

적응 페이딩 칼만 필터를 이용한 기준국 기반의 램프 형태 GNSS 기만신호 검출 알고리즘

Station Based Detection Algorithm using an Adaptive Fading Kalman Filter for Ramp Type GNSS Spoofing

김 선 영, 강 창 호, 박 찬 국*

(Sun Young Kim¹, Chang Ho Kang¹, and Chan Gook Park^{1,*})

¹Department of Mechanical and Aerospace Engineering, Seoul National University

Abstract: In this paper, a GNSS interference detection algorithm based on an adaptive fading Kalman filter is proposed to detect a spoofing signal which is one of the threatening GNSS intentional interferences. To detect and mitigate the spoofing signal, the fading factor of the filter is used as a detection parameter. For simulation, the effect of the spoofing signal is modeled by the ramp type bias error of the pseudorange to emulate a smart spoofer and the change of the fading factor value according to ramp type bias error is quantitatively analyzed. In addition, the detection threshold is established to detect the spoofing signal by analyzing the change of the error covariance and the effect of spoofing is mitigated by controlling the Kalman gain of the filter. To verify the performance analysis of the proposed algorithm, various simulations are implemented. Through the results of simulations, we confirmed that the proposed algorithm works well.

Keywords: GNSS, spoofing, spoofing detection, adaptive fading Kalman filter

I. 서론

다양한 분야에서 GNSS 항법해의 의존도 및 활용범위가 증가함에 따라 이를 교란시키는 사례 또한 증가하고 있다. 따라서 항법해 품질감시에 대한 연구가 활발히 진행되고 있다. 전파교란 신호는 크게 자연적인 교란신호와 인위적인 교란신호로 구분할 수 있는데, 그 중에서 인위적인 교란신호에 의한 영향이 크게 나타나므로 이에 대응하는 연구가 필요하다. 인위적인 전파교란 신호는 크게 재밍(jamming), 미코닝(meaconing), 기만(spoofing)신호로 나눌 수 있다. 먼저 재밍신호는 위성에서 수신되는 신호 세기보다 상당히 센 신호를 송신하여 수신기가 위성 신호를 추적하지 못하도록 방해하는 전파교란 신호다. 미코닝신호는 재방송 재밍신호라고도 하며, 수신된 위성 신호를 저장한 후에 수신기에서 수신하는 위성 신호보다 조금 세게 재방송을 하여 수신기를 기만하게 된다. 기만신호는 실제 위성항법 신호를 그대로 모사하여 수신기를 기만시킨 후에 잘못된 항법해를 유발하도록 하는 스마트한 공격형태이다. 미코닝과 기만신호는 모두 수신기를 기만하는 공격형태이나 기만신호는 구현이 어려운 반면 기만이 성공할 경우 잘못된 항법해를 유발하기 때문에 가장 위협적인 공격형태이다. 따라서 기만신호를 검출하고 완화시키는 연구가 필요하고 국내외 학회와 저널에 관련 연구들이 많이 소개되고 있다.

위성항법 신호에 대한 기만을 수행하는 장치인 기만기는

추적가능 및 이동여부에 따라 구분되며 이에 따라 기만신호의 특성 및 영향이 다르게 나타난다[1]. 따라서 기만신호를 검출하는 알고리즘은 검출 파라미터 및 기만 시나리오에 따라 다양하게 분류할 수 있다. 검출 파라미터에 따른 분류는 크게 안테나를 이용하는 방법과 수신기 측정치를 이용하는 방법이 있다. 또한 기만 시나리오에 따라 정지 상태와 동적 상태인 기만 시나리오에 대한 검출 방법이 연구되고 있다. 초기에는 배열 안테나를 이용한 검출 알고리즘 연구가 많이 진행되었는데 이는 가장 쉽고 일반적인 방법으로 신호의 송수신 특성을 안테나를 이용해 구별하는 것을 기본으로 한다. 수신 안테나 모션을 이용하여 기만신호를 검출하는 방법[2]은 최근에 연구가 진행되고 있는데 수신 안테나의 모션을 통해 얻은 반송파 위상 차이를 이용하여 기만여부를 판별할 수 있게 하는 방법이다. 수신기의 측정치를 이용해서 검출하는 방법으로는 수신신호의 세기를 이용한 방법이 대표적이다. 차량을 이동시키면서 수신신호 세기 변화를 체크하여 신호 감쇄 변화를 통해서 기만신호를 검출할 수 있다[3]. 기존 연구에서는 다중 기준국 기반에서 C/N₀ 측정치를 이용하여 미코닝신호 검출[4] 및 위치추정[5]에 관한 연구를 진행하였다. 이러한 방법들은 기만신호가 실제 위성항법 신호를 모사하여 한 지점에서 여러 위성에 대한 신호를 동시에 방송한다는 특성을 이용한 것이다.

지금까지의 연구결과와는 다른 관점으로 위치를 알고 있는 기준국을 기반으로 하여 위성항법 수신기의 항법해 추정 단계에서 기만신호를 검출하게 되면 기만 시나리오에 상관없이 기만신호의 검출이 용이하게 된다. 따라서 본 논문에서는 기만신호를 검출하기 위해 적응 페이딩 칼만 필터를 항법 필터에 적용하여 검출 알고리즘을 구현하였으며 페이딩 팩터를 검출 파라미터로 설정하였다. 이는 이전 연구에서 수신

* Corresponding Author

Manuscript received September 1, 2014 / revised October 15, 2014 / accepted December 23, 2014

김선영, 강창호, 박찬국: 서울대학교 기계항공공학부 / ASRI (sykim77@snu.ac.kr/kcguni@snu.ac.kr/chanpark@snu.ac.kr)

* 본 연구는 방위사업청과 국방과학연구소가 지원하는 국방위성항법특화연구센터 사업의 일환으로 수행되었음.

