

平均 1 の Galton-Watson 過程の箇數分布の漸近形

今 井 晴 男

(1969 年 11 月 受付)

On an Asymptotic Form of the Individual Distribution of the Galton-Watson Process with Mean One

Haruo Imai

We give an asymptotic form for the individual probabilities $P^*(t, n)$ of the discrete time Galton-Watson process with mean one, given that the process is not extinct, where the generation t and the numbers n of the individual are such that $0 < c_1 \leq t^{-1}n \leq c_2 < \infty$.

The Institute of Statistical Mathematics

§ 1.

粒子が独立に、同一規則にしたがって分裂消滅していくとき、世代 t における箇數 z_t が Galton-Watson 過程である。したがって状態空間 $\{0, 1, 2, \dots\}$ の上の離散パラメータのマルコフチェーンで、推移確率 p_{ij} が $p_{1j} = p_j$ の i 回コンボリユーション p_i^{*i} で与えられる。

分裂確率 $p_{1\kappa} = p_{1\kappa}$ の生成関数を $g(x)$ とする、 $g(x) = p_0 + p_1x + p_2x^2 + \dots$ 。

分裂箇數の平均 $m = g'(1)$ が 1 の場合を考える。意味のない場合を除外するために、 $p_1 \neq 1$ とする。

$z_0 = 1$ から始まる Galton-Watson 過程で、世代 t における粒子数 z_t の確率分布を

$$p(t, \kappa) = P(z_t = \kappa)$$

その生成関数を

$$G(t, x) = \sum_{\kappa=0}^{\infty} P(t, \kappa) x^{\kappa}$$

とする。粒子が独立に分裂するから

$$P(z_{t+s} = \kappa | z_t = n) = P^{*n}(s, \kappa)$$

で与えられる。ここに P^{*n} は、 n 回コンボリユーションを表わす。生成関数で表わせば、

$$G(t+s, x) = G(s, G(t, x)) \quad (1)$$

$$G(0, x) = x, G(1, x) = g(x),$$

で特長つけられる。 $G(t, x)$ は $g(x)$ の t 回反復である、 $G(t, x) = g_t(x)$ 、 $g_t(x) = g(g_{t-1}(x))$ 。

世代 t で z_t が消滅しないとの条件のもとでの分布を $P^*(t, n) = P(z_t = n, z_t > 0)$ とかくと

$$P^*(t, n) = \frac{P(t, n)}{1 - P(t, 0)}, \quad (n=1, 2, \dots)$$

である。この分布をもつ変数を z_t^* と書く。

$P^*(t, n)$ の平均は、後に示すように、 $\frac{bt}{2} + 0(\log t)$ である。この平均の近くの n に対し、すなわち $0 < c_1 \leq t^{-1}n \leq c_2 < \infty$ なる n について、 $P^*(t, n)$ の $t \rightarrow \infty$ の漸近的ふるまいを調べる。

§ 2.

Galton-Watson 過程 $G(t+s, x) = G(t, G(s, x))$ で, $g(x) = G(1, x), m = g'(1) = 1, b = g''(1) = \sigma^2 (= \text{Variance}(z_1)), c = g'''(1) < \infty$ を仮定する. またつぎの記号を用いる

$$R(t, x) = 1 - G(t, x)$$

$$q_t = G(t, 0), \quad q = \lim_{t \rightarrow \infty} q_t (= 1)$$

$$f(x) = g(x) - x; \quad f(1) = 0, f(0) = p_0.$$

ここに q_t は世代 t までに消滅する確率である. $f(q_t) = q_{t+1} - q_t$ は, $t+1$ 世代で始めて消滅する確率を与える. q は消滅確率で, ここで考えている場合 ($g'(1) = 1, p_1 \neq 1$) には 1 である.

z_i^* の分布 $P^*(t, \kappa) = P(t, \kappa) / R(t, 0) (\kappa \geq 1)$ の生成関数および特性関数をそれぞれ

$$G^*(t, x) = \sum_{n=1}^{\infty} P^*(t, \kappa) x^n,$$

$$\varphi_i^*(u) = G^*(t, e^{iu})$$

とかく.

