

## 분포형 수문모형을 이용한 산림소유역의 홍수수문곡선의 추정

이 상 호 · 우 보 명<sup>1</sup> · 임 상 준\*

(서울대학교 산림과학부 · 농업생명과학연구원, <sup>1</sup>서울대학교 산림과학부)

**Estimation of Storm Hydrographs in a Small Forest Watershed Using a Distributed Hydrological Model. Lee, Sang Ho, Bo-Myeong Woo<sup>1</sup> and Sangjun Im\* (Department of Forest Sciences, Seoul National University · Research Institute for Agriculture and Life Sciences, Seoul 151-921, Korea; <sup>1</sup>Department of Forest Sciences, Seoul National University, Seoul 151-921, Korea)**

This study was conducted to simulate storm hydrographs on a small forested watershed using TOPMODEL, which is a distributed hydrological model. The Myeongseong watershed, which is 58.3 ha in size, was selected to monitor rainfall and runoff data. The Monte Carlo simulation was also used to calibrate parameters of TOPMODEL. Six rainfall-runoff pairs collected at the watershed in the year 1997 were used for parameter calibration, and eight rainfall-runoff pairs collected during the period of 1998~1999 were used for validation effort. The errors of runoff volume ranged from -2.74% to 1.81%, and an average value of model efficiency in terms of runoff volume was 0.92 for the calibration period. The average value of observed peak discharge was  $0.324 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$  for six rainfall-runoff pairs, while the prediction value was  $0.295 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ . The simulation errors of peak discharge varied according to rainfall characteristics and antecedent condition, within ranges of -27.65% to -1.13%. The model efficiency for the validation period was 0.92. For the validation period, observed peak discharges have an average value of  $0.087 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ , and average value of simulated peak discharge was  $0.090 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ . Observed and simulated values of time to peak for the calibration period were 18.3 hrs and 11.0 hrs, respectively, and 16.6 hrs and 13.5 hrs, respectively, for the validation period.

**Key words :** TOPMODEL, runoff, peak discharge, storm hydrograph, Monte Carlo simulation

### 서 론

우리나라의 산림유역은 토심이 얇고 지형의 경사가 상대적으로 급하기 때문에 강우시에 유출이 매우 빠르게 발생하며, 이로 인하여 인명 손실 등과 같은 홍수 피해를 경험하고 있다. 이러한 산림유역의 강우-유출관계를 정확

하게 해석하는 것은 산림수자원의 평가와 산림홍수 재해의 예방에 매우 효과적이다.

수문학자들은 오래 전부터 유역에서 일어나고 있는 강우와 유출의 발생 기작을 분석하기 위하여 많은 노력을 기울여 왔으며, 그 결과 수많은 수문모형들이 개발되어 이용되고 있다(Singh, 1995). 수문모형은 일반적으로 지배방정식의 해석방법, 입·출력변수의 지형적, 공간적 분

\* Corresponding author: Tel: (02) 880-4759, Fax: (02) 873-3560, E-mail: junie@snu.ac.kr

포 특성 등에 따라 분포형(distributed) 수문모형과 총괄형(lumped) 수문모형으로 구분할 수 있다(Singh, 1995). 분포형 수문모형은 대상유역을 수문학적으로 균일하게 볼 수 있는 소유역으로 구분하여 강우-유출 기작의 공간적 변화를 해석하는 모형이다. 이러한 분포형 유역수문모형의 예로는 AGNPS(Young *et al.*, 1989), TOPMODEL(Beven and Kirkby, 1979), MIKE SHE(Refsgaard and Storm, 1995) 등이 있다.

TOPMODEL은 Beven and Kirkby(1979)에 의해 처음 개발된 이후, 유럽과 미국 등 여러 나라에서 많이 적용되고 있다. Beven and Wood(1983)는 TOPMODEL을 이용하여 하천유출에 대한 지형특성의 영향을 분석하였으며, Beven(1986)은 지형특성, 토양특성, 선행강수 등의 효과를 고려한 유효강우의 홍수빈도해석에 TOPMODEL을 이용하였다. Iorgulescu and Jordan(1994)은 스위스 산지 소유역의 홍수유출해석에 대한 TOPMODEL의 적용가능성을 검토하였다. 그리고 Holko and Lepisto(1997)는 TOPMODEL을 이용하여 산지유역에 대한 수문학적 유출특성을 모의한 바 있다.

TOPMODEL과 관련된 국내 연구는 지형정보시스템인 GRASS와 Arc/Info를 이용한 소양강 댐의 홍수유출모의(한국수자원공사, 1993), 인공배수유역에서의 TOPMODEL 적용에 관한 연구(김, 1997, 1998), 국제수문개발계획 유역의 강우-유출해석에 관한 연구(조 등, 1997; 조와 조, 1998) 등이 있으며, 정 등(2000)은 TOPMODEL을 이용하여 산림정비 전·후의 홍수유출 해석을 통하여 산림사업의 홍수저감효과를 분석한 바 있다. 또한, 최(2001)는

분포형 수문모형으로서 유역의 지형에 따른 포화층에서의 흐름과 유출기여면적을 고려하여 유출현상을 재현하는 TOPMODEL의 개념을 바탕으로 산림유역 강우-유출 모형을 개발하였다.

기존의 강우와 유출발생 기작에 관한 연구들은 주로 유역의 홍수유출량을 추정하여 강우-유출 발생 기작을 분석하고, 설계홍수량 등의 정량적 해석에 초점을 맞추고 있다. 그러나 산림유역의 홍수재해 예측이나 침수범위를 모의하기 위해서는 홍수량뿐만 아니라 주어진 강우 조건에 대한 시간별 홍수수문곡선(storm hydrograph)의 추정도 매우 중요하다. 특히, 첨두유출량 및 첨두시간에 대한 정확한 모의는 산림유역에서 발생하는 홍수 및 침수 범람 지역의 예측에 있어서 매우 중요한 요소이다.

따라서 본 연구에서는 분포형 수문모형인 TOPMODEL을 이용하여 산림소유역의 홍수수문곡선을 추정하였다. TOPMODEL의 매개변수 추정을 위하여 Monte Carlo 모의방법을 이용하였으며, 58.3 ha의 산림소유역에서 현장 측정된 강우-유출량 자료를 활용하여 모형의 적용성을 평가하였다.

## 재료 및 방법

### 1. 대상 유역

대상유역은 Fig. 1에서 보는 바와 같이 경기도 양평군 단월면 명성2리 지역의 산림유역으로서, 동경 127°37'28" ~ 127°39'01", 북위 35°32'43" ~ 35°37'42"에 위치한다.

