업을 평가하게 된다.

재정(공공)사업 예비타당성조사에서 임대 편익 산정 시 이는 이전편익 성격이 존재함에 따라 대체로 사회적 편익으로 간주하지 않았으며 사업 수행주체의 입장에서 발생하는 현금 흐름이라 판단하여 재무적 타당성 평가를 수행하는 경우가 대부분이었다. 만일 신규로 투자되거나 창출되는 어떠한 공간이 '신규투자(편익)'라고 해석되는 경우 이는 사회적 편익(social benefit)으로 간주될 수 있으나, '이전투자(편익)'로 해석되는 경우 이는 사회적 편익에는 포함할 수 없기 때문이다.

그러나 예외적으로, 경제적 타당성 평가에 임대 수익을 포함한 사례는 존재한다. 먼저, 『김포 공항 합동청사 신축사업』 공공기관 사업 예비타

3) 주택 여과과정(혹은 효과)이란, 주택의 질적변화와 가구의 이동, 특히 소득 계층 간의 이동 관계를 설명하는 것으로 하향여과(filtering-down)와 상향여과(filtering-up)가 있음.

- 하향여과 : 고소득(상위) 계층이 사용하던 주택이 저소득 계층의 사용으로 전환되는 것을 나타내는 것으로, 저소득 계층이 고소득 계층이 속한 지역 혹은 인접한 지역으로의 지속적으로 이동하는 현상을 말함.
- 상향여과 : 저소득(하위) 계층이 사용하던 주택이 수선 및 재개발되어 고소득 계층의 사용으로 전환되는 현상을 나타내며, 구체적으로는 뉴타운과 같은 재개발 특구가 있음.

당성조사(KDI, 2012)에서는 경제성 분석의 주요 편익으로 임대 수익을 반영하였다. 이러한 근거로는 ‘임대료 이상의 경제적 편익이 발생하므로 임대료를 납부하고 해당 건물에 입주하는 선택을 하게 된다’는 판단 결과를 제시하였다. 다만 임대료는 편익에 직결되므로 신중하고 보수적으로 임대료 추정에 접근하였다. 『중합의료복합단지 개발사업』 공공기관 사업 예비타당성조사(KDI, 2014), 『공군 여의도부지 개발사업』 공공기관 사업 예비타당성조사(KDI, 2013) 등 2건의 조사사업 또한 임대료 수입을 경제적 타당성의 편익에 반영한 사례이다. 『중합의료복합단지 개발사업』의 경우 새롭게 창출되는 공간의 경제적 편익을 추정하는 변수로 ‘임대료’를 적용하였다. 이러한 근거로는, ‘임대료’라는 변수가 입주업체가 입주를 통해 얻을 수 있는 편익의 최소가치(즉, 지불의사)를 반영하고 있다고 판단하여, 임대료를 신규 창출된 입주 공간의 가치로 같은 것이다. 『공군 여의도부지 개발사업』 공공기관 사업 예비타당성조사에서도 같은 논리를 적용하여 임대료 편익을 반영한 바 있다. 『개포 9단지 아파트 재건축사업』 공공기관 사업 예비타당성조사(KDI, 2014)에서는 주거서비스 개선 편익 산정 시 주택의 시장 임대료를 적용하였다. 이는, 개별서비스에 대해 특정 가구가 경험하는 편익이 가구의 지불의사(WTP, willing to pay)에 반영되며, 주택 시장의 임대료는 이 WTP를 대변하고 있다는 판단이 전제되어 있다. 재건축 이전(현재 수준)의 임대료와 향후 공급될 예상 시장임대료와의 간극을 토대로 편익을 추정할 수 있다는 논리이다.

이밖에 선행 사례에서도 임대료를 경제적 편익의 항목으로 포함하여 추정한 사례가 존재하지만 신규 공급이 창출하는 수익을 편익으로 가정한 근거는 대부분 하우스필터링이었다. 그러나 이러한 효과는 오피스 시장과는 괴리가 있을 수 있다. 이에 본 연구에서는 오피스 시장에 대한 실증 연구를 통해 실질적으로 오피스의 신규 공급이 시장에 미치는 영향을 분석해보고 신규로 판단하는데 무리가 없는지 확인해 보고자 한다.

## 2. 일반 선행연구 사례

전해정(2012)과 주대한 · 김종진(2016)에서는 VECM(벡터오차수정 모형, vector error correction model)으로 수도권 오피스의 임대료 및 공실률과 기타 거시경제변수와의 동학적 상관관계를 분석하였다. 두 연구 모두 오피스 임대료와 공실률이 거시경제변수에 영향을 받으며 또한 상호연관성이 크다는 결과를 도출하였다.

김용창 · 양승철(2000)은 VECM(벡터오차 수정모형)을 이용하여 분석하였으며, 오피스 공급주기는 공급 시차와 임대료, 지가, 이자율 등에 의해 발생하며, 거시경제변수의 변화는 이들 가격변수에 영향을 주고 공급주기의 진폭을 변화시킨다고 하였다.

김경민 · 김준형(2010)은 이자율과 경제성장률, 임대료에 의해 공실률이 영향을 받고, 임대료는 공실률에 의해 변동된다고 하였다.

주기용 · 지규현(2013)은 OLS(회귀분석, ordinary least squares)를 이용해 오피스의 공급과 각종 거시경제지표가 공실률에 미치는 영향관계를 분

석하였다. 분석결과, 공급과 실업률이 증가하면 공실률이 증가하고, GDP와 이자율이 상승하면 공실률이 감소한다고 하였다.

### 3. 본 연구의 차별성

오피스 시장과 관련한 선행연구 사례를 살펴보면 많은 연구에서 공실률을 각종 거시경제지표와의 관련성을 살펴본 것으로 나타났다. 위 연구들과 달리 본 연구에서는 거시경제변수와 의 영향관계보다는 오피스 시장의 주요 관심변수인 공실률과 공급량, 그리고 임대료 간 상호관계를 밝혀 오피스 공급이 사회적 편익에 반영하는 것이 적절한지에 대한 결과를 도출하는데 집중하였다.

즉, 본 연구는 오피스 시장에서의 신규공급이 공실률에 미치는 영향을 살펴봄으로써 공급이 신규수요를 창출하여 사회적 편익으로 이어지는지, 그리고 이를 바탕으로 형성되는 임대료를 편익에 반영할 수 있는지에 대한 결론을 도출하는데 집중하고 있다.

## III. 자료 및 분석방법

### 1. 분석자료

본 연구의 주목적은 오피스 시장에서의 공실률과 신규공급량 간 상호 영향 관계를 파악하는 데 있다. 이러한 목적을 달성하기 위해서는 데이터를 이용한 엄밀한 실증 분석이 필요하다. 즉, 오피스 부동산의 (신규)공급량 및 가격과 같은 시장정보와 공실률과 같은 현황정보가 필수적이다.

하지만, 분명한 연구목적과 명확한 자료 수요에도 불구하고, 오피스라는 한정된 부동산을 정량적으로 그것도 엄밀하게 조사하여 보고하는 곳은 많지 않다. 이에, 본 연구에서는 불가피하게 서로 상이한 조사 주체가 수집한 데이터를 복합적으로 이용할 수밖에 없었다.

분석에 활용한 자료는 크게 2가지로, 한국감정원의 '상업용부동산 임대동향조사<sup>4)</sup>'와 (주)신영에셋의 분기별 오피스 시장 동향보고서인 'Office Scope<sup>5)</sup>'에 수록된 조사통계이다. 양 자료 모두 공통적인 권역별 구분을 수립해서 오피스 부동산 현황을 조사하였으며, 2009년 이후부터는 분

4) 한국감정원이 2002년부터 조사·보고하기 시작한 '상업용부동산 임대동향조사'의 조사는 <참고>에서 볼 수 있듯이 조사범위 및 단위와 같은 표본의 확대와 조사 주기의 변화가 있었음. 조사 최초작성시점인 2002년부터 2006년까지의 조사표본은 1,500개에 그치고 있었으나 2015년에 들어서 27,955개까지 확장하였으며, 조사 주기 역시 연간 및 반기별 보고하던 것에서 2009년부터는 분기별 보고로 변경되었음.

<참고> 「상업용부동산 임대동향조사」 표본

연도	'02 ~'06	'07	'08	'09	'10	'11	'12	'13	'14	'15 ~'17
조사주기	연간	반기		분기						
표본수	1,500				3,000		3,155	26,155	27,955	
작성기관	- 조사평가 : 한국감정평가협회 - 통계작성 : 한국부동산연구원						- 조사평가 : 한국감정원 - 통계작성 : 한국감정원			

기별 보고라는 동일한 조사시차를 가지고 있다. 권역별 구분의 구체적인 사항으로는 서울을 4개의 권역으로 나눈 CBD(중구권역, central business district), GBD(강남권역, Gangnam business district), YBD(영등포 및 마포권역, Yeouido Business District), ETC(그 외 서울 주요권역)와 경기도의 분당권역인 BBD(Bundang business district), 총 5개 권역으로 나누어 보고하고 있다.<sup>5)</sup>

각 자료에서 활용 및 추출한 정보를 살펴보면, 한국감정원의 '상업용부동산 임대동향조사'에서는 오피스의 공실률과 면적당 임대료 정보를 활용하였으며, (주)신영에셋의 'Office Scope'에서 신규 오피스의 공급량 정보를 활용하였다. Office Scope의 경우 임대료 정보와 공실률 정보를 모두 제공하고 있어 자료의 일치성을 확보하는 것에는 유리할 수 있었다. 그럼에도 불구하고 한국감정원의 '상업용부동산 임대동향조사'에서의 공실률과 임대료 정보를 사용한 이유는 (주)신영에셋의 'Office Scope'보다 더 크고 안정적 표본에서 도출되어 시장 대표성을 가진다는 장점이 있어서이다. 또한, 한국감정원의 자료로부터 확보한 공실률과 임대료 정보가 충분한 표본 범위 및 규모를 가짐으로써 모집단을 기꺼이 따를 것이라는 판단도 주요한 결정 요인이 되었다.

한편, (주)신영에셋의 자료로부터 확보한 오피스 신규공급량의 경우 조사기관 특성상 대규모 오피스 공급을 자연스레 추적하게 되어있고, 여타 상업용 부동산 조사통계와 비교해 공급 측면을 상대적으로 넓은 범위에서 추적하고 있었으며, 이로 인해 오피스 시장에서의 주요한 변화를 충분히 반영한다고 판단하게 된 것이 근거가 되었다.