기의 벡터추적루프를 적용 페이딩 칼만 필터를 이용한 방법을 기초로 하여 적용한 것이다[6]. 기만신호는 공격자의 의도대로 사용자의 위치해를 서서히 변화시키는 공격형태인 스마트 기만 시나리오를 모사하여 그 영향을 램프 바이어스 형태의 의사거리 오차로 모델링 하였다. 또한 이에 따른 페이딩 팩터 변화값을 정량적으로 분석하였고 분석결과를 바탕으로 기만신호 검출을 위한 임계치를 설정하였다. 최종적으로 페이딩 팩터로 칼만 계인을 조절함으로써 기만신호의 영향을 완화시켰다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. II 장에서 적응 페이딩 칼만 필터에 대해서 간략하게 설명하고 III 장에서 본 논문에서 구현한 기만신호 검출 알고리즘에 대해 설명한다. IV 장에서 검출 파라미터로 사용한 페이딩 팩터의 특성을 정량적으로 분석한 결과와 검출을 위한 임계치 설정 방법에 대해서 설명한다. V 장에서는 시뮬레이션 결과 분석을 통해 제안한 알고리즘의 성능을 검증하고 마지막 장에서는 결론을 맺는다.

II. 적응 페이딩 칼만 필터

적응 페이딩 칼만 필터[7]는 외란에 강인하도록 페이딩 칼만 필터에서의 페이딩 팩터를 귀납적인 방법으로 구현한 필터이다. 페이딩 팩터는 일명 기억 팩터라고도 하며, 과거시점의 추정치를 이용하여 계산된 공분산의 잔차를 현재시점에서 추정된 공분산의 잔차와 비교하는 값이다. 기준값으로 설정한 임계치와 페이딩 팩터를 비교함으로써 과거시점의 추정치를 신뢰할 것인지 현재시점의 추정치를 신뢰할 것인지를 결정하고 이에 따라 칼만 계인을 조절함으로써 외란에도 강인하게 모델에 의한 추정을 할 수 있게 된다. 이러한 구조는 예측하기 힘든 외란 상황에서 필터의 추정 성능을 높이기 위하여 사용하는 필터이다. 적응 페이딩 칼만 필터의 기본적인 시스템 모델식은 아래와 같이 나타낸다.

$$\begin{aligned} x_k &= F_{k-1}x_{k-1} + G_{k-1}u_{k-1} + w_{k-1} \\ z_k &= H_k x_k + v_k \\ E(w_k w_j^T) &= Q_k \delta_{k-j} \\ E(v_k v_j^T) &= R_k \delta_{k-j} \\ E(w_k v_j^T) &= 0 \end{aligned} \quad (1)$$

이때 칼만 필터의 초기치는 아래와 같이 설정한다.

$$\begin{aligned} \hat{x}_0^+ &= E(x_0) \\ \tilde{P}_0^+ &= E\left[(x_0 - \hat{x}_0^+)(x_0 - \hat{x}_0^+)^T\right] \end{aligned} \quad (2)$$

과거 추정치를 얼마나 신뢰하지 않을 것인지에 근거하여 기억 팩터 즉 페이딩 팩터 α 를 1보다 큰 값으로 설정한다. 만약 $\alpha = 1$ 이면 페이딩 칼만 필터는 일반적인 칼만 필터와 동일하게 된다. 대부분의 응용에서는 α 는 1보다 조금만 큰 값으로 설정한다(예를 들어, $\alpha \approx 1.01$).

위의 모델식을 이용하여 시간 간격 k 마다 시간 갱신과 추정치 갱신 과정을 통해 아래와 같은 추정결과를 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \tilde{P}_k^- &= \alpha^2 F_{k-1} \tilde{P}_{k-1}^+ F_{k-1}^T + Q_{k-1} \\ K_k &= \tilde{P}_k^- H_k^T (H_k \tilde{P}_k^- H_k^T + R_k)^{-1} \\ \hat{x}_k^- &= F_{k-1} \hat{x}_{k-1}^+ + G_{k-1} u_{k-1} \\ \hat{x}_k^+ &= \hat{x}_k^- + K_k (z_k - H_k \hat{x}_k^-) \\ \tilde{P}_k^+ &= (1 - K_k H_k) \tilde{P}_k^- \end{aligned} \quad (3)$$

여기서 \tilde{P} 는 추정 오차의 공분산과 같이 않다. 하지만 페이딩 칼만 필터는 일반적인 칼만 필터보다 모델링 오차에 더 강인하다. 일반적으로 적응 페이딩 칼만 필터는 신호이상을 검출할 때는 측정치보다 모델을 신뢰하도록 설계를 하며 페이딩 팩터를 조절하여 추정을 하게 된다. 따라서 본 논문에서는 위의 필터를 바탕으로 기만신호를 검출 및 완화하는데 사용하였고, 기만신호 검출에 사용된 필터모델은 다음 장에서 자세히 설명하였다.

III. 기만신호 검출 알고리즘

위성항법 신호를 사용하는 시스템을 기만하기 위해서는 위성항법 신호와 가장 유사한 신호를 사용하는 것이 기만효과를 극대화하는 방법이다. 하지만 위성항법 신호의 특성과 기만 목표의 움직임에 의해서 특정시간 및 특정지역에서의 의사거리와 도플러가 결정되게 되므로 기만신호가 수신되어 영향을 받게 되면 위성항법 각 채널당 의사거리 변화율이 증가하게 된다. 따라서 의사거리 변화율은 기만신호를 검출하는데 중요한 파라미터로 사용될 수 있다.

