4. Metody weryfikacji jakości danych i określania obszaru źródłowego strumieni turbulencyjnych

Krzysztof Fortuniak¹, Włodzimierz Pawlak¹

Streszczenie

W pracy przedstawiono i przedyskutowano podstawowe metody statystycznej weryfikacji jakości danych strumieni turbulencyjnych oraz wyznaczania ich obszaru źródłowego. Bazę empiryczną analiz stanowiły wyniki trzyletnich (2013–2015) pomiarów bilansu cieplnego i strumieni gazów cieplarnianych (pary wodnej, dwutlenku węgla i metanu) prowadzone metodą kowariancji wirów w okolicy wsi Kopytkowo (Biebrzański Park Narodowy). Analizie poddano trzy testy stacjonarności oraz testy dobrze rozwiniętej turbulencji. Pokazano, że automatyczne stosowanie testów może prowadzić zarówno do odrzucenia poprawnych wartości jak i do przyjęcia wartości nierealnych. Szczególnie uważnie powinny być stosowane testy dotyczące warunku dobrze rozwiniętej turbulencji. Omówiono metody wyznaczania obszaru źródłowego strumieni turbulencyjnych. Pokazano, że różne algorytmy analityczne prowadzą do zbliżonych rezultatów oraz że w przypadku Kopytkowa obszar źródłowy obejmuje powierzchnię 100–150 tys. m² pokrytą typową dla bagien biebrzańskich roślinnością.

Słowa kluczowe: metoda kowariancji wirów, testy stacjonarności, funkcja śladu, gazy cieplarniane, Biebrzański Park Narodowy

4.1. Wstęp

Metoda kowariancji wirów pozwala na uzyskanie danych szczególnie istotnych dla zrozumienia globalnych i lokalnych mechanizmów klimatycznych. Dotyczy to zarówno danych dotyczących bilansu cieplnego powierzchni czynnej, wymiany pędu jak i wymiany gazów cieplarnianych. Zmierzone strumienie pozwalają na ocenę tej wymiany w dłuższym przedziale czasu, na przykład w skali miesięcznej, rocznej czy wręcz wieloletniej. W efekcie prowadzą do poprawy zrozumienia globalnego bilansu energetycznego oraz globalnego cyklu węglowego. Aby ten cel został osiągnięty, wyniki pomiarów muszą cechować się wysoką wiarygodnością, być reprezentatywne dla badanego obszaru.

W przeciwieństwie do pomiarów podstawowych parametrów meteorologicznych w metodzie kowariancyjnej wartości strumieni otrzymuje się na podstawie stosunkowo wrażliwych na czynniki zewnętrzne szybkozmiennych pomiarów mikrometeorologicznych. Dane te podlegają następnie opisanej w poprzednim rozdziale złożonej procedurze obróbki numerycznej. Chociaż technicznie procedura ta jest prawie zawsze możliwa do zrealizowania,

¹ Katedra Meteorologii i Klimatologii, Wydział Nauk Geograficznych, Uniwersytet Łódzki, ul. Narutowicza 88, 90-139 Łódź, e-mail: <u>kfortun@uni.lodz.pl</u>, <u>wpawlak@uni.lodz.pl</u>

jedynie wartościom, przy wyliczaniu których zachowane zostały teoretyczne założenia odnośnie stosowalności metody, można nadać jasną interpretację fizyczną pionowych strumieni turbulencyjnych. Podstawowym założeniem teoretycznym jest spełnienie warunku stacjonarności szeregów czasowych. Jak już wspomniano w poprzednim rozdziale, założenie to jest trudne do spełnienia ze względu na naturę zmienności parametrów meteorologicznych, lecz przy odpowiednim wyborze przedziału uśredniania warunek ten można uznać za generalnie spełniony. W poszczególnych przypadkach, moga pojawiać się jednak gwałtowne zmiany (w obrębie przedziału uśredniania) parametrów meteorologicznych będące wynikiem gwałtownych zjawisk meteorologicznych (burze, przejścia frontów atmosferycznych), zjawiska intermitencji lub innych czynników. W takim wypadku postulat stacjonarności nie jest spełniony, a automatycznie wyznaczone strumienie mają watpliwe znaczenie fizyczne. Istnieje zatem potrzeba każdorazowego sprawdzenia czy szeregi pomiarowe w analizowanym przedziale uśredniania można uznać za w przybliżeniu stacjonarne. W tym celu opracowane zostały testy pozwalające na weryfikację tego założenia. Niestety w przypadku testowania postulatu stacjonarności procedury nie są tak ustandaryzowane jak w przypadku obliczania strumieni. Najczęściej stosowany jest w tym celu test zaproponowany przez Fokena i Wichure (1996), lecz istnieją również testy proponowane przez innych badaczy (Vickers i Mahrt, 1997; Mahrt, 1998; Dutaur i in., 1999; Affre i in., 2000).

Drugi aspekt oceny jakości danych otrzymanych z wyliczeń metodą kowariancji wirów dotyczy spełnienia postulatu dobrze rozwiniętej turbulencji. Jedynie bowiem w przypadku dobrze rozwiniętej turbulencji można pominąć czynniki adwekcyjne (przy dodatkowych założeniach). Jeżeli turbulencja jest słaba to przenoszenie sygnału od powierzchni do wysokości czujnika jest stosunkowo wolne i zmiany mierzonych parametrów mogą być wywołane przez napływ powietrza z odległych rejonów (jest to związane z omówionym niżej obszarem źródłowym). Jednocześnie między czujnikiem a powierzchnią Ziemi następować może gromadzenie gazu i pomiary na zadanej wysokości nie odzwierciedlają rzeczywistego strumienia z powierzchni Ziemi. W praktyce stosowane są dwa sposoby oceny spełnienia warunku dobrze rozwiniętej turbulencji. Najczęściej stosowane jest stosunkowo proste kryterium bazujące na wartości progowej prędkości tarciowej u_* . Nieco bardziej zaawansowana metoda polega na ocenie różnic między unormowanymi odchyleniami standardowymi mierzonych parametrów od ich wartości wynikających z teorii podobieństwa Monina-Obuchowa (Thomas i Foken, 2002).

W celu łącznej oceny jakości obliczonych danych stosuje się różne systemy flag (Foken i in., 2012), wskazujące na stopień wiarygodności konkretnego wyniku.

Z jakością danych związane jest również zagadnienie obszaru źródłowego czujników. Na zmierzoną przez każdy czujnik wartość parametru meteorologicznego oprócz czynników adwekcyjnych wpływają procesy (np. nagrzewanie, parowanie, emisja gazów) zachodzące na pewnym obszarze w najbliższym otoczeniu czujnika, zwanym obszarem źródłowym. Dotyczy to zarówno mierzonych wielkości skalarnych (np. temperatura, wilgotność, gęstość gazów), wektorowych (wiatr) jak i ich strumieni. Na przykład termometr umieszczony 50 cm nad powierzchnią Ziemi będzie wskazywał inną temperaturę nad trawą, inną nad asfaltem. Gdy umieścimy go na granicy tych ośrodków zanotowana temperatura będzie zależała od kierunku wiatru. Aby stwierdzić jak temperatura powietrza na wysokości 50 cm zależy od typu podłoża należałoby wykorzystać tylko te dane, dla których od strony nawietrznej termometru mamy

odpowiednio duży obszar jednorodnej powierzchni. Temperatura powierzchni od strony zawietrznej oraz odpowiednio daleko od czujnika ze strony nawietrznej w niewielkim stopniu wpływa na zarejestrowaną wartość temperatury. Obszar, jaki ma wpływ na wartość zmierzonego parametru meteorologicznego, to właśnie obszar źródłowy. Obszar ten nie ma ściśle wytyczonej granicy, dlatego w praktyce wyznacza się izolinie, które obejmują obszar w określonej części wpływający na zmierzony parametr, np. w 50%, 75% czy 90%. Wielkość obszaru źródłowego zależy od wielu czynników, w tym: od warunków meteorologicznych, wysokości zamontowania czujnika, jego typu i stałej czasowej, parametrów pomiarowych oraz rodzaju wielkości jaką mierzy. Poznanie obszaru źródłowego pozwala stwierdzić czy sygnał rejestrowany przez czujnik pochodzi z obszaru o charakterze jednorodnym.

