

□ 論 文 □

韓國의 交通事故豫測模型 開發에 關한 研究

(A Study on Development of Forecasting Model for Traffic Accident in Korea)

李 一 炳

(漢陽大學校 都市工學科)

林 憲 延

(漢陽大學校 都市工學科)

目

次

I . 序 論

2 . 交通事故推移

1 . 研究의 目的

IV . 交通事故豫測模型의 開發

2 . 研究의 範圍 및 方法

1 . 利用資料의 區分

II . 交通事故豫測의 理論的 考察

2 . 變數選擇

1 . 豫測方法의 發達過程

3 . 回歸式의 設定 및 回歸診斷

2 . 研究事例

4 . 模型定立

III . 社會의 與件의 變化와 交通事故推移

5 . 自動車保有臺數의 展望과 交通事故豫測

1 . 社會의 與件의 變化

V . 結 論

ABSTRACT

This study aims to develop a traffic accident forecasting model using the data, which are based on the past accidents in Korea. The regression analysis was used in conjunction with the variables of the traffic accidents and social behaviours.

The objectives of this study are as follows;

1. The number of vehicles has given a strong affect to increase the traffic accidents in Korea since a factor of vehicles has shown 86% over of total accidents.
2. The forecasting model regarding the traffic accidents, deaths and injuries, which was formulated for this study, proved to be useful in light of the results of the regression diagnostics.
3. It is expected that the traffic accidents in Korea in 1991 may take place as follows on condition that the traffic environment would worsen ; 274,000 cases of accidents with 13,600 deaths and 367,000 injuries, in 1994, 451,000 cases with 24,900 deaths and 71,500 injuries respectively.

I. 序論

1. 研究의 目的

韓國은 現在 自動車文化의 逆機能의 副產物인 交通事故로 因해 每年 多은 人命의 손실과 財產피해를 입고 있다.

이러한 交通事故의 原因은 1970年代 以後增加하기 시작한 交通量을 充分히 수용할 수 있는 交通施設의 미비와 自動車文化의 미정착, 運轉者의 運轉미숙 및 교통질서 미화립等의 복합적인 要因에서 그 原因을 찾을 수 있다.

이러한 交通事故의 심각성은 큰 社會問題로 대두되어 政府 및 民間次元에서 이에 對한 對策마련에 많은 노력을 기울임에도 불구하고 크게 미흡해 交通事故는 날로 增加하고 있다. 交通事故의 解決을 위해 重要하면서도 강조되어야 할 點은 事後對策보다는 적극적인 事前豫防策이 우선되어야 한다는 事實이다.

本研究의 目的是 韓國의 實情에 適合한 交通事故豫測模型을 開發하기 위한 것으로 이는 交通事故의豫測에 利用할 수 있으며 또한豫測한 資料는 交通事故에 對한 경각심 고취와 事故의 事前豫防을 위한 交通環境造成(教育·계몽 및 홍보활동강화, 交通需要調節, 수용능력의 確大, 不合理한 交通施設의 정비)의 마련과 이에 대한 必要性을 역설하는데 基礎資料로 活用할 수 있다.

2. 研究의 範圍 및 方法

本研究는 '62-'89年(28年間)의 全國 交通事故統計와 社會·經濟의 資料를 分析對

象으로 삼았으며 微視的分析(micro analysis)보다는 巨視的分析(macro analysis)을 하였다.

交通事故豫測을 위해서는 時系列分析(time series analysis)이나 SD(System Dynamics)方法을 適用할 수 있으나 本研究에서는 從屬變數와 獨立變數間의 關係를 記述·說明하고 從屬變數의 効率의 통제를 할 수 있으며, 從屬變數의 將來豫測을 實施하는데 우월성을 갖고 있는 回歸分析¹⁾을 試圖하였다. (SAS package使用)

實際로 回歸分析을 利用한 事故豫測模型開發은 英國의 스미드(Smeed, 1949)²⁾, 日本의 育藤和夫(1979)³⁾, 韓國의 김홍상(1987)⁴⁾ 等에 의해 行해진 바 있는데 이들은 人口數, 自動車保有臺數等의 社會的變數가 死亡者數에 큰 영향이 있음을 規明한 바 있다.

또한 本研究에서 開發한 模型을 利用해 交通與件의 變化가 現在와 같이 계속된다는前提下에서 將來 發生할 交通事故의 短期('90-'94年)豫測을 하였다.

II. 交通事故豫測의 理論的 考察

1.豫測方法의 發達過程

將來計劃의 樹立을 위해 대단히 重要한豫測은 주어진 狀況下에서 미래에 어떤 現象이 發生될 것인가를 나타내기 위한 方法이다.豫測하는 方法은 크게 量的의豫測方法과 質의豫測方法으로 나눌 수 있다.

이와같은豫測方法의 發達過程을 보면⁵⁾ 量的의豫測方法의 경우 '50年代 以前에는 回歸分析法(regression method)과 時系列分解法

註 1) 위에서 上述한 바와 같이 回歸分析의長點이 있는 反面에 獨立變數들間의 相關關係가 存在할 때 多重共線性(multicollinearity)等의 問題點과 變數選擇時 미세한 差異가 回歸係數에 있어서는 커다란 差異를 나타내는 短點이 있음.

註 2) R.J.Smeed, "The usefulness of Formulae in Traffic Engineering and Road Safety" Accid, Anal, & prev, vol. 4, 1972, PP. 303-312.

註 3) 齊藤和夫, “わが國における マクロ 分析の 研究” 交通工學, Vol.14, No.6, 1979, PP. 3-12.

註 4) 김홍상, 交通事故의 技術方法에 關한 研究, 서독 칼스루에 공과대학 박사학위 논문, 1987.

註 5) 金惠中, 時系列 分석, 東國大學校 出版部, 1989, PP. 2-3.

(time series decomposition method) 等이 開發되었으나 計算의 복잡성과 資料 수집의 어려움 때문에 政府 및 研究機關에서만 利用되어 왔다. 그러나 '50年代 중반부터는 컴퓨터의 發達로 計算이 간편해짐에 따라 豫測技法들을 쉽게 응용할 수 있게 되었으며, 특히 理論이 단순하고 計算이 간단한 지수평활법(exponential smoothing method)이 開發되어 豫測技法들을 보편화시켰다.

'60年代에 들어와 컴퓨터의 사용이 一般化됨에 따라 이에 對한 관심이 높아져 重回歸分析(multiple regression analysis)과 計量經濟模型(econometric model)에 의한 豫測技法들이 開發되었다.

이러한豫測技法의開發은 '70年代에 들어서면서 더욱 활발하였는데 박스(Box)와 젠킨스(Jenkins, 1976)는 기존의豫測理論들을 통합한 박스-젠킨스豫測方法을 제안하였다. 이方法은 거의 모든形態의時系列資料들을體系적으로分析할 수 있는豫測技法이며, '70年代의豫測技法들中에서豫測의 정확도가 탁월한 것으로 나타나現在 많이 使用하는技法中의 하나이다.

더욱이 '70年代 중반에는 박스-젠킨스가
開發한 ARIMA(autoregressive/integrated
moving average) 方法이 지닌 단점(計算 및
分析結果解석의 어려움)을 해결하기 위해 노
력한 結果 變形方法들을 開發해 時系列 模型
設定(modelling) 및 豫測을 한층 더 유효하게
하였다. 이러한 變形方法들中 대표적인 方法
으로는 AEP方法⁶⁾, kalman 필터링方法⁷⁾ 및
ARARMA模型⁸⁾에 의한 豫測方法이 있다.

