

UDC 519.21 : 62-192 : 005 : 007.52

マイクロエレクトロニクスを用いた自動生産システムの  
安全性評価 (第3報)\*

—修復系の入力事象からなる優先 AND 故障

論理の定量化について—

佐藤吉信\*\*

Safety Assessment of Automated Production Systems Using  
Microelectronics (3rd Report)\*

—Quantification of the Priority-AND-Failure Logic Consisting of  
Repairable Input Events—

by Yoshinobu SATO\*\*

Any Fault Tree can be expressed as the equivalent of the OR-conjunction of minimal cut-AND-structures. Therefore, if every element of the minimal cuts is quantified, the Fault Tree can also be quantified.

One of the most fundamental methodologies for the quantification of minimal cuts is the Kinetic Tree Theory (KITT) which was proposed by Vesely, W. E.

The KITT yields the existence probability and the expected number of occurrences of the output event of a minimal cut, when the input events are assumed as follows:

- a) The input events are statistically independent,
- b) The input events have exponential failure and repair distributions, each with known failure and repair rates,
- c) The input events are not generated at the time  $t = 0$ ,
- d) The output events are generated only when all the input events are in occurrence, and
- e) The occurrence of output events are independent of the sequence of input events.

There are, however, cases for which the sequence of input events essentially dominates the occurrence of an output event in actual system, especially in man-machine systems. For example, let's examine the cut which is composed of the following input events:

Event A 1 ; fault of sensors to detect a human who is entering dangerous zones,

Event A 2 ; signals for operation of machine,

Event A 3 ; entrance of a human into dangerous zones.

It is natural to suppose that an interlock device which has detected the entrance of a human into the dangerous zones and, as the result, has stopped the machine will be kept working, even when the sensor may cause a fault afterwards, until the human goes out of the zone and pushes the reset button to start the machine again. In this case, the event

---

\* Parts of this article were read at the Yamanashi district Congress of the Japan Society of Mechanical Engineers (October 26, 1985, Paper No. 85-0454 A)

日本機械学会山梨地方講演会にて論文講演 (昭. 60. 10. 26, 論文 No. 85-0454 A)

\*\* 機械研究部 Mechanical Safety Research Division

requires to occur prior to the event A3 in order to produce the output event.

It has been maintained to use fundamentally a Markov model for the quantitative analysis of such consecutive failure logic. But, using the Markov model, no solution has been obtained for the arbitrary number of input events, and it is a little troublesome to get the expected number of occurrences of output events. However, for safety or risk assessment, the expected number of occurrences of output events has often much more importance than the existence probability.

In this paper, the exact method of calculating the existence probability and the expected number of occurrences of the output event for such consecutive failure logic are given as Theorems 1 and 2, under the condition that the input events have the same characteristics as the KITT except the assumption e) above. Moreover, both the approximate solutions at the unsteady state under the condition that the repair rates of inputs are much greater than the failure rates and the exact solutions at the steady state are given for the arbitrary number of input events in formulae (24), (25), (32), (33), and (20), (21), (30), (31), respectively.

It is concluded that this methodology gives much more simple and easier algorithms than the Markov model, especially for the calculation of the expected number of occurrences of the output event.

**Keywords :** Reliability engineering, System reliability, Fault tree analysis, Kinetic tree theory, Consecutive failure logic, Priority-AND-gate, Markov model, Robot

## 1. 緒 言

産業用ロボット<sup>(1)</sup>が、危険有害作業の代替機能を果たす反面、それ自身に危険性を内包していることは、いくつかの労働災害事例<sup>(2)</sup>から明らかである。しかし今後は、産業用ロボットに限らず、日常生活の中にもロボットが普及してゆくと考えられる<sup>(3)</sup>。このような状況に至った場合、ロボットの安全性が、産業的のみならず社会的にも重要となるであろうことは想像に難しくない。

本研究は、ロボットなどマイクロエレクトロニクスを用いた自動生産システムの設計から使用までの各段階における安全化計画に貢献することを目的としている。第1報<sup>(4)</sup>では、予測形安全性評価の第1段階として、人間—ロボット系において生じ得る多様な潜在危険を同定した。また、第2報<sup>(5)</sup>では、それらの潜在危険のうち、人間がロボットの本体または腕によって打たれる場合を取りあげ、この潜在危険の生成機構解析のための包括的論理モデルを作成した。安全性の評価は、このような包括的論理モデルを具体的な系の諸条件に従って特殊化し、その結果として得られる Fault Tree (FT) を定量化することにより可能となる。なお、FT の定量的解析アルゴリズムには種々のものが提案されており、化学プラントなどへの実際的適用事例も多い<sup>(6)~(12)</sup>。

本論文では、人間—ロボット系など自動生産システムの Fault Tree Analysis (FTA) においては入力事象の発生順序が頂上事象の生起に本質的意味をもつ、いわゆる順序依存形故障論理 (Consecutive Failure Logic : 以下「C. F. 論理」と言う。) の必要性が生ずることを事例をあげて論ずる。また、C. F. 論理での出力事象の生起確率および期待発生回数を求めるためのアルゴリズムを提案する。

## 2. 順序依存形故障論理の必要性

本論文では、事象の生起に関する言語的表現として、「生起」を事象の生じている状態、「非生起」を事象の生じていない状態、「発生」を事象が非生起から生起へ移行する状態変化、そして「修復」を事象が生起から非生起へ移行する状態変化の意味で用いる。

さて、FT で表現された論理モデルは、すべての最小カット AND 構造を OR 結合したものと等価である<sup>(13)</sup>。ここに、最小カット AND 構造とは、最小カット集合を構成する入力事象 (基本事象)  $A_1, A_2, \dots, A_n$  の AND 構造

である。最小カット AND 構造 (以下「カット」と言う。) の出力事象 B の生起が、入力事象の発生順序に依存する場合、Fig. 1 に示すような優先 AND ゲート (Priority-AND Gate) が用いられる。ここで、出力事象 B は、入力事象  $A_i (i=1, 2, \dots, n)$  が、 $A_1, A_2, \dots, A_n$  の順序、すなわち Fig. 1 中、左から右への順序で発生し、そのおのおのが生起し続け、結果的にすべての入力事象が生起しているときにのみ生起するものと定義される。

この論理ゲートの具体的な必要例およびその定量的解析方法に関しては、入力事象が非修復系である場合に限って、文献(10)において、主電源供給機と予備電源供給機からなる非修復系の電力供給システムを例として論じられている。しかし、入力事象を修復系とした一般的な場合については、その必要例が、例えば文献(14)に述べられているほかにはあまり見あたらない。

