文献抄録

Beutler, Frederick J. and Oscar A.Z. Leneman
"The Theory of Stationary Point Process,"
Acta Mathematatica, 116 (1962), 159-197

〔確率過程／定常点過程の定義と基本的性質／理論的〕

Cox, Bartlett, McFadden 等の先駆者の考察した定常点過程（s. p. p. と略す）の定義を明確にし McFadden の直観的定義からの結論が誤りであることをのべ s.p.p. の基本的性質を明らかにしようと意図して書かれたものである。内容は数学的厳密さをもってかかれ，とくに§4で示されているように Poisson 過程のつくる点過程は s.p.p. ではないこと，もつと一般に renewal 過程のつくる点過程が s. p. p. でないことは興味あることと思われる。参考文献〔1〕で考察された点過程の条件付点過程の概念を算入すればより深い結果が得られるだろう。また s.p.p. の応用として Bartlett〔2〕は道路交通の統計的解析を行ない，同じデータに基づいて Cox〔3〕が semi-Markov 過程の点過程でほゞ同じ適合度を示していることを参考としてあげておく。当論文の諸結果より目次をあげておく方が適当と思われるので以下に示す。

§1. Introduction and Summary
§2. Stationary properties for point process
- 2.1. Forward recurrence times and points in an interval
- 2.2. Backward recurrence times and stationarity
- 2.3. Equivalent stationarity conditions

§3. Distribution functions, moments, and sample averages of the s.p.p.
- 3.1. Convexity and absolute continuity
- 3.2. Existence and global properties of moments
- 3.3. First and second moments
- 3.4. Interval statistics and the computation of moments
- 3.5. Distribution of the t_n
- 3.6. An ergodic theorem

§4. Classes and examples of stationary point processes
- 4.1. Poisson processes
- 4.2. Periodic processes
- 4.3. Compound processes
- 4.4. Jitter processes
- 4.5. Independent identically distributed intervals

参考文献

〔1〕 C. Ryll-Nardzewski, Remarks on processes of calls, 4th Berkeley Symp. Math. Stat. and Prob., 2 (1961), 455-465.
〔2〕 M. S. Bertlett, The spectral analysis of point process, J. Roy. Stat. Soc., 25 (1963), 264-296.
〔3〕 D. R. Cox and P. A. W. Lewis, The Statistical Analysis of Series of Events, (1966), London: Methuen.

（鈴木　武次）

Hansman, Warren H. and Milton Kamins
"The Reliability of New Automobile Parts,"
Annals of Reliability and Maintenability, 4, 863-872.

本論文は信頼性の理論を適用して，乗用車の故障に関するクレーム情報を解析している。このような故障についてはワイブル解析が役に立つので，これにより初期のクレーム・データより故障率の実態を……たとえば，故障率が時間に関して増加傾向にあるが，一定であるが，どんな種類の故障がどの位で発生するかなど……把握している。

よく知られているように，ワイブル分布はその形が位置，尺度および形のパラメータが定まれば，決定されるから，本論文ではワイブル確率紙を用いたり，故障率曲線を作ったりして，これらの情報をデータから統計的にとり出している。いろいろな自動車の部品の寿命についてのワイブル分布による Characterization が行われ，最後に，結論が簡単にのべられている。二，三，参考になるものを書き出しておこう。

電気部品と同じように，こゝでも割合に高い初期故障率がでている。

工場では機能的な検査を行っているにもかゝわらず，案外，初期不良が出ている。品質管理と信頼性の結びつきが大切となるであろう。

この研究は The Rand Corporation が以前より手がけているもので，Rand のミサイルに関する信頼性の研究が引用されている。わが国では，信頼性問題のモデル化にあたっては，たとえば予防保全を論ずるときなどこの種のデータが割合に不足している。同じ Annals にある Ford Reliability Program の紹介などと併せ読むと O R研究者に参考になると思う。

（真壁　肇）

Richard C. Henshaw, Jr.

"Application of the Economic Time Series,"

Econometric, 34, 2 (1966), 381-395.

