

□ 論 文 □

空間自己回歸模型을 利用한 高速道路 交通事故 分析

(Traffic Accidents Analysis on Expressway using Spatial Autoregressive Model)

姜 炅 禹

(漢陽大學校 工學大學 交通工學科)

目 次

I. 序論	IV. 分析結果
II. 空間自己相關分析의 理論的 考察	V. 結論
III. 資料 및 分析方法	參考文獻

요 약

공간통계분석은 공간적으로 연계된 변수들간의 관계를 분석하는 통계분야이다. 일반적으로 공간적으로 연계된 변수들간의 관계는 각 변수간의 공간적 분포정도에 따라서 영향을 받는다. 전통적인 통계분석의 방법은 동질의 자료발생과정에 의하여 확률적으로 추출된 표본자료를 가정하고 있으나, 공간적인 자료는 이와 같은 동질의 자료발생과정의 가정을 부정한다. 교통류 및 교통사고 등과 같은 교통분야의 자료는 대부분 공간적인 상관관계에 의하여 추출된 이질적인 표본자료이며 따라서 공간상관관계를 동질적으로 가정한 전통적인 통계적 분석 방법은 오류를 범할 수 있다.

본 논문은 공간적인 관계를 고려한 공간자기상관 분석기법을 이용하여 고속도로상의 교통사고에 관하여 분석하였다. 분석의 결과에 의하면 4개 고속도로 중 경인고속도로를 제외한 3개의 고속도로상의 교통사고건수는 통계적으로 현저한 양의 공간적 상관관계가 있음을 알 수 있었다. 이에 따라 공간적 상관관계를 고려한 교통사고분석을 위하여 종속변수로 단위구간별 교통사고건수를 그리고 설명변수로서는 단위구간별 교통량, IC, 유무 및 화물차량비율을 이용하여 공간자기회귀분석을 시도하였다. 분석된 결과는 공간자기상관 관계를 고려한 모형이 전통적인 회귀식모형 보다 우수하였으며, 경부고속도로의 분석에서는 구간별 교통량과 화물차량의 비율이 호남/남해 고속도로의 경우에는 구간별 교통량과 IC, 유무가 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다.

I. 序 論

교통사고의 분석에 대한 연구는 그 동안 꾸준히 진행되어 왔으나, 기존의 국내 연구는 교통사고에 대한 시간적 요인과 공간적 요인에 대한 심층적인 분석이 결여되었다. 일반적으로 시간적인 자료에 대한 교통사고의 분석은 계량경제학(econometrics)의 시계열분석(time-series analysis)기법에 따라 이론적으로 분석되어 왔으나, 공간적인 요인에 대한 분석은 교통사고에 관련된 자료가 공간적인 것임에도 불구하고 공간적분석에 대한 이론적인 배경과 이에 따른 적절한 통계적 기법이나 자료의 수집에 대한 한계로 인하여 분석의 제한을 받아 왔다.

공간자료분석에 대한 이론적인 배경과 방법은 Cliff와 Ord (1973, 1981) 그리고 Paelink와 Klaassen (1979)의 선구적인 연구와 더불어 공간수리경제학(spatial econometrics)이라는 학문으로 1980대 이후 급속히 발전하고 있다. 그러나 공간자료분석의 필요성은 강조되고 있으나 이에 부응할 만한 실질적인 연구는 아직도 초기 단계에 머물고 있다.

공간분석의 유형으로서는 공간종속관계(spatial dependency), 시차에 의한 공간의존(spatial dependency with lag)과 공간가중행렬식(spatial weight matrix)의 선택에 관한 형태로 구분할 수 있다. 교통과 관련된 많은 자료들은 성격상 공간과 시간이 포함된 자료들이다. 즉 대부분의 교통사고의 자료는 사고지점의 절대적 또는 상대적 위치 등에 따라서 수집된다. 공간상관은 연속적인 공간 단위에서의 표본의 측정 오차에 대한 관계를 규정하는 것이며, 이에 따라 공간의 상호작용이론(spatial interaction theory), 공간확산과정(spatial diffusion process)과 공간위상결정(spatial hierarchic) 등에 관하여 실험적인 분석의 틀을 제공하여 주는 중요한 연구 분야이

다. 그러나 이와 같은 공간분석의 중요성에도 불구하고 Anselin 과 Griffith(1988)의 분석 결과에 의하면 1985년부터 1987년까지의 지역과학지(Journal of Regional Science), 지리분석지(Geographical Analysis) 및 환경과 계획(Environment and Planning A)에서 발표된 40편의 공간자료중에서 단지 3편만이 공간효과(spatial effect)를 심층적으로 분석하였다고 발표한바 있다.

