

# GPS 실시간 구조물 모니터링을 위한 반송파 관측데이터 순간미지정수 결정

이흥규\*  
Lee, Hungkyu\*

## An Instantaneous Integer Ambiguity Resolution for GPS Real-Time Structure Monitoring

### ABSTRACT

In order to deliver a centimeter-level kinematic positioning solution with GPS carrier-phase measurements, it is prerequisite to use correctly resolved integer ambiguities. Based on the mathematical modeling of GPS network with application of its geometrical constraints, this research has investigated an instantaneous ambiguity resolution procedure for the so-called 'integer constrained least-squares' technique which can be effectively implemented in real-time structure monitoring. In this process, algorithms of quality control for the float solutions and hypothesis tests using the constrained baseline for the ambiguity validation are included to enhance reliability of the solutions. The proposed procedure has been implemented by MATLAB, the language of technical computing, and processed field trial data obtained at a cable-stayed bridge to access its real-world applicability. The results are summarized in terms of ambiguity successful rates, impact of the stochastic models, and computation time to demonstrate performance of the instantaneous ambiguity resolution proposed.

**Key words :** Global positioning system, Structure monitoring, Ambiguity resolution, Mathematical modeling

### 초 록

GPS 반송파를 사용하여 센티미터 수준 정확도의 동적 측위를 위해서는 반송파 관측데이터에 포함하고 있는 미지정수를 결정하여 정밀한 기하 거리로 환산하는 것이 필수적이다. 본 논문에서는 GPS에 의한 실시간 구조물 모니터링에 효율적으로 적용가능한 반송파 관측데이터 순간미지정수 결정 성능향상을 위한 알고리즘을 연구하였다. 이를 위하여 구조물에 설치한 GPS 수신기 이동 범위와 그 네트워크를 수학적으로 모형화하고 '정수제약 최소제곱법'을 통해 정확한 위치를 추정하는 절차를 제안하였다. 이 절차에는 추정해의 신뢰성 향상을 위해 실수해의 과대오차 최소화에 필요한 품질제어와 기하적 구속조건을 이용한 미지정수 타당성 검정을 포함하고 있다. 제안된 순간미지정수 결정절차를 과학기술용 계산용 소프트웨어인 MATLAB에 의해 실시간 적용 가능하도록 구현하고 장대교량에 해당하는 사장교 현장 관측데이터를 처리하여, 그 성능을 미지정수결정 성공률, 통계모형의 영향 그리고 연산시간에 대해 분석하고 결과를 요약하였다.

**검색어 :** 위성측위시스템(GPS), 구조물 모니터링, 미지정수 결정, 수학적 모형화

\* 정희원 · 창원대학교 토목공학과 (Corresponding Author · Changwon National University · [hkyulee@changwon.ac.kr](mailto:hkyulee@changwon.ac.kr))

Received June 29, 2013/ revised August 26, 2013/ accepted October 14, 2013

## 1. 서론

대형 토목구조물의 거동 모니터링은 전통적으로 각과 거리 관측을 통해 좌표를 계산하는 재래식 측량기술을 사용하였으나, 전자전기 및 센서 관련 기술의 급격한 발전으로 개발된 처짐계, 변위계, 변형율계, 가속도계와 경사계 등과 같은 센서들을 광범위하게 활용하고 있다(Ogaja et al., 2007). 최근 건설된 국내 장대교량들은 이들 센서들로 구성된 계측관리 시스템을 구축하여 지속적으로 그 변위를 모니터링 하고 있으나(Kim, 2007; Byeon, 2009), 이들 센서들은 구조물 내부 좌표계에 대한 상대변위 측정만이 가능한 한계를 가지고 있다. 이를 극복하기 위해 대표적인 위성측위시스템인 GPS (Global Positioning System) 기술을 적극 활용하여 구조물 거동을 모니터링 하고, 그 특성을 분석하기 위한 시도가 지속적으로 이루어지고 있다(Li et al., 2004; Ogaja et al., 2007).

1990년대 초반에 이루어진 동적(kinematic) GPS 반송파 상대측위(carrier-phased based relative positioning) 기술개발과 그 실시간 구현(RTK; Real-Time Kinematic)으로 교량, 고층건물, 타워와 같은 구조물 모니터링에 적용하기 위한 연구를 시작하였다(Lovse et al., 1995; Ashkenazi et al., 1997; Ogaja et al., 2000). 또한 2000년대에 들어서는 수신기 샘플링 제한과 위성 기하구조에 지배 받는 GPS 측위 한계 극복하기 위하여 3축 가속도계, 의사위성, 광섬유 센서들과 통합처리를 위한 다양한 시도가 이루어졌다(Roberts et al., 2001; Barnes et al., 2004; Li et al., 2004; Ogaja et al., 2007). 국내에서는 1990년대 중반 GPS-RTK 수신기 도입으로 현수교 거동을 모니터링 하기 위한 연구로부터 시작하였다(Park et al., 1998). 이후 교량과 고층건물들에 대한 적용성(Sohn et al., 2002; Seo et al., 2004)과 이를 활용한 시스템 구현 그리고 구조적 거동 특성을 분석하기 위한 연구들이 이루어졌다(Kim, 2007; Kim, 2008; Park, 2010). GPS를 활용한 구조물 모니터링 관련 국내의 연구의 대부분은 도보, 차량, 항공기와 같은 이동체의 3차원 위치의 정밀 추정을 궁극적 목적으로 개발한 상용 RTK 시스템과 후처리 소프트웨어를 사용하고 있다. 그러나 이들 상용 시스템들은 구조물 모니터링을 위해 설치한 GPS 수신기 이동 범위와 구성 가능한 네트워크를 수학적 모형에 충분히 반영하고 있지 않기 때문에 그 성능을 최대화 하는데 한계가 있다.

GPS 반송파에 의한 동적 측위에서 센티미터 수준 정확도 확보는 관측데이터에 포함하고 있는 미지정수(integer ambiguity)의 정확한 결정으로 가능하다. 이를 위해서 불확실성을 가지는 거리 관측데이터(ambiguous range)를 밀리미터 수준의 정밀도를 가지는 확실한 거리로 변환하는 수학적 절차인 미지정수결정(ambiguity resolution)이 필요하며, GPS 동적 측위에서는 “정수제약 최소제곱법(integer constrained least-squares)을 적용하는 것이 일반적

이다(Teunissen, 1994; Han et al., 1997; Verhagen, 2004). 그러나 수신기가 이동 중에는 그렇지 않은 경우에 비해 수학적 모형에 사용 할 수 있는 관측데이터에 제한으로 실수해 추정 정밀도가 낮고 상관성이 크기 때문에 미지정수를 신속하고 정확한 결정에 어려움이 있다(Teunissen, 1993; Lee et al., 2005). 따라서 GPS 동적 측위에서는 정규방정식의 미지정수 부분만을 추출·누적하는 OTF (On-The-Fly) 기법을 사용하는 것이 일반적이며, 이때 미지정수 초기화에 필요한 시간은 위성 기하구조와 잔존하는 오차에 따라 수초에서 수분에 달한다(Hofmann-Wellenhof et al., 2001). 이 기법은 초기화 이후 신호단절(cycle slip) 현상이 발생하지 않는 한 기결정 미지정수를 사용하기 때문에 프로세스 연산부담이 낮으나, 초기화가 필요한 경우 그 기간에 해당하는 동안은 고정밀 측위를 수행 하는 것은 불가능하다. 또한 위성의 기하구조 변화에 대해 미지정수의 재계산이 필요하고, 신호단절에 대한 지속적인 모니터링이 필요하여 그 알고리즘이 복잡 할 수밖에 없다. 이에 따라 1990년대 중반 고정밀 의사거리(precise pseudo-range) 관측 가능한 이중 주파수 수신기 등장으로 기선장 10km 내외에 대한 순간미지정수 결정기법(instantaneous ambiguity resolution)이 개발되었다(Han et al., 1996). 이것은 GPS 수신기가 반송파와 고정밀 의사거리를 취득 할 때 마다 해당 에포크(epoch)에 대해 독립적으로 매 순간 미지정수를 결정하는 기법이다. 따라서 신호단절과 위성 기하구조 점검에 필요한 부가적 알고리즘들을 필요치 않아 구조물 자체와 차량통행으로 이와 같은 현상이 빈번하게 발생하는 GPS 구조물 모니터링 측위 환경에 적합하다. 그럼에도 불구하고 순간미지정수 결정 성능은 위성의 기하구조와 잔존하는 오차에 큰 영향을 받으며, 특히 관측 위성이 5개 이하가 되거나 다중경로 영향이 커지는 경우 그 성능이 저하된다(Lee et al., 2004).

본 논문에서는 GPS 실시간 구조물 모니터링의 순간미지정수 결정 성능향상을 위해 이중 주파수 이중차분 관측데이터의 네트워크 수학적 모형에 구조물 거동 특성을 기하적 구속조건으로 반영하여 정수제약 최소제곱법에 의해 고정해를 추정하는 일련의 절차를 연구하여 제안하였다. 결과를 과학기술 계산용 소프트웨어인 MATLAB을 통해 실시간 적용 가능하도록 구현하고, 사장교 형식의 장대 교량에 대한 현장관측 데이터를 처리하여 성능을 분석하고자 하였다.

