



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

공학박사학위논문

도로안전 개선사업의 재정투자 지속효과 추정

Lagged Effect Estimation of Financial Investment
on Highway Safety Improvement Programs

2014년 8월

서울대학교 대학원

건설환경공학부

오 창 석

도로안전 개선사업의 재정투자 지속효과 추정
Lagged Effect Estimation of Financial Investment
on Highway Safety Improvement Programs

지도교수 고 승 영

본 연구를 공학박사 학위논문으로 제출함.

2014년 4월

서울대학교 대학원

건설환경공학부

오 창 석

오창석의 공학박사 학위논문을 인준함.

2014년 6월

위원장 _____

부위원장 _____

위원 _____

위원 _____

위원 _____

국 문 초 록

매년 전국적으로 이루어지는 도로안전 개선사업의 경제적 투자 결정은 해당 지역에 상당 기간 동안 지속되는 영향을 미칠 수 있으며, 이러한 영향은 장래의 기간에 걸쳐 분포되고, 그 효과 또한 지역 고유의 도로안전 속성 및 확률적 투자효율에 따라 시차적으로 다양하게 발현 가능하다.

이에 본 연구는 ‘도로안전시설 개선사업의 투자는 해당 지역의 사고발생 건수, 사망자 수를 감소시키는가?’, ‘당해 도로안전 개선사업 재정투자는 올해 연도 뿐 아니라 향후 연도에도 효과가 나타내는가?’, ‘지역별 도로안전 속성을 고려할 경우 그렇지 않은 경우에 비해 투자효과가 더 적합하게 나타나는가?’, ‘지역별 도로안전 개선사업 투자효과의 상관성을 고려할 경우 그렇지 않은 경우에 비해 사고감소 효과는 더 적합하게 나타나는가?’, ‘지역별 도로안전 개선사업의 투자효과의 확률성을 고려할 경우 그렇지 않은 경우에 비해 투자효과는 더 적합하게 나타나는가?’라는 연구문제를 설정하였다. 이를 검증하기 위해 도로안전 개선사업의 투자 지속효과를 통계적으로 증명하고, 전국 기초자치단체별 확률적 도로안전 속성과 투자효율을 반영한 도로안전 개선사업 재정투자 지속효과 측정 모형을 개발하였다.

분석대상은 우리나라 도로안전 분야 대표적인 국고보조사업이라 할 수 있는 사고 잦은 곳 개선사업과 노선별 위험도로 개선사업을 대상으로 하였다. 1995년부터 2012년 동안의 지점별 사고 잦은 곳 개선사업과 2004년부터 2012년 동안의 노선별 위험도로 개선사업의 재정투자 자료를 수집하여 이를 전국 232개 기초자치단체 기준으로 패널화하였으며, 기초자치단체별 사고감소 효과의 표준적 측정을 위해 자동차 등록대수와 도로연장을 노출변수 처리하였다. 사고감소에 영향을 주는 사회경제 통제변인은 미국 HSIP(Highway Safety Improvement Program)의 사고감소 효과 추정연구와의 비교를 목적으로 기초자치단체별 인구밀도, 인당 GRDP과 광역자치단체 수준의 실업률을 적용하였다.

모형의 구축은 종속변수인 이산적 사고빈도 자료의 이분산성을 고려하여 비선형 카운트 회귀모형을 기반으로 이루어졌으며, 안전사업 재정투자의 지속효과를 측정하기 위해 시차분포모형을 이용하였고, 여기에 지역별 관측 불가능이질적 교통안전 속성과 교통사고빈도 자료의 과분산성을 반영한 음이항 패널 회귀모형을 채택하였다.

모형의 적용은 232개 자치단체별 연도별 1인당 안전개선사업 총 사업비를 투자변수로 하여 사고발생 건수 감소효과 모형과 사망자 수 감소효과 모형으로 구분하여 구축하였으며, 기초자치단체별 시간불변의 개별특성 효과를 잠재요소로 가정하는 고정모수 패널모형과 이를 확률적 요소로 간주하는 확률모수 패널모형을 비교하였다. 그 결과 지자체별 확률적 투자효과를 반영하는 '다항 시차분포를 고려한 혼합효과 음이항 회귀모형'을 분석 목적에 적합한 최적 모형으로 선정하였다.

최종 모형 추정결과, 분석대상인 지방도로 교통사고 잦은 곳 개선사업과 위험도로 구조개선의 1인당 재정투자액 증가에 따른 사고빈도 감소는 당해연도에는 바로 나타나지 않지만 투자 후 1~2년 후 유의미한 투자효과가 나타나는 것으로 관측되었으며, 그 효과 또한 투자 후 7년까지 지속되는 것으로 나타났다. 또한 최종 모형을 사후 추정하여 기초 지자체별 사고감소에 영향을 미치는 확률적 도로안전 속성 및 투자효율을 측정하고 이를 통해 도로안전 개선사업 평가의 정책적 함의를 도출하였다.

본 연구는 도로안전 개선사업 재정투자의 장기적 효과와 투자한 지자체가 갖는 고유의 도로안전 특성 및 투자효과의 리스크를 고려한 보다 합리적인 도로안전 투자전략 수립에 기여할 것으로 예상된다.

주요어: 안전투자, 도로안전 개선사업, 시차분포모형, 음이항 패널회귀모형, 혼합효과 음이항 패널모형

학 번: 2009-30942

목 차

제1장 서론	1
1.1 연구의 배경 및 필요성	1
1.1.1 연구의 배경	1
1.1.2 연구의 필요성	4
1.2 연구의 목적 및 문제 정의	6
1.3 연구의 범위 및 내용	8
제2장 연구개념 정립 및 문헌 고찰	11
2.1 연구개념 정립	11
2.1.1 교통사업 평가의 개념 정립	11
2.1.2 도로안전 개선사업 평가 관련 연구유형 분류	14
2.1.3 안전투자 지속효과에 대한 개념	17
2.2 관련 문헌 고찰	18
2.2.1 도로안전 개선사업 사고감소 효과평가방법	18
2.2.2 도로안전 개선사업 재정투자 효과평가 관련 연구	22
2.3 기존 연구의 한계 및 연구방향 설정	31
제3장 방법론 고찰	33
3.1 카운트 모형	33
3.1.1 포아송 모형	33
3.1.2 음이항 모형	34
3.1.3 모형 적용사례	36
3.2 시차분포 모형	38
3.2.1 이론적 배경	38
3.2.2 모형의 구조 및 추정방법	41
3.3 패널회귀모형	43

3.3.1 모형 개요	43
3.3.2 풀링회귀모형과 패널회귀모형	44
3.3.3 고정효과 패널모형과 확률효과 패널모형	46
3.3.4 패널 카운트 모형	47
3.3.5 모형 적용사례	49
3.4 멀티레벨 혼합효과 모형	53
3.4.1 멀티레벨 모형	53
3.4.2 혼합효과 모형	53
3.4.3 모형 적용사례	55
제4장 자료구축 및 기초분석	59
4.1 자료구축	59
4.1.1 자료의 수집 및 처리	59
4.1.2 변수별 자료수집내역	61
4.2 관련 변수의 기초 검정	64
4.2.1 종속변수의 정규성 검정	64
4.2.2 종속변수의 이분산성 검정	65
4.2.3 분석변수별 패널 단위근 검정	67
4.3 관련 변수의 기초통계	67
4.3.1 종속변수의 기초통계	67
4.3.2 투자변수의 기초통계	68
4.3.3 종속변수 및 독립변수의 상관관계	69
4.4 모형변수의 선정	70
제5장 모형 구축	71
5.1 표기법 정의	71
5.2 모형 접근	72
5.2.1 모형 접근절차	72
5.2.2 분석모형 분류	74

5.3 모형식 구축	75
5.3.1 풀링 카운트 모형	75
5.3.2 패널 카운트 모형	76
5.3.3 멀티레벨 혼합효과 카운트 모형	78
5.4 모형별 추정식 정리	80
제6장 모형 적용	81
6.1 전국 모형 추정결과	81
6.1.1 추정결과 종합	81
6.1.2 사고발생 건수 감소효과 모형별 추정결과	82
6.1.3 사망자 수 감소효과 모형별 추정결과	83
6.1.4 ME 모형의 투자효과에 대한 시계열적 안정성에 대한 고찰	84
6.2 최종 모형 선택 및 모형 해석	85
6.2.1 적정 PDL 모형의 선택방법	85
6.2.2 최종 모형 선택	86
6.2.3 최종모형 추정결과 해석	88
6.2.4 변수 추정 결과 및 선행연구와의 비교	92
6.3 지자체별 사후추정 결과	93
6.3.1 지자체별 사고발생건수 감소효과 분석	93
6.3.2 지역별 사망자수 감소효과 분석	95
6.4 분석결과 종합	98
제 7 장 결론 및 향후 연구과제	100
7.1 결론 및 시사점	100
7.2 연구의 한계 및 향후 연구과제	103
참고문헌 및 참고자료	104
부록	117
Abstract	149

표 차례

[표 1-1] 본 연구의 문제 정의	7
[표 2-1] 도로안전 개선사업 사고감소 효과평가 방법	19
[표 2-2] 도로안전 개선사업 재정투자효과 관련 연구 비교	29
[표 2-3] 연구모형(target model) 개발 방향	32
[표 3-1] 고정효과 모형과 확률효과 모형의 모형식 및 가정 비교	47
[표 4-1] 분석자료의 구축 예시	60
[표 4-2] 분석자료 수집내역	62
[표 4-3] 사고빈도 자료에 대한 정규성 검정결과	65
[표 4-4] 잔차의 이분산성 검정을 위한 Breusch-Pagan과 White's test 결과 ..	66
[표 4-5] 패널 단위근 검정결과	67
[표 4-6] 모형변수의 선정	70
[표 5-1] 분석모형 분류 및 특성	74
[표 5-2] 본 연구에서 추정할 모형식	80
[표 6-1] 사고발생 건수 감소효과 모형별 추정결과	82
[표 6-2] 사망자 수 감소효과 모형별 추정결과	84
[표 6-3] 사고발생 감소효과 최종 모형 추정결과(MENBPDL-RC m8 모형) ..	90
[표 6-4] 사망자 수 감소효과 최종 모형 추정결과(MENBPDL-RC m8 모형) ·	91
[표 6-5] 변수 추정결과 및 선행연구와의 비교	92

그림 차례

<그림 1-1> 안전투자와 사고감소 효과와의 관계	6
<그림 1-2> 연구의 수행과정	10
<그림 2-1> 도로안전 개선사업 평가 관련 연구유형	14
<그림 2-2> 본 연구의 영역	16
<그림 2-3> 본 연구의 도로안전 재정투자의 지속효과 개념도	17
<그림 2-4> 도로안전 재정투자 지속효과의 개념적 정의	18
<그림 4-1> 분석자료의 계층구조	59
<그림 4-2> 분석자료의 교통사고 발생건수(좌), 사망자수(우)의 밀도분포	64
<그림 4-3> 종속변수 적합값(\hat{y}_{it})과 잔차(ϵ_{it})와의 산포도	66
<그림 4-4> 총 인당 투자액($\sum_{k=0}^8 totinvp_{i(t-k)}$)과 잔차(ϵ_{it})와의 산포도	66
<그림 5-1> 본 연구의 모형 접근절차	72
<그림 6-1> 시도별 사고발생 감소 투자지속 효과 추정결과	93
<그림 6-2> 시도별 8년간 총 사업비 누적액 분포	94
<그림 6-3> 시도별 사고발생 건수 감소효과 확률 절편 추정결과	95
<그림 6-4> 시도별 사망자 수 감소 투자지속 효과 추정결과	96
<그림 6-5> 시도별 사망자 수 감소효과 확률 절편 추정결과	97

제1장 서론

1.1 연구의 배경 및 필요성

1.1.1 연구의 배경

화석연료의 에너지화로 대변되는 산업혁명과 함께 태동된 자동차 문화는 인류에 이동성 증진이라는 선물을 선사하였지만, 한편으로는 도로교통사고라는 원하지 않는 외부효과도 불러일으켰다.¹⁾ 이에 따라 도로교통사고를 절감하기 위한 국제적 노력은 지속되고 있으며, OECD 37개국의 인구 10만 명당 도로교통사고 사망자 수는 1970년 이후로 꾸준히 감소해 왔다(OECD, 2014). 일부 국가들은 중앙정부 주도의 일정한 투자재원을 마련하여 도로안전 개선사업에 대한 안정적 투자 수준을 유지하고자 노력하고 있다.

미국의 경우 매년 국도 상에서 약 4만 3000여 명의 교통사고 사망자와 29만여 명의 부상자가 발생하고 있으며, 이를 절감시키기 위해 연방정부는 SAFETEA-LU²⁾를 제정하여 2006~2009년 동안 총 51억, 매년 약 13억 달러의 예산을 도로안전 개선사업(HSIP, Highway Safety Improvement Program)에 투자하였다. HSIP는 모든 공로상에서의 사망자 수와 중상자 수를 유의하게 줄이고자 하는 목적으로 시작되었으며, 매년 연방보조기금(federal-aid funding)

1) 이러한 자동차 사고에 따른 사회적 비용은 자동차 문명에 따른 또 다른 외부 효과인 교통혼잡비용을 한참 넘어선다는 보고도 있다(AAA, 2011: 11-13).

2) The Safe, Accountable, Flexible, Efficient Transportation Equity Act: A Legacy for Users(Public Law 109-59; SAFETEA-LU)는 미 연방정부의 육상교통에 대한 지출에 대한 기금조정과 승인을 관장한다. 2005년 8월 10일 George W. Bush 미 대통령이 승인하였으며 2009년 10월 30일 그 효력이 만료되었다. 2조 864억 달러의 예산에는 미국의 육상교통 인프라를 개선 및 유지하기 위한 개선책 및 요건을 포함하고 있다. 여기에는 주(州) 간 고속도로 시스템, 국가 간의 환승 시스템, 자전거 주행 및 보행자 시설, 화물 레일 운영이 포함되어 있다. 미 의회는 동 법안의 만기일 이후 10회에 걸쳐 기금에 대한 형식을 수정하였으며, Obama 정부는 2012년 7월 대체된 'Moving Ahead for Progress in the 21st Century Act in 2012(MAP-21)'으로 법안에 서명하였다. http://en.wikipedia.org/wiki/Safe_Accountable_Flexible_Efficient_Transportation_Equity_Act:_A_Legacy_for_Users (2014. 7. 12 검색)

을 통한 재정지원방식을 유지하고 있다. 해당 주들은 동 프로그램에 대한 자체 평가를 실시해야 하며, 연방정부는 전략적 체크리스트를 통해 이에 대한 선택적 점검을 수행하고 주 정부로 하여금 세부 사업별 목표사고에 대한 성과를 의회에 보고하도록 하고 있다. HSIP는 4~5년 단위의 주별 핵심 목표에 대한 도로안전 전략계획(SHSP, Strategic Highway Safety Plan)을 포함하고 있으며, 충돌자료 분석시스템 개발을 통한 미국 전역 공로의 상위 5%까지에 해당하는 위험지역(hazardous locations)을 설정하여 이에 대한 공개적인 사고보고를 의무화(HSIP reports, Reporting requirements)하도록 했다. 또한 철도-도로 간 교차개선(RHX, Railway - highway crossings) 사업과 지방도로 위험개선(HRRR, High-Risk Rural Roads) 사업에 별도의 기금을 마련하도록 하였다(GAO, 2008a; GAO, 2008b; Wu et al., 2013).

일본은 「도로안전대책기본법」에 따라 1971년 수립된 ‘도로안전기본계획’을 토대로 매년 5년 단위 도로안전대책을 추진하고 있다. 2006~2010년 제8차 도로안전기본계획은 2010년까지 교통사고 사망자 수를 5,500명 이하로 감소하고자 하는 목표로 추진되었다(설재훈 외, 2012). 1966년 제정된 「도로안전시설 등 정비 사업에 관한 긴급조치법」 이후로 꾸준한 도로안전시설 집중투자정책을 유지하고 있으며, 2003년부터는 「도로안전시설 등 정비사업의 추진에 관한 법률」이 개정되면서 도로안전시설 정비사업은 항구적인 사업으로 제도화되었다(김만배·강수철, 2008). 또한 고령층 및 초고령층 인구 증대에 따른 보행자 및 도로안전 취약계층 우선의 도로안전 중점 전략 등 우리나라와 유사한 정책 시류를 이어오고 있는 것이 특징이라 할 수 있다. 한편 일본의 도로안전 재원은 ‘도로안전대책 특별교부금’³⁾ 및 「도로정비 긴급조치법」에 의한 국가보조금과 지방교부세 및 지방채를 통해 충원하고 있다(설재훈 외, 2012).

3) 도로안전대책 특별교부금은 1958년 「도로교통법」 개정에 따라 설립된 교통범칙금 통고제도에 따라 도로교통법 위반자가 납부한 교통범칙금 수입을 재원으로 하여 교통사고 및 인구에 따라 지방공공단체(도·도·부·현 및 시·정·촌)에 교부한다(설재훈 외, 2012).

우리나라의 경우 교통사고 발생 건수, 부상자 수, 사망자 수의 본격적인 감소는 OECD 국가의 추이보다 느린 2000년대에 들어서서 이루어지기 시작했다.4) 「도로안전법」 제15조에 의한 ‘국가도로안전기본계획’에 따라 지난 2002~2012년간 총 16조 원, 연평균 1.4조 원 정도의 재정투자가 이루어졌다.5) 주요 재원은 도로안전시설사업의 경우 고속국도는 통행료 수입의 재투자, 국도는 국토교통부 소관의 ‘교통시설특별회계’에 의존하고 있으며, 지방도로는 안전행정부의 ‘광역·지역발전 특별회계’에 의한 보조금과 지방자치단체의 공동자금(matching fund) 출자 및 광역자치단체와 기초자치단체의 자체재원을 통해 조달되고 있다. 이밖에 「도로교통법」, 「도로법」 등 도로시설 및 도로안전 관련 근거 법에 의해 운용 가능한 투자재원이 도로안전시설 관련 사업에 귀속될 수 있다. 또한 정부는 1987년 도로안전종합대책을 계기로 수립된 ‘교통사고 사상자 절반 프로젝트’를 새정부 수립 시마다 국정과제로 설정하여 특별도로 안전대책으로 관리하고 있다(오창석, 2012; 감사원, 2013).

지금까지 살펴본 바와 같이 재정투자를 통한 도로 부문 사고개선을 위한 국가별 노력은 계속되고 있으며, 이는 중앙정부 차원의 안정적 투자재원 마련과 지방정부의 재정투자 효과평가를 통한 보조 또는 교부 기금방식의 예산 지원, 그리고 지방정부 자율의 도로안전 예산편성으로 이어지고 있다. 이러한 도로안전 투자(이하 안전투자)의 다양하고 지속 가능한 자원 확보 노력은 안전투자를 사회간접자본에 대한 장기적 투자효과로 나타나고 있다. 따라서 안전투자의 합리적 효과측정을 위한 중요한 연구 질의 중 하나는 예산집행활동의 주체인 동시에 그 성과에 대한 책무를 지닌 지방자치 정부가 수행해 온 지속적 재정투자와 사고감소 효과 간의 관계를 어떻게 하면 가장 합리적으로 특성화할 수 있을 것인가이다. 이는 곧 특정 안전서비스 요구 수준에 대한 재정투자 대비 사고개선 달성 효과를 계량화하는 기술가치(VE, Value Engineering) 측정 문제라고 할 수 있다.

4) 사망자 수는 2012년도의 경우 오히려 전년 대비 +3.1% 증가하기도 하였다(OECD, 2014).

5) 구 국토해양부 각 년도 ‘도로안전시행계획’의 자료를 재정리한 결과이다.

1.1.2 연구의 필요성

미국은 자동차 유류세와 화물 트럭 관련 세금을 재원으로 하는 도로신탁기금(highway trust fund)을 두고 있으나, 유류세는 1993년 이래로 증가하지 않고 있으며, 지속적인 인플레이션까지 더해 93년 기준 갤런당 18.4센트를 하던 세금이 현재는 11.5센트 수준에 머물고 있다. 여기에 현재와 장래에 꾸준히 요구되는 도로 시스템의 복원과 개선으로 인해 도로 재원은 끊임없는 압박과 잠식을 당하고 있다(GAO, 2013). 한편 우리나라의 교통투자 규모는 2008년 이후 글로벌 경제위기와 2011~2012년 건설업의 마이너스 성장, 복지예산의 증액 등의 영향으로 2009년 20조 3000억 원에서 2012년 17조 5000억 원으로 13% 감소하였다(김중학, 2014). 이러한 교통재원의 저성장 추세 지속과 감소 환경 속에 Obama 정부는 SAFETEA-LU 이후 MAP-21 법안을 수립하고, 육상교통 전반에 걸쳐 성과 진보적인(more performance-based) 도로 및 대중교통 투자 프레임워크를 강조하고 있다(GAO, 2013). 따라서 교통안전 투자의 효과성에 대한 평가는 안전투자의 성과와 책임에 대한 점검 수단으로서 교통안전정책 분야에 꾸준히 요구될 것으로 예상된다.

한편 미국은 1991년부터 투자예산 부문에서 연방정부 지원 프로그램을 예산 법률과 연동해 시행해 왔으며, MAP-21을 통해 국가적 교통이슈를 중심으로 투자 프로그램으로의 전환을 강조하고 있다. 영국은 교통축 개선에 있어 도로 확장, 교차로 개선, 교량 보수 등에 따른 다양한 규모 및 내용의 '노선기반 전략(route based strategy)' 운영을 도모하고 있다(김중학, 2014).

이상의 선진국 교통 투자환경을 지켜볼 때, 기존의 교통안전 투자배분의 정책은 '사업별 칸막이 식'에서 향후 교통이슈별 투자예산 배분 중심으로의 '지역별 목표 지향식' 예산운영체제로 전환될 가능성이 있다. 즉 '지점기반'의 사고감소 효과를 측정하였던 기존의 교통사고 잦은 곳의 평가방식은 '해당 지역의 사고감소 개선'이라는 목표중심 안전평가 및 투자체계로의 정책전환이

필요할 것으로 예상된다.

이러한 교통사업 투자 의사결정에 대한 성과측정을 다룬 연구는 그간 분야별·이슈별로 다양하게 수행되어 왔다.

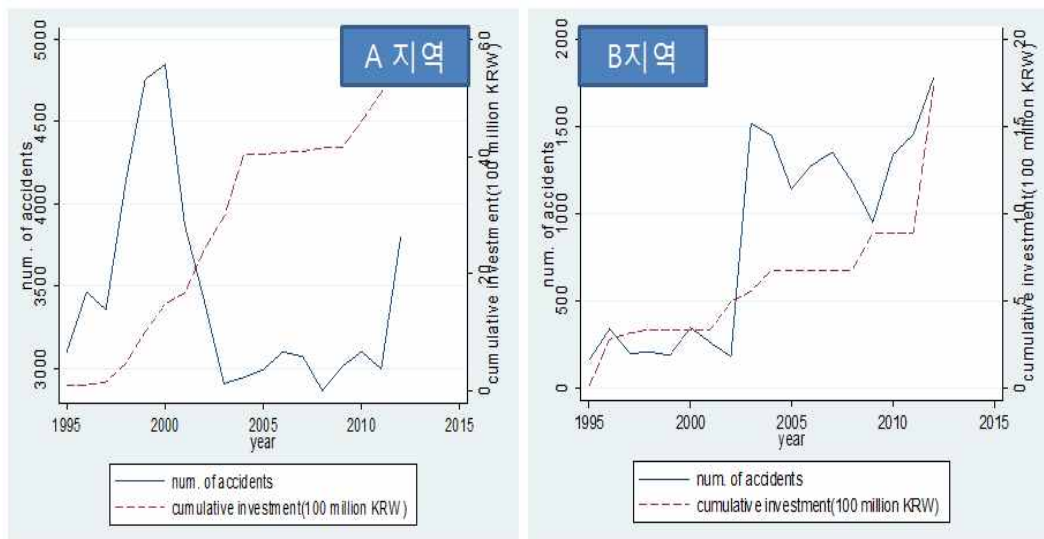
도로투자 분야에서는 교통 프로그램과 관련된 교통 프로젝트들을 수행하기 위해 주 정부를 대상으로 마련한 장기적 운송계획(LRTP, Long-Range Transportation Plan)의 정책적 영향성을 계량화하기 위한 효과척도(MOE, Measure of Effectiveness)를 개발한 연구(Miller et al., 2008), 버지니아 주의 도로 인프라 자산에 대한 현황 척도를 집계하고 이를 도로축별 보건지표(corridor health indicators)로 성과 척도화하기 위한 프레임워크를 제시한 연구(Verhoeven and Flintsch, 2011; Dehghanisanij et al., 2012), SAFETEA-LU의 요구 수준에 대응하여 인디애나 주를 대상으로 주 차원의 도로투자 프로그램에 대한 투자계획 및 프로그램의 성과에 대한 사후평가 프레임워크 개발 사례(Everett et al., 2013a), MAP-21에 대비하여 인디애나 주 자체 재원에 따른 도로개선 투자 프로그램의 성과를 사후평가하고 모니터링하기 위한 측정방법 연구(Everett et al., 2013b) 등이 있다.

안전투자 분야에서는 사망자 수의 추이가 HSIP에 배정된 자금 지출로 인한 것인지에 대한 평가(Haas, 2010), 미 교통부(DOT)의 투자 프로젝트들에 대한 안전 및 혼잡개선 측면의 성과측정한 연구(Hendren et al., 2006), 연방기금이 투자된 HSIP의 사고빈도 감소 효과를 통계적으로 추정한 사례(Wu et al., 2012; Wu et al., 2013), HSIP의 치명사고 발생 빈도 및 심각도 감소효과를 결정론적 분포(deterministic distribution) 이용해 시뮬레이션 한 사례(Wu et al., 2014) 등이 있다.

하지만 안전투자에 대한 평가는 투자의 지속 가능성에 대한 반영 여부와 지역별로 다양한 교통안전환경과 안전사고 노출빈도를 어떻게 편차 없이 일반화시켜 사고감소 효과를 측정할 것인가, 그리고 지역별 투자효과의 리스크에 따른 변동성을 평가모형상에 어떻게 반영할 것인가는 여전히 과제로 남아 있다.

1.2 연구의 목적 및 문제 정의

안전투자는 일반적으로 대규모성, 불가분성, 비이동성, 장기간의 회임기간 등의 특성을 가지며, 비경합성(non-rivalry)과 비배제성(non-excludability)을 지닌 재화적 특성(김만배 외, 2008)으로 인해 시장기능에 의한 충분한 공급과 외부수급이 어려워 정부에 의한 투자에 종속적이다. 따라서 안전투자는 사회간접자본 투자스톡과 같이 특정 국민을 대상으로 일정 기간 누적되는 사고감소 편익으로 볼 수 있다. 한편 도로안전 재정투자는 도로사고 절감효과를 기대하는 국가경제활동이다. 따라서 일반적으로 도로사고는 도로안전 스톡에 비례하여 감소할 것을 예상한다. 하지만 지역에 따라 투자효과가 나타나는 양상은 시계열적으로 다양할 수 있다. <그림 1-1>은 본 연구의 분석대상인 도로사고 잦은 곳 개선사업의 투자누적액과 사고빈도 자료를 가지고 특정 지방자치단체(이하, 지자체)의 안전투자과 사고감소 효과와의 관계를 나타낸 사례이다.



주) 실선: 사고발생건수, 점선: 안전개선사업 총사업비 누적액

<그림 1-1> 안전투자와 사고감소 효과와의 관계

<그림 1-1>에서 보듯 A지역과 같이 안전투자를 반복할수록(투자스톡이 증가할수록) 사고가 감소하는 지역이 있는가 하면, B지역과 같이 안전투자 스톡과는 무관하게 사고가 증가하는 지역이 있을 수 있다. 또한 A지역은 초기시점(1995~2000년)에 투자효과가 나타나지 않지만, 이후로는 사고발생 건수가 급속도로 감소하고 있는 것을 알 수 있다. 한편 B지역은 초기에는 적정 수준의 사고발생 건수를 유지하고 있으나 본격적으로 투자스톡이 증가하는 2000년 이후에 오히려 사고 건수가 증가하는 것을 관측할 수 있다. 이와 같이 안전투자와 사고발생 빈도와의 관계에는 지역적·시간적 변동성이 존재한다. 본 연구에서는 이러한 변동성이 발생하는 이유를 해당 지역의 도로안전 속성의 이질성과 지자체별 다르게 발생하는 투자효율이 존재하기 때문으로 가정한다.

따라서 본 연구는 매년 전국적으로 이루어지는 도로안전 개선사업의 경제적 투자 결정은 해당 지역에 상당 기간 동안 지속되는 영향을 미칠 수 있으며, 이러한 영향은 장래의 기간에 걸쳐 분포되고, 지역 고유의 도로안전 속성 및 확률적 투자효율에 따라 시·공간적으로 다양하게 발현되는 사고감소의 한계효과를 가정한 안전투자 사업의 사고감소 효과 측정을 목적으로 한다. 이상의 문제 진술을 토대로 본 연구의 문제를 정의하면 [표 1-1]과 같다.

[표 1-1] 본 연구의 문제 정의

연번	고려요소	연구문제
1	안전투자 효과	도로안전시설 개선사업의 투자(+)는 해당 지역의 사고발생 건수, 사망자 수를 감소(-) 시키는가?
2	안전투자 지속효과	당해 도로안전 개선사업 재정투자는 올해 연도뿐 아니라 향후 연도에도 효과(-)가 나타내는가?
3	지역별 도로안전 속성 이질성	지역별 도로안전 속성을 고려할 경우 그렇지 않은 경우에 비해 투자효과가 더 적합하게 나타나는가?
4	지역별 안전투자 효과의 확률성	지역별 도로안전 개선사업의 투자효과의 확률성을 고려할 경우 그렇지 않은 경우에 비해 투자효과는 더 적합하게 나타나는가?

1.3 연구의 범위 및 내용

본 연구는 교통안전 개선사업 중 사고 잦은 곳 개선사업과 위험도로 개선사업을 대상으로 하였다. 위 사업은 지방도로 구조개선 사업으로서 [부록 1-7]과 같이 2005년 불변가액 기준으로 교통사고 잦은 곳 개선사업은 매년 약 1억 원, 위험도로 구조개선 사업은 약 3.8억 원씩 지자체에 투자되고 있다. 따라서 두 사업은 반복적 투자에 따른 해당 지역의 사고지속 효과를 관측하는 데 적합한 대상이라 할 수 있다. 분석을 위한 시간적 범위는 수집자료의 최대 범위인 2004~2012년으로 하였으며, 공간적 범위는 우리나라 전국의 232개 기초자치단체를 대상으로 하였다.

연구의 내용은 다음과 같이 구성된다.

2장에서는 연구 전반에서 논의할 연구 개념에 대한 정립과 관련 문헌을 고찰한다. 연구 개념으로 미국 DOT 교통 부문 투자평가체계를 응용하여 본 연구에서 중점적으로 다루고 있는 도로안전 개선사업 평가의 개념을 정리하였으며, 연구 문제의 모형화를 위해 안전투자 지속효과의 개념을 정의하였다. 문헌 고찰에서는 도로안전 개선사업 사고효과 평가에 대한 기존 방법론을 정리하였으며, 도로안전 개선사업 재정투자 효과평가와 관련한 기존 연구를 상세히 고찰하고 본 연구의 차별성을 비교하였다. 이를 토대로 기존 연구의 한계 및 연구방향을 설정하고 모형 개발 방향을 제시한다.

3장에서는 1장에서 제시한 연구문제와 2장에서 제시한 모형 개발을 토대로 본 연구에서 적용할 모형에 대한 방법론을 고찰한다. 고찰할 모형은 사고빈도의 이분산성을 고려하기 위한 카운트 모형, 투자지속 효과를 측정하기 위한 시차분포모형, 투자지역의 안전속성에 대한 공간적 이질성을 고려하기 위한 패널모형, 투자지역의 안전사업에 대한 확률적 투자효과를 고려하기 위한 혼합효과 모형이다. 또한 기존 연구 중 각 모형별 적용사례를 살펴본다.

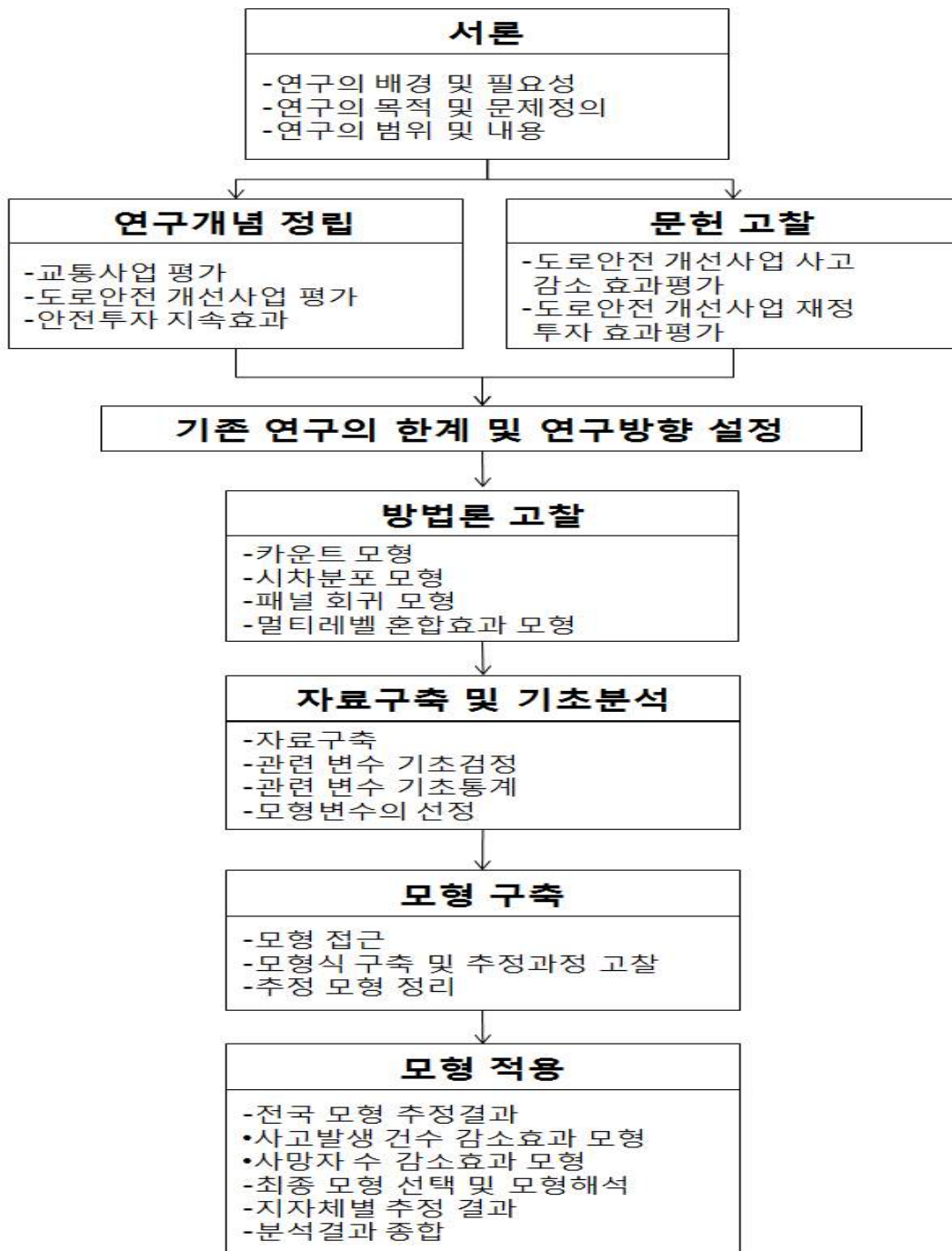
4장에서는 연구에서 사용할 분석자료의 구축 및 기초분석을 실시한다. 자료의 수집방법과 자료처리방법 등 자료의 구축방법을 살펴본다. 모형에서 사용할 관련 종속변수와 독립변수에 대한 기초 검정 및 기초 통계분석을 본문과 부록 등을 통해 표와 그래프로 제시한다. 또한 변수 간의 상관성 및 시계열적 속성 등 자료의 속성 및 분포형태를 살펴본다. 그리고 모형에서 사용할 최종 변수를 제시한다.

5장에서는 3장의 방법론 고찰과 4장의 자료분석을 토대로 1장에서 제시한 연구문제인 안전투자 효과, 안전투자 지속효과, 지역별 도로안전 속성 이질성, 지역별 안전투자 효과의 확률성을 반영하기 위한 모형을 구축한다. 4장의 자료분석 결과 나타난 사고빈도 자료의 이분산성 등을 고려하기 위해 사고빈도 모형에서 많이 적용되는 음이항 모형을 고려하였다. 그리고 시차를 고려하지 않은 모형과 시차를 고려한 모형으로 구분하였으며, 이 시차모형은 시차를 구조화하지 않은 모형과 다항 형태로 고려한 다항 시차분포 모형으로 구분하였다. 또한 지역별 도로안전 속성에 따라 나타나는 사고빈도의 공간적 이질성을 구분하기 위해 패널모형을 고려하였다. 패널모형은 고정효과 음이항 모형, 확률효과 음이항 모형으로 구분하였다. 마지막으로 지방자치단체별 안전투자에 대한 확률적 변동성을 고려하기 위해 혼합효과 음이항 모형을 구축하였다.

6장에서는 모형 적용의 결과를 제시하였는데 전국을 대상으로 모형별 추정 결과를 사고발생 감소효과 모형별 추정결과, 사망자 수 감소효과 모형별 추정 결과로 나누어 제시한다. 그리고 최종 모형의 기준을 가지고 가장 합리적 모형을 제시하며 모형적용 결과를 기존 연구와 비교한다. 또한 추정된 최종 모형을 가지고 우리나라 시도별 사고감소 효과 사후추정 결과를 제시한다.

7장에서는 연구결과를 종합하고 이를 통해 얻을 수 있는 본 연구의 결론 및 시사점을 도출하며, 연구의 한계점 및 향후 연구과제를 제시한다.

이상에서 서술한 연구의 수행과정을 도식화하면 다음 <그림 1-2>와 같다.



<그림 1-2> 연구의 수행과정

제2장 연구개념 정립 및 문헌 고찰

2.1 연구개념 정립

본 연구는 도로안전 개선사업의 사업효과를 해당 지자체의 재정투자 이후 지속적으로 나타날 수 있는 '사고감소 지속효과'라는 개념을 도입하여 이를 도로안전 개선사업의 효과평가 방법론으로 반영하고자 하는 연구이다. 따라서 본 절에서는 선행연구 고찰과 모형의 접근에 앞서 연구의 전반에 걸쳐 다룰 도로안전 개선사업의 재정투자 효과평가에 대한 개념을 정립하고, 핵심 연구주체인 도로안전 개선사업의 '재정투자 지속효과'에 대한 개념적 정의를 수립하고자 한다.

2.1.1 교통사업 평가의 개념 정립

도로안전 개선사업 평가의 개념 정립에 앞서 상위적 개념인 교통사업 평가에 대한 개념을 우선 정립할 필요가 있다. 본 연구에서는 논의 전개의 편의를 위해 도로안전 사업평가를 크게 정책(policy), 사업계획(plan), 프로그램(program), 프로젝트(project) 평가로 구분하였다.⁶⁾ 사업계획 평가는 상위의 계획 및 전략 등에 대한 평가로서, 이때의 사업계획은 중기 또는 장기의 개략적인 재정계획만 수립되어 정부로부터 배정받은 투자자금에 대한 구체적 사용 용처는 정해지지 않은 상태이며, 따라서 사업계획 평가는 주로 제도 및 정책에 대한 평가가 주를 이룬다. 프로그램 평가는 정책적 또는 제도적 목적으로

6) 이와 같은 개념적 구분은 미국 DOT의 교통 부문 투자평가체계를 응용하였는데, 정책(policy)은 연방 및 주 차원의 교통정책 설정, 계획(planning)은 중장기 목표구상 및 세부계획, 프로그래밍(programming)은 중·단기 전략 및 우선순위 선정, 프로젝트(project)는 개별사업 대안설정 및 세부설계 수행 등 교통 부문 사업추진의 통상적 흐름에 따른다(오재학 외, 2013).

수립되어진 사업계획에 기초하여 투입된 공공투자자금에 대한 효과 및 성과를 점검하기 위한 사업단위에 대한 평가를 의미하며, 이때의 사업은 자금에 대한 투입대비 효과가 측정 가능한 평가단위로 볼 수 있다. 프로젝트 평가는 프로그램의 목표달성을 위한 개별 활동에 대한 평가로 프로그램 평가의 하위개념으로 볼 수 있으며, 프로젝트 평가의 부분 합이 프로그램 평가로 이어지는 체계적 일관성을 갖출 필요가 있다.

다음으로 본 연구의 주요 연구 영역인 프로그램 평가에 대해 그 개념 및 유형을 좀 더 상세히 논하고자 한다.⁷⁾

프로그램 평가란 자료 수집 및 분석을 통한 조사기법을 이용하여 사업이 잘 작동되고 있는지 그 현황이나 원인에 대해 체계적으로 평가하는 것을 말한다. 즉 현재 진행 중이거나 완료된 사업에 대한 계획, 실행 및 결과에 대한 체계적이고 객관적인 분석을 통해 사업의 성과를 측정하는 것을 뜻한다. 일반적으로 평가의 결과는 프로그램의 효과성을 평가하고, 어떻게 성과가 개선되었는지를 확인하며, 그리고 자원 배분에 대해 가이드하는 것까지를 포함한다. 프로그램에 대한 정부의 표준적 정의가 있는 것은 아니며, 프로그램은 예산편성의 용도 또는 정책 결정의 목적에 따라 다양하게 정의될 수 있다. 하지만 프로그램이 활동(activity), 프로그램(program), 기능(function), 정책(policy) 등 그 어느 것으로 정의되든지 그 프로그램은 그 사업의 목적 및 목표가 적합한지를 평가하기 위해 확인 가능한 목적(identifiable purpose) 또는 목표의 집합(set of objectives)을 갖추어야 한다. 사업평가는 프로그램 전체를 평가할 수도 있고, 독립 프로그램의 착수(initiative)에만 초점을 둘 수도 있다. 전통적으로 중앙정부의 프로그램 평가는 지방정부의 개별사업에 대한 활동평가보다 큰 영역

7) 본 연구의 목적은 도로안전시설 개선사업에 대한 사고감소 효과 측정에 있으며, 따라서 사업평가에 대한 개념은 논의 전개의 혼돈을 줄이기 위해 프로그램과 프로젝트를 구분하지 않고 프로그램 평가로 단순화하였다.

을 가지며, 지방정부의 개별 프로젝트에 대한 실행결과나 정책간섭에 따른 효과를 통합적으로 평가하고자 하는 특징을 갖는다(GAO, 2012).

프로그램 평가는 실무적으로는 성과측정 및 성과보고와 가장 근접한 개념이다. 성과측정은 프로그램의 성과달성, 사전 설정된 목표나 기준에 대한 실제 진행 정도를 체계적으로 모니터링하거나 보고하는 것을 말한다. 성과측정 또는 성과지표는 사업인력과 투입 자원, 수행 프로그램의 활동 유형이나 수준, 프로그램에 따른 직접적인 산출물 또는 서비스, 그 산출물 및 서비스에 따른 결과 또는 성과에 대해 다룰 수 있어야 한다(GAO, 2011). 또한, 프로그램 평가는 성과목표에 대한 달성도를 평가하는 성과측정 및 분석을 의미하지만 전통적으로 성과달성 내용과 프로그램 운영까지도 평가하는 것을 포함하고 있다. 프로그램 평가는 프로그램의 구축과 서비스 간의 관계를 분석하고 어떻게 프로그램의 성과를 개선시킬 것인지 또는 프로그램 활동을 통한 당초 기대했던 편익에 대한 만족도 분석까지도 포함한다(GAO, 2012).

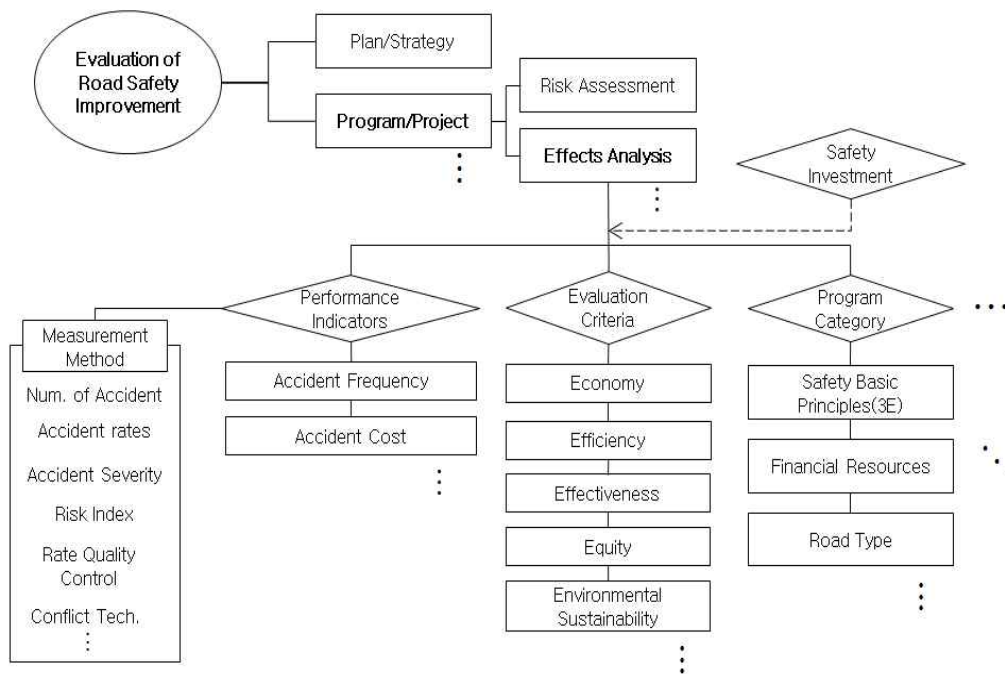
프로그램 평가의 유형은 평가 주체에 따라 내부평가(internal evaluation or self evaluation), 외부평가(external evaluation or third-party evaluation), 공동평가(joint evaluation)로 구분할 수 있다. 또한 평가시기에 따라 사전평가(ex-ante evaluation), 중간평가(interim evaluation), 종료평가(end-of-program evaluation), 사후평가(ex-post evaluation)로 구분이 가능하며, 평가목적에 따라 과정평가(process evaluation)와 영향평가(impact evaluation)로 구분 가능하다(OECD, 1986; 1991a; 1991b; 2000). 또한 프로그램 평가의 유형은 평가 준거(evaluation criteria)에 따라서도 분류가 가능하다. 프로그램 평가의 준거는 정형화된 분류기준이 있기보다는 프로그램 또는 프로젝트의 성격에 따라 평가자가 어떤 관점으로 평가할 것인가에 따라 다양하게 분류할 수 있다.⁸⁾

8) 상세한 프로그램 평가의 준거는 2.1.2에서 다룬다.

프로그램 평가의 기능은 일차적으로는 의사결정의 다양성을 제공하기 위한 프로그램에 대한 정보를 획득하고, 나아가 프로그램의 성과를 개선하는 것이라 할 수 있다. 따라서 궁극적으로 프로그램 평가의 기능은 프로그램의 활동 전반에 대한 피드백이라 할 수 있으며, 이는 역으로 성과 도출에 실패한 사업의 경우 성과 도출에 대한 특정한 활동과정을 재평가하는 기능까지도 함의한다.

2.1.2 도로안전 개선사업 평가 관련 연구유형 분류

교통사업 평가의 일반적 개념을 응용하고 기존 도로안전 개선사업 평가 관련 연구의 고찰을 통해 도로안전 개선사업 평가 관련 연구의 유형을 분류해 보면 <그림 2-1>과 같다.



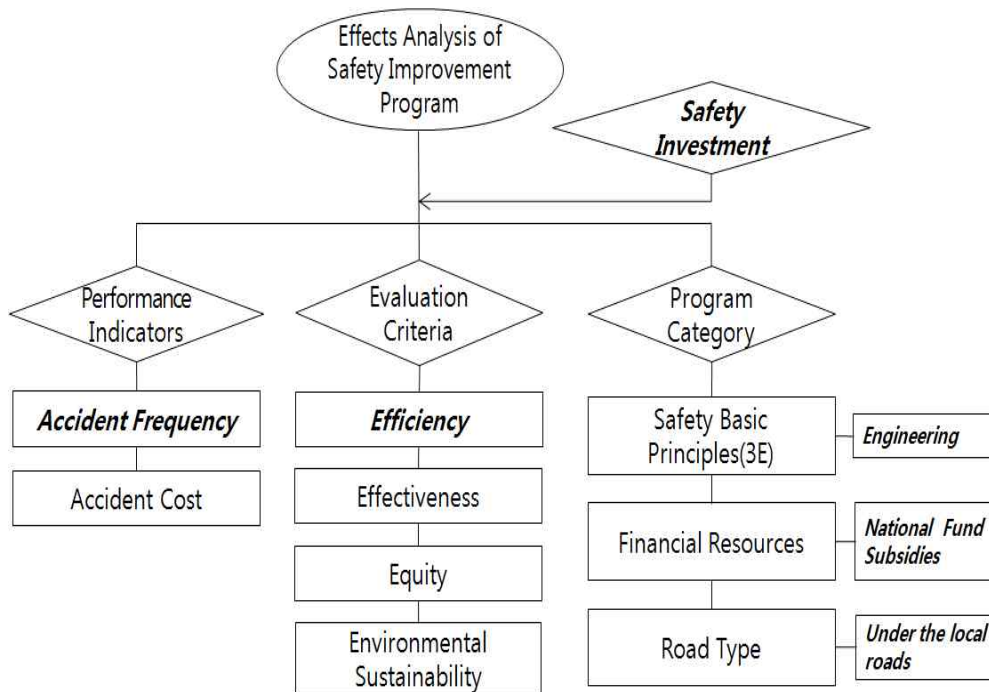
<그림 2-1> 도로안전 개선사업 평가 관련 연구유형

도로안전 개선사업 평가는 평가대상에 따라 도로안전 계획 및 전략(plan and strategy)에 대한 평가와 도로안전 프로그램 및 프로젝트(program and project)에 대한 평가 등으로 구분할 수 있다. 도로안전 계획 및 전략에 대한 평가는 국가 또는 지자체의 도로안전 상위계획 및 실행계획에 대해 계획의 적정성, 포괄성, 수행가능성, 집행실적 등을 점검할 수 있다. 우리나라의 경우 국토해양부의 '도로안전기본계획', 지자체의 '도로안전시행계획', '교통사고 절반 줄이기' 국정과제에 대한 해당 소관위원회의 평가가 이에 해당한다고 할 수 있으며, 다양한 도로안전사업에 대한 종합평가 성격을 갖는다. 도로안전사업에 대한 평가는 관련 법, 계획, 정책, 전략에 따라 중앙정부 또는 지자체의 예산이 배정된 도로안전 관련 프로그램과 단위사업에 대한 평가이다. 이 도로안전 개선사업 평가 관련 연구는 사업대상 구간을 선정하기 위해 사고빈도 추정 및 예측에 분석 목적을 두는 위험도 평가(risk assessment) 관련 연구와 프로그램 수행 및 도로안전시설 설치에 따른 효과분석(effect analysis) 관련 연구 등으로 다시 구분할 수 있다.

