

수정된 Kriging법을 응용한 다목적지구통계모델의 개발 및 타당성 검토

김인기* · 성원모* · 정문영**

Development and Validation of Multi-Purpose Geostatistical Model with Modified Kriging Method

In-Kee Kim*, Won-Mo Sung* and Moon-Young Jung**

ABSTRACT: In modern petroleum reservoir engineering, the characterization of reservoir heterogeneities is very important to accurately understand and predict reservoir production performance. Formation evaluation for the description of reservoir is generally conducted by performing the analysis of well logging, core testing, and well testing. However, the measured data points by well logging or core testing are in general very sparse and hence reservoir properties should be interpolated and extrapolated from measured points to uncharacterized areas. In assigning the data for the unknown points, simple averaging technique is not feasible as optimum estimation method since this method does not account the spatial relationship between the data points.

The main goal of this work is to develop PC-version of multi-purpose geostatistical model in which several stages are systematically proceeded. In the development of model, the simulator employs a automatic selection of semivariogram function such as exponential or spherical model with the best values of R^2 . The simulator also implements a special algorithm for the fitting of semivariogram function to experimental semivariogram. The special algorithm such as trial and error scheme is devised since this method is much more reliable and stable than Gauss-Newton method.

The simulator has been tested under stringent conditions and found to be stable. Finally, the validity and the applicability of the developed model have been studied against some existing actual field data.

서 언

지구통계학적 기법을 이용한 광상의 부광대해석에 관련된 기초연구가 1960년대에 시도되어 그 이후 광상의 경제성평가를 위해 광화대분포의 해석에 통계적 개념을 도입·응용하기 시작하면서 새로운 분야로 정착되었다. 1980년 초에 지구통계학에 관한 체계적인 기본이론이 정립되면서 지질/광상학 분야에서 육상·해저의 자원분포(정문영 외, 1991), 수리·지구물리학 분야(Journal, 1986)에서의 강우량 및 대기온도분포 등의 다양한 분야에 걸쳐 응용되어 왔다. 한편, 석유공학 분야에서는 새로이 개발된

유전의 경우 저류층의 불균질한 물성분포에대한 응용을 시초로 특히 저류층의 정확한 특성구명이 요구되는 EOR 분야(Hewett and Behrens, 1988)에서 지구통계학적 방법이 널리 적용되고 있다. 특히 저류전산모델을 이용하여 유전의 생산성을 파악하는데 있어서, 최우선 과제는 저류층의 불균질한 특성(Reservoir Characterization)을 규명하는 작업이다.

유전을 평가하는데 있어서는 물리검층, 코아실험, 유정 평가시험 등으로부터 산출되는 한정된 자료를 이용하여 이루어지고 있다. 특히 물리검층과 코아실험에 의해 측정된 자료는 불연속적으로 분포된 국부적인 자료에 불과하므로 이처럼 한정된 자료를 이용하여 전체 저류층에 대한 연속적인 분포도를 도출하는 것은 매우 중요한 작업이다. 불연속분포를 연속화하는 방법에는 단순산술평균법(Simple Average), 다각형법(Fifth-Degree Bicubic Spline 또는 Polygonal), 삼각형법(Triangular), 거리반비례법(Inverse Weighted Distance), 거리제곱반비례법(Inverse Weigh-

* 한양대학교 공과대학 자원공학과 (Department of Mineral and Petroleum Engineering, Hanyang University, Republic of Korea)

** 세명대학교 자원공학과 (Department of Mineral and Energy Resources Engineering, Semyung University, Republic of Korea)

ted Distance Squares) 등과 같은 단순수학적방법이 일반적으로 적용되고 있다. 그러나 위의 방법으로 결정된 연속분포도는 채취된 시료의 특성값들 사이의 공간적인 상관관계가 전혀 감안되지 않고 추정된 결과이므로, 이를 개선하기 위해 시료의 특성값들 사이의 공간적인 상관성을 고려하면서 시행하는 Kriging법을 이용한 지구통계학적 방법이 적용될 수 있다.

본 연구에서는 광역변수의 불연속한 평면적 분포를 연속적인 분포로 묘사하기 위해, 광역변수의 공간적 분포를 Variogram의 형태로 특성화하여, 시료 사이의 단위구획거리 (Separation Distance)와 이에 따른 광역변수의 특성값들 사이의 변화량 (Variation)을 나타내는 특성함수들 중에서 R^2 이 가장 양호한 함수를 실험분포 (Experimental Semivariogram)로 도출하였다. 이에 의해 산출된 결과는 시료가 채취된 위치의 분포형상에 따라 달리 나타나는 추정분산 (Estimated Variance)을 최소화하는 Kriging법을 적용하므로써 연속적인 평면적 분포를 산출하게 된다. 본 과제에서는 상기의 이론을 바탕으로 실험분포를 특성함수화하여 연속분포도를 얻는 지구통계모델을 개발하였으며, 개발된 모델에 대한 타당성 검증을 위해 이미 발표된 논문결과와 비교하였다. 또한, 본 연구에서 개발된 모델의 활용가능성을 시험하기 위해 다음의 실제자료에 적용하여 보았다. 먼저 42개의 유정이 격자상으로 위치해 있고 정규분포의 형태를 이루고 있는 Case I (Brummert et al., 1989)에 대해 광역변수인 투과도 (Permeability)의 평면적 분포를 묘사하였다. 한편, 39개의 유정이 비교적 무질서한 형태로 분포되어 있으며 Case I에 비해 비정규분포의 양상을 보이고 있는 Case II (Lucia, 1989)에 대해서는 광역변수인 유동도 (Flow Capacity; kh)에 관한 분석을 수행하였다.

