

□ 논 문 □

釜山市 交通事故豫測模型의 開發

Development of Traffic Accident Forecasting Model in Pusan

林 憲 延

(漢陽大 都市工學科 博士課程 修了)

李 一 炳

(漢陽大 都市工學科 名譽教授)

목 차

I. 序論

- 1. 研究의 目的
- 2. 研究의 範圍 및 方法

II. 既存研究事例 및 適用性 檢討

- 1. 多國의 交通事故豫測模型
- 2. 一國의 交通事故豫測模型
- 3. 既存模型의 適用限界

III. 釜山市 社會的與件의 變化와 交通事故推移

- 1. 主要社會指標의 變化推移

- 2. 交通事故推移

IV. 釜山市 交通事故豫測模型의 開發 및 事故 短期豫測

- 1. 交通事故豫測模型의 開發
- 2. 交通事故豫測模型의 定立
- 3. 短期交通事故의 豫測

V. 結論

ABSTRACT

The objective of this research is to develop a traffic accident forecasting model using traffic accident data in pusan from 1963 to 1991 and then to make short-term forecasts('93~'94) of traffic accidents in pusan.

In this research, several forecasting models are developed. They include a multiple regression model, a time-series ARIMA model, a Logistic curve model, and a Gompertz curve model. Among them, the model which shows the most significance in forecasting accuracy is selected as the traffic accident forecasting model.

The results of this research are as followings.

- 1. The existing model such as Smeed model which was developed for foreign countries shows only 47.8% explanation for traffic accident deaths in Korea.

2. A nonlinear regression model ($R^2=0.9432$) and a Logistic curve model are appeared to be the best forecasting models for the number of traffic accidents, and a Logistic curve model shows the most significance in predicting the accident deaths and injuries.

3. The forecasting figures of the traffic accidents in pusan are as followings :

- In 1993, 31, 180 accidents are predicted to happen, and 430 persons are predicted to be deaths and 29, 680 persons are predicted to be injuries.
- In 1994, 33, 710 accidents are predicted to happen, and 431 persons are predicted to be deaths and 30, 510 persons are predicted to be injured.

Therefore, preventive measures against traffic accidents are certainly required.

I. 序論

1. 研究의 目的

우리나라 제2의 都市로서 1876년에 개항한 釜山市는 背山臨海의 지형으로 시가지는 부산항내의 해안지대와 연봉사이의 분지를 따라 전개되어 있으며 大體的으로 南北方向의 장대협소한 간선 도로망체계를 이루고 있다.

現在의 都市機能을 보면 남부경제권의 중추관리기능, 국제적인 상공기능, 관광·위락 기능을 담당하고 있으며 이러한 機能의 效率의인 수행을 위해 지하철의 연간건설, 터널등의 大規模事業과 교통체계개선사업같은 質·量的인 側面에서 개선 노력을 기울이고 있다. 그러나 지형적인 여건과 개발가능토지의 제한, 도로망확충의 어려움, 급증하는 交通量의 增加로 교통사고 및 교통혼잡은 날로 심해지고 있는데, 특히 도시중추 기능이 집중하고 있는 시청주변과 서면지역에 이런현상이 더욱 두드러지고 있다. 이러한 불합리한 交通體系는 필연적으로 自動車의 역기능인 교통사고를 유발해 귀중한 人命과 재산의 피해를 수반하게 된다.

實際로 釜山市에서는 91년에 총 23,025件的의 交通事故가 發生해 510인이 死亡하고 26,205人

이 負傷하였는데¹⁾ 이는 169人中 1인이 交通事故를 당해 7,633人中 1인이 死亡하고 149人中 1인이 交通事故로 負傷을 입은 것이다. 이러한 交通事故의 原因은 여러측면에서 규명할 수 있으나 1)절대적인 공급시설의 부족 2)교통수요조절 및 교통량분산정책의 부적절 3)自動車위주의 交通施設(步·車道未分難) 4)도로환경시설의 미비(도로 기하구조, 교차로 설계, 교통신호체계) 5)교통운영의 미숙 6)交通文化의 미정착 7)교통시설 이용방법의 미숙등에서 그 原因을 찾을 수 있겠다.

이렇게 심각한 交通事故의 감소를 위해 정부 및 민간차원에서 사고많은 지점개선, TSM事業등과 같은 施設의인 側面에서의 개선노력과 대국민 홍보활동강화, 교통지도단속, 안전벨트착용 의무화 등의 교육·홍보적인 側面에서 노력을 경주해 오고 있으며 특히 92年을 交通事故減少의 元年으로 設定해 범국가적인 次元에서 對策을 강구하고 있다.

그러나 이런 交通安全政策을 效率的으로 推進하기 위해서는 將來交通事故를 事前에 예측해야 한다. 이러한 취지에서 本考는 釜山市에서 지금까지 發生한 교통사고를 對象으로 교통사고예측모형을 개발하고 이를 利用해 단기·교통사고예측을 하며 이들 예측치들을 부산시 교통사고감소를 위

註 1) 경찰청, 92 交通事故統計, 1992, pp. 30~35

한 교통안전정책 수립시 基本資料로 活用하도록 하기 위한 것이다.

2. 研究의 範圍 및 方法

本 研究에서 設定한 연구범위, 연구수행방법 및 절차는 다음과 같다.

1) 本 考에서 利用한 交通事故 및 社會的變數의 資料는 釜山市에 있어서 '63-'91(29年間)의 年度別 資料를 利用하였다.

2) 미시적분석(micro analysis)보다는 거시적 분석(macro analysis)을 하였고 부산시의 사회적 여건변화와 교통사고추이를 분석하였다.

3) 교통사고종별 예측모형으로는 교통사고발생 건수(인명피해사고), 사망자수, 부상자수 예측모형을 開發하였다. (SAS Package 使用)

4) 선형·비선형 회귀모형, 시계열 ARIMA 모형, 로지스틱곡선(Logistic curve)모형, 고펜트츠(Gompertz) 곡선 형태의 모델등을 개발코져 하였으며 이 중에서 적합도 검증결과 신뢰성이 있다고 判斷되는 模型을 事故種別模型으로 定立하였다.

5) 회귀분석시 變數로는 人口數當 事故數(交通事故發生件數, 死亡者數, 負傷者數)를 종속변수로, 社會的變數인 人口數當 自動車保有臺數·道路延長·運轉免許所持者數, 운전면허소지자수당 자동차보유대수, 道路延長當 自動車保有臺數를 독립변수로 하였다. 이들 독립변수中에서 교통사고 발생에 영향이 크다고 判斷되는 變數를 변수선택 방법에 의해 선택하였다.

6) 모형의 진단을 통해 신뢰성이 높다고 判斷되는 모형을 부산시 교통사고예측모형으로 定立하였으며 이를 바탕으로 短期 交通事故豫測 ('93~'94)을 하였다.

II. 既存研究事例 및 適用性 檢討

1. 多國의 交通事故豫測模型

國際的인 交通事故豫測模型으로 가장 널리 알려진 模型은 英國의 스미드(smeed, 1949)²⁾가 유럽 20個國의 交通事故統計資料를 分析해 定立한 스미드모형이다. 그는 各國의 死亡者數를 종속변수로, 人口數 및 自動車登錄臺數를 독립변수로 回歸分析을 實施해 다음식(1)과 같은 모형을 定立하였다.

