

# 任意配列 안테나의 副ローブ 첨두치에 관한 研究

## (I) 線型配列의 에스티메이터에 関하여

(A Study on the Peak Sidelobe of the Random Array Antenna  
(I) On the Estimator of Linear Array)

金榮洙\*, 慎哲宰\*\*, 朴漢奎\*\*\*

(Young Soo Kim, Chul Jae Sin and Han Kyu Park)

### 要 約

線型等放性任意배열안테나에서 문제가 되는副ローブ 첨두치와 5가지 디자인 매개변수인 안테나數, 波長, 애패츄어의 크기, 스캐닝각, 신뢰도와의 상관관계를 랜덤 프로세스의 통계학적理論을導入하여理論的으로誘導 및 解析하였고, 그 에스티메이터의理論値와 Monte Carlo方法을利用한 컴퓨터 시뮬레이션結果値와 비교 검토한 결과 신뢰도가 0.7以上일때 1dB以内의 아주 작은誤差를 보임으로써副ローブ의 첨두치  $B_p$ 가 정확한 에스티메이터임을立證하였다.

### Abstract

In this paper, we derived to analyze the correlation between the peak sidelobe of the linear isotropic random array and the design parameters, such as the element numbers, wavelength, scanning angle, confidence level and the length of aperture, with the statistical theory of random processes. The peak sidelobe estimator was tested by the computer simulations using Monte Carlo method.

Consequently, it was evident that the results of the peak sidelobe estimator were consistent with those of the computer simulations over confidence level 0.7.

### I. 序 論

안테나 디자인은 높은 利得, 높은 解像度, 낮은副ローブ를 얻기 위하여 끊임없이研究되어 있다.<sup>[1]</sup>

그리하여 週期的인 位相 배열 안테나가 연구되어 왔으나 높은 指向性을 요구할 경우 안테나 간격이 半波

장보다 작아야 하므로<sup>[2]</sup> 많은 제작비를 要한다.

따라서 最近에 既存 位相 配列 안테나 방식과는 다른 方法으로 통계학적理論을 도입한任意 배열 안테나 방식이 연구되고 있다.<sup>[3][4]</sup>

本研究에서는任意 배열 안테나에서 문제가 되는副ローブ의 첨두치와 디자인 매개변수와의 상관관계를 통계적인 이론을導入하여 이론적으로誘導 및 解析하고 Monte Carlo方法<sup>[5]</sup>을利用하여 추정한 컴퓨터 시뮬레이션 결과와 잘一致함을 보임으로써,任意 배열 안테나 디자이너에게必要에 따라 선택하여 디자인할 수 있는 도구로서 제시하고자 한다.

\*準會員, \*\*\*正會員, 延世大學校 工科大學 電子工學科  
(Dept. of Elec. Eng., Yonsei Univ.)

\*\*正會員, 亞洲大學校 工科大學 電子工學科  
(Dept. of Elec. Eng., Ajou Univ.)

## II. 任意放射 패턴의 特性

線型 任意 배열 안테나의 放射 패턴을 求하는데 있어서 몇 가지 假定이 필요하다.

- 1) 任意 배열 안테나는 等方性이고
- 2) 각 안테나는 配列 位置에 관계없이 서로 獨立이며
- 3) 안테나의 給電의 크기는 각각 均一하며
- 4) 遠界에서의 放射 패턴이다.

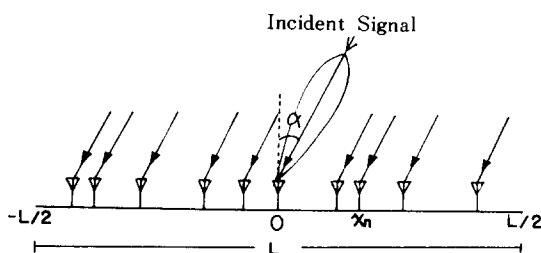


그림1. 線型 任意 배열 안테나의 모델

Fig. 1. Model of the linear random array antenna.

