

아파트 단지특성이 주택매매거래율에 미치는 영향*

The Effect of Characteristics of Apartment Complex on the Count Rate of House Transaction

김 동 현 (Kim, Donghyun)**

이 상 경 (Lee, Sangkyeong)***

< Abstract >

This paper aims at finding out structural and locational characteristics of apartment complex affect the count rate of housing transaction using Poisson, negative binomial, zero-inflated Poisson, and zero-inflated negative binomial regression model with an offset, the number of houses. Results of the analysis are as follows. First, zero-inflated negative binomial regression model has turned out the best-fitted model. Second, we find out that the number of highest floor number, the ratio of the house below 85㎡, the number of academy and district heating system have positive effects on the count rate of house transaction. Unlike hypothesis of housing prices, the age of apartment, the construction capability ranking of the constructor of apartment and proximity to the Han River have negative effects. Third, some of the locational characteristics that affect apartment prices do not affect count rate. The park distance, subway station distance, school distance variables do not affect count rate. On the contrary, count rates of the Northwest, Southwest, Southeast, and city center region are lower than the Northeast. This study differs from precedent studies in that it does not deal with regional transaction volume and macroeconomic variables but transaction volumes of apartment complexes and structural and locational characteristics. In terms of methodology, this study introduces the total number of houses as an offset to control the influence to the count rate and zero-inflated model to overcome the problem of zero-inflation. This trial contributes to the methodological development.

주 제 어 : 아파트 단지, 주택가격, 주택매매거래율, 오프셋, 영과잉 모형

Keyword : Apartment Complex, Housing Price, Count Rate of Housing Transaction, Offset, Zero-Inflated Model

I. 서론

한강 조망이 가능한 아파트 단지의 주택매매가격과

매매거래량에 대해 매매가격은 높고 매매거래량은 많다는 말을 했다고 해보자. 주택가격이 높을 것이라는 말에 대해서는 서울시 주택시장에 관심이 있는 사람들이라면 대부분 동의할 수 있겠지만 매매거래량도 많을 것

* 이 논문은 김동현의 석사학위논문을 전면 수정·보완한 것임. 논문 완성에 도움을 주신 익명의 심사위원께 감사드립니다.

** 가천대학교 도시계획학과 석사, skyblue3773@naver.com, 주저자

*** 가천대학교 도시계획학과 교수, skylee@gachon.ac.kr, 교신저자

이라는 말에 대해서는 쉽게 동의하지 않을 것으로 보인다. 오히려 주택가격이 높아져 매매거래가 적을 수도 있다는 반론이 나올 수 있다. 이는 주택가격에 긍정적인 영향을 주는 요인이 주택거래량에 대해서는 부정적 영향을 줄 수도 있다는 것을 의미한다.

헤도닉가격 모형에서는 주택특성의 질이 양호할수록 가격이 높아진다는 것을 기본 전제로 한다. 한강 조망이 가능한 아파트 단지의 주택가격이 더 높게 형성된다는 가설은 충분히 설정 가능하며 이는 많은 연구들을 통해 검정이 되었다(양성돈·최내영, 2003). 이에 반해, 한강 조망이 가능한 아파트 단지의 주택거래량이 더 많다는 주장은 그럴 수도 있고 그렇지 않을 수도 있다는 점에서 검정하기가 어렵고 따라서 연구가설로 설정하기도 어렵다.

Cheung et al.(2004)에 따르면, 양질의 주택을 가진 사람은 가격이 마음에 들지 않으면 팔지 않고 보유하려는 경향이 있으며 반면에 사려고 하는 사람은 양질의 주택을 선호하는 경향이 있다. 이 상황에서 거래는 재무적 여건을 제약요인으로 하여 소유자와 잠재적 구매자 사이의 협상에 의해 결정된다. 여기서 가격은 매우 중요한 의사결정 요인이라고 할 수 있으며 소유자와 구매자가 수용 가능한 가격에 합의하면 거래가 일어나게 된다. 주택가격은 거시경제변수에 영향을 받지만 일반적으로 주택특성에 의해서도 영향을 받는다. 주택거래가 주택가격에 의해 영향을 받는 관계로 주택거래도 주택특성에 의해 영향을 받는다고 할 수 있다.

아파트 단지의 거래량은 특정기간동안 해당 단지에서 발생한 주택거래를 집계한 결과이기 때문에 개별 주택거래 의사결정의 집합체라고 볼 수 있다. 개별 주택거래가 아파트 단지특성의 영향을 받는다면 아파트 단지의 전체 거래량도 마찬가지로 단지특성의 영향을 받는다고 볼 수 있다. 아파트 단지의 주택가격이 높게 형성될 때 그 가격에서 지불 가능한 구매자가 소수라면 거래는 적게 된다. 거래량에 대한 단지특성의 영향은 분명히 있지만 잠재 구매자의 재무적 여건 등에 의해 영향을 받기 때문에 정의 영향을 받을 수도 있고 부의 영향을 받을 수도 있다. 이 점 때문에 거래량 연구에서 가설을 설정한다는 것은 어려운 일이며, 설정한 다하더라도 일관된 결과를 도출하기가 쉽지 않다. 이는 결과에 대한 해석도 쉽지 않다는 것을 의미한다.

주택거래량 결정요인에 대한 연구는 가격 결정요인에 대한 연구와 같이 수행될 때 그 의미와 역할이 명확

해질 수 있다. 헤도닉가격 모형에서는 한강조망이 주택가격에 정의 영향을 주지만 아파트 단지 거래량 모형에서는 부의 영향을 주는 것으로 나타났다고 하자. 이는 한강조망을 가진 주택이 그렇지 않은 주택에 비해 높은 가격에 거래는 되지만 아파트 단지의 거래량은 오히려 적다는 것을 의미한다. 반대로 한강조망이 거래량 모형에서 정의 영향을 주는 것으로 나타났다면 이는 가격이 높아도 거래는 잘 된다는 것을 의미한다. 이같은 사례는 주택거래량 결정요인 연구를 통해 주택특성에 대한 이해를 좀 더 깊게 할 수 있다는 것을 보여준다. 주택특성 중에서는 소유자와 구매자 간의 가격 협상을 용이하게 하고 쌍방이 수용 가능한 가격을 쉽게 만들어 낼 수 있는 특성과 그렇지 않은 특성이 있는데 거래량에 영향을 주는 요인을 연구한다는 것은 그런 주택특성이 무엇인지를 식별할 수 있게 한다. 실용적 측면에서 볼 때, 매매가격이 높고 거래가 잘 안 되는 주택을 구매할 경우 현금화 과정에서 어려움이 발생할 수 있는데 이같은 성향을 보이는 주택특성을 식별할 수 있을 경우 문제가 될 수 있는 특성을 가진 주택을 구매하지 않을 수 있다.

주택가격과 주택거래량을 다룬 국내 학술연구를 살펴보면 본 연구의 관심인 미시적 차원의 주택거래량 연구가 매우 빈약한 수준임을 알 수 있다. 주택가격의 경우 거시적, 미시적 차원의 연구가 모두 활성화되어 있는데, 거시적으로는 도시나 지역단위의 시계열 자료를 이용하여 주택가격과 거시경제변수간의 관계를 다루는 연구가 많으며(이상경, 2003; 이영수, 2008; 공준현·조주현, 2018), 미시적으로는 헤도닉 가격모형을 통해 주택가격에 영향을 주는 요인을 분석하는 연구가 많다(윤정중·유완, 2001; 양성돈·최내영, 2003; 최열·권연화, 2004; 정수연, 2006; 이성현·전경구, 2012; 김예지·이영성, 2013). 주택거래량에 관한 거시적 연구의 경우 주택가격 연구와 마찬가지로 도시단위의 주택거래량과 거시경제변수 또는 정부정책과의 관계를 주로 다룬다(허윤경 외, 2008; 임재만, 2011; 한재명·유태현, 2011; 정홍일 외, 2012; 류현욱·고성수, 2012; 정주희·김호철, 2014). 하지만 주택단지와 같은 미시적 단위에서 거래량을 다룬 연구는 문정우·이상경(2013), 김원중·이현석(2014) 외에는 찾아볼 수 없는 실정이다.

헤도닉 가격모형과 같은 미시적 연구의 활성화 배경에는 주택공시가격 산정과 같은 사회적 수요도 있지만

부동산 정보회사를 통해 자료를 쉽게 구할 수 있다는 점도 작용하였다. 이에 반해, 아파트 단지의 거래량 정보는 주택실거래가 신고 자료를 관리하고 있는 국토교통부에 의해서만 제공되기에 접근이 쉽지 않은 단점이 있다. 다행히 국토교통부가 실거래가 정보를 공개 하면서 자료 확보 문제를 해결할 수 있게 되었는데, 아파트 단지별로 실거래 건수를 취합할 경우 가산자료(count data) 형태의 데이터베이스 구축이 가능해 졌다. 그러나 자료에 대한 접근성이 개선되었음에도 불구하고 아파트 단지의 주택매매거래량에 영향을 주는 단지특성에 대한 연구는 앞서 고찰했듯이 일관성 있는 가설의 설정과 검정의 어려움으로 인해 여전히 학술적 관심을 받지 못하고 있는 실정이다.

본 연구에서는 아파트 단지의 주택매매거래량 결정 요인에 대한 가설 설정의 어려움을 주택가격 결정요인과 연계된 분석을 통해 극복하고자 한다. 구체적으로, 서울시 주택가격에 영향을 미치는 아파트 단지의 특성을 먼저 규명한 후 이를 아파트 단지의 매매거래량에 적용하여 그 영향을 분석한다. 아파트 단지의 매매거래량은 아파트 총 세대수에 영향을 받는 관계로 단지별 비교를 위해서는 이를 통제할 필요가 있다. 이를 감안하여 본 연구에서는 아파트 단지의 연간 주택매매거래율을 매매거래량 대신에 분석에 이용한다. 아파트 단지의 주택매매거래율을 “주택매매거래량/아파트 단지의 총 세대수”로 정의한다면, 이는 사망률과 같은 일종의 발생률(count rate) 지표가 된다. 결과적으로 본 연구는 서울시 아파트 단지의 주택매매거래율에 영향을 미치는 요인을 규명하는 것이 된다.

