

## Markov 過程에 관한 研究\*

具 滋 興

## 1. 序論

확률과정 (stochastic process) 중에서 가장 기본적이고, 중요한 분야가 마르코프 과정 (markov process) 이라고 하겠다. 특히 이 분야의 주된 연구 내용으로서 마르코프 연쇄 (markov chain) 과 마르코프 과정의 본질적인 연구라 하겠다. 그런데 마르코프 과정에 관하여서도 그 狀態空間 (state space)  $S$  가 이산형 (discrete type) 이고, 시간적으로 연속인 媒介變數空間 (parameter space)  $T = (-\infty, \infty)$  를 가지는 불연속 마르코프과정 (discontinuous markov process) 과  $S$  와  $T$  가 모두 연속인 연속 마르코프과정 (continuous markov process) 을 생각할 수 있겠다.

본 연구에서는 마르코프 연쇄와 불연속 마르코프 과정에 관한 기본적인 구조에 대한 연구만을 대상으로 하겠다.

## 2. Markov 連鎖에 대하여

마르코프 연쇄를 이산마르코프과정 (discrete markov process) 이라고 하는데 이 과정을 해석해 나가는데 아주 중요한 수단이 되는 확률모함수 (probability generating function) 와 分解法則 (decomposition rule) 을 우선 소개하기로 하자.

**定義 1.** 확률변수  $X$  가 이산확률분포 (discrete probability distribution)  $P_k = P_r(X=x_k)$  ( $k=0, 1, 2, \dots$ ) 에 따를 때,

$$G(S) = E_X S^X = \sum_{k=0}^{\infty} p_k S^k \quad (2-1)$$

를 확률변수  $X$  의 確率母函數 (PGF) 라 한다.

**定義 2.** 두 확률변수  $X$  와  $Y$  의 함수인 확률변수  $\Psi(X, Y)$  에 대하여, 다음 등식이 성립한다.

$$E_{X,Y} \Psi(X, Y) = E_Y \{E_X |_{Y=Y} \Psi(X, Y)\} \quad (2-2)$$

이것을 분해법칙 (decomposition rule) 이라 한다.

\*이 研究는 1981年度 韓國科學財團研究費支援으로 이루어진 것임.

그러면 이제부터 有限 Markov 連鎖(finite markov chain)가 平衡分布 (equilibrium distribution)을 가질 경우, 그것을 구하는 방법과 그것을 가지게 될 필요충분조건에 관하여 논해보기로 하겠다.

**補助定理 1. [5]**: 유한마르코프연쇄  $\{Z_n; n=1, 2, \dots\}$ 의 推移確率行列(transition stochastic matrix)  $P=(p_{ij})$ 에 대하여, 推移確率 (transition probability)  $p_{ij}$ 가 모두非負值 (non-negative numbers)이면, 平衡분포 vector (equilibrium distribution Vector)  $\Pi$ 가 존재하여  $\Pi=\Pi P$ 가 성립한다. 또한 그 역도 성립한다.

**定理 2·1**: (단일탄성벽 취보)상태공간  $S=\{0, 1, 2, \dots\}$ 을 가지고, 추이확률이

$$p_{00}=q_0, p_{01}=p_0,$$

$$p_{i, i-1}=q_i, p_{i, i+1}=p_i, (i=1, 2, \dots)$$

$$p_{ij}=0, (\text{그밖의 경우})$$

( $p_i+q_i=1, i=0, 1, 2, \dots$ )인 마르코프연쇄(Markov Chain)가 平衡분포를 가지기 위한 필요충분조건은

$$r_k=(p_0 p_1 \dots p_k)/(q_1 q_2 \dots q_{k+1}) \quad (2-3)$$

이라할 때, 급수  $\sum r_k$ 가 수렴(收斂)할 경우이다.

