

부산-울산 고속국도(5공구)에 위치한 암반사면의 추계론적 절리연결구조 모사에 대한 사례연구

허인실¹ · 엄정기^{2*} · 김용필³ · 김국한⁴ · 이영균⁵

¹(주)지오스캔, ²부경대학교 환경탐사공학과

³울산과학대학 공간디자인학부, ⁴한국도로공사, ⁵대림산업주식회사

A Case Study on Stochastic Fracture Network Modeling for Rock Slopes of Busan-Ulsan Highway(Reach 5)

Insill Heo¹, Jeong-Gi Um^{2*}, Yong-Phil Kim³, Kook Han Kim⁴ and Young Kyun Lee⁵

¹GeoScan, Co., Ltd., ²Dept. of Environ. Explo. Engineering, Pukyong National University

³Dept. of Space Design, Ulsan College, ⁴Korea Highway Corporation, ⁵Daelim

부산울산 고속국도 중 8.02 km 구간에서 유문암질 응회암류로 구성된 암반사면에 설치된 6개의 조사선으로부터 총 751개의 절리가 측정·기록되었다. 조사된 절리 자료를 사용하여 절리군 분석이 수행되었으며 구분된 개별 절리군에서 방향성, 절리선 길이, 절리 간격 및 삼차원적 절리 크기에 대한 확률분포가 도출되었다. 구분된 모든 절리군에서 방향분포는 높은 변동성을 수반하며 대부분의 절리군에서 기존의 피셔분포가 방향분포 모델로 채택될 수 없는 것으로 검정되었다. 절리 간격 및 절리선 반길이에 대한 통계분포 모델로 음지수, 감마 및 대수정규 분포가 모두 적합한 것으로 분석되었다. 이를 통계분포를 도출하기 위해서는 절리 간격과 절리선 길이에 관계된 자료왜곡을 보정하였다. 이로부터 추계론적으로 모사된 삼차원 절리연결구조는 사면암반의 이차원 영역에서 각 절리군에 대한 절리선 구조를 예측하는데 이용되었다. 예측된 절리분포의 통계적 특성치를 현장조사 자료와 비교하여 타당성을 검토한 결과 사면암반에서 모사된 삼차원 절리연결구조는 현장암반의 절리 분포특성을 잘 반영하는 것으로 해석되었다.

주요어 : 절리연결구조, 추계론적 모델링, 암반사면, 사례연구

Seven hundred and fifty one fractures of the rhyolitic tuffaceous rock masses were mapped using 6 scanlines placed on rock slope exposures that were within 8.02km of Busan-Ulsan highway. These data were analyzed to find the number of fracture sets that exist in the rock slopes and the probability distributions of orientation, spacing, trace length and fracture size in 3-D for each of the fracture sets. All the fracture set orientation distributions exhibit high variability. The Fisher distributions were found to be unsuitable to represent the statistical distribution of orientation for most of the fracture sets. The probability distributions, gamma, exponential and lognormal were found to be highly suitable to represent the distribution of spacing and semi-trace length of fracture sets. In obtaining these distributions, corrections were applied for sampling biases associated with spacing and trace length. The generated fracture system in 3-D was used to make predictions of fracture traces for each fracture set on 2-D windows. Developed stochastic 3-D fracture network for the rock mass was validated by comparing statistical properties of the observed fracture traces on scanlines with the predicted fracture traces on the scanlines. This exercise turned out to be successful.

Key words : fracture network, stochastic modeling, rock slope, case study

*Corresponding author: jum@pknu.ac.kr

서 언

암반의 건전성은 무결암(intact rock)의 수리·역학적 특성에 의해서도 좌우되지만 암반 내에 존재하는 절리, 단층, 파쇄대, 층리, 엽리 등과 같은 불연속면에 의해서 큰 영향을 받는다. 따라서 절리암반의 구조적 특성에 대한 확고한 이해는 지반구조물의 효과적인 설계 및 유지·관리에 있어서 매우 중요한 요소이다. 일반적으로 무결암에 비하여 낮은 강도와 높은 수리전도도를 갖는 불연속면은 수리·역학적으로 많은 결점을 지니며 암반의 강도를 저하시키는 주요인으로 작용한다. 그러므로 암반 내 존재하는 불연속면의 상태 및 분포양상을 파악하는 것은 불연속 암반의 수리·역학적인 특성을 규명하고 암반의 건전성을 해석·평가하기 위해 선행되어야 할 가장 중요한 요소 중 하나이다.

일반적으로 단층, 전단대 및 암맥과 같은 대규모 불연속면의 특성은 확정적(deterministic) 선구조(linear structure)로 취급할 수 있다. 반면에 상대적으로 크기가 작은 절리와 같이 기하학적 변동성(variability)이 큰 소규모 불연속면의 특성은 확정적으로 해석하기 어려움으로 인하여 추계론적 과정(stochastic process) 또는 통계적 기법이 이용되고 있다. 대규모 불연속면은 개별적 특성이 공학적 판단에 있어서 중요한 요소로 작용하지만, 소규모 불연속면은 개개의 특성보다 전체적인 분포특성이 더욱 중요시 된다. 본 연구는 대규모 불연속면 보다 기하학적으로 변동성이 큰 소규모 불연속면인 절리의 분포특성에 중점을 두고 있다.

절리암반의 삼차원적 절리구조 특성을 구현함에 있어서 자연 상의 실제 암반과 동일한 절리연결구조를 구현하는 것은 거의 불가능하다. 이는 절리암반을 형성하는 절리계의 변동성 및 불확실성(uncertainty) 때문이다. 선행 연구자들은 절리암반을 형성하는 기하학적 요소들에 대한 확률론적 해석을 통하여 삼차원 절리연결구조 모델을 통계적으로 구현하기 위한 연구를 수행하였다. 이에는 지표상의 노출암반 또는 터널 내부에 설치된 조사선(scanline), 조사창(window) 및 시추공에서 측정·기록된 절리 자료를 바탕으로 절리의 기하학적 모수(geometric parameter)를 추정하고, 절리암반의 삼차원 기하학적 특성을 추계론적으로 해석하는 기법이 주를 이룬다(Priest and Hudson, 1976, 1981; 송재준과 이정인, 2001; 류동우 외, 2002(a), 2002(b); Kulatilake *et al.*, 1993, 1996, 2003). 이와 같은 절리암반의 삼차원적 구현을 바탕으로 최근에는 절리암반의 강도 및 거동 등의 역학적

특성에 대한 연구(Kulatilake *et al.*, 2004)와 삼차원 암반지하수 특성에 대한 연구(Wang *et al.*, 2002; 방상혁 외, 2003)가 시도된 바 있다.

본 연구는 현재 시공 중인 부산-울산 고속국도의 일부 구간(5공구)에 위치한 사면암반에 대하여 절리의 방향, 간격 및 연장성에 대한 확률분포를 추정하고 이를 기초로 몬테 칼로 모사기법을 이용하여 삼차원 절리연결구조를 모사하였다. 절리의 방향성 분석을 위해서는 조사선 조사를 실시하여 얻어진 절리의 방향자료에 대하여 Mahtab and Yegulalp(1982, 1984)에 의해 제안된 클러스터링 알고리듬을 적용하여 절리군을 구분하고 이론적 방향분포에 대하여 Kolmogorov-Smirnov(K&S) 적합성 검정을 수행하였다. 절리의 간격과 연장성 분석을 위해서는 각각 조사선의 길이 및 노출암반의 형상에 따르는 절리 간격 및 크기에 대한 오차를 보정하고(Kulatilake and Wu, 1984, 1986; Priest and Hudson, 1976, 1981; Sen and Kazi, 1984; Wathugala *et al.*, 1990; 엄정기, 2003) 추정된 이론적 확률분포에 대하여 Kolmogorov-Smirnov(K&S) 적합성 검정을 수행하였다. 도출된 절리의 통계적 분포특성을 기초로 몬테 칼로 모사기법을 사용하여 연구지역에 대한 삼차원 절리연결구조를 모사하였으며, 이에 대한 타당성을 검토하여 현지암반의 절리연결구조를 대표할 수 있는 절리연결모델을 제시하였다.

