

ARAŞTIRMA MAKALESİ /RESEARCH ARTICLE

**SAĞLAM TAHMİN EDİCİLERE DAYANAN HEDEF DEĞERDEN SAPMALAR
 \bar{X} KONTROL GRAFİĞİ**

Hatice FİDAN¹, Birdal ŞENOĞLU²

ÖZ

Kısıtlı üretim yapmanın zorunlu olduğu durumlarda, aynı operatörden birçok farklı parçanın sınırlı sayıdaki üretiminde ya da zaman kısıtının bulunduğu durumlarda istatistiksel kalite kontrolünde az sayıda veri için geliştirilen kısa dönem üretime ilişkin (Short Run) kontrol grafikleri kullanılmaktadır. Uygulamada en çok kullanılan kısa dönem üretime ilişkin kontrol grafikleri Hedef Değerden Sapmalar–HDS (Deviations from Nominal–DNOM) kontrol grafikleridir. Bu grafikler oluşturulurken hedef değerden sapmalara ilişkin gözlem değerlerinin dağılımının normal olduğu varsayılır. Bununla beraber normal olmayan dağılımlar uygulamada daha yaygındır. Gözlem değerlerinin dağılımının normal olmama durumu çoğu zaman aykırı değerlerin varlığı ile de ifade edilebilir. Bu çalışmada, hedef değerden sapmalara ilişkin gözlem değerlerinin normal olmaması durumunda HDS \bar{X} kontrol grafiğinin istatistiksel sağlamlığı (robustness) incelenmektedir.

Anahtar Kelimeler: Kısa dönem üretime ilişkin kontrol grafikleri, Hedef değerden sapmalar kontrol grafikleri, Sağlam tahmin ediciler, Normal dağılmama, Aykırı değerler.

ROBUST DEVIATIONS FROM NOMINAL \bar{X} CONTROL CHART

ABSTRACT

In statistical quality control, short-run control charts are used when there is necessity for limited number of production or limited number of production of various different parts produced in the same operator or a time limitation in the production process. Deviations from Nominal (DNOM) are the most widely used short-run control charts in practice. A fundamental assumption in the development of these charts is that the underlying distribution of the observations obtained by deviations from the nominal is normal. However, in practice, non-normal distributions are more widely used. Usually, non-normality of the distribution of the observations is expressed with the existence of the outliers. In this study, we investigate the robustness of the DNOM \bar{X} control charts when the distribution of the observations obtained by deviations from the nominal is not normal.

Keywords: Short-run control charts, Deviations from nominal control charts, Robust estimators, Non-normality, Outliers.

¹ Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, Meşelik Kampüsü, 26480, Eskişehir.

E-posta: hfidan@ogu.edu.tr

² Ankara Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, 06100, Tandoğan, Ankara.

1. GİRİŞ

Günümüzde sürekli artan uluslararası rekabet koşullarında bir çok firma önce sat sonra üret biçiminde tanımlanan bir strateji olan Tam Zamanında Üretim-TZÜ (Just in Time-JIT) tekniklerini benimseyerek üretim maliyetlerini düşürmeyi amaçlamaktadır (Waters, 1992). Söz konusu üretim ortamı üreticileri daha kısıtlı (az sayıda) üretim yapmaya zorlamaktadır. Ayrıca bir çok işletmede aynı operatörden farklı parçalar üretilmekte ve söz konusu parçalar için yeterli sayıda gözlem elde edilemeden üretim sona ermektedir. Bütün bu durumların dışında bazı firmalar üretim hacminin fazla olmasına karşın veri toplayıp analiz etmek için yeterli zamana sahip değildir.

Bir üretim endüstrisinde yukarıda bahsedilen durumlardan herhangi biriyle karşılaşılması halinde istatistiksel kalite kontrolü yapılırken \bar{X} ve/veya R kontrol grafiği kullanılamaz. Çünkü kontrol limitlerini hesaplayabilecek düzeyde veri elde edilemez. İstatistiksel kalite kontrolünde, kısıtlı üretim yapmanın zorunlu olduğu durumlarda bu zorlukla başa çıkabilmek için kısa dönem üretime ilişkin kontrol grafikleri geliştirilmiştir (Montgomery, 1997; Besterfield, 1998).

