

통계학적 산란 신호원과 신호 도래각 추정

正會員 李容業*, 柳尙佑*, 宋翊鎬*, 柳榮權*

Statistically Perturbed Signal Sources and Direction of Arrival Estimation

Yong Up Lee*, Sang Woo Ryu*, Ick Ho Song*, Young Kwon Ryu* *Regular Members*

要 約

일반적으로, 신호도래각 추정에서 자료를 얻는 동안 점신호원의 위치는 고정되어 있다고 가정하며, 이것은 대체로 타당하다. 그런데, 점신호원의 방향이 관측되는 동안 통계적으로 산란되고 신호원이 배열수신기에서 그리 멀지 않은 곳에 있다면, 이와 같은 고정 점신호원 가정에 바탕을 둔 신호도래각 추정방법은 잘못된 결과를 가져올 수 있다. 이 논문에서는 이러한 문제들을 해결하는 한 방안으로 새로운 신호원 가정에 바탕을 둔 위치 산란 신호원 모형을 제안하고, 이 모형아래에서 다중신호분류 방법에 바탕을 둔 추정방법을 살펴본다.

ABSTRACT

In direction of arrival estimation, the locations of point signal sources are assumed to be fixed during the observation of data, which is reasonable in many cases. If the observed bearings of the point signal sources are perturbed in a statistical way during the observation period and the signal sources are not far away from receiver array, then the direction of arrival estimation methods based on the fixed point signal source assumption may produce incorrect results. In this paper, to resolve the problem, we propose a perturbed-location signal model based on a new signal source assumption. Under this model, an estimation method based on the multiple signal classification method is investigated.

* 한국과학기술원 전기 및 전자공학과
論文番號: 94330
接受日字: 1994年 11月 22日

I. 머릿말

신호도래각 추정방법의 한 부류는 배열수신기 출력 자료로부터 얻은 공분산 행렬의 고유구조(eigenstructure) 특성을 써서 결과를 얻는 것이다[1, 2, 3, 6]. 잘 알려진 이런 신호도래각 추정방법으로는 다중신호분류 방법이 있다[6]. 한편, 공분산 행렬의 고유구조 특성을 쓰지 않는 다른 방법들 가운데에는 공분산행렬의 최대우도 추정방법이 있다. 이런 모든 방법들은 신호가 고정 점신호원이라는 가정에서 신호도래각을 추정하는 것이다.

그런데, 신호원 위치가 어떤 확률밀도함수를 따라 산란되고, 신호원이 배열수신기로부터 그리 멀지 않다면, 고정 점신호원 가정은 타당하지 않을 수 있으며, 이 가정에 바탕을 둔 신호도래각 추정은 잘못된 결과를 낼 수 있다. 이럴 때에는 신호도래각을 확률변수라고 두면 문제가 해결될 것이다.

이 논문에서는 이와 같은 문제를 풀기 위하여 새로운 신호원 가정에 바탕을 두고 위치산란 신호원 모형을 제안한다. 이 제안된 신호원 가정은 다음과 같다. 신호원의 진폭은 분산이 알려져 있지 않고 평균이 0인 복소정규 확률변수이고, 도래각은 평균과 분산이 알려져 있지 않은 확률변수이다. 이 논문에서는 이제까지의 고유구조에 바탕을 둔 방법들(곧, MUSIC, Min-Norm, ESPRIT) 조금 바꾸면 위치산란 신호원 모형에서 추정해야 할 매개변수인 신호도래각과 산란 매개변수들을 얻을 수 있음을 보일 것이다. 또한 이 논문에서 제안된 모형과 점신호원 모형사이의 관계를 알아볼 것이다.

II. 위치산란 신호원 모형

점신호원 가정에 바탕을 둔 신호도래각 추정에서 점신호원이 M개 있다면 크기 L인 배열수신기 출력은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$y(t) = \sum_{i=1}^M a(\theta_i)x_i(t) + n(t). \quad (1)$$

식 (1)에서, $y(t) \in C^{L \times 1}$ 는 배열수신기들의 출력벡터이고, $x_i(t)$ 는 i 제 점신호원이며, $a(\theta_i) \in C^{L \times 1}$ 는 i 제 점신호원에 의한 조종(steering) 벡터이고, $n(t) \in C^{L \times 1}$ 는 배열수신기들의 잡음벡터이다. (여기서

$C^{L \times 1}$ 는 $L \times 1$ 복소벡터로 이루어지는 공간이다.)