**證明** 주어진 推移確率들에서 추이확률 행렬  $P$ 를 구하면

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 & 3 & 4 & 5 \dots \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \\ \vdots \end{matrix} & \begin{pmatrix} q_0 & p_0 & 0 & 0 & 0 & 0 \dots \\ q_1 & 0 & p_1 & 0 & 0 & 0 \dots \\ 0 & q_2 & 0 & p_2 & 0 & 0 \dots \\ 0 & 0 & q_2 & 0 & p_3 & 0 \dots \\ 0 & 0 & 0 & q_4 & 0 & p_4 \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & q_5 & 0 \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{pmatrix} \end{matrix}$$

구하는 平衡分布(不動 vector)를  $\Pi=(\pi_0, \pi_1, \dots, \pi_i, \dots)$ 라 할때,  $\Pi=\Pi P$ 이므로, 이관계식에서 다음연립방정식을 얻는다.

$$\begin{cases} \pi_0 = q_0 \pi_0 + q_1 \pi_1 & (a) \\ \pi_1 = p_0 \pi_0 + \pi_2 q_2 & (b) \\ \pi_2 = \pi_1 p_1 + \pi_3 q_3 & (c) \\ \pi_3 = \pi_2 p_2 + \pi_4 q_4 & (d) \\ \vdots & \\ \pi_k = \pi_{k-1} p_{k-1} + \pi_{k+1} q_{k+1} & (e) \end{cases}$$

윗 연립방정식의 (a)식에서

$$\pi_0 = (\pi_1 q_1) / p_0 \iff \frac{\pi_1}{\pi_0} = \frac{p_0}{q_1} \tag{a'}$$

다시 (a')의 결과를 (b)식에 대입하면

$$\pi_1 = (\pi_2 q_2) / p_1 \iff \frac{\pi_2}{\pi_1} = \frac{p_1}{q_2} \tag{b'}$$

$\pi_k$  를 계속 풀어가면 일반적인 관계식

$$\pi_k = (\pi_{k+1} q_{k+1}) / p_k \iff \frac{\pi_{k+1}}{\pi_k} = \frac{p_k}{q_{k+1}} \tag{e'}$$

를 얻는다.

한편, 윗 (a')(b') 및 (e')와 다음 항등식에서

$$\begin{aligned} \pi_k &= \left(\frac{\pi_k}{\pi_{k-1}}\right) \left(\frac{\pi_{k-1}}{\pi_{k-2}}\right) \cdots \left(\frac{\pi_1}{\pi_0}\right) \pi_0 \\ &= \left(\frac{p_k}{q_{k+1}}\right) \left(\frac{p_{k-1}}{q_k}\right) \cdots \left(\frac{p_0}{q_1}\right) = r_k \pi_0 \end{aligned} \tag{f}$$

여기서,  $r_k = (p_0 p_1 \cdots p_k) / (q_1 q_2 \cdots q_{k+1})$  이다.

또  $\pi_0 = r_0 \pi_0$  이므로  $r_0 = 1$  이고, 확률 Vector 성분  $\pi_k$  의 총합은 1 이므로, (f)에서

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^{\infty} \pi_k &= \pi_0 \sum_{k=0}^{\infty} r_k = 1 \\ \therefore \pi_0 &= 1 / \sum_{k=1}^{\infty} r_k \end{aligned} \tag{g}$$

다시 (g)의 결과를 (f)에 대입하면

$$\pi_j = r_j / \sum_{k=1}^{\infty} r_k$$

그러므로  $\sum r_k$  가 수렴할 때, 그리고 그때에 한하여  $\Pi$  는 확률분포가 되고, 따라서 평형 분포를 가지게 된다.

### 3. 不連續 Markov 過程에 대하여

지금부터는 狀態空間(state space)  $S$  가 離散的(discrete)이고, 시간적으로는 매개변수  $t \in [0, \infty)$  를 가지는 마르코프과정(markov process)을 논하여 보기로 하자. 특히 이질에서는 마르코프과정  $\{Z_t; t \in [0, \infty)\}$  의 表現行列(represent matrix)  $Q$  와 推移確率行列  $P(t)$  사이의 관계적인 Kolmogorov 偏微分方程式을 논하고, 그 응용으로 一次出生死滅過程(Linear birth and death process with migration)의 PGF 에 관하여 논하여 보기로 하겠다.

