

가산자료 모형을 활용한 서울시 주말 자동차 통행 특성 분석*

김문현**, 박시현***, Tsolmon Bayarsaikhan**, 이석영****, 박재희****, 김태형****

An Analysis of Automobile Travel Behavior on Weekends in Seoul through Count Data Modeling

Moon-Hyun Kim**, Si-Hyun Park***, Tsolmon Bayarsaikhan**, Seuk-Young Lee***,

Jae-Hee Park****, Tae-Hyoung Tommy Gim****

요약 : 주말통행 중요성이 점차 확대되고 있는데도 불구하고 아직 그 특성을 파악하기 위한 연구는 부족한 실정이다. 더 불어 장래 주말통행량을 예측하고자 하는 노력은 거의 전무하다. 이 연구는 서울을 대상으로 주말통행의 특성을 밝히는 동시에 장래 주말통행량을 예측하기 위한 모형을 자동차 통행 발생량을 중심으로 개발한다. 포아송 분포 모형을 사용하여 분석한 결과, 인구밀도와 자동차밀도가 주말의 자동차 통행발생량을 늘리는 것으로 나타난다. 인구밀도와 가구밀도는 서로 정반대의 효과를 주는 것으로 드러났는데, 이를 통해 가구크기와 가구의 경제수준이 자동차 통행에 미치는 영향을 유추할 수 있었다. 건조환경변수에서는 가구밀도, 지하철밀도(행정동 반경 1km), 버스정류장밀도(행정동 반경 500m), 교차로 밀도(행정동 반경 1km)가 유의한 것으로 확인됐으며, 해당 변수의 값이 상승할수록 자동차 통행발생량은 줄어드는 경향을 보였다. 모형의 예측 정확도 검증 결과, 영과잉 음이항 모형의 오차율은 2.47%로 높은 정확도를 가진다고 평가할 수 있다.

주제어 : 주말통행, 자동차 통행발생량, 포아송 분포 모형, 서울

ABSTRACT : Despite the increasing importance of weekend trips, only a few studies exist on their characteristics. Predictive studies on future weekend trips are particularly lacking. With focus on automobile trip generation, this study analyzes the characteristics of weekend trips and develops a model to predict the future traffic volume in Seoul, Korea. Poisson distribution models find that population density and automobile ownership density increase trip generation on weekends. The finding that these two density variables have opposite effects may imply how household size and household income affect automobile trip generation. Among built environment variables, household density, subway availability (in the 1km buffered area of a neighborhood), bus availability (in the 500m area) and road connectivity (in the 1km area) turn out to reduce automobile trip generation. According to a prediction accuracy test, the size of error of the zero-inflated negative binomial model is 2.47%, suggesting a substantially high accuracy of the model.

KeyWords : Weekend trip, automobile trip generation, Poisson distribution modeling, Seoul

* 이 논문은 2018년도 과학기술정보통신부의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2017R1C1B1007433)

** 서울대학교 환경대학원 환경계획학과 박사과정(Ph.D. Student, Graduate School of Environmental Studies, Seoul National University)

*** 서울대학교 환경대학원 환경계획학과 석사과정(Master's Candidate, Graduate School of Environmental Studies, Seoul National University)

**** 서울대학교 환경대학원 및 협동과정 조경학 부교수, 환경계획연구소 부소장(Associate Professor, Graduate School of Environmental Studies and Interdisciplinary Program in Landscape Architecture, Seoul National University and Associate Director, Environmental Planning Institute, Seoul National University), 교신저자(E-mail: taehyoung.gim@snu.ac.kr, Tel: 02-880-1459)

I. 서론

전통적으로 교통정책과 계획은 거의 주중의 통근 및 통학 통행을 중심으로 개발되고 있다(Badoe and Miller, 2000; Forsyth et al., 2007). 한국은 5년 단위로 구축되는 가구통행실태조사와 당해연도 사회경제 특성을 반영하여 기준년도 및 장래 30년의 기종점통행량을 산출한다. 장래 교통량을 예측함으로써 첨두시간에 발생하는 교통체증을 개선하기 위함이다. 주중 통근 및 통학을 제어하기 위한 노력은 지하철 및 버스를 중심으로 하는 대중교통체계 도입과 압축적 건조환경의 조성이 대표적이며, 이러한 노력의 결과로 평균통행거리가 지속적으로 줄어들고 있다(서동환 외, 2011). 그러나 압축적 건조환경이 총통행거리는 감소시키고 있지만 통행빈도나 교통수단(자동차)에는 크게 영향을 미치지 못하고 있다(Ewing and Cervero, 2001; Gim, 2013).

한편 최근 연구에 따르면 압축적 건조환경 조성에 따른 혼합적 토지이용이 주말통행을 제어하는데 효과적이라는 사실이 드러났다. Gim(2017; 2018a)은 혼합적 토지이용이 직주 균형보다는 여가, 쇼핑 등의 목적으로 이루어지는 주말통행에 영향을 미쳐 주말 통행시간을 줄이고, 내부 통행빈도를 증가시켜 자동차 통행량을 감소시키는 경향이 있음을 밝혔다. 주말통행은 대부분 비일상적인 통행으로 이루어져있다. 구체적으로 관광, 쇼핑, 친교, 오락, 휴식 등의 다양한 이동목적을 가지고 비구조성, 비일상성을 특징으로 휴일이 아닌 토요일과 일요일에 발생하는 통행을 일컫는다(장윤정·이승일, 2010; 서동환 외, 2011). 주말통행은 통행목적과 교통수단에서 주중통행과 성격이 크게 다르게 나타난다. 이는 한국교통연구원(2018)이 2016년 가구통행실태조사를 바탕으로 여객통행의 목적

과 수단에 대해 분석한 결과를 통해 잘 드러난다. 먼저 통행 목적에서 평일은 통근이 34.4%, 쇼핑 및 여가가 9.6%인 반면, 주말은 통근이 10.7%, 쇼핑 및 여가가 27.95%로 나타난다. 통행 수단에서도 평일에는 자동차 사용이 30.8%인 반면, 주말에는 49%로 큰 차이를 보이는데, 이 결과는 주말통행이 여가를 중심으로 한 자가용 통행 비중이 높다는 선행연구와 일치하는 바이다(장윤정·이승일, 2010; 류시균, 2014). 정리하자면 현재의 교통계획은 평일 교통의 특성을 과도하게 반영하고 있으며 교통시설 투자 우선순위를 고려할 때에는 주중보다 오히려 주말통행을 먼저 고려해야 한다는 주장(오성호·류재영, 2007a; 2007b)에 설득력이 있다고 할 수 있다.

