

박사학위논문

오피스 임대시장의 공실률 결정요인에
관한 연구

-서울시 오피스빌딩 중심으로-

2018년

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

김 영 일

박사학위논문
지도교수 김상봉

오피스 임대시장의 공실률 결정요인에 관한 연구

-서울시 오피스빌딩 중심으로-

A Study on Determinants of the Vacancy Ratio in the Office Lease
Market

2017년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

김 영 일

박사학위논문
지도교수 김상봉

오피스 임대시장의 공실률 결정요인에 관한 연구

-서울시 오피스빌딩 중심으로-

A Study on Determinants of the Vacancy Ratio in the Office Lease
Market

위 논문을 부동산경제학 박사학위 논문으로 제출함

2017년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

김 영 일

국 문 초 록

경제변수가 오피스빌딩 임대시장 내 공실률에 미치는 영향에 관한 연구

-서울시 오피스빌딩 중심으로-

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 부 동 산 학 과

부 동 산 경 제 학 전 공

김 영 일

부동산은 자본시장의 3대 주요 자산인 주식, 채권과 더불어 중요한 투자자산이다. 우리나라의 부동산 시장은 1997년 외환위기를 기점으로 다양한 변화가 시작되었다. 외환위기 이 후 다양한 방식으로 변화된 부동산 시장은 신탁업법 개정(1998년), 자산유동화에 관한 법률(1998년), 주택저당채권유동화회사법(1999년) 등 법적인 제도 개혁을 통하여 안정적인 투자기반을 마련하였다. 이로 인하여 외국계 투자 자본을 부동산 시장에 유인할 수 있게 하는 계기가 되었다.

상업용 부동산 시장 중, 오피스빌딩 시장은 2002년 자산운용에 관한 법률 및 부동산투자회사법 등의 정립으로 간접투자가 확산되고 있다. 이 같은 투자 환경의 변화로 오피스 빌딩에 투자하는 시장참여자들은 신뢰할 수 있는 객관적인 정보의 중요성에 대하여 많은 고민을 하고 있다. 상업용 부동산에 대한 정보 수요가 높아지는 짐에 따라 다양한 정보 수요 욕구를 충족시키기 위하여 국내외 전문기업들은 오피스빌딩에 관한 자료를 지속적으로 조사 및 분석

하여 제공하고 있다.

이러한 맥락에서 서울시 오피스빌딩을 대상으로 서울시 오피스빌딩 공실률에 영향을 미치는 다양한 요인들에 대하여 분석하였다. 분석에 사용된 데이터는 횡단면, 시계열, 패널 3분류로 구분된다. 분석방법으로는 다중회귀분석, VECM모형, 고정효과모형, 확률효과모형을 이용하였다. 권역별로 횡단면 데이터를 구분하여 회귀분석을 실시한 결과, 도심권역 내 오피스빌딩은 지상층수, 매매경험이 상승하면 공실률은 상승하는 것으로 분석되었다. 강남권역 내 오피스빌딩은 매매경험이 상승하면, 공실률은 증가하는 것으로 분석되었다. 여의도권역에 포함된 오피스빌딩은 변수들이 모두 유의하지 않는 것 나타났다. 서울시 전체 오피스빌딩의 단계별 회귀분석결과 연면적이 증가 시 공실률은 낮아지고, 지상층수, 건폐율, 매매경험이 증가 시 공실률은 증가하는 것으로 나타났다. 시계열 데이터를 이용한 상관관계 분석결과, 1% 유의수준에서 관리비와 임대료, 전산업생산지수는 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났고, CD91금리와 인플레이션율은 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 충격반응분석 결과 전산업생산지수, CD91금리, 인플레이션율이 1단위 표준편차만큼 상승하면 공실률은 1개월 뒤 음(-)으로 반응한다. 관리비와 임대료가 1단위 표준편차만큼 상승하면, 공실률은 1개월 뒤 양(+)으로 반응한다. 예측오차 분산분해 결과 공실률의 예측오차는 자기 자신인 공실률에 의하여 1개월 후 97.96%에서 이후 변동성이 축소되어 10개월 후에는 62.92%로 설명되고 있다. 단기에는 관리비가 설명력이 가장 높으며, 장기에는 CD91금리가 설명력이 가장 높은 것으로 나타났다. 패널데이터를 이용하여 공실률에 영향을 미치는 요인들에 대하여 실증 분석하였다. 고정효과모형 결과 관리비, 지상층수가 증가하면 공실률은 증가하고, 전산업생산지수, 인플레이션율, CD91금리, 연면적이 증가하면 공실률은 감소하였다. 공적분 검정결과 일부 검정 통계량에서 공적분이 존재하는 것으로 나타나 패널 VECM 모형을 실시하였다. 인과관계 분석결과 관리비, CD91금리, 전산업생산지수, 인플레이션율, 보증금, 공실률 순으로 외생적인 것으로 나타났으며, 충격반응분석 결과는 전산업생산지수, CD91금리, 인플레이션율은 1단위 표준편차만큼 상승하

면, 공실률은 1개월 뒤 음(-)으로 반응하고, 임대료, 관리비가 1단위 표준편차만큼 상승하면, 공실률은 1개월 뒤 양(+)으로 반응 하였다. 이 같은 결과는 시계열 충격반응 함수와 유사한 결과를 보여주고 있다. 예측오차에 대한 분산분해는 장·단기에 공실률에 대하여 CD91금리가 설명력이 가장 높은 것으로 나타났다. 패널데이터의 분산분해 결과는 시계열 분산분해 결과와 차이를 보여주고 있다. 시계열 분산분해 결과 단기에는 관리비가 공실률에 대한 설명력이 가장 높았으나, 패널 분산분해 결과 관리비는 CD91금리 다음으로 공실률에 대한 설명력이 높은 것으로 나타났다.

【주요어】 공실률, 오피스빌딩, 고정효과모형, 확률효과모형, VECM모형

목 차

I. 서 론	1
1.1 연구의 배경 및 목적	1
1.2 연구의 범위 및 방법	3
1.2.1 연구의 범위	3
1.2.2 연구의 방법	4
1.2.3 연구의 내용	5
II. 선행연구 및 이론적 고찰	7
2.1 오피스빌딩에 관한 고찰	7
2.1.1 오피스빌딩의 정의 및 분류	7
2.1.2 오피스빌딩의 면적 개념 및 특성	14
2.1.3 서울시 오피스빌딩 임대시장 구조에 관한 연구	18
2.2 공실률에 관한 이론	20
2.2.1 공실률의 정의	20
2.2.2 공실률 발생원인	21
2.2.3 자연공실률	22
2.3 선행연구 검토	23
2.3.1 공실률과 임대료에 관한 선행연구	23
2.3.2 공실률 결정요인 연구	26
2.3.3 연구의 차별성	28
III. 연구모형	29
3.1 회귀분석	29
3.2 시계열 분석	31
3.2.1 VAR or VECM	31
3.3 패널 분석	33

3.3.1	패널 분석 개요	33
3.3.2	확률효과(Random Effect)모형	35
3.3.3	고정효과(Fixed Effect)모형	36
3.3.4	패널 VAR or VECM모형	38
IV.	실증분석	40
4.1	횡단면 분석	40
4.1.1	기술통계량	40
4.1.2	상관관계	43
4.1.3	분산분석	44
4.1.4	권역별 회귀분석	48
4.1.5	소결	53
4.2	시계열 분석	55
4.2.1	기초통계량	55
4.2.2	상관관계	56
4.2.3	VAR or VECM모형	56
4.2.4	소결	66
4.3	패널 분석	68
4.3.1	기초통계량	68
4.3.2	고정효과모형 및 확률효과모형	69
4.3.3	패널 VAR or VECM모형	71
4.3.4	소결	78
V.	결론 및 시사점	80
5.1	연구 요약 및 시사점	80
5.2	연구의 한계 및 향후연구과제	83
	참고문헌	84
	ABSTRACT	89

표 목 차

〈표 2-1〉 오피스빌딩 기능에 따른 분류	8
〈표 2-2〉 오피스 규모별 도심 · 부도심 입지특성	9
〈표 2-3〉 미국 오피스빌딩 등급 분류 기준	11
〈표 2-4〉 국내 오피스빌딩 등급분류	13
〈표 2-5〉 BOMA 오피스빌딩 면적 산정 기준	15
〈표 2-6〉 호주 PCA 오피스빌딩 면적 산정 기준	16
〈표 2-7〉 국가별 임대계약 면적 산정 기준	17
〈표 2-8〉 자연공실률에 따른 시장변화	23
〈표 2-9〉 선행연구 변수 및 결과	26
〈표 2-10〉 선행연구 변수 및 결과	27
〈표 4-1〉 기술통계량(횡단면 데이터)	41
〈표 4-2〉 기술통계량(횡단면 데이터 로그값)	41
〈표 4-3〉 변수의 정의	42
〈표 4-4〉 상관관계 결과(횡단면 데이터)	43
〈표 4-5〉 개체-간 효과 검정	45
〈표 4-6〉 권역별 기술통계량	45
〈표 4-7〉 다중비교	46
〈표 4-8〉 분산분석 결과(도심권역)	47
〈표 4-9〉 회귀분석(도심권역)	49
〈표 4-10〉 분산분석 결과(강남권역)	49
〈표 4-11〉 회귀분석(강남권역)	50
〈표 4-12〉 분산분석 결과(여의도권역)	50
〈표 4-13〉 회귀분석(여의도권역)	51
〈표 4-14〉 분산분석 결과(서울시 185개 빌딩)	51
〈표 4-15〉 회귀분석(서울시 185개 빌딩)	52
〈표 4-16〉 기술통계량(시계열 데이터)	53
〈표 4-17〉 상관관계(시계열 데이터)	55

〈표 4-18〉 분산분석(시계열 데이터)	56
〈표 4-19〉 단위근 검정	57
〈표 4-20〉 공적분에 대한 Johansen 검정	58
〈표 4-21〉 시차 검정	58
〈표 4-22〉 그랜저 인과관계	60
〈표 4-23〉 공실률에 대한 충격반응함수(시계열 데이터)	62
〈표 4-24〉 공실률에 대한 예측오차 분산분해(시계열 데이터)	65
〈표 4-25〉 기술통계량(패널 데이터)	68
〈표 4-26〉 모형 분석 결과(패널 데이터)	70
〈표 4-27〉 단위근 검정(패널 데이터)	71
〈표 4-28〉 공적분 검정(패널 데이터)	72
〈표 4-29〉 인과관계 검정(패널 데이터)	74
〈표 4-30〉 충격반응함수(패널 데이터)	76
〈표 4-31〉 분산분해(패널 데이터)	77

그림 목 차

〈그림 1-1〉 연구의 흐름도(Flow Chart)	6
〈그림 2-1〉 오피스빌딩 시장의 가격과 공실률	21
〈그림 4-1〉 서울 185개 오피스 빌딩 공실률	40
〈그림 4-2〉 충격반응함수(시계열 데이터)	63
〈그림 4-3〉 예측오차의 분산분해(시계열 데이터)	66
〈그림 4-4〉 충격반응함수(패널 데이터)	76
〈그림 4-5〉 예측오차의 분산분해(패널 데이터)	78

I. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

부동산은 자본시장의 3대 주요 자산인 주식, 채권과 더불어 중요한 투자자산으로 인식되고 있다. 부동산 시장은 크게 주거용, 상업용, 토지 시장 등으로 대분류 되어 있다. 우리나라의 부동산 시장은 1997년 외환위기를 기점으로 다양한 변화가 시작되었다. 외환위기 이후 다양한 방식으로 변화된 부동산 시장은 신탁업법 개정(1998년), 자산유동화에 관한 법률(1998년), 주택저당채권유동화회사법(1999년) 등 법적인 제도 개혁을 통하여 안정적인 투자기반을 마련하였다. 이로 인하여 외국계 투자 자본을 부동산 시장에 유인할 수 있게 하는 계기가 되었다.

상업용 부동산 시장 중, 오피스빌딩¹⁾ 시장은 2002년 자산운용에 관한 법률 및 부동산투자회사법 등의 정립으로 간접투자가 확산되었다. 이에 따라 리츠²⁾(Real Estate Investment Trusts, REITS), 부동산 펀드 등 다양한 방식으로 투자에 대한 가속화가 이루어지는 추세가 나타나고 있다. 이 같은 투자환경의 변화로 오피스 빌딩에 투자하는 시장참여자들은 신뢰할 수 있는 객관적인 정보의 중요성에 대하여 많은 고민을 하고 있다. 상업용 부동산에 대한 정보 수요가 높아지는 집에 따라 다양한 정보 수요 욕구를 충족시키기 위하여 국내외 전문기업들은 오피스빌딩에 관한 자료를 지속적으로 조사 및 분석하여 제공하고 있다. 주요 내용은 오피스빌딩 매매시장, 임대시장, 신규공급시장의 현황 자료로 매매금액, 보증금, 임대료, 관리비, 공실률, 전월세 전환률 등 시장 참여자들이 필요로 하는 것들이다. 이 같이 제공되는 다양한 정보를 분석하고 활용하는 것도 중요하지만 오피스빌딩 시장을 이해하기 위하여 오피스빌딩 임대시장에 대한 메카니즘(mechanism)을 우선 이해할 필요가 있다. 오피스빌딩은 부동산 시장 내 대표적인 임대형 부동산으로 저금리 시대에 투

1) 오피스빌딩은 사람들이 업무 등을 하기 위한 공간의 집합체를 의미함.

2) 소액투자자들로부터 자금을 모아 부동산이나 부동산 관련 대출에 투자하여 발생한 수익을 투자자에게 배당하는 회사나 투자인탁으로 증권에 뮤추얼펀드와 유사함. 주로 부동산개발사업, 임대주택저당 채권 등에 투자하여 수익을 올림

자자들은 오피스빌딩으로부터 발생하는 자본이득에 대한 의존도가 확대되는 추세이기 때문이다.

오피스빌딩은 산업 활동 주체에게 활동공간을 제공하는 대표적인 상업용 부동산으로 주로 도시지역에서 공간 서비스를 제공하며, 임대료를 통해 수익을 창출하는 대표적인 임대형 부동산이다(허필원 외, 2013). 통상적으로 오피스빌딩의 공간을 사용하기 위하여 임대인과 임차인은 임대차 계약을 체결하고 보증금, 월세, 계약기간, 계약면적 등을 결정한다. 우리나라의 오피스빌딩 임대시장은 보증부 월세 또는 전세 형태의 계약을 일반적으로 활용하고 있다. 보증부 월세 계약은 일부 보증금을 임차인이 임대인에게 유치하고 매월 계약된 일정금원을 임차인이 임대인에게 지불하는 형태를 의미한다. 보증금과 월세의 비율은 계약 당사자 간의 상호 합의하여 결정하는데 통상적으로 월세의 10배를 보증금으로 유치하지만 10배라는 기준이 명확하게 정해진 것은 아니다. 전세 계약은 오피스빌딩의 공간을 사용하는 대가로 임차인이 임대인에게 임대차 계약 시 합의된 일정금액을 유치하고 사용기간 동안 월세를 납부하지 않는 계약을 의미한다. 임차인은 계약이 종료될 경우 유치한 보증금 전액을 임대인에게서 환불받는 조건이 일반적이다.

최근 부동산 시장은 투자 패러다임(paradigm)이 변화되고 있다. 과거 부동산의 투자가치는 자산수익(capital gain)의 가치를 중점적으로 평가했다면 최근에는 운영수익(operating income)의 가치를 더 중점적으로 평가하고 있다. 오피스빌딩 임대시장은 이 같은 패러다임의 변화로 운영수익이 더욱 강조되고 있으며, 그에 따라 다양한 영업 및 관리 방식의 변화가 발생하고 있으며, 학문적 연구 빈도 또한 증가하고 있는 추세이다.

공실률은 부동산 시장에서 수요 · 공급을 측정할 수 있는 유일한 지표로 부동산 시장의 가격 결정에 실제 중요한 영향을 미치는 변수로 작용하고 있다. 최근 정부의 공공기관 및 공기업들의 지방 이전과 국내 · 외 경제 환경의 빠른 변화에 따른 기업들의 사무 공간 이전 및 축소로 서울 주요권역의 오피스빌딩 수요 또한 변화하고 있다. 그러나 오피스빌딩은 지속적으로 공급되고 있으며, 이로 인하여 기존 오피스빌딩의 실질 임대료

는 하락하고, 공실률은 지속적으로 증가하고 있는 추세이다.

오피스빌딩 공실과 관련하여 발생하는 사회·경제적 기회비용이 서울에서만 연간 4,670억으로 조사된 신문기사³⁾에 따르면 295개 빌딩의 평당 임대료를 기반으로 약 390억원의 기회비용이 발생하며 서울시 한해 예산의 2%에 달하는 엄청난 금액임을 보도했다. 우리나라 정부는 오피스빌딩 공실 발생에 관한 심각성 및 인식도가 낮으며 대응방안에 대한 검토도 미흡하다고 지적하고 있다.

오피스빌딩에 관한 기존 연구는 주로 임대료 결정요인, 투자의사결정요인, 임대 계약구조, 등급분류, 관리비용 등의 주제가 많았으며, 근래 들어 소유주체, 공간 및 지역 등 좀 더 발전되고 상세한 결과를 보여주는 연구가 이루어지고 있다. 그러나 아직까지 오피스빌딩 임대시장의 공실률을 결정하는 연구는 매우 부족한 실정이다.

오피스빌딩의 공실률에 관한 사항은 오피스빌딩을 개발하는 공급자 및 개발 관련 금융을 제공하는 투자자, 실제 오피스빌딩을 사용·수익하는 실수요자 등에게 여러 면에서 매우 중요한 요인이다. 공실률은 다양한 오피스빌딩 관련 연구에서 중요한 요인으로 다뤄지고 있음에도 불구하고 공실률을 중심으로 분석한 연구는 매우 부족한 상태이다. 따라서 본 연구는 오피스빌딩 임대시장 내 공실률에 영향을 미치는 다양한 요인들을 정리한다. 횡단면 및 시계열, 패널 자료들을 이용하여 오피스빌딩 공실률에 영향을 미치는 요인을 파악한다. 이러한 결과는 향후 오피스빌딩 시장 참여자들이 공간을 개발하고 취득할 때 전략적이고, 합리적인 의사결정에 이용될 수 있을 것이다.

1.2 연구의 범위 및 방법

1.2.1 연구의 범위

본 연구의 목적은 해당 건물 내 내생변수들과 경제변수들이 서울시 오

3) 조선일보, 2017. 7. 31 '공실의 경제학'

피스빌딩의 공실률에 어떠한 영향을 미치는 지 분석하는 것이다. 오피스빌딩을 분석 대상으로 정한 가장 큰 이유는 국내의 상업용 부동산을 대표할 수 있기 때문이다. 오피스빌딩은 다른 상업용 부동산들과 비교 시 자료들이 체계적으로 정립되어 있다.

본 연구를 위하여 구성된 데이터의 범위는 3가지로 구분된다. 먼저 횡단면 데이터는 2016년 5월 기준, 서울시에 위치한 700여개 오피스빌딩의 보증금, 임대료, 관리비, 연면적, 건축면적, 층수, 엘리베이터 수, 준공년도, 권역, 주소, 용적률, 건폐율, 전용률, 리모델링 여부, 소유주 및 소유구조, 매매경험, 건물구조, 냉난방방식, 주차대수, 지하철역과의 거리 등으로 구성된다.⁴⁾

시계열 데이터의 시간적 범위는 2003년 1월부터 2016년 5월까지로 구성되고, 오피스빌딩 내 내적변수와 경제변수들을 이용하여 분석하였다. 독립변수 중 내생변수는 공실률, 임대료, 관리비로 정하였으며, 외생변수는 CD91유통수익률(91일, 한국은행), 전산업생산지수(한국은행), 인플레이션율(한국은행)을 활용한다.

마지막으로 패널데이터는 횡단면데이터와 시계열데이터를 축적하여 구축하였고, 독립변수들은 시계열에서 사용한 독립변수들과 동일하다.

1.2.2 연구의 방법

본 연구는 횡단면, 시계열, 패널데이터를 이용하여 내생변수들과 외생변수들이 오피스빌딩 공실률에 미치는 영향을 실증 분석한다.

먼저 횡단면데이터에서는 상관관계분석, 분산분석, 회귀분석을 이용하여 오피스빌딩 내부변수들이 공실률에 미치는 영향을 분석한다.

둘째, 시계열데이터를 이용하여 오피스빌딩 임대시장 내 공실률 결정요인에 대한 동태적 분석을 실시하였으며, 그랜저 인과관계분석 및 VAR or VECM 모형을 활용하여 분석한다.

셋째, 패널데이터를 이용하여 오피스빌딩 임대시장 내 공실률 결정요인을 세부적으로 분석하였다. 분석모형은 확률효과모형, 고정효과모형, 패널

4) 횡단면데이터는 결측치가 있는 건물들을 제외한 185개 오피스빌딩을 대상으로 분석한다.

VAR or VECM을 이용한다.

본 연구는 실증분석을 위하여 통계 Package Eviews8을 사용한다.

1.2.3 연구의 내용

본 연구는 오피스빌딩의 경제변수들이 오피스빌딩 임대시장 내에 공실률에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보고 분석한다. 본 연구의 진행과 관련된 세부적 흐름은 다음과 같다.

제1장은 본 연구를 진행하게 된 배경과 연구 목적을 제시하고 분석 대상의 범위 및 연구 방법에 대한 설명을 한다.

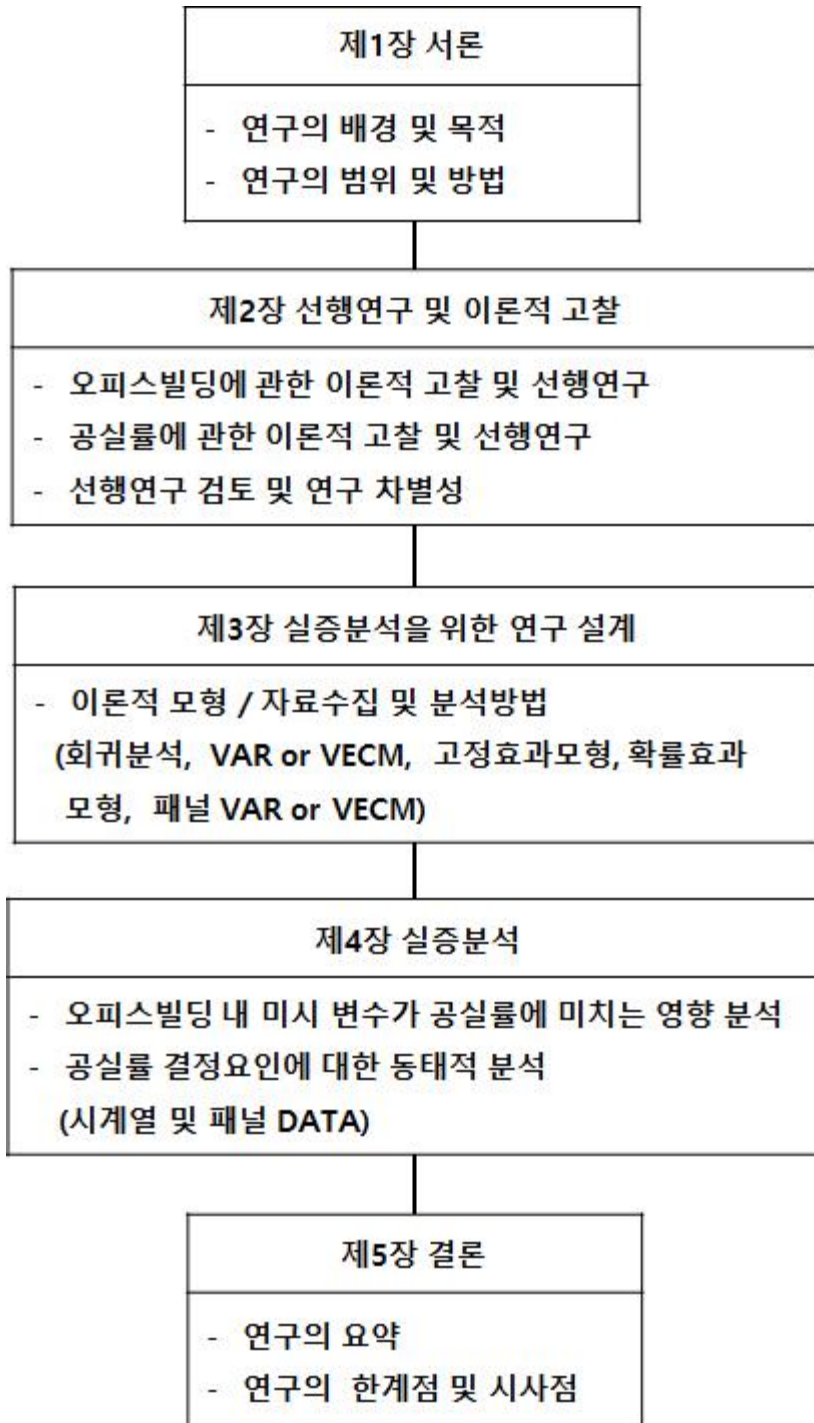
제2장은 본 연구의 진행에 필요한 이론과 선행연구에 대하여 고찰하였다. 우선 오피스빌딩에 대한 정의 및 분류 등급에 대하여 살펴보았으며, 오피스빌딩의 면적 개념 및 특성과 서울시 오피스빌딩 임대시장 구조에 관련 연구들을 검토 하였다.