다.

不連續 Markov 過程  $\{Z_t; t \in [0, \infty)\}$ 의 推移確率은

$$p_{ij}(t) = P_\tau(Z_{t+\tau} = j | Z_\tau = i), (i, j \in S; \tau \in [0, \infty)) \quad (3-1)$$

또  $S$ 는 離散狀態空間(discrete state space)이다. 그리고 推移確率  $p_i(t)$ 는 다음 성질을 갖는다.

P. 1: 임의의  $t \in [0, \infty)$ 에 대하여  $p_{ij}(t) \geq 0$  이고,  $\sum_{j \in S} p_{ij}(t) = 1$  이다. 즉 추이확률행렬  $P(t)$ 는 확률행렬(stochastic matrix)이다.

P. 2:  $\lim_{t \rightarrow 0} P_{ij}(t) = 1$  이때  $P_{ij}(t)$ 는  $P(t)$ 의 대각원소(diagonal element) 이다.

또  $\lim_{t \rightarrow 0} p_{ij}(t) = 0$  이다.

$$\iff p_{ij}(t) = \delta_{ij}$$

$$\iff p_{ij}(t) = I, (t \rightarrow 0) \text{이다.}$$

P. 3:  $P(t)$ 에 대하여 Chapman-Kolmogorov 方程式이 성립한다.

$$\iff P(u+v) = P(u)P(v), (u, v \in [0, \infty)) \quad (3-2)$$

그런데 상태공간  $S$ 가 유한인 경우 방정식 (2-7)의 유일해는

$$P(t) = e^{tQ} = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(tQ)^n}{n!} \quad (3-3)$$

이때  $Q$ 는 행렬(matrix)로 주어지며,  $Q$ 가 주어지면  $P(t)$ 가 (3-3)식에서 구해지고, 역으로  $P(t)$ 가 주어지면  $Q$ 가 결정된다. 그러므로 행렬  $Q$ 를 Markov 過程  $\{Z_t, t \in [0, \infty)\}$ 의 表現(represent)이라고 한다.

**定理 2.2.** 불연속 마르코프과정  $\{Z_t; t \in [0, \infty)\}$ 의 추이확률행렬  $P(t)$ 와 추이율행렬  $Q$  사이에는 다음 관계식이 성립한다.

$$\frac{dP}{dt} = P(t)Q \quad (3-4)$$

**證明.** Chapman-Kolmogorov 방정식 (3-2)에 의하여

$$\begin{aligned} P(t+h) &= P(t)P(h) = P(t) \{I + hQ + o(h^2)\} \\ &= P(t) + hP(t)Q + P(t)o(h^2) \end{aligned}$$

그러므로

$$\begin{aligned} \frac{dP(t)}{dt} &= \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(t+h) - P(t)}{h} \\ &= \lim_{h \rightarrow 0} P(t)Q + P(t) \lim_{h \rightarrow 0} \frac{o(h^2)}{h} = P(t)Q \end{aligned}$$

그러므로

$$\frac{dP(t)}{dt} = P(t)Q \iff p_{ij}(t) = \sum_{k \in S} p_{ik}(t)q_{kj}$$

인 관계식이 성립한다.

콜모고로프 전항미분방정식을 이용하여 一次出生死滅過程에 관한 PGF 를 결정하여보자. 시간  $t$  에서 個體數를  $Z_t$  라 하고, 個體數過程  $(Z_t; t \in [0, \infty))$  에 관하여 논해보기로 하자. 더욱 구체적으로 다음과 같은 문제를 제기하여 해결하고 그 특수한 경우를 논해보기로 하겠다.