이러한 배경에서 본 연구는 주말통행을 설명하는 모형을 개발하여 그 특성을 파악하고자 한다. 특히 주말통행을 위한 수단으로 큰 비중을 차지하는 자동차 통행량에 초점을 맞춰 영향력 있는 변수를 확인한다. 설명 변수로는 건조환경과 사회경제 특성을 동시에 고려하여 영향력의 정도를 살펴볼 것이다. 해당 모형의 목적은 주말통행의 특성을 설명함과 동시에 주말 자동차 통행 발생량 예측에 이용하는 것이다. 교통수요를 정확하게 예측하기 위해서는 그 첫 단계인 통행발생량을 추정하는 것이 중요한 의미를 지닌다. 그러나 통행발생량 산출을 위해 활용 가능한 장래 사회경제지표의 종류가 제한적인 까닭에 정확한 예측이 어려운 실정이다. 이에 예측 자료의 정확성을 높이기 위한 다양한 연구가 진행되고 있지만 그마저도 주중 통행 발생량에 한정되어 있고, 주말 통행에 대한 연구는 극히 부족한 실정이다. 본 연구는 2006년과 2010년 가구통행실태조사 주말자료를 바탕으로 포아송 분포를 활용하여 자동차 통행발생량을 설명하고 예측하는 모형을 개발한다.

II. 선행연구 검토

주말통행은 주중통행과 반대되는 개념으로서 공휴일을 제외한 토요일과 일요일에 발생하는 통행을 의미하며 주중 통행에 비해 비구조성, 비일상성을 보인다(장윤정·이승일, 2010). 주말통행은 통행특성과 수단에서도 주중통행과 다른 양상을 보이는데 대중교통보다 승용차 사용이 많고, 통행거리가 길며, 첨두 통행시간도 다르다. 특히 주중에 비해 쇼핑, 오락, 휴식 등과 같은 여가 중심의 통행비율이 높다는 특성을 보이고 있다(김상수 외, 2011). Lockwood et al.의 연구(2005)에서도 주말은 주중과 달리 자가용 사용이 많아지고 평균통행거리도 길어지는 경향을 보여 주중 및 주말통행간의 유의한 차이를 강조하였다. 김상수 외(2011)도 통행발생량은 주중이 많지만 총 통행시간 및 총 통행거리는 주말이 높아 요일별로 다른 특성을 나타낸다고 주장했으며, Gim(2018a)은 토지이용 변수(인구통계학적 변수에 비해) 주중보다 주말통행에 더 강하게 작용한다는 결과를 도출하였다. 본 연구는 선행연구의 결과를 토대로 주말 자동차 통행의 사회경제 및 건조환경 특성에 초점을 맞춰 분석을 진행한다.

1. 사회경제요인

사회경제 요인은 통행에 직접적으로 영향을 미치는 중요한 변수이다. 노정현 외(1994)는 인구사회통계적 특성 요인들 중 연령, 자가용 보유여부, 생애주기 등이 가구의 주말통행 행태에 영향을 미치는 결정적 요소임을 밝혔다. 서동환 외(2011)는 인구사회학적 변수에 따라 통행패턴이 차이가 있으며 특히 연령, 소득, 가구 내 미취학 아동 여부

등은 주말여가통행에 있어서 주요한 영향요인이라고 주장하였다. 길재현(2015)은 개인 및 가구 속성을 고려하여 통행발생원단위를 분석하는 연구를 통해 고령자의 통행발생률이 높다는 점을 보고하였으며 이와 유사하게 김상수 외(2011)도 40대, 50대 연령층의 통행량 증가폭이 상대적으로 커 연령이 통행특성을 설명하는 중요 변수임을 시사하였다.

특히 자동차 소유는 통행수단 선택에 결정적인 지표로 인식되어 왔다(최성택 외, 2016; 김희철 외, 2014; 조혜민과 이수기, 2016). 반면 Gim(2018a)은 자동차수가 주중통행에서는 중요한 변수로 작용하지만 주말통행에서는 영향력이 미미함을 발견했다. 본 연구는 이에 자동차수가 주말 자동차 통행량에 미치는 영향을 점검할 것이다.

2. 건조환경요인

주말통행에 대한 건조환경 관련 연구를 살펴보면 먼저 Tian et al.(2015)은 거주지 출발 내부통행의 경우 가구 크기와 자동차 소유는 내부통행을 감소시키는 반면, 용도혼합, 직주균형, 그리고 교차로 밀도는 이를 증가 시킨다고 주장했다. Kim et al.(2017)은 건조환경과 사회적 교류가 도보와 자전거와 같은 무동력수단을 이용하도록 강한 영향을 미친다고 보고하였다. 고은정과 이경환(2013)은 토지이용과 교통환경 특성을 변수로 하여 지역 주민들의 쇼핑통행을 살피고 이를 통해 주거밀도, 토지이용혼합도와 대중교통시설 접근성이 높을수록 승용차보다 대중교통, 보행, 자전거를 이용할 확률이 높다는 점을 도출하였다.