이 논문에서는 관측된 점신호원의 방향들이 확률적으로 산란되어 있고, 신호원들의 위치가 배열수신기로부터 그리 멀지 않은 곳에 있을 때 쓸 수 있는 모형에 대해 생각해 보자. 좀더 구체적으로 배열수신기 위치는 관측되는 동안 고정되어 있고 신호원의 위치가 어떤 확률밀도함수를 따라 움직일때 쓸 수 있는 모형을 생각해 보자. 우리는 이 신호모형을 위치산란 신호원 모형이라 부를 것이다. 한편 [5, 7]에서는 배열 수신기 위치가 산란되고, 점신호원 위치는 고정되어 있을 때, 신호도래각 추정을 연구한 바 있다.

이제, i 제 위치산란 신호원을 $s_i(t) = x_i(t)e^{j\phi_i(t)}$ 라 하자. 여기서 $x_i(t)$ 는 평균이 0인 복소정규 확률변수이고, $\phi_i(t)$ 는 평균과 분산을 모르는 확률변수이다. 쉽게 알 수 있듯이, $\phi_i(t)$ 의 확률밀도함수 $p_i(\alpha)$ 는 $0 \leq \alpha \leq 2\pi$ 범위인 정의구역을 가져야 한다.

우리는 확률변수 $\phi_i(t)$, $i=1, \dots, M$, 의 평균 θ_i 와 산란매개변수 ν_i 를 추정해야 한다. 다시말해, 확률밀도함수 $p_i(\alpha)$ 를 추정해야 한다. 여기서, 우리는 많아야 두 매개변수로 나타낼 수 있는 확률밀도함수에 대해서만 관심을 둘 것이다.

이제 매개변수 θ_i 와 ν_i 를 쓰면, 배열수신기 출력값은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} y(t) &= \sum_{i=1}^M E[a(\phi_i(t))]x_i(t) + n(t) \\ &= \sum_{i=1}^M b(\theta_i, \nu_i)x_i(t) + n(t). \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, $b(\theta_i, \nu_i) \in C^{L \times 1}$ 는 i 제 위치산란 신호원에 의한 평균조종벡터이다. 만일 $p_i(\alpha) = \delta(\alpha - \theta_i)$, $i=1, \dots, M$ 이라면 (2)는 (1)이 되는데, 이것은 (2)가 (1)이 일반화된 것이라는 것을 보여주는 것이다.

먼저, 몇가지 확률밀도함수에 대해 평균조종벡터 $b(\theta_i, \nu_i)$ 를 얻어 보자.

보기 1: $\phi_i(t)$ 는 다음과 같은 균일확률변수라 하자.

$$p_i(\alpha) = \begin{cases} \frac{1}{2\nu_i} & (\theta_i - \nu_i) \leq \alpha \leq (\theta_i + \nu_i), \\ 0 & \text{그 밖의 범위.} \end{cases} \quad (3)$$

그러면 배열 수신기가 균일선형배열일(uniform linear array) 때, i 제 위치산란 신호원에 의한 평균조종벡터 $b(\theta_i, \nu_i)$ 는 다음과 같다.

$$\underline{b}(\theta_i, \nu_i) = [1, w_1(\nu_i)e^{i\theta_i}, \dots, w_{L-1}(\nu_i)e^{i(L-1)\theta_i}]^T, \quad (4)$$

여기서,

$$w_l(\nu_i) = \frac{\sin(l\nu_i)}{l\nu_i}, \quad (5)$$

$$l = 1, 2, \dots, L-1.$$

보기 2: $\phi_i(t)$ 가 다음과 같은 원형정규 확률변수라 하자[4].

$$p_i(\alpha) = \frac{e^{\kappa_i \cos(\alpha - \theta_i)}}{2\pi I_0(\kappa_i)}, \quad (6)$$

$$i = 1, \dots, M.$$

여기서 $\kappa_i > 0$ 는 $\phi_i(t)$ 의 집중값이고, $I_0(x) = \frac{1}{2\pi}$

$\int_0^{2\pi} e^{x \cos \theta} d\theta$ 는 수정 1차 베셀함수이다. $[0, 2\pi]$ 범위 안에서 원형정규분포는 직선위에서 정의되는 정규분포와 비슷한 역할을 한다.

