



수자원에 대한 기후변화 영향평가를 위한 고해상도 시나리오 생산(Ⅱ): 유역별 유출시나리오 구축

Generation of High Resolution Scenarios for Climate Change Impacts on Water Resources (II): Runoff Scenarios on Each Sub-basins

정 일 원* / 배 덕 효** / 임 은 순***

Jung, Il Won / Bae, Deg Hyo / Im, Eun Soon

Abstract

The objective of this study is to generate the regional scale runoff scenarios by using IPCC SRES A2 climate change scenario for analyzing the spatial variation of water resources in Korea. The PRMS model was adopted to simulate long-term stream discharge. To estimate the PRMS model parameters on each sub-basin, the streamflow data at 6 dam sites and Rosenbrock's scheme are used for model parameter calibration and those parameters are translated to ungauged catchments by regionalization method. The other 3 dam sites are selected for the verification of the adequateness of regionalized model parameters in ungauged catchments. The statistical results show that the simulated flows by using regionalized parameters well agree with observed ones. The generated runoff scenarios by climate change are compared with observed data on 4 dam sites for the reference period. The consequences show that the selection of climate station for generating climate scenario affects the reliability of climate scenario at sub-basin. The comparison results of the streamflows between the 30-year baseline period (1971-2000) and future 90-year (2001-2030, 2031-2060, 2061-2090) show that the long-term mean annual runoff in the Han River has increasing trend, while the Nakdong, the Gum, the Youngsan and the Sumjin Rivers have decreasing trend.

keywords : Climate change, Regional scale, Water resources, A2 scenario, PRMS

요지

본 연구의 목적은 IPCC SRES A2 기후변화 시나리오를 이용하여 지역 스케일의 기후변화가 수자원에 미치는 영향을 평가할 수 있는 유출시나리오를 생산하는 것이다. 장기유출분석을 위해 PRMS 모형을 선정하였다. 유역별 PRMS 모형의 매개변수를 결정하기 위해 6개 댐유역에서 매개변수를 보정하고 지역화방법을 이용하여 미계측유역으로 전이하였다. 3개 댐유역을 미계측유역으로 가정하고 지역화방법으로 전이된 매개변수를 이용하여 모의능력을 분석하였다. 관측치와 모의치의 통계치를 분석한 결과 지역화방법을 통한 미계측유역의 유출분석은 유용한 것으로

* 세종대학교 토목환경공학과 박사과정

Ph.D Candidate Student, Dept. of Civil and Environmental Engrg., Sejong Univ, Seoul 143-747, Korea
(e-mail: bobilwon@paran.com)

** 세종대학교 물자원연구소 · 토목환경공학과 부교수

Associate Prof., Dept. of Civil and Environmental Engrg., Sejong Univ, Seoul 143-747, Korea
(e-mail: dhbae@sejong.ac.kr)

*** 기상연구소 기후연구실 기상연구사

Research Scientist, Climate Research Lab., Meteorological Research Institute, Seoul 156-720, Korea
(e-mail: esim@metri.re.kr)

나타났다. 생산된 시나리오의 신뢰성을 분석하기 위해 4개의 상류댐지점의 관측치와 비교하였다. 분석결과 기후시나리오 생산을 위한 기상관측소의 선정이 유역별 기후시나리오의 신뢰성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 유출시나리오를 이용하여 기준기간 30년(1971~2001년)과 미래 90년(2001~2030년, 2031~2060년, 2061~2090년)에 대해 수자원의 변동성을 분석한 결과 연평균유출량은 기준기간에 비해 대체적으로 한강유역에서는 증가하고, 나머지 유역에서는 감소하는 것으로 나타났다.

핵심용어 : 기후변화, 지역 스케일, 수자원, A2 시나리오, PRMS

1. 서 론

기후변화는 안정적인 물공급을 위한 수자원계획 수립에 불확실성을 증대시키고 흥수나 가뭄 등 극심한 자연재해의 대비책 마련에 어려움을 가중시키고 있다. 기상연구소(2004)는 지난 50년간 국내의 강수일수는 감소한 반면 일강수량이 80mm 이상인 호우 일수의 발생빈도는 증가하고 있다고 발표하였다. 이와 같은 추세가 앞으로 계속 지속된다면 가뭄과 홍수피해는 더욱 증가하게 될 것이다. 21세기에 전지구 평균기온이 1.4~5.8°C까지 상승할 것으로 전망되었으며(IPCC, 2001), 20세기 후반의 북반구 중위도와 고위도지역에서 10년마다 0.5~1.0% 정도씩 강수량이 증가되었다고 보고되었다(기상연구소, 2002). 이와 같은 강수와 기온의 변화는 결과적으로 수자원의 변화를 야기할 것이다. 강수량의 증가는 토양수분의 증가를 초래하여 동일 강수량에 대해서도 흥수의 강도를 증대시킬 수도 있으며, 기온의 증가는 증발산량을 증가시켜 강수량이 증가함에도 불구하고 유출량을 감소시킬 수도 있다. 이러한 기후의 변화는 국내 수자원의 안정적인 공급과 효율적인 관리 측면에서 심각한 위협요소로 작용할 것이다.

Arnell and Reynard(1996)는 영국전역에 대해 일단 위의 기후시나리오를 구축하고 개념적인 일유출모형을 적용하여 하천유량의 변동성을 분석하였다. 이 연구에서는 2050년경 연평균강수량이 영국 북부에서는 약 5~15% 증가하고, 남부지역에서는 약 15~25% 감소할 것으로 제시하였다. 강수량이 증가할 것으로 분석된 영국 북부지역은 수자원의 수요량이 적은 지역이다. 그러나 남부는 대도시가 위치해 있어 수요량이 많은 지역으로 향후 강수량이 감소할 경우 심각한 수자원 문제가 야기될 수 있다고 이 논문에서는 지적하였다. 우리나라로 지역적으로 토지이용의 편차가 심해 기후변화로 인해 야기되는 수자원의 변화가 지역의 사회·경제에 미치는 영향에서 지역별로 큰 차이가 나타날 것이다. 또한 지형학적으로 남북으로 길고 좁으며, 복잡한 산악지형으로 인해 지역적으로 기후특성과 유출특성이 상이하다.

