トリコット機における送り出しむらについて*

(昭和29年12月24日受理) 会 員 前 田 松 夫**

→ 摘 要 ←

研 究 目 的

半積極的送り出し機構を持つトリコット機における経糸送り出しのむらについて、その特性を推定し、同時に編成密度のむらとの関係ならびに編成密度の変化による影響を調査しようとするものである。

研 究 結 果

(1) 各コース毎の経糸送り出し量相互の履歴効果は、近似的に単純マルコフ連鎖として表わされ、あるコースの送り出し量は、すぐ前のコースの送り出し量の大小にのみ影響を受ける。また過期としては、短過期波が顕著に出現する。

(2) 経糸送り出しむらと、編成密度むらとはほぼ正比例する。また過度に密度が大きくなると、送り出しむら及び編成密度むらは急激に増大し、その分布函数も正規分布からの歪を甚しく増す。

1. 緒 言

山本式高速変経編機にて、120 den 人絹糸を使用、1/1トリコット編地を種々の密度で編成して、その間の各コース毎の経糸送り出し量を連続的に測定し、密度をパラメータとして、分散及び分布函数を決定するとともに、定常性を仮定して時系列解析を行った結果を報告する。なお編成中の機減回転数は 112 r.p.m. である。

2. 測定装置及び方法

経糸送り出し量の測定装置を第1、2図に示す。図でBはウォームホイールAを経て経糸軸を回転し、CはBと同軸に固定されたプーリで、Bの回転をプーリC'を経てローラD'に伝える。一対のキャリヤローラD、

(第 1 図)

(第 2 図)

D'は、その間に記録紙Pをはさみ、記録紙はボビンより引き出す。Fはペン、Mは電磁石でその回路中に第2図に示すリレを含み、編成針が最下端に達した時、カムKはLを押しその端Hにねじ止めせられた棒Iの尖端の白金線をJの水銀槽と接触させて、回路が閉じるようにした。従って記録紙上にペンの画く直線は、過期的に凹部を生じ、その間の直線の長さは、その時の経糸送り出し量に比例する。(第3図参照) よって各コース編成毎の直線の長さを確率変数としてXで表わせば、経

(第 3 図)

* Irregularity of the Length of Warp Let-off on a Tricot Machine. 昭和29年11月17日、日本繊維機械学会北陸支部大会にて発表。

** M. Maeda, Member. 福井大学工学部

糸送り出し量は確率変数 Y として、 $Y = \kappa X$ で表わされる。但し κ は比例定数である。従って 1 コースにおける経糸送り出し量の平均値は、 $\bar{Y} = \kappa \bar{X}$ であり分散は $V(Y) = V(\kappa X) = \kappa^2 V(X)$ である。また X と Y は同一の形の分布函数を持つことも明らかである。よって X の値から計算した統計量から、直接 Y の定性的な性質を推定した。実験においては各密度につき約 500 コースずつ連続に X の値を記録し、ノギスでその値を測定すると同時に、経糸に整経時において、20 m 毎に印を附し、積算回転計でその長さで編成されたコースを読み、これより各密度につき 1 コースを編むに要する平均経糸長を出した。次に経糸送り出し量の むら と、編上地の密度 むら と比較するために、以下述べるようにして編地の密度を測定した。即ち、編地に編成後直ちにアイ

(第 4 図)

ロンを掛け、5 日間放置後、端部を除いて $50 \times 30 \text{ cm}^2$ の面積につき、これを 1500 個の 1 cm^2 の微小面積に等分し、そのおのおのを第 4 図に示すようにして、1 ~ 1500 迄の数に対応せしめ、乱数表によって 200 個を任意に抽出、おのおのの密度を コース/cm として測定した。これより 200 個の平均値を求め、これを編地の密度とし、また標準偏差を求めて、それを密度の むら を表示するパラメータとした。

3. 測定結果及び考察

(a) 経糸送り出し量の分散及び分布函数について

測定値の計算結果として、 X の平均値、標準偏差及び Y の平均値と密度との関係が、第 1 表のように得られる。但し、 ρ は偏地の平均密度、 $\bar{X}$ は X の平均値、 σ_X は X の標準偏差、 $\bar{Y}$ は 1 コース編むに要する平均経糸長で κ は既述のように X と Y との比例定数である。各密度について κ の値に幾分差が生ずるのは、装置