Kısa dönem üretime ilişkin kontrol grafikleri üretimdeki bütün parçaların kontrolünü aynı grafik üzerinde izleme imkanı vermektedir. Bu grafikler değişkenler (variable) ya da nitelikler (attribute) için oluşturulabilir. Değişkenler için oluşturulan grafiklerden en çok kullanılanı Hedef Değerden Sapmalar-HDS (Deviations from Nominal-DNOM) kontrol grafikleridir.

HDS kontrol grafiklerinde alt-grupların (sub-groups) hacminin sabit olması sürecin daha iyi işlemini sağlar. Ayrıca üretim sürecine ilişkin değişkenliğin her bir parça için benzer olduğu varsayılmaktadır. Bu koşulu sağlamak için HDS kontrol grafiklerinde aynı operatör, aynı makine veya aynı materyalin kullanılmasıyla üretilen parçalardan elde edilen ölçüm değerleri kullanılır (Summers, 1997; Breyfogle, 1999).

Gerçekte HDS kontrol grafikleri \bar{X} ve R kontrol grafiklerinin modifiye edilmiş bir halidir. Başka bir ifadeyle, HDS kontrol grafiklerinde \bar{X} ve R kontrol grafiğindeki gözlem değerlerinin yerine gözlem değerlerinin hedef değerden olan sapmaları kullanılır.

HDS kontrol grafiklerinde hedef değerden sapmalara ilişkin gözlem değerlerinin normal $N(\mu, \sigma^2)$ dağıldığı varsayılır. Bununla beraber çoğu zaman bu varsayım tam olarak sağlanamaz (Geary, 1947; Şenoğlu ve Tiku, 2001, 2002). Normallik varsayımının sağlanamaması durumu genellikle aykırı değerlerin varlığı ile de ifade edilir (Rousseeuw ve Leroy, 1987). HDS kontrol grafiklerinin merkez çizgisi ve kontrol limitleri hesaplanırken kullanılan tahmin ediciler aykırı değerlere ve normal dağılıma sahip olmayan veri setlerine karşı oldukça hassastır. Bu gibi durumlarda, HDS

kontrol grafikleri yerine sağlam tahmin edicilere dayanan HDS kontrol grafiğinin kullanılması gerekmektedir. Çünkü sağlam tahmin edicilerin kullanılması normal dağılımdan sapmalara karşı daha duyarsız olan ve dolayısıyla kontrol limitleri arasında daha dar bir mesafeye sahip olan kontrol grafiklerinin oluşturulmasını sağlar.

Kocherlakota ve Kocherlakota (1995) literatürde yaygın olarak kullanılan bazı sağlam tahmin edicileri kullanarak sağlam Shewhart kontrol grafikleri geliştirmişlerdir. Bu çalışmada Kocherlakota ve Kocherlakota (1995) tarafından önerilen yöntem sağlam HDS \bar{X} kontrol grafiği için kullanılmış ve bir uygulama ile desteklenmiştir.

2. HDS \bar{X} KONTROL GRAFİĞİ

HDS \bar{X} kontrol grafiği oluşturulurken \bar{X} kontrol grafiğindeki x_{ij} 'ler yerine;

$$y_{ij} = x_{ij} - T_i, \quad i=1,2,\dots,m; \quad j=1,2,\dots,n$$

farkları kullanılır. Burada;

x_{ij} : i 'nci alt-gruba ilişkin j 'nci gözlem değerini,
 T_i : i 'nci alt-gruba ilişkin hedef değerini,
 m : alt-grup sayısını,
 n : alt-gruplardaki örnek hacmini

göstermektedir (Montgomery, 1997).

Daha sonra y_{ij} 'ler kullanılarak her bir alt grubun ortalaması ve değişim aralığı (\bar{y}_i ve R_i) aşağıdaki formüller yardımıyla hesaplanır;

$$\bar{y}_i = \frac{y_{i1} + \dots + y_{in}}{n} \text{ ve } R_i = y_{i(max)} - y_{i(min)} \quad (2.1)$$

Son olarak, \bar{y}_i ve R_i değerleri kullanılarak \bar{X} kontrol grafiği oluşturulur. Bu durumda \bar{X} kontrol grafiği için merkez çizgi (MÇ), alt ve üst kontrol limitleri (AKL ve ÜKL) aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\begin{aligned} \text{AKL} &= \bar{\bar{y}} - \frac{3\bar{R}}{d_2\sqrt{n}} \\ \text{MÇ} &= \bar{\bar{y}} \\ \text{ÜKL} &= \bar{\bar{y}} + \frac{3\bar{R}}{d_2\sqrt{n}} \end{aligned} \quad (2.2)$$

