

주간에 두 타워로부터 관측된 에디 공분산 자료의 확률 오차의 추정

임희정¹⁾ · 이영희^{1)*} · 조창범²⁾ · 김규랑²⁾ · 김백조²⁾

¹⁾경북대학교 천문대기과학과, ²⁾국립기상과학원 응용기상연구과

(접수일: 2016년 5월 9일, 수정일: 2016년 6월 13일, 게재확정일: 2016년 7월 8일)

Estimation of the Random Error of Eddy Covariance Data from Two Towers during Daytime

Hee-Jeong Lim¹⁾, Young-Hee Lee^{1)*}, Changbum Cho²⁾, Kyu Rang Kim²⁾, and Baek-Jo Kim²⁾

¹⁾Department of Astronomy and Atmospheric Sciences, Kyungpook National University, Daegu, Korea

²⁾National Institute of Meteorological Sciences, Jeju, Korea

(Manuscript received 9 May 2016; revised 13 June 2016; accepted 8 July 2016)

Abstract We have examined the random error of eddy covariance (EC) measurements on the basis of two-tower approach during daytime. Two EC towers were placed on the grassland with different vegetation density near Gumi-weir. We calculated the random error using three different methods. The first method (M1) is two-tower method suggested by Hollinger and Richardson (2005) where random error is based on differences between simultaneous flux measurements from two towers in very similar environmental conditions. The second one (M2) is suggested by Kessomkiat et al. (2013), which is extended procedure to estimate random error of EC data for two towers in more heterogeneous environmental conditions. They removed systematic flux difference due to the energy balance deficit and evaporative fraction difference between two sites before determining the random error of fluxes using M1 method. Here, we introduce the third method (M3) where we additionally removed systematic flux difference due to available energy difference between two sites. Compared to M1 and M2 methods, application of M3 method results in more symmetric random error distribution. The magnitude of estimated random error is smallest when using M3 method because application of M3 method results in the least systematic flux difference between two sites among three methods. An empirical formula of random error is developed as a function of flux magnitude, wind speed and measurement height for use in single tower sites near Nakdong River. This study suggests that correcting available energy difference between two sites is also required for calculating the random error of EC data from two towers at heterogeneous site where vegetation density is low.

Key words: Eddy covariance data, grassland, random error

1. 서 론

에디 공분산 방법은 난류 플럭스를 직접 측정하는

방법으로 현재 보편적으로 사용되고 있다. 관측된 에디 공분산 자료가 모델 평가나 개선, 그리고 장기간의 물 수지나 에너지 수지 계산에 사용되기 위해서는 플럭스의 크기뿐만 아니라 불확실성에 대한 정보가 함께 필요하다(Mauder et al., 2013). 에디 공분산 관측값은 참값과 오차의 합으로 표현할 수 있다. 여기서 오차는 다시 계통오차와 확률 오차로 나눌 수 있다(Taylor, 1997). 계통오차는 일관되게 나타나는 바이

*Corresponding Author: Young-Hee Lee, Department of Astronomy and Atmospheric Sciences, Kyungpook National University, 80 Daehak-ro, Buk-gu, Daegu 41566, Korea
Phone: +82-53-950-7353, Fax: +82-53-950-6359
E-mail: young@knu.ac.kr

어스(bias)로 예를 들면 고 진동수영역의 플럭스가 측정되지 않아 관측된 난류 플럭스가 과소 추정되는 경우로 보정을 통해 제거되어질 수 있다. 반면 확률오차는 참값으로부터 퍼짐(scatter) 정도를 나타내는 것으로 확률분포로 특성화되어지며 보정을 통해 제거되어질 수 없다. Wilson et al. (2002)은 에너지 수지 종결 분석을 통해 대부분의 관측지에서 약 20% 정도의 에너지 비 균형이 존재함을 보였으며 이는 대다수 관측지의 난류 플럭스 자료에 계통 오차가 존재함을 의미한다. 관측된 플럭스의 계통 오차의 원인을 규명하고 보정하는 것도 활발한 연구분야 중 하나이다(e.g., Mahrt, 1998; Massman and Lee, 2002).

관측된 플럭스의 확률 오차는 난류와 관련된 오차와 관측기기의 측정 불확실성에 기인한 오차를 포함한다(Aubinet et al., 2012). 관측된 플럭스의 확률 오차를 추정하는 다양한 방법이 제안되어 왔다(e.g., Lenschow et al., 1994; Mahrt, 1998; Hollinger and Richardson, 2005). Hollinger and Richardson (2005)은 두 개의 타워에서 동시에 관측된 플럭스 자료를 사용하여 확률 오차를 추정하는 방법을 제안하였다(이후 고전적 두 타워방법으로 칭함). 고전적 두 타워 방법은 두 관측지의 플럭스 차이를 이용해 확률 오차를 추정하는 방법으로 난류의 표본 오차가 서로 상관되지 않도록 플럭스 발자극 영역이 겹쳐지지 않아야 하며 두 타워의 환경적 조건이 거의 동일해야 한다. 고전적 두 타워 방법은 관측된 플럭스 간의 계통차이(Systematic difference)를 고려하지 않고 확률 오차만을 분석하였다. 그러나 Kessomkiat et al. (2013)은 고전적인 두 타워 방법이 의도적으로 계획된 매우 유사한 두 관측 지점에서만 적용 가능하다고 지적했다. 그렇지 않은 경우, 두 타워간의 지표 에너지 수지 종결 차이와 국지적 비 균질성(식생 밀도 차이, 토양 종류 차이, 작은 규모의 강우 변동성 등)과 관련된 계통 차이 요인으로 인해 확률 오차가 과대 추정된다고 지적했다. 이들은 고전적 두 타워 방법에서 두 지점의 지표 에너지 비 균형과 증발비의 차이에 기인한 계통 차이를 제거한 후 확률 오차를 계산하는 방법(확장된 두 타워 방법)을 제시하였다. 그러나 확장된 두 타워 방법은 두 타워 관측값에 가용 에너지의 차이가 있을 경우 계통 차이가 여전히 존재하는 문제가 있다. 그러므로 이에 대한 보정이 필요하다.

