

BASIT M/M/1 KUYRUGUNUN DAĞILIM FONKSİYONU
VE BEKLEME ZAMANI*

Hüseyin YILDIRIM

Hüsnü BARUTOĞLU

OZET

Bu çalışmada, kuyruk teorisinde bekleme zamanları ve ortalama bekleme zamanı üzerinde duruldu. Bekleme zaman dağılımı ve ortalama bekleme zamanı incelemek için M/M/1 kuyruğu ele alınmıştır.

SUMMARY:

In this study, it has been considered the waiting times and average waiting time in queueing theory. M/M/1 queue were investigated to show the distribution of waiting time and the average waiting time.

1.GİRİŞ

Bu bölümde bekleme zamanları ve ilgili dağılımları bulmak için bazı temel bilgiler verildi.

1.1.BİR KUYRUK DURUMUNUN AÇIKLAMASI

Bir kuyruğun durumunun, kuyruktaki müşterilerin sayılarıyla değiştiğini söyleyebiliriz. Bir müşterinin bekleme zamanı veya serviscisinin mesguliyet periyodları gibi bazı hesaplamalara yönelik detaylı bir çalışma için, bir kuyruğun yapısının açıklamasının yeterli olmadığı görülecektir.

Kuyruk sisteminin herhangi bir durumda varılacak ve/veya servis zamanlarının değiştiği hallerde zaman içinde gelecekteki bir noktada, kuyruğun bir durumundaki kuyruk olasılığı hesaplanabilir. Eğer kuyruğun bu olasılığı hesaplanabilir ise, mesguliyet periyodları, bekleme zamanları, servis zamanları gibi faktörler bulunabilir.

Herhangi bir zamandaki kuyruğun, herhangi bir durumu gösteren denklemler aşağıda verilmiştir.

*III.Ulusal Matematik Sempozyumunda bildiri olarak sunulmuştur

$P_t(S_1)$ = Kuruğun, t zamanında S_1 durumunda olma olasılığı.
 $T_t(S_1, S_2, a)$ = t zamanında başlayıp a birim zaman aralığında S_1 durumundan S_2 durumuna yer değiştirmenin olasılığıdır.

Olasılık denklemi ise,

$$P_{t+a}(S_2) = \sum P_t(S_1) T_t(S_1, S_2, a) \quad (1.1)$$

tüm S_1 durumları

seklindedir. $t+a$ zamanındaki olasılık denklemleri ile t anındaki olasılık denklemleri arasındaki bir ilişki vardır. Kuyruktaki müşterilerin sayısı kuyruğun durumunu tayin etmede önemlidir. $T_t(S_1, S_2, a)$ gecis olasılıkları. t 'den $t+a$ aralığındaki kuyruktan ayrılmalar ve gelişmelerin ilgili olasılıklarıdır.

$[t, t+a]$ aralığındaki gelişlerin sayısı, aralığın başlangıcı olan t 'den önce en son gelen müşterinin geliş zamanına ve aralık uzunluğuna bağlıdır. Bu önceki gelisten sonraki T zamanının δt uzunluğundaki çok küçük bir aralıkta gelişansı ele alınarak gösterilebilir. Eğer $f(t)$ geliş arası olasılıkların olasılık yoğunluk fonksiyonu ve onun dağılım fonksiyonu $F(t) = \int_0^t f(u) du$ ise, $P(T, \delta t)$ küçük bir aralıktaki bir gelişin olasılığı olmak üzere,

$$P(T, \delta t) = \frac{\{(T, T+\delta t) \text{ arasındaki dağılımın oranı}\}}{\{T \text{ 'den fazla dağılımın oranı}\}}$$

olur. Çok küçük δt varsa $(T, T+\delta t)$ bölgesindeki dağılımın oranını bir dikdörtgen gibi düşünelim. Genişliği δt ve boyu $f(T)$ olsun. T 'den sonraki gelişlerin dağılımı $1-F(T)$ 'dir. Buradan,

$$P(T, \delta t) = \frac{f(T) \delta t}{1-F(T)} \quad (1.2)$$

olur.

