

# 제주도 강우의 지형학적 요인 분석

연세대학교 대학원

토목공학과

윤혜선

# 제주도 강우의 지형학적 요인 분석

지도 조 원 철 교수

이 논문을 석사학위 논문으로 제출함

2009년 7월 일

연세대학교 대학원

토목공학과

윤 혜 선

윤혜선의 석사학위논문을 인준함

심사위원 \_\_\_\_\_인

심사위원 \_\_\_\_\_인

심사위원 \_\_\_\_\_인

연세대학교 대학원

2009년 7월 일

# 차 례

그림차례 .....	iii
표차례 .....	iv
국문요약 .....	v
제 1 장 서 론 .....	1
1.1 연구배경 .....	1
1.2 연구동향 .....	2
1.3 연구목적 .....	4
1.4 연구방법 및 범위 .....	5
제 2 장 기본이론 .....	7
2.1. 빈도해석 .....	7
2.1.1 지역빈도해석 .....	7
2.1.2 자료의 검증 .....	8
2.1.3 동질성 평가 .....	9
2.1.4 적정 확률분포형의 선정 .....	10
2.1.5 지수홍수법 .....	10
2.2. 회귀분석 .....	11
2.2.1 다중회귀분석 .....	11
2.2.2 최소자승법 .....	12
2.2.3 결정계수 .....	12
2.2.4 -분포 .....	13
2.2.5 t-분포 .....	13
2.2.6 F-분포 .....	14
2.2.7 다중공선성 .....	15

2.3. 요인분석 .....	16
2.3.1 사전 적합성 검토 .....	17
2.3.2 최우추정 요인추출법 (ML 추출법) .....	19
2.3.3 Varimax 회전 .....	20
2.3.4 요인특점 .....	20
제 3 장 적 용 .....	22
3.1 대상지역 .....	22
3.1.1 강우자료 .....	24
3.1.2 수문학적 특징 .....	26
3.2 확률강우량 산정 .....	28
3.2.1 자료의 검증 .....	28
3.2.2 동질성 평가 .....	29
3.2.3 적합도 검정 및 적정 확률분포형 선정 .....	30
3.2.4 확률강우량 산정 .....	32
3.3 산악효과 분석 .....	34
3.3.1 산악효과 .....	34
3.3.2 모형의 구성 .....	34
3.3.3 회귀분석 .....	35
3.4 요인분석 .....	44
3.4.1 요인분석 .....	44
3.4.2 회귀분석 .....	50
3.5 지형공간분석 .....	55
제 4 장 결 론 .....	60
참고문헌 .....	62
ABSTRACT .....	65

## 그림차례

Fig. 1.1 연구절차 및 방법 .....	5
Fig. 2.1 지역빈도해석의 절차 .....	8
Fig. 3.1 제주도의 고도 및 경사분석 결과 .....	23
Fig. 3.2 제주도 내 기상관측소 위치도 .....	24
Fig. 3.3 연평균강우량의 등우선도 .....	27
Fig. 3.4 개별지형인자와 확률강우량의 상관관계(50년빈도) .....	40
Fig. 3.5 개별지형인자와 확률강우량의 상관관계(100년빈도) .....	42
Fig. 3.6 추출지형인자와 확률강우량의 상관도(50년빈도) .....	54
Fig. 3.7 추출지형인자와 확률강우량의 상관도(100년빈도) .....	54
Fig. 3.8 지형인자를 적용한 확률강우량(재현기간 100년) .....	56
Fig. 3.9 요인인자를 적용한 확률강우량(재현기간 100년) .....	58

## 표차례

Table. 2.1 KMO 표본적합도 검정 기준 .....	19
Table. 3.1 제주도 내 기상관측소 현황 .....	25
Table. 3.2 관측소별 연평균강우량 .....	27
Table. 3.3 지속시간별 각 지점 이산도 $D(i)$ .....	29
Table. 3.4 지속시간별 이질성 척도 $H$ .....	30
Table. 3.5 적용된 확률분포형의 PDF(확률밀도함수) .....	30
Table. 3.6 적용된 확률분포형의 무작위 변수의 범위와 매개변수의 조건 .....	31
Table. 3.7 지속시간별 적합도 검정 결과 $Z_{dist}$ .....	31
Table. 3.8 GEV 분포형의 매개변수 산정 결과 .....	32
Table. 3.9 지점별 확률강우량 .....	33
Table. 3.10 모형의 구성 .....	35
Table. 3.11 지형인자를 이용한 강우량 회귀 결과 .....	38
Table. 3.12 상관행렬 점검 결과 .....	46
Table. 3.13 Bartlett 단위행렬 및 KMO 표본적합도 검정 결과 .....	47
Table. 3.14 요인분석 모형 .....	48
Table. 3.15 모형별 요인분석 결과 .....	49
Table. 3.16 모형별 수정된 결정계수 비교 .....	50
Table. 3.17 추출인자와 실제인자의 회귀분석 결과 .....	52
Table. 3.18 추출인자와 실제인자의 회귀식 유의성 검정 .....	53

## 국문 요약

# 제주도 강우의 지형학적 요인 분석

연세대학교 대학원  
토 목 공 학 과  
윤 혜 선

본 연구는 강우량에 영향을 미치는 지형변수들을 이용하여 새로운 요인을 도출하고, 강우량 산정 시 도출된 인자들을 적용함으로써 지형을 고려한 보다 정확한 강우량을 산정하는데 그 목적이 있다.

대상지역으로 좁은 면적과 대비하여 섬 전체가 한라산을 중심으로 산지의 형세를 지녔으며 강원도 지역과 더불어 강우에 지형의 영향이 존재할 것으로 추측되고 있는 제주도를 선정하였다. 분석은 세 단계를 걸쳐 실시되었는데 첫째, ArcGIS의 DEM자료로 추출된 9개의 지형변수들을 제주도의 강우에 영향을 미치는 변수들로 가정하고 다변량 분석기법 중 하나인 요인분석을 이용하여 제주도강우에 영향을 미치는 요인들을 검출하였고, 둘째, 요인분석으로 추출된 인자들의 강우량에 대한 영향성을 검증하기 위하여 지수홍수법으로 산정된 확률강우량과의 회귀모형을 구성하여 실제 지형인자로 구성된 회귀모형과 비교하였다. 마지막으로 두 회귀모형으로 산출한 강우량을 지형공간분석으로 도시하여 비교·분석하였다.

요인분석 결과 적용한 9개의 지형변수들 가운데 위도를 제외한 8개의 지형변수들이 제주도 강우에 직접적인 영향을 미치는 인자로 나타났다. 인자들은 짧은 지속시간에 대해 강우량과 복잡한 영향관계를 보인 것과 달리, 긴 지속시간에 대해서는 지형인자별로 일정한 순서의 적합성을 보였다. 다중회귀분석결과 추출된 요인과 확률강우량을 이용하여 구성한 회귀모형이 통계적 유의성검정을 모두 통과하여 그렇지 못한 실제 지형인자를 이용하여 구성된 회귀모형과 비교하여 지형을



고려한 제주도의 강우 예측 시 적합한 모형임이 확인되었다. 또한, 각각의 회귀모형으로 산정된 강우량을 지형공간분석으로 도시한 결과 역시 요인분석을 이용한 회귀모형이 실제 지형인자의 모형보다 지형효과가 크게 반영되는 것으로 나타났다. 따라서, 제주도에서 지형을 고려한 강수량 산정 시 요인분석을 이용하여 추출된 지형인자를 적용할 경우 보다 정확한 강우량을 산정할 수 있을 것으로 판단된다.

---

핵심용어: 지형변수, 확률강수량, 요인분석, 회귀분석, 지형공간분석,  
통계적 유의성 검정

# 제 1 장 서 론

## 1.1 연구배경

국지적인 수문현상은 지표면의 지형에 의하여 좌우되는 경우가 많은데 특히 지형인자는 강우의 형태나 분포에 영향을 미치게 된다. 만약 임의의 유역이 바다에 근접해 있거나 큰 호수부근에 위치한다면 이 유역의 강우는 바다나 호수의 직접적인 영향을 받게 되고 그 지역의 수문시스템도 동시에 영향을 받게 된다.

일반적으로 강우는 따뜻한 공기가 상승하여 대규모의 냉각이 이루어 질 때 발생하는데 크게 따뜻한 기단의 상승요인에 따라 태양복사에너지의 영향으로 대기 하부층의 공기가 가열되어 높이 상승할 때 내리는 대류형 강우, 저기압을 중심으로 성질이 서로 다른 대규모 두 공기기단이 수렴 후 상승하여 발생하는 선풍형 강우(전선형 강우), 습윤한 공기가 산지를 넘을 때 발생하는 산악형 강우의 세 형태로 분류할 수 있다. 우리나라와 같이 전 국토의 65%가 산악인 지역에서는 산악형 강우의 영향을 무시할 수 없다. 그러나 현재까지 우리나라에서는 산악지형에 의한 지형적 영향을 고려하지 않은 채 분석된 강우량을 설계에 적용하고 있으며 또한 이와 관련된 연구도 미비한 실정이다. 강우는 수문시스템의 기본 입력요소로서 잘못된 강우자료나 분석은 결국 수문시스템의 해석 및 설계의 오류와 직·간접적으로 연결된다. 따라서 수자원의 효율적인 이용과 관리를 위하여 강우량의 정확한 예측 및 해석이 중요하며, 강우의 계절적 불균형과 함께 산악형 강우로 야기되는 집중호우나 폭설 등의 자연재해에 대비하고 피해를 최소화하기 위하여 지형특성과 강우와의 관계를 분석하는 산악형 강우의 연구가 필요하다. 따라서 본 연구에서는 강우에서의 산악효과를 야기하는 지형인자를 파악하고 지형과 강우와의 관계를 확인하여 우리나라 강우분석에 적합한 지형을 고려한 새로운 강우량 산정 방향을 제시함으로써 정확한 수문시스템의 해석 및 설계에 도움이 되고자 한다.

## 1.2 연구동향

지형특성과 강우와의 관계에 관한 연구는 국내보다는 국외에서 활발히 진행되어 왔다. 초기의 연구는 주로 고도증가에 따른 강우량의 증가를 파악하는 것을 목적으로 하였으나 Spreen(1947)과 Schermerhorn(1967) 등이 각각 Colorada의 Rocky 산맥 주변지역과 Oregon 서부지역 및 Washington을 대상으로 다변수 지형인자(고도, 경사, 경사방향 등)를 이용하여 연평균강우량 산정 연구를 수행한 이래로 지형인자들을 고려한 강우량산정에 관한 연구가 시작되었다. Basist 등(1994)은 전 세계에 걸쳐 비슷한 규모의 10개의 산악지형에서 6개의 지형인자를 채택하여 다중회귀분석을 적용하여 연평균강우량 산정시 공통영향인자들을 밝히는 연구를 수행하였으며, 이후 지역적으로 지형의 요소에 따른 강우량의 변화에 대한 연구가 활발하게 수행중이다(Goodale et al., 1998; Ninyerola et al., 2000; Wotling et al., 2000; Marquinez et al., 2002). 반면, 주로 연평균강우량을 대상자료 한 기존 연구와 달리 Weisse and Bois(2001)는 French Alps 지역에서 지속시간 및 재현기간별 지형의 영향을 받는 강우량을 산정하여 2,000m이하의 고도에서는 3시간보다 긴 강우 지속시간에 대하여 짧은 재현기간에서 더욱 정확한 강우량이 산정됨을 보였다.

강우 패턴에 대한 지형인자의 물리적 영향을 해석하기 위한 DEM(Digital Elevation Models)을 적용한 연구도 수행되었다(Peck and Schaake, 1990; Daly et al., 1994). 특히, Naoum and Tasanis(2004b)는 GIS를 기반으로 한 AVRU(ArcView Regression Utility)를 개발하여 그리스 Creta섬을 대상으로 고도, 위도, 경도의 지형인자를 고려하여 강우량 회귀식을 제안한 연구(Naoum and Tasanis, 2004a)를 재현하였다.

국내에서는 바람의 방향, 풍속, 지형 형태 등이 국외의 경우와 다르기 때문에 강우패턴의 차이를 보인다. 그러므로 국내 실정에 맞는 산악효과분석을 수행이 필요할 것으로 판단되나 관련 연구가 미비한 실정이다. 유철상 등(2004)은 고도에 따른 강우의 변화를 선형 및 비선형 회귀분석을 수행하여 한강유역의 산지효과존재 여부를 확인하였다. 그러나 산악효과라는 좁은 지역에 적용되는 지형특성을 한강유역 전체인 대규모 유역을 대상으로 하였기 때문에 지형특성에 의한 효과 이외

에 기후와 같은 타 요인들의 작용이 더욱 크게 작용할 가능성을 배제할 수 없으므로 한강유역에 위치하는 산지의 영향을 고려한 정확한 강우량을 산정하기에는 부적절할 것으로 판단된다. 엄명진 등(2007)은 제주도 지역의 시우량 자료와 표고별 분포를 이용하여 강우지속기간과 표고와의 관계를 다중회귀분석으로 분석하였으며, 지속기간이 고도보다 강우량과의 상관성이 더 크다는 것을 밝힌 바 있다. 다만, 지속기간별 평균 강우량을 사용하였으므로 극값의 영향을 고려하지 못한 통계적 단점이 있다. 김진성 등(2008)은 제주도 지역을 사면별로 4개의 유역으로 분할하고 kriging기법을 적용하여 고도에 따른 강우 보정계수를 산정하였다. 그러나 유역별 대상 관측소가 적어 분할된 유역의 관측소들은 각 유역의 지형특성을 대표하기가 어려울 것으로 판단된다. DEM(digital elevation models)을 적용한 연구와 관련하여 신성철 등(2008)은 PRISM을 기반으로 고도, 거리, 지향면, 해양도를 고려하여 한반도 강우량 자료를 추정할 수 있는 K-PRISM 모델을 개발하였다. 또한, 윤혜선 등(2009)은 연평균강우량 및 확률강우량에 대하여 고도와 평면적 위치를 고려한 다항회귀모형을 제시하였다.

기존 연구동향에서 강우량에 영향을 미치는 인자로 고도, 위도, 경도, 경사, 관측지역의 기울기 등이 이용되었다. 그러나 서로 복잡하게 연결되어 있는 변수들을 강우량 산정에 적용하는데 있어서 강우량과의 상관성이 존재하지 않은 변수들을 적용할 가능성을 배제할 수 없으며, 또한 모든 변수들을 적용하여 강우량 산정하는 데 어려움이 따를 것이고 지역적인 편차도 존재할 것이므로, 지형의 영향을 받는 강우형태를 지닌 지역의 지형인자를 선택하여 강우와의 관계를 확인하고, 지형 변수들의 영향을 반영함과 동시에 보다 적은 수의 변수를 이용하여 강우량 산정 시 지형 변수들을 모두 반영하였을 경우와 비슷한 결과를 얻는 연구가 필요할 것으로 판단된다.

### 1.3 연구목적

우리나라는 강우의 계절적 불균형과 산악지형의 지형특성이 복잡하게 얽혀 있어 강우패턴을 예측하기 매우 어려운 조건을 지녔으므로 우기 시 빈번하게 발생하는 수해를 예방하고 수자원을 효과적으로 이용·관리하기 위하여 유출량 산정 자료의 기본인 강우량에 대한 정확한 예측 및 해석이 중요한 문제로 대두된다. 특히, 정밀한 기상관측이 어려운 산악지역에서 발생하는 집중호우나 폭설 등 기상현상을 효과적으로 예측하기 위하여 산악효과를 발생시키는 지형특성과 강우와의 관계를 분석하는 것은 시급하다.

본 연구에서는 지형특성과 강우 간 관계분석을 위하여 대상지역으로 제주도를 선정했다. 제주도는 1959년 사라를 비롯한 2002년 루사, 2003년 매미 등과 같은 대형 태풍 내습시 발생한 순간적인 집중호우로 심각한 수해를 경험한 지역으로 섬 전체가 섬 가운데 위치 한라산을 중심으로 점차 고도가 감소하는 산악지형을 지니고 있어 지형특성이 강우분포와 강우량을 결정짓는 중요한 인자로 작용하므로 본 연구에 적합한 대상지역으로 판단된다. 제주도의 강우가 지형과 연관되었음을 2007년 태풍 나리의 내습시 호우양상인 성관악(EL. 777m)에서 가장 많은 556mm, 제주시(EL. 20m)에서 420mm, 서귀포(EL. 50.5m)에서 323mm와 같이 높은 고도의 지역이나 해안가와 근접할수록 많은 강우량을 보이는 예로써 알 수 있다. 이 때, 발생한 순간적인 집중호우는 10일 동안 연평균강우량의 70%에 달하는 강우량으로 심각한 피해를 발생시켰는데 이는 섬전체가 가운데 위치한 한라산을 따라 공기가 상승하면서 냉각, 포화되고 이러한 공기가 지형의 영향으로 특정지역의 상공에서 수증기로 응집하면서 발생시키는 집중호우의 결과로 판단된다.

따라서 본 연구는 제주도의 지형특성과 강우량과의 관계를 확인하고, 서로 복잡하게 연결되어 있는 변수들을 이용해 요인분석을 실시하여 강우와의 상관성 높은 지형인자를 발견하며, 상관성을 지닌 지형변수들의 영향을 반영함과 동시에 적은 수의 변수를 이용하여 강우량 산정 시 지형변수들을 모두 반영하였을 경우와 비슷한 결과를 얻을 수 있는 새로운 요인인자를 찾는 것을 목적으로 한다.

## 1.4 연구방법 및 범위

본 연구의 절차는 다음과 같으며 Fig. 1.1과 같은 흐름으로 수행된다.

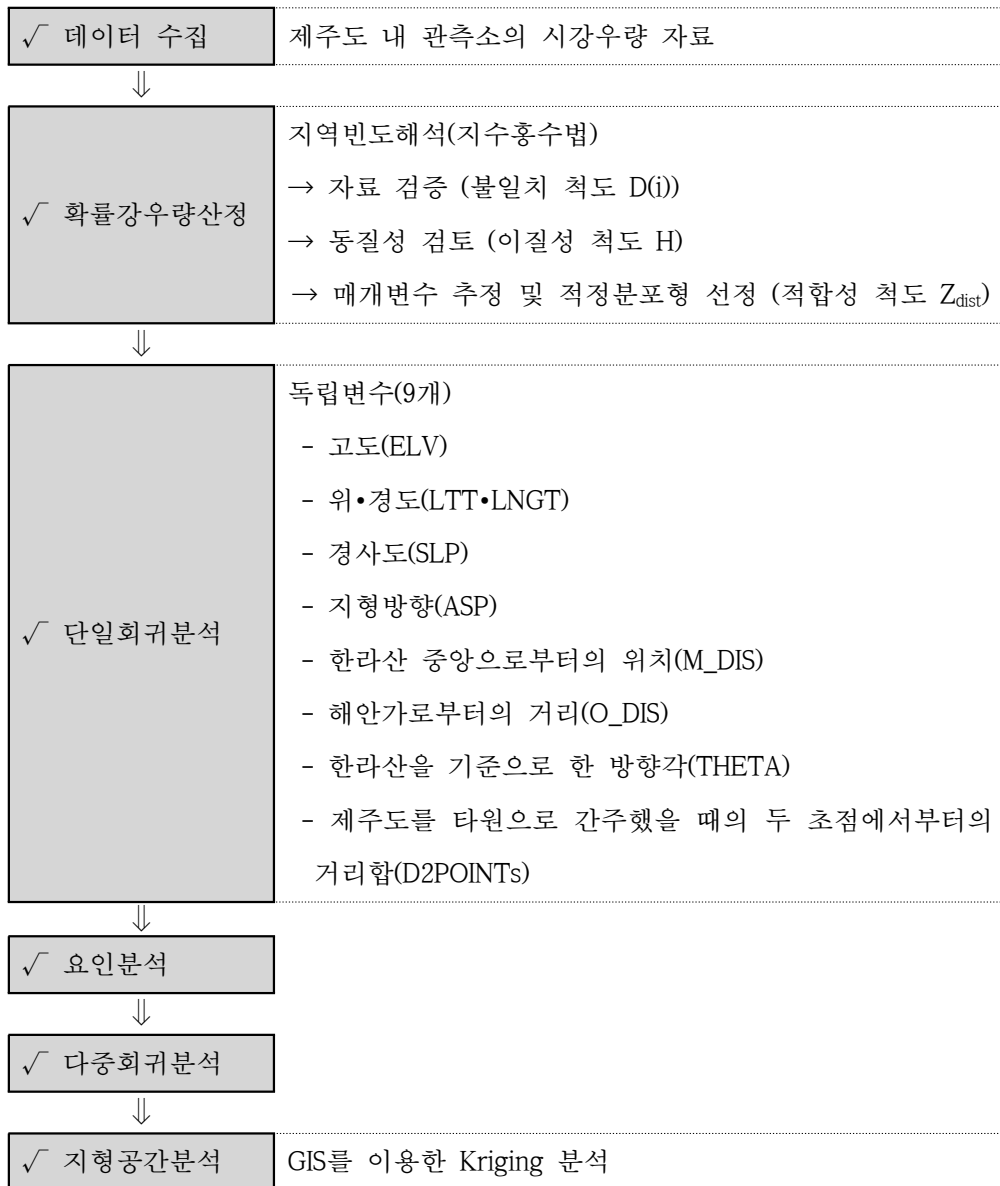


Fig. 1.1 연구절차 및 방법

- (1) 대상자료인 확률강우량을 산정을 위해 제주도지역의 지속시간별 연최대 시우량 자료를 구축
- (2) 지역빈도해석의 한 방법인 지수홍수법을 수행하여 확률강우량을 산정
- (3) 제주도 강우와 지형인자들의 상관성을 파악을 목적으로 추출한 지형인자와 강우와의 단일회귀분석을 실시
- (4) 요인분석을 통해 상관성이 적은 지형인자를 배제하고, 지형인자를 대표할 수 있는 새로운 요인인자를 추출
- (5) 새로운 요인인자에 다중회귀분석을 적용하여 산출한 강우량과 새로운 요인인자를 형성하고 있는 실제 지형자료를 회귀분석에 적용하여 산출한 강우량과 비교·분석하고 요인인자의 영향력 확인
- (6) 회귀분석으로 산정한 강우량을 GIS로 도시하여 제주도의 강우양상과 비교·분석

## 제 2 장 기본이론

### 2.1. 빈도해석

수문사상의 통계학적 접근방법의 하나로 빈번하게 사용된 빈도해석은 특정 크기의 수문량이 발생하는 빈도를 결정하거나 혹은 임의 빈도로 발생할 수문량의 크기를 정하는 방법이다. 빈도해석은 자료가 임의 지점에서 관측된 자료에 국한되는 지점빈도해석과 임의 유역내의 여러 관측지점의 지점빈도해석 결과를 망라하여 지역 전반을 대표할 수 있는 확률수문량을 추정할 수 있는 분석방법인 지역빈도해석으로 나뉜다. 대부분의 경우 수문관측지점에서 관측되는 자료기간은 비교적 짧은 것이 보통이므로 표본의 추출오차도 큰 것이 보통이다. 따라서 지점빈도해석의 결과로부터 장래에 발생할 수문사상을 예측할 수 있는 신뢰성에는 한계가 있다. 뿐만 아니라 엄밀하게 말하면 지점빈도해석의 결과는 유도된 그 지점에서만 타당한 것이라 볼 수 있다. 따라서 이러한 단점을 보완하기 위해서 관측기록이 충분히 길지 않은 지역의 수문통계량에 대해서는 지역빈도해석을 이용하여 정확도 높은 확률수문량을 효과적으로 산정할 수 있다.