Burada; $\bar{\bar{y}} = \frac{\bar{y}_1 + \dots + \bar{y}_m}{m}$ ve $\bar{R} = \frac{R_1 + \dots + R_m}{m}$ eşitlikleriyle bulunur. d_2 , ölçek parametresinin yansız

bir tahmin edicisi $\frac{\bar{R}}{d_2}$ olacak şekilde tanımlanan ve sadece örnek hacmine bağlı olan sabit bir sayıdır. d_2 sabitinin değişik örnek hacimleri için aldığı değerler

hesaplanarak tablolaştırılmıştır. İlgilenen okuyucular bu tablolar ve teorik ispatı için Montgomery (1997)'ye bakabilir.

Çalışmanın bundan sonraki kısımlarında \bar{y} ve R tahmin edicilerine dayanan HDS \bar{X} kontrol grafiği geleneksel HDS \bar{X} kontrol grafiği olarak ifade edilecektir.

3. SAĞLAM TAHMİN EDİCİLERE DAYANAN HDS \bar{X} KONTROL GRAFİĞİ

Sağlam tahmin edicilere dayanan HDS \bar{X} kontrol grafiği oluşturulurken öncelikle geleneksel HDS \bar{X} kontrol grafiğinde olduğu gibi y_{ij} 'ler hesaplanır. Daha sonra konum ve ölçek parametrelerine ilişkin sağlam tahmin ediciler kullanılarak kontrol limitleri elde edilir. Bu durumda oluşturulan HDS \bar{X} kontrol grafiğinin MÇ, AKL ve ÜKL değerleri aşağıdaki gibi olur (bkz. Kocherlakota ve Kocherlakota, 1995)

$$\begin{aligned} \text{AKL} &= \bar{\mu} - \frac{3\bar{\sigma}}{A\sqrt{n}} \\ \text{MÇ} &= \bar{\mu} \\ \text{ÜKL} &= \bar{\mu} + \frac{3\bar{\sigma}}{A\sqrt{n}} \end{aligned} \quad (3.1)$$

Burada; $\bar{\mu} = \frac{\hat{\mu}_1 + \dots + \hat{\mu}_m}{m}$ ve $\bar{\sigma} = \frac{\hat{\sigma}_1 + \dots + \hat{\sigma}_m}{m}$ eşitlikleriyle bulunur. A , ölçek parametresinin yansız bir tahmin edicisi $\frac{\bar{\sigma}}{A}$ olacak şekilde tanımlanan ve örnek hacmine bağlı olan sabit bir sayıdır. A sabitinin çeşitli sağlam tahmin ediciler ve değişik örnek hacimleri için aldığı değerler Kocherlakota ve Kocherlakota (1995) tarafından Monte Carlo simülasyonu kullanılarak hesaplanmış ve tablolaştırılmıştır.

Bu çalışmada kullanılacak olan konum ve ölçek parametrelerinin sağlam tahmin edicileri aşağıdaki gibidir.

Medyan ve Medyandan Mutlak Sapma (Median Absolute Deviation-MAD) tahmin edicileri (Huber 1964, 1977)

$$\hat{\mu}_{Med} = \text{medyan}(y_j) , \hat{\sigma}_{MAD} = \text{medyan} \left| \left\{ y_j - \hat{\mu}_{Med} \right\} \right|$$

Trimmed Ortalama ve Winsorized Standart Sapma tahmin edicileri

$$\hat{\mu}_{Trim} = \frac{1}{n(1-2\rho)} \left\{ \sum_{j=r+1}^{n-r} y_{(j)} + (r-\rho n) \left[y_{(r)} + y_{(n-r+1)} \right] \right\}$$

$$\hat{\sigma}_{Win} = \frac{1}{\sqrt{n(1-2\rho)}} \left[\sum_{j=r+1}^{n-r} (y_{(j)} - \hat{\mu}_{Trim})^2 + r(y_{(r)} - \hat{\mu}_{Trim})^2 + (y_{(n-r+1)} - \hat{\mu}_{Trim})^2 \right]^{1/2}$$

Burada r budanacak gözlem sayısını, $r = \lfloor n \rfloor 1$, ρ sıralanmış $y_{(j)}$ değerlerinin her iki yanındaki budanma yüzdesini ve n en büyük tamsayıyı gösterir (Hoaglin, Mosteller ve Tukey, 1983).