아파트 단지의 연간 매매거래량과 같은 가산자료를 종속변수로 하여 회귀분석을 수행할 경우 일반적으로 포아송 회귀모형(Poisson regression model)이 이용될 수 있다. 그러나 본 연구와 같이 아파트 단지의 세대수가 다를 경우 동일한 공간단위를 전제하는 포아송 분포의 가정을 위배하게 된다. 이 경우 일반 포아송 회귀모형 대신 오프셋(offset) 포아송 회귀모형을 적용하는 것을 고려해야 한다. 오프셋 포아송 회귀분석에서는 어떠한 사건(event)이 일정하지 않은 시간 또는 일정하지 공간에서 발생할 경우 단위시간당 또는 단위공간당 발생량으로 사건의 발생률을 정의하고 이를 모형화 한다(김대엽, 2012). 본 연구에서는 아파트 단지의 주택매매거래율이 발생률을 대신하게 된다.

가산자료 회귀분석의 적합도는 아파트 단지 매매거

래량의 분포 특성에 의해 영향을 받기 때문에 과대산포(over-dispersion)로 인해 포아송 회귀분석의 적합도가 떨어질 경우 대안이 필요하며 통상 음이항 회귀모형(negative binomial regression model)이 이용된다. 본 연구에서도 포아송 회귀분석과 음이항 회귀분석을 같이 수행하여 적합도 결과를 비교한다. 한편, 매매거래량의 특성상 한 건도 거래되지 않은 아파트 단지가 다수 나올 수 있는데 통계학에서는 이 같은 현상을 영과잉(zero-inflation)이라 부른다. 이 경우 포아송 회귀모형이나 음이항 회귀모형을 적용하면 회귀분석의 적합도가 떨어지게 된다. 이 같은 문제에 대처하기 위해서는 영과잉을 모형 속에 포함하게 되는 포아송 회귀모형(zero-inflated Poisson regression model)이나 영과잉 음이항 회귀모형(zero-inflated negative binomial regression model)을 적용하는 것이 필요하다. 본 연구에서는 먼저 서울시 아파트 단지의 연간 매매거래량 자료에 대한 기초통계분석을 통해 과대산포와 영과잉 현상을 관찰하고 음이항 회귀모형과 영과잉 모형들의 적용 가능성을 탐색한다. 이어 포아송 회귀모형과 음이항 회귀모형, 영과잉 포아송 회귀모형, 영과잉 음이항 회귀모형을 차례로 적용한 후 적합도 비교를 통해 서울시 아파트 단지의 매매거래율을 가장 잘 설명할 수 있는 모형을 찾아내게 된다.

II. 이론적 고찰

1. 선행연구 고찰

포아송 회귀모형과 음이항 회귀모형과 같은 가산자료 회귀모형은 보험, 교통, 관광 분야에서 많이 이용되고 있다. 보험 분야에서는 보험처리 발생건수 예측(최종후 외, 2011), 보험설계사들의 이직횟수 분석 등에 활용되고 있다(전희주·안철경, 2012; 전희주, 2017). 교통 분야의 경우 교통사고 건수를 분석하기 위해 많이 이용되고 있으며(강민욱 외, 2002; 오주택 외, 2005; 박재영·김도경, 2011, 나희·박병호, 2012), 관광분야에서는 방문객수로 나타나는 관광지 수요를 분석하기 위해 많이 이용하고 있다(송운강, 2004; 한상현·조광익, 2006; 이희찬·양일용, 2011; 송학준 외, 2011, 이승길, 2012; 이승길, 2013). 가산자료 회

귀모형은 이들 분야 외에도 다양한 분야에 이용되고 있는데, 해양오염사고 발생횟수 분석(유승훈·양창영, 2005), 지역의 범죄현상 분석(정진성·박현호, 2010), 사회적 기업의 입지분석(이민주·박인권, 2013)이 여기에 해당된다.

부동산 거래량을 미시적 관점에서 가산자료 회귀모형으로 분석한 경우는 그다지 많지 않다. 홍콩 주택시장의 주택거래빈도를 분석한 Cheung et al.(2004), 주상복합아파트 단지의 주택매매거래량을 분석한 문정우·이상경(2013), 외국인 임대주택의 거래빈도를 분석한 김원중·이현석(2014) 등이 있다. Cheung et al.(2004)은 홍콩의 1993년부터 2000년까지 8년간의 주택거래 자료에 포아송 회귀분석과 사건사 분석(event history analysis)을 적용하여 거래빈도와 거래에 걸리는 시간에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. Cheung et al.(2004)은 포아송 회귀분석 과정에서 오프셋을 사용하고 있다는 점에서 주목된다. 이 연구에서는 주택마다 다음 거래까지 걸리는 시간이 달라 일정한 시간에서의 사건 발생 건수라는 포아송 회귀분석의 전제를 위반하는 관계로 이를 해결하기 위해 거래 사이의 시간을 오프셋으로 설정하였다. 분석결과를 보면, 최상층 주택과 바다조망 가능 주택의 거래량이 더 적은 것으로 나타났는데 이들 아파트의 가격이 오히려 더 높게 형성된다는 점에서 주택특성이 매매가격과 거래량에 동일한 방향의 효과를 주지 않을 수 있다는 것을 보여준다.

문정우·이상경(2013)은 주상복합 아파트 단지의 구조 및 입지특성이 주택거래량에 미치는 영향을 포아송 회귀모형과 음이항 회귀모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과, 거래량에서 과대산포가 있는 것이 확인되었고, 결과적으로 음이항 회귀모형이 더 적합한 것으로 나타났다. 독립변수 중 총 세대수, 최고층수, 85㎡이하 세대수 비율, 시공사 변수가 주택거래량에 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 연구는 주상복합 아파트 단지에 한정된 연구이지만 단지를 분석단위로 하여 거래량을 분석했다는 점에서 분석단위와 관련하여 시사점을 준다. 그러나 이 연구는 일정한 공간에서 발생한 사건의 발생 건수를 전제로 하는 포아송 회귀분석의 전제를 위반했다는 점에서, 오프셋을 사용하지 않았다는 점에서 분석방법론에서 한계를 가진다.

김원중·이현석(2014)은 서울시 외국인 기업에 근무하는 고소득 외국인들이 집단 거주하는 지역의 임대

주택을 대상으로 임대주택의 거래빈도에 영향을 미치는 요인들을 포아송 회귀모형을 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 월세, 한남동 위치, 외국인학교 거리, 욕실의 수, 대지면적, 건평, 집합주택, 외국인 국적, 종사업종이 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이 연구는 거래된 임대주택만을 분석에 이용했기 때문에 영의 값을 갖는 경우는 없으며, 단지단위가 아닌 개별 임대주택의 거래빈도를 분석했기 때문에 본 연구처럼 포아송 모형의 적용과정에서 영과잉이나 오프셋을 고려할 필요는 없다.

2. 가산자료 회귀분석 고찰

아파트 단지의 주택매매거래량은 가산 자료로서 음수가 아닌 정수 값만을 갖기 때문에 선형회귀모형보다는 일반화선형모형(generalized linear model)인 포아송 회귀모형을 분석에 이용하는 것이 좋다. 독립변수 벡터 x_i 가 주어질 때 주택매매거래량 Y_i 가 발생할 확률과 기댓값 μ_i 는

$$P(Y_i = y_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!}, \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

$$\mu_i = E(Y_i | x_i)$$

가 되고, μ_i 는 로그연결함수(log link function)를 사용하여

$$\log(\mu_i) = x_i' \beta \quad (2)$$

로 표현된다. 오프셋을 활용하는 포아송 회귀모형은 어떤 사건이 서로 다른 시간 간격이나 일정하지 않은 공간에서 발생할 경우 시간당, 공간당 발생건수로 정의되는 발생률을 모형화하는 방법이다(Kim and Park, 2012). 오프셋은 분자인 발생건수를 나누게 되는 분모(denominator)로서 포아송 회귀분석에서는 로그변환된 시간간격이나 공간면적이 된다.

아파트 단지의 주택매매거래량이 단지의 총 세대수에 영향을 받기 때문에 이를 통제하기 위해서는 매매거래율의 사용이 필요하며 이는 오프셋 활용 포아송 회귀분석으로 연결된다. 아파트 단지의 주택매매거래율을 '아파트 단지의 주택매매거래량/아파트 단지의 총 세대수'로 정의할 경우, i 단지의 주택매매거래율은 연간 주택매매거래량 Y_i 을 i 단지의 총 세대수 t_i 로 나

는 Y_i/t_i 가 된다. Y_i/t_i 의 기댓값은 $E(Y_i/t_i|x_i) = \mu_i/t_i$ 가 되며 μ_i/t_i 에 로그연결함수를 적용할 경우

$$\begin{aligned} \log(\mu_i/t_i) &= x_i'\beta \\ \log(\mu_i) &= \log(t_i) + x_i'\beta \end{aligned} \quad (3)$$

로 표현된다. 여기서, $\log(t_i)$ 는 오프셋이 된다. 포아송 회귀분석에서 β 에 대한 추정은 일반적으로 최대우도법을 이용한다.