**定理 2.3.** 微小時間  $\Delta$  사이에 각 個體가 새로운 개체를 출생하게될 확률을  $\lambda\Delta + 0(\Delta)$ , 각 개체가 사망하거나 移民해갈 확률을  $\mu\Delta + 0(\Delta)$ , 그 개체에 어떤 경우도 일어나지 않을 확률을  $1 - (\lambda + \mu)\Delta + 0(\Delta)$  라 둔다. 또 시간  $\Delta$  사이에 유입에 의하여 1개의 개체가 추가될 확률을  $\alpha\Delta + 0(\Delta)$  라 하자. 이 때 최초로 개체의 집단에  $i$  개의 개체가 있었다고 하면,  $Z_t$  의 PGF  $\pi_i(S)$  는

$$\begin{aligned} \pi_i(S) &= \frac{1}{(\lambda S - \mu)^{\alpha/\lambda}} \left\{ \frac{(\lambda - \mu) \frac{\lambda S - \mu}{1 - S} - e^{-(\lambda - \mu)t}}{\lambda + \frac{\lambda S - \mu}{1 - S} e^{-(\lambda - \mu)t}} \right\}^{\alpha/\lambda} \\ &\quad \times \left\{ \frac{\mu + \frac{\lambda S - \mu}{1 - S} e^{-(\lambda - \mu)t}}{\lambda + \frac{\lambda S - \mu}{1 - S} e^{-(\lambda - \mu)t}} \right\}^i \end{aligned} \tag{3-5}$$

(단,  $\lambda \neq \mu$  인 경우)

**證明.** 최후의  $\Delta$  시간 간격에 의한 분해를 이용하면,

$$Z_{t+\Delta} = Z_t + X_1 + \dots + X_{Z_t} + W$$

여기서,

$$W = \begin{cases} 1, & (t, t+\Delta) \text{ 사이에 이민으로 1 개가 流入} \\ 0, & \text{그밖의 경우} \end{cases}$$

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{제 } i \text{ 번째 개체가 } (t, t+\Delta) \text{ 사이에 出產} \\ -1 & \text{제 } i \text{ 번째 개체가 } (t, t+\Delta) \text{ 사이에 死亡 또는 流出} \\ 0 & \text{그밖의 경우} \end{cases}$$

$$ES^W = \alpha \Delta S' + (1 - \alpha \Delta) S^0 + 0(\Delta) = 1 - (\alpha - \alpha S) \Delta + 0(\Delta)$$

$$\begin{aligned} ES^{X_i} &= \lambda \Delta S' + \{1 - (\lambda + \mu) \Delta\} S^0 + \mu \Delta S^{-1} + 0(\Delta) \\ &= 1 + \{\lambda S - (\lambda + \mu) + \mu S^{-1}\} \Delta + 0(\Delta) \end{aligned}$$

따라서

$$\begin{aligned}
 ES^{X_1+X_2+\dots+X_i+W} &= (ES^{X_1})(ES^{X_2})\dots(ES^{X_i})(ES^W) \\
 &= (ES^{X_i})^i(ES^W) \\
 &= \{(i\lambda+\alpha)\Delta+0(\Delta)\}S + \{1-(i\lambda+i\mu+\alpha)\Delta+0(\Delta)\} \\
 &\quad + \{i\mu\Delta+0(\Delta)\}S^{-1}+0(\Delta) \\
 P_r(Z_{T+\Delta}=j|Z_i=i) &= P_r(X_1+\dots+X_i+W=j-i) \\
 &= \begin{cases} (\lambda i+\alpha)\Delta+0(\Delta), & (j=i+1) \\ 1-(i\lambda+i\mu+\alpha)\Delta+0(\Delta), & (j=i) \\ i\mu+0(\Delta), & (j=i-1) \\ 0(\Delta) & \end{cases} \quad (3-6)
 \end{aligned}$$

(3-6)식에서 다음 콜모고로프전향 미분 방정식을 얻는다.

