

STOKASTİK BAŞABAŞ ANALİZİ

Prof.Dr.Muammer ERDOĞAN(*)

1. GİRİŞ

Başabaş analizi ve başabaş grafikleri, işletmelerin karar verme sorumluluğunu yüklenenler arasında çok uzun süreden beri kullanılmaktadırlar. Zira düzenlemeleri basit olduğu gibi yorumlanmaları da kolay olan bu grafikler, karar vericiyi, yeni fikirlerle veya başarıyla ilgili bilgiler sağlayarak sistemli olarak çalışmaya zorlamaktadırlar(1). Amacı; hacim, fiyat ve kâr arasındaki ilişkiye dikkati toplamak olan başabaş analizi, geçmiş verilere uygulanabildiği gibi ileriye yönelik tahminler için de kullanılabilirdiğinden dolayı bütçeleme ile arasında yakın bir ilişki vardır(2).

Faliyet-Hacim-Kâr Analizi olarak da isimlendirilen başabaş analizi aslında, bütçe verileri kullanılarak ileriye yönelik tahminlerin geliştirilmesine katkıda bulunacağından, kâr planlaması ve denetiminde önemli bir yere sahiptir(3). Fakat söz konusu ileriye yönelik tahminler için kullanılacak başabaş analizi, maliyetin değişkenliğine dayanan esnek ve dinamik bir maliyet-hacim-kâr analizi olacaktır. Zira şartları sabit varsayan ve dolayısıyla geleceği haber vermede güvenilir bir araç olan geleneksel başabaş analizi kullanılırsa, maliyet analizinde önemli sorunlar doğurur(4).

Diğer taraftan başabaş analizleri, ileriye dönük tahminlerde kullanılacağı zaman gelecekteki risk yada belirsizliği de kapsamalıdır(5). Halbuki geleneksel başabaş analizleri, talep projeksiyonlarının belirlilik varsayımlarına dayandırılırlar. Yani, her ne kadar faaliyetin içinde bulunduğu koşullar belirsiz ise de, belirli olduğu varsayılarak analizler deterministik şekilde yapılırlar(6). Aslında çoğu durumlarda talep bilinen veya varsayılan bir olasılık dağılımına sahiptir. Dolayısıyla satış projeksiyonları, bu dağılımın beklenen değerine (ortalamasına) yönelerek yapılmalıdır(7).

(*) Dicle Üniversitesi Diyarbakır Meslek Yüksekokulu

Tahmin edilen satış miktarları kesikli bir ihtimal dağılımına sahip olmakla beraber, hesaplamaların kolay olması ve durumu daha gerçekçi bir şekilde belirtmesi bakımından sürekli ihtimal dağılımının kullanılması daha uygundur. Genellikle kullanıldığı gibi, burada da kullanılacak dağılım; düzgün, simetrik, sürekli ve çan şeklinde normal ihtimal dağılımı olacaktır(8). Bu dağılımın ortalaması yanında, ortalama esas alınmak üzere dağılımdaki yaygınlığın ölçüsü olan standart sapmanın da belirlenmesi gerekecektir(9).

Böylece satış miktarlarıyla ilgili yapılan tahminlerin ortaya koyacağı ihtimal dağılımına dayanarak elde edilen ve stokastik veya probabilistik olarak isimlendirilen başabaş analizi, geleceğin belirsizliğini de dikkate almış olacaktır.

2. SATIŞ TAHMİNLERİNİN ORTALAMASI VE STANDART SAPMASI

TABLO 1

(A) UN FABRİKASI

Beklenen Satışların Ortalamasını ve Standart Sapmasını Belirlemek İçin Çalışma Tablosu - 1984

1 Aylar	2 Beklenen Satışlar	3 $X - \bar{X}$	4 $(X - \bar{X})^2$
Ocak	4.449	- 1.299	1.687.401
Şubat	4.290	- 1.458	2.125.764
Mart	4.849	- 899	808.201
Nisan	5.421	- 327	106.929
Mayıs	5.815	67	4.489
Haziran	6.022	274	75.076
Temmuz	6.078	330	108.900
Ağustos	5.884	136	18.496
Eylül	6.546	798	636.804
Ekim	7.090	1.342	1.800.964
Kasım	6.359	611	373.321
Aralık	6.173	425	180.625
TOPLAM	68.976	0	7.926.970

