

# 매일의 불편감 증상점수의 분석: 불편감 증후군의 탐색과 증상 변화추세의 검정

이원녕<sup>1</sup> · 송혜향<sup>2</sup>

<sup>1</sup>가톨릭대학교 의학통계학과, <sup>2</sup>가톨릭대학교 의학통계학과

(2009년 9월 접수, 2009년 11월 채택)

## 요약

총 28일에 걸친 매일의 불편감 증상점수에 근거하여 월경 전 증후군을 가린 후, 임상에서 의료인의 진단시 유용하게 사용될 수 있는 월경 전 증후패턴의 시작점을 추정한다. 이러한 추정에 앞서 불편감 증상점수가 과연 변화 추세를 보이는가의 검정이 우선되어야 하며, 모수적 단순회귀식에 의한 검정법과 비모수적 검정법을 적용한다. 실제 여성에게서 수집된 자료에 적용하여 분석한다. 증상점수의 직선적인 변화시점을 알아내는 단순회귀 방법과 직선 형태를 가정하지 않는 비모수적 검정법은 최적의 차이가 되는 상황이 서로 다를 것이며, 이를 모의실험으로 알아본다.

주요용어: 런검정, Cox-Stuart 검정, 기울기 변화시점, 분포 변화시점, 증상패턴.

## 1. 서론

여성은 매달 겪는 사건으로 신체적, 심리적, 행동적인 불편을 호소하는 경우를 주위에서 종종 볼 수 있다. 일부 여성이 겪는 월경 전 증후(premenstrual syndrome; PMS)란 월경의 시작 전에 가임 여성이 겪을 수 있는 월경주기 중 일정한 시기에 규칙적으로 재발하는 복합적 증상을 말하며, 나머지 기간 동안에는 이러한 증상이 감소하거나 사라진다. 월경 전 증후는 구체적으로 다음과 같이 정의하고 있다. 다음 월경이 시작되기 대략 14일 전부터의 기간 중에 유의한 양(positive)의 곤란한 증상이 있으며 이러한 양의 곤란한 증상은 주기 중의 다른 기간에는 없으며, 월경이 시작된 후 어느 시기부터는 유의한 음(negative)의 경향이 나타나고 또한 이러한 음의 증상은 주기 중의 다른 기간에는 없다 (Magos와 Studd, 1986).

Muse 등 (1984)에서 보고하듯이 월경 전 증후군에 속한 여성은 임상적으로 약물치료를 받게 되는데 이에 앞서 월경 전 증후군이 우선 파악되어야 한다. 이에 본 연구의 목적은 국내 대학에서 수집한 개인별 매일의 증상점수를 분석하여 월경 전 증후를 가진 군을 우선 파악하며, 또한 이러한 증상을 가진 여성의 자료로부터 불편한 증상이 나타나는 시기의 시작점을 추정하고자 한다. 즉 Magos와 Studd (1986)에 의해 월경이 시작되기 대략 14일 전부터라고 알려진 사실을 통계적인 분석으로서 국내 여성의 경우에 구체적으로 몇 일 전부터 나타나는지를 밝히고자 한다.

개인별 매일의 증상점수가 연속적으로 월경의 두 주기 이상, 즉 두 달 또는 그 이상의 기간에 걸쳐 수집되었다면 시계열 분석이 가능하다. 그러나 본 논문에서는 한 주기를 충분히 파악하기도 어려운 28일에

<sup>2</sup>교신저자: (137-701) 서울시 서초구 반포동 505, 가톨릭대학교 의학통계학과, 교수.

E-mail: hhsong@catholic.ac.kr

국한된 자료이므로 매우 단순한 방법으로 분석되어야 한다. 본 논문에서는 런검정(runs test)과 Cox와 Stuart (1955)의 검정법을 적용하여 분석하므로써 월경 전 증후군을 가진 여성을 결정한다. 이 검정법들은 증상점수가 랜덤인가 또는 아닌가에 대한 검정이며, 이 검정에서 기각된 여성의 자료로부터 월경 전 증후 시작점에 대한 검정을 시행한다. 월경 전 증후가 있다면 월경 전 증후의 시작점부터 월경 시작전까지 불편감의 증가가 예상되지만 어떤 증가패턴인지는 구체적으로 알 수 없다. Quandt (1958, 1960)는 두 직선회귀식의 적용으로 의료인에게 관심사인 월경 전 증후의 시작점 추정방법을 제시하였으나 이러한 추정에 앞서서 과연 변화패턴이 유의한가에 대한 검정부분을 해결하지 못하였다. 따라서 증상 변화추세의 검정과 변화 시작점 추정이 모두 가능한 통계적인 방법을 본 논문의 자료분석에서 검토해 보았다.

## 2. 방법

### 2.1. 월경 전 증후군의 탐색

불편감을 측정하는 총 35개 문항으로 구성된 Menstrual distress questionnaire(MDQ)의 매일의 증상점수합에 런검정과 추세를 파악하는 Cox-Stuart 검정법을 적용하여 월경 전 증후군을 탐색한다. 이 때 월경이 시작된 시점 1일부터 28일까지의 정보에서 1일부터 6일까지는 월경기간이므로 분석에서 제외하고 월경시작 7~28일의 자료만을 분석에 포함한다.

**2.1.1. 런검정** 각 여성에 대해 실시하는 런검정은 매일의 35개 문항의 증상점수합의 패턴이 랜덤한가를 검정한다. 7~28일의 각 나날마다 총 103명의 35개 문항의 증상점수합의 중앙값  $M_0$ 을 구하여 이를 모집단의 중앙값으로 간주한 후 각 여성의 매일의 증상점수합을 중앙값  $M_0$ 과 비교하여 각 나날의 + 또는 -가 정해진다. 중앙값  $M_0$ 보다 크면 +이고, 작으면 -이다. 각 여성의 총 22개 일련의 + 또는 - 자료 중 중앙값  $M_0$ 과 동일한 자료는 제외한 후, 총  $n_1$ 개의 +와  $n_2$ 개의 -자료를 얻는다 ( $n_1 + n_2 \leq 22$ ). 이러한 일련의 +와 -자료로부터 런의 개수  $r$ 을 구한다. 본 논문에서 채택한 런의 정의는 다음과 같다. 예를 들어서 +-+-++에서 +런이 3개, -런이 2개이며, 따라서  $r$ 은 5이다.

런검정은  $r$ 이 근사적으로 정규분포함을 이용하여 검정한다. 즉

$$Z_r = \frac{r - [(2n_1n_2)/(n_1 + n_2)] + 1}{\sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1 + n_2)^2(n_1 + n_2 - 1)}}} \quad (2.1)$$

을 표준정규분포와 비교하여 검정한다 (Daniel, 1989, p.66). 런의 수가 매우 크거나 또는 매우 작은 경우 모두가 랜덤하지 않은 상태를 나타내므로 양측검정을 시행하여 월경 전 증후를 보이는 여성을 정한다.