$$\begin{aligned}
 p'_{i0}(t) &= -\alpha p_{i0}(t) + \mu p_{i1}(t) \\
 p'_{ij}(t) &= \{(j-1)\lambda+\alpha\}p_{i,j-1} - \{j(\lambda+\mu)+\alpha\}p_{ij} + (j+1)\mu p_{i,j+1} \quad (3-7) \\
 &\quad (j=1, 2, \dots)
 \end{aligned}$$

그리고  $j=\dots, -2, -1$ 에 대하여는  $p_{ij}=0$ 이므로  $j=0, \pm 1, \pm 2$ 에 대하여서는 (3-7)식이 성립한다. 따라서 (3-7)식에  $S^j$ 을 곱하고 모든  $j$ 에 걸쳐 합하면

$$\begin{aligned}
 \sum p'_{ij}S^j &= \lambda S^2 \sum (j-1)S^{j-2}p_{i,j-1} + \alpha S \sum S^{j-1}p_{i,j-1} - (\lambda+\mu)S \sum jS^{j-1}p_{ij} \\
 &\quad - \alpha \sum S^j p_{ij} + \mu \sum (j+1)S^j p_{i,j+1} \quad (3-8)
 \end{aligned}$$

또

$$\pi_i(S) = E_{Z_t|Z_0=i} S^{Z_t} = \sum_{j=-\infty}^{\infty} p_{ij}(t) S^j$$

를  $\pi$ 로 약기하면 (3-8)식은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\frac{\partial \pi}{\partial t} = \lambda S^2 \frac{\partial \pi}{\partial S} + \alpha S \pi - (\lambda+\mu)S \frac{\partial \pi}{\partial S} - \alpha \pi + \mu \frac{\partial \pi}{\partial S}$$

윗 식을 정돈하면

$$\frac{\partial \pi}{\partial t} + (\lambda S - \mu)(1-S) \frac{\partial \pi}{\partial S} = \alpha(S-1)\pi \quad (3-9)$$

윗 (3-9)식의 보조방정식은

$$\frac{dt}{1} = \frac{dS}{(\lambda S - \mu)(1-S)} = -\frac{d\pi}{-\alpha(1-S)\pi} \quad (3-10)$$

을 풀려면, 우선  $dt = \frac{dS}{(\lambda S - \mu)(1-S)}$ 에서

$$(\lambda - \mu)dt = \frac{\lambda dS}{\lambda S - \mu} + \frac{dS}{1-S}$$

양변을 적분하면

$$\begin{aligned} (\lambda - \mu)t &= l_n |(\lambda S - \mu)/(1-S)| + l_n k \\ \therefore e^{-(\lambda - \mu)t} \left( \frac{\lambda S - \mu}{1-S} \right) &= C_1, \quad \left( C_1 = \frac{1}{k} \right) \end{aligned} \quad (3-11)$$

마찬가지로  $\frac{dS}{(\lambda S - \mu)(1-S)} = -\frac{d\pi}{-\alpha(1-S)\pi}$ 에서

$$\left( \frac{\alpha}{\lambda} \right) \frac{\lambda dS}{(\lambda S - \mu)} = -\frac{d\pi}{\pi}$$

양변을 적분하면

$$\begin{aligned} \left( \frac{\alpha}{\lambda} \right) l_n (\lambda S - \mu) &= -l_n \pi + l_n C_2 \\ \therefore (\lambda S - \mu)^{\alpha/\lambda} \pi &= C_2 \end{aligned} \quad (3-12)$$

그런데 주어진 편미분방정식이 1階이므로  $C_1$ 과  $C_2$ 는 함수관계에 있어야 한다. 즉,

$$(\lambda S - \mu)^{\alpha/\lambda} \pi = f \left( \frac{\lambda S - \mu}{1-S} e^{-(\lambda - \mu)t} \right) \quad (3-13)$$

한편, 초기조건  $Z_0 = i$ 일때  $\pi_0(S) = S^i$ 이므로 (3, 13)식에 대입하면

$$(\lambda S - \mu)^{\alpha/\lambda} S^i = f \left( \frac{\lambda S - \mu}{1-S} \right)$$