현장절리조사

본 연구의 대상지역은 부산-울산 고속국도(Fig. 1)의 5공구 건설현장으로 부산광역시 기장군 장안읍 좌동리에서 울산광역시 올주군 온양읍 운화리에 이르는 8.02 km 구간이다(Fig. 2). 본 연구에서는 대운천교(SL1), 휴계소 예정지(SL3), 구간 시점부에서 1.5 km(SL5, SL7, SL9) 및 1.8 km 부근(SL6)에 위치한 사면암반에 대하여 조사선조사(scanline survey)를 실시하였다. 조사선 조사지점의 사면에 대한 제원 및 일반현황은 Table 1에 수록되어 있다. 조사지역은 중생대 백악기 유문암질 응회암류가 주종을 이루고 있다. 거의 수직에 가까운 고각의 절리가 주된 지질구조로 사면 전체적으로 분포하고 있으며 이와 유사한 방향으로 소단층이 발달하고 있다. 조사선조사 시에는 줄자를 사용하여 각각의 대상사면에 조사선을 설치한 후 조사선과 교차하는 절리선의 위치를 조사지(Priest, 1993)에 기록하고, 해당절리의 경사방향과 경사를 측정·기록하였다. 절리의 길이를 측정하기 위해서는 조사선을 중심으로 위로 나타난 반길이(seni-trace

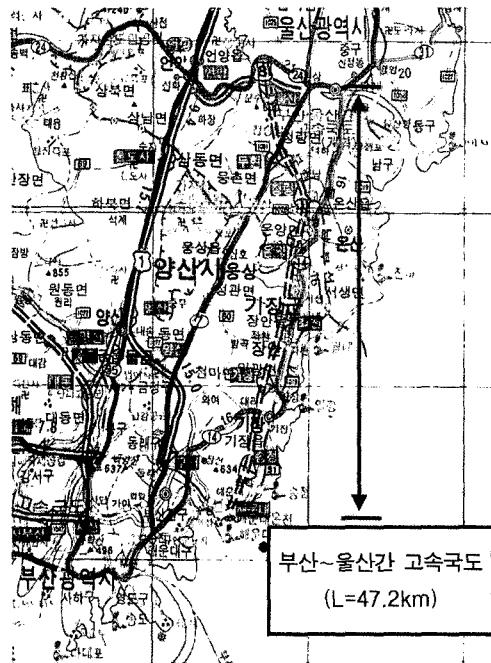


Fig. 1. Proposed alignment of the Busan-Ulsan highway.

length)와 조사선 아래로 나타난 반길이를 각각 측정·기록하였으며, 절리틈새의 두께와 충전물의 여부 및 지하

수 상태도 기록하였다. Fig. 3은 조사된 사면암반 중 SL1에 대한 현장사진이다.

절리 방향 분석

현장에서 측정·기록된 절리 방향자료를 사용하여 절리군을 분석·구분하는 방법으로 클러스터링 알고리듬(Shanley and Mahtab, 1976; Mahtab and Yegulalp, 1982)이 보편적으로 사용된다. 이는 반구투영망 상에서 절리면 법선벡터의 밀집점(dense point)을 산정하고, 최적의 절리군 개수를 구분하는 목적함수(objective function)에 따라 절리군을 분석·구분하는 기법이다. 법선벡터의 밀집점을 산정하기 위해서는 반구투영망에 동정된 개개의 극점에 대하여 임의의 원추각(ω)을 작도하고 주위의 다른 극점과의 사이각을 계산하여 사이각이 ω 보다 작은 극점을 개수를 산정한다. 이러한 과정을 모든 극점에 대하여 반복 수행하여 산정된 극점의 개수가 임계빈도수(Mahtab and Yegulalp, 1982)보다 큰 지점을 밀집점(dense point)으로 정의한다. 절리군을 구분하기 위해서는 밀집점 간의 사이각이 ω 보다 작은 경우 하나의 군으로 합치고 반대인 경우 개별적인 군으로 구분되는데, 보편적으로 12-15° 사이에서 취하는 입력변수

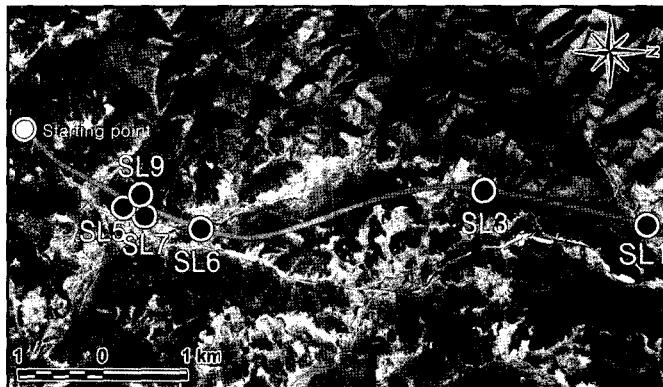


Fig. 2. Locations of the scanlines.

Table 1. The specifications of the surveyed rock slopes.

ScanlineID	Scanline length(m)	Slope specifications				Weathering grade
		Dip	Dir.(°)	Dip(°)	Height(m)	
SL1	11.0	298		63	5	17
SL3	16.0	280		63	15	54
SL5	24.6	298		63	19	45
SL6	12.5	298		63	18	80
SL7	16.7	300		63	8	60
SL9	16.3	120		63	12	MW

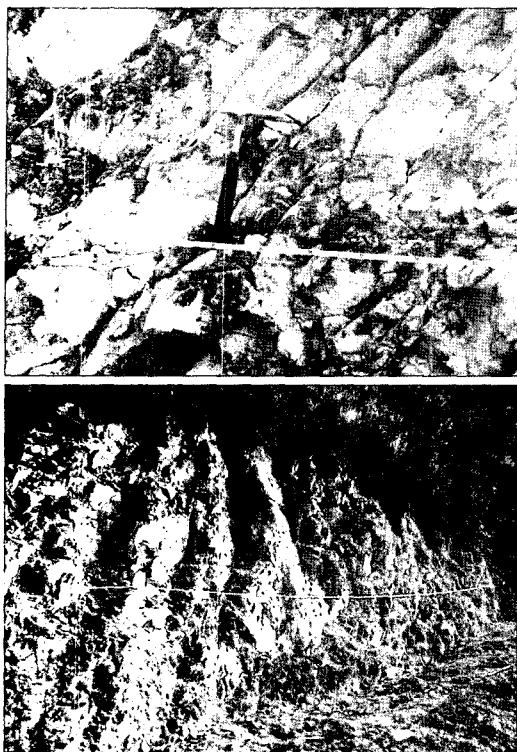


Fig. 3. Photographs of the SL1.

ω 값에 따라 절리군 구분 결과가 다르게 나타나는 경우가 대부분이다.

Mahtab과 Yegulalp(1984)는 최적의 ω 값을 도출하기 위해 다음과 같은 4개의 목적함수 $F_1(P)$, $F_2(P)$, $F_3(P)$ 및 $F_4(P)$ 를 제안하였다.

$$F_1(P) = \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^{N_j} d^2(X_i^j, \bar{X}_j) + \sum_{i=1}^{M-1} \sum_{j=i+1}^M d^2(\bar{X}_i, \bar{X}_j) \quad (1)$$

$$F_2(P) = \frac{F_3(P)}{F_4(P)} \quad (2)$$

$$F_3(P) = \frac{1}{M(M-1)} \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^{N_j} d^2(X_i^j, \bar{X}_j) \quad (3)$$

$$F_4(P) = \frac{1}{M(M-1)/2} \sum_{j=1}^{M-1} \sum_{i=1}^M d^2(\bar{X}_i, \bar{X}_j) \quad (4)$$

여기서, M 은 절리군 수, N_j 는 절리군 j 에 포함되는 극점의 수, X_i^j 는 절리군 j 내의 i 번째 극점, $d(X_i, X_j)$ 는 X_i 와 X_j 사이의 거리 그리고 \bar{X}_i 는 절리군 i 의 평균극점(질량중심)이다.

