

待ち行列網における Palm 測度について

駒 田 大 川 島 武

1. はじめに

待ち行列網に限らず、 $G/G/S$ モデルの解析などでは (対象となるモデルが $\rho < 1$ というような平衡条件を満たしている場合であるが) システムの状態は定常であるという仮定の上で解析を進めることが多い。然し、定常ということは必ずしも一義的なものではなく、何に対して定常かということにより定常の意味が若干異ってくるので、まず、この何かを明確に定義しなければならぬであろう。

例えば (連続的な) 時刻に関して定常ならば、この定常分布の下では、時刻 t に系内にいる客の数の分布は t によらないし、時間区隔 $(t+a, t+b]$ に到着する客の数、時刻 t からの後に初めて到着する客の待ち時間、および初めて離脱する客の待ち時間などの分布も、それぞれ t によらず一定である。大雑把に云えば、時刻 t を基準にして説明される事象の確率は、 t によらず一定であるとも述べられる。従って、時刻 0

からみて、最初に到着する客の挙動と、他の任意時刻 t からみて最初に到着する客の挙動は確率的には同等である。但し、時点 0 からみて、最初に到着する客の待ち時間と、 n 番目に到着する客の待ち時間の分布は必ずしも一致していない。通常のシステムでは、 n が無限大に近づく時の極限分布が存在して、それが次に述べる、到着時点列に関して定常な分布の下での待ち時間の分布になる、というのである。このことは、 $M/M/1$ で時刻 0 の列の長さが平衡分布であるとして、時刻 0 以後に初めて、さらに二番目に客が到着する直前の列の長さの分布とそれぞれ計算してみれば、と明らかになるであろう。

時刻に関して定常という他に、到着時点列に関して定常である分布も存在する。この分布の下では、相続く二つの到着時点の差の分布はどこでも一定であり、一つの到着時点を $a_0 = 0$ とし、それに引き続く到着時点を a_1, a_2, \dots とすれば、 a_n の分布と $a_{n+k} - a_n$ の分布も n によらず一定である。さらに、 a_n を基準として説明される事象は、なんでもあれ、その確率は n によらずいとも云える。時間区隔 $(a, b] = (a_0 + a, a_0 + b]$ に到着する人数の分布と $(a_n + a, a_n + b]$ に到着する人数の分布もすべてこの n によらず等しいのである。然し、前に述べたような時刻に関して定常ではないので、任意時刻 $(t+a, t+b]$ に到着す

る人数、時刻 t の列の長さなどの分布はすべて t の関数になっ
てゐる。そして通常のシステムでは t が無限大に近づくとき
のこれらの極限分布が、時刻に関して定常な分布になつて
ゐるのである。

一般に、一つの確率過程が時刻に関して定常であり、その
確率過程から（時刻に関して定常な）時点列が定義されるとき、
その時点列に関して定常な分布が同一の測度空間上に存在し、
これを Palm 測度と呼んでゐる。もとの分布と Palm 測度の間では、
互いに他の極限分布になつてゐるような性質を持つてゐる。
待ち行列過程では Palm 測度を定義する点列としては、到着
時点列のほか、離脱時点列、この二つを重ね合せたもの
などがある。定常分布と Palm 測度の一般的な関係式は、歴史的
にはともかくとして、Miyazawa [7], [8] に利用しやすい型
で紹介されてゐる。

さて待ち行列システムの解析に当り、時刻に関して定常であ
るということを仮定することは、そのシステムがいつ動き
出したかとか、初期状態に無関係な特性量を得ることであり、
任意時点の列の長さなどを考えよと、最も公平な仮定であ
らう。これに対し、待ち時間などのように個々の客に伴う特
性量については、どの客についても同じ特性量を与える、到
着時点列に関して定常な分布を仮定することが普通であり、

一般に定常な待ち時間分布とは、この場合を指している。つまり、客を選ぶのに、到着時点列の中から任意に選ぶと表現してよいかも知れない。公平な選ばれるとは、さらに離脱時点列の中から任意の客を選ぶということも当然あり得る。この場合は離脱時点列に関して定常な分布を仮定することである。従って、待ち時間分布を評価するには、二つの Palm 測度、すなわち

