

論文94-31B-1-3

상호상관관계를 이용한 방위탐지기의 확률적 모델

(Stochastic Model of the Bearing Estimator Using Cross-Correlation Method)

朴相培*, 柳存夏**, 李均景*

(Sang Bae Park, Jon Ha Ryu and Kyung Lee)

要 約

본 논문에서는 실제 수중 방위데이터의 확률분석을 통하여 상호상관관계를 이용하는 방위탐지기의 확률적 모델을 제안하였다. 상호상관관계 함수의 첨두치들의 크기가 방위각 측정치의 신뢰성에 대한 중요한 정보를 제공한다는 확률분석 결과를 이용하여 기존의 결합화률 데이터연계(JPDA:Joint Probabilistic Data Association) 필터를 수중환경에 맞게 개선하였다. 인위적으로 만든 방위데이터뿐만 아니라 실제 수중 방위데이터에 대해서도 개선한 필터의 향상된 성능을 보임으로써 제안한 확률적 모델의 타당성을 입증하였다.

Abstract

In this paper, we propose a probabilistic model appropriate for the bearing estimator which uses cross-correlation method following a close investigation on real underwater acoustic bearing data. The well-known JPDA(Joint Probabilistic Data Association) filter is tuned to the underwater acoustic bearing estimation based on the result that the reliability of the bearing measurement is related to the amplitude of the cross-correlation peak. The proposed probabilistic model is shown to be adequate by presenting the results of the improved tracking performance of the modified filter for various real bearing data as well as artificially generated ones.

I. 서 론

수동형 소나(sonar) 시스템에서 측정된 방위각만

*正會員, 慶北大學校 電子工學科

(Dept. of Elec. Eng., Kyungpook Nat'l Univ.)

**正會員, 國方科學研究所

(Agency for Defense Development)

※이 논문은 1992년도 교육부지원 한국학술 진흥
재단의 자유공모(지방대학육성)과제 학술연구
조성비에 의하여 연구되었음.

接受日字 : 1993年 5月 24日

을 이용한 표적기동분석(BOTMA: Bearings-Only Target Motion Analysis) 문제는 매우 중요하다.

^[1,2] 여기서 하나의 관측자는 소음을 발생시키며 정속
도로 운항하는 표적의 잡음이 섞인 방위각을 관측하
며, 이 방위각 측정치를 이용하여 표적의 위치와 속
도 등을 추정한다.

공간적으로 분리되어 있는 두 개의 센서 또는 두
개의 그룹으로 나누어진 선배열 센서에 표적으로부터
발생한 음향신호가 도달할 때, 두 센서에서 탐지된
표적신호의 상호상관관계 함수가 최대가 되는 첨두치
를 구하면 그로부터 시간지연을 추정할 수 있다.^[3,4]
표적신호의 시간지연과 표적의 방위각 사이에는 관계

식이 존재하므로 추정한 시간지연으로부터 표적의 방위각 측정치를 계산할 수 있다.

그러나 두 센서신호의 상호상관관계 함수에는 표적신호에 의해 발생한 참 첨두치뿐만 아니라, 수중 음향환경에서 음파의 다중경로 전달특성 및 배경잡음 등의 영향으로 인해 발생한 거짓 첨두치 또는 클리터(clutter)들도 여러개 포함된다.^[5] 따라서 클리터가 많은 수중 음향환경에서 BOTMA의 성능을 향상시키기 위해서는 전처리 필터를 사용하여 방위각 측정치를 필터링하는 것이 필수적이다.

일반적으로 클리터가 많은 환경에서 다중 표적을 추적하기 위하여 JPDA(Joint Probabilistic Data Association) 필터를 많이 사용한다.^[6,7,8] 여기서 참측정치는 정규분포를 가지는 것으로 가정하고, 게이트내의 클리터의 개수 및 위치는 각각 포아슨(Poisson)분포와 균일한 분포를 가지는 것으로 가정한다. 측정치의 확률적 모델은 JPDA 필터의 추적성능에 중요한 영향을 미치므로, 수중환경에서 다중 방위각 추적필터의 성능을 향상시키기 위해서는 방위각 측정치에 대한 정확한 확률적 모델이 요구된다.

따라서 본 논문에서는 실제 수중 방위데이타의 확률분포 분석을 통하여 상호상관관계를 이용하는 방위탐지기에 적합한 방위각 측정치의 확률적 모델을 제안하였다. 확률분석 결과 상호상관관계 함수의 첨두치의 위치뿐만 아니라 크기도 방위각 측정치의 신뢰도에 관한 중요한 정보를 제공함을 확인하였고, 이에 근거하여 기존의 JPDA 필터를 개선하였다. 인위적으로 생성한 방위데이타뿐만 아니라 실제 수중 방위데이타에 대해서도 개선된 필터의 향상된 성능을 보임으로써 제안한 확률적 모델이 타당함을 입증하였다.

Ⅱ. 상호상관관계를 이용한 방위각 추정

그림 1과 같이 거리가 d 만큼 떨어진 두 센서에서 측정한 음향신호 $r_1(t)$ 와 $r_2(t)$ 는 식 (1)과 같이 표현된다.^[3,4]

$$\begin{aligned} r_1(t) &= s(t) + n_1(t) \\ r_2(t) &= s(t - D_{12}) + n_2(t) \end{aligned} \quad (1)$$

여기서 $s(t)$ 는 첫번째 센서에 도달한 표적신호이며, $n_1(t)$ 와 $n_2(t)$ 는 각 센서에 입력되는 배경잡음이다. D_{12} 는 표적신호가 두 센서에 도달하는 시간의 차이를 나타내는 시간지연이다. 표적의 방위각 θ 는 추정한 시간지연으로부터 다음 관계식을 이용하여 계산

할 수 있다.

$$\theta = \cos^{-1}(CD_{12}/d) \quad (2)$$

여기서 C 는 수중에서 음파의 전달속도이다.

표적신호와 배경잡음을 서로 무관(uncorrelated) 할 때, 두 센서신호의 상호상관관계 함수 $R_{12}(\tau)$ 는 식 (3)과 같다.

$$\begin{aligned} R_{12}(\tau) &= E\{r_1(t)r_2(t+\tau)\} \\ &= R_{ss}(\tau - D_{12}) \end{aligned} \quad (3)$$

여기서 $R_{ss}(\cdot)$ 는 표적신호의 자기상관관계(auto-correlation) 함수이다. 식 (3)에서 $R_{12}(\tau)$ 는 $\tau=D_{12}$ 일 때 최대치를 갖기 때문에, $R_{12}(\tau)$ 가 최대가 되는 τ 가 추정하고자 하는 시간지연이며, 이로부터 방위각 θ 를 구할 수 있다.