이와 같은 제한적인 공간에 관한 실험적인 분석은 과거에는 공간분석의 이론적인 배경에 관한 학문의 발전과 실험적인 분석에 필요한 소프트웨어와 같은 분석도구의 불충분함에 기인한다고 판단된다. 특히 지금까지 공간자료의 분석에 필수적인 지리정보체계(geographical information system)의 이용이 일부분에 적용되었으나, 1990년대에 들어와서 GIS을 이용한 활발한 공간자료의 수집과 이론적인 발전 및 실험적 연구를 위한 소프트웨어(TRANSCAD/ARC/INFO)들의 개발과 더불어 많은 분야에서 활발히 연구되고 있다.

교통과 관련된 분야에서의 공간분석은 아직도 초기 단계이나 1990년대에 들어서 활발히 진행되고 있다. 즉, 교통류모형(Bolduc, Laferriere and Sautarossa; 1995, Morission; 1992, Bolduc, Dagenais and Gaudry; 1989), 교통사고분석(Loveday; 1992, Black; 1991), 포장공학(Lee and Oshima; 1994) 및 교통 수단별 개별행태모형(Pinkse and Slade; 1995)등에서 시도된바 있다.

연구의 목적은 공간자기상관분석에 대한 이론적인 배경을 정리하고 이를 우리나라의 고속도로 상의 교통사고 자료를 이용하여 공간자기상관을 추정하고 검증하며 이에 따른 공간자기상관을 고려한 공간자기회귀분석을 통하여 공간분석기법의 적용 가능성을 제시하는데 있다.

논문의 구성은 본 장에서는 공간자기상관관계의 연구배경을 그리고 다음 장에서는 공간자기상관 분석의 간단한 이론적인 배경을 소개하며, 제3장에서는 본 연구에서 이용한 자료 및 분석 절차에 관하여 기술하고 제4장에서는 경인, 경부, 호남/남해 및 영동/동해 고속도로의 1995년도 지점별 교통사고의 분석 결과를 기술하고 마지막장에서 결론을 도출한다.

II. 空間自己相關分析의 理論的 考察

전통적인 교통사고 분석에서 사용되는 일반적인 모형인 회귀분석을 고찰하면 다음과 같다.

$$y = x\beta + \epsilon \quad [1]$$

여기서,

y : 교통사고 건수, 사망자수 및 부상자수 등 종속변수

x : 인구, 자동차 등록대수, 도로연장 등 독립변수

ϵ : 전통적인 회귀 분석에서의 잔차²⁾

자기상관이란 시간(시계열자료) 또는 공간(횡단면자료)적으로 연속된 일련의 관측치들간

에 존재하는 상관관계로 정의할 수 있다. 그러나 교통사고의 원인을 분석하는데 있어서의 잔차를 공간자기상관(spatial autocorrelation)³⁾ 및 시간자기상관(temporal autocorrelation)⁴⁾의 관점에서 보면 식 [1]의 전통적인 회귀분석의 잔차 ϵ 는 공간적 및 시간적인 상관관계를 갖고 있다고 볼 수 있으며, 이에 따라 전통적인 회귀분석에서의 교통사고의 분석은 재고가 되어야 한다.

자기상관이 있는 경우에 전통적인 회귀분석을 그대로 적용하면 통상적인 방법으로 계산한 추정량과 이들의 분산에 자기상관을 허용하면 이들 추정량은 비효율적인 추정량이다 따라서 신뢰구간은 불필요하게 넓으며 유의성의 검정도 약화된다.⁵⁾

따라서 공간자기상관을 고려한 회귀식 [1]의 잔차항 ϵ 는 다음과 같은 형태로 표현될 수 있다.

$$\epsilon = \lambda W\epsilon + \mu \quad [2]$$

여기서 λ 는 공간자기상관계수, W는 공간가중행렬⁶⁾, 그리고 μ 는 전통적인 회귀 분석의 잔차항이다.