1. P_a : 到着時点列に関して定常な分布

2. P_d : 離脱時点列に関して定常な分布

があることになり、この二つの分布の下で、待ち時間の分布は相等しいかという疑問が生じる。直感的には等しいと思われすが、ここではこの問題を論じることとを目的としている。つまり、 \Rightarrow の事象 B , B' に対し $P_a(B) = P_d(B')$ とする充分条件を与え、さらにこれを待ち行列網に應用することである。

2. 仮定と基本的な結果

前節と重なるところもあるが、まず必要な記号を導入する。この節で考える待ち行列網は、規律、サービス時間分布などと規定しない一般的なものとし、たゞ、客は常に一人で行動する、すなわち Batch 到着、Batch サービスはないものとする。

$\xi(t)$ ($-\infty < t < \infty$) は対象となる待ち行列網の時間軸に沿

った挙動を表わす確率過程とし、 (Ω, \mathcal{F}, P) 上で定義されているものとする。 Ω は $\xi(t)$ の実現値の集合とみなし、 $\xi(t)$ $(-\infty < t < \infty)$ から、各窓口での各時点での列の長さのみならずすべての客の待ち時間などが得られる程 $\xi(t)$ の状態空間は適切に定義されているものとする。(可分性も当然仮定する)

以上は大前提であり、さらに $\xi(t)$ について次の性質を仮定する。

(a.1) 分布 P の下で $\xi(t)$ は時刻に関して定常であり、エルゴディクである。

すなわち、 (Ω, \mathcal{F}) 上のシフト変換 T_s $(-\infty < s < \infty)$ を

$$(T_s \xi)(t) = \xi(t+s) \quad (-\infty < t < \infty)$$

$$T_s B = \{ \xi : T_s \xi \in B, B \in \mathcal{F} \}$$

と定義すれば、次が成立している。

$$P(B) = P(T_s B) \quad (B \in \mathcal{F}, s \text{ は任意実数})$$

任意の s について $T_s B = B$ ならば $P(B) = 1$ か 0 。

さて、待ち行列網における一つの窓口に着目し、そこでの到着時点列を $\{a_n\}$ $(\dots a_0 < 0 \leq a_1 < \dots)$ 、離脱時点列を $\{d_n\}$ $(\dots d_0 < 0 \leq d_1 < \dots)$ とする。これはすべて $\xi(t)$ の可測関数であり、 $\xi(t)$ が時間区間 $[a, b]$ に n 個の a_n を持つば $(T_s \xi)(t)$ は区間 $[a-s, b-s]$ に n 個の a_n を持つので $\{a_n\}$ は定常点過程になる。 $\{d_n\}$ も同様である。これから次が成立する。

(2.1) $a_n \rightarrow \infty, d_n \rightarrow \infty \quad (n \rightarrow \infty) \quad \text{w. p. 1 for } P.$

C_n を a_n に到着する客, C'_n を d_n に離脱する客とし, $C_n = C'_{L(n)}$ となる. 各 n について a_n に到着する客は $d_{L(n)}$ に離脱するものとする. $q(t)$ を時刻 t の注目している窓口の列の長さとし,

$$(a.2) \quad E(q(t)) < \infty$$

と仮定する. $q(t)$ は定常であることは明らかである. $N(t), N'(t)$ をそれぞれ $[0, t), (0, t]$ に到着, 離脱する客の数とし,

$$(a.3) \quad E(N(1)) = \lambda < \infty$$

とすれば

$$(2.2) \quad q(t) = q(0) + N(t) - N'(t) \quad (t > 0)$$

と書けることから次も成立する。

$$(2.3) \quad E(N(1)) = E(N'(1)) = \lambda$$

さて, P_a, P_d を $\{a_n\}, \{d_n\}$ に就いて定常な Palm 測度とする. P_a, P_d は (Ω, \mathcal{F}) 上の測度であり, P と同様にすべての $B \in \mathcal{F}$ に対して定義されるが $P_a(a_1 = 0) = P_d(d_1 = 0) = 1$ と仮定する。

シフト変換 T_s と同様に T_n, T'_n を次のように定義する。

$$(T_n \xi)(t) = \xi(t + a_n(\xi)), \quad (T'_n \xi)(t) = \xi(t + d_n(\xi))$$

$$T_n B = \{\xi; T_n \xi \in B\}, \quad T'_n B = \{\xi; T'_n \xi \in B\}$$

T_s, T_n, T'_n は次のように考えるとわかりやすい。(図1)