따라서 기후변화에 따른 효과적인 수자원 영향평가를 위해서는 유역스케일의 지역적인 평가가 필요하며, 이를 위해서는 신뢰성 있는 유역별 기후 및 유출시나리오가 요구된다. 이를 통해 기후변화로 인한 지역별 수자원의 변동성을 정량적으로 평가하고, 이에 대한 유역별 취약점을 분석하여 적절한 대응 및 적응대책을 마련하여야 할 것이다.

본 연구에서는 국내 5대강유역에 대해 지역스케일의 신뢰성 높은 기후변화 유출시나리오를 구축하고자 하였다. 이를 위해 기상연구소(2004)에서 생산한 고해상도(27km×27km) A2 시나리오와 LARS-WG (Semenov and Barrow, 2002)를 통해 생산된 유역별 기후시나리오를 국내 139개 소유역에 구축한 PRMS (Precipitation Runoff Modeling System) 모형에 입력하여 유역별 유출시나리오를 생산하였다. PRMS 모형을 구축하기 위해 상류 6개 댐지점에서 매개변수를 검·보정하고, 지역화방법을 통해 미계측유역의 매개변수를 결정하였다. 생산된 유출시나리오의 불확실성과 한계를 분석하기 위해 4개의 댐유역 관측치와 비교하였으며, A2 기후변화 시나리오에 따른 유역별 유출량의 변동성도 평가하였다.

2. 유역별 유출시나리오 생산 방법

수자원에 대한 기후변화 영향을 신뢰성 있게 평가하기 위해서는 무엇보다도 영향평가의 목적이 명확해야 하며, 이러한 목적에 필요한 특정 수문학적 과정이나 시·공간 스케일이 결정되어야 한다. 그 다음으로 목적에 적합한 기후변화 시나리오 결정과 더불어 주어진 시·공간 스케일에서 특정 수문학적 과정 모의를 포함하는 수문모형의 선정이 필요하다. 또한 선정된 유출모형의 성능은 관측치를 이용하여 검증되어야 한다.

본 연구의 목적은 국내유역의 지역별 기후변화 영향을 다각적으로 분석하기 위한 유출시나리오를 생산하는 것으로 공간적으로는 139개의 소유역을 대상으로, 시간적으로는 일단위 120년(1971~2090년) 동안의 유출시나리오를 생산하고자 하였다. 따라서 본 연구에서는 유역

별 유출시나리오를 생산하기 위해 PRMS 모형(Leavesley et al., 1983)을 선정하였다. PRMS 모형은 기후변화 연구에 적용된 사례(Dagnachew et al., 2003)가 있는 모형으로, 다양한 국내유역에 대해 적용성을 분석한 결과 모의능력이 우수한 것으로 알려져 있다(정일원과 배덕호, 2005). PRMS 모형은 물리적 기반의 확정론적(deterministic) 모형으로 많은 매개변수가 GIS 자료를 이용하여 각 유역에서 직접적으로 추정이 가능하므로 지역적인 유출특성 모의가 가능할 것으로 판단되었다. 또한 수자원에 대한 기후변화 영향을 정량적으로 평가하기 위해서는 유역증발산량을 신뢰성 있게 산정하는 것이 중요한데, PRMS 모형에서 유역증발산량을 계산하는 Hamon 방법(Hamon, 1961)은 기후모형에서 생산되는 자료를 이용하여 비교적 신뢰성 있는 잠재증발산량을 추정할 수 있는 방법이다.

PRMS 모형의 매개변수를 결정하기 위해서는 관측 유량자료를 이용하여 검·보정하여야 한다. 그러나 국내의 경우 신뢰성 높은 유량자료의 부재로 인해 많은 미계측유역이 존재한다. 이러한 유역에서 신뢰성 있는 유출분석을 수행하기 위해서는 미계측유역의 모형 매개변수를 결정하기 위한 지역화방법이 필요하다. 본 연구에서는 미계측유역에서의 신뢰성 있는 유출분석을 위해 유출특성을 고려한 지역화방법(조복희 등, 2004; Jung and Bae, 2005)을 적용하여 각 유역별 PRMS 모형의 매개변수를 결정하였다. 이것은 미계측유역에서 GIS 자료를 이용해 추정 가능한 매개변수는 직접 산정하고, 추정이 어려운 변수들은 계측유역과 미계측유역의 지형학적 특성이 가장 유사한 유역으로 검·보정된 매개변수를 전이하는 방법이다.

3. 기후변화 유출시나리오 생산

유역별 기후변화 유출시나리오 생산에 필요한

PRMS 모형의 매개변수를 결정하기 위해 본 연구에서는 GIS 자료와 수문관측자료를 수집하였다. GIS 자료로는 국가수자원관리종합정보시스템(WATER Management Information System, WAMIS)에서 제공하는 개략토양도, 임상도, DEM, 토지피복도 자료를 활용하였다. 수문자료는 9개 댐지점(Table 1)의 기상자료와 댐 유입량 자료를 수집하였다. PRMS 모형의 매개변수 추정과 지역화 방법을 적용하기 위해 6개 댐유역(괴산, 도암, 안동, 임하, 합천, 섬진강댐)에서는 매개변수를 검·보정하고, 나머지 3개 댐유역(소양, 충주, 대청댐)에서 지역화방법을 통한 유출분석의 적합성을 분석하였다.

3.1 PRMS 모형 매개변수 검·보정

상류 6개 댐유역에서 PRMS 모형의 매개변수를 검·보정하였다. 우선 지형자료를 이용하여 추정가능한 변수는 각 유역별 매개변수를 추정하고, 추정이 어려운 매개변수는 Rosenbrock 방법(Rosenbrock, 1960)을 이용하여 최적화하였다(정일원과 배덕호, 2005). 유역별 수집된 자료기간을 보정기간과 검정기간으로 구분하여 보정기간에서 매개변수를 추정하고, 검정기간에서는 추정된 매개변수의 적합성을 검정하였다. Table 2와 Table 3은 Rosenbrock 방법으로 추정되는 매개변수들의 설명과 유역별 추정된 매개변수들을 나타낸 것이다. 지표하유출을 모의하는데 사용되는 변수인 ssr2gw_exp 와 ssr2gw_rate가 유역별로 가장 큰 차이를 보였으며, 다른 변수들은 큰 차이를 보이지 않았다. Table 4는 보정과 검정기간에 대한 관측치와 모의치의 통계적인 결과를 제시한 것이다. 모든 통계치에서 PRMS 모형의 모의치가 관측치에 대해 높은 적합성을 나타내었다.