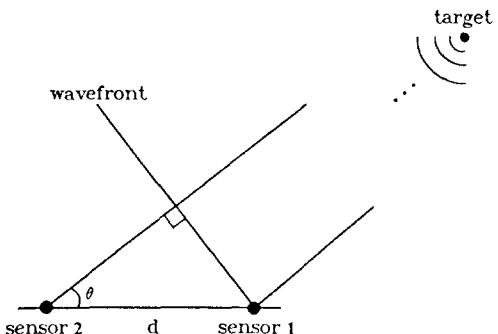


그림 1. 시간지연 추정

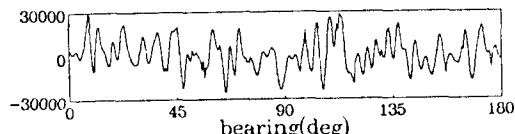
Fig. 1. Time delay estimation.

Ⅲ. 방위탐지기의 확률적 모델

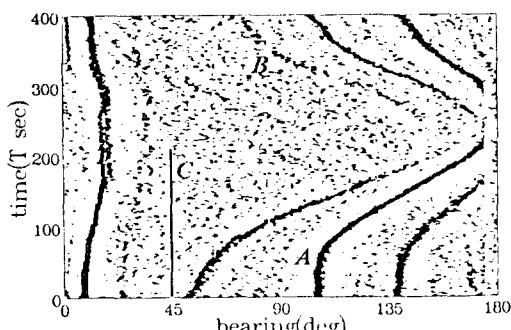
본 절에서는 상호상관관계를 이용하여 구한 방위각 측정치의 정확한 확률적 모델을 얻기 위하여 해상시험을 통하여 얻은 실제 수중 방위데이타의 확률분포를 세밀하게 분석한다. 상호상관관계 함수의 첨두치의 개수와 첨두치의 위치 및 크기에 표적의 방위각에 관한 정보가 포함되어 있기 때문에 이들의 확률분포를 분석하고, 첨두치의 위치와 크기의 상관관계를 분석한다. 분석한 결과에 근거하여 상호상관관계를 이용하는 방위탐지기에 적합한 확률적 모델을 제안한다.

그림 2(a)는 두 그룹으로 나누어진 선배열 센서에서 측정한 실제 표적신호의 상호상관관계 함수이다. 여기서 상호상관관계 값이 크면 그 방향에 표적이 존재할 가능성이 큰 것을 나타낸다. 그림 2(b)는 이러한

한 상호상관관계 함수의 크기를 그레이 등급(grey level)에 따라 명암을 조절하여 수평선상에 나타내고, 이러한 과정을 매 관측시간(kT , $k=1, \dots, 400$)마다 반복하여 그 결과를 누적하여 나타낸 방위각 채적이다. 그림 2(b)에 겹게 나타난 표적들의 채적 주위에서 그림 2(a)를 관찰하면 상호상관관계 함수의 첨두치가 여러개 존재함을 알 수 있다. 이들은 실제 표적으로부터 발생한 참 첨두치일 수도 있고 거짓 첨두치인 클러터일 수도 있다.



(a)



(b)

그림 2. 상호상관관계를 이용하여 구한 방위각 채적
(a) 상호상관관계 함수

(b) 방위각 채적

Fig. 2. Bearing tracks obtained by cross-correlation method.
(a) cross-correlation function.
(b) bearing tracks.

그림 2(b)에서 채적 A는 신호 대 잡음비가 높은 강한 채적을 나타내며, 채적 B는 신호 대 잡음비가 낮은 약한 채적을 나타낸다. 그리고 채적 C는 배경잡음의 확률적 특성을 분석하기 위하여 임의로 선정한 채적이다. 이러한 채적 A, B, C에 대하여 케이트내에 존재하는 첨두치들의 개수 n 과 첨두치의 위치 z_p 및 크기 z_a 의 확률분포를 분석하고, 크기와 위치의 상관관계를 분석한다. 확률적 데이터연계(PDA):

Probabilistic Data Association) 필터^[9]를 사용하여 구한 채적을 기준채적으로 사용하였으며, 필터의 케이트 영역 V 를 10° 로 정하였다. 첨두치들의 크기에 대한 허용값(threshold)은 0으로 정하였다. 따라서 첨두치의 크기는 0부터 30,000까지 분포한다.

1. 첨두치들의 개수에 대한 확률분포

케이트내에 존재하는 첨두치들의 개수에 대한 확률분포를 분석한 결과는 그림 3과 같다. 여기서 세로축은 전체 발생횟수를 1로 정규화한 값이다. 그림 3(a)의 강한 채적의 경우 두 개, 그림 3(b)의 약한 채적의 경우 세 개, 그리고 그림 3(c)의 배경잡음의 경우 두 개의 첨두치가 가장 많이 발생하였다. 각 경우 전체적인 모양은 포아슨 분포를 나타내며, 신호 대 잡음비가 낮은 약한 채적은 배경잡음의 영향을 많이 받아 강한 채적보다 더 많은 첨두치들을 포함하고 있다.

2. 첨두치들의 위치에 대한 확률분포

케이트내의 첨두치들의 위치와 기준채적의 차이를 나타내는 z_p 에 대한 확률분포를 분석한 결과는 그림 4와 같다. 배경잡음의 경우 케이트 영역내에서 거의 균일한 분포를 나타낸다. 강한 채적의 경우 기준채적을 중심으로 표준편차가 약 1.3° 인 정규분포를 나타내며, 배경잡음의 영향을 많이 받은 약한 채적의 경우 기준채적을 중심으로 분산이 매우 큰 정규분포를 갖는 참 첨두치들과 균일한 분포를 갖는 거짓 첨두치들이 중첩된 형태로 해석할 수 있다.

3. 첨두치들의 크기에 대한 확률분포

케이트내에 존재하는 첨두치들의 크기에 대한 확률분포를 분석한 결과는 그림 5와 같다. 배경잡음의 경우 크기가 10,000이상인 첨두치들은 거의 발생하지 않으며, 매개변수 $a \approx 0.0004$ 인 한쪽 지수(one-sided exponential)분포를 나타낸다. 강한 채적의 경우 배경잡음의 영향을较大 받아 크기가 10,000이상인 첨두치들이 지배적이며, 이러한 첨두치들의 크기는 평균이 약 21,000이고 표준편차가 약 2,500인 정규분포를 나타낸다. 그리고 약한 채적의 경우 신호 대 잡음비가 낮기 때문에 첨두치의 크기에 대한 평균이 강한 채적보다 작으며 분산도 크다. 이 경우 한쪽 지수분포를 갖는 거짓 첨두치들과 정규분포를 갖는 참 첨두치들이 중첩된 형태로 해석할 수 있다.