$F_1(P)$ 은 개별 절리군 내에서 평균 극점과 개개 극점 간의 거리와 구분된 절리군의 평균 극점간 거리에 관계된 목적함수이다. 그러나 극점사이의 거리만을 고려하는 것은 최적화된 절리군을 구분하기 위한 ω 값을 도출하는 목적함수로 적합하지 못할 수 있다. $F_3(P)$ 는 각 절리군의 평균 극점과 개개 극점 사이의 평균 거리를 나타내므로 이 값이 작을수록 구분된 절리군의 밀집도가 높다는 것을 알 수 있다. $F_4(P)$ 는 각 절리군의 평균 극점간의 평균 거리를 나타내므로 이 값이 클수록 각 절리군 사이의 분리성이 높다고 할 수 있다. 따라서 다양한 ω 값을 입력변수로 하여 산정된 $F_2(P)$ 값이 최소인 경우 클러스터링의 질이 가장 우수하다고 할 수 있다. 본 연구에서는 $F_2(P)$, $F_3(P)$ 및 $F_4(P)$ 를 사용하여 절리군 분석을 수행하였다. 그러나 방향 변화성이 높은 실제 현장 자료를 위와 같은 클러스터링 알고리듬에 적용하였을 때 수학적인 목적함수로만 절리군의 개수를 구분하기에는 어려움이 많으며, 최적의 절리군 개수를 도출하기 위해서는 목적함수 이외에도 연구자의 적절한 지질공학적 판단이 필요하다고 사료된다.

각각의 조사선 방향자료로부터 클러스터링 알고리듬을 사용하여 구분된 3-4개의 절리군과 이들에 대한 분석 결과가 Table 2에 수록되어 있다. Fig. 4는 조사선에서 조사된 절리자료의 방향분포를 나타내고 있다.

일반적으로 절리군에 대한 방향분포 모델로 피셔분포(Fisher, 1953)가 사용되고 있으며, 피셔분포 모델의 적합성 검정을 수행하기 위한 χ^2 검정식은 다음과 같이 정의된다(Kulatilake et al., 1990).

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I \frac{[(f_o)_{ij} - (f_e)_{ij}]^2}{(f_e)_{ij}} \quad (5)$$

여기서, $(f_e)_{ij}$ 와 $(f_o)_{ij}$ 는 각각 직교좌표계의 Z 축을 평균법선벡터(mean normal vector)과 일치시켰을 때의 새로운 $(\hat{\theta}, \hat{\phi})$ 좌표계에서 i 번째 $\hat{\phi}$ 구간과 j 번째 $\hat{\theta}$ 구간의 기대도수(expected frequency)와 관측도수(observed frequency)이며, I 와 J 는 각각 $\hat{\phi}$ 구간과 $\hat{\theta}$ 구간의 개수이다. 본 연구에서 0-90° 범위의 $\hat{\phi}$ 는 6개의 구간으로 구분하였으며, 0-360° 범위의 $\hat{\theta}$ 는 8개의 구간으로 구분하였다. Kulatilake et al.(1990)이 제시한 피셔분포의 기대도수는 다음과 같다.

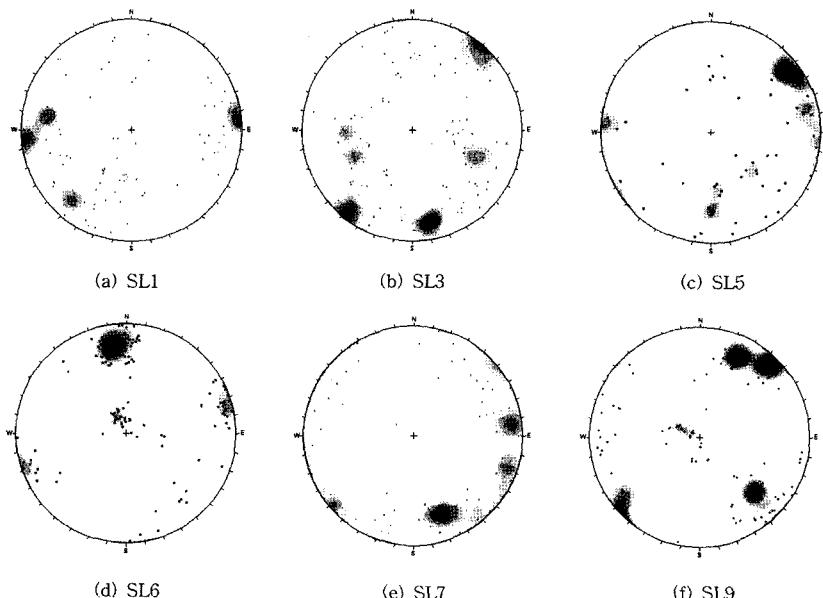
$$(f_e)_{ij} = \frac{1}{J} [e^{-k(1-\cos\hat{\phi}_{ij})} - e^{-k(1-\cos\hat{\phi}_{i+1j})}] \quad (6)$$

χ^2 검정에서 $(f_o)_{ij} = (f_e)_{ij}$ 일 때 χ^2 통계량은 최소값 0을

Table 2. Delineated joint sets and 2 test results for Fisher distribution of orientation data.

Scanline ID	Set No.	No. of data	Mean orientation		K	Sp. Var.	p
			Dip Dir.(°)	Dip.(°)			
SL1	1	60	085	87	11.122	0.088	<0.005
	2	31	022	83	9.910	0.098	<0.005
	3	19	009	43	18.428	0.051	<0.005
SL3	1	44	348	86	13.815	0.071	<0.005
	2	37	291	61	17.242	0.056	0.279
	3	45	039	87	17.412	0.056	<0.005
	4	39	082	55	16.804	0.058	<0.005
SL5	1	27	249	86	12.639	0.076	<0.005
	2	13	359	68	23.466	0.039	0.065
	3	7	184	54	20.872	0.042	0.097
	4	13	311	62	19.806	0.047	0.020
SL6	1	44	254	86	11.977	0.082	<0.005
	2	73	170	79	20.727	0.048	<0.005
	3	31	250	17	66.025	0.015	<0.005
SL7	1	11	016	81	46.925	0.019	0.013
	2	48	243	84	14.360	0.068	0.024
	3	21	342	75	103.490	0.009	0.006
	4	38	306	89	14.201	0.069	<0.005
SL9	1	63	217	82	22.136	0.045	<0.005
	2	57	307	79	11.921	0.082	<0.005
	3	30	095	14	20.692	0.047	<0.005

Note: K=Fisher constant, Sp. Var.=Spherical variance, p=Maximum significance level at which the Fisher distribution is suitable to represent the statistical distribution of joint orientation data(a minimum of 0.05 is required to accept Fisher distribution).

**Fig. 4.** Orientation distribution of joint sets on a lower hemispherical equal angle projection.

가지게 되며, $(f_e)_{ij}$ 와 $(f_o)_{ij}$ 간의 차이가 클수록 χ^2 검정통계량은 커지게 되는데, 주어진 유의수준(α)에 해당하는

임계치(χ^2_α)보다 산정된 χ^2 검정통계량이 작아야 절리의 방향분포가 피셔분포를 따른다는 귀무가설(H_0)이 채택

되게 된다. 역으로 χ^2_{α} 보다 산정된 χ^2 검정통계량이 크면 귀무가설은 기각되므로 절리의 방향분포는 피셔분포를 따르지 않는다는 증거가 더욱 뚜렷하게 된다. χ^2 분포는 오른쪽으로 긴 꼬리를 갖는 형태이며, 자유도(degree of freedom: IJ-4)에 의하여 매우 민감하게 변한다. 이와 같은 검정이론을 통하여 귀무가설의 가부를 판단할 때 적용되는 특정한 유의수준은 정해진 바 없으며 일반적으로 통계학 분야에서 선호되는 $\alpha=0.05$ 를 사용하는 것이 보편적이다. 하지만 유의수준이 바뀌게 되는 경우에는 이에 따른 임계한계를 다시 추정해야 하므로 유의확률 p 값을 계산하면 유의수준이 달라져도 임계한계를 알아볼 필요 없이 귀무가설의 기각 및 채택 여부에 대하여 바로 결론 내릴 수 있다. p 값은 자료에서 계산된 χ^2 검정통계량보다 크게 되는 χ^2 분포의 오른쪽 꼬리확률이며, 허용될 수 있는 최대 유의수준보다 p 값이 크면 귀무가설은 채택된다.

