

확률강우량의 정상성 판단: 2. 새로운 방법의 제안

On the Stationarity of Rainfall Quantiles: 2. Proposal of New Methodologies

유 철 상* / 정 성 인** / 윤 용 남***
Yoo, Chulsang / Jung, Sung In / Yoon, Yong Nam

Abstract

This study proposed new simple methodologies for testing the stationarity of rainfall quantiles, and applied to the rainfall data at Seoul. The methodologies in this study are based on the analysis of frequency change of rainfall quantiles, different from previous studies like Ahn et al. (2001) who analyzed the change of rainfall quantiles themselves. The different types of methodologies are proposed in this study; one is to evaluate the occurrence frequency of rainfall with its return period more than the data length, and the other is to evaluate the effect of new observation on the highest rainfall data recorded. The application of these methodologies shows that the rainfall quantiles at Seoul have no significant proof leading their non-stationarity.

key words : Time Series Analysis, Stationarity, Rainfall, Rainfall Quantiles

요 지

본 연구에서는 확률강우량의 정상성을 판단해 볼 수 있는 간단한 방법을 제시해 보고, 이를 서울 지점의 강우량 자료에 적용하여 보았다. 본 연구에서의 방법은 확률강우량의 크기변화를 분석했던 기존의 연구(Ahn 등, 2001)와 달리 주어진 규모의 확률강우량의 발생빈도를 분석하는 형태를 가진다. 본 연구에서 제시하는 방법은 두 가지로 첫째는 기록년수를 초과하는 재현기간을 갖는 강우의 발생빈도를 평가하는 방법이며, 두 번째는 관측기록 중 최대치의 재현기간에 대한 신규 관측치의 영향을 평가하는 방법이다. 이러한 방법의 적용결과 서울지점 강우의 정상성을 의심할 만한 유의한 근거는 찾을 수 없었다.

핵심용어 : 시계열 분석, 정상성, 강우량, 확률강우량

1. 서 론

확률강우량은 강우자료에 의존한다. 따라서 이상치 수준의 강우가 발생하는 경우 확률강우량이 크게 변동하게 된다. 특히, 최근에 빈번하게 발생한 이상강우

의 영향으로 과연 확률강우량이 증가추세이나, 또는 보다 근본적으로 정상성(stationarity)이나 하는 것에 많은 의문이 있다(안재현 등, 2000 ; 2002 ; Ahn 등, 2001).

정성인 등(2007)의 연구에서는 강우량 및 확률강우량의 변화추이를 알아보고 최근에 빈번하게 관측된

* 정회원 · 고려대학교 건축·사회환경공학과 교수 (E-mail : envchul@korea.ac.kr)

** 동부엔지니어링 수자원부

*** (주)삼안 교문(前 고려대학교 사회환경시스템공학과 교수)

이상강우를 고려하는 경우에도 확률강우량이 정상성을 갖고 있는지에 대해 분석하였다. 특히 시계열의 정상성을 판단하는 대표적인 방법인 Cox-Stuart의 추세검정과 Dickey-Fuller의 단위근 검정 방법을 서울지점 강우량 자료 및 확률강우량에 적용하여 그 결과 및 방법론 적용의 문제점 등을 평가해 보았다. 그 결과 서울지점 강우량에는 증가하거나 감소하는 추세가 없는 정상적인 시계열이라는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 서울지점의 확률강우량에 대해서는 전체적으로 어떤 상승 또는 하향의 추세가 있는지에 대해서 일관된 판단을 하기가 어려웠으며(시간 또는 일 단위의 강우자료에 따라 상승 또는 하향의 경향을 보임), Dickey-Fuller의 단위근 검정에서도 확률강우량 자체가 비정상시계열이라는 결론을 확인하였다.

이러한 결과는 기본적으로 강우량과 확률강우량의 차이에서 비롯된 것이다. 즉, 강우 자체는 무작위 변량으로서 어떤 경향성이나 비정상성을 찾기 힘들다. 그러나 확률강우량은 관측된 모든 자료를 고려하여 추정되므로 전-후의 값의 상관성이 매우 커지게 된다. 즉, 정상시계열인 강우자료가 연속적으로 추가되며 확률강우량이 추정되므로 전-후 값 사이의 높은 상관성이 가능하다, 따라서 확률강우량이 비정상 시계열로 판단되는 것은 적용된 판단기법으로는 당연한 결과라 할 수 있겠다.

그러나 문제는 강우량이 정상시계열인데 확률강우량이 비정상 시계열이라고 판단해야 하느냐 하는 것이다. 시계열 분석에서의 비정상성의 의미는 상향 또는 하향의 추세가 유의하다는 것 또는 그 변동성이 크게 변화한다는 것을 의미한다. 즉, 확률강우량은 꾸준히 상승 또는 하강할 수도 있거나, 또는 그 변동폭이 급격하게 커졌다 작아졌다 할 수 있다는 의미가 된다. 그러나 이는 관측자료의 분석결과와는 다르다. Ahn 등(2001)의 연구결과에서 보면 확률강우량은 결국 평균으로의 회귀성을 강하게 나타낸다. 즉, 이상 강우의 발생으로 어느 정도 확률강우량의 상승이 가능하나 유의수준 이상이 되기 어렵다. 이는 우리나라 주요지점에서 모두 일관된 특성이기도 하다. 따라서 확률강우량은 정상성을 가지고 있다는 반증으로 이해할 수 있다. 아울러, 현재의 방법론을 가지고 확률강우량의 정상성을 판단하는 것이 다소 무리가 있다는 결론이기도 하다. 이에 본 연구에서는 확률강우량의 정상성 판단을 위한 새로운 방법을 제안하고자 한다.

