

## 一酸化炭素中毒의 診療對策 樹立을 위한 推計學的 研究

서울大學校 醫科大學 豫防醫學校室

金 容 益 · 尹 德 老 · 申 英 秀

=Abstract=

### A Stochastic Study for the Emergency Treatment of Carbon Monoxide Poisoning in Korea

Yong Ik Kim, M.D., Dork Ro Yun, M.D., Young Soo Shin, M.D.

*Department of Preventive Medicine, College of Medicine, Seoul National University, Seoul, Korea*

Emergency medical service is an important part of the health care delivery system, and the optimal allocation of resources and their efficient utilization are essentially demanded. Since these conditions are the prerequisite to prompt treatment which, in turn, will be crucial for life saving and in reducing the undesirable sequelae of the event.

This study, taking the hyperbaric chamber for carbon monoxide poisoning as an example, is to develop a stochastic approach for solving the problems of optimal allocation of such emergency medical facility in Korea.

The hyperbaric chamber, in Korea, is used almost exclusively for the treatment of acute carbon monoxide poisoning, most of which occur at home, since the coal briquette is used as domestic fuel by 69.6 per cent of the Korean population. The annual incidence rate of the comatous and fatal carbon monoxide poisoning is estimated at 45.5 per 10,000 of coal briquette-using population. It offers a serious public health problem and occupies a large portion of the emergency outpatients, especially in the winter season.

The requirement of hyperbaric chambers can be calculated by setting the level of the annual queueing rate, which is here defined as the proportion of the annual number of the queued patients among the annual number of the total patients. The rate is determined by the size of the coal briquette-using population which generate a certain number of carbon monoxide poisoning patients in terms of the annual incidence rate, and the number of hyperbaric chambers per hospital to which the patients are sent, assuming that there is no-referral of the patients among hospitals.

The queueing occurs due to the conflicting events of the "arrival" of the patients and the "service" of the hyperbaric chambers. Here, we can assume that the length of the service time of hyperbaric chambers is fixed at sixty minutes, and the service discipline is based on "first come, first served".

The arrival pattern of the carbon monoxide poisoning is relatively unique, because it usually occurs while the people are in bed. Diurnal variation of the carbon monoxide poisoning can hardly be formulated mathematically, so empirical cumulative distribution of the probability of the hourly arrival of the patients was used for Monte Carlo simulation to calculate the probability of queueing by the number of the patients per day, for the cases of one, two or three hyperbaric chambers assumed to be available per hospital.

Incidence of the carbon monoxide poisoning also has strong seasonal variation, because of the four distinctive seasons in Korea. So the number of the patients per day could not be assumed to be distributed according to the Poisson distribution. Testing the fitness of various distributions of rare event, it turned out to be that the daily distribution of the carbon monoxide poisoning fits well to the Pólya-Eggenberger distribution. With this model, we could forecast the number of the poisonings per day by the size of the coal-briquette using population.

By combining the probability of queueing by the number of patients per day, and the probability of the number of patients per day in a year, we can estimate the number of the queued patients and the number of the patients in a year by the number of hyperbaric chamber per hospital and by the size of coal briquette-using population.

Setting 5 per cent as the annual queueing rate, the required number of hyperbaric chambers was calculated for each province and for the whole country, in the cases of 25, 50, 75 and 100 per cent of the treatment rate which stand for the rate of the patients treated by hyperbaric chamber among the patients who are to be treated.

Findings of the study were as follows.

1. Probability of the number of patients per day follows Pólya-Eggenberger distribution.

$$P(X=r) = \frac{\prod_{k=1}^r [m + (K-1) \times 10.86]}{r!} \times 11.86^{-\left(\frac{m}{10.86} + r\right)}$$

when  $r=1, 2, \dots, n$

$$P(X=0) = 11.86^{-\left(\frac{m}{10.86}\right)}$$

when  $r=0$

Hourly arrival pattern of the patients turned out to be bimodal, the large peak was observed in 7:00~8:00 a.m., and the small peak in 11:00~12:00 p.m.

2. In the cases of only one or two hyperbaric chambers installed per hospital, the annual queueing rate will be at the level of more than 5 per cent. Only in case of three chambers, however, the rate will reach 5 per cent when the average number of the patients per day is 0.481.
3. According to the results above, a hospital equipped with three hyperbaric chambers will be able to serve 166,485, 83,242, 55,495 and 41,620 of population, when the treatment rate are 25, 50, 75 and 100 per cent.
4. The required number of hyperbaric chambers are estimated at 483, 962, 1,441 and 1,923 when the treatment rate are taken as 25, 50, 75 and 100 per cent. Therefore, the shortage are respectively turned out to be 312, 791, 1,270 and 1,752.

The author believes that the methodology developed in this study will also be applicable to the problems of resource allocation for the other kinds of the emergency medical facilities.

## I. 緒 論

1950년대 초반부터 家庭用 燃料로 사용되기 시작한 煉炭은 燃料로서의 여러가지 利點과 가격이 저렴하다는 經濟性 때문에 우리나라 家庭燃料의 主宗을 이루게 되었으나 한편 一酸化炭素中毒(以下 CO中毒)의 危險性을 內包하고 있어 심각한 保健問題를 야기하게 되었다. CO중독의 一次의인 豫防은 使用燃料가 대체되거나 또는 住宅構造가 완벽하게 개량되지 않는 한 期待하기 힘든 것이어서 短時日內에 根源의 解決을 얻기가 어려운 것이 실정이다. 民需用 無煙炭의 사용량은 1970년 991만톤, 1975년 1,361만톤, 1980년 1,803만톤으로 계속 증가하거 있는 추세이며<sup>1)</sup> 1980년 현재 都市地域 家口의 91.7%, 邑地域 家口의 73.1%, 面地域 家口의 25.5%가 煉炭을 暖房用 燃料로 사용하고 있어<sup>2)</sup> 煉炭의 使用量은 地域的으로 增加 擴大되고 있다는 것을 알 수 있다.

우리나라의 CO中毒의 發生率과 死亡率은 외국에서 그 例를 찾아볼 수 없을 만큼 높아 尹·趙 등<sup>3)</sup>이 1975년 서울특별시에서 조사한 바에 의하면 昏睡狀態 이상의 重症中毒이 煉炭使用人口 10,000명당 年間 45명, 死亡이 1명의 率로 발생하며 金 등<sup>4)</sup>이 住宅構造가 불량한 都市零細民地域에서 1977년 조사한 바에 의하면 重症中毒이 煉炭使用人口 10,000명당 年間 228명의 高率로 발생하였다고 한다.

잘 알려진 바와 같이 CO中毒의 機轉은 一酸化炭素(CO)가 血中 hemoglobin과 결합하여 HbCO를 형성함으로써 全身의인 低酸素症(hypoxia)을 유발하는 것이다. 직접적으로는 神經 및 循環器系統의 여러 症特을 유발하고 HbCO가 40~50% 이상에 달하면 昏睡狀態에 이르며 결국은 死亡하게 된다<sup>5)</sup>. 그러나 즉각적인 症狀이외에 CO中毒은 여러가지 後遺症(sequelae)을 초래하게 된다. 중요한 後遺症은 주로 精神神經系統의 것으로서 기억력감퇴와 같이 가벼운 것으로부터 심하게는 長期昏睡에 이르기까지 매우 다양한 症狀을 나타내게 된다<sup>6-9)</sup>. CO中毒治療의 基本原理는 低酸素狀態를 회복시키고 Hb에 결합되어 있는 CO를 신속히 解離하여 體외로 排出시키는 데 있다. 이에 가장 적합한 방법이 高壓酸素療法(hyperbaric oxygen therapy, 以下 HBO)로 알려져 있으며 美國潛水醫學會(American Undersea Medical Society)에서도 CO中毒을 HBO의 效果가 뚜렷한 範疇 1의 對象으로 채택한 바 있다<sup>10)</sup>. 우리나라에서는 1969년부터 HBO가 적용되기 시작하여 매우 우수한 治療效果를 거두고 있다. 1972년 李<sup>11)</sup>는

92.9%의 治療成績을 보고하였고 최근 趙<sup>12)</sup> 등은 96.9%의 治療成績을 보고한 바 있다. 이와 같이 HBO는 CO中毒의 治療 즉 二次豫防을 위한 가장 중요한 방법으로써 一次豫防이 現實的으로 어려운 우리나라의 상황에서는 CO中毒의 人命被害를 줄일 수 있는 가장 중요한 대책이라고 할 수 있다. 1982년말 현재 우리나라에는 총 171대의 高壓酸素治療器가 배치되어 있어서 CO中毒의 治療에 큰 貢獻을 하고 있으나 그 配置의 適正性에 관하여는 여러가지 考慮하여야 할 점이 적지 않은 것으로 사료된다.

일반적으로 適正한 醫療의 제공을 위하여서는 人力, 施設, 財源 및 醫學技術 등의 네가지 要素가 구비되어야 하며 그 所要量을 기준으로 할 때 過不足이 없도록 量的, 質的인 均衡이 맞추어져야 하는 동시에 利用의 效率性의 最大限 提高될 수 있도록 適切히 배치되어야 할 것이다. 그러나 현재 우리나라의 高壓酸素治療器는 이와 같은 原則에 立脚하여 體系的으로 配置되었다고 보기는 어려우며 따라서 첫째 CO中毒의 發生程度를 고려할 때 數的으로 충분한 高壓酸素治療器가 공급되고 있는가, 둘째 高壓酸素治療器는 地域的으로 가장 적절한 地域에 設置되어 있는가, 셋째 CO中毒의 治療를 위해 가장 效率的인 狀態로 配置되어 있는가 하는 문제점들이 提起되고 있다.

本 研究은 CO中毒의 適正한 診療에 관련된 諸 問題點들을 糾明하고 그에 대한 解決方案을 제시하고자 하는 것이며 高壓酸素治療器의 所要量과 配置方法에 관한 연구를 중심으로 몇가지 結果를 얻었기에 이를 報告하고자 한다.

## II. 研究 方法

### 1. 理論的 背景

#### 1) 醫療資源 所要量 算定의 方法

醫療資源所要量(Health resource requirements)의 算定方法은 일반적으로 크게 네가지로 區分하여 볼 수 있다<sup>13,14)</sup>. 이 基本的인 네 方法들은 必要에 따라 적절히 變形되거나 둘 이상의 方法을 併用하기도 한다.

#### (1) 人口 對 資源 比率法(Resource/population ratio method)

人口當 資源의 바람직한 比率를 設定하고 이 比率를 人口에 곱하여 줌으로써 資源所要量을 산출하는 方法이다. 이 方法의 가장 큰 長點은 계산하기가 간편하다는 점이며 이 때문에 計劃目的으로 또는 地域間, 國家

間 比較의 目的으로 상당히 널리 쓰인다.

