

공동주택 관리비 결정요인 분석: 다수준 종단분석

Factors Affecting Housing Management Fee: A Multilevel Longitudinal Analysis

이창로 Lee Changro*, 박기호 Park Keyho**

Abstract

The rising concerns about housing management fee appear to focus on fraud detection, ignoring value neutral analysis, which motivates this study to identify factors affecting housing management fee within objective analysis framework. The data used in the study are monthly maintenance fees which are nested in the APT complexes as well as in the measurement period of month. We employed a multilevel modeling approach taking account of the spatio-temporal cross-nested structure of data, and chose to apply the Hamiltonian Monte Carlo algorithm(HMC), one of the Markov Chain Monte Carlo(MCMC) numerical techniques, to estimate parameter values in the multilevel model. Analysis results indicate that seasonality is one of the maintenance fee determinants. Private utility fee, one component of the maintenance fee, shows a particularly apparent seasonality. The traits of APT complexes that go unmeasured are found to be extremely strong determinants of the maintenance fee; geographical location, building layout and other various factors that are not available or cannot be measured are all examples of the traits of APT complexes. We identified that the households per building is an important management fee-increasing factor. Finally, scale of housing estate and property age are also revealed to be determinants of the maintenance fee. The interaction effect of the two determinants showed that property age impact, representing building deterioration, is more apparent in large housing estate than in small one.

Keywords: Management Fee, Multilevel Model, APT Complex, Households per Building, Scale of Housing Estate, Property Age

I. 서론

우리나라는 ‘아파트 공화국’이라 불릴 정도로 공동주택에 대한 선호도가 특히 높고, 실제 우리나라 국민의 70% 이상이 공동주택에 거주하고 있는 실정이다(박종열 2013). 이로 인해 관리비 및 장기수선충당금 관

련 비용이 연간 12조 원에 달하는 등(한국소비자단체협의회 2016) 관리비가 국민 생활에서 차지하는 비중이 커지면서 ‘관리비 투명성 제고’는 중앙정부는 물론 지방자치단체, 언론 등의 단골 화두가 되었다.

국토교통부는 ‘공동주택 관리 비리 근절’을 목적으로 2016년 8월에 ‘공동주택 회계처리기준’을 제정하

* 서울대학교 국토문제연구소 연구원(제1저자) | Researcher, Institute for Korean Regional Studies | Primary Author | spatialstat@naver.com

** 서울대학교 지리학과 교수 및 국토문제연구소 겸무 연구원(교신저자) | Prof., Dept. of Geography, Seoul National Univ. and Researcher of Institute for Korean Regional Studies | Corresponding Author | khp@snu.ac.kr

여 고시하였다. 행정자치부는 2015년 12월 ‘공공분야 빅데이터 분석사업 성과’를 발표하면서 주요 사업의 하나로 공동주택 관리비 데이터 분석사업을 소개한 바 있다. 행정자치부는 이 사업을 통해 관리비 부조리 사례를 적발한다면 관리비 절감이 가능하며, 관리비가 10%만 줄어도 약 1조 1천억 원의 비용 절감 효과를 기대할 수 있다고 추정하였다. 지방자치단체 중 한 곳인 경기도는 아파트 단지 빅데이터 분석을 통해 ‘아파트 관리 부조리 분석 시스템’을 전국 최초로 개발하였다고 2016년 1월 발표한 바 있다.

언론 역시 공동주택 공사용역 입찰 비리 사례, 관리직원의 관리비 횡령 사건 등을 보도하면서 공동주택 관리비 투명성 제고를 위해 제도적 개선이 시급함을 지속적으로 알리고 있다.

이처럼 공동주택 관리비에 대한 사회적 관심이 높아지는 현상과 관리비 투명성 제고를 위한 노력 자체는 바람직하나, 언제부터인가 ‘관리비 투명성 제고’와 ‘관리비 절감’이라는 용어가 동일하게 사용되면서 관리비 적은 아파트가 좋은 아파트로 여겨지고 있는 실정이다.

관리비 투명성을 강조하는 과정에서 결국 관리비 절감이 최대 현안으로 떠오른 데에는 정부의 아파트 비리 적발 등 성과 지향 행정과 일부 아파트의 관리비 부조리를 전제로 일반화시키는 언론의 보도 태도가 일조하였음을 부인하기 어렵다.

단순히 관리비의 높고 낮음을 비교하여 좋은 아파트와 비리가 의심되는 아파트로 이분하다 보니, 정작 관리비 결정에 영향을 미치는 가치중립적 분석 사례는 찾아보기 힘든 실정이다. 즉 비리가 발생한 아파트의 관리비가 높을 가능성이 많지만, 관리비 수준의 고저는 아파트 단지의 물리적 특성과 관리방식에도 많은 영향을 받기 마련이다. 예를 들어 관리비를 구성하는 항목 중 승강기 유지비는 고층 아파트일수록 많이 발생한다. 저층 아파트는 승강기 유지비가 적게 발생

하거나 아예 없는 경우도 있다. 반면 단지 순찰 등에 소요되는 경비비는 좁은 공간에 조밀하게 분포하는 고층 아파트보다는 넓은 부지에 이격하여 분포하는 저층 아파트에서 보다 많이 발생할 수 있다.

이처럼 공동주택 관리비의 높고 낮음을 결정하는 여러 가지 객관적 요인이 다양함에도 불구하고, 이러한 결정요인보다는 관리 주체(입주자대표회의의 구성원, 관리사무소장, 경리직원 등)의 비리에 초점을 맞춘 담론이 많은 형편이며, 이로 인해 필요 이상으로 입주민 간 반목과 사회적 갈등을 유발하고 있다.

본 논문에서는 관리비 데이터 자체에 초점을 맞추어 관리비 형성에 영향을 미치는 객관적 결정요인을 파악하고, 그 영향력을 계량화하고자 한다. 아울러 관리비 자체의 단순 비교보다는, 계절적 변동 등의 요인을 통제한 후 공동주택 단지별 관리비 수준을 검토하여 그 함의를 살펴본다.

II. 관리비 결정요인

1. 관리비 구성항목과 비중

「공동주택관리법」 제23조(관리비 등의 납부 및 공개 등)에 따르면 공동주택의 입주자 등은 다음의 세 가지 비용을 관리주체에게 납부하도록 되어 있다.

- ① 공동주택의 유지관리를 위한 필요한 관리비
- ② 사용료 등
- ③ 장기수선충당금

이와 같은 세 가지 항목은 관리실무에서 순서대로 공용관리비, 개별 사용료 및 장기수선충당금으로 각각 지칭하고 있으며, 장기수선충당금을 제외한 이들 항목을 구성하는 세부 내역은 <Table 1>과 같다.

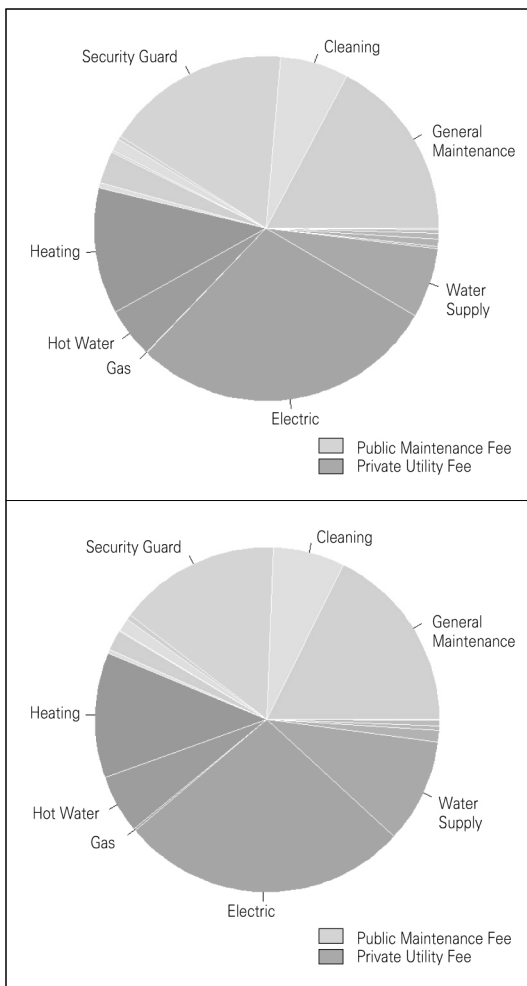
<Table 1>을 통해 관리비는 공동주택 단지의 공용 부분 유지를 위하여 지출되는 공용관리비와 단지 내

Table 1_Management Fee

Public Maintenance Fee	Private Utility Fee
General Maintenance	Heating
Cleaning	Hot Water
Security Guard	Gas
Sanitation	Electric
E/V Maintenance	Water Supply
Repair and Maintenance	Sewage Purification
Others	Others

각 세대들이 소비하는 각종 에너지에 대한 개별사용료로 구성되어 있음을 알 수 있다. 공용관리비보다는 개별사용료 비중이 다소 높은 것이 일반적이며, 공용관리비 중에서 가장 큰 비중을 차지하는 것은 일반관리비(주로 인건비)와 경비비인 반면, 개별사용료 중에서 중요한 비중을 차지하는 것은 전기료이다. 이와 같은 사실은 국토교통부가 운영하는 공동주택관리정보시스템(www.k-apt.go.kr)에서 조회한 관리비 자료를 토대로 작성한 <Figure 1>을 통해서도 확인할 수 있다.