例えば $B = \{N'(1) = k\}$ とするならば $T_s B$ は $(s, s+1]$ に離

脱する客の数が長, $T_n B$ は (a_n, a_{n+1}) に離脱する客の数が長
 なる事象, C_n が到着してから単位時間後に離脱する客の数が
 長なる事象, $T'_n B$ は (d_n, d_{n+1}) に離脱する客の数が長
 なる事象を意味している。一般的に云えば B を時刻 0 を基準と
 して説明される事象とするならば, $T_s B$, $T_n B$, $T'_n B$ はそれぞれ
 時点 s , a_n , d_n を基準として説明される事象となる。
 である。

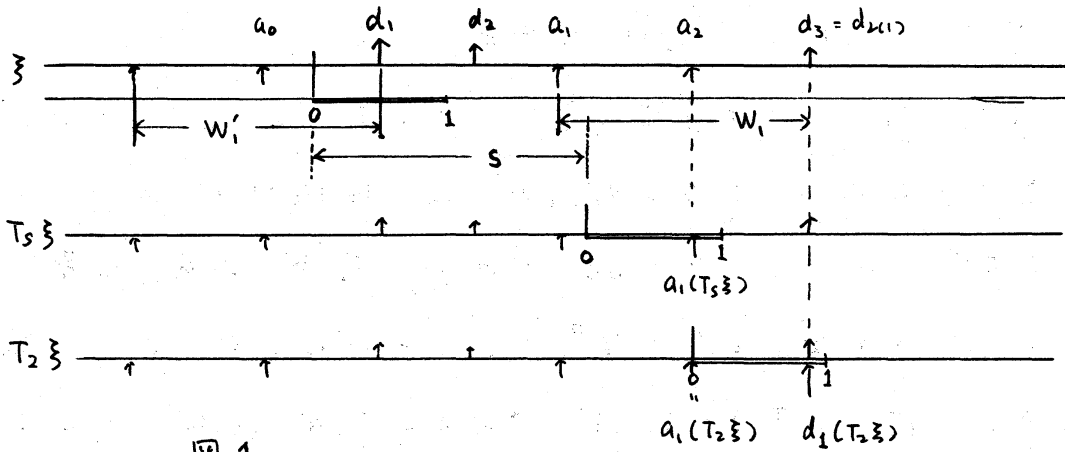


図 1

P_d, P_a による。その定常性は次のように示される。

$$(2.4) \quad P_a(B) = P(T_n B), \quad P_d(B) = P_a(T'_n B)$$

なお $B = T_s B$ (a.e. P_a), $B = T'_s B$ (a.e. P_d) が成立していること
 を注意しておく。さて, P_a, P_d は P から Palm 測度として一
 意に決定されるが, P がエルゴディックの場合には, 簡単に
 次のような Sample average でも決定される。

補助定理 2.1 (cororally 2.1 in Miyazawa [8])

$$(2.5) \quad P_a(B) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1\{T_i B\} \quad \text{w.p.1 for } P,$$

$$(2.6) \quad P_d(B) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1\{T'_i B\} \quad \text{w.p.1 for } P.$$

なお $1\{\cdot\}$ は指示関数である。以上を用いて次の定理が証明される。

定理 2.2 \Rightarrow の事象 B, B' に対し $T_i B = T'_{L(i)} B'$ ならば

$$P_a(B) = P_d(B') \quad \text{が成立する。}$$

証明の前に、この定理の意味を考えよう。例として B, B' をそれぞれ C, C' の待ち時間 W_1, W'_1 (図 1 参照) が α 以下である事象とすると、 $B = T_i B$ であり、 $T'_{L(i)} B'$ は $d_{L(i)}$ を基準とした W'_1 が α 以下となる事象で、この W'_1 はもとの W_1 と一致している。従って $T_i B = T'_{L(i)} B'$ である。定理 2.2 はこのとき、 P_a での W_1 の分布と P_d での W'_1 の分布は一致していることを主張している。なお W_1 について P_a, P_d での分布は一般に異なる。