## 2. 수학적 모형화

### 2.1 관측방정식

GPS 방식에 의한 구조물 모니터링에서는 대부분의 경우 기준국과 이동국 사이 거리가 수 킬로미터 내외 되도록 설치하기 때문에 관측데이터에 이중차분(double-differencing)을 취하는 경우 위성 궤도 오차와 대기권 영향과 같은 ‘기선장에 따른 오차(distance-

dependent errors)’들의 대부분을 소거 할 수 있다. 따라서 ‘관측지점에 따른 오차(site-dependent errors)’ 중 다중경로 영향을 관측잡음을 이하로 가정한다면, 위성  $i$ 와  $j$ 의 이중차분 반송파 및 의사거리를 기준국( $R$ )의 기지좌표( $X_R, Y_R, Z_R$ )와 이동국( $T$ )의 초기좌표( $X_{T0}, Y_{T0}, Z_{T0}$ )에 대해 선형화하여 다음과 같은 방정식으로 나타낼 수 있다.

$$L_{\phi_{RT}}^{ij} = a_{X_T}^{ij} \Delta X_T + \lambda N_{\phi_{RT}}^{ij} + \epsilon_{\phi_{RT}}^{ij} \quad (1)$$

$$L_{RRT}^{ij} = a_{X_T}^{ij} \Delta X_T + \epsilon_{RRT}^{ij} \quad (2)$$

여기서,  $L_{\phi_{RT}}^{ij}$ 와  $L_{RRT}^{ij}$ 는 반송파와 의사거리 이중차분에서 초기 좌표로 계산한 위성-수신기 기하거리를 차감한 선형화 관측데이터,  $N_{RT,\phi}^{ij}$ 는 반송파 미지정수, 그리고  $\epsilon_{\phi_{RT}}^{ij}$ ,  $\epsilon_{RRT}^{ij}$ 는 관측잡음이다. 이후 본 논문에서 위성신호 주파수와 관측데이터 유형을 구분하기 위해 아래첨자를 사용하여  $L1$ ,  $L2$  그리고 반송파( $\phi$ ), 의사거리( $R$ )로 표기하였다. 또한  $a_{X_T}^{ij}$ 는 위성-수신기 시선각(line-of-sight) 벡터,  $\Delta X_T$  지심직각좌표계(ECEF)에 대한 초기좌표와 추정좌표 차이이다.

이동국( $T_i$ )의 근사좌표( $X_{T_i}, Y_{T_i}, Z_{T_i}$ )를 GPS 관측데이터 선형화 초기좌표와 동일한 값을 사용하여, 이를 구속하기 위한 관측방정식은 Eq. (3)로 나타낼 수 있다. 2개 이상의 이동국으로 구성된 네트워크 함수모형에서는 그 개수에 해당하는 만큼 반영 할 수 있다.

$$0_{3 \times 1} = I_{3 \times 3} \Delta X_{T_i} + V_{\Delta X_{T_i}} \quad (3)$$

여기서,  $0_{3 \times 1}$ 과  $I_{3 \times 3}$ 은 영벡터와 단위행렬로 아래 첨자는 크기를 나타내며,  $V_{\Delta X_{T_i}}$ 는 잔차벡터이다.

2 대 이상 이동국을 사용하는 GPS 관측 네트워크에서 이들 수신기를 충분히 근접하게 설치하여 되어 상대적인 변위 발생이 미소하다고 가정하여, 측정 기선장  $l_{T_i T_j}$ 를 GPS 초기좌표에 대한 선형화하면 그 관측방정식은 Eq. (4)와 같고, 네트워크에서 형성 가능한 기선 개수만큼 함수모형에 고려 할 수 있다.

$$l_{T_i T_j} - \rho_{T_i T_j,0} = B_{T_i T_j} \Delta X_{T_i} - B_{T_i T_j} \Delta X_{T_j} + \epsilon_{l_{T_i T_j}} \quad (4)$$

with

$$B_{T_i T_j} = \begin{bmatrix} \frac{X_{T_i,0} - X_{T_j,0}}{\rho_{T_i T_j,0}} & \frac{Y_{T_i,0} - Y_{T_j,0}}{\rho_{T_i T_j,0}} & \frac{Z_{T_i,0} - Z_{T_j,0}}{\rho_{T_i T_j,0}} \end{bmatrix}$$

여기서,  $B_{T_i T_j}$ 는 이동국 기하거리 선형화 계수,  $\rho_{T_i T_j,0}$ 는 초기좌표 계산 기선장, 그리고  $\epsilon_{l_{T_i T_j}}$ 는 기선의 잔차이다.

## 2.2 함수모형

본 연구에서 정수제약 최소제곱법을 적용한 GPS 이동국 정밀 위치추정에 사용 할 함수모형은 Eq. (5)와 같은 행렬식이다.

$$L = A_B X_B + A_N X_N + V \quad (5)$$

여기서,  $L$ 은 관측데이터 벡터,  $A_B$  위성-수신기 기선 벡터로 구성된 계수행렬,  $A_N$ 는 미지정수에 대한 계수행렬로 반송파 파장을 요소로 하는 대각행렬,  $V$ 는 잔차벡터이며,  $X_B$ 와  $X_N$ 은 미지벡터로 각각 추정 좌표성분과 미지정수이다.

Eq. (5) 함수모형에서 행렬과 벡터는 사용하는 관측데이터에 종류와 개수에 따라 달라지며, 기준국( $R_1$ )과 이동국( $T_1$ )에 대한 ‘단일기선(baseline)’ 그리고 수신기 3대 이상으로 구성된 ‘네트워크(network)’로 구분하여 모형화 하였다. 단일기선에서  $m$ 개 GPS 이중차분 관측데이터를 취득한 경우, 이동국 근사좌표를 구속하는 함수모형은 Eq. (6)과 같이 구성할 수 있다. 이때 추정해야 할 미지수  $X_B$ 는 3개 그리고  $X_N$ 은  $2m$ 개가 된다.

$$A_B = \begin{bmatrix} A_{a,R_1 T_1} \\ I_{3 \times 3} \end{bmatrix} \quad (6a)$$

$$A_N = \begin{bmatrix} N \\ O_{(2m+3) \times 2m} \end{bmatrix} \quad (6b)$$

$$L = \begin{bmatrix} L_{\phi R,R_1 T_1} \\ O_{3 \times 3} \end{bmatrix} \quad (6c)$$

여기서,  $A_{a,R_1 T_1}$ 는 기준국( $R_1$ )과 이동국( $T_1$ )에 대한  $4m \times 3$  이중차분 시선각행렬,  $L_{\phi R,R_1 T_1}$ 는 이중주파수 GPS 반송파( $L_{\phi_{L1,R_1 T_1}}$ ,  $L_{\phi_{L2,R_1 T_1}}$ )와 의사거리( $L_{R_{L1,R_1 T_1}}$ ,  $L_{R_{L2,R_1 T_1}}$ )의  $4m \times 1$  선형화 관측벡터, 그리고  $N$ 는  $2m \times 2m$  미지정수에 대한 계수행렬로 아래 Eqs. (7)~(9)과 같다. 또한 이러한 행렬식 표기는 본 논문의 전체에 걸쳐 사용하였다.

$$A_{a,R_1 T_1} = \begin{bmatrix} a_{x_{R_1 T_1, m \times 3}} & a_{x_{R_1 T_1, m \times 3}} & a_{x_{R_1 T_1, m \times 3}} & a_{x_{R_1 T_1, m \times 3}} \end{bmatrix}^T \quad (7)$$

$$N = \begin{bmatrix} \lambda_{L1} I_{m \times m} & 0_{m \times m} \\ 0_{m \times m} & \lambda_{L2} I_{m \times m} \end{bmatrix} \quad (8)$$

$$L_{\phi R, R_1 T_1} = [L_{\phi L_1, R_1 T_1} \quad L_{\phi L_2, R_1 T_1} \quad L_{R_{L_1}, R_1 T_1} \quad L_{R_{L_2}, R_1 T_1}]^T \quad (9)$$

기준국( $R_1, R_2$ ) 2대와 이동국( $T_2$ )으로 구성된 네트워크에 대해서는 Eq. (10)들과 같이 모형화 할 수 있으며, 이를 통해 추정해야 하는 미지수  $X_B$ 는 3개 그리고  $X_N$ 은  $4m$ 개이다.

$$A_B = \begin{bmatrix} A_{a, R_1 T_1} \\ A_{a, R_2 T_1} \\ I_{3 \times 3} \end{bmatrix} \quad (10a)$$

$$A_N = \begin{bmatrix} N & 0_{2m \times 2m} \\ 0_{2m \times 2m} & N \\ 0_{(4m+3) \times 2m} & 0_{(4m+3) \times 2m} \end{bmatrix} \quad (10b)$$

$$L = \begin{bmatrix} L_{\phi R, R_1 T_1} \\ L_{\phi R, R_2 T_1} \\ 0_{3 \times 1} \end{bmatrix} \quad (10c)$$

기준국( $R_1$ )과 2대 이동국( $T_1, T_2$ )으로 구성된 네트워크의 경우 근사좌표와 함께 Eq. (4)의 기선장 구축 방정식을 사용 할 수 있기 때문에 Eq. (11)들과 같이 함수 모형화하여 6개의  $X_B$  그리고  $4m$ 의  $X_N$ 을 추정해한다.