이론적 고찰

각기 다른 위치에서 채취된 시료의 특성값 사이의 공간적 변화정도를 나타낸 것이 Variogram ($2r(\vec{h})$)이며, 다음과 같이 정의된다.

$$2r(\vec{h}) = \text{VAR}[Z(X_i) - Z(X_i + \vec{h})] = E\{[Z(X_i + \vec{h}) - Z(X_i)]^2\} \quad (1)$$

방향성을 고려한 단위구획거리 \vec{h} 만큼 떨어진 두 시료값 사이의 분산값들에 대한 탐색면 (Search Area)내에 포함하는 전체 시료들에 대한 산술평균값이 평가지역에서 시료값 사이의 상관도를 나타내는 실험분포 ($r^*(\vec{h})$)로 표현된다.

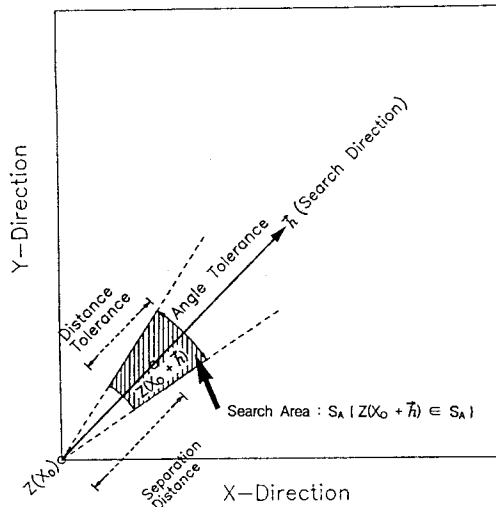


Fig. 1. Method of setting distance and direction tolerances.

$$r^*(\vec{h}) = \frac{1}{2N(\vec{h})} \sum [Z(X_i + \vec{h}) - Z(X_i)]^2 \quad (2)$$

실험분포를 도출하는데 있어서, 실제자료들은 일반적으로 일정한 격자상에 위치해 있지 않기 때문에 Fig. 1과 같이 허용거리 (Distance Tolerance)와 허용각 (Angle Tolerance)을 주어 그 탐색면에 포함된 시료값은 \vec{h} 만큼 떨어져 있는 이웃한 시료값으로 간주한다 (Clark, 1982).

실험분포의 특성화는 주로 선형, 지수 및 구형함수로 모델된다. 일반적으로 지구통계모델과 관련된 지수함수와 구형함수의 특성에 의하면 시료 사이의 거리가 멀어짐에 따라 서로 상관도가 낮아져서 일정거리 이상에서 존재하는 두 시료값 사이의 상관도는 서로 독립적으로 작용된다. 따라서 이론분포함수 (Semivariogram)에서는 일정한 Sill 값이 존재하게 되며, 이때 상관도의 영향이 미치는 시료 사이의 거리가 영향권 (Influence Range; "a")으로 표현된다. 이러한 실험분포를 연속적 개념으로 나타낸 곡선은 다음의 함수에 나타난 바와 같이 Sill값과 영향권이 존재하는 지수 또는 구형함수로 특성화된다 (Fig. 2 참조)(Journel and Huijbregts, 1978).

$$\text{지수함수; } r(h) = S - Ce^{-\frac{h}{a}} \quad (3a)$$

$$\text{구형함수; } r(h) = S + C(1.5\frac{h}{a} - 0.5\frac{h^3}{a^3} - 1) \quad h < a$$

$$r(h) = S \quad h \geq a \quad (3b)$$

여기서, $r(h) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [Z(X_i, h) - M]^2 = C_0 + C$

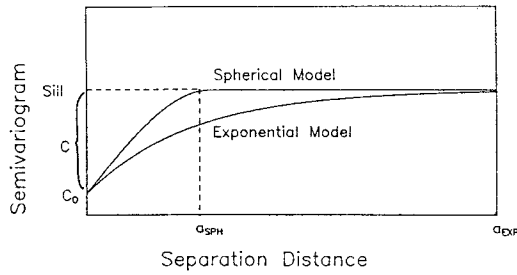


Fig. 2. Semivariogram model function.

실험분포는 시행착오 (Trial and Error), 최소자승 (Least-Squares), Gauss-Newton, 선형접선 (Linear-Tangent) 등의 적합 (Fitting) 방법으로 특성화되며, 이의 결과로 산출된 변수들은 다음의 Kriging과정에 의해 연속적인 평면의 분포도 (Distribution Density)를 얻게된다. Kriging과정은 도출된 이론분포 (\bar{r}_{ij})를 이용하여 식 (4a)의 두 식에 의해 Kriged Weight (W_j) 일명 최적선형불편추정계수를 결정하고, 그 W_j 는 식 (4b)에서와 같이 평가지역의 추정값 (V)을 계산하여 실제시료값과의 오차를 최소화하여 연속적 분포도를 산출하는 과정이다.

$$\sum_{i=1}^n W_j \bar{r}_{ij} + \mu = \bar{r}_{iv} \quad i=1, \dots, n \tag{4a}$$

$$\sum_{i=1}^n W_i = 1$$

$$V_c = \sum_{i=1}^n W_i Z_i \tag{4b}$$

Kriging은 정점모델 (Point Model)과 블록모델 (Block Model)의 두 가지 유형으로 접근된다. 정점모델은 자료가 없는 특정지역의 자료의 특성값을 추정하기 위해 일정한 크기로 설정된 평가영역을 정점으로 대응시키는 방법으로서 Fig. 3a에서와 같이 시료값이 정점 V_1, V_2, \dots, V_N 으로 분포되어 있을 때 평가할 영역을 하나의 정점으로 간주하여 그 정점에 대한 특성값을 추정하는 것이다. 반면에 블록모델은 자료가 없는 임의의 영역을 하나의 블록으로 간주하여, 그 블록에 대한 특성값을 예측하는 것이다 (Fig. 3b 참조) (Hohn, 1988; Isaaks and Srivastava, 1989).

