

n, okyanusun rengi, deniz durumu tahmini, gelgitler, deniz yüzü sıcaklığı gibi bilimsel veriler de sağlanmaktadır.

Derinlik Ölçerler

Deniz ve göl tabanlarının haritasını yapmak için kullanılan modern derinlik ölçerler «echo-sounder»lardır.

Bunlara ilişkin birkaç alet isim ve özeliği Çizelge : de verilmiştir.

ÇİZELGE		Ölçme Derinliği	Ölçme İnceliği	
ALETİN ADI				
MS 36 M	Echo-sounder Kelvin Hughes-England	100 m	± 0,1 m	±0,2 m
PEL 3	Echo-sounder ÜSSR	200 m	± 0,3	± 0,5 m
ATLAS—	Electronic Fried Krupp-W. Germany	1400 m	± 0,05 m	

- **NORMAL DAĞILIMDAN SAPMALAR**

Doç. Dr. Şerif HEKİMOĞLÖ

Karadeniz Üniversitesi

Ö Z E T

Genel olarak, gözlemlerden yahut gözlem, hatalarından oluşan örnek kümeler yaklaşık olarak normal dağılırlar. Büyük sayıda gözlemleri içeren örnek kümeler, aynı aletle, aynı gözlemci tarafından yapılmış olsa bile, dış fiziksel çevre koşullarının zamanla değişmesinden dolayı, çoğu kez normal dağılımdan belirgin olarak saparlar.

Jeodezide bazı büyük örnek kümelerin normal dağılımdan saptığı 19. yüzyılın son çeyreğinden beri gözlenmeye başlanmış ve bu sapmaları açıklamak için çeşitli dağılım modelleri ortaya atılmıştır. Bunların en yenisi ROMANOWSKI tarafından geliştirilmiş olan «Modüle Edilmiş Normal Dağılımlar» dır. Bu bildiride normal dağılımdan sapmaların oluşma nedenleri ile bu sapmalar için geliştirilen dağılım modelleri üzerinde durulacaktır,

ZUSAMMENFASSUNG

Stichproben aus Grundgesamtheiten der geodatischen Messtechnik sind meist von kleinem Umfang. Statistische Untersuchungen derartiger Stichproben setzen die Normalverteilung voraus. Stichproben von grossem Umfang weichen unter nichtstationären Bedingungen von der Normalverteilung signifikant ab, obwohl sie von demselben Beobachter und mit demselben Messinstrument durchgeführt werden.

Die Abweichungen von der Normalverteilung wurden beginnend mit dem letzten Viertel des 19. Jahrhunderts beobachtet. Zur Erfassung dieser beobachteten Abweichungen wurden vielfältige Ansätze vorgelegt. Hierzu zählt auch in den Jahren 1964-1974 entwickelte Modelle der modulierten Normalverteilungen von ROMANOWSKI. In diesem Vortrag wird über die bis jetzt entwickelten Verteilungsmodelle und einschliesslich der Entstehung von Abweichungen von der Normalverteilung Auskunft gegeben.

1. © İ R İ Ş

Günümüzde, gözlemleri veya gözlem hatalarını tam olarak değerlendirebilmek için, istatistik yöntemleri kullanmak gerekmektedir. Doğada yapılmış olan gözlemleri tümüyle deterministik (matematik) bir modelle açıklamak mümkün değildir. Bu nedenle stokastik (*) modelin de gözönüne alınmasıyla ancak bütünlük sağlanabilmektedir. Böylece gözlemler, genel olarak deterministik ve stokastik düşünce biçimleri ile doğru olarak açıklanabilmektedir.

Jeodezide aynı türden olan her gözlem dizisi bir örnek küme oluşturur. Gözlem dizilerinin içerdiği deterministik bilginin dışında kalan stokastik bilgiyi © lde edebilmek için, matematik istatistik bilimi bize çeşitli yöntemler sunmaktadır.

Jeodezideki uygulama ve , araştırmalarda ortaya çıkan az elemanlı gözlem dizilerinin genellikle normal dağılımlarına karşın, bazı büyük elemanlı gözlem dizilerinin normal dağılımdan saptığı bilinmektedir; örneğin İtalya Triyangülasyon Ağında 18085 üçgen kapanması, Orta Avrupa Triyangülasyon Ağında 914 üçgen kapanması, Mısır Nivelman Ağında 1186 halka kapanması, Türkiye Triyangülasyon Ağında 96 LAPLAGE kapanması vb. Genellikle bu sapmalar, ortalama değerin yakınında olmakta ve deneysel dağılım eğrisi normal dağılım eğrisine göre sivrilerek yükselmektedir. Bu sapmaları açıklayabilmek için BESSEL (1838), NEWCOMB (1886), LEHMANN - FILHES (1887), SCHOLS (1893), VAN DER STOCK (1905 - 1906), HELMERT (1907), JORDAN-EGGERT (1935), HORAC (1954), WASEF (1960), JORDAN-EGGERT-KNEISSL (1961), BÖHM (1967), ROMANOVSKI (1964-1974), VVINTER (1978) tarafından çeşitli dağılım modelleri geliştirilmiştir. Bunların dayandıkları ana düşünceler şöylece özetlenebilir.

- 1°. Gözlem hataları birbirinden bağımsız çok çeşitli etkilere kaynaklanır. Bunlardan hiçbirisi diğerine göre daha baskın değildir. Bu kavrayış olasılık hesabındaki merkezsel sınır değeri yasasına uygundur.

(*) *Stokastik* deyince, rasgele olayları araştıran olasılık teorisi, istatistik ve bunların uygulama alanları anlaşılır.

- 2.° Varyansları farklı çeşitli normal dağılmış kümelerin birleşmesinden oluşmuş bir karma küme veya bir karma dağılım düşünülür. SCHOLS, varyansları birbirinden diferansiyel anlamda ayrılan normal dağılmış kümelerin bir karışımını TAYLOR açılımı yardımıyla incelemiştir. HELMERT bu yaklaşıma karışım payları kavramını da katarak genelleştirmiştir.
- 3.° Parametreleri (y , = ortalama (umut) değer, a^2 — varyans) ayrı normal dağılmış kümelerin birleşmesinden oluşmuş bir karma (birleşik) dağılım düşünülür. Bu yaklaşım, WINTER tarafından karışım payları, parametrelerin sürekli bir fonksiyonu gibi düşünülerek genelleştirilmiştir.
- 4.° Deneyisel yaklaşımlar

Doğada elde edilen gözlem dizileri yani örnek kümeleri istatistiksel açıdan incelemek için geliştirilen çeşitli dağılım modellerini iki grupta toplamak olanaklıdır : Basit (tek doruklu) Dağılımlar, Karma Dağılımlar. Jeodezide karşılaşılan örnek kümeler bu ayırıma uygun bir yapı gösterir. Genellikle gözlem sayısı az ($n < 30,40$) olan örnek kümeleri basit dağılım modelleri ile daha doğrusu normal dağılımla açıklamak mümkündür. Daha büyük örnek kümelerin deneyisel dağılımlarını açıklamak bakımından basit dağılım modelleri (daha doğrusu normal dağılım) yetmediği zaman karma dağılım modelleri kullanılabilir. Bu bildiride karma dağılımlar, modüle edilmiş normal dağılımlar hakkında bilgi verilecek ve ayrıca normal dağılımdan sapmaların oluş nedenleri üzerinde durulacaktır.