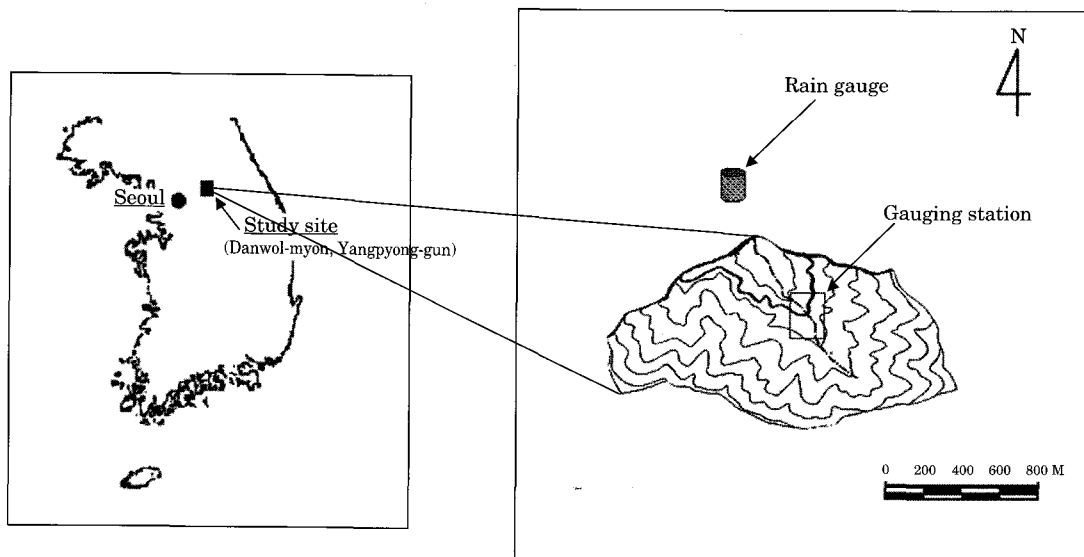


Fig. 1. Location and monitoring networks of the Myeongseong watershed.

대상유역의 해발고도는 최저 150 m에서 최고 657.6 m의 범위에 있으며, 평균 해발고도는 322 m로서 산림유역의 전형적인 특성을 가지고 있다. 또한, 유역의 면적은 58.3 ha이며 하천의 평균 수로경사는 약 5.0%이며, 식생은 대부분 자작나무, 낙엽송 등의 조림지로 구성되어 있다.

대상유역에는 강우량 측정을 위하여 유역 하류부에 자기우량계를 설치하였으며, 유역 출구에는 자기수위계를 설치하여 수위 변화를 연속적으로 측정하였다. 또한, 수위계에 기록된 수위 변화를 유량으로 환산하기 위해서 수위 관측지점에서의 수위-유량곡선을 작성하여 대상유역의 유출량을 산정하였다.

2. 모형의 적용

1) TOPMODEL의 개요

TOPMODEL은 1979년 Kirkby와 Beven에 의해 개발된 지형적 기반 모형 (topographically based model)으로서, 유역에서 발생한 지표유출이나 중간유출 기여지역의 거동을 모의할 수 있는 분포형 수문모형이다 (Beven et al., 1995).

TOPMODEL은 다음과 같은 세 가지 기본 가정에 근거하여 복잡한 수문과정을 간단하게 정의하고 있다. 첫째, 유역 내에서 물의 흐름은 정상상태로 가정된다. 이 가정은 지형지수 즉,  $\ln(\alpha/\tan\beta)$ 로 토양의 포화정도를 나타낼 수 있음을 의미한다. 여기서  $\alpha$ 는 상류로부터의 흐름 기여면적이며,  $\tan\beta$ 는 지표표고 경사이다. 둘째, 지하수면의 동수경사는 지표표고 경사  $\tan\beta$ 로 표현할 수 있다. 셋째, 투수계수  $K_s$ 가 지표면으로부터 지수함수적으로 감소한다는 가정이다. 이 가정은 대상유역의 토양구조에 따라 다르게 적용될 수 있다 (Ambrose et al., 1996a, b). 세 번째 가정은 다음과 같이 표현된다.

$$K_s(z) = K_0 \exp(-fz) \tag{1}$$

여기서,  $K_0$ 는 지표면에서의 투수계수,  $f$ 는 감소계수,  $z$ 는 토양층의 깊이이다. 또한 두 번째 가정에 의해 Darcy법칙을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$q_i = T_i(z_i) \tan\beta_i \tag{2}$$

여기서,  $z_i$ 는  $i$ 지점의 지표면에서 포화지점까지의 깊이,  $T_i$ 는 포화 투수계수,  $\beta_i$ 는 사면의 경사도,  $q_i$ 는 횡방향 유출이다. 식(1)을 지하수위인  $z_i$ 에서 전체 토양 깊이까지 적분함으로써  $T_i$ 를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$T_i(z_i) = \frac{K_0}{f} \exp(-fz_i) \tag{3}$$

식(3)의 결과를 식(2)에 넣은 후 첫 번째 가정을 적용하면 다음과 같이 전개된다.

$$\alpha_i R = T_0 \tan\beta_i \exp(-fz_i) \tag{4}$$

여기서,  $\alpha_i$ 는  $i$ 지점을 통과하는 흐름에 대한 상류의 기여면적이며,  $R$ 은 공간적으로 일정한 유입율이다.  $T_0$ 는 포화된 토양의 전도계수이다. 식(4)를  $z_i$ 에 대해 정리하고 유역에 대해 평균한 뒤 식(4)를 결합시켜 정리하여 TOPMODEL의 지배방정식을 얻을 수 있다 (Franchini et al., 1996).

$$z_i = \bar{z} + \frac{1}{f} \left[ \lambda^* - \ln \left( \frac{\alpha_i}{\tan\beta_i} \right) \right] \tag{5}$$

여기서,  $\bar{z}$ 는 지하수위까지의 평균깊이이다. 한편  $\ln \left( \frac{\alpha_i}{\tan\beta_i} \right)$ 는 지형지수이며,  $\lambda^*$ 는 지형지수의 유역 평균값이다. 이 식으로부터 한 격자에서 발생하는 지표유출을 계산한다. 한편 식(4)에서  $q_i$ 가 수로 주변을 따라서 적분되기 때문에 식의 우변을 수로 길이의 2배에 대해 적분하면 수로로 유입되는 지표하 흐름을 의미하는 식(6)을 얻을 수 있다.

$$Q_{subsurface} = Q_0 \exp(-f\bar{z}) \tag{6}$$

여기서,  $Q_0$ 는 유역의 완전 포화되었을 경우의 기저유출값이며 아래와 같이 표현된다.

$$Q_0 = AT_0 \exp(-\lambda^*) \tag{7}$$

TOPMODEL의 총유출량은 다음의 계산된 각 항의 합이다.

$$Q_{total} = Q_{direct} + Q_{return} + Q_{subsurface} \tag{8}$$

위 식에서  $Q_{direct}$ 는 포화지역에 내린 강우로서 곧바로 유출에 기여하는 양을 말하며,  $Q_{return}$ 은 포화지역의 지표 아래에서 지표로 발생하는 흐름으로 이 두 가지가 지표유출을 형성한다. 따라서, 총유출은 크게 지표유출과 지표하유출로 나누어진다.

2) 지형지수 분포

지형지수의 공간적 분포를 계산하기 위하여 대상유역의 1/5,000 지형도를 이용하여 10m의 격자간격을 가지는 격자구조의 수치지형도를 작성하였으며, 이 수치지형도와 다방향 흐름 (Multiple flow direction, MFD) 알고리즘을 이용하였다.