4. 첨두치들의 위치와 크기의 상관관계

케이트내에 존재하는 첨두치들의 위치와 크기의 상

관관계는 그림 6과 같다. 강한 궤적의 경우 크기에 대해서 정규분포를 갖는 참 첨두치들이 기준궤적의 중심 부근에 집중되어 있다. 약한 궤적의 경우 이러한 집중 현상은 줄어들었으나, 여전히 기준궤적의 중심 부근에 참 첨두치들이 많이 존재한다. 그리고 배경잡음의 경우 이러한 집중 현상이 거의 일어나지 않는다. 위와 같은 사실은 첨두치들의 크기가 방위각 측정치의 신뢰성에 대한 중요한 정보를 제공한다는 것을 나타낸다.

5. 확률분석 결과

게이트내에 존재하는 첨두치들의 개수와 첨두치의 위치 및 크기의 확률분포에 대한 분석결과를 종합하여 다음과 같은 확률적 모델을 제안한다. 여기서 매개변수 λV , σ_p , σ_a 등은 궤적의 신호 대 잡음비에 따라 결정된다.

첫째, 게이트내에 존재하는 첨두치들의 개수 n 에 대한 확률분포는 평균이 λV 인 포아슨 분포이다. 여기서 λV 은 강한 궤적의 경우 2이고, 약한 궤적의 경우 3이다.

$$p(n) = \frac{e^{-\lambda V} (\lambda V)^n}{n!} \quad (4)$$

둘째, 첨두치의 위치 z_p 에 대한 확률분포는 참 첨두치의 경우 평균이 \hat{z}_p 이고 분산이 σ_p^2 인 정규분포이며, 거짓 첨두치의 경우 게이트 영역내에서 균일한 분포이다.

$$p(z_p) = \begin{cases} N(z_p; \hat{z}_p, \sigma_p^2), & \text{참 첨두치일 때} \\ V^{-1}, & \text{거짓 첨두치일 때} \end{cases} \quad (5)$$

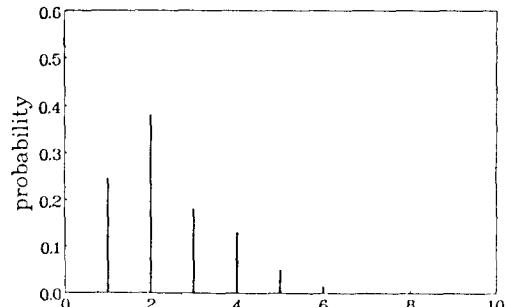
세째, 첨두치들의 크기 z_a 에 대한 확률분포는 참 첨두치의 경우 평균이 \hat{z}_a 이고 분산이 σ_a^2 인 정규분포이며, 거짓 첨두치의 경우 매개변수 $\alpha = 0.0004$ 인 한쪽 지수분포이다.

$$p(z_a) = \begin{cases} N(z_a; \hat{z}_a, \sigma_a^2), & \text{참 첨두치일 때} \\ \alpha \exp(-\alpha z_a), & \text{거짓 첨두치일 때} \end{cases} \quad (6)$$

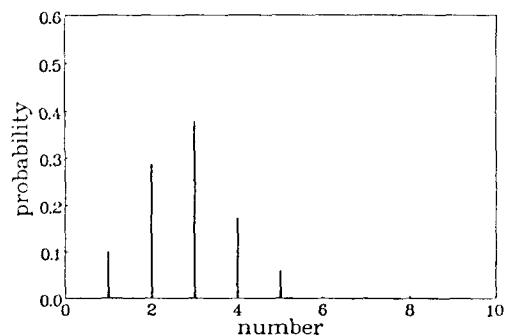
네째, 확률적 모델을 간략화하기 위하여 첨두치의 위치와 크기는 서로 독립적이라고 가정한다. 따라서 각 첨두치의 확률밀도함수는 첨두치의 위치에 대한 확률밀도함수와 첨두치의 크기에 대한 확률밀도함수의 곱으로 표현된다.

$$p(z_p, z_a) = p(z_p)p(z_a)$$

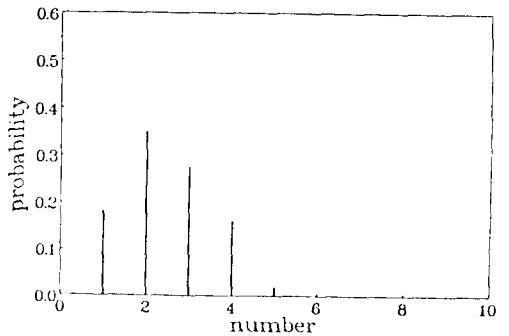
$$= \begin{cases} N(z_p; \hat{z}_p, \sigma_p^2)N(z_a; \hat{z}_a, \sigma_a^2) & \text{참 첨두치일 때} \\ V^{-1}a \exp(-az_a) & \text{거짓 첨두치일 때} \end{cases} \quad (7)$$



(a)



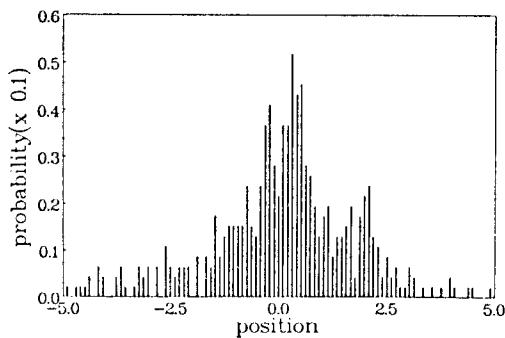
(b)



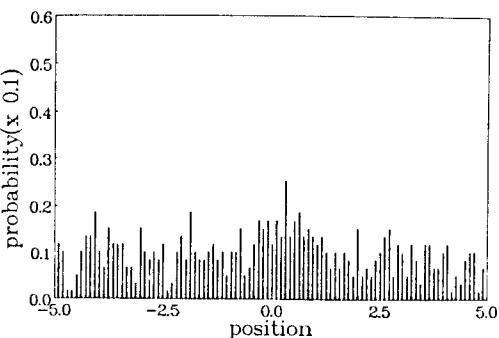
(c)

그림 3. 첨두치들의 개수에 대한 확률분포

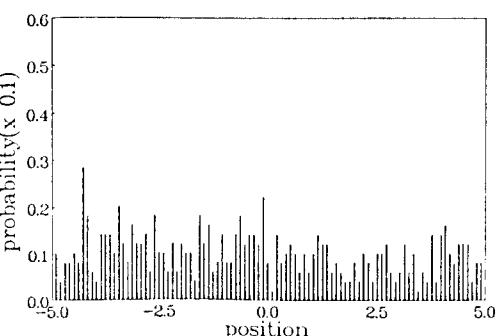
(a) 강한 궤적 (b) 약한 궤적 (c) 배경잡음
Fig 3. Probability distribution for the number of peaks.
(a) strong track, (b) weak track.
(c) background noise.