分裂箇数の確率分布 $\{p_n\}$ の格子間隔を h , また $\{P(t, \kappa)\}$ の格子間隔を h_t とする. h は $p_n \neq 0$ なる h の集合の最大公約数である.

個々の確率 $P^*(t, n)$ に関する漸近形を導びくために必要な性質を始めに導びいておく.

(i) $h = h_t$ したがって $0 < u < \frac{2\pi}{h}, u \neq 0$ なる u にたいし, $|G(t, e^{iu})| < 1, |G(t, e^{\pm i2\pi/h})| = 1$

これは基になる関係 (1) と格子形分布の特性関数の一般的な性質 ([2]) から容易にわかる.

(ii) $|R(t, x)| \leq 2R(t, 0), |x| \leq 1$. したがって, $|x| \leq 1$ で一様に $|R(t, x)| \rightarrow 0$.

(証明) $|R(t, x)| = |1 - \sum_{\kappa=0}^{\infty} P(t, \kappa) x^\kappa| \leq 1 - P(t, 0) + \sum_{\kappa=1}^{\infty} P(t, \kappa)$

この最後の和は $1 - P(t, 0) = R(t, 0)$ に等しいから, $|R(t, x)| \leq 2R(t, 0)$ が成立つ.

また $R(t, 0) \uparrow 0$ ([1]) であるから, $|x| \leq 1$ で一様に $R(t, x) \rightarrow 0$ となる. (証明終)

ここでつぎの記号を導入する

$$D = \{x; |x| \leq 1\},$$

$$D_0 = \{x \in D; |g(x)| < 1\},$$

$$D_1 = \{x \in D; |g(x)| \leq 1 - \alpha\} \quad \alpha > 0.$$

ただし α は任意に小さい定数である.

$0 < u < \frac{2\pi}{h}$ で $|g(e^{iu})| < 1$,

$$g(e^{i2n\pi/h}) = p_0 + p_h e^{i2\pi n} + p_{2h} e^{i4\pi n} + \dots = 1,$$

したがって, $|g(x)| = 1$ ならば $g(x) = 1$ である ($|x| \leq 1$). このことから, D_0 は D から h 箇の点 $\exp\left(i\frac{2n\pi}{h}\right) (n=0, 1, \dots, h-1)$ を除いた集合, D_1 はこれら h 箇の点の近傍を除いた集合である.

(iii) $x \in D_1$ において, $t \rightarrow \infty$ で

$$R(t, x) = \frac{2}{bt} \left[1 + O\left(\frac{\log t}{t}\right) \right] \tag{2}$$

定数 T が存在して, $t \geq T, x \in D_0$ にたいし

$$\frac{1}{R(t, x)} - \frac{1}{R(T, x)} = \frac{b}{2} t + A(t, x) \log(t) \tag{3}$$

ここに $A(t, x)$ は有界である, $|A(t, x)| \leq A$.

(証明) $g(1 - R(t, x))$ を展開して

$$g(1-R(t, x)) = g(1) - g'(1)R + \frac{1}{2} g''(1)R^2 - rR^3$$

$$(r \leq 2g'''(1)), \text{ ただし } R=R(t, x).$$

したがって

$$g(1-R) = G(t, x) + \frac{b}{2} R^2 - rR^3.$$

$$R(t, x) - R(t+1, x) = g(1-R) - G(t, x) = \frac{b}{2} R^2 - rR^3. \quad (4)$$

$$\frac{R(t+1, x)}{R(t, x)} = 1 - \frac{b}{2} R + rR^2 \quad (t \geq 0, x \in D_0). \quad (5)$$