한편 대중교통수단도 종류에 따라 통행에 미치는 영향이 다르게 나타나는 경향이 있다. 버스는 지역별로 이용률에 큰 차이를 보이지 않고 내부통

행에 이용되는 반면 지하철은 접근성이 낮은 지역에서 승용차 통행 발생률을 높이고 외부통행에 주로 이용된다는 연구가 있다(김재익·권진휘, 2013; Gim, 2018a). 선행연구를 통해 압축적 건조환경이 자동차 통행을 줄이고 지하철, 버스 및 도보와 같은 대안수단의 선택과 관련이 있음을 파악하였다. 이러한 관점에서 본 연구도 지하철, 버스 및 도보의 이용가능성과 자동차 통행량과의 관계를 분석하고자 한다. 이때 시설로부터 버퍼(buffer) 거리를 달리하여 보행가능성(walkability) 측면에서 각 대안수단의 거리에 따른 이용가능성을 살펴보는 것이 본 논문의 차별점이라 하겠다.

III. 연구모형

1. 연구자료 및 변수설정

1) 종속변수

연구의 종속변수인 서울시 행정동별 자동차 통행량은 2006년과 2010년 가구통행실태조사의 주말 조사 자료를 이용해 측정하였다. 가구통행실태 조사는 10월 마지막 주 목요일의 주중 본조사와 함께 그 다음 토요일과 일요일에 실시된 주말조사로 구성된다. 주말 통행수는 2006년 45,605통행, 2010년 63,898통행으로 집계되었으며, 그 중 주거리 출발 승용차 통행은 2006년 8,030통행, 2010년 10,691 통행으로 나타났다. 본 연구는 이 자료를 행정동별 통행량 예측에 사용하였다.

분석단위는 2006년과 2010년의 행정동/교통 분석존(traffic analysis zone: TAZ)으로서, 2006년 522개 행정동과 2010년 424개 행정동을 합친

946개 동을 대상으로 하되 결측값이 발생한 경우를 제외하고 945개 동만 분석에 사용하였다. 여기서 50%인 473개 동을 무작위 추출하여 모형을 만드는데 사용하고, 나머지 50%인 472개 동은 검증을 위해 사용하였다.

2) 설명변수

설명변수는 크게 사회경제 변수와 건조환경 변수로 구분하였다. 모든 변수는 밀도로 측정하였다. 밀도변수는 압축적 건조환경 연구에서 거의 빠지지 않고 사용되고 있다(김태형·고준호, 2016). 본 논문에서도 행정동 크기의 영향력을 통제하고 압축적 건조환경의 영향력을 살펴보기 위해 밀도변수를 사용하는 것이 타당하다고 파악하였다.

사회경제적 특성을 나타내는 밀도변수로는 행정동별 인구, 고령인구, 취업자, 자동차 밀도를 선정하였다. 건조환경 변수도 마찬가지로 동별로 측정하였는데, 압축개발을 나타내는 다음 4개 변수를 사용하였다: 가구밀도, 지하철밀도(행정동 경계 반경 500m, 1km), 버스정류장밀도(행정동 경계 250m, 500m), 교차로밀도(행정동 경계 500m, 1km). 가구밀도를 제외한 지하철밀도, 버스정류장밀도, 교차로밀도는 두 종류의 반경으로 측정하여 분석에 사용하였다. 반경의 값은 선행연구를 바탕으로 결정하였다. 김성희 외(2001)는 과천역을 대상으로 한 연구에서 대중교통이용 서비스 권역을 400~500m로 보았으며, 김남주(2012)는 중앙선 구리, 남양주시 지하철역을 대상으로 한 연구에서 반경 400~500m 구간의 도보 접근 가능성이 가장 높으며, 1,000m 이상에서는 도보 접근 지하철 이용 비율이 현격히 낮음을 밝혔다. Gim(2018)은 0.5-mile(800m) 반경을 사용하여 버스정류장, 지하철, 교차로 밀도를 산출하였다. 이에 따라 버스정류장과 지하철의 이용가능 거리를 다르게 설정하여 유의한 결과를 도출한 연구가 있다(Kim et

al., 2010; Gim, 2015). 본 연구도 반경을 다르게 하여 자동차 대안 교통수단의 이용가능성과 보행 가능거리와 관련하여 서울시민의 통행특성을 확인하고자 하였다.

사회경제 변수와 건조환경 변수 중 가구밀도는 2006년과 2010년 가구통행실태조사에서 구축한 사회경제지표자료 중 당해연도 자료를 사용하여 측정하였다. 기타 건조환경 변수의 측정에는 정부에서 제공하는 공공 GIS/GPS자료가 사용되었다: 행정안전부 도로명주소 배경지도(전철 GIS 자료), 서울시청 교통정보과 버스정류장 위치 좌표 데이터, 국토교통부 표준노드링크(교차로 GIS 자료).

2. 가산 자료 분석 모형¹⁾

본 연구의 종속변수인 행정동별 자동차 통행량은 음수가 될 수 없는 정수값을 가진 변수이며 정규분포하지 않고 이산분포하는 가산자료이다. 포아송 회귀모형(Poisson regression)은 이러한 가산자료를 분석하기 위해 가장 널리 쓰이는 모형이다. 포아송 분포의 기본적인 식은 아래와 같다.

$$f(y_i|x_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!}, y_i = 0, 1, 2, \dots$$

포아송 회귀모형은 일반적으로 횡단면 분석에 적합하다. y_i 는 사건의 발생횟수를 의미하고, x_i 는 y_i 를 결정하기 위한 선형 독립 회귀변수를 의미한다. 사건 발생의 기댓값 $E[y_i|x_i]$ 는 아래와 같이 정리할 수 있다.

$$E[y_i|x_i] = Var[y_i|x_i] = \exp(x_i'\beta)$$

포아송 회귀모형은 최우추정법(Maximum Likelihood Estimator: MLE)을 사용하며, 로그 우도 함수는 아래와 같다.

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^n (y_i x_i' \beta - \exp(x_i' \beta) - \ln y_i!)$$

앞의 두 식을 결합하여 포아송 회귀모형이라고 한다. 통계적으로는 로그선형모델이라고 부르며, 로그우도함수를 통해 최대화되는 $\hat{\beta}$ 값을 찾게 된다.