(a)



(b)

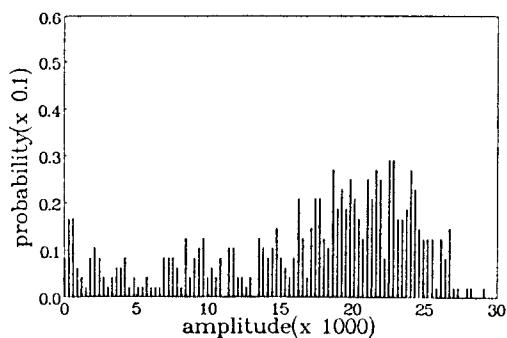


(c)

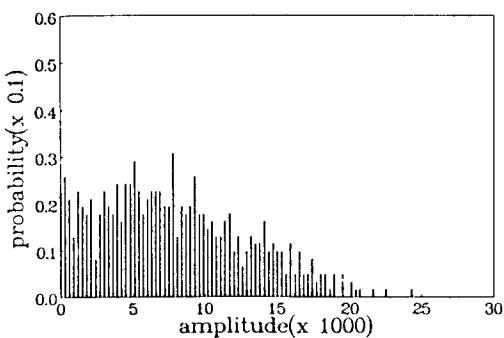
그림 4. 첨두치들의 위치에 대한 확률분포

- (a) 강한 궤적
- (b) 약한 궤적
- (c) 배경잡음

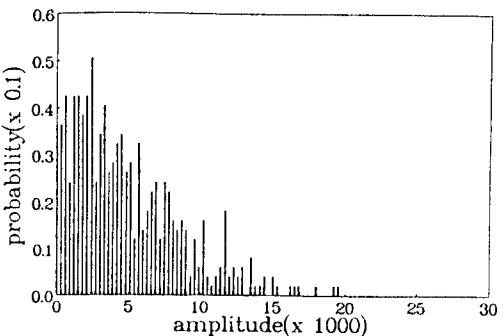
Fig. 4. Probability distribution for the position of peak.
 (a) strong track, (b) weak track,
 (c) background noise.



(a)



(b)



(c)

그림 5. 첨두치들의 크기에 대한 확률분포

- (a) 강한 궤적
- (b) 약한 궤적
- (c) 배경잡음

Fig. 5. Probability distribution for the amplitude of peak.
 (a) strong track, (b) weak track,
 (c) background noise.

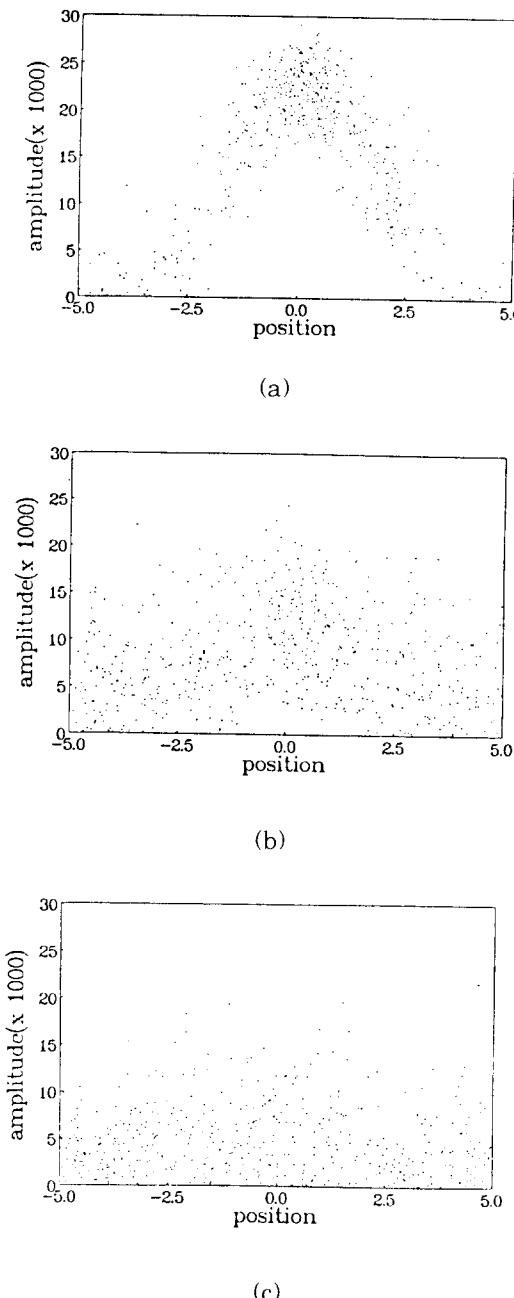


그림 6. 첨두치의 위치와 크기의 상관관계

- (a) 강한 케적
- (b) 약한 케적
- (c) 배경잡음

Fig 6. Correlation of the position and the amplitude of the peaks.

- (a) strong track.
- (b) weak track.
- (c) background noise.

위와 같은 확률적 모델에 따라 첨두치들을 발생시킨 결과 실제 수중 방위데이터의 결과와 유사하였다. 여기서 사용한 매개변수들은 다음과 같다.

강한 케적 : $\lambda V = 2 \quad \hat{z}_a = 21,000 \quad \sigma_a = 2,500 \quad \sigma_p = 1.3^\circ$

약한 케적 : $\lambda V = 3 \quad \hat{z}_a = 12,000 \quad \sigma_a = 3,500 \quad \sigma_p = 1.8^\circ$

배경잡음 : $\lambda V = 2 \quad \alpha = 4 \times 10^{-4}$

따라서 제안한 확률적 모델은 상호상관관계를 이용하여 구한 방위각 측정치에 적합한 확률적 모델이라고 말할 수 있다.