포아송 회귀모형에서는 평균과 분산이 같다는 것을 가정하고 있는데, 현실에서 얻어지는 자료의 경우 분산이 평균을 초과하는 과대산포가 나타나는 경우가 많고 이 경우 음이항 회귀모형을 분석에 이용하게 된다. 음이항 분포는 포아송 분포와 감마 분포의 혼합 분포로 과대산포를 고려한 분포이다. 음이항 분포는 추가적으로 모수를 하나 더 갖는데 이는 분산이 평균보다 큰 값을 가질 수 있도록 하기 위함이다. 음이항 분포의 분산 $Var(Y_i|x_i)$ 은 다음과 같이 정의된다(최종후 외, 2011).

$$Var(Y_i|x_i) = \mu_i + \alpha\mu_i^p \quad (4)$$

여기서, α 와 p 는 각각 과대산포(dispersion) 및 상수 파라미터이며, 일반적으로 $w_i = \mu_i + \alpha\mu_i^2$ 의 구조의 음이항 분포(NB2)를 분석에 많이 이용한다.

아파트 단지의 매매거래량의 특성 상 한건도 없는 단지가 상당히 많이 있을 수 있다. 이 같은 경우 영과잉(zero-inflation)을 고려한 영과잉 가산회귀분석(zero-inflated count regression)이 일반적으로 이용된다. 영과잉 가산회귀분석에서는 y_i 가 0인 경우와 0이 아닌 경우로 구분된다.

$$f(y_i|x_i) = \begin{cases} \phi + (1-\phi)e^{-\mu_i}, & y_i = 0 \\ (1-\phi)\frac{e^{-\mu_i}\mu_i^{y_i}}{y_i!}, & y_i = 1, 2, \dots \end{cases} \quad (5)$$

여기서 ϕ_i ($0 < \phi_i < 1$)는 0에서의 영과잉 확률을 나

타내며, ϕ_i 는 로짓연결함수에 의해 $z_i'\gamma$ 로 변환되어 다음 식과 같이 나타난다(최종후 외, 2011).

$$\phi_i = \frac{\exp(z_i'\gamma)}{1 + \exp(z_i'\gamma)} \quad (6)$$

여기서, z_i' 는 영과잉 공변량의 벡터이고 γ 는 추정되어야 할 계수들의 벡터이다.

영과잉 포아송 회귀모형의 논리를 음이항 회귀모형에 도입하면, 영과잉 음이항 회귀모형의 확률질량함수는 다음과 같이 표현된다.

$$f(y_i|x_i) = \begin{cases} \phi_i + (1-\phi_i)(1+\alpha\mu_i)^{-\alpha^{-1}}, & y_i = 0 \text{인 경우} \\ (1-\phi_i)\frac{\Gamma(y_i+\alpha^{-1})}{\Gamma(y_i+1)\Gamma(\alpha^{-1})}\left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1}+\mu_i}\right)^{\alpha^{-1}}\left(\frac{\mu_i}{\alpha^{-1}+\mu_i}\right)^{y_i}, & (7) \\ y_i = 1, 2, \dots \text{인 경우} \end{cases}$$

영과잉 가산회귀모형에서는 모수 추정 시 일반적으로 최대우도법을 이용한다.

III. 변수 설정

1. 분석 자료

본 연구에서는 서울시의 2013년 아파트 실거래가 자료를 분석에 이용한다. 매매가격 모형에서는 개별 주택의 실거래가격을 분석에 이용하는 반면, 매매거래량 모형에서는 거래건수를 아파트 단지별로 추출하여 단지별 매매거래량을 구축하여 이를 분석에 이용한다.

독립변수로 사용되는 자료를 구축하기 위해 매매가격과 단지별 거래량을 ArcGIS를 이용하여 부동산 114)에서 제공한 아파트 단지 특성 자료와 결합시킨다. 이 과정에서 부동산 114 자료에서 없는 항목에 대해서는 네이버 부동산과 다음 부동산²⁾을 이용하여 보완을 한다. 교육과 관련된 자료는 국가공간정보유통시스템과 교육부 홈페이지³⁾를 통해 확보한다.

1) <http://www.r114.com> (부동산 114)

2) <http://land.naver.com> (네이버 부동산), <http://realestate.daum.net> (다음 부동산)

2. 변수 설정

매매가격모형에 이용되는 주택매매가격변수는 로그변환을 한 후 그대로 종속변수에 투입한다. 이와 달리 매매거래량은 매매거래율로 전환하여 분석에 투입한다. 포아송 분포의 정의에 따라 관측된 매매거래량은 시간단위와 공간단위가 일정해야 한다. 2013년 1년간의 매매거래량이기 때문에 시간단위는 일정하지만

아파트 단지의 규모가 같지 않기 때문에 공간단위는 일정하지 않다. 단지 매매거래량을 단지 세대수로 나눌 경우 단지별 매매거래율이 되며 이는 일정한 공간단위를 적용한 것과 같은 효과를 가지게 된다. 단지별 매매거래율에 로그를 취할 경우 ln(단지 매매거래량)은 종속변수, ln(단지 총 세대수)는 오프셋이 되는 가산자료 회귀분석을 분석모형으로 설정할 수 있게 된다. 매매거래율에 영향을 미치는 독립변수를 설정하는

<표 1> 독립변수 내역과 기초통계량

구분	변수명	단위	변수 내역	참조 집단	가격모형		거래량모형		
					평균	표준편차	평균	표준편차	
세대 특성	세대면적	m ²	세대 전용면적		76.709	25.443			
	세대층수	층	세대 위치 층수		8.702	5.513			
단지 구조 특성	단지 세대수*	세대	아파트 단지의 총 세대수		1063.020	970.697	298.852	477.890	
	세대당 주차대수	대	총 주차대수/총 세대수		0.955	0.553	0.793	0.724	
	최고층수	층	아파트 단지의 최고층수		17.765	5.530	13.517	5.748	
	85m ² 이하 세대비율	-	85m ² 이하 세대수/아파트 단지 총 세대수		0.819	0.243	0.738	0.363	
	경과연수	년	입주년도 - 2013년		16.254	8.399	14.604	8.439	
	경과연수 제곱	년 ²	(입주년도 - 2013년) ²		334.718	312.748	284.480	346.904	
	난방 방식	지역난방	더미	지역난방=1, 아니면=0	참조	0.283	0.450	0.132	0.339
		개별난방	더미	개별난방=1, 아니면=0		0.592	0.491	0.806	0.395
		기타난방	더미	기타난방=1, 아니면=0		0.125	0.330	0.061	0.240
	현관 구조	복도형	더미	복도형=1, 아니면=0	참조	0.503	0.500	0.305	0.460
		계단형	더미	계단형=1, 아니면=0		0.484	0.500	0.680	0.467
		기타구조	더미	기타구조=1, 아니면=0		0.013	0.114	0.016	0.124
	시공 순위	5위 이하	더미	종합시공능력평가 5위 이내=1, 아니면=0		0.235	0.424	0.123	0.328
6~10위		더미	종합시공능력평가 6~10위=1, 아니면=0		0.081	0.272	0.061	0.239	
10위 초과		더미	종합시공능력평가 10위 초과=1, 아니면=0	참조	0.685	0.465	0.816	0.387	
입지 특성	권역	서북권	더미	단지 위치가 서북권=1, 아니면=0		0.089	0.285	0.117	0.321
		서남권	더미	단지 위치가 서남권=1, 아니면=0		0.284	0.451	0.306	0.461
		동북권	더미	단지 위치가 동북권=1, 아니면=0	참조	0.381	0.486	0.238	0.426
		동남권	더미	단지 위치가 동남권=1, 아니면=0		0.218	0.413	0.296	0.457
		도심권	더미	단지 위치가 도심권=1, 아니면=0		0.028	0.164	0.043	0.203
	한강 근접	500m 이하	더미	한강거리 500m 이하=1, 아니면=0		0.028	0.165	0.047	0.211
		500-1000m	더미	한강거리 500-1,000m=1, 아니면=0		0.047	0.211	0.042	0.201
		1000m 초과	더미	한강거리 1,000m 초과=1, 아니면=0	참조	0.925	0.263	0.911	0.285
	공원 거리	100m	가장 가까운 공원 거리		1.522	1.231	1.529	1.241	
	지하철역 거리	100m	가장 가까운 지하철역 거리		6.059	3.804	6.011	3.685	
초등학교 근접	더미	초등학교가 300m이내면=1, 아니면=0		0.521	0.500	0.432	0.495		
인근 학원수	개	반경 500m이내 학원의 수		31.695	38.571	28.081	34.113		

* 단지 세대수 변수는 헤도닉 가격모형에서는 독립변수로 이용되며, 가산자료 모형인 거래량 모형에서는 오프셋으로 투입됨

것은 쉽지 않은 문제이다. 헤도닉 가격모형에서는 주택의 내재적 특성이 양호할수록 주택가격이 높아진다는 것을 전제하고 있기 때문에 가설설정이 용이하고 검정결과도 가설과 부합하는 경우가 많다. 거래가격과 달리 주택특성이 양호할수록 거래량이 증가한다는 가설은 항상 성립하지는 않는다. 경험적으로 볼 때, 주택 시장 여건에 따라 오히려 더 줄어드는 경우도 발생하고 있으며 학술적으로도 검정된 사실이 거의 없다는 점에서 가설을 설정하는 것은 매우 어려운 일이라고 할 수 있다. Cheung et al.(2004)에서도 이 같은 문제 때문에 주택가격에 대해서만 가설을 설정하고 거래빈도에 대해서는 결과만 해석하고 있다. 이를 감안하여 본 연구에서도 주택가격에 대한 가설을 중심으로 독립변수 도입의 근거를 마련하고자 한다. 독립변수는 헤도닉 주택가격을 다룬 선행연구들과 Cheung et al.(2004), 문정우·이상경(2013), 김원중·이현석(2014) 등을 참조하여 <표 1>에서 보이듯이 구조특성과 입지특성으로 구분하여 도입한다.