공간중속관계(spatial dependency)는 특정 지역에서의 공간체계의 한 공간단위가(지역, 존 등) 다른 공간단위에 영향을 주는 관계로 정의

1. 이 일병, 임 현연, "한국의 교통사고 예측모형개발에 관한 연구," 대한교통학회지, 제8권 1호 (1990) pp. 73-88.
2. 전통적인 회귀 분석에서의 잔차의 정의는 다음과 같다. i) 잔차 ϵ 는 정규 분포를 갖는다, ii) 오차 ϵ 은 그 평균값이 0이다, iii) 두개의 오차는 서로 독립적이다, iv) 오차 ϵ 은 어떠한 x값에서도 동일한 분산을 갖는다, v) 독립변수 x는 확률 변수가 아니다.
3. 고속도로나 국도의 어떤 특정한 지점에서의 발생 빈도가 타 지점보다 많거나 적은 현상을 도로의 기하 구조나 교통량과 같은 공간적인 상관관계를 갖고 있다는 개념.
4. 고속도로나 국도에서의 어떤 특정한 시간(야간이나 추석과 같은 경우)또는 기상 상태에 따라서 특정한 시간의 교통사고의 발생 빈도가 타 시간대보다 통계적으로 현저하게 많거나 적은 경우.
5. 자기상관이 초래하는 결과에 대하여는 Damodar Gujarati (1978), Basic Econometrics, McGraw-Hill, pp. 225-227 참조
6. 공간가중행렬(spatial weight matrix)의 정의는 여러 가지 형태로 표현 될 수 있다. 즉 인접한 공간과의 관계를 0,1로 표현하는 방법, 인접한 공간의 경계의 크기에 따라 표현하는 방법 등이다. 공간가중행렬의 자세한 내용은 Anselin(1988), pp. 16-24를 참조

되며, 공간종속관계의 한 형태로서 공간자기상관관계를 Moran(1948) 및 Geary(1954)는 공간단위에서의 근접성을 0,1로 표현될 수 있는 Binary Contiguity로 정의한바 있다. 즉, 공간종속관계 근접성을 연속적인 공간이면 1로 배정하고 단절되면 0으로 배정하는 행렬식으로 규정하여 공간가중 행렬식을 설명하였다. 이와 같은 단순한 Binary 연속성을 Cliff와 Ord(1973, 1981)은 두 공간의 관계를 일반화하는 공간가중행렬식으로 발전시켰으며 이것이 다음에 설명할 Cliff-Ord의 공간가중행렬이라고 한다.

Cliff-Ord의 일반화된 공간가중 행렬식을 정리하면 다음과 같다.

$$W_{ij} = [d_{ij}]^a \cdot [B_{ij}]^b \quad [3]$$

여기서 W_{ij} 는 공간 i 와 j 의 Cliff-Ord의 가중행렬, d_{ij} 는 공간 i 와 j 의 거리, B_{ij} 는 공간 i 와 공간 j 의 관련변수, 그리고 a, b 는 추정할 모수이다.

교통분야에서 보편적으로 이용되고 있는 중력모형(Gravity Model)의 관계식도 Bodson과 Peter(1975)가 제시한 공간간의 일반적인 접근성을 로지스틱함수로 표현한, 다음과 같은 식으로 표현 될 수 있다.

$$W_{ij} = \sum k_j \cdot \frac{a}{[1 + b \exp(-c/d_{ij})]} \quad [4]$$

여기서 k_j 는 j 지역에서의 비교 중요성, 그리고 a, b 및 c 는 추정될 모수이다.

시계열분석에서 일반적으로 사용되는 Box-Jenkins(1976)의 자기상관방법을 공간적인 개념

으로 이용한 것이 공간자기상관분석이다.

공간자기상관분석의 일반적인 모형을 정리하면 다음과 같은 식으로 요약될 수 있다. 즉;

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + x\beta + \epsilon \\ \epsilon &= \lambda W_2 \epsilon + \mu \end{aligned} \quad [5]$$

위의 식 [5]에서 β 는 $K \times 1$ 벡터이고 x 는 $N \times K$ 행렬, β 는 공간종속변수, λ 는 잔차 ϵ 에 대한 공간자기상관계수이다.

식[5]의 모수를 여러 형태로 제한하면 다음과 같은 특수한 형태의 식들을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{예 1: } (\rho=0, \lambda=0) \\ y &= X\beta + \epsilon \end{aligned} \quad [5-1]$$

위의 식[5-1]은 전통적인 선형회귀분석모형이고 공간에 대한 영향은 전혀 없다고 가정하 모형이다.

$$\begin{aligned} \text{예 2: } (\lambda=0) \\ y &= \rho W_1 y + X\beta + \epsilon \end{aligned} \quad [5-2]$$

위의 식[5-2]는 전통적 회귀모형과 공간회귀모형을 복합적으로 고려한 모형이다.

$$\begin{aligned} \text{예 3: } (\rho=0) \\ y &= x\beta + (I - \lambda W_2)^{-1} \mu \end{aligned} \quad [5-3]$$

위의 식[5-3]은 전통적인 회귀분석의 모형에 공간자기상관을 고려한 모형이다.