Table 2는 연구지역에 대한 절리군의 방향분포로 피셔분포가 적합한지에 대한 χ^2 검정결과를 수록하고 있다. 피셔분포의 χ^2 검정 결과에서 SL3의 절리군 2와 SL5의 절리군 2, 3을 제외한 대부분의 절리군은 피셔분포 모델이 통계적으로 적합하지 않다. 이와 같은 결과는 이론적 피셔분포가 연구지역의 절리군에 대하여 통계분포로 채택될 수 없음을 시사하며, 여러 연구자들에 의하여 기수행된 방향분포에 대한 연구에서도 기존의 이론적 피셔분포가 실제 현장에서 방향 자료의 통계분포로 충분하지 않음을 지적한 바 있다(Kulatilake *et al.*, 1993, 1996; 엄정기, 2003).

절리 간격 분석

절리암반에서 절리 간격에 대한 정보는 삼차원 절리빈도수를 추정하기 위한 필요조건이다. 절리의 방향성과 마찬가지로 자연 상에서 병동성과 불화실성이 내재된 절리 간격 역시 확정적으로 해석하는 것은 어려우므로 본 연구에서는 절리 간격을 확률변수로 설정하여 통계적 해석을 수행하였다.

절리의 간격분포는 샘플링 영역인 조사선 길이에 따라 다르게 산정될 수 있는 오류를 내포하고 있다. 이와 같은 절리 간격의 샘플링 왜곡(sampling bias)을 보정하기 위하여 Sen and Kazi(1984)가 제안한 절차에 의하여 보정을 수행한 결과 모든 절리군에서 평균 절리 간격에 대한 산정치 와 보정치가 동일하게 나타났다. 이에는 절리의 평균 간격에 비하여 샘플링 영역인 조사선

길이가 15배 이상이므로 왜곡효과가 나타나지 않은 것으로 판단된다. 참고로 절리 간격분포가 음지수분포를 따른다는 가정 하에 조사선 길이가 평균 절리 간격의 9 배인 경우 실측치 와 보정치 사이의 오차가 0.11% 정도임이 보고된 바 있다(엄정기, 2003).

각 절리군의 평균법선벡터 방향으로 보정된 평균 절리 간격 μ_i 는 다음과 같은 관계식을 이용하여 산정할 수 있다.

$$\mu_i = \mu_s |\cos \theta_i| \quad (7)$$

여기서, μ_s 는 조사선 방향으로 보정된 평균 절리 간격이며, θ_i 는 조사선 방향과 절리군의 평균법선 방향 사이의 각이다. 각각의 절리군에 대하여 식 (7)을 사용한 절리 간격에 대한 분석결과가 Table 3에 수록되어 있다.

일반적으로 통계학에서는 연속확률변수에 대한 이론적 확률분포로 정규분포, 대수정규분포(log normal distribution), 음지수분포 및 감마분포를 주로 사용한다. 본 연구에서는 음의 값을 가질 수 없는 간격 자료의 특성을 고려하여 정규분포를 제외한 대수정규분포, 음지수분포 및 감마분포에 대한 K&S 적합성 검정을 실시하고, 적용된 이론적 확률분포의 채택 여부와 더불어 최적의 확률분포를 도출하였다. K&S 적합성 검정은 χ^2 검정과 달리 확률변수의 누적분포와 적용하는 이론적 누적분포함수의 최대차를 이용하여 유의확률을 산정하는 것으로써 자료의 개수가 적어도 비교적 정확하게 검정과정을 수행할 수 있는 장점이 있다.

Table 3에 수록된 통계분석결과에서 음지수분포, 감마분포 및 대수정규분포가 모두 0.2 이상의 매우 높은 p 값을 나타내며 절리 간격에 대한 확률분포로 모두 적합한 것을 알 수 있다. 또한 연구지역에서 대부분의 사면암반은 높은 빈도(1-spacing)의 절리 수를 갖는 것으로 분석되었다. 이는 암반에서 절리의 체적밀도가 평균법선 방향으로의 일차원 빈도수 및 절리 크기의 합수임을 생각할 때 연구지역의 사면암반이 절리구조적으로 취약할 수 있음을 시사한다. Fig. 5는 SL1에서 구분된 3개의 절리군에 대한 간격 자료의 히스토그램과 더불어 적용된 이론적인 확률분포를 나타내고 있다.

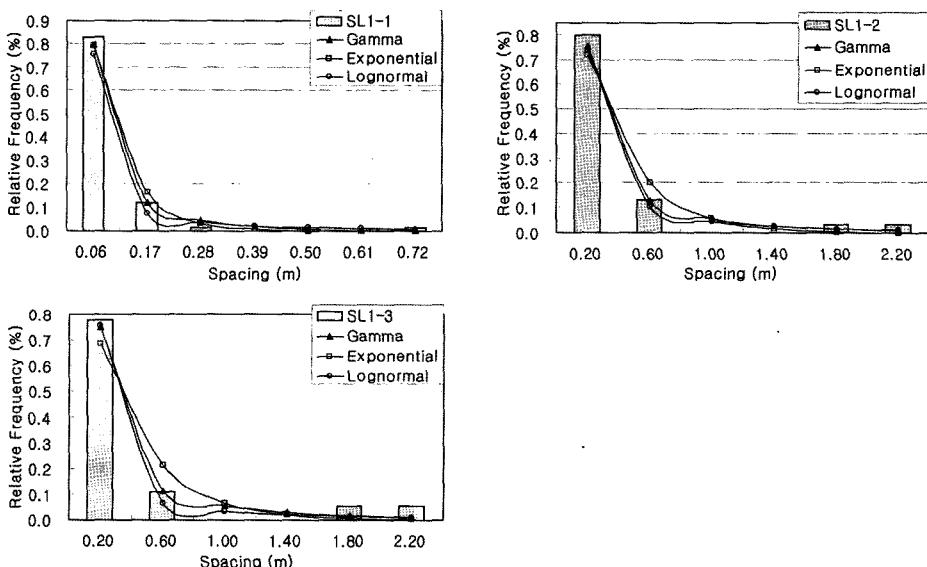
절리 연장성 분석

조사선 상부 또는 하부의 절리선 반길이가 특정 지수분포를 따른다면 무한의 암반 노출면에서 실제 절리선 길이분포 역시 같은 지수분포를 따른다(Priest and

Table 3. Summary statistics and goodness-of-fit test results for joint spacing.

Scanline ID	Set No.	No. of data	Mean (m)	Standard deviation(m)	Exponential		Gamma		Lognormal	
					K-S	p	K-S	p	K-S	p
SL1	1	59	0.07	0.11	0.0586	>0.2	0.0964	>0.2	0.2691	>0.2
	2	30	0.32	0.51	0.0545	>0.2	0.0743	>0.2	0.1920	>0.2
	3	18	0.34	0.62	0.0994	>0.2	0.1106	>0.2	0.1705	>0.2
SL3	1	43	0.35	0.47	0.0955	>0.2	0.0471	>0.2	0.0724	>0.2
	2	36	0.25	0.30	0.1010	>0.2	0.0736	>0.2	0.1885	>0.2
	3	44	0.12	0.15	0.1211	>0.2	0.0966	>0.2	0.2451	>0.2
	4	38	0.14	0.14	0.0385	>0.2	0.0511	>0.2	0.1574	>0.2
SL5	1	26	0.71	1.31	0.0379	>0.2	0.1523	>0.2	0.2081	>0.2
	2	12	1.39	1.87	0.0773	>0.2	0.1060	>0.2	0.0549	>0.2
	3	6	2.41	2.62	0.0733	>0.2	0.0833	>0.2	0.1352	>0.2
	4	12	0.60	0.70	0.0223	>0.2	0.0291	>0.2	0.0343	>0.2
SL6	1	43	0.20	0.04	0.0236	>0.2	0.0211	>0.2	0.1764	>0.2
	2	72	0.12	0.01	0.0450	>0.2	0.0427	>0.2	0.0635	>0.2
	3	30	0.11	0.03	0.0666	>0.2	0.0938	>0.2	0.2598	>0.2
SL7	1	10	1.27	2.22	0.0787	>0.2	0.1429	>0.2	0.1336	>0.2
	2	47	0.28	0.48	0.0441	>0.2	0.1224	>0.2	0.0782	>0.2
	3	20	0.47	0.47	0.0543	>0.2	0.0546	>0.2	0.0692	>0.2
	4	37	0.15	0.21	0.0641	>0.2	0.0618	>0.2	0.1137	>0.2
SL9	1	62	0.25	0.53	0.0346	>0.2	0.209	>0.2	0.3027	>0.2
	2	56	0.10	0.15	0.0562	>0.2	0.0752	>0.2	0.2824	>0.2
	3	29	0.15	0.18	0.0270	>0.2	0.0395	>0.2	0.2150	>0.2