3) 매개변수의 보정

매개변수의 보정이란 모형에 의한 추정치가 실측치와

잘 일치하도록 매개변수 조합을 유역의 조건에 맞도록 조정하는 것이다. 본 연구에서는 TOPMODEL의 매개변수 보정을 위하여 Monte Carlo 모의 방법을 사용하였다.

Monte Carlo 모의 방법(Fishman, 1996)은 실제에 대한 가정과 이에 대한 모형과의 일련의 조합을 기초로 하여, 선정된 확률분포에 따라 난수를 추출하여 실제 상황에 대한 충분히 많은 횟수의 반복수행으로 기대값과 불확실도를 산정하여 공학적 문제를 해결하는 방법이다.

Monte Carlo 모의 방법은 모의 발생시 기본 변수의 확률분포에 따라 발생하는 무작위 변수 값의 집합을 사용하는 방법으로서, 매개변수 모의 발생의 범위를 결정하는 것이 매우 중요하다. 각 매개변수의 모의 발생 범위는 선행연구자료를 검토하여 결정하였다(최, 2001).

모형의 매개변수 보정을 위한 목적함수로는 Nash and Sutcliffe (1970)가 식(9)와 같이 제안한 모형 효율(E, Model Efficiency)을 이용하였으며, 매개변수의 보정을 위하여 균등 분포 난수 발생을 통한 Monte Carlo 모의 방법을 사용하였다.

$$E = \frac{\sum_{i=1}^n [Q_o(t) - Q_a]_i^2 - \sum_{i=1}^n [Q_o(t) - Q_c(t)]_i^2}{\sum_{i=1}^n [Q_o(t) - Q_a]_i^2} \quad (9)$$

여기서,  $Q_o$ 는 실측유량(mm hr<sup>-1</sup>),  $Q_c$ 는 추정유량(mm hr<sup>-1</sup>),  $Q_a$ 는 실측치의 평균유량(mm hr<sup>-1</sup>)이다.

## 결 과

### 1. 강우-유출자료

TOPMODEL의 매개변수를 결정하기 위하여 Table 1과 같이 대상유역에서 1997년부터 1999년까지 3년 동안 관측된 14개의 강우-유출 자료를 선정하였다. 모형의 보정을 위하여 1997년에 조사된 6개의 강우-유출 자료를 활용하였으며, 1998~1999년의 총 8개의 자료는 모형의 검증에 사용하였다. 모형의 보정기간 동안의 강우량은 38.5 mm부터 245.0 mm의 범위를 보였으며, 이에 따른 유출량의 범위는 12.9~115.2 mm이었다. 모형의 검증에 사용된 강우-유출량 자료도 보정기간과 유사하였다. Table 1과 같이 1998~1999년 동안에는 1998년 6월 24일~7월 6일의 강우량이 317.0 mm (Storm No. V3)로 가장 큰 값을 보였으며, 유출량도 190.2 mm이었다.

### 2. 대상유역의 지형지수 분포

Fig. 2와 같이 대상유역의 지형지수는 최소 1.465에서

**Table 1.** Rainfall-runoff data used for parameter estimation.

Storm No.	Date (mm/dd/yyyy)	Rainfall (mm)	Runoff (mm)	
Calibration	C1	06/25/1997~06/30/1997	95.5	12.9
	C2	06/30/1997~07/13/1997	222.0	115.2
	C3	07/15/1997~07/24/1997	118.0	54.2
	C4	07/25/1997~08/18/1997	245.0	109.5
	C5	08/19/1997~09/09/1997	69.0	46.1
	C6	09/10/1997~09/17/1997	38.5	18.4
Validation	V1	05/16/1998~05/20/1998	33.0	10.2
	V2	06/02/1998~06/10/1998	43.5	9.7
	V3	06/24/1998~07/07/1998	317.0	190.2
	V4	07/08/1998~08/04/1998	272.0	77.8
	V5	05/18/1999~05/20/1999	51.5	6.0
	V6	06/23/1999~06/27/1999	49.0	5.9
	V7	07/04/1999~07/14/1999	71.5	16.3
	V8	07/22/1999~07/27/1999	107.5	30.0

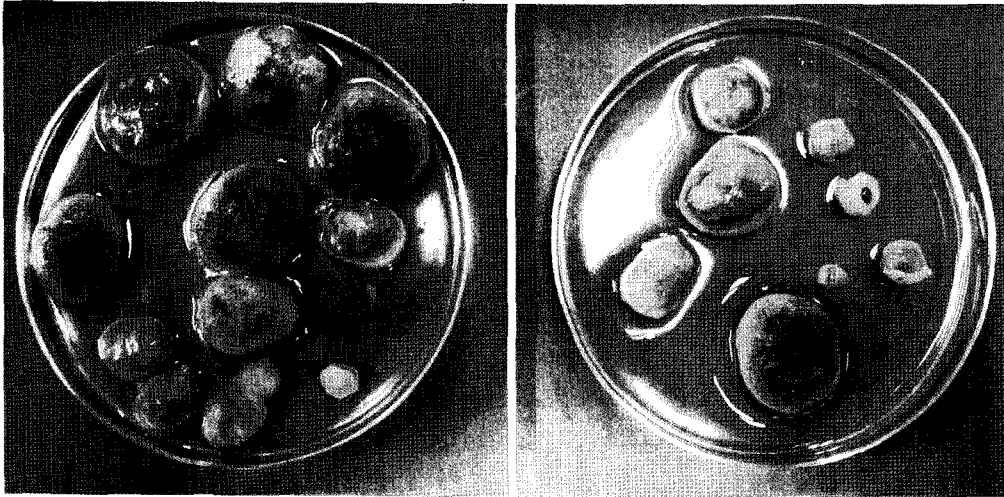
최대 14.304의 범위를 보였고, 평균 4.872의 값을 나타내었으며, 유역의 계곡부를 따라 유역 출구에서 최대값을 보였다. 지형지수의 높은 값은 유역에 강우 발생시 먼저 포화되는 경향을 나타내는 것으로서, 잠재적인 지표하 혹은 지표 유출 기여면적을 나타낸다(Beven, 1997). 또한, 강우시 포화유출을 발생시키는 잠재적인 유출 기여면적은 유역의 계곡부를 중심으로 유역 상류까지 길게 형성되어 있음을 알 수 있다.