また D で一様に $R(t, x) \rightarrow 0$ であるから, $x \in D$ によらない定数 T があって, $t \geq T$ にたいし $|R(t, x)| < \varepsilon$ となる. (5) から

$$\frac{R(t, x)}{R(t+1, x)} = 1 + \frac{b}{2} R + r_1 R^2 \quad (t \geq T, x \in D_0) \quad (6)$$

ここに r_1 は有界

$$\delta(t, x) \equiv \frac{1}{R(t+1, x)} - \frac{1}{R(t, x)} = \frac{b}{2} + r_2 R \quad (t \geq T, x \in D_0) \quad (7)$$

とかけるから

$$\frac{1}{R(t, x)} - \frac{1}{R(T, x)} = \sum_{k=T}^{t-1} \delta(k, x) = \frac{b}{2} t - \frac{b}{2} T + \sum_{k=T}^{t-1} r_2 R(k, x) \quad (8)$$

となる. (6) で $x=0$ とおくと

$$\frac{1}{R(t, 0)} - \frac{1}{R(T, 0)} = \frac{b}{2} t - \frac{b}{2} T + \sum_{k=T}^{t-1} r_2 R(k, 0) \quad (9)$$

$R(t, 0) \downarrow 0$ であるから, 最後の和は $0(t)$ である. したがって (9) から

$$\frac{1}{R(t, 0)} = \frac{b}{2} t \cdot [1 + 0(1)], \quad R(t, 0) = \frac{2}{bt} [1 + 0(1)] \quad (10)$$

を得る. (ii) の $|R(t, x)| \leq 2R(t, 0)$ と (10) を用いると, (8) によって

$$\frac{1}{R(t, x)} - \frac{1}{R(T, x)} = \frac{b}{2} t + A(t, x) \log t \quad (t \geq T, x \in D_0) \quad (11)$$

を得る. ここに $A(t, x)$ は有界である. (証明終)

上のことから, とくに

$$\lim_{t \rightarrow \infty} tR(t, x) = \frac{2}{b} \quad (x \in D_0) \quad (12)$$

この収束は $x \in D_1$ で一様である.

$$(iv) \quad x_n = \exp\left(i \frac{2\pi}{h} n\right), \quad (n=0, 1, \dots, h-1)$$

とかく. $x \in D_0$ にたいし

$$\frac{1}{R(t, x)} - \sum_{n=0}^{h-1} \frac{x_n}{x_n - x} = \frac{b}{2} t + A(t, x) \log t \quad (13)$$

$A(t, x)$ は前と同じ.

(証明) はじめに $x=1$ の近傍で考える.

$$g(x) = g(1 + (x-1)) = 1 + (x-1) + O(x-1)^2,$$

したがって

$$G(T, x) = 1 + (x-1) + O(x-1)^2$$

$$R(T, x) = (1-x) + O(x-1)^2$$

とかける。つぎに各 x_n の近傍で

$$g(x) = g(x_n + (x-x_n)) = g(x_n) + g'(x_n)(x-x_n) + O(x-x_n)^2 = \frac{x}{x_n} + O(x-x_n)^2.$$

$$G(T, x) = G(T-1, g(x)) = g(x) + O(g(x)-1)^2 = \frac{x}{x_n} + O(x-x_n)^2.$$

したがって $x_n = \exp\left(i \frac{2\pi}{h} n\right)$ の近傍で

$$R(T, x) = 1 - \frac{x}{x_n} + O(x-x_n)^2 \quad (14)$$

したがって

$$\frac{1}{R(T, x)} = \sum_{n=0}^{h-1} \frac{x_n}{x_n - x}$$

は $x \in D_0$ で有界である。(iii) によって

$$\frac{1}{R(t, x)} = \sum_{n=0}^{h-1} \frac{x_n}{x_n - x} = \frac{b}{2} t + O(\log t) \quad (\text{証明終})$$