(1.2) denklemi T ve δt 'nin bir fonksiyonudur. Böylece a uzunluğundaki bir aralıkta gelişlerin sayısı, sadece a 'ya bağlı olmayıp, ayrıca aralığın başlangıcındaki ilk gelen müşteriden sonraki zamana da bağlıdır. Benzer olarak herhangi bir aralıktaki kuyruk sisteminden ayrılışlar, aralığın boyuna bağlı olur ve aralığın başlangıcında sürmekte olan herhangi bir servisin süresi aralık boyunca sabit kabul edilir.

Herhangi bir zamandaki kuyruğun durumunu matematiksel çalışmasının yapılması için aşağıdaki tanımlamalar yapılır.

1. Kuyruğun uzunluğu.
2. En son gelen müşterinin gelişine kadar geçen zaman.
3. Su andaki tüm servis zamanlarının süresi.

1.1.1. ÖZEL BİR DAĞILIM FONKSİYONU

Eğer, (1.2) denklemi T 'den bağımsız ise, 2 ve 3'un bilinmesine gerek yoktur. Bu gereklilik bağımlılık şartı,

$$P(T, \delta t) = k \delta t = \frac{f(T) \delta t}{1-F(T)} = \frac{f(T) \delta t}{1-F(T)} = k \cdot \delta t$$

$$f(t) = k[1-F(T)]$$

$$\frac{dF(T)}{dT} = k[1-F(T)]$$

$$\frac{dF(T)}{[1-F(T)]} = k dT$$

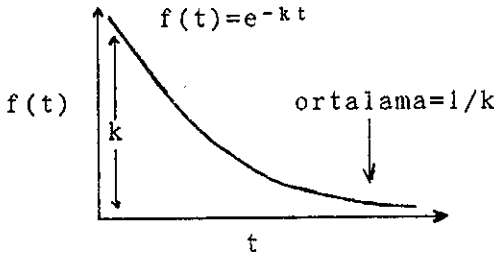
olur. Son ifadenin integrali alınırsa,

$$-\log[1-F(T)] = kT+C$$

olur. Geniş aralıkları ve servis zamanları pozitif olduğu için, $F(0) = 0$ dır. $C=0$ olduğundan,

$$\begin{aligned} 1-F(T) &= e^{-kt} \\ F(T) &= 1-e^{-kt} \\ f(t) &= ke^{-kt} \end{aligned}$$

elde edilir. Bu ifade negatif üstel dağılımdır. Dağılımın ortalaması olan $1/k$ aynı zamanda zaman ortalamasıdır. Buradaki k , gelişlerin oranı veya varsayım altındaki servis oranı gibi orantı sabiti olarak düşünülebilir. Bu dağılım, şekil (1.1) de verilmiştir.



Sekil 1.1

1.1.2 M-NEGATIF USTEL DAĞILIM

Yukarıda gösterildiği gibi, bir negatif üstel dağılıma sahip olan bir x rastlantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(x) = \frac{1}{A} e^{-x/A}, \quad 0 \leq x < \infty \quad (1.4)$$

şeklinde tanımlanır.

1.1.3 E_k - ERLANG DAĞILIMI

$$f(x) = \frac{b^{k+1} x^k e^{-bx}}{k!}, \quad 0 \leq x < \infty \quad (1.5)$$

Bu dağılım, negatif üstel dağılımdan daha genel bir dağılımdır. Çünkü dağılım k ve b gibi iki ayrı parametreye bağlıdır.

1.1.4 D - DETERMINISTIK DAGILIM

$$f(x) = \int_0^x f(u) du = \begin{cases} 0, & x < a \\ 1, & x \geq a \end{cases} \quad (1.6)$$

Bu durumdaki x degerleri, a Uzerinden alınır.

1.1.5 KENDEL'IN KUYRUK GOSTERIMI

Gelis zaman dagilimi/Servis zaman dagilimi/Hizmetci sayisi
M/M/1, M/M/n, M/D/1, Ek/Et/1,...