そこで本章では、カットの入力事象が修復系で C.F. 論理を必要とする具体的事例を、人間—ロボット系の FT に対して示す。

### 2.1 論理モデルから得られる系の代表的カット

前報<sup>(6)</sup>において作成された論理モデル (前報の Fig. 2 および Fig. 3) より「人間がロボットの腕によって打たれる」という異常事象を生起させるカット  $C_{(x)}$  の一例として

$$C_{(x)} = \{Eb_{11}, Ee_{16}, Ee_{18}, Ed_{11}, Nb_{05}\} \dots\dots(1)$$

を得る。ここに

- $Eb_{11}$  : ロボットの腕の運動エネルギーが人間へ伝播するのを阻止または緩衝する保護具や緩衝装置などの防護機能の不適
- $Ee_{16}$  : ロボットの腕の動作制御系への意図された動作命令の生起
- $Ee_{18}$  : 人間の危険域内への侵入など異常を検知して、

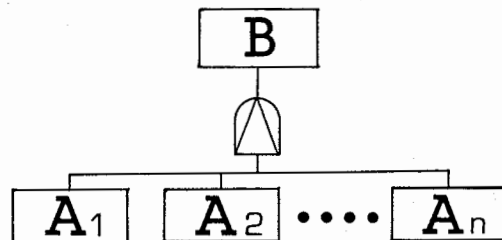


Fig.1 An example of graphical representation of consecutive failure logic with priority-AND gate  
発生順序依存形故障論理の図式表現例

腕が動作しないようにするインタロック機構における異常検出機構の故障

Ed<sub>11</sub> : 腕を動作させる動力源の存在

Nb<sub>05</sub> : 人間の危険域内への不必要な侵入

である。

## 2.2 系の条件と入力事象の特性

系の条件を以下のように設定しても不自然ではない。

(a) 「意図された動作命令」(Ee<sub>16</sub>) 事象は、制御プログラムとロボット外部の作業状況などに従って、時間に対して不規則に生起または非生起をくりかえす。

(b) 「異常検出機構の故障」(Ee<sub>18</sub>) 事象は、異常検出センサの故障により生じ、故障センサは修復により正常状態へ復帰する。

(c) 人間はまれに「危険域へ侵入」(Nb<sub>05</sub>) し、ある短時間だけそこに止まる。

(d) 防護機能は設置されていない。すなわち事象Eb<sub>11</sub>は常に生起している。

(e) 「ロボットの腕の動力源」(Ed<sub>11</sub>) は常在している。

(f) インタロックは、人間の危険域への侵入を瞬時に検知して作動し、いったん作動すると、その後の異常検出機構の状態にかかわらず、人間が危険域外へ退出するまで解除されない。

## 2.3 入力事象の発生順序と出力事象の生起との関係

2.2節によって与えられた条件(d)および(e)より、カットC<sub>(x)</sub>は

$$C_{(x)} = \{Ee_{16}, Ee_{18}, Nb_{05}\} \dots\dots\dots(2)$$

と縮小される。

ここで、カットを構成する入力事象Ee<sub>16</sub>, Ee<sub>18</sub> およびNb<sub>05</sub>は、2・2節条件(a), (b), そして(c)より、いずれも生起・非生起を無秩序にくり返し行うので、いわゆる修復のある入力事象となる。

ところで、式(2)によって定義されるカットが成立するためには、カットを構成する事象すべてが生起していなければならないが、これは必要条件であって十分条件ではない。なぜならば、条件(f)によって、事象Nb<sub>05</sub>の発生よりも後で事象Ee<sub>18</sub>が発生した場合、事象Nb<sub>05</sub>の生起とともに作動したインタロックは、事象Ee<sub>18</sub>の発生にもかかわらず機能し続けるからである。

したがって、このカットが成立するためには、「異常検出機構の故障」(Ee<sub>18</sub>) が「人間の侵入」(Nb<sub>05</sub>) に先立

Table 1 Relation between sequences of input events and occurrence of output event  
入力事象の発生順序と出力事象の生起との関係

CASE NUMBER	INPUT EVENTS			OUTPUT EVENT B
	A 1	A 2	A 3	
1	E e 16	E e 18	N b 05	Generated
2	E e 16	N b 05	E e 18	Not Generated
3	E e 18	E e 16	N b 05	Generated
4	E e 18	N b 05	E e 16	Generated
5	N b 05	E e 16	E e 18	Not Generated
6	N b 05	E e 18	E e 16	Not Generated

って生起していることが必要である。つまり、カットを構成する事象が同時に発生する場合を確率的に無視すれば<sup>(15)</sup>、事象の発生順序の取り得る組合せは表1に示すように6通りあるが、そのうちカットを成立させるものは、ケース1, 3, 4の3通りの場合に限定される。ここに、記号A<sub>1</sub>, A<sub>2</sub>, A<sub>3</sub>およびBがFig.1のカット(n=3の場合)の各事象に該当する。

インタロック機構を有する人間—ロボット系において、ロボットの自動運転モードでの論理モデルからの主要なカットは、ほとんどの場合インタロックの異常に関する入力事象を含む。インタロックが条件(f)のような機構であるとき、人間—ロボット系のFTAにおいてはC. F. 論理を考慮しなければならない。一般的に、自動化された機械を含む人間—機械系においては、C. F. 論理の必要性が高いといえる。

## 3. 順序依存形故障論理の定量化

修復可能な入力事象からなるC. F. 論理の定量化に関しては、入力事象が定数発生率と修復率をもつ指数分布に従う場合、原理的にはMarkovモデルが適用できる<sup>(16)</sup>。

カットを構成する入力事象の生起に関して、その相互の統計的独立性が仮定されるとき、修復を有する入力事象からなるC. F. 論理の定量化が、Markovモデルを用いずに、以下に示す簡便なアルゴリズムによって与えられる。

### 3・1 基本的記号の定義

本論文で用いる基本的な記号を以下のように定義する。  
n : 入力事象の数

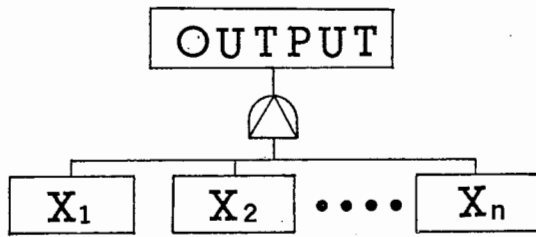


Fig.2 Graphical representation of fundamental C. F. Logic  
基本的 C.F. 論理の図式表現

$x$ :  $n$  個の異なる入力事象 1, 2, ...,  $n$  が事象  $x_1, x_2, \dots, x_n$  の順序で発生し, 結果的に全入力事象が同時に生起することを表す入力事象の発生順序ベクトル  $[x_1, x_2, \dots, x_n]$