포아송 회귀모형을 사용하기 위해서는 평균과 분산이 같아야 한다. 그러나 이러한 가정을 위배하는 경우가 잦다. 만약 자료의 평균과 분산이 동일하지 않고 과분산할 경우에는 음이항 회귀모형(Negative binomial regression)을 사용하는 것이 적합하다. 음이항 분포의 형태는 아래와 같다.

$$f(y|\mu, \alpha) = \frac{\Gamma(y + \alpha^{-1})}{\Gamma(y + 1)\Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu}{\alpha^{-1} + \mu} \right)^y, \\ \alpha \geq 0, y = 0, 1, 2, \dots$$

여기에서 $\Gamma(\cdot)$ 는 감마함수를 의미하며, 로그 우도함수를 도출하면 아래와 같다.

$$\ln L(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(\alpha^{-1})} \right) - \ln y_i! \\ - (y_i + \alpha^{-1}) \ln(1 + \alpha \exp(x_i' \beta)) + y_i \ln \alpha + y_i x_i' \beta$$

만약 가산자료에서 영(0)이 과다하게 관측될 경우에는 다른 접근방법이 필요하다. 대표적으로 허들(Hurdle) 모형과 영과잉 모형(Zero-inflated regression)이 사용된다. 이들 모형은 자료의 분산

1) 본 논문에서 인용한 가산자료 모형은 Cameron and Trivedi(2013)를 따른다.

여하에 따라 포아송 모형 혹은 음이항 분포를 따른다.

먼저 허들모형은 Mullahy(1986)가 처음 제안한 모형으로 이항분포 과정을 통해 영 혹은 양수 값을 갖는지 여부를 확인한 후 영 가산 모형과 양수 가산 모형을 독립적으로 추정한다. 아래 그림은 이를 식으로 정리한 것이다.

$$\Pr[y=j] = \begin{cases} f_1(0) & \text{if } j=0 \\ \frac{1-f_1(0)}{1-f_2(0)} f_2(j) & \text{if } j>0 \end{cases}$$

여기서 모수는 최우추정법으로 추정한다. 식은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} L(\theta_1, \theta_2) &= L_1(\theta_1) + L_2(\theta_2) = \\ &\sum_{i=1}^n [(1-d_i) \ln f_1(0|x_i, \theta_1) + d_i \ln (1-f_1(0|x_i, \theta_1))] + \\ &\sum_{i=1}^n d_i [\ln f_2(y_i|x_i, \theta_2) - \ln (1-f_2(0|x_i, \theta_1))] \end{aligned}$$

영과잉 회귀 모형은 가산자료의 영과잉 문제를 극복하기 위해 Lambert(1992)가 제안한 모형이다. 관측 집단이 영인지 양수인지에 대한 확률함수의 결합된 형태를 이용하며 역시 최우추정법을 사용한다.

$$\Pr[y=j] = \begin{cases} \pi + (1-\pi)f_2(0) & \text{if } j=0 \\ (1-\pi)f_2(j) & \text{if } j>0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} L(\theta_1, \theta_2) &= \\ &\sum_{i=1}^n (1-d_i) \ln [\pi(x_i, \theta_1) + (1-\pi(x_i, \theta_1))f_2(0|x_i, \theta_2)] + \\ &\sum_{i=1}^n d_i \ln [(1-\pi(x_i, \theta_1))f_2(y_i|x_i, \theta_2)] \end{aligned}$$

허들모형과 영과잉 회귀 모형은 영을 추론하는 과정에서 차이가 있다. 허들모형에서는 영을 생성

할 수 있는 과정을 하나만 가정한다. 본 연구의 경우 먼저 통행 여부를 결정한 뒤 통행발생량을 추정한다. 반면 영과잉 회귀 모형은 영을 생성할 수 있는 과정을 두 개 가정한다. 통행을 하지 않겠다고 결정한 경우와 통행을 하겠다고 결정했으나 관측 오류, 표본오류 등으로 통행이 발생하지 않은 것처럼 보이는 거짓 영(false zero)을 고려한다. 이론적으로는 이처럼 자료에 따라 허들모형과 영과잉 회귀모형이 달리 적용되어야 하나 실제에서는 어떤 모형이 적합한지 직관적인 판단이 어려우므로 두 가지 모형을 모두 적용하여 경험적으로 판단하게 된다. 본 연구도 이 절차를 따른다.

구체적으로 본고는 행정동별 통행량에 영향을 미치는 변수를 분석하는 데에 음이항, 허들, 영과잉 음이항 회귀모형을 사용하여 비교한다.

IV. 분석결과

1. 기술통계

〈표 1〉은 설명변수의 기술통계를 보여준다. 2006년과 2010년의 행정동은 총 946개로서 결측²⁾을 제외한 945개 동을 연구에 사용하였다. 행정동 평균 통행량은 11,640통행으로 나타난다. 통행량 최소값이 0인 경우³⁾는 가구통행실태조사 자료에서 주거지 출발 자동차 통행이 발생하지 않은 행정동을 의미한다. 모든 변수는 통계 분석을 위한 변이가 충분한 수준이다.

2) 2006년 가구통행실태조사 사회경제지표 인구자료에서 잠실2동의 값이 누락되어 있다.

3) 총 9개 행정동으로 종로구 교남동·창신1동·창신2동, 성북구 삼선1동·동선1동·월곡3동, 송파구 잠실1동, 강동구 강일동으로 나타난다.

