論文 97-22-7-17

덧셈 잡음에서 합성신호의 비모수 검파기

正會員 裵 鎭 秀*, 李 柱 植*, 金 倫 希*, 宋 翊 鎬*

A Nonparametric Detection Scheme of Composite Signals in Additive Noise

Jinsoo Bae*, Jooshik Lee*, Yun Hee Kim*, Iickho Song* *Regular Members*

요 약

이 논문에서는 덧셈 잡음에서 순위를 바탕으로 한 합성신호의 비모수 검파를 다루었다. 관측값들의 부호와 순위를 바탕으로, 잡음 확률밀도함수가 주어졌을 때 약한신호를 검파하는 국소최적 검파기를 얻었다. 이 검파기는 덧셈 잡음에서 합성신호를 검파하는 국소최적 검파기와 비슷하다. 이 비모수 검파기의 점근 성능이 국소최적 검파기의 점근 성능만큼 좋다는 것을 보였다.

ABSTRACT

In this paper, rank-based nonparametric detection of composite signals in additive noise is considered. Based on signs and ranks of observations, the locally optimum detector is derived for weak-signal detection under any specified noise probability density function. This detector has similarities to the locally optimum detector for composite signals in additive noise. The asymptotic performance of this nonparametric detector is shown to be as good as that of the locally optimum detector.

I. 머리말

일반화된 네이만-피어슨 정리를 바탕으로 얻을 수 있는 국소최적 검파기는 신호대잡음비가 0일 때, 검파력 함수의 기울기를 가장 크게 한다. 따라서, 잡음의 세기보다 신호의 세기가 작을 때는 매우 유용하다. 그뿐만 아니라, 국소최적 검파기는 균일최강 또는 최적검파기보다 구현이 더 용이하기 때문에, 검파이론에서 매우 관심 있는 주제가 되어왔다.

잡음공간에서 신호를 검파할 수 있는 이산시간 검파기를 얻는 것은 그 잡음과정의 통계를 잘 알지 못하기 때문에 때에 따라서 꽤 복잡하다는 것이 잘 알려져 있다. 검파기의 성능은 잡음과정의 통계에 따라 매우 민감하게 바뀌기 때문에 네이만-피어슨 정리를 바탕으로 한 최적검파기는 잡음통계의 사전 지식이

*한국과학기술원 전기 및 전자공학과
論文番號:97107-0324
接受日字:1997年 3月 24日

정확하지 않으면 종종 불완전한 성능을 나타낸다. 그럴 때에 비모수 검파방식은 일정한 오경보 확률을 보장하는데 쓰이게 된다. 한가지 보기로서, 국소최적순위 검파를 들 수 있다[1]-[5]. 국소최적순위 검파기들은 국소최적 검파기들 만큼 좋은 성능을 나타내며 여러 잡음분포에 대해서 일정한 오경보 확률값을 가진다. 이 논문에서는 [2]와 [6]의 보완으로 덧셈 잡음공간에 있는 합성신호의 국소최적순위 검파를 다룬다. 이 논문의 목적은 덧셈 잡음모형에서 합성신호를 검파하는 국소최적순위 검파기의 검정 통계량과 성능을 얻는 것이다.

Ⅱ. 관측모형

이 논문에서 우리의 관심은 덧셈 잡음공간에서 합성신호의 검파이므로, 먼저 덧셈 잡음모형을 일반화한 관측모형을 살펴보자: 관측값 X_i는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_i = \theta Q_i + W_i \tag{1}$$

여기서, θ는 신호세기 매개변수이고, Q_i는 알려진 신호 또는 확률 신호이며 W_i는 덧셈 잡음이다. 이제, [6]에서 다음과 같이 나타냈던 관측값 X_i에 대한 모형을 생각해 보자.

$$X_i = \alpha(\tau) e_i + \beta(\tau) S_i + W_i, \qquad i = 1, 2, \cdots, n. \tag{2}$$