더불어 공실률에 관한 정의 및 발생원인, 자연공실률에 관한 이론적 내용을 면밀하게 검토 하고 공실률에 대한 선행연구들을 살펴 본 후 선행연구들과의 차별화된 연구 방향을 설정하였다.

제3장에서는 횡단면, 시계열, 패널데이터를 이용하여 분석한 모형들에 관한 이론들을 정리하였다. 횡단면데이터를 이용한 분석모형은 상관관계 분석, 분산분석, 회귀분석이 있으며, 시계열데이터를 이용한 분석모형은 VAR or VECM 모형에 관한 이론을 정리하였으며, 패널데이터를 이용한 분석모형은 확률효과, 고정효과, 패널 VAR or VECM 모형에 관한 내용을 정리하였다.

제4장에서는 오피스빌딩 공실률에 영향을 미치는 요인들에 대한 실증분석을 실시하였으며, 각 분석결과에 대한 내용들을 정리하였다.

마지막으로 제5장은 본 연구에 대한 결과를 요약하고 결론을 도출하였으며, 연구결과에 대한 시사점을 정리하였고, 본 연구가 갖는 한계점 및 추후 보완이 필요한 과제에 대한 내용을 서술하였다.



〈그림 1-1〉 연구 흐름도(Flow Chart)

Ⅱ. 선행연구 및 이론적 고찰

2.1 오피스빌딩에 관한 고찰

2.1.1 오피스빌딩의 정의 및 분류

오피스빌딩은 사무직 종사자들이 업무를 수행하는 업무장소를 의미한다. 일차적으로 서류, 행정, 서기, 상담 업무 등의 사업 용도에 쓰이는 건물로 규모는 각각의 용도 및 구성에 따라 차이가 있으며, 주 목적은 원활한 업무 수행을 할 수 있는 기능적 제반 서비스 시설을 갖춘 공간이라 정의할 수 있다(박상우 외, 1996).

오피스빌딩에 대하여 White(1993)는 정부, 기관, 기업, 개인들이 산업 활동을 영위할 수 있게 제공된 목적으로 개발·건설된 장소라고 정의하였다. 이는 정부와 공공기관의 행정 및 관리 업무와 이윤을 추구하는 기업의 경영활동에 필요한 업무를 무리없이 수행할 수 있게 하는 전반적 활동을 의미한다. 업무활동이란 기능적 관점에서 기업의 경영과 관련된 다양한 정보와 아이디어, 기술, 지적재산, 유통 등을 기록, 정리, 교환하는 활동을 의미한다(양재섭 2004). 또한, 업무 기능을 한국 표준 직업 분류에 따른 전문기술 및 관련종사자, 행정 및 관련 종사자, 사무 및 관련 종사자들이 수행하는 기능으로 지칭하기도 한다(삼성에버랜드 외, 2000).

오피스빌딩의 법률적 용어는 업무용 건물이다. 건축법은 오피스빌딩을 일반 업무시설과 공공업무시설로 분류하고 있다.⁵⁾ 오피스빌딩은 일반적으로 도시의 중심부에 위치하고 있으며, 교통의 요충지에 입지한다. 이는 교통의 편리성에 따라 집적 이익과 도시에 내재되어 있는 모든 기능적 요인이 집약적으로 활용하기 위함이다. 오피스빌딩에서 발생하는 대부분의 업무는 정보취득 및 접근성과 빈번한 접촉이 필요하며 이로 인한 집적이익과 토지 생산성이 높은 도시에 입지하는 것을 선호한다.

5) 건축법 2조에서 정하고 있는 28종의 건축물 용도 중 오피스빌딩은 업무시설에 해당됨

오피스빌딩은 기능, 규모, 형태 등에 따라 다양한 기준으로 분류된다. 오피스빌딩을 수행기능에 따라 분류하면 업무기능, 서비스 기능, 기타 기능으로 분류할 수 있다.

〈표 2-1〉 오피스빌딩 기능에 따른 분류

업무기능	서비스 기능	기타 기능
관공서 국영기업체 기업체의 본점 및 지점	행정 · 법률서비스 금융 · 보험서비스 상업 · 위락서비스 의료 · 보건서비스 사회 · 문화 서비스	연구 · 정보서비스 정보기능 서비스 및 매스커뮤니케이션 서비스

자료 : 서울대학교 공학연구소 외(1992), 서울시 미래형 비즈니스 타운개발 구상

오피스빌딩은 업무 및 사무기능을 수행하며, 그 특성상 많은 대면접촉을 필요로 한다. 이로 인하여 오피스빌딩은 중·소도시 보다 대도시에 입지하려는 요구가 크며, 대도시 중에서도 가장 중심권역에 입지하게 된다. 한편, 사법 및 행정기능을 수행하는 관공서 인근에 입지하려는 경향이 있으며, 이들 기관이 타 지역으로 이전하게 되면 이를 따라서 오피스빌딩 집중지역도 이전하는 형태를 보이는 것이 일반적이다.⁶⁾ 오피스빌딩의 규모별 도심 · 부도심 입지의 특성을 정리하면 다음과 같다. 오피스빌딩의 규모를 기준으로 11층 이상 건물은 대형, 5~10층 규모는 중형, 5층 이하의 소형으로 구분한다. 입지 기준으로는 도심, 부도심, 기타로 구분하며, 도심 내 대형 오피스빌딩은 대기업본사, 금융, 보험, 법무 등 전문직 업종이 주로 임대를 한다. 도심 내 중형 오피스빌딩은 중형기업의 본점 등이 주로 임대를 하며 전문직 기능을 보조하는 업체들이 주를 이루고 수요층이 높다. 도심 내 소형 오피스빌딩은 보조 서비스 기능을 주로 하며, 재개발 대상의 구형 건축물을 의미한다. 부도심의 대형

6) 박종민, “오피스임대료지수 모형개발에 관한 연구”, 단국대학교 대학원 박사학위 논문, 2003, P11.

오피스빌딩은 도심의 오피스빌딩 임차인이 지가변동, 재개발 등의 요인으로 이전하는 경우가 많다. 부도심 내 중형 오피스빌딩은 중소기업 또는 대기업 지점들이 주요 수요층이며, 부도심 내 소형 오피스는 판매서비스 기능이 주를 이루고 있다. 기타 입지는 오피스 빌딩의 기능을 수행하기 어렵고 임차인 유치도 현실적으로 어렵다. 주로 근린서비스 기능을 담당하고 있다.

〈표 2-2〉 오피스 규모별 도심·부도심 입지특성

구분	도심	부도심	기타
대형 (11층 이상)	도심권역 내 대형 건물로 대기업본사, 금융, 보험, 법무 등 전문직 업종이 임대	재개발, 지가상승 등으로 개발되는 경우, 도심권역 이전 수요가 입지	오피스의 지가, 기능 및 기반시설 현황 상 유치 난항
중형 (5~10층)	중형기업 본점, 전문업 기능을 보조하는 기능담당, 수요의 비중이 높음	중소기업의 본점이나 대기업의 지점이 입지	오피스 기능을 기대하기 어려우며 임차인 유치는 어려움
소형 (5층이하)	재개발 대상 노후 건물이 주 대상, 보조 서비스 기능이 주 입지	보험회사, 설계사무소 등 전문직종이 많이 분포, 저층부는 판매서비스 기능이 주 입지	주거지역에서 근린서비스 기능을 주로 담당

출처 : 대한주택공사(1982) 박상우 외 (1996) P28 재구성

오피스빌딩을 사용하는 임차인은 오피스빌딩을 선택함에 있어 분류는 중요한 기준이 된다. 오피스빌딩은 주로 등급, 빌딩유형, 소유권 등을 기준으로 분류된다.

오피스빌딩의 등급의 분류는 건축년도, 입지, 구성자재 및 시스템, 임대료, 빌딩관리방식, 건물규모 등의 다양한 요인들에 의해 결정된다.

우리나라보다 오피스빌딩에 대한 개념적립이 선행된 미국과 일본의 경우 등급 평가가 체계화 되어 있고 등급별로 임대료, 수익률, 공실률 등의 정보를 시장 참여자들에게 명확하게 제공하고 있다.

미국은 대도시를 중심으로 상태에 따라 A등급, B등급, C등급으로 오피스빌딩을 분류하고 있다. A등급은 우수한 위치 및 입지와 훌륭한 디자인으로 건축되고 최고급 시스템 및 설비를 보유하고 있으며, 이용자들에게 질 높은 편의성을 제공하는 오피스 빌딩이다. 임대료 수준이 높기 때문에 이를 감당할 수 있는 신용도가 우수한 임차인을 유치하고 있으며, 최고의 건물상태를 유지하고 있다. B등급 빌딩은 A등급보다 부족하지만 양호한 디자인과 평균 이상의 건축 기술을 사용하고 평균수준의 임대료를 유지하는 오피스빌딩이다. 마지막으로 C등급 빌딩은 시설이 낙후된 빌딩으로 현대화 되지 못한 오피스빌딩이다. 평균 이하의 임대료를 받고 있으며, 건물 관리 상태가 불량한 오피스빌딩이다. 자본투자를 기준으로 투자적격, 기관투자적격, 투기적으로 분류하기도 한다. 투자적격 오피스빌딩은 대도시 에 위치하고 발생하는 임대수익이 안정적이며, 관리운영이 양호한 상태를 뜻한다. 기관투자적격 빌딩은 안정적인 임차인을 확보하여 장래의 현금흐름이 원활하고, 건축 및 디자인 상태가 양호한 오피스빌딩을 의미한다. 마지막으로 투기적 오피스빌딩은 건축적 장점이 미흡하며, 임차인 구성 기준이 없이 다양한 산업의 임차인이 존재하는 빌딩이다.

일본은 오피스빌딩의 공간적 특성 및 건축상태, 편의시설 여부 및 규모, 입지, 빌딩브랜드 등을 기준으로 등급을 평가하고 있다.

〈표 2-3〉 미국 오피스빌딩 등급 분류 기준

등급분류		내 용
상태	Class A	- 우수한 위치와 훌륭한 디자인, 최고급 시스템 및 편의성 제공 - 높은 임대료 및 신용도가 높은 임차인 유치 - 최고의 건물상태 유지, 최상의 건축자재 사용
	Class B	- 양호한 디자인, 평균 이상의 건축기술 사용 - 좋은 입지선정과 빌딩관리 - 평균수준의 임대료, 적절한 상태의 마감재 사용
	Class C	- 오래되고 현대화 되지 않은 건물 - 평균이하의 임대료 및 건물유지 상태 불량
투자	투자	- 대도시 위치, 디자인 상태 양호, 안정적인 임대수익 및 관리운영이 적합한 오피스빌딩 - 국제적인 투자단체에서 투자적격 건물로 인정 - 빌딩의 문화공간, 전기, 엘리베이터, 통신체계들이 양호
	기관투자	- 만족스러운 크기와 높이 또는 글로벌 투자자의 주목을 받는 건물 - 건축 상태와 디자인 상태 양호 - 안정적인 임차인 확보
	투기	- 건물디자인과 특별한 건축장점이 미흡한 오피스빌딩 - 임차인 구성 기준이 없어, 다양한 산업의 임차인 존재 - 국제적인 투자를 유인하기 위한 일정면적 이상의 오피스빌딩

출처 : 미국빌딩경영자협회(BOMAI), <http://www.bomai.org>

우리나라의 오피스빌딩 등급의 분류기준은 정부관련 기관이나 부동산 전문회사 별로 각각의 차이가 있다. 오피스빌딩 등급에 대한 제도적 규정이나 법률적 근거가 제정되지 않아 각 기관 및 회사들은 내부 판단기준을 근거로 오피스빌딩의 등급을 분류하고 있다. 그러나 각각의 기관과 전문 회사들은 오피스빌딩의 물리적, 입지적 특성을 공통적으로 평가요인으로 반영하고 있으며, 일부 업체들은 조사 · 분석된 오피스빌딩의 임대료 및 공실률을 발표하기도 한다.

현재까지는 각각의 기관 및 전문회사 별로 오피스빌딩의 분류에 대한 회사별 차이가 존재 하지만 조사 · 분석보고서의 발표가 지속되면서 일부 지표들의 객관적인 비교를 위하여 공통된 분류 방식으로 조정 되어가고 있는 실정이다.

〈표 2-4〉 국내 오피스빌딩 등급분류

구분	분류방식
한국감정원	- 15등급으로 세분화 하여 표준건축비를 제시 (건물신축단가표)
한국화재 보험협회	- 건물층수 11층을 기준으로 이상과 미만으로 구분 - 보험가입 의무대상 및 화재 발생으로 보상완료 된 안전점검 대상 건물
(주)신영에셋	- 등급분류 기준 : 임대료, 연면적, 건물연수, 접근성(지하철까지 거리) 마감상태, 쾌적성, 인지도, 관리상태, 접도수, 서비스 제공 등을 고려 하여 4~5개 등급으로 분류 · PRIME 등급 : 상위 10% 수준, 최고수준의 랜드마크 빌딩 · A등급 : 상위 20% 수준, 우수한 빌딩으로 권역 평균 이상 · B등급 : 상위 30% 수준, 인지도 보유 빌딩으로 권역 평균 · C등급 : 상위 40% 수준, 평균 이하의 인지도 낮은 빌딩
BHP KOREA	- PRIME, A, B, C 등급 평가체계 - 인지도, 연면적, 전세환산가, 지하철 거리, 접도수, 건물연령
R2 KOREA	- PRIME, A, B, C 등급 평가체계 - 프라임 오피스빌딩과 리츠 빌딩을 대상으로 오피스빌딩 등급평가를 위한 항목으로 구분하고 각 항목별로 채점함 - 평가기준 : 입지특성, 물리적특성, 관리수준, 임대차관계, 가능성을 각각 요인별로 분류 후 AHP분석으로 요인별 가중치 분석
SAMS	- A, B, C 등급 평가체계 - 등급기준 : 연면적, 층수, 임대료, 위치/인지도, 관리상태, 접근성, 공실률, 관리비에 따른 분류 - 항목별 점수를 가산한 합계가 17이상이며, A등급은 14이상 / B등급은 14미만 / 이하 점수는 C등급으로 분류
SAVILLS KOREA	- 도심, 강남, 여의도의 3개 주요권역에 위치한 30,000m ² 이상 빌딩 중 상대적으로 탁월한 빌딩을 프라임빌딩으로 정의 - Prime빌딩 120 여개 중 80 여개 대상/ 각분기 조사 및 분석

자료 : 삼성에버랜드 외(2000)

국내 오피스빌딩 등급에 대하여 한국감정원은 제시도니 표준건축비를 기준으로 15등급으로 세분화하여 분류하고 있다. 한국화재보험협회는 건물 층수 11층을 기준으로 이상과 미만으로 구분하고 보험가입 의무대상과 화재 발생에 따른 보상완료 및 안전점검 대상 여부로 분류하고 있다. 부동산 업체인 (주)신영에셋과 BHP KOREA는 임대료, 연면적, 건물연수, 마감 상태, 인지도 등을 기준으로 PRIME급, A등급, B등급, C등급으로 분류하고 있다. PRIME급 오피스빌딩은 최고수준의 랜드마크빌딩으로 상위 10% 수준을 의미한다. A등급 오피스빌딩은 우수한 빌딩으로 상위 20%수준 빌딩이며, B등급 빌딩은 상위 30% 수준으로 인지도 보유한 평균 수준의 빌딩을 의미한다. C등급빌딩은 상위 40% 수준의 평균이하 인지도 빌딩을 의미한다. SAVILLS KOREA는 도심, 강남, 여의도에 위치한 오피스빌딩 중 30,000m² 이상 빌딩 중 상대적으로 탁월한 빌딩을 PTIME급 빌딩으로 정의하고 있다.

2.1.2 오피스빌딩의 면적 개념 및 특성

오피스빌딩의 면적에 대한 개념은 관행적인 정립 이외 별도의 규정은 없다. 미국의 경우에는 BOMA(Building Owners and Managers Association)가 Standard Method of Measuring Floor Area in Office Buildings(1915, 1996 Revised)에서 명시한 임대면적 산정기준을 적용하고 있다. BOMA의 면적기준 산정의 특징은 오피스빌딩 임대차계약의 합리성이다. 공간과 면적을 구분하는 것 보다 누가 사용하는 공간과 면적인가의 관점에서 임대료의 지불을 누가 하는 것인가를 명확하게 구분하고 있다. 면적 구분의 기준은 우선 사용의 전용여부에 따라 전용면적과 공용면적으로 구분한다. 전용면적을 오피스빌딩 임차인이 단독적으로 전용으로 사용하는 면적으로 사무실공간을 의미한다. 공용면적은 공간사용목적에 따라 빌딩전체 고용면적과 층별 공용면적으로 세분화 한다. 빌딩공용면적은 여러 임차인이 공동으로 사용하는 면적으로 로비, 회의실, 경비실, 기계실, 전기실 등을 의미한다. 층별공용면적은 각층에서 전용면적과 빌딩

공용면적을 제외하고 임차인이 사용하는 면적으로 화장실, 엘리베이터 로비, 복도 등을 의미한다. 이같은 면적 구분 방법은 국내 공동주택 분양시장에서 공용면적을 구분하는 방식과 유사한 형태이다.

〈표 2-5〉 BOMA 오피스빌딩 면적 산정 기준

구분		정의	비고
전용면적		오피스빌딩 임차인이 전용으로 사용하는 면적	사무실 공간
공용 면적	빌딩 공용	빌딩전체 임차인을 위한 공간	로비, 회의실, 경비실, 기계실, 전기실 등
	층별 공용	각층에서 전용면적과 빌딩공용면적을 제외하고 임차인이전용으로 사용하는 면적	화장실, 엘리베이터 로비, 복도, 층별 전기실 등

자료 : 이현(2000), 임대면적 산정기준의 재정립, 한국빌딩경영협회 제32차, p7 인용

호주는 오피스빌딩 임대면적에 대하여 우리나라처럼 법적인 제도나 규정은 없으나 PCA(Property Council of Australia)라는 기관에서 산정기준을 수립하여 적용하고 있다. PCA는 전용면적과 공용면적을 구분하는 것보다 임대가능면적에 대하여 명확한 정의를 바탕으로 임대차 계약을 작성하는 것에 중점을 두고 있다. 면적기준은 순임대가능면적(Net Lettable Area)과 총임대가능면적(Gross Lettable Area)으로 구분하고 있다. 순임대가능면적은 각층 바닥면적에서 엘리베이터, 계단, 화장실 등 일반적 시설을 제외한 나머지 면적을 의미한다. 주로 오피스빌딩 면적 산정에 이용되며, BOMA의 전용면적과 특징이 유사한 형태이다. 총임대가능면적은 상업시설 또는 창고 면적 산정에 주로 이용되며, 단일임차인인 경우 비상용 계단, 화장실 등 해당하는 층의 전체 면적을 포함하는 특징이 있다. PCA가 중점을 두는 형식은 미국과 국내의 면적 산정기준과 차이가 있는 것처럼 인식되지만, 실제 임대계약면적을 산정하는 가장 큰 목적인 임대료가

임대차계약서의 중요한 변수임을 감안할 경우 기본적인 접근 방법은 동일하다고 볼 수 있다.

〈표 2-6〉 호주 PCA 오피스빌딩 면적 산정 기준

구분	정의
순임대가능면적 (Net Lettable Area) 오피스빌딩	층의 바닥면적에서 화장실, 계단, 엘리베이터 등 일반적 시설을 위한 면적을 제외한 부분 - 엘리베이터 사이의 로비 면적 제외 - 빌딩 전체를 위한 면적 제외
총임대가능면적 (Gross Lettable Area) 상업용, 창고등	오피스빌딩의 경우와 마찬가지로 일반적인 공용 부분의 면적을 제외한 면적 단, 단일임차인인 경우 화장실, 비상계단 등 해당층의 모든 면적을 임대가능면적에 포함하여 산정함 ⁷⁾

자료 : 이현(2000), 임대면적 산정기준의 재정립, 한국빌딩경영협회 제32차, p8 인용

또한, 우리나라와 다르게 통일된 산정기준을 일관되게 적용함으로써 각각의 빌딩간 비교분석이 가능해지며, 이는 시장 내 이해관계자들에게 매우 중요한 영향을 미칠 수 있다.

7) 이현, 임대 면적 산정 기준의 재정립(오피스빌딩 중심으로), 한국빌딩경영협회, 2000

〈표 2-7〉 국가별 임대계약 면적 산정 기준

국가	면적구분	임대계약면적 산정	비고
미국	전용면적 빌딩공용면적 층별공용면적	전용면적 기준으로 공용 면적을 비례배분	수직계통 면적은 사전에 제외 주차장은 임대면적에서 제외
호주	전용면적	전용면적을 임대계약면적으로 산정(전용여부)	체계적으로 건물 특성을 반영하는데 어려움이 있음
홍콩	전용면적	전용면적을 임대계약면적으로 산정 (전용여부)	Gross Lease와 Net lease 방식으로 계약
일본	전용면적 고용면적	전용면적 기준으로 공용면적을 비례배분	공용면적 특성별로 차별화 난항
한국	전용면적 공용면적	전용면적 기준으로 공용면적을 비례배분	공용면적 특성별로 차별화 난항

자료 : 이현(2000), 임대면적 산정기준의 재정립, 한국빌딩경영협회 제32차, p9 인용

국가별 임대계약면적 산정 기준을 살펴보면, 임대계약면적 산정의 가장 기본적인 요소는 사용 공간의 전용여부에 따라 우선 전용면적을 정의하고, 전용면적을 기준으로 공용면적을 비례배분하고 있다. 미국은 전용면적, 빌딩공용면적, 층별 공용면적으로 구분하고 전용면적을 기준으로 공용면적을 비례 배분한다. 주차장은 임대면적에서 제외하는 특징이 있다. 호주는 전용면적을 기준으로 임대계약면적을 산정하고 있다. 전용면적만을 임대계약면적으로 사용하여 오피스빌딩 특성을 반영하지 못하는 단점이 있다. 홍콩은 호주의 방식과 동일하나 임대계약 시 계약면적과 전용면적을 기준으로 구분하는 차이가 있다. 우리나라와 일본은 공용면적을 세분

화하여 구분하지 않고 있어 공용면적의 특성에 따라 차별화하기는 어려운 실정이다. 한국이나 일본의 면적구분 방식의 경우 각각의 빌딩간 전용률의 차이가 결과적으로 임대 공간 특성 및 임대료에 직접적인 반영이 되는 구조가 통상적이므로 사실상 미국의 기준과 완전히 상이하다고 볼 수는 없다.

2.1.3 오피스빌딩 임대시장 구조에 관한 연구

오피스빌딩 임대시장 구조 실증분석에 대한 연구가 이루어진 본질적인 배경은 임대수익 소득은 현금흐름이 안정적인 투자 대상이기 때문이다. 장기간 저금리 기조로 인하여 시중의 부동산자금들은 안정적인 투자처를 찾지 못하였다. 그러나 정책적으로 안정적인 투자를 유도하기 위해 부동산 투자회사법 개정 시행, 간접투자자산운용법이 시행되면서, 투자 환경의 변화로 인한 국내 오피스 시장관련 연구 역시 시장 동향을 파악하고 전망을 예측하며 관련 연구들이 시작 되었다.

권역별 차이에 대한 오피스빌딩 임대시장의 지표작성을 위해 임대시장 특징을 파악한 손진수·김병욱(2002)⁸⁾의 연구는 기존 오피스빌딩의 권역에 대한 연구를 보완하고 있다.

