Türkiye 16. Madencilik Kongresi / *16th Mining Congress of Turkey,* 1999, ISBN 975-395-310-0

KOŞULLU DAĞILIM FONKSİYONLARI VE REZERV KESTİRİMİNDEKİ YERİ

CONDITIONAL DISTRIBUTION FUNCTIONS AND THEIR PLACE IN RESERVE ESTIMATION

A.E. TERCAN
Hacettepe Üniversitesi, Maden Mühendisliği Bölümü, Beytepe 06532 Ankara

T. KAYNAK
Hacettepe Üniversitesi, Maden Mühendisliği Bölümü, Beytepe 06532 Ankara

ÖZET: örneklenmemiş bir noktadaki bilinmeyen bir değere ilişkin belirsizliğin değerlendirilmesi, madencilikte karşılaşılan en önemli kestirim problemidir. Bu problemin çözümünde doğrusal jeoistatistik (variogram, kriging) teknikler yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Bu tekniklerle örneklenmemiş noktadaki değer kestirilmekte ve bu kestirimin güvenilirliği kriging varyansı aracılığı ile değerlendirilmektedir. Bununla birlikte doğrusal jeoistatistik teknikler, lokal verilere bağlı olmamasından kaynaklanan birçok problem içermektedir. Lokal belirsizliği değerlendirmenin en iyi yolu koşullu dağılım fonksiyonlarını kullanmaktır. Koşullu dağılım fonksiyonları İle veri bağımsızlığı problemine tam olarak çözüm getirilebilir. lokal verilere bağlı güven aralıkları oluşturulabilir. Ayrıca, çeşitli optimallik ölçütleri tanımlanabilir, blokların seçimliliği en ekonomik bir şekilde değerlendirilebilir. Bütün bu işlemlerin yapılması için bilinmeyen değerin kestirimine gerek yoktur. Makalede, koşullu dağılım fonksiyonları yaklaşımı, Sivas-Kangal-Kalburçayırı (Üst damar) kömür sahası kalorifik değer verilerine uygulanmıştır.

ABSTRACT: Assesment of uncertainty about an unknown value at an unsampled location is one of the most challenging estimation problem that mining faces with. Linear geostatistics (variogram, kriging) has been widely used in solving these problems, estimating the unknown value at the unsampled location and providing it with confidence intervals by means of kriging variance. However, linear geostatistics contains many problems due to its data independent character. One way around this problem is to use conditional distribution functions that completely solve data-independence problem. In addition the use of these functions allows for constructing confidence intervals, defining various optimal estimates and assessing the selectivity of mining units at the best economic way. There is no need to have an estimated value in this approach. In the paper, conditional distribution functions are applied to the calorific values of the coat (upper) seam of the Kalburçayın-Kangal-Sivas.

1. GİRİŞ

Günümüzde rezervlerin kestiriminde yaygın bir şekilde kullanılan doğrusal jeoistatistik (variogram, kriging) tekniklerin birçok problem içerdiği bilinmektedir. Bunlardan biri, tekniğin esas aldığı optimallik Ölçütüdür. Kriging ile kestirimde optimallik ölçütü olarak yalnızca hata varyansının minimizasyonu kullanılmaktadır. Bununla birlikte optimallik ölçütleri kestirim değerlerinin kullanıldığı yere göre değişebilir. Örneğin, blokların normalin altında ya da üstünde kestirimi farklı ekonomik etkiler üretiyorsa hata varyansının minimize edilmesinden farklı bir optimallik ölçütü kullanmak gerekir. Diğer bir problem, kestirim değerlerinin güvenilirliğini değerlendirmede kullanılan kriging varyansıdır. Kriging varyansı, veriler normal bir dağılım gösterdiğinde geçerli bir belirsizlik Ölçütüdür. Maden yataklarının değerlendirilmesinde kullanılan tenor, kalınlık gibi değişkenler çoğu zaman normalden farklı bir dağılım gösterirler. Kriging varyansının böyle durumlarda kullanılmasının tutarsız sonuçlara yol açacağı Journel, 1988 ve Dowd, 1989 tarafından gösterilmiştir. Kriging tekniğinin üçüncü ve en önemli problemi ise kriging ağırlıkları ve kriging varyansının Örnek değerlerine bağlı olmaksızın belirlenmesidir.

Bütün bu problemlere koşullu birikimli dağılım fonksiyon (kbdf)Iarı ile tam bir çözüm getirilebilir. Birikimli dağılım fonksiyonu Z(x) değişkeninin bir Zs sınır değerinden düşük ya da eşit olma olasılığını gösteren fonksiyondur. Bu fonksiyona dayanarak, bilinmeyen bir değere ilişkin ömek değerlerine bağımlı güven aralıkları oluşturmak, çeşitli optimallik ölçütleri tanımlamak ve bu Ölçütlere göre bilinmeyen değeri kestirmek ve ayrıca blokları

cevher ya da pasa olarak en ekonomik şekilde sınıflandırmak mümkündür.
Bu çalışmanın amacı, koşullu birikimli dağılım fonksiyonları ve bunların rezerv kestirimindeki yerini kuramsal bir çatı altında vermek daha sonra kbdf yaklaşımını Sivas-Kangal-Kalburçayırı (üst damar) kömür sahasındaki kalorifik değer verilerine uygulamaktır.

