Open-path 型渦相関法による CO₂ フラックスの偶然誤差とその誤差が年間炭素収支評価に及ぼす影響

間野正美^{*}・宮田 明^{*}・永井秀幸^{*}・山田智康^{*}・

小野圭介^{*}・齊藤 誠^{**}・小林義和^{*}

(^{*} 農業環境技術研究所大気環境研究領域)
(^{**} 筑波大学大学院生命環境科学研究科)

Random Sampling Errors in CO₂ Fluxes Measured by the Open-path Eddy Covariance Method and Their Influence on Estimating Annual Carbon Budget

Masayoshi MANO^{*}, Akira MIYATA^{*}, Hideyuki NAGAI^{*}, Tomoyasu YAMADA^{*}, Keisuke ONO^{*},
Makoto SAITO^{**}, and Yoshikazu KOBAYASHI^{*}

(^{*}Agro-Meteorology Division, National Institute for Agro-Environmental Sciences, Tsukuba, 305–8604, Japan)
(^{**}Graduate School of Life and Environmental Sciences, University of Tsukuba, Tsukuba, 305–8577, Japan)

Abstract

Error assessment of measured CO₂ fluxes is essential both to evaluate the annual carbon budgets of flux study sites and to decide whether individual half-hourly fluxes may be accepted for further analysis. In this paper, we focus on random sampling errors in CO₂ fluxes measured at a rice field using the open-path eddy covariance method. We investigate: (1) the propagation of random sampling errors stemming from the density corrections required with this method, and (2) the influences of the errors in half-hourly CO₂ fluxes on evaluations of the annual carbon budget. The CO₂ flux with density corrections is the sum of raw CO₂ flux and correction terms resulting from sensible and latent heat fluxes. Each flux has its own random sampling error. We first calculated the errors of the individual terms as the square root of the variance of the relevant covariance. Then we calculated the error in the corrected CO₂ flux based on a general error propagation rule. The influence of the random sampling error became important when the corrected CO₂ flux was close to zero and the sensible heat flux was large. The random sampling error in the corrected CO₂ flux was about 10% of its magnitude under favorable measurement conditions, but an error of around 0.5 to 1.0 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ remained even when the corrected CO₂ flux was zero. These results may be utilized for post-processing of data, such as in quality control tests, and subsequent data analyses. The annual accumulation of CO₂ flux observed at the study site showed a CO₂ sink of about 200 to 300 g C m⁻² yr⁻¹. The random sampling error for the annual flux, however, was 1 to 2% of the flux magnitude since the summation of large numbers of half-hourly random sampling errors followed the error propagation rule. This effect demonstrates one of the advantages of estimating the annual carbon budget using the eddy covariance method.

Keywords; Carbon budget, CO₂ flux, Density corrections, Error propagation, Random sampling error.

キーワード: 偶然誤差, 誤差の伝播, CO₂フラックス, 炭素収支, 密度変動補正

1. はじめに

明するために、世界各地の生態系において渦相関法による CO_2 フラックスが観測されている。観測により得られた CO_2 収支の情報は、観測点の生態系における炭素収支の特徴を把握する研究に留まらず、他観測点の結果との比較 (例えば, Brye *et al.*, 2002) やグローバルな炭素収支の研究 (例えば, Law *et al.*, 2002; Dolman *et al.*, 2003; Valentini *et al.*, 2003), モデルや衛星リモートセンシングにより求めた CO_2 収支の検証 (例えば, Wilson and Baldocchi, 2001; Mollicone *et al.*, 2003; Chiesi *et al.*, 2005) などに用いられている。このように、 CO_2 フラックスの観測データは様々な目的のために用いられているが、得られた結果を適切に解釈し、有効に活用するためには、 CO_2 フラックスがどの程度の不確実性、すなわち誤差を持っているかを把握する必要がある。

誤差は観測値と真の値との差で定義され、系統誤差と偶然誤差に分けられる。渦相関法によるフラックス測定 of 誤差の原因について、Moncrieff *et al.* (1996) は次の要因を挙げている。系統誤差の原因としては、観測測器の校正ミス、不適切な伝達関数の使用、夜間のフラックスの過小評価、密度変動補正 (Webb *et al.*, 1980) の適用ミス、不適切な観測測器の応答時間、観測測器による風の乱れ、不適切な測定高さなどである。偶然誤差の原因としては、乱流を 1 点のタワーで観測していること、環境要因によりフラックスのフットプリントが変化すること、地表面の不均一性、記録信号のランダムなノイズ、測器の応答時間、フェッチの制限、非定常性などである。上に示した誤差の原因のうち、系統誤差の原因は注意深く観測を実施することにより取り除くこと、あるいはその影響を小さくすることが可能である。しかし、偶然誤差は必然的に生じる誤差であり、誤差の原因を完全に取り除くことは不可能である。このため、 CO_2 フラックスの偶然誤差を評価し、その大きさと特徴を調べる研究が進められてきた。

Finkelstein and Sims (2001) は CO_2 フラックスの偶然誤差を統計的に評価し、偶然誤差はその絶対値の 15 ~ 31 % であり、農耕地と森林生態系で大きな違いがないことを報告している。Hollinger and Richardson (2005) は同一観測点の近接する 2 点の観測タワーのデータを用いて偶然誤差を評価し、偶然誤差の確率密度関数が二重指数分布に従うことを報告している。また、Richardson *et al.* (2006) は、1 点のタワー観測データから抽出した、環境要因が同一と見なせる複数日のデータを解析することにより偶然誤差を評価し、偶然誤差の大きさが季節的に変化することや、風速の増加に伴って偶然誤差が減少することを報告している。

このように、 CO_2 フラックスの偶然誤差に関する研究は、

近年、活発に行われている。しかし、open-path 型 (開光路型) $\text{CO}_2 \cdot \text{H}_2\text{O}$ 分析計を用いた渦相関法 (以下では open-path 型渦相関法) で必要な密度変動補正 (Webb *et al.*, 1980) と偶然誤差の関係にはほとんど注意が払われていない。Open-path 型渦相関法で CO_2 フラックスを求める場合、補正前の CO_2 フラックスおよび顕熱・潜熱フラックスに含まれる偶然誤差は、密度変動補正を通じて、補正後の CO_2 フラックスに影響を及ぼす (誤差の伝播)。しかし、補正式中の偶然誤差や最終的な偶然誤差の大きさについての情報は少ない。Richardson *et al.* (2006) は、 CO_2 フラックスの偶然誤差は、closed-path 型 (閉光路型) よりも open-path 型渦相関法の方が大きいことを示しているが、その評価手法は密度変動補正後の CO_2 フラックスを用いたものであり、補正式中の各項が最終的な偶然誤差にどの程度寄与しているかの情報を得ることはできない。Liu *et al.* (2006) は、密度変動補正後の CO_2 フラックスの誤差は、密度変動補正前の CO_2 フラックスと顕熱フラックスの誤差の影響が大きいことを報告しているが、そこで用いられた誤差は系統誤差であり、偶然誤差の影響には言及していない。

一方、渦相関法を用いて測定した CO_2 フラックスを積算し、長期間の CO_2 収支を評価する場合、その不確実性の大きさを評価することの重要性が指摘されている (例えば, Baldocchi, 2003)。特に、年間の炭素収支がゼロに近い生態系、例えば, Baker and Griffis (2005), Hollinger *et al.* (2005), Verma *et al.* (2005) などが研究対象とした農耕地生態系では、生態系が CO_2 の吸収源になるか放出源になるかは、不確実性の大きさに左右されるため (Hollinger *et al.*, 2005; Dobermann *et al.*, 2006; Hollinger *et al.*, 2006a; Hollinger *et al.*, 2006b), その評価が重要視されている。