### 3. 매개변수의 결정

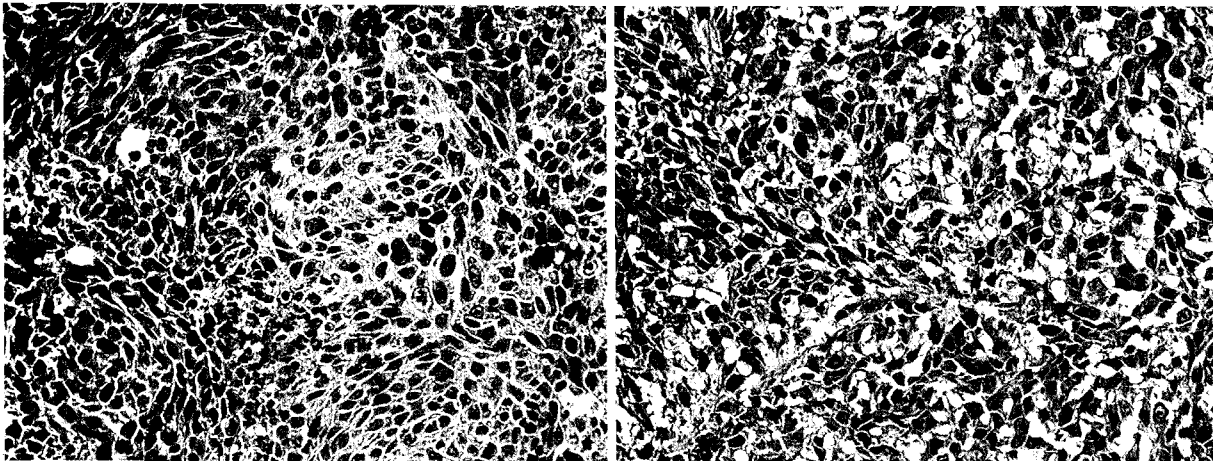
Monte Carlo 모의 방법은 모의발생시 기본변수의 확률분포에 따라 발생하는 무작위 변수 값의 집합을 사용하는 방법이다. 따라서, 매개변수의 보정에 있어서 매개변수 모의발생의 범위를 결정하는 것은 매우 중요하다. 본 연구에서는 기존의 연구결과를 검토하여 Table 2와 같이 각 매개변수의 범위를 결정하였다.

Table 2에서와 같이 토양 깊이에 따른 포화투수계수 감소함수의 상수  $m$ 의 값은 최소 0.003에서 최대 0.25의 범위를 보였던 것으로 나타났으며, 포화 전도계수의 유역 평균값  $T_0$ 는 0.0007에서 최대 8.27의 값들이 제시되었다.

Beven(1997)은 포화대 저류 함양의 시간지체 상수  $Td$ 의 초기 입력범위로서 1~100 hr의 값을 제시하였으며, 차단역의 배수량 회귀계수  $P_a$ 와  $P_b$  및 차단역의 배수량 발생에 필요한 최소 차단저류량  $Ciz$ , 강우량에 대하여 차단역에 유입되지 않고 바로 토양내 뿌리대로 유입되는 양의 비인 차단역 직접통과율  $p$  등은 Domingo et al. (1998)의 연구결과를 참조하였으며, 조기 지표하 유출의 발생을



**Fig. 3.** The photographs of the cancers separated from the mice of control (left) and saengshik groups (right) after subcutaneous injection of CT-26 cell line at 30th day.



**Fig. 4.** The light micrographs of the cancers separated from the mice of control (left) and saengshik groups (right) after subcutaneous injection of CT-26 cell line at 30th day.

tivity와 발암물질에 의한 DNA의 손상을 강하게 억제하여 주는 것으로 보고되고 있다(Jun et al., 2002). 또한 Macdonald 등은 콩 속의 isoflavones과 사포닌이 대장암 세포주인 Caco-2 배양세포의 증식을 억제한다고 보고하였다(Macdonald et al., 2005). Weiguang et al. (2005)은 페놀복합체의 일종인 phenolic acid, tannins, flavonol 및 anthocyanin 성분이 대장암 세포인 HT-29와 Caco-2의 암 증식 효과를 50% 이상 낮추어주고 특히 anthocyanin은 세포의 고사를 유도한다고 보고하였다. 강력한 항산화효과를 갖는 페놀계 화합물의 여러 형태 중에서 주요한 부분을 차지하는 bound form은 위와 소장을 거쳐 대장에 도달할 때 까지 보존되어 대장암과 소화기암, 유방암, 전립선암의 발달에 영향을 미침으로써 그 중요성이 부각되고 있다(Adom & Liu, 2002).

본 실험에 사용된 생식은 곡류, 콩류, 버섯류를 주요 재료로 만들어졌으며, CT-26 대장암세포에 의해 유발된 종양에 유의한 항암효과를 보여주었다. 특히 생식군(S)의 두 개체에서는 생성된 암조직이 자라다가 줄어들어서 약 3주 후에 완전히 소멸되어 버리는 특이한 결과를 보여주었다. 이것은 각각의 재료에 포함된 생리활성 물질들이 여러 단계의 암 증식 과정에 관여하여 증식억제효과를 가져온 것으로 판단되며 이 결과의 가능한 기전으로는 해독성 효소의 조절, 산화요인들의 소거, 면역체계 자극, 세포의 증식이나 고사 또는 호르몬대사와 관련된 유전자들의 조절, 항균효과 등이 포함될 수 있다(Pool-Zobel et al., 2000).

단일 성분으로서의 생리활성물질은 배양세포와 동물실험을 통해 각각 항암효과가 입증되고 있다. 그러나 최근에는

여러 종류의 생리활성성분들이 서로 보상이나 강화작용을 통해 상승효과를 가져옴으로써 전체적인 항산화효과와 항암효과를 훨씬 더 증가시키며, 이런 이유로 정제된 단일성분 보다 음식의 형태나 완전한 식품의 형태로 섭취하는 것이 건강에 유익하다는 견해가 강하다 (Liu, 2003, 2004). Zhou et al. (2003)은 동물실험을 통해 콩과 녹차의 phytochemical 혼합물이 전립선암에 상승효과를 일으킨다고 보고하였고, Liu (2004)은 한 종류의 항산화제는 지속적인 효과를 나타내지 못하며 야채나 과일에 포함된 서로 다른 phytochemical들은 서로에게 작용하여 더 강한 항산화작용과 암증식억제효과를 가져온다고 주장하였다. 이와 같은 상승효과는 여러 종류의 식물성 원료들이 분말의 형태로 혼합되어 있는 생식의 경우 그 속에 포함된 다양한 생리활성물질들이 상호 작용하여 전체적인 항암효과를 더욱 강화시킬 수 있다는 판단을 뒷받침해준다. 특히 곡류에서 발견되는 대부분의 중요한 성분들은 씨눈(germ)과 쌀겨(bran)에 주로 분포하기 때문에 정제과정을 최소한 생식 재료의 사용은 영양학적인 효율을 훨씬 더 높여줄 수 있다 (Yu et al., 2001).