2. KOŞULLU DAĞILIM FONKSİYONU

Birikimli dağılım fonksiyonu ya da kısaca dağılım fonksiyonu F(zk), Z değişkeninin herhangi bir Zk değerine eşit ya da düşük olma olasılığını gösteren bir fonksiyondur:

$$F(z_k) = \Pr(Z \leq z_k) \quad [1]$$

Bu fonksiyon, belirli sayıda veri kullanarak ve belirli bir x lokasyonu için hesaplandığında koşullu dağılım fonksiyonu adım alır ve

$$\begin{aligned} &F(\mathbf{x}; z_k | Z(\mathbf{x}_1) = z(\mathbf{x}_1), \ldots, z(\mathbf{x}_n) = z(\mathbf{x}_n)) \\ &= \Pr\left[Z(\mathbf{x}) \leq Z_k | z(\mathbf{x}_1) = z(\mathbf{x}_1), \ldots, z(\mathbf{x}_n) = z(\mathbf{x}_n)\right] \end{aligned} \quad [2]$$

ya da kısaca F(x;zt< I Z„) ile gösterilir (Journel, 1989; Cressie, 1991; Goovaerts, 1997).

2.1. Güven Aralıkları ve Olasılıklar

Koşullu dağılım fonksiyonları lokal belirsizliğin verilere bağlı bir ölçüsünü geliştirmede kullanılabilir, örneğin, örneklenmemiş bir Xo noktasındaki bilinmeyen z(xo) değerine ilişkin güven aralığı (yani bilinmeyen değerin Z] ve zo gibi İki değer arasında olma olasılığı) koşullu dağılım fonksiyonları kullanılarak

$$\Pr[z_1 < z(\mathbf{x}_0) < z_2] = F(\mathbf{x}_0; z_2 | \mathbf{Z}_n) - F(\mathbf{x}_0; z_1 | \mathbf{Z}_n) \quad [3]$$

şeklinde kestirilir. Benzer şekilde, bilinmeyen değerin herhangi bir Zs sınır değerinden küçük ya da büyük olma olasılığı

$$\Pr[z(\mathbf{x}_0) \leq z_s] = F(\mathbf{x}_0; z_s | \mathbf{Z}_n) \quad [4]$$

$$\Pr[z(\mathbf{x}_0) > z_s] = 1 - F(\mathbf{x}_0; z_s | \mathbf{Z}_n) \quad [5]$$

ile hesaplanır. Koşullu dağılım fonksiyonu yaklaşımında olasılıkların ya da güven aralığının hesaplanması, doğrusal jeoistattstİkte olduğu gibi, bilinmeyen değerin kestirimîni gerektirmez.

2.2. Yitim Fonksiyonları ve Optimal Kestirimler

Bilinmeyen bir değerin kestirimi gerekli olduğunda, e(x)=z*(x)-z(x) hatasının minimize edilmesi kullanılabilecek tek bir optimallik ölçütü değildir. Kestirim değerlerinin kullanıldığı yere göre birçok optimallik ölçütü geliştirilebilir. Bunun için kestirim hatasına fonksiyonel bir şekilde bağımlı olan bir $L[e(\mathbf{x})]$ yitim değişkeni ya da fonksiyonu tanımlanır ve kestirim değeri $z^*(\mathbf{x})$, $L[e(\mathbf{x})]$ minimum olacak şekilde koşullu dağılım fonksiyonları kullanılarak belirlenir. Örneğin, yitim fonksiyonları

$$L[e(\mathbf{x})] = [e(\mathbf{x})]^2 \quad [6]$$

$$L[e(\mathbf{x})] = |e(x)| \quad [7]$$

$$L[e(\mathbf{x})] = \begin{cases} w_1 e(\mathbf{x}), & e(\mathbf{x}) > 0 \\ w_2 |e(\mathbf{x})|, & e(\mathbf{x}) < 0 \end{cases} \quad [8]$$

formlarını aldığında, bunlara karşılık gelen optimal kestirimler sırasıyla

$$z_1^*(\mathbf{x}) = \sum_{k=1}^{K} \bar{z}_k \left[F(\mathbf{x}; z_k | \mathbf{Z}_n) - F(\mathbf{x}; z_{k-1} | \mathbf{Z}_n)\right] \quad [9]$$

$$z_1^*(\mathbf{x}) = F^{-1}[\mathbf{x}; 0.5 | \mathbf{Z}_n] \quad [10]$$

$$z_1^*(\mathbf{x}) = F^{-1}[\mathbf{x}; p | \mathbf{Z}_n] \quad [11]$$

eşitliklerinden hesaplanır (Journel, 1989). [9] eşitliğinde Zk, k=1,...,K adet sınır değeri, z_k, (zk-ı,Zk) sınıf aralığının ortalamasını göstermektedir. [9] optimal kestirimi gerçekte, koşullu dağılım fonksiyonunun beklenen değerine eşit olup, E-tipi kestirim olarak adlandırılır (Journel, 1989). [10] optimal kestirimi ise koşullu dağılımın ortancasına (medyanına), [11] ise p nci yüzde birlik (percentile) bölümüne karşılık gelmektedir. [11] eşitliğinde

$$p = w_2 / (w_1 + w_2) \quad \in [0,1]$$

dır. Wı ve *wı* nîn değerleri, normalin üstünde ya da altında yapılacak kestirimin ekonomik etkisi gözönüne alınarak belirlenir.