〔経済／時系列／応用的〕

多項式要素を持つ線型モデルを月次時系列データの季節調整にもちいる方法を示している。

基本モデルは

$$y_t=C_t+S_t+e_t \quad t=1,2,\cdots,T$$

である。ここに C_t は C 次多項式で非季節要素，S_t は S 次多項式で季節要素をあらわし，おのおの

$$C_t=\sum_{v=0}^{c}\lambda_v t^v$$

$$S_t=\sum_{j=1}^{12}\sum_{v=0}^{s}(\lambda v_j-\lambda_v)\gamma^v_{jt} \ (S<C)$$

ただし

$$\begin{cases}\gamma^v_{jt}=t^v & (t-j)/12 \text{ が整数} \\ \gamma^v_{jt}=0 & \text{〃　その他の数}\end{cases}$$

であり，e_t は $N(0,\sigma^2)$ に従う攪乱項である。

このモデルはまた

$$y_t=\sum_{j=1}^{12}\sum_{v=0}^{S}\lambda_{vj}\gamma^v_{jt}+\sum_{v=s+1}^{C}\lambda_v t^v+e_t$$

のようにまとめられ，この式を使って与えられた S, C に対して最良不偏推定値 $\hat{\lambda}$ を最小二乗法でもとめることができる。

つぎ自己回帰の考えを入れた下記の変更モデルを考える。

$$y_t=C'_t+S'_t+u_t \qquad t=1,2,\cdots\cdots,T$$

$$u_t=\delta u_t+e'_t \qquad 0\leq\delta<1$$

ここで，u_t は1次自己回帰攪乱項，e'_t は $N(0,\delta^2)$ に従う確率変数，C'_t は C' 次の多項式，S'_t は S' 次の12組の多項式である。$(C'\geq S'\geq 0)$

このモデルをもちいるとき，攪乱項の独立性を検定する必要がある。これは帰無仮説 H_o：$(\delta=0)$ を受入れるかどうかという問題に帰着する。この仮説を満すような $(\hat{S},\hat{C})$ を求めれば，基本モデルに帰着される。これはまず Ho を受入れるに十分大きな $\hat{S},\hat{C}$ をとっておき Von Neumann 比 d を求め Durbin-Watson 近似検定で有意性を検定し，試行錯誤法によって，その有意点での最低次数の $(\hat{S},\hat{C})$ を求める。求められた $(\hat{S},\hat{C})$ でこの多項式に最小二乗法で月次時系列データをあてはめることができる。この方法が時系列データ "Shipment of Portland Cement in the United States 1957-61" に適用されている。

（森　健一）

R. E. Barlow and F. Proschan

"Inequalities for linear combinations of order statistics from restricted families,"

Annals of Math. Statistics, Vol. 37, No. 6 (1966), pp. 1574-1592.

〔信頼性／統計／理論的〕

$G(0)=0=F(0)$ で，$G^{-1}F$ が F の台(support)で星型或は凸関数である分布 F,G からの大きさ u の順序統計量を $0\equiv X_{on}\leqq X_{1n}\leqq\cdots\leqq X_{nn}$，$0\equiv Y_{on}\leqq Y_{1n}\leqq\cdots\leqq Y_{nn}$ とする。こゝで関数 ϕ が $[0,b)$，$0<b\leqq\infty$ で星型であるとは

$0\leqq\alpha\leqq1$，$0\leqq x<b$ に対して $\phi(\alpha x)\leqq\alpha\phi(x)$ が成り立つ（又は，$\phi(x)/x$ が $[0,b)$，で増加関数である）

ことであり，ϕ が (a,b)，$-\infty\leqq a<b\leqq\infty$ で凸関数であるとは，$0\leqq\alpha\leqq1$，$a<x,y<b$ に対して $\phi\{\alpha x+(1-\alpha)y\}\leqq\alpha\phi(x)+(1-\alpha)\phi(y)$

が成り立つ

ことである。勿論，$[0,b)$ 上で $\phi(0)\leqq0$ なる凸関数は星型である。$G^{-1}F$ が上述の如く星型であるときは次の定理 1−5 が成り立つ：

定理1　$0\leqq\overline{A}_1\leqq\cdots\leqq\overline{A}_k\leqq1$，さらに $k<n$ のとき $\overline{A}_{k+1}=\cdots\cdots=\overline{A}_n=0$ なる k $(1\leqq k\leqq n)$ が存在すれば

$$F\left(\sum_1^n a_i X_{in}\right)\underset{st}{\leqq}G\left(\sum_1^n a_i Y_{in}\right)$$

