

다변량분석을 통한 경남 지방도로 절리암반사면의 안정성평가

강태승, 엄정기 (부경대학교)

황진연 (부산대학교)

1. 서 론

절취사면의 설계 및 유지·관리는 도로, 철도 및 터널 입출구부 등에 있어서 매우 중요한 요소이다. 특히 절취사면의 유지·관리 측면에서는 붕괴위험의 경중에 따른 사면 선정 및 관리를 위한 체계적인 사면평가시스템의 필요성이 대두되고 있다. 현재 많은 연구자들이 사면의 불안정성에 영향을 미치는 요인들을 선별하고 이러한 요인들을 바탕으로 다양한 통계분석방법에 따른 사면안정성 평가모델을 개발하고자 노력하고 있다. 본 연구에서는 현재 절취사면 안정성평가에 적용되고 있는 평가방법(건설교통부, 2003) 중 절리암반사면 평가기준을 토대로 평가항목(붕괴요인)과 사면 위험도의 연관성 정도를 고찰하고 사면위험도에 대한 확률론적 예측모형을 제시하였다. 이를 위하여 경상남도 지방도로에서 조사된 총 126개소의 암반사면에 대해서 절리암반사면의 평가항목으로 제시된 인장균열, 지반변형, 구조물변형, 파괴발생규모, 절리주향과 사면주향의 차이, 절리경사와 사면경사의 차이, 절리상태, 사면경사, 강우 및 지하수위, 절취상태, 배수조건, 보호 및 보강상태 등 총 12개의 평가항목을 적용한 사면의 상태평가를 실시하고 사면의 결합지수 및 사면등급을 산정하였다. 또한 상기 12개의 평가항목이 개별적으로 사면안정성 평가에 미치는 영향을 검토하기 위하여 평가항목과 사면등급간의 연관성분석을 실시하였다. 이와 같은 통계적 분석을 통하여 효과적인 사면안정성평가를 위한 평가항목들을 선별하고, 이들 평가요인들과 사면위험도의 인과관계를 도출하기 위해 순서형 다중로지스틱회귀분석을 수행하여 사면등급을 확률론적으로 예측하고 시급한 안정대책이 필요한 사면을 선별할 수 있는 통계모형을 제안하였다.

2. 현장조사

조사 대상 사면은 경상남도 마산시 5개소, 통영시 19개소, 밀양시 2개소, 거제시 39개소, 양산시 6개소, 의령군 9개소, 창녕군 4개소, 고성군 24개소, 합천군 5개소, 진주시 8개소, 사천시 14개소, 남해군 9개소, 하동군 16개소, 산청군 10개소, 함양군 27개소, 거창군 29개소 등의 붕괴 이력이 있거나 다소 불안감을 보이는 위험 절개지 233개소이다(Fig. 1). 조사된 전체 사면 중 암반사면,

토사사면 및 복합사면(암반+토사)은 각각 127개소, 61개소 및 45개소로 조사되었다. 사면의 연장성은 전체사면 중 76.3%가 1~200m 이며, 사면고는 전체사면 중 50.2%가 10~20m 로 조사되었다. 사면경사는 전체사면 중 37.8%가 1:0.3 이상의 급경사를 가지는 것으로 조사되어 지방도로가 국도나 고속도로에 비하여 취약한 것으로 나타났다.

건설교통부(2003)의 사면안정성 평가방법은 사면의 손상상태항목 점수와 파괴요인항목 점수를 고려하여 절취사면의 결합지수를 산출하는 방식이다. 사면등급은 항목별 평가에 의해 산출된 결합지수에 따라 A, B, C, D, E의 5등급으로 구분하며, 각 등급에 대한 사면상태에 대한 사항은 Table 1에 수록되어있다. 본 연구지역에서 조사된 사면등급은 Table 2에 나타난 바와 같이 A등급 1개소, B등급 9개소, C등급 70개소, D등급 115개소, 및 E등급 38개소로 전체의 65.7%가 안정대책이 시급한 것으로 나타났다.