質의인豫測方法은 '60年代와 '70年代에
와서야 그必要性이 강조되어 여러豫測技法
들을開發하기 시작하였다. '80年代초에 특히

많이 사용된 方法은 델파이(Delphi)方法과
cross-impact 行列에 의한 方法으로, 이런
豫測技法들은 大部分 과거 時系列資料들이
現在의 統計的 理論으로는 分析할 수 없는
形態를 가졌을때 장기추세(long-term trend)
를豫測할 수 있도록 고안된 技法들이다.

2. 研究事例

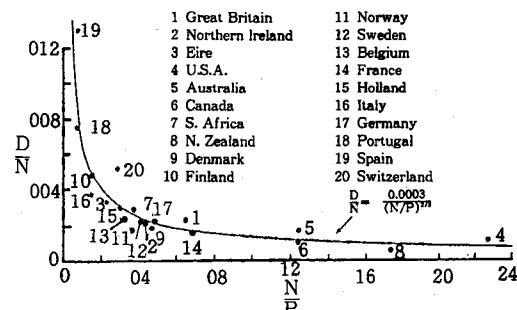
가장 많이 알려진 交通事故豫測模型은 英國의 스미드(Smeed, 1949)⁹⁾가 유럽 20個國의 38年度 事故統計를 利用해 定立한 스미드모형이다(〈그림 1〉 참조). 그는 事故死亡者數와 人口數 및 自動車臺數의 關係를 式 (1)과 같이 模型化하였다.

$$D = 0.0003(NP^2)^{\frac{1}{3}} \quad \dots \quad (1)$$

여기서, $D =$ 年間事故死亡者數(人),

N = 登錄自動車臺數(臺)

P = 人口數(人).



〈그림 1〉 1人當 自動車臺數와 10,000臺當
死亡者數의 關係

資料：Adams, J.G., "Smeed's Law : Some Further Thoughts" Traffic Engineering and control, 28(2), Febreuary, 1987, P. 70.

그후 英國의 아담스(1987)¹⁰⁾가 62個國 '78

註 6) AEP方法은 carbone와 longini(1977)에 의해 개발되었으며, 이것은 Makridakis와 Wheelwright(1977)에 의해 제안된適應필터링模型의 한 变形이다.

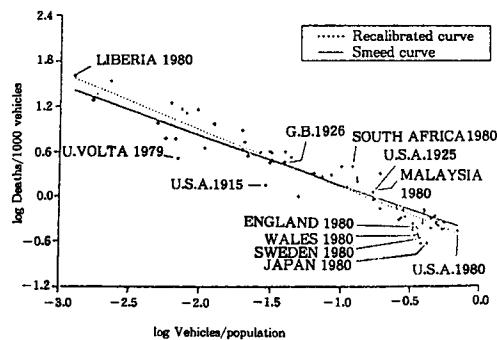
註 7) Kalman필터링方法은 Kalman(1960)에 의해 개발된 적응추정(adaptive estimation) 절차로써 AEP필터링과 함께 시계열 예측에 자주 사용되는 적응필터링의 한 模型이다.

註 8) ARARMA 模型 : 시계열 정상화를 위한 AR 模型 + 정상화된 시계열의 분석을 위한 ARMA 模型

註 9) R.J.Smeed, 전계서, P. 305

註 10) Adams, J.G., "Smeed's Law : Some Further Thoughts" *Traffic Engineering and Control*, 28(2), 1987.

-'80年의 交通事故資料를 사용해 自動車 1,000臺當 死亡者數와 人口當 自動車保有臺數의 關係를 위〈그림 2〉와 같이 線型으로 나타내었다.



〈그림 2〉 自動車 1,000臺當 死亡者數와 人口當 自動車保有臺數의 關係 ('78-'80年)

資料：上계서, P. 70

그런데 안드레센(Andreassen)¹¹⁾은 스미드에 의해 밝혀진 關係가 自動車化(motorization)의 水準이 相異한 國家들間의 死亡率을 比較하는 基準으로 使用하기는 어렵다고 주장하였다. 아담스 역시 完全한 比較의 標準보다는 死亡事故率을 展望하는데 도움이 있다고 생각하였다. (예를 들어 〈그림 2〉에서 보면 '80年에 말레이지아는 美國보다 自動車保有臺數當 約 3.5倍 以上的 높은 死亡率을 나타내었는데 이것은 '25年 美國의 死亡率과 거의 同一한 水準을 보이고 있다.)

齊藤和夫(1979)¹²⁾는 昭和 21~45年('46~'70年)의 資料中에 昭和 21~22年과 34~36年의 5年間을 除外한 20年間 資料로 最小自乘法을 利用해 다음 式 (2), (3)을 提示하였다.

$$\frac{D}{N} = 0.0003 \left(\frac{N}{P}\right)^{-0.6686} \dots\dots\dots (2)$$

$$\frac{D}{P} = 0.0003 \left(\frac{N}{P}\right)^{-0.3314} \dots\dots\dots (3)$$

여기서, D = 事故死亡者數(人),
N = 登錄自動車臺數(臺),
P = 人口數(人).

김홍상(1987)¹³⁾은 스미드가 利用한 '38年의 資料를 可視的으로 表現, 說明하기 위해 〈그림 3〉과 같이 3次元으로 표시하였다.

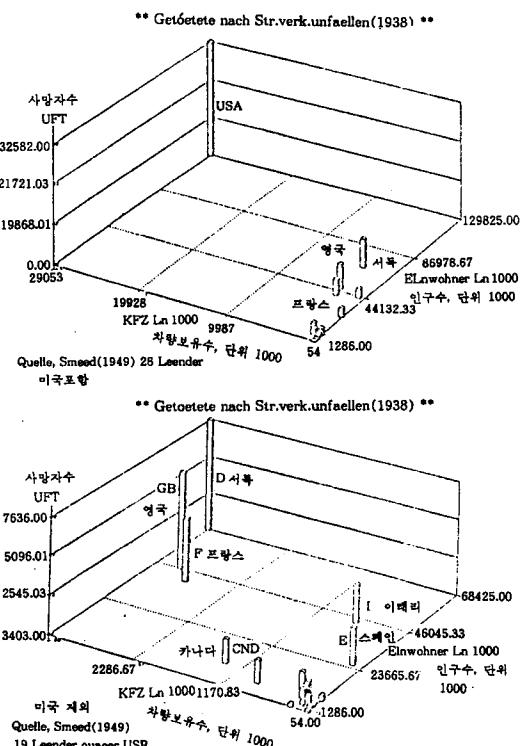


Bild 1.1 Getötetenzahl nach Einwohner und KFZ mit/ohne USA

〈그림 3〉 人口數와 自動車 保有臺數에 따른 交通事故 死亡者數(1938년)

資料：김홍상, 交通事故의 技術方法에 關한 研究, 서독 칼스루에 공과대학 박사학위논문, 1987, P.111.

註 11) 上계서, P.70.

註 12) 齊藤和夫, 전계서, P.6.

註 13) 김홍상, 전계서, P.111.