2. 빈도해석

확률강우량의 추정을 위한 빈도해석의 구체적인 내

용은 정성인 등(2007)과 같다. 본 연구에서도 정성인 등(2007)에서와 같이 Gumbel 분포를 사용하였으며, 그 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f(x) = \frac{1}{\hat{\alpha}} \exp \left[-\frac{x - \hat{x}_o}{\hat{\alpha}} - \exp \left(-\frac{x - \hat{x}_o}{\hat{\alpha}} \right) \right], \quad (1)$$

$$-\infty < x < \infty$$

여기서 $\hat{\alpha} (> 0)$ 는 축척(scale)변수이며 \hat{x}_o 는 최대확률의 발생위치를 표시한다. 이들 매개변수는 일반적으로 모멘트법 또는 확률가중모멘트법을 이용하여 추정한다.

3. 대상자료 및 확률강우량의 정상성 판별

본 연구에서도 정성인 등(2007)에서와 동일한 서울지점의 1908~2002년(자료기간 95년) 일 최대, 주 최대, 월 최대, 및 연 강수량자료를 분석 대상으로 하였다(그림 1). 한편 1950~1953년은 일 강우 관측자료의 결측으로 인해 일 최대와 주 최대 자료에서 제외하였다.

4. 확률강우량의 정상성 판단

정성인 등(2007)에서는 서울지점 강우자료와 확률강우량에 대해서 Cox-Stuart의 추세검정과 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 이용하여 추세와 정상성에 대한 검정을 수행하였다. 그 결과 강우관측자료는 추세가 없는 정상 시계열이라는 결론을 얻을 수 있었으나, 확률강우량의 경우는 여러 지속기간에 따라 일관된 결과를 보이지는 않지만 추세가 있는 비정상 시계열이라는 결과를 확인하였다. 그러나 확률강우량이 추세가 있는 비정상 시계열로 판단되는 주된 이유는 확률강우량을 시계열자료로 만드는 과정에서 대부분의 자료를 공유하게 되므로 특히 전-후 자료 자체의 상관성이 커지기 때문이다. 따라서 Cox-Stuart의 추세검정이나 Dickey-Fuller의 단위근 검정과 같은 기존의 통계적 검정방법은 확률강우량과 같은 시계열의 정상성을 판단하는 데는 사용되기 어렵다.

이에 본 연구에서는 확률강우량의 정상성을 판단해 볼 수 있는 간단한 방법을 제시해 보고자 한다. 특히, 이 방법은 확률강우량의 크기변화를 분석했던 기존의 연구(Ahn 등, 2001)와 달리 주어진 규모의 확률강우량의 발생빈도를 분석하는 형태를 가진다. 본 연구에서 제시하는 방법은 두 가지로 첫째는 기록년수를 초

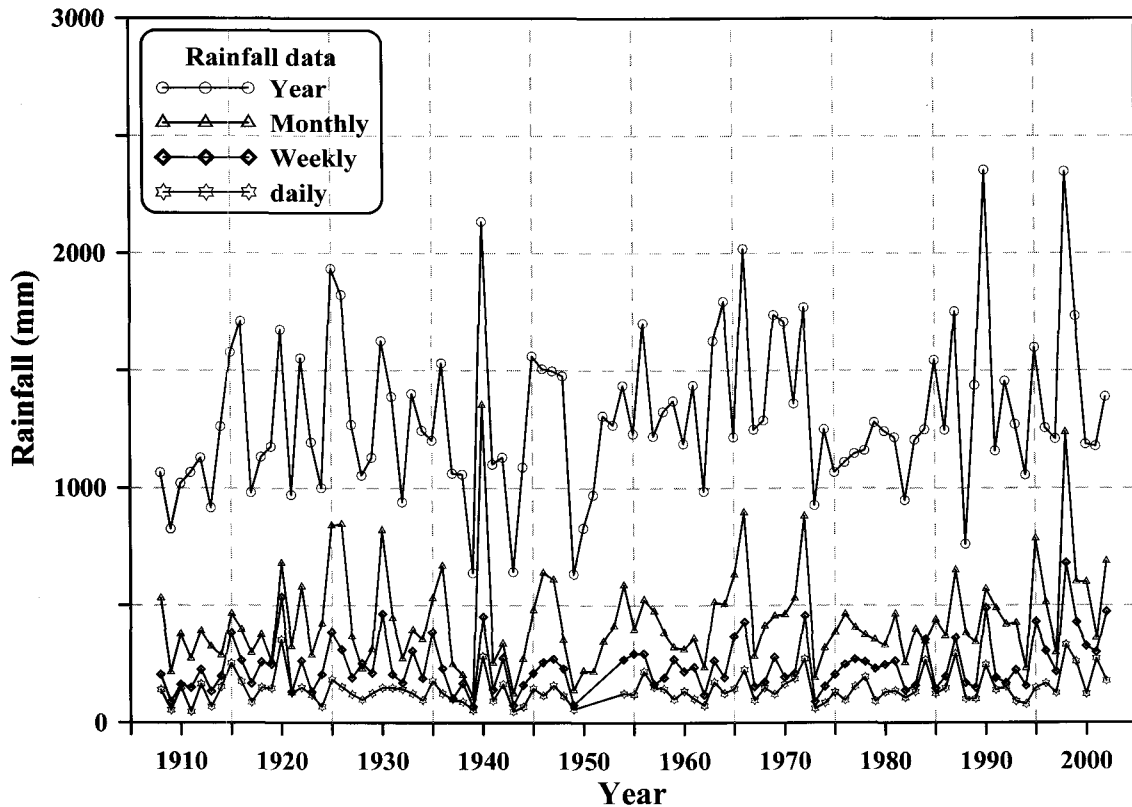


그림 1. 서울관측소의 일, 주, 월 최대 및 년 강우량 자료

과하는 재현기간을 갖는 강우의 발생빈도 평가하는 방법이며, 두 번째는 관측기록 중 최대치의 재현기간에 대한 신규 관측치의 영향을 평가하는 방법이다.