다목적 지구통계모델 개발

앞 장에서 언급된 이론들을 전산화하는데 있어서 가장 첫번째 작업은 자료의 분포분석 과정이다. 시료값의 분포가 정규분포를 보일 경우 R^2 이 양호한 이론분포함수를

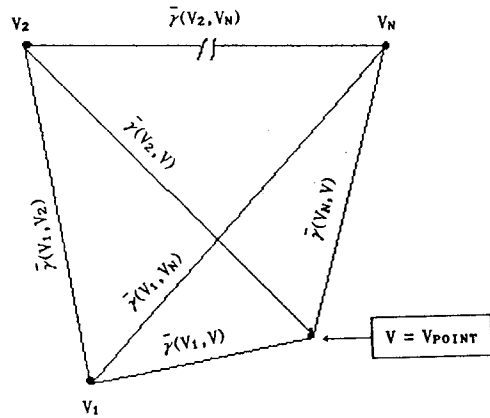


Fig. 3a. Schematic model in the point kriging system.

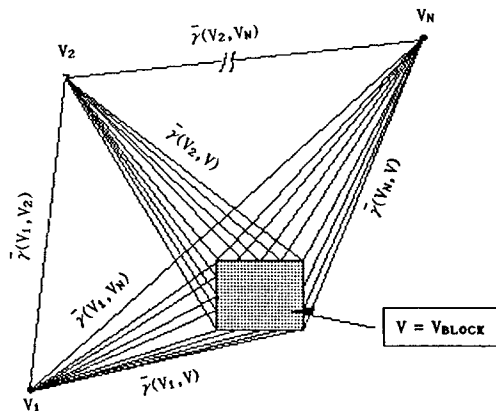


Fig. 3b. Schematic model in the block kriging system.

얻을 수 있으나, 실제로 대부분의 경우에는 비정규분포를 보이므로 이러한 분포를 정규분포화된 대수정규분포화 (Lognormalization)하여 적합도 (Goodness of Fitting)의 효율성을 높여야 한다.

두번째로 시료값 분포의 변화가 공간내에서 임의의 방향으로 특이하게 나타날 경우, 방향성이 감안될 실험분포값을 이론분포함수로 특성화시켜야 한다. 방향성을 고려하는데 있어서 등방성인 경우는 허용거리만에 의해 시료가 포함되는 탐색면이 결정되나, 이방성을 감안하기 위해서는 시료 사이의 허용거리 뿐만 아니라 허용각까지 고려하여 그 탐색면에 포함되는 시료 모두가 실험분포를 도출하는데 이용된다. 그러나 본 모델에서는 허용거리만을 고려한 등방성으로 가정하였다.

그 다음은 시료 간의 단위구획거리 h , 공간분산 C , 영향권 " a " 등의 매개변수와 그에 따른 이론분포함수를 결

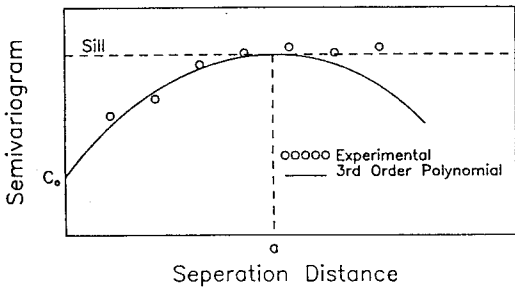


Fig. 4a. Fitting of experimental semivariogram to spherical model function.

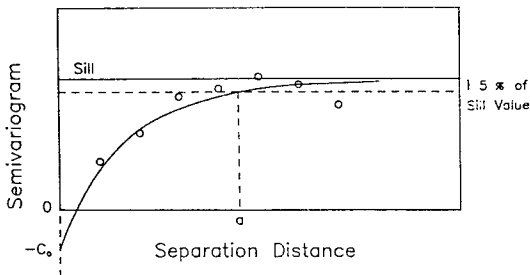


Fig. 4b. Fitting of experimental semivariogram to exponential model function.

정하기 위해 실험분포를 특성함수에 적합하는 작업이다. 적합작업을 위해 본 모델에서는 Gauss-Newton법, 최소자승법, 시행착오법 및 선형접선법 등으로 실험분포를 특성함수화하였으며, 이들 중 R^2 이 가장 양호한 방법만이 채택되도록 하므로서 적합도의 효율성을 높이고자 하였다. 여기서 이용된 특성함수는 선형, 지수 및 구형함수이며, 선형함수는 Sill값이 존재하지 않으므로 부적당하고, 반면에 가장 많이 활용되는 함수는 Sill값이 지수함수에 비해 보다 안정적인 구형함수이다.

구형함수에 대한 특성함수화과정을 살펴보면, 일정상수 함수와 3차함수인 두개의 서로 다른 함수가 이용되어 위에서 기술한 적합과정을 통해 "a"가 결정되고 그 "a"의 범위에 따라 하나의 합성함수로서 구형함수가 결정된다. 여기서 시행착오법은 일정상수함수와 3차함수를 임의로 합성한 구형함수에 변수 C, "a"를 임의로 설정한 범위에서 미소간격 ΔC , Δa 씩 변화시키며 C, "a"를 결정한다. 반면에 Gauss-Newton법은 시행착오법에서와 같이 이미 합성된 구형함수에 적합하여 변수를 구하는 것이 아니고, Fig. 4a에서 보듯이 실험분포값을 3차함수의 형태에 적합하여 이미 정해진 일정상수 Sill값에서 3차함수의 기울기가 0이 되는 교차점에서의 h를 영향권 "a"로 결정한다. 따라서 시행착오법에 의한 R^2 은 Gauss-Newton 적합법이

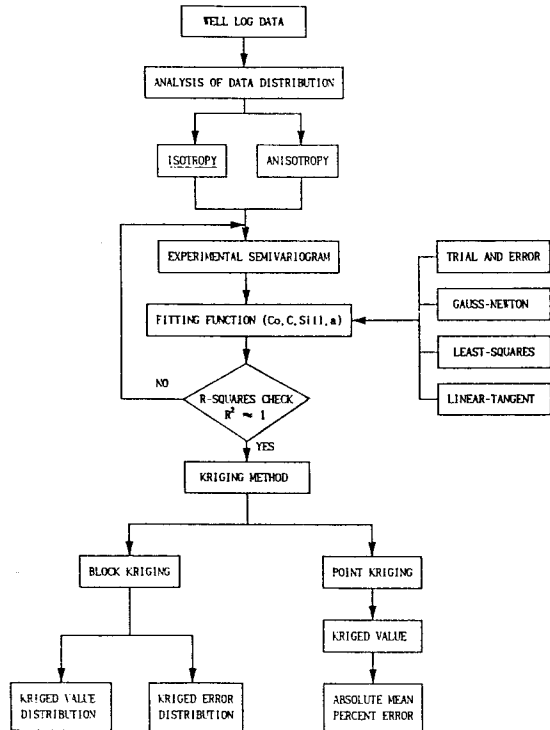


Fig. 5. Flow chart for the developed multi-purpose geostatistical model.