2. MERKEZSEL SİNİR DEĞER YASASI

İlke olarak normal dağılım matematik istatistiğin temel direği olan matematik bir modeldir. Doğada gözlenmiş olan bir çok rasgele değişken, birbirinden az ya da çok bağımsız olan ve birbirine göre baskın olmayan etkilerin birbiri üzerine eklenmesiyle oluşmuş, yani birbirinden bağımsız rasgele değişkenlerin toplamı olarak kavranabilir, (SACHS 1978 S. 50). Bunlar yaklaşık normal dağılımda olurlar. Öyle ki bu oluşuma giren birbirinden bağımsız etkilerin veyahut rasgele değişkenlerin sayısı ne kadar çok olursa normal dağılıma yaklaşım o kadar iyi olur. Buna matematik istatistikte «Merkezsiz Sınır Değer Yasası» adı verilir. Bu yasayla, gözlemleri sözü edilen kavra-

yısa uygun olarak birbirinden bağımsız birçok etkinin toplanmasıyla oluşmuş bir çok örnek kümenin, neden yaklaşık normal dağıldığı açıklık kazanır. Normal dağılımın önemli olması da buradan kaynaklanır.

3. KARMA DAĞILIMLAR

Bazı gözlem dizilerinin dağılımlarını basit dağılım modelleri (normal dağılım, Poisson dağılımı, t. Student dağılımı vb.) ile açıklamak mümkün olmaz. Bu durumda türdeş (homojen) olmayan bir küme, yani birçok türdeş alt kümelerin karışmasından (birleşmesinden) oluşmuş bir karma küme söz konusudur. Karma kümeler, gözlemleri yaratan mekanizmanın durağan olmadığı, yani gözlemlerin aynı gözlemci tarafından ve aynı ölçme aleti ile yapılmadığı veyahut dış fiziksel evrenin (veya teknolojik yaratıcı sürecin) zaman içinde değiştiği zaman meydana gelir. (HENGST 1967, S. 216). Artık böyle oluşmuş örnek kümelerin türdeş bir kümeden çıktığı söylenemez. Karma kümeyi, ancak karışıma giren alt kümelerin parametreleri, karışım payları bilinirse tek anlamlı olarak tanımlamak olanaklıdır. Bu konu birçok istatistikçi tarafından araştırılmasına karşın pratik bir sonuç henüz bulunamamıştır (HENGST 1967, S. 219).

3.1. İKİLİ KARMA DAĞILIM

Karma dağılımların daha iyi anlaşılması açısından önce parametreleri ayrı iki normal dağılımın birleştirilmesi ele alınmıştır. $\phi_1(x)$ birinci $O_1(x)$ ikinci normal dağılımın olasılık fonksiyonu; p_1, p_2 karışım payları olsun. İki normal dağılımın birleşmesinden oluşan yeni karma dağılımın olasılık fonksiyonu

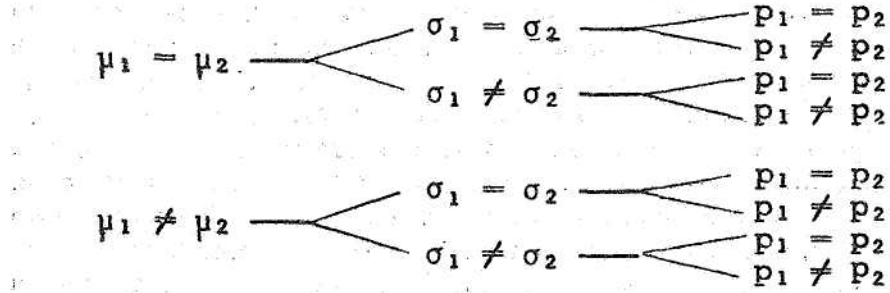
$$f(x) = p_1 \phi_1(x) + p_2 \phi_2(x)$$

biçiminde tanımlanır. Karma dağılımın ortalama değeri μ , varyansı σ^2 olsun. Eğer bu iki dağılım birbirinden bağımsız ise şunlar yazılabilir :

$$\mu_m = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = p_1 \mu_1 + p_2 \mu_2$$

$$\sigma_m^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = p_1 \sigma_1^2 + p_2 \sigma_2^2 + p_1 p_2 (\mu_1 - \mu_2)^2$$

Örneğin karışıma giren birbirinden bağımsız iki normal dağılımın parametreleri μ_1, μ_2 ; σ_1, σ_2 , karışım payları p_1, p_2 ve gözlem sayıları n_1, n_2 olsun. Böylesi ikili bir karma dağılımda şu durumlar olmaktadır :



(HENGST 1967, s. 222, VVINTER 1978, s. 40).

Şekil 1'de bu ikili karma dağılım için bazı örnekler sergilenmiştir.

3.2. ÇOKLU KARMA DAĞILIM

n sayıda normal dağılım birleştirilerek yeni bir karma dağılım oluşturulur. Karışıma giren dağılımların olasılık fonksiyonları sırasıyla $f_1(x), f_2(x), \dots, f_n(x)$ ve karışım payları $p_1, p_2, p_3, \dots, p_n$ olsun. Öyleyse karma dağılımın olasılık fonksiyonu

$$f(x) = p_1 f_1(x) + p_2 f_2(x) + \dots + p_n f_n(x)$$

biçiminde yazılabilir.

Bu çoklu karma dağılım bir ana küme olarak ve karışıma giren dağılımlar da bu ana kümenin sınıfları olarak düşünülebilir (BOCK 1974, S. 250; HELMERT 1907, S. 356; VVINTER 1978, S. 34). Bu ana küme T (it), sınıfsal bir yapıya sahiptir ...ve n sayıda $T_1, T_2, \dots, T_n$ kümeden

(veya alt kümeden) oluştuğu düşünülür. Her dağılımın ayrı bir $\epsilon_j(x)$ olasılık fonksiyonu vardır. Böylelikle bir x gözlemi $-K$ ana kümesinden rasgele alınmışsa, bu gözlem kesinlikle bir TCJ kümesine ait olmalıdır. Böyle bir gözlemin i kümesine ait olma olasılığı p_i olsun, $p_1, p_2, \dots, p_n$ olasılıkları karışım payları olarak adlandırılır. Karışım paylarının toplamının 1 olması gerekir, yani