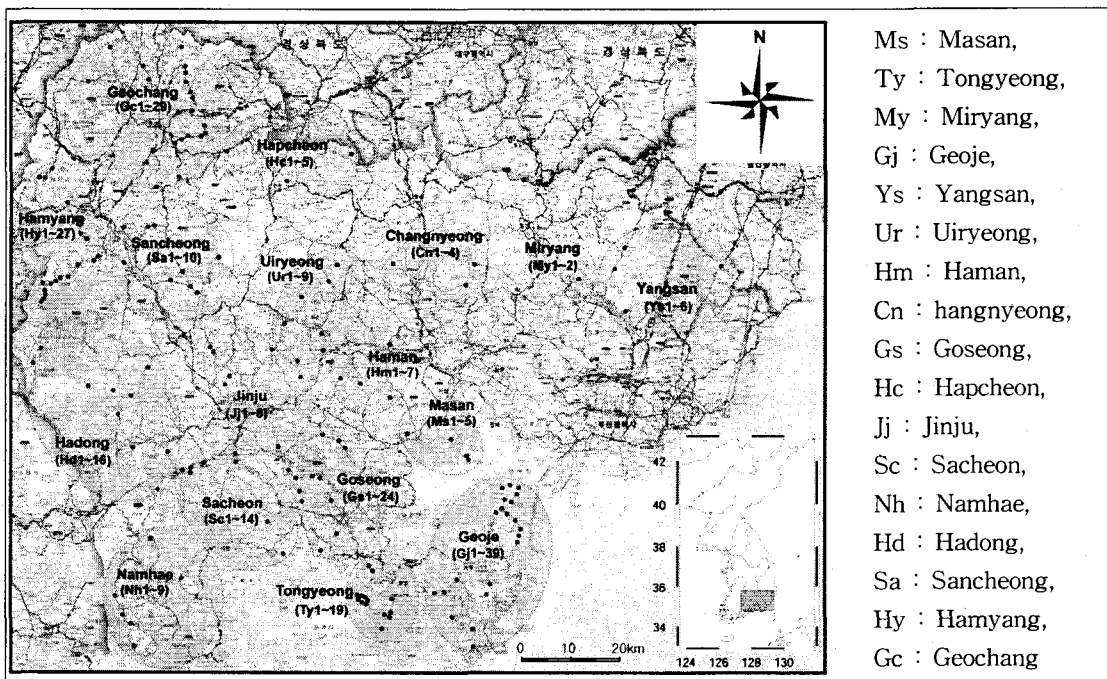


Fig. 1. Locations of the investigated slope sites in the study area.

Table 1. Criteria of stability rank of the MOCT(2003)

상태 등급	결함 지수 (SIF)	상 태
A	$0 \leq SIF < 0.15$	문제점이 없는 최상의 상태
B	$0.15 \leq SIF < 0.30$	경미한 손상, 결함이 발생하였으나 기능 발휘에는 지장이 없으며 내구성 증진을 위하여 일부의 보수와 지속적인 관찰이 필요한 상태
C	$0.30 \leq SIF < 0.55$	보통의 손상, 결함이 발생하였으나 안전성에 지장은 없으며, 내구성, 기능성 저하 방지를 위한 보수가 필요하거나 간단한 보강이 필요한 상태
D	$0.55 \leq SIF < 0.75$	손상, 결함이 진전되고, 파괴 잠재성이 존재하여 긴급한 보수보강이 필요하며 사용 제한 여부를 결정하여야 하는 상태
E	$0.75 \leq SIF$	심각한 손상, 결함 및 파괴 잠재성에 의하여 시설물의 안전에 위험이 있어 즉각 사용을 금지하고 보강 또는 개축을 하여야 하는 상태

Table 2. Results of stability ranks obtained from investigated road cut slopes

구분	사면 개소수	총연장 (m)	사면 등급					구분	사면 개소수	총연장 (m)	사면 등급				
			A	B	C	D	E				A	B	C	D	E
마산시	5개소	385	·	·	2	3	·	합천군	5개소	1,010	·	·	2	1	2
통영시	19개소	3,193	·	·	2	14	3	진주시	8개소	2,905	·	·	6	1	1
밀양시	2개소	437	·	·	1	1	·	사천시	14개소	1,315	·	2	6	5	1
거제시	39개소	7,104	·	·	10	20	9	남해군	9개소	1,083	·	1	3	2	3
양산시	6개소	1,043	·	·	2	6	·	하동군	16개소	2,740	·	1	5	8	2
의령군	9개소	1,535	·	·	2	5	2	산청군	10개소	1,510	·	·	3	5	2
함안군	7개소	559	·	·	2	4	1	함양군	27개소	7,912	1	1	8	15	2
창녕군	4개소	1,188	·	·	1	3	·	거창군	29개소	4,590	·	3	7	15	4
고성군	24개소	2,360	·	1	10	7	6	계	233개소	40,869	1	9	70	115	38

