オープンパス型とクローズドパス型の渦相関法による CO₂ フラックスの系統的差異と密度変動補正の影響

小野圭介*・平田竜一**・間野正美***・宮田 明***・三枝信子****・井上吉雄***

*筑波大学大学院生命環境科学研究科
**国立環境研究所
***農業環境技術研究所
****産業技術総合研究所

Systematic Differences in CO₂ Fluxes Measured by Open- and Closed-path Eddy Covariance Systems: Influence of Air Density Fluctuations Resulting from Temperature and Water Vapor Transfer

Keisuke ONO*, Ryuichi HIRATA**, Masayoshi MANO***, Akira MIYATA***,
Nobuko SAIGUSA****, and Yoshio INOUE***

*Graduate School of Life and Environmental Sciences, University of Tsukuba,
Tsukuba, Ibaraki 305–8577, Japan
**National Institute for Environmental Studies, Tsukuba, Ibaraki 305–8506, Japan
***National Institute for Agro–Environmental Sciences, Tsukuba, Ibaraki 305–8604, Japan
****National Institute of Advanced Industrial Science and Technology, Tsukuba, Ibaraki 305–8569, Japan

Abstract

Since both open- and closed-path eddy covariance techniques have been used in ecosystem observation networks such as AsiaFlux, estimating the random and systematic differences in CO₂ fluxes observed by the two techniques is important. In the present study, CO₂ fluxes measured by open- and closed-path eddy covariance systems were compared using year-round data obtained in a single-cropping rice paddy and in a larch forest. The two sites were similar in eddy covariance instrumentation and data processing, but dissimilar in canopy height and structure, phenology, and climate. For both sites, differences in half-hourly CO₂ fluxes measured by the open- and closed-path systems followed a Laplace distribution, but were significantly biased, resulting in the open-path system measuring lower values than the closed-path system and in a larger carbon sequestration by vegetation being estimated with the open-path system. The systematic difference between the two systems mainly arose from an inconsistency between the open-path CO₂ flux and the WPL correction for the effect of air density fluctuations, and increased with the magnitude of the WPL correction. During the growing season, the systematic difference at the paddy site was consistently smaller than that at the larch site because of the much low Bowen ratio and the resulting small WPL correction term caused by standing water in the paddy field. The WPL correction term was large and thus, the systematic difference became apparent in late winter because of the high Bowen ratios at the paddy and larch site, each covered with dried soil and snowpack, respectively. The year-round, half-hourly data accumulated after quality control tests showed that, between the two systems, relative differences existed of 9.9% ($N=6074$) for the paddy site and 15.8% ($N=4591$) for the larch site.

Key words: Closed-path gas analyzer, CO₂ flux, Eddy covariance, Instrumental intercomparison, Open-path gas analyzer

キーワード: 渦相関法, オープンパス型ガス分析計, クローズドパス型ガス分析計, CO₂ フラックス, 手法間比較

1. はじめに

渦相関法は生態系純生産量 (NEP) を推定する強力なツールの1つである (Baldocchi *et al.*, 1996; Baldocchi, 2003)。生態系の炭素動態を把握するために、渦相関法測器を備えた観測タワーが様々な生態系に建てられ CO₂ フラックス等の長期連続観測が行われている (Baldocchi *et al.*, 2001)。近年では、データの蓄積と公開が進み、サイト間や生態系間で NEP や環境応答に関するパラメータの比較が盛んに行われるようになってきた (Valentini *et al.*, 2000; Law *et al.*, 2002)。その際に問題となるのが、比較に用いる NEP などの数値が持つ不確実性である (Moncrieff *et al.*, 1996; Loescher *et al.*, 2006)。なぜなら、生態系間で NEP に差が見られたとしても、不確実性の範囲が明らかになっていなければその差が有意かどうか判断できないからである。

Goulden *et al.* (1996) は、アメリカ北東部の落葉広葉樹林で、渦相関法による測定値に基づいて推定した NEP ($210 \text{ g C m}^{-2} \text{ yr}^{-1}$) の不確実性を -30 から $+80 \text{ g C m}^{-2} \text{ yr}^{-1}$ と見積もった。不確実性の内訳は、熱収支インバランスに起因するものが -20 から 0% 、欠測値補完に起因するものが $\pm 30 \text{ g C m}^{-2} \text{ yr}^{-1}$ 、測定システムに起因するものが $\pm 5\%$ であった。Baldocchi (2003) は、Goulden *et al.* (1996) の結果もふまえたレビューの中で、渦相関法による測定値に基づいて推定した年間 NEP の不確実性は $50 \text{ g C m}^{-2} \text{ yr}^{-1}$ 以内であると結論づけている。

一方、サイト間や生態系間で NEP の比較を行う際には、渦相関法の手法の違いも考慮に入れる必要がある。渦相関法にはオープンパス型とクローズドパス型があり、サイトの状況に応じていずれか一方を用いる場合が多い。上述した Goulden *et al.* (1996) ではクローズドパス型渦相関法 (CPEC) が採用された。仮に、彼らの CPEC システムが、オープンパス型渦相関法 (OPEC) システムに比べ CO₂ フラックスを常に $0.3 \mu\text{mol m}^{-2} \text{ s}^{-1}$ だけ過大評価していたなら、それを単純に 1 年間積算すると 114 g C m^{-2} になる。これは、年間 NEP ($210 \text{ g C m}^{-2} \text{ yr}^{-1}$) の 54% に相当する。ここで、 $0.3 \mu\text{mol m}^{-2} \text{ s}^{-1}$ というのは、Goulden *et al.* (1996) が盛夏期に測定した日最大 CO₂ 吸収フラックスのわずか 1% である。

OPEC と CPEC の比較は 1990 年代初頭から行われている (Leuning and Moncrieff, 1990; Leuning and Judd, 1996)。2000 年頃までは、適切な補正を施せば、両手法により測定した CO₂ フラックスは一致するという報告がほとんどであった (Leuning and King, 1992; Suyker and Verma, 1993; Yasuda and Watanabe, 2001)。2000 年以降、オープンパス型赤外線ガス分析計の性能が向上したことによって、より精度の高い比較が行えるようになり、両者に系統的な違いがあるという報告も見られるようになった。森林で夏季に 54 日間かけて行った比較では、夜間、摩擦速度の増加とともに、CPEC が OPEC を上回る CO₂ フラックスを測定する傾向が明らかであった (Anthoni *et al.*, 2002)。また、光合成がほとんど行われていないと仮定できる非生育期間の森林や裸地で、昼間、OPEC だけが数 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{ s}^{-1}$ の吸収 CO₂ フラックスを示すという報告もある (Hirata *et al.*, 2005; Ono *et al.*, 2007)。Hirata *et al.* (2005) と Ono *et al.* (2007) はいずれも、この不自然な吸収フラックスを OPEC に適用した空気密度変動の補正 (WPL 補正; 詳細は 2.1 節) に起因すると考え、従来の補正項の評価方法に問題があることを指摘した。WPL 補正に関しては、CPEC においても測器や測定方法によっては誤差が生じるという報告もある (Massman, 2004)。これらは、OPEC と CPEC の手法間差が生じる背景に WPL 補正項の大きさや評価方法が関わっている可能性を示唆している。しかし、いずれの研究も、比較観測を行った期間は数日から数十日であり、手法間差を環境条件あるいは WPL 補正と関連づけた解析は十分ではなかった。また、年スケールで算出される NEP に対する手法間差の影響を議論するには、より長期にわたる比較観測に基づく知見が必須である。年間のデータには様々な環境条件が含まれており、短期間の比較的均質な環境条件では見いだせなかった差異が生じている可能性がある。

そこで本研究では、群落の構造や気象条件が大きく異なる水田と森林の 2 つのサイトのそれぞれ 1 年間のデータを用いて、環境の変化に対して CO₂ フラックスの手法間差がどのように変動するのかを明らかにする。その際、WPL 補正の大きさに着目し、それが手法間の系統的差異および個々の測定値のばらつきに与える影響を評価す

る。さらに、その結果に基づいて手法間の相対優位性について考察する。手法間の相対優位性を把握することは、渦相関法とバイオメトリック法の比較という観点でも有用である。本研究が解析対象とするデータセットには植物生育期間だけではなく積雪や裸地の状態になる期間も含まれているため、解析結果の汎用性は高いと考えられる。

2. 手法の差異に関する理論的背景

2.1 乱流フラックス測定における手法間の差異

超音波風速温度計 (SAT) の信号を共有するように同じ場所に設置した OPEC と CPEC によって測定された CO₂ 乱流フラックスに差異が生じたとき、その差異はおもに乾燥空気フラックス (密度変動補正項) の評価方法や周波数応答補正の精度に起因し、貯留項や移流項、流れの定常性等の両システムに共通する測定誤差要因は考慮の対象から除外できる (Ono *et al.*, 2007)。ある高さ z の CO₂ 乱流フラックスの鉛直成分 F_c を

$$F_c = \overline{w'\rho'_c} - \bar{\chi}_c \overline{w'\rho'_d} \quad (1)$$

と表すとき、右辺第 2 項は密度変動補正項あるいは WPL 補正項 (Webb *et al.*, 1980) と呼ばれるもので、 z における乱流フラックス測定値から地表面の CO₂ 吸収・放出強度を推定するために必要となる (例えば Massman and Lee, 2002)。ここで、 w は鉛直風速、 ρ はモル密度、 χ は体積混合比、添え字の c と d は CO₂ と乾燥空気を表す。また、バー (—) は平均、プライム (') は平均からの偏差である。理想気体の状態方程式を用いると、WPL 補正項は

$$\begin{aligned} -\bar{\chi}_c \overline{w'\rho'_d} \\ = \bar{\chi}_c \overline{w'\rho'_v} \\ + \bar{\rho}_c (1 + \bar{\chi}_v) (\overline{w'T'_a} / \bar{T}_a - \overline{w'p'_a} / \bar{p}_a) \end{aligned} \quad (2)$$

