



서울시 프라임 오피스 빌딩의 관리비 성격에 관한 연구

An Empirical Study on the Characteristics and Determinants of Maintenance Fee for Prime Office Building in Seoul

류강민* · 송기욱**

Kang Min Ryu · Ki Wook Song

Abstract

The purpose of this study is to identify characteristics and determinants for maintenance fees paid with rent from the complex perspective of costs and profits in domestic prime office rental markets. The analysis targeted prime office buildings in Seoul and dealt with 86 time-series data from 1Q 2000 to 2Q 2021 on a quarterly basis. In order to empirically testify, the methodology adopted both Autoregressive Distributed Lag (ARDL) and Autoregressive Distributed Lag Error-Correction Model (ARDL-ECM). The main findings of the study are briefly summarized as follows: First, long-term equilibrium relationship between maintenance fees and consumer prices remains, which suggests that actual maintenance fees account for a large portion of the fees paid by the tenant. Second, the results from ARDL-ECM model show that actual rental costs have a positive effect, while the vacancy rate have a negative one, which means that maintenance fees can fluctuate in light of office rental markets. Third, discount rates of rental costs by rent-free seem to be statistically verified as key factors than others because they have a positive effect on the increase in maintenance fees. In conclusion, the findings can be useful to figure out the nature of maintenance fees and anticipate earnings of domestic office rental markets in the future.

Keywords: Office building, Rent-free, Maintenance fee, Determinants, Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, Autoregressive Distributed Lag Error-Correction Model (ARDL-ECM) model

* 한양대학교 도시공학과 공학박사(주저자) | Ph.D., Department of Urban Planning, Hanyang University | First Author | locsword@hanmail.net |

** LH토지주택연구원 수석연구원(교신저자) | Research Fellow, Land & Housing Institute | Corresponding Author | skw81@lh.or.kr |

1. 서론

1. 연구배경 및 목적

국내 주택시장의 관리비는 대부분 실제 비용을 기준으로 임차인 또는 주택거주자가 지불하는 것이 일반적이다. 아파트의 경우, 관리비 납부가 체계화되어 있어 항목별 비용과 고지서가 발행되어 호별로 공지되고 있다. 그러나 국내 중대형 오피스 임대시장은 주택과 달리 항목별 실비 비용을 공개하거나, 지불하는 것 없이 임차인은 임대인에게 고정비용을 지불하고, 임대인이 대신 지불하는 방식이 많이 활용되고 있다.

이와 유사한 개념이 총임대차(gross lease)이다. 총임대차란 모든 비용을 임대인이 지불하는 방식이다. 예를 들어 세금, 보험, 유지 보수 등의 비용을 임대인이 부담한다. 이 방식은 비용이 고정되거나 일정한 상승률을 가지기 때문에 임차인 입장에서 비용을 예측할 수 있으며, 항목별로 비용을 납부해야 하는 번거로움에서 벗어날 수 있다. 반면에 순임대차(net lease)란 기본임대료를 제외하고 나머지 세금, 유지 보수 등의 비용을 임대인이 아닌 임차인이 지불하는 방식이다. 앞서 언급한 주택시장의 관리비가 순임대차라 할 수 있다. 총임대차 방식은 임대인이 비용을 대신 지불하기 때문에 일반적으로 순임대차보다 임대료가 높게 형성되어 있다.¹⁾

다만 국내 중대형 오피스 시장에서 임대인에게 고정적으로 지불하는 관리비는 총임대차와 같이

세금, 보험 등의 항목의 비용까지 대신 지불하지는 않으며, 자산관리 수수료(PM fee)와 직접관리비에 해당하는 비용을 대신 지불한다(양영준·유선중, 2010).

문제는 임차인이 임대인에게 지불하는 관리비가 단순한 실제 관리비용을 대신 지불하는 데 활용되는 것이 아니라, 오피스 임대시장의 수급 상황에 따라 임대료와 같이 가격마케팅 수단으로도 활용될 수 있으며, 또한, 관리비의 일부가 임대인에게 수익으로 인식되고 있다는 점이다(민성훈, 2013; 민성훈·고성수, 2012). 따라서 임대인이 책정하여 임차인이 지불하는 관리비는 단순한 비용의 성격이 아닌 복합적인 성격을 가지며, 이에 본 연구는 이러한 관리비의 성격을 규명하고자 한다.

2. 연구방법 및 범위

본 연구는 국내 중대형 오피스 빌딩의 관리비에 대한 결정요인을 파악하기 위해 시계열 자료와 모형을 이용하여 분석하고자 한다. 시계열 자료는 2000년 1분기부터 2021년 2분기까지 서울 프라임 오피스 통계치이며, 종속변수로는 관리비가 독립변수로는 관리비와 연관된 실질임대료, 소비자물가지수, 공실률, 임대료 할인율이 고려되었고, 총 86분기의 자료로 이루어져 있다.

모형은 시계열 자료가 많지 않은 관계로 일반적으로 시계열 모형으로 활용되는 Vector Autoregressive Model(VAR), Vector Error Correction Model(VECM) 모형보다는 Autoregressive

1) 민성훈(2013)은 임대료 지불방식에 따라 gross lease와 net lease로 구분할 수 있으며, gross lease는 net lease와 달리 임대인이 실제 관리비용을 지불하는 형태라 언급하였다.

Distributed Lag(ARDL) 모형을 이용한 장기균형 식과 오차수정모형인 Autoregressive Distributed Lag Error-Correction Model(ARDL-ECM) 모형을 고려하여 장단기로 관리비에 미치는 영향 요인을 살펴보고자 하였다.

II. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

지난 수십 년간 국내·외를 불문하고 오피스 시장에서 임대료와 더불어 관리비 또한 오랫동안 관심을 받아온 주제이나, 상업용 부동산 시장에서 실상 수행된 연구들은 많지 않은 상황이다. 상업용 부동산의 관리비는 공동주택(아파트)이 관리비용의 공개가 투명하게 이루어져 연구가 활발한 것과 대조적으로(고현림·신종철, 2016; 이창로·박기호, 2007), 아직까지 관리비 자료가 임대료와 마찬가지로 관련된 몇 군데 민간업계에서만 주로 다루어져 일반에 공개되지 않는 데 그 원인을 찾을 수 있다.