3. 평가항목과 사면등급 간의 통계적 연관성

조사된 전체 233개소 사면 중 토사사면을 제외한 126개소의 암반사면에 대하여 조사항목(인장균열, 지반변형, 구조물변형, 파괴발생규모, 절리주향과 사면주향과의 차이, 절리경사와 사면경사와의 차이, 절리상태, 사면경사, 강우 및 지하수위, 절취상태, 배수조건, 보호 및 보강상태)과 사면등급 간에 독립성검정을 수행하여 통계적 연관성을 분석하였다. 여기서 독립변수는 각각의 평가항목의 점수를 사용하였으며, 종속변수는 사면등급 C이상, D, E로 설정하였다. 이는 각각의 요인에서 평가된 점수(붕괴요인의 점수)가 사면등급에 미치는 영향을 분석하기 위한 것으로 Table 3과 같이 각 평가항목의 점수와 사면등급에 대한 분할표로 나타낼 수 있다. 각각의 평가항목별 사면등급으로 이루어진 분할표에 대하여 SAS 통계패키지를 사용하여 독립성검정을 위한 피어슨 카이제곱(χ^2) 및 우도비 카이제곱(G^2) 통계량과 이들 통계량에 대한 유의확률(p-value)을 산출하였다. Table 4는 상기 12개의 평가항목에 대한 분석결과를 수록하였다.

Table 3. Contingency tables for slope parameters vs. slope stability rank

(a) 인장균열 (x1)				
점수 \ 사면등급	C이상	D	E	
0	4	3	0	
1~3	35	11	1	
4~5	9	22	7	
6~7	1	11	5	
8~10	0	11	6	

(b) 지반변형 (x2)				
점수 \ 사면등급	C이상	D	E	
0~2	35	8	0	
3~5	14	50	19	

(c) 구조물변형 (x3)				
점수 \ 사면등급	C이상	D	E	
0~2	44	33	3	
3~5	5	25	16	

(d) 파괴발생규모 (x4)				
점수 \ 사면등급	C이상	D	E	
0	4	1	0	
1	26	0	1	
2	16	26	1	
3	2	23	11	
4	1	8	6	

(e) 절리주향-사면주향 (x5)				
점수 \ 사면등급	C이상	D	E	
0	14	1	0	
1~2	14	14	3	
3~4	6	6	3	
5~6	7	23	5	
7~8	8	14	8	

(f) 절리경사-사면경사 (x6)				
점수 \ 사면등급	C이상	D	E	
0	10	1	1	
1~2	26	10	2	
3~4	4	4	1	
5~6	6	14	2	
7~8	3	29	13	

(g) 절리상태 (x7)				
점수 \ 사면등급	C이상	D	E	
0	0	0	0	
1~2	9	0	0	
3~4	36	9	0	
5~6	2	29	7	
7~8	2	20	12	

(h) 사면경사 (x8)				
점수 \ 사면등급	C이상	D	E	
0	1	0	0	
1	9	6	0	
2	6	9	1	
3	17	25	4	
4	16	18	14	

(i) 강우 및 지하수 (x9)				(j) 절취상태 (x10)					
점수	사면등급	C이상	D	E	점수	사면등급	C이상	D	E
	0		5	8		2	0		1
1		43	34	9	1~2		3	0	0
2		1	13	7	3~4		37	21	2
3		0	3	1	5~6		7	28	8
4		0	0	0	7~8		1	9	9

(k) 배수조건 (x11)				(l) 보호/보강상태 (x12)					
점수	사면등급	C이상	D	E	점수	사면등급	C이상	D	E
	0		2	0		0	0~2		12
1		6	2	0	3~5		27	5	0
2		5	20	3	6~8		10	48	19
3		10	18	12					
4		26	18	4					