(第 1 表)

No.	ρ コース/cm	$\bar{Y}$ mm	σ_X	$\sigma_X / \bar{X}$	$\bar{X}$ mm	$\kappa = \bar{Y} / \bar{X}$
1	15.8	3.58	17	0.22	78	0.044
2	24.6	2.84	12	0.20	60	0.047
3	21.2	2.80	11	0.19	60	0.047
4	25.3	2.56	15	0.26	59	0.044
5	26.8	2.49	15	0.26	57	0.044
6	28.7	2.40	24	0.45	54	0.044
7	38.2	2.25	33	0.66	50	0.045

(第 5 図) (ヒストグラム) 図中の各 No. は第 1 表の試料 No. に対応する

(第 6 図) 図中の各 No. は第 1 表の各 No. に対応する試料についての結果を示す

において、ベルトの滑りのためと考えられるが、それによる誤差は 10% 以下で、標準偏差や分布函数を比較する場合は無視し得る。第 5 図は X の度数分布表であり、また第 6 図は正規性の検定を定性的に行うために、正規確率紙上に累積度数分布を画いたものである。第 1 表の σ_X/X の値から、経糸送り出し量の分散は、27 コース/cm 以上の稠密な編成密度では、急激に大きくなることが分る。また第 6 図から 25~27 コース/cm の密度では経糸送り出し量の分布は、ほぼ正規分布であるが、これより密度が粗くなると、次第に正規分布からの歪を増す。一方以上の範囲より密度が大となる場合には、正規分布からの歪は急激に増大することが分る。

(b) 経糸送り出し量の むら と編成密度の むら との相関関係について

既述の方法により、密度の むら をその標準偏差で表示し、且つ経糸送り出し量の むら を X の標準偏差で表示して、これら 2 量の相関係数 r を求めると

$$r = \frac{D(\sigma_X \sigma_\rho)}{\sqrt{D(\sigma_X) D(\sigma_\rho)}} = \frac{\frac{1}{7} \sum_{i=1}^7 (\sigma_{\rho i} - \bar{\sigma}_\rho) (\sigma_{X i} - \bar{\sigma}_X)}{\sqrt{\left(\frac{1}{7} \sum_{i=1}^7 \sigma_{\rho i}^2 - \bar{\sigma}_\rho^2 \right) \left(\frac{1}{7} \sum_{i=1}^7 \sigma_{X i}^2 - \bar{\sigma}_X^2 \right)}} = 0.83$$

となる。

但し、 σ_X ; X の標準偏差、 σ_ρ ; 密度の測定値の標準

偏差、 $D(\sigma_X \sigma_\rho)$; $\sigma_X \sigma_\rho$ の共分散、 $D(\sigma_X)$; σ_X の分散
 $D(\sigma_\rho)$; σ_ρ の分散
 $\sigma_{X i}$; i 番目の密度における X の分散
 $\sigma_{\rho i}$; i 番目の編成密度における密度の測定値の分散

である。以上の r の値から、 σ_X と σ_ρ とは大体一次的な関係にあるものと推定出来、従って経糸送り出し量のむらに正比例して、編立地の むら が大きくなるものと考えられる。

(c) 経糸送り出し量の むら の解析

1 コース編成の間における経糸送り出し量の時間的変化は、横軸に時間を取り、送り出された経糸の長さを縦軸にとって図示すれば、第 7 図 (a) の如くなる。先ず最初の送り出しが、時間 t_{j0} より始って t_j' で終り、2 回目の送り出しが t_j'' より始って t_j''' で終る。 t_{j0} は編成針が最下点の附近に接近する時刻であり、 t_j'' はガイド

(第 7 図 a)

(第 7 図 b)