Figure 1_Components of Management Fee



Note: 500+ households apartments in Seoul(top) and Daejeon (bottom) between June 2015 and May 2016.

2. 선행연구에서 파악한 관리비 결정요인

국내의 공동주택 관리비 결정요인 연구를 살펴보면, 초기에는 주로 관리비 부과고지서 등을 수집하여 분석한 반면, 최근에는 공동주택관리정보시스템의 자료를 활용하는 경우가 많음을 알 수 있다. 어느 경우이든 원천 자료를 확보한 이후에는 수치를 비교하여 관리비 결정요인을 분석한 경우가 대부분이었다. 적용한 기법에는 평균 비교와 같은 기술통계량 사용에서부터 t-검정, 분산분석, 회귀분석 등이 주를 이루었다. 이와 같은 자료와 기법을 활용하여 파악한 관리비 결정요인은 <Table 2>와 같다.

<Table 2>를 보면 관리비 결정요인으로 공동주택의 규모와 관련된 변수(세대수, 관리면적, 층수, 동수), 건물의 구조적 특징과 관련된 변수(복도 유형, 난방 방식, 승강기 대수), 관리방식(자치관리 또는 위탁관리), 그리고 경과연수 등으로 크게 구분할 수 있다.

공동주택 관리비에 관련된 외국의 연구사례는 많지 않은 편이다. 영국 스코틀랜드 50개 지방정부를 대상으로 주택의 관리비 결정요인을 분석한 El-Haram and Horner(2002)의 경우, 임차인의 기대 수준, 때를 놓친 공동시설 수선, 에너지 비용 등이 관리비에 영향을 주는 변수라고 파악하였다. 말레이시아의 주택

Table 2_Determinants of Management Fee

Authors	Determinants	Study Area	Remarks
Kim(2000)	Households, Staircase Type, Heating System, Age(+)	Gwangju	Directions of determinants' influence vary depending on high and low rise apartments except age
Lee, Son, Kim and Lim(2001)	Floor, Staircase Type, Age	Busan, Gyeongnam	Analyzed for each component of maintenance fee; Directions of determinants' influence vary depending the components
Lee and Song(2003)	Age(+)	Nationwide	85 audit reports analyzed
Han and Park(2003)	Households(-), Management Type, Heating System, Age(+)	Capital Area	Management Type: In-house > Outsourcing Heating System: Central > Individual
Huh and Lee(2011)	Households(-), Staircase Type, Heating System, Age(+), Local Income	Seoul	Directions of determinants' influence vary depending on whether local factors included or not except households and age
Hwang(2013)	Management Type, Staircase Type, Heating System, no. of Bldgs, Age, Use of New Renewable Energy	Nationwide	Rent apartment analyzed Significance and directions of determinants vary depending on ordinary or new renewable energy apartments
Kim and Kim(2014)	Households(-), Maintenance Area(-), Highest Floor, Heating System, Age(+), no. of E/Vs(+)	Seoul	Heating System: Central > Individual No Statement for Influence Direction of Highest Floor
Lee(2016)	Households(-), Maintenance Area(-), Staircase Type, Age(+)	Busan	Staircase Type: Corridor Type > Individual Staircase

관리비를 분석한 Ali, Kamruzzaman, Sulaiman and Cheung Peng(2010)은 임차인의 기대 수준, 적시에 실행하지 못한 건물공사, 건축자재, 관리서비스의 수준, 경과연수 등을 주요 결정요인으로 보았다.

외국의 경우 우선 한국만큼 구분 소유 건물제도가 활발하지 않아 공동주택 관리비 관련 연구 자체가 적은 것으로 이해된다. 또한 구분 소유 형태의 아파트 등이 존재한다 하더라도 한국과 달리 분양아파트보다는 임대아파트가 보다 일반적인 형태이므로, 임차인의 기대 수준 등이 관리비 결정에 큰 영향을 미치는 것으로 보인다. 특기할 만한 점은 두 연구 모두 실기(失期)한 수선 공사(Deferred Repair)가 관리비를 상승시키는 주요 요인이라고 지적하며, 수선 주기에 맞춘 적시 수선 공사가 중요함을 강조하고 있다.

III. 자료의 포섭구조와 다수준 모형

1. 데이터 구득 및 설명변수의 선정

본 논문에서 활용한 데이터는 공동주택관리정보시스템에서 구득하였으며, 관리비 자료수집 기간은 2013년 1월부터 2015년 12월까지 36개월간이다.

대전광역시를 사례지역으로 하여 해당지역 의무관리 대상¹⁾ 아파트 단지 중 약 10%를 무작위 추출하였다(42개 단지).²⁾ 사례지역은 아파트 단지가 비교적 조밀하게 분포하는 서울 및 광역시 중에서 선정하고자 하였으며, 본 논문에서는 도서 지역이 없고 수집한 관리비 자료의 전반적 신뢰성이 높다고 추정되는 대전의 관리비 데이터를 분석하였다.³⁾

1) 「공동주택관리법」 시행령 제2조에 따른 300세대 이상의 공동주택, 150세대 이상으로서 승강기가 설치된 공동주택 등을 의미하며, 반드시 입주자대표회의를 구성하고, 관리규약을 제정하여야 하며, 회계처리기준 준수, 관리비 공개의무 등이 부여됨.

2) 국토교통부 2016년 주택업무편람에 따르면 대전지역 의무관리 대상 단지는 423단지(30만 6,198세대)이며, 이 중 약 10%에 해당되는 42단지를 무작위 추출하였음. 대한주택관리사협회(www.khma.org)에서 제공하는 의무관리 대상 단지 정보를 추출 목록으로 활용하였음.

따라서 분석에 사용된 데이터는 42개 단지에 대한 36개월간의 관리비로 구성된 전형적인 종단자료(Longitudinal Data)이며, 총 1,512개의 관찰치로 구성되어 있다(42×36). 종단자료는 포섭구조(Nested Structure)를 갖는 경우가 대부분인데, 이 자료 역시 개별 관리비는 자신이 속한 공동주택 단지에 포섭되는 동시에(1개 단지당 36개 관리비 존재), 동일 시점(연도 또는 월)에 포섭되는 특징을 갖는다. 즉 공간적으로는 공동주택 단지에, 시간적으로 연도 또는 월에 교차포섭(Cross-Nested)되는 구조를 가지고 있다. <Table 3>은 사용된 자료의 기초통계량을 보여준다.

선행연구에서 공통적으로 사용한 설명변수는 규모 변수(세대수, 관리면적 등), 건물의 구조적 특징(복도 유형 등), 관리방식 및 경과연수였다. 본 논문에서는 규모를 나타내는 관리면적(정확히는 세대별 전용면적의 합계), 그리고 노후도를 나타내는 경과연수를 설명변수로 선정하였다(관리면적과 경과연수의 상호 작용 포함). 아울러 공동주택 단지의 세대가 조밀하게 또는 성글게 분포하는지 표현할 수 있는 동(棟)당 세대수를 설명변수로 활용하였다. 단지 내 세대수를 동수로 나눈 이 값은 일종의 세대분포 밀도지수라고 해

석할 수 있다.

건물의 구조적 특징과 관리방식은 탐색적 분석단계 및 후술할 모형 적합 과정에서 관리비 결정에 중요한 영향을 미치는 변수로 파악되지 않아 제외하였다.⁴⁾

2. 다수준 모형(Multilevel Model)의 적용

분석대상 데이터는 시공간적 포섭구조를 갖는다. 즉 개별 관리비는 보다 상위수준의 공동주택 단지에 포함되는 공간적 위계를 가질 뿐 아니라, 36개월 동안 반복적으로 측정되어 시간적 위계도 갖는다. 이와 같은 계층적 구조의 데이터에 대해 단일 오차항을 가정한 회귀분석 등을 적용하는 것은 부적절하다. 개별 관리비 수준 및 보다 상위 수준(공동주택 단지, 기간)에 따라 상이한 오차항 분산(Error Variance)을 가정하는 것이 보다 합리적이며, 이와 같은 데이터 구조를 고려하여 본 논문에서는 다수준 모형을 적용하였다.