2.3. Risk ve Örnekleme Lokasyonlarının Seçimi

Seçimli madencilik yöntemi cevherli ve cevhersiz blokların tam olarak ayırımını gerektirir. Bu ayırım genelde kestirilen blok değerleri esas alınarak yapılır. Eğer kestirilen blok değeri, daha önceden belirlenen bir sınır tenörden yüksekse cevher, düşükse cevhersiz ya da pasa olarak sınıflandırılır. Ayırımda, gerçek değerler yerine kestirilen değerler kullanıldığında, cevher bloğunu pasa, pasa bloğunu cevher olarak yanlış bir şekilde sınıflandırmak mümkündür. Eğer koşullu dağılım fonksiyonları biliniyorsa, bir bloğu yanlış bir şekilde sınıflandırmanın riski hesaplanabilir, örneğin, bir x bloğunu yanlış bir şekilde cevher bloğu olarak tanımlama riski

$$\alpha(x) = \Pr\left[Z(x) \le z_s \middle| z_l^*(x) \ge z_s, \mathbf{Z}_n\right] = F(x; z_s|\mathbf{Z}_n) \quad [12$$

dır. Bu risk, kestirilen değerin Zs den büyük olduğu lokasyonlar İçin hesaplanır. Benzer şekilde, bir bloğu yanlış bir şekilde pasa olarak sınıflandırma riski

$$\beta(x) = \Pr\left[Z(x) \ge z_s \middle| z_l^*(x) \le z_s, \mathbf{Z}_n\right] = 1 - F(x; z_s|\mathbf{Z}_n) \quad [13]$$

dır. ot(x) riskinin tanımlandığı yerde ß(x) riski tanımsızdır. Ek örneklemeye gerek duyulduğunda sınıflandırma riskleri, aday örnekleme lokasyonlannm derecelendirilmesinde kullanılabilir. Örneğin en yüksek ß(x) riskli lokasyonlar, tercih edilen örnekleme lokasyonlan olacaktır.

2.4. Ekonomik Kayıpların Minimum Hale Getirilmesi

Bir bloğu, cevher yada pasa olarak yanlış bir şekilde sınıflandırma riskinin değerlendirilmesi, sınır bir olasılık değerinin seçimini gerektirir. Eğer sosyal ve ekonomik kısıtlar yoksa, olasılık sınırının seçimi oldukça zordur. Bir çözüm ekonomik yitim fonksiyonlarını kullanmak ve her iki yanlış sınıflandırma tipinin ekonomik etkisini bu fonksiyonları minimize ederek belirlemektir. Bunun için önceden bir olasılık sınırın seçimine gerek yoktur (Journel, 1987; Goovaerts, 1997). Örneğin, bu şekilde bir bloğu, pasa olarak sınıflandırmanın ekonomik kaybı,

$$L_1[z(x)] = \begin{cases} 0, & z(x) \le z_s \\ w_1, & z(x) > z_s \end{cases} \quad [14]$$

ile modellenebİHr. [14] eşitliğinde, wu bloğu normalin altında kestirmenin bağıl ekonomik maliyetini, Zj ise sınır değeri göstermektedir. Eğer blok gerçekten pasa bloğu ise, sınıflandırma doğrudur ve hiçbir ekonomik kayıp sözkonusu değildir. Eğer blok, cevher bloğu ise, yanlış sınıflandırmanın maliyeti, kar kaybı ile orantılı olacaktır.

Benzer şekilde, bir bloğu, cevher bloğu şeklinde sınıflandırmanın kaybı

$$L_2[z(x)] = \begin{cases} 0, & z(x) > z_s \\ w_2, & z(x) \le z_s \end{cases} \quad [15]$$

ile modellenir. Eğer blok gerçekten cevher bloğu ise. sınıflandırma doğrudur ve hiç bir ekonomik kayıp sözkonusu değildir. Eğer pasa ise, bir ceza puanı (fabrikaya yada bir tesise göderileceği için) sözkonusudur. W2 nin değerinin W| in değerinden daha büyük olması beklenir. Diğer bir ifade ile bloğu, normal değerinin üstünde değerlendirmenin kaybı, normalin altında değerlendirmenin kaybından büyüktür.

Eğer koşullu dağılım fonksiyonları biliniyorsa, iki sınıflandırma türüne eşlik eden beklenen kayıp

$$\varphi_1(x) = \sum_{k=1}^{K+1} L_1(\bar{z}_k)\left[F(x; z_k|\mathbf{Z}_n) - F(x; z_{k-1}|\mathbf{Z}_n)\right] \quad [16]$$

$$\varphi_2(x) = \sum_{k=1}^{K+1} L_2(\bar{z}_k)\left[F(x; z_k|\mathbf{Z}_n) - F(x; z_{k-1}|\mathbf{Z}_n)\right] \quad [17]$$

eşitliklerinden hesaplanır. $\bar{z}_k$ ve K, [9] eşitliğinde tanımlandığı gibidir. Beklenen ekonomik kayıpları minimum hale getirerek bir blok, cevher yada pasa bloğu şeklinde aşağıdaki gibi sınıflandırılır.

$\varphi_1(x) > \varphi_2(x)$ ise x bloğu cevher bloğu

$\varphi_1(x) < \varphi_2(x)$ ise x bloğu pasa bloğudur.