が左右の最大偏位をなす時刻の近傍である。\$Y_{j1}\$ は最初に送られた経糸の長さであり、\$Y_{j2}\$ は 2 回目の送り出しで送られた経糸長で、1 コース編成に際しては、\$Y_j = Y_{j1} + Y_{j2}\$ の長さの経糸が送られる。添字 \$j\$ は最初から \$j\$ 番目のコース編成を示す記号である。次に変数 \$X\$ を時系列変数として、時間との関係を単純化するために編成開始から \$j-1\$ 番目のコースの編成が終る迄の時間を \$t_{j-1}\$、同様に \$j\$ 番目のコースが編まれる迄の時間を \$t_j\$ として、\$Y_j\$ は \$t_j\$ と対応し、そのすぐ前のコース編成の間に送られた経糸量 \$Y_{j-1}\$ は、\$t_{j-1}\$ に対応するものと仮定すると、\$X_j = \frac{1}{\kappa} Y_j\$ の関係から \$X_j \quad j=1 \dots 500\$ も、\$t_j \quad j=12 \dots 500\$ と 1 対 1 の対応をする。(第 7 図 b 参照) 以上の仮定により、以下 \$X\$ を非連続確率過程の時系列変数として考察を進めた。もちろん \$t_{j+1}\$ と \$t_j\$ の間には \$t_{j+1} = t_j + \tau\$、\$\tau\$ = 定数 (1 コースを編むに要する時間) が成立する。更に第 2 の仮定として、各密度毎に測定した時系列は、およそ 500 コースの編成に対応するものであるから、その間における糸層の変化は無視できるものとして、これらの時系列の定常性を仮定する。以上の仮定にもとづいて系列相互の履歴現象を調べた結果を述べることにする。即ち系列は単純マルコフ連鎖であると仮定し、換言すれば、ある時刻 \$t_j\$ に対応する 1 コースについての経糸送り出し量 \$Y_j\$ は、すぐ次の時刻 \$t_{j+1}\$ に対応する \$Y_{j+1}\$ にのみ影響し、それ以後各編成コースにおける送り出し量 \$Y_{j+k}\$、\$k=2, 3, 4, \dots\$ には影響を及ぼさないと仮定して、測定結果がこの仮定を満足するかどうかを調査する。変数 \$X\$ の領域において、任意の正数 \$\delta\$ をとり、実測値より \$X < \delta\$ の実現する確率 \$P_0(\tilde{n}) = P\{X > \delta\}\$ を計算する。次に以上の \$\delta\$ で \$X\$ の実現領域を 2 分し、\$x > \delta\$ を満足する \$X\$ の実現値 \$x\$ が出現する事象を記号 \$I\$ で、\$x \leq \delta\$ なる \$x\$ が出現する事象を記号 \$O\$ で表わし、\$I\$ の出現確率を \$P(\tilde{n})\$、\$O\$ の出現確率を \$1 - P(\tilde{n}) = P(n)\$ で示し、さらにある時刻 \$t_j\$ に \$I\$ が出現していて次の時刻 \$t_{j+1}\$ に \$I\$ が続く確率を \$P(\tilde{n}\tilde{n})\$、\$t_j\$ に \$O\$ が出現していて、\$t_{j+1}\$ に \$O\$ が続く確率を \$P(nn)\$ にて表示し、係数 \$f_1 = P(\tilde{n}\tilde{n})/P(\tilde{n})\$、\$f_2\$

\$= P(\tilde{n}n)/P(n) = P(\tilde{n}n)/(1 - P(\tilde{n}))\$ を用いると、次の関係式が得られる。今 \$I\$ が出現し、続いて \$k-1\$ 回 \$O\$ が出現、\$k\$ 回目に再び \$I\$ が出現する確率を \$p_k\$ で表わすと

$$\begin{aligned} p_1 &= P(\tilde{n})P(\tilde{n}\tilde{n}) = f_1 P(\tilde{n})^2 \dots \dots \dots (I \cdot I) \\ p_2 &= P(\tilde{n})P(\tilde{n}n)P(n\tilde{n}) \\ &= P(\tilde{n})\{1 - P(\tilde{n}\tilde{n})\}\{1 - P(nn)\} \\ &= P(\tilde{n})\{1 - P(\tilde{n})f_1\}\{1 - f_2(1 - P(\tilde{n}))\} \\ &\dots \dots \dots (I \cdot O \cdot I) \end{aligned}$$

$$p_3 = p_2 f_2 \{1 - P(\tilde{n})\} \dots \dots \dots (I \cdot O \cdot O \cdot I)$$

$$p_k / p_{k-1} = P(nn) \quad k \geq 3$$

の関係が成立するから、\$P(\tilde{n})\$ 及び \$f_1\$、\$f_2\$ は \$p_1\$、\$p_2\$、\$p_3\$ の函数として次のように表わされる。