Celem tego opracowania jest przedstawienie wybranych metod weryfikacji jakości danych oraz wyznaczania obszaru źródłowego czujników turbulencyjnych na podstawie pomiarów strumieni gazów cieplarnianych wykonywanych w Kopytkowie (Biebrzański Park Narodowy) w latach 2013–2015. Podstawowe wiadomości o lokalizacji stanowiska pomiarowego, metodyce pomiarów i wyliczania strumieni zostały przedstawione w poprzednich rozdziałach, dlatego nie będą one tu omawiane.

4.2. Testy stosowane do sprawdzania postulatu stacjonarności

Postulat stacjonarności zakłada, że statystyczne cechy szeregu pomiarowego nie zmieniają się w czasie. Dlatego testy stacjonarności najczęściej porównują wybraną miarę statystyczną dla całego przedziału uśredniania z wartościami tej miary w podprzedziałach tego przedziału. Istnieje kilka testów stacjonarności, z których trzy zostaną szerzej omówione poniżej.

Najszerzej stosowanym testem stacjonarności jest zaproponowane przez Fokena i Wichurę (1996) porównanie wartości strumienia w całym przedziale uśredniania (dla Kopytkowa to 1 godz.), ze średnią liczoną na podstawie strumieni wyznaczonych dla podprzedziałów tego przedziału. Typowa długość podprzedziału przyjmowana w większości prac to 5 min. Miarą spełnienia postulatu stacjonarności jest statystyka:

$$RN_{FW} = \left| \frac{\langle \overline{w'\rho'_{c_{5\min}}} \rangle - \overline{w'\rho'_{c_{1h}}}}{\overline{w'\rho'_{c_{1h}}}} \right|, \tag{4.1}$$

gdzie: $\overline{w'\rho'_{c_{1h}}}$ – strumień badanego gazu *c* o gęstości ρ_c liczony dla przedziału 1–godz., $\langle \overline{w'\rho'_{c_{5min}}} \rangle$ – średnia ze strumieni liczonych dla 5–minutowych podprzedziałów (rozłącznych) tego przedziału². Warunek stacjonarności uważa się za spełniony, jeżeli $RN_{FW} < 0.3$ (Foken i in., 2004), jednak różni autorzy przyjmują różne wartości progowe. Podstawową wadą tego testu jest fakt, że ze względu na występowanie $\overline{w'\rho'_{c_{1h}}}$ w mianowniku, test ten często odrzuca bliskie zeru strumienie. Dlatego, jeśli wartości strumienia są odpowiednio małe, kryterium to trudno uznać za wiarygodne. W przypadku pomiarów w Kopytkowie dane takie są przyjmowane jako dobre.

² w przypadku strumienia ciepła jawnego będzie to odpowiednio $\overline{w'T'}_{1h}$, oraz $\langle \overline{w'T'}_{5min} \rangle$.

Drugi z często stosowanych testów został podany przez Mahrta (1998). Polega on na porównaniu odchylenia standardowego strumienia dla przedziału uśredniania ze średnią z odchyleń standardowych dla podprzedziałów. W przypadku przedziału jednogodzinnego procedura sprowadza się do podzielenia przedziału na I = 6 podprzedziałów dziesięciominutowych. W każdym podprzedziałe liczony jest strumień turbulencyjny. Następnie obliczane jest odchylenie standardowe z tych 6 wartości strumienia, σ_{tot} . Kolejny krok polega na podziale każdego z podprzedziałów na J = 6 segmentów. Podobnie jak poprzednio strumień liczony jest dla każdego z segmentów a następnie wyznaczane jest odchylenie standardowe z tych strumieni w podprzedziałe, σ_i . Odchylenia standardowe z podprzedziałów są uśredniane:

$$RE = \frac{1}{I\sqrt{J}}\sum_{i=1}^{I}\sigma_i.$$
(4.2)

Miarą stacjonarności jest w tym przypadku iloraz:

$$RN_M = \frac{\sigma_{tot}}{RE}.$$
(4.3)

Jako kryterium spełnienia stacjonarności Mahrt (1998) proponuje $RN_M > 2$, zaznaczając jednocześnie, że możliwe jest podwyższenie tego progu, na przykład w warunkach słabego wiatru.

Mniej popularny od dwóch poprzednich jest test zaproponowany przez Dutaura i in. (1999) oraz Affre i in. (2000), a następnie zmodyfikowany przez Nemitza i in. (2002). Główna idea tego testu polega na ocenie odchylenia od linii prostej skumulowanych wartości iloczynów fluktuacji pionowej prędkości ruchu powietrza w' i fluktuacji gęstości badanego gazu ρ'_c (w przypadku ciepła jawnego, fluktuacji temperatury T'). W idealnie stacjonarnym przypadku funkcja:

$$I(t) = \frac{1}{t_d} \int_0^t w' \rho'_c \ dt', \tag{4.4}$$

będzie miała charakter liniowy. Dlatego suma odchyleń tej funkcji od prostej może być uznana za miarę stacjonarności. W praktyce jako miarę stacjonarności przyjmuje się:

$$RSC = \frac{2\sigma_{REG}}{\overline{w'\rho'_{c_{1h}}}},\tag{4.5}$$

gdzie σ_{REG} oznacza odchylenie standardowe odchyleń funkcji I(t) od prostej regresji tej funkcji względem czasu w przedziale uśredniania. Normowanie przez wartość strumienia $\overline{w'\rho'_{c_{1h}}}$ wprowadzone zostało w celu uzyskania bezwymiarowości tej miary statystycznej (Fortuniak, 2010). Podobnie jak w przypadku poprzednich testów różni autorzy przyjmują różne wartości progowe statystyki *RSC*. Na przykład Affre i in. (2000) podają za progową wartość 0,5, Nemitz i in. (2002) uznają, że powinno to być 0,2, a Famulari i in. (2009) aż 2,0.





Rys. 4.1*a*. Przebieg strumienia ciepła jawnego $Q_{\rm H}$ w Kopytkowie w dniach 8–11.07.2014 r. oraz wartości testów statystycznych Fokena i Wichury, RN_{FW} , Mahrta, RN_M oraz Dutaura i Affre, *RSC*. Kolorem czerwonym zaznaczono wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności, kolorem żółtym – przez co najmniej jeden z testów. Przerywane linie poziome oznaczają wartości progowe testów

Stosowanie kilku testów stacjonarności stwarza problem interpretacji rozbieżnych wyników tych testów. Z reguły bowiem tylko część przypadków wskazywana jest przez wszystkie testy jako spełniająca, bądź jako niespełniająca, warunek stacjonarności. Często testy dają sprzeczne wyniki. W celu uniknięcia zbyt wielu poziomów jakości danych najprostszym rozwiązaniem wydaje się przyjęcie za dobre danych, gdy wszystkie testy wskazują na spełnienie postulatu stacjonarności lub jeśli chociaż jeden z testów sugeruje

poprawność wyników. Pierwsze podejście dostarcza danych bardzo wysokiej jakości, lecz często prowadzi do znacznej liczby odrzuconych wartości. Takie dane wyśmienicie nadają się do poszukiwania funkcyjnych zależności między analizowanym strumieniem a innymi parametrami czy do testowania parametryzacji, lecz niekoniecznie jako szereg bazowy do uzupełniania danych. W tym wypadku prawdopodobnie lepiej wykorzystać dane o nieco mniejszej wiarygodności (np. zaliczone przez jeden z testów), ale cechujące się mniejszą liczbą braków. Unika się w ten sposób zastępowania zbyt wielu danych pomiarowych