3. KOŞULLU DAĞILIM FONKSİYONLARININ KESTİRİMİ

Koşullu dağılım fonksiyonlarının kestirimine yönelik bir çok yöntem önerilmiştir. Bu yöntemler, parametrİk ve parametrik olmayan yöntemler şeklinde iki gruba ayrılır. Parametrik yaklaşım, disjunctive kriging (Matheron, 1976) ve multigaussian kriging (Journel, 1983) gibi yöntemleri içerir ve koşullu dağılım fonksiyonu için önceden belirli bir dağılım modelinin seçimini gerektirir. En çok kullanılan model, Gaussian (Standart normal) modeldir ve dağılımın ortalama ve varyansı verilerden hesaplanır. Dağılımın standart normal olması, verilerin değil modelin bir özelliğidir. Parametrik olmayan yöntemler, indikatör kriging (Journel, 1983),'olasılık kriging (Sullivan, 1984) ve dikleştirilmiş indikatör kriging (Tercan, 1999) gibi daha çok veriyi esas alan tekniklerden ibarettir. Parametrik olmayan yöntemlerin tersine bu tür yöntemler, koşullu dağılımların kestiriminde herhangibir modele bağımlı olmayıp verilerin kendilerini kullanır. Bu nedenle parametrik yöntemlere göre daha çok işlem gerektirir ancak daha esnektir (Tercan ve Dowd, 1995). Parametrik olmayan yöntemler içinde en basit olanı indikatör krigingdir.

3.1. İndikatör Krigİng

Bu yöntem, verilerin 0 yada 1 şeklinde indikatör kodlamasına dayanır. Eğer, Z(x) değişkeni, belirli bir sınır değer (2*) den düşük ise 1, yüksek ise 0 değerini alır;

$$I(\mathbf{x};z_s)=\begin{cases}1, & Z(\mathbf{x})\le z_s\\ 0 & Z(\mathbf{x})>z_s\end{cases} \quad [18]$$

örneklenmemiş bir x_0 noktasındaki koşullu dağılım fonksiyonu, yalnızca z_s sınır değerine ilişkin indikatör veriler gözönüne alınarak kestirilir:

$$F(x_o;z_s|\mathbf{Z}_n)=I^*(x_o;z_s)=\sum_{\alpha=1}^{n}\lambda_\alpha(z_s).i(x_\alpha;z_s) \quad [19]$$

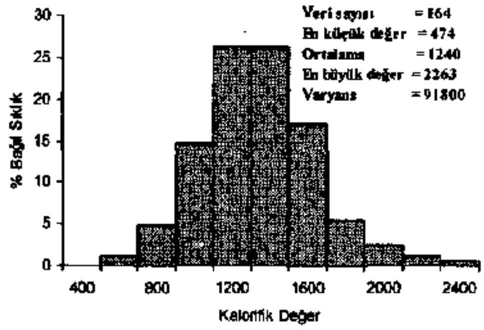
$\lambda_\alpha(z_s)$ ağırlıkları, aşağıda verilen indikatör kriging sisteminin çözümünden elde edilir:

$$\begin{cases}\sum_{\beta=1}^{n}\lambda_\beta(z_s).\gamma_I(\mathbf{h}_{\beta\alpha};z_s)+\mu(z_s)=\gamma_I(\mathbf{h}_{o\alpha};z_s)\\ \sum_{\beta=1}^{n}\lambda_\beta(z_s)=1 \qquad ,\alpha=1,\dots,n\end{cases} \quad [20]$$

[20] sisteminde, $\mathbf{h}_{\beta\alpha}=x_\beta-x_\alpha$; $\mathbf{h}_{o\alpha}=x_o-x_\alpha$; $\gamma_I(\mathbf{h}_{\beta\alpha},z_s)$, indikatör variogram ;$\mu(z_s)$ ise Lagrange çarpanıdır. İndikatör kriging, birden çok sınır değer (zit, k=l,...,K) için yapılır ve bu nedenle göz önüne alınan sınır değer sayısı kadar indikatör variogramm kestirimi ve modellemesini gerektirir.

4. SİVAS-KANGAL(KALBURÇAYIRI) KÖMÜR YATAĞI

Değişik jeoİstatistiksel çalışmalara konu olan (Tercan, 1996-a, 1996-b, 1998-a, 1998-b) bu yatak, iki adet kömür daman içermekte olup halen Demir Export A.Ş. tarafından işletilmektedir. Ocak çıkışı kömür, doğrudan bölgede kurulu bulunan Kangal Termik Santraline beslenmektedir. Arama ve geliştirme amacı ile sahada MTA, TKİ ve Demir Export A.Ş. tarafından toplam 224 adet sondaj yapılmış, bu sondajlardan 170 adeti kömür kesmiştir. Üst damara ilişkin kalorifik değer değişkeni, bu çalışmanın verilerini oluşturmaktadır. Kömür kesen sondajlardan 164'nde kalorifik değer analizi yapılmıştır. Kalorifik değere ilişkin çeşitli İstatistikler ve histogram, Şekil 1 de gösterilmiştir.



Şekil 1 Kalorifik değerlerin histogram!

Koşullu dağılım fonksiyonlarının kestirimi için kalorifik değer dağılımının onda birlik (decile) değerlerine karşılık gelen 9 sınır değer gözönüne alınmıştır. Bunlar;

867,973, 1079,1149, 1237,1311, 1378, 1455, 1582

şeklindedir.

