

Random Parameter를 이용한 4지 신호교차로에서의 교통사고 예측모형 개발 : 부산광역시를 대상으로

A Development of Traffic Accident Models at 4-legged Signalized Intersections using Random Parameter : A Case of Busan Metropolitan City

박민호	Park, Minho	정회원 · 한국건설기술연구원 도로연구소 수석연구원 (E-mail : minhopark@kict.re.kr)
이동민	Lee, Dongmin	정회원 · 서울시립대학교 교통공학과 조교수 · 교신저자 (E-mail : dmlee@uos.ac.kr)
윤천주	Yoon, Chunjoo	정회원 · 한국건설기술연구원 도로연구소 전임연구원 (E-mail : cjyoon@kict.re.kr)
김영록	Kim, Young Rok	정회원 · 한국건설기술연구원 도로연구소 수석연구원 (E-mail : busbay@kict.re.kr)

ABSTRACT

PURPOSES : This study tries to develop the accident models of 4-legged signalized intersections in Busan Metropolitan city with random parameter in count model to understanding the factors mainly influencing on accident frequencies.

METHODS : To develop the traffic accidents modeling, this study uses RP(random parameter) negative binomial model which enables to take account of heterogeneity in data. By using RP model, each intersection's specific geometry characteristics were considered.

RESULTS : By comparing the both FP(fixed parameter) and RP modeling, it was confirmed the RP model has a little higher explanation power than the FP model. Out of 17 statistically significant variables, 4 variables including traffic volumes on minor roads, pedestrian crossing on major roads, and distance of pedestrian crossing on major/minor roads are derived as having random parameters. In addition, the marginal effect and elasticity of variables are analyzed to understand the variables' impact on the likelihood of accident occurrences.

CONCLUSIONS : This study shows that the uses of RP is better fitted to the accident data since each observations' specific characteristics could be considered. Thus, the methods which could consider the heterogeneity of data is recommended to analyze the relationship between accidents and affecting factors(for example, traffic safety facilities or geometrics in signalized 4-legged intersections).

Keywords

signalized intersection, accident model, random parameter, count model, heterogeneity

Corresponding Author : Lee, Dongmin, Assistant Professor
Department of Transportation Engineering, University of Seoul
Seoulsiripdaero 163, Dongdaemun-gu, Seoul-si, 02504, Korea
Tel : +82.2.6490.2827 Fax : +82.2.6490.2819
E-mail : dmlee@uos.ac.kr

International Journal of Highway Engineering

<http://www.ksre.or.kr/>

ISSN 1738-7159 (print)

ISSN 2287-3678 (Online)

Received Jun, 10, 2015 Revised Jun, 11, 2015 Accepted Dec, 02, 2015

1. 서론

1.1. 연구의 배경 및 목적

우리나라는 과거 도로의 건설 및 확장 중심에서 최근 교통안전에 대한 사회적 관심과 요구가 증대됨에 따라

도로 교통안전 향상을 위한 사업에 집중하도록 투자방향이 바뀌어가고 있다. 정부주도의 “교통사고 사상자 절반 줄이기” 등 교통사고 예방을 위한 노력으로 교통사고로 인한 사망자 수가 많이 감소하였으나, OECD 가

입국 중 자동차 1만대당 사망자 수는 2.86명, 인구 10만 명당 사망자 수는 12.04명으로 OECD 평균(1.35명, 7.26명)보다 여전히 높은 실정이다(2012년 기준). 교통 사고는 일반적으로 한 가지 요인이 아닌, 다양한 요인으로 인하여 발생하기 때문에 지속적으로 다양한 교통사고 위험 요소를 줄이는 노력이 필요하다.

교통사고의 발생원인 분석을 위해 주로 기하구조, 교통량, 주변 환경 등과의 관계 파악이 이루어졌으며, 이를 위해 많은 통계적 모형들이 적용되었다. 항상 음이 아닌 정수인 교통사고 자료의 특성에 의해 가산모형(count models)이 사용되어 왔으며, 포아송 모형(Poisson model)과 음이항 모형(negative binomial model)이 대표적인 가산모형이다. 특히, 포아송 모형은 “평균과 분산은 같아야 한다($E[n_i]=VAR[n_i]$)는 기본 전제가 있으며, 많은 연구에서 교통사고 자료의 경우에는 분산이 평균보다 큰 과산포(overdispersion, $E[n_i]<VAR[n_i]$)가 존재한다는 것을 발견하였다(Miaou, 1994, Shankar et al., 1995, Abdel-Aty & Radwan 2000). 그리고 과산포는 교통사고모형의 우도함수에서 부정확한 추정을 하게 된다고 하였으며, 이러한 과산포 문제를 해결하기 위해서 평균과 분산이 같아야 한다는 제약조건을 완화시킨 음이항 모형이 적용되어 왔다(Engel, 1984, Miaou, 1994, Maher, 1991). 두 가지 모형 중 어느 모형이 우수하다는 결론은 없으며, 연구에 사용된 사고 자료가 가진 특성에 따라서 한 가지 모형의 적용이 가능하다.

이와 같은 모형 측면에서의 꾸준한 발전 속에서도 아직까지 해결하지 못한 문제가 존재하고 있으며, 대표적으로 이질성(heterogeneity)을 꼽을 수 있다. 이질성은 교통사고 모형구축 시 두 가지 측면에서 영향을 미친다. 첫 번째로는 관측되지 않은(unobserved) 이질성으로, 사용된 변수가 지점/구간별 특성의 차이를 충분히 반영하지 못하는 경우와 제외된(omitted) 이질성의 경우에는 하나의 변수가 모든 지점/구간에 대해서 고정된 모수(fixed parameter)를 통해 동일한 영향을 미치도록 하는 것이다. 이는 모형을 통해 도출된 계수의 표준편차를 과소 추정하게 되어 모형 전체의 신뢰성 하락에 영향을 주는 원인이다(Venkataraman et. al, 2011, Park, 2013).