그런데, 신호원의 위치가 원형정규확률변수일 때에는 조종벡터를 구체적으로 얻을 수 없으므로, (6)을 2차 근사하여 확률밀도함수를 얻으면 다음과 같다.

$$p_i(\alpha) = \frac{3}{4} \frac{1}{\nu_i} \left(1 - \frac{1}{\nu_i^2} (\alpha - \theta_i)^2\right), \quad (7)$$

$$i = 1, \dots, M,$$

여기서, $\nu_i \triangleq \sqrt{\frac{2}{\kappa_i}}$ 이고 $0 \leq \nu_i < 1$ 이다. 배열 수신기가 균일선형배열일때, 확률밀도함수(7)로 나타나는 i 제 위치산란 신호원에 의한 평균조종벡터 $\underline{b}(\theta_i, \nu_i)$ 를 얻으면, 다음과 같다.

$$\underline{b}(\theta_i, \nu_i) = [1, w_1(\nu_i)e^{i\theta_i}, \dots, w_{L-1}(\nu_i)e^{i(L-1)\theta_i}]^T, \quad (8)$$

여기서

$$w_l(\nu_i) = \frac{3[\sin(l\nu_i) - l\nu_i \cos(l\nu_i)]}{l^3 \nu_i^3}, \quad (9)$$

$$l = 1, 2, \dots, L-1.$$

이제 신호원 위치가 확률밀도함수를 따라 산란될 때에, 위치산란 신호원의 신호도래각과 산란매개변수를 추정해 보자. 먼저 다음과 같이 몇가지를 정의하자.

$$B \triangleq [\underline{b}(\theta_1, \nu_1), \underline{b}(\theta_2, \nu_2), \dots, \underline{b}(\theta_M, \nu_M)],$$

$$\underline{\phi}(t) \triangleq [\phi_1(t), \phi_2(t), \dots, \phi_M(t)]^T, \quad \underline{\theta} \triangleq [\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_M]^T, \quad \underline{x}(t) \triangleq [x_1(t), x_2(t), \dots, x_M(t)]^T,$$

그리고

$$\Sigma_s \triangleq \begin{bmatrix} \nu_1^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \nu_M^2 \end{bmatrix}.$$

그러면 배열수신기 출력은 다음과 같이 쓸 수 있고,

$$\underline{y}(t) = B\underline{x}(t) + \underline{n}(t), \quad (10)$$

배열수신기 출력들의 공분산행렬 R_y 는 다음과 같다.

$$R_y = BR_x B^H + \sigma I. \quad (11)$$

Ⅲ. 위치산란 신호원 모형아래에서 신호도래각 추정

위치산란 신호원 모형에서 $p_i(\alpha)$ 가 두 매개변수 곧 신호도래각 θ_i 와 산란매개변수 ν_i 에 의하여 결정되므로 이 매개변수들을 추정해야 한다. 이 절에서는 두 매개변수를 추정하는데 쓸 수 있는 고유분해방법에 바탕을 둔 변형된 다중신호분류방법을 생각해 보자.

$\lambda_1 > \dots > \lambda_M > \lambda_{M+1} = \dots = \lambda_L$ 을 공분산행렬 R_y 의 고유값들이라 할 때, $[\lambda_1, \dots, \lambda_M]$ 과 $[\lambda_{M+1}, \dots, \lambda_L]$ 에 대응하는 단위고유벡터집합을 각각 $\{\underline{s}_1, \dots, \underline{s}_M\}$, $\{\underline{g}_1, \dots, \underline{g}_{L-M}\}$ 이라 하자. 또한 행렬 $S = [\underline{s}_1, \dots, \underline{s}_M]$ 의 단위고유벡터들로 이루어진 공간을 신호부공간, 행렬 $G = [\underline{g}_1, \dots, \underline{g}_{L-M}]$ 의 단위고유벡터들로 이루어진 공간을 잡음부공간이라고 정의하자. 그러면 다음식을 얻는다.

$$R_y G = BR_x B^H G + \sigma G = \sigma G. \quad (12)$$

이것은

$$B^H G = 0 \quad (13)$$

임을 뜻하며, 다음과 같이 쓸 수도 있다.