이제  $r = (\lambda S - \mu)/(1-S)$ 로 두면,  $S = (\mu + r)/(\lambda + r)$ 이 되며,  $f(r)$ 를 결정할 수 있다.

$$f(r) = \left[ \lambda \left( \frac{\mu + r}{\lambda + r} \right) - \mu \right]^{\alpha/\lambda} \left( \frac{\mu + r}{\lambda + r} \right)^i \quad (3-14)$$

또  $k = \frac{\lambda S - \mu}{1-S} e^{-(\lambda - \mu)t}$ 로 두고  $k$ 를 (3, 14)식에 대입하면

$$f(k) = \left[ \lambda \left( \frac{\mu + k}{\lambda + k} \right) - \mu \right]^{\alpha/\lambda} \left( \frac{\mu + k}{\lambda + k} \right)^i = (\lambda S - \mu)^{\alpha/\lambda} \pi$$

$$\pi_t(S) = \frac{1}{(\lambda S - \mu)^{\alpha/\lambda}} \left[ \frac{[(\lambda + \mu)k]}{\lambda + k} \right]^{\alpha/\lambda} \left( \frac{\mu + k}{\lambda + k} \right)^i$$

그러므로 구하는 PGF  $\pi_t(S)$ 는 다음과 같다.

$$\pi_t(S) = \frac{1}{(\lambda S - \mu)^{\alpha/\lambda}} \left\{ \frac{(\lambda - \mu) \left( \frac{\lambda \mu - \mu}{1-S} \right) e^{-(\lambda - \mu)t}}{\lambda + \frac{\lambda S - \mu}{1-S} e^{-(\lambda - \mu)t}} \right\}^{\alpha/\lambda} \left\{ \frac{\mu + \frac{\lambda S - \mu}{1-S} e^{-(\lambda - \mu)t}}{\lambda + \frac{\lambda S - \mu}{1-S} e^{-(\lambda - \mu)t}} \right\}^i \quad (3-15)$$

(단,  $\lambda \neq \mu$ 인 경우)

**정리 2·4** 정리 2·3에 있어서  $\lambda = \mu$ 인 경우의  $PGF[\pi_t(S)]_{\lambda=\mu}$ 와  $\mu = \lambda + \varepsilon$ 인 경우의  $PGF[\pi_t(S)]_{\mu=\lambda+\varepsilon}$ 의 극한 ( $\varepsilon \rightarrow 0$ )은 일치한다.

**證明** (i)  $\mu = \lambda + \varepsilon$ 인 경우

우선  $\mu = \lambda + \varepsilon$ 으로 두고 (3-15)식을 바꿔쓰면

$$\pi_t(S) = \frac{1}{[S-1]\lambda - \varepsilon]^{\alpha/\lambda}} \left\{ \frac{\varepsilon \left( \lambda + \frac{\varepsilon}{1-S} \right) e^{\varepsilon t}}{\lambda - \left( \lambda + \frac{\varepsilon}{1-S} \right) e^{\varepsilon t}} \right\}^{\alpha/\lambda} \left\{ \frac{\lambda + \varepsilon - \left( \lambda + \frac{\varepsilon}{1-S} \right) e^{\varepsilon t}}{\lambda - \left( \lambda + \frac{\varepsilon}{1-S} \right) e^{\varepsilon t}} \right\}^i \quad (3-16)$$

그런데, (3-16)식의 2항의 급수전개에 의하여

$$\left( \lambda + \frac{\varepsilon}{1-S} \right) e^{\varepsilon t} = \lambda + \left( \frac{1}{1-S} + \lambda t \right) \varepsilon + \left( \frac{t^2}{2!} \lambda + \frac{t}{1-S} \right) \varepsilon^2 + \dots \quad (3-17)$$

$$\frac{\left( \lambda + \frac{\varepsilon}{1-S} \right) e^{\varepsilon t}}{\lambda - \left( \lambda + \frac{\varepsilon}{1-S} \right) e^{\varepsilon t}} = \frac{\lambda + \left( \frac{1}{1-S} + \lambda t \right) \varepsilon + \left( \frac{\lambda t^2}{2!} + \frac{t}{1-S} \right) \varepsilon^2 + \dots}{-\varepsilon \left\{ \frac{1}{1-S} + \lambda t + \left( \frac{\lambda t^2}{2!} + \frac{t}{1-S} \right) \varepsilon + \dots \right\}} \quad (3-18)$$