Rys. 4.1*b*. Przebieg strumienia ciepła utajonego Q_E w Kopytkowie w dniach 8–11.07.2014 r. oraz wartości testów statystycznych Fokena i Wichury, RN_{FW} , Mahrta, RN_M oraz Dutaura i Affre, *RSC*. Kolorem czerwonym zaznaczono wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności, kolorem żółtym – przez co najmniej jeden z testów. Przerywane linie poziome oznaczają wartości progowe testów



Rys. 4.1*c*. Przebieg strumienia dwutlenku węgla F_{CO2} w Kopytkowie w dniach 8– 11.07.2014 r. oraz wartości testów statystycznych Fokena i Wichury, RN_{FW} , Mahrta, RN_M oraz Dutaura i Affre, *RSC*. Kolorem czerwonym zaznaczono wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności, kolorem żółtym – przez co najmniej jeden z testów. Przerywane linie poziome oznaczają wartości progowe testów

sztucznie wygenerowanymi danymi modelowymi (każde uzupełnianie danych to zastosowanie pewnego 'modelu' do braków). Z dużą uwagą należy również analizować jakość danych w przypadku badania wartości ekstremalnych.

Przykład zastosowania wymienionych testów do danych ze stacji pomiarowej w Kopytkowie w dniach 8–11.07.2014 r. przedstawiono na rysunku 4.1. Wybrany okres cechował się wyjątkowo sprzyjającymi warunkami, dzięki czemu znaczna liczba danych została pozytywnie zweryfikowana przez co najmniej jeden test. W badanym okresie przebiegi strumieni ciepła jawnego i ciepła utajonego charakteryzują się regularnym cyklem dobowym z maksimum w okolicach godzin południowych (rys. 4.1*a,b*). Mimo to



Rys. 4.1*d*. Przebieg strumienia metanu F_{CH4} w Kopytkowie w dniach 8–11.07.2014 r. oraz wartości testów statystycznych Fokena i Wichury, RN_{FW} , Mahrta, RN_M oraz Dutaura i Affre, *RSC*. Kolorem czerwonym zaznaczono wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności, kolorem żółtym – przez co najmniej jeden z testów. Przerywane linie poziome oznaczają wartości progowe testów

w przypadku $Q_{\rm H}$ zaledwie 28 (z 96) wartości zostało pozytywnie zweryfikowanych przez wszystkie 3 testy. W przypadku $Q_{\rm E}$ są to 46 wartości. Pojawiają się również przypadki, które nie zostały zaliczone przez żaden z testów, mimo że nie odstają od regularnego przebiegu strumieni. Należy zatem rozważyć ich odrzucenie z dalszych analiz. Jeśli dane będą użyte do badania zależności funkcyjnych pomiędzy strumieniami a innymi parametrami, to prawdopodobnie bezpieczniej jest korzystać jedynie z wartości pozytywnie zweryfikowanych, najlepiej przez wszystkie trzy testy. Jeśli jednak dane te mają posłużyć do wyliczenia sum czy średnich z pewnego okresu, to wątpliwą poprawą tego typu oszacowań będzie zastąpienie danych charakteryzujących się regularnym przebiegiem, chociaż nie zaliczonych przez wszystkie testy (lub nawet przez żaden test) wartościami modelowanymi. Strumień ciepła utajonego pokazuje również wyraźnie wspomniane odrzucanie prawie wszystkich nocnych, bliskich zeru, wartości przez test Fokena i Wichury. Strumień ciepła jawnego był w nocy lekko ujemny, dzięki czemu został przez ten test pozytywnie zweryfikowany, lecz w przypadkach, gdy $Q_{\rm H}$ było bliskie zera statystyka RN_{FW} osiągała bardzo duże wartości. Podobnie jak $Q_{\rm H}$ i $Q_{\rm E}$, strumień dwutlenku węgla $F_{\rm CO2}$ cechował w badanym okresie wyraźnie regularny przebieg (rys. 4.1c). Również i w tym wypadku niektóre z surowych strumieni nie zostały pozytywnie zweryfikowane przez żaden z testów, chociaż nie odbiegają wyraźnie od cyklu dobowego. Z drugiej strony, wieczorem 9 lipca, wyraźnie niższy od wartości w sąsiednich godzinach, silnie ujemny strumień CO₂, został pozytywnie zweryfikowany przez dwa testy. Ze względu na brak mechanizmów tłumaczących tak silne pochłanianie CO₂ o tej godzinie, wartość ta musi być uznana za błędną niezależnie od testów statystycznych. Efekt ten pojawia sie jeszcze wyraźniej w przypadku strumienia metanu (rys. 4.1d). Szczególna uwagę zwracają trudne do fizycznego uzasadnienia przypadki silnie ujemnych strumieni, zaliczonych przez co najmniej jeden z testów. Niewielki ujemny strumień CH₄ jest oczywiście możliwy, lecz pojawiające się gwałtownie wartości, rzędu $-200 \text{ nmol m}^{-2} \text{ s}^{-1}$, trudno uznać za realne.

Podsumowując należy podkreślić, że statystyczne testy stacjonarności muszą być używane w celu weryfikacji jakości strumieni turbulencyjnych otrzymanych z systemów kowariancji wirów. Testy te nie mogą być jednak stosowane bezkrytycznie, gdyż jak każde narzędzie statystyczne, posiadają pewne ograniczenia. Automatyczne odrzucanie bądź przyjmowanie danych jedynie na podstawie przeprowadzonych testów może prowadzić zarówno do nadmiernej selekcji danych (niekorzystnej przy liczeniu sum czy średnich z dłuższego okresu) jak i do przyjęcia nierealnych fizycznie wartości. Dlatego manualna weryfikacja końcowych wyników wydaje się niezbędna, niezależnie od stopnia zaawansowania procedur automatycznych. Weryfikacja ta musi być jednak wykonywana z dużą ostrożnością, przez osobę posiadającą znaczne doświadczenie w pomiarach strumieni, gdyż może ona prowadzić do przesadnej subiektywizacji rezultatów.

4.3. Sprawdzanie warunku dobrze rozwiniętej turbulencji

Postulat dobrze rozwiniętej turbulencji może być weryfikowany poprzez porównanie unormowanych odchyleń standardowych parametrów meteorologicznych z ich wartościami określonymi poprzez uniwersalne funkcje teorii Monina-Obuchowa (Foken i in., 2004). Najczęściej stosowane uniwersalne funkcje unormowanych odchyleń standardowych przyjmują postać:

$$\frac{\sigma_{u,v,w}}{u_*} = c_1 \left| \frac{z}{L} \right|^{c_2},$$
(4.6)

w przypadku składowych ruchu powietrza oraz:

$$\frac{\sigma_{\xi}}{\xi_*} = c_1 \left| \frac{z}{L} \right|^{c_2},\tag{4.7}$$

w przypadku wielkości skalarnej, ξ . Stałe c_1 i c_2 w tych wzorach zależą od mierzonego parametru oraz od parametru stabilności z/L (Tabela 4.1). W przypadku wielkości skalarnych przyjmuje się z reguły funkcje uniwersalne wypracowane dla temperatury. W podanych wzorach, z oznacza efektywną wysokość pomiarów, L – długość obuchowa, u_* – prędkość tarciową, ξ_* – dynamiczną wartość parametru ξ . W celu określenia zgodności zmierzonej wartości unormowanego odchylenia standardowego z funkcją uniwersalną obliczana jest statystyka:

$$ITC = \left| \frac{(\sigma_X/X_*)_{\text{model}} - (\sigma_X/X_*)_{\text{pomiarl}}}{(\sigma_X/X_*)_{\text{model}}} \right|,\tag{4.8}$$

gdzie X jest jedną ze zmiennych u, v, w, ξ . Warunek dobrze rozwiniętej turbulencji przyjmuje się za spełniony jeśli *ITC* < 0,3.