$$\begin{aligned} \underline{b}^H(\theta, \nu) G G^H \underline{b}(\theta, \nu) &= 0, \\ (\theta, \nu) &\in \{(\theta_1, \nu_1), \dots, (\theta_M, \nu_M)\}. \end{aligned} \quad (14)$$

변형된 다중신호분류방법의 기본적인 개념은 공분산행렬 R_y 에 (13)을 쓰는 것이다. 실제로는 R_y 는 알려져 있지 않으며, 알고있는 자료로부터 추정되어야 한다. 여기서 표본공분산행렬 \hat{R}_y 를 다음과 같이 정의하자.

$$\hat{R}_y = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \underline{y}(t) \underline{y}^H(t). \quad (15)$$

R_y 의 고유분해에서와 같이 내림순으로 늘어선 \hat{R}_y 의 고유값에 대응하는 단위고유벡터들을 $\{\hat{s}_1, \dots, \hat{s}_M, \hat{g}_1, \dots, \hat{g}_{L-M}\}$ 라 하고, 행렬 $\hat{S} = [\hat{s}_1, \hat{s}_2, \dots, \hat{s}_M]$ 의 단위고유벡터들로 이루어지는 공간을 표본산호부공간, 행렬 $\hat{G} = [\hat{g}_1, \dots, \hat{g}_{L-M}]$ 의 단위고유벡터들로 구성되는 공간을 표본잡음부공간이라 하자. 이제, 변형된 다중신호분류방법의 비용함수를 다음과 같이 정의하면

$$f(\theta, \nu) = \underline{b}^H(\theta, \nu) \hat{G} \hat{G}^H \underline{b}(\theta, \nu) \quad (16)$$

추정값 $(\hat{\theta}_i, \hat{\nu}_i)$, $i=1, 2, \dots, M$ 은 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} (\hat{\theta}_i, \hat{\nu}_i) &= \arg \min_{\theta, \nu} f(\theta, \nu) \\ &= \arg \min_{\theta, \nu} \{ \underline{b}^H(\theta, \nu) \hat{G} \hat{G}^H \underline{b}(\theta, \nu) \}. \end{aligned} \quad (17)$$

IV. 모의실험 결과

4.1 수치적 보기

균일 선형 배열수신기가 세개이고, 신호원이 두개 있다고 하자. 신호원은 (7)의 확률밀도함수를 가진 위치산란 신호원 모형로부터 발생된다고 하자.

보기 3: 두 신호원의 신호도래각과 산란매개변수 $\{(\theta_i, \nu_i)\}$ 가 $\{(30^\circ, 0.1), (40^\circ, 0.25)\}$ 일때 $\hat{G} = G$ 라고 가정한 비용함수 $f(\theta, \nu)$ 의 등고선을 그림1에 나타냈다. 이 그림에서 $(30^\circ, 0.1)$ 과 $(40^\circ, 0.25)$ 에 있는 두 꼭지점을 볼 수 있다. 두 꼭지점 위치로부터 신호도래각과 산란매개변수 곧, 신호원 위치의 평균과 분산을

얻어 이를 바탕으로 확률밀도함수를 추정하였다. 그림 2에 신호원위치의 조종벡터를 얻는데 필요한 이 확률밀도함수를 실선으로 보였으며, 이에 대응하는 원형정규확률밀도함수를 점선으로 보였다.

보기 4: 이제, 실제로는 보기 3의 신호처럼 통계적으로 산란된 신호들을 점신호원인 것으로 잘못 알고 신호도래각을 추정할 때를 생각해 보자. 그림1에서 산란매개변수의 값을 0이라 두면 그림 3의 영스펙트럼을 얻을 수 있다. ν 의 값이 클 때에는, 그림 3에서 볼 수 있는 것처럼 기존의 방법을 그대로 쓰면 신호도래각을 추정하기가 매우 어렵게 된다.