본 연구에서는 공간자료의 분석에서 가장 보편적으로 이용되고 있는 공간자기상관을 고려한 식[5-3]을 적용하였다.⁷⁾ 즉;

7. 보다 자세한 공간자기상관에 관한 이론적인 배경과 응용은 Luc Anselin(1988), PP. 81-84 을 참조하였다

$$y = x\beta + \epsilon$$

$$\epsilon = \lambda W\epsilon + \mu \quad [6]$$

식 [6]에서 λ 는 공간자기상관계수, W 는 공간가중행렬 그리고 μ 는 일정한 분산 σ^2 를 가진 전통적인 회귀분석의 가정을 만족한(independent identical distribution) 잔차항이다.

위의 식[5-3]에서 보여지는 바와 같이 공간자기상관계수 λ 가 0 이면($H_0: \lambda = 0$), 식 [6]은 전통적인 회귀분석이 유도되지만 λ 가 0 이 아니면 ($H_A: \lambda \neq 0$) 전통적인 회귀분석에서 추정량에 대한 검정과 통계량은 최우수선형불편성(best linear unbiased estimator)이 아니다. 따라서 공간자기상관계수 λ 에 대한 추정과 검정이 우선 선행되어야 한다.

위의 식 [6]으로 표현되는 공간자기상관분석의 통계량의 추정에는 보편적으로 Moran's I 통계량을 사용한다. Moran's I 통계량은 다음과 같이 표현된다.

$$I = \left[\frac{N}{S} \right] \cdot \frac{[\epsilon' W \epsilon]}{[\epsilon' \epsilon]} \quad [7]$$

위의 식 [7]에서 ϵ 는 전통적인 회귀식의 잔차벡터이고 W 는 공간가중행렬 N 은 관측수 그리고 S 는 공간가중행렬의 모든 요소의 합을 표준화한 값이다. 따라서 공간가중행렬 W 를 표준화(공간가중 행렬식의 열의 합을 1로 표준화)하면 식 [7]은 다음과 같이 단순화 될 수 있다.

$$I = \frac{\epsilon' W \epsilon}{\epsilon' \epsilon} \quad [8]$$

식 [8]에 대한 귀무가설($H_0: \lambda = 0$)은 공간

자기상관관계가 통계적으로 없음을 의미하며, Moran의 I통계량에 대한 분포는 Cliff-Ord(1972, 1973, 1981)의 개발한 Z값으로 검정할 수 있다.⁸⁾

$$Z_i = \frac{I - E[I]}{V[I]^{1/2}} \quad [9]$$

여기서 $E[I]$ 는 평균, 그리고 $V[I]$ 는 공간자기상관이 없다는 가정 하에 계산된 분산이다.

Moran의 I통계량의 값은 보통 -1 에서 +1 까지 분포되며 +1 과 -1에 가까운 값은 같은 종류의 값이 공간적으로 상관관계를 갖고 있으며 0에 가까운 값은 확률적으로 분포되어서 공간자기상관관계가 없음을 의미한다. 한편 Geary의 C 통계량은 공간자기상관관계를 검정하는 방법의 하나이며 일반적으로 0에서 2 까지 분포되며 0이나 2에 근접한 값은 공간자기상관관계가 통계적으로 유의한 수준에 있는 것을 의미하며 0에 가까운 값은 공간자기상관관계가 없음을 통계적으로 검정하는 방법이다.

III. 資料 및 分析方法

공간자기상관분석을 위해서 필요한 교통사고의 자료는 공간적인 내용을 포함하고 있어야 하나, 우리나라에서 발표된 교통사고 관련 통계 자료는 일반적인 내용만 포함하고 있어서 교통사고의 공간적인 상관관계(기하구조 및 교통량과의 연계)의 연구에는 도움이 되지 못한다.

연구에 이용한 자료는 한국도로공사에서 발표한 "1995고속도로 교통사고 통계"를 이용하며⁹⁾, 이 자료는 한국도로공사가 고속도로에서의 사고를 심층 분석하고 교통 및 안전 대책을 수

8. 보다 자세한 Z통계량의 검정 방법은 Anselin(1988) pp. 102-103을 참조.

9. 본 연구에서 사용한 자료는 1995년도 한국 도로공사에서 발표한 "95고속도로 교통사고 통계"를 이용하였으며, 고속도로의 교통사고에 통계자료에 대한 자세한 내용은 위의 보고서를 참조.