사회과학에서 활용되는 대부분 데이터는 어떠한 측면에서든 위계관계를 갖는 것이 일반적이다. 모든 계량적 분석의 기본모형(Default Model)은 OLS(Ordinary Least Squares) 같은 단일수준 모형이 아니라 다수준

Table 3 _ Descriptive Statistics of Data(n=1,512)

Category	Min.	Median	Mean	Max.
Maintenance Area(m ²)	4,595	50,092	54,541	267,745
Property Age(year)	4	16	17	35
Total Mgt. Fee(KRW/m ² , month)	49	370	793	5,883
Public Maint. Fee(KRW/m ² , month)	20	147	362	2,166
Private Utility Fee(KRW/m ² , month)	20	190	366	3,760

3) 아파트 관리사무소에서 공동주택관리정보시스템에 관리비 자료를 입력하는 과정에서 발생한 오기, 오타 등으로 인해 일부 지역은 데이터 신뢰성이 미흡하다고 판단하였음.

4) 구조적 특징은 복도 유형이나 건물 구조(철근콘크리트조, 철골조 등)를, 관리방식은 위탁관리 및 자치관리 여부를 의미함. 모형 적합 과정에서 이들 변수의 계수값은 0과 크게 다르지 않은 것으로 산출되어(즉 관리비에 미치는 영향력 없음) 제외하였음. 규모 변수에는 세대수, 층수, 동수, 관리면적 등이 있으며 모두 동일한 현상(규모)을 표현하고 있어 가장 정확한 대리변수라고 판단된 관리면적만을 변수로 선정하였음.

모형이 되어야 하고, 자료의 위계관계를 고려할 필요가 없음을 명백한 경우에만 단일수준 모형을 적용하여야 한다는 주장도 있다(McElreath 2016, 14). 위계관계를 갖는 흔한 예로 학생과 학교에 관한 자료를 들 수 있다. 개별 학생의 시험점수는 자신이 속한 학교의 특징에 많은 영향을 받는다. 따라서 학생은 학교에 속하는 위계관계가 성립한다. 또한 해당 학생은 특정 학교에 속하는 동시에 특정 지역사회에 속하기도 한다. 이와 같이 2개 이상의 상위 그룹에 속할 경우 교차 포섭되었다고 한다. 본 논문에서 활용한 데이터도 공간 및 시간적 측면에서 교차 포섭의 특징을 갖는 데이터이다. 따라서 이러한 2개의 교차 포섭 관계를 명시적으로 고려하여 다수준 모형을 설계하였다.

자료의 공간적 포섭관계, 시간적 포섭관계, 그리고 관리규모 증가에 따른 비용 체감 현상을 표현하는 관리면적, 노후도를 나타내는 경과연수, 동당 세대수 등을 모형 설계 시 모두 고려하였는바, 구득한 데이터의 굵고 기본적인 특징들은 모두 모형 구성에 반영되었다고 판단한다.

3. 베이지안 추론과 MCMC

다수준 모형을 데이터에 실제 적합시켜 모수를 찾는 방법은 다양한데, 전통적(Traditional or Non-Bayesian) 방법과 베이지안(Bayesian) 추론방법으로 크게 구분할 수 있다. 전통적 방법에 속하는 대표적인 것이 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation Method)이다. 최우추정법은 현재에도 다수준 모형 추정 시 널리 활용

되는 방법이지만 신뢰구간 개념의 모호성, 모수의 정확한 확률분포 형태 파악이 어렵다는 점 등 전통적인 방법의 여러 한계를 가지고 있다.

본 논문에서는 추정하고자 하는 모수의 값뿐만 아니라 확률분포(즉, 불확실성)까지 가능하기 용이한 베이지안 추론방법을 적용하고자 한다.⁵⁾ 베이지안 추론 방법 또한 이를 실행하는 세부 알고리즘은 여러 가지인데, 본 논문에서는 샘플링에 기반한 MCMC(Markov Chain Monte Carlo) 기법 중 HMC(Hamiltonian Monte Carlo) 알고리즘을 활용하였다.⁶⁾

4. 모형의 적합

본 논문에서 적용한 모형을 공식으로 표현하면 다음과 같다.

$$Y_i \sim Normal(\mu, \sigma)$$

$$\mu = \alpha + \alpha_{APT[i]} + \alpha_{MONTH[i]} + b_{age}AGE + b_{age2}AGE^2 + b_{area}AREA + b_{area2}AREA^2 + b_{year}YEAR + b_{density}DENSITY + b_{area_age}AREA \times AGE$$

<식 1>

위의 <식 1>에서 Y_i 는 월 관리비(단위: 100원/m²)를 의미하며, 이러한 월 관리비는 평균 μ , 표준편차 σ 를 모수로 하는 정규 확률분포로부터 발생함을 의미한다.

평균 μ 에 대한 추정의 정확성을 높이기 위해 본

5) 전통적 방법과 베이지안 추론방법의 우열을 비교하는 것은 본 논문의 범위를 벗어나며, 또한 가능하지도 않음. 다만 베이지안 추론방법을 사용할 경우 추정된 모수나 예측치의 불확실성을 풍부하게 살필 수 있는 장점이 있음.

6) 적분을 통한 분석적 해(Analytical Solution)의 도출이 불가능한 경우, 샘플링을 통해 모수값을 추정할 수밖에 없는데, 모수값에 대해 정규분포(Gaussian Distribution) 등 엄격한 가정을 하지 않는 MCMC 기법으로 Metropolis-Hastings Algorithm, Gibbs Sampling, Hamiltonian Monte Carlo(HMC) 등이 있음. 본 논문에서는 모수추정이 효율적(Efficient)일 뿐 아니라, 모수의 수가 상당히 많아도 비교적 수월하게 수렴 능력을 보이는 HMC를 활용하였음. 자세한 사항은 McElreath(2016), Papaspiliopoulos, Roberts and Sköld(2007) 참조.

논문에서는 몇 개의 주요한 설명변수를 동원하였으며, 의미는 다음과 같다.

α : 상수항

$\alpha_{APT[i]}$: Y_i 가 속한 공동주택 단지의 계수

$\alpha_{MONTH[i]}$: Y_i 가 속한 월의 계수

b_age, b_age2 : 경과연수(AGE)에 대한 1차항 및 2차항 계수

b_area, b_area2 : 관리면적(AREA)에 대한 1차항 및 2차항 계수

b_year YEAR: 연도(YEAR) 계수

$b_density$ DENSITY: 동당 세대수 (단지 세대수÷동수)에 대한 계수

b_area_age AREA × AGE: 관리면적(AREA) 및 경과연수(AGE)에 대한 상호작용항 계수

이때 월 관리비 자료가 공간적으로 공동주택 단지에, 그리고 시간적으로 일정 기간(월 또는 연도)에 포섭되는 점을 고려하여 모수의 구조를 지정해줄 필요가 있다. 본 논문에서 공간적 포섭구조는 $\alpha_{APT[i]}$ 라는 모수로, 시간적 포섭구조는 $\alpha_{MONTH[i]}$ 라는 모수로 표현하였다.

시간적 측면에서 월 관리비 자료는 월이 아니라 연도에 포섭되는 것을 상정할 수도 있는데, 월 관리비가 계절적 주기성이 강한 자료라는 점을 감안할 때 같은 월에 포섭되는 것으로 상정하는 것이 데이터 특징에 보다 부합된다. 반면 연도는 범주형 변수로 처리하여 (3개 범주: 2013년, 2014년, 2015년) 연도 계수는 각 연도에 따른 물가 수준을 나타내도록 모형을 정리하였다.