Huber M tahmin edicileri

Hampel tahmin edicileri

$T_0 = \text{medyan}(y_j)$, $S_0 = \text{medyan} \left| \left\{ y_j - T_0 \right\} \right|$ ve $z_j = \frac{y_j - T_0}{S_0}$ olmak üzere Hampel tahmin edicileri aşağıdaki gibidir;

$$\hat{\mu}_H = T_0 + S_0 \frac{\sum_j \psi(z_j)}{\sum_j \psi'(z_j)}, \hat{\sigma}_H = \left(\frac{n \sum_j \Psi^2(z_j)}{\left(\sum_j \Psi'(z_j) \right)^2} \right)^{1/2}$$

Burada;

$$\psi(z) = \begin{cases} z & , |z| < a \\ \frac{a}{|z|} & , a \leq |z| < b \\ \frac{a}{(c-b) \text{sgn}(z)} & , b \leq |z| < c \\ 0 & , |z| \geq c \end{cases}$$

ve $\psi'(z)$, $\psi(z)$ fonksiyonunun türevidir. $\psi(z)$ fonksiyonundaki $a=2,25$, $b=3,75$ ve $c=15$ 'dir (Hampel, 1974).

Wave tahmin edicileri

$T_0 = \text{medyan}(y_j)$, $S_0 = \text{medyan} \left| \left\{ y_j - T_0 \right\} \right|$ ve $z_j = \frac{y_j - T_0}{hS_0}$ olmak üzere Wave tahmin edicileri aşağıdaki gibi hesaplanır;

$$\hat{\mu}_W = T_0 + (hS_0) \tan^{-1} \left(\frac{\sum_j \sin(z_j)}{\sum_j \cos(z_j)} \right),$$

$$\hat{\sigma}_W = (hS_0) \left(n \frac{\sum_j \sin^2(z_j)}{\left[\sum_j \cos(z_j) \right]^2} \right)^{1/2}$$

Burada $|z_j| < \pi$, ($1 \leq j \leq n$) koşulunu sağlayan z_j değerleri kullanılır ve $h = 2,4$ olarak tanımlanır (Andrews vd., 1972; Andrews, 1974). h değeri 1,8 olarak alınabilirdi, fakat Gross (1976) $h = 2.4$ olarak alındığında konum ve ölçek parametrelerinin etkinliklerinin daha fazla olduğunu göstermiştir.

Uyarlanmış En Çok Olabilirlik (Modified Maximum Likelihood) tahmin edicileri

$$\hat{\mu}_{MML} = \frac{1}{m} \left[\sum_{j=r+1}^{n-r} y_{(j)} + r\beta (y_{(r+1)} + y_{(n-r)}) \right],$$

$$\hat{\sigma}_{MML} = \frac{B + \sqrt{B^2 + 4AC}}{2\sqrt{A(A-1)}}$$

Burada;

$$m = n - 2r + 2r\beta$$

$$A = n - 2r$$

$$B = r\alpha (y_{(n-r)} - y_{(r+1)})$$

$$C = \sum_{j=r+1}^{n-r} y_{(j)}^2 + r\beta (y_{(r+1)}^2 + y_{(n-r)}^2) - m\hat{\mu}_{MML}^2$$

$$\alpha = \frac{f(t)}{q} - \beta t$$

$$\beta = -\frac{f(t)}{q} \left[t - \frac{f(t)}{q} \right]$$

$$q = \frac{r}{n}$$

dir. t değeri $F(t) = 1 - q$ eşitliğini sağlayacak şekilde belirlenir. $f(t)$, Y rassal değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu, $F(t)$, dağılım fonksiyonunu ve r budanacak gözlem sayısını gösterir. Hesaplamaları kolaylaştırmak amacıyla çeşitli n ve $r = 0,5 + 0,1n$ değerleri için α ve β değerleri tabloluşturulmuştur (Tiku, 1967).