Kim, et. al.(1999)⁹⁾, 손재영·김경환(2000)¹⁰⁾, 이동규(2002)¹¹⁾ 등 국내 오피스임대료 결정모형에 관한 연구들은 전세, 보증부월세의 임대계약방식을 설명변수로 두고 임대료 변화의 가능성이 각각을 독립적인 시장으로 인식하고 있기 때문이라는 것을 증명하였다. 이러한 사실로 Kim, et. al.(1999)¹²⁾은 서울시 오피스빌딩 임대료 결정모형에 연구방식을 채택해 전세3년 만기 회사

8) 손진수·김병욱, 2002, “서울 오피스시장의 임대료지수 개발에 관한 연구”, 「대한국토학회지」, 37(4), 109-122.

9) Kim, Byung-Wook, Sang-young Lee, and Hyn Lee, 1999, “Office Rent Determinants in the Seoul Area, Korea”. International Journal of Urban Sciences, 3(1), 23-36.

10) 손재영·김경환, 2000, “서울시 오피스임대료의 횡단면 분석”, 「대한국토계획학회지」, 110(5), 279-295.

11) 이동규, 2002, “서울시 오피스 임대료의 권역별 차이 연구”, 대한국토도시계획학회 정기학술대회 논문집.

12) Kim et al., 1999, 위의 논문.

체 수익률을 적용해 연세를 구하는 방법의 연구를 하였다. 이에 반해 손재영 · 김경환(2000)¹³⁾, 이동규(2002)¹⁴⁾, 변기영 · 이창수(2004)¹⁵⁾ 등은 전세와 보증부월세간 상호관계를 임대료 환산과정에 직접적으로 조사되거나 추정된 전월세 전환률을 적용해 두 시장 간 관계의 연구를 진행하였다.

이를 바탕으로 보증부 월세와 전세 시장이 독립적이지만은 않고 내생적으로 계약 형태가 선택되는 시장인지에 대한 분석의 필요성을 손진수 · 김병욱(2002)¹⁶⁾ 제기하였고, 손재영 · 김경환(2000)은 임대료 산정과정에서 단위전세금의 기회비용이 많은 오차를 발생시키므로 시장이자율과 전월세자전환율의 연구가 필요하다고 하였다.

기존의 오피스빌딩의 연구를 크게 나누어 보면 오피스시장의 수요 및 공급전망과 오피스 건물의 임대료 연구, 오피스 분포 및 입지 연구, 개별 오피스건물에 관한 연구 등으로 구분된다.

김형보(2002)¹⁷⁾는 서울시 소재의 대규모 오피스를 대상으로 주체, 시기, 지역의 관점에서 요인별 요인간 상호작용으로 용적 실현정도의 경향성과 그 차이의 요인을 분석했다. 여흥구·정선아(2002)은 1979년부터 5년 기간으로 오피스 공간분포와 변화에 대한 분석을 표전점수로 분석했다. 이를 통해 오피스가 도심, 강남, 여의도 순으로 확산되고 있음을 증명했다.¹⁸⁾ 이동규(2002)는 서울시 오피스 임대료 결정이 지역별 차이에 기인한다는 실증연구를 했는데 서울시 오피스 3대 하위시장의 지역별 차이 분석, 빌딩 개별 특성, 지역특성을 모두 고려한 오피스 임대료 결정모형을 통해 차이의 원인을 분석했다.

13) 손재영·김경환, 위의 논문.

14) 이동규, 위의 논문.

15) 변기영·이창수, 2004, “서울시 오피스 임대료 결정구조에 관한 연구”, 「대한국토학회지」, 39(3), 205-219.

16) 손진수·김병욱, 위의 글.

17) 김형보, 2002, “대규모 오피스 용적실현비 결정 특성에 관한 연구: 서울시 사례를 중심으로”, 「대한국토학회지」, 37, 306-309.

18) 여흥구·정선아, 2002, “서울시 오피스의 공간분포 및 입지특성에 관한 연구”, 「대한국토학회지」, 37(7), 117-135.

2.2 공실률에 관한 이론

2.2.1 공실률의 정의

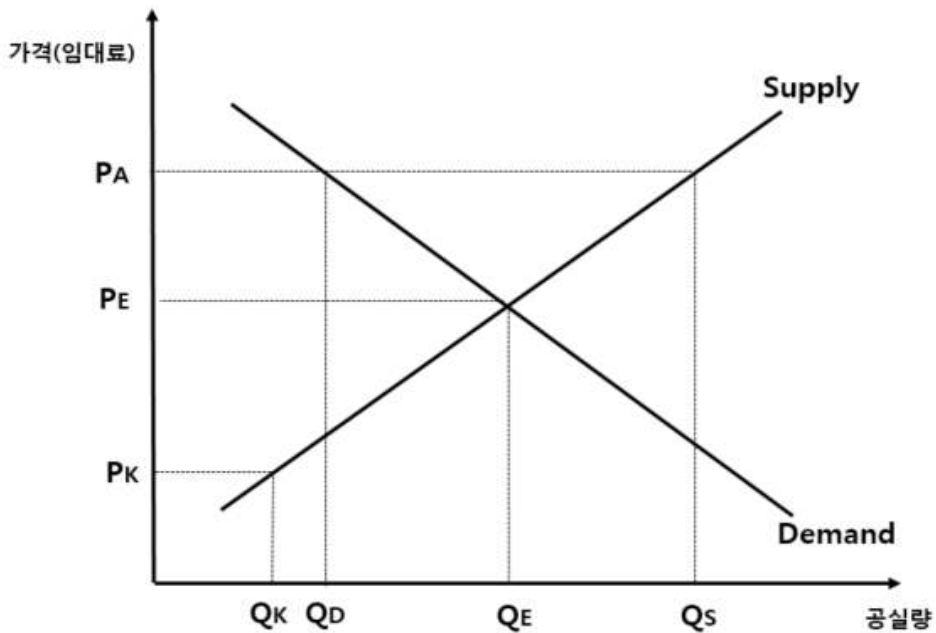
오피스빌딩에서 공실이란 미분양 또는 임대차계약이 체결되지 못했거나 어떠한 방법으로도 사용되지 못하고 비워져 있는 공간을 의미한다. 오피스빌딩의 공간은 임대가능면적¹⁹⁾(전용면적 및 공용면적)과 비 임대면적(자가사용면적, 무상제공면적)으로 구분되고 있다.

공실률에 대한 일반적인 개념은 부동산관련 회사들이 정기적으로 발표하는 시장 동향 보고서 상 나타내고 있는 임대가능면적 대비 공실면적의 비율이다.

$$\text{공실률(Vacancy Rate)} = \text{공실면적} / \text{임대가능면적}$$

Carn, et. al.(1988)은 오피스빌딩 임대시장에서 발생하는 가격(임대료)과 공실률에 대하여 <그림 2>와 같이 설명하였다. 우선 수요와 공급 곡선을 기준으로 적정임차료는 P_E 이고, 신축인 오피스빌딩의 임대료를 P_A 라고 가정하면, 개발업자 또는 건축업자들은 Q_S 만큼 오피스빌딩을 더 건설 할 것이다. 그러나 이 가격에서 잠재임차인의 수요는 Q_D 에서 한정될 것이다. 이로 인하여 신규 공급된 오피스빌딩의 일부는 임대되지 않고 공실로 남게 되며, 공실량은 $Q_S - Q_D$ 만큼의 차이가 발생하게 된다. 또한 시장가격인 P_E 와 P_A 가 같을 때는 공실은 0 이 된다.

19) 임대가능면적이란 임대계약의 목적물이 되는 임대면적으로 임대료 납부 기준이 되는 면적을 의미한다. 전용면적 외 공용면적에 따라 실제 임대면적은 차이가 있다.



〈그림 2-1〉 오피스빌딩 시장의 가격과 공실률

자료 : Cam, et. al.(1988) , p78

공실률은 오피스빌딩 시장 내에서 수요와 공급의 균형을 측정할 수 있는 중요한 지표이다. 오피스빌딩의 임대가격과 임대수량이 수요와 공급의 원리에 따라 초과공급 상태인 공실률을 만들어 내지만, 오피스빌딩 시장 내에서 신규 수요에 대한 유동성 또한 이끌어 낸다. 이 같은 신규 수요의 증가는 가격과 공급량에 대한 영향을 미치며 시장에 새로운 변화를 준다. 공실률에 대한 분석을 수요와 공급량에 따라 변화되는 시장을 예측할 수 있는 의미 있는 분석임을 알 수 있다.

2.2.2 공실률 발생원인

오피스빌딩 임대시장에서 공실이 생성되는 요인은 가격(임대료)의 하방경직성과 마찰적 요인으로 분류된다. 가격의 하방경직성²⁰⁾이란 오피스빌딩에 공

20) 하방경직성이란 가격은 경제여건의 변화에도 떨어 지지 않고 그 수준을 유지하려는 힘이 있다는 것으

실이 발생한 경우 임대인은 자산가치의 하락을 방지하기 위하여 가격(임대료)을 즉시 할인하여 임차인을 유치하지 않고 영업기간 및 임차인에게 제공하는 다양한 서비스를 개선하는 방법을 선택하는 것을 의미한다. 마찰적 요인이란 오피스빌딩의 공실이 발생한 경우 임대인은 임차인을 유치하기 위하여 계약조건을 수정 및 조정하는 과정에서 발생하는 것을 의미하며, 오피스빌딩이 부족한 상황에서도 일정부분은 발생 된다.

2.2.3 자연공실률

오피스빌딩 임대시장의 공실량은 전체 공급량에서 전체 수요량을 제외한 수량을 의미한다. 공실량을 백분율로 환산한 공실률은 오피스빌딩 임대시장의 수요·공급에 관한 지표로 활용되며, 개발 공급자들의 투자수익률을 검토하는 변수로도 사용된다. 공실은 사용자가 신규 공급 공간에 이동하게 되면서 발생하게 되며, 공실인 상태임에도 임대료의 변화가 발생하지 않는 상태를 균형공실률이라고 한다. 자연공실률은 사용자의 이사기간, 인테리어 공사기간 등으로 인한 공실률이 자연적으로 발생된 것을 뜻한다.

오피스빌딩 임대시장에서 실제 공실률보다 자연공실률이 높을 경우 수요가 초과된 상태이며, 이 경우 임대인 위주의 시장이 형성되며 임대료가 상승하고 오피스 빌딩의 공급이 늘어날 것으로 전망할 수 있다. 반면 실제 공실률이 자연공실률보다 높을 경우 공급이 초과된 상태로 임차인 위주의 시장이 형성되며 임대료는 하락하고 신규공급 또한 줄어들 것을 전망할 수 있다.

로 가격이 일정 수준으로 상승하게 되면 경제가 침체되더라도 그 수준을 유지하려는 것을 의미한다.

〈표 2-8〉 자연공실률에 따른 시장변화

구분	수급상황	임대료변화	비고
실제공실률 > 자연공실률	초과공급	하락	임차인 위주 시장 / 신규공급 감소
실제공실률 = 자연공실률	시장균형	동일	
실제공실률 < 자연공실률	초과수요	상승	임대인 위주 시장 / 신규공급 증가

자료 : 서윤희(2011), p26 재구성

2.3 선행연구 검토

오피스빌딩에 대한 국내 · 외 연구들을 살펴보면 대다수의 연구들이 공실률을 임대료결정요인의 일부분으로 다루고 있었으나, 근래들어 공실률에 관한 실질적인 연구들이 시작되고 있는 상황이다. 공실률에 관한 연구들은 크게 임대료와 관련된 연구와 공실률 자체에 대한 연구로 분류할 수 있다. 임대료와 관련된 연구는 임대료에 대한 설명변수로서의 공실률에 관한 것과 임대료 · 공실률 상호 조정과정에 관한 연구로 나뉜다. 공실률 자체에 관한 연구는 자연공실률 추정에 관한 연구가 대부분이며, 공실률 결정요인에 관한 연구는 미미한 실정이다.

2.3.1 공실률과 임대료에 관한 선행연구

입지, 환경 등의 변수들을 이용하여 임대료결정요인을 분석하고 있다. 또한 공실률과 임대료에 관한 연구들은 임대료와 공실률이 조정과정에서 상호 연결되어 있음을 나타내고 있다.

Rosen and Smith(1983)는 임대주택시장 내에서 임대료의 결정은 자연공실률과 공실률의 변화에 의해 조정되는 과정이 발생된다는 연구를 진

행하였다. 설명변수는 공급과 수요 증가분, 업무시설 사용자 증가율, 비용 변화율을 사용하여 미국 내 17개 도시의 공실률을 측정하였으며, 그 결과 자연공실률은 6%~23%로 다양하게 나타났다.

Brennan et al.(1984)은 미국 시카고 도심지역 내 오피스빌딩 임대료의 단가를 종속변수로 사용하고 위치, 물리적 특성, 임대차기간 등을 설명변수로 사용하여 역함수(Reciprocal), 이중로그(Log linear), 역준로그(Logarithmic), 준로그(Semi log), 선형(Linear)의 5가지 함수형태로 분석하였다. 연구결과 이중로그(Log linear)가 가장 좋은 결과를 보여줬으며, 공실률은 유의하지 않는 것으로 나타났다.

Shilling et al.(1987)은 미국 내 17개 도시의 오피스빌딩 시장에 공실률 개념을 적용하였다. 실제 오피스빌딩의 공실률이 자연공실률을 상회할 때 임대료 변화가 둔화한다는 가설을 세우고 임대료 변화를 추정하기 위하여 구조방정식을 사용하였다. 분석결과 공실률과 임대료는 동시에 결정되며, 공실률은 11개 도시의 임대료 변화를 설명하는데 중요한 변수임을 증명하였다.

Frew and Jud(1988)는 임대료를 종속변수 정하고 공실률, 건물 경과연수, 공용면적, 층수, 고속도로 인접여부, 도심과의 거리 등을 설명변수로 하여 상업용 오피스빌딩의 임대료 수준을 횡단면 모델로 분석하였다. 그 결과 공실률, 경과연수, 고속도로 인접여부가 유의미한 영향을 미치고 있으며, 공실률이 임대료를 결정하는 중요한 변수임을 증명하였다. 또한 상업용 오피스빌딩의 임대료를 결정할 때 공실률은 중요한 변수로 반드시 반영되어야 한다고 주장하였다.

Wheaton and Torto(1988)는 주택시장에서 나타난 임대료 조정 매카니즘이 오피스빌딩 시장에서도 나타나는 것을 발견하였다. 또한 공실이 발생할 때 임대료의 조정은 명목 임대료보다 실질임대료에 더 큰 영향을 주고 있으며 공실이 1% 증가 시 임대료는 약2% 수준에서 조정하여 반영된다는 것을 증명하였다.

Glascok, et al.(1990)은 1984년부터 1988년까지 오피스빌딩 675개 동의 자료를 이용하여 오피스빌딩 임대료 결정요인을 연구하였다. 종속변

수는 평균임대료 단가를 사용하고 설명변수는 공실률, 고용성장률, 서비스 수준, 시간더미, 지역더미를 이용하여 선형 및 준로그 함수로 분석하였다. 연구 결과 공실률은 임대료 변화에 유의미한 영향을 주었으며, 공실률이 증가할 경우 임대료는 부정적인 영향을 받는 것으로 나타났다.

Mills(1992)는 미국 오피스빌딩 임대시장 시장 내 계약특성을 반영하기 위하여 543개동의 오피스 빌딩의 호가임대료와 현재가치 임대료를 종속변수로 사용하고, 공실률, 층별면적, 주차장, 연면적, 경과년수, 은행입점 여부, 식당입점여부, 지역더미 등을 설명변수로 설정하여 분석하였다. 연구 결과 호가임대료 보다 현재가치 임대료를 사용한 모형의 결과가 좋았으며, 공실률은 유의미 하지 않는 것으로 나타났다.

Shilton and Tandy(1993)는 오피스빌딩 임대시장에서 공실률과 균형임대료는 지속가능성 효과에 따라 결정된다고 하였다. 또한, 균형임대료와 공실률 편차의 함수는 임대성장률로 나타나며, 실제공실률, 자연공실률, 실제임대비율, 균형임대비율 사이의 차이에 대한 것임을 증명하였다.

Sanderson, et al.(2006)은 전 세계 오피스빌딩 시장에서 자연공실률을 최초로 추정한 연구이다. 임대성장률과 공실률은 동시에 발생되고, 이로 인한 인과관계에 관한 가능성을 이유로 2단계 최소자승법으로 분석하였다. 자연공실률 평균은 미국이 가장 높고, 유럽이 가장 낮은 것으로 나타났다, 공간관점에서 개발도상국의 도시성장인 경우 자연공실률이 낮은 것으로 나타났다.

김익준 · 김용환(2006)은 임대료를 종속변수로 정하고 계약형태, 빌딩 규모, 엘리베이터 수, 건축면적, 주차면수, 빌딩규모, 공실률을 설명변수로 정하여 분석하였다. 분석방법으로 특성가격함수(Hedonic price model)를 이용하였으며, 연구 결과 공실률이 낮을수록 임대료가 높다고 증명하였다.

김관영 · 김찬교(2007)는 오피스빌딩 임대료 결정요인에 관한 연구에서 종속변수로 실질 임대료를 설명변수로 관리비, 용도지역구분, 지하철역과의 거리, 접도수, 건축면적, 전용률, 주차대수 등을 사용하였으며, 공실률은 통계적으로 유의하지 않다고 보고하였다.

〈표 2-9〉 선행연구 변수 및 결과

연구자	분석방법	종속변수	연구내용 및 결과
김익준 · 김용환 (2006)	특성가격함수 (횡단면데이터)	임대료	계약형태, 빌딩규모, 엘리베이터 수, 건축면적, 주차면수, 공실률을 설명변수로 분석한 결과 공실률이 낮을수록 임대료가 높음
김관영 · 김찬교 (2007)	특성감안 가격함수	실질 임대료	오피스빌딩 임대료 결정요인 분석 관리비, 용도지역, 지하철 역, 접도수, 건축면적, 전용률, 주차대수, 공실률을 설명변수로 분석한 결과 공실률은 통계적으로 유의하지 않음

2.3.2 공실률 결정요인 연구

오피스빌딩의 공실률 결정요인에 관한 선행연구는 현재까지 매우 저조한 실정이다. 1998년 외환위기 이후 국내 오피스빌딩 시장은 외국의 선진화된 관리방법 등을 내재화 하면서 발전하게 되었다. 그로 인하여 오피스빌딩 시장의 데이터의 정립 또한 체계화되면서 오피스빌딩에 관한 연구가 활발해져 가고 있는 실정이다. 기존 오피스빌딩 공실률 결정요인에 관한 선행연구는 횡단면분석과 시차분석으로 분류된다. 그러나 각각의 연구자별로 횡단면분석과 시차분석의 결과가 일정하지 못한 상황이다. 이는 연구자별로 분석하는 기간 및 조사기관의 차이와 수집한 데이터의 차이에 따른 결과로 예측된다.

양승철 · 최정엽(2001)은 단계적 회귀분석을 이용하여 국내 최초로 공실률과 임대료의 상관관계를 분석하였다. 공실률과 임대료를 종속변수로 사용하고 설명변수는 금융권 입점여부, 공시지가, 지역구분, 지하철역과의 거리, 층수, 엘리베이터수, 건폐율, 주차장, 건축용도, 용적률, 전용률, 임대가능면적, 대지면적, 임대형식, 임대료를 사용하였다. 그 결과 공실률은

임대료에 영향(정+)을 미치며 임대료에 대한 정보를 취득하기 위한 방법으로 사용 된다는 사실을 밝혔다. 또한 오피스빌딩의 공실률과 임대료는 각각 결정되는 것이 아니라 동시에 두변수가 결정되기 때문에 공실률과 임대료의 관계는 일정한 방향으로 서로에게 영향을 미치지 않는다고 조명하였다.

서윤희(2011)는 위계적 선형모형(HLM)을 활용하여 서울시 오피스빌딩 공실률 결정요인을 분석하였다. 2008년 횡단면 기준 자료를 활용하여 소유주체, 층수, 경과년도, 빌딩관리형태 등 건물의 개별특성변수와 교차로와의 거리, 지하철역과의 거리 등의 지역특성변수가 공실률에 미치는 영향을 분석한 결과 지역변수의 계수 값들이 통계적으로 유의성을 보이지 않음을 보여 주었다.

〈표 2-10〉 선행연구 변수 및 결과

연구자	분석방법 (데이터구조)	종속변수	설명변수
양승철 ·최정엽 (2001)	Stepwise regression (횡단면데이터)	공실률 임대료	공시지가, 금융권입주여부, 건폐율, 주차장, 용적률, 건축년도, 전용률, 대지면적, 임대형식, 임대료, 지하철 접근성
서윤희 (2011)	위계선형 모형 (횡단면데이터)	공실률	상업용 토지거래면적, 지방세, 대기업 매출액, 공공행정서비스밀도, 생산자서비스 밀도, 신설법인 수, 금융기관입주여부, 빌딩관리형태, 경과년도, 지하철역 거리, 층수, 소유주체

2.3.3 연구의 차별성

본 연구의 목적은 오피스빌딩 내 내적변수 및 경제현상 변수들이 오피스빌딩 공실률에 미치는 영향을 분석하는 것이다.

공실률에 관한 연구는 앞서 선행연구 고찰에서 살펴보았듯이, 크게 횡단면데이터를 이용한 논문과 시계열데이터를 이용한 논문으로 나뉜다. 횡단면데이터를 이용한 논문들에는 다음과 같은 문제점들이 있다. 첫 번째는, 임대료를 종속변수 설정하고, 독립변수로 오피스 빌딩 내 내적변수를 사용한 연구가 대부분이며, 공실률은 내적변수 중 하나의 독립변수로 사용하였다. 이 같은 연구들은 공실률의 본질적인 연구보다 임대료에 연구 방향이 설정되어 있어 공실률이 갖고 있는 중요한 의미를 해석하기 어려운 한계가 있다.

두 번째는 공실률을 종속변수로 설정하고 분석한 연구들이다. 동 연구들은 횡단면 데이터를 활용하여 특정시점의 공실률이 갖고 있는 의미를 해석한 것이 대부분이다. 특정시점의 공실률에 관한 연구는 다양한 시대적 변화와 흐름에 대하여 설명하기 어려운 부분이 있다.

시계열데이터를 이용하여 공실률을 분석한 논문들은 오피스 빌딩 내적변수들을 제외한 경제현상변수들만 포함되어있다. 이 경우 오피스 빌딩 내 공실률을 설명하는 내재적 의미를 세부적으로 설명할 수 없다.

본 연구는 기존의 선행연구들과 달리 횡단면데이터와 시계열데이터 그리고 패널데이터를 이용하여 오피스빌딩 내 변수들과 경제현상을 설명하는 변수들이 공실률에 미치는 영향을 분석하였다. 데이터 구축의 문제로 기존 연구에서 사용하지 않은 패널데이터를 이용함으로써 좀 더 세부적으로 공실률에 미치는 영향을 살펴본다.

Ⅲ. 연구 모형

3.1 회귀 분석

종속변수 Y_i 가 $X_{2i}, X_{3i}, \dots, X_{ki}$ 와 상수항 1을 포함한 k 개의 독립변수에 의해 설명되는 다중회귀모형의 일반형은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \epsilon \quad (1)$$

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$: 회귀계수

ϵ : 확률오차

k 개의 독립변수 $x_1, x_2, \dots, x_k$ 의 값이 주어졌을 때 종속변수 y 의 값이 항상 일정하게 하나의 값으로 정해지는 것이 아니라 확률변수인 확률오차 ϵ 의 값에 따라 y 의 값이 변할 수 있음을 의미한다. 종속변수 y 값의 결정에 중요한 역할을 하는 확률오차 ϵ 에 대해 다중회귀모형에서는 다음과 같은 가정을 하고 있다.

- (1) 확률오차 ϵ 은 확률변수이다.
- (2) 확률오차 ϵ 은 평균이 '0'이고 분산이 σ^2 인 정규분포를 한다.
- (3) 독립변수 $x_1, x_2, \dots, x_k$ 에 대한 확률오차 ϵ 은 독립적이다.