그림1과 같은 애패츄어에 N개의 안테나를 任意로 배열했을 경우 遠界에서의 放射 패턴  $f(u)$  는

$$f(u) = \int_{-\infty}^{\infty} i(x) \exp(jkxu) dx \quad (1)$$

이고 給電되는 電流의 式은  $i(x) = \sum_{n=1}^N \delta(x - x_n)$  으로 쓸 수 있으므로

$$f(u) = \int_{-\infty}^{\infty} \sum_{n=1}^N \delta(x - x_n) \exp(jkxu) dx \quad (2)$$

이 된다. 式(2)를 간단히 쓰면

$$f(u) = \sum_{n=1}^N \exp(jkx_n u) \quad (3)$$

으로 된다. 여기서  $k$ 는  $\frac{2\pi}{\lambda}$  이고  $\lambda$ 는 波長,  $u = \sin \theta - \sin \alpha$ ,  $\theta$ 는 可視 영역의 관측각,  $\alpha$ 는 스캐닝 각,  $x_n$  안테나의 위치인 任意 변수이다.

放射 패턴  $f(u)$ 는 任意 복소량이므로 平均 電力 패턴을 求하여 디자이너가 예측할 수 있어야 한다.

평균 전력패턴  $E[p(u)]$ 는

$$E[p(u)] = E[f(u) \cdot f^*(u)]$$

$$= \frac{1}{N^2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N E[\exp(jk(x_n - x_m)u)] \quad (4)$$

$$= \frac{1}{N^2} [N + f_o(u) \cdot f_o^*(u) (N^2 - N)] \quad (5)$$

$$= |f_o(u)|^2 (1 - \frac{1}{N}) + \frac{1}{N} \quad (6)$$

로 된다. 여기서  $E[\cdot]$ 는 양상을 평균이고  $f_o(u)$ 는 디자인 방사 패턴으로  $f_o(u) = \int_{\text{aperture}} i_o(x) \exp(-jkxu) dx$  이고,  $i_o(x)$ 는 給電되는 電流이다.

큰  $|u|$  값에 對해서  $|f_o(u)| \approx 0$  이므로

$$E[p(u)] \approx \frac{1}{N} \quad (7)$$

가 된다.  $|u| \rightarrow 0$  일 때

$$E[p(u)] \approx 1 \quad (8)$$

式(7)은 平均 副ロブ 레벨을 의미한다.

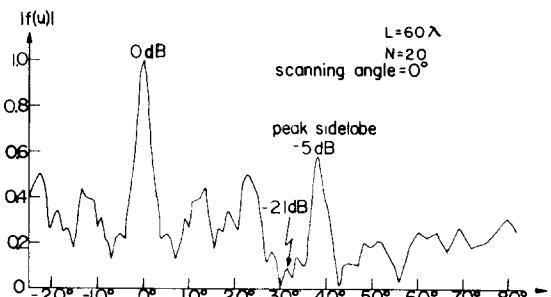


그림2. Gaussian 분포의 線型 任意 배열 안테나의 방사 패턴

Fig. 2. Radiation pattern of the linear random array antenna with Gaussian distribution.

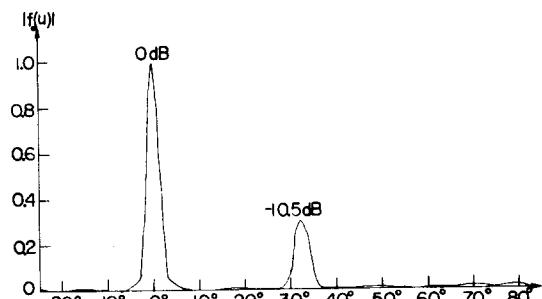


그림3. Gaussian 분포로 激励된 주기적인 배열 안테나의 방사 패턴

Fig. 3. Radiation pattern of the periodic array excited with Gaussian current density.

그림2와 3을 比較해 보면 主로브와 가까운 영역은 거의 유사하나 다른 副ロブ 영역에서는 많은 差異가 있음을 알 수 있다.

즉 平均 副ロブ 레벨 (-13dB)과 -8dB에서 8dB의 차이가 나타나는데 이것은 任意 배열로 인하여 放

射 패턴이任意로形成되기 때문이다.

### III. 에스티메이터의 理論的 解析

#### 1. 副ロブ 첨두치의 바이어스드 에스티메이터

副ロブ 첨두치를 측정하기 위해서副ロブ 크기에對한 확률 밀도 함수를 알아야 한다. 主로브에서 멀리 떨어져 있는副ロブ의 크기를 임의 변수  $A$ 라 하면 확률 밀도 함수  $P(A)$ 는

$$P(A) = \frac{2A}{N} \exp\left(-\frac{A^2}{N}\right) \quad (9)$$

가 되며, [1][7] 여기서  $A$ 는非正規化된 값이다. 任意 배열 안테나의副ロブ許容值을  $At$ 라 하면主로브에서 멀리 떨어져 있는放射 패턴의 값中에서任意의 한 개 샘플이許容值  $At$ 를 초과하지 않을 확률  $r$ 는

$$r = 1 - \int_{At}^{\infty} P(A) dA \quad (10)$$

가 되며 式(10)을 정돈하여 간단히 쓰면

$$r = 1 - \exp(-At^2/N) \quad (11)$$

가 된다.