〈표 1〉 기술통계

변수(단위)	n	평균	표준편차	최솟값	최댓값
종속변수 Trip(통행)	945	11,639.72	7,457.08	0	56,950
설명변수: 사회경제지표					
인구밀도(천명/ km^2)	945	24.867	12.61	0.009	70.457
고령인구밀도(천명/ km^2)	945	2.139	1.137	0.001	5.716
자동차밀도(천대/ km^2)	945	6.916	3.791	0.173	23.857
취업자밀도(천명/ km^2)	945	11.983	6.071	0.004	35.471
설명변수: 건조환경					
가구밀도(천가구/ km^2)	945	8.842	4.669	0.124	24.738
지하철밀도: 반경 500m(개/ km^2)	945	1.764	1.632	0	14.286
지하철밀도: 반경 1km(개/ km^2)	945	7.113	6.322	0	39.13
버스정류장밀도: 반경 250m(개/ km^2)	945	37.676	23.156	2.195	135
버스정류장밀도: 반경 500m(개/ km^2)	945	65.995	42.548	2.927	357.14
교차로밀도: 반경 500m(개/ km^2)	945	22.068	22.028	0	150
교차로밀도: 반경 1km(개/ km^2)	945	37.402	37.155	0.379	260
행정동 크기(km^2)	945	1.28	1.503	0.14	12.69

2. 가산자료 모형

가산자료 회귀분석은 R에서 수행하였다. 분석을 수행함에 앞서 분산팽창요인(VIF)을 기준으로 다중공선성을 살펴보았는데, 인구밀도, 취업자밀도, 버스정류장밀도(반경 500m)의 값이 10 이상 도출되어 공선성이 있음을 발견하였다. 이에, 피어슨 상관계수를 통해 고령인구밀도, 취업자밀도, 버스정류장밀도(반경 250m) 변수를 제거하여 다중공선성 문제를 해결한 뒤 분석을 수행하였다. 〈표 2〉는 각 모형의 분석 결과를 보여준다.⁴⁾ 먼저 포아송 분포를 가정하는 것이 적절한지 평가하기 위해 과분산 검정(overdispersion test)을 수행하였다(Cameron and Trivedi, 2013). 분석결과 과분

산이 유의하여 종속변수가 포아송 분포를 따른다는 가정을 기각하였다. 이에 포아송 회귀모형을 분석에서 제외하고 음이항 회귀모형을 이용하여 분석하였다.

음이항, 허들, 영과잉 음이항 모형의 적합도는 AIC(Akaike Information Criterion) 값을 사용하여 비교하였다. AIC는 우도비를 활용하여 산출된 값으로 모형의 적합도를 평가하는 데 널리 쓰이며, AIC 값이 낮을수록 더 좋은 모델이다. 영과잉 음이항 모형과 허들 모형의 AIC 값이 가장 낮게 나타나 결과 해석에 사용하였다. 한편 두 모형은 AIC 외에도 회귀계수, 로그우도 등 모든 값이 동일하게 산출되었다.

먼저 자동차밀도가 증가할수록 자동차 통행량

4) 일반적으로 통행량 분석을 위해 OLS를 주로 이용한다. 그러나 이 연구에서는 통행량 자료가 정규성과 등분산성을 만족하지 못하여 선택지에서 제외하였다. 모형1은 다중공선성이 발견된 변수를 제외한 모든 변수의 분석 결과이고 모형2는 모형1에서 유의하게 도출되지 않은 지하철밀도(반경 500m)와 교차로밀도(반경 500m) 변수를 제외한 분석 결과이다. 모형1과 모형2의 결과가 큰 차이를 보이지 않으므로 동일한 해석이 가능하다.

〈표 2〉 모형 추정 결과

	변수	모형1			모형2		
		음이항	허들	영과잉 음이항	음이항	허들	영과잉 음이항
사회경제	인구밀도	0.038*** (0.007)	0.035*** (0.006)	0.035*** (0.006)	0.038*** (0.007)	0.035*** (0.006)	0.035*** (0.006)
	자동차밀도	0.062*** (0.015)	0.062*** (0.012)	0.062*** (0.012)	0.062*** (0.015)	0.062*** (0.012)	0.062*** (0.012)
건조환경	가구밀도	-0.063*** (0.015)	-0.057*** (0.012)	-0.057*** (0.012)	-0.061*** (0.015)	-0.055*** (0.012)	-0.055*** (0.012)
	지하철밀도 (반경 500m)	-0.011 (0.018)	-0.017 (0.015)	-0.017 (0.015)	- -	- -	- -
	지하철밀도 (반경 1km)	-0.043*** (0.01)	-0.038*** (0.008)	-0.038*** (0.008)	-0.049*** (0.006)	-0.046*** (0.005)	-0.046*** (0.005)
	버스정류장밀도 (반경 500m)	-0.002** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)
	교차로밀도 (반경 500m)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	- -	- -	- -
	교차로밀도 (반경 1km)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.0004)	-0.001** (0.0003)	-0.001** (0.0003)
	행정동 크기	0.103*** (0.024)	0.097*** (0.024)	0.097*** (0.024)	0.104*** (0.024)	0.099*** (0.024)	0.099*** (0.024)
상수		8.930*** (0.1)	8.969*** (0.09)	8.969*** (0.09)	8.931*** (0.99)	8.961*** (0.089)	8.960*** (0.089)
Observations		473	473	473	473	473	473
Log Likelihood		-4,739.62	-4,628.46	-4,628.46	-4,739.99	-4,630.87	-4,630.87
theta		2.847*** (0.181)			2.843*** (0.181)		
AIC		9499.229	9298.915	9298.915	9495.998	9295.739	9295.739

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

이 증가하는 결과가 나타났다. 자동차수는 주중통행에 있어서도 결정적인 변수로 보고되어 왔다 (Pucher and Renne, 2003; Gim, 2011). 주말통행을 다루는 본 연구에서도 자동차밀도가 자동차 통행량을 증가시키는 데에 유의한 변수로 도출되었다.