金은 工業國家中心의 19個國 '80年 交通事故統計를 利用하여 重回歸分析을 實施하였는데 (獨立變數; 人口數, 自動車保有數, 道路總延長距離, 國民總生產, 年走行距離, 國土面積, 2륜차를 제외한 車輛保有數, 政府예산中 道路交通部門이 차지하는 比率), 그 中 人口數 하나만으로도 決定係數 $R^2 = 0.9357$ 을 얻어 死亡者數의 94%를 說明하고 그外 變數들은 중복변수로 作用하였음을 알아냈다. 그는 또 가급적 많은 國家들을 모델에 포함시키기 위해 人口數, 自動車保有臺數, 道路延長距離, 道路交通部門의 예산액으로 獨立變數의 數를 감소시켜 43個國을 포함시켰고 그 結果 自動車保有臺數 하나만으로 交通事故 死亡者數의 95%를 說明하고 그外 變數는 決定係數를 1%以上 올리는데 기여하지 못하였음을 밝혀냈다.

또한 그는 同一資料를 가지고 3個의 獨立變數(人口數, 自動車保有臺數, 道路延長距離)로 59個國을 모델에 포함시켜 다음과 같은 線型 및 指數모델을 제시하였다.

$$UFT = 770.5 + 0.0446(E) + 0.23898(KFZ),$$

$$R^2 = 0.932 \dots \quad (4)$$

$$UFT = 0.00048266(E)^{0.66646} (KFZ)^{0.29192},$$

$$R^2 = 0.873 \dots \quad (5)$$

여기서, UFT : 死亡者數,

E : 人口數(1,000人當),

KFZ : 自動車臺數(1,000臺當)

위의 回歸式 (4), (5)를 '80年의 交通事故死亡者數豫測의 世界的인 모델로 提示하였고 線型모델의 決定係數가 指數모델보다 높음을 밝혀냈다.

III. 社會的與件의 變化와 交通事故推移

交通事故는 社會的與件의 變化와 밀접한 관계가 있다. 韓國에 있어서 '62-'89年(28年間)의 社會的與件과 交通事故를 살펴보았고(表 1 참조), 이를 다음 〈그림 4〉와 같이 나타내었다.

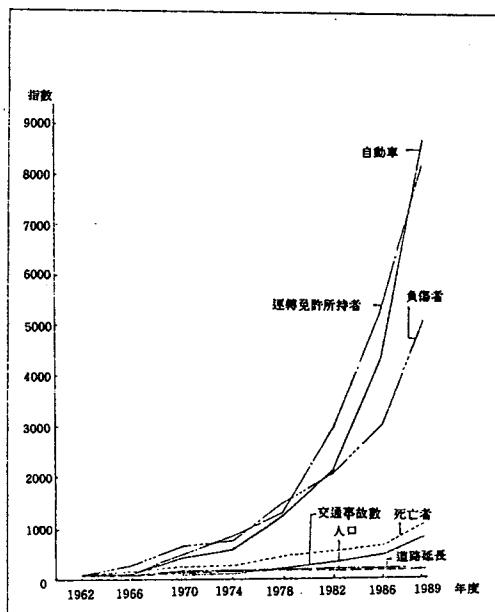
〈表 1〉

年度別 社會的與件과 交通事故

年 度 區 分		1962	1966	1970	1974	1978	1982	1986	1989	年平均增加率 (%)
(件)	交通事故發生件數			31,260	34,339	65,188	101,528	153,777	255,787	12.18
	指數	-	-	100	109	208	325	492	818	
(名)	死亡者數	1152	1983	3,069	3,115	5,114	6,110	7,702	12,603	9.95
	指數	100	172	266	270	444	530	669	1,094	
(名)	負傷者數	6,486	18,750	42,830	48,074	91,464	130,605	193,734	325,896	16.31
	指數	100	289	660	741	1,410	2,014	2,987	5,025	
(臺)	自動車保有臺數	30,814	49,133	128,298	177,506	384,536	646,996	1,309,434	2,660,212	18.33
	指數	100	159	416	576	1,248	2,099	4,249	8,633	
(千名)	人口數	26,513	29,436	32,241	34,692	36,969	39,326	41,184	42,380	1.75
	指數	100	111	122	131	139	148	155	160	
(名)	運轉免許所持者數	88,616	138,778	403,318	711,253	1,144,293	2,581,310	4,651,867	7,190,467	18.12
	指數	100	157	455	803	1,291	2,913	5,249	8,114	
(km)	道路延長距離	27,169	34,476	40,244	44,177	45,955	53,935	53,653	56,481	2.96
	指數	100	127	148	163	169	199	197	208	

註) * 交通事故發生件數는 人命事故件數만을 고려한것임.

* 本表의 作成을 위해 '90 交通事故統計(治安本部)를 利用하였음.



〈그림 4〉 年度別 社會的與件과 交通事故推移 ('62-'89年)

註) ① 交通事故數는 '70-'89년의 事故統計資料임.

1. 社會的與件의 變化

1) 人口

'63年に 2.83%였던 人口增加率이 '89년에는 0.96%로 둔화해(62年 以後 年平均 1.75 %) '89년의 人口는 42,380千名으로 나타났다.

이는 '62年 26,513千名에 比해 約 1.6倍 增加한 것으로 이와같은 人口增加率의 저하 현상은 높은 人口密度를 갖고 있는 우리로서는 바람직한 현상이나 大都市의 人口편중으로 因한 問題는 계속되고 있다.

2) 自動車保有臺數

韓國의 自動車臺數는 '62年 以後 年平均 18.33%를 보이면서 계속적으로 증가해 '62年에 30,814臺이던 것이 '89년에는 2,660,212臺로 무려 86.3倍가 增加하였다.

이는 16名당 1대, 4가구(1가구 4人 기준) 당 1대이며, 또한 '88년에 比해 30.69%가 늘

어난 것으로 이와같은 自動車의 增加推移는 일정期間동안 지속될 것으로 전망된다.

3) 運轉免許所持者數

韓國의 運轉免許所持者數는 年平均 18.12 %씩 증가해 '89年에는 7,190,467名으로 나타났는데, 이는 '62년 88,616名에 比해 81.1倍 '88年에 比해 1.2倍 증가한 것으로(6名中 1人이 운전면허를 所持), 이와같은 增加推移는 앞으로도 계속될 展望이다.

4) 道路延長距離

'62年 以後 年平均 2.96%씩 道路延長이 늘어나 '89年에는 56,481km로 나타났다. 이는 '62年에 比해서는 2.1倍, '88年에 比해 1.01倍 증가한 것으로 매년 막대한 예산을 투자하여 道路建設을 推進하고 있으나 自動車의 增加率에 比해 아직도 부족한 실정이다.

2. 交通事故推移

自動車의 增加에 따라 每年 增加한 交通事故의 發生現況을 보면 〈表 1〉, 〈그림 4〉에서 제시한 바와 같이 '89年에 255,787件이 發生 하여 12,603名이 死亡하고 325,896名이 부상하였다(이것은 166名 中 1人이 交通事故를 당해, 3,363名 中 1人이 死亡하고, 130名中 1人이 負傷한 것임). 이는 '88年보다 發生件數에서는 13.7%, 死亡 8.9%, 負傷 13.3%가 增加한 것이다. 이것은 또한 1日 平均 701件이 發生하여 35名이 死亡하고 893名이 負傷을 입은 것으로 1時間에 29件이 發生해 1.5名이 死亡하고 37名이 負傷한 것이다.