4.1 기록년수를 초과하는 재현기간을 갖는 강우의 발생빈도 평가

4.1.1 발생확률의 계산

T년 사상이란 매 T년마다 한 번 씩 출현을 예상할 수 있는 사상이다. 따라서 n년 동안에 T년 사상의 발생예상 횟수는 n/T가 될 것이다. 예를 들어 100년 동안 20년 사상의 출현은 5회 예상할 수 있다. 하지만 앞서 말한 바와 같이 관측되는 강우량은 어떤 규칙성이 존재하지 않으므로 T년 사상이 매 T년마다 한 번 씩만 발생하는 것이 아니라 T년 기간 동안 최대 T번 까지 발생할 수 있다.

T년 사상의 발생 사이의 평균시간이 T년이기 때문에 어느 특정 해에 T년 사상의 확률은 1/T이다. 따라서

$$p = \frac{1}{T} \quad (2)$$

여기서 T는 강우사상 Q_T 의 재현기간, p는 어떤 특정

해에 Q_T 가 발생할 확률을 나타낸다. Q_T 의 발생은 독립적이므로 p는 Q_T 의 과거 발생기록에 의해 영향 받지 않는다.

이제 Q_T 보다 크거나 같은 사상(즉, T년 초과사상)을 Q_T^* 라 하자. n년 동안 Q_T^* 가 k번 출현할 확률은 이항분포(binomial distribution)로부터 계산해 낼 수 있다.

$$f(k;p,n) = \frac{n!}{(n-k)!k!} (p)^k (1-p)^{n-k} \quad (3)$$

여기서, $f(k;p,n)$ 은 어느 특정 해에 Q_T^* 의 발생확률이 p일 때 n년 동안 Q_T^* 가 k번 출현할 확률을 나타낸다. 예를 들어, 30년의 기간 동안 재현기간 30년을 갖는 사상이 2회 출현할 확률은 다음과 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} f(2;0.033;30) &= \frac{30!}{(30-2)!2!} (0.033)^2 (1-0.033)^{30-2} \\ &= 0.19 \end{aligned}$$

즉, 30년 기록에서, Q_T 와 같거나 초과하는 사상이 정확하게 2번 나타날 확률은 19%라고 예상할 수 있다.

표 1. 초과사상의 발생횟수에 따른 발생확률과 비 발생확률의 계산 예

자료개수	발생횟수	발생확률(P_T)	비 발생확률(P_R)
10	1	$\frac{10!}{(10-1)!1!} \left(\frac{1}{10}\right)^1 \left(1 - \frac{1}{10}\right)^{10-1}$	$\left(1 - \frac{1}{10}\right)^{10}$
11	0	$\frac{11!}{(11-0)!0!} \left(\frac{1}{11}\right)^0 \left(1 - \frac{1}{11}\right)^{11-0}$	$\left(1 - \frac{1}{11}\right)^{11}$
12	3	$\frac{12!}{(12-3)!3!} \left(\frac{1}{12}\right)^3 \left(1 - \frac{1}{12}\right)^{12-3}$	$\left(1 - \frac{1}{12}\right)^{12}$
13	2	$\frac{13!}{(13-2)!2!} \left(\frac{1}{13}\right)^2 \left(1 - \frac{1}{13}\right)^{13-2}$	$\left(1 - \frac{1}{13}\right)^{13}$
14	1	$\frac{14!}{(14-1)!1!} \left(\frac{1}{14}\right)^1 \left(1 - \frac{1}{14}\right)^{14-1}$	$\left(1 - \frac{1}{14}\right)^{14}$
15	3	$\frac{15!}{(15-5)!3!} \left(\frac{1}{15}\right)^3 \left(1 - \frac{1}{15}\right)^{15-3}$	$\left(1 - \frac{1}{15}\right)^{15}$

표 1은 자료의 개수를 증가시켜 가면서 발생확률과 비 발생확률을 계산하는 예를 보여준다. 여기서 발생 횟수는 가정한 값이다. 예를 들어 10년 최대치 10개의 자료에서는 재현기간 10년 이상의 초과사상이 1번 발생했다고 가정한 것이고 11개의 자료에서는 11년 사상보다 큰 값이 한 번도 발생하지 않았다고 가정한 것이다. 표 1에서 P_T 는 자료의 개수가 증가함에 따라 n -년 초과사상의 발생횟수에 따른 발생확률을 계산한 식이고 P_R 은 자료의 개수가 증가함에 따라 n -년 초과사상이 한번도 발생하지 않을 비 발생확률을 계산한 식이다.

그림 2는 자료수의 증가에 따른 비 발생확률의 변화 추이 P_R 을 y -축으로 하고 P_T 를 x -축으로 하여 그린 것이다. 이 그림은 자료의 개수 n 을 10개부터 1개씩 계속 증가시켜 가면서 n -년 초과사상의 발생횟수가 0, 1, 2, 3, 4일 때의 그래프를 각각 그린 것이다. 맨 왼쪽에 1로 표시한 점들의 그래프는 비 발생확률인 P_R 을 y 축으로 하고 n -년 초과사상의 발생횟수가 1일 때의 확률 P_T 를 x 축으로 하여 이 둘을 비교한 것이고 0, 2, 3, 4로 표시한 그래프는 P_R 과 발생횟수가 각각 0, 2, 3, 4일 때의 P_T 를 비교한 것이다.