이와 같이 모형의 전반적인 구조를 정의한 후, 각 모수에 대한 사전확률분포는 무정보에 가까운 사전확률(Non-Informative Prior)을 부여하였으며, 구체적으로 표준편차와 관련된 모수는 반코쉬 분포(Half-Cauchy Distribution)⁷⁾, 이 외의 모수들은 정규분포 형태로 사전확률을 지정하였다. 공식으로 제시하면 다음과 같다.

$$\alpha, b_age, b_age2, b_area, b_area2, b_year, b_density, b_area_age \sim Normal(0, 10)$$

$$\sigma \sim Half\ Cauchy(0, 1) \quad <식\ 2>$$

$\alpha_{APT[i]}$ 및 $\alpha_{MONTH[i]}$ 는 보다 상위의 분포로부터 생성되어 나온 모수라는 점을 반영하기 위해(즉 포섭구조를 갖는 모수라는 점을 표현하기 위해), 다음과 같이 사전확률(Prior) 및 초사전확률(Hyper-Prior)을 지정하였다.

$$\alpha_{APT[i]} \sim Normal(0, \sigma_{APT})$$

$$\alpha_{MONTH[i]} \sim Normal(0, \sigma_{MONTH})$$

$$\sigma_{APT} \sim Half\ Cauchy(0, 1)$$

$$\sigma_{MONTH} \sim Half\ Cauchy(0, 1) \quad <식\ 3>$$

<식 1, 2, 3>까지 정의된 모형을 HMC 알고리즘을 적용하여 데이터에 적합시킨 결과는 <Table 4>와 같다. n_eff 는 유효 샘플수(Number of Effective Samples), 즉 독립된 샘플수를 의미하는데, 개별 모수당 샘플수 400개를 상회하고 있다. 또한 Rhat(Gelman-Rubin Convergence Statistic)은 모형이 의도한 사후확률분포에 수렴하였는지를 판단하는 지표로, 샘플링 초기에는 그 값이 매우 크지만 일단 수렴상태에 도달하면

7) 코쉬 분포는 매우 두터운 꼬리 분포를 갖는 확률분포로 표준편차의 사전확률분포를 지정하는데 자주 사용됨. 특히 $-\infty \sim +\infty$ 가 아닌 $0 \sim +\infty$ 범위에서 표준편차값의 분포를 지정하기 위해 반코쉬 분포를 사용하였음. <식 2>에서 HalfCauchy(0,1)은 location=0, scale=1의 모수값을 갖는 반코쉬 분포를 의미함.

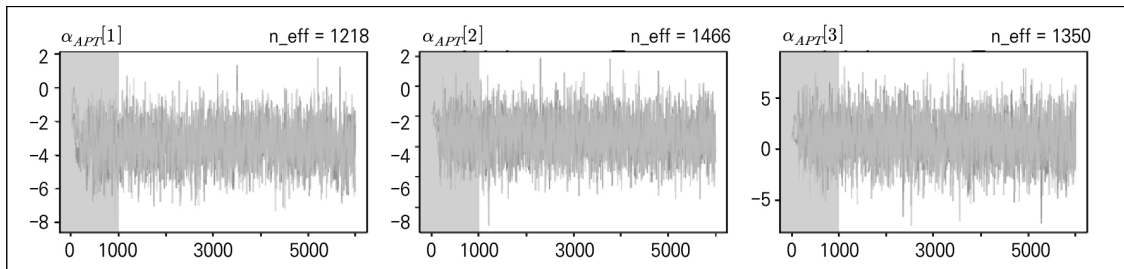
Table 4_ Results of Model Fit

Parameter	Total Mgt. Fee			Public Maint. Fee			Private Utility Fee		
	Mean	n_eff	Rhat	Mean	n_eff	Rhat	Mean	n_eff	Rhat
α	18.17	686	1.00	9.02	486	1.02	11.45	2,321	1.00
$\alpha_{APT}[1]$	-4.19	1,218	1.00	-1.67	473	1.02	-3.33	1,082	1.00
$\alpha_{APT}[2]$	-3.53	1,466	1.00	0.35	488	1.01	-3.35	1,450	1.00
...									
$\alpha_{APT}[42]$	-3.94	686	1.00	-2.32	585	1.00	-0.96	1,145	1.00
$\alpha_{MONTH}[1]$	0.56	703	1.00	0.00	701	1.00	0.59	824	1.00
$\alpha_{MONTH}[2]$	0.37	707	1.00	0.00	807	1.00	0.37	803	1.00
...									
$\alpha_{MONTH}[12]$	0.18	610	1.01	0.00	734	1.00	0.16	888	1.00
b_{age}	-1.45	694	1.00	-0.64	506	1.01	-1.08	1,282	1.00
b_{age2}	0.03	734	1.00	0.01	533	1.01	0.02	1,376	1.00
b_{area}	-3.37	679	1.00	-1.70	472	1.02	-1.89	1,191	1.00
b_{area2}	0.07	715	1.00	0.04	500	1.01	0.03	1,356	1.00
$b_{year}[2013]$	6.23	1,061	1.00	2.80	965	1.00	4.08	2,304	1.00
$b_{year}[2014]$	5.99	1,062	1.00	2.78	965	1.00	3.82	2,304	1.00
$b_{year}[2015]$	6.12	1,062	1.00	2.89	965	1.00	3.83	2,304	1.00
$b_{density}$	4.60	680	1.00	1.75	691	1.00	2.30	1,200	1.00
b_{area_age}	0.07	768	1.00	0.03	520	1.01	0.06	1,352	1.00
σ	1.00	4,117	1.00	0.23	725	1.00	0.98	12,028	1.00
σ_{APT}	6.01	1,765	1.00	2.87	741	1.00	2.85	5,155	1.00
σ_{MONTH}	0.51	2,383	1.00	0.01	760	1.00	0.50	4,803	1.00

1.0에 가까워진다. <Table 4>에서 모수의 Rhat 값은 대부분 1.00으로 사후확률분포에 모두 수렴하였다고 볼 수 있다.

마지막으로 <Figure 2>는 모형이 의도한 사후확률분포에 신뢰성 있게 수렴하였음을 시각적으로 보여 주고 있다(일부 모수만 제시). HMC 알고리즘 적용 시

Figure 2_ Trace Plot from 3 Independent Chains



Note: In case of total mgt. fee Y_i , trace plots for $\alpha_{APT}[1], \alpha_{APT}[2], \alpha_{APT}[3]$.

3개의 독립 체인을 지정하였으며, 3개 체인 모두 초기 워밍업 기간(왼쪽 회색 음영 부분)을 지난 후에는 개별 체인을 분간할 수 없을 정도로 잘 섞였음을 알 수 있다.

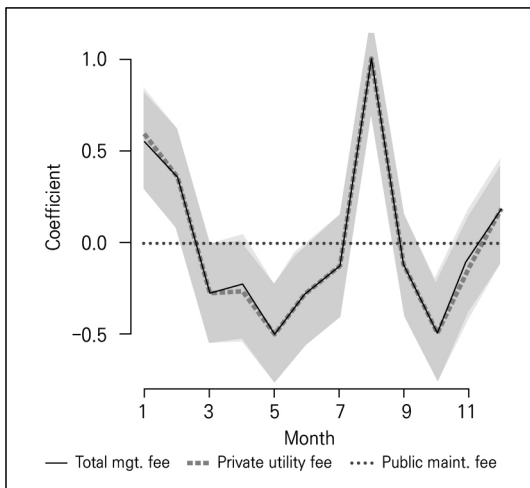
이상 n_{eff} , $Rhat$ 및 Trace Plot을 토대로 모형 적합의 양부를 진단하였으며, <Table 4>의 결과를 기초로 추론하는 데 특별한 문제가 없는 것으로 판단된다.

IV. 관리비 수준에 영향을 주는 요인들

1. 계절적 주기

관리비는 계절, 즉 월에 따라 주기적 변동성을 보이는 것이 일반적이다. 이러한 주기는 전체 관리비 및 개별 사용료에서 특히 뚜렷하게 나타나며 공용관리비에서는 주기성을 찾기 힘들다. 다시 말해 전기료, 난방비, 수도료 등 각 세대가 소비하는 개별 사용료는 여름의 냉방 수요, 겨울의 난방 및 급탕 수요 등으로 인해 계절적 주기를 보일 수밖에 없으며, 이러한 개별 사용료로 구성된 전체 관리비 또한 계절적 주기를 보인다.

Figure 3_ Coefficients of α_{MONTH}



반면 일반관리비(인건비), 경비비, 청소비 등으로 구성된 공용관리비는 계절에 따른 변동을 보일 이유가 없으므로 연중 일정한 수준을 유지하는 것이 일반적이다.

<Table 4>의 α_{MONTH} 계수를 그래프로 표현한 것이 <Figure 3>이다. 이 그림을 보면 전체 관리비 및 개별 사용료는 계절적 주기가 뚜렷한 동시에 90% 분위 구간(Percentile Interval) 폭도 상당히 넓은 편이다. 반면 공용관리비는 계절적 주기가 없고 90% 분위 구간도 매우 좁아 월별 변동성이 거의 없음을 알 수 있다.

