

東京大学 正会員 越 正毅  
東京大学 正会員 本多 務  
東京大学 学生会員 森 浩

1. はじめに 現在、孤立信号交差点でのサイクル長は、ポアソン到着、一様発進と仮定してウェブスターの最適サイクル長に基づいて決定されている。また、各現示のスプリットは、交差点飽和度に対する各現示の飽和度に比例的に決定されている。しかし、現実の孤立信号交差点への到着流のランダム性は、その交通量が増加するに従い追従走行車が増加し減少するものと考えられ、またその発進流は、必ずしも一様発進ではない。

本研究は、上記観点から到着流、発進流の実測結果とともに従来のポアソン到着、一様発進と比較してより現実的な到着流、発進流の車頭時間間隔の確率密度関数を新たに設定し、さらにこれらを前提としたときの信号制御パラメータであるサイクル長、スプリットの決定法について検討したものである。

2. 到着流、発進流のモデル化 孤立信号交差点の到着車頭時間間隔分布と、上流の信号制御の影響を受けない首都高速道路上で実測した。実測結果の一例として、交通量の多い 1894 台/時/車線の到着車頭時間間隔分布とすると、図 1 のようになる。これより交通量が多いとき、到着車頭時間間隔分布を指数分布で、すなわち到着流をポアソン到着で仮定することには無理があることがわかる。このような到着流に対し、アーラン分布モデルによる近似が考えられるが、これには図 1 にも示されるように最頻車頭時間間隔附近で適合度が低く、またそのパラメータたる  $\mu$ 、 $1 \sim 3$  の整数しか取り得ず十分な適合度を保証するものではない。

そこで、本研究では、到着流が、車頭時間間隔が指数分布に従う自由走行車と正規分布に従う追従走行車で構成され、またその追従走行車は交通量に比例するものと仮定し、式(1)の到着車頭時間間隔分布モデルを設定した。

$$f(h) = (1-P)f_1(h) + Pf_2(h) \quad (1)$$

$$f_1(h) = \lambda \cdot \exp[-\lambda(h-\tau)], \quad \tau \leq h \leq h_{\max}$$

$$f_2(h) = \frac{\alpha}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp[-(h-\mu)^2/2\sigma^2], \quad h_{\min} \leq h \leq h_{\max}$$

ここで、 $f(h)$ 、 $f_1(h)$ 、 $f_2(h)$  は、それぞれ到着流、自由走行車、追従走行車の車頭時間間隔  $h$  に対する確率密度関数である。また各パラメータは、実測データから図 2 のように推定され、この時の到着車頭時間間隔分布の理論分布と実測分布の相関係数は、実測にて交通量 500~2000 台/時/車線の範囲の到着流に対し 0.9 以上である。したがって、式(1)の到着車頭時間間隔の確率密度関数は、実際の孤立信号交差点への到着流をよく近似するものと考えてよい。

孤立信号交差点の停止線上を通過する発進流の車頭時間間隔分布は、下流側の影響がなく直進車のみで構成される十分長い待ち行列のある環状 7 号線若林交差点で実測した。発進流の車頭時間間隔分布は、3 台目以降ではほぼ一定値となるが、その分布形は、図 3 のように正規分布で近似でき、発進流が一様発進ではなく、かわりのランダム性をもつことがわかる。なお、図 3 は、CC の場合を示したものであるが、CT、TC、TT のときも同様である (C: 普通車、T: 大型車)。

そこで本研究では、発進流の車頭時間間隔分布に対し大型車混入率 ( $P$ ) に従う車種の組み合わせ確率を考慮

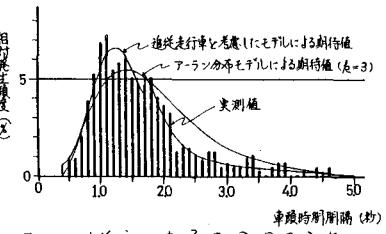


図 1. 到着流の車頭時間間隔分布  
( $Q = 1894$  台/時/車線、10 分間交通量  
首都高、環状線外回り、金町付近本線)

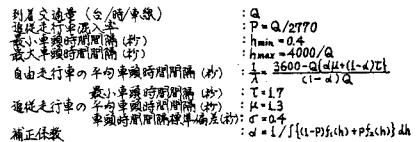
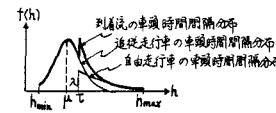


図 2. 到着車頭時間間隔分布関数

| に式(2)のモデルを設定し.

$$g(h) = \beta \left[ \frac{(1-P)}{\sqrt{2\pi}\sigma_{cc}} \exp\left\{-\frac{(h-\mu_{cc})^2}{2\sigma_{cc}^2}\right\} + \frac{P(1-P)}{\sqrt{2\pi}\sigma_{CT}} \exp\left\{-\frac{(h-\mu_{CT})^2}{2\sigma_{CT}^2}\right\} + \frac{P}{\sqrt{2\pi}\sigma_{TX}} \exp\left\{-\frac{(h-\mu_{TX})^2}{2\sigma_{TX}^2}\right\} \right], \\ 0.4 \leq h \leq 10 \quad \dots \dots \quad (2)$$