IV. 제안한 모델의 타당성 검토

본 절에서는 제안한 확률적 모델의 타당성을 조사하기 위하여 인위적으로 생성한 방위데이터와 실제 수중 방위데이터에 대해서 기존의 확률적 모델에 근거한 JPDA 필터의 성능과 제안한 확률적 모델에 근거하여 JPDA 필터를 개선한 JPDA_A(JPDA with Amplitude information) 필터의 성능을 비교 평가하였다. 제안한 확률적 모델에 근거한 JPDA_A 알고리즘의 유도과정을 부록에 요약하였다.

필터의 매개변수들을 식 (8)과 같이 설정하였으며, [6] 배경잡음의 영향을 줄이기 위하여 첨두치의 크기에 대한 문턱값을 5.000으로 정하였다. 그리고 첨두치의 위치에 대한 표준편차는 인위적 방위데이터의 경우 참 값으로, 실제 수중 방위데이터의 경우 1.8° 로 정하였다. 이러한 매개변수에서 JPDA 필터가 가장 잘 동작하였으므로 이를 성능비교의 기준으로 정하였다.

케이트 영역

$$V = 10^\circ \quad (8a)$$

모델오차의 분산

$$Q' = \begin{bmatrix} 1/3 & 1/2 \\ 1/2 & 1 \end{bmatrix} q, \quad q = 0.1^\circ \quad (8b)$$

오차공분산행렬의 초기값

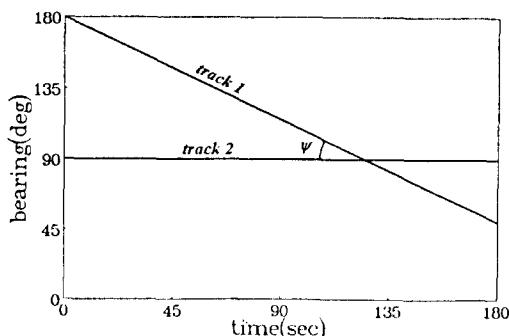
$$P'(0|0) = \begin{bmatrix} (\sigma_p')^2 & (\sigma_p')^2 \\ (\sigma_p')^2 & 2(\sigma_p')^2 \end{bmatrix} \quad (8c)$$

1. 인위적으로 생성한 방위데이터

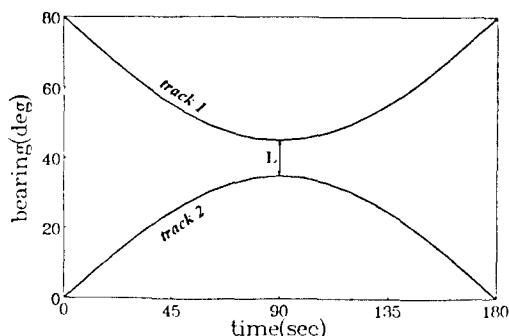
그림 7과 같이 서로 교차하는 두 케적과 기동하는 두 케적에 대하여 제안한 확률적 모델에 근거하여 실제 수중 방위데이터와 통계적 특성이 유사한 인위적 방위각 케적을 1초의 샘플링 주기로 생성하였다. 인

위적으로 생성한 방위각 케적은 세기 \hat{z}_a (strength : 참 첨두치들의 크기의 평균) 별로 강한 케적과 약한 케적으로 분류하였다. 여기서 강한 케적은 $\hat{z}_a=21.000$ 이고 $\sigma_a=2.500$ 이며 $\sigma_p=1.3^\circ$ 인 케적으로 정의하였고, 약한 케적은 $\hat{z}_a=12.000$ 이고 $\sigma_a=3.500$ 이며 $\sigma_p=1.8^\circ$ 인 케적으로 정의하였다. 이러한 인위적 방위각 케적에 대하여 교차각도(crossing angle) ψ 와 최소거리(minimum distance) L 에 대한 두 필터의 추적성능을 비교하였다.

두 케적의 세기가 유사할 때, JPDA_A 필터의 추적성능은 JPDA 필터의 추적성능보다 약간 우수하거나 비슷하였다. 그러나 두 케적의 세기가 서로 다를 때, JPDA_A 필터의 추적성능은 JPDA 필터의 추적성능보다 매우 우수하였다. 그럼 8은 강한 케적과 약한 케적이 교차하거나 기동할 때, 두 필터의 케적



(a)



(b)

그림 7. 인위적 방위각 케적

(a) 교차하는 케적 (b) 기동하는 케적

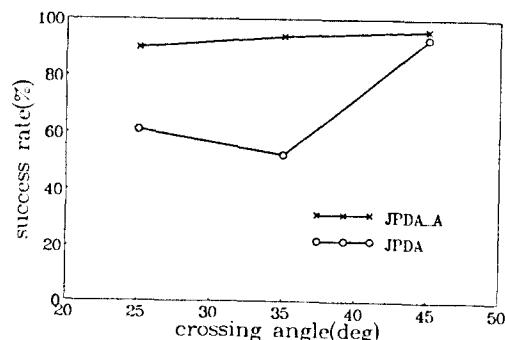
Fig. 7. Artificial bearing tracks.

(a) crossing tracks.

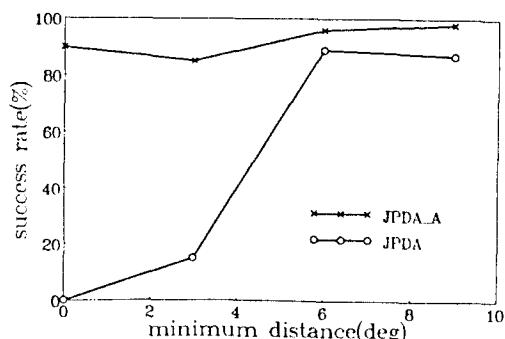
(b) maneuvering tracks.

연계의 성공률에 대하여 100번의 몬테칼로 시뮬레이션을 수행한 결과이다. JPDA_A 필터는 항상 90% 정도의 성공률을 보였으나, JPDA 필터에서는 교차각도와 최소거리가 감소함에 따라 성공률이 점차적으로 감소하였다.

이상의 결과를 다음과 같이 해석할 수 있다. JPDA 필터는 첨두치의 위치만을 고려하여 각 첨두치의 가중치 β_j 를 계산하기 때문에, 각 케적은 예측한 측정치의 위치에 가까운 거짓 첨두치나 다른 케적의 첨두치와 쉽게 결합된다. 그 결과 케적의 추적에 실패하거나 다른 케적을 추적하는 경우가 자주 발생한다. 그러나 JPDA_A 필터는 예측한 케적의 세기와 유사한 첨두치에 더 많은 가중치를 주기 때문에 세기 가 서로 다른 두 케적을 잘 구별하여 추적한다.