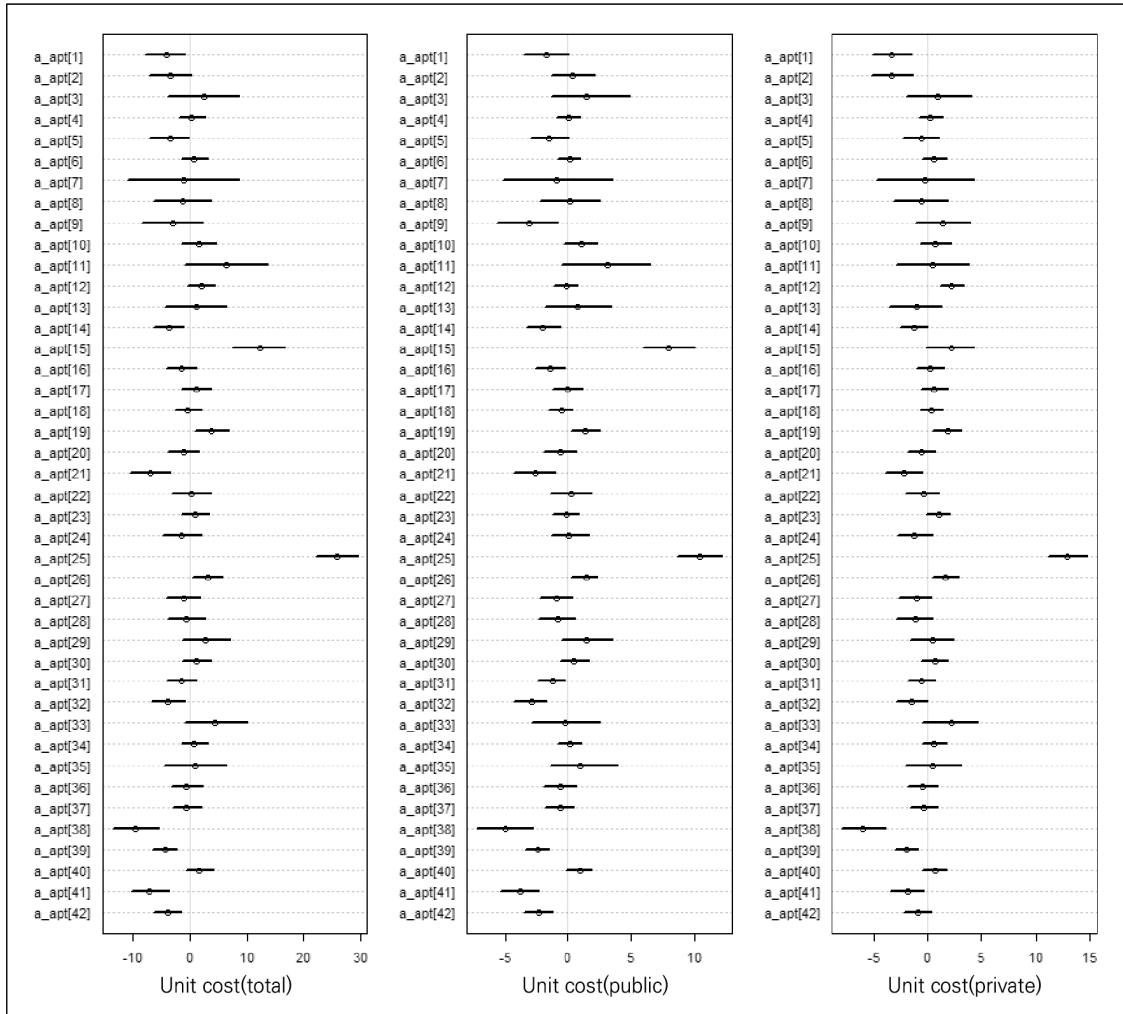
2. 공동주택 단지

1) 단지에 따른 관리비 수준 차이

<Figure 4>는 42개 공동주택 단지의 계수, 즉 α_{APT} 의 값과 해당 단지의 90% 분위 구간을 보여주고 있다. 전체 관리비의 경우 계수값이 작게는 -10에서 크게는 +30까지 매우 넓은 범위에 걸쳐 분포하고 있으며, 전체 관리비를 약 절반씩 차지하고 있는 공용관리비와 개별 사용료 역시 -5에서 +10까지 넓은 구간에 걸쳐 산재하고 있다. 이는 공동주택 단지의 개별적 특징이 관리비 결정에 큰 영향을 미치고 있음을 의미한다. 단지의 개별적 특징이란 지리적 위치, 건물 동의 배치 형태, 조경수 및 잔디의 양과 질, 부대시설의 다양성 등 일일이 측정하여 변수화할 수 없는 요인들을 의미한다.

본 논문에서 활용한 설명변수 동당 세대수(DENSITY)는 이와 같은 단지의 개별적 특징을 보여주는 지표 중 하나로 볼 수 있다. 42개 단지의 평균 동당 세대수는 약 90세대인데 이러한 동당 세대수는 아파트 한 동의 건물밀도, 즉 용적률로 해석이 가능하며, 세대수가 많을수록 높은 용적률, 즉 층수가 높은 고층 아파트로 풀이할 수 있다. 또는 아파트 한 동의 대형 평수

Figure 4_Coefficients of α_{APT}

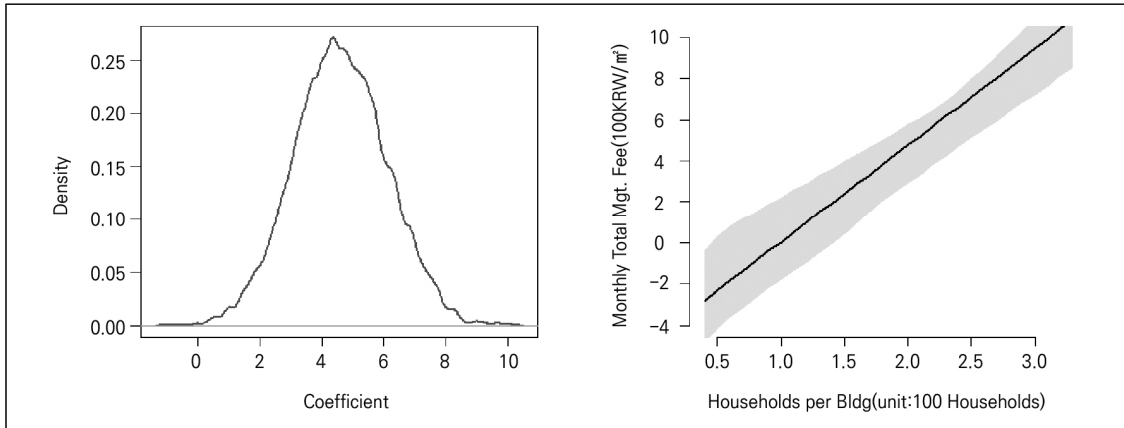


세대보다는 소형 평수 세대가 비교적 많이 분포하는 것으로 해석할 수 있다. 고층 아파트 위주 및 소형 평수 위주의 단지는 모두 관리비 수준이 높게 형성될 것으로 예상할 수 있다.

일례로 고층 아파트는 비교적 비용이 적게 드는 단 순보수계약(Parts, Oil and Grease Contract) 방식으로 승강기를 관리하지 않고, 비교적 고가인 책임보수계약(Full Maintenance Contract) 방식으로 관리하는 경우가 많다. 승강기뿐 아니라 주차장 설비, 각종 전기

통신설비 또한 법령에 따라 고층 아파트는 저층 아파트에 비해 보다 엄격한 안전점검을 받아야 하며 이는 모두 관리비 상승으로 이어진다. 마찬가지로 동일한 면적의 아파트 동이라면 대형 평수 50세대가 존재하는 경우보다 소형 평수 100세대가 존재하는 경우 인력 추가 소요 등으로 인해 관리비가 높게 형성될 것임을 쉽게 이해할 수 있다. <Figure 5> 좌측은 동당 세대 수 변수의 계수값 분포를 보여주는데(종속변수: 전체 관리비) 평균 4.60(<Table 4> 참조)으로, 동당 100세

Figure 5_Coefficient of Households per Building



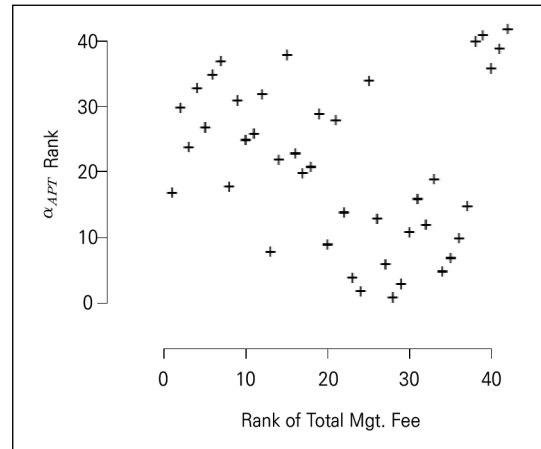
대가 증가할 때마다 월 460원/m² 정도 관리비가 상승하는 것으로 해석할 수 있다. <Figure 5> 우측은 동 당 세대수 증가에 따른 월 관리비 상승 수준과 90% 분위 구간을 보여준다.