#### 2.1.1 지역빈도해석

일반적으로 자료들의 지점 간 차이에서 발생하는 분산의 증가율에 비해 자료개수의 증가로 인한 분산의 감소율이 훨씬 크게 나타난다. 즉, 전체적으로 분산의 감소로 분석 결과의 정확도는 크게 개선된다. 그러므로 수문자료의 빈도해석에 있어서 각 지점별로 분석을 수행하는 것보다 수문학적 동질성을 가진 지역을 단위로 분석하는 것이 통계적으로 유리하다(김지훈, 2004). 충분한 수의 자료의 확보가 전제되어야 하는 지점빈도해석과는 달리 우리나라와 같이 수문자료의 관측기간이 짧은 경우나 미계측 지점에서의 확률수문량을 결정하기 위하여 지점빈도해석을 보완하여 제안된 지역빈도해석을 사용하면 보다 효율적이고 안정적으로 확률강우량을 산정할 수 있다. 지역빈도해석은 Fig. 2.1와 같이 기본자료구축, 동질성 검사, 확률분포형 선정, 매개변수 산정, 적합도 검정, 확률수문량 산정의 6단계의 절차로 수행된다.



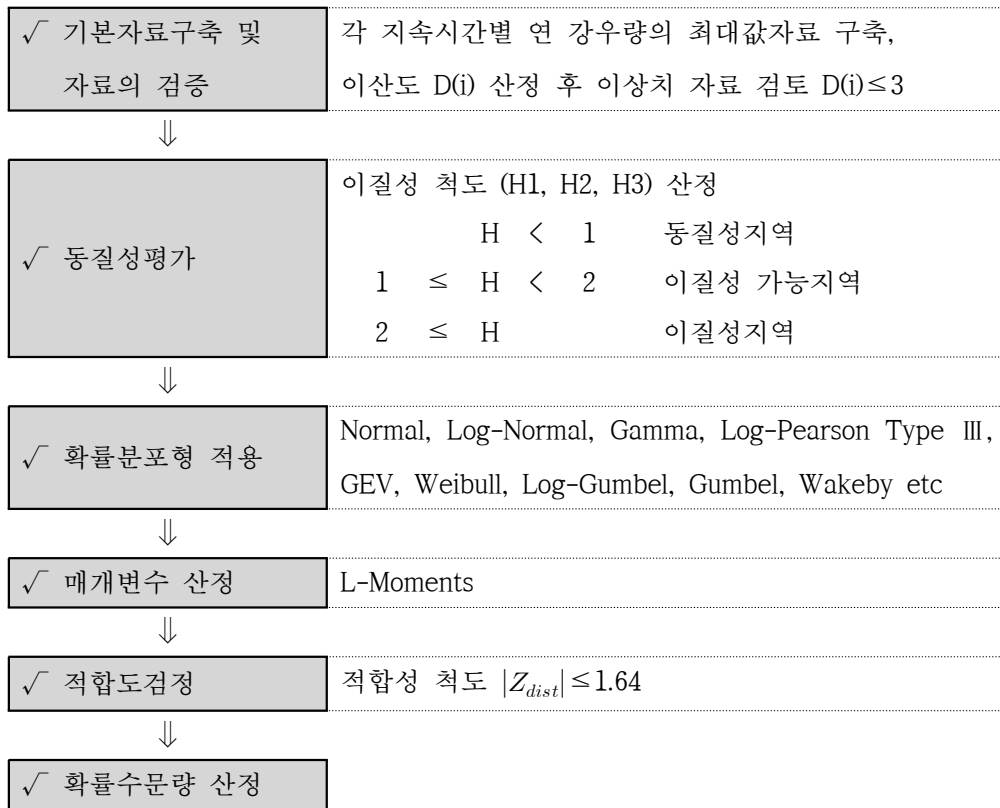


Fig. 2.1 지역빈도해석의 절차

### 2.1.2 자료의 검증

각 지점의 자료의 오류나 불일치성을 검증하여 자료의 상태가 양호하지 못해 발생하는 불확실성을 감소시켜야 하며 그 기준으로 불일치척도(Discordancy)  $D(i)$ 를 이용한다.  $D(i)$ 는 각 지점의 L-moment비인  $t$ (L-CV),  $t_3$ (L-skewness),  $t_4$ (L-kurtosis)를 이용하여 식 (2.1)과 같이 정의한다.

$$D(i) = \frac{1}{3} N(u_i - \bar{u})^T A^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (2.1)$$

여기서,  $u_i$ 는 지점  $i$ 의 L-moment비인  $t, t_3, t_4$ 를 구성요소로 가지는 벡터이고,  $\bar{u}$ 는 소유역내 지점들의  $u_i$ 를 산술평균 한 값이며  $A$ 는 표본자료의 공분산이다. 불일치 척도  $D(i)$ 를 이용하여 전반적으로 일치 정도가 떨어지는 지점들을 찾을 수 있다.

Hosking and Wallis(1997)는  $D(i)$ 를 15개 이하의 지점을 포함한 지역에 관하여 관측소의 수에 따른 기준을 제시하였으며, 15개 이상의 경우는  $D(i)$ 의 값으로 3.0을 적용한다. 반면, 3.0 이상의  $D(i)$  값이 산정된 지점은 분석에서 제외시키는 것이 바람직하지만 향후 국부적인 극사상이 해당 동질지역에 작용할 수 있기 때문에 불일치 지점을 무조건 제외하여서는 안되고, 주변 지점의 수문시계열 자료와 비교하여 경향성의 이상여부를 재검토하여 지점탈락여부를 결정하여야 한다.  $D(i)$ 와 관련한 기준으로 Trefry 등(2005)은 동질한 지역에서는 3-5 범위의  $D(i)$  역시 타당한 지점자료로 사용될 수 있음을 밝혔다.

### 2.1.3 동질성 평가

지역빈도해석에서 대상지역을 여러 개의 소유역으로 분할하는데 있어 기본가정은 각 소유역 내 자료의 확률분포가 동일하다는 것이다. 소유역내 자료계열이 수문학적인 동질성을 가지는지를 평가하기 위한 기준으로 이질성척도  $H$ 를 산정한다. 이질성척도  $H$ 는 관측된 자료의 이산도와 이산도를 모의발생 시킨 후 그 평균과의 차를 계산하고 그 값에 대해 모의발생시킨 표준편차의 비로 정의된다. 이 때, 이산도는 소유역내 지점별 표본자료인  $L$ -CV와 표본  $L$ -moment비인  $t^{(i)}$ 의 가중분산으로 식 (2.2)와 같이 산정되며, 가중분산  $V$ 의 평균값과 표준분산을 각각  $\mu_v, \sigma_v$ 이라 하면 이 때, 이질성 척도는 식 (2.3)과 같이 산정된다.

$$V = \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (2.2)$$

$$H = \frac{V - \mu_v}{\sigma_v} \quad (2.3)$$

Hosking and Wallis(1997)는 사용된  $L$ -moment비에 따라 이질성 척도  $H$ 를  $H1(L-CV)$ ,  $H2(L-skewness)$  및  $H3(L-kurtosis)$ 의 세 가지 형태로 분류하였으며, 동질성 지역  $H < 1$ , 이질성 가능지역  $1 \leq H < 2$ , 이질성 지역  $H \geq 2$ 의 기준을 제시하였다.

#### 2.1.4 적정 확률분포형의 선정

수문학적 동질성을 가지는 소유역내에 있는 여러 지점들에 가장 적합한 적정 확률분포형을 선정하는 척도로서 적합성 척도  $Z_{dist}$ 를 이용한다. 적정 확률분포형은 동질지역 내 각 지점별 자료의 L-moment의 평균은 지역특성을 충분히 대표하므로 검정하고자 하는 확률분포형의 Moment가 이들 평균값들과 일치하는가를 검사함으로써 선정된다. 적합성 척도  $Z_{dist}$ 는 적용하고자 하는 분포형의 L-kurtosis인  $\tau_4^{dist}$ 와 표본 moment의 소유역 평균값  $t_4^R$ 의 차이와 각 분포형을 이용하여 모의 발생시켜 구한 분산  $\sigma_4$ 와의 비로 식 (2.4)를 이용하여 산정한다.

$$Z_{dist} = \frac{t_4^R - \tau_4^{dist}}{\sigma_4} \quad (2.4)$$

여기서, 적합도척도  $Z_{dist}$ 가 0에 근접할수록 분포형의 자료에 대한 적합성은 높으며, 신뢰구간 90%를 고려하면 적합성 인정의 최소기준은  $|Z_{dist}| \leq 1.64$ 로 정의된다. 각 분포형의 L-moment비는 Hosking and Wallis(1997)에 의해 분포형별 매개변수의 향으로 제시되었으므로, 표본 자료로부터 L-moment비를 구하면 각 분포형의 매개변수의 결정이 가능하다.

#### 2.1.5 지수홍수법

지역빈도해석의 한 방법으로 홍수해석을 위해 Dalrymple(1960)이 제안한 지수홍수법은 소유역을 동일한 확률분포형으로 각 지점별 자료를 추출할 수 있도록 동질성을 갖는 지역으로 가정한다.

N개의 지점을 보유한 지역에서 자료수  $n_i$ 개를 보유한 지점  $i$ 가  $Q_{ij}$ ,  $j = 1, \dots, n_i$ 의 관측자료를 보유하고 있다고 가정하자. 여기서,  $Q_i(F)$  ( $0 < F < 1$ )는 지점  $i$ 에서 분포형의 확률수문량의 함수를 나타낸다. 동질지역에서 확률수문량은 식 (2.5)와 같이 산정된다.

$$Q_i(F) = \mu_i q(F), \quad i = 1, \dots, N \quad (2.5)$$

여기서,  $\mu_i$ 는 지수홍수(index-flood)로서 각 지점의 개별 규모함수이다. 분포형의 위치매개변수가 지수홍수로 사용되기도 하나 주로 지점 분포형의 평균이 사용된

다. 지역성장곡선인  $q(F)$  ( $0 < F < 1$ )는 무차원화 된 각 지점 확률수문량 함수의 일반형으로, 지점  $i$ 에서 자료의 표본 평균( $\hat{\mu}_i = \overline{Q_i}$ )으로 산정하는데,  $q(F)$ 의 추정을 위해서는 무차원 재조정 자료인  $q_{ij} = Q_{ij}/\hat{\mu}_i, i = 1, \dots, N, j = 1, \dots, n_i$ 가 사용된다.

## 2.2. 회귀분석

수문설계에서 수문현상과 기상학적 인자간의 인과관계를 분석할 경우가 있다. 일반적으로 한 변수의 예측은 다른 독립변수들의 영향으로 이루어지는데, 대부분의 경우 오차의 영향이 거의 없음을 가정한 독립변수들을 이용하여 종속변수를 예측하게 된다. 예를 들어 작은 유역에서의 강우량, 기온, 습도 등과 같은 기상인자는 작은 오차 범위에서 측정이 가능한 반면, 유역에 걸친 유출은 이와는 달리 예측으로서 그 양을 가늠할 수 있다. 이 때, 강우량 등의 기상인자와 토양수분조건, 토지이용상태 등의 유역 특성치들은 유출에 영향을 주는 요소인 독립변수로 종속변수인 유출량 산정에 기본자료가 된다. 이와 같이 한 개의 종속변수와 여러 개의 독립변수간의 관계식을 구하는 과정을 회귀분석(regression analysis)이라 하고 유도된 식을 회귀식(regression equation)이라 한다.

### 2.2.1 다중회귀분석

다중회귀분석은 변수간의 함수관계를 추구하는 통계적 방법으로서 종속변수의 설명을 위해 두 개 이상의 독립변수를 사용하는 회귀모형이다. 일반적으로 대부분의 자연현상을 설명하는 데 있어 종속변수( $y$ )는 두 개 이상의 독립변수로 좌우되는 경우가 있으며, 설명력 있는 여러 적절한 독립변수를 선택하여 이들의 함수로 종속변수를 표현 할 경우 회귀식의 정확도가 향상된다. 하나의 종속변수( $y$ )와 여러 독립변수( $x_1, \dots, x_k$ ) 간에는 식 (2.6)과 같은 관계식이 성립한다.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1j} + \dots + \beta_k x_{kj} + \epsilon_j, j = 1, 2, \dots, n \quad (2.6)$$

여기서,  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ 는 모집단의 회귀계수(regression coefficients)로 모수(parameters)이며,  $\epsilon$ 는 잔차이다. 또한,  $x_{ij}$ 는  $i$ 번째 독립변수가  $j$ 번째 관찰점을 취할 때의 독립



$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST} \quad (2.11)$$

여기서, SST는 SSR과 SSE의 합으로, SSR은 측정값  $y_i$ 와  $y_i$  평균의 오차제곱합이며, SSE는 추정값  $\hat{y}_i$ 와 측정값  $y_i$ 의 오차제곱합이다. 추정된 회귀방정식은 결정계수  $R^2$ 의 값이 1에 근접할수록 유효하며 반대로 0에 근접할 경우 적용되기 어렵다. 일반적으로 추정된 회귀방정식의 결정계수는 독립변수의 유용성과는 무관하게 고려되는 독립변수의 수가 많아질수록 증가하는 경향을 갖는다. 따라서 본 연구에서는 이러한 단점의 보완을 위해 독립변수로서 무의미한 변수의 고려시 결정계수가 감소하도록 자유도(degrees of freedom)를 조정한 수정된 결정계수  $R_{adj}^2$ 를 사용하여 회귀방정식의 유의성을 측정하였다. 표본크기가  $n$ 이고  $k$ 개의 독립변수를 가질 경우  $R_{adj}^2$ 는 식 (2.12)와 같이 계산된다.

$$R_{adj}^2 = 1 - \frac{SSE/(n-k-1)}{SST/(n-1)} \quad (2.12)$$

#### 2.2.4 $\chi^2$ -분포

$Z_1, Z_2, \dots, Z_p$ 가  $\phi$ 개의 서로 독립인 표준정규분포를 따를 때,

$$\chi^2(\phi) = Z_1^2 + Z_2^2 + \dots + Z_p^2 \quad (2.13)$$

를 자유도가  $\phi$ 인  $\chi^2$ -분포의 변수라고 정의하며, 그 기댓값은 식 (2.14)와 같다.

$$E[\chi^2(\phi)] = \phi \quad (2.14)$$

이 때, 누적확률  $1 - \alpha$ 가 되는  $\chi^2(\phi; \alpha)$ 의 값을 식 (2.15)와 같이 정의한다.

$$1 - \alpha = P[\chi^2(\phi) \leq \chi^2(\phi; \alpha)] \quad (2.15)$$

#### 2.2.5 t-분포

$Z$ 와  $\chi^2(\phi)$ 이 서로 독립인 확률변수이며  $Z$ 는 표준정규분포를 만족하고  $\chi^2(\phi)$ 는 자유도가  $\phi$ 인  $\chi^2$ -분포라 할 때 자유도가  $\phi$ 인  $t$ -분포는 식 (2.16)과 같고, 변수의 기댓값은 식 (2.17)과 같이 표현된다.

$$t(\phi) = \frac{Z}{\sqrt{\frac{\chi^2(\phi)}{\phi}}} \quad (2.16)$$

$$E[t(\phi)] = 0, \quad \phi \geq 2 \quad (2.17)$$

이 때, 누적확률  $1 - \alpha$ 가 되는  $t(\phi; \alpha)$ 의 값을 식 (2.18)과 같이 정의한다.

$$1 - \alpha = P[t(\phi) \leq t(\phi; \alpha)] \quad (2.18)$$

t-분포는 회귀계수의 유의성을 판단하기 위해 적용되며 식 (2.19)와 같은 정규분포를 만족하는 검정통계량  $t_0$ 을 기준으로 갖는다.

$$t_0 = \frac{b_n - \beta_{10}}{\sqrt{\widehat{Var}(b_n)}} \quad (2.19)$$

이 때,  $n$ 은 각 회귀계수이고,  $\beta_{10}$ 은 회귀계수의 가능 참값이며,  $\widehat{Var}(b_n)$ 은 각 회귀계수의 분산의 추정값이다. 회귀계수의 유의성은  $t(n-2; 1-\alpha)$ 인 기각치를 구한 후  $t_0 \leq t(n-2; 1-\alpha)$ 와 같이  $t_0$ 의 크기와 비교하여 확인하는데 일반적으로  $t$ 값의 확률적 표시인 유의확률이 유의수준  $\alpha = 0.05$  이하의 값을 가질 경우 회귀계수는 매우 유의하다고 판단할 수 있다.

### 2.2.6 F-분포

$\chi^2(\phi_1)$ 과  $\chi^2(\phi_2)$ 가 서로 독립이며, 각각의 자유도가  $\phi_1, \phi_2$ 인  $\chi^2$ -분포를 만족할 때 분자의 자유도가  $\phi_1$ 이고 분모의 자유도가  $\phi_2$ 인 변수를 식 (2.20)과 같이 정의하고 이를 F-분포라 하며, 변수의 기댓값을 (2.21)과 같이 표현한다.

$$F(\phi_1, \phi_2) = \frac{\chi^2(\phi_1)/\phi_1}{\chi^2(\phi_2)/\phi_2} \quad (2.20)$$

$$E[F(\phi_1, \phi_2)] = \frac{\phi_2}{\phi_2 - 2}, \quad \phi_2 \geq 3 \quad (2.21)$$

이 때, 누적확률  $1 - \alpha$ 가 되는  $F(\phi_1, \phi_2; \alpha)$ 의 값을 식 (2.22)와 같이 정의한다.

$$1 - \alpha = P[F(\phi_1, \phi_2) \leq F(\phi_1, \phi_2; \alpha)] \quad (2.22)$$

여기서, 분자의 자유도가 1인 경우  $t$ -분포와 F-분포 간에는 식 (2.23a, b)와 같은

특수한 관계가 성립한다.

$$F(1, \phi) = [t(\phi)]^2 \quad (2.23a)$$

$$F(1, \phi; \alpha) = \left[ t\left(\phi; \frac{\alpha}{2}\right) \right]^2 \quad (2.23b)$$

회귀식의 유의성은 F-분포를 이용하여 설명된다. 회귀값의 평균제곱인 MSR과 잔차의 평균제곱 MSE의 비율을  $F_0$ 라고 할 때, 이 비율이 크면 회귀에 의한 제곱합이 잔차의 제곱합보다 상대적으로 크므로 회귀선이 x와 y간의 관계를 설명하는 데 유의하다는 의미가 된다. 따라서  $F_0$ 의 값이 유의수준(level of significance)  $\alpha$ 와 자유도(1, n-2)를 사용하여 기각치  $F(1, n-2; \alpha)$ 를 구하고, 만약  $F_0 > F(1, n-2; \alpha)$ 이면 회귀식이 유의하다고 말한다. 일반적으로 유의하다는 것은  $F_0 > F(0.05)$ 인 경우를 일컫는다.