국립기상 연구소에서는 2010년 3월부터 낙동강 지역의 강정 고령보, 칠곡보, 구미 보를 대상으로 국지기상 관측망을 구축하였다(National Institute of Meteorological Research, 2011, 2012). 국지기상 관측망에서는 일반적인 기상요소의 관측을 위하여 자동기상관측소(AWS) 31개 소 뿐 아니라 에너지 플럭스관측을 위한 플럭스 타워 6개소가 운영되고 있다(Kahng

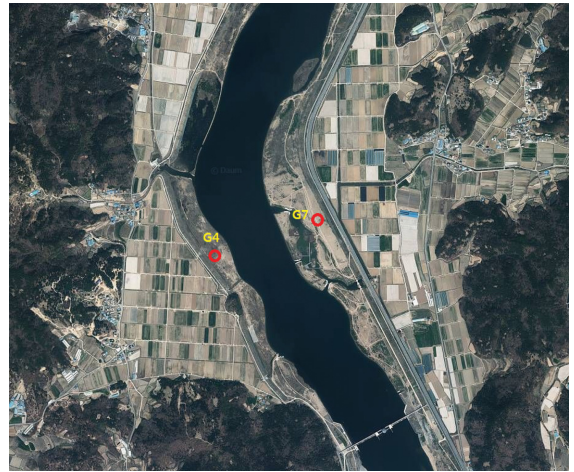


Fig. 1. Skyview image of study site (<http://map.daum.net>)
Circles indicate flux stations.

et al., 2013). 관측된 플럭스 자료들이 수문 모델의 검증 및 매개변수 추정에 활용되기 위해서는 플럭스의 값과 함께 이들에 대한 불확실성을 제공하는 것이 필요하다.

본 연구의 목적은 식생밀도가 상대적으로 낮은 비균질한 지역에 위치한 두 타워 관측 자료를 이용하여 플럭스의 확률 오차를 추정하는 방법을 제안하고 이를 낙동강 구미보에 구축되어있는 두 타워의 관측 자료에 적용하여 주간 플럭스의 확률 오차를 산출하고 산출된 확률 오차와 플럭스 크기의 관계를 분석하여 주간 낙동강 유역의 개별 타워 관측값에 적용 가능한 확률 오차에 대한 회귀식을 제시하는 것이다.

2. 자료 및 분석 방법

2.1 관측지와 자료

본 연구에서 사용한 자료는 낙동강 구미보 부근에 위치한 플럭스 관측 타워 2개 지점에서 2012년 11월 1일부터 2015년 4월 22일까지 관측 수집된 자료이다. 북서에서 남동 방향으로 흐르는 낙동강을 사이에 두고 강 서안에 G4 지점(36°14'45"N, 128°20'04"E)이 강 동안에 G7 지점(36°14'54"N, 128°20'30"E)이 위치해 있으며 강폭은 약 350m이며 G4와 G7지점의 거리 차이는 약 500m이다. 타워가 설치된 두 곳의 토지 피복은 초지이고 식생의 최대 길이는 여름에 나타나며 G4 지점의 경우 약 0.6m 정도이며 G7 지점은 0.3~0.5m이다. 식생의 밀도는 G4 지점이 G7 지점보다 높다. 관측지에 대한 보다 자세한 설명은 Choi et al. (2015)에 기술되어 있다. Figure 1은 관측 지점의 향

공사진(<http://map.daum.net>)을 나타낸 것이다.

사용된 난류 자료는 3차원 초음파 풍속계(CSAT3A, Campbell Sci., USA)로 관측된 바람과 온도자료 그리고 가스 분석기(EC150, Campbell Sci., USA)로 관측된 수증기자료이다. 이들 변수들은 9.5 m에서 10 Hz로 관측이 이루어졌고 30분 단위로 난류 통계값이 계산되었다. 순 복사값은 1분 간격으로 복사계(CNR4, Campbell Sci., USA)를 이용하여 측정되었고 토양열 플럭스는 약 0.1 m 깊이에서 토양열 플럭스 판 (HFP01, Campbell Sci., USA)을 이용하여 측정되었다. 지표면으로부터 지중 0.1 m까지 평균 지중온도는 평균지중온도 센서(TCAV, Campbell Sci., USA)를 이용하여 측정되었다.

에디 공분산 자료의 품질 관리는 Lee et al. (2013)을 따라 이루어졌다. 원시자료의 품질 검사, 이중회전 좌표 변환, WPL 보정(Webb et al., 1980), 그리고 플럭스 자료의 품질 검사가 이루어졌다. 원시자료의 품질검사의 최하위 등급인 C등급 자료와 플럭스 자료의 품질 검사의 최하위 등급인 4등급 자료는 분석에서 제외하였다.

지중온도의 품질 관리는 연구기간에 대하여 30분 자료를 시각화하여 연간 변동성을 보면서 비현실적으로 높거나 낮은 값들이 존재하는지 검사하였으며 $\pm 50^{\circ}\text{C}$ 의 범위를 벗어나는 값들은 물리적으로 비현실적인 값으로 간주하고 제거하였다(Hu et al., 2002).

2.2 분석 방법

동일한 환경 아래서 관측된 한 쌍의 독립적인 플럭스 관측 자료를 이용하여 확률 오차를 추정하는 방법이 Hollinger and Richardson (2005)에 의해 제안되었다. 방법을 간략히 소개하면 다음과 같다. 플럭스 참값을 라 할 때, 실제 관측 플럭스 값은 플럭스 참값에 관측 불확실성을 합한 X_1 과 X_2 이다.

$$X_1 = F + \delta_1 \tag{1a}$$

$$X_2 = F + \delta_2 \tag{1b}$$

여기서 δ_i 는 평균은 0이며 표준편차 $\sigma(\delta)$ 를 가지는 확률 변수(random variable)이고 아래첨자는 한 쌍의 타워 1과 2를 나타낸다.

플럭스 자료의 확률 오차의 추정값은 $\sigma(\delta)$ 로 계산한다. δ_1 과 δ_2 가 독립이면서 동일한 분포를 가질 때 X_1 과 X_2 를 반복 관측하면 그 차이값의 표준편차로 확률 오차를 추정할 수 있다.

$$\sigma(\delta) = \frac{\sigma(X_1 - X_2)}{\sqrt{2}} \tag{2}$$

여기서 δ 는 $(X_1 - X_2)/\sqrt{2}$ 이다.

Hollinger and Richardson (2005)는 δ 의 분포는 정규

분포보다는 라플라스 분포가 더 적합하다고 보고했다. 라플라스 분포는 정규 분포보다 분포의 중심에서 자료 집중도가 높으며 두꺼운 꼬리를 가진다. δ 가 라플라스 분포를 가지는 경우 δ 의 표준편차는 $\sqrt{2} \beta$ 로 계산되며 β 의 추정값은 다음과 같이 표현된다.

$$\beta = \frac{\sum_{i=1}^N |\delta_i - \delta|}{N} \tag{3}$$

여기서 N 은 자료의 수이다.

고전적인 두 타워 방법을 적용하기 위해서는 사용된 두 관측지가 매우 유사하고 균질해야 하는 반면 대부분의 관측지에서 그러한 조건을 만족하기가 쉽지 않다. Kessomkiat et al. (2013)은 고전적인 두 타워 방법을 확장하여 비 균질한 지면상에서 적용할 수 있는 확장된 두 타워 방법을 제안하였다. 이 방법은 두 타워의 지표 에너지 수지 종결 차이와 국지 비 균질성에 기인한 플럭스의 계통 차이를 제거한 후 두 지점의 플럭스 차이를 계산한다. 두 지점의 플럭스의 계통차이를 제거하는 방법은 다음과 같다.