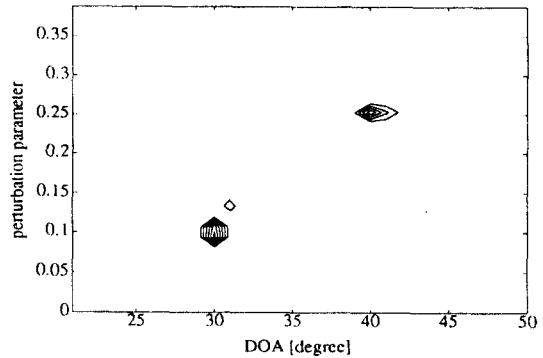


그림 1: $(\theta_1, \nu_1) = (30^\circ, 0.1)$, $(\theta_2, \nu_2) = (40^\circ, 0.25)$, $L=3$, $M=2$ 이고, $\hat{G}=G$ 일 때, 영스펙트럼 $f(\theta, \nu)$ 의 등고선.

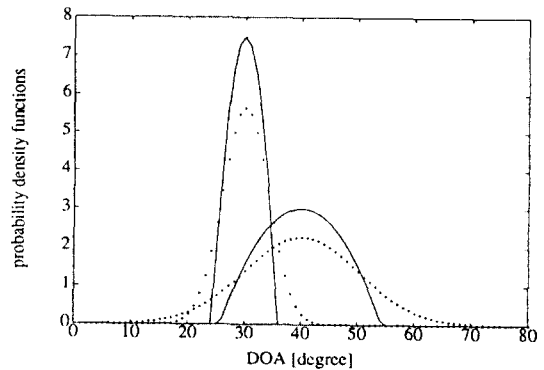


그림 2: $(\theta_1, \nu_1) = (30^\circ, 0.1)$ 이고 $(\theta_2, \nu_2) = (40^\circ, 0.25)$ 일 때 확률밀도함수 $p_i(\alpha)$, $i=1, 2$.

4.2 모의실험 결과

균일 선형 배열수신기에서 감지기 갯수 L 이 20이고, 신호원 수 M 이 2이며, 표본자료(snapshot)수 N 이 500이고, 신호대 잡음비가 100이며, 위치산란 신호원 모형로부터 발생된 신호원은 (7)의 확률밀도함수를

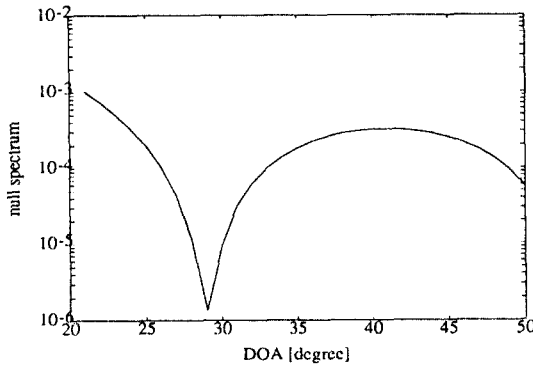


그림 3. $(\theta_1, \nu_1)=(30^\circ, 0.1)$ 이고 $(\theta_2, \nu_2)=(40^\circ, 0.25)$ 일 때 $\hat{\nu} = 0$ 조건에서 영스펙트럼 $f(\theta, \nu)$.

가지고 서로 비상관적이라고 하자.

보기 5 : 두 신호원의 신호도래각과 산란매개변수가 $(30^\circ, 0.1)$, $(40^\circ, 0.25)$ 일때 비용함수 $f(\theta, \nu)$ 의 등고선을 그림 4(가)에 보였다. 여기서 꼭지점은 $(30^\circ, 0.1)$ 과 $(40^\circ, 0.25)$ 주위에 위치해 있다. 그러나 등고선으로부터 신호 도래각과 산란매개변수를 정확히 얻을수는 없다. 그러므로 그림 4(나)에 보인 바와 같이 산란매개변수를 0.08, 0.1, 0.12로 두고 표본 영스펙트럼을 얻어보자. 그러면 $(30^\circ, 0.1)$ 에서 국소최소점을 얻을 수 있다. 마찬가지로 산란매개변수를 0.23, 0.25, 0.27로 두고 표본 영스펙트럼을 얻으면 그림 4(다)와 같이 되는데, 이 그림에서 나머지 국소최소점이 $(40^\circ, 0.25)$ 에 있음을 알 수 있다.

이 보기에서 알 수 있듯이, 제안한 방법을 쓰면 산란 신호원의 도래각을 제대로 추정할 수 있다. 그러나, 앞으로는 그림 4(나), (다)와 같은 중간 과정을 거치지 않고 도래각을 추정할 수 있는 2차원 추정법에 대해 연구해야 하리라고 생각한다.