連続パラメータの Galton-Watson 過程から等間隔にサンプリングされた場合、すなわち、連続パラメータの Galton-Watson 過程に埋込める場合は、 $h=1$ であるから

$$\frac{1}{R(t, x)} = \frac{1}{1-x} = \frac{b}{2} t + O(\log t)$$

が成立つ。この関係は連続パラメータの場合の極限を調べるのに利用される。

$P^*(t, n)$ の平均を M_i^* 、分散を D_i^* と書く。

$$(v) \quad M_i^* = \frac{1}{R(t, 0)} = \frac{b}{2} t + O(\log t)$$

$$D_i^* = \left(\frac{b}{2} t\right)^2 + O(t \log t)$$

(証明) M_i^* については (ii) から明らかである。 D_i^* はつぎの形にかける。

$$D_i^* = E(z_i^{*2}) - (E z_i^*)^2 = \frac{E(z_i^{*2})}{R(t, 0)} - \frac{1}{R(t, 0)^2}.$$

ここで、 $G(t+1, x) = g(G(t, x))$ を用いて、

$$G''(t+1, 1) = g''(1) + G''(t, 1),$$

$$E(z_{t+1}^2) - E(z_{t+1}) = b + E(z_t^2) - E(z_t),$$

$$E(z_t) = 1 \text{ であるから, } E(z_{t+1}^2) - E(z_t^2) = b.$$

$$E(z_0^2) = 1 \text{ により, } E(z_{t+1}^2) = bt + 1 \text{ となる. したがって } \text{Var}(z_t) = bt \text{ である.}$$

$$D_i^* = \frac{bt+1}{R(t, 0)} - \frac{1}{R(t, 0)^2}$$

に (ii) の $\frac{1}{R(t, 0)} = \frac{bt}{2} \left[1 + O\left(\frac{\log t}{t}\right)\right]$ を用いると、 $D_i^* = \frac{b^2}{4} t^2 + O(t \log t)$ (証明終)

平均 $m=1$ 、 $g'''(1) < \infty$ ($p_1 \neq 1$) のとき、正規化された確率変数 $\frac{z_t^*}{E(z_t^*)}$ は指数分布に法則収束することはよく知られている ([2] p22, 定理 10.1)

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P\left(\frac{2z_t^*}{bt} > y\right) = e^{-y}. \quad (16)$$

すなわち、任意に固定した有限区間 $I = \{u; |u| \leq A\}$ で一樣に

$$\varphi_i^* \left(\frac{2u}{ht} \right) - \frac{1}{1-iu} = O \left(\frac{\log t}{t} \right) \quad (17)$$

我々の目的にはもう少しくわしい計算を必要とする。 t よりもゆっくり無限に増加する関数 $L(t)$ を取る、 $L(t) \rightarrow \infty, t^{-1}L(t) \rightarrow 0$.

$|u| \leq L(t)$ なる u で (17) が成立つ。

(vi) $L(t) \rightarrow \infty, t^{-1}L(t) \rightarrow 0$ なる $L(t) > 0$ にたいし $|u| \leq L(t)$ で $t \rightarrow \infty$ のとき

$$\varphi_i^* \left(\frac{2u}{bt} \right) - \frac{1}{1-iu} = O \left(\frac{\log t + L(t)}{t} \right) \quad (18)$$

$$(\text{証明}) \quad \varphi_i^* \left(\frac{2u}{bt} \right) = R(t, 0)^{-1} \{R(t, 0) - R(t, e^{i2u/bt})\} = 1 - R(t, 0)^{-1} R(t, e^{i2u/bt}).$$

ところで、 $U = \left\{ u; 0 < u < 2\pi, u \neq \frac{2n}{h}\pi \right\}$ ($n=0, 1, \dots, h-1$) とかくと、 $x = e^{iu}$, $u \in U$ に

たいし、(v) により

$$\frac{1}{R(t, x)} = \sum_{n=0}^{h-1} \frac{x_n}{x_n - x} + \frac{b}{2} t + O(\log t)$$

