

# 퍼지 관측량을 쓰는 알려진 신호 검파: 통계적 성능 분석

## Known Signal Detection with Fuzzy Observations : Statistical Performance Analysis

김선용\*, 김태현\*, 송익호\*, 손재철\*\*

(Sun Yong Kim\*, Tae Hyun Kim\*, Ickho Song\*, Jae Cheol Son\*\*)

### 요 약

이 논문에서는 알려진 신호를 검파하는 국소 최적 퍼지 검파기의 검정 통계량의 확률 분포를 정확한 방법과 근사적 방법으로 얻었다. 또한, 컴퓨터 모의 실험으로 국소 최적 퍼지 검파기의 성능 특성과 국소 최적 검파기의 성능 특성을 견주어 보았다. 마지막으로, 국소 최적 퍼지 검파기의 기본적인 기능적 특성에 대해서도 알아보았다.

### Abstract

In this paper the probability distribution of the locally optimum fuzzy detector test statistic is obtained from the exact and approximate approaches. In addition performance characteristics of the locally optimum fuzzy detector are considered through computer simulation, and compared to those of the locally optimum detector. Finally we discuss the basic functional characteristics of the locally optimum fuzzy detector.

### I. 머리말

이런 때에는 퍼지 집합론적 기법을 신호 검파 문제에 적용할 수 있다는 것이 몇가지 연구 결과에서 알려졌다 [1]. 보기를 들면, 검파 과정에서 자기 잡음이 생길 때에는 퍼지 정보를 갖는 통계적 가설 검정 기법을 신호 검파 문제에 쓸 수 있다 [1, 2].

퍼지 집합론을 신호 검파에 적용할 때 관측량이 퍼지 정보라면 양자화-검파기 구조를 쓸 수 있다. 왜냐하면 국소 최적 검파기의 비선형성은 종종 양자화기로 구현되기 때문이다 [3, 4]. 이 논문에서는 양자

화와(국소 최적) 검파기를 합한 것을(국소 최적) 양자화 검파기라 부르기로 하는데, 양자화 검파기 열개에서 퍼지 정보량을 다루는 이론적 바탕은 다음과 같다. 이산 신호 처리에서 양자화 오차의 확률 분포는 한 구간 안에서 균일하다고 가정한다. 하지만 어떤 때에는 이 균일 오차 가정이 양자화기의 특성을 정확하게 나타내지 못한다 [5]. 상수 신호가 들어올 때 양자화하는 것이 그 대표적인 보기이다 [6]. 이와 같이, 잡음이 섞이고 양자화된 신호에 대한 통계적 해석이 많이 연구되었지만 [7], 양자화 오차에 대한 정확한 분석은 시간이 많이 걸리기 때문에 신호 검파 문제에서 통계적 가설의 퍼지 검정을 채택하는 것이 더 편리하고 실용적일 수 있다.

이 논문에서는 통계적 특성을 정확히 알 수 없는

\*한국과학기술원 전기 및 전자공학과

\*\*삼성전자 반도체 연구소

접수일자: 1993년 4월 12일

자기 잡음이 있을 때, [1]에서 연구한 것의 확장으로서 국소 최적 퍼지 검파기의 통계적 특성과 성능을 살펴보고자 한다.

## II. 기본 개념

우리가 자주 쓰는 신호 검파 문제는 아래와 같은 두 가설  $H_0$ 와  $H_1$ 으로 나타낼 수 있다.

$$H_0: Y_i = W_i \tag{1}$$

$$H_1: Y_i = \theta e_i + W_i, \quad i=1, 2, \dots, n. \tag{2}$$

(1)과 (2)에서  $Y_i$ 는 관측량,  $e_i$ 는 알려진 신호 성분,  $W_i$ 는 순가산성 잡음 성분이다. 여기서  $\theta$ 는 신호 크기 인자인데 신호의 세기와 신호 대 잡음비를 결정하게 된다. 순가산성 잡음 성분  $W_i, i=1, \dots, n$ 는 서로 독립이고 같은 확률 분포를 갖는다고 가정한다. 이의 연속 확률 밀도 함수  $f$ 는 평균이 0이고, 짝수함수라고 가정하자.