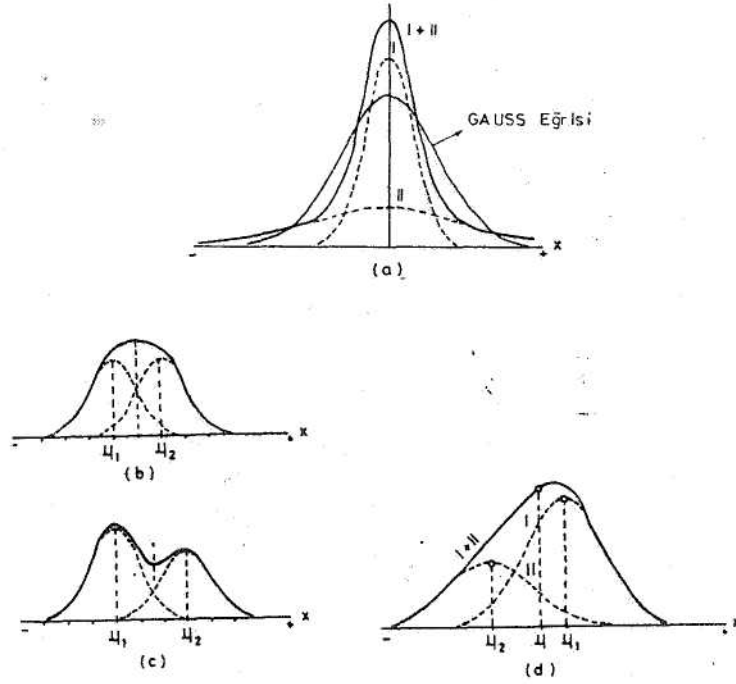
$$p_1 + p_2 + \dots + p_n = 1 \quad (P_j > 0)$$

4. MODÜLE EDİLMİŞ NORMAL DAĞILIMLAR

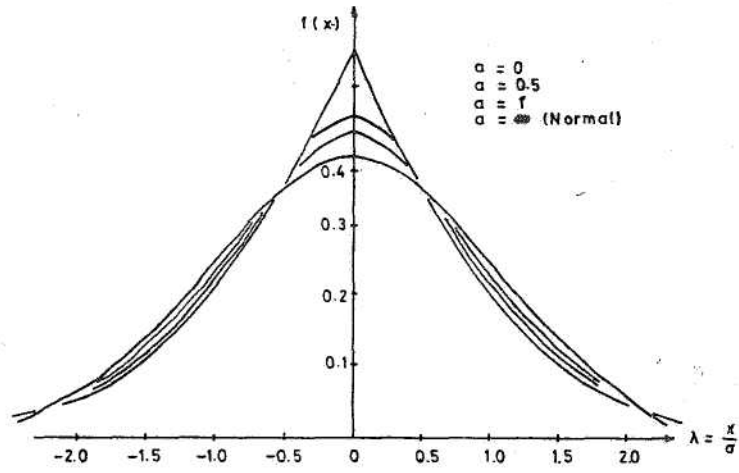
Jeodezide, büyük sayıda gözlemleri içeren örnek kümelerin dağılımlarının, normal dağılımla karşılaştırıldığında, ortalama değer yakınında belirgin olarak sivrildiği gözlenmiştir. ROMANOWSKI, bu tür deneysel dağılımları açıklamak için, modüle edilmiş normal dağılımlar teorisini ortaya atmıştır. Bu konuyu birçok yayınlarında işlemiştir. (ROMANOWSKI 1964 a, b; 1985 a, b; 1967; 1970 a, b; 1972 a, b; 1974; 1979)

Modüle edilmiş normal dağılımlar teorisi, HAGEN (1807)'nin elemanter hata modelinin geliştirilmesiyle oluşmuştur. HAGEN'e göre bir ölçü dizisinde ortaya çıkan rasgele bir x_i hatası, büyüklükleri $(\pm s/2)$ aynı, fakat işaretleri farklı n adet elemanter hatanın $(\pm s/2)$ toplamından oluştuğu varsayılır, $\pm s/2$ elemanter hata ile $\pm s/2$ elemanter hatanın meydana çıkma olasılığı eşittir.

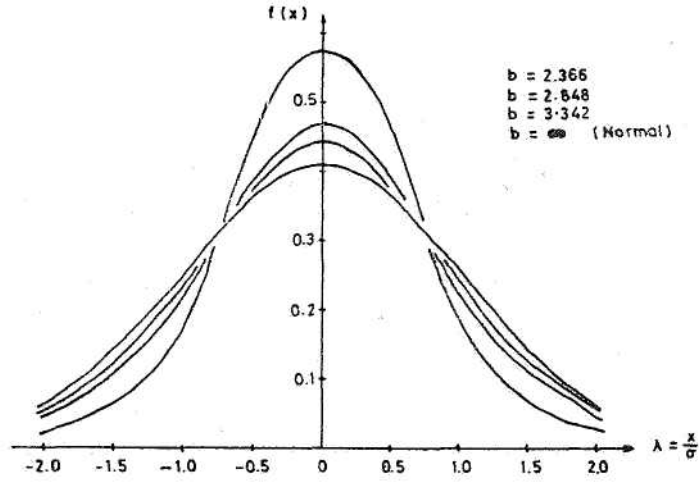
ROMANOWSKI, HAGEN'in bu elemanter hata modelini büyüklüğü sıfır olan bir elemanter hata daha ekleyerek geliştirmiştir. Böylece rasgele bir x_i hatası, büyüklükleri ile işaretleri ayrı olan k adet elemanter hatanın $(\pm s/2, 0, \pm s/2)$ toplamından oluştuğu varsayılır. Bu üç elemanter hatanın olasılıkları sırasıyla p, r, q ile gösterilirse



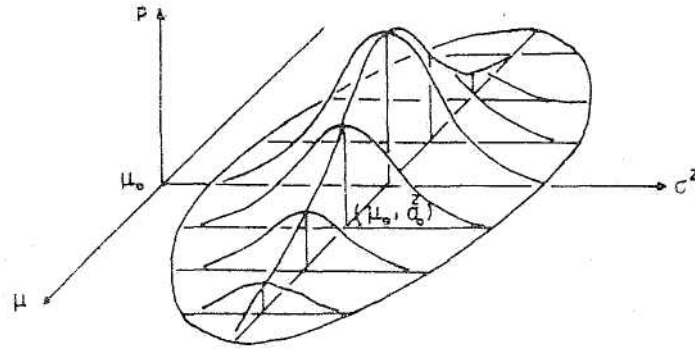
Şekil 1 İkili Karma Dağılımlar: a) $\mu_1 = \mu_2$, $\sigma_1 \neq \sigma_2$; b) $\mu_1 \neq \mu_2$, $\sigma_1 = \sigma_2$; c) $\mu_1 \neq \mu_2$, $\sigma_1 \neq \sigma_2$; d) $\mu_1 \neq \mu_2$, $\sigma_1 \neq \sigma_2$



Şekil 2 ROMANOWSKI'nin 1. Tip Modüle Edilmiş Normal Dağılımları



Şekil 3 ROMANOWSKI'nin 2.Tip Modüle Editmiş Normal Dağılımları



Şekil 4 p karışım paylarının μ ve σ^2 alanında GAUSS fonksiyonu olarak gösterilmesi

$$p = q, \quad p + q + r = -1$$

yazılabilir.

Bir gözlem dizisinde yer alan bir x_A rasgele gözlem hatası, z sayıda büyüklükleri sıfır olan elemanter hata ile n sayıda büyüklükleri sıfır olmayan (yani $|e/2|$) elemanter hatanın dolayısıyla ($k = n+z = \text{sabit}$) k sayıda elemanter hatanın toplamından meydana gelir.