립하기 위한 기본 자료로 활용하기 위하여 유형별 사고원인 및 사고지점의 세부적인 분석 등 필요한 자료를 전산화한 자료이어서 본 연구를 위하여서는 적절한 자료로 판단된다. 특히 이 자료는 '95년도 연간 사고를 각 고속도로 노선별 100m 구간으로 구분하여 32가지 유형별로 구분하여 구체적으로 정리한 자료이다.

본 논문의 원래 목적은 고속도로상의 교통사고 분석을 공간 및 시간적 자기상관관계(spatial and temporal autocorrelation)로 구분하여 체계적으로 분석하려고 시도하였으나, 시간과 공간이 동시에 수집된 교통사고 자료가 미흡하여 공간 자기상관분석만 시도하였다. 공간자기상관분석을 위하여 각 고속도로를 구간별로 각 지점별 사고건수를 독립변수로 공간자기상관분석을 시도하였다.

공간자기상관의 결과에 따라서 공간자기상관을 고려한 공간자기회귀분석을 시도하였다. 공간의 구분은 분석의 편의를 위하여 경인고속도로는 1Km, 기타 고속도로는 5Km로 공간의 단위를 설정하였으며, 1995년 동안 각 고속도로상의 단위공간에서 발생한 교통사고 건수를 대상으로 분석하였다.¹⁰⁾

공간자기상관분석에 필요한 공간가중행렬식은 단순한 0, 1 binary 변수로 처리하였으며 공간단위에 따라서 다음과 같이 표현된다.

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \quad [10]$$

공간가중행렬식은 고속도로의 공간단위(1 km: 경인고속도로, 5 km: 기타 고속도로)로 구분하여 인접된 공간단위는 1, 기타는 0을 배정하여 작성된 단순공간가중행렬이다.

공간자기상관관계를 이용한 고속도로의 교통사고 분석의 절차는 다음과 같다.

- 1) 분석할 각 고속도로의 공간단위를 설정한다. 공간단위의 설정은 공간적 단위에 균일성과 분석대상의 선정 및 공간단위에 대한 자료의 수집 등 다양한 조건에 따라 결정되나, 분석의 편의상 비교적 단거리인 경인고속도로의 경우 1Km, 기타 고속도로의 경우 5Km를 기준으로 구분함.
- 2) 공간가중행렬을 식[10]과 같이 작성한다. 따라서 경인고속도로의 경우 24×24, 경부 및 호남/남해 고속도로의 경우 86×86, 그리고 영동/동해 고속도로의 경우 41×41 공간가중행렬이 된다.
- 3) Moran's I통계량을 식[8]에 의하여 구한다.
- 4) 3)에서 구해진 Moran's I를 식[9]의 Z값으로 공간자기상관의 유무를 통계적으로 검정한다.
- 5) 4)의 Moran's I 결과에 따라서 통계적으로 유의한 수준의 공간자기상관이 발견되면, 이를 고려하여 구간별 고속도로의 교통사고 건수를 종속변수로 하며 구간별 24시간 교통량, IC 유무 및, 총차량중 화물차량의 비율을 설명변수로 정하여 공간자기회귀분석을 시도하여 모형의 추정과 검정을 수행한다.

10. 단위공간의 설정은 연구의 목적과 자료의 수집정도에 따라서 결정되어지며, 본 연구에서 설정된 단위공간 내부에서의 도로의 기하구조(곡선여부 및 구배 등)는 동일한 것으로 간주하였다.

IV. 分析結果

연도별 고속도로의 교통사고 추이의 통계는 아래 <표 1>에서 보여지는 것처럼 교통사고 건

수의 증가는 1986-1995년간 1.26배 증가한 반면 사망자수는 3.26배 증가하고 있어서 고속도로의 교통사고의 치사율이 기타 도로와 비교하여 상대적으로 높음을 알 수 있다.