다중회귀분석에서도 단순회귀분석과 마찬가지로 결정계수가 정의된다. 또한, 다중회귀분석에서는 독립변수의 수자가 다수인데, R^2 의 특성 가운데 중요한 점은 독립변수의 수가 증가함에 따라 R^2 의 값도 함께 증가한다는 점이다. 독립변수의 수가 증가함에 따라 만약 새롭게 추가 증가된 독립변수가 종속변수에 대해 설명하는데 중요한 변수라면 독립변수가 설명하지 못하는 잔차항 제곱합 $\left(\sum_{i=1}^n e_i^2\right)$ 은 크게 감소한다. 이로 인해 R^2 가 크게 증가하게 된다. 그러나 새롭게 추가된 독립변수가 종속변수를 설명하는데 중요하지 않은 변

수라고 하더라도 잔차항 제곱합을 미미하게 감소시켜 R^2 가 미미하게 증가하게 된다. 또한, 단순히 결정계수 R^2 를 증가시키기 위해서 종속변수(Y)의 설명에 의미여부와 관계없이 독립변수의 수를 증가할 수도 있다. 이 같이 비합리적인 경우를 방지하기 위해 R^2 를 산출할 때 포함된 독립변수의 수를 고려하여 그 수가 커지면 증가한 만큼 R^2 을 조정해 주는 것을 검토할 수 있다. 이를 조정하기 위해 아래와 같은 조정된 결정계수(adjusted R^2 ; $\overline{R^2}$)를 이용한다.

$$\begin{aligned}\overline{R^2} &= 1 - \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2 / (n-k)}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 / (n-1)} \\ &= 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k}\end{aligned}\tag{2}$$

$k > 1$ 이면 항상 $R^2 > \overline{R^2}$ 의 관계가 성립하며, 만약 다른 모든 조건이 일정할 때 독립변수 k의 수가 증가할 경우 $\overline{R^2}$ 의 값은 감소한다는 사실을 알 수 있다. 이에 따라 종속변수 Y의 설명에 유의적이지 않은 독립변수를 포함시켜 결정계수가 증가하는 부분에 대하여 방지할 수 있다.

본 논문은 회귀분석(Regression)을 통하여 독립변수인 연면적, 지상층수 수, 지하층수 수, 기준층, 주차가능대 수, 층고, 엘리베이터 수, 전용률이 종속변수인 공실률 미치는 영향을 살펴본다.²¹⁾

21) 기준층

3.2 시계열 분석

3.2.1 VAR or VECM모형

본 연구는 동태적인 설명을 위하여 시계열 분석 모형인 VECM(Vector Error Correction Model)을 이용하여 분석하기로 한다. 우선, 분석하는 변수의 불안정성 여부를 검토하기 위하여 단위근 검정(unit root test)을 시행한다. 분석 변수들이 단위근을 가지는 불안정한 시계열이라면 평균 또는 분산이 시간에 대하여 가변적으로 분석 변수들의 과거 자료는 동태적 예측에 어떠한 도움도 되지 못한다.

만약, 시계열이 불안정 하더라도 일반적인 계량분석을 사용하게 되면 변수 사이에 아무런 상관관계가 없었음에도 불구하고 높은 유의성이 있는 것처럼 보여 지는 가성적 회귀 현상(spurious regression)이 나타나게 된다. 공적분 관계(Cointegration Relationship)는 불안정 시계열이라고 하여도 만약, 변수들 사이에 안정적인 시계열을 형성하는 선형결합이 존재하면 회귀분석을 포함한 다양한 실증분석이론을 적용할 수 있는 특별한 경우가 나타나게 된다. 본 논문에서는 Johansen(1995)의 최우도 검정을 이용한 공적분 관계를 활용 하고자 한다. 만약, 불안정한 시계열을 결합했을 경우, 안정적인 선형결합이 존재한다면 1개의 변수로 또 다른 1개의 변수에 대한 예측이 가능하다. 한편, 변수들 간에 공적분 관계가 발생 할 경우 VAR모형이 아닌 VECM 모형으로 추정을 해야 한다.

VAR 또는 VECM을 사용하기 이전에 분석하는 변수의 순서를 외생적으로 정해야 한다. 계수 값에 대하여 복잡하지 않는 가설 검정을 사용한 후 인과관계를 통하여 변수들의 순서를 정하기로 한다. 즉, VAR모형의 계수에 대한 제약을 고려하여, VAR모형에 포함된 변수들 사이의 인과관계 분석이 가능하다. $n \times 1$ 인 y_t 를 $n_1 \times 1$ 인 y_{1t} 와 $n_2 \times 1$ 인 y_{2t} 로 나누게 되면 아래의 식이 성립한다.

$$A_p(L)y_t = \epsilon_t \text{에서 } \begin{pmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

여기서 L 은 시차연산자(lag operator)를 나타낸다. $A_{12}(L)=0$ 이면 y_{2t} 의 과거값이 y_{1t} 값을 설명할 수 없어 예측에 도움이 되지 않는다. 따라서 변수 y_{1t} 는 y_{2t} 에 대해 외생적(block-exogenous)이다.(김시언, 2014) $A_{21}(L) \neq 0$ 이면 y_{2t} 의 값이 y_{1t} 의 과거 값에 영향을 받게 되며 변수는 내생적(endogenous) 변수가 된다.

VAR모형은 n 차원 벡터 $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})$ 에 관하여 다음과 같은 연립방정식 모형으로 표시할 수 있다.

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (4)$$

여기서 A 는 계수행렬이고 이후의 분석에서 y_t 는 변수를 의미한다. VAR 모형에 포함된 변수가 불안정한 시계열로 나타나게 될 경우, 데이터를 차분하여 VAR모형을 추정하고 불안정성에 대한 문제를 해결할 수 있다. 그러나 VAR모형에 포함된 변수들 간에 공적분 관계가 존재하는 경우, 변수를 차분하여 이용하면 두 변수 간의 장기적인 관계에 관련한 정보를 이용하기 위해 다음과 같은 VECM을 추정한다.

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + A_1^* \Delta y_{t-1} + A_2^* \Delta y_{t-2} + \dots + A_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (5)$$

여기서 Π 는 VAR모형에 포함된 수준(level) 변수들 간의 관계에 관련한 정보를 반영하고 $\Pi=0$ 이 아닌 경우에 단순히 차분한 VAR(p-1)이 된다. 만약, Πy_{t-1} 를 반영하지 않을 경우, 모형설정은 심각한 오류를 발생하게 된다. 충격반응분석(impulse response analysis)을 실행하게 되면 VAR모형 또는 VECM의 계수에 관련한 정보를 사용하여 모형에 포함된 여러 개의 변수 중, 어떤 1개의 변수에 충격이 발생했을 때 시간의 경과에 따라 구성된 다른 변수들에게 어떠한 영향을 미치고 있는 지 파악할 수 있다. 변수 y_j 에 관한 충

격(impulse) ϵ_j 가 s 기 후 변수 y_i 에게 영향을 미치고 있는 변수 y_i 가 변수 y_j 의 충격변화에 반응하고 있는 정도로서 (i,j) 번째 원소 $\partial y_{i,t+s}/\partial \epsilon_{jt}$ 로 나타낼 수 있으며 출레스키 분해를 사용하여 직교 충격반응함수를 구한다.

1개 변수의 움직임에 대한 예측오차를 각각 변수에 대하여 발생하는 비율로 분할하여 VECM에 포함된 각 변수들에 관한 상대적 중요성의 정도를 파악 가능한 분산분해분석(variance decomposition analysis) 방법은 다음과 같다. 예측오차 $e_{t+s} = y_{t+s} - \hat{y}_{t+s} = \epsilon_{t+s} + C_1 \epsilon_{t+s} + \dots + C_s \epsilon_{t+1}$ 라 하면 예측치 $\hat{y}_{t+s}$ 의 분산은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} MSE(\hat{y}_{t+s}) &= MSE(e_{t,s}) = E[(y_t - \hat{y}_{t+s})(y_t - \hat{y}_{t+s})'] \\ &= \Omega + C_1 \Omega C_1' + \dots + C_{s-1} \Omega C_{s-1}' \end{aligned} \quad (6)$$

변수 y_j 에 대한 s 기 후의 예측치 $\hat{y}_{i,t+s}$ 의 예측오차에 관하여 j 번째 변수에 보여 지는 충격의 비중을 $\omega_{ij}(i,j=1,\dots,n)$ 이라 하면 다음과 같이 계산된다.

$$\omega_{ij} = \frac{\{Var(u_{jt})[b_j b_j' + C_1 b_j b_j' C_1' + \dots + C_{s-1} b_j b_j' C_{s-1}']\}_{jj}}{\{MSE(\hat{y}_{t+s})\}_{ii}} \quad (7)$$

여기서 $\sum_{j=1}^n \omega_{ij} = 1$, $\{\cdot\}_{ii}$ 는 행렬 $\{\cdot\}$ 의 i 번째 대각원소이다.

3.3 패널 분석

3.3.1 패널 분석 개요

횡단면 데이터가 년 또는 분기, 월 단위로 축적되어 있는 경우 각각의 개별 시점에 필요한 데이터를 이용하기보다 시간을 기준으로 축적된 데이터를 전체 사용하여 분석하는 것이 보다 많은 정보를 활용한 분석이 될 것이다. 패널 데이터는 횡단면 데이터가 특정 시간 기준으로 축적되어 있

는 데이터를 의미한다. 통상적으로 횡단면 데이터가 공간에 걸친 정보를, 시계열 데이터가 시간에 걸친 정보를 담고 있다고 한다면, 패널 데이터는 횡단면 자료와 시계열 자료가 결합된 형태이다. 이같은 패널 데이터를 이용한 분석을 패널 분석이라고 한다.

시간의 단위 별로 횡단면 데이터가 축적되어 있는 패널 데이터는 횡단면 데이터의 특징과 시계열 데이터의 특성이 모두 반영되어 있다. 이로 인하여 패널 데이터를 활용한 실증분석을 하는 경우에는 횡단면 데이터만을 사용한 분석과 비교 시 분석에 활용할 수 있는 정보가 증가하는 장점이 있다. 패널데이터를 사용한 대표적인 분석방법은 확률효과(random effect)모형, 고정효과(fixed effect)모형이 있다.

일반적으로 패널 모형에 사용되는 모형은 다음과 같다.

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}'\beta + \epsilon_{it} \quad (8)$$

횡단면 데이터와 시계열 데이터의 특성이 모두 포함하고 있어 추정하고 싶은 회귀식의 하첨자에 i, t 가 모두 표기가 되어 있는 것이 특징이다.

변형을 통하여 실제 추정하는 회귀식은 다음과 같이 바뀐 식을 이용한다.

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + x_{it}'\beta + \epsilon_{it} \\ &= \alpha + x_{it}'\beta + \alpha_i - \alpha + \epsilon_{it} \\ &= \alpha + x_{it}'\beta + \mu_i + \epsilon_{it} \\ &= \alpha + x_{it}'\beta + \nu_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

일반적인 횡단면 데이터 분석에 사용되는 회귀분석 식과 비교 시 위 식의 주요한 차이는 개별 집단의 고유요인을 반영하기 위한 α_i 이다. 이 고유요인의 특징은 모형 추정에는 영향을 미치고 있지만 관측되지 않는 변수라는 점이다. 패널 모형을 이용한 분석을 실행할 때, 중요한 관점은 개별 집단(그룹)에 대한 특징을 의미하는 α_i 와 설명 변수들 사이의 상관관계 존재 여부이다.

패널 데이터를 사용하는 분석에서 추정하는 모형은 $y_{it} = \alpha + x_{it}'\beta + \nu_{it}$ 이다. ($\nu_{it} = \mu_i + \epsilon_{it}$) ϵ_{it} 가 설명 변수와 상관관계가 존재하지 않는다면, 즉 $E(x_{it}'\epsilon_{it}) = 0$ 의 조건을 만족한다고 가정 하자. 그러나 α_i 가 설명변수들과 서로 관련이 있다면, $\mu_i = \alpha_i - \alpha$ 와 설명변수는 상호 상관관계가 존재한다. 즉 $E(x_{it}'\mu_i) \neq 0$ 이 된다.

이 같은 경우, 우리가 추정하는 모형에서의 잔차항인 ν_{it} 와 설명 변수 사이에 상관관계가 존재하게 되며, 이런 상황은 회귀식 추정에서 성립해야 하는 설명 변수와 잔차항 사이에는 상호 관계가 존재하지 않는다는 중요한 가정이 성립하지 않게 된다. 이는 관측되지 않는 개별 고유 요인 때문에 추정식에서 설명변수와 잔차항 사이의 관련으로 인하여 내생성이 발생하게 된다.

이로 인하여, 결과적으로 관측되지 못하는 개별 고유 요인인 α_i 를 처리하는 방식은 가가 패널 회귀 분석에서 중요한 관점이 된다. 이 α_i 에 대하여 어떤 방식으로 간주하며, 처리하는 방식에 의하여 패널 분석은 크게 확률효과(random effect), 고정효과(fixed effect)두 모형으로 분류하게 된다.

3.3.2 확률효과(Random Effect)모형

관측되지 못하는 개별 고유 요인인 α_i 를 처리하는 대표적 방법 중 하나는, ‘개별 고유 요인의 발생은 임의적(randomness)이다.’라고 가정하는 것이다. 이때, $y_{it} = \alpha + x_{it}'\beta + \nu_{it}$ 에 대한 추정은 일치성 조건을 만족하게 된다. ‘개별 고유 요인의 발생은 임의적(randomness)이다.’라는 가정은 $E(\mu_i) = 0$ 으로 표현할 수 있다.

이처럼, 관측되지 못하는 개별 고유 요인인 α_i 의 발생이 ‘임의적(randomness)이다.’라고 추정하고 가정하는 방법을 임의 효과 모형이라고 칭한다.

3.3.3 고정효과(Fixed Effect)모형

임의효과 모형에 관한 추정은 개별 고유 요인의 발생이 임의적(randomness)이라는 가정이 성립하여야만 가능하다. 그러나 개인에 대한 성적을 패널 회귀식을 검토 한다면, 개인이 보유한 성실성 또는 근면성으로 표현 가능한 개별 고유 요인이 성적에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들과 상관성이 존재하지 않는다는 가정은 받아들이기 힘들다.

개별 고유 요인이 존재하는 상황에서는 $E(\mu_i) \neq 0$ 이 된다. 또한, 이 상황에서서는 개별 고유 요인이 추정에 영향을 미치는 것을 감안하지 않고 분석된 임의효과 추정량은 일치성을 충족하지 못하기에 활용할 수 없다. 이 같은 경우에 개별 고유 요인이 추정에 영향을 미치는 것을 감안하여 일치 추정량을 산정하는 방법이 고정효과(fixed effect)이다. 고정효과는 각 개별 요인이 각 그룹에 영향을 미치는 것이 고정적이라고 보고 각 개별 요인이 고정적으로 영향을 미치고 있는 각 그룹 별로 제거하자는 것이다.

고정효과의 주요 구성은 내생성 발생의 중요 요인인 개별 고유 요인에 대하여 수식 변환을 통해 추정하고 제거하자는 것이다. 다음의 식을 살펴보자.

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}'\beta + \epsilon_{it} \quad (10)$$

데이터를 개별 그룹(i)에 관하여 시간차 별로 정렬(stack)한 후, 개별 그룹에 대해서 시간차 별의 평균을 산정하면 다음과 같다.

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \bar{x}_{it}'\beta + \bar{\epsilon}_{it} \quad (11)$$

식(10)에서 식(11)를 빼주면 다음과 같은 식이 도출 된다.

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_{it})'\beta + \epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_{it} \quad (12)$$

식(12)에는 내생성을 발생하게 하는 중요 원인인 개별 고유요인 항 α_i 이 존재하지 않으므로, 내생성문제에 대한 부분은 감안하지 않아도 된다. 식(12)를 추정하는 방법을 고정효과(Fixed Effect)모형이라고 칭한다.

임의 효과와 비교 시 고정효과는 추정의 일치성에 대해 충족하기에 두 모형 중 고정효과를 사용하는 것이 좀 더 안전한 방법이다. 그렇지만, 고정효과는 각각 그룹별로 시간에 관한 평균을 제거하는 방식을 사용 하기에 성별, 결혼 여부 같이 시간에 관해서 변하지 않는 변수에 관한 정보가 개별 고유 요인과 함께 제거되는 단점이 존재한다.

이 같은 이유로 실제 패널 데이터를 사용한 실증 분석과정에서 두 모형 중 어떤 모형을 사용하는 것이 적절한가 라는 의구심을 가질 수 있다. 임의 효과 모형에서 가정하는 개별 고유 요인의 발생은 임의적이라는 가정이 성립한다면, 고정효과모형 보다는 임의 효과 모형을 쓰는 것이 보다 많은 정보를 활용할 수 있기에 효율적이다.(김창진, 2009) 하지만 개별 고유 요인의 발생이 임의적이지 않는 상황에서 임의 효과 모형은 일치성을 성립하지 않기에 사용할 수 없다. 그러므로 실제 패널 분석 과정에서는 통상적으로 Hausman테스트를 사용하여 임의효과모형에 가정하는 임의성이 성립 여부를 확인하고 임의성 가정이 성립할 경우 임의효과 모형을 이용하고 있다.

“Hausman 테스트의 귀무가설은 임의효과와 고정효과의 추정량이 같다는 것이다. 만약 귀무가설을 기각하지 못한다면, 임의효과 모형의 가정이 적절하기에 임의효과 모형을 사용하는 것에 별다른 문제가 없다. 그러나 Hausman 테스트를 기각할 경우에는 개별 고유 요인이 임의적이 아니라는 것을 뜻하기에 임의 효과 모형은 일치성을 만족하지 못한다. 이 경우에는 고정효과 모형을 쓰는 것이 바람직하다.”(김창진, 2009)

3.3.4 패널 VAR or VECM모형

본 연구에서는 오피스빌딩 임대시장 내 공실률 결정요인을 분석하기 위해 패널 VAR 분석을 수행한다. 이를 위해 다음과 같은 VAR모형을 살펴보기로 한다.

$$y_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \epsilon_t \quad (13)$$

여기서 y_t 는 모형 내 내생변수들로 이루어진 벡터로 이 연구에서는 오피스 임대료, 공실률, 관리비 등 미·거시 변수를 포함하고 있다. 그리고 A_i 는 추정해야 할 계수들로 이루어진 행렬이며, ϵ_t 은 분산-공분산 행렬이 Ω 인 백색잡음(white noise)이다.

ϵ_t 는 설명변수들과 상관관계가 없으며, 시차상관(serial correlation) 또한 없는 것으로 가정한다. 위의 식(13)을 패널 형태로 추정하기 위해서는 각기 다른 횡단면 단위별로 변수들 간의 자료의 형태가 동일하다는 전제하에 자료를 통합해야 한다. 그러나 자료를 통합하였을 때 가지는 장점에도 불구하고 실제 변수들 간의 시계열 관계가 횡단면별로 동일하다는 제약은 충족되기 어렵다. 이러한 제약을 완화하는 하나의 방법은 개별효과(individual effect)를 허용하는 것으로 식(13)에 개별 횡단면 단위마다 특정 절편항을 추가하는 것이다. 안정적인 VAR에서 절편의 변화는 해당 변수의 평균의 변화를 의미함에 따라 추정모형에서 개별효과를 허용은 횡단면 단위마다 이질성을 허용하는 것과 같다. 횡단면 단위의 이질성을 고려하는 다른 방법으로 식(15)의 ϵ_t 의 분산이 횡단면 단위마다 변하는 것을 허용하는 것이다.(김문성, 2013) VAR 모형에서 ϵ_t 의 분산의 변화는 각 변수의 분산변화에 해당함에 따라 궁극적으로 변수의 변동성에 있어 횡단면 단위별로 이분산을 허용하는 것과 같은 맥락이다. 따라서 이 연구에서는 개별효과와 ϵ_t 의 분산이 횡단면 단위별로 다른, 즉 이분산성을 반영한 모형을 사용한다.

T기간에 따라 관측된 N개의 횡단면 단위가 있다고 가정하면, 식(13)에서 개별효과와 이분산성을 반영한 패널자료 형식을 도식하면 다음과 같다.

$$y_{i,t} = \alpha_{0t} + \sum_{l=1}^p \alpha_{lt} y_{i,t-l} + \psi_t f_i + \epsilon_{i,t} \quad (14)$$

$$i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

식(14)에서 i 는 횡단면 관측치, 즉 서울오피스빌딩들을 의미한다. 그리고 f_i 는 관측되지 않은 빌딩 i 의 개별효과를 의미한다. 한편, 식(14)은 다음의 직교조건(orthogonal condition)을 충족해야 한다.

$$E[y_{i,s} \epsilon_{i,t}] = E[f_i \epsilon_{i,t}] = 0, (s < t) \quad (15)$$

이러한 직교조건을 사용하기 위해서는 관측되지 않는 권역별 특성 f_i 를 조정해야 한다. 일반적으로 패널 분석에서 개별효과를 제거하는 방법으로 고정효과 추정법을 이용한다. 그러나 개별효과 f_i 를 모형에서 제거하기 위해 고정효과 추정법을 이용할 경우 추정계수에 편의(bias)가 발생할 수 있다. 고정효과 추정법은 개별효과를 제거하기 위해 평균차분과정, 즉 $y - \bar{y}$ 의 방법을 이용하는데, 이때 변수들의 평균값에는 $y_{i,t}$ 와 $\epsilon_{i,t}$ 가 포함되어 있음에 따라 상관관계가 발생한다. 따라서 이러한 문제를 해결하기 위해 Love and Zicchino(2006)는 Arellano and Boverb(1995)에서 언급된 다음과 같은 Helmert변환을 사용하였다.(김문성, 2013)

$$z_t^* = c_t [z - (z_{i(t+1)} + \dots + z_{iT}) / (T-t)] \quad (16)$$

$$t = 1, \dots, T-1$$

여기서, c_t 는 분산을 동일하게 하기 위한 가중치로 $\sqrt{(T-1)/(T-t+1)}$ 을 나타낸다. 식(16)로 나타낸 Hermert 변환은 처음 $(T-1)$ 개의 관측치 각각에 대해 표본 내의 나머지 모든 미래 관측치의 평균을 차감하는 과정을 의미한다.

Love and Zicchino(2006)는 이러한 과정을 통해 변화된 변수들과 시차설명변수를 도구변수로 사용하여 연립 GMM으로 추정할 수 있다고 하였다. 이 연구에서는 Love and Zicchino(2006)의 방식에 따라 오피스빌딩 공실률 결정요인을 분석하였다.

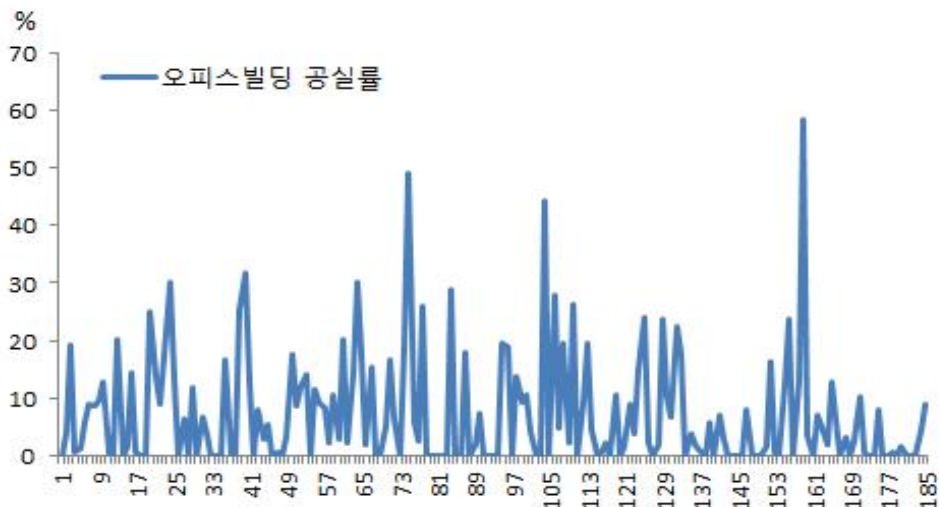
IV. 실증분석

4.1 횡단면 분석

4.1.1 기술통계량

횡단면 데이터를 이용하여 오피스빌딩 내부변수들이 공실률에 미치는 영향을 살펴보았다.

서울시 185개 오피스 빌딩을 대상으로 분석하였으며, <표 4-1>는 분석에 사용된 변수들의 기술통계량을 나타내고 있다. 임대료, 관리비, 공실률은 2016년 5월 값을 이용하였다. 매매경험과 주차대수를 제외한 모든 변수들의 자연로그 값을 사용하였다. 분석결과, 종속변수인 공실률의 최소값은 0%이며, 최대값은 64.53%, 평균은 6.97%이다. 지하층수 최소값은 1, 최대값은 9, 평균 4.78로 나타났다. 그리고 지상층수는 평균 18.12, 최소 6, 최대 60로 나타났고, 매매경험은 평균 1.30, 최소 0, 최대 4로 나타났다.