이 논문에서 살펴볼 두 검파기는 입출력 특성이 홀수함수인 MTQ와(midtread quantizer) MRQ (midrise quantizer) 검파계통이며 [8], 국소 최적 양자화 검파기와 국소 최적 퍼지 검파기의 입력을  $Q_i = Q(Y_i)$ 로 가정하였다. 여기서  $Q(\cdot)$ 는 정의에 의해 재단 함수 특성을 갖는 양자화기이다. 국소 최적 양자화 검파기는 이 양자화기의 출력을 바탕으로 결정을 내리며, 국소 퍼지 검파기는 양자화기의 출력을 퍼지 정보로 생각하여 결정을 내린다. MRQ의 일반적인 특성을 그림 1(a)에서 보았다. 여기에서  $\{\pm b_i\}_{i=1}^{m-1}$ 와  $\{\pm \tau_i\}_{i=1}^m$ 를 각각 양자화기의 끊음점과 (breakpoint) 양자화 준위라고 (quantization level) 부른다.

이때 위 과정에서 퍼지 정보를 다음과 같이 정의할 수 있다. 보기를 들면, 그림 1에서 MRQ로 얻어진 정보  $r_2$ 는 대략  $[b_1, b_2]$  사이에 있는 정보이다. 그림 1(b)에서 MRQ 검파기에 대한 사다리꼴 귀속 함수의 (membership function) 보기를 들었다. 여기에서 비신뢰도 (incredibility)  $\Delta$ 는 관측된 퍼지 정보에 대한 애매함의 척도이다.

이 논문에 쓰일 몇가지 용어를 정의하자. 확률 벡터  $\bar{Q} = (Q_1, \dots, Q_n)$ 의 가능한 모든 모임을 표본 공간이라고 부른다. 명료 (crisp) 검파기로 얻을 수 있는 모든 정보의 모임을 명료 정보 공간, 퍼지 검파기로 얻을 수 있는 모든 정보의 모임을 퍼지정보 공간이라

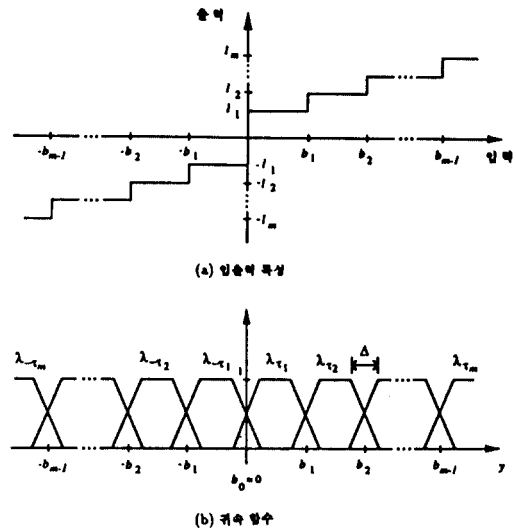


그림 1. MRQ의 퍼지 정보에 대한 입출력 특성과 귀속 함수

고 한다. 명료 정보 공간과 퍼지 정보 공간은 각각 표본 공간과 크기  $n$ 인 퍼지 확률 표본  $x^{(n)}$ 과 [2] 같다. 한편, 순서 명료 정보 공간은 (ordered crisp information space) 대응하는 명료 검파 검정 통계량의 값이 줄어드는 순서가 되도록 원소를 배열한 명료 정보 공간이다. 마찬가지로, 순서 퍼지 정보 공간은 (ordered fuzzy information space) 대응하는 퍼지 검파 검정 통계량의 값이 줄어드는 순서가 되도록 원소를 배열한 퍼지 정보 공간이다. 순서 퍼지 정보 공간의 첫번째 원소와 마지막 원소는 각각 다음을 만족시키는  $\kappa$  이다.

$$T_{fuzzy}(\bar{\kappa}) = \max_{\kappa \in x^{(n)}} T_{fuzzy}(\bar{\kappa}) \text{과 } T_{fuzzy}(\bar{\kappa}) = \min_{\kappa \in x^{(n)}} T_{fuzzy}(\bar{\kappa}) \tag{3}$$

여기서  $T_{fuzzy}(\bar{\kappa})$ 는 퍼지 검파기의 검정 통계량이다.