그러나 이 方法의 短點은 설정된 比率이 恣意的인 경우가 많다는 것이다. 比率의 설정은 대개 비슷한 나라 또는 先進國의 指標를 採擇하는 수가 많으나 이때 國家間의 社會經濟的 特性, 醫學技術의 水準, 保健醫療시스템의 特性등이 考慮되지 않는 수가 많다. 또한 需要와 供給間의 相互作用을 고려할 수 없고 한 醫療資源과 다른 資源間의 動的인 관계도 고려하기 어렵다는 문제가 있다.

(2) 서비스目標量 設定法(Service target method)

본 方法은 人口當 提供하여야 할 서비스량의 바람직한 水準을 결정하여 이를 달성할 수 있을 만큼의 醫療資源을 供給하고자 하는 것이다. 이 方法의 成敗는 目標가 적절한 水準으로 설정되었는가 그리고 醫療資源이 豫想한 수준만큼 충분히 利用되는가 하는 데에 달려 있으며 이는 보통 保健醫療要求量, 有效需要, 國民의 要求度등을 감안하여 規範的(normative)으로 결정되는 것이 보통이다.

이 方法을 數式으로 표현하면

$$Rt = \frac{V \times P}{q \times a} \text{ or } \frac{N}{q \times a} \dots\dots\dots(1)$$

이다.

이때,  $Rt=t$ 年度の 資源所要量

$V=$ 年間 人口當 所要되는 서비스의 量에 관한 標準(standard)

$P=$ 現在 또는 向後 推計人口

$N=V \times P$ , 주어진 人口集團에 대한 年間 서비스 量의 合計

$a=$ 資源의 業績 또는 生産性能力의 最適標準

$q=$ 特定資源의 最大生産能力

이 方法의 長點으로는 醫療資源의 生産性(productivity)을 고려하여 줌으로써 資源의 효율적인 利用을 計劃段階에서부터 감안하여 줄 수 있다는 점과 目標量이나 生産性에 대한 資料를 쉽게 최신(up-date)시킬 수도 있다는 점 등을 들 수 있다. 반면 適用上의 難點으로는 目標의 設定이 長期的인 資料蒐集과 緻密한 分析의 過程을 거쳐 이루어지지 않으면 큰 過誤를 범한 우려가 있다는 것이다.

(3) 保健醫療要求量法(Health needs method)

1932년 美國의 Lee-Jones study와<sup>15)</sup> 1960년대 의 CE-NDES/PAHO method<sup>16)</sup> 등에 의해 代表되는 본 方法의 基本概念은 住民을 “健康한 狀態”로 유지하기 위하여 필요한 保健醫療서비스의 量을 實測하고 이를 提供

하여 줄 수 있을 만큼의 醫療資源을 供給하여 주는 것이다.

이 方法의 長點으로는 理論的으로 가장 論理的인 醫療資源의 所要量이 算出될 뿐만 아니라 健康/不健康 狀態의 類型, 제공되어야 할 醫療서비스의 種類, 醫療資源의 種類를 다양하게 구분하여 把握할 수 있으며 이에 필요한 財源의 所要量까지를 상세히 把握할 수 있다는 점을 들 수 있다. 그러나 본 方法을 채택하기 위하여는 대단히 많은 시간과 노력이 들 뿐 아니라 保健醫療要求量을 專門的으로 평가할 수 있는 醫療人力이 조사에 投入되어야 한다는 문제점이 있어 쉽게 接近하기가 어렵다. 또한 본 方法의 基本前提로서 주민이 醫學的으로 필요한 만큼의 醫療서비스를 모두 利用한다는 假定을 하고 있기 때문에 실제보다는 醫療資源 所要量을 過大評價하게 되는 短點이 있다.

본 方法을 數式으로 표현하면 다음과 같다.

$$Rt = P \times C \times V \times D / W \dots\dots\dots(2)$$

이 때  $Rt=t$ 年度の 資源所要量

$P=t$ 年度에 어떤 保健問題를 위해 어떤 特定形態의 醫療를 필요로 하는 人口

$C=$ 年間 人口當 特定 保健問題의 平均數

$V=$ 要求量에 기초한, 人口當 保健問題當 年間 어떤 特定 醫療서비스의 平均數

$D=$ 醫療서비스의 單位當 소요되는 平均時間

$W=$ 어떤 特定資源의 年間 稼動時間

(4) 保健醫療需要量法(Health demand method)

본 方法은 保健醫療의 有效需要(effective demand) 즉, 醫療利用(health care utilization)에 영향을 미치는 要因들을 파악하고 이 要因들의 變化를 豫測함으로써 醫療利用의 變化를 추계하고자 하는 것이다. 이 경우에는 未充足醫療要求(unmet health needs)는 고려되지 않으며 이 部分에 대하여는 별도의 파악의 需要하다. 醫療利用에 영향을 미치는 要因으로는 所得, 醫療費, 空間接近性, 教育程度, 性別, 年齡 및 居住地域 등이 意味가 있다고 한다<sup>16)</sup>.

이 方法은 醫療利用에 영향을 미치는 要因을 고려하여 줌으로써 醫療利用의 動的인 過程을 예측할 수 있으며 有效需要만을 대상으로 하기 때문에 현실적인 醫療資源所要量을 把握할 수 있는 점등의 長點을 가지고 있는 반면 意圖的인 保健醫療水準의 向上이나 醫療의 質의 水準向上 등을 무시하게 되는 短點도 있다.

본 方法을 數式으로 표현하면 다음과 같다.

$$Rt = \sum_{p=1}^n [(R_{bp}/N_{bp}) \times N_{tp}] \dots\dots\dots(3)$$

이때,  $R_t = t$ 年度の 資源所要量

$R_{b,p} = p$ 번째 人口 코호트(cohort)에 의해 利用된 基礎年度(base year)의 資源量

$N_{b,p} =$ 基礎年度の  $p$ 번째 人口 코호트의 人口規模

$N_{t,p} =$ 目標年度(target year)의  $p$ 번째 人口 코호트의 人口規模

$\sum_{p=1}^n = n$ 개의 人口코호트의 合計

이상 네가지 醫療資源 所要量 算定方法은 應急醫療施設의 경우에도 물론 적용 가능하다. 應急醫療施設의 所要量 算定에 있어 他種類의 醫療資源의 경우와 다른 점은 첫째 應急患者의 發生으로부터 治療가 시작되는 時點까지의 時間經過를 最小化하고자 노력한다는 점이다<sup>17)</sup>. 이는 應急患者의 特殊性에 비추어 보아 매우 타당한 것이며, 따라서 위에서 說明한 네가지 方法이 巨視的인 接近法이라면 應急醫療施設의 경우는 微視的인 接近法을 택하고 있다고 볼 수 있다. 이에 따라 應急醫療施設의 所要量 算定에서는 待期理論(queueing theory)이나 시뮬레이션(simulation)과 같은 오퍼레이션스 리서치(operations research: OR)의 方法論이 많이 應用되고 있다<sup>18)</sup>. 두번째의 特徵은 應急醫療施設의 경우에는 다른 醫療施設의 경우에서보다 位置選定(location)의 適正化에 대하여 많은 노력을 기울이고 있다는 점이다. 이 역시 患者의 發生後 最短時間 내에 應急醫療를 提供하고자 하는 것이며 이에 關하여는 消防署, 警察署등 다른 公共應急施設(public emergency facility)의 位置選定에 關한 方法이 類似한 演算方法(algorithm)으로 適用되고 있다<sup>19)</sup>.

外國의 경우 이러한 方法論이 주로 앵블란스, 冠狀疾患 集中治療病棟(coronary care unit: C.C.U.)등에 적용되고 있다.

## 2) 稀有事件의 發生確率

일반적으로 어떤 事件의 發生수를 確率的으로 예측하는 데는 二項分布(binomial distribution)를 모델로 쓰게 된다.

二項分布의 確率函數는 다음과 같이 표현된다.

試行回數가  $n$ 이고 事件發生確率이  $p$ 일 때

$$P(X=r) = b(r; n, p) = nCr p^r (1-p)^{n-r} \dots (4)$$

$$X=0, 1, \dots, n$$

二項分布는 事件發生이 Bernoulli 試行을 따르는 경우에만 성립되는 것이며 試行의 횟수  $n$ 이 커질수록 계산이 複雜하여지므로  $n$ 이 클 때는 近似的으로 接近하는 正規分布에 따라 계산하는 일이 많다. 특히  $p$ 가 어느 정도 작지 않을 경우에는 正規分布에 적합한 형태로

接近한다.

만일  $n \rightarrow \infty$ 이고  $p \rightarrow 0$ 일 경우에 二項分布는 보다 계산이 간편한 Poisson分布에 接近하게 되며 Poisson分布의 確率函數는 다음과 같이 표시할 수 있다. 事件의 平均出現回數를  $m$ 이라 하면

$$P(X=r) = e^{-m} \cdot m^r / r! \dots (5)$$

$$r=0, 1, 2, \dots, n$$

Poisson分布는 稀有事件의 發生수 예측에 일반적으로 쓰이는 것이며 이를 적용하기 위하여는

(1) 獨立性: 한 單位時間이나 空間에서 출현하는 事件發生回數와 重複되지 않는 다른 單位時間이나 空間에서 출현하는 事件發生回數는 서로 獨立이다.

(2) 非集落性(lack of clustering): 극히 작은 時間이나 空間에서 둘 또는 그 이상의 事件이 일어날 確率은 극히 작으며 0으로 간주된다.

(3) 比例性: 單位時間이나 空間에서 事件의 平均出現回數는 一定하다.

는 세가지 條件을 滿足하여야 한다<sup>20)</sup>. 현실적으로 이러한 條件을 완전히 充足시키기는 매우 어려우나 Poisson分布는  $m$ 이라는 한가지 統計值(statistic)만을 把握하면 많은 理論值를 계산할 수 있는 큰 長點이 있기 때문에 稀有事件의 예측에 있어 일반적으로 널리 쓰이고 있다.

그러나 만일 위의 條件에 현저히 어긋나는 경우에는 물론 그 適用이 不可能하며 이런 경우에 쓰이는 確率分布로써 Pólya-Eggenberger分布를 들 수 있다. 事件의 平均出現回數를  $m$ 이라 하고 標準偏差를  $s$ 라 할 때 Pólya-Eggenberger分布의 確率函數는 다음과 같이 표현된다<sup>21, 22)</sup>.

$$P(X=r) = \frac{\prod_{k=1}^r [m + (k-1)d]}{r!} \cdot (1+d)^{-\left(\frac{m}{d} + r\right)} \dots (6)$$

$$r=1, 2, 3, \dots, n \text{ 일 때}$$

$$P(X=0) = (1+d)^{-\frac{m}{d}}$$

$$r=0 \text{ 일 때}$$

$$d \text{는 弱傳導母數로서 } d = (s^2/m) - 1$$

$$\text{단 } d > -\frac{1}{2}$$

Pólya-Eggenberger 分布는 Poisson分布의 한 變形이라고 볼 수 있으며 弱傳導母數  $d$ 를 고려하여 줌으로써 獨立性, 非集落性, 比例性 등 Poisson分布의 基本前提에 어긋나는 경우에도 適用可能하도록 擴張된 것이다. 따라서 Pólya-Eggenberger 分布는 虫齒數, 工場內의 事故數, 同一夫婦間 兒童들의 死亡數, 同一家族내 結核患者數, 特定地域내 장티부스 發生數등 集積性和 季

節變動 등을 무시할 수 없는 경우에도 적용이 가능하다<sup>23)</sup>.