$X$ :  $n!$  個存在する発生順序ベクトル  $x$  の集合

$X_i$ : 出力事象を生起させる発生順序ベクトル  $x$  の集合

$\lambda_{x_i}$ : 入力事象  $x_i$  の時刻  $t$  で非生起の条件下での単位時間あたりの発生率

$\mu_{x_i}$ : 入力事象  $x_i$  の時刻  $t$  で生起の条件下での単位時間あたりの修復率

$G_{x_i}(t - \tau_i)$ : 入力事象  $x_i$  の時刻  $\tau_i$  での発生による生起

が時刻  $t$  までに修復されている確率

$Q_{x_i}(t)$ : 入力事象  $x_i$  が時刻  $t$  で生起している確率

$w_{x_i}(t)$ : 入力事象  $x_i$  の時刻  $t$  での単位時間あたりの発生回数の期待値

$Q^*(t)$ : 出力事象が時刻  $t$  で生起している確率

$w^*(t)$ : 出力事象の時刻  $t$  での単位時間あたりの発生回数の期待値

$W^*(0, t)$ : 出力事象の時刻 0 から  $t$  まででの発生回数の期待値

$L^{-1}$ : ラプラス逆変換作用素

$s$ : ラプラス変換変数

$t, \tau_i, \mu_i$ : 時間およびそのパラメータ

$(t, t + \alpha)$ : 時間  $t$  から  $t + \alpha$  まで ( $t$  は含まず)。

### 3・2 アルゴリズム

カットを構成する  $n$  個の入力事象に対して, 次の仮定を置く。

(1) 各入力事象 1, 2, ...,  $n$  は, その生起に関して相互に統計的に独立である。

(2) 各入力事象は, 定数発生率  $\lambda_i$  と修復率  $\mu_i$  をもつ指数分布でモデル化され,  $t = 0$  では各々非生起である。

(3) 各入力事象が任意の微小時間  $(t, t + \Delta t)$  で 2 回以上発生する確率は  $o(\Delta t)$  である<sup>(15)</sup>。

#### [定理 1]

いま, 仮定(1)~(3)を満足する  $n$  個の相異なる入力事象 1, 2, ...,  $n$  からなる Fig. 2 に示される C. F. 論理において, 出力事象がある時刻  $t$  で生起している確率  $Q^*(t)$ , および出力事象の時刻  $t$  での単位時間あたりの発生回数の期待値  $w^*(t)$  は,

$$Q^*(t) = \sum_{x \in X_1} \left[ \int_0^t \int_{\tau_1}^t \int_{\tau_2}^t \dots \int_{\tau_{n-1}}^t f_{x_1(\tau_1)} \cdot f_{x_2(\tau_2)} \cdot \dots \cdot f_{x_n(\tau_n)} d\tau_n d\tau_{n-1} \dots d\tau_1 \dots \dots \dots (3) \right]$$

$$w^*(t) = \sum_{x \in X_1} \left[ w_{x_n}(t) \int_0^t \int_{\tau_1}^t \int_{\tau_2}^t \dots \int_{\tau_{n-2}}^t f_{x_1(\tau_1)} \cdot f_{x_2(\tau_2)} \cdot \dots \cdot f_{x_{n-1}(\tau_{n-1})} d\tau_{n-1} d\tau_{n-2} \dots d\tau_1 \dots \dots \dots (4) \right]$$

ここで,

$$f_{x_i}(\tau_i) = w_{x_i}(\tau_i) \{1 - G_{x_i}(t - \tau_i)\} = \frac{\lambda_{x_i}}{\lambda_{x_i} + \mu_{x_i}} \{ \mu_{x_i} + \lambda_{x_i} e^{-(\lambda_{x_i} + \mu_{x_i})\tau_i} \} e^{-\mu_{x_i}(t - \tau_i)} \dots \dots \dots (5)$$

により与えられる。

[証明] 時刻  $(0, t)$  を  $N$  等分して得られる微小区間  $(t_{j-1} - \Delta t, t_j]$  ( $j = 1, 2, \dots, N$ ) に順次 1 から  $N$  までの番号をつけそれを示すものとする。事象  $x_i$  の任意の微小区間  $b_i$  すなわち  $(t_{b_i} - \Delta t, t_{b_i}]$  での発生回数の期待値は

$$w_{x_i}(t_{b_i}) \Delta t + o(\Delta t) = Pr\{(t_{b_i} - \Delta t, t_{b_i}] \text{ で一回発生する}\} + \sum_{m=2}^{\infty} m \cdot Pr\{(t_{b_i} - \Delta t, t_{b_i}] \text{ で } m \text{ 回発生する}\} \dots \dots \dots (6)$$

と書けるが, 仮定(1), (2)より上式右辺第 2 項は  $o(\Delta t)$  となる。したがって,

$$Pr\{(t_{b_i} - \Delta t, t_{b_i}] \text{ で } x_i \text{ が発生する}\} = W_{x_i}(t_{b_i}) \Delta t + o(\Delta t) \dots \dots \dots (7)$$

ゆえに, 入力事象  $x_i$  が任意の微小区間  $b_i$  で発生し, それが少なくとも時刻  $t$  まで生起しつづける確率は

$$Pr\{(t_{b_i} - \Delta t, t_{b_i}] \text{ で発生する}\} \cdot Pr\{\text{少なくとも時刻 } t \text{ まで生起しつづける}\} \{ (t_{b_i} - \Delta t, t_{b_i}] \text{ で発生する}\} \\ = W_{x_i}(t_{b_i}) \{1 - G_{x_i}(t - t_{b_i})\} \Delta t + o(\Delta t) \dots \dots \dots (8)$$

となる。

また事象  $E_i$  および  $A_i$  を次のように定める。

$E_1$ : 入力事象  $x_1$  が  $(0, t)$  で発生し少なくとも時刻  $t$  まで生起しつづける。

$E_i$ : 入力事象  $x_{i-1}$  がある時刻で発生して時刻  $t$  まで生起しつづけるとき、その  $x_{i-1}$  の発生した後で  $x_i$  が発生し少なくとも時刻  $t$  まで生起しつづける ( $i=2, 3, \dots$ )。

$A_i$ : 入力事象  $x_i$  が微小区間  $b_i$  で発生し、少なくとも時刻  $t$  まで生起しつづける。

Fig. 3 に例示するような  $x \in X_1$  なるある発生順序ベクトル  $x$  で入力事象が発生し、その結果出力事象が時刻  $t$  で生起している確率  $Q_x^*(t)$  は

$$\begin{aligned} Q_x^*(t) &= P_r\{E_1 \cap E_2 \cap \dots \cap E_n\} = \lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{1 \leq b_1 < b_2 < \dots < b_n \leq N} P_r\{A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n\} \\ &= \lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{b_1=1}^{N-n+1} \sum_{b_2=b_1+1}^{N-n+2} \dots \sum_{b_n=b_{n-1}+1}^N \{P_r(A_1) \cdot P_r(A_2|A_1) \cdot P_r(A_3|A_1 \cap A_2) \cdot \dots \\ &\quad \cdot P_r(A_n|A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{n-1})\} \dots \dots \dots (9) \end{aligned}$$

仮定(1)より

$$Q_x^*(t) = \lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{b_1=1}^{N-n+1} \sum_{b_2=b_1+1}^{N-n+2} \dots \sum_{b_n=b_{n-1}+1}^N \{P_r(A_1) \cdot P_r(A_2) \cdot \dots \cdot P_r(A_n)\} \quad (10)$$

ここで

$$\tau_i = (b_{i-1} + m_i)\Delta t = \tau_{i-1} + m_i\Delta t, \left[ m_i = 1, 2, \dots, \left(1 - \frac{\tau_{i-1}}{t}\right)N - (n-i), \tau_0 \equiv 0, b_0 \equiv 0 \right] \quad (11)$$