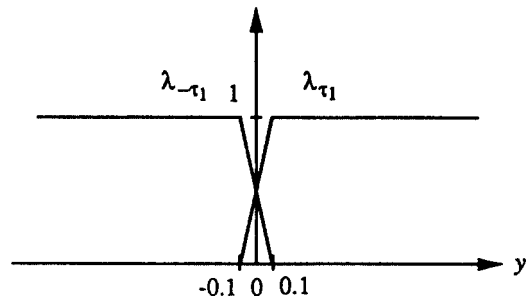


그림 2.  $-\tau_1$ 과  $\tau_1$ 에 대한 귀속 함수의 보기

(표 1) 순서 명료 정보 공간과 순서 퍼지 정보 공간의 보기

순서 명료 정보 공간				순서 퍼지 정보 공간			
순서	원소	$T_{Loq}(q)$	$P_0(q)$	순서	원소	$T_{LoF}(\bar{\kappa})$	$P_0(\kappa)$
1	$(l_1, l_1, l_1)$	3	1/8	1	$(\tau_1, \tau_1, \tau_1)$	2.388	1/8
2	$(l_1, l_1, -l_1)$	1	1/8	2	$(\tau_1, \tau_1, -\tau_1)$	0.796	1/8
	$(l_1, -l_1, l_1)$	1	1/8		$(\tau_1, -\tau_1, \tau_1)$	0.796	1/8
	$(-l_1, l_1, l_1)$	1	1/8		$(-\tau_1, \tau_1, \tau_1)$	0.796	1/8
3	$(-l_1, -l_1, l_1)$	-1	1/8	3	$(-\tau_1, -\tau_1, \tau_1)$	-0.796	1/8
	$(-l_1, l_1, -l_1)$	-1	1/8		$(-\tau_1, \tau_1, -\tau_1)$	-0.796	1/8
	$(l_1, -l_1, -l_1)$	-1	1/8		$(\tau_1, -\tau_1, -\tau_1)$	-0.796	1/8
4	$(-l_1, -l_1, -l_1)$	-3	1/8	4	$(-\tau_1, -\tau_1, -\tau_1)$	-2.388	1/8

보기를 들어 그림 2와 같이  $n$ 이 3이고  $\Delta$ 는 0.2인 2준위 MRQ 검파기를 생각해 보자. 표1에 순서 명료 정보 공간의 원소와 순서 퍼지 정보 공간의 원소, 그리고 귀무 가설  $H_0$ 에서 검정 통계량의 발생 확률을 나타냈다. 표1에서  $P_0(q) = P(q|H_0)$ 이고,  $P_1(q) = P(q|H_1)$ 이다. 이때  $q = (q_1, \dots, q_n)$ 는  $\bar{Q}$ 의 실현이다.

### III. 검정 통계량의 분포

대부분의 전파 탐지거나 음향 탐지기 신호의 검파 문제에 쓰이는 실제적인 방법은 Neyman-Pearson 과정에 바탕을 두고 있다. Neyman-Pearson 과정을 검파기에 쓸 때, 정확한 검파 문턱값을 찾으려면 귀무 가설 아래에서 검정 통계량의 확률분포를 얻어야 한다. 모형 (1), (2)에서 알려진 신호 국소 최적 퍼지 검파기의 검정 통계량은 다음과 같다는 것이 알려졌다[1].

$$T_{LoF}(\bar{\kappa}) = \sum_{i=1}^n e_i g_{LoF}(\kappa_i) \quad (4)$$

이고, 여기서

$$g_{LoF}(\kappa_i) = \frac{E\{\lambda_{\kappa_i}(y)\}}{E\{\lambda_{\tau_i}(y)\}} \quad (5)$$

(5)에서  $E(\cdot)$ 는 잡음의 확률 밀도 함수  $f$ 를 써서 얻은 기대값이고,  $\lambda_{\kappa_i}(y)$ 는  $\lambda_{\kappa_i}(y)$ 을  $y$ 에 대해 미분한 것이다.