정리하면, 양 자료는 상이한 표본을 통해 분석결과에 다소 bias를 가질 수 있다는 점은 공감한다. 하지만, 양 자료가 공통된 시장(권역)을 동일한 시점(분기)의 합치된 조사기간을 가지는 점과 분석에 활용될 대표 변수들이 시장 모집단을 충분히 모방한다는 점, 즉, 시장의 주요한 변화를 효과적으로 반영한다는 점 등을 충분히 고려하여 양 자료의 조합을 통한 분석을 최종적으로 결정하였다.

## 2. 분석방법

### 1) 고정효과(Fixed Effect) 모형

일반적으로 패널데이터를 이용한 고정효과모형은 권역 간 잠재되어 있는 특성을 감안하며, 이분산(heterogeneity)과 계열상관(serial correlation) 문제를 동시에 피할 수 있는 매우 좋은 방법론 중 하나이다. 본 연구에서는 이러한 고

5) 오피스 시장의 트렌드를 비롯해 임대시장 동향, 매매시장 동향, 분양시장 동향 등 다양한 오피스 시장의 현황 및 분석정보를 제공하고 있으며, 공실률과 임대료 정보뿐만 아니라 보증금과 관리비 정보도 존재함. 하지만, 한국감정원의 '상업용 부동산 임대동향조사'와 비교해 표본의 수가 작고, 표본의 편향성이 존재할 수 있다는 한계를 가진.

6) 그 외 부산, 대구와 같은 광역시와 강원, 충북과 같은 광역자치단체도 부동산정보를 제공하고 있기는 하나, 광역자치단체의 정보는 지역별(기초자치단체별) 편차가 매우 커 분석의 효용 가치가 크지 않을 뿐더러 본 연구의 목적 및 대상과 부합하지 않기 때문에 분석에 활용하지 않음.

정효과 모형을 종속변수 하나에 독립변수 하나를 대입한 매우 단순한 형태로 모형을 구성해 분석하였다.

이처럼 단순한 모형의 형태를 취한 이유는, 본 연구의 가장 큰 목적이 오피스 공급량, 공실률, 임대료 등 주요 변수 간 대의적 관계를 검증하고자 하는데 있기 때문이다. 풀어서 말하면, (1) 오피스의 신규공급이 공실률 또는 임대료에 미치는 영향, (2) 오피스 시장의 공실률과 임대료 수준 간 상호관계 등을 밝혀내는 것만으로도 본 연구는 충분한 의미를 가진다고 판단하였기 때문이다.

두 번째 이유는 두 가지 표본조사의 조합된 데이터를 활용함으로써 분석대상의 권역별 경계에서 미세하게 차이가 존재할 수 있다는 점을 감안하였기 때문이다. 즉, 추가적인 거시경제 정보의 산입 자체에 무리가 있다는 기본 인식 아래 변수 추가를 통한 기타 상황을 통제하는 것 보다는 모형의 단순화를 통해 최대한 직접적 영향관계를 밝히는 것이 유리하다고 판단하였다.

단순 모형의 경우 강건한(robustness) 추정치를 산출할 가능성이 낮는데, 이를 해결하기 위해 특정 분기에 발생할 수 있는 충격(shock)을 보정 해주는 분기고정효과를 추가한 모델도 함께 보고하였다. 다만 전술한 바와 같이 분석의 주 목적이 대의적 흐름을 밝힘과 동시에 자료 제약에 의한 bias가 있을 수 있다는 점을 고려하여,

분석 결과는 추정치의 크기(magnitude)가 아닌 부호(sign)를 해석하는데 집중하였다.

$$Model\ 1: Y_{it} = \alpha + \beta \cdot X_t + \gamma \cdot region_i + \varepsilon_{it}$$

$$Model\ 2: Y_{it} = \alpha + \beta \cdot X_t + \gamma \cdot region_i + \lambda \cdot quater_t + \varepsilon_{it}$$

## 2) 자기회귀시차모형(ARDL)

고정효과모형은 각 변수 간 상호 영향을 미치는 정도를 보여주지만, 각 권역별 지역적 특성을 반영하는 것에는 한계가 있다. 이러한 제약을 해소하고자 자기회귀시차모형을 이용해 권역별로 각 변수 간 특성을 한 번 더 살펴보았다.

자기회귀시차(ARDL, autoregressive and distributed lags) 모형은 종속변수와 독립변수 간 동적관계를 추정할 수 있는 모형으로, 독립변수 뿐만 아니라 종속변수의 과거 값을 동시에 설명 변수로 사용한다. 이를 통해 오차항의 자기상관 가능성을 줄여 주는 장점을 가지고 있다. 자기회귀시차 모형은 어느 정도의 시차를 모형에 담을 것인지에 대한 주관적 판단이 작용할 수 있다는 어려움도 내재되어 있다. 이러한 어려움을 타개하기 위해 본 분석에서는 Hill et al.(2012)<sup>7)</sup>의 네 가지 기준을 통해 적절한 시차 수준을 결정하여 분석하였다.

자기회귀시차 모형의 표현식은 ARDL(p, q)로 나타내며, p는 종속변수의 과거시차를, q는 독

7) 기준1 : 해당 시차 하에서 오차항에 대한 자기상관이 없는가?

기준2 : 추정계수의 부호와 크기가 경제학 이론에 부합하는가?

기준3 : 추정계수가 통계적으로 유의미한가?

기준4 : 해당 시차 하에서 AIC(Akaike Information Criterion)와 SIC(Schwarz Information Criterion)가 최소인가?

립변수의 과거시차 수준을 나타낸다. 다시 말해, ARDL(1, 2)는 모형 내 종속변수의 과거시차는 1기전까지만 포함되고, 독립변수의 과거시차는 2기전까지 포함됨을 의미한다.

분석결과는 고정효과모형 분석에서와 같은 이유로 추정치의 크기에 큰 의미를 두지는 않고 방향을 해석하는데 집중한다.

$$\text{Model 1: } Y_t = \alpha + \gamma_0 \cdot Y_{t-1} + \beta_0 \cdot X_t + \varepsilon_t \quad (\text{ARDL}(1,0))$$

$$\text{Model 2: } Y_t = \alpha + \gamma_0 \cdot Y_{t-1} + \beta_0 \cdot X_t + \beta_1 \cdot X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{ARDL}(1,1))$$

$$\text{Model 3: } Y_t = \alpha + \gamma_0 \cdot Y_{t-1} + \beta_0 \cdot X_t + \beta_1 \cdot X_{t-1} + \beta_2 \cdot X_{t-2} + \varepsilon_t \quad (\text{ARDL}(1,2))$$

$$\text{Model 4: } Y_t = \alpha + \gamma_0 \cdot Y_{t-1} + \gamma_1 \cdot Y_{t-2} + \beta_0 \cdot X_t + \beta_1 \cdot X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{ARDL}(2,1))$$

$$\text{Model 5: } Y_t = \alpha + \gamma_0 \cdot Y_{t-1} + \gamma_1 \cdot Y_{t-2} + \beta_0 \cdot X_t + \beta_1 \cdot X_{t-1} + \beta_2 \cdot X_{t-2} + \varepsilon_t \quad (\text{ARDL}(2,2))$$

#### IV. 공급량과 공실률 간 관계 분석결과

##### 1. 기초통계

앞서 설명하였듯이 분석을 위한 자료는 두 개의 상이한 표본조사 데이터를 이용하였으며, 분

석을 위해 패널데이터로의 구축을 선행하였다. 데이터셋의 시간 정보는 2009년 1분기부터 2017년 3분기까지의 길이를 담고 있다. 데이터셋이 가지는 기초통계는 아래 <표 1>과 같다.

<표 1> 기초통계

변수명	관측	평균	표준 편차	최소	최대
권역 (CBD 외 4개)	175	3	1.4	1	5
분기 (2009.1Q~2017.3Q)	175	18	10.1	1	35
공실률(%)	169	8.0	3.4	1.2	22.0
임대료(천 원/㎡)	169	18.6	3.9	13.7	28.1
신규공급량(천 ㎡)	175	58.7	76.4	0	384.0
누적 신규공급량 (천 ㎡)	175	1,483.4	882.2	67.2	3,531.0

변수는 권역과 분기, 공실률, 임대료, 오피스의 신규공급량과 누적 신규공급량으로 구성된다. 이러한 구성은 오피스 시장의 신규공급이 사회적 편익으로 해석할 수 있는지와 임대료 수준이 편익 산정에 객관적인 지표로 활용할 수 있는지를 밝혀내고자 하는 기본 연구 목적에 의해 정리하였다.

기초통계를 통해 변수들의 세부사항을 살펴보면, 전 권역에 걸쳐 분기별로 발생하는 평균 공실률은 8% 수준이고, 임대료는 평방미터(㎡)당 평균적으로 1만 8,600원 수준의 임대료를 보였으며, 매 분기별로 공급되는 신규 오피스 면적은 평균 5만 8,700㎡(약 1.8만평)로 나타났다.

한편, 공실률의 최소와 최대는 각각 1.2%와 22.0% 수준이고, 임대료의 최소와 최대는 각각 평방미터(㎡)당 13,700원과 28,100원이며, 신규



공급량의 최소와 최대는 각각  $0\text{m}^2$ 와  $384,000\text{m}^2$  (11.6만평)로 나타났다.

## 2. 고정효과(Fixed Effect) 모형 분석결과

1) 오피스 신규공급량과 임대료 간의 관계  
전통적인 경제학 이론인 수요-공급이론에 따르면, 수요량이 일정하게 유지될 때 공급량이 증가하면 가격(임대료)이 감소하게 된다. 이러한 이론적 배경 아래 공급량의 변화가 가격지표인 임대료에 영향을 주는지에 대해 살펴보고자 한다.

물론, 부동산과 같이 자산의 공급량 변화가 매우 장기(long term)에 걸쳐 시장에 투입되는 재화는 가격에 비탄력적인 성격을 가진다. 이에 반해 수요량은 가격에 매우 탄력적인 성향을 지니며, 그렇기 때문에 수요량의 변화가 매우 탄력적인 시장에서는 공급량의 변화가 시장에 미치는 영향이 다소 과소평가될 소지가 있다.

하지만, 공급량의 변화가 시장에 미치는 영향이 충분히 크다면 증가된 공급량과 임대료 간 의미 있는 변화가 관측될 것이라는 가정 하에 고정효과모형을 이용해 오피스의 신규공급량과 임대료 간 관계를 살펴보았다.