$$f_1 = p_1 / P^2(\tilde{n}) \quad f_2 = p_3 / p_2 \cdot 1 / (1 - P(\tilde{n}))$$

$$P(\tilde{n}) = p_1 + p_2^2 / p_2 - p_3$$

別に実測値から \$X_j\$ と \$t_j\$ (\$j=1, 2, \dots, 500\$) の関係を示すグラフを作り、それから \$p_1\$、\$p_2\$、\$p_3\$ を計算して上式に代入し、\$f_2\$ 及び \$f_1\$ の関係式を用いると、\$P(\tilde{n})\$ 及び \$P(\tilde{n}\tilde{n})\$、\$P(nn)\$ が計算できる。

第 2 表に、各編成密度毎にこれらの値を計算して得た結果と、\$P_0(n)\$ とを比較して示した。但し \$P(\tilde{n}n)\$ は状態 \$I\$ が出現していて、次に状態 \$O\$ が出現する確率であり、\$P(\tilde{n}\tilde{n})\$ は状態 \$O\$ が出現していて、次に状態 \$I\$ が出現する確率である。表の \$P(n)\$ と \$P_0(n)\$ を比較すると両者の値は大体等しいから変数 \$X\$ は近似的に単純マルコフという仮定が当てはまるものと考えられる。また \$\delta\$ の \$X\$ の平均値 \$\bar{X}\$ からの偏倚 \$\varepsilon = \delta - \bar{X}\$ と、\$P(\tilde{n}\tilde{n})\$、\$P(nn)\$、\$P(\tilde{n}n)\$、\$P(n\tilde{n})\$ とを比較することによ

(第 2 表)

No. 1		$\varepsilon = \delta - \bar{X} \quad \bar{X} = 78 \quad \sigma_X = 17$					
δ	ε	$P(\tilde{n})$	$P_0(\tilde{n})$	$P(\tilde{n}\tilde{n})$	$P(nn)$	$P(\tilde{n}n)$	$P(n\tilde{n})$
85	7	0.304	0.290	0.184	0.738	0.816	0.262
80	2	0.457	0.384	0.241	0.731	0.759	0.269
78	0	0.492	0.421	0.246	0.693	0.754	0.307
75	-3	0.622	0.477	0.309	0.690	0.691	0.310
70	-8	0.706	0.601	0.460	0.580	0.540	0.420
65	-13	0.715	0.715	0.687	0.323	0.313	0.677

No. 2		$\bar{X} = 60 \quad \sigma_X = 12$					
δ	ε	$P(\tilde{n})$	$P_0(\tilde{n})$	$P(\tilde{n}\tilde{n})$	$P(nn)$	$P(\tilde{n}n)$	$P(n\tilde{n})$
65	5	0.368	0.292	0.277	0.850	0.723	0.150
60	0	0.425	0.428	0.461	0.650	0.539	0.350
57	-3	0.578	0.544	0.540	0.700	0.460	0.300
52	-8	0.676	0.740	0.742	0.403	0.258	0.597
50	-10	0.741	0.778	0.812	0.222	0.188	0.778
45	-15	0.826	0.928	0.992	0.154	0.008	0.846

No. 3 $\bar{X}=60 \quad \sigma_X=11$

δ	ε	$P(\tilde{n})$	$P_0(\tilde{n})$	$P(\tilde{n}\tilde{n})$	$P(nn)$	$P(\tilde{n}n)$	$P(n\tilde{n})$
70	10	0.154	0.180	0.144	0.750	0.856	0.250
65	5	0.227	0.290	0.396	0.548	0.604	0.452
60	0	0.452	0.404	0.438	0.692	0.562	0.308
55	-5	0.770	0.616	0.501	0.750	0.499	0.250
50	-10	0.596	0.800	0.711	0.420	0.289	0.580
45	-15	0.911	0.922	0.922	0.129	0.078	0.871