오피스 빌딩 관리비 분야의 선행연구에서 중점적으로 다루어진 주제들은 크게 실제 발생하는 비용관점에서 분석한 관리비 결정요인, 관리비 최소 투입의 최적 규모 등에 관한 연구와 임대인이 임차인에게 제공하는 관리서비스 및 관리비 차이 등의 관점에서 이루어진 연구로 분류할 수 있다(〈표 1〉).

1. 실제 비용관점에서의 연구

전자인 실제 비용관점에서 오피스의 관리비 개별 항목에 접근한 초창기 연구로는 오두열 외

(2008), 정원구·이현석(2004)을 들 수 있다. 정원구·이현석(2004)은 국내에서 관리비 결정요인을 소개한 최초의 연구로 오피스 투자자로부터 관리비의 일부 개별항목인 표준수선비와 에너지비 추정에 있어 건축년수, 연면적, 투자수익률이 관여함을 증명하였다. 오두열 외(2008)도 일정기간이 지나면서 건물 노후화에 따른 항목별 유지관리비와의 상관관계를 살펴보았다.

다음으로 관리비 영향요인에 관한 실증연구로는 김선주 외(2012), 노영학·장정민(2009), 백민석(2014), 양영준·유선종(2010), 양영준·임병준(2012)을 언급할 수 있다. 노영학·장정민(2009)은 서울시 오피스빌딩을 권역, 관리방식, 소유주체별로 전용률, 지하층수, 관리방식 등 관리비 영향요인을 다각도로 분석하였다. 먼저 김선주 외(2010)는 대표적인 부동산관리 수수료인 FM 수수료와 PM 수수료를 합산한 총운영경비(operating expense)의 크기에 주목하였다. 반비례 관계의 전용률(-)을 제외하고 지상층수, 대지면적, 지역더미(수도권), 경과연수가 클수록 총운영경비도 함께 증가하는 경향성이 관측되었다. 동시기에 양영준·유선종(2010)은 관리비 결정에 관리인원, 경과연수, 전기용량이 유의미한 변수인 가운데, 외주 인건비 관리가 가장 중요함을 강조하였다. 뒤를 이어 양영준·임병준(2012)은 오피스빌딩 소유자 유형별 관리비용에 차이가 있음을 밝혔는데, 대기업이 부동산펀드와 리츠(REF/REITs) 등 전문 투자기구(vehicle)보다 시설 인력투입에 의한 FM직접비가 많이 지출된 것으로 해석하였다. 백민석(2014)은 종래 이전보다 변수가 확장된 오피스빌딩 관리비 모형을 구성하

〈표 1〉 국내 오피스빌딩 관리분야 선행연구 검토(관리비 결정요인 중심)

분류 (접근방식)	연구자 (연도)	대상지역 (표본수)	분석방법 (함수형태)	주 결정요인 (유의미한 독립변수와의 인과관계)	자료출처
실제 비용	정원구·이현석 (2004)	전국 (129)	회귀분석 (선형)	연면적(+), 건축년수(+), 투자수익률(+)	자산관리회사 K사
	이상경·이인철 (2007)	전국 (67)	회귀분석 (이중로그)	연면적 ² (+), 연면적(-), 소재지(중소도시, -), 관리방식(비상주, -)	자산관리업체 A사
	오두열 외 (2008)	전국 (20)	회귀분석 (선형)	사용기간(노후도, +)	시설관리업체
	노영학·장정민 (2009)	서울 (137)	회귀분석 (선형)	지하층수(+), 전용률(+), 관리방식(전문관리, -)	SAMS BHP Korea
	김선주 외 (2012)	전국 (37)	회귀분석 (준로그)	지상층수(+), 대지면적(+), 지역(수도권, +), 경과연수(+), 전용률(-)	한화63시티
	양영준·유선종 (2010)	전국 (116)	회귀분석 (선형)	관리인원(+), 전기용량(+), 경과연수(+), 주차대수(-)	자산관리회사 K사
	양영준·임병준 (2012)	전국 (117)	회귀분석 (선형)	소유자(대기업, +)	자산관리회사 K사, S사
	양영준·임병준 (2013)	전국 (109)	회귀분석 (선형)	연면적 ² (+), 관리인원(+), 경과연수(+), 전기용량(+), 연면적(-), 주차대수(-)	자산관리회사 K사
관리 서비스 제공	민성훈 (2013)	서울 (224)	패널회귀분석 (교정효과모형)	임대료증가율(+), 표면임대료(+), 운영비용(-), 임대료관리비비율(-)	국토교통부 임대동향조사
	고현림 외 (2014a)	서울 (532)	회귀분석 (선형)	권역(도심, +), 층수(+), 건축구조(SRC, +), 법인소유(+), 연면적(+), 전문관리(+), 지하철역 거리(-)	자산관리회사 S사
	고현림 외 (2014b)	전국 (376)	회귀분석 (선형)	입지(서울, +), 층수(+), 규모(중대형, +), 연면적(+), 연면적당 주차대수(-), 경과연수(-)	자산관리업체 K사
	금상수 (2014)	서울 (421)	회귀분석 (선형)	층수(+), 전용률(+), 경과년도(+), 등급(하위, -), 권역(도심 외, -), 소유주체(개인, -), 관리방식(자체, -)	부동산컨설팅 S사
	백민석 (2014)	서울 (661)	회귀분석 (선형)	등급(Prime, +), 노후도(+), 건축구조(SRC, +), 층수(+), 전용률(+), 권역(기타, -), 자체(-), 개인소유(-)	전문관리업체 S사, E사

주 : 연대기별로 오름치순 정렬하되, 주 결정요인은 유의미한 변수들의 영향력 부호와 크기순임.

였다. 세부적으로는 관리비에 prime 등급, 노후도, SRC조, 층수, 전용률이 정(+의 영향을, 3대 권역 외, 자체방식, 개인소유가 부(-)의 영향을 미침을 확인한 바 있다.

한편, 오피스빌딩 관리비용을 줄이기 위한 노력으로 최적 규모를 도출하려는 연구들(금상수, 2014; 양영준·임병준, 2013; 이상경·이인철,

2007)이 꾸준히 진행되었다. 이상경·이인철(2007)은 총관리비가 U자형의 평균비용곡선(average cost, AC) 형태를 띄며, 단위면적당 비용이 최소(min)가 되는 최적 규모는 4,311평으로 나타났다. 특히 중소도시 소재와 직원 비상주 군의 오피스빌딩에서 관리비용이 적게 소요되었다. 이는 관리비에 규모의 경제(economy of scale) 효과

를 접목한 시초적인 연구로 평균관리비용의 기준 면적을 제시한 점이 의의가 있다. 또한, 2008년부터 2010년까지 3개년 시점의 평균 관리비를 차용한 양영준·임병준(2013)의 연구는 여러 인자들 중에서 관리인원(+)을 설명력이 가장 큰 인자로 손꼽았으며, 평균관리비용 극소화 규모는 9,029평으로 앞서 언급한 이상경·이인철(2007)의 4,311평과 다소 상반된 결과를 보였다. 금상수(2014)는 위의 가설과 다르게 관리비와 연면적 사이의 관계가 역U자형의 평균비용곡선을 충족하며, 적정 연면적을 7.2만평으로 추정하고 있어 적정면적에 대한 다양한 연구결과를 보였다.