도로안전 개선사업 효과평가 연구는 설명변수에 도로안전 투자(safety investment)가 반영되어 있지 않은 도로안전 개선사업의 '사고감소 효과(accident reduction effect)' 연구와 투자액이 반영된 도로안전 개선사업의 '재정투자 효과(safety investment effect)' 연구로 크게 구분할 수 있다. 또한 도로안전 개선사업 효과평가 관련 연구는 효과 측정지표(safety performance indicators)를 무엇으로 설정하였는가, 평가준거(evaluation criteria)를 무엇으로 할 것인가, 사업 유형(program category)을 어떻게 구분할 것인가에 따라 분류가 가능하다. 먼저 효과측정지표에 따라 사고빈도(incident frequency) 모형, 사고비용(incident cost) 모형으로 구분 가능하다. 또한 평가준거와 관련해서는 앞 절에서 언급한 일반적 사업평가의 준거에 비추어 경제성, 효율성, 효과성, 형평성, 환경적 지속 가능성으로 구분이 가능하다. 마지막으로 사업유형과 관

련해서는 도로안전 3대 원칙(safety basic principle)인 3E에 따라 공학(Engineering) 분야, 단속(Enforcement) 분야, 교육(Education) 분야 사업으로 구분할 수 있고, 사업의 자원(financial resources)에 따라 국고(national fund) 사업, 국고보조(national fund subsidies) 사업, 지방비(local fund) 사업 등으로 구분할 수 있으며, 사업대상 도로의 종류에 따라 고속국도(national expressway), 국도(national highway), 지방도로 이하(under the local road) 등으로 구분할 수 있다.

본 연구에서 개발할 모형은 도로안전 개선사업 평가 모형 중 도로안전 개선사업의 재정투자에 따른 효과평가를 측정하는 '재정투자효과(safety investment effect)' 연구에 해당하며 이를 세분화하면 <그림 2-2>와 같다.



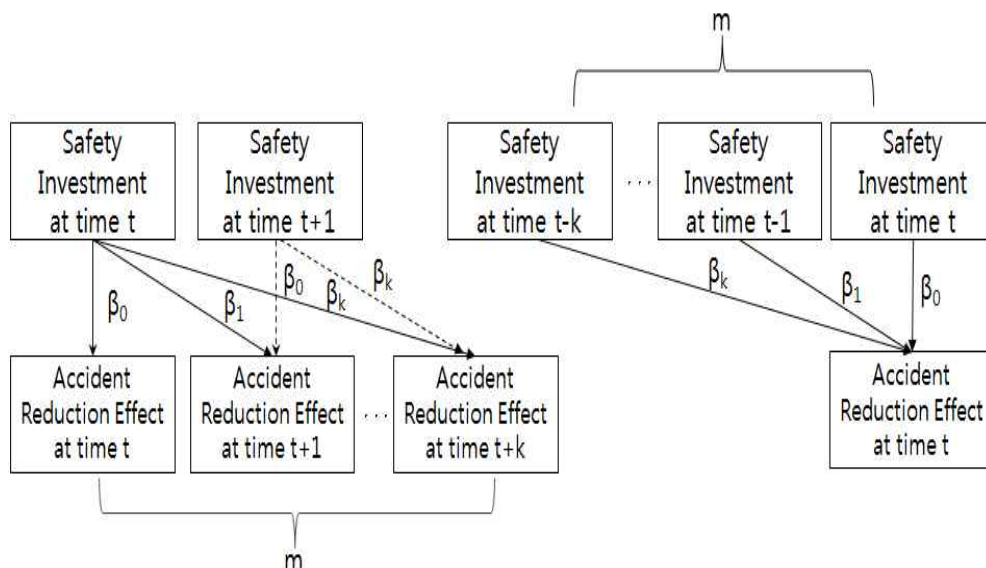
※ 이탤릭체 굵은 글씨가 본 연구의 영역

<그림 2-2> 본 연구의 영역

이에 따르면 본 연구는 도로안전 시설사업 투자에 따른 사고감소 효과를 분석하고자 하는 연구에 해당하며, 모형 상에서 종속변수로 활용할 도로안전 성과지표(performance indicator)로 사고빈도(incident frequency) 자료를 이용한다. 평가대상으로는 도로안전 시설사업을 대상으로 하고, 국고보조를 받는 지방도 사업 중 교통사고 잦은 곳 개선사업, 위험도로 개선사업을 대상으로 한다. 모형의 평가준거로는 도로안전 개선사업의 투자대비 효율성(eficiency) 평가를 목표로 한다.

2.1.3 안전투자 지속효과에 대한 개념

<그림 2-3>과 같이 도로안전 개선사업 투자의 경제적 결정은 상당 기간(m) 동안 지속되는 영향(β_k)을 미치며, 이러한 영향은 즉시 또는 미래의 기간들(k)에 걸쳐 분포된다. 즉 도로안전 개선사업 재정투자의 지속효과란 과거년도의 도로안전투자가 현재의 사고감소에 영향을 미치고 이것이 향후에도 시차적으로 지속되는 것이라 할 수 있다.



<그림 2-3> 본 연구의 도로안전 재정투자의 지속효과 개념도

따라서 투자지속효과를 측정하기 위해서 결정되어야 할 사항은 ‘언제까지 투자가 영향을 미칠 것인가? 즉 투자지속기간에 대한 문제이다. 이는 바꿔 말하면 도로안전시설 개선사업에 의해 t 년에 설치된 안전시설물의 투자지속효과는 당해연도인 t 년도뿐 아니라 $t+1$ 년과 그 이후에도 효과를 미칠 수 있는지를 말한다. 또한 t 년도에 투자된 도로안전투자에 대한 영향 X_t 는 교통사고빈도 감소 Y_t 에 미치는 영향이 즉각적으로 나타나지 않고 일정한 효과발현 시점이 지난 후 향후 년 Y_{t+1} , Y_{t+2} , ...에 시차적으로 나타날 수 있다. 이는 투자시차효과는 현재에 바로 나타나지 않고 장래에 걸쳐 지속적으로 발현될 수 있으며 그 영향의 크기도 다르게 나타날 수 있음을 의미한다.

본 연구에서는 <그림 2-4>와 같이 도로안전 재정투자로 인해 나타날 수 있는 지속효과(lagged effect)를 투입된 자본에 대한 누적효과와 시차효과의 합으로 정의한다.

도로안전 개선사업 재정투자의 지속효과 ≡ 도로안전 개선사업 투자자본 누적효과 U 도로안전 개선사업 투자자본 시차효과

<그림 2-4> 도로안전 재정투자 지속효과의 개념적 정의

2.2 관련 문헌 고찰

2.2.1 도로안전 개선사업 사고감소 효과평가방법

사고감소 효과에 대한 평가는 일반적으로 사고감소 계수(CRF, Crash Reduction Factor)를 측정을 통해 많이 이루어진다. CRF를 측정하기 위해 전통적으로 사용하는 방법은 사전·사후 분석(before-after study)과 횡단면 분석(cross-sectional study) 방법이다. 사전·사후 분석은 공사 개선 전과 개선 후에 나타나는 사고빈도 수의 차이를 분석하는 방법이며, 횡단면 분석의 경우 주로

회귀분석을 사용하여 도로 구간의 많은 표본에서 사고빈도수를 측정하는 방법이다. 따라서 전자는 동일 지역(또는 유사 지역)의 시간에 따른 도로 안전성의 변화에 초점을 맞추지만, 후자는 조사된 지역의 지역 간 안전성 차이에 중점을 둔다(Shen and Gan, 2003).

도로안전 개선사업의 평가의 방법론을 좀 더 세분화하자면 단순비교 방법(simple comparative method), 평균비교 방법(mean comparative method), 베이즈 추론 방법(bayes inference method), 회귀분석(regression model), 비교그룹 방법(comparison or control sites), 기간구분 방법(lag period method) 등으로 구분하기도 한다(BTE, 2001). 도로안전 개선사업 사고감소 효과평가방법 및 특징은 [표 2-1]과 같다.

[표 2-1] 도로안전 개선사업 사고감소 효과평가 방법

구분	평가방법	특징
단순비교 방법	개선사업 전후의 사고빈도 단순 비교	·개선사업이 시행되지 않았을 경우 사고빈도의 변화는 없음
평균비교 방법	일정 연도의 평균 사고빈도 비교	·개선사업이 시행되지 않았을 경우 사고빈도 평균에는 변화가 없음
베이즈 추론 방법 (Hauer, 1997)	관측값과 예측값 두 가지 정보를 통해 관심 지역의 기대사고 건수를 예측	·안전성능함수를 통한 예측 사고건수 계산 ·예측 사고 건수와 관측 사고 건수를 이용한 베이즈 추론을 통해 기대 사고 건수 산출
회귀분석 방법	사고에 영향을 주는 변수와 사고빈도와의 관계를 추정	·민감도 및 효과계수 분석 가능 ·사고에 영향을 주지 않는 변수 통제 가능
비교그룹 방법 (Hauer, 1997)	여러 지점을 비교 대상으로 선택하여 교통사고 개선대책의 효과를 비교·평가	·해당 그룹과 비교그룹에 대하여 사전·사후 기간은 동일한 기간이어야 함 ·안전에 영향을 미치는 요인의 변화는 두 그룹 간 유사성을 가져야 함 ·비교그룹의 사고 건수는 해당 그룹의 사고 건수와 비교하였을 때 충분히 커야 함
기간구분 방법 (Mountain & Fawaz, 1989)	도로안전 개선사업을 사업 전, 사업기간 중, 사업 후 3단계 시점으로 고려하여 비교·분석	·개선 전과 사업기간 사이의 사고빈도 변화를 RTM으로 가정 ·사업기간과 사업 후의 사고빈도 변화를 개선효과로 가정

자료: Hauer(1997), BTE(2001), Shen and Gan(2003), 도로교통공단(2012), 이동민 외(2011), 최윤영(2013)을 종합하여 정리

우리나라의 경우 도로안전 개선사업의 평가에 실무상으로 많이 사용되는 방법은 사전·사후평가 방법이다. 이는 교통안전 개선사업을 시행하지 않았을 경우 MOE 값은 같은 수준에서 유지되고, 개선사업 이후 측정된 MOE는 개선사업의 효과에만 기인한다는 기본적 가정을 전제로 한다(도로교통공단, 2012: 58). 하지만 개선사업 이전의 관측사고빈도가 갖는 잠재적 편의(potential bias)에 의해, 그리고 안전투자 변수 외에도 교통사고빈도에 영향을 미칠 수 있는 혼란요인(confounding factor)⁹⁾에 의해 당초의 기대한 대로 효과가 나타나지 않을 수 있다.

문헌을 통해 나타난 사고빈도 자료를 이용한 모형 개발 시 고려해야 할 잠재적 편의 및 혼란요인은 중심으로의 회귀(RTM, Regression-to-the-Mean), 교통량 변화에 따른 사고증감효과(traffic volume change effect), 시간에 따른 사고 건수 변화 추세(time trend), 과대산포(over-dispersion), 과소산포(under-dispersion), 설명변수의 시간 가변성(time-varying independent variables), 시간 및 공간 상관관계(temporal and spatial correlation), 낮은 표본 평균 및 작은 샘플 크기(low sample mean and small sample size), 부상 심각도와 충돌유형 간 상관성(injury severity and crash type correlation), 과소신고(under reporting), 누락변수 편의(omitted variables), 내생변수(endogenous variables), 함수 형태(functional form), 고정모수(fixed parameters), 그 지역의 도로 환경적 특수성(site-specific factors), 교통흐름, 날씨, 경제, 사고보도 등과 같은 그 지역에 일시적으로 취해지는 사고 발생 상승효과(maturation), 통계적 불안정성(statistical instability), 교통사고 전이(crash migration) 등이 있다(Elvik, 1997; Hauer, 1997; BTE, 2001; Shen and Gan, 2003; Lord and Mannering, 2010; 최윤영, 2013).

9) 사고감소 효과(incident reduction effect)를 측정하는 데 있어서 교통사고빈도에 영향을 미치는 관심변수 외에 교통사고에 영향을 미치는 요인을 교란요인(confounding factor; Elvik, 1997) 또는 외적요인(exogenous factor)이라 할 수 있다. 교통안전사업 투자변수 외에 교통사고빈도에 영향을 미치는 혼란요인을 통제하고 순수한 교통안전사업 투자효과를 측정할 필요가 있기 때문에 통제변수(control variables)라고도 한다.

사고빈도는 사고 건수가 누적되어 집계되는 카운트 수이며, 사고빈도의 분포는 시행횟수(교통량)에 비해 발생확률이 적기 때문에 일반적으로 베르누이 분포를 따른다. 따라서 사고감소 효과의 이론적 연구들에는 포아송 또는 음이항 모형으로 대표되는 카운트 모형을 많이 적용하고 있다.¹⁰⁾

하지만 카운트 자료를 이용하여 다수의 지역에 걸친 표준적 사고감소 효과를 합리적으로 측정하는 것은 쉬운 문제가 아니다. 이는 해당 지역 도로의 기하학적 특징 및 도로환경 개선이 사고의 빈도에 영향을 미치기 때문이며, 이를 규명하기 위한 연구들은 꾸준히 진행되어 왔다(관련 연구: Shankar, 1995; Guo, 1996; Shankar, 1997; Shankar et al., 1998; Ulfarsson and Shankar, 2003). 반면 운전자와 차량 간의 요인 역시 사고감소 효과에 많은 영향을 미칠 수 있는데 특정 시간, 특정 지역에서 집계된 폴링 또는 횡단면적 카운트 자료를 사용할 경우 이러한 영향은 반영하기 쉽지 않다(Ulfarsson and Shankar, 2003). 또한, 해당 기간 해당 지역의 사고 건수가 작을수록, 그리고 사고의 유형이 분화될수록 사고발생 카운트 수는 줄어든다. 이와 같은 이유로 Ulfarsson and Shankar(2003)는 이를 극복하기 위해 수년간의 관찰을 통한 사고빈도를 기록하는 추적 패널자료의 필요성을 강조하였다. 패널자료는 공간적으로 넓게 분포된 지역에서 집계된 자료로 이루어진 집합이기 때문에 유사한 특성의 자료가 가지고 있는 일련의 상관관계(serial correlation)를 반영할 수 있다. 즉 패널자료는 일정의 단위 기간 동안 집계된 카운트 관찰 건수가 가질 수 있는 시간적 상관관계(time serial correlation)와 지리적으로 근접한 구간별로 집계된 관측 건수가 가지고 있는 공간적 상관관계(spatial serial correlation)를 동시에 포함할 수 있다. 따라서 패널자료를 기반으로 한 카운트 모형에 대한 연구는 최근 사고감소 효과평가 방법론으로 그 이론적 검토가 비중 있게 다루어지고 있으며 이를 적용한 실증연구도 많이 이루어지고 있다.¹¹⁾

10) 자세한 연구사례는 3장의 3.1.3을 참조하기 바란다.

2.2.2 도로안전 개선사업 재정투자 효과평가 관련 연구

투자변수를 고려한 도로안전 개선사업 재정투자의 교통사고 감소효과 관련 연구들은 주로 회귀분석 방법론을 채택해 왔다. 관측치의 단위에 있어서는 도로 세그먼트를 기반으로 집계한 사고감소 효과평가 연구들과는 다르게 지역단위로 집계한 연구가 많다.

도로안전 개선사업 재정투자 효과평가 관련 기존의 연구들은 사고빈도 자료의 신뢰성 문제와 도로 관리주체 및 사업 재원별 이원적 관리로 인해 투자자료에 대한 통합적 수집이 어려운 문제가 있으며, 이로 인해 국가 수준(national level)의 횡단 또는 시계열적 집계분석으로 국한되었다(관련 연구: Wong et al., 2004; Haas and Chandler, 2010). 하지만 최근에 와서 미시적 수준의 주 단위(state level) 연구들이 등장하고 있으며, 분석방법에 있어서도 일정 지역의 반복적 재정투자에 따른 사고감소 효과가 지역별로 시계열성을 띠며 다양하게 나타날 수 있는 개별효과를 모사하는 패널 회귀모형을 채택하고 있다(김만배 외, 2008; 강수철, 2011; Wu et al., 2012; Wu et al., 2013). 최근 도로안전 투자효과 분석에 패널회귀모형을 많이 응용되고 있는 이유는 주기적 자료 수집의 어려움, 결측치의 발생 가능성이 높고, 이로 인한 추정치의 비효율성, 추정 모수의 식별 문제, 패널 그룹 간 상관관계(group-wise correlation) 고려 방식, 점근적 추론(asymptotic inference)에 따른 단기패널(short panel)의 시간 변량 의존성 등의 한계(민인식·최필선, 2010: 3)에도 불구하고, 기존 횡단면이나 시계열 분석에서는 구현하지 못하는 동일 집단에 대한 주기적 관측을 통해 보다 특성화된 추정량을 얻을 수 있는 이점과 시·공간적 정보의 변동성을 모형에 활용할 수 있기 때문이다.

Wong et al.(2004)는 10년간 홍콩에서 시행한 다양한 도로안전 전략의 영향력을 평가하는 클러스터 분석과 자기회귀분석을 이용한 계량분석을 수행하였다.

11) 자세한 연구사례는 3장의 3.3.5를 참조하기 바란다.

기존에 시행되어 온 수백 개의 도로안전 프로젝트 및 프로그램을 유클리드 거리(Euclidean distance)을 이용한 Ward's method 클러스터 분석을 통해 도로 안전 정책별 클러스터를 도출하고, 이를 계도(Publicity), 교육(Education), 입법(Legislation), 단속(Enforcement)의 4가지 카테고리로 사업군을 계층화하였다. 또한 경향 요인, 계절 패턴, 차량 충돌성(car crashworthiness) 및 기후 영향을 고려한 분기별 자기회귀분석을 수행하였으며, 이를 통해 운전자, 승객, 오토바이 이용자, 보행자들의 사고 건수와의 상관성을 분석하였다. 종속변수는 차량당 교통사고 발생자 수와 사망자 수를 이용하였으며, 운전자와 동승자 각각의 사고 심각도를 사망, 중상, 경상으로 구분하여 분석하였다.

임평남 외(2005)는 도로안전 투자의 상대적 효율성을 분석하기 위하여 자료포락분석기법(DEA)을 이용하였다. 본 연구는 도로안전 투자에 대한 투입변수를 도로안전 인력, 도로안전 예산으로 구성하였으며, 종속변수를 산출(output)과 효과(outcome)의 개념으로 구분하여 분석하였다. 투입변수는 도로안전 인력(인구 1만 명당 지자체 인력과 교통경찰 인력), 도로안전 예산(인구 1만명 당 도로안전예산)으로 구성하였다. 산출변수는 총 6개로 안전시설(관할 면적당 안전시설 개선 건수), 도로개선(관할 면적당 사고 잦은 지점과 위험도로 개선 건수), 도로안전교육(인구 1만 명당 사회교육 실시횟수), 도로안전 홍보(인구 1만 명당 사회교육 실시횟수), 교통단속(인구 1만 명당 유인단속과 무인단속 실시 건수), 교통사고처리(인구 1만 명당 교통사고 처리 건수)로 설정하였다. 효과변수는 인구당 사고 건수, 차량당 사고 건수, 인구당 사망자 수, 차량당 사망자 수로 구성하였다. 분석대상은 광역시 자치구, 일반 시, 군 등 58개 기초지자체(county-level)를 대상으로 하였고, 지자체의 규모 및 도로안전 관련 환경 등을 고려하여 광역시 자치구, 일반 시, 군으로 구분하였다. 분석결과 교통사고 감소 측면에서 지역별로 효율성에 많은 차이가 있는 것으로 나타났다. 하지만 본 연구는 DMU를 도출하기 위한 적정 샘플 수의 부족으로 설명력 있는 분석을 도출하지는 못하였다.

Hendren and Niemeier(2006)는 도로사업에 대한 정부의 재정지출을 신규 건설, 주요 도로 확폭, 재건설, 교량 건설, 복원, 재원, 재포장, 안전 등 기타, 건설관리, 유지보수, 도로서비스, 안전법규, 종합행정 등으로 구분하고 1984년부터 2000년 미 교통부의 매 회계연도별로 각 주의 도로사업 유형별 지출액과 VMT 당 사망자수와의 관계를 조사하였다. 그러나 지출액과 사고감소와는 관계성이 발견되지 않았으며, 각 주별로 통계적 유의성과 지출사업별 효과는 다르게 나타났다. 분석모형은 각주별로 선형회귀모형을 이용하였으며, 유지관리, 법 및 안전, 확폭, 재건설, 교량건설만이 안전사고 감소와 유의하게 적합한 계수로 나타났다.

김만배 외(2008)는 분석대상을 16개 시도 단위(state-level)로 설정하였으며, 2000~2007년 8년간의 균형 패널(balanced panel) 자료를 이용하였으며, 분석모형은 선형패널모형을 이용하였다. 종속변수는 연속형 변수인 교통사고 건수, 사망자 수, 부상자 수의 전년 대비 변동으로 설정하였다. 독립변수는 자동차 등록대수를 도로연장거리로 나눈 km당 등록차량대수, 단속 건수, 안전투자예산 전년 대비 변동액을 사용하였으며, 교통량이 많은 광역시와 지방도를 구분하기 위한 도심지역 더미변수와 연도별 더미변수를 두어 연도별 감소효과의 차이를 구하고자 하였다. 분석결과 km당 사고발생 건수와 부상자 수는 계수의 부호패턴이 일치하게 나타났는데 km당 등록차량대수와 도심지역 가변수는 사고 증감에 영향을 주지 않았으며, 단속 건수와 도로안전투자액은 사고감소 효과가 있는 것으로 나타났다. 연도별 사고감소효과는 전체적으로 감소하는 경향을 나타냈으나 2001, 2002, 2004년의 경우가 유의한 감소를 보여주었다. 사망자 수의 경우는 도로안전 투자는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 단속 건수만이 유의한 결과를 도출했다.

Haas and Chandler(2010)는 국가단위 집계자료(national aggregated level data)를 이용하여 HSIP 기금 투입액과 사망자 감소와의 관계가 양의 관계가

나타남을 규명하였다. 노출변수(exposure variable) 대한 고려는 하지 않았으며, 투자액은 인플레이션을 반영하였으며, 1인당 지출액(expenditure per capita)으로 변환하여 분석하였다. 그 결과 HSIP는 2006년부터 시작된 주별 도로안전사업의 기금을 증가시켰으며, 이 기간 동안 사망자 수를 줄이는 데 영향을 미친 것으로 나타났다. 그러나 본 연구는 다음과 같은 점에서 한계를 갖을 수 있다.¹²⁾ 첫째, 국가단위 집계자료를 이용함으로써 주 수준(state-level)에서는 안전투자와 교통사고 사망자 수 간의 상관성이 성립되지 않았다. 둘째, 이와 같이 주 단위가 아닌 국가 단위(national-level) 집계자료를 이용하여 투자액과 사망자 수 간의 관계성을 분석할 경우, 둘 간의 연관성이 존재하지 않는 상황이 발생하거나, 혹은 개별자료(disaggregated data)일 경우와 상반된 관계성이 나타나는 등 이른바 ‘심슨의 역설(Simpson’s paradox)’이 발생할 수도 있다. 셋째, 연방정부의 지방정부에 대한 보조금이 증가할 경우 지방정부는 이에 대응하여 해당 사업의 지방비를 증가시켜야 하는데, 연방의 보조금이 증가할 경우 지방정부의 해당 사업에 대한 투자활동이 위축되고 연방 기금액과 지방기금이 상쇄되는 ‘구축효과(crowd-out effect)’로 인해 HSIP에 대한 실제 총 투자 수준은 기존과 같이 유지되는 현상이 발생할 수 있다.

강수철·배 형(2011), 강수철(2011)은 광역 자치단체별 도로안전 관련 사업 자료를 활용하여 도로교통 안전투자를 3E(Engineering, Education, Enforcement) 관점으로 구분한 후 선형 고정패널모형(Linear Fixed Effect Panel Model)을 이용하여 각 사업군별 효과분석을 수행하였다. 종속변수는 교통사고 건수, 사망자, 부상자 수로 구분하였고, 설명변수로는 사회경제변수인 인구, 자동차등록대수, 도로연장거리와 투자변수인 도로안전시설투자예산, 도로안전교육 및 홍보예산, 단속 건수를 사용하였으며, 분석 대상은 제주를 제외한 15개 지자체(sate-level)를 대상으로 1992년부터 2007년까지(16년간)의 연도별 투자자료를

12) Wu et al.(2012)의 견해를 보완하여 본 연구에서 재해석하였다.

사용하였다. 분석결과 도로안전교육 및 홍보투자가 시설투자에 비해 효과가 큰 것으로 분석되었다. 하지만 사업별 투자액 설명변수에 대한 베타계수가 유의수준을 만족하지 못하고 있어서 사업군별 사고감소 효과에 대한 통계적 신뢰성이 부족하다 할 수 있다. 또한 이산형 속성의 교통사고 빈도자료가 가질 수 있는 비정규성 및 이분산성에 대한 검토가 없었다는 점이 연구의 한계로 남는다.

설재훈 외(2012)는 국토부, 행안부, 경찰청 등 3개 부처에서 수행하고 있는 도로안전 교육·홍보, 도로안전 시설 개선, 교통단속 분야 17개 사업을 연도별 항목별 투자액 자료를 이용하여 before-after study와 B/C분석을 수행하였다. 본 연구의 분석대상과 비교가 되는 지방부 도로에 대한 교통사고 잦은 곳 개선사업은 10억 원 투자당 사고 건수 25.8건, 사망자 수는 0.63명, 부상자 수는 25.3명 감소하는 것으로 나타났으며, 위험도로 개선사업은 2004년의 경우 10억 원 투자당 사고 건수 11.6건, 사망자 수는 0.3명, 부상자 수는 8.9명 감소하고, 2005년의 경우 사고 건수 3.9건, 사망자 수는 0.17명, 부상자 수는 18.9명 감소하는 것으로 나타났다. 하지만 지역별 도로안전 특성 및 오차요인은 통제하지 못하였으며, VKT당 교통사고 건수 등 노출변수에 대한 고려와 사회경제지표 등 통제변수에 대한 고려가 없으며, 분석결과에 대한 통계적 유의성을 제공하지 않고 있어 계수적합성 및 모형 설명력을 판단하기가 불가능하였다.

Wu et al.(2012)은 2006~2009년 동안 13억 달러가 집행된 도로안전개선사업(HSIP, Highway Safety Improvement Programs)에 대한 사고절감 효과를 분석하기 위해 HSIP가 도입되기 전인 2001~2005년과 대비하여 비교하였다. 계열효과를 분석하기 위해 월별 계수를 고려하였으며, 사업비 지출액은 인플레이션을 고려해 2000년 기준 불변가액으로 변환하였다. 분석모형은 HSIP 도입 전후의 각 주별 사고감소에 대한 고정적 변동효과와 확률적 변동효과를 비교하기 위해, 고정효과 음이항 패널모형(FENB, Fixed Effect Negative Binomial

Panel model)과 다수준 혼합효과 패널모형(MENB, Multilevel Mixed-Effect Negative Binomial Panel model)을 이용하였다. 연구결과 2001~2005년 평균과 비교하여 HSIP가 도입된 이후 교통사고 사망자는 FENB의 경우 7.6% 정도, MENB의 경우 8.1% 정도 감소하는 것으로 나타났지만 그 크기는 주별로 다르게 나타났다. 1월 대비 계절효과는 2월이 가장 크게 나타났으며, 나머지 월은 1월보다 더 크게 나타났다. 모형별 적합성을 판단하기 위해 Wald chi test와 로그 우도 검정(log likelihood test)를 수행하였으며, FENB 모형이 MENB 모형에 비해 더 적합하게 나타났다. Wu(2012)의 모형은 교통사고에 미치는 사회경제변수들을 교란변수화하여 통제하고 유출효과에 대한 반응을 위해 각 주간 공간적 상관성을 반영한 다수준 패널모형을 응용한 것이 특징이라 할 수 있다.

Wu et al.(2013)은 Wu et al.(2012)와 마찬가지로 분석모형은 FENB와 MENB 모형을 이용하였으며, 사망사고 유형을 전도, 차대차 충돌, 고정 장애물 충돌, 보행자 충돌 등으로 나누어 분석하였다. 또한, 2009년도 자료를 추가하였다. GDP 증가율로 바꾸어 주별 경제활동 상태를 좀 더 적합하게 모사하고자 하였다. 모형 적합성을 판단을 위해 로그 우도비(log likelihood ratio)와 Akaike 정보기준(AIC, Akaike Information Criterion)을 이용하였으며, 모든 사고유형에서 FENB 모형이 MENB 모형에 비해 더 적합하게 나타났다. 추정된 모수들의 부호나 크기, 통계적 유의성은 두 모형 모두 유사하게 나타났다. 많은 통계적 추론에서 FE 모형이 많이 사용되고 있으나, 각 주별 공간적 특수효과(state-specific effects)를 고려하기 위해 ME모형을 고려했으며, 추정결과 사고유형별 공간적 특수효과(state-specific effects)은 계절추이, VMT, 도로 사용자 구성, 경제성장, 실업률과 관계가 있는 것으로 나타났다. 차대차 사고가 사망사고 감소율이 가장 크게 나타났으며, 차대사람 사고가 그다음이며, 차대물, 전도 사고는 감소율이 가장 낮으며 주(state)별 공간적 특수효과가 다양하

게 분포되었다. 계절 트렌드는 나머지 세 가지 사망사고 유형의 경우 1월 대비 2월만이 사고감소 효과가 크게 나타나는 데 비해, 비운전자 충돌(collision with nonmotorist)의 경우 1월 대비 2~8월이 사고감소 효과가 더 크게 나타났으며 9~12월은 1월에 비해 작게 나타났다. 연령별 도로사용자 구성비에 따라 사망사고 감소율에 차이가 나타났는데, 25세 이하 운전면허 소지자 수가 많을수록 사망사고 건수는 증가하는 것으로 나타났으며, 65~75세 운전면허 소지자가 많을수록 차대차와 전도사고 사망자 수는 감소하는 것으로 나타났고, 75세 이상 운전면허 소지자가 많을수록 고정 장애물 사고는 줄어드는 것으로 나타났다. 또한 VMT가 1% 증가할수록 전체 사망사고는 0.34%, 전도사고는 0.9%, 고정 장애물 충돌사고는 4.3%, 차대차 사고는 0.2%, 보행자 사고는 0.15% 증가하는 것으로 나타났다. 경제활동 지표는 사망사고 건수와 관련성이 높으며, 실업률이 가장 크게 영향을 미치고, HSIP 사업비 지출과 사고 유형별 사망자수의 관계는 전체 사망사고 건수를 종속변수로 한 Wu et al.(2012)와 다르게 유의하지 않게 나타났다. 하지만 본 연구는 사업별 지출의 유형이 구분되어 있지 않아 사업별 사고 감소 효과를 파악하지는 못했다. 이상의 기존 재정투자의 교통사고 감소효과 관련 선행연구를 비교하면 [표 2-2]와 같다.

[표 2-2] 도로안전 개선사업 재정투자효과 관련 연구 비교

연구자	연도	분석대상 ¹⁾ 사업군	분석 모형	종속변수			투자액			투자액 외 독립변수	분석모형 고려요소					
				변수 유형	사고 ²⁾ 유형	변수 단위	자료출원	집계단위 ³⁾ (그룹 수)	집계기간 (연도)		노출 변수	통계 변수	공간적 이질성	공간적 상관성	투자효율 확률성	투자 지속성
Wong et al. ⁷⁾	2004	Pub, Edu, Leg, Enf	Time Series	Freq, Sev ⁴⁾	Acc, Fat	Index	Monthly Digest of Statistics (Hong Kong)	N(1)	10yr. (1990-1999)	기후영향, 계절패턴, 차량충돌가능성 등	C	N	N	N	N	N
임평남 외	2005	Eng, Edu, Enf	DEA	Freq	Acc, Fat	Index	-	C(58)	1yr (2004)	도로안전 인력	C	N	N	N	N	N
Hendren and Niemeier	2006	Eng, Enf	pooled Regre- -ssion	Freq	Fat	Index	Highway Statistics	S(48)	17yr. (1984-2000)	도로 유지관리, 관련법, 도로확폭, 채건설, 교량건설 등	C	N	N	N	N	N
김만배 외	2008	Eng, Enf	Linear Panel	Freq	Acc, Inj, Fat	Counts	-	S(16)	8yr. (2000-2007)	도로안전 단속건수	C	N	C	N	N	N
Haas and Chandler	2010	Eng, Enf, Leg.	pooled Regre- -ssion	Freq	Fat	Counts	state DOTs expenditure categories	N(1)	4yr. (2006-2009)	실업률	N	N	N	N	N	N

주 1) 분석대상 사업군은 기존 연구들의 전통적인 안전 분야 정책 분류에 따라 공학(Eng), 교육(Edu), 단속(Enf), 입법 및 제도(Leg), 홍보(Pub)로 구분

주 2) 사고유형은 Acc는 사고발생, Inj는 부상, Fat은 사망을 의미

주 3) 집계단위의 N(Nation)은 국가, S(State)는 주 또는 시도, C(County)는 시·군·구를 의미

주 4) Wong et al.(2013)는 동승자의 사고 심각도까지도 종속변수로 고려

주 5) C: consider, N: not consider, - : not clear in the paper

[표 2-2 계속] 도로안전 개선사업 재정투자효과 관련 연구 비교

연구자	연도	분석대상 ¹⁾ 사업군	분석 모형	종속변수			투자액			투자액 외 독립변수	분석모형 고려요소					
				변수 유형	사고 ²⁾ 유형	변수 단위	자료출원	집계단위 ³⁾ (그룹 수)	집계기간 (연도)		노출 변수	통제 변수	공간적 이질성	공간적 상관성	투자효율 확률성	투자 지속성
강수철, 강수철과 배형	2011, 2011	Eng, Edu, Enf	Linear Panel	Freq	Acc, Inj, Fat	Counts	국토부 도로안전 시행계획 및 세부시행계획	S(15)	14yr. (1992-2007)	인구, 자동차등록대수, 도로연장거리	N	C	C	N	N	N
설재훈 외	2012	Eng, Edu, Enf	B/A	Freq	Acc, Inj, Fat	Counts	-	-	-	-	N	N	N	N	N	N
Wu et al. ⁵⁾	2012	Eng,	Count Panel	Freq	Fat	Counts	주 교통부의 FHWA 연간 제출보고서	S(50)	8yr. (2001-2008)	Monthly Trends, 주 총생산, 실업률	C	C	C	C	N	N
Wu et al. ⁵⁾	2013	Eng	Count Panel	Freq	Fat	Counts	주 교통부의 FHWA 연간 제출보고서	S(50)	8yr. (2001-2009)	Monthly Trends, 주 총생산, 실업률, 연령별 도로사용자 비율	C	C	C	C	N	N
본 연구 ⁶⁾	2014	Eng	Count Panel	Freq	Acc, Fat	Index, Counts	도로교통공단 연간보고서, 안전행정부 내부자료	C(232)	18yr. (1995-2012) 9yr. (2004-2012)	1인당 투자액, 자치단체별 인구밀도, GRDP, 시도별 실업률	C	C	C	C	C	C

주 1) 분석대상 사업군은 기존 연구들의 전통적인 안전분야 정책 분류에 따라 공학(Eng), 교육(Edu), 단속(Enf), 입법 및 제도(Leg), 홍보(Pub)로 구분

주 2) 사고유형은 Acc는 사고발생, Inj는 부상, Fat은 사망을 의미

주 3) 집계단위의 N(Nation)은 국가, S(State)는 주 또는 시도, C(County)는 시·군·구를 의미

주 4) C: consider, N: not consider, -: not clear in the paper

주 5) Wu et al.(2012, 2013)의 연구는 투자액에 유지관리 지출액(maintenance spending)을 포함하였음

주 6) 본 연구의 투자액 자료는 위험도로(High Risk Rural Road) 개선사업의 경우 18년, 사고 잦은 곳(Hot Spot) 개선사업의 경우 9년간의 자료를 수집

2.3 기존 연구의 한계 및 연구방향 설정

안전사업 재정투자의 사고감소 효과에 대한 연구는 안전투자에 대한 자료 수집의 어려움으로 인해 그간 활발히 다루어지지 못했다. 국가 보조금 집행내역에 대한 공개가 그리 원활하지 않았으며, 존재하는 자료 또한 시도 단위의 총액 내지는 집계내역 위주의 자료가 대부분이었기 때문이다. 또한, 시스템에 의한 자료의 검수 부족 등에 따른 교통안전 투자자료의 신뢰성에 문제가 있으며, 정보 공개의 제약도 일부 영향을 미쳤다.

도로안전 개선사업에 대해 실무적으로 많이 쓰이고 있는 사고절감 효과평가 방법은 안전 스톱에 대한 규모를 고려하지 않고 사업 대상 지점에 대해 재정 투입 이전과 이후의 사고감소 빈도를 비교하는 비재정적 사전·사후 평가(non-financial before and after study)가 주를 이루고 있다. 하지만 기존의 사전·사후 평가에 따른 사고감소 효과 측정기법은 해당 지점의 재정투자 대비 사고감소의 효율성을 계량적으로 측정하기가 어려운 문제를 가지고 있다. 그 이유는 동질적 사고속성을 갖는 적절한 비교그룹 설정의 어려움, 지역별 차량 등록대수 및 도로연장 등 노출변수(exposure variables)의 반영을 통한 표준화된 효과측정, 이산적 사고빈도 자료가 가질 수 있는 이분산성(heteroskedasticity)에 대한 고려, 투자변수 외에 사고빈도에 영향을 미칠 수 있는 외생변수(exogenous factors) 통제 문제 때문이다. 그리고 해당 지점의 사고가 개선되지만 영향권 내의 다른 지점의 사고 건수는 증가하는 사고전이(crash migration)와 반대로 설치지점 이외의 지점에서 사고개선 효과가 전파되는 유출효과(spillover effect) 현상에 대한 현실적 고려도 필요하다.

한편 위험도로 개선사업, 사고 잦은 곳 개선사업 등은 도로안전시설의 공학적 개선을 통해 사고절감 효과를 이끌어내는 우리나라의 도로안전개선 프로그램의 대표적 국고보조사업으로서, 매년 사고개선 지점을 선정하여 반복적으로

재원을 투자하는 다년도 평가가 필요한 사업이다. 하지만 도로안전 시설사업에 대한 개선효과는 교육 및 단속을 통한 도로안전 개선효과에 비해 사업의 특성상 시행 이후에도 그 효과가 지속적으로 나타날 수 있음에도 그간 사업평가에서는 이에 대한 고려가 미흡하였다. 즉 교통안전사업에 대한 투자효과가 투자 이후 어떻게 교통사고 감소에 동태적 영향을 미치는지를 표현하지 못하는 정적인 평가에 그쳤다. 하지만 합리적 투자효과를 측정하기 위해서는 2.2.1 절에서도 살펴본 바와 같이 도로안전 개선사업에 대한 운전자 속성 등 투자지역 고유의 도로안전 환경변수를 통제하고, 도로안전 투자의 지속효과를 반영할 필요가 있다. 그리고 차별적인 지역별 투자효과에 대한 평가를 위해서는 지역별 투자효과의 확률적 변동성을 고려한 사고감소 효과 측정 모형 개발이 필요하다.

따라서 본 연구는 기존 도로안전 개선사업의 재정투자에 따른 사고감소 효과 측정방법의 한계를 극복하고자 [표 2-3]과 같은 도로안전 시설사업 재정투자 효과 측정 모형을 개발하고, 이에 대한 실제 자료를 통한 모형적용을 수행하고자 한다.

[표 2-3] 연구모형(target model) 개발 방향

연번	개발 방향
1	일정 지역 내에 주기적으로 투입되는 도로안전투자 스톡과 도로안전 인프라가 가질 수 있는 재정투자 지속효과 고려
2	국고보조금의 실 집행 주체인 기초자치단체를 측정 단위로 함
3	비교그룹 없이도 일정 기간, 일정 지역 내에서 이루어진 사고빈도에 대한 영향인자 측정
4	노출변수를 통한 기초자치단체별 사고감소 효과의 표준적 측정
5	투자변수 외에 사고빈도에 영향을 미칠 수 있는 외생변인 통제
6	관측되지 않는 도로안전 속성에 대한 지역 간 변동성 통제
7	지자체 간 또는 지자체 내부의 공간적 상관성 반영을 통한 사고전이 및 유출효과 극복
8	지역별 투자효과 변동성 반영

제3장 방법론 고찰

본 장에서는 모형의 구축에 앞서 분석방법론으로 적용할 모형의 이론적 배경 및 관련 모형을 적용한 실증 연구사례를 살펴보자 한다.

3.1 카운트 모형

사고발생 과정은 사고의 발생과 비발생으로 구분되는 베르누이 시행으로 가정되며 사고발생의 분포는 시행횟수가 매우 크고 발생확률이 매우 적어 포아송 분포로 근사화시킬 수 있다. 나아가 노출빈도가 다르고, 설명변수가 누락된 상태에서 포아송 분포는 과분산 현상이 일어나게 되고 이를 반영하기 위하여 음이항 회귀식을 이용한다(최운영, 2013: 6).

3.1.1 포아송 모형

종속변수가 비음정수일 때, 포아송 모형(Poisson Model)에서는 일정 지자체 i 가 어떤 기간 동안 $y_i(y_i \geq 0$ 인 정수)의 사고 건수를 발생시킬 확률분포는 다음을 식 (3-1)을 따른다고 가정한다.

$$P(y_i) = \frac{\exp(-\mu_i)\mu_i^{y_i}}{y_i!}, \quad y = 0, 1, 2, \dots \quad (3-1)$$

여기서 $P(y_i)$ 는 지자체 i 가 단위 기간당 y_i 의 사고를 갖는 확률이고 μ_i 는 지자체 i 의 포아송 모수이며, 이는 지자체 i 의 연도별 기대사고 건수 $E[y_i]$ 와 같다. 포아송 회귀모형은 함수의 설명변수인 포아송 모수 μ_i (특정 기간 동안의 기대 사고 건수)를 구체화(specifying)함으로써 추정할 수 있고, 가장 빈번하게

사용되는 함수 형태 $\mu_i = \exp(\beta X_i)$ 에서는 X_i 가 설명변수의 벡터이고 β 는 추정할 모수의 벡터이다. 포아송 모형은 사고 빈도 분석에 많이 사용되지만, 과대분산(over-dispersion)이나 과소분산(under-dispersion)을 처리할 수 없으며, 낮은 표본 평균에서는 역 인과성을 떨 수 있고 작은 표본에서 편향된 결과를 도출할 수 있는 단점을 갖는다(Lord and Mannering, 2010: 295).

3.1.2 음이항 모형

음이항(Negative Binominal) 또는 포아송-감마(Poisson-Gamma) 모형은 자료상의 잠재적인 과대분산을 극복하기 위한 포아송 모형의 확장된 형태이다. 음이항 또는 포아송 감마 모형은 포아송 모수가 감마 확률분포를 따름을 가정한다. 이 모형은 폐쇄 형태(closed-form)의 방정식을 도출하고, 평균과 분산구조 간의 관계를 다루기 위한 수식이 상대적으로 단순하다. 음이항 모형은 각각의 관측 i 에 대하여 포아송 모수를 $\mu_i = \exp(\beta X_i + \epsilon_i)$ 로 다시 씌우므로 유도되며, 이 식에서 $\exp(\epsilon_i)$ 는 평균 1과 분산 α 를 가진 감마 분포된 오차항이다. 이 항을 확장하면 포아송 모형과는 다르게 $Var(y_i) = E(y_i) + [1 + \alpha E(y_i)] = E(y_i) + \alpha E(y_i)^2$ 를 통해 분산이 평균과 다르게 나타남을 알 수 있다. 포아송 모형은 α 가 0에 가까운 음이항 모형의 제한된 형태이며, 이는 이러한 두 모형의 선택이 α 값에 따라 달라짐을 의미한다. 모수 α 는 종종 과분산 모수로 알려져 있다. 포아송-감마 또는 음이항 모형은 사고빈도 모델링에서 가장 많이 사용되는 모형이지만, 이 모형은 그 자체로 제한이 없고, 과소분산의 자료를 처리하기에 부적합한 것으로 알려져 있다. 또한 자료가 낮은 표본 평균값과 작은 표본 크기를 나타낼 때, 분산모수(dispersion-parameter) 추정의 문제를 갖고 있다(Lord and Mannering, 2010: 296-297).

일반적으로 포아송 모형은 i 번째 관찰에 대해 공분산 x_i 를 가지는 관찰된 총 횟수 y_i 는 다음 식 (3-2)와 같은 분포를 따른다(StataCorp., 2013a: 1395).

$$y_i \sim \text{Poisson}(\mu_i) \quad (3-2)$$

여기에서, $\mu_i = \exp(x_i\beta + \text{offset}_i)$

음이항 평균-분산 모형(Negative Binomial Mean-dispersion Model)¹³⁾은 포아송 모형의 파생형태 중 하나이며, 과분산 포아송 모형에서는 반영되지 않는 누락변수인 v_i 가 포함된다.

$$y_i \sim \text{Poisson}(\mu_i^*) \quad (3-3)$$

여기에서, $\mu_i^* = \exp(x_i\beta + \text{offset}_i + v_i)$

$$e^{v_i} \sim \text{Gamma}(1/\alpha, \alpha)$$

offset_i 는 오프셋 변수

모수 추정 과정에서 $\text{Gamma}(a, b)$ 분포는 기대값 ab 와 분산 ab^2 을 가지며, 따라서 e^{v_i} 는 기대값 1과 분산 α 를 갖는 감마분포를 따른다. 이때의 α 는 과분산 매개변수이며, α 가 클수록 과분산도가 커진다. 포아송 모형에서는 $\alpha = 0$ 과 일치한다.

본 연구에서 분석도구로 사용한 STATA 13.x에서 기본적으로 제공하는 음이항 평균-분산 모형의 $\mu_i^* = \exp(x_i\beta + \text{offset}_i + v_i)$ 는 동일한 i 번째 관찰 결과에 대해 다음 식 (3-4)와 같은 분산을 지닌다.

$$\mu_j^* \sim \text{Gamma}(1/\alpha, \alpha\mu_j) \quad (3-4)$$

그러므로 분산 모수는 다음 식 (3-5)와 같이 추정된다.

$$\text{Var}(y_j) = \text{EVar}(y_j|\mu_j^*) + \text{Var}E(y_j|\mu_j^*) = E(\mu_j^*) + \text{Var}(\mu_j^*) = \mu_j(1 + \alpha\mu_j) \quad (3-5)$$

13) 본 연구의 추정에 사용된 음이항 평균-분산모형만 다루었다.

3.1.3 모형 적용사례

카운트 모형은 사고 또는 충돌 빈도(accident or crash-frequency) 자료를 이용한 사고모형 연구에서 다양한 연구목적 및 연구방법으로 적용되어 왔다.¹⁴⁾

Heydecker and Wu(2001)는 도로사고 개선업무의 지점 선정을 위한 연구에서 베이지안 모형에 감마모형을 결합한 베이지안 로그선형 모형(Bayesian Log Linear Model)을 이용하였다. 사고발생건수, 평균 사고빈도수, 빈도수의 표준치 초과 정도와 초과 가능성을 측정지표로 이용하였다.

Carson and Mannering(2001)은 빙판길 위험 표지판의 사고빈도 및 심각도 감소 효과분석을 위해 다항 로짓 모형(Multinomial Logit Model)을 이용하였으며, 빙판길 위험 표지판의 설치는 빙판길과 관련된 사고발생 빈도 및 심각도에 통계적으로 유의미한 효과를 미치지 않는 것으로 분석하였다.

Miaou and Lord(2003)은 교통사고와 교통류 사이의 관계에 대한 기존 모형에 적용된 가정에 대해 비판적으로 분석하였고, 경험적 베이즈(Empirical Bayes) 기법¹⁵⁾과 풀 베이즈(Full-Bayes) 기법¹⁶⁾의 비교를 통해 모분산(dispersion parameter)을 고정모수(fixed parameter)로 두는 것과 함수 형태를 제한하는 데 있어 주의해야 할 필요성을 제기하였다.

Amoros et al.(2003)은 프랑스 내 자치주들 간의 도로 안정성을 비교하고 그 차이가 도로 종류의 분포 차이와 사회경제적 특성 간의 차이로 설명될 수 있는지 분석하였으며 음이항 회귀모형을 사용하였다. 도로 종류의 분포 차이가 자치주들 간의 도로 안정성 차이에 영향을 주는 것으로 결과를 도출하였다.

Lord et al.(2005)는 사고와 교통류 특징 사이의 관계를 예측하는 모형을 개

14) 포아송 모형과 음이항 모형에 국한된 연구만 살펴본다. 연구사례는 Lord and Mannering(2010: 296)이 “Table 3. Summary of previous research analyzing crash-frequency data”에 제시한 리스트를 참조하여 2000년 이후의 본 연구와 관련성이 높은 문헌만 취사선택하였다.

15) 예측식과 과분산 계수를 경험적인 자료(참조그룹)로부터 얻는 방법(최윤영, 2013: 7).

16) 계수들의 불확실성을 반영하기 위해 특정분포로부터 마코프체인 몬테카를로(MCMC, Markov Chain Monte Carlo) 시뮬레이션하여 구하는 방법(최윤영, 2013: 7).