모형 (2)에서 $\alpha(\tau)=0$, $\beta(\tau)=\theta$ 또는 $\beta(\tau)=0$, $\alpha(\tau)=\theta$라고 놓으면 모형 (1)을 얻을 수 있다. 식 (2)에서 e_i와 S_i는 각각 i째 관측의 알려진 신호 성분과 확률 신호 성분을 나타낸다. 성분 S_i는 분산이 $\sigma^2_i (i=1, 2, \cdots, n)$이고 평균이 0인 확률변수이고, n은 표본크기이다. $S=(S_1, S_2, \cdots, S_n)$의 결합확률밀도함수는 f_S로 쓰고 S_i와 S_j의 공분산 함수는 $E\{S_i S_j\} = r_S(i, j)$로 나타낸다. 매개변수 $\alpha(\tau)$와 $\beta(\tau)$는 각각 알려진 신호와 확률 신호 성분의 크기를 나타내고, τ는 세기 함수 $\alpha(\tau)$와 $\beta(\tau)$를 조정하는 신호크기 매개변수이다. 또한, $\alpha(\tau)$와 $\beta(\tau)$는 모두 $\tau=0$에서 0이고 $\tau>0$에 대해서 증가함수라고 가정한다[6]. W_i, $(i=1, 2, \cdots, n)$로 쓴 덧셈 잡음은 독립이고 같은 분포를 나타내는 확률변수로서 공통 확률밀도함수 f_W를 가지며 평균과 분산은 각각 0과 σ^2_w이다. 확률 신호 성분들과 덧셈 잡음 성분들은 독립이라고 가정한다.

Ⅲ. 합성신호의 국소최적순위 검파

1. 서 론

우리는 관측모형 식(2)를 써서 통계학적 가설검정 문제로서 합성신호 검파문제를 나타낼 수 있다. H를 귀무가설, K를 대립가설로 나타내면, 귀무가설 H는 $\tau=0$ 또는

$$H: X_i = W_i, \qquad i = 1, 2, \cdots, n \tag{3}$$

을 나타내고, 대립가설 K는 $\tau>0$ 또는

$$K: X_i = \alpha(\tau) e_i + \beta(\tau) S_i + W_i, \quad i = 1, 2, \cdots, n \tag{4}$$

를 나타낸다.

이 때, 관측값들 $X_1, X_2, \cdots, X_n$을 바탕으로 H 또는 K를 고르게 된다. 먼저, 몇 가지 정의와 가정을 도입하자.

$$f(x|\tau) = \int f_S(s) \prod_{i=1}^{n} f_W(x_i - \alpha(\tau) e_i - \beta(\tau) s_i)\, ds \tag{5}$$

는 $X=(X_1, X_2, \cdots, X_n)$의 결합확률밀도 함수를 나타낸다. 부호벡터는 $Z=(Z_1, Z_2, \cdots, Z_n)$으로 나타내고, 크기순위벡터는 $Q=(Q_1, Q_2, \cdots, Q_n)$으로 나타낸다. 여기서, $Z_i = sgn(X_i)$이며 Q_i는 집합 $\{|X_i| : i=1, 2, \cdots, n\}$에서 $|X_i|$의 순위를 나타낸다. 또한 이 집합에서 i째로 작은 원소를 $|X|_{[i]}$로 나타낸다. 그리고, 합성신호들에 대한 국소최적순위 검파기의 검정 통계량을 계산하고 다른 검파기들과의 성능을 견줄 수 있도록,

$$I_1(f_W) = \int g^2(x) f_W(x)\, dx \tag{6}$$

과

$$I_2(f_W) = \int h^2(x) f_W(x)\, dx \tag{7}$$

이 존재하며 유한하다고 둔다.

여기서,

$$g(x) = -f'_W(x)/f_W(x), \tag{8}$$
$$h(x) = f''_W(x)/f_W(x) \tag{9}$$

이며 $I_1(f_W)$는 f_W의 피셔정보이다 [7].