결과적으로, 임대료가 오피스의 신규공급량에 혹은 오피스의 신규공급량이 임대료에 미치는 영향 모두 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 분기고정효과를 추가한 모형에서도 동일한 결과를 보였다.

〈표 2〉 오피스의 신규공급량과 임대료 간 영향

종속변수 독립변수	신규공급량		임대료	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
임대료	-0.920 (5,256)	-4,390 (7,547)		
신규공급량			-0,000204 (0,00117)	-0,000596 (0,00102)
상수	77,29 (127,5)	156,6 (175,1)	24,15*** (0,201)	22,62*** (0,470)
권역고정	Yes	Yes	Yes	Yes
분기고정	No	Yes	No	Yes
관측치	169	169	169	169
R <sup>2</sup>	0,071	0,241	0,917	0,959
adj_R <sup>2</sup>	0,0426	0,0117	0,915	0,946

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(se)를 나타냄.

2) \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

## 2) 오피스의 공실률과 임대료 간의 관계

경제학적 관점에서 공실률의 증가는 오피스 부동산 시장에서 부동산의 초과공급에 기인하는 것으로 추측할 수 있으며, 이는 가격의 하락을 유도하게 될 것이다. 이러한 가설 아래 이번에는 오피스의 공실률과 임대료 간의 관계를 살펴보았다.

고정효과모형을 통한 구체적인 분석결과를 살펴보면, 모형 1 기준 임대료의 증대는 공실률에 양의 영향을 주는 것으로, 공실률의 증대는 임대료에 양의 영향을 주는 것으로 나타났다. 하지만, 특정 분기에 발생한 충격(shock)을 보정한 분기고정효과를 추가한 모형에서는 일관된 통계적 유의도를 보이지 않아 전체적으로 의미 있는 해석을 하기는 어려워 보인다.

결과적으로, 공실률과 임대료 간에는 상호 의미 있는 영향력을 주지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 양 변수 간 영향력 자체가 없다고 해석하기보다는 기타 변수에 대한 영향이 압도적으로 크기 때문으로 해석하는 것이 바람직해 보인다.

〈표 3〉 오피스의 공실률과 임대료 간 영향

독립변수	공실률		임대료	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
임대료	0.954*** (0.227)	0.373 (0.315)		
공실률			0.103*** (0.0244)	0.0289 (0.0243)
상수	-14.09** (5.504)	-2.232 (7.308)	23.22*** (0.283)	22.41*** (0.488)
권역고정	Yes	Yes	Yes	Yes
분기고정	No	Yes	No	Yes
관측치	169	169	169	169
R <sup>2</sup>	0.132	0.337	0.925	0.959
adj_R <sup>2</sup>	0.105	0.136	0.923	0.947

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(se)를 나타냄.  
2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

3) 오피스의 신규공급량과 공실률 간 관계  
다음은 오피스의 신규공급량이 오피스의 공실률을 줄이는데 얼마나 영향을 미치는지 살펴 보았다. 결과적으로, 오피스의 신규공급량과 공실률 간에는 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며, 분기고정효과를 추가한 모형에서도 동일한 결과가 나타났다. 아래의 분석결과가 의미하는 바는, 신규로 공급되는 오피스 부동산이 전체 오피스 부동산에 미치는 영향력 자체가 크지 않다는 것의 반증으로 이해할 수 있다.

〈표 4〉 오피스의 신규공급량과 공실률 간 영향

독립변수	공실률		신규공급량	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
신규공급량	0.00292 (0.00355)	0.00556 (0.00366)		
공실률			1.417 (1.720)	3.165 (2.082)
상수	8.779*** (0.611)	5.881*** (1.676)	42.42** (19.97)	37.82 (41.73)
권역고정	Yes	Yes	Yes	Yes
분기고정	No	Yes	No	Yes
관측치	169	169	169	169
R <sup>2</sup>	0.042	0.341	0.075	0.253
adj_R <sup>2</sup>	0.0121	0.142	0.0464	0.0266

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(se)를 나타냄.  
2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

#### 4) 분석결과 종합

고정효과모형을 통해 살펴본 수도권 오피스 시장의 신규공급, 공실률, 임대료는 상호간 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과가 가지는 시사점은, 신규 공급이 증가하여도 공실률이 변하지 않는다는 측면에서 오피스 시장 자체에서 지속적으로 신규수요를 창출하고 있으며, 이는 사회적 편익으로 해석할 근거가 된다는 점이다. 또한, 신규 공급이 임대료에도 영향을 미치지 않아 오피스의 신규 공급이 시장에 미치는 영향이 크지 않다는 사실을 알게 됨과 동시에 임대료 자체가 편익 산정에 반영될 근거가 될 수 있음을 확인하게 되었다.

한편, 임대료와 공실률 간 관계 등에서도 통계적으로 유의미한 관계를 확인할 수 없었는데, 오피스 시장에서의 외생적 혹은 내생적 충격 모두 시장이 흡수하고 있다는 사실을 간접적으로 확인할 수 있다.

## 3. 자기회귀시차(ARDL) 모형 분석결과

앞선 고정효과모형에서 오피스의 신규 공급은 신규수요를 창출한다는 본 연구의 중심 결과를 확인하였다. 하지만, 위 결과는 권역별 이질적인 부동산 시장을 평균화함으로 인해 변수 간 영향관계를 축소할 수 있다는 약점이 있다. 이러한 차원에서, 본 절에서는 자기회귀시차(ARDL)모형을 활용하여 세부권역별로 분석 대상의 범위를 제한하여 각 변수 간 영향력을 다시 한 번 살펴보고자 하였다.

우선, 자기회귀시차(ARDL)모형은 시계열 분석으로써 비정상적(non stationary) 시계열 변수를 이용해 회귀분석을 수행하면 가성회귀(spurious regression)의 문제가 생길 수 있다. 따라서 본 격적인 분석에 앞서 정상성 여부를 검토하기 위한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)의 단위근 검정(unit root test)을 실시하였다.

단위근 검정결과는 <표 5>와 같이 공실률과 임대료의 경우 모든 권역에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 이들의 경우 단위근이 존재할 때 일반적으로 처리하는 차분(difference)의 방식

&lt;표 5&gt; 단위근 검정결과

권역별	변수	신규공급량	공실률	임대료
CBD		0.037**	0.207	0.692
GBD		0.024**	0.574	0.612
YBD		0.020**	0.342	0.890
ETC		0.103	0.482	0.397
BBD		0.068*	0.510	0.892

주 : 1) 검정에 사용한 시차는 2기(t-2)까지 적용하였으며, 시간 추세를 포함한 결과임.

2) 각 값은 p-value를 나타냄.

3) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \* p(0.1).

을 이용해 분석에 적용함으로써 가성회귀의 문제를 피하고자 하였다.

## 1) 오피스의 신규공급량과 임대료 간 관계

## (1) CBD의 경우

다음 <표 6>은 CBD의 오피스 신규공급량과 임대료 간 자기회귀시차(ARDL) 모형의 분석결과이다. 우선, 1유형(Model1\_#)과 2유형(Model2\_#)에서 AIC와 SIC가 가장 작은 모형을 선정하였으며, 그 결과 1유형에서는 ARDL(1,2)이, 2유형에서는 ARDL(1,0)이 선정되었다. 또한, LM test 결과를 통해 시계열 상관도 함께 살펴보았다. 결과적으로, CBD의 경우 두 유형 모두에서 통계적으로 유의한 영향관계를 보이지 않는 것으로 나타났다.

&lt;표 6&gt; 오피스의 신규공급량과 임대료 간 관계 : CBD

변수	종속변수(Y) : 신규공급량					종속변수(Y) : Diff.임대료				
	독립변수(X) : Diff.임대료					독립변수(X) : 신규공급량				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
Y <sub>t-1</sub>	-0.091 (0.178)	-0.117 (0.183)	-0.135 (0.190)	-0.100 (0.183)	-0.115 (0.191)	0.015 (0.183)	0.005 (0.185)	0.014 (0.188)	0.009 (0.191)	0.019 (0.194)
Y <sub>t-2</sub>				0.207 (0.183)	0.190 (0.191)				-0.128 (0.190)	-0.119 (0.193)
X <sub>t</sub>	9.913 (21.378)	10.849 (21.801)	10.005 (22.546)	13.171 (21.793)	12.085 (22.644)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
X <sub>t-1</sub>		12.329 (21.738)	13.424 (22.317)	9.800 (21.749)	10.912 (22.461)		0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
X <sub>t-2</sub>			-1.012 (22.541)		-2.493 (22.592)			-0.001 (0.002)		-0.001 (0.002)
상수	59.713*** (17.344)	60.342*** (18.372)	63.586*** (19.665)	47.744*** (21.405)	51.686*** (23.002)	0.154 (0.154)	0.095 (0.182)	0.141 (0.198)	0.125 (0.196)	0.170 (0.214)
N	34	33	32	33	32	33	33	33	32	32
adj.R <sup>2</sup>	-0.050	-0.071	-0.108	-0.061	-0.108	-0.059	-0.081	-0.105	-0.109	-0.138
AIC	398.518	388.904	379.614	389.428	380.412	72.535	74.093	75.662	74.520	76.131
SIC	403.098	394.890	386.942	396.910	389.207	77.024	80.079	83.134	81.848	84.925
P>chi2	0.8259	0.9154	0.8285	0.9262	0.9827	0.7731	0.4854	0.3279	0.6339	0.2437

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(se)를 나타냄.

2) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \* p(0.1).

3) P>chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

## (2) GBD의 경우

다음 <표 7>은 GBD의 오피스 신규공급량과 임대료 간 자기회귀시차(ARDL) 모형의 분석결과이다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(1,2)이고 2유형에서는 ARDL(1,0)으로, 두 모형 모두 시계열 상관이 존재하지 않는다. 분석결과, 당기의 임대료 변화는 신규공급량에 양의 영향을 미치고 있으며, 또한 당기의 신규공급량은 임대료 변화에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만, 신규공급은 장기에 걸쳐 시장에 공급되는 비탄력적인 지표로 당기의 지표 간 영향을 상호 인과관계 측면으로 해석하기는 어려운 점이 있다. 따라서 이 분석 결과는 큰 의미를 부여하지 않고자 한다.