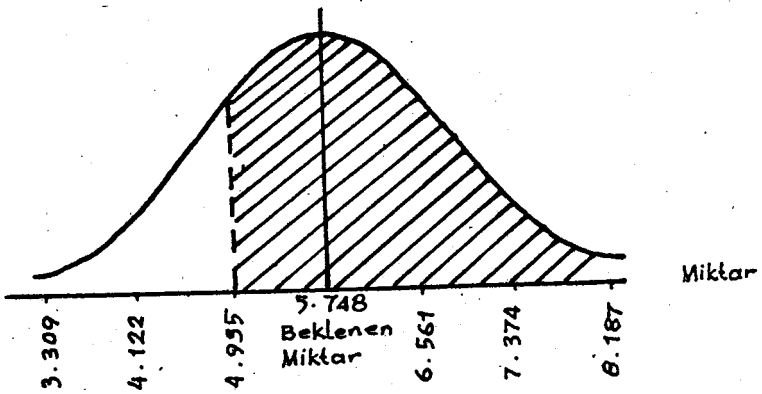
$$\text{ORTALAMASI } \bar{X} = \frac{68.976}{12} = 5.748, \text{ STANDART SAPMASI } s = \frac{7.926.970}{12} = 813$$

(A) Un Fabrikası'nın 1984 yılında beklenen satışları, 10 yılın aylık fiili satışlarından en küçük kareler yöntemi kullanarak 68.976 çuval olarak elde edilmiştir. Ayrıca 10 yılın aylık fiili satışlarından hesap edilen aylık indekslerle bu rakam ayrı ayrı çarpılarak 1984 yılının aylarında beklenen satışlar belirlenmiş ve yukarıdaki Tablo 1 in 2. sütununda gösterilmiştir(10).

Tablo 1, beklenen satışların ortalamaları bulunduktan sonra standart sapmayı belirlemek için standart sapma formülündeki $(X-X)^2$ nin hesaplanması amacıyla düzenlenmiştir. Böylece Tablo 1'den elde edilen rakamlara göre, fabrikanın 1984 yılında yapacağı satışların aylık ortalaması 5.748 çuval, bu ortalamanın standart sapması ise 813 çuvaldır.

3. SATIŞLARIN FREKANS TABLOSU

Yukarıdaki tabloda yer alan beklenen satışlar, bir tesadüfi değişken varsayılarak başabaş analizlerinde kullanılabilir. Tahmini satışların Tablo 1'den hesap edilen 5.748 çuvallık ortalaması, aşağıdaki normal dağılım eğrisinin yatay ekseninin orta noktasıdır. Dağılımın yatay ekseninde sıralanmış olan tahmini satış miktarları, ortalamaya standart sapmanın eklenmesi ve düşülmesiyle elde edilmiştir. Yani ortalamanın (beklenen miktarın) sağındaki 1 standart sapma; $(5.748+(1)(813)=6.561$ çuval, 2 standart sapma; $(5.748+(2)(813)=7.374$ çuval ve 3 standart sapma; $(5.748+(3)(813) = 8.187$ çuval olarak belirlenmiştir. Ortalamanın solundaki satış miktarlarında aynı şekilde 1, 2 ve 3 standart sapmanın ortalamadan çıkarılmasıyla elde edilmiştir.



(Grafik I)

Tüm normal dağılım eğrilerinde olduğu gibi, yukarıdaki normal dağılım eğrisinin altında kalan alanın toplamı da 1'e eşittir. Başka bir anlatımla, bu eğri altındaki alan % 100 ihtimali kapsamaktadır. Dolayısıyla bu alan, söz konusu tahmini satış miktarlarının gerçekleşme ihtimalini ifade etmekte kullanılabilecektir. Zira örneğin, satışların 4.953 çuvaldan fazla olması olasılığı, çizgili olarak gösterilmiş alandır, denilebilir.