ROMANOWSKI, n sayıda sıfır olmayan elemanter hatanın olasılık fonksiyonu için iki ayrı varsayımda bulunmuştur. Örneğin 1. Tip Modüle Edilmiş Normal Dağılımlar modelinde, n sayıda sıfır olmayan elemanter hatanın olasılık fonksiyonunu

$$P.(n) = A n^a, \quad A = \text{sabit}, \quad a > \frac{1}{2}.$$

biçiminde almıştır. Burada n , ($0 < n < k$) arasında her değeri alabilir, a ya değiştirici (modülatör) denir. Şekil : 2'de a 'nın çeşitli değerleri için 1. Tip Modüle Edilmiş Normal Dağılım eğrileri görülmektedir. Bu dağılım modelleriyle ROMANÖVSKI, normal dağılıma göre sivrilmiş deneysel dağılımları açıklamak istemiştir.

ROMANÖVSKI, 2. Tip Modüle Edilmiş Normal Dağılımlar modelinde ise n sayıda sıfır olmayan elemanter hatanın olasılık fonksiyonu için şu varsayımı yapmıştır :

$$P(n) = \frac{B}{n^b}, \quad B = \text{sabit}, \quad b > 2$$

Burada b 'ye değiştirici denir ve n sayıdaki sıfır olmayan elemanter hatalar $k < n < \infty$ arasında her değeri alabilir. Şekil : 3'de 2. Tip Modüle Edilmiş Normal Dağılımlar'a özgü çeşitli b değerlerine karşılık gelen eğriler görülmektedir. 1. Tip'e göre daha geniş omuzlu ve daha az veya daha çok sivrilmiş dağılım eğrileri ortaya çıkmıştır.

VVINTER (1978) tarafından, gözlem hatalarının oluşması bakımından gerçeğe uygun olmayan ROMANOWSKI'nın dağılım model. [erinin, bölüm 5'de sözü edilen genel karma dağılım modelleriyle açıklanabileceği gösterilmiştir. Böylece ROMANOVSKI'nın dağılım modellerinin de özel karma dağılımlar-olduğu ortaya çıkmıştır.

5. ÇEVRE KOŞULLARININ DURAĞAN OLMADIĞI ZAMANLAR. DA OLUŞMUŞ GÖZLEM HATALARIMIN DAĞILIMI ÜZERİNE GENEL BİR MODEL

VVINTER (1978) gözlem hatalarının oluşumunu açıklama bakımından gerçeğe daha iyi uyan genel bir karma dağılım modeli geliştirmiştir. O'na göre özellikle çok sayıda gözlem yahut gözlem hatalarını içeren örnek kümelerin normal dağılımdan sapmaları, özellikle dış çevre koşullarının durağan olmamasından kaynaklanır.

Bölüm : 3,2'de değinilen çoklu bir karma dağılım yahut genel bir karma dağılım modeli düşünülür. Bu modelde karışım payları ile karışıma giren alt kümelerin ortalama değerleri, ve varyansları arasında ilişki kurulur. Şu durumlar söz konusu olabilir :

- a. Karışıma giren normal dağılımların ortalama değerleri (μ_i) aynı ($\mu = \mu_0$) kalır. Buna karşılık varyanslar (σ_i^2) ile karışım payları P_j birbirinden diferansiyel olarak fark ederler.

P_j ile σ_j^2 arasında

$P_j = h(\sigma_j^2)$ gibi bir ilişki kurmak olanaklıdır. Kısaca karışım modeli

$$f(x) = \int_0^\infty h(\sigma^2) \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_0}{\sigma}\right)^2\right] d\sigma^2$$

bunun olasılık fonksiyonu için

$$f(x) = \int_0^\infty h(\sigma^2) \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_0}{\sigma}\right)^2\right] d\sigma^2$$

yazılabilir. Burada ND normal dağılımı simgeleri, normal dağılım bazen parametreleriyle birlikte ND (μ, σ^2) veya N (μ, σ^2) şeklinde kısaltılmış olarak tanımlanır.

- b. Karışıma giren normal dağılımın varyansları (σ_i^2) aynı ($\sigma_0^2 = \sigma^2$) kalmasına karşın p_i ile p_j birbirinden diferansiyel olarak fark ederler.

$P_j = q(\sigma_j^2)$ gibi bir ilişki kurularak karışım modeli

$$\sum_j ND(\mu_j, \sigma_0^2, p_j = q(\mu_j))$$

ve bunun olasılık fonksiyonu için

$$f(x) = \int_{\mu} q(\mu) \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma} \right)^2 \right] d\mu$$

verilebilir.

c. Karışım giren normal dağılımların varyansları, ortalama değerleri ile karışım payları arasında şu bağıntı kurulur :

$$p = H(\mu, \sigma^2)$$

Bu son durum en genel şekli açıklar Şekil : 4.

Bu en genel karışım modeli

$$\sum_j \sum_i ND(\mu_j, \sigma_i^2, p_{ij} =$$

$$= \frac{1}{\sigma_{\mu}\sigma_{\sigma}\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ \frac{(\mu_j - \mu_0)^2}{2\sigma_{\mu}^2} \exp \left(\frac{(\sigma_i^2 - \sigma_0^2)^2}{2\sigma_{\sigma}^2} \right) \right\}$$

ve bunun olasılık fonksiyonu için

$$f(x) = \int_{\mu} \int_{\sigma^2} \frac{1}{\sigma_{\mu}\sigma_{\sigma}(\sqrt{2\pi})^3} \exp \left[-\frac{1}{2} \left\{ \left(\frac{x-\mu}{\sigma} \right)^2 + \left(\frac{\mu-\mu_0}{\sigma_{\mu}} \right)^2 + \left(\frac{\sigma^2 - \sigma_0^2}{\sigma_{\sigma}^2} \right)^2 \right\} \right] d\sigma^2 d\mu$$

yazılabilir. Bu genel karışım modelinde şu özellikler varsayılmıştır :

- Karışım giren normal dağılımların μ_j ortalama değerleri, kendi aralarında μ_0 ortalama bir ortalama değer ve σ_{μ} standart sapma ile normal dağılmıştır,
- Karışım giren normal dağılımların σ_j^2 varyansları, kendi aralarında ortalama bir σ_0^2 varyansı ve bir σ_{σ} standart sapma ile normal dağılmıştır.

Böylesine, değişkenleri μ ile σ^2 olan iki boyutlu bir dağılım modeli, ancak durağan olmayan dış çevre koşullarında, yani ortalama değer ile varyansın zamana bağlı olarak değiştiği durumlarda gözlenmiş yahut ölçülmüş örnek kümelerin dağılımları için düşünülebilir.