Table 4. Results obtained from contingency table analyses to estimate p-values

조사항목	통계량	χ^2 stat.	p-value	G^2 stat	p-value
	x1		51.9999	<.0001	61.3845
x2		50.839	<.0001	56.5838	<.0001
x3		34.3668	<.0001	37.2162	<.0001
x4		76.759	<.0001	90.8434	<.0001
x5		30.0251	0.0002	31.9801	<.0001
x6		48.2792	<.0001	53.4233	<.0001
x7		85.9582	<.0001	100.7174	<.0001
x8		16.3044	0.0382	17.7455	0.0232
x9		19.6808	0.0116	23.5619	0.0027
x10		49.4438	<.0001	51.8391	<.0001
x11		28.2499	0.0004	28.9211	0.0003
x12		58.6874	<.0001	66.7396	<.0001

통계적 독립성의 가부를 판단할 때 적용되는 특정한 유의확률은 정해진 바 없으며 일반적으로 통계학 분야에서 선호되는 $p=0.05$ 를 사용하는 것이 보편적이다. 즉, 산정된 p 값이 0.05 이상일 때 독립변수와 종속변수가 통계적으로 독립이라는 귀무가설(H_0)을 강하게 채택한다. 이는 산정된 p 값이 작을수록 독립성이 결여되어 연관성이 높은 것을 의미한다. 따라서 상기 12가지 개별 평가 항목에 대한 피어슨 카이제곱 및 우도비 카이제곱 통계량에 의해 산정된 p 값으로부터 개별적인

평가항목과 사면등급 간에 연관성이 매우 높은 것으로 해석할 수 있다.

4. 순서형 다중로지스틱회귀분석에 의한 통계모형

로지스틱 회귀모형은 종속변수가 순서형의 반응범주를 가질 때에 이용된다. 순서형 반응범주 r 개를 가지는 종속변수의 다중로지스틱 회귀모형은 추정된 독립변수와 $r-1$ 개의 상수항으로 이루어진 확률예측식이며 다음 식(1)과 같이 정의된다(송원경 등, 2005).

$$P(calss | X) = \frac{\exp(\text{Logit}(p_j))}{1 + \exp(\text{Logit}(p_j))} = \frac{\exp(\alpha_j + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_i x_i)}{1 + \exp(\alpha_j + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_i x_i)} \quad (1)$$

$$\alpha_j = \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{r-1}$$

따라서 3개의 반응범주(I, II, III)를 가진 종속변수의 확률 예측식은 다음과 같다.

$$P(calss = I | X) = \frac{\exp(\text{Logit}(p_1))}{1 + \exp(\text{Logit}(p_1))} = \frac{\exp(\alpha_1 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_i x_i)}{1 + \exp(\alpha_1 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_i x_i)}$$

$$P(calss \leq II | X) = \frac{\exp(\text{Logit}(p_2))}{1 + \exp(\text{Logit}(p_2))} = \frac{\exp(\alpha_2 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_i x_i)}{1 + \exp(\alpha_2 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_i x_i)} \quad (2)$$

$$P(calss = III | X) = 1 - P(calss \leq II | X)$$

본 연구에서는 순서형 다중로지스틱 회귀모형에 대한 종속변수를 C이상의 등급, D등급 및 E등급으로 설정하였으며, 12개 평가항목을 모두 독립변수로 사용하여 로지스틱회귀모형을 제시한 후, 점차적으로 평가항목을 감소시키는 방법으로 총 4가지 경우에 대한 다중로지스틱 회귀모형을 제안하였다. Table 5는 4가지 경우의 순서형 다중로지스틱 회귀분석에서 사용된 변수를 수록하고 있다.

Table 5. Considered variables for ordinal logistic regression analysis

종속변수	C등급이상, D등급, E등급에 속할 확률	
독립변수	Case1	x1, x2, x3, x4, x5, x6, x7, x8, x9, x10, x11, x12
	Case2	x1, x2, x3, x4, x5, x6, x7, x8, x10, x11, x12
	Case3	x1, x2, x3, x4, x5, x6, x7, x8, x10, x12
	Case4	x1, x2, x4, x5, x6, x7, x8, x10, x12