のように展開できる (Massman and Lee, 2002)。ここで、 ρ_v 、 T_a 、 p_a は、それぞれ、 ρ_c を測定している場所での H₂O モル密度、気温、気圧である。もし、CO₂ 混合比 χ_c が直接測定できるなら、式 (1) は

$$F_c = \bar{\rho}_d \overline{w'\chi'_c} \quad (3)$$

と書き換えることができる (Massman and Lee, 2002)。あるいは、 χ_c を直接測定できなくとも、1 つ 1 つのサンプルで

$$\chi_c = \rho_c / (\rho_m - \rho_v) \quad (4)$$

の変換が可能であれば、式 (3) を用いて CO₂ フラックスを算出できる (Leuning, 2004)。ここで、添え字の m は

湿潤空気を表す。式 (4) を適用するには、式 (4) の右辺各項を同じ測定パスの中で同じ応答性能を持った測器を使って同時に測定しなければならない。 ρ_m を評価するためには、測定パス内の気温と気圧も必要である。

オープンパス型赤外線ガス分析計 (OP-IRGA) およびクローズドパス型赤外線ガス分析計 (CP-IRGA) が直接測定できるのは測定パス内の CO₂ と H₂O のモル密度である。しかし、本研究で用いた CP-IRGA のように、測定セル合金の温度とセル近傍の気圧を同時に測定できる分析計に対しては式 (4) の適用が可能である。一方、OP-IRGA は測定パス内の気温変動や気圧変動を直接測定することができないので、式 (4) の適用が困難である。そのため、SAT など別の測器を用いて測定した $\overline{w'T'_a}$ から式 (2) の右辺を計算することになる。気圧変動については、測定パス内外を問わず正確に測定するのは困難なので、通常は $\overline{w'p'_a} = 0$ を仮定する。OPEC に関するこれらの近似や仮定が成立しない条件では、OPEC の測定値に誤差が生じる。その誤差は CPEC との手法間差の原因となる。

WPL 補正項は、 $\overline{w'\rho'_v}$ と $\overline{w'T'_a}$ を含むので、潜熱フラックス λE や顕熱フラックス H の大きさとともに増加する。ただし、一般的な気象条件下では、 H の係数が λE の係数より約 4.5 倍大きいので (式 2)、WPL 補正項の大きさは H の変化に対してより敏感である (Webb *et al.*, 1980; Liu *et al.*, 2006)。したがって、熱収支構造から WPL 補正項の大きさを議論する際には、地表面有効エネルギー ($H + \lambda E$) の大きさとボーエン比 ($H/\lambda E$) がパラメータとして重要になる。

地表面熱収支インバランスが WPL 補正の過小評価の原因になりうるという報告もある (Twine *et al.*, 2000; Liu *et al.*, 2006)。しかし、WPL 補正は、測定された CO₂ 密度変動の収支を合わせるための補正であり (Massman, 2004)、熱収支インバランスが常に WPL 補正に影響するわけではない。熱収支インバランスの原因が乱流輸送における低周波領域の過小評価にある場合 (Kanda *et al.*, 2004; Foken *et al.*, 2006)、それより高周波側の領域においてスカラー輸送の相似性が成立する限りは、 $\overline{w'T'_a}$ あるいは $\overline{w'\rho'_v}$ と同様に $\overline{w'\rho'_c}$ も過小評価されるので WPL 補正に直接影響しない。この場合、 $\overline{w'\chi'_c}$ も同様に過小評価されるので、渦相関法測定値の手法間差にも影響しない。一方、熱収支インバランスの原因が $\overline{w'T'_a}$ あるいは $\overline{w'\rho'_v}$ を測定する測器の誤差による場合、その誤差は WPL 補正にも影響する。

2.2 渦相関法の測定誤差と手法間差の関係

乱流場で F_c を繰り返しサンプリングしたときに得られる平均を $\overline{F_c}$ とすると、OPEC と CPEC による CO₂ フラックス

ス測定値は、それぞれ、

$$F_{c,OP} = \bar{F}_c + \delta_{Int,OP} + \delta_{Ext,OP} \quad (5)$$

$$F_{c,CP} = \bar{F}_c + \delta_{Int,CP} + \delta_{Ext,CP} \quad (6)$$

と表すことができる。ここで、 δ は F_c の測定誤差、添え字の OP と CP は、それぞれ OPEC と CPEC を示す。また、添え字の Int および Ext は、それぞれ、測定システムに関わる誤差 (内部要因; Internal) および測定システムとは無関係な外部環境に起因する誤差 (外部要因; External) を示す。内部要因による誤差は、測定システムに起因する誤差のことで、計測器のノイズやドリフト、信号の離散化、データ処理時の桁数制限等によって生じる。乱流フラックスの外部要因の誤差は、地表面のシンク・ソース強度および流れの非定常性、地表面の不均一性、フットプリントの時間変化に起因する (Moncrieff *et al.*, 1996; Hollinger and Richardson, 2005)。

OPEC と CPEC が乱流のスケールに比較して十分に小さい距離を持って設置されているときには、外部要因による誤差は両者で同じ ($\delta_{Ext,OP} = \delta_{Ext,CP}$) と仮定できる。したがって、式 (5) と (6) より、OPEC と CPEC による CO_2 フラックスの差 $\Delta F_c (= F_{c,OP} - F_{c,CP})$ は、

$$\Delta F_c = \delta_{Int,OP} - \delta_{Ext,CP} \quad (7)$$

となる。ある条件を満たす ΔF_c を集めたデータセットの平均 $\overline{\Delta F_c}$ と標準偏差 σ_{Δ} は、式 (7) より、

$$\overline{\Delta F_c} = \bar{\delta}_{Int,OP} - \bar{\delta}_{Ext,CP} \quad (8)$$

$$\sigma_{\Delta} = \sqrt{\bar{\delta}_{R,OP}^2 + \bar{\delta}_{R,CP}^2} \quad (9)$$

となる。ここで、 $\delta_{R,OP} = \delta_{Int,OP} - \bar{\delta}_{Int,OP}$ 、 $\delta_{R,CP} = \delta_{Int,CP} - \bar{\delta}_{Int,CP}$ である。また、 $\delta_{R,OP}$ と $\delta_{R,CP}$ の共分散は 0 と仮定した。本研究では、 $\bar{\delta}_{Int,OP}$ と $\bar{\delta}_{Int,CP}$ を、このデータセットにおける測定システムの系統誤差と見なす。同じく、 $\sqrt{\bar{\delta}_{R,OP}^2}$ と $\sqrt{\bar{\delta}_{R,CP}^2}$ を、このデータセットにおける測定システムのランダム誤差と見なす。式 (8) と (9) は、期間や環境条件によって分類された ΔF_c の平均と標準偏差を計算することによって、その条件下での両測定システムの、系統誤差の差と、ランダム誤差の自乗和平方根を推定できることを意味している。また、 $\overline{\Delta F_c}$ と σ_{Δ} は、それぞれ、 ΔF_c に対する系統誤差とランダム誤差と見なすこともできる。

$\overline{\Delta F_c}$ と σ_{Δ} の算出方法は ΔF_c の頻度分布によって異なる。 ΔF_c が正規分布 (ガウス分布) のとき、 $\overline{\Delta F_c}$ と σ_{Δ}^2 の最尤推定量は、それぞれ、 ΔF_c の算術平均とその周りの 2 次モーメントである。しかし、後述のように、 ΔF_c の分

布が平均 α と標準偏差 $\sqrt{2} \beta$ の両側指数分布 (ラプラス分布)

$$\frac{1}{2\beta} e^{-|x-\alpha|/\beta}$$

に従うとき、 $\overline{\Delta F_c}$ と σ_{Δ} は

$$\overline{\Delta F_c} = \hat{\alpha} \quad (10)$$

$$\sigma_{\Delta} = \sqrt{2} \hat{\beta} \quad (11)$$

となる。ここで、 $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ は α と β の最尤推定量で、

$$\hat{\alpha} = \text{median}(\Delta F_c) \quad (12)$$

$$\hat{\beta} = \frac{1}{N} \sum |\Delta F_c - \hat{\alpha}| \quad (13)$$

のように計算される。

3. 方 法

3.1 解析対象データの概要

本研究では、オープンバス型渦相関法 (OPEC) とクロードバス型渦相関法 (CPEC) の 2 つのシステムを併用して CO_2 フラックスの連続観測を行っている、真瀬水田サイト (以下、MSE サイト) の 2004 年 4 月から 2005 年 3 月のデータと苫小牧カラマツ林サイト (以下、TMK サイト) の 2003 年 4 月から 2004 年 3 月のデータを解析対象とした。