Parametr	z/L	а	С
σ_w/u_*	0 > z/L > -0,032	1,3	0
	-0,032 > z/L	2,0	1/8
σ_u/u_*	0 > z/L > -0,032	2,7	0
	-0,032 > z/L	4,15	1/8
σ_T/T_*	0,02 < z/L < 1	1,4	-1/4
	0,02 > z/L > -0,062	0,5	-1/2
	-0,062 > z/L > -1	1,0	-1/4
	-1 > z/L	1,0	-1/3

Tabela 4.1. Współczynniki uniwersalnych funkcji całkowych charakterystyk turbulencji (za: Foken i in., 2012)

Na rysunkach 4.2*a–f* przedstawiono liczone na podstawie danych pomiarowych z Kopytkowa z lat 2013–2015 unormowane odchylenia standardowe pionowej prędkości ruchu powietrza σ_w/u_* prędkości wiatru wzdłuż kierunku wiatru średniego σ_u/u_* temperatury σ_T/T_* , wilgotności bezwzględnej $\sigma_{\rho H20}/\rho_{H20*}$ gęstości dwutlenku węgla $\sigma_{\rho C02}/\rho_{C02*}$ i gęstości metanu $\sigma_{\rho CH4}/\rho_{CH4*}$ dla równowagi chwiejnej (z/L < 0) i równowagi stałej (z/L > 0). Linie przerywane na rysunkach wyznaczają przedział spełnienia warunku dobrze rozwiniętej turbulencji zgodnie z kryterium *ITC* < 0,3 dla uniwersalnych funkcji określonych równaniami (4.6) – (4.7) z wartościami parametrów podanymi w tabeli 4.1. Wyniki pokazują, że zastosowanie powyższego kryterium z tak zdefiniowanymi funkcjami uniwersalnymi może być stosowane jedynie dla składowych ruchu powietrza. W zasadzie dane pozytywnie zweryfikowane przez trzy testy stacjonarności mieszczą się w przedziałe testu, lecz niektóre wartości mogą zostać odrzucone ze względu na nienajlepsze dopasowanie



Rys. 4.2*a*. Unormowane odchylenie standardowe pionowej składowej ruchu powietrza σ_w/u_* w funkcji stabilności dla równowagi chwiejnej (z/L < 0 - górny rysunek) i stałej (z/L > 0 - dolny rysunek). Wyniki pomiarów z lat 2013–2015 w Kopytkowie (Biebrzański Park Narodowy); *z* – efektywna wysokość pomiarów, *L* – długość Obuchowa. Ciemne punkty oznaczają wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności, jasne – wszystkie wartości. Przerywane linie oznaczają zakres statystyki *ITC* przy przyjęciu modelu z równania (4.6)



Rys. 4.2*b*. Unormowane odchylenie standardowe pionowej składowej ruchu powietrza wzdłuż średniego kierunku wiatru σ_w/u_* w funkcji stabilności dla równowagi chwiejnej (z/L < 0 - górny rysunek) i stałej (z/L > 0 - dolny rysunek). Wyniki pomiarów z lat 2013–2015 w Kopytkowie (Biebrzański Park Narodowy); *z* – efektywna wysokość pomiarów, *L* – długość Obuchowa. Ciemne punkty oznaczają wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności, jasne – wszystkie wartości. Przerywane linie oznaczają zakres statystyki *ITC* przy przyjęciu modelu z równania (4.6)



Rys. 4.2*c*. Unormowane odchylenie standardowe temperatury σ_T/T_* w funkcji stabilności dla równowagi chwiejnej (z/L < 0 – górny rysunek) i stałej (z/L > 0 – dolny rysunek). Wyniki pomiarów z lat 2013–2015 w Kopytkowie (Biebrzański Park Narodowy); *z* – efektywna wysokość pomiarów, *L* – długość Obuchowa. Ciemne punkty oznaczają wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności, jasne – wszystkie wartości. Przerywane linie oznaczają zakres statystyki *ITC* przy przyjęciu modelu z równania (4.6)



Rys. 4.2*d*. Unormowane odchylenie standardowe wilgotności bezwzględnej $\sigma_{\rho H20}/\rho_{H20*}$ w funkcji stabilności dla równowagi chwiejnej (z/L < 0 - górny rysunek) i stałej (z/L > 0 - dolny rysunek). Wyniki pomiarów z lat 2013 – 2015 w Kopytkowie (Biebrzański Park Narodowy). *z* – efektywna wysokość pomiarów, *L* – długość Obuchowa. Ciemne punkty oznaczają wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności, jasne – wszystkie wartości. Przerywane linie oznaczają zakres statystyki *ITC* przy przyjęciu modelu z równania (4.7)



Rys. 4.2*e*. Unormowane odchylenie standardowe gęstości dwutlenku węgla $\sigma_{\rho CO2}/\rho_{CO2*}$ w funkcji stabilności dla równowagi chwiejnej (z/L < 0 – górny rysunek) i stałej (z/L > 0 – dolny rysunek). Wyniki pomiarów z lat 2013–2015 w Kopytkowie (Biebrzański Park Narodowy); *z* – efektywna wysokość pomiarów, *L* – długość Obuchowa. Ciemne punkty oznaczają wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności, jasne – wszystkie wartości. Przerywane linie oznaczają zakres statystyki *ITC* przy przyjęciu modelu z równania (4.7)



Rys. 4.2*f*. Unormowane odchylenie standardowe gęstości metanu $\sigma_{\rho CH4}/\rho_{CH4*}$ w funkcji stabilności dla równowagi chwiejnej (z/L < 0 -górny rysunek) i stałej (z/L > 0 -dolny rysunek). Wyniki pomiarów z lat 2013–2015 w Kopytkowie (Biebrzański Park Narodowy); *z* – efektywna wysokość pomiarów, *L* – długość Obuchowa. Ciemne punkty oznaczają wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności, jasne – wszystkie wartości. Przerywane linie oznaczają zakres statystyki *ITC* przy przyjęciu modelu z równania (4.7)