### 2.2.7 다중공선성

다중회귀에서 하나의 독립변수에 대한 회귀계수의 의미는 다른 독립변수들의 값을 고정시키고 임의로 하나의 독립변수의 값을 한 단위로 증가시킬 때 발생하는 종속변수의 변화량으로 독립변수들 사이에 강한 상관성이 존재한다면, 이러한 해석은 무의미하다.

다중회귀에서의 독립변수들은 서로 선형독립의 가정을 포함하는데 이는 각각의 독립변수들에 의해 해석되는 부분들이 서로 독립적이라는 것을 의미한다. 다중회귀에서는 일반적으로 p개의 독립변수가 있을 때 p차원 평면상에서 p개의 독립변수 벡터들이 서로 직교한다고 가정하나 실제 자료를 분석할 때 대부분의 독립변수 벡터들은 직교하지 않는다. 비록 독립변수벡터들이 직교하지 않더라도 비직교성이 회귀분석에 심각한 영향이 없을 수도 있으나, 어떤 경우에는 독립변수들 사이의 상관성이 지나치게 높아 회귀분석 결과를 신뢰하기 어려운 경우가 발생한다. 이 경우 추정된 회귀모형에서 각 독립변수가 독자적으로 종속변수에 미치는 영향을 조사하는 것은 매우 어렵다. 이때는 회귀계수 추정값들이 관찰값의 작은 변화에도 매우 민감한 반응을 보이며, 선형 회귀모형에서 한 독립변수를 제거하고 추



가할 경우도 마찬가지로 민감도를 가지게 된다. 또한, 회귀계수 추정치의 표준오차가 매우 커지므로 회귀모형의 정확도나 예측의 신뢰성이 감소한다.

독립변수들의 비직교성 문제가 심각한 경우를 다중공선성 문제라고 한다. 다중공선성은 잔차분석을 통해 발견할 수 있는 모형화의 문제가 아니고 주어진 자료 자체가 지니고 있는 문제이다. 회귀분석에서 회귀 계수들을 사용하고 해석하는 것은 매우 중요하므로 반드시 자료의 다중공선성 유무를 확인하여야 한다. 다중공선성이 존재하는 경우 다중회귀모형은 변수제거나 요인분석등을 통하여 자료의 다중공선성을 제거하여야 한다.

이러한 다중공선성은 공차한계(tolerance) 및 분산팽창인자(variance inflation factor, VIF)를 통하여 검토할 수 있다.  $j$ 번째 독립변수와 다른 독립변수들에 대하여 회귀모형을 적합 시켰을 때의 결정계수를  $R_j^2$ 이라 한다. 이를 이용하여 독립변수  $x_j$ 의 분산팽창인자는 식 (2.24)를 통하여 산정한다.

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (2.24)$$

여기서,  $1 - R_j^2$ 을 공차한계라 하며, 일반적으로 VIF가 10이상이거나 공차한계가 0.1이하 일 경우를 자료의 다중공선성이 존재여부를 판단하는 기준으로 삼는다.

### 2.3. 요인분석

요인분석(factor analysis)은 변수들이 서로 어떻게 연결되어 있는가를 분석하여 변수간의 관계를 공동요인을 이용하여 설명하는 다변량 분석기법 중의 하나로 상관성이 높은 일부 변수들끼리 서로 같은 분산구조를 가지고 있는가를 검토하여 이들을 동일요인으로 분류하는 통계기법이다. 요인분석은 타 다변량 분석 방법들과는 달리 종속변수와 독립변수를 지정하지 않고 변수들 사이의 상호작용을 분석하는데, 주로 데이터의 양을 줄여 정보를 요약하는데 사용한다. 또한, 요인분석은 변수들 내부에 존재하는 구조를 발견하고자 할 경우, 많은 변수들을 몇 개의 요인으로 묶어 중요도가 낮은 변수를 제거하는 경우, 같은 개념을 측정하는 변수들이 동일한 요인으로 묶이는가를 확인하고자 하는 경우, 분석을 통하여 얻어진 요인들

을 회귀분석이나 판별분석에서 설명변수로 사용하고자 하는 경우에 사용된다.

복잡한 상관관계를 지닌 변수들은 상관관계를 설명할 수 있는 공통적인 부분과 독자적인 부분으로 나뉜다. 이 때 공통적인 성분을 공통요인(common factor), 독자적인 성분을 특수요인(specific factor)이라고 한다.

요인분석에서는  $x_1, x_2, \dots, x_p$ 와 같이 p개의 변수들로 구성된 벡터 X의 표준화된 변수들로 구성된 벡터 Z를 무작위변수인 공통요인 F와 특수요인 U의 선형결합으로 가정한다. 요인분석의 기본모델을 행렬로 나타내면 식 (2.25)와 같다.

$$Z = A \cdot F + U \quad (2.25)$$

여기서,  $Z = [z_1, z_2, \dots, z_p]^T$ ,  $F = [f_1, f_2, \dots, f_m]^T$ ,  $U = [u_1, u_2, \dots, u_p]^T$ 이며,  $[ ]^T$ 는 변수들의 행렬을 전환한 값이다. 행렬 A는 식 (2.26)과 같은 행렬로 요인적재량(factor loading)을 나타낸다.

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{1m} \\ a_{21} & a_{22} & \dots & a_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{p1} & a_{p2} & \dots & a_{pm} \end{pmatrix} \quad (2.26)$$

### 2.3.1 사전 적합성 검토

요인분석은 다른 다변량 분석과는 달리 종속변수와 독립변수를 따로 구분하지 않고 변수들 간의 상호관계를 분석하므로 요인분석의 대상이 되는 모든 변수는 등간척도(interval scale) 이상인 정량적 자료이어야 하며, 정량적 자료가 아닌 경우에는 가변수를 이용한 요인분석을 실시하여야 한다. 이러한 변수들은 다음의 세 가지 조건을 만족하여야 한다. 첫째, 각 변수는 정규분포를 이루어야 하며, 둘째, 각 변수의 관찰치는 상호 독립적이며, 셋째, 각 변수의 분산마다 평균은 다르더라도 분산구조는 동일하다는 등분산성을 전제한다. 요인분석을 적용하기 위해서는 세 가지 가정을 만족함과 동시에 적어도 각 변수마다 자료의 수가 50개 이상이 되어야 하며, 자료의 수가 최소한 변수의 개수의 두 배 이상이 되어야 신뢰할 수 있는 분석 결과를 도출할 수 있다(Armstrong and Soelberg, 1968).

(1) Bartlett 단위행렬 검정

Bartlett 단위행렬 검정은 변수들의 상관행렬이 요인공통분산을 포함하고 있는지를 점검하여 변수들의 독립성을 판단하는 가장 손쉬운 방법이다. 즉, 변수들 사이에 통계적으로 유의관계가 존재해 요인을 이룰만한 상관관계가 충분히 있느냐의 여부를 점검하는 방법으로 Bartlett(1950)에 의해 제안되었으며 식 (2.27)을 이용하여 계산된다.

$$E = - \left[ \frac{(N-1)(2P+5)}{6} \right] \log_e |R| \quad (2.27)$$

여기서, N은 표본 크기이고 P는 변수의 개수이며 |R|은 상관행렬의 행렬식이다. 표본크기가 클 경우 자유도가 0.5P(P-1)인  $\chi^2$ 를 이용하여 통계량을 산정한다. 이때, E의 값이 유의수준  $\alpha \leq 0.01$ 의 기준을 만족할 경우 변수들의 상관행렬이 단위행렬이 아니라는 충분한 증거를 보여줌을 간주하여 요인분석에 적용할 수 있다 (Knapp and Swoyer, 1967).

(2) KMO(Kaiser-Meyer -Olkin) 표본적합도 검정

Kaiser(1970)가 제안한 KMO의 표본적합도는 변수 전체에 관한 값인 전체 MSA와 개별 변수들로 분리하여 계산된 값인 개별 MSA의 두 가지로 나누어 점검하며, 각각의 식은 (2.28) 및 (2.29)와 같이 제안되었다.

$$\text{전체 } MSA = \frac{\sum_{j \neq k} \sum r_{jk}^2}{\sum_{j \neq k} \sum r_{jk}^2 + \sum_{j \neq k} \sum q_{jk}^2} \quad (2.28)$$

$$\text{개별 } MSA = \frac{\sum_k r_{jk}^2}{\sum_{j \neq k} r_{jk}^2 + \sum_k q_{jk}^2} \quad (2.29)$$

여기서  $q_{jk}^2$ 는 잔영상관행렬(anti-image correlation matrix)의 비대각선에 있는 계수의 제곱이며,  $r_{jk}^2$ 은 원래의 상관행렬의 비대각선에 있는 계수의 제곱이다. 전체

MSA는 변수들을 그룹화할 때 변수들의 상관성을 검토하여 적합성의 기준이 되며, 개별 MSA는 그룹에 각각의 변수들의 포함될 수 있는지의 여부를 검토하는 기준이 된다. 일반적으로 MSA는 0과 1 사이의 값을 가지며 Kaiser 등(1974)은 MSA의 기준을 Table. 2.1과 같이 제시하였으며, Armstrong과 Soelberg(1968)은 요인분석에 적용하기 어려운 자료로서 0.42이하의 MSA를 기준으로 제시하였다.

Table. 2.1 KMO 표본적합도 검정 기준

MSA 값	기 준
0.9~1.0	Marvelous (믿기 어려울 정도로 높은 값)
0.80~0.89	Meritorious (꽤 높은 편인 값)
0.70~0.79	Middling (괜찮다고 할 수 있는 값)
0.60~0.69	Mediocre (보통 수준의 값)
0.50~0.59	Miserable (빈약하지만 어쩔 수 없이 사용하는 값)
<0.40	Unacceptable (받아들이기 어려운 수준의 값)

### 2.3.2 최우추정 요인추출법 (ML 추출법)

ML 추출법은 표본으로부터 계산된 상관행렬이 주어졌을 때 이로부터 모집단에서의 모수인 계수의 최우추정치를 추정하는 방법으로  $k$ 개의 공통요인과  $m$ 개의 관찰된 변수들간의 정준상관관계가 최대가 될 수 있는 가상적인 요인행렬의 최우추정치를 찾는다. 최우추정방법은 식 (2.30)과 같이 고유값과 관련된 식으로 설명할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{determinant}(R^2 - I) &= 0 \\ R^2 &= U^{-1}(R - U^2)U^{-1} \end{aligned} \quad (2.30)$$

여기서,  $U^2$ 은 각 반복단계에서의 변수고유분산의 추정값이고,  $R$ 은 주대각선의 값이 조정된 축소상관행렬이다. 이 방법은 변수고유분산을 잔차의 일종으로 처리하기 때문에 공통인자분산이 큰 변수에는 더 큰 가중치를 주게 되고, 매 반복단계마다  $U^2$ 가 재계산되고,  $R^2$ 가 재조정되면서 공통인자분산을 반복적으로 개선하여

추정하므로 많은 시간을 소요하는 방법이다.

### 2.3.3 Varimax 회전

최초요인을 추출하고 요인의 수를 결정하여 확정된 수만큼의 요인을 추출 후 각 변수들이 추출된 여러 요인들에 대하여 비슷한 요인부하량을 나타낼 경우 각 변수들이 영향을 미치는 요인을 분류하기는 어렵다. 이를 해결하기 위하여 변수들의 요인 부하량이 한 요인에 대해 최대가 되고 다른 요인에는 최소가 되도록 하기 위하여 요인형태행렬(factor pattern matrix)을 회전시킨다. 요인회전방법으로는 크게 직각회전(orthogonal rotation)과 비직각회전(nonorthogonal rotation)으로 분류된다. 직각회전은 요인간의 독립성을 유지하도록 추출된 요인들이 서로 직각이 되도록 요인을 회전시키는 방법으로 요인간의 상관계수를 0이 되게 하는 방법으로 요인들이 서로 독립적이어야 할 경우이거나 또는 요인분석의 결과를 가지고 회귀 분석이나 판별분석 등 다른 분석을 수행할 경우 다중공선성을 피하기 위해 시행한다. 비직각회전은 요인들 간 상호관계 파악하거나 비독립적인 관계성을 지닌 요인간의 관련성을 파악할 때 사용되는 방법이다.

Kaiser(1958)에 의해 처음 제안된 Varimax 회전방법은 요인부하량 벡터의 변동함을 최대화시키는 방법으로 직각회전의 대표적인 방법으로 식 (2.31)로 산정된다.

$$V = \frac{1}{P} \sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^P (\tilde{l}_{ij}^*)^4 - \frac{1}{P} \left( \sum_{i=1}^P (\tilde{l}_{ij}^*)^2 \right)^2 \right\} \quad (2.31)$$

여기서,  $\tilde{l}_{ij}^*$ 는 회전 후  $j$ 번째 요인의  $i$ 번째 변수의 요인부하량을 나타낸다.

### 2.3.4 요인득점

각 표본대상자의 각 변수별 응답을 요인들의 선형조합으로 나타낸 값이 표본대상별 요인득점(factor scores)이다. 각 표본 대상자의 요인득점은 식 (2.32)로 각 변수들의 선형식으로 나타난다.

$$F_{jk} = \sum_{i=1}^p W_{jk} Z_{jk} \quad (2.32)$$

여기서  $p$ 는 변수의 개수,  $Z_{jk}$ 는 표준화된 변수,  $W_{jk}$ 는 각 변수에 주어지는 가중치이다. 요인특점은 표본 대상자가 각 변수에 대해 응답한 결과를 요인별 가중치를 이용하여 요인공간 상의 점수로 변환시켜 연구자가 각 표본의 요인공간 상의 위치를 파악가능하게 한다.

표본 대상자별로 각 요인에 대한 개별 요인특점은 우선 각 변수에 대한 대상자의 응답을 요인별로 더하여 변화시킬 수 있도록 각 변수들을 표준화시킨 다음 일정한 방법에 의해 가중치를 주어 각 대상의 새로운 요인특점을 계산한다. 요인특점을 계산하는 방법은 회귀방법, Bartlett 방법 및 Anderson-Rubin 방법 등이 있다. 회귀 방법은 평균이 0이고 추정된 요인특점과 실제 요인의 값과의 상관계수를 제공한 값이 분산인 요인특점을 제공해 주는데 직각회전 한 경우에도 요인특점 사이의 상관관계가 존재할 수 있다. Bartlett 방법은 공통요인을 제외한 변수고유요인의 제공합이 최소가 되면서 평균이 0인 요인특점을 산정할 수 있다.

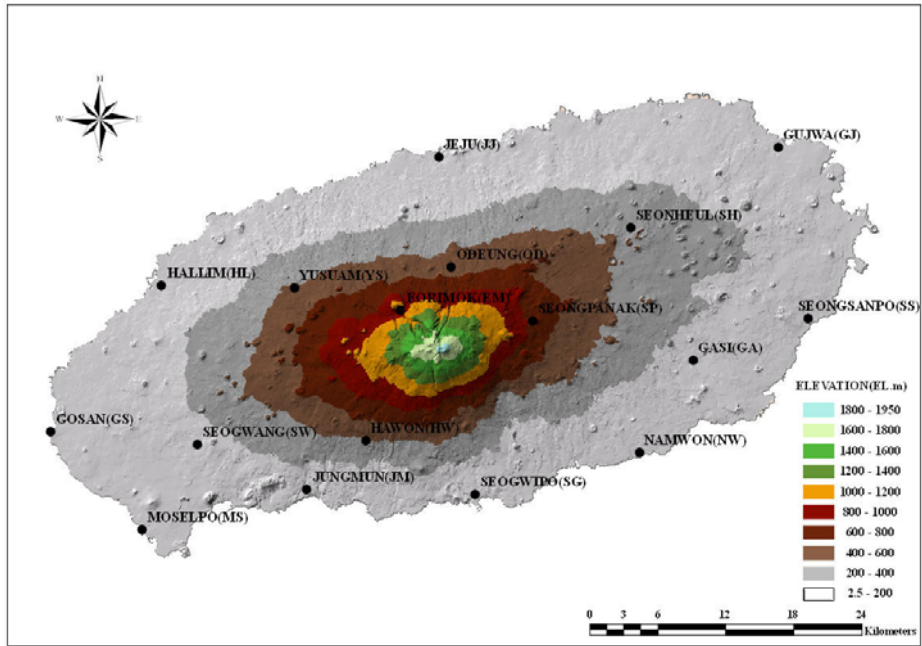
본 연구에서 채택한 Anderson-Rubin 방법은 Bartlett 방법을 수정한 방법으로 평균이 0이고 표준편차가 1이면서 각 요인들이 상호독립적인 요인특점을 제공해 준다. 따라서 요인을 직각회전한 경우에는 Bartlett 방법 대신에 Anderson-Rubin 방법을 선택해야 산정된 요인특점들 사이의 독립성을 유지할 수 있다.

## 제 3 장 적 용

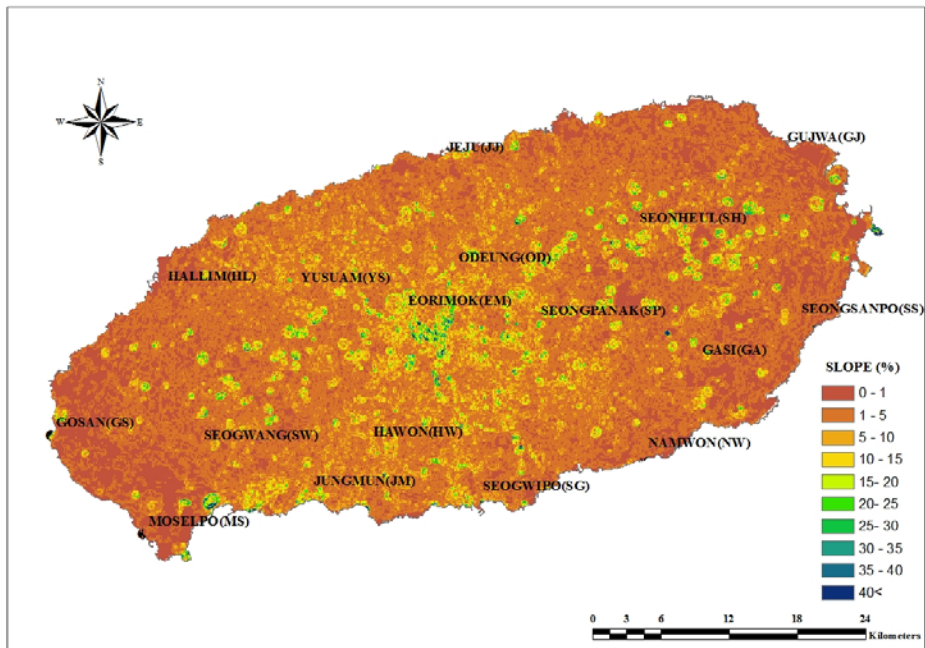
### 3.1 대상지역

본 연구의 대상지역으로 채택된 제주도는 총 면적 1,848km<sup>2</sup>이며 동경 126° 08' ~ 126° 58', 북위 33° 06' ~ 34° 00' 에 위치하며, 해안지역(EI. 200m이하)은 1,013.5 km<sup>2</sup>로 전체 면적의 54.9%를 차지하고 있으며, EI. 200~500m인 중산간지역은 496.98 km<sup>2</sup>로 26.9%, EI. 500~1,000m인 산간지역은 253.34km<sup>2</sup>로 13.7%, EI. 1,000m 이상인 고산지역은 97.77km<sup>2</sup>로 전체 면적의 4.5%를 차지하여 섬 전체가 산지의 형상을 지니고 있다. 동서가 73km, 남북이 31km, 해안선 둘레가 254km로 동서방향 장축이 남북방향 단축보다 2.4배가 긴 타원형으로 장축이 위도를 기준으로 북동방향에서 남서방향으로 약 15° 가량 기울어져 있으며, 섬 중앙에 화산분출로 인해 형성된 한라산(EL. 1,950m)을 정점으로 북쪽은 완만하고(8.8%~17.6%), 동서쪽은 비교적 높은 지대이면서 평탄하며(5.2%~8.8%) 기생화산(이하 “오름”) 대체로 동서쪽으로 산재되어 있어 국부적인 경사도는 높다. 한라산 남쪽은 경사가 심하며, 특히 돈내코를 중심으로 남남동 지역은 경사도가 가장 큰 특징을 보인다. ArcGIS를 이용하여 분석한 제주도의 고도와 경사를 Fig. 3.1에 도시하였다.