구조특성은 세대 당 주차대수, 최고층수, 85㎡이하 세대비율, 경과연수, 난방방식, 계단구조, 시공사의 시공순위를 변수로 설정한다. 세대당 주차대수는 주차난을 고려할 때 거래에 영향을 줄 것으로 판단되어 도입한다. 주차대수가 많을수록 편리성이 향상되기 때문에 가격에 정의 영향을 줄 것으로 예상된다. 아파트 단지의 최고층수는 랜드마크와 조망이 거래에 미치는 영향을 분석하기 위해 도입한다. 최고층수가 높을수록 랜드마크로 부각되고 조망이 좋아지기 때문에 가격에는 정의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 이 변수는 문정우·이상경(2013)에서 주상복합아파트 거래량에 정의 효과를 주는 것으로 나타났다. 반면, Cheung et al.(2004)에서는 최상층에 위치한 주택의 거래빈도가 오히려 더 낮게 나타났다. 85㎡이하 세대비율 변수는 중소형 주택비율이 증가할수록 거래에 미치는 영향을 분석하기 위해 도입한다. 85㎡이하 세대비율이 높아질 경우 가격이 높은 중대형의 비중이 줄어든다는 것을 의미하며 따라서 매매가격은 낮아질 것으로 예상된다.

경과연수 변수는 입주년도에서 2013년을 뺀 연수로 경과연수가 재건축 효과가 거래에 미치는 영향을 분석하기 위해 도입한다. 서울의 경우 신규 택지조성을 통해 주택을 공급하기 어려운 상황이기에 재건축 가능성

이 높은 노후 아파트 단지에 대한 투기가 매우 심한 편이다. 이상경·신우진(2001)은 2차 다항회귀 형태의 독립변수 도입을 통해 아파트 가격이 점점 떨어지다가 16.9년부터 반등한다는 사실을 밝혀냈다. 경과연수 변수를 ax^2+bx 와 같은 2차 다항회귀 형태로 도입할 경우 $a > 0$ 이고 $b < 0$ 이면 가격이 반등하는 경과연수는 최저점의 x 값인 $-b/2a$ 가 된다.

난방방식 변수는 난방방식이 거래에 미치는 영향을 분석하기 위해 도입한다. 난방방식을 지역난방과 개별난방, 기타난방으로 구분하고 지역난방을 더미변수의 참조집단으로 설정한다. 기타난방에는 중앙난방방식도 포함된다. 지역난방 단지가 비용과 난방효율 측면에서 좋은 평가를 받고 있어 개별난방과 기타난방 변수는 주택가격에는 부의 영향을 주는 것으로 알려져 있다. 현관구조 변수는 복도형, 계단형, 기타구조로 구분되며 기타구조에는 중앙코어형, 계단·복도형, 계단·중앙코어형 등이 포함되어 있다. 아파트 구조변수는 가설 설정이 쉽지 않은 관계로 분석 결과를 보고 해석을 하고자 한다.

아파트 단지의 브랜드 효과가 주택거래에 미치는 효과를 분석하기 위해 시공사의 시공순위를 독립변수로 도입한다. 시공순위 변수는 국토교통부에서 제공하는 2013년 종합건설업 시공평가 자료를 이용하여 구축한다. 시공순위 변수는 더미변수로 시공능력평가순위 10위 초과 아파트 단지를 참조집단으로 하며, 5위 이내 단지와 6위부터 10위까지 단지로 구분한다.

입지특성 변수로는 권역, 한강거리, 공원거리, 지하철역 거리를 변수로 설정한다. 권역변수는 더미변수로 2030년 서울시 도시기본계획을 참조하여 도심권, 동남권, 동북권, 서남권, 서북권으로 권역을 구분한 후⁴⁾ 가격이 가장 낮을 것으로 예상되는 동북권을 참조집단으로 설정하여 다른 집단과 비교를 하고자 한다.

한강근접 변수는 한강변 아파트 단지의 가격이 한강조망권의 가치로 인해 높게 형성된다는 양성돈·최내영(2003) 등을 참조하여 도입한 변수이다. 한강근접 변수는 더미변수로 설정하며 한강변으로부터 1000m를 초과하는 아파트 단지를 참조집단으로 하며 500m 이내 단지와 500-1000m 이내 단지를 구분한다. 공원거리 변수는 공원에서 멀어질수록 주택가격이 떨어지

4) 2030년 서울도시기본계획상의 5대 생활권에서는 25개 자치구를 다음과 같이 분류함. 서북권(은평, 서대문, 마포), 서남권(강서, 관악, 구로, 금천, 동작, 양천, 영등포), 동북권(강북, 광진, 노원, 도봉, 동대문, 성동, 성북, 중랑), 동남권(서초, 강남, 송파, 강동), 도심권(종로, 종로구, 용산구)

는 것으로 나타난 윤정중·유완(2001) 등을 참조하여 매매거래율에 미치는 영향을 파악하기 위해 도입한다. 지하철역 거리 변수는 지하철역에서 멀어질수록 가격이 떨어지는 것으로 나타난 윤정중·유완(2001) 등을 참조하여 도입한 변수이다.

초등학교 근접 변수와 인근 학원 수는 선행연구들에서 나타난 교육효과를 검정하기 위해 도입하는 변수이다(최열·권연화, 2004; 정수연, 2006; 김예지·이영성, 2014). 초등학교 변수는 학교가 300m 이내에 입지하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수로 설정하며, 인근학원수 변수는 500m 이내 입지하는 학원의 수로 설정한다. 변수에 사용된 학원은 교육부의 학원현황 자료에서 입시·검정보습 학원 및 종합학원으로 등록된 학원에 한한다.

IV. 분석결과

1. 매매거래가격 결정요인 분석 결과

<표 2>는 아파트 매매가격에 OLS 회귀분석을 적용한 결과를 정리한 것이다. 결정계수(R^2)가 0.8021로 주택가격 분산의 80%가 추정 회귀식에 의해 설명되는 것으로 나타났다. 다중공선성(multicollinearity) 존재를 탐지할 수 있는 VIF값이 2차 다항회귀형태로 투입된 경과연수와 경과연수제곱에서 큰 것을 제외하곤 모두 작은 값을 가져 다중공선성은 없는 것으로 확인되었다⁵⁾.

아파트 가격 모형에 투입된 독립변수들은 모두 통계적으로 유의하며 설정된 가설과도 부합하는 것으로 나타났다. 주택매매가격에 정의 영향을 미치는 변수는 전용면적, 세대층수, 단지세대수, 세대당 주차대수, 최고층수, 현관구조, 시공순위, 권역, 한강근접, 초등학교 근접, 인근 학원수로 나타났다. 부의 영향을 주는 변수는 85m이하 세대비율, 난방방식, 공원 거리, 지하철역 거리로 나타났다.

주택가격에 대한 변수들의 영향을 해석해 보면 다음과 같다. 세대의 전용면적이 커질수록, 세대가 위치하

는 층수가 높아질수록, 아파트 단지의 세대수가 많아질수록, 세대당 주차대수가 많을수록, 단지의 최고층수가 높아질수록 아파트 가격은 높아지는 것으로 나타났다. 또한, 복도형 아파트에 비해 계단형과 기타구조 아파트의 가격도 더 높게 나타났다. 시공순위 10위권 밖의 건설사가 시공한 아파트보다 시공순위 1-5위권 건설사와 6-10위권 건설사의 아파트 가격이 더 높게 나타났다. 동북권에 비해 서북권, 서남권, 동남권, 도심권 아파트의 가격이 더 높게 나타났다. 한강거리가

<표 2> 주택가격 OLS 회귀분석 결과
(종속변수=log(주택가격))

변수	추정모수	t value	p-value	VIF	
상수항	18.6618	1600.62	<.0001		
전용면적	0.0099	208.34	<.0001	1.58	
세대층수	0.0034	17.69	<.0001	1.20	
Log(단지세대수)	0.0667	57.44	<.0001	1.68	
세대당 주차대수	0.0086	4.47	<.0001	1.22	
최고층수	0.0032	12.39	<.0001	2.21	
85m이하 세대비율	-0.1235	-24.62	<.0001	1.62	
경과연수	-0.0372	-76.55	<.0001	18.08	
경과연수 제곱	0.0009	69.94	<.0001	18.64	
난방 방식	개별난방	-0.0084	-3.20	0.0014	1.82
	기타난방	-0.0651	-19.29	<.0001	1.35
현관 구조	계단형	0.1000	43.81	<.0001	1.41
	기타구조	0.0751	8.77	<.0001	1.03
시공 순위	1-5위	0.0979	37.75	<.0001	1.31
	6-10위	0.0621	16.79	<.0001	1.10
권역	서북권	0.1010	27.08	<.0001	1.22
	서남권	0.1131	46.64	<.0001	1.30
	동남권	0.5163	176.76	<.0001	1.58
	도심권	0.2496	39.83	<.0001	1.15
한강 근접	500m 이하	0.1947	31.53	<.0001	1.13
	500-1000m	0.1595	33.88	<.0001	1.07
공원 거리	-0.0067	-8.06	<.0001	1.12	
지하철역 거리	-0.0118	-44.49	<.0001	1.09	
초등학교 근접	0.0073	3.72	0.0002	1.04	
인근 학원 수	0.0007	26.99	<.0001	1.13	
관측치 수	51822				
R^2	0.8021				
Adj- R^2	0.8020				

5) 경과연수와 경과연수제곱 간에 VIF가 높게 나타나는 것은 다항회귀분석에서 볼 수 있는 일반적인 현상임. 경과연수의 제곱이 경과연수의 비선형함수인 관계로 다중공선성이 없다는 가정에 위배되지 않으며 추정상의 문제도 없음(Gujarati and Porter, 2009)

500m 이하인 아파트와 500m 초과 1,000m 이하인 아파트가 1,000m 초과인 아파트보다 가격이 더 높게 나타났다. 초등학교가 300m 이내에 있는 아파트가 300m 밖에 있는 아파트보다 가격이 더 높게 나타났다. 또한 반경 500m 이내에 학원수가 많을수록 가격은 더 높아지는 것으로 나타났다. 한편, 지역난방에 비해 개별난방과 기타난방 아파트의 가격이 더 낮게 나타났으며, 공원거리와 지하철역은 멀어질수록 가격이 떨어지는 것으로 나타났다.