6. DENEYSEL DAĞILIMLARDAKİ AYKIRILIKLAR

Jeodezide, uygulamada karşılaşılan gözlemler genellikle sınırlı sayıdadır, örneğin bir istasyonda yatay veya düşey açı gözlemleri, uzunluk ölçüleri, gravite ölçülen vb. Bu gözlemler bağıl olarak kısa bir zaman aralığında yapılabildiğinden, dış çevre (gözlemlerin yapıldığı ortam : yeryüzü + atmosfer) koşullarının yaklaşık durağan olduğu (zamanla değişmediği) varsayılabilir. Genel olarak aynı ölçme aleti ile ve aynı gözlemci tarafından yapıldığından basit bir istatistiksel yapı gösterirler yani normal dağılırlar.

Ancak ülke ve kıta ölçmelerinde, örneğin triyângülasyon ağının. daki üçgen kapanmaları, nivelman ağındaki halka kapanmaları, LAPLACE kapanmaları vb. gibi sayıları binleri aşan gözlem hatalarına raslanır. Ayrıca çeşitli araştırmalarda da gözlem sayısı büyük olan örnek kümelerle sık karşılaşılır. Bu tür örnek kümelerin dağılımları incelendiğinde, bunların genellikle normal dağılmadıkları ve belirgin bir biçimde normal dağılımdan saptıkları görülmüştür. Bu sapmalar çarpıklık (skewness) ve eksses (kurtosis) ile verilmektedir.

6.1 GÖZLEM HATALARI

Belirli bir büyüklük olabildiğince değişmeyen dış çevre koşulları altında n kez ölçülmüş olsun. Bu ölçülerin tümü rasgele bir örnek küme oluşturur. Örnek kümenin rasgele olması demek, örnek kümenin elemanlarının istatistiksel bir kümeden eşit olasılıkla seçilmesi demektir. Diğer bir deyişle, gözleme süresiince gözlemlerin istatistiksel olasılıkları değişmemelidir. Bu da ancak, gözlemleri yaratan mekanizmanın (gözlem aleti, gözlemci, dış fiziksel çevre) gözleme boyunca değişmemesi ile olabilir.

Gözlemlerin oluşması sırasında yaratıcı mekanizmanın tam olarak kararlı tutulması çok zordur ve hatta mümkün değildir. Bu nedenle çeşitli hatalar oluşur. Örneğin gözlem aletinin mükemmel olmaması, gözlemcinin dikkatini kararlı olarak hep aynı düzeyde tutmasının olanaksızlığı, dolayısıyla yorgunluk göstermesi, dış fiziksel çevre koşullarının zamanla değişmesi gibi nedenlerle, gözlemler aykırılık gösterir, yani biri diğerinden ayrı olur. Bu sayılan çok çeşitli "nedenlerden dolayı gözlemleri etkileyen birbirinden az ya da çok bağımsız bir sürü etmen olacaktır. Gözlem hatalarının sözü geçen bu etmenlerden kaynaklanan bir çok elemanter hataların birleşmesin-

den meydana geldiği düşünülür. Kısacası gözlem hatalarının oluşumu karmaşık bir yapı gösterir.

6.2 ÇEVRE KOŞULLARININ DURAĞANLIĞI

Bir gözlem yahut bir ölçme oluşurken şu üç ana etmenin etkisinde kalır : gözlem aleti, gözlemci, dış fiziksel çevre. Özellikle jeodezik gözlemler, dış fiziksel çevrede yani doğada yapıldığı için atmosferik bozucu etmenlerin (sıcaklık, nem, basınç), ışın kırılmasının, gözlemlerin yapıldığı zemindeki değişimlerin (yer kabuğu hareketleri, yeraltı su düzeyinin değişimi, vb.) etkisinde kalır. Tüm bu dış fiziksel koşullar zamanla değişirler. Gözlem yapılırken gözlemci ile gözlem aletinin değişmemesi sağlanabilir. Fakat dış fiziksel çevre koşullarının değişmezliğini (durağanlığını) sağlamak olanaksızdır. HALMOS (1967)'a göre bu nedenlerden dolayı ölçülmesi gereken büyüklük kesin olarak tanımlanamaz.

Ancak, gözlemleri dış çevre koşullarının bağıl olarak daha az değiştiği belli dar bir zaman aralığında yapmak, uygun ölçme düzennekleri kurmak suretiyle dış çevre koşullarının durağanlığı yaklaşık olarak sağlanabilir. Aslında bütün sorun gözlemlerin olasılık uzayının durağanlığının sağlanmasıdır.

6.3 AYKIRILSKLARININ AÇIKLANMASI

Ülke ve kıta ölçmelerinde büyük örnek kümelerle karşılaşılır. Bu tür çok sayıda gözlem hatalarından oluşan örnek kümeler istatistiksel bakımdan karmaşıklık gösterir. Bunları normal dağılımla açıklama çoğu kez olanaksızdır. Genellikle türdeş olmadıkları söylenebilir. Çoğunlukla parametreleri ayrı olan normal dağılmış kümelerden çıkmış bir çok küçük örnek kümelerin karışımıyla oluşurlar. (BÖHM 1867 S. 345).

Büyük örnek kümeler yakından incelenirse bunların elde edilmesi sırasında birçok farklı gözlem aletlerinin, birçok farklı gözlemcinin yer aldığı ve genellikle dış çevre koşullarının aynı olmadığı görülür. Örneğin büyük jeodezik triyangülasyon ağlarında gözlem aletleri, gözlemciler sık sık değişir. Sonra uzun süren gözlemlerde gözlemci yorulur, dolayısıyla dikkati azalır. Böyle durumlarda örnek küme, parametreleri farklı olan birçok kümeden çıkmış birçok küçük örnek kümenin karışımı olarak ortaya çıkar. Öyle ki örnek küme normal dağılmaz; çoğu kez, belirgin olarak normal dağılımdan sapar.

Örneğin belirgin pozitif bir eksen varsa, yani deneysel dağılım normal dağılıma göre sivriliş ise, bu durumda ilk yaklaşımla bu örnek kümenin ortalama değerleri eşit, fakat varyansları farklı olan kümelerden çıkmış bir çok küçük örnek kümenin karışımı olduğu düşünülebilir. Eğer varyanslar yaklaşık eşit, ortalama değerleri farklı ise, basık bir dağılım eğrisi ortaya çıkar; örneğin bir açının gündüz ve gecede yapılmış gözlemlerinin birleştirilmesi ile oluşan örnek kümenin dağılımı gibi.

Belirgin bir eksen, ilgili örnek kümenin türdeş olmadığını bildirir. Büyük pozitif eksenler örneğin FERRERO (1889) tarafından İtalya Triyangülasyon Ağındaki üçgen kapanmalarında, BÖHM (1956) tarafından Orta Avrupa Triyangülasyon Ağındaki üçgen kapanmalarında, VVASSEF (1960) tarafından Mısır Nivelman Ağındaki halka kapanmalarında bulunmuştur.

