

# 하나의 버스 待期時間의 分布

李 鍾 厚

## Waiting Time Distribution for Buses

Lee Jong Hoo

### Abstract

A bus is supposed to appear every hour on the hour, but is subject to delay. We treat the successive delays  $X_k$  as independent random variables with a common distribution  $F$  and density  $f$ . Denote by  $T$  the waiting time of a person arriving at epoch  $0 < x < 1$ .

We describe some properties of the waiting time distribution of  $T$  in cases when  $0 \leq X_k \leq 1$  and not.

버스(汽車 또는 배)를 타기 위하여 停留場에 온 사람이 버스를 탈 때까지 待期할 時間의 分布를 생각한다.

버스가 每時間마다 每時 0분에 오기로 되어 있으나 延着을 免할 수가 없다. 버스의 차례차례의 遲延時間  $X_k$ 를 共通의 分布  $F$ 와 密度  $f$ 를 따르고 獨立인 確率變數라 둔다.

어떤 時點  $0 < x < 1$ 에 到着한 사람의 待期時間의 分布를 條件  $0 \leq X_k \leq 1$ 일 때와 또 이 條件없이  $X_k$ 가 指數分布를 따를 때에 대해서 調査한다.

[定理 1] 버스가 每時間마다 每日 0분에 到着하기로 되어 있다. 차례차례의 遲延時間  $X_k$ 를 共通의 分布  $F$ 와 密度  $f$ 를 따르며 獨立인 確率變數이고  $0 \leq X_k \leq 1$ 이라 假定하면. 時點  $x(0 < x < 1)$ 에 到着한 사람의 待期時間  $T$ 의 分布는 密度  $g(t)(0 \leq t \leq 1)$ 와 分布函數  $G(t)$ 가

$$g(t) = \begin{cases} 1 - \int_0^t F(x) dx & 0 \leq t \leq 1 \\ \int_0^{2-t} F(x) dx & 1 \leq t \leq 2 \end{cases}$$

$$G(t) = \begin{cases} t - \int_0^t (t-x)F(x)dx & (0 \leq t \leq 1) \\ 1 - \int_0^1 (1-x)F(x)dx + (t-1) \int_0^{2-t} F(x)dx + \int_{2-t}^1 (1-x)F(x)dx & (1 \leq t \leq 2) \end{cases}$$

으로 주어진다.

證明 (1) 時點  $t(0 \leq t \leq 1)$ 에서는 0분에 오기로 되어 있는 버스가 通過했을 確率은  $F(t)$ 이므로  $t$ 에 서 無作爲化(平等分布에 의한)한 確率(通過했을 全確率)은  $\int_0^t F(x)dx$ 이다. 따라서 버스가 延着하여 앞으로 버스를 탈 可能이 있는 確率은  $1 - \int_0^t F(x)dx$  ( $0 < t < 1$ ) 이다.

(2) 時點  $t(1 \leq t \leq 2)$ 에서는 아직 버스가 通過하지 않았으므로 앞으로 버스가 오리라 期待되는 確率은  $\int_0^{2-t} F(x)dx$  ( $1 \leq t \leq 2$ ) 이다.

다음에  $\int_0^2 g(t)dt = 1$ 을 證明하자.

$$\begin{aligned} \int_0^1 g(t) dt &= \int_0^1 \left(1 - \int_0^t F(x) dx\right) dt = 1 - \int_0^1 \int_0^t F(x) dx dt \\ &= 1 - \int_0^1 F(x) dx \int_x^1 dt \\ &= 1 - \int_0^1 (1-x)F(x) dx \quad (0 < t \leq 1) \\ \int_1^2 g(t) dt &= \int_1^2 \int_0^{2-t} F(x) dx dt = \int_0^1 \left(\int_1^{2-x} F(x) dt\right) dx \\ &= \int_0^1 (1-x)F(x) dx \quad (1 \leq t \leq 2) \end{aligned}$$

$$\therefore \int_0^2 g(t) dt = \int_0^1 g(t) dt + \int_1^2 g(t) dt = 1$$

또 分布函數  $G(u)$ 는

$0 \leq u \leq 1$ 에서

$$\begin{aligned} G(u) &= \int_0^u \left(1 - \int_0^t F(x) dx\right) dt = u - \int_0^u \int_0^t F(x) dx dt \\ &= u - \int_0^u F(x) dx \int_x^u dt = u - \int_0^u (u-x)F(x) dx \\ &\quad (0 \leq u \leq 1) \end{aligned}$$

$1 \leq u \leq 2$ 에서

$$\begin{aligned} G(u) &= 1 - \int_0^1 (1-x)F(x) dx + \int_1^u \int_0^{2-t} F(x) dx dt \\ &= 1 - \int_0^1 (1-x)F(x) dx + \int_0^{2-u} (u-1)F(x) dx + \int_{2-u}^1 (1-x)F(x) dx \quad (1 \leq u \leq 2) \end{aligned}$$

이다.