IV. 交通事故豫測模型의 開發

1. 利用資料의 區分

利用하고자 하는 交通事故統計資料는 人命事故件數가 區分되는 '70-'89년의 事故統計資料와 '62-'89년의 死亡者數 및 負傷者數의 統計資料이다. 〈그림 4〉에서 보면 韓國의

交通事故發生推移는 두개의 경향으로 나누어졌다. 즉 交通事故發生件數와 負傷者數는 '86年을 前·後한 年代로, 死亡者數는 '87年을 前·後한 年代로 区分되었다. 本研究에서는 交通事故推移를 長期推移와 短期推移(最近推移)로 나누어 각각에 對한豫測模型을 開發하고자 하며 이를 위해 '86年, '87년까지를 長期推移로 하고, '86年 以後에는 資料의 數가 적기 때문에 分析이 어려워 交通事故推移를 고려해 '80年 以後를 短期推移로 区分하였다.

1) 長期推移에 의한 年代區分

- 交通事故發生件數 : '70-'86年代
- 死亡者數 : '62-'87年代
- 負傷者數 : '62-'86年代

2) 短期推移에 의한 年代區分

- 交通事故發生件數, 死亡者數 및 負傷者數 : '80-'89年代

2. 變數選擇

本研究에서는 交通事故發生件數, 死亡者數와 負傷者數를 從屬變數로 하였고, 社會·經濟的인 要因을 獨立變數로 하였다.

1) 獨立變數의 選擇

(1) 一次獨立變數의 選擇

交通事故發生에 영향이 있다고 判斷되는 人口數, 運轉免許所持者數, 二輪車를 제외한 自動車保有臺數, 道路延長, 교통경찰관수, 포장길이, 國民總生產, 교통단속건수, 수송인원, 수송인·km, 화물수송량, 화물수송·km, 人口密度, 道路密度等의 15個變數를 獨立變數로 하고 從屬變數로 선정한 交通事故發生件數(Accident), 死亡者數(Death), 負傷者數(Injury)들과의 相關分析을 다음 <表 2>와 같이 하였다.

위 <表 2>의 結果에 따라 一次獨立變數의 선택을 하였는데

<表 2>

從屬變數와 獨立變數間의 相關關係

獨立變數 從屬變數	交通事故發生件數	死亡者數	負傷者數
수송人員	0.96339	0.99028	0.98285
수송人·km	0.92772	0.97948	0.96322
포장길이	0.98503	0.97747	0.99037
人口密度	0.95938	0.96884	0.94854
人口數	0.95222	0.96751	0.94558
貨物輸送量	0.85629	0.95085	0.92534
自動車保有臺數	0.98982	0.94573	0.97878
貨物輸送·km	0.84243	0.94436	0.92078
運轉免許所持者數	0.98873	0.94082	0.97705
道路延長	0.90471	0.92124	0.89643
道路密度	0.90239	0.91984	0.89575
國民總生產	0.97208	0.90390	0.95004
團束件數	0.85005	0.88964	0.88969
交通警察官數	0.89467	0.80142	0.88325

註) 交通事故發生件數와 獨立變數의 相關分析에 利用한 資料는 '70-'86年的 資料이며, 死亡者數 및 負傷者數와 獨立變數의 相關分析에 利用한 資料는 '62-'86年的 資料이다.

- 위 (表 2)에서 보면 수송인원·수송
인·km, 화물수송·km 等은 종속변수
와 0.84以上의 상관을 보이고 있으
나, 個人用 車輛에 대한 자료의 불충
분으로 분석이 어려워 채택하지 않
았고,
- 포장길이, 단속건수, 교통경찰관수
等은 종속변수와 0.80以上의 정(+)
상관을 보이고 있으나 보다 충분한
자료를 가지고 심층적인 分析이 要
구되기 때문에 고려대상 변수에서

除外하였으며,

- 人口보다는 人口密度의 상관관계가
약간 크게 나타났으나 기존연구와의
비교검토를 위해 인구를 우선하였다.

따라서 一次로 선정된 獨立變數는 人口數
(Population), 自動車保有臺數(Vehicle), 運轉
免許所持者數(License), 道路延長距離(Road),
國民總生產(GNP)의 5個變數였으며 이들 相
互間의 相關行列(correlation matrix)은 다음
(表 3)과 같았다. 이를 보면

(表 3)

相 關 行 列

獨立變數	POPULATION	LICENSE	VEHICLE	ROAD	GNP
POPULATION	1.00000 (0.0000)				
LICENSE	0.85234 (0.0001)	1.00000 (0.0000)			
VEHICLE	0.79988 (0.0001)	0.98751 (0.0001)	1.00000 (0.0000)		
ROAD	0.98417 (0.0001)	0.81102 (0.0001)	0.75759 (0.0001)	1.00000 (0.0000)	
GNP	0.84137 (0.0001)	0.99210 (0.0001)	0.97033 (0.0001)	0.79452 (0.0001)	1.00000 (0.0000)

註) ()안은 모집단 상관계수 ρ 가 0이라는 H_0 의 가설이 채택될 確率을 나타낸 것임.

運轉免許所持者數와 國民總生產의 相關이
0.99210으로 가장 높고 그 外 變數들간의 相
關도 0.75以上 임을 알수 있다.

(2) 二次獨立變數의 選擇

一次로 선정한 獨立變數中에서 최종의 變
數組合을 導出하기 위해 變數選擇方法인 모

든 可能한 回歸(all possible regression)와 ①
變數增加法(forward selection method), ②變
數減少法(backward elimination method), ③
變數增減法(stepwise method)을 實施한 結果
각 推移에 따른 年代別 獨立變數를 (表 4)와
같이 選擇하였다.

(表 4)

交通事故推移에 따른 年度別 獨立變數

推移 區分	年 代	從屬變數	獨立變數
長 期 推 移	'62 - '87	死亡者數	人口數(Population)
	'62 - '86	負傷者數	人口數(Population)
	'70 - '86	交通事故發生件數	自動車保有臺數(Vehicle)
		死亡者數	"
短 期 推 移	'82 - '89	負傷者數	"
		交通事故發生件數	"
		死亡者數	"
		負傷者數	"

3. 回歸式의 設定 및 回歸診斷

1) 回歸式의 設定

(表 4)를 利用해 線型回歸式과 指數回歸

式으로 回歸分析한 結果 이들 回歸式中 보다有意성이 높은 回歸式을 다음 (表 5)와 같이導出하였다.

(表 5)

交通事故推移에 따른 年代別 回歸式

推移 區分	年 代	從屬變數	獨立變數	式의形態	回 歸 式	r^2 (決定係數)	
長 期 推 移	'62-'87	死亡者數	人口數	指 數	$D = 0.001822(P)^{4.098}$	0.9797	
	'62-'86	負傷者數	人口數	指 數	$I = 0.001113(P)^{7.254}$	0.9749	
	'70-'86	交通事故發生件數	自動車保有臺數	指 數	$A = 8.209(V)^{0.70}$	0.9837	
短 期 推 移	'82-'89	死亡者數	自動車保有臺數	指 數	$D = 17.415(V)^{0.438}$	0.9716	
		負傷者數	自動車保有臺數	指 數	$I = 18.925(V)^{0.659}$	0.9878	
		交通事故發生件數	自動車保有臺數	指 數	$A = 19.55(V)^{0.64}$	0.9865	
		死亡者數	自動車保有臺數	線 型	$D = 3933.71 + 0.003199(V)$	0.8610	
		負傷者數	自動車保有臺數	線 型	$I = 72,886 + 0.097651(V)$	0.9848	

註) • A, D, I, P, V는 交通事故發生件數(Accident), 死亡者數(Death), 負傷者數(Injury), 人口數(Population), 自動車保有臺數(Vehicle)의 略字임.
 • '62-'87年代의 死亡者數回歸式에서 獨立變數 P의 單位는 1백만명當이고 '62-'86年代의 負傷者數回歸式에서 P의 單位는 3백만명當임.
 • 각各의 回歸式에서 自動車保有臺數를 나타내는 V의 單位는 1臺當임.