$$A_B = \begin{bmatrix} A_{a, R_1 T_1} & 0_{2m \times 3} \\ 0_{2m \times 3} & A_{a, R_1 T_2} \\ I_{3 \times 3} & 0_{3 \times 3} \\ 0_{3 \times 3} & I_{3 \times 3} \\ B_{T_1 T_2} & -B_{T_1 T_2} \end{bmatrix} \quad (11a)$$

$$A_N = \begin{bmatrix} N & 0_{2m \times 2m} \\ 0_{2m \times 2m} & N \\ 0_{(4m+7) \times 2m} & 0_{(4m+7) \times 2m} \end{bmatrix} \quad (11b)$$

$$L = \begin{bmatrix} L_{\phi R, R_1 T_1} \\ L_{\phi R, R_1 T_2} \\ 0_{6 \times 1} \\ l_{T_1 T_2} - \rho_{T_1 T_2, 0} \end{bmatrix} \quad (11c)$$

기준국( $R_1, R_2$ )과 이동국( $T_1, T_2$ ) 각각 2대를 사용한 네트워크에서는 Eq. (11)에서 같이 두 가지 제약방정식을 사용 가능하여 Eq. (12)와 같이 함수적으로 모형화 할 수 있다. 이 경우는 정수제약 최소제곱 추정을 통해 결정하는 미지수  $X_B$ 는 6개 그리고  $X_N$ 은  $8m$ 개이다.

$$A_B = \begin{bmatrix} A_{a, R_1 T_1} & 0_{2m \times 3} \\ A_{a, R_2 T_1} & 0_{2m \times 3} \\ 0_{2m \times 3} & A_{a, R_1 T_2} \\ 0_{2m \times 3} & A_{a, R_2 T_2} \\ I_{3 \times 3} & 0_{3 \times 3} \\ 0_{3 \times 3} & I_{3 \times 3} \\ B_{T_1 T_2} & -B_{T_1 T_2} \end{bmatrix} \quad (12a)$$

$$A_N = \begin{bmatrix} N & 0_{2m \times 2m} & 0_{2m \times 2m} & 0_{2m \times 2m} \\ 0_{2m \times 2m} & N & 0_{2m \times 2m} & 0_{2m \times 2m} \\ 0_{2m \times 2m} & 0_{2m \times 2m} & N & 0_{2m \times 2m} \\ 0_{2m \times 2m} & 0_{2m \times 2m} & 0_{2m \times 2m} & N \\ 0_{(8m+4) \times 2m} & 0_{(8m+7) \times 2m} & 0_{(8m+7) \times 2m} & 0_{(8m+7) \times 2m} \end{bmatrix} \quad (12b)$$

$$L = \begin{bmatrix} L_{\phi R, R_1 T_1} \\ L_{\phi R, R_2 T_1} \\ L_{\phi R, R_1 T_2} \\ L_{\phi R, R_2 T_2} \\ 0_{6 \times 1} \\ l_{T_1 T_2} - \rho_{T_1 T_2, 0} \end{bmatrix} \quad (12c)$$

### 2.3 통계모형

Eq. (5)의 함수모형에 대한 통계모형은 미지정수 검색 공간 형성에 직접적인 영향을 주기 때문에 관측오차 특성을 충분히 반영하여 보다 현실적으로 이루어져야 한다. 이를 위해 상대적으로 다중경로 현상이 발생하기 쉬운 관측환경과 실시간 적용을 위한 연산속도를 고려하여 Eq. (13)과 같은 ‘위성 고도각 모형(satellite elevation-dependent model)’을 비차분 관측데이터(un-differenced observations)의 통계모형으로 사용하였다(Barnes, 2000).

$$\sigma^2 = s(a \operatorname{cosec}(E))^2 \quad (13)$$

여기서,  $\sigma^2$ 는 비차분 GPS 관측데이터의 분산,  $s$ 는 스케일링 계수(scaling factor),  $a$ 는 관측데이터의 경험적 해석을 통해 얻어지는 상수로 본 연구의 L1 반송파 및 의사거리에서 0.003m과 0.2m를 L2는 이들 값에  $\lambda_{L2}/\lambda_{L1}$ (즉, 1.283)을 각각 곱하여 사용하였다.

Eq. (13)의 스케일 계수  $s$ 는 사용하는 수신기에 따라 경험적으로 결정 할 수 있으나(Barnes, 2000), 함수적으로 모형화 하지 못해 잔존하는 다중경로의 영향을 충분히 반영하기 위해 Eq. (14)의 실수해와 고정해의 가중잔차(quadratic form of weighted residuals)에 대한 이동평균(average of moving window)을 매 에포크 계산하

여 적용하였다(Han et al., 1996).

$$s_R^N = \frac{\sum_{i=I_{N-1}}^{I_N-1} \hat{\Omega}_i}{\sum_{i=I_{N-1}}^{I_n-1} (n_R^i - \hat{t}_i)} \quad (14a)$$

$$s_\phi^N = \frac{\sum_{i=I_{N-1}}^{I_N-1} \tilde{\Omega}_i}{\sum_{i=I_{N-1}}^{I_n-1} (n_\phi^i - \tilde{t}_i)} \quad (14b)$$

여기서,  $s_R^N$ 은  $N$  에포크에서 의사거리 스케일링 계수,  $I_{N-1}$ 과  $I_N-1$ 는 계산구간의 시작과 종료 에포크,  $\hat{\Omega}_i$ 는 실수해 가중잔차,  $n_R^i$ 는 의사거리 관측데이터 개수, 그리고  $\hat{t}_i$ 는 실수해 미지수 개수이다. 또한,  $s_\phi^N$ 은 반송파 스케일링 계수,  $\tilde{\Omega}_i$ 는 고정해 가중잔차,  $n_\phi^i$  반송파 관측데이터 개수, 그리고  $\tilde{t}_i$  고정해 미지수 개수이다.

Eqs. (13) and (14) 통계모형을 이중차분 관측데이터에 적용하기 위해서는 차분에 따른 수학적 상관성을 반영해야 한다. 이것은 기준국과 이동국의 L1과 L2 반송파와 의사거리 각각에 대해 여인자행렬(cofactor matrix)을 구성한 이후, Eq. (15)와 같이 단일기선 혹은 네트워크 이중차분 연산자 적용을 통해 가능하다(Hofmann-Wellenhof et al., 2001).

$$D_{l_{\Delta\nu..RT}} = ED_{RT}E^T \quad (15a)$$

$$D_{l_{\Delta\nu..RT_1...T_n}} = CD_{RT_1...T_n}C^T \quad (15b)$$

여기서,  $D_{RT}$ 는 기준국( $R$ )과 이동국( $T$ ) 관측데이터 여인자행렬,  $E$ 는 단일기선 이중차분 연산행렬(operation matrix),  $D_{R_1T_1...T_n}$ 은 기준국( $R_1$ )과  $n$ 개의 이동국( $T_1 \dots T_n$ )으로 구성된 네트워크 관측데이터 여인자행렬, 그리고  $C$ 는 네트워크 이중차분 연산행렬이다.

본 연구에서 함수모형에 사용한 이동국 근사좌표 및 기선장 관측데이터의 불확실성 지표인 분산의 결정은 관측실험 대상 구조물의 3차원 수치해석을 통해 얻어진 중앙부 처짐, 주탑 경사 그리고 신축이음 변위량의 관리한계치를 사용하였다. 이들 값은 교량의 중·횡방향에 대해 표현되어 GPS 처리에 사용하는 지심직각좌표계로의 변환이 필요하다. 각각의 함수모형에 대한 통계모형은 데이터 처리 기선 혹은 네트워크 구성과 사용하는 관측데이터에 따라

달라지며, 예를 들어 2대의 기준국과 2대의 이동국을 사용하는 함수모형 Eq. (12)에 대한 분산-공분산행렬은 다음과 같다.

$$Q_l = \sigma_0^2 D_l = \sigma_0^2 \begin{bmatrix} D_{l_{\Delta\nu\phi..R_1T_1T_2}} & & \dots & \dots & 0 \\ & D_{l_{\Delta\nu\phi..R_2T_1T_2}} & & & \vdots \\ & & D_{l_{\Delta\nu R_1R_2T_1T_2}} & & \vdots \\ \vdots & & & D_{l_{\Delta\nu R_1R_2T_1T_2}} & \\ \vdots & & & & D_{XYZ,T_1T_2} \\ 0 & \dots & \dots & & \sigma_{bl}^2 \end{bmatrix} \quad (16)$$

여기서,  $D_{XYZ,T_1T_2}$ 는 두 이동국 근사좌표의 분산을 요소로 하는 대각행렬이며,  $\sigma_{bl}^2$ 은 기선장에 대한 분산이다

### 3. 정수제약 최소제곱법에 의한 순간미지정수 결정

#### 3.1 미지정수 추정

구조물 실시간 모니터링에서 GPS 이동국 위치 결정은 앞 절에서 기술한 수학적 모형에 Eq. (17)의 조건을 적용한 정수제약 최소제곱 추정을 통해 이루어 질 수 있다. 이것은 일반적 최소제곱법에 의해서는  $X_N$ 이 정수(integer)가 되도록 추정 할 수 없기 때문이다. 이 절치는 Eq. (17)의 정수조건  $X_N \in Z^q$ 를 대신하여 실수조건  $X_N \in R^q$ 를 적용한 최소제곱법을 통해 ‘미지정수 실수해(real-valued ambiguity solution)’를 추정한 후 이 결과를 바탕으로 생성하는 정수 공간(미지정수 후부군)에 대한 검색(미지정수 검색)으로 나누어 수행한다.

$$\min R_k = \|L - A_B X_B - A_N X_N\|_Q^2 \quad \text{with } X_B \in R^p, X_N \in R^q \quad (17)$$

여기서,  $\|\cdot\|_Q^2 = (\cdot)^T Q^{-1}(\cdot)$ ,  $R^p$ 은  $p$ 차원 실수공간,  $Z^q$ 는  $q$ 차원 정수공간, 그리고  $p$ 와  $q$ 는 각각 좌표성분과 미지정수 개수이다.