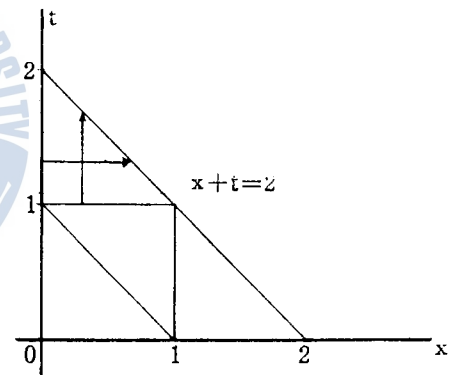
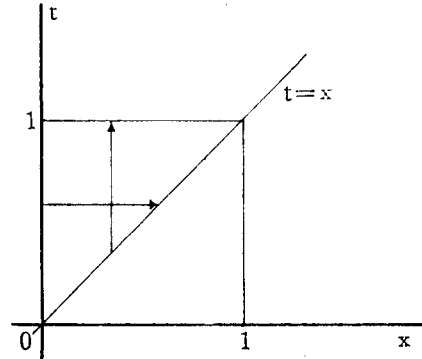
[定理 2] 定理 1의 待期時間  $T$ 의 平均값은

$$E(T) = \frac{5}{6} - \alpha_1 + \alpha_2 - \frac{1}{3}\alpha_3$$

이다. 단,  $\alpha_1 = E(X)$ ,  $\alpha_2 = E(X^2)$ ,  $\alpha_3 = E(X^3)$

證明  $0 \leq t \leq 1$ 에서는

$$\begin{aligned} E(T_1) &= \int_0^1 t g(t) dt = \frac{1}{2} - \int_0^1 t \int_0^t F(x) dx dt \\ &= \frac{1}{2} - \int_0^1 F(x) dx \int_x^1 t dt = \frac{1}{2} - \int_0^1 \frac{1}{2}(1-x^2)F(x) dx \\ &= \frac{1}{6} + \frac{1}{2}\alpha_1 - \frac{1}{6}\alpha_3, \end{aligned}$$



$1 \leq t \leq 2$ 에서는

$$\begin{aligned} E(T_2) &= \int_1^2 t g(t) dt = \int_1^2 t \int_0^{2-t} F(x) dx dt = \int_0^1 F(x) \int_1^{2-x} t dt dx \\ &= \frac{1}{2} - \frac{3}{2}\alpha_1 + \frac{1}{6} - \frac{1}{6}\alpha_3 \end{aligned}$$

이므로

$$E(T) = \frac{1}{6} - \alpha_1 + \alpha_2 - \frac{1}{3}\alpha_3$$

이다.

例 1. 버스의 遲延時間  $X$  ( $0 \leq x \leq 1$ )에 대해서 密度  $f(x)=1$ 일 때 待期時間  $T$ 의 分布를 求해 보자.  $T$ 의 密度  $g(t)$ , 分布函數  $G(t)$ 는  $X$ 의 分布函數가  $F(x)=x$ 이므로 定理 1에 의하여

$$g(t) = \begin{cases} 1 - \int_0^t x dx = 1 - \frac{t^2}{2} & (0 \leq t \leq 1) \\ \int_0^{2-t} x dx = \frac{1}{2}(2-t)^2 & (1 \leq t \leq 2) \end{cases}$$

이며,

$$\begin{aligned} G(t) &= \begin{cases} \int_0^t \left(1 - \frac{t^2}{2}\right) dt = t - \frac{1}{6}t^3 & (0 \leq t \leq 1) \\ \frac{5}{6} + \int_1^{2-t} \frac{1}{2}(2-t)^2 dt = 1 - \frac{1}{6}(2-t)^3 & (1 \leq t \leq 2) \end{cases} \\ E(T) &= \int_0^1 \left(t - \frac{t^3}{2}\right) dt + \frac{1}{2} \int_1^2 (4t - 4t^2 + t^3) dt = \frac{7}{12} \end{aligned}$$

이다.