(a)



(b)

그림 8. 성공률

(a) 교차하는 케적 (b) 기동하는 케적

Fig. 8. Percentage of success.

(a) crossing tracks.

(b) maneuvering tracks.

2. 실제 수중 방위데이터

세가지 실제 수중 방위데이터에 대하여 기존의 확률적 모델에 근거한 JPDA 필터와 제안한 확률적 모델에 근거한 JPDA_A 필터의 추적성능을 비교 평가하였다. 실제 수중 방위데이터에서 채적 t의 세기는 시간에 따라 변하기 때문에 식 (9)를 이용하여 구하였다. 그 초기값은 15,000으로 정하였다.

$$\hat{z}_a^t(k) = 0.7 \hat{z}_a^t(k-1) + 0.3 \max_j z_a^t(k,j), \quad (9)$$

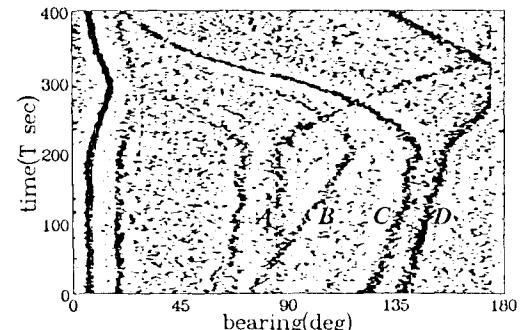
그림 9(a)에서 채적 A는 채적 B, C, D와 서로 큰 각도로 교차한다. 이 경우 두 필터의 추적결과는 각각 그림 9(b)와 그림 9(c)와 같다. 그림 9(b)의 JPDA 필터에서 채적 D는 예측한 측정치의 위치에 가까운 거짓 첨두치 또는 채적 A의 첨두치와 결합되어 채적 A에 결합되었다. 그러나 그림 9(c)의 JPDA_A 필터에서는 예측한 채적의 세기와 다른 가까운 첨두치에 상대적으로 작은 가중치를 주고 예측한 채적의 세기와 유사한 첨두치에 큰 가중치를 주기 때문에 채적 A와 D를 잘 구별하여 추적하였다.

위와 비슷한 추적결과를 그림 10에 보였다. 그림 10(b)의 JPDA 필터에서 채적 B는 채적 C에 결합되어 추적에 실패하였다. 그러나 그림 10(c)의 JPDA_A 필터는 이러한 두 채적을 잘 구별하여 추적하였다. 또한 JPDA_A 필터는 채적 A의 데이터 손실 부분을 극복하여 채적 A의 추적에 성공하였다. 그러나 JPDA 필터는 배경잡음에 의한 거짓 첨두치를 추적하여 채적 A의 추적에 실패하였다.

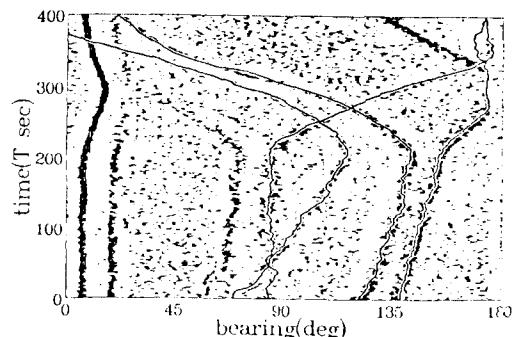
다른 추적결과를 그림 11에 보였다. 그림 11(b)의 JPDA 필터에서 채적 C는 예측한 측정치의 위치와 가까운 거짓 첨두치에 결합되어 추적에 실패하였다. 그러나 JPDA_A 필터는 첨두치들의 크기 정보를 이용하여 채적 C를 잘 추적하였다.

또한 JPDA 필터에서는 모델오차의 분산과 케이트 영역 및 분위값 등의 변화에 따라 배경잡음의 영향으로 인해 추적에 실패하는 경우가 자주 발생하였으나, JPDA_A 필터는 이러한 매개변수의 변화에 대하여 매우 견실한 특성을 보였다.

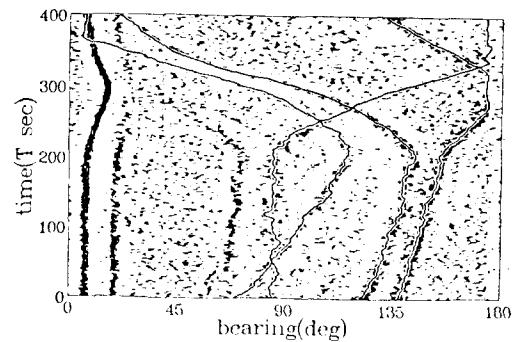
이상의 결과를 종합하여 볼 때 인위적으로 생성한 방위데이터뿐만 아니라 실제 수중 방위데이터에 대해서도 제안한 확률적 모델에 근거한 JPDA_A 필터의 추적성능은 기존의 확률적 모델에 근거한 JPDA 필터의 추적성능보다 매우 우수하였다. 따라서 제안한 확률적 모델은 상호상관관계를 이용하는 방위탐지기에 적합한 확률적 모델임을 알 수 있다.



(a)



(b)

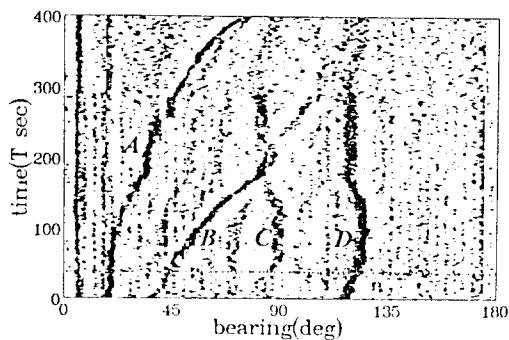


(c)

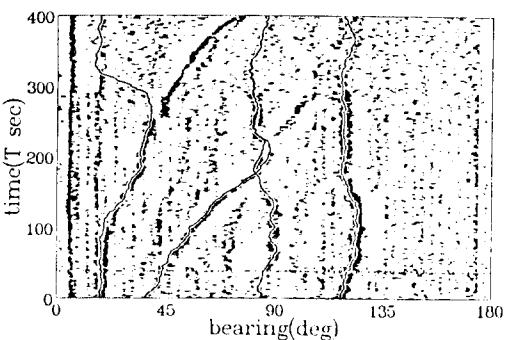
그림 9. 실제 방위데이터 추적 결과 1

- (a) 실제 방위데이터
- (b) JPDA 필터
- (c) JPDA_A 필터

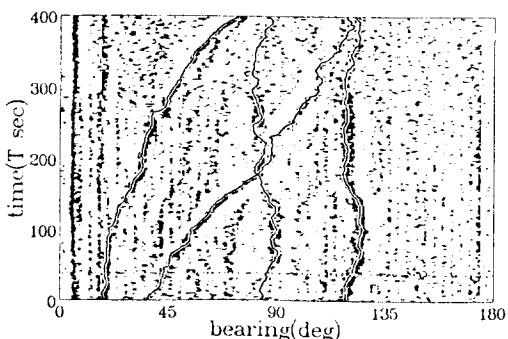
Fig. 9. Tracking results of real bearing data 1.
 (a) real bearing data,
 (b) JPDA filter, (c) JPDA_A filter.