2. 재매개변수화

국소최적순위 검파기의 검정 통계량은 [6]에서 설명한 것처럼 관측모형 식(2)를 재매개변수화함으로써 얻을 수 있다. $\alpha(\tau)$와 $\beta(\tau)$에 대한 가정 때문에

$$\lim_{\tau \to 0^+} \frac{\alpha(\tau)}{\delta \tau^p} = 1 \tag{10}$$

과

$$\lim_{\tau \to 0^+} \frac{\beta(\tau)}{\varepsilon \tau^q} = 1 \tag{11}$$

이다. 여기서 $0 < p, q < \infty$이고 $\delta, \varepsilon > 0$이다. 이제

$$\Delta = q/p \tag{12}$$

라고 정의하자.

직관적으로 Δ는 관측모형 식(2)에서 알려진 신호성분들과 확률 신호 성분들의 상대적 세기를 나타낸다. 따라서, Δ는 알려진 신호 성분이 우세한 경우와 확률 신호 성분이 우세한 경우를 나누는데 중요한 역할을 한다. 이제, 다음과 같이 관측모형 식(2)를 재매개변수화한다.

A. $\Delta > 1/2$이면, $\theta = \alpha(\tau)$라 했을 때 $a(\theta) = \theta$로 놓고 $b(\theta) = \beta(\tau)$로 놓는다.
B. $\Delta \le 1/2$이면, $\theta = \beta(\tau)$라 했을 때 $b(\theta) = \theta$로 놓고 $a(\theta) = \alpha(\tau)$로 놓는다.

여기서, $\Delta = 1/2$일 때에 규칙A로도 재매개변수화할 수 있으나 더 복잡하다는 것을 알 수 있다[8]. 이때, 모형 식(2)는 다음과 같이 나타낼 수 있고,

$$X_i = a(\theta)\, e_i + b(\theta)\, S_i + W_i, \tag{13}$$

$\tau > 0$과 $\tau = 0$는 각각 $\theta > 0$과 $\theta = 0$에 대응한다.

재매개변수화 한 뒤 X의 결합확률밀도함수를 다음과 같이 나타낸다.

$$\phi(x \mid \theta) = \int f_{S(s)} \prod_{i=1}^{n} f_W(x_i - a(\theta)\, e_i - b(\theta)\, s_i)\, ds. \tag{14}$$

이때, $a(\theta)$와 $b(\theta)$ 가운데 적어도 하나는 θ가 된다는 것을 눈여겨볼 만하다. 더 명확하게 말하면, $\tau \to 0$일 때 (곧, $\theta \to$일 때) 재매개변수화의 결과로써 $\Delta > 1/2$이면,

$$X_i = \theta e_i + \frac{\varepsilon}{\delta^\Delta}\ \theta^\Delta S_i + W_i, \tag{15}$$

$\Delta \le 1/2$이면

$$X_i = \frac{\delta}{\varepsilon^{1/\Delta}}\ \theta^{1/\Delta} e_i + \theta S_i + W_i, \tag{16}$$

로 쓸 수 있다.

재매개변수화 한 뒤에 귀무가설 H는 $\theta = 0$ 또는

$$X_i = W_i \tag{17}$$

라고 쓸 수 있으며, 대립가설 K는 $\theta > 0$ 또는

$$X_i = a(\theta)\, e_i + b(\theta)\, S_i + W_i \tag{18}$$

라고 쓸 수 있다.

이제 귀무가설 H와 대립가설 K 아래서 Q와 Z의 결합확률질량함수를 각각 $p(q, z \mid H)$와 $p(q, z \mid K)$로 나타내자. 그러면,

$$H: p(q, z \mid H) = P\{Q = q, Z = z \mid H\} = \frac{1}{2^n n!}, \tag{19}$$

$$K: p(q, z \mid K) = P\{Q = q, Z = z \mid K\} = \int_B \phi(x \mid \theta)\, dx \tag{20}$$

과 같이 쓸 수 있다. 여기서, $B = \{x \mid Q = q, Z = z\}$이다.