Note : K-S=Kolmogorov-Smirnov statistics, A minimum p value of 0.05 is required to accept the tried probability distribution to represent the spacing distribution of the joint set.

**Fig. 5.** Fitting of exponential, gamma and lognormal distribution on spacings of the SL1.

Hudson, 1981). 따라서 절리선 반길이의 확률분포를 추정하고, 노출면의 형태와 관계된 반길이 자료의 왜곡을 보정함으로써 절리선의 평균 길이를 산정할 수 있다

(Priest, 1993).

본 연구에서는 조사선 상부에 나타난 절리선 반길이의 확률분포가 이론적인 확률분포에 적합한지에 대한

Table 4. Summary statistics and goodness-of-fit test results for joint size.

Scanline ID	Set No.	No. of data	Mean (m)	Standard deviation(m)	Exponential		Gamma		Lognormal	
					K-S	p	K-S	p	K-S	p
SL1	1	60	1.7053	0.84	0.2770	>0.2	0.0973	>0.2	0.2974	>0.2
	2	31	1.7574	0.89	0.1814	>0.2	0.1143	>0.2	0.3094	>0.2
	3	19	2.2311	1.06	0.2449	>0.2	0.0655	>0.2	0.237	>0.2
SL3	1	44	0.7241	0.24	0.2941	>0.2	0.0246	>0.2	0.0881	>0.2
	2	37	0.6324	0.31	0.2696	>0.2	0.1603	>0.2	0.2805	>0.2
	3	45	0.9851	0.37	0.3019	>0.2	0.1445	>0.2	0.1241	>0.2
	4	39	1.4669	0.48	0.3169	>0.2	0.1222	>0.2	0.1542	>0.2
SL5	1	27	2.0556	1.29	0.1238	>0.2	0.1277	>0.2	0.1198	>0.2
	2	13	1.3154	1.04	0.1660	>0.2	0.1802	>0.2	0.2587	>0.2
	3	7	1.5714	0.59	0.2102	>0.2	0.1405	>0.2	0.1012	>0.2
	4	13	1.6154	1.51	0.0512	>0.2	0.0439	>0.2	0.0687	>0.2
SL6	1	44	0.4602	0.58	0.0496	>0.2	0.0367	>0.2	0.2729	>0.2
	2	73	0.3315	0.27	0.0883	>0.2	0.0757	>0.2	0.3486	>0.2
	3	31	0.5968	0.46	0.0841	>0.2	0.1046	>0.2	0.3761	>0.2
SL7	1	11	1.8091	1.65	0.1096	>0.2	0.0987	>0.2	0.2475	>0.2
	2	48	0.8208	0.90	0.1272	>0.2	0.1025	>0.2	0.2533	>0.2
	3	21	0.5714	0.96	0.0424	>0.2	0.1018	>0.2	0.1689	>0.2
	4	38	0.5658	0.91	0.1893	>0.2	0.1033	>0.2	0.2682	>0.2
SL9	1	63	3.8238	1.66	0.2832	>0.2	0.1109	>0.2	0.3143	>0.2
	2	57	2.9026	1.72	0.1859	>0.2	0.0626	>0.2	0.3495	>0.2
	3	30	1.1500	0.98	0.1761	>0.2	0.1396	>0.2	0.3233	>0.2

K&S 적합성 검정을 수행하였다. 검정 결과는 Table 4에 수록하였으며, 적용된 음지수분포, 감마분포 및 대수 정규분포가 모두 절리 연장성에 대한 확률분포로 매우 적합함을 알 수 있다.

암반 노출면에 나타난 실제 절리선 길이(l)의 확률밀도함수 $f(l)$ 이 음지수분포를 따른다고 가정하면 $f(l)$ 은 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$f(l) = \frac{e^{-\mu_L}}{\mu_L} l^{-(\mu_L+1)} \quad (8)$$

여기서, μ_L 은 실제 평균 절리선 길이로 다음과 같다.

$$\mu_L = \int_0^\infty l f(l) dl \quad (9)$$

따라서 측정된 절리선 반길이의 확률밀도함수 $h(l)$ 역시 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$h(l) = \frac{e^{-\mu_L}}{\mu_L} l^{-(\mu_L+1)} \quad (10)$$

Fig. 6은 일반적인 상·하부의 경계를 갖는 암반 노출면에서 절리선 반길이의 예시이다. 그림에서 임의의 cut-off level(c)까지의 절리선 반길이에 관계된 누적분포함수 $H(c)$ 는 다음과 같다.

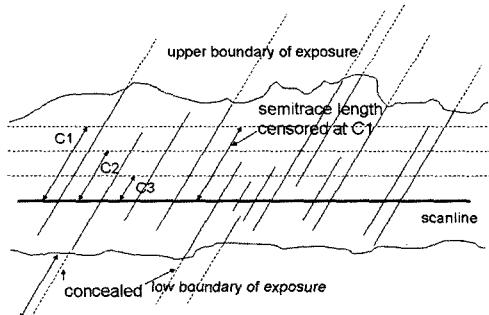


Fig. 6. Semi-trace lengths censored at different censoring length(c_i) appearing on an outcrop having regular boundaries(after Kulatilake et al., 2003).

$$H(c) = \int_0^c h(l) dl = 1 - e^{-(c/\mu_L)} \quad (11)$$

여기서, c 보다 짧은 절리선 반길이의 수를 r , 절리의 총 개수를 n 이라 할 때, 만약 n 이 충분히 크면 r/n 은 $H(c)$ 에 근사하므로 다음과 같은 관계식이 성립한다.

$$\frac{r}{n} = 1 - e^{-(c/\mu_L)} \quad (12a)$$

$$c = -\mu_L \ln \left(1 - \frac{r}{n} \right) \quad (12b)$$

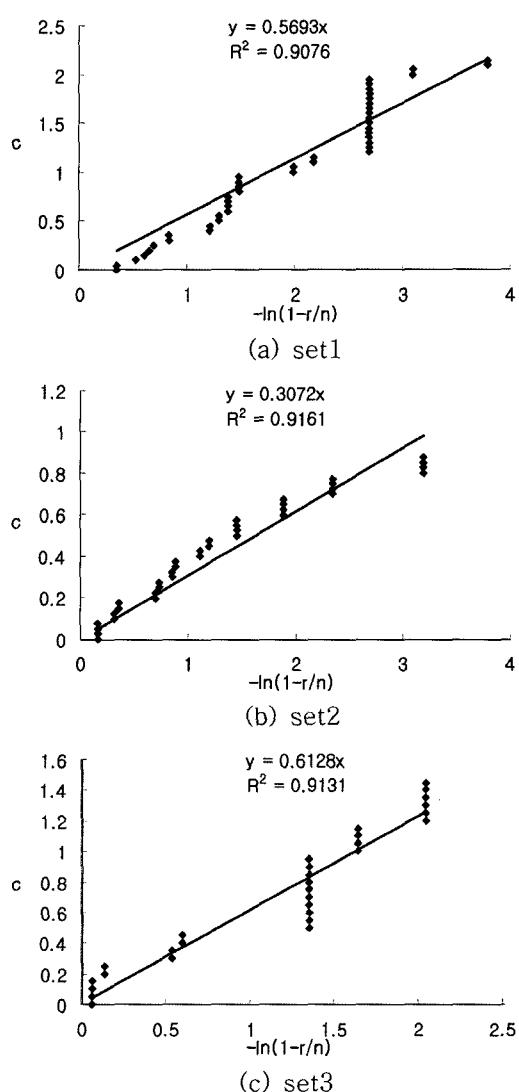
Table 5. Summary of joint trace length analysis results.