funkcji uniwersalnych do danych doświadczalnych. Uśrednione w przedziałach wartości odchylenia standardowego dla danych pozytywnie zweryfikowanych przez trzy testy stacjonarności wskazują na odmienny od założonego modelu teoretycznego przebieg. Zdecydowanie gorzej założony model opisuje odchylenia standardowe wielkości skalarnych, zwłaszcza dla równowagi stałej. Jednakże nawet dla równowagi chwiejnej, mimo generalnie podobnego przebiegu uśrednione przedziałowo wartości pomiarowe unormowanych odchyleń standardowych, temperatury, gestości pary wodnej i gestości dwutlenku wegla leża w większości poza zakresem przyjętym w teście. Dla równowagi stałej wartości te mają nawet jakościowo odmienny przebieg. Pewne podobieństwo obserwuje sie jedynie w przypadku temperatury. Zdecydowanie najgorzej przyjęty model pasuje do danych metanu. Zarówno w przypadku równowagi chwiejnej, jak i stałej równowagi przedziałowo uśrednione odchylenia standardowe CH₄ mają odmienny przebieg od przyjętej funkcji uniwersalnej i wynikających z niej przedziałów kryterium ITC. Chociaż powszechnie polecane jest stosowanie tych samych funkcji uniwersalnych, najczęściej w formie opracowanej dla temperatury, dla wszystkich parametrów skalarnych (Foken i in., 2012), podejście to nie wydaje się uzasadnione nie tylko ze względu na dane empiryczne. Zgodnie z definicją skali temperatury, $T_* = -\overline{w'T'}/u_*$, dąży ona do zera przy równowadze obojętnej. Zatem wielkość $\sigma_T/T_* \rightarrow \pm \infty$ (zależnie czy od strony równowagi stałej czy chwiejnej). Strumienie pozostałych wielkości skalarnych nie muszą z definicji dążyć do zera przy równowadze obojetnej, zatem asymptotyczne zachowanie ich unormowanych odchyleń standardowych może być odmienne. Nieco łagodniejszą, prostszą formę kryterium ITC podają Jocher i in. (2015): $|\sigma_x/X_*| \leq ctgh(z/L)$. Jednak porównanie z danymi empirycznymi sugeruje, że powinna ona zostać zmodyfikowana ze względu na wartość ustaloną dla równowagi stałej. Generalnie, aby zastosowanie kryterium ITC nie prowadziło do odrzucania poprawnych danych, należałoby najpierw znaleźć odpowiednie formy zależności unormowanych odchyleń standardowych od parametru stabilności. W przypadku całkowych charakterystyk turbulencji w literaturze znaleźć można bowiem wiele empirycznych formuł, odbiegających od przyjętych w powyższym modelu (Panofsky i Dutton, 1984; Högström, 1990; Andreas i in., 1998; Pahlow i in., 2001; Moreas i in., 2005; Lohou i in., 2010; Fortuniak i in., 2013). Jednak ogólna problematyka wyznaczania funkcji uniwersalnych dla całkowych charakterystyk turbulencji przekracza ramy niniejszego opracowania. Dlatego w dalszych analizach danych ze stacji w Biebrzańskim Parku Narodowym kryterium to nie jest stosowane. Ponieważ jednak niektóre gotowe pakiety obliczeniowe automatycznie stosują to kryterium, należy każdorazowo sprawdzić czy nie prowadzi ono do błędnej selekcji danych.

W praktyce pomiarów CO₂ postulat dobrze rozwiniętej turbulencji jest często weryfikowany poprzez określenie progowej wartości prędkości tarciowej u_* , poniżej której założenie to nie jest spełnione (Aubinet i in., 2000; Gu i in., 2005; Reichstein i in., 2005; Barr i in, 2010; Aubinet i in., 2012). Chociaż wartość progowa jest niejednokrotnie przyjmowana arbitralnie z zakresu 0,1–0,5 m s⁻¹, wskazane jest określenie tej wartości na podstawie zależności wielkości strumienia CO₂ od u_* . Stosowaną w tym celu procedurą jest wykreślenie zależności strumienia CO₂ z godzin nocnych od u_* (średnich wartości strumienia w przedziałach u_*) i znalezienie wartości prędkości tarciowej, poniżej której wartości średnie strumienia zaczynają być wyraźnie niższe od poziomu otrzymanego dla większych prędkości. Ze względu na możliwe korelacje między strumieniem, prędkością tarciową a innymi parametrami (w umiarkowanych szerokościach, głównie z temperaturą) procedura ta powinna być stosowana dla danych strumienia z pewnego zakresu skorelowanego parametru (np. zakresu temperatury – dane z jednego sezonu, a nie z całego roku).

Zastosowanie powyższej procedury do danych z Kopytkowa (rys. 4.3) nie wykazuje wyraźnego obniżenia wartości strumienia CO₂ dla małych wartości prędkości tarciowej. W analizie wykorzystano dane z miesięcy letnich (czerwiec – sierpień) dla godzin, w których promieniowanie fotysyntetycznie czynne, PAR < 4 µmol m⁻² s⁻¹, co pozwoliło na wybór danych, kiedy strumień CO₂ był ograniczony do oddychania ekosystemu. W przypadku słabej turbulencji uwalniany dwutlenek węgla powinien gromadzić się przy powierzchni Ziemi, przez co mierzony strumień powinien być mniejszy niż w warunkach dobrego mieszania. Jednak, ze względu na stosunkowo niewielką wysokość umieszczenia czujników, efektu takiego nie zaobserwowano. Lekką tendencję do zmniejszenia F_{CO2} dla u_* mniejszych od 0,10–0,15 m s⁻¹ można jedynie zauważyć w przypadku danych pozytywnie zweryfikowanych przez jeden z testów stacjonarności, lecz dane o wyższym stopniu wiarygodności (zaliczone przez 3 testy) nie potwierdzają tej prawidłowości. W analizie danych z Kopytkowa zastosowano jednak kryterium $u_* > 0,1$ m s⁻¹ w celu porównywalności z innymi wynikami.



Rys. 4.3. Zależność strumienia dwutlenku węgla F_{CO2} od prędkości tarciowej u_* dla godzin nocnych (promieniowanie fotosyntetycznie czynne, PAR < 4 µmol m⁻² s⁻¹) w miesiącach letnich. Wyniki pomiarów z lat 2013–2015 w Kopytkowie (Biebrzański Park Narodowy). Kolorem czerwonym zaznaczono wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności, kolorem niebieskim – przez co najmniej jeden z testów. Grubszą linią połączono wartości średnie w przedziałach. Cienkie pionowe "wąsy" oznaczają odchylenie standardowe w przedziałach



Rys. 4.4. Zależność strumienia metanu F_{CH4} od siły sygnału analizatora Li7700. Wartości pozytywnie zweryfikowane przez wszystkie trzy testy stacjonarności. Wyniki pomiarów z lat 2013–2015 w Kopytkowie (Biebrzański Park Narodowy)

Szybkozmienne pomiary stężenia metanu analizatorem Li7700 pozwalają na uwzględnienie siły sygnału laserowego jako dodatkowego kryterium jakości danych. Jeśli lustro zwielokratniające ścieżkę pomiarową przyrządu jest zabrudzone to siła sygnału spada. Na rysunku 4.4 zestawiono strumienie CH₄ pozytywnie zweryfikowane przez trzy testy stacjonarności w funkcji siły sygnału Li7700. Wraz ze spadkiem siły sygnału, *Ss*, zwiększa się rozrzut zmierzonych wartości F_{CH4} . Zaczynają się również pojawiać trudne do fizycznego uzasadnienia duże strumienie ujemne (gwałtowne pochłanianie CH₄). Dlatego w analizach danych z Kopytkowa przyjęto dwa progi tego parametru: *Ss* > 45% dla danych bardzo wysokiej jakości oraz *Ss* > 20% dla danych średniej jakości.