Büyük örnek kümelerde gözlemlerin varyansları herhangi bir biçimde önceden biliniyorsa homojenleştirilebilir. (WINTER 1978, S. 77),

Gözlem hatalarının doğal özeliği bunların simetrik bir normal dağılım vermesidir. Bu açıdan bir örnek kümedeki belirgin bir çarpıklık **anoak sistematik hataların simetrik olmayan etkilerinden kaynaklanabilir. Böylesi bir durum, örneğin gözlem sayısı farklı, birbirine göre kaymış iki normal dağılımın karışımı gibi düşünülebilir (BÖHM 1965, S. 86). Çarpık dağılımlar jeodezide örneğin kartoğrafyada ortaya çıkar.**

HENGST (1867, S. 93)'e göre gözlemler şu koşullarda simetrik olmayan bir biçimde dağılırlar :

- Gözlemler bir alt değer ile bir üst değer **arasında sıkışık kal.** mıştır,
- Ölçme aletinin ölçme alanı pek küçüktür,
- Gözlemlerin **bİR kesimi atılmıştır,**
- Gözlemlerin çıktığı küme türdeş değildir **ve bu küme simetrik** dağılmış alt kümelerin özel olarak **karışmasından oluşmuştur.**

BÖHM (1967, S. 343)'e göre, türdeş olmayan gözlem **hatalarının** yahut parametreleri ayrı gözlem hatası gruplarının bir **karışımı nor-**

ma! dağılımda olmaz. Bu durumda zaten çarpıklık ve ekss tolerans sınırlarını aşar. Yine aynı yazara göre belirgin olarak normal dağılımdan sapmaların, sistematik hatalardan yahut diğer bozucu etkilere kaynaklandığı düşünülebilir.

Bir örnek kümenin normal dağılımda olup olmadığı araştırılır, ken, sınıf genişliği ile sınıf konumunun seçiminin, dağılım eğrisi üzerinde önemli etkilerinin olabileceği gözönüne alınmalı ve daima en azından birbirine göre kaymış iki yahut üç farklı sınıf konumu ile farklı sınıf genişliği seçilmelidir (HENGST 1967, S. 86).

Gözlemlerin normal dağılımda olup olmadığı araştırılırken bilin, diği gibi CHI-Kare dağılım testi ile KOLMOGOROFF.SMIRNOVV testleri kullanılır. Parametrelerin kestirim değerleri model hataları nedeniyle bozulmuş ve bunlar teorik normal dağılım hesabında kullanılmışsa bu takdirde normal dağılımdan sapmalar çıkabilir (KOCH 1978, S. 234).

Ayrıca gözlemler aynı ölçü birimi ile elde edilmemişse normal dağılımdan sapmalar olabilir (SACH 1978, S. 55). Yine aynı yazara göre birçok deneysel dağılımlar türdeş olmayan karma dağılımlardan oluşur. Gözlemlerin türdeş olmaması bunların kullanılamaz olduğunu göstermez, böylesi durumlarda örnek küme alt gruplara ayrılabilir.

Şimdiye değin yapılan araştırmalar ve deneyimler, göstermiştir ki jeodezide karşılaşılan örnek kümeler, ancak dış fiziksel çevre koşullarının durağanlığı kesin olarak sağlandığı zaman, normal dağılmaktadır. Bu durağanlık sağlanamazsa, beklenmesi gereken normal dağılımın parametreleri gözlem zamanı süresince belirgin olarak değişirler, yani ölçülerin standart sapmaları ile ortalama değerleri aykırılıklar gösterir. Ayrıca en önemlisi örnek kümenin dağılım eğrisi normal dağılım eğrisinden belirgin olacak sapar. Böylesi durumlarda örnek küme, parametreleri ile karışım paylarının bilinmediği normal dağılmış birçok alt örnek kümelerin karışımı olarak düşünülebilir. (VVINTER, 1978, S. 35).

Bu bölümde normal dağılımdan sapmaları açıklamak için şimdiye değin ileri sürülen nedenler, matematik istatistikte karma dağılımların oluş nedeni olarak illeri sürülmüştür (bakınız bölüm : 3). Böylelikle normal dağılımdan sapmaların en iyi olarak karma dağılımlarla açıklanabileceği görülmektedir.

7. SONUÇ

Gözlemleri doğru yapmak kadar doğru değerlendirmek de önemlidir. Günümüzde gözlemlerin değerlendirilmesinde modern istatistik yöntemler kullanılmaktadır. Asıl amaç gözlemlerin içerdiği tüm bilgileri doğru olarak almak ve doğru olarak yorumlamaktır. Bu amaçla matematik istatistikte rasgele değişken ve bunun dağılımı için teorik dağılım modelleri geliştirilmiştir. Bu teorik dağılım modellerinden yararlanarak gözlemlerin dağılımı kestirilir. Deneysel dağılım normal dağılımla uyuyorsa gözlemlerden dış fiziksel çevre hakkında yeni bilgiler elde edilemez. Ancak, deneysel dağılım teorik normal dağılımla uyumuyorsa, yani istatistik açıdan, kesin olarak bir sapma varsa, dış çevre hakkında gözlemlerden yeni bilgiler kazanılabilir.

Jeodezide gerek uygulamada ve gerekse çeşitli araştırmalarda ortaya çıkan büyük sayıda gözlemleri, yahut gözlem hatalarını içeren örnek kümelerin normal dağılımdan belirgin bir biçimde saptığı gözlenmiş ve bunun nedenleri üzerinde durularak deneysel dağılıma normal dağılımdan daha iyi uyan yeni bir takım dağılım modelleri ortaya atılmıştır.

Gözlenen sapmaları açıklamak için BESSEL (1838)'den günümüzdaki ROMANOWSKI (1964.74)'ye değin birçok araştırmacılar tarafından çok sayıda dağılım modelleri geliştirilmiştir. Bütün bu dağılım modelleri gözlenen sapmaları açıklarken gözlem hatalarının oluşumuna ait varsayımlardan hareket ederler. Fakat bu varsayımların gözlem hatalarının oluşumuna uygun düşmediği ve hatta yabancı kaldığı, üstelik pek karmaşık hesaplan gerektirdiği söylenebilir.

En son VVINTER (1978, S. 34.52) gözlem hatalarının oluşumuna daha iyi uyan genel bir karma dağılım modeli ileri sürmüştür. O'na göre büyük sayıda gözlemlerden oluşan örnek kümeler, parametreleri birbirinden diferansiyel anlamda ayrılan çok sayıda normal dağılımların karışımından oluşmuş bir dağılım modeli ile daha iyjaçık' (anabilir. Bu modelle, bilinen bütün sapmalar (sivrilik, basıklık, çarpıklık) ve ayrıca ROMANOWSKI'nin modüle edilmiş normal dağılımları da açıklanabilmektedir.

Örnek küme istatistiksel anlamda kesin olarak normal dağılımdan sapıyor diye karar verebilmek için örnek kümedeki gözlem sayısının yeterli olması gerekir. Deneysel dağılım normal dağılımdan

sapıyorsa bu takdirde modüle edilmiş normal dağılımlarla CHI-kare dağılım testi yardımıyla karşılaştırılır. Eğer deneysel dağılım modüle edilmiş normal dağılımlardan da sapıyorsa örnek kümede belirgin bir türdeş olmazlık (heterojenlik) var demektir. Bu durumda örnek kümenin alt örnek kümelerine bölünmesi önerilir. Bölmenin nasıl yapılacağı konusunda önceki deneyimlerden yararlanılabilir.