2. 관리서비스 제공관점에서의 연구

앞에서 언급한 선행연구들이 관리비를 단순히 지출 비용으로만 인식한 것과 달리, 관리서비스 제공의 관점에서 이루어진 연구(고현림 외, 2014a,b; 민성훈, 2013)들은 관리비를 비용과 더불어 서비스 제공에 의한 수익창출의 수단으로 바라보았다. 관리비 차익이 발생하는 이유는 국내 오피스의 경우, 임차인이 임대인에게 실비방식의 실제 관리비용을 지불하는 형태도 존재하나, 많은 사례에서 실제 발생하는 비용과 다른 고정된 관리수수료를 임대인에게 지불하는 방식이기 때문이다. 임차인이 관리비 명목으로 받는 관리비 수입과 실제비용 간의 차이는 임대인이 추가적으로 얻을 수 있는 차익이 된다.

민성훈(2013)은 금융위기 직후 12분기(2009~2011년) 간 시계열로 조사된 서울시 오피스빌딩 224건의 장기 균형패널자료(panel data)를 이

용해 약 33%의 관리비 차익(margin)이 발생하며, 표면임대료(+)와 운영비용(-)의 절대적 영향을 받는 것으로 드러났다. 관리비 차익을 최초로 계산하였고, 종전 횡단면 자료의 약점을 극복해 새로운 방법론을 시도한 점이 높게 평가된다. 고현림 외(2014a, b)는 관리서비스를 제공한 대가로서 얻게 된 수익이라는 관점에서 그간 실무적으로 막연하게 인지하였던 관리수익의 존재를 입증하고, 다중회귀분석을 통해 개별 특성요인들(권역, 층수, 연면적 외)을 추론하였다. 이들 연구는 명목관리비를 종속변수로 취하지 않고 관리비 수입에서 운영경비를 공제한 실제 관리비 차익을 산출함으로써, 순운영수입 산정에 관리비 마진을 반영하는 자본환원율의 후속 기초연구에도 충분한 이론적 논거를 제공한다.

그 밖에 최근 들어 상기 연구주제에만 그치지 않고 오피스빌딩 관리비를 일부 포함한 순운영소득(net operating income, NOI)과 점유비용(net occupancy cost, NOC), 그리고 일종의 투자수익률 지표인 자본환원율(capitalization rate, Cap.Rate) 추정과 관리방식 선택 확률, 관리비 부과형태의 주제들로 계속 확장되는 추세이다(민성훈·고성수, 2012; 송기욱·남진, 2016; 허필원 외, 2014). 우선 민성훈·고성수(2012)는 자본환원율 결정을 위한 순영업소득 계산 시, 현행 임대차시장의 관행(PM, AM사) 상 정액제의 고정관리비로 징수하게 되는 통상적 경험치 기준인 관리비 마진을 20% 적용을 들어 차익을 인정하였다. 허필원 외(2014)는 로지스틱 회귀분석, 신경망 분석, 의사결정나무 분석 등 데이터마이닝(data mining) 기법을 통해 유의미한 변인을 상

호 비교한 결과, 연면적(+), 평당 임대료(+), 전용률(-)의 세 가지가 오피스빌딩 관리방식 선택에 핵심인자임을 발견하였다. 오피스빌딩 관리방식의 중요성을 부각시키고 실 사용자체인 임차인 특성을 비중있게 다루는 한편, 기계학습분야 방법론으로 확장하는데 기여하였다. 그 외에 송기욱·남진(2016)은 오피스 임대시장의 종속변수로 쓰였던 환산임대료를 대신해 전용률 대비 보증금, 임대료, 관리비 전액을 포괄한 임차인 지불 측면의 점유비용을 채택하였다. 고현림·신종철(2016) 연구는 비록 소매용 부동산이긴 하나, 정액제와 실비제 등 부과방식 선택을 두고 많은 편차를 보일 수 있어 또 다른 주제가 될 수 있음을 지적하였다(고현림·신종철, 2016).

지금까지 살펴본 바와 같이 오피스 시장에서 임대료 연구는 주 관심사안으로 상당히 진척된 모습을 보이나, 이와 대조적으로 임대료와 함께 지불되는 관리비를 다룬 연구는 많지 않은 상황이다. 관리비 관련 선행연구는 크게 비용관점에서의 분석과 관리서비스 제공이라는 관점에서 분석이 이루어졌으며, 이를 종합하면 국내 오피스 시장에서 임차인이 임대인에게 지불하는 관리비는 두 가지 성격을 모두 가지고 있을 것으로 생각된다.

이처럼 관리비에 대한 성격은 어떤 관점에서 관리비를 바라보는가에 따라 달라지며, 다음과 같이 정리할 수 있다. 먼저 관리비를 실제 관리비용의 관점에서 바라보면, 공실률이 높아 임대료가 하락한 상황에서도 관리비는 물가 상승에 의해

상승할 가능성이 있다. 반면에 관리비를 가격마케팅의 수단으로 생각한다면 공실률이 상승한 상황에서 임대료와 마찬가지로 관리비도 하락시키는 것이 임차인을 유치하는 데 유리한 선택이 될 수 있다. 이 경우, 임대료와 관리비는 양의 관련성을 가지게 된다. 마지막으로 임대인의 관리 차익의 관점에서 바라보면 공실률이 높아 임대료가 하락한 상황에서 관리비는 손실된 수익을 보존하기 위해 상승할 가능성이 있다²⁾.