적용될때보다 양호하게 나타난다.

한편, 지수모델에 대한 특성함수화과정은 실험분포값을 지수함수에 적합하여 C, "a"를 결정하는 것이다. 여기서 이용된 적합법 중 Gauss-Newton법 및 최소자승법에 의해 적합될 때, 이론분포함수 즉 지수함수값이 항상 양의 값을 가져야 하나 Fig. 4b에서 보는 바와같이 음의 값으로도 출될 수 있다. 이러한 경우 무작위분산 (Random Variance; C_0)이 음의 값으로 결정되어 이론분포함수로 이용할 수 없게되는 문제점을 가진다. 반면에 시행착오법에서는 시료 사이의 단위구획거리와 지수함수값을 'Positive'의 범위에서 변화시키며 적합하므로 위에서 언급된 문제점이 발생되지 않고 타당성이 있는 이론분포함수가 결정된다. 그러나 지수함수의 값은 함수의 특성상 일정상수 Sill값에 무한대로 접근되므로 "a"를 결정하기 위해 Fig. 4b에서 보듯이 Sill값의 허용범위 (보통 5%)내에서 교차될 때 "a", C를 결정한다.

이상의 과정을 통하여 도출된 이론분포값은 대상평가지역 내에서 시료가 채취되지 않은 위치에 대해서도 시료의 특성값 사이의 자기상관도 (Autocorrelation)를 갖게 되며 이에 의해 결정된 매개변수들은 앞장에서 기술한

Table 1. Comparison of absolute mean percent errors for this study and Brummert et al. (1989) in case I.

Well No.	Actual Value	This Study		Brummert et al. (1989)	
		Kriged Value	Percent Error(%)	Kriged Value	Percent Error(%)
1	61.0	36.50	40.16	62.00	1.64
2	27.0	13.97	48.26	49.19	82.19
4	51.8	44.45	14.19	73.12	41.16
5	30.2	78.04	158.41	45.51	50.69
6	108.9	61.04	43.95	88.09	19.11
7	113.2	109.02	3.69	50.36	55.51
8	15.5	44.84	189.29	40.89	163.81
10	137.2	70.33	48.74	75.51	44.96
11	58.8	108.37	84.30	75.11	27.74
12	23.7	58.51	146.88	41.21	73.88
13	5.0	7.71	54.20	24.13	382.60
14	54.5	51.53	5.45	88.35	62.11
15	47.6	16.62	65.01	51.28	7.96
18	40.9	25.50	37.65	45.16	10.42
19	19.3	9.37	51.45	33.44	73.26
21	171.0	92.22	46.07	100.83	41.04
22	112.5	76.64	31.88	99.92	11.18
23	37.3	52.35	40.35	79.18	112.28
24	58.7	58.52	.031	40.48	31.04
25	43.3	48.01	10.88	28.21	34.85
27	94.8	103.42	9.09	111.70	17.83
28	94.5	50.00	47.09	72.62	23.15
29	35.9	64.43	79.47	67.81	88.89
30	5.3	72.61	1270.00	56.43	964.72
31	81.7	106.56	30.43	91.38	11.85
32	122.7	74.85	39.00	69.88	43.05
33	67.0	53.28	20.48	55.53	17.12
34	119.0	80.55	32.31	60.35	49.29
35	128.0	75.33	41.15	77.44	39.50
36	51.3	76.29	48.71	97.46	89.98
37	70.3	73.88	5.09	74.53	6.02
38	5.5	60.22	994.91	80.98	1372.36
Sum of absolute percent error:			3738.85%	4051.19%	
Mean percent error			: 116.84%	126.60%	

Kriging법에 의해 해석되어 연속분포도로 나타난다.

본 절에서 서술된 단계적인 과정들은 Fig. 5에 도시된 흐름도에 근거하여 FORTRAN 77 언어를 이용하여 PC Version의 다목적 지구통계전산모델을 개발하였다.

지구통계모델의 활용

본 절에서는 개발된 지구통계모델에 대한 타당성 검토를 수행하였고, 이 모델을 활용하여 두개 지역의 실제자료들 선정하여 분석을 시도하였다.

우선 모델의 타당성 검토는 채취된 시료의 코아분석자료가 Table 1에 정리된 Case I의 경우를 이용하였으며,

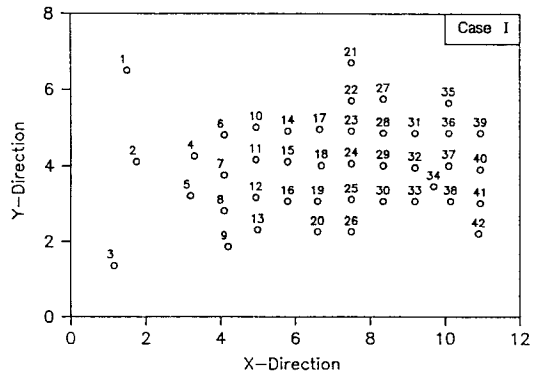


Fig. 6a. Well location map in case I.