총 35개 문항의 증상점수합은 요인분석으로 부터 서로 직교하는 요인(orthogonal factors)인 6개 분야, 즉 통증, 행동의 변화, 집중력 저하, 부정적 정서, 자율신경계의 반응, 수분축적으로 구성되고 각 분야를 측정할 문항수가 서로 다르다. 3절 참고) 위의 식 (2.1)은 각 분야의 문항수가 다름을 고려하지 않은 검정통계량이다. 그러나 6개 분야를 대등하게 취급하고자 한다면 각 분야별로 위의 런검정 통계량을 구한 후 독립으로 가정할 수 있는 표준정규분포 통계량을 병합하는 다음과 같은 검정이 또한 가능하다.

$$Z_{sum(r)} = \frac{1}{\sqrt{6}}(Z_{1(r)} + Z_{2(r)} + Z_{3(r)} + \dots + Z_{6(r)}). \quad (2.2)$$

식 (2.2)의 통계량으로 양측검정을 시행하여 월경 전 증후가 있는 여성을 정한다.

**2.1.2. Cox-Stuart 검정** Cox-Stuart 검정법 (Cox-Stuart, 1955)은 각 여성에 대해 매일의 35개 문항의 증상점수합이 증가추세를 보이는가에 대한 검정으로 부호검정(sign test)의 변형이다. 일련의 자료로부터 겹치지 않는 짝을 생성하며 각 쌍에서 맺어진 두 수치를 비교하여 ‘+’의 개수를  $K$ 라 할 때 “매일의 증상점수합에 패턴이 없다”는 귀무가설 하에서  $K$ 는 확률이 0.5인 이항분포에 따른다.

짝의 생성은 본 논문의 자료분석 목적인 증가추세의 패턴에 대한 관심을 반영하여 7일과 28일, 8일과 27일, ..., 17일과 18일의 총 11쌍을 생성한다. 각 쌍에서 후반부의 증상점수합이 더 큰 경우를 +로 두고, 반대의 경우를 -로 둔다. 동일 점수를 보이는 쌍을 제외하고 남은 쌍의 개수가  $n'$ 이고 이 중 +의 개수가  $k'$ 일 때 귀무가설 하에서 구한 확률  $P(K \leq k' | n', 0.5)$ 이 정해진 유의수준  $\alpha$ 보다 작게 되면 귀무가설을 기각한다. 이항분포가 근사적으로 표준정규분포함을 이용하여 검정통계량

$$Z_{CS} = \frac{(k' + 0.5) - 0.5n'}{0.5\sqrt{n'}}$$

으로 단측검정을 시행하여 월경 전 증후를 보이는 여성을 결정할 수 있다. 앞 절에서와 마찬가지로 MDQ의 6개 분야를 대등하게 취급하고자 한다면 각 분야별로 위의 Cox-Stuart 증가추세 검정통계량을 구한 후 병합하여 검정할 수 있다.

## 2.2. 월경 전 증후패턴 시작점의 추정

의료인은 월경 전 증후를 보이는 여성의 증상점수 자료로부터 임상에서 진단시 유용하게 사용될 수 있는 월경 전 증후의 시작점에 대해 큰 관심을 가지고 있다. 즉, 7~28일의 증상점수로부터 변화를 보이는 시작점을 추정하는 문제이며, 이 시작점을 출발로 월경이 시작되는 시점인 28일까지 불편감이 계속 증가할 것이다. 본 논문에서는 두 직선식에 근거하여 변화시점을 알아내는 모수적 단순회귀 방법과 어떠한 변화 형태도 가정하지 않는 비모수적 방법을 적용하여 비교한다.

**2.2.1. 단순회귀식에 의한 증후패턴의 검정과 시작점의 추정** 단순회귀식에 의한 변화시점 추정은 Quandt (1958, 1960)에 의해 제안되었다. 하나의 단순선형회귀식과 비교하여 두 단순선형회귀식의 기울기가 변하는 시점을 로그우도함수가 최대가 되는 시점으로 정하였고, -2를 곱해준 로그우도비가 카이제곱 분포한다는 사실에 의존하여 검정하였다. Beckman과 Cook (1979)을 비롯하여 여러 저자들은  $-2 \log \lambda$ 는 근사적으로 카이제곱 분포(자유도 4)하지 않는다고 밝혔다. 본 논문에서는 이러한 검정의 문제를 해결한 Kim과 Siegmund (1989)이 제안한 축차검정법을 이용한다.

Quandt (1958, 1960)의 연구에 이어 자료가 수집된 상황과 자료 특성에 따라 다양한 각도로 많은 연구가 이루어졌다. 회귀식의 변화시점 추정에서 이차식 이상의 회귀식까지 연장하는 경우 (Esterby와 El-Shaarawi, 1981), 베이지안 방법을 시도한 경우 (Bacon과 Watts, 1971; Ferreira, 1975; Choy와 Broemeling, 1980), 두 단순회귀직선이 만나는 점점과 그 점점에서의 평균 반응변수값 추정에 초점을 맞춘 경우 (Hinkley, 1969, 1971), 또는 둘 이상의 여러 회귀식을 다루면서 누적합(cusum)을 이용한 경우 (Brown 등, 1975) 등이 있다. 한편 어떠한 분포도 가정하지 않고 회귀식에 근거하지 않는 비모수적 방법을 Pettitt (1979)는 제시하고 있다. 본 논문의 자료 분석에서 모수적 방법인 Quandt (1958, 1960)와 Kim과 Siegmund (1989)의 두 단순회귀식 방법과 Pettitt (1979)의 비모수적 방법으로 제한한다.

Quandt (1958, 1960)의 두 단순회귀식 모형은 다음과 같다. 귀무가설은 일련의 증상점수합이 하나의 직선으로 설명된다는 것이고, 대립가설은 두 다른 직선, 즉 시점  $t$  ( $1 \leq t < T$ )까지의 직선과 시점  $t$  후

에는 다른 직선에 의해 설명된다는 것이다.

$$H_0: y_k = \alpha + \beta x_k + \epsilon_k, \quad k = 1, \dots, T,$$

$$H_1: \begin{cases} y_i = \alpha_1 + \beta_1 x_i + \epsilon_i, & i = 1, \dots, t, \\ y_j = \alpha_2 + \beta_2 x_j + \epsilon_j, & j = t+1, \dots, T. \end{cases}$$

단일 회귀식에서의 오차항  $\epsilon_k$ 는 평균이 0이고 분산이  $\sigma^2$ 인 정규분포를 따른다고 가정하며, 두 회귀식에서의  $\epsilon_i$ 와  $\epsilon_j$ 는 서로 독립이며 평균이 0이고 분산은 각각  $\sigma_1^2$ 과  $\sigma_2^2$ 인 정규분포를 따른다고 가정한다. 회귀식에서 종속변수는 증상점수합이며, 설명변수는 나날이므로  $x_1 < \dots < x_T$ 가 성립하며, 특히  $x_i = i$ 로  $x_i$ 는 동일 간격을 가진다.