이러한 문제점은 기존에 사용되는 모형 구축과정에서 고정된 모수(fixed parameter)를 대신하여 확률적 모수(random parameter)를 적용함으로써 해결이 가능하다. 즉, 대상이 되는 지점/구간의 사고발생에 영향을 미치는 영향이 고정되어 있다는 조건을 완화하여 지점/

구간별로 다양할 수 있다고 하는 것이다.

이에 이 연구에서는 부산광역시에 위치한 신호교차로를 대상으로 교통사고건수와 기하구조와의 관계를 fixed parameter를 이용한 가산모형(이하, FPM)과 random parameter를 이용한 가산모형(이하, RPM)을 구축하고자 한다.

1.2. 연구의 내용 및 방법

본 연구에서는 부산광역시에 위치한 27개의 4지 신호교차로에서 4년 동안(2007~2010년) 발생한 교통사고 자료와 기하구조 자료를 이용하였다. 사용된 기하구조 자료는 주도로/부도로 차로수, 차로폭, 유출입구 수, 좌회전 전용신호 유무 및 전용차로 길이, 우회전 전용 차로 유무, 중앙분리대 설치 유무 및 길이, 보행자 섬 설치 유무, 그리고 길어깨 폭이며, 여기에 교차로를 이용하는 중차량 및 일반차량의 년평균일교통량(AADT)이 사용되었다. 구축된 자료를 이용하여 기존에 많이 사용되던 가산모형과 random parameter를 적용한 가산모형을 구축하고자 하며, 두 가지 형태의 모형을 비교분석함으로써 교통사고 발생 원인을 분석하는데 보다 현실적인 모형을 제시하고자 한다.

2. 기존 문헌 고찰

2.1. 교통사고 모형

교통사고분석에서 사용되는 통계적인 모형은 교통사고 발생에 영향을 미치는 요소들을 분석하기 위해 가장 단순한 형태의 선형회귀식모형(linear regression model)으로부터 시작되었다.

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

여기서, y_i : 종속변수, 구간 i 에서의 사고건수, 사고율 또는 사상자수

α 와 β : α (상수, constant)와 β (회귀계수, coefficient)

x_i : 독립변수, 구간 i 에서의 사고요인(기하구조, 교통량등)

ε_i : 확률오차항 $N \sim (0, \sigma^2)$

사고모형 중 가장 단순한 방법이기도 하지만 선형회귀식의 기본 가정인 동분산성(homoscedasticity)을 위

배하게 되어 모형에 사용된 변수의 통계적 유의수준을 낮추게 되는 단점이 있었다. 그리고 사고건수가 '0'이거나 낮은 지점에 대해서는 음(negative)의 값이 예측되는 경우가 발생하게 되어 교통사고건수와 같은 음이 아닌 정수에 대해서는 적절하지 않은 경우도 있다 (Jovanis and Chang, 1986). 또한 교통사고와 같은 무작위적(random)이고, 산발적(sporadic)인 특성을 보이는 자료의 모형화에는 선형회귀식은 적합하지 않다는 연구도 있었다(Miaou et al, 1993). 이러한 문제로 인하여, 정확한 교통사고 모형의 구축에 한계가 발생하게 되었고, 이를 보완하기 위해 Jovanis와 Chang(1986), 그리고 Joshua와 Garber(1990)는 교통사고건수를 이산적 확률변수(Discrete Random Variable)로 접근하는 포아송 회귀모형(Poisson regression model)을 사용하였으며, 일반식은 다음과 같다.

$$P(n_i) = \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^{n_i}}{n_i!} \quad (2)$$

여기서, $P(n_i)$: 사고 n 이 지점 i 에서 발생할 확률
 λ : 평균사고발생건수(= $\exp(\beta X_i)$)
 β : 추정 계수
 X_i : 지점 i 의 특성(기하구조, 교통량 등)

포아송 모형은 평균값(mean)과 분산값(variance)은 같아야 한다($E[n_i]=VAR[n_i]$)는 기본 전제로 인하여 데이터의 특성에 의하여 기본 전제를 만족하지 않는 경우가 발생할 수 있다. 특히, 교통사고건수의 경우, 대부분의 경우에서 분산값이 평균값보다 큰 과분산의 형태를 보이는 경우가 자주 발생하게 된다. 이를 보완하기 위해, 포아송 모형에서 감마분포를 따르는 오차항(ϵ_i)이 추가되었으며, 이를 음이항 모형(negative binomial)이라 한다.

$$\lambda_i = \text{EXP}(\beta X_i + \epsilon_i) \quad (3)$$

여기서, $\text{EXP}(\epsilon_i)$: 평균값 1과 분산값 α 를 따르는 감마분포(gamma-distribution)를 따르는 오차항.

Eq. (3)과 같이 음이항 모형은 기존의 포아송 모형에서 오차항의 추가($VAR[n_i]=E[n_i]+\alpha E[n_i]^2$)로 분산값이 평균

값과 같아야 하는 기본 전제조건을 완화시킬 수 있게 된다. 음이항 모형이 포아송 모형의 기본 전제 조건을 완화시킨 모형이긴 하지만 모형의 선택은 사용되는 자료의 특성에 따라 달라지게 된다. 포아송 혹은 음이항 모형의 선택은 분산 계수값(α , dispersion parameter)이 통계적으로 '0'과 다르면 음이항 모형을, 통계적으로 '0'과 같다면 포아송 모형을 선택하면 된다(Washington et al., 2003).