Yukarıdaki dağılım eğrisinin yatay ekseninde yer alan satış miktarı aşağıdaki Tablo 2'nin 1. sütündeki gibi de gösterilebilir. Bu sütündeki tesadüfi değişken olan satışlar için seçilmiş aralıklar 5.748 çuvallık ortalamaya ve 813 çuvallık standart sapma genişliğine göre belirlenmiştir. Tablonun ikinci sütunu her bir aralığın, dağılımın ortalamasından olan standart sapmanın sayısını belirtmektedir. 3. sütun ise, normal dağılım eğrisi altındaki toplamı 1 olan alandan ortalamadan sağa ve sola 1, 2 ve 3 standart sapmalara düşen yüzdeleri vermektedir. Bu değerler herhangi bir z cetvelinden elde edilip yuvarlaklaştırılmıştır.

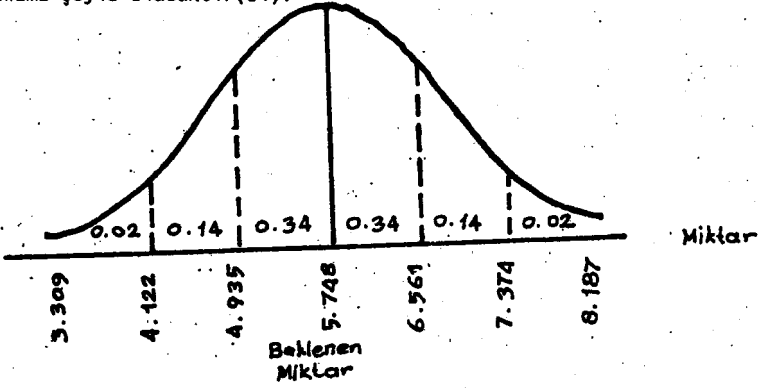
Tablo 2'nin 4. ve 5. sütunları ise, sütun 3'teki değerlerin azalarak veya artarak kümüle edilmişlerdir. Böylece yukarıdaki normal dağılım eğrisi altındaki taranmış kısmın, 5. sütünde görüldüğü gibi 0,84 olduğu ortaya çıkmaktadır. Bir diğer anlatımla, satışların 4.935 çuvaldan fazla olması ihtimali % 84'tür.

TABLO 2
(A) Un Fabrikası

Satışların Probabilistik Frekans Fonksiyonu - 1984 yılı için

1	2	3	4	5
Tesadüfi Değişken Satışlar	Standart Sapmalar	Dağılım	Kümülatif Artan	Dağılımlar Azalan
3.309 - 4.121	- 3	0,02	0,02	1,00
4.122 - 4.934	- 2	0,14	0,16	0,98
4.935 - 5.747	- 1	0,34	0,50	0,84
5.748 - 6.560	1	0,34	0,84	0,50
6.561 - 7.373	2	0,14	0,98	0,16
7.374 - 8.186	3	0,02	1,00	0,02
		1.00		

Tablo 2'nin 3. sütunundaki yüzdeler, yukarıdaki normal dağılım eğrisi üzerinde de gösterilebilir. Böylece normal dağılım eğrisi altındaki toplam 1 olan alanın, seçilmiş noktalar arasında bölünmüş durumu şöyle olacaktır(14).



(Grafik II)

4. KARA GEÇİŞ NOKTASININ BELİRLENMESİ

(A) Un Fabrikasının 1984 yılı aylarındaki kâra geçiş noktasını belirlemek için gerekli olan veriler şöyledir:

- Fabrika, sadece 79/81 randımanlı un üretmekte ve bunu net 71.5 kilogramlık tek tip çuvallar içerisinde 2.820 liradan satışa sunmaktadır.

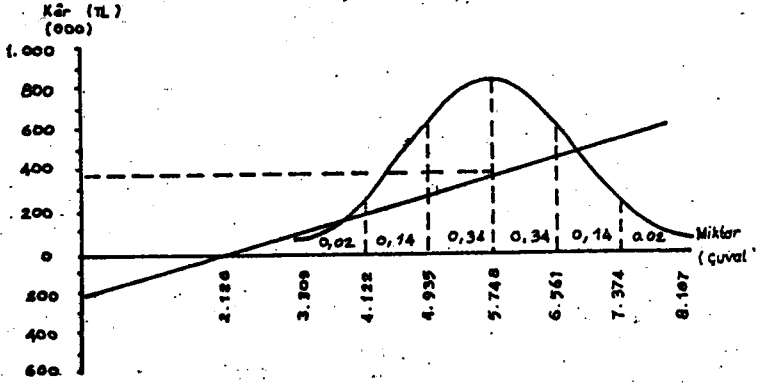
- Ocak 1984 için sabit maliyet ve giderler (Genel üretim maliyeti, Yönetim ve Satış giderleri) toplamı; 1.066.122 TL. dir.