MSE サイトは茨城県つくば市真瀬の水稲単作田 (北緯 36 度 03 分、東経 140 度 01 分、標高 15 m) に位置する。サイトの周囲約 200 ha には同じ耕作形態の平坦な耕地が広がっている。ただし、サイトの南西 250 m には比高 5 m の河川堤防がある。2004 年は、水稲の移植と収穫がそれぞれ 5 月 2 日と 9 月 9 日に行われた。移植から収穫までの期間を MSE サイトの植物生育期間とする。裏作は行われず、収穫直後の耕起から翌年の移植 (2005 年 5 月 2 日) までは裸地の状態であった。MSE サイトの詳細は、Saito *et al.* (2005), Miyata *et al.* (2005), Mano *et al.* (2007) に記されている。

TMK サイトは北海道苫小牧市の国有のカラマツ人工林 (北緯 42 度 44 分、東経 141 度 31 分、標高 140 m) に位置する。観測サイト周辺の傾斜は 1 から 2 度で、観測タワーの周囲約 100 ha は樹高 (平均 15 m) と林齢 (45 年) の揃った比較的均質な樹冠面が形成されている。2003 年は、カラマツは 4 月 19 日頃に展葉し、11 月 15 日頃に落葉が終息した。カラマツの着葉期間を TMK サイトの植物生育期間とする。積雪は 12 月 4 日から翌年 4 月 18 日まで見られた。TMK サイトの詳細は、Hirano

et al. (2003) や *Wang et al.* (2004) に記されている。

両サイトとも、解析対象期間内では OPEC, CPEC とともに大きな欠測はなく、比較に耐えうる良質なデータが得られた。OPEC と CPEC それぞれの年間データ取得率は、MSE は 92% と 94%, TMK は 96% と 95% であった。

3.2 渦相関法測定システム

研究対象サイトでは、両システムを同じ場所に設置し、信号を 1 台の記録計で記録した。超音波風速温度計は 1 台を両システムで共有した。本研究の渦相関法測定システムは、超音波風速温度計 (SAT), オープンパス型赤外線ガス分析計 (OP-IRGA), クローズドパス型赤外線ガス分析計 (CP-IRGA), ダイアフラムポンプ, マスフローコントローラ, 低域通過フィルタ, デジタル記録計から構成され、それぞれの測器の機種や設置方法にはサイト間の大きな違いはなかった。解析期間中の測器とその配置状況を Table 1 と Table 2 にまとめた。MSE では測定システムを 2.8 m のマストの先端に設置した。SAT の開口部の方角は季節によって変えられたが (*Mano et al.*, 2007), OP-IRGA や空気吸入口との相対的な位置関係は同じであった。TMK では、41 m のタワーの 27 m 付近から水平方向に伸ばした約 2 m のアームの先端に測定システムを設置した。

3.3 赤外線ガス分析計の校正

MSE では、OP-IRGA も CP-IRGA も平均して 2 ヶ月に 1 回の頻度で研究室に持ち帰り、メンテナンスと校正を行った。CO₂ の校正にはゼロガス (純空気) と CO₂ 標準ガス、H₂O の校正には露点発生器 (LI-610, LI-COR) を用いた。TMK の CP-IRGA は、サイトで毎日 23:46 から 23:52 に CO₂ 標準ガスを流して出力を記録した。TMK の OP-IRGA は、1 から 2 ヶ月に 1 回の頻度でゼロガス (純空気) と CO₂ 標準ガスをタワーに持ち込み校正を行った。OP-IRGA も CP-IRGA も年 2 回の頻度でサイトにて露点発生器 (LI-610, LI-COR) による H₂O の校正を行った。両サイトとも、CO₂ 標準ガスには、常用の濃度範囲 (350 から 400 $\mu\text{mol mol}^{-1}$) を挟むように高低 2 種類の濃度を使用した。TMK の CP-IRGA 以外の IRGA は、校正毎に、正しい出力が得られるように測器を調整した。MSE では、測器を調整する前の出力も記録し、前回の校正からの変化を確認した。本研究では、ゼロドリフトはゼロガスに対する出力の経時変化、スパンドリフトは検量線の傾き (感度) の経時変化を意味する。

解析対象期間における CO₂ のゼロドリフト (MSE のみ) とスパンドリフト (MSE, TMK) の大きさを Fig. 1 と Fig. 2 に示す。MSE では、スパンドリフトは、OP-

Table 1. Instruments used for the open- and closed-path eddy covariance systems during the observation periods. Manufacturers are shown in parentheses.

	MSE	TMK
SAT main unit	DA-600 (KAIJO)	DA-600 (KAIJO)
SAT probe	TR-62AX (KAIJO)	TR-61C (KAIJO)
OP-IRGA	LI-7500 (LI-COR)	LI-7500 (LI-COR)
CP-IRGA	LI-7000 (LI-COR)	LI-6262 (LI-COR)
Diaphragm pump	MAA-P108-HB (Gast Manuf.)	DM-707BV (Enomoto Micro Pump)
Mass flow controller	SEC-400 (HORIBA STEC)	SEC-E40 (HORIBA STEC)
Data logger	DR-M3b (TEAC)	DR-M3b (TEAC)

Table 2. Instrumental configurations applied in this study. The tube length at the MSE site was 18.1 m during the growing season and 4.5 m during the non-growing season.

	MSE		TMK	
	OPEC	CPEC	OPEC	CPEC
Measurement height (m)	3.0		27.0	
Sonic path length (m)	0.1		0.2	
Sensor separation from SAT (m†, degree‡)	0.29, 120	0.1, 180	0.48, 243	0.40, 180
Tube diameter (mm)	NA	4.0	NA	4.0
Tube length (m)	NA	18.1	NA	7
Flow rate (L min ⁻¹)	NA	8.0	NA	7.0
IRGA calibration frequency (yr ⁻¹)	5	7	8	every night
Sampling frequency (Hz)	10		10	
Cutoff frequency (Hz)	10		10	

† Distance between the center of the vertical path of the SAT and the OP-IRGA or the CP air intake.

‡ Clockwise angle from the SAT aperture to the OP-IRGA or the CP air intake.

IRGA も CP-IRGA もおおよそ $\pm 1\%$ の範囲に収まっている。ゼロドリフトは、CP-IRGA では $\pm$ 数 $\mu\text{mol mol}^{-1}$ の範囲に収まっているが、OP-IRGA では前回の校正から $10\mu\text{mol mol}^{-1}$ を超える変化を示すことがあった (Fig. 1)。ゼロドリフトとスパンドリフトの大きさに期間の長短はあまり影響していなかった。TMK の CP-IRGA は 2003

Fig. 1. Span and zero drifts of OP-IRGA (LI-7500) and CP-IRGA (LI-7000) used at the MSE site. Pairs of drifts were determined by laboratory calibrations as a function of the time after the previous calibration. Dashed lines represent $\pm 1\%$ of span drift in the top panel and $\pm 10\mu\text{mol mol}^{-1}$ of zero drift in the bottom panel.

Fig. 2. Span drift of CP-IRGA (LI-6262) used at the TMK site. The CP-IRGA was calibrated every 23:46–23:52.

年 10 月 7 日に交換され、その前後でスパンドリフトの傾向が変化した。10 月 7 日以前は 1 ヶ月あたり $+0.5\%$ 程度の変化があったが、10 月 7 日以降は設置時点に -0.5% ずれたまま大きな変化はなかった (Fig. 2)。TMK の CP-IRGA の校正結果は、校正の前後 12 時間のデータに適用した。

3.4 データ処理方法

本研究は CO_2 フラックスの手法・サイト間比較を目的としているので、データ処理の方法はできるだけ統一した。統計量算出のために 30 分間のブロック平均を採用し、平均化時間内のいかなるトレンドも除去しなかった。座標軸の回転方法として planar fit 法 (Wilczak *et al.*, 2001) を用いた。Planar fit 法に用いる係数は、30 分平均風速データから 10 日間毎に求めた。

OPEC の CO_2 フラックス $F_{c, \text{OP}}$ は式 (1) と (2), CPEC の CO_2 フラックス $F_{c, \text{CP}}$ は式 (3) と (4) から算出した。手法間の CO_2 フラックスの差 $\Delta F_c (F_{c, \text{OP}} - F_{c, \text{CP}})$ は、

$$\Delta F_c = \overline{w'\rho'_c} + \tilde{\chi}_c \overline{w'\rho'_v} + \bar{\rho}_c (1 + \tilde{\chi}_v) (\overline{w'T'_a} / \bar{T}_a) - \bar{\rho}_d \overline{w'\chi'_c} \quad (14)$$

から算出した。 w には SAT の出力、 ρ_c と ρ_v には OP-IRGA の出力、 $\bar{T}_a$ には強制通風式温度計 (HMP-45A, Vaisala) の出力を用いた。強制通風式温度計は、MSE では SAT から約 2 m 離れたポールの高さ 3.8 m の位置に設置し、TMK ではタワーの反対側の面に SAT と同じ高さになるように設置した。