K A Y N A K Ç A

- | | | |
|-----------------|-------------|--|
| BESSBL, J. | (L838) : | Untersuchungen über die Wahrscheinlichkeit der Beobachtungsfehler
Astronomische Nachrichten, S. 369-404 |
| BOCK, H. H. | (1974)'; | Automatische Klassifikation,
Vanderhoeck and Ruprecht, Göttingen. |
| BÖHM, J. | (1965) : | Statistische Prüfung von Messergebnissen auf Normalverteilung
Zeitschrift f. Vermessungswesen, 90, S. 83-90, Hannover. |
| BÖHM, J. | (1967) : | Theorie der gesamten Fehler
Zeitschrift f. Vermessungswesen, 92, S. 81-92, 139-149, Hannover. |
| BÖHM, J. | (1967-68) : | Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik in der Geodäsie
Vermessungstechnik, 15, S. 264-268, 283-288, 343-347, 383-387, 405.411, Berlin 1967 16, S. 27-33, 52-54, 92-95, Berlin 1968 |
| HAGEN, G. H. L. | (1837) : | Grundzüge der Wahrscheinlichkeitsrechnung. |
| HALMOS, F. | (1967) : | Die Rolle der Fehlertheorie und der mathematischen Statistik in der Bearbeitung der geodätischen Messergebnisse
Vermessungstechnik, 92, S. 269 - 273 Berlin 1967 |
| HELMERT, F. R. | (1907) : | Die Ausgleichsrechnung nach der Methode der kleinsten Quadrate, S. 356 - 407
Teubner _ Verlag, Leipzig, Berlin |
| HENGST, M. | (1967) : | Einführung in die Mathematische Statistik und ihre Anwendung
B. I. Hochshultaschenbücher, Band 42. Mannheim' |

- HORAC (1954) : Czech. Journal Phys., S. 187
(nach BÖHM, 1967 Verm. S. 409)
- JORDAN, W. : Handbuch der Vermessungskunde, Band I
EGGERT, O. (1935) : S. 622-629
Metzler Verlag, Stuttgart
- JORDAN, W. : Handbuch der Vermessungskunde, Band I,
EGGERT, O. S. 650-655
KNEİSSL, M. (1961) : Metzler Verlag, Stuttgart
- KOCH, K. R. (1980) : Parameterschätzung und Hypothesentests
in linearen Modellen
Dümmler Verlag, Bonn
- LEHMANN-PILHES (1887) : Über abnorme Fehlerverteilung und Ver-
werfung zweifelhafter Beobachtungen
Astronomische Nachrichten, S. 121-132
- NEWCOMB, S. (1886) : A generalized theory of combination of ob-
servations so as to obtain the best result
American Journal of Mathematics, 8, S.
343-366
- ROMANOWSKI, M. (1964) : Suggestions on the normal law of errors
The Canadian Surveyor, S. 43-49, Ottawa
- ROMANOWSKI, M. (1964) : On the normal law of errors
Bulletin Geodesique 73, S. 195-216, Paris
- ROMANOWSKI, M. : Practical applications of the modified nor-
mal distribution
GREEN, E. (1965) : Bulletin Geodesique 76, S. 155-174, Paris
- ROMANOWSKI, M. : Tabulation of the modified normal distri-
bution functions
GREEN, E. (1965) : Bulletin Geodesique 78, S. 369-377, Paris
- ROMANOWSKI, M. : Statistical analysis of closure errors in the
primary triangulation of Central Europe
GREEN, E. (1967) : Zeitschrift f. Vermessungswesen 92, S. 424-
430, Hannover
- ROMANOWSKI, M. (1970) : The theory of random errors based on the
concept of modulated normal distributions
National Research Council Reports. NRC-
11 432, Ottawa

- ROMANOWSKI, M.
ISAACS, R. L. (1970) : Integration of modulated "normal funetions
Bulletin Geodesique 98, S. 299-308, Paris
- ROMANOWSKI, M.
ISAACS, R. L. (1972) : A new type of modulated normal funetions
Bulletin Geodesique 104, S. 195-209, Paris
- ROMANOWSKI, M. (1972) : Two anniversaries in the theory of obser-
vational errors
National Research Council Reports,
NRC12 432, Ottawa
- ROMANOWSKI, M.
ISAACS, R. L. (1974) : Progress Report on the present state of the
analysis of the modulated~normal distribu-
tions (MND)
National Research Council Reports,
NRC - 14 135, Ottawa
- ROMANOWSKI, M. (1979) : ■ Random Errors in Observations and the
Influence of Modulation on their Distribu-
tion Konrad Wittwer Verlag, Stuttgart
- SACHS, L. (1978) : Angewandte Statistik
Springer Verlag Berlin
- SCHOLS (1893) : De wet van de fouten van -vraaroeming
K. Akad. van Wetensch Verslagen der
Afdeeling Natuurk., S. 194-202
- VAN DER STOK (1905) : Över frequentie - krommen van meteoro-
logische grootheden K. Akad., van
Wetensch, Verslagen der Afdeeling
Natuurk., S. 270 -283
- VAN DER STOK (1906) : Över frequentie-krommen van barometers-
tanden K. Akad. van Wetensch, Verslagen
der Afdeeling Natuurk., S. 548.561
- WASSEF, A. M.
MESSIH, P.Z.A. (1960) : On the statistical distribution of levelling
errors
Bulleetin Geodesique, 56, S. 201, Paris
- WINTER, R. (1978) : Theoretische und praktische Untersuchun-
gen zu modulierten Normalverteilungen
nach ROMANOWSKI
Wiss. Arb. der Lehr. für Geod., Phot. und
Kar. an der Tech. Uni., Nr. 79, Hannover

TÜRKİYE KADASTROSU VE GELECEĞİ*

Y. Müh. Ömer DEMİRAĞ

İstanbul Teknik Üniversitesi

Harita-Kadastro mesleğinin başlamasında ve gelişmesinde büyük emeği olan, yazdığı bilimsel kitaplarla Harita mühendislerine önderlik eden. Yıldız Üniversitesindeki görev süresi içinde katıldığı toplantılarda, Harita Kadastro Bölümü Başkanlığı sırasında yaptığı ileri atılımlarla bu mesleğe büyük katkıları olan Sayın Hocamız Prof. Dr. Ekrem Ulsoy'un emekliye ayrılması nedeni ile hazırladığım Türkiye Kadastrounun geleceği ile ilgili bir öneriyi huzurlarınızda açıklamak istiyorum.

Kadastroyu geçirdiği zamanlar içinde ayrı ayrı tarif etmek gerekir. Osmanlı döneminde Kadastro taşınmaz mallardan vergi toplamak gayesi ile arazilerin yazımının yapılması şeklinde tarif edilirken, Cumhuriyet devrinin başlangıç sıralarında ve yeni yasaların çıktığı zamanlarda Kadastro şöyle tarif edilmesi gerekir -. Arazilerin sahiplerinin tayin ve tesbit edilmesi ve sınırların bir plana bağlanması. Bu günkü Kadastro artık çok yönlü olma mecburiyetindedir. Bugünkü Kadastrolar vergilendirme, mülkiyet hakları, alt ve üst yapı, plan altlıkları, yatırım projelerine eevap verecek şekilde yapılmalıdır.