그림 2를 통해서 n 년 초과사상의 발생횟수는 한번 일 가능성(확률)이 가장 높으며 그 다음으로 한 번도 발생하지 않을 확률이 가장 높다는 것을 알 수 있다. 하지만 자료의 개수가 증가함에 따라 한 번도 발생하지 않을 확률과 한번 발생할 확률이 서로 0.368로 접근하는 것을 볼 수 있다. 이는 자료의 수가 증가하게

되면 이 두 확률이 서로 같아진다는 것을 의미한다. 즉, 자료의 수가 충분히 증가하게 되면 식 (3)에서 k 에 비해 상대적으로 n 의 영향이 매우 크게 됨으로 동일한 값으로 수렴하게 되는 것이다. 또한 발생 횟수가 증가하게 될수록 발생확률이 낮아져 그래프가 오른쪽으로 이동하는 것을 알 수 있다.

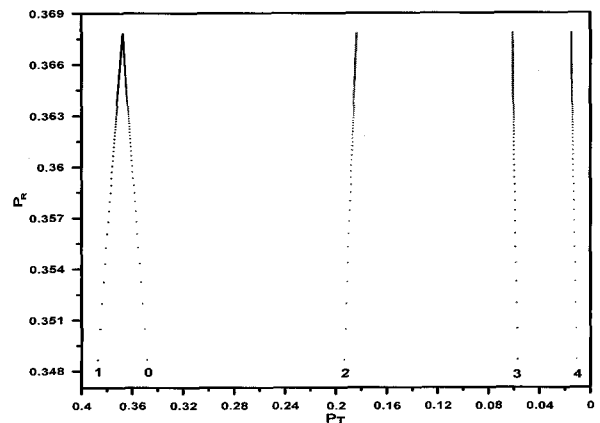


그림 2. 자료 수 증가에 따른 발생확률 변화

4.1.2 기록년수를 초과하는 재현기간을 갖는 강우의 발생빈도 평가

본 연구에서는 분석을 위한 최소 기록년수를 21년으로 하였다. 먼저 21개(1908~1928년)의 자료에 대하여 빈도해석을 수행하고, 재현기간 21년에 해당하는 확률강우량 보다 큰 강우사상의 발생횟수를 조사하였다. 아울러 자료기간과 기록년수를 초과하는 재현기간을 갖는 강우의 발생빈도를 고려하여 발생확률을 계산하였다.

다음으로 1개(1개년)의 관측자료를 더 추가하여 22개의 자료(1908~1929년)에 대하여 동일한 방법으로 빈도분석 실시한 후 재현기간 22년에 해당하는 확률강우량 보다 큰 강우사상이 몇 번 발생했는가를 조사하고 이의 발생확률을 계산하였다. 이런 방법으로 자료를 하나씩 추가해 가면서 모든 자료에 대해서 기록년수에 해당하는 확률강우량 보다 큰 강우사상의 발생횟수를 조사하였다.

정상적인 시계열 자료라면 n개의 자료를 가지고 빈도분석을 했을 경우 재현기간 n년 초과사상의 출현은 한번 정도일 가능성이 제일 크다(그림 2). 그러나 이상기후 등의 이유로 극단적인 사상이 많이 발생하여 자료계열이 비정상 시계열이 되었다고 가정하면, n년

초과사상의 발생횟수가 좀더 많아질 것이라고 생각할 수 있다. n년 초과사상이 3번 혹은 4번 출현했다면 그림 2에서 발생횟수가 3 혹은 4인 그래프 위에 그 값이 존재하게 될 것이다. 따라서 기록년수에 해당하는 확률강우량의 발생확률과 비 발생확률을 비교하였을 때 오른쪽에 그 값이 많이 존재하게 되면 비정상적인 경우라 할 수 있고 왼쪽에 치우쳐 존재하게 되면 정상적인 경우라 할 수 있다.

4.1.3 서울지점 강수량자료에의 적용

그림 3은 서울지점 연, 월 최대, 주 최대 및 일 최대 강수량 자료에 대해 n년 초과 강우량의 발생빈도를 검토한 것이다. 먼저 연 강수량의 경우를 보면 모