적응 페이딩 칼만 필터를 이용한 기만신호 검출 알고리즘 구현을 위해 필터의 상태변수는 사용자의 위치와 속도로 선정하고 측정치 모델은 의사거리 식을 선형화한 것을 사용하였다. 먼저 한 채널의 의사거리 식은 다음과 같다.

$$\rho_N = \sqrt{(x_u - x_N)^2 + (y_u - y_N)^2 + (z_u - z_N)^2} + c\Delta t \quad (4)$$

여기서 ρ_N 은 N번째 채널의 의사거리, $[x_u \ y_u \ z_u]^T$ 는 사용자의 위치, $[x_N \ y_N \ z_N]^T$ 는 N번째 채널의 인공위성 위치, c 는 빛의 속도, 그리고 Δt 는 수신기의 시계오차이다. 위의 의사거리를 공칭점(nominal point), $\mathbf{x} = [\hat{x}_u \ \hat{y}_u \ \hat{z}_u]^T$ 에서 선형화하여 표현하면 다음과 같다.

$$\rho_N = \rho_x + h_{x,N} x_u + h_{y,N} y_u + h_{z,N} z_u + c\Delta t \quad (5)$$

여기서 \mathbf{x} 는 추정한 사용자의 위치, ρ_x 는 공칭점에서 추정한 의사거리, $h_{x,N} = \frac{\partial \rho_N}{\partial x_u}$, $h_{y,N} = \frac{\partial \rho_N}{\partial y_u}$, 그리고 $h_{z,N} = \frac{\partial \rho_N}{\partial z_u}$ 를 의미한다. 위의 선형화된 의사거리 식을 확장하여 표현하면 다음과 같다[8].

$$\begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \rho_N \end{bmatrix}_k - \begin{bmatrix} \hat{\rho}_1 \\ \hat{\rho}_2 \\ \vdots \\ \hat{\rho}_N \end{bmatrix}_k = H_k \begin{bmatrix} x \\ y \\ z \\ v_x \\ v_y \\ v_z \\ b \\ \hat{b} \end{bmatrix}_k + \begin{bmatrix} n_{\rho 1} \\ n_{\rho 2} \\ \vdots \\ n_{\rho N} \end{bmatrix}_k \quad (6)$$

$$H_k = \begin{bmatrix} h_{x,1} & h_{y,1} & h_{z,1} & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \vdots & \vdots \\ h_{x,N} & h_{y,N} & h_{z,N} & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

여기서 $[\rho_1 \ \rho_2 \ \dots \ \rho_N]^T$ 는 N채널 위성의 의사거리를 의미하고, $[\hat{\rho}_1 \ \hat{\rho}_2 \ \dots \ \hat{\rho}_N]^T$ 는 추정된 사용자 위치에서 계산된 의사거리를 나타내며, $[n_{\rho_1} \ n_{\rho_2} \ \dots \ n_{\rho_N}]^T$ 는 측정치 잡음이다. $[h_{x,N} \ h_{y,N} \ h_{z,N}]$ 는 각 위성과 기준국 사이의 시선벡터를 나타내고 아래와 같이 표현할 수 있다[6].

$$\begin{aligned} h_{x,N} &= \frac{\hat{x}_u - x_N}{\sqrt{(\hat{x}_u - x_N)^2 + (\hat{y}_u - y_N)^2 + (\hat{z}_u - z_N)^2}}, \\ h_{y,N} &= \frac{\hat{y}_u - y_N}{\sqrt{(\hat{x}_u - x_N)^2 + (\hat{y}_u - y_N)^2 + (\hat{z}_u - z_N)^2}}, \\ h_{z,N} &= \frac{\hat{z}_u - z_N}{\sqrt{(\hat{x}_u - x_N)^2 + (\hat{y}_u - y_N)^2 + (\hat{z}_u - z_N)^2}} \end{aligned} \quad (7)$$

여기서 $[\hat{x}_u \ \hat{y}_u \ \hat{z}_u]^T$ 는 추정된 사용자의 위치이고, 모델에 사용된 위치는 모두 ECEF 좌표계로 나타낸다. 각 채널의 의사거리 변화율을 감시하기 위해서 사용한 적응 페이딩 칼만 필터는 측정치 오차 변화에 따라 변하는 페이딩 팩터값으로 칼만 계인을 조절하여 측정치 오차 성분이 추정치에 주는 영향을 줄이도록 한다. 페이딩 팩터값은 필터에서 추정한 공분산 값과 측정치를 통해 재추정한 공분산 값의 비를 통해서 설정하게 된다. 먼저 필터에서 계산한 공분산 값은 아래와 같이 표현할 수 있다[9].

$$C_k = E[(z_k - \hat{z}_k)(z_k - \hat{z}_k)^T] = H_k P_k H_k^T + R_k \quad (8)$$

여기서 C_k 는 필터에서 공분산이고, z_k 는 측정치이고, \hat{z}_k 는 측정치를 필터에서 예측한 값이다. H_k 는 측정치 행렬이고, P_k 는 시스템 모델을 통해 추정한 공분산을 나타내고, R_k 는 측정치 잡음의 공분산이다. 측정치를 이용하여 추정한 공분산은 아래와 같이 나타낼 수 있다[9].

$$\hat{C}_k = \frac{1}{M-1} \sum_{i=k-M+1}^k (z_i - \hat{z}_i)(z_i - \hat{z}_i)^T \quad (9)$$

여기서 \hat{C}_k 은 측정치로 추정한 공분산을 의미하며, M 은 윈도우 사이즈로 측정치 샘플수를 의미한다. 위의 두 식을 이용해서 페이딩 팩터값은 아래 식과 같이 정의된다[9].

$$\alpha_k = \begin{bmatrix} \alpha_k(1) \\ \alpha_k(2) \\ \vdots \\ \alpha_k(N) \end{bmatrix} = \max \left(\mathbf{T}, \frac{\text{diag}(\hat{C}_k)}{\text{diag}(C_k)} \right) \quad (10)$$

여기서 $\max(\)$ 는 두 개의 값을 비교하여 더 큰 값을 출력하는 함수이고, $\text{diag}(\)$ 는 행렬의 대각성분을 나타내는 함수이다. \mathbf{T} 는 $1 \times N$ 차원의 행렬이다. 이 값은 필터를 설계할 때 미리 정한 모델을 통해서 구한 공분산과 측정치를 가