&lt;표 7&gt; 오피스의 신규공급량과 임대료 간 관계 : GBD

변수	종속변수(Y) : 신규공급량					종속변수(Y) : Diff.임대료				
	독립변수(X) : Diff.임대료					독립변수(X) : 신규공급량				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
$Y_{t-1}$	-0.155 (0.158)	-0.198 (0.182)	-0.200 (0.187)	-0.210 (0.187)	-0.202 (0.195)	0.091 (0.169)	0.071 (0.191)	0.065 (0.195)	0.114 (0.197)	0.111 (0.198)
$Y_{t-2}$				-0.064 (0.167)	-0.014 (0.198)				-0.214 (0.186)	-0.294 (0.207)
$X_t$	102.119** (38.930)	98.435** (40.308)	91.209** (43.188)	98.874** (40.930)	91.764** (44.740)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)
$X_{t-1}$		29.400 (45.268)	34.632 (47.486)	30.913 (46.115)	34.614 (48.387)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
$X_{t-2}$			-25.935 (45.874)		-24.257 (52.721)			0.000 (0.001)		0.001 (0.001)
상수	72.657*** (16.600)	74.184*** (17.194)	76.563*** (18.139)	79.429*** (22.160)	77.539*** (23.305)	-0.062 (0.070)	-0.076 (0.091)	-0.094 (0.111)	-0.054 (0.096)	-0.104 (0.111)
N	34	33	32	33	32	33	33	33	32	32
adj-R <sup>2</sup>	0.149	0.127	0.103	0.101	0.068	0.129	0.101	0.071	0.107	0.100
AIC	388,548	379,767	370,983	381,593	372,987	16,571	18,502	20,400	19,638	20,674
SIC	393,127	385,753	378,322	389,076	381,782	21,061	24,488	27,883	26,967	29,469
P>chi2	0.5031	0.9038	0.8036	0.7367	0.6543	0.9853	0.4896	0.1721	0.5648	0.8775

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(se)를 나타냄.

2) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \* p(0.1).

3) P>chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

## (3) YBD의 경우

다음 <표 8>은 YBD의 오피스 신규공급량과 임대료 간 자기회귀시차(ARDL) 모형의 분석결과이다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형 2유형 모두 ARDL(1,2)이며, 두 모형 모두 시계열 상관이 존재하지 않는다. 우선 1유형의 경우 임대료가 당기의 신규공급량에 양의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났으나, GBD와 마찬가지로 이를 해석하는 것은 바람직하지 않기 때문에 의미를 부여하지 않기로 한다.

&lt;표 8&gt; 오피스의 신규공급량과 임대료 간 관계 : YBD

변수	종속변수(Y) : 신규공급량					종속변수(Y) : Diff.임대료				
	독립변수(X) : Diff.임대료					독립변수(X) : 신규공급량				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
$Y_{t-1}$	0.117 (0.168)	0.098 (0.186)	0.058 (0.186)	0.162 (0.179)	0.124 (0.169)	-0.358** (0.154)	-0.298* (0.170)	-0.160 (0.160)	-0.231 (0.188)	-0.164 (0.174)
$Y_{t-2}$				-0.363* (0.179)	-0.474** (0.174)				0.176 (0.185)	-0.026 (0.188)
$X_t$	98.057** (37.680)	100.581** (41.298)	79.060* (43.017)	131.033*** (42.020)	109.984** (40.292)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.001** (0.001)	0.002** (0.001)
$X_{t-1}$		10.848 (43.502)	31.265 (45.349)	-4.824 (42.055)	18.729 (41.016)		-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
$X_{t-2}$			67.084 (42.774)		93.824** (39.675)			0.002*** (0.001)		0.002** (0.001)
상수	9.214 (10.971)	8.330 (12.775)	1.813 (13.751)	13.792 (12.435)	6.525 (12.478)	0.124** (0.046)	0.132*** (0.047)	0.070 (0.047)	0.112** (0.054)	0.070 (0.052)
N	34	33	32	33	32	33	33	33	32	32
adj-R <sup>2</sup>	0.126	0.092	0.133	0.180	0.299	0.243	0.237	0.383	0.232	0.358
AIC	366,454	358,731	348,155	356,207	342,114	-5,262	-4,105	-10,309	-1,826	-6,762
SIC	371,033	364,717	355,484	363,690	350,909	-0.773	1.881	-2,827	5,502	2,032
P>chi2	0.7783	0.3822	0.2984	0.5713	0.8892	0.1834	0.0668	0.3639	0.6446	0.3229

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(se)를 나타냄.

2) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \* p(0.1).

3) P>chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

한편, 2유형에서는 임대료에 당기의 신규공급량뿐만 아니라 2기전(t-2)의 신규공급량도 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 신규공급량이 임대료에 양의 영향을 미치는 것이 아니라,

오히려 YBD의 오피스 시장이 타 권역에 비해 매우 강하게 확장되어 가는 것으로 해석하는 것이 합리적으로 판단된다.

#### (4) ETC의 경우

다음 <표 9>는 ETC의 오피스 신규공급량과 임대료 간 자기회귀시차(ARDL) 모형의 분석결과이다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(1,2)이고 2유형에서는 ARDL(1,0)으로, 두 모형 모두 시계열 상관이 존재하지 않는다. 분석결과, ETC의 경우 CBD에서와 같이 두 유형 모두 통계적으로 유의미한 영향관계를 보이지 않는 것으로 나타났다.

<표 9> 오피스의 신규공급량과 임대료 간 관계 : ETC

변수	종속변수(Y) : 신규공급량					종속변수(Y) : Diff.임대료				
	독립변수(X) : Diff.임대료					독립변수(X) : 신규공급량				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
Y <sub>t-1</sub>	-0.175 (0.185)	-0.176 (0.193)	-0.166 (0.200)	-0.214 (0.195)	-0.202 (0.203)	-0.043 (0.180)	-0.033 (0.186)	-0.029 (0.189)	-0.028 (0.191)	-0.025 (0.195)
Y <sub>t-2</sub>				-0.210 (0.193)	-0.200 (0.202)				0.074 (0.189)	0.064 (0.195)
X <sub>t</sub>	-41.174 (47.797)	-41.219 (49.105)	-44.380 (50.735)	-43.400 (48.982)	-45.853 (50.773)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
X <sub>t-1</sub>		-2.704 (49.671)	-1.385 (51.133)	0.486 (49.591)	1.277 (51.219)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
X <sub>t-2</sub>			22.547 (50.423)	13.920 (51.183)			-0.000 (0.001)			-0.000 (0.001)
상수	89.965*** (19.137)	91.564*** (19.920)	89.704*** (20.938)	109.688*** (25.869)	106.925*** (27.206)	0.045 (0.074)	0.026 (0.098)	0.056 (0.126)	0.023 (0.101)	0.049 (0.130)
N	34	33	32	33	32	33	33	33	32	32
adj.R <sup>2</sup>	-0.006	-0.042	-0.078	-0.035	-0.078	-0.035	-0.067	-0.099	-0.100	-0.138
AIC	396.400	387.451	378.445	388.073	379.257	16.646	18.536	20.361	20.781	22.688
SIC	400.979	393.437	385.774	395.556	388.051	21.135	24.523	27.844	28.110	31.452
P>chi2	0.3723	0.5147	0.8968	0.6834	0.5507	0.6291	0.5228	0.0032	0.7590	0.0925

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(see)를 나타냄.

2) \*\*\* p(0.01, \*\* p(0.05, \* p(0.1,

3) P>chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

#### (5) BBD의 경우

다음 <표 10>은 BBD의 오피스 신규공급량과 임대료 간 자기회귀시차(ARDL) 모형의 분석결과이다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(1,2)이고 2유형에서는 ARDL(1,0)으로, 두 모형 모두 시계열 상관이 존재하지 않으며 통계적으로 유의미한 영향관계를 보이지 않는 것으로 나타났다.

<표 10> 오피스의 신규공급량과 임대료 간 관계 : BBD

변수	종속변수(Y) : 신규공급량					종속변수(Y) : Diff.임대료				
	독립변수(X) : Diff.임대료					독립변수(X) : 신규공급량				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
Y <sub>t-1</sub>	0.271 (0.194)	0.288 (0.199)	0.245 (0.198)	0.309 (0.209)	0.247 (0.211)	0.056 (0.206)	0.065 (0.213)	0.071 (0.217)	0.058 (0.216)	0.066 (0.219)
Y <sub>t-2</sub>				-0.085 (0.211)	-0.007 (0.212)				-0.281 (0.225)	-0.304 (0.230)
X <sub>t</sub>	-18.730 (36.711)	-20.610 (37.386)	-3.194 (37.960)	-22.164 (38.283)	-3.409 (39.381)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
X <sub>t-1</sub>		39.878 (37.567)	37.743 (36.698)	40.597 (38.313)	37.818 (37.664)		0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
X <sub>t-2</sub>			57.683 (38.584)		57.413 (40.281)			-0.001 (0.001)		-0.001 (0.001)
상수	58.163** (22.915)	53.871** (24.376)	46.954* (24.252)	59.211** (28.169)	47.448 (28.567)	0.134 (0.126)	0.115 (0.147)	0.155 (0.167)	0.095 (0.150)	0.149 (0.170)
N	28	27	26	27	26	27	27	27	26	26
adj.R <sup>2</sup>	0.007	0.007	0.069	-0.031	0.022	-0.070	-0.114	-0.150	-0.093	-0.120
AIC	333.546	323.484	311.010	325.286	313.008	41.002	42.920	44.589	42.743	44.098
SIC	337.543	328.667	317.300	331.765	320.557	44.890	48.103	51.068	49.034	51.647
P>chi2	0.5064	0.6357	0.4368	0.1679	0.3813	0.4105	0.2163	0.2312	0.9845	0.8073

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(see)를 나타냄.