定理 2.2 の略証

$T_i B = T'_{L(i)} B'$ よりすべての n について $T_n B = T'_{L(n)} B'$ となる。

従って $1\{T_n B\} = 1\{T'_{L(n)} B'\}$ w.p.1 for P であるから

$$\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1\{T_i B\} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1\{T'_i B'\} \right| = \frac{1}{n} \left| \sum_{i=1}^n 1\{T'_{L(i)} B'\} - \sum_{i=1}^n 1\{T'_i B'\} \right|$$

$$\leq \frac{1}{n} (q(0) + q(a_n) + 1) \rightarrow 0$$

最後の不等式は時刻 0 と a_n に窓口にいる客についてのみ

$T_{i(t)} B'$ と $T_{i'} B'$ が異なる可能性があるからである。0 に収束することは P のエルゴード性より $N(t)/t$, $N'(t)/t$ が入りに収束することと (2.1) から導かれる。以上より補助定理 2.2 を用いて証明される。

3. Jackson 型 ネットワークへの応用

Jackson 型 ネットワークに対し、定理 2.2 を応用し、平均余滞在時間 (系を去るまでに要する時間) について簡単な結果を得る。それにはまず、前節で仮定した条件 (定常なエルゴード性が成立すること、列の長さの期待値が有限であることなど) が満たさなければならないことを見なければならぬが、明らかであろう。ネットワークは M 個の窓口からなるものとする。その他の細かい定義は Jackson [4] にあるが、ここでは不要である。 $Q(t) = (q_1(t), q_2(t), \dots, q_M(t))$ を時刻 t における列の長さ, $\{a_{i1}\}$, $\{a_{im}\}$, $\{d_{im}\}$ ($i=1, 2, \dots, M$) をそれぞれ外部からの到着時点列, i 窓口への到着及び離脱時点列とする。 $Q(t)$ は $t = a_{i1}, a_{im}, d_{im}$ で不連続となるが、これらの時点では $Q(t)$ を、時点の原因となる客を勘定しないように定義する。例えば a_{im} で客が j から i に移動し、 $Q(a_{im}) = (q_1, q_2, \dots, q_M)$

ならば、

$$Q(a_{im-0}) = (q_1, \dots, q_{j+1}, \dots, q_i, \dots, q_m)$$

$$Q(a_{im+0}) = (q_1, \dots, q_j, \dots, q_{i+1}, \dots, q_m)$$

となる。特に closed 系では、解散時刻での Σq_i は 1 だけ常に
 少なくなる、という。 $\{a_{in}\}$, $\{a_{im}\}$, $\{d_{in}\}$ に関して定常な Palm
 測度をそれぞれ P_a , P_{ia} , P_{id} とすれば、時刻に関して定常な
 分布 P のもとでは $Q(t)$ の平衡分布が積形式となること
 より、 $Q = (q_1, q_2, \dots, q_m)$ とし、

$$P_a \{ Q(a_{in}) = Q \} = P_{ia} \{ Q(a_{im}) = Q \} = P_{id} \{ Q(d_{in}) = Q \} \\
= f(Q) = f(q_1, q_2, \dots, q_m) \quad (\text{積形式})$$

と表わす。 (例えば Kawashima [5])。 $i = 2$ の i 窓
 に注目し、 a_{i1} に到着する客を C_1 , C_1 がサービスを終了し
 他へ (i は房、 $2 \in \mathcal{F}$) 移動する時刻を $d_{i2(1)}$ とする。

$B = \{ Q(d_{i2(1)}) = Q \}$, $B' = \{ Q(d_{i1}) = Q \}$ とすると、定理 2.

$$1 \text{ より } P_{ia}(Q(d_{i2(1)}) = Q) = P_{id}(Q(d_{i1}) = Q) = f(Q)$$

従って、 2 次を得る。

補助定理 3.1 $f(Q)$ は次を満たす。

$$f(Q) = \sum_{Q'} P_i(Q|Q') f(Q')$$

$i = 2$ $P_i(Q|Q')$ は $\Pr\{Q(d_{i2(1)}) = Q | Q(a_{i1}) = Q'\}$ である。

これは推移確率であり、 P, P_a, etc による。

証明

$$P_{ia}(Q(d_{i+1})=Q) = \sum_{Q'} P_{ia}(Q(a_{i1})=Q', Q(d_{i+1})=Q) \\ = \sum_{Q'} P_{ia}(Q(a_{i1})=Q') P_j(Q|Q')$$