$\bar{\rho}_d$ と $\tilde{\chi}_v$ は、OP-IRGA の ρ_v 、強制通風式温度計の $\bar{T}_a$ 、気圧計 (PTA 427, Vaisala) の $\bar{p}_a$ から求めた。SAT で測定した音仮温度 T_s のフラックス $\overline{w'T'_s}$ に横風と水蒸気の補正 (Schotanus *et al.*, 1983) を適用したものを $\overline{w'T'_a}$ と見なして用いた。OP-IRGA および CP-IRGA で測定した CO_2 と H_2O の高周波減衰の補正にはバンドパス法 (Watanabe *et al.*, 2000) を用いた。その際、鉛直風速 w と音仮温度 T_s のコスペクトルを参照した。ただし、SAT と OP-IRGA の各々の演算時間の違いによる遅れ時間は、バンドパス法を適用する前に生データをずらすことによって修正した。本研究では、慣例に従って地表面から放出される CO_2 フラックスの符号を正とした。サイトを代表する CO_2 フラックス F_c の値として $F_{c, \text{CP}}$ を用いた。以降、表記を簡略化する目的で、 $\tilde{\chi}_c \overline{w'\rho'_v}$ を $F_{\text{WPL, E}}$ 、 $\bar{\rho}_c (1 + \tilde{\chi}_v) \overline{w'T'_a} / \bar{T}_a$ を $F_{\text{WPL, H}}$ と記し、 $F_{\text{WPL, E}} + F_{\text{WPL, H}}$ を WPL 補正項と呼ぶ。

データの品質管理には、Vickers and Mahrt (1997) が提案した生データに対するテストを適用した。OPEC では w 、 T_s 、 ρ_c 、 ρ_v のいずれか、CPEC では w あるいは

は χ_c のいずれかが異常と判定された場合、その時間の CO₂ フラックスは解析に使用しなかった。品質管理後に残った CO₂ フラックスのデータ数の年総数に対する割合は、OPEC と CPEC について、それぞれ、MSE は 38% と 59%, TMK は 32% と 48% であった。両手法ともデータが存在する割合はこれより少なく、MSE は 35%, TMK は 26% であった。

4. 結 果

4.1 両手法による CO₂ フラックスの日変化

両手法で測定した CO₂ フラックスと OPEC に適用した WPL 補正項の日変化の例を生育期間 (Fig. 3) と非生育期間 (Fig. 4) に分けて示す。図中の OPEC の CO₂ フラックスには WPL 補正が適用されている。

生育期間の昼間には、水稻やカラマツの光合成による大きな下向きの CO₂ フラックスが測定された (Fig. 3)。逆に夜間は、植物呼吸と土壤微生物呼吸により 4 から 7 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ の上向きの CO₂ フラックスが測定された。手法間差 ΔF_c は TMK の昼間において顕著だが、MSE の昼間と両サイトの夜間にもわずかに見られた。MSE では $F_{\text{WPL, H}}$ が小さく、両日とも午後には符号が逆転した。DOY190 は、 $F_{\text{WPL, H}}$ と ΔF_c の符号の逆転は同じ時間帯に生じた。

非生育期間は、CO₂ フラックスの絶対値が生育期間に

Fig. 3. Diurnal variation in CO₂ fluxes measured by OPEC ($F_{c, \text{OP}}$) and CPEC ($F_{c, \text{CP}}$), their difference (ΔF_c) and WPL terms because of water vapor ($F_{\text{WPL, E}}$) and heat ($F_{\text{WPL, H}}$) transfer at the MSE (upper) and TMK (lower) sites in two successive days in the mid-growing season.

比べて小さく、品質管理によって棄却されるデータが多かった (Fig. 4)。両サイトにおいて非生育期間の昼間に

Fig. 4. Same as Fig. 3, but in the fallow or dormant season.

Fig. 5. Probability distributions of ΔF_c for the whole day (left), daytime (middle) and nighttime (right) based on the annual datasets of MSE (upper) and TMK (lower). Histograms are drawn at 1 $\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ interval between -10 and $10 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$. Daytime and nighttime data were collected when $R_s \geq 20 \text{ W m}^{-2}$ and $R_s < 20 \text{ W m}^{-2}$, respectively where R_s represents global solar radiation. The solid line shows a Laplace (double exponential) distribution fitted to the measurements. The dashed line shows a Gaussian (normal) distribution. The vertical dotted line represents $\Delta F_c = 0$.

Fig. 6. Seasonal variations in monthly daytime (a, b) ΔF_c , (c) σ_d , (d) WPL terms because of water vapor transfer, (e) WPL terms because of heat transfer at the MSE and TMK sites. Dashed and dotted lines in the panels (a) and (b) indicate hypothetical effects of span drifts in OP-IRGA on monthly ΔF_c , in which CO_2 outputs from OP-IRGA were reduced (dashed) or increased (dotted) by 5%.

Fig. 7. Same as Fig. 6, but for nighttime.

Fig. 8. Dependence of bin-averaged σ_d on (a) CO_2 flux (F_c), (b) wind velocity (U), and (c) WPL term. The bin size is $3 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, 0.5 m s^{-1} and $1 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ for F_c , U and WPL term, respectively.

は $F_{c, \text{OP}}$ が下向きを示した。このとき、 $F_{c, \text{CP}}$ は概ね上向きであった。非生育期間には両サイトとも光合成活性のある植物は存在していないと考えられるので、サイトにおける真の F_c が下向きだったとは考えにくい。

手法間差 ΔF_c の符号に着目すると、生育・非生育期や昼夜に関わらず概して $F_{c, \text{OP}} < F_{c, \text{CP}}$ (すなわち $\Delta F_c < 0$) の傾向が見られた。 ΔF_c の大きさは、時間とともに変化し、同じ時間帯であっても日によって異なっていた。 $F_{\text{WPL}, \text{H}}$ は、いずれの季節も TMK のほうが大きかった。このような個別の日変化からだけでは ΔF_c の一般的な動態を把握する

Fig. 9. Dependence of bin-averaged $\overline{\Delta F_c}$ on (a) CO₂ flux (F_c), (b) horizontal wind velocity (U), and (c) sensible heat flux (H). The bin size is $3 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, 0.5 m s^{-1} and 20 W m^{-2} for F_c , U and H .

のは困難なので、以下では、長期のデータを用いて ΔF_c と環境因子の関連を統計的に解析する。

4.2 手法間差の頻度分布

OPEC と CPEC の CO₂ フラックスの差 ΔF_c の頻度分布を昼夜別に Fig. 5 に示す。 ΔF_c は、昼夜に関わらず左右対称に分布した。この分布の対称性は、月別のデータからも確認できた (図は省略)。分布の幅は、夜より昼、MSE より TMK のほうが大きかった。このような分布の幅や頂点の位置を表現するには、ガウス分布 (正規分布)

Fig. 10. Dependence of ΔF_c on horizontal wind velocity (U) in (a) MSE and (b) TMK after a data screening: $|F_{c, \text{CP}}| < 0.5$, $\chi_c \overline{w'\rho'_{v, \text{OP}}} < 0.5$ and $\overline{w'\rho'_{c, \text{OP}}} < 3 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$, where $F_{c, \text{CP}}$ is CO₂ flux by CPEC, and $\overline{w'\rho'_{v, \text{OP}}}$ and $\overline{w'\rho'_{c, \text{OP}}}$ are H₂O and CO₂ covariances by OPEC, respectively.

よりもラプラス分布 (両側指数分布) が適していた。(Fig. 5)。以下の解析では、 ΔF_c の分布をラプラス分布と仮定し、分布を表す指標として、式 (10) と (12) から求めた $\overline{\Delta F_c}$ と、式 (11) と (13) から求めた σ_Δ を用いる。

4.3 手法間差の季節変化

手法間差の系統誤差 $\overline{\Delta F_c}$ は、両サイトとも昼夜に関わらず生育期間前半に極小を示す季節変化が現れた。 $\overline{\Delta F_c}$ の大きさは、MSE では昼夜に差はなかったが (Fig. 6a, Fig. 7a), TMK では昼間に大きく夜間に小さかった (Fig.

Fig. 11. Comparison of CO_2 covariances measured by OPEC ($\overline{w'\rho'_{c,OP}}$) with WPL terms due to heat ($F_{WPL,H}$) in (a) MSE and (b) TMK, after a data screening: $|F_{c,CP}| < 0.5$, $\tilde{\chi}_c \overline{w'\rho'_{v,OP}} < 0.5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ and $U < 3 \text{ m s}^{-1}$, where $F_{c,CP}$, $\overline{w'\rho'_{v,OP}}$ and U represent CO_2 flux by CPEC, H_2O covariance by OPEC and mean horizontal wind.