ここで、各車種の組み合せ CC, CT, TX (X: 車種を問わない) の各正規分布に従う車頭時間間隔の平均値、標準偏差は、表1のように示される。また  $\beta$  は、 $\int_0^\infty g(h) dh = 1$  とする補正係数である。

式(2)で表される飛進車頭時間間隔の確率密度関数と、実測の飛進車頭

時間間隔分布と 0.9 程度の相関をもつ。現実の信号交差点直進流の停止線通過流 (表1) とよく近似するものと考えてよい。

### 3. 到着流、飛進流のランダム性と最適サイクル長、最適スプリットの検討

本研究では、弧立信号交差点での到着流、飛進流が上記式(1), 式(2)の車頭時間間隔分布に従うと仮定したときの遅いと最小とする最適サイクル長、最適スプリットの検討と、4枝弧立信号交差点における2現未定時制御を例にとり行なった。

なお検討に際しては、イベント数が少ないと利用してイベントスキーリング方式によるモンテカルロシミュレーションを用いた。

図4の(A), (B), (C)は、飽和交通流量 2000 台/有効青 1 時間としたとき交差点飽和度  $P$  が 0.8 のとき、東西南北の交通量が、それぞれ  $4:2:4:2$ ,  $4:2:2:1$ ,  $4:1:4:1$  のときのサイクル長、スプリットと平均遅れとの関係を示したものである。ここで、スプリットとは、損失時間  $L = 10$  秒と考慮して  $(C-L)$  に対する主現示 (東西方向) の青時間比である。

この例の場合、ウェブスターによる最適サイクル長は、 $P = 0.8$ ,  $L = 10$  秒より  $C_{opt} = 100$  秒である。従来の現示飽和度に比例する決定法によるスプリットは、(A), (B) のとき 0.667 であり、(C) のとき 0.75 である。これに対し、実際の最適サイクル長は (A)～(C) で 120～140 秒程度である。最適スプリットは (A), (B) のとき概ね 0.65, (C) のとき概ね 0.73 である。これより、従来用いられてきたボアソン到着、一様飛進と仮定したウェブスターの最適サイクル長、現示飽和度に比例するスプリットは、必ずしも最適制御を保障するものではなく、(A)～(C) の例とすれば交差点での平均遅れと、結果的に最小平均遅れに対する割合程度高くある制御に結びつく。

以上の検討結果から判るように、新たにサイクル長、スプリットの最適決定法を開発する必要がある。この決定法の紹介は、当日の発表にて行なう予定である。

(参考文献) 越正毅、坪田卓哉、本多均：「信号制御の評価シミュレーション」、シミュレーション・テクノロジー・コンファレンス論文集、1981.

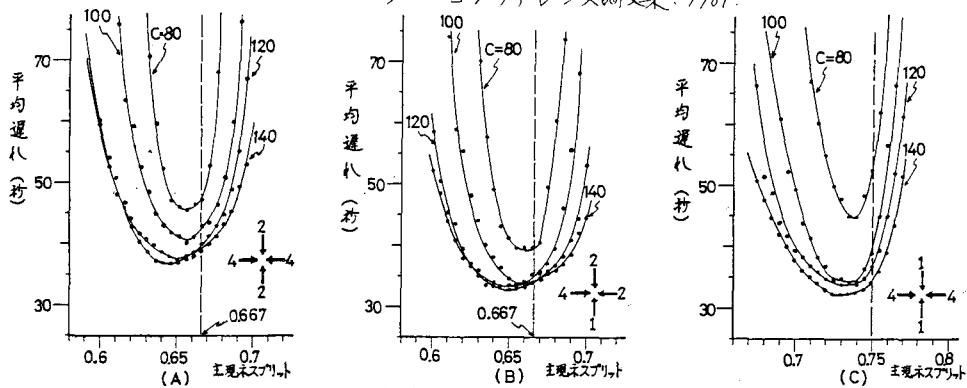


図4. サイクル長、スプリットと交差点平均遅れ (C: サイクル長(秒))

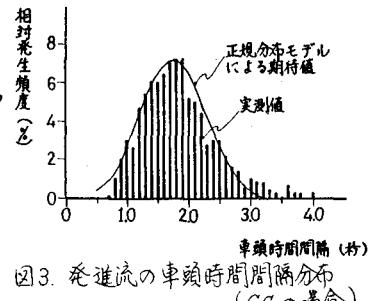


図3. 飛進流の車頭時間間隔分布 (CC の場合)

	CC	CT	TX	
車頭時間間隔	平均値 $\mu$	1.8	1.9	2.7
時間	標準偏差 $\sigma$	0.55	0.6	0.6