일반적으로 시간에 따른 관측유량과 모의유량을 겹쳐서 도시하는 것은 두 자료의 일치성을 한눈에 판단할

Table 1. General information for the selected study areas

| Watershed name | Area (km ²) | Mean elevation (m) | Mean slope (%) | Annual mean precipitation (mm) |
|----------------|-------------------------|--------------------|----------------|--------------------------------|
| Doam | 149.4 | 915.1 | 32.62 | 1,489.6 |
| Guesan | 676.7 | 357.4 | 36.87 | 1,133.7 |
| Andong | 1590.7 | 557.3 | 42.39 | 1,057.9 |
| Imha | 1367.7 | 394.7 | 40.35 | 951.6 |
| Hapcheon | 928.9 | 504.6 | 34.87 | 1,444.6 |
| Sumjin | 763.5 | 359.3 | 17.52 | 1315.9 |
| Soyang | 2694.4 | 650.5 | 45.97 | 1185.4 |
| Chungju | 6661.6 | 609.1 | 34.89 | 1199.4 |
| Daecheong | 4190.5 | 363.0 | 18.94 | 1177.5 |

주) 수자원종합정보시스템(www.wamis.co.kr)

Table 2. Description of PRMS model parameters

| Name | Description | Default value |
|-------------|--|---------------|
| smdx_coef | Coefficient in contributing area computation | 0.010 |
| smdx_exp | Exponent coefficient in contributing area computation | 0.30 |
| ssr2gw_exp | Exponent coefficient to route water from subsurface to groundwater | 1.00 |
| ssr2gw_rate | Coefficient to route water from subsurface to groundwater | 0.005 |
| ssrcoef_lin | Coefficient to route subsurface storage to streamflow | 0.08 |
| ssrcoef_sq | Non-linear coefficient to route subsurface storage to streamflow | 0.15 |
| soil2gw_max | Maximum amount of the soil water excess to groundwater each day | 0.01 |
| gwflow_coef | Groundwater reservoir recession coefficient | 0.03 |
| hamon_coef | Hamon evapotranspiration coefficient | 0.0055 |

Table 3. PRMS model parameters for Rosenbrock method

| Parameter | Doam | Guesan | Andong | Imha | Hapcheon | Sumjin |
|-------------|--------|--------|--------|--------|----------|--------|
| smdx_coef | 0.0025 | 0.0027 | 0.0024 | 0.0023 | 0.0024 | 0.0025 |
| smdx_exp | 0.3100 | 0.3050 | 0.3100 | 0.2800 | 0.3100 | 0.3010 |
| ssr2gw_exp | 1.3842 | 0.0012 | 0.1604 | 0.0535 | 0.0052 | 2.4473 |
| ssr2gw_rate | 0.1317 | 0.0322 | 0.0346 | 0.0844 | 0.0532 | 0.0002 |
| ssrcoef_lin | 0.0580 | 0.0054 | 0.0588 | 0.0002 | 0.0114 | 0.0006 |
| ssrcoef_sq | 0.1291 | 0.1944 | 0.2015 | 0.2287 | 0.4602 | 0.2122 |
| soil2gw_max | 0.0010 | 0.0210 | 0.0120 | 0.0100 | 0.0080 | 0.0700 |
| gwflow_coef | 0.0180 | 0.0200 | 0.0150 | 0.0100 | 0.0200 | 0.0230 |

Table 4. Statistical results of model calibration and verification period for study areas

| Basin Name | Calibration | | | | | Verification | | | | |
|------------|-------------|------|---------------|------|--------|--------------|------|---------------|------|--------|
| | Period | CORR | RMSE (mm/day) | ME | VE (%) | Period | CORR | RMSE (mm/day) | ME | VE (%) |
| Doam | 1999–2001 | 0.92 | 2.55 | 0.85 | -6.03 | 1996–1998 | 0.89 | 2.24 | 0.78 | 11.46 |
| Guesan | 1991–2001 | 0.84 | 3.10 | 0.69 | 8.76 | 1982–1990 | 0.90 | 2.91 | 0.79 | -11.32 |
| Andong | 1991–2001 | 0.87 | 2.23 | 0.76 | 0.31 | 1977–1990 | 0.85 | 2.44 | 0.70 | 0.95 |
| Hapcheon | 1995–2001 | 0.94 | 1.94 | 0.88 | -1.63 | 1989–1994 | 0.90 | 2.02 | 0.80 | 5.42 |
| Imha | 1997–2001 | 0.88 | 2.70 | 0.77 | 1.92 | 1993–1996 | 0.80 | 2.56 | 0.64 | -5.45 |
| Sumjin | 1991–2001 | 0.86 | 3.05 | 0.74 | 3.82 | 1975–1990 | 0.72 | 4.32 | 0.51 | 7.30 |

Correlation coefficient (CORR) = $SS_{os}/\sqrt{SS_o \times SS_s}$, $SS_{os} = \sum(O_i - \bar{O})(S_i - \bar{S})$, $SS_o = \sum(O_i - \bar{O})^2$, $SS_s = \sum(S_i - \bar{S})^2$, where O is observed flow and S is simulated flow.

Root mean square error (RMSE) = $\sqrt{\sum(O_i - S_i)^2/n}$, where n is a number of data.