4.4. Obszar źródłowy

Wyznaczanie obszaru źródłowego strumieni turbulencyjnych jest jednym z elementów weryfikacji jakości danych i interpretacji wyników pozwalającym na stwierdzenie czy obszar, który ma wpływ na mierzony strumień ma charakter jednorodny. W przypadku niejednorodnego podłoża można natomiast ocenić, jaki jest procentowy udział poszczególnych powierzchni w powstawaniu całkowitego strumienia. Istnieją różne metody wyznaczania obszaru źródłowego (Vesala i in., 2004; Foken, 2008; Rannik i in., 2012). Ze względu na szybkość obliczeń najczęściej stosowane są metody analityczne. Pierwotna idea wyznaczania obszaru źródłowego bazowała na koncepcji tzw. odwróconej smugi wprowadzonej przez Pasquilla (1972). Koncepcja ta zakładała przyjęcie przeciwnego do rzeczywistego pola wiatru i analizę hipotetycznej smugi zanieczyszczeń z punktu, w którym znajduje się czujnik. Izolinie steżenia hipotetycznych zanieczyszczeń z takiego emitora beda opisywały (ze względu na odwrócenie wektora wiatru), w jakim stopniu dany obszar wpływa na całkowity sygnał rejestrowany przez czujnik. W metodzie analitycznej wykorzystuje się różne analityczne modele wypracowane dla dyspersji zanieczyszczeń (Gash, 1986; Schmid i Oke, 1990; Schuepp i in., 1990; Horst i Weil, 1992; Schmid, 1994, 1997; Horst, 1999, 2001; Haenel i Grünhage, 1999; Hsieh i in., 2000; Kormann i Meixner, 2001; Kljun i in., 2004). Bardziej zaawansowane jest podejście wykorzystujące modelowanie Lagrangea (Leclerc i Thurtell, 1990; Hsieh i in., 1997; Kljun i in., 2002). W tej metodzie symuluje sie trajektorie wielu cząstek, przy czym możliwe są dwa rozwiązania: 1) przyjęcie odwróconego pola wiatru, potraktowanie czujnika jako emitora cząsteczek i sprawdzanie, w które miejsce "trafią" wyemitowane cząstki, lub 2) przyjęcie wiatru rzeczywistego i badanie, które z wyemitowanych na pewnym obszarze cząstek "trafią" w czujnik. Modele Lagrangea dają lepsze rezultaty, ale są mniej efektywne numerycznie, dlatego często służą jedynie do przeprowadzenia symulacji, na podstawie których opracowywane są odpowiednie modele analityczne (Hsieh i in., 1997; Hsieh i in., 2000; Kljun i in., 2002; Kljun i in., 2004). Najbardziej zaawansowaną metodą wyznaczania obszaru źródłowego jest wykorzystanie numerycznych modeli bazujących na symulacji wielkich wirów (LES - ang. Large Eddv Simulation) czasami stosowane jako baza do symulacji metodą Lagrangea (Leclerc i in., 1997; Cai i Leclerc, 2007; Steinfeld i in., 2008). Ze względu na duże wymagania obliczeniowe modele wielkich wirów są raczej używane do weryfikacji innych algorytmów niż w praktycznej analizie danych z systemów kowariancyjnych.

Teoretyczne założenia wyznaczania obszaru źródłowego są zagadnieniem dosyć obszernym (Vesala i in., 2004; Foken, 2008; Fortuniak, 2010; Rannik i in., 2012), dlatego poniżej zostaną przytoczone jedynie praktyczne, techniczne aspekty jego wyznaczania przy pomocy trzech algorytmów: dosyć popularnego ze względu na dostępność kodu w FORTRANIE algorytmu Schmida (1994, 1997), metody Haenela i Grünhagego (1999) oraz powstałego poprzez analityczną parametryzację modelu Lagrangea algorytmu Hsieha i in. (2000).

W celu praktycznego wyznaczenia obszaru źródłowego niezbędne jest zdefiniowanie funkcji śladu *f*, jako funkcji wagowej określającej jaka część emitowanej w danym punkcie wielkości dociera do czujnika (rys. 4.5). Sygnał rejestrowany przez czujnik będzie superpozycją sygnałów cząstkowych z pewnego otoczenia. Ponieważ nawet odległe punkty mogą w niewielkim stopniu wpływać na sygnał w praktyce wyznacza się jedynie obszary, które w określonej części *P* wpływają na mierzony parametr. Na przykład obszar, z którego pochodzi połowa (P = 0,5) lub 90% (P = 0,9) mierzonej wartości. Dla każdej wartości *P* można wyznaczyć wiele takich obszarów, dlatego obszar źródłowy jest zdefiniowany jako najmniejszy z tych obszarów (zawierający największe wartości *f*).

W modelach analitycznych przyjmuje się często, że funkcję śladu można zapisać jako złożenie niezależnych rozkładów w kierunku poziomym prostopadłym do kierunku wiatru f_y i zależnej jedynie od odległości, scałkowanej poprzecznie do kierunku wiatru funkcji śladu f_F liczonej wzdłuż kierunku wiatru x:

$$f(x, y, z_m) = f_y(x, y) f_F(x, z_m),$$
(4.9)



Rys. 4.5. Funkcja śladu dla strumieni turbulencyjnych w przypadku równowagi chwiejnej (L = -300 m). Elipsami zaznaczono obszary źródłowe na poziomach 25%, 50%, 75% i 90%. Czujnik umieszczony na wysokości 3 m w punkcie (0,0). Prędkość tarciowa 0,5 ms⁻¹, odchylenie standardowe prędkości wiatru w kierunku y, $\sigma_y = 2,5 \text{ ms}^{-1}$. Strzałka oznacza kierunek wiatru

gdzie z_m – wysokość pomiaru. Funkcja rozkładu w kierunku poziomym f_y może być opisana modelem gaussowskim dyfuzji smugi w kierunku *y*, prostopadłym do kierunku wiatru:

$$f_F(x,y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_Y} exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{y}{\sigma_Y}\right)^2\right\},\tag{4.10}$$

gdzie σ_Y – odchylenie standardowe smugi w kierunku *y*, prostopadłym do średniego wektora wiatru, zależne od odległości *x* (im dalej od emitora tym smuga bardziej rozmyta). Odchylenie to może być przybliżone przez wartość σ_y odchylenia standardowego prędkości wiatru w kierunku *y* i efektywną prędkość smugi *U*: $\sigma_Y = x\sigma_y/U$.

W większości modeli gaussowskich przyjmowana jest ta sama funkcja rozkładu w kierunku poziomym. Modele różnią się natomiast scałkowaną poprzecznie do kierunku wiatru funkcją śladu. W modelu Schmida (oznaczanego dalej FSAM) scałkowaną poprzecznie do kierunku wiatru funkcję śladu określa zależność:

$$f_F(x, z_m) = \frac{d\bar{z}}{dx} \frac{z_m}{\bar{z}} \frac{u(z_m)}{u(\bar{z})} A \exp\left\{-\left(\frac{Bz_m}{z}\right)^s\right\},\tag{4.11}$$

gdzie: \overline{z} - średnia wysokość smugi, $u(z_m)$ - prędkość wiatru na wysokości pomiarów, $u(\overline{z})$ -prędkość smugi, A, B, s - parametry (zestawienie wzorów pozwalających wyznaczyć te wielkości zawierają równania 3.78 - 3.91 w publikacji: Fortuniak, 2010).

W modelu Haenela i Grünhagego (oznaczanego dalej HG) funkcja ta przyjmuje postać:

$$f_F(x, z_m) = A B_2 \frac{1}{z_m} \frac{d\bar{z}}{dx} \left(\frac{z_m}{\bar{z}}\right)^{(3+s)/2} A \exp\left\{-\left(\frac{Bz_m}{z}\right)^s\right\},\tag{4.12}$$

gdzie: $B_2 = B^{\frac{s-1}{2}} \Gamma(1/s) / \Gamma[(1+s)/2s]$, Γ – funkcja gamma, a parametr *s* jest określony przez formułę:

$$s = 1 + 2 \frac{\Phi_m(\frac{z_m}{L})}{\ln(\frac{z_m}{z_0}) - \Psi_m(\frac{z_m}{L}) + \Psi_m(\frac{z_0}{L})},$$
(4.13)

w której Φ_m , Ψ_m to uogólnione funkcje teorii Monina-Obuchowa.