が成り立つ。こゝで a_i は実数で $\overline{A}_i=\sum_{j=i}^{n}a_j$ である。

（注）　記号 $\underset{st}{\geqq}$ $(\underset{st}{\leqq})$ は "stochastically greater than" ("stochastically less than") を，$\underset{st}{=}$ は "stochastically equivalent to" を表わす。

定理2　$a_i\geqq0(i=1,2,\cdots,n\text{-}1)$，$a_n\geqq1$ ならば

$$F\left(\sum_1^n a_i X_{in}\right) \underset{st}{\geqq} G\left(\sum_1^n a_i Y_{in}\right)$$

が成り立つ

定理3 EX_{in}/EY_{in} は，（i）i に関して減少であり，(ii) n に関して増加である。(iii) $EX_{n-i,n}/EY_{n-i,n}$ は n に関して減少である。

$a_1 \geqq a_2 \geqq \cdots \geqq a_n$, $b_1 \geqq b_2 \geqq \cdots \geqq b_n$, $\sum_1^r a_i \geqq \sum_1^r b_i$ $(r=1,2,\cdots n\text{-}1)$, $\sum_1^n a_i = \sum_1^n b_i$ なる $a=(a_1, a_2, \cdots, a_n)$, $\underline{b}=(b_1, b_2, \cdots, b_n)$ なる $\underline{a}$, $\underline{b} \succ a \succ b$ と表わす。また，微分可能な関数 $H(z_1, \cdots, z_n)$ がすべての z i,j, に対して $(Z_i - Z_j)\left(\frac{\partial H}{\partial Z_i} - \frac{\partial H}{\partial Z_j}\right) \geqq 0$ をみたすとき H は "Schur condition" をみたすという。

定理4 $EX=EY$ であるならば

（i） $\sum_1^r EY_{in}/\sum_1^r EX_{in}$ および $\sum_1^r (u-i+1)E(Y_{in}-Y_{i-1,n})/\sum(n-i+1)\cdot E(X_{in}-X_{i-1,n})$ は $r(1 \leqq r \leqq n)$ に関して増加である。

(ii) $(EY_{nn}, EY_{n-1,n}, \cdots, EY_{1,n}) \succ (EX_{n,n}, EX_{n-1,n} \cdots, EX_{1,n})$ および

$$\sum_1^r (n-i+1)E(X_{i,n}-X_{i-1,n}) \geqq \sum_1^r (n-i+1)E(Y_{i,n}-Y_{i-1,n}) \quad (1 \leqq r \leqq n)$$

が成り立つ。

(iii) H が Schur 関数であるならば

$H(EY_{n,n}, \cdots EY_{1,n}) \geqq H(EX_{n,n}, \cdots, EX_{1,n})$

が成り立つ。

(iv) $a_1 \geqq a_2 \geqq \cdots \geqq a_2$ ならば

$$\sum_1^n a_i(u-i+1)E(X_{i,n}-X_{i-1,n}) \geqq \sum_1^n a_i(n-i+1)E(Y_{i,n}-Y_{i-1,n})$$

が成り立つ。

定理5 $\sum_1^j U_i \underset{st}{\leqq} \sum_1^j V_i (j=1,2,\cdots,n-1)$, $\sum_1^n U_i \underset{st}{=} \sum_1^n V_i$ なるとき

$$(U_1, \cdots, U_n) \underset{st}{\prec} (V_1, \cdots, V_n)$$

と表わせば次が成り立つ：

（i） $(X_{n,n}/\sum_1^n X_{in}, \cdots, X_{1,n}/\sum_1^n X_{i,n}) \underset{st}{\prec} (Y_{n,n}/\sum_1^n Y_{i,n}, \cdots, Y_{1,n}/\sum_1^n Y_{in})$.