비타민 C는 강력한 항산화작용에 의해 항암효과를 나타내는 것으로 알려져 있다. 비타민 C는 산화될 경우 dehydroascorbate를 형성하며 이 물질에 의해 세포 내 독성이 강한 과산화수소가 만들어짐으로써 세포를 파괴하는 특성을 가지며 (Koch & Biaglow, 1978), 종양세포에 존재하는 dehydroascorbate는 종양의 환경을 산화시켜 직접적인 세포 독성을 일으킨다 (Agus et al., 1999). 그러나 비타민 C는 시험관 실험에서 강력한 항산화효과를 나타내지만 생체실험에서는 거의 효과가 입증되지 않고 있다. 이것은 고농도의 비타민 C를 구강으로 투여하였을 때 일정량이 혈장에 포화된 후 나머지는 신장을 거쳐 체외로 배출되는 현상과 관련되어 있다 (Levine et al., 1999). 이런 비타민 C의 특성으로 인해 일부 임상에서는 혈장내의 농도를 높이기 위해 정맥 주사를 이용하기도 한다 (Padayatty & Levine, 2000). 본 실험에서는 충분한 양의 비타민 C를 구강으로 투여하여 암조직에 미치는 영향을 관찰하였으나 증식억제효과를 관찰할 수 없었다. 이것은 구강투여 후 흡수되고 남은 비타민 C가 동물의 체외로 배출되었고, 비타민 C의 혈장 내 농도가 종양세포에 영향을 미칠 수 있을 정도로 높지 않았기 때문인 것으로 판단된다. 최근에는 비타민 C 단독으로 사용하기 보다는 항암효과를 나타내는 다른 물질과 함께 사용하거나 전통적인 항암치료법과 병행함으로써 상승효과를 높이려는 시도가 이루어지고 있다 (Cameron & Rotman, 1972; Drisko et al., 2003; Roomi et al., 2005, 2006).

식품 속에 포함된 천연 항암물질들은 암발생의 위험을 줄여주고 기존의 항암치료제에 비해 부작용과 독성이 적으며 전통적인 항암치료법과 함께 사용함으로써 상승효과를 얻을 수 있다는 장점이 있다. 그러나 생리활성물질이 다양

한 질병에 효과가 입증되고 있음에도 불구하고 치료를 위한 효율성과 인체에 대한 안전성 확립을 위한 연구는 많이 부족한 실정이다. 생식의 경우 비타민 등의 영양소 파괴를 최소화하고 온전한 식품의 혼합된 형태로 섭취할 수 있는 장점이 있는 반면, 열처리를 하지 않기 때문에 소화율과 기호성이 떨어지고 유해균의 오염이 우려되는 단점이 제기된다. 또한 Lee et al. (2003)의 연구결과에 의하면 생식분말을 섭취할 경우 무기질 섭취량이 많음에도 불구하고 혈중 농도가 오히려 낮게 나타나며 특히 Fe와 Cu의 농도가 유의하게 감소한 것으로 미루어 생식에 포함된 phytate나 풍부한 섬유질이 무기질의 생체이용률을 저하시킬 수 있으므로 장기간 섭취할 경우 무기질의 영양상태가 저하되지 않도록 고려할 필요가 있다. 비타민 C 또한 일부에서 질병치료의 대체요법으로 적용되고 있지만 안전성이 완전히 정립되지 않은 상태이므로 보다 많은 연구가 요구된다 (Zou et al., 2006).

결론적으로 비타민 C와 생식을 동물에 적용한 항암실험 결과 조직학적으로는 회복경향을 관찰할 수 없었지만 생식은 종양억제효과가 있음을 확인할 수 있었다. 이것은 생식 원료 안에 포함된 다양한 종류의 항산화물질과 항암물질이 암의 여러 발달단계에 선택적으로 작용하여 효과를 나타낸 것으로 판단되며, 효과를 나타내는 단일 물질들의 항암작용 외에도 물질들 간의 상호작용을 통해 그 효율이 더 강화되었을 것으로 사료된다. 이와 같은 결과는 생식이 암을 예방하고 나아가 암치료를 적용될 수 있다는 가능성을 제시해 준다. 나아가 생식을 섭취하는 사람의 건강상태에 따른 적용법의 확립과 생식제품들의 철저한 효과 검증, 그리고 인체 안전성 확립을 위한 보다 정확한 정보가 요구된다.

## 참 고 문 헌

- Adom KK, Liu RH: Antioxidant activity of grains. *J Agric Food Chem* 50 : 6182-6187, 2002.
- Agus DB, Vera JC, Golde DW: Stromal cell oxidation: a mechanism by which tumors obtain vitamic C. *Cancer Res* 59 : 4555-4558, 1999.
- Calderon PB, Cadrobbi J, Marques C, Hong-Ngoc N, Jamison JM, Gilloteaux J, Summers JL, Taper HS: Potential therapeutic application of the association of vitamins C and K3 in cancer treatment. *Curr Med Chem* 9(24) : 2271-2285, 2002.
- Cameron E, Rotman D: Ascorbic acid, cell proliferation and cancer. *Lancet* 1 : 542, 1972.
- Casciari JJ, Riordan HD, Miranda-Massari JR, Gonzalez MJ: Effects of high dose ascorbate administration on L-10 tumor growth in guinea pigs. *P R Health Sci J* 24(2) : 145-150, 1972.
- Chen Q, Espey MG, Krishna MC, Mitchell JB, Corpe CP, Buettner GR, Shacter E, Levine M: Pharmacologic ascorbic acid con-