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

여기서,
D : 연간사고 사망자수(인),
N : 등록자동차대수(대),
P : 인구수(인)

그후 이탈리아의 트리초포우로스(Trichopoulos, 1975)³⁾는 유럽 17個國의 1970年 交通事故統計資料를 利用해 다음식(2)와 같은 重回歸模型을 開發하였다.

$$Y = 58.770 + 30.322X_1 + 4.278X_2 - 0.107X_3 - 0.776X_4 - 2.874X_5 + 0.147X_6 \dots\dots\dots(2)$$

여기서,
Y : 인구사고율(사망자수/10만인)
X₁ : 자동차보유율(motorization) (대/인)
X₂ : 도로밀도(km/km²)
X₃ : 대도시 거주 인구비율(%)
X₄ : 19세이하의 청소년층 인구비율(%)
X₅ : 65세이상의 노년층 인구비율(%)
X₆ : (자가용+택시) 비율(%)

가장 最近에 開發한 交通事故豫測模型은 金鴻詳(1987)⁴⁾의 模型으로 그는 80年의 59個國 死亡

註 2) R. J. Smeed, "The usefulness of Formulas in Traffic Engineering and Road Safety", accid, anal, & prev, vol. 4, 1972, pp. 303-312.

註 3) 齊藤和夫, "事故危險度評價方法と 關係調査研究の概観 (I)," 交通工學, vol. 15, No. 6, 1980, P. 50.

註 4) 金鴻詳, 交通事故의 기술방법에 관한 研究, 서독 칼스루에 공과대학 박사학위논문, 1987. pp. 14-15.

者數를 종속변수로, 人口數와 自動車保有臺數의 두개변수를 독립변수로해 다음式(3), 式(4)와 같은 世界的인 模型을 提示하였다.

D=770.5+0.0446(P)+0.23898(N) (R²=0.932).....(3)

D=0.00048266(P)^{0.66646} (N)^{0.29192} (R²=0.873)(4)

여기서, D : 사망자수(인), P : 인구수(1,000인당), N : 자동차대수(1,000대당)

2. 一國의 交通事故豫測模型

스미드模型은 各國에 事故危險度の 豫測模型을 開發하는데 利用되기 시작하였다. 이러한 시도는 최초로 아일랜드의 홀(Hall, 1970)⁵⁾에 의해 이루어졌는데 그는 自國의 '46-'68(23年間) 死亡者數를 利用한 回歸分析에 의해 다음式(5)를 提示하였다.

D/N=0.012865(P/100N)^{0.54}(5)

그외 프랑스의 스루(srour, 1970)⁶⁾는 自國의 주행사고율추이모형을 개발하였으며 그후 日本의 齊藤(1979)⁷⁾이 自國에 '46-'70(20年間)'46-'47, '59-'61제외)의 年度別 事故資料를 利用한 回歸分析으로 다음式(6)-(8)을 導出하였다.

R_N= 300 (1000N/P)^{-0.6686}(6)

R_P= 3.0 (1000N/P)^{0.3314}(7)

R_T= 1,550 (T/P)^{0.6889}(8)

여기서, R_N : 차량 사고율(인/1만대) R_P : 인구 사고율(인/10만인) R_T : 주행사고율(인/1억대·km) P : 人口數(인), N : 자동차등록대수(台) T/P : 인구수당의 機動性(mobility) 量(대·km/인/년)

韓國에서는 林憲延(1990)⁸⁾이 '62-'89(28年間)의 交通事故統計資料(交通事故發生件數, 死亡者數, 負傷者數)를 利用해 交通事故推移를 長期推移('76-'89)와 短期推移('82-'89)로 區分하여 이들 各 推移別로 自動車臺數를 독립변수로해 아래式(9)-(14)와 같은 交通事故豫測模型을 開發하였다.

1) 長期推移('70-'86) 交通事故發生件數 : 8.209(N)^{0.70} (R²=0.9837)(9)

死亡者數 : 17.415(N)^{0.438} (R²=0.9716)(10)

負傷者數 : 18.925(N)^{0.659} (R²=0.9878)(11)

2) 短期推移('82-'89) 交通事故發生件數 : 19.55(N)^{0.64} (R²=0.9865)(12)

死亡者數 : 3933.71+0.003199(N) (R²=0.8610)(13)

負傷者數 : 72,886+0.097651(N) (R²=0.9848)(14)

여기서, N : 자동차보유대수(台)

3. 기존모형의 적용성 검토

기존모형을 利用해 釜山市 交通事故豫測을 하고자하였으나 다음과 같은 적용상에 問題點이 導出되었다.

1) 英國의 스미드(Smeed, 1949)모형과 같은

註 5) 齊藤和夫, 전계서, P. 51 註 6) 齊藤和夫, 전계서, P. 51 註 7) 齊藤和夫, "" 註 8) 임헌연·이일병, "韓國의 交通事故豫測模型開發에 關한 研究" 대한교통학회지, vol. 8, No. 1, 1990, pp. 73-78.

기존의 外國模型들은 國家單位的 豫測模型이기 때문에 釜山市와 같은 地域單位的 예측에는 한계가 있는 것으로 밝혀졌다.

2) 또한 先進外國과 우리나라는 교통환경(사회적지표, 자동차대중화정도, 자동차문화의 수준, 교통시설의 구비등)이 크게 差異가 있기 때문에 <表 1>

이들 모형을 利用해 事故를 예측하는 것은 불합리한 것으로 나타났다. 실제로 스미드모형은 다음 <表 1>, <그림 1>에서 보는바와 같이 우리나라의 死亡者數를 47.8% 정도밖에 說明을 하지 못하였다.

실제사망자수와 스미드모형치의 비교

연 도	㉠ 실제사망자수(人)	㉡ 스미드모형에 의한 사망자수(人)	C = ㉠ - ㉡ 잔차(실제치 - 모형치) (人)	說明力 (%)
1961	1,169	802	364	68,6
1965	1,761	959	802	54,5
1970	3,079	1,509	1,560	49,2
1975	3,800	1,839	1,961	48,4
1980	5,608	2,702	2,906	48,2
1985	7,522	3,626	3,896	48,2
1991	13,429	5,883	7,546	43,8
計 ¹⁾	146,714	70,290	76,424	47,8

註 1) A, B, C에 대한 각각의 '61-'91까지의 合計이고 說明力 47.8%는 '61-'91의 平均치임.

3) 기존외국모형들은 모형의 유의성을 決定係數(R²)만으로 判斷하였는데, 결정계수는 變數의 증가와 더불어 증가하는 경향이 있으나 독립변수들간의 서로상관이 높을때에는 다중공선성이 發生한다 따라서 모형의 유의성검정시에는 決定係數를 비롯한 F 및 T 검정, 다중공선성, 오차의 자기상관, 잔치분석등을 동시에 實施하여 유의성 여부를 決定해야 할 것이다.

4) 스미드모형을 비롯한 기존외국의 모형들이 주로 死亡者數예측을 위한 모형이기 때문에 우리나라의 사고발생건수, 부상자수의 예측에는 적합하지 않았다.

5) 또한 임현연이 개발한 교통사고예측모형은 우리나라에서 發生한 과거의 교통사고자료를 利用해 개발하였기 때문에 부산시와 같은 지역단위의 사고예측모형으로는 부적합하였다.

위에서 열거한 바와같이 기존사고예측모형을 利用해 부산시 교통사고예측을 함에는 적용상의

한계가 있으므로 부산시의 교통사고특성에 적합한 사고예측모형을 개발하는 것이 合理的이라고 판단되었다.

Ⅲ. 釜山市 社會的與件的 變化와 交通 事故推移

釜山市에 '77-'91의 主要社會指標과 交通事故는 다음 <表 2>, <그림 2>와 같다.

資料 : 1. 경찰청, '92 교통사고통계, 1992.

2. 부산시, 부산시 통계연보, 1976-1991.