1.1.6 MARKOV PROSESI

Indeks kumesindeki n sayida zaman noktasinin herhangi bir $t_1 < t_2 < \dots < t_n$ kumesi icin, X_{t_n} nin $X_{t_1}, X_{t_2}, X_{t_3}, \dots, X_{t_{n-1}}$ nin verilen degerlerine gore sartli dagilimi yalnızca $X_{t_{n-1}}$ 'in degerine bagli ise, $\{X_t, t \in T\}$ prosesine Markov prosesi adi veilir. Buna gore, herhangi gercel $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ sayilari icin,

$$P(X_{t_n} = X_n / X_{t_1} = x_1, X_{t_2} = x_2, \dots, X_{t_{n-1}} = X_{n-1}) \\ = P(X_{t_n} = X_n / X_{t_{n-1}} = X_{n-1})$$

olur.

1.1.7 POISSON PROSESI

Durum uzayı kesikli ve dagilim fonksiyonu surekli olan onemli bir olasilik prosesidir.

Bir kentten baska bir kente gelen telefon konusmalari, arabaların bir benzin istasyonuna gelmeleri, alıcıların bir mağazaya gelmeleri poisson prosesi icin örneklerdir.

1. Verilen bir zaman aralığında ortaya çıkan olayların sayısı yalnızca zaman aralığının uzunluğuna bağlıdır.

2. Olayların ortaya çıkışı bir birinden bağımsızdır. Verilen bir zaman aralığında ortaya çıkan olaylar, bu aralıkla ortak noktası olmayan baska bir aralıkta ortaya çıkan olayları etkilemezler.

3. Çok küçük bir Δt zaman aralığında iki yada daha çok olayın ortaya çıkması olasılığı, tek olayın ortaya çıkması olasılığından çok daha küçüktür.

2.1 BASIT BIR KUYRUK (M/M/1)

Gelisler arasi negatif üstel dagilimli, servis zamanı negatif üstel dagilimli ve bir özel hizmetcili kuyruk.

2.1.1 PARAMETRELERIN DAGILIMI

$f(t)$ gelis arasi zaman dagilimi ve gelisler arasi ortalama aralik a olsun. O halde,

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t} \quad (2.1)$$

olur. Burada, $\lambda =$ Müsterilerin geliş oranı $= 1/a$ dır. $g(u)$ servis zaman dağılım fonksiyonu ve ortalama servis zaman, s olsun. O zaman,

$$g(u) = \mu e^{-\mu t} \quad (2.2)$$

olur. Burada, $\mu =$ servis oranı $= i/s$ dir. $P_t(i) =$ t anında sistemde i tane müşterinin olma olasılığı. $i > 0$ ise, servisin yapıldığı bir müşteri ve servis için bekleyen $(i-1)$ müşteri olacaktır.

2.1.2 KUYRUK İÇİN OLASILIK DENKLEMLERİ

t zaman uzunluğunu, δt 'den $t + \delta t$ 'ye kadar olduğunu düşüneceğiz. Aralığın başlangıcındaki $P_t(i)$ olasılıklarına dayanarak $P_{t+\delta t}(0) = P_t(0) \times$ (aralıkta gerçekleşmeyen olasılıklar)
 $+ P_t(1) \times$ (aralıkta tamamlanmış bir servisin olasılığı)
 $+ P_t(2) \times$ (aralıkta tamamlanmış iki servisin olasılığı)

+ ...

(2.1) ve (2.2) denklemlerinden, ortalama bir müşterinin gelişinin olasılığı, küçük bir δt değeri için $\lambda \delta t$ dir. Aynı şekilde, aralıkta bitecek bir servisin olasılığı $\mu \delta t$ dir. Aralıkta gerçekleşen iki olayın olasılığı, yani iki geliş, iki ayrılış veya bir geliş, bir ayrılış, δt^2 ile orantılı olacaktır. Biz konumuzda, δt 'nin katlarını ihmal edeceğiz.