4. UYGULAMA

Çalışmada kullanılan sağlam tahmin edicilere dayanan HDS \bar{X} kontrol grafiğinin limitlerini hesaplamak ve geleneksel HDS \bar{X} kontrol grafiğinin limitleriyle karşılaştırmak için Farnum (1992)'den alınan farklı hedeflere sahip dört farklı makine parçasına ilişkin ölçümler kullanılmıştır. Tablo 1, söz konusu üretim sürecindeki makine parçalarına ilişkin alt-grup ölçümlerini göstermektedir.

Tablo 1'deki veriler için (2.2) ve (3.1)'de verilen formüller kullanılarak geleneksel HDS \bar{X} ve sağlam tahmin edicilere dayanan HDS \bar{X} kontrol grafiği limitleri hesaplanmıştır. Söz konusu kontrol limitlerine ilişkin sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2'de, (\bar{y} ve R) tahmin edicileri kullanılarak hesaplanan geleneksel HDS \bar{X} kontrol grafiği en dar kontrol limitlerine sahiptir. Wave ($\hat{\mu}_W$ ve $\hat{\sigma}_W$), Hampel ($\hat{\mu}_H$ ve $\hat{\sigma}_H$) ve uyarlanmış en çok olabilirlik ($\hat{\mu}_{MML}$ ve $\hat{\sigma}_{MML}$) tahmin edicilerine dayanan kontrol limitleri ise aralık genişliği açısından birbirine yakın sonuçlar vermiştir. Bu veriler için geleneksel HDS \bar{X} ve sağlam tahmin edicilere dayanan HDS \bar{X} kontrol grafikleri çizilirse, sürecin kontrol altında olduğu görülür. Tablo 1'deki verilerin Q-Q grafiğine (Şekil 1) baktığımızda hedeften sapma değerlerinin doğru üzerinde yayılım gösterdiği ve normal dağılıma sahip olduğu gözlenmektedir. Dolayısıyla (\bar{y} ve R) tahmin edicilerine dayanan geleneksel HDS \bar{X} kontrol grafiğinin daha güvenilir olduğu söylenebilir.

Hedeften sapma değerlerinin normal dağıldığı durumda geleneksel HDS \bar{X} kontrol grafiğinin en dar kontrol limitlerine sahip olmasına karşın, normal dağılım varsayımının sağlanmaması durumunda nasıl sonuç vereceğini görmek amacıyla Tablo 1'deki veriler üzerinde bir miktar değişiklik yapılmıştır. Bunun için her

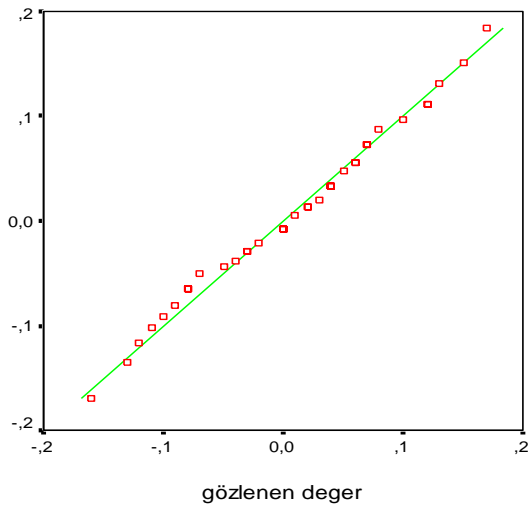
Tablo 1. P1, P2, P3 ve P4 parçalarına ilişkin ölçümler

Alt-grup	Parça	Hedef değer	x_{i1}	x_{i2}	x_{i3}	x_{i4}	x_{i5}
1	P1	1,50	1,50	1,56	1,56	1,41	1,53
2	P1	1,50	1,51	1,57	1,52	1,37	1,62
3	P1	1,50	1,63	1,42	1,50	1,52	1,65
4	P1	1,50	1,54	1,57	1,42	1,67	1,62
5	P2	0,50	0,39	0,47	0,48	0,34	0,43
6	P3	2,00	2,08	2,04	1,96	2,10	1,92
7	P4	2,50	2,57	2,50	2,55	2,47	2,54
8	P4	2,50	2,38	2,50	2,45	2,40	2,54

Tablo 2. Geleneksel HDS \bar{X} ve sağlam tahmin edicilere dayanan HDS \bar{X} kontrol limitleri