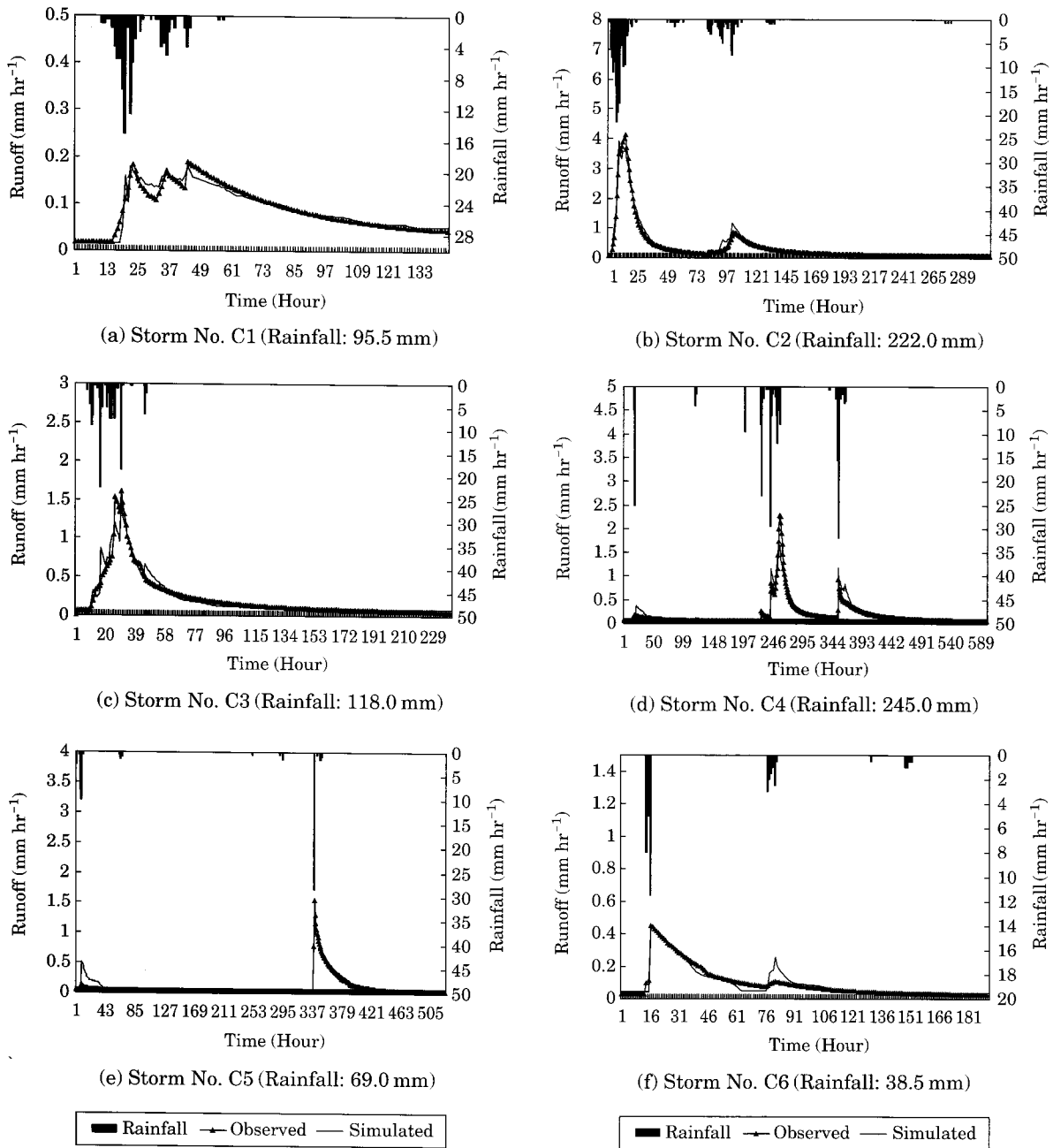


Fig. 3. Observed and simulated hydrographs of the Myeongseong watershed for the calibration period.

Table 4에서 보는 바와 같이 6개 강우사상의 평균 강우량은 131.3 mm 이었고, 총유출량은 관측값과 모의값의 평균이 각각 59.4 mm, 59.3 mm로 나타났으며, 모형 효율이 0.92로 모의 능력이 우수한 것으로 나타났다. 보정기간에 대하여 유출량 추정 오차는 -2.74~1.81%의 범위를 보였다. 첨두유량은 관측값의 경우 평균적으로 약  $0.324 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ , 모의값의 경우 약  $0.295 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ 인 것으로 나타났다

으며, 강우사상별 오차범위는 -27.65~-1.13%의 범위를 보였다. 또한 첨두시간은 관측값의 경우 평균 18.3 hrs, 모의값의 경우 평균 11.0 hrs으로 나타났다.

보정된 매개변수를 이용하여 1998~1999년의 강우사상에 대하여 모형의 적용성을 평가한 결과는 Table 5와 같다. Table 5에서 보는 바와 같이 8개 강우사상의 평균 강우량은 118.1 mm 이었고, 총유출량의 경우 관측값과 모

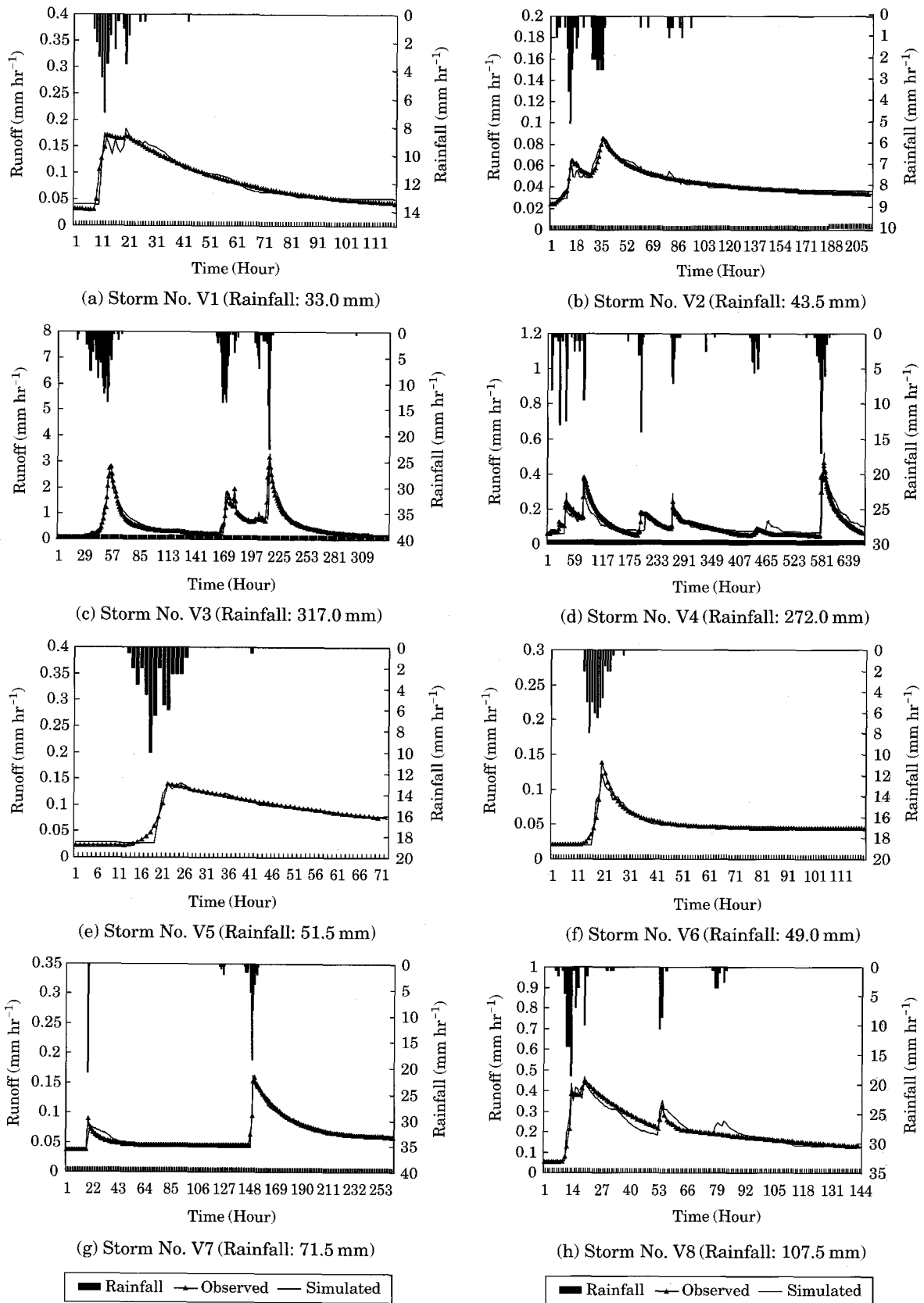


Fig. 4. Observed and simulated hydrographs of the Myeongseong watershed for the validation period.



의값의 평균이 각각 43.3 mm, 44.0 mm로 나타났으며, 모형 효율이 0.92로 역시 모의 능력이 우수한 것으로 나타났다. 검증기간에 대한 유출량 추정 오차는 -0.64~2.71%의 범위를 보였다. 침투유량은 관측값의 경우 평균적으로  $0.087 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ , 모의값의 경우 평균적으로  $0.090 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ 로 나타났으며, 강우사상별 오차범위는 -12.39~12.15%의 범위를 보였다. 또한 침투시간은 관측값의 경우 평균 16.6 hrs, 모의값의 경우 13.5 hrs로 나타났다.