とおくと、式(10)は、式(8)および  $\Delta t = t/N$  より

$$\begin{aligned} Q_x^*(t) &= \lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{m_1=1}^{N-n+1} \sum_{m_2=1}^{(1-\tau_1/t)N-n+2} \dots \sum_{m_n=1}^{(1-\tau_{n-1}/t)N} \{ [w_{x_1}(m_1\Delta t)\{1 - G_{x_1}(t - m_1\Delta t)\}\Delta t + o(\Delta t)] \\ &\quad \times [w_{x_2}(\tau_1 + m_2\Delta t)\{1 - G_{x_2}(t - \tau_1 - m_2\Delta t)\}\Delta t + o(\Delta t)] \\ &\quad \cdot \dots \cdot [w_{x_n}(\tau_{n-1} + m_n\Delta t)\{1 - G_{x_n}(t - \tau_{n-1} - m_n\Delta t)\}\Delta t + o(\Delta t)] \} \\ &= \int_0^t \int_{\tau_1}^t \int_{\tau_2}^t \dots \int_{\tau_{n-1}}^t [w_{x_1}(\tau_1)\{1 - G_{x_1}(t - \tau_1)\}w_{x_2}(\tau_2)\{1 - G_{x_2}(t - \tau_2)\} \cdot \dots \cdot w_{x_n}(\tau_n) \\ &\quad \times \{1 - G_{x_n}(t - \tau_n)\}] d\tau_n d\tau_{n-1} \cdot \dots \cdot d\tau_1 \quad \dots \dots \dots (12) \end{aligned}$$

また、入力事象の発生順序ベクトルの集合は互いに排反事象の集合であるから

$$Q^*(t) = \sum_{x \in X_1} Q_x^*(t) \quad (13)$$

よって式(3), (5)が成立する。

次に、入力事象が発生順序ベクトル  $x \in X_1$  で生起することにより得られる出力事象の時刻  $t$  での単位時間あたりの発生回数の期待値を  $w_x^*(t)$  とする。 $w_x^*(t)$  に関して、条件(1)~(3)より

$$\begin{aligned} \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} \{w_x^*(t)\Delta t + o(\Delta t)\} &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} P_r\{x \text{ なる入力事象のもとに } [t, t + \Delta t) \text{ で出力事象が発生}\} \\ &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} [P_r\{(0, t) \text{ において、入力事象が } x_1, x_2, \dots, x_{n-1} \text{ の順序で発生し、} \\ &\quad \text{各々が少なくとも時刻 } t \text{ まで生起しつづける}\} \cdot P_r\{[t, t + \Delta t) \text{ で入力事象 } x_n \text{ が発生する}\}] \\ &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} \{w_{x_n}(t)\Delta t + o(\Delta t)\} \int_0^t \int_{\tau_1}^t \int_{\tau_2}^t \dots \int_{\tau_{n-2}}^t f_{x_1}(\tau_1) \cdot f_{x_2}(\tau_2) \cdot \dots \cdot f_{x_n}(\tau_{n-1}) d\tau_{n-1} d\tau_{n-2} \cdot \dots \cdot d\tau_1 \quad (14) \end{aligned}$$

ゆえに

$$w_x^*(t) = w_{x_n}(t) \int_0^t \int_{\tau_1}^t \int_{\tau_2}^t f_{x_1}(\tau_1) \cdot f_{x_2}(\tau_2) \cdot \dots \cdot f_{x_{n-1}}(\tau_{n-1}) d\tau_{n-1} d\tau_{n-2} \cdot \dots \cdot d\tau_1 \quad (15)$$

となり、式(13)の場合と同様にして、式(4)が成立する [証明終り]

なお形式的に  $X_1 = X$  としたときの  $Q^*(t)$  および  $w^*(t)$  に関して、それぞれ

$$\prod_{i=1}^n Q_{x_i}(t) = \sum_{x \in X} Q_x^*(t) = \sum_{x \in X} \left[ \int_0^t \int_{\tau_1}^t \int_{\tau_2}^t \int_{\tau_{n-1}}^t f_{x_1}(\tau_1) f_{x_2}(\tau_2) \cdot \dots \cdot f_{x_n}(\tau_n) d\tau_n d\tau_{n-1} \cdot \dots \cdot d\tau_1 \right] \quad (16)$$

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n [w_{x_i}(t) \left( \prod_{j=1}^n Q_{x_j}(t) \right)] &= \sum_{x \in X} w_x^*(t) = \sum_{x \in X} [w_{x_n}(t) \int_0^t \int_{\tau_1}^t \int_{\tau_2}^t \dots \\ &\quad \cdot \int_{\tau_{n-2}}^t f_{x_1}(\tau_1) f_{x_2}(\tau_2) \cdot \dots \cdot f_{x_{n-1}}(\tau_{n-1}) d\tau_{n-1} d\tau_{n-2} \cdot \dots \cdot d\tau_1] \quad (17) \end{aligned}$$

が成立する (証明省略)。

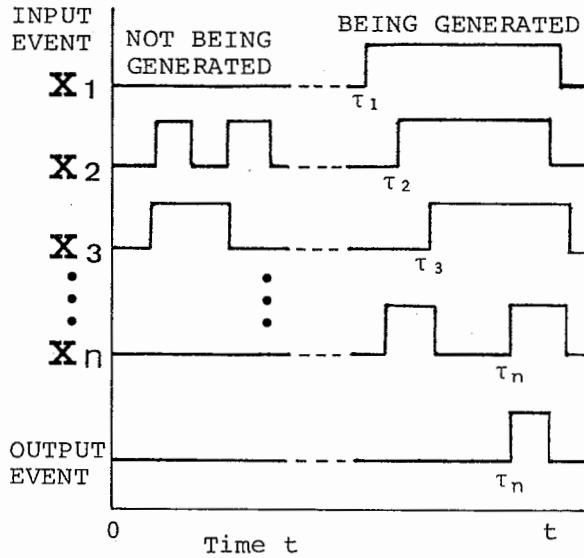


Fig.3 Relation between input and output events of C. F. Logic  
C.F.論理における入力事象と出力事象との関係

3・3 定常状態での一般解

式(3)および式(4)は、4～5入力事象程度なら簡単に手計算で求まるが、 $n$ 入力事象とした一般解はまだ解かれていない。しかし定常解については以下に示すようにして与えられる。