<Figure 4>에 나타난 공동주택 단지 중 7번째 단지(a_aprt[7])의 경우 90% 분위 구간이 다른 단지와 비교할 때 유난히 넓은 것을 알 수 있다. 해당 단지는 2000년에 지어진 35개 동, 2,892세대로 구성된 상당한 규모의 대형 아파트 단지로, 관리비 자체만 보았을 때 42개 단지 중 관리비가 가장 낮았다(전체 관리비, 공용관리비 및 개별 사용료 모두 최소 수준 단지에 해당). 그러나 공동주택 단지 계수는 42개 단지 중 중간 정도의 순위에 해당된다(평균값 기준).

즉 관리비 자체가 낮다고 하여 해당 공동주택 단지의 계수도 동일한 정도로 낮아지는 것은 아니며, 본 논문의 모형에서처럼 관리면적, 경과연수, 계절적 주기, 그리고 측정 연도 등을 통제하였을 경우 관리비 고저의 순위가 뒤바뀔 수 있음을 보여준다.

이러한 현상은 여러 공동주택 단지들의 관리 업무 효율성을 비교할 때 관리비 자체의 수준만을 비교할 경우 오도된 결론에 도달할 수 있음을 암시한다. 즉 관리비 형성에 미치는 다양한 요인들을 통제한 후에

Figure 6_Rank Comparison



야 공동주택 단지들의 업무 효율성을 비로소 정확하게 비교할 수 있을 것이다.

<Figure 6>은 42개 단지의 전체 관리비 순위(1위가 가장 낮은 값)와 모형에서 산출된 공동주택 단지 계수 α_{APT} 의 순위를 비교한 것인데, 두 순위 사이에 관련성이 거의 없음을 알 수 있다. 이를 통해 관리비 형성에 영향을 미치는 다양한 요인을 고려하지 않은 관리비 자체의 단순 비교는 지양해야 함을 알 수 있다.

2) 공간적 종속성(Spatial Dependence) 여부

관리비가 자신이 속한 공동주택 단지에 크게 영향을 받는다는 사실은 <Figure 4>를 통해 확인한 바 있다. 공간적 스케일을 넓혀 인접한 단지들끼리 유사한 관리비 수준을 보이는지를 검토한 것이 <Figure 7>이다. 왼쪽부터 전체 관리비, 공용관리비 및 개별 사용료의 분포 패턴을 보여주는데, 대전의 도심을 중심으로 높은 수준의 값이 비교적 조밀하게 분포하고, 그 외 지역은 상대적으로 관리비 수준이 낮게 형성된 것으로 보인다.

시각적 확인을 검정 통계량으로 대체한 것이 <Table 5>인데, 역시 명확한 해석은 어려워 보인다. Moran's I 통계량은 관찰값의 공간적 종속성을 가늠하는 지표로 0.0에 가까울수록 무작위로 분포하는 것이고, 값이 커질수록 유사한 값이 공간상에 집적(Clustering)하는 경향이 있는 것으로 해석할 수 있다. 전체 관리비의 Moran's I는 0.02로서, 다시 공용관리비와 개별 사용료로 나누어 살펴보면 개별 사용료보다는 공용관리비의 공간적 종속성이 다소나마 강한 것으로 추론할 수 있다.

관리실무에서 개별 사용료보다는 공용관리비가 인

Table 5_ Moran's I Statistic

	Total Mgt. Fee	Public Maint. Fee	Private Utility Fee
I statistic	0.02	0.02	0.01
p-value	0.06	0.06	0.10

접 단지 간 유사한 수준으로 형성되는 현상을 볼 수 있다. 공용관리비는 대부분 일반관리비(인건비), 경비비 등으로 구성되어 있는데, 입주자대표회의에서 이러한 항목들의 금액을 정할 때 통상 인접단지의 금액 수준과 비교한 후 결정하기 때문인 것으로 풀이된다. 반면 개별 사용료는 각 세대가 사용하는 전기료, 난방비 등으로 인접 단지의 사용량과는 관계가 없다. 이러한 이유로 <Table 5>에서 공용관리비의 공간적 종속성이 상대적으로 뚜렷하게 나타난 것으로 보인다. 그러나 p-value 등을 감안할 때 확정적 결론을 내리기는 어렵다.

3) 시간 및 공간 차원의 변동성 비교

모형 설계 과정에서 계절적 주기, 즉 시간 차원의 변동성은 σ_{MONTH} , 공동주택 단지, 즉 공간 차원의 변동성은 σ_{APT} 로 모수를 설정하여 모형의 구성 요소로

Figure 7_ Spatial Distribution of Management Fee

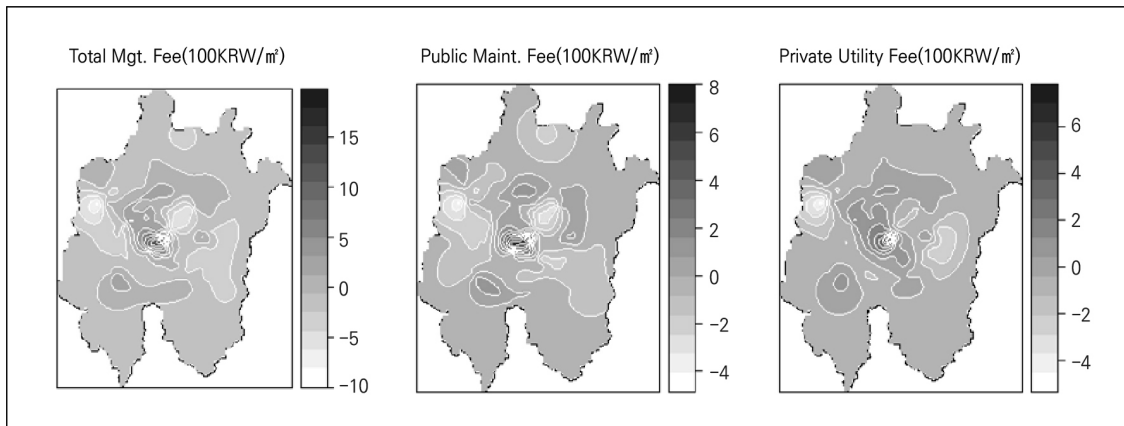
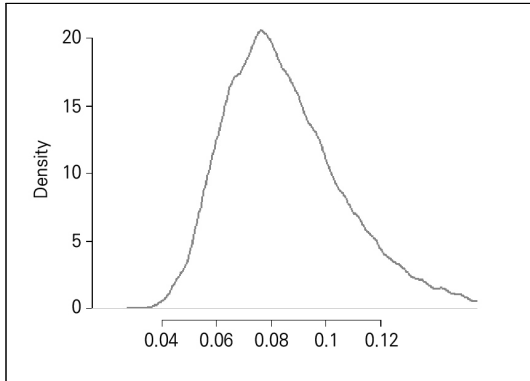


Figure 8_ Ratio of $\frac{\sigma_{MONTH}}{\sigma_{APT}}$



반영하였다.⁸⁾ 또한 앞에서 계절적 주기에 따른 관리비 변동성과 공동주택 단지에 따른 관리비 변동성을 순차적으로 살펴보았다. <Figure 8>은 이러한 두 가지 차원의 변동성 크기를 비교한 것으로, σ_{APT} 대비 σ_{MONTH} 의 비율을 밀도 곡선의 형태로 표현한 것이다.⁹⁾ HMC 알고리즘 적용 과정 전반에 걸쳐서(1만 5천 번의 시뮬레이션) $\sigma_{MONTH}/\sigma_{APT}$ 의 비율은 0.08 내외에서 크게 벗어나지 못하고 있는데, 이는 계절적 변동성이 공동주택 단지에 따른 변동성 크기의 약 8%에 불과함을 보여주는 것이다. 즉 관리비는 계절에 따른 변동보다는 단지에 따른 변동이 비교할 수 없을 정도로 크며(약 12.5배), 단지의 이러한 개별적 특징을 고려하지 않은 관리비 비교, 관리비 예측모형의 설계 등은 모두 오도된 결론에 도달할 가능성이 높다.

3. 관리면적과 노후도

관리비 결정에 영향을 미치는 공동주택의 물리적 속

성 항목 중 대표적인 것이 관리면적과 노후도라 할 수 있다. 본 논문에서 관리면적은 전용면적 합계, 노후도는 신축 이후 경과연수로 측정하였다. <Figure 9>는 <식 1>의 모형으로부터 산출된 μ 의 사후확률 분포를 토대로, 각 1천 번의 시뮬레이션을 통하여 파악된 관리비 변동 행태를 표현한 것이다.