Scanline ID	Set No.	Observed mean(m)	Corrected mean(m)
SL1	1	1.7053	1.2669
	2	1.7574	1.7871
	3	2.2311	1.9904
SL3	1	0.7241	0.4154
	2	0.6324	0.4906
	3	0.9851	0.604
	4	1.4669	0.9333
SL5	1	2.0556	1.5534
	2	1.3154	1.2101
	3	1.5714	1.2944
	4	1.6154	1.7639
SL6	1	0.4602	0.5693
	2	0.3315	0.3072
	3	0.5968	0.6128
SL7	1	1.8091	2.3688
	2	0.8208	0.8094
	3	0.5714	0.8889
	4	0.5658	0.832
SL9	1	3.8238	4.5115
	2	2.9026	2.0581
	3	1.1500	0.9741

여기서, μ_L 은 실제 평균 절리선 길이로써 노출면 경계에 의한 왜곡이 보정된 평균 절리선 길이로 볼 수 있다. 연구지역의 SL1, SL3, SL5, SL6, SL7 및 SL9에서 구분된 절리군에 대한 c vs. $-\ln(1-r/n)$ 의 관계로 부터 추정된 μ_L 값이 Table 5에 나타나 있다.

Fig. 7은 SL6에서 구분된 3개의 절리군에 대해 각각의 μ_L 값 산정을 위한 c vs. $-\ln(1-r/n)$ 의 관계를 도시한 예이다. 그림에서 추세선의 경사로 산정되는 값이 높은 신빙성을 갖기 위해서는 0.81 이상의 결정계수(R^2)와 조사선에서 측정된 절리자료의 50% 이상이 암반의 노출 경계 안쪽에 위치하여야 한다(Kulatilake et al., 2003).

SL1에서 보정된 평균 연장은 1.27-1.99 m의 범위이며, SL3은 0.42-0.93 m, SL5는 1.55-1.76 m의 범위, SL6은 0.3-0.6 m의 범위, SL7과 SL9는 각각 0.81-2.37 m와 0.97-4.5 m의 범위로 도출되었다. 따라서 SL9 사면을 제외한 대부분의 사면암반에서 절리 연장성은 약 2 m 내외로 비교적 짧게 형성되었음을 알 수 있으며, 앞에서 분석된 높은 절리 빈도수를 상기할 때 연구지역에 위치한 사면은 소규모의 암석블록이 밀집된 형태로 절취에 의한 용력해방과 풍화 등에 쉽게 영향을 받을 수 있으리라 사료된다.

**Fig. 7.** Estimation of corrected mean trace length for joint sets of the SL6.

삼차원 절리연결구조 모사

본 연구에서는 조사지역의 절리분포 양상을 구현하기 위해 절리의 형태를 원판으로 가정하였다. 각 절리군의 삼차원 절리 빈도수(단위 체적당 원판형 절리 중심의 개수, λ_v)는 평균법선 방향으로의 절리 빈도수, 절리 크기 및 절리 방향을 함께 고려하여 다음과 같은 관계식을 이용하여 산정할 수 있다(Kulatilake et al., 1993).

$$(\lambda_v)_i = \frac{4(\lambda_v)_i}{\pi E(D^2)E(h \cdot i)} \quad (13)$$

여기서, $(\lambda_v)_i$ 는 i 번째 절리군의 평균법선 방향으로의 일차원 빈도수이며, $E(D^2)$ 은 원판형 절리의 크기(직경)와 관계된 평균값이다. 또한, $E(|n \cdot i|)$ 는 절리군내 개개의 절리면의 단위 법선벡터(n)와 평균법선 방향의 단위 벡터(i) 사이 벡터내적의 평균값이다. $E(|n \cdot i|)$ 는 0에서 1범위의 값을 가지며 절리군내에서 각 절리들의 방향이 변화하지 않을 때 즉, 절리군내의 모든 절리 방향이 같을 때 1이고 방향성의 변동성이 클수록 0에 접근하는 값을 갖는다.

삼차원 절리연결구조를 추계론적 과정으로 모사하기 위해서는 삼차원 절리 빈도수와 절리 크기분포 및 방향분포가 필요하다. 연구지역의 절리 방향분포로 기존의 이론적 방향분포가 적합하지 않으므로, 본 연구에서는 경험적 방향분포(empirical orientation distribution)를 사용하였다. 경험적 방향분포는 기존의 이론적 확률분포에 의해 해석될 수 없는 절리군에 대한 방향분포 모델링을 위하여 실제 측정·기록된 방향자료를 무작위로 추출한 방향분포이다(Kulatilake. et al., 1993, 1996, 2003).

각각의 절리군에서 원판형 절리의 크기는 지수분포, 감마분포 및 대수정규분포 중 어느 것을 사용하여도 무방하나 매우 작은 절리 크기를 다량 생성할 가능성이 있는 지수분포는 배제하였다. 본 연구에서는 K&S 검정결과 상대적으로 가장 적합한 감마분포를 사용하였

으며, 원판형 절리의 중심위치를 모델링하기 위해서는 포아송분포(Poisson distribution)를 사용하였다. 이에는 각 절리군에서 절리 간격으로 음지수분포가 타당하다는 통계학적 이론에 기초한다.

이와 같은 경험적 방향분포, 삼차원 절리 빈도수 및 절리 크기분포 모델을 기초로 삼차원 절리연결구조를 모사하기 위해서는 몬테 칼로 모사기법을 사용하였다. Table 6은 SL1에서 몬테 칼로 모사기법으로 생성된 절리의 상대적 공간좌표와 절리의 크기 및 방향 등을 수록한 예이다.

절리연결구조 모델의 타당성 검토

추계론적으로 모사된 절리 연결구조가 실제 사면암반의 기하학적 구조특성을 현실성 있게 반영하였는지의 타당성 여부를 검증하는 것은 매우 중요하다. 본 연구에서는 각 조사선 조사지역에 설계된 사면암반 제원에 따라 절리연결구조를 모사한 후 노출된 사면에서 가시화된 절리선과 현장사진 및 조사선 조사에 의한 절리선의 절리 빈도수 및 크기 등을 비교 분석하였다. 또한, 수평면의 평면식을 사용하여 5×5 m 크기의 수평영역에 절리연결구조를 가시화한 후 나타난 절리선의 주향방향을 이용하여 모사된 절리의 방향성에 대한 타당성도 검토하였

Table 6. Generated fracture network in 3-D using the Monte carlo simulation.

Set no.	x-cordi. (m)	y-cordi. (m)	z-cordi. (m)	Diameter (m)	Dip Dir. (°)	Dip (°)
1	0.08	0.48	1.66	0.66	084	66
1	4.41	9.52	7.91	1.63	062	64
1	0.85	9.58	5.34	1.75	148	62
1	9.40	3.00	7.39	0.69	079	86
1	3.83	3.55	7.81	1.17	094	73
-	-	-	-	-	-	-
-	-	-	-	-	-	-
2	0.48	1.66	4.41	1.29	021	84
2	9.52	7.91	0.85	2.13	005	86
2	9.58	5.34	9.4	2.22	036	82
2	3.00	7.39	3.83	1.32	019	76
2	3.55	7.81	7.87	1.77	034	76
-	-	-	-	-	-	-
-	-	-	-	-	-	-
3	6.69	3.61	6.33	0.35	030	48
3	6.08	4.12	1.71	1.34	028	48
3	0.08	0.5	4.21	2.26	342	60
3	2.45	6.49	7.57	2.31	358	46
3	6.94	5.86	5.56	2.40	058	20
-	-	-	-	-	-	-
-	-	-	-	-	-	-

다. 조사선 조사를 수행한 사면암반의 제원에 관한 사항은 Table 1에 수록되어 있으며, 이들 중 SL1 및 SL3 지점에서 가시화된 절리연결모델이 Fig. 8에 도시되어 있다. Fig. 9는 사면암반의 5×5 m 수평영역에 모사된 절리연결구조이다.