지고 구한 공분산 값의 비를 계산하여 그 값이 \mathbf{T} 를 넘을 경우 측정치 이상을 판별한다. 본 논문에서는 의사거리를 측정치로 사용하고 있으므로 각 채널의 인공위성 의사거리 변화를 감지하는데 페이딩 팩터값을 사용하고, 페이딩 팩터값 계산 원리는 다음과 같다. 의사거리 오차가 발생하게 되면 측정치로 추정한 공분산 값이 시스템 모델로 계산한 공분산 값보다 크게 되므로 기만영향을 받은 채널의 페이딩 팩터값만 \mathbf{T} 를 넘게 되고, 나머지 채널의 페이딩 팩터값은 \mathbf{T} 가 된다. 이러한 특성을 이용하면 기만신호를 검출할 수 있고 기만영향을 받은 위성 채널을 찾을 수 있다. 기만영향을 받은 위성 채널을 찾게 되면 기만영향이 시스템 전반에 영향을 미치는 것을 막기 위해서 적응 페이딩 칼만 필터의 특성을 이용하여 페이딩 팩터값으로 칼만 계인을 아래와 같이 조절하게 된다.

$$\bar{K}_k = \begin{bmatrix} \frac{1}{\alpha_k(1)} K_{11} & \frac{1}{\alpha_k(2)} K_{12} & \dots & \frac{1}{\alpha_k(N)} K_{1N} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{1}{\alpha_k(1)} K_{81} & \frac{1}{\alpha_k(2)} K_{82} & \dots & \frac{1}{\alpha_k(N)} K_{8N} \end{bmatrix} \quad (11)$$

여기서 \bar{K}_k 는 페이딩 팩터값에 의해서 조절된 $8 \times N$ 차원의 새로운 칼만 계인을 의미하며, $\frac{1}{\alpha_k(N)}$ 는 각 채널의 페이딩 팩터값의 역수를 의미하고, K_{ij} 는 조절되기 전의 칼만 계인으로 아래 식을 이용하여 칼만 필터에서 업데이트 되는 값이다.

$$K_k = P_k^- H_k^T [H_k P_k^- H_k^T + R_k]^{-1} \quad (12)$$

여기서 K_k 는 $8 \times N$ 차원의 칼만 계인 행렬로 K_{ij} 의 값으로 구성된다. 검출 파라미터인 페이딩 팩터, α_k 와 임계치, \mathbf{T} 설정은 다음 장에서 자세히 설명하였다.

IV. 기만신호에 의한 검출 파라미터 특성 분석

기만신호가 페이딩 팩터 및 칼만 계인에 미치는 영향을 정량적으로 분석하기 위해서 한 채널에서의 상태변수 하나만 고려하였다. 또한 램프 형태의 바이어스 오차가 k 번째에 입력되었다고 가정하였으며 이를 그림으로 나타내면 그림 1과 같다.

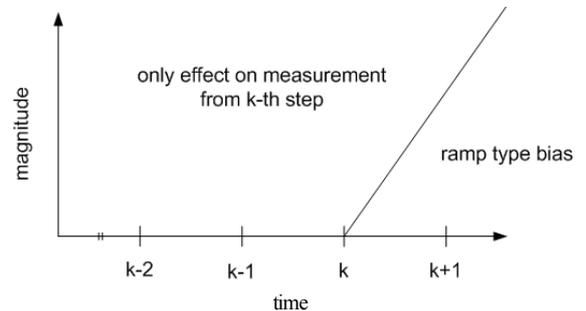


그림 1. k 번째에 램프 형태의 바이어스 오차 입력.
Fig. 1. The input of the ramp type bias on the k-th step.

1. 램프 형태의 바이어스 오차가 페이딩 팩터에 미치는 영향 분석

k 번째에 램프 형태의 바이어스와 함께 입력된 측정치를 이용하여 추정결과를 식으로 표현하면 아래와 같다[10].

$$\begin{aligned}\hat{x}_k^+ &= \hat{x}_k^- + K_k (\bar{z}_k - H_k \hat{x}_k^-) \\ &= \hat{x}_k^- + K_k (z_k + b_k - H_k \hat{x}_k^-)\end{aligned}\quad (13)$$

이때 \bar{z}_k 는 바이어스 오차가 섞인 측정치를 의미하고 b_k 는 램프 형태의 바이어스 오차를 나타낸다. 필터의 추정 성능을 분석하기 위해 오차 성분을 잔차를 이용해서 표현하면 다음과 같다.

$$\bar{e}_k = (z_k - H_k \hat{x}_k^-) + b_k = e_k + b_k \quad (14)$$

여기서 \bar{e}_k 는 바이어스 오차가 섞여 있을 때의 오차 성분을 나타내고 e_k 는 오차가 섞이기 전의 오차 성분을 나타낸다. 위의 식에서 나타낸 것과 같이 k 번째에 램프 형태의 바이어스 b_k 가 입력되기 때문에 k 번째의 오차 성분에도 영향이 그대로 나타나게 된다. 추정된 오차 공분산을 구하기 위해 윈도우 크기를 3으로 설정하여 k-1, k-2 번째의 오차를 구하면 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}\bar{e}_{k-1} &= e_{k-1} \\ \bar{e}_{k-2} &= e_{k-2}\end{aligned}\quad (15)$$

위의 식과 같이 바이어스 오차가 k 번째부터 입력이 되므로 그 이전 구간에는 영향을 미치지 않는다. 세 구간의 오차 값을 이용하여 추정된 오차 공분산을 구하면 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}\bar{C}_k &= \frac{1}{2} \sum_{i=k-2}^k \bar{e}_i^2 = \frac{1}{2} ((e_k + b_k)^2 + e_{k-1}^2 + e_{k-2}^2) \\ &= \frac{1}{2} (e_k^2 + e_{k-1}^2 + e_{k-2}^2) + e_k b_k + \frac{1}{2} b_k^2 \\ &= \hat{C}_k + e_k b_k + \frac{1}{2} b_k^2\end{aligned}\quad (16)$$

계산된 오차 공분산은 바이어스 오차 입력과 관계없이 아래와 같은 식으로 동일하게 나타낼 수 있다.

$$C_k = H_k P_k^- H_k^T + R_k \quad (17)$$

위에서 구한 추정된 오차 공분산과 계산된 오차 공분산의 비로 바이어스 오차가 입력되었을 때의 페이딩 팩터 $\bar{\alpha}_k$ 를 나타내면 아래와 같다.