そこで、本論文では、農耕地生態系 (水田) における open-path 型渦相関法による観測データを用いて、1) CO_2 フラックスの偶然誤差を密度変動補正 (Webb *et al.*, 1980) の適用に伴う誤差伝播を考慮して評価し、その特徴を把握すること、2) 30 分単位の CO_2 フラックスを積算して得られる年間の CO_2 収支に対する偶然誤差の大きさを評価することを目的とした。

2. 方 法

2.1 観測圃場

解析には、Asia Flux の登録サイトである茨城県つくば市真瀬 (北緯 36 度 03 分, 東経 140 度 01 分, 標高 15 m) の水稲単作田 (短辺 50 m, 長辺 100 m) で取得された 2004 年と 2005 年のデータを用いた。観測対象水田は 4 月下旬に水が張られ、湛水状態となり、水稲 (品種:

コシヒカリ)の移植が5月2日(両年とも)、収穫が9月9日(2004年)と9月13日(2005年)に行われた。以後、移植日から収穫日までを耕作期間、それ以外を非耕作期間と呼ぶ。水稻の植生高は、移植直後は0.05 mで、5月下旬に0.2~0.3 m、6月下旬に0.5~0.6 mになり、8月上~中旬に1.0~1.2 mの最大に達した。葉面積指数の最大値は約5 m² m⁻²であった。水稻の収穫後、栽培は行われず、圃場は翌春まで裸地の乾田であった。観測対象水田の周囲では、同品種の水稻が、同様の方法で栽培された。

2.2 観測方法

超音波風速温度計(Kaijo, DA-600; TR-62AX型プロブ)とopen-path型CO₂・H₂O分析計(Li-Cor, LI-7500)からなる渦相関法測定システムを大型三脚(2004年1月~2004年4月)または観測用マスト(2004年4月~2005年12月)に取り付けて観測した。測器の設置高さは観測時期により異なるが、3.0~3.3 mであった。卓越風向は夏季が東~南、冬季が西~北であったので、渦相関法測定システムの設置場所と向きを次のように変更した。4月~10月までは渦相関法測定システムを観測対象水田の北西側に設置し、超音波風速温度計の開口部を南東に向け、11月から翌3月までは渦相関法測定システムを観測対象水田の中央に設置し、超音波風速温度計の開口部を北西に向けた。超音波風速温度計とopen-path型CO₂・H₂O分析計の設置高さ、超音波風速温度計の設置向き、超音波風速温度計とopen-path型CO₂・H₂O分析計の測器間距離とその成す角度は変更のたびに記録し、2.3節で述べるフラックスのコスベクトルの高周波数成分損失補正に使用した。耕作期間前後に、超音波風速温度計をメーカー提供の木製箱に収納し、さらにビニル袋を被せて無風状態にし、風速3成分のゼロを確認した。Open-path型CO₂・H₂O分析計の校正は、1~3ヶ月に1度、高純度空気(Takachiho, CO₂ < 0.1 ppm)およびCO₂標準ガス(Takachiho, 501.9 ppm in air)、露点発生器(Li-Cor, LI-610)を用いて行った。超音波風速温度計とopen-path型CO₂・H₂O分析計の出力信号はカットオフ周波数10 Hzのローパスフィルタ(Kyowa, YA-504B, DA-510B)を通した後、記録計(Teac, DR-M3)の光磁気ディスクに10 Hzのサンプリング周波数で収録した。

本論文の解析には、観測点における、高さ2.5 mの入射光合成有効放射量(PAR)、高さ3.8 mの気温、高さ1.5 mの大気圧、高さ1.8 mの雨量の気象データも使用した。これらのデータは、それぞれ、光量子センサ(Li-Cor, LI-190)、自作の通風筒付き温湿度計(Vaisala, HMP45A)、気圧計(Vaisala, PTA427)、転倒マス式雨

量計(Campbell, TE525)を用いて観測し、その出力信号を記録計(Campbell, CR-23X)で0.2 Hzのサンプリング周波数で読み取り、その30分平均値または30分積算値を記録媒体(Campbell, SM4MまたはSM16M)に記録した。

2.3 フラックスの計算方法と欠測値の補完方法

超音波風速温度計の出力信号に対するopen-path型CO₂・H₂O分析計の出力信号の時間遅れの影響は、前者の信号を1つ(0.1 s)遅らせて共分散を計算することにより極小化した。フラックスの計算時間は30分とし、トレンドは除去せず、座標軸の回転方法としてPlanar fit法(Wilczak *et al.*, 2001)を採用した。水稻の成長段階ごとにPlanar fit法の平面の係数を決定すると、データ数が少ないために、得られた係数が大きく変動した。そこで、平面を決定するデータ数を多く確保するため、超音波風速温度計の設置高さ・向きを変えた時点、水稻の移植・収穫時、灌漑の開始時、耕起時を区切りとして平面の係数を決定した。フラックスのコスベクトルの高周波数および低周波数成分の損失の補正には、Massman(2000)が発表し、Rannik(2001)の指摘により修正された、Massman(2001)に示されている伝達関数を用いた。超音波風速温度計の温度出力に、横風補正(Kaimal and Gainer, 1991)と水蒸気補正(Hignett, 1992)を適用し、顕熱フラックスを求めた。潜熱フラックスとCO₂フラックスの計算には密度変動補正(Webb *et al.*, 1980)を適用した。渦相関法測定システムの設置高さは約3 m、植生高は最大1.0~1.2 mとともに低いので、CO₂の貯留項は無視できる大きさと考え、フラックスの計算には含めなかった。フラックスの符号は、上向き(CO₂の場合は水田からの放出)を正、下向き(水田による吸収)を負とした。

データの品質管理として、10 Hzで記録したデータの諸統計値を調べるVickers and Mahrt(1997)の手法を採用した。品質管理により棄却された時間や観測測器の校正や不調、農作業などによりデータの取得ができなかった時間は、非線形回帰法(Falge *et al.*, 2001)により求めたCO₂フラックスを補完値として用いた。非線形回帰法に用いた回帰関係は、気温と生態系呼吸速度(夜間のCO₂フラックス)の指数関係式およびPARと総光合成速度(日中のCO₂フラックスと生態系呼吸速度の差し引き)の直角双曲線関係式とした。これらの関係式を、非耕作期間は圃場の耕起時および湛水の開始時、耕作期間は水稻の葉面積指数1 m² m⁻²ごとおよび圃場の湛水の開始・終了時を区切りとして決定した。

2.4 CO₂フラックスの偶然誤差の計算方法

Bendat and Piersol(2000)によれば、有限個の観測の標本値からパラメータの推定を行う場合、パラメータ推

定量の精度は二乗平均誤差により規定される。推定量として、相関関数を考える場合、この二乗平均誤差は、分散により求めることができる (Bendat and Piersol, 2000)。このことを用いて、Meyers *et al.* (1998) と Finkelstein and Sims (2001) は、計算されたフラックス (または共分散) の偶然誤差が次式で得られることを示した。

$$SE_{wa} = \sqrt{\left\{ \sum_{p=-m}^m \gamma_{ww}(p) \gamma_{aa}(p) + \sum_{p=-m}^m \gamma_{wa}(p) \gamma_{aw}(p) \right\} / n} \quad (1)$$

$$\gamma_{xx}(h) = \left\{ \sum_{t=1}^{n-h} (x_t - \bar{x})(x_{t+h} - \bar{x}) \right\} / n \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \gamma_{wa}(h) &= \gamma_{aw}(-h) \\ &= \left\{ \sum_{t=1}^{n-h} (w_t - \bar{w})(a_{t+h} - \bar{a}) \right\} / n \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、 SE_{wa} は鉛直風速 w と気象要素 a から計算されるフラックス F_{wa} の偶然誤差 (Sampling Error; SE) で、両者の関係は、 $F_{wa} \pm SE_{wa}$ として表現される (SE_{wa} は常に正の値)。 n は計算に用いるデータの数 (本論文では、 $n = 18,000$)、 m は時間の積分スケール、 γ_{xx} は任意の変数 $x(w$ または $a)$ の自己相関関数、 γ_{wa} と γ_{aw} は w と a 、 a と w の相互相関関数、 p, h, t は総和記号の内部変数である。オーバーバー ($\bar{}$) は時間平均操作を表す。解析に先立ち、2004 年 7 月 1 日～5 日の耕作期間のデータを用い、 m を 50～500 まで、50 ずつ変化させて SE_{wa} を計算した。その結果、 m が 150 以上の場合、 SE_{wa} の変化量は 5% 以下と小さかったので、Meyers *et al.* (1998) や Finkelstein and Sims (2001) と同じく、 $m = 200(20 \text{ s})$ として、以後の解析を進めた。