<그림 4-1> 서울 185개 오피스 빌딩 공실률

〈표 4-1〉 기술통계량(횡단면 기본값)

	N	최소값	최대값	평균	표준편차
공실률	185	0.00	64.53	6.97	9.69
지하층수	185	1	9	4.78	1.79
지상층수	185	6	60	18.12	6.76
연면적	185	1,044	64,316	11,184	10,209
건폐율	185	15.61	97.82	46.25	11.77
전용률	185	40.40	80.00	55.72	8.02
엘리베이터 수	185	1	36	6.83	5.74
매매경험	185	0	4	1.30	0.70
주차대수	185	0	1,437	229.77	209.63
지하철거리	185	10	1,890	298.48	276.58
임대료	185	25,806	133,000	68,259	22,581
관리비	185	12,000	59,410	30,860	7,817

〈표 4-2〉 기술통계량(횡단면 로그값)

	N	최소값	최대값	평균	표준편차
공실률	185	0.00	64.53	6.97	9.69
지하층수	185	0	2.19	1.49	0.43
지상층수	185	1.79	4.09	2.83	0.36
연면적	185	6.95	11.07	9.00	0.82
건폐율	185	2.75	4.58	3.80	0.25
전용률	185	3.70	4.38	4.01	0.14
엘리베이터수	185	0	4	1.65	.73
매매경험	185	0	4	1.30	.70
주차대수	185	0.00	1437.00	229.77	209.63
지하철거리	185	2.30	7.54	5.30	0.99
임대료	185	10.16	11.80	11.07	0.35
관리비	185	9.39	10.99	10.30	0.27

〈표 4-3〉 변수의 정의

구분	변수	변수설명
종속변수	공실률	오피스빌딩 내 임대가능면적 중 임차인을 유치하지 못한 공간으로 실제 사용하지 않고 비워진 공간면적을 임대가능면적으로 나눈 백분율 (공실률 = 비워진 공간 / 임대가능면적)
독립변수	지하층수	대지를 기점으로 아래에 존재하는 공간의 층수
	지상층수	대지를 기점으로 위에 존재하는 공간의 층수
	연면적	오피스빌딩 전체 면적의 총 합계
	건폐율	대지면적에 대한 건축면적의 비율
	전용률	실제 전용하여 사용하는 면적을 임대계약면적으로 나눈 백분율
	엘리베이터수	오피스빌딩 내 실제 설치 및 운영하는 엘리베이터 개수
	매매경험	실제 매매가 발생된 횟수를 의미함
	주차대수	오피스빌딩 내 차량 주차 가능한 수량 (법정주차대수가 아닌 운영 주차대수 임)
	지하철 거리	오피스빌딩과 지하철역과의 거리
	임대료	임차인 유치를 위한 오피스빌딩의 임대료 단가 임
	관리비	일반관리비로 계약면적 당 부과되는 금액 단가

4.1.2 상관관계

〈표 4-4〉는 변수 간 상관관계 분석 결과이다. 건폐율, 매매경험은 종속변수인 공실률에 유의한 상관관계가 있는 것으로 분석되었다. 건폐율과 매매경험은 유의수준 5%내에서 정(+)의 방향으로 유의한 상관관계가 존재하고, 나머지 변수들은 통계적으로 유의한 상관관계가 없는 것으로 나타났다.

상관관계 분석을 살펴보면 오피스빌딩 공실률은 건물의 규모와 관련된 변수들 중 건폐율과 밀접한 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 건폐율은 오피스빌딩의 바닥면적을 의미하는 변수로 건폐율에 따라 임차인들은 공간 활용을 효율적으로 모색할 수 있기 때문에 공실률과 밀접한 관계가 있는 것으로 보여 진다. 임대료와 관리비는 오피스빌딩을 선택할 때 매우 중요한 요인으로 인식되었으나, 상관관계 분석결과 유의미하지 않는 결과가 나타났다. 이 같은 결론은 실제 오피스빌딩 시장 내에서 임대료 및 관리비가 높은 대형 건물일수록 임차인에게 제공되는 효익이 우수하여 공실률이 낮게 나타나고 있기 때문이다.

〈표 4-4〉 상관관계 결과(횡단면 데이터)

	상관계수	유의수준(p-value)
지하층수	.025	.732
지상층수	.061	.407
연면적	-.084	.257
건폐율	.260**	.000
전용률	-.042	.569
엘리베이터수	-.056	.452
매매경험	.180*	.014
주차대수	-.102	.167
지하철거리	-.069	.349
임대료	.064	.386
관리비	.060	.418

** : 1% 수준에서 유의함

* : 5% 수준에서 유의함

4.1.3 분산분석

권역별, 건물등급별 오피스 빌딩의 공실률 차이를 분석하기 위하여 이원 분산분석(two-way ANOVA)을 실시하였다. 이원분산분석은 두 개 이상의 요인을 이용하여 집단별로 평균차이를 분석하는 기법이다.

분석결과, 유의수준 5%수준에서 권역별에 따라 공실률의 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 하지만, 건물등급별로는 차이가 없는 것으로 분석되었다. 그리고 권역별과 건물등급별은 상호작용효과가 없는 것으로 나타났다.

먼저 오피스빌딩 권역은 도심권역²²⁾, 강남권역²³⁾, 여의도권역²⁴⁾으로 분류된다. 도심권역에 해당하는 건물 수는 66개, 강남권역은 64개, 여의도권역은 55개로 분류되었다. 그리고 건물등급은 프리미엄, A, B, C 등급²⁵⁾으로 구분된다. 오피스빌딩 권역은 각각의 권역별 특색을 갖고 있으며, 선호하는 임차인 또한 특색의 차이가 있다. 분산분석 결과, 오피스빌딩 공실률은 건물 등급별로는 차이가 존재하지 않지만, 권역별에 따라 임차인이 요구하는 오피스빌딩 임대조건이 차이가 있음을 보여주고 있으며, 이로 인하여 공실률을 결정하는 요인별 차이가 존재함을 시사하고 있다.

22) 도심권역이란 종로구 및 중구로 이어지는 오피스빌딩 밀집지역을 의미하며, 영문약자 CBD(Central Business District)로 표기함

23) 강남권역이란 강남 및 서초구로 이어지는 오피스빌딩 밀집지역을 의미하며, 영문약자 GBD(Gangnam Business District)로 표기함

24) 여의도권역이란 여의도 및 마포공덕 지역에 이어지는 오피스빌딩 밀집지역을 의미하며, 영문약자 YBD(Yeouido Business District)로 표기함

25) 프리미엄등급은 연면적 50,000㎡ 이상, 지하철역 인접 및 월임대료가 ㎡당 20,000원 이상인 오피스빌딩이며 A등급은 연면적 33,000~50,000㎡, 지하철역 도보 5분 이내 및 월임대료가 ㎡당 17,000~20,000원, B등급은 연면적 16,500~33,000㎡, 지하철역 도보 10분 이내 및 월임대료가 ㎡당 14,000~17,000원, C등급은 연면적 16,500㎡이하이며, 월임대료가 ㎡당 14,000원 이하인 오피스빌딩을 의미한다.

〈표4-5〉 케이스 분류

		변수값 설명	N
권역별	1	도심권역	66
	2	강남권역	64
	3	여의도권역	55
건물등급	1	C등급	45
	2	B등급	62
	3	A등급	43
	4	프리미엄	35

〈표 4-6〉 개체-간 효과 검정

	제곱합	자유도	평균 제곱	F	유의확률
수정 모형	1449.465	11	131.770	1.440	.159
절편	7428.014	1	7428.014	81.197	.000
권역별	573.578	2	286.789	3.135	.046
건물등급	325.454	3	108.485	1.186	.317
권역별 * 건물등급	577.658	6	96.276	1.052	.393
오차	15826.374	173	91.482	.	.
합계	26252.185	185	.	.	.
수정 합계	17275.839	184	.	.	.

〈표 4-7〉는 권역별 기술통계량 결과이다. 전체 185개 빌딩 중 도심 권역은 66개 강남권역은 64개, 여의도권역은 55개 존재하며, 도심권역의

평균 공실률은 7.12%, 강남권역의 평균 공실률은 8.92%, 여의도권역의 평균 공실률은 4.51%로 분석되었다.

〈표 4-7〉 권역별 기술통계량

	N	평균	표준편차	표준오차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
					하한값	상한값		
도심 권역	66	7.12	8.26	1.02	5.09	9.15	0.00	35.77
강남 권역	64	8.92	10.81	1.35	6.22	11.62	0.00	49.70
여의도 권역	55	4.51	9.53	1.28	1.93	7.08	0.00	64.53
합계	185	6.97	9.69	0.71	5.56	8.37	0.00	64.53

〈표 4-8〉는 세 집단의 공실률 간의 비교 결과를 보여준다. Tukey HSD(Honestly Significant Difference) test는 Studentized Range Distribution을 이용하여 모든 가능한 두 수준들의 평균 간의 차이가 있는지를 검정(pairwise post-hoc testing using Tukey HSD test)하는 방법이다. 그리고 Bonferroni 방법은 다수를 비교할 때 발생하는 오류를 보정하는 통계추론 방법이다. 다중비교 분석결과, 모두에서 강남권역과 여의도권역은 유의적으로 차이가 있는 것으로 나타났다.

Tukey HSD test 결과 강남권역과 여의도권역의 평균 차이는 4.415, 표준오차 1.761, 유의확률 0.035로 분석되었다. 그리고 Bonferroni 방법을 통해 권역별 비교결과, 평균 차이와 표준오차는 Tukey HSD test의 결과와 동일하고, 유의확률은 0.039로 나타났다.

이 같은 결과는 강남권역 주요 임차 수요층인 벤처 및 IT 기업들의 이전으로 추정된다. 테헤란로를 중심으로 형성된 IT 기업들은 판교 등의 대체 수요지로 이동하였다.

〈표 4-8〉 다중비교

권역별			평균차	표준오차	유의확률	95% 신뢰구간	
						하한값	상한값
Tukey HSD	도심 권역	강남권역	-1.802	1.680	.532	-5.773	2.168
		여의도 권역	2.612	1.748	.296	-1.519	6.745
	강남 권역	도심권역	1.802	1.680	.532	-2.168	5.773
		여의도 권역	4.415*	1.761	.035	.254	8.577
	여의도 권역	도심권역	-2.612	1.748	.296	-6.745	1.519
		강남권역	-4.415*	1.761	.035	-8.577	-.254
Bonferroni	도심 권역	강남권역	-1.802	1.680	.854	-5.862	2.257
		여의도 권역	2.612	1.748	.411	-1.612	6.838
	강남 권역	도심권역	1.802	1.680	.854	-2.257	5.862
		여의도 권역	4.415*	1.761	.039	.160	8.670
	여의도 권역	도심권역	-2.612	1.748	.411	-6.838	1.612
		강남권역	-4.415*	1.761	.039	-8.670	-.160

*: 0.5 수준에서 평균차는 유의함

4.1.4 권역별 회귀분석

서울시 오피스 빌딩을 대상으로 공실률에 영향을 미치는 요인들을 파악하기 위하여 권역별로 회귀분석을 실시하였다. 도심권역권 빌딩의 공실률에 대한 회귀분석결과, 모형의 적합성을 보여주는 분산분석 결과는 $F=7.773$ (유의확률 0.000)으로 적합한 것으로 나타났다. 회귀모형의 설명력을 나타내는 수정된 결정계수(Adjusted R^2)값은 0.319로 나타나 모형에 포함된 설명변수들이 종속변수의 변화를 31.9% 이상 설명할 수 있음을 알 수 있다.

회귀 계수 값을 살펴보면, 지상층수, 매매경험은 유의수준 10% 내에서 종속변수인 공실률과 유의한 의미를 가진다. 지상층수, 매매경험이 증가하면 공실률은 증가하는 것으로 나타났다. 개별변수들의 영향력 정도를 나타내는 표준화 계수값을 살펴보면, 지상층수(0.305), 매매경험(0.258)순으로 영향력 정도가 높은 것으로 나타났다.

도심권역 내 지상층수가 높은 건물의 고층부는 훌륭한 경관을 확보하고 있어 임차인 유치가 매우 수월하나, 상대적으로 저층부는 임차인 유치에 많은 곤란을 겪고 있다. 즉 지상층수가 높은 건물일수록 저층부의 공실을 많이 갖고 있는 것으로 추정되며, 근래에는 이 같은 이유로 저층부 오피스 공간을 상업시설로 용도 변경²⁶⁾하여 활용하는 경우도 빈번하다. 매매경험이 증가하게 되면 오피스빌딩의 관리주체의 변경이 증가하게 되어 임차인에게 제공하는 서비스의 일관성을 유지하기 어려워 임차인들의 이탈을 야기 시킨다. 도심권역 내 지하층수수수가 많은 오피스빌딩들은 각종 편의시설 및 임차인 복지시설들은 보유하고 있다. 이로 인하여 빌딩 이용자들의 만족도가 높아지게 되며, 오랜 기간 임대차 계약을 유지할 수 있을 것으로 판단되어 지하층수수수가 증가할 경우 공실률이 줄어든 것으로 추정하였으나, 실제 회귀분석 결과 유의미하지 않는 것으로 나타났다.

26) 조선비즈 2016년 12월 15일 “사무공간 줄이고, 상업시설 늘리고”의 기사에 따르면 저층부에 있는 업무공간을 상업시설로 변경하는 빌딩들이 증가하고 있다고 하였다.

〈표 4-9〉 분산분석 결과(도심권역)

	제곱합	자유도	평균 제곱	F	유의확률
회귀 모형	4736.104	11	430.555	7.773	.000
잔차	3046.477	55	55.390		
합계	7782.581d	66			

〈표 4-10〉 회귀분석(도심권역)

	비표준화 계수		표준화 계수	t	유의확률
	B	표준오차	베타		
(상수)	43.623	64.449		.677	.501
지하층수수	-3.872	3.062	-.215	-1.265	.211
지상층수	9.553*	5.639	.305	1.694	.096
연면적	-5.089	3.871	-.482	-1.315	.194
건폐율	6.559	4.153	.230	1.579	.120
전용률	-.183	9.044	-.003	-.020	.984
엘리베이터수	3.438	4.118	.284	.835	.407
매매경험	2.924**	1.379	.258	2.121	.039
주차대수	.001	.008	.018	.112	.912
지하철거리	-.882	1.172	-.096	-.752	.455
임대료	-8.308	6.370	-.280	-1.304	.198
관리비	4.950	6.190	.145	.800	.427

R²: 0.319

강남권역권 빌딩의 공실률에 대한 회귀분석결과, F값은 1.752(유의확률 0.088)로 유의수준 10%내에서 적합한 것으로 나타났다. 수정된 결정 계수 값은 0.270으로 나타났다. 회귀 계수값을 살펴보면, 매매경험은 유의수준 5% 내에서 유의한 의미를 가지며, 매매경험이 증가하면 공실률은 증가하는 것으로 나타났다.

강남권역의 경우도 도심권역의 회귀분석 결과와 유사한 의미를 보여주고 있다. 권역별 공실률 결정요인의 차이가 있으나 임차인들이 오피스빌딩을 선택할 때 고려하는 요인별 차이는 크지 않다는 것을 의미한다. 또한 강남권역의 오피스빌딩 수요자들도 매매경험으로 인한 임대차계약조건 및 서비스질 하락에 영향을 받고 있는 것으로 추정된다.

〈표 4-11〉 분산분석 결과(강남권역)

	제곱합	자유도	평균 제곱	F	유의확률
회귀 모형	1989.001	11	180.818	1.752	.088
잔차	5366.862	52	103.209		
합계	7355.864	63			

〈표 4-12〉 회귀분석(강남권역)

	비표준화 계수		표준화 계수	t	유의확률
	B	표준오차	베타		
(상수)	193.037	154.508		1.249	.217
지하층수	-3.479	6.768	-.120	-.514	.609
지상층수	11.663	7.140	.436	1.634	.108
연면적	-7.406	5.534	-.599	-1.338	.187
건폐율	.949	6.923	.020	.137	.892
전용률	-23.740	19.080	-.235	-1.244	.219
엘리베이터수	1.353	6.431	.096	.210	.834
매매경험	5.714**	2.229	.323	2.564	.013
주차대수	.000	.010	.004	.015	.988
지하철거리	-1.959	1.395	-.216	-1.405	.166
임대료	-7.496	7.260	-.195	-1.032	.307
관리비	2.808	11.383	.045	.247	.806

R²: 0.270

여의도권역 오피스빌딩의 공실률에 대한 회귀분석결과, F값은 0.862 (유의확률 0.582)로 부적합한 것으로 나타났다. 수정된 결정계수 값은 0.181로 나타났다. 여의도권역의 경우 도심권역과 강남권역의 공실률 결정요인인 매매경험은 유의미하지 않는 것으로 분석되었다. 실제 여의도권역 내 오피스빌딩의 대다수는 금융권이 소유하거나 일부 공기업의 사옥으로 이용되고 있어 이 같은 결과가 나온 것으로 추정된다.

〈표 4-13〉 분산분석 결과(여의도권역)

	제곱합	자유도	평균 제곱	F	유의확률
회귀 모형	885.799	11	80.527	.862	.582
잔차	4017.266	43	93.425		
합계	4903.065	54			

〈표 4-14〉 회귀분석(여의도권역)

	비표준화 계수		표준화 계수	t	유의확률
	B	표준오차	베타		
(상수)	-56.166	107.359		-.523	.604
지하층수	1.601	6.576	.066	.243	.809
지상층수	2.264	7.396	.091	.306	.761
연면적	-1.583	6.175	-.126	-.256	.799
건폐율	-.675	8.675	-.013	-.078	.938
전용률	-23.415	16.611	-.309	-1.410	.166
엘리베이터수	-2.132	6.248	-.161	-.341	.735
매매경험	-2.495	2.039	-.202	-1.224	.228
주차대수	-.010	.019	-.198	-.529	.599
지하철거리	-.478	2.101	-.040	-.227	.821
임대료	12.723	10.146	.433	1.254	.217
관리비	3.479	8.673	.103	.401	.690

R²: 0.181

서울시 185개 빌딩의 공실률에 대한 회귀분석결과, F값은 3.187(유의확률 0.000)로 적합한 것으로 나타났다. 수정된 결정계수 값은 0.169로 나타났다. 회귀 계수값을 살펴보면, 지상층수, 건폐율, 매매경험이 유의수준 5% 내에서 유의미하게 나타나며, 연면적은 유의수준 10% 내에서 유의한 의미를 보이는 것으로 나타났다. 그리고 지상층수, 건폐율, 매매경험이 증가하면 공실률이 증가하는 것으로 나타났고 연면적이 증가하면 공실률은 감소하는 것으로 나타났다. 개별변수들의 영향력 정도를 나타내는 표준화 계수값을 살펴보면, 연면적(-0.405), 지상층수(0.293), 건폐율(0.156), 매매경험(0.151)) 순으로 영향력 정도가 높은 것으로 나타났다. 서울시 오피스빌딩의 공실률 결정요인 분석 결과 지상층수와 매매경험은 각 권역별 분석 결과와 유사한 의미를 가진다. 연면적과 건폐율이 증가할 경우 오피스빌딩의 규모는 증가하게 된다. 건물등급을 분류하는 대표 요인인 연면적과 건폐율은 임차인이 체감할 수 있는 효용을 물리적으로 제공할 수 있는 중요한 변수이다. 건물의 규모가 커질수록 제공되는 서비스 및 고객만족도가 높아져 공실률이 감소하는 것으로 추정된다.

〈표 4-15〉 분산분석 결과(서울시 185개 빌딩)

	제곱합	자유도	평균 제곱	F	유의확률
회귀 모형	2911.022	11	264.638	3.187	0.001
잔차	14364.82	173	83.034		
합계	17275.84	184			

〈표 4-16〉 회귀분석(서울시 185개 빌딩)

	비표준화 계수		표준화 계수	t	유의확률
	B	표준오차	베타		
(상수)	-2.998	40.427		-.074	.941
지하층수수	-2.024	2.292	-.089	-.883	.379
지상층수	7.969**	3.406	.293	2.340	.020
연면적	-4.764*	2.693	-.405	-1.769	.079
건폐율	6.072**	3.053	.156	1.989	.048
전용률	-6.933	6.630	-.101	-1.046	.297
엘리베이터수	1.827	2.987	.139	.612	.542
매매경험	2.091**	.998	.151	2.095	.038
주차대수	-.004	.005	-.086	-.807	.421
지하철거리	-.922	.743	-.095	-1.242	.216
임대료	-1.571	3.871	-.056	-.406	.685
관리비	5.377	4.398	.149	1.223	.223

R²: 0.169

4.1.5 소결

상관분석 결과, 건폐율, 매매경험 변수가 종속변수인 공실률과 유의미한 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 그리고 분산분석 결과, 권역별로 공실률의 차이가 존재하는 것으로 분석되었다.

도심권역은 지상층수, 매매경험이 유의수준 10% 내에서 유의한 의미를 가진다. 지상층수, 매매경험이 증가하면 공실률은 증가하는 것으로 나타났다. 강남권역 회귀 계수값을 살펴보면, 매매경험은 유의수준 5% 내에서 유의한 의미를 가지며, 매매경험이 증가하면 공실률이 증가하는 것으로 나타났다. 여의도권역의 회귀 계수값을 살펴보면, 유의미한 결과 값은 없는 것으로 나타났다.

서울시 전체 오피스빌딩에 대한 회귀 계수값을 살펴보면, 연면적은 유의수준 10% 내에서 유의한 의미를 가지며, 연면적이 증가하면 공실률은 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 지상층수, 건폐율, 매매경험은 유의수준 5% 내에서 유의한 의미를 가지며, 지상층수, 건폐율, 매매경험이 증가하면 공실률이 증가하는 것으로 나타났다.

횡단면 분석 결과 오피스빌딩 시장 내에서 공실률을 결정하는 요인은 지상층수와 매매경험으로 나타났다. 또한, 오피스 빌딩의 임대료는 공실률에 큰 영향을 미치지 못하는 결과로 나타났으며, 이는 선행연구²⁷⁾와의 차이를 보여주고 있다. 임대료와 관리비는 경제적 직관으로 고려 시 공실률에 직접적인 영향을 미칠 것으로 예상 되었으나, 횡단면 분석결과는 임대료와 관리비는 유의미한 영향을 미치고 있지 않는 것으로 나타났다.

이 같은 결과는 시대적 흐름의 변화에 따라 오피스빌딩 시장 참여자들이 민감하게 반응하는 것은 가격적 요인 아닌 서비스 질적 요인으로 판단된다. 매매경험에 의한 오피스빌딩 관리주체는 서비스 제공 및 빌딩운영정책의 일관성을 확보하기 어렵워 수요층들은 혼란을 겪고 이탈하게 되는 것을 보여주고 있는 것이다.

27) 양승철·최정엽은 2001년 연구에서 공실률은 임대료에 정(+) 방향의 영향을 미치고 있으며, 공실률은 임대료에 대한 정보를 취득하기 위한 방법으로 사용된다고 하였다.

4.2 시계열 분석

4.2.1 기술통계량

오피스 빌딩 임대료와 관리비 상승은 임차인에게 경제적 부담을 가중 시킴으로써 공실률을 상승시킬 것으로 생각된다. 이 외 금리와 경기상황 등도 오피스 빌딩 공실률 변동에 관련이 있을 것으로 생각된다. 이에 본 논문은 오피스 빌딩 공실률에 영향을 미치는 요인들에 대해 실증적으로 분석한다. 서울시 185개 오피스 빌딩을 중심으로 분석하고, 분석기간은 2003년 1월부터 2016년 5월로 설정한다.

분석에 앞서 <표 4-17>는 공실률, 관리비, 임대료 CD91, 전산업생산지수, 인플레이션율에 대한 기술통계량이다. 모든 변수에 자연로그를 취한 후 분석하였으며, 최종 목적변수인 공실률의 최소값은 -0.044, 최대값은 2.009, 평균 1.205로 나타났다.²⁸⁾ 그리고 185개 빌딩에 대한 관리비의 최소값은 10.006, 최대값은 10.360, 평균 10.229로 나타났다. 임대료의 최소값은 13.211, 최대값은 13.449, 평균 13.349로 나타났고 CD91금리의 최소값은 0.460, 최대값은 1.800, 평균 1.190로 나타났다. 전산업생산지수의 최소값은 4.200, 최대값은 4.800, 평균 4.54로 나타났으며, 인플레이션율의 최소값은 0.875, 최대값은 1.526, 평균 1.191로 나타났다.