## 2. 研究方法

### 1) 研究分析의 틀(frame)

그림 II-1에서 보는 바와 같이 본 연구의 基本概念은 CO中毒의 適正한 診療를 위하여 高壓酸素治療器의 配置方法을 考案하고 所要量을 算出하여 현재의 配置方法 및 供給量과 對比하여 過不足量을 밝히고 配置의 代案을 提示하고자 하는 것이다.

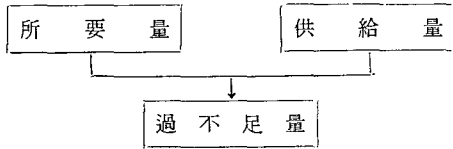


그림 II-1. 研究의 基本概念

이 중 高壓酸素治療器의 供給量은 調査에 의하여 把握할 수 있으나 所要量의 산출에는 고려하여야 할 要素가 많다. 適正所要量算出의 過程을 보다 구체적으로 설명하면 다음과 같다(그림 II-2參照).

CO中毒은 前述한 바와 같이 應急醫療를 要하는 경우의 하나로서 體內的 低酸素狀態를 신속히 改善시키지 않으면 非可逆의 後遺症을 남길 수 있으며 致死率도 높다. 따라서 高壓酸素治療器의 所要量은 HBO를 받고자 하나 다른 환자가 高壓酸素治療器를 사용중이기 때문에 待期하여야 하는 待期患者의 發生數를

最大한 抑制하는 方向으로 算出되어야 할 것이다. 待期患者는 理想的으로는 전혀 發生하지 않는 것이 좋을 것이나 아무리 작은 規模의 人口集團 내에서도 많은 患者가 동시에 發生할 可能性은 결코 없어지지 않으므로 人口 1人當 高壓酸素治療器를 1대 이상 配置한다는 極端의인 경우가 아니면 待期患者가 全無해질 수는 없다. 그러므로 高壓酸素治療器의 所要量은 總 CO中毒患者中 待期되는 患者數의 비율을 一定水準 이하로 유지하는 點에서 찾지 않으면 안된다.

따라서 待期患者의 發生豫測이 所要量 算定에 있어 가장 중요한 과정이 되며 待期患者의 發生은 患者가 應急室에 도착하는 時間의 確率分布와 患者가 HBO治療를 받는 時間의 確率分布에 의해 결정된다. 여기서 HBO治療時間은 平均 60分으로 一定하다고 보아 큰 무리가 없다<sup>24)</sup>. 따라서 待期患者의 發生은 患者의 到着確率分布에 의해 결정된다.

HBO治療時間이 平均 60分임을 감안할 때 CO中毒患者가 應急室에 도착하는 時間은 적어도 1時間 이내의 間隔으로 예측되어야 하며 患者의 到着確率은 두 段階로 나누어 把握함으로써 豫測할 수 있다. 첫째, 하루 중 發生하는 患者數는 稀有事件의 發生確率函數 중 어떤 函數가 適合한가를 밝히면 이를 根據로 예측할 수 있다. 즉, 煉炭使用人口 規模와 CO中毒의 發生率이 주어지면  $r$ 명 發生하는 日數가 年間 며칠이 될 것인가를  $r=0, 1, 2, \dots$  에 대하여 각각 算出할 수 있을 것이다. 이를 위하여 CO中毒의 1日 患者數別 日數가 어떤 確率模型에 適合한지를 檢定하였다. 둘째명  $r$ 의 患者

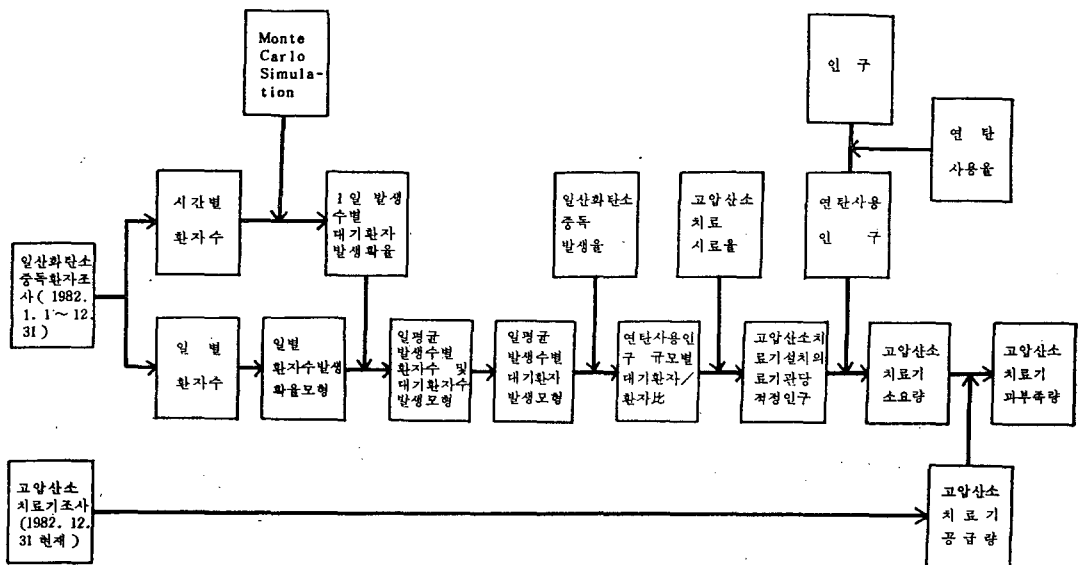


그림 II-2. 研究分析의 段階와 方法

가 발생하는 어느 날에 있어서 患者가 應急室에 도착하는 時間의 豫測은 實際의 到着樣相에 의하여 把握할 수 있을 것이다. 따라서 본 研究에서는 서울 시내 각 高壓酸素治療器 設置 病·醫院에서 CO中毒患者의 到着時間을 調査하였다.

이상의 段階에 의하여 年中 CO中毒患者가 應急室에 도착하는 確率模型을 把握할 수가 있었으며 이에 따라 HBO治療時間을 감안한 待期患者의 發生을 豫測할 수 있게 된다.

待期患者의 發生確率は  $t$  時點에  $n$  번째의 患者가 到着하는 事件(event)과 그 時點에서  $n-1$  번째 以前의 患者가 治療를 받고있는 事件이 동시에 發生할 경우의 確率을 곱한 값으로 表示할 수 있을 것이다.  $t$  時點에서 待期患者의 發生確率을  $q_t$ 라 하면

$$q_t = P(A)_t \times P(B)_t \dots\dots\dots (7)$$

이때  $A$ :  $t$  時點에서 患者가 도착하는 事件

$B$ :  $t$  時點에서 高壓酸素治療器가 사용 중인 事件  
 理論的으로  $t$  時點에서 患者가 도착하는 確率은 前述한 CO中毒患者의 到着時間分布에 따른다고 볼 수 있다. 그러므로 式 (7)에서  $P(A)_t$ 는 經驗的으로 比較的 쉽게 豫測할 수 있으며  $P(B)_t$ 는  $t$  時點 以前의 患者到

着樣相에 의해서 결정되는 確率이다.

이를 보다 상세히 고찰하면 다음과 같다. 1日中 待期患者가 發生한 確率은 각 時點에서 待期患者가 發生할 確率을 합한 것이 된다. 1日 待期患者의 發生確率을  $q$ 라 하면

$$q = \sum_{i=0}^u q_i = \sum_{i=0}^u [P(A)_i \times P(B)_i] \dots\dots\dots (8)$$

이때  $u=24$ 時間/單位時間

만일 單位時間이 5分이라면  $u=288$ 임.

이 된다.

여기서 문제가 되는 것은  $t$  시점에서 高壓酸素治療器가 使用中일 確率  $P(B)_t$ 의 算出이다.

待期患者가 發生하는 경우를 例示한 것이 그림 II-3이다. 例 1과 2는 患者의 到着時間 간의 間격이 적어도 1시간 이상이어서 待期患者가 發生하지 않는 경우를 나타낸 것이다. 例 3은 患者 2에 의해서 患者 3이 待期患者가 되었으나 患者 1과 2의 間격은 1時間 이상 이 되어 있는 경우이고 例 4는 患者 1에 의해서 患者 2가 대기하게 되었으나 患者 2의 治療가 끝난 후에 患者 3이 到着한 경우이다. 이런 경우는 患者 2의 待期時間과 治療時間을 합한 總時間보다 患者 2와 3의 到

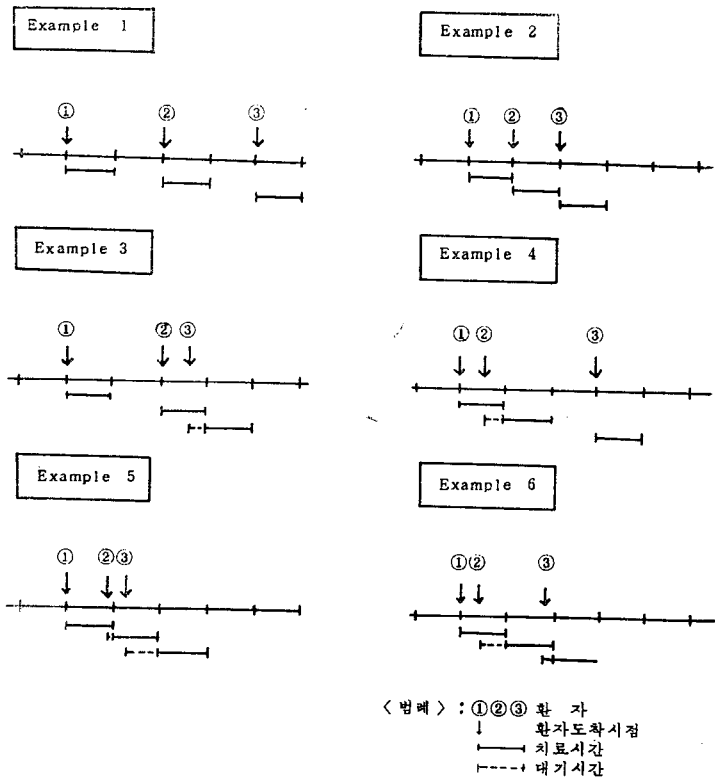


그림 II-3. 患者到着樣相과 待期患者의 發生

着時間間隔이 클 경우에 發生한다. 例 5는 患者 1과 2 그리고 患者 2와 3의 간격이 각각 1時間 未滿인 경우로써 患者 3은 患者 2의 治療가 끝날 때까지 기다리지 않으면 안된다. 따라서 患者 3의 待期時間은 患者 2와 3의 간격보다는 크다. 例 6은 例4와 비슷하나 患者 2와 3의 간격이 1시간 이상임에도 불구하고 患者 2의 治療가 아직 끝나지 않아 患者 3의 治療가 順延되는 경우이다. 이때 患者 3의 待期時間은 患者 2와 3의 間隔보다도 작다.