$$\begin{aligned}\bar{\alpha}_k &= \frac{\bar{C}_k}{C_k} = \frac{\hat{C}_k}{C_k} + \frac{e_k b_k + \frac{1}{2} b_k^2}{C_k} \\ &= \alpha_k + \frac{e_k b_k + \frac{1}{2} b_k^2}{C_k}\end{aligned}\quad (18)$$

여기서 $\beta_k = \left(e_k b_k + \frac{1}{2} b_k^2 \right) / C_k$ 로 정의를 하면 페이딩 팩터는

아래와 같이 나타낼 수 있고 이 값은 1보다 커지게 된다.

$$\bar{\alpha}_k = \alpha_k + \beta_k > 1 \quad (19)$$

위의 식으로부터 램프 형태의 바이어스 오차에 의해 β_k 만큼 페이딩 팩터가 영향을 받는다는 것을 확인할 수 있다. 여기서 바이어스 오차가 입력되지 않았을 때의 페이딩 팩터 α_k 는 추정된 오차 공분산 \hat{C}_k 과 계산된 오차 공분산 C_k 의 비인 \hat{C}_k / C_k 로 나타낼 수 있다. 일반적인 상황에서는 바이어스에 의한 오차 성분이 들어가지 않으므로 측정치에 의해 추정된 공분산인 \hat{C}_k 이 사전 지식을 통해 설정하는 설계값인 C_k 의 범위보다 작아 페이딩 팩터 α_k 는 항상 1보다 작게 된다. 이를 수식으로 표현하면 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}\min\{\alpha_k\} &< \alpha_k < \max\{\alpha_k\} \\ \min\{\alpha_k\} &\geq 0, \max\{\alpha_k\} \leq 1\end{aligned}\quad (20)$$

하지만 바이어스 오차성분이 입력되면 β_k 에 의해 페이딩 팩터 $\bar{\alpha}_k$ 의 범위가 아래와 같이 바뀌게 된다.

$$\begin{aligned}\min\{\alpha_k\} + \beta_k &< \alpha_k + \beta_k < \max\{\alpha_k\} + \beta_k \\ \bar{\alpha}_k &= \alpha_k + \beta_k > \min\{\alpha_k\} + \beta_k > 1\end{aligned}\quad (21)$$

위의 식을 정리하면 최종적으로 아래와 같이 검출이 가능한 바이어스 크기 조건을 찾을 수 있다.

$$\begin{aligned}\beta_k &= \frac{e_k b_k + \frac{1}{2} b_k^2}{C_k} > 1 - \min\{\alpha_k\} \\ b_k^2 + 2e_k b_k - 2C_k + 2C_k \min\{\alpha_k\} &> 0 \\ b_k &> -e_k + \sqrt{e_k^2 + 2C_k - 2C_k \min\{\alpha_k\}} \\ (\because e_k > 0, b_k > 0, C_k > 0)\end{aligned}\quad (22)$$

바이어스 크기 조건이 위의 식을 만족하면 식 (19)가 성립하게 되고, 설계값인 위치추정오차 e_k (기준국 기준으로 보통 1m)와 측정치에 따라 계산되는 공분산 C_k 가 정해지면 이보다 큰 바이어스 b_k 에 대해서 검출이 가능하게 된다.

2. 페이딩 팩터가 칼만 계인에 미치는 영향 분석

앞절에서 구한 페이딩 팩터는 칼만 계인에 역수의 형태로 곱해지게 되는데 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\bar{K}_k = \frac{1}{\bar{\alpha}_k} K_k = \frac{1}{\alpha_k + \beta_k} K_k \quad (23)$$

위의 식을 이용하여 바이어스 오차가 없는 경우의 칼만 계인 K_k 와 램프 형태의 바이어스 오차가 있는 경우의 칼만 계인 \bar{K}_k 의 차이로 정리하면 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}K_k - \bar{K}_k &= K_k - \frac{1}{\bar{\alpha}_k} K_k = K_k - \frac{1}{\alpha_k + \beta_k} K_k \\ &= \left(1 - \frac{1}{\alpha_k + \beta_k} \right) K_k = \left(\frac{\alpha_k + \beta_k - 1}{\alpha_k + \beta_k} \right) K_k\end{aligned}\quad (24)$$

위의 결과에서 알 수 있듯이 바이어스 오차가 있는 경우 칼

만 계인이 더 작게 나타난다. 이로 인해 추정치는 측정치보다 모델을 더 신뢰하는 결과를 가져오므로 외란에 강인한 추정 성능을 나타낼 수 있게 된다.

3. 검출을 위한 임계치 설정

IV 장 1절에서 분석한 결과를 보면 바이어스 입력이 없는 경우에 페이딩 팩터값은 T 를 넘지 않는 반면, 바이어스 입력이 있는 경우에 페이딩 팩터값은 β_k 에 의해 1보다 커지게 된다. 따라서 검출을 위한 임계치 T 를 1로 설정하면 검출이 용이하게 된다. 관련 시뮬레이션 결과는 다음 장에 나타내었다.

V. 시뮬레이션

본 논문에서 제안한 방법은 기존의 방법[11]과는 달리 이미 알고 있는 고정된 위치의 다중 기준국 기반에서 다양한 기만 시나리오를 포괄적으로 검출하기 위한 방법으로 기만신호 검출 알고리즘을 검증하기 위해 크게 세가지 시뮬레이션을 진행하였으며 시뮬레이션 조건은 다음과 같다. 먼저 기만신호 영향을 의사거리의 램프 형태 바이어스로 모사하였고 위치 추정을 위해 최소로 필요한 4개의 위성만을 고려하

였으며 DOP를 계산해보면 PDOP는 평균 6.4506 이고 GDOP는 평균 8.1499 이다. 각 채널의 의사거리 변화율을 모니터링 하여 의사거리 변화에 따른 페이딩 팩터값의 변화를 나타내었다. 이때 기만신호는 한 채널에만 램프 형태의 바이어스를 입력하였는데 실제로는 기만신호가 전 채널에 영향을 미치지 않지만 시뮬레이션상에서는 그 특성을 살펴보기 위해 한 채널에만 영향을 미친다고 가정하였다. 측정치 생성시 잡음은 열잡음 오차만 고려했으며 필터 모델에서 의사거리 측정치 잡음은 표준편차 약 5.5m로 설정하였다. 모든 시뮬레이션에서 기만신호는 2번 채널 의사거리에 기울기가 5m/s인 램프 형태의 바이어스로 입력하였으며, 총 시뮬레이션 시간 1800초 중에서 300초일 때부터 인가하였다.