Başlangıçta sistemde hiç müşteri yokken, aralık hiç bir şeyin olmaması olasılığı, aralığa hiç bir müşterinin ulaşmamasıdır. Yani $(1 - \lambda \delta t)$ dir. Böylece yukarıdaki olasılık denklemi,

$$P_{t+\delta t}(0) = P_t(0)(1 - \lambda \delta t) + P_t(1)\mu \delta t + O(\delta t^2) + \dots \quad (2.3)$$

şeklindedir. $(t + \delta t)$ anındaki diğer olasılıklar için denklemler aynı formdadır.

$$P_{t+\delta t}(j) = P_t(j) \text{ (aralıkta hiç bir olayın olmaması)}$$

$$+ P_t(j-1) \text{ (aralığı bir müşterinin gelmesi olasılığı)}$$

$$+ P_t(j+1) \text{ (aralıkta servisi tamamlanmış bir müşterinin olasılığı)}$$

+ aralıktaki çok katlı olayların terimleri.

Bu denklem, $j=1,2,3,4,\dots,\infty$ için sağlanır. Aralıkta hiç bir şeyin olmaması olasılığı, şu anda ne bir gelişin ne de bir servisin olmaması olasılığıdır. Yani, $(1 - \lambda \delta t)(1 - \mu \delta t)$ dir. Bu halde denklem,

$$P_{t+\delta t}(j) = P_t(j)(1 - \lambda \delta t)(1 - \mu \delta t) + P_t(j-1) \lambda \delta t + P_t(j+1) \mu \delta t + O(\delta t^2) \quad (2.4)$$

$j=1,2,3,\dots,\infty$

şeklinde düzenlenir. Bu (2.3) ve 2.4) denklemlerini yeniden

$$\frac{d}{dt} [P_t + \delta t(0) - P_t(0)] = \mu P_t(1) - \lambda P_t(0) + 0(\delta t^2) \quad (2.5)$$

$$\frac{d}{dt} [P_t + \delta t(j) - P_t(j)] = P_t(j-1) + \mu P_t(j+1) - (\lambda + \mu) P_t(j) + 0(\delta t^2) \quad (2.6)$$

$j=1, 2, 3, 4, \dots, \infty$

$t \rightarrow 0$ olduğundan bu denklemler,

$$\frac{d}{dt} P_t(0) = \mu P_t(1) - \lambda P_t(0) \quad (2.7)$$

$$\frac{d}{dt} P_t(j) = \lambda P_t(j-1) + \mu P_t(j+1) - (\lambda + \mu) P_t(j) \quad (2.8)$$

$j=1, 2, 3, 4, \dots, \infty$

seklende elde edilir.

2.1.3 BİR KUYRUGUN SABİT DURUMU

Genel olarak, zamanın belirli bir noktasından sonraki kısa bir periyoddan ziyade, uzun zaman periyodunda bir kuyruğun hareketi üzerindeki olasılık denklemlerinden görülebilirizki, üstel terimler t 'nin büyük değerleri için ihmal edilebilir (1). Böylece, P_j olasılıkları düzgün olarak t 'den bağımsız terimlere yakınsayacak. Sistemin sabitliği, sistemdeki müşteri sayısının değişmediği anlamında değil; sadece olasılıkların değişmediği anlamında sabittir.

Uzun bir zaman periyodu üzerindeki kuyruğun hareketi sabit durum olasılıkları ile belirlenecektir. Sabit durum olasılıklarının denklemleri, zamana bağlı olasılık denklemlerinden daha koylaydır. Burada, sabit durum olasılıklarının denklemleri zamandan bağımsız olduğundan, denklemlerden t 'yi atabiliriz. Bundan dolayı,

$$P(j) = \text{sistemde bulunan } j \text{ tane müşterinin sabit durum olasılığı.} \quad (2.9)$$