$Q^*(t)$ ,  $w^*(t)$ の定常解をそれぞれ  $Q_c^*$ ,  $w_c^*$  とする。式(3), (5)より

$$\begin{aligned}
 Q_c^* &= \lim_{t \rightarrow \infty} Q^*(t) = \lim_{t \rightarrow \infty} \sum_{x \in X_1} \left[ \left\{ \prod_{i=1}^n \left( \frac{\lambda_{x_i}}{\lambda_{x_i} + \mu_{x_i}} \right) \right\} \int_0^t \int_{\tau_1}^t \int_{\tau_2}^t \dots \int_{\tau_{n-1}}^t \{ \mu_{x_1} e^{-\mu_{x_1}(t-\tau_1)} + \lambda_{x_1} e^{-(\lambda_{x_1} + \mu_{x_1}t)} \} \right. \\
 &\times \{ \mu_{x_2} e^{-\mu_{x_2}(t-\tau_2)} + \lambda_{x_2} e^{-(\lambda_{x_2}\tau_2 + \mu_{x_2}t)} \} \dots \{ \mu_{x_n} e^{-\mu_{x_n}(t-\tau_n)} + \lambda_{x_n} e^{-(\lambda_{x_n}\tau_n + \mu_{x_n}t)} \} d\tau_n d\tau_{n-1} \dots d\tau_1 \Big] \\
 &= \lim_{t \rightarrow \infty} \sum_{x \in X_1} \left[ \left\{ \prod_{i=1}^n \left( \frac{\lambda_{x_i}}{\lambda_{x_i} + \mu_{x_i}} \right) \right\} \int_0^t \mu_{x_1} e^{-\mu_{x_1}u_1} \int_0^{u_1} \mu_{x_2} e^{-\mu_{x_2}u_2} \int_0^{u_2} \dots \int_0^{u_{n-1}} \mu_{x_n} e^{-\mu_{x_n}u_n} du_n du_{n-1} \dots du_1 \right] \dots \dots \dots (18)
 \end{aligned}$$

ところが

$$\int_0^{u_{i-1}} \mu_{x_i} e^{-\mu_{x_i}u_i} du_i = L^{-1} \left\{ \frac{\mu_{x_i}}{s(s + \mu_{x_i})} \right\} \tag{19}$$

であるから

$$\begin{aligned}
 Q_c^* &= \lim_{t \rightarrow \infty} \sum_{x \in X_1} \left[ \prod_{i=1}^n \left( \frac{\lambda_{x_i}}{\lambda_{x_i} + \mu_{x_i}} \right) \right] L^{-1} \left\{ \frac{1}{s} \prod_{i=1}^n \left( \frac{\mu_{x_i}}{s + \sum_{j=1}^i \mu_{x_j}} \right) \right\} \\
 &= \lim_{s \rightarrow 0} \sum_{x \in X_1} \left[ \left\{ \prod_{i=1}^n \left( \frac{\lambda_{x_i}}{\lambda_{x_i} + \mu_{x_i}} \right) \right\} L^{-1} \left\{ s \cdot \frac{1}{s} \prod_{i=1}^n \left( \frac{\mu_{x_i}}{s + \sum_{j=1}^i \mu_{x_j}} \right) \right\} \right] \\
 &= \sum_{x \in X_1} \left[ \left\{ \prod_{i=1}^n \left( \frac{\lambda_{x_i} \mu_{x_i}}{\lambda_{x_i} + \mu_{x_i}} \right) \right\} \left\{ \prod_{i=1}^n \left( \sum_{j=1}^i \mu_{x_j} \right)^{-1} \right\} \right] \dots \dots \dots (20)
 \end{aligned}$$

同様に

$$w_c^* = \sum_{x \in X_1} \left[ \left\{ \prod_{i=1}^n \left( \frac{\lambda_{x_i} \mu_{x_i}}{\lambda_{x_i} + \mu_{x_i}} \right) \right\} \left\{ \prod_{i=1}^{n-1} \left( \sum_{j=1}^i \mu_{x_j} \right) \right\}^{-1} \right] \dots \dots \dots (21)$$

3・4 近似的一般解

修復系では、 $\lambda_{x_i}/\mu_{x_i} \ll 1 (i=1, 2, \dots, n)$  の場合が多く

$$\mu_{x_i} e^{-\mu_{x_i}(t-\tau_i)} + \lambda_{x_i} e^{-(\lambda_{x_i}\tau_i + \mu_{x_i}t)} = \mu_{x_i} e^{-\mu_{x_i}(t-\tau_i)} \left\{ 1 + \frac{\lambda_{x_i}}{\mu_{x_i}} e^{-(\lambda_{x_i} + \mu_{x_i})\tau_i} \right\} = \mu_{x_i} e^{-\mu_{x_i}(t-\tau_i)} \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (22)$$

とした時の  $Q^*(t)$ ,  $w^*(t)$  の近似的一般解をそれぞれ  $Q_a^*$ ,  $w_a^*(t)$  とすると式(3), (5)より

$$Q_a^*(t) = \sum_{x \in X_1} \left[ \prod_{i=1}^n \left( \frac{\lambda_{x_i}}{\mu_{x_i}} \right) \int_0^t \mu_{x_1} e^{-\mu_{x_1}u_1} \int_0^{u_1} \mu_{x_2} e^{-\mu_{x_2}u_2} \int_0^{u_2} \dots \int_0^{u_{n-1}} \mu_{x_n} e^{-\mu_{x_n}u_n} du_1, du_2, \dots, du_n \right] \quad (23)$$

ところが, 式(19)より

$$Q_a^*(t) = \sum_{x \in X_1} \left[ \prod_{i=1}^n \left( \frac{\lambda_{x_i}}{\mu_{x_i}} \right) L^{-1} \left\{ \frac{1}{s} \prod_{i=1}^n \left( \frac{\mu_{x_i}}{s - (-a_i)} \right) \right\} \right] = \sum_{x \in X_1} \left[ \left( \prod_{i=1}^n \lambda_{x_i} \right) \sum_{k=0}^n \left\{ \frac{e^{-a_k t}}{\prod_{\substack{j=0 \\ j \neq k}}^n (a_j - a_k)} \right\} \right] \quad (24)$$

ただし, ここで

$$a_m \equiv \sum_{i=1}^m \mu_{x_i} \quad (m=1, 2, \dots, n), \quad a_0 \equiv 0, \quad a_j \neq a_k$$

とする。  $w_a^*(t)$  も同様に

$$w_a^*(t) = \sum_{x \in X_1} \left[ \left( \prod_{i=1}^n \lambda_{x_i} \right) \sum_{k=0}^{n-1} \left\{ \frac{e^{-a_k t}}{\prod_{\substack{j=0 \\ j \neq k}}^{n-1} (a_j - a_k)} \right\} \right] \quad (25)$$

### 3・5 r-out-of-n C. F.論理とその定量化

式(2)によって表わされるカットは, 表1に示されるように, 入力事象の発生順序が Case Number 1, 3, 4 の3通りの場合で成立する。ここで, 入力事象 Ee18 と Nb05 の相対的順序を固定した条件下では, 入力事象 Ee16 の任意の発生順位でカットが成立している。つまり, 入力事象 Ee16 の順序は, この場合, カットの生起に本質的意味をもたない。定理1からは, このカットの定量化に対して, 3通りの発生順序ベクトルについて計算を行なわなければならない。しかし, 次の定理2のアルゴリズムを用いれば, この場合, 1つの発生順序ベクトルについてのみ考慮すればよく, 計算の労力が大幅に節減される。