(a)



(b)



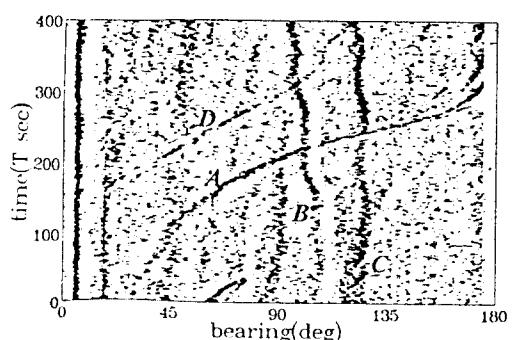
(c)

그림 10. 실제 방위데이터 추적 결과 2

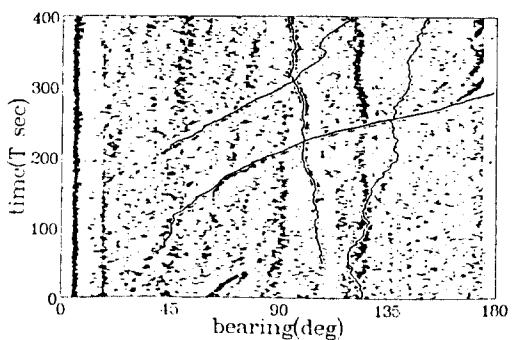
- (a) 실제 방위데이터
- (b) JPDA 필터
- (c) JPDA_A 필터

Fig. 10. Tracking results of real bearing data 2.

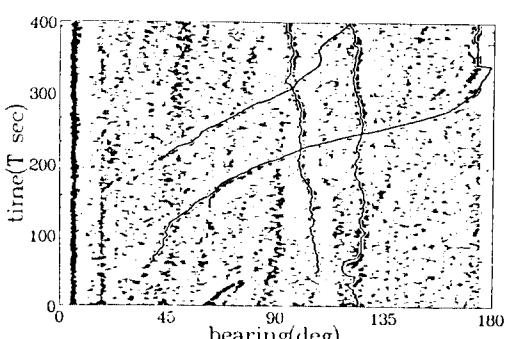
- (a) real bearing data,
- (b) JPDA filter, (c) JPDA_A filter.



(a)



(b)



(c)

그림 11. 실제 방위데이터 추적 결과 3

- (a) 실제 방위데이터
- (b) JPDA 필터
- (c) JPDA_A 필터

Fig. 11. Tracking results of real bearing data 3.

- (a) real bearing data,
- (b) JPDA filter, (c) JPDA_A filter.

V. 결 론

실제 수중 방위데이터에 대한 확률분포 분석을 통하여 상호상관관계를 이용한 방위탐지기에 적합한 확률적 모델을 제안하였다. 제안한 확률적 모델을 사용한 추적필터의 향상된 추적성능과 매개변수들의 변화에 대한 견실한 특성을 보임으로써 제안한 확률적 모델이 타당함을 입증하였다. 따라서 제안한 확률적 모델은 상호상관관계를 이용하여 구한 방위각 측정을 추적하기 위한 필터에 실용될 수 있으며, 해상시험을 통하지 않고서 수중 음향환경에 적합한 시뮬레이션 데이터를 얻을 수 있는 방법도 제시한다.

부록. JPDA_A 알고리즘의 유도

제안한 확률적 모델에 근거하여 JPDA 필터^[6,7,8]를 수정한 JPDA_A 필터를 다음과 같이 유도한다. JPDA_A 필터는 구조면에서 JPDA 필터와 동일하지만, j번째 첨두치가 표적 t로부터 발생하였을 사후 확률 β_j^t 를 구할 때 첨두치의 위치뿐만 아니라 첨두치의 신뢰성에 대한 중요한 정보를 제공하는 첨두치의 크기도 이용한다. β_j^t 를 구하는 과정은 다음과 같다.

k시간까지 누적된 첨두치 집합 Z^k 가 주어졌을 때, 각 결합사건 χ ^[6,7,8]의 사후확률은 베이스의 법칙 (Bases' rule)을 사용하여 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} P\{\chi|Z^k\} &= P\{\chi|Z(k), m, z^{k-1}\} \\ &= \frac{1}{c} p(Z(k)|x, m, Z^{k-1}) P\{\chi|m, Z^{k-1}\} \quad (\text{A.1}) \end{aligned}$$

$Z(k)=\{z(k, j), j=1, \dots, m\}$ 는 시간 k에서 게이트 내에 존재하는 m개의 첨두치집합이며, c는 표준화 상수로서 모든 결합사건들에 대한 분자들의 합이다.

식 (A.1)의 첫번째 항은 m개의 첨두치들의 결합 확률밀도함수이며, 각 첨두치들이 서로 독립적이라고 가정하면 식 (A.2)와 같이 표현된다.

$$p(Z(k)|x, m, Z^{k-1}) = \prod_{j=1}^m p(z(k, j)|x_{\mu_j}, Z^{k-1}) \quad (\text{A.2})$$

여기서 t는 j번째 첨두치와 결합된 표적을 나타내며, $t=0$ 는 j번째 첨두치가 클러터임을 나타낸다. χ_{t_j} 는 j번째 첨두치가 표적 t_j 로부터 발생하였을 사건이다. j번째 첨두치의 조건부 확률밀도함수는 제안한 모델 식 (7)로부터 다음과 같이 표현된다.