$X_N \in R^q$  조건을 적용한 GPS 관측데이터 수학적 모형의 최소제곱 추정(실수해) 미지벡터, 여인자행렬, 잔차벡터, 그리고 사후분산 인자(a posterior variance)는 Eqs. (18)~(22)와 같다.

$$\hat{X} = \begin{bmatrix} \hat{X}_B \\ \hat{X}_N \end{bmatrix} = (A^T P A)^{-1} A^T P L \quad (18)$$

$$Q_{\hat{X}} = (A^T P A)^{-1} = \begin{bmatrix} Q_{\hat{X}_B} & Q_{\hat{X}_B \hat{X}_N} \\ Q_{\hat{X}_N \hat{X}_B} & Q_{\hat{X}_N} \end{bmatrix} \quad (19)$$

$$\hat{V} = L - A \hat{X} \quad (20)$$

$$Q_{\hat{V}} = P^{-1} - A Q_{\hat{X}} A^T \quad (21)$$

$$\sigma_0^2 = \frac{\hat{\Omega}_0}{o-p-q} \quad (22)$$

여기서,  $A = [A_B A_N]$ ,  $P = Q^{-1}$ ,  $\hat{\Omega}_0 = \hat{V}^T P \hat{V} = L^T P L - L^T P A \hat{X}$ ,  $\hat{X}_B$ 와  $Q_{\hat{X}_B}$  좌표성분 추정값과 그 분산-공분산 행렬,  $\hat{X}_N$ 과  $Q_{\hat{X}_N}$ 는 실수형 미지정수와 그 여인자행렬이다. 이와 함께  $o$ 는 GPS 이중차분과 기하구속 관측데이터의 총 개수이다.

실수해 추정의 신뢰성은 사용 함수모형에 대한 통계모형의 적합성에 따라 좌우되며, 이를 점검하기 위해  $\alpha_0^2$ 에 대한 ‘모형 충실도 검사(model fidelity test)’를 수행한다. Eq. (23)은 이 검사의 기각영역을 F-분포에서 유의수준  $\alpha$ 에 대해 나타낸 것이다.  $\alpha_0^2$ 는 GPS 의사거리의 품질에 지배 받기 때문에(Han et al., 1996), 본 연구에서는 이것을 의사거리 과대오차 검출(detection)을 위해 수행하였다.

$$\sigma_0^2 \geq F_{(o-p-q, \infty; 1-\alpha/2)}, \text{ or } \sigma_0^2 \leq F_{(o-p-q, \infty; \alpha/2)} \quad (23)$$

Eq. (23)에 의해 과대오차가 검출되는 경우 이를 규명(identification)하여 소거(adaptation)하기 위해 의사거리 잔차에 대해 Eq. (24)  $\tau_i$ 를 사용하는 data snooping법을 적용하였다(Pope, 1976; Baarda, 1967).  $|\tau_i|$ 에 대한 통계검정은 최대값에 대해 이루어지며, Student-t 분포에 대한 임계값( $t_{o-p-q, 1-\alpha/2}$ )을 설정하여 그 이상이 되는 경우 과대오차로 판명하였다. 이 경우 관측데이터를 제외한 후 수학적 모형을 재 실시하고 앞서 설명한 절차를 자유도가 허용하는 범위 내에서 반복 수행 할 필요가 있다.

$$\tau_i = \frac{e_i^T P \hat{V}}{\sigma_0^2 \sqrt{e_i^T P Q_{\hat{V}} P e_i}} \quad (24)$$

여기서,  $e_i$ 는  $i$ 번째 요소가 1이며 나머지는 모두 0인 열벡터(즉,  $e_i = [000 \dots 10]^T$ )이다.

미지정수 검색은  $\hat{X}_N$ 과  $Q_{\hat{X}_N}$ 에 의해 후보군으로 이루어진 공간을 생성하여 Eq. (25)의 조건을 적용해 그 값이 최소가 되는 정수

집합을 찾는 것으로, 이를 ‘미지정수 영역 검색(original ambiguity domain search)’이라 한다. 미지정수 후보군의 개수(검색 공간)는  $Q_{\hat{X}_N}$ 에 의해 결정되며, 순간미지정수 결정에서는 정밀도가 낮고 상관성이 높기 때문에 미지정수 영역에 대한 검색을 통해 신속하고 정확한 결과를 얻기에 어려움이 따른다. 따라서 본 연구에서는 Eq. (26)에서와 같이 행렬( $Z$ )을 사용하여  $\hat{X}_N$ 과  $Q_{\hat{X}_N}$ 을 상관성이 낮은 정수 공간으로 선형변환하여 검색 성능을 높일 수 있는 LAMBDA (Ambiguity Decorrelation Adjustment) 기법을 사용하였다(Teunissen, 1994). 이를 ‘변환 미지정수 영역 검색(transformed ambiguity domain search)’이라 하며, 이 기법은 Eq. (27) 조건을 사용하여  $N^Z$ 을 검색하고 종료 후 변환공간에서 실시한 결과는 미지정수 영역으로 선형 역변환 하여  $\tilde{X}_N$ 과  $Q_{\tilde{X}_N}$ 을 구한다.

$$\min R_N = (\hat{X}_N - \tilde{X}_N)^T Q_{\hat{X}_N}^{-1} (\hat{X}_N - \tilde{X}_N), \text{ with } \tilde{X}_N \in Z^q \quad (25)$$

$$\hat{Z}_N = Z \hat{X}_N \quad (26a)$$

$$Q_{\hat{Z}_N} = Z Q_{\hat{X}_N} Z^T \quad (26b)$$

$$\min R_Z = (\hat{Z}_N - N^Z)^T Q_{\hat{Z}_N}^{-1} (\hat{Z}_N - N^Z), \text{ with } N^Z \in Z^q \quad (27)$$

Eq. (5)에서  $X_N$ 이  $\tilde{X}_N$ 으로 고정 하는 경우 최소제곱법에 의해 추정되는 좌표, 분산공분산 행렬, 그리고 사후분산인자는 다음과 같이 계산 할 수 있다.

$$\tilde{X}_B = \hat{X}_B - Q_{\hat{X}_B \hat{X}_N} Q_{\hat{X}_N}^{-1} (\hat{X}_N - \tilde{X}_N) \quad (28)$$

$$Q_{\tilde{X}_B} = Q_{\hat{X}_B} - Q_{\hat{X}_B \hat{X}_N} Q_{\hat{X}_N}^{-1} Q_{\hat{X}_N \hat{X}_B} \quad (29)$$

$$\sigma_0^2 = \frac{\tilde{\Omega}_0}{o-p}, \text{ with } \tilde{\Omega}_0 = \hat{\Omega}_0 + R_N \quad (30)$$

### 3.2 미지정수 타당성 검증

검색을 통해 얻어진 미지정수 후보군을 최종 확정하기 위해서는 그 고정해가 다음의 세 가지 통계적 조건을 적용하여 그 타당성을 검증해야 한다(Han et al., 1997; Verhagen, 2004).

첫째,  $\tilde{X}_N$ 은  $\hat{X}_N$ 의 신뢰구간(confidence region)이내가 되어야 한다.

$$\frac{R_N}{q\sigma_0^2} \leq F_{(q, o-p-q; 1-\alpha)} \quad (31)$$

둘째,  $\tilde{X}_B$ 는  $\hat{X}_B$ 의 신뢰구간 이내가 되어야 한다.

$$\frac{(\hat{X}_B - \tilde{X}_B)^T Q_{\tilde{X}_B}^{-1} (\hat{X}_B - \tilde{X}_B)}{t\sigma_0^2} \leq F_{(p, 0-p-q; 1-\alpha)} \quad (32)$$

셋째,  $\sigma_0^2$ 와  $\sigma_0^2$ 와 통계적으로 적합(compatible)해야 한다.

$$F_{(o-p, \infty; 1-\alpha/2)} \leq \frac{\sigma_0^2}{\sigma_0^2} \leq F_{(o-p, \infty; \alpha/2)} \quad (33)$$

만약 2개 이상의 후보군이 위의 세 가지 조건을 모두 만족하는 경우  $R_N$ 이 가장 작은 값과 그 다음 값을 가지는 최적(best) 및 차적(second best) 후보군에 대해 통계적 차별성 검사(statistical discrimination)를 실시하여 미지정수를 최종 확정한다. 본 연구에서는 Eq. (34)의 최적과 차적 미지정수 후보군의  $\tilde{\Omega}_1$ 와  $\tilde{\Omega}_2$ 에 대해 W-비를 계산하고 Student-t 분포에 대해 검정하였다(Wang et al., 1998; Li et al., 2012).