SL1 지역에서 가시화된 절리선(Fig. 8(a))에 대하여 현장의 조사선 방향 및 길이와 동일한 조사선을 설정한 후 타당성을 검토한 결과, 절리선의 평균 간격은 절리군 1(0.08 m)을 최소로 하여 절리군 3(0.21 m) 및 절리군 2(0.25 m) 순으로 나타났으며, 절리군의 연장성은 1-2m 범위로 나타났다. 이는 Table 3 및 5에 수록된 SL1에 대한 조사선 조사 자료의 분석결과와 잘 부합한다.

절리군 1과 2의 평균 주향방향은 각각 355° , 292° 로써 이들 방향성이 Fig. 9(a)의 수평 가시화영역에 잘 반영됨을 알 수 있다. 또한, 평균 주향방향이 279° 인 절리군 3 역시 가시화영역에 잘 반영되어 나타나지만 저각의 경사(43°)로 인하여 유사한 평균 절리 간격을 갖는 절리군 2에 비해 낮은 개수로 나타났다. 한편 구분된 세 절리군의 방향 변동성이 가시화영역에서 주향방향의 변화로 반영되어 나타남을 인지할 수 있다.

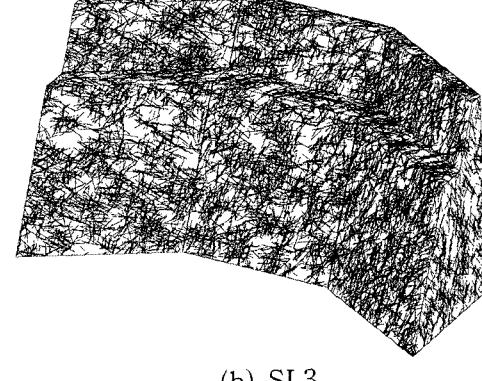
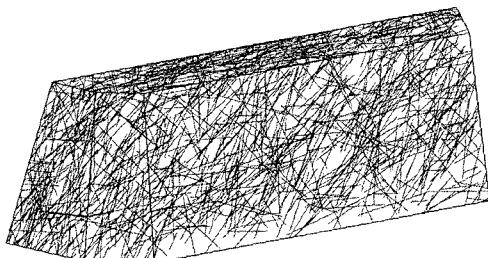


Fig. 8. The fracture network visualization models for the selected cut slopes of the study area.

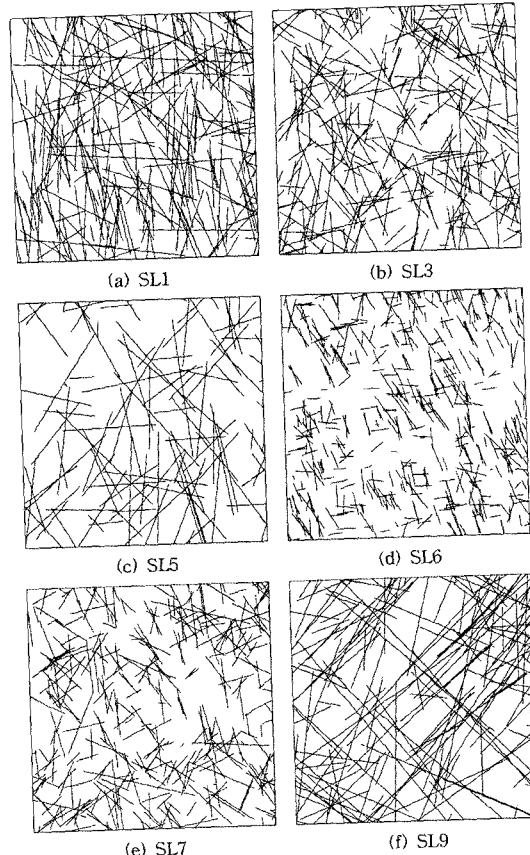


Fig. 9. The horizontal(5×5 m) fracture networks for each scanline.

SL3 지역에서 모사된 절리선의 평균 간격은 절리군 1, 2, 3 및 4에서 각각 0.35, 0.26, 0.10, 0.16 m로 산정되었으며, 절리의 연장성은 절리군 1, 2, 3 및 4에서 각각 0.71, 0.54, 0.99 및 1.3 m로 산정되어 조사선 조사 자료의 분석결과와 잘 부합하는 것으로 나타났다. 절리군 1, 2, 3 및 4의 평균 주향방향은 각각 280° , 220° , 310° 및 350° 로써 이들 방향성이 Fig. 9(b)의 수평 가시화영역에 잘 반영되었으며, SL1에서와 같이 모든 절리군의 방향 변동성이 절리연결구조 모델에서 주향방향의 변화로 반영되어 나타남을 확인할 수 있다.

Table 7은 절리 간격과 크기에 대한 측정 자료의 분석치와 모사치를 비교한 결과이며, SL5, SL6, SL7 및 SL9 지역에서도 모사된 절리연결구조에 대한 타당성을 검토하였을 때 모사된 절리연결구조는 현장에서 조사된 절리의 기하학적 구조특성을 현실성 있게 반영한다고 판단된다.

Table 7. Comparison between observed and generated joint parameters for each scanline.

Scanline ID	Set No.	Spacing(m)		Size(m)	
		Observed	Generated	Observed	Generated
SL1	1	0.07	0.08	1.71	1.24
	2	0.32	0.25	1.76	1.62
	3	0.34	0.21	2.23	1.95
SL3	1	0.35	0.35	0.72	0.71
	2	0.25	0.26	0.63	0.54
	3	0.12	0.10	0.99	0.99
	4	0.14	0.16	1.47	1.30
SL5	1	0.71	0.83	2.01	2.00
	2	1.39	1.71	1.32	1.41
	3	2.41	1.90	1.57	1.40
	4	0.60	0.40	1.62	1.58
SL6	1	0.20	0.37	0.46	0.4
	2	0.12	0.18	0.33	0.31
	3	0.05	0.05	0.60	0.57
SL7	1	1.27	1.04	1.81	1.97
	2	0.28	0.30	0.82	0.76
	3	0.47	0.37	0.57	0.59
	4	0.15	0.10	0.57	0.55
SL9	1	0.25	0.19	3.82	3.17
	2	0.10	0.10	2.90	2.72
	3	0.15	0.13	1.15	1.07

결 론

연구지역의 사면암반은 백악기 유문암질 응회암류가 주종을 이루고 있으며, 전체적으로 수직에 가까운 고각의 절리가 높은 변동성을 수반하며 분포하는 것으로 조사되었다. 조사선 조사를 통하여 측정된 절리자료에 대한 방향성 분석 결과 3-4개의 절리군이 분포하는 것으로 해석되었으며, 산정된 확률분포의 통계적 특성치는 본문 중에 수록하였다. 클러스터링 알고리듬에 의해 구분된 절리군에 대한 피서분포의 적합성 검정 결과 피서분포가 이론적 방향분포 모델로 적합하지 못한 것으로 나타났다. 본 연구에서는 연구지역에 분포하는 절리에 대한 방향분포 모델로 경험적 방향분포를 사용하였다.

각각의 절리군에 대한 절리 간격의 이론적 확률분포로 음지수분포, 감마분포 및 대수정규분포가 공히 0.2 이상의 매우 높은 p -값을 나타내며 절리 간격에 대한 확률분포로 모두 적합한 것으로 검정되었다. 연구지역에서 대부분의 사면암반은 높은 빈도의 절리 수를 갖는 것으로 분석되었다. 절리군의 간격분포는 샘플링 영역인 조사선 길이에 따라 다르게 산정될 수 있는 오류를 내포하고 있으며 이에 대한 보정을 수행한 결과 산정치와 보정치가 동일하게 나타났다. 이에는 절리의 평균 간격에 비하여 조사선 길이가 15배 이상이므로 왜곡효과가

나타나지 않은 것으로 판단된다.