患者數가 3명인 그림 II-3의 경우보다도 많은 患者가 올 경우 그 행태는 더욱 多樣해지지만 결국 위의 6가지 경우가 複合되어 나타나는 것이다. 따라서 式(8)에서 事以  $B$ 는 여러가지 形態의 到着時間의 組合에 의하여 나타내게 되고  $P(B)_t$ 의 계산은 1日患者數가 많아질수록 매우 복잡한 경우의 數를 생각해 주지 않으면 안된다. 1日 患者數가 8~9명 이상이 되면 모든 경우를 일일이 數式化하기가 不可能한 정도에 이르게 된다. 이런 경우에 待期患者의 發生確率을 구하는 方法으로서 Monte Carlo simulation을 들 수 있다. 시뮬레이션을 이용하면  $P(B)_t$ 를 구하는 복잡한 數式을 樹立하고 그 答을 구하지 않고도 待期確率을 實驗적으로 구할 수 있다.

高壓酸素治療器의 待期患者 發生確率을 시뮬레이션으로 구하는 方法은 다음과 같다. 1日患者數가  $r$ 명이라 하고, 예를 들어  $r=9$ 일 때 9個의 亂數(random number)를 컴퓨터로 發生시켜 이 亂數를 患者到着時間의 累積確率分布에 投影한다. 그림 II-4에서 예를 들면 ③의 亂數는 累積分布에 投影하여 오전 4시에 도착하게 되며 ⑦는 오전 8시에 到着하게 되는 것이다. ②와 ③의 경우를 생각하면 오전 4시에 同時に 到着하게 되므로 ③에 해당하는 患者는 待期患者가 될 것이다. 그림 II-4는 예를 들기 위해 累積分布의 時間間隔을 2時間으로 하였으나 본 研究의 경우에는 보다 상세한 時間間隔이 必要하므로 5分을 1單位로 區分하여 1日을 288개의 時間單位로 구분한 累積確率分布를 구하여 사용하였다.

시뮬레이션模型을 開發하기 위하여는 몇가지 假定을 必要로 하며 다음과 같은 假定을 적용하였다.

첫째, 患者는 年平均 到着時間의 分布에 따라 도착한다.

둘째, 患者는 다른 醫療機關으로 移送되지 않으며 처음 方問한 醫療機關에서 모두 治療받는 것으로 본다

셋째, 待期된 患者는 이미 到着해 있는 모든 患者가 治療를 받을 때까지 대기한다.

넷째, 먼저 到着한 患者가 먼저 治療를 받는다.

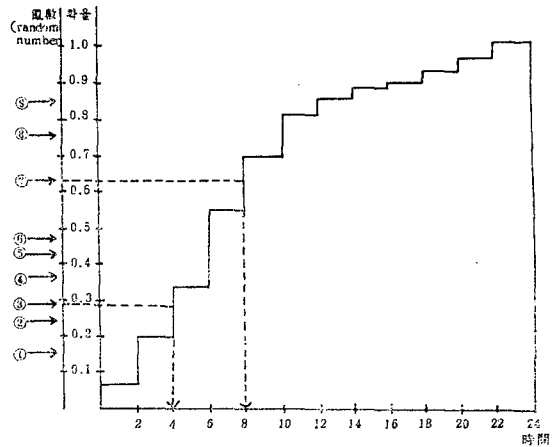


그림 II-4. 患者到着時間의 시뮬레이션 (simulation)

다섯째, 治療時間은 總 60분이 所要되는 것으로 본다.

여섯째, 前日의 患者數는 今日의 患者數와 같다고 본다.

여섯째의 假定은 하루의 첫 1時間 즉 (時 0분부터 時 55분까지 到着하는 患者의 待期確率을 구하기 위한 것이다. 前日의 마지막 患者는 前日 23시 55분에 到着할 수 있으며 前日 23時 0분부터 55분까지의 患者 到着은 今日의 (時 0분부터 (時 55분까지의 患者에 대하여 待期狀態를 誘發할 수 있다. 따라서 今日의 첫 1時間의 患者가 待期될 確率을 알기 위해서는 前日의 患者數를 알아야 한다. 그러나 본 研究에서는 1年の 患者發生을 日歷順(calendar order)으로 구하여 適用하고 있지는 않다. 그렇게 하기 위해서는 1年全體 즉  $365 \times 288$ 時間單位=1(5, 12(時間單位의 累積確率分布에 의해 시뮬레이션을 시행하여야 하는데 正確度の 增加에 비하여 計算上의 難點이 크며 또한 數學적으로도 無理가 있다. 따라서 본 研究에서는 今日과 前日의 患者數가 동일한 것으로 보고 시뮬레이션을 시행한 것이다.

한 醫療機關 內에서 몇대의 高壓酸素治療器를 설치하는 것이 가장 適合한 것인지를 檢定하기 위해 醫療機關 1個所當 高壓酸素治療器 設置臺數  $T=1, 2, 3$ 에 대하여 각각 待期確率을 구하여 세가지 方式중 어떠한 方式이 待期患者數를 보다 줄일 수 있는지를 檢討하였다.

前述한 바와 같이 高壓酸素器는 患者數 對 待期患者數의 比,  $\omega$ 를 一定率 以下로 維持하는 水準에서 設置되어야 하므로 이를 算出하였다. 年間 發生患者數  $R$ 은



數式에 쓰이는 記號(Notations)

- $H_R$ : 高壓酸素治療器 所要量
- $H_S$ : 高壓酸素治療器 供給量
- $H_{(R-S)}$ : 高壓酸素治療器 過不足量
- $R$ : 年間發生 CO中毒患者數
- $Q$ : 年間發生 待期患者數
- $B$ : 煉炭使用人口
- $B(T, c, \omega)$ :  $T$ 대의 高壓酸素治療器를 設置하고,  $100 \times c\%$ 의 施療率로 治療를 받으며 年間 CO中毒患者數 對 待期患者의 比를  $100 \times \omega\%$ 로 維持할 때 한 醫療機關이 擔當할 수 있는 煉炭使用人口
- $T$ : 醫療機關 1個所當 高壓酸素治療器 設置臺數 ( $T=1, 2, 3$ )
- $r$ : 1日發生 CO中毒患者數
- $m$ : 1日發生 平均 CO中毒患者數
- $P(r)$ : 1日發生 CO中毒患者數가  $r$ 명인 日數가 年中 차지하는 確率( $P(r)=1$ 日發生 CO中毒患者數가  $r$ 명인 日數/365)
- $q(T, r)$ : 高壓酸素治療器가  $T$ 대 設置되어 있는 醫療機關에서 1日發生 CO中毒患者數  $r$ 명중 待期患者가 發生하는 確率
- $a$ : 年間 煉炭使用人口 1名當 CO中毒患者 發生率
- $c$ : 施療率, 즉 CO中毒患者中 HBO治療를 받는 患者의 比率
- $\omega(T, m)$ : 高壓酸素治療器가  $T$ 대 設置되어 있는 醫療機關에서 1日 發生 平均 CO中毒患者數가  $m$ 名일 때 年間 發生 CO中毒患者數 對 年間發生 待期患者數의 比( $\omega=Q/R$ )

$$R = \sum_{r=0}^n [r \times P(r)] \dots\dots\dots(9)$$

$$= 365 \times m \dots\dots\dots(10)$$

로 표시되며 1日發生 待期患者數  $Q$ 는

$$Q = \sum_{r=0}^n [r \times P(r) \times q(T, r)] \dots\dots\dots(11)$$

단,  $T=1, 2, 3$

으로 표시된다. 따라서  $\omega$ 는

$$\omega = Q/R$$

$$= \frac{\sum_{r=0}^n [r \times P(r) \times q(T, r)]}{\sum_{r=0}^n [r \times P(r)]} \dots\dots\dots(12)$$

단,  $T=1, 2, 3$

이 된다. 이는 다음과 같이 바꾸어 쓸 수가 있다.

$$\omega = \frac{\sum_{r=0}^n [r \times P(r) \times q(T, r)]}{365 \times m}$$

$$= \frac{\sum_{r=0}^n [r \times P(r) \times q(T, r)]}{365} \times \frac{1}{m} \dots\dots\dots(13)$$

단,  $T=1, 2, 3$

여기서  $P()$ 은 固定值이고  $q(T, r)$ 은  $T$ 에 따라 결정되며 이 때  $r=1, 2, 3, \dots, n$  이므로 결국  $\omega(T, m)$ 은  $T$ 와  $m$ 에 의해 결정된다. 즉  $\omega(T, m)=f_1(T, m)$ 이다. 이를  $m$ 에 관하여 移項하면  $m=f_2(T, \omega)$ 이다. 따라서 일정한 수준의  $\omega$ 를 결정하면  $T=1, 2, 3$ 인 각각의 경우에  $m$ 을 산출할 수 있게 된다.

$$m = \frac{\sum_{r=0}^n [r \times P(r) \times q(T, r)]}{365} \times \frac{1}{\omega} \dots\dots\dots(14)$$

한편  $m$ 은 CO中毒의 發生率  $a$ 와 HBO의 施療率  $c$ 가 주어지면 煉炭使用人口  $B$ 의 函數로 나타난다. 즉,

$$m = \frac{a \times c}{365} \times B \dots\dots\dots(15)$$

이를  $B$ 에 관하여 移項하면

$$B = \frac{365}{a \times c} \times m \dots\dots\dots(16)$$

式(14)을 式(16)에 代入하면

$$B = \frac{\sum_{r=0}^n [r \times P(r) \times q(T, r)]}{a \times c \times \omega} \dots\dots\dots(17)$$

단,  $T=1, 2, 3$

따라서 高壓酸素治療器를  $T$ 대 設置하고 있는 醫療機關이 擔當할 수 있는 煉炭使用人口의 規模는  $a, c, \omega$ 의 數值가 주어지면 결정된다. CO中毒의 發生率  $a$ 는 본 研究에서 固定된 常數값이므로 결국  $B$ 는  $T, c, \omega$ 에 의해 결정된다. 그러므로 醫療機關當 擔當할 수 있는 煉炭使用人口의 規模는  $B(T, c, \omega)=f_3(T, c, \omega)$ 이다.

이러한 algorithm에 의해서  $T=1, 2, 3, c=0.25, 0.50, 0.75, 1.00, \omega=0.05$ 에 대하여  $B(T, c, \omega)$ 를 算出하였다.

따라서 地域別 高壓酸素治療器의 所要量  $H_R$ 은

$$H_R = B/B(T, c, \omega) \dots\dots\dots(18)$$

단  $T=1, 2, 3$

$c=0.25, 0.50, 0.75, 1.00$

$\omega=0.05$

로 계산된다.

地域別 高壓酸素治療器 所要量은 1982년末 현재의 供給量과 對比하여 不足量을 산출하였다.

$$H_{(R-S)} = H_R - H_S \dots\dots\dots(19)$$

## 2) 基本前提

高壓酸素治療器의 所要量을 推計學的으로 算出함에 있어 앞에서 記述한 시뮬레이션의 前提 외에 다음과 같은 5가지 假定을 基本前提로 하였다.