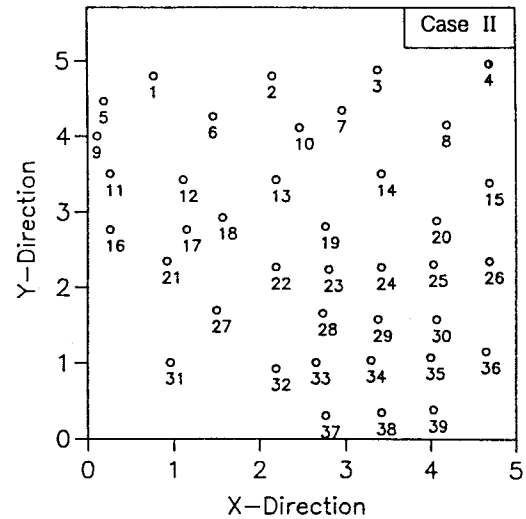


Fig. 6b. Well location map in case II.

시료가 채취된 Case I의 유정의 분포 및 배열형태는 Fig. 6 a에서 보는 바와 같다. 본 모델에서 산출된 결과는 Brummert et al. (1989)의 결과와 비교하여 Fig. 7과 Table 2에 정리하였으며, 여기서 나타난 바와같이 본 연구결과가 그들의 결과에 비해 무작위분산 (Random Variance) C_0 는 작고 공간분산 (Spatial Variance) C 는 크게 나타났다. 공간분산 C 는 시료값 사이의 자기상관도의 크기를 의미하며, 즉 C 가 클수록 시료값 사이의 영향이 서로 크게 작용하고 있음을 정량적으로 표현하는 것이다. 따라서 본 모델의 결과가 그들의 결과에 비해 영향권 " a "내에서 시료값 사이에 더욱 좋은 자기상관도를 보여주는 것으로 본 모델에 의해 결정된 이론분포값이 보다 양호함을 알 수 있다. 또한 시료 사이의 자기상관도의 영향범위로서 나타나는 영향권 (Dimensionless Influence Range; " a ")은 본

Table 2. Comparison of the results between this study and Brummert et al., in case I.

Parameter	This Study	Brummert et al. (1989)
FUNCTION PARAMETER		
Random Variance (C_0)	292.5	742.0
Spatial Variance (C)	1957.5	1508.0
Sill Value (C_0+C)	2250.0	2250.0
Dimensionless Influence Range (a)	2.72	2.06
Relative Spatial Variance ($C/Sill$)	0.87	0.67
POINT KRIGING RESULT		
Absolute Mean Percent Error	116.8%	126.6%

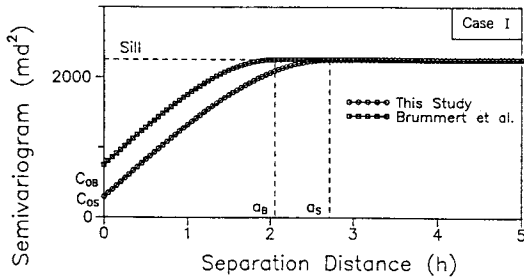


Fig. 7. Comparison of semivariogram models to validate the developed model.

연구결과에서 2.72로서 Brummert et al. (1989)의 결과에서 2.06에 비해 크게 나타났으며 이와같이 영향권이 더욱 크게 나타난 것은 자기상관도에 영향을 미치는 시료 사이의 거리가 더욱 멀리 작용할 수 있다는 것을 보여준다. 위에서 결정된 변수들로 구성된 이론분포함수값을 점진 Kriging모델에 적용하여 추정값과 실제값 사이의 절대평균오차율 (E_m)을 분석한 결과, 본 모델이 116%, Brummert et al. (1989)이 126%로서 본 연구에서 개발된 모델이 보다 신뢰성이 높은 것으로 나타났다. 위에서 계산된 절대평균 오차율은 다음과 같이 계산된다.

$$E_m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{|Z_i - V_{\alpha}|}{Z_i} \right) \times 100 \quad (\%) \quad (5)$$

타당성이 검증된 모델은 활용되어 유정의 배열형태, 수 및 분포 등이 각기 다른 두개 지역의 실제자료에 대한 모델결과의 반응을 살펴보았으며, 이들의 결과에 대한 신뢰성을 조사하였다.

지역 Case I에 대해서는 시료채취를 위한 유정의 분포가 Fig. 6a에서 보는 바와같이 42개의 유정이 비교적 잘 정

Table 3. Actual data for case I and case II.

Well No.	Case I	Case II	Well No.	Case I	Case II
1	61.0	13.5	22	112.5	377.8
2	27.0	8.6	23	37.3	500.0
3	0.0	6.6	24	58.7	521.7
4	51.8	4.2	25	43.3	0.0
5	30.2	9.3	26	0.0	5.0
6	108.9	41.1	27	94.8	7.8
7	113.2	9.4	28	94.5	322.2
8	15.5	3.5	29	35.9	0.0
9	0.0	15.6	30	5.3	100.0
10	137.2	54.0	31	81.7	3.5
11	58.8	22.0	32	122.7	8.4
12	23.7	78.0	33	67.0	0.0
13	5.0	69.6	34	119.0	162.7
14	54.5	6.9	35	128.0	0.0
15	47.5	6.1	36	51.3	16.7
16	0.0	4.7	37	70.3	35.0
17	0.0	35.0	38	5.5	0.0
18	40.9	190.9	39	0.0	1640.0
19	19.3	9.7	40	0.0	-
20	0.0	9.6	41	0.0	-
21	171.0	4.8	42	0.0	-

돈되어 있으며 Case II의 경우에는 Fig. 6b에 나타난 바와같이 39개의 유정이 Case I보다는 무질서하게 배치되어 있다. 여기서 Case I의 광역변수는 투과도이고 Case II에서는 유동도로서 서로 다른 특성이므로 이 두경우에 대한 절대비교가 불가하여 상대비교하였으며, 이 자료들은 모두 코이분석 결과에 의한 것으로서 Table 3에 정리하였다. 한편, Case I과 II 모두 방향성 분석에 있어서는 광역변수의 분포를 모든 방향으로 등방성이란 가정하에 추정값을 산출하여 그 분포의 양상에 대해 관찰하였다. 우선 실제자료의 분포도를 살펴보면 Fig. 8의 Histogram에서와 같이 Case I의 시료값은 비교적 정규분포의 형태를 이루고 있으며 시료값 사이의 변화량도 0에서 171 md의 작은 폭을 보이는 반면에, Case II에서의 시료값은 비정규분포의 형태로 나타나고 시료값 사이의 변화량이 0에서 1640 md·ft로서 매우 큰 폭을 보일뿐 아니라 시료값의 불연속구간 역시 광범위하게 나타나고 있음을 알 수 있다.