오차항  $\epsilon_i$ 와  $\epsilon_j$ 의 정규분포함을 이용하여  $t$ 개의 증상점수합과  $T-t$ 개의 증상점수합의 우도함수는 각각 다음과 같다.

$$\left( \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} \right)^t \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma_1^2} \sum_{i=1}^t (y_i - \beta_1 x_i - \alpha_1)^2 \right],$$

$$\left( \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} \right)^{T-t} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma_2^2} \sum_{j=t+1}^T (y_j - \beta_2 x_j - \alpha_2)^2 \right].$$

따라서 전체 증상점수합의 관측치에 대한 우도함수는

$$\left( \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} \right)^t \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} \right)^{T-t} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma_1^2} \sum_{i=1}^t (y_i - \beta_1 x_i - \alpha_1)^2 - \frac{1}{2\sigma_2^2} \sum_{j=t+1}^T (y_j - \beta_2 x_j - \alpha_2)^2 \right]$$

이며, 로그 우도함수는 다음과 같다.

$$L = -T \log(\sqrt{2\pi}) - t \log(\sigma_1) - (T-t) \log(\sigma_2) - \frac{1}{2\sigma_1^2} \sum_{i=1}^t (y_i - \beta_1 x_i - \alpha_1)^2 - \frac{1}{2\sigma_2^2} \sum_{j=t+1}^T (y_j - \beta_2 x_j - \alpha_2)^2. \quad (2.3)$$

식 (2.3)으로부터 귀무가설 하에서 직선 기울기와 절편의 최대우도 추정량과 대립가설 하에서 두 직선 기울기와 절편의 최대우도 추정량을 구한다.

$$b = \frac{\sum_{k=1}^T (x_k - \bar{x}_T)(y_k - \bar{y}_T)}{\sum_{k=1}^T (x_k - \bar{x}_T)^2}, \quad a = \bar{y}_T - b\bar{x}_T,$$

$$b_1 = \frac{\sum_{i=1}^t (x_i - \bar{x}_t)(y_i - \bar{y}_t)}{\sum_{i=1}^t (x_i - \bar{x}_t)^2}, \quad a_1 = \bar{y}_t - b_1\bar{x}_t,$$

$$b_2 = \frac{\sum_{j=t+1}^T (x_j - \bar{x}_t^*)(y_j - \bar{y}_t^*)}{\sum_{j=t+1}^T (x_j - \bar{x}_t^*)^2}, \quad a_2 = \bar{y}_t^* - b_2\bar{x}_t^*,$$

여기서 평균은 다음과 같이 정의된다.

$$\bar{y}_T = T^{-1} \sum_{k=1}^T y_k, \quad \bar{y}_t = t^{-1} \sum_{i=1}^t y_i, \quad \bar{y}_t^* = (T-t)^{-1} \sum_{j=t+1}^T y_j,$$

$$\bar{x}_T = T^{-1} \sum_{k=1}^T x_k, \quad \bar{x}_t = t^{-1} \sum_{i=1}^t x_i, \quad \bar{x}_t^* = (T-t)^{-1} \sum_{j=t+1}^T x_j.$$

기울기와 절편 추정량을 이용하여  $\sigma^2$ ,  $\sigma_1^2$ ,  $\sigma_2^2$ 의 추정량이 구해진다.

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{k=1}^T (y_k - bx_k - a)^2}{T}, \quad \hat{\sigma}_1^2 = \frac{\sum_{i=1}^t (y_i - b_1x_i - a_1)^2}{t}, \quad \hat{\sigma}_2^2 = \frac{\sum_{j=t+1}^T (y_j - b_2x_j - a_2)^2}{T-t}$$

이 모든 추정량을 이용하여 최대 우도함수

$$L(t) = -T \log(\sqrt{2\pi}) - t \log(\hat{\sigma}_1) - (T-t) \log(\hat{\sigma}_2) - \frac{T}{2}$$

이 구해진다. 변화시점의 최대우도 추정량은 만약  $t$ 가 연속이라면  $L(t)$ 의 미분으로서 구해질 수 있지만,  $t$ 는 나날을 지칭하는 이산형이므로, Quandt (1958)는 모든  $t$ 에 대해  $L(t)$ 를 구한 후  $L(t)$ 가 최대가 되는  $t$ 를 변화시점으로 채택하고 이  $t$ 는 최대우도 추정량이 된다. 이와 같은 변화시점의 추정은 단순회귀식에서 변화가 과연 유의한가의 검정을 고려한 후 그 의미를 가진다.

Quandt (1958, 1960)는 회귀식에서 변화가 유의한가의 검정으로서 우도비 검정을 제안하였다. 즉, 최대우도 추정값  $t$ 를 이용하여

$$\lambda = \frac{\hat{\sigma}_1^t \hat{\sigma}_2^{T-t}}{\hat{\sigma}^T}$$

를 구한 후  $-2 \log \lambda$ 가 자유도 4의 카이제곱 분포함을 이용하여 검정한다. 그러나 최대우도 추정값  $t$ 를 이용하여 구한 이 우도비는  $t$ 값에 의존하는 조건부 우도비이고  $\log \lambda_t$ 를 다시 정확히 표현하면

$$\log \lambda_t = \log \left( \frac{\max(\text{likelihood of the observations under } H_1|t)}{\max(\text{likelihood of the observations under } H_0)} \right)$$

이므로 귀무가설 하에서  $\max(-2 \log \lambda_t)$ , 즉  $\min(2 \log \lambda_t)$ 의 분포는 쉽게 구할 수 없다.

두 단순회귀식에 의한 변화시점의 추정과 검정에서 Quandt (1958, 1960)가 분산이 다른 경우를 검토한 것과 달리, 오차항의 등분산을 가정한 다수의 연구자들 (Hinkley, 1969, 1971; Bacon과 Watts, 1971; Brown 등, 1975; Ferreira, 1975; Beckman과 Cook, 1979; James 등, 1987)과 마찬가지로 Kim과 Siegmund (1989)도  $\sigma_1 = \sigma_2 \equiv \sigma$ 을 가정한다. 두 단순회귀식에서 등분산인 경우에  $\hat{\sigma}^2$ 의 추정량은 다음과 같다.

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^t (y_i - b_1x_i - a_1)^2 + \sum_{j=t+1}^T (y_j - b_2x_j - a_2)^2}{T}$$

Kim과 Siegmund (1989)의 우도비 검정의 귀무가설은  $H_0 : \beta_1 = \beta_2$  and  $\alpha_1 = \alpha_2$ 으로 직선의 변화가 없다는 것이고, 대립가설은  $H_1 : \beta_1 \neq \beta_2$  or  $\alpha_1 \neq \alpha_2$ 로 변화되는 시점  $t$  ( $1 \leq t < T$ )가 존재한다는 것이다. Kim과 Siegmund (1989)이 유도한 최대우도 검정법은 저자들의 논문에 제시된 식 (2.16), 즉 다음의 검정통계량이 큰 값을 가지는 경우에 귀무가설을 기각한다.

$$C(t) = \frac{Tt(\bar{y}_t - \bar{y}_T)^2}{T-t} + \frac{Q_{xyt}^2}{Q_{xxt}} + \frac{Q_{xyt}^{*2}}{Q_{xxt}^*} - \frac{Q_{xyT}^2}{Q_{xxt}}$$

변화시점은  $C(t)$ 가 최대인 시점, 즉  $C_{KS} = \hat{\sigma}^{-2} \max_{t_0 \leq t \leq t_1} C(t)$ 가 성립되는 시점  $t$ 가 된다. 여기서 제곱합들은 다음과 같다. 시점  $t_0$ 과 시점  $t_1$  ( $0 < t_0 < t_1 < 1$ )은 추정 변화시점으로서 채택 가능한 최

소와 최대 시점이다.