Open-path 型 $\text{CO}_2 \cdot \text{H}_2\text{O}$ 分析計は湿潤空気の CO_2 密度を測定しているので、地表面における乾燥空気の質量保存式を満たすためには次式の密度変動補正が必要となる (Webb *et al.*, 1980)。

$$\begin{aligned} F_{c-wpl} &= C_1 (\overline{w'c'}) + (1 + \mu\sigma)(\bar{\rho}_c / \bar{T}) \\ &\quad \left\{ C_s (\overline{w'T'}) \right\} + \mu(\bar{\rho}_c / \bar{\rho}_a) \left\{ C_t (\overline{w'q'}) \right\} \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、 F_{c-wpl} は密度変動補正後の CO_2 フラックス、 $\overline{w'c'}$ 、 $\overline{w'T'}$ 、 $\overline{w'q'}$ は、それぞれ、鉛直風速 w と CO_2 密度 c 、 w と気温 T 、 w と水蒸気密度 q の共分散、 μ は乾燥空気と水蒸気の分子量比、 σ は水蒸気と乾燥空気の密度比、 $\bar{\rho}_c$ 、 $\bar{\rho}_a$ は CO_2 と乾燥空気の密度、 C_1 、 C_s はフラックスのコスペクトルの高・低周波数成分の損失を補正す

る係数である。式 (4) の右辺の第 1 項は密度変動補正前の CO_2 フラックス $F_{c-\text{raw}}$ 、第 2 項は顕熱フラックスの寄与項 F_{c-H} 、第 3 項は潜熱フラックスの寄与項 $F_{c-\lambda E}$ である。式 (4) の右辺の各共分散 ($\overline{w'c'}$ 、 $\overline{w'T'}$ 、 $\overline{w'q'}$) の偶然誤差を式 (1)～(3) を用いて計算し、それぞれ、 SE_{wc} 、 SE_{wT} 、 SE_{wq} とする。式 (4) の右辺の μ は定数であり、 σ と $\bar{\rho}_c$ 、 $\bar{\rho}_a$ は時間平均値であるので、測定値が正確であり、誤差が無視できると仮定する。また、 C_1 、 C_s の算出過程でも誤差が無視できると仮定すると、 $F_{c-\text{raw}}$ 、 F_{c-H} 、 $F_{c-\lambda E}$ の偶然誤差 $SE_{F_{c-\text{raw}}}$ 、 SE_H 、 $SE_{\lambda E}$ は、 SE_{wc} 、 SE_{wT} 、 SE_{wq} に、各共分散に乘じる変数を掛けた値となる。すなわち、 $SE_{F_{c-\text{raw}}} = C_1 SE_{wc}$ 、 $SE_H = (1 + \mu\sigma)(\bar{\rho}_c / \bar{T}) C_s SE_{wT}$ 、 $SE_{\lambda E} = \mu(\bar{\rho}_c / \bar{\rho}_a) C_t SE_{wq}$ となる。 $SE_{F_{c-\text{raw}}}$ 、 SE_H 、 $SE_{\lambda E}$ が互いに独立であれば、誤差伝播の法則 (Taylor, 1997) により、密度変動補正後の CO_2 フラックスの偶然誤差 $SE_{F_{c-WPL}}$ を次式で評価できる。

$$SE_{F_{c-WPL}} = \sqrt{SE_{F_{c-\text{raw}}}^2 + SE_H^2 + SE_{\lambda E}^2} \quad (5)$$

式 (5) は、個々の偶然誤差が互いに独立であり、ランダムであれば、偶然誤差同士の一部が打ち消され、最終的な偶然誤差は個々の偶然誤差の単純和より小さく、二乗和の平方根で表されることを意味している (Taylor, 1997)。

年間の炭素収支に対する CO_2 フラックスの偶然誤差 SE_{yr} は、 CO_2 フラックスの 30 分値に対する偶然誤差 $SE_{F_{c-WPL}}$ が互いに独立であると仮定すると、式 (5) と同様に、誤差伝播の法則を用いて次式で評価できる。

$$SE_{yr} = \sqrt{\sum_{i=1}^y (SE_{F_{c-WPL-i}})^2} \quad (6)$$

ここで、 y は積算するデータの数で、1 年間の場合、半年なら $y = 17,520 (= 2 \times 24 \times 365)$ 、閏年なら $y = 17,568$ 、 $SE_{F_{c-WPL-i}}$ は i 番目の密度変動補正後の CO_2 フラックスの偶然誤差である。

3. 結 果

3.1 30 分単位の CO_2 フラックスの偶然誤差

2004 年 1 月 15 日の $F_{c-\text{raw}}$ と F_{c-WPL} 、 F_{c-H} 、 $F_{c-\lambda E}$ の日変化およびその偶然誤差 ($SE_{F_{c-\text{raw}}}$ 、 $SE_{F_{c-WPL}}$ 、 SE_H 、 $SE_{\lambda E}$) の日変化を Fig. 1 に示す。この時期は、圃場が裸地乾田であり、地表面の CO_2 交換量はゼロか小さい放出と考えられる。 F_{c-WPL} は 1 日を通して、 $0 \sim 2 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ であったが、顕熱フラックスが日変化するため、 F_{c-H} は、日中、最大で $7 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 、夜間 $-4 \sim -2 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 、 $F_{c-\text{raw}}$ は、日中、最小で $-7 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 、夜間 $2 \sim 5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ になった。 $F_{c-\lambda E}$ は終日 $0 \sim 1 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ で小さかった。負の $F_{c-\text{raw}}$ と正の密度変動

補正項を足すために F_{c-WPL} はゼロに近くなったが、その偶然誤差である $SE_{F_{c-WPL}}$ は誤差伝播の影響のために $0.2 \sim 1.0 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ の大きさを保った。 F_{c-raw} と F_{c-H} の絶対値が大きく、特徴的な時間帯である 11 時 30 分～13 時のデータに着目すると、 F_{c-WPL} が $-0.1 \sim 0.4 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ と小さいのに対し、 $SE_{F_{c-raw}}$ ($0.4 \sim 0.5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$) と SE_H ($0.4 \sim 0.5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$)、 $SE_{\lambda E}$ ($0.0 \sim 0.1 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$) から求めた $SE_{F_{c-WPL}}$ は $0.6 \sim 0.7 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ となり、 F_{c-WPL} の絶対値よりも大きかった。

Fig. 2 に、水稻が成長して CO₂ 吸収速度が大きな時期 (2004 年 7 月 22 日) のフラックスと偶然誤差を Fig. 1 と同様に示す (Fig. 2 (B) の $SE_{F_{c-raw}}$ と $SE_{F_{c-WPL}}$ のシンボルは、ほぼ同値のため、重なりあっている)。 F_{c-raw} は日中 $-40 \sim -30 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 、夜間 $5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 程度であったのに対し、 F_{c-H} と $F_{c-\lambda E}$ は、日中 $0 \sim 5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 、夜間 $-1 \sim 1 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ で、1 日を通して F_{c-raw} の絶対値が F_{c-H} と $F_{c-\lambda E}$ の合計を大きく上回った。 F_{c-raw} と F_{c-H} 、 $F_{c-\lambda E}$ の偶然誤差は、それぞれの絶対値に比例して変化する傾向であり、誤差伝播を考慮して求めた $SE_{F_{c-WPL}}$ の支配要因は $SE_{F_{c-raw}}$ であった。吸収の F_{c-WPL} が $-40 \sim -31 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ と大きい日中 (10

Fig. 1. Diurnal variations of the raw CO₂ flux (○), CO₂ flux with density corrections (●), the correction term due to sensible heat flux (◆) and that due to latent heat flux (◇) (A); and random sampling errors (SE) in those fluxes (B) observed over a rice field in a vegetation-free season (15 January 2004).