4.1. İndikatör Variogram Analizi

Kalorifik değerler, her bir sınır değer için 0, 1 şeklinde kodlanarak İndikatör verilere dönüştürülmüştür. Elde edilen 9 indikatör değişkenin herbiri İçin variogramlar, dört ana yönde (KB15, KD30, KD75 ve GD30), 270 m. ve katlan için, 22.5° açı toleransı dikkate alınarak hesaplanmış ve modellenmiştir. Modeller, küresel tipte olup model parametreleri Tablo l'de gösterilmiştir. Model parametreleri, geri kestirim tekniği ile belirlenmiştir (Tercan, 1994).

Deneysel ve model variogramlar Şekil 2'de verilmiştir. İndikatör değişkenler ortanca (5nci) sınır değere kadar anizotropik bir yapı göstermektedir. Anizotropi elipsinin büyük ekseni KB 15 yönünde olup, küçük eksen buna dik yönde (KD30) dir. İndikatör variogramlar, büyük yapısal uzaklıkların (range), sınır değer arttıkça azaldığını göstermektedir. Bu etki, parametrik olmayan jeoistatistikte yapısızlaşma (déstructuration) olarak adlandınlmaktadır (Matheron, 1982).

Tablo 1. Model parametreleri

Sınır L>eger	O,	c	afCBI5	aRD30
867	0.05	0.04	1000	3500
973	0.10	0.06	1000	3500
1079	0.13	0.08	1000	3500
1149	0.13	0.11	1000	3500
1237	0.12	0.13	1000	3000
1311	0.13	0.11	1000	1000
1378	0.13	0.09	800	800
1455	0.08	0.09	700	700
1582	0.04	0.05	500	500

4.2. Koşullu Olasılıkların Kestirimi

Kalburçayırı ûst damarda kalorifik değere ilişkin koşullu olasılıklar 9 ayrı sınır değer için 310 lokasyonda indikatör kriging kullanılarak kestirilmiştir. Kestirim komşuluğu 1500 m. olarak alınmış ve bu komşuluk içinde en çok 16 en az 4 veri kullanılmıştır. Koşullu dağılım fonksiyonlarının kestirimi GSLIB (Deutch ve Joumel, 1998) den IK3D programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Şekil 3, kestirim yapılan lokasyonlan ve bazı lokasyonlardaki koşullu dağılım fonksiyonlannı göstermektedir.

4.3. Koşullu Olasılıkların Kullanımı

Termik santral, üretim verimliliğini düşüreceği ve çevre kirliliğine yolaçacağı için belirli kalite kömürü kullanmaktadır. Örneğin, kömürün kalorifik değerinin 1300 kcal/kg 'den yüksek olmasını istemektedir. Koşullu olasılıkların kestirildiği lokasyonlarda kalorifik değerin 1300'den yüksek olma olasılıkları hesaplanmış ve Şekil 4'te gösterilmiştir. 310 lokasyonda ayrıca E-tipi ve ortanca kestirim değerleri hesaplanmış sırasıyla Şekil 5 ve Şekil 6'da verilmiştir. Şekil 7 ise ß(x)= Pr [Z(x) > 1300 $|z_E$*(x) < 1300, ZJ sınıflandırma riskinin kontur haritasını göstermektedir. ß(x) riski, kestirilen kalorifik değerin 1300 kcal/kg'dan düşük olduğu lokasyonlarda gerçek kalorifik değerin 1300 kcal/kg'dan yüksek olma olasılığını ifade etmektedir.

Termik santralin kalorifik değer üzerine getirdiği koşul, kömürün sınıflandırılmasında kullanılabilir. Örneğin, kalorifik değer 1300 kcal/kg'dan yüksek ise temiz, düşük ise kirli şeklinde sınıflandırılabilir. Koşullu dağılım fonksiyonlarının belirlendiği lokasyonlarda (ekonomik kayıpları en aza indirgeyerek) kömür, temiz ya da kirli olarak sınıflandırılmış ve Şekil 8'de gösterilmiştir. Ekonomik kayıpların en aza indirgenmesinde wı= 1 ve W2=1.5 olarak alınmıştır. Aşma olasılıkları, E-tipi ve ortanca kestirim değerlerinin hesaplanmasında GSLIB (Deutch ve Joumel, 1998) den POSTIK programı kullanılmıştır.

5. SONUÇLAR

Koşullu dağılım fonksiyonu yaklaşımı, doğrusal jeoistatistikte karşılaşılan veri bağımsızlığı problemine en İyi çözümü sağlar. Ayrıca, maden yataklarının riske dayalı değerlendirilmesinde kullanılabilir. Koşullu dağılım fonksiyonu yaklaşımı, Kangal-Kalburçayın kömür daman kalorifik verilerine uygulanmıştır. İndikatör variogramlar, ortanca sınır değere kadar anizotropik bir yapı göstermekte ve ayrıca yapısal uzaklıklar, sınır değer arttıkça azalmaktadır. Yatak üzerinde düzenli aralıklarda kalorifik değere ilişkin koşullu dağılım fonksiyonları hesaplanmış ve bu fonksiyonlardan Pr[Z(x)>1300 kcal/kg] olasılığı, E-tipi ve ortanca kestirim değerleri ve yanlış sınıflandırma riskleri elde edilmiştir. Bu kestirimler, yatağın alt bölümünün üst bölümden kalorifik değer açısından daha zengin olduğunu göstermektedir.