- Bir çuval un başına beklenen değişken maliyet; 2.619,

Böylece fabrikanın kâra geçiş noktası, başka bir ifadeyle kâra geçiş noktasındaki satış miktarı;

$$S = \frac{1.066.122}{2.820 - 2.619,58} = 5.319 \text{ çuval olacaktır(15).}$$

Bu sonuç grafikte gösterilecek olursa, yukarıdaki normal dağılımın üzerine kâr fonksiyonunun yerleştirilmesi gerekecektir. Yine yukarıda sıralanan verilere göre (A) Un Fabrikası'nın kâr fonksiyonu; "-1.066.122 + 200,42 S" olduğundan kâra geçiş noktasını gösterecek grafik aşağıdaki gibi olacaktır:



(Grafik III)

Yukarıdaki grafikte görüldüğü gibi, kâr fonksiyonunun satış miktarlarını ifade eden yatay eksenini kestiği nokta, kâra geçiş noktasıdır. 5.319 çuval olan bu noktayı elde etme ihtimali, 5.319 çuvaldan 8.187 çuvala kadar olan, yani % 79 olup yukarıdaki grafikten kolaylıkla hesaplanabilmektedir. Grafığe bakarak başka miktarların gerçekleşme ihtimalleri de belirlenebilir. Örneğin, satış miktarının 6.561 çuval olması ihtimali % 16, beklenen satışların gerçekleşme ihtimali % 50'dir. Diğer taraftan satış miktarlarının 4.121 çuval veya az olması ihtimali ise, % 30 dur.

Yukarıdaki grafikten satışların doğuracağı kârlar da belirlenebilir. Nitekim aşağıda formülle tam olarak belirlenecek beklenen kâr, grafikten yaklaşık olarak okunabilmektedir. Burada beklenen kârın yaklaşık olarak 10.000 lira civarında olacağıda okunabilmektedir.

(A) Un fabrikası ile ilgili olarak verilmiş olan bilgilere dayanarak beklenen kâr; $E(Z) = E(Q) (P - V) - F$ formülünden hesaplanacaktır(16). Formülde;

$E(Z)$: Beklenen kârı

$E(Q)$: Beklenen satışları

P : Fiyatı

V : Değişken maliyeti

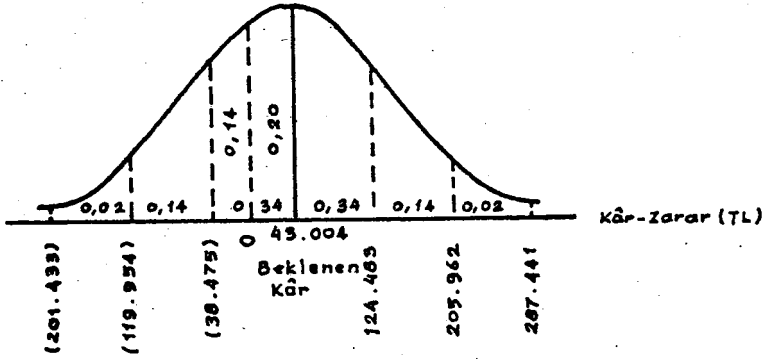
F : Sabit Maliyet ve giderleri, ifade etmektedir.

Söz konusu bilgiler formülde yerine konulursa, beklenen 5.748 çuval un satışından elde edilecek beklenen kâr:

$E(Z) = (5.748)(2.820 - 2.619,58) - 1.066.122 = 85.892$ lira olacaktır.

Satış miktarı ile direkt ilişkili olan kâr, yukarıdaki grafikte ifade edildiğinden değişik bir şekilde, kâr esasına göre düzenlenecek bir normal dağılım eğrisiyle de gösterilebilir. Mademki satış miktarlarının probabilistik dağılımını gösteren yukarıdaki grafik normal dağılım gösteriyordu, o halde bununla direkt bir ilişki içerisinde olan kârların probabilistik dağılım eğrisi de normal dağılıma sahip olacaktır(17). Aslında iki normal dağılımlı ve istatistiki olarak bağımsız tesadüfi değişkenden elde edilecek değişkenin de normal dağılımlı olması ancak 0,05 önem seviyesinde bu iki değişkenin varyasyon katsayılarının toplamının % 12 ve daha küçük olması halinde ileri sürülmüştür(18). Bununla beraber burada, bu konuyla ilgili ayrıntıya girilmeyecek ve her durumda dağılımın normal olacağı varsayılacaktır.