$$W = \frac{\tilde{\Omega}_2 - \tilde{\Omega}_1}{\sqrt{\sigma_0^2}} \geq t_{(o-p-q, 1-\alpha)} \quad (34)$$

여기서,  $Q_d = 4(\tilde{X}_{N,2} - \tilde{X}_{N,1})^T Q_{\tilde{X}_N}^{-1} (\tilde{X}_{N,2} - \tilde{X}_{N,1})$

W-비에 의한 미지정수 차별성 검사는 미지정수의 무작위성을 고려하지 않고 유도 되었음에도 불구하고 실용적으로 활용하는데 큰 문제가 없으나(Lee et al., 2005; Li et al., 2012), 위성 기하강도가 낮고 다중경로와 같이 모형화 되지 않은 오차가 잔존하는 경우 통계검정의 제1종 오류(type 1 error)가 빈번하게 발생 한다(Lee et al., 2004). 따라서 2개 이상의 이동국으로 구성된 네트워크 모형을 사용하는 경우 W-비에 의한 차별성 검정을 대신하여, 최적의 미지정수 후보군의 추정 기선장 잔차를 Eq. (35)와 같이 Student-t 분포에 대해  $\tau$ 검정하고 기각되지 않은 경우 미지정수를 최종 확정하는 방법을 구현하였다. 이것은 구조물 모니터링에서는 수신기가 충분히 근접하게 설치되어 상대적 변형이 제한적으로 일어나서 미지정수 고정해의 추정 기선장에 발생하는 큰 잔차는 부정확한 미지정수에 의한다는 가정에 따른 것이다.

$$\frac{V_i}{\sigma_0^2 \sigma_{V_i}} \geq t_{(o-p-q, 1-\alpha/2)} \quad (35)$$

여기서  $V_i$ 과  $\sigma_{V_i}$ 는 미지정수 고정해의 기선장 잔차와 그 표준편차이다.

### 3.3 알고리즘 구현

GPS 반송파 순간미지정수 결정과 이를 통해 미지정수 고정해를 구하는 절차를 전술한 수학적 모형과 정수제약 최소화방법을 적용하여 과학기술계산용 소프트웨어인 MATLAB으로 Fig. 1과 같은 절차를 가지도록 구현하였다. Table 1은 GPS 관측데이터 처리 모드를 관련식과 함께 요약한 것으로 ‘단일기선(BL: Baseline)’과 ‘네트워크(NT: Network)’로 구분하였으며, 후자의 경우 사용하는 수신기의 개수에 따라 나누었다. 실수해 추정 후 GPS 의사거리의 과대오차 검출, 구멍, 소거를 위한 품질제어(quality control) 절차를 그들의 존재 여부와 잉여 관측데이터 개수(자유도)에 따라 반복하도록 하였다(Lee et al., 2009). 실수해 결과는 다음 에포크 GPS 의사거리 통계모형화를 위해서 Eq. (14a)의  $s_R^N$ 을 계산과 미지정수 검색과 타당성검정 시험에 사용하도록 하였다. 단일기선에서 타당성검정을 통과한 미지정수 후보군이 2개 이상이 되는 경우 Eq. (34)의 W-비에 의한 차별성 검사를, 이에 반해 네트워크의 경우는 Eq. (35)의 추정 기선장 잔차에 대한 통계검정에 의해 최종 확정하도록 구현하였다.

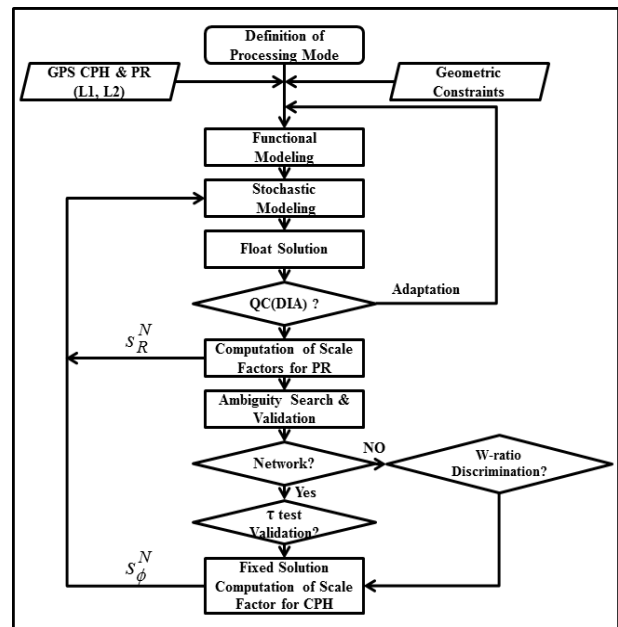


Fig. 1. Flowchart of the Instantaneous Ambiguity Resolution Procedure Implemented in this Study

Table 1. Brief Description of GPS Processing Modes Implemented

Mode		Description	Functional Model
Base Line (BL)	R1T1	Single baseline(BL) is a processing mode between Reference(R) × and Target(T) ×. In the case that the initial coordinates are constrained, a capital letter 'C' is added. For example, BL_R1T1C is a mode processing the baseline between reference 1 and target through constraining the initial coordinates.	Eq. (6)
	R1T2		
	R2T1		
	R2T2		
Network (NT)	NT12-R1	This is a processing mode using single reference and dual target stations with application of both baseline and coordinate constraints. Processing were carried out twice using Reference 1(R1) and 2(R2).	Eq. (10)
	NT12-R2		
	NT21-T1	This is a processing mode using dual references single target station with application of coordinate constraint. Processing were carried out twice with respect to Target 1(T1) and 2(T2).	Eq. (11)
	NT21-T2		
	NT22	This is a processing mode using dual references and target stations (e.g., 4 receivers). The two geometric constraints are imposed on the mathematical model. T1 and T2 are used to represent results of each rover station (e.g., NT22-T1, NT22-T2).	Eq. (12)

#### 4. 관측실험 및 분석

##### 4.1 개요

본 연구의 GPS 반송파 관측데이터의 순간미지정수 결정 절차에 대한 성능 평가를 위해 경남 창원시 성산구 귀산동과 마산합포구 가포동을 연결하는 마창대교의 GPS 관측데이터를 처리하였다. 대상 구조물은 중앙 경간이 400m인 사장교로 양쪽 접속교를 포함한 총연장 1.7km의 장대교량이다. 관측에는 Fig. 2와 같이 GPS 이중 주파수 수신기인 SOKKIA GRS2600 2대와 GRS2700 2대(총4대)를 사용하였다. GRS2600은 기준국(REF1 & REF2)으로 운용하였으며, 안테나수신기 일체형 수신기 GRS 2700은 이동국(TAG1 & TAG2)으로 주탑 사이의 경간 중앙에 설치하여 데이터 저장간격 1초로 약 4시간 관측하였다. 기준국과 이동국 사이 거리는 809m~832m 그리고 경간 중앙의 두 이동국 사이 이격은 20.3m 이었다.

수신기 주위의 교량 구조물 자체와 차량 동행으로 신뢰적인 순간미지정수 결정에 어려움이 예상되는 Fig. 3와 같이 관측 위성 개수가 5~6(즉, 이중차분 개수 4~6)인 구간 4,000 에포크에 대한 데이터 처리를 Table 1에서와 같이 단일기선과 네트워크로 구분하여 실시하였다. 단일기선(BL)은 기하조건을 구축하는 경우와 그렇지 않은 경우를 구분하여 4대의 기준국 및 이동국 수신기의 조합에 의해 기선을 형성하였으며, 후자는 1대의 기준국과 2 이동국(NT12), 2 기준국과 1 이동국(NT21) 그리고 2 기준국과 2 이동국(NT22)으로 이루어진 네트워크를 구성하여 데이터처리 하였다. 따라서 NT12와 NT21은 네트워크에 포함하는 기준국과 이동국에 따라 2회, 그리고 NT22는 모든 수신기를 사용하여 네트워크를 구성하기 때문에 1회 처리가 필요하였다. 네트워크 모형에서 기하적 구축 방정식의 좌표와 기선장은 가용한 모든 관측데이터를 사용하여 처리한 정적 기선해석(static baseline analysis) 결과를



Fig. 2. Layout of GPS Campaign for Machang Grand Bridge

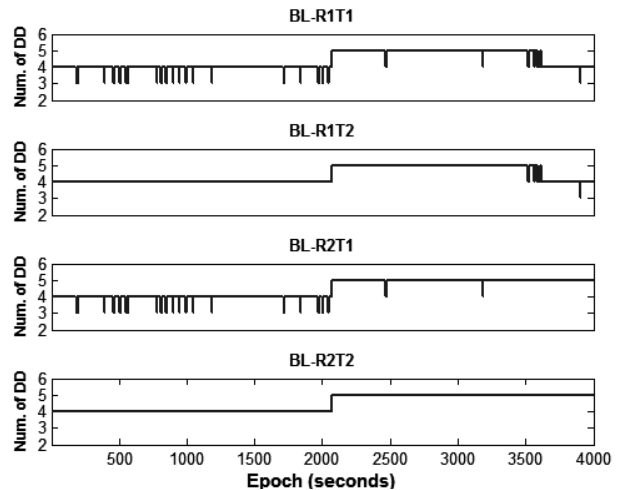


Fig. 3. The Number of Double-Differenced Observations (Cutoff Angle: 15.0 Degrees)



사용하였다. 또한 이들에 대한 통계모형 분산은 수시해석을 통해 결정한 구조물 중앙부 처짐, 주탑 경사 그리고 신축이음 변위량의 관리한계치를 준용하여, 이동국 근사좌표의 종방향, 횡방향 및 수직방향 표준편차를 각각 24.5cm, 20cm, 14cm 그리고 기선장의 그것은 5.0cm를 사용하였다(Byeon, 2009). 이와 함께 과대오차 검출과 규명 그리고 미지정수 타당성 점검을 위한 통계검정의 유의수준은 각각 5%와 1%를 적용하였다.