KAYNAKLAR

Cressie, N., 1991, *Statistics for Spatial Data,* Wiley, New York, 900s.

Deutch, C., ve Joumel, A.G., 1998, *GSUB: Geostatistical Software Library and User's Guide,* Oxford University Press, New York, 350s.

Dowd, P.A., 1989, Some observations on confidence intervals and kriging errors, in Armstrong, M., (ed.), *Geostatistics,* Uluwer Academic Publishers, Dordecht,V.2;B61-874.

Goovaerts, P., 1997, *Geostatistics for Natural Resources Evaluation,* Oxford University Press, New York, 483s.

Journel, A.G., 1983, Nonparametric Estimation of Spatial Distributions, *Mathematical Geology,* V.l 5, N.3,445^68.

Joumel, A.G., 1987, *Geostatistics for the Environmental Sciences,* EPA Project no: CR 811893, Las Vegas, 135s.

Joumel, A.G., 1988, New Distance Measures: The Route Toward Truly Non-Gaussian Geostatistics, *Mathematical Geology,* V.20, N.4,459-475.

Joumel, A.G., 1989, *Fundementals of Geostatistics in Five Lessons,* Vol. 8 Short Course in Geology, American Geophysical Union, Washington, 40s.

Matheron, G., 1976, A Simple Substitute for Conditional Expectation: the Disjunctive Kriging, in Guarascio etal., (ed.), *Advanced Geostatistics in the Mining Industry,* Dordrecht, 221-236.

Matheron, G., 1982, La Déstructuration Des Hautes Teneurs Et La Krigeage Des Indicatriices, Internai Report N-761, GGMM Fontainebleau, 33s.

Sulvian, J., 1984, Conditional Recovery Estimation Through Probability Kriging; Theory and Practice, in Verly, G., etal., (ed.), *Geostatistics for Natural Resources Characterisation,* Reidel, Dodrecht,V.l, 365-384.

Tercan, A.E., 1994, Tülovast Borat Yatağı Rezervinin Jeoistatistiksel Kestirimi, *Madencilik,* Haziran, 19-24.

Tercan, A.E. ve Dowd, P.A., 1995, Approximate Local Copnfidence Intervals Under Change of Support, Mathematical Geology, V.27, N.I, 149-172.

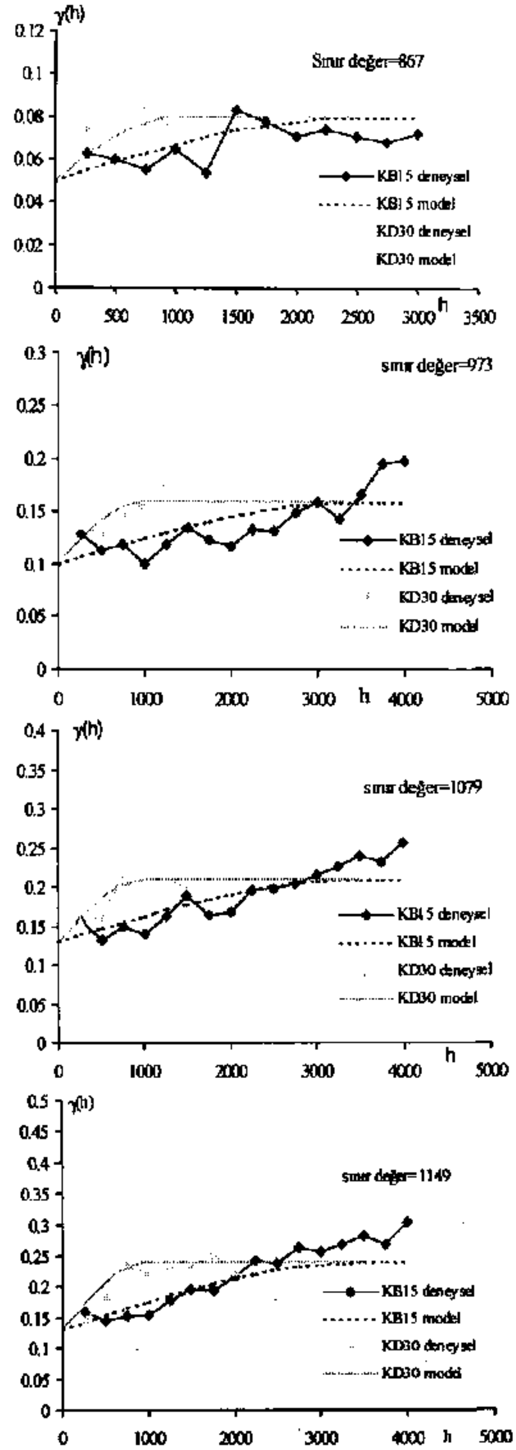
Tercan, A.E., 1996-a, Maden Yatakları Smır Bel irs i zl i 1 iğin in Indikator Kriging üe Değerlendirilmesi ve Sivas-Kangal-Kalburçaym Kömür Yatağında Bir Uygulama, *Madencilik,* Aralık, 3-11.

Tercan, A.E., 1996-b, Jeoistatistiksel Yöntemle Sivas, Kangal, Kömür Yatağında Optimum Sondaj Lokasyonlannın Belirlenmesi, *Türkiye lO.Kömiir Kongresi,* Mayıs, Zonguldak, 245-251.