Kârların probabilistik dağılım eğrisinin ortalaması, yukarıda belirlendiği gibi 85.892 lira, standart sapması ise 813 çuval olarak hesaplanan satış miktarlarının standart sapması ile satışların çuval başına katkı payı olan (2.820-2.619,58)=200,42 liranın çarpılmasıyla elde edilecek olan 162.941 liradır. Böylece ortalaması 85.892 lira ve standart sapması 102.941 lira olan kârların probabilistik dağılım eğrisi, aşağıdaki gibi çizilecektir.



(Grafik IV)

Probabilistik kâr dağılımını gösteren yukarıdaki şekil, kârın probabilistik frekans fonksiyonu olarak aşağıdaki Tablo 3'te ayrıca tablolaştırılmıştır:

Böylece yukarıda çizilmiş olan probalistik kâr dağılımı grafiği ve normal dağılım cetveli kullanılarak, probalistik kâr ve zararlar ilgili pek çok ihtimaller belirlenebilir. Örneğin;

- Kârların sıfırdan küçük olması ihtimali: Sıfır kâr noktası (85.892-0)/162.941=0,50 ortalamadan 1/2 standart sapma sola düşmekte-

TABLO 3
(A) Un Fabrikası

<u>Kârın Probabilistik Frekans Fonksiyonu - 1984 yılı için</u>			
1	2	3	4
Tasadüfî Değişken Kârlar	Dağılım	Kümülatif Dağılımlar Artan	Azalan
(402.931) - (239.991)	0,02	0,02	1,00
(239.990) - (77.050)	0,14	0,16	0,98
(77.049) - (1)	0,14	0,30	0,84
0 - 85.891	0,20	0,50	0,70
85.892 - 248.832	0,34	0,84	0,50
248.833 - 411.773	0,14	0,98	0,16
411.774 - 574.714	<u>0,02</u>	1,00	0,02
	1,00		

dir. 0,50 standart sapmanın normal dağılım cetvelindeki değeri yaklaşık olarak 0,20'dir. O halde, kârların sıfırdan küçük olması ihtimali; $0,50 - 0,20 = 0,30$ 'dur.

- Kârların sıfırdan büyük veya sıfıra eşit olması ihtimali; $0,50 + 0,20 = 0,70$ 'dir.

- Kârın 100.000 liradan fazla olma ihtimali; $(85.892 - 100.000) / 162.941 = -0,086$ 'dır. Böylece 100.000 lira ortalamadan 0,086 standart sapma sağa düştüğü ve 0,086'nın cetveldeki değerinin yaklaşık 0,47 olduğu anlaşılabilir, kârların 100.000 liradan fazla olma ihtimalinin % 47 olduğu söylenebilir.

- 200.000 liradan daha fazla zarar etme ihtimali: $(85.892 - (-200.000)) / 162.941 = 1,76$. 1,76 standart sapma sola düşen 200.000 lira zararın cetveldeki değeri, yaklaşık olarak 0,004'tür. O halde, 200.000 lira veya daha fazla zarar etme ihtimali % 4'tür.

Bu ihtimallerden bazısı, Tablo 3'te görülmektedir. Tablo 3'ün 1. Sütunundaki aralıklar daraltılarak daha kullanışlı duruma getirilebilir. Bu tablodan sadece kâr dağılımının ne olduğu bilinmeyecek, aynı zamanda kâra geçiş noktasındaki satış miktarı ile kârın sıfır olması ihtimalide belirlenebilecektir. Diğer taraftan bu tablo ve yukarıdaki analiz ile yönetici, ürün çeşitleri arasında karşılaştırma yaparken, her ürün çeşidinin kapsadığı risk, bu ürünlerin beklenen kârları ve bunların başbaşa noktaları hakkında yeterli bilgi sahibi

olacaktır. Böylece firmanın, kâr veya zarar konusundaki davranışı ile alternatifler arasında bir seçim yapması kolaylaşacaktır(19).