が成立つ。とくに $\frac{1}{R(t, 0)} = \frac{b}{2} t \left\{ 1 + O \left(\frac{\log t}{t} \right) \right\}$

したがって

$$R(t, x) = \frac{2}{bt} \left\{ 1 + \frac{2}{bt} \sum \left(\frac{x_n}{x_n - x} \right) + O \left(\frac{\log t}{t} \right) \right\}^{-1}$$

$$\varphi_i^* \left(\frac{2u}{bt} \right) = 1 - \left\{ 1 + O \left(\frac{\log t}{t} \right) \right\} \left\{ 1 + \frac{2}{bt} \sum \frac{x_n}{x_n - x} + O \left(\frac{\log t}{t} \right) \right\}^{-1} \quad (19)$$

$|u| \leq L(t)$ において、 $x = \exp \left(i \frac{2u}{bt} \right)$ は 1 に近いから、(19) の和で $n=0$ の項が主な項で

ある。

$$\left\{ 1 + \frac{2}{bt} \cdot \sum \left(\frac{x_n}{x_n - x} \right) + O \left(\frac{\log t}{t} \right) \right\} = \left\{ 1 + \frac{2}{bt} + \frac{1}{1 - e^{i2u/bt}} + O \left(\frac{\log t}{t} \right) \right\}$$

したがって

$$\varphi_i^* \left(\frac{2u}{bt} \right) = 1 - \left\{ 1 + O \left(\frac{\log t}{t} \right) \right\} \left\{ 1 + \frac{2}{bt(1 - e^{i2u/bt})} + O \left(\frac{\log t}{t} \right) \right\}^{-1} \quad (20)$$

ここで $|u| \leq L(t)$ で $\frac{|u|}{t} < \varepsilon$, したがって $bt(1 - e^{i2u/bt}) = -i2u + u \left[\frac{2u}{bt} + O \left(\frac{u^2}{t^2} \right) \right]$ であるから、

ら、

$$\varphi_i^* \left(\frac{2u}{bt} \right) = 1 - \left\{ 1 + O \left(\frac{\log t}{t} \right) \right\} \left\{ \frac{-iu + u \left[\frac{u}{bt} \right] + O \left(\frac{u^2}{t^2} \right)}{1 - iu + u \left[\frac{u}{bt} + O \left(\frac{u^2}{t^2} \right) \right] + O \left(\frac{\log t}{t} \right)} \right\}$$

$$= \frac{1 + O \left(\frac{\log t}{t} \right) + O \left(\frac{u^3}{t^3} \right)}{1 - iu + u \left[\frac{u}{bt} + O \left(\frac{u^2}{t^2} \right) \right] + O \left(\frac{\log t}{t} \right)}$$

これから、

$$\varphi_t^* \left(\frac{2u}{bt} \right) = \frac{1}{1-iu} + O \left(\frac{|u| + \log t}{t} \right)$$

とかける。(証明終)

(vii) 任意の n を固定すると, $(n=0, 1, 2, \dots)$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{d^n}{dx^n} G^*(t, x) = 0 \quad (x \in D_0) \tag{21}$$

この収束は D_1 で一様である。とくに $0 \leq u \leq 2\pi$ から, 点 $\frac{2\pi}{h}k$ ($k=0, 1, \dots, h-1$) を除いた集合 U_0 , その ε 近傍を除いた集合 U_ε とすると U_0 で

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{d^n}{du^n} \varphi_t^*(u) = 0 \quad (n=0, 1, 2, \dots)$$

U_ε で一様である。

(証明) $x \in D_0$ で $|g(x)| \leq \alpha < 1$, $x \in D_1$ で $|g(x)|$ の最大値 $\alpha_0 < 1$ である。 $n=1$ について示す, $n=2, 3, \dots$ についても同じである。

$$G(t+1, x) = G(t, g(x)) \quad \text{と} \quad |g'(x)| \leq m=1$$

から, つぎが成立つ

$$\left| \frac{d}{dx} G(t+1, x) \right| \leq \left| \frac{d}{d\alpha} G(t, \alpha) \right|$$