첫번째 시뮬레이션은 램프 형태의 바이어스 오차가 페이딩 팩터에 미치는 영향을 분석하기 위해 진행하였다. 그림 2는 2번 채널에 램프 형태의 바이어스를 입력했을 때의 2번 채널에서의 페이딩 팩터값의 변화를 나타낸 것이다. 그림 3은 페이딩 팩터값의 변화와 임계치를 더 잘 구분하기 위해 그림 2를 확대하여 나타낸 것이다. 바이어스 입력으로 인해 페이딩 팩터값이 설정한 임계치보다 커지는 것을 확인할 수 있다.

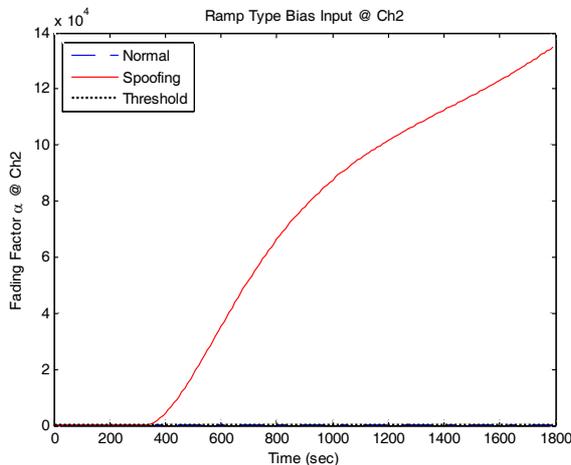


그림 2. 2번 채널에서의 페이딩 팩터값.
Fig. 2. Fading factor of ch2.

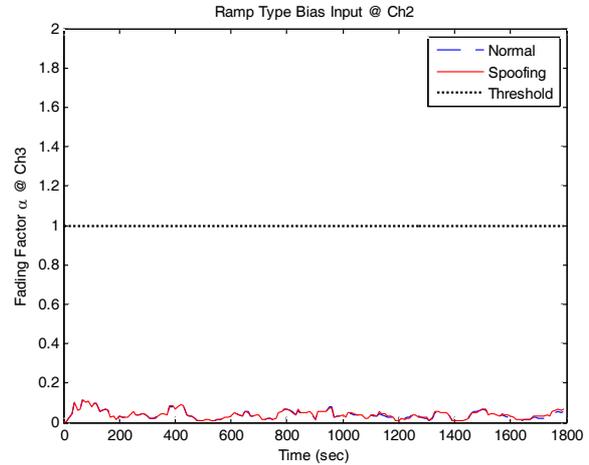


그림 4. 3번 채널에서의 페이딩 팩터값.
Fig. 4. Fading factor of ch3.

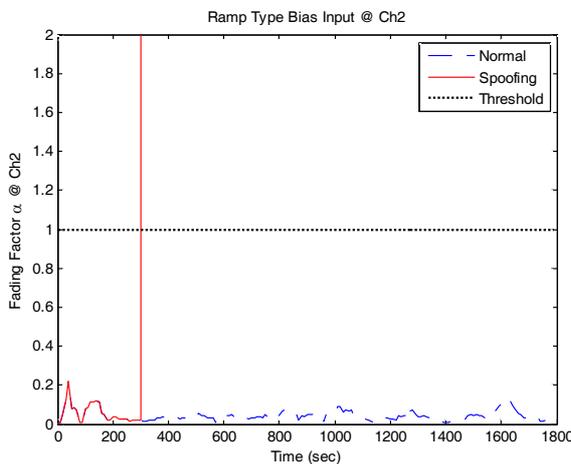


그림 3. 2번 채널에서의 페이딩 팩터값(확대).
Fig. 3. Fading factor of ch2.

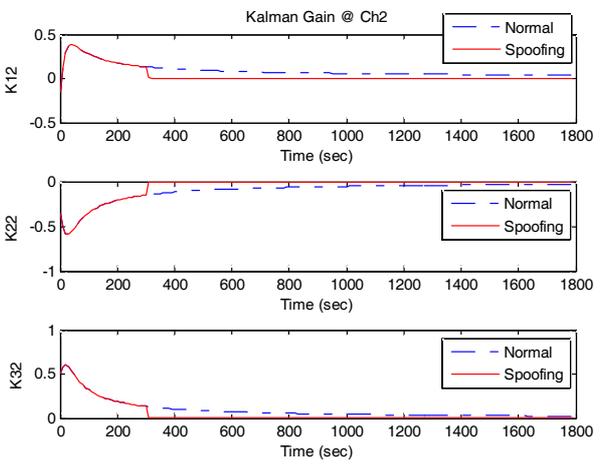


그림 5. 2번 채널에서의 칼만 계인.
Fig. 5. Kalman gain of ch2.

그림 4는 2번 채널에 램프 형태의 바이어스를 입력했을 때의 3번 채널에서의 페이딩 팩터값의 변화를 나타낸 것이다. 3번 채널에 바이어스를 인가하지 않았기 때문에 필터 추정 성능 이내에서 페이딩 팩터값이 크게 변하지 않으며 그 값은 1을 넘지 않게 된다.

두번째 시뮬레이션은 페이딩 팩터가 칼만 게인에 미치는 영향을 분석하기 위해 진행하였다. 그림 5는 2번 채널에 램프 형태의 바이어스를 입력했을 때의 2번 채널에서의 칼만 게인값의 변화를 나타낸 것으로 위치 $[x_u \ y_u \ z_u]^T$ 와 관련된 상태변수의 칼만 게인값을 차례로 나타내었다. 그림에서 볼 수 있듯이 바이어스 입력으로 인해 칼만 게인이 작아지는 것을 확인할 수 있는데 이는 바이어스가 입력되면 페이딩 팩터값의 역수로 칼만 게인을 조절하기 때문이다. 이러한 현상은 바이어스 입력에 의한 추정치 오차를 감소시켜 기만신호에 의한 영향을 완화시키는 효과를 가져오게 된다.