$j=0, 1, 2, 3, \dots, \infty$

seklindedir. Sabit durumda da,

$$\frac{d}{dt} P_t(j) = 0 \quad (2.10)$$

$j=0, 1, 2, 3, \dots, \infty$

olur. (2.7) ve (2.8) denklemlerinden,

$$\mu P(1) - P(0) = 0 \quad (2.11)$$

ve

$$\lambda P(j-1) + \mu P(j+1) - (\lambda + \mu) P(j) = 0 \quad (2.12)$$

$j=1, 2, 3, \dots, \infty$

ifadeleri elde edilir. (2.11) ve (2.12) denklemleri birlikte göz önünde bulundurularak,

$$\begin{aligned} \mu P(j) &= \lambda P(j-1) \\ j &= 1, 2, 3, \dots, \infty \\ \text{elde edilir. Buradan da,} \\ \mu P(1) &= \lambda P(0) \\ \mu P(2) &= \lambda P(1) \\ \mu P(3) &= \lambda P(2) \\ &\vdots \\ \mu P(j-1) &= \lambda P(j-2) \\ \mu P(j) &= \lambda P(j-1) \end{aligned}$$

ve

$$\begin{aligned} \mu^j P(1)P(2)\dots P(j-1)P(j) &= \lambda^j P(0)P(1)\dots P(j-2)P(j-1) \\ \mu^j P(j) &= \lambda^j P(0) \\ P(j) &= (\lambda/\mu)^j P(0) \\ j &= 1, 2, \dots, \infty \end{aligned} \quad (2.13)$$

elde edilir. Olasılıklar Toplamı Kuralından,

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^{\infty} P(j) &= 1 = \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda/\mu)^j P(0) \\ &= \frac{P(0)}{1 - (\lambda/\mu)} \quad \lambda < \mu \quad \text{icin} \\ &= \frac{1 - (\lambda/\mu)}{1 - (\lambda/\mu)} \quad (2.14) \end{aligned}$$

bulunur. $(\lambda/\mu) = \rho$ olarak gösterilirse, olasılıklar, $P(j) = \rho^j (1 - \rho)$ bulunur.

2.1.4. MÜSTERİ BEKLEME ZAMAN DAGILIMI

Sabit durum olasılıkları, özellikle müşteriler sisteme geldiği bir anda geçerlidir. Sistemde j müşterinin olması olasılığı (2.13) ile verilmistir. Bir müşteri geldiği zaman sistemde müşteri yoksa, müşteri servis için beklemek zorunda değildir. Sistemde hiç müşterinin olmadığı $P(0)$ sabit durum olasılığı ile gösterilir. Servis için beklemek zorunda olmayan bir müşterinin olasılığı.

$$P(0) = 1 - \rho \quad (2.15)$$

dır. Diğer bütün durumlarda müşteriler beklemek zorundadır. Bir müşteri geldiğinde sistemde j tane müşteri varsa, servisin yapılması için, j tane müşterinin servisinin yapılmasını beklemek zorundadır. Çünkü sistemli olarak kuyruğa ilk gelene ilk servis yapılır.

Bekleme zamanını muhtelif bölümler olarak ele alacağız. Müşterinin servis zamanından sonraki, ilk müşterinin servisi, gelisi üzerine yapılır. Diğer $(j-1)$ müşterinin özel servis zamanları, diğer safhalarda yapılır. Eğer W_j müşterilerin bekleme zamanı ise,

$$W_j = r_1 + S_2 + S_3 + \dots + S_j \quad (2.16)$$

olur. Burada, r_1 varsayım altındaki müşterilerin gelisi üzerine servisi yapılan müşterilerin servis zamanının kalan kısmıdır. S_2, S_3, \dots, S_j varsayım altındaki müşterilerden önce servis bekleyen $(j-1)$ tane müşterinin özel servis zamanlarıdır.