#### 4.2 단일기선 모형의 미지정수 결정

4개의 단일기선에 대해 4,000 에포크 관측데이터 중 모든 수신기의 이중차분 데이터 개수가 4 이상인 3,916에 대해 순간미지정수 결정을 시도하였다. Fig. 4는 미지정수 검색 결과인 최적 미지정수 조합에 의해 계산한 고정해의 높이 성분(h)의 시계열을 도시한 것이다. 그림에서 좌측열 그래프는 GPS 관측데이터인 의사거리와 반송파를 사용한 결과이며, 우측 열은 이들 데이터에 이동국 수신기 근사좌표를 구축한 결과이다. 시계열에 보이는 대상 구조물 처짐 최대 관리한계치 18.9cm 이상의 편의(bias)는 부정확한 미지정수에 의해 발생한 것으로 의심 할 수 있다. Figs. 2 and 3을 비교할 때 이러한 현상은 이중차분 관측데이터의 개수가 4인 경우에 해당하는 1~2,100 에포크 사이에서 빈번하게 발생한다. 이는 위성 관측데이터의 개수는 실수형 미지정수 추정의 정밀도와 상관성에 가장 큰 영향을 미치는 요인이기 때문이다. 또한 수신기 주위에 위치한 주탑, 케이블, 관련 시설물, 그리고 대형 차량 통행이 위성신호 수신 장애와 상대적으로 큰 다중경로 현상을 유발하여 미지정수 결정 성능을 저하 시킨다. 이러한 결과로부터 GPS 관측 환경이 대부분 양호하지 못한 대형구조물 모니터링에 일반적 단일기선 모형을 사용하는 순간미지정수 결정 기법을 적용하는데 한계가

있음을 알 수 있다. 이에 반하여 Fig. 4의 우측 열 그래프는 이동국 수신기의 근사좌표를 수학적 모형에 반영한 결과로 검색을 통해 얻어진 대부분의 최적합 미지정수가 정확하다는 것을 의미한다. 이것은 향상된 수학적 모형의 사용이 실수형 미지정수 추정 정밀도를 높여 그 검색 성능이 정확도 면에서 크게 향상되었기 때문이다.

GPS 반송파 미지정수 결정에서 최적 후보군을 확정하기 위해서는 타당성 및 차별성을 통계적으로 검정할 필요가 있다. Fig. 5는 단일기선 모형의 순간미지정수 확정을 위해 최적과 차적 후보군에 대해 실시한 차별성 검정 결과를 도시한 것이다. 그래프들에서 점선과 실선은 기하적 구축을 반영하는 경우와 그렇지 않은 경우에 대해 계산한 W-비를 그리고 붉은색 실선은 임계값을 나타낸다. GPS 관측데이터만을 사용 했을 때 W-비는 Fig. 3의 최적 미지정수 후보군의 고정해와 같이 이중차분 관측데이터의 개수가 4인 경우에 임계값 이하가 되는 경우가 자주 발생한다. 이것은 최적으로 검색한 미지정수 후보군이 사실은 부정확하여 귀무가설을 적절하게 기각했기 때문이다. 기하적 구축을 적용한 경우에 해당하는 Fig. 4의 우측열 그래프와 Fig. 5에서 점선을 비교해 보면 대부분의 최적 후보군이 정확함에도 불구하고 차별성 검사를 통해 정확한 미지정수로 확정하지 못하는 제1종 오류가 자주 발생한다. 이는 위성기하강도와 다중경로와 같이 수학적 모형에 반영하지 못한 잔존 오차가 차별성검정의 성능을 저하시키기 때문이다(Lee et al., 2004). 그럼에도 불구하고 Fig. 4에서 수학적 모형에 기하구속을 반영하는 경우의 W-비가 그렇지 않은 경우에 비해 큰 값을 보여주어 최적 후보군의 타당성과 차별성을 검정을 통해 정확한 미지정수로 확정할 수 있음을 알 수 있다. Table 2는 단일기선 모형에 대한 미지정수 타당성 및 차별성 검정 결과를 통해 그 성공률을 요약한 것이다. GPS 관측데이터 만을 사용하는 순간미지정수 결정 성공률은 62.1

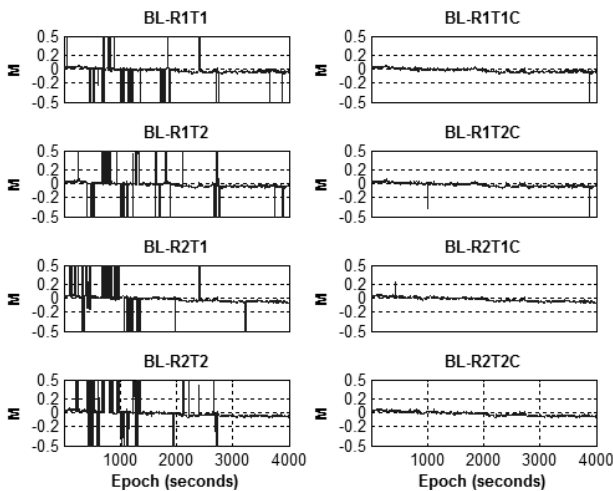


Fig. 4. Ambiguity-Fixed Solutions of Height Components by the Baseline Processing

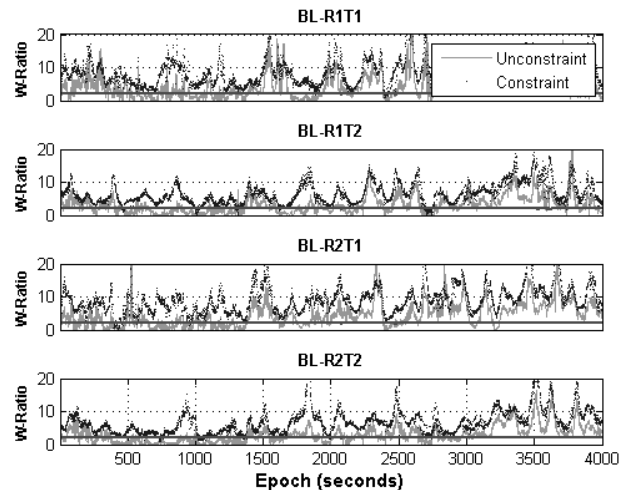


Fig. 5. W-Ratios Values and Their Critical Values of Instantaneous AR in the Baseline Processing

Table 2. Results of Instantaneous Ambiguity Validation for the Baseline Processing

Baseline	Without Constraint		With Constraint	
	Validated/Rejected	Rate(%)	Validated/Rejected	Rate(%)
BL-R1T1	2,904/1,012	74.2	3,879/37	99.0
BL-R1T2	2,490/1,426	63.6	3,825/91	97.7
BL-R2T1	2,865/1,051	73.2	3,876/40	99.0
BL-R2T2	2,432/1,484	62.1	3,867/49	98.7

Table 3. Results of Instantaneous Ambiguity Validation for the Network Processing

Mode	W-ratio test		Statistical test to estimated baseline	
	Validated/Rejected	Rate(%)	Validated/Rejected	Rate(%)
NT12-R1	3,910/6	99.8	3,916/0	100.0
NT12-R2	3,893/23	99.4	3,916/0	100.0
NT21-T1	3,907/9	99.8	N/A	
NT21-T2	3,886/30	99.2		
NT22	3,916/0	100.0	3,916/0	100.0

~74.2%에 비해 근사좌표를 구속하는 경우에는 98.7%~99.0%로 크게 향상되었음을 알 수 있다. 그러나 Fig. 4의 우측 열의 결과와의 차이는 앞서 언급한 바와 같이 가설검정의 제1종 오류로 인해 발생한 것으로 판단된다. 이러한 결과로 부터 위성 기하강도가 낮고 다중경로 현상이 큰 구조물 모니터링 환경에서 미지정수 결정 신뢰성을 높이기 위한 타당성 검정의 개선 필요성을 인지할 수 있다.

### 4.3 네트워크 모형의 미지정수 결정

단일기선과 동일한 3,916개 관측데이터에 대해 네트워크 모형을 적용한 순간미지정수 결정을 시험을 실시하고 그 결과를 Table 3에 요약 하였다. 미지정수 타당성 검정은 Eq. (34) W-비와 추정한 기선장 잔차에 대한 통계검정 Eq. (35)를 통해 각각 수행 하였다. W-비에 의한 타당성 검정 시험의 결과는 Fig. 6에 그 통계값과 임계값을 도시하였으며, 단일기선에 그것과 비교하여 제1종 오류의 발생이 크게 감소하였다. 즉, 미지정수 결정 성공률이 증가하였으며, 특히 NT22의 경우 그 비율이 100%에 달하였다.