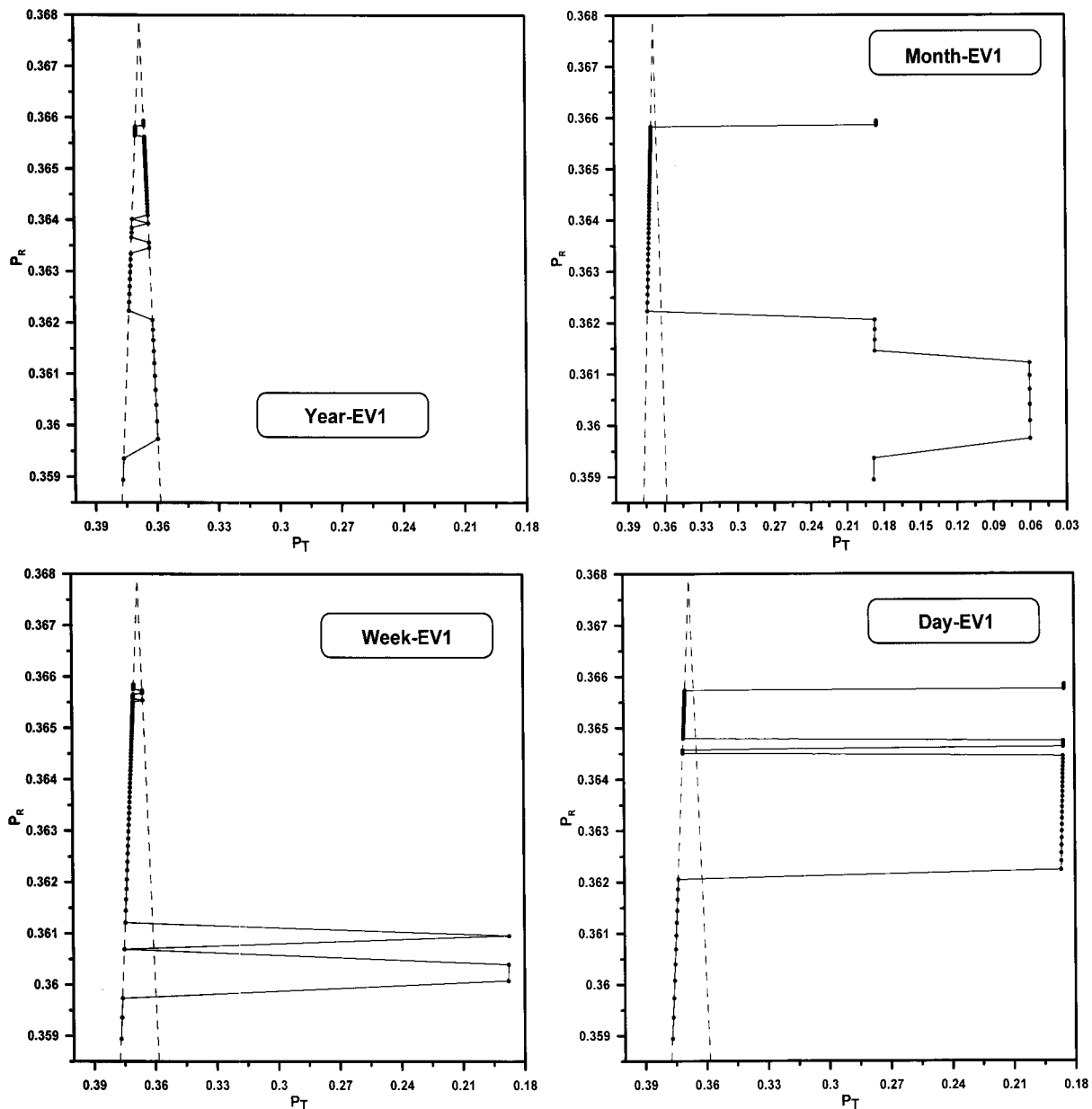


그림 3. 서울지점 강수량 자료에 대한 n년 초과사상의 발생빈도 검토

든 점들이 발생횟수 0 또는 1인 경우를 나타내는 점선위에 위치함을 확인할 수 있다. 이는 서울지점 연강수량 자료의 확률강우량이 아주 정상적이라는 것을 의미한다. 월 최대 강수량 자료계열의 경우도 n년 초과사상이 한번도 발생하지 않았거나 한번 발생했던 것으로 파악되지만, 두 번이나 세 번 발생한 경우도 몇 차례 확인된다.

주 최대 강우량 자료에서의 발생확률과 비 발생확률의 비교에서도 대부분의 경우 기록년수를 초과하는 확률강우량보다 큰 강우사상이 한 번도 나타나지 않았거나 한번 나타나는 것을 볼 수 있고, 년 강우량 자료나 월 최대 강우량 자료에서와 같이 자료의 수가 증가함에 따라 발생횟수가 1과 0로 수렴해 가는 것을 볼 수 있다. 마지막으로 일 최대 강우량에서의 발생확률과 비 발생확률의 비교에서는 n-년 초과사상의 발생횟수가 처음에는 한번으로 정상적인 경향을 보이지만 어느 시점에서는 자료의 개수가 추가되어도 계속해서 발생횟수가 2회 인 것을 볼 수 있다. 연속해서 발생횟수가 2회가 나타나는 것은 극단적인 사상이 계속해서 나타나서라기보다는 이전에 발생된 극단적인 사상이 자료가 추가되어도 계속해서 n-년 초과사상의 발생횟수에 영향을 주는 것이라 할 수 있다.

표 2. 신규자료 추가로 인해 n년 초과사상이 증가한 횟수

자료계열	분포형	증가횟수
년 강우	EV1	0
월 최대	EV1	3
주 최대	EV1	2
일 최대	EV1	3

n년 초과사상의 발생횟수가 증가하는 경우에만 극단적인 사상이 나타난 경우라 할 수 있기 때문에 표 2에 신규자료의 추가로 인해 n년 초과사상의 발생횟수

가 증가하는 경우를 정리해 보았다. n년 초과사상의 발생횟수가 0에서 1로 증가하는 경우는 제외하고 1회에서 2회 혹은 2회에서 3회로 증가하는 경우의 횟수만을 정리한 것이다.

확률강우량을 이용해 n년 초과사상의 발생횟수를 조사하면 총 횟수는 년과 월 최대 강우량의 경우 75번이고 주와 일 최대 강우량의 경우 73번이다. 유의수준을 5%라고 했을 때, 극단적인 사상의 관측으로 인해 n년 초과사상의 발생횟수가 증가 할 수 있는 횟수는 $4(=75 \times 0.05)$ 회 정도로 생각할 수 있다. 즉 n년 사상의 발생횟수가 증가하는 경우가 4회 미만이면 확률강우량은 정상적이다라고 할 수 있다. 표 2를 보면 모든 자료계열에서 신규 자료 추가로 인해 n-년 초과사상의 발생횟수가 증가하는 경우는 4회 미만인 것을 확인 할 수 있다. 따라서 95% 신뢰수준에서 확률강우량은 정상적이다라는 결론을 얻을 수 있다.