5. DEĞİŞKENLERİN NORMAL DAĞILIMLI OLMAMASI VEYA DAĞILIM ŞEKLİNİN BİLİNMEMESİ

İstatistik teorisinde büyüklüğü 30 veya daha fazla olan örneklerde (Tarihi bilgilerde) normal dağılım özelliklerinden yararlanabileceği belirtilmektedir(30'dan küçük örneklerde ise t dağılımı kullanılır)(20). Aslında normal dağılım, istatistiğin yaygın olarak kullanılmasını sağlayan çok değerli özelliklere sahip olduğundan dağılımların temel taşı olarak düşünülebilir. Bununla birlikte, normal dağılım göstermeyen pek çok ekonomik değişkenin olacağı da bir gerçektir(21). Değişkenler şayet normal dağılım göstermiyorsa, dağılımın şekli bilinmek şartıyla onlar, normal dağılımlı şekle çevrilebilirler(22). Örneğin, normal dağılımlı olmayan değişkenlerin tarihi bilgilerinin logaritmalarından gidilerek, normal dağılıma yakın dağılımlar elde edilebilmektedir(23).

Değişkenlerin dağılım şekli bilinmiyorsa veya bu konuda yeterli tarihi bilgi yoksa, Tchebycheff eşitsizliği veya daha kusursuz olduğu kabul edilen ve bir kaç Tchebycheff-tip eşitsizliklerden biri olan Camp-Meidell eşitsizliği kullanılabilir(24).

$$Pr \left(|X - E(X)| \geq k\sigma \right) \leq \frac{1}{k^2}$$

şeklinde formüle edilen.

ve X'in bir tesadüfi değişkeni, E(X)'in X in beklenen değerini, σ 'nun X in standart sapmasını, k'nin pozitif bir sabiti ifade ettiği Tchebycheff eşitsizliği, dağılımın şekline, şartlara ve varsayımlara bağlı olmadan kullanılmaktadır. Bu eşitsizliğin anlamı, tesadüfi değişkenin ortalamadan k standart ayrılı ölçüsünden daha fazla ayrılış gösterme ihtimali en fazla $1/k^2$ olabilir. Örneğin gözlenen değişkenin ortalamadan iki standart sapma kadar uzaklaştığı varsayılırsa, bunun ihtimali; $1/k^2 = 1/4 = 0,25$ 'dir. Tchebycheff eşitsizliğine göre bu durum, gözlemlerin en az % 75'inin ortalamadan iki standart sapma kadar uzaklaştığını ifade eder. Halbuki normal eğri için bu oran % 95'tir. Dolayısıyla Tchebycheff eşitsizliğinin oldukça toleranslı olduğu görülmektedir.

Değişen şartlar altında farklı bilgiler taşıyan tek ve çok değişkenli olayları birbirine uygun duruma getirmek üzere 13 farklı Tchebycheff-tip eşitsizlik taslağı teklif edilmiştir(25). Camp-Meidell eşitsizliği de bunlardan biri olup, şu şekilde formüle edilmiştir(26)(27):

$$\Pr (|X - E(X)| \leq ko) \frac{4}{9k^2}$$

Bu eşitsizliğe göre; dağılımdaki değerler $1 - 4 / 9k^2$ den fazlası $E(X) \pm ko$ içerisinde, $4 / 9k^2$ den azı ise $E(X) \pm ko$ dışında kalacaktır. Örneğin, yine $k=2$ olduğu takdirde ihtimal; $4 / 9 (4) = 0,11$ olacaktır. Başka bir anlatımla: Camp-Meidell eşitsizliğine göre, gözlemlerin % 89'u ortalamadan iki standart sapma kadar uzaklaşabilecektir. Yukarıda da belirtildiği gibi, normal dağılımda bu oran % 95' idi. Aslında Camp-Meidell eşitsizliği, $\Pr (|X - E(X)| \leq ko) \frac{4}{9} \frac{1 + s^2}{(k - s)^2}$ şeklindeki Tchebycheff eşitsizliğinden, dağılımın simetrik olması, yani asimetri ölçüsünün $S = 0$ olması, durumunda elde edilmiştir(28). Burada $S = E(X) - Mo / o(k - s)^2$ dır. Asimetri ölçüsünü ifade eden formüldeki Mo ise mod değeridir. Şayet dağılım simetrik olmayıp, örneğin, $S = 0,2$ olursa; $4 / 9 \frac{1 + 0,2^2}{(2 - 0,2)^2} = 0,142$ olacaktır.