이러한 관리비의 성격에 대한 논의는 글로벌 금융위기를 거치면서 보다 명확한 검증이 가능해질 것으로 보인다. 글로벌 금융위기 이전에는 공실률은 지속적인 하락세였으며, 임대료와 관리비는 꾸준한 상승세였다. 그러나 금융위기 이후 공실률의 상승으로 실질임대료를 할인하는 렌트프리(rent free)가 활용되면서(여태종 외, 2015), 이전과는 다른 환경이 조성되어 관리비 성격을 파악하는 것이 가능해졌다. 다시 말해서 글로벌 금융위기로 인한 공실률 상승으로 인해 가격마케팅의 측면에서는 임대료와 마찬가지로 관리비 또한 하락하였을 가능성이 있다. 그러나 앞서 언급한 것과 같이 임대인은 수익보존을 위해 렌트프리를 통한 실질임대료 하락으로 관리비 상승시킬 수도 있다. 또한, 임대료와 상관없이 실제 비용의 관점에서 물가와만 연동된 결과를 보일 수 있다.

따라서 본 연구는 오피스 관리비의 성격을 규명하기 위해 시계열 자료를 이용하여 임대료와 공실률 등의 임대시장과 관련된 변수를 고려하고,

2) 이러한 임대인의 행동이 가능한 이유는 임대료 상승과 관리비 상승에 대한 임차인의 민감성과 연관된다. 즉, 임차인이 임대료보다 관리비 상승에 덜 민감하게 반응한다면, 관리비의 상승을 통해 수익 창출이 가능하게 된다. 실제로 실무자 인터뷰 결과 이를 확인하였다. 이는 관리비 수준이 임대료보다 낮기 때문에 같은 상승률이라 하더라도 임차인이 느끼는 부담이 덜하며, 관리비에 비용적인 측면이 있어 관리비를 높이는 것이 임차인에게 덜 민감할 수 있을 것으로 생각된다.

비용과 관련된 물가상승률 변수를 고려하였다. 시계열 분석은 자료수가 많지 않아 전통적인 모형인 VAR나 VECM보다는 ARDL 모형이 적절할 것으로 생각된다.

III. 분석의 틀

1. 변수 선정 및 구성

종속변수는 임차인이 임대인에게 지불하는 관리비이며, 독립변수는 비용적인 측면을 고려하여 물가변수를 활용하였고, 관리서비스 제공 측면에서 임대시장과의 연관성을 고려하여 실질임대료(effective rent)와 공실률을 고려하였다. 이외에 앞서 언급한 바대로 렌트프리로 인해 실질임대료가 할인될 때, 관리비는 실질임대료와 마찬가지로 방향성을 가지는지, 아니면 임대인의 수익을 보존하기 위해 관리비를 상승시키는지 파악하기 위해 렌트프리에 의한 명목임대료와 실질임대료의 차이인 할인율을 추가로 고려하였다.

$$\text{관리비} = f(\text{실질임대료}, \text{물가지수}, \text{공실률}, \text{임대료할인율}) \quad (\text{식 1})$$

2. 분석방법³⁾

본 연구는 시계열 자료를 이용한 실증분석이기 때문에 기본적으로 변수 간에 가성회귀 문제가 존

재할 수 있다. 물론 가성회귀가 존재하더라도 공적분 관계가 존재할 경우, 공적분 회귀분석을 통해 변수 간의 장기적인 관계 파악이 가능하다. 단, 전통적 공적분 검정방법인 Johansen(1988)과 Johansen and Juselius(1990)의 방법은 대표본을 전제로 활용할 수 있는 것으로 본 연구는 2000년 1분기부터 2021년 2분기까지 86개의 소표본 시계열 자료이기 때문에 적용이 어렵다. 이는 이들 방법을 소표본에 적용하면, 검정의 신뢰도에 문제가 발생할 개연성이 있다는 연구결과에 기인한다(Cheung and Lai, 1993).

위의 대안적 접근방법으로 Pesaran and Shin (1999)의 제안한 ARDL 모형이 있다. 이들은 이 모형이 소표본일지라도 단기적 추정치들이 일치 추정량임과 동시에 장기적으로도 초일치성을 갖는다는 것을 이론적으로 증명하였다. 또한, 50, 100, 250개의 소표본을 대상으로 전통적인 공적분 회귀분석 중에 하나인 FMOLS(full modified OLS)와 추정치를 비교한 결과, ARDL 모형이 FMOLS보다 편의와 RMSE가 더 작은 것으로 나타나, 소표본에 더 적절함을 보였다. ARDL 모형은 이외에도 전통적인 공적분 관계식 도출에 요구되는 모든 시계열이 1차 적분된 비정상시계열인 I(1)이라는 조건을 충족할 필요 없이, 정상시계열인 I(0) 변수도 모형에 포함시킬 수 있는 장점도 가지고 있다. 단, 이 모형은 VAR나 VECM과 같이 변수 간 구조적인 관계를 분석하지 못하는 단점도 존재한다.

본 연구는 소표본임을 감안하여 공적분 검정

3) ARDL 모형의 장기균형식과 오차수정모형의 유도를 제외한 ARDL 모형의 소개와 bound test 부분은 류강민 외(2020)의 연구를 인용하였다.

및 시계열분석이 가능한 ARDL 모형을 활용하고자 한다. ARDL 모형은 종속변수의 현재 수준값 Y_t 를 종속변수의 과거시차값 Y_{t-i} 와 독립변수의 현재 수준값 $X_{j,t}$ 및 과거 시차값 $X_{j,t-i}$ 의 함수로 구성된다. 일반적인 형태는 (식 2)와 같다.

일반적으로 (식 2)에서 독립변수로 고려된 종속변수의 시차 p 와 기타 독립변수 j 별 각각의 시차 q_j 를 정할 수 있는데, Akaike와 Schwarz, Hannan-Quinn 정보기준을 이용하여 정보값이 최소가 되는 최적 시차를 산정할 수 있다. 본 연구는 AIC를 활용하여 최적 시차를 산정하였다.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i} X_{j,t-i} + \epsilon_t \quad (\text{식 2})$$

Pesaran et al.(2001)은 ARDL 모형을 이용하여 변수 간의 장기적 관계인 공적분 여부를 검증하는 한계검정법(bound test)을 제시하였는데, 절차는 다음과 같다. 먼저 위 식의 양변을 차분하고, 차분되지 않은 1기전 과거시차값 변수가 모두 포함된 비제약오차수정모형(unrestricted ECM)을 구한다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & - \sum_{i=1}^p \gamma_i^* \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i}^* \Delta X_{j,t-i} \\ & - \rho Y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k \delta_j X_{j,t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (\text{식 3})$$