Fig. 2. Same as in Fig. 1, but in the mid-growing season for rice (22 July 2004). Since the random sampling errors in raw CO₂ flux (○) are almost same as in the CO₂ flux with density corrections (●), the symbols overlap in Fig. 2 (B). Symbols enclosed by solid lines are interpreted as non-stationary data from the random sampling errors, while symbols enclosed by a dashed line indicate that the half-hourly time series is determined to be non-stationary by the stationarity test (Foken and Wichura, 1996). The stationarity of the data is discussed in Section 4.3.1.

時～14 時 30 分) を例にとると、密度変動補正後の偶然誤差 $SE_{F_{c-WPL}}$ ($2.1 \sim 3.0 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$) は密度変動補正前の偶然誤差 ($2.0 \sim 3.0 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$) とほとんど同じ値であった。図中の実線で囲んだデータのように、 $SE_{F_{c-WPL}}$ は日出・日没前後の時間 (5 時と 17 時～17 時 30 分) に前後の $SE_{F_{c-WPL}}$ と比較して 1.5 倍以上大きくなることがあった。これら実線で囲んだデータについては、4.3.1 節で考察する。

3.2 CO₂ フラックスの絶対値と偶然誤差の関係

Fig. 3 に 2004 年の F_{c-WPL} と $SE_{F_{c-WPL}}$ の関係を、耕作期間 (●) と非耕作期間 (○) に分けて示す。Fig. 3 の各データは、 F_{c-WPL} を $5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ ごとに区分して求めた F_{c-WPL} と $SE_{F_{c-WPL}}$ の平均値である。図中の破線は原点を通る傾き 0.1 と -0.1 のライン、一点破線は Y 切

片 $0.5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ で傾き 0.1 と -0.1 のラインを示す。

Fig. 3 は、全体として、 $F_{c\text{-WPL}}$ と $SE_{F_{c\text{-WPL}}}$ の間に比例または線形の関係があることを示している。その関係を詳細に検討すると、以下の 3 グループに分けることができる。

第一は、 $SE_{F_{c\text{-WPL}}}$ が $F_{c\text{-WPL}}$ の絶対値に比例するグループである。これは、耕作期間の吸収 $F_{c\text{-WPL}}$ が大きい場合 ($-20 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 以下) で、 $SE_{F_{c\text{-WPL}}}$ は $F_{c\text{-WPL}}$ の絶対値の約 10% であった。大きな吸収 $F_{c\text{-WPL}}$ は、日中、PAR が大きく、水稻の光合成が活発であったことを意味する。風速は、日中に大きく、夜間に小さい日変化を示す日がほとんどであった。したがって、このグループは、日中の乱流混合が活発なデータを多く含み、夜間の風速が弱く、 CO_2 密度など計算に用いる気象要素が短時間に急激に変化するようなデータは少ない。これらのことは、高 PAR で風速が強く、乱流混合が活発な、渦相関法の観測条件として良好な場合でも、平均的には、 CO_2 フラックスはその絶対値の約 10% に相当する偶然誤差を持つことを示している。

第二は、 $SE_{F_{c\text{-WPL}}}$ の増加割合は $F_{c\text{-WPL}}$ の約 10% であるが、 $F_{c\text{-WPL}}$ がゼロのときに $SE_{F_{c\text{-WPL}}}$ がゼロとならず、オフセットを持つグループである。これは、 $F_{c\text{-WPL}}$ の絶対値が小さい場合 (耕作期間は $-20 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1} < F_{c\text{-WPL}} < 10 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, 非耕作期間は $-5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1} < F_{c\text{-WPL}} < 5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$) で、オフセットは $0.5 \sim 1.0 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ であった。偶然誤差の定義により、フラックスがゼロであってもその偶然誤差がゼロにならないことが指摘されている (Richardson *et al.*, 2006)。このことに加え、本論文では、Fig. 1 で示したように、 $F_{c\text{-WPL}}$ は小さ

Fig. 3. Relationships between density corrected CO_2 fluxes and random sampling errors in the growing (●) and in the non-growing (○) seasons. The random sampling errors are bin-averaged for a width of $5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ in a density corrected CO_2 flux. The dashed line indicates 10% of the magnitude of the density corrected CO_2 fluxes. Dashed-and-dotted line is the same, but with a Y-offset of $0.5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$.

いが $SE_{F_{c\text{-WPL}}}$ が大きいデータが存在したこともオフセットを生じさせた要因である。また、このグループは、 $F_{c\text{-WPL}}$ の絶対値が小さく、夜間および日出・日没前後のデータを多く含んでいる。これは、始めのグループよりも、気象要素が短時間に大きく変化する時間帯のデータを多く含んでいることを意味する。このこともオフセットを生じさせた要因の一つである。

最後は、以上の 2 つのグループと比較して、 $SE_{F_{c\text{-WPL}}}$ が大きい、または、 $F_{c\text{-WPL}}$ の絶対値に対する $SE_{F_{c\text{-WPL}}}$ の割合が大きいグループである。非耕作期間の $F_{c\text{-WPL}}$ の負の大きなデータ ($F_{c\text{-WPL}} < -5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$) と放出 $F_{c\text{-WPL}}$ の大きなデータ (非耕作期間は $F_{c\text{-WPL}} > 5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, 耕作期間は $F_{c\text{-WPL}} > 10 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$) に相当する。非耕作期間は、圃場が裸地乾田で植物による CO_2 吸収がゼロか非常に小さいので、大きな吸収 $F_{c\text{-WPL}}$ は非現実的である。この非現実的な場合 ($-10 \sim -5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$) に $SE_{F_{c\text{-WPL}}}$ は約 $5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ と大きかった。

Fig. 4. Annual course of density-corrected half-hourly CO_2 fluxes accumulated from the first day of years 2004 and 2005 (A). The accumulated random sampling errors are presented in the lower panel (B). The errors for gap-filled half-hourly fluxes were estimated from the magnitude of the flux (F_c in $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$) as follows: in the non-growing season, $0.5 |F_c|$; in the growing season, $0.1 |F_c|$ ($F_c \leq -20$), $0.1 |F_c| + 0.5$ ($-20 < F_c \leq 10$), or 5 ($F_c > 10$). The percentages for the gaps are 41% in the 2004 and 40% in the 2005.