#### 3.1 정확한 분포

여기서는  $2m$  준위 MRQ만 생각하기로 한다. 먼저,  $(d_1, d_2, \dots, d_{2m})$ 이  $\sum_{i=1}^{2m} d_i = n$ 을 만족시키는 음 아닌

정수의 집합이라고 하자. 그러면,

$A_1 \triangleq \{n\text{번 관측에서 퍼지 정보 } -\tau_m \text{이 정확히 } d_1 \text{번 나타나는 사건}\}$ ,

$A_2 \triangleq \{n\text{번 관측에서 퍼지 정보 } -\tau_{m-1} \text{이 정확히 } d_2 \text{번 나타나는 사건}\}$ ,

•  
•  
•

$A_{2m} \triangleq \{n\text{번 관측에서 퍼지 정보 } \tau_m \text{이 정확히 } d_{2m} \text{번 나타나는 사건}\}$

일 때 집합  $\{A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{2m}\}$ 의 확률은 다음과 같다.

$$\frac{n!}{d_1! d_2! \dots d_{2m}!} p^{d_1(-\tau_m)} p^{d_2(-\tau_{m-1})} p^{d_{2m}(\tau_m)} \quad (6)$$

(6)에서  $p(\tau)$ 는 실험을 한번 시행했을 때 퍼지 정보  $\tau$ 가 관측될 확률이다.

간단한 보기를 생각해 보자.  $n$ 이 5인 2준위 MRQ 검파기에서, 퍼지 정보의 가능한 조합에 대한 결합 확률은 다음으로부터 쉽게 얻을 수 있다.

$$P_0(\bar{\kappa}) = \prod_{i=1}^5 P_0(\kappa_i) \quad (7)$$

이제  $e_1, e_2, \dots, e_5$ 가 모두 1이고, 두 퍼지 정보  $-\tau$ 와  $\tau$ 에 대한 귀속 함수가 그림2와 같다고 하자. 그러면, 검정 통계량에 대한 확률 분포는 그림3과 같다.

위와 같은 과정은 표본의 크기가 커지면 쓰기 힘들어진다. 보기를 들어 양자화 준위가 256이고, 표본의 크기가 20일 때, 국소 최적 퍼지 검파기 검정 통계량

의 확률 분포를 얻으려면,  $256^{20} (\approx 1.46 \times 10^{48})$  가지의 결합 확률을 계산해야 한다.

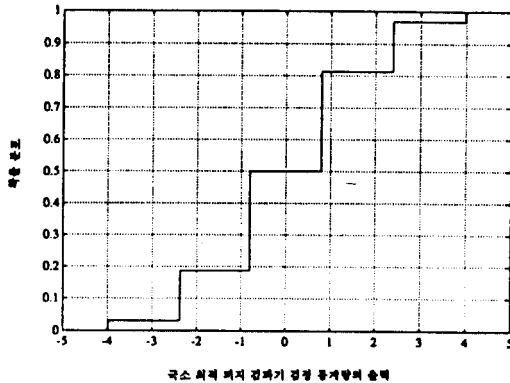


그림 3. 국소 최적 퍼지 검파기 검정 통계량의 확률 분포

3.2 근사적 방법

정확한 문턱값이 필요하지 않을 때에는, 중심 극한 정리를 써서 계산량을 줄일 수 있다. 여기서는  $e_1, e_2, \dots, e_n$ 이 모두 1이라고 하자.

국소 최적 퍼지 검정 통계량의 평균과 분산은 귀무 가설 아래에서 각각 다음과 같이 얻을 수 있다.

$$\mu_0 = \sum_{\kappa \in \mathcal{X}} P_0(\kappa) g_{LOF}(\kappa), \tag{8}$$

$$\sigma_0^2 = \sum_{\kappa \in \mathcal{X}} P_0(\kappa) \{g_{LOF}(\kappa) - \mu_0\}^2 \tag{9}$$

여기서  $P_0(\kappa)$ 는 귀무가설  $H_0$  아래에서 크기  $n$ 인 퍼지 확률 표본의 확률 분포이다.