다음으로 위 식인 비제약오차수정모형과 위 식에서 1기 전 과거 시차값 변수의 계수를 모두 0으로 제약한 제약 오차수정모형(restricted ECM)

의 결과를 검정통계량을 통해 비교할 수 있다. 다시 말해서, 귀무가설($\rho=0, \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$)에 대한 채택/기각 여부를 F검정인 Wald 검정을 시행한다. 만일 귀무가설을 기각할 수 있다면, 변수 간에 공적분 관계가 존재한다고 말할 수 있다. 그런데 변수들이 정상시계열인 I(0) 또는 비정상시계열인 1차 적분된 I(1)일 수 있으므로, 검정통계량은 변수들의 적분차수에 따라 다른 분포를 갖게 된다. Pesaran et al.(2001)은 모든 변수가 I(0) 또는 I(1)인 경우의 임계치를 제시하였으며, 이를 이용하여 귀무가설을 검정한다. 단, Wald 통계량이 I(1)의 임계값보다 큰 경우에는 변수에 비정상, 정상시계열 여부와 상관없이 변수 간 장기적인 관계인 공적분을 가진다고 판단할 수 있다. 또한 I(0)의 임계값은 모든 변수가 정상시계열인 경우에만 활용할 수 있는데, 만약 변수에 비정상 시계열인 I(1)이 1개 이상 존재하고, Wald 통계량이 I(0)와 I(1)의 임계값 사이에 존재하는 경우에는 공적분 여부를 판단할 수 없다. 기타 Narayan (2004)은 Pesaran et al.(2001)이 한계검정법을 위해 제시한 I(0)와 I(1)의 임계치를 80개 이하의 표본에서 적용할 수 있는 임계치를 새롭게 제시함으로써, 소표본에서도 공적분 검정이 가능케 되었다.

ARDL 모형에서 ARDL-ECM 모형을 유도하기 위해 (식 2)에서 독립변수가 X 와 Z 인 것으로 변형하면 다음과 같이 다시 정리할 수 있다.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_i Z_{t-i} + \epsilon_t \quad (\text{식 4})$$

여기서 변수들이 시간의 변화에 일정하게 증가

하는 정상상태(steady state)에서 독립변수와 종속변수의 장기균형식은 다음과 같이 유도되며, α^* , β^* , δ^* 는 장기균형식의 계수가 된다.4)

$$Y = \frac{\alpha}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i} + \frac{\sum_{i=0}^{q_1} \beta_i}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i} X + \frac{\sum_{i=0}^{q_2} \gamma_i}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i} Z$$

$$= \alpha^* + \beta^* X + \gamma^* Z$$

(식 5)

(식 4)에서 좌변과 우변을 수준변수와 차분항으로 분리하면 다음과 같다.

$$Y_{t-1} + \Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i (X_{t-i-1} + \Delta X_{t-i}) + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_i (Z_{t-i-1} + \Delta Z_{t-i}) + \epsilon_t$$

(식 6)

다음으로 좌변은 종속변수의 차분항만 남겨두고 우변으로 이동하여 차분항과 수준변수항으로 구분하면 (식 7)과 같이 나타난다. 또한 (식 7)의 수준변수항에서 (식 5)와 같이 장기균형 관계가 존재할 경우, 수준변수항은 (식 8)과 같이 오차수정항(ECT_{t-1})으로 변환된 오차수정모형이 도출된다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_i \Delta Z_{t-i}$$

$$- \left(Y_{t-1} - (1 + \gamma_1) - \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i-1} - \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i X_{t-i-1} - \sum_{i=0}^{q_2} \delta_i Z_{t-i-1} \right)$$

$$+ \epsilon_t$$

(식 7)

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_i \Delta Z_{t-i}$$

$$- (1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i) ECT_{t-1}$$

$$+ \epsilon_t$$

(식 8)

IV. 실증분석

1. 자료 및 기초통계

오피스 임대료 및 관리비, 공실률은 S 자산관리사의 서울 프라임 오피스를 표본으로 한 분기 단위 평균값을 이용하였으며, 2000년 1분기부터 2021년 2분기까지 총 86개의 시계열 자료를 이용하였다. S 자산관리사는 서울 핵심권역에 위치한 연면적 1만평 이상의 프라임 오피스 빌딩 100~120개를 대상으로 매분기마다 전화 및 현장조사를 통해 관리비와 임대료, 공실률을 조사하고 있다.

본 연구에 변수로 고려된 실질임대료는 개별빌딩의 명목임대료에 빌딩별 렌트프리를 적용한 것으로, 다른 임대료 할인방식으로 알려진 fit-out과 TI는 임차인의 첫 입주시에만 적용될 수 있으며, 재계약을 할 때에는 고려되지 않기 때문에 일시적인 할인에 해당하여 제외하였다.5) 빌딩별 실질임대료 계산은 명목임대료 × (1 - 연간 렌트프리 기간/12개월)로 계산하며, 계산에 활용된 명목임대료는 기준층의 2~3년 임차를 가정한 호가이다.

4) (식 4)에서 독립변수와 종속변수의 차이가 시점에 따라 없더라고 가정하고 정리하면 도출된다.

5) 반면에 렌트프리는 재계약 때에도 적용될 수 있어 일반적인 적용이 가능할 것으로 보인다.

또한, 렌트프리는 실제 계약에 의한 렌트프리 아닌 임대인 설문에 의한 마케팅용 렌트프리를 활용하였다. 임대료와 마찬가지로 관리비 역시 기준층의 호가 자료를 활용하였다.

또한, 임대료 할인율은 1-실질임대료/명목임대료 값으로 각각 임대료는 분기 단위 평균치를 고려하였으며, 소비자물가지수는 한국은행 자료를 활용하였다. 관리비와 실질임대료, 소비자물가지수는 로그 변환하여 모형에 적용하였으며, 공실률과 임대료할인율은 해석의 편의를 위해 로그 변환하지 않았다.

기초통계량은 <표 2>와 같으며, 글로벌 금융위기 이전인 2000년 1분기부터 2009년 1분기까지 차이를 보면, 소비자물가지수와 관리비가 각각 32.4%, 33.4%의 상승률을 보여 유사한 수준을 보였다. 이와 다르게 실질임대료는 53.4%가 상승하여 높은 상승률을 보였다. 실질임대료의 높

은 상승은 동 기간의 공실률 평균 수준이 3.3%로 낮은 데에 기인한 것으로 생각된다.⁶⁾

반면에 글로벌 금융위기 이후인 2009년 2분기부터 2021년 2분기까지의 관리비, 실질임대료, 물가 상승률은 각각 31.5%, 14.0%, 22.8%로 나타나 관리비가 물가 상승률보다 높게 나타났으며, 실질임대료는 동기간 10.7%의 비교적 높은 공실률로 인해 낮은 상승률을 보이고 있다. 이처럼 글로벌 금융위기 전후의 시장변화에 의해 관리비와 실질임대료, 소비자 물가지수의 변화가 다르게 나타남을 알 수 있다.