교통사고 자료의 특성을 고려한 포아송/음이항모형 등의 가산모형도 시간의 흐름에 따른 변화 그리고 각 대상 지점/구간이 가지고 있는 차이점을 잘 설명하지 못한다는 단점이 있다(Shankar, et. al, 1998). 이러한 단점은 변수별 계수 추정 시 표준오차값이 과소 추정되게 되며, 결과적으로 모형 전체의 신뢰성에 영향을 미치게 된다. 또한, 도출된 계수값이 관측값에 대하여 다양한 값을 나타내어야 하는 경우에도 이를 고정된 값이라고 가정하여 제약할(constraint) 경우에 일관성이 없고(inconsistent) 편향된(biased) 결과가 도출된다고 하였다(Washington et. al, 2010). 이러한 문제의 주요 원인은 서론에서 언급한 사용된 관측값 자체의 이질성에서 찾을 수가 있는데 이는 구간 및 기하구조 등의 다양한 특성을 반영하지 못하였거나 특징적인 하나의 값을 가지도록 영향을 미치기 때문이다(shankar, 1998, Park, 2013, 2014). 이러한 영향을 파악하기 위하여 Shankar et. al.(1998)에서는 추세변수(trend variable)를 모형구축 시 고려하였으나, 이질성에 패널효과(panel effect)가 존재하는 경우에는 관측되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity)은 도출하지 못한다고 하였다. 이는 Green(2007)에서 제시된 관측값이 가진 이질성을 random parameter를 적용하여 계수값을 고정된 값(fixed)이 아닌 변화하는 값(random)으로 처리하는 방법으로 해결할 수가 있다. 즉, 관측값이 가진 이질성을 random parameter를 사용하여 모의 최대 우도함수산정 방법(simulated maximum likelihood estimation)을 적용하는 것으로 random parameter를 위한 계수는 랜덤 분포항(randomly distributed term)을 포함한 다음의 식으로 표현된다.

$$\beta_i = \beta + \phi_i \quad (4)$$

여기서, ϕ_i : 랜덤 분포항-정규분포, 이항분포, 로그 정규분포 등

Eq. (4)는 기존의 가산모형에서 $\lambda_i|\phi_i = \text{EXP}(\beta X_i)$ -포아송모형, $\lambda_i|\phi_i = \text{EXP}(\beta X_i + \epsilon_i)$ -음이항모형으로 표현

되며, 이를 이용한 우도함수(log-likelihood)는 다음과 같이 표현된다.

$$LL = \sum_{\forall i} \ln \int_{\phi_i} g(\phi_i) P(n_i | \phi_i) d\phi_i \quad (5)$$

여기서, $g(\cdot) : \phi_i$ 의 확률밀도함수(probability density function)

Eq. (5)의 우도함수 계산은 random parameter의 분포에 대한 포아송/음이항 모형에서의 수치적분(numerical integration)과정으로 인하여 오랜 계산 시간이 소요되므로, 모의 최대우도함수 방법(simulation-based maximum likelihood method)이 사용되고 있다. 일반적으로 Halton draws가 기존문헌에서 가장 효율적으로 계수를 추정할 수 있는 방법이라고 소개되었다(Bhat(2003), Train(1998), and Milton et al.(2008)). 계수 도출은 Eq. (4)의 랜덤 분포항의 통계적인 유의성에 의해 결정되며, 이는 통계적으로 유의하면('0'과 다르다) 계수값은 표준편차값과 함께 대상 지점/구간별로 다른 값을 가지는 것으로(이질성을 가진다), 반대로 통계적으로 유의하지 않다면('0'과 같다) 계수값은 지점/구간에 상관없이 고정된 값으로 기존의 가산모형과 같이 이질성을 가지지 않는 것으로 표현된다.

구축된 모형에서 사용된 독립변수가 종속변수에 미치는 영향의 파악은 도출된 계수 자체로서는 어렵기에 사용된 변수의 특성을 고려한 탄력성(elasticity)과 한계효과(marginal effect)를 사용하고자 한다(Shankar, et. al, 1995, Lee et. al, 2002).

탄력성이란 독립변수가 1% 변화할 때의 변화(%)하는 사고건수(λ_{ij})로 해석할 수 있으며, Eq. (6)과 같이 정의된다.

$$E_{X_{ijk}}^{\lambda_{ij}} = \frac{\partial \lambda_{ij}}{\partial X_{ijk}} \times \frac{X_{ijk}}{\lambda_{ij}} \quad (6)$$

log-linear형태($\ln(y) = \alpha + \beta x$)를 가지는 포아송/음이항 모형에서는 Eq. (7)과 같이 탄력성이 계산된다

$$\frac{x \partial y}{y \partial x} = \beta X \quad (7)$$

여기서, β 는 추정계수이며 X 는 변수들의 평균값이다.