그리고

$$\frac{\lambda + \varepsilon - \left( \lambda + \frac{\varepsilon}{1-S} \right) e^{\varepsilon t}}{\lambda - \left( \lambda + \frac{\varepsilon}{1-S} \right) e^{\varepsilon t}} = \frac{\left( \frac{1}{1-S} + \lambda t - 1 \right) + \left( \frac{\lambda t^2}{2!} + \frac{t}{1-S} \right) \varepsilon^2 + \dots}{\left( \frac{1}{1-S} + \lambda t \right) + \left( \frac{\lambda t^2}{2!} + \frac{t}{1-S} \right) \varepsilon + \dots} \quad (3-19)$$

따라서, (3-18)과 (3-19)식을 (3-16)에 대입하면

$$\pi_t(S) = \frac{1}{[(S-1)\lambda - \varepsilon]^{\alpha/\lambda}} \left[ \frac{X + \left( \frac{1}{1-S} + \lambda t \right) \varepsilon + \left( \frac{\lambda t^2}{2!} + \frac{t}{1-S} \right) \varepsilon^2 + \dots}{-\left\{ \frac{1}{1-S} + \lambda t + \left( \frac{\lambda t^2}{2!} + \frac{t}{1-S} \right) \varepsilon + \dots \right\}} \right]^{\alpha/\lambda} \left[ \frac{\left\{ \left( \frac{1}{1-S} + \lambda t - 1 \right) + \left( \frac{\lambda t^2}{2!} + \frac{t}{1-S} \right) \varepsilon + \dots \right\}}{\left\{ \left( \frac{1}{1-S} + \lambda t \right) + \left( \frac{\lambda t^2}{2!} + \frac{t}{1-S} \right) \varepsilon + \dots \right\}} \right]^i$$

그러므로



$$\begin{aligned}
 [\pi_t(S)]_{\lambda=\mu} &= \lim_{t \rightarrow 0} \pi_t(S) \\
 &= \frac{1}{\{(S-1)\lambda\}^{\alpha/\lambda}} \left\{ \frac{\lambda}{-\left(\frac{1}{1-S} + \lambda t\right)} \right\}^{\alpha/\lambda} \left( \frac{\frac{1}{1-S} + \lambda t - 1}{\frac{1}{1-S} + \lambda t} \right)^i \\
 &= \{S + (1-S)\lambda t\}^i / \{1 + (1-S)\lambda t\}^{\alpha/\lambda + i} \tag{3-20}
 \end{aligned}$$

(ii)  $\mu = \lambda$  인 경우

$\mu = \lambda$  일때 편미분방정식 (3-9)식은

$$\frac{\partial \pi}{\partial t} - \lambda(1-S)^2 \frac{\partial \pi}{\partial S} = \alpha(S-1)\pi \tag{3-21}$$

따라서 (3-21)식의 補助方程式

$$\frac{dt}{1} = \frac{dS}{-\lambda(1-S)^2} = \frac{d\pi}{-\alpha(1-S)\pi} \tag{3-22}$$

그런데, (3-22)식의 제 1 항과 제 2 항에서

$$\begin{aligned}
 dt &= \frac{dS}{-\lambda(1-S)^2} \\
 \therefore \lambda t + \frac{1}{1-S} &= C_1 \tag{3-23}
 \end{aligned}$$

다음 (3-21)식의 제 2 항과 제 3 항에서

$$\frac{dS}{-\lambda(1-S)^2} = \frac{d\pi}{-\alpha(1-S)\pi}, \quad \frac{d\pi}{\pi} = \left(\frac{-\alpha}{\lambda}\right) \left(\frac{-dS}{1-S}\right)$$