$$Q_{xxT} = \sum_{k=1}^T (x_k - \bar{x}_T)^2, \quad Q_{xxt} = \sum_{i=1}^t (x_i - \bar{x}_t)^2, \quad Q_{xxt}^* = \sum_{j=t+1}^T (x_j - \bar{x}_t^*)^2,$$

$$Q_{xyT} = \sum_{k=1}^T (x_k - \bar{x}_T)(y_k - \bar{y}_T), \quad Q_{xyt} = \sum_{i=1}^t (x_i - \bar{x}_t)(y_i - \bar{y}_t), \quad Q_{xyt}^* = \sum_{j=t+1}^T (x_j - \bar{x}_t^*)(y_j - \bar{y}_t^*).$$

실제로 자료로부터 구해진  $C_{KS}$ 의 값이  $c_{KS}$ 일 때 유의확률의 대략적인 값으로서 Kim과 Siegmund (1989)는 다음을 제시하였다.

$$P = 2^{-1} c_{KS}^2 \exp \left[ -\frac{1}{2} c_{KS}^2 \right] \log \left[ \frac{t_1(1-t_0)}{t_0(1-t_1)} \right].$$

**2.2.2. 비모수적 증후패턴의 검정과 시작점의 추정** Pettitt (1979)가 제시한 증후패턴의 검정과 시작점의 추정 방법은  $t$ 시점을 기준으로 전반부의 수치  $y_1, \dots, y_t$ 와 후반부의 수치  $y_{t+1}, \dots, y_T$ 로 나눈 두 군의 분포함수가 같다는 귀무가설  $H_0 : F_1(y) = F_2(y)$ 과 후반부의 증상점수합이 전반부와 비교하여서 변화하였다는 대립가설  $H_1 : F_1(y) \neq F_2(y)$ 에 대한 윌콕슨 검정통계량에 근거한다. 후반부의 증상점수합이 전반부의 증상점수합보다 증가한다는 대립가설  $H'_1 : F_1(y) > F_2(y)$ 에 대한 단측검정도 가능하다.

이제 전반부의 한 수치  $y_i$ 와 후반부의 한 수치  $y_j$ 에 대해

$$D_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{if } y_i > y_j, \\ 0, & \text{if } y_i = y_j, \\ -1, & \text{if } y_i < y_j, \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, t; \quad j = t+1, \dots, T$$

을 정의하고 모든 수치에 대한 합을 구한다.

$$U_{t,T} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^T D_{ij}.$$

후반부의 증상점수합이 증가한다는 대립가설에 대한 변화시점은 이 윌콕슨 검정통계량이 최소가 되는 시점, 즉

$$K_T^- = - \min_{1 \leq t < T} U_{t,T}$$

이 최대가 되는 시점이다. 또한 후반부의 증상점수합이 감소한다는 대립가설에 대한 변화시점은 윌콕슨 검정통계량

$$K_T^+ = \max_{1 \leq t < T} U_{t,T}$$

이 최대가 되는 시점이므로 양측검정의 검정통계량은  $K_T = \max(K_T^+, K_T^-)$ 이 된다. 위의 Kim과 Siegmund (1989)의 검정법에서와 마찬가지로 Pettitt (1979)의 비모수검정법에서도 양측검정을 시행한다.

이제 시점  $t$ 를 변화시켜 검정하는 전체 과정의 유의확률을 구한다. 자료의 순위변환으로  $U_{t,T}$  통계량은 전반부 자료의 순위합  $W_{t,T}$ 와 다음과 같은 관계에 있다.

$$U_{t,T} = 2W_{t,T} - t(T+1)$$

이미 잘 알려져 있는 귀무가설 하에서의 평균과 분산

$$E(W_{t,T}) = \frac{t(T+1)}{2}, \quad \text{var}(W_{t,T}) = \frac{t(T-t)(T+1)}{12}$$

과  $W_{t,T}$ 가 근사적으로 정규분포함을 이용하고, 시점의 단위를  $x = t/T$ 로 바꾸면 검정통계량은 다음과 같다.

$$Z_t(x) = \left( \frac{3}{T^2}(T+1) \right)^{\frac{1}{2}} U_{t,T}.$$

이제  $T \rightarrow \infty$ 일 때 Brownian Bridge와 같은 극한분포를 가짐을 이용하여 검정하며,  $3/(T^2(T+1))^{1/2} K_T$ 의 극한분포는  $\sup|Z(x)|$ 의 극한분포와 동일하여 실제 자료로부터 구해진  $K_T$ 의 값이  $k_T$ 일 때 이에 해당하는 양측검정 유의확률은

$$P = 2 \exp \{ -2Z_T(x)^2 \} \simeq 2 \exp \left\{ -\frac{6k_T^2}{T^3 + T^2} \right\}$$

이다 (Pettitt, 1979).

### 3. 예제

불편감을 측정하는 총 35개 문항으로 구성된 MDQ는 요인분석으로 구해진 직교하는 여섯 요인인 통증, 행동의 변화, 집중력 저하, 부정적 정서, 자율신경계 반응, 수분축적각 각각 6, 5, 8, 8, 4, 4개의 문항으로 구성되었다. 각 문항의 응답은 1(전혀 그렇지 않다), 2(약간 그렇다), 3(그렇다), 4(보통이다), 5(심각하다), 6(매우 심각하다)의 단계 중 하나를 선택하게 된다. 전체 35개 문항의 총점 또는 각 분야별 총점이 불편감의 척도로 사용될 수 있다. 월경이 시작된 시점을 1일로 하여 28일까지의 응답 중 1일부터 6일까지는 대상자 모두가 부정적인 경향을 보이는 월경기간이므로 분석에서 제외되고 7-28일의

자료를 분석한다. 본 논문에서 분석하는 예제 자료는 월경과 관련하여 불편감을 자각하는 20대 여대생 58명과 두 병원에서 근무하는 30-40대 직장여성 45명으로 총 111명 중 피임약 복용자와 월경주기가 규칙적이지 않는 8명을 제외한 103명이 매일 기록한 자료이며 1994년 한 해 동안 수집되었다 (김정은, 1995).

7-28일의 자료 분석에서 런검정  $Z_r$ 에 의해 103명 중 32명이 유의하여 랜덤패턴이 아니라는 결과가 얻어졌고, 그러나 Cox-Stuart 검정  $Z_{CS}$ 에 의해서는 103명 중 25명이 유의한 증가패턴을 보인다는 결과를 얻었다. 런검정은 나날의 증상점수합이 랜덤이라는 귀무가설에 대해, 대립가설은 랜덤이 아니라는 일반적인 경우에 대한 검정이다. 한편 Cox-Stuart 검정법은 동일한 귀무가설에 대해 대립가설은 증가패턴을 보인다는 것이다. 그림 3.1에 제시된 네 명 대상자의 자료에서 증가패턴을 보이는 25번째 대상자는 런검정과 Cox-Stuart 검정에서 모두  $P < 0.001$ 로 유의하며, 한편 71번째 대상자의 경우에 런검정은  $P = 0.09$ 인데 Cox-Stuart 검정은  $P < 0.001$ 로 더욱 유의하다. 서론에 정의된 월경 전 증후에 의하면 이 두 대상자가 월경 전 증후를 나타내 보이는 여성들이다. 오히려 감소추세를 보여 월경 전 증후로 분류될 수 없는 94번째 대상자와 55번째 대상자의 경우에 런검정에서는 모두가  $P = 0.004$ 로 유의한데, Cox-Stuart 검정에서는 각각  $P = 0.99$ 와  $P = 1.00$ 로 유의하지 않은 결과를 보인다. 따라서 본 논문에서의 목적인 월경 전 증후를 보이는 대상자의 탐색에는 매일의 증상점수에 증가 패턴이 있는지를 검정하는 Cox-Stuart 검정법이 더욱 예민함을 알 수 있다. 이제 표 3.1에 제시된 Cox-Stuart 검정법에 의해 유의하다고 선정된 대상자 25명의 증상점수의 평균을 가지고 증후패턴의 시작점을 찾는다.