$$p(z(k, j)|x_{\mu_j}, Z^{k-1}) = p(z_p(k, j)|x_{\mu_j}, Z^{k-1}) p(z_a(k, j)|x_{\mu_j}, Z^{k-1}) \quad (\text{A.3})$$

$$= \begin{cases} N(z_p^{t_j}(k, j)) N(z_a^{t_j}(k, j)), & \tau_j(x)=1 \text{ 일 때} \\ V^{-1} \alpha \exp(-\alpha z_a(k, j)), & \tau_j(x)=0 \text{ 일 때} \end{cases}$$

$\tau_j(\chi)$ 는 첨두치의 결합지수(association index)이다.^[6,7,8] $N(z_p^{t_j}(k, j))$ 와 $N(z_a^{t_j}(k, j))$ 는 각각 참 첨두치의 위치와 크기에 대한 정규분포 확률밀도함수이다.

$$\begin{aligned} N(z_p^{t_j}(k, j)) &= N(z_p(k, j); \hat{z}_p(k|k-1), (\sigma_p^{t_j})^2) \\ N(z_a^{t_j}(k, j)) &= N(z_a(k, j); \hat{z}_a(k|k-1), (\sigma_a^{t_j})^2) \end{aligned}$$

식 (A.1)의 두번째 항은 각 결합사건의 사전확률이며 식 (A.4)와 같다.^[6,7,8]

$$P\{\chi|m, Z^{k-1}\} = \frac{\Phi!}{m!} \prod_{t: \delta_t=1} P_D^t \prod_{t: \delta_t=0} (1-P_D^t) e^{-\lambda V} \frac{(\lambda V)^{\Phi}}{\Phi!} \quad (\text{A.4})$$

$\delta_t(\chi)$ 는 표적 t의 검출지수(detection index)이며, P_D^t 는 검출확률이다. λ 는 클러터의 밀도이며, 각 결합사건에서 클러터의 개수 $\phi(\chi)$ 는 제안한 확률모델로부터 평균이 λV 인 포아슨 분포를 갖는다고 가정하였다.

식 (A.2), 식 (A.3)와 식 (A.4)를 식 (A.1)에 대입하여 정리하면 각 결합사건의 사후확률은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} P\{\chi|Z^k\} &= \frac{\lambda^{\Phi}}{c} \prod_{j: t_j=1} [N(z_p^{t_j}(k, j)) N(z_a^{t_j}(k, j))] \\ &\quad \prod_{j: t_j=0} a \exp(-\alpha z_a(k, j)) \prod_{t: \delta_t=1} P_D^t \prod_{t: \delta_t=0} (1-P_D^t) \quad (\text{A.5}) \end{aligned}$$

여기서 c는 새로운 표준화 상수이다. 위 식으로부터 j번째 첨두치가 표적 t로부터 발생하였을 사후확률 β_j^t 는 식 (A.6)과 같이 사건 χ_t 를 만족하는 모든 결합사건들의 확률 합으로 표현된다.

$$\begin{aligned} \beta_j^t &= P\{\chi_t|Z^k\} \\ &= \sum_i P\{\chi_{t_i}|x, Z^k\} P\{\chi|x, Z^k\} \\ &= \sum_i P\{\chi|Z^k\} \hat{\omega}_n(x), \quad j=1, \dots, m, \quad t=0, 1, \dots, T. \quad (\text{A.6}) \\ \beta_n^t &= 1 - \sum_{j=1}^m \beta_j^t, \quad t=1, \dots, T. \end{aligned}$$

$\hat{\omega}_n$ 는 행렬형태로 표현한 결합사건 χ 의 j번째 요소이다.

이상과 같이 구한 β_j^t 로부터 JPDA_A 필터의 상태 벡터에 대한 조정값은 기존의 JPDA 필터와 동일한 방법으로 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \hat{x}'(k|k) &= E\{x'(k)|Z^k\} \\
 &= \sum_{j=0}^m E\{x'(k)|x_j, Z^k\} P\{x_j|Z^k\} \\
 &= \sum_{j=0}^m \beta'_j \hat{x}_j'(k|k), \quad t=1, \dots, T.
 \end{aligned} \tag{A.7}$$

여기서 $\hat{x}_j'(k|k)$ 는 x_j 가 일어났을 때 표적 t의 상태 벡터에 대한 추정치이다.

参考文献

- [1] V. J. Aidala and S. E. Hammel, "Utilization of modified polar coordinates for bearings-only tracking," *IEEE Trans. Automat. Contr.*, vol. AC-28, no. 3, pp. 283-294, Mar. 1983.
- [2] A. G. Lindgren and K. F. Gong, "Position and velocity estimation via bearing observation," *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.*, vol. AES-14, no. 4, pp. 564-557, July 1978.
- [3] G. C. Carter, "Coherence and time delay estimation," *Proc. IEEE*, vol. 75, no. 2, pp. 236-255, Feb. 1987.
- [4] B. G. Ferguson, "Improved time delay

estimates of underwater acoustic signals using beamforming and prefiltering techniques," *IEEE J. Oceanic Eng.*, vol. OE-14, no. 3, pp. 238-244, July 1989.

- [5] R. J. Urick, *Principles of Underwater Sound*, McGraw-Hill Inc. 1983.
- [6] Y. Bar-Shalom, T. E. Fortman, *Tracking and Data Association*, Academic Press, 1988.
- [7] K. C. Chang and Y. Bar-Shalom, "Joint probabilistic data association for multitarget tracking with possibly unresolved measurements and maneuvers," *IEEE Trans. Automat. Contr.*, vol. AC-29, pp. 585-594, July 1984.
- [8] T. E. Fortmann, Y. Bar-Shalom and M. Scheffe, "Sonar tracking of multiple targets using joint probabilistic data association," *IEEE J. Oceanic Eng.*, vol. OE-8, pp. 173-184, July 1983.
- [9] Y. Bar-Shalom and E. Tse, "Tracking in a cluttered environment with probabilistic data association," *Automatica*, vol. 11, pp. 451-460, Sep. 1975.

著者紹介



朴相培(正會員)

1964年 4月 24日生. 1986年 2月
경북대학교 전자공학과(공학사).
1989年 2月 경북대학교 대학원 전
자공학과(공학석사). 1991年 3月
~ 현재 경북대학교 대학원 전자공
학과 박사과정 재학중. 주관심분야
는 sonar 신호처리 및 표적추적 등임.



柳存夏(正會員)

1964年 8月 5일생. 1987年 2月
경북대학교 전자공학과(공학사).
1990年 2月 경북대학교 대학원 전
자공학과(공학석사). 1990年 3月
~ 현재 국방과학연구소 연구원.
주관심 분야는 sonar 표적추적 및
기동분석 등임.