**【定義1】**  $n$  個の入力事象  $i(i=1, 2, \dots, n)$  からなる, あるカットにおいて, 出力事象を生起させる入力事象の発生順序ベクトル  $x \in X_1$  が,  $\xi$  個存在するとする。各々の発生順序ベクトル  $x$  中のある入力事象  $j$  を除去して他の入力事象の相対的順序はそのままにして得られる  $(n-1)$  次元のベクトル  $x_j$  の集合を  $X_{1,j}$  とする。入力事象  $j$  を除去することにより,  $X_{1,j}$  の中に,  $n$  個の同一のベクトルが  $p(p=1, 2, \dots)$  組存在するとき, 入力事象  $j$  を, それら  $pn$  個の  $x_j$  の元のベクトル  $x$  に関する可除去入力と言う。可除去入力でない入力事象を不可除去入力と言う。

**【定義2】** ある発生順序ベクトル  $x$  が  $r$  個の不可除去入力から構成されているとする。それら不可除去入力の相対的順序をそのままにし,  $(n-r)$  個の可除去入力を全て  $x$  より取り除いてできる  $r$  次元の発生順序ベクトルを  $x$  の最小発生順序ベクトル  $x_{min}$  とする。

**【定義3】**  $\xi$  個の最小発生順序ベクトル  $x_{min}$  を, 相等しいものはそれぞれ同一のベクトルとして,  $\eta$  個の相違なる発生順序ベクトル

$$x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ir_i}) \quad i=1, 2, \dots, \eta \quad (26)$$

で表わす。ただし  $r_i$  は  $x_i$  の次元数を表わし,  $x_i$  の全集合を  $X_{1r}$  とする。

さらに,  $x_i$  に対応する, 可除去入力をそれぞれ  $y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i, n-r_i}$  で表わす。

**【定義4】** Fig.4 に示すような  $(n-r)$  個の可除去入力による AND 構造と,  $r$  個の不可除去入力による, Priority-AND 構造との AND 結合によって表わされる最小カットの出力構造を, r-out-of-n C. F.論理と言う。

**【定理2】**

いま 3・2 の仮定(1)~(3)を満足する  $n$  個の相異なる入力事象 1, 2,  $\dots, n$  からなるカットが,  $\eta$  個の r-out-of-n C. F.論理によって構成されるとき, 出力事象がある時刻  $t$  で生起している確率  $Q^*(t)$ , および出力事象の時刻  $t$  での単位時間あたりの発生回数の期待値  $w^*(t)$  は,

$$Q^*(t) = \sum_{x_i \in X_{1r}} \left[ \left\{ \int_0^t \int_{\tau_1}^t \int_{\tau_2}^t \dots \int_{\tau_{r-1}}^t f_{x_1}(\tau_1) \cdot f_{x_2}(\tau_2) \cdot \dots \cdot f_{x_{r_i}}(\tau_{r_i}) d\tau_{r_i} d\tau_{r_i-1} \dots d\tau_1 \right\} \left\{ \prod_{j=1}^{n-r_i} Q_{ij} \right\} \right] \quad (27)$$

$$w^*(t) = \sum_{x_i \in X_{1r}} \left[ w_{x_{r_i}} \left\{ \int_0^t \int_{\tau_1}^t \int_{\tau_2}^t \dots \int_{\tau_{r_i-1}}^t f_{x_1}(\tau_1) \cdot f_{x_2}(\tau_2) \cdot \dots \cdot f_{x_{r_i-1}}(\tau_{r_i-1}) d\tau_{r_i-1} d\tau_{r_i-2} \dots d\tau_1 \right\} \left\{ \prod_{j=1}^{n-r_i} Q_{ij} \right\} \right] \quad (28)$$



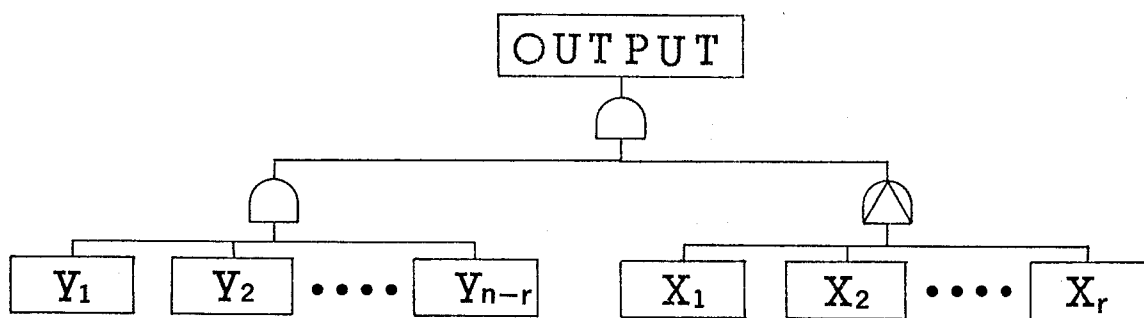


Fig.4 Graphical representation of r-out-of-n C. F. Logic  
r-out-of-n C.F. 論理の図式表現

ここで、 $f_{x_k}(\tau_k)$  ( $k=1,2,\dots,r_i$ ) は式(5)によって定義され、

$$Q_{ij} = \int_0^t w_{i,j}(\tau) \{1 - G_{i,j}(t - \tau)\} d\tau = \frac{\lambda_{i,j}}{\lambda_{i,j} + \mu_{i,j}} \{1 - e^{-(\lambda_{i,j} + \mu_{i,j})t}\} \dots\dots\dots(29)$$

さらに、 $w_{i,j}(\tau)$ ,  $G_{i,j}(t - \tau)$ ,  $\lambda_{i,j}$ ,  $\mu_{i,j}$  は、それぞれ、 $x_i$  に対応する可除去入力  $y_{i,j}$  ( $j=1,2,\dots,n-r_i$ ) の、時刻  $\tau$  で単位時間あたりの発生回数の期待値、時刻  $\tau$  での発生による生起が時刻  $t$  までに修復している確率、時刻  $t$  での非生起の条件下での単位時間あたりの発生確率、同じく生起の条件下での単位時間あたりの修復確率とする。

[証明] 省略

r-out-of-n C. F.論理における  $Q^*(t)$ ,  $w^*(t)$  の定常状態での一般解をそれぞれ  $Q_c^*$ ,  $w_c^*$  とすると、

$$Q_c^* = \sum_{x_i \in X_{1,r}} \left[ \left\{ \prod_{j=1}^{r_i} \left( \frac{\lambda_{x_j} \mu_{x_j}}{\lambda_{x_j} + \mu_{x_j}} \right) \right\} \left\{ \prod_{k=1}^{r_i} \left( \sum_{l=1}^k \mu_{x_l} \right) \right\}^{-1} \left\{ \prod_{j=1}^{n-r_i} \left( \frac{\lambda_{i,j}}{\lambda_{i,j} + \mu_{i,j}} \right) \right\} \right] \dots\dots\dots(30)$$

$$w_c^* = \sum_{x_i \in X_{1,r}} \left[ \left\{ \prod_{j=1}^{r_i} \left( \frac{\lambda_{x_j} \mu_{x_j}}{\lambda_{x_j} + \mu_{x_j}} \right) \right\} \left\{ \prod_{k=1}^{r_i-1} \left( \sum_{l=1}^k \mu_{x_l} \right) \right\}^{-1} \left\{ \prod_{j=1}^{n-r_i} \left( \frac{\lambda_{i,j}}{\lambda_{i,j} + \mu_{i,j}} \right) \right\} \right] \dots\dots\dots(31)$$