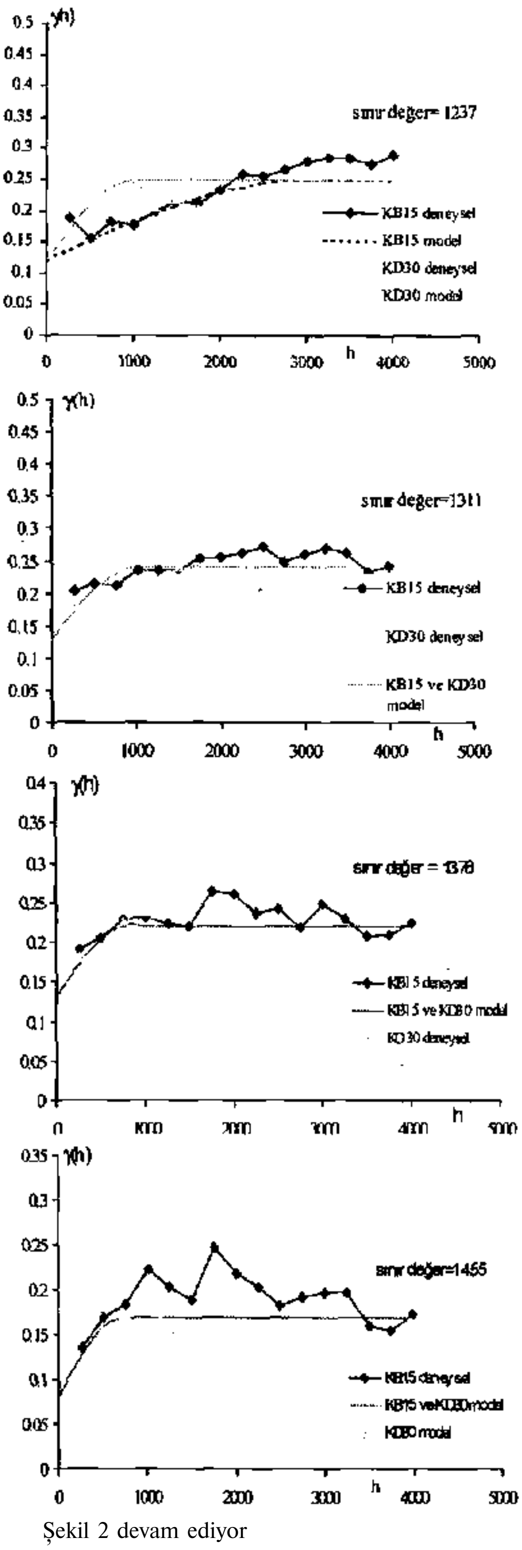
Tercan, A.E., 1998-a, Assesrnent of Boundary Uncertainity ina Coal Deposit Using Probability Kriging, Technical Note, *IMM, Mining Industry,* Section A, V.107, A51-A54.

Tercan, A.E., 1998-b, Estimation of Coal Quality Parameters Using Disjunctive Kriging, *5th Int. Symp. On Environmental Issues and Waste Management in Energy and Mineral Production,* Ankara, 353-356.

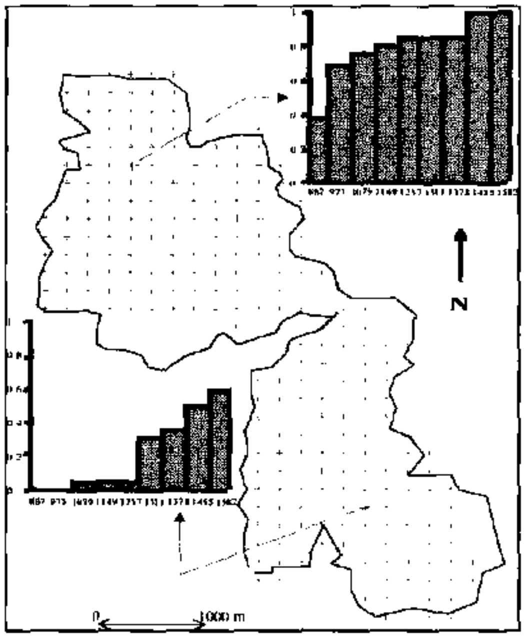
Tercan, A.E., 1999, Importance of Orthogonalization Algorithm İn Modelling Conditional Distribution by Orthogonal Transformed Indicator Methods, *Mathematical Geology,* V.31,N.2,155-173.