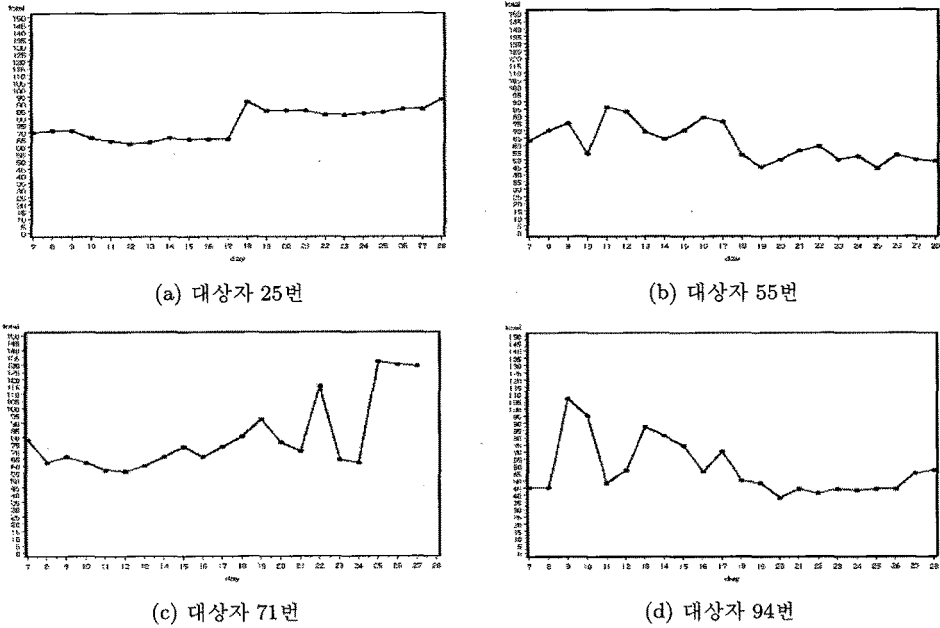


그림 3.1. 네 명 대상자의 불편감 증상점수의 패턴

표 3.1. Cox-Stuart 검정결과가 유의한 25명 대상자

OBS	Subject no.	<i>n</i>	<i>z</i> <sub>CS</sub>	<i>P</i>	OBS	Subject no.	<i>n</i>	<i>z</i> <sub>CS</sub>	<i>P</i>
1	4	11	-1.809	0.035	14	57	11	-2.412	0.007
2	6	11	-1.809	0.035	15	60	11	-1.809	0.035
3	13	11	-2.412	0.007	16	62	11	-1.809	0.035
4	24	11	-1.809	0.035	17	64	11	-2.412	0.007
5	25	11	-3.015	0.001	18	68	10	-2.846	0.002
6	26	10	-2.213	0.013	19	71	11	-3.015	0.001
7	28	11	-1.809	0.035	20	77	6	-2.041	0.020
8	31	11	-1.809	0.035	21	80	11	-1.809	0.035
9	33	11	-3.015	0.001	22	89	10	-2.846	0.002
10	36	11	-3.015	0.001	23	90	9	-2.666	0.003
11	45	9	-2.000	0.022	24	99	11	-3.015	0.001
12	49	11	-2.412	0.007	25	102	11	-1.809	0.035
13	56	11	-2.412	0.007					

표 3.2에서 보면 Quandt (1958, 1960)의 방법에서 최대우도 추정량이 최대값을 가지는 변화시점은 13일이다. Kim과 Siegmund (1989)에 의해서 최대가 되는  $C(t)$ 는 13일로 서로 일치하여 두 직선의 분산의 차이는 변화시점 추정에 큰 영향이 없다하겠다. Kim과 Siegmund (1989)이 제시한 최대우도 검정법에 의해  $P$ 값은 0.02로 유의하다. 이 때 변화시점의 최소와 최대값으로서  $t_0 = 1/5$ 과  $t_1 = 4/5$ 로 두었다. 대상자 25명에 근거한 추정 회귀식은 전반부의 경우  $\hat{y}_i = 60.846 - 0.56x_i$ ,  $x_i = 7, \dots, 13$ 이고, 후반부의 추정 회귀식은  $\hat{y}_j = 37.775 + 1.568x_j$ ,  $x_j = 14, \dots, 28$ 이며 두 회귀직선을 그림 3.2에 제시하였다.



표 3.2. 대상자 25명에 근거한 증후패턴의 시작점 추정 결과

Day	Linear regression		Nonparametric
	Quandt $L(t)$	KS $C(t)$	PETT $U_{t,T}$
7	-	-	-9
8	-	99.130	-20
9	-49.175	103.774	-39
10	-49.025	105.300	-56
11	-49.214	103.371	-71
12	-49.601	99.319	-84
13	<b>-47.972</b>	<b>115.440</b>	-105
14	-50.464	89.770	-110
15	-51.537	76.792	-113
16	-50.258	92.116	-120
17	-50.406	90.437	<b>-121</b>
18	-53.821	44.573	-118
19	-54.724	29.882	-117
20	-54.803	28.531	-112
21	-55.870	9.393	-103
22	-56.273	1.660	-90
23	-54.575	32.385	-73
24	-55.794	10.820	-66
25	-55.893	8.968	-55
26	-	9.996	-40
27	-	-	-21

- : Not applicable, KS: Test of Kim and Siegmund (1989), PETT: Test of Pettitt (1979).

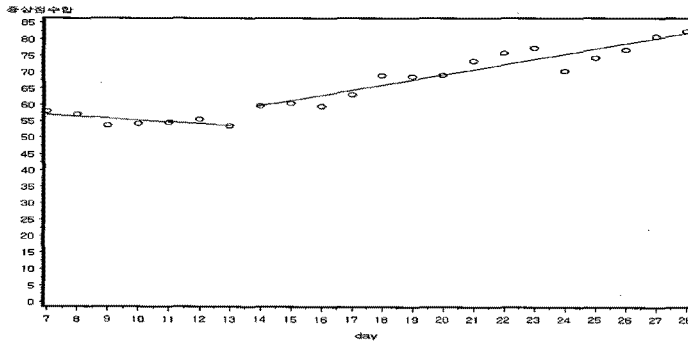


그림 3.2. quandt 추정법에 의한 두 단순선형회귀

Pettitt (1979)의 비모수적인 방법에서는  $U_{t,T}$ 는 -121로서  $K_T^- = -\min(U_{t,T}) = 121$ 이고 최대가 되는 시점  $t$ 는 17일이다. 또한  $U_{t,T}$ 의 최대값은  $K_T^+ = -9$ 이며 최대가 되는 시점  $t$ 는 7일이다. 따라서  $K_T = \max(K_T^+, K_T^-)$ 의 값은 121이 되고 변화시점은 17일로 추정된다. 유의확률은  $P = 2 \exp(-6 \times 121^2 / (22^3 + 22^2))$ 에 의해 0.0007으로 매우 유의하다.