Nash-Sutcliffe efficiency (ME) = $[(\sum(O_i - \bar{O})^2 - \sum(O_i - S_i)^2)/\sum(O_i - \bar{O})^2]$

Percent error in volume (VE) = $100 \times (\sum S_i - \sum O_i) / \sum O_i$

수 있는 방법으로 많이 적용되고 있다. 그러나 국내와 같이 계절별로 유출량의 변동성이 큰 유역의 유량자료는 대수축으로 도시할 경우에는 저수유량에서, 로그축으로 도시할 경우에는 첨두유량에서 관측치와 모의치의 일치성을 판단하기 어려운 점이 있다. Hogue et al.(2000)은 이러한 문제점을 해결하기 위해 유량값을 Eq. (1)을 이용하여 변환된 값을 도시하여 비교하는 방법을 제시하였다. 이것은 저수부분을 확장시켜 고수뿐 아니라 저수유량의 비교도 가능하게 하는 것으로, 변환유량(transformed flow)이라 한다. Hogue et al.(2000)은

많은 유역에서 매개변수 보정에 적용한 결과 경험적으로 λ 가 0.3일 때 관측치와 모의치의 일치성의 판단에 적합하다고 제시하였다. 변환유량은 λ 가 작아질수록 그값에 가까워지는 특징이 있다. Fig. 1은 유역별 관측 및 모의유량의 변환유량을 도시한 것으로 본 연구에서 보정된 PRMS 모형이 관측치의 고수 및 저수유량을 매우 근접하게 모의하는 것을 볼 수 있다.

$$Q_{trans}(t) = [(Q(t) + 1)^\lambda - 1] / \lambda, \quad \lambda = 0.3 \quad (1)$$

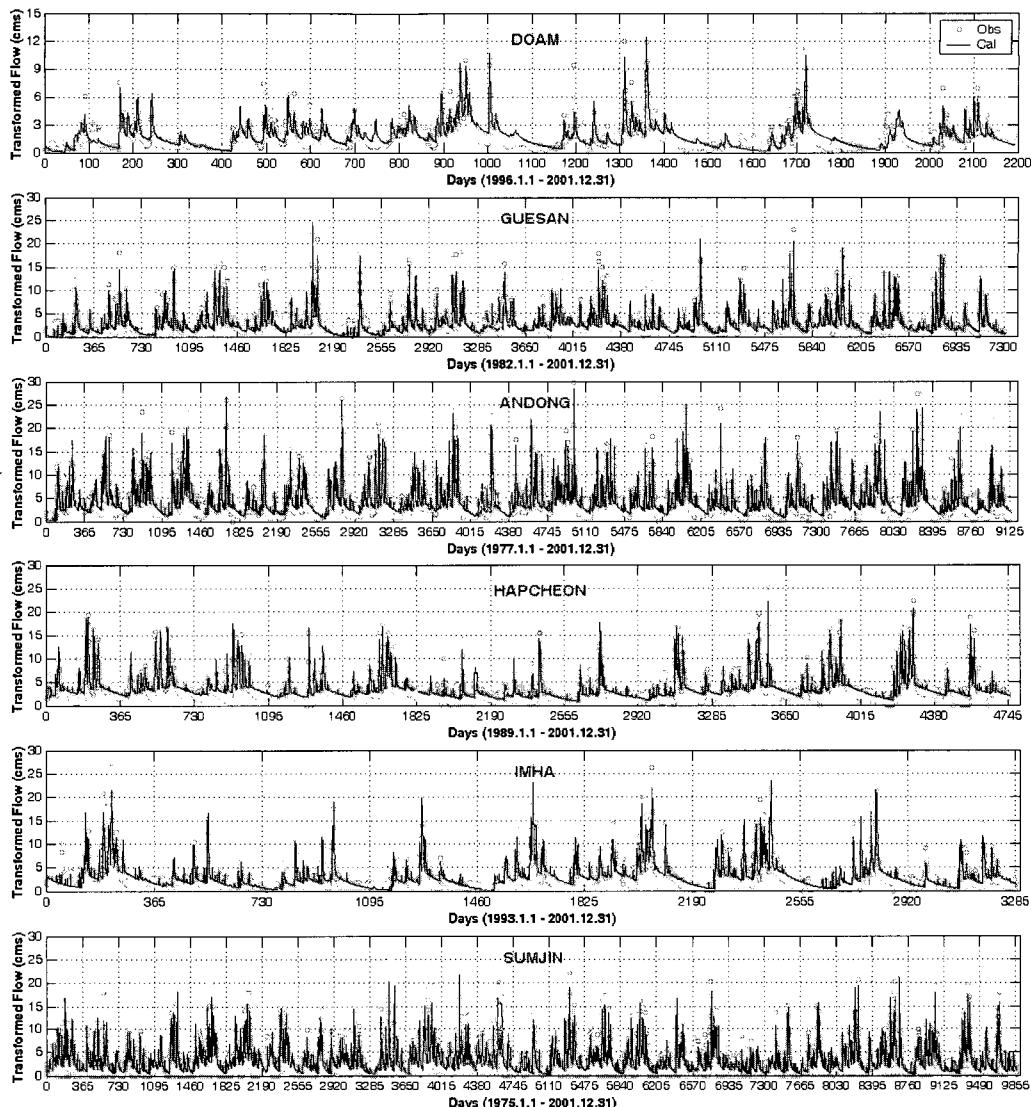


Fig. 1. Observed and Simulated discharges for the selected study areas

3.2 미계측유역의 매개변수 지역화

6개 댐유역에서 보정된 PRMS 모형의 매개변수 (Table 3)를 지역화방법을 이용하여 각 유역별로 전이하였다. 충주, 소양 그리고 대청댐 유역을 미계측유역으로 가정하고 지역화방법을 통한 유출분석의 적합성을 검증하였다. 충주댐유역은 본 연구에서 구분한 139개 유역 중에서 7개 유역으로 구성되어 있으며, 소양과 대청댐유역은 각각 3개와 7개 유역을 포함하고 있다. 따라서 우선 각 댐유역의 소유역별로 지역화방법을 적용

하여 매개변수를 구축하였다. 그 다음 소유역별로 유출분석을 수행하고, 검정유역에 포함된 소유역들의 유출량을 합하여 댐유역별 유입량 자료와 비교하였다. Table 5는 지역화방법을 이용하여 계산된 모의치와 관측유입량의 통계치를 제시한 것이다. 통계치 분석결과 관측치에 대한 모의치의 적합성이 높게 나타났다. 따라서 지역화 방법을 통해 구축된 PRMS 모형은 미계측유역에서도 비교적 신뢰성 있는 유출분석이 가능한 것으로 판단되었다.