Table 6은 순서형 다중로지스틱 회귀분석을 수행하여 추정된 회귀상수와 회귀계수 및 다중로지스틱 회귀모형의 유의성검정을 위한 통계량을 나타내고 있다. 순서형 다중로지스틱 회귀모형에 기초하여 사면등급이 C등급이상, D등급 또는 E등급에 속할 확률은 다음과 같이 산정된다. Table 6의 Case1(12개 요인)에서 사면등급이 “C등급이상”인 예측모형은

$$\begin{aligned} \text{Logit}(p_1) = & 16.3155 - 0.2228 \times (x_1) - 0.5642 \times (x_2) - 0.4254 \times (x_3) - 0.4614 \times (x_4) \\ & - 0.2015 \times (x_5) - 0.3278 \times (x_6) - 0.4318 \times (x_7) - 0.5428 \times (x_8) \\ & - 0.0658 \times (x_9) - 0.5289 \times (x_{10}) - 0.5924 \times (x_{11}) - 0.4313 \times (x_{12}) \end{aligned}$$

이다. 따라서 사면등급이 “C등급이상”에 속할 확률은 $\frac{\exp(\text{Logit}(p_1))}{1 + \exp(\text{Logit}(p_1))}$ 와 같이 주어진다. 또한 사면등급이 C등급이상 및 D등급에 모두 속할 예측모형은

$$\begin{aligned} \text{Logit}(p_2) = & 22.5129 - 0.2228 \times (x_1) - 0.5642 \times (x_2) - 0.4254 \times (x_3) - 0.4614 \times (x_4) \\ & - 0.2015 \times (x_5) - 0.3278 \times (x_6) - 0.4318 \times (x_7) - 0.5428 \times (x_8) \\ & - 0.0658 \times (x_9) - 0.5289 \times (x_{10}) - 0.5924 \times (x_{11}) - 0.4313 \times (x_{12}) \end{aligned}$$

이며, 사면등급이 C등급이상 및 D등급에 모두 속할 확률은 누적확률인 $\frac{\exp(\text{Logit}(p_2))}{1 + \exp(\text{Logit}(p_2))}$ 으로 주어진다. 따라서 사면등급이 D등급일 확률은 C등급이상 및 D등급 모두 속할 누적확률에서 C등급에 속할 확률을 제외하면 D등급에 속할 예측확률을 구할 수 있다.

즉, $\frac{\exp(\text{Logit}(p_2))}{1 + \exp(\text{Logit}(p_2))} - \frac{\exp(\text{Logit}(p_1))}{1 + \exp(\text{Logit}(p_1))}$ 은 D등급의 예측확률이다.

Table 6. Summary statistics of ordinal logistic regression models

Model	Indepened t variables	df	Coefficient	Standard error	Wald Chi-Square	Pr>ChiSq _a	-2logL ₀	-2logL ₁	Chi- Square	DF	Pr> ChiSq
case1	α_1	1	16.3155	2.7955	34.0625	<.0001					
	α_2	1	22.5129	3.5085	41.1741	<.0001					
	x1	1	-0.2228	0.1556	2.0496	0.1522					
	x2	1	-0.5642	0.4069	1.9226	0.1656					
	x3	1	-0.4254	0.2779	2.3431	0.1258					
	x4	1	-0.4614	0.4172	1.223	0.2688					
	x5	1	-0.2015	0.1324	2.3152	0.1281	257.948	97.709	160.2387	12	<.0001
	x6	1	-0.3278	0.1228	7.1294	0.0076					
	x7	1	-0.4318	0.2522	2.9311	0.0869					
	x8	1	-0.5428	0.3335	2.6497	0.1036					
	x9	1	-0.0658	0.4254	0.0239	0.877					
	x10	1	-0.5289	0.2405	4.8348	0.0279					
x11	1	-0.5924	0.4223	1.968	0.1607						
x12	1	-0.4313	0.2285	3.5632	0.0591						
case2	α_1	1	16.2702	2.7787	34.2848	<.0001					
	α_2	1	22.4609	3.4894	41.4333	<.0001					
	x1	1	-0.2218	0.1551	2.0441	0.1528					
	x2	1	-0.567	0.4064	1.9464	0.163					
	x3	1	-0.4251	0.2776	2.345	0.1257					
	x4	1	-0.4642	0.4158	1.2467	0.2642					
	x5	1	-0.196	0.1277	2.357	0.1247	257.948	97.733	160.2145	11	<.0001
	x6	1	-0.3324	0.1195	7.7344	0.0054					
	x7	1	-0.4246	0.2477	2.9387	0.0865					
	x8	1	-0.5381	0.332	2.6267	0.1051					
	x10	1	-0.5388	0.2322	5.3826	0.0203					
	x11	1	-0.592	0.4226	1.9627	0.1612					
x12	1	-0.4354	0.2272	3.6721	0.0553						
case3	α_1	1	14.8675	2.5414	34.2227	<.0001					
	α_2	1	21.0165	3.301	40.5344	<.0001					
	x1	1	-0.1845	0.151	1.4933	0.2217					
	x2	1	-0.5908	0.4022	2.1575	0.1419					
	x3	1	-0.2812	0.2537	1.2284	0.2677					
	x4	1	-0.4616	0.4071	1.2856	0.2569	257.948	99.789	158.1588	10	<.0001
	x5	1	-0.126	0.1161	1.1765	0.2781					
	x6	1	-0.3516	0.1208	8.4786	0.0036					
	x7	1	-0.3637	0.2365	2.3653	0.1241					
	x8	1	-0.5482	0.3209	2.9186	0.0876					
	x10	1	-0.647	0.2232	8.4	0.0038					
	x12	1	-0.5653	0.2086	7.3461	0.0067					
case4	α_1	1	15.1221	2.5555	35.0159	<.0001					
	α_2	1	21.3602	3.3377	40.9551	<.0001					
	x1	1	-0.2182	0.1477	2.184	0.1394					
	x2	1	-0.7303	0.3763	3.7664	0.0523					
	x4	1	-0.5502	0.3977	1.9138	0.1665					
	x5	1	-0.1241	0.1139	1.1869	0.276	257.948	101.107	156.8405	9	<.0001
	x6	1	-0.3497	0.1198	8.523	0.0035					
	x7	1	-0.3936	0.2363	2.7746	0.0958					
	x8	1	-0.5968	0.3166	3.5534	0.0594					
	x10	1	-0.6043	0.2147	7.919	0.0049					
	x12	1	-0.5775	0.2062	7.8404	0.0051					