일반적으로 정밀한 기상관측이 어려운 험준한 산악지역에서 발생하는 집중호우나 폭설 등의 기상현상을 효과적으로 감시하기 위하여 기상관측소의 설치는 필수적이다. 그러나 산악지형의 대표적인 지역인 강원도 산간지역이나 지리산 등지는 관측소의 개수가 제한적이므로 산간지역의 정확한 강우분석에 어려움이 있다. 이와 대조적으로 제주도는 산악지형의 형태를 가졌으며 좁은 면적임에도 불구하고 비교적 많은 기상관측소를 보유하고 있으므로 강우와 지형의 영향성을 검토하기 위한 본 연구 목적에 적합한 대상지역으로 판단된다.



(a) 고도분석



(b) 경사분석

Fig. 3.1 제주도의 고도 및 경사분석 결과



### 3.1.1. 강우자료

제주도 기상청은 지상기상관측이 이루어지는 4개 관서(제주, 서귀포, 성산포, 고산)와 악기상의 연속감시를 위한 방재용 AWS(Auto Weather Station) 20개소를 설치하여 운영하고 있다. 이 중 본 연구에서는 제주도의 비교적 높은 고도에서의 기상현상을 감시하기 위해 설치되었지만 현재 자료의 제공이 이루어지지 않은 윗세오름(EL. 1,673m)과 진달래밭(EL. 1,490m)의 AWS 2개소와 부속도서로서 다른 기상특징을 보이는 부속도서(추자도, 우도, 마라도, 가파도 및 지귀도)에 설치된 5개소의 AWS 기상자료는 제외하였다. 따라서 강우자료로 총 17개의 기상관측소(기상관서: 4개소, AWS: 13개소)의 시강우량 자료를 채택하였다. 채택된 기상관측소는 64.7%가 EL. 0~200m에 위치하며 그 이상의 고도에 35.3%가 분포되어 비교적 낮은 고도에 관측소분포율이 높은 것으로 나타났다. 각 관측소의 현황과 위치는 Fig. 3.2와 Table. 3.1과 같다.

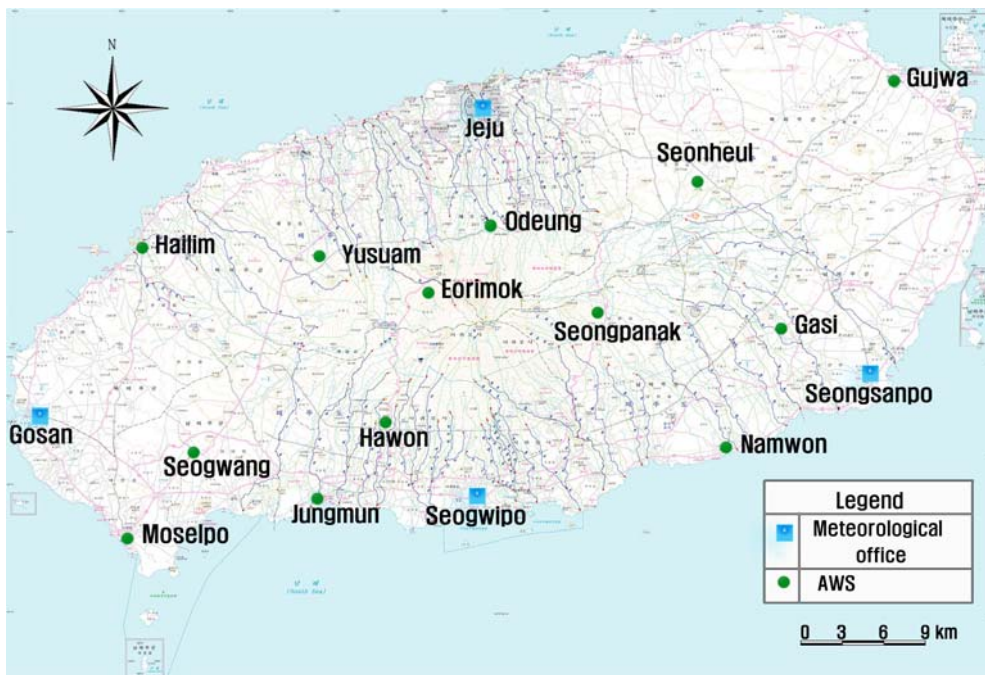


Fig. 3.2 제주도 내 기상관측소 위치도

Table. 3.1 제주도 내 기상관측소 현황

관측소	경도 (126°)	위도 (33°)	TM-X	TM_Y	고도 (m)	자료기간	자료형태
어리목 (EM)	29'	23'	152853.891	-11450.041	1010.0	1999 -2007	AWS
성판악 (SP)	37'	22'	164506.000	-12331.483	777.0	1999 -2007	AWS
오등 (OD)	32'	25'	157315.469	-7620.004	574.0	2002 -2007	AWS
유수암 (YS)	23'	24'	143458.734	-9428.229	429.0	1998 -2007	AWS
하원 (HW)	27'	17'	149770.813	-22925.393	417.0	2002 -2007	AWS
선홍 (SH)	42'	27'	173134.719	-4165.073	345.0	1997 -2007	AWS
서광 (SW)	18'	16'	134917.594	-23237.971	146.0	1997 -2007	AWS
가시 (GA)	46'	21'	178660.953	-15792.521	120.0	2000 -2007	AWS
중문 (JM)	24'	14'	144572.078	-27240.740	76.0	2002 -2007	AWS
남원 (NW)	43'	16'	173907.781	-23944.475	73.0	1995 -2007	AWS
고산 (GS)	10'	17'	121943.679	-22156.778	71.2	1988 -2007	기상관서
서귀포 (SG)	34'	15'	159418.101	-27676.080	50.5	1977 -2007	기상관서
한림 (HL)	16'	24'	131755.344	-9260.129	48.0	1995 -2007	AWS
구좌 (GJ)	51'	31'	196159.203	2923.733	40.0	1996 -2007	AWS
제주 (JJ)	32'	31'	156224.406	2072.609	20.0	1981 -2007	기상관서
모슬포 (MS)	15'	12'	129998.695	-30782.365	20.0	2000 -2007	AWS
성산포 (SS)	53'	23'	188792.385	-12143.955	18.6	1981 -2007	기상관서

### 3.1.2. 수문학적 특징

지난 30년간 제주도 전 지역의 연평균강우량은 2,044mm이며 연 강우량의 43%가 6월과 8월 사이에 발생하나 봄과 가을철에도 많은 양의 강우량이 고르게 분포되어 내리는 기후적 특징을 가지고 있다(제주도 지방기상청, 2003; 제주도 특별자치구 2008). 제주도의 연평균강우량은 해안지역에서 1,560mm, 중간 경사지와 산마루에서 각각 1,780mm와 2,766mm의 강우량을 보여 고도의 증가에 따라 강우량의 크기도 증가하며, 지역적으로도 큰 차이를 보이면서 집중호우가 발생하는데 집중호우의 30% 이상이 서귀포, 성산, 돈내코 및 성판악과 같은 지역에서 발생하고, 남북으로는 풍하층과 풍상층의 특성이 번갈아 나타나는 제주에서도 집중호우가 발생한다. 특히, 한라산의 남동부지역으로 강우가 집중되는데 류종인과 방익찬(1997)은 1993년~1997년 사이의 연평균강우량을 이용하여 분석한 제주도의 호우경향에서 이를 확인하였다. 또한 류종인(1998)은 제주도 지역의 호우 특징을 다음과 같이 정리하였다. 첫째, 고도가 증가함에 따라 습윤공기 확장현상이 뚜렷이 발생하여 850~700hPa 층의 빠른 이류가 존재하므로 한라산 정상을 경계로 역전층이 존재하고, 하층 및 중층까지의 대기가 조건부로 불안정하다. 둘째, 상층과 하층에 동풍, 서풍, 또는 북서와 남동풍이 각각 불어서 한라산 정상을 중심으로 강한 수렴대가 형성된다. 셋째, 산악효과 및 하층의 강한 바람에 의해 포화된 불안정한 공기가 빠르게 상승하여 국지적으로 왕성한 대류를 발생시킨다.

Table 3.2와 같이 관측소별 연평균강우량을 산정하여 제주도의 지형성 강우의 영향을 확인하고자 지구통계학적 분석방법인 Kriging기법을 이용하여 Fig. 3.3의 등우선도를 작성하였다. 기존의 연구결과와 마찬가지로 고도와 연평균강우량은 대체적으로 비례관계를 형성하였으나, 강우량이 고도의 정점인 한라산 정상이 아닌 남동쪽으로 치우쳐 위치한 성판악을 중심으로 증가하는 것으로 나타났는데 고도 이외에 강우량과 관련된 지형조건이 존재하는 것으로 판단된다. 일반적으로 지형 형태는 산악효과를 야기하는 인자로 작용하여 강우량과 강우발생위치를 결정한다. 제주도의 경우 저기압이 접근할 경우 풍향과 풍속, 바람의 강도, 역전층의 유무 및 고도에 따라 강우량에 영향을 받기 때문에 호우 구역이 중산간 지역 또는 풍상층 지역으로 구분되어 지역적인 호우편차를 야기한다는 것을 알 수 있다.

Table. 3.2 관측소별 연평균강우량

관측소	강우량(mm)	관측소	강우량(mm)	관측소	강우량(mm)
SP	4233.4	NW	2016.7	JJ	1504.1
EM	3126.6	YS	2002.8	SW	1340.3
OD	2766.3	SS	1931.2	MS	1141.9
SH	2438.3	SG	1881.1	GS	1131.4
HW	2373.5	JM	1719.1	HL	1127.0
GA	2189.4	GJ	1568.2		

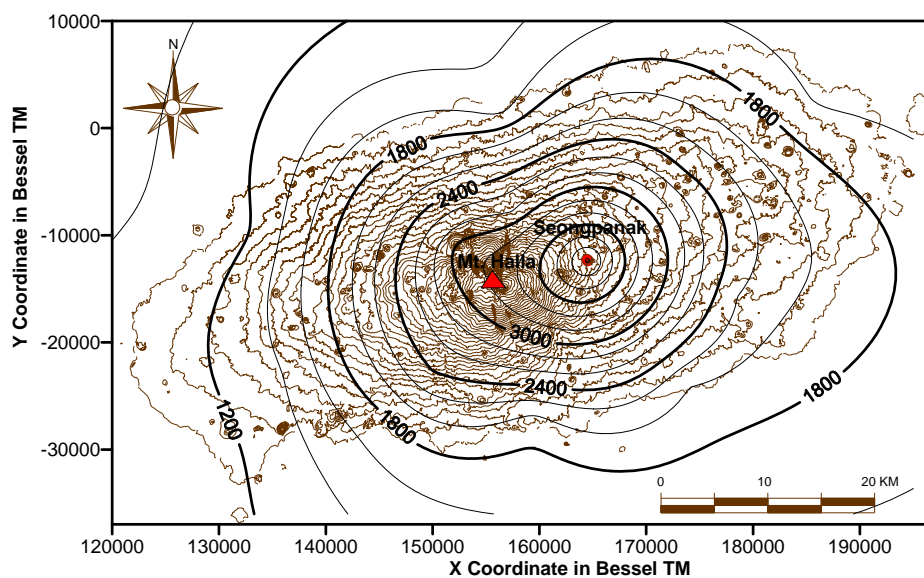


Fig. 3.4 연평균강우량의 등우선도

## 3.2 확률강우량 산정

제주도의 4개 기상관서(제주, 고산, 서귀포, 성산포)는 30년 이상의 강우자료를 보유하고 있지만 AWS는 6년~14년으로 비교적 짧은 기간의 자료를 보유하고 있다. Flood Estimation Handbook(1999)은 대상자료의 기간이 산정하고자 하는 재현기간보다 짧을 경우 지점빈도해석보다 지역빈도해석으로 산정된 설계수문량이 정확도 측면에서 더욱 합리적이라 제시하면서, 관측 기록이 설계재현기간의 2배 이상인 기간의 자료를 보유할 경우 지점빈도해석이 설계수문량 산정에 유리하나 반대로 재현기간의 2배 이하인 기간의 자료일 경우 지역빈도해석이 타당하다고 언급하였다. 특히, 지수홍수법은 20개 미만의 관측소를 가진 비교적 소규모 지역에서 사용되는 방법으로 설계계획빈도의 재현기간보다 짧은 기간의 AWS 자료를 보유하고 있고 대상관측소가 17개소인 제주도의 확률강우량 산정에 적합한 방법으로 판단되어 본 연구의 강우량 산정방법으로 채택되었다.

### 3.2.1. 자료의 검증

제주도를 하나의 동질지역으로 가정하여 각 관측소의 1시간, 2시간, 3시간, 4시간, 6시간, 9시간, 12시간, 15시간, 18시간, 24시간의 지속시간에 대한 연 최대값 자료를 구축하였다. 지속시간별 지점자료들의 이상치 여부를 판단을 위해 각각 표본 L-moment를 계산하여 이산도  $D(i)$ 를 산정하여 그 결과를 Table. 3.3에 정리하였다. 이산도 산정결과 기준치를 초과한 모슬포 지점의 지속시간 2시간인 경우 ( $D(i)=3.11$ )와 선홍 지점의 지속시간 9시간인 경우( $D(i)=3.67$ )를 제외하고는 15개 이상의 지점 기준인  $D(i) \leq 3.0$ 을 모두 만족하여 자료의 상태가 양호함을 확인하였다. 일반적으로 지역빈도해석에서 정확한 결과 산정을 위해서는 이산도 기준을 초과하는 지점의 자료는 배제하는 것이 합리적이다. 그러나 Trefry 등(2005)은 동질한 지역에서는 3~5 범위의  $D(i)$  역시 타당한 지점자료로 사용될 수 있고, 향후 국부적인 극사상이 해당 동질지역에 작용할 수 있어 불일치 지점을 무조건 제외하여서는 안되며(Hosking and Wallis, 1997), 지속시간 2시간과 9시간에서 제주도 17개 지점의 시계열자료를 비교한 결과 모슬포와 선홍 지점의 수문자료가 타 지점들과

동일한 경향성을 보였으므로 기각하지 않는 것이 합리적이라 판단하여 기본 강우 자료로 분석에 포함시켰다.

Table. 3.3 지속시간별 각 지점 이산도 D(i)

관측소	D(i)									
	1hr	2hr	3hr	4hr	6hr	9hr	12hr	15hr	18hr	24hr
EM	1.59	1.73	1.33	1.15	1.27	1.16	1.38	1.23	1.16	1.25
SP	1.10	0.46	0.83	0.80	0.66	1.01	1.16	1.82	2.21	1.53
OD	0.91	0.80	1.36	1.91	1.34	1.36	1.60	1.60	1.58	1.49
YS	1.07	1.05	0.33	0.20	0.53	0.59	0.49	0.47	0.45	1.26
HW	2.06	0.57	0.67	0.68	0.27	0.32	0.29	0.15	0.07	0.17
SH	0.39	0.54	0.28	0.39	2.29	3.67	2.71	2.91	2.63	0.79
SW	0.80	0.69	1.80	2.03	2.17	1.80	1.52	1.04	1.02	1.57
GA	1.10	1.02	1.56	1.22	1.03	0.64	1.10	2.39	2.62	2.27
JM	0.72	0.98	0.36	0.58	0.54	0.19	0.11	0.30	0.83	1.17
NW	0.88	1.44	0.74	0.61	1.12	0.88	1.29	0.64	0.41	0.48
GS	0.45	0.48	0.85	0.98	0.70	0.68	0.60	0.36	0.12	0.09
SG	0.85	1.08	0.82	1.03	0.94	0.74	1.11	1.21	1.10	0.94
HL	1.30	0.12	0.22	0.43	0.79	1.04	1.09	0.78	0.76	0.99
GJ	1.92	1.43	1.82	1.31	0.50	0.29	0.21	0.23	0.30	0.92
JJ	0.81	0.58	0.60	0.42	0.14	0.06	0.15	0.16	0.09	0.08
MS	0.86	3.11	2.39	2.38	2.13	1.73	1.39	0.88	0.75	0.87
SS	1.18	0.92	1.04	0.88	0.58	0.83	0.81	0.82	0.90	1.14

### 3.2.2. 동질성 평가

각 지점의 지속시간별 연최대치계열의 수문학적 동질성 여부의 판단을 위해 이질성척도 H1, H2 및 H3를 산정하여 Table. 3.4에 나타내었다. 이질성 척도 H1, H2, H3은 표본 L-moment비인 L-CV, L-skewness, L-kurtosis를 각각 kappa 분포형에 적합시켜 매개변수 추정 후 이를 기준으로 Monte Carlo Simulation을 수행하여 산정하였다. 산정 결과 H1, H2, H3이 모두 음의 값이므로 제주도는 강한 수문학적 동질성 지역으로 평가되었다.

Table. 3.4 지속시간별 이질성 척도 H

	1hr	2hr	3hr	4hr	6hr	9hr	12hr	15hr	18hr	24hr
H1	-0.66	-1.06	-0.45	-0.61	-0.72	-0.60	-1.20	-1.08	-0.98	-0.87
H2	-1.72	-1.63	-1.19	-1.56	-1.66	-1.89	-2.06	-1.98	-1.72	-1.82
H3	-2.25	-2.13	-1.84	-2.22	-2.45	-3.06	-3.22	-3.44	-3.18	-3.16

### 3.2.3. 적합도 검정 및 적정 확률분포형 선정

본 연구에서는 일반적으로 홍수와 같은 극치사상의 해석에 사용되는 확률분포형인 generalized logistic(GLO), generalized extreme value(GEV), generalized normal(GN), Pearson type III(PT III) 및 generalized Pareto distribution(GPD)를 적용하였으며, Table. 3.5와 Table. 3.6에 적용된 각 분포형의 PDF(Probability Distribution Function)와 이에 적합한 무작위 변수의 범위 및 매개변수의 조건들을 설명하였다. 선택한 각 확률분포형의 매개변수를 추정한 다음, 적합성을 검정하고 이를 통하여 적정 확률분포형을 선정하였다.

Table. 3.5 적용된 확률분포형의 PDF(확률밀도함수)

확률분포형	PDF
GLO	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left[ 1 - \frac{k}{\alpha}(x - \xi) \right]^{1/k-1} \left[ 1 + \left\{ 1 - \frac{k}{\alpha}(x - \xi) \right\}^{1/k} \right]^{-2}$
GEV	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left[ 1 - \frac{x - x_0}{\alpha} \right]^{1/\beta-1} \exp \left[ - \left\{ 1 - \beta \frac{(x - x_0)}{\alpha} \right\}^{1/\beta} \right]$
GN	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}(x - k)\sigma_y} \exp \left[ - \frac{1}{2} \left\{ \frac{\ln(x - k) - \mu_y}{\sigma_y} \right\}^2 \right]$
PT III	$f(x) = \frac{1}{ \alpha \Gamma(\beta)} \left( \frac{x - x_0}{\alpha} \right)^{\beta-1} \exp \left( - \frac{x - x_0}{\alpha} \right)$
GPD	$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left\{ 1 - \frac{k}{\alpha}(x - \xi) \right\}^{1/k-1}$

$\alpha, \sigma$ : scale parameter

$\beta, k$ : shape parameter

$x_0, \mu, \xi$ : location parameter

Table. 3.6 적용된 확률분포형의 무작위 변수의 범위와 매개변수의 조건

확률분포형	PDF
GLO	$\xi + \alpha/k \leq x < \infty$ for $k < 0$ , $-\infty < x \leq \xi + \alpha/k$ for $k > 0$
GEV	$-\infty < x < \infty$ for $\beta = 0$
GN	$k < x < \infty$
PT III	$x_0 \leq x < \infty$ for $\alpha > 0$ , $-\infty < x \leq x_0$ for $\alpha < 0$
GPD	$0 \leq x \leq \alpha/k$ for $k > 0$ , $0 \leq x \leq \infty$ for $k \leq 0$

지속시간별 산정된 적합도 검정 결과를 Table. 3.7에 정리하였다. 적합도 검정 결과 PT III는 지속시간 1시간을 제외한 모든 지속시간에 대해 적합도 검정을 통과하였으며 GLO, GEV 및 GN 분포형이 모든 지속시간에 대해 적합도 검정 기준치를 만족하였다. 이 때, 적합성 척도의 절대값이 0에 근접할수록 분포형의 자료에 대한 적합성이 높다는 것에 비추어 볼 때, 지속시간 1시간과 2시간을 제외한 지속시간 전체에 대해 가장 작은 적합성 척도의 절대값 수치를 지닌 GEV가 적정 확률분포형으로 합리적이라 판단되어 GEV를 확률강우량 산정의 기본 분포형으로 선정하였다. Table. 3.8은 GEV 분포형을 적용했을 경우 산정된 위치·규모·형상 매개변수이다.