먼저 관측된 플럭스의 3시간 이동 평균 값을 사용하여 에너지 비 균형을 각 타워에 대하여 계산한다.

$$\Delta EB_{3h} = R_{N3h} - H_{3h} - \lambda E_{3h} - G_{3h} - S_{3h} \tag{4}$$

여기서 R_{N3h} 은 순복사(W m^{-2}), H_{3h} 는 현열 플럭스(W m^{-2}), λE 는 잠열 플럭스(W m^{-2}), G 는 지중 0.1 m에서 관측된 토양열 플럭스(W m^{-2}), 그리고 S 는 지면에서 지중 0.1 m 사이의 토양열 저장항(W m^{-2})을 의미하며, 아래첨자 $3h$ 는 세 시간 이동 평균을 의미한다.

본 연구에서 토양열 저장항(S)은 관측된 평균지중온도를 이용하여 다음과 같이 계산하였다.

$$S = C \cdot \frac{\Delta T}{\Delta t} \cdot \Delta z \tag{5}$$

여기서 T 는 지표면에서 지중 0.1 m까지의 평균 지중온도(K), t 는 시간, Δz 는 0.1 m, 그리고 C 는 토양의 열용량($\text{J m}^{-3} \text{K}^{-1}$)이다.

토양의 열용량은 토양의 모래와 점토의 함량을 고려하여 계산하였다(Oleson et al., 2004).

$$C = \left(\frac{2.128 \cdot \text{sand} + 2.385 \cdot \text{clay}}{\text{sand} + \text{clay}} \right) \times 10^6 \tag{6}$$

여기서 *sand*와 *clay*는 토양의 모래와 점토의 비율이다. International Geosphere-Biosphere Programme (IGBP)의 지구 자료로부터 얻은 본 관측지의 모래와 점토의 비율인 0.46과 0.25를 사용하였다.

식 (4)에 의해 계산된 에너지 비 균형을 증발비(EF)를 사용하여 H 와 λE 에 배분한다.

$$H^* = H + \Delta EB \cdot HF \quad (7a)$$

$$\lambda E^* = \lambda E + \Delta EB \cdot EF \quad (7b)$$

여기서 H^* 와 λE^* 는 두 타워의 지표 에너지 수지 종결 차이로 인한 계통차이가 보정된 H 와 λE 이다.

증발비(EF)는 현열과 잠열 플럭스의 합에 대한 잠열 플럭스의 비로 정의되며 7일 이동 평균값을 사용하였고 낮 시간 값만 사용하였다.

$$EF = \frac{\lambda E_{7d}}{\lambda E_{7d} + H_{7d}} \quad (8a)$$

$$HF = 1 - EF \quad (8b)$$

두 타워의 국지적 비 균질성에 기인한 계통차이를 제거하기 위하여 두 타워의 평균 증발비(AEF)를 사용한다.

$$AEF = \frac{EF_1 + EF_2}{2} \quad (9a)$$

$$AHF = 1 - AEF \quad (9b)$$

에너지 비 균형이 보정된 현열과 잠열 플럭스에 대해서 두 타워의 증발비 차이에 따른 플럭스 차이를 다음과 같이 보정한다.

$$H^{**} = H^* + (AHF - HF) \cdot (H^* + \lambda E^*) \quad (10a)$$

$$\lambda E^{**} = \lambda E^* + (AEF - EF) \cdot (H^* + \lambda E^*) \quad (10b)$$

여기서 H^{**} 와 λE^{**} 는 두 타워의 에너지 수지 종결 차이와 국지적 비 균질성에 기인한 계통 차이가 보정된 현열과 잠열 플럭스로 확장된 두 타워 방법에서는 두 지점간의 H^{**} 와 λE^{**} 의 차이가 확률 변수로 사용된다.

초지와 같이 식생 밀도가 낮은 곳에서는 더 많은 에너지가 토양으로 전달되어 상대적으로 G 와 S 의 중요성이 높아진다. 두 지점간의 H^{**} 와 λE^{**} 의 차이는 두 타워의 가용 에너지(AVE , $R_N - G - S$)의 차이에 의해서도 나타나는데 이는 확률 오차와 무관하다. 그러므로 두 지점간의 H^{**} 와 λE^{**} 의 차이에서 두 타워의 가용 에너지의 차이로 발생하는 계통차이를 AEF 를 사용하여 다음과 같이 추가로 보정하였다.

$$AVE_{3h} = R_{N3h} - G_{3h} - S_{3h} \quad (11a)$$

$$\Delta H^{***} = (H_1^{**} - H_2^{**}) - (AVE_1^{3h} - AVE_2^{3h}) \cdot (1 - AEF) \quad (11b)$$

$$\Delta \lambda E^{***} = (\lambda E_1^{**} - \lambda E_2^{**}) - (AVE_1^{3h} - AVE_2^{3h}) \cdot AEF \quad (11c)$$

확률 오차를 앞에서 제시한 세가지 방법으로 추정하여 비교 분석하였다. Hollinger and Richardson (2005)가 제시한 고전적 두 타워 방법(M1), Kessomkiat et al. (2013)이 제시한 확장된 두 타워 방법(M2), 그리고 M2 방법에서 추가적으로 두 지점의 가용 에너지 차이에 따른 플럭스의 계통 차이를 제거한 변수를 확률 변수로 사용하는 방법(M3)이다.

본 관측지는 강 인근에 위치한 초지이므로 야간의

경우 관측영역이 넓어지면 강이 관측 영역에 포함되지 않거나 따라 순복사와 난류 플럭스의 관측영역이 일치하지 않는 문제가 발생한다. 그러므로 본 연구에서는 주간자료의 분석에 한정하였다. 여기서 주간은 0900 LST부터 1700 LST까지로 정의하였다. 또한 주간에 R_N 이 0 W m^{-2} 미만인 자료를 분석에서 제외하였다. 또한 두 지점의 풍속차이가 3 m s^{-1} 이상 나타나는 경우도 분석에서 제외하였다.

강으로부터 바람이 불어오는 경우 초지에 대한 fetch 거리가 짧으므로 강으로부터 바람이 불어오는 경우를 분석에서 제외하였다. G4 지점의 경우 풍향이 30° 에서 90° 사이에 있는 경우를 분석에서 제외하였고 G7 지점의 경우 풍향이 210° 에서 270° 사이에 있는 경우를 분석에서 제외하였다. 해당 풍향을 제외하였을 때 G4 지점에서 강까지의 최단 거리는 약 140 m 이고 G7 지점의 경우 약 270 m 이다. 간단한 플럭스 발자국 모델인 mini-Flux Source Area model (FSAM) (Schmid, 1994)을 이용하여 계산한 중립조건에서 타워로부터 플럭스 발자국 영역까지의 최장 거리는 G4와 G7 지점에서 각각 140 m 와 148 m 이다. 불안정한 조건에서는 중립조건보다 플럭스 발자국 영역이 더 타워에 가깝게 위치하므로 주간에 분석된 자료의 플럭스 발자국의 영역은 상당부분 초지에 위치한다.