2차 다항회귀 형태로 투입된 경과연수 변수를 분석한 결과, 경과연수제곱변수의 계수가 양수이고 경과연수변수의 계수가 음수인 관계로 주택가격이 경과연수에 대해 아래로 볼록한 2차 곡선으로 반응하는 것으로 나타났다. 주택가격이 최소가 되는 경과연수를 산정한 결과 20.1년으로 나타났다. 이는 준공이후 가격이 떨어지다가 20.1년에 재건축효과로 반등한다는 것을 의미한다⁶⁾. 이상경·신우진(2002)의 16.9년보다 반등시점이 더 늦어진 것으로 나타났는데 이는 재건축 연한이 기존의 20년에서 최장 40년까지 더 연장된 것과 관계된다.

주택가격모형에 투입한 변수들이 모두 유의하게 나타난 관계로 이들 변수들을 모두 매매거래량 분석에 투입하여 주택모형에서 나타난 결과와 비교를 하고자 한다.

2. 아파트 단지 거래량 분석

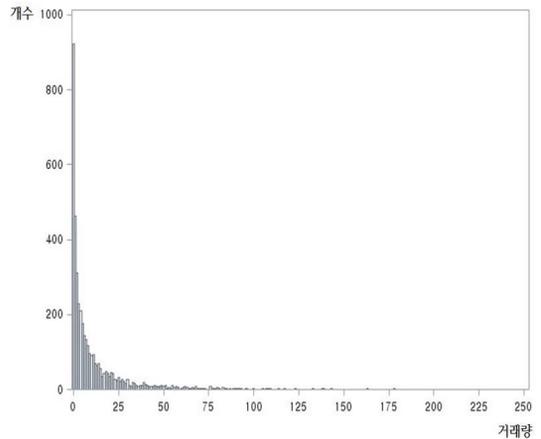
1) 거래량 기초통계분석 결과

<표 3>은 분석에 사용된 서울시 아파트 단지의 연간 주택매매거래량의 기초통계량이다. 매매거래량의 평균이 12.4인데 반해 분산이 488.7로 분산이 평균의 39.5배로 나타났다. 이는 포아송 분포의 전제인 평균과 분산이 같다는 가정을 만족하지 않는 것으로 포아송 회귀모형을 대신하여 음이항 회귀모형의 사용을 고려해야 함을 시사한다.

<표 4>의 빈도분석 결과, 매매거래량이 0건인 단지가 전체 4,185개 중 924개(22.1%)로 나타났다. 이는 포아송 분포나 음이항 분포에서 기대되는 0건의 단지수보다 더 많은 것으로 영과잉 현상을 보여주고 있다. 이는 포아송 회귀모형과 음이항 회귀모형 적용 시 영

<표 3> 아파트 단지 주택매매거래 기초통계량

변수명	평균	표준편차	분산	최대값
매매거래량(건)	12.4	22.1	488.7	247
매매거래율(%)	3.8%	3.4%	0.1%	32.5%



<그림 1> 거래량별 아파트 단지수 분포

<표 4> 거래량별 아파트 단지수

거래량 (건)	단지수			거래량 (건)	단지수		
	단지 (개)	비율 (%)	누계 (%)		단지 (개)	비율 (%)	누계 (%)
0	924	22.1	22.1	11	94	2.3	71.5
1	464	11.1	33.2	12	69	1.7	73.1
2	312	7.5	40.6	13	64	1.5	74.6
3	230	5.5	46.1	14	70	1.7	76.3
4	209	5.0	51.1	15	57	1.4	77.7
5	175	4.2	55.3	16	36	0.9	78.5
6	144	3.4	58.7	17	43	1.0	79.6
7	134	3.2	61.9	18	47	1.1	80.7
8	116	2.8	64.7	19	43	1.0	81.7
9	96	2.3	67.0	20	35	0.8	82.5
10	92	2.2	69.2	21이상	731	17.47	4185

과잉에 대한 고려가 필요함을 시사한다.

한편, 아파트 단지별 주택매매거래율은 평균 3.8%로 나타났다. 매매거래율이 0%인 단지가 많기 때문에 그 영향을 받아 평균값이 최대값 32.5%에 비해 매우 작은 값을 가지는 것으로 나타났다.

6) 반등 경과연수 20.1년은 $-(0.0372)/(2 \times 0.0009)$ 로 산정된 것임

2) 가산자료 회귀분석 결과

<표 9>와 <표 10>은 가산자료 회귀분석 결과를 정리한 것이다. <표 9>의 포아송 회귀분석 결과를 토대로 음이항 회귀모형의 적용을 위한 통계적 검정을 수행하면 다음과 같다. 과대산포 검정은 일반적으로 Cameron and Trivedi(1996) 검정과 Greene(2002) 검정을 통해 판정을 한다. <표 5>의 Cameron and Trivedi 검정 결과를 보면, 모수 추정치가 1% 유의수준에서 유의하며 ‘과대산포가 없다’는 귀무가설을 기각하고 있다. <표 6>의 Greene 검정 결과도 1% 유의수준에서 유의하며 ‘과대산포가 없다’라는 귀무가설을 기각하고 있다.

매매거래량의 과대산포는 음이항 회귀분석에서 나타나는 Dispersion α 값을 통해서도 확인될 수 있는

<표 5> Cameron and Trivedi 검정결과

검정	추정모수	t	p-value
Cameron and Trivedi	0.12684	15.57	<.0001

<표 6> Greene 검정결과

검정	LM	p-value
Greene	18650.676	<.0001

데, <표 7>과 <표 9>의 음이항 회귀분석 결과를 보면 Dispersion α 값이 0.2367, <표 7>과 <표 10>의 영과잉 음이항 회귀분석 결과를 보면 0.1505로 두 모형 모두에서 α 값이 0이라는 귀무가설을 기각하고 있다. 이같은 결과들은 모두 아파트 단지의 매매거래량이 과대산포한다는 것을 보여주고 있으며, 포아송 회귀모형 대신 음이항 회귀모형의 사용이 더 타당하다는 것을 의미한다.

본 연구에서는 적합도가 높은 모형을 찾기 위해 먼저 로그우도(Ln L)와 AIC, BIC의 결과를 비교한다. 로그우도 값이 크고 AIC 값과 BIC 값은 작을수록 적합도가 좋은 모형이라고 할 수 있다. <표 7>의 적합도 분석 결과를 보면, 음이항 회귀모형이 포아송 회귀모형보다 더 우수하며 영과잉 음이항 회귀모형도 영과잉 포아송 회귀모형보다 더 우수한 것으로 나타났다.

영과잉 회귀모형의 경우 Vuong(1989) 검정을 통해 다른 회귀모형과의 적합도를 비교할 수 있다⁷⁾. 먼저, 영과잉 포아송 회귀모형(ZIP)과 포아송 회귀모형(P)의 적합도를 비교하면, Unadjusted, Akaike Adjusted, Schwarz Adjusted Vuong 통계량이 모두 표준정규 분포에서 5% 유의수준의 임계치인 1.96보다 큰 값을 가져 영과잉 포아송 회귀모형이 포아송 회귀모형보다 더 적합된 모형으로 나타났다. 마찬가지로 영과잉 음이항 회귀모형(ZINB)이 음이항 회귀모형(NB)보다 더 적합한 것으로 나타났다. 적합도 분석과 Vuong 검정

<표 7> 적합도 분석 결과

모형	Ln L	AIC	BIC	Dispersion α (p-value)
포아송 회귀모형 (P)	-13283	26609	26742	
음이항 회귀모형 (NB)	-10662	21367	21507	0.2385 (<.0001)
영과잉 포아송 회귀모형 (ZIP)	-12333	24722	24899	
영과잉 음이항 회귀모형 (ZINB)	-10443	20944	21127	0.1510 (<.0001)

<표 8> Vuong 검정 결과

Vuong 통계량	ZIP vs P			ZINB vs NB		
	Z-value	Pr> Z	선택	Z-value	Pr> Z	선택
Unadjusted	6.9266	<.0001	ZIP	7.1569	<.0001	ZINB
Akaike Adjusted	6.8756	<.0001	ZIP	6.9279	<.0001	ZINB
Schwarz Adjusted	6.7139	<.0001	ZIP	6.2020	<.0001	ZINB

7) Vuong(1989)은 영과잉 가산모형을 포섭되지 않은 가산자료 모형(non nested model for count data)과 비교할 수 있는 통계량을 제안함. <표 7>의 ZIP과 P에 대한 검정은 5% 유의수준에서 1.96보다 크면 ZIP이 선택되며 -1.96보다 작으면 P가 선택됨. 검정 통계량이 그 사이에 있게 되면 ZIP과 P가 동등한 것으로 판정함. 여기에 대해서는 Moutassim and Ezzahid(2012)를 참조 바람