Table. 3.7 지속시간별 적합도 검정 결과  $Z_{dist}$

확률 분포형	1hr	2hr	3hr	4hr	6hr	9hr	12hr	15hr	18hr	24hr
GLO	-0.04	0.53	0.90	1.02	1.25	1.36	1.40	1.41	1.37	1.45
GEV *	-1.31	-0.79	-0.38	-0.25	-0.12	-0.02	-0.01	-0.05	-0.11	-0.08
GN	-1.45	-0.93	-0.58	-0.46	-0.27	-0.16	-0.13	-0.13	-0.16	-0.10
PT III	-1.86	-1.35	-1.06	-0.97	-0.71	-0.59	-0.54	-0.50	-0.51	-0.41
GPD	-4.07	-3.66	-3.22	-3.07	-3.08	-3.01	-3.05	-3.16	-3.24	-3.28



Table. 3.8 GEV 분포형의 매개변수 산정 결과

	1hr	2hr	3hr	4hr	6hr	9hr	12hr	15hr	18hr	24hr
위치	.834	.818	.805	.800	.800	.797	.796	.800	.804	.809
규모	.289	.317	.329	.335	.347	.355	.362	.364	.362	.362
형상	.002	.005	-.016	-.023	.002	.005	.014	.030	.038	.051

#### 3.2.4. 확률강우량 산정

적합도 검정에 의해 선정된 적정확률분포형 GEV를 이용하여 제주도의 확률강우량을 산정하였다. 각 지점의 확률강우량 산정에는 지역빈도해석의 일종인 지수홍수법을 사용하였으며 지속시간 및 재현기간별 산정된 확률강우량을 Table. 3.9에 나타내었다. 산정된 확률강우량은 대체로 고도에 따라 증가하였다. 그러나 성판악의 경우 가장 높은 고도 지점인 어리목보다 큰 확률강우량을 갖는 것으로 나타났다. 이는 이미 언급한 바와 같이 제주도는 강우량 결정에 고도 이외의 추가적인 지형형상의 영향이 존재함을 의미한다.

Table. 3.9 지점별 확률강우량

관측소	EL.(m)	10년 빈도			100년 빈도			1,000년 빈도		
		1hr	12hr	24hr	1hr	12hr	24hr	1hr	12hr	24hr
EM	1010.0	86.904	452.816	534.131	126.453	682.645	775.811	165.114	901.063	986.389
SP	777.0	96.377	556.608	640.641	140.237	839.118	930.515	183.112	1107.601	1183.085
OD	574.0	82.044	475.589	551.357	119.381	716.978	800.831	155.880	946.381	1018.201
YS	429.0	79.326	303.333	355.035	115.426	457.292	515.680	150.716	603.606	655.650
HW	417.0	91.311	401.141	449.843	132.865	604.743	653.385	173.487	798.236	830.733
SH	345.0	77.034	316.801	375.190	112.091	477.596	544.953	146.362	630.407	692.870
SW	146.0	54.659	204.348	234.252	79.533	308.066	340.244	103.849	406.635	432.597
GA	120.0	88.685	304.052	355.233	129.045	458.376	515.966	168.499	605.037	656.015
JM	76.0	71.789	229.870	259.176	104.458	346.543	376.446	136.395	457.422	478.625
NW	73.0	75.391	263.576	304.238	109.700	397.355	441.898	143.239	524.492	561.842
GS	71.2	51.184	179.978	218.923	74.4766	271.327	317.979	97.247	358.141	404.289
SG	50.5	66.703	245.711	304.088	97.059	370.424	441.680	126.734	488.944	561.566
HL	48.0	59.423	199.403	221.943	86.465	300.611	322.366	112.901	396.794	409.865
GJ	40.0	75.063	240.392	276.796	109.223	362.404	402.039	142.616	478.359	511.165
JJ	20.0	60.325	249.735	303.150	87.778	376.490	440.318	114.615	496.951	559.834
MS	20.0	58.197	174.600	208.485	84.681	263.220	302.818	110.572	347.439	385.012
SS	18.6	91.484	268.203	306.733	133.117	404.331	445.522	173.816	533.700	566.450

### 3.3 산악효과 분석

#### 3.3.1. 산악효과

일반적으로 중위도 지방의 산악지형에서는 고도가 증가할수록 강수가 증가하는 산악효과가 존재한다(Schermerhorn, 1967; Basis et al., 1994a). 제주도는 섬 중앙에 위치한 한라산의 영향으로 한라산 정상에서부터 해안선에 이르기까지 고도가 감소하는 산악지형의 형태를 지니고 있어 강수량에 산악효과가 상당부분 영향을 끼칠 것으로 판단된다. 이는 Fig. 3.3의 연평균강수량으로 구성된 제주도의 등우선도에서 볼 수 있듯이 강우형태가 고도가 증가하는 섬 중심방향으로 증가하고 특히, 남동부지역(성판악)에서 가장 큰 강수량이 나타나는 것으로 확인할 수 있다. 따라서, 강수량 예측시 강수량의 지형과의 상관성을 고려해야 할 것으로 판단된다.

#### 3.3.2. 모형의 구성

일반적으로 독립변수들에 의해 값이 임의적으로 변화하는 시스템에서 어떠한 독립변수가 값에 주는 영향을 확인하여 복잡한 독립변수들의 관계를 확인하는데 회귀분석이 사용된다. 본 연구에서는 회귀분석을 적용하여 강수량에 대한 지형인자의 영향성을 파악하였다. 강수량은 지수홍수법을 적용한 확률강수량을 적용하였으며, 지형인자로는 기존 산악형 강우분석에 적용된 지형인자들을 조사한 후 동일한 지형인자에 대하여 제주도에서 도출하여 회귀분석에 적용하였고, 그 종류와 영향성 파악을 위한 단일회귀분석 모형을 Table 3.10과 같이 구성하였다. 모형은 총 9개로 구성하였으며, ArcGIS의 DEM자료로부터 도출한 변수들인 제주도 각 지점의 경도(이하 LNGT), 위도(이하 LTT), 고도(이하 ELV), 경사도(이하 SLP), 지향면(이하 ASP)과 3차원을 고려하여 산출한 한라산을 기준으로 한 방향각(이하 THETA), 제주도를 타원으로 가정했을 시 발생하는 타원의 초점까지의 거리 합(이하 D2POINTS), 한라산 정상으로부터의 거리(이하 M\_DIS), 해안선으로부터의 거리(이하 O\_DIS)의 변수들이 모형에 적용되었다. 여기서, ArcGIS에서 DEM자료의 추출에는 1/25,000의 수치치도를 사용하였으며 격자 크기는 100m×100m를 적용하였다.

Table. 3.10 모형의 구성

모형	지형 변수	기호	산출
Model 1	경도	LNGT	DEM
Model 2	위도	LTT	DEM
Model 3	고도	ELV	DEM
Model 4	경사도	SLP	DEM
Model 5	지향면	ASP	DEM
Model 6	한라산을 기준으로 한 방향각	THETA	계산
Model 7	제주도를 타원으로 가정 시 초점들의 거리합	D2POINTS	계산
Model 8	한라산 정상으로부터의 거리	M_DIS	계산
Model 9	해안으로부터의 거리	O_DIS	계산

### 3.3.3. 회귀분석

추출한 지형 변수들이 제주도의 산악효과를 야기하는 인자로서 역할 여부를 확인하기 위하여 지형변수들과 산출한 확률강우량을 각각 독립변수와 종속변수로 하여 단일 선형회귀분석을 수행하였다.

Table. 3.11에 정리된 회귀분석 결과에서 지형변수와 강우량은 Model 1~Model 4와 Model 9는 양의 선형관계를 가지고 있으며, Model 5~Model 8은 음의 선형관계를 형성하고 있는 것으로 나타났다. 양의 선형관계인 Model 1~Model 4와 Model 9의 경우는 지속시간 및 재현기간이 길어짐에 따라 기울기의 크기도 증가하고 있어 지속시간 및 재현기간의 크기에 따른 지형인자의 영향력이 다름을 보였다. 특히 기울기의 증가율을 보면, 지속시간의 증가에 따른 기울기에서 LNGT는 1.01년 빈도에서는 기울기의 변화가 없어 저빈도에서는 영향력이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 50년, 100년의 빈도에서는 각각 50%이상의 증가도를 보여 영향력의 급격한 증가양상을 나타냈다. ELV은 1.01년 빈도의 재현기간에 대해서 16.3%, 50년, 100년 빈도에서는 각각 8%이상의 증가율을 보여 저빈도에서 영향력이 고빈도에서보다 크게 나타났으나 전체적으로 지속시간에 따른 영향력의 증가양상을 보여주었다. SLP는 1.01년 빈도, 50년, 100년 빈도에서 각각 22.3%, 11.4%, 11.4%의 영향력이 증가하였으며, O\_DIS도 지속시간에 따라 영향력이 증가하는데 1.01년 빈

도에서는 영향력이 존재하지 않다가 50년, 100년 빈도에서는 각각 7.1%, 6.5%의 증가 양상의 나타내었다. 재현기간에 따른 영향력을 살펴보면, LNGT와 LTT는 영향력이 존재하지 않으며, ELV, SLP의 경우는 동일 지속시간에 대해서 재현기간 1.01년, 50년, 100년에 대해 각각 23.5%, 11.%, 11.3%와 22.2%, 11.0%, 11.3%의 영향력 증가율을 보였다. O\_DIS는 지속시간과 마찬가지로 1시간의 짧은 지속시간에 대해서는 강우에 영향을 미치지 않지만 긴 지속시간에 대해서는 재현기간에 따라 50년에서는 7.1%, 100년 빈도에서는 6.5%의 증가율을 보여 강우량의 영향인자임을 보였다.

Model 5~Model 8의 음의 선형관계를 형성하는 인자들인 ASP, THETA, D2POINTS, M\_DIS를 살펴보면, THETA와 D2POINTS, M\_DIS는 양의 선형관계를 갖는 인자들과 마찬가지로 기울기가 1시간, 12시간, 24시간의 지속시간에 대해서는 각각 THETA가 26.9%, 13.6%, 13.6%, D2POINTS가 33.3%, 10.3%, 12.9%, M\_DIS는 0%, 8.3%, 7.1%로 증가하여 지속시간의 증가에 따른 강우량의 영향 증가로 그 결과를 보여주었다. 또한 재현기간에서도 각각 THETA가 27.3%, 11.5%, 11.1%, D2POINTS가 21.95, 10.9%, 11.3%, M\_DIS는 0% 8.3%, 15.4%로 강우량에 미치는 영향이 증가하는 것으로 나타났다. 반면, ASP는 재현기간의 증가와 기울기의 증가가 27.35, 11.5%, 11.1%로 타 요인들과 동일한 경향으로 나타났으나 지속시간에 대해서는 -17.6%, -9.3%, -9.1%의 증가율을 보여 짧은 지속시간에 대해 주로 영향력을 지니는 것으로 확인되었다.

회귀식의 정도를 나타내는 수정된 결정계수인  $R_{adj}^2$ 의 값을 비교해 보면, 지속시간 1시간에 대해서는, D2POINTS, LNGT, ELV, O\_DIS, M\_DIS, SLP, THETA, LTT, ASP의 순으로 적합성을 보였으며, 지속시간 12시간에서는 ELV, O\_DIS, M\_DIS, D2POINT, SLP, THETA, LNGT, LTT, ASP, 지속시간 24시간은 지속시간 12시간 동일하게 ELV, O\_DIS, M\_DIS, D2POINT, SLP, THETA, LNGT, LTT, ASP의 순으로 적합성을 보여 지속시간이 짧은 경우에는 지형인자들의 영향력은 우열을 가릴 수 없이 복잡하게 얽혀 있지만 지속시간이 길어짐에 따른 지형인자들의 영향력은 보다 명확하게 나타나는 것을 알 수 있다. 이는 지형인자 이외의 기후인자와 같은

타 인자의 영향이 있으므로 발생하는 것으로 짧은 지속시간에서는 지형인자의 영향이 우월하지 않지만 긴 지속시간에서는 타 인자의 영향보다 지형인자의 영향력이 강우량보다 크게 작용하는 것으로 판단된다. 재현기간에 따른 회귀식의 정도 검증은 제주도를 하나의 지역으로 가정하여 지수홍수법을 적용해서 재현기간별로 동일지속시간에 대하여 동일한 회귀식의 정도를 가지므로 생략하였다. Fig. 3.4는 각 변수별로 회귀식으로 산정한 확률강우량과 지수홍수법으로 산정한 확률강우량의 적합도를 확인하기 위하여 상관도를 도시한 것이다. 그래프의 적은 강우량을 지닌 부분은 저빈도, 많은 강우량을 지닌 부분이 고빈도의 강우량이며, 재현기간별로 그 정도는 동일하지만, 지속시간에 따른 양상은 50년 빈도와 100년 빈도의 상관도에서 모두 동일하게 나타나 있다. 상관도에서도 확인 가능하듯이 수정된 결정계수와 동일하게 ELV, O\_DIS, M\_DIS, D2POINT, SLP, THETA, LNGT, LTT, ASP의 순으로 상관기울기 1로 접근하는 것을 확인할 수 있다.

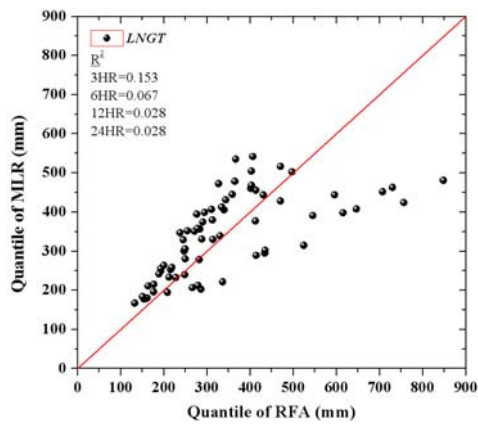
Table. 3.11 지형인자를 이용한 강우량 회귀 결과

변수	재현 기간	지속 시간	회귀 계수	상수	t-test		$R_{adj}^2$	F-test
					회귀계수	상수		
LNGT	1.01	1	0.000	0.713	0.005	0.903	0.388	0.005
		12	0.000	6.153	0.246	0.849	0.028	0.246
		24	0.000	7.732	0.245	0.835	0.028	0.245
	50	1	0.001	3.559	0.005	0.903	0.388	0.005
		12	0.002	56.393	0.246	0.849	0.028	0.246
		24	0.003	69.129	0.245	0.835	0.028	0.245
	100	1	0.001	3.922	0.005	0.903	0.388	0.005
		12	0.002	62.582	0.246	0.849	0.028	0.246
		24	0.003	75.855	0.245	0.835	0.028	0.245
LTT	1.01	1	0.000	18.241	0.401	0.000	-0.016	0.401
		12	0.000	36.571	0.308	0.000	0.007	0.308
		24	0.000	42.426	0.295	0.000	0.011	0.295
	50	1	0.000	91.147	0.401	0.000	-0.016	0.401
		12	0.004	335.163	0.343	0.000	0.007	0.308
		24	0.004	379.371	0.295	0.000	0.011	0.295
	100	1	0.000	100.470	0.401	0.000	-0.016	0.401
		12	0.004	371.943	0.307	0.000	0.007	0.308
		24	0.005	416.286	0.295	0.000	0.011	0.295
ELV	1.01	1	0.008	17.954	0.013	0.000	0.305	0.013
		12	0.050	32.913	0.000	0.000	0.773	0.000
		24	0.057	38.370	0.000	0.000	0.784	0.000
	50	1	0.038	89.710	0.013	0.000	0.305	0.013
		12	0.455	301.635	0.000	0.000	0.773	0.000
		24	0.513	343.107	0.000	0.000	0.784	0.000
	100	1	0.042	98.885	0.013	0.000	0.305	0.013
		12	0.505	334.736	0.000	0.000	0.773	0.000
		24	0.563	376.493	0.000	0.000	0.784	0.000
SLP	1.01	1	0.482	18.287	0.069	0.000	0.150	0.069
		12	2.387	37.337	0.038	0.000	0.206	0.038
		24	2.642	43.783	0.046	0.000	0.189	0.046
	50	1	2.410	91.378	0.069	0.000	0.150	0.069
		12	21.827	342.174	0.038	0.000	0.206	0.038
		24	23.622	391.510	0.046	0.000	0.189	0.046
	100	1	2.657	100.724	0.069	0.000	0.150	0.069
		12	24.222	379.723	0.038	0.000	0.206	0.038
		24	25.920	429.607	0.046	0.000	0.189	0.046
ASP	1.01	1	0.003	19.360	0.751	0.000	-0.059	0.751
		12	-0.009	45.206	0.812	0.000	-0.063	0.812
		24	-0.014	53.087	0.729	0.000	-0.058	0.729
	50	1	0.013	96.738	0.751	0.000	-0.059	0.751
		12	-0.078	414.299	0.812	0.000	-0.063	0.812
		24	-0.127	474.705	0.729	0.000	-0.058	0.729

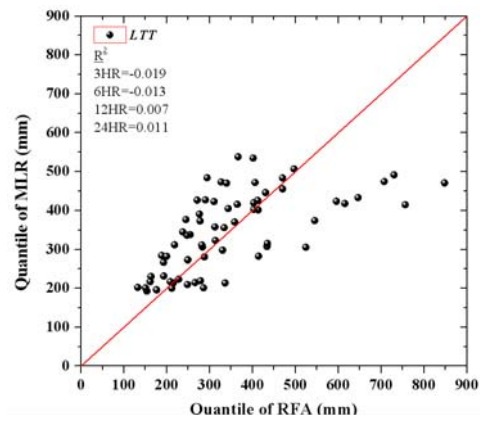
Table. 3.11 지형인자를 이용한 강우량 회귀 결과(계속)

변수	재현 기간	지속 시간	회귀 계수	상수	t-test		$R_{adj}^2$	F-test
					회귀계수	상수		
ASP	100	1	0.014	106.632	0.751	0.000	-0.059	0.751
		12	-0.087	459.763	0.812	0.000	-0.063	0.812
		24	-0.140	520.897	0.729	0.000	-0.058	0.729
THETA	1.01	1	-0.014	21.984	0.081	0.000	0.136	0.081
		12	-0.057	53.483	0.113	0.000	0.103	0.113
		24	-0.066	62.184	0.107	0.000	0.108	0.107
	50	1	-0.071	109.847	0.081	0.000	0.136	0.081
		12	-0.524	490.149	0.113	0.000	0.103	0.113
		24	-0.594	556.046	0.107	0.000	0.108	0.107
	100	1	-0.078	121.083	0.081	0.000	0.136	0.081
		12	-0.582	543.936	0.113	0.000	0.103	0.113
		24	-0.652	610.153	0.107	0.000	0.108	0.107
D2POINTS	1.01	1	-0.001	66.142	0.004	0.000	0.402	0.004
		12	-0.003	268.486	0.001	0.000	0.498	0.001
		24	-0.004	304.368	0.001	0.000	0.480	0.001
	50	1	-0.003	330.495	0.004	0.000	0.402	0.004
		12	-0.029	2460.550	0.001	0.000	0.498	0.001
		24	-0.032	2721.659	0.001	0.000	0.480	0.001
	100	1	-0.004	364.330	0.004	0.000	0.402	0.004
		12	-0.032	2730.564	0.001	0.000	0.498	0.001
		24	-0.035	2986.496	0.001	0.000	0.480	0.001
M_DIS	1.01	1	0.000	23.268	0.060	0.000	0.165	0.060
		12	-0.001	69.917	0.000	0.000	0.546	0.000
		24	-0.002	81.198	0.000	0.000	0.560	0.000
	50	1	-0.001	116.264	0.060	0.000	0.165	0.060
		12	-0.012	640.760	0.000	0.000	0.546	0.000
		24	-0.013	726.074	0.000	0.000	0.560	0.000
	100	1	-0.001	128.155	0.060	0.000	0.165	0.060
		12	-0.013	711.076	0.000	0.000	0.546	0.000
		24	-0.015	796.725	0.000	0.000	0.560	0.000
O_DIS	1.01	1	0.000	17.736	0.016	0.000	0.284	0.016
		12	0.003	31.688	0.000	0.000	0.687	0.000
		24	0.003	36.965	0.000	0.000	0.697	0.000
	50	1	0.002	88.621	0.016	0.000	0.284	0.016
		12	0.027	290.412	0.000	0.000	0.687	0.000
		24	0.030	330.539	0.000	0.000	0.697	0.000
	100	1	0.002	97.685	0.016	0.000	0.284	0.016
		12	0.030	322.281	0.000	0.000	0.687	0.000
		24	0.033	362.702	0.000	0.000	0.697	0.000