例 2. 遲延時間  $X$ 의 密度가  $0 \leq x \leq 1$ 에 대해서  $f(x)=2x$ 이면 分布函數  $F(x)$ 는  $F(x)=x^2$ 이다. 그러므로 待期時間  $T$ 의 密度  $g(t)$ , 分布函數  $G(t)$ 와 平均값  $E(T)$ 는

$$\begin{aligned} g(t) &= \begin{cases} 1 - \int_0^t x^2 dx = 1 - \frac{1}{3}t^3 & (0 \leq t \leq 1) \\ \int_0^{2-t} x^2 dx = \frac{1}{3}(2-t)^3 & (1 \leq t \leq 2) \end{cases} \\ G(t) &= \begin{cases} \int_0^t \left(1 - \frac{1}{3}t^3\right) dt = t - \frac{1}{12}t^4 & (0 \leq t \leq 1) \\ \frac{11}{12} + \frac{1}{3} \int_1^{2-t} (2-t)^3 dt = 1 - \frac{1}{12}(2-t)^4 & (1 \leq t \leq 2) \end{cases} \\ E(T) &= \frac{5}{6} - \alpha_1 + \alpha_2 - \frac{1}{3}\alpha_3 = \frac{8}{15} \end{aligned}$$

이다.

每時 0분에 오는 버스의 遲延時間의 分布에서 制限條件  $0 \leq X_i \leq 1$ 을 없앤 경우의 待期時間  $T$ 의 分布를 생각한다. 그러나 여기서는 時間區間  $[0, 2]$ 에 대해서 생각한다.

[定理 3] 버스의 遲延時間의 確率變數  $X_i$ 가 서로 獨立이고, 指數分布 즉 密度가  $f(x)=\lambda e^{-\lambda x}$  ( $x > 0$ )일 때 時點  $0 < x < 1$ 에 到着한 사람의 待期時間  $T$ 의 密度  $g(t)$ , 分布  $G(t)$ , 및 期待값  $E(T)$ 는 다음과 같다.

$$g(t) = \begin{cases} 1-t + \frac{1}{\lambda} - \frac{1}{\lambda} e^{-\lambda t} & (0 \leq t \leq 1) \\ 2-t - \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} e^{-\lambda(2-t)} & (1 \leq t \leq 2) \end{cases}$$

$$G(t) = \begin{cases} \left(1 + \frac{1}{\lambda}\right)t - \frac{t^2}{2} - \frac{1}{\lambda^2} + \frac{1}{\lambda^3} e^{-\lambda t} & (0 \leq t \leq 1) \\ \left(2 - \frac{1}{\lambda}\right)t - \frac{t^2}{2} + \frac{1}{\lambda^2} e^{-\lambda(2-t)} + \frac{2}{\lambda} - \frac{1}{\lambda^2} - 1 & (1 \leq t \leq 2) \end{cases}$$

$$E(T) = \frac{5}{6} - \frac{1}{\lambda} + \frac{2}{\lambda^2} - \frac{2}{\lambda^3} + \frac{2}{\lambda^3} e^{-\lambda}$$

$$= \frac{5}{6} - \alpha_1 + \alpha_2 - \frac{1}{3} \alpha_3 + \frac{2}{\lambda^3} e^{-\lambda}$$

證明  $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$ ,  $\int_0^t (1 - e^{-\lambda x}) dx = t + \frac{1}{\lambda} e^{-\lambda t} - \frac{1}{\lambda}$  및  $\int_0^{2-t} (1 - e^{-\lambda x}) dx = 2 - t - \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} e^{-\lambda(2-t)}$  이다.  
 故로 定理 1에 의하였 위의 結果를 얻는다.

이 때  $\int_0^2 g(t) dt = 1$  이다.

註. 이 때 注意할 것은 制限條件  $0 \leq X_k \leq 1$ 이 있을 때와 없을 때는 結果가 다르다. 왜냐하면 制限條件이 없으면  $\int_0^1 F(x) dx = [xF(x)]_0^1 - \int_0^1 xf(x) dx$ 에서  $[xF(x)]_0^1 = F(1) = 1$ 이며  $\int_0^1 xf(x) dx = \alpha_1$ 인 까닭이다.

### 參 考 文 獻

1. Feller, W. An Introduction to Probability Theory and Its Application. Volume II. John Wiley & Sons New York, 1971.
2. Papoulis, A. Probability Random Variables and Stochastic Processes. McGraw Hill. London 1965.
3. Rohatgi, V.K. An Introduction to Probability Theory and Mathematical Statistics. John Wiley & Sons, 1976.