<표 4-17> 기술통계량(시계열 데이터)

	Mean	Maximum	Minimum	Std. Dev.
LN(공실률)	1.205	2.009	-0.044	0.507
LN(관리비)	10.229	10.360	10.066	0.094
LN(임대료)	13.349	13.449	13.211	0.084
LN(CD91금리)	1.190	1.800	0.460	0.339
LN(전산업생산지수)	4.542	4.800	4.200	0.140
LN(인플레이션율)	1.191	1.526	0.875	0.178

28) 2008년 6월 185개 빌딩의 평균 공실률(0.957)은 1미만이므로, 자연로그로 변환하면 1미만이 나타남

4.2.2 상관관계

〈표 4-18〉는 변수 간 상관관계 분석 결과이다. 관리비, 임대료, CD91금리, 전산업생산지수, 인플레이션율은 종속변수인 공실률에 유의한 상관관계가 있는 것으로 분석되었다. 관리비, 임대료, 전산업생산지수는 유의수준 1%내에서 정(+)의 방향으로 유의한 상관관계가 존재하고, CD91금리와 인플레이션율은 유의수준 1%내에서 부(-)의 방향으로 유의한 상관관계가 존재하는 것으로 분석되었다.

〈표 4-18〉 상관관계(시계열 데이터)

	공실률	관리비	임대료	CD91금리	전산업 생산지수	인플레이션 율
공실률	1					
관리비	0.519**	1				
임대료	0.472**	0.990**	1			
CD91금리	-0.870**	-0.719**	-0.697**	1		
전산업 생산지수	0.439**	0.917**	0.900**	-0.610**	1	
인플레이션율	-0.510**	-0.381**	-0.282**	0.488**	-0.425**	1

** : 상관계수는 0.01 수준(양쪽)에서 유의함.

4.2.3 VAR or VECM 모형

(1) 단위근 검정

시계열자료들이 불안정한 자료라면 한 변수를 다른 변수에 대해 회귀 분석을 실시하면 두 변수 사이에 아무런 관계가 없는데도 불구하고 유의성이 높게 나타나는 가성적 회귀(spurious regression) 현상이 나타난다.

이런 현상은 시계열 자료의 분산이 일정하지 않고 증가하는 등 최소자승 추정치에 대한 가우스-마코프 정리의 조건이 성립하지 않기 때문에 발생한다. 이런 이유로 시계열 자료는 단위근 검정 후 안정된 시계열로 변환하여 분석에 사용하여야 한다.

본 연구는 단위근 검정을 위하여 ADF(Augment Dickey-Fuller) 검정을 시행한다. 단위근 검정 결과, 모든 변수가 불안정한 시계열로 1차 적분 과정 $I(1)$ 을 따르는 것으로 판단된다. 1차 차분 후에는 모든 변수들의 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나 시계열이 안정적임을 확인하였다.

〈표 4-19〉 단위근 검정

변수	ADF	
	수준변수	차분변수
공실률	-1.555	-5.145*
관리비	-1.914	-10.762*
임대료	-1.338	-5.494*
CD91금리	-1.323	-6.483*
전산업 생산지수	-1.520	-7.684*
인플레이션을	-1.336	-12.310

주1 : ADF의 귀무가설은 '단위근을 가진다'임.

주2 : *는 5%유의수준에서 유의함을 나타내며 ADF의 -2.87임.

(2) 공적분 검정

모든 변수들이 단위근이 존재하는 경우 설정한 모형이 장기적으로 균형관계가 있는지 또는 6개 변수 간 공적분 여부를 알아보기 위하여 Johansen 검정을 실시한다. 공적분 관계 유무에 대한 가설검정은 트레이스(trace) 통계량 및 최대고유치(maximum eigenvalue) 통계량을 이용한다. 트레이스 통계량은 많아야 r 개의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설과 공적분 벡터가 귀무가설보다 2개 더 존재한다는 대립가설을 검정한다. 최대고유치는 통계량 r 개의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설과 $r+1$ 개의 공적분 벡터가 존재한다는 대립가설이다. 트레이스 검정에서 공적분

개수가 2개보다 작거나 같다는 귀무가설을 기각하지 못하였고 최대고유치 검정에서는 공적분이 2 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다.

변수들 간 공적분을 검정한 결과 유의수준 5% 내에서 공적분 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 그러므로 단기적으로 상호괴리를 보이지만 장기적으로 일정한 관계를 유지할 것으로 여겨진다.

〈표 4-21〉는 시차 검정 결과이다. AIC(Akaike information Criterion)결과는 2차, SC(Schwarz criterion)결과는 1차로 분석되었는데 본 논문은 AIC결과를 이용할 것이다.

〈표 4-20〉 공적분에 대한 Johansen 검정

Trace	$r \leq 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$
	157.15*	84.06*	42.76	20.84	10.81
Maximum Eigenvalue	$r=0$	$r=1$	$r=2$	$r=3$	$r=4$
	73.09*	41.30*	21.92	10.03	8.48

주1: r은 공적분 벡터의 수를 나타냄.

*는 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

〈표 4-21〉 시차 검정

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1002.312	NA	0.000	-13.024	-12.905	-12.975
1	2445.752	2754.802	0.000	-31.422	-30.589*	-31.084
2	2522.476	140.409	0.000*	-31.953*	-30.409	-31.326*
3	2549.912	48.058	0.000	-31.842	-29.584	-30.925
4	2571.726	36.500	0.000	-31.657	-28.686	-30.450
5	2593.700	35.042	0.000	-31.473	-27.789	-29.977

(3) 인과관계 결과

VAR모형 또는 VECM을 추정하기 위하여 그랜저 인과관계(Granger causality)에 의해 외생적인 변수부터 순서를 정해주어야 한다. 그랜저 인과관계에 있어 “Y가 X를 Granger Cause 하지 않는다”는 것은 “X가 Y에 대해 외생적이다.”라는 표현과 동일하다. <표 4-22>은 인과관계에 대한 F검정결과를 보여주고 있다.

먼저 공실률은 임대료를 인과하고 임대료는 공실률을 인과하지 못하는 것으로 분석하였는데, 이는 공실률의 증가가 임대료를 증가시킴을 의미한다. 그리고 CD91은 공실률을 인과 하지만 공실률은 CD91을 인과하지 못하는 것으로 분석되었다. 이는 CD금리가 상승하면 공실률은 상승하지만, 공실률이 상승하면 CD91금리가 상승하지 않음을 의미한다. 인플레이션율과 공실률은 상호 외생적인데, 이는 인플레이션율이 상승하면 공실률이 상승하고, 공실률이 상승하면 인플레이션율도 상승함을 의미한다. 그리고 공실률은 관리비를 인과 하지만 관리비는 공실률을 인과하지 못하는 것으로 분석되었다. 이는 공실률이 상승하면 관리비가 상승함을 의미한다. 임대료와 전산업생산지수는 상호 외생적인데 이는 임대료가 상승하면 전산업생산지수가 상승하고, 전산업생산지수가 상승하면 임대료가 상승함을 의미한다. 또한 관리비와 전산업생산지수도 상호 외생적으로 나타났는데, 관리비가 상승하면 전산업생산지수가 상승하고, 전산업생산지수가 상승하면 관리비가 상승하는 것을 의미한다. CD91과 임대료도 상호 외생적으로 나타났는데, 이는 CD91금리가 상승하면 임대료가 상승하고, 임대료가 상승하면 CD91금리가 상승함을 의미한다. 마지막으로 CD91과 관리비는 상호 외생적인 것으로 나타났는데, 이는 CD91금리가 상승하면 관리비가 상승하고, 관리비가 상승하면 CD91금리가 상승함을 의미한다.

따라서 최종 목적변수는 공실률이기 때문에 전산업생산지수, 관리비, 인플레이션율, CD91, 임대료, 공실률 순으로 외생적이다.

〈표 4-22〉 그랜저 인과관계

구분	F-값	유의수준
전산업생산지수 $\neq$ 공실률	0.043	0.958
공실률 $\neq$ 전산업생산지수	1.209	0.301
임대료 $\neq$ 공실률	1.586	0.208
공실률 $\neq$ 임대료	15.486	0.000
CD91 $\neq$ 공실률	13.736	0.000
공실률 $\neq$ CD91	1.767	0.174
인플레이션율을 $\neq$ 공실률	6.533	0.002
공실률 $\neq$ 인플레이션율을	10.319	0.000
관리비 $\neq$ 공실률	1.078	0.343
공실률 $\neq$ 관리비	4.378	0.014
임대료 $\neq$ 전산업생산지수	22.887	0.000
전산업생산지수 $\neq$ 임대료	4.800	0.010
CD91 $\neq$ 전산업생산지수	2.647	0.074
전산업생산지수 $\neq$ CD91	2.020	0.136
인플레이션율을 $\neq$ 전산업생산지수	2.107	0.125
전산업생산지수 $\neq$ 인플레이션율을	0.094	0.911
관리비 $\neq$ 전산업생산지수	41.458	0.000
전산업생산지수 $\neq$ 관리비	6.115	0.003
CD91 $\neq$ 임대료	14.569	0.000
임대료 $\neq$ CD91	3.505	0.033
인플레이션율을 $\neq$ 임대료	1.304	0.274
임대료 $\neq$ 인플레이션율을	1.322	0.270
관리비 $\neq$ 임대료	0.253	0.777
임대료 $\neq$ 관리비	1.620	0.201
인플레이션율을 $\neq$ CD91	0.818	0.443
CD91 $\neq$ 인플레이션율을	2.959	0.055
관리비 $\neq$ CD91	3.753	0.026
CD91 $\neq$ 관리비	5.046	0.008
관리비 $\neq$ 인플레이션율을	1.978	0.142
인플레이션율을 $\neq$ 관리비	0.961	0.385

(4) 충격반응분석 및 분산분해

변수간에 공적분 관계를 가질 때 불안정한 시계열 변수의 차분을 통해 안정적인 시계열로 변환 후 회귀분석하면 불안정한 시계열 자료를 사용할 때 발생하는 문제를 제거할 수 있다. 그러나 변수 간에 공적분 관계가 있을 경우 차분 변수를 이용하면 두 변수 사이의 장기적인 관계에 대한 정보를 손실하게 된다. 이러한 경우 VAR모형 대신 VECM모형을 이용하여 장·단기 균형관계에 대한 정보를 분석 할 수 있다.

본 논문에서는 변수 간 공적분관계가 존재하므로 VECM으로 분석한다. 충격반응분석(Impulse response analysis)은 모형내의 한 변수의 충격이 다른 변수에 얼마나 오랫동안 영향을 주는지를 동태적으로 보여준다. 즉, 특정변수의 단위당 충격의 크기에 해당하는 충격이 자기 변수 또는 타 변수에 미치는 영향을 분석하는 것이다. <표 4-23>과 <그림 4-2>과 같이 충격반응을 통해 공실률에 대하여 충격을 가한 경우 다른 변수들의 반응을 분석하는 것이다.

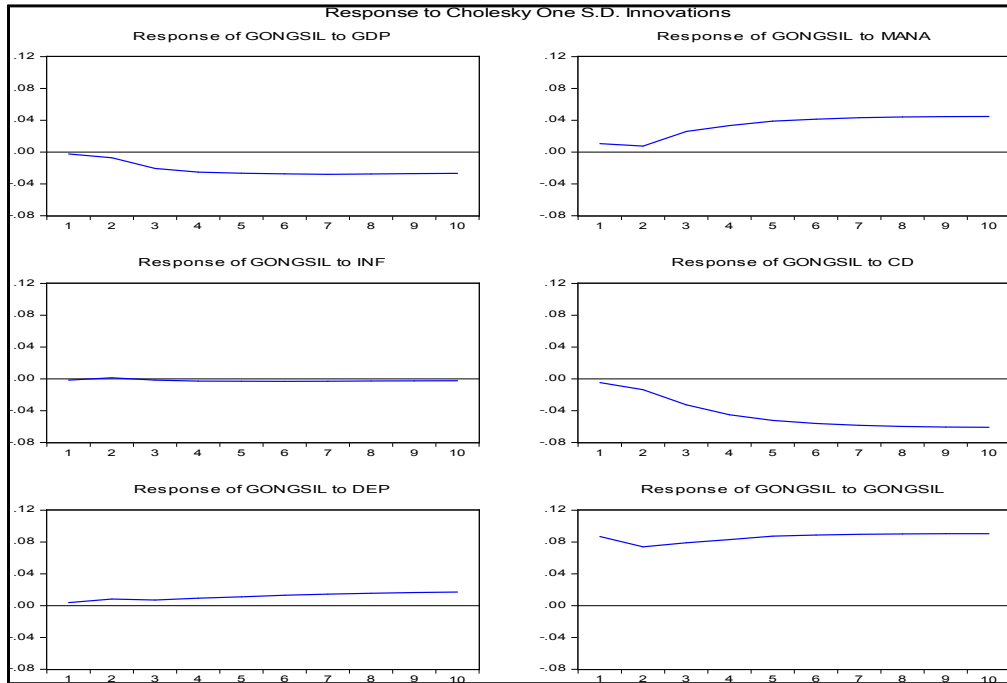
전산업생산지수와 인플레이션을, CD91금리의 충격은 1기부터 공실률에 지속적으로 음(-)으로 영향을 주는 것으로 나타났다. 임대료와 관리비의 충격은 1기부터 공실률에 지속적으로 양(+)으로 영향을 주는 것으로 나타났다.

충격반응분석 결과를 살펴보면 다음과 같은 의미를 알 수 있다. 우선 전산업생산지수가 증가하게 된다는 것은 국내 총생산이 증가한다는 것을 나타낸다. 생산의 증가 원인을 검토 해보면 각 산업별로 다양한 차이가 있을 수 있으나, 그 배경을 살펴보면 산업의 확장 또는 신사업의 진입 등을 유추 할 수 있다. 이 같은 요인들을 감안할 경우 생산성 향상은 오피스빌딩 수요 증가에 영향을 미치고 있음을 나타내고, 이 경우 공실률이 감소한다는 것을 알 수 있다. 즉, 전산업생산지수가 상승하게 되면 오피스빌딩 시장 내 수요가 증가하여 공실률이 감소하는 것이다. 인플레이션율이 증가하게 되면, 화폐의 가치가 하락하게 된다. 임차인들은 화폐가치 하락으로 인하여 체감하는 오피스빌딩 관련 지출 비용들은 실제 감소하게 된다.

수요자들은 오피스빌딩 관련 비용의 감소로 필요 시 오피스빌딩의 사용면적을 확장 또는 신규 임차할 수 있게 되어 오피스빌딩의 공실률은 감소하게 된다. CD91금리가 증가하게 되면 오피스빌딩 시장 내 투자자와 개발자들은 오피스 빌딩보다 더 안정적인 투자처를 모색하게 될 것이다. 이로 인하여 신규오피스빌딩의 공급이 둔화되게 되며, 공급량이 줄어들게 되어 오피스 빌딩의 공실률은 감소하게 된다. 반면, 임대료와 관리비가 증가하게 되면 실제 임차인들이 부담하는 비용이 증가하게 되어 임차인들은 오피스빌딩에서 동일비용의 대체 오피스 빌딩으로 이탈되고, 공실률은 증가하게 되는 것으로 보여 진다.

〈표 4-23〉 공실률에 대한 충격반응함수(시계열 데이터)

	전산업 생산지수	관리비	인플레이션율	CD91 금리	임대료	공실률
1	-0.0024	0.0106	-0.0016	-0.0047	0.0038	0.0869
2	-0.0072	0.0074	0.0013	-0.0137	0.0083	0.0739
3	-0.0206	0.0258	-0.0016	-0.0327	0.0070	0.0790
4	-0.0253	0.0333	-0.0028	-0.0451	0.0093	0.0830
5	-0.0267	0.0388	-0.0029	-0.0522	0.0110	0.0873
6	-0.0274	0.0413	-0.0032	-0.0562	0.0130	0.0887
7	-0.0281	0.0432	-0.0030	-0.0585	0.0144	0.0897
8	-0.0276	0.0441	-0.0027	-0.0598	0.0155	0.0902
9	-0.0272	0.0446	-0.0026	-0.0606	0.0164	0.0904
10	-0.0268	0.0447	-0.0024	-0.0610	0.0171	0.0904



〈그림 4-2〉 충격반응함수(시계열 데이터)

예측오차 분산분해(Forecast Error Variance Decomposition)는 직교오차의 각 구성요소들이 예측 평균제곱오차에 얼마만큼 기여하는 가를 측정하는 방법이다. 즉, 변수별로 예측 오차의 분산이 그 변수 자신 및 다른 변수의 분산에 의해서 어느 정도 설명하고 있는지를 보여주는 것이다. 내생변수 각 요인들의 충격에 대한 공실률 분산분해(variance decomposition)분석 결과는 〈표 4-24〉와 같다.

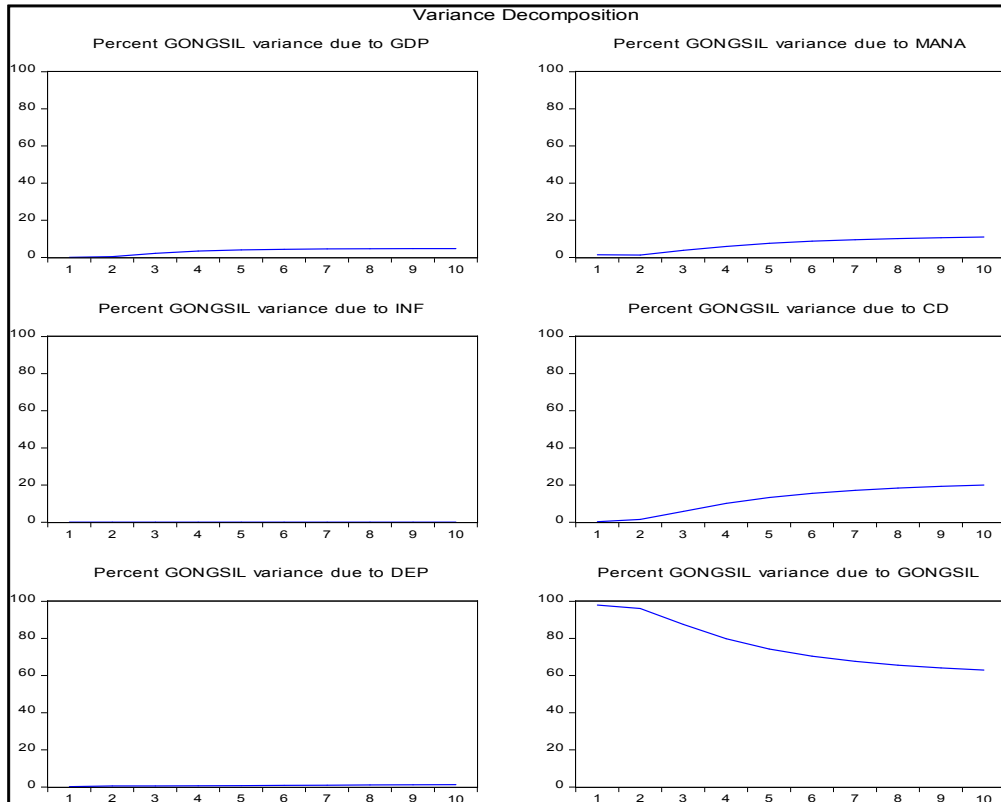
공실률 자체충격의 비중이 기간이 경과함에 따라 장기(10개월 후)에는 62.92%로 변동성이 축소되었고, 전산업생산지수, 관리비, 인플레이션을, CD91금리, 임대료는 4.74%, 10.98%, 0.52%, 20.00%, 1.28%로 변동성이 확대되었다. 즉, 1개월 후 공실률의 예측오차에 대한 설명력은 공실률 자신이 가장 높고, 관리비, CD91금리, 임대료, 전산업생산지수, 인플레이션을 순서로 높게 나타났다. 또한 10개월 후 공실률의 예측오차에 대한 설명력은 공실률 자기 자신, CD91금리, 관리비, 전산업생산지수, 임대료, 인플레이션을 순으로 높게 나타났다. 그러므로 장기적으로 CD91금리가 공실률에 가장 큰 영향을

미치는 것으로 분석되었다. CD91금리가 오피스빌딩 시장에 영향을 미치는 원인을 살펴보면, 가장 근본적인 이유는 오피스빌딩의 투자수익률²⁹⁾과 관련이 있는 것으로 추정된다. 오피스빌딩 시장 참여자들은 오피스빌딩을 공급 또는 운영을 통하여 일정부분의 수익을 기대하고 있다. 오피스빌딩 시장 참여자들은 수익의 규모 및 변동에 따라 전략적인 의사결정을 검토하게 된다. 시장참여자들이 전략적인 의사결정을 진행 시 장기적 관점으로는 CD91금리가 가장 중요한 영향을 미치고 있다는 것을 나타내고 있다. 관리비는 공실률 예측오차에 대해 CD91금리 다음으로 설명력이 높았는데, 오피스빌딩의 시장 참여자들이 다른 변수들에 비해 관리비에 민감한 영향을 받고 있음을 시사하고 있다. 오피스빌딩 시장에서 관리비는 두 가지 형태로 분류된다. 우선 임대인이 기본적으로 제공하는 전기, 수도, 냉난방비 등의 일반관리비와 임차인이 일반관리비 이외 추가로 사용하는 전기, 수도, 편의시설 이용료 등의 정산관리비로 분류된다. 오피스빌딩 운영 주체, 소유관계, 규모 등의 특성에 따라 일반관리비의 수준이 결정되며 정산관리비는 결정된 일반관리비의 수준에 영향을 받고 있다. 본 연구에서 사용된 관리비는 측정이 가능한 일반관리비를 사용하였다. 그러나 일반관리비는 정산관리비에 영향을 받고 있으므로, 오피스빌딩 시장 참여자들은 관리비에 민감하게 반응하고, 관리비로 인하여 오피스빌딩을 이탈할 수 있다는 것을 나타내고 있다.

29) 투자수익률은 경영성과 측정기준으로 투자금액 대비 발생하는 수익의 백분율이다. 투자결정 이전 목표 수익률을 설정하고 투자실행 이후 투자기간 동안 발생된 이익금을 기준으로 평가한다.

〈표 4-24〉 공실률에 대한 예측오차 분산분해(시계열 데이터)

	S.E.	전산업 생산지수	관리비	인플 레이션을	CD91	임대료	공실률
1	0.0498	0.0758	1.4584	0.0334	0.2827	0.1907	97.9590
2	0.0536	0.4312	1.2390	0.0311	1.5377	0.6162	96.1447
3	0.0549	2.1900	3.7895	0.0312	5.8177	0.6022	87.5694
4	0.0564	3.4225	5.9334	0.0447	10.1177	0.6680	79.8137
5	0.0567	4.0302	7.5839	0.0513	13.2968	0.7461	74.2918
6	0.0568	4.3716	8.7202	0.0568	15.5631	0.8604	70.4280
7	0.0570	4.5908	9.5545	0.0577	17.1846	0.9750	67.6374
8	0.0571	4.6922	10.1749	0.0564	18.3809	1.0864	65.6092
9	0.0572	4.7321	10.6381	0.0546	19.2941	1.1911	64.0901
10	0.0573	4.7440	10.9896	0.0526	20.0065	1.2878	62.9195



〈그림 4-3〉 예측오차의 분산분해(시계열 데이터)

4.2.4 소결

본 논문은 오피스 빌딩 공실률에 영향을 미치는 요인들에 대해 동태적인 분석을 실시하였다.