표 3은 자료의 개수가 10, 20, 30, 50 그리고 100개 일 때 n년 초과사상의 발생횟수가 0, 1, 2, 3 그리고 4회 이상일 때 발생확률을 계산한 것이다. n년 동안 n년 초과사상의 발생예상 횟수는 일반적으로 0회이거나 1회라고 전술한바 있지만 위 표에 따르면 정상적인 자료에서도 발생횟수가 2번이나 3번 혹은 4회 이상 발생 할 수 있음을 보여준다. 이렇게 n년 초과사상의 발생횟수가 많아질 수 있는 것은 앞서 말한 바와 같이 관측되는 강우량 자료가 해마다 무작위로 변하기 때문이다. 따라서 n-년 초과사상의 발생횟수가 2번이나 3번 이내인 경우에는 대략 유의수준 5% 정도에 대해 확률강우량이 비정상적이라고 단정할 수 없다.

결론적으로 기록년수를 초과하는 강우의 발생빈도를 조사해 본 결과 현재까지 확률강우량이 비정상적이라고 판단할 수 있는 근거는 부족해 보인다. 자료기간이 증가함에 따라 n년 초과사상의 발생횟수가 1 또는 0으로 수렴해 가는 것으로 보아 확률강우량이 오히려 정상적인 자료계열이 되어 가는 것을 확인 할 수 있다.

표 3. 자료의 개수와 발생횟수에 따른 발생확률

자료 개수	발생 횟 수				
	0	1	2	3	4회 이상
10	0.3487	0.3874	0.1937	0.0574	0.0128
20	0.3585	0.3774	0.1887	0.0596	0.0159
30	0.3617	0.3741	0.1871	0.0602	0.0169
50	0.3642	0.3716	0.1858	0.0607	0.0178
100	0.3660	0.3697	0.1849	0.0610	0.0184

4.2 최대 관측치의 재현기간에 대한 신규자료의 영향 평가

4.2.1 자료기간 중 최대 관측치의 재현기간 추정 방법

관측치 중 최대치의 재현기간에 대한 신규 자료의 영향을 평가하기 위하여, 먼저 22개(1908~1929년)의 자료를 가지고 빈도해석을 한 후에 22번째(1929) 자료를 제외하고 21개(1908~1928)의 자료 중에서 가장 큰 값을 찾아 이 값에 대한 재현기간을 추정하였다. 이 값을 $T_{T+1}(21)$ 이라 하였다. 당초 21개 자료(1908~1928)만을 가지고 빈도해석하여 추정한 최대 관측치의 재현기간은 $T_T(21)$ 이라 표시하였다.

다음으로 자료의 개수를 하나 추가하여 23(1908 ~ 1930)개의 자료에 대하여 빈도해석을 한 후 23번째 자료는 제외하고 22개의 자료 중에서 가장 큰 값을 찾아 이 값에 대한 재현기간을 추정하였다. 이 값을 $T_{T+1}(22)$ 이라 하였다. $T_T(22)$ 도 앞서와 같은 방법으로 추정하였다. 이러한 위 과정을 반복해 가면서 $T_T(21) \sim T_T(95)$ 와 $T_{T+1}(21) \sim T_{T+1}(95)$ 를 순차적으로 추정하였다.

$n+1$ 번째 값이 이전의 자료들과 비슷하여 $n+1$ 번째 값이 추가되어도 확률강우량에 큰 변화가 없다면 $T_T(n)$ 과 $T_{T+1}(n)$ 이 비슷한 값을 갖게 된다. 하지만 $n+1$ 번째 값이 상대적으로 너무 크면 확률강우량이 크게 증가하게 되고, 따라서 $T_{T+1}(n)$ 은 감소하게 된다. 반대로 $n+1$ 번째 값이 n 번째 값과 유사하거나 작으면 대체로 $T_{T+1}(n)$ 이 증가하게 된다. 본 연구에서는 이러한 차이를 이용하여 확률강우량의 정상성을 판단하였다.

4.2.2 최대 관측치에 대한 신규 관측치의 영향 평가 결과

그림 4는 년, 월 최대, 주 최대 및 일 최대 강수량 자료계열에 대해서 최대 관측치에 대한 신규관측치의 영향을 평가한 결과이다. 즉, $T_T(n)$ 과 $T_{T+1}(n)$ 을 비교한 것이다. 그림에서 $T_T(n)$ 은 x축으로 $T_{T+1}(n)$ 은 y축으로 표시하였다. 아울러 그림에서의 실선은 $y=x$ 그래프로 $T_T(n)$ 과 $T_{T+1}(n)$ 이 같은 경우를 나타낸 것이다.

$n+1$ 번째 값이 이전의 자료들에 비해 큰 변화가 없을 경우 $T_T(n)$ 이 $T_{T+1}(n)$ 이 비슷한 값을 갖게 되어 점들이 $y=x$ 선 가까이에 존재하게 될 것이다 하지만 $n+1$ 번째 값이 크게 상승하였을 경우에는 확률강우량이 증가하게 되어 $T_T(n)$ 이 $T_{T+1}(n)$ 보다 큰 값을 갖

게 되므로 $y=x$ 선 아래에 위치하게 된다. $n+1$ 번째 값이 다른 값에 비해 크면 클수록 점들은 오른쪽 아래로 이동하게 된다. 그림 4를 보면 대부분의 점들이 실선 근처에 있는 것을 볼 수 있고 n 번째 값의 상승으로 인해 오른쪽 아래에 존재하게 되는 경우는 일부분인 것을 볼 수 있다.