사면등급이 E등급에 속할 확률은 전체 확률 1에서 C등급이상 및 D등급에 속할 확률을 제외하면 E등급에 대한 예측확률을 산정할 수 있다. 즉, $1 - \frac{\exp(\text{Logit}(p_2))}{1 + \exp(\text{Logit}(p_2))}$ 은 E등급에 속할 확률이다. 예로서 조사 시 D등급으로 평가된 마산 1사면에서 사면등급이 C이상에 속할 예측모형은

$$\begin{aligned} \text{Logit}(p_1) = & 16.3155 - 0.2228 \times (7) - 0.5642 \times (5) - 0.4254 \times (0) - 0.4614 \times (4) \\ & - 0.2015 \times (4) - 0.3278 \times (6) - 0.4318 \times (8) - 0.5428 \times (1) \\ & - 0.0658 \times (1) - 0.5289 \times (4) - 0.5924 \times (4) - 0.4313 \times (8) \end{aligned}$$

이다. 따라서 사면등급이 C등급이상에 속할 확률은

$$\frac{\exp(\text{Logit}(p_1))}{1 + \exp(\text{Logit}(p_1))} = \frac{\exp(-4.6821)}{1 + \exp(-4.6821)} = 0.00917$$

이다. 또한 사면등급이 C등급이상 및 D등급에 모두 속할 예측모형은

$$\begin{aligned} \text{Logit}(p_2) = & 22.5129 - 0.2228 \times (7) - 0.5642 \times (5) - 0.4254 \times (0) - 0.4614 \times (4) \\ & - 0.2015 \times (4) - 0.3278 \times (6) - 0.4318 \times (8) - 0.5428 \times (1) \\ & - 0.0658 \times (1) - 0.5289 \times (4) - 0.5924 \times (4) - 0.4313 \times (8) \end{aligned}$$

이므로 사면등급이 C등급이상 및 D등급에 모두 속할 확률은

$$\frac{\exp(\text{Logit}(p_2))}{1 + \exp(\text{Logit}(p_2))} = 0.81985$$

이다. 그러므로 사면등급이 D등급일 확률은 $0.81985 - 0.00917 = 0.81067$ 이며, 사면등급이 E등급에 속할 확률은 $1 - 0.81985 = 0.18015$ 가 된다. 따라서 마산 1사면의 사면등급이 C등급이 될 확률은 0.92%, D등급이 될 확률은 81.07%, E등급일 확률이 18.02%이므로 순서형 다중로지스틱 회귀모형에 의한 예측등급은 D등급으로 판단할 수 있다.