<표 1> 고속도로 교통사고 추이 (단위: 건수, 지수)

구분 \ 년		1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
교통사고	건수	5599	6841	7660	10973	7566	4984	5474	691	6654	7049
	지수	100	122	137	195	135	89	98	109	119	126
사망자	명	293	440	565	725	801	719	855	893	945	954
	지수	100	160	192	247	273	245	292	305	323	326
부상자	명	3492	4902	7626	5931	5863	4840	4932	5401	5577	5738
	지수	100	140	218	169	167	139	141	155	160	164
고속도로연장	Km	1415	1539	151	1551	1551	1597	1597	1602	1650	1824
	지수	100	109	110	110	110	113	113	113	117	129

자료: '95고속도로교통사고통계 ('86 - '95 실적), 한국도로공사, 1996.5

<표 2>는 1995년도 고속도로 노선별 교통사고의 통계이다. Km당(각 노선 2차선 환산기준) 발생건수는 경인 고속도로가 3.3건으로 가장 높고 경부고속도로가 2.2건으로 나타났다. 한편 사망자수는 Km당 호남/남해 고속도로가 0.4명

으로 다른 고속도로에 비하여 상대적으로 높게 나타났다. 그리고 부상자수에서는 Km당 영동/동해고속도로가 2.9명으로 가장 높게 나타났다.

제3장에서 수집된 1995년도 각 고속도로의 교통사고를 공간자기상관분석을 이용한 분석의

<표 2> 1995년도 노선별 고속도로 교통사고현황

구분 \ 노선		경인	경부	호남/남해	영동/동해
발생건수	건수	248	2490	2006	794
	Km 당	3.3	2.2	2.5	2.5
사망자	명	17	317	285	104
	Km 당	0.2	0.3	0.4	0.3
부상자	명	130	1983	1412	929
	Km 당	1.7	1.8	1.7	2.9

자료: '95고속도로교통사고통계 ('86 - '95 실적), 한국도로공사, 1996.5

〈표 3〉 고속도로의 교통사고분석에 대한 Moran's I 및 Geary's C 값

고속도로	Moran's I	Geary's C	비고
경인고속도로	0.1846 (1.1446)	0.7780 (-1.1570)	공간단위: 1 Km
경부고속도로	0.2027 (1.9954)*	0.7715 (-2.1441)*	공간 단위: 5 Km
호남/남해고속도로	0.3153 (3.3042)**	0.6694 (-3.1016)**	공간단위: 5 Km
영동/동해고속도로	0.2725 (1.9178)*	0.6923 (-2.020)*	공간단위: 5 Km

(): Z 값, * : 통계적 유의수준 5%, ** : 통계적 유의수준 1%

결과는 다음 〈표3〉과 같다.

위의 표〈3〉에서 분석된 1995년도 고속도로 교통사고의 공간자기상관관계에 의하면 경인 고속도로를 제외하고 경부, 호남/남해 및 영동/동해 고속도로상의 교통사고건수의 분석에서 공히 Moran's I 및 Geary's C값이 모두 통계적으로 5% 및 1% 유의수준에서 양의 공간자기상관관계가 있었다.¹¹⁾ 한편 통계적으로 현저한 양의 공간상관관계의 해석은 서론에서도 언급되었듯이 도로의 기하구조가 공간적 상관관계를 (사고지점의 분석에서 사고지점의 위치뿐 아니라 연계된 도로구간과의 상관관계) 보이고 있다

고 설명 될 수 있다.

위의 공간자기상관분석 결과에서 얻어진 내용을 토대로 하여 경부고속도로상의 교통사고에 관하여 분석한 전통적인 회귀식의 분석과 공간자기상관을 고려한 분석의 결과는 다음과 표〈4-7〉과 같다.¹²⁾

표 〈4,5〉는 경부고속도로의 구간별 교통사고를 구간별 총교통량(일 평균: 24시간), 구간별 I.C.의 유무 및 화물차량의 비율을 설명변수로 전통적인 회귀분석과 공간자기상관을 고려한 분석을 비교한 표이다. 표 〈4,5〉에서 보여지는 것처럼 전통적인 회귀분석에서는 경부고속도로

〈표 4〉 공간자기상관을 고려하지 않은 분석 (경부고속도로 교통사고건수)

설명변수	계수	표준오차	"T" 통계량
상수	-15.197	14.456	-1.051
구간별 교통량	0.0002	0.000048	4.142
구간별 IC 유무	2.692	2.088	1.299
구간별 화물차량비율	59.842	24.667	2.426
$R^2 = 0.215, \sigma^2 = 10.54, \lambda = 0$			

11. 경인고속도로의 경우 비교되는 다른 고속도로와 비교하여 단위구간별(1 km) 교통량과 화물차량의 비율의 변화정도가 비교적 일정하며 단위구간간의 교통사고건수도 비교적 균일함에 따라 공간자기상관이 없다고 판단된다.

12. 경부고속도로 교통사고모형의 상관행렬(correlation matrix)은 [교통량:화물차량비율: -0.8358], [교통량: I.C. 유무: 0.2478], [화물차량비율:I.C. 유무: -0.3891].