2) \*\*\* p(0.01, \*\* p(0.05, \* p(0.1,

3) P>chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

## 2) 오피스의 공실률과 임대료 간 관계

#### (1) CBD의 경우

다음 <표 11>은 CBD의 오피스 공실률과 임대료 간 자기회귀시차(ARDL) 모형의 분석결과이다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(1,0)이고 2유형에서는 ARDL(1,2)으로,

두 모형 모두 시계열 상관성이 존재하지 않는다. 분석결과, CBD의 경우 공실률의 변화가 임대료의 변화에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 나타난 가운데, 2기전( $t-2$ )의 임대료는 당기의 공실률에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 11〉 오피스의 공실률과 임대료 간 관계 : CBD

변수	종속변수(Y) : Diff.임대료					종속변수(Y) : Diff.공실률				
	독립변수(X) : Diff.공실률					독립변수(X) : Diff.임대료				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
$Y_{t-1}$	0.005 (0.183)	0.006 (0.187)	0.009 (0.192)	0.011 (0.193)	0.012 (0.196)	0.197 (0.177)	0.182 (0.180)	0.236 (0.183)	0.222 (0.198)	0.252 (0.193)
$Y_{t-2}$				-0.091 (0.203)	-0.081 (0.207)				-0.099 (0.203)	-0.061 (0.198)
$X_t$	0.073 (0.100)	0.074 (0.103)	0.066 (0.107)	0.065 (0.113)	0.051 (0.115)	0.239 (0.325)	0.235 (0.328)	0.159 (0.325)	0.209 (0.341)	0.149 (0.332)
$X_{t-1}$		-0.007 (0.103)	0.018 (0.114)	0.009 (0.111)	0.025 (0.117)		0.198 (0.331)	0.204 (0.325)	0.200 (0.341)	0.204 (0.331)
$X_{t-2}$			-0.082 (0.113)		-0.068 (0.116)			-0.571* (0.328)		-0.559 (0.335)
상수	0.181 (0.127)	0.182 (0.131)	0.197 (0.138)	0.206 (0.143)	0.214 (0.146)	0.105 (0.231)	0.069 (0.242)	0.205 (0.249)	0.099 (0.254)	0.214 (0.256)
N	33	33	32	32	32	33	33	32	32	32
adj.R <sup>2</sup>	-0.048	-0.084	-0.115	-0.119	-0.152	-0.006	-0.028	0.041	-0.057	0.008
AIC	72.167	74.162	74.709	74.825	76.522	110.753	112.350	108.654	111.784	110.538
SIC	76.656	80.148	82.038	82.154	85.316	115.242	118.336	115.983	119.112	119.332
F-stat	0.8965	0.9295	0.4438	0.8162	0.6046	0.7972	0.2233	0.5971	0.5383	0.9410

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(see)를 나타냄.  
2) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \*p(0.1).  
3) P)chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

경제학적 관점에서 볼 때 가격(P)인 임대료의 증가는 거래량의 대리변수로 볼 수 있는 공실률의 증가를 촉발한다고 예상하는 것이 합리적이다. 이러한 사실에도 불구하고, 임대료가 공실률에 음의 영향을 미쳤다는 것은 오피스 시장이 확장적 추세에 있기 때문으로 해석할 수 있으며, 통계적 유의도 또한 10% 수준에 불과하기 때문에 큰 의미를 부여하기는 어려워 보인다.

## (2) GBD의 경우

다음 〈표 12〉는 GBD의 오피스 공실률과 임대료 간 자기회귀시차(ARDL) 모형 분석결과이다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(1,0)이고 2유형에서는 ARDL(2,1)으로, 두 모형 모두 시계열 상관성이 존재하지 않는다.

〈표 12〉 오피스의 공실률과 임대료 간 관계 : GBD

변수	종속변수(Y) : Diff.임대료					종속변수(Y) : Diff.공실률				
	독립변수(X) : Diff.공실률					독립변수(X) : Diff.임대료				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
$Y_{t-1}$	0.280 (0.179)	0.226 (0.195)	0.238 (0.207)	0.334 (0.207)	0.323 (0.208)	-0.063 (0.175)	0.078 (0.172)	0.101 (0.183)	0.069 (0.165)	0.080 (0.189)
$Y_{t-2}$				-0.261 (0.199)	-0.380 (0.232)				0.128 (0.166)	0.114 (0.203)
$X_t$	-0.148** (0.059)	-0.141** (0.061)	-0.154** (0.067)	-0.156** (0.064)	-0.142** (0.065)	-1.054* (0.517)	-1.118** (0.479)	-1.157** (0.475)	-1.065** (0.463)	-1.085** (0.498)
$X_{t-1}$		-0.045 (0.061)	-0.046 (0.063)	-0.006 (0.068)	0.007 (0.069)		1.253** (0.509)	1.371** (0.529)	1.328** (0.496)	1.352** (0.537)
$X_{t-2}$			-0.010 (0.064)		-0.072 (0.073)			-0.294 (0.555)		-0.086 (0.673)
상수	0.061 (0.053)	0.071 (0.055)	0.066 (0.058)	0.068 (0.056)	0.078 (0.057)	0.209 (0.165)	0.106 (0.158)	0.064 (0.155)	0.038 (0.156)	0.043 (0.162)
N	33	33	32	32	32	33	33	32	32	32
adj.R <sup>2</sup>	0.130	0.117	0.096	0.150	0.149	0.063	0.198	0.204	0.213	0.183
AIC	16.510	17.893	20.016	18.063	18.873	90.357	86.107	82.240	81.871	83.852
SIC	20.999	23.879	27.344	25.392	27.667	94.847	92.093	89.568	89.200	92.646
F-stat	0.7847	0.3686	0.1875	0.8219	0.9760	0.0326	0.9168	0.5593	0.5278	0.4383

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(see)를 나타냄.  
2) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \*p(0.1).  
3) P)chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

우선, 공실률이 임대료에 음의 관계를 가지는 것으로 나타났는데, 이는 오피스의 초과공급/수요가 임대료에 즉각적으로 영향을 미치고 있는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 당기의 임대료는 공실률에 음의 영향을 미치고, 전기( $t-1$ )의 임대료와 당기의 공실률은 음의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 전기의 임대료 변화가 공실률 변화를 즉

각적으로 주도하고 있으며, 또한 변화된 공실률에 따라 임대료도 적정수준으로 조정되고 있음을 보이고 있다.

금번 분석을 통해 확인할 수 있는 또 하나의 사실은 공실률이 임대료에 미치는 영향이 임대료가 공실률에 미치는 영향보다 더 즉각적이라는 것이다.

### (3) YBD의 경우

다음 <표 13>은 YBD의 오피스 공실률과 임대료 간 자기회귀시차(ARDL) 모형의 분석에 대한 결과이다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형과 2유형 모두 ARDL(1,0)이다.

<표 13> 오피스의 공실률과 임대료 간 관계 : YBD

변수	종속변수(Y) : Diff.임대료					종속변수(Y) : Diff.공실률				
	독립변수(X) : Diff.공실률					독립변수(X) : Diff.임대료				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
Y <sub>t-1</sub>	-0.385** (0.166)	-0.361** (0.170)	-0.312** (0.177)	-0.244 (0.181)	-0.204 (0.185)	-0.004 (0.171)	-0.007 (0.175)	-0.037 (0.195)	-0.043 (0.195)	-0.036 (0.199)
Y <sub>t-2</sub>				0.300 (0.178)	0.285 (0.179)				-0.024 (0.206)	-0.022 (0.209)
X <sub>t</sub>	-0.048 (0.057)	-0.047 (0.057)	-0.043 (0.058)	-0.046 (0.057)	-0.045 (0.057)	-0.445 (0.537)	-0.478 (0.587)	-0.516 (0.639)	-0.457 (0.624)	-0.530 (0.663)
X <sub>t-1</sub>		0.045 (0.054)	0.056 (0.059)	0.059 (0.057)	0.058 (0.057)		-0.090 (0.583)	-0.001 (0.628)	-0.057 (0.613)	0.011 (0.648)
X <sub>t-2</sub>			-0.068 (0.061)		-0.060 (0.060)			0.242 (0.627)		0.240 (0.639)
상수	0.175*** (0.046)	0.163*** (0.048)	0.168*** (0.049)	0.114* (0.056)	0.119** (0.057)	0.206 (0.144)	0.222 (0.177)	0.180 (0.200)	0.213 (0.187)	0.183 (0.206)
N	33	33	32	32	32	33	33	32	32	32
adj_R <sup>2</sup>	0.117	0.107	0.121	0.169	0.169	-0.041	-0.076	-0.113	-0.118	-0.155
AIC	-0.171	1.057	2.461	0.692	1.489	75.832	77.805	78.218	78.377	80.204
SIC	4.319	7.043	9.790	8.021	10.283	80.321	83.791	85.546	85.706	88.998
P>ch2	0.0556	0.0472	0.0500	0.5847	0.5802	0.5775	0.6136	0.5111	0.9859	0.4126

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(see)를 나타냄.  
2) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \* p(0.1).  
3) P>ch2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

2유형의 선정모형은 시계열 상관이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 1유형의 선정모형은 시계열 상관이 존재하는 것으로 나타났다. 1유형의 경우 통계적으로 유의한 변화가 있는 것으로 나타났지만, 이는 표준오차 추정에 문제가 있는 것으로 볼 수 있기 때문에 결과해석에 의미를 부여하는 것은 바람직하지 않다. 즉, YBD의 경우 공실률과 임대료 간 통계적으로 유의미한 변화가 관측되지 않는다.

### (4) ETC의 경우

ETC의 경우 AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(1,0)이고 2유형에서는 ARDL(1,2)으로, 두 모형 모두 시계열 상관이 존재하지 않는다.

<표 14> 오피스의 공실률과 임대료 간 관계 : ETC

변수	종속변수(Y) : Diff.임대료					종속변수(Y) : Diff.공실률				
	독립변수(X) : Diff.공실률					독립변수(X) : Diff.임대료				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
Y <sub>t-1</sub>	-0.130 (0.188)	-0.122 (0.192)	-0.109 (0.198)	-0.115 (0.201)	-0.104 (0.204)	0.216 (0.155)	0.166 (0.151)	0.240 (0.186)	0.249 (0.180)	0.239 (0.194)
Y <sub>t-2</sub>				0.058 (0.200)	0.045 (0.203)				0.007 (0.159)	0.004 (0.163)
X <sub>t</sub>	-0.067 (0.052)	-0.071 (0.053)	-0.069 (0.056)	-0.069 (0.056)	-0.068 (0.057)	-0.765 (0.634)	-0.813 (0.611)	-0.768 (0.623)	-0.771 (0.628)	-0.766 (0.640)
X <sub>t-1</sub>		0.017 (0.045)	0.025 (0.055)	0.021 (0.057)	0.029 (0.059)		-1.149* (0.620)	-1.097* (0.638)	-1.086* (0.635)	-1.098 (0.662)
X <sub>t-2</sub>			-0.033 (0.047)		-0.032 (0.048)			-0.109 (0.665)		-0.108 (0.680)
상수	-0.003 (0.051)	-0.005 (0.052)	-0.003 (0.054)	-0.006 (0.056)	-0.003 (0.056)	-0.025 (0.184)	-0.023 (0.177)	0.005 (0.182)	0.004 (0.182)	0.005 (0.186)
N	33	33	32	32	32	33	33	32	32	32
adj_R <sup>2</sup>	-0.007	-0.037	-0.063	-0.080	-0.102	0.039	0.111	0.105	0.105	0.071
AIC	15.753	17.594	19.691	20.186	21.630	99.804	98.113	97.078	97.108	99.077
SIC	20.242	23.580	27.019	27.514	30.425	104.294	104.099	104.406	104.436	107.871
P>ch2	0.6620	0.6183	0.9369	0.2706	0.9657	0.7233	0.4742	0.2824	0.3912	0.1213

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(see)를 나타냄.  
2) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \* p(0.1).  
3) P>ch2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

분석결과, ETC의 경우 전기( $t-1$ )의 임대료는 당기의 공실률에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 통계적 유의도가 10%에 그치고 있어 의미 있는 해석을 하는 것은 바람직하지 않다.