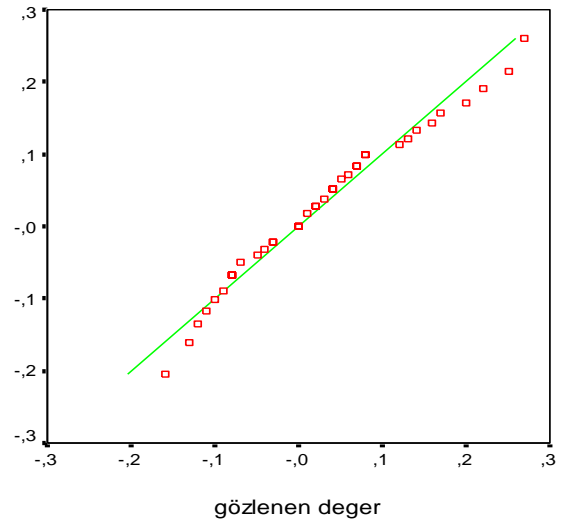
Tahmin Ediciler	AKL	MÇ	ÜKL	Aralık genişliği
\bar{y} ve R	-0,0978	0,0075	0,1128	0,2106
$\hat{\mu}_{Med}$ ve $\hat{\sigma}_{MAD}$	-0,1129	0,0113	0,1379	0,2508
$\hat{\mu}_{Trim}$ ve $\hat{\sigma}_{Win}$	-0,1350	0,0106	0,1563	0,2913
$\hat{\mu}_H$ ve $\hat{\sigma}_H$	-0,0824	0,0340	0,1503	0,2327
$\hat{\mu}_W$ ve $\hat{\sigma}_W$	-0,1052	0,0098	0,1249	0,2307
$\hat{\mu}_{MML}$ ve $\hat{\sigma}_{MML}$	-0,0992	0,0164	0,1321	0,2313

bir alt-gruptaki ölçüm değerlerinden en büyük değere sahip olan ölçüme 0.10 değeri ilave edilmiştir. Böylelikle hedeften sapma değerleri arasında aykırı değer yaratılarak, dağılımın normalden uzaklaşması amaçlanmıştır. Üzerinde değişiklik yapılmış yeni veri seti Tablo 3'teki gibidir.



Şekil 1. P1, P2, P3 ve P4 parçalarına ilişkin ölçümlerin Q-Q grafiği

Tablo 3'deki verilerin Q-Q grafiğine bakıldığında (Şekil 2), uç değerlerin doğru üzerinde çıkmadığı dolayısıyla hedeften sapma değerlerinin normal dağılmadığı söylenebilir.



Şekil 2. Değişiklik yapılmış ölçümlerin Q-Q grafiği

Tablo 3'deki veriler kullanılarak geleneksel HDS \bar{X} ve sağlam tahmin edicilere dayanan HDS \bar{X} grafikleri için hesaplanan kontrol limitleri Tablo 4'de verilmiştir. Bu tabloya göre, ($\hat{\mu}_{MML}$ ve $\hat{\sigma}_{MML}$) tahmin edicilerine dayanan HDS \bar{X} kontrol grafiği en dar kontrol limitlerine sahiptir. Diğer bir deyişle, ($\hat{\mu}_{MML}$ ve $\hat{\sigma}_{MML}$) tahmin edicilerine dayanan kontrol grafiği, hedeften sapma değerlerinin normal dağılmadığı (yada aykırı değerlerin varlığı) durumunda en iyi sonucu vermiştir. (\bar{y} ve R) tahmin edicilerine da-

Tablo 3. P1, P2, P3 ve P4 parçalarına ilişkin değişiklik yapılmış ölçümler

Alt-grup	Parça	Hedef değer	x_{i1}	x_{i2}	x_{i3}	x_{i4}	x_{i5}
1	P1	1,50	1,50	<u>1,66</u>	1,56	1,41	1,53
2	P1	1,50	1,51	1,57	1,52	1,37	<u>1,72</u>
3	P1	1,50	1,63	1,42	1,50	1,52	<u>1,75</u>
4	P1	1,50	1,54	1,57	1,42	<u>1,77</u>	1,62
5	P2	0,50	0,39	0,47	<u>0,58</u>	0,34	0,43
6	P3	2,00	2,08	2,04	1,96	<u>2,20</u>	1,92
7	P4	2,50	<u>2,67</u>	2,50	2,55	2,47	2,54
8	P4	2,50	2,38	2,50	2,45	2,40	<u>2,64</u>