발하였으며, 교통량, 밀도, 교통량 대비 용량(Volume/Capacity) 값이 사고의 심각성에 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

Lord(2006)은 낮은 평균 문제(low mean problem)가 모분산 측정에 영향을 미치는지 여부와 영향 정도를 확인하고, 도로 안전 연구의 일반적인 분석에서 신뢰하기 어렵게 측정된 모분산의 영향 분석을 수행하였다. 평균, 모분산, 표본 크기의 변화를 통한 일련의 포아송 감마 분포를 분석하였다. 그 결과 낮은 표본 평균이 작은 표본 크기와 결합될 경우 모분산 측정에 심각한 영향을 미치며 신뢰하기 어렵게 측정된 모분산이 경험적 베イズ 측정에 좋지 않은 영향을 미침을 설명하였다.

Kim and Washington(2006)은 좌회전 차선과 측면 추돌사고 사이의 내생성(endogeneity)을 분석하기 위해 제한된 정보에 대한 우도함수 최대화(maximum likelihood) 방법을 사용하여 내생성이 고려될 경우 좌회전 차선이 측면 추돌사고 감소효과를 가짐을 입증하였다.

Lord and Bonneson(2007)은 안전성능함수(SPF, Safety Performance Function) 개발 및 도로의 지리적 특성의 변화와 지선 도로의 안전 간의 관계를 규명하는 사고수정계수(AMF, Accident Modification Factors)를 측정하는 연구에서 차선과 갓길 너비가 넓어질수록 추돌이 감소한다는 결과를 도출하였다.

Cafiso et al.(2010)은 안전성능함수의 분산모수의 변동성 대한 분석을 수행하였으며, 분산모수와 도로구간(segment)의 길이는 역의 상관관계에 있음을 밝혔다. 제시한 모형에서 분산모수가 더 작아지고 변동성이 줄어드는 점을 발견하였으며, 구간이 짧은 경우에 모분산의 변동성이 더 문제가 된다는 추가적 증거를 발견하였다.

Daniels et al.(2010)은 회전교차로 간의 안정성 차이 분석에서 포아송과 포아송 감마 모형을 사용하여 변수들 간의 사고율 차이는 미미하나 교통량이 사고율에 가장 큰 영향을 미침을 밝혔다.

Malyshkina and Mannering(2010)은 설계표준에서 벗어난 예외적인 설계에

따른 사고빈도 및 심각도에 미치는 영향을 분석하였으며, 표준화된 다항 로짓 모형, 포아송-음이항 모형, 최우도 검정방법을 적용하였다. 하지만 예외적인 설계가 사고빈도 및 심각도에 미치는 영향은 미미한 것으로 나타났다.

3.2 시차분포 모형

본 연구는 도로안전시설물에 대한 투자 지속효과 추정을 연구문제로 하고 있으며, 이를 위한 방법론으로 계량경제학에서 사용하는 투자자본에 대한 시차효과모형(lag effect model)을 응용하여 유추적 문제해결(analogical problem solving)¹⁷⁾을 시도하고자 한다. 이를 위해 우선 기존 문헌이 소개하고 있는 자본투자 사업에 대한 다양한 형태의 시차효과들과 이를 모델화하기 위해 계량경제학에서 전통적으로 많이 이용하고 있는 시차분포모형(Distributed Lag Model)의 접근방법 및 추정과정을 살펴볼 필요가 있다.

3.2.1 이론적 배경

경제학 모형에서 종속변수 y 와 설명변수 x 의 연관 관계는 시간적으로 즉각적인 반응을 나타내는 경우가 드물다. 즉, y 와 x 는 서로 시간차를 두고 반응한다. 이 시차를 “lag”이라고 한다(Gujarati, 2004). 시차분포 모형은 시계열적 투자에 대한 시차효과(lag effect) 분석 시 계량경제학에서 널리 쓰이는 방법론으로 알려져 있다. 시차분포모형의 초기적 연구로는 Nerlove(1956, 1958)의 농업상 공급의 가격에 대한 반응에 대한 연구, Almon(1965)의 자본채정(capital appropriations)과 지출(expenditures) 간의 분포적 시차(distributed lag)에 대한 연구와 Koyck(1954), Jorgenson(1965) 등의 경제적 여건의 여러 가지 요소

17) 유추적 문제 해결의 시초적 연구라 할 수 있는 Gick and Holyoak(1980)를 고찰해 보면, 유추적 문제 해결은 새로운 문제에 대한 창의적 해결을 위해 서로 다른 도메인 상에 존재하던 지식들을 일정기간 축적한 경험들과 결합하여 이론화시키는 접근 방법이라 할 수 있다.

에 대한 자본 투자의 대응 등이 있다(Chotikapanich and Griffiths, 2000). 기존 문헌들이 제시하고 있는 시차효과의 형태로는 시간이 흐를수록 감소하는 형태 (declining lag), 증가 후 감소하는 형태(lag that increases then declines), 기하학적으로 감소하는 형태(geometric lag), 전년도 투자결과에 영향을 받는 형태 (dynamic lag)가 있다(Gujarati, 2004; Greene, 2002; Chotikapanich and Griffiths, 2000).

분포된 시차에 대한 적용과정에서 주요 문제 중 하나는 감소하고 있는 시차 분포를 측정하고자 하는 것인데, 이는 종종 설명변수 x_t 의 독립변수 y_t 에 대한 큰 영향이 이전의 설명변수의 값이 감소하는데 즉각적인 영향으로 간주된다. 즉 $\delta y_t / \delta x_{t-k}$ 이 시차 k 가 증가하면서 감소한다는 것이다. 시차분포에 대한 또 다른 유형은 시차분포가 최대치로 증가한 후 감소하는 패턴이다(Chotikapanich and Griffiths, 2000).

그렇다면 경제학적 관점에서 시차효과는 왜 발생하는가? 그리고 교통안전사업에 적용될 경우 어떻게 나타날 것인가? 이론적으로는 Gujarati(2004)가 제시한 시차효과 발생의 이론적 원인을 통해 유추해 볼 수 있다.

첫째, 심리적 이유는 경제 주체를 둘러싼 환경이 변화해도 주체가 자신의 행동양식을 변화시키는 과정에서 비효용(disutility)을 발생시킬 수 있기 때문에 경제 주체는 자신의 행동양식을 즉각적으로 변화시키지 않은 채 자신에게 배어 있는 습관(타성)을 유지하려 한다는 것이다. 이러한 타성에는 외부 변화가 영구적인 현상인지, 일시적 현상인지 판단하기 어렵기 때문에 즉각적 행동변화에 따른 개인의 효용이 어떻게 변할지를 알 수 없는 요인도 작용한다는 것이다. 이를 도로안전 측면으로 생각해 보면 도로안전 서비스 개선에 대해 운전자들은 즉각적 효용을 느끼지 못하기 때문에 기존의 운전습관을 꾸준히 유지하려 하고, 서비스 개선에 대해 즉각적으로 대응할 경우 통행시간 절감 등의 효용 극대화 추구에 대한 리스크가 존재하기 때문이다.

둘째, 기술적 이유는 노동에 대한 자본의 상대가격이 하락하였고, 자본을 통해 노동의 대체가 가능한 경제적 환경의 변화를 고려할 수 있다. 자본을 추가하는 데에는 시간이 소요되며, 이를 '회임기간(gestation period)'이라 한다. 즉 도로안전 설비를 투자하고 이에 대한 기술적 효과가 나타나기까지는 일정량의 기간이 필요하다는 것이다. 특히 사업의 대상구간이 긴 경우와 도로건설의 생산능력 한도를 생각하면 회임기간이 예상보다 길어지는 경우가 생길 수도 있다.

Gujarati(2004)가 주장하는 시차발생 원인 외에도 본 연구는 도로안전 개선사업의 시차효과 발생 원인으로 자본지출 시기와 완공시기와의 차이에서 오는 시간격차(time gap)의 영향을 투자시차가 발생하는 원인으로 제시한다. 자료수집과정에서의 담당자와 인터뷰한 결과, 도로안전 시설사업의 집행결정은 3/4분기에 많이 발생하며, 여기에 공사기간까지 고려할 경우 1년 정도의 시차를 두고 사고감소 효과가 발생할 가능성이 높다. 또한 위험도로 개선사업의 선형개량사업 등 장기의 공기를 갖는 사업은 실제 자본지출일과 공사 완공일과의 시간격차가 길어져 시차효과가 더 길어질 수 있기 때문이다.

이상의 이유로 인하여 경제모형에서 시차를 고려한 모형 설정을 위해서는 더욱 정밀한 연구모형의 검토와 해석이 필요하다. 독립변수가 종속변수에 대하여 시차를 두고 영향을 미치는 시계열 모형을 추정할 경우 이용 가능한 대안에는 Koyck 변환, 이항시차(Binomial Lag) 모형, Form Free 기법, 다항 시차분포 모형(PDL, Polynomial Distributed Lags Model)이 있으나 상용화된 통계 패키지에서 가장 널리 채택되고 있으며 적용의 융통성이 큰 것은 PDL 모형이다(최종서, 2009). 한편 시계열 자료보다 제약이 덜 가해지는 장점들로 인하여 패널모형에서도 시차모형에 대한 적용 가능성이 검증된바 있으며(참조: Hsiao, 1986), 국내에서도 패널모형에서도 PDL 형태의 시차모형의 적용 가능성에 대해 실증분석이 이루어진 바 있다(오병기, 2007; 2008).

3.2.2 모형의 구조 및 추정방법

시차분포 모형의 모형식 전개¹⁸⁾ 및 추정과정에 대해 고찰해 보면 다음과 같다. 유한적 시차 k 를 갖는 패널자료 구조의 시차분포 모형의 일반형은 다음 식 (3-6)과 같다.

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=0}^m \beta_k x_{i(t-k)} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad t > k \quad (3-6)$$

ε_{it} 는 평균 0과 분산 σ_ε^2 을 가지고 분포하고 있다고 가정한다. 만약 최적시차 기간 m 이 알려져 있다면 식 (3-6)은 고전적인 OLS 회귀모델이 된다. 독립변수들의 특성에 관한 문제와는 별도로 통상적인 추정결과가 적용된다. 그러나 최적의 시차가 알려지는 경우는 드물기 때문에 탐색적 기법을 이용해 적절한 시차를 찾아내야 하며, OLS 추정방식이 오히려 비효과적으로 밝혀질 수도 있는데, 그 이유는 (1) 시계열로는 너무 부족해서 식 (3-6)이 과도한 수의 자유도를 소비하게 되기 때문이며, (2) 교란항 ε_{it} 가 자기상관성(autocorrelation)을 가질 수 있으며, (3) 다중공선성(multicollinearity)이 아주 심할 가능성이 있기 때문이다(Greene, 2002: 565).

시차계수를 소수의 기본적인 매개변수의 함수로 나타내는 제한시차 모형(restricted lag model)은 비교적 짧은 시계열에서 시간간격이 긴 모형의 적합성 문제에 대한 실질적인 접근방법이다. 그 하나의 예가 Almon(1965)이 제안한 다항시차분포 모형(Polynomial Distributed Lag, 이하 PDL) 모형이다. Almon(1965)은 자본지출과 자본채정 간의 관계에서 지출에 따른 자본채정 결정의 변화는 즉각적으로 나타나지 않으며, 투자 프로젝트가 끝날 때쯤 되면 채정된 자본으로부터의 지출은 감소하는 형태를 띠게 됨을 PDL 모형을 통해 설명하였다(Chotikapanich and Griffiths, 2000).

PDL 모형에서 시차계수의 true 분포는 다음 식 (3-7)과 같은 다항식에 의해 추정할 수 있다고 가정하고 있다.

18) Greene(2002: 565-566)이 제시한 단순 시차분포 모형의 시계열 형태 수식 전개를 참조하여 패널 형태로 수정·작성하였다.

$$\beta_k = \alpha_0 + \alpha_1 k + \alpha_2 k^2 + \cdots + \alpha_p k^p, \quad k = 0, 1, \dots, m > p \quad (3-7)$$

식 (3-6)에 식 (3-7)를 대입하고 여러 가지 조건을 취합하고 나면, 다음 식 (3-8)과 같은 결과를 얻게 된다. 여기서 각 z_{pit} 는 $\sum_{k=0}^m k^p x_{i(t-k)}$ 으로 x_{it} 의 현재 값과 k 시차값의 선형조합이다(Greene, 2002: 565).

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha + \gamma_0 \left(\sum_{k=0}^m k^0 x_{i(t-k)} \right) + \gamma_1 \left(\sum_{k=0}^m k^1 x_{i(t-k)} \right) + \cdots + \gamma_p \left(\sum_{k=0}^m k^p x_{i(t-k)} \right) + \varepsilon_{it} \\ &= \alpha + \gamma_0 z_{0it} + \gamma_1 z_{1it} + \cdots + \gamma_p z_{pit} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3-8)$$

본 연구에서는 초기 Almon's lag의 다중공선성을 개선하기 위해 제한된 Almon's PDL 모형을 분석에 이용하고자 하는데, 이는 현재 Eviews 등의 상용 패키지에도 일부 메뉴로 제공되고 있는 기법이다. 본 연구에서는 식 (3-8)을 다음 식 (3-9)와 같이 제한하여 시차의 형태를 구조화한다.

$$\beta_j = \gamma_0 + \gamma_1 (j - \bar{c}) + \gamma_2 (j - \bar{c})^2 + \cdots + \gamma_p (j - \bar{c})^p, \quad j = 0, 1, 2, \dots, k \quad (3-9)$$

여기서, \bar{c} 는 다음과 같이 미리 설정된 상수항

$\bar{c} = k/2$: k 가 짝수일 때

$\bar{c} = (k-1)/2$: k 가 홀수일 때

$\varepsilon_{it} \sim i.i.d. (0, \sigma_\varepsilon^2)$

식 (3-9)를 식 (3-7)에 대입하면 식 (3-8)은 다음 식 (3-10)과 같이 변환된다.

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha + \gamma_0 \left(\sum_{k=0}^m (j - \bar{c})^0 x_{i(t-k)} \right) + \gamma_1 \left(\sum_{k=0}^m (j - \bar{c})^1 x_{i(t-k)} \right) + \cdots + \gamma_p \left(\sum_{k=0}^m (j - \bar{c})^p x_{i(t-k)} \right) + \varepsilon_{it} \\ &= \alpha + \gamma_0 z_{0it} + \gamma_1 z_{1it} + \cdots + \gamma_p z_{pit} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3-10)$$

여기서,

$z_{0it} = x_{it} + x_{i(t-1)} + \cdots + x_{i(t-k)}$

$z_{1it} = \bar{c}x_{it} + (1 - \bar{c})x_{i(t-1)} + \cdots + (k - \bar{c})x_{i(t-k)}$

⋮

$z_{pit} = (-\bar{c})^p x_{it} + (1 - \bar{c})^p x_{i(t-1)} + \cdots + (k - \bar{c})^p x_{i(t-k)}$

따라서 x_t 의 엄격한 외인성(exogeneity)을 가정하여 α 및 $\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_q$ 은 통상적인 pooled OLS로 추정할 수 있다(Greene, 2002: 565-566; Quantitative Micro Software, 2007: 23-24).¹⁹⁾ 여기서 계수 β 는 충격승수라 하며, 도로안전 개선사업이 지자체의 사고율에 미치는 시차적 효과를 나타낸다. 그리고 $\Sigma\beta$ 는 장기승수 혹은 총승수라고 할 수 있는데, 도로안전 개선사업의 총 투자지속효과를 의미한다. 수정된 PDL 모형의 경우 독립변수인 시차변수의 현재값과 과거값이 강한 상관성을 가질 수 있는데, 이 경우 명목다항시차변수를 모형 내에 삽입함으로써 다중공선성의 문제를 피할 수 있다. 즉 p 차 명목다항 시차분포모형은 계수 β 에 식 (4-7)과 같은 제약을 가하는 것이다. 여기서 설정된 상수항 \bar{c} 값은 공선성 문제를 피하기 위한 것뿐 β 추정치에 영향을 주지는 않는다(오병기, 2008: 218).

3.3 패널회귀모형

3.3.1 모형 개요

회귀모형을 설정할 때 모든 변수를 독립변수로 포함시킬 수 없으나 종속변수에 영향을 미침에도 불구하고 독립변수로 포함시키지 않은 누락변수(omitted variable)가 있을 경우 추정된 모형의 통계적 추론은 위험할 수 있다. 패널모형을 이용하면 이러한 누락변수에 대한 한계를 극복할 수 있다. 패널모형의 경우 기존의 횡단면 모형이나 시계열 모형에 비해 다음과 같은 방법론적 차별성을 갖는다. 패널자료를 사용할 경우 기존 집계자료(aggregated data)를 사용함에 따라 나타날 수 있는 안전투자와 사고감소의 역설적 관계성을 극복할 수 있으며, 재정 주체에 대한 개별적 효과추정을 통한 일치성 있는 성과측

19) 제약된 Almon's PDL 모형에 대한 수식의 전개는 Quantitative Micro Software(2007: 23-24)를 참조하여 시계열 형태를 패널 형태로 수정하였다.

정이 가능하고, 개체별 사고감소 효과에 영향을 미칠 수 있는 변인에 대한 주기적 정보에서 비롯되는 보다 정교한 동적 관계를 통해 모형 추정량의 효율성 향상을 기대할 수 있다. 그리고 횡단면 모형에서는 고려하기 어려운 개체 내의 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity) 요인을 패널모형에서는 통제할 수 있어 모형의 설명력에 있어서도 우수한 장점이 존재한다. 또한 패널자료는 횡단면 또는 시계열 자료에 비해 더 많은 정보 변동성을 모형추정 과정에서 활용할 수 있어 결과적으로 효율적인 추정량에 접근할 수 있으며, 다변량 회귀모형이 갖는 다중공선성 문제를 완화시킬 수 있는 장점을 지닌다. 즉 패널모형에서는 지자체별 설명변수 간 다양한 상관성과 특정 지자체 내의 시간에 따른 변동성까지도 동시에 반영할 수 있다(민인식·최필선, 2010: 2).

3.3.2 풀링회귀모형과 패널회귀모형

풀링회귀모형(Pooled Regression Model)은 다양한 지자체에 대한 자료를 지자체 간의 도로안전 환경의 이질성을 고려하지 않고 구성된 모형이며, 이는 서로 다른 계수를 발생시킬 수 있다.

패널자료 구조로 이루어진 풀링회귀모형을 앞 절에서 다룬 시차분포모형의 형태로 결합하면

$$y_{it} = \alpha + \beta_0 x_{i(t-0)} + \beta_1 x_{i(t-1)} + \beta_2 x_{i(t-2)} + \varepsilon_{it}, \quad i=1, \dots, N, t=1, \dots, T \quad (3-11)$$

여기에서 i 는 i 번째 지자체를 뜻하는 기호이며 t 는 t 번째 관측을 뜻하는 기호이다. 지자체 N 개에 대해 T 번 관찰하였다는 가정하에, i 와 t 라는 지표들은 $i=1, \dots, N, t=1, \dots, T$ 의 값을 가지며 이를 통해 총 NT 만큼 측정했다는 것을 알 수 있다.

또한, 계수 α, β_1, β_2 들이 i 나 t 아래 첨자를 갖고 있지 않은데 이는 계수들은 모든 지자체에 대해 모든 기간 동안 일정한 값을 취하는 것으로 간주되며,

이는 지자체 간의 도로안전 환경의 이질성을 허용하지 않음을 의미한다. 바로 이러한 특성 때문에 식 (4-8)이 'Pooled Model'이라 불리는 것이다. 만약 오차 ε_{it} 가 0의 평균을 가지고 있고 일정한 변량을 취한다고 간주한다면, 연도(t)와 지자체(i)는 연관성이 없을 것이며, x_0 와 x_1 도 연관성이 없을 것이다. 따라서 α , β_1 , β_2 들의 최소제곱 통계량에는 각각에 맞는 이상적인 값이 존재한다. 이것은 일정하며, 일반적인 t 와 F 통계는 가설 검증 및 간격 추정을 할 때 광범위한 표본에 유용하다. 만약 x_{it} 값이 정해져 있다고 전제한다면, 최소제곱 통계량은 한정된 표본에서 최소변량 선형 불편추정치(minimum variance linear unbiased estimator)이다. 하지만 표본이 많을 경우, x_0 와 x_1 의 값을 설정한다는 것이 일반적으로 불가능하다. 최소제곱 통계량이 풀링모형(pooled model)에 적용되었을 경우, 이는 풀링 최소제곱(Pooled Least Squares)이라고 불린다. 다양한 지자체에 대한 자료가 함께 공동으로 추출되며, 방정식은 최소제곱법을 사용하여 나타난다. 풀링 최소제곱이 합리성을 갖기 위해서는 다음 식 (3-12)와 같은 기본적인 가정을 만족해야 한다(Hill et al. 2011: 540-541).²⁰⁾

$$\begin{aligned}
 E(e_{it}) &= 0, & \text{for } \forall i, t \\
 \text{var}(e_{it}) &= \sigma^2, & \text{for } \forall i, t \\
 \text{cov}(e_{it}, e_{js}) &= 0, & \text{for } \forall i \neq j, t \neq s \\
 \text{cov}(x_{it}, e_{it}) &= 0, & \text{for } \forall i, t
 \end{aligned} \tag{3-12}$$

횡단면 자료는 서로 다른 개체가 매 시점에 관측되는 것인데 반해 패널자료는 동일한 개체를 시간에 따라 반복적으로 관측한 자료라는 점에서 차이를 갖는다. 따라서 패널모형은 이러한 동일한 개체에 대한 매 년도 관측 시 나타나

20) Hill et al.(2011: 541-542)의 수식전개를 참고하여 본 연구에서 다루고자 하는 시차효과(lagged effect) 모형으로 수정하였다.

는 관측되지 않는 효과를 제어하기 위한 모형이라 할 수 있다. 본 연구에서는 일정 연도 동안 우리나라 시·군·구 단위 일정 기초자치단체의 교통사고 발생, 사망 건수를 관측하고 이때 투입된 도로안전 개선사업의 예산과의 관계성을 살펴보고자 하는 모형으로서 일종의 패널모형을 구성할 수 있다.

3.3.3 고정효과 패널모형과 확률효과 패널모형

패널모형을 구성하는 데 있어 관측치 간의 상관관계를 고려하는 경우가 있을 수 있다. 이 상관관계는 공간적 고려, 시간적 고려, 또는 이 두 고려사항의 조합으로 나타날 수 있다. 이와 같은 상관관계를 설명하기 위해서 고정효과 패널모형(FE, Fixed Effects Panel Models)과 확률효과 패널모형(RE, Random-Effects Panel Models)이 고려될 수 있다.

FE 모형은 일반적으로 관측할 수 없는 효과를 상수항의 일부로 포함시켜 더미변수로 설명하며, 관측할 수 없는 효과는 독립변수와 상관관계가 있음($cov(x_{it}, u_i) \neq 0$)을 가정하는 모형이라고 할 수 있다. 반면 RE 모형은 일반적으로 관측되지 않는 효과(unobserved effects)를 공간적·시간적 변동을 갖는 일정한 분포로 추정하며, 관측되지 않는 효과와 설명변수와의 상관관계가 없음($cov(x_{it}, u_i) = 0$)²¹⁾을 가정한다(Lord and Mannering, 2010: 298).

본 연구에서는 각 지자체별 시차별 투자액(x)에 따른 사고빈도(y)의 효과를 추정하는 것을 목표로 하며, 각 지자체별 투자효과 변동이 k 시차의 효과계수 β_k 로 나타나는 모형으로 구분할 수 있다. 시차효과를 갖는 FE 모형과 RE 모형의 모형식 및 가정에 대한 비교는 [표 3-1]과 같다.

21) $cov(x_{it}, u_i) = 0$ 에 대한 가정은 설명변수의 내생성이 존재하지 않는다는 강한 가정이다. 따라서 FE 모형은 설명변수의 내생성에 대한 극복의 장점을 갖지만 RE 모형은 내생성에 대한 존재를 가정에서부터 부정하는 모형이라 할 수 있다. 본 연구에서는 지자체별 안전사업 재정투자에 대한 효과평가를 목적으로 지방자치 단체별 확률적 투자효과를 고려한 RE 모형까지도 검토한다.

[표 3-1] 고정효과 모형과 확률효과 모형의 모형식 및 가정 비교

구분	시차효과를 갖는 고정효과 모형	시차효과를 갖는 확률효과 모형
모형식	$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=0}^m \beta_k X_{i(t-k)} + e_{it}$	$Y_{it} = \bar{\alpha} + u_i + \sum_{k=0}^m \beta_k X_{i(t-k)} + e_{it}$
가정	$\alpha_i = \bar{\alpha} + \sum_{i=1}^n u_i D_i$ D_i 는 i 지자체의 더미변수 $\epsilon_{it} = u_i + e_{it}$	$u_i \sim (0, \sigma_u^2), cov(u_i, e_{it}) = 0$ $E(u_i) = 0, E(\epsilon_{it}) = 0 \quad \forall i, t$ $E(u_i \epsilon_{jt}) = 0 \quad \forall i, j, t$ $E(u_i u_j) = \begin{cases} \sigma_\mu^2 & (i = j) \\ 0 & (i \neq j) \end{cases} \quad \forall i, j$ $E(\epsilon_{it} \epsilon_{js}) = \begin{cases} \sigma_\mu^2 & (i = j, t = s) \\ 0 & (i \neq j) \end{cases} \quad \forall i, j, t, s$

3.3.4 패널 카운트 모형

개체의 이질성을 갖고 있는 패널모형에 종속변수의 이산적 속성을 모형 상에 반영하기 위해 패널 카운트 모형을 고려해 볼 수 있다. Hausman et al.(1984)은 연구 및 개발 특허에 대한 연구에서 처음으로 확률효과 음이항 모형과 고정효과 음이항 모형을 패널자료 측면에서 검토하였다. 먼저 확률효과 음이항 모형은 포아송 매개변수 μ_{it} 를 연도 t 에 속한 지자체 i 에서의 발생 예상 사고 횟수이고, X_{it} 가 설명변수의 벡터, β 가 추정 가능한 매개변수의 벡터, v_i 가 관측 그룹 i 의 확률효과라고 하였을 때 $\mu_{it} = \exp(\beta X) \exp(v_i)$ 이다. 가장 일반적인 모형은 v_i 와 $\exp(v_i)$ 가 평균 1과 분산 α 로 감마 분포되는 것과 같은 그룹에 걸쳐서 무작위로 분포됨을 추정해서 도출하는 것이다. 또한 포아송 모형은 횡단면 모형의 경우 $E[y_{it}] = var[y_{it}]$ 으로 평균과 분산을 동일하게 가정하지만, 확률효과 포아송 모형에서는 평균 비율에 대한 포아송 분산이 $1 + \mu_{ij}(1/\alpha)$ 이다(Lord and Mannering, 2010: 299).

확률효과와 고정효과 과분산 패널 모형이 갖는 확률함수를 살펴보면 다음과 같다(StataCorp., 2013b: 258-259). y_{it} 를 i 번째 그룹의 t 번째 관찰에 대한 발생

횃수라 하자. 이때 $\lambda_{it} = \exp(x_{it}\beta + offset_{it})$ 이고, δ_i 가 분산 매개변수 (dispersion parameter)인 경우 $\gamma_{it}|\delta_i \sim gamma(\lambda_{it}, \delta_i)$ 을 따른다고 할 때, $y_{it}|\gamma_{it} \sim Poisson(\gamma_{it})$ 을 따르는 과분산 모형의 확률함수는 다음과 식 (3-13)과 같이 구성할 수 있다.

$$\Pr(Y_{it} = y_{it} | x_{it}, \delta_i) = \frac{\Gamma(\lambda_{it} + y_{it})}{\Gamma(\lambda_{it})\Gamma(y_{it} + 1)} \left(\frac{1}{1 + \delta_i}\right)^{\lambda_{it}} \left(\frac{\delta_i}{1 + \delta_i}\right)^{y_{it}} \quad (3-13)$$

확률효과 과분산 모형(random-effects over-dispersion model)으로 표현되는 확률효과 음이항 모형의 경우 i 는 그룹별로 무작위적으로 다양한 것으로 간주한다. 즉 $1/(1+i) \sim B(r, s)$ 로 가정한다. i 번째 그룹에 대한 카운트 빈도의 결합 확률은 다음 식 (3-14)와 같다.

$$\begin{aligned} \Pr(Y_{i1} = y_{i1}, \dots, Y_{in_i} = y_{in_i} | X_i) &= \int_0^\infty \prod_{t=1}^{n_i} \Pr(Y_{it} = y_{it} | x_{it}, \delta_i) f(\delta_i) d\delta_i \\ &= \frac{\Gamma(r)\Gamma(s)\Gamma(r + \sum_{t=1}^{n_i} \lambda_{it})\Gamma(s + \sum_{t=1}^{n_i} y_{it})}{\Gamma(r)\Gamma(s)\Gamma(r + s + \sum_{t=1}^{n_i} \lambda_{it} + \sum_{t=1}^{n_i} y_{it}} \prod_{t=1}^{n_i} \frac{\Gamma(\lambda_{it} + y_{it})}{\Gamma(\lambda_{it})\Gamma(y_{it} + 1)} \end{aligned} \quad (3-14)$$

여기에서 $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{in_i})$ 이고, f 는 δ_i 에 대한 확률밀도 함수이다. 그 결과를 얻을 수 있는 로그 확률은 다음과 식 (3-15)와 같다.

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{i=1}^n \omega_i [\ln \Gamma(r + s) + \ln \Gamma(r + \sum_{k=1}^{n_i} \lambda_{ik}) + \ln \Gamma(s + \sum_{k=1}^{n_i} y_{ik}) - \ln \Gamma(r) - \ln \Gamma(s) \\ &\quad - \ln \Gamma(r + s + \sum_{k=1}^{n_i} \lambda_{ik} + \sum_{k=1}^{n_i} y_{ik}) + \sum_{t=1}^{n_i} \ln \Gamma(\lambda_{it} + y_{it}) - \ln \Gamma(\lambda_{it}) - \ln \Gamma(y_{it} + 1)] \end{aligned} \quad (3-15)$$

여기에서, $\lambda_{it} = \exp(x_{it}\beta + offset_{it})$ 이고, ω_i 는 i 번째 그룹의 비중이다.

고정효과 과분산 모형의 경우, 그룹 전체에 대한 총 횃수의 일부에 대한 각 그룹의 총 횃수의 결합 확률을 조건화하고 있다. 즉 관찰된 결과는 $\sum_{t=1}^{n_i} y_{it}$ 라 할 때 고정효과 과분산 패널모형의 결합 확률은 다음 식 (3-16)과 같다.

$$\Pr(Y_{i1} = y_{i1}, \dots, Y_{in_i} = y_{in_i} | X_i, \sum_{t=1}^{n_i} Y_{it} = \sum_{t=1}^{n_i} y_{it}) \quad (3-16)$$

조건부 로그확률은 다음 식 (3-17)과 같다.

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{i=1}^n \omega_i [\ln \Gamma(\sum_{t=1}^{n_i} \lambda_{it}) + \ln \Gamma(\sum_{t=1}^{n_i} y_{it} + 1) - \ln \Gamma(\sum_{t=1}^{n_i} \lambda_{it} + \sum_{t=1}^{n_i} y_{it}) + \\ & \sum_{t=1}^{n_i} \ln \Gamma(\lambda_{it} + y_{it}) - \ln \Gamma(\lambda_{it}) - \ln \Gamma(y_{it} + 1)] \end{aligned} \quad (3-17)$$

3.3.5 모형 적용사례

패널모형은 최근 교통 분야에서 다양한 방법론을 통해 응용되고 있다. 패널 선형 모형은 수요분석 모형에서 수요집단의 패널 이력자료 또는 선호도 자료를 이용한 접근이 최근 많이 이루어지고 있다.

Su et al.(2010)는 1인당 VMT에 대한 통행수요와 지자체의 도시공간 특성과의 관계를 파악하기 위해 미국 85개 도심지역의 20년간 패널자료를 이용하여 시스템 동적 패널 모형(System Dynamic Panel Model)을 이용한 분석을 수행하였다.

Deka et al.(2011)은 뉴저지 노인복지커뮤니티의 셔틀버스 지속가능성, 재정 건정성 평가를 위해 지방재정여건, 역내 주차, 주차비용, 버스 연결도, 서비스 지역의 사회경제 및 토지이용 특성을 분석하였다. 6개 뉴저지 대중교통노선을 이용하는 통근자 대상 SP 서베이 자료를 이용하여 7년간 31개 셔틀버스의 분기별 패널자료를 이용하였다. 분석방법으로 셔틀버스에 대한 잠재선호(Stated Preference)를 변수로 하여 순서형 프로빗 모형(Ordered Probit Model)과 이항형 로짓 모형(Binary Logit Model)을 이용하였으며, 셔틀버스의 서비스 지속일과 월간 평균 셔틀버스 통행수를 변수로 하여 확률효과 모형을 적용하였으며, 월평균 승객 통행수를 변수로 하여 고정효과 모형을 이용하였다.

Zhang et al.(2012)은 중국의 인구, 개인소득, 고용, 지역개발 등 사회경제 성장에 따른 도시 대중교통 이용자 수를 분석하기 위해 중국 30개 대도시의 11

년간 대중교통자료를 이용하여 인구, 개인소득, 고용자 수, 건물 연면적, 도로가 위치한 지역, 서비스 대수 등을 변수로 하여 고정효과 패널모형을 이용하였다.

Gonzalez et al.(2012)은 동적 패널모형을 이용한 스페인 주요 지역의 유발교통량을 측정하기 위해 1998~2006년 패널자료를 이용하여 1인당 VKT, 1인당 차선-km, 1인당 GDP, 실제 연료가격, 1인당 차량대수를 측정하였으며, 분석방법으로 GMM 동적 패널모형을 기반으로 고정효과 모형과 확률효과 모형을 실험하였다.

본 연구와 같은 사고빈도 자료를 이용한 연구에서는 자료의 이산성을 반영하기 위해 고정 또는 확률효과와 결합된 패널 카운트 모형이 비교 실험되고 있으며, 베이스 추정과 결합된 위계(공간-시간) 카운트 모형의 채택도 이루어지고 있다.²²⁾

Johansson(1996)은 스웨덴의 고속도로를 대상으로 제한속도 기준 강화가 인명 또는 재산피해가 발생한 자동차 사고의 수에 어떤 영향을 미치는지를 조사하였다. 추정을 위해서, 사고발생 카운트 자료의 시계열 분석 시 나타날 수 있는 과대산포(over-dispersion)와 잠재적 의존성(potential dependance)을 고려한 확장된 형태의 확률효과 포아송 모형과 확률효과 음이항 모형을 사용하였다.

Shankar et al.(1998)은 워싱턴에서 발생한 중앙차선 침범 사고빈도 자료를 이용하여 사고빈도에 영향을 미치는 여러 가지 요인에 대해 확률효과 음이항 모형과 횡단면 음이항 모형을 비교 실험하였다. 공간적 효과와 시간적 효과를 충분히 관찰할 수 없는 경우에 확률효과 음이항 모형을 사용함으로써 도움을 얻을 수 있으며, 확률효과 음이항 모형은 시간적 변화와 횡단면적 변화를 동

22) 연구사례의 일부는 Lord and Mannering(2010: 296) “Table 3. Summary of previous research analyzing crash-frequency data”에 제시한 리스트를 참조하였으며, 연구내용은 본 연구에서 정리하였다.

시에 병합하기 위한 유연성 측면에서 유리함을 주장하였다. 반면 특정 자료세트에서 고정효과는 추정할 수 없었다.

Miaou et al.(1996)과 Miaou et al.(2003a)은 위계 베이지 모형(Hierarchical Bayes Model)을 응용하여 추돌사고 위험지도를 작성하였다. Miaou et al.(1996)의 경우 텍사스 주에서 발생한 카운티(county) 수준의 차량추돌 사고 기록과 도로자료를 이용하여 지방도로와 2차도로, 그리고 하루 2,000대 미만의 소규모 도로를 대상으로 모형을 추정하였다. 모형의 구성은 1) 시간×지구(district) 내 고정효과, 2) 강수일의 공간적 차이, 급경사 수, 도로변 위험물의 정도에 따른 충돌 위험의 공간적 변동의 고정 공분산과 확률 공분산 효과, 3) 공간적 상관성을 결정하는 가중치로서 작용하는 카운티별 센트로이드간 거리를 임의의 공간효과, 4) 연도마다 변화하는 고정 또는 확률 시간효과, 5) 앞의 4가지 오차 성분에 영향을 받지 않는 지역 고유의 독립적인 공간-시간 변동으로 구분하였다. 이 연구는 도로의 일부 또는 교차로와 같은 개별 장소(individual site)에 대한 고정 효과를 모형화한 전통적인 추돌사고 예측모형(Maher and Summersgill, 1966; Miaou, 1996; and Hauer, 1997)과는 달리, 이 연구는 지역에 기반을 둔(area-based) 자료에 대한 모형의 확률적 구성성분의 구조를 탐구하는 데 초점을 두었다.

Chin and Quddus(2003)는 횡단면 포아송 모형이나 음이항 모형의 분산-평균비의 한정성과 시간에 대한 관련성을 설명하지 못하는 한계를 지적하고, 확률효과 음이항 모형을 활용하여 싱가포르의 신호교차로를 대상으로 기하구조와 교통류 및 관계 특성에 따른 충돌사고 특성을 분석하였다. 분석결과 11개의 변수가 교차로 충돌사고와 관련성이 유의미하게 나타났으며, 총 접근 교통량, 신호주기당 현시 수, 비보호 좌회전 차선 수, 감시 카메라의 존재 유무가 통계적으로 가장 충돌과 관련성이 높은 변수로 도출되었다.

MacNab(2004)은 소규모 지역에서 발생하는 사고와 부상의 변화를 분석하기

위해 공간생태학적 베이지안 회귀모형을 적용하였다. 1990~1999년에 걸쳐 캐나다의 브리티시컬럼비아(BC)에 있는 83개 보건지역별 병원자료를 이용하여 0세부터 24세까지의 어린이 및 청소년을 6개의 연령대로 구분하고 자동차 사고 부상의 생태학적, 인과적 결정인자를 조사하였다. 부상사고는 사회경제적 지위가 상대적으로 낮은 지역사회에서 모든 연령대의 남자 청소년들에게서 두드러지게 나타났다. 높은 성인 남성 범죄율은 1세부터 14세까지의 소년에게서 나타나는 부상률과 관련이 있으며, 안전벨트 착용의무 위반과 과속에 따른 벌금은 20세부터 24세까지의 젊은 남성들의 부상비율과 관련성이 있는 것으로 밝혀졌다.

Noland and Quddus(2004)는 영국 개별 병원의 레벨 자료를 이용하여 도로사고 사상자들과 관련된 다양한 지역의 요인을 분석하였다. 8,414 지역에 대한 토지의 이용형태, 도로의 특성 및 도로사고의 사상자들의 정보를 담은 GIS 자료와 각 지역의 주거환경을 중심으로 삶의 질을 수치화한 박탈지수(deprivation index)를 변수로 활용하였다. 이러한 공간생태학적 요인과 교통사고 사상사건, 중상 및 경미한 부상 등과의 관련성을 분석하는데 음이항 카운트 모형을 사용하였다. 분석결과 도심지역에서 상대적으로 사상사건 수와 사상자가 적게 발생한 반면, 고용밀도가 높은 지역은 상대적으로 사상자가 더 많았다는 사실을 시사하고 있다. 또한 박탈지수가 높은 지역은 사상자²³⁾ 수준도 상대적으로 높은 경향이 있는 것으로 나타났다.

Venkataraman et al.(2011)은 교차로 충돌과 기하구조와의 관계를 분석하는 과정에서 워싱턴 주의 7개 교차로 도로의 1,153개 구간을 대상으로 1999~2007년간 교차로 충돌사고 패널 이력자료를 이용하였으며, 방법론으로 확률모수 음이항 모형을 이용하였다. 일부 종단곡선 구간과 횡단곡선 구간에서는 고정 효과가 나타났으나 경사도가 큰 종단곡선과 횡단곡선 구간과 대부분의 곡선부에서는 확률효과가 나타나는 것으로 관측되었다.

23) 자동차로 인한 사상자는 아니며 경상은 제외하였다.

3.4 멀티레벨 혼합효과 모형

멀티레벨 혼합효과 모형은 위계모형, 다층모형, 혼합효과모형, 랜덤계수모형, 공분산 구성모형 등 다양한 명칭으로 사용된다(손동필, 2008: 74). 본 연구에서는 모형의 개념을 멀티레벨 관점과 혼합효과 관점으로 구분하여 살펴보도록 한다.

3.4.1 멀티레벨 모형

멀티레벨 모형(Multi-level Model)은 계층 클러스터 내에서 상관된 반응을 보이는 자료를 분석하는 데 사용된다. 본 연구에서 사용할 자료 세트의 경우 가장 낮은 레벨은 연도(year)별 차량사고 확률을 나타내며, 그다음 레벨은 시·군·구 단위(county level) 교통사고 건수, 그다음은 시도 단위(state level)에서의 사회경제지표 변수를 가진다. 이러한 종류의 모형으로 동일한 시·군·구 및 시도에서 발생한 추돌사고 간에 상관관계가 있음을 보이고 있는데, 이는 사고 발생 확률이 시·군·구 또는 시도와 관련하여 관찰되지 않은 도로안전 속성정보를 공유하기 때문이다. 자료의 복잡한 상관관계 구조의 가능성을 가진 잠재적 계층구조를 고려하지 않는 것은 불편 추정된 계수 및 관련된 표준오차를 도출할 수 있으며, 이는 특히 이산형 자료를 이용한 모형화 과정에서 발생한다(Skinner et al., 1989; Goldstein, 1995; 재인용 Lord and Mannering, 2010: 300).

3.4.2 혼합효과 모형

혼합효과 모형(Mixed Effect Model)은 추정하는 모수의 일부를 고정적인 모수와 확률적 변동을 갖는 별개의 변수로 구성하는 모형이다. 따라서 혼합효과 모형은 고정모수 모형과 확률모수 모형이 갖는 특징을 동시에 공유한다.

고정모수 모형(Fixed Parameter Model)이란 모수를 추정하는 과정에서 관측값 간의 이질성을 고려하지 않는 것을 말한다. 즉 설명변수의 사고 빈도에 대한 영향이 모든 관측지점 또는 모든 관측시점에서 동일하다는 제한을 내재하고 있으며, 도로안전 개선사업의 투자효과(β 계수)와 도로안전 고유속성(상수항 α)은 모든 지자체에 걸쳐 동일하게 나타난다는 것을 의미한다. 하지만 하나의 지자체와 다른 지자체가 갖고 있는 도로안전 개선사업의 투자효율 및 도로안전 고유속성은 확률적으로 서로 다를 수 있다.²⁴⁾

이렇듯 각 지자체가 갖고 있는 도로안전투자의 효율성과 지자체 고유의 도로안전속성을 확률적 변동으로 고려하여 모수를 추정하는 모형을 확률모수 모형(Random Parameter Model)이라 한다. 확률모수 모형은 확률효과 모형의 확장형으로 볼 수 있다(Lord and Mannering, 2010: 299). 하지만 확률효과 모형은 절편(intercept)에만 확률적으로 영향을 주는 데 반해, 확률모수 모형은 추정된 모수가 각각의 개별 지자체의 관측치에 걸쳐서 확률적으로 나타날 수 있게 한다. 확률모수 모형은 멀티레벨 모형과 조합되어 멀티레벨 확률모수 모형(Multi-level Random Parameter Model)로 자주 쓰이는데 그 이유는 사고율에 영향을 미치는 인구밀도, 지역 내 생산(GRDP), 실업률 등은 상위적 수준에서 고정적 변동을 갖는 고정효과로 두고, 지자체별로 다양한 투자액에 따른 도로안전 투자효과는 하위적 수준에서 확률적 변동을 갖는 확률효과, 즉 지역별 확률적 투자효과를 추정하는데 용이하기 때문이다. 따라서 사고빈도 자료의 이산적 특성을 반영한 혼합효과 카운트 모형은 지자체별로 반복적 투자요인을 측정하고, 지자체 간 확률적 변동 및 지자체 내부의 확률적 변동 등 2개의 분산요인을 인정하고, 이를 특성화하는 비선형 혼합 효과 모델(Nonlinear Mixed Effects Model)의 속성을 지닌다 할 수 있다(Ko, 1991: 16).

24) Miaou and Lord(2003)는 횡단 음이항 모형을 이용하여 교차로에서의 교통사고 및 교통류 간의 관계를 추정하는 데 있어서 분산모수(dispersion parameter)가 지역 및 기간의 제한을 받지 않는 고정모수(fixed parameter)로 가정하는데 대한 문제점을 지적한 바 있다.

본 연구에서처럼 사고빈도 자료를 이용하여 카운트 모형을 구성할 경우 확률모수를 추정할 수 있게 하기 위하여, 확률모수 $\beta_i = \beta + \phi_i$ 로 정의할 수 있으며, 여기서 ϕ_i 는 확률 분산된 교란항이다. 따라서 포아송 또는 음이항의 확률이 $P(y_i | \phi_i)$ 을 따를 경우 포아송 모형에서의 모수는 $\mu_i | \phi_i \exp(\beta x_i)$ 이 되며, 음이항 모형에서의 모수는 $\mu_i | \phi_i \exp(\beta x_i + \epsilon_i)$ 이 된다. 각각의 관측이 각각의 모수를 갖고 있기 때문에, 최종 모형은 주로 기존의 고정모수가 있는 모형보다 상당히 나은 통계적 적합성(statistical fit)을 제공한다. 하지만 확률모수 모형은 추정하는 데 있어 매우 복잡하고, 예측능력(predictive capability)을 필요한 만큼 향상시키지 않으며, 모형결과는 요소별 관측에 따른 것이기 때문에 다른 자료로 이전 가능하지(transferable) 못하다는 단점도 있다(Lord and Mannering, 2010: 299).

혼합효과 음이항 회귀모형은 고정효과와 확률효과 모두가 포함되어 있는 음이항 회귀이다. 패널자료에서 확률효과는 군집 내의 상관관계를 모델화하는데 유용하다. 즉 동일한 시·군·구 내에서 이루어진 관측결과는 공통적인 군집 수준에서 확률효과를 공유하고 있기 때문에 서로 상관관계가 있다(StataCorp. LP, 2013c: 125).

3.4.3 모형 적용사례²⁵⁾

횡단면 카운트 모형의 시간 상관성에 대한 한계를 극복하기 위한 패널 카운트 모형을 통한 접근(관련 연구: Chin and Quddus, 2003)과 마찬가지로 멀티레벨 카운트 모형 역시 기존의 횡단 카운트 모형이 관측하지 못했던 위계 간 자료의 상관성을 고려한 접근이라 할 수 있다.

25) 연구사례의 일부는 Lord and Mannering(2010: 296) “Table 3. Summary of previous research analyzing crash-frequency data”에 제시한 리스트를 참조하였으며, 연구내용은 본 연구에서 정리하였다.

Jones and Jørgensen(2003)는 인명사고 피해 강도에 영향을 주는 사고 특성을 파악하고자 1985년에서 1996년까지 노르웨이에서 발생한 교통사고로 인한 중증 또는 심각한 정도의 부상을 입은 1만 6000명의 환자를 표본으로 멀티레벨 모형을 적용하였다. 교통사고로 인한 부상 정도는 표본 환자의 나이와 성별, 탑승차량 종류, 영향요소의 특징, 사고발생 도로의 유형, 사고발생 시간, 사고 관계자의 알코올 섭취 여부로 구분지어 분석하였으며, 분석결과, 사고 간의 관계에 있어서 16%의 부상자에 대하여 설명할 수 없는 변수가 도출된 반면, 1% 미만의 부상자는 사고가 발생한 지역과 관련이 있음을 알 수 있었다.

Kim et al.(2003)은 조지아 주 2차로 지방도로에 있는 91개 교차로에서 발생한 548개 차량충돌 사고의 자료를 수집하여 멀티레벨 모형을 적용하였다. 교차로별로 발생한 충돌사고를 계층화하여 특정 교차로에 영향을 미치는 도로 요인, 환경적 요인, 교통류상의 요인, 차량적 요인의 메커니즘을 모형상에 반영하고자 하였다. 즉 기후상태, 도로 표면 상태, 일광도, 곡선도, 구배 등 교차로가 갖고 있는 속성과는 무관한 충돌 특성(Crash-level characteristics), 그리고 길어깨 상태, 신호 유무, 진입로 길이, 교차각 등 교차로 고유의 속성(Intersection-level characteristics)으로 자료 특성을 계층화하였다.

사고빈도 자료를 이용한 혼합효과 모형²⁶⁾의 연구사례는 다음과 같다.

Miaou and Song(2005)는 Miaou et al.(1996)과 Miaou et al.(2003a)의 위계 베이스 모형(Hierarchical Bayes Model)의 후속 연구로 통계적 충돌사고 위험도(crash risk) 등급 평가 기준을 적용하는 문제(site ranking problem)에 있어서 지리적으로 소규모 지역이어서 이용할 수 있는 표본의 크기가 작은 경우의 추정문제(the small area or domain estimation problem)와 소규모의 지역에서 발생하는 희귀질병(사고빈도 관점에서는 노출빈도가 낮은 사고)에 대한 추정 문제(the disease mapping problem)를 해결하기 위한 대안으로 일반화된 선형 혼합 모형(GLMM, Generalized Linear Mixed Models)을 제시하였다.

26) 확률모수 모형 적용사례도 포함하였다.

Milton et al.(2008)은 교통안전 개선 프로그램의 개선도를 측정하기 위해 재산피해액, 부상 가능성, 부상 등 사고 심각도를 변수로 고려하였다. 일정 도로 세그먼트에서 발생하는 사고의 부상-심각도 분포와 여기에 영향을 미치는 교통류, 도로, 기상 관련 특성을 반영한 모형접근을 시도하였다. 워싱턴 주에서 발생한 도로 부상 자료를 이용하여 혼합(또는 확률모수) 로짓 모형에 대한 추정을 시도하였다.

Anastasopoulos and Mannering(2009)은 322개 도로 세그먼트를 대상으로 확률모수를 가정한 포아송 및 음이항 모형을 실험하였으며, 사고 빈도를 결정하는데 확률모수 모형이 고정모수 모형보다 설명력이 높은 결과를 도출하였다.