3.3 年間の CO₂ フラックスの積算値とその偶然誤差

2004 年と 2005 年の F_{c-WPL} の積算値とその偶然誤差を Fig. 4 に示す。 F_{c-WPL} の積算値の偶然誤差を求めるためには、補完値の偶然誤差も考慮する必要がある。ここでは、Fig. 3 の結果を考慮し、補完値の偶然誤差は次の値であると仮定した。非耕作期間の場合は補完値の 50% の値、耕作期間で補完値が $-20 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 以下の場合には補完値の絶対値の 10% の値、補完値が $-20 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ より大きく $10 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 以下の場合には補完値の絶対値の 10% に $0.5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ を加えた値、補完値が $10 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ より大きい場合は $5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ である。なお、 F_{c-WPL} の欠測率は、2004 年は 41%、2005 年は 40% であった。

F_{c-WPL} の年間の積算値は、夏季に晴天が続き、気温が高かった 2004 年は $-291 \text{ g C m}^{-2} \text{yr}^{-1}$ 、気温が平年並みであった 2005 年は $-174 \text{ g C m}^{-2} \text{yr}^{-1}$ であった。この F_{c-WPL} の年間の積算値に対する偶然誤差は両年とも $4 \text{ g C m}^{-2} \text{yr}^{-1}$ であった。式 (6) に示されているように、偶然誤差は二乗和の平方根の形式で積算されるので、 F_{c-WPL} の年間の積算値に対する偶然誤差の割合は、30 分値に対する割合に比べて小さくなった。

4. 考 察

4.1 Open-path 型渦相関法による CO₂ フラックスの偶然誤差の特徴

本節では、CO₂ フラックスの観測時に、どのような条件で偶然誤差の誤差伝播が重要となるかについて考察する。また、30 分単位の CO₂ フラックスの偶然誤差を既往の報告例と比較する。

Fig. 1 より、密度変動補正項の寄与が大きく、その符号が F_{c-raw} と逆のときに偶然誤差の誤差伝播の影響が大きくなり、 F_{c-WPL} の絶対値に比べて $SE_{F_{c-WPL}}$ が大きくなることを示した。ここでは、この条件がどのような環境であるかを具体的に検討する。式 (4) 右辺の密度変動補正項を比較すると、顕熱フラックスの補正項が潜熱フラックスの補正項よりも影響が大きい。例えば、同じ 100 W m^{-2} のエネルギーフラックスの場合、気象条件によって多少の違いは生じるが、 F_{c-H} は $4 \sim 5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 程度、 $F_{c-\lambda E}$ は $1 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 程度である。従って、密度変動補正項の寄与が大きくて符号が F_{c-raw} と逆という条件は、顕熱フラックスが大きく、密度変動補正後の CO₂ フラックスがゼロに近い環境に相当する。例えば、気温・地温が低く、土壤が乾燥している裸地状態での高日射量の環境である。このような環境では、得られた CO₂ フラックスはゼロに近いが、一定規模の偶然誤差を持つことに留意する必要がある。本論文の結果は、CO₂ フラックスが

ゼロであっても、 $0.5 \sim 1.0 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ の偶然誤差を持つことを示している (Fig. 3)。なお、一般に、closed-path 型渦相関法を用いて CO₂ フラックスを観測する場合、密度変動補正項は、試料空気のサンプリング過程で生じる気温変動の減衰により小さくなるので (Leuning, 2004; Massman, 2004)、ここで示した密度変動補正に伴う偶然誤差の誤差伝播の影響は、open-path 型渦相関法に比べて小さい。

Finkelstein and Sims (2001) は、偶然誤差が CO₂ フラックスの絶対値に比例することや、その割合が農耕地生態系 (15 ~ 26%) と森林生態系 (26 ~ 31%) で大きな違いがないことを報告している。Finkelstein and Sims (2001) が解析した観測サイトは、全て closed-path 型 CO₂・H₂O 分析計を用いており、密度変動補正に伴う偶然誤差の誤差伝播の影響は小さいため、open-path 型 CO₂・H₂O 分析計を用いた場合よりも偶然誤差の割合は小さいと予想される。しかし、Finkelstein and Sims (2001) が報告している偶然誤差の割合 (15 ~ 26%) は、本論文で得られた割合の約 10% (Fig. 3) より若干大きい。このことは、CO₂ フラックスの絶対値に対する偶然誤差の割合が普遍的な値ではなく、生態系や環境によって異なる可能性を示唆している。

Richardson *et al.* (2006) は、環境要因が同一と見なせる時間の CO₂ フラックスを解析に用いることにより、農耕地・草地・森林生態系の観測サイトの CO₂ フラックスの偶然誤差を求めた。そして、CO₂ フラックスの絶対値に対する偶然誤差の割合が、open-path 型 CO₂・H₂O 分析計の方が closed-path 型 CO₂・H₂O 分析計を用いた場合よりも約 10% 大きくなること、偶然誤差は低風速時に増加する傾向があること、CO₂ フラックスの絶対値と偶然誤差に線形関係があり、その傾きの大きさは草地生態系の方が森林生態系よりも小さいことを示した。この Richardson *et al.* (2006) による草地生態系の CO₂ フラックスと偶然誤差の関係は、CO₂ フラックスが負の場合に傾きが -0.12 、オフセットが $0.47 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ であり、本論文の結果 (Fig. 4) とほぼ同じ関係であった。

以上のことから、偶然誤差が CO₂ フラックスの絶対値と線形や比例関係にあることや低風速時に増加傾向となることは一般的な傾向として存在するが、CO₂ フラックスに対する偶然誤差の大きさは生態系や環境により異なる可能性があることがわかった。

4.2 年間の CO₂ 収支の偶然誤差の特徴

年間の CO₂ 収支が持つ不確実性については、Baldocchi (2003) のレビューにまとめられている他、データ解析手法や閾値の違いによる不確実性 (例えば、Anthoni *et al.*, 2004) が報告されているが、偶然誤差に

焦点を絞った報告例は少ない。Goulden *et al.* (1996) は、長期間の CO_2 収支に占める偶然誤差の大きさは 5% 以下であると評価している。本論文の結果を年間の CO_2 フラックスの積算値±偶然誤差の形式で表した場合、2004 年と 2005 年の CO_2 収支は、それぞれ、 $-291 \pm 4 \text{ g C m}^{-2} \text{ yr}^{-1}$ 、 $-174 \pm 4 \text{ g C m}^{-2} \text{ yr}^{-1}$ であり、積算値に占める偶然誤差の割合は 1～2% であった。このように、個々の 30 分単位の偶然誤差は CO_2 フラックスの 10% 程度であっても、それらを長期間に渡って積算することにより、 CO_2 積算値に対する偶然誤差の割合を小さくすることが可能である。この効果は、数週間～年単位の時間間隔でバイオマスの現存量を測定して CO_2 収支を評価する積み上げ法では小さい。短時間の CO_2 フラックスデータを多数積算して、積算値に対する偶然誤差の割合を小さくできることは、渦相関法を用いて CO_2 収支を評価することの利点の一つである。

本論文では、補完値は本来測定されるべき CO_2 フラックス (偶然誤差を含む) に正しく対応していると考え、その偶然誤差は Fig. 3 に基づく値を与えた。また、系統誤差および補完に付随する誤差は考慮していない。これは、解析の目的を CO_2 収支に対する偶然誤差の大きさを評価することに限定したためである。Richardson and Hollinger (2005) も指摘しているが、 CO_2 収支の誤差あるいは不確実性の大きさを求める方法やその用語の定義は使用者により異なるので、結果を相互比較する場合は、計算方法やその定義に注意する必要がある。

4.3 CO_2 フラックスの偶然誤差を考慮したデータ解析

本節では、 CO_2 フラックスの品質管理や CO_2 フラックスと気象要素の関係の定式化などのデータ処理・解析に偶然誤差を考慮した手法が適用できることを、2 つの例を用いて示す。