Tablo 4. Değişiklik yapılmış ölçüm değerleri için geleneksel HDS \bar{X} ve sağlam tahmin edicilere dayanan HDS \bar{X} kontrol limitleri

Tahmin Ediciler	AKL	MÇ	ÜKL	Aralık genişliği
\bar{y} ve R	-0,1355	0,0275	0,1905	0,3260
$\hat{\mu}_{Med}$ ve $\hat{\sigma}_{MAD}$	-0,1221	0,0125	0,1471	0,2692
$\hat{\mu}_{Trim}$ ve $\hat{\sigma}_{Win}$	-0,1879	0,0231	0,2341	0,4220
$\hat{\mu}_H$ ve $\hat{\sigma}_H$	-0,1291	0,0507	0,2307	0,3598
$\hat{\mu}_W$ ve $\hat{\sigma}_W$	-0,1475	0,0227	0,1929	0,3405
$\hat{\mu}_{MML}$ ve $\hat{\sigma}_{MML}$	-0,0992	0,0164	0,1321	0,2313

yanan kontrol limitleri, ($\hat{\mu}_{MML}$ ve $\hat{\sigma}_{MML}$) tahmin edicileri ile ($\hat{\mu}_{Med}$ ve $\hat{\sigma}_{MAD}$) tahmin edicilerine dayanan kontrol limitlerinden daha geniş, ($\hat{\mu}_{Trim}$ ve $\hat{\sigma}_{Win}$) tahmin edicilerine dayanan kontrol limitlerinden ise daha dardır. Diğer taraftan ($\hat{\mu}_H$ ve $\hat{\sigma}_H$) ve ($\hat{\mu}_W$ ve $\hat{\sigma}_W$) tahmin edicilerine dayanan kontrol limitleri ile benzer sonuçlar vermiştir.

Sonuç olarak, hedef değerden sapmalara ilişkin gözlem değerleri normal dağılmadığı durumda, geleneksel HDS \bar{X} kontrol grafiğinin yerine sağlam tahmin edicilere dayanan HDS \bar{X} kontrol grafiğinin kullanılması daha güvenilir sonuçların elde edilmesini sağlar.

5. SONUÇ VE TARTIŞMA

İstatistiksel kalite kontrolünde geleneksel HDS \bar{X} kontrol grafiğinin kullanılması ancak hedef değerden sapmaların dağılımının normal olduğu hallerde mümkündür. Aksi durumda geleneksel HDS \bar{X} kontrol grafiğinin kullanılması yanlış kararlar vermeye yol açabilir. Çünkü hedef değerden sapmaların dağılımının normal olmaması α riskinin normal dağılım için verilen 0,0027 teorik değerinden farklılaşmasına ve dolayısıyla kontrol limitleri arasındaki aralık genişliğinin artarak kontrol altında olmayan bir sürecin kontrol altındaymış gibi algılanmasına yol açabilir.

Hedef değerden sapmaların dağılımının normal olmadığı hallerde örneklem hacmini arttırmak ya da Box-Cox dönüşümü yaparak geleneksel kontrol grafiklerini kullanmak bir çare olarak düşünülebilir. Bununla beraber örneklem hacmini arttırmak ekonomik sebeplerden dolayı her zaman mümkün olmayabilir. Box-Cox dönüşümü ise her veri seti için uygun olmayabilir. Ayrıca konum ve ölçek parametreleri anlamlı parametrelere dönüşemeyebilir.

İstatistiksel kalite kontrolünde dönüştürülmüş veri yerine orijinal veri kullanan ve hedef değerden sapmaların normal dağılıma sahip olmadığı durumlardan etkilenmeyen sağlam tahmin edicilere dayanan yöntemler tercih edilmelidir.

Bu çalışmada, Kocherlakota ve Kocherlakota (1995) tarafından sağlam Shewhart kontrol grafiklerinin oluşturulması için önerilen yöntem HDS \bar{X} kontrol grafiği için kullanılmış, hedef değerden sapmaların normal dağıldığı ve dağılmadığı durumlara ilişkin birer örnek üzerinde sağlam tahmin edicilere dayanan kontrol limitleri elde edilmiş ve geleneksel HDS \bar{X} kontrol limitleri ile karşılaştırılmıştır.