（ii） H が Schur 関数ならば，

$$H(X_{n,n}/\sum_1^n X_{i,n}, \cdots `X_{1,n}/\sum_1^n X_{i,n}) \underset{st}{\leqq} H(Y_{n,n}/\sum_1^n Y_{i,n}, \cdots, Y_{1,n}/\sum_1^n Y_{i,n}),$$

(iii) $\sum_1^r (n-i+1)(X_{i,n}-X_{i-1,n})/\bar{X} \underset{st}{\geqq} \sum_1^r (n-i+1)(Y_{in}-Y_{i-1,n})/\bar{Y}$

(iv) $\left(\frac{1}{n}\sum_1^n X^2{}_{i,n} - \bar{X}^2\right) \Big\backslash \bar{X}^2 \underset{st}{\leqq} \left(\frac{1}{n}\sum_1^n Y^2{}_{i,n} - \bar{Y}^2\right)/\bar{Y}^2$

（v） $a_1 \geqq \cdots z a_n$ ならば，

$$\sum_1^n a_i(n-i+1)(X_{i,n}-X_{i-1,n})/\bar{X} \underset{st}{\geqq} \sum_1^n a_i(n-i+1)(Y_{i,n}-Y_{i-1,n})/\bar{Y}$$

こゝで，$\bar{X} = \sum_1^n X_{i,n}/n$, $\bar{Y} = \sum_1^n Y_{i,n}/n$ である。

つぎに，$G^{-1}F$ が F の台で凸関数で，$F(0)=0=G(0)$ なる下で上述の諸定理に対応する結果が導かれとくに $G(x)=1-e^{-x}(x \geqq 0)$，F が $IFR(DFR)$, $IFRA(DFRA)$ 分布である場合も研究されている。また $EX_{i,n}$ 或はこれらの線型結合の限界が求められており，以上の結果は信頼性問題における定時（又は定数）打切りの場合への応用をもつ。

（藤沢　武久）

R. E. Barlow and F. Proschan

"Tolerance and confidence limits for classes of distributions based on failure rate," **Annals of Math. Statistics, Vol. 37,** No. 6 (1966), pp. 1593-1601.

〔信頼性／統計／理論的〕

統計的信頼性理論および寿命テストにおける基本問題の一つは信頼限界を求めることである。つまり分布 F に従う故障時間 X の大きさ n の ordered sample $0 \equiv X_0 \leqq X_1 \leqq \cdots \leqq X_n$ より

$P\{1-F[L(\underline{X})] \geqq 1-q\} \geqq 1-\alpha$, $P\{F[U(\underline{X})] \geqq q\} \geqq 1-\alpha$

なる関係をみたす$L(\underline{X}), U(\underline{X})$ $(\underline{X} \equiv (X_1, X_2, \cdots X_n))$ を求めることである。従来，指数分布 $G(y)=1-e^{-y}(y \geqq 0)$ からの ordered sample $0 \equiv Y_0 \leqq Y_1 \leqq \cdots \leqq Y_n$ に関しては，

$P\{1-G[L(\underline{Y})] \geqq 1-q\} = 1-\alpha$($q, \alpha$ は与えられた定数である）

をみたす $L(\underline{Y})$ が次式で与えられることはよく知られている：$L(\underline{Y}) = B_{1-\alpha,q,r}\ \hat{\theta}_{r,n}(\underline{Y})$, $\hat{\theta}_{r,n}(\underline{Y}) = \sum_1^r \frac{n-i+1}{r}(Y_i - Y_{i-1})$,

$B_{\alpha,q,r} = -2r\ \log(1-q)/\chi^2_\alpha(2r)$, $\chi^2_\alpha(2r)$ =由自度 $2r$ の χ^2- 分布の 100α %点

この論文では $F(0)=0$ なる F が $IFR, IFRA,$

DFR, $DFRA$ の場合についてつぎの諸定理が求められている。こゝで F の密度を f とするとき，$r(x)=f(x)/\{1-F(x)\}$ が増加（減少）関数のとき F を $IFR(DFR)$ 分布，$\frac{1}{x}\int_0^x r(t)dt$ が増加（減少）関数のとき F を $IFRA$ ($DFRA$) 分布であるという。