양변을 적분하면

$$\begin{aligned}
 l_n \pi &= -\frac{\alpha}{\lambda} l_n(1-S) + l_n C_2 \\
 \therefore \pi &= C_2 (-S)^{-\alpha/\lambda} \text{ 또는 } (1-S)^{\alpha/\lambda} \pi = C_2 \tag{3-24}
 \end{aligned}$$

(3-23)식과 (3-24)으로부터. 구하는 일반해는

$$(1-S)^{\alpha/\lambda} \pi_t(S) = f\left(\lambda t - \frac{1}{1-S}\right) \quad (f \text{ 는 임의 함수}) \tag{3-25}$$

주어진 초기조건은  $Z_0 = i$  일 때  $\pi_0(S) = S^i$  이므로 (3-25)식에서 任意函數(arbitrary function)  $f$ 를 결정할 수 있다. 즉,

$$(1-S)^{\alpha/\lambda} S^i = f\left(\frac{1}{1-S}\right) \tag{3-26}$$

이제  $r = \frac{1}{1-S}$ 로 두면,  $S = \frac{r-1}{r}$ 이므로

$$f(r) = \left(1 - \frac{r-1}{r}\right)^{\alpha/\lambda} \left(\frac{r-1}{r}\right)^i = \left(\frac{1}{r}\right)^{\alpha/\lambda} \left(\frac{r-1}{r}\right)^i \quad (3-27)$$

그러면 (3-27)식에  $r$  대신  $\lambda t + \frac{1}{1-S}$ 을 대입하면

$$\begin{aligned} f\left(\lambda t + \frac{1}{1-S}\right) &= \left(\frac{1}{\lambda t + \frac{1}{1-S}}\right)^{\alpha/\lambda} \left(\frac{\lambda t + \frac{1}{1-S} - 1}{\lambda t + \frac{1}{1-S}}\right)^i \\ &= \left\{\frac{1-S}{(1-S)\lambda t + 1}\right\}^{\alpha/\lambda} \left\{\frac{(1-S)\lambda t + S}{(1-S)\lambda t + 1}\right\}^i \end{aligned} \quad (3-28)$$

(3-25)식과 (3-28)식으로부터

$$\begin{aligned} (1-S)^{\alpha/\lambda} \pi_t(S) &= \frac{(1-S)^{\alpha/\lambda}}{\{(1-S)\lambda t + 1\}^{\alpha/\lambda}} \left\{\frac{(1-S)\lambda t + S}{(1-S)\lambda t + 1}\right\}^i \\ \therefore \pi_t(S) &= \{S + (1-S)\lambda t\}^i / \{1 + (1-S)\lambda t\}^{\alpha/\lambda + i} \end{aligned} \quad (3-29)$$

즉, (3-29)식과 (3-20)식의 결과는 일치한다.

### 參 考 文 獻

1. Kemeny and Snell, *Finite Markov Chains*, Van Nostrand, 1963, p. 69.
2. R. Coleman, *Stochastic Processes*, Allen & Unwin, London, 1974, p. 18. pp. 45~95.
3. J. L. Doob, *Stochastic Process*, John Wiley & Sons, New York, 1952, pp. 170~235.
4. W. Feller, *An Introduction to Probability Theory and Its applications*, Vol. II. John Wiley & Sons, New York, 1966, pp. 321~357.
5. J. H. Koo, *Demographic Analysis and Predictions of Korean Population by Markov Chain Models*, unpublished, Seoul, 1974, pp. 17~20.
6. 金子哲夫, マルコフ決定理論入門, 槇書店(東京, 1977), pp. 32~51.
7. 西田俊夫, 應用確率論, 培風館(東京, 1978), 152~184.
8. J. H. Koo, *Studies on Random Walk and Its Application*, Bulletin of the Institute for Basic Science, Inha Univ., 1981, pp. 21~25.