十分大きい N を取ると, $k > N$ にたいして, $ka^{k-1} \leq \left(\frac{1+\alpha}{2} \right)^k \equiv \beta^k$ となる。 $(\beta < 1)$

$$\frac{d}{d\alpha} G(t, \alpha) = \sum_{n=1}^{\infty} P(t, k) ka^{k-1} \leq N \sum_{k=1}^N P(t, k) + \sum_{k=1}^{\infty} P(t, k) \beta^k,$$

したがって

$$\frac{d}{d\alpha} G(t, \alpha) \leq N \sum_{k=1}^N P(t, \kappa) + [G(t, \beta) - G(t, 0)].$$

$$\frac{d}{d\beta} G^*(t, \beta) = \frac{d}{d\beta} \left[\frac{G(t, \beta) - G(t, 0)}{R(t, 0)} \right] \leq \frac{1}{R(t, 0)} N \sum_{\kappa=1}^N P(t, \kappa) + \frac{G(t, \beta) - G(t, 0)}{R(t, 0)} \tag{23}$$

これが 0 に収束することを示す。そのためには, $k \neq 0$ にたいし

$$\frac{P(t, \kappa)}{R(t, 0)} \rightarrow 0 \tag{24}$$

$$\frac{G(t, \beta) - G(t, 0)}{R(t, 0)} \rightarrow 0 \quad (\beta < 1) \tag{25}$$

を示せばよい。

正規化された $\frac{1}{R(t, 0)} Z_t^*$ が指数分布に収束することをを用いる。(16)により $\frac{bty}{2}$ を越えない最大の整数を $J=J(t)$ とかくと

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \sum_{\kappa=1}^J \frac{P(t, \kappa)}{R(t, 0)} = 1 - e^{-y} \tag{26}$$

があるから,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{P(t, n)}{R(t, 0)} = 0 \quad (n=1, 2, \dots)$$

これで (24) が示された。つぎに (25) を示す。そのために $0 < \beta < 1$ にたいして,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{R(t, \beta)}{R(t, 0)} = 1 \text{ を示す}$$

$\beta < G(s, 0)$ なる s を固定すると,

$$R(t+s, 0) \leq R(t, \beta) \leq R(t, 0)$$

したがって $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{R(t+s, 0)}{R(t, 0)} = 1$ を示せばよい。(5) より

$$1 \geq \frac{R(t+s, 0)}{R(t, 0)} \geq \left[1 - \frac{b}{2} R(t+s, 0) + O(R(t)^2) \right]^s \rightarrow 1.$$

これで (25) が証明された。

$\varphi_i^*(u)$ については, $\varphi_{i+1}^*(u) = G^*(t, g(e^{iu}))$ を用いて

$$\frac{d}{du} \varphi_{i+1}^*(u) = i \frac{d}{dg} G^*(t, g) g'(e^{iu})$$

から明らかである。(証明終)

(注意) 上のことから, $n=1, 2, \dots$ を固定すると, つぎの関係が成立つ

$$\frac{1}{R(t, x)} \left| \frac{d^n}{dx^n} R(t, x) \right| \rightarrow 0 \quad (|x| < 1)$$

(viii) 任意に小さい $\varepsilon, \zeta > 0$ を固定すると, 定数 $A = A(n)$ と $B(t) \downarrow 0$ ($t \rightarrow \infty$) があって, $|y| \rightarrow \infty$ のとき

$$|y|^n \left| \int_{\varepsilon}^{2\pi/h-\zeta} \varphi_i^*(u) \exp(-iyu) du \right| \leq AB(t).$$

$$\text{(証明)} \quad \alpha = \frac{1}{h} - \frac{\varepsilon + \zeta}{2\pi}, \quad x = \frac{u - \varepsilon}{\alpha} \text{ とかく.}$$

$$I = \int_{\varepsilon}^{2\pi/h-\zeta} \varphi_i^*(u) \exp(-iyu) du = \int_0^{2\pi} \varphi_i^*(\alpha x + \varepsilon) \exp(-iy(\alpha x + \varepsilon)) \alpha dx.$$