좌측 그림은 관리면적 증가에 따른 관리비 단가 체감 현상을 보여준다.¹⁰⁾ 모든 관리면적에 대해 전반적으로 단가의 하락 경향이 나타나고 있으나, 본 분석에 사용된 데이터의 경우 특히 15만 m^2 내외에서 규모의 경제가 최적화되었음을 알 수 있다. 이와 같은 접근 방식은 시공사가 건설 규모를 조정하여 최적의 관리비 수준을 달성하려 할 때 좋은 시사점이 될 수 있다.

<Figure 9>의 우측은 경과연수 증가에 따른 관리비 단가 체증 현상을 보여준다(좌측 그림과 수직축 스케일을 일치시킴). 신축 이후 약 15년 내지 20년 경과 시점부터 관리비가 증가하는 것을 알 수 있으며, 이는 급수탱크, 가스배관, 환기팬, 보일러 등 많은 설비의 교체 또는 수선 주기가 15~20년인 점과 일맥상통한다.

마지막으로 관리면적과 노후도의 상호 작용 효과(AREA×AGE)를 분석한 결과를 <Table 6>에 제시하였다. <Table 4>에서 관리면적 및 노후도의 상호 작용항(b_area_age) 값은 전체 관리비 0.07, 공용관리비 0.03, 개별 사용료 0.06으로 모두 양(+)의 값으로 산출되었다.

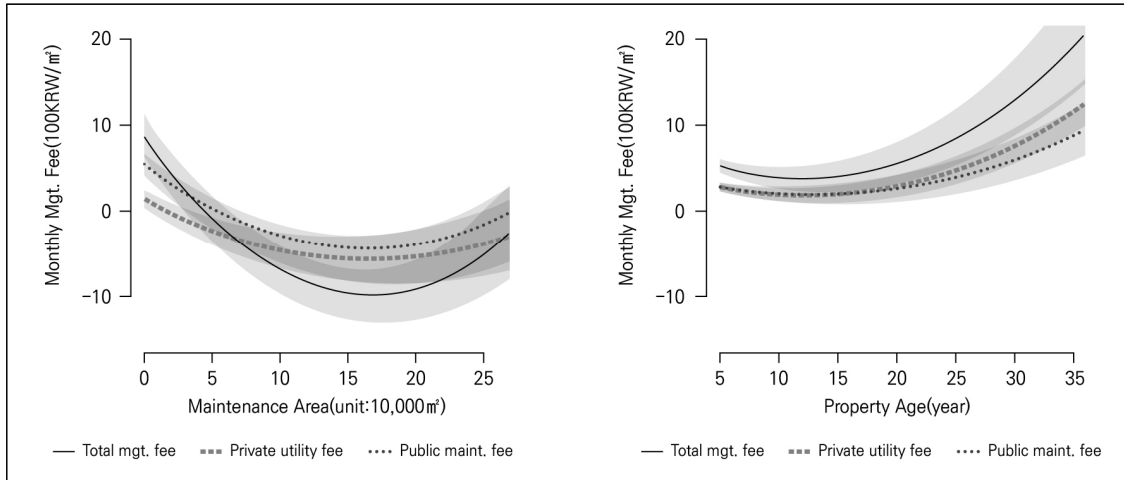
관리면적 및 노후도의 경우 1차항과 2차항, 그리고 상호 작용항이 모두 존재하여 상호 작용항 효과를 직관적으로 해석하기는 어렵다. <Table 6>은 여타 변수

8) 이러한 두 가지 요인을 모두 고려한 후에도 여전히 남아 있는 관리비의 개별적 변동이 <식 1> σ 임.

9) 전체 관리비의 경우를 보여주고 있으며, 공용관리비 및 개별 사용료의 경우에도 유사하게 산출됨.

10) 분석의 초점이 되는 변수를 제외한 여타 변수들은 평균값으로 고정시킨 후 관리비의 증감 경향을 그래프로 표현한 것임.

Figure 9_ Impacts of Maintenance Area(Left) and Property Age(Right) on Management Fee



(연도, 동당 세대수 등)는 평균값으로 고정하고 관리 면적 및 노후도 값을 자료의 최솟값에서 최댓값으로 변화시키며(관리면적 0.5만~26만 m^2 , 노후도 4~35년) 1천 번의 시뮬레이션을 통해 전체 관리비를 예측한 결과이다.

관리면적이 최대이고(26만 m^2) 경과연수가 최소일 때(4년) 가장 낮은 단위 면적당 관리비가 예측되었음을 알 수 있다.¹¹⁾ 이는 기존 선행연구 및 본 논문의 내용과 일치하는 결과라 볼 수 있다. 그러나 반대의 경우인 관리면적 최소(0.5만 m^2), 경과연수 최대(35년)

일 때 가장 높은 관리비가 예측되지는 않았다. 이러한 결과는 상호 작용항 효과로 인해 관리면적이나 노후도 중 한쪽의 요인이 다른 쪽 요인의 관리비 감소 효과를 상쇄시키기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 즉 대규모이면서 신축 건물로 이루어진 단지의 경우 관리비가 가장 낮게 형성될 것으로 기대할 수 있으나, 이 외의 경우는 상호 작용항 효과로 인해 반드시 소규모이면서 노후 건물로 이루어진 단지의 관리비가 높게 형성된다고 볼 수 없다.

마지막으로 <Table 6>은 단지가 소규모인 경우

Table 6_ Interaction Effects of Maintenance Area and Property Age (Total Mgt. Fee, #1,000 simuls)

Category		Mean	20% Percentile	80% Percentile
Maint. Area	Property Age			
5,000 m^2	4 years	1,560 KRW/ m^2	1,090 KRW/ m^2	1,960 KRW/ m^2
260,000 m^2	35 years	3,540 KRW/ m^2	2,010 KRW/ m^2	4,990 KRW/ m^2
5,000 m^2	35 years	1,710 KRW/ m^2	1,610 KRW/ m^2	1,800 KRW/ m^2
260,000 m^2	4 years	-10 KRW/ m^2	-20 KRW/ m^2	5 KRW/ m^2

11) 예측값이 근소하나 음(-)의 값으로 산출된 것은 분석자료에 4년 경과된 26만 m^2 규모의 단지가 실제 존재하지 않기 때문임. <Table 6>은 관심의 대상이 되는 변수만 순차적으로 변화시키고 나머지 변수는 일정값으로 고정시킨 Counter-factual 시뮬레이션 결과임을 감안할 필요가 있음.

(0.5만㎡) 경과연수에 관계없이(4년 또는 35년) 관리비 수준에 큰 차이가 없음을 보여준다. 반면 대규모 단지인 경우(26만㎡) 경과연수에 따라 현격하게 관리비 차이가 나고 있다. 이는 노후도가 관리비를 상승시키는 주요 요인이기는 하나, 소규모 단지에서는 그 효과가 상대적으로 미미한 반면, 대규모 단지에서는 뚜렷하게 작용함을 의미하는 것으로 볼 수 있다.

V. 결론

공동주택 관리비 형성에 영향을 미치는 가치 중립적 요인이 다양함에도 불구하고, 사회적 담론이 입주자 대표회의 및 관리사무소의 비리 적발이나 관리비 절감에 쏠리고 있는 실정이다. 본 논문에서는 데이터 자체에 초점을 두어 관리비 형성의 객관적 결정요인을 파악하고 그 함의를 도출하고자 하였다.

먼저 관리비 데이터의 시공간적 교차포섭 구조를 고려하여 이에 알맞은 다수준 모형을 설계하였다. 모형을 데이터에 실제 적합시키는 과정에서는 베이지안 추론 방법을 활용하여, 추정한 모수의 불확실성을 충분히 검토할 수 있도록 하였다. 사례 지역은 데이터 신뢰성 등을 감안하여 대전 지역을 선정하였다.

관리비 형성에 영향을 미치는 첫 번째 요인으로 먼저 계절적 주기를 들 수 있다. 관리비를 구성하는 항목 중 개별사용료는 계절에 따른 변동이 큰 반면, 공용관리비는 연중 일정한 수준을 보이고 있었다. 두 번째 요인으로 공동주택 단지의 개별적 특징을 들 수 있다. 단지와 관련된 개별적 특징은 지리적 위치, 건물 동의 배치 형태, 입주자대표회의 성향 등 일일이 측정할 수 없는 다양한 요인들을 의미하며, 본 논문에서는 이러한 요인들을 '단지'라는 변수에 포함시켜 그 변동성을 살펴보았다. 그 결과 공동주택 단지는 관리비 결정에 그 어떤 요인보다 가장 크게 영향을 미치는

것으로 파악되었다. 동당 세대수는 이러한 개별적 특징 중 하나로 관리비를 상승시키는 주요한 요인임을 확인하였다.