3. 결 과

3.1 두 관측지의 에너지 플럭스의 특성

분석에는 주간에 두 타워로부터 플럭스 관측이 동시에 있는 플럭스 자료의 쌍을 사용하였다. Figure 2는 분석에 사용된 두 지점의 순복사와 풍속의 분산도를 제시한 것이다. 두 지점간 순복사와 풍속의 상관계수는 각각 0.99와 0.91이며 대부분의 자료가 1:1 선에 분포하고 있어 두 지점간의 순복사와 풍속의 크기는 유사함을 나타낸다. 분석에 사용된 G4와 G7 두 지점의 30분 평균 난류 플럭스 쌍의 개수는 총 2119개이다. Table 1은 2119개의 자료를 이용하여 계산한 두 지점의 에너지 플럭스 성분, 에너지 균형비, 그리고 증발비의 평균값을 제시한 것이다.

G4와 G7 지점의 순복사(R_N)의 차이는 14 W m^{-2} 로 나타나는데 이는 두 지점에 입사하는 복사에너지의 차이는 크지 않지만 두 지점의 식생밀도의 차이로 인한 지면 알베도 차이에 기인한다. 두 지점의 지면 알베도의 차이는 여름에는 0.01로 작지만 봄과 겨울에는 G7 지점의 알베도가 G4 지점보다 0.05 더 크다 (Choi et al., 2015). 관측지점간의 식생 밀도의 차이는 또한 현저한 토양열 플럭스의 차이를 유발한다. 이는 본 관측지가 산림지대나 식생밀도가 큰 초지와 다른 차이점 중 하나이다. 식생밀도가 낮은 G7 지점의 경

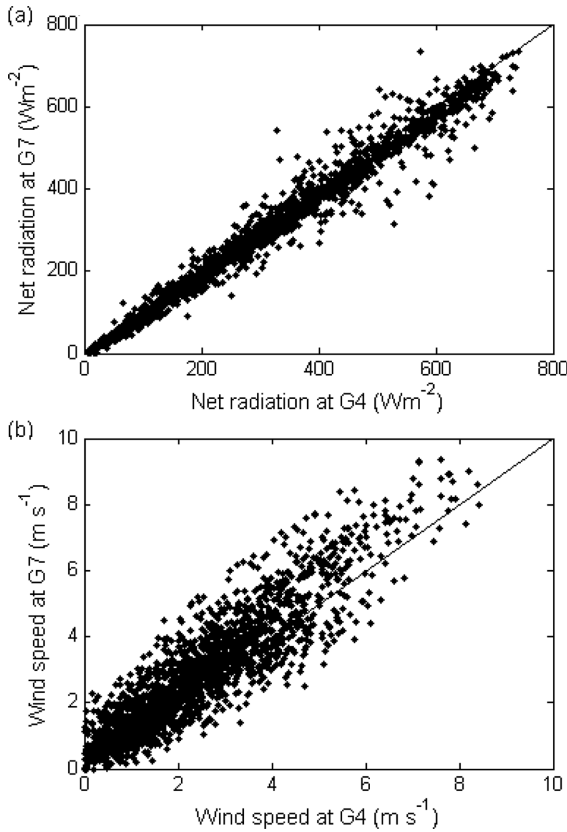


Fig. 2. Scatterplot of (a) net radiation and (b) wind speed at G4 and G7 site.

Table 1. Mean value of surface energy components, *EBR*, and *EF* at stations G4 and G7: R_N : net radiation ($W m^{-2}$); G_0 : ground heat flux ($W m^{-2}$); S : Heat storage term ($W m^{-2}$); λE : latent heat flux ($W m^{-2}$); H : sensible heat flux ($W m^{-2}$); *EBR*: Energy balance ratio; *EF*: evaporative fraction.

Site	<i>N</i>	R_N	G_0 (<i>S</i>)	λE	<i>H</i>	<i>EBR</i>	<i>EF</i>
G4	2119	301	24 (13)	109	74	0.66	0.60
G7	2119	287	51 (28)	75	93	0.70	0.44

우 더 많은 에너지가 토양표면에 도달하므로 토양열 플럭스가 G4 지점보다 더 크다. 결과적으로 두 지점의 가용 에너지($AVE = R_N - G$)의 차이는 $41 W m^{-2}$ 로 증가한다. 이는 식생밀도가 낮은 초지에서 두 지점의 가용에너지의 차이가 두 지점에서 관측된 플럭스의 계통차이(systematic difference)를 유발함을 시사한다.

두 지점의 잠열과 현열 플럭스를 비교하면 이들의 차이는 각각 $37 W m^{-2}$ 와 $-19 W m^{-2}$ 로 잠열 플럭스에서 차이가 더 크게 나타난다. 이는 식생밀도가 낮

은 지점에서 증발비 뿐만 아니라 가용 에너지도 더 작기 때문이다. 두 지점의 증발비를 비교하면 G4 지점이 0.60, G7 지점이 0.44로 0.16의 차이를 보인다. Kessomkiat et al. (2013)이 확장된 두 타워 방법을 적용했던 농경지의 경우 두 타워에서 관측된 증발비의 차이는 약 0.5 정도 나는 것과 비교해 본 연구의 두 지점의 증발비의 차이는 상대적으로 작다.

M2와 M3 방법에서는 두 지점의 플럭스 차이를 계산하기에 앞서 에너지 비 균형을 난류 플럭스에 보정한다. G4와 G7 지점에서 나타나는 평균 에너지 비 균형은 가용 에너지의 각각 34%와 30%에 해당한다. 두 지점 중에서는 G4 지점에서 에너지 비 균형이 좀 더 높게 나타났다. Table 1에서 지면의 토양열 플럭스는 0.1 m 깊이에서 관측된 토양열 플럭스와 0.1 m 두께의 토양의 열 저장항을 합쳐서 나타낸 것이다. 식 (5)에 따라 계산한 0.1 m 두께의 토양의 열 저장항을 괄호 안에 제시하였다. 식생밀도가 낮은 G7 지점에서 지면의 토양열 플럭스가 높게 나타난다. Twine et al. (2000)은 균질한 초지에서 에너지 비 평형이 10%에서 30% 사이에서 변한다고 보고하였다. 본 관측지는 토양의 열 저장항을 보정하였어도 다른 지점에 비해 에너지 비 균형이 상대적으로 큰 편이다. 본 관측지에서 에너지 비 균형이 상대적으로 크게 나타나는 이유는 이차순환의 기여도를 생각할 수 있다. 강이 있는 비 균질한 지표면 상에서는 에디 공분산 방법으로 관측되지 않는 이차순환이 지면과 대기간의 열과 수 증기의 수송에 기여할 수 있다. 정체 상태의 이차 순환이 있는 경우 한 지점에서 에디 공분산 방법으로 관측된 난류 플럭스는 실제 지면과 대기간의 교환 관계를 다 포함하지 못하므로 지표 에너지 비 균형으로 나타나게 된다(Foken, 2008).