우선, 상관관계 분석결과, 관리비, 임대료, CD91금리, 전산업생산지수, 인플레이션을 모두 유의수준 1%내에서 공실률과 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 그리고 장기균형관계 분석을 벡터오차수정모형을 이용하여 분석하였다. 첫째, 공실률, 관리비, 임대료, CD91, 전산업생산지수, 인플레이션을 간의 선형 결합 함수관계를 나타내는 공적분 검정 결과 5% 유의수준에서 공적분이 2개 존재하는 것으로 검정되어 변수 간 장기균형관계가 성립하는 것으로 나타났다. 둘째, 그랜저 인과관계 분석결과, 전산업생

산지수, 관리비, 인플레이션을, CD91, 임대료, 공실률 순으로 외생적인 것으로 분석하였다. 셋째, 충격반응 분석결과 전산업생산지수, 인플레이션을, CD91금리가 1단위 표준편차만큼 상승하면 공실률은 음(-)으로 반응하며, 임대료와 관리비가 1단위 표준편차만큼 상승하면 공실률은 양(+)으로 반응하는 것으로 나타났다. 분산분해 분석 결과 장기적으로 CD91금리, 관리비, 전산업생산지수 순으로 공실률에 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

선행연구를 살펴보면 CD91금리는 정상원(2012)³⁰⁾의 연구와 동일한 결과를 나타내고 있어, 거시경제 변수인 CD91금리가 오피스빌딩 투자 및 개발환경에 중요한 영향을 미치고 있음을 재조명하였다. 반면, 관리비는 기존 선행연구에 나타나지 않았던 새로운 결과로 효율적인 오피스빌딩 운영 및 우량임차인 유치에 전략적으로 활용할 수 있는 중요한 변수임을 찾아냈다.

30) 정상원은 2012년 서울시 오피스빌딩 공실률에 대하여 시계열분석을 하였으며, 금리는 음(-)의 영향을 받고 있다고 실증분석 하였다.

4.3 패널 분석

패널 데이터를 이용하여 오피스 빌딩 공실률에 영향을 미치는 요인에 대해 분석하였다. 분석기간은 2003년 1분기부터 2016년 2분기로 설정하고, 서울시 173개 오피스 빌딩을 중심으로 분석한다.

4.3.1 기술통계량

〈표 4-25〉는 공실률, 임대료, 관리비, 전산업생산지수, CD91금리, 인플레이션율에 대한 기술통계량이다. 임대료와 관리비, 전산업생산지수에는 자연로그를 취한 후 사용하였으며, 종속변수인 공실률의 최소값은 0.000, 최대값은 89.940 평균 3.785으로 나타났다. 그리고 관리비의 최소값은 8.374, 최대값은 10.992, 평균 10.200으로 나타났다. 임대료의 최소값은 12.388, 최대값은 14.138, 평균 13.304로 나타났고, CD91금리의 최소값은 1.540, 최대값은 5.690, 평균 3.458로 나타났다. 전산업생산지수의 최소값은 4.260, 최대값은 4.746, 평균 4.545로 나타났으며, 인플레이션율의 최소값은 2.400, 최대값은 4.600, 평균 3.324로 나타났다.

〈표 4-25〉 기술통계량(패널 데이터)

	공실률	임대료	관리비	전산업 생산지수	CD91금리	인플레이션율
평균	3.785	13.304	10.200	4.545	3.458	3.324
중앙값	0.960	13.305	10.240	4.572	3.485	3.100
최대값	89.940	14.138	10.992	4.746	5.690	4.600
최소값	0.000	12.388	8.374	4.260	1.540	2.400
표준편차	6.872	0.331	0.273	0.133	1.116	0.623
왜도	3.745	-0.235	-0.741	-0.458	0.257	0.516
첨도	23.866	2.534	5.178	1.993	2.199	2.038
관측치	9342	9342	9342	9342	9342	9342

4.3.2 고정효과모형 및 확률효과모형

〈표 4-26〉는 고정효과모형과 확률효과모형을 추정한 결과이다. 확률효과모형의 경우 관리비 변수는 유의수준 10% 내에서 유의하게 분석되었고, 전산업생산지수, 인플레이션율과 CD91금리, 지상층수, 연면적은 유의수준 1% 내에서 공실률에 유의한 영향을 주고 있다. 하지만 임대료, 건폐율, 매매경험은 유의하지 않는 것으로 분석되었다. 추정계수 값을 살펴보면, 관리비, 지상층수가 상승하면 공실률이 증가하고, 전산업생산지수, 인플레이션율, CD91금리, 연면적이 증가하면 공실률이 감소하는 것으로 나타났다.

고정효과모형의 경우 임대료, 건폐율, 매매경험 변수는 유의미 하지 않은 것으로 분석되었지만, 관리비(5%)와 전산업생산지수, 인플레이션율, CD91금리, 지상층수, 연면적은 1%수준에서 유의미 것으로 분석되었다. 추정계수 값을 살펴보면, 관리비와 지상층수가 한 단위 증가하면 공실률이 증가하고, 전산업생산지수, 인플레이션율, CD91금리, 연면적이 한 단위 증가하면 공실률은 감소하는 것으로 나타났다.

고정효과모형의 경우 p 값이 0.001보다 작아 ‘모든 I 에 대해 $u_i = 0$ ’이라는 F검정의 귀무가설이 기각되었다. 따라서 고정효과모형이 OLS보다 더 적절함을 알 수 있다. 확률효과모형의 경우에는 Breusch-Pagan의 LM(Lagrangian Multiplier)검정 결과를 살펴 보아야 한다. 귀무가설은 ‘ $var(u_i) = \sigma_u^2 = 0$ ’으로 귀무가설이 기각되면 확률효과모형이 OLS보다 더 적절한 모형이 된다. 확률효과모형과 고정효과모형 중 적합여부를 판단하기 위하여 하우스만(Hausman)검정 방법을 사용하였다. 확률효과모형과 고정효과모형의 결과에 관한 상관관계를 검정하고 상관관계가 유의적일 경우에는 고정효과모형의 추정결과를 사용하고 유의적이지 않을 경우 확률효과모형의 추정결과를 사용한다.

하우스만 검정한 결과, 유의수준 1% 내에서 귀무가설이 기각되어, 고정효과모형의 추정계수가 적절함을 알 수 있다.

고정효과 모형 결과 시계열 분석 결과와 비슷하게 관리비가 증가하면 공실률이 증가하는 것으로 나타났는데, 이는 관리비가 증가하면 기존 임차인의 부담감을 증가시켜 이탈하게 만든다. 그리고 신규 임차인에게도 관리비의 증가는 오피스빌딩을 선택함에 있어 중요한 고려사항이기 때문에 선택에 있어서 신중해 질 수밖에 없다. 이로 인해 공실률은 증가할 것이다. 또한, 지상층수가 증가 시 공실률은 증가하고, 연면적이 증가 시 공실률이 감소하는 것은 횡단면 결과 유사하며, 고정효과 모형에서는 오피스빌딩 참여자들은 건물의 규모에 민감하게 영향을 받고 있음을 알 수 있다.

〈표 4-26〉 모형 분석 결과(패널 데이터)

변수	고정효과 모형			확률효과 모형		
	추정계수	표준편차	t값	추정계수	표준편차	t값
임대료	0.760	0.827	0.919	0.072	0.676	0.107
관리비	1.616**	0.802	2.014	1.240*	0.726	1.708
전산업생산지수	-2.449***	0.833	-2.941	-1.846***	0.735	-2.512
인플레이션율	-1.188***	0.072	-16.480	-1.205***	0.071	-16.915
CD91금리	-0.697***	0.115	-6.088	-0.677***	0.114	-5.947
지상층수	0.876***	0.270	3.237	0.887***	0.270	3.280
연면적	-0.267***	0.086	-3.100	-0.272***	0.086	-3.157
건폐율	-0.036	0.206	-0.173	-0.046	0.206	-0.222
매매경험	0.098	0.074	1.335	0.094	0.074	1.278
상수	-7.774	9.865	-0.788	2.424	7.361	0.329
R ²	0.336			0.070		
F-statistic	25.177***			76.884***		
하우스만 검정	Prob > chie = 37.43(0.0000)					

*** : 1% 수준에서 유의함

** : 5% 수준에서 유의함

* : 10% 수준에서 유의함

4.3.3 패널 VAR or VECM 모형

(1) 단위근 검정 및 공적분 검정

시계열의 안정성을 검정하는 방법으로 단위근 검정을 사용하였다. 패널 단위근 검정은 수준변수와 1차 차분변수에 LLC(Levin-Lin-Chu, 2002) 검정방법과 IPS검정방법(Im, Pesaran & Shin, 2003)을 이용하였다. LLC 모형은 대부분의 검정에서 귀무가설이 기각되지 않는 낮은 검정력 문제를 해결하는데 기여한다. 개별추세 및 공동시간 효과와 이질적 동태성을 고려해 시간 추세를 허용한다고 가정한다. IPS모형은 장기시계열상에 구조 변화가 없다는 것을 가정하기 때문에 개별 ADF검정보다 검정력이 높다. 검정 결과, LLC에서는 CD91금리가 공통단위근이 존재하는 것으로 나타났다. IPS에서는 임대료, 관리비, CD91금리 변수가 수준변수에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 반면 1차 차분변수들에 대해서는 LLC, IPS 모형 모두 귀무가설을 기각하므로 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 4-27〉 단위근 검정(패널 데이터)

구분	유형	공통단위근 과정	개별단위근 과정
		LLC(T-stat)	IPS(W-stat)
ln(임대료)	수준변수	-8.802(0.000)*	-0.181(0.427)
	1차차분	-71.433(0.000)*	-66.289(0.000)*
ln(관리비)	수준변수	-7.376(0.000)*	3.176(0.999)
	1차차분	-72.057(0.000)*	-67.901(0.000)*
ln(전산업생산지수)	수준변수	-27.330(0.000)*	-8.215(0.000)*
	1차차분	-	-
인플레이션율	수준변수	-12.148(0.000)*	-23.178(0.000)*
	1차차분	-	-
CD91금리	수준변수	-0.054(0.478)	0.874(0.809)
	1차차분	-75.898(0.000)*	-61.036(0.000)*
공실률	수준변수	-12.037(0.000)*	-19.493(0.000)*
	1차차분	-	-

*: 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄

변수들 간에 장기균형관계를 갖는지 확인하기 위해 패널 공적분 검정을 실시하였다. 공적분 검정인 Pedroni(1994, 2004)는 동적패널에서 공적분 부재의 귀무가설을 위한 잔차 기반 검정들의 특성을 검토한 검정 방법이다. 검정 결과, Pedroni 점정의 일부 통계량에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. Kao 검정 결과에서도 공적분이 존재하지 않다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 따라서 종합적으로 볼 때 변수 간의 장기적 균형관계인 공적분 관계가 존재한 것으로 볼 수 있어 패널 VECM 모형을 이용할 것이다.

〈표 4-28〉 공적분 검정(패널 데이터)

검정방법	검정통계량	통계량	p값
Pedroni 검정	Panel v-Statistic	-2.311	0.989
	Panel rho-Statistic	3.752	0.999
	Panel PP-Statistic	0.477	0.683
	Panel ADF-Statistic	-1.064	0.143
	Group rho-Statistic	3.963	1.000
	Group PP-Statistic	-3.120*	0.000
	Group ADF-Statistic	-4.623*	0.000
Kao검정	ADF t값	-14.006*	0.000

*: 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄

(2) 인과관계

본 연구에서는 공적분 결과에 따라 공적분이 존재하므로 VECM모형을 이용해 분석하고자 한다. 패널 VECM분석 실시에 앞서 Granger causality

test(1969) 검정을 실시하였다. 분석결과, 전산업생산지수는 공실률을 인과하지만 공실률은 전산업생산지수를 인과하지 못하므로 전산업생산지수는 공실률보다 외생적이다. 인플레이션율은 공실률을 인과하고 공실률도 인플레이션율을 인과 하므로 인플레이션율과 공실률은 상호 외생적이다. 관리비는 공실률을 인과하고 공실률도 관리비를 인과 하므로 관리비와 공실률은 상호 외생적이다. 보증금은 공실률을 인과 하지만 보증금은 공실률을 인과하지 못하므로 공실률이 보증금보다 외생적이다. 또한, CD91금리는 공실률을 인과 하지만 공실률은 CD91금리를 인과하지 못하므로 CD91금리가 공실률보다 외생적이다. 인플레이션율은 전산업생산지수를 인과하고 전산업생산지수도 인플레이션율을 인과 하므로 인플레이션율과 전산업생산지수는 상호 외생적이다. 관리비는 전산업생산지수를 인과하고 전산업생산지수도 관리비를 인과 하므로 관리비와 전산업생산지수는 상호 외생적이다. 보증금은 전산업생산지수를 인과하고 전산업생산지수도 보증금을 인과 하므로 보증금과 전산업생산지수는 상호 외생적이다. CD91금리는 전산업생산지수를 인과하고 전산업생산지수도 CD91금리를 인과 하므로 CD91금리와 전산업생산지수는 상호 외생적이다. 관리비는 인플레이션율을 인과 하지만 인플레이션율은 관리비를 인과하지 못하므로 관리비가 인플레이션율 보다 외생적이다. 보증금은 인플레이션율을 인과하고 인플레이션율도 보증금을 인과 하므로 보증금과 인플레이션율은 상호 외생적이다. CD91금리는 인플레이션율을 인과하고 인플레이션율도 CD91금리를 인과 하므로 CD91금리와 인플레이션율은 상호 외생적이다. 보증금은 관리비를 인과하고 관리비도 보증금을 인과 하므로 보증금과 관리비는 상호 외생적이다. 관리비는 CD91금리를 인과 하지만 CD91금리는 관리비를 인과하지 못하므로 관리비가 CD91금리보다 외생적이다. CD91금리는 보증금을 인과하고 보증금도 CD91금리를 인과 하므로 CD91금리와 보증금은 상호 외생적이다.

따라서 최종 목적변수는 공실률이기 때문에 관리비, CD91금리, 전산업생산지수, 인플레이션율, 임대료, 공실률 순으로 외생적이다.

〈표 4-29〉 인과관계 검정(패널 데이터)

결과변수	원인변수					
	임대료	관리비	전산업 생산지수	CD91금리	인플 레이션을	공실률
보증금		19.705*	11.428*	9.013*	12.623*	15.585*
관리비	43.322*		7.674*	2.911	2.394	5.396*
전산업 생산지수	21.711*	10.136*		288.988*	57.522*	1.763
CD91금리	12.424*	6.269*	89.449*		306.086*	2.580
인플 레이션을	21.249*	6.328*	7.543*	362.453*		24.135*
공실률	2.087	3.307*	7.864*	18.945*	3.725*	

주1: * 는 5%의 유의수준을 유의함.

그랜저 인과관계 분석은 각 변수들에 미치는 영향을 알 수 없기 때문에 충격반응함수(Impulse response function, IRF)와 분산분해(Variance Decomposition)분석을 통해 반응을 식별해보고자 한다. 시차는 SC(Schwartz Criteria)의 정보기준에 따라 2개의 시차로 적정시차를 결정하였다. AIC(Akaike Information Criteria)는 파라미터의 수를 과대 식별하는 경향이 있는 것으로 알려져 SC정보기준에 의거하였다. 모형은 AIC의 정보기준을 이용하여 시차를 많이 포함시킬 경우에 복잡해지고 효율성이 떨어지게 된다.

(3) 충격반응분석 및 분산분해

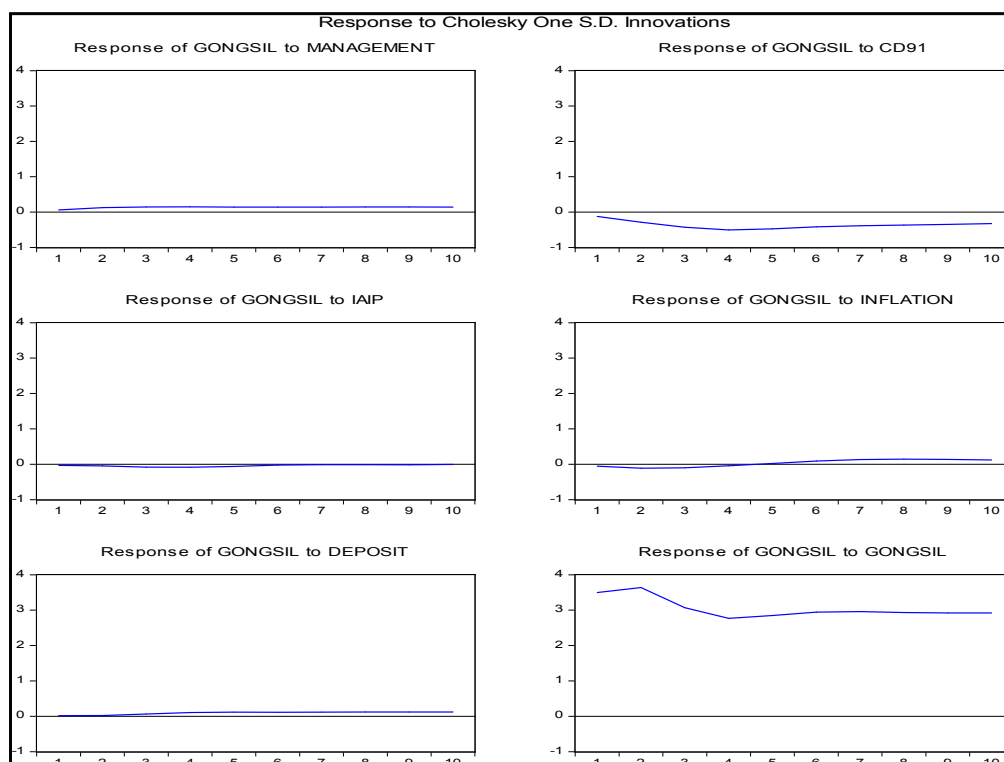
공적분 검정결과 공적분관계가 존재하여 VECM으로 실증 분석한다. 충격반응은 특정 변수에 충격이 가해질 경우에 다른 변수들은 시간의 변화

에 따라 반응이 어떻게 변화 하는지를 나타내는 분석이다. 다시 말해, 특정변수의 단위당 충격의 크기에 해당하는 충격이 자기 변수 또는 타 변수에 미치는 영향을 분석하는 것이다. <표 4-30>과 <그림 4-4>와 같이 충격반응을 통해 공실률에 대하여 충격을 가했을 경우 타 변수들의 변동을 분석하는 것이다.

분석결과, 관리비가 1단위 표준편차만큼 상승하면 공실률은 1분기 뒤 양(+)으로 반응하고, 변동폭이 확대되어 10분기 뒤에는 0.1425로 나타났다. CD91금리가 1단위 표준편차만큼 상승하면 공실률은 1분기 음(-)으로 반응하고, 10분기 후 변동폭이 확대되어 -0.3235로 나타났다. 전산업생산지수가 1단위 표준편차만큼 상승하면 공실률은 1분기에 음(-)으로 반응하고 10분기 후 변동폭이 축소되어 -0.0065로 나타났다. 그리고 인플레이션율이 1단위 표준편차만큼 상승하면 공실률은 1분기에 음(-)으로 시작하여 5분기에 양(+)으로 반응한다. 최종 10분기 후 0.1217을 나타낸다. 마지막으로 임대료가 1단위 표준편차만큼 상승하면 공실률은 1분기에 양(+)으로 반응하고, 10분기에 0.1202로 나타났다.

〈표 4-30〉 충격반응함수(패널 데이터)

	관리비	CD91	전산업 생산지수	인플레이션율	임대료	공실률
1	0.0593	-0.1210	-0.0299	-0.0539	0.0195	3.4996
2	0.1267	-0.2888	-0.0484	-0.1106	0.0208	3.6391
3	0.1457	-0.4291	-0.0796	-0.1019	0.0630	3.0698
4	0.1497	-0.5033	-0.0856	-0.0434	0.1060	2.7684
5	0.1422	-0.4759	-0.0619	0.0204	0.1159	2.8471
6	0.1393	-0.4164	-0.0234	0.0906	0.1150	2.9455
7	0.1417	-0.3853	-0.0117	0.1334	0.1182	2.9581
8	0.1446	-0.3691	-0.0141	0.1430	0.1227	2.9339
9	0.1443	-0.3474	-0.0151	0.1345	0.1229	2.9210
10	0.1425	-0.3235	-0.0065	0.1217	0.1202	2.9216



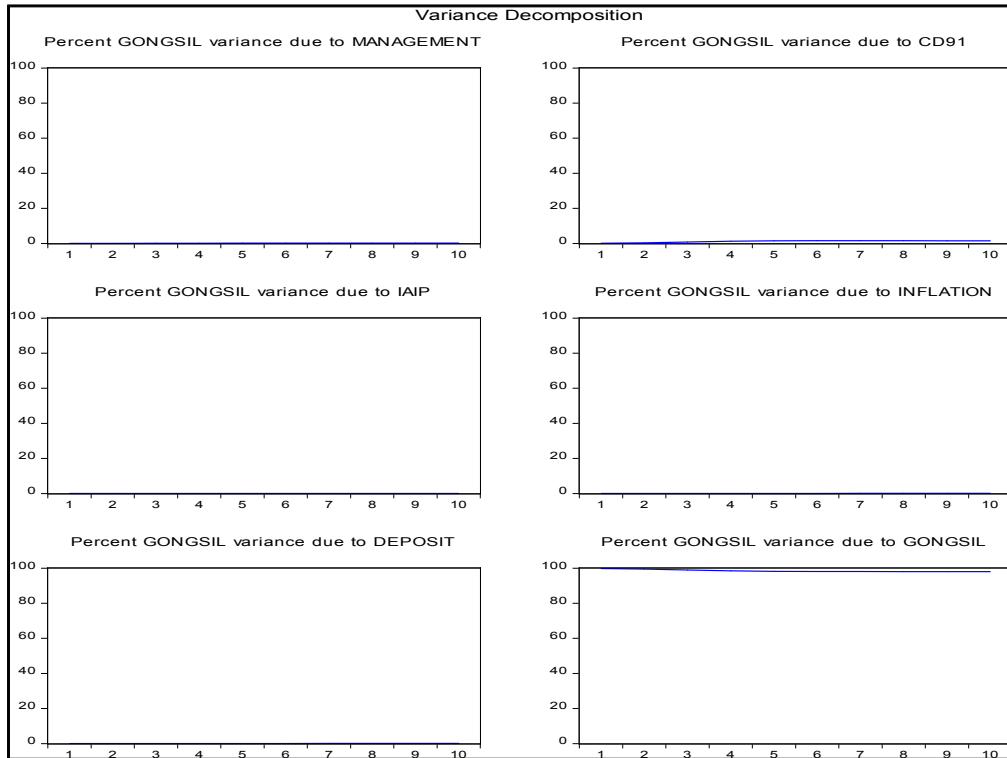
〈그림 4-4〉 충격반응함수(패널 데이터)

분산분해는 변수별로 예측 오차의 분산이 그 변수 자신 및 다른 변수의 분산에 의해서 어느 정도 설명하고 있는지를 보여주는 것이다. 내생변수 각 요인들의 충격에 대한 공실률 분산분해(variance decomposition)분석 결과는 <표 4-31>와 같다.

공실률 자체충격의 비중이 기간이 경과함에 따라 장기(10분기 후)에는 98.05%로 변동성이 축소되었고, 관리비, CD91, 전산업생산지수, 인플레이션을, 임대료는 0.19%, 1.51%, 0.02%, 0.11%, 0.11%로 변동성이 확대되었다. 즉, 10개월 후 공실률의 예측오차에 대한 설명력은 공실률 자기 자신, CD91금리, 관리비, 인플레이션을, 임대료, 전산업생산지수 순으로 높게 나타났다. 그러므로 장기적으로 CD91금리가 공실률에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

<표 4-31> 분산분해(패널 데이터)

	S.E.	관리비	CD91	전산업 생산지수	인플 레이션을	임대료	공실률
1	0.0314	0.0287	0.1193	0.0073	0.0237	0.0031	99.8180
2	0.0465	0.0763	0.3825	0.0126	0.0590	0.0032	99.4663
3	0.0577	0.1156	0.7998	0.0271	0.0723	0.0136	98.9716
4	0.0673	0.1461	1.2384	0.0391	0.0633	0.0370	98.4760
5	0.0758	0.1616	1.4764	0.0402	0.0539	0.0571	98.2109
6	0.0835	0.1700	1.5461	0.0352	0.0595	0.0705	98.1188
7	0.0905	0.1770	1.5606	0.0308	0.0775	0.0815	98.0726
8	0.0970	0.1838	1.5591	0.0276	0.0949	0.0916	98.0430
9	0.1031	0.1893	1.5418	0.0251	0.1062	0.0998	98.0378
10	0.1089	0.1933	1.5111	0.0229	0.1120	0.1058	98.0548



〈그림 4-5〉 예측오차의 분산분해(패널 데이터)

4.3.4 소결

본 연구에서는 2003년 1분기부터 2016년 2분기까지 한국은행 등의 데이터를 이용하여 임대료, 관리비, 전산업생산지수, CD91금리, 인플레이션율의 독립변수와 오피스빌딩 공실률을 종속변수의 관계를 실증적으로 살펴보았다.