No. 4 $\bar{X}=59 \quad \sigma_X=15$

δ	ε	$P(\tilde{n})$	$P_0(\tilde{n})$	$P(\tilde{n}\tilde{n})$	$P(nn)$	$P(\tilde{n}n)$	$P(n\tilde{n})$
65	6	0.272	0.292	0.235	0.740	0.765	0.260
60	1	0.450	0.440	0.386	0.557	0.614	0.443
59	0	0.489	0.462	0.380	0.578	0.620	0.422
55	-4	0.572	0.554	0.482	0.480	0.518	0.520
50	-9	0.694	0.686	0.648	0.244	0.352	0.756
45	-14	0.790	0.796	0.782	0.186	0.218	0.814

No. 5 $\bar{X}=57 \quad \sigma_X=15$

δ	ε	$P(\tilde{n})$	$P_0(\tilde{n})$	$P(\tilde{n}\tilde{n})$	$P(nn)$	$P(\tilde{n}n)$	$P(n\tilde{n})$
65	8	0.141	0.244	0.270	0.225	0.730	0.775
60	3	0.299	0.346	0.367	0.236	0.633	0.764
57	0	0.348	0.430	0.437	0.224	0.563	0.776
55	-2	0.480	0.504	0.480	0.146	0.520	0.854
50	-7	0.687	0.670	0.634	0.077	0.366	0.923
45	-12	0.834	0.810	0.810	0.053	0.190	0.947

No. 6 $\bar{X}=54 \quad \sigma_X=24$

δ	ε	$P(\tilde{n})$	$P_0(\tilde{n})$	$P(\tilde{n}\tilde{n})$	$P(nn)$	$P(\tilde{n}n)$	$P(n\tilde{n})$
70	16	0.203	0.240	0.079	0.690	0.921	0.310
60	6	0.414	0.366	0.150	0.480	0.850	0.520
54	0	0.430	0.476	0.339	0.323	0.661	0.677
50	-4	0.505	0.524	0.420	0.343	0.580	0.657
45	-9	0.555	0.586	0.526	0.255	0.474	0.745
35	-19	0.713	0.708	0.682	0.304	0.318	0.696

No. 7 $\bar{X}=50 \quad \sigma_X=33$

δ	ε	$P(\tilde{n})$	$P_0(\tilde{n})$	$P(\tilde{n}\tilde{n})$	$P(nn)$	$P(\tilde{n}n)$	$P(n\tilde{n})$
60	10	0.354	0.298	0.113	0.821	0.887	0.179
50	0	0.393	0.406	0.287	0.530	0.713	0.470
40	-10	0.546	0.548	0.461	0.428	0.539	0.572
30	-20	0.674	0.670	0.626	0.390	0.374	0.610
20	-30	0.854	0.860	0.860	0.137	0.140	0.863

り、 X は絶えず平均値に収斂しようとする性質を有することが明らかとなる。次にこの結果を利用して、 I の平均持続時間と平均再来時間を求める。²⁾

I が出現していて、それ以後 I が k 回続く確率は

$$P^{k-1}(\tilde{n}\tilde{n})P(\tilde{n}n)=P^{k-1}(\tilde{n}\tilde{n})\{1-P(\tilde{n}\tilde{n})\}$$

であるから状態 I の平均持続時間は

$$T=\sum_{k=1}^{\infty} k\tau P^{k-1}(\tilde{n}\tilde{n})\{1-P(\tilde{n}\tilde{n})\}=\tau/1-P(\tilde{n}\tilde{n})$$

となり

状態 O が k 回出現して後始めて I が出現する確率は

$$P^{k-1}(nn)P(n\tilde{n})=P^{k-1}(nn)\{1-P(nn)\}$$

であるから、状態 I の平均再来時間は

$$\theta=\sum_{k=1}^{\infty} k\tau P^{k-1}(nn)\{1-P(nn)\}=\tau/1-P(nn)$$

となる。

特に前表において、 $\varepsilon=0$ の場合の $P(\tilde{n}\tilde{n})$ 及び $P(nn)$ を使用して T と θ を求めると、 X がその平均値より大きい実現値をとる状態の平均持続時間及び平均再来時間が近似的に第 3 表の如く得られる。

(第 3 表)

No.	X mm	ρ コース/cm	T/τ	θ/τ
1	78	15.8	1.3	3.3
2	60	24.6	1.9	2.9
3	60	21.2	1.8	3.2
4	59	25.3	1.6	2.4
5	57	26.8	1.8	1.3
6	54	28.7	1.5	1.5
7	50	38.2	1.4	2.1