정리 1.  $H_0$ 에서  $g_{LOF}(\kappa)$ 의 평균과 분산이 유한하다고 하자. 그러면  $\bar{\kappa} \in \mathcal{X}$  일때  $H_1$ 을 받아들이고,  $\bar{\kappa} \in \mathcal{X}^c$  일때  $H_1$ 을 버리는 검정 통계량  $T_{LOF}$ 를 갖는 퍼지 검정은 유의수준  $\alpha$ 에서  $\tau$ 가 다음과 같을 때 점근 국소 최적 검정이다 [9].

$$\mathcal{X} = \{ \bar{\kappa} \mid \bar{\kappa} \in \mathcal{X}^{(n)}, \frac{T_{LOF}(\bar{\kappa}) - n\mu_0}{\sigma_0 \sqrt{n}} > t \} \tag{10}$$

(10)에서  $t$ 는  $\int_{-\infty}^t \phi(y) dy = 1 - \alpha$ 을 만족시키는 수이고  $\phi(y)$ 는 표준 정규 확률 밀도 함수이다.

잡음 분포에 대한 2절의 가정을 따르면 국소 최적 퍼지 비선형성의 홀수함수적 성질때문에  $\mu_0$ 는 0이다. 따라서 국소 최적 퍼지 검정 통계량의 근사적 분포는

평균 0이고 분산이  $n \sum_{\kappa \in \mathcal{X}} P_0(\kappa) g^2_{LOF}(\kappa)$ 임을 알 수 있으며, 유의수준  $\alpha$ 에서 문턱값은 정규분포의 100  $(1 - \alpha)$ 째 백분위 수이다(percentile).

IV. 성능 특성

이제 [1]에서 얻은 알려진 신호 국소 최적 퍼지 검파기의 성능 특성을 살펴 보도록 하자. 양자화 단계가 많으면 계산량이 많아지므로 양자화 준위가 2와 3인 국소 최적 퍼지 검파기의 성능 특성에 대해 알아 보도록 한다.

4.1 2준위 MRQ 검파기

먼저 2준위 MRQ 검파기에 대해서 알아보자.

정리 2. 확률 밀도 함수  $f$ 가 평균이 0인 짝수함수라며 2준위 MRQ 검파기는 비모수형 (nonparametric) 검파기이다.

증명:  $\Delta$ 가 어떤 값을 갖더라도  $P_0(-\tau_1) = P_0(\tau_1) = 0.5$  이므로  $H_0$ 에서 임의의 원소의 확률은 항상  $2^{-n}$ 이다. 따라서 오경보확률  $P_{fa}$ 는 잡음의 확률 밀도 함수  $f$ 를 따라 바뀌지 않는다.

한편  $Z_i = \text{sgn}(Y_i)$ 라 두면 명료 정보  $(Z_1, \dots, Z_n)$ 의 확률도  $Z_i = \pm 1$ 일 때  $2^{-n}$ 이다. 그런데 부호 검파기는 비모수형 검파기이므로 부호 검파기와 2준위 국소 최적 퍼지 검파기는 아주 비슷한 특성을 가질 것이라는 것을 알 수 있다.

정리 3. 명료 정보를 사용하는 2준위 국소 최적 양자화 검파기와 퍼지 정보를 쓰는 2준위 국소 최적 퍼지 검파기는 두 검파기의 크기가 같을 때 같은 관측량에 대해 같은 결정을 내린다 [9].

정리 3은 다음과 같은 사실을 알려준다. 양자화 준위가 2라면 퍼지 정보를 써서 판단을 내리거나 명료 정보를 써서 판단을 내리거나 다를 것이 없다. 표 1의 보기를 생각해 보자.  $\alpha = 0.125$ 이면  $T_{LOF}(\kappa) = 2.388$ 일 때  $H_1$ 을 받아들이고, 그렇지 않다면  $H_0$ 을 받아들인다. 이는  $(\tau_1, \tau_1, \tau_1)$ 이 관측되었을 때만  $H_1$ 을 받아들이는 것과 같다. 한편 국소 최적 양자화 검파기에서  $\alpha = 0.125$ 라면  $T_{LOQ}(q) = 3$ 일 때  $H_1$ 을 받아들이고 그밖에는  $H_1$ 을 버린다. 따라서 두 검파기는 관측량이 같을 때에는 같은 결정을 내린다.

4.2 3준위 MTQ 검파기

출력이  $-1, 0, 1$ 인 3준위 MTQ로 입력 신호를 양자화 한다고 하고 퍼지 정보는 다음과 같다고 하자.