El-Basyouny and Sayed(2009a)는 캐나다의 밴쿠버, 브리티시컬럼비아의 392개 도로 세그먼트를 58개 도로구간(corridor)으로 클러스터링하고, Markov Chain Monte Carlo(MCMC) 시뮬레이션을 이용한 Full Bayes 추정을 통해 도로구간별 공분산값이 확률모수임을 보였으며, Poisson-log normal 모형을 가장 적합한 모형으로 도출하였다.

Guo et al.(2010)은 일정도로 구간 내에 분포하는 신호교차로의 도로설계 및 환경적 특성의 유사성과 교통류 흐름상 상호작용성을 반영하기 위해 공간적 상관관계를 가정한 베이지 사고모형을 추정하였다. 플로리다 주 170개 신호교차로에서 발생한 추돌사고 자료를 기반으로 일정도로 내 상관관계가 해당 도로 고유의 확률효과를 통해 결합되는 혼합효과 모형과 상관관계의 규모가 교차로들 간의 공간적 거리에 의해 결정되는 조건부 자동회귀 모형(conditional autoregressive model)을 대안으로 제시하였다. 모형간의 비교는 편차정보 기준(DIC)을 이용하였으며, 추정된 모수들의 사후 분포를 분석한 결과 교차로의 크기, 교통류 조건 및 신호 현시의 조정 등이 교차로 안전에 상당한 영향을 미치고 있음을 제시하였다.

Wu et al.(2012, 2013)은 사고감소로 나타나는 도로안전개선 프로그램의 투자효과를 분석하기 위해 각 주별로 다양한 교통안전 투자효율(varying-slope)

과 주별 교통안전 고유 속성(varying-intercept)을 가정한 혼합효과 패널모형을 사용하였다. 주별로 다르게 나타나는 시간·공간 불변의 관측되지 않는 효과를 제어한(control-out) 상태에서 안전투자 효과를 지역별로 일정하게 추정하는데 적합한 고정효과 패널모형과, 주 내(within-state)의 교통사고 발생 자료 간 상관관계에 의한 영향까지 고려한 혼합효과 패널모형을 비교하였다.²⁷⁾

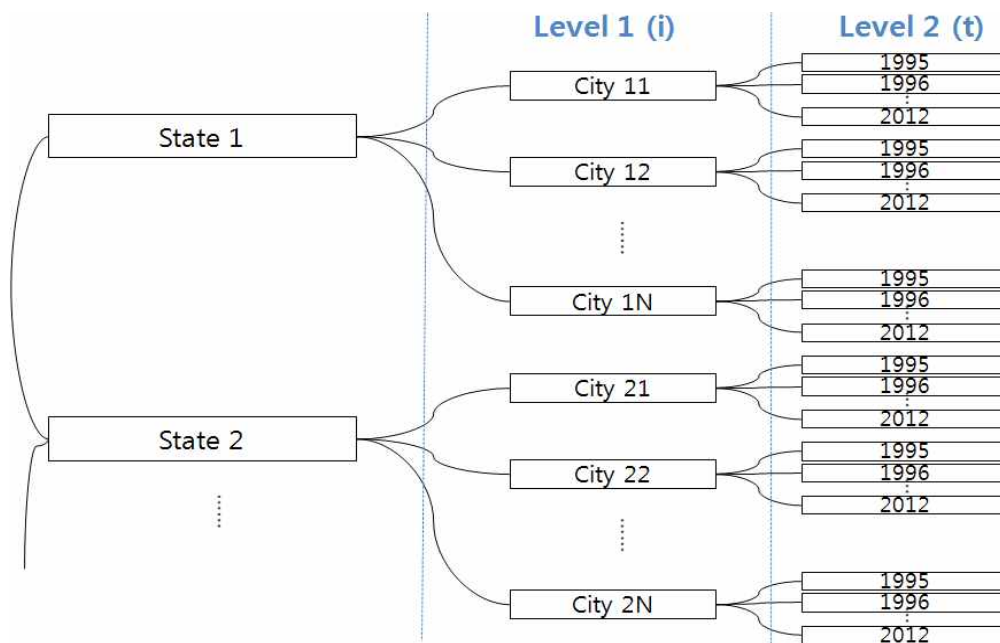
27) 자세한 연구결과는 2장을 참조하기 바란다.

제4장 자료구축 및 기초분석

4.1 자료구축

4.1.1 자료의 수집 및 처리

본 연구의 자료는 <그림 4-1>과 같이 공간적으로는 시·도(state) 레벨 자료와 시·군·구(city) 레벨 자료로, 시간적으로는 1995~2012년까지로 구분하여 3단계의 계층구조로 이루어진 균형패널 구조자료를 유지하도록 구성하였다. 또한, 위험도로 구조개선사업 투자액과 통제변수로 사용되는 시군구 단위 사회경제지표의 국가통계포털(KOSIS) DB 내 구축의 한계로 인하여 분석연도를 최대 2004~2012년도까지만으로 설정하였으며, 투자액의 누적연도는 0차년도부터 8차년도까지 고려하였다.



<그림 4-1> 분석자료의 계층구조

분석대상 사업은 우리나라에서 도로안전시설 개선사업 중 국고보조금사업으로 오랫동안 진행되어 왔던 교통사고 잦은 곳 개선사업과 위험도로 개선사업을 선정하였다. 상세한 분석자료 구축 예시는 [표 4-1]과 같다.

[표 4-1] 분석자료의 구축 예시

연도	시도 코드	시도 명	사고 발생률	사고 잦은 곳 투자액	위험도로 투자액	총 투자액	1년간 총투자 누적액	8년간 총투자 누적액	GRDP	자동차 등록대수	실업률
1995	1302	경기_수원	.	1.993	0.000	1.993	5.185
1996	1302	경기_수원	.	0.178	0.000	0.178	2.170	.	.	.	5.311
1997	1302	경기_수원	.	1.012	0.000	1.012	1.189	.	.	.	5.738
1998	1302	경기_수원	.	5.346	0.000	5.346	6.357	.	.	.	9.389
1999	1302	경기_수원	.	9.543	0.000	9.543	14.889	.	.	.	8.752
2000	1302	경기_수원	.	7.839	0.000	7.839	17.383	.	.	.	8.752
2001	1302	경기_수원	.	2.853	0.000	2.853	10.692	.	.	.	8.752
2002	1302	경기_수원	13.308	10.230	0.000	10.230	13.083	.	15.807	30.790	8.752
2003	1302	경기_수원	10.912	6.656	0.000	6.656	16.886	45.649	15.283	32.044	8.752
2004	1302	경기_수원	10.937	11.115	0.774	11.889	18.544	55.544	13.986	32.376	8.752
2005	1302	경기_수원	10.701	0.000	0.000	0.000	11.889	55.367	13.980	33.607	8.751
2006	1302	경기_수원	11.585	0.388	0.000	0.388	0.388	54.743	15.969	35.299	8.022
2007	1302	경기_수원	11.341	0.139	0.000	0.139	0.527	49.537	15.818	35.698	8.022
2008	1302	경기_수원	10.368	0.373	0.000	0.373	0.512	40.367	16.037	35.824	8.148
2009	1302	경기_수원	10.630	0.000	0.000	0.000	0.373	32.528	16.310	36.359	8.263
2010	1302	경기_수원	10.618	2.757	0.000	2.757	2.757	32.432	17.776	37.134	8.336
2011	1302	경기_수원	9.767	2.600	0.000	2.600	5.357	24.802	18.414	37.839	8.600
2012	1302	경기_수원	12.060	4.427	0.000	4.427	7.027	22.573	19.350	38.347	8.712

분석자료는 종속변수인 사고빈도, 노출변수인 지방도로 연장 및 자동차 등록대수, 투자변수인 교통사고 잦은 곳 투자액, 위험도로 개선사업 투자액과 통제변수인 주민등록인구, 인구밀도, GRDP, 실업률로 구분하였다. 종속변수와 노출변수를 별도로 구성한 이유는 종속변수인 이산형 사고빈도 자료의 이분산성을 고려하여 노출변수 처리된 카운트 모형으로 구성하기 위함이다.²⁸⁾ 기존 연구에서 사용된 투자액 변수 외의 사고빈도에 영향을 미치는 통제변수는 인구, 자동차 등록대수, 도로연장(강수철, 2011; Wu et al., 2012), GRDP, 실업률(Wu et al., 2012; Wu et al., 2013), 25세 이하 운전자 비율, 60세 이상 운전자 비율, 70세 이상 운전자 비율(Wu, 2013) 등이다. 미국의 HSIP 사업과의 비교를 위해서 Wu(2012)의 연구에서 사용된 통제변수와 국가통계포털 내에서 구득 가능한 자료의 한계를 고려하여 인구밀도, GRDP, 실업률을 통제변수로 준용하였다. 또한, 제1장 서론의 문제정의에서 논술한 바와 같이 안전투자의 개념을 “사회간접자본 투자스톡과 같이 특정 국민을 대상으로 일정 기간 누적되는 사고감소 편익”으로 정의하였기에 본 분석에서도 모든 재화 관련 변수를 1인당 불변가로 환산하기 위하여 안전사업 투자액은 자치단체별 인구로 나눈 자치구별 1인당 안전사업 투자액, GRDP 역시 자치단체별 인구로 나눈 자치구별 1인당 GRDP로 환산하였다. 그리고 GRDP는 한국은행의 ‘국민계정’의 총고정자본 형성 디플레이터를 이용하여 2005년 기준 실질금액(불변가액)으로 전환하였으며, 도로 투자액은 2005년 기준 건설투자 디플레이터를 이용하여 건설경기를 더 고려하고자 하였다.

4.1.2 변수별 자료수집내역

종속변수, 노출변수, 투자변수, 통제변수별 상세 자료수집내역은 [표 4-2]와 같다.

28) 종속변수인 사고빈도 자료의 이분산성 검정은 4.2.2를 참고하기 바란다.

[표 4-2] 분석자료 수집내역

시도	종속변수	노출변수		투자변수		통제변수			
	사고빈도	지방도로 연장	자동차 등록대수	교통사고 잦은 곳 투자액	위험도로 개선사업 투자액	주민등록인구	인구밀도	GRDP	실업률
서울	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	1995-2012	2002-2012	2004-2012
부산	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	1995-2012	2005-2011	2004-2012
대구	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	1995-2012	2005-2011	2004-2012
인천	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	1995-2012	2005-2011	2004-2012
광주	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1996-2012	1995-2012	2005-2011	2004-2012
대전	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2011	1995-2012	2005-2011	2004-2012
울산	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	2002~2012	2005-2011	2004-2012
경기	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	2002~2012	2002-2012	2004-2012
강원	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	2002~2012	2002-2012	2004-2012
충북	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	2002~2012	2002-2012	2004-2012
충남	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	2002~2012	2002-2012	2004-2012
전북	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	2002~2012	2002-2012	2004-2012
전남	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	2002~2012	2002-2012	2004-2012
경북	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	2002~2012	2002-2012	2004-2012
경남	1995-2012	1995-2012	2002-2012	1995-2012	2004-2012	1995-2012	2002~2012	2002-2012	2004-2012

※ 자료수집 원: 종속변수는 도로교통공단 TAAS(2013년 말 기준), 투자변수는 교통사고 잦은 곳의 경우 도로교통공단 각년도 보고서의 지점별 공사비, 위험도로 개선사업의 경우 안전행정부 국고보조금 예·결산 자료(2013년 말 기준), 노출변수, 통제변수는 통계청 KOSIS DB(2014년 6월 기준) 또는 각 광역자치단체 통계연보

주 1. 실업률은 시 단위(state-level), 나머지 변수는 모두 시·군·구 단위(county level)

주 2. 서울시 GRDP는 시 단위(state-level)의 GRDP를 구하여 자치구별로 동일 배분

주 3. 시 단위 시계열 실업률은 기초자치단체별로 동일 적용

주 4. 행정구역 개편에 따른 변동된 자료는 최근 연도 시군구 기준으로 취합

주 5. 3년 이하의 누락자료는 최근 년치 추세를 산술평균하여 선형 보간을 통한 지자체별 균형자료(balanced data) 유지

먼저 종속변수인 사고빈도는 1995~2012년도의 도로교통공단 TAAS 자료를 수집하여, 지방도로 이하에 해당하는 사고건수만을 집계하였다. 분석대상 사업은 기초자치단체 단위로 장기적 예산의 수집이 용이한 안전행정부의 지방도로 이하 위험도로 개선사업과 교통사고 잦은 곳 개선사업으로 선정하였다.

투자변수 수집내역은 다음과 같다. 먼저 교통사고 잦은 곳 개선사업 투자액은 도로교통공단 각 연도별 '교통사고 잦은 곳 기본개선계획 및 효과분석' 보고서(도로교통공단, 1995~2012)에 제시되어 있는 사업대상 지점별 공사비 자료를 이용하였다. 지점별 공사비 자료를 232개 기초자치단체 별로 묶고, 이를 시계열화하는 패널구조의 자료 세트를 구성하였으며, 행정구역의 변경이 있는 경우는 최근의 행정구역을 기준으로 집계하였다. 자료수집 연도는 1995~2012년(18년간)까지이며, 공사대상 도로의 유형은 일반국도, 지방도, 특별광역시도, 시도, 군도, 시가지도 총 6가지로 구분되었으며, 95~96년 자료에는 도로유형의 구분은 없다. 따라서 분석에서는 97~12년까지는 지방도로 이하의 투자액만을 사용하였으며, 95년, 96년은 도로구분 없는 투자액을 같이 사용하였다. 위험도로 개선사업 투자액은 안전행정부의 2004~2012년(9년간)까지의 투자액을 이용하였는데, 2004~2008까지는 기 투자액(집행비)이며, 2009~2012년까지는 계획 투자비(예산)로 이루어져 있다. 투자액은 보조금으로 구성된 국비와 매칭 펀드로 구성된 지방비를 합한 금액이다. 위험도로 개선사업 투자액은 노선단위 자료로서 해당 노선의 행정구역 기록을 매칭시켜 해당 노선이 편입된 행정구역에 본 사업의 투자비를 편입시켰다. 행정구역이 기록되어 있지 않은 노선은 노선의 기록을 정부고시 등을 참고하여 해당 자치단체에 편입하였다. 사업대상 도로는 모두 지방도 이하이며, 사업의 유형은 경사 완화, 교통섬 설치, 낙석방지시설 설치, 도로확포장, 차도 분리, 선형 개량, 안전시설 설치, 우회도로개설, 입체교차로, 좌회전 차로, 중앙분리대 설치사업 등 11개 사업으로 구분되어 있다.

노출변수는 지자체별 사고 건수를 사고위험 노출확률에 따라 표준화하기 위하여 '지방도로 연장 × 자동차 등록대수' 값을 노출변수로 처리하여 지자체별 노출처리된 사고빈도 값을 산출하였다. 통계청 국가통계포털 DB를 출처로 하였으며, 광역시의 경우 국가통계포털에서 일부 자료가 시·군·구 단위까지 구성된 자료가 존재하지 않아 해당 자치구청의 홈페이지에 있는 통계연보 등을 활용하였다.

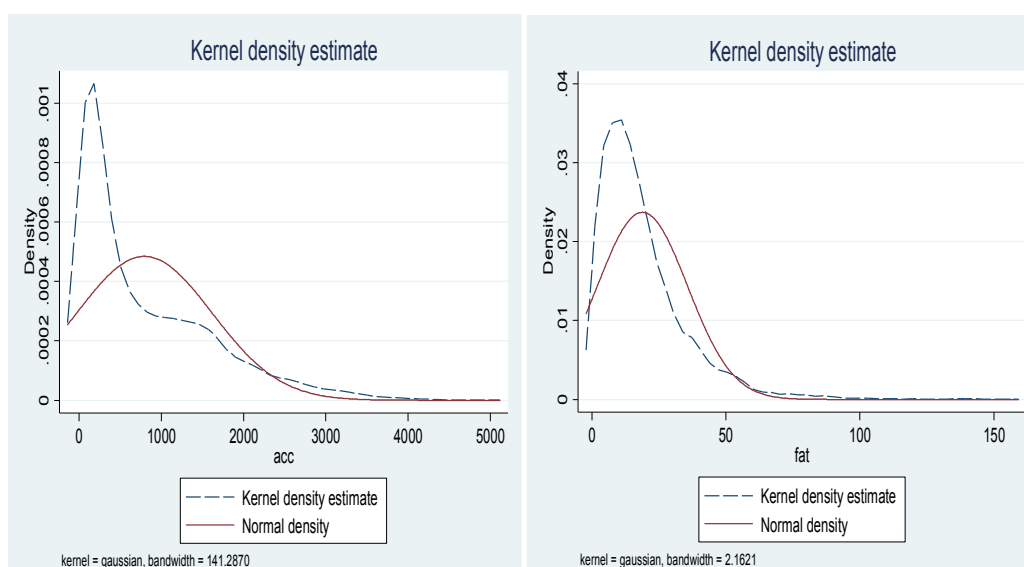
통제변수인 주민등록인구, 인구밀도, GRDP, 실업률 등은 통계청 국가통계포털 자료를 이용하였으며, 노출변수와 마찬가지로 일부 시·군·구 단위의 자료가 국가통계

포털 DB 내에 존재하지 않는 경우 해당 자치구청의 홈페이지의 통계연보를 이용하였다. 서울시의 경우는 GRDP 자료를 시·군·구 단위까지 구할 수 없어 상위 레벨인 시 단위(state-level) 시계열 GRDP를 자치구 수인 25로 나누어 자치구별로 동일하게 배분하였다. 마찬가지로 실업률의 경우 국가통계포털에도, 자치구별 홈페이지에 시·군·구 단위까지의 자료가 존재하지 않아 상위 레벨의 시 단위 시계열 자료를 구하여 시·군·구에 동일하게 적용하였다.

4.2 관련 변수의 기초 검정

4.2.1 종속변수의 정규성 검정

분석자료의 종속변수로 사용할 교통사고 건수(counts)의 밀도분포를 살펴본 결과, <그림 4-2>와 같이 세 변수 모두 오른쪽 꼬리가 긴 분포를 나타내며, 정규밀도보다는 왼쪽으로 치우쳐 있고 첨도 또한 더 높게 형성되어 있는 것을 알 수 있다.



<그림 4-2> 분석자료의 교통사고 발생 건수(좌), 사망자 수(우)의 밀도분포

[부록 1-1]과 같이 시도별로 교통사고 발생 건수의 통계를 살펴보았을 때도 모든 시도에서 왜도(skewness)가 0보다 커 오른쪽으로 꼬리가 긴 것을 확인할 수 있었으며, 사고 건수의 경우, 충남·충북·전북의 첨도(kurtosis) 및 왜도가 사망자 수의 경우 충남·전남·강원의 왜도 및 첨도가 크게 나타났다. [부록 1-2]와 같이 단위 노출변수당 사고율(rates)의 경우는, 경기·서울·경북·충북의 왜도 및 첨도가 크게 나타났다.

사고빈도 자료에 대한 정규성 여부를 검정하기 위해 모형에서 종속변수로 사용되

어질 관측된 사고건수(*acc*), 사망자수(*fat*), 사고발생률(*accpermvk*), 사망자수 발생률(*fatpermvk*) 변수 각각에 대해 Shapiro - Wilk test와 Shapiro - Francia W0 test를 실시하였다.²⁹⁾ 두 검정 모두 x_1, \dots, x_n 의 관측 샘플이 정규분포를 갖는 모집단에서 추출된 것인지를 체크하는 귀무가설 이론으로써 유용하게 쓰이고 있다. Shapiro - Wilk test의 *W*는 다음과 같은 식을 따르며, *W*가 미리 결정된 한계치 아래로 떨어지면 귀무가설이 기각될 수 있다.³⁰⁾ 두 검정결과 모두 귀무가설을 기각해 종속변수는 정규분포를 따르지 않음을 알 수 있다. 상세한 사고빈도 자료에 대한 정규성 검정결과는 [표 4-3]과 같다.

[표 4-3] 사고빈도 자료에 대한 정규성 검정결과

Test 구분	Variable	Obs.	W'	V'	z	Prob. >z
Shapiro - Wilk test	사고건수(<i>acc</i>)	3972	0.844	344.83	15.22	0.000
	사망자수(<i>fat</i>)	3972	0.829	376.19	15.45	0.000
	사고발생률(<i>accpermvk</i>)	3022	0.534	803.31	17.27	0.000
	사망자율(<i>fatpermvk</i>)	3022	0.626	644.78	16.70	0.000
Shapiro - Francia W0 test	사고건수(<i>acc</i>)	3972	0.844	367.25	14.75	0.000
	사망자수(<i>fat</i>)	3972	0.831	398.91	14.96	0.000
	사고발생률(<i>accpermvk</i>)	3022	0.533	855.82	16.58	0.000
	사망자율(<i>fatpermvk</i>)	3022	0.627	684.25	16.03	0.000

시도별로 살펴보았을 때도 [부록 1-1]과 같이 왜도가 0보다 커 오른쪽으로 꼬리가 긴 것을 확인할 수 있었으며, 사고 건수의 경우 충남·충북·전북의 왜도 및 첨도가 사망자 수의 경우, 충남·전남·강원의 왜도 및 첨도가 크게 나타났다. 단위 노출변수당 사고율(*rates*)의 경우는 경기·서울·경북·충북의 왜도 및 첨도가 크게 나타났다.

4.2.2 종속변수의 이분산성 검정

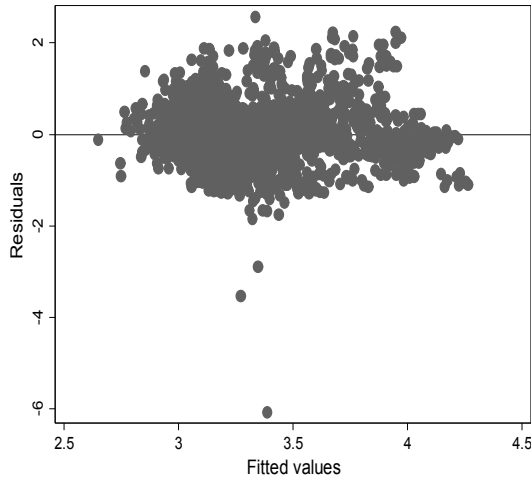
최소제곱(OLS) 추정량이 최우수선형불편추정량(BLUE)이 되기 위해서는 오차항의 동분산 가정이 필요하며, 동분산 가정이 위배될 경우 OLS 추정량은 효율적 추정량(*efficient estimators*)이 될 수 없다. 오차항에 이분산성이 존재하는지를 점검하기 위한 직관적인 방법은 적합 값(*fitted value*) - 잔차도(*residual*)의 산포도를 통해 그 관

29) 보통 관측 샘플의 수가 $4 \leq n \leq 2000$ 일 경우 Shapiro - Wilk *W* test, 보통 관측 샘플의 수가 $5 \leq n \leq 5000$ 일 경우 Shapiro - Francia W0 test가 추천된다(StataCorp., 2013a: 2294).

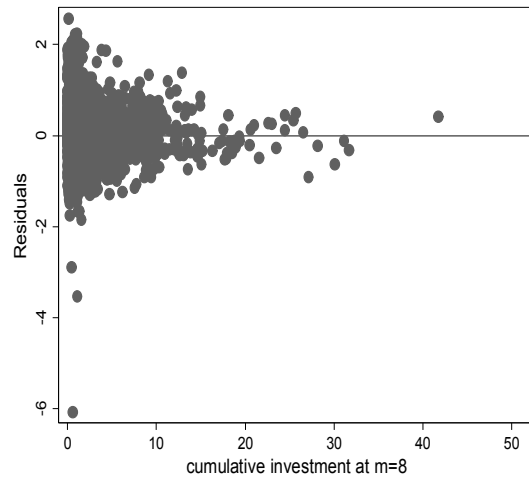
30) 위키피디아 http://en.wikipedia.org/wiki/Shapiro%E2%80%93Wilk_test.

계를 살펴보는 것이다. <그림 4-3>, <그림 4-4>는 다음 식 (4-1)과 같은 선형 회귀모형에 대한 OLS 추정 후 그 적합 값과 투자 누적액 변수에 대해 잔차도를 산포한 결과이다.

$$\ln\left(\frac{acc_{it}}{regcar_{it} \times reoadlength_{it}}\right) = \alpha + \sum_{k=0}^8 \beta_k totinvp_{i(t-k)} + \zeta_p popden_{it} + \zeta_g grdpp_{it} + \zeta_u unemp_{it} + \epsilon_{it} \quad (4-1)$$



<그림 4-3> 종속변수 적합값(\hat{y}_{it})과 잔차(ϵ_{it})와의 산포도



<그림 4-4> 총 인당 투자액($\sum_{k=0}^8 totinvp_{i(t-k)}$)과 잔차(ϵ_{it})와의 산포도

동분산성이 성립한다면 잔차에 어떠한 종류의 패턴도 존재하지 않아야 하는데 <그림 4-3>과 <그림 4-4>를 보면 적합값 또는 $\sum_{k=0}^8 totinvp_{i(t-k)}$ 의 값이 증가함에 따라 잔차의 절댓값 크기가 증감하거나 감소하는 패턴이 존재함을 알 수 있다. 또한 잔차의 이분산성에 대한 정형화된 검정을 위해 Breusch-Pagan/ Cook-Weisberg test와 White's original heteroskedasticity test를 실시하였다. 그 결과는 각각 [표 4-4]와 같으며 모두 동분산성의 귀무가설을 기각하여 적합값의 잔차는 이분산성이 존재함을 설명하고 있다.

[표 4-4] 잔차의 이분산성 검정을 위한 Breusch-Pagan과 White's test 결과

검정 명	Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	White's original heteroskedasticity test
검정 가설	Ho: Constant variance	Ho: homoskedasticity Ha: unrestricted heteroskedasticity
검정 통계량	chi2(1) = 95.70 Prob > chi2 = 0.0000	chi2(14) = 40.00 Prob > chi2 = 0.0003

4.2.3 분석변수별 패널 단위근 검정

패널모형에서 사용되는 변수들은 시계열 자료에서 갖는 특성을 여전히 지니고 있으며, 시계열 자료에서 갖는 변수들의 비정상성(nonstationarity)은 패널모형의 분석에서도 중요한 문제이다. 패널모형에서 단위근(unit root)에서 자주 나타나는 문제는 이질적 패널(heterogenous panel) 문제이다. 즉 특정 기초자치단체에서의 시계열에서는 단위근이 나타나지만 다른 기초자치단체의 시계열에서는 단위근이 나타나지 않을 수 있다. 모든 기초자치단체의 y_{it} 와 x_{it} 가 $I(1)$ 이라고 하더라도 두 변수의 공적분 벡터는 β_i 로 기초자치단체마다 서로 다르게 추정될 수 있다. 모든 기초자치단체에 적용될 수 있는 하나의 공적분 벡터 β 가 존재하는지 또는 추정할 수 있는지는 여전히 문제가 된다(민인식·최필선, 2014).

본 연구에서 사용한 패널 단위근 검정방법은 강한 균형자료(strongly balanced data)의 필요조건을 일반화한 Dicky Fuller 검정(또는 ADF 검정)³¹⁾을 실시하였다. 검정결과는 [표 4-5]와 같다. 검정결과 *grdpp*가 1차 차분 변수에서 단위근을 갖는 것을 제외하고는 모두 수준 변수에서 단위근을 나타내지 않고 있었다. 따라서 분석모형의 구성은 *grdpp* 변수는 1차 차분의 형태로 설정하고 나머지 변수들은 모두 수준 변수를 유지하여도 시계열적으로 정상적인 추정 값을 도출할 수 있음을 의미한다.

[표 4-5] 패널 단위근 검정결과

검정법	<i>acc</i>	<i>fat</i>	$\sum_{k=0}^8 totinvp_{i(t-k)}$	<i>grdpp</i>	<i>grdpp</i> 1차 차분	<i>unemp</i>
ADF Modified inversed χ^2	21.873 (0.000)	44.719 (0.000)	3.894 (0.000)	-0.825 (0.795)	567.9432 (0.0007)	28.178 (0.000)

주 1) number of panels = 232; AR parameter: Panel-specific; Panel means: Included; Time trend: Not included; Drift term: Not included

주 2) 괄호 안의 수치는 귀무가설이 기각되지 않을 확률임

4.3 관련 변수의 기초통계

4.3.1 종속변수의 기초통계

종속변수인 2002~2012년 우리나라 지방도로 이하 사고 건수, 사망자 수의 기초통계는 [부록 1-1]과 같다. 평균적으로 사고 건수, 사망자 수 모두 서울특별시를 포함한 광역도시에서 높게 나타났다. 하지만 노출변수인 '자동차등록대수 × 도로연장'의

31) ADF, Fisher-type unit-root test based on augmented Dickey-Fuller test.

로 나는 사고율의 경우 [부록 1-2]와 같이 사고 발생률(*accpermk*)은 부산(104.7), 대구(89.4), 광주(67.0) 순으로, 사망사고 발생률(*fatpermk*)은 부산(2.0), 전남(2.0), 경북(1.6)순으로 나타나, 사고 발생률은 광역도시가 높은 반면 사망사고 발생률은 광역도시와 지방도시와의 편차가 그리 크지 않았다. 즉 지방도시의 경우 광역도시에 비해 상대적으로 사고 발생 대비 사망사고 노출 빈도가 높은 편이라고 할 수 있다.

2002~2012년 사고 건수와 사고 건수 발생률, 사망자 수와 사망자 수 발생률의 추세는 [부록 1-3] ~ [부록 1-6]과 같다. 먼저 [부록 1-3] ~ [부록 1-4]의 교통사고 발생 건수와 교통사고 발생률 추세를 비교해 보면, 광역시는 점차 증가하는 추세로 나타나고 있으나 발생률로 보면 전체적으로 증가하는 추세에 있으며³²⁾, 지방도의 경우 사고발생 건수가 현상 수준을 유지하는 것으로 나타났으나 사고 발생률의 경우 2005년까지 급속히 감소하였다가 2005년 이후로는 서서히 감소하는 추세를 보이고 있다. [부록 1-5] ~ [부록 1-6]의 사망사고 발생 건수와 사망사고 발생률 추세를 비교해 보면, 사망사고 건수의 경우 광역시는 현상유지를 하고 있으나 사망사고 발생률은 2002년 이래로 감소세를 보이고 있으며, 지방도의 경우는 사망사고 건수, 사망사고 발생률 모두 감소세를 보이고 있었다. 따라서 노출변수를 고려하지 않은 사고발생 건수 및 사망사고 발생 건수의 경우 그 카운트 값이 광역시나 지방도 대부분 현상유지이거나 증가 추세로 나타나지만, 노출변수를 고려할 경우 대부분 감소 패턴을 보이는 것으로 관측되고 있다. 사고 발생률 추세와 사망사고 발생률 추세만을 비교할 때 우리나라의 지방비 국고보조사업에 의한 교통안전 개선사업의 감소 추세는 사망사고 발생률이 사고 발생률에 비해 그 감소 폭이 크게 나타나고 있으며, 지방도가 광역시도에 비해 그 감소 패턴도 더 가파르게 나타났다. 정리하면, 사고율 측면에서 우리나라 지방도시는 광역도시에 비해서 감소 추세가 빠르지만 사고발생 대비 사망사고율은 광역도시에 비해서 높은 것으로 나타나고 있다.

4.3.2 투자변수의 기초통계

1995~2012년 우리나라 지방도로 이하의 교통사고 잦은 곳 개선사업 투자액(*inv₁*), 위험도로 구조개선 사업 투자액(*inv₂*)의 기초통계는 [부록 1-7]과 같다. 교통사고 잦은 곳 개선사업의 경우 투자액은 2005년 불변가액 기준으로 총 4268억 원, 연평균

32) 연도별로는 증감을 반복.

1억 원, 위험도로 구조개선사업의 경우 총 7823억 원, 연평균 3.8억 원이 소요되고 있었으며, 동일 시·도 내에서의 투자액 편차는 위험도로 구조개선사업이 사고 잦은 곳 개선사업에 비해 높았다. 교통사고 잦은 곳 개선사업의 투자가 가장 많이 이루어진 곳은 총액 기준으로 경북(536.7억 원), 경기(524.0억 원), 서울(515.5억 원), 연평균 기준으로는 대구(2.0억 원), 대전(1.7억 원), 인천(1.6억 원) 순이었다. 위험도로 구조개선사업의 투자가 가장 많이 이루어진 곳은 총액 기준으로 경북(946.1억 원), 전남(886.2억 원), 경남(862.6억 원), 연평균 기준으로는 광주(9.3억 원), 울산(6.3억 원), 대전(5.8억 원) 순이었다. 위험도로 구조개선사업의 경우 투자액의 평균이 큰 시도일 수록 표준편차가 크게 나타났다. 교통사고 잦은 곳 개선사업의 투자액과 위험도로 개선사업의 투자액을 합친 투자총액의 규모는 1995~2012년 18년간 총 1조 2130억 원가량이 투입되었으며, 시·도별로 연평균 2.9억 정도가 투입된 것으로 나타났다.

4.3.3 종속변수 및 독립변수의 상관관계

분석모형에 사용될 변수의 형태를 설정하기 위해 종속변수 및 독립변수와의 상관관계를 살펴보았다. 상관관계 분석결과는 [부록 1-8], [부록 1-9]와 같다.

먼저 해당 지자체의 등록차량×도로연장 당 사고 발생률($\ln accpermvk$)을 종속변수로 하였을 경우, 누적차수별 인당 투자총액($totinvp$)은 사고 발생률과 모두 음의 상관관계가 나타났으며, 누적 차수가 커질수록 상관성이 크게 나타났다. 인구밀도($popden$), 인구밀도 로그 값($\ln popden$)은 사고 발생률과 모두 양의 상관관계를 갖는 것으로 나타났으며 유의 수준도 통계적으로 유의하였다. 인당 지역 내 소득($grdpp$)의 경우 양의 상관관계를 나타냈으나 유의수준은 0.1이상으로 나타났으며, 패널 단위근 검정을 통해 검토한 인당 지역 내 소득의 1차 차분 변수($D.grdpp$)는 사고 발생률($\ln accpermvk$) 변수와 음의 상관관계를 보였으며 유의수준도 신뢰할 수 있게 나타났다.

다음으로 등록차량×도로연장 당 사망자 발생률($fatpermvk$)을 종속변수로 하였을 경우, 누적차수별 인당 투자총액($totinvp$)은 사고 발생률과 다르게 사망자 수 발생률과 모두 양의 상관관계가 나타났다. 인구 밀도($popden$), 인구밀도 로그 값($\ln popden$)은 사고 발생률과 모두 음의 상관관계를 갖는 것으로 나타났으며 유의수준도 통계적으로 유의하였다. 인당 지역내 소득($grdpp$)의 경우 양의 상관관계를 나타냈으며 유의수준도 만족하였다. 인당 지역내 소득의 1차 차분 변수($D.grdpp$)와 사망자 발생률($fatpermvk$)과의 상관관계는 유의수준을 만족하지 못하였다.

4.4 모형변수의 선정

본 연구에서의 분석모형은 종속변수에 따라 크게 사고발생 건수 감소효과 모형과 사망자 수 감소효과 모형 두 가지로 나누어 구축하고자 한다. 종속변수가 비정규성과 이분산성이 존재하므로, 선형모형 대신 음이항 모형을 고려할 필요가 있다. 또한, 종속변수는 사고발생 건수와 사망자 발생 건수에 도시별 도로연장, 자동차등록 대수를 표준화시킨 사고율 개념의 노출 처리된 사고발생 확률 값을 고려하고자 한다. 이와 같은 변수 설정은 시·군·구별 표준화된 사고감소 건수를 측정할 수 있는 장점이 있으며, 사고가 많이 발생하는 지자체의 개선효과가 과대 측정되거나 반대로 사고가 적게 나타나는 지자체의 개선효과를 과소 측정하는 편의를 완화시킬 수 있다.

투자변수는 1인당 도로안전 개선사업 투자액으로 설정하였으며, 이와 대비하는 통제변수는 자치단체별 인구밀도(*popden*), 1인당 지역내총생산(*gdpp*), 시도별 실업률(*unemp*)을 이용하고자 한다. 이와 같이 변수를 원 단위 기준 변수로 설정한 이유는 서론에 안전투자를 특정 국민을 대상으로 일정 기간 누적되는 사고감소 편익으로 정의함에 따른 것이고, 노출변수로 처리한 종속변수의 지자체별 표준화된 평가를 수행하기 위함이다.

상관관계 분석과 패널 단위근 검정결과를 종합할 때, 모형별 분석변수는 다음 [표 4-6]과 같이 설정할 수 있다. 함수의 형태는 산포도, 상관관계 분석을 참고하고, 기존 연구와의 비교를 위해 log-normal 형태로 설정하였다.

[표 4-6] 모형변수의 선정

모형	종속변수	구분	설명변수			
			$\sum totinvp$	<i>popden</i>	<i>gdpp</i>	<i>unemp</i>
사고발생 건수모형	<i>accpermvk</i>	상관성 부호방향	-	+	.*	+
		함수 형태	log-normal	log-normal	log-normal	log-normal
사망자수 모형	<i>fatpermvk</i>	상관성 부호방향	+	-	+	-
		함수 형태	log-normal	log-normal	log-normal	log-normal

* $accpermvk_{it}$ 와 $gdpp_{i(t-1)}$ 의 상관관계 부호

주1) 사고발생 모형의 경우 *gdpp*는 단위근을 고려한 1차 차분변수($gdpp_{i(t-1)}$)를 고려하였으며, 사망자수 모형의 경우는 $gdpp_{i(t-1)}$ 이 $fatpermvk_{it}$ 와 상관성이 떨어지므로 상관성이 좀더 높은 $gdpp_{it}$ 를 고려

제5장 모형 구축

5.1 표기법 정의

본 연구에서 다루고자 하는 모형식에서 사용하는 표기법은 다음과 같다.

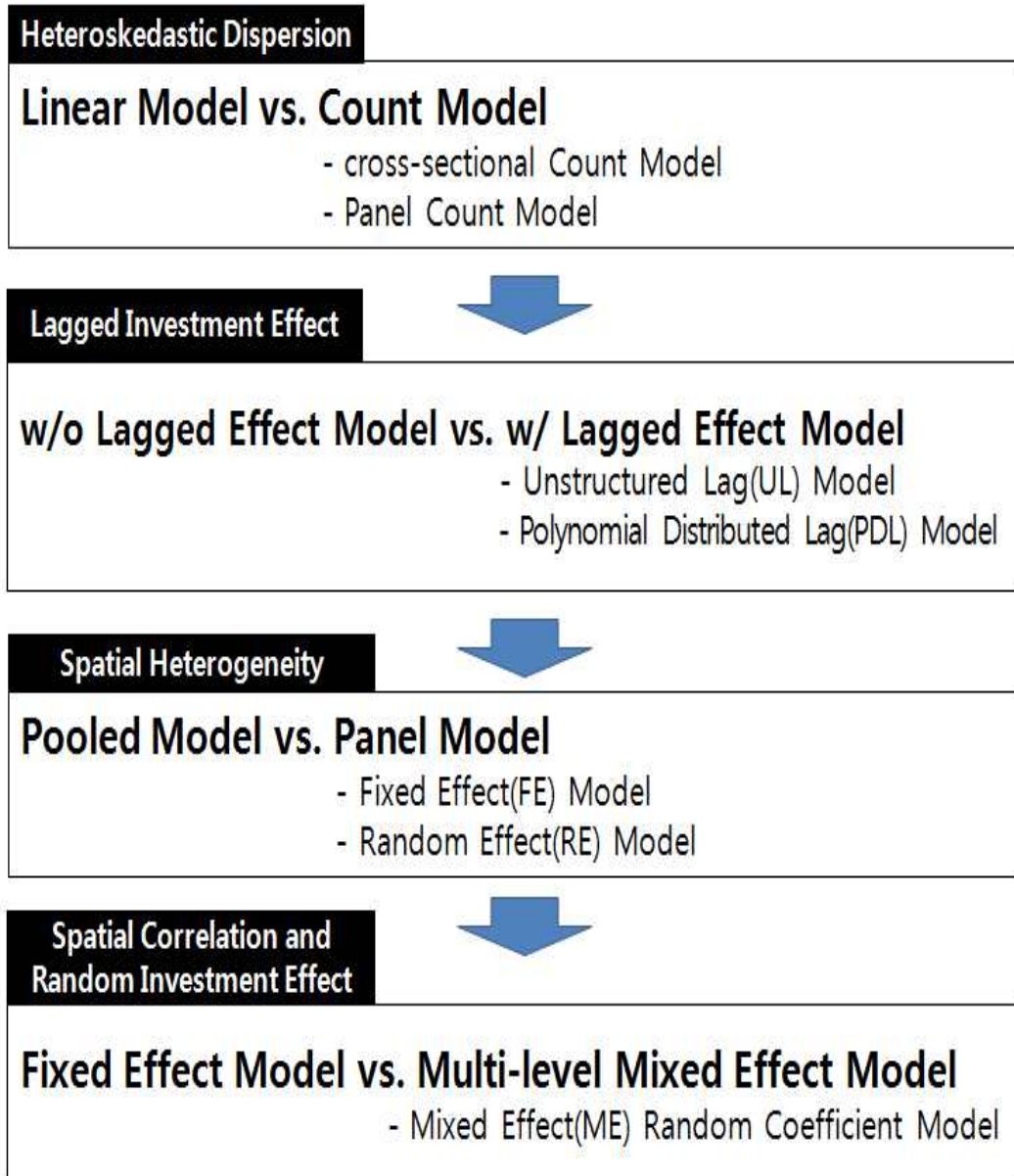
첨 자	i 는 지자체 번호, $i = 1, 2, \dots, N$; $N = 232$ in this study t 는 분석 연도(2004~2012년), $t = 1, 2, \dots, T$; $T = 8$ in this study
변 수	acc_{it} 는 i 지자체 t 번째 년도의 교통사고 발생 건수[건] fat_{it} 는 i 지자체 t 번째 년도의 사망사고 발생자 수[명] $regcar_{it}$ 는 i 지자체 t 번째 년도의 자동차 등록대수[만 대] $roadlength_{it}$ 는 i 지자체 t 번째 년도의 지방도로 도로연장[백 km] $totinvp_{it}$ 는 i 지자체 t 번째 년도의 인당 안전개선사업 총 투자액 \equiv i 지자체 t 번째 년도의 위험도로 개선사업과 교통사고 잦은 곳 개선사업 투자액의 합(억 원)을 i 지자체 t 번째 년도의 주민등록인구(만 명)와 나눈 값[만 원/명, 2005년 기준 불변가액] $popden_{it}$ 는 i 지자체 t 번째 년도의 인구밀도[천 명/km ²] $grdpp_{it}$ 는 i 지자체 t 번째 년도의 인당 지역 내 총 생산액 \equiv i 지자체 t 번째 년도의 지역 내 총생산(조 원)을 i 지자체 t 번째 년도의 주민등록 인구(만 명)와 나눈 값[억 원/명, 2005년 기준 불변가액] $unemp_{it}$ 는 i 지자체 t 번째 년도의 실업률 \equiv i 지자체 t 번째 년도의 총 인구 당 실업률[%] k 는 투자지속 효과가 영향을 미치는 시차[년], $k = 0, 1, 2, \dots, m$ m 은 투자지속 효과 최대 고려 연도[년], $m = 0, 1, \dots, 8$; $m > p$ in this study
모 수	β_k 는 k 차 년도의 인당 안전개선사업 투자총액 변화에 따른 사고발생 또는 사망사고 발생자 수 변화계수 ζ_p 는 인구밀도 한 단위 증가 당 사고발생 또는 사망사고 발생자 수 변화계수 ζ_g 는 인당 지역내총생산 한 단위 증가당 사고발생 또는 사망사고 발생자 수 변화계수 ζ_u 는 실업률 한 단위 증가 당 사고발생 또는 사망사고 발생자 수 변화계수 ε_{it} 는 i 지자체 t 번째 년도에 사고발생 또는 사망사고 발생자 수에 영향을 미치는 오차항 α 는 설명변수, 통제변수, 오차항으로 설명되지 않는 모형의 고유 상수항

주) 이후 소문자는 스칼라, 대문자는 벡터 값을 의미

5.2 모형 접근

5.2.1 모형 접근절차

본 연구에서 적용한 분석모형은 다음 <그림 5-1>과 같이 고려하고자 하는 모형의 고려요소에 따라 4단계의 접근절차를 따른다.



<그림 5-1> 본 연구의 모형 접근절차

주: 검정색 음영 박스 안은 모형에서 고려하고자 하는 고려요소를 의미하며, 흰색 선 박스 안은 고려요소에 따라 구별되는 모형을 의미한다.

사고빈도 자료는 이산적 자료의 특성으로 인하여 연속적인 종속변수를 가정하는 표준적인 최소자승 추정법(standard OLS)을 적용하는 것은 부적절할 수 있다(Lord and Mannering, 2010). 일반적으로 이산형의 사고빈도 자료는 이분산(Heteroskedastic Dispersion) 속성을 갖고 있기 때문에 종속변수의 정규성을 가정하는 선형모형(Linear Model)은 일치하지 않는 추정량을 도출할 수 있다. 카운트 모형(Count Model)은 종속변수를 이산적 확률변수로 가정하며, 특히 종속변수의 형태가 0 또는 양의 정수인 경우 카운트 모형을 주로 이용한다. 본 연구에서도 앞 절에서 살펴본 바와 같이 분석 모형의 종속변수로 사용할 사고발생 건수, 사망자 수의 정규성 및 이분산성이 관측되었기에 선형 회귀모형(Linear Regression Model)보다는 카운트 회귀모형(Count Regression Model)을 통한 모형접근을 시도하였다. 사고빈도 자료에 많이 사용되는 카운트 모형은 일반적으로 포아송 모형과 음이항 모형이며, 본 연구에서는 분석자료의 과분산성이 검정되어 음이항 모형을 사용하였다. 그리고 카운트 모형은 분석자료의 개체적 이질성 고려 여부에 따라 횡단면 카운트 모형(Cross-sectional Count Model)과 패널 카운트 모형(Panel Count Model)으로 구분하였다.

또한 안전개선사업 투자액의 시차효과(Lagged Investment Effect)를 고려함으로써 안전사업의 투자에 따른 지속효과를 실험한다. 즉 시차효과를 고려하지 않는 모형(without Lagged Effect Model)과 시차효과를 반영하는 모형(with Lagged Effect Model)의 모형 적합성 및 계수 유의성 등을 살펴보고, 이를 통해 안전개선사업의 투자지속 효과에 대한 고려가 합리적임을 판단하고자 한다. 안전개선사업의 투자지속 효과에 대한 시차구조는 시차에 대한 일정한 구조를 가정하지 않는 비구조 시차(UL, Unstructured Lag) 모형과 본 연구의 분석대상이 되는 교통사고 잦은 곳 개선사업과 위험도로 구조개선 사업이 안전 인프라 사업임에 착안하여 시차항의 형태를 다항형태로 가정하는 다항시차분포(PDL, Polynomial Distributed Lag) 모형을 고려한다.

다음으로는 안전예산이 투자되는 지자체의 공간적 이질성(Spatial Heterogeneity)의 고려에 따라 풀링모형과 패널모형을 나누어 비교한다. 즉 특정 지자체에 반복적으로 투입되는 안전예산에 따라 나타날 수 있는 지자체 고유의 사고변화 속성을 특성화하는 패널모형을 구성한다. 패널모형은 오차항의 가정에 따라 고정효과 모형과 확률효과 모형으로 구성된다.

마지막으로 공간적 상관성에 따라 고정효과 모형과 멀티레벨 혼합효과 모형으로 구분된다. 혼합효과 모형은 안전투자의 시간에 따른 효과가 지자체별로 상관성이

있다고 가정하는 모형이며, 투자효과 또한 지사체별로 다르게 나타난다고 가정하는 모형이다. 즉 고정효과 모형은 지사체별로 나타나는 투자효과가 일정하다고 가정하는 모형인 반면 확률계수 모형은 지사체별로 나타나는 안전투자의 효과가 변동성이 있다고 가정하는 모형이다.

5.2.2 분석모형 분류

이상에서 살펴본 바와 같이 모형별 특징에 따라 분석 모형을 분류하면 [표 5-1]과 같다.