〈표 5〉 공간자기상관을 고려한 분석 (경부고속도로 교통사고건수)

설명변수	계수	표준오차	"T" 통계량
상수	-18,020	15,149	-1,195
구간별 교통량	0.0002	0.00004	4.047
구간별 IC 유무	2,889	1,355	2.132
구간별 화물차량비율	64,703	25,929	2,495
$R^2 = 0.865, \sigma^2 = 10.44, LL = -322,017, \lambda = 0.113$			

상의 교통사고가 구간별 총교통량 및 화물차량의 비율에 통계적으로 유의한 양의 관계를 갖고 있음을 알 수 있다. 그러나 구간별 IC의 유무에서는 전통적인 회귀식의 결과가 통계적으로 유의한 수준을 갖고 있지 못함에 반하여 표

〈5〉의 공간자기상관을 고려한 분석에서는 통계적으로 유의한 수준임을 보여주고 있다. 설명계수도 공간자기상관을 고려한 분석의 결과가 양호한 것으로 분석되었다.

표 〈6,7〉에서의 결과는 호남/남해 고속도로의 경

〈표 6〉 공간자기상관을 고려하지 않은 분석 (호남/남해고속도로 교통사고건수)

설명변수	계수	표준오차	"T" 통계량
상수	-7,709	12,642	-0.609
구간별 교통량	0.0003	0.0001	3,215
구간별 IC 유무	5,869	2,723	2,155
구간별 화물차량비율	48,859	33,554	1,456
$R^2 = 0.177, \sigma^2 = 11.89, \lambda = 0$			

〈표 7〉 공간자기상관을 고려한 분석 (호남/남해고속도로 교통사고건수)

설명변수	계수	표준오차	"T" 통계량
상수	-5,710	14,948	-0.382
구간별 교통량	0.0003	0.0001	2,206
구간별 IC 유무	7,279	2,299	3,166
구간별 화물차량비율	47,264	39,291	1,202
$R^2 = 0.704, \sigma^2 = 11.23, LL = -329.64, \lambda = 0.113$			

우도 경부고속도로의 경우와 마찬가지로 공간자기상관을 고려한 공간자기회귀 분석모형이 전통적인 회귀분석모형 보다 우수함이 증명되었다.¹³⁾

공간자기상관을 무시한 분석의 결과는 통상적인 유의성 검정 방법인 "t" 검정과 "F" 검정

을 더 이상 타당하지 못하며, 만약 이를 적용하게 된다면 추정된 회귀계수의 통계적 유의성에 대하여 심각하게 그릇된 결론으로 이끌 가능성이 있다.

13. 경인 고속도로의 경우는 공간자기상관계수의 검정결과 통계적으로 유의하지 못하였고, 영동/동해 고속도로의 경우는 경부 고속도로의 경우와 비슷하여 생략함.

V. 結論

최근에 급격히 진전되고 있는 교통분야에서의 공간자료의 분석에 이용되고 있는 공간자기상관분석을 1995년도 고속도로(경인, 경부, 호남/남해 및 영동/동해)의 교통사고를 분석하였다. 분석된 결과는 경인 고속도로를 제외하고 통계적으로 모두 현저한 양의 공간상관관계가 있음을 발견하였다. 따라서 고속도로상에서의 교통사고에 대한 사고분석의 모형에서는 기존의 모형들이 공간자기상관 관계가 없다는 단순한 가정보다는 공간자기상관에 대한 유, 무의 검정을 통하여 공간적인 분석이 철저히 시도되어야 하겠다. 이는 공간자기상관분석에 따라 분석 결과에 영향을 줄 수 있기 때문이다.

경부고속도로상의 공간자기상관분석을 고려한 모형과 전통적인 모형을 비교 분석함으로써 공간자기상관분석의 중요성을 강조하였으며, 공간자기상관분석은 시계열분석에서 보편적으로 이용되고 있는 D-W(Durbin-Waston d검정, h검정)검정에 따라서 Cochrane-Orcutt방법으로 처리하고 것과 비교하면 상당히 낙후된 실정이다. 본 논문에서는 제한적이지만 공간분석에 대한 이론적인 배경과 이의 적용을 통하여 교통분야에서의 공간자료의 수집이 활발하게 되고 있는 시점에 적용될 수 있는 모형을 제시하였다.