3. 국소최적순위 검파기의 검정 통계량

이제 우리는 합성신호들을 검파하는 검정함수를 얻을 수 있도록 덧셈 잡음모형에서 합성신호들에 대한 국소최적순위 검파기의 검정 통계량을 얻어보자.

일반화된 네이만-피어슨 기본정리를 써서,

$$T_{LOR}(X)=\frac{1}{p(q,z|H)}\lim_{\theta\to 0}\frac{d^{\nu}p(q,z|K)}{d\theta^{\nu}} \quad (21)$$

로 국소최적순위 검파기의 검정 통계량을 얻을 수 있다. 여기서 ν는 $p(q,z|K)$의 미분계수가 $\theta=0$에서 0이 되지 않는 가장 낮은 미분차수를 나타낸다. 그러므로,

$$\begin{aligned}T_{LOR}(X)&=\frac{1}{p(q,z|H)}\int_B \lim_{\theta\to 0}\frac{d^{\nu}\phi(x|\theta)}{d\theta^{\nu}}\,dx\\&=\frac{1}{p(q,z|H)}\int_B T_{LO}(x)\,\phi(x|0)\,dx\end{aligned} \quad (22)$$

로 국소최적순위 검파기의 검정 통계량을 얻을 수 있다.

이와 같이 $T_{LOR}(X)$을 얻은 뒤 주어진 오경보확률 P_{fa}가 주어졌을 때

$$P\{T_{LOR}(X)>t|H\}\le P_{fa} \quad (23)$$

을 만족시키는 문턱값 t를 결정한다.

이제, 간단하게 국소최적 검파기의 검정 통계량을 다시 살펴보자 [6]: $\Delta>1/2$이면,

$$T_{LO}(X)=\sum_{i=1}^{n}e_i g(X_i) \quad (24)$$

와 같이 되고, $\Delta<1/2$이면

$$T_{LO}(X)=\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1,j\ne i}^{n}r_S(i,j)\,g(X_i)\,g(X_j)+\sigma_i^2 h(X_i) \quad (25)$$

와 같이 되며 $\Delta=1/2$ 일 때는

$$\begin{aligned}T_{LO}(X)=&\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1,j\ne i}^{n}r_S(i,j)\,g(X_i)\,g(X_j)\\&+\sum_{i=1}^{n}\left\{\sigma_i^2 h(X_i)+\frac{2\delta}{\varepsilon^2}\,e_i g(X_i)\right\}\end{aligned} \quad (26)$$

과 같이 된다.

식 (22)와 식(24)-(26)에서, 국소최적순위 검파기의 검정 통계량을 유도할 수 있다[9]. 그 결과는 $\Delta>1/2$ 이면

$$T_{LOR}(X)=\sum_{i=1}^{n}e_i Z_i c_1(Q_i) \quad (27)$$

이 되며, $\Delta<1/2$이면

$$T_{LOR}(X)=\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1,j\ne i}^{n}r_S(i,j)\,Z_iZ_j c_2(Q_i,Q_j)+\sum_{i=1}^{n}\sigma_i^2 d(Q_i) \quad (28)$$

이 되고, $\Delta=1/2$이면

$$\begin{aligned}T_{LOR}(X)=&\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1,j\ne i}^{n}r_S(i,j)\,Z_iZ_j c_2(Q_i,Q_j)\\&+\sum_{i=1}^{n}\left\{\sigma_i^2 d(Q_i)+\frac{2\delta}{\varepsilon^2}\,e_i Z_i c_1(Q_i)\right\}\end{aligned} \quad (29)$$

와 같이 된다. 여기서

$$c_1(i)=E_H\{g(|X|_{[i]})\} \quad (30)$$

$$c_2(i,j)=E_H\{g(|X|_{[i]})\,g(|X|_{[j]})\} \quad (31)$$

$$d(i)=E_H\{h(|X|_{[i]})\} \quad (32)$$

이고, H는 잡음만이 있는 가설 $\theta=0$를 나타낸다. 점수함수 $c_1(i)$, $c_2(i,j)$, $d(i)$의 명확한 식은 순위통계[10]의 단일변량과 결합분포에 관한 결과를 써서 얻을 수 있다.