이외에 임대료 할인율은 금융위기 이전에는 0.1%로 명목임대료와 실질임대료가 큰 차이가 없는 것으로 나타났으나, 금융위기에는 평균 12.3%로 나타나 명목임대료와 실질임대료의 차이가 나타났다. 이는 동기간 높은 공실률로 인해 할인율이 높아졌기 때문으로 판단된다.

<표 2> 변수별 기초통계량

구분	ln관리비 (원/3.3㎡)	ln실질 임대료 (원/3.3㎡)	ln소비자 물가지수	공실률	임대료할인율
표본수	86	86	86	86	86
평균	10.399	11.172	4.484	0.075	0.070
표준편차	0.175	0.158	0.149	0.046	0.085
최솟값	10.092	10.750	4.190	0.003	0.000
최댓값	10.656	11.395	4.677	0.154	0.230
'00년~'09년 차이	0.288	0.428	0.281	-	-
'09년~'21년 차이	0.274	0.131	0.205	-	-
'00년~'09년 평균	-	-	-	0.033	0.001
'09년~'21년 평균	-	-	-	0.107	0.123

6) 관리비와 물가, 임대료는 로그변환한 값이기 때문에 각각의 상승률은 <표 2>의 기간별 차이('00년~'09년, '09년~'21년)의 값에 지수(exponential)를 취한 값이다.

2. 단위근 검정

단위근 여부를 판단하기 위해 ADF와 P.P 검정을 한 결과, <표 3>과 같이 모든 변수가 수준에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났으며, 1차 차분을 하는 경우 모든 변수가 유의수준 1% 내에서 유의한 것으로 나타났다.

단위근 여부는 관리비와 실질임대료, 물가, 공실률 모두 추세를 가질 가능성이 존재하기 때문에 추세항과 상수항(drift)이 고려되었으며, 임대료할인율은 2009년 이전에는 장기간 동안 0값을 가지기 때문에 추세와 상수항을 가질 가능성이 높지 않아 추세가 상수항이 없는 단위근 검정을 하였다.⁷⁾

ARDL 모형의 변수조건이 변수가 I(1)이거나 I(0)일 때이며, 단위근 검정결과 모든 변수가 I(1)인 것으로 나타나 ARDL 모형을 적용하였다.

3. 실증분석 결과

ARDL 모형의 (식 2)를 추정한 결과는 다음 <표

<표 3> 변수별 단위근 검정 결과

변수명	수준변수		1차 차분	
	ADF	PP	ADF	PP
ln관리비	-0.97	-0.62	-3.52**	-11.33***
ln실질임대료	-2.36	-1.42	-7.13***	-7.11***
ln소비자물가지수	-0.39	-0.24	-10.51***	-10.50***
공실률	-2.42	-2.36	-9.83***	-9.92***
임대료할인율	-0.54	-0.33	-2.23***	-7.63***

주 : 1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) ADF, augmented dickey-fuller; PP, Phillips-Person.

4)와 같으며, 한계검정(bound test) 결과 공적분이 존재하는 것으로 나타났으며, 자기상관과 이분산은 유의수준 5% 내에서 귀무가설을 기각하지 못함에 따라 자기상관과 이분산이 존재하지 않는 것으로 보인다. 변수별로는 관리비가 실질임대료, 소비자물가지수, 공실률, 임대료 할인율에

<표 4> ARDL 모형 결과(종속변수: ln관리비)

모형	ARDL(4, 1, 0, 0, 1)	
	추정계수	t값
상수항	0.413 [†]	1.897
ln관리비(-1)	0.594***	6.212
ln관리비(-2)	0.077	0.704
ln관리비(-3)	0.078	0.700
ln관리비(-4)	0.160 [†]	1.758
ln실질임대료	0.219***	4.331
ln실질임대료(-1)	-0.210***	-4.863
ln소비자물가지수	0.098**	2.107
공실률	-0.063**	-2.191
임대료할인율	0.396***	5.211
임대료할인율(-1)	-0.372***	-5.145
R-squared	0.99925	
Adj.R-sq.	0.99915	
한계검정(유의 1%)	F=7.41, F[I(0)]=3.29, F[I(1)]=4.37	
자기상관검정	D.W통계량: 1.80, 임계값 [1.38, 1.92]	
	Breusch-Godfrey: F=1.26, p=0.27	
이분산검정	White: F=1.09, p=0.39	
표본수	82	

주 : 1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) ARDL, autoregressive distributed lag.

7) 조성일 · 최중수(2005)는 자료의 특성에 부합하는 단위근 검정모형의 검증력이 가장 높다고 언급하고 있다.

모두 유의수준 5% 내에서 유의한 것으로 나타났다. 시차가 존재하는 변수의 경우, 계수값을 합하여 계수의 부호를 추정하면, 실질임대료와 물가는 관리비에 양의 방향으로, 공실률은 음의 방향으로 나타났으며, 임대료할인율은 양의 방향으로 나타났다. 이는 관리비가 공실률과 임대료와 관련성을 보이는 결과는 임대료와 같이 오피스 임대 시장의 상황에 따라 가격마케팅 측면에서 관리비가 달라질 수 있음을 의미한다. 또한, 물가와 양의 관계를 보이는 것은 비용의 측면에서도 관리비가 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

또한, 임대료할인율이 관리비에 양의 방향의 영향을 미치는 것으로 나타나, 임대인이 렌트프리 증가로 인한 실질임대료 하락으로 수익이 감소하자, 관리비 상승으로 수익 감소를 일부 해소하고자 하는 관리 차익의 측면이 존재함을 알 수 있다.

(식 8)의 ARDL의 오차수정모형의 결과는 다음 <표 5>와 같으며, 모형 내의 장기균형식의 경우 (식 5)에 의해 도출된다. 장기균형식 결과를 보면 소비자물가지수 이외에 변수는 유의수준 5% 내에서 유의하지 않은 것으로 나타나, 관리비만 장기적으로 물가와 균형관계에 있음을 알 수 있다. 이는 관리비에서 많은 비중을 차지하고 있는 것이 비용임을 감안하면 해석이 가능할 것으로 보인다.⁸⁾ 장기균형식에서 소비자물가지수의 계수는 탄력성을 의미하며, 물가상승률 1% 상승할 때 관리비는 1.078% 상승하는 것을 의미한다.