3.2 확률 오차의 분포

2.2에서 제시한 세가지 방법으로 산출한 확률변수의 히스토그램을 Fig. 3에 제시하였다. 확률변수로 사용된 두 지점의 플럭스 차이는 G4 지점의 플럭스 값에서 G7 지점의 플럭스 값을 뺀 값으로 계산하였다. 그러므로 양의 값은 G4 지점의 플럭스 값이 G7 지점보다 더 크음을 나타낸다. 히스토그램을 이론적인 확률 밀도함수 분포와 비교하기 위해서 관측값으로부터 산출된 매개변수를 이용하여 구한 정규 확률분포함수와 라플라스 확률 분포 함수를 함께 제시하였다. Table 2에 세가지 방법으로 산출한 확률변수의 통계적 특성을 제시하였다. M1 방법(고전적 방법)을 사용하였을 때 확률변수는 잠열 플럭스의 경우 양의 값에서 긴 꼬리를 가지나 자료는 음수 영역에 더 많이 분포해 있으며 현열 플럭스의 경우 음수 영역에 긴 꼬리를 가지나 자료는 양수영역에 많이 분포해 있어 비대칭

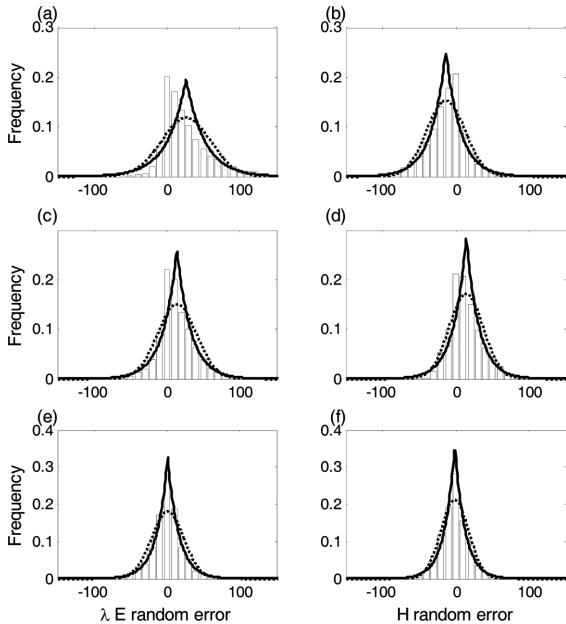


Fig. 3. Histograms depicting the frequency distribution of the inferred random flux measurement error for latent heat flux (a), (c), (e) and sensible heat flux (b), (d), (f). M1 method (a), (b), M2 method (c), (d) and M3 method (e), (f). Solid line: Laplace distribution, dotted line: Gaussian distribution.

적인 분포를 띤다(Figs. 3a, b). 이는 G4 지점이 G7 지점보다 잠열 플럭스가 더 크고 현열 플럭스가 더 작게 나타나는 계통차이(systematic difference)에 기인한다. 이러한 특성은 Hollinger and Richardson (2005)에서 보고한 균질한 두 산림지간의 잠열과 현열 플럭스 차이의 분포 특성에서도 나타났다. 이는 거의 유사한 두 지점에서 관측이 이루어졌다 할 지라도 두 지점의 플럭스의 차이는 어느 정도의 계통차이를 포함하고 있음을 시사한다. 본 연구지에서 두 지점의 플럭스의 차이는 두 지점간의 식생밀도의 차이로 인해 Hollinger and Richardson (2005)의 경우보다 비대칭성

이 좀 더 크게 나타났다.

M2 방법 (확장된 두 타워 방법)을 적용하였을 때 잠열 플럭스의 경우 두 지점간의 플럭스 차이의 평균값이 감소하고 비대칭도가 감소하였지만 현열 플럭스의 경우 플럭스 차이의 평균값이 다소 증가하고 비대칭도도 약간 증가하였다(Figs. 3c, d와 Table 2). 또한 평균값이 여전히 0이 아니어서 두 지점간의 플럭스 값의 계통 차이가 여전히 존재하고 있음을 시사한다.

마지막으로 두 지점간의 가용에너지의 차이를 보정하였을 때(M3 방법)의 결과를 보면 두 지점간의 플럭스의 차이는 모두 중심이 0에 가깝고 대칭성의 분포를 띠므로 확률 변수의 분포 특성을 잘 반영한다(Figs. 3e, f와 Table 2).

확률 오차는 확률변수의 표준편차로 추정한다. 세 가지 방법으로 산출된 확률변수의 표준편차값과 $\sqrt{2} \beta$ 값을 비교하면 고전적 방법(M1)보다는 확장된 방법(M2)에서 값이 감소하고 두 지점간의 가용에너지 차이를 보정한 마지막 방법(M3)이 가장 작은 값을 보였다. 즉 두 지점간 플럭스의 계통차이를 제거할수록 산출된 확률 오차 값이 감소함을 알 수 있다. 첨도 값은 M1 방법에서 M3 방법으로 갈수록 증가하여 자료의 중심 집중도가 증가하였다.

두 지점의 플럭스 차이의 분포가 어떤 분포함수에 가까운 지를 평가하기 위하여 카이제곱값(χ^2)을 비교하였다(Table 3). χ^2 은 다음과 같이 표현된다(Wilks, 1995).

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{[N_o(i) - N_e(i)]^2}{N_e(i)} \tag{12}$$

여기서 N_o 는 이론 분포함수로부터 추정되는 해당 구간의 기댓값이고 N_e 는 해당구간의 관측값이다. 자료 구간은 7개로 나누었다($n=7$).

χ^2 가 낮을수록 자료의 분포가 해당 이론 분포에 더 가까움을 의미한다. M1 방법을 제외한 모든 경우에서 산출된 확률변수는 정규 분포보다 라플라스 분포에 더 가까운 분포를 보인다. 이에 근거하여 이후 확률 오차의 추정값은 라플라스 분포에 기초하여 계산

Table 2. Statistical properties of inferred flux uncertainty: *SD*: standard deviation; *H*: sensible heat flux; λE : latent heat flux; M1: Classical two tower approach; M2: Extended two tower approach; M3: Modified Extended two tower approach.