[표 5-1] 분석모형 분류 및 특성

모형 계열	모형 이름(full name)	본 연구 내 모형 약자	사고빈도 이분산성	시차구조 제약	투자지역 이질성	투자효과 확률성
Linear Model	pooled Linear Regression Model with Unstructured Lag	UL	×	×	×	×
	Fixed Effect Linear Regression Model with Unstructured Lag	FEUL	×	×	○	×
	Random Effect Linear Regression Model with Unstructured Lag	REUL	×	×	○	×
	Mixed Effect Random Coefficient Linear Regression Model with Unstructured Lag	MEUL-RC	×	×	○	○
	pooled Linear Regression Model with Polynomial Distributed Lag	PDL	×	○	×	×
	Fixed Effect Linear Regression Model with Polynomial Distributed Lag	FEPDL	×	○	○	×
	Random Effect Linear Regression Model with Polynomial Distributed Lag	REPDL	×	○	○	×
	Mixed Effect Random Coefficient Linear Regression Model with Polynomial Distributed Lag	MEPDL-RC	×	○	○	○
Count Model	pooled Negative Binomial Regression Model with Unstructured Lag	NBUL	○	×	×	×
	Fixed Effect Negative Binomial Regression Model with Unstructured Lag	FENBUL	○	×	○	×
	Random Effect Negative Binomial Regression Model with Unstructured Lag	RENBUL	○	×	○	×
	Mixed Effect Random Coefficient Negative Binomial Regression Model with Unstructured Lag	MENBUL-RC	○	×	○	○
	pooled Negative Binomial Model with Polynomial Distributed Lag	NBPDL	○	○	×	×
	Fixed Effect Negative Binomial Model with Polynomial Distributed Lag	FENBPDL	○	○	○	×
	Random Effect Negative Binomial Model with Polynomial Distributed Lag	RENBPD	○	○	○	×
	Mixed Effect Random Coefficient Negative Binomial Regression Model with Polynomial Distributed Lag	MENBPDL-RC	○	○	○	○

○: Considering ×: Not Considering

주: 굵은 박스 안의 모형이 본 연구에서 적용하고자 하는 카운트 계열 비선형 회귀모형

5.3 모형식 구축

5.3.1 풀링 카운트 모형

풀링 포아송 모형의 추정식을 도출해 보면 다음과 같다. t 년도 i 지자체의 도로사고 건수가 평균 μ_{it} 를 갖는 아래와 같은 포아송 분포를 따른다고 가정할 때

$$acc_{it} \sim Poisson(\mu_{it}) \quad (5-1)$$

이때의 시차효과(lag effect)가 고려된 풀링 포아송 모형은 다음 식 (5-2)와 같이 구성된다.

$$\begin{aligned} \mu_{it} = \exp[\alpha + \sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)} + \zeta_p popden_{it} + \zeta_g grdpp_{it} + \zeta_u unemp_{it} \\ + \zeta_c \ln(regcar)_{it} + \zeta_r \ln(roadlength)_{it}] \quad (5-2) \end{aligned}$$

여기서, 지자체별로 표준화된 사고율 $\frac{acc_{it}}{regcar_{it} \times roadlength_{it}}$ 개념을 적용하기 위해서는 $regcar_{it}$ 와 $roadlength_{it}$ 를 오프셋 변수로 취급하면

$$\begin{aligned} \mu_{it} = \exp[\alpha + \sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)} + \zeta_p popden_{it} + \zeta_g grdpp_{it} + \zeta_u unemp_{it} \\ + \ln(regcar_{it} \times roadlength_{it})] \quad (5-3) \end{aligned}$$

그리하면 해당 지자체, 해당 연도의 사고율

$$\begin{aligned} \lambda_{it} &= \frac{\mu_{it}}{regcar_{it} \times roadlength_{it}} \\ &= \exp[\alpha + \sum_{k=0}^m \beta_k (totinvp)_{i(t-k)} + \zeta_p \ln(popden)_{it} + \zeta_g \ln(grdpp)_{it}] \\ &= \exp(\alpha) \exp[\sum_{k=0}^m \beta_k (totinvp)_{i(t-k)}] \exp[\zeta_p \ln(popden)_{it}] \exp[\zeta_g \ln(grdpp)_{it}] \quad (5-4) \end{aligned}$$

풀링 포아송 모형의 추정은 다음 식 (5-5)의 로그 우도함수를 최대화하는 $\hat{\beta}$ 를 구하게 된다(StataCorp., 2013a: 1400).

$$\begin{aligned} \ln L(\beta) &= \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{e^{-\exp(\sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)})} (\exp(\sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)}))^{\lambda_i}}{\lambda_i!} \right) \\ &= \sum_{i=1}^n \{ -\exp(\sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)}) + \lambda_i \sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)} - \ln(\lambda_i!) \} \\ &= \sum_{i=1}^n \{ -\exp(\xi_{it}) + \xi_{it} \lambda_{it} - \ln(\lambda_{it}!) \} \quad (5-5) \end{aligned}$$

where $\xi_{it} = \exp(\sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)})$ or $\ln(\xi_{it}/\beta_{it}) = \sum_{k=0}^m totinvp_{i(t-k)}$

다음으로 폴링 음이항 모형(NB모형)에서는 식 (5-4)에 제시된 포아송 모형의 사고율 λ_{it} 에 대해 다음 식 (5-6)과 같이 가정한다(StataCorp., 2013a: 1400).

$$\lambda_{it} = \exp\left[\alpha + \sum_{k=0}^m \beta_k (\text{totinv}p_{i(t-k)}) + \zeta_p \ln(\text{popden})_{it} + \zeta_g \ln(\text{grdpp})_{it}\right] \exp(v_i) \quad (5-6)$$

$$\text{where } \ln(\text{regcar} \times \text{roadlength})_{it} = \text{offset}_{it}$$

위 식에서 $\exp(v_i) \sim \text{Gamma}(1/\alpha, \alpha)$ 분포를 따른다고 가정한다. 즉 λ_{it} 는 확률상수항을 가진다고 가정한다. $\exp(v_i)$ 의 평균은 1이고 분산은 α 로 계산된다. 따라서 μ_i 는 포아송 모형과 같고 평균적으로 $\exp(\beta \text{totinv}p_{it})$ 가 된다. 그러나 분산은 다음 식 (5-7)과 같이 계산된다.

$$\text{var}(acc_i) = \mu_i(1 + \alpha\mu_i) \quad (5-7)$$

본 연구의 분석 툴인 STATA에서 제공되는 함수를 이용할 경우 NB 모형의 로그 우도 함수는 다음 식 (5-8)과 같다.

가중치(w_i)와 오프셋(offset_i)이 주어졌다고 할 때,

$$m = 1/\alpha, \quad p_i = 1/(1 + \alpha\mu_{it}), \quad \mu_{it} = \exp\left(\sum_{k=0}^m \beta_k \text{totinv}p_{i(t-k)} + \text{offset}_{it}\right)$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^n w_i [\ln \Gamma(m + acc_{it}) - \ln \Gamma(acc_{it} + 1) - \ln \Gamma(m) + m \ln(p_{it}) + acc_{it} \ln(1 - p_{it})] \quad (5-8)$$

5.3.2 패널 카운트 모형

패널 카운트 모형에서 종속변수의 분포는 과대분산을 고려해 음이항 분포로 가정할 수 있다. 따라서 음이항 분포 가정을 이용해 고정효과 과대분산 모형과 확률효과 과대분산 모형을 구축할 수 있다. 횡단면 모형의 과대분산 정도는 각 시·군·구 i 에 대해 모두 같은 값 α 에 의해서 결정된다. 그러나 RENB 모형에서는 과대분산 정도가 패널 그룹별로 다를 뿐만 아니라 각 그룹 내에서 고정된 값이 아니라 특정 분포를 따른다고 가정한다. 이에 반해 FENB 모형에서는 과대분산 모수가 각 그룹별로 고정된 값이다. FENB 모형에서도 조건부 우도함수를 도출함으로써 추정해야 할 모수에서 과대분산 모수를 없애고 기울기 모수 β 만 추정하게 만들 수 있다(민인식·최필선, 2012: 139).

FENB 모형과 RENB 모형 모두 과분산 모형이며, acc_{it} 를 i 지자체에서 t 번째 관측된 사고발생 건수 또는 사망사고 발생 건수라 할 때 다음과 같은 식 (5-9) 모형에서부터 출발한다(StataCorp., 2013b: 258-259).

$$acc_{it}|\gamma_{it} \sim Poisson(\gamma_{it}) \quad (5-9)$$

where $\gamma_{it}|\delta_{it} \sim \gamma(\lambda_{it}, \delta_{it}) = \lambda_{it} \exp(\sum_{k=0}^m \beta_k totinv p_{i(t-k)} + offset_{it})$, δ 는 과분산 모수

FENB 모형에서 i 번째 지자체에서 발생한 사고발생 건수의 결합 확률은 해당 관찰 기간인 $\sum_{t=1}^{n_i} acc_{it}$ 동안 관측된 지자체 전체에 대한 사고발생 건수의 합에 대해 조건화되며, 이때의 조건부 확률은 다음 식 (5-10)과 같다.

$$\begin{aligned} P_r(ACC_{i1} = acc_{i1}, ACC_{i2} = acc_{i2}, \dots, ACC_{it} = acc_{it} | TOTINV_i \sum_{t=1}^{n_i} ACC_{it} = \sum_{t=1}^{n_i} acc_{it}) \\ = \frac{\Gamma(\sum_{t=1}^{n_i} \lambda_{it} + \Gamma(\sum_{t=1}^{n_i} acc_{it} + 1))}{\Gamma(\sum_{t=1}^{n_i} \lambda_{it} + \sum_{t=2}^{n_i} acc_{it})} \prod_{t=1}^{n_i} \frac{\Gamma(\lambda_{it} + acc_{it})}{\Gamma(\lambda_{it}) + \Gamma(acc_{it} + 1)} \quad (5-10) \end{aligned}$$

FENB 모형의 추정을 위해 STATA에서 제공되는 로그우도 값은 다음 식 (5-11)과 같다.

$$\begin{aligned} \ln L = \sum_{i=1}^n w_i [\ln \Gamma(\sum_{i=1}^{n_i} \lambda_{it}) + \ln \Gamma(\sum_{i=1}^{n_i} acc_{it} + 1) - \ln \Gamma(\sum_{i=1}^{n_i} \lambda_{it} + \sum_{i=1}^{n_i} acc_{it}) \\ + \sum_{i=1}^{n_i} \ln \Gamma(\lambda_{it} + acc_{it}) - \ln \Gamma(\lambda_{it}) - \ln \Gamma(acc_{it} + 1)] \quad (5-11) \end{aligned}$$

여기에서 $\lambda_{it} = \exp(\sum_{k=0}^m \beta_k totinv p_{i(t-k)} + offset_{it})$, w_i 는 i 지자체의 가중치

δ_i 는 지자체별로 확률적으로 다르며 $1/(1+\delta_i) \sim B(r, s)$ 를 가정할 때 i 번째 지자체의 도로안전사업 투자에 따른 사고발생 결합 확률은 다음 식 (5-12)와 같다.

$$\begin{aligned} \Pr(ACC_{i1} = acc_{i1}, \dots, ACC_{in_i} = acc_{in_i} | TOTINV_i) = \int_0^\infty \prod_{t=1}^{n_i} \Pr(ACC_{it} = acc_{it} | TOTINV_{it}, \delta_i) f(\delta_i) d\delta_i \\ = \frac{\Gamma(r+s)\Gamma(r+\sum_{t=1}^{n_i} \lambda_{it})\Gamma(s+\sum_{t=1}^{n_i} acc_{it})}{\Gamma(r)\Gamma(s)\Gamma(r+s+\sum_{t=1}^{n_i} \lambda_{it} + \sum_{t=1}^{n_i} acc_{it})} \prod_{t=1}^{n_i} \frac{\Gamma(\lambda_{it} + acc_{it})}{\Gamma(\lambda_{it})\Gamma(acc_{it} + 1)} \quad (5-12) \end{aligned}$$

또한 $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{in_i})$ 이고 f 가 δ_i 의 확률밀도 함수일 때, RENB 모형의 로그 우도 값은 다음 식 (5-13)과 같다.

$$\begin{aligned} \ln L = \sum_{i=1}^n w_i [\ln \Gamma(r+s) + \ln \Gamma(r + \sum_{k=1}^{n_i} \lambda_{it}) + \ln \Gamma(s + \sum_{k=1}^{n_i} acc_{it}) - \ln \Gamma(r) - \ln \Gamma(s) \\ - \ln \Gamma(r+s + \sum_{k=1}^{n_i} \lambda_{it} + \sum_{k=1}^{n_i} acc_{it}) + \sum_{k=1}^{n_i} \{ \ln \Gamma(\lambda_{it} + acc_{it}) - \ln \Gamma(\lambda_{it}) - \ln \Gamma(acc_{it} + 1) \}] \quad (5-13) \end{aligned}$$

5.3.3 멀티레벨 혼합효과 카운트 모형

카운트 모형을 다루기 이전에 선형모형 차원에서의 멀티레벨 혼합효과 모형의 추정식을 살펴보면 다음 식 (5-14)와 같다. 이는 곧 지자체별 확률 절편 u_{1i} 와 지자체별 확률 기울기값인 u_{2i} 를 갖는 선형 혼합효과 모형이다. 이때 모형의 간결화를 위해 종속변수인 사고발생 확률에 영향을 미치는 설명변수는 안전개선사업에 대한 총 투자액만을 고려하며, 투자지속 효과는 고려하지 않는다.

$$acc_{it} = \alpha + \beta totinvp_{it} + u_{1i} + u_{2i} totinvp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5-14)$$

여기에서 u_{1i} 는 평균 절편값인 α 에서 나온 지자체 i 의 사고발생 확률 절편에 대한 분산을 의미하며, u_{2i} 은 평균 기울기값인 β 에서 나온 지자체 i 의 안전사업 총투자에 대한 기울기 분산을 의미한다(Rabe-Hesketh and Skrondal, 2012a: 188-190).

I 집단 안에 모든 공변량 $TOTINVP_i$ 이 존재할 경우, 확률요인 u_{2i} 와 u_{1i} 의 조건부 기대값은 0이다.

$$E(u_{1i} | TOTINVP_i) = 0 \quad (5-15)$$

$$E(u_{2i} | TOTINVP_i) = 0 \quad (5-16)$$

또한 공변량 및 확률 인이 존재할 경우 레벨 1의 잔차 ε_{it} 는 0의 조건부 기대값을 가진다.

$$E(\varepsilon_{it} | TOTINVP_i + u_{1i} + u_{2i}) = 0 \quad (5-17)$$

이러한 확률성을 띤 항들인 u_{1i} , u_{2i} , ε_{it} 는 공변량인 $totinvp_{it}$ 와 모두 관련이 없고, ε_{it} 역시 u_{1i} , u_{2i} 과 관련이 없다는 평균 독립 가정들을 따른다. 절편 u_{1i} 와 기울기 u_{2i} 는 지자체 간 관련이 없으며, 레벨 1의 잔차 ε_{it} 는 지자체 및 연도 간에 관련이 없다는 것을 의미한다.

투자지속 효과를 고려하여 각 패널에서 모집단의 평균인 총 투자에 대한 한계 회귀선³³⁾을 나타내면 다음 식 (5-18)과 같다.

$$E(acc_{it} | totinvp_{it}) = \alpha + \sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)} \quad (5-18)$$

확률 절편만을 가정한 모형의 경우 지자체 i 에 대한 안전개선사업 총 투자에 대한 한계 회귀선은 다음 식 (5-19)와 같다.

$$E(acc_{it} | totinvp_{it}, u_{1i}) = (\alpha + u_{1i}) + \sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)} \quad (5-19)$$

33) 이는 곧 해당 지자체 해당연도의 안전개선사업의 총투자의 한계분에 대한 사고발생 확률 증감량을 의미한다.

이 확률 절편 u_{1i} 는 모집단의 평균선과 평행을 이루는 수직적 변위를 갖는다. 반면 지자체별 안전개선사업 투자확률 u_{2i} 을 고려한 확률계수 모형의 경우, 지자체별 안전개선사업 총 투자에 대한 한계 회귀선은 다음 식 (5-20)과 같다.

$$E(acc_{it}|totinwp_{it}, u_{1i}) = (\alpha + u_{1i}) + \sum_{k=0}^m (\beta_k + u_{2i})totinwp_{i(t-k)} \quad (5-20)$$

$TOTINVP_i$ 에서 확률 절편과 확률 기울기는 0의 평균값과 다음 식 (5-21)과 같은 공분산행렬 Ψ 을 갖는다고 가정하는 이변량 분포를 갖는다.

$$\Psi = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Var(u_{1i}|TOTINVP_i) & Cov(u_{1i}, u_{2i}|TOTINVP_i) \\ Cov(u_{2i}, u_{1i}|TOTINVP_i) & Var(u_{2i}|TOTINVP_i) \end{bmatrix} \quad (5-21)$$

따라서 공변량이 있다면 임의 절편의 분산은 이고, 임의 기울기의 분산은 이다. 또한 임의 절편과 임의 기울기 간의 공분산은이다. 임의 절편과 임의 기울기 간의 상관관계는 다음 식 (5-22)와 같이 나타난다.

$$\rho_{21} = Cor(u_{1i}, u_{2i}|TOTINVP_i) = \frac{\psi_{21}}{\sqrt{\psi_{21}\psi_{22}}} \quad (5-22)$$

이제 음이항 모형으로 돌아가서 FENB, RENB 모형과 다른 지자체별 투자효과를 추가적인 지자체별 확률계수로 가정한 식 (5-23)과 같은 음이항 모형을 구성해 보자 (Rabe-Hesketh and Skrondal, 2012b: 701-702).

$$\begin{aligned} \ln(\mu_{it}) &= \alpha + \sum_{k=0}^m \beta_k totinwp_{i(t-k)} + u_{1i} + \sum_{k=0}^m u_{2i} totinwp_{i(t-k)} \\ &= (\alpha + u_{1i}) + \sum_{k=0}^m (\beta_k + u_{2i})totinwp_{i(t-k)} \end{aligned} \quad (5-23)$$

위의 식은 안전개선사업 총투자의 효과 $\beta + u_{2i}$ 가 지자체 i 에 따라 다양하게 나타남을 보여준다. 지자체별 투자액의 공변량 $totinwp_{it}$ 인 상태에서 임의 절편과 임의 계수는 평균이 0인 이변량 정규분포를 가지며, 해당하는 공분산 행렬은 다음 식 (5-24)와 같다.

$$\Psi = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix}, \quad \psi_{21} = \psi_{12} \quad (5-24)$$

확률 절편과 확률계수 간의 상관관계는 다음 식 (5-25)와 같이 나타난다.

$$\rho_{21} = \frac{\psi_{21}}{\sqrt{\psi_{11}\psi_{22}}} \quad (5-25)$$

5.4 모형별 추정식 정리

지자체 i 의 t 년도 사망자수 발생(fat_{it})의 평균(μ_{it})은 아래 식 (5-26)을 따르고,

$$\mu_{it} = E(fat_{it} | totinvp_{it}, v_{it}) = \exp\left[\left\{ \sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)} \right\} + v_i\right] \quad (5-26)$$

for $\exp(v_i) \sim \text{Gamma}(1/\delta, \delta)$

지자체 i 의 t 년도 사고발생 비율(λ_{it})은 아래 식 (5-27)을 따른다 할 때

$$\lambda_{it} = \frac{acc_{it}}{regcar_{it} \times roadlength_{it}} \quad (5-27)$$

for $regcar, roadcar$ 는 노출변수

본 연구에서 추정할 NB, FENB, RENB, MENB 모형의 계열별 추정식을 정리하면 [표 5-2]와 같다.

[표 5-2] 본 연구에서 추정할 모형식

모형계열	모형식
NB	$\lambda_{it} = \exp\left[\alpha + \sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)} + \zeta_p popden_{it} + \zeta_g grdpp_{it} + \zeta_u unemp_{it}\right]$ (5-28)
FENB	$\lambda_{it} = \exp\left[\alpha_i + \sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)} + \zeta_p popden_{it} + \zeta_g grdpp_{it} + \zeta_u unemp_{it}\right]$ (5-29) where $\alpha_i = \bar{\alpha} + \sum_{i=1}^n u_i D_i$, D_i 는 i 지자체의 더미변수, $\varepsilon_{it} = u_i + e_{it}$
RENB	$\lambda_{it} = \exp\left[(\bar{\alpha} + u_i) + \sum_{k=0}^m \beta_k totinvp_{i(t-k)} + \zeta_p popden_{it} + \zeta_g grdpp_{it} + \zeta_u unemp_{it}\right]$ (5-30) where u_i 는 지자체별 확률상수, $u_i \sim (0, \sigma_u^2)$, $cov(u_i, \varepsilon_{it}) = 0$
MENB	$\lambda_{it} = \exp\left[(\alpha + u_{1i}) + \sum_{k=0}^m (\beta_k + u_{2i}) totinvp_{i(t-k)} + \zeta_p popden_{it} + \zeta_g grdpp_{it} + \zeta_u unemp_{it}\right]$ (5-31) where u_{1i} 는 지자체별 확률상수, u_{2i} 는 지자체별 확률계수, $u_i \sim (0, \sigma_u^2)$, $cov(u_i, \varepsilon_{it}) = 0$

주1) UL 구조의 경우 β_k 의 제약조건은 없으며,

PDL 구조의 경우 $\beta_k = PDL \text{ fn}(\gamma_p)$, 여기서 γ_p 는 restricted Almon's PDL 함수의 γ 계수

주2) 사고발생 모형의 경우 지자체 i 의 t 년도 사고 발생(acc_{it})의 비율(λ_{it})은 $grdpp_{i(t-1)}$ 을 변수로 갖음

제6장 모형 적용

6.1 전국 모형³⁴⁾ 추정결과

6.1.1 추정결과 종합

총 사업비를 설명변수로 하고 시차효과를 고려한 도로안전 개선사업의 사고감소 지속 효과에 대한 사고발생 건수 감소효과 모형별 추정결과는 [표 6-1], 사망자 수 감소효과 모형별 추정결과는 [표 6-2]와 같으며, 각 모형별 상세한 추정결과는 [부록 2-1] ~ [부록 2-16]을 통해 제시하였다.

먼저 사고발생 건수의 감소효과와 사망자 수 감소효과의 추정결과를 비교해 보면 다음과 같다. [표 6-1]의 사고발생 건수의 감소효과는 [표 6-2]의 사망자 수 감소효과의 추정결과에 비해 시차분포의 변동성(fluctuation)이 크게 나타났다. 그리고 NB 모형, FENB 모형, MENB 모형 모두 시차효과의 형태에 제약을 가한 PDL 모형이 UL 모형보다 AIC 값이 작게 산출되었다.³⁵⁾ 반면 [표 6-2]의 사망자 수 감소효과 모형에서는 PDL 모형이 AIC나 로그우도(log likelihood) 값이 더 작게 나타났으며 통계적으로 유효한 시차분포 또한 연차가 진행될수록 사망자 수 감소효과가 커지다가 이후 감소하는 안정된 패턴을 유지하였다.³⁶⁾

이와 같은 결과는 도로안전개선사업에 따른 사고발생 감소효과는 사망자 수 감소효과에 비해 시차별 변동성이 크다는 것을 의미하며, 이는 교통사고 잦은 곳 개선사업, 위험도로 개선사업의 사업대상 구간 선정기준이 사망자 수를 기반으로 일관되게 이루어지고 있는 현행 도로안전 개선정책이 간접적으로 기인한 것으로 판단된다.

한편 도로안전시설의 자본스톡의 효과를 대리하는 투자지속효과는 모형별로 투자지속년도를 6차 년도에서 8차 년도까지 고려할 경우 AIC 값이 가장 작게 나타나³⁷⁾ 단년도 투자액만을 고려하는 모형보다 안전스톡의 지속가능성을 고려한 평가모형이 더욱 설명력이 있음을 시사하고 있다.

34) 전국 232개 지자체를 대상으로 한 모형이다.

35) 반면 로그 우도 값은 UL 모형이 PDL 모형보다 더 작게 나타났다.

36) NBPDL 모형의 경우 예외적으로 감소, 증가, 감소 형태를 보인다.

37) MENBUL-RC 모형의 경우는 누적투자액을 6차 년도까지 고려한 모형(m=6)에서 AIC 값이 최소로 도출되었다.

6.1.2 사고발생 건수 감소효과 모형별 추정결과

NB 모형은 베타계수 값이 UL 모형 PDL 모형 모두 β 계수가 유의수준 10%에서 유의하게 나타났으며 AIC와 로그우도 값은 PDL 모형이 좀 더 낮게 나타났다.

FENB 모형도 UL 모형 PDL 모형 모두 β 계수가 유의수준 10%에서 유의하게 나타났으며 AIC와 로그우도 값은 UL 모형이 좀 더 낮게 나타났다. AIC와 로그우도 값은 FENBUL 모형이 NB 모형과 MENB 모형에 비해 가장 작게 나타났다. 하지만 FENB 모형은 5차 년도 이후에나 β 계수가 음으로 나타나고 있으며, 따라서 이 모형을 따를 경우 안전개선사업의 투자 초기에는 오히려 사고가 증가한다고 해석할 수 있다.

[표 6-1] 사고발생 건수 감소효과 모형별 추정결과

		Unstructured Lag Model			Polynomial Distributed Lag Model		
구분		NBUL_m7	FENBUL_m7	MENBUL_m7	NBPDL_m8	FENBPDL_m7	MENBPDL_m7
종속변수 = acc , 투자액 변수 = $\sum totinv$, 통제변수 = $popden, grdpp, unemp_rate$, 읍셋변수 = $\ln(readlength \times regcar)$							
coefficients	$\hat{\alpha}$	2.9203***	-0.7353***	3.1484***	2.9187***	-0.7367***	3.1422***
	$\hat{\beta}_0$	-0.0088***	0.1154***	-0.0033	-0.0186	0.0889***	-0.0097
	$\hat{\beta}_1$	-0.0322***	0.0216***	-0.0272***	-0.0193**	0.0679***	-0.0212**
	$\hat{\beta}_2$	-0.0276***	0.0609***	-0.0370***	-0.0197***	0.0464***	-0.030***
	$\hat{\beta}_3$	-0.0145***	0.0224***	-0.0331***	-0.0200**	0.0242***	-0.0361***
	$\hat{\beta}_4$	-0.0151***	0.0397***	-0.0351***	-0.0199**	0.0015	-0.0394***
	$\hat{\beta}_5$	-0.0177***	-0.0473***	-0.0335***	-0.0197**	-0.0220***	-0.0399***
	$\hat{\beta}_6$	-0.0186***	-0.0513***	-0.0418***	-0.0193**	-0.0459***	-0.0377***
	$\hat{\beta}_7$	-0.0296***	-0.0770***	-0.0376***	-0.0186	-0.0705***	-0.0328***
	$\hat{\beta}_8$	-	-	-	-0.0178	-	-
	$\hat{\zeta}_p$	0.3050***	0.7117***	0.3024***	0.3041***	0.7114***	0.0483***
	$\hat{\zeta}_g$	-0.1104***	3.5425***	0.2860	-0.1187	3.5221***	0.2723
$\hat{\zeta}_u$	0.1758***	-0.0504***	0.0459***	0.1766***	-0.0519***	0.0483***	
statistics	Observations	1930	1930	1930	1930	1930	1930
	AIC	27220.8	21382.4	23595.4	27211.4	21385.3	23587.7
	log likelihood	-13597.4	21449.2	-11782.7	-13597.7	-10685.7	-11783.9

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고발생 모형의 경우 $\hat{\zeta}_g$ 는 지차체 i 의 t 년도 사고 발생(acc_{it})의 비율(λ_{it})은 $grdpp_{i(t-1)}$ 을 변수로 갖음
 주) 모델의 m값은 AIC값이 최소로 되는 최적 시차를 나타내는 차수, 예를 들어 m8이면 누적 투자액을 8차 년도까지 고려했을 경우 AIC값이 최소로 된다는 의미

MENB 모형은 UL이나 PDL을 가정한 모형 모두 1년 후부터 통계적으로 유의한 베타계수가 나타났으며 7년 후까지 이를 유지하고 있었고, 시차분포의 분포도 다른 모형에 비해서 변동성면에서 안정을 유지하고 있다. MENBPDL 모형의 경우 시차분포 형태를 살펴보면 투자 후 1년 후부터 투자효과가 발현하여 4년 후까지 증가하다가 이후 감소하는 형태를 보이고 있다. AIC나 로그우도 값은 시차구조를 제약하지 않은 MENBUL 모형이 시차구조를 제약한 MENBPDL 모형에 비해 더 작게 산출되었다.

6.1.3 사망자 수 감소효과 모형별 추정결과

사망자 수 감소효과 모형의 경우 모든 모형에서 투자효과가 당해연도에 발현되지 않고 모형에 따라 적게는 1~2년 후 많게는 5년 후에 발생하는 것으로 관측되고 있었으며, 그 효과는 지속적으로 유지되다가 서서히 감소하는 형태로 나타났다. 또한 전술한 바와 같이 사망자 수 감소효과의 추정결과는 사고발생 건수 감소효과에 비해 시차의 분포가 안정성을 띠고 있었다. 베타계수가 음수로 나타나기 시작하는 시차만을 놓고 볼 때 NBPDLL 모형이 감-증-감의 형태를 갖는 것을 제외하고는 모든 모형에서 증-감 또는 계속 증가하는 형태의 시차분포를 보였다.

모형별로 살펴보면, 횡단면 NB 모형의 경우 UL, PDL 모두 3년 후부터 사망자 수 감소효과가 나타나지만 유효한 베타계수는 PDL 모형이 우수하게 나타나고 있었다. FENB 모형의 경우 투자 후 1년 후부터 투자효과가 발현되었으며 시차분포가 증가했다가 감소하는 형태를 띠고 있었으며, 유효 시차연도는 FEUL 모형의 경우 3~6년, FEPDL 모형의 경우 2~6년으로 나타났다. 하지만 FE 모형의 경우 다른 모형에 비해 베타계수가 다소 높게 추정되는 경향을 보였다.

[표 6-2] 사망자 수 감소효과 모형별 추정결과

		Unstructured Lag Model			Polynomial Distributed Lag Model		
구분		NBUL_m8	FENBUL_m8	MENBUL_m6	NBPDL_m8	FENBPDL_m6	MENBPDL_m8
종속변수 = acc , 투자액 변수 = $\Sigma totinv$, 통제변수 = $popden, grdp, unemprate$, 읍셋변수 = $\ln(reoadlength \times regcar)$							
coefficients	$\hat{\alpha}$	-0.0644	1.1047***	0.1217	-0.0648	1.1108***	0.1683
	$\hat{\beta}_0$	0.1959***	0.0232	0.0320*	0.1601***	0.0129	-0.0058
	$\hat{\beta}_1$	0.0243	-0.0177	-0.0244	0.0872***	-0.0059	-0.0165**
	$\hat{\beta}_2$	0.0420	-0.0198	-0.0127	0.0272***	-0.0265**	-0.0243***
	$\hat{\beta}_3$	-0.0161	-0.0457**	-0.0467**	-0.0198*	-0.0490***	-0.0291***
	$\hat{\beta}_4$	-0.0394	-0.0651***	-0.0566**	-0.0539***	-0.0734***	-0.0310***
	$\hat{\beta}_5$	-0.0675*	-0.1007***	-0.0921***	-0.0751***	-0.0996***	-0.0299***
	$\hat{\beta}_6$	-0.0888*	-0.1207***	-0.1108***	-0.0833***	-0.1277***	-0.0259***
	$\hat{\beta}_7$	-0.0955**	-0.0388	-	-0.0786***	-	-0.0190***
	$\hat{\beta}_8$	-0.0524	0.0008	-	-0.0609*	-	-0.0091
	$\hat{\zeta}_p$	-0.1481***	-0.2402*	-0.4044***	-0.1499***	-0.2447*	-0.3924***
	$\hat{\zeta}_g$	0.8326***	-1.7896***	-1.3173***	0.8288***	-1.8256***	-1.2839***
$\hat{\zeta}_u$	-0.0613**	0.0058	0.0570**	-0.0604**	0.0085	0.0404	
statistics	Obs.	1975	1973	1976	1975	1974	1975
	AIC	14588.5	10085.4	12555.5	14580.9	10080.1	12548.2
	log likelihood	-7280.2	-5029.7	-6264.7	-7282.5	-5033.0	-6264.1

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주) 모델의 m값은 AIC값이 최소로 되는 최적 시차를 나타내는 차수, 예를 들어 m8이면 누적 투자액을 8차년도까지 고려했을 경우 AIC값이 최소로 된다는 의미

6.1.4 ME 모형의 투자효과에 대한 시계열적 안정성에 대한 고찰

ME 계열 모형들은 베타계수의 시차분포가 다른 계열의 모형에 비해 시계열적 안정성을 갖고 있는데 그 이유는 ME 모형이 가지고 있는 성질에 기인한 것으로 판단된다. 모형의 구조 측면에서 살펴보면 첫째, ME 모형이 갖고 있는 오차항에 대한 기본 가정 때문으로 판단된다. FE 모형에서는 시간에 따라 변하지 않는 관찰되지 않는 지자체별 고유의 오차를 그 지역에 고정적으로 잠재하고 있는 상수항으로 가정하는 모형인 반면, ME 모형은 이 잠재적 오차를 시간에 따라 변할 수 있는 분산값으로 간주하는 확률모수 모형의 속성을 갖기 때문이다. 따라서 이러한 시간적 변동성을 확률항으로 간주하고 추정하는 ME 모형은 시간적 변동성을 제거하기 위해 상수항의 일부로 가정하고 추정하는 FE 모형에 비해 시계열적인 안정성을 지닐 수

있다. 둘째는 ME 모형은 멀티레벨 모형으로써 패널자료가 가지고 있는 잠재적 계층구조를 고려하기 때문으로 판단된다. 본 연구의 도로안전 개선사업의 자료는 각 지자체에 속한 특정 도로지점 또는 도로구간의 자료들이 지자체 단위로 연도별로 집계된 자료이며, 이 개별자료 간에는 상호 연관성이 있을 수 있다. 즉 본 연구에서 구성한 ME 모형은 지점별 투자자료를 지자체 단위로 합산한 1레벨 자료와 이를 시계열적으로 합산한 2레벨 자료로 구성되며 이들 간에 존재할 수 있는 상호 시계열적, 공간적 상관성³⁸⁾을 반영한 모형에 해당한다. 따라서 작년에 해당 지자체의 다른 지점에서 투자한 도로안전 개선사업은 올해 동일 지자체의 다른 지점의 사고에도 영향을 미칠 수 있으며, 본 연구에서 구성한 ME 모형은 이러한 동일 지역 내의 상관적 계층구조가 가지고 있는 상관성을 반영한다고 할 수 있다. 이러한 위계적 상관성은 Wu et al.(2012, 2013)이 HSIP에 투자에 대한 사고절감 효과를 분석하기 위해 구성한 ME 모형이 동일 주(state) 내의 타 도시(county)의 도로안전시설 개선효과가 유출효과(spill over effect)로 해당 도시에도 반영된다고 주장하는 논리와 방향성을 같이한다. 투자액에 대한 확률적 고려와 위계적 상관성에 대한 반영을 통해 ME 모형은 FE 모형에 비해 계수 값들이 더 유의하게 관측하고 있으며, 결국 총 교통사고 감소효과와 관련 있는 유의미한 베타계수의 합도 FE 모형에 비해 크게 도출되게 된다.

이상의 기술을 정리하면, 본 자료에서 구축한 자료 내에서는 우리나라 교통사고 잦은 곳 개선사업, 위험도로 개선사업의 투자는 ME 모형을 적용할 경우 UL 조건이나 PDL 조건에서 모두 NB 모형이나 FENB 모형에 비해 안정적인 시차 변동을 이끌게 되며, 투자시차 효과를 나타내는 베타계수를 통계적으로 좀 더 유의하게 추정한다 할 수 있다.

6.2 최종 모형 선택 및 모형 해석

6.2.1 적정 PDL 모형의 선택방법

주어진 자료에서 적정한 PDL 모형의 구조는 어떻게 선택해야 하는가? PDL 모형의 적정 형태를 결정하기 위해서는 우선 시차 k 의 최대 길이인 m 과 다항식의 차수인 p 를 결정해야 한다.

38) 하위 레벨 패널과 상위 레벨 패널과의 공분산 값으로 표현되며 문헌에 따라서는 하위 레벨이 상위 레벨의 개체와 갖는 공간적 의존성(spatial dependency)으로도 표현되기도 한다.

첫째, 시차 k 의 최대 길이를 사전에 설정하기 위해 최대 시차길이 m 의 값을 폭넓게 설정하고 분배시차 모형에 어떠한 제한을 주지 않고도 감소하였을 경우 모형의 붕괴정도를 살펴본다. 일반적으로 Akaike 정보기준(AIC) 또는 베이저안 정보기준(BIC)을 사용하여 적절한 시차길이를 선택할 수 있다. 본 연구에서 분석을 위해 사용한 STATA 13.x에서는 AIC, BIC를 아래와 같이 정의하고 있다.

$$AIC = -2*\ln(\text{likelihood})+2*q \quad (6-1)$$

$$BIC = -2*\ln(\text{likelihood})+\ln(N)*q \quad (6-2)$$

where q = 추정 모수의 수, N = 관측치의 수

AIC와 BIC는 모형의 적합성과 복잡성을 측정할 수 있다. AIC와 BIC에 동시에 포함되어 있는 $-2\ln(\text{likelihood})$ 는 모형의 적합도를 의미하며 작을수록 유리하다. AIC의 $2q$ 는 모형의 복잡성을 의미하는데 즉 모형 간의 비교 시 독립변수가 많은 모형이 적합도 면에서 유리하기 때문에 $2q$ 만큼의 패널티를 부여해서 독립변수가 많은 모형이 적합도 면에서 유리함을 상쇄시킨다. 반면 BIC는 모형의 복잡성에 표본의 크기도 반영함으로써 모형별 각각 다른 표본의 수를 보정한다는 점에서 AIC와 차별성을 갖는다. 두 모형을 같은 자료에 대해 적합시킨다고 하였을 때 정보기준값이 작은 모형일수록 더 좋은 모형이라고 할 수 있다.

둘째, k 를 결정하고 나면 또한 다항식의 차수(the degree of the polynomial)인 p 역시 결정해야 한다. 낮은 차수부터 OLS 추정 후 높은 차수로 식을 늘려가면서 각 차수의 베타계수값이 통계적으로 적합하지 않을 때까지 차수를 늘려가는 방법과, 반대로 시차길이(m)가 결정되면, 다항식의 차수(q)를 높은 값에서부터 낮은 값으로 재설정하는 방법도 이용할 수 있다(Gujarati, 2004).

본 연구에서는 PDL 모형의 구조를 시차의 구조를 제약하지 않은 비구조 시차(UL 형태)로 추정한 뒤, 추정된 베타계수의 형태를 바탕으로 적절한 다항차수를 판단하고, 이 다항차수를 적용하여 AIC와 BIC를 최소화하는 최적 시차 수를 결정하도록 한다.

6.2.2 최종 모형 선택

본 연구에서는 AIC와 로그 우도를 통해 나타나는 모형의 설명력을 우선하고 베타계수로 나타나는 투자효과 시차분포의 시계열적 안정성 측면을 종합적으로 고려

하여 혼합효과 확률계수(Mixed Effect Random Coefficient) 모형을 최종 모형으로 선택하였다.

비록 AIC와 로그 우도는 FE 모형이 ME 모형에 비해 낮게 추정되었으나, AIC나 로그 우도를 최소화하는 모형이 항상 최적의 선택이 아닐 수 있다. 왜냐하면 AIC는 추정해야 하는 모수의 개수에 영향을 많이 받는 지표이기 때문이다. 한 예로 결과적으로 동일한 계수의 추정치를 도출하게 되는 Fixed Effect Within Estimation 모형과 LSDV 추정모형의 경우 AIC나 BIC의 값이 LSDV 추정모형의 경우 항상 높게 나타난다. 그 이유는 WE 모형은 추정 과정에서 각 지자체별 u_i 값이 소거되기 때문에 그만큼 추정해야 할 모수가 감소하고, 이로 인한 AIC값이 낮게 산출되기 때문인데, 그렇다고 해서 LSDV가 WE 추정 모형에 비해 적합성이 떨어지는 모형이라고 볼 수는 없다.

또한 본 연구는 모형이 가지고 있는 특성과 가정에 근거해 평가의 목적이 무엇인냐에 따라 최적의 모형을 선택하는 것이 옳다고 본다. 즉 지자체별 교통사고 발생 확률에 영향을 주는 도로안전 개선사업의 투자효과가 232개 지자체별로 각기 다른 투자효과의 리스크를 갖는다고 가정하고, 또한 지자체 내의 도로안전사고에 영향을 주는 지역적 특색이 분산을 갖는 오차항으로 간주할 경우 혼합효과 확률계수 모형을 선택해야 옳은 선택이 될 것이다. 반면 지자체간의 투자효과는 동일하다고 가정하고 지자체 간 도로안전사고에 미치는 영향요인(u_i)을 제거한 상태에서 지자체간 교통사고 감소효과의 상대적 크기를 y 절편의 일부로 보고 이 더미절편의 크기를 통해 도출된다고 가정할 경우에는 고정효과 모형이 더 적합한 선택이 될 것이다.

이러한 고정모수 모형과 확률모수 모형 간의 선택의 문제는 기존의 연구에 따라 실증적 적합성을 다양하게 제시하고 있는데, Lord et al.(2010)는 확률모수의 우수성을 증명한 반면, Wu(2012, 2013)는 고정효과 모형이 AIC나 로그 우도가 더 낮게 추정되었음에도 주(州) 내의 관측되지 않는 불확실한 공간적 상관성을 반영한 도로안전 개선사업 효과를 확률적으로 측정하고자 혼합효과 모형을 고려한 바 있다. 본 연구의 경우도 Wu(2012, 2013)와 같이 AIC나 BIC, 로그 우도 값이 고정효과 모형이 가장 작게 도출되었다. 하지만 본 연구는 특정 시도에 속해 있는 지자체별 도로안전시설 개선사업의 투자지속 효과의 확률적 계수값인 $\sum_{k=0}^{m^*} \beta_{ij(t-k)}$ 을 도출하기 위하여 혼합효과 확률계수 모형을 고려하였으며, 이 모형은 확률모수 모형 가운데

가장 나은 통계적 적합성을 띠고 있다.

또한 고정효과 확률계수 모형을 최종 모형으로 선정하고자 하는 이유는 다른 모형에 비해 투자지속 효과의 시차분포를 가장 안정적으로 나타내는 모형이기 때문이다. 사고발생 건수 감소효과 모형의 경우 FENB 모형은 UL이나 PDL 제약 모두의 경우 통계적으로 유효한 베타계수들이 시간 연속적으로 연결되지 않고 듬성듬성 나타나는 추정결과를 보이고 있다.

6.2.3 최종 모형 추정결과 해석

이상의 논리에 따라 본 연구는 도로안전 개선사업의 누적투자액에 대한 확률적 투자효과를 고려한 MENBPDL-RC 모형을 최종 모형으로 선정하고자 한다. 사고발생 감소효과 최종 모형 추정결과는 [표 6-3]과 같으며, 사망자 수 감소효과 최종 모형 추정결과는 [표 6-4]와 같다.

먼저 [표 6-3]의 사고발생 감소효과의 최종 모형 추정결과를 살펴보면, 우리나라 교통사고 잦은 곳 개선사업과 위험도로 개선사업에 의해 발생하는 투자는 2차 다항식을 따르는 지속효과를 고려할 경우 투자 당해 연도에는 투자효과가 나타나지 않고 투자 후 1년 후부터 그 효과가 나타나기 시작하고 향후 7년까지 지속되는 것으로 추정되었다. 또한 시차효과의 분포 형태도 초반에 증가하다가 이후 감소하는 형태로 도출되었다. 이러한 모형의 추정결과는 3장에서도 언급한 바와 같이 시차발생의 이론적 원인인 도로 이용자 측면에서 비효용 발생 가능성으로 인한 즉각 반응 회피, 그리고 공급자 측면에서 도로건설사업의 회임기간에 따른 영향을 고려할 때 타당성 있는 결과로 판단된다. 최종 모형의 추정결과, 통계적으로 유효한 사고감소 지속효과를 고려할 때 베타계수의 합은 약 -0.2372 으로 지자체별로 1년간 인당 사업비 총액이 1만 원 증가한다고 하였을 때 총 사고발생 감소효과는 21.12%, 연평균 3.02%의 사고발생 감소효과가 있다고 해석할 수 있다.

한편 [표 6-4]의 사망자 수 감소효과의 최종 모형 추정결과를 살펴보면, 사고발생 건수 모형보다 느린 투자 후 2년 후 부터 통계적으로 유효한 사망자 수 감소효과를 관측할 수 있었으며 그 효과는 6년간 지속되는 것으로 나타났다. 최종 모형의 추정결과, 베타계수의 합은 약 -0.3642 로 1년간 1만 인당 사업비 총액이 1억 원 증가한다고 하였을 때 총 사고발생 감소효과는 31.61%, 연평균 4.36%의 사망자 수 감소효과가 있다고 해석할 수 있다.

사망자 수 감소효과가 사고발생 감소효과보다 크게 나타나는 이유는 사망자 수 카운트 값이 사고발생의 카운트 값보다 절대적으로 작기 때문이다. 즉 [부록 1-1] 지방도로 이하 교통사고 건수 통계 값에서 보듯 사고발생 건수의 평균은 781.7건인데 비해 사망자 수의 평균은 16.8명이며, [부록 1-3]의 우리나라 연평균 사업비 총액을 반영하여 사고발생 감소효과를 카운트 값으로 환산할 경우, 두 사업의 투자로 인한 사고발생 감소 건수는 기초자치단체별로 연평균 2.9억 원 \times 781.7건 \times 21.12% = 478.8건/6년(79.8건/년), 사망자 감소 건수는 기초자치단체별로 연평균 2.9억 원 \times 16.8명 \times 31.61% = 15.4명/6년(2.6명/년)의 감소효과를 나타냈다고 평가할 수 있다.

한편 MENBPDL-RC 모형은 상수항의 분산 값(u_{1i})을 누적 투자액의 분산 값(u_{2i})과 별도로 도출하는 모형인데, [표 6-3]과 [표 6-4]를 비교하였을 경우 누적 투자액의 분산 값은 사고발생 감소효과 모형이 더 크게 추정되었으며, 상수항의 분산 값은 사망자 수 감소효과 모형이 더 크게 추정되었다. 이는 도로안전 투자의 지속에 따른 사고감소 효과의 리스크는 사고발생 모형이 사망자수 감소효과에 비해 더 크며, 운전자 습관, 도로환경 등에 따른 영향의 지역별 이질성을 나타내는 상수항의 분산(또는 변동성)은 사망자수 모형이 사고발생 모형에 비해 더 크다고 할 수 있다. 바꾸어 말하면 도로안전 개선사업의 투자에 따른 사망자수 감소효과는 사고발생 감소효과에 비해 리스크가 적어 더 확실한 성과를 얻을 수 있으나, 안전시설물의 설치 위치 등 도로안전 환경에 따른 사고감소 효과의 변동 폭이 사고발생 감소에 비해 더 크게 나타난다고 할 수 있다.

[표 6-3] 사고발생 감소효과 최종 모형 추정결과(MENBPDL-RC m7 모형)

[투자액 단위: 만 원/인]

Mixed-effects negative binomial regression
 Overdispersion: mean
 Group variable: city
 Integration method:
 Mean and Variance adaptive Gauss-Hermite quadrature
 Log likelihood = -11783.9

Number of obs. = 1930
 Number of groups = 232
 Obs. per group: avg. = 8.4
 Integration points = 7
 Wald chi2(5) = 92.70
 Prob.>chi2 = 0.0000

Parameters		Coef. ¹⁾	Std. Err.	z	P > z ²⁾	[95% Conf. Interval]	
고정모수	상수항(α)	3.1422***	0.0632	49.74	0.000	3.0184	3.2660
	투자효과 시차분포 계수(β_0)	-0.0097	0.0090	-1.08	0.282	-0.0273	0.0079
	투자효과 시차분포 계수(β_1)	-0.0212**	0.0067	-3.15	0.002	-0.0345	-0.0080
	투자효과 시차분포 계수(β_2)	-0.0300***	0.0064	-4.73	0.000	-0.0425	-0.0176
	투자효과 시차분포 계수(β_3)	-0.0361***	0.0065	-5.53	0.000	-0.0489	-0.0233
	투자효과 시차분포 계수(β_4)	-0.0394***	0.0064	-6.16	0.000	-0.0519	-0.0269
	투자효과 시차분포 계수(β_5)	-0.0399***	0.0061	-6.58	0.000	-0.0518	-0.0280
	투자효과 시차분포 계수(β_6)	-0.0377***	0.0066	-5.69	0.000	-0.0507	-0.0247
	투자효과 시차분포 계수(β_7)	-0.0328***	0.0094	-3.49	0.000	-0.0512	-0.0144
	인구밀도 효과계수(ζ_p)	0.3003***	0.0592	5.07	0.000	0.1841	0.4164
	인당 GRDP 효과계수(ζ_g)	0.2723	0.2383	1.14	0.253	-0.1947	0.7394
	실업률 효과계수(ζ_u)	0.0483***	0.0149	3.23	0.001	0.0190	0.0776
	PDL 매개변수(γ_0)	-0.0361***	0.0065	-5.53	0.000	-0.0489	-0.0233
	PDL 매개변수(γ_1)	-0.0047	0.0018	-2.65	0.008	-0.0081	-0.0012
	PDL 매개변수(γ_2)	0.0014***	0.0007	1.92	0.055	0.0000	0.0028
노출변수 계수	1	(offset)					
과분산 계수(ln 값)		-3.4023***	0.0402	-84.67	0.000	-3.4810	-3.3235
확률모수	상수항 분산(u_1)	0.3517	0.0004			0.0008	0.0026
	투자지속효과 계수 분산(u_2)	0.0014	0.0338			0.2913	0.4247
투자 지속효과	유효 시차 길이 ³⁾	7					
	유효 베타계수 합 ⁴⁾	-0.2372					
	총 사고발생 건수 감소효과(%) ⁵⁾	21.12					
	연 평균 사고발생 건수 감소효과(%) ⁶⁾	3.02					

LR test vs. nbomial regression: chi2(3) = 2036.75 Prob. >chi2 = 0.0000

주1) * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주2) 모든 계수는 t통계량 $p > |t|$ 를 따르며, $\{1-\exp(\text{계수})\} \times 100$ 로 해석

주3) 유효 시차는 사고 감소효과가 신뢰수준 90%에서 통계적으로 유효하게 나타나는 시차의 길이

주4) 유효 베타계수의 합은 유효시차에서의 베타계수의 합

주5) 총 사고발생 건수 감소효과는 $\{1-\exp(\sum \beta_k)\} \times 100$, 여기서 k 는 통계적으로 유효한 시차

주6) 연 평균 사고발생 건수 감소효과는 총 사망자수 감소효과/유효시차 길이

[표 6-4] 사망자 수 감소효과 최종 모형 추정결과(MENBPDL-RC m8 모형)

[투자액 단위: 만 원/인]

Mixed-effects negative binomial regression
 Overdispersion: mean
 Group variable: city
 Integration method:
 Mean and Variance adaptive Gauss-Hermite quadrature
 Log likelihood = -6264.1

Number of obs. = 1975
 Number of groups = 232
 Obs. per group: avg. = 8.5
 Integration points = 7
 Wald chi2(5) = 136.8
 Prob.>chi2 = 0.0000

Parameters		Coef. ¹⁾	Std. Err.	z	P > z ²⁾	[95% Conf. Interval]	
고정모수	상수항(α)	0.1683	0.1074	1.57	0.117	-0.0423	0.3789
	투자효과 시차분포 계수(β_0)	0.0282*	0.0149	1.89	0.059	-0.0011	0.0575
	투자효과 시차분포 계수(β_1)	-0.0125	0.0104	-1.20	0.231	-0.0329	0.0080
	투자효과 시차분포 계수(β_2)	-0.0433***	0.0095	-4.57	0.000	-0.0619	-0.0248
	투자효과 시차분포 계수(β_3)	-0.0644***	0.0100	-6.43	0.000	-0.0840	-0.0448
	투자효과 시차분포 계수(β_4)	-0.0757***	0.0102	-7.43	0.000	-0.0956	-0.0557
	투자효과 시차분포 계수(β_5)	-0.0771***	0.0098	-7.90	0.000	-0.0962	-0.0580
	투자효과 시차분포 계수(β_6)	-0.0688***	0.0100	-6.89	0.000	-0.0883	-0.0492
	투자효과 시차분포 계수(β_7)	-0.0506***	0.0132	-3.85	0.000	-0.0764	-0.0248
	투자효과 시차분포 계수(β_8)	-0.0227	0.0201	-1.13	0.259	-0.0620	0.0166
	인구밀도 효과계수(ζ_p)	-0.3924***	0.0805	-4.87	0.000	-0.5501	-0.2346
	인당 GRDP 효과계수(ζ_g)	-1.2839***	0.2438	-5.27	0.000	-1.7618	-0.8061
	실업률 효과계수(ζ_u)	0.0404	0.0255	1.58	0.114	-0.0097	0.0905
	PDL 매개변수(γ_0)	-0.0757***	0.0102	-7.43	0.000	-0.0956	-0.0557
	PDL 매개변수(γ_1)	-0.0064**	0.0029	-2.16	0.031	-0.0121	-0.0006
	PDL 매개변수(γ_2)	0.0049***	0.0011	4.34	0.000	0.0027	0.0071
	노출변수 계수	1	(offset)				
과분산 계수($\ln\hat{\mu}$)		-3.0223	0.0815	-37.09	0.000	-3.1820	-2.8626
확률모수	상수항 분산(u_1)	0.5945	0.0599			0.4879	0.7244
	투자지속효과 계수 분산(u_2)	0.0005	0.0004			0.0001	0.0027
투자 지속효과	유효 시차 길이 ³⁾	6					
	유효 베타계수 합 ⁴⁾	-0.3799					
	총 사망자수 감소효과(% ⁵⁾)	31.61					
	연 평균 사망자수 감소효과(% ⁶⁾)	436					

LR test vs. nbomial regression: chi2(3) = 2036.75 Prob. >chi2 = 0.0000

주1) * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주2) 모든 계수는 t통계량 $p > |t|$ 를 따르며, $\{1-\exp(\text{계수})\} \times 100$ 로 해석

주3) 유효 시차는 사고 감소효과가 신뢰수준 90%에서 통계적으로 유효하게 나타나는 시차의 길이

주4) 유효 베타계수의 합은 유효시차에서의 베타계수의 합

주5) 총 사망자수 감소효과는 $\{1-\exp(\sum\beta_k)\} \times 100$, 여기서 k 는 통계적으로 유효한 시차

주6) 연 평균 사망자수 감소효과는 총 사망자수 감소효과/유효시차

6.2.4 변수 추정결과 및 선행연구와의 비교

사망자 수 감소효과 모형의 경우 상수항의 값이 사고발생 건수 보다 작아 설명변수에 대한 종속변수의 설명력이 사망자수 모형의 경우 좀 더 좋다고 평가할 수 있다. 통제변수의 추정계수의 부호를 살펴보면, 인구밀도는 사고발생 모형의 경우 양(+)의 효과, 사망자 수 모형의 경우 음(-)의 효과를 미치고 있다. 이 같은 현상이 발생하는 이유는 단위차량×도로연장당 사고발생의 확률은 인구밀도가 높은 도시권의 경우 높게 발생하지만 사고가 발생하였을 경우 사고 피해자의 치사율이 높은 고령 인구의 비율이 인구밀도가 지방의 경우에 높기 때문으로 판단된다. 인당 GRDP는 사고발생, 사망자 수 발생비율에 모두 음의 효과를 미치고 있었는데 그 이유는 소득이 높은 운전자일수록 안전운전의 습관을 갖기 때문으로 추론된다. 한편 실업률은 사고발생, 사망자 수 발생비율에 모두 양의 효과를 미치고 있어 인당 GRDP가 사고에 미치는 영향과 반대의 경향을 갖는 것으로 분석되었다. 그리고 통제변수의 계수 크기를 살펴보면, 인구밀도, 인당 GRDP에 의한 사고감소 효과가 사망자 수 감소 모형이 더 크게 나타나고 있으나 실업률의 경우는 사고발생에 더 크게 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 Wu(2012), Wu(2013)과의 추정결과와 비교한 설명변수들의 부호 및 상대적 크기는 [표 6-5]와 같다. 이 표에서 보듯 본 모형에서 적용한 모형은 인당 투자액의 시차효과를 고려하였을 경우 Wu(2012), Wu(2013)에서는 나타나지 않았던 인당 투자액에 대한 효과 계수의 값이 통계적으로 유의하였으며, 사망자 수 모형의 경우 유사한 독립변수를 사용한 Wu et al.(2012)의 연구와 부호의 방향성 측면에서 상당히 유사하게 추정된 것을 알 수 있다.