월 최대 자료의 경우에서도 년 자료의 경우에서와 마찬가지로 대부분의 점들이 실선 근처에 존재하고 몇 개의 경우에서만 실선 아래에 존재하고 있음을 살펴볼 수 있다. 이는 신규자료의 추가로 인해 최대값의 재현기간을 크게 변화시킬 만큼 확률강우량을 변동시킨 경우가 드물다는 것을 말해준다. 주 최대와 일 최대 자료 계열에 대한 검토에서도 대부분의 경우 실선 가까운 곳에 점들이 위치하고 있는 것을 확인할 수 있었다. 그림에서 실선 오른쪽 아래로 이격되어 있는 점들이 많지 않은 것으로 보아 최대 관측치의 재현기간에 대한 신규자료의 영향 평가에서도 확률강우량의 변동성에 큰 영향을 주는 극단적인 강우사상이 많이 관측되지 않았던 것으로 판단된다.

추가로 그림 4에서는 특히 월자료 및 주자료의 경우에 재현기간이 크게 추정된 것을 살펴볼 수 있다. 이는 기본적으로 자료 자체의 변동성과 왜곡도에 크게 좌우된 결과이다. 즉, 년 강수량의 경우 그 변동성과 왜곡도가 상대적으로 작으므로 작은 재현기간을 나타내 주게 되고, 반대로 일 강수량의 경우는 상대적으로 큰 변동성과 왜곡도를 나타내므로 재현기간이 크게 산정될 가능성이 높아지게 된다. 월 최대치 강우 자료의 경우 그 정도가 더욱 큰 것을 나타나고 있다. 마지막으로, 주 최대치 자료의 경우와 월 최대치 강우량의 경우는 변동성의 경우는 유사할 지라도 왜곡도의 차이에 의해 결과가 거의 반대의 성격으로 나타날 수 있음을 보여주는 결과이기도 하다.

4.2.3 결과에 대한 정량적 검토

먼저 최소자승법으로 추정된 회귀직선에 대한 기울기의 신뢰구간을 추정해 본 결과는 표 4와 같다. 표 4에서의 내용을 보면 주 최대 자료의 경우를 제외하고는 모든 경우에서 회귀식의 기울기의 신뢰구간이 '1'을 포함하는 것으로 확인되었다. 따라서 5% 유의수준에서 회귀식의 기울기가 '1'이 아니라고 판단하기 어렵다. 즉, 최대 관측치의 재현기간에 대한 신규자료의 영향 평가에서는 신규자료의 추가로 인한 확률강우량의 유의한 변동성은 없다고 판단할 수 있다. 따라서 $T_T(n)$ 과 $T_{T+1}(n)$ 사이 $T_T(n)=T_{T+1}(n)$ 을 벗어나는 유의한 추세가 없다고 판단할 수 있다.