〈표 9〉 포아송 및 음이항 회귀분석 결과

변수	포아송 회귀분석(P)			음이항 회귀분석(NB)			
	추정모수	Wald χ^2	Pr> χ^2	추정모수	Wald χ^2	Pr> χ^2	
상수항	-3.5563	8920.39	<.0001	-3.6109	1825.38	<.0001	
최고 층수	0.0065	43.95	<.0001	0.0148	41.88	<.0001	
85㎡이하 세대비율	0.4268	466.95	<.0001	0.4076	106.92	<.0001	
경과연수	0.0058	7.59	0.0059	-0.0018	0.14	0.7069	
경과연수 제공	-0.0004	47.29	<.0001	-0.0003	4.59	0.0322	
난방방식	개별난방	-0.0283	5.94	0.0148	-0.0680	4.87	0.0273
	기타난방	-0.0286	3.41	0.0648	-0.0933	4.44	0.0352
현관구조	계단형	0.0542	28.92	<.0001	0.0065	0.07	0.7917
	기타구조	0.0815	4.36	0.0368	0.0649	0.55	0.4572
시공순위	5위 이하	-0.0115	0.98	0.3227	-0.0525	3.03	0.0816
	6-10위	-0.0550	10.61	0.0011	-0.0803	3.97	0.0462
권역	서북권	-0.1225	52.36	<.0001	-0.0262	0.47	0.4910
	서남권	-0.0431	15.35	<.0001	-0.0419	2.41	0.1206
	동남권	-0.0611	21.50	<.0001	-0.0235	0.55	0.4564
	도심권	-0.2691	88.45	<.0001	-0.1953	9.32	0.0023
한강근접	500m 이하	-0.1297	21.74	<.0001	-0.1110	4.02	0.0450
	500-1000m	-0.0617	8.22	0.0041	-0.0178	0.12	0.7271
공원 거리	-0.0070	3.60	0.0577	-0.0043	0.24	0.6266	
지하철역 거리	-0.0006	0.25	0.6206	0.0006	0.04	0.8445	
초등학교 근접	0.0266	8.84	0.0029	0.0454	4.51	0.0337	
인근 학원수	0.0003	7.44	0.0064	0.0008	6.37	0.0116	
Scale	1.0000						
Dispersion(α)				0.2385			

결과를 종합하면, 모형의 우수성 정도는 영과잉 음이항(ZINB) > 음이항(NB) > 영과잉 포아송(ZIP) > 포아송(P)으로 나타났다. 이 결과는 매매거래량에 대한 기초통계분석 결과와 일치하는 것이라고 할 수 있다.

영과잉 음이항 회귀모형이 가장 잘 적합된 관계로 <표 10>에서는 이를 중심으로 회귀계수 값에 대한 해석을 시도한다. 영과잉 음이항 회귀분석에서는 음이항 회귀분석과 0과잉 부분에 대한 로지스틱 회귀분석을 병행하게 되는데, 먼저 음이항 회귀분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

구조특성 중에서는 최고층수, 85㎡이하 세대비율, 지역난방 변수는 주택매매거래율에 정의 영향을 주며 경과연수와 시공순위 변수는 부의 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면, 경과연수의 제공과 현관구조 변수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 입지특성 변수의 경우, 권역(서북권, 서남권, 동남권, 도심권), 500m 이하

한강근접 변수는 부의 영향을 주는 반면 인근 학원 수 변수는 정의 영향을 주는 것으로 나타났다. 공원 거리, 지하철역 거리, 초등학교 근접변수는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

매매거래율에 유의한 영향을 주는 변수들의 회귀계수를 독립적으로 해석하는 것보다 매매가격에 영향을 주는 변수들의 회귀계수와 같이 해석하는 것이 이해하는 데에 도움이 된다. 이를 감안하여 <표 10>의 영과잉 음이항 회귀분석의 회귀계수와 <표 2>의 OLS 회귀분석의 회귀계수를 비교 해석하면 다음과 같다.

최고층수 변수의 경우, 가격과 거래율 모두에 정의 영향을 주는 것으로 나타났다. 쾌적한 삶을 원하는 수요가 증가하고 있는 추세이기 때문에 아파트 단지의 층수가 높아지면 가격도 높아지며 거래도 활발하게 이루어지고 있다. 층수가 높은 아파트의 경우 가격은 높지만 소유자와 구매자 모두 가격을 수용하고 거래에

적극 참여한다는 것을 알 수 있다.

85㎡이하 세대 구성 비율 변수를 살펴보면 가격에는 부의 영향을 주지만 거래율에는 정의 영향을 주는 것으로 나타났다. 아파트 단지의 85㎡이하 세대비율이 높아지면 매매가격은 낮아지지만 거래는 더 활발해진다는 것을 의미한다. 85㎡이하 세대비율이 높은 아파트 단지의 경우 주택가격은 낮지만 소유자와 구매자 모두 가격을 수용하고 거래에 적극 참여한다는 것을

알 수 있다.

2차 다항회귀형태로 투입된 경과연수의 경우 가격은 20년까지 떨어지다가 이후 상승하는 것으로 분석되지만 거래율은 제공항이 통계적으로 유의하지 않아 경과연수에 비례하여 감소하는 것으로 나타났다. 재건축 아파트에 대한 투기가 발생할 경우 가격과 함께 거래량도 일반적으로 증가한다. 20년이 지나면 재건축 효과로 가격은 올라가지만 거래는 증가하기 않고 계속

<표 10> 영과잉 포아송 회귀분석 및 영과잉 음이항 회귀분석 결과

변수	영과잉 포아송 회귀분석(ZIP)			영과잉 음이항 회귀분석(ZINB)			
	추정모수	Wald χ^2	Pr> χ^2	추정모수	Wald χ^2	Pr> χ^2	
상수항	-3.4010	7793.28	<.0001	-3.4245	2004.36	<.0001	
최고 층수	0.0023	5.39	0.0203	0.0073	11.88	0.0006	
85㎡이하 세대비율	0.4456	483.16	<.0001	0.4350	142.13	<.0001	
경과연수	-0.0028	1.69	0.1936	-0.0113	6.35	0.0117	
경과연수 제공	-0.0002	9.42	0.0022	0.0000	0.02	0.8834	
난방방식	개별난방	-0.0331	7.94	0.0048	-0.0362	1.85	0.1737
	기타난방	-0.0236	2.31	0.1284	-0.0641	2.87	0.0905
현관구조	계단형	0.0757	55.39	<.0001	0.0331	2.34	0.1257
	기타구조	0.1058	7.27	0.007	0.0885	1.29	0.2569
시공순위	5위 이하	-0.0307	6.95	0.0084	-0.0594	5.23	0.0223
	6-10위	-0.0566	11.18	0.0008	-0.0762	4.74	0.0295
권역	서북권	-0.1429	70.63	<.0001	-0.0626	3.47	0.0625
	서남권	-0.0496	20.15	<.0001	-0.0543	5.28	0.0216
	동남권	-0.0693	26.96	<.0001	-0.0459	2.71	0.0997
	도심권	-0.2482	73.83	<.0001	-0.1854	10.00	0.0016
한강근접	500m 이하	-0.1296	21.13	<.0001	-0.1043	4.18	0.0408
	500-1000m	-0.0776	12.81	0.0003	-0.0364	0.65	0.4187
공원 거리	-0.0050	1.81	0.1784	-0.0031	0.15	0.6943	
지하철역 거리	0.0018	2.23	0.1354	0.0021	0.70	0.4023	
초등학교 근접	0.0168	3.48	0.0619	0.0275	2.09	0.1484	
인근 학원수	0.0001	1.36	0.2429	0.0006	4.54	0.0330	
Scale	1.0000						
Dispersion(α)				0.1510			
변수	영과잉 (로지스틱 회귀분석)			영과잉 (로지스틱 회귀분석)			
	추정모수	Wald χ^2	Pr> χ^2	추정모수	Wald χ^2	Pr> χ^2	
상수항	-0.7597	4.16	0.0415	-0.8444	4.01	0.0452	
세대당 주차대수	-0.2059	2.25	0.1339	-0.3409	3.76	0.0526	
최고층수	-0.1812	122.16	<.0001	-0.1829	82.97	<.0001	
난방방식	개별난방	1.0422	11.58	0.0007	0.9431	7.72	0.0055
	기타난방	0.8102	3.60	0.0578	0.8360	3.16	0.0753
한강거리 500m 이하	0.5303	3.01	0.0826	0.6403	3.50	0.0615	
초등학교 근접	-0.4278	7.34	0.0067	-0.3953	4.48	0.0344	

줄어들고 있다. 이는 2013년 분석시점에서 재건축에 대한 투기적 수요가 강하지 않지 않았기 때문에 나타난 현상으로 판단된다.

난방방식의 경우 지역난방 주택에 비해 개별난방과 중앙난방이 포함된 기타난방 주택의 가격이 더 낮은 것으로 나타났는데, 거래량에서는 기타난방의 거래량이 더 적은 것으로 나타났다. 지역난방에 비해 중앙난방이 포함된 기타난방 아파트는 가격도 낮지만 거래도 적다는 것을 알 수 있다. 구매자 입장에서 보면, 기타난방 아파트는 생활의 불편을 야기하기 때문에 양질의 주택이라고 볼 수 없고 이로 인해 거래에 소극적으로 나서고 있는 것으로 추론된다.

현관구조를 보면, 가격모형에서는 복도형 아파트에 비해 계단형과 기타구조 아파트의 가격이 더 높게 나타났다. 그러나 매매거래율에서는 두 변수 모두 유의하지 않은 것으로 나타나 복도형과 계단형, 기타구조 아파트 사이에 매매거래율 차이는 없는 것으로 나타났다. 구매자 입장에서 보면, 계단형 아파트와 복도형 아파트의 가격 차이가 계단형이나 복도형을 더 구입할 정도로 차이로는 다가오지 않았다는 것을 의미한다.

브랜드효과를 의미하는 시공순위 변수를 보면, 종합시공능력평가 순위 1-5순위, 도급순위 6-10순위 아파트가 가격에는 정의 영향을 주지만 거래율에는 부의 영향을 주는 것으로 나타났다. 브랜드 아파트의 가격은 높지만 높은 가격이 오히려 거래에는 부정적인 영향을 준다는 것을 알 수 있다. 구매자들은 고가의 브랜드 아파트보다 가격이 낮은 수준의 비브랜드 아파트를 더 많이 구입한다.