2) 回歸診斷(regression diagnostics)

위 (表 5)와 같이 設定한 回歸式의 有意性

여부를 檢定하기 위해 實施한 回歸診斷結果는 다음 (表 6)과 같다.

(表 6)

交通事故推移에 따른 年代別 回歸式의 回歸診斷結果

推移 區分	年 代	從屬變數	獨立變數	式의形態	VIF	d-檢定 統計量	F-檢定의 有意確率	T-檢定의 有意確率	標準化除外殘差 $t_{(-i)}$ 의 範圍	
長 期 推 移	'62-'87	死亡者數	人口數	指 數	1	0.856	0.0001	0.0001	± 2.1	
	'62-'86	負傷者數	人口數	指 數	1	0.401	0.0001	0.0001	± 2.2	
	'70-'86	交通事故發生件數	自動車保有臺數	指 數	1	1.539	0.0001	0.0001	± 2.7	
短 期 推 移	'82-'89	死亡者數	自動車保有臺數	指 數	1	1.394	0.0001	0.0001	± 2.2	
		負傷者數	自動車保有臺數	指 數	1	1.721	0.0001	0.0001	± 2.6	
		交通事故發生件數	自動車保有臺數	指 數	1	1.901	0.0001	0.0004 0.0001	± 2.0	
		死亡者數	自動車保有臺數	線 型	1	2.325	0.0009	0.0027 0.0009	± 4.0	
		負傷者數	自動車保有臺數	線 型	1	2.611	0.0001	0.0001	± 4.0	

註) • VIF(분산 확대인자 : Variance Inflation Factor) • d-檢定統計量은 Durbin-Watson의 檢定統計量임.
 • '82-'89年代 交通事故發生件數와 死亡者數의 T-검정 有意確率中 뒷部分과 아랫部分은 절편함과 獨立變數項의 母數推定值에 對한 有意確率을 나타낸것임. 그外 回歸式에서는 절편함과 獨立變數項의 有意確率이 同一하였음.

위 (表 6)을 토대로 각項目別回歸式의妥當性検討를 하였다.

(1) 多重共線性(multicollinearity)의 檢討

多重共線性¹⁴⁾의 存在有無는 분산확대인자 VIF로 알 수 있다¹⁵⁾.

(表 6)에서 각回歸式의 獨立變數가 단일변수이기 때문에 분산확대인자 VIF는 1이 된다. 따라서 각回歸式에는 多重共線성이 存在하지 않는 것으로 判斷된다.

(2) 誤差의 自己相關(autocorrelation) 檢討

(表 6)의 長期推移('62-'87年, '62-'86年)에 있어서 死亡者數와 負傷者數의 d檢定統計量은 각각 0.856, 0.401이고有意水準이 $\alpha=0.01$ 일 때 檢定統計量 $d^{16)}$ 의 下限(low limit) d_L 은 1.13이므로 ($d < d_L$)陽의 自己相關이 存在하였고 그의回歸式은 檢定統計量 d의 上限(du) 1.07과 1.15를 輝선上廻해 自己相關에 의한 問題는 없는 것으로 밝혀졌다. (따라서 오차항은 서로 독립이라고 할 수 있다)

(3) F-및 T-檢定의 有意性検討

① F-檢定結果 短期推移('82-'89年) 中

에서 死亡者數回歸式은 0.0001로 매우 작게 나타났다. 따라서 導出한回歸式은 신뢰성이 있다고 할 수 있으며, ② T-檢定에서 도 절편항, 독립변수항의 有意確率이 0.27%以下이기 때문에 提示한回歸式은 적합성이 인정되었다.

(4) 残差分析(residual analysis)

短期推移('82-'89年)에서 死亡者數와 負傷者數回歸式의 標準化除外殘差 $t_{(-i)}^{17)}$ 범위는 ((表 6) 참조) ±4.0으로 ±3.0을 초과해 異常值가 存在함을 알 수 있다. 즉 死亡者數回歸式의 경우 '87年以外 年度의 標準化除外殘差 $t_{(-i)}$ 는 ±1.5의 범위에서 安定을 보이고 있는데 '87年은 -3.9948을 나타내 異常值로 밝혀졌다. 또한 負傷者數回歸式에서도 '88年을 除外한 年度의 標準化除外殘差 $t_{(-i)}$ 는 ±1.3의 범위에서 等 分布를 하였으나 '88年에 3.5833을 보여 역시 異常值임이 判明되었다. 그런데 負傷者數回歸式은 '88年이 異常值임에도 불구하고 決定係數가 0.9848로 매우 높은 說明力を 나타냈으나 死亡者數回歸式은 異常值가 중심에서 벗어난 정도가 커서 결정계수가 0.8610으로 다른回歸式보다 說明力이 낮

註 14) 多重共線性이란 獨立變數間의 完全한 혹은 거의 完全한 線型從屬(linear dependency)의 관계를 의미한다.

註 15) 분산확대인자 VIF가 10보다 크면 多重共線性에 의한 問題가 있다고 본다.

註 16) 檢定統計量 d는 Durbin과 Watson에 의해 제안된 檢定방법으로 自己相關의 존재유무를 판정하는 방법이다.

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n (e_i)^2}, \text{ 여기서: } e_i = Y_i - \hat{Y}_i, \quad Y_i: \text{관측치}, \hat{Y}_i: \text{예측치}$$

註 17) 残差分析時 残差 r_i ($Y_i - \hat{Y}_i$)보다는 표준화잔차인 t_i , 또 t_i 보다는 다음式과 같은 표준화제외잔차 $t_{(-i)}$ 를 이용하는 것이 합리적이다.

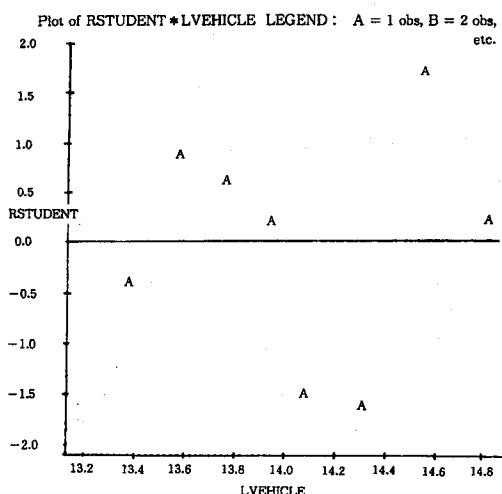
$$t_{(-i)} = \frac{r_i}{\hat{\sigma}_{(i)} \sqrt{1-h_{ii}}}$$

여기서, $t_{(-i)}$ =표준화제외잔차, $\hat{\sigma}_{(i)}=i$ 번째 관측치를 제외하였을 때 일어지는 오차항분산추정치 $\hat{\sigma}_{(i)}$ 의 제곱근

$$r_i = \text{殘差}, \quad h_{ii} = \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2}, \quad (i=1, \dots, n)$$

았다. 이들 회歸式에서 存在한 異常值를 除外하고 分析하면 결정계수가 現在의 0.9848, 0.8610보다 훨씬 높아질 것으로 판단되나 결정계수가 0.86 以上이고 F-및 T-檢定의 有意確率이 0.27%로 매우 有意하며 年度('82-'89年)를 분석하기 위해 포함시켰다. 回歸式의 分散이 等分散하는 가를 檢定하기 위해서는 獨立變數와 標準化除外殘差 $t_{(-i)}$ 를 XY-平面위에 그려봄으로써 알 수 있다.