선형조사선 상부에 나타난 절리선 반길이에 대한 이론적 확률분포로 음지수분포, 감마분포 및 대수정규분포가 모두 적합한 것으로 검정되었으며, 이들 중 감마분포가 상대적으로 가장 우수한 것으로 나타났다. 절리선 반길이 분포로부터 보정된 평균 절리선 길이를 추정하는 절차를 제시하였으며, 이에 따라 보정된 평균 연장은 대부분의 사면암반에서 약 2 m 내외로 산정되었다. 따라서 연구지역에 위치한 사면암반은 높은 빈도수와 비교적 짧은 연속성을 갖는 절리연결구조에 의한 소규모의 암석블록이 밀집된 형태로써 절취에 의한 응력해방 및 풍화 등에 쉽게 영향을 받을 수 있으리라 사료된다.

몬테 칼로 모사기법을 이용하여 모사된 삼차원 절리 연결구조는 이차원 사면암반 영역에서 각 절리군에 대한 절리선 구조를 예측하는데 이용되었다. 암반사면에서 모사된 추계론적 삼차원 절리연결구조에 대해서 측정된 절리와 예측된 절리의 통계적 특성치를 비교 분석하여 타당성을 검토한 결과 모사된 절리연결구조가 현장에서 조사된 절리의 기하학적 구조특성을 현실성 있게 반영하는 것으로 해석되었다. 차후 본 연구결과를 기초로 연구지역에 위치한 암반의 강도 및 거동 등의 암반역학적 특성을 규명하고 사면암반의 안정성을 해석·평가하기 위한 연구가 지속적으로 수행될 수 있으리라 기대된다.

사 사

본 연구는 2004년도 건설핵심기술개발사업(04핵심기술 A01-01)의 일환으로 수행되었습니다.

참 고 문 헌

- 류동우, 김영민, 이희근, 2002(a), 입체해석학적 접근법에 의한 암반 절리 크기 및 밀집도의 통계적 분석에 관한 연구, 한국암반공학회지, 12(1), pp. 10-18.
- 류동우, 김영민, 이희근, 2002(b), 암반 절리 방향성 자료의 통계적 분석 기법에 관한 연구, 한국암반공학회지, 12(1), pp. 19-30.
- 방상혁, 전석원, 최종근, 2003, 삼차원 불연속 연결망을 이용한 암반의 동기수리전도도 결정에 대한 연구, 한국암반공학회지, 13(1), pp. 52-63.
- 송재준, 이정인, 2001, 조사항 조사를 이용한 절리 길이 분포의 추정에 관한 연구, 한국지반공학회지, 17(2), pp. 21-30.
- 엄정기, 2003, 1D 측선에 의한 절리 자료에 대한 편향 보정 기법에 관한 연구, 한국암반공학회지, 13(5), pp. 344-352.
- Fisher, R., 1953, Dispersion on a sphere, Proc. of Royal Society of London, A217, pp. 295-305.
- Kulatilake, P.H.S.W. and Wu, T.H., 1984, The density of

- discontinuity traces in sampling windows, Int. J. Rock Mech. Min.Sci. & Geomech. Abstr., 21, pp. 345-347.
- Kulatilake, P.H.S.W. and Wu, T.H., 1984, Estimation of Mean trace length of discontinuities, Rock Mechanics and Rock Engineering, 17, pp. 215-232.
- Kulatilake, P.H.S.W. and Wu, T.H., 1986, Relation between discontinuity size and trace length, Proc. of 27th U.S. Symposium on Rock Mechanics, pp. 130-133.
- Kulatilake, P.H.S.W., Wu, T.H. and Wathugala, D.N., 1990, Probabilistic modelling of joint orientation, Int. J. of Numerical and Analytical Methods in Geomechanics, 14, pp. 325-350.
- Kulatilake, P.H.S.W., Wathugala, D.N. and Stephansson, O., 1993, Joint network modeling including a validation to an area in Strip mine, Int. J. Rock Mech. & Min. Sci., 30, pp. 503-526.
- Kulatilake, P.H.S.W., Chen, J., Teng, J., Shufang, X. and Pan, G., 1996, Discontinuity geometry characterization in a tunnel close to the proposed permanent shiplock area of the three gorges dam site in China, Int. J. Rock Mech. & Min. Sci., 33(3), pp. 255-277.
- Kulatilake, P.H.S.W., Um, J., Wang, M., 2003, Stochastic fracture geometry modeling in 3-D including validations for a part of Arrowhead East Tunnel, California, USA, Engineering Geology, 70, pp. 131-155.
- Kulatilake, P.H.S.W., Um, J. and Park, J.Y., 2004, Estimation of rock mass strength and deformability in 3-D for a 30m cube at a depth of 485m at Aspo Hard Rock Laboratory, Geotechnical and Geological Engineering, 22, pp. 313-330.
- Mahtab, M.A. and Yegulalp, T.M., 1982, Rejection criterion for definition of clusters in orientation data, Proc. of 23rd U.S. Symposium on Rock Mechanics, pp. 116-123.
- Mahtab, M.A. and Yegulalp, T.M., 1984, A similarity test for grouping orientation data in rock mechanics, Proc. of 25th U.S. Symposium on Rock Mechanics, pp. 495-502.
- Priest, S.D. and Hudson, J., 1976, Discontinuity spacing in rock, Int. J. Rock Mech. Min.Sci. & Geomech. Abstr., 13(5), pp. 135-148.
- Priest, S.D. and Hudson, J., 1981, Estimation of discontinuity spacing and trace length using scanline survey, Int. J. Rock Mech. Min.Sci. & Geomech. Abstr., 18(3), pp. 183-197.
- Priest, S. D., 1993, Discontinuity analysis for rock engineering, Chapman & hall, 473p.
- Sen, Z. and Kazi, A., 1984, Discontinuity spacing and RQD estimates from finite length scanlines, Int. J. Rock Mech. Min.Sci. & Geomech. Abstr., 21, pp. 203-213.
- Shanley, R. J. and Mahtab, M. A., 1976, Delineation and analysis of centers in orientation data, Mathematical Geology, 13, pp. 9-23.
- Wang, M., Kulatilake, P.H.S.W., Um, J. and Narvaiz, J., 2002, Estimation of REV size and three-dimensional hydraulic conductivity tensor for a fractured rock mass through a single well packer test and discrete fracture fluid flow modeling, Int. J. Rock Mech. & Min. Sci., 39(7), pp. 887-904.
- Wathugala, D.N., Kulatilake, P.H.S.W., Wathugala, G.M. and Stephansson, O.A., 1990, A general Procedure to correct sampling bias on joint orientation using a vector approach, Computers and Geotechnics, 10(1), pp. 1-31.
-
- 2006년 10월 26일 원고접수, 2006년 12월 1일 게재승인
- ### 허인실
- (주)지오스캔
137-060, 서울시 서초구 방배동 925-5
Tel: 02-585-4401
Fax: 02-585-4498
E-mail: gjdlstf@lycos.co.kr
- ### 엄정기
- 부경대학교 환경탐사공학과
608-737, 부산시 남구 대연3동 599-1
Tel: 051-620-6244
Fax: 051-627-2956
E-mail: jum@pknu.ac.kr
- ### 김용필
- 울산과학대학 공간디자인학부
682-090, 울산시 동구 화정동 산160-1
Tel: 052-230-0632
Fax: 052-230-0639
E-mail: ypkim@mail.uc.ac.kr
- ### 김국환
- 한국도로공사
619-951, 부산시 기장군 장안읍 명례리 384
Tel: 051-727-5596
Fax: 051-727-5597
E-mail: khkim@freeway.co.kr
- ### 이영균
- 대림산업주식회사
619-951, 부산시 기장군 장안읍 명례리 384
Tel: 051-727-5546
Fax: 051-727-5548
E-mail: leeyoung1280@yahoo.co.kr