W trzecim modelu (oznaczanym dalej HKC) zaproponowanym przez Hsieh i in. (2000) scałkowana poprzecznie do kierunku wiatru funkcja śladu dana jest wzorem:

$$f_F(x, z_m) = \frac{1}{k^2 x^2} D z_u^P |L|^{1-P} exp\left(-\frac{1}{k^2 x^2} D z_u^P |L|^{1-P}\right),\tag{4.14}$$

Stałe *D* i *P* w tym wzorze zależą od typu równowagi, a z_u jest nową skalą wysokości: $z_u = z_m \left(\ln \left(\frac{z_m}{z_0} \right) - 1 + \frac{z_m}{z_0} \right).$

W ostatnich latach dużą popularnością cieszy się algorytm wypracowany przez Nataszę Kljun (Kljun i in., 2004, 2015). Wykorzystując model Lagrangea autorka opracowała analityczne przybliżenie scałkowanej poprzecznie do kierunku wiatru, bezwymiarowej funkcja śladu F^* jako bezwymiarowej odległości X^* . Funkcja śladu posiada w tym modelu prostą, wygodną do wykorzystania formę (w wersji z roku 2015):

$$F^* = a(X^* - d)^b exp\left(\frac{-c}{X^* - d}\right)$$
(4.15)

gdzie: a = 1,452, b = -1,991, c = 1,462, d = 0,136. Nieco inną postać przyjmuje wzór (4.15) we wcześniejszej publikacji (Kljun i in., 2004). Dodatkowo model z roku 2015 pozwala na przestrzenne wyznaczenie obszarów źródłowych ze względu na wprowadzenie zależności (4.9) i (4.10). Podstawową niedogodnością tej metody jest konieczność oszacowania grubości warstwy mieszania w celu transformacji wyników od wartości bezwymiarowych do rzeczywistego układu współrzędnych. Mimo istnienia różnych algorytmów na szacowanie tej wielkości na podstawie danych przyziemnych, praktycznie określana jest ona dosyć subiektywnie. W przypadku konwekcyjnie wymieszanej warstwy granicznej, dla której wysokość warstwy mieszania jest rzędu 1 km i pomiarów wykonywanych na wysokości kilku metrów, praktycznie wysokość ta nie ma większego znaczenia. Jeżeli jednak stosunek wysokości pomiarów do grubości warstwy mieszania jest stosunkowo duży, jak na przykład

w warunkach nocnych (jeżeli w ogóle można mówić wtedy o warstwie mieszania), to niedokładności oszacowania grubości warstwy mieszania mogą prowadzić do dużych błędów. Dlatego metoda może być stosowana jedynie dla parametrów stabilności $\zeta < 1$.



Rys. 4.6. Obszary źródłowe strumienia metanu (pozytywnie zweryfikowanego przez trzy testy statystyczne) na poziomach P = 50, 75 i 90% dla punktu pomiarowego w Kopytkowie w sezonach 2014. Kolor czerwony – model Schmida (1994, 1997), niebieski – model Haenela i Grünhagego (1999), czarny – model Hsieha i in. (2000). Żółte linie przerywane wyznaczają odległości 100, 200, 300, 400 i 500 m od punktu pomiarowego

Zastosowanie algorytmów FSAM, HG, HKC do wyznaczania obszarów źródłowych strumieni turbulencyjnych przedstawiono na rysunkach 4.6 i 4.7. W przedstawionym przykładzie wykorzystano dane, dla których strumień metanu z roku 2014 został pozytywnie zweryfikowany przez trzy testy statystyczne i cechował się siłą sygnału Li7700 większą od 45%. Generalnie wszystkie trzy modele wyznaczają zbliżony obszar źródłowy, jednak obszar dla P = 90% wyznaczony modelem HKC jest nieco większy od pozostałych, szczególnie jesienią i zimą. W sezonach tych obszary źródłowe są większe i bardziej nieregularne niż latem i wiosną, co jest spowodowane występowaniem epizodów równowagi stałej. Wiosną i latem obszary źródłowe na poziomie P = 75% przypominają koła o średnicy około 200 m.

W tym samym czasie 90% sygnału pochodzi z czterokrotnie większego obszaru o średnicy około 400 m. We wszystkich sezonach obszar źródłowy obejmuje charakterystyczne dla mokradeł biebrzańskich ekosystemy, głównie trzcinowiska i turzycowiska oraz szuwar tatarakowy. W niewielkim stopniu, głównie jesienią i zimą, na całkowity strumień wpływają pobliskie łąki; w znikomym tereny uprawne. Należy jednak zaznaczyć, że w okresie zimowym i późnojesiennym mierzone strumienie są bliskie zera i chociaż dynamicznie obszar źródłowy zawiera wspomniane typy pokrycia terenu, to w niewielkim stopniu wpływają one na bilans roczny mierzonego strumienia.



Rys. 4.7. Obszary źródłowe strumienia metanu (pozytywnie zweryfikowanego przez trzy testy statystyczne) na poziomach P = 50, 75 i 90% dla punktu pomiarowego w Kopytkowie. **Cały rok** 2014. Kolor czerwony – model Schmida (1994, 1997), niebieski – model Haenela i Grünhagego (1999), czarny – model Hsieha i in. (2000). Żółte linie przerywane wyznaczają odległości 100, 200, 300, 400 i 500 m od punktu pomiarowego

W opracowaniu przedstawiono metody weryfikacji jakości danych otrzymanych z pomiarów metoda kowariancji wirów oraz wyznaczania obszaru źródłowego. W przeciwieństwie do samego wyznaczania strumieni turbulencyjnych, problem standardów weryfikacji jakości danych jest wciąż problemem otwartym. Przeprowadzone analizy pokazuja, że w wypadku weryfikacji jakości danych automatyczne stosowanie polecanych przez większość badaczy i zaimplementowanych do gotowych pakietów obliczeniowych testów może prowadzić do błednych rezultatów. Dlatego, mimo iż technicznie wykonywanie pomiarów metodą kowariancji wirów staje się coraz prostsze – komercyjnie dostępne są gotowe zestawy pomiarowe oraz pakiety obliczeniowe - uzyskanie wiarygodnych wyników wciąż stanowi poważne zagadnienie badawcze. Oprócz wykorzystania gotowego oprogramowania celowe wydaje się przeprowadzenie samodzielnych testów pozwalajacych na ocenę adekwatności przyjętych parametryzacji. Szczególną ostrożność zachować należy w stosowaniu testów dobrze rozwiniętej turbulencji dla wielkości skalarnych, które w przypadku danych z Kopytkowa prowadziłyby do nadmiernej, często błędnej selekcji danych. Niezależnie od weryfikacji danych przy pomocy testów statystycznych niezbędna jest również selekcja danych oparta na analizie zakresów fizycznie prawdopodobnych wartości. Jak pokazano w opracowaniu, w praktyce pomiarowej zdarzają się nierealne wartości zaakceptowane przez testy statystyczne.

Analiza obszaru źródłowego strumieni turbulencyjnych mierzonych na stanowisku w Kopytkowie pozwala stwierdzić, że mierzony strumień reprezentuje wartość średnią dla obszaru o powierzchni 100–150 tys. m² pokrytego typową dla bagien biebrzańskich roślinnością. Tak duży obszar uśredniania upoważnia do interpretowania wyników, jako charakterystycznych w skali całego ekosystemu. Jest to główna zaleta metody kowariancji wirów, dzięki której wyniki pomiarów tą metodą w większym stopniu nadają się do oszacowań globalnych wymiany gazowej Ziemia-atmosfera niż wyniki metod alternatywnych.