短期推移('82-'89年: 8년간)에 있어서 交通事故發生件數에 對한 指數回歸式의 標準化除外殘差 $t_{(-i)}$ 와 獨立變數인 自動車保有臺數의 關係를 나타낸 것이 (그림 5)이다.



(그림 5) 標準化除外殘差와 自動車保有臺數의 關係(交通事故發生件數의 指數回歸式)

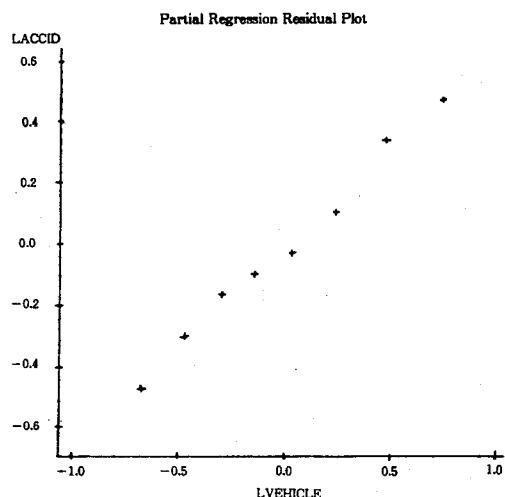
註) RSTUDENT는 標準化除外殘差 $t_{(-i)}$ 이고 LVEHICLE은 Log(VEHICLE)임.

위 (그림 5)를 보면 標準化除外殘差 $t_{(-i)}$ 는 0을 중심으로 ± 2.0 의 범위에서 비례적 等分散을 보이고 있으며 標準化除外殘差와 自動車保有臺數間에 特別히 規則의 關係는 發見되지 않았다. 그 외 年代의 回歸式에서도

特異한 點은 눈에 띄지 않았다.

(5) 線型性 檢討

線型性 檢討를 하기 위해 提示한 回歸式中에서 短期推移('82-'89年)의 交通事故發生件數와 自動車保有臺數間에 偏회귀(partial regression)를 그린 것이 (그림 6)이다.



(그림 6) 交通事故發生件數와 自動車保有臺數의 關係('82-'89年)

註) LACCID는 Log(ACCIDENT)이고 LVEHICLE는 Log(VEHICLE)임.

위 (그림 6)을 보면 對數(log)를 취한 두 变數間에 線型關係가 아주 높고 영향력이 큰 관측치와 异常值는 存在하지 않았다. 또한 다른 回歸式에서도 이와 유사해 特異한 點은 없었다.

4. 交通事故豫測模型 定立

<表 5>에 提示한 回歸式의 診斷結果 多重共線性의 問題는 없는 것으로 밝혀졌고 F-및 T-檢定, 線型性檢討에서 有意하였으나 長期推移('62-'87年, '62-'86年) 死亡者數 및 負傷者數의 回歸式에서 陽의 自己相關이 存在하였으며, 短期推移('82-'89年) 死亡者數와 負傷者數回歸式에서 '87年과 '88年的 標準化

除外殘差 $t_{(-i)}$ 가 ±3 을 초과해 異常值로 밝혀졌다. 그의 回歸式은 信賴性이 있는 것으로判明되었다.

이상을 綜合하여 볼때 長期推移에 있어서는 '70-'86년의 回歸式이 短期推移에서는 '82-'89년의 回歸式¹⁸⁾이 有意한 것으로 料되었다. 따라서 本 研究에서는 다음 式 (6)~(11)을 韓國의 短期(5年以内) 交通事故豫測模型으로 定立하였다.

・ 長期推移('70-'86年)

$$\text{交通事故發生件數 } A = 8.209(V)^{0.70} \\ (R^2=0.9837) \quad \dots \dots \dots \quad (6)$$

$$\text{死者者數} \quad D = 17.415(V)^{0.438} \\ (R^2=0.9716) \quad \dots \dots \dots \quad (7)$$

$$\text{負傷者数} \quad I = 18.925(V)^{0.659} \\ (R^2=0.9878) \quad \dots \dots \dots \quad (8)$$

• 短期推移('82-'89年)

$$\text{交通事故發生件數 } A = 19.55(V)^{0.64} \\ (R^2=0.9865) \quad \dots \dots \dots \quad (9)$$

$$\text{死亡者數 } D = 3933.71 + 0.003199(V) \\ (R^2=0.8610) \quad \dots \quad (10)$$

$$\text{負傷者数 } I = 72,886 + 0.097651(V) \\ (R^2=0.9848) \quad \dots \quad (11)$$

註) A : 交通事故發生件數(Accident),
D : 死亡者數(Death), I : 負傷者數(injury),
V : 自動車保有臺數(Vehicle)

定立한 模型의 特장을 보면 1) 現在韓國의 交通事故에 가장 큰 영향이 있는 社會的變數는 自動車保有臺數로 밝혀졌다. 2) 模型의 形態를 보면 長期推移('70-'86年)의 交通事故發生件數, 死亡者數 및 負傷者數模型과, 短期推移('82-'89年)의 模型은 線型모델보다는 指數모델이 더 신뢰성이 있었고 短期推移의 死亡者數와 負傷者數의 模型은 指數모델보다는 線型모델이 더 說明力이 있는 것으로 밝혀졌다. 3) 各模型에서 獨立變數의 說明力은

보면 長期推移('70-'86年)의 交通事故發生件數, 死亡者數 및 負傷者數模型에서 自動車保有臺數 하나만으로도 交通事故發生件數, 死亡者數 및 負傷者數의 約 97% 以上을 說明하였다. 또한 短期推移('82-'89年)의 交通事故發生件數와 負傷者數model에서도 自動車保有臺數로 각각 98% 以上의 매우 높은 說明力を 보이고 있고 死亡者數model에서 死亡者數의 86% 以上을 說明하고 있는 것으로 나타났다.

5. 自動車保有臺數의 展望과 交通事故 豫測

1) 自動車保有臺數의 展望

韓國의 交通事故는 現在 自動車保有臺數와 깊은 합수관계가 있는 것으로 밝혀졌기 때문에 交通事故의 豫測을 위해서는 향후 自動車保有臺數의 豫測이 필요하다.

이러한 自動車保有臺數의 예측을 위해 本考에서는 自動車保有臺數와 年度間의 回歸分析을 實施하였다. 年度別 自動車保有臺數의 推移는 〈그림 7〉과 같고 이를 토대로 〈表 7〉과 같이 短期展望을 하였다.