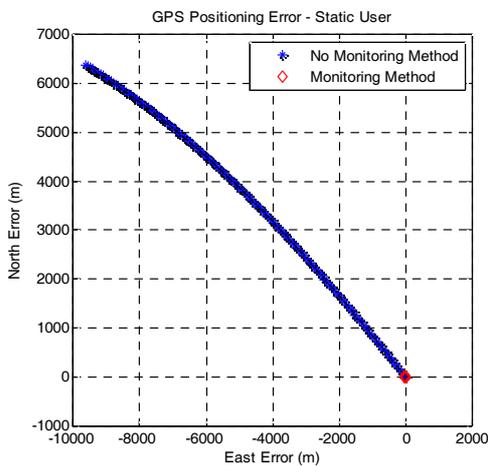


그림 6. 정적 사용자의 GPS 위치 오차.
Fig. 6. GPS position error of static user.

표 1. 정적 사용자의 GPS 위치 오차.
Table 1. GPS position error of static user.

	No Monitoring	Monitoring
RMSE (m)	4975.8	10.2434

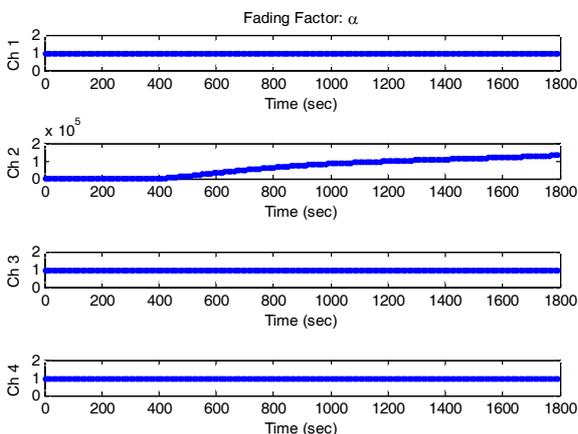


그림 7. 검출 파라미터 페이딩 팩터.
Fig. 7. Fading factor as detection parameter.

세번째 시뮬레이션은 기만신호 검출 알고리즘의 검출 성능을 분석하기 위해 진행하였다. 4개 채널의 의사거리를 이용하여 사용자의 위치를 추정하고 적응 페이딩 칼만 필터를 이용하여 기만신호를 검출하는 시뮬레이션 결과는 그림 6, 7, 8, 9, 그리고 10에 나타내었다. 먼저 그림 6은 2번 채널이 기만신호의 영향을 받은 경우 정지 상태의 사용자 위치 오차를 나타낸다. 적응 페이딩 칼만 필터를 이용하여 모니터링을 하지 않는 경우에는 램프 형태의 바이어스 오차에 의해 추정 위치 오차가 크게 이동이 되는 반면 모니터링을 하는 경우에는 위치 오차가 점점 커지는 것을 제한할 수 있게 된다. 표 1에 적응 페이딩 칼만 필터를 이용해 모니터링을 한 위치 결과를 나타내었다. 그림 7은 위성 신호의 의사거리 변화에 따른 페이딩 팩터값의 변화를 나타내었다. 그림에서 알 수 있듯이 2번 채널과 같이 바이어스 오차 입력으로 인해 의사거리에 이상이 발생하게 되면 해당 채널의 페이딩 팩터값이 변하는 것을 확인할 수 있다. 그림 8은 각 채널의 의사거리 차이(참값과의 차이)를 나타낸 것으로 2번 채널의 의사거리에 바이어스 오차 입력으로 인해 램프 형태의 오차가 발생하는 것을 확인할 수 있다.

그림 9는 기만신호의 영향을 받은 경우에 각 방법에 따라 사용자의 추정 위치를 나타낸 것으로 두번째 시뮬레이션 결

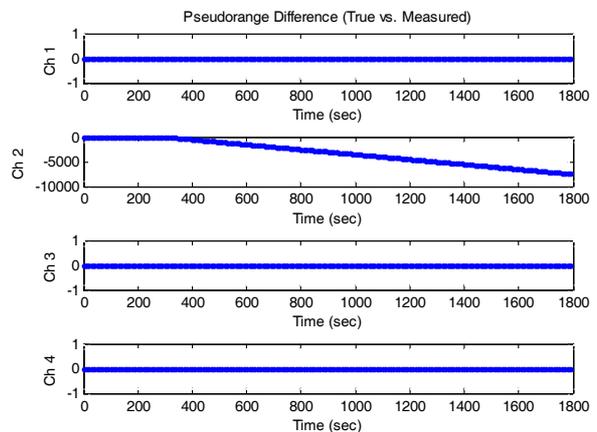


그림 8. 참값과 측정치의 의사거리 차이.
Fig. 8. Pseudorange difference between true and measured.

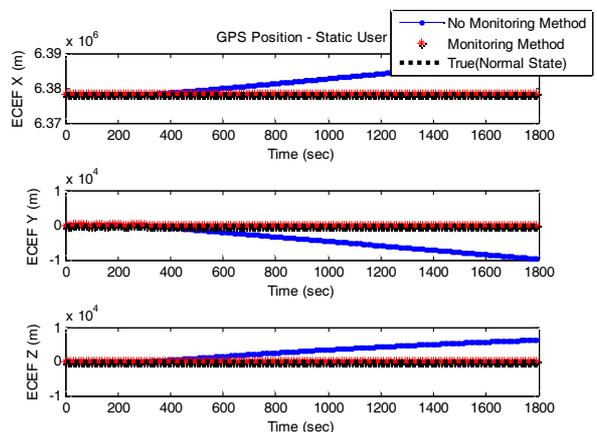


그림 9. 정적 사용자의 GPS 위치.
Fig. 9. GPS position of static user.