Ozel servis zamanının dağılımı bilinen üstel dağılımdır. Dağılımı bilinmeyen bekleme zamanının bir parçası olan r_1 dir. Varsayım altındaki müşterilerin gelisi üzerine servisi yapılan müşterilerin servis zamanının artan kısmı r_1 dir. Gelislerden önceki T zamanında başlayan servis dağılımını ele alalım. Toplam servis zamanı olan $T+r_1$ Negatif Üstel dağılımına sahiptir. r_1 'in olasılık yoğunluk fonksiyonu, $g(r_1)$ olsun. Buradan, $F(T)$ Negatif Üstel Dağılımın toplam olasılık yoğunluk fonksiyonu olsun.

$$F(T) = 1 - e^{-\mu T}$$

$$g(r_1) dr_1 = \frac{\mu e^{-\mu(T+r_1)}}{[1-F(T)]} dr_1 \quad (2.17)$$

olur.

O halde,

$$g(r_1) dr_1 = \frac{\mu e^{-\mu(T+r_1)}}{e^{-\mu T}}$$

$$= \mu e^{-\mu r_1} dr_1 \quad (2.18)$$

olur. Yani, servis zamanının artan kısmı olan r_1 , tanımlanmış servis zamanı gibi tam olarak (Negatif Üstel Dağılıma) aynı dağılıma sahiptir.

2.1.5. TEOREM

Baslangıçtan itibaren j inci olayın ortaya çıkmasına kadara geçen zaman $T_1+T_2+\dots+T_j$ olur. $T_1+T_2+\dots+T_j$ olasılık değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu, Gamma olasılık yoğunluk fonksiyonudur.

Ispat: (2.2) de verilen üstel olasılık yoğunluk fonksiyonunun moment çıkaran fonksiyonu,

$$M_r(S) = E(e^{st}) = \frac{\mu}{\mu-S}$$

olur. T_1, T_2, \dots, T bağımsız olasılık değişkenleridir. Buna göre,

$Z = T_1+T_2+\dots+T$ nin moment çıkaran fonksiyonu,

$$M_z(S) = E[e^{s(T_1+T_2+\dots+T_j)}]$$

$$= [M_r(S)]^j$$

$$= \left[\frac{\mu}{\mu-S} \right]^j \quad (2.19)$$

bulunur. (2.19) Gamma Olasılık Yoğunluk fonksiyonunun moment çıkaran fonksiyonudur. $Z = T_1+T_2+\dots+T_j$ nin olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f_z(Z) = \frac{\mu^j}{(j-1)!} Z^{(j-1)} e^{-\lambda z}, \quad Z > 0$$

$$= 0, \quad Z \leq 0$$
(2.20)

sekinde yazılır.

W_j 'nin bileşenlerinin dağılımı bilinen üstel dağılımdır. Ayrıca servis zamanları birbirinden bağımsızdır. Bu halde W_j 'nin dağılımını bulabiliriz. Teorem 2.1.5'e göre, $W_j = t$ 'nin Olasılık Yoğunluk fonksiyonu,

$$f(t) = \frac{\mu^j t^{(j-1)} e^{-\mu t}}{(j-1)!}$$
(2.21)

sekinde bulunur. t anında beklemekte olan bir müşterinin herhangi sayısı için, bir t anında beklemek zorunda olan müşterilerin olasılıklarının toplamı olmalıdır. $W(t)$ Olasılık Yoğunluk fonksiyonu olsun. Buradan,

$$W(t) = \sum_{j=1}^{\infty} P(j) W_j(t)$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} (1-\rho) \rho^j \frac{\mu^j t^{(j-1)} e^{-\mu t}}{(j-1)!}$$

$$= (1-\rho) \rho \mu e^{-\mu t} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(\mu \rho t)^{j-1}}{(j-1)!}$$

$$= (1-\rho) \rho \mu e^{-\mu (1-\rho) t}$$
(2.22)

olarak hesaplanır. Bu fonksiyon, bu kuyrukta (M/M/1) bekleyen bir müşterinin bekleme zamanını tam olarak tanımlar. Ortalama bekleme zamanı,

$$\int_0^{\infty} t W(t) dt = \int_0^{\infty} t (1-\rho) \rho \mu e^{-\mu (1-\rho) t} dt$$

$$= \frac{\rho}{(1-\rho)\mu} = \frac{\rho}{(1-\rho)} S, \quad S = 1/\mu$$
(2.23)

sekinindedir. Sabit durumdaki sistem için müşterilerin ortalama sayısı,

$$\text{Sistemdeki ortalama sayı} = \sum_{j=0}^{\infty} j P(j)$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} j \rho^j (1-\rho)$$

$$= \frac{\rho}{(1-\rho)}$$
(2.24)

kuyruktaki müşterinin ortalama sayısı,

$$\sum_{j=1}^{\infty} (j-1) P(j) = \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (j-1) (1-\rho)$$

$$= \frac{\rho^2}{1-\rho}$$
(2.25)

sekinindedir.