W-비에 의한 차별성 검정의 한계와 추정 기선장의 잔차를 사용한 타당성검정 절차를 보다 자세하게 나타내기 위하여 Fig. 7에 NT12-R1과 NT22 모형의 경우를 예를 들어 기선장과 검정을 위한 통계값을 도시하였다. 두 가지 경우에서 모두 추정 기선장 평균은 3.3cm 그리고 표준편차  $\pm 1.0\text{cm}$ 으로 부정확한 미지정수 사용을 통해 발생 한 것으로 의심할 수 있는 편이가 보이지 않는다. 이는 모든 최적 미지정수 조합은 정확한 미지정수라는 것을 의미한다. 그러나 Table 3 and Fig. 6의 NT12 모형의 W-비에 의한

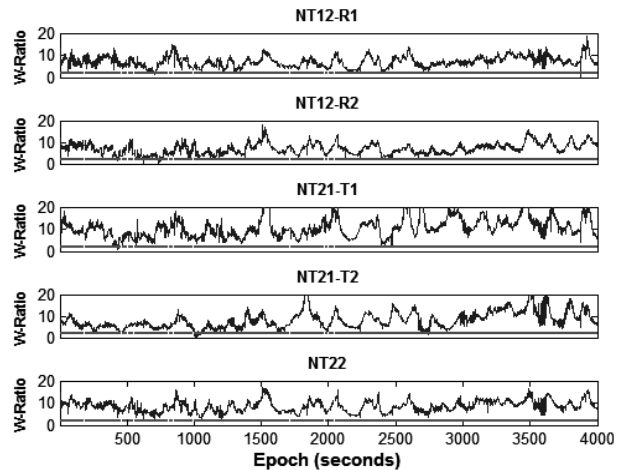


Fig. 6. W-Ratios and Their Critical Values of Instantaneous AR in the Network Processing

타당성 검정의 결과는 6개 에포크에서 귀무가설을 기각하였다. 이에 반해 Fig. 7의 두 번째 그래프의 통계값을 사용하는 경우 검색된 모든 최적 미지정수 후보군은 정확한 그것으로 확정 할 수 있었다. 이와 함께 NT22 모형의 경우 어떤 검정을 사용하더라도 100% 타당성을 확보 할 수 있으나, NT12의 결과를 고려 할 때 이동국 사이에 기선 형성이 가능한 경우는 본 연구에서 제안한 방법을 사용하는 것이 보다 신뢰적일 것으로 판단된다. 결정된 미지정수의 정확성은 추정 기선장 뿐만 아니라 Fig. 8의 미지정수 고정해의 좌표성분 시계열을 통해서도 확인 가능하다. 그림은 선행화를 위한 초기 좌표와 추정좌표 차이를 동서 및 남북 방향 좌표를

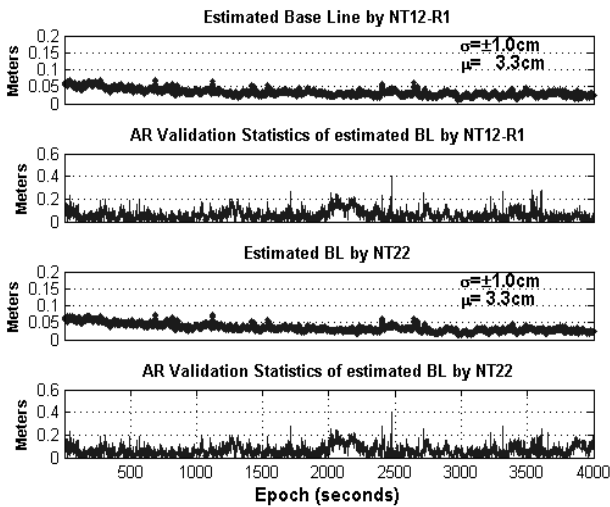


Fig. 7. Ambiguity Validation Tests with Respect to Baseline Residuals of NT12-R1 and NT22

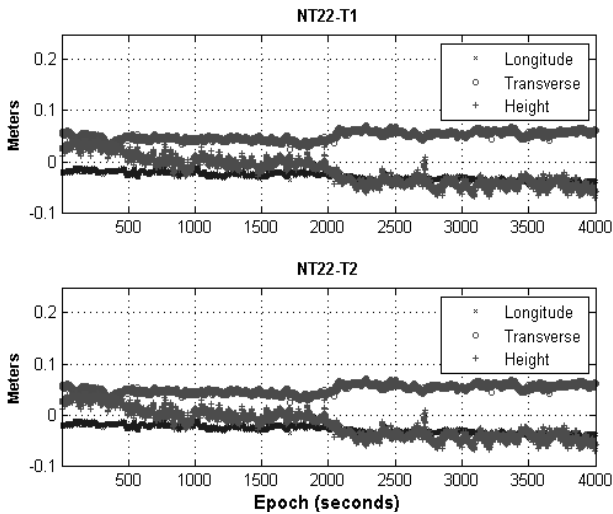


Fig. 8. Estimated Coordinates in the Rover Receivers from NT22

종방향과 횡방향으로 회전 변환한 결과와 높이 방향 좌표성분을 도식한 것으로 부정확한 미지정수에 의해 발생한 것으로 의심되는 편익은 발견 할 수 없다.

간존 하는 오차를 통계모형에 반영하기 위해 Eq. (12)들에 의해 계산한 스케일 계수 적용의 효과를 NT22의 경우를 예시하기 위해 Fig. 9에 그 값들과 실수해 및 고정해의 사후분산인자를 도식하였다. 사후분산인자는 추정에 사용하는 수학적 모형의 적합성을 나타내며 통계적으로 1이 되어야 한다. Fig. 8에 보이는 바와 같이 사후분산 인자가 스케일링을 하는 경우 그 값이 그렇지 않은 경우에 비하여 1에 보다 근접한 값을 보여 위성의 고도각만을 사용하는 통계모형에 비해 보다 현실적으로 모형화 되었음을 확인 할 수 있다. 또한

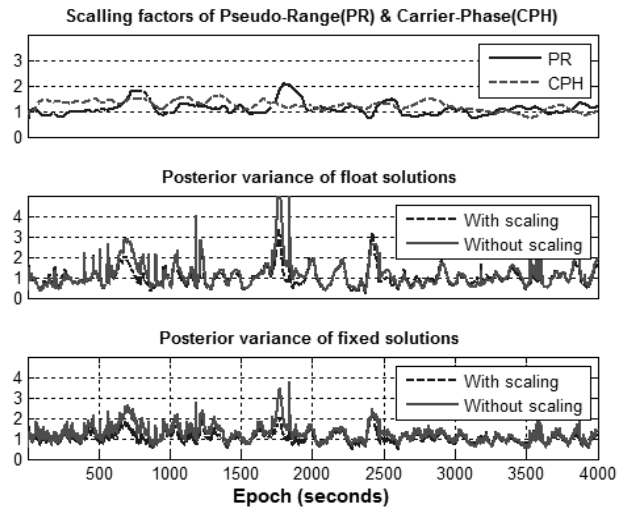


Fig. 9. Scaling Factors Determination for Stochastic Modeling and its Impact into Posterior Variances

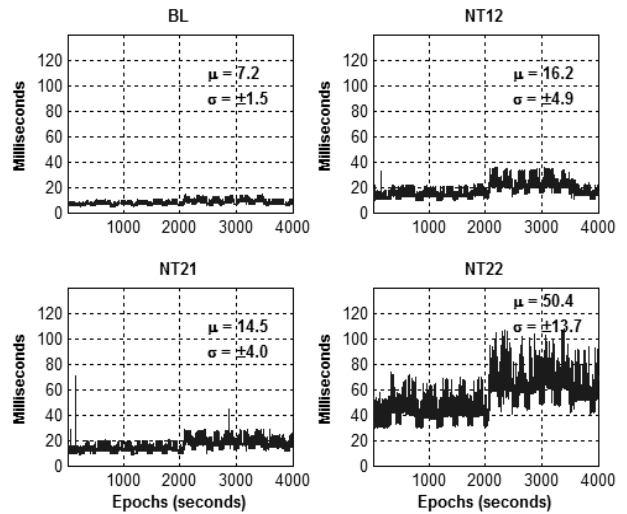


Fig. 10. Computation Time for the Instantaneous Network AR Processing

이러한 현실적인 통계모형은 미지정수 검색 범위 정의와 타당성 검증에 큰 영향을 미치기 때문에 GPS 반송파 미지정수 결정에 중요하게 고려해야 한다(Lee et al., 2005).

네트워크 기반 수학적 모형을 사용하는 경우는 단일기선에 비해 많은 관측데이터를 사용하여 실시간 구현을 위해서는 그 처리 시간을 고려해야 한다. 실제 6개의 위성 관측데이터의 경우 단일기선은 20 그리고 4개 수신기로 구성된 네트워크의 경우 80개의 이중차분 관측데이터 처리가 필요하여 연산시간은 매우 중요한 문제이다. Fig. 10은 본 연구에서 구현한 4가지 수학적 모형에 대한 순간미지정수 결정에 소요된 시간을 도식한 것이다. 사용하는

관측데이터의 수가 많아짐에 따라 그 처리에 보다 많은 시간이 소요되어 평균적으로 4가지 경우에 대해 7.2, 14.5, 16.2 그리고 50.4 milliseconds가 소요되어 연산량은 실시간 구현의 제한 요소로 작용하지 않을 것으로 판단된다. 또한 본 연구의 데이터 처리에는 Intel Core i7-2670QM (2.2GHz) CPU와 메모리 16GB를 탑재한 64비트 Windows 7 운영체제를 사용하였다.