독립변수가 로그값 형태일 경우($\ln(y) = \ln(\beta x)$)에는 β 자체가 변수의 탄력성이 된다. 이상은 연속변수(continuous variable)인 경우에 적용이 가능하며, 더미(dummy) 혹은 지시변수(indicator variable)에 대해서는 pseudo 탄력성을 적용해야 하는데 이는 지시/더미 변수의 변화에 따른 사고발생 건수의 변화(%)를 나타내는 것으로 다음과 같이 계산된다.

$$E_{X_{ijk}}^{\lambda_{ij}} = \frac{\exp(\beta) - 1}{\exp(\beta)} \quad (8)$$

한계효과와 경우에는 변수의 단위가 한단위 변화할 때 사고발생에 미치는 변화량으로 탄력성과 유사한 개념이지만 탄력성에서의 단위는 %, 한계효과에서는 한단위의 변화량이라는 차이점이 있다.

2.2. Random Parameter 모형

Shankar et. al.,(1998)에서는 중앙분리대 침범 사고 분석에 관한 연구에서 RENB(Random Effect Negative Binomial)모형을 적용하였다. 자료가 가지고 있는 이질성을 Random effect 모형을 이용하여 변수의 계수값이 아닌 상수값에서 도출되도록 하였다. 이는 기하구조와 교통량 변수의 경우에는 지역(location-specific)의 특성이 있기 때문에 기존의 포아송/음이항 모형보다 RENB 모형이 교통사고 분석모형에 적합하다고 하였다. Chin et al.(2003)은 싱가포르 교차로를 대상으로 Shankar et. al.(1998)에서 적용하였던 RENB 모형을 적용하여, 관측되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity)과 시계열 상관(serial correlation)의 영향을 분석하였다. Anastasopoulos P. Ch. and Mannering(2009)에서는 미국 인디애나 주의 교통사고 자료를 random parameter count model을 이용하여 분석하였다. random parameter를 모형에 적용함으로써 변수별 이질성을 파악할 수 있기에 기존의 가산모형보다 발전된 모형이라고 주장하였다. Narayan et. al.(2011, 2013, 2014)는 미국 워싱턴 주의 7개 고속도로에서 발생한 교통사고를 대상으로 심각도별, 사고관련 차량대수, 충돌형태, 지역을 고려하여 random parameter 음이항 모형을 적용하여 분석하였다.

국내에서는 Park(2013)의 논문에서 기존의 음이항 모형과 random parameter 음이항 모형의 비교를 통해 설명력 측면에서 발전되었음을 증명하였다. 그리고 Lee et. al.(2014)에서는 고속도로 인터체인지 구간(다이아몬드, 트럼펫, 클로버형)에서 발생한 교통사고와 기

하구조와의 관계 파악을 위해 random parameter 음이항 모형을 적용하였다.

random parameter를 이용한 모형과 관련된 연구 모두에서 기존의 음이항 모형에 비해 설명력이 향상되었음을 증명하였으며, 설명력이 비슷하더라도 변수의 이질성을 고려할 수 있는 random parameter의 사용을 권고하였다.

3. 모형 구축

3.1. 자료 수집 및 분석

본 연구에 사용된 자료는 부산광역시에 위치한 27개의 4지 신호 교차로를 대상으로(Fig. 1), 사고자료는 2007년부터 2010년까지의 4년 자료가 사용되었다



Fig. 1 Interchanges in Busan

(Table 1). 기하구조 자료는 주도로/부도로 차로수, 차

Table 1. Summary of Variable Description and Statistics

Variable	Definition	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
TOTPER	Total number of accidents	12.44	10.11	0	45
MALANE	Number of lanes on major road	6.30	1.99	4	10
MILANE	Number of lanes on minor road	4.59	1.58	2	9
MALNWID	Lane width on major road (m)	26.79	9.92	14.5	47.4
MILNWID	Lane width on minor road (m)	20.40	6.68	9.2	36
MAHEAVY	Logarithm of heavy vehicle volume on major road	2.33	0.33	1.5	2.9
MIHEAVY	Logarithm of heavy vehicle volume on minor road	2.15	0.43	1.2	2.8
MAADT	Logarithm of vehicle volume on major road except heavy vehicle volume	3.26	0.46	2.1	4.1
MIADT	Logarithm of vehicle volume on minor road except heavy vehicle volume	3.13	0.55	1.4	3.9
MAENT	Number of entrance/exit on major road	0.52	1.20	0	5
MIENT	Number of entrance/exit on minor road	0.22	0.50	0	2
MAONLE	Existence of left-turn exclusive lane on major road (yes:1, otherwise:0)	0.70	0.66	0	2
MAONLED	Length of left-turn exclusive lane on major road	30.07	31.37	0	85
MIONLE	Existence of left-turn exclusive lane on minor road (yes:1, otherwise:0)	0.63	0.49	0	1
MIONLED	Length of left-turn exclusive lane on minor road (m)	26.19	27.06	0	85
MAONRI	Existence of right-turn exclusive lane on major road (yes:1, otherwise:0)	0.26	0.44	0	1
MIONRI	Existence of right-turn exclusive lane on minor road (yes:1, otherwise:0)	0.41	0.49	0	1
MAPED	Existence of pedestrian crossing on major road (yes:1, otherwise:0)	0.85	0.36	0	1
MAPEDD	Distance of pedestrian crossing on major road (m)	3.22	7.85	0	31
MIPED	Existence of pedestrian crossing on minor road (yes:1, otherwise:0)	0.93	0.26	0	1
MIPEDD	Distance of pedestrian crossing on minor road (m)	4.33	7.96	0	27
MALFSIG	Existence of left-turn signal on major road (yes:1, otherwise:0)	0.74	0.44	0	1
MILFSIG	Existence of left-turn signal on minor road (yes:1, otherwise:0)	0.81	0.39	0	1
MAMED	Existence of median barrier on major road (yes:1, otherwise:0)	0.11	0.32	0	1
MAMEDD	Length of median barrier on major road (m)	5.89	16.79	0	58.35
MIMED	Existence of median barrier on minor road (yes:1, otherwise:0)	0.11	0.32	0	1
MIMEDD	Length of median barrier on minor road (m)	3.15	13.71	0	71.5
MAISLAND	Existence of pedestrian island on major road (yes:1, otherwise:0)	0.74	0.44	0	1
MIIISLAND	Existence of pedestrian island on minor road (yes:1, otherwise:0)	0.63	0.49	0	1
MASHOULDD	Right shoulder width on major road (m)	0.62	0.08	0.5	0.7
MISHOULDD	Right shoulder width on minor road (m)	0.62	0.08	0.5	0.7