- $-\tau_1 =$  "대략 -1보다 작다."
- $\tau_0 =$  "거의 0이다."
- $\tau_1 =$  "대략 1보다 크다."

그리고, 퍼지 정보  $-\tau_1, \tau_0, \tau_1$ 의 귀속 함수는 다음과 같다고 하자.

$$\lambda_{-\tau_1}(y) = \begin{cases} 1 & y < -1 \\ -y & -1 \leq y < 0 \\ 0 & \text{otherwise,} \end{cases}$$

$$\lambda_{\tau_0}(y) = \begin{cases} 1+y & -1 < y < 0 \\ 1-y & 0 \leq y < 1 \\ 0 & \text{otherwise,} \end{cases} \quad (11)$$

$$\lambda_{\tau_1}(y) = \begin{cases} 1 & y > 1 \\ y & 0 < y \leq 1 \\ 0 & \text{otherwise,} \end{cases}$$

세 관측마다 결정을 내리고,  $\alpha = 0.03155$ , 잡음 성분은 평균이 0이고 분산이 1인 정규 분포를 갖는다고 하자. 이때 국소 최적 퍼지 검파기와 국소 최적 양자화 검파기의 오경보 확률과 ( $P_{fa}$ ) 검파 확률을 ( $P_d$ ) 표2와 3에 보였다.

<표 2> 자기 잡음이 없을 때  $P_{fa}$ 와  $P_d$ 의 비교

	$\theta$	LOF	LOQ	이론치
$P_{fa}$	0.0	4.500E-3	3.160E-2	3.155E-2
	0.5	2.988E-2	1.246E-1	1.246E-1
$P_d$	1.0	1.254E-1	3.139E-1	3.161E-1
	2.0	5.968E-1	7.740E-1	7.739E-1

<표 3> 분산이 1인 정규 자기 잡음이 있을 때  $P_{fa}$ 와  $P_d$ 의 비교

	$\theta$	LOF	LOQ	이론치
$P_{fa}$	0.0	1.404E-2	6.178E-2	3.155E-2
	0.5	4.798E-2	1.498E-1	8.575E-2
$P_d$	1.0	1.231E-1	2.942E-1	1.876E-1
	2.0	4.393E-1	6.469E-1	5.209E-1

먼저 자기 잡음이 없는 이상적인 때를 살펴보자. 이러한 이상적인 경우는 자기 잡음이 잡음 환경을 이루고 있는 한 요인이며, 정확히 모형화된다고 가정하는 것과 같다. 표2에서 명료 국소 최적 양자화 검파기의 특성은 전체 잡음 환경에 대한 모든 정보를 알고 있다는 가정 아래에서 정확한 계산으로 얻은 이론값

으로 예상할 수 있는 특성과 거의 같다는 것을 알 수 있다. 한편 관측에는 애매함이 없기 때문에 국소 최적 퍼지 검파기의 특성은 이론값으로 예상되는 특성과 다르다는 것을 알 수 있다.

하지만 표 3에서처럼 자기 잡음의 분포가  $N(0, 1)$  이라면, 국소 최적 퍼지 검파기의 오차는 줄어들지만 국소 최적 양자화 검파기의 오차는 늘어난다는 것을 알 수 있다. 크기  $\alpha$ 가 미리 정해져 있을 때 국소 최적 퍼지 검파기는 잡음 환경에 대한 완전한 정보를 갖고 있는 국소 최적 양자화 검파기와 비슷한 특성을 갖는다는 것을 알 수 있다. 한편, 자기 잡음이 전체 잡음 특성에서 중요하게 될수록 잡음에 대한 정보를 고려하지 않는 국소 최적 양자화 검파기는 성능이 나빠진다.

비신뢰도와 귀속 함수 모양의 선택이 퍼지 검파기의 설계와 성능 분석에 중요한 요소가 된다는 것은 쉽게 알 수 있다. 비신뢰도는 잡음의 특성을 따라서 적절하게 그 값을 선택해야 한다.

앞으로 비신뢰도 값을 정하는 문제를 연구해 보아야 할 것이다.