(1) CO中毒은 煉炭 이외에도 여러가지 發生源에 의해 일어날 수 있으나 본 研究에서는 煉炭에 의해 發生한 경우만을 다룬다.

(2) 高酸素治療器는 CO中毒 이외에도 여러가지 適應症이 있으나 본 研究에서는 CO中毒의 경우에 局限한다.

(3) CO中毒의 發生率은 住宅의 煖房燃料로 煉炭을 使用하는 모든 人口集團에서 同一한 것으로 본다.

(4) CO中毒患者는 發生地點에서 가장 가까운 高壓酸素治療器 設置 醫療機關에서 治療를 받으며 다른 醫療機關으로 移送되는 일은 없는 것으로 본다.

(5) CO中毒에 發生時點은 高壓酸素治療器 設置 醫療機關에 到着되는 時點으로 把握한다.

## 3. 研究資料

본 研究에서 使用된 資料는 다음과 같다.

### 1) CO中毒發生의 日別·時間別 資料

CO中毒患者의 日別·時間別 分布를 把握하기 위하여 서울市內 所在 28개 高壓酸素治療器 設置 病·醫院에서 3,445명의 患者를 조사하였다. 調査對象은 1982. 1. 1~12. 31에 高壓酸素治療器 設置 病·醫院의 應急室에 내원한 患者중 CO中毒患者로서 性別, 年齡, 到着日字, 到着時間, 到着時 狀態등을 醫務記錄에 依據 調査하였다.

### 2) 高壓酸素治療機 供給量

1982年 12月 31日을 基準으로 全國 各市·道의 保健社會局에서 高壓酸素治療器 設置 病·醫院의 名單을 調査하고 이를 各 病·醫院에서 確認하였다.

### 3) 人口

經濟企劃院 刑行 “1981年度 常住人口調查報告”에서 引用하였다<sup>25)</sup>.

### 4) 煉炭使用人口

1980년도 經濟企劃院 調査 “人口 및 住宅센서스 報告”에서 引用하였다<sup>26)</sup>.

### 5) CO中毒의 發生率

尹德老, 趙秀憲의 論文 “煉炭가스中毒의 發生 및 診療實態에 관한 調査研究”에서 引用하였다<sup>3)</sup>.

## Ⅲ. 研究結果

### 1. CO中毒發生의 確率模型 開發

1982年 1月 1日부터 12月 31日까지 서울市內 所在 28개 高壓酸素治療器 設置 病·醫院에서 조사한 3,445명 중 來院日字가 밝혀진 3,434명의 資料에서 1日 來院患者數가 0, 1, 2... 명인 各자의 日數를 표시한 것이 그림 Ⅲ-1이다. 이를 보면 0명 來院한 날의 수는 61일이며 最大 80명이 來院한 날의 수는 1日이었다. 대략적인 형태는 指數函數의 減少하는 모양을 보이고 있으며 1日平均 來院患者數는 9.41명이었다.

尹·趙등<sup>3)</sup>이 서울市內에서 조사한 資料에 의하면 HBO의 대상이 되는 重症 이상의 CO中毒은 煉炭使用 人口 10,000명당 年間 45.5명의 수준이므로 CO中毒의 발생은 대체로 稀有事件(rare event)의 범주에 속한다고 볼 수 있을 것이다.

일반적으로 稀有事件의 발생에 적합한 確率分布로는 Poisson分布를 들 수 있으므로 資料에서 얻어진 分布가 Poisson分布에 適分한지를 먼저 檢證하였다. 本 調査의 經驗値와 Poisson分布에 의한 理論値 間에 Pearson의 適合性檢定(test for the goodness of fit)를 한 결과  $\chi^2_{32} = 328.54$ 로써  $p < 0.001$ 이었다. 따라서 CO中毒의 1日患者數別 日數의 分布는 Poisson分布로는 說明되지 않는 것으로 思料된다. 그 이유는 CO中毒이 심한 季節變動과 集落性을 보이기 때문이라고 생각된다.

이러한 경우에 쓰이는 Pólya-Eggenberger分布에 대

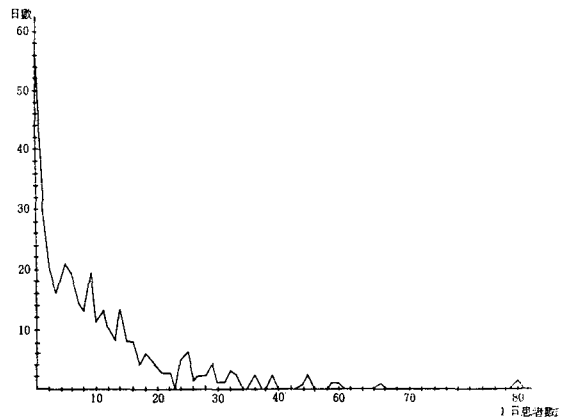


그림 Ⅲ-1. 1982年 서울市內 28個 病·醫院에 來院한 CO中毒患者의 1日患者數別 日數의 分布

하여 適合性檢定을 한 결과는  $\chi^2_{32}=23.85$ 였으며,  $0.25 < p < 0.20$ 이었다. 그러므로 CO中毒의 1日 CO中毒患者數別 日數의 分布에 對한 理論的 分布로는 Pólya-Eggenberger分布가 適合하다는 結論을 얻을 수 있었다.

前述한 資料에 의해 Pólya-Eggenberger分布에 따른 數式을 구해보면  $m=9.41$ ,  $d=10.86$ 이다. 따라서 그 數式은

$$P(X=r) = \frac{\prod_{k=1}^r (10.86 \times k - 1.45)}{r!} \times 11.86^{-(r+0.87)}$$

.....(20)

$r=1, 2, 3, \dots, n$ 일 때

$$P(X=0) = 11.86^{-0.87} = 0.116$$

$r=0$ 일 때

으로 정리될 수 있다. 式(20)에 따른 1日 CO中毒患者數別 日數의 理論値와 經驗値를 그림으로 表示한 것이 그림 III-2이다.

Pólya-Eggenberger分布의 形態는  $m$ 과  $d$ 의 두가지 統計値(statistic)에 의해 결정되므로 資料에서 구한  $d$ 를 常數로 이용하고  $m$ 을 變化시켜 줄으로써 여러가지  $m$ 에 대한 1日 CO中毒患者數別 日數의 理論的 分布를 推計하여 볼 수 있다. 이 경우 理論値 推計를 위한 一般式은,

$$P(X=r) = \frac{\prod_{k=1}^r [m + (k-1) \times 10.86]}{r!} \times 11.86^{-\left(\frac{m}{10.86} + r\right)}$$

.....(21)

$r=1, 2, 3, \dots, n$ 일 때

$$P(X=0) = 11.86^{-\left(\frac{m}{10.86}\right)}$$

$r=0$ 일 때

로 표시된다.

이 數式에 의하여  $m$ 을 여러가지 變化시키면서 CO中毒發生의 理論的 分布를 算出한 것이 그림 III-3이다.

이상과 같은 方法에 의하여 여러가지  $m$ 의 경우에  $r=0, 1, 2, \dots, n$ 인 날이 年中 며칠이 되는가를 理論的으로 推計할 수 있었다.

待期患者의 발생을 豫測하기 위해서는 日中 時間別 患者到着을 파악할 必要가 있다. 調査資料에서 到着時間 미상인 6명을 제외한 3,439명의 患者의 到着時間別 分布를 圖示한 것이 그림 III-4이다.

CO中毒患者의 到着時間別 分布는 대체로 二峰型(bimodal)의 形態를 취하고 있으며 患者到着의 最多時間은 午前 7時~8時이고 子正의 直前に 또하나의 peak를

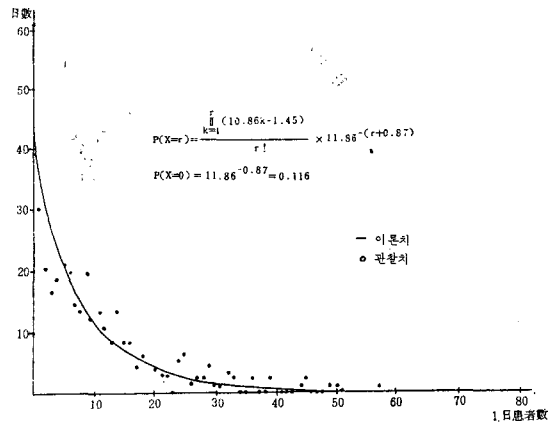


그림 III-2. Pólya-Eggenberger分布에 의한 CO中毒患者의 1日患者數別 日數의 理論値와 經驗値

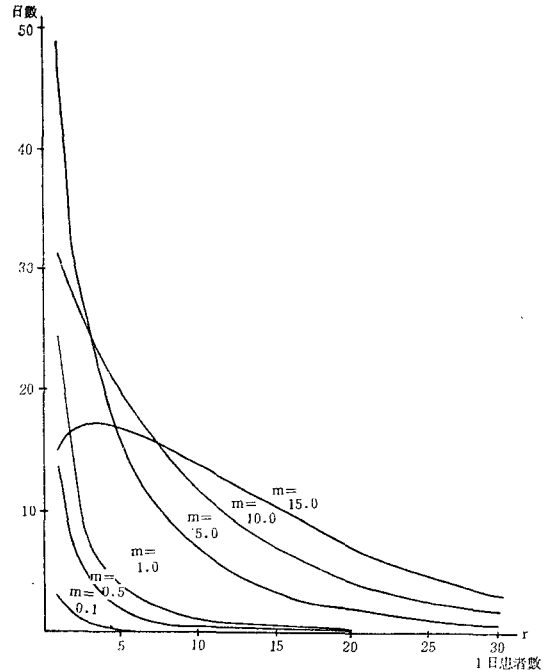


그림 III-3. Pólya-Eggenberger分布에 따라 여러가지  $m$ 에 대하여 算出된 CO中毒患者의 1日患者數別 日數의 理論的 分布

볼 수 있다.