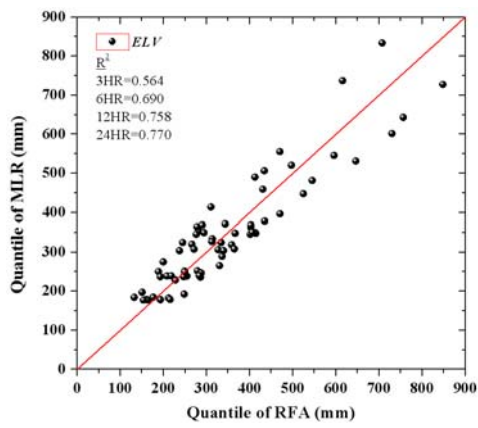




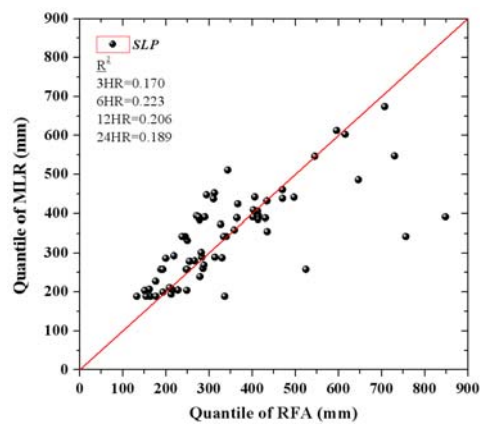
(a) LNGT



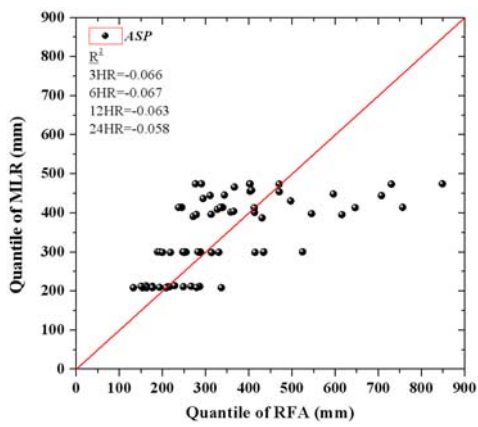
(b) LTT



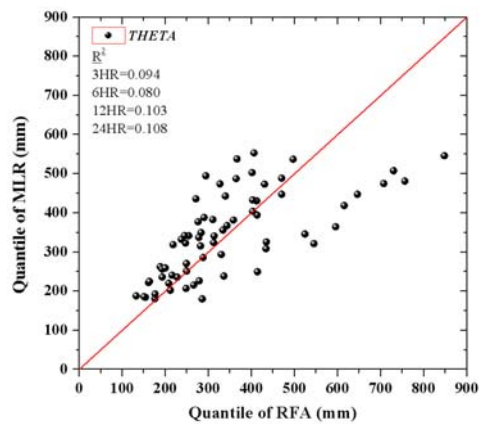
(c) ELV



(d) SLP

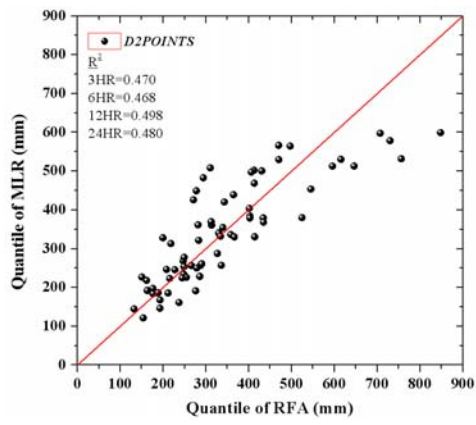


(e) ASP

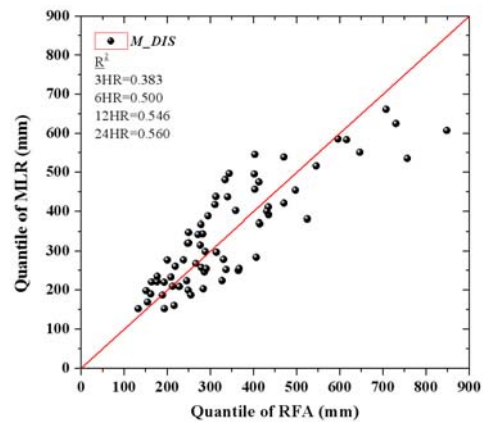


(f) THETA

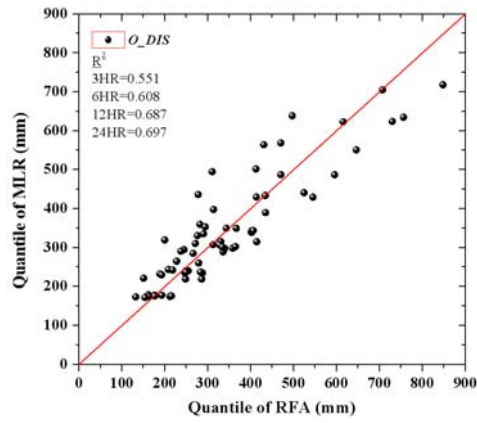
Fig. 3.5 개별지형인자와 확률강우량의 상관관계(50년빈도)



(g) D2POINTS

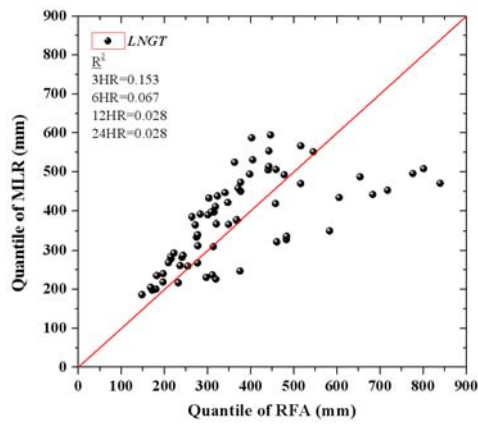


(h) M\_DIS

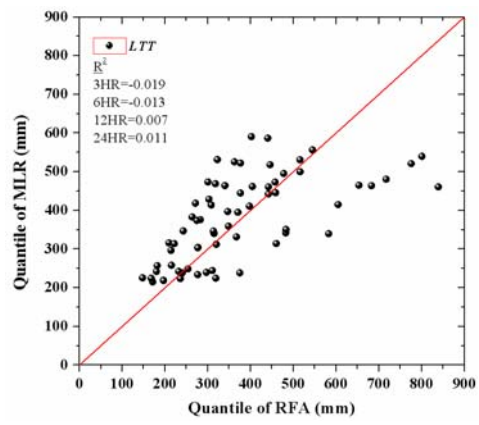


(i) O\_DIS

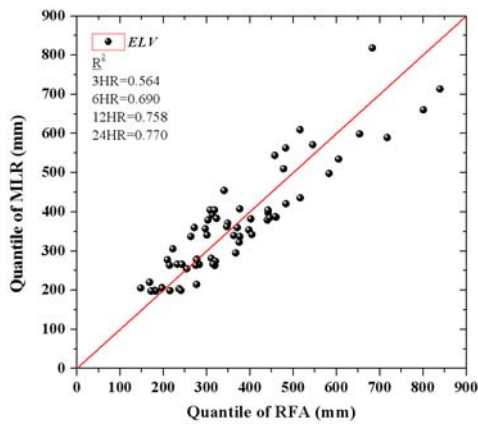
Fig. 3.4 개별지형인자와 확률강우량의 상관관계(50년빈도) (계속)



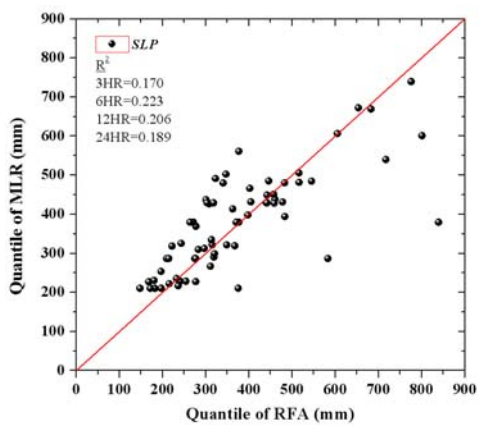
(a) LNGT



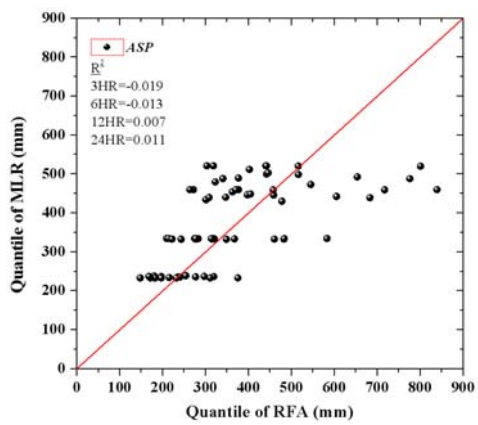
(b) LTT



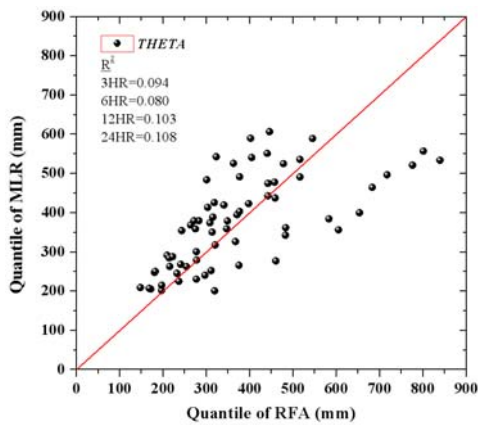
(c) ELV



(d) SLP

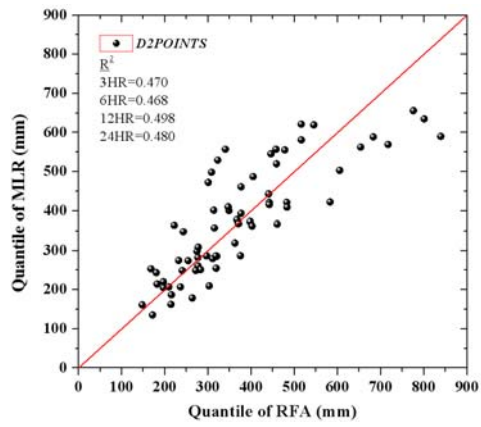


(e) ASP

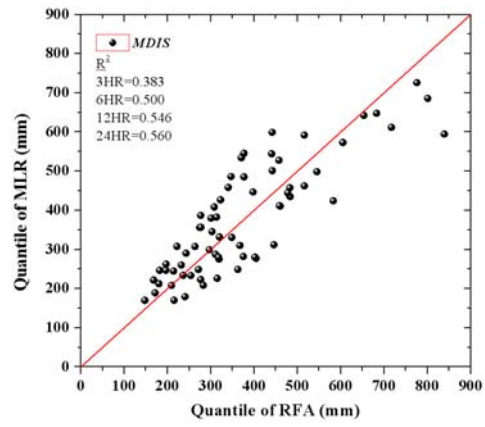


(f) THETA

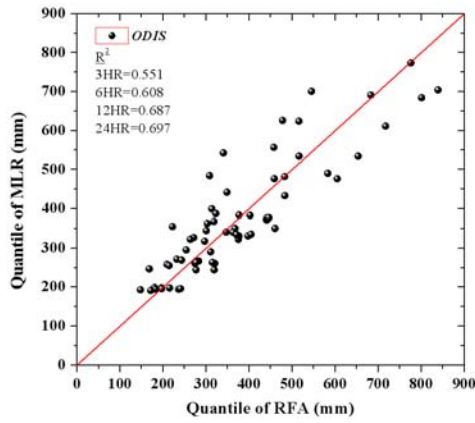
Fig. 3.6 개별지형인자와 확률강우량의 상관관계(100년빈도)



(g) D2POINTS



(h) M\_DIS



(i) O\_DIS

Fig. 3.5 개별지형인자와 확률강우량의 상관관계(100년빈도) (계속)

## 3.4 요인분석

### 3.4.1. 요인분석

전 절에서 지형인자들이 제주도 강우사상에 미치는 영향들을 살펴보았다. 회귀식의 정도에서 영향력 정도를 확인할 수 있었지만, 회귀식을 이용하여 지형인자들의 영향력을 명확하게 반영하는 강우량을 산정하는 데는 어려움이 따른다. 이를 보여 주는 것이 Table. 3.11에 정리된 t-test와 F-test의 결과이다. 일반적으로 t-test는 회귀식에서 도출된 회귀계수들의 유의성을 판단하는 기준이 되며, F-test는 회귀계수들로 형성된 회귀식의 유의성을 판단하는 기준이 된다. 판단 기준은 두 가지의 test 모두 유의수준  $\alpha \leq 0.05$ 를 만족해야 한다. 그러나 산출된 회귀식은 지형인자들의 영향력 판단의 근거는 될 수 있지만 Table. 3.11에서 제시된 것과 같이 대체로 유의수준의 기준을 만족시키지 못하였으므로 강우량 산정의 방법으로서는 적용성이 떨어진다. O\_DIS와 같은 경우는 t-test와 F-test의 유의수준의 기준을 만족시켰지만 O\_DIS를 이용하여 도출된 회귀식을 적용하여 강우량을 산정할 경우 강우량에 영향력을 지닌 타 지형인자들을 고려하지 않고 동일 지형인자로 강우량을 산정하게 되어 지형인자를 고려한 강우량의 대표성이 결여된다. 따라서 강우량 분석방법으로 회귀식의 유의성을 만족하면서 모든 지형인자의 영향을 반영함과 동시에 보다 적은 수의 변수를 이용하여 강우량 산정 시 지형인자들을 모두 반영하여 회귀식을 구성하였을 경우와 비슷한 결과를 얻을 수 있도록 요인분석을 채택하였다.

우선 요인분석을 수행하기에 앞서 요인분석에 적합한지의 여부를 점검하기 위하여 상관행렬의 검정, Bartlett의 단위행렬 및 Kaiser-Meyer-Olson(KMO)의 표본적합도 검정을 수행하였다. Table. 3.12는 상관행렬의 검정으로부터 도출된 각 변수별 상관계수와 유의확률을 나타낸다., 그 결과를 Table. 3.12에 정리하였다. 상관행렬 검정 결과 전 행렬에 걸쳐 모든 변수가 충분한 상관계수를 가져 요인분석에 적합한 것으로 나타났다. 다만 LTT와 ASP의 상관계수의 유의확률에서 기준인 유의수준  $\alpha \leq 0.05$ 를 초과하여 두 변수에 대한 재검토가 필요하다.

Table. 3.13은 모든 변수에 대해 수행한 Bartlett 단위행렬과 KMO 표본적합도 검

정 결과를 나타낸다. 여기서, Test 1은 모든 변수를 적용했을 경우의 결과이며, Test 2와 Test 3은 상관행렬검정에서 유의수준을 초과한 LTT와 ASP를 각각 제외시켰을 때의 결과이다. 세 가지 경우 모두 Bartlett 단위행렬 검정의 유의수준의 기준인  $\alpha \leq 0.01$ 를 만족하여 단위행렬이 아니라는 충분한 증거를 보여주었지만 KMO 표본적합도 검정의 경우 Test 1과 Test 2, Test 3를 비교해 보았을 때, 두 변수를 각각 하나씩 제외시켰을 경우가 대체로 그 정도가 증가하였다. 그러나 결과치가 비슷한 값을 가지므로 각각 하나씩 제외시킨 변수들을 Table. 3.14와 같이 구분하여 분석을 수행하였다.

최초요인을 추출하기 위하여 회귀식에서 종속변수인 강우량이 표본값이고, 독립변수인 지형인자들은 DEM자료를 이용한 모든 지점의 자료인 모집단을 이루고 있으므로 공통요인추출법으로 최우추정추출법(ML)을 사용하였다. 요인분석시 일반적으로 Kaiser 기준인 1.0의 고유값을 사용하나 요인수를 과소하게 계산하는 과오를 줄이기 위하여 최소 고유값의 기준을 0.8로 낮추어 사용하였다. 최초요인의 요인 공통분산은 Model 1에서 LNGT, O\_DIS, ELV, D2POINTS, M\_DIS, THETA, SLP, ASP 순으로 나타났으며, Model 2의 경우는 THETA, O\_DIS, ELV, D2POINTS, LTT, M\_DIS, LNGT, SLP의 순으로 각 변수의 추출된 요인에 의해 설명되는 비율을 보였다. 각 변수들의 공분산과 고유치를 이용하여 요인의 수를 결정하였다. 요인은 가능한 한 적으면서 설명력을 높이는 것이 요인분석의 중요한 과제이다. 따라서, 분석에 사용된 8개의 성분을 모두 사용하는 것은 비합리적이므로 설명된 총분산을 이용하여 요인의 수를 결정한다. 일반적으로 요인공통분산의 총분산에 대한 비율을 이용하여 요인의 수를 결정하는 데 모든 변수들의 요인의 고유값 합이 적어도 전체의 75% 또는 60%이상일 수 있을 만 큼 충분한 요인수를 확보해야 하는데 본 연구에서는 80%의 기준을 적용하여 요인의 수를 결정시하였다. 고유값은 그 요인이 설명하는 분산의 양을 나타내므로 일반적으로 이 값이 큰 요인이 중요한 요인이 된다. 요인 수는 Model 1은 3개, Model 2는 2개로 고려되었다.  $\chi^2$ -분포를 이용하여 요인 수에 대한 통계적 가설을 검정하면, 검정 통계량은 Model 1에서 794302.666으로 유의확률 0.000이 유의수준 ( $\alpha \leq 0.01$ )을 만족하고 Model 2에서는

Table. 3.12 상관행렬 점검 결과

		LNGT	LTT	ELV	SLP	ASP	THETA	D2POINTS	M_DIS	O_DIS
상관 계수	LTT	1.000	.444	-.067	-.051	-.284	-.636	-.022	.207	.037
	LNGT	.444	1.000	-.085	-.063	.000	-.785	-.047	.202	.043
	ELV	-.067	-.085	1.000	.555	.049	.029	-.594	-.737	.807
	SLP	-.051	-.063	.555	1.000	.266	.058	-.281	-.445	.388
	ASP	-.284	.000	.049	.266	1.000	.110	-.059	-.094	.007
	THETA	-.636	-.785	.029	.058	.110	1.000	.210	-.241	-.202
	D2POINTS	-.022	-.047	-.594	-.281	-.059	.210	1.000	.445	-.805
	M_DIS	.207	.202	-.737	-.445	-.094	-.241	.445	1.000	-.569
	O_DIS	.037	.043	.807	.388	.007	-.202	-.805	-.569	1.000
유의 확률	LNGT		.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	LTT	.000		.000	.000	.458	.000	.000	.000	.000
	ELV	.000	.000		.000	.000	.000	.000	.000	.000
	SLP	.000	.000	.000		.000	.000	.000	.000	.000
	ASP	.000	.458	.000	.000		.000	.000	.000	.002
	THETA	.000	.000	.000	.000	.000		.000	.000	.000
	D2POINTS	.000	.000	.000	.000	.000	.000		.000	.000
	M_DIS	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000		.000
	O_DIS	.000	.000	.000	.000	.002	.000	.000	.000	

Table. 3.13 Bartlett 단위행렬 및 KMO 표본적합도 검정 결과

변수	Test 1				Test 2				Test 3			
	Bartlett	KMO			Bartlett	KMO			Bartlett	KMO		
		전체 MSA	개별 MSA	통과 여부		전체 MSA	개별 MSA	통과 여부		전체 MSA	개별 MSA	통과 여부
LGNT	Sig. 0.000	0.688	0.676	√	Sig. 0.000	0.693	0.532	√	Sig. 0.000	0.695	0.680	√
LTT			0.592	√			-	-			0.594	√
ELV			0.718	√			0.716	√			0.716	√
SLP			0.782	√			0.782	√			0.849	√
ASP			0.480	√			0.471	√			-	-
THETA			0.560	√			0.521	√			0.550	√
D2POINTS			0.742	√			0.741	√			0.744	√
M_DIS			0.833	√			0.830	√			0.831	√
O_DIS			0.682	√			0.680	√			0.681	√



Table. 3.14 요인분석 모형

	Model 1	Model2
변수	LNGT	LNGT
	ELV	LTT
	SLP	ELV
	ASP	SLP
	THETA	THETA
	D2POINTS	D2POINTS
	M_DIS	M_DIS
	O_DIS	O_DIS

949670.082로 역시 유의확률 0.000이 유의수준 ( $\alpha \leq 0.01$ )을 만족하므로 두 모형은 적합한 요인의 수로 각각 3개와 2개를 적용됨을 확인할 수 있었다. 최초요인 추출 후 각 변수와 요인의 관계성을 쉽게 판단하기 위한 요인의 회전에는 요인분석 후 도출된 추출요인을 이용하여 회귀분석을 수행하기 때문에 회귀분석시 다중공선성을 피하기 위해 직각회전방법을 사용하여 요인간의 독립성을 유지하도록 하였다. 요인회전방법은 가장 널리 사용되는 Varimax법을 사용하였으며, 산정된 성분행렬의 계수행렬로 Bartlett method를 수정한 방법으로 각 요인들에 상호독립적인 요인특점을 제공하고 요인특점들 사이에 독립성이 유지되어 수반되는 통계분석에 유리한 Anderson-Rubin method이 적용하여 각 지점의 요인점수를 계산하였다. 요인분석을 이용하여 각 모형에 관해 도출한 결과들을 Table. 3.15에 나타내었다.