입지특성의 경우, 권역변수를 보면 동북권에 비해 서북권, 서남권, 동남권, 도심권 아파트의 가격이 더 높지만 단지별 거래율은 오히려 동북권 아파트보다 더 낮은 것으로 나타났다. 구매자들이 동북권 아파트의 가격이 상대적으로 수용할 만한 것으로 판단하고 거래에 적극적으로 나선다는 것을 알 수 있다. 한강근접 변수를 보면, 500m 이하 아파트는 가격은 높지만 단지별 거래율은 오히려 더 낮은 것으로 나타났다. 한강 아파트가 상대적으로 고가이다 보니 오히려 거래에 부정적 영향을 준 것으로 판단된다. 공원과 지하철역이 아파트에서 멀리 있을수록 가격은 떨어지지만 거래량에는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

교육 관련 변수를 살펴보면, 단지 반경 300m내 초등학교가 있는 아파트 단지는 가격이 더 높지만 거래율은 10% 수준에서 유의한 차이를 보이지 않고 있다. 다만, p 값이 0.1484로 10% 임계치에서 멀지 않은 관계로 거래율도 차이를 어느 정도는 보이는 것으로 보여지는 있다. 안전상의 이유로 대부분의 부모들은 초등학교가 가까이 있는 것을 선호하기 때문에 가격이 상대적으로 높더라도 거래에 나서는 경향이 있음을 보여주는 결과이다. 500m 이내 학원 수 변수는 가격과 거래율 모두에 정의 영향을 주는 것으로 나타났다. 우리나라의 특성 상 입지로 인해 사교육이 중요한 요인으로 자리 잡고 있기 때문에 아파트 가격이 높아도 학원이 많이 입지하고 있는 곳으로 이사를 가려는 경향이 있기 때문인 것으로 해석 할 수 있다.

<표 10>에 나와 있듯이, 영과잉 음이항 회귀분석에서는 최대우도법을 이용하여 음이항 회귀계수와 로지스틱 회귀계수를 동시에 추정한다. 로지스틱 회귀분석에 이용되는 변수들을 선정하기 위해 음이항 회귀분석에 사용된 전체 변수들을 차례차례로 투입하면서 영과잉 음이항 회귀분석의 로그우도($\ln L$)와 AIC, BIC 변화를 관찰하였다. 이들 값에서 더 이상 개선이 일어나지 않을 때 투입된 변수들 중 음이항 회귀분석 결과와 논리적인 충돌이 없는 변수들을 최종변수로 선정하였다. 영과잉 확률은 식(6)에 나와 있듯이 로지스틱 회귀모형을 통해 예측되며 식(7)에서 보이듯이 0건일 확률과 0건이 아닐 때의 확률 계산에 모두 사용된다⁸⁾. 로지스틱 회귀분석은 영과잉 확률 예측에 사용될 뿐만 아니라 어떤 요인이 영과잉 확률에 영향을 미치는지를 알 수 있게 한다.

영과잉 확률예측에 사용되는 로지스틱 회귀분석 결과는 <표 10>의 하단에 정리되어 있다. 분석 결과를 보면, 세대 당 주차대수, 최고 층수, 난방방식, 한강거리 50m 근접, 초등학교 근접변수가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이를 해석하면, 세대 당 주차대수가 증가하거나 최고 층수가 높아질 경우 영과잉 확률이 감소하는 것으로 나타났다. 지역난방에 비해 개별난방과 기타난방 아파트는 영과잉 확률을 더 증가시키며, 한강거리 500m 이내 근접 변수와 초등학교 300m 이내 근접 변수도 영과잉 확률을 더 증가시키는 것으로 나타났다. 로지스틱 회귀분석의 회귀계수의 부호와

8) 로지스틱 회귀모형의 경우 의학, 경영학, 부동산학 등에서 폭넓게 이용되고 있음. 암환자의 생존과 사망, 사업의 성공과 실패, 부동산의 매각과 보유 같은 현상의 분석에 이용되고 있음. 로지스틱 회귀분석 적용 사례에 관해서는 성용현(2001)을 참고하기 바람. 한편, 본 연구의 영과잉 모형의 이항 로지스틱 회귀모형은 매매거래건수가 0건인 단지과 0건이 아닌 단지로 단지를 구분하여 적용됨

음이항 회귀분석의 회귀계수 부호는 서로 반대로 되어야 논리적으로 충돌을 막을 수 있다. 분석 결과를 보면, 모두 부호가 반대로 도출되어 논리적 문제를 야기하지 않고 있다.

V. 결론

본 연구에서는 아파트 단지의 주택매매거래량 결정 요인에 대한 연구가설 설정의 어려움을 극복하기 위해 주택가격에 영향을 미치는 아파트 단지의 특성을 먼저 규명한 후 이를 아파트 단지의 매매거래량에 적용하여 그 영향을 분석하였다. 오프셋을 활용하는 포아송, 음이항, 영과잉 포아송, 영과잉 음이항 회귀모형을 적용하는 관계로 주택매매거래량은 주택매매거래율로 변환되어 분석에 이용된다. 분석 자료는 서울시의 2013년 아파트 실거래가 자료를 이용하여 구축하였다. 연구결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 모형 적합도를 비교한 결과, 매매거래량 자료의 과대산포로 인해 포아송 회귀모형보다 음이항 회귀모형이, 영과잉 포아송 회귀모형보다 영과잉 음이항 회귀모형이 더 적합한 것으로 나타났다. 또한, 거래가 없는 단지가 다수 존재함으로 인해 영과잉을 고려할 수 있는 영과잉 포아송 회귀모형과 영과잉 음이항 회귀모형이 더 적합한 것으로 나타났다. 결과적으로 모형의 우수성은 영과잉 음이항(ZINB) > 음이항(NB) > 영과잉 포아송(ZIP) > 포아송(P)으로 정리된다.

둘째, 가장 적합도가 높은 모형으로 나타난 영과잉 음이항 회귀분석 결과를 중심으로 회귀계수에 대한 해석을 시도한 결과, 주택가격 가설과 부합하는 결과도 있었지만 반대 결과도 나타났다. 최고층수, 85㎡이하 세대비율, 지역난방 변수, 인근 학원 수 변수는 주택가격에 대한 영향과 마찬가지로 매매거래율에도 정의 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면, 시공순위, 권역(서북권, 서남권, 동남권, 도심권), 500m 이하 한강근접 변수는 부의 영향을 주는 것으로 나타나 주택가격에 대한 정의 영향 가설과 반대 방향의 결과를 보여주었다. 주택가격과 매매거래율에 모두 정의 영향을 주는 변수는 해당 특성이 가격을 상승시키에도 불구하고 잠재 구매자들이 이를 인정하고 거래를 증가시키는 경향을 보여준다. 반면, 주택가격과 반대로 매매거래율에 부의 영향을 주는 변수는 해당 특성이 가격을 상승시

김에 따라 구매를 줄이는 식으로 대응하는 경향을 보여주고 있다.

셋째, 주택가격에 영향을 주는 것으로 분석된 입지 특성과 단지 구조특성이 매매거래율에 영향을 주지 않는 경우도 나타났다. 공원 거리, 지하철역 거리, 초등학교 근접 변수와 같은 입지특성들은 매매거래율에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 특히, 재건축 효과를 측정하기 위해 2차 다항식 형태로 표현된 경과연수 변수의 경우 매매가격 모형에서는 아래로 볼록한 곡선이 유의하여 20.1년에 가격이 반등하는 것으로 나타났지만 매매거래량 모형에서는 2차식이 유의하지 않아 특정시점에서 반등하는 것 없이 계속 감소하는 것으로 나타났다.

넷째, 영과잉 음이항 회귀분석과 같이 수행되는 로지스틱 회귀분석의 결과를 보면, 세대 당 주차대수, 최고 층수, 난방방식, 한강거리 50m 근접, 초등학교 근접변수가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 세대 당 주차대수가 증가하거나 최고 층수가 높아질 경우 영과잉 확률이 감소한다. 지역난방에 비해 개별난방과 기타난방 아파트는 영과잉 확률을 더 증가시키며, 한강거리 500m 이내 근접 변수와 초등학교 300m 이내 근접 변수도 영과잉 확률을 더 증가시키는 것으로 나타났다.

본 연구의 의의는 연구대상과 연구방법론 측면으로 나누어 살펴볼 수 있다. 먼저, 연구대상 측면에서 본 연구는 기존의 주택거래량 연구들과 달리 도시나 지역 단위 거래량이 아닌 아파트 단지 단위의 거래량을 분석 대상으로 했다는 점에서 차별화된다. 그 결과, 거시경제변수가 아닌 아파트 단지의 구조 및 입지특성을 중심으로 연구를 진행할 수 있었고 유의미한 결과를 산출할 수 있었다.

연구방법론 측면에서 본 연구는 헤도닉가격 모형의 단점을 보완할 수 있는 방법론을 제시했다는 점에서 학술적 기여를 하고 있다. 헤도닉가격 모형은 주택가격 예측에는 장점을 가지고 있지만 거래행태를 예측하지는 못한다는 점에서 한계를 가지고 있다. 본 연구에서는 주택매매가격과 매매거래율 영향 요인을 동시에 분석하는 방법을 통해 한강조망 단지와 같이 주택가격은 높지만 거래가 많지 않은 단지를 식별할 수 있는 방법을 제시하였다. 또한, 본 연구에서는 단지 세대수의 영향을 통제하기 위해 총 세대수를 오프셋으로 도입하였는데 오프셋은 주택을 포함한 국내 부동산 연구

에서는 찾아볼 수 없으며 다른 분야에서도 시도된 경우가 많지 않다는 점에서 의미를 가진다. 한편, 본 연구에서는 매매거래가 0건인 단지가 많다는 사실을 모형에 반영하기 위해 영과잉 가산회귀모형을 도입했는데 이를 통해 영과잉의 발생 원인을 규명할 수 있었다. 이는 주택매매거래량에 대한 새로운 시각을 제공한다는 점에서 진일보한 것이라고 할 수 있다.