로폭, 유출입구 수, 좌회전 전용신호 유무 및 전용차로 길이, 우회전 전용 차로 유무, 중앙분리대 설치 유무 및 길이, 보행자 섬 설치 유무, 그리고 길어깨 폭이며, 교통량의 경우에는 교차로를 이용하는 중차량 및 일반차량의 연평균일교통량(AADT)이 사용되었다.

우선 발생한 사고는 평균 12.44건(년간/교차로별)을 보이고 있으며, 최대 45건이 발생하였다. 차로수는 평균 27m폭의 6,3차로(주도로), 20m폭의 4,59차로(부도로)로 이루어져 있으며, 교통량의 경우에는 교차로를 통행하는 모든 교통량에 대하여 로그값으로 변환된 값이 적용되었다. 교차로의 유/출입구 수는 0.2~0.5개가 존재하며, 주도로의 좌회전 포켓의 평균길이는 30m, 부도로의 경우에는 26m의 길이를 가지는 것으로 나타났다. 중앙분리대의 길이는 평균 5.89m(주도로), 3.15m(부도로)이며, 마지막으로 오른쪽 길어깨 폭은 평균 0.62m의 값

을 가지는 것으로 나타났다. 기타 변수의 경우에는 시설물 혹은 기하구조의 존재여부를 나타내는 더미 변수가 사용되었다.

본 연구에서는 4년간의 자료를 사용하였으나, 기하구조는 그 변화가 반영되지 않은 것임을 밝혀둔다.

3.2. 모형 결과 분석

3.1절에서 소개된 자료를 이용하여 기존의 가산모형(FPM)과 random parameter를 이용한 가산모형(RPM)을 구축하였다(Table 2). RPM모형의 경우에는 앞서 설명하였듯이 랜덤 분포항에서 여러 형태의 확률 분포(정규분포, 균일분포, 이항분포, 로그정규분포 등)가 고려될 수 있는데, 계수의 표준편차값이 통계적으로 유의하면($\beta \neq 0$, $t\text{-value} \geq 1.96$) 이질성을 가지는 것으로, 유의하지 않다면($\beta = 0$, $t\text{-value} < 1.96$) 기존의

Table 2. Modeling Estimation Results of Fixed- and Random Parameter Models

NA : not applicable

Variable	Fixed Parameter Model(FPM)		Random Parameter Model(RPM)	
	Coefficient	t-value	Coefficient	t-value
Constant	2.16	3.92	2.16	3.53
MALANE(Number of lanes on major road)	0.12	3.35	0.12	3.46
MILANE(Number of lanes on minor road)	0.13	2.63	0.14	2.68
MAHEAVY(Logarithm of heavy vehicle volume on major road)	1.33	5.50	1.35	6.27
MIADT(Logarithm of vehicle volume on minor road except heavy vehicle volume)	1.18	7.89	1.20	6.60
<i>Standard deviation of parameter distribution</i>	N.A	N.A	0.99	10.07
MAENT(Number of entrance/exit on major road)	0.37	3.62	0.36	2.86
MIENT(Number of entrance/exit on minor road)	-1.13	-3.50	-1.15	-2.78
MAONLE(Existence of left-turn exclusive lane on major road (yes:1, otherwise:0))	-0.75	-5.00	-0.73	-4.26
MAONLED(Length of left-turn exclusive lane on major road)	-0.01	-3.14	-0.006	-3.04
MAONRI(Existence of right-turn exclusive lane on major road(yes:1, otherwise:0))	0.42	2.63	0.39	2.34
MAPED(Existence of pedestrian crossing on major road(yes:1, otherwise:0))	-0.97	-4.48	-0.96	-5.19
<i>Standard deviation of parameter distribution</i>	N.A	N.A	0.93	5.99
MAPEDD(Distance of pedestrian crossing on major road (m))	-0.06	-5.38	-0.07	-4.81
<i>Standard deviation of parameter distribution</i>	N.A	N.A	0.04	7.36
MIPEDD(Distance of pedestrian crossing on minor road (m))	0.05	6.07	0.05	6.41
<i>Standard deviation of parameter distribution</i>	N.A	N.A	0.05	9.81
MALFSIG(Existence of left-turn signal on major road (yes:1, otherwise:0))	-1.15	-6.68	-1.14	-6.86
MILFSIG(Existence of left-turn signal on minor road (yes:1, otherwise:0))	-0.59	-4.50	-0.59	-4.48
MAMED(Existence of median barrier on major road (yes:1, otherwise:0))	-5.01	-2.26	-5.16	-2.23
MAMEDD(Length of median barrier on major road (m))	0.09	2.20	0.093	2.17
MIMEDD(Length of median barrier on major road (m))	0.02	3.99	0.02	4.05
Dispersion Parameter(α)	0.015 (0.351)			
Number of Observations	108			
Log-likelihood with constant only	-599.502			
Log-likelihood at convergence	-297.513		-294.516	
ρ^2	0.503		0.508	

가산모형과 같이 모든 지점/구간에 대해서 고정된 값이 도출되게 된다. 본 연구에서는 정규분포(normal distribution)가 통계적으로 가장 우수한 값을 보이는 것으로 나타났다. 가산모형의 선택에 있어서는 과분산 계수값에 결정되는데 이 연구에서는 과분산 계수값이 0.015(t -value=0.351)로 통계적으로 유의하지 않음을 나타내어 포아송 모형이 적합한 것으로 나타났다.