Table 5. Statistical results for the model performance by regionalization method

| Watershed | Data period | Statistics | | | |
|-----------|-------------|------------|---------------|------|--------|
| | | CORR | RMSE (mm/day) | ME | VE (%) |
| Soyang | 1974-2001 | 0.87 | 3.50 | 0.76 | 3.48 |
| Chungju | 1986-2001 | 0.81 | 2.00 | 0.65 | 1.23 |
| Daecheong | 1981-2001 | 0.82 | 3.00 | 0.67 | 2.64 |

3.3 유출시나리오 생산 및 분석

구축된 유역별 A2 기후시나리오를 PRMS 모형에 입력하여 유출시나리오를 생산하였다. 본 연구에서 생산한 유역별 시나리오는 자연유량 개념으로 인위적인 영향이 없는 것으로 가정하였다. 또한 토지피복의 변화는 고려하지 않았다. 모의시점에서의 매개변수 초기치의 부정확성으로 인한 영향을 배제하기 위해 계산시점 이전에 2년간의 예비모의 시간을 두고 유출시나리오를 생산하였으며, 결과분석에서는 이 기간을 제외하였다.

생산된 유역별 시나리오의 불확실성과 한계를 분석하기 위해 10년 이상의 자료를 가진 4개 댐유역(괴산, 안동, 합천, 섬진)의 월평균강수량, 유출량, 손실량을 본 연구에서 생산된 유역별 시나리오 결과와 비교하였다 (Fig. 2). 손실량은 월평균강수량에서 월평균유출고를 뺀 값으로 PRMS 모형에서 계산된 실제증발산량과 비교하였다. 각 유역별 유출시나리오는 추계학적 일기상 발생기인 LARS-WG를 이용하여 산정한 기후시나리오를 이용한 것으로 관측치와 시계열적으로 직접 비교할 수는 없다. 왜냐하면 LARS-WG에서 생산한 일기후자료는 특정 월에서 30년 동안에 한번 발생할 수 있는 값이기 때문이다. 따라서 본 연구에서 생산된 유출시나리오의 30년 월평균값과 관측치를 비교하였다. 유역의 관측된 자료기간이 시나리오에 비해 상대적으로 짧으나 평균적인 차이는 어느 정도 비교할 수 있을 것으로 판단되었다. Fig. 2에서 보면 괴산, 합천, 섬진에서는 관측

치와 양적으로는 다소 차이가 있으나 유사한 패턴을 보이고 있다. 그러나 안동댐에서는 5, 6, 8월의 평균강수량이 관측치에 비해 과다하게 산정됨으로써 모의된 유출시나리오에서도 관측치와 큰 차이를 보이는 것을 볼 수 있다. 이것은 안동댐유역 인근에 장기간의 자료를 보유한 기상관측소가 없어 영주기상관측소 자료를 이용하여 LARS-WG를 보정한 결과로 사료된다.

3.4 기후변화에 따른 유출변동성 분석

생산된 유역별 유출시나리오를 이용하여 기준기간 (1971~2000년)에 대한 예측기간(2015s(2001~2030년), 2045s(2031~2060년), 2075s(2061~2090년))에서의 유출변동성을 분석하였다. 분석결과 유역에 따라 기준기간에 비해 연평균유출량의 변화율이 2015s 기간에서는 0.88~1.14, 2045s 기간에서는 0.77~1.16, 2075s 기간에서는 0.86~1.20인 것으로 나타났다. 평균적으로 한강권역에서는 1.05(2015s), 1.00(2045s), 1.06(2075s)으로 전반적으로 증가하는 것으로 나타났고, 낙동강권역에서는 1.00(2015s), 0.90(2045s), 0.97(2075s)로 감소하는 것으로 분석되었다. 섬진강과 영산강, 금강권역도 예측기간 동안 감소하는 것으로 분석되었다. 2075s에서는 모든 유역에서 강수량이 증가함에도 불구하고 기온이 증가함에 따라 잠재증발산량이 증가하여 유출량은 감소하는 것으로 나타났다. Fig. 3은 기준기간에 대한 예측기간의 연평균유출량의 증가감소를 공간적으로 표현한 것이다. 2015s 기간에는 한강유역의 대부분과 동해안쪽에 위치