定理1 F が $IFR, F(0)=0, F(\xi_q)=q$ ならば

$$P\{1-F[C_{1-\alpha,q,r}\hat{\theta}_{r,n}]\geqq 1-q\}\geqq 1-\alpha$$

或は，$P\{\xi_q\geqq C_{1-\alpha,q,r}\hat{\theta}_{r,n}\}\geqq 1-\alpha$

が成り立つ。こゝで $C_{1-\alpha,q,r}=\min\left\{-2r\log(1-q)/\chi^2_\alpha(2r), \frac{r}{n}\right\}$ である。さらに，$\theta=\int_0^\infty x dF(x)$ とおけば

$$P\left\{\theta\geqq\left[1-\exp\left(-\chi^2_{1-\alpha}(2r)/2n\right)\right]\left[2r/\chi^2_{1-\alpha}(2r)\right]\hat{\theta}_{r,n}\right\}\geqq 1-\alpha$$

が成り立つ。

定理2 F が IFR, $\theta=\int_0^\infty x dF(x)$ ならば

$P\{\theta\leqq C_{\alpha,r}\hat{\theta}_{r,n}\}\geqq 1-\alpha$ 但し $C_{\alpha,r}=\max\{2r/\chi^2_\alpha(2r), r(n-r+1)^{-1}\}$

が成り立つ。

定理3 F が $IFRA, F(0)=0, F(\xi_q)q=$ ならば

$P\{F[\overset{*}{C}_{\alpha,q,r}\hat{\theta}_{r,n}]\geqq q\}\geqq 1-\alpha$，または

$P\{\xi_q\leqq \overset{*}{C}_{\alpha,q,r}\hat{\theta}_{r,n}\}\geqq 1-\alpha$

が成り立つ。こゝで $\overset{*}{C}_{\alpha,q,r}=\max\{B_{\alpha,q,r}, r(n-r+1)^{-1}\}$

定理4 F が $DFRA$ ならば

$$P\{1-F[\overset{**}{C}_{1-\alpha,q,r}\cdot\hat{\theta}_{r,n}]\geqq 1-q\}\geqq 1-\alpha$$

が成り立つ。こゝで $\overset{**}{C}_{1-\alpha,q,r}=\max\{B_{1-\alpha,q,r}, r(n-r+1)^{-1}\}$

定理5 F が DFR ならば

$P\left\{F\left[\overset{***}{C}_{\alpha,q,r}\theta_{r,n}\right]\geqq q\right\}\geqq 1-\alpha$, $\overset{***}{C}_{\alpha,q,r}=\min\left(B_{\alpha,q,r}, \frac{r}{n}\right)$

が成り立つ。

定理6 F が DFR で，$\theta=\int_0^\infty x dF(x)<\infty$ ならば

$$P\{\theta\geqq\overset{*}{C}_{\alpha,r}\hat{\theta}_{r,n}\}\geqq 1-\alpha$$

が成り立つ。こゝで

$$\overset{*}{C}_{\alpha,r}=\begin{cases}2r/\chi^2_{1-\alpha}(2r), & \chi^2_{1-\alpha}(2)\leqq 2(n-r+1)\text{のとき,}\\ r(n-r+1)^{-1}\exp\left\{1-\chi^2_{1-\alpha}(2r)\left[2(n-r+1)\right]^{-1}\right\}, & \chi^2_{1-\alpha}(2r)\geqq 2(n-r+1)\text{のとき。}\end{cases}$$

（藤沢　武久）

R. E. Barlow and E. M. Scheuer
"Reliability growth during a development testing program," **Technometrics, Vol. 8,** No. 1 (1966), pp. 53-60.

〔信頼性／統計／応用的〕

システムの開発期間中にプログラムが進むにつれて技術変化が行われることはごくありふれたことである。これらの変化は通常設計の欠陥を修正し信頼性を増すために行われる。この論文においては開発テスト中のシステムの信頼性の推定問題が調べられている。テストプログラムは K 個の段階で実施され，その各段階で同じような部品がテストされる。テストの結果，故障は固有のものと原因が指摘できるものに分類できるものと仮定している。固有の故障 (inherent failure) の確率 q_0 はテストプログラム中一定であること，i 番目の段階での原因が指摘できる故障 (assignable cause failure) の確率 $q_i(i=1,2,\cdots,K)$ は i に関して非増加であることを仮定して，q_0, q_i $(i=1,2,\cdots,K)$ の最尤推定値およびテストプログラムの最終段階でのシステムの信頼性 $r_K(=1-q_0-q_K)$ の conservative confidence bound が求めてある。$q_1\geqq q_2\geqq\cdots\geqq q_K$ の下で上記の最尤推定値は

$$\hat{q}_0=\sum_1^K a_i/\sum_1^K(a_i+b_i+c_i),\ \tilde{q}_i=(1-\hat{q}_0)\max_{s\geqq i}\min_{r\leqq i}\frac{b_r+\cdots\cdots+b_s}{b_r+c_r+\cdots+b_s+c_s}$$