	Approach	Mean ($W m^{-2}$)	Skewness	Kurtosis	<i>SD</i> ($W m^{-2}$)	$\sqrt{2} \beta$ ($W m^{-2}$)
<i>H</i>	M1	-13.5	-0.4	4.3	26.1	27.9
	M2	14.1	0.9	4.7	23.2	24.8
	M3	-1.5	0.4	4.7	18.9	19.8
λE	M1	26.1	1.3	5.5	33.6	36.0
	M2	13.7	0.7	5.7	26.5	27.2
	M3	1.0	0.1	4.2	22.2	21.8

Table 3. Chi square test for the distribution of random error: norm: normal distribution; lap: Laplace distribution.

	Approach	χ^2_{norm}	χ^2_{lap}
<i>H</i>	M1	100	159
	M2	171	131
	M3	166	22
λE	M1	525	646
	M2	231	77
	M3	259	10

한 값을 사용하였다.

3.3 확률 오차에 대한 경험식의 산출

플럭스의 확률 오차는 플럭스 크기와 풍속 등과 관계가 있는 것으로 알려져 있고 이들에 대한 관계식들

이 선행 연구들에 의해서 제시되었다(e.g., Mann and Lenschow, 1994). Lenschow et al. (1994)에 따르면 관측된 플럭스의 확률 오차는 다음의 식으로 표현된다.

$$\sigma_F = |F| \left(\frac{2\tau_t}{T} \right)^{0.5} \left(\frac{1+r_{wc}^2}{r_{wc}^2} \right)^{0.5} \tag{13}$$

여기서 $|F|$ 는 플럭스의 크기이고 τ_t 는 적분 시간규모, T 는 평균 시간, r_{wc} 는 w 와 c 의 상관계수이다.

식 (13)에서 적분 시간 규모(Integral time scale)는 측정고도(z)와 평균 풍속(\bar{u})에 의존한다(Richardson et al., 2006).

$$\tau_t \propto \frac{z}{\bar{u}} \tag{14}$$

식 (13)과 (14)를 통해 플럭스의 확률 오차는 플럭스

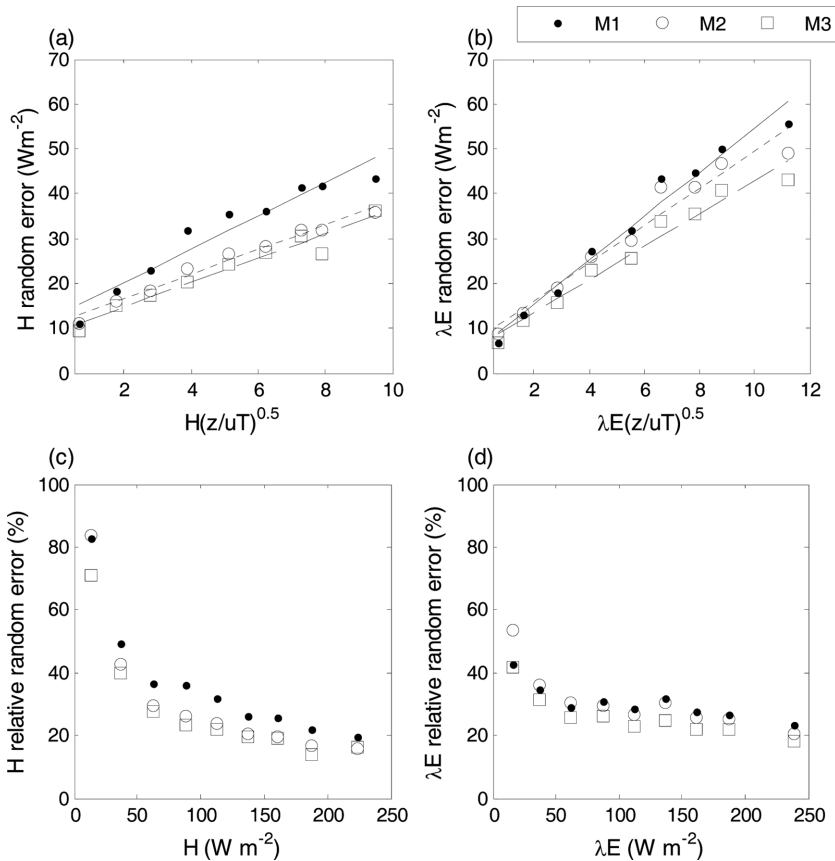


Fig. 4. Random error of (a) H and (b) λE in terms of $F(z/uT)^{0.5}$ where F is flux magnitude, u is wind speed, z is measurement height, and T is averaging time and relative random error of (c) H and (d) λE in terms of flux magnitude for M1, M2 and M3 methods. Lines in (a) and (b) indicate best-fit linear regressions for M1 (solid line), M2 (dotted line) and M3 (dashed line) method.

의 크기에 비례하고 풍속에 반비례하며 상관계수가 작을수록 증가함을 알 수 있다. 관측 고도가 높을수록 측정되는 에디의 크기가 증가하여 동일한 시간동안 샘플링 횟수가 감소하므로 확률 오차는 증가한다. Richardson et al. (2006)은 여러 고도에서 관측된 플럭스의 확률 오차의 특징을 분석하였는데 측정고도가 높을수록 확률 오차가 증가하는 특징을 보고하였다. 그러므로 한 지점에서 산출된 경험식을 다른 지역에 적용하기 위해서는 해당지역의 측정고도와 풍속 정보를 플럭스 크기와 함께 고려하는 것이 필요하다.

Figures 4a와 b는 2.2에서 제시된 세가지 방법으로 산출된 플럭스의 확률 오차와 $|F|(z/\bar{u}T)^{0.5}$ 의 분산도를 선형 회귀선과 함께 나타낸 것이다. 플럭스의 확률 오차는 플럭스 크기 구간별로 산출하였고 플럭스 구간은 관측된 플럭스의 값을 사용하였다. 플럭스 크기 구간별 $(z/\bar{u}T)^{0.5}$ 의 값의 변화는 크지 않으므로 $|F|(z/\bar{u}T)^{0.5}$ 의 변화는 주로 플럭스 크기의 변화에 의해 나타난다. 본 연구에서 분석에 $|F|(z/\bar{u}T)^{0.5}$ 를 사용한 것은 경험식에 플럭스의 측정고도와 풍속정보를 고려하기 위해서다. 잠열과 현열 플럭스의 확률 오차는 $|F|(z/\bar{u}T)^{0.5}$ 이 증가함에 따라 선형적으로 증가하는 특징을 보인

Table 4. Best-fit linear regressions for random flux measurement error $\sigma(\delta) = \alpha_1 \cdot \bar{F} \cdot (z/\bar{u}T)^{0.5} + \alpha_2$ where \bar{F} is flux magnitude, T is averaging time, z is measurement height, and u is mean wind speed.