また、入力事象  $k$  について、 $\lambda_k/\mu_k \ll 1$  ( $k=1,2,\dots,n$ ) のとき、 $Q^*(t)$ ,  $w^*(t)$  の近似的一般解を  $Q_a^*(t)$ ,  $w_a^*(t)$  とすると

$$Q_a^*(t) = \sum_{x_i \in X_{1,r}} \left[ \left[ \left( \prod_{j=1}^{r_i} \lambda_{x_j} \right) \sum_{k=0}^{r_i} \left\{ \frac{e^{-a_k t}}{\prod_{l=0, l \neq k}^{r_i} (a_l - a_k)} \right\} \right] \left\{ \prod_{j=1}^{n-r_i} \left( \frac{\lambda_{i,j}}{\mu_{i,j}} \right) (1 - e^{-\mu_{i,j} t}) \right\} \right] \dots\dots\dots(32)$$

$$w_a^*(t) = \sum_{x_i \in X_{1,r}} \left[ \left[ \left( \prod_{j=1}^{r_i} \lambda_{x_j} \right) \sum_{k=0}^{r_i-1} \left\{ \frac{e^{-a_k t}}{\prod_{l=0, l \neq k}^{r_i-1} (a_l - a_k)} \right\} \right] \left\{ \prod_{j=1}^{n-r_i} \left( \frac{\lambda_{i,j}}{\mu_{i,j}} \right) (1 - e^{-\mu_{i,j} t}) \right\} \right] \dots\dots\dots(33)$$

ただし、

$$a_m \equiv \sum_{k=1}^m \mu_{x_k} \quad (m=1,2,\dots,r_i), \quad a_0 \equiv 0, \quad a_i \neq a_k$$

とする。

### 3・6 近似解と厳密解との比較

安全性の評価で実際的に意味をもつのは、望ましくない事象である出力事象がある時間長あたりにどの程度発生するかの指標すなわち発生回数の期待値である。この発生回数の期待値を求めるための厳密式を  $W^*(0,t)$ , また定常解を用いて得られる近似式を  $W_c^*(0,t)$  とする。発生回数の期待値を近似式で求めたとき、どの程度の誤差が生ずるかを3入力事、 $x_1 = [1,2,3]$ ,  $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 10^{-4} h^{-1}$ ,  $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 60 h^{-1}$  の場合を例にとって検討する。

式(4)および  $\lambda_1 \neq \mu_2$ ,  $\lambda_2 \neq \mu_1$ ,  $W^*(0,0) = 0$  より  $W^*(0,t)$  は

$$W^*(0,t) = \int_0^t w^*(\tau) d(\tau) = \left\{ \prod_{i=1}^3 \left( \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \mu_i} \right) \right\} \left[ \left\{ \left( \frac{\mu_2}{\mu_1 + \mu_2} \right) t + \frac{\mu_2 e^{-(\lambda_1 + \mu_1)t}}{(\mu_2 - \lambda_1)(\lambda_1 + \mu_1)} + \frac{\lambda_2 e^{-(\lambda_2 + \mu_2)t}}{(\lambda_2 - \mu_1)(\lambda_2 + \mu_2)} \right. \right. \\ \left. \left. - \left( \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} + \frac{\mu_1}{\mu_1 + \mu_2} + \frac{\mu_1}{\lambda_2 - \mu_1} + \frac{\lambda_1}{\mu_2 - \lambda_1} \right) \frac{e^{-(\mu_1 + \mu_2)t}}{\mu_1 + \mu_2} - \frac{\lambda_2 e^{-(\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_2 + \mu_2)t}}{(\lambda_1 + \lambda_2)(\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_2 + \mu_2)} \right\} \mu_3 \right]$$

$$\begin{aligned}
 & + \left\{ -\frac{\mu_2 e^{-(\lambda_3 + \mu_3)t}}{(\mu_1 + \mu_2)(\lambda_3 + \mu_3)} + \frac{\mu_2 e^{-(\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_3 + \mu_3)t}}{(\mu_2 - \lambda_1)(\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_3 + \mu_3)} + \frac{\lambda_2 e^{-(\lambda_2 + \mu_2 + \lambda_3 + \mu_3)t}}{(\lambda_2 - \mu_1)(\lambda_2 + \mu_2 + \lambda_3 + \mu_3)} \right. \\
 & - \left. \left( \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} + \frac{\mu_1}{\mu_1 + \mu_2} + \frac{\mu_1}{\lambda_2 - \mu_1} + \frac{\lambda_1}{\mu_2 - \lambda_1} \right) \frac{e^{-(\mu_1 + \mu_2 + \lambda_3 + \mu_3)t}}{\mu_1 + \mu_2 + \lambda_3 + \mu_3} - \frac{\lambda_2 e^{-(\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_2 + \mu_2 + \lambda_3 + \mu_3)t}}{(\lambda_1 + \lambda_2)(\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_2 + \mu_2 + \lambda_3 + \mu_3)} \right\} \lambda_3 \\
 & - \left\{ \frac{\mu_2}{(\mu_2 - \lambda_1)(\lambda_1 + \mu_1)} + \frac{\lambda_2}{(\lambda_2 - \mu_1)(\lambda_2 + \mu_2)} - \left( \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} + \frac{\mu_1}{\mu_1 + \mu_2} + \frac{\mu_1}{\lambda_2 - \mu_1} + \frac{\lambda_1}{\mu_2 - \lambda_1} \right) \frac{1}{\mu_1 + \mu_2} \right. \\
 & - \left. \frac{\lambda_2}{(\lambda_1 + \lambda_2)(\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_2 + \mu_2)} \right\} \mu_3 - \left\{ -\frac{\mu_2}{(\mu_1 + \mu_2)(\lambda_3 + \mu_3)} + \frac{\mu_2}{(\mu_2 - \lambda_1)(\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_3 + \mu_3)} \right. \\
 & + \left. \frac{\lambda_2}{(\lambda_2 - \mu_1)(\lambda_2 + \mu_2 + \lambda_3 + \mu_3)} - \left( \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} + \frac{\mu_1}{\mu_1 + \mu_2} + \frac{\mu_1}{\lambda_2 - \mu_1} + \frac{\lambda_1}{\mu_2 - \lambda_1} \right) \frac{1}{\mu_1 + \mu_2} \right. \\
 & \left. \times \frac{1}{\mu_1 + \mu_2 + \lambda_3 + \mu_3} - \frac{\lambda_2}{(\lambda_1 + \lambda_2)(\lambda_1 + \mu_1 + \lambda_2 + \mu_2 + \lambda_3 + \mu_3)} \right\} \lambda_3 \dots\dots\dots(34)
 \end{aligned}$$