실험분포함수의 특성화는 지수, 구형형태의 특성함수 중에서 실험분포함수값에 가장 적합이 잘되는 함수를 결정해야 하며, 이를 위해 시료 사이의 단위구획거리에 허용도를 20%에서 50%까지 변화시키며 R^2 을 비교하였다. Case I의 경우에는 허용도에 관계없이 전체적으로 지수함수에 비해 구형함수가 적합이 잘됨을 알 수 있으며, 특성함수가 구형함수인 경우에 대해서는 허용도가 32.5%

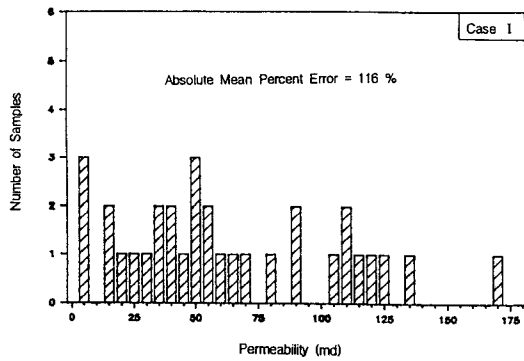


Fig. 8a. Histogram in case I.

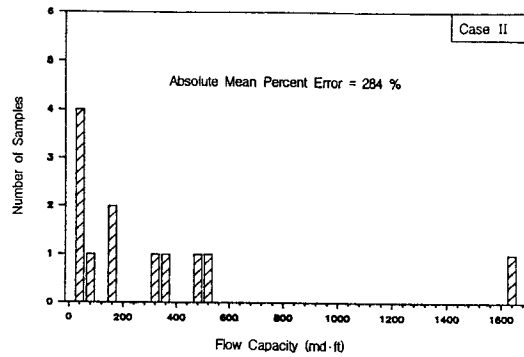


Fig. 8b. Histogram in case II.

일 때 R^2 은 0.984로서 가장 높게 나타났다 (Fig. 9a). 한편, Fig. 9b는 Case II에 대한 결과로서 역시 지수함수에 비해 구형함수의 R^2 이 양호하였고 시료 사이의 단위구획거리의 허용도에 26%를 주었을 때 R^2 은 0.967로서 가장 양호하였다.

따라서 본 분석에서는 Case I과 Case II의 각 경우에 대해 구형함수를 이론분포함수로 특성화하여 변수 Sill값, 공간분산 C, 무작위분산 C_0 , 영향권 “a”를 도출하였으며 (Fig. 10a의 Case I; Fig. 10b의 Case II), 이 결과들은 Table 4에 Case I과 Case II에 대해 정리하였다. 분석결과를 살펴볼 때, 우선 모델의 전체분산값인 Sill값은 Case I의 2250.01 md^2 이 Case II의 $78878.1 (\text{md}\cdot\text{ft})^2$ 에 비해 보다 작게 나타났다. 이는 Case II에서 시료의 특성값인 유동도 사이의 변화폭이 $50 \text{ md}\cdot\text{ft}$ 에서 $1640 \text{ md}\cdot\text{ft}$ 로 Case I의 투과도 사이의 변화폭 5 md 에서 170 md 에 비해 훨씬 큰 양상을 보이고 있기 때문이다. 그러나 이와같은 두개의 이질적인 광역변수 (투과도, 유동도)에 대해 의미있는 분석을 하기 위해서는 이론분포함수로부터 상대적인 개념 즉 상대이론분포함수 (Relative Semivariogram; Semiva-

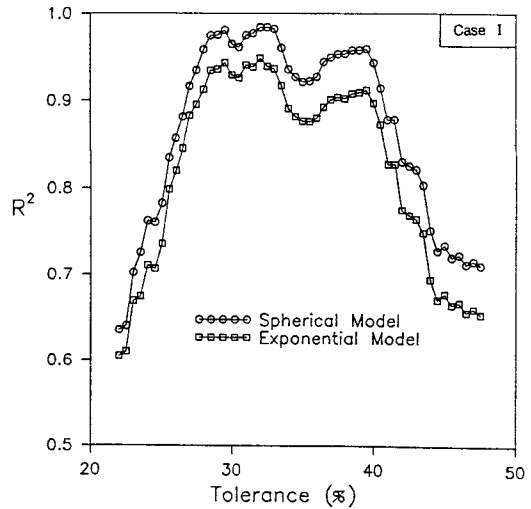


Fig. 9a. Comparison of R^2 vs. tolerance for exponential and spherical model in case I.

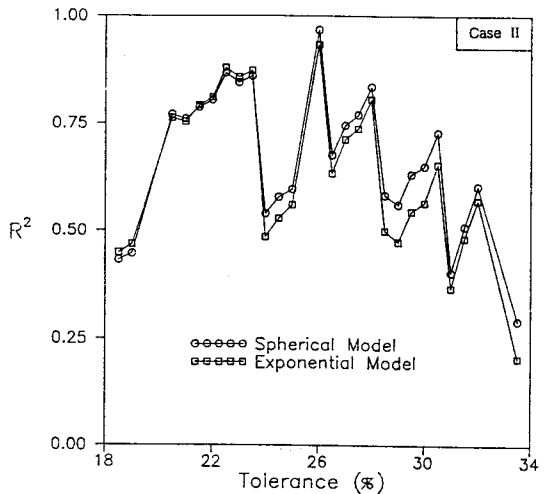


Fig. 9b. Comparison of R^2 vs. tolerance for exponential and spherical model in case II.