전체副ロブ 영역에서 서로 독립된  $n$ 개를 샘플링하면 신뢰도  $\beta$ 는

$$\beta = r^n = [1 - \exp(-At^2/N)]^n \quad (12)$$

이 되며 에스티메이터  $B$ 를  $At^2/N$ 이라고 하면

$$B = -\ln(1 - \beta^{1/n}) \quad (13)$$

이 된다. 여기서  $\beta$ 는任意 방사패턴의副ロブ가 허용치  $At$ 를 초과하지 않을 확률을 의미한다.

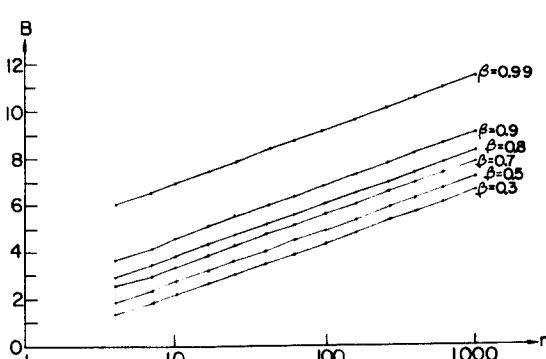


그림4. 매개 변수  $n$ 에 따른  $B$ 의 변화

Fig. 4. Variation of  $B$  with the array parameter  $n$ .

式(13)에서의  $n$ 은ナイ퀴스트 샘플링理論을利用하여求할 수 있다.

일반적으로

$$f(t) = \int f_u F(f) \exp(j2\pi ft) df \quad (14)$$

$$f(u) = \int_{L/\lambda} i(x/\lambda) \exp[j2\pi(x/\lambda)u] dx \quad (15)$$

로 되므로 그림5와 같이比較하여 나타낼 수 있다.

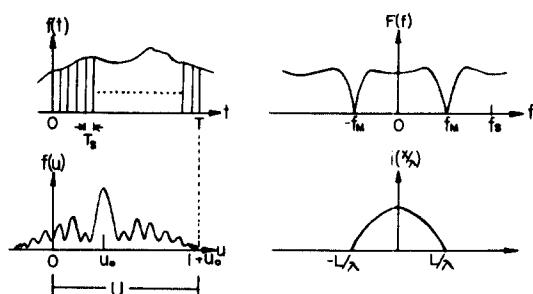


그림5. 나이퀴스트 샘플링 이론의 모델

Fig. 5. Model of Nyquist sampling theorem.

그림5에서 샘플링 數  $n$ 은  $\frac{T}{T_s}$ 이며  $1/T_s$ 은  $f_s$ 이므로  $n=T \cdot f_s$ 이다.

나이퀴스트 샘플링理論을導入하면  $f_s$ 는  $2 \cdot f_m$ 이 되며 그림5에서  $T$ 대신  $u_0$ 를,  $f_m$ 대신  $L/\lambda$ 로 대치할 수 있으므로

$$n = 2 \cdot \frac{L}{\lambda} (1 + |u_0|) \quad (16)$$

이 된다.

부소 방사 패턴  $f(u)$ 는位相도 크기와 같은 정보를 가지고 있으므로半만要한다. 따라서

$$n = \frac{L}{\lambda} (1 + |u_0|) \quad (17)$$

가 된다. 여기서  $i(x/\lambda)$ 는 전류 밀도 함수이며,  $T$ 는 신호의 시주기,  $u_0$ 는 스캐닝각,  $F(f)$ 는  $f(t)$ 의 Fourier 변환,  $f(t)$ 는 신호의 시간함수,  $L$ 은 어페어의 길이,  $f_m$ 은 한계 주파수,  $T_s$ 는 샘플링 주기이다.

#### 2. 副ロブ 첨두치의 언바이어스드 에스티메이터

式(13)은 실제적인副ロブ의 첨두치와誤差가 심하므로언바이어스된 에스티메이터  $B_p$ 를求하면

$$B_p = B + \Delta B \quad (18)$$

로 된다.