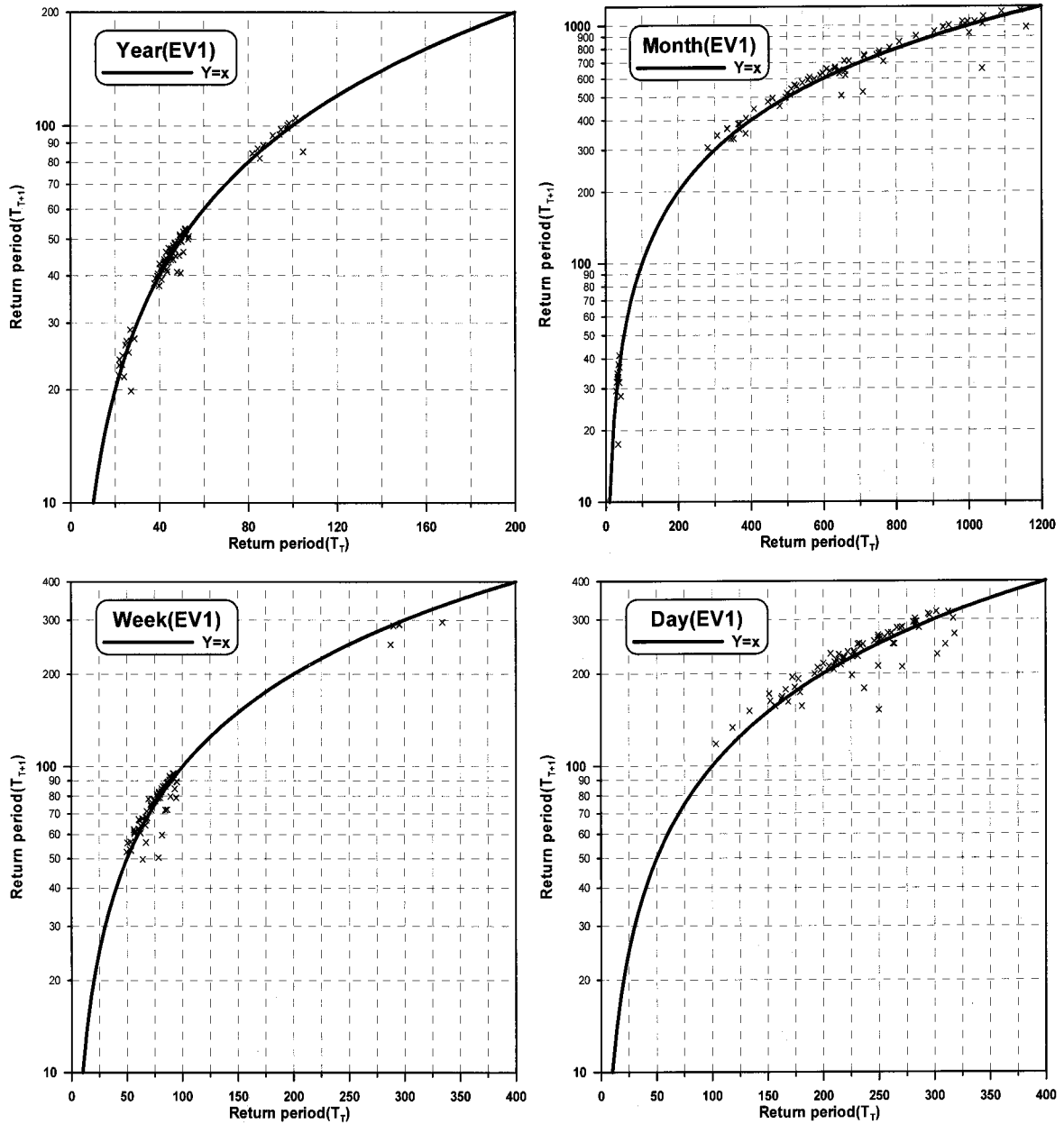


그림 4. 서울지점 년, 월 최대, 주 최대 및 일 최대 강수량 자료의 최대값에 대한 재현기간 비교

표 4. 회귀 직선의 기울기에 대한 95% 신뢰구간 추정

강수량 자료계열	표준오차	기울기 (하한치)	기울기	기울기 (상한치)
년 강수량	0.019	0.962	0.998	1.035
월 최대	0.0239	0.954	1.000	1.046
주 최대	0.019	0.926	0.962	0.999
일 최대	0.0599	0.881	0.997	1.113

5. 결 론

본 연구에서는 확률강우량의 정상성을 판단해 볼 수 있는 간단한 방법을 제시해 보고, 이를 서울 지점의 강우량 자료에 적용하여 보았다. 본 연구에서의 방

법은 확률강우량의 크기변화를 분석했던 기존의 연구 (Ahn 등, 2001)와 달리 주어진 규모의 확률강우량의 발생빈도를 분석하는 형태를 가진다. 본 연구에서 제시하는 방법은 두 가지로 첫째는 기록년수를 초과하는 재현기간을 갖는 강우의 발생빈도 평가하는 방법

이며, 두 번째는 관측기록 중 최대치의 재현기간에 대한 신규 관측 치의 영향을 평가하는 방법이다.

먼저, 기록년수를 초과하는 재현기간을 갖는 강우의 발생빈도평가에서는 기록년수를 초과하는 강우의 발생횟수가 0과 1로 수렴하는 것과 n-년 초과사상이 1회에서 2회에서 혹은 2회에서 3회로 증가되는 횟수는 자료기간의 5%를 넘지 않는 것을 볼 수 있었다. 따라서 기록년수를 초과하는 재현기간에 해당하는 강우사상의 발생횟수가 0회 또는 1회이면 정상성을 갖고 있다고 할 수 있다.

아울러, 최대 관측 치의 재현기간에 대한 신규자료의 영향 평가에도 대부분의 경우에서 신규자료의 추가로 인해 최대 관측 치의 재현기간이 크게 변하지 않는 것을 확인할 수 있었다. 이 결과에 대한 정량적 검토로 회귀직선의 기울기에 대한 평가를 수행했으며 유의 수준 5%에서 기울기가 '1' 임을 확인할 수 있었다. 즉, 이상과 같은 결과를 통해 서울지점 강우의 정상성을 의심할 만한 유의한 근거는 찾을 수 없었다.

강우는 관측되는 지역과 시간에 따라서 매번 변하기 마련이다. 하지만 현재의 강우모델이나 통찰력은 아직까지 강우가 어떤 변화가 일어나게 될 것인지를 알려주지 못하고 있다. 보다 급진적인 변화에 대해서도 우리는 아는 바가 별로 없다. '이상기후'를 탐하기에 앞서 현재 기록되는 수문현상에 깊은 연구와 대처방안이 먼저 논의되고 제시되어야 할 것이다.

감사의 글

본 연구는 건설교통부가 출연하고 한국건설교통기술평가원에서 위탁시행 한 2003년도 건설기술혁신사업 (03산학연C01-01)에 의한 도시홍수재해관리기술연구사업단의 연구성과입니다.

참 고 문 헌

안재현, 김태웅, 유철상, 윤용남 (2000) 자료기간 증가에 따른 확률강우량의 거동특성분석. 한국수자원학회논문집, 한국수자원학회, 제33권, 제5호, pp. 569-580.

안재현, 유철상, 윤용남 (2002) 확률강우량의 상승 및 감소와 관련하여 : 홍수량과 홍수위에 대한 영향 분석. 한국수자원학회 학술발표회 논문집(II), 한국수자원학회, pp. 1274-1279.

정성인, 유철상, 윤용남 (2007) 확률강우량의 정상성 판단: 1. 기존 방법의 적용 및 평가. 한국방재학회논문집, 한국방재학회 심사 중.

Ahn, J.H., Kim, T.W., Yoo, C., and Yoon, Y.N. (2001) On the variation of frequency-based rainfall amounts : A case study for evaluating recent extreme rainfalls in Korea. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, Vol. 17, No. 3, pp. 217-227.

- ◎ 논문접수일 : 2007년 07월 27일
- ◎ 심사의뢰일 : 2007년 07월 30일
- ◎ 심사완료일 : 2007년 10월 17일