riogram/S)를 도입하므로써 상대비교가 가능해진다. 즉 Fig. 11과 Table 4에서 보는 바와같이 상대공간분산 (Relative Spatial Variance; C/S)은 Case I이 0.87, Case II가 0.27로서 Case I의 경우에서 자기상관도가 보다 양호하게 나타났으며, 이에 따라 상대무작위분산 (Relative Random Variance; C_0/S)은 Case I의 0.13, Case II의 0.73이 되어 Case II가 보다 불연속한 분포를 이루고 있음을 알 수 있다. 한편, 유정 사이에 자기상관도의 영향범위로서 표현되는 영향권 (Dimensionless Influence Range; “a”)은 Case I의 2.06, Case II의 4.33으로서, 이는 시료값의 분

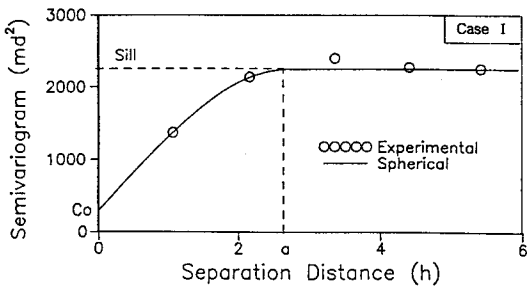


Fig. 10a. Fitting of experimental semivariogram to spherical model in case I.

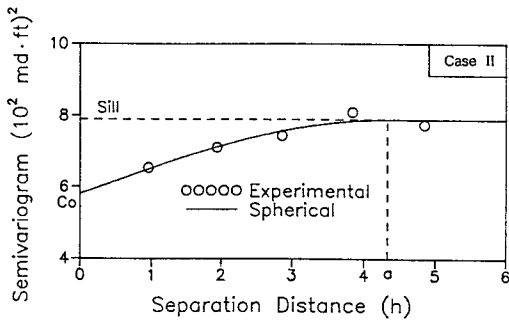


Fig. 10b. Fitting of experimental semivariogram to spherical model in case II.

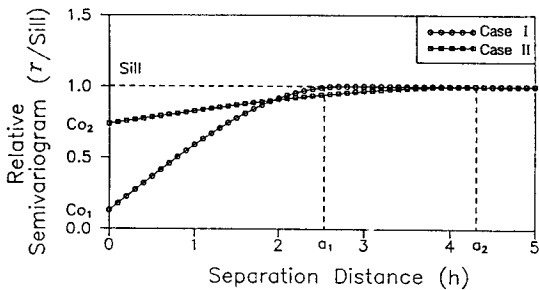


Fig. 11. Comparison of relative semivariograms for case I and case II.

포양상에 따라 달리 나타나며, Case I에 있어서 자기상 관도에 영향을 미치는 시료 사이의 거리가 Case II에 비해 약 1/2배 정도에서도 타당성있는 양호한 이론분포함수를 얻을 수 있으나, Case II의 경우에 있어서는 Case I에 비해 약 2배이상 되어야 타당성있는 이론분포함수를 도출할 수 있음을 의미하는 것이다. 이러한 현상은 Fig. 8에서 나타난 바와같이 Case II가 Case I에 비해 비정규분포의 형태를 이루고 있고 또한 불연속자료의 구간 역시 크게 나타나고 있기 때문이다. 또한 이러한 특성은 앞에서 결정된 변수들을 이용하여 정점 Kriging모델에 적용하므로써, 실제값

Table 4. Comparison of the results computed by the developed geostatistical model for case I and case II.

Parameter	Case I	Case II
FUNCTION PARAMETER		
Random Variance (C_0)	292.5	57975.4
Spatial Variance (C)	1957.5	20902.7
Sill Value (C_0+C)	2250.0	78878.1
Dimensionless Influence Range (a)	2.72	4.33
Relative Spatial Variance ($C/Sill$)	0.87	0.27
R^2	0.984	0.967
Tolerance	32.5%	26.0%

POINT KRIGING RESULT

Absolute Mean Percent Error	116.8%	284.2%
-----------------------------	--------	--------

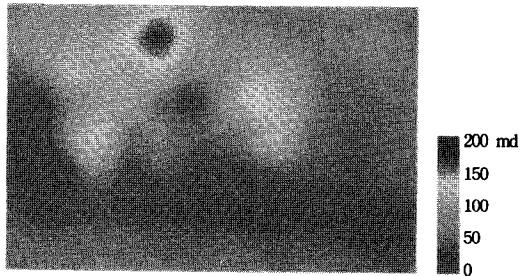


Fig. 12a. Areal distribution of permeability in case I.

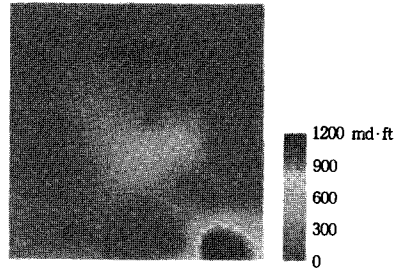


Fig. 12b. Areal distribution of flow capacity in case II.

과 예측값 사이의 절대평균오차율을 비교분석한 결과에서도 알 수 있다. 즉, Case I의 경우에 절대평균오차율이 116%인 반면에 Case II에서는 284%로 나타났다.

마지막으로 각 Case Study에 따라 결정된 이론분포함수를 블록Kriging모델에 적용하여 Case I의 광역변수 투과도와 Case II의 유동도에 대한 저류층의 특성분포를 규명하기 위해, Case I인 경우는 격자수를 9600개 (80×120), Case II인 경우는 2500개 (50×50)로 세분하여 도출한 결과, 저류층내에서의 투과도와 유동도의 특성값에 대한 2차원 평면분포를 Fig. 12에 도시하였다.