Tchebycheff-tip eşitsizliklerden bazıları ile normal dağılım arasında bir karşılaştırma yapmak üzere şu tablo düzenlenmiştir(29).

Aralıklar	Dağılım aşağıdaki gibi olduğunda Tchebycheff ihtimalleri				
	Normal Olasılıklar	Tek modlu ve Simetrik	Tek modlu ve $S=0,10$	Tek modlu ve $S=0,50$	Dağılım Bilinmiyor
$E(X) - 1$	0,6826	0,5556	0,4459	0,0000	0,0000
$E(X) - 2$	0,9546	0,8889	0,8757	0,7532	0,7500
$E(X) - 3$	0,9974	0,9507	0,9467	0,9112	0,8889

Görüldüğü gibi, aralık daraldıkça Tchebycheff-tip eşitsizlikler normal dağılıma göre daha büyük farklılık gösterirler. Hatta, örneğin dağılımın şekli bilinmediği zaman 1 aralığındaki sapmalar gibi, Tchebycheff eşitsizliğinin bazı şekilleri için tam bir ihtimal dağılımı geliştirilemez. Fakat 1 nın ötesindeki sapmalar için ihtimaller tayin edilebilir. Diğer taraftan, dağılım tek modlu ve S nisbeten geniş ($S = 0,50$) olduğu zaman, 1 aralığındaki olasılıklar hesaplanamaz(30).

Dolayısıyla, şayet S nisbeten küçük ise veya dağılımın simetrik ve tek modlu olduğu biliniyor ise, olasılık ifadeleri 1 aralığı içerisinde de yapılabilir(31).

6. SONUÇ

Çağdaş işletme yöneticileri, sorunların karmaşıklığı yanında geleceğin belirsiz olduğu bir ortamda faaliyet gösterdiklerinden, üretim faaliyetlerine geçmeden önce, bir takım hazırlık çalışmalarında bulunurlar. İşletme yöneticilerinin üretime başlamadan önce yaptıkları bu çalışmalar genel anlamı ile bir plânlama çalışmasıdır. Kâr amacı ile kurulmuş işletmelerde hedef kâr elde etmek olduğundan, kâr plânlaması, bu plânlama çalışmalarının başında gelir.

Kâr plânlaması araçlarından biri olan başabaş analizi yapılırken, belirsizlik ve risk durumunu dikkate aldığı için en yararlı olabilecek kantitatif araçlardan ikisi; ihtimal teorisi ve istatistik yöntemlerdir. İlk zamanlarda stok plânlaması, kalite kontrolü ve piyasa araştırması projelerine yardım etmek üzere işletmelerde kullanılan bu yöntemler daha sonra, stoklarda beklenen sapma, alacakların tahsil edilebilme ihtimali, aşınmaya konu varlıklardan yararlanma süresinin tahmini gibi belirsizlik durumlarını açıklığa kavuşturmak amacıyla kullanılmaya başlanmıştır. Probabilistik veya daha fazla kabul görmüş ismi ile stokastik kavramlar, en son olarak sermaye yatırım analizinde, bütçe farkları analizinde ve nihayet kâr planlamasında ve buna bağlı olarak başabaş analizinde kullanılmıştır.

Bu yöntemlerin başabaş analizine uygulanması ile; yanlış sonuç çıkarma riski arzu edilen seviyeye indirilmek, iki değişken arasındaki ilişki ortaya çıkarılmakta, tahminler için bir kaç sonuçtan herhangi birinin gerçekleşme ihtimali önceden haber verilmekte ve böylece kâr plânlaması için oldukça yararlı sonuçlar alınabilmektedir. Stokastik başabaş analizi kullanılarak, örneğin, satışların ve kârın bir kaç ihtimalli sonucundan bir hangi birisinin meydana gelme ihtimali, önceden belirlenebilir. Örneğin, "kârın 10 milyon lira olması ihtimali % 70, 15 milyon lira olması ihtimali %40'tır" sonucuna varılabilir. Aynı sonuca satışlar için de varılabileceği gibi, işletmenin başabaş noktasına ulaşma ihtimali de belirlenebilmektedir.