4.3.1 定常性の検査

渦相関法によるフラックスの計算は、計算の対象とする時間内で、気象要素や数分単位のフラックスが大きく変化せず、定常な状態であることを必要とする。この定常状態を確認するための検査が、Foken and Wichura (1996) により提示され、現在、広く用いられている (例えば、Aubinet *et al.*, 2000)。この定常性の検査は、30～60 分の計算時間を 5～10 分程度の短時間に分割し、分割前の時系列の分散 (または共分散) と分割後の分散 (または共分散) を比較し、両者の差が大きい場合に非定常と判断する手法である。この手法は、分散や共分散の絶対値がゼロに近い場合は適用が困難である短所を持つ。本論文で求めた偶然誤差は、式 (2) および式 (3) で示されているように、 w や a が急激に変化した場合に大きな値となるので、定常性の判断に適用することができ

る。具体的には、Fig. 2 の実線で囲まれたデータのような、偶然誤差が前後の時間と比較して大きいデータや、Fig. 3 に示したフラックスと偶然誤差の関係から大きく外れるデータを非定常と判断する方法である。

偶然誤差と定常性の関係を示す例として、Fig. 5 を示す。Fig. 5 は、Foken and Wichura (1996) の定常性の検査を、偶然誤差 $SE_{\text{Fc-WPL}}$ を $1 \mu\text{mol m}^{-2} \text{ s}^{-1}$ ごとに階級分けしたデータについて適用した結果であり、各階級に占める密度変動補正後の CO_2 フラックスの定常・非定常データの割合である。用いたデータは、2004 年の耕作期間で、 $-5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{ s}^{-1} < F_{\text{c-WPL}} < 5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{ s}^{-1}$ のデータに限定した。始めに、密度変動補正前の共分散 ($\overline{w'c'}$, $\overline{w't'}$, $\overline{w'q'}$) に定常性の検査 (Foken and Wichura, 1996) を適用した。具体的には、30 分データを 6 分割し、分割後の 5 分間の共分散値の平均と分割前 (30 分データ) の共分散値の差を求め、この差の分割前の共分散値に対する割合を計算した。判定の基準として、この割合が 60% を超えた場合を非定常とした (Aubinet *et al.*, 2000)。密度変動補正後の CO_2 フラックスの定常・非定常の判定は、密度変動補正前の全ての共分散 ($\overline{w'c'}$, $\overline{w't'}$, $\overline{w'q'}$) が定常と判断された場合に定常とし、いずれか一つの共分散でも非定常と判断された場合は非定常とした。

Fig. 5 より、 $SE_{\text{Fc-WPL}}$ が大きくなるに従って非定常と判断されたデータの割合が増加し、 $SE_{\text{Fc-WPL}}$ が $4 \mu\text{mol m}^{-2} \text{ s}^{-1}$ より大きい場合は非定常の割合は 90% に達したことがわかる。このように、密度変動補正後の偶然誤差と

Fig. 5. Ratios of stationary and non-stationary CO_2 fluxes determined by the stationarity test (Foken and Wichura, 1996; Aubinet *et al.*, 2000). The half-hourly fluxes between -5 and $5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{ s}^{-1}$ were selected from the 2004 growing season data set. The ratios were calculated for every $1 \mu\text{mol m}^{-2} \text{ s}^{-1}$ of $SE_{\text{Fc-WPL}}$. Details of the test are shown in the text.

Foken and Wichura (1996) に従って求めた定常性の検査結果は対応した関係を示し、偶然誤差の大きさを判断基準として定常性を確認することの実効性を示すことができた。次に、共分散がゼロに近く、Foken and Wichura (1996) の定常性の検査を適用することが困難な時間のデータに着目する。日出・日没前後は、共分散の絶対値がゼロに近いので、分割前の共分散と分割後の共分散の平均値の差の割合が大きくなり、妥当な観測データであっても、Foken and Wichura (1996) の定常性の検査で非定常と判断されることが多い。従って、Foken and Wichura (1996) の定常性の検査を一律に適用すると、日出・日没前後のデータの多くが非定常と判断され、この時間の解析に用いるデータ数が減少するという問題が生じる。Fig. 2 の破線の内側のデータ (4 時～7 時) は、Foken and Wichura (1996) の定常性の検査で非定常と判断されたデータである。しかし、 F_{c-WPL} の経時変化や降雨の有無、PAR や気温の日変化などから判断すると、Fig. 2 の破線内のデータは問題がないと考えられる。一方、 F_{c-WPL} の絶対値と $SE_{F_{c-WPL}}$ の経時変化から判断すると、非定常なデータは実線内の 5 時のデータのみと判定でき、解析に用いるデータ数の減少は少ない。このように、偶然誤差の大きさや経時変化を指標とすることにより、共分散がゼロに近い時間帯でもデータの定常・非定常を妥当に判断できることがわかった。

4.3.2 CO₂ フラックスの異常値の判断

温度と生態系呼吸速度の関係を求める場合の、CO₂ フラックスの異常値の判断手法への偶然誤差の情報の適用例を示す。通常、光合成速度がゼロとなる夜間や植物の非活動時の F_{c-WPL} を生態系呼吸速度とし、温度と生態系呼吸速度の関係を定式化する解析が行われる。この場合、光合成速度がゼロであるので、 F_{c-WPL} はゼロ以上の値 (放出) と考え、 F_{c-WPL} が負 (吸収) の値は異常値と判断することがある。しかし、異常値としたデータの中には小さな負値であっても、正常値と判断できるデータが含まれる可能性がある。逆に、何かしらの品質管理検査を通過したデータは、負値のデータも全て使用可能と判断することもある。しかし、この場合、非現実的な負値のデータ (例えば $-30 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ のような大きな負値) も解析に含まれる可能性がある。このように、負値のデータを全て棄却した場合は、正常であるデータも棄却してしまう可能性があり、負値のデータを全て含める場合は、異常なデータも含めてしまう可能性がある。以上の問題を避ける方法の一つとして、 F_{c-WPL} の正負に加え、偶然誤差を考慮する判断手法が挙げられる。つまり、 F_{c-WPL} が負値であっても、その偶然誤差の範囲内に正の領域を含んでおり、正である可能性も高いデータ ($F_{c-WPL} + SE_{F_{c-WPL}} > 0$) は正

常値と判断し、偶然誤差を考慮しても負のデータ ($F_{c-WPL} + SE_{F_{c-WPL}} < 0$) は、何らかの原因で観測に問題があったとして異常値と判断する方法である。

この方法の適用結果を、Fig. 6 に示す。Fig. 6 は、

Fig. 6. Density-corrected half-hourly CO₂ fluxes as a function of air temperature from 18 September to 22 December 2004. Since the field was bare during this period, the CO₂ flux represents ecosystem respiration. All negative fluxes are excluded from (A), while they are included in (B) when adding the random sampling error changes the sign of the negative CO₂ flux. Closed circles (●) represent the half-hourly fluxes. Open circles (○) represent bin-averaged fluxes for a width of 5°C air temperature, and vertical bars represent their standard deviations. Dashed curves are exponential functions determined by the least squares method. The parameters of the functions are shown in Table 1.

Table 1. Parameters of the exponential functions shown in Fig. 6. N is a number of data, R_0 is the density corrected CO_2 efflux, in $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, at 0°C , and Q_{10} is the temperature coefficient of the efflux. Accumulated CO_2 is the sum of the half-hourly efflux between 18 September and 22 December 2004, where the effluxes were calculated from the air temperature using the parameters shown in the table.