6b, Fig. 7b)。MSE では、2 月と3 月の昼間に生育期間と同程度の大きさの $\overline{\Delta F_c}$ が見られた。しかし、概して $\overline{\Delta F_c}$ の季節変化パターンは両サイトで共通していた。

手法間差のランダム誤差 σ_d の季節変化はサイト間で異なった (Fig. 6c, Fig. 7c)。TMK では、昼間の σ_d は3 月から5 月と9 月から10 月にピークがあった。一方 MSE は、昼夜とも TMK に比べて σ_d の季節変化が小さかった。全体的に σ_d は TMK においてより大きく、昼間は平均して MSE の 1.97 倍であった。

WPL 補正項の季節変化は、各サイトの熱収支構造を反映していた。ここでは、WPL 補正項を $F_{WPL,E}$ (Fig. 6d, Fig. 7d) と $F_{WPL,H}$ (Fig. 6e, Fig. 7e) に分けて示す。全体的に昼間の WPL 補正項は MSE より TMK において大きかった。これには $F_{WPL,H}$ の違いが大きく影響した。生育期間の MSE は湛水状態であるため、ボーエン比は ± 0.1 程度であった。そのため、MSE の生育期間中の昼間は WPL 補正項が小さく、月平均 $2 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 程度であった。両サイトとも非生育期間の後半に WPL 補正項が大きくなる傾向が見られた (Fig. 6e)。MSE では、2 月から4 月にかけて、冬型気圧配置により風が強く降水の少ない状態が継続する。それによって、この時期はとくに地表面が乾燥し、加えて日射量が増大する時期でもあるため H が大きく、WPL 補正項が1 年を通じて最も大きくなった。TMK では、2 月以降、カラマツおよび中下層植生が十分に繁茂する6 月頃まで、 H の大きい状態が続いた。4 月から6 月にかけては昼間の WPL 補正項が月平均で $7 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 以上となった。両サイトとも夜間は H が下向きとなるので WPL 補正項も下向きとなるが、大きさは昼間に比べて小さかった (Fig. 7e)。また、WPL 補正項の符号に関わらず、生育期間には夜間でも $\overline{\Delta F_c} < 0$ の傾向が見られた。

4.4 手法間差のランダム誤差と気象要素の関係

手法間差のランダム誤差 σ_d は CO_2 フラックス F_c の大きさや符号の影響をあまり受けず、とくに MSE では F_c によらずほぼ一定であった (Fig. 8a)。 F_c が $0 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ を含む区間でも σ_d は $1 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 程度の大きさを保った。したがって、 F_c が小さくなるとフラックスに占める手法間差のランダム誤差の割合は急激に増大した。 σ_d は風速 U に対して、MSE では $U < 9 \text{ m s}^{-1}$ のとき $0.09 (\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1})/(\text{m s}^{-1})$ の割合で増加し、TMK では $U < 6 \text{ m s}^{-1}$ のとき $0.23 (\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1})/(\text{m s}^{-1})$ の割合で増加した (Fig. 8b)。 $U \approx 0$ のときの σ_d は、MSE で $0.7 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 、TMK で $0.5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ であった。 σ_d は WPL 補正項に対して、MSE ではほぼ一定であったが、TMK では WPL 補正項が -4 から $4 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ の範囲で WPL 補正項の大きさとともに増加した (Fig. 8c)。

4.5 手法間差の系統誤差と気象要素の関係

両サイトとも、手法間差の系統誤差の大きさ $|\overline{\Delta F_c}|$ は CO_2 フラックスの大きさ $|F_c|$ とともに増加する傾向にあったが、後述する風速や顕熱フラックスに比べると関係性は弱かった。両サイトとも、 $F_c \approx 0$ のとき $\overline{\Delta F_c}$ は -0.2 から $0 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ であった (Fig. 9a)。 F_c が負に大きくなると $\overline{\Delta F_c}$ も負に大きくなり、 F_c が $-30 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ のとき、 $\overline{\Delta F_c}$ は、MSE で $-0.8 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 、TMK は $-1.2 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ になった。

Table 3. Statistical summary of observed ΔF_c . N represents the sample number in each category. The confidence intervals (C. I.) quantify the ranges within which individual ΔF_c falls at a probability of 95%. The last column shows the probability that individual ΔF_c falls within $\pm 1 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$.

Site	Category	N	$\overline{\Delta F_c}$	σ_{Δ}	$\Sigma \Delta F_c$	C. I. ($\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$)	p (%)
MSE	All	6074	-0.14	1.04	-25.5	-2.41 to 2.26	74.3
	Day†	3122	-0.33	1.17	-26.4	-2.43 to 2.32	70.3
	Night‡	2952	-0.04	0.86	0.9	-1.95 to 2.29	80.5
TMK	All	4591	-0.36	2.23	-64.5	-5.14 to 4.25	47.0
	Day†	2595	-0.84	2.51	-48.3	-4.34 to 4.66	43.1
	Night‡	1996	-0.17	1.73	-16.2	-6.20 to 4.37	55.9

† $R_s \geq 20 \text{ W m}^{-2}$. ‡ $R_s < 20 \text{ W m}^{-2}$.

両サイトとも、 $\overline{\Delta F_c}$ は風速 U とともに増加した (Fig. 9b)。MSE の $\overline{\Delta F_c}$ は、 $U < 6.5 \text{ m s}^{-1}$ のとき -0.23 から $0.01 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ の範囲にあるが、 $U \geq 6.5 \text{ m s}^{-1}$ では $0.3 (\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1})/(\text{m s}^{-1})$ の割合で増加した。TMK の $\overline{\Delta F_c}$ は、 $U \geq 5 \text{ m s}^{-1}$ では MSE と同様に U とともに増加したが、 $2.5 \leq U < 5 \text{ m s}^{-1}$ の区間で負に大きくなった。この負側への張り出しは、この区間に負に大きい F_c (Fig. 9a) が高い割合で含まれていたことによる。Fig. 9b で示された風速依存性は、冬季のデータの影響をより強く受けていた。夏季は、後述する顕熱フラックスへの依存性がより強く働いたために、 $\overline{\Delta F_c}$ の風速への依存性は冬季ほど明瞭ではなかった。

両サイトとも、 $\overline{\Delta F_c}$ は顕熱フラックス H の増加とともに負に大きくなる傾向があった (Fig. 9c)。 $H > 400 \text{ W m}^{-2}$ の区間では、TMK の $\overline{\Delta F_c}$ は $-3 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ に達した。この値は今回行った依存関係の解析の中で最も負に大きい手法間差の系統誤差であった。 $H > 0 \text{ W m}^{-2}$ における $\overline{\Delta F_c}$ の平均減少率は、MSE では $0.5 (\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1})/(100 \text{ W m}^{-2})$ 、TMK では $0.6 (\mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1})/(100 \text{ W m}^{-2})$ であった。MSE では $H < 0 \text{ W m}^{-2}$ のとき $\overline{\Delta F_c}$ が増加する傾向があるが、これは 11, 12 月の夜間に特徴的に見られた $\Delta F_c > 0$ の影響であった。11, 12 月に $\overline{\Delta F_c}$ がこのような傾向を示した原因はわからなかった。

いずれのサイトでも $\overline{\Delta F_c}$ が U とともに増加し (Fig. 9b) H とともに減少する (Fig. 9c) 傾向が見られたが、その詳細はサイト間で異なっていた。これは、 F_c , U , H が相互に相関関係を持ち、かつその相関関係が気象条件とフェノロジーにしたがってサイト間で異なっていたことによると考えられる。そこで、 $\overline{\Delta F_c}$ の U と H への依存性を独立して調べるため、他の要因をできるだけ小さくするようにデータの抽出を行った。まず、 ΔF_c を構成する 4 項 (式 14) のうち、 $F_{c, \text{CP}} (= \bar{\rho}_d \overline{w' \chi' c})$ と $F_{\text{WPL}, \text{E}}$ が $|F_{c, \text{CP}}| < 0.5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ かつ $|F_{\text{WPL}, \text{E}}| < 0.5 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ となるデータを抽出した。この閾値は、抽出後のデータセットの

データ数が選別前の 10% 以上となるように定めた。次に、 U と H が相関を持つことの影響 (交互作用) を抑えるため、 $\overline{\Delta F_c}$ を U と比較する場合は $|F_{\text{WPL}, \text{H}}| < 3 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 、 H と比較する場合は $U < 3 \text{ m s}^{-1}$ の条件を追加した。これらの閾値は、Fig. 9 を参考に定めた。ここで作成したデータセットは、 $\Delta F_c \approx \overline{w' \rho' c_{\text{OP}}} + F_{\text{WPL}, \text{H}}$ と見なすことができるので、 $\overline{w' \rho' c_{\text{OP}}}$ と $F_{\text{WPL}, \text{H}}$ の間に不均衡が生じた場合に $\Delta F_c \neq 0$ となる。

この抽出データにおいても Fig. 9b と同様に U と ΔF_c の関係性が MSE において確認できた。MSE では、 $U > 4 \text{ m s}^{-1}$ のとき ΔF_c の符号は総じて正であった (Fig. 10a)。TMK ではデータセットに風速の大きいときの測定値が含まれていなかったため、MSE と同様の傾向は確認できなかった (Fig. 10b)。Fig. 11 は $\overline{w' \rho' c_{\text{OP}}}$ と $F_{\text{WPL}, \text{H}}$ の関係を示している。このデータセットでは、 $\overline{w' \rho' c_{\text{OP}}}$ に対応する $F_{\text{WPL}, \text{H}}$ が正確に推定できていれば、 $\Delta F_c = 0$ となり、測定値は 1 対 1 の直線上にプロットされる。ところが実際は、TMK では $\overline{w' \rho' c_{\text{OP}}}$ が負に大きくなるほど $F_{\text{WPL}, \text{H}}$ が不足し、 ΔF_c は負に増加した (Fig. 11b)。TMK に比べ値の幅が小さいが、MSE でも ΔF_c は概して負となっていた (Fig. 11a)。 $F_{c, \text{CP}}$ と $F_{\text{WPL}, \text{E}}$ が完全に 0 ではないことによる不確実性を考慮しても、 $\Delta F_c < 0$ は明らかであった。以上のことから、 U や H が大きくなる環境において $\Delta F_c \neq 0$ となるのは、 $\overline{w' \rho' c_{\text{OP}}}$ と $F_{\text{WPL}, \text{H}}$ の間の不均衡が主たる原因であったといえる。