季節的으로는 낮이 짧을수록 多發生時間이 약간 빨라지는 現象을 볼 수 있어서 季節間 差異를 檢定하여 본 結果 有意한 차이가 있음을 알 수 있었다( $\chi^2_{46}=266.52$ ,  $p < 0.01$ ). 그러나 年平均値와 겨울철의 到着時間 分布 사이에는 有意한 차이가 없었고 본 연구에서 重要視하는 多發生의 경우가 주로 겨울철에 集中되어 있

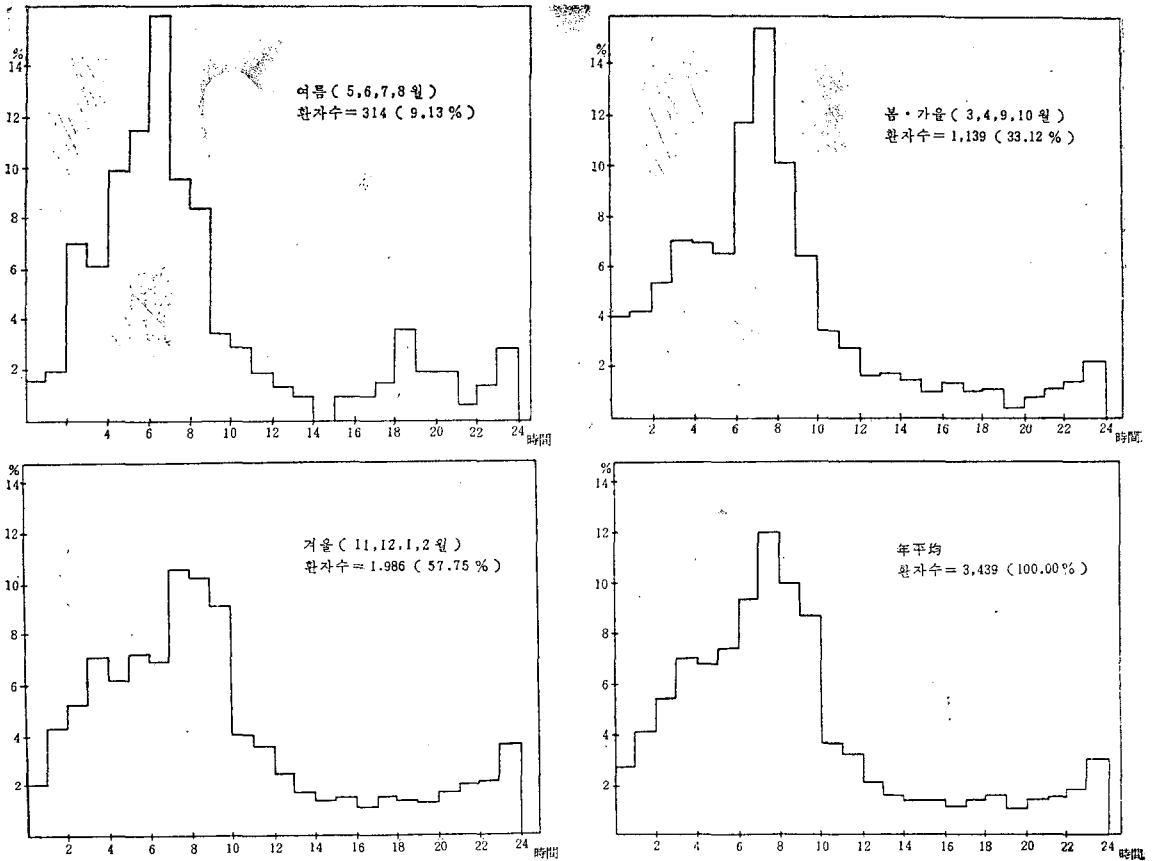


그림 Ⅲ-4. 年平均 및 季節別 CO中毒患者의 到着時間別 分布

음을 고려하여 到着時間分布는 年平均値를 사용하기로 하였다.

2. 待期患者發生의 確率模型 開發

日別·時間別 CO中毒患者發生의 確率分布에 의해 醫療機關 1個所當 高壓酸素治療器(T)가 1대, 2대, 3대 설치되어 있을 각각의 경우에 대하여 1日 患者數(r)가 1, 2, 3, ...명일 경우 1日 患者 中 待期患者가 發生하는 確率, 즉  $q(T, m)$ 을 Monte Carlo simulation에 의해 구한 결과가 표 Ⅲ-1이다.  $T=1$ 일 경우 25명,  $T=2$ 일 경우 47명,  $T=3$ 일 경우 72명 이상의 患者가 到着되면 모든 患者가 期待하게 된다.

표 Ⅲ-1. 醫療機關 1個所當 高壓酸素治療器 設置臺數別 待期患者 發生確率

1日患者數	T=1	T=2	T=3
1	0.00011	0.00000	0.00000
2	0.00103	0.00012	0.00000

3	0.00265	0.00098	0.00009
4	0.00621	0.00244	0.00038
5	0.01390	0.00443	0.00076
6	0.03594	0.00598	0.00103
7	0.06688	0.01005	0.00122
8	0.11514	0.01289	0.00197
9	0.18417	0.02492	0.00272
10	0.27432	0.03609	0.00431
11	0.38219	0.05144	0.00590
12	0.53245	0.06642	0.00630
13	0.61794	0.09100	0.00672
14	0.72572	0.11623	0.01035
15	0.81595	0.14955	0.01399
16	0.88496	0.18410	0.01661
17	0.93326	0.22925	0.02492
18	0.96410	0.27424	0.03610
19	0.98214	0.32822	0.04625
20	0.99182	0.39042	0.05656

21	0.99653	0.45884	0.06693
22	0.99872	0.53247	0.08296
23	0.99955	0.57520	0.09905
24	0.99999	0.61699	0.11623
25		0.67182	0.13815
26		0.72554	0.16116
27		0.77080	0.18392
28		0.81585	0.21422
29		0.87455	0.24427
30		0.88495	0.28003
31		0.90913	0.31027
32		0.93326	0.34623
33		0.94867	0.38200
34		0.96415	0.43227
35		0.97312	0.48236
36		0.98210	0.53259
37		0.98698	0.56095
38		0.99160	0.58944
39		0.99415	0.62021
40		0.99664	0.65387
41		0.99763	0.68979
42		0.99986	0.72599
43		0.99912	0.75579
44		0.99953	0.78587
45		0.99978	0.82033
46		0.99999	0.83895
47			0.86165
48			0.88433
49			0.90106
50			0.91716
51			0.93320
52			0.94354
53			0.95382
54			0.96332
55			0.97011
56			0.97612
57			0.98299
58			0.98536
59			0.98859
60			0.99114
61			0.99339
62			0.99496
63			0.99662
64			0.99726
65			0.99799

66	0.99864
67	0.99899
68	0.99927
69	0.99953
70	0.99969
71	0.99984
72	0.99999

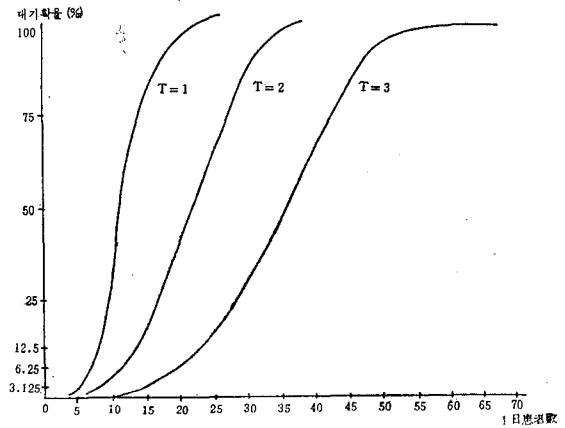


그림 Ⅲ-5. 醫療機關 1個所當 高壓酸素治療器 設置臺數別 待期患者 發生確率

이들 그림으로 나타낸 것이 그림 Ⅲ-5이다.

1日平均患者數( $m$ )가 증가함에 따라 年間患者數( $R$ ) 중 年間待期患者數( $Q$ )의 비율, 즉  $\omega(T, m)$ 을 산출한 결과가 표 Ⅲ-2이다.

이들 보면  $T=1, 2$ 일 경우에는  $m=0.1$ 일 경우 즉, 年間患者數( $R$ )가 36.5명에 불과할 경우에도  $\omega(1, 0.1)$ 은 34.8%,  $\omega(2, 0.1)$ 은 15.6%로써 매우 높게 나타난다.

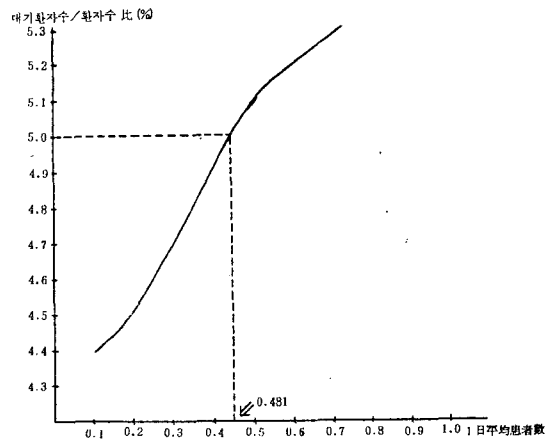


그림 Ⅲ-6. 醫療機關 1個所當 高壓酸素治療器 設置臺數가 3일 경우 年間 待期患者/ 數 比

표 Ⅲ-2. 1日平均患者數 및 醫療機關 1個所當 高壓酸素治療器 設置臺數別 年間 待期患者/患者數 比

1日平均患者數(m)	年間患者數(R)	年間待期患者數(Q)			待期患者數/患者數比(ω)		
		T=1	T=2	T=3	T=1	T=2	T=3
0.1	36.5	12.7	5.7	1.6	0.348	0.156	0.044
0.2	73.0	26.4	11.7	3.3	0.362	0.160	0.045
0.3	109.5	40.5	18.2	5.1	0.370	0.166	0.047
0.4	146.0	54.6	24.8	7.1	0.374	0.170	0.049
0.5	182.5	69.2	31.6	9.3	0.379	0.173	0.051
0.6	219.0	83.9	38.3	11.4	0.383	0.175	0.052
0.7	255.5	98.2	45.2	13.5	0.384	0.177	0.053
0.8	292.0	113.0	52.3	15.7	0.387	0.179	0.054
0.9	328.5	127.8	59.8	17.7	0.389	0.182	0.054
1.0	365.0	143.0	67.2	19.9	0.392	0.184	0.054
1.0	365.0	143.0	67.2	19.9	0.392	0.184	0.055
2.0	730.0	308.7	143.9	55.1	0.423	0.197	0.074
3.0	1095.0	496.0	235.6	93.1	0.454	0.216	0.085
5.0	1825.0	929.9	472.7	171.6	0.510	0.259	0.094
10.0	3650.0	2183.0	1194.2	401.5	0.598	0.327	0.110
15.0	5475.0	3536.1	2126.9	748.0	0.646	0.388	0.137

다는 사실을 알 수 있다. T=3일 경우에 비로소 ω가 5%이하로 떨어지게 되며 T=3일 경우 1日平均患者數(m)의變化에 따른 ω의 변화를 圖示한 것이 그림 Ⅲ-6이다.

T=3일 경우 ω가 5%에 달하는 1日平均患者數(m)는 0.481명이다. 즉, 年間 CO中毒患者數(R)가 175.6명일 경우에 ω는 5%가 된다.

3. 高壓酸素治療器의 供給量, 所要量 및 過不足量

醫療機關 1個所當 高壓酸素治療器 設置臺數(T)가 3대일 경우에 ω가 5% 되는 1日平均患者數(m)는 0.481명이므로 이러한 患者數를 발생시킬 수 있는 人口規模를 施療率(c)이 25%, 50%, 75% 및 100%일 각각의 경우에 대하여 計算한 結果가 표 Ⅲ-3이다. 이때 CO中毒의 發生率은 煉炭使用人口 10,000명당 年間 45.5명으로 계산하였다.