## 5. 결론

GPS 방식에 의한 구조물 모니터링에서 반송파에 포함되어 있는 미지정수를 정확하고 신뢰성 있게 결정하는 것은 정밀한 이동국 위치 추정에서 가장 중요한 문제이다. 본 논문에서는 이러한 응용분야의 GPS 관측 환경을 고려하여 단일 에포크 관측데이터만을 사용하는 순간미지정수 결정 절차의 성능 향상을 위한 알고리즘을 연구하였다. 이를 위해 이동국에 기하적 구속조건을 적용한 네트워크의 수학적 모형화에 의한 일련의 미지정수 결정 절차를 구현하고, 관측위성의 개수가 5~6개인 현장 관측데이터 4,000 에포크를 처리하여 그 성능을 평가하였으며, 그 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, GPS 이중 주파수 관측데이터만을 사용하는 단일기선 모형(BL)에 대해 순간미지정수 결정을 시도한 결과 그 성공률은 62.1%~74.2% 범위로 이 방식을 실제 적용하기에는 한계가 있는 것으로 분석되었다. 그러나 동일한 관측데이터에 대해 기하적 조건을 수학적 모형에 반영 하는 경우 그 성공률이 97.7%~99.9%로 크게 향상되었다.

둘째, 3대 이상 수신기에 대한 네트워크 모형(NT12, NT21)을 적용하는 경우 미지정수 결정 성공률은 99.2%~99.8%의 범위였으며, 4대의 모든 에포크에 대한 미지정수를 100%로 결정 가능하였다. 그러나 추정좌표와 기선장을 분석한 결과 NT12와 NT21 모형에서 미지정수 검색의 최적 후보군이 차별성 검정을 통해 확정되지 못한 것은 통계검정의 오류에 기인하였다. 이 중 NT12 모형에 기선장 잔차에 대한 통계검정을 통해 타당성 검정을 수행했을 때는 NT22에서와 같이 모든 에포크 미지정수를 정확히 결정할 수 있었다. 또한 정수제약 최소제곱 추정의 사후분산인자들의 이동평균을 통해 계산한 스케일링 계수 적용하는 경우 통계모형의 적합성이 높은 결과를 보였다.

셋째, 본 연구의 순간미지정수 결정 절차의 실시간 적용 가능성을 평가하기 위해 모든 모형에 대해 분석한 연산속도는 0.1초 범위 이내였다. 따라서 향후 다양한 조건에 대한 추가적인 실험과 처리 통합 검정과 코드 안정화 작업이 이루어진다면 GPS 실시간 구조물 모니터링 시스템 개발의 핵심 알고리즘을 활용 가능 할 것으로 사료된다.

## 감사의 글

이 논문은 2012년도 창원대학교 연구교수연구비에 의하여 연구되었음.

## References

- Ashkenazi, V., Dossdson, A. H., Moore, T. and Roberts, G. W. (1997). "Monitoring the movements of bridges by GPS." *Proc. of ION GPS 1997*, Kansas City, MO, USA, 16-19 September, pp. 1165-1172.
- Baarda, W. (1967). *A Testing Procedure for Use in Geodesy Networks*, Netherlands Geodetic Commission Publications on Geodesy, New Series, Vol. 2, No. 5, Delft, Netherlands, p. 97.
- Barnes, J. (2000). *Real time kinematic GPS and multipath: Characterisation and improved least squares modeling*, Ph.D. Dissertation, Department of Geomatics, University of Newcastle upon Tyne, Newcastle, UK, p. 390.
- Barnes, J., Rizos, C., Lee, H., Roberts, G. W., Meng, X., Cosser, E. and Dodson, A. H. (2004). "The integration of GPS and pseudolite for bridge monitoring." *A Window on the Future of Geodesy*, F. Sanso eds., Springer-Verlag, Austria, pp. 83-88.
- Byeon, S. (2009). *Establishments of the management limits values for the efficient maintenance of 3D cable-stayed bridge*, M.Sc. Dissertation, Changwon National University, p. 51 (in Korean).
- Han S. and Rizos, C. (1997). "Quality control issues relating to ambiguity resolution for real-time GPS kinematic positioning." *Journal of Geodesy*, Vol. 71, No. 6, pp. 351-361.
- Han, S. and Rizos, C. (1996). "Integrated method for instantaneous ambiguity resolution using new generation GPS receivers." *Proc. of IEEE PLANS Symp.*, Atlanta, Georgia, USA, 22-25, April, pp. 254-261.
- Hofmann-Wellenhof, B., Lichtenegger, H. and Collins, J. (2001). *GPS theory and practice*, Springer-Verlag, Wien, Austria, p. 382.
- Kim, H. (2007). *Feasibility study of the GPS for bridge monitoring*, M.Sc. Dissertation, Seoul National University of Technology, Korea, p. 82 (in Korean).
- Kim, S. (2008). *A study on the motion monitoring of long span bridge using GPS*, M.Sc. Dissertation, Department of Civil Engineering, Chonbuk National University, p. 47 (in Korean).
- Lee, H. and Lee, I. (2004). "The effect analysis of observation errors and satellite geometry to ambiguity validation test of carrier phase-based GNSS." *Journal of Korean Society of Civil Engineers*, Vol. 24, No. 5D, pp. 805-814 (in Korean).
- Lee, H., Wang, J. and Rizos, C. (2005). "An integer ambiguity resolution procedure for GPS/pseudolite/INS integration." *Journal of Geodesy*, Vol. 79, No. 4-5, pp. 242-255.
- Lee, K. and Lee, H. (2009). "Application of quality control procedure to improve reliability of GPS positioning." *Journal of Korean Society of Civil Engineers*, Vol. 29, No. 2D, pp. 319-327 (in Korean).

- Li, T. and Wang, J. (2012). "Some remarks on GNSS integer ambiguity validation methods." *Survey Review*, Vol. 44, No. 326, pp. 230-238.
- Li, X., Ge, L., Tamura, A., Yoshida, C., Rizos, C. and Peng, G. D. (2004). "Seismic response of a tower as measured by an integrated RTK-GPS system." *Proc. of 1st FIG Int. Symp. on Engineering Surveys for Construction Works & Structural Engineering*, Nottingham, UK.
- Lovse, J., Teskey, W. F., Lachapelle, G. and Cannon, M. E. (1995). "Dynamic deformation monitoring of tall structures using GPS technology." *Journal of Surveying Engineering*, Vol. 121, No. 1, pp. 35-40.
- Ogaja, C., Li, X. and Rizos, C. (2007). "Advances in structural monitoring with global positioning system technology: 1997-2006." *Journal of Applied Geodesy*, Vol. 1, No. 3, pp. 171-179.
- Ogaja, C., Rizos, C. and Han, S. (2000). "Is GPS good enough for monitoring the dynamics of high-rise building?" *Proc. of 2nd Trans Tasman Survey Congress*, Queenstown, New Zealand, 20-26 August, pp. 150-154.
- Park, C. (2010) *Cable-sty bride deflection monitoring using GPS*, M.Sc. Dissertation, Department of Civil Engineering, Dong-A University, Korea, p. 58 (in Korean).
- Park, W., Jang, S. and Lee, H. (1998). "Application of RTK GPS technology for monitoring suspension bridge." *Proc. of KSCE Annual Conf.*, Seoul, Korea, No. 4, pp. 377-380 (in Korean).
- Pope, A. J. (1976). *The Statistics of Residuals and Detection of Outliers*, NOAA TR NOS 65 NGS 1, NOAA, Silver Springs, MD, USA.
- Roberts, G. W., Meng, X. and Dodson, A. H. (2001). "The use of kinematic GPS and triaxial accelerometers to monitor the deflections of large bridges." *Proc. of 10th FIG Int. Symp. on Deformation Measurements*, Orange, CA, USA, 19-22 March, pp. 268-275.
- Seo, D., Rho, T. and Lee, J. (2004). "Development of bridge warning system by using GPS surveying method." *Journal of Korean Society of Surveying, Geodesy, Photogrammetry and Cartography*, Vol. 20, No. 4, pp. 415-421 (in Korean).
- Sohn, H., Park, H., Choi, J. and Kim, J. (2002). "Behavior analysis of a high rise building using kinematic GPS." *Proc. of KSGPC Int. Conf.*, Seoul, Korea, 12 April, pp. 85-91 (in Korean).
- Teunissen, P. J. G. (1994). "A new method for fast carrier phase ambiguity estimation." *Proc. of IEEE PLANS Symp.*, Las Vegas, 11-15 April, pp. 562-573.
- Verhagen, S. (2004). "Integer ambiguity validation: An open problem?" *GPS Solutions*, Vol. 8, pp. 36-43.
- Wang, J., Stewart, M. and Tsakiri, M. (1998). "A discrimination test procedure for ambiguity resolution on-the-fly." *Journal of Geodesy*, Vol. 72, pp. 644-653.