단기적으로는 실질임대료와 임대료할인율이

<표 5> ARDL-ECM 결과(종속변수: D(ln관리비))

변수	추정계수	t값
D(ln관리비(-1))	-0.317***	-3.775
D(ln관리비(-2))	-0.226**	-2.627
D(ln관리비(-3))	-0.117	-1.277
D(ln실질임대료)	0.207***	5.239
D(ln소비자물가지수)	0.205*	1.904
D(공실률)	-0.072*	-1.895
D(임대료할인율)	0.383***	5.789
ECT(-1)	-0.082***	-5.523

$$ECT = \ln\text{관리비} - (0.105 \times \ln\text{실질임대료} + 1.078^{***} \times \ln\text{소비자물가지수} - 0.687 \times \text{공실률} + 0.256 \times \text{임대료할인율} + 4.517$$

주 : 1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

2) ARDL-ECM, autoregressive distributed lag error-correction model; ECT, error correction term.

유의수준 5% 내에서 유의한 것으로 나타났으며, 공실률도 유의수준 10% 내에서는 유의성을 보여 앞서 ARDL 모형의 결과와 마찬가지로 복합적인 관리비의 성격을 나타내고 있다. 특히 임대료할인율은 다른 변수보다 t값의 절대값이 가장 높은 것으로 나타나 관리비에 유의한 영향을 미치고 있으며, 할인율이 10%p 상승할 때 관리비가 4.67% 상승하는 것으로 나타났다.⁹⁾ 기타 물가상승률 또한 단기적으로도 영향을 미치고 있어 관리비는 물가에 장단기로 영향을 받고 있는 것을 알 수 있다.

8) 민성훈(2013)은 관리비 차익이 33% 나타난다고 말하고 있어 실제 비용이 67%의 많은 비중을 차지한다.

9) 종속변수가 로그변환된 관리비, 독립변수가 수준변수로서 계수는 독립변수 1(=100%p) 변화에 종속변수가 $[\exp(\text{계수})-1] \times 100\%$ 변하는 것을 의미한다.

V. 결론

본 연구는 국내 프라임 오피스 임대시장에서 임대료와 함께 지불되고 있는 관리비의 결정요인을 살펴보고자 하였다. 관리비에 관한 연구는 임대료와 달리 연구가 미비하며, 주로 비용의 관점에서 분석이 이루어졌다. 그러나 오피스 임대시장에서 관리비용 명목으로 임차인이 임대인에게 지불하는 관리비는 실제 관리비용보다 높아 임대인에게 일부 차익으로 생각되고 있다. 또한, 관리비는 임차인이 임대료와 함께 매월마다 지불하는 비용이기 때문에 임대료와 같이 오피스 임대시장의 상황에 따라 변동될 수 있다. 이처럼 관리비는 단순히 비용적인 측면 이외에 임대료처럼 임대시장 상황에 따라 변동될 수 있으며, 임대인에게 수익으로 인식되는 부분이 있어 복합적인 해석이 필요하다.

따라서 본 연구는 국내 서울 프라임 오피스의 2000년 1분기부터 2021년 2분기까지 86개 시계열 자료를 이용하여 관리비에 영향을 미치는 결정요인을 찾고자 하였다. 시계열 길이가 길지 않은 관계로 대표본을 요구하는 VAR, VECM 모형이 아닌 ARDL 모형을 활용하였다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 ARDL 모형의 한계검정 결과, 관리비와 소비자 물가 간에 장기 균형이 존재하는 것으로 나타났다. 이는 관리비에서 많은 비중을 차지하는 것이 실제 관리비용이기 때문으로 생각된다. 물가는 단기에도 영향을 미쳤다. ARDL의 오차수정모형 결과에서 단기에서 실질임대료가 관리비에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 공실률은 음의 방향

으로 유의한 것으로 나타나 가격마케팅의 측면에서 오피스 임대시장의 상황에 따라 관리비가 변동될 수 있음을 의미한다. 또한, 렌트프리에 의한 임대료할인율도 단기적으로 관리비 상승에 긍정적인 영향을 미치고 있으며, 다른 변수보다 유의성이 가장 높은 것으로 나타났다. 이는 앞서 언급한 바와 같이 임대인이 임대료 할인으로 실질임대료가 하락한 수익의 감소분을 관리비 상승으로 보존하고자 하는 움직임의 결과로 보인다.

이처럼 본 연구는 기존에 거의 연구되지 않은 임대인에게 지불하는 관리비의 복합적인 성격이 존재함을 실증분석을 통해 증명하였다. 관리비의 영향요인 분석은 향후 시장 전망이나 분석에 있어서 도움이 될 것으로 보인다. 또한, 기존에 관리비용과 관리서비스로 양분된 관리비 연구들을 종합적으로 살펴보았다는 것에 의의가 있다. 그러나 본 연구에서 주장한 임대료 하락에 의한 손실부담을 관리비 상승으로 보존한다는 결과가 성립하기 위해서는 실제로 임차인이 임대료 상승보다 관리비 상승에 덜 민감하다는 것이 전제되어야 한다. 그러나 이에 대한 실증분석은 이루어지지 않았으며, 설문조사 등 향후 실제로 임차인의 의향을 살펴볼 수 있는 추가 분석이 뒤따라야 할 것으로 보인다. 또한, 전체 오피스 빌딩을 대상으로 한 것이 아니라, 프라임 오피스 빌딩만을 대상으로 하고 있어 전체 오피스 시장을 대변하기에 한계가 있으며, 활용된 임대료와 관리비, 임대료할인율 모두 실거래 기준이 아닌 호가 기준자료를 이용하여 오차가 존재할 것으로 보인다.