Table. 3.15 모형별 요인분석 결과

변수	공통성		고유값							요인점수 계수행렬				
	Model 1	Model 2	요인	Mode 1			Model 2			Model 1			Model 2	
				전체	%분산	%누적	전체	%분산	%누적	1	2	3	1	2
LNGT	.997	.413	1	3.321	41.518	41.518	3.313	41.409	41.409	.275	-.248	.974	-.010	.002
LTT	-	.627	2	1.883	23.534	65.052	2.371	29.632	71.041	-	-	-	-.018	.003
ELV	.908	.793	3	1.002	12.519	77.571	.789	9.859	80.900	1.061	-.551	-.070	.285	-.017
SLP	.363	.245	4	.754	9.427	86.998	.569	7.108	88.008	.144	-.079	-.010	.043	-.003
ASP	.085	-	5	.419	5.243	92.241	.473	5.908	93.917	.013	-.007	-.002	-	-
THETA	.527	.999	6	.288	3.597	95.838	.248	3.097	97.014	.127	-.076	-.013	.025	-1.000
D2POINTS	.665	.631	7	.234	2.922	98.760	.142	1.777	98.791	.073	-.060	-.006	-.138	.007
M_DIS	.644	.569	8	.099	1.240	100.000	.097	1.209	100.000	-.290	.156	.021	-.110	.007
O_DIS	.993	.888								-.531	1.387	.114	.547	-.030

### 3.4.2. 회귀분석

모형별 추출된 요인과 강수량과의 관계를 다중회귀분석을 실시하여 확인하고 요인분석의 유의성을 검토해 보았다. 회귀식의 정도인 수정된 결정계수를 이용하여 1, 2, 3, 4, 6, 9, 12, 24시간의 지속시간에 Model 1과 Model 2의 결과를 Table. 3.16에 비교하였다. 이미 언급한 바와 같이 재현기간에 대해서 지수홍수법의 특성 상 동일한 값을 가지므로 대표 재현기간인 100년 빈도를 적용하였다. 그 결과 Model 1이 Model 2보다 적합성이 뛰어난 것으로 나타나 요인분석에서 도출한 Model 1을 제주도의 지형특성을 고려한 적정 강우량 산정식으로 채택하여 그 값을 요인분석입력 지형인자들을 독립변수를 적용하여 산정한 다중회귀식과 비교하여 식의 유의성을 검토하였다.

Table. 3.16 모형별 수정된 결정계수 비교

지속시간(hr)	Model 1	Model 2
1	.720	.331
2	.762	.563
3	.758	.596
4	.778	.635
6	.805	.677
9	.827	.738
12	.828	.748
15	.833	.755
18	.832	.754
24	.841	.754

Table 3.17과 Table. 3.18은 각각 추출된 인자로 산정한 다중회귀식과 실제인자로 산정한 회귀식의 결과 비교와 이 때 회귀계수 및 회귀식의 유의성을 판단하기 위한 t-test와 F-test의 결과를 나타낸다. 요인들의 회귀식 설명정도를 나타내는 추출된 인자들의 회귀계수는 FAC1, FAC2, FAC3 순으로 나타났으며, 회귀계수들은

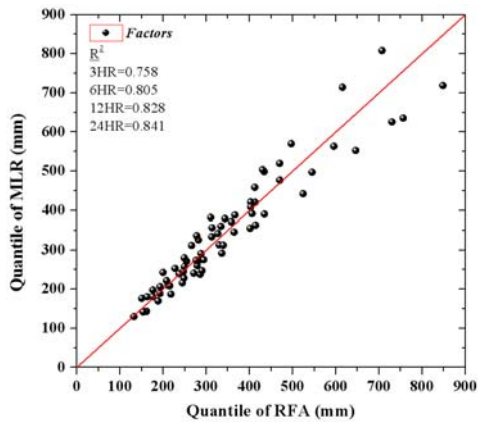
지속시간 및 재현기간이 길어짐에 따라 크기가 증가하여 지속시간과 재현기간과의 선형관계를 형성하였다. 실제인자와 비교하면, 전체적으로 수정된 결정계수는 증가하는 것으로 나타났다. 다만 지속시간 12시간 이상에서 실제인자로 도출한 회귀식의 수정된 결정계수가 큰 것을 확인할 수 있다. 이는 Fig. 3.6과 Fig. 3.7에서도 긴 지속시간에서의 상관기울기가 1에 접근하는 것으로 확인할 수 있다. 그러나 실제인자로 도출한 회귀식에서 회귀계수의 유의성을 검토하는 t-test에서 대부분이 유의한 회귀계수임을 보여주는 유의수준  $\alpha \leq 0.05$ 를 만족하나 회귀식의 유의성을 보면, F-test의 결과값이 모든 지속시간 및 재현기간에 대하여 유의수준  $\alpha \leq 0.05$ 를 초과하여 강우식으로 적합하지 못할 것으로 판단된다. 반면, 추출인자로 산정한 회귀식의 경우 FAC3의 지속시간 9시간 이상인 경우 최대 0.07의 유의수준을 보여 회귀식의 유의성을 벗어났지만, 회귀계수의 유의성을 모두 조건을 만족하지만 90%의 정확도의 기준을 만족하므로 실제인자를 사용했을 경우보다는 합리적이라 판단된다. 또한 회귀식의 기본조건인 다중공선성을 피하는지의 여부를 확인하기 위해 공선성 진단을 수행하였다. 일반적으로 분산팽창인자인 VIF(Variance Inflation Factor)가 10이상일 경우 다중공선성이 존재하며,  $5 < VIF < 10$ 인 경우는 다중공선성이 의심이 된다. 본 연구에서는  $VIF > 10$ 을 다중공선성 존재의 기준으로 채택하였다. 공선성 진단 결과 실제인자의 경우는 3.2장의 회귀분석에서 단일회귀로 강우량에 가장 많은 영향력을 지니고 있는 ELV과 O\_DIS에서 VIF가 기준인 10이상의 값을 보여 다중공선성에 위배되어 사용될 수 없는 회귀식으로 판단이 되는 반면, 추출인자의 경우 모든 회귀계수가 다중공선성을 피하는 기준인  $VIF < 10$ 을 만족한다. 따라서, 제주도에서는 지형인자를 고려한 강우식으로 요인분석을 시행 후 도출한 새로운 인자를 적용하여 산정된 회귀식을 확률강우식으로 사용하는 것이 합리적이라 판단된다.

Table. 3.17 추출인자와 실제인자의 회귀분석 결과

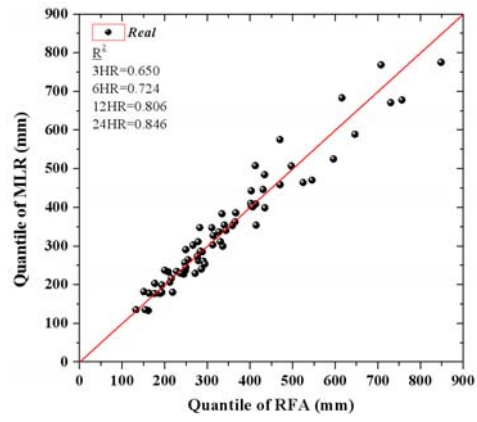
모형	재현기간	지속시간	회귀계수											$R_{adj}^2$		
			상수	LNGT	ELV	SLP	ASP	THETA	D2POINTS	M_DIS	O_DIS	FAC1	FAC2		FAC3	
추출인자	50	3	224.163	-	-	-	-	-	-	-	-	-	38.940	19.839	19.032	0.758
		6	321.774	-	-	-	-	-	-	-	-	-	78.918	33.912	22.491	0.805
		9	397.963	-	-	-	-	-	-	-	-	-	103.033	51.491	25.319	0.827
		12	441.083	-	-	-	-	-	-	-	-	-	116.737	61.994	27.991	0.828
		24	500.060	-	-	-	-	-	-	-	-	-	131.523	69.714	31.260	0.841
	100	3	250.046	-	-	-	-	-	-	-	-	-	43.436	22.130	21.230	0.758
		6	357.721	-	-	-	-	-	-	-	-	-	87.735	37.700	25.004	0.805
		9	442.481	-	-	-	-	-	-	-	-	-	114.558	57.251	28.151	0.827
		12	489.486	-	-	-	-	-	-	-	-	-	129.548	68.797	31.062	0.828
		24	548.719	-	-	-	-	-	-	-	-	-	144.321	76.497	34.302	0.841
실제인자	50	3	235.204	0.001	0.119	-0.134	-0.071	0.108	-0.004	0.000	0.000	-	-	-	0.650	
		6	292.662	0.002	0.253	-0.207	-0.107	0.088	-0.004	-0.001	-0.002	-	-	-	0.724	
		9	443.601	0.002	0.257	1.536	-0.206	0.055	-0.005	-0.002	0.001	-	-	-	0.786	
		12	498.033	0.002	0.305	1.000	-0.248	0.016	-0.006	-0.003	0.002	-	-	-	0.806	
		24	377.428	0.002	0.328	0.526	-0.287	-0.009	-0.004	-0.004	0.004	-	-	-	0.846	
	100	3	262.355	0.002	0.133	-0.149	-0.079	0.121	-0.004	0.000	0.000	-	-	-	0.650	
		6	325.344	0.002	0.282	-0.230	-0.119	0.098	-0.005	-0.002	-0.002	-	-	-	0.724	
		9	493.224	0.002	0.286	1.708	-0.229	0.062	-0.006	-0.003	0.002	-	-	-	0.786	
		12	552.685	0.002	0.338	1.110	-0.275	0.018	-0.006	-0.003	0.002	-	-	-	0.806	
		24	414.161	0.002	0.360	0.577	-0.314	-0.010	-0.004	-0.004	0.004	-	-	-	0.846	

Table. 3.18 추출인자와 실제인자의 회귀식 유의성 검정

모형	지속 시간	t-TEST											F-TEST	
		상수	LNGT	ELV	SLP	ASP	THETA	D2POINTS	M_DIS	O_DIS	FAC1	FAC2		FAC3
추출인자	3	0.000	-	-	-	-	-	-	-	-	0.002	0.009	0.011	0.000
	6	0.000	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000	0.005	0.041	0.000
	9	0.000	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000	0.001	0.064	0.000
	12	0.000	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000	0.001	0.074	0.000
	24	0.000	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000	0.001	0.064	0.000
실제인자	3	0.595	0.033	0.373	0.978	0.496	0.430	0.526	0.952	0.971	-	-	-	0.021
	6	0.665	0.063	0.228	0.978	0.504	0.671	0.659	0.604	0.845	-	-	-	0.009
	9	0.577	0.091	0.291	0.862	0.283	0.819	0.633	0.472	0.915	-	-	-	0.003
	12	0.570	0.109	0.259	0.918	0.245	0.952	0.649	0.444	0.902	-	-	-	0.002
	24	0.664	0.075	0.225	0.956	0.183	0.973	0.777	0.299	0.797	-	-	-	0.001

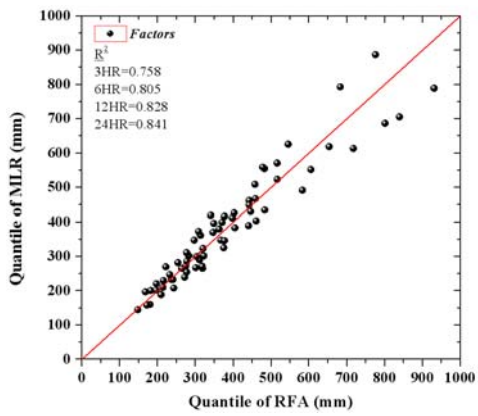


(a) 추출인자

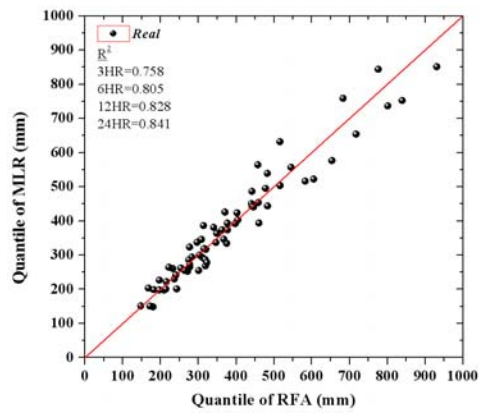


(b) 실제인자

Fig. 3.7 추출지형인자와 확률강우량의 상관도(50년빈도)



(a) 추출인자



(b) 실제인자

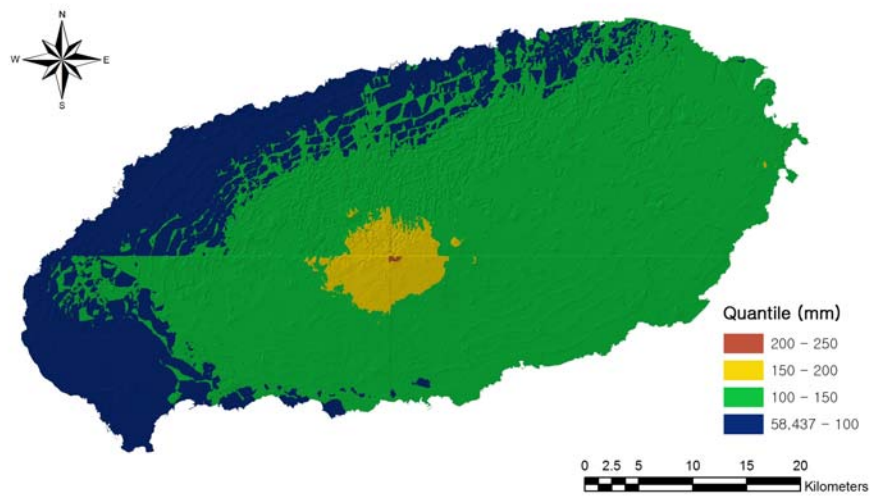
Fig. 3.8 추출지형인자와 확률강우량의 상관도(100년빈도)

### 3.5 지형공간분석

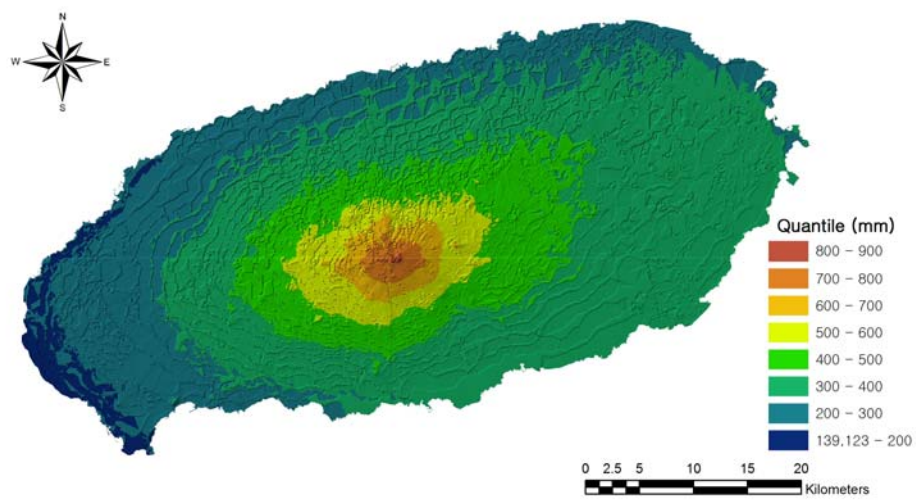
지형공간분석의 대표적인 프로그램인 ArcGIS(Geographical Information System)을 이용하여 지형공간분석을 수행하였다. 지형공간분석은 제주도의 지형을 고려하여 요인분석과 회귀분석을 통해 도출된 강우식을 이용한 경우와 산정된 강우식에 적용된 지형인자로 다중회귀분석에 적용하여 도출된 회귀식을 이용한 경우의 강우량을 채택하여 지속시간 및 재현기간별로 강수변화량에 대해 수행되었다. 실제 지형인자와 추출인자들을 이용하여 산정한 100년 빈도에 대한 지형공간분석의 결과를 Fig. 3.8과 Fig. 3.9에 각각 도시하였다.

실제인자와 추출인자를 적용한 경우 두 경우 모두 한라산 중심에서부터 방사형으로 강우분포가 나타나며, 실제인자의 경우는 남동부 방향, 지형인자의 경우는 동부방향으로 치우침의 정도가 심해진다. 그러나 강우분포의 치우침은 지속시간이 1시간으로 짧은 경우에 나타나고, 지속시간이 긴 경우는 전체적으로 고른 분포로 강우가 발생하며, 단일회귀분석에서 회귀계수의 기여도가 가장 큰 고도에 따라 강우가 분포하여 제주도에서는 고도가 가장 큰 강우영향인자로 판단된다. 실제지형인자의 경우는 한라산을 정점으로 해안 방향으로 강우량이 감소하는 형태를 띠며, 특수지역에 강우가 집중되는 현상은 발견할 수 없고, 고도별 강우분포의 경계가 명확하게 나타나지 않았다. 반면, 추출인자의 분석에서는 성판악에서의 호우양상을 확인할 수 있으며, 동시에 오름들의 위치에서 같은 위도나 경도의 지역에서와는 달리 보다 많은 강우가 내리는 것으로 분석되었다. 이는 오름이 주변지역보다 높은 고도에 위치하기 때문이 지형형세가 강우산정에 고려되었다고 판단된다. 또한 분석결과 경사도가 큰 돈내코 주변 지역 역시 지속시간 12시간, 24시간을 비교하여 지속시간이 길어짐에 따라 강우량의 변화가 급격하게 이루어지는 양상을 확인할 수 있다. 결론적으로, 요인분석을 이용한 산출된 강우식이 직접적으로 지형과 강우량의 회귀분석을 통해 산정한 강우식보다 지형효과의 반영이 크게 이루어져 산악지형에서 보다 정확한 강우량을 산정할 수 있음을 알 수 있다.