[표 6-5] 변수 추정결과 및 선행연구와의 비교

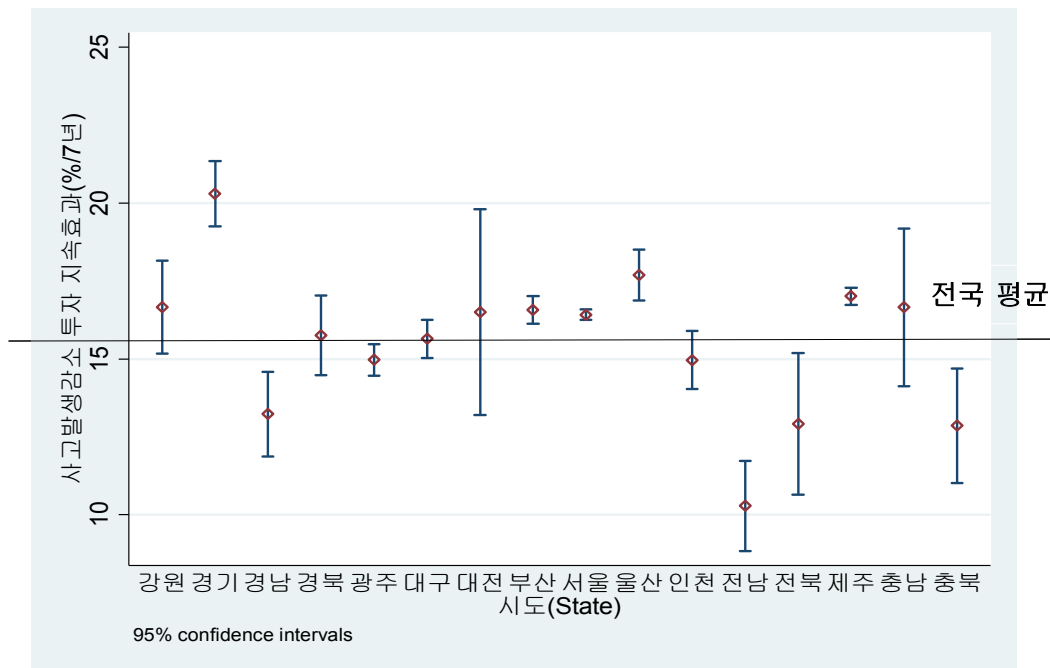
설명변수	종속변수	본 연구			Wu et al.(2012)	Wu et al.(2013)
		사고발생 건수 모형	추정 계수의 절댓값 크기	사망자 수 모형	사망자 수 모형	사망자 수 모형
인당 투자액 변수		.*	<	.*	-	-
인구밀도		+*	<	.*	n/a	.*(65세 이상) +(25세 이상)
인당 GRDP		+	<	.*	.*	+
실업률		+*	>	+	.*	.*

- 주: 1) Wu et al.(2012, 2013)의 ME 모형의 추정결과를 본 연구에서 추정한 ME 모형과 비교
 2) .*는 유의수준 10%에서 통계적으로 신뢰성이 있음을 의미, 이 표시가 없을 경우 유의수준 10%에서 유의하지 않았음을 의미
 3) '-'는 감소 효과, '+'는 증가 효과, 부등호는 절댓값 크기를 나타냄
 4) Wu et al.(2013)의 인구밀도는 연령대별 운전자 비율임

6.3 지자체별 사후추정 결과

6.3.1 지자체별 사고발생 건수 감소효과 분석

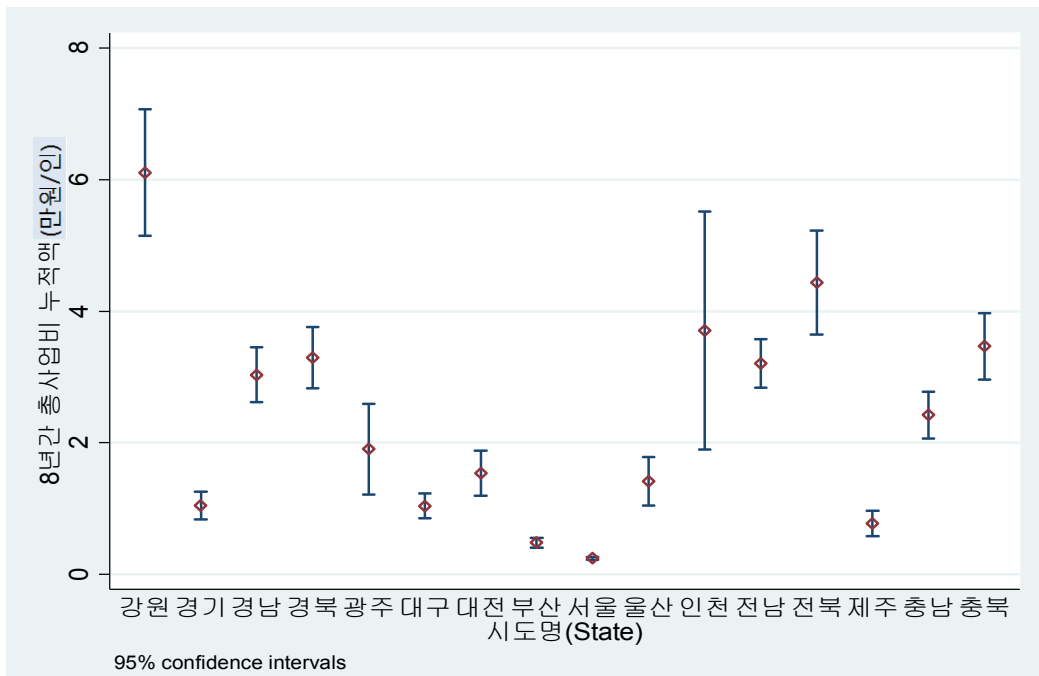
최종 모형인 MENBPDL-RC m8을 사후 추정하여 시도별 사고발생 감소 투자 지속효과를 추정해 보면 <그림 6-1>과 같다. 16개 시도의 232개 자치단체별 모수 추정결과는 [부록 3]을 참고하기 바란다.



<그림 6-1> 시도별 사고발생 감소 투자지속 효과 추정결과

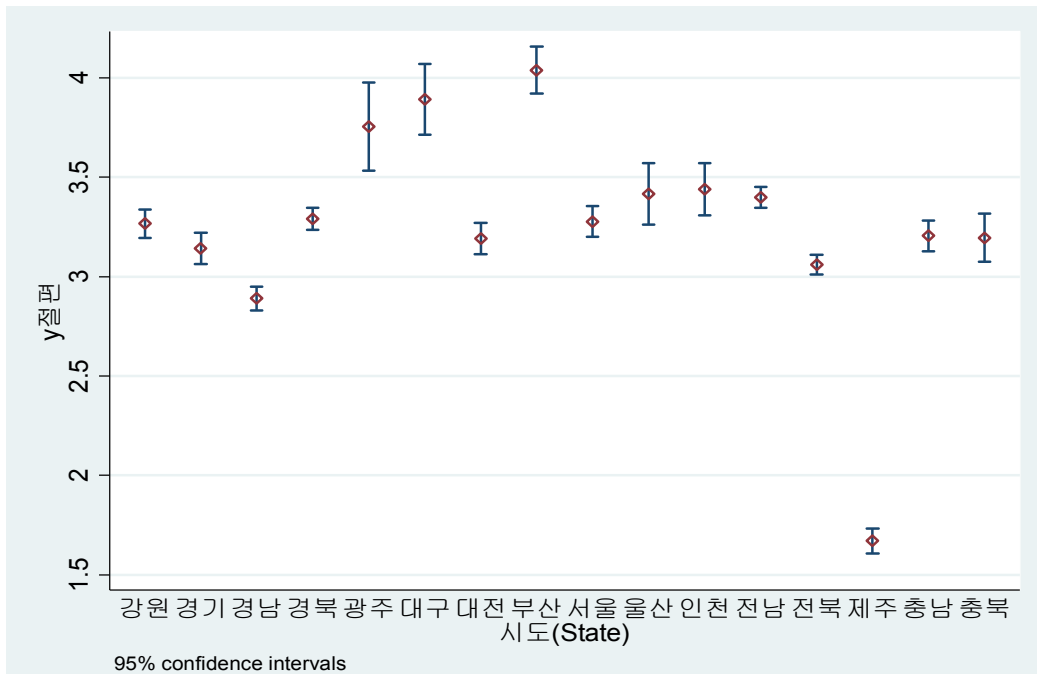
이 값은 ME 모형에서만 추정할 수 있는 값으로, 지역이 가지고 있는 교통사고 잦은 곳 개선사업과 위험도로 개선사업에 대한 확률적 투자효율이라고 할 수 있다. 추정결과를 살펴보면 경기도가 21%로 전국 평균 16.1%에 비해 약 5% 높게 나타나 가장 효율이 좋게 나타났다. 반면 전남은 가장 낮은 투자효율을 나타내고 있었는데, 10%를 약간 상회하는 투자효율을 가지고 있어 전국 평균에 비해 4% 정도 낮게 나타났다. [부록 1-7]에서 나타난 것처럼 투자총액의 규모 순은 경북, 경남, 경기, 강원, 전남 순이나 이 중에 경기가 사고발생 투자효율이 전국에서 가장 높고, 강원도 그다음을 차지하고 있으나 경남과 전남은 전국 평균에 미치지 못하고 있으며 특히 전남은 전국에서 사고발생 감소 투자효율이 낮은 지역에 해당하였다. 특히 경기도

전체의 연간 총 사업비는 총 약 1,194억원으로 전국 3위 정도의 규모이나 평균 누적 투자액은 그리 크지 않은 지역임에도 불구하고 투자효율이 크게 나타나고 있다. 또한 <그림 6-2>와 같이 기초자치단체별 누적 투자액이 높은 지역은 강원, 전북, 인천이나 투자효율이 높은 지역은 경기, 울산, 충남의 순서로 나타나고 있어 투자 규모대비 투자효율이 비례해서 나타나고 있지는 않았다.



<그림 6-2> 시도별 8년간 총 사업비 누적액 분포

한편 대전은 안전사업투자 지속효과의 분산값이 전국에서 가장 크게 나타나는 지역으로 산출되었다. 이 투자효과의 분산값은 투자효율의 리스크를 나타내는 지표이며 따라서 분산값이 높은 지역일수록 투자대비 사고감소 효과의 리스크가 크다 할 수 있다. 따라서 안전사업의 일관된 투자효율을 확보하기 위해서는 이 분산 값을 일정 범위 낮출 필요가 있다. 대전 다음으로 투자지속 효과의 분산값이 큰 지역은 충남, 전북, 충북 순으로 충청권 지역에서의 분산값이 상대적으로 크게 도출되고 있었는데, 그 이유는 충청권 지역의 경우 노출변수 속에 포함된 지역 내의 차량 등록 대수 외에 타 지역으로부터의 통과 차량 비율이 높기 때문으로 판단된다. 실제로 경찰청 보고에 의하면 충청권은 타 지역 차량의 사고발생 비율이 가장 높은 지역에 해당한다.



<그림 6-3> 시도별 사고발생 건수 감소효과 확률 절편 추정결과

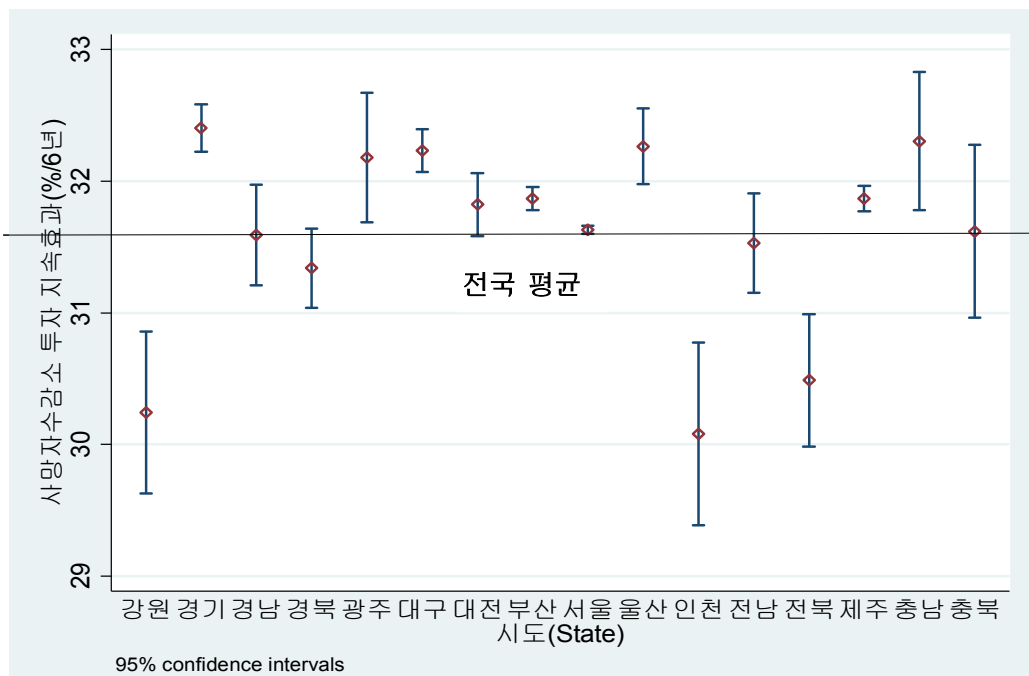
반면 <그림 6-3>은 시도별 사고발생 감소효과의 지역별 확률 절편을 나타내고 있는데 이 값은 해당 지역의 이질적 교통사고 발생 효과로서 해당 지역 고유의 사고 발생 확률의 크기를 나타낸다고 할 수 있다. 즉 부산의 경우 약 4.1로 서울의 3.3에 비해 모형으로 설명되지 않은 사고발생이 동일한 등록 차량대수×도로연장에 비해 0.8건 정도 더 발생한다고 할 수 있다. 이 같이 지역별 확률 절편의 이질성이 발생하는 이유는 지역 고유의 도로안전 환경에 기인한다고 할 수 있는데, 해당 지역 운전자들의 주행 습관 등 해당 지역의 도로이용자 속성, 기하구조 시인성 등 도로안전 환경속성 등 본 모형에서 고려하지 못하는 설명변수의 요인이 크다고 할 수 있다.³⁹⁾

6.3.2 지역별 사망자 수 감소효과 분석

MENBPDL 모형의 사후추정을 통해 지역별 사망자 수 감소투자 지속효과를 산출해 보면 <그림 6-4>와 같다. 추정결과를 상세히 살펴보면 경기도가 32.3%로 평균 31.6%에 비해 약 0.7% 높아 사고발생 건수 감소효과와 마찬가지로 전국에서 가장

39) 전술한 바와 같이 FE 모형에서는 이 값을 상수항으로 추정하는 반면 ME 모형에서는 분산을 갖는 확률로 추정하게 되어 사고발생에 대한 확률을 표현하게 된다.

높은 투자 대비 사망자 수 감소효과를 나타내고 있었다. 반면 인천, 강원, 전북 순으로 투자 지속 효과가 낮게 나타나고 있었다. 대체적으로 사고발생 감소효율이 좋은 지역이 사망자 수 감소효율이 좋게 나타났는데 이례적으로 강원과 인천은 사망자 수 감소효율이 사고발생 효율에 비해서 낮게 나타나고 있었으며, 전북은 사고발생과 사망자 수 감소효율이 전체적으로 낮은 지역에 속했으며, 전남은 사고발생 효율은 전국에서 제일 낮은 지역에 속했으나 사망자 수 감소효율은 평균 정도를 차지하였다.



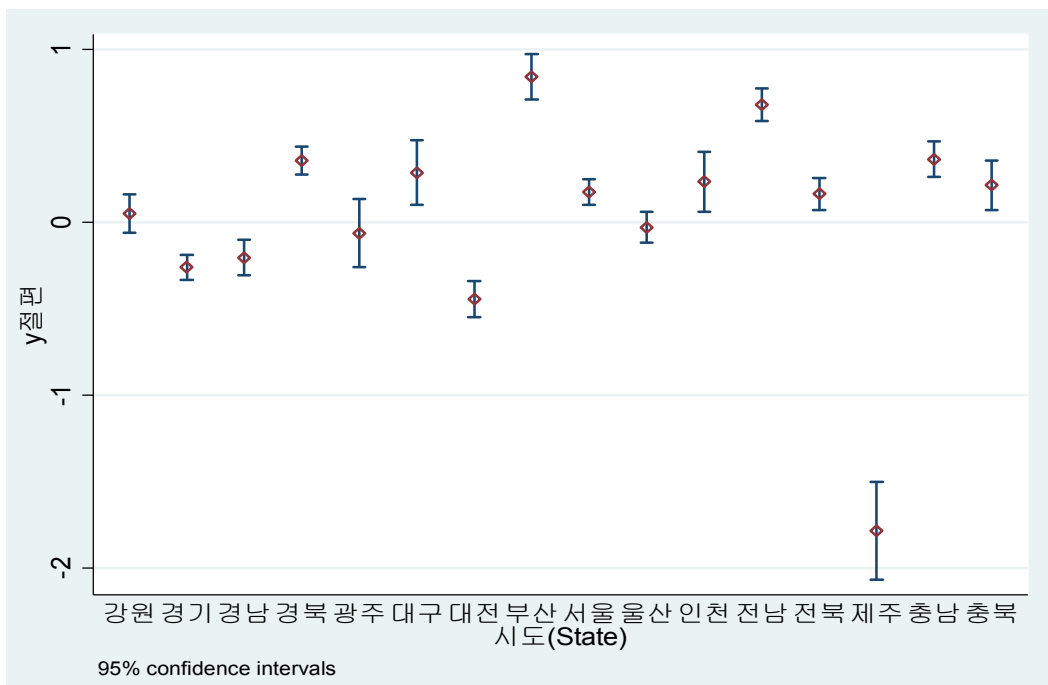
<그림 6-4> 시도별 사망자 수 감소 투자지속 효과 추정결과

사망자 수의 투자효율이 가장 낮은 지역은 인천으로 약 30%의 투자효율로 전국 평균에 비해 1.5% 정도 낮게 나타났다. [부록 1-3]에서 나타난 것처럼 투자총액의 규모 순은 경북, 경남, 경기, 강원, 전남 순이나 이 중에 경기가 사망사고 투자효율이 전국에서 가장 높게 나타나고 있으나, 강원도의 투자효율은 낮게 나타나고 있으나 효과의 편차들은 전국적으로 2.5% 안팎으로 그리 크게 나타나지 않았다.

특이할 만한 사항은 기초자치단체별 누적 투자액이 높은 지역은 강원, 전북, 인천이나 이 세 지역은 사망자 수 감소투자 효율이 전국 평균에 못 미치는 가장 낮은 지역에 해당하고 있다는 점이다. 또한 사고발생 건수의 분산값이 컸던 대전 지역의

사망자 수 분산값은 크게 나타나지 않았으며, 사망자 수 감소효율이 평균보다 낮은 강원, 인천의 분산값이 상대적으로 다른 지역보다 크게 나타나는 점이 특이할 만한 사항이다. 이상의 분석으로 내릴 수 있는 정책적 함의는 우리나라의 도로안전 개선 사업, 위험도로 개선사업의 투자는 사망자 수 발생 건수 위주로 투자가 이루어지고 있으나 투자규모 대비 효율 면에서는 정의 관계에 있지 않아 이 두 사업의 투자효율성에 대한 면밀한 진단이 필요하다고 판단된다.

한편 사고발생 건수 감소효과 모형에서 투자의 분산값이 크게 추정되었던 충청권의 경우 대전의 분산값은 작게 추정되었지만 충남, 충북 지역은 사망자 수 감소효과 면에서도 그 분산 값이 크게 측정되고 있어 충청권의 투자효과 리스크 관리가 중요할 것을 판단된다. 사망자 수 감소의 투자효과 리스크가 크게 나타나고 있는 지역은 인천, 강원, 충북, 전북, 충남이며 사고발생 감소의 투자효과 리스크가 크게 나타나고 있는 지역은 대전, 충남, 충북, 전북으로 일반적으로 충청권에서의 교통사고 개선사업의 투자효과의 리스크가 큰 것으로 나타나고 있다.



<그림 6-5> 시도별 사망자 수 감소효과 확률절편 추정결과

해당 지역의 이질적 교통사고 사망자수 감소효과를 나타내는 지역별 확률절편은 <그림 6-5>와 같은데 <그림 6-3>의 사고발생 감소모형의 확률절편 추정결과와 비

교해 볼 때 상당히 유사한 패턴을 보이고 있다. 즉 사고발생 감소모형에서 확률 절편이 가장 크게 나타났던 부산이 사망자 수 감소모형에서도 가장 크게 나타나고 있으며, 제주와 경기, 경남, 대전 등 사고발생 건수 모형에서 y 절편이 낮게 나타난 지역이 사망자 수 감소모형에서도 낮게 나타나고 있다. 이는 결국 사고발생 건수 감소의 지역별 이질성과 사망자수 감소 건수의 지역별 이질성이 공간적으로 유사하게 분포되어 있다는 결론을 내릴 수 있다.

6.4 분석결과 종합

본 장에서는 우리나라 교통사고 잦은 곳 개선사업, 위험도로 개선사업의 투자효과를 추정하기 위해 사고빈도자료의 이분산성과 투자 지자체가 가지고 있는 투자효율의 이질성, 그리고 투자지역 고유의 도로안전 고유의 환경을 반영하는 MENB 모형을 이용하였으며, 도로안전시설의 시차적 지속효과를 고려하기 위해 시차분포를 다항식 형태로 가정하는 PDL 모형을 접목하여 MENBPDL 확률계수 모형을 우리나라 전국을 대상으로 적용해 보았다. 그 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 두 사업의 1인당 투자 총액을 설명변수로 고려하였을 때 일정 연도가 지나서 사고감소 효과가 발현되고, 이후 이 효과는 증가하다가 일정 기간이 지난 후 다시 감소하는 형태의 투자지속 효과를 통계적으로 적합하게 추정할 수 있었다.

둘째, 사고감소 효과의 지속성을 시계열적으로 안정성 있게 추정하기 위해서는 MENB 모형이 적합하며, 이는 NB 모형에 비해 AIC, 로그 우도, 계수의 유의성 측면에서 우수한 추정력을 보였으며, FE 모형에 비해 안정적인 시차효과를 보이고 있으며 지역별 상관성을 고려한 사고감소 효과 및 지역별 확률적 투자효과를 고려하기 위해서는 MENBPDL 모형을 최종 모형으로 선택함이 타당하다는 결론을 내릴 수 있었다.

셋째, 최종 모형으로 도출한 MENBPDL 모형은 모형의 적합성 측면에서 Wald test 결과 귀무가설을 기각하고 있어 사고발생 건수 감소효과 모형, 사망자 수 감소효과 모형 모두 기울기 모수를 고려한 모형이 통계적으로 적합함을 알 수 있었으며, NB 모형과의 LR 검정결과도 귀무가설을 기각하고 있어 투자액의 확률적 분산을 고려한 MENB 모형이 NB 모형보다 통계적으로 더 적합하다고 할 수 있다.

넷째, 지역별 투자효과의 변동성은 사고발생 건수 감소모형, 사망자 수 감소모형

모두 유사하나 투자외적 요인에 대한 리스크를 의미하는 상수항은 발생 건수 감소 모형이 더 크게 나타났다. 이는 사고발생건수의 감소는 사망자수 감소에 비해 투자액 및 통제변수 외에 다른 변수에 의한 영향을 더 크게 받는다는 것을 의미한다.

다섯째, 지역별 사후 추정결과에서는 경기도 지역의 투자효율이 사고발생 감소효과, 사망자 수 감소효과 측면에서 우수하게 나타났다. 또한, 충청권의 경우 투자효과의 변동성이 크게 나타났다. 또한, 투자 규모가 클수록 투자효율이 높지는 않았으며, 사고발생 감소효과가 높게 나타나는 지역과 사망자 수가 높게 나타나는 지역이 다르게 나타나고 있었다. 그리고 사고발생 감소효과의 공간적 이질성과 사망자 수 감소효과의 공간적 이질성의 지역별 분포패턴의 유사성 등 도로안전 개선사업 관리적 측면에 시사성 있는 결론을 도출할 수 있었다.

제7장 결론 및 향후 연구과제

7.1 결론 및 시사점

본 연구는 매년 반복적으로 발생하고 있는 우리나라 도로안전 개선사업 재정투자에 대한 궁극적 목표인 사고절감 효과를 우리나라 도로안전 환경에 맞게 합리적으로 측정하고자 하였다. 그리고 우리나라의 대표적인 도로안전개선 국고보조사업인 교통사고 잦은 곳 개선사업과 위험도로 개선사업을 대상으로 투자지속 효과를 가정한 도로안전 개선사업 재정투자의 지속효과 모형을 개발하고, 이를 우리나라 전국 232개 지자체에 적용하였다. 재정 집행 주체인 기초자치단체의 도로안전속성과 기초자치단체별 투자효과 이질성을 반영하였다.

방법론으로 사고빈도 자료의 이분산성을 반영하기 위해 카운트 모형을 기반으로 하였으며 평가의 관점에 따라 다양한 모형을 설계하여 이를 적용하였다. 시차지속 효과의 반영 여부에 따라 단년도 평가모형(without lagged effect model)과 다년도 지속효과 평가모형(lagged effect model)을 비교하였으며, 투자 지역의 도로환경 이질성을 반영하기 위해 풀링 카운트 모형과 패널 카운트 모형을 구성하였으며, 공간적 상관성과 투자효과의 확률성에 따른 사고감소 효과의 변동성을 반영하기 위해 멀티레벨 혼합효과 모형을 제안하였다. 그 결과 사고감소 효과의 지속성을 시계열적으로 안정성 있게 추정하고, AIC나 로그 우도함수나 계수의 유의성 측면에서 우수한 추정력을 보이며, 지역별 확률적 투자효과와 공간적 이질성을 고려하는 MENBPDL 모형을 최종 모형으로 선정하였다.

최종 모형을 통해 도출된 우리나라 도로안전 개선사업과 위험도로 개선사업의 재정투자 총 지속효과는 인당 투자총액 1억 원당 사고발생건수는 7년간 16% 감소, 사망자 수는 6년간 31% 감소하는 것으로 추정되었다. 추정된 모형은 계수의 유의성이나 모형의 설명력 측면에서 적합한 것으로 나타났으며, 기존 미국 DOT의 HSIP 프로그램의 효과를 추정한 연구(Wu et al., 2012; Wu et al., 2013)와 국내의 도로안전 사업군별 투자효과를 추정 비교한 연구(강수철, 2011)에서는 반영하지 못했던 투자지속 효과를 반영함으로써 투자효과 계수의 통계적 유의성 측면에서도 비교우위가 있는 추정결과를 도출할 수 있었다.

모형추정 결과를 바탕으로 서론에서 제기한 연구문제에 대한 결론 및 시사점을 도출해 보면 다음과 같다.

첫째, 사업별 인당 투자액을 변수로 할 경우 안전시설 개선사업의 투자는 지자체의 사고발생 건수나 사망자 수 감소에 영향을 미치나, 당해연도에 즉각적으로 효과가 나타나는 것이 아니라 사고발생 건수의 경우 투자 후 1년, 사망자 수의 경우 투자 후 2년 뒤부터 유의미한 감소효과를 나타내는 것으로 추정되었다. 즉 투자지속 효과는 사업 당해연도 보다는 향후 년도에 의미 있게 나타난다고 할 수 있다.

둘째, 투자지속 효과를 반영하지 않는 단년도 평가모형보다 투자지속 효과를 반영한 다년도 지속효과 평가모형이 설명력 부분에서 더 적합한 결과를 나타냈다. 사고발생 건수의 경우 1~7년, 사망자 수의 경우 2~7년 정도 유효하게 나타나고 있었다. 이는 기존의 단년도 사업비에 대한 투자효과만을 반영하는 도로안전 개선사업의 현행 평가를 도로안전사업의 지속성을 반영한 다년도 평가로 전환할 필요가 있음을 시사한다

셋째, 안전개선사업 투자지역의 도로 환경, 운전자 속성 등 지역별 도로안전 속성의 이질성을 반영한 FENB 모형은 NB 모형에 비해 투자지속 효과를 더욱 잘 반영하고 있었다. 특히, 사망자수 모형의 경우 FENB 모형은 통계적으로 유의한 사고감소 효과를 나타내는 음의 베타계수값이 NB 모형에 비해 많아졌다. 부상자 수 모형의 경우도 통계적으로 유의한 베타계수가 많아졌으나 UL 조건하에서는 사고감소 발현 정도가 나타나는 시점이 늦었다. 하지만 MENB 모형에 비해 시계열적 안정성은 떨어지는 것으로 나타나 지자체별 투자효과의 확률성을 반영할 경우 시계열적으로 안정적인 투자지속 효과를 반영할 수 있음을 시사한다.

넷째, 투자 주체인 기초자치단체의 사고감소 효과의 지역별 상관성 및 투자효과의 확률성을 반영한 평가모형의 도입이 필요하다. 본 연구에서 최종 모형으로 도출한 MENBPDL 모형은 지자체별로 반복적 투자효과를 측정하여 이 효과에 미치는 지자체 간 확률적 변동 및 지자체 내부의 확률적 변동을 분산요인으로 인정하고, 이를 특성화하는 모형이라 할 수 있다. 따라서 FE 모형에서 반영할 수 없었던 교통사고 잦은 곳 개선사업(지점 기반)과 위험도로 개선사업(구간 기반)의 지자체 내부의 공간적 상관성을 반영함으로써 안정적 시계열성을 갖춘 시차효과를 얻을 수 있었다. 이러한 결과는 기존에 쓰이던 고정적 도로안전 투자의 효과 분석이 확률적 도로안전 개선사업 효과분석으로 그 방법론이 발전될 필요가 있음을 시사한다.

다섯째, 지역별 사후 추정결과에서는 경기도 지역의 투자효율이 사고발생 감소효과, 사망자 수 감소효과 측면에서 우수하게 나타났으며, 충청권의 투자효과 리스크, 투자 규모와 투자효과와의 불일치성 결과를 바탕으로 볼 때 지역별 투자효과의 리스크를 고려한 전략적 도로안전 개선 투자전략이 필요할 것으로 생각된다. 또한 사고발생 감소효과와 사망사고 발생 감소효과의 지역별 공간적 이질성 분포가 유사하였음에도 불구하고 사고발생 효율지역과 사망자 수 효율지역의 불일치가 나타나는 것을 보면 투자 지역별로 그 효과가 다양하게 나타날 수 있음을 예상할 수 있다. 이는 투자 지점의 선정위치에 따라 해당 지자체의 사고감소 투자효과가 많이 영향을 받는 것으로 판단되며, 투자 규모를 선정할 때에도 기존의 투자효과에 대한 평가를 기반으로 그 규모를 선정할 필요가 있다.

한편, 본 연구의 기여를 학술적 측면, 정책적 측면, 실무적 측면으로 나누어 살펴보면 다음과 같다.

먼저 학술적 측면에서는 우리나라 전국 지자체를 대상으로 장기적 투자효과에 대한 계량적 접근을 시도했다는 점에서 의미가 있으며, 기존 사고감소 효과 평가 관련 연구에서 언급된 공간적 이질성과 공간적 상관성을 반영한 모형을 실험했다는 점에서 이론적 가치가 있다. 또한 우리나라 도시가 내재하고 있는 도로안전 속성에 대해 고정모수와 확률모수 모형을 모두 적용하고, 이를 테스트하였다는 점에서 실증적 가치가 있다고 할 수 있다.

그리고 정책적 측면에서는 재정집행 주체인 지자체를 대상으로 투자효율 평가를 가능하게 함으로써 예산에 대한 책무성 강화와 신뢰성 있는 도로안전 개선사업 재정지출자료 마련 요구를 위한 근거자료로 활용가능하고, 투자효과 지속성을 반영한 도로안전 개선사업 평가에 방법론적으로 기여할 수 있을 것으로 예상된다.

마지막으로 실무적 측면에서는 향후 중요성이 높아질 것으로 예상되는 도로안전 예산에 대한 투자효율적 측면에서의 합리적 평가 모델을 제시하였다는 점에서 기여가 있다 할 것이다. 예산 투자효율에 대해 장기적 측면에서 평가가 가능하고 도로안전진단 등과 함께 분석할 경우 시너지 창출이 가능하다는 기대효과도 있다. 현행의 단년도 재정투자에 대한 발생지점 위주의 효과평가에서 장기년도 지속효과가 고려된 재정주체인 도시기반 효과평가 체계로의 전환에 기여할 수 있을 것이다.

7.2 연구의 한계 및 향후 연구과제

방법론 및 자료적 한계 등으로 인해 다루지 못하였던 본 연구의 한계 및 향후 연구과제는 다음과 같다.

첫째, 본 모형에서 사용된 사고빈도 자료는 232개 시·군·구 단위 자료이다. 이에 비해 투자액 자료는 사고지점 또는 가로망에 대한 투자비이다. 따라서 사고자료를 지점 또는 영향권 범위 내에서 좁힌다면 좀 더 정확한 투자액 대비 사고절감 효과의 추정이 가능할 것이다.

둘째, 본 연구에서는 모형의 시차에 대한 제약을 2차 다항 형태인 PDL 형태로 구성하였다. 이는 분석대상사업이 안전시설 개선사업이므로 일정 기간 사고감소 효과가 증가했다가 감소할 것이라는 직관에 따른 것이다. 하지만 그 외의 Koyck 변환, 이항시차 모형 등을 살펴볼 필요가 있다. 이는 안전시설사업이 현실적으로 어떤 시차구조에 적합한지를 살펴보는 중요한 연구로 생각된다.

셋째, 본 연구에서는 기초자치단체별 사고감소 효과의 변동성을 추정하였을 뿐 이에 대한 지자체별 세부적 원인 분석은 부족하였다. 따라서 향후 각 지역의 관련 변수 기초 통계량을 기반으로 해당 지역의 사고감소 효과에 대한 미시적 해석이 필요하다.

넷째, 사업별 투자효과에 대한 분석모형이 추가로 추정될 필요가 있다. 본 연구는 교통사고 잦은 곳 개선사업과 위험도로 개선사업의 투자총액을 설명변수로 구성하였다. 따라서 두 사업의 사업비를 분리하여 추정할 필요가 있다. 이와 같은 분석은 두 사업의 한계효과에 대한 비교가 가능하여 향후 교통안전사업별 투자지속 효과에 대한 평가에 도움을 줄 수 있을 것이다.

다섯째, 본 연구와 같이 투자지속 효과를 관측하기 위한 연구가 발전되기 위해서는 신뢰성 있는 안전투자 자료의 구축과 공유가 필요하다. 이러한 기반이 마련되었을 때 국가재정사업으로 이루어지는 안전사업의 성과측정이 좀 더 신뢰성 있고 효율적으로 이루어질 수 있을 것이다.

참고문헌 및 참고자료

[참고문헌]

- 강수철 2011. *패널자료를 이용한 교통사고 안전시설의 유형별 효과 비교 연구*. 박사 학위논문, 서울: 동국대학교.
- 감사원, 2013. *도로교통 안전관리시책 추진실태*. 특정감사 감사결과보고서, 서울: 감사원.
- 김만배·강수철, 2008. *일본 도로안전정책의 특징 분석 및 시사점: 도로안전시설 투자 정책을 중심으로*. 서울: 행정논총 제46권 4호.
- 김만배·강수철, 김호중, 2008. *도로안전 투자효과 분석(I)*. 2008년도 기본 연구과제, 서울: 도로교통공단 교통과학연구원.
- 김종학, 2014. *저성장기의 교통투자 방향, 국토정책 Brief*. 경기: 국토연구원.
- 도로교통공단, 2012. *교통사고 잦은 곳 기본 개선계획 및 효과분석*. 도로교통공단 연구보고서, 경기: 도로교통공단.
- 민인식·최필선, 2010. *패널자료 분석*. 서울: 한국 STATA 학회.
- 민인식·최필선, 2012. *고급 패널자료 분석*. 서울: 한국 STATA 학회.
- 민인식·최필선, 2014. *시계열 분석*. 서울: 한국 STATA 학회.
- 설재훈·임재경·정연식·이지선·최원석·이희원, 2012. *도로안전사업군 심층평가*. 2011년도 재정사업 심층평가 보고서, 경기: 한국교통연구원.
- 손동필, 2008. *고용밀도 경사가 제조업 생산에 미치는 영향*. 박사학위논문, 서울: 서울대학교.
- 오병기, 2007. *광역자치단체 경상적 지출의 동태적 특성과 효율성 분석*. 지방행정연구, 제21권 제3호.
- 오병기, 2008. *지방세 지출과 지방재정 지출의 동태적 효과 비교 분석*. 지방행정연구, 제22권 제3호.
- 오재학·이성원·송기한·오지은, 2013. *글로벌 교통사업 투자평가지침 개발: 1단계 연구*. 연구총서 2013-23, 경기: 한국교통연구원.
- 오창석, 2012. *도로교통 안전관리 추진실태 분석*. 사전분석보고서, 서울: 감사원 감사연구원.

- 이동민, 김도훈·송기섭, 2011. 비교그룹방법을 이용한 교통안전 시설물 설치 효과 분석. *대한교통학회지*, 제29권 제3호.
- 임평남·김만배·명묘희·김호중, 2005. 도로안전의 지역 간 불균형 해소방안 연구: DEA 기법에 의한 지방자치단체별 도로안전 효율성 분석. 연구보고서 2005-0104-31, 서울: 도로안전관리공단 교통과학연구원.
- 최윤영, 2013. *Time Trend*를 반영한 국내 고속도로 사고수정계수 개발. 석사학위 논문, 서울: 서울대학교.
- 최종서, 2009. 연구개발투자의 경제적 시차효과에 대한 시계열 분석. *회계학연구*, 제34권 제1호.
- AAA, 2011. *Crashes vs. Congestion: What's the Cost to Society?* American Automobile Association, Cambridge Systematics.
- Abbas, K. A., 2004. Traffic safety assessment and development of predictive models for accidents on rural roads in Egypt. *Accident Analysis and Prevention*, 36(2), pp. 149-163.
- Aguero-Valverde, J. and P. P. Jovanis, 2008. Analysis of road Crash Frequency with Spatial Models. *Transportation Research Record*, 2061, pp. 55-63.
- Aguero-Valverde, J. and P. P. Jovanis, 2009. Bayesian multivariate poisson log-normal models for crash severity modeling and site ranking. Paper Presented at the 88th Annual Meeting of the Transportation Research Board, Washington, D. C..
- Almon, S., 1965. The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures. *Econometrica*, 33(1).
- Amoros, E., J. L. Martin and B. Laumon, 2003. Comparison of road crashes incidence and severity between some French counties. *Accident Analysis and Prevention*, 35(4), pp. 537-547.
- Anastasopoulos, P. C. and F. L. Mannering, 2009. A note on modeling vehicle accident frequencies with random-parameters count models. *Accident Analysis and Prevention*, 41(1). pp. 153-159.
- Berns, S., 1998. Definitions and Data Availability Compilation and Evaluation of A Level Roads and Hospitalized Victims in OECD Countries Accident

- and Injury Definitions, International Road Traffic and Accident Database special report. Bundesanstalt für Strassenwesen, Germany.
- Bonneson, J. A. and P. T. McCoy, 1997. Effect of median treatment on urban arterial safety: an accident prediction model. *Transportation Research Record: Journal of Transportation Research Board*, pp. 27-36.
- Bonneson, J. A. and M. P. Pratt, 2008. Procedure for developing accident modification factors from cross-sectional data. *Transportation Research Record*, 2083, pp. 40-48.
- Boyle, A. J. and C. C. Wright, 1984. Accident migration after remedial treatment at accident black spots. *Traffic Engineering and Control*, 25, pp. 260-267.
- BTE, 2001. The Black Spot Program 1996~2002; An Evaluation of the First Three Years. Bureau of Transport Economics Report, Bureau of Transport Economics, Australia.
- Cafiso, S., G. Di Silvestro, B. Persaud and M. A. Begum, 2010. Revisiting the variability of the dispersion parameter of safety performance functions using data for two-lane rural roads. 89th Annual Meeting of the Transportation Research Board, Washington, D.C..
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi, 1998. *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge University Press, Cambridge, U. K..
- Carson, J. and F. Mannering, 2001. The effect of ice warning signs on accident frequencies and severities. *Accident Analysis and Prevention*, 33(1). pp. 99-109.
- Chin, H., and M. Quddus, 2003. Applying the Random Effect Negative Binomial Model to Examine Traffic Accident Occurrence at Signalized Intersections. *Accident Analysis and Prevention*, 35(2), pp. 253-259.
- Chotikapanich, D. and W. E. Griffiths, 2000. Flexible Distributed Lags. Paper presented at the 44th Annual Conference of the Australian Agricultural and Resource Economics Society, University of Sydney.
- Council, F. M. and J. R. Stewart, 1999. Safety Effects of the Conversion of Rural Two-Lane to Four-Lane Roadways Based on Cross-Sectional Models. *Transportation Research Record*, 1665, pp. 35-43.

- Daniels, S., T. Brijs, E. Nuyts and G. Wets, 2010. Explaining variation in safety performance of roundabouts. *Accident Analysis and Prevention*, in press.
- de Leeuw, J. and I. G. G. Kreft, 1995. Questioning multilevel models. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20(2), pp. 171-189.
- Dehghanisani, M., G. W. Flintsch and J. Verhoeven, 2012. Framework for Aggregating Highway Asset Performance Measures: Application to Resource Allocation Across Assets. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 2271, pp. 37-44.
- Deka, D, Carnegie, J. and M. Kabak, 2011. Panel Data Analysis to Identify Covariates of Longevity and Patronage of Community Shuttles in New Jersey. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 2217, pp. 136-144.
- Donnell, E. T., D. W. Harwood, K. M. Bauer, J. M. Mason and M. T. Pietrucha, 2002. Cross-Median Collisions on Pennsylvania Interstates and Expressways. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 1784, pp. 91-99.
- Donnell, E. T. and J. M. Mason, 2004. Predicting the Severity of Median-Related Crashes in Pennsylvania by Using Logistic Regression. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 1897, pp. 55-63.
- El-Basyouny, K. and T. Sayed, 2006. Comparison of two negative binomial regression techniques in developing accident prediction models. *Transportation Research Record*, 1950, pp. 9-16.
- El-Basyouny, K. and T. Sayed, 2009a. Accident prediction models with random corridor parameters. *Accident Analysis and Prevention*, 41(5), pp. 1118-1123.
- El-Basyouny, K. and T. Sayed, 2009b. Collision prediction models using multivariate Poisson-lognormal regression. *Accident Analysis and Prevention*, 41(4), pp. 820-828.
- Elvik, R., 1997. Evaluation of road accident black spot treatment: a case of the iron law of evaluation studies? *Accident Analysis and Prevention*, 29(2), pp. 91-99.

- Evans, L., 1991. *Traffic Safety and the Driver*. Van Nostrand Reinhold, New York.
- Everett, S., Y. Xiong, K. C. Sinha, and J. D. Fricker, 2013a. *Measurement and Monitoring of the Performance of Highway Investment*. Joint Transportation Research Program Indiana Department of Transportation and Purdue University, SPR-3503.
- Everett, S., Y. Xiong, K. C. Sinha, and J. D. Fricker, 2013b. Ex Post Facto Evaluation of Indiana's Highway Investment Program: Lessons Learned. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 2345, Transportation Research Board of the National Academies, Washington, D. C., 2013, pp. 24-30.
- Flahaut, B., M. Mouchart, E. San Martin and I. Thomas, 2003. The local spatial autocorrelation and the kernel method for identifying black zones: a comparative approach. *Accident Analysis and Prevention*, 35(6), pp. 991-1004.
- GAO, 2008a. *Preliminary Observations on Efforts to Implement Changes in the Highway Safety Improvement Program Since SAFETEA-LU*. HIGHWAY SAFETY, GAO-08-1015T, United States Government Accountability Office.
- GAO, 2008b. *Further Efforts Needed to Address Data Limitations and Better Align Funding with States' Top Safety Priorities*. HIGHWAY SAFETY IMPROVEMENT PROGRAM, GAO-09-35, November 2008, page of Highlights, United States Government Accountability Office.
- GAO, 2011. *Performance Measurement and Evaluation: Definitions and Relationships*. GAO-11-646SP, United States Government Accountability Office.
- GAO, 2012. *Designing Evaluations 2012 Revision, Applied Research and Methods*. GAO-12-208G, United States Government Accountability Office.
- GAO, 2013. *Report to Congressional Committees; HIGH-RISK SERIES An Update*. GAO-12-208G, United States Government Accountability Office.
- Gick, A. L. and K. J. Holyoak, 1980. Analogical Problem Solving. *Cognitive Psychological*, 12, pp. 306-355.
- Goldstein, H., 1995. *Multilevel Statistical Models, Second Edition*. Edward Arnold, London, UK.

- Gonzalez, R. M. and G. A. Marrero, 2012. Induced road traffic in Spanish regions: A dynamic panel data model. *Transportation Research Record Part A*, 46, pp. 435-445.
- Greene, W. H., 2002. *Econometric Analysis, Fifth Edition*. Prentice Hall, New York University.
- Gujaratti, D. N., 2004. *Basic Econometrics, Fourth Edition*. McGraw Hill.
- Guo, G., 1996. Negative Multinomial Regression Models for Clustered Event Counts. *Sociological Methodology*, 26, pp. 113 - 132.
- Guo, F., X. Wang, and M. Abdel-Aty, 2010. Modeling signalized intersection safety with corridor spatial correlations. *Accident Analysis and Prevention*, 42(1), pp. 84 - 92.
- Haas, R. P. and B. E. Chandler, 2010. Highway Safety Improvement Program(HSIP) Obligations and Fatalities on U. S. Highways: Final Report. Science Application International Corporation(SAIC).
- Hanley, K. E., A. R. Gibby and T. C. Ferrara, 2000. Analysis of Accident-Reduction Factors on California State Highways. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 1665, pp. 37 - 45.
- Hauer, E. and A. S. Hakkert, 1988. Extent and some implications of incomplete accident reporting. *Transportation Research Record*, 1185, pp. 1 - 10.
- Hauer, E., 1997. *Observation before-after Studies in Road Safety*. Pergamon/Elsevier Science Inc., Tarytown, New York.
- Hauer, E., D. W. Harwood, F. M. Council and M. S. Griffith, 2000. Estimating Safety by the Empirical Bayes Method: A Tutorial. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 1784, pp. 126 - 131.
- Hausman, J. A., B. H. Hall, and Z. Griliches, 1984. Econometric models for count data with an application to the patents-R&D relationship. *Econometrica*, 52(4), pp. 909 - 938.
- Hendren, P. and D. A. Niemeier, 2006. Evaluating the Effectiveness of State Department of Transportation Investment Decisions: Linking Performance Measures to Resource Allocation. *Journal of Infrastructure Systems, American Society of Civil Engineering*, 12(4), pp. 216 - 229.