두 가지 다른 분석방법에 의해 증후패턴의 시작점이 다르게 추정되었으며, 모수적인 분포에 의한 시작점은 13일인데 반해 비모수적인 방법에 의한 증후패턴의 시작점은 17일로 추정되어 17일부터 변화가 있음을 뜻하며 이를 반영하여 모의실험 계획을 세운다.

표 4.1. 모의실험 계획에서의 여러 회귀직선식

Design	Linear models
A	$y_{kl} = 41.389 + \epsilon_{kl}, \quad k = 1, \dots, 22; l = 1, \dots, 25$
B	$y_{kl} = 41.389 + 0.0056x_{kl} + \epsilon_{kl}, \quad k = 1, \dots, 22; l = 1, \dots, 25$
C	$y_{kl} = 41.389 + 0.356x_{kl} + \epsilon_{kl}, \quad k = 1, \dots, 22; l = 1, \dots, 25$
D	$y_{k_1l} = 1.393x_{k_1l} + 41.389 + \epsilon_{1k_1l}; \epsilon_{1k_1l} \sim N(0, 1),$ $y_{k_2l} = 1.393x_{k_2l} + 41.389 + \epsilon_{2k_2l}; \epsilon_{2k_2l} \sim N(0, 6^2), \quad k_1 = 1, \dots, 17; k_2 = 18, \dots, 22; l = 1, \dots, 25$
E	$y_{k_1l} = 37.775 + \epsilon_{k_1l},$ $y_{k_2l} = 38.486 + \epsilon_{k_2l}, \quad k_1 = 1, \dots, 17; k_2 = 18, \dots, 22; l = 1, \dots, 25$
F	$y_{k_1l} = 0.054 + 0.068x_{k_1l} + \epsilon_{k_1l},$ $y_{k_2l} = 0.062 + 0.068x_{k_2l} + \epsilon_{k_2l}, \quad k_1 = 1, \dots, 17; k_2 = 18, \dots, 22; l = 1, \dots, 25$
G	$y_{k_1l} = 1.299 + \epsilon_{k_1l},$ $y_{k_2l} = 0.075 + 0.068x_{k_2l} + \epsilon_{k_2l}, \quad k_1 = 1, \dots, 17; k_2 = 18, \dots, 22; l = 1, \dots, 25$
H	$y_{k_1l} = 3.099 + \epsilon_{k_1l},$ $y_{k_2l} = 0.075 + 0.168x_{k_2l} + \epsilon_{k_2l}, \quad k_1 = 1, \dots, 17; k_2 = 18, \dots, 22; l = 1, \dots, 25$
I	$y_{k_1l} = 1.299 + \epsilon_{k_1l},$ $y_{k_2l} = 0.075 + 0.097x_{k_2l} + \epsilon_{k_2l}, \quad k_1 = 1, \dots, 17; k_2 = 18, \dots, 22; l = 1, \dots, 25$

## 4. 모의실험

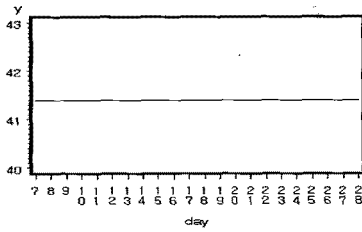
### 4.1. 모의실험

모의실험의 자료는 예제자료의 분석을 참고하여 총 22일간(7-28일)에 걸친 25명의 나날의 증상점수합을, 직선식을 기본틀로 하여 여러 가지 계획을 생성한다. 비모수 검정법과 단순회귀 방법의 귀무가설이 서로 다르다. 단순회귀 방법의 귀무가설은 절편과 기울기가 다를 수 있는 두 직선식에서 절편과 기울기가 모두 일치하는 한 직선식이다. 그러나 비모수 검정법에서는 증상점수합이 22일간 변화가 없는 것이므로 직선식에서는 수평선, 즉 기울기가 0인 경우만이 귀무가설에 해당된다. 단순회귀 방법의 귀무가설 계획으로서 전혀 증상변화가 없는 수평선, 즉 기울기가 0인 계획 A와 불편감증상이 증가하는 한 직선식 계획 B와 C를 생성하며, 여기서 계획 C는 계획 B보다 더욱 가파른 기울기로 정하였다. 비모수검정법의 귀무가설 계획은 A뿐이며 계획 B와 C는 대립가설에 해당된다.

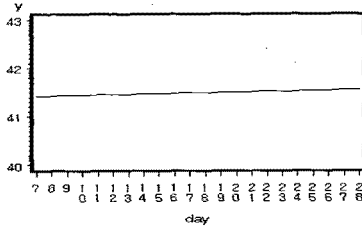
비모수 검정법과 단순회귀 방법 모두의 대립가설 계획으로 우선 한 직선식이면서도 오차항의 분산이 후반부에서 커지는 계획 D가 있다. 또한 절편만을 변화시킨 계획 E, 기울기가 0이 아니면서 직선식의 절편이 후반부에서 미약하게 변하는 계획 F를 생성하였다. 계획 G, H와 I는 증상변화가 없는 상태에서 기울기가 있는 직선식으로 변하는 경우이며, 계획 H와 I는 계획 G보다 기울기가 커지고 또한 전반부의 수평선도 변화시킨 경우이다. 계획 D부터 계획 I까지에서 변화는 17일에 발생되도록 하였다. 계획 D를 제외하고 모든 계획에서 오차항  $\epsilon_{kl}$ 은 표준정규분포한다고 가정한다. 그러나 계획 D의 오차항은 후반부에서는  $\epsilon_{kl} \sim N(0, 6^2)$ 로 변한다.

표 4.1에 모든 계획을 열거하였다. 각각의 식으로 생성되는  $y_{kl}$ 은 25명의 22일간의 나날의 증상점수 자료이다.

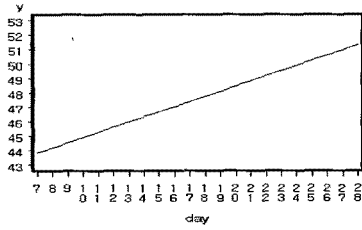
모의실험의 결과를 제시한 표에서 모수적인 방법인 Kim과 Siegmund (1989)의 검정법은 “KS”로서 표기하고 비모수적인 Pettitt (1979)의 검정법은 “PETT”로 표기하며 각 계획에서 1,000번의 반복수로 두 검정법의 제 1종 오류와 검정력을 비교한다. 절편과 기울기를 동시에 검정하는 Kim과 Siegmund (1989)의 검정법은 양측검정을 고려하게 되므로 비모수적인 Pettitt (1979)의 검정법에서도 양측검정을 시행하며 유의수준 5%로 정하였다. 표 4.2와 표 4.3에는 제 1종 오류와 검정력 및 귀무가설이 각각된