Çalışmanın devamında çeşitli dağılımlar (uzun kuyruklu simetrik, kısa kuyruklu simetrik ve çarpık dağılımlar) için HDS \bar{X} kontrol grafiğinde kullanılabilecek sağlam tahmin ediciler belirlenecek ve bu tahmin edicilere dayanan kontrol limitleri geliştirilecek, Monte Carlo simülasyonu ile kontrol limitleri genişliği ve ortalama çalışma uzunluğu bakımından geleneksel kontrol grafikleri ile karşılaştırmalar yapılacaktır. Temel bir çalışma niteliğinde olan bu çalışmanın asıl amacı bahsedilen dağılımlar için kontrol limitlerinin geliştirilmesine önemli bir katkı sağlama çabasının düşünülmesidir. Diğer bir amacımız ise gerçek hayat problemlerinde araştırmacılara değişik bir bakış açısı kazandırabilmektir.

KAYNAKÇA

- Andrews, D. F., Bickel, P. J., Hampel, F., Huber, P., Rogers, F. ve Tukey, J. W. (1972). *Robust Estimation of Location: Survey and Advances*. Princeton University Press, Princeton.
- Andrews, D. F. (1974). A robust method for multiple linear regression. *Technometrics* 16, 523-531.
- Besterfield, D. H. (1998). *Quality Control*. Prentice-Hall International, Inc., New Jersey.
- Breyfogle, F. W. (1999). *Implementing Six Sigma: Smarter Solutions Using Statistical Methods*. John Wiley & Sons, Inc., Canada.
- Farnum, N. R. (1994). *Modern Statistical Quality Control and Improvement*. Wadsworth Publishing Company, California.
- Geary, R. C. (1947). Testing for normality. *Biometrika* 34, 209-220.

- Gross, A.M. (1976). Confidence interval robustness with long tailed symmetric distributions. *JASA* 71, 409-416.
- Hampel, F. R. (1974). The influence curve and its role in robust estimation. *J. Amer. Statist. Ass.* 62, 1179-1186.
- Hoaglin, D. C., Mosteller, F. ve Tukey, J. W. (1983). *Understanding Robust and Exploratory Data Analysis*. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Huber, P. J. (1964). Robust estimation of a location parameter. *Annals Math. Stat.* 35, 73-101.
- Huber, P. J. (1977). Robust Statistical Procedures. *Regional Conference Series in Applied Mathematics No.27*, Soc. Industr. Appl. Math., Philadelphia.
- Kocherlakota, K. ve Kocherlakota, S. (1995). Control charts using robust estimators. *Total Quality Management* 6(1), 79-90.
- Montgomery, D. C. (1997). *Introduction to Statistical Quality Control*. John Wiley & Sons, Inc., Canada.
- Rousseeuw, P. J. ve Leroy, A. M. (1987). *Robust Regression and Outlier Detection*. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Summers, D. C. S. (1997). *Quality*. Prentice-Hall International, Inc., New Jersey.
- Şenoğlu, B. ve Tiku, M. L. (2001). Analysis of variance in experimental design with non-normal error distributions. *Commun. Stat. Theory Meth.* 30, 1335-1352.
- Şenoğlu, B. ve Tiku, M. L. (2002). Linear contrast in experimental design with non-identical error distributions. *Biometrical J.* 44, 359-374.
- Tiku, M. L. (1967). Estimating the mean and standart deviation from a censored normal sample. *Biometrika* 54, 155-166.
- Waters, C. D. J. (1992). *Inventory Control and Management*. John Willey & Sons, Inc., England.



Hatice Fidan, 1992 yılında Anadolu Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü'nden mezun oldu. 1994 yılında Osmangazi Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü'nde araştırma görevlisi olarak göreve başladı. Yüksek lisans eğitimini 1995 yılında, doktora eğitimini 2002 yılında Osmangazi Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü'nde tamamladı. Halen Osmangazi Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü'nde Yardımcı Doçent olarak görev yapmaktadır.



Birdal Şenoğlu, Ankara Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümünde halen Doçent olarak görev yapmaktadır. Lisansını ODTÜ, İstatistik Bölümünde, Yüksek Lisansını Iowa Devlet Üniversitesi, İstatistik Bölümünde, Doktorasını (2000) ODTÜ, İstatistik Bölümünde yapmıştır. Temel çalışma alanları Deney Tasarımı ve Robust İstatistiklerdir.