- Heydecker, B. G. and J. Wu, 2001. Identification of sites for road accident remedial work by Bayesian statistical methods: an example of uncertain inference. *Advances in Engineering Software*, 32(10), pp. 859-869.
- Hill, R. C., W. E. Griffiths and G. C. Lim, 2011. *Principles of Econometrics*, Fourth Edition, John Wiley & Sons, Inc.
- Hirst, W. M., L. J. Mountain and M. J. Maher, 2004. Sources of error in road safety scheme evaluation: a method to deal with outdated accident prediction models. *Accident Analysis and Prevention*, 36(5), pp. 717-727.
- Hsiao, C., 1986. *Analysis of Panel Data*. Econometric Society monographs, 11, New York: Cambridge University Press.
- Jørgenson, D. W., 1965. *Anticipations and Investment Behavior*. in J. S. Duesenberry, G. Fromm, L. R. Klein and E. Kuh (eds.), *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*, Rand McNally & Company, Chicago, pp. 35-94.
- Johansson, P., 1996. Speed limitation and motorway casualties: a time series count data regression approach. *Accident Analysis and Prevention*, 28(1), pp. 73 - 87.
- Jones, A. P. and S. H. Jørgensen, 2003. The use of multilevel models for the prediction of road accident outcomes. *Accident Analysis and Prevention*, 35(1), pp. 59 - 69.
- Kadane, J. B., G. Shmueli, T. P. Minka, S. Borle and P. Boatwright, 2006. Conjugate analysis of the Conway-Maxwell-Poisson distribution. *Bayesian Analysis*, 1(2), pp. 363-374.
- Kim, D.-G., Y. Lee, S. Washington, and K. Choi, 2007. Modeling crash outcome probabilities at rural intersections: application of hierarchical binomial logistic models. *Accident Analysis and Prevention*, 39(1), pp. 125-134.
- Kim, D. and S. Washington, 2006. The significance of endogeneity problems in crash models: an examination of left-turn lanes in intersection crash models. *Accident Analysis and Prevention*, 38(6), pp. 1094-1100.

- Ko, H. J., 1991. *Missing and mismeasured covariates in nonlinear mixed effects models*. A Thesis submitted to the Graduate Faculty of North Carolina State University in partial fulfillment of the requirements for the Degree of Doctor of Philosophy, Department of Statistics.
- Koyck, L. M., 1954. *Distributed Lags and Investment Analysis*. North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- Li, W., A. Carriquiry, M. Pawlovich and T. Welch, 2008a. The choice of statistical models in road safety countermeasure effectiveness studies in Iowa. *Accident Analysis and Prevention*, 40(4), pp. 1531-1542.
- Lord, D., A. Manar and A. Vizioli, 2005. Modeling crash-flow-density and crash-flow-v/c ratio for rural and urban freeway segments. *Accident Analysis and Prevention*, 37(1), pp. 185 - 199.
- Lord, D., 2006. Modeling motor vehicle crashes using Poisson-gamma models: examining the effects of low sample mean values and small sample size on the Estimation of the fixed dispersion parameter. *Accident Analysis and Prevention*, 38(4), pp. 751 - 766.
- Lord, D. and J. A. Bonneson, 2007. Development of accident modification factors for rural frontage road segments in Texas. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 2023, pp. 20-27.
- Lord, D., S. R. Geedipally, and S. Guikema, 2009. Extension of the application of Conway-Maxwell-Poisson models: analyzing traffic crash data exhibiting under-dispersion, Submitted to the 89th Annual Meeting of the Transportation Research Board, Washington, D. C..
- Lord, D. and F. Mannering, 2010. The Statistical Analysis of Crash-Frequency Data: A Review and Assessment of Methodological Alternatives. *Transportation Research Part A*, 44, pp. 291-305.
- MacNab, Y. C., 2004. Bayesian spatial and ecological models for small-area crash and injury analysis. *Accident Analysis and Prevention*, 36(6), pp. 1019 - 1028.
- Maher, M. J. and L. Summersgill, 1996. A Comprehensive Methodology for the Fitting of Predictive Accident Models. *Accident Analysis and Prevention*, 28(3), pp. 281 - 296.

- Malyshkina, N. and F. Mannering, 2010. Empirical assessment of the impact of highway design exceptions on the frequency and severity of vehicle accidents. *Accident Analysis and Prevention*, 42(1), pp. 131 - 139.
- McCarthy, P. S. 1999. Public Policy and Highway Safety: A City-Wide Perspective. *Regional Science and Urban Economics*, 29, pp. 231 - 244.
- Melcher, D. J., K. K. Dixon, S. Washington, and C.-H. Wu, 2001. Feasibility of Subjective Engineering Assessments of Road Safety Improvements: Bayesian Analysis Development. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 1758, pp. 6-12.
- Miaou, S.-P., 1996. Measuring the Goodness-of-Fit of Accident Prediction Models, FHWA-RD-96-040. Prepared for the Federal Highway Administration, U. S. Department of Transportation.
- Miaou, S.-P., J. J. Song and B. K. Mallick, 2003a. Roadway traffic crash mapping: a space-time modeling approach. *Journal of Transportation and Statistics*, 6(1), pp. 33 - 57.
- Miaou, S.-P. and D. Lord, 2003b. Modeling traffic crash-flow relationships for intersections: dispersion parameter, functional form, and Bayes versus Empirical Bayes. *Transportation Research Record*, 1840, pp. 31 - 40.
- Miaou, S.-P. and J. J. Song, 2005. Bayesian ranking of sites for engineering safety improvements: decision parameter, treatability concept, statistical criterion and spatial dependence. *Accident Analysis and Prevention*, 37(4), pp. 699 - 720.
- Miller, J., L. Hoel, F. Dalton, and D. McCray, 2008. Linking Transportation Planning to Program Implementation. *Journal of Urban Planning and Development*, 134(2), pp. 88 - 95.
- Milton, J., V. Shankar and F. Mannering, 2008. Highway accident severities and the mixed logit model: an exploratory empirical analysis. *Accident Analysis and Prevention*, 40(1), pp. 260 - 266.
- Mountain, L. and B. Fawaz, 1989. The area-wide effects of engineering measures on road accident occurrence. *Traffic Engineering and Control*, 30, pp. 355-360.

- Nerlove, M., 1956. Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities. *Journal of Farm Economics*, 38, pp. 496-509.
- Nerlove, M., 1958. *The Dynamics of Supply: Estimation of Farmers' Response to Price*. The Johns Hopkins Press, Baltimore.
- Noland, R. B. and M. A. Quddus, 2004. A spatially disaggregated analysis of road casualties in England. *Accident Analysis and Prevention*, 36(6), pp. 973 - 984.
- OECD, 1986. *Glossary of Terms Used in Evaluation, in 'Methods and Procedures in Aid Evaluation'*, Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.
- OECD, 1991a. *The DAC Criteria for Evaluating Development Assistance*, Development Assistance Committee, Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.
- OECD, 1991b. *Principles for Evaluation of Development Assistance*, Development Assistance Committee, Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.
- OECD, 2000. *The Glossary of Evaluation and Results Based Management (RBM) Terms*, Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.
- OECD, 2014. *Road Safety Annual Report 2014*. International Transport Forum, International Traffic Safety Data and Analysis Group. Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Qing, S. 2010. Travel demand in the US urban areas: A system dynamic panel data approach. *Transportation Research Part A*, 44, pp. 110-117.
- Quantitative Micro Software, 2007. *Eviews 6 Users Manual*. Quantitative Micro Software, LLC. USA.
- Quddus, M. A., 2008. Time series count data models: an empirical application to traffic accidents. *Accident Analysis and Prevention*, 40(5), pp. 1732-1741.
- Rabe-Hesketh, S. and A. Skrondal, 2012a. *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata. Volume I: Continuous Responses, Third Edition*. Stata Press. USA.

- Rabe-Hesketh, S. and A. Skrondal, 2012b. *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata. Volume II: Categorical Responses, Counts, and Survival, Third Edition*. Stata Press. USA.
- Shankar, V. N., F. L. Mannering, and W. Barfield, 1995. Effect of Roadway Geometrics and Environmental Conditions on Rural Accident Frequencies. *Accident Analysis and Prevention*, 27(3), pp. 371-389.
- Shankar, V. N., J. C. Milton, and F. L. Mannering, 1997. Modeling Statewide Accident Frequencies as Zero-Altered Probability Processes: An Empirical Inquiry. *Accident Analysis and Prevention*, 29(6), pp. 829 - 837.
- Shankar, V. N., , R. B. Albin, J. C. Milton and F. L. Mannering, 1998. Evaluating median cross-over likelihoods with clustered accident counts: an empirical inquiry using random effects negative binomial model. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 1635, pp. 44 - 48.
- Shen, J. and A. Gan, 2003. Development of Crash Reduction Factors: Methods, Problems, and Research Needs. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 1840, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D.C., pp. 50-56
- Shugan, S. M., 2006. Editorial: errors in the variables, unobserved heterogeneity, and other ways of hiding statistical error. *Marketing Science*, 25(3), pp. 203 - 216.
- Skinner, C. J., D. Holt and T. M. F. Smith, 1989. *Analysis of Complex Surveys*. Wiley. Chichester, U. K..
- StataCorp. LP, 2013a. *Stata Base Reference Manual Release 13*. A Stata Press Publication, College Station, Texas.
- StataCorp. LP, 2013b. *Stata longitudinal data/panel data reference manual release 13*. A Stata Press Publication, College Station, Texas.
- StataCorp. LP, 2013c. *Stata Multilevel Mixedeffects Reference Manual Release 13*. A Stata Press Publication, College Station, Texas.
- Su et al., 2010. Travel Demand in the US Urban Areas: A System Dynamic Panel Data Approach. *Transportation Research Part A*, 44, pp. 110-117.

- Ulfarsson, G. F. and V. F. Shankar, 2003. Accident Count Model Based on Multiyear Cross-Sectional Roadway Data with Serial Correlation. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 1840, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D.C., pp. 193-197.
- Venkataraman, N. S., G. F. Ulfarsson, V. 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, pp. 41-48.
- Verhoeven, J. and G. W. Flintsch, 2011. Generalized Framework for Developing a Corridor-Level Infrastructure Health Index. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, No. 2235 Transportation Research Board of the National Academies, Washington, D.C., pp. 20 - 27.
- Wang, C., M. A. Quddus and S. Ison, 2009. The effects of area-wide road speed and curvature on traffic casualties in England. *Journal of Transport Geography*, 17(5), pp. 385 - 395.
- Wong, S. C., N. N. Sze, H. F. Yip, B. P. Y. Loo, W. T. Hung, H. K. Lo, 2006. Association between setting quantified road safety targets and road fatality reduction. *Accident Analysis and Prevention*, 38, pp. 997 - 1005.
- Wu, K. F., S. C. Himes, M. T. Pietrucha, 2012. An Evaluation of the Effectiveness of the Federal Highway Safety Improvement Program, TRB 2012 Annual Meeting.
- Wu, K. F., S. C. Himes and M. T. Pietrucha, 2013. Examining Fatal Crash Reductions by First Harmful Events Since the Introduction of the Federal Highway Safety Improvement Program. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, Transportation Research Board of the National Academies, Washington D.C., 2364, pp. 51 - 61.
- Wu, K. F., E. T. Donnell and J. Aguero-Valverdec, 2014. Relating crash frequency and severity: Evaluating the effectiveness of shoulder rumble strips on

reducing fatal and major injury crashes. *Accident Analysis and Prevention*, 67, 2014, pp. 86 - 95.

Zhang, D., X. Yang, T. Teng, J. An, G. Chen and R. Cai. 2012. Socioeconomic Development and Urban Public Transit Ridership in China: Panel Data Model Based Empirical Analysis. Submitted for Presentation at the 91st Transportation Research Board Annual Meeting and Publication in the Transportation Research Record Washington D. C..

[참고 사이트 및 참고 자료]

국가통계포털 DB, <http://kosis.kr/>

도로교통공단 TAAS 시스템, <http://taas.koroad.or.kr>

도로교통공단, 1995년-2012년. *교통사고 잦은 곳 기본개선계획 및 효과분석*, 도로교통공단 연구보고서, 경기: 도로교통공단.

서울특별시 각 구청 통계연보 1995-2012.

부산광역시 각 구청 통계연보 1995-2012.

대구광역시 각 구청 통계연보 1995-2012.

인천광역시 통계연보 1995-2012.

대전광역시 각 구청 통계연보 1995-2012.

광주광역시 각 구청 통계연보 1995-2012.

울산광역시 통계연보 1995-2012.

경기도 통계연보 1995-2012.

강원도 통계연보 1995-2012.

충청남도 통계연보 1995-2012.

충청북도 통계연보 1995-2012.

전라북도 통계연보 1995-2012.

전라남도 통계연보 1995-2012.

경상남도 통계연보 1995-2012.

경상북도 통계연보 1995-2012.

제주특별자치도 통계연보 1995-2012.

부 록

부록 1. 관련 변수 기초 통계	119
[부록 1-1] 지방도로 이하 교통사고 건수 통계 값(전국, 2002년~2012년)	119
[부록 1-2] 지방도로 이하 교통사고율 통계 값(전국, 2002년~2012년)	120
[부록 1-3] 분석 자료의 지방도로 교통사고 발생건수 추세(02~12년)	121
[부록 1-4] 분석 자료의 지방도로 교통사고 발생건수 추세(02~12년)	121
[부록 1-5] 분석 자료의 지방도로 사망사고 발생건수 추세(02~12년)	122
[부록 1-6] 분석 자료의 지방도로 사망사고 발생률 추세(02~12년)	122
[부록 1-7] 지방도로 교통사고 잦은 곳, 위험도로 구조개선 사업 투자 통계	123
[부록 1-8] 변수 간 상관관계(전국, 종속변수=사고 발생률)	124
[부록 1-9] 변수 간 상관관계(전국, 종속변수=사망사고 발생률)	124
 부록 2. 전국 모형 추정결과	 125
[부록 2-1] NBUL Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)	125
[부록 2-2] FENBUL Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)	126
[부록 2-3] RENBUL Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)	127
[부록 2-4] MENBUL-RC Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)	128
[부록 2-5] NBPDFL Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)	129
[부록 2-6] FENBPDFL Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)	130
[부록 2-7] RENBPDFL Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)	131
[부록 2-8] MENBPDFL-RC Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)	132
[부록 2-9] NBUL Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)	133
[부록 2-10] FENBUL Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)	134
[부록 2-11] RENBUL Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)	135
[부록 2-12] MENBUL-RC Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)	136
[부록 2-13] NBPDFL Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)	137
[부록 2-14] FENBPDFL Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)	138
[부록 2-15] RENBPDFL Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)	139
[부록 2-16] MENBPDFL-RC Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)	140

부록 3. 지역별 확률모수 추정 결과(MENBPDL m8 사후추정)	141
[부록 3-1] 서울특별시 모수 추정결과	141
[부록 3-2] 부산광역시 모수 추정결과	142
[부록 3-3] 대구광역시 모수 추정결과	142
[부록 3-4] 인천광역시 모수 추정결과	142
[부록 3-5] 광주광역시 모수 추정결과	143
[부록 3-6] 대전광역시 모수 추정결과	143
[부록 3-7] 울산광역시 모수 추정결과	143
[부록 3-8] 경기도 모수 추정결과	144
[부록 3-9] 충청남도 모수 추정결과	145
[부록 3-10] 충청북도 모수 추정결과	145
[부록 3-11] 전라남도 모수 추정결과	146
[부록 3-12] 전라북도 모수 추정결과	146
[부록 3-13] 경상남도 모수 추정결과	147
[부록 3-14] 경상북도 모수 추정결과	147
[부록 3-14 계속] 경상북도 모수 추정결과	148
[부록 3-15] 강원도 모수 추정결과	148
[부록 3-16] 제주특별자치도 모수 추정결과	148

부록 1. 관련 변수 기초 통계

[부록 1-1] 지방도로 이하 교통사고 건수 통계 값(전국, 2002년~2012년)

[단위: 건 또는 명]

시도	사고 발생률(<i>accpermvk</i>)					사망사고 발생률(<i>fatpermvk</i>)				
	Obs.	Mean	S.D.	Skew-ness	Kurto-sis	Obs.	Mean	S.D.	Skew-ness	Kurto-sis
서울	274	1581.1	537.2	1.412	6.169	274	18.1	6.6	0.835	3.773
부산	176	773.0	348.8	0.776	3.314	176	15.0	8.1	0.648	2.948
경기	340	973.3	859.6	1.206	3.592	340	21.4	15.9	0.788	2.843
강원	197	365.2	510.4	1.949	5.621	197	8.5	8.3	1.809*	6.229*
충북	131	524.1	779.2	2.451*	8.180*	131	14.2	12.1	1.154	3.614
충남	176	362.6	398.3	3.125*	12.535*	176	17.4	14.0	2.133*	9.819*
전북	154	539.5	788.5	2.189*	7.109*	154	16.8	15.7	1.289	4.416
전남	242	323.5	385.4	1.855	5.203	242	13.0	9.2	1.696*	7.060*
경북	252	506.9	672.2	1.963	5.926	252	16.3	14.3	1.331	3.774
경남	212	494.5	507.7	1.303	3.589	212	14.7	12.1	1.412	4.371
제주	22	1277.0	850.0	0.492	2.059	22	29.0	16.7	0.525	2.169
대구	88	1609.1	757.6	0.493	2.637	88	23.9	9.8	0.033	2.190
인천	110	1092.8	815.5	0.283	1.823	110	17.5	10.5	0.190	2.152
광주	55	1600.3	713.2	0.107	1.515	55	24.3	11.8	0.245	2.333
대전	55	1079.7	377.5	0.086	3.109	55	20.8	6.8	-0.578	3.224
울산	55	892.8	385.0	0.382	2.885	55	19.2	10.0	0.466	2.564
전국	2539	781.7	759.5	1.213	3.956	2539	16.8	12.5	1.266	4.976

* : 상위 3위 값

주) 왜도(Skewness)는 0보다 크면 오른쪽 꼬리가 긴(skewed right) 분포이고, Kurtosis는 3보다 크면 분포의 꼬리가 정규분포보다 두텁다는 의미

[부록 1-2] 지방도로 이하 교통사고율 통계 값(전국, 2002년~2012년)

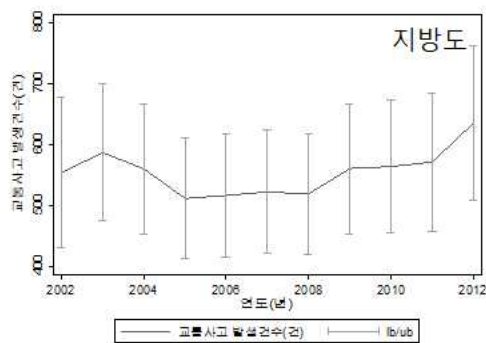
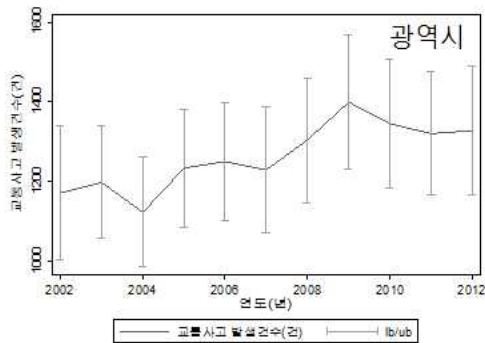
[단위: 건/백만 대·km 또는 명/백만 대·km]

시도	사고 발생률(<i>accpermvk</i>)					사망사고 발생률(<i>fatpermvk</i>)				
	Obs.	Mean	S.D.	Skew-ness	Kurto-sis	Obs.	Mean	S.D.	Skew-ness	Kurto-sis
서울	274	53.6	40.4	3.541	16.482*	274	0.6	0.4	2.866	13.744*
부산	176	104.7*	93.8	2.009	6.505	176	2.0	1.9	2.587	12.064
경기	340	36.6	46.3	4.274	27.847*	340	0.9	1.0	4.225	29.167*
강원	197	26.5	16.5	1.781	5.735	197	1.0	0.9	2.197	9.728
충북	131	30.7	34.2	3.157	13.063	131	1.3	1.4	2.830	13.238
충남	175	26.0	13.5	0.356	2.292	175	1.4	1.0	1.305	6.266
전북	154	22.3	9.3	0.967	4.430	154	1.2	0.8	1.970	9.303
전남	242	30.6	14.1	0.884	3.273	242	2.0	1.4	1.113	4.894
경북	252	28.4	16.1	2.715	15.044*	252	1.6	1.7	3.350	18.025*
경남	208	19.0	8.1	0.654	3.679	208	0.8	0.6	0.890	2.974
제주	8	19.4	19.5	1.191	2.991	8	0.5	0.6	1.056	2.489
대구	88	89.4*	94.1	1.972	5.971	88	1.2	1.2	2.476	9.168
인천	103	52.8	40.3	2.306	9.862	103	1.1	1.0	2.165	8.420
광주	50	67.0*	55.6	1.366	3.378	50	1.0	1.0	2.015	6.071
대전	54	29.7	9.5	-0.710	3.074	54	0.6	0.2	-0.021	2.440
울산	50	32.4	21.8	0.725	2.576	50	0.6	0.3	0.894	3.771
전국	2502	60.1	67.8	4.447	28.286	2502	1.2	1.2	3.155	19.296

* : 상위 3위 값

주) 왜도(Skewness)는 0보다 크면 오른쪽 꼬리가 긴(skewed right) 분포이고, Kurtosis는 3보다 크면 분포의 꼬리가 정규분포보다 두텁다는 의미

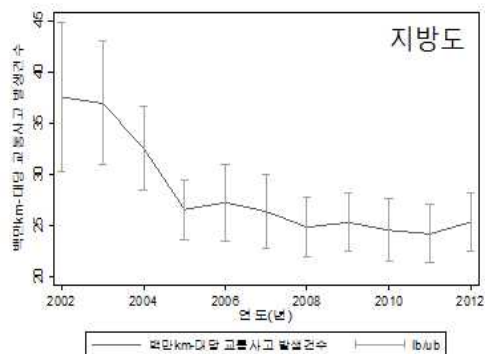
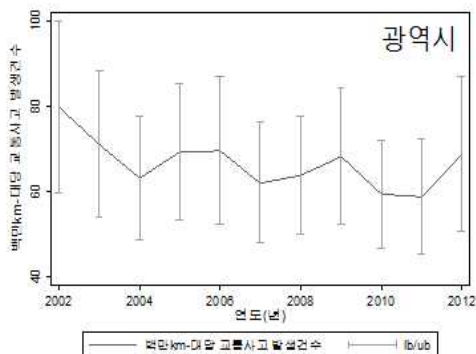
[부록 1-3] 분석 자료의 지방도로 교통사고 발생건수 추세(02~12년)



광역시 교통사고 발생건수				
연도	관측수	평균	Lower Bound	Upper Bound
2002	73	1171.7	1003.1	1340.3
2003	74	1197.7	1056.1	1339.3
2004	74	1123.0	985.8	1260.1
2005	74	1234.3	1086.6	1382.0
2006	74	1250.2	1101.5	1398.9
2007	74	1228.8	1070.5	1387.1
2008	74	1303.6	1146.1	1461.1
2009	74	1399.9	1232.1	1567.8
2010	74	1345.1	1183.6	1506.6
2011	74	1320.1	1164.9	1475.3
2012	74	1327.8	1166.5	1489.0

지방도 교통사고 발생건수				
연도	관측수	평균	Lower Bound	Upper Bound
2002	152	554.5	431.5	677.4
2003	158	587.2	475.0	699.4
2004	158	560.0	454.0	665.9
2005	158	511.9	412.8	611.0
2006	158	516.4	415.6	617.2
2007	158	522.8	421.1	624.4
2008	158	518.8	420.1	617.4
2009	158	560.7	454.2	667.3
2010	158	564.4	455.7	673.1
2011	155	571.7	459.1	684.4
2012	155	635.2	507.9	762.5

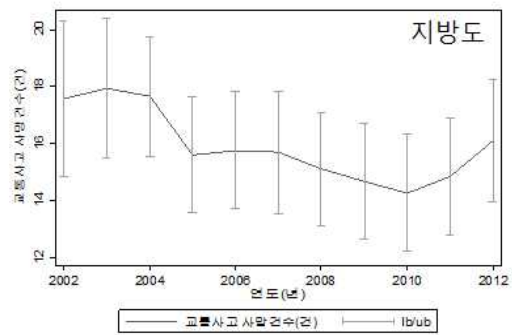
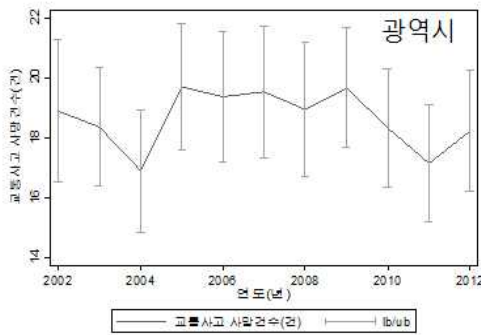
[부록 1-4] 분석 자료의 지방도로 교통사고 발생건수 추세(02~12년)



광역시 교통사고 발생률				
연도	관측수	평균	Lower Bound	Upper Bound
2002	72	79.8	59.6	100.1
2003	74	71.0	54.0	88.1
2004	74	63.2	48.7	77.7
2005	74	69.4	53.4	85.3
2006	74	69.6	52.3	86.9
2007	74	62.0	47.8	76.1
2008	74	63.8	50.0	77.7
2009	74	68.2	52.3	84.2
2010	74	59.3	46.6	72.0
2011	74	58.8	45.3	72.3
2012	57	68.8	50.7	86.9

지방도 교통사고 발생률				
연도	관측수	평균	Lower Bound	Upper Bound
2002	150	37.6	30.3	44.8
2003	158	36.9	30.9	43.0
2004	158	32.5	28.5	36.6
2005	158	26.6	23.6	29.5
2006	156	27.2	23.5	30.9
2007	156	26.4	22.7	30.0
2008	156	24.9	22.0	27.8
2009	156	25.3	22.4	28.1
2010	154	24.5	21.5	27.6
2011	153	24.2	21.3	27.0
2012	152	25.4	22.5	28.2

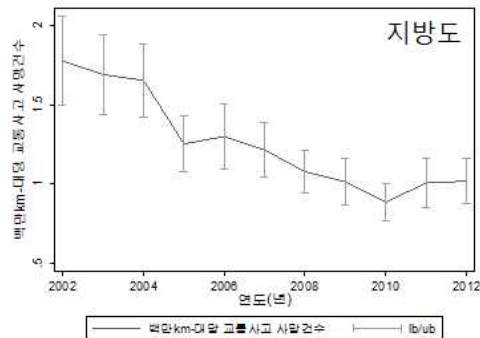
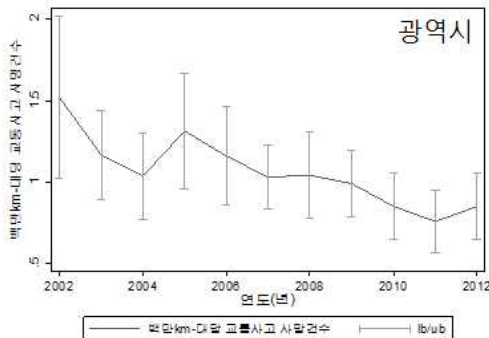
[부록 1-5] 분석 자료의 지방도로 사망사고 발생건수 추세(02~12년)



광역시 사망사고 발생건수				
연도	관측수	평균	Lower Bound	Upper Bound
2002	73	18.9	16.5	21.3
2003	74	18.4	16.4	20.3
2004	74	16.9	14.9	18.9
2005	74	19.7	17.6	21.8
2006	74	19.4	17.2	21.6
2007	74	19.5	17.3	21.7
2008	74	18.9	16.7	21.2
2009	74	19.7	17.7	21.7
2010	74	18.3	16.4	20.3
2011	74	17.1	15.2	19.1
2012	74	18.2	16.2	20.2

지방도 사망사고 발생건수				
연도	관측수	평균	Lower Bound	Upper Bound
2002	152	17.6	14.8	20.3
2003	158	17.9	15.5	20.4
2004	158	17.7	15.6	19.8
2005	158	15.6	13.6	17.6
2006	158	15.8	13.7	17.8
2007	158	15.7	13.6	17.8
2008	158	15.1	13.1	17.1
2009	158	14.7	12.7	16.7
2010	158	14.3	12.2	16.3
2011	155	14.8	12.8	16.9
2012	155	16.1	14.0	18.2

[부록 1-6] 분석 자료의 지방도로 사망사고 발생률 추세(02~12년)



광역시 사망사고 발생률				
연도	관측수	평균	Lower Bound	Upper Bound
2002	72	1.5	1.0	2.0
2003	74	1.2	0.9	1.4
2004	74	1.0	0.8	1.3
2005	74	1.3	1.0	1.7
2006	74	1.2	0.9	1.5
2007	74	1.0	0.8	1.2
2008	74	1.0	0.8	1.3
2009	74	1.0	0.8	1.2
2010	74	0.9	0.6	1.1
2011	74	0.8	0.6	0.9
2012	57	0.8	0.6	1.0

지방도 사망사고 발생률				
연도	관측수	평균	Lower Bound	Upper Bound
2002	150	1.8	1.5	2.1
2003	158	1.7	1.4	1.9
2004	158	1.7	1.4	1.9
2005	158	1.3	1.1	1.4
2006	156	1.3	1.1	1.5
2007	156	1.2	1.0	1.4
2008	156	1.1	0.9	1.2
2009	156	1.0	0.9	1.2
2010	154	0.9	0.8	1.0
2011	153	1.0	0.9	1.2
2012	152	1.0	0.9	1.2

[부록 1-7] 지방도로 교통사고 잦은 곳, 위험도로 구조개선 사업 투자 통계

[단위: 억 원(2005년 기준 불변가액)]

시도	투자 총액(<i>totinv</i>)				교통사고 잦은 곳 개선사업 투자액(<i>inv₁</i>) ^{주1)}				위험도로 구조개선 사업 투자액(<i>inv₂</i>) ^{주2)}			
	관측수	합계	연평균	표준편차	관측수	합계	연평균	표준편차	관측수	합계	연평균	표준편차
서울	450	515.5	1.1	1.7	450	515.5	1.1	1.7	225	0.0	0.0	0.0
부산	288	359.2	1.2	1.9	288	188.5	0.7	1.3	144	170.6	1.2	1.7
경기	558	1194.2	2.1	4.1	558	524.0	0.9	2.2	279	670.2	2.4	5.0
강원	324	1120.8	3.5	5.8	324	305.5	0.9	3.1	162	815.2	5.0	5.3
충북	216	728.9	3.4	4.5	216	260.7	1.2	2.4	108	468.2	4.3	4.4
충남	288	840.9	2.9	4.7	288	156.1	0.5	1.7	144	684.8	4.8	5.3
전북	252	990.9	3.9	5.5	252	292.5	1.2	3.2	126	698.4	5.5	5.0
전남	396	1079.4	2.7	4.2	396	193.2	0.5	2.3	198	886.2	4.5	4.0
경북	414	1482.7	3.6	6.1	414	536.7	1.3	4.3	207	946.1	4.6	5.1
경남	360	1237.3	3.4	4.7	360	374.7	1.0	2.1	180	862.6	4.8	4.4
제주	36	108.8	3.0	3.1	36	0.0	0.0	0.0	18	79.5	4.4	3.5
대구	144	566.9	3.9	7.2	144	282.0	2.0	5.0	72	284.9	4.0	6.8
인천	180	582.8	3.2	7.1	180	283.5	1.6	3.9	90	299.3	3.3	8.6
광주	90	536.9	6.0	12.0	90	116.7	1.3	2.7	45	420.2	9.3	15.6
대전	90	416.3	4.6	7.7	90	155.6	1.7	3.3	45	260.7	5.8	9.1
울산	90	368.8	4.1	8.6	90	83.5	0.9	2.8	45	285.3	6.3	11.0
전국	4176	12130.2	2.9	5.3	4176	4268.6	1.0	2.8	2088	7861.3	3.8	5.8

주1) 투자총액(*totinv*) = 교통사고 잦은 곳 개선사업 투자액(*inv₁*)+위험도로 구조개선 사업 투자액(*inv₂*)

주2) 교통사고 잦은 곳 개선사업 투자액(*inv₁*)은 도로교통공단 연도별 '교통사고 잦은 곳 기본개선계획 및 효과분석'의 시도별 사업대상 지점별 '95~12년(17년 간) 공사비로 '96~12년은 지방도로 이하 투자액만 포함하였으며, '95~96년 도로 미 구분 총액

주3) 위험도로 개선사업 투자액(*inv₂*)은(구)안전행정부의 '04~12년(9년 간)까지의 투자액, '04~'08년까지는 기 투자비(집행액)이며, '09~12년까지는 계획 투자비(예산액)

[부록 1-8] 변수 간 상관관계(전국, 종속변수=사고 발생률)

	ln_accpermvk	popden	grdpp	grdpp	totinvp (m=0)	totinvp (m=1)	totinvp (m=8)
ln_accpermvk	1						
popden	0.2953 (0.0000)	1					
grdpp	0.0289 (0.1436)	-0.1043 (0.0000)	1				
D.grdpp	-0.0405 (0.0489)	-0.0470 (0.0220)	0.2854 (0.0000)	1			
totinvp (m=0)	-0.0935 (0.0000)	-0.2628 (0.0000)	0.0449 (0.0207)	-0.0075 (0.7123)	1		
totinvp (m=1)	-0.1105 (0.0000)	-0.2863 (0.0000)	0.0513 (0.0086)	0.005 (0.8073)	0.9148 (0.0000)	1	
totinvp (m=8)	-0.1745 (0.0000)	-0.3181 (0.0000)	0.0437 (0.0410)	0.0037 (0.8636)	0.7826 (0.0000)	0.8675 (0.0000)	1

주) 숫자는 Pearson 상관계수 값, 괄호 안의 값은 유의수준

[부록 1-9] 변수 간 상관관계(전국, 종속변수=사망사고 발생률)

	ln_accpermvk	popden	grdpp	grdpp	totinvp (m=0)	totinvp (m=1)	totinvp (m=8)
ln_accpermvk	1						
popden	-0.1046 (0.0000)	1					
grdpp	0.0722 (0.0003)	-0.1043 (0.0000)	1				
D.grdpp	0.0256 (0.2156)	-0.0470 (0.0220)	0.2854 (0.0000)	1			
totinvp (m=0)	0.0633 (0.0006)	-0.2628 (0.0000)	0.0449 (0.0207)	-0.0075 (0.7123)	1		
totinvp (m=1)	0.0623 (0.0007)	-0.2863 (0.0000)	0.0513 (0.0086)	0.005 (0.8073)	0.9148 (0.0000)	1	
totinvp (m=8)	0.1111 (0.0000)	-0.3181 (0.0000)	0.0437 (0.0410)	0.0037 (0.8636)	0.7826 (0.0000)	0.8675 (0.0000)	1

주) 숫자는 Pearson 상관계수 값, 괄호 안의 값은 유의수준

부록 2. 전국 모형 추정결과

부록 2.1 전국 사고발생건수 감소효과 추정결과

부록 2.1.1 Unstructured Lag Model 추정 결과

[부록 2-1] NBUL Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)

구분	m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	
모수	$\hat{\alpha}$	2.8621***	2.8951***	2.9127***	2.9189***	2.9212***	2.9191***	2.9179***	2.9203***	2.9214***
	$\hat{\beta}_0$	-0.0504***	-0.0275***	-0.0216***	-0.0172***	-0.0143***	-0.0128***	-0.0108***	-0.0088***	-0.0087***
	$\hat{\beta}_1$		-0.0516***	-0.0380***	-0.0359***	-0.0327***	-0.0318***	-0.0325***	-0.0322***	-0.0303***
	$\hat{\beta}_2$			-0.0419***	-0.0322***	-0.0304***	-0.0270***	-0.0266***	-0.0276***	-0.0291***
	$\hat{\beta}_3$				-0.0288***	-0.0195***	-0.0184***	-0.0143***	-0.0145***	-0.0141***
	$\hat{\beta}_4$					-0.0295***	-0.0213***	-0.0199***	-0.0151***	-0.0161***
	$\hat{\beta}_5$						-0.0251***	-0.0182***	-0.0177***	-0.0149***
	$\hat{\beta}_6$							-0.0270***	-0.0186***	-0.0200***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0296***	-0.0245***
	$\hat{\beta}_8$									-0.0204***
	$\hat{\zeta}_p$	0.3100***	0.3084***	0.3076***	0.3071***	0.3068***	0.3053***	0.3044***	0.3050***	0.3050***
	$\hat{\zeta}_g$	-0.1159***	-0.0862***	-0.0903***	-0.0732***	-0.1095***	-0.1062***	-0.1073***	-0.1104***	-0.1105***
	$\hat{\zeta}_u$	0.1870***	0.1798***	0.1761***	0.1749***	0.1747***	0.1758***	0.1765***	0.1758***	0.1757***
	과분산 계수	-0.9347***	-0.9371***	-0.9383***	-0.9388***	-0.9393***	-0.9397***	-0.9400***	-0.9403***	-0.9404***
통계량	N	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930
	AIC	27219.6	27216.1	27215.3	27216.1	27217.0	27218.2	27219.5	27220.8	27222.6
	BIC	27253.0	27255.1	27259.8	27266.2	27272.6	27279.5	27286.3	27293.2	27300.5
	ll	-13603.8	-13601.0	-13599.6	-13599.0	-13598.5	-13598.1	-13597.8	-13597.4	-13597.3
	chi2	583.9	589.4	592.2	593.4	594.5	595.3	596.0	596.8	597.0
	p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	r2_p	0.0210	0.0212	0.0213	0.0214	0.0214	0.0214	0.0214	0.0215	0.0215

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) 과분산 계수는 ln 값

주3) N: 관측 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion,

ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value, r2_p: pseudo R²

[부록 2-2] FENBUL Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)

구분	m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	
모수	$\hat{\alpha}$	-0.6882***	-0.7070***	-0.7425***	-0.7527***	-0.7560***	-0.7540***	-0.7479***	-0.7353***	-0.7379***
	$\hat{\beta}_0$	0.1043***	0.0987***	0.1003***	0.0983***	0.0974***	0.1003***	0.1064***	0.1154***	0.1152***
	$\hat{\beta}_1$		0.0302***	0.0203***	0.0209***	0.0197***	0.0219***	0.0193***	0.0216***	0.0189***
	$\hat{\beta}_2$			0.0615***	0.0571***	0.0582***	0.0613***	0.0619***	0.0609***	0.0628***
	$\hat{\beta}_3$				0.0255***	0.0224***	0.0180***	0.0223***	0.0224***	0.0219***
	$\hat{\beta}_4$					0.0142***	0.0295***	0.0314***	0.0397***	0.0411***
	$\hat{\beta}_5$						-0.0638***	-0.0494***	-0.0473***	-0.0525***
	$\hat{\beta}_6$							-0.0726***	-0.0513***	-0.0489***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0770***	-0.0824***
	$\hat{\beta}_8$									0.0270***
	$\hat{\zeta}_p$	0.6887***	0.6962***	0.7089***	0.7130***	0.7150***	0.7090***	0.7078***	0.7117***	0.7094***
	$\hat{\zeta}_g$	3.6229***	3.6063***	3.5850***	3.5776***	3.5874***	3.5375***	3.5680***	3.5425***	3.5353***
	$\hat{\zeta}_u$	-0.0614***	-0.0597***	-0.0551***	-0.0541***	-0.0541***	-0.0491***	-0.0471***	-0.0504***	-0.0493***
통계량	N	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232
	AIC	21410.5	21409.5	21402.2	21402.5	21404.0	21396.9	21389.8	21382.4	21383.4
	BIC	21438.4	21442.9	21441.2	21447.1	21454.1	21452.5	21451.1	21449.2	21455.7
	ll	-10700.3	-10698.8	-10694.1	-10693.3	-10693.0	-10688.5	-10683.9	-10679.2	-10678.7
	chi2	462.9	464.7	472.9	474.6	475.3	482.5	492.1	501.4	502.0
	p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion, ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value

[부록 2-3] RENBUL Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)

구분	m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	
모수	$\hat{\alpha}$	-0.6667***	-0.6800***	-0.7057***	-0.7113***	-0.7124***	-0.7109***	-0.7038***	-0.6902***	-0.6938***
	$\hat{\beta}_0$	0.0967***	0.0917***	0.0915***	0.0898***	0.0893***	0.0927***	0.0986***	0.1067***	0.1065***
	$\hat{\beta}_1$		0.0228***	0.0126***	0.0127***	0.0120***	0.0151***	0.0126***	0.0145***	0.0118***
	$\hat{\beta}_2$			0.0512***	0.0475***	0.0479***	0.0524***	0.0533***	0.0519***	0.0540***
	$\hat{\beta}_3$				0.0172***	0.0155***	0.0116***	0.0165***	0.0162***	0.0156***
	$\hat{\beta}_4$					0.0068***	0.0243***	0.0263***	0.0344***	0.0360***
	$\hat{\beta}_5$						-0.0693***	-0.0542***	-0.0524***	-0.0581***
	$\hat{\beta}_6$							-0.0721***	-0.0518***	-0.0492***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0735***	-0.0793***
	$\hat{\beta}_8$									0.0288***
	$\hat{\zeta}_p$	-0.0547***	-0.0534***	-0.0500***	-0.0495***	-0.0495***	-0.0442***	-0.0426***	-0.0460***	-0.0447***
	$\hat{\zeta}_g$	0.5959***	0.6010***	0.6101***	0.6126***	0.6134***	0.6049***	0.6024***	0.6064***	0.6048***
	$\hat{\zeta}_u$	3.6076***	3.5954***	3.5793***	3.5752***	3.5801***	3.5251***	3.5566***	3.5329***	3.5248***
통계량	N	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232
	AIC	25613.1	25613.2	25608.4	25609.7	25611.5	25602.7	25595.5	25588.7	25589.4
	BIC	25652.0	25657.8	25658.5	25665.3	25672.8	25669.4	25667.9	25666.6	25672.9
	ll	-12799.5	-12798.6	-12795.2	-12794.8	-12794.8	-12789.3	-12784.8	-12780.3	-12779.7
	chi2	500.7	501.2	506.2	506.6	506.7	516.4	526.1	535.1	535.9
	p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion, ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value, r2_p: pseudo R²

[부록 2-4] MENBUL-RC Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)

구분		m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8
고정 모수	$\hat{\alpha}$	3.0693***	3.0992***	3.1313***	3.1455***	3.1535***	3.1411***	3.1374***	3.1484***	3.1520***
	$\hat{\beta}_0$	-0.0034	-0.0042	-0.0082	-0.0061	-0.0053	-0.0078	-0.0076	-0.0033	-0.0057
	$\hat{\beta}_1$		-0.0370***	-0.0294***	-0.0302***	-0.0267***	-0.0270***	-0.0288***	-0.0272***	-0.0273***
	$\hat{\beta}_2$			-0.0445***	-0.0371***	-0.0389***	-0.0362***	-0.0371***	-0.0370***	-0.0370***
	$\hat{\beta}_3$				-0.0419***	-0.0343***	-0.0369***	-0.0336***	-0.0331***	-0.0324***
	$\hat{\beta}_4$					-0.0428***	-0.0375***	-0.0396***	-0.0351***	-0.0335***
	$\hat{\beta}_5$						-0.0404***	-0.0346***	-0.0335***	-0.0309***
	$\hat{\beta}_6$							-0.0487***	-0.0418***	-0.0393***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0376***	-0.0349***
	$\hat{\beta}_8$									-0.0092
	$\hat{\zeta}_p$	0.3359***	0.3249***	0.3184***	0.3135***	0.3097***	0.3012***	0.2973***	0.3024***	0.3002***
	$\hat{\zeta}_g$	0.3528	0.3341	0.3161	0.327	0.2778	0.2795	0.2874	0.2860	0.2895
	$\hat{\zeta}_u$	0.0506***	0.0471***	0.0419***	0.0407***	0.0403***	0.0472***	0.0504***	0.0459***	0.0459***
	과분산 계수	-3.2614***	-3.3165***	-3.3403***	-3.3534***	-3.3661***	-3.3841***	-3.4005***	-3.4038***	-3.4037***
확률 모수	상수 분산	0.3544***	0.3556***	0.3560***	0.3544***	0.3541***	0.3523***	0.3509***	0.3519***	0.3531***
	투자 계수 분산	0.0000	0.0029***	0.0027***	0.0023***	0.0020***	0.0019***	0.0018***	0.0014***	0.0013***
통계량	N	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232
	AIC	23705.7	23672.9	23651.9	23639.2	23626.5	23610.6	23597.4	23595.4	23598.9
	BIC	23750.2	23723.0	23707.6	23700.4	23693.3	23682.9	23675.3	23678.8	23687.9
	ll	-11844.8	-11827.5	-11816.0	-11808.6	-11801.2	-11792.3	-11784.7	-11782.7	-11783.4
	chi2	3518.0	3547.2	3567.4	3580.9	3594.5	3611.6	3626.1	3629.4	3627.7
	p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) 과분산 계수는 ln 값

주3) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion, ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value

부록 2.1.2 Polynomial Distributed Lag Model 추정 결과

[부록 2-5] NBPD Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)

구분		m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8
모수	$\hat{\alpha}$	2.8621***	2.8951***	2.9127***	2.9190***	2.9212***	2.9193***	2.9174***	2.9177***	2.9187***
	$\hat{\beta}_0$	-0.0503	-0.0275	-0.0216	-0.0183	-0.0179	-0.0181	-0.0185	-0.0189	-0.0186
	$\hat{\beta}_1$		-0.0515**	-0.0101	-0.0087	-0.0284	-0.0239**	-0.0209**	-0.0197**	-0.0193**
	$\hat{\beta}_2$			-0.0419**	-0.0358**	-0.0298	-0.0253*	-0.0223**	-0.0202**	-0.0197***
	$\hat{\beta}_3$				-0.0271	-0.0289	-0.0257**	-0.0228*	-0.0205*	-0.0200**
	$\hat{\beta}_4$					-0.0233	-0.0239**	-0.0223**	-0.0205*	-0.0199**
	$\hat{\beta}_5$						-0.0201	-0.0209*	-0.0203**	-0.0197**
	$\hat{\beta}_6$							-0.0185	-0.0199	-0.0193**
	$\hat{\beta}_7$								-0.0191	-0.0186
	$\hat{\beta}_8$									-0.0178
	$\hat{\zeta}_p$	0.3100***	0.3084***	0.3076***	0.3071***	0.3066***	0.3052***	0.3042***	0.3041***	0.3041***
	$\hat{\zeta}_g$	-0.1159	-0.0862	-0.0903	-0.0759	-0.1019	-0.1097	-0.1126	-0.119	-0.1187
	$\hat{\zeta}_u$	0.1870***	0.1798***	0.1761***	0.1749***	0.1747***	0.1758***	0.1767***	0.1768***	0.1766***
	$\hat{\gamma}_0$	-0.0504***	-0.0275	-0.038	-0.0329**	-0.0298**	-0.0253**	-0.0229*	-0.0205*	-0.0200**
	$\hat{\gamma}_1$		-0.024	-0.0101	-0.0087	-0.0014	-0.0015	0	-0.0002	0.0001
$\hat{\gamma}_2$		(omitted)	0.0062	0.0058	0.0023	0.0011	0.0005	0.0001	0.0001	
과분산 계수	-0.9347***	-0.9371***	-0.9383***	-0.9388***	-0.9392***	-0.9395***	-0.9398***	-0.9400***	-0.9401***	
통계량	N	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930
	AIC	27219.6	27216.1	27215.3	27214.1	27213.2	27212.5	27212.0	27211.4	27211.1
	BIC	27253.0	27255.1	27259.8	27258.6	27257.7	27257.0	27256.5	27256.0	27255.7
	ll	-13603.8	-13601.0	-13599.6	-13599.1	-13598.6	-13598.3	-13598.0	-13597.7	-13597.6
	chi2	583.9	589.5	592.3	593.4	594.4	595.0	595.6	596.1	596.4
	p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	r2_p	0.0210	0.0212	0.0213	0.0214	0.0214	0.0214	0.0214	0.0214	0.0215

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) 과분산 계수는 ln 값

주3) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion, ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value, r2_p: pseudo R²

[부록 2-6] FENBPDL Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)