		α_1	α_2
H	M1	3.70	12.86
	M2	2.73	11.14
	M3	2.69	9.47
λE	M1	4.87	5.74
	M2	4.15	7.93
	M3	3.64	6.33

다. 이는 선행연구에서 보고된 결과와 일관된다. Table 4에 현열과 잠열 플럭스의 확률 오차에 대한 선형 회귀식을 제시하였다. 선형 회귀 함수의 절편 값이 0이 아닌 것은 플럭스 값이 0 $W m^{-2}$ 이라 하더라도 플럭스의 확률 오차가 존재하기 때문이다. 산출방법에 따른 확률 오차의 차이는 플럭스의 크기가 작을 때에는 상대적으로 작게 나타나는데 이는 플럭스의 크기가 증가할수록 두 타워간의 플럭스의 계통차이가 증가하

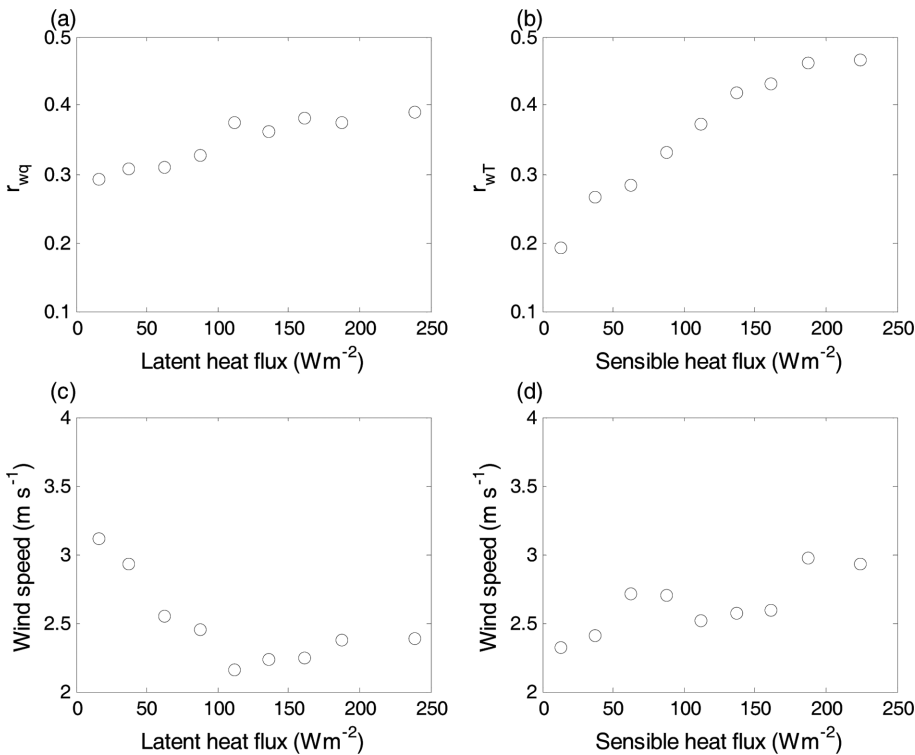


Fig. 5. Correlation coefficients (a) between w and q in terms of latent heat flux and (b) between w and T in terms of sensible heat flux, and wind speed in terms of (c) latent heat flux and (d) sensible heat flux.

현열과 잠열플럭스의 확률 오차에 대한 선형 회귀식을 비교하면 현열 플럭스가 잠열 플럭스보다 기울기(α_1)가 작게 나타나고 0 W m^{-2} 에서의 확률 오차(α_2)가 더 크게 나타난다. 이는 온도와 연직속도의 상관계수(r_{wT})가 수증기와 연직속도의 상관계수(r_{wq})보다 플럭스 크기에 더 민감한 것과 관련이 있다(Fig. 5). 식 (13)에 따르면 상관계수가 증가할수록 확률 오차는 감소하므로 현열 플럭스 크기에 따른 r_{wT} 의 변화는 기울기(α_1)가 상대적으로 작게 나타나는데 기여한다. 플럭스 구간별 풍속분포를 보면 잠열 플럭스가 증가할수록 풍속이 감소하는 반면 현열 플럭스 크기가 증가할수록 풍속이 증가하는 경향을 보인다(Fig. 5). 이는 잠열이 증가하는 식생 성장기간에 잠열이 없는 겨울철에 비해 풍속이 더 작은 데 기인한다. 풍속은 증가할수록 확률 오차를 감소시키므로 플럭스 크기에 따른 풍속의 변화 또한 현열 플럭스의 확률 오차가 잠열 플럭스의 확률 오차에 비해 플럭스 크기에 덜 민감하게 하는데 기여한 것으로 사료된다.

Figures 4c와 d는 잠열과 현열 플럭스의 상대 확률 오차를 나타낸 것이다. 플럭스의 크기가 100 W m^{-2} 이상인 경우 상대 확률 오차는 약 20% 정도의 값을 갖는다. Finkelstein and Sims (2001)는 식 (13)의 적분 시간규모를 난류 원시자료를 이용하여 계산하여 플럭스의 상대 확률 오차를 추정하였는데 이들이 추정한 플럭스의 상대 확률 오차는 플럭스의 크기가 100 W m^{-2} 이상일 때 10~30%의 크기를 갖는다고 보고하였다. 본 연구에서 추정된 플럭스의 상대 확률 오차는 이들의 결과와 비슷한 크기를 갖는다.

4. 결론 및 요약

낙동강 유역 구미보 인근 초지의 두 타워에서 주간에 관측된 에디 공분산 자료를 사용하여 잠열과 현열 플럭스의 확률 오차를 조사하였다. 두 타워는 약 500 m 정도 떨어져 있어 비슷한 기상 조건을 갖고 있다. 분석에는 2012년 11월 1일부터 2015년 4월 22일까지 관측 수집된 자료 중에서 주간에 두 타워의 관측값이 동시에 존재하는 30분 평균 플럭스 자료들을 사용하였고 자료의 수는 총 2119개이다. 분석에 사용된 자료를 사용하여 두 지점의 에너지 플럭스의 특성을 분석하였을 때 G4 지점에 비해 G7 지점에서 토양열 플럭스의 기여도가 더 크고 증발비가 더 낮게 나타났는데 이는 두 지점간 식생밀도 차이에 기인한다. 지표 에너지 수지 종결비는 G4와 G7 지점에서 각각 0.66과 0.70으로 나타나 균질한 초지에서 보고된 값인 0.7~0.9보다 낮은 값을 보였다.