인구밀도 역시 자동차 통행량과 양(+)의 관계를 보였다. 한편 인구밀도의 영향을 해석하기에 앞서 본 연구에서 다른 건조환경 변수로 고려된 가구밀도의 결과를 함께 살펴야 한다. 왜냐하면 인구밀도와 함께 도시의 압축개발을 나타내는 대표적인 변

수로서 가구밀도는 상반되는 결과, 즉 자동차 통행량과 음(-)의 관계로 나타났기 때문이다. 인구밀도와 가구밀도의 결과가 서로 반대의 효과를 보이는 것은 이 연구 안에서 상호 통제하는 역할을 가지기 때문으로 볼 수 있다. 즉, 결과 해석 시에 두 변수의 효과를 함께 고려해야 한다. 먼저 인구밀도를 해석할 때 가구밀도의 변화가 없음을 전제(ceteris parabis condition)로 한다. 즉, 동일한 가구밀도에서 인구밀도가 증가할수록 자동차통행량이 증가한다고 해석해야 한다. 이 결과는 곧 가구크기가 클수록 자동차통행량이 증가하는 것이라고 볼 수

있다. 실제로 주중통행을 대상으로 한 선행연구에서 가구크기가 클수록 자동차통행을 많이 하고 대안통행을 덜 하는 경향이 보고되어 왔다(Gim, 2018b). 반대로 가구밀도를 해석할 때는 인구밀도가 동일하다는 것을 전제로 한다. 동일한 인구밀도에서 가구밀도가 증가할수록 자동차통행량이 감소한다고 해석할 수 있으며, 이는 가구의 거주면적 효과가 반영되었다고 볼 수 있다. 즉, 가구의 거주면적이 작을수록 통행량이 감소하는 것을 가구의 경제적 수준이 낮을수록 자동차 통행량이 감소하는 것으로 볼 수 있다.

위와 같은 해석과 관련하여 본 연구는 장래 자동차 통행량을 예측하기 위한 모형을 개발하는 데에 목적을 둔 바, 가구의 크기와 경제 수준을 나타내는 변수를 직접적으로 살펴보기 못하였다는 한계를 가진다. 앞서 살펴보았듯이 이 두 변수는 향후 서울시민의 통행 행태를 분석하는 데 중요한 의미를 지니므로 이를 고려한 후속 연구가 필요하다.

건조환경 변수는 앞서 설명한 가구밀도 이외에 지하철밀도(행정동 반경 1km), 버스정류장밀도(행정동 반경 500m), 교차로밀도(행정동 반경 1km)의 영향력이 유의하게 도출되었다. 먼저 지하철밀도는 행정동 반경 500m는 유의하지 않은 반면, 반경 1km의 결과는 유의하며 자동차 통행량이 감소하는 것으로 도출되었다. 기술통계 결과에서 확인할 수 있듯이 서울시 내 많은 수의 지하철이 행정동 경계 500m에서 1km 내에 위치하고 있다. 이는 서울시민들이 주말통행에서 1km 떨어진 거리에 있는 지하철까지는 자동차를 대체하는 교통수단으로 감안하고 있다고 해석할 수 있다.

버스정류장밀도(행정동 반경 500m) 역시 유의한 결과가 도출되었다. 버스정류장은 지하철과는 다르게 주거지 인근에 더 밀도 있게 위치해 있어 손쉽게 이용할 수 있는 대중교통이다. 이에 지하철 밀도는 반경 500m에서 유의한 결과가 나오지 않

은 반면, 버스정류장밀도는 반경 500m에서 유의하게 도출되었다. 이는 지하철의 서비스권역이 버스정류장보다 길다는 것을 의미하며, 또한 주말통행에서 500m 이내에 있는 버스정류장이어야 자동차의 대체 교통수단으로 이용될 여지가 있는 것으로 해석이 가능하다.

교차로 역시 지하철과 같이 500m에서는 결과가 유의하지 않으나 1km에서는 유의하게 도출되었다. 교차로는 대표적인 압축개발의 지표로서 편의성, 다양성, 안전성 등 보행환경의 물리적 특성을 반영한다. 교차로 밀도가 높을수록 자동차를 이용하기 어려운 환경으로 알려져 있으며 도보통행에는 더욱 적합하다고 할 수 있다. 따라서 행정동 반경 1km에서 교차로밀도 변수가 유의하다는 것은 주말통행에서 1km 내 도보 통행이 발생하기 용이하다는 점을 나타낸다고 해석할 수 있다. 즉, 주말통행 분석 시 내부통행이 중요한 고려사항이며, 교차로밀도가 도보를 이용한 내부통행 여부를 예측하는 데에 주요 변수로 채택될 수 있음을 시사하는 결과이다.

3. 모형 검증

본 연구는 2006년과 2010년 가구통행실태조사 주말자료의 자동차 통행발생량 자료를 5 대 5로 무작위로 나누어 절반은 모형을 개발하고 나머지 절반은 이를 검증하는데 사용하였다. <표 3>은 검증 자료를 사용하여 본 연구에서 개발한 모형의 예측 정확도를 검증한 결과를 나타낸다. 개발한 모형의 정확도를 평가하기 위해 다양한 종류의 방법을 사용한 선행연구와 비교해 보았다. 본 연구에서 개발한 모형의 오차율(%)은 음이항 모형 3.27%, 허들 모형과 영과잉 음이항 모형 2.47%으로 도출되었다. 예상한 대로 허들과 영과잉 음이항 모형이 음이

〈표 3〉 예측정확도 검증

저자	모형	오차율(%)*	비고
본 연구	음이항	3.27	2006년과 2010년 서울시 가구통행실태조사 데이터를 사용하여 자동차 통행발생량을 예측한 연구
	하틀	2.47	
	영 과잉 음이항	2.47	
김진자·이종호 (2004)	회귀	19.36	서울시와 경기도에서 발표한 통근 및 등교통행발생 회귀모형과 1996년 교통센서스 조사를 사용하여 개발한 통근 및 등교통행발생량을 예측한 연구
	카테고리법	17.74	
Lim, K. K., and Srinivasan, S. (2011)	선형회귀	68	2001년 US NHTS(National Household Travel Survey) 데이터를 사용하여 통행 목적 별 통행을 예측한 연구
	로그 선형 회귀	62	
	음이항	62	
	순서화된 프로빗	61	
N. Golshani et al. (2018)	신경망	7.39	2007-2008년 시카고 가구통행조사를 활용하여 가정기반 여가통행에서의 통행수단(도보, 자전거, 자동차, 대중교통) 별 통행발생량을 예측한 연구
	다항 로짓	24.66	
	Joint Copula	10.17	

* 오차율(%) = |(예측값-관측값) / 관측값 × 100|, 0에 가까울수록 정확하게 예측했음을 의미

항 모형에 비해 조금 더 정확하게 추정하였는데, 선행연구와 비교하면 세 모형 모두 예측 정확도가 상당히 높은 것을 알 수 있다.