Praca wykonana w ramach projektu "Bilans absorpcji i emisji gazów cieplarnianych (metanu, dwutlenku węgla i pary wodnej) na obszarach bagiennych (studium Biebrzańskiego Parku Narodowego)" sfinansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2011/01/B/ST10/07550. Autorzy dziękują Dyrekcji Biebrzańskiego Parku Narodowego za umożliwienie prowadzenia badań na terenie Parku oraz Państwu Krystynie i Adamowi Raczkowskim z gospodarstwa agroturystycznego "Dworek na końcu świata" za opiekę nad stanowiskiem pomiarowym.

Literatura

- Affre, C., Lopez, A., Carrara, A., Druilhet, A., Fontan, J., 2000, The analysis of energy and ozone flux data from the LANDES experiment, Atmos. Environ., 34, 803–821.
- Andreas, E.L., Hill, R.J., Gosz, J.R., Moore, D.I., Otto, W.D., Sarma, A.D., 1998, Statistics of surfacelayer turbulence over terrain with metre-scale heterogeneity, Boundary-Layer Meteorol., 86, 379–408.
- Aubinet, M., Feigenwinter, C., Heinesch, B., Laffineur, Q., Papale, D., Reichstein, M., Rinne, J., Gorsel, E., 2012, Nighttime Flux Correction, w: M. Aubinet, T. Vesala, D. Papale (red.), *Eddy*

Covariance: A Practical Guide to Measurement and Data Analysis, Springer, Dordrecht, Heidelberg, London, New York, 133–157.

- Aubinet, M., Grelle, A., Ibrom, A., Rannik, Ü., Moncrieff, J., Foken, T., Kowalski, A.S., Martin, P.H., Berbigier, P., Bernhofer, C., Clement, R., Elbers, J., Granier, A., Grünwald, T., Morgenstern, K., Pilegaard, K., Rebmann, C., Snijders, W., Valentini, R., Vesala, T., 2000, Estimates of the annual net carbon and water exchange of forests: The EUROFLUX methodology, Adv. Ecol. Res., 30, 113–175.
- Barr, J.G., Engel, V., Fuentes, J.D., Zieman, J.C., O'Halloran, T.L., Smith, T.J. III, Anderson, G.H., 2010, Controls on mangrove forest-atmosphere carbon dioxide exchanges in western Everglades National Park, J. Geophys. Res., 115, G02020.
- Cai, X.H., Leclerc, M.Y., 2007, Forward-in-time and backward-in-time dispersion in the convective boundary layer: the concentration footprint, Boundary-Layer Meteorol., 123, 201–218.
- Dutaur, L., Cieslik, S., Carrara, A., Lopez, A., 1999. The detection of nonstationarity in the determination of deposition fluxes. w: P.M. Borrell, P. Borrell (red.), Proceedings of EUROTRAC Symposium '98, vol. 2. WIT Press, Southampton, 171–176.
- Falge, E., Baldocchi, D., Olson, R.J., 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., Ta Lai, C., Law, B.E., Meyers, T., Moncrieff, J., Moors, E., Munger, J.W., Pilegaard, K., Rannik, U., Rebmann, C., Suyker, A., Tenhunen, J., Tu, K., Verma, S., Vesala, T., Wilson, K., Wofsy, S., 2001, Gap filling strategies for defensible annual sums of net ecosystem exchange, J Agr. Forest Meteorol., 107, 43–69.
- Foken, T., 2008, Micrometeorology, Springer, Berlin, 306 s.
- Foken, T., Göckede, M., Mauder, M., Mahrt, L., Amiro, B.D., Munger, J.W., 2004, Post-field data quality control, w: X. Lee et al. (red.), *Handbook of Micrometeorology*, Kluwer Acad. Pub., 181–208.
- Foken, T., Leuning, R., Oncley, S. P., Mauder, M., Aubinet, M., 2012, Corrections and data quality,
 w: M. Aubinet, T. Vesala, D. Papale (red.), *Eddy Covariance: A Practical Guide to Measurement and Data Analysis*, Springer, Dordrecht, Heidelberg, London, New York, 85–132.
- Foken, T., Wichura, B., 1996, Tools for quality assessment of surface-based flux measurements, Agric. Forest Meteorol., 78, 83–105.
- Fortuniak, K., 2010, Radiacyjne i turbulencyjne składniki bilansu cieplnego terenów zurbanizowanych na przykładzie Łodzi, Wyd. UŁ, Łódź, 232 ss.
- Fortuniak, K., Pawlak, W., Siedlecki, M., 2013, Integral turbulence statistics over a central European city centre, Boundary-Layer Meteorol., 146, 257–276.
- Gash, J.H.C., 1986, A note on estimating the effect of a limited fetch on micrometeorological evaporation measurements, Boundary-Layer Meteorol., 35, 409–414.
- Gu, L., Falge, E., Boden, T., Baldocchi, D.D., Black, T.A., Saleska, S.R., Suni, T., Vesala, T., Wofsy,
 S., Xu, L., 2005, Observing threshold determination for nighttime eddy flux filtering, Agric.
 For. Meteorol., 128, 179–197.
- Haenel, H.D., Grünhage, L., 1999, Footprint Analysis: A Closed Analytical Solution Based on Height-Dependent Profiles of Wind Speed and Eddy Diffusivity, Boundary-Layer Meteorol., 93, 395– 409.
- Högström, U., 1990, Analysis of turbulence structures in the surface layer with a modified similarity formula- tion for near neutral conditions, J. Atmos. Sci., 47, 1949–1972.
- Horst, T.W., 1999, The footprint for estimation of atmosphere-surface exchange fluxes by profile techniques, Boundary-Layer Meteorol., 90, 171–188.

- Horst, T.W., 2001, Comments on "Footprint analysis: a closed analytical solution based on heightdependent profiles of wind speed and eddy viscosity", by Haenel and Grünhage (1999), Boundary-Layer Meteorol., 101, 435–447.
- Horst, T.W., Weil, J.C., 1992, Footprint Estimation for Scalar Flux Measurements in the Atmospheric Surface Layer, Boundary-Layer Meteorol., 59, 279–296.
- Hsieh, C.I., Katul, G., Chi, T., 2000, An approximate analytical model for footprint estimation of scaler fluxes in thermally stratified atmospheric flows, Adv. Water Resour., 23, 765–772.
- Hsieh, C.I., Katul, G.G., Schieldge, J., Sigmon, J.T., Knoerr, K.K., 1997, The Lagrangian stochastic model for fetch and latent heat flux estimation above uniform and non-uniform terrain, Water Resour. Res., 33, 427–438.
- Jocher, G., Schulz, A., Ritter, Ch., Neuber, R., Dethloff, K., Foken, T., 2015, The Sensible Heat Flux in the Course of the Year at Ny-Ålesund, Svalbard: Characteristics of Eddy Covariance Data and Corresponding Model Results, Advances in Meteorology, vol. 2015, Article ID 852108, 16 s.
- Kljun, N., Calanca, P., Rotach, M.W., Schmid. H.P., 2004, A simple para- meterisation for flux footprint predictions. Boundary-Layer Meteorology, 112, 503–523.
- Kljun, N., Rotach, M.W., Schmid, H.P., 2002, A 3-D backward Lagrangian footprint model for a wide range of boundary layer stratifications, Boundary-Layer Meteorol., 103, 205–226.
- Kljun, N., Calanca, P., Rotach, M.W., Schmid, H.P., 2015, A simple two-dimensional parameterisation for Flux Footprint Prediction (FFP), Geoscientific Model Development, 8, 3695–3713.
- Kormann, R., Meixner, F.X., 2001, An analytical footprint model for nonneutral stratification. Boundary-Layer Meteorol., 99, 207–224.
- Leclerc, M.Y., Shen, S.H., Lamb, B., 1997, Observations and large eddy simulation modeling of footprints in the lower convective boundary layer, J. Geophys. Res., 102, 9323–9334.
- Leclerc, M.Y., Thurtell, G