연구의 한계로서는 자료의 제한성 때문에 고속도로의 교통사고의 분석이 공간상관관계에 국한된 점이며, 보다 철저한 연구를 위해서는 시계열 자료 및 교통사고의 지점과 시간이 연계된 자료가 요구되며, 이에 따라 공간효과와 더불어 시간상관과 공간상관분석에 대한 연구가 필요하다. 또한 공간의 분석단위의 설정도 공간자기상관의 중요한 변수로 지적될 수 있으며, 본 연구에서 경인고속도로를 제외하고는 구간별 교통량의 변화에 따른 자료의 한계성으로

인하여 5Km를 단위공간으로 설정하였으나 5Km의 단위공간설정이 타당성이 있는가, 또는 단위공간의 설정에 따른 공간자기상관의 영향에 대한 분석은 추후연구과제로 남겨두었다. 다만 경인고속도로의 단위공간의 설정에 따른 공간자기상관 분석의 결과에 따르며 공간단위의 설정을 보다 넓은 5Km로 설정하여 분석한 결과 역시 공간자기상관이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석되었으나 이 결과가 모든 경우에 적용되는 것인가에 대하여는 분석하지 못하였다.

또한 서론에서도 언급되었지만 교통사고의 원인이 단순한 교통량과 도로의 기하구조 뿐만 아니라 운전자의 특성 및 도로구조의 공간적 상관관계, 기상조건과 같은 교통사고시의 시간적 요인 등 다양한 요인에 따라서 분석이 되어야 하며, 따라서 본 연구의 결과를 고속도로상의 교통사고의 원인을 규명하는 모형으로 확대 해석 하는 것은 배제되어야 하겠다.

參考文獻

1. Anselin, L. (1992) "Space and applied econometrics", Regional Science and Urban Economics, Vol. 22, pp. 307-316
2. Anselin, L. and D. A. Griffith, (1988), "Do spatial effects really matter in regression analysis?", Papers of the Regional Science Association, Vol. 65, pp. 11-34
3. Anselin, L. and S. Rey, (1991), "Properties of tests for spatial dependence in linear regression models", Geographical Analysis, Vol. 23, pp. 112-131
4. Anselin, L., (1988), Spatial econometrics: Methods and models, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht

5. Anselin, A. and S. Hudak (1992), "Spatial econometrics in practice: A review of software options", Regional Science and Urban Economics, Vol. 22, pp. 509-536
6. Black, W.R., (1991), "Highway Accidents: A Spatial and Temporal Analysis", Transportation Research Record, No. 1318, pp. 75-82
7. Bolduc, D., R. Laferriere and G. Santarossa, (1992) "Spatial autoregressive error components in travel flow models", Regional Science and Urban Economics, Vol. 22, pp. 371-385
8. Bolduc, D. and M. Ben-Akiva, (1991), "A multinomial probit formulation for large choice sets", Proceedings of the 6th International Conference on Travel Behavior, May, 22-24, Canada
9. Bolduc, D., M.G. Dagenais and M.J. Gaudry, (1989), "Spatially autocorrelation errors in origin-destination models: A new specification applied to urban travel demand in Winnipeg", Transportation Research B, Vol. 23, pp. 361-372
10. Cliff, A.D. and J.K. Ord, (1981) Spatial processes, models and application, Pion, London
11. Cliff, A.D. and J.K. Ord, (1972) "Testing for spatial autocorrelation among regression residuals", Geographical Analysis, Vol. 4, pp. 267-284
12. Griffith, D.A., (1988), "Estimating spatial autoregressive model parameters with commercial statistical packages", Geographical Analysis, Vol. 20, pp. 176-186
13. Lee, H., and H. Oshima (1994), "New Crack-Image Procedure using Spatial Autocorrelation Function", Journal of Transportation Engineering, Vol. 120(2), pp. 206-228
14. Loveday, J. (1988) "Spatial Modelling of Road Accident Data", in Mathematics in Transport Planning and Control, Institute of Mathematics & ITS Application Conferences, Series 38, pp. 433-446
15. Morrison, A. (1988) "Spatial Sampling Consideration Involved in Modelling Speeds on Rural Single Carriageway Roads in Scotland", in Mathematics in Transport Planning and Control, Institute of Mathematics & ITS Application Conferences, Series 38, pp. 169-182
16. Ord, J.K. (1975) "Estimation methods for models of spatial interaction", Journal of the American Statistical Association, Vol. 70, pp. 120-126
17. Paelinck, J. and L. Klaassen (1979), Spatial econometrics, Saxton House, Farnborough
18. Pinkse, J. and M. Slade, (1995) "A Simple Test for Spatial Correlation in Probit Models", Working Paper, The University of British Columbia
19. '95고속도로교통사고통계 ('86 - '95 실적), 한국도로공사, 1996.5