$(i=1,2,\cdots,K)$ で与えられる。こゝで，a_i, b_i, c_i $(a_i+b_i+c_i=n_i)$ はそれぞれ i 番目の段階において観測される固有故障，原因指摘可能な故障および良品の個数を表わす。さらに i 番目の段階で n_i 個の部品をテストするとき r_K の 100$(1-\alpha)$% lower confidence bound は

$$\sum_{j=0}^{s-1}\binom{n}{j}r^j(1-r)^{n-j}\geqq 1-\alpha;\ n\equiv\sum_1^K n_i,$$

$$S\equiv\sum_1^K c_i$$

をみたす最大の r の値 r_0 となることが示され，ごく簡単な例を以て手法の解説にも注意が払われている。　　　　　　（藤沢　武久）

Edward S. Boylw

"Existence and Uniqueness Theorems for the Optimal Inventory Equation," **J. SIAM APPL. Math. Vol. 14,** No. 5 (1966), pp. 961-969.

〔在庫／理論的〕

与えられた関数 $g(x), h(x), F(x)$, 定数 a に対して,

(1) $f(x)=\inf_{y\geqq x}(g(y)+h(y-x)+a\int f(y-z)dF(z))$

なる関数 $f(x)$ を optimal inventory equation の解という。(1)の解の存在と一意性は, 従来いろいろ議論されたが, いずれも $g(x)$ がすべての x に対してある定数でおさえられると, 仮定されていた。また最近 Iglehart は g が convex, h は (essentially) linear の仮定の下で(1)の解の存在と一意性を示した。

ここではより一般的な仮定の下で, それを考える

〔仮定A〕

(A1) すべての $x\geqq 0$ に対して $g(x)\geqq 0$

(A2) $h(x)$ は x に関して単調非減少

(A3) $h(0)=0$

(A4) $0<a<1$

(A5) F は $[0,\infty)$にconcentrate した分布関数

この仮定は, g, h, F の意味からいって当然である。$g(x)$ は在庫水準が x である時の1期当りの費用, $h(x)$ は x だけ発注するときの費用, a は割引き率, Fは需要分布 (各期の需要は独立で, 同一分布に従うと仮定する), をあらわしているからである。$C_n(x)$, $f_n(x)$ を次のように定義する。

$C_n(x)$: 最初の期の starting stock が x である時, n 期にわたる最小平均費用,

$f_n(x)$: 最初の期の initial stock が x である時, n 期にわたる最小平均費用,

また, excess demand は失われると仮定する。以下の定理が成り立つ,

定理1 仮定 A がなりたち, $g(x)$ が有限区間の x に対して有界であるならば $\lim_{n\to\infty} f_n(x)=f(x)$, $\lim_{n\to\infty} C_n(x)=C(x)$ がすべての x に対して存在し, $f(x)$ は(1)の解である。

定理2 仮定 A の下で

(a) $\lim_{n\to\infty} g(x)=\infty$

(b) $g(x)$ はすべての $x\geqq 0$ に対して連続

(c) $h(x)$ はすべての $x\geqq 0$ に対して連続

ならば, 極限 f, c は存在し, x を有限区間にかぎれば, $f_n(x), C_n(x)$ はそれぞれ $f(x), C(x)$ に一様収束する。

定理3 仮定 A の下で,

(a) すべての $x\geqq 0$ に対して $g(x)$ は連続

(b) $\lim_{x\to\infty} g(x)=\infty$

ならば, (1)の連続で非負なる解は高々1つである。

(反町 迪子)

Z. A. Lomnicki

"A note on the Weibull renewal process," **Biometrika, 53,** 3 and 4 (1966), pp. 375-381.