Fig. 3과 Fig. 4는 매개변수의 보정과 검증에 사용한 14개의 강우-유출사상에 대한 모의 수문곡선과 실측 수문곡선을 보여주고 있다. 수문곡선의 모의에 사용된 매개변수들의 값은 Table 3에 수록된 값의 범위 안에 있으며, 각 강우-유출사상별로 최적화된 서로 다른 매개변수의 조합을 이용하였다. Fig. 3과 Fig. 4에서 보는 바와 같이 대상구역에서 모의 수문곡선이 실측 수문곡선과 잘 일치하고 있었으며, 침투유량 및 유출용적에 있어서도 매우 우수한 모의 결과를 보여주었다.

## 고 찰

산림구역의 홍수수문곡선 추정을 위하여 분포형 수문모형인 TOPMODEL을 소규모 산지구역에 적용하였다. TOPMODEL의 매개변수 보정을 위하여 경기도 양평군 단월면의 58.3 ha의 산지구역에 대하여 강우량과 유출량을 측정하였으며, Monte Carlo 기법을 이용하여 강우사상별로 최적의 매개변수 조합을 구하고, 매개변수별 모의 기간에 대한 평균값을 적용하여 매개변수를 결정하였다.

대상구역에 대하여 1997년에 측정된 6개의 강우-유출량 자료를 이용하여 매개변수 보정을 실시하였다. 보정기간에 대한 유출량 추정 오차는 -2.74~1.81%의 범위를 보였으며, 모형 효율(E)은 평균 0.92이었다. 6개의 강우사상에 대하여 실측된 평균 침투유량은  $0.324 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ 이었으며, 이에 대한 추정치는  $0.295 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ 로 추정치가 실측치보다 9.0% 정도 작게 모의되었으며, 강우사상별 오차범위는 -27.65~-1.13%로 나타났다.

보정된 매개변수를 활용하여 모형의 검증을 실시하였다. 모형의 검증은 1998~1999년에 대하여 대상구역에서 측정된 8개의 강우-유출량 자료를 이용하였다. 모형의 검증기간에 대한 각 강우사상별 모형 효율(E)은 0.78~0.97의 범위를 보였으며, 평균값은 0.92로 나타났다. 한편 침투유량의 실측값은 평균적으로  $0.087 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ 이었으며, 추정된 침투유량의 평균은  $0.090 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ 로 나타났다. 침투시간의 경우, 보정기간에 대하여 관측값과 모의값의 평균이

각각 18.3 hrs와 11.0 hrs이었으며, 검증기간에 대하여 각각 16.6 hrs와 13.5 hrs이었다.

침투시간의 관측값과 모의값의 평균이 다소 큰 차이를 보인 것은 보정기간의 경우, 보정에 이용된 6개의 강우사상 중 2개의 강우사상의 모의값이 관측값에 비해 다소 적게 모의되어 평균의 차이에 영향을 준 것으로 나타났다. 해당 강우사상을 제외하고 계산한 결과는 관측값과 모의값의 평균이 각각 12.3 hrs와 11.0 hrs이었다. 검증기간의 경우, 검증에 이용된 8개의 강우사상 중 3개의 강우사상의 관측값과 모의값이 다소 차이를 보여 평균의 차이에 영향을 준 것으로 나타났다. 해당 강우사상을 제외하고 계산한 결과는 관측값과 모의값의 평균이 각각 7.0 hrs와 6.4 hrs이었다.

우리나라는 최근 집중호우로 인하여 하천의 범람이나 침수 등과 같은 홍수재해를 빈번하게 경험하고 있다. 이러한 홍수재해를 예방하기 위해서는 사전에 범람지역이나 침수지역을 미리 예측하여 적절한 대비책을 수립하는 것이 필요하다. 그러나 산림소유역의 경우에는 농업구역이나 도시구역과 비교하여 현장 계측시설이나 장비가 부족하기 때문에 홍수량 추정에 많은 어려움이 따른다. 본 연구 결과, TOPMODEL은 상대적으로 현장 실측자료가 부족한 산림소유역의 홍수량 및 홍수수문곡선의 예측에 활용성이 높을 것으로 보인다.

## 적 요

본 연구의 목적은 분포형 수문모형인 TOPMODEL을 이용하여 산림구역의 홍수수문곡선을 추정하는 것이다. 이를 위하여 구역면적 58.3 ha의 명성유역을 선정하였으며, 대상구역에 대하여 강우량과 유출량을 측정하였다. Monte Carlo 기법을 이용하여 강우사상별로 최적의 매개변수 조합을 구하고, 매개변수별 모의기간에 대한 평균값을 적용하여 매개변수를 결정하였다. 1997년에 측정된 6개의 강우-유출량 자료를 이용하여 매개변수 보정을 실시하였으며, 1998~1999년에 측정된 8개의 강우-유출량 자료를 이용하여 모형의 검증을 실시하였다. 보정기간에 대한 유출량 추정 오차는 -2.74~1.81%의 범위를 보였으며, 모형 효율(E)은 평균 0.92이었다. 6개의 강우사상에 대하여 실측된 평균 침투유량은  $0.324 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ 이었으며, 이에 대한 추정치는  $0.295 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ 로 모의되었다. 강우사상별 침투유량의 오차범위는 -27.65~-1.13%로 나타났으며, 이는 강우특성 및 선행강우조건에 영향을 받은 것으로 판단된다. 검증기간에 대하여 각 강우사상별 모형

효율(E)의 평균값은 0.92로 나타났다. 침투유량의 실측값은 평균적으로  $0.087 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ 이었으며, 추정된 침투유량의 평균은  $0.090 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ 로 나타났다. 침투시간은 보정기간에 대하여는 관측값과 모의값의 평균이 각각 18.3 hrs와 11.0 hrs이었으며, 검증기간에 대하여는 각각 16.6 hrs와 13.5 hrs이었다.

## 사 사

본 연구는 산림청 '산림과학기술개발사업 (과제번호: S210707L1010)'의 지원에 의하여 이루어진 것입니다.