분석방법은 고정효과모형, 확률효과모형, 벡터오차수정모형을 사용하였고, 독립변수들이 오피스빌딩 공실률에 미치는 동태적 영향력을 분석하였다.

첫째, 단위근 검정을 통하여 개별변수의 시계열적 안정성을 확인하였으며, 둘째, 공정분 검정을 통하여 변수들 간 장기적 균형관계 여부를 확인하였다. 셋째, 인과관계를 통하여 변수들 간 선·후행 관계를 확인하였다.

패널 데이터를 이용한 고정효과모형 결과 관리비와 지상충수수가 상승하면 공실률은 상승하고, 전산업생산지수, 인플레이션율, CD91금리, 연면적이 상승하면 공실률은 감소하는 것으로 나타났다. 확률효과모형 분석결과 전산업생산지수, 인플레이션율, CD91금리, 연면적이 상승하면 공실률은 감소하고, 관리비, 지상충수가 상승하면 공실률은 증가하는 것으로 나타났다. 공실률에 대한 CD91, 전산업생산지수, 인플레이션율의 충격반응 분석 결과 CD91, 전산업생산지수, 인플레이션율이 1단위 표준편차만큼 상승할 경우 공실률은 음(-)으로 반응한다. 또한, 임대료와 관리비가 1단위 표준편차만큼 상승할 경우 공실률은 양(+)으로 반응한다. 예측오차에 대한 분산분석 결과 장·단기에서 CD91금리가 공실률에 가장 큰 설명력을 가지는 것으로 분석 되었다. 이 같은 분석결과는 본 연구의 앞선 횡단면 및 시계열분석 결과와 유사한 결과를 나타내고 있다.

V. 결론 및 시사점

5.1 연구 요약 및 시사점

본 연구는 서울시 오피스빌딩을 대상으로 서울시 오피스빌딩 공실률에 영향을 미치는 요인들에 대해 분석하였다. 분석에 사용된 자료는 횡단면, 시계열, 패널로 구분하여 분석을 진행하였다. 시계열 데이터의 기간은 2003년 1월부터 2016년 5월로 설정하였고, 패널자료는 2003년 1분기부터 2016년 2분기까지로 설정 후 분석하였다.

우선, 횡단면 데이터에 대한 상관관계 분석결과, 건폐율과 매매경험은 공실률과 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 분산분해결과 5% 유의수준에서 권역별 차이가 있는 것으로 나타났다. 도심권역, 강남권역, 여의도권역 중 강남권역과 여의도권역은 평균의 차이가 있는 것으로 분석되었다. 권역별에 대하여 단계별 회귀분석을 실시한 결과 도심권역 내 오피스빌딩은 지상층수, 매매경험이 상승하면 공실률은 상승하는 것으로 분석되었다. 그리고 강남권역 내 오피스빌딩은 매매경험이 상승하면, 공실률은 증가하는 것으로 분석되었다. 마지막으로 여의도권역에 포함된 오피스빌딩은 공실률 결정요인에 유의미한 변수는 없는 것으로 나타났다. 서울시 전체 오피스빌딩의 회귀분석결과 연면적이 증가 시 공실률은 낮아지고, 지상층수, 건폐율, 매매경험이 증가 시 공실률은 증가하는 것으로 나타났다.

시계열 데이터를 이용한 상관관계 분석결과, 1% 유의수준에서 관리비와 임대료, 전산업생산지수는 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났고, CD91금리와 인플레이션율은 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 시계열 자료들이 불안정한 자료라면 변수들 간에 아무런 관계가 없음에도 불구하고, 유의성이 높게 나타나는 가성적 회귀현상이 나타날 수 있으므로 변수들의 단위근 검정을 실시하였다. 공실률, 관리비, 임대료, CD91금리, 전산업생산지수, 인플레이션율 모두 불안정한 시계열이므로 1차 차분하여 사용하였다. 모형이 장기적 균형관계 여부를 확인하기 위하여 공적

분 검정을 실시 하였다. 공적분 검정 결과 5% 유의수준에서 최소 2개의 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 변수들간 외생적 순서를 정하기 위하여 그랜저인과관계를 실시하였다. 인과관계 검정결과, 전산업생산지수, 관리비, 인플레이션율, CD91금리, 임대료, 공실률 순으로 외생적인 것으로 나타났다.

공적분이 존재하므로 벡터오차수정모형을 실시하였다. 충격반응분석 결과 전산업생산지수가 1단위 표준편차만큼 상승하면 공실률은 1개월 뒤 음(-)으로 반응한다. 인플레이션율이 1단위 표준편차만큼 상승하면 공실률은 1개월 뒤 음(-)으로 반응하고, CD91금리가 1단위 표준편차만큼 상승하면 공실률은 1개월 뒤 음(-)으로 반응한다. 관리비와 임대료가 1단위 표준편차만큼 상승하면, 공실률은 1개월 뒤 양(+)으로 반응한다. 예측오차 분산분해 결과 공실률의 예측오차는 자기 자신인 공실률에 의하여 1개월 후 97.96%에서 이후 변동성이 축소되어 10개월 후에는 62.92%로 설명되고 있다. 단기에는 관리비가 설명력이 가장 높으며, 장기에는 CD91금리가 설명력이 가장 높은 것으로 나타났다.

마지막으로 패널데이터를 이용하여 공실률에 영향을 미치는 요인들에 대하여 실증 분석하였다. 고정효과모형 결과 관리비와 지상층수가 증가하면 공실률은 증가하고, 전산업생산지수, 인플레이션율, CD91금리, 연면적이 증가하면 공실률은 감소하였다. 패널데이터의 단위근 검정결과 임대료, 관리비, CD91금리는 개별 단위근이 있는 것으로 나타났고, CD91금리는 공통 단위근이 있는 것으로 나타났다. 전산업생산지수와 인플레이션율, 공실률은 수준변수에서 안정적인 자료인 것으로 분석되었다. 공적분 검정결과 일부 검정 통계량에서 공적분이 존재하는 것으로 나타나 패널 VECM 모형을 실시하였다. 인과관계 분석결과 관리비, CD91금리, 전산업생산지수, 인플레이션율, 보증금, 공실률 순으로 외생적인 것으로 분석되었다. 충격반응분석 결과는 전산업생산지수, CD91금리, 인플레이션율은 1단위 표준편차만큼 상승하면, 공실률은 1개월 뒤 음(-)으로 반응하고, 임대료, 관리비가 1단위 표준편차만큼 상승하면, 공실률은 1개월 뒤 양(+)으로 반응 하였다. 이 같은 결과는 시계열 충격반응 함수와 유사한 결과를 보여

주고 있다. 예측오차에 대한 분산분해는 장·단기에 공실률에 대하여 CD91금리가 설명력이 가장 높은 것으로 나타났다. 패널데이터의 분산분해 결과는 시계열 분산분해 결과와 차이를 보여주고 있다. 시계열 분산분해 결과 단기에는 관리비가 공실률에 대한 설명력이 가장 높았으나, 패널 분산분해 결과 관리비는 CD91금리 다음으로 공실률에 대한 설명력이 높은 것으로 나타났다.

본 연구를 정리하면, 횡단면 데이터를 이용한 실증분석은 오피스빌딩 시장 내 각각의 권역별로 특색을 갖고 있으며, 공실률을 결정하는 부분은 권역별로 다르다는 점을 보여준다. 또한, 각각의 권역별로 요구되는 오피스빌딩의 특성 및 수요자의 차이는 존재한다는 것을 나타내고 있다. 좀 더 상세하게 살펴보면 도심권역을 선호하는 수요층은 건물의 규모와 관련된 변수들이 공실률에 영향을 미치고 있으며, 강남권역을 선호하는 수요층은 오피스빌딩 관리부문과 관련된 변수들이 공실률에 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 여의도권역은 유의미한 결과는 없지만 서울시 전체에 대한 횡단면 분석결과 오피스빌딩 수요층은 건물규모 큰 오피스를 선호하며, 서비스 질에 민감하게 반응하고 있는 것으로 추정된다. 이 같은 결과는 오피스빌딩 시장 내에서 수요자가 중요하게 고려하는 요인이 가격이 아니라는 점은 매우 주목할 사항이다.

시계열 데이터와 패널 데이터를 이용하여 오피스빌딩 시장 내 공실률에 대한 동태적인 실증분석 결과, 거시경제 변수인 CD91금리가 공실률에 민감한 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 공실률은 실제 오피스빌딩 시장 내의 수요·공급 상황을 파악하는 지표로 사용된다. CD91금리 증가 시 공실률이 감소하는 것은 금리증가에 따른 신규 오피스 공급이 둔화하여 공실률에 영향을 미친 것으로 보여 진다. 금리가 증가하게 되면, 오피스빌딩 개발, 투자자들은 안정적인 투자처를 검토할 것이며, 이로 인한 신규 공급 지연으로 수요자들은 선택할 수 있는 오피스빌딩이 줄어들게 될 것이다. 결국 수요자들은 이전할 수 있는 대안 오피스빌딩이 부족하여, 지속적인 계약유지를 하게 될 것이며 공실률은 감소하게 된다. 또한, 임대료와 관리비는 가격이 증가하면 총 잉여가 감소하는 수요·공급의 법칙을 따르

고 있다. 실증분석 결과 임대료와 관리비의 증가는 공실률을 증가시키는 것으로 나타났고, 이는 오피스빌딩 시장 내에서도 수요·공급의 법칙이 원활하게 작용하고 있음을 보여주고 있다.

5.2 연구의 한계 및 향후 과제

본 연구는 오피스빌딩 시장 내 중요지표인 공실률 결정요인을 실증 분석하였다는 점에서 의의를 갖지만 다음과 같은 한계를 가지고 있다.

첫째, 오피스빌딩 관련 특성자료를 최대한 수집하였으나, 그럼에도 불구하고 몇몇 주요 변수들을 확보하지 못 하였다. 오피스빌딩 시장 내 공실률과 관련한 사항 중 가장 민감하게 반응하는 무상임대제공(Rentfree), 무상인테리어공사기간(Fitout), 인테리어지원비용 등의 변수들을 반영하지 못하였다. 이 같은 변수들은 실제 시장 내에서 임대료 및 공실률에 중요한 영향을 미치고 있다고 생각되나, 실제 시장 내에서 제공 및 유통되는 규모나 수준은 각각의 빌딩별로 차이가 존재한다. 추후 이런 변수들을 활용한 연구가 필요할 것이다. 둘째, 오피스빌딩 시장에 대한 공간적인 접근을 하지 못하였다. 본 연구는 오피스빌딩 권역별에 대한 회귀분석 및 동태적 분석을 실시하였으나, 지리정보체계(GIS : Geographic Information System)에 기반한 연구는 진행하지 못하였다. 향후 본 연구의 분석 자료를 토대로 각각의 오피스빌딩 지리정보를 감안한 실증분석을 진행한다면 오피스빌딩 시장을 좀 더 상세하게 살펴 볼 수 있을 것이다.

이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 첫째, 오피스빌딩에 대한 장기간의 공실률 데이터를 활용하여 다양한 분석을 시도한 점, 둘째, 지금까지 데이터 구축이 어려워 시도하기 힘들었던 패널데이터를 구성하여 분석한 점, 셋째, 시계열과 패널데이터를 이용하여 고정효과 모형 및 VECM모형으로 분석함으로써 공실률에 관한 동태적 영향력을 실증분석 하였다는 점이 기존의 선행연구들과 차별성을 갖고 있다. 본 연구의 분석결과로 오피스빌딩 시장 참여자들이 오피스빌딩에 대한 전략적인 의사결정 시 유용한 자료로 활용되기를 기대한다.

참 고 문 헌

1. 국내문헌

- 강원철. (2004), 「부동산학개론」, 서울 : 부동산114.
- 국토교통부. 「상업용부동산 임대동향 조사 결과」, 2012~2016 각 호.
- 금상수, 조주현. (2012). 오피스 빌딩 등급 결정요인에 관한 실증연구 : 서울시 오피스 빌딩을 중심으로. 「부동산학연구」, 18(3). 69-87.
- 김경민, 김준형. (2010). 연립방정식을 활용한 오피스시장 예측모형 : 서울 오피스시장을 대상으로. 「대한국토계획학회지」, 45(7). 21-29.
- 김경민, 박정수. (2009). 서울 오피스시장의 임대료조정메커니즘 : 자연공실률과 실질임대료 관계를 중심으로. 「국토연구」, 62. 223-233.
- 김관영, 김찬교. (2006). 오피스빌딩 임대료 결정요인에 관한 실증연구. 「부동산학연구」, 12(2). 115-138.
- 김문성. (2013), 주택시장의 무차인 조건, 변동성, 주택정책에 관한 연구. 동국대학교 박사학위논문.
- 김의준, 김용환. (2006). 서울시 오피스 임대료 결정요인의 변화분석. 「지역연구」, 22(2). 79-96.
- 김지현. (2011). 「부동산경제학의 이해」, 서울 : 부연사.
- 김창진. (2009). 효율적 경제분석을 위한 계량분석 기법 연구. 정책연구 정보서비스.
- 김형보. 2002. 대규모 오피스 용적실현비 결정 특성에 관한 연구: 서울시 사례를 중심으로. 「대한국토학회지」, 37. 306-309.
- 노영학. (2008). 오피스 관리방식 결정요인에 관한 연구. 전주대학교 박사학위논문.
- 노영학, 장정민. (2009). 서울시 오피스빌딩 관리비 결정모형 연구. 「부동산학보」, 38. 199-214.

- 류강민, 이창무. (2012). 서울시 오피스 임대시장의 공실률과 임대료의 상호결정구조 분석. 「부동산학연구」, 18(2). 91-102.
- 민성훈, 고성수. (2012). 자연공실률에 의한 서울 오피스 임대료 조정과정 : 오피스 규모별 차이를 중심으로. 「국토연구」, 72. 63-77.
- 변기영, 이창수. (2004). 서울시 오피스 임대료 결정구조에 관한 연구. 「대한국토계획학회지」, 39(3). 209-219.
- 박상우, 최용호. (1996). 환경요인에 따른 지역공공재 생산비용의 격차 추정. 「한국지역학회」, 12(2). 21-36.
- 삼성에버랜드, 감정평가연구원. (2000). 「부동산시장정보 분석모형 구축 방안」.
- 서윤희. (2011). 서울시 오피스빌딩의 공실률 결정요인에 관한 연구. 대구대학교 박사학위논문.
- 손동진. (2015). 패널분석모형을 이용한 서울 오피스 공실률 결정과정에 관한 연구. 건국대학교 박사학위논문.
- 손재영, 김정환. (2000). 서울시 오피스 임대료의 횡단면 분석. 「대한국토계획학회지」, 110(5). 279-295.
- 손진수, 김병욱. (2002). 서울 오피스시장의 임대료지수 개발에 관한 연구. 「대한국토학회지」, 37(4). 109-122.
- 여흥구, 정선아. (2002). 서울시 오피스의 공간분포 및 입지특성에 관한 연구. 「대한국토계획학회지」, 37(7). 117-135.
- 양승철, 최정엽. (2001). 서울시 오피스빌딩 임대료 결정요인에 관한 연구. 「부동산연구」, 11. 99-115.
- 양영준, 유선종. (2010). 오피스 빌딩의 관리비용 결정요인에 관한 연구. 「부동산학연구」, 16(1). 87-102.
- 양재섭(2004). 서울시 비주거용 건물의 체계적인 관리를 위한 모니터링 방안. 서울연구원.

- 이경민, 정창무, 이진수, 유상균. (2009). 서울시 오피스 공급 결정요인에 관한 연구. 「서울도시연구」, 10(4), 209-227.
- 이동규. (2002). 서울시 오피스 임대료의 권역별 차이 연구. 대한국토도시계획학회 정기학술대회 논문집.
- 이상경. (2005). 서울시 오피스 매매가격지수 개발에 관한 연구. 「서울도시연구」, 6(4), 121-134.
- 이상경, 이현석. (2005). 서울 오피스시장의 자본환원율과 조소득승수 추정에 관한 연구. 「대한국토계획학회지」, 40(6), 245-256.
- 이상경, 이현석, 최지희, 손정락. (2009). 시계열 분석을 이용한 오피스 임대료 모형 구축. 「부동산학연구」, 15(3), 5-17.
- 이창무, 이재우. (2005). 서울 오피스 임대시장구조 실증분석. 「대한국토계획학회지」, 40(2), 207-221.
- 이현. (2000). 임대면적 산정기준의 재정립. 「한국빌딩경영협회」, 32(1), 1-15.
- 이현석. (2002). 공간시장과 자본시장의 연결관계를 고려한 부동산시장 구조분석. 「부동산학연구」, 7(1), 17-31.
- 이현석, 박성균. (2010). 공간자기상관을 고려한 권역별 등급별 오피스 임대료 결정요인 분석. 「대한국토계획학회지」, 45(2), 165-177.
- 임재만, 서윤희. (2011). 서울시 오피스 시장의 자연공실률 추정에 관한 연구. 「한국지역개발학회지」, 23(2), 195-211.
- 장무창, 이학동. (2007). 수익극대화를 위한 오피스빌딩의 임차인 유지전략에 관한 연구 : 공실로 인한 손실비용 실증분석을 중심으로. 「부동산학연구」, 13(1), 67-83.
- 장용삼. (2010). 오피스시장의 자연공실률 이론모형연구. 「한국지역학회지」, 26(2), 55-64.
- 정상원. (2016). 거시경제변수가 오피스빌딩 매매가격 지수에 미치는 영향

- 요인 연구. 「지역사회발전학회논문집」, 41(1). 56-65.
- 전기석, 이현석. (2006). 위계적 선형모형을 이용한 오피스 임대료 결정요인 분석. 「국토연구」, 49. 171-184.
- 전해정. (2012). 오피스 임대료, 공실률 모형의 동학적 분석에 관한 연구. 「부동산연구」, 22(3). 215-233.
- 최진, 진창하. (2015). 매장용 임대 빌딩의 임대료 결정요인 분석 : 업종별 구분을 중심으로. 「부동산학보」, 62. 48-61.
- 한화 63시티(주). 「Office Market Report」, 2010~2017년 각 호.
- 허필원, 조주현, 심교언. (2013). 서울시 오피스빌딩 임차인 업종별 특성 연구. 「한국부동산학회」, 54(1). 151-164.

2. 국외문헌

- Carn, N., Rabianski, J., Racster R., and Seldin, M. (1988). Real Estate Market Analysis : Techniques and Applications. New Jersey Prentice-Hall.
- Frew, J. and Jud, G. D. (1988). The Vacancy Rate and Rent Level in the Commercial Office Markets. The Journal of Real Estate, 3(1). 1-8.
- Glascock, J. L., Jahanian, S., and Sirmans, C. F. (1990). An Analysis of Office Market Rents: Some Empirical Evidence. Real Estate Economics, 18(1). 105-119.
- Kim, B., Lee, S., and Lee, S. (1999). Office Rent Determinants in the Seoul Area, Korea. International Journal of Urban Sciences, 3(1). 23-36.
- Mills, E. S. (1992). Office Rent Determinants in the Chicago Area. Real Estate Economics, 20(2). 273-287.
- Rosen, K. T. and Smith, L. B. (1983). The Price-Adjustment Process

- for Rental Housing and the Natural Vacancy Rate. The American Economics Review, 77(4). 779-786.
- Sanderson, B., Farrelly, K., and Thoday, C. (2006). Natural Vacancy Rates in Global Office Markets. Journal of Property Investment & Finance, 24(6). 490-520.
- Shilling, J. D., Simans, C. F., and Corgel, J. B. (1987). Price Adjustment Process for Rental Office Space. Journal of Urban Economics, 22(1). 91-100.
- Shilton, L. G. and Tandy, J. K. (1993). The Information Precision of CDB Office Vacancy Rates. Journal of Real Estate Research, 8(3). 421-444.
- Sivitanides, P. S. (1997). The Rent Adjustment Process and the Structural Vacancy Rate in the Commercial Real Estate Market. Journal of Real Estate Research, 13(2). 195-210.
- Voith, R. and Crone, T. (1988). National Vacancy Rates and Persistence of Shocks in U.S. Office Market. Real Estate Economics, 16(4), 437-458.
- Wheaton, W. C. and Torto, R. G. (1988). Vacancy Rates and Future of Office Rents. Real Estate Economics, 16(4). 430-436.
- White, J. R. (1993). The Office Building. Chicago: The Counselors of Real Estate.

3. 웹사이트

국립국어원 표준국어대사전 : <http://stdweb2.korea.go.kr>

통계청 국가통계포탈 : <http://kosis.kr>

통계로 보는 서울 : <http://stat.seoul.go.kr>

한국은행 경제통제시스템 : <http://ecos.or.kr>

ABSTRACT

A Study on Determinants of the Vacancy Ratio in the Office Lease
Market

– With a focus on office buildings in Seoul –

Kim Young-il

Major in Economics & Real Estate

Dept. of Real Estate Economics

The Graduate School

Hansung University

Real estate is one of the three important assets of the capital market, which also include stocks and bonds. In South Korea, the real estate market started to undergo diverse changes after the foreign exchange crisis in 1997. After going through changes in various ways after the foreign exchange crisis, the real estate market has built a stable investment foundation through legal institutional reforms including the revision of Trust Business Act(1998), Asset-Baked Securitization Act(1998), and Special Purpose Companies for Mortgage-Baked Bonds Act(1999). It created a chance for it to attract

foreign investment capital into it.

Indirect investment into the office buildings market, one of commercial real estate markets, has been spreading due to the enactment of the Asset Management Act and the Real Estate Investment Company Act in 2002. Responding to these changes to the investment environment, market participants making investment into office buildings have much contemplation over the importance of reliable and objective information. As there are rising information demands for commercial real estate, specialist firms home and abroad consistently examine and analyze office building data to meet the diverse needs for information.

In this context, this study set out to analyze various factors influencing the vacancy rate of office buildings in Seoul. Three types of data were used in analysis including cross-section, time series and panel data. Several analysis methods were employed in the study including multiple regression analysis, VECM model, fixed effects model, and random effects model. Regression analysis was carried out after cross-section data were divided by the zone. The analysis results show that the vacancy rate of office buildings in the CDB zone decreased according to higher stories above the ground, total floor area, and floor area ratio and increased according to higher stories underground, building-to-land ratio, and trading experiences. The vacancy rate of office buildings in the GBD zone increased according to trading experiences. The regression analysis results of the entire office buildings in Seoul reveal that the vacancy rate decreased according to higher total floor area and increased according to higher number of stories, building-to-land ratio, trading experiences, and

maintenance costs. The correlation analysis results based on time series data show that there were positive(+) correlations among maintenance costs, rental fees, and the Index of All Industry Production(IAIP) at the significance level of 1% and negative(-) correlations between the CD91 interest rate and inflation. The impulse response analysis results show that the vacancy rate made a negative(-) response one month after IAIP, CD91 interest rate and inflation increased by a unit of standard deviation and made a positive(+) response one month after maintenance costs and rental fees increased by a unit of standard deviation. The variance decomposition results for forecast errors indicate that the forecast error of vacancy rates decreased in variability from 97.96% after a month to 62.92% after ten months due to the vacancy rate itself. Maintenance costs and CD91 interest rate had the biggest explanatory power in a short and long term, respectively. Finally, the study conducted empirical analysis for factors influencing vacancy rates with panel data. The fixed effects modeling results show that the vacancy rate increased according to higher maintenance costs and decreased according to higher IAIP, inflation, and CD91 interest rate. The cointegration test results show that there was cointegration in some test statistics, which led to panel VECM modeling. The causal relation analysis results show that the exogenous level was the highest in maintenance costs, which were followed by the CD91 interest rate, IAIP, inflation, security deposit, and vacancy rate in the order. The impulse response analysis results reveal that the vacancy rate made a negative(-) response one month after IAIP, CD91 interest rate, and inflation increased by a unit of standard deviation and a positive(+) response one month after rental fees and maintenance costs increased

by a unit of standard deviation. These results were similar to those of a time series impulse response function. As for variance decomposition for forecast errors, the CD91 interest rate had the highest explanatory power for the short- and long-term vacancy rate. The variance decomposition results of panel data were different from those of time series data. While maintenance costs had the highest explanatory power for the vacancy rate according to the times series variance decomposition results, maintenance costs came after the CD91 interest rate in the explanatory power for the vacancy rate according to the panel variance decomposition results.

【Keywords】 vacancy rate, office building, fixed effects model, random effects model, VECM model