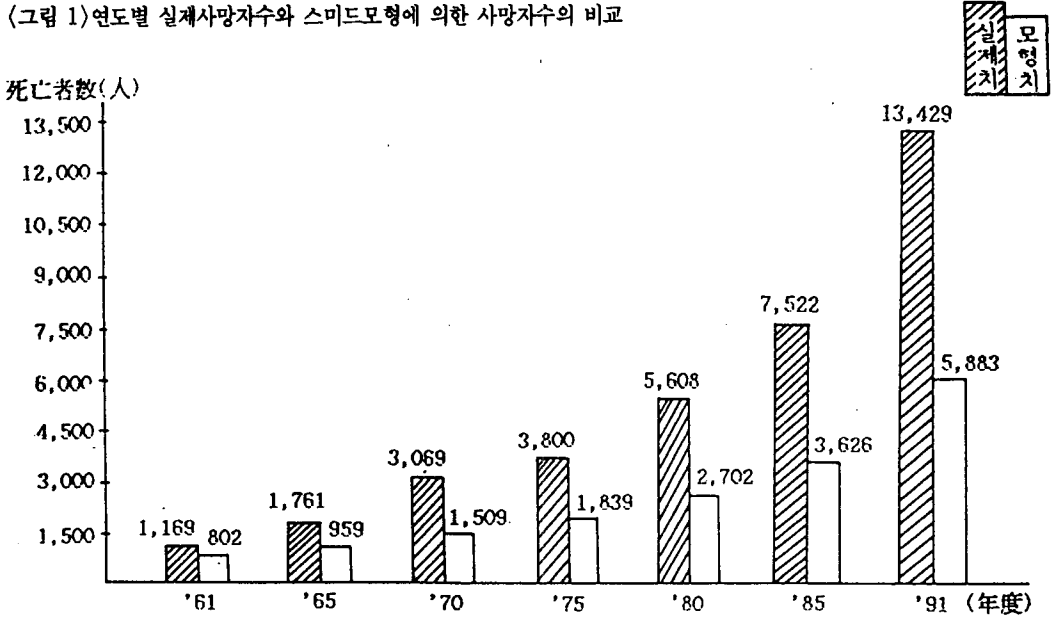
<表 2> <그림 2>에서 부산시 社會的與件的 變化와 交通事故推移는 다음과 같다.

1. 主要社會指標의 變化推移

1)人口

77年以後 年平均 2.67%씩 增加한 부산시 人

(그림 1) 연도별 실제사망자수와 스미드모형에 의한 사망자수의 비교



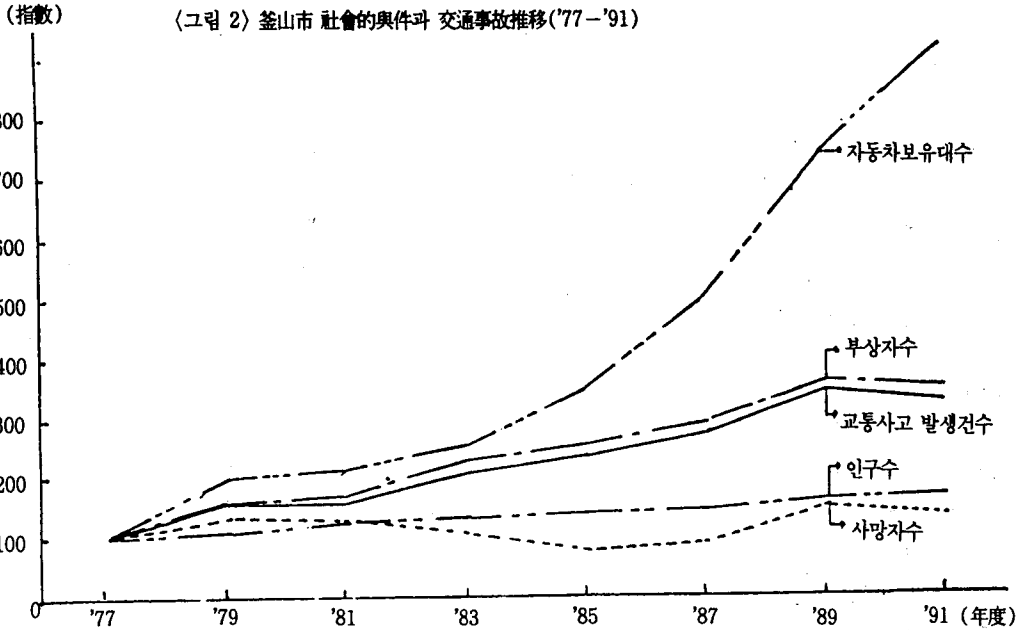
(表 2)

구분 \ 年度	'77	'79	'81	'83	'85	'87	'89	'91	연평균 증가율(%)
교통사고발생건수(件)	6,991	10,167	10,188	14,173	16,097	19,240	23,551	23,025	9.26
지수	100	145	146	203	230	275	337	329	
사망자수(人)	366	477	468	367	290	300	519	510	4.32
지수	100	130	128	100.3	79	82	142	139	
부상자수(人)	7,637	12,040	12,092	17,019	18,985	23,087	27,437	26,205	9.78
지수	100	157	158	223	249	289	359	343	
인구수(人)	2,697,947	3,034,596	3,249,643	3,395,171	3,514,798	3,654,097	3,857,312	3,892,820	2.67
지수	100	112	120	126	130	135	143	144	
인구밀도(인/km ²)	7,782	7,019	7,507	7,821	8,089	8,397	7,333	-	-0.26
지수	100	90	96	101	104	108	94		
자동차보유대수(台)	31,254	59,140	66,812	80,981	106,357	152,898	234,936	346,437	18.78
지수	100	189	214	259	340	489	752	1,108	
도로연장(m)	1,509,965	2,299,214	2,384,896	2,423,437	2,467,814	2,501,744	2,557,080	2,589,281	4.73
지수	100	152	158	160	163	166	169	172	
운전면허소지자수(人)	77,130	144,331	210,412	261,775	325,496	345,332	502,371	821,782	17.47
지수	100	187	273	339	422	448	651	1,065	

註) · 자동차보유대수 : 이륜차제외 · 교통사고발생건수 : 인명피해사고

資料 : 1. 경찰청, '92 교통사고통계, 1992.

2. 부산시, 부산시 통계연보, 1976-1991.



구는 91年末에 3,892,820人으로 나타났다. 이는 前年度의 3,797,566人에 비해 1.03배가 증가한 것이다. 또한 부산시 人口密度(人/km²)는 77년에 7,782(人/km²)이던것이 87년에 8,397(人/km²)이었고 90년에는 7,174(人/km²)으로 나타났다. (全國 427人/km²에 비해 16.8배)

2) 自動車保有臺數

부산시의 自動車臺數는 77년 이후 年平均 18.78%씩 증가해 91년에는 346,437台로 늘어났다. 이는 부산시 人口의 11人中 1人이 自動車를 소유하는 것이며 약3가구당(한가구 4人기준)한대꼴이다. 이런 증가추세는 당분간 계속될 전망이다.

3) 運轉免許所持者數

91년에 부산시의 운전면허소지자수는 821,782人으로 나타났다. 이는 부산시 人口의 약 5人中 1人이 운전면허를 소유한 것으로 이러한 추이는 계속될 것으로 보인다.