	N	R_0	Q_{10}	Accumulated CO_2 flux ($\text{g C m}^{-2} \text{duration}^{-1}$)
(A) $F_{\text{c-WPL}} > 0$	1,943	0.95 ± 0.20	1.54	176
(B) $F_{\text{c-WPL}} + SE_{F_{\text{c-WPL}}} > 0$	2,352	0.53 ± 0.14	1.90	134

2004年9月18日～12月22日(圃場の耕起の翌日から次の耕起日)の気温と $F_{\text{c-WPL}}$ の関係である。この時期、圃場は裸地乾田で、光合成速度はゼロと見なせるので、 $F_{\text{c-WPL}}$ は生態系呼吸速度(土壌呼吸速度)に相当する。Fig. 6 (A)は、負の $F_{\text{c-WPL}}$ を異常値として棄却した場合、Fig. 6 (B)は、 $F_{\text{c-WPL}}$ が負でも偶然誤差の範囲内に正の領域を含んでいるデータは棄却しなかった場合である。図中の黒丸(●)は30分値、白丸(○)とそのエラーバーは気温 5°C ごとに平均した $F_{\text{c-WPL}}$ とその標準偏差、破線は白丸のデータに対して求めた指数関数の回帰曲線であり、その係数をTable 1に示す。Fig. 6より、気温 20°C 以上の高温側では負の $F_{\text{c-WPL}}$ は少ないが、気温 20°C より低温側では負の $F_{\text{c-WPL}}$ が多いことがわかる。低温側で負の $F_{\text{c-WPL}}$ が多いために、Fig. 6 (B)の回帰曲線の方が、気温 0°C のときの生態系呼吸速度 R_0 は小さく、温度依存係数 Q_{10} は大きくなった(Table 1)。Table 1の R_0 と Q_{10} および気温から求めたこの期間の生態系呼吸速度の積算値は、Fig. 6 (A)の回帰曲線に基づく場合は 176 g C m^{-2} 、Fig. 6 (B)の回帰曲線に基づく場合は 134 g C m^{-2} (Table 1)で、その差は 42 g C m^{-2} であった。気温・地温が低温側で負の $F_{\text{c-WPL}}$ が多くなる傾向は、一般的な傾向であるので、 $F_{\text{c-WPL}}$ が負値でも偶然誤差を考慮すると正となるデータを解析に含めた場合は、含めない場合に比べて、 R_0 は小さく、 Q_{10} は大きくなることはいえる。

5. まとめ

水稲単作田においてopen-path型渦相関法により測定した CO_2 フラックスの偶然誤差の特徴を調べた。Open-path型渦相関法により CO_2 フラックスを計算する場合、密度変動補正が必要である(Webb *et al.*, 1980)。密度変動補正の式中のフラックスの偶然誤差を統計的に計算し、誤差伝播の法則を用いて密度変動補正後の CO_2 フラックスの偶然誤差を評価した。また、年間の CO_2 収支に対する偶然誤差の大きさも評価した。得られた結果を

以下に要約する。

(1) 密度変動補正後の CO_2 フラックスがゼロに近く、顕熱フラックスが大きい場合に、密度変動補正に伴う偶然誤差の誤差伝播の影響が大きかった。密度変動補正後の CO_2 フラックスがゼロでも、その偶然誤差は $0.5 \sim 1.0 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ の値を持つことを示した。

(2) 密度変動補正後の CO_2 フラックスの絶対値と偶然誤差の間に線形の関係が見られた。偶然誤差の割合は、 CO_2 フラックスが負の場合に、その絶対値の約10%であった。

(3) 偶然誤差が誤差伝播の法則に従って積算されるため、短時間の CO_2 フラックスの偶然誤差は CO_2 フラックスの絶対値の10%程度であっても、年間の CO_2 収支に対する偶然誤差の割合は小さな値であった。年間の CO_2 収支が $200 \sim 300 \text{ g C m}^{-2} \text{yr}^{-1}$ 程度の吸収のとき、偶然誤差はこの大きさの1～2%程度となることを示した。

(4) 偶然誤差の情報を CO_2 フラックスのデータの品質管理やデータ解析時の異常値の判断に適用できることを示した。

謝 辞

観測圃場の所有者であり、長期に渡る観測の許可を頂いた佐々木二三男氏に厚くお礼申し上げます。(独)農業環境技術研究所大気環境研究領域のGwang Hyun Han博士より、研究に関する貴重なご助言を頂きました。(独)農業環境技術研究所の研究技術支援室の方々、大気環境研究領域の東小蘭芳子氏、丸島真理子氏には、研究を進めるにあたり、大変お世話になりました。査読者および編集委員の方々から貴重なご意見を頂きました。これらの方々に心よりお礼申し上げます。この研究の一部は、環境省地球環境研究総合推進費「S-1 21世紀の炭素管理に向けたアジア陸域生態系の統合的炭素収支研究」(代表：及川武久筑波大名誉教授)の支援を受けました。

References

- Anthoni, P. M., Freibauer, A., Kolle, O., and Schulze, E.-D., 2004: Winter wheat carbon exchange in Thuringia, Germany. *Agric. For. Meteorol.*, **121**, 55–67.
- Aubinet, M., Grelle, A., Ibrom, A., Rannik, Ü., Moncrieff, J., Foken, T., Kowalski, A.S., Martin, P.H., Berbigier, P., Bernhofer, Ch., Clement, R., Elbers, J., Granier, A., Grünwald, T., Morgenstern, K., Pilegaard, K., Rebmann, C., Snijders, W., Valentini, R., and Vesala, T., 2000: Estimates of the annual net carbon and water exchange of forests: The EUROFLUX methodology. *Adv. Ecol. Res.*, **30**, 113–175.
- Baker, J. M., and Griffis, T. J., 2005: Examining strategies to improve the carbon balance of corn/soybean agriculture using eddy covariance and mass balance techniques. *Agric. For. Meteorol.*, **128**, 163–177.
- Baldocchi, D. D., 2003: Assessing the eddy covariance technique for evaluating carbon dioxide exchange rates of ecosystems: past, present and future. *Global Change Biol.*, **9**, 479–492.
- Bendat, J. S., and Piersol, A. G., 2000: Statistical errors in basic estimates. In *Random data: analysis and measurement procedures* (3rd ed.) (ed. by Bendat, J. S.). Wiley Inter-science, New York, pp. 272–315.
- Brye, K. R., Gower, S. T., Norman, J. M., and Bundy, L. G., 2002: Carbon budgets for a prairie and agroecosystems: effects of land use and interannual variability. *Ecol. Appl.*, **12**, 962–979.
- Chiesi, M., Maselli, F., Bindi, M., Fibbi, L., Cherubini, P., Arlotta, E., Tirone, G., Matteuci, G., and Seufert, G., 2005: Modelling carbon budget of Mediterranean forests using ground and remote sensing measurements. *Agric. For. Meteorol.*, **135**, 22–34.
- Dobermann, A., Baker, J. M., and Walters, D. T., 2006: Comment on “Carbon budget of mature no-till ecosystem in North Central Region of the United States”. *Agric. For. Meteorol.*, **136**, 83–84.
- Dolman, A. J., Moors, E. J., Grünwald, T., Berbigier, P., and Bernhofer, C., 2003: Factors controlling forest atmosphere exchange of water, energy and carbon. In *Fluxes of carbon, water and energy on European forests* (ed. by Valentini, R.). Springer, Berlin, pp. 207–223.
- Falge, E., Baldocchi, D., Olson, R., Anthoni, P., Aubinet, M., Bernhofer, C., Burba, G., Ceulemans, R., Clement, R., Dolman, H., Granier, A., Gross, P., Grünwald, T., Hollinger, D., Jensen, N.-O., Katul, G., Keronen, P., Kowalski, A., Lai, C.T., Law, B. E., Meyers, T., Moncrieff, J., Moors, E., Munger, J. W., Pilegaard, K., Rannik, Ü., Rebmann, C., Suyker, A., Tenhunen, J., Tu, K., Verma, S., Vesala, T., Wilson, K., and Wofsy, S., 2001: Gap filling strategies for defensible annual sums of net ecosystem exchange. *Agric. For. Meteorol.*, **107**, 43–69.
- Finkelstein, P. L., and Sims, P. F., 2001: Sampling error in eddy correlation flux measurements. *J. Geophys. Res.*, **106**, 3503–3509.
- Foken, T., and Wichura, B., 1996: Tools for quality assessment of surface-based flux measurements. *Agric. For. Meteorol.*, **78**, 83–105.
- Goulden, M. L., Munger, J. W., Fan, S.-M., Daube, B. C., and Wofsy, S. C., 1996: Measurements of carbon sequestration by long-term eddy covariance: methods and a critical evaluation of accuracy. *Global Change Biol.*, **2**, 169–182.
- Hignett, P., 1992: Corrections to temperature measurements with a sonic anemometer. *Bound.-Layer Meteorol.*, **61**, 175–187.
- Hollinger, D. Y., and Richardson, A. D., 2005: Uncertainty in eddy covariance measurements and its application to physiological models. *Tree Physiol.*, **25**, 873–885.
- Hollinger, S. E., Bernacchi, C. J., and Meyers, T. P., 2005: Carbon budget of mature no-till ecosystem in North Central Region of the United States. *Agric. For. Meteorol.*, **130**, 59–69.
- Hollinger, S. E., Bernacchi, C. J., and Meyers, T. P., 2006a: Corrigendum to “Carbon budget of mature no-till ecosystem in North Central Region of the United States [Agric. For. Meteorol. **130**(2005) 59–69]”. *Agric. For. Meteorol.*, **136**, 88–89.
- Hollinger, S. E., Bernacchi, C. J., and Meyers, T. P., 2006b: A reply to “Comment on ‘Carbon budget of mature no-till ecosystem in North Central Region of the United States’ by Dobermann et al.”. *Agric.*