4.6 手法間差が CO₂ フラックスの長期積算値に及ぼす影響

品質管理で棄却されなかった ΔF_c を積算すると、MSE は -26 g C m^{-2} ($N = 6074$)、TMK は -64 g C m^{-2} ($N = 4591$) であった (Table 3)。 ΔF_c の積算値を昼夜別に見ると、TMK の昼夜間と MSE の昼間は負であったが、MSE の夜間は 11, 12 月の影響 (Fig. 7a) を強く受けたため正となった。MSE と TMK の $F_{c, \text{CP}}$ の積算値は、それぞれ、 -257 g C m^{-2} と -408 g C m^{-2} であった

ので、 $F_{c, CP}$ の積算値に対する手法間差の積算値の割合は、MSE で 9.9%、TMK で 15.8% となった。

確率密度分布 (Fig. 5) から求めた個々の ΔF_c の 95% 信頼区間は、手法間差の系統誤差を除いて、MSE では -2.4 から $2.3 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ 、TMK では -5.1 から $4.3 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ の範囲であった (Table 3)。手法間差の系統誤差を除いた ΔF_c が $\pm 1 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ に収まる確率は、MSE では 74.3%、TMK では 47.0% であった (Table 3)。

5. 考 察

5.1 手法間差のランダム誤差を生じさせる要因

手法間差のランダム誤差 σ_d の要因には、個々の測器が持つ不確実性と、 ΔF_c の各項に適用する補正の不確実性がある。また、本研究における σ_d の定義上、 σ_d の算出に用いた期間および条件のもとでのゼロ・スバンドリフトの変動も手法間差のランダム誤差の原因となった可能性がある。補正に関しては、周波数応答補正の不確実性が挙げられる。高速フーリエ変換で求めた個々のコスペクトルは乱れが大きいので、それに基づいた周波数応答補正にもランダム誤差が含まれる。スカラー輸送に寄与する乱流のスケールに対してセンサーセパレーションが大きい場合には、各々の IRGA が性質の異なる乱流をサンプリングする可能性がある。このような条件では、外部要因の誤差が一致する ($\delta_{\text{Ext, OP}} - \delta_{\text{Ext, CP}} = 0$) という仮定が成立しなくなり、残差 ($\delta_{\text{Ext, OP}} - \delta_{\text{Ext, CP}}$) が ΔF_c に混入する。この残差は一定ではなく、風向・風速と安定度 (夜間) に依存して変化するので、 ΔF_c のランダム誤差の原因となる。これは、今回確認した σ_d の風速依存性 (Fig. 8b) の原因の 1 つの考えられる。また、WPL 補正項の寄与が相対的に大きくなるときには、WPL 補正項の不確実性が $\overline{w'\rho'_{c, OP}}$ に対して無視できなくなるので、 ΔF_c の不確実性も大きくなると考えられる (Fig. 8c)。

いずれの要因も個別に定量化するのは容易ではないので、今後手法間差の比較を行う場合は、CP-IRGA やポンプシステムを安定した環境に設置したり、各種補正の大きさができるだけ小さくなるようにサイト選定や測器配置を行ったりする工夫が重要になる。

5.2 手法間差の系統誤差を生じさせる要因

OP-IRGA あるいは CP-IRGA のドリフトは直接的に ΔF_c の原因となる。そこで、OP-IRGA の CO_2 デテクターに常に $\pm 5\%$ のスバンドリフトが生じていたと仮定し、 $\overline{w'\rho'_{c, OP}}$ を 0.95 倍あるいは 1.05 倍して月別 ΔF_c を再計算した (Fig. 6 と Fig. 7 の破線と点線)。その結果、スバンドリフトの影響は夏季に顕著であった。TMK では、 -5% のスバンドリフトによって、6 月と 8 月に昼間の ΔF_c の符号が逆転した (Fig. 6)。しかし、両サイトとも 5、6 月と

冬季には昼間の ΔF_c はほとんど変化しなかった。MSE では、OP-IRGA と CP-IRGA に関して、校正時に判明したスバンドリフトはいずれも $\pm 2\%$ 以下で (Fig. 1)、校正と校正の間でもスバンドリフトが 5% 以上になっていた可能性は低い。一方、温度ドリフトのように短期的に変化するドリフトも ΔF_c の原因となる。しかし、本研究で用いた IRGA はいずれも温度ドリフトが内部的に補償されており、この影響は小さかったと考えられる。MSE サイトの OP-IRGA の場合、この補償による不確実性は最大 $0.1\% / ^\circ\text{C}$ と公称されている。夏季の MSE では、昼間の気温は OP-IRGA の校正時の温度より 5 から 10°C 高かった。CP-IRGA は温度制御されたキャビネットに収納され、ほぼ校正時の温度に保たれた。このとき IRGA 間で最大 1% のスバンドリフトが生じていた可能性がある。ところが、本研究で明らかになった ΔF_c は、 1% のスバンドリフトでは十分に説明できない大きさであった。Fig. 3 の MSE の例では、昼間の WPL 補正前の OPEC の CO_2 フラックスは -40 から $-30 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ であったが、 ΔF_c はこの値の 1% よりも大きかった。以上のことから、 ΔF_c の主たる原因は IRGA のスバンドリフトではなかったと推察される。

本研究の結果から、 U あるいは H が増大したとき、 $\overline{w'\rho'_{c, OP}}$ と $F_{\text{WPL, H}}$ の間に不均衡が生じることがわかった (4.5 節)。この不均衡の原因は、 $\overline{w'\rho'_{c, OP}}$ あるいは $F_{\text{WPL, H}}$ の測定誤差、 $\overline{w'\rho'_{c, OP}}$ と $F_{\text{WPL, H}}$ の測定対象の不一致、WPL 理論自体の不完全性のいずれかに帰結すると考えられる。このうち、最近の研究によれば、WPL 補正の理論自体には誤りが無く、非定常な条件でも適用可能であることが明らかになっている (Massman and Tuovinen, 2006; Leuning, 2007; Kowalski and Serrano-Ortiz, 2007)。以下では、 $F_{\text{WPL, H}}$ の測定値の妥当性について、測定誤差および測定対象の両面から考察する。

Grelle and Lindroth (1996) は、風速が大きくなると、SAT (Solent, Gill) から推定した H が細線白金抵抗温度計 (直径 0.025 mm) で直接測定した H と異なることを報告している。とくに、 $U > 10 \text{ m s}^{-1}$ のとき、それらの差は 100 W m^{-2} に達した。彼らは、SAT の音仮温度測定自体に問題があると考え、SAT の支柱が風で揺れることでノイズが発生し、それが w と相関を持ったために H の大きさを過大評価したのではないかと説明している。ただし、Grelle and Lindroth (1996) では、ノイズが発生する詳しいメカニズム等は明らかにされていない。機種は異なるが本研究で用いた SAT にも同じような現象が発生していたとすれば、風速が高い条件での $\Delta F_c > 0$ の傾向は、 $\overline{w'T'_a}$ の過大評価によって説明できる。 H の 100 W m^{-2}

の過大評価は、WPL 補正の約 $4.8 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ の過大評価に相当する。これは Fig. 9b で示された $\overline{\Delta F_c}$ の 2 倍程度である。強風時の H の過大評価は、熱収支インバランスの大きさを過小評価する原因ともなり得る。しかし、一般に、乱流強度 ($\propto U$) によって熱収支インバランスは解消する傾向にあるので (例えば Wilson *et al.*, 2002), 強風時に熱収支インバランスが小さかったとしても、それが SAT の H の過大評価によるのか、あるいは乱流強度の増大によるのかを検証するのは容易ではない。

地表面の顕熱フラックス H に対して OP-IRGA の発熱による顕熱フラックスが無視できない大きさとなる可能性が指摘されている (Ono *et al.*, 2007; Burba *et al.*, 2007)。これは、 $\overline{w'p'_{a, \text{OP}}}$ と $F_{\text{WPL, H}}$ の測定対象が必ずしも一致しないことを意味している。OP-IRGA から発生した熱が OP-IRGA の測定パスを通過していれば、SAT の測定パスで測定した H を使う WPL 補正ではこの局所的な熱を補償できないので、 ΔF_c は負のバイアスを持つ。OP-IRGA の発熱が日射によるとすれば (Ono *et al.*, 2007), 日射が大きい場合は H も大きいので、 $\overline{\Delta F_c}$ と H にも相関が生じる。また、この影響は弱風時に顕著になると考えられる。本研究で明らかになった $\overline{\Delta F_c}$ と H の関係 (Fig. 9c), ならびに弱風時に $\overline{\Delta F_c} < 0$ となる傾向 (Fig. 9b) は、OP-IRGA の発熱が実際に生じていた可能性を示唆している。