본 연구가 단지특성을 중심으로 변수를 구축하다보니 주택거래에 영향을 주는 세대특성 변수들을 거래량 모형에 반영하지 못했는데 이는 자료 구축의 어려움에서 비롯된 것으로 본 연구의 한계라고 할 수 있다. 향후 같은 변수가 대표적인 데 이를 단지특성으로 구축하려면 단지별로 같은 향을 가지는 세대의 비율을 산정해야 한다. 이 같은 한계에도 불구하고 본 연구는 실용적 측면에서 주택 구입 희망자들에게 도움을 줄 수 있다. 한강에 가까운 아파트 단지처럼 가격은 높지만 거래가 잘 안 되는 경우를 식별함으로써 주택 구입 의사결정 시 이를 고려할 수 있게 한다.

논문접수일 : 2018년 11월 5일
 논문심사일 : 2018년 11월 6일
 게재확정일 : 2018년 12월 4일

참고문헌

1. 강민욱·도철웅·손봉수, “고속도로 평면선형상 사고빈도분포 추정을 통한 음이항회귀모형 개발-기하구조요인을 중심으로”, 「대한교통학회지」, 제20권 제7호, 대한교통학회, 2002, pp. 197-204
2. 공준현·조주현, “패널분석을 이용한 대도시 주택가격변동의 결정요인 연구 - 민간소비와 사회간접자본(SOC)을 중심으로”, 「부동산학연구」, 제24집 제2호, 한국부동산분석학회, 2018, pp. 51-62
3. 김대엽, “이항자료에 대한 오픈셋 크기에 따른 포아송 회귀의 검정력 연구”, 한국외국어대학교 석사학위논문, 2012
4. 김예지·이영성, “서울시 초·중·고등학교 학업성과와 아파트 가격 사이의 상호 작용”, 「국토계획」, 제49권 제6호, 대한국토·도시계획학회, 2014, pp. 51-64
5. 김원중·이현석, “외국기업 주재원 임대주택의 거래빈도 결정요인 분석”, 「부동산학연구」, 제20집 제3호, 한국부동산분석학회, 2014, pp. 19-32
6. 나희·박병호, “ZAM을 이용한 원형교차로 원인별 사고모형 개발”, 「한국도로학회논문집」, 제14권 제2호, 한국도로학회,

- 2012, pp.101-106
7. 류현욱·고성수, “가격과 거래량의 관계에 대한 실증연구 - 서울시 주택시장을 중심으로”, 「부동산학연구」, 제18집 제3호, 한국부동산분석학회, 2012, pp. 23-36
8. 문정우·이상경, “주상복합아파트 단지의 구조 및 입지특성이 주택 거래량에 미치는 영향”, 「부동산연구」, 제23집 제3호, 한국부동산연구원, 2013, pp. 35-49
9. 성웅현, 「응용 로지스틱 회귀분석-이론, 방법론, SAS 활용-」, 탐진, 2001
10. 송운강, “경포 해수욕장의 경제적 가치추정”, 「관광학연구」, 제28권 제1호, 한국관광학회, 2004, pp. 11-25
11. 송학준·문지호·이충기, “가산자료모형을 이용한 스키 리조트 방문객의 수요결정요인 분석 - 하이원 스키 리조트를 중심으로”, 「한국스포츠타산업·경영학회지」, 제16권 제6호, 한국스포츠타산업·경영학회, 2011, pp. 1-14
12. 양성돈·최내영, “한강시민공원이 주변 아파트가격에 미치는 영향에 관한 연구 - 독섬지구 한강시민공원을 중심으로”, 「국토계획」, 제38권 제3호, 2003, pp. 275-285
13. 오주택·성낙문·하오근, “국도변 신호교차로 안전성 행상을 위한 사고예측모형개발”, 「대한토목학회논문집」, 제25권 제1호, 대한토목학회, 2005, pp. 9-15
14. 유승훈·양창현, “가산자료모형을 이용한 해양오염사고 발생횟수의 분석”, 「해양정책연구」, 제20권 제2호, 해양수산개발원, 2005, pp. 33-56
15. 윤정중·유완, “도시경관의 조망특성이 주택가격에 미치는 영향”, 「국토계획」, 제36권 제7호, 대한국토·도시계획학회, 2001, pp. 67-83
16. 이민주·박인권, “가산자료 회귀모형을 이용한 사회적기업의 입지요인 분석”, 「국토계획」, 제48권 제4호, 대한국토·도시계획학회, 2013, pp. 151-168
17. 이상경, “서울 주택시장으로부터 지방 주택시장으로의 가격 및 변동성 이전효과 연구”, 「국토계획」, 제38권 제7호, 대한국토·도시계획학회, 2003, pp. 81-90
18. 이상경·신우진, “재건축 가능성이 아파트 가격에 미치는 영향”, 「국토계획」, 제36권 제5호, 대한국토·도시계획학회, 2001, pp. 101-110
19. 이성현·전경구, “위계적 선형모형을 통한 도시기반시설이 주택가격에 미치는 영향 연구”, 「국토계획」, 제47권 제4호, 대한국토·도시계획학회, 2012, pp.193-204
20. 이승길, “해양관광의 계절별 수요모형에 관한 연구”, 「관광연구저널」, 제26권 제1호, 한국관광연구학회, 2012, pp. 73-92
21. 이승길, “관광수요결정모형 추정시 0의 응답을 포함한 모형에 관한 연구: 도서(島嶼)관광을 사례로”, 「해양정책연구」, 제28권 제1호, 한국해양수산개발원, 2013, pp. 59-81
22. 이영수, “한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석”, 「부동산학연구」, 제14집 제3호, 한국부동산분석학회, 2008, pp. 129-147
23. 이희찬·양일용, “라스베이거스 한국인 방문객의 관광행동 및 카지노게이밍 수요분석”, 「호텔경영학연구」, 제20권 제1호, 한국호텔외식관광경영학회, 2011, pp. 93-111

24. 임재만, “주택거래량은 주택가격 변동을 설명할 수 있는가?”, 「국토연구」, 제69권, 국토연구원, 2011, pp. 3-18
25. 전희주, “영과잉 음이항회귀 모형을 이용한 보험설계사들의 이직횟수 적합”, 「한국데이터정보과학회지」, 제28권 제5호, 한국데이터정보과학회, 2017, pp. 1087-1097
26. 전희주·안철경, “음이항회귀모형을 이용한 보험설계사들의 조직성과에 관한 연구”, 「보험금융연구」, 제23권 제4호, 보험연구원, 2012, pp. 29-60
27. 정수연, “교육요인이 서울아파트가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 「국토계획」, 제41권 제2호, 대한국토·도시계획학회, 2006, pp. 153-166
28. 정주희·김호철, “보증자리주택 공급 및 DTI 규제 확대 정책이 수도권 주택가격과 거래량의 관계에 미친 영향”, 「국토계획」, 제49권 제1호, 대한국토·도시계획학회, 2014, pp. 171-191
29. 정진성·박현호, “지역사회의 구조적 특성이 살인범죄에 미치는 영향 - 전국 시군구를 대상으로 한 음이항 회귀분석”, 「형사정책연구」, 제21권 제1호, 한국형사정책연구원, 2010, pp. 91-119
30. 정홍일·이현석·이상선, “주택 거래량과 가격의 동조화 및 손실회피현상”, 「주택연구」, 제20권 제2호, 한국주택학회, 2012, pp. 77-101
31. 최열·권연화, “위계선형모형을 이용한 교육환경이 주택가격에 미치는 영향 분석”, 「국토계획」, 제39권 제6호, 대한국토·도시계획학회, 2004, pp. 71-82
32. 최종후·고인미·전수영, “제로팽창 모형을 이용한 보험데이터 분석”, 「응용통계연구」, 제24권 제3호, 한국통계학회, 2011, pp. 485-494
33. 한상현·조광익, “산악 국립공원의 비 시장가치 추정에 관한 연구 - 주왕산 국립공원에 대한 개인별 여행비용모형의 적용”, 「관광연구」, 제21권 제1호, 대한관광경영학회, 2006, pp. 113-129
34. 한재명·유태현, “거래세율 인하가 주택거래량에 미치는 효과에 관한 연구”, 「지방행정연구」, 제25권 제2호, 한국지방행정연구원, 2011, pp. 229-270
35. 허윤경·장경석·김성진·김형민, “주택 거래량과 가격 간의 그랜저 인과관계 분석 - 서울 아파트 시장을 중심으로”, 「주택연구」 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp. 49-70
36. Cameron, A. C. and Trivedi, P. K., 1996, “12 Count Data Models for Financial Data”, *Handbook of Statistics*, Vol. 14, 1996, pp. 363-392
37. Cheung, U. S. L., Yang, K. K. W. and Hui, Y. V., “The Effects of Attributes on the Repeat Sales Pattern of Residential Property in Hong Kong”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 29 No. 3, 2004, pp. 321-339
38. Greene, W. H., *Econometric Analysis*, NJ: Prentice Hall, 2002
39. Gujarati, D. N. and Porter, D. C., *Basic Econometrics*, Singapore: McGraw·Hill, 2009
40. Kim, D. Y. and Park, H., “A Study on the Power Comparison between Logistic Regression and Offset Poisson Regression for Binary Data”, *Journal of the Korean Statistical Society*, Vol. 19 No. 4, 2012, pp. 537-546
41. Moutassim, L. and Ezzahid, E. H., “Poisson Regression and Zero-Inflated Poisson Regression: Application to Private Health Insurance Data”, *European Actuarial Journal*, Vol. 2 No. 2, 2012, pp. 187-204
42. Vuong, Q. H., “Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-nested Hypotheses”, *Econometrica*, Vol. 57 No. 2, 1989, pp. 307-334