높은 예측 정확도는 서울시 주말 자동차 통행량을 추정함에 있어 적절한 분석도구와 주요 변수가 무엇인지 확인시켜 준다. 그러나 이것이 곧 오차율이 높은 선행연구의 도구 혹은 변수 선택이 부적절함을 의미하지는 않는다. 복잡한 연구방법과 강력한 변수를 사용한다고 할지라도 사람들의 이동에 대한 예측은 여전히 한계를 가질 수밖에 없기 때문이다(Zheng and Zhou, 2017). 본 연구는 고도로 복잡한 서울시의 주말 자동차 발생량도 예측 가능한 범주 안에 있음을 파악하였다는 데에 보다 의의가 있다.

V. 결론

주중통행에 대한 관심에 비해 주말통행에 영향

을 미치는 변수가 무엇인지에 대한 논의는 아직 충분하지 않다. 주말 통행수요를 예측하는 연구도 마찬가지이다. 이에 본고는 주말통행에 영향을 미치는 사회경제 및 건조환경 변수의 영향력을 살펴보고, 포아송 분포를 기반으로 자동차 통행발생 예측 모형을 개발하는데 목적을 두었다. 분석 결과를 정리하면 아래와 같다.

첫째, 주말통행량을 설명하기 위해 모형에 사회경제 변수를 정밀히 투입해야 한다. 앞서 인구밀도와 가구밀도가 서로 통제하는 효과를 가져 반대의 결과가 도출된 것을 확인하였다. 여기에서 가구의 크기와 경제 수준이 미치는 간접적인 영향력을 살펴볼 수 있었다. 둘째, 주말 자동차통행량을 설명함에 있어 자동차 수가 유의한 변수로 도출되었다. 한편 Gim(2018a)의 연구는 주말통행에서는 자동차 수보다는 가구크기, 연령, 아동수와 같이 라이프사이클 특징(결혼, 출산, 학업 등)을 나타내는 변수들이 인구사회학적 특성을 더 잘 반영하는 것으로 나타났다. 본 연구는 장래 예측이 가능한 변수를 중심으로 모형을 구성하였기 때문에 다양한 인구사회적 특징을 고려하지 못하였다. 이는 주말통

행을 예측함에 있어 인구사회학적 특징을 더 포괄적으로 고려하는 것이 시급함을 보여준다. 마찬가지로 카셰어링과 자율주행차량 등과 같은 외부환경 변화가 장래 자동차수에 영향을 미칠 것으로 예측되지만(한국교통연구원, 2014; 경기연구원, 2015), 이러한 자동차 보유인식의 변화가 주말 자동차통행량에 어떠한 영향을 미치게 될 지는 알려진 바가 거의 없다. 이에 장래 주말 자동차통행량의 변화를 예측할 때 이러한 외부환경의 변화를 고려하는 것이 필요한 것이다.

셋째, 지하철과 버스와 같은 대체 교통수단의 이용가능성이 높을수록 자동차 통행이 감소하였는데, 이용 가능한 거리는 지하철과 버스가 각각 반경 1km와 500m로 다르게 도출되었다. 이는 지하철역과 버스정류장의 서비스 제공 거리가 다르다는 선행연구(Kim et al., 2010; Gim, 2015)를 지지한다. 넷째, 교차로 밀도는 1km 반경 내에서 유의한 결과를 보였다. 일반적으로 교차로 밀도가 높으면 보행에 유리한 환경으로 간주된다. 따라서 1km 반경 내의 높은 교차로 밀도는 도보를 통한 내부통행을 유도하여 자동차 통행량을 감소시키는 것으로 해석할 수 있다.

본고는 가산형 종속변수의 분포형태에 따라 포아송류(Poisson-type) 회귀분석을 수행하였다. 적합도를 비교한 결과 허들과 영과잉 음이항이 동일하게 타당한 모형으로 도출되었다. 자료는 모형 개발용과 검증용으로 이분하여 모형 개발자료를 통해 회귀계수를 도출하고 검증자료를 사용하여 모형의 정확도를 검증하였다. 허들과 영과잉 음이항 회귀모형의 오차율은 공히 2.47%로 상당히 높은 수준의 정확도를 보였다.

이 연구는 통행량 예측 모형을 개발하기 위해 이용 가능한 변수를 고려한 최소한의 집계 단위로 행정동/TAZ를 사용했다. 따라서 집계자료를 사용함으로써 개인 혹은 가구 특성이 사라져 변수의 영

향력과 통행량이 왜곡될 수 있다는 점이 한계로 여겨진다. 더불어 통행량 산출을 위해 구득 가능한 자료에 한계가 있어 변수 사용에 제한적이었다는 부분도 단점이다. 현재의 가구통행실태조사와 전수화를 위한 행정동별 사회경제 지표 자료는 주중 통행에 초점을 맞추고 있어 주말 통행 특성을 확인하고 통행량을 예측하기에는 부족해 보인다. 향후 주말 통행특성을 설명할 것으로 의심되는 변수를 주말 가구통행실태 조사 내용에 포함하고 통계자료를 확보하여 주말통행을 예측할 필요가 있다.

참고문헌

- 경기연구원, 2015, 「카셰어링의 사회경제적 효과」,
고은정이경환, 2013, “압축도시 계획요소가 지역주민들의 쇼핑통행에 미치는 영향-서울시를 대상으로”, 「한국산학기술학회논문집」, 14(8): 4077~4085
길재현, 2015, “개인 및 가구 속성을 고려한 통행발생원단위 산정 모형”, 서울대학교 석사학위논문.
김남주, 2012, “도보접근거리분포 및 주택가격변화에 따른 지하철 역세권의 범위 설정에 관한 연구”, 「국토계획」, 47(6): 29~38.
김상수·송민승·정진혁, 2011, “개인통행특성에 따른 주중 및 주말 통행 특성 비교 연구”, 「대한교통학회 학술대회지」, 65: 77~82.
김성화·이창무·안건혁, 2001, “대중교통으로의 보행거리가 통행수단선택에 미치는 영향”, 「국토계획」, 36(7): 297~307.
김재악·권진휘, 2013, “수도권 통근통행의 공간적 변화와 직주분리수준의 분석», 「교통연구」, 20(4): 79~90.
김진자·이종호, 2004, “수도권지역의 통행발생모형의 검증», 「대한교통학회지」, 22: 49~58.
김태형·고준호, 2016, “대도시 토지이용 압축도 지표의 개발 및 적용”, 「서울도시연구」, 17(1): 1~21.