- For. Meteorol.*, **136**, 85–87.
- Kaimal, J. C., and Gaynor, J. E., 1991: Another look at sonic thermometry. *Bound.-Layer Meteorol.*, **56**, 401–410.
- Law, B. E., Falge, E., Gu, L., Baldocchi, D. D., Bakwin, P., Berbigier, P., Davis, K., Dolman, A. J., Falk, M., Fuentes, J. D., Goldstein, A., Granier, A., Grelle, A., Hollinger, D., Janssens, I. A., Jarvis, P., Jensen, N. O., Katul, G., Mahli, Y., Matteucci, G., Meyers, T., Monson, R., Munger, W., Oechel, W., Olson, R., Pilegaard, K., Paw U, K. T., Thorgeirsson, H., Valentini, R., Verma, S., Vesala, T., Wilson, K., and Wofsy, S., 2002: Environmental controls over carbon dioxide and water vapor exchange of terrestrial vegetation. *Agric. For. Meteorol.*, **113**, 97–120.
- Leuning, R., 2004: Measurements of trace gas fluxes in the atmosphere using eddy covariance: WPL corrections revised. In *Handbook of Micrometeorology* (ed. by Lee, X., Massman, W. and Law, B.). Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp. 119–132.
- Liu, H., Randerson, J. T., Lindfors, J., Massman, W. J., and Foken, T., 2006: Consequences of incomplete surface energy balance closure for CO₂ fluxes from open-path CO₂/H₂O infrared gas analysers. *Bound.-Layer Meteorol.*, doi: 10.1007/s10546-005-9047-z.
- Massman, W. J., 2000: A simple method for estimating frequency response corrections for eddy covariance systems. *Agric. For. Meteorol.*, **104**, 185–198.
- Massman, W. J., 2001: Reply to comment by Rannik on "A simple method for estimating frequency response corrections for eddy covariance systems". *Agric. For. Meteorol.*, **107**, 247–251.
- Massman, W., 2004: Concerning the measurement of atmospheric trace gas fluxes with open- and closed-path eddy covariance system: the WPL terms and spectral attenuation. In *Handbook of Micrometeorology* (ed. by Lee, X., Massman, W. and Law, B.). Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp. 133–160.
- Meyers, T. P., Finkelstein, P., Clarke, J., Ellestad, T. G., and Sims, P. F., 1998: A multilayer model for inferring dry deposition using standard meteorological measurements. *J. Geophys. Res.*, **103**, 22645–22661.
- Mollicone, D., Matteucci, G., Koble, R., Masci, A., Chiesi, M., and Smits, P. C., 2003: A model-based approach for the estimation of carbon sinks in European forests. In *Fluxes of carbon, water and energy on European forests* (ed. by Valentini, R.). Springer, Berlin, pp. 179–206.
- Moncrieff, J. B., Malhi, Y., and Leuning, R., 1996: The propagation of errors in long-term measurements of land-atmosphere fluxes of carbon and water. *Global Change Biol.*, **2**, 231–240.
- Rannik, Ü., 2001: A comment on the paper by W.J. Massman 'A simple method for estimating frequency response corrections for eddy covariance systems'. *Agric. For. Meteorol.*, **107**, 241–245.
- Richardson, A. D., and Hollinger, D. Y., 2005: Statistical modeling of ecosystem respiration using eddy covariance data: Maximum likelihood parameter estimation, and Monte Carlo simulation of model and parameter uncertainty, applied to three simple models. *Agric. For. Meteorol.*, **131**, 191–208.
- Richardson, A. D., Hollinger, D. Y., Burba, G. G., Davis, K. J., Flanagan, L. B., Katul, G. G., Munger, J. W., Ricciuto, D. M., Stoy, P. C., Suyker, A. E., Verma, S. B., and Wofsy, S. C., 2006: A multi-site analysis of random error in tower-based measurements of carbon and energy fluxes. *Agric. For. Meteorol.*, **136**, 1–18.
- Taylor, J. R., 1997: Propagation of uncertainties. In *An introduction to error analysis* (2nd ed.) (ed. by Taylor, J. R.). University Science Books, Sausalito, pp. 45–91.
- Valentini, R., Matteucci, G., Dolman, A. J., Schulze, E.-D., and Jarvis, P. G., 2003: The carbon sink strength of forests in Europe: results of the EUROFLUX Network. In *Fluxes of carbon, water and energy on European forests* (ed. by Valentini, R.). Springer, Berlin, pp. 225–232.
- Verma, S. B., Dobermann, A., Cassman, K. G., Walters, D. T., Knops, J. M., Arkebauer, T. J., Suyker, A. E., Burba, G. G., Amos, B., Yang, H., Ginting, D., Hubbard, K. G., Gitelson, A. A., and

- Walter-Shea, E. A., 2005: Annual carbon dioxide exchange in irrigated and rainfed maize-based agroecosystems. *Agric. For. Meteorol.*, **131**, 77–96.
- Vickers, D., and Mahrt, L., 1997: Quality control and flux sampling problems for tower and aircraft data. *J. Atmos. Oceanic Technol.*, **14**, 512–526.
- Webb, E. K., Pearman, G. I., and Leuning, R., 1980: Correction of flux measurements for density effects due to heat and water vapour transfer. *Q. J. R. Meteorol. Soc.*, **106**, 85–100.
- Wilczak, J. M., Oncley, S. P., and Stage, S. A., 2001: Sonic anemometer tilt correction algorithms. *Bound.-Layer Meteorol.*, **99**, 127–150.
- Wilson, K. B., and Baldocchi, D. D., 2001: Comparing independent estimates of carbon dioxide exchange over 5 years at a deciduous forest in the southeastern United States. *J. Geophys. Res.*, **106**, 34167–34178.