### (5) BBD의 경우

다음 <표 15>는 BBD의 오피스 공실률과 임대료 간 자기회귀시차(ARDL) 모형의 분석결과를 나타내고 있다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(1,0)이고 2유형에서는 ARDL(1,2)으로, 두 모형 모두 시계열 상관이 존재하지 않는다.

<표 15> 오피스의 공실률과 임대료 간 관계: BBD

변수	종속변수(Y) : Diff.임대료					종속변수(Y) : Diff.공실률				
	독립변수(X) : Diff.공실률					독립변수(X) : Diff.임대료				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
$Y_{t-1}$	0.036 (0.205)	0.036 (0.210)	0.036 (0.219)	0.030 (0.209)	0.032 (0.214)	-0.189 (0.201)	-0.191 (0.204)	-0.235 (0.194)	-0.158 (0.213)	-0.207 (0.200)
$Y_{t-2}$				-0.337 (0.227)	-0.335 (0.232)				0.186 (0.229)	0.156 (0.214)
$X_t$	0.002 (0.021)	0.002 (0.022)	0.001 (0.023)	0.016 (0.024)	0.015 (0.025)	0.199 (1.958)	0.158 (1.964)	1.320 (2.050)	0.070 (1.994)	1.194 (1.994)
$X_{t-1}$		-0.000 (0.022)	0.001 (0.023)	0.006 (0.022)	0.007 (0.023)		1.086 (1.990)	0.927 (1.891)	1.142 (2.046)	0.955 (1.913)
$X_{t-2}$			0.008 (0.025)		0.007 (0.024)			4.143** (1.974)		4.042* (2.001)
상수	0.093 (0.097)	0.093 (0.099)	0.094 (0.106)	0.129 (0.103)	0.126 (0.106)	0.080 (0.931)	-0.020 (0.963)	-0.584 (0.961)	-0.152 (1.012)	-0.621 (0.973)
N	27	27	26	26	26	27	27	26	26	26
adj_R <sup>2</sup>	-0.081	-0.129	-0.183	-0.076	-0.125	-0.044	-0.076	0.064	-0.098	0.043
AIC	41.282	43.282	44.793	42.327	44.222	163.428	165.081	157.136	161.284	158.456
SIC	45.169	48.465	51.084	48.618	51.771	167.316	170.264	163.427	167.574	166.005
P>chi2	0.4361	0.3922	0.5323	0.7824	0.8103	0.3984	0.7495	0.9026	0.4192	0.7822

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(se)를 나타냄.

2) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \* p(0.1).

3) P>chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

이번 BBD의 분석에서는, GBD와 유사하게 과거의 임대료( $t-2$ )가 당기의 공실률에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 결과는 BBD 또한 GBD와 같이 임대료 수준이 공실률에 영향

을 미치는 일반적인 수요-공급 관계를 보인 것이며, 차이가 있다면 반응 시간(분기)이 GBD에 비해 상대적으로 느리다는 것이다.

### 3) 오피스의 신규공급량과 공실률 간 관계

#### (1) CBD의 경우

마지막으로 오피스의 신규공급량과 공실률 간 관계를 살펴본다. 다음 <표 16>은 CBD의 오피스 신규공급량과 공실률 간 자기회귀시차(ARDL) 모형의 분석결과이다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(2,1)이고 2유형에서는 ARDL(1,2)으로, 두 모형 모두 시계열 상관이 존재하지 않는다. 분석결과, CBD의 경우 오피스의 공실률과 신규공급량 간 상호 영향관계가 없는 것으로 나타났다.

<표 16> 오피스의 신규공급량과 공실률 간 관계: CBD

변수	종속변수(Y) : Diff.공실률					종속변수(Y) : 신규공급량				
	독립변수(X) : 신규공급량					독립변수(X) : Diff.공실률				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
$Y_{t-1}$	0.196 (0.175)	0.140 (0.175)	0.151 (0.191)	0.180 (0.192)	0.185 (0.205)	-0.159 (0.180)	-0.164 (0.188)	-0.185 (0.192)	-0.127 (0.190)	-0.146 (0.193)
$Y_{t-2}$				-0.061 (0.195)	-0.059 (0.201)				0.220 (0.191)	0.226 (0.194)
$X_t$	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)	-16.521 (11.553)	-15.400 (12.252)	-15.422 (12.490)	-15.127 (12.186)	-14.900 (12.418)
$X_{t-1}$		-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)		0.470 (12.019)	-0.181 (12.999)	5.656 (12.770)	4.453 (13.516)
$X_{t-2}$			0.000 (0.003)		0.000 (0.003)			9.847 (12.907)		11.416 (12.894)
상수	0.323 (0.272)	0.600* (0.322)	0.572 (0.372)	0.641* (0.337)	0.625 (0.391)	69.737*** (17.565)	70.825*** (18.941)	72.078*** (19.517)	54.680** (23.470)	54.958** (24.346)
N	33	33	33	32	32	34	33	32	33	32
adj_R <sup>2</sup>	0.014	0.066	0.023	0.036	-0.001	0.008	-0.035	-0.043	-0.023	-0.029
AIC	110.084	109.532	111.502	108.841	110.832	396.581	387.780	377.663	388.250	378.041
SIC	114.573	115.518	118.985	116.170	119.627	401.160	393.766	384.992	395.732	386.835
P>chi2	0.7222	0.5624	0.4364	0.8811	0.6521	0.6097	0.561	0.9496	0.8557	0.6892

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(se)를 나타냄.

2) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \* p(0.1).

3) P>chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.



### (2) GBD의 경우

다음 <표 17>은 CBD의 분석결과이다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(1,0)이고 2유형에서는 ARDL(1,2)으로, 두 모형 모두 시계열 상관이 존재하지 않는다.

우선, 오피스 신규공급량이 동기의 공실률에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 통계적 신뢰도가 90%에 그치고 있어 의미를 부여하는 것에는 한계가 있다.

한편, 공실률이 동기의 신규공급량에 음의 영향을 미친 것으로 나타났는데, 장기에 걸쳐 이루어지는 공급량은 비탄력적 지표인데 반해 공실률은 단기간에 즉각적으로 반응하는 탄력적 지표이다. 따라서 같은 기간에 나타난 부호를 바탕으로 통계적으로 의미 있게 해석하는 것은 바람직하지 않다.

<표 17> 오피스의 신규공급량과 공실률 간 관계 : GBD

변수	종속변수(Y) : Diff.공실률					종속변수(Y) : 신규공급량				
	독립변수(X) : 신규공급량					독립변수(X) : Diff.공실률				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
$Y_{t-1}$	-0.001 (0.172)	-0.054 (0.184)	-0.071 (0.188)	-0.065 (0.182)	-0.091 (0.185)	-0.175 (0.163)	-0.209 (0.182)	-0.207 (0.189)	-0.227 (0.188)	-0.230 (0.196)
$Y_{t-2}$				0.092 (0.183)	0.021 (0.201)				-0.087 (0.174)	-0.111 (0.201)
$X_t$	-0.004* (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)	-28.981*** (13.638)	-29.004*** (14.061)	-30.240*** (15.297)	-29.699*** (14.315)	-31.474* (15.657)
$X_{t-1}$		-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-8.972 (14.871)	-9.168 (15.412)	-9.974 (15.201)	-10.566 (15.814)	
$X_{t-2}$			-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)			1.822 (15.660)			-1.877 (17.213)
상수	0.419* (0.217)	0.575* (0.289)	0.703* (0.349)	0.490 (0.289)	0.675 (0.358)	84.351*** (17.223)	88.199*** (18.834)	87.511*** (19.667)	95.802*** (24.431)	97.275*** (26.609)
N	33	33	33	32	32	34	33	32	33	32
adj.R <sup>2</sup>	0.055	0.045	0.026	0.011	0.003	0.093	0.066	0.028	0.041	0.002
AIC	90.652	91.885	93.369	89.194	90.241	390.740	381.987	373.556	383.696	375.181
SIC	95.141	97.871	100.851	96.522	99.035	395.319	387.973	380.884	391.178	383.975
P>chi2	0.2812	0.1621	0.3307	0.6146	0.4034	0.4803	0.6194	0.7561	0.8932	0.8785

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(see)를 나타냄.

2) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \* p(0.1).

3) P>chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

### (3) YBD의 경우

다음 YBD 중 AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(1,0)이고 2유형에서는 ARDL(1,2)으로, 두 모형 모두 시계열 상관이 존재하지 않는다. 분석결과, YBD의 경우 오피스의 공실률과 신규공급량 간 상호 영향관계가 없는 것으로 나타났다.