V. 맺음말

신호원이 관찰되는 방향이 확률밀도함수의 형태로 산란되어 있고 신호원의 위치가 수신기로 부터 그리 멀지 않을때는 이제까지의 방법에서처럼 점신호원가정에 바탕을 둔 신호도래각 추정방법을 직접 쓸 수는 없다. 이 논문에서 우리는 위치산란 신호원을 모형화함으로써 신호도래각 추정방법을 고려하였다. 신호도래각을 추정하려 할 때 신호원의 위치가 확률밀도함수를 따라 산란되면, 표준 다중신호분류방법을 적용할 수

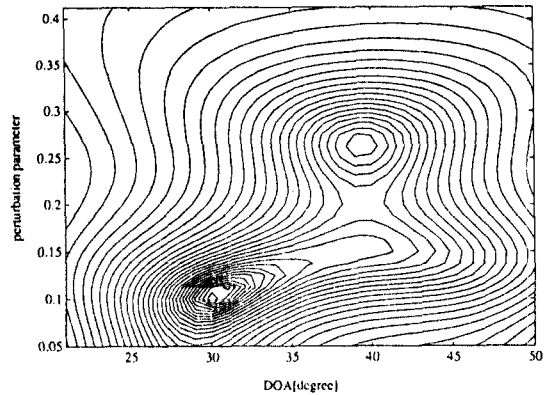


그림 4(가). $(\theta_1, \nu_1)=(30^\circ, 0.1)$, $(\theta_2, \nu_2)=(40^\circ, 0.25)$ $L=20$, $M=2$, $N=500$ 이고 $SNR=100$ 일 때 표본 영스펙트럼 $f(\theta, \nu)$ 의 등고선

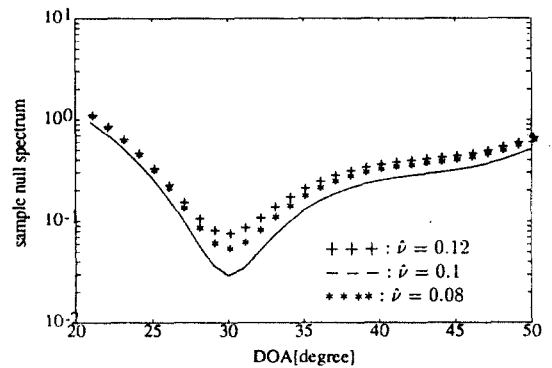


그림 4(나). $(\theta_1, \nu_1)=(30^\circ, 0.1)$, $(\theta_2, \nu_2)=(40^\circ, 0.25)$, $\hat{\nu} = 0.12, 0.08, 0.1$, $L=20$, $M=2$, $N=500$ 이고 $SNR=100$ 일 때 표본 영스펙트럼들 $f(\theta, \nu)$

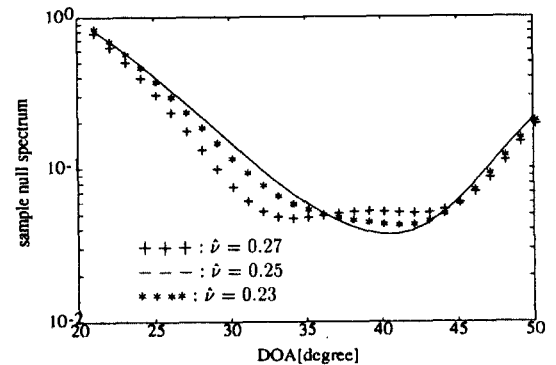


그림 4(다). $(\theta_1, \nu_1)=(30^\circ, 0.1)$, $(\theta_2, \nu_2)=(40^\circ, 0.25)$, $\hat{\nu} = 0.27, 0.25, 0.23$, $L=20$, $M=2$, $N=500$ 이고 $SNR=100$ 일 때 표본 영스펙트럼들 $f(\theta, \nu)$

없음을 보였다. 그 까닭은 다중신호분류방법 영스펙트럼이 산란된 신호원의 신호도래각에서 영집을 가지지 않을 수 있기 때문이다. 이러한 어려움은 위치산란 신호원 모형을 쓰면 극복할 수 있다는 것을 보였다. 또한 구체적인 보기를 거쳐 위치산란 신호원 모형과 그 신호도래각 추정방법의 적용을 살펴보았다.