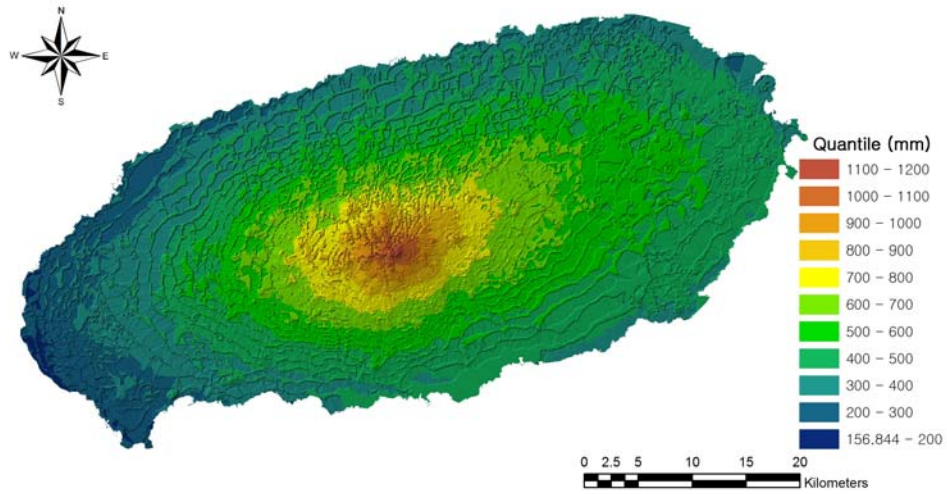


(a) 지속시간 1시간

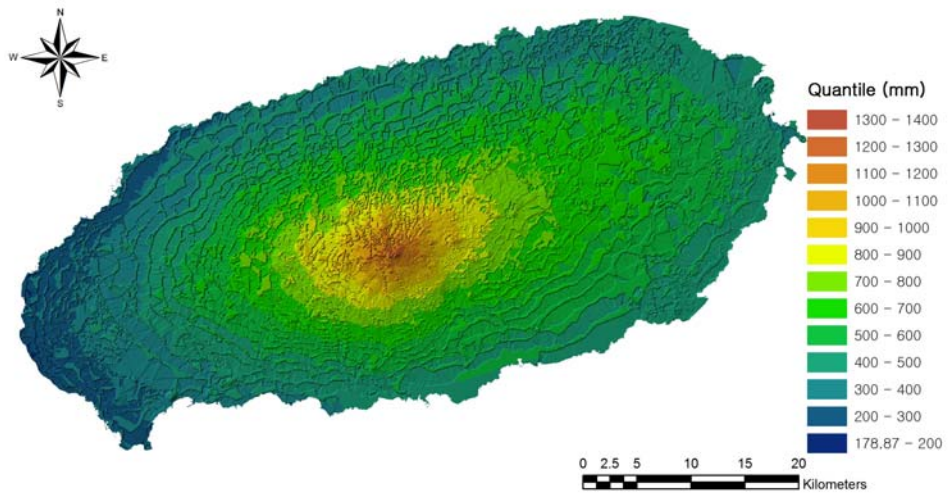


(b) 지속시간 6시간

Fig. 3.9 지형인자를 적용한 확률강우량(재현기간 100년)

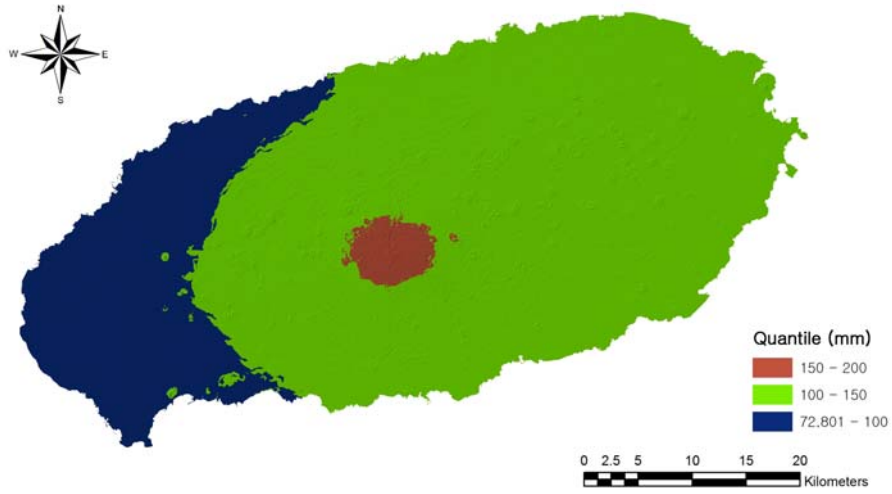


(c) 지속시간 12시간

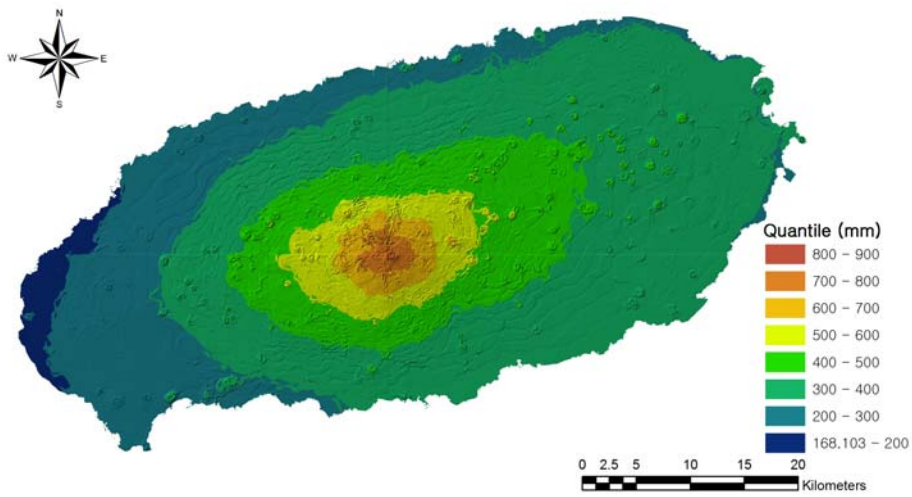


(d) 지속시간 24시간

Fig. 3.8 지형인자를 적용한 확률강우량(재현기간 100년) (계속)

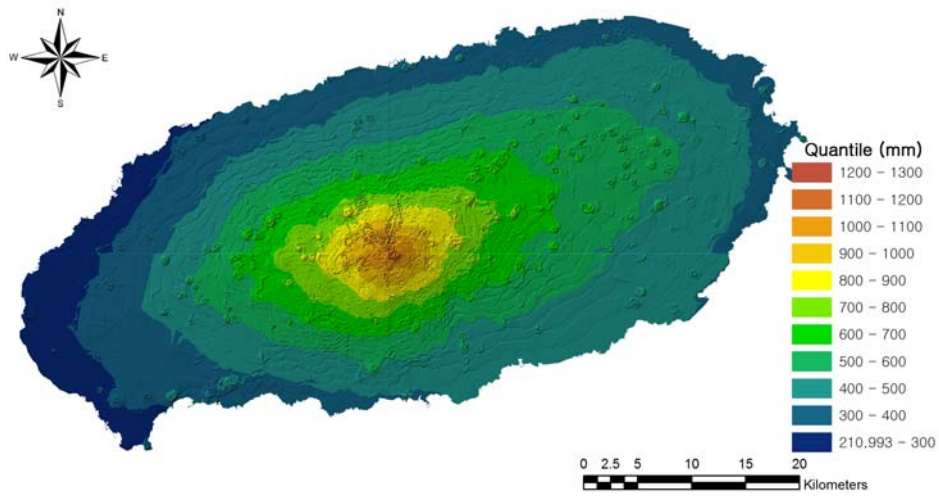


(a) 지속시간 1시간

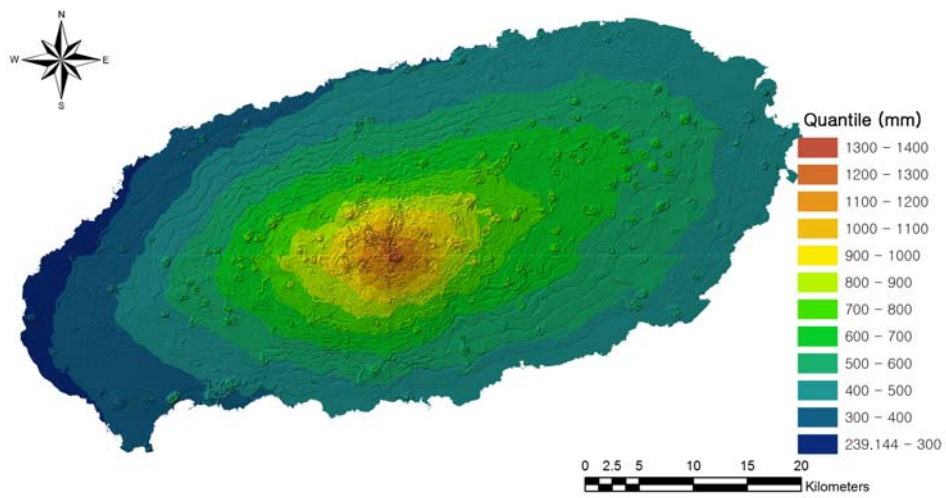


(b) 지속시간 6시간

Fig. 3.10 요인인자를 적용한 확률강우량(재현기간 100년)



(c) 지속시간 12시간



(d) 지속시간 24시간

Fig. 3.9 요인인자를 적용한 확률강우량(재현기간 100년) (계속)

## 제 4 장 결 론

강우량 산정에는 지형적 영향을 고려하여야 보다 정확한 강우량을 예측할 수 있다. 그러나 지역을 대표하는 많은 지형인자들이 모두 강우량에 영향을 미치는 것은 아니다. 따라서 우리나라와 같이 지형이 강우량에 영향을 미치는 지역에서는 강우량 산정에 지형을 고려함과 동시에 강우량 영향 인자에 대한 정확한 이해가 필요하며, 유의한 지형인자들을 이용하면 보다 합리적인 강우량을 산정할 수 있을 것이라 판단된다.

본 연구는 강우량에 영향을 미치는 지형변수들로 새로운 요인을 도출하여 강우량 산정 시 적용하여 지형을 고려한 정확한 강우량을 산정하기 위한 연구로서 지형형상의 영향이 강우량과 밀접한 관계가 있을 것으로 추측되는 제주도를 대상으로 수행되었다. 제주도의 9개의 지형변수를 대상으로 요인분석을 수행하여 제주도 강우량에 미치는 영향인자를 추출하고 추출된 인자와 강우량, 실제 지형변수와 강우량을 이용하여 회귀모형을 구성하였다. 또한 구성된 회귀모형의 통계적 유의성 검증과 지형공간분석을 이용하여 모형의 유효성을 검증하였다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

(1) 상관분석을 수행하여 대상지형인자와 강우량과의 관계를 검증한 결과 9개의 지형변수는 지속시간 1시간에서는 D2POINTS, LGNT, ELV, O\_DIS, M\_DIS, SLP, THETA, LTT, ASP의 순으로 적합성을 보였으며, 지속시간 12시간에서는 지속시간 24시간과 동일하게 ELV, O\_DIS, M\_DIS, D2POINT, SLP, THETA, LGNT, LTT, ASP 순으로 적합성을 보여 지속시간이 짧은 경우에는 지형인자들의 영향력은 우열을 가릴 수 없이 복잡하게 얽혀 있지만 지속시간이 길어짐에 따라 지형인자들의 영향력은 보다 명확하게 나타나는 것으로 나타났다. 이는 짧은 지속시간에서는 기후 인자와 같은 타 요인들이 강우량 결정에 작용되지만 긴 지속시간에 대하여 지형 인자가 강우량 결정을 좌우한다는 것을 의미한다.

(2) 요인분석 결과 위도를 제외한 8개의 독립변수(LGNT, ELV, SLP, ASP, THETA,

D2POINTS, M\_DIS, O\_DIS가 강우량에 직접적인 영향을 미치는 인자로 나타났다.

(3) 실제 지형인자 및 추출된 요인과 강수량의 관계를 확인하기 위하여 다중회귀 분석을 실시하였다. 실제 지형인자와 강수량의 분석결과 회귀식은 F검정을 통과하였으나 회귀계수는 t검정을 통과하지 못한 것으로 산정되었으며, 실제 지형인자 자료 간에 다중공선성이 존재하는 것으로 나타났다. 추출된 요인과 강수량의 분석결과 회귀식 및 회귀계수에 대한 F-test 및 t-test를 모두 통과하였으며, 요인간 독립성이 확보되어 다중공선성도 존재하지 않았다.

(4) 지형공간분석으로 산정한 강우량을 도시한 결과 실제인자와 추출인자를 적용한 경우 두 경우 모두 한라산 중심에서부터 방사형으로 강우분포가 나타나며, 실제인자의 경우는 남동부 방향, 지형인자의 경우는 동부방향으로 치우침의 정도가 심해진다. 실제지형인자의 경우는 한라산을 정점으로 해안 방향으로 강우량이 감소하는 형태를 띠며, 특수지역에 강우가 집중되는 현상은 발견할 수 없고, 고도별 강우분포의 경계가 명확하게 나타나지 않았다. 반면, 추출인자의 분석에서는 성판악에서의 호우양상을 확인할 수 있으며, 동시에 오름들의 위치에서 같은 위도나 경도의 지역에서와는 달리 보다 많은 강우가 내리는 것으로 분석되었다. 결론적으로, 요인분석을 이용한 산출된 강우식이 직접적으로 지형과 강수량의 회귀분석을 통해 산정한 강우식보다 지형효과의 반영이 크게 이루어져 산악지형에서 보다 정확한 강우량을 산정할 수 있음을 알 수 있다.

## 참고문헌

- 김지훈 (2004). “Index Flood법과 Netmax법을 이용한 지역빈도석의 비교 연구”, 석사학위논문, 연세대학교.
- 김진성, 임해욱, 엄명진, 김원일, 안원식 (2008). “크리깅 기법을 이용한 강우의 공간보정과 분포형 모형의 적용.”, *한국수자원학회 2008년도 학술발표회 논문집*, pp. 130-134.
- 류종인, 방익찬 (1997). “제주지방의 집중호우 경향 분석.”, *제주대 해양연구논문집*, 제주대학교해양연구소, 제21권, pp. 113-123.
- 엄명진, 조원철, 임해욱 (2007). “지속시간 및 표고에 따른 강수량 보정에 관한 연구.”, *한국수자원학회논문집*, 제40권, 제7호, pp. 511-521.
- 유철상, 전경수, 김기욱 (2004). “한강유역 강수의 산지효과 추정 - I. 회귀분석 -.”, *대한토목학회논문집*, 제24권, 제1B호, pp. 33-39.
- 윤혜선, 엄명진, 조원철, 허준행(2009). “지역빈도해석 및 다중회귀분석을 이용한 산악형 강수해석 “, *한국수자원학회논문집*, 제42권, 제6호, pp. 465-480.
- 신성철, 김맹기, 서명석, 나득균, 장동호, 김찬수, 이우섭, 김연희 (2008). “GIS와 PRISM을 이용한 고해상도 격자형 강수량 추정.” *한국기상학회논문집*, 제18권, 제1호, pp. 71-81.
- 이영준 (2002). “요인분석의 이해”, 도서출판 석정
- 제주도 광역수자원 관리본부. 수자원종합정보홈페이지. <http://211.184.196.130>, (2008년 11월 접속).
- 제주도 기후특성집(2003). 제주지방기상청
- 제주도특별자치구 홈페이지. <http://english.jeju.go.kr/>,(2008년 11월 접속).
- Armstrong, J. S. and Soelberg, P. (1968). “On the interpretation of factor analysis.”, *Psychological Bulletin*, Vol. 70, pp. 361-364.
- Bartlett, M. S. (1950). “Tests of significance in factor analysis.”, *British Journal of Psychology*, Vol. 3, pp. 77-85.
- Basist, A., Bell, G. D. and Meentemeyer, V. (1994a). “Statistical relationships between topography and precipitation patterns.”, *Journal of climate*, Vol. 7, No. 9, pp. 1305-1315.



- Charles, D. D. and Edwin, C. S.(1974). "When is a correlation matrix appropriate for factor analysis? Some decision rules." , *Psychological Bulletin*, Vol. 81, No. 6, pp. 358-361.
- Daly, C., Neilson, R. P., and Phillips, D. L. (1994). "A statistical-topographic model for mapping climatological precipitation over mountainous terrain." , *Journal of applied meteorology*, Vol. 33, No .2, pp. 140-158.
- Dalrymple, T. (1960). "Flood Frequency Methods." , Water Supply Paper 1543-A, *US Geological Survey*, pp. 11-51.
- Fan, Y. and Duffy, C., J. (1991). "Estimating space-time precipitation and temperature fields in mountainous terrain: Wasatch Range, Utah." , *Proc.,American Geophysical Union Fall Meeting program and Abstracts*, San Francisco.
- Goodale, C. L., Alber, J. D., and Ollinger, S. V. (1998). "Mapping monthly precipitation, temperature and solar radiation for Ireland with polynomial regression and digital elevation model." , *Clim. Res.*, Vol. 10, pp. 35-49.
- Hay, L. E., Branson, M. D., and Keavesly, G. H. (1991). "The effects of scale on precipitation estimates from an orographic precipitation model." , *Proc.,American Geophysical Union Fall Meeting program and Abstracts*, San Francisco.
- Hosking, J. R. and Wallis, J. R. (1997). "*Regional Frequency Analysis: An Approach based on L-Moments.*" , Cambridge University Press.
- Institute of Hydrology (1999). "*Flood Estimation Handbook.*"
- Kaiser, H. F. (1958). "The Varimax Criterion for Analytic Rotation in Factor Analysis." , *Psychometrika*, Vol. 32, pp. 443-482.
- Kaiser, H. F.(1970). "A second generation little jiffy." , *Psycho metrika*. Vol.35, pp. 401-416.
- Kaiser, H. F. and Rice, J.(1974). "Little jiffy mark IV." , *Educational and Psychological Measurement*.
- Knapp, T. R. and Swoyer, V. H.(1967). "Some empirical results concerning the power of Bartlett' s test of significance of a correlation matrix." , *American*



*Educational Research Journal*, Vol. 4, pp. 13-17

- Marquinez, J., Lastra, J. and Garcia, P. (2003). "Estimation models for precipitation in mountainous regions: the use of GIS and multivariate analysis." . *Journal of hydrology*, Vol. 270, pp. 1-11.
- Naoum, S. and Tsanis, I. K. (2004a). "Orographic precipitation modeling with multiple linear regression." , *Journal of hydrologic engineering*, ASCE, Vol. 9, No. 2, pp. 79-102.
- Naoum, S. and Tsanis, I. K. (2004b). "A multiple linear regression GIS module using spatial variables to model orographic rainfall." , *Journal of hydro informatics*, Vol. 6, No. 1, pp. 39-56.
- Ninyerola, M., Pons, X., and Roure, J. M. (2000). "A methodological approach of climatological modelling of air temperature and precipitation through GIS techniques." , *Journal of Climatology*, Vol. 20, No. 14, pp. 1823-1841.
- Peck, E. L. and Schaake, J. C. (1990). "Network design for water supply forecasting in the west." , *Water Resour. Bull.*, Vol.26, pp.87-99.
- Schermerhorn, V. P. (1967). "Relations between topography and annual precipitation in western Oregon and Washington." , *Water Resour. Res.*, Vol. 3, pp. 707-711.
- Spreen, W. C. (1947). "A determination of the effect of topography upon precipitation." , *Trans. Amer. Geophys. Union*, Vol. 28, pp. 285-290.
- Trefry, C. M., Watkins, D. W., and Johnson, D. L. (2005). "Regional reinfall frequency analysis for the State of Michigan." , *Journal of Hydrologic Engineering*, Vol. 10, No. 6, pp. 437-449.
- Weisse, A. K. and Bois, P. (2001). "Topographic effects on statistical characteristics of heavy rainfall and mapping in the French Alps." , *Journal of applied meteorology*, Vol. 40, No. 4, pp. 720-740.
- Wotling, G., Bouvier, Ch., Danloux, J., and Fritsch, J. -M. (2000). "Regionalization of extreme precipitation distribution using the principal components of the topographical environment." , *Journal of Hydrology*, Vol. 233, pp. 86-101.

## ABSTRACT

### The Factor Analysis of Topography on Precipitation in Jeju-island

This study purposes to derive topographical factors influencing rainfall and to calculate rainfall with the factors in Jeju-island. In this study, three of analysis methods were performed. First, factor analysis focused on reduction of variable affecting rainfall and discovery of new factors in Jeju-island with 9 variables from DEM data which were derived by ArcGIS. Second, new factors from factor analysis were verified their influence to rainfall being calculated by regional frequency analysis in comparison with topographical characteristic in the raw using regression analysis method. Third, spatial analysis helped verification of rainfall from regression models as show graphical representation.

As the results of factor analysis, 8 topographical variables except latitude affect to rainfall. The effect of these variables are very complicated in short duration rainfall, on the other hands, variables showed very clear uniform order of effect in long duration rainfall. The regression analysis results shows that regression model with new factors from factor analysis and rainfall from regional frequency analysis were satisfied all of statistical significance test in comparison with another regression model which consists of original variables and rainfall. The spatial analysis with each regression model also shows that the regression model using factor analysis reflects more than it using original variables. Therefore, it would be needed to consider topographical variables for calculation of accurate rainfall and factors from factor analysis would be more helpful to apply each variable.

---

*keywords : topographical variables, rainfall, factor analysis,*

*regression analysis, spatial analysis, statistical significance test*