도출된 계수가 교통사고 발생에 미치는 영향은 변수별 특성에 따라서 탄력성 또는 한계효과값을 통해 알아보고자 한다(Table 3). 우선 모형 전체의 설명력은 로그 우도비(log-likelihood)에서 RPM모형이 -294.516, FPM모형이 -297.513(상수만을 포함한 로그 우도비 값 -599.502 기준)으로 RPM모형이 미비하지만 설명력이 향상되었음을 알 수 있다.

Table 3. Marginal Effects and Elasticities of Fixed- and Random Parameter Models

	Fixed Parameter		Random Parameter	
	marginal	elasticity	marginal	elasticity
MALANE	1.50	0.76	1.16	0.74
MILANE	1.65	0.62	1.37	0.64
MAHEAVY	16.59	1.33	13.35	1.35
MAENT	4.51	0.19	3.59	0.19
MIENT	-13.81	-0.25	-11.37	-0.25
MAONLE	-9.28	-1.12	-7.21	-1.07
MAONLED	-0.08	-0.20	-0.06	-0.19
MAONRI	5.16	0.34	3.92	0.33
MALFSIG	-14.21	-2.15	-11.28	-2.12
MILFSIG	-7.42	-0.81	-5.89	-0.81
MAMED	-61.42	-149.48	-51.10	-172.44
MAMEDD	1.10	0.53	0.92	0.55
MIMEDD	0.19	0.05	0.15	0.05
MIADT	14.60	1.18	11.90	1.20
MAPED	-11.97	-1.64	-9.56	-1.62
MAPEDD	-0.79	-0.20	-0.66	-0.21
MIPEDD	0.66	0.23	0.52	0.23

총 17개의 변수가 통계적으로 유의함을 보였으며, 이중 4개의 변수(부도로의 교통량, 주도로에 존재하는 횡단보도, 그리고 교차로 중심에서 주/부도로 횡단보도까지의 거리)가 random parameter를 가지는 것으로, 나머지 13개의 변수는 이질성이 없는 것으로 도출되었다.

차선수의 경우, 주/부도로 모두에서 교통사고 발생 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 도로에서의 노출량(exposure)과 관계가 있는 것으로, 노출량이 증가

하면 사고도 증가한다는 기존의 사실과 일치함을 알 수 있다. 한계효과 측면에서 하나의 차선이 증가하면 사고 발생에 1.16~1.65의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주도로의 중차량 교통량의 경우에는 중차량 교통량이 증가할수록 교통사고도 증가하는 것으로 나타났다. 특히, 탄력성 측면에서도 1%의 중차량 교통량 증가는 교통사고 발생에 133~135%의 증가로 이어져 탄력적(≥ 1)임을 알 수 있다.

지역의 특성상 항만 시설 등으로 인한 컨테이너 등의 중차량 운행이 빈번하며, 특히 빠른 물류 배송을 위한 과속/신호위반이 주요 원인인 것으로 판단된다. 부도로에서의 일반차량 교통량은 랜덤 분포항에서 통계적 유의함을 보였으며, 평균값 1.20, 표준편차값 0.99를 가지는 것으로 나타나 정규분포에 의하면 11%의 교차로 구간에서는 사고의 증가에, 나머지 89%의 교차로 구간에서는 사고의 감소에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 탄력성 측면에서도 주도로의 중차량 교통량과 마찬가지로 1.18~1.20로 탄력적임을 알 수 있다.

유출입구의 개수는 주도로에서는 사고의 증가에 영향을 주고, 부도로에서는 사고의 감소에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 부도로에 비해 많은 통행량을 보이는 주도로에서 차량의 유출입으로 인한 상충이 원인인 것으로 판단된다.

주도로상에 존재하는 좌회전 전용 차선은 사고의 감소에 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고 좌회전 전용 차선의 길이가 길어질수록 사고도 감소하는 것을 알 수 있으며, 이는 좌회전 전용차선의 충분한 길이 제공으로 인하여 직진 차량과의 상충이 감소함에 따른 결과로 보여진다. 또한, 탄력성 측면에서도 좌회전 전용 차선이 제공되지 않는 곳에 비해 사고감소에 탄력적임을 알 수 있다. 한계효과 측면에서도 미비하지만(-0.06~-0.08) 사고감소에 영향을 끼치는 것을 알 수 있다.