## 인 용 문 헌

- 김상현. 1997. 인공배수구역에서의 TOPMODEL의 적용. 한국수자원학회논문집 **30**(5): 539-548.
- 김상현. 1998. 확장 TOPMODEL의 영역화 민감도 분석. 한국수자원학회논문집 **31**(6): 741-755.
- 조홍제, 조인플, 김정식. 1997. TOPMODEL을 이용한 강우-유출해석에 관한 연구. 한국수자원학회논문집 **30**(5): 515-526.
- 조홍제, 조인플. 1998. 분포형 유출모형을 이용한 홍수유출해석. 한국수자원학회논문집 **31**(2): 199-208.
- 정용호, 이현호, 박재현, 최형태, 김경하, 윤호중. 2000. 영월댐 유역에서의 산림정비에 의한 홍수저감효과 분석. 영월댐 조사결과보고서②: 홍수. 영월댐 공동조사단. p. 247-272.
- 최형태. 2001. 분포형 수문모형 TOPMODEL을 이용한 산림 유역 강우-유출모형의 개발, 서울대학교 박사학위논문. 183 p.
- 한국수자원공사. 1993. 지리정보시스템을 이용한 수자원 관리 및 계획에 관한 연구. 한국수자원공사, 180 p.
- 谷誠. 1985. 山地溪流の流出特性を考慮した一次元鉛直不飽和浸透流の解析. 日林誌 **67**(11): 449-460.
- 太田岳史. 1983. 一次元鉛直不飽和浸透流を用いた雨水流出特性の検討(II)-初期水分條件を直接流出特性. 日林誌 **65**(12): 448-457.
- 太田猛彦, 塚本良則, 城戸 毅. 1983a. 丘陵性自然斜面における雨水移動の實證的研究(II)-斜面内地中流の實態. 日林誌 **67**(10): 383-390.
- 太田岳史, 福島義宏, 鈴木雅一. 1983b. 一次元鉛直不飽和浸透流を用いた雨水流出特性の検討. 日林誌 **65**(4): 125-134.
- 太田岳史, 阿部 實. 1985. 一次元鉛直不飽和浸透流を用いた雨水流出特性の検討(III)-斜面流出モデルの三期層斜面への適用結果. 日林誌 **67**(3): 99-102.
- Ambrose, B., J. Freer and K.J. Beven. 1996a. Application of a generalized TOPMODEL to the small Rigelbach catchment, Vosges, France. *Water Resources Research* **32**(7): 2147-2159.
- Ambrose, B., J. Freer and K.J. Beven. 1996b. Toward a generalization of the TOPMODEL concepts: topographic indices of hydrological similarity. *Water Resources Research* **32**(7): 2134-2145.
- Beven, K.J. 1986. Runoff production and flood frequency in catchments of order n: an alternative approach. p. 107-131. In: Gupta, V.K., I. Rodriguez-Iturbe, E.F. Wood, eds. *Scale Problems in Hydrology*. Boston: D. Reidel.
- Beven, K.J. 1997. Topmodel: A critique. *Hydrological Processes* **11**: 1069-1085.
- Beven, K.J. and A.M. Binley. 1992. The future of distributed models: model calibration and uncertainty prediction. *Hydrological Processes* **6**: 279-293.
- Beven, K.J. and E.F. Wood. 1983. Catchment geomorphology and the dynamics of runoff contributing areas. *Journal of Hydrology* **65**: 139-158.
- Beven, K.J. and M.J. Kirkby. 1979. A physically based variable contributing area model of basin hydrology. *Hydrological Sciences Bulletin* **24**(1): 43-69.
- Beven, K.J., R. Lamb, P. Quinn, R. Romanowicz and J. Freer. 1995. TOPMODEL. p. 627-668. In: Singh, V.P. (eds.), *Computer Models of Watershed Hydrology*. Water Resources Publications. USA.
- Chang, J.H., Y.K. Tung and J.C. Yang. 1994. Monte Carlo simulation for correlated variables with marginal distributions. *Journal of Hydraulic Engineering* **120**(3): 313-331.
- Domingo, F., G. Sánchez, M.J. Moro, A.J. Brenner and J. Puidfabregas. 1998. Measurement and modelling of rainfall interception by three semi-arid canopies. *Agricultural and Forest Meteorology* **91**: 275-292.
- Fisher, J. and K.J. Beven. 1996. Modelling of streamflow at Slapton Wood using TOPMODEL within and uncertainty estimation framework. *Field Studies* **8**: 577-584.
- Fishman, G.S. 1996. Monte Carlo: concepts, algorithms, and applications, Springer Verlag, New York. 698 p.
- Franchini, M., J. Wending, C. Obled and E. Todini. 1996. Physical interpretation and sensitivity analysis of the TOPMODEL. *Journal of Hydrology* **175**: 293-338.
- Gardner, R.H., D.D. Huff, R.V. O'Neill, J.B. Mankin, J. Garney and J. Jones. 1980. Application of error analysis to a marsh hydrology model. *Water Resources Research* **16**(4): 659-664.
- Holko, I. and A. Lepisto. 1997. Modelling the hydrological behaviour of a mountain catchment using TOPMODEL. *Journal of Hydrology* **196**: 361-377.

- Iorgulescu, I. and J.P. Jordan. 1994. Validation of TOPMODEL in a small Swiss catchment. *Journal of Hydrology* **159**: 255-273.
- Krajewski, W.F., V. Lakshmi, K.P. Georgakakos and S.C. Jain. 1991. A Monte Carlo study of rainfall sampling effect on a distributed catchment model. *Water Resources Research* **27**(1): 119-128.
- Nash, J.E. and J.V. Sutcliffe. 1970. River flow forecasting through conceptual models. I. A discussion for principles. *Journal of Hydrology* **10**: 282-290.
- Ostendorf, B. 1996. The influence of hydrological processes on spatial and temporal pattern of CO<sub>2</sub> soil efflux from an arctic tundra environment. *Arctic and Alpine Research* **28**: 316-325.
- Ostendorf, B., P.F. Quinn, K.J. Beven and J.D. Tenhunen. 1996. Hydrological controls on ecosystem gas exchange in an Arctic landscape. p. 369-386. In: Reynolds, J.R. and J.D. Tenhunen (eds.), *Landscape Function and Disturbance in Arctic Tundra*. Springer-Verlag, Berlin.
- Pinol, J., K.J. Beven and J. Freer. 1997. Modelling the hydrological response of Mediterranean catchments, Prades, Catalonia. The use of distributed models as aids to hypothesis testing. *Hydrological Processes* **11**: 1287-1306.
- Quinn, P.F. and K.J. Beven. 1993. Spatial and temporal predictions of soil moisture dynamics, runoff variable source areas and evapotranspiration for Plynlimon, mid-Wales. *Hydrological Processes* **7**: 425-448.
- Refsgaard, J.C. and B. Storm. 1995. MIKE SHE. pp. 809-846. In: Singh, V.P. (eds.), *Computer Models of Watershed Hydrology*. Water Resources Publications. USA.
- Singh, V.P. 1995. *Computer models of watershed hydrology*. Water Resources Publications. USA. 1144 p.
- Takasao, T. and K. Takara. 1998. Evaluation of rainfall-runoff models from the stochastic viewpoint. *Journal of Hydrology* **102**: 381-406.
- Troch, P.A., M. Mancini, C. Paniconi and E.F. Wood. 1993. Evaluation of a distributed catchment scale water balance model. *Water Resources Research* **29**: 1805-1817.
- Wolock, D.M. and G.J. McCabe. 1995. Comparison of single and multiple flow direction algorithms for computing topographic parameters in TOPMODEL. *Water Resources Research* **31**: 1315-1324.
- Young, R.A., C.A. Onstand, D.D. Bosch and W.P. Anderson. 1989. AGNPS. A non-point source pollution model for evaluating agricultural watersheds. *Journal of Soil Water Conservation* **44**(2): 168-173.

(Manuscript received 15 February 2008,  
Revision accepted 10 March 2008)