$$\begin{aligned}
 \text{Serviscinin utulasyonu} &= 1-P(0) \\
 &= 1-(1-\rho) \\
 &= \rho
 \end{aligned}
 \tag{2.26}$$

dır.

3.1.1. ENGELLI M/M/1 KUYRUGU

Rastgele gelisli ve negatif Ustel servis zamanli tek serviscili, n mustomerinin bulunmasi durumunda, α^n olasilik birlestiren basit kuyruğu ele alalım. Buradaki α sabiti $0 \leq \alpha \leq 1$ seklindedir. Kuyruk birlesim olasılığı Ustel olarak α dağılımlı, daha büyük veya daha küçük kuyruk uzunluk oranı ile azalır.

λ = engelden önceki mustomerilerin gelis oranı.
 μ = servis oranı

Bunlara göre sabit durum olasılıkları.

$$\begin{aligned}
 \lambda P(0) &= \mu P(1) \\
 (\mu + \lambda \alpha^n) &= \mu P(n+1) + \lambda \alpha^{n-1} P(n-1) \\
 1 \leq n < \infty
 \end{aligned}
 \tag{3.1}$$

buradan,

$$P(n) = \lambda / \mu \alpha^{n-1} (n-1) \text{ olur.}$$

$\mu = \lambda / \alpha$ olarak alınırsa,

$$P(n) = \alpha^n \frac{\lambda}{\mu} P(0) \quad 0 \leq n < \infty \tag{3.2}$$

olur. Olasılıkların toplamından,

$$\sum_{n=0}^{\infty} P(n) = 1, P(0) \cdot \alpha^{-1} = \sum_{n=0}^{\infty} \alpha^n \tag{3.3}$$

olur. Sistemin utilisasyonu = $1 - P(0)$

Engel oluşturmeyen sistemin utilisasyonu U dur, Öyle ki engeli oluşturan mustomerilerin, bir kısmını veren $(1 - P(0)) / U$ dan kuyruk uzunluğu ile mustomeriler vazgeçirilemez. Engelin olusma olasılığı, $1 - (1 - P(0)) / U$ dir.

$$\text{kuyruktaki mustomerilerin ortalama sayısı} = \sum_{n=1}^{\infty} (n-1)P(n)$$

$$= \sum_{n=1}^{\infty} nP(n) - [1 - P(0)] \tag{3.4}$$

Sistemdeki mustomerilerin ortalama sayısı = $\sum_{n=0}^{\infty} nP(n)$

f(t) bekleme zaman dağılımı,

$$f(t) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\mu^n t^{n-1} e^{-\mu t}}{(n-1)!} \alpha^n P(n) \tag{3.5}$$

seklindedir. Buradan, ortalama bekleme zamanı,

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{n}{\mu} \alpha^n P(n) = \frac{1}{\lambda} \sum_{n=0}^{\infty} nP(n+1) \text{ olur.}$$

KAYNAKLAR

1. ÇINLAR, E., "Introduction to stochastic processes" Northwestern Universtiy. 1975,
2. İNAL, C, "Olasılıksal süreçlere giriş". Hacettepe Univ. yayınları A-56, 1988,
3. KENDALL, D.G., Stachastic processes occurring in the theory of queues and their analiysis by the methot of the imbedded markov chain; Ann.Math. Stat., 24,p. 338-334, 1953
4. PARZEN, E., "Stochastic Processes", London 1962
5. TAKACS, "Introduction to the theory of Queues". New York, 1961