구분	m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	
모수	$\hat{\alpha}$	-0.6882***	-0.7070***	-0.7425***	-0.7507***	-0.7530***	-0.7534***	-0.7488***	-0.7367***	-0.7313***
	$\hat{\beta}_0$	0.1042***	0.0987***	0.1003***	0.0893***	0.0837***	0.0790***	0.0811***	0.0889***	0.0955***
	$\hat{\beta}_1$		0.0302*	-0.0193*	-0.0313***	0.0466***	0.0654***	0.0652***	0.0679***	0.0647***
	$\hat{\beta}_2$			0.0615***	0.0267**	0.0305**	0.0444***	0.0461***	0.0464***	0.0378***
	$\hat{\beta}_3$				0.0387**	0.0196*	0.0216**	0.0239**	0.0242***	0.0149*
	$\hat{\beta}_4$					0.0193	-0.0049	-0.0014	0.0015	-0.0042
	$\hat{\beta}_5$						-0.0350**	-0.0298***	-0.0220***	-0.0192**
	$\hat{\beta}_6$							-0.0613***	-0.0459***	-0.0304***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0705***	-0.0376***
	$\hat{\beta}_8$									-0.0410**
	$\hat{\zeta}_p$	0.6887***	0.6962***	0.7089***	0.7126***	0.7143***	0.7091***	0.7075***	0.7114***	0.7118***
	$\hat{\zeta}_g$	3.6229***	3.6063***	3.5850***	3.5735***	3.5858***	3.5258***	3.5433***	3.5221***	3.5414***
	$\hat{\zeta}_u$	-0.0614***	-0.0597***	-0.0551***	-0.0548***	-0.0549***	-0.0510***	-0.0485***	-0.0519***	-0.0545***
	$\hat{\gamma}_0$	0.1043***	0.0987***	0.0203	0.0435***	0.0305**	0.0444***	0.0239**	0.0242***	-0.0042
	$\hat{\gamma}_1$		-0.0686***	-0.0194*	-0.0313***	-0.0161***	-0.0210***	-0.0237***	-0.0225***	-0.0171***
$\hat{\gamma}_2$		(omitted)	0.0606**	0.0145	0.0053	-0.0018	-0.0016	-0.0003	0.0020*	
통계량	N	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232
	AIC	21410.5	21409.5	21402.2	21404.1	21405.2	21401.4	21393.2	21385.3	21391.6
	BIC	21438.4	21442.9	21441.2	21443.0	21444.1	21440.4	21432.2	21424.3	21430.6
	ll	-10700.3	-10698.8	-10694.1	-10695.0	-10695.6	-10693.7	-10689.6	-10685.7	-10688.8
	chi2	291.7	299.2	314.8	316.1	313.5	320.5	320.9	326.7	321.1
	p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion, ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value

[부록 2-7] RENBPDL Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)

구분	m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	
모수	$\hat{\alpha}$	-0.6667***	-0.6800***	-0.7057***	-0.7102***	-0.7108***	-0.7116***	-0.7058***	-0.6925***	-0.6889***
	$\hat{\beta}_0$	0.0967***	0.0917***	0.0915***	0.0812***	0.0761***	0.0718***	0.0741***	0.0813***	0.0878***
	$\hat{\beta}_1$		0.0228***	-0.0201*	-0.0316***	0.0379***	0.0578***	0.0578***	0.0600***	0.0569***
	$\hat{\beta}_2$			0.0512***	0.0181***	0.0221*	0.0371***	0.0389***	0.0387***	0.0304**
	$\hat{\beta}_3$				0.0304*	0.0119***	0.0149***	0.0175**	0.0174*	0.0083***
	$\hat{\beta}_4$					0.0128***	-0.0107***	-0.0066***	-0.0040***	-0.0094***
	$\hat{\beta}_5$						-0.0397***	-0.0331***	-0.0253***	-0.0228***
	$\hat{\beta}_6$							-0.0622***	-0.0253***	-0.0317***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0681***	-0.0363***
	$\hat{\beta}_8$									-0.0365***
	$\hat{\zeta}_p$	0.5959***	0.6010***	0.6101***	0.6121***	0.6126***	0.6056***	0.6025***	0.6065***	0.6071***
	$\hat{\zeta}_g$	3.6076***	3.5954***	3.5793***	3.5712***	3.5790***	3.5138***	3.5338***	3.5141***	3.5319***
	$\hat{\zeta}_u$	-0.0547***	-0.0534***	-0.0500***	-0.0500***	-0.0501***	-0.0459***	-0.0439***	-0.0475***	-0.0496***
	$\hat{\gamma}_0$	0.0967***	0.0917***	0.0126***	0.0350***	0.0221***	0.0372***	0.0175***	0.0174***	-0.0094***
	$\hat{\gamma}_1$		-0.0688***	-0.0201***	-0.0316***	-0.0158***	-0.0206***	-0.0227***	-0.0213***	-0.0155***
$\hat{\gamma}_2$		(dropped)	0.0587***	0.0146***	0.0056***	-0.0017***	-0.0013***	-0.0000***	0.0022***	
통계량	N	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232
	AIC	25613.1	25613.2	25608.4	25611.0	25612.3	25607.2	25598.8	25591.5	25597.4
	BIC	25652.0	25657.8	25658.5	25661.1	25662.4	25657.2	25648.9	25641.6	25647.5
	ll	-12799.5	-12798.6	-12795.2	-12796.5	-12797.2	-12794.6	-12790.4	-12786.7	-12789.7
	chi2	500.7	501.2	506.2	502.9	501.4	505.8	515.4	522.5	516.8
	p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion, ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value

[부록 2-8] MENBPDL-RC Model 추정결과(사고발생건수 감소효과 모형)

구분		m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	
고정 모수	$\hat{\alpha}$	3.0692***	3.0962***	3.1313***	3.1461***	3.1529***	3.1419***	3.1341***	3.1422***	3.1477***	
	$\hat{\beta}_0$	-0.0034	0.0008	-0.0082	-0.0070	-0.0067	-0.0098	-0.0123	-0.0097	-0.0107	
	$\hat{\beta}_1$		-0.0305***	-0.0182**	-0.0163**	-0.0281***	-0.0264**	-0.0234**	-0.0212**	-0.0224**	
	$\hat{\beta}_2$			-0.0445***	-0.0396***	-0.0362***	-0.0341***	-0.0320***	-0.030***	-0.0310***	
	$\hat{\beta}_3$				-0.0409***	-0.0409***	-0.0396***	-0.0379***	-0.0361***	-0.0364***	
	$\hat{\beta}_4$					-0.0390***	-0.0407***	-0.0412***	-0.0394***	-0.0386***	
	$\hat{\beta}_5$						-0.0375***	-0.0420***	-0.0399***	-0.0376***	
	$\hat{\beta}_6$							-0.0401***	-0.0377***	-0.0334***	
	$\hat{\beta}_7$								-0.0328***	-0.0260***	
	$\hat{\beta}_8$									-0.0154	
	$\hat{\zeta}_p$	0.3359***	0.3310***	0.3184***	0.3134***	0.3096***	0.3013***	0.2962***	0.0483***	0.0477***	
	$\hat{\zeta}_g$	0.3527	0.3712	0.3161	0.3253	0.2812	0.2716	0.2777	0.2723	0.2783	
	$\hat{\zeta}_u$	0.0506***	0.0463***	0.0419***	0.0406***	0.0405***	0.0469***	0.0516***	0.0483***	0.0477***	
	$\hat{\gamma}_0$	-0.0034	0.0008	-0.0294***	-0.0283***	-0.0362***	-0.0341***	-0.0379***	-0.0361***	-0.0386***	
	$\hat{\gamma}_1$	-	-0.0313**	-0.0182***	-0.0163***	-0.0081***	-0.0077***	-0.0046**	-0.0047***	-0.0006	
	$\hat{\gamma}_2$	-	(omitted)	0.003	0.005	0.0033	0.0022	0.0013	0.0014*	0.0016***	
	과분산 계수	-3.2614***	-3.2689***	-3.3403***	-3.3534***	-3.3656***	-3.3837***	-3.3990***	-3.4023***	-3.4020***	
	확률 모수	상위 분산	0.0000	0.0000	0.0027***	0.0023***	0.0020***	0.0019***	0.0018***	0.0014***	0.0013***
		투자 계수 분산	0.3544***	0.3537***	0.3560***	0.3544***	0.3541***	0.3523***	0.3509***	0.3517***	0.3531***
통계량	N	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	1930	
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232	
	AIC	23705.68	23695.21	23651.92	23637.25	23623.12	23605.08	23591.34	23587.7	23589.56	
	BIC	23750.2	23745.29	23707.57	23692.9	23678.78	23660.73	23647	23643.36	23645.21	
	ll	-11844.84	-11838.6	-11815.96	-11808.63	-11801.56	-11792.54	-11785.67	-11783.85	-11784.78	
	chi2	55.15	67.87	70.83	76.32	80.46	84.69	90.75	92.7	92.08	
	p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) 과분산 계수는 ln 값

주3) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion,

ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value

부록 2.2 전국 사망자수 감소효과 추정결과

부록 2.2.1 Unstructured Lag Model 추정 결과

[부록 2-9] NBUL Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)

구분	m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	
모수	$\hat{\alpha}$	-0.0797	-0.0783	-0.0783	-0.0647	-0.0613	-0.0715	-0.0783	-0.069	-0.0644
	$\hat{\beta}_0$	0.1574***	0.1586***	0.1586***	0.1682***	0.1750***	0.1795***	0.1897***	0.1970***	0.1959***
	$\hat{\beta}_1$		-0.0025	-0.0025	0.0034	0.0167	0.0213	0.0177	0.0191	0.0243
	$\hat{\beta}_2$			-0.0001	0.0236	0.0276	0.0456	0.0496	0.0451	0.042
	$\hat{\beta}_3$				-0.0690**	-0.0364	-0.0328	-0.0162	-0.0172	-0.0161
	$\hat{\beta}_4$					-0.0921**	-0.0598	-0.0546	-0.0371	-0.0394
	$\hat{\beta}_5$						-0.1071***	-0.0778*	-0.0745*	-0.0675*
	$\hat{\beta}_6$							-0.1175***	-0.0857*	-0.0888*
	$\hat{\beta}_7$								-0.1097**	-0.0955**
	$\hat{\beta}_8$									-0.0524
	$\hat{\zeta}_p$	-0.1450***	-0.1452***	-0.1452***	-0.1455***	-0.1463***	-0.1512***	-0.1530***	-0.1489***	-0.1481***
	$\hat{\zeta}_g$	0.7874***	0.7876***	0.7876***	0.7962***	0.8025***	0.8088***	0.8192***	0.8300***	0.8326***
	$\hat{\zeta}_u$	-0.0586**	-0.0588**	-0.0589**	-0.0621**	-0.0627**	-0.0584**	-0.0562**	-0.0600**	-0.0613**
과분산 계수	-0.8241***	-0.8240***	-0.8240***	-0.8253***	-0.8283***	-0.8331***	-0.8370***	-0.8405***	-0.8408***	
통계량	N	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1975
	AIC	14609.0	14610.9	14612.9	14611.0	14606.5	14600.7	14595.6	14591.9	14588.5
	BIC	14642.5	14650.1	14657.7	14661.3	14662.4	14662.2	14662.7	14664.5	14666.7
	ll	-7298.5	-7298.5	-7298.5	-7296.5	-7293.2	-7289.4	-7285.8	-7282.9	-7280.2
	chi2	199.6	199.6	199.6	203.6	210.1	217.8	225.0	230.7	229.4
	p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	r2_p	0.0135	0.0135	0.0135	0.0138	0.0142	0.0147	0.0152	0.0156	0.0155

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) 과분산 계수는 ln 값

주3) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion,

ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value, r2_p: pseudo R²

[부록 2-10] FENBUL Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)

구분	m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	
모수	$\hat{\alpha}$	0.8962***	0.9302***	0.9811***	1.0519***	1.1093***	1.1177***	1.1095***	1.1086***	1.1047***
	$\hat{\beta}_0$	0.0096	0.0139	0.0102	0.0128	0.0137	0.0125	0.0199	0.0237	0.0232
	$\hat{\beta}_1$		-0.0313	-0.024	-0.0246	-0.019	-0.0161	-0.0188	-0.0176	-0.0177
	$\hat{\beta}_2$			-0.0501**	-0.0299	-0.032	-0.0213	-0.0198	-0.0204	-0.0198
	$\hat{\beta}_3$				-0.0914***	-0.0612***	-0.0581**	-0.0464**	-0.0460**	-0.0457**
	$\hat{\beta}_4$					-0.1118***	-0.0745***	-0.0709***	-0.0654***	-0.0651***
	$\hat{\beta}_5$						-0.1325***	-0.1015***	-0.1007***	-0.1007***
	$\hat{\beta}_6$							-0.1301***	-0.1208***	-0.1207***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0386	-0.0388
	$\hat{\beta}_8$									0.0008
	$\hat{\zeta}_p$	-0.1167	-0.1318	-0.15	-0.1818	-0.2128*	-0.2412*	-0.2452*	-0.2423*	-0.2402*
	$\hat{\zeta}_g$	-2.2457***	-2.2309***	-2.2101***	-2.1524***	-2.0813***	-1.9647***	-1.8239***	-1.7906***	-1.7896***
	$\hat{\zeta}_u$	-0.0046	-0.0058	-0.0093	-0.0131	-0.0111	0.0057	0.009	0.006	0.0058
통계량	N	1974	1974	1974	1974	1974	1974	1974	1974	1973
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232
	AIC	10176.9	10176.3	10173.6	10159.4	10138.4	10110.3	10087.4	10087.2	10085.4
	BIC	10204.8	10209.8	10212.7	10204.1	10188.7	10166.2	10148.9	10154.3	10158.0
	ll	-5083.5	-5082.2	-5079.8	-5071.7	-5060.2	-5045.2	-5032.7	-5031.6	-5029.7
	chi2	91.4	95.1	101.7	122.1	150.4	184.8	211.9	214.5	212.7
	p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion, ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value

[부록 2-11] RENBUL Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)

구분	m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	
모수	$\hat{\alpha}$	0.7186***	0.7446***	0.7859***	0.8538***	0.9119***	0.9303***	0.9356***	0.9362***	0.9333***
	$\hat{\beta}_0$	0.022	0.0258	0.0239	0.0276	0.0298*	0.0296*	0.0381**	0.0432**	0.0427**
	$\hat{\beta}_1$		-0.0225	-0.0162	-0.0159	-0.0099	-0.0064	-0.0093	-0.0076	-0.0073
	$\hat{\beta}_2$			-0.0385*	-0.0185	-0.02	-0.0091	-0.0073	-0.0081	-0.0076
	$\hat{\beta}_3$				-0.0865***	-0.0569**	-0.0538**	-0.0414*	-0.0410*	-0.0404*
	$\hat{\beta}_4$					-0.1092***	-0.0709***	-0.0670***	-0.0597**	-0.0596**
	$\hat{\beta}_5$						-0.1338***	-0.1007***	-0.0996***	-0.0982***
	$\hat{\beta}_6$							-0.1384***	-0.1258***	-0.1262***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0517*	-0.0506*
	$\hat{\beta}_8$									-0.0063
	$\hat{\zeta}_p$	-0.2141***	-0.2217***	-0.2316***	-0.2490***	-0.2685***	-0.2940***	-0.2994***	-0.2942***	-0.2926***
	$\hat{\zeta}_g$	-1.5783***	-1.5758***	-1.5739***	-1.5493***	-1.5126***	-1.4330***	-1.3194***	-1.2821***	-1.2788***
	$\hat{\zeta}_u$	-0.0085	-0.0094	-0.0121	-0.0155	-0.0139	0.0013	0.0040	0.0000	-0.0007
통계량	N	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1975
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232
	AIC	12904.4	12905.1	12904.2	12891.7	12872.1	12843.7	12818.0	12816.2	12813.5
	BIC	12943.6	12949.8	12954.5	12947.6	12933.6	12910.8	12890.7	12894.5	12897.4
	ll	-6445.2	-6444.5	-6443.1	-6435.9	-6425.0	-6409.8	-6396.0	-6394.1	-6391.8
	chi2	72.9	74.7	78.2	94.7	119.3	152.5	181.8	186.2	184.5
	p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion, ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value

[부록 2-12] MENBUL-RC Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)

구분		m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8
고정 모수	$\hat{\alpha}$	0.1382	0.1642	0.1972*	0.2161**	0.2188**	0.1572	0.1217	0.1222	0.1202
	$\hat{\beta}_0$	0.0102	0.0175	0.0147	0.0182	0.0207	0.0232	0.0320*	0.0353**	0.0347**
	$\hat{\beta}_1$		-0.0467**	-0.0372**	-0.0357*	-0.0274	-0.0227	-0.0244	-0.0235	-0.0248
	$\hat{\beta}_2$			-0.0521**	-0.0308	-0.0308	-0.0163	-0.0127	-0.0132	-0.0109
	$\hat{\beta}_3$				-0.0899***	-0.0618***	-0.0592***	-0.0467**	-0.0466**	-0.0462**
	$\hat{\beta}_4$					-0.0943***	-0.0607***	-0.0566**	-0.0523**	-0.0509**
	$\hat{\beta}_5$						-0.1181***	-0.0921***	-0.0913***	-0.0937***
	$\hat{\beta}_6$							-0.1108***	-0.1024***	-0.1011***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0309	-0.0344
	$\hat{\beta}_8$									0.0159
	$\hat{\zeta}_p$	-0.3552***	-0.3630***	-0.3690***	-0.3764***	-0.3849***	-0.4019***	-0.4044***	-0.4007***	-0.4003***
	$\hat{\zeta}_g$	-1.7654***	-1.7213***	-1.6862***	-1.5936***	-1.5382***	-1.4271***	-1.3173***	-1.2920***	-1.2969***
	$\hat{\zeta}_u$	0.0504*	0.0457*	0.0387	0.0334	0.0337	0.0514**	0.0570**	0.0546**	0.0550**
과분산 계수	-2.8939***	-2.8983***	-2.9057***	-2.9233***	-2.9504***	-2.9819***	-3.0041***	-3.0056***	-3.0050***	
확률 모수	상승 분산	0.5998***	0.6031***	0.6072***	0.6087***	0.6100***	0.6065***	0.5996***	0.5966***	0.5966***
	투자 계수 분산	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
통계량	N	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1975
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232
	AIC	12637.0	12630.6	12626.8	12611.5	12595.2	12571.7	12555.5	12556.1	12555.8
	BIC	12681.7	12675.3	12677.1	12667.4	12656.7	12638.8	12628.2	12634.4	12645.2
	ll	-6310.5	-6307.3	-6304.4	-6295.7	-6286.6	-6273.9	-6264.7	-6264.1	-6261.9
	chi2	70.9	77.7	83.8	102.1	121.6	148.6	168.2	169.9	167.6
	p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) 과분산 계수는 ln 값

주3) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion,

ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value

부록 2.2.2 Polynomial Distributed Lag Model 추정 결과

[부록 2-13] NBPD Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)

구분		m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8
모수	$\hat{\alpha}$	-0.0797	-0.0783	-0.0783	-0.0613	-0.0570	-0.0667	-0.0745	-0.0704	-0.0648
	$\hat{\beta}_0$	0.1574***	0.1586***	0.1586***	0.1536***	0.1547***	0.1554***	0.1577***	0.1594***	0.1601***
	$\hat{\beta}_1$		-0.0025	-0.0794***	-0.0887***	0.0554**	0.0697***	0.0830***	0.0866***	0.0872***
	$\hat{\beta}_2$			-0.0001	-0.0238	-0.0029	0.0130	0.0215	0.0265**	0.0272***
	$\hat{\beta}_3$				-0.0479	-0.0509***	-0.0364**	-0.0268*	-0.0209	-0.0198*
	$\hat{\beta}_4$					-0.0784**	-0.0714***	-0.0620***	-0.0556***	-0.0539***
	$\hat{\beta}_5$						-0.0919***	-0.0839***	-0.0777***	-0.0751***
	$\hat{\beta}_6$							-0.0927***	-0.0870***	-0.0833***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0837***	-0.0786***
	$\hat{\beta}_8$									-0.0609*
	$\hat{\zeta}_p$	-0.1450***	-0.1452***	-0.1452***	-0.1455***	-0.1465***	-0.1511***	-0.1534***	-0.1511***	-0.1499***
	$\hat{\zeta}_g$	0.7874***	0.7876***	0.7876***	0.7931***	0.8011***	0.8068***	0.8155***	0.8251***	0.8288***
	$\hat{\zeta}_u$	-0.0586**	-0.0588**	-0.0589**	-0.0628**	-0.0636**	-0.0595**	-0.0568**	-0.0587**	-0.0604**
	$\hat{\gamma}_0$	0.1574***	0.1586***	-0.0025	0.0433**	-0.0029	0.0130	-0.0268*	-0.0209	-0.0539***
	$\hat{\gamma}_1$	-	-0.1611***	-0.0794***	-0.0887***	-0.0583***	-0.0567***	-0.0417***	-0.0411***	-0.0276***
	$\hat{\gamma}_2$	-	(omitted)	0.0817*	0.0215	0.0103	0.0072	0.0066*	0.0063**	0.0065***
과분산 계수	-0.8241***	-0.8240***	-0.8240***	-0.8242***	-0.8270***	-0.8315***	-0.8350***	-0.8383***	-0.8391***	
통계량	N	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1975
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232
	AIC	14609.0	14610.9	14612.9	14611.7	14605.5	14598.2	14592.3	14587.2	14580.9
	BIC	14642.5	14650.1	14657.7	14656.4	14650.2	14643.0	14637.0	14631.9	14625.6
	ll	-7298.5	-7298.5	-7298.5	-7297.9	-7294.8	-7291.1	-7288.1	-7285.6	-7282.5
	chi2	199.6	199.6	199.6	200.9	207.1	214.3	220.3	225.4	225.0
	p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	r2_p	0.0135	0.0135	0.0135	0.0136	0.014	0.0145	0.0149	0.0152	0.0152

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) 과분산 계수는 ln 값

주3) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion,

ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value, r2_p: pseudo R²

[부록 2-14] FENBPDL Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)

구분	m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	
모수	$\hat{\alpha}$	0.8962***	0.9302***	0.9811***	1.0534***	1.1100***	1.1197***	1.1108***	1.1248***	1.1328***
	$\hat{\beta}_0$	0.0096	0.0139237	0.0102	0.0081	0.0094	0.0076	0.0129	0.0266*	0.0304**
	$\hat{\beta}_1$		-0.0313	-0.0302**	-0.0265**	-0.0072	-0.0040	-0.0059	-0.0079	-0.0104
	$\hat{\beta}_2$			-0.05010**	-0.0449***	-0.0361***	-0.0275**	-0.0265**	-0.0358***	-0.0417***
	$\hat{\beta}_3$				-0.0848***	-0.0681***	-0.0538***	-0.0490***	-0.0573***	-0.0635***
	$\hat{\beta}_4$					-0.1063***	-0.0861***	-0.0734***	-0.0722***	-0.0757***
	$\hat{\beta}_5$						-0.1243***	-0.0996***	-0.0806***	-0.0785***
	$\hat{\beta}_6$							-0.1277***	-0.0825***	-0.0717***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0779***	-0.0554***
	$\hat{\beta}_8$									-0.0296
	$\hat{\zeta}_p$	-0.1167	-0.1318	-0.15	-0.1811	-0.2122*	-0.2407*	-0.2447*	-0.2386*	-0.2396*
	$\hat{\zeta}_g$	-2.2457***	-2.2309***	-2.2101***	-2.1533***	-2.0815***	-1.9669***	-1.8256***	-1.7981***	-1.8161***
	$\hat{\zeta}_u$	-0.0046	-0.0058	-0.0093	-0.0135	-0.0116	0.0049	0.0085	-0.0026	-0.0046
	$\hat{\gamma}_0$	0.0096	0.0139	-0.024	-0.0139	-0.0361***	-0.0275**	-0.0490***	-0.0573***	-0.0757***
$\hat{\gamma}_1$	-	-0.0453	-0.0302**	-0.0265**	-0.0289***	-0.0234***	-0.0234***	-0.0182***	-0.0075***	
$\hat{\gamma}_2$	-	(omitted)	0.004	-0.0045	-0.0031	-0.0029	-0.0009	0.0033**	0.0048***	
통계량	N	1974	1974	1974	1974	1974	1974	1974	1974	1973
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232
	AIC	10176.9	10176.3	10173.6	10158.0	10134.8	10104.9	10080.1	10082.7	10081.1
	BIC	10204.8	10209.8	10212.7	10197.1	10173.9	10144.0	10119.2	10121.8	10120.2
	ll	-5083.5	-5082.2	-5079.8	-5072.0	-5060.4	-5045.4	-5033.0	-5034.3	-5033.5
	chi2	91.4	95.1	101.7	121.5	150.0	184.3	211.2	210.1	206.9
	p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) 과분산 계수는 ln 값

주3) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion, ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value

[부록 2-15] RENBPDL Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)

구분	m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8	
모수	$\hat{\alpha}$	0.7186***	0.7446***	0.7859***	0.8566***	0.9140***	0.9335***	0.9384***	0.9487***	0.9557***
	$\hat{\beta}_0$	0.022	0.0258	0.0239	0.0221	0.0243	0.0235	0.0289**	0.04314***	0.0477***
	$\hat{\beta}_1$		-0.0225	-0.0312**	-0.0293**	0.0046	0.0084	0.0072	0.0060	0.00352
	$\hat{\beta}_2$			-0.0385*	-0.0365***	-0.0274**	-0.0184	-0.01662*	-0.0250***	-0.0312***
	$\hat{\beta}_3$				-0.0784***	-0.0624***	-0.0481***	-0.0426***	-0.0499***	-0.0565***
	$\hat{\beta}_4$					-0.1037***	-0.0836***	-0.0706***	-0.0687***	-0.0723***
	$\hat{\beta}_5$						-0.1249***	-0.1008***	-0.0815***	-0.0786***
	$\hat{\beta}_6$							-0.1331***	-0.0881***	-0.0755***
	$\hat{\beta}_7$								-0.0886***	-0.0630***
	$\hat{\beta}_8$									-0.0410**
	$\hat{\zeta}_p$	-0.2141***	-0.2217***	-0.2316***	-0.2492***	-0.2685***	-0.2938***	-0.2999***	-0.2880***	-0.2871***
	$\hat{\zeta}_g$	-1.5783***	-1.5758***	-1.5739***	-1.5515***	-1.5138***	-1.4360***	-1.3233***	-1.2872***	-1.3006***
	$\hat{\zeta}_u$	-0.0085	-0.0094	-0.0121	-0.016	-0.0145	0.0004	0.0036	-0.0074	-0.0099
	$\hat{\gamma}_0$	0.0220	0.0258	-0.0162	-0.0030	-0.0274**	-0.0184	-0.0426***	-0.0499***	-0.0723***
	$\hat{\gamma}_1$	-	-0.0484*	-0.0312**	-0.0293**	-0.0320***	-0.0268***	-0.0270***	-0.0219***	-0.0111***
$\hat{\gamma}_2$	-	(omitted)	0.0089	-0.0042	-0.0031	-0.0029	-0.0011	0.0030**	0.0047***	
통계량	N	1974	1974	1974	1974	1974	1974	1974	1974	1973
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232
	AIC	12904.4	12905.1	12904.2	12890.7	12868.7	12838.5	12811.1	12811.3	12809.5
	BIC	12943.6	12949.8	12954.5	12941.0	12919.0	12888.8	12861.4	12861.6	12859.8
	ll	-6445.2	-6444.5	-6443.1	-6436.4	-6425.3	-6410.3	-6396.5	-6396.7	-6395.7
	chi2	72.9	74.7	78.2	93.7	118.8	151.7	180.7	181.9	178.1
	p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) 과분산 계수는 ln 값

주3) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion, ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value

[부록 2-16] MENBPDL-RC Model 추정결과(사망자수 감소효과 모형)

구분	m=0	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5	m=6	m=7	m=8		
고정 모수	$\hat{\alpha}$	0.1382	0.1642	0.1972*	0.2214**	0.2221**	0.1653	0.1289	0.1489	0.1683	
	$\hat{\beta}_0$	0.0102	0.01749	0.0147	0.0119	0.0145	0.0147	0.0204	0.0309**	0.0282	
	$\hat{\beta}_1$		-0.0467**	-0.0334**	-0.0317***	-0.0148	-0.0052	-0.0027	-0.0046	-0.0125***	
	$\hat{\beta}_2$			-0.0521**	-0.0516***	-0.0409***	-0.0284**	-0.02497**	-0.0326***	-0.0433***	
	$\hat{\beta}_3$				-0.0809***	-0.0662***	-0.0524***	-0.0464***	-0.0531***	-0.0644***	
	$\hat{\beta}_4$					-0.0898***	-0.0781***	-0.0670***	-0.0662***	-0.0757***	
	$\hat{\beta}_5$						-0.1054***	-0.0867***	-0.0718***	-0.0771***	
	$\hat{\beta}_6$							-0.1057***	-0.0701***	-0.0688***	
	$\hat{\beta}_7$								-0.0607***	-0.0506***	
	$\hat{\beta}_8$									-0.0227	
	$\hat{\zeta}_p$	-0.3552***	-0.3630***	-0.3690***	-0.3771***	-0.3856***	-0.4022***	-0.4057***	-0.3949***	-0.3924***	
	$\hat{\zeta}_g$	-1.7654***	-1.7213***	-1.6862***	-1.5994***	-1.5389***	-1.4369***	-1.3271***	-1.3022***	-1.2839***	
	$\hat{\zeta}_u$	0.0504*	0.0457*	0.0387	0.0326	0.0332	0.0498*	0.0560**	0.0461*	0.0404	
	$\hat{\gamma}_0$	0.0102	0.0175	-0.0372**	-0.0206	-0.0409***	-0.0284**	-0.0464***	-0.0531***	-0.0757***	
	$\hat{\gamma}_1$		-0.0642**	-0.0334**	-0.0317***	-0.0261***	-0.0232***	-0.0210***	-0.0168***	-0.0064**	
	$\hat{\gamma}_2$		(omitted)	0.0185	0.0008	0.0008	-0.0008	0.0004	0.0037**	0.0049***	
	과분산 계수	-2.8939***	-2.8983***	-2.9057***	-2.9233***	-2.9503***	-2.9824***	-3.0046***	-3.0013***	-3.0223***	
	확률 모수	상위 분산	0.5998***	0.6031***	0.6072***	0.6099***	0.6109***	0.6079***	0.6014***	0.5970***	0.5945***
		투자 계수 분산	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0005
통계량	N	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1975	
	N_g	232	232	232	232	232	232	232	232	232	
	AIC	12635.0	12630.6	12626.8	12610.9	12592.0	12567.4	12549.4	12551.0	12548.6	
	BIC	12674.1	12675.3	12677.1	12661.2	12642.3	12617.7	12599.7	12601.3	12598.9	
	ll	-6310.5	-6307.3	-6304.4	-6296.4	-6287.0	-6274.7	-6265.7	-6266.5	-6265.3	
	chi2	70.9	77.7	83.8	100.6	120.8	146.9	166.2	165.3	161.3	
	p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	

legend: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

주1) 사고감소율은 $\{1-\exp(\sum \hat{\beta}_k)\} \times 100\%$ 감소로 해석

주2) 과분산 계수는 ln 값

주3) N: 관측 수, N_g: 그룹 수, AIC: Akaike Information Criterion, BIC: Bayesian Information Criterion, ll: log likelihood, chi2: chi squares, p: chi squares' p-value

부록 3. 지역별 확률모수 추정 결과(MENBPDL-RC 사후추정)

※사고발생건수 감소효과 모형은 m7모형, 사망자수 감소효과 모형은 m8모형을 각각 사후추정

[부록 3-1] 서울특별시 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
서울	서울_종로	1.098	-0.00891	0.609	-0.00135
서울	서울_중구	2.006	0.00503	1.750	0.00212
서울	서울_용산	0.568	0.00153	0.475	0.00052
서울	서울_성동	-0.374	-0.00073	0.010	-0.00012
서울	서울_동대문	0.042	-0.00110	0.976	-0.00084
서울	서울_성북	-0.757	-0.00073	-0.612	-0.00006
서울	서울_도봉	-0.173	-0.00053	0.175	-0.00013
서울	서울_은평	-0.135	-0.00076	-0.154	-0.00001
서울	서울_서대문	-0.081	-0.00220	0.422	-0.00021
서울	서울_마포	-0.234	-0.00059	0.048	0.00008
서울	서울_강서	-0.375	-0.00025	-0.529	0.00010
서울	서울_구로	-0.312	-0.00004	0.217	0.00019
서울	서울_영등포	-0.117	0.00055	0.290	-0.00018
서울	서울_동작	-0.154	0.00010	0.602	0.00008
서울	서울_관악	-0.054	-0.00088	-0.049	0.00029
서울	서울_강남	-0.274	0.00005	-0.622	-0.00018
서울	서울_강동	-0.264	0.00006	-0.112	-0.00001
서울	서울_송파	-0.358	-0.00049	-0.371	-0.00024
서울	서울_서초	-0.133	-0.00108	-0.582	-0.00012
서울	서울_양천	-1.008	-0.00077	-0.152	-0.00076
서울	서울_중랑	0.052	-0.00044	0.157	-0.00008
서울	서울_노원	-0.276	-0.00005	-0.163	-0.00021
서울	서울_광진	0.000	0.00029	0.495	-0.00022
서울	서울_강북	0.583	-0.00065	0.424	-0.00022
서울	서울_금천	0.500	-0.00098	1.088	0.00001

[부록 3-2] 부산광역시 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
부산	부산_중구	2.338	0.00366	2.736	0.00217
부산	부산_서구	1.605	0.00098	1.352	0.00051
부산	부산_동구	1.810	-0.00258	1.792	-0.00016
부산	부산_영도	0.806	0.00027	0.674	-0.00010
부산	부산_부산진	0.047	-0.00118	0.280	-0.00018
부산	부산_동래	0.466	-0.00195	0.645	-0.00061
부산	부산_남구	0.094	0.00030	0.230	-0.00044
부산	부산_북구	0.458	-0.00210	0.525	-0.00030
부산	부산_해운대	-0.296	-0.00050	-0.205	-0.00093
부산	부산_사하	0.235	-0.00098	0.105	-0.00047
부산	부산_금정	0.673	0.00411	0.123	0.00007
부산	부산_강서	1.773	-0.00770	2.328	-0.00257
부산	부산_연제	0.549	-0.00506	0.895	-0.00094
부산	부산_수영	0.467	0.00053	0.574	-0.00073
부산	부산_사상	0.651	0.00949	0.823	-0.00170
부산	부산_기장	0.341	-0.01093	0.620	-0.00391

[부록 3-3] 대구광역시 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
대구	대구_중구	2.234	0.00389	1.979	-0.00074
대구	대구_동구	0.439	0.00288	-0.078	-0.00072
대구	대구_서구	0.950	0.00174	0.808	0.00021
대구	대구_남구	1.084	0.00860	0.772	0.00044
대구	대구_북구	0.290	-0.00343	-0.389	-0.00406
대구	대구_수성	0.202	-0.00519	-0.260	-0.00232
대구	대구_달서	-0.207	0.00127	-0.588	-0.00091
대구	대구_달성	-0.160	-0.00399	0.063	-0.00424

[부록 3-4] 인천광역시 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
인천	인천_중구	1.262	0.00992	1.466	0.00211
인천	인천_동구	1.325	0.00142	1.772	0.00059
인천	인천_남구	0.004	-0.00027	0.229	-0.00035
인천	인천_부평	0.328	-0.00808	-0.197	-0.00189
인천	인천_남동	0.049	0.00019	-0.199	-0.00017
인천	인천_서구	-0.703	-0.00115	-0.006	-0.00011
인천	인천_연수	-0.128	-0.00233	-0.311	-0.00006
인천	인천_계양	-0.295	-0.00323	-1.221	-0.00057
인천	인천_강화	-0.036	0.00214	0.478	0.01245
인천	인천_옹진	-0.275	0.01895	0.338	0.02305

[부록 3-5] 광주광역시 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
광주	광주_동구	1.782	0.00562	1.047	0.00225
광주	광주_서구	0.563	0.00187	0.018	-0.00078
광주	광주_북구	-0.032	-0.00303	-0.592	0.00055
광주	광주_광산	-0.355	0.00332	-0.824	0.00000
광주	광주_남구	0.377	0.00176	0.036	-0.00928

[부록 3-6] 대전광역시 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
대전	대전_동구	0.109	-0.00172	-0.117	-0.00028
대전	대전_중구	0.183	0.00434	-0.282	0.00101
대전	대전_서구	-0.499	0.00894	-1.103	0.00148
대전	대전_유성	-0.281	-0.04002	-0.307	-0.00397
대전	대전_대덕	0.012	0.01847	-0.418	-0.00093

[부록 3-7] 울산광역시 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
울산	울산_중구	0.152	-0.00239	-0.266	-0.00083
울산	울산_남구	0.090	0.00213	-0.060	-0.00084
울산	울산_동구	0.884	0.00247	0.419	-0.00053
울산	울산_북구	0.231	-0.00757	0.157	0.00034
울산	울산_울주	-0.709	-0.00865	-0.391	-0.00627

[부록 3-8] 경기도 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
경기	경기_수원	-1.191	-0.00100	-1.494	0.00075
경기	경기_성남	-0.888	-0.00112	-1.048	0.00028
경기	경기_의정부	-0.057	0.00047	-0.584	-0.00043
경기	경기_안양	-0.790	-0.00914	-0.604	-0.00140
경기	경기_부천	-1.041	-0.00043	-0.980	0.00002
경기	경기_안산	-0.987	0.00106	-1.106	0.00075
경기	경기_평택	-0.647	-0.00310	-0.813	-0.00058
경기	경기_광명	0.051	-0.00003	0.014	-0.00011
경기	경기_구리	0.500	0.00367	0.064	0.00095
경기	경기_양주	0.248	-0.01227	0.008	-0.00407
경기	경기_여주	-0.686	-0.01639	-0.072	-0.00814
경기	경기_화성	-0.498	-0.01039	-0.218	-0.00318
경기	경기_시흥	-0.430	0.00218	-0.711	0.00188
경기	경기_파주	0.053	-0.01700	0.090	-0.00498
경기	경기_고양	-0.117	-0.00165	-0.628	-0.00044
경기	경기_광주	-0.211	0.01987	-0.281	-0.00046
경기	경기_연천	0.088	-0.10031	-0.055	-0.00953
경기	경기_포천	-0.452	-0.00563	-0.358	-0.00283
경기	경기_가평	0.034	-0.01504	0.290	-0.00702
경기	경기_양평	0.040	-0.02841	0.374	-0.01592
경기	경기_이천	0.038	-0.02502	0.039	-0.00655
경기	경기_용인	-1.200	0.00108	-1.462	0.00038
경기	경기_안성	-0.315	-0.00915	0.110	-0.00222
경기	경기_김포	-0.089	-0.01423	-0.270	-0.00059
경기	경기_동두천	1.352	-0.02210	0.769	-0.00097
경기	경기_과천	1.505	0.00500	1.124	0.00051
경기	경기_군포	-0.019	0.00012	-0.184	0.00004
경기	경기_남양주	-0.331	0.00142	-0.588	-0.00008
경기	경기_오산	-0.029	-0.00093	-0.466	-0.00045
경기	경기_의왕	0.086	-0.00472	0.127	0.00242
경기	경기_하남	1.505	0.00040	0.852	0.00014

[부록 3-9] 충청남도 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
충남	충남_천안	-0.945	0.00301	-0.988	0.00024
충남	충남_아산	-0.637	-0.02414	0.067	-0.00167
충남	충남_보령	-0.462	0.00119	-0.457	-0.00308
충남	충남_서산	-0.675	0.00227	-0.200	-0.01043
충남	충남_금산	0.241	0.03392	0.776	-0.00893
충남	충남_태안	0.299	0.01825	1.233	0.00615
충남	충남_연기	0.273	-0.06037	0.646	-0.00403
충남	충남_공주	-0.726	-0.03769	-0.289	-0.01328
충남	충남_논산	0.116	-0.02755	0.580	-0.01427
충남	충남_부여	-0.388	-0.00254	0.400	0.00074
충남	충남_서천	0.471	0.01599	0.904	0.00273
충남	충남_청양	0.024	0.04899	0.999	0.01707
충남	충남_홍성	0.487	-0.02089	0.701	0.00621
충남	충남_예산	0.476	-0.01357	0.816	-0.00612
충남	충남_당진	-0.044	0.00972	0.960	-0.00152
충남	충남_계룡	0.184	0.00000	-0.298	0.00000

[부록 3-10] 충청북도 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
충북	충북_청주	-0.742	-0.00166	-1.303	-0.00090
충북	충북_충주	-0.639	-0.00045	-0.775	-0.00874
충북	충북_제천	-0.278	0.02061	-0.605	0.00113
충북	충북_청원	-0.122	-0.00650	0.396	-0.00304
충북	충북_보은	-0.062	-0.02697	0.377	-0.00745
충북	충북_옥천	0.037	-0.00274	0.463	-0.00292
충북	충북_영동	-0.701	0.02580	0.065	0.00231
충북	충북_진천	0.484	-0.02021	0.996	-0.01297
충북	충북_괴산	-0.685	0.01790	0.317	0.02034
충북	충북_음성	0.447	0.01397	0.801	0.00707
충북	충북_단양	-0.365	0.01626	0.387	-0.00092
충북	충북_증평	1.528	0.01842	1.462	0.00328

[부록 3-11] 전라남도 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
전남	전남_목포	0.167	-0.00002	-0.333	-0.00009
전남	전남_여수	-0.255	-0.00092	-0.135	0.00020
전남	전남_순천	-0.539	0.00164	-0.942	-0.00578
전남	전남_나주	-0.200	-0.01114	-0.015	-0.00288
전남	전남_광양	0.019	-0.00375	0.235	-0.00557
전남	전남_담양	0.062	-0.00296	0.788	-0.00397
전남	전남_곡성	0.392	0.02589	1.504	0.00601
전남	전남_구례	0.726	0.03276	1.564	0.00058
전남	전남_고흥	-0.450	-0.03196	0.225	-0.01281
전남	전남_보성	0.108	-0.00115	0.879	-0.00712
전남	전남_화순	0.025	0.01397	0.057	0.00363
전남	전남_장흥	0.457	0.01814	1.339	0.00007
전남	전남_강진	0.708	0.02285	1.487	-0.00177
전남	전남_해남	-0.180	0.01694	0.558	0.00767
전남	전남_영암	0.908	0.01354	1.539	0.01699
전남	전남_무안	0.001	-0.00892	0.285	-0.01183
전남	전남_함평	0.004	0.03953	0.974	-0.00071
전남	전남_영광	0.620	0.02479	1.230	0.00239
전남	전남_장성	-0.029	0.01211	0.983	0.00687
전남	전남_완도	0.104	0.02638	0.888	0.00089
전남	전남_진도	-0.001	0.01099	0.937	0.00588
전남	전남_신안	-0.205	-0.00854	0.954	0.00265

[부록 3-12] 전라북도 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
전북	전북_전주	-0.095	-0.00152	-0.541	-0.00065
전북	전북_군산	-0.507	0.00099	-0.666	-0.00167
전북	전북_정읍	0.072	0.00906	0.177	0.00461
전북	전북_남원	-0.274	-0.00328	0.152	0.00006
전북	전북_김제	-0.063	-0.03479	0.298	-0.00713
전북	전북_완주	0.055	-0.00538	0.932	-0.00244
전북	전북_진안	-0.450	0.01137	0.380	0.01737
전북	전북_무주	0.050	-0.00893	0.799	0.00810
전북	전북_장수	-0.706	0.00953	-0.459	0.00304
전북	전북_임실	-0.597	-0.01703	0.256	-0.00231
전북	전북_순창	-0.261	0.04496	0.575	0.00891
전북	전북_고창	0.076	-0.01402	0.691	-0.00476
전북	전북_부안	0.058	0.03460	0.406	0.01272
전북	전북_익산	-0.528	0.02822	-0.690	0.00016

[부록 3-13] 경상남도 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
경남	경남_마산	-0.495	-0.00448	-0.805	-0.00128
경남	경남_진주	-0.815	-0.00593	-0.898	-0.00060
경남	경남_창원	-1.102	-0.01531	-1.423	-0.00344
경남	경남_진해	-0.173	-0.00426	-0.777	-0.00297
경남	경남_통영	0.223	0.00270	-0.250	-0.00492
경남	경남_김해	-1.106	-0.01860	-1.329	-0.00926
경남	경남_밀양	-0.774	0.01927	-0.346	0.00175
경남	경남_거제	-0.143	0.00028	-0.554	-0.00324
경남	경남_의령	-0.347	0.01970	0.293	0.00847
경남	경남_합안	0.152	-0.01549	0.685	0.00098
경남	경남_창녕	-0.137	0.02676	0.597	0.00358
경남	경남_양산	-1.143	-0.00498	-1.481	-0.00367
경남	경남_고성	-0.189	0.01425	0.627	0.00138
경남	경남_사천	-0.115	-0.00923	-0.270	-0.01246
경남	경남_남해	-0.102	0.01380	0.158	0.00311
경남	경남_하동	-0.403	0.00190	0.271	0.00122
경남	경남_산청	-0.497	0.00661	0.047	0.00481
경남	경남_함양	0.031	-0.00536	0.610	-0.00850
경남	경남_거창	-0.174	0.03415	0.316	0.00992
경남	경남_합천	-0.610	0.02497	0.456	0.01355

[부록 3-14] 경상북도 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
경북	경북_포항	-0.245	-0.00704	-0.752	-0.00049
경북	경북_경주	-0.291	0.00183	-0.266	0.00237
경북	경북_김천	-0.752	-0.01030	-0.482	-0.00746
경북	경북_안동	-0.524	-0.00572	-0.661	-0.00187
경북	경북_구미	0.671	0.00556	0.390	-0.00138
경북	경북_영주	0.227	0.01365	0.009	0.00935
경북	경북_영천	-0.166	0.02385	0.009	-0.00323
경북	경북_문경	-0.124	0.01333	0.167	-0.00381
경북	경북_상주	-0.482	-0.01926	-0.068	-0.00341
경북	경북_군위	0.509	-0.01951	1.108	0.00657
경북	경북_의성	-0.477	-0.01560	0.357	-0.00020
경북	경북_청송	-0.041	-0.00413	0.579	0.00143
경북	경북_영양	-0.114	0.01125	0.952	-0.00599
경북	경북_영덕	0.178	0.00272	0.757	0.00090
경북	경북_청도	0.094	-0.00231	0.663	-0.00115
경북	경북_고령	0.661	0.01804	1.472	0.01205

[부록 3-14 계속] 경상북도 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
경북	경북_성주	0.255	-0.02663	0.754	0.00034
경북	경북_칠곡	0.333	0.00810	0.454	-0.00330
경북	경북_예천	0.001	0.00659	0.790	0.00746
경북	경북_봉화	-0.047	0.01569	0.625	0.01116
경북	경북_울진	0.162	0.02554	0.639	-0.00050
경북	경북_울릉	0.730	0.00000	1.223	0.00000
경북	경북_경산	-0.477	-0.04257	-0.492	-0.00581

[부록 3-15] 강원도 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
강원	강원_춘천	-0.500	0.01226	-1.218	-0.00372
강원	강원_원주	-0.378	-0.00304	-1.151	-0.00054
강원	강원_동해	-0.055	-0.00671	-0.691	-0.00247
강원	강원_강릉	-0.525	-0.00240	-1.027	-0.00099
강원	강원_속초	0.932	0.00733	-0.063	-0.00052
강원	강원_태백	0.174	0.01074	-0.614	-0.00109
강원	강원_삼척	-0.444	0.01392	-0.441	0.01002
강원	강원_홍천	0.227	-0.03095	0.415	-0.00259
강원	강원_횡성	-0.137	-0.01164	0.510	0.01237
강원	강원_영월	0.150	-0.00901	0.566	0.00422
강원	강원_평창	-0.407	0.00684	0.363	-0.01056
강원	강원_정선	-0.657	0.01928	-0.009	-0.00237
강원	강원_철원	0.152	-0.02710	0.476	-0.00588
강원	강원_화천	-0.318	0.02388	0.506	0.01671
강원	강원_양구	0.557	-0.00410	0.985	0.02154
강원	강원_인제	-0.347	-0.00919	0.400	0.02203
강원	강원_고성	0.461	-0.03869	0.706	-0.00341
강원	강원_양양	0.749	0.01401	1.205	0.00189

[부록 3-16] 제주특별자치도 모수 추정결과

시도	시·군·구	사고발생건수 감소효과 모형		사망자수 감소효과 모형	
		확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})	확률 절편(u_{i2})	확률 기울기(u_{i1})
제주	제주_제주	-1.740	-0.00248	-2.339	-0.00109
제주	제주_서귀포	-1.492	-0.00061	-1.231	-0.00018

ABSTRACT

Lagged Effect Estimation of Financial Investment on Highway Safety Improvement Programs

OH, Chang-seok

Department of Civil and Environmental Engineering

The Graduate School

Seoul National University

It is accident reduction benefit for selected citizens with national fund investment of road safety improvement program. The economical investment decision of national highway safety improvement program that is conducted by every year can leave long-lasting influence on the pertinent region and such influence is distributed over time and the effects can be manifested according to the differences of the region's inherent traffic safety character and the risks of investment effect.

Accordingly, this research set the research problems of "Does road safety program investment reduce pertinent region's accidents and fatalities?", "Does this year's road safety improvement investment show effects in the future as well?", "When taking local road safety characteristics into consideration, does investment effect show to be more fitted?", "Does taking into consideration the interrelationship of local road safety program effects show better accident reduction effects?" and "Does taking into consideration the probability of local road safety program show better investment effects?". In order to prove these, this study quantitatively verified the lagged effects of the highway safety investment and sought to

measure the investment effects of traffic safety improvement programs that is more fitted for reality and develop lagged effects measurement model.

For analysis materials, national financial investment data of “High Risk Rural Roads” improvement program during 2004~2012 and “Hot Spot Roads” improvement program during 1995~2012 were panelized based on the every 232 local governments in Republic of Korea, and vehicle registrations and road extension were set as exposure variables in order to standardize accident reduction effects of local governments. The social economy control factors that affect accident reduction were used population density, GRDP per capita and unemployment rate.

The model specification was based on Count Model in order to consider the heteroscedasticity for the discrete accident frequency data, used the Distributed Lag model so as to consider the lagged effects of safety program financial investment, and selected Negative Binomial Panel Model that reflected the over-dispersion of the disparate traffic safety characteristics and traffic accident frequency data.

The application of the model set overall program cost as investment variable to separate accident occurrence reduction effect model and fatality reduction effect model, and Fixed Parameter Panel Model that assumes individual characteristic effects as potential factors and Random Parameter Panel Model, which assumes it as probabilistic factors were applied to compare the estimation results. As the result, Mixed Effect Random Coefficient Negative Binomial Regression Model with Polynomial Distributed Lag, which reflects that probabilistic investment effects per local governments, was set as the optimal model to fit analysis goal.

As the result of final model estimation, although accident frequency decrease following increase in investment per capita, it was observed that meaningful effects showed 1~2 years later and those effects were shown to last up to 7 years after the investment. Also, road safety policy's undertone was deduced through probable road safety characteristics and investment efficiency calculation.

This research is expected to contribute to establishment of more reasonable national highway safety investment strategy that considers uncertainty of investment effects and an invested city's own underlying traffic safety characteristics and long-term effects of highway safety improvement program financial investment.

Keywords : Safety Investment, Highway Safety Improvement Programs, Distributed Lag Model, Negative Binomial Panel Regression Model, Mixed Effect Panel Regression Model

Student Number : 2009-30942