4) 道路延長

이와같이 自動車保有臺數가 급격히 증가하고 있는 反面에 이를 수용할 수 있는 공급시설인 道

路延長의 增加는 크게 부족한 실정임. 實際로 91年의 부산시 道路연장은 총 2,599,281m로 집계되었는데 이는 77년 이후 4.73%씩 완만하게 增加한 것으로 自動車臺數의 增加率 18.78%에 비해 크게 부족한 것이다. 이렇게 道路연장의 증가율이 저조한 것은 都市內 토지의 수용문제, 建設費등의 어려움 때문에 보인다.

2. 交通事故推移

77년以後 年平均 9.26%('77-'91)씩 增加한 부산시 交通事故발생건수는 91년에 총 23,025件이 發生하였다(全國 265,964件, 서울 56,528件) 또 死亡者數는 年平均('77-'91) 4.32%씩 증가해 91년에 510人이 死亡하였으며(全國 13,429人, 서울 1,305人) 26,205人이 負傷하였다(全國 331,610人, 서울 68,022人) 이는 우리나라 전체 交通事故발생건수의 8.66%, 사망자수의 3.80%, 부상자수의 7.90%가 부산에서 發生한 것이다. 또한 91년에 發生한 부산시 交通事故현황을 前年

도와 비교해 보면 교통사고발생건수에서는 4.68%, 사망자수 6.91%, 부상자수 3.97%가 증가한 것이다.

IV.釜山市 交通事故豫測模型의 開發 및 事故短期 豫測

1. 交通事故豫測模型의 開發

本 考에서는 交通事故豫測模型의 類型別(回歸模型, 時系列 ARIMA模型, 로지스틱곡선 模型, 고펜르츠곡선 模型) 模型開發을 다음과 같은 절차에 의해 수행하였다.

1) 回歸模型

(1) 利用資料

釜山市에서 發生한 '63-'91(29年間)의 交通事故發生件數, 死亡者數, 負傷者數 등의 交通事故統計資料와 交通事故發生에 영향이 크다고 判斷되는 人口, 自動車保有臺數 등의 거시적인 社會경제지표를 利用하였다.

(2) 變數選擇

交通事故의 절대건수(交通事故발생건수, 사망자수, 부상자수)를 종속변수, 人口 및 自動車保有臺數 등의 社會的變數를 독립변수로 利用할 수 있으나 本 考에서는 상대적 개념인 事故率(人口 및 自動車保有臺數當 交通事故發生件數, 死亡者數, 負傷者數)을 종속변수로 선정하였고 社會·경제지표를 비율로 나타내 독립변수로 선정하였으나 최종 독립변수의 선정을 다음과 같이 實施하였다.

① 獨立變數의 選擇

一次로 選정한 社會·경제지표의 비율변수인 人口數當 自動車保有臺數·道路延長·運轉免許所持者數, 運轉免許所持者數當 自動車保有臺數, 道路延長當 自動車保有臺數들 中에서 종속변수인 事故率과 가장 연관이 있는 變數를 變數選擇法인
 · 모든 가능한 회귀(all possible regression)
 · 단계별회귀(stepwise regression)를 實施한 結果 다음 <表 3>과 같은 독립변수가 선택되었으며 이에 對한 各各의 決定係數(R^2), C_p 통계량, Akaike의 정보량기준(AIC)은 다음과 같았다.

종속변수와 독립변수간의 통계치

(表 3)

연대별	사고구분	종속변수	독립변수	R^2	C_p	AIC
'77-'91	교통사고발생건수 ¹⁾	인구수당 사고발생건수	인구수당 자동차대수	0.9432	3.4231	92.3676
		자동차대수당 사고발생건수	운전면허소지자수당 자동차보유대수 인구수당 도로연장	0.7114	1.9913	147.7645
'63-'91	사망자수	인구수당 사망자수	인구수당 자동차보유대수 도로연장당 자동차보유대수	0.2519	18.5563	49.8164
		자동차대수당 사망자수	인구수당 도로연장 인구밀도	0.8855	11.0095	191.1139
	부상자수	인구수당 부상자수	인구수당 자동차보유대수 인구수당 도로연장	0.9664	6.8854	188.9567
		자동차대수당 부상자수	도로연장당 자동차보유대수	0.4659	1.8586	331.8719

註 1) 인명피해 수반교통사고수로 77年以前에는 인피와 물피의 구분이 어려웠음.

· 변수선택기준은 R^2 가 가장크고 $C_p \approx P(\text{독립변수의 수}) + 1$ 이며 AIC值가 가장 작은 변수를 선택.

(3) 回歸式的 設定 및 診斷

위 (表 3)과 같이 선택한 독립변수를 利用해 模型·非模型 回歸分析을 實施하여 各各의 回歸式을 設定하였으나 回歸式의 有意性을 診斷해 본

結果 交通事故發生件數의 人口數當 事故發生件數 回歸式만이 有意한 것으로 밝혀져 다음 (表 4)와 같이 회귀식을 設定하였고 이에 대한 회귀진단을 다음 (表 5)와 같이 實施하였다.

설정한 회귀식

(表 4)

연 대	사고구분	종 속 변수	독 립 변수	식의 형태	회 귀 식	결정계수 (R ²)
'77-'91	교통사고발생 건수	인구10만인당사고발생 건수	인구1,000인당 자동차 대수	지수	$\frac{A}{P} = 68.17 \left(\frac{N}{P}\right)^{0.539}$	0.9432

註) · $\frac{A}{P}$: 인구 10만인당 사고발생건수, · $\frac{N}{P}$: 인구 1,000인당 자동차보유대수

위 (表 4)에 提示한 回歸式은 年度別 交通事故 推移의 散布圖(scatter diagram)를 그린다음, 그 형태에 따라 線型(linear)일때는 線型回歸式(linear regression equation)으로, 非線型(non

linear)일때는 兩對數(double-log) 또는 準對數(semi-log)式으로 對數變換(logarithmic transformation)하여 그 中에서 가장 적합한 회귀식을 선택한 것이다.

회귀진단 결과

(表 5)

연 대	사고구분	종속변수	독립 변수	식의 형태	VIF	DF	d검정 통계량	F-검정		T-검정		표준화제외 전차t(-1)의범위
								F _{0값}	유의확률	t값	유의확률	
'77-'91	교통사고발생 건수	인구10만인당 사고발생건수	인구1,000인당 자동차대수	지수	1	1,11	1.096	182.504	0.0001	32.096	0.0001	±1.9
										13.509	0.0001	

註) · VIF : 분산확대인자(Variance Inflation Factor) · d검정통계량 : Durbin-Watson의 검정통계량 · DF ; 자유도(Degree of Freedom)

위 (表 5)의 回歸診斷結果를 中心으로 회귀식의 有意性 檢討를 다음과 같이 하였다.

- 回歸式의 決定係數가 0.94以上으로 導出한 回歸式이 交通事故發生件數를 94%以上 說明하는 것으로 나타났다.
- 回歸式의 獨立변수가 單一變數이므로 분산확대인자(V/F)가 1이 되며 따라서 이 回歸式에는 多重共線性이 存在하지 않았다.

- 獨立변수의 數가 1이고 관측치의 數가 n≤15 일때 有意水準 α=0.01에서 더빈-왓슨(Durbin-Watson) 검정 통계량의 上限(upper limit)du는 1.07이다. 그런데 (表 5)에서 보면 교통사고발생건수의 d검정 통계량은 1.096으로 上限 1.07을 초과해 自己相關의 問題는 없는 것으로 밝혀졌다.