위 결과를 살펴보면, $\Delta>1/2$일 때 국소최적순위 검파기의 검정 통계량 식(27)은 알려진 신호에 대한 국소최적순위 검파기의 검정 통계량과 정확히 같게 된다. 마찬가지로, $\Delta<1/2$일 때에는 국소최적순위 검파기의 검정 통계량 식(28)이 확률 신호에 대한 국소최적순위 검파기의 통계량[2]와 같게 된다. $\Delta=1/2$일 때에는 국소최적순위 검파기의 검정 통계량 식(29)가 알려진 신호성분과 확률 신호 성분들 모두의 영향을 나타내는 항들을 포함한다. 또한 검정 통계량 식(29)는 상수 $2\delta/\varepsilon^2$을 빼면 검정 통계량 식(27)과 식(28)을 더한 꼴임을 알 수 있다.

한 보기로서, 점수함수 $c_1(i)$, $c_2(i,j)$, $d(i)$의 정확한 식을 얻을 수 있는 로지스틱 확률밀도함수

$$f_L(x)=\frac{e^{-x}}{(1+e^{-x})^2} \quad (33)$$

을 고려하자.

$\lim_{\tau\to 0}\alpha(\tau)=\tau^2$이고 $\lim_{\tau\to 0}\beta(\tau)=\tau$일 때,

$$T_{LOR}(X)=\frac{1}{2(n+1)(n+2)}$$

$$[2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1,j\neq i}^{n} r_S(i,j)Z_iZ_j\{Q_iQ_j+\min(Q_iQ_j)\}$$
$$+\sum_{i=1}^{n}\sigma_i^2\{3Q_{i(Q_i+1)}-(n+1)(n+2)\}$$
$$+4(n+2)\sum_{i=1}^{n} e_iZ_iQ_i] \tag{34}$$

라고 쓸 수 있다.

Ⅳ. 점근 성능분석

검파기의 점근 성능을 상대적으로 알아볼 때 가장 널리 쓰이는 방법 가운데 하나가 점근 상대효율이다. 검정 통계량 T_1과 T_2를 바탕으로 한 두 검파기 D_1과 D_2의 $ARE_{1,2}$는 몇 가지 정규조건들 [7] 아래서

$$ARE_{1,2}=\frac{\xi_1}{\xi_2} \tag{35}$$

의 비로써 나타낼 수 있다. 여기서

$$\xi_i=\lim_{n\to\infty}\frac{\left[\frac{d^{\nu}E_K\{T_i\}}{d\theta^{\nu}}\Big|_{\theta=0}\right]^2}{nV_H\{T_i\}}, \qquad i=1,2 \tag{36}$$

은 검파기들의 효능을 나타낸다.

여기서 우리가 고려할 검파기들은 국소최적순위 검파기와 국소최적 검파기이다:국소최적 검파기와 몇 가지 다른 검파기들 사이의 점근적인 성능비교는 [11]에 나와있기 때문에, 여기서는 국소최적순위 검파기의 성능과 국소최적 검파기의 성능을 견주어 보는 것으로 충분하다. 국소최적순위 검파기의 성능은 [2]에서와 비슷한 과정을 거쳐 유도할 수 있다[9]. 먼저, 다음을 정의하자.