Table 7은 순서형 다중로지스틱모형에 의해 예측된 사면등급에 대한 결과이다. 12개의 독립변수를 사용한 case1(Table 7(a))에서는 조사 시 C등급이상으로 평가된 49개소의 사면 중 예측모형을 적용하여 C등급이상으로 분류된 사면이 47개소, D등급으로 오분류된 사면이 2개소임을 알 수 있다. 또한 조사 시 D 또는 E등급으로 분류된 사면에서도 예측모형에 의해서는 각각 2개소씩 오분류되었으며 전체적으로 120개소(95.24%)에서 조사등급과 예측등급이 일치하였다.

순서형 다중로지스틱 회귀모형 case2는 전체사면 중 121개소(96.03%), case3는 122개소(96.83%), case4는 109개소(86.51%)에서 정확하게 예측하였다. 이와 같은 결과는 본 연구에서 적용한 순서형 다중로지스틱 회귀모형이 사면의 붕괴위험도를 평가하고 예측하기위한 유용한 방법론이 될 수 있음을 시사한다.

Table 7. Results obtained from ordinal logistic regression analysis

12 항목	예측등급				정확도 95.24%	11 항목	예측등급				정확도 96.03%
관측등급	C이상	D	E	합계		관측등급	C이상	D	E	계	
C이상	47	2		49		C이상	47	2		49	
D		56	2	58		D		57	1	58	
E		2	17	19		E		2	17	19	
계	47	60	19	126	계	47	61	18	126		
(a) case1					(b) case2						
10 항목	예측등급				정확도 96.83%	9 항목	예측등급				정확도 86.51%
관측등급	C이상	D	E	계		관측등급	C이상	D	E	계	
C이상	47	2		49		C이상	47	2		49	
D		57	1	58		D		58		58	
E		1	18	19		E		15	4	19	
계	47	60	19	126	계	47	75	4	126		
(c) case3					(d) case4						

5. 결 론

본 연구는 경남 지방도로에 위치하는 233개소 사면에 대한 현장조사를 통하여 사면등급을 산정하고 이들 중 암반사면 126개소에 대해서는 평가항목과 사면등급의 연관성을 파악하기 위하여 독립성검정에 의한 연관성분석을 실시하였다. 그리고 평가항목과 사면등급 간에 순서형 다중로지스틱 회귀분석을 수행하여 다음과 같은 결론을 도출하였다.

- 1) 경남 지방도로에서 붕괴 이력이 있거나 다소 불안감을 보이는 위험 절개지 233개소 중 암반사면은 127개소, 토사사면은 61개소, 그리고 암반과 토사로 이루어진 복합사면은 45개소로 조사되었다. 사면등급은 A등급 1개소, B등급 9개소, C등급 70개소, D등급 115개소, 및 E등급 38개소로 조사되어 전체의 65.7%가 안정대책이 시급한 것으로 나타났다.
- 2) 조사된 절취사면 중 암반사면 126개소에서 개별 평가항목의 점수에 따른 사면등급의 변화에 대한 독립성검정 결과 피어슨 카이제곱 및 우도비 카이제곱 통계량에 의해 산정된 p 값은 최대 0.0382이며 대부분의 평가항목에서 0.0001이하로 나타나 평가항목과 사면등급 간에 연관성이 매우 높은 것으로 분석되었다.
- 3) 순서형 다중로지스틱회귀분석을 통하여 사면등급을 예측할 수 있는 통계모형을 제안하였으며 제안된 회귀식을 사용하여 재분석한 결과 12개 조사항목을 사용한 회귀식은 95.24%의 상당히 높은 정확도로 사면등급을 예측하였다. 또한 9개의 조사항목만을 사용한 회귀식도 86.51%의 비교적 높은 정확도를 나타냈으며, 이에 적용된 통계적 해석기법이 절취사면의 안정성을 평가하는 방법론으로 활용도가 높을 수 있음을 시사한다.

▣ 참고문헌 ▣

1. 건설교통부, 2003, 절토사면 안전점검 및 정밀 안전진단 세부지침, p. 118.
2. 송원경, 이병주, 정용복, 황선근, 2005, 암반사면의 안정성과 지질요소와의 상관관계, 한국지반공학회 사면안정 학술발표회, pp. 97~106.