定理 3.2 C_1 が I_1, I_2, \dots, I_m と順に窓口を T とするときは

($I_m = 3$ とは C_1 が m 回目に立寄る窓口は 3 の窓口である)

$$(3.1) \quad P_a(Q(t_m) = Q | I_1 = j, I_2 = k, \dots, I_m = i) = f(Q)$$

但し $t_k (k=1, 2, \dots, m)$ は C_1 が I_k に立寄り時刻とする。

証明

Jackson 型ネットワークでは $\{I_1 = j\}$ と $Q(t_1)$ は独立であり

$$P_a(Q(t_1) = Q | I_1 = j) = P_a(Q(t_1) = Q) = f(Q).$$

また、 I_2 は $\{I_1 = j\}$ という条件の下で、 $f(Q(t_1)), f(Q(t_2))$

と独立であるから、上の式と補助定理 3.1 を用いて

$$P_a(Q(t_2) = Q | I_1 = j, I_2 = k) = \sum_{Q'} P_a(Q(t_2) = Q, Q(t_1) = Q' | \\ | I_1 = j, I_2 = k) = \sum_{Q'} P_a(Q(t_1) = Q' | I_1 = j) P_j(Q|Q') \\ = \sum_{Q'} f(Q') P_j(Q|Q') = f(Q)$$

となり、これを繰返せば証明される。

この定理は、ある客が定常状態に到着し、 j, k, \dots と T だけ i に到着したときの、系の状態確率も $f(Q)$ であることを示している。この客の i での待ち時間、系内の残余滞留時間の分布は、この時点での系の状態の分布にのみ依存するので、次の系を得る。

系 3.3

$$E_a(t_{n+1} - t_n | I_1 = j, I_2 = k, \dots, I_m = i) = E_{ia}(W_{ji})$$

$$E_a(d - t_n | I_1 = j, I_2 = k, \dots, I_m = i) = E_{ia}(w_{ji})$$

ここで、 d は C_i の系を去る時刻、 t_{n+1} は C_i の n 回目のサービスを終了時刻、 W_{ji}, w_{ji} は a_{ji} に i に到着した客の (P_{ia} のもと) 残余滞留時間、 i での待ち時間を表す。 E_a, E_{ia} は P_a, P_{ia} についての期待値を示す。客の窓口の移動確率行列を (P_{ij}) とすれば、Kawashima [5] で

$$E_{ia}(W_{ji}) = E_{ia}(w_{ji}) + \sum_{j=1}^M P_{ij} E_a(W_{j1}) \quad (i=1, 2, \dots, M)$$

が成立することが示された。ここでは、この補助定理 3.1 を証明なしで使用しているため、証明は厳密ではなかつた。

4. Bunke & Reich の定理について

特別な Jackson 型ネットワークに $M/M/S_1 \rightarrow M/S_2$ という直列型がある。これについて Bunke [1] は 1 段目の離脱時点列 $\{d_m\}_{m=0}^{\infty}$ (これは同時に 2 段目の到着時点列になっている) に関して定常な分布の下で、 d_m は 1 か 2 の窓口に移動する客の 1, 2 での待ち時間を W'_{1m}, W'_{2m} とすると、 W'_{1m} と W'_{2m} は独立する。

$$P_{id}(W'_{1m} \leq x, W'_{2m} \leq y) = P_{id}(W'_{1m} \leq x) P_{id}(W'_{2m} \leq y)$$

を示した。時刻 a_m に到着する客の待ち時間を W_{1m}, W_{2m} とし

2. $B = \{W_{1m} \leq x_1, W_{2m} \leq x_2\}$, $B' = \{W'_{21} \leq x_1, W'_{21} \leq x_2\}$ などと
 考えることにより、定理 2.2 と Burke の結果から

$$(4.1) P_{ia}(W_{1m} \leq x_1, W_{2m} \leq x_2) = P_{ia}(W_{1m} \leq x_1) P_{ia}(W_{21} \leq x_2)$$