$W^*_c(0, t)$  は、式(21)より ( $n=3$ の場合)

$$W^*_c(0, t) = \int_0^t w^*_c dt = \left\{ \prod_{i=1}^3 \left( \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \mu_i} \right) \right\} \left( \frac{\mu_2 \mu_3}{\mu_1 + \mu_2} \right) t \dots\dots\dots(35)$$

ここで誤差率  $\gamma^*(t)$  を

$$\gamma^*(t) \equiv \{ W^*_c(0, t) - W^*(0, t) \} / W^*(0, t) \dots\dots\dots(36)$$

とすると、 $t=1, 10, 100h$ でそれぞれ  $\gamma^*(t) = 2.56 \times 10^{-2}, 2.51 \times 10^{-3}, 2.50 \times 10^{-4}$ となる。

このように高信頼度系で  $\mu_i$  が大きい ( $\mu_i \gg \lambda_i$ ) 系では、ある程度の時間長での出力事象の発生回数の評価として、算定値が多少大きくなるが、系の安全性評価上は厳しく見積もることとなるので、実用上定常解よ得られる近似式を用いることで十分であると考えられる。

### 3.7 考 察

2章で論じたカットの例では、「人間の侵入」(Nb<sub>05</sub>) がロボットの腕の動作を停止させ (インタロックが正常のとき)、その後の「制御系への動作命令の発生」(Ee<sub>16</sub>) の頻度などに影響を与えることも考えられる。しかし、このような場合でも、系が高信頼度系であり、例えば事象 Nb<sub>05</sub> やしたがって出力事象の発生確率が十分小さいとき、それらの事象の相互の干渉による影響は軽微な範囲にとどまり、KITT (Kinetic Tree Theory) などで行われているように入力事象間での相互の統計的独立性を仮定してもよいであろう。しかし、それらの影響を無視できないときは本アルゴリズムをそのままでは適用できない。

本アルゴリズムでは、入力事象  $x_k$  が発生するときの  $x_k$  以降の発生順序をもつ入力事象  $x_l$  ( $l=k+1, k+2, \dots, n$ ) の生起・非生起については何も規定していない。一般的に考えれば、 $x_k$  が発生するとき、いくつかの  $x_l$  が非生起の状態にあることが必要条件として抑制ゲート中に含まれる場合も有り得る。そのような  $x_l$  はその状態以降の発生確率などがその条件による条件付き確率によって与えられるため、本アルゴリズムで与えた  $f_{x_l}(\tau_l)$  とは異なってくる。しかし、 $x_l$  の生起している確率が十分小さいときは、 $x_l$  が  $x_k$  の発生時に生起しており、かつ非生起の状態となり、再び時刻  $t$  までに生起の状態

となる確率は非常に小さくなる。したがって本アルゴリズムによって与えられるものは、そのような抑制ゲートの条件を加味したものとほとんど数量的には一致すると考えてよいであろう。

本アルゴリズムの具体的なカットへの適用にあたっては、以上の点を注意しなければならない。

## 4. 結 論

人間—ロボット系の安全性評価では、C. F. 論理および r-out-of-n C. F. 論理が重要であることを FT より具体的に示した。C. F. 論理の入力事象に本論文で行われた仮定が可能ならば、提案されたアルゴリズムにより、出力事象が時刻  $t$  で生起している確率、単位時間あたりの発生回数の期待値を求めることができる。従来は修復系での C. F. 論理のアルゴリズムとしては、Markov のモデルの適用が原理的に考えられていたが、入力事象の数に制約を受け、一般解は得られていない。本論文では、その定常状態での一般解および非定常状態での近似的一般解を与えた。本アルゴリズムは、出力事象の発生回数の期待値を求めるうえで Markov モデルに比較しはるかに簡便であると言える。本アルゴリズムは、単一のカットについてのものであるが、これを一般的な FTA の技法と直ちには同様に扱えない。これは今後の

研究課題となろう。

本研究では、これまでに一般化されたモデルや方法論を論じてきた。安全性評価の研究として、具体的な系の解析事例も重要と考えられ、実際の系の解析手順を示し、それらのモデルや方法論の有効性を検証するためにも、次報では具体的な系に対する解析事例を報告したい。

本論文は、科学技術庁国内留学制度により、京都大学工学部へ文部省受託研究員として派遣され、井上絃一教授、熊本博光助手の御指導をいただき、その研究成果として得られたものである。また論文発表にあたっては中央大学・塩見弘教授および仮設工業会・森宜制博士の貴重なコメントをいただいた。各位に対し感謝の意を表す。

(昭和60年12月20日受付)

### 参考文献

- (1) 労働省安衛部安全課編, 安衛則通覧 (ロボット条項), (昭58) 6, 労働基準調査会
- (2) 文献(1)の66ページ
- (3) 加藤, からくりからマイ・ロボットへ, 機械学会誌, 87-792, (昭59), 1245
- (4) 佐藤・杉本・前, マイクロエレクトロニクスを用いた自動生産システムの安全性評価(第1報), 産業安全研究所研究報告 RR-32-5 (1984)
- (5) 佐藤, マイクロエレクトロニクスを用いた自動生産システムの安全性評価(第2報), 産業安全研究所研究報告 RR-85-3 (1985)
- (6) Barlow, R. E. and Prochan, F., *Statistical Theory of Reliability and Life Testing Probability Models*, (1975), 255. Holt, Rinehart & Winston, New York
- (7) Vesely, W. E. and Narum, R. E., *PREP and KITT ; Computer cords for automatic evaluation of fault trees*, IN-1349 (1970), 1
- (8) Inoue, K. and Henley, E. J., Computer-aided reliability and safety. analysis of complex systems, *Proc. 6 th IFAC Congr.*, 26. 1 (1975)
- (9) Fussel, J. B. (ed. Henley, E. J. and Lynn, J. W. ) *Fault tree analysis-concepts and techniques; Generic Techniques in Systems Reliability Assessment*, (1976), 133~162, Noordhoff International Pub.
- (10) Fussel, J. B., On the quantitative analysis of priority AND failure logic, *IEEE Trans. Reliab.*, R-25(5) (1976), 324
- (11) Kumamoto, H., Tanaka, K. and Inoue, K., Efficient evaluation of system reliability by Monte Carlo method, *IEEE Trans. Reliab.*, R-26 (1977), 311-315
- (12) Henley, E. J. and Kumamoto, H., *Reliability Engineering and Risk Assessment*, (1981), 524, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey
- (13) 井上ほか, FTA 安全工学, (昭54), 80~82, 日刊工業新聞社
- (14) 佐藤, 安全手段とコストの研究(第1報), 第15回安全工学研究発表予稿集, (昭57), 97
- (15) Mann, N. R., *Method for Statistical Analysis of Reliability and Life Data*, (1974), 121, John Willey & Sons, New York