참고문헌

1. K. M. Buckley and X.-L. Xu, "Spatial-spectrum estimation in a location sector," *IEEE Trans. Acous., Speech, Signal Proc.*, vol. ASSP-38, pp. 1842-1852, November 1990.
2. J. Choi, S. Kim, I. Song, and H. M. Kim, "A combined determination-estimation method for direction of arrival estimation," *Signal Proc.*, vol. 30, pp 123-131, January 1993.
3. J. Choi, I. Song, S. Kim, and Y. K. Jhee, "A generalized null-spectrum for direction of arrival estimation," *IEEE Trans. Signal Proc.*, vol. SP-42, pp. 462-466, February 1994.
4. E. J. Gumbel, J. A. Greenwood, and D. Durand, "The circular normal distribution: theory and tables," *J. Amer. Statist. Assoc.*, Vol. 48, pp. 131-152, March 1953.
5. Y. Rockah and P. M. Schultheiss, "Array shape calibration using sources in unknown locations-Part I: Far-field sources," *IEEE Trans. Acous., Speech, Signal Proc.*, vol. ASSP-35, pp. 286-299, March 1987.
6. R. O. Schmidt, "Multiple emitter location and signal parameter estimation," *IEEE Trans. Ant., Prop.*, vol. AP-34, pp. 276-280, March 1986.
7. A. J. Weiss and B. Friedlander, "Array shape calibration using sources in unknown locations-A maximum likelihood approach," *IEEE Trans. Acous., Speech, Signal Proc.*, vol. ASSP-37, pp. 1958-1966, December 1989.



李容業(Yong Up Lee) 종신회원
1962年 10月15日生
1981年 3月~1985年 2月: 공학사, 전자공학과, 서울대학교
1985年 3月~1987年 2月: 공학석사, 전기 및 전자공학과, 한국과학기술원
1992年 9月~현재: 박사과정 재학중, 전기 및 전자공학과, 한국과학기술원

1995年: 휴먼테크 논문대상 은상 수상

1986年 8月~현재: (주)삼성전자, 멀티미디어 연구실 근무

* 주요관심분야: 통계학적 신호처리, 배열신호처리, 통신이론

柳尚佑(Sang Woo Ryu) 종신회원

1972年 2月24日生

1990年 3月~1994年 2月: 공학사, 전자공학과, 공과대학, 연세대학교

1994年 3月~현재: 석사과정, 전기 및 전자공학과, 한국과학기술원

1994年 3月~현재: 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 연구 및 교육 조교

* 주요관심분야: 통계학적 신호처리, 신호 검파, 배열 신호 처리



宋 翊 鎭(Ickho Song) 중신회원
 1960年 2月20日生
 1982年 2月: 공학사(준최우등), 서울대
 학교 전자공학과
 1984年 2月: 공학석사, 서울대학교 대
 학원 전자공학과
 1984年 2月: 공학석사, Univ. of Penn-
 sylvania, 전기공학과

1987年 5月: 공학박사, Univ. of Pennsylvania, 전기공학과
 1987年 3月~1988年 2月: Bell Communications Research
 (Morristown) 연구원
 1988年 3月~1991年 8月: 한국과학기술원 전기 및 전자공학과
 조교수
 1989年 IEEE 한국지회 재무
 1990年~1992年 한국음향학회 편집위원
 1991年 9月~ 현재: 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 부교수
 1995年 : 한국통신학회 편집위원
 1989年 9月~1990年 8月: URSI 신진과학자상
 1991年11月: 한국통신학회 학술상
 1993年11月: 한국음향학회 우수연구상
 ※ 관심연구영역: 검파와 추정, 통계학적신호처리, 배열신호처
 리, 스펙트럼분석, 통신이론



柳 榮 禮(Young Kwon Rhy) 중신회원
 1970年 4月15日生
 1990年 3月~1993年 2月: 공학사, 전기
 및 전자공학과, 한국과학
 기술대학교
 1993年 3月~1994年 2月: 공학석사,
 전기 및 전자공학과, 한
 국과학기술원

1994年 3月~ 현재: 데이콤 종합연구소 근무
 ※ 주요관심분야: 이동통신, spread spectrum, 통신이론