표 Ⅲ-3. 醫療機關 1個所當 擔當煉炭使用人口

施療率(c)	醫療機關1個所當 擔當煉炭使用人口
25%	166,485
50%	83,242
75%	55,495
100%	41,620

표 Ⅲ-4. 市·道別 煉炭使用人口

市·道	人口	煉炭使用率	煉炭使用人口
서울特別市	8,676,037	88.89	7,712,129
釜山直轄市	3,249,643	94.80	3,080,662
大邱直轄市	1,838,037	95.83	1,761,391
仁川直轄市	1,141,705	91.85	1,048,656
京畿道	3,961,906	75.05	2,973,410
江原道	1,804,853	64.89	1,171,169
忠清北道	1,441,704	51.71	745,649
忠清南道	3,004,668	51.59	1,550,108
全羅北道	2,297,368	41.17	945,826
全羅南道	3,823,540	44.70	1,709,122
慶尙北道	3,189,943	53.91	1,719,698
慶尙南道	3,419,566	59.74	2,042,849
濟州道	467,876	46.23	216,299
全 國	38,316,846	69.62	26,676,968

市·道別 煉炭使用人口는 표 Ⅲ-4와 같다. 煉炭使用率이 가장 높은 地域은 大邱로서 95.83%이며 가장 낮은 地域은 全羅北道로서 41.17%이다. 全國의으로는 69.62%가 煉炭을 使用하고 있으며 人口數 는 26,676,968名이다.

표 III-5. 市·道別 高壓酸素治療器 供給量, 所要量 및 過不足量

市 · 道	供給量	所 要 量				過 不 足 量			
		25%	50%	75%	100%	25%	50%	75%	100%
서울 特別市	62	139	278	417	556	77	216	355	494
釜山 直轄市	21	56	111	167	222	35	90	146	201
大邱 直轄市	8	32	63	95	127	24	55	87	119
仁川 直轄市	3	19	38	57	76	16	35	54	73
京畿 道	15	54	107	161	214	39	92	146	199
江 原 道	10	21	42	63	84	11	32	53	74
忠 清 北 道	5	13	27	40	54	8	22	35	49
忠 清 南 道	10	29	56	83	112	19	46	73	102
全 羅 北 道	6	17	34	51	68	11	28	45	62
全 羅 南 道	3	31	62	92	123	28	59	89	120
慶 尙 北 道	15	31	62	93	124	16	47	78	109
慶 尙 南 道	11	37	74	110	147	26	63	99	136
濟 州 道	2	4	8	12	16	2	6	10	14
全 國	171	483	962	1,441	1,923	312	791	1,270	1,752

네가지 경우의 施料率(c)을 적용하여 高壓酸素治療器의 所要量을 산출하고 1982년 말 현재의 供給量과 대비하여 過不足량을 산출한 것이 표 III-5이다.

1982년 말 현재 供給量은 171대로써 施料率(c)을 25%로 적용하였을 경우에는 312대, 100%로 적용하였을 경우에는 1,752대가 부족한 실정에 있다.

#### IV. 考 察

##### 1. 應急醫療施設配置의 側面에서 본 高壓酸素治療器의 特性

外國의 경우 지금까지 가장 널리 연구되어 온 應急醫療機器配置의 문제는 앰블란스(ambulance)의 配置에 대한 연구들이었다<sup>26,27,28</sup>. 앰블란스의 配置는 주로 申告(call)가 들어온 후 사고 현장에 앰블란스가 到着하기까지의 時間(response time)이나 다시 病院에 돌아올 때까지의 時間(round-trip time)을 여러 制約條件(constraint)하에서 最小化시키고자 하는데 중점을 두어 연구되었다. 앰블란스의 配置問題는 원래 타 분야의 公共應急施設(public emergency service facility), 특히 消防署의 配置問題와 그 성격을 같이 하는 것으로써 이미 개발되어 있던 公共應急施設配置의 algorithm이 앰블란스配置의 문제해결에 많은 도움을 주었다. 앰블란스의 配置問題가 消防署의 配置問題와 다른 점은 첫째, 화재의 경우보다 申告가 빈번하고 들

째, 화재의 경우에는 여러 대의 消防車가 동시에 파견되나 앰블란스의 경우에는 대부분 1대가 파견된다는 것 등이다<sup>29</sup>. 그러나 두가지 문제는 모두 그 所要의 발생이 無作爲的(random)이고 보통 Poisson分布에 의해 설명된다는 점에서 공통된다. 앰블란스 외에 冠狀疾患 集中治療病棟(C.C.U.)이 應急醫療機器配置의 연구과제가 되었으나 그 基本概念은 앰블란스의 경우와 흡사하다<sup>30</sup>.

본 연구의 대상이 된 高壓酸素治療器는 위에서 설명한 앰블란스나 C.C.U.의 경우와는 그 대상이 되는 疾病의 發生確率에 있어 큰 차이를 가지고 있다. 원래 高壓酸素治療器는 매우 다양한 適應症(indication)을 가지고 있어 外國의 경우에는 非應急의인 適應症에 널리 이용되고 있으나 우리나라에 있어서는 거의 전적으로 CO中毒의 治療에 쓰이고 있다. 따라서 한국에 있어 高壓酸素治療器의 所要量은 CO中毒의 發生樣相에 의해 결정된다고 볼 수 있으며, CO中毒이 심한 季節變動과 日週變動(diurnal variation)을 보이면서 발생하고 있기 때문에 Poisson分布로 발생한다고 볼 수 있는 事故와 心筋梗塞을 대상으로 하는 앰블란스나 C.C.U.의 配置와는 다른 接近方法을 채택할 必要가 있다. 따라서, 일반적인 應急醫療施設配置의 연구에서와는 달리 對象疾患의 發生確率의 模型을 糾明하는 研究段階를 먼저 거쳐야 할 必要性이 있는 것이다.

##### 2. CO中毒發生의 確率分布

CO中毒의 발생이 가지는季節變動과集落性を 반영하여 주는確率分布으로써 Pólya-Eggenberger分布가 적합하다는事實이 糾明됨으로써 CO中毒患者의 日別發生分布를 理論적으로 예측할 수 있게 되었다. 이로 인하여 煉炭使用人口의 규모에 따른發生樣相이, 1日發生患者數別로 豫測可能하여지고 人口規模의 大小에 따른 待期患者發生의 增減을 數學적으로 예측할 수 있게 되었다. 이에 근거하여 特定地域의 特定人口集團에 局限되지 않고 어떤 地域의 어떤 規模의 人口集團에 대하여도 고루 適用될 수 있는 一般의인 待期患者發生의 確率模型을 개발할 수 있게 되었다. 또한 앞으로 우리나라의 社會經濟的 與件이 변동됨으로 인하여 CO中毒의 發生率이 변동되거나 보다 詳細하고 複雜한 새로운 模型을 개발하고자 할 경우에는 쉽게 資料를 새신(update)시키고 새로운 理論을 發展시켜 나가는 데 있어 重要한 理論의 바탕을 제공할 수 있을 것으로 생각된다.

다만 Pólya-Eggenberger分布는 그 性格上 Poisson 分布에 비하여 數式的 計算過程이 複雜하고 資料의 蒐集과 整理에 있어서도 단순한 平均值와 標準偏差 뿐만 아니라 度數分布(frequency distribution)을 完全히 把握하여야 하는 어려움이 있다.

또한 本 研究에서 試圖한 바와 같은 一般式的 개발에는 煉炭을 家庭用 燃料로 사용하는 한 CO中毒의 發生率은 어느 人口集團에서나 同一하다는 前提가 必要하다. 家屋의 構造, 狀態 및 居住者의 注意 등에 의해서 發生率에는 물론 차이가 있을 것이나 이를 감안하여 주고자 하면 地域의인 局限性을 벗어날 수 없다는 문제점이 있다.

CO中毒은 季節變動을 보이고 있을 뿐 아니라 하루 중에도 심한 日週變動을 보인다는 事實이 待期患者發生의 예측을 더욱 複雜하게 한다. 이 때 時間別 CO中毒 發生은 時間自體와 因果關係를 가지는 것이 아니며 就寢과 起床이라는 生活 週期에 의해서 日週變動이 일어나게 되므로 時間을 獨立變數로 한 確率模型을 樹立하는 데에는 無理가 있다. 따라서 이 경우에는 經驗의인 確率分布를 그대로 利用한 模型을 채택하게 된다.

時間別 發生樣相을 把握하는데 있어 한가지 문제점은 發生時點의 把握이다. CO中毒의 時間別 發生은 세 가지 時點에서 把握할 수 있다. 첫째는 純粹한 醫學的 意味에서 中毒이 일어나는 時點이나 이는 그 基準이 모호할 뿐 아니라 把握할 수 있는 方法이 없다. 둘째는 中毒된 狀態가 本人 또는 주위의 사람에 의해 發見되는 時點이며, 셋째는 醫療機關에 도착하는 時點이다. 배치방법의 algorithm에 따라 둘째 또는 셋째 時

點을 파악할 必要가 있으나 本 研究에서는 患者輸送時間(travel time: 發生時點을 출발하여 治療를 받을 醫療機關에 到着할 때까지 걸리는 時間)을 고려하지 않고 있으므로 셋째 時點에서 把握하는 것이 바람직하다. 따라서 本 研究에서는 時間別 發生樣相을 醫療機關에 도착하는 時點에서 把握하였다.

時間別 發生樣相에 있어 여름에는 겨울보다 아침시간의 最多發生時間이 빨라지는 傾向이 있으나 年平均到着時間을 時間別 發生의 確率分布로 보아 큰 無理가 없을 것으로 思料되었다.

### 3. 醫療機關 1個所當 高壓酸素治療器의 臺數와 待期患者發生

醫療機關 1個所當 高壓酸素治療器를 1대, 2대 및 3대 설치한 각각의 경우에 대하여 시뮬레이션으로 年間患者數中 待期患者의 比率( $\omega$ )을 구하여 本 結果 醫療機關 1個所當 1대 또는 2대의 高壓酸素治療器를 배치하여서는 待期患者의 발생을 바람직한 수준으로 저하시킬 수 없다는 사실이 밝혀졌으며 이는 重要한 意味를 지니는 것으로 보인다. 현재 우리나라에서는 166개 病·醫院에서 171대의 高壓酸素治療器를 설치하고 있으며 3대를 설치한 病院이 1개소, 2대를 보유하고 있는 病院이 3개소 있을 뿐 대부분의 경우에는 1대씩을 設置하고 있다. 本 研究의 結果로는 高壓酸素治療器를 현재와 같이 여러 醫療機關에 分散配置하기 보다는 “高壓酸素治療센터”의 형식으로 한 醫療機關에 3대씩 集中配置하는 것이 환자의 待期確率을 줄이는데 크게 기여할 것으로 보인다. 또는 3명을 동시에 治療할 수 있는 多人用高壓酸素治療器(multi-place hyperbaric chamber)를 개발하여 配置하는 것도 한 代案이 된다.