결 언

저류전산모델링을 수행하는데 있어서 정확한 석유생산성 예측을 위한 첫번째 단계는 저류층의 불균질한 특성을 규명하는 데에 있다. 본 연구에서는 불균질 특성규명을 위해 지구통계방법으로 접근하였으며, 이를 위해 실험분포에 가장 잘 적합하는 이론분포함수를 특성함수로서 도출하였고, Kriging모델을 적용한 다목적 지구통계모델을 개발하였다. 개발된 모델은 타 모델결과와의 비교에 의한 타당성 검증을 거쳐, 두개의 대상지역 Case I과 Case II에 대한 분석을 시도하였다. 이상과 같은 분석을 통해 다음의 결론을 얻을 수 있다.

1. 본 연구에서는 한정된 실측자료와 이에 의한 자료의 불연속 분포를 연속화하기 위해 단순수학적 방법을 지양하여, 시료값 사이의 공간적 상관성이 고려되는 Kriging법을 적용한 다목적 지구통계모델을 개발하였다. 특히, 실험분포값을 특성화하는 과정에서 자료의 분포도와 특성값에 가장 적절한 방법의 선정을 자동화함으로써 어떤 자료에 대해서도 적합도의 효율성을 높이고자 하였다.

2. 개발된 모델의 타당성 검증을 위해 Brummert et al. (1989)의 결과와 비교한 결과, 본 모델에 적용한 경우가 영향권 "a"내에서 시료값 사이에 더욱 좋은 자기상관도가 나타나, 본 모델에 의한 이론분포값이 보다 양호함을 알 수 있다. 여기서 결정된 변수들을 정점 Kriging모델에 적용하여 산출된 절대평균오차율은 본 모델에서 116%, Brummert et al. (1989)에서 12%로서 본 연구에서 개발된 모델이 보다 신뢰성이 높은 것으로 나타났다.

3. 개발된 모델은 활용되어 자료의 특성이 서로 다른 Case I과 II의 두개 대상지역에 대해 분석을 시도하였다. 그 결과 두 경우 모두 지수함수에 비해 구형함수가 적합이 잘되어 특성함수로 선정되었으며, Case II에서와 같이 불연속구간이 크고 변화폭이 클수록 추정값과 실제값 사이의 절대평균오차율은 Case I의 116%보다 Case II의 284%로 크게 나타난다.

4. 실제자료 Case I과 II에 대해 지구통계모델을 적용하여 2차원 연속평면분포도를 각각 도출하므로써 불연속적으로 측정된 특성들을 균질화하였다.

부 호

- a = Influence Range
- C = Spatial Variance
- C_o = Random Variance
- E_m = Absolute Mean Percent Error
- h = Separation Distance

- n = Number of Sample Data
- $N(\vec{h})$ = Number of Experimental Pairs of Data Separated by the Vector h
- M = Mean of Overall Sample Value
- S = Sill Value
- V_e = Estimated Value from Block Kriging Model
- V_{ei} = Estimated Value from Point Kriging Model
- W_j = Kriged Weight
- Z = Actual Values of Sample Data
- r = Semivariogram
- r^* = Experimental Semivariogram
- \bar{r}_{ij} = Semivariogram between Sample i and j
- \bar{r}_{iv} = Semivariogram between Sample i and Point or Block v
- μ = Lagrange Parameter

참고문헌

- 정문영 외(1991) 태평양심해저광물자원개발연구. BSPG00118-369-5, 망간단괴의 자원잠재력편, 한국해양연구소, p. 703-759.
- Brummert, A.C., Pool, S.E., Portman, M.E., Hancock, J.S. and Ammer, J.R. (1989) Determining Optimum Estimation Methods for Interpolation and Extrapolation of Reservoir Properties A Case Study. paper SPE 19598 presented at the 64th Annual Technical Conference and Exhibition, San Antonio TX.
- Clark, I. (1982) Practical Geostatistics. Applied Science Publishers Ltd, 2nd ed., p. 99-120.
- Desbarats, A.J. and Dimitrakopoulos, R. (1990) Geostatistical Modeling of Transmissibility for 2D Reservoir Studies. SPEFE, p. 437-443.
- Hewett, T.A. and Behrens, R.A. (1988) Conditional Simulation of Reservoir Heterogeneity With Fractals. paper SPE 18326 presented at the 63rd Annual Technical Conference and Exhibition, Houston TX.
- Hohn, M.E. (1988) Geostatistics and Petroleum Geology. Van Nostrand Reinhold, p. 101-168.
- Isaaks, E.H. and Srivastava, R.M. (1989) Applied Geostatistics. Oxford University Press, p. 276-337.
- Journel, A.G. and Huijbregts, C.H.J. (1978) Mining Geostatistics. Academic Press.
- Journel, A.G. (1986) Geostatistics: Models and Tools for the Earth Sciences., Mathematical Geology, v. 18. p. 119-121.
- Lucia, F.J. and Fogg, G.E. (1989) Geology/Stochastic Mapping of Heterogeneity in a Carbonate Reservoir: Dune (Grayburg) Field Crane County, West Texas. paper SPE 19597 presented at the 64th Annual Technical Conference and Exhibition, San Antonio TX.

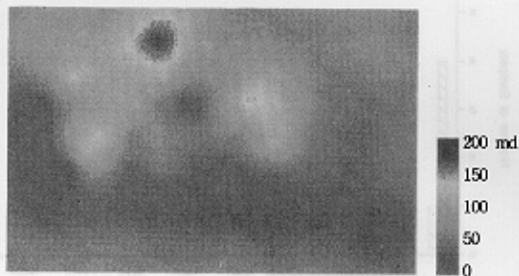


Fig. 12a. Areal distribution of permeability in case I.

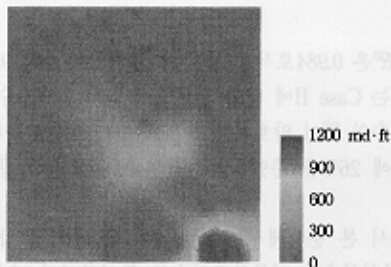


Fig. 12b. Areal distribution of flow capacity in case II.