그림6에서副ロブ의 첨두치인點  $u_p$ 에 가장 가까운 임의 샘플점을  $u_i$ 이라 하면 Taylor급수에依하여

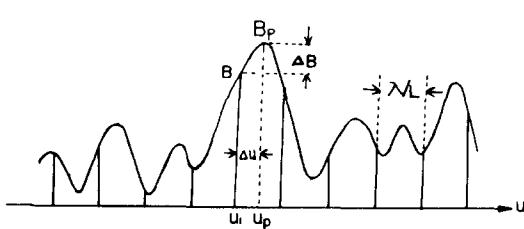


그림6. 副ローブ의 전력 패턴

Fig. 6. Power pattern of sidelobe.

$$P(u) = P(u_1) + P'(u_1) \Delta u + \frac{1}{2} P''(u_1) (\Delta u)^2 + \dots \quad (19)$$

로 쓸 수 있다.

여기서  $\Delta u$  가 매우 작다면

$$P(u) = P(u_1) + P'(u_1) \Delta u + \frac{1}{2} P''(u_1) (\Delta u)^2 \quad (20)$$

로 된다.

또한  $u_p$  점에서 미분 계수는 0 이므로

$$\Delta u = -\frac{P'(u)}{P''(u)} \quad (21)$$

가 되며 式(21)을 式(19)에 代入하면

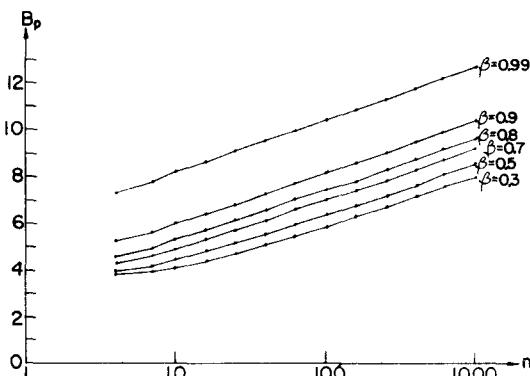
$$\Delta P = P(u_p) - P(u_1) = -\frac{P'(u)^2}{2P''(u)} \quad (22)$$

로 된다. 式(22)에서  $P'(u)$  와  $P''(u)$  는 任意 Gaussian 독립 변수의 곱과 합으로 이루어져 있으므로

$$P'(u)^2 = NP(u_1) \quad (23)$$

$$P''(u) = -\frac{1}{2} P(u_1) \left( -\frac{2N}{P(u_1)} \right) \quad (24)$$

가 되며 式(23)과 式(24)를 式(22)에 代入하여 N으로 나누면  $B = P(u_1) / N$  이다.

그림7. 매개 변수 n에 따른  $B_p$ 의 변화Fig. 7. Variation of  $B_p$  with the array parameter n.

$$\Delta B = \frac{1}{1 - 2/B} \quad (25)$$

이 된다. 여기서  $B \geq 3$  일 때  $\Delta B \approx 1 + \frac{2}{B}$  이므로 式(18)은 다음과 같은 式으로 간단히 쓸 수 있다.

$$B_p = B + \frac{2}{B} + 1 \quad (26)$$

式(26)은 언바이어스된 에스티메이터로서 첨두치를 정확히 나타낼 수 있다.

#### IV. 結果考察

애페츄어 길이에 따라 안테나 數를 표 1과 같이 定하고 Monte Carlo 方法을 利用하여 均一한 확률 밀도 함수를 만들어 안테나의 위치를 定하였다.

표 1. 애페츄어 길이에 따른 안테나 數

Table 1. Antenna element number with the length of aperture.

애페츄어 길이 ( $\lambda$ )	4	7	10	16	25	40	63	100	160	252	400	1000
안테나 數	4	10	10	10	10	20	20	20	20	20	40	100

다음에 각 애페츄어에 對해서 20번씩 試行하고 그 비율로부터 신뢰도를 유추하여 첨두치를 추정하였다.

여기서 스캐닝 각은  $0^\circ$ 로 하였으며 신뢰도 0.99, 0.9, 0.7, 0.5에 對해서 추정한 결과치와 언바이어스된 에스티메이터  $B_p$ 의 이론치를 比較하여 그림 8에 表示하였다.