## V. 맺음말

이 논문에서는 알려진 신호 퍼지 국소 최적 검파기의 통계적 특성을 알아보았고 이 검파기의 성능을 분석하였다. 국소 최적 퍼지 검파기의 성능은 전체 잡음 환경의 완전한 정보를 알고 있고 오경보 확률이 정해진 국소 검파기의 성능과 같다는 것을 알았다. 자기 잡음에 대한 완전한 정보를 알지 못하는 명료 국소 최적 검파기는 전체 잡음 특성 가운데 자기 잡음의 특성이 커질수록 성능이 나빠진다. 따라서 국소 최적 퍼지 검파기가 국소 최적 검파기보다 강인하다고 할 수 있다.

마지막으로 이 논문에서는 최적 퍼지 검파기를 다루지 않았는데, 이에 대한 연구는 앞으로 해야 할 것이다.

## 참 고 문 헌

1. 박성일, 손재철, 김선용, 송익호, 지윤규, 김상업, "알려진 신호를 검파하는 국소 최적 퍼지 검파기의 성질," 한국 음향 학회지, 제11권, pp. 5-11, 1992년 10월.
2. 박성일, 손재철, 김명형, 송익호, 김현영, 윤진선, "퍼지 관측량을 쓰는 검정과 그 응용," 한국 통신 학회 논문

- 지, 제17권, pp.789-795, 1992년 8월.
3. J. Kim and I. Song, "A suboptimum quantization detection scheme using input amplitude compression," *Signal Processing*, vol. 21, pp. 315-321, December 1990.
  4. R.S. Blum and S.A. Kassam, "Asymptotically optimum quantization with time invariant breakpoints for signal detection," *IEEE Trans. Inform. Theory*, vol. IT-37, pp. 402-407, March 1991.
  5. P.W. Wong, "Quantization noise, fixed-point multiplicative roundoff noise, and dithering," *IEEE Trans. Acous. Speech, Signal Proc.*, vol. ASSP-38, pp. 286-300, February 1990.

6. L.R. Rabiner and R.W. Schafer, *Digital Processing of Speech Signals*. Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ, U.S.A., 1978.
7. M.K. Brown, "On quantization of noisy signals," *IEEE Trans. Signal Proc.*, vol. SP-39, pp. 836-841, April 1991.
8. N.S. Jayant and P. Noll, *Digital Coding of Waveforms*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ, U.S.A., 1984.
9. 손재철, 심호 경파: 고전적 접근과 퍼지 집합 이론적 접근, 박사 학위 논문, 한국 과학 기술원 전기 및 전자공학부, 1992년 2월.

▲金 善 勇(Sun Yong Kim) 1968년 1월 30일생



1990년 2월: 한국과학기술원 전기 및 전자공학과(공학사, summa cum laude)  
 1990년 12월: IEEE 한국 지부 학생 논문 대회 우수상 수상  
 1992년 6월: IEEE Communications Society Scholarship 수상

1993년 2월: 한국과학기술원 전기 및 전자공학과(공학석사)

1991년 3월~현재: 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 박사과정

▲宋 翊 鎬(Ickho Song) 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

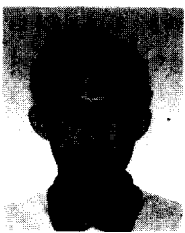
1991년 9월~현재: 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 부교수

1989년 9월~1990년 8월: URSI 신진과학자상

1991년 11월: 한국통신학회 학술상

※주관심분야: 검파와 추정, 통계학적 신호처리, 배열신호처리, 스펙트럼 분석, 통신이론

▲金 泰 賢(Tae Hyun Kim) 1970년 3월 1일생



1992년 2월: 서울대학교 제어계측공학과(공학사)

1992년 3월~현재: 한국과학기술원 전기 및 전자공학과 석사과정

- ▲孫 在 徽(Jae Cheol Son) 1965년 11월 5일생  
1988년 2월: 연세대학교 전기공학과(공학사)  
1989년 12월: IEEE 한국 지부 학생논문 대회 최우수  
상 수상  
1990년 2월: 한국과학기술원 전기 및 전자공학과(공  
학석사)  
1990년 12월: IEEE 한국 지부 학생 논문 대회 우수  
상 수상  
1992년 8월: 한국과학기술원 전기 및 전자공학과(공  
학박사)  
1992년 9월~현재: 삼성전자 반도체연구소 선임 연  
구원