아울러 관리비 자체의 순위와 공동주택 단지의 계수 순위를 비교할 때, 두 지표 간 관련성이 거의 없는 것으로 나타나, 관리비 자체의 단순 비교는 지양해야 함을 알 수 있었다.

또한 관리비 결정요인으로 관리면적과 경과연수를 살펴보았으며, 본 분석에 사용된 데이터의 경우 관리면적 증가에 따른 단가의 하락이 15만㎡ 내외에서 가장 크다는 것을 파악할 수 있었다. 경과연수의 경우 15~20년 경과시점부터 관리비 상승 추세를 발견할 수 있었다. 마지막으로 관리면적과 경과연수 사이에는 상호 작용 효과가 존재하여 소규모보다는 대규모 단지일 때 경과연수 증가에 따른 관리비 상승 효과가 보다 뚜렷함을 확인하였다.

본 논문은 관리비 결정요인을 최대한 객관적으로 파악하고자 시도하였다. 동당 세대수와 같은 단지의 개별적 특징이 관리비 결정에 특히 중요한 요인임을 밝히고, 관리면적, 노후도 및 이들의 상호 작용이 관리비에 미치는 영향력을 수치화하여 제시하였다. 본 논문의 결과들이 아파트 관리비 등급 발표와 같은 정부의 관리비 투명화 추진 정책에 의미 있는 기초자료가 되기를 기대한다.

반면 본 논문은 여러 가지 아쉬운 점도 함께 남기고 있다. 먼저 관리비를 형성하는 데 있어 인접 공동주택 단지 간에 서로 영향을 주고받는지, 즉 단지 간 공간적 종속성 여부를 분명하게 제시하지 못했다. 개별 사용료보다 공용관리비의 공간적 종속성이 상대적으로 강함을 발견하였지만, 확정적 결론을 내리기는 어려웠다.

또한 관리면적, 경과연수와 같이 주로 물리적 특성을 중심으로 결정요인을 분석하였고, 입주자대표회

의, 관리회사, 관리사무소, 입주주민, 지방자치단체 등으로 구성된 행위 주체의 영향력을 모형 설계 시 반영하지 못하였다. 이러한 행위 주체 간 상호 작용 역시 관리비 결정의 주요 요인이라 판단되며, 행위 주체들의 역할에 초점을 맞춘 후속 연구가 이어지기를 기대한다.

마지막으로 대전이라는 한정된 지역을 대상으로 분석하였기에, 연구 결과 대부분을 다른 지역으로 확대 적용하기에는 한계가 있다. 향후 지역별 비교 연구가 수행되어 전국적으로 일반화할 수 있는 결과가 제시되기를 기대한다.

참고문헌 •••••

1. 김선주, 김행중. 2014. 서울지역 아파트 공용관리비 결정요인 주거환경 12권: 117-129.
Kim Sunjoo and Kim Haengjong. 2014. Determinant factors for the common management fee of Seoul apartment. *Residential Environment* 12: 117-129.
2. 김혜선. 2000. 아파트의 관리비 비교 분석: 광주광역시를 중심으로. 소비문화연구 3권, 2호: 103-121.
Kim Heaseon. 2000. A comparative analysis on managerial costs of apartments complex: in case of Gwangju Metropolitan City. *Research of Consumption Culture* 3, no.2: 103-121.
3. 박종열. 2013. 초고층 아파트 관리비 구성요소에 관한 연구. 부동산도시연구 6권, 1호: 5-21.
Park Jongryul. 2013. A study on the components of management expenses for super high-rise apartments. *Review of Real Estate and Urban Studies* 6, no.1: 5-21.
4. 이정명. 2016. 아파트 관리비 결정요인에 관한 연구: 부산지역을 중심으로. 석사학위논문, 부산대학교.
Lee Jungmyung. 2016. *A Study on the Determinants of Apartment Management Fees: Focused on Busan Metropolitan City*. M.B.A. diss., Pusan National University.
5. 이정형, 송윤한. 2003. 공동주택 유지관리비의 특성분석. 한국자료분석학회 5권, 2호: 403-415.
Lee Jeonghyeong and Song Yunhan. 2003. A characteristic

analysis of facility repair cost in the apartment housing. *Journal of the Korean Data Analysis Society* 5, no.2: 403-415.

6. 이화두, 손정환, 김진호, 임남기. 2001. 공동주택 관리비 항목별 영향요인 분석에 관한 연구. 대한건축학회 2001 학술발표대회 논문집 21권, 2호: 575-578.
Lee Heedo, Son Junghwan, Kim Jinho and Lim Namki. The study on analysis of influence factors on items of apartment management expenses. *Proceedings in Korean Architecture Society Conference of 2001* 21, no.2: 575-578.
7. 한국소비자단체협의회. 2016. 서울시 아파트관리비, 전국 대비 17% 높아, 2월 15일. 보도자료.
Korea Consumer Association. 2016. Maintenance fee in Seoul 17% higher than national average, February 15. Press release.
8. 한수진, 박신영. 2003. 아파트 관리비의 影響 要因에 대한 實證 分析. 대한건축학회논문집 구조계 19권, 4호: 41-48.
Han Sujin and Park Shinyoung. 2003. An empirical analysis of determinant factors of APT management fees. *Journal of the Architectural Institute of Korea, Structure & Construction* 19, no.4: 41-48.
9. 허재완, 이정연. 2011. 공동주택 관리비 결정요인에 관한 실증 분석: 서울지역아파트를 중심으로. 도시행정학보 24권, 2호: 173-185.
Huh Jaewan and Lee Jungyeon. 2011. An empirical analysis of determinants of APT management fee of multi-family housing in Seoul. *Journal of The Korean Urban Management Association* 24, no.2: 173-185.
10. 황미라. 2013. 공동주택관리비 결정요인에 관한 연구: 신재생 에너지와 공용전기로 관계를 포함하여. 석사학위논문, 경기대학교.
Hwang Mira. 2013. *A Study on the Determinants of House of Common Expenses: Renewable Energy and Public Relations, Including the Cost of Electricity*. M.D. diss., Kyunggi University.
11. Ali, A. S., Kamaruzzaman, S. N., Sulaiman, R. and Cheong Peng, Y. 2010. Factors affecting housing maintenance cost in Malaysia. *Journal of Facilities Management* 8, no.4: 285-298.
12. El-Haram, M. A. and Horner, M. W. 2002. Factors affecting housing maintenance cost. *Journal of Quality in Maintenance Engineering* 8, no.2: 115-123.
13. McElreath, Richard. 2016. *Statistical Rethinking: A Bayesian Course with Examples in R and Stan*. New York: CRC Press.
14. Paspaliopoulos, O., Roberts, G. O. and Sköld, M. 2007.

- 논문 접수일: 2017. 4. 10.
- 심사 시작일: 2017. 5. 11.
- 심사 완료일: 2017. 6. 5.

요약

주제어: 관리비, 다수준 모형, 공동주택 단지, 동당 세대수, 관리면적, 경과연수

공동주택 관리비에 대한 사회적 관심이 비리 적발에 집중되어 있고 가치 중립적 분석 사례가 흔치 않은 바, 본 논문에서는 데이터 자체에 초점을 두고 관리비에 대한 객관적 결정요인을 파악하고자 하였다. 매월 측정된 관리비 데이터는 공간적으로 공동주택 단지에, 시간적으로 측정 월에 속하는 교차포섭의 특징을 가지고 있다.

본 논문에서는 이러한 시공간적 교차포섭 구조를 반영하기 위해 다수준 모형을 분석의 틀로 사용하였고, 구체적인 모수의 추정은 MCMC(Markov Chain Monte Carlo) 기법의 하나인 HMC(Hamiltonian Monte Carlo) 알고리즘을 사용하였다.

분석 결과, 관리비 형성에 영향을 미치는 첫 번째 요인으로 계절적 주기를 꼽을 수 있었고, 이는 관리

비를 구성하는 항목 중 개별 사용료에서 보다 뚜렷하게 파악되었다. 두 번째 요인으로 공동주택 단지의 개별적 특징을 들 수 있다. 지리적 위치, 건물 동의 배치 형태 등 일일이 측정하여 변수화할 수 없는 이러한 요인들을 모두 '단지'라는 변수에 포함시켰으며, 이 요인이 관리비 결정에 그 어떤 요인보다 크게 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 특히 동당 세대수는 관리비 상승의 주요 요인임을 확인하였다.

마지막으로 관리면적과 경과연수 또한 관리비 결정에 영향을 미치는 요인으로 파악되었으며, 이들 두 요인 간에 상호 작용 효과가 존재하여 소규모보다는 대규모 단지일 때 경과연수 증가에 따른 관리비 상승 효과가 보다 뚜렷함을 발견하였다.