- 回歸式의 F-檢定 有意確率이 0.0001로 매우 작아 도출한 回歸式이 기각될 확률은 거의 없는 것으로 나타났다. 實際로 F-檢定の 기각치 (critical value)는 $F(1, 11; 0.05) = 4.8443^{9)}$ 인데 $F_0 = 182.504$ 이므로 $F_0 = 182.504 > 4.8443$ 이 되어 도출한 회귀식은 교통사고발생건수를 有意하게 說明하는 것으로 밝혀졌으며 또한 T-檢定の 有意確率이 0.01%로 매우 작아 有意하였다.
- 각 標準化除外殘差 $t(-i)$ 의 범위는 ± 1.9 이하로 표준화제외잔차의 허용치 ± 3.0 을 넘지 않아 異相值은 發見되지 않았다.

註 9) 廉俊根, 模型回歸分析, 1987, P387.

2) 時系列 ARIMA模型

自己回歸模型(AR Model)과 移動平均模型(MA Model)을 통합한 混合自己回歸 移動平均模型(ARMA)에 비정상적인 시계열을 정상화시키기 위해 差異演算技法을 적용한 模型을 自己回歸

總合移動平均模型(ARIMA)이라 하며 이 模型을 다음과 같은 절차에 의해 開發코져 하였다.

(1) 模型識別(model identification)

① 시계열의 정상화

다음 <그림 3>은 부산시 사망사고 資料를 시계열 분석해서 얻은 자기상관함수(ACF : Autocorrelation Function)와 편자기상관함수(PACF : Partial Autocorrelation Function) 및 자기상관의 검사결과를 나타낸 것이다.

<그림 3>에서 PACF는 K)1이후 0에 접근하므로 AR(1)모형의 형태를 이루고 있지만 ACF는 지수적으로 감소하지 않고 감소하다가 다시 증가해 정상성을 만족하지 않고 있음을 알 수 있다.

이와같은 현상은 독립성을 위한 자기상관검사에서도 알 수 있다. 즉 독립성일 확률은 "0"으로 나타나 연도별 교통사고자료간에 상관이 있다고 볼 수 있다.

자기상관을 제거하고 시계열을 정상화시키기

Autocorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
0	13789.284	1.00000	:											*****									
1	10602.828	0.76892	:											*****									
2	8002.537	0.58034	:											*****									
3	5506.347	0.39932	:											*****									
4	2951.278	0.21403	:											****									
5	2306.581	0.16727	:											***									
6	1805.188	0.13091	:											**									
7	2191.286	0.15891	:											**									
8	1499.523	0.10875	:											*									
9	1464.794	0.10623	:											*									
10	869.659	0.06452	:											.									
11	-738.099	-0.05338	:											.									
12	-1052.934	-0.07636	:											**									
13	-1417.164	-0.10277	:											**									
14	-1925.230	-0.13962	:											***									
15	-2723.658	-0.19752	:											****									
16	-3375.517	-0.24479	:											****									
17	-3019.472	-0.21897	:											****									
18	-3253.858	-0.23597	:											****									
19	-2376.065	-0.17231	:											***									
20	-1730.372	-0.12549	:											***									
21	-1833.101	-0.13294	:											***									
22	-1897.002	-0.13757	:											***									
23	-2764.249	-0.20046	:											****									
24	-3684.893	-0.26723	:											****									

marks two standard errors

Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1	0.76892	:											*****										:
2	-0.02664	:								*													:
3	-0.09381	:								**													:
4	-0.13728	:								***													:
5	0.19481	:											****										:
6	0.00503	:																					:
7	0.11819	:												**									:
8	-0.21056	:											****										:
9	0.14143	:												***									:
10	-0.11545	:											**										:
11	-0.13790	:											***										:
12	0.03618	:											*										:

〈그림 3〉 시계열분석한 ACF와 PACF

위해 1차 차분을 實施한 結果 〈그림 4〉와 같이 PACF, ACF가 모든 시차에서 0과 유의적으로 다르지 않게 나타났다.

② 잠정적인 模型의 선택

1차 차분한 〈그림 4〉의 ACF와 PACF를 보

면 ARIMA(p, d, q)과정에서 p=0, d=1, q=0인 ARIMA(0, 1, 0)모형형태의 확률보행(random walk)과정을 따르고 있음을 알 수 있다.

Autocorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
0	3259.168	1.00000	:											*****										:
1	-463.300	-0.14215	:								*													:
2	-164.911	-0.05060	:								**													:
3	154.079	0.04728	:								***			*										:
4	-463.504	-0.14222	:								***													:
5	-167.513	-0.05140	:								*													:
6	-687.178	-0.21084	:								****													:
7	501.963	0.15402	:								*			****										:
8	-453.952	-0.13928	:								***													:
9	-79.338739	-0.02434	:								*													:
10	650.262	0.19952	:								*			****										:
11	-768.317	-0.23574	:								****													:
12	51.138484	0.01569	:								*													:
13	571.448	0.17534	:								*			****										:
14	187.477	0.05752	:								*			*										:
15	-81.208273	-0.02492	:								*													:
16	-498.327	-0.15290	:								***													:
17	428.985	0.13162	:								*			***										:
18	-495.558	-0.15205	:								***													:
19	-221.957	-0.06810	:								*			*										:
20	131.120	0.04023	:								*			*										:
21	-64.401786	-0.01976	:								*			*										:
22	178.662	0.05482	:								*			*										:
23	240.039	0.07365	:								*			*										:
24	-84.291910	-0.02586	:								*			*										:

. marks two standard errors

Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1		
1	-0.14215	:								***	:													
2	-0.07227	:								*	:													
3	0.03005	:									*	:												
4	-0.13788	:								***	:													
5	-0.09177	:								**	:													
6	-0.26460	:								*****	:													
7	0.08353	:									**	:												
8	-0.17724	:								*****	:													
9	-0.07090	:								*	:													
10	0.08052	:									**	:												
11	-0.23738	:								*****	:													
12	-0.12355	:								**	:													
13	0.15262	:									***	:												
14	0.05636	:									*	:												
15	-0.01862	:										:												
16	-0.19098	:								****	:													
17	-0.00903	:									:													
18	-0.05638	:								*	:													
19	-0.07050	:									:													
20	-0.12141	:								**	:													
21	0.02522	:									*	:												
22	-0.07235	:								*	:													
23	0.02905	:									*	:												
24	-0.10838	:								**	:													

〈그림 4〉 1차 次分한 資料의 ACF와 PACF

(2) 모수의 推定

〈表 6〉과 같이 잠정모형에 적합한 母數들의 豫測 値를 求하였다.

비조건부 最小제곱법(ULS : Unconditional Least Squares Estimation)을 利用하여 다음

Unconditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Approx. Std Error	T Ratio	Lag
MU	14.78571	10.98681	1.35	0

Constant Estimate = 14.7857143

Variance Estimate = 3379.87631

Std Error Estimate = 58.1367208

AIC = 307.958923

SBC = 309.291128

Number of Residuals = 28

Correlations of the Estimate's

Parameter	MU
MU	1.000

〈표 6〉 ARIMA(0, 1, 0)모형의 추정과 잔차분석

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi Square	DF	Prob	Autocorrelations					
6	3.29	6	0.772	-0.142	-0.051	0.047	-0.142	-0.051	-0.211
12	9.69	12	0.643	0.154	-0.139	-0.024	0.200	-0.236	0.016
18	16.56	18	0.554	0.175	0.058	-0.025	-0.153	0.132	-0.152
24	18.68	24	0.769	-0.068	0.040	-0.020	0.055	0.074	-0.026

(表 7) ARIMA(0, 1, 0) 모델에 의한 실제치와 모형치의 비교

연 도	모 형 치	표준오차	하한 95%	상한 95%	실 제 치	잔 차
1987	331.7857	58.1367	217.8401	445.7314	300.0000	-31.7857
1988	346.5714	82.2177	185.4279	507.7149	532.0000	185.4286
1989	361.3571	100.6958	163.9975	558.7168	519.0000	157.6429
1990	376.1429	116.2734	148.2516	604.0342	477.0000	100.8571
1991	390.9286	129.9977	136.1384	645.7188	510.0000	119.0714

위 (表 6)에서 추정된 모수들을 利用하여 주어진 시계열모형을 다음 式(15)와 같이 設定하였다.

$$Z_x = Z_{t-1} 14.7857 \dots\dots\dots(15)$$

(3) 모형진단

위 式(15)와 같이 設定한 模型의 유의성을 검정해 보면 (그림 5)에서 모수의 推定에 對한 t검정의 t값이 1.35로 $1.35 < t(24; 0.05) = 1.711$ 이 되어 유의적이지 못한 것으로 나타났다.