高壓酸素治療器를 集中配置함으로써 CO中毒患者의 待期確率을 현저히 감소시킬 수 있을 뿐 아니라 CO中毒의 발생이 적은 季節 또는 時間帶에는 非應急的 高壓酸素適應症의 患者를 의뢰받아 治療함으로써 醫療機器利用의 效率性を 提高하고 研究機能도 가질 수 있는 利點이 있을 것이다.

高壓酸素治療器를 集中配置하는 데에 있어서 重要한 문제점은 待期時間이 감소되는 反面 患者輸送時間이 증가한다는 것이다. 高壓酸素治療器가 集中配置되던 자연히 醫療機關의 수가 줄어들고 따라서 患者의 輸送時間은 증가하게 된다. 특히 이러한 현상은 人口密度가 낮고 交通이 불편한 地域에서 현저히 나타나게 될 것이다. 따라서 患者輸送時間의 증가를 抑制하기 위하여 1개 醫療機關에 4대 이상의 高壓酸素治療器를 配置하는 것은 특수한 研究目的의 醫療機關을 제외하고는 바람직하지 못할 것으로 보인다.



待期時間의 감소와 患者輸送時間의 증가를 감안하여 總所要時間을 最小化하기 위해서는 患者의 發生地點과 高壓酸素治療器 設置 醫療機關 所在地點을 고려한 微視的(microscopic)인 位置選定(location)algorithm이 개발되어야 할 것이며 이에 대하여는 추후 연구가 필요하다. 다만 大都市地域에서는 高壓酸素治療器를 集中配置하여 醫療機關數가 줄더라도 患者輸送時間의 증가는 별 문제가 되지 않으리라고 생각되며 農漁村地域의 경우에는 현재와 같이 分散配置하되 待期患者에 대하여는 100% 酸素를 공급하여 줄 수 있는 酸素텐트(oxygen tent) 등의 補助機具를 같이 設置하는 것도 한 방법이 될 수 있을 것으로 보인다.

#### 4. 高壓酸素治療器의 過不足量

高壓酸素治療器의 過不足量은 施療率을 25, 50, 75, 100%로 본 각각의 경우에 대하여 산출하였다. 尹, 趙等<sup>3)</sup>에 의하면 서울시에서 발생한 重症 CO中毒患者中 病·醫院에서 治療를 받은 患者는 22.8%에 불과하여 으며 都市零細民地域에서는 重症患者中 6.5%만이 病·醫院을 이용하였다는<sup>4)</sup> 보고가 있다. 따라서 현재 우리나라에서는 昏睡狀態 이상의 CO中毒患者중에서도 病·醫院을 찾은 경우는 매우 적은 것으로 보이며 病·醫院을 이용한 경우라도 최선의 治療方法인 HBO를 받은 患者는 더 적을 것이다. 이는 매우 바람직하지 못한 현상이며 國民들에 대한 保健教育의 강화가 시급하다.

현재 우리나라의 CO中毒患者의 治療實態를 감안할 때 가장 현실에 가까운 施療率 25%의 경우에도 高壓酸素治療器의 所要量은 483대이며 따라서 供給量 171대에 대하여 312대가 부족한 실정이다. 施療率을 보다 바람직한 수준으로 올릴 경우에는 不足現象은 더욱 심화된다.

地域적으로 보아 全羅南道의 경우에는 25% 施療率의 경우 31대가 所要되나 현재 3대 밖에 설치되어 있지 않아 供給率은 9.7%에 불과하다. 高壓酸素治療器의 數는 全般的으로 심각한 부족상태에 있다고 볼 수 있다.

## V. 結 論

應急醫療시스템(emergency medical system)은 保健醫療시스템(health care system)의 下位시스템(subsystem)으로서 그 중요성은 매우 크다. 應急醫療는 一般醫療와는 달리 患者發生으로부터 醫療를 提供하기까지의 時間을 最小限으로 短縮시켜야 하는 特性을 가지고 있기 때문에 醫療資源의 最適的인 配置가 特히

強調되고 있다. 그러나 아직까지 우리나라에서는 이分野에 대한 研究가 없고 그 方法論의 開發도 이루어져 있지 않다.

本 研究는 韓國의 應急醫療問題中 큰 比重을 차지하고 있는 一酸化炭素中毒의 治療를 위한 高壓酸素治療器를 대상으로 하여 應急醫療施設配置의 模型을 開發하고자 하였으며 高壓酸素治療器의 配置方法과 그 所要量을 研究하였다.

Pólya-Eggenberger分布에 의한 稀有事件의 豫測方法과 Monte Carlo simulation法을 應用하여 다음과 같은 所見을 얻었기에 이를 報告하는 바이다.

1. CO中毒의 1日患者數別 日數의 分布는 Pólya-Eggenberger分布를 따르며 그 數式은 다음과 같다.

$$P(X=r) = \frac{\prod_{j=1}^r [m+(k-1) \times 10.86]}{r!} \times 11.86^{-\left(\frac{m}{10.86}+r\right)}$$

$r=1, 2, \dots, r$ 일 때

$$P(X=0) = 11.86^{-\left(\frac{m}{10.86}\right)}$$

$r=0$ 일 때

또한 時間別로는 午前 6~10시에 가장 많이 發生한다.

2. 醫療機關 1個所當 高壓酸素治療器를 1대, 2대, 3대를 設置한 各各의 경우에 대하여 年間 患者數中 待期患者數의 比( $\omega$ )를 구하여 본 結果 1대 또는 2대를 設置하는 경우에는  $\omega$ 를 5% 以下로 줄일 수 없으며 3대를 設置하는 경우 日平均患者數가 0.481名일 때  $\omega$ 가 5%로 저하된다.

3. 高壓酸素治療器 3대를 設置한 醫療機關 1個所當 擔當煤炭使用人口는 施療率이 25%, 50%, 75% 및 100%일 경우 各各 166,485, 83,242, 55,495 및 41,620各이다.

4. 施療率이 25%, 50%, 75% 및 100%인 경우 우리나라의 高壓酸素治療器 所要量은 各各 483대, 962대, 1,441대 및 1,923대이며 1982年末 現在 供給量 171대에 대하여 不足量은 各各 312대, 791대, 1,270대 및 1,752대 이다.

本 研究에서 開發된 方法論은 앞으로 다른 應急醫療施設配置의 研究에도 活用될 수 있을 것이다.

## 參 考 文 獻

- 1) 經濟企劃院 調査統計局：韓國統計年鑑，第28號，1981.
- 2) 經濟企劃院 調査統計局：人口 및 住宅센서스 報告

- 第1卷 全數調査 12-1 全國, 1980.
- 3) 尹德老·趙秀憲: 煉炭가스中毒의 發生 및 診療實態에 關한 調查研究, 大韓醫學協會誌, 20(8): 705-714, 1977.
  - 4) 金容益·趙秀憲·金貞順·尹德老·金仁達: 都市零細民地域의 煉炭가스中毒에 關한 疫學的 實態調查, 大韓醫學協會誌, 23(10): 879-887, 1980.
  - 5) 金仁達·尹德老: 一酸化炭素中毒, 新醫學叢書 第1卷, 서울, 新醫學叢書刊行會, 1969.
  - 6) Shillito, F.H., Drinker, C.K. and Shaughnessy, T.J.: *The Problem of Nervous and Mental Sequelae in Carbon Monoxide Poisoning*, J.A.M.A., 106(9): 669-674, 1936.
  - 7) Sidney Smith, J. and Brandon, S.: *Morbidity from Acute Carbon Monoxide Poisoning at Three-year Follow-up*, Br. Med. J., 1: 318-321, 1973.
  - 8) 李萬弘: 一酸化炭素中毒의 遲延性 後遺症에 關한 臨床的研究, 神經精神醫學, 17(4): 374-385, 1978.
  - 9) 최일생: 一酸化炭素中毒의 神經性 後遺症에 關한 研究, 大韓醫學協會誌, 25(4): 341-346, 1982.
  - 10) Kindall, E.P.: *The Present State of Hyperbaric Oxygen Therapy in the United States*, Jpn. J. Hyperbar. Med., 15(1): 10-14, 1980.
  - 11) 李康賢: 急性 CO中毒時 高壓酸素治療法의 治療效果에 關한 研究, 豫防醫學會誌, 5(1): 1-7, 1972.
  - 12) 趙秀憲·柳權永·尹德老: 急性一酸化炭素患者의 來院時 意識狀態 및 治療效果에 關한 調查研究—서울市內 4個 綜合病院에 來院한 患者를 中心으로—, 서울醫大學術誌, 22(1): 83-91, 1981.
  - 13) Hall, T.L. and Mejia: *Health Manpower Planning: Principles, Methods, Issues*, Geneva, W. H.O., 1978.
  - 14) Alan Dever, G.E.: *Community Health Analysis, A Holistic Approach*, Maryland, Aspen, 1980.
  - 15) Shonick, W.: *Elements of Planning for Area-wide Personal Health Services*, Saint Louis, The C. V. Mosby, 1976.
  - 16) Williams, S.J.: *Issues in Health Services*, New York, John Wiley & Sons, 1980.
  - 17) Shuman, L.J., Dixon Speas, R. Jr. and Young, J.P.: *Operations Research in Health Care, A Critical Analysis*, Baltimore, The Johns Hopkins University Press, 1975.
  - 18) Boldy, D.P. and O'kane, P.C.: *Health Operational Research, A Selective Overview*, European Journal of Operational Research, 10: 1-9, 1982.
  - 19) Chaiken, J.M. and Larson, R.C.: *Methods for Allocating Urban Emergency Units: A Survey*, Management Science, 19(4) Part 2: P-110-P-130, 1972.
  - 20) 金宇哲 外: 現代統計學, 서울, 英志文化社, 1982.
  - 21) 韓國保健統計學會: 保健統計學, 서울, 新光出版社 1979.
  - 22) 増山元三郎: 少數例のまとめ方(Ⅱ), 東京, 竹內書店新社, 1975.
  - 23) 鳥居敏雄·高橋暁正·土肥一郎: 醫學·生理學のための推計學, 東京, 東京大學出版會, 1971.
  - 24) 尹德老: 高壓酸素療法, 서울, 新光出版社, 1981.
  - 25) 經濟企劃院 調查統計局: 1981年度 常住人口調查報告, 1981.
  - 26) Savas, E.S.: *Simulation and Cost-effectiveness Analysis of New York's Emergency Ambulance Service*, Management Science, 15(12): B-608-B-627, 1969.
  - 27) Fitzsimmons, J.A.: *A Methodology for Emergency Ambulance Deployment*, Management Science, 19(6): 627-636, 1973.
  - 28) Daberkow, S.G.: *Location and Cost of Ambulances Serving a Rural Area*, Health Services Research, 12: 299-311, 1977.
  - 29) Boldy, D.: *Operational Research Applied to Health Services*, London, Croom Helm, 1980.
  - 30) Smith, G.B.: *Coronary Emergency Rescue Service Treated as a Queueing System*, 37th National Meeting of ORSA, Washington D.C., April 20-22, 1970.