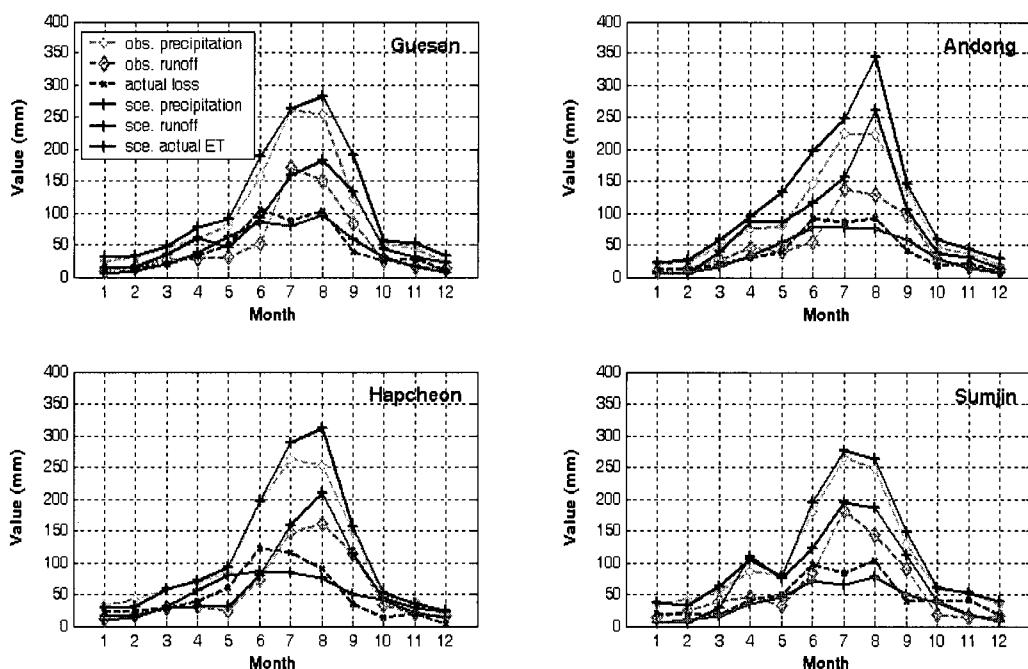


Fig. 2. Comparison of observed and generated data at 4 dam sites

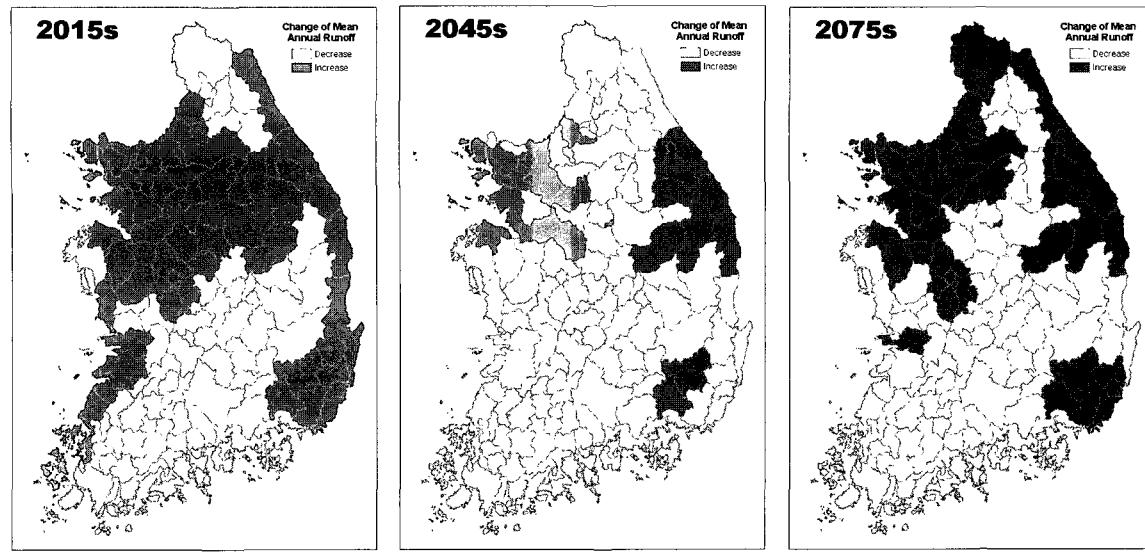


Fig. 3. Increase & Decrease sub-basin of mean annual runoff during 2015s, 2045s and 2075s relative to the baseline period

한 유역에서 연평균유출량이 증가하였다. 2045s 기간에는 한강 하류와 동해안 유역을 제외한 나머지 유역에서 연평균유출량이 감소하였으며, 2075s 기간에는 한강중하류와 동해안 그리고 낙동강하류 일부 유역에서만 연평균유출량이 증가하고, 나머지 유역에서는 감소하는 것으로 나타났다.

5대강 권역의 평균적인 월별변동성을 분석하기 위해 각 수계 내에 위치한 소유역들의 월평균유출량 자료를 분석기간별로 평균하였다. Fig. 4는 권역별 분석기간별 월평균유출량과 변화율을 나타낸 것이다. 한강과 금강권역에서는 1~3월의 유출량이 최소 20% 이상 증가하여 가장 큰 변화를 보였으며, 4~5월 그리고 7월에서는 감소, 8~10월에서는 증가하였다. 낙동강권역에서는 1~2월 그리고 9~10월에서는 증가, 4~7월에서는 감소하였다. 섬진강과 영산강권역은 1~2월과 9월에서의 증가, 4~5월, 7~8월에는 감소를 나타내었다. 각 수계별로 유출량의 변화량에서는 차이가 있으나, 몇 가지 공통적인 특징을 보였다. 첫 번째 특징은 1월과 2월의 유출량의 증가이다. 1월에서는 14.6% 이상, 2월에는 17.1% 이상 크게 증가하는 것으로 나타났다. 기준기간의 연평균유량에서 차지하는 1월과 2월의 유출량의 비율은 2.7%(한강)~7.4%(낙동강) 정도이나, 향후 평균적으로 약 2% 정도 더 증가할 것으로 나타났다. 두 번째는 4~5월의 유출량 감소로, 시간이 증가함에 따라 유출량의 감소율도 커지는 것으로 나타났다. 특히 5월의 유출량 감소가 큰 것으로 나타났는데, 2015s 기간에는 -4.4~-17.9%, 2045s 기간에는 -13.4~-35.4% 그리고 2075s 기간에는 -23.9%~-45.8%의 변화율을 보였다. 세 번째는 7~8월의 유출량 감소이다. 7월의 유출량은 모든 유역의 모든

예측기간에서 큰 폭으로 감소하는 것으로 나타났으며, 8월의 경우에는 일부기간과 유역에서 변화가 미미한 것으로 나타났다. 7월의 경우 상대적으로 한강과 금강권역에 비해 낙동강과 섬진강과 영산강 권역에서의 변화가 큰 것으로 나타났다. 예측기간 중에서는 2045s 기간에서 가장 큰 변화를 나타내었다. 특히 이 시기에는 낙동강, 섬진강, 영산강유역에서 7월과 8월의 유출량이 크게 감소할 것으로 나타났다. 이것은 2045s 기간에서 이들 유역의 여름철 강수량이 감소하는데 반해, 기온 증가로 인해 증발산량은 증가하기 때문인 것으로 분석되었다.