좌회전 전용차선에 비해 우회전 전용차선의 설치하는 사고의 증가에 영향을 주는 것으로 나타났다. 우회전 전용차선의 경우에는 좌회전 전용차선과 달리 RTOR(Right Turn On Red)의 허용으로 인한 보행자와의 상충이 증가하기 때문인 것으로 사료된다. 탄력성 측면에서도 사고의 증가(0.33~0.34)에 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

횡단보도 설치(주도로) 및 교차로 중심에서 떨어진 거리(주/부도로)의 경우에는 random parameter를 가지는 것으로 나타났다. 우선 주도로에 설치된 횡단보도 및 거리의 경우에는 사고의 감소에, 부도로에 설치된 횡단보도까지의 거리는 사고의 증가에 영향을 미치

는 것으로 도출되었다. 주도로에 설치된 횡단보도는 평균값 -0.96 , 표준편차값 0.93 을 가지는 것으로 나타나 정규분포에 의하면 85%의 교차로에서는 사고의 감소에, 나머지 15%의 구간에서는 사고의 증가에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 탄력성 값은 설치되지 않았을 경우에 대비하여 $-1.62 \sim -1.64$ 로 탄력적임을 알 수 있다.

주도로상에서 횡단보도까지의 거리는 평균값 -0.07 , 표준편차값 0.04 로 95%의 교차로에서는 사고 감소에, 나머지 5%의 교차로에서는 사고 증가에 영향을 주는 것을 알 수 있으며, 한계효과 측면에서도 1m의 거리 증가는 $-0.66 \sim -0.79$ 의 사고감소에 영향을 주는 것을 알 수 있다.

반면, 부도로상에서 횡단보도까지의 거리는 평균값 0.05 , 표준편차값 0.05 를 가지는 것으로 나타나 15%의 교차로에서는 사고의 증가에 나머지 85%의 교차로에서는 사고의 감소에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 부도로는 주도로에 비해 차로수 및 폭이 작아 보행자들의 무단횡단이 주도로에 비해 빈번하게 발생할 가능성이 있기에(NCHRP 17-27) 사고가 증가하는 것으로 판단되며, 부도로를 횡단하는 보행자를 위한 연구를 통해 이러한 사고발생을 감소시켜야 할 것으로 판단된다.

주/부도로에 설치된 좌회전 전용신호의 경우에는 사고 감소에 영향을 주는 것으로 도출되었다. 특히, 주도로의 경우에는 한계효과 측면에서 매우 탄력성이 높음을 알 수 있다. 신호의 경우에는 신호의 유·무와 더불어 현시(phase) 또는 신호주기(cycle length)도 주요한 요소이나 이 연구에서는 고려되지 못하였다. Stamatiadis, et. al.(2015)의 연구에서 알 수 있듯이 불필요한 현시 및 시간으로 인하여 교차로의 정체, 혼잡 및 안전을 감소시킬 수 있으니 향후 연구에서는 고려되어야 할 사항이다.

마지막으로 중앙분리대의 경우에는 흥미로운 결과가 도출되었다. 주도로에 설치된 중앙분리대는 사고의 감소에, 주/부도로의 중앙분리대의 길이는 사고증가에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 중앙분리대의 경우에는 반대편에서 운행하는 차량과의 상충을 차단하는 역할을 하는 반면, 중앙분리대의 존재 자체가 운전자에게 장애물(obstacle)로 작용하여 측면충돌(sideswipe)과 같은 사고로 이어질 수 있다.

4. 결론 및 향후 연구과제

본 연구에서는 부산광역시에 위치하고 있는 4지 신호 교차로에서 발생한 교통사고와 이에 영향을 미치는 요

소들을 분석하였다. 분석에 사용된 방법은 random parameter를 가산모형에 적용하여 랜덤 분포항을 통한 기존의 모형에서는 고려하지 못하였던 이질성을 고려한 모형을 구축하였다. 즉, 이질성을 가지는 변수의 경우, 평균값 및 랜덤 분포항을 통해 표준 편차값을 도출하고 이 두 값을 이용하여 도출된 %값을 통해 동일한 변수라도 모든 지점에서 사고발생에 동일한 영향을 미치지 않음을 알 수 있었다. 모형의 전체적인 설명력은 기존의 가산모형에 비해 미비하게나마 높은 것으로 나타났으며, 그 결과, 총17개의 변수 중 4개의 변수-부도로 교통량, 주도로에 존재하는 횡단보도, 그리고 교차로 중심에서 주/부도로 횡단보도까지의 거리는 random parameter를 가지는 것으로 나타나 이질성을 가지는 변수임을 알 수 있었고, 나머지 13개의 변수는 이질성을 가지지 않는 변수임을 알 수 있었다.

분석 결과에 따르면, 노출량과 관련이 있는 차로수, 교통량은 사고발생 증가에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 차량의 상충과 관련이 있는 변수 중, 주도로 유출입구 수, 주도로 우회전 전용 차로, 부도로 횡단보도 설치 유무, 중앙분리대의 길이는 교통사고 발생에 영향을 주는 것으로 나타났으며, 부도로 유출입구 수, 좌회전 전용차로 설치 유무 및 길이, 주도로 횡단보도 설치 유무 및 이격거리, 좌회전 전용 신호 설치 유무 및 주도로 중앙분리대 설치 유무는 교통사고 발생을 감소시키는 역할을 하는 것으로 나타났다.

기존 대부분의 논문에서는 고속도로 구간을 대상으로 random parameter를 이용한 모형을 적용하였으나 국내의 경우 교차로 구간에 대한 random parameter를 이용한 모형의 적용은 전무한 실정이다. 본 연구에서는 교차로에 대한 분석을 시도하였다는데 의의를 두고자 한다.

전통적인 가산모형에 random parameter를 도입한 의미있는 모형을 구축하였으나, 이 연구에서는 교통사고와 교통량을 제외한 기하구조 자료에 대해서는 교차로 개선사업 등으로 인한 변화를 반영하지 못하였다. 향후 연구에서는 기하구조에 대한 시간적인 변화까지 반영이 된다면 공간적인 특성과 더불어 시간의 변화 측면까지 고려된 이질성을 도출할 수 있을 것이다. 그리고 교차로뿐만 아니라 단일로까지 고려된 자료 수집 및 모형 구축이 가능하다면, 전체적인 네트워크 차원에서의 교통안전성 향상에 도움이 될 것으로 판단된다.