그림 8에서 신뢰도가 0.5일 때 애페츄어 길이가 16 λ보다 작은 경우 3dB 정도의 誤差가 생기나 애페츄어 길이가 길어짐에 따라 이론치와 거의一致된다.

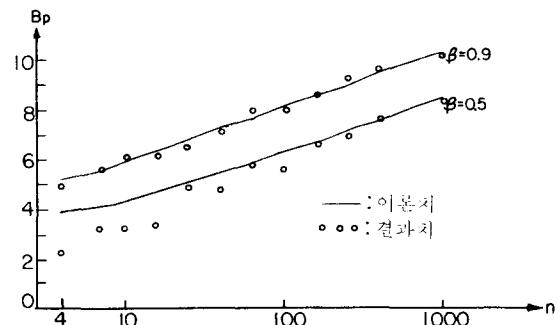


그림8. (a)

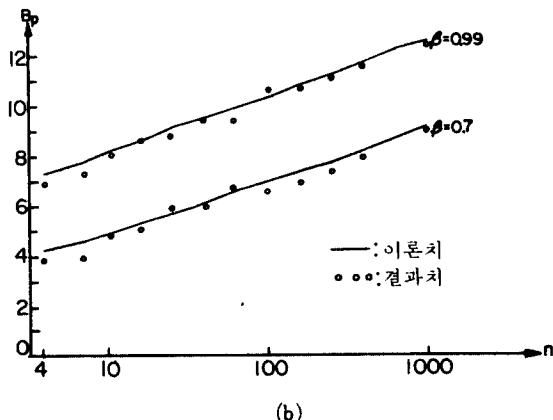


그림8.  $B_p$ 의理論值와 컴퓨터 시뮬레이션 결과치의比較

Fig.8. Comparison of  $B_p$  and the values of the computer simulations.

이것은 신뢰도가 낮을 경우 애페츄어 길이에 한계가 있음을 의미한다.

또한 신뢰도가 커짐에 따라 애페츄어 길이가  $4\lambda$ 以上일 때 약간의 오차가 있으나 이誤差는 부로브의 실제적인 첨두치를 計算하여 比較해 보면 1dB 보다 훨씬 작은 값이므로 이론치와 결과치는 거의一致한다.

그러므로  $B_p$ 는 신뢰도가 0.7以上일 때 애페츄어 길이에 관계없이正確한 에스티메이터임을 알 수 있다.

## V. 結論

랜덤 프로세스의 통계학적인理論을導入하여 이론적으로誘導한 부로브의 첨두치  $B_p$ 는 신뢰도가 0.7以上일 때 Monte Carlo 方法을 이용하여 추정한 컴퓨터 시뮬레이션 결과치와 1dB 以內의 아주 작은 오차를 나타냄으로써正確한 에스티메이터임이立證되었다.

따라서 애페츄어 길이가 작은線型任意배열안테나를 실제로 디자인 할 경우 신뢰도가比較的 큰 경

우에만 부로브의 첨두치를 예측하여 디자인 횟수를 줄일 수 있다.

## 参考文献

- [1] Y. T. Lo, "A mathematical theory of antenna arrays with randomly spaced elements", IRE Trans. Antennas Propag., vol. 12, pp. 257 - 268, 1964.
- [2] B. D. Steinberg, Principles of Aperture and Array System Design. Wiley, New York, 1976.
- [3] Marc B. Donvito, "Characterization of the random array peak sidelobe", IEEE, Trans. Antennas Propag., vol. 27, pp. 379 - 385, 1979.
- [4] D. E. N. Davies and C. R. Ward, "Low sidelobe patterns from thinned arrays using multiplicative processing", Proc. IEEE, vol. 127, pp. 9 - 15, 1980.
- [5] Siegmund Brandt, Statistical and Computational Methods in Data Analysis, : North-Holland, Amsterdam, Ch 5, 1970.
- [6] V. D. Agrawal and Y. T. LO, "Distribution of sidelobe level in random arrays", Proc. IEEE, vol. 57, pp. 1764 - 1965, 1969.
- [7] B. D. Steinberg, "The peak sidelobe of phased array having randomly located elements", IEEE. Trans. Antennas ProPag., , vol. 20, pp. 129 - 136, 1972.
- [8] Y. T. Lo and R. J. Simcoe, "An experiment on antenna arrays with ramdomly spaced elements", IEEE. Trans. Antennas Propag., vol. 15, pp. 231 - 235, 1967.