위 式(15)와 같이 設定한 잠정시계열모형에 의한 예측치와 실제치를 최근 5年間 비교한 것이 (表 7)으로 이를 보면 각 年度別로 모형의 예측치가 하한 95%~상한 95%에 있으나 잔차들의 값이 크고 대부분이 陽數이기 때문에 모형이 실제보다 낮게 사망자수를 추정해 신뢰성이 높다고 볼 수 없다.

따라서 本 模型은 모형진단결과 부산시 死亡者數 예측모형으로 적합하지 않았다. 또한 교통사고 발생건수와 부상자수의 資料를 利用해 시계열분석을 하였으나 死亡者數의 分析과 마찬가지로 유의하지 않아 模型定立을 하지 못하였다.

3) 로지스틱곡선(Logistic curve)모형

(1)모형의 형태

성장곡선모형의 일종인 本模型은 다음式(16), 또는 式(17)와 같이 모수가 k, a, b세개인 형태이다.

$$\log\left(\frac{y}{k-y}\right) = a + b \cdot t \dots\dots\dots(16)$$

$$y = \frac{k}{1 + e^{x p(-a - b \cdot t)}} \dots\dots\dots(17)$$

여기서

- y : 교통사고수
- t : 연도 기준년도
- k, a, b : 모수

(2) 모수추정방법

- t(연도-기준년도)가 增加함에 따라 y는 k에 근접해 가므로 y의 가장 큰값을 k의 초기값으로 잡는다. 이를 式(16)에 대입해서 선형회귀 분석으로 a, b를 추정한다
- 推定한 a, b값을 式(17)의 초기값으로 設定하여 비선형회귀분석(nonlinear regression analysis)을해 수렴하게 되면 최종모수추정치 k, a, b를 얻게 된다.

(3) 模型設定

앞에서 提示한 모수추정방법에 따라 모수추정을 한 結果 교통사고발생건수, 사망자수, 부상자

수에서 모두 일정값에 수렴하여 다음 <表 8>같이 되었다.
 모수추정치를 얻었고 이를 이용해 모형을 설정하

사고종별 모수추정치와 모형

<表 8>

연대별	사고구분	모수추정치			모형
		k	a	b	
'77-'91	교통사고발생건수	32,922	-1.46	0.16	$A = \frac{32,922}{1+e \times P(1.46-0.16t)}$
'63-'91	사망자수	432	-1.22	0.21	$D = \frac{432}{1+e \times P(1.22-0.21t)}$
'63-'91	부상자수	37,386	-3.63	0.16	$I = \frac{37,386}{1+e \times P(3.63-0.16t)}$

註) · A : 교통사고발생건수예측모형 · D : 사망자수예측모형, · I : 부상자수예측모형

위 <表 8>에提示한 交通事故發生件數의 로지 數의 實際値와 模型値를 나타낸 것이 다음<表 9> 스틱곡선모형을 利用해 各年度別 交通事故發生件 數와 <그림 5>이다.

연도별 로지스틱모형치와 실제치의 비교

<表 9>

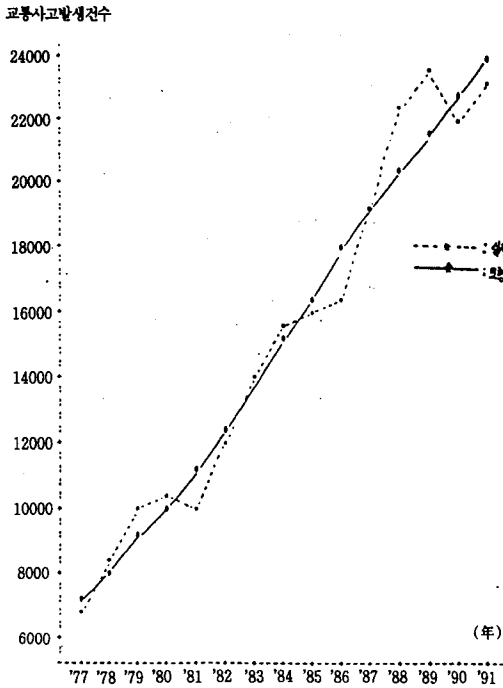
연도	실제치	모형치	잔차
1977	6991	7064.76	-73.76
1978	8354	8013.38	340.62
1979	10167	9044.82	1122.18
1980	10280	10154.90	125.10
1981	10188	11336.53	-1148.53
1982	11807	12579.69	-772.69
1983	14173	13871.56	301.44
1984	15599	15197.00	402.00
1985	16097	16539.13	-442.13
1986	16261	17880.23	-1619.23
1987	19240	19202.61	37.39
1988	22387	20489.57	1897.43
1989	23551	21726.20	1824.80
1990	21995	22899.99	-904.99
1991	23025	24001.26	-976.26

4) 고펜퍼츠곡선(Gompertz Curve)模型

이 模型은 경제학에서 많이 利用되고 있는 성장곡선모형으로 時間이 增加함에 따라 종속변수가 급격하게 증가하는 模型으로 이 모형의 基本

(1) 모형의 형태

식은 다음 식(18)과 같다.



(그림 5) 부산시 교통사고발생건수의 실제치와 모형치의 비교('77-'91)

$$y_t = \frac{t^a}{ka^b} \dots\dots\dots(18)$$

여기서,

y_t : t년도의 사고수

t : 연도 - 기준년도(t=1, 2, 3 ...)

k, a, b : 모수

교통사고예측모형의 정립

(表 10)

연대별	사 고 구 분	회 귀 모 형	로지스틱곡선모형
'77-'91	교통사고발생건수	$\frac{A}{P} = 68.17 \left(\frac{N}{P}\right)^{0.538}$	$A = \frac{32,922}{1+e^{P(1.46-0.16t)}}$
'63-'91	사 망 자 수	-	$D = \frac{432}{1+e^{P(1.22-0.21t)}}$
'63-'91	부 상 자 수	-	$I = \frac{37,386}{1+e^{P(3.63-0.16t)}}$

• $\frac{A}{P}$: 인구10만인당 사고발생건수

• $\frac{N}{P}$: 인구 1,000인당 자동차대수

$$\log(y_t) = \log k + b' \log a \dots\dots\dots(19)$$

$$\log(\log y_t - \log k) = \log(\log a) + t \log b \dots\dots(20)$$

(2) 모수추정방법

- 모수를 추정하기 위해서 식(18)의 양변에 log 변환을 취한후 플롯(plot)을 해 이를 보고 근사적으로 log(k)의 초기값을 잡은후 이를 양변에 빼주고 다시 위 식(20)과 같이 log 변환을 취한다.
- 이를 선형회귀분석해서 log(log a)와 log b의 초기값을 얻어 이를 위 식(19)에 대입한 후 비선형회귀 분석을 실시해 k, a, b를 구한다.
- 여기에서 구한 k, a, b의 값을 본 모형인 위 식(18)에 대입하여 비선형회귀분석을 다시 實施해 수렴하게 되면 최종모수추정치 k, a, b를 구하게 된다.