が得られる。 $M/M/1 \rightarrow M/1 \rightarrow \dots \rightarrow M/1$ (M 段) について

Reich [9] は各 i ($i=2, 3, \dots, M-1$) について

$$\begin{aligned} & P_{id}(W'_{i1} \leq x_1, \dots, W'_{ii} \leq x_i, W'_{i+1,1} \leq x_1, \dots, W'_{M1} \leq x_M) \\ &= P_{id}(W'_{i1} \leq x_1, \dots, W'_{ii} \leq x_i) P_{id}(W'_{i+1,1} \leq x_1, \dots, W'_{M1} \leq x_M) \end{aligned}$$

つまり、 i 番目の窓口で、一人の客のサービス終了時点での
 状態が定常ならば、1番目から i 番目迄の待ち時間と、その
 後の $i+1$ 番目から M 番目までの待ち時間は独立であることを
 示した。この事実と定理 2.2 と繰返して用いることにより、

$$(4.2) P_{ia}(W_{11} \leq x_1, W_{21} \leq x_2, \dots, W_{M1} \leq x_M) = P_{ia}(W_{11} \leq x_1) \dots P_{ia}(W_{M1} \leq x_M)$$

が証明される。(4.1), (4.2) は到着時刻列に関して定常な分
 布の下でも、一人の客の各窓口での待ち時間は独立であるこ
 とを示している。

なお $M/M/1$ では P_a に關して、時間の隔 $(a_n, a_n + W_n)$
 での Output flow は input と同じパラメータを持つポアソ
 ン過程になっていることを示し、(4.2) は tree type 網にも
 成立していることを Lemoine [6] より証明されている。

5. $G/G/S$ について

stationary input を持つ $G/G/S$ について、前2節で挙げた条件を満たす $\xi(t)$ の存在は Miyazawa [8] により与えられている。従って、簡単な応用を考える。記号は前2節の通りとする。よく知られた事実は (例えば Franken [2])

$$(5.1) \quad P_a(q(a_i) = k) = P_d(q(d_i) = k) \quad (k=0, 1, 2, \dots)$$

があり、一方、定理 2.2 から導かれることは

$$(5.2) \quad P_a(q(d_{L(i)}) = k) = P_d(q(d_i) = k) \quad (k=0, 1, 2, \dots)$$

であり、(5.1) から

$$(5.3) \quad P_a(q(d_{L(i)}) = k) = P_a(q(a_i) = k) \quad (k=0, 1, 2, \dots)$$

が成り立つ。(5.3) の意味するところは到着時点列から任意に選んだ客の、到着直前の列の長さ、その客の離脱直後の列の長さの分布が等しいということであり、(5.1) は到着時点列から任意に選んだ客の到着直前の列の長さ、離脱時点列から任意に選んだ客の離脱直後の列の長さの分布が一致するということ、意味が異なっている。これらの概念が混同されている文献も見受けられる。(Finch [3])

参考文献

- [1] Burke, P. J., "The Output Process of a Stationary M/M/s Queueing System," A.M.S. Vol. 39 (1968),

pp. 1144 - 1152.

- [2] Franken, P., "Einige Anwendungen der Theorie zufälliger Punktprozesse in der Bedienungstheorie I," Math. Nachr., Vol. 70 (1976), pp. 303 - 319.
- [3] Finch, P. D., "On the distribution of queue size in queueing problems," Acta Math. Acad. Sci. Hung., Vol. 10 (1959), pp. 327 ~ 336
- [4] Jackson, J. R., "Jobshop - Like Queueing Systems," Manag. Sci., Vol. 10 (1963), pp. 131 - 142.
- [5] Kawashima, T., "Turnaround time equations in queueing networks," J. Opm. Res. J., Vol. 21 (1978), pp 477-485
- [6] Lemoine, A. J., "Total Sojourn Time in Networks of Queues," Technical Report No. 79-020-1 (1979), Systems Control, Inc.
- [7] Miyazawa, M., "Time and Customer Processes in Queues with Stationary inputs," J. Appl. Prob., Vol 14 (1977), pp. 349-357.
- [8] Miyazawa, M., "A Formal Approach to Queueing Processes in the Steady State and Their Applications," J. Appl. Prob. Vol. 16 (1979), pp. 332 - 346.
- [9] Reich, E., "Note on Queues in Tandem," A. M. S., Vol. 34 (1963), pp. 338-341.