αy に近い整数を k , $y\alpha = k + \delta$ とする。関数 $f_i(x) = \varphi_i^*(\alpha x + \varepsilon) e^{-i\delta x}$ を考えると,

$$I = \int_0^{2\pi} f_i(x) e^{-ikx} dx \equiv a_k$$

これは $f_i(x)$ のフーリエ係数で, (viii) により, $\left| \frac{d^n}{dx^n} f_i(x) \right|$ が $0 \leq x \leq 2\pi$ で有界である。

さらに, $t \rightarrow \infty$ で一様に 0 収束する。したがって $|a_k| \leq B(t) y^{-k}$ である (証明終)

我々は $n=1, 2$ の場合を使う。

§ 3

以上の準備により $P^*(t, \kappa)$ のひとつの漸近形を導びく。

[定理] $g'(1) = 1$, $g''(1) = b$, $g'''(1) < \infty$ のとき, $0 < C_1 \leq nt^{-1} \leq C_2 < \infty$ なる n にたいし, $t \rightarrow \infty$ で

$$P^*(t, nh) = \frac{2h}{bt} \exp\left(-\frac{2nh}{bt}\right) + O\left(t^{-4/3}\right) \quad (27)$$

$$P^*(t, nh+i) = 0 \quad (i=1, 2, \dots, h-1) \quad (28)$$

(証明) 格子分布 $\{p_k\}$ のスパン h で, $p_0 \neq 0$ であるから, $p_k \neq 0$ なる k は h の倍数であるから (28) は明らかである。

分布 $\{P^*(t, \kappa)\}$ の特性関数は, $\varphi_i^*(u) = \sum_{k=1}^{\infty} P^*(t, nh) e^{i*nhu}$ で, $P^*(t, n)$ はこのフーリエ

係数である。

$$P^*(t, nh) = \frac{h}{2\pi} \int_{\pi h^{-1}}^{\pi h^{-1}} \varphi_t^*(u) e^{-inhu} du.$$

$$x = \frac{b}{2} tu, \quad H = \frac{\pi b}{2h} \quad \text{とかくと,}$$

$$I = \frac{2\pi}{h} \cdot \frac{bt}{2} P^*(t, nh) = \int_{-Ht}^{Ht} \varphi_t^*\left(\frac{2x}{bt}\right) \exp(-inx 2h/bt) dx.$$

上の積分の近似として, つぎの J を考える。

$$J = \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-i \frac{2nh}{bt} x\right) \frac{1}{1-ix} dx = 2\pi e^{-2nh/bt}.$$

$$(I - J) = 2\pi \left\{ \frac{bt}{2h} P^*(t, nh) - \exp\left(-\frac{2nh}{bt}\right) \right\}$$

この差 $(I - J)$ を評価する。

$L(t) \rightarrow \infty, t^{-1}L(t) \rightarrow 0$ なる L と, 十分小さい定数 $\varepsilon > 0$ をとる。

$$I_1 = \int_{-L(t)}^{L(t)} \exp\left(-i \frac{2nh}{bt} x\right) \left[\varphi_t^*\left(\frac{2x}{bt}\right) - \frac{1}{1-ix} \right] dx,$$

$$I_2 = \int_{L \leq |x| < \varepsilon t} \exp\left(-i \frac{2nh}{bt} x\right) \varphi_t^*\left(\frac{2x}{bt}\right) dx,$$

$$I_3 = \int_{\varepsilon t \leq |x| < Ht} \exp\left(-i \frac{2nh}{bt} x\right) \varphi_t^*\left(\frac{2x}{bt}\right) dx,$$

$$I_4 = \int_{|x| > L(t)} \exp\left(-i \frac{2nh}{bt} x\right) \frac{1}{1-ix} dx,$$