$$\chi=\frac{\|r_S^2\|-\|\sigma^4\|}{\|\sigma^4\|}, \tag{37}$$

$$\psi=\frac{\|\sigma^4\|-\|\sigma^2\|^2}{\|\sigma^4\|}, \tag{38}$$

$$\gamma=2\delta/\varepsilon^2, \tag{39}$$

$$\|r_S^2\|=\lim_{n\to\infty}\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} r_S^2(i,j), \tag{40}$$

$$\|\sigma^m\|=\lim_{n\to\infty}\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\sigma_i^m, \quad m=2,4, \tag{41}$$

$$\|e^2\|=\lim_{n\to\infty}\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}e_i^2. \tag{42}$$

여기서, χ는 음이 아닌 값을 가지며 신호의 상관이 검파성능에 기여하는 정도를 나타낸다. 신호들 상관이 많을수록 χ는 커진다. 신호들이 상관관계가 없다면, χ는 0이 된다. 한편, ψ는 신호전력이 얼마나 서로 다른지를 나타낸다. 신호의 분산이 모두 같다면, $\psi=0$이 되고 신호 분산들의 다름이 커지면 ψ도 커진다. ψ는 항상 $0\le\psi\le 1$이다.

표 1. LOR 검파기들과 LO 검파기들의 효능과 $ARE_{LOR,LO}$

	$\Delta>1/2$	$\Delta<1/2$	$\Delta=1/2$
ξ_{LOR}	$\|e^2\|I_1$	$\|\sigma^4\|(2\chi I_1^2+\psi I_2)$	$\|\sigma^4\|(2\chi I_1^2+\psi I_2)+\gamma^2\|e^2\|I_1$
ξ_{LO}	$\|e^2\|I_1$	$\|\sigma^4\|(2\chi I_1^2+I_2)$	$\|\sigma^4\|(2\chi I_1^2+I_2)+\gamma^2\|e^2\|I_1$
$ARE_{LOR,LO}$	1	$\frac{2\chi I_1^2+\psi I_2}{2\chi I_1^2+I_2}$	$\frac{\|\sigma^4\|(2\chi I_1^2+\psi I_2)+\gamma^2\|e^2\|I_1}{\|\sigma^4\|(2\chi I_1^2+I_2)+\gamma^2\|e^2\|I_1}$

표 1은 몇 가지 결과를 보여준다. $\psi\to 1$일 때, 국소최적순위 검파기와 국소최적 검파기가 점근적으로 같은 성능을 나타냄을 알 수 있다. 이것은 표본크기가 크고 가중값이 적절하며 신호전력이 서로 충분히 다르면, 실제 관측값들 대신에 관측값들의 부호와 순위만을 써서 확률 신호를 검파하여도 정보의 손실이 매우 적다는 것을 나타낸다.

다시 한번 확률 신호들을 검파할 때 국소최적순위 검파기는 관측값들에 대한 확률 신호들의 상관관계와 신호의 분산들의 차이에 대해서 반응을 보인다는 것에 눈여겨볼 필요가 있다.

Ⅴ. 맺음말

이 논문에서 우리는 덧셈 잡음공간에서 약한 합성신호들의 비모수 검파를 고려했다. 합성신호들에 대한 국소최적순위 검파기들의 검정 통계량이 국소최적 검파기들의 검정 통계량과 비슷한 식으로 나타남을 알았다. 합성신호를 검파하는 국소최적순위 검파기는 점근적으로 국소최적 검파기만큼의 성능을 나타낸다는 것을 보였다.