〈表 7〉 韓國自動車保有臺數의 展望

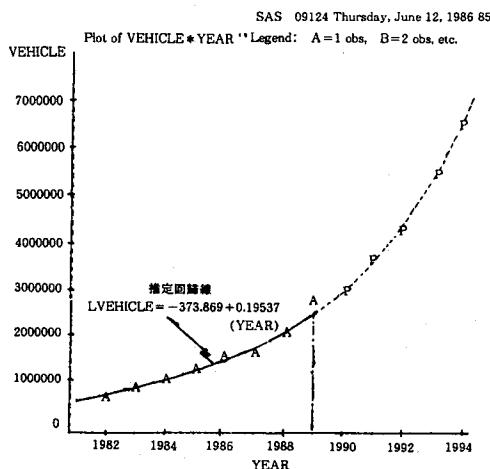
(單位：1000臺)

年 度	自動車保有臺數
1990	3,009
1991	3,658
1992	4,448
1993	5,408
1994	6,575

註) 二輪車는除外되었음.

위〈그림 7〉에서 보면 '90년以後에는 '82-'89年에 自動車保有臺數의 增加推移보다 더 급격하게 늘어날 것으로 展望되며 이러한增加推移는 2000年 以後에도 계속될 것으로 보인다. 實際로 '89年에 2,660,212臺이었던 韓國의 自動車保有臺數는 現在와 같이 自動車에 對한 선호도가 계속된다면 '90年에는

註 18) 찬차분석에서 '87-'88년의 표준화제의 찬차 $t_{(-)}$ 가 ±3을 초과해 異常值로 밝혀졌으나 회귀식의 설명력이 0.86이 삼이고 그외의 회귀진단결과 신뢰성이 있는 것으로 판명되어 채택하였다.



〈그림 7〉 年度別 自動車保有臺數의 推移 ('82-'94年)

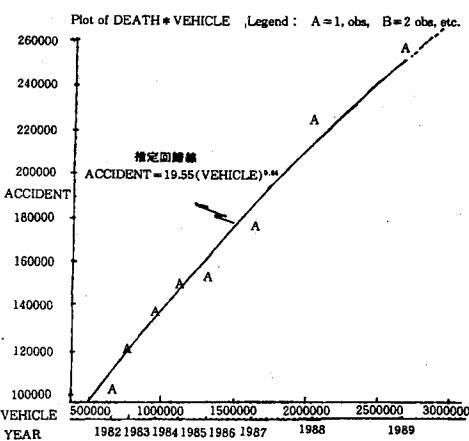
註) • LVEHICLE : Log(VEHICLE),
 • A : 自動車保有臺數의 實際值,
 • P : 向後 自動車保有臺數의 豫測值

지금의 1.1倍인 3,009千臺, '94年에는 2.5倍
인 6,575千臺가 될것으로 예상된다.

2) 交通事故의 短期豫測

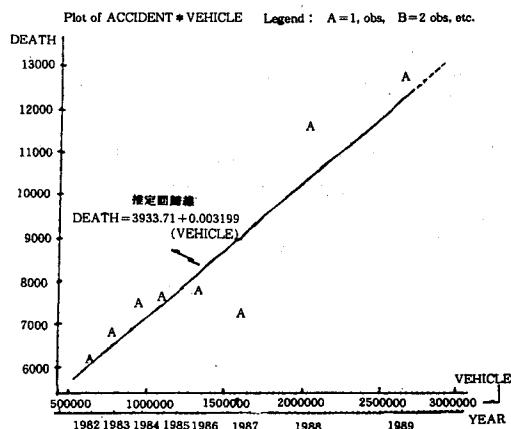
將來發生할 交通事故의豫測을 위해서는
長期推移의 模型보다는 가장 最近의 事故傾
向(trend)에 의해 導出한 模型이 預測의 정
도를 높여 줄 것으로 判斷된다. 따라서 본
研究에서는 短期推移('82-'89年)의 交通事故
發生件數, 死亡者數와 負傷者數 模型을 使用
하여 現在와 같은 교통여건의 변화가 계속된
다는 前提下에서 향후 5年 以內의 交通事故
短期豫測를 하였다. 앞으로 예상되는 交通事故
發生件數推移, 死亡者數推移와 負傷者數推
移를 다음 〈그림 8-10〉과 같이 提示하였고,
이를 利用해 將來交通事故豫測를 하였다(〈表
8〉 참조).

위 〈그림 8-10〉에서 보는바와 같이 韓國
의 交通事故發生件數, 死亡者數, 負傷者數는
自動車保有臺數의 增加와 더불어 계속 늘어
날 것으로 豫見된다. 實際로 交通事故는 '89



〈그림 8〉 年度別 自動車保有臺數에 따른 交
通事故發生件數('82-'89年)

註) 추정회귀선의 절선부분은 교통사고발생건수
의 장래추이를 나타낸 것임.



〈그림 9〉 年度別 自動車保有臺數에 따른 死
亡者數('82-'89年)

註) 추정회귀선의 절선부분은 사망자수의 장래추
이를 나타낸 것임.

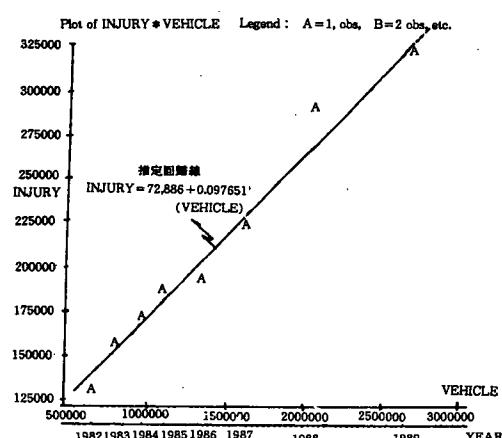
年에 255,787件이 發生하여 12,603名이 死亡
을 하고 325,896名이 負傷을 입었다. 〈表 8〉
에서 보는 것처럼 '90年에는 274,000件이 發
生하여 13,600名이 死亡하고 367,000名이 負
傷할 것으로 예상되며, '94年에는 451,000件

〈表 8〉

將來交通事故豫測

(單位 : 千人)

年 度	交通事故發生件數(1000件)	死亡者數	負傷者數
1990	274	13.6	367
1991	310	15.6	430
1992	351	18.2	507
1993	398	21.2	601
1994	451	24.9	715

〈그림 10〉 年度別 自動車保有臺數에 따른
負傷者數('82-'89年)

註) 추정회귀선의 점선부분은 부상자수의 장래추이를 나타낸 것임.

- o] 發生해 24,900名이 死亡하고 71,500名이 負傷할 것으로 예측된다. 따라서 이에 對한 事前豫防策이 강구되어야 한다.

V. 結 論

本研究에서는 交通事故豫測을 위해 必要한 模型을 開發하였는데 이들은 回歸診斷結果 有意한 것으로 判明되었다. 또한 이를 通해 交通事故의 短期豫測('90-'94年)을 하였으며 이것은 交通事故의 경각심고취, 事故의 事前豫防을 위한 교통환경조성 마련과 이에 대한 必要性을 강조하는데 基礎資料로 使用할 수 있을 것이다.

本研究에서 規明된 事實을 要約하면 다음과 같다.

1. 交通與件의 變化推移를 보면 〈表 1〉, 〈그림 4〉에서 보는바와 같이 人口의 增加率은 서서히 雖화하기 시작해 '89年에는 42,380名으로 '62年에 比해 1.6倍, '88年에 比해 1.01倍 늘어났다. 自動車臺數에 있어서는 '62年 以後 年平均 18.33% 씩 增加해 '62年에 30,814臺이던것이 '89年에는 2,660,212臺로 무려 86.3倍가 增加하였으며, '88年에 比해 1.3倍가 늘어났는데 이는 16名當 1臺, 4가구당 1臺꼴이다. 또한 運轉免許持者數도 '62年 以後 年平均 18.12% 씩 증가해 '89年에는 7,190,467名으로 나타났는데 이는 6名當 1人이 免許證을 所有하고 있는 것이다. 이렇게 自動車保有臺數와 運轉免許持者數가 增加하고 있으나 이를 수용할 수 있는 道路延長距離는 '62年 以後 年平均 2.96% 씩 늘어나 '89年에는 56,481km를 보였다. 이는 前年度에 比해 1.01倍 增加한 것이다.