또한, 본 방법론을 이용하면 각종 교차로 개선사업 등에서 획일적인 안전시설물 설치 혹은 기하구조 변경이

아닌 교차로 지점의 특성을 반영한 필요한 시설물/기하 구조의 변경이 가능할 것으로 사료된다.

REFERENCES

- Abdel-Aty, M., Radwan, E., 2000. Modeling Traffic Accident Occurrence and Involvement, *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 32(5), 633-642.
- Bhat, C., 2003, Simulation estimation of mixed discrete choice models using randomized and scrambled Halton sequences, *Transportation Research Part B*, Vol.37(1), 837-855.
- Chin, H. C. and Quddus, M. A., 2003. Applying the random effect negative binomial model to examine traffic accident occurrence at signalized intersections, *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 35, 253-259.
- Engel, J., 1984. Models for Response Data Showing Extra-Poisson Variation, *Statistica Neerlandica*, Vol. 38(3), 159-167.
- Greene, W., 2007. *Limdep*, Version 9.0. Econometric Software Inc., Plainview, NY.
- Highway Safety Manual Knowledge Base, 2009, NCHRP 17-27.
- Jovanis P.P. and Chang, H.L., 1986. Modeling the Relationship of accidents to miles traveled, *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, Vol. 1068, 42-51, Transportation Research Board, Washington D.C.
- Lee, J., Mannering, F., 2002. Impact of roadside features on the frequency and severity of run-off-roadway accidents: an empirical analysis, Vol. 34, 149-161.
- Maher, M., 1991. A New Bivariate Negative Binomial Model for Accident Frequencies, *Traffic Engineering and Control*, Vol. 32(9), 422-433.
- Miaou, Shaw-Pin and Lum, H., 1993, Modeling vehicle accidents and highway at geometric design relationships, *Accident Analysis and Prevention* Vol. 25(6), 689-709.
- Miaou, S., 1994. The Relationship Between Truck Accidents and Geometric Design of Road Sections: Poisson Versus Negative Binomial Regressions, *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 26(4), 471-482.
- Milton, J., Shankar, V. and Mannering, F., 2008, Highway accident severities and the mixed logit model: an exploratory empirical analysis." *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 40(1), 260-266.
- Narayan Venkataraman, Gudmundur F. Ulfarsson, and Venky N. Shankar, 2013, Random parameter models of interstate crash frequencies by severity, number of vehicles involved, collision and location type, *Accident analysis and prevention*, Vol. 59, 309-318.
- Narayan Venkataraman, Venky Shankar, Gudmundur F. Ulfarsson, and Damian Deptuch, 2014, A heterogeneity-in-means count model for evaluating the effects of interchange type on heterogeneous influences of interstate geometrics on crash frequencies, *Anlytic methods in accident research*, Vol. 2, 12-20.
- N. S. Venkataraman, G. F. Ulfarsson, V. N. Shankar, J. Oh, and M. Park, 2011, Model of Relationship Between Interstate Crash Occurrence and Geometrics - Exploratory Insights from Random Parameter Negative Binomial Approach, *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 2236, 41-48.
- Panagiotis Ch. Anastasopoulos and Fred L. Mannering, 2009, A note on modeling vehicle accident frequencies with random-parameters count models, *Accident analysis and prevention*, Vol. 41, 153-159.
- Park, M. H., 2013. Relationship between Interstate Highway Accidents and Heterogeneous Geometrics by Random Parameter Negative Binomial Model-A Case of Interstate Highway in Washington State, USA, *Journal of the Korean Society of Civil Engineers*, Vol. 33(6), 2437-2445.
- Park M. H., Noh, K. S, Kim, J.M., 2014, Relationship Between Accidents and Non-homogeneous Geometrics: Main Line Sections on Interstate", *J. Korean Soc. Transp.* Vol.32(2), 170-178.
- Sarath C. Joshua and Nicholas J. Garber., 1990, Estimating truck accident rate and involvements using linear and Poisson regression models, *Transportation Planning and Technology*, Vol. 15(1), 41-58.
- Shankar, V. N., Mannering, Fl., Barfield, W., 1995. Effect of Roadway Geometric and Environmental Factors on Rural Freeway Accident Frequencies, *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 27(3), 371-379.
- Shankar, V., Mannering, F., and Barfield, W., 1995, Effect of Roadway Geometrics and Environmental Factors on Rural Freeway Accident Frequencies. *Accident Analysis and Prevention*. Vol.27(3), 371-389.
- Shankar, V. N., Albin, R.B., Milton, J.C., Mannering, F.L., 1998, Evaluation of median crossover likelihoods with clustered accident counts: an empirical inquiry using the random effect negative binomial model. *Transport. Res. Record*. 1635, 44-48.
- Stamatiadis, N., Hedges, A., and Kirk, A, 2015, A Simulation-based Approach in Determing Permitted Left-turn Capacities, *Transportation Research Part C*(online version).
- Train, K., 1998. Recreation Demand models with taste differences over people, *Land Economics*, Vol.74(2), 230-239.
- Washington, S., M. Karlaftis, and F. Mannering., 2010, *Statistical and Econometric methods for transportation data analysis*. Chapman Hall/CRC, Boca Raton, Fla.