<표 18> 오피스의 신규공급량과 공실률 간 관계 : YBD

변수	종속변수(Y) : Diff.공실률					종속변수(Y) : 신규공급량				
	독립변수(X) : 신규공급량					독립변수(X) : Diff.공실률				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
$Y_{t-1}$	0.015 (0.165)	0.078 (0.172)	0.068 (0.178)	0.061 (0.192)	0.050 (0.204)	0.050 (0.173)	0.118 (0.185)	0.170 (0.191)	0.121 (0.187)	0.195 (0.190)
$Y_{t-2}$				-0.094 (0.192)	-0.079 (0.209)				-0.127 (0.178)	-0.237 (0.187)
$X_t$	-0.004 (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004 (0.002)	-0.004 (0.002)	-0.004 (0.003)	-21.859* (12.389)	-23.573* (13.600)	-22.982 (13.716)	-22.580 (13.788)	-20.982 (13.653)
$X_{t-1}$		0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)		14.579 (12.974)	18.565 (13.984)	16.075 (13.253)	22.542 (14.176)
$X_{t-2}$			0.001 (0.002)		0.001 (0.003)			-16.045 (14.083)		-21.734 (14.627)
상수	0.241* (0.137)	0.164 (0.150)	0.147 (0.163)	0.170 (0.157)	0.155 (0.177)	26.709** (10.185)	22.062* (11.065)	23.482** (11.143)	24.608** (11.719)	28.720** (11.763)
N	33	33	33	32	32	34	33	32	33	32
adj.R <sup>2</sup>	0.024	0.038	0.007	0.004	-0.033	0.033	0.036	0.055	0.019	0.076
AIC	73.683	74.083	75.978	74.678	76.634	369.919	360.721	350.898	362.129	360.968
SIC	78.173	80.069	83.461	82.007	85.428	374.498	366.707	358.227	369.612	369.763
P>chi2	0.6080	0.6918	0.6576	0.5296	0.2910	0.1837	0.0567	0.8144	0.1767	0.2909

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(see)를 나타냄.

2) \*\*\* p(0.01), \*\* p(0.05), \* p(0.1).

3) P>chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

### (4) ETC의 경우

다음 <표 19>에서는 ETC의 오피스 신규공급량과 공실률 간 자기회귀시차(ARDL) 모형의 분석결과를 확인할 수 있다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(1,0)이고 2유형에서는 ARDL(1,2)으로, 두 모형 모두 시계열 상관이 존재하지 않는다.

분석결과, ETC의 경우 2기전(t-2) 공실률이 당기의 신규공급량에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 경제학적 관점에서 이에 대한 의미 있는 해석을 하기 어려울 뿐더러 통계적 유의도가 10% 수준으로 나타나 큰 해석을 하지 않는 것이 합당한 것으로 판단된다.

〈표 19〉 오피스의 신규공급량과 공실률 간 관계 : ETC

변수	종속변수(Y) : Diff.공실률					종속변수(Y) : 신규공급량				
	독립변수(X) : 신규공급량					독립변수(X) : Diff.공실률				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
Y <sub>t-1</sub>	0,204 (0,157)	0,182 (0,158)	0,226 (0,160)	0,290 (0,188)	0,344* (0,189)	-0,209 (0,188)	-0,228 (0,192)	-0,205 (0,190)	-0,262 (0,195)	-0,247 (0,194)
Y <sub>t-2</sub>				-0,041 (0,174)	-0,006 (0,173)				-0,193 (0,203)	-0,211 (0,202)
X <sub>t</sub>	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,003 (0,003)	0,002 (0,003)	7,249 (11,773)	13,111 (13,838)	13,931 (13,825)	9,530 (14,361)	9,443 (14,455)
X <sub>t-1</sub>		0,003 (0,003)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,001 (0,003)	2,685 (12,222)	-6,388 (14,286)	5,730 (12,652)	-1,909 (14,893)	
X <sub>t-2</sub>			-0,003 (0,003)		-0,004 (0,003)			21,128* (12,063)	22,088* (12,077)	
상수	-0,164 (0,264)	-0,396 (0,343)	-0,044 (0,438)	-0,349 (0,355)	0,065 (0,459)	91,854*** (19,229)	95,127*** (19,776)	90,697*** (19,855)	111,328*** (26,106)	109,125*** (26,535)
N	33	33	33	32	32	34	33	32	33	32
adj_R <sup>2</sup>	0,012	0,016	0,036	0,016	0,049	-0,018	-0,029	0,036	-0,032	0,040
AIC	100,737	101,488	101,638	100,126	99,826	396,791	387,027	374,870	387,974	375,554
SIC	105,227	107,474	109,120	107,454	108,620	401,370	393,013	382,198	395,457	384,348
P>chi2	0,2947	0,1022	0,1827	0,0547	0,1754	0,2251	0,4302	0,6334	0,9306	0,2116

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(see)를 나타냄.  
2) \*\*\* p(0,01), \*\* p(0,05), \* p(0,1).  
3) P>chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

## (5) BBD의 경우

다음 〈표 20〉은 BBD의 오피스 신규공급량과 공실률 간 자기회귀시차(ARDL) 모형의 분석결과이다. AIC와 SIC가 가장 작은 모형은 1유형에서는 ARDL(2,1)이고, 2유형에서는 ARDL(1,2)으로, 두 모형 모두 시계열 상관성이 존재하지 않는다.

분석결과, BBD의 경우 오피스의 공실률과 신

규 공급량 간 상호 영향관계가 없는 것으로 나타났다.

〈표 20〉 오피스의 신규공급량과 공실률 간 관계 : BBD

변수	종속변수(Y) : Diff.공실률					종속변수(Y) : 신규공급량				
	독립변수(X) : 신규공급량					독립변수(X) : Diff.공실률				
	Model1_1 ARDL (1,0)	Model1_2 ARDL (1,1)	Model1_3 ARDL (1,2)	Model1_4 ARDL (2,1)	Model1_5 ARDL (2,2)	Model2_1 ARDL (1,0)	Model2_2 ARDL (1,1)	Model2_3 ARDL (1,2)	Model2_4 ARDL (2,1)	Model2_5 ARDL (2,2)
Y <sub>t-1</sub>	-0,205 (0,198)	-0,207 (0,205)	-0,208 (0,209)	-0,169 (0,214)	-0,168 (0,218)	0,264 (0,192)	0,246 (0,204)	0,268 (0,208)	0,259 (0,215)	0,271 (0,219)
Y <sub>t-2</sub>				0,209 (0,227)	0,219 (0,234)				-0,062 (0,213)	-0,012 (0,220)
X <sub>t</sub>	0,010 (0,010)	0,010 (0,011)	0,009 (0,011)	0,011 (0,011)	0,010 (0,011)	3,273 (3,722)	3,543 (3,944)	3,815 (4,069)	3,483 (4,034)	3,797 (4,181)
X <sub>t-1</sub>		0,001 (0,011)	0,001 (0,012)	-0,000 (0,011)	0,001 (0,012)		1,463 (4,014)	0,911 (4,124)	1,440 (4,100)	0,911 (4,225)
X <sub>t-2</sub>			-0,003 (0,011)		-0,004 (0,012)			-3,400 (4,349)		-3,366 (4,500)
상수	-0,669 (1,198)	-0,712 (1,395)	-0,538 (1,601)	-0,837 (1,440)	-0,587 (1,654)	56,708** (22,484)	58,702** (24,059)	55,093** (24,864)	61,908** (27,917)	55,849* (29,085)
N	27	27	27	26	26	28	27	26	27	26
adj_R <sup>2</sup>	-0,006	-0,049	-0,094	-0,066	-0,113	0,027	-0,016	-0,034	-0,059	-0,085
AIC	162,412	164,406	166,338	160,520	162,378	332,983	324,091	313,715	326,019	315,711
SIC	166,300	169,591	172,817	166,810	169,927	336,979	329,274	320,006	332,499	323,260
P>chi2	0,4631	0,2905	0,3136	0,4943	0,5506	0,9679	0,5391	0,6217	0,4635	0,5481

주 : 1) ( ) 안은 표준오차(see)를 나타냄.  
2) \*\*\* p(0,01), \*\* p(0,05), \* p(0,1).  
3) P>chi2는 시계열 상관(serial correlation)검증테스트인 Breusch-Godfrey LM test의 결과임.

## V. 결론 : 분석결과 및 시사점

본 연구의 주목적은 오피스 시장에서의 공실률 및 임대료 수준과 신규공급량 간 상호 영향관계를 파악하는 데 있다.

지금까지 이루어진 다수의 선행연구 사례에서는 대부분 거시경제지표에 의한 오피스 시장 주요 변수(공실률 등)의 결정요인을 살펴하는데 그치고 있다. 본 연구가 지니는 차별성, 그리고 연구의 주요 목적은 앞선 선행연구들과 달리 ‘주

요 변수 간의 관계'를 집중적으로 밝힘으로써 경제학적 관점인 사회적 편익 발생 여부와 임대료의 편익산정 여부를 명확히 하는 데 있다. 다시 말해 오피스 시장의 신규 공급이 신규수요를 창출하여 사회적 편익을 발생시키는지, 이러한 편익 발생이 임대료 수입으로 대변될 수 있는지에 대한 단초를 찾고자 하는 것이다. 그 외에도 임대료와 공실률 간의 관계도 고찰함으로써 오피스 시장에서 주요 변수 간 관계를 종합적으로 분석하고자 하였다.

분석의 기초 자료는 한국감정원의 '상업용부동산 임대동향조사'와 (주)신영에셋의 'Office Scope'에서 얻었으며, 2009년 1분기부터 2017년 3분기까지의 패널 자료를 구축하였다. 자료 간 표본 차이로 인해 다소의 불일치성과 편향성이 존재할 수 있기는 하나, 양 자료 모두 분석에 활용한 대표 변수들이 시장의 모집단을 충분히 모방한다는 점과 시장의 주요한 변화를 추적하고 있다는 점 등을 감안하여 분석을 위한 기초자료로 설정하였다.

구체적인 분석을 위해 패널자료를 활용한 고정효과(Fixed Effect) 모형과 패널화 되어 있는 권역별 시계열 자료를 활용해 자기회귀시차(ARDL) 모형을 활용하였다. 두 가지 모형을 사용한 이유는, 수도권 오피스 시장의 전반적인 현상을 분석함과 동시에 지역별 특성을 반영한 권역별 세부 분석을 수행하기 위함이다. 전체적인 분석결과는 다음 <표 21>과 같다.

우선, 수도권 오피스 시장의 전반적인 현상을 살펴본 고정효과모형 결과에서는, 수도권 오피스 시장에서 신규공급, 공실률, 임대료는 상호간 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

<표 21> 분석결과 종합

구분	전체					
		CBD	GBD	YBD	ETC	BBD
임대료 → 신규공급량	.	.	.	.	.	.
신규공급량 → 임대료	.	.	.	$+t$ $+t-2$	.	.
공실률 → 임대료	.	.	$-t$	.	.	.
임대료 → 공실률	.	.	$+t-1$	.	.	$+t-2$
신규공급량 → 공실률	.	.	.	.	.	.
공실률 → 신규공급량	.	.	.	.	.	.