ORCID 

류강민 <https://orcid.org/0000-0001-6094-7691>

송기욱 <https://orcid.org/0000-0002-1683-024X>

참고문헌

1. 고현림 · 김진화 · 백민석 · 신종철, 2014a, 「서울시 오피스빌딩의 관리비수입의 영향요인에 관한 연구」, 『도시행정학보』, 27(2):87-109.
2. 고현림 · 김환서 · 신종철, 2014b, 「오피스빌딩의 관리비의 결정요인에 관한 연구」, 『서울도시연구』, 15(4): 35-52.
3. 고현림 · 신종철, 2016, 「소매용 부동산의 관리비 부과 방식 선택에 관한 연구: 정액제와 실비제를 중심으로」, 『부동산학연구』, 22(3):17-34.
4. 금상수, 2014, 「서울시 오피스빌딩 규모의 경제에 관한 실증분석」, 『한국산학기술학회논문지』, 15(11): 6630-6638.
5. 김선주 · 유선종 · 박성호, 2012, 「오피스빌딩 총운영 경비 크기에 영향을 미치는 요인: 자산관리회사의 관리 오피스빌딩을 중심으로」, 『부동산연구』, 22(3): 107-128.
6. 노영학 · 장정민, 2009, 「서울시 오피스빌딩 관리비 결정모형 연구」, 『부동산학보』, 38:199-214.
7. 류강민 · 송기욱 · 이창무, 2020, 「서울시 관광호텔 객실이용률 결정요인 분석」, 『부동산학연구』, 26(1): 49-64.
8. 민성훈, 2013, 「국내 오피스 관리비차익에 관한 연구」, 『부동산학연구』, 19(4):109-120.
9. 민성훈 · 고성수, 2012, 「자본환원을 결정행태 관점에서 본 서울 오피스 시장의 투자자합리성」, 『주택 연구』, 20(4):81-102.
10. 백민석, 2014, 「오피스빌딩 관리비 결정요인」, 『한국지적학회지』, 30(2):55-63.
11. 송기욱 · 남진, 2016, 「서울시 프라임 오피스 빌딩의 점유비용 결정요인에 관한 실증분석」, 『부동산학보』, 66:158-172.
12. 양영준 · 유선종, 2010, 「오피스 빌딩의 관리비용 결정요인에 관한 연구」, 『부동산학연구』, 16(1): 87-102.
13. 양영준 · 임병준, 2012, 「오피스 소유자 유형별 관리 비용 차이에 관한 연구」, 『부동산학보』, 51:212-224.
14. _____, 2013, 「오피스 관리비용의 결정 요인과 최적규모에 관한 연구」, 『부동산학연구』, 19(3):129-142.
15. 여태종 · 류강민 · 김형주, 2015, 「서울 오피스 임대 시장의 렌트프리 결정요인 분석」, 『부동산학연구』, 21(3):75-84.
16. 오두열 · 송창영 · 김용수, 2008, 「오피스빌딩의 노후화와 유지관리비의 상관관계 분석: 시설유지 관리비를 중심으로」, 『대한건축학회논문집 구조계』, 24(11):135-142.
17. 이상경 · 이인철, 2007, 「오피스 빌딩관리에서 규모의 경제에 관한 연구」, 『서울도시연구』, 8(3):13-27.
18. 이창로 · 박기호, 2007, 「공동주택 관리비 결정요인 분석: 다수준 종단분석」, 『국토연구』, 93:169-185.
19. 정원구 · 이현석, 2004, 「오피스빌딩의 관리비용 결정 요인에 관한 연구: 수선비와 에너지비를 중심으로」, 『부동산학연구』, 10(2):45-55.
20. 조성일 · 최중수, 2005, 「몬테 카를로 실험에 의한 Augmented Dicky-Fuller 단위근 검정법의 검정력에 관한 연구」, 『통계연구』, 10(1):165-188.
21. 허필원 · 김성엽 · 홍요셉 · 심교언, 2014, 「서울시 오피스빌딩 관리방식 결정요인에 관한 연구」, 『서울 도시연구』, 15(3):41-57.
22. Cheung, Y. W. and K. S. Lai, 1993,

- “Finite-sample sizes of Johansen’s likelihood ratio tests for cointegration,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(3):313–328.
23. Johansen, S., 1988, “Statistical analysis of cointegration vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Controls*, 12(2–3):231–254.
24. Johansen, S. and K. Juselius, 1990, “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: With applications to the demand for money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169–210.
25. Narayan, P. K., 2004, “Reformulating critical values for the bounds F-statistics approaches to Cointegration: An application to the tourism demand model for Fiji,” Australia: Monash University.
26. Pesaran, M. H. and Y. Shin, 1999, “An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis,” In S. Strom, editor, *Centennial Volume of Ragnar Frisch*, Cambridge: Cambridge University Press.
27. Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith, 2001, “Bounds testing approaches to the analysis of level relationship,” *Journal of Applied Economics*, 16(3):289–326.

논문접수일: 2022년 9월 20일

심사(수정)일: 2022년 10월 14일

게재확정일: 2022년 11월 15일

국문초록

본 연구 목적은 국내 프라임 오피스 시장 내 비용과 수익의 복합적 측면에서 임대료와 함께 지불되고 있는 관리비 성격과 결정요인을 규명하는 것이다. 분석대상은 서울 소재 프라임 오피스 빌딩으로 2000년 1분기부터 2021년 2분기까지 86개 분기별 시계열 자료를 이용하며, 실증분석 방법론 Autoregressive Distributed Lag(ARDL) 모형과 Autoregressive Distributed Lag Error-Correction Model(ARDL-ECM) 모형을 채택하였다. 본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같이 간단히 요약·정리할 수 있다. 첫째, 관리비와 소비자 물가 간에 장기 균형이 존재함을 확인할 수 있었다. 이는 임차인이 지불하는 관리비에서 많은 비중을 차지하는 것이 실제 관리비용이기 때문으로 짐작된다. 둘째, ARDL-ECM의 결과에서는 실질임대료가 정(+)의 영향을 미치는 반면, 공실률은 부(-)의 방향으로 유의하게 나타나, 오피스 임대시장 상황에 따라 단기적으로 관리비가 변동될 수 있음을 말해준다. 셋째, 렌트프리(무상임대)에 의한 임대료 할인율은 관리비 상승에 긍정적인 영향을 끼치며, 다른 변수보다 유의성이 가장 높은 핵심요인임을 알 수 있다. 최종적으로 본 연구결과는 국내 오피스 임대시장에서 관리비 성격을 파악하고, 향후 수익률 산정과 전망을 예측하는데 유용한 기초자료로 활용될 것이다.

주제어 : 오피스빌딩, 렌트프리, 관리비, 결정요인, Autoregressive Distributed Lag(ARDL) 모형, Autoregressive Distributed Lag Error-Correction Model(ARDL-ECM) 모형