風速 U とともに気圧変動が増大し、そのために $\overline{\Delta F_c}$ が生じた可能性もある。Massman and Lee (2002) によると、 $U > 10 \text{ m s}^{-1}$ のとき、 $\overline{w'p'_{a, \text{WPL}}}$ が -10 Pa m s^{-1} に達することがあり、これを WPL 補正に含めないことによる誤差は約 $-1.4 \mu\text{mol m}^{-2} \text{s}^{-1}$ であった。 $\overline{w'p'_{a, \text{WPL}}}$ を実測するのは容易ではないが (Wyngaard *et al.*, 1994), 風速の大きいサイトでは影響が無視できないので、誤差の要因として考慮に入れておく必要がある。

しかしながら、いずれの仮説も実測によって証明されていない。SAT の測定値から推定する H が強風時でも妥当かどうか、OP-IRGA の測定パスと SAT の測定パスで H に違いがないかどうか、どのような条件下で $\overline{w'p'_{a, \text{WPL}}} = 0$ と仮定できなくなるのかを早急に検証する必要がある。

5.3 サイト環境の相違が手法間差に及ぼす影響

本研究の結果では、 σ_{Δ} と $\overline{\Delta F_c}$ の大きさにはサイト間差があり、いずれも TMK においてより大きかった。測定システムの主な違いは、測定高度とチューブ長である (Table 2)。MSE は、TMK より測定高度が低く、生育期にはチューブも長い。外部要因のランダム誤差の混入や周波数応答補正に関する不確実性は、潜在的には TMK より MSE で大きかったと言える。しかし、実際には、 σ_{Δ} は MSE より TMK で大きかったため、 σ_{Δ} のサイト間差は

測定システムの違いでは説明できない。加えて、 $\overline{\Delta F_c}$ は、主に $F_{\text{WPL, H}}$ の大きさに依存していたことから、 σ_{Δ} と $\overline{\Delta F_c}$ のサイト間差は、サイト間の測定システムの違いというより、むしろサイト間の気象条件や植被状態の違いを反映したと考えられる。

これまでの結果と考察から、両サイトにおいて、ランダムあるいは系統的な ΔF_c を生じさせる主たる要因は OPEC に用いる $F_{\text{WPL, H}}$ の評価方法と誤差であることが分かった。より具体的には、OPEC に用いる $F_{\text{WPL, H}}$ が小さいほど ΔF_c は生じにくかった。2.1 節で述べたように、 $F_{\text{WPL, H}}$ の大きさは、有効エネルギーの大きさとボーエン比によって決まる。MSE の水田は、生育期間には湛水し、非生育期間も蒸発効率率は比較的高かったため、 $F_{\text{WPL, H}}$ は 1 年を通じて小さく保たれた (Fig. 6a)。TMK の生育期間は、田面水が存在する MSE と比較して有効エネルギーとボーエン比がともに大きかった。この傾向は、カラマツの展葉から植物が十分に繁茂するまでの 4 月から 6 月に顕著であった。 (Fig. 6b)。積雪期には、有効エネルギーが MSE と同程度であったが、積雪があるために蒸発効率が低くボーエン比が高かった。このような環境のために、TMK では MSE に比べて $F_{\text{WPL, H}}$ が大きく保たれやすく、それを反映して σ_{Δ} と $|\overline{\Delta F_c}|$ が MSE より大きかったと考えられる。

5.4 手法間の相対優位性

OPEC と CPEC の原理やシステム上の違いのうち、測定値に直接影響を及ぼす可能性があるのは、校正頻度、高周波減衰の大きさ、WPL 補正項の大きさの違いである。これらの観点から OPEC と CPEC の相対優位性を議論する。長期連続的に使用する場合は、欠測値や品質管理による棄却値の時間的分布の差異も問題になるが、ここでは議論しない。また、消費電力や費用等の副次的な問題もここでは扱わない。

校正頻度や校正作業の容易さにおいては OPEC が不利と考えられてきた。CP-IRGA は、外部で電磁弁の制御を行えば任意の間隔で自動校正が可能である。OP-IRGA は、現状では測器自体を自動校正することはできない。観測者がサイトに向向くか、あるいは測器を持ち帰るか、そのいずれかによって校正を行うため、CP-IRGA に比べると校正頻度は低くなる。しかし、本研究で用いた OP-IRGA (LI-7500) は、少なくとも校正から 90 日が経過しても感度変化は $\pm 1\%$ 程度であった (Fig. 1)。したがって、年に数回の頻度で校正を行える状況であれば、感度の安定性という点では手法間の優劣を決めることはできない。

一般的に、CPEC システムは高周波減衰が大きいため、周波数応答補正に不確実性をともないやすい。チューブ

内壁での吸脱着により、 H_2O の変動は CO_2 以上に減衰する (Goulden *et al.*, 1996)。したがって、乱流のスケールが小さいサイトや、 H_2O の変動も厳密に測定したいサイトでは、CPECよりもOPECが適しているといえる。

WPL補正に関しては、CPECには測定原理上2つ利点がある。まず、CPECでは、チューブによって試料空気中の w と相関のある温度変動が、無視できる程度まで減衰する (Leuning and Judd, 1996)。そのため、温度変動の測定に関わる不確実性が CO_2 フラックスへ伝播しにくい。次に、CP-IRGAは、構造上、 CO_2 や H_2O の変動を測定した試料空気の温度や圧力の変動を測定できる。一方、通常のOPECシステムでは、OP-IRGAの測定パス内の温度変動を直接測定できないので、併置したSATの音仮温度出力をWPL補正に用いている。SATとOP-IRGAの距離が大きい場合や、OP-IRGAの発熱が無視できない場合は、SATの出力を用いたWPL補正では補償できない空気密度変動が生じる恐れがある。また、音仮温度変動を気温変動へ変換するときの不確実性も加わる。本研究の結果によれば、 $U > 5 \text{ m s}^{-1}$ あるいは $H > 200 \text{ W m}^{-2}$ のとき、WPL補正項の系統誤差が $\pm 1 \mu\text{mol m}^{-2} \text{ s}^{-1}$ を超える可能性がある。また、通常のWPL補正で無視している圧力変動の影響も風速とともに増大する。したがって、WPL補正の不確実性という観点からは、有効エネルギーやボーエン比が大きい乾燥した裸地や積雪地などのサイト、および風速の大きいサイトでは、OPECよりCPECが適しているといえる。

6. 結 論

水田とカラマツ林のそれぞれ1年間のデータセットを使って、オープンパス型渦相関法とクローズドパス型渦相関法により測定した CO_2 フラックスを比較した。両サイトにおいて、オープンパス型はクローズドパス型に比べ生態系純生産量 (NEP) をより大きく推定していたことが明らかになった。この手法間の系統的差異は、オープンパス型に適用した空気密度変動補正 (WPL補正) の大きさとともに増加した。生態系の熱収支構造の違いにより、カラマツ林サイトは水田サイトに比べWPL補正の影響が大きく、そのため手法間の系統的差異もより大きい値となった。環境条件と手法間の系統的差異の比較により、風速あるいは顕熱フラックスが大きい条件では、WPL補正に用いる顕熱フラックスの測定方法や測定値に矛盾や誤差が生じていることが示唆された。

謝 辞

MSEサイトでの観測は佐々木二三男氏のご厚意により可能となりました。TMKサイトは、国立環境研究所地

球環境研究センターと、同センターの藤沼康実博士と犬飼孔氏による管理・運営のもとに観測を続けることができました。TMKサイトの利用に関して北海道森林管理局の多大なご協力をいただきました。TMKサイトの測器メンテナンスには、株式会社エコニクスの北森康之氏にご助力をいただきました。国立環境研究所の井手玲子研究員にはTMKサイトの気象データを提供していただきました。農業環境技術研究所の三輪哲久博士、永井秀幸博士、小林義和博士、山田智康氏、Gwang Hyun Han 博士、筑波大学の齊藤誠博士には、本研究をまとめるにあたり貴重なご助言を賜りました。査読者の方々に有益なコメントを頂きました。本研究は、科学技術振興機構の重点研究支援協力員派遣事業 (H12-10)、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)、APN2006-01CMY「Standardization and Systematization of Carbon-Budget Observation in Asian Terrestrial Ecosystems Based on Asia Flux Network」(代表：大谷義一)の支援を受けました。本研究の一部は、著者 (小野圭介) が重点研究支援協力員の派遣期間中に農業環境技術研究所において実施したものです。ここに記して御礼申し上げます。

References

- Anthoni, P. M., Unsworth, M. H., Law, B. E., Irvine, J., Baldocchi, D. D., Van Tuyl, S., and Moore, D., 2002: Seasonal differences in carbon and water vapor exchange in young and old-growth ponderosa pine ecosystems. *Agric. For. Meteorol.*, **111**, 203–222.
- Baldocchi, 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.
- Baldocchi, D., Falge, E., Gu, L., Olson, R., Hollinger, D., Running, S., Anthoni, P., Bernhofer, C., Davis, K., Evans, R., Fuentes, J., Goldstein, A., Katul, G., Law, B., Lee, X., Malhi, Y., Meyers, T., Munger, W., Oechel, W., Paw U, K. T., Pilegaard, K., Schmid, H. P., Valentini, R., Verma, S., Vesala, T., Wilson, K., and Wofsy, S., 2001: FLUXNET: A new tool to study the temporal and spatial variability of ecosystem-scale carbon dioxide, water vapor, and energy flux densities. *Bull. Am. Meteorol. Soc.*, **82**, 2415–2434.