この表より、平均持続時間は $1.3\sim 1.9\tau$ 、平均再来時間は $1.3\sim 3.3\tau$ であるから、時系列 X のむらの週期は 5τ 以下の短週期が顕著に表われると考えられる。また No. 5, 6 を除いて平均再来時間は平均持続時間よりも長い。即ち X は平均値より大きい値に停滞する時間よりも平均値以下の値に停滞する時間の方が長いことが分る。

さらに週期をもう少し正確に求めるために、第 6 図に示したように、No. 5 及び No. 6 の資料は近似的に正規分布と見做し得るから既述の仮定に基づいて、系列相関係数 r_k を計算し、コロログラムを作ると第 8 図のようになり、前者は週期 4τ 、後者は週期 2τ の短週期波が顕著である。

なお系列相関係数 r_k は

$$r_k=\left[\frac{1}{N-k}\sum_{i=1}^{N-k} x_i x_{i+k}-\bar{x}^2\right]/S^2$$

$$\bar{x}=\sum_{i=1}^N x_i/N \quad S^2=\frac{1}{N-1}\sum (x_i-\bar{x})^2$$

N ; 系列の個数で約 500

x_i ; 時刻 t_i に対応する X の実現値

として求め、長週期波の検出は、送り出し むら の特性とは本質的な関係が無いから省略した。

(第8図) コレログラム

4. 結 論

1) X の標準偏差及び分布函数の計算結果から、大抵通常編成されているような範囲の密度では送り出しのむらは小さいが、この領域をこえて密度を過大にすると、むらも大きくなる傾向がある。また経糸送り出しのむらと編成密度のむらとの間には、近似的に一次関係が成立するから、テンション スプリングをしめて密度を過大にして編成すると、大きい密度 むらを生ずる。次に密度の変化による分布函数の変動は、No. 2, 3, 4, 5 で示す中間密度ではほぼ正規分布であるが、密度がこれから離れるに従って歪が大きくなる傾向があり、特に密度が大きい範囲で著しい。これは中間密度の範囲から外れると、時々平均値より非常に大きい送り出しがあるためで、それにより顕著な密度 むらを生ずる。

2) X を非連続定常確率過程の時系列変数とすれば、この確率過程は単純マルコフ連鎖で近似できる。こ

れからある時刻 t_i における1コース編成間の経糸送り出し量は、すぐ直前の時刻 t_{i-1} における1コース編成間の経糸送り出し量にのみ関係し、それ以前の送り出し量には関係しないことが分る。この考察を更に拡張して、ある時刻 t_i における1コース編成中の経糸の歪または応力は、時刻 t_{i-1} における1コース編成中の歪または応力の影響を受け、それ以前の経糸の状態とは、あまり関係しないことになり、糸の歪エネルギーは次第に蓄積されたり、或は平均値以上の値に長く停滞することは非常に少く、全部の体系のポテンシャル エネルギーを極小ならしめるような値に収斂する傾向があることが分る。

3) 経糸送り出し むら の週期の特性は、短週期であって大小の送り出しが交互に出現する傾向が顕著である。

以上1), 2), 3) の結論は実験に基く現象論的考察であって、使用機械及び使用糸の種類により、結果に多少の差が生ずるのをまぬがれぬであろう。しかし2) の結論は同種の機械全部に当然予想される結果であるから、結論を定性的に出す限り、それは半積極的送り出し装置を有する経緯機に共通な結論と考えられる。なお以上の実験ならびに考察を通じて、編成密度をコース/cm のみで表示したが、正確にはウェール/cm をも表示せねばならないであろう。しかしその変化は微少であるし、また経糸送り出し量との関係はコース/cm の値における関係よりも、はるかに稀薄であろうからその表示は省略した。

最後に有益な御忠言を賜った寺崎正雄教授ならびにいろいろ御協力を戴いた大平吉次氏、協野久志氏、明石実君、塩崎瑛一君、湯浅道夫君に厚く謝意を表する。

文 献

- 1) 福島 活；統計的現象，52～54.
- 2) 同 40～41 及び国沢清典；近代確率論，142～145.
- 3) 日本応用力学会編，応用統計学，小河原正己；時系列論とその応用