(3) 모형 설정

위에 서술한 고펜르츠곡선모형의 모수추정방법에 따라 모수추정을 하였으나 교통사고발생건수, 사망자수, 부상자수에서 모두 일정값에 수렴하지 않아 최종모수를 추정하지 못하였기 때문에 모형 설정을 할 수 없었다. 따라서 부산시의 사고형태는 고펜르츠곡선형태를 따르지 않는다고 볼 수 있다.

2. 交通事故豫測模型의 定立

回歸診斷 및 模型適合檢定 結果 有意한것으로 判斷되는 模型을 다음 (表 10)과 같이 釜山市 交

交通事故豫測模型으로 定立하였다.

定立한 模型의 특징을 보면 다음과 같다.

1) 부산시 교통사고발생건수의 예측모형으로는 인구 1,000인당 자동차대수를 독립변수로 하는 비선형회귀모형 ($R^2=0.9432$)과 로지스틱곡선 모형이 적합한 것으로 판단되었으며

2) 死亡者數나 負傷者數의 예측모형으로는 로지스틱곡선 모형이 신뢰도가 높은 것으로 밝혀졌다.

3) 또한 시계열 ARIMA모형과 콤페르츠곡선 모형은 부산시 교통사고를 예측하는데 부적합한 것으로 나타났다.

3. 交通事故의 短期豫測

本 考에서 定立한 模型들은 과거의 交通事故推移를 고려해 開發한 模型으로 長期豫測보다는 短期豫測에 더 적합하기 때문에 향후 2年間('93~'94)을 豫測期間으로 設定하였다. 위 <表 10>과 같이 設定한 回歸模型을 利用해 交通事故發生件數를 豫測하기 위해서는 人口數와 自動車保有臺數를 豫測해야 하는바 다음 <表 11>과 같은 線型 및 非線型 回歸式을 出출하였으며, 이를 利用해 다음 <表 12>와 같이 '93~'94의 人口 및 自動車保有臺數를 豫測하였다.

人口數 및 自動車保有臺數의 回歸式

<表 11>

區 分	回 歸 式
人口數	$P = -151,866,114 + 78,274Year$
自動車保有臺數	$N = e^{-367,296 + 0.190846year}$

人口數와 自動車保有臺數의 예측치

<表 12>

年 度	人口數(人)	自動車保有臺數(台)
'93	4,133,900	482,400
'94	4,212,200	583,800

釜山市 交通事故의 短期豫測

<表 13>

年 度	交通事故發生件數(件)			死 亡 者 數 (人) 로지스틱곡선 모형	負 傷 者 數 (人) 로지스틱곡선 모형
	회귀모형	로지스틱곡선모형	평균		
'93	36,700	25,650	31,180	430	29,680
'94	40,900	26,510	33,710	431	30,150

註) 교통사고발생건수와 부상자수는 첫째자리에서 반올림하였음.

위 <表 12>의 예측치를 <表 10>의 模型에 代入하여 다음 <表 13>과 같이 釜山市 交通事故를 各 各의 模型別로 豫測하였다.

위 <表 13>의 예측結果를 利用함에 있어 필히 다음과 같은 前提條件에 有意해야 한다.

1) 豫測値는 現在와 같은 부산시 交通與件의 變化(人口流入, 交通需要의 증·감, 交通施設의 확충, 교통질서의식의 變化)가 향후에도 계속된다는 前提下에서의 豫測結果들로 이들은 交通事故豫防(안전벨트착용의 의무화확대, 음주운전의

강력한 단속, 교통시설의 정비, 홍보활동강화)등 교통안전정책의 推進方向과 교통수요억제(오일쇼크등의 경제요인, 자동차에 관련한 세금, 개인주차시설의 확보의무화)등에 의해 이보다 增加 또는 減少할 수 있다.

2) 부산시에 교통여건의 變化推移가 크게 달라질 경우 진보된 모형을 開發해 새로운 예측치를 提示해야 할 것이다.

3) 교통사고발생건수와 부상자수는 과거의 추이를 볼때 계속적인 증가추세임이 확실하나 사망자수의 경우는 全般的으로 增加하면서 前年度에 비해 증·감을 반복하는 年度가 많았다.

上述한 前提條件을 수용하면서 <表 13>에 提示한 부산시 장래교통사고의 단기예측결과를 보면 다음과 같다.

• 부산시의 交通事故는 93년에 회귀모형인 경우 36,700件, 로지스틱곡선모형인 경우 29,680件이 發生할 것으로 예측되었고 94년에는 各各 40,900件, 30,510件으로 예측되어 회귀모형이 로지스틱곡선 모형보다 더 높게 예측되었다. 이들의 평균값으로 분석해보면 93년에 총 31,180件이 發生해 430人이 死亡하고 29,680人이 負傷할 것으로 나타났고 또한 '94년에는 '93年보다 1.08배가 增加한 33,710件의 交通事故가 發生해 431人이 死亡하고 30,510人이 부상할 것으로 전망되기 때문에 이에 對한 예방책이 요구된다.

• 93년에 交通事故發生件數의 경우 回歸模型에 의한 豫測值(36,700件)가 로지스틱곡선 모형의 예측치(25,650件)보다 더 높게 예측되었음을 알 수 있고 死亡者數에 있어서 로지스틱곡선 모형에 의한 豫測值(430人, 431人)가 91年의 510人보다 낮게 예측되었다.

VI. 結論

本 考는 교통사고예측모형을 發生함에 있어 미

시적분석(micro analysis)보다는 거시적분석(macro analysis)기법을 적용하였고 과거의 부산시 교통사고자료('63-'91)를 이용해 부산시 교통사고 종별(교통사고발생건수, 사망자수, 부상자수)특성에 따라 회귀모형, 시계열 ARIMA모형, 로지스틱곡선 형태의 모형을 개발한 후 이를 토대로 短期 2年間('93-'94) 交通事故豫測을 한 研究이었다.

本 研究의 結果를 要約하면 다음과 같다.

1. 91年 釜山市 人口는 총 3,892,820人이었다. 이는 77년이후 年평균 2.67%씩 증가한 것으로 90년의 3,797,566人에 비해 1.03배가 增加한 것이다.

또한 77년이후 年平均 18.78%씩 增加한 부산시의 자동차대수는 91년에 346,437台로 나타났다. 이는 부산시 人口의 11人中 1人이 自動車를 所有하는 것으로 약 3가구당(한가구 4人기준) 한대꼴이다. 운전면허소지자수를 보면 91년에 821,782m으로 나타났는데 이는 약 5人中 1人이 운전면허를 소유하는 것으로 앞으로도 이러한 증가추세는 계속될 것으로 보인다.

이에 비해 부산시의 道路延長은 77年以後 年平均 4.73%씩 완만하게 증가해 91년에 2,599,281m이었다. 이는 自動車臺數의 增加率 18.78%에 비해 크게 부족한 실정이다.

2. 77年以後 年平均 9.26%씩 增加한 부산시 교통사고발생건수는 91년에 총 23,025件이 發生하여 이로 因해 510人이 死亡하고 26,205人이 부상을 입었다.

이를 前年度와 비교해 보면 교통사고발생건수에서는 4.68%, 사망자수 6.91%, 부상자수 3.97%가 증가한 것이고 우리나라 전체 교통사고발생건수의 8.66%, 사망자수의 3.80%, 부상자수의 7.90%가 부산에서 發生한 事故이다.