플럭스의 확률 오차를 세가지 방법을 사용하여 계산하였다. 첫 번째 방법은 Hollinger and Richardson

(2005)가 제시한 고전적 두 타워 방법으로 두 타워의 플럭스의 차이가 확률 변수로 사용된다. 두 번째 방법에서는 두 타워간의 지표 에너지 수지 종결 차이와 국지 비 균질성에 기인한 플럭스의 계통 차이가 제거된 두 타워의 플럭스의 차이가 확률 변수로 사용된다(확장된 두 타워 방법). 그리고 마지막 방법에서는 확장된 두 타워 방법에서 사용된 확률 변수에서 두 지점의 가용 에너지 차이에 따른 플럭스의 계통 차이를 추가적으로 제거한 변수가 확률 변수로 사용된다. 식생밀도가 낮고 비 균질한 본 관측지에 고전적 두 타워 방법과 확장된 두 타워 방법을 적용하였을 때 사용된 확률변수는 이상적인 특성, 즉 평균이 0이고 대칭적인 분포를 보이지 않았다. 세 번째 방법을 적용하였을 때 사용된 확률변수가 평균이 0이고 대칭적인 분포를 보였다. 세 번째 방법으로 산출된 확률 변수의 분포는 정규분포보다 라플라스 분포에 더 가까워 기존의 균질한 지역에서 보고된 두 타워 분석결과와 일관된 특징을 보였다.

다른 관측지에도 적용 가능한 확률 오차에 대한 회귀식을 산출하기 위하여 확률 오차에 대한 경험식을 플럭스 크기, 관측고도 그리고 풍속의 함수의 식으로 개발하였다. 플럭스 크기 구간별 확률 오차를 산출하였다. 확률 오차는 플럭스 크기가 증가할수록 증가하는 선형관계를 보였다. 현열 플럭스의 확률 오차는 잠열플럭스의 확률 오차에 비해 플럭스의 크기에 대한 기울기가 작게 나타나고 0 W m^{-2} 에서의 확률 오차는 더 크게 나타났다.

본 연구에서 산출된 잠열과 현열 플럭스의 확률 오차에 대한 경험식은 낙동강 인근에서 한 개의 타워만 존재하는 에디 공분산 값의 확률 오차를 계산하는데 활용될 수 있을 것이라 기대된다.

본 연구에서 제안한 두 지점에서 관측된 플럭스의 계통차이를 제거 방법은 현열 및 잠열 플럭스에 적용되지만 이산화탄소 플럭스에 대해서는 적용되지 않는다. 비 균질한 두 지점의 이산화탄소 플럭스의 관측 자료를 이용하여 이산화탄소 플럭스의 확률오차를 구하기 위해서는 물 사용효율(water use efficiency, 총일차생산량과 증발산량의 비)등을 이용한 다른 방법에 대한 연구가 필요할 것으로 생각된다.

감사의 글

본 연구는 기상청 국립기상과학원 “응용기상기술개발 연구”의 지원으로 수행되었습니다.

REFERENCES

Aubinet, M., T. Vesala, and D. Papale, 2012: *Eddy covariance* Atmosphere, Vol. 26, No. 3. (2016)

- ance. *A practical guide to measurement and data analysis*. Springer, 438 pp.
- Choi, S.-Y., Y. Lee, C. Cho, and K.-R. Kim, 2015: Analysis of local wind induced by surface heterogeneity and sloping terrain near nakdong river. *Asia-Pac. J. Atmos. Sci.*, **51**, 245-257.
- Finkelstein, P. L., and P. F. Sims, 2001: Sampling error in eddy correlation flux measurements. *J. Geophys. Res.*, **106**, 3503-3509.
- Foken, T., 2008: The energy balance closure problem: an overview. *Ecol. Appl.*, **18**, 1351-1367.
- Hollinger, D. Y., and A. D. Richardson, 2005: Uncertainty in eddy covariance measurements and its application to physiological models. *Tree Physiol.*, **25**, 873-885.
- Hu, Q., S. Feng, and G. Schaefer, 2002: Quality control for USDA NRCS SM-ST Network soil temperatures: A method and a dataset. *J. Appl. Meteor.*, **41**, 607-619.
- Kahng, K., H.-J. Koo, J.-Y. Byon, Y.-S. Park, and H.-S. Jung, 2013: Comparison of surface fluxes based on landuse characteristics near Gangjeong-Goryeong Wier of the Nakdong River. *J. Korean Earth Sci. Soc.*, **34**, 561-574.
- Kessomkiat, W., H.-J. Hendricks-Franssen, A. Graf, and H. Vereecken, 2013: Estimating random errors of eddy covariance data: An extended two-tower approach. *Agric. Forest Meteorol.*, **171**, 203-219.
- Lee, Y.-H., B. Lee, K. Kahng, S.-J. Kim, and S.-O. Hong, 2013: Quality control and characteristic of eddy covariance data in the region of Nakdong River. *Atmosphere*, **23**, 307-320 (in Korean with English abstract).
- Lenschow, D. H., J. Mann, and L. Kristensen, 1994: How long is long enough when measuring fluxes and other turbulence statistics? *J. Atmos. Oceanic. Technol.*, **11**, 661-673.
- Mahrt, L., 1998: Flux sampling errors from aircraft and towers. *J. Atmos. Oceanic Technol.*, **11**, 661-673.
- Mann, J., and D. H. Lenschow, 1994: Errors in airborne flux measurements. *J. Geophys. Res.*, **99**, 14519-14526.
- Massman, W. J., and X. Lee, 2002: Eddy covariance flux corrections and uncertainties in long term studies of carbon and energy. *Agric. Forest Meteorol.*, **113**, 121-144.
- Mauder, M., M. Cuntz, C. Drüe, A. Graf, C. Rebmann, H. P. Schmid, M. Schmidt, and R. Steinbrecher, 2013: A strategy for quality and uncertainty assessment of long-term eddy-covariance measurements. *Agric. Forest Meteorol.*, **169**, 122-135.
- National Institute of Meteorological Research, 2011, Hydrometeorology research for the test-bed region (I). National Institute of Meteorological Research, 625 pp. (in Korean).
- _____, 2012: *Hydrometeorology research for the test-bed region (II)*. National Institute of Meteorological Research, 690 pp (in Korean).
- Oleson, K. W., and Coauthors, 2004: Technical Description of the Community Land Model (CLM). NCAR/TN-461+STR, 173 pp.
- Richardson, A. D., and Coauthors, 2006: A multi-site analysis of random error in tower-based measurements of carbon and energy fluxes. *Agric. Forest Meteorol.*, **136**, 1-18.
- Schmid, H. P., 1994: Source areas for scalar and scalar fluxes. *Bound.-Layer Meteorol.*, **67**, 293-318.
- Taylor, J. R., 1997: *An introduction to error analysis*. 2nd ed. University Science Books, 327 pp.
- Twine, T. E., W. P. Kustas, J. M. Norman, D. R. Cook, P. R. Houser, T. P. Meyers, J. H. Prueger, P. J. Starks, and M. L. Wesely, 2000: Correcting eddy-covariance flux underestimates over a glassland. *Agric. Forest Meteorol.*, **103**, 279-300.
- Webb, E. K., G. I. Pearman, and R. Leuning, 1980: Correction of flux measurements for density effects due to heat and water vapor transfer. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, **106**, 85-100.
- Wilks, D. S., 1995: *Statistical methods in the atmospheric sciences*. Academic Press, 467 pp.