4. 고찰

기후변화에 따른 수자원의 변동을 신뢰성 있게 평가하기 위해서는 기후변화 유출시나리오의 불확실성을 최소화하는 것이 무엇보다도 중요하다. 유출시나리오를 구축하는 과정에서 발생하는 불확실성으로는 크게 기상과 수자원측면으로 나눌 수 있다. 기상측면에서는 온실가스 배출시나리오와 기후모형에서 발생하는 불확실성이 있으며, 수자원측면에서는 유출모형의 구조와 매개변수의 추정에 따른 불확실성이 있다. 수자원측면에서 유출모형의 매개변수를 정확하게 결정하는 것은 불확실성을 줄일 수 있는 가장 좋은 방안이나 신뢰성 있는 판측자료의 부재로 인해 어려운 문제이다. 본 연구에서는 6개 댐유역에서 PRMS 모형의 매개변수를 보정한 다음 지역화방법을 적용하여 139개 유역으로 매개변수를 전이하였다. 불과 6개 유역에서 결정된 매개변수를 139개의 전체유역에 적용하는 것은 유출분석결과에 불확실성으로 작용할 것이다. 그러나 본 연구에서 지역화한 매

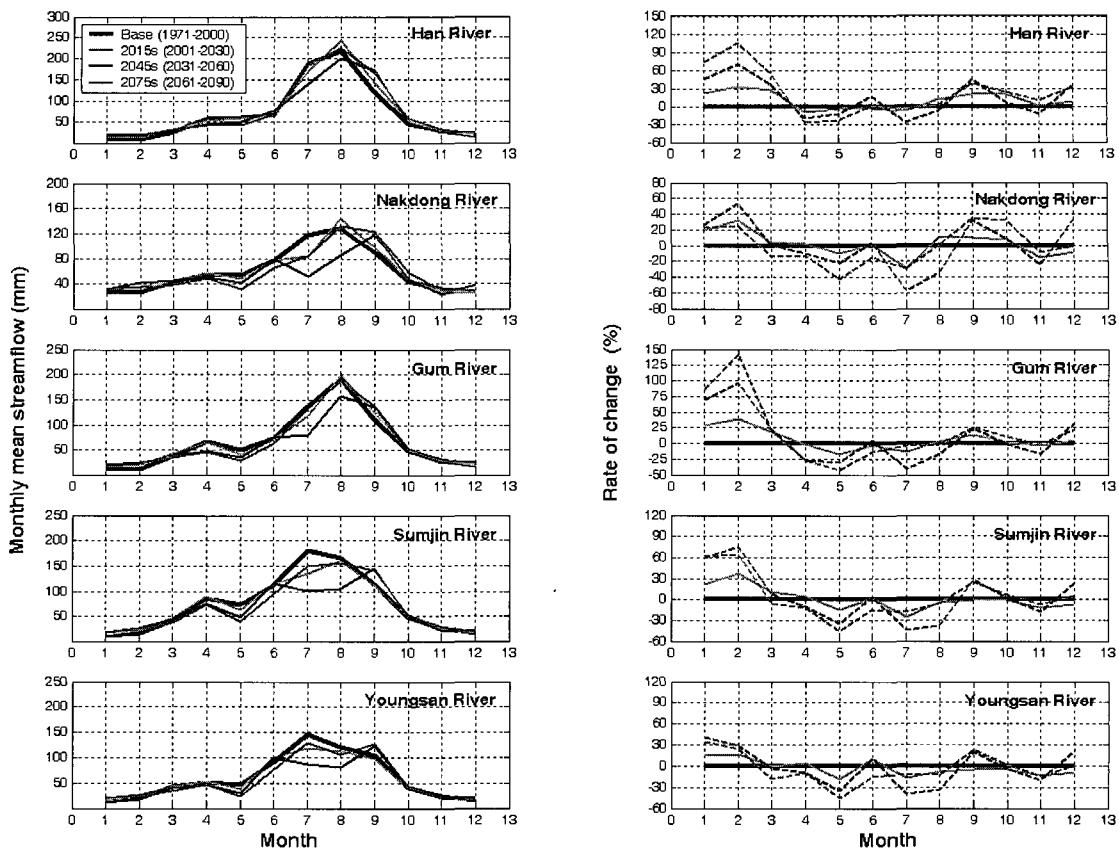


Fig. 4. Mean monthly runoff (left) and corresponding change rate (right) during baseline period, 2015s, 2045s and 2075s

개변수는 최적화를 통해 결정되는 PRMS 모형의 9개 변수뿐이고, 20개 이상의 매개변수들이 GIS 자료를 이용하여 각 유역에서 직접추정이 가능(정일원과 배덕호, 2005)하므로 지역적 유출특성을 반영하는 유출분석이 가능할 것으로 사료된다. 또한 Table 3에 제시된 바와 같이 지역화되는 매개변수들이 유출특성이 상이한 6개 댐유역에서도 비교적 유사한 값을 보이고 있다. 이것은 GIS 자료를 통해 미계측유역에서 직접 추정되는 변수들이 상대적으로 유출분석에 큰 영향을 미치는 것을 의미한다. 실제 3개의 댐유역에 대해 지역화방법을 검정한 결과에서도 관측치에 대한 모의치의 적합성이 높게 나타났다. 따라서 본 연구에서 각 유역별로 구축된 PRMS 모형의 매개변수는 장기간의 신뢰성 높은 관측 자료가 부족한 국내 실정에서 기후변화 영향평가를 위해 적절하게 구축된 것으로 판단된다.

구축된 유역별 기후시나리오를 이용하여 생산한 유출시나리오를 4개의 댐지점에서 비교한 결과 인근에 일기상발생기를 보정한 기상관측소가 위치해 있는 괴산, 합천, 섬진강유역에서는 비교적 관측치에 적합한 결과를 보였다. 그러나 인근에 기상관측소가 없는 안동댐유

역의 경우 관측치와 차이가 있었다. 이것은 유역별 기후시나리오 생산에서 하나의 기상관측소만으로 유역평균강수량을 산정한 것과 적용유역의 강수량 패턴과 차이가 있는 지역의 기상관측소 자료를 이용하는 것에 따른 영향으로 사료된다. 보다 신뢰성 있는 유역별 유출시나리오를 생산하기 위해서는 유역평균강수량을 대표 할 수 있는 기상관측소에서 보정된 일기상발생기를 이용하는 것이 필요하나 현실적으로 어려운 설정이다. 따라서 유역별 유출시나리오 자료를 이용하여 기후변화 영향평가를 수행할 경우 이러한 불확실성을 감안하여 분석하는 것이 필요할 것이다.