3. 선진외국과 우리나라는 交通환경이 크게 차이가 있기 때문에 스미드모형과 같은 基宗외국모형을 利用하여 예측하는 것은 不합리하고(실제로

우리나라 사망자수의 47.8% 밖에 說明하지 못함) 임현연의 교통사고예측모형은 우리나라 전체 교통사고자료를 이용해 개발한 모형이기 때문에 부산시와 같은 市·道單位의 사고예측모형으로는 적합하지 않아 부산시 교통사고특성에 적합한 교통사고예측모형을 개발하였는바 모형의 특징을 살펴보면 다음과 같다.

1) 교통사고발생건수의 예측모형으로는 인구 1,000인당 자동차대수를 독립변수로 하는 비선형 회귀모형과 로지스틱곡선 모형이 적합한 것으로 判斷되었는데 回歸式의 경우 決定係數가 0.94 이상으로 도출한 회귀식이 교통사고발생건수를 94% 이상 說明하는 것으로 나타났다. 또한 독립변수가 單一變數(인구 10만인당 자동차대수)이므로 분산확대인자(VIF)가 1이되어 多重共線性이 存在하지 않았다. 그리고 d검정통계량이 1.096으로 上限 1.07을 초과해 自己相關의 問題는 없는 것으로 밝혀졌으며 F-검정 및 T-검정에서도 有意確率이 0.01%로 매우 작아 有意性이 높았고 표준화제외잔차 $t(-1)$ 의 범위가 ± 1.9 이하로 표준화제외잔차의 허용치 ± 3.0 을 넘지 않아 異相値는 發見되지 않았다.

2) 死亡者數와 負傷者數의 예측모형으로는 로지스틱곡선모형이 신뢰도가 높은 것으로 밝혀졌다.

3) 또한 시계열 ARIMA모형과 고펜페르츠곡선 모형은 부산시 교통사고를 예측하는데 부적합한 모형으로 나타났다.

4. 개발한 模型으로 短期('93-'94 : 2年間) 교통사고예측을 한 結果 교통사고발생건수에서는 93년에 회귀모형인 경우 36,700件, 로지스틱곡선 모형인 경우 29,680件이 發生할 것으로 예측되었고 94년에는 各各의 모형에서 40,900件과 30,510件이 發生할 것으로 보여 회귀모형의 예측치가 로지스틱곡선모형보다 더 높게 나타났다. 이들을 平均値로 하여 부산시의 교통사고예측결과를 분석해 보면 93년에 총 31,180件의 교통사고가

發生해 이로 因해 430人이 死亡하고 29,680人이 負傷할 것으로 전망되며 94년에는 93年보다 1.08倍가 증가한 33,710件의 交通事故가 發生해 431名이 死亡하고 30,510人이 負傷할 것으로 예측되기 때문에 이에 對한 예방책이 實 行 要 求 된 다.

이와같이 設定한 교통사고예측모형 및 단기측 結 果 들 은 부 산 시 交 통 여 건 의 變 화 추 이 가 現 재 와 같 이 向 後 에 도 繼 속 된 다 는 前 提 下 에 서 의 豫 測 結 果 들 로 이 들 은 交 통 사 고 예 방 을 위 한 交 통 안 전 정 책 의 推 進 방 향 과 交 통 수 요 억 제 등 에 의 해 이 보 다 增 加 또 는 減 少 할 수 있 다. 그 리 고 本 研 究 의 結 果 는 부 산 시 地 域 의 交 通 事 故 豫 測 에 국 한 하 여 적 용 할 수 있 는 것 으 로 타 시 · 도 의 사 고 예 측 에 는 適 用 이 可 能 하 다.

이러한 豫測值의 한 계 성 에 도 불 구 하 고 이 들 은 釜 山 市 에 交 通 사 고 감 소 를 위 한 交 通 安 全 政 策 推 進 의 基 本 資 料 로 活 用 할 수 있 고 사 고 의 經 각 심 을 높 여 交 通 사 고 로 因 한 인 직 · 물 적 損 해 를 最 小 化 하 는 데 利 用 될 수 있 을 것 이 다. 이 울 러 지 금 까 지 거 시 적 인 측 면 에 서 의 分 析 과 함 께 부 산 시 내 사 고 많 은 지 점 · 사 고 구 간 에 서 交 통 량, 주 행 킬로, 운 전 및 보 행 행 태, 交 통 시 설 등 과 交 通 事 故 의 關 係 를 심 층 분 석 해 交 通 事 故 의 主 要 因 을 도 출 하 여 이 에 對 한 改 善 안 을 제 시 하 는 후 속 연 구 가 繼 속 되 어 야 할 것 이 다.

또한 釜山市에 社會·經濟적 여 건 의 變 化 推 移 가 크 게 달 라 질 경 우 新 模 型 을 開 發 해 交 通 事 故 를 豫 測 하 야 할 것 으 로 思 料 된 다.

參考文獻

1. 姜炳瑞, 多變量統計學, 法文社, 1988.
2. 建設技術研究員, 交通事故多發地点(危險道路)改善方案에 關한 調查設計 및 道路安全施設 설치 편람 작성용역, 1989.
3. 경제기획원조사통계국, 우리나라의 地域別 將來人口(1985-2000), 1988.
4. 경찰청, '92交通事故統計, 1992, pp. 30-35.
5. 金宇哲外 7人, 現代統計學(再改正版), 1984.
6. 金寅鎬, 社會科學을 위한 回歸分析論, 比蜂山 出版社, 1983.
7. 김홍상, 交通事故의 技術方法에 關한 研究, 서독 칼스루에 공과대학 박사학위 논문, 1987. pp. 14-15.
8. 朴聖炫, 回歸分析(改正版), 大英社, 1986.
9. 廉俊植, 線型回歸分析, 1987, P. 387.
10. 林憲延·李一炳, “韓國의 交通事故豫測模型 開發에 關한 研究”, 대한교통학회지, vol. 8. No.1, 1990, pp. 73-88.
11. 韓國道路公社, 應用統計學, 1988.
12. 韓國統計學會, 統計用語辭典, 자유아카데미, 1987.
13. 許明會, SAS回歸分析, 자유아카데미, 1988.
14. 齊藤和夫, わが “國におけるマクロ分的研究”, 交通工學, vol. 14, No. 6, 1979, pp. 3-12.
15. 齊藤和夫·版倉忠三·加來照俊, 交通事故に 對する 위험도평가의 一方法에 關한 交通工學, vol. 3, No. 3, No. 2, pp. 4-13, 1968.
16. 齊藤和夫, 사고위험도평가방법에 關한 조 사연구의 概觀(I), 交通工學, vol. 15, No. 6, 1980. P. 50.
17. 齊藤和夫, わが國における교통사고 사망 위험도의 推移에 關する 마크로분석적 연구, 交通工學, vol. 14, No. 6, pp. 3-12, 1979.
18. Adams, R. G., Smeed's Law : some Further Thoughts, Traffic Engineering and control, 28(2), Febreuary, 1987, pp. 70-73.
19. Andreassen, D. C., Linking Deaths with vehicles and population Traff Engng contrer, 26(II), November, 1985, pp. 547-549.
20. R. J. Smeed and G. O. Jeffcoate, The Effect of changes in motorization in various countries on the Number of Road Fatalities, OECD Symposium on the use of statistical Methods in the Analysis of Road Accidents, 1970.
21. R. J. Smeed, “The usefulness of Formulne in Traffic Engineering and Road Safety”, accid, anal & prev, vol. 4, 1972, pp. 303-312.
22. R. J. Smeed, 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.