とする。 $(I - J) = I_1 + I_2 + I_3 - I_4$ である。

$$|I_1| \leq \int_{-L(t)}^{L(t)} \left| \varphi_t^*\left(\frac{2x}{bt}\right) - \frac{1}{1-ix} \right| dx$$

ここで, $\left| \frac{x}{t} \right| \leq \frac{L(t)}{t} \rightarrow 0$ から, (18) により

$$|I_1| \leq O\left(\frac{L(t) \log t + L^2(t)}{t}\right). \quad (29 a)$$

$\left| \frac{x}{t} \right| < \delta$ でつぎの展開ができる

$$\log \varphi_t^*\left(\frac{2x}{bt}\right) = i \frac{2x}{bt} M_t^* + \frac{1}{2} \left(i \frac{2x}{bt}\right)^2 \cdot D_t^* + O\left(\frac{x^2}{t^2}\right).$$

ここで, $D_t^* = \left(\frac{bt}{2}\right)^2 + O(t \log t)$ であるから, $D_t^*/t > \alpha > 0$ である。したがって, 十分大

きい t にたいし, $\left| \varphi_t^*\left(\frac{2x}{bt}\right) \right| < A e^{-\alpha x^2}$ とかける。

$$|I_2| \leq \int_{L(t)}^{\varepsilon t} A e^{-\alpha x^2} dx \leq A_1 e^{-\alpha L^2(t)} \quad (29 b)$$

つぎに, I_3 を評価する。

$$I_3 = \int_{\pi h^{-1} \leq |u| \leq \pi h^{-1}} \exp(-i n h u) \varphi_i^*(u) \frac{b t}{2} du.$$

$$(viii) \text{ により, } |I_3| \leq \frac{A}{t} \quad (29 c)$$

$\int_{L(t)}^{\infty} \exp\left(-i \frac{2 n h}{b t} x\right) \frac{1}{1-i x} dx$ を部分積分して,

$$(I_4) \leq 2 \frac{b t}{2 n L(t)} = O\left(\frac{1}{L(t)}\right) \quad (29 d)$$

ここでとくに $L(t) = t^{1/3}$ と取ると, (29 a, b, c, d) によって

$$|I - J| \leq |I_1| + |I_2| + |I_3| + |I_4| = O(t^{-1/3}),$$

したがって

$$\left| P^*(t, n h) - \frac{2 h}{b t} \exp\left(-\frac{2 n h}{b t}\right) \right| = |I - J| \frac{2 h}{2 \pi b t} = O(t^{-4/3})$$

を得る (証明終).

以上で, n が, Z_i^* の平均と同じ程度の大きさのとき, 箇々の条件確率 $P^*(t, n)$ にたいする漸近形を求めた. 世代で $Z_i^* = n$ である事象は, Z_{i-1}^* の分布全体に依存する. つまり, $Z_i^* = n$ の確率 $P^*(t, n)$ という局所的な問題は, Z_{i-1}^* の全体的分布を知ればきまってくる. 特性関数のフーリエ係数として $P^*(t, n)$ を求めることは, この全体的分布から箇々の値 $P^*(t, n)$ を求めることに相当する. Z_i^* の平均の近くの箇々の値にたいする確率は, この分布の大局的ふるまいすなわち特性関数から導びかれるのは, ごく自然である. これにたいし, 予め固定した有限の n にたいし, $Z_i^* = n$ となる事は, Z_{i-1}^* の大局的分布からうける影響がもっと小さくなり, このような方法は適当でないと考えられる. 統計数理研究所

文 献

- [1] T. E. Harris, The Theory of Branching Processes, Springer, 1963.
- [2] B. V. Gnedenko, A. Kolmogorov, Limit Distributions for Sums of Independent Random Variables, Adison-Wesley, 1954.