- Baldocchi, D., Valentini, R., Running, S., Oechel, W., and Dahlman, R., 1996: Strategies for measuring and modelling carbon dioxide and water vapour fluxes over terrestrial ecosystems. *Global Change Biol.*, **2**, 159–168.
- Burba, G., Anderson, D., McDermitt, D., Furtaw, M., Xu, L., and Suyker, A., 2007: Influence of instrument surface temperature on the measurements of CO₂ flux from an open-path gas analyzer. *Agric. For. Meteorol.*, submitted.
- Foken, T., Wimmer, F., Mauder, M., Thomas, C., and Liebethal, C., 2006: Some aspects of the energy balance closure problem. *Atmos. Chem. Phys.*, **6**, 4395–4402.
- 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.
- Grelle, A., and Lindroth, A., 1996: Eddy-correlation system for long-term monitoring of fluxes of heat, water vapour and CO₂. *Global Change Biol.*, **2**, 297–307.
- Hirano, T., Hirata, R., Fujinuma, Y., Saigusa, N., Yamamoto, S., Harazono, Y., Takada, M., Inukai, K., and Inoue, G., 2003: CO₂ and water vapor exchange of a larch forest in northern Japan. *Tellus B*, **55**, 244–257.
- Hirata, R., Hirano, T., Mogami, J., Fujinuma, Y., Inukai, K., Saigusa, N., and Yamamoto, S., 2005: CO₂ flux measured by an open-path system over a larch forest during snow-covered season. *Phyton*, **45**, 347–351.
- Hollinger, D. Y., and Richardson, A. D., 2005: Uncertainty in eddy covariance measurements and its application to physiological models. *Tree Physiol.*, **25**, 873–885.
- Kanda, M., Inagaki, A., Letzel, M. O., Raasch, S., and Watanabe, T., 2004: LES study of the energy imbalance problem with eddy covariance fluxes. *Boundary-Layer Meteorol.*, **110**, 381–404.
- Kowalski, A. S., and Serrano-Ortiz, P., 2007: On the relationship between the eddy covariance, the turbulent flux, and surface exchange for a trace gas such as CO₂. *Boundary-Layer Meteorol.*, **124**, 129–141.
- 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 revisited. In *Handbook of Micrometeorology, A Guide for Surface Flux Measurements and Analysis* (ed. by X. Lee, W. Massman, and B. Law). Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp. 119–132.
- Leuning, R., 2007: The correct form of the Webb, Pearman and Leuning equation for eddy fluxes of trace gases in steady and non-steady state, horizontally homogeneous flows. *Boundary-Layer Meteorol.*, **123**, 263–267.
- Leuning, R., and Judd, M. J., 1996: The relative merits of open- and closed-path analysers for measurement of eddy fluxes. *Global Change Biol.*, **2**, 241–253.
- Leuning, R., and King, K. M., 1992: Comparison of eddy-covariance measurements of CO₂ fluxes by open-path and closed-path CO₂ analyzers. *Boundary-Layer Meteorol.*, **59**, 297–311.
- Leuning, R., and Moncrieff, J., 1990: Eddy-covariance CO₂ flux measurements using open- and closed-path CO₂ analysers: Corrections for analyser water-vapor sensitivity and damping of fluctuations in air sampling tubes. *Boundary-Layer Meteorol.*, **53**, 63–76.
- Liu, H. P., 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. *Boundary-Layer Meteorol.*, **120**, 65–85.
- Loescher, H., Law, B., Mahrt, L., Hollinger, D., Campbell, J., and Wofsy, S., 2006: Uncertainties in, and interpretation of, carbon flux estimates

- using the eddy covariance technique. *J. Geophys. Res.*, **111**, D21S90.
- Mano, M., Miyata, A., Nagai, H., Yamada, T., Ono, K., Saito, M., and Kobayashi, Y., 2007: Random sampling errors in CO₂ fluxes measured by the open-path eddy covariance method and their influence on estimating annual carbon budget. *J. Agric. Meteorol.*, **63**, 67–79.
- 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, A Guide for Surface Flux Measurements and Analysis* (ed. by X. Lee, W. Massman, and B. Law). Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp. 133–160.
- Massman, W., and Lee, X., 2002: Eddy covariance flux corrections and uncertainties in long-term studies of carbon and energy exchanges. *Agric. For. Meteorol.*, **113**, 121–144.
- Massman, W., and Tuovinen, J. - P., 2006: An analysis and implications of alternative methods of deriving the density (WPL) terms for eddy covariance flux measurements. *Boundary-Layer Meteorol.*, **121**, 221–227.
- Miyata, A., Iwata, T., Nagai, H., Yamada, T., Yoshikoshi, H., Mano, M., Ono, K., Han, G., Harazono, Y., Ohtaki, E., Baten, M., Inohara, S., Takimoto, T., and Saito, M., 2005: Seasonal variation of carbon dioxide and methane fluxes at single cropping paddy fields in central and western Japan. *Phyton*, **45**, 89–97.
- 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.
- Ono, K., Miyata, A., and Yamada, T., 2007: Apparent downward CO₂ flux observed with open-path eddy covariance over a non-vegetated surface. *Theor. Appl. Climatol.*, in press.
- Saito, M., Miyata, A., Nagai, H., and Yamada, T., 2005: Seasonal variation of carbon dioxide exchange in rice paddy field in Japan. *Agric. For. Meteorol.*, **135**, 93–109.
- Schotanus, P., Nieuwstadt, F. T. M., and De Bruin, H. A. R., 1983: Temperature measurement with a sonic anemometer and its application to heat and moisture fluxes. *Boundary-Layer Meteorol.*, **26**, 81–93.
- Suyker, A. E., and Verma, S. B., 1993: Eddy correlation measurement of CO₂ flux using a closed-path sensor: Theory and field tests against an open-path sensor. *Boundary-Layer Meteorol.*, **64**, 391–407.
- Twine, T. E., Kustas, W. P., Norman, J. M., Cook, D. R., Houser, P. R., Meyers, T. P., Prueger, J. H., Starks, P. J., and Wesely, M. L., 2000: Correcting eddy-covariance flux underestimates over a grassland. *Agric. For. Meteorol.*, **103**, 279–300.
- Valentini, R., Matteucci, G., Dolman, A. J., Schulze, E.-D., Rebmann, C., Moors, E. J., Granier, A., Gross, P., Jensen, N. O., Pilegaard, K., Lindroth, A., Grelle, A., Bernhofer, C., Grünwald, T., Aubinet, M., Ceulemans, R., Kowalski, A. S., Vesala, T., Rannik, Ü., Berbigier, P., Loustau, D., Guðmundsson, J., Thorgeirsson, H., Ibrom, A., Morgenstern, K., Clement, R., Moncrieff, J., Montagnani, L., Minerbi, S., and Jarvis, P. G., 2000: Respiration as the main determinant of carbon balance in European forests. *Nature*, **404**, 861–865.
- Vickers, D., and Mahrt, L., 1997: Quality control and flux sampling problems for tower and aircraft data. *J. Atmos. Oceanic. Technol.*, **14**, 512–526.
- Wang, H., Saigusa, N., Yamamoto, S., Kondo, H., Hirano, T., Toriyama, A., and Fujinuma, Y., 2004: Net ecosystem CO₂ exchange over a larch forest in Hokkaido, Japan. *Atmos. Environ.*, **38**, 7021–7032.
- Watanabe, T., Yamanoi, K., and Yasuda, Y., 2000: Testing of the bandpass eddy covariance method for a long-term measurement of water vapour flux over a forest. *Boundary-Layer Meteorol.*, **96**, 473–491.
- Webb, E. K., Pearman, G. I., and Leuning, R., 1980: Correction of flux measurements for density effects due to heat and water-vapor 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. *Boundary-Layer Meteorol.*, **99**, 127–150.
- Wilson, K., Goldstein, A., Falge, E., Aubinet,

- M., Baldocchi, D., Berbigier, P., Bernhofer, C., Ceulemans, R., Dolman, H., Field, C., Grelle, A., Ibrom, A., Law, B. E., Kowalski, A., Meyers, T., Moncrieff, J., Monson, R., Oechel, W., Tenhunen, J., Valentini, R., and Verma, S., 2002: Energy balance closure at FLUXNET sites. *Agric. For. Meteorol.*, **113**, 223–243.
- Wyngaard, J., Siegel, A., and Wilczak, J., 1994: On the response of a turbulent-pressure probe and the measurement of pressure transport. *Boundary-Layer Meteorol.*, **69**, 379–396.
- Yasuda, Y., and Watanabe, T., 2001: Comparative measurements of CO₂ flux over a forest using closed-path and open-path CO₂ analysers. *Boundary-Layer Meteorol.*, **100**, 191–208.