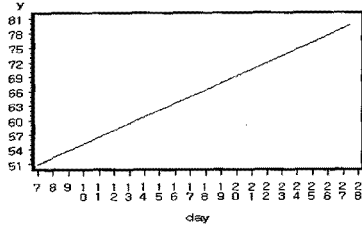
(a) 계획 A



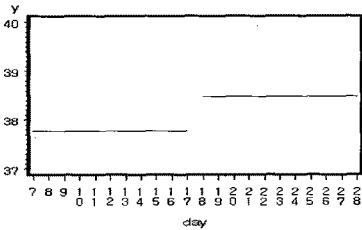
(b) 계획 B



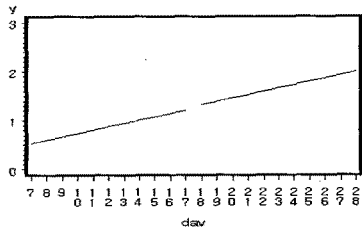
(c) 계획 C



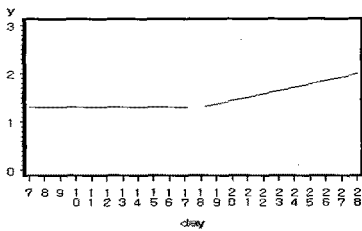
(d) 계획 D



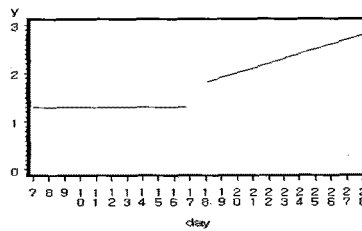
(e) 계획 E



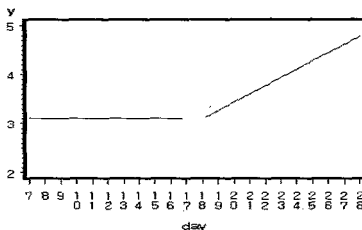
(f) 계획 F



(g) 계획 G



(h) 계획 H



(i) 계획 I

그림 4.1. 모의실험 계획에서의 여러 회귀직선식

표 4.2. 계획 A, B, C에 대한 제 1종 오류와 각 시점에서 각각된 빈도수

Day	A		B		C	
	KS	PETT	KS	PETT*	KS	PETT*
7	—	0	—	0	—	0
8	4	0	2	0	6	0
9	3	0	2	0	5	0
10	4	0	9	0	1	0
11	3	0	4	0	6	0
12	3	2	4	3	2	0
13	2	2	2	11	4	0
14	2	7	3	7	6	0
15	3	7	3	11	2	0
16	4	5	4	8	8	4
17	1	4	3	19	2	887
18	2	6	3	8	1	7
19	2	2	3	12	3	0
20	5	5	2	5	6	0
21	3	0	4	7	4	0
22	4	3	7	4	4	0
23	0	0	4	0	4	0
24	10	0	3	0	8	0
25	4	0	8	0	3	0
26	3	0	6	0	5	0
27	—	0	—	0	—	0
Type I error	0.062	0.043	0.076	0.095	0.080	0.898

- : Not applicable. KS: Test of Kim and Siegmund (1989).

PETT: Test of Pettitt (1979).

\* : Power for Pettitt test.

검정의 모든 경우에 대해 추정된 변화시점의 분포를 제시하였다. 정확한 증상 변화시점인 17일과 모의 실험에서 추정된 변화시점의 일치정도를 살펴볼 수 있다.

#### 4.2. 모의실험 결과

제 1종 오류를 살펴보면, 전혀 증상변화가 없는 계획 A에서는 Kim과 Siegmund (1989)의 검정법의 경우는 0.062로 5%보다 높고 Pettitt (1979)의 검정법에서는 0.043으로 5%보다 낮다. 한 직선식인 귀무 가설을 나타내는 Kim과 Siegmund (1989)의 검정법의 계획 B와 기울기가 약간 큰 계획 C에서 각각의 제 1종 오류는 0.076과 0.08로서 5%보다 크다. Pettitt (1979)의 검정법에서는 계획 B와 C는 대립가설에 해당하여 검정력은 각각 0.095와 0.898이다.

이제 두 검정법 모두에서 대립가설에 해당하는 계획인 계획 D부터 계획 I까지 증상변화는 17일에서 시작된다. 계획 D는 후반부 회귀식에서 오차항의 분산이 증가하는 경우이며 검정력은 Kim과 Siegmund (1989)의 검정법의 경우의 0.339보다도 Pettitt (1979)의 검정법의 검정력이 0.887로 매우 높다. 계획 E는 증상변화가 두 수평선의 절편만이 달라지는 경우이며 Kim과 Siegmund (1989) 검정법의 검정력은 0.724이고, Pettitt (1979) 검정법의 검정력은 이보다 높은 0.996이다. 한편 표 4.3에는 제시치 않았으나 계획 E의 절편 38.486을 38.913으로 증가시키게되면 두 검정법의 검정력이 모두 높아져서 0.997과 1.0이 됨을 볼 수 있다. 계획 F는 전반부와 후반부 직선의 기울기가 서로 같으나 절편만이 미약하게 변

표 4.3. 계획 D, E, F, G, H와 I에서의 검정력과 각 시점에서 기각된 빈도수

Day	D		E		F		G		H		I	
	KS	PETT	KS	PETT	KS	PETT	KS	PETT	KS	PETT	KS	PETT
7	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
8	0	0	0	0	3	0	8	0	10	0	0	0
9	0	0	0	0	5	0	7	0	12	0	0	0
10	0	0	0	0	4	0	16	0	19	0	2	0
11	0	0	0	0	1	0	13	0	27	0	6	0
12	0	0	1	0	2	1	16	0	35	0	11	0
13	0	0	0	0	8	2	29	3	27	0	26	0
14	0	0	2	0	4	18	30	3	39	0	52	0
15	0	0	11	1	5	98	36	14	24	0	104	0
16	0	7	33	22	7	192	30	25	73	8	152	9
17	14	867	652	952	2	290	44	51	528	793	142	41
18	16	13	17	21	3	214	29	152	53	149	147	314
19	16	0	4	0	5	85	43	218	24	19	150	401
20	23	0	0	0	4	21	33	214	7	3	109	175
21	31	0	1	0	4	5	37	159	4	0	57	16
22	32	0	0	0	4	0	29	71	5	0	24	0
23	45	0	0	0	3	0	24	18	0	0	13	0
24	42	0	1	0	2	0	14	0	1	0	3	0
25	60	0	0	0	7	0	13	0	1	0	0	0
26	60	0	2	0	4	0	6	0	0	0	1	0
27	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
Power	0.339	0.887	0.724	0.996	0.077	0.926	0.457	0.928	0.889	0.972	0.999	0.956

- : Not applicable, KS: Test of Kim and Siegmund (1989), PETT: Test of Pettitt (1979).

하는 경우로써 Kim과 Siegmund (1989)의 검정법은 검정력이 0.077로 매우 낮고, 이에 반해 Pettitt (1979)의 검정법의 검정력은 0.926으로 매우 높다. 계획 G는 수평선에서 증상변화 직선식의 절편과 기울기가 모두 달라지는 경우이며 Pettitt (1979)의 검정법의 검정력은 0.928로 높은 반면에 Kim과 Siegmund (1989)의 검정법의 검정력은 0.457로 낮다. 계획 H와 I는 전반부의 수평선과 기울기의 크기에 변화를 준 계획이며 두 검정법의 검정력이 모두 높고 계획 I에서는 Kim과 Siegmund (1989)의 검정력은 0.999로 높고 비모수 방법의 검정력은 약간 낮아 0.956이다.