참 고 문 헌

1. S. A. Kassam and J. B. Thomas, *Nonparametric Detection Theory and Applications*, Stroudsburg: Dowden, Hutchinson & Ross, 1980.
2. I. Song and S. A. Kassam, "Locally optimum rank detection of correlated random signals in additive noise," *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol. 38, pp. 1311-1322, July 1992.
3. H. V. Poor and J. B. Thomas, *Advances in Statistical Signal Processing: Vol. 2 Signal Detection*, Greenwich: JAI Press, 1993.
4. R. S. Blum, "Locally optimum distributed detection of correlated random signals based on ranks," *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol. 42, pp. 931-942, May 1996.
5. J. Bae, Y. Ryu, T. Chang, I. Song, and H. M. Kim, "Nonparametric detection of known and random signals based on zero-crossings", *Signal Process.*, vol. 52, pp. 75-82, July 1996.
6. I. Song, J. C. Son, and K. Y. Lee, "Detection of composite signals: Part 1. Locally optimum detector test statistics," *Signal Process.*, vol. 23, pp. 79-88, Apr. 1991.
7. S. A. Kassam, *Signal Detection in Non-Gaussian Noise*, New York: Springer-Verlag, 1988.
8. J. C. Son, *Signal Detection Problems: Classical Approach and Fuzzy Mathematical Approach*, Ph.D. dissertation, Dept. of EE, KAIST, Daejeon, Korea, 1993.
9. J. Bae, *Signal Detection in Various Disturbance Models: Purely-Additive, Weakly-Dependent, and Multiplicative Noises, and Inter-User Interference*, Ph.D. Dissertation, Dept. EE, KAIST (in prepa ration).
10. J. Hajek and Z. Sidak, *Theory of Rank Tests*, New York: John Wiley & Sons, 1967.
11. J. C. Son and I. Song, "Detection of composite signals: Part 2. Examples and performance comparisons," *Signal Process.*, vol. 23, pp. 299-312, June 1991.

裵 鎭 秀(Jinsoo Bae) 정회원

1972년 3월 11일생

1990년 2월 : 경기과학고등학교 조기졸업(우등)

1993년 2월 : 공학사, 한국과학기술원 전기 및 전자공학과(최우등, 3년 조기졸업, 전체차석)

1995년 2월 : 공학석사, 한국과학기술원 전기 및 전자공학과

1995년 3월~현재 : 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 박사과정 재학중

※주관심분야 : 신호검파, 추계적과정, 신경회로망, 통신이론, 해석학, 대수학

李 柱 植(Jooshik Lee) 정회원

1974년 7월 30일생

1996년 2월 : 공학사, 한국과학기술원 전기 및 전자공학과

1996년 3월~현재 : 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 석사과정 재학중

※주관심분야 : 통계학적 신호처리, 신호검파와 추정, 신경회로망, 이동통신

金 倫 希(Yun Hee Kim) 정회원

1974년 1월 29일생

1995년 2월 : 공학사, 한국과학기술원 전기 및 전자공학과(전체수석)

1997년 2월 : 공학석사, 한국과학기술원 전기 및 전자공학과

1997년 3월~현재 : 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 박사과정 재학중

※주관심분야 : 이동통신, 멀티미디어 통신, 변복조

宋 翊 鎬(Iickho Song) 정회원

1960년 2월 20일생

1982년 2월 : 공학사(magna cum laude), 서울대학교 전자공학과

1984년 2월 : 공학석사, 서울대학교 대학원 전자공학과

1985년 8월 : M.S.E., Dept. of EE, Univ. of Pennsylvania

1987년 5월 : Ph.D., Dept. of EE, Univ. of Pennsylvania

1987년 3월~1988년 2월 : Bell Communications Research (Morristown) 연구원

1988년 3월~1991년 8월 : 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 조교수

1989년 : IEEE 한국지회 재무

1990년~1992년 : 한국음향학회 편집위원

1991년 9월~현재 : 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 부교수

1992년 6월~1992년 11월 : Teaching Fellow at National Univ. of Singapore
1995년 2월~현재 : An Associate Editor of the Journal of the KICS
1996년 1월~현재 : An Associate Editor of the Journal of the ASK
1996년 12월~현재 : Visiting Associate Professor at McMaster Univ.
A Senior Member of IEEE,
A Member of ASK, KICS, KITE, IEE
1989년 9월~1990년 8월 : URSI 신진과학자상
1991년, 1996년 : 한국통신학회 학술상
1993년 : 한국음향학회 최고학술상
※주관심분야 : 검파와 추정, 통계학적 신호처리, 배열 신호처리, 스펙트럼 분석, 통신이론