〔再生過程／ポリアソン展開／理論的〕

k番目の再生時点 S_k $(=t_1+t_2+\cdots+t_k)$ の分布 :

$$F_k(t)=\int_0^t F_{k-1}(t-x)dF(x)$$ ($F_k(t)$ は$F(t)$のk一重畳; $F_0(t)=1$),

$(0,t)$ 内での再生個数 N_t が丁度 k である確率 :

$$W_k(t)=F_k(t)-F_{k+1}(t) \quad (k=0,1,2,\cdots)$$

およびその平均 :

$$E(N_t)=\sum_{k=1}^{\infty}kW_k(t)=\sum_{k=1}^{\infty}F_k(t)\equiv M(t)$$

を形のパラメータ β, 尺度のパラメータ1のワイブル分布 $F(t)=1-e^{-t^{\beta}}$ $(t\geqq 0,\ \beta>0)$ の場合について考える。まず, $\beta=1$ (パラメータ $\lambda=1$ の指数分布) の場合には

$$F_k(t)=e^{-t}\sum_{r=k}^{\infty}\frac{t^r}{r!}\equiv D_k(t),\ W_k(t)=e^{-t}\frac{t^k}{k!}\equiv P_k(t),\ M(t)=t$$

となることはよく知られており, さらに $P_k(t), D_k(t)$ の数表もある。従って, Smith & Leadbetter (Technometrics, 1963) が行なったように上述の諸量を t^{β} の冪級数に展開する代りに, $P_k(t^{\beta})$, $D_k(t^{\beta})$ の級数と表わす方が自然のように思われるので, この論文ではこれを遂行して次の結果を与えている。

$$W_k(t)=\sum_{s=k}^{\infty}a_k(s)P_s(t^{\beta})$$ (一意的表現),

こゝで, $a_k(s)=\sum_{p=k}^{s}(-1)^{p+k}\binom{S}{P}b_k(p)/\gamma(p)$ $(k=0,1,2\cdots;\ S=k,\ k+1,\cdots)$,

$\gamma(p)=\Gamma(\beta p+1)/\Gamma(p+1)$ で, $b_k(p)$ は漸化式 :

$$b_0(p)=\gamma(p)(p=0,1,2,\cdots),\ b_{k+1}(p)=\sum_{r=k}^{p-1}b_k(r)\gamma(p-r)(k=0,1,2\cdots;\ p=k+1,k+2,\cdots)$$ をみたす。

(以下70ページへつづく)

(3) 周南地区5社研究会 (41年度)

回	時期	場所	参加人員	テーマ	発表会社
1	41. 5.28	東洋鋼板	22	PERTの概要	東洋鋼板
2	41. 7.16	光製鉄	23	設備標準時間について	光製鉄
3	41. 9.22	日新製鋼	19	冷延ステンレス鋼板梱包輸送改善事例	日新製鋼
4	41.11.22	徳山曹達	20	業績評価の体系とその進め方	徳山曹達
5	42. 1.21	八幡鋼管	22	構内荷役作業の合理化について	八幡鋼管
6	42. 3.18	東洋鋼板	21	資材系列事務合理化について	東洋鋼板

(60ページからのつづき)

また，

$F_k(t)=\sum_{s=k}^{\infty}\alpha_k(s)D_s(t^\beta)$ となり，$\alpha_k(s)$ は漸化式

$\alpha_k(k)=a_k(k),\ a_k(s)=\sum_{r=k}^{s}a_r(s)-\sum_{r=k}^{s-1}a_r(s-1)\ (s>k)$ をみたす。さらに，$M(t)=\sum_{s=1}^{\infty}C(s)D_s(t^\beta)$ が成立し，$C(s)=\sum_{k=1}^{s}\alpha_k(s)(s=1,2,\cdots)$ である。また，数値例として $\beta=1.5,\ s,\ k=0,1,2,\cdots,10$ に対する $\alpha_k(s)$ および $\alpha_k(s)(s\neq 0)$ の近似値が与えられ，$\beta=1.5,\ k=0,1,2,3$ に対する $W_k(t)$ 曲線と $M(t)$ のグラフが示されている。 (藤沢 武久)

特別テーマ予告

1968 年度春季研究発表会（東京において開催）の特別テーマは次のとおり予定されています．

信頼性

IAOR 会員募集

IAOR (IFORS 発行による国際的なORのアブストラクト) にまだ余裕があります．

会費1年 800 円で6冊配布