유역별 기후변화에 따른 유출시나리오를 분석기간별 연평균유출량의 변화로 분석한 결과 2015s 기간에는 한강유역의 대부분과 동해안쪽에 위치한 유역에서 증가하고, 2045s 기간에는 한강 하류와 동해안 유역을 제외한 대부분 유역에서 감소하며, 2075s 기간에는 한강중하류와 동해안 그리고 낙동강하류 일부 유역에서만 증가할 것으로 전망되었다. 분석기간별로 차이는 있으나 대체적으로 한강유역에서는 증가하고 나머지 유역에서는 감소하는 것으로 나타났다. 월평균유출량에서는 1월과 2

월의 증가, 4~5월 그리고 7~8월의 감소가 전망되었다. 그러나 유역에 따라서는 변동 경향과 변화량에서 차이가 크므로 다양한 분석을 통한 유역별 영향평가가 필요할 것으로 분석되었다.

향후 본 연구에서 생산된 유역별 시나리오는 유역별 기후변화에 따른 취약성을 평가하고 적응대책을 수립하는데 활용될 것이다. 또한 수자원의 변화는 농업, 건강, 도시화, 생태계 등 사회경제 전반에 밀접하게 연관되어 있으므로, 본 연구에서 구축한 지역별 기후변화 시나리오는 다양한 분야의 기후변화 영향평가 및 연구에도 활용성이 높을 것으로 판단된다.

5. 결론 및 향후과제

본 연구에서는 기후변화가 국내 수자원에 미치는 지역차원의 영향을 분석하기 위해 국내 139개 유역에 대해 기후변화 유출시나리오를 생산하였다. 본 연구에서 생산한 유역별 시나리오는 자연유량 개념으로 인위적인 영향이 없는 것으로 가정하였다. 또한 미래 토지피복 변화에 따른 영향은 고려하지 않았다. 유출시나리오 생산을 위해 장기유출모형인 PRMS 모형을 선정하고, 지역화방법을 적용하여 각 유역에 모형을 구축하였다. 6개 댐유역에서 보정된 PRMS 모형의 매개변수를 미계측유역으로 가정한 3개 댐유역에 대해 지역화방법을 적용한 결과 미계측유역에 대해서도 비교적 신뢰성 있는 유출분석이 가능한 것으로 분석되었다. PRMS 모형을 이용하여 생산한 시나리오를 4개 댐유역에서 관측치와 비교한 결과 유역인근에 기상관측소가 위치해 있는 괴산, 합천, 섬진강유역에서는 비교적 관측치에 적합한 결과를 보였다. 그러나 인근에 기상관측소가 없는 안동댐 유역의 경우 관측치와 차이가 있었다. 이것은 유역별 기후시나리오 생산에서 하나의 기상관측소만으로 유역 평균강수량을 산정한 것과 적용유역의 강수량 패턴과 차이가 있는 지역의 기상관측소 자료를 이용하는 것에 따른 영향으로 분석되었다.

유출시나리오를 이용하여 수자원의 변동성을 분석한 결과 연평균유출량은 기준기간에 비해 대체적으로 한강 유역에서는 증가하고, 나머지 유역에서는 감소하는 것으로 나타났다. 월별로는 1월과 2월 달의 증가, 4~5월 그리고 7~8월 달의 감소가 전망되었다.

향후 유역별 수자원의 변동과 이에 따른 유역별 취약성을 평가하는 연구와 다양한 시나리오에 대한 영향 평가 연구가 꾸준히 진행되어야 할 것으로 사료된다. 이를 통해 미래 발생 가능한 수자원의 변동성의 범위를 제시하고 안정적이고 지속적인 수자원 관리 정책수립에

활용되도록 하여야 할 것이다.

감사의 글

본 연구는 21세기 프론티어연구개발사업인 수자원의 지속적 확보기술개발사업단의 연구비지원(1-9-2)에 의해 수행되었습니다.

참 고 문 현

- 기상연구소 (2002). *기후변화협약대응 지역기후시나리오 산출기술개발 (I)*.
- 기상연구소 (2004). *기후변화협약대응 지역기후시나리오 산출기술개발 (III)*.
- 정일원, 배덕효 (2005). “국내유역에서의 PRMS 모형의 적용성에 관한 연구”, *한국수자원학회논문집*, 한국수자원학회, 제38권, 제9호, pp. 713-725.
- 조복희, 정일원, 배덕효 (2004). “PRMS 모형의 매개변수 지역화에 관한 연구”, *대한 토목학회 2004년도 정기 학술대회 논문집*, 대한토목학회, pp. 743-747.
- Arnell, N.W. and Reynard, N.S. (1996). “The Effects of Climate Change due to Global Warming on River Flows in Great Britain”, *Journal of Hydrology*, Vol. 183, pp. 397-424.
- Dagnachew, L., Christine, V.C. and Francoise, G. (2003). “Hydrological Response of a Catchment to Climate and Land Use Changes in Tropical Africa : Case Study South Central Ethiopia”, *Journal of Hydrology*, Vol. 275, pp. 67-85.
- Hamon, W.R. (1961). “Estimating potential evapotranspiration,” *Journal of the Hydraulic Division*, Vol. 87, No. HY3, pp. 107-120.
- Hogue, T.S., Sorooshian, S., Gupta, V.K., Holz, A. and Braatz, D. (2000). “A Multistep Automatic Calibration Scheme for River Forecasting Models”, *Journal of Hydrometeorology*, Vol. 1, pp. 524-542.
- IPCC (2001). *Climate change 2001: The Scientific Basis, IPCC Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Jung, I.W. and Bae, D.H. (2005). “Regionalization of a Continuous Runoff Model Parameters Based on Basin Physical Characteristics”, *XXXI IAHR Congress*, pp. 302-309.
- Leavesley, G.H., Lichaty, R.W., Troutman, B.M., and

- Saindon, L.G. (1983). *Precipitation-Runoff Modeling System, User's manual*, Water-Resources Investigations, pp. 83-4238.
- Rosenbrock, H.H. (1960). "An Automatic Method of Finding the Greatest or Least Value of a Function", *Computer Journal*, 3, pp. 175-184.
- Semenov, M.A. and Barrow, E.M. (2002). *A Stochastic Weather Generator for Use in Climate Impact Studies : User Manual*.

(논문번호:06-82/접수:2006.07.28/심사완료:2007.01.26)