- 김희철·안건학·권영상, 2014, “개인의 보행확률에 영향을 미치는 거주지 환경요인”, 「한국도시설계학회지 도시 설계」, 15(3): 5~18.
- 노정현·정하욱·이한우, 1994, “주말 여가통행태도 및 요인 분석”, 「국토계획」, 29(4): 185~196
- 류시균, 2014, “수도권 주민의 주중·주말 통행실태 비교”, 「이슈&진단」, 144: 1~26.
- 서동환·장윤정·이승일, 2011, “보상메커니즘을 고려한 도시 공간구조 측면에서의 평일통근통행과 주말여가통행 상호관계 분석”, 「국토계획」, 46(7): 89~101.
- 오성호·류재영, 2007a, “주말 여가통행의 시간가치를 고려한 교통시설 투자평가 필요”, 「국토정책 Brief」, 148: 1~4.
- 오성호·류재영, 2007b, “주말 여가통행수요를 고려한 교통 시설 투자 필요”, 「국토정책 Brief」, 145: 1~4.
- 장윤정·이승일, 2010, “거주지의 여가환경이 여가통행거리에 미치는 영향분석”, 「국토계획」, 45(6): 85~100.
- 조혜만·이수기, 2016, “보행목적별 보행활동시간에 영향을 미치는 근린환경 특성분석”, 「국토계획」, 51(4): 105~122.
- 최성택·추상호·장진영, 2016, “토빗모형을 활용한 고령 보행자의 보행 특성 연구”, 「한국 ITS학회논문지」 15(1): 16~27.
- 한국교통연구원, 2014, 「승용차 공동이용(카셰어링)이 교통수요에 미치는 영향연구」.
- 한국교통연구원, 2018, 「여객 통행실태 Index Book」.
- Badoe, D. A. and Miller, E. J., 2000, “Transportation-land-use interaction: empirical findings in North America, and their implications for modeling”, *Transportation Research D*, 5(4): 235~263.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K., 2013, *Regression Analysis of Count Data*, Second edition, Cambridge.
- Ewing, R. and Cervero, R., 2001, “Travel and the built environment: a synthesis”, *Transportation Research Record*, 1780: 87~113.
- Forsyth, A., Oakes, J. M., Schmitz, K. H., and Hearst, M., 2007, “Does residential density increase walking and other physical activity?”, *Urban Studies*, 44(4): 679~697.
- Gim, T.-H. T., 2011, “Influences on trip frequency according to travel purposes: a structural equation modeling approach in Seoul, South Korea”, *Environ Plann B*, 38(3): 429~446.
- _____, 2013, “Utility-based approaches to understanding the effects of urban compactness on travel behavior: a case of Seoul, Korea”, *Dissertation, Georgia Institute of Technology*.
- _____, 2015, “The relationship between land use and automobile travel utility: A Multiple Indicators Multiple Causes approach”, *Transportation Research Part D*, 41: 188~204.
- _____, 2017, “Full Random Coefficients Multi level Modeling of the Relationship between Land Use and Trip Time on Weekdays and Weekend”, *Sustainability*, 9, 1824.
- _____, 2018a, “An Analysis of the Relationship between Land Use and Weekend Travel: Focusing on the Internal Capture of Trips”, *Sustainability*, 10, 425.
- _____, 2018b, “SEM application to the household travel survey on weekends versus weekdays: the case of Seoul, South Korea”, *European Transport Research Review*, 10(1): 11.
- Golshani, N., Shabanpour, R., Mahmoudifard, S. M., Derrible, S., and Mohammadian, A., 2018, “Modeling travel mode and timing decisions: Comparison of artificial neural networks and copula-based joint model”, *Travel Behaviour and Society*, 10: 21~32.
- Kim, C. J., Parent, O., and Hofe R. V., 2017, “The role of peer effects and the built environment on individual travel behavior”, *Environ ment and Planning B*, 1~18.
- Kim, K. W., Lee, D. W., and Chun, Y.H., 2010, “A comparative study on the service coverages of subways and buses”, *KSCE Journal of*

- Civil Engineering*, 14(6): 915~922.
- Lim, K.-K. and Srinivasan, S., 2011, "Comparative analysis of alternate econometric structures for trip generation models", *Transportation Research Record*, 2254: 68~78.
- Lockwood, A., Srinivasan, S., and Bhat, C. R., 2005, "An exploratory analysis of weekend activity patterns in the San Francisco bay area", *Transportation Research Record*, 1926: 70~78.
- Pucher, J and Renne, J. L., 2003, "Socioeconomics of urban travel: evidence from the 2001 NHTS", *Transportation Quarterly*, 57(3): 49~78.
- Tian, G., Ewing, R., White, A., Hamidi, S., Walters, J., Goates, J. P., and Joyce, A., 2015, "Traffic Generated by Mixed-Use Developments: Thirteen-region Study Using Consistent Measures of Built Environment", *Transportation Research Record*, 2500: 116~124.
- Zheng, Z. and Zhou, S., 2017, "Scaling laws of spatial visitation frequency: Applications for trip frequency prediction. Computers", *Environment and Urban Systems*, 64: 332~343.
- 원 고 접 수 일 : 2019년 1월 11일**
1 차 심 사 완 료 일 : 2019년 12월 17일
최 종 원 고 채 택 일 : 2019년 12월 24일