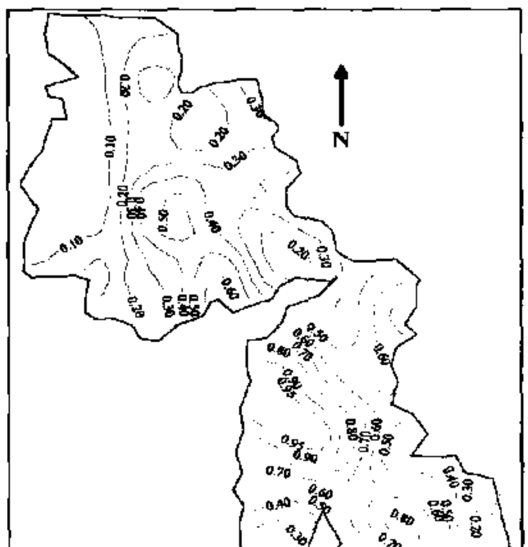
Şekil 2. Indikator deneysel ve model variogramlar



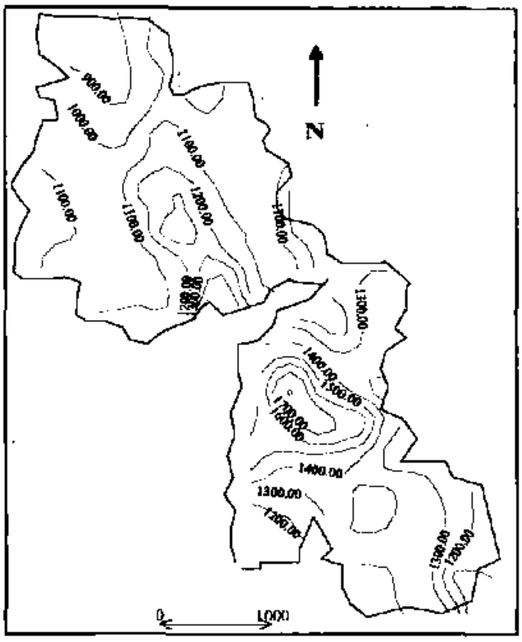
Şekil 2 devam ediyor



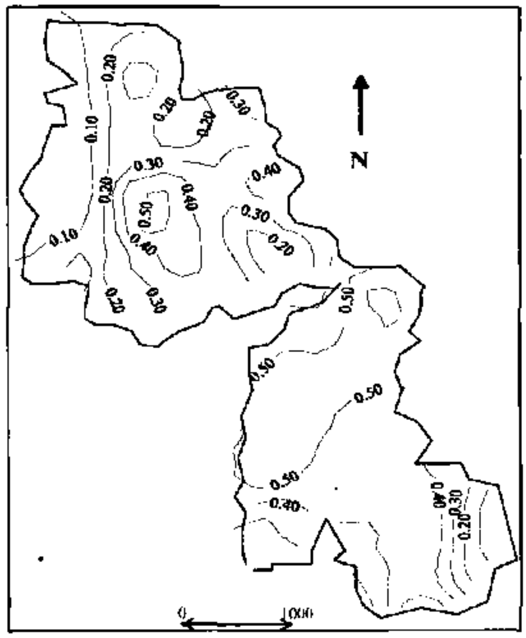
Şekil 3. Kestirim yapılan lokasyonlar ve bazı lokasyonlardaki koşullu dağılım fonksiyonları



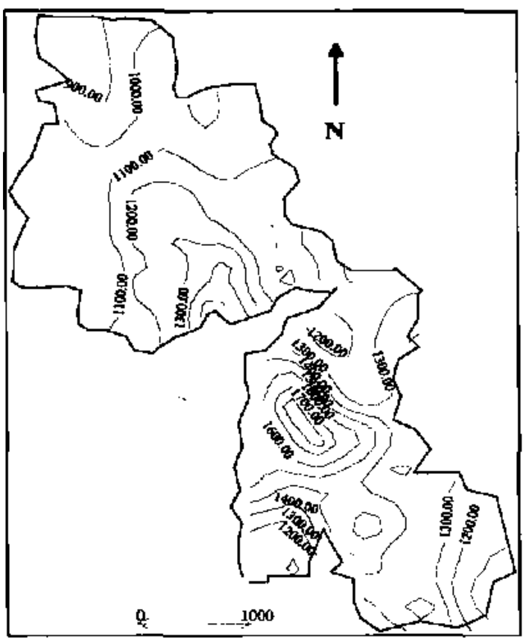
Şekil 4. Eş olasılık haritası



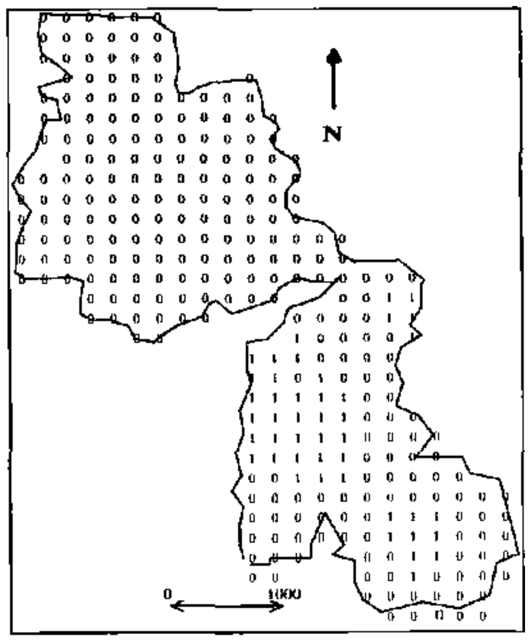
Şekil 5. E-tipi kestirim değerleri kontur haritası



Şekil 7. $\beta(x)=Pr[Z(x)> 1300 \,|\, z_E^*(x)\leq 1300, Z_n]$ sınıflandırma riski kontur haritası



Şekil 6. Ortanca kestirim değerleri kontur haritası



Şekil 8. Kömür yatağında lokasyonlann temiz ve kj.ii olarak sınıflandırılması: K temiz kömür lokasyonu; 0, kirli kömür lokasyonu.