증상변화시점의 추정 결과는 검정력이 일정수준 이상일 때 의미있는 해석이 가능하다. 두 검정법 모두에서 검정력 50% 이상인 경우는 계획 E, H, I이며 이 세 경우에서 두 검정력을 비교한다. 계획 E와 H에서는 비모수 Pettitt (1979)의 검정법의 변화시점 추정이 정확하며 17일의 결과가 대다수이고 15~18일과 16~20일로 국한되어 추정된다. 그러나 계획 E에서는 17일 당일의 추정보다도 하루, 이틀이 늦은 18일과 19일 추정이 가장 빈번하다. Kim과 Siegmund (1989) 검정법은 계획 E와 H에서는 17일 추정이 가장 많지만 추정시점의 범위가 각각 12~26일과 8~25일로서 다른 날짜의 추정도 빈번하다. 계획 I의 경우에도 Kim과 Siegmund (1989) 검정법은 검정력은 매우 높지만 변화시점 추정결과는 부정확하며 17일이 아닌 다른 날짜의 측정이 빈번하다.

4.3. 결론

본 논문에서는 월경 전 증후패턴의 양상이 정확히 알려져 있지 않은 상황에서, 나날에 걸친 불편감 증

상점수에 근거하여 의학적인 관심인 증후패턴의 검정과 시작점 추정에 초점을 두었다. 모수적인 방법인 Quandt (1958, 1960)의 방법은 변화시점을 파악할 수는 있으나 검정이 불가능하였지만 Kim과 Siegmund (1989)이 변화시점의 추정과 동시에 검정을 가능하게 하였고 따라서 비모수적인 Pettitt (1979) 방법과 추정과 함께 검정이 가능하다는 장점이 있는 방법으로서 이 두 방법을 비교하고자 모의실험을 시도하였다. 또 다른 모의실험의 목적은 논문의 직접적인 동기가 되었던 예제 자료의 분석결과에서 비모수적인 Pettitt (1979) 방법이 더욱 유의하였을 뿐만 아니라 두 방법에 의해 추정된 변화시점이 달랐기 때문에 이러한 결과를 이해하고자 모의실험을 시행하였다. 구체적으로 직선식의 모수가 변하였는가에 대한 질문으로 국한한다 하여도 그 변화 양상은 매우 다양하며 이러한 변화 양상을 모의실험 자료 생성에 반영하였다.

예제 자료와 관련된 여러 가지 양상의 패턴에 대해서 두 가지 방법을 모의실험으로 비교, 검토한 결과, 계획 E~H에서 모수적인 방법의 검정력이 비모수적인 방법의 검정력에 비해 낮은 것으로 나타났다. 그러나 계획 I의 경우에는 기울기 또는 절편을 크게 변화시켜 모수적인 회귀직선 방법의 검정력이 비모수적인 방법보다도 높으나 증상 변화시점의 추정에서 정확한 17일은 142건에 불과하고 나머지는 10일부터 26일까지 걸쳐있어 정확치 못한 결과를 보인다. 비모수적 방법의 추정은 16~21일로서 정확한 17일 근방의 추정이 대다수이다. 비모수적인 방법은 분포가 달라지는 것을 포착하는 검정법이므로 직선적인 변화 양상을 포함하여 수평선에서 출발한 어떤 변화도 포착하는 장점이 있다.

본 논문에서는 예제 자료의 패턴을 감안하여 증상변화시점이 단 한번인 경우를 고려하였으나, 만약 여러 시점에서 변화가 있었다고 가정해야 한다면 이에 해당하는 추정과 검정 문제는 매우 복잡해진다. 예제 자료와 더불어 장차 연구되어야 하는 과제이다.

## 참고문헌

- 김정은 (1995). <Triangulation 방법을 이용한 월경 전 후기 불편감에 대한 연구>, 서울대학교 대학원, 간호학 박사학위 논문.
- Bacon, D. W. and Watts, D. G. (1971). Estimating the transition between two intersecting straight lines, *Biometrika*, **58**, 525-534.
- Beckman, R. J. and Cook, R. D. (1979). Testing for two phase regressions, *Technometrics*, **21**, 65-69.
- Brown, R. L., Durbin, J. and Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time, *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, **37**, 149-192.
- Choy, J. H. C. and Broemeling, L. D. (1980). Some Bayesian inferences for a changing linear model, *Technometrics*, **22**, 71-78.
- Cox, D. R. and Stuart, A. (1955). Some quick sign tests for trend in location and dispersion, *Biometrika*, **42**, 80-95.
- Daniel, W. W. (1989). *Applied Nonparametric Statistics.*, PWS-KENT Publishing Company, Boston.
- Esterby, S. R. and El-Shaarawi, A. H. (1981). Inference about the point of change in a regression model, *Journal of Applied Statistical Science*, **3**, 277-285.
- Ferreira, P. E. (1975). A Bayesian analysis of a switching regression model known number of regimes, *Journal of the American Statistical Association*, **70**, 370-374.
- Hinkley, D. V. (1969). Inference about the intersection in two phase regression, *Biometrika*, **56**, 495-504.
- Hinkley, D. V. (1971). Inference in two phase regression, *Journal of the American Statistical Association*, **66**, 736-743.
- James, B., Kang, L. J. and Siegmund, D. (1987). Tests for a change point, *Biometrika*, **74**, 71-83.
- Kim, H. J. and Siegmund, D. (1989). The likelihood ratio test for a change point in simple linear regression, *Biometrika*, **76**, 409-423.
- Magos, A. L. and Studd, J. W. (1986). Assessment of menstrual cycle symptoms by trend analysis, *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, **155**, 271-277.

- Muse, K. N., Cetel, N. S., Futterman, L. A. and Yen, S. S. C. (1984). The premenstrual syndrome effects of medical ovariectomy, *New England Journal of Medicine*, **311**, 1345-1349.
- Pettitt, A. N. (1979). A nonparametric approach to the change point problem, *Journal of Applied Statistical Science*, **28**, 126-135.
- Quandt, R. E. (1958). The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association*, **53**, 873-880.
- Quandt, R. E. (1960). A test for a threshold in an ordered sequence of correlated proportions, *Journal of the American Statistical Association*, **55**, 324-330.

# Analysis of Daily Distress Symptoms: Threshold Estimation after Isolating the Distress Group

Won-Nyung Lee<sup>1</sup> · Hae-Hiang Song<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Department of Biostatistics, Medical College, The Catholic University of Korea

<sup>2</sup>Department of Biostatistics, Medical College, The Catholic University of Korea

(Received September 2009; accepted November 2009)

---

## Abstract

After selecting a group of women with premenstrual syndrome based on daily distress scores of 28 days, one needs to estimate threshold for the change of symptoms, which would be useful for the clinician's diagnosis in hospitals. However, a test of whether a change has occurred has to precede the estimation of the threshold. In this paper, we apply parametric and nonparametric testing methods to an example data obtained from a group of women. Nonparametric method does not assume any distributional form of distress scores and parametric testing method is based on the normal distributions of linear regression lines. Therefore, the optimal situation of both methods would be different and we will assess it with a simulation study.

Keywords: Runs, Cox-Stuart, change-point of slopes, symptom patterns.

---

---

<sup>2</sup>Corresponding author: Professor, Department of Biostatistics, Medical College, The Catholic University of Korea, Seoul, 137-701. Email: hhsong@catholic.ac.kr