2. 自動車의 增加와 더불어 每年 늘어난 交通事故는 〈表 1〉, 〈그림 4〉에서 提示한 바와 같이 '89年에 255,787件이 發生해 12,603名이 死亡하고 325,896名이 負傷하였다. 이는 前年度에 比해 發生件數에서는 13.7%, 死亡 8.9%, 負傷 13.3%가 增加한 것으로 1日平均 701件이 發生해 35名이 死亡하고 893名이 負傷을 입은 것이다. 또한 1時間에 29件이 發生해 1.5名이 死亡하고 37名이 負傷한 것이다.

3. 本研究에서는 長期推移와 短期推移로 나누어 式 (6)~(11)과 같이 模型을 開發하였는데, 模型의 特징을 보면 첫째, 現在 交通事故發生件數, 死亡者數, 負傷者數에 가장 큰 영향을 미치는 社會的 要素은 自動車保有臺數로 밝혀졌다. (이 結果는 1949年 Smeed가 유럽 20個國의 事故資料를 分析해 獨立變數로 선정한 人口 및 自動車保有臺數와 相異한 것임) 實際로 自動車保有臺數 하나만으로도 短期推移 死亡者數模型에서 決定係數 $r^2=0.8610$ 을 얻어 死亡者數의 86% 以上을 說明하고 있고, 그 外의 模型에서는 97% 以上的 매우 높은 說明力を 보여주었다. 또한 2個以上의 變數組合은 模型의 說明力を 다소 높이는데 기여하나 중복변수로 처리되었고 回歸診斷結果 有意性이 없었다. (1987年 김홍상의 結果와 同一함) 둘째, 模型의 形態는 長期推移의 事故發生件數, 死亡者數, 負傷者數模型과 短期推移의 事故發生件數模型은 線型模型보다는 指數模型이 더 說明力이 높은 것으로 나타났다. 이에 反해, 短期推移의 死亡者數와 負傷者數模型은 線型模型이 더 效果의인 것으로 밝혀졌다.

4. 提示한 模型의 回歸診斷結果 분산확대 인자 VIF가 1이므로 多重共線性的 問題는 없는 것으로 밝혀졌고 d檢定統計量이 1.39以上으로 有意水準 $\alpha=0.01$ 에서 더빈-왓슨 (Durbin-Watson) 檢定의 上限(du) 1.07과 1.15를 超선 上迴하여 自己相關은 존재하지 않는 것으로 判明되었다. 또한 F-檢定結果 短期推移에 死亡者數模型의 F-檢定有意確率이 0.0009이고 그외의 模型은 0.0001로 매우 작게 나타나 신뢰성이 있다고 볼 수 있다. T-檢定에서도 절편항, 독립변수항의 有意確率이 0.27% 以下이기 때문에 適合性이 인정되었다. 그리고 잔차분석에서는 短期推移의 死亡者數와 負傷者數의 模型에서 '87年과 '88年的 標準化除外殘差 $t_{(-i)}$ 가 ±3을 초과해 異常值로 밝혀졌으나 決定係數가 각각 0.8610, 0.9848

이고 自己相關 F-및 T-檢定, 線型性檢討에서 有意하였기 때문에 채택하였다. '87年과 '88年을 除外하면 決定係數가 超선 높아질 것으로 판단되나 區間年度 ('82-'89年)를 分析하기 위해 포함시켰다. 그 外 模型의 標準化除外殘差는 ±2.8 以下에서 安定을 보이고 特異한 點은 發見되지 않아 신뢰성이 있는 것으로 밝혀졌다.

5. 現在와 같은 交通與件이 계속된다는前提下에서 向後 5年以內의 自動車保有臺數展望과 交通事故에 對한 短期豫測을 하였다. 自動車保有臺數는 〈그림 7〉, 〈表 7〉에서와 같이 '90年 以後에도 일정기간동안은 계속하여 增加할 것으로 展望된다. 지금과 같이 自動車의 선호도가 계속된다면 '90年에는 '89年의 1.1倍인 3,009千臺, '94年에는 2.5倍인 6,575千臺가 될 것으로 예상된다. 또한 交通事故도 自動車保有臺數의 增加와 더불어 계속하여 늘어날 것으로 展望된다. 實際로 〈表 8〉에서 보는 바와 같이 '90年에는 274,000件이 發生하여 13,600名이 死亡하고 370,000名이 負傷할 것으로 전망되며 '94年에는 451,000件이 發生해 24,900名이 死亡하고 71,500名이 負傷할 것으로 예측되므로 이에 對한 예방책이 절실히 要求된다.

本研究에서 開發한 交通事故豫測模型은 回歸分析의 單一技法을 적용한 것으로 이보다 더 정교한 技法이 적용될 수 있다면 超선豫測의 程度를 높일 수 있을 것이다. 또한 28年間의 全國交通事故統計를 利用해 미시적分析보다는 거시적分析을 行한 것이기 때문에 全國의 交通事故豫測에는 적용이 可能하나 市·道와 같은 地域單位, 區間別 또는 事故地點別의 事故豫測에는 適合하지 않다. 따라서 이에 대한 후속연구가 뒤따라야 할 것으로 料된다.

〈参考文獻〉

1. 姜炳瑞, 多變量統計學, 法文社, 1988.

2. 金洸埴, 乘用車 大衆化時代의 展望과 交通事故의 管理政策, 成均館大學校, 1987.
3. 金惠中, 時系列分析, 東國大學校出版部, 1989.
4. 김홍상, 交通事故의 技術方法에 關한 研究, 서독 칼스루에 공과대학 박사학위논문, 1987.
5. 김홍상, 韓國交通安全의 國際的 位置와 交通安全增進을 위한 考察 高速道路, 제37호, 1988. 12
6. 朴聖炫, 回歸分析(改訂版), 大英社, 1986.
7. 治安本部, 交通事故統計, 1990.
8. 治安本部, 交通安全白書, 1989.
9. 韓國道路公社, 應用統計學, 1988.
10. 許明會, SAS 回歸分析, 자유아카데미, 1988.
11. 齊藤和夫, “わが國における 交通事故死亡危険度의 추이에 關する マクロ分析”的 研究” 交通工學, Vol.14, No.6, 1979, PP. 3-12.
12. Adams, R.G., “Smeed's Law : Some Further Thoughts” Traffic Engineering and Control, 28(2), February 1987, PP. 70-73.
13. Andreassen, D.C., “Linking Deaths with Vehicles and Population” Traff. Engng control, 26(11), November 1985, PP.547-549.
14. Smeed, R.J.(1968), “Variations in the pattern of Accident Rates in Different Countries and Their Causes” Ninth International Study Week in Traffic and Safety Engineering, Munich, Traff. Engng Control 10(7), PP.364-371.
15. Smeed, R.J., “Some Statistical Aspects of Road Safety Research” J.R. Statis, soc, Series A112, 1949, PP.1-23.