D İ P N O T L A R

- (1) Anthony, Ted F.-Hugh J. Watson: "Probabilistic Breakeven Analysis", *Managerial Planning*, November-December 1976, Cilt 25, Sayı 3, s.12.
- (2) Welsch, Glenn A.:*Budgeting: Profit Planning and Control*, (4. Bası), Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, New Jersey 1976, s.449.
- (3) Welsch, Glenn A.: a.g.e., s.449.
- (4) Arnstein, William E.-Edgar A.Mack: "A New Approach to the Breakeven Chart", *Management Service*, March-April 1964, Cilt 1, s.60.
- (5) Jaedicke, Robert K.-Alexander A.Robichek: "Cost-Volume-Profit Analysis Under Conditions of Uncertainty", *The Accounting Review*, October 1964, s.917.
- (6) Anderson, Lana K.:*Expanded Breakeven Analysis for A Multi-Product Company*", *Management Accounting*, July 1975, Cilt LVII, Sayı 1, s.30.
- (7) Anderson, Lana K.: a.g.m., s.30.
- (8) Jaedicke, Robert K.-Alexander A.Robichek: a.g.m., s.919.
- (9) Jaedicke, Robert K.-Alexander A.Robichek: a.g.m., s.919.
- (10) Erdoğan, Muammer: *Sanayi İşletmelerinde Stokastik Kâr Bütçelerinin Hazırlanması, Denetimi ve Bir Uygulama*; Basılmamış Doçentlik Tezi, Erzurum, 1982, s.37.
- (11) Jaedicke, Robert K.-Alexander A.Robichek: a.g.m., s.921
- (12) Jaedicke, Robert K.-Alexander A.Robichek: a.g.m., s.919
- (13) Jaedicke, Robert K.-Alexander A.Robichek: a.g.m., s.921-922.
- (14) Runyon, Richard P.-Audrey Haber: *Fundamentals of Behavioral Statistics*, (2.Bası); Addison-Wesley Publishing Company, Inc., Reading, Massachusetts, 1971, s.84.

- (15) Jaedicke, Robert K.-Alexander A.Robichek: a.g.m., s.921.
- (16) Jaedicke, Robert K.-Alexander A.Robichek: a.g.m., s.922.
- (17) Jaedicke, Robert K.-Alexander A.Robichek: a.g.m., s.923.
- (18) Ferrara, William L.-Jack C.Hayya-David A.Nachman:"Normalcy of Profit in the Jaedicke-Robichek Model", *The Accounting Review*, April 1972, Cilt XLVII, Sayı 2, s.307.
- (19) Jaedicke, Robert K.-Alexander A.Robichek: a.g.m., s.924.
- (20) Jaedicke, Robert K.-Alexander A.Robichek: a.g.m., s.378-379.
- (21) Buzby, Stephen L. :Extending the Applicability of Probabilistic Management Planning and Control Models", *The Accounting Review*, January 1974, Cilt XLIX, sayı 1, s. 44.
- (22) Buzby, Stephen L.:a.g.m. s.45.
- (23) Hillard, Jimmy E.-Robert E.Leitch: "Cost-Volume-Profit Analysis Under Uncertainty: A Log Normal Approach", *The Accounting Review*, January 1975, Cilt 1, s.69-80.
- (24) Hayya, Jack C.-Ronald M.Copeland-K.Hung Chan:" On Extensions of Probabilistic Profit Budgets", *Decision Sciences*, January 1975, Cilt 6, Sayı 1, s.108.
- (25) Buzby, Stephen L.: a.g.m., s.47.
- (26) Buzby, Stephen,L.: a.g.m., s.47.
- (27) Hayya, Jack C.-Ronald M.Copeland-K.Hung Chan: a.g.m., s.108.
- (28) Buzby, Stephen L.: a.g.m., s.48.
- (29) Buzby, Stephen L.: a.g.m., s.49.
- (30) Buzby, Stephen L.: a.g.m., s.48.
- (31) Buzby, Stephen L.: a.g.m., s.49.