이러한 분석 결과는 신규 공급이 증가하여도 공실률이 변하지 않는다는 측면에서 오피스 시장 자체에서 지속적으로 신규수요를 창출하고 있으며, 이는 사회적 편익으로 해석할 수 있다는 것을 시사한다. 또한, 신규 공급이 임대료에도 영향을 미치지 않아 오피스의 신규 공급이 시장에 미치는 영향이 크지 않다는 것과 임대료 자체가 편익 산정에 반영될 근거가 될 수 있음을 확인하였다. 한편, 임대료와 공실률 간 관계 등에서도 통계적으로 유의미한 관계를 확인할 수 없었는데, 이는 오피스 시장에서의 외생적 혹은 내생적 충격 모두 시장이 흡수하고 있다는 것을 방증하는 것으로 해석할 수 있다.

세부 권역별 오피스 시장을 살펴본 자기회귀시차모형에서는 전반적으로 고정효과모형과 일치된 결과를 확인할 수 있다. 다만 지역별 특색을 가지는 권역도 일부 존재한다. 공실률과 임대료 간의 관계에 있어서는 GBD(강남권역, Gangnam business district)와 BBD(분당권역, Bundang business district)에서 의미 있는 결과

가 나타났다. 우선 GBD에서 전기( $t-1$ )의 임대료가 당기의 공실률에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 임대료가 공실률 변화를 즉각적으로 주도하고 있다는 사실을 보여준다. 한편, 공실률 변화가 당기의 임대료에 음의 영향을 미치는 것으로도 나타났는데, 이는 변화된 공실률에 따라 임대료도 적정수준으로 조정되고 있음을 보여주는 것으로 해석할 수 있다. GBD와 유사하게 BBD에서도 2기( $t-2$ )전의 임대료가 공실률에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

신규공급량과 임대료 간의 관계에 있어서는 YBD(영등포 및 마포권역, Yeouido business district)에서 의미 있는 차이를 발견할 수 있다. 그러나 이 결과는 오피스 시장이 타 권역에 비해 매우 강하게 확장되어 가는 특수성에 의한 것으로 이해하는 것이 합리적일 것으로 판단된다.

요컨대 전체적인 수준에서 오피스의 임대료와 신규공급량 간의 관계와 신규공급량과 공실률 간 관계는 크지 않은 것으로 나타났다. 이는 오피스 시장의 신규공급이 기존 임대 시설을 대체하기보다는 신규로 경제적 편익을 창출한다는 점을 시사한다.

3. 김용창 · 양승철, 2000, 『부동산시장정보 분석모형 구축방안』, 삼성에버랜드 · 감정평가연구원.
4. 노상윤, 2017, 「서울 프라임 오피스 이산적 가격 시계열 보간에 관한 연구」, 『부동산분석』, 3(2): 1-20.
5. 전해정, 2012, 「오피스 임대료, 공실률 모형의 동학적 분석에 관한 연구」, 『부동산연구』, 22(3): 215-233.
6. 주가용 · 지규현, 2013, 「오피스 과잉공급이 공실률에 미치는 영향 분석」, 『사이버교육연구』, 7(2): 161-176.
7. 주대한 · 김종진, 2016, 「VECM을 활용한 오피스 공실률 영향요인에 관한 연구」, 『주거환경』, 14(2): 93-108.
8. (주)신영에셋, 2017, 『Office Scope 2017, 4Q』.
9. Braid, R. M., 1984, "The effects of government housing policies in a vintage filtering model," *Journal of Urban Economics*, 16(3): 272-296.
10. KDI, 2012, 『김포공항 합동청사 신축사업』, 공공기관 사업 예비타당성조사.
11. KDI, 2013, 『공군 여의도부지 개발사업』, 공공기관 사업 예비타당성조사.
12. KDI, 2014, 『개포 9단지 아파트 재건축사업』, 공공기관 사업 예비타당성조사.
13. KDI, 2015, 『종합의료복합단지 개발사업』, 공공기관 사업 예비타당성조사.
14. Weicher, J. and T. Thibodeau, 1988, "Filtering and housing market: An empirical analysis," *Journal of Urban Economics*, 23(1): 21-40.

## 참고문헌

1. 김정민 · 김준형, 2010, 「연립방정식을 활용한 오피스 시장 예측모형 - 서울 오피스 시장을 대상으로」, 『국토계획』, 45(7): 21-29.
2. 김미경 · 이창무 · 이민석, 2010, 「주택여과과정을 통한 뉴타운사업의 주택공급효과 분석」, 한국부동산 분석학회 2010년 추계학술대회, 145-158.

논문 접수일 : 2018년 4월 11일  
 심사(수정)일 : 1차 2018년 5월 8일  
                   2차 2018년 5월 23일  
 게재 확정일 : 2018년 5월 25일

## 국문초록

신규 임대 사업에 대한 경제성 분석은 매우 중요하나 편익 산정 방법에 있어서는 견고한 연구가 미흡하였다. 본 연구는 신규로 추진되는 오피스 시장에서의 공실률과 신규공급량, 임대료 수준 등 주요 변수의 상호 영향 관계를 파악하고자 한다. 신규공급량이 공실률 또는 임대료 수준에 상당한 영향을 미친다면, 이를 감안하여 해당 사업의 경제적 편익이 조정될 필요가 있다. 각 변수간 영향을 파악하기 위해서 한국감정원의 「상업용부동산 임대동향조사」와 (주)신영에셋의 「Office Scope」의 데이터를 이용하여 패널을 구축하였으며, 분석을 위해 고정 효과(Fixed Effect) 모형과 자기회귀시차(ARDL) 모형을 활용하였다. 분석 결과, 수도권역 전체 수준에서 오피스의 임대료와 신규공급량 간의 관계와 신규공급량과 공실률 간 관계는 크지 않은 것으로 나타났다. 이는 오피스 시장의 신규공급이 기존 임대 시설을 대체하기보다는 신규로 경제적 편익을 창출한다는 점을 시사한다.

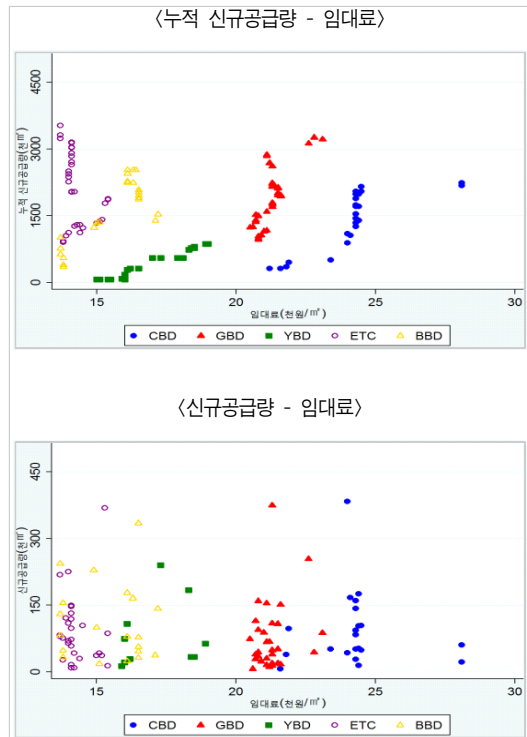
주제어 : 수도권 오피스 시장, 공실률, 임대료, 오피스 공급, 자기회귀시차모형

〈부록 1〉 각 항목당 분기별 지수의 평균값

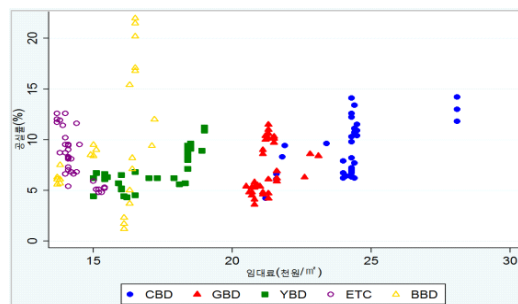
항목	연도	CBD	GBD	YBD	ETC	BBD
공실률 (%)	2009	5.7	4.8	6.0	11.2	.
	2010	8.8	5.1	6.2	9.0	5.9
	2011	6.4	5.0	4.8	5.7	6.4
	2012	6.8	4.9	5.9	5.0	8.9
	2013	7.0	7.2	6.2	7.3	15.9
	2014	11.8	10.2	8.5	8.1	15.1
	2015	11.3	11.2	9.3	8.4	2.2
	2016	10.8	9.5	9.4	9.5	1.2
임대료 (천 원/㎡)	2009	21.5	20.8	15.1	13.9	.
	2010	22.8	20.8	15.7	14.4	13.8
	2011	24.1	20.7	16.1	14.9	13.7
	2012	24.3	21.3	16.8	15.3	15.0
	2013	24.4	21.6	18.2	14.1	16.8
	2014	24.3	21.5	18.4	14.0	16.5
	2015	24.4	21.3	18.4	14.1	16.2
	2016	24.5	21.2	18.5	14.1	16.1
신규 공급량 (천 ㎡)	2009	6.5	65.6	0.0	73.0	36.0
	2010	142.9	46.2	12.5	58.6	60.7
	2011	123.2	69.4	58.1	38.3	152.8
	2012	83.6	66.1	239.8	156.3	115.7
	2013	93.3	84.2	108.7	127.9	136.4
	2014	85.4	49.2	0.0	96.1	86.6
	2015	58.6	114.2	0.0	87.5	100.9
	2016	76.4	65.9	33.6	60.3	79.2
누적 신규 공급량 (천 ㎡)	2009	310	1,014	67	1,000	182
	2010	548	1,201	70	1,226	343
	2011	1,073	1,445	218	1,353	738
	2012	1,298	1,708	432	1,733	1,315
	2013	1,521	1,953	652	2,091	1,673
	2014	1,762	2,104	769	2,489	2,079
	2015	1,990	2,308	769	2,822	2,302
	2016	2,075	2,772	786	3,088	2,507
	2017	2,196	3,202	866	3,359	2,526

주 : CBD, 중구권역; GBD, 강남권역; YBD, 영등포 및 마포권역; ETC, 그 외 서울 주요권역; BBD, 강남권역.

〈부록 2〉 오피스의 신규공급량과 임대료 간 관계



〈부록 3〉 오피스의 공실률과 임대료 간 관계



〈부록 4〉 오피스의 신규공급량과 공실률 간 관계