Şayet Kadastro Türkiye'de bugünkü şekilde devam edecekse, buna hemen son vermekte büyük faydalar vardır. Zira bu Kadastro-nun birgün muhakkak yenilenmesinin . gerekeceği şimdiden görülmektedir.

Hepimizin bildiği gibi, Kadastro 5 Şubat 1912 tarihinde çıkarılan «Emval-i gayrimenkulenin tahdit ve tahriri hakkında kanunu muvakkat» ne başladığı kabul edilirse de, teknik ve hukukî yönden gerçek kadastro 1934 yılında çıkarılan 2613 sayılı «Kadastro ve Tapu Tahriri Kanunu» ile başlamıştır.

1950 yılına kadar yalnız Belediye sınırları içinde şehir kadastrosu yapılmış, bu tarihten sonra kırsal alanlardaki arazilerde yapılacak yatırımlar ve toprak tarım reformu için gerekli arazilerin haritalarının ve maliklerinin tesbiti için 766 sayılı Tapulama Yasası çıkarılmıştır. Tapulama çalışmalarına daha fazla hız verebilmek için Tapu ve Kadastro Genel Müdürlüğü 1955 yılında geniş arazilerde Fotogrametrik metodla Kadastro planı yapmaya başlamıştır.

Yukarıda bahsettiğimiz gibi bugüne kadar kadastroda iki ana gaye vardı.

- 1 — Arazinin mülkiyet sınırlarının bir plana bağlanması ve istenildiği zaman bu sınırların yeniden gösterilebilmesi,
- 2 — Gerçek maliklerin tesbit edilmesinden ibaretti.

Yakın zamana kadar araziler pek kıymetli olmadığı için, sınırların işaretlenmesi de pek istenmezdi. Son zamanlarda arazilerin kıymet kazanması nedeni ile yer göstermeler fazlalaşmış dolayısıyla Kadastro paftalarında yapılan kadastro hataları meydana çıkmıştır. Şimdiye kadar yapılan kadastro planlarının bazılarının tamamen yenilenmesinin gerekeceği anlaşılmıştır. Bu yenileme sırasında sistemde de değişiklik yapılmasında büyük faydalar vardır. Örnek : Grafik olarak yapılan kadastroların tamamen değiştirilmesi ve yeniden yapılması gerekir.

Bu günkü anlamda Kadastrodan ilke olarak beklenen faydalar şunlardır ;

- 1 — Şahıslar arasındaki sınır ve mülkiyet anlaşmazlıklarının ortadan kaldırılması,
- 2 — Taşınmaz mallara konulan rayiç bedellerle, emlak vergilerinin artışının sağlanması,

- 3 — Kent için yapılacak imar, su, elektrik, kanalizasyon, gaz, P.T.T., Trafik planlarına altlık olması,
- 4 — Toprak ve tarım reformu için lüzumlu olan arazinin ve maliklerinin belirlenmesi,
- 5 — Ekonominin koşullarından olan sermaye artırımı, taşınmaz mal karşılık gösterilerek alınan kredilerde 3. şahısların haklarının korunması,
- 6 — Gecekondu ıslah bölgelerinin tesbit ve planlanmasıdır.

Türkiye'de Kadastro ve Tapulama yapılacak arazi miktarı 532 820 km² dir. (bunlar işlenen araziler, mesken arazileri ve merallardır) Bu güne kadar Tapu ve Kadastro Genel Müdürlüğü ile Harita Genel Müdürlüğü toplam 277 000 km² alanın 1/5000 ölçekli Standart Topografik haritasını yapmışlardır. Daha 223 000 km² lik sahanın haritası yapılacaktır. Bu duruma göre % 55 Harita hizmeti gerçekleşmiştir.

Yine 1982 yılına kadar Türkiye'de 186.500 Km² lik sahanın Tapulaması yapılmış olup, daha 223 500 Km² lik sahanın Tapulamasının yapılması gerekmektedir.

Türkiye'nin Belediye sınırları içinde 25 000 Km² lik, saha içinde kalan yaklaşık 5.000.000 adet parselin şimdiye kadar 2.520.286 adedi ölçülmüştür. Geriye kalan % 50 oranındaki parseller kadastro beklemektedir.

Halen 10 İl merkezi ile 141 ilçede Kadastro devam etmektedir. (839 İlçeden 240 adedinin Kadastro bitmiştir)

Türkiye'de 16.377 adet köyün tapulaması bitirilmiştir. (1.160 köyde tapulama çalışmaları devam etmektedir.

Bu istatistik? bilgilerden de anlaşılacağı üzere, 1950 yılında optik alet ve gereçlerle başlanılan kadastro halen bitirilememiştir. (1950 yılından evvelki devre mühendis olmadığı için sayıma dahil edilememiştir.) Bu bitirilememe sebepleri şöyle sıralanabilir.

- 1 — İlk zamanlarda teknik elemanların (özellikle mühendislerin) tamamı Tapu ve Kadastro Genel Müdürlüğünde çalışıyordu, sonraları Harita Mühendisinin, kamu ve özel sektördeki yeri belirlenince büyük bir kısmı diğer sektörlerle gitmişlerdir. Genel Müdürlük bunların gitmemesi için bir tedbir almamıştır.
- 2 — 1026 yıllarında çizilen kadastro paftalarının bezli karton ve karton olması ve bunların artık kullanılamaz hale gelmesi nedeni ile yenilenmelerinin gerektiği,
- 3 — Mevzii olarak tesis edilen nirengi noktalarının memleket nirengilerine bağlanması için yeniden hesaplar ve ölçülerin yapılması
- 4 — Kadastronun teknik ve hukukî yönden otomasyona bağlanmaması,
- 5 — Her ilde daimî Kadastro Müdürlüklerinin kurulmaması nedeni ile her ölçü için bir yenileme işinin başka bir yerdeki Müdür» lüğe verilmesi,
- 6 — 2Ü13 ve 766 sayılı yasaların birleştirilerek bir yasa haline getirilmemesi nedeni ile şehirde ve köylerde ayrı ayrı işlem yapılması,
- 7 — Elemanların ihtiyaca kafi gelmediği hallerde dahi kursun adedini çoğaltıp eleman yetiştirilmemesi,
- 8 — Kadastro sınır işaretlerinin standart hale getirilmemesi nedeni ve bunların Devlet tarafından yapılmaması nedenleri ile devamlı olarak vatandaşların sınırlarına ahşap kazıklar çakarak vakit geçirilmesi,
- 9 — Kadastro ve Tapulamada çalışan teknik ve hukuk işlerini yürüten elemanların senenin belirli zamanlarında bilgi ve görgüsünü artırmak için kurslar açılmaması ve bunların takip edilmemesi,
- 10 — Memurların çalışma sırasında paftaları daire dışına çıkarmaları ve bunların ömürlerinin kısılması,