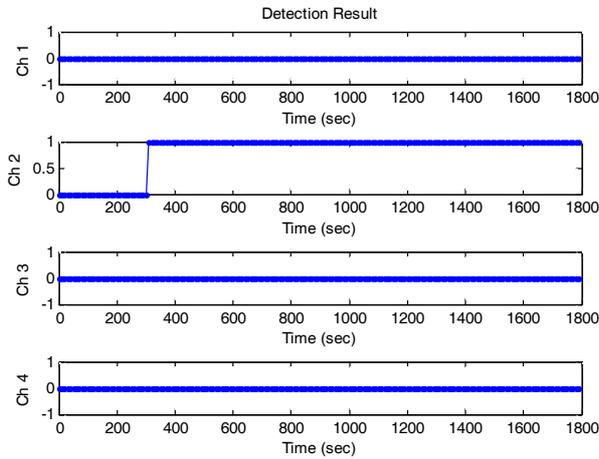


그림 10. 검출 결과.

Fig. 10. Detection Result.

과를 통해 확인했듯이 페이딩 팩터의 역수를 칼만 게인에 곱해줌으로써 기만신호의 영향을 최소화하는 결과를 확인할 수 있다. 마지막으로 그림 10은 검출 결과를 나타낸 것으로 임계치 설정에 따라 페이딩 팩터값이 1보다 작은 경우에는 기만신호가 없는 것으로 판단하여 0으로 표시하고, 페이딩 팩터값이 1보다 큰 경우에는 기만신호가 있는 것으로 판단하여 1로 표시하였다. 그림에 나타난 것처럼 기만신호가 입력된 2번 채널의 경우에만 300초부터 기만신호가 검출되는 것을 확인할 수 있다.

VI. 결론

본 논문에서는 전파교란 신호 중에서 위협적인 기만신호를 검출하기 위한 알고리즘으로 적응 페이딩 칼만 필터를 이용하였다. 기만신호 영향을 램프 형태의 의사거리 오차로 모사하였으며 바이어스 오차에 의한 페이딩 팩터 변화를 정량적으로 분석하였다. 분석을 통해 기만신호 검출 임계치를 설정하였으며 다양한 시뮬레이션을 통해 기만신호 검출 성능을 확인하였다. 제안한 방법은 GPS 채널별 의사거리 이상을 검출할 수 있으므로 사용자의 위치가 고정된 경우 무결성 감시 알고리즘으로 사용이 가능할 것으로 기대된다.

REFERENCES

- [1] S. H. Im, J. H. Im, G. I. Jee, and M. B. Heo, "An analysis of spoofing effects on a GNSS receiver using real-time GNSS spoofing simulator," *Journal of Institute of Control, Robotics and Systems (in Korean)*, vol. 19, no. 2, pp. 113-118, Feb. 2013.
- [2] M. L. Psiaki, S. P. Powell, and B. W. O'Hanlon, "GNSS spoofing detection using high-frequency antenna motion and carrier-phase data," *Proc. of ION GNSS 2013*, Sep. 2013.
- [3] V. Dehghanian, J. Nielsen, and G. Lachapelle, "GNSS spoofing detection based on signal power measurements: statistical analysis," *International Journal of Navigation and Observation*, vol. 2012, 2012.
- [4] S. Y. Kim, C. H. Kang, C. G. Park, M. B. Heo, and M. J. Yu, "A detection method of GNSS meaconing signal using C/No," *Proc. of KSAS 2014 (in Korean)*, Apr. 2014.
- [5] S. Y. Kim, C. H. Kang, C. G. Park, J. M. Joo, and K. H. Lee, "A

study on a localization algorithm of meaconing signal using C/No Measurement," *Proc. of KIMST 2014 (in Korean)*, Jun. 2014.

- [6] C. H. Kang, S. Y. Kim, C. G. Park, J. M. Joo, and M. B. Heo, "Design of the vector-tracking loop based on an adaptive fading Kalman filter," *Proc. of ENC 2014*, Apr. 2014.
- [7] D. Simon, *Optimal State Estimation*, John Wiley & Sons, Inc., USA, 2006.
- [8] R. G. Brown and P. Y. C. Hwang, *Introduction to Random Signals and Applied Kalman filtering*, 3rd Ed., John Wiley & Sons, Inc., USA, 1997.
- [9] K. H. Kim, J. G. Lee, and C. G. Park, "Adaptive two-stage extended Kalman filter for a fault-tolerant INS-GPS loosely coupled system," *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, vol. 45, no. 1, pp. 125-137, Jan. 2009.
- [10] M. J. Yu, "INS/GPS integration system using adaptive filter for estimating measurement noise variance," *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, vol. 48, no. 2, pp. 1786-1792, Apr. 2012.
- [11] A. Jahromi, A. Broumandan, J. Nielsen, and G. Lachapelle, "GPS vulnerability to spoofing threats and a review of antispoofing techniques," *International Journal of Navigation and Observation*, vol. 2012, 2012.



김 선 영

1999년 국민대학교 전자공학과 졸업. 2013년~현재 서울대학교 대학원 기계항공공학부 석사과정 재학중. 관심분야는 항법 시스템, GNSS 무결성 감시, GNSS 전파교란 신호 위치추정기법.



강 창 호

2009년 세종대학교 기계항공우주공학과 졸업. 2009년~현재 서울대학교 대학원 기계항공공학부 박사과정 재학중. 관심 분야는 항법 시스템, GNSS 전파교란 신호 검출 및 완화 기법.



박 찬 국

1985년 서울대학교 공과대학 제어계측공학과 졸업. 1987년 동 대학원 졸업(공학석사). 1993년 동 대학원 졸업(공학박사). 1993년 서울대학교 제어계측신기술 연구센터 Post Doc. 1994년~2002년 광운대학교 정보제어공학과 조교수/부교수. 1998년 미국 UCLA 기계항공공학과 방문연구원. 1994년~2003년 서울대학교 자동제어특화연구센터 책임연구원. 2003년~현재 서울대학교 기계항공공학부 부교수/교수. 2009년 미국 Georgia Tec. 방문교수. 관심분야는 INS/GPS 결합 알고리즘, MEMS IMU 응용 시스템 개발, 영상항법시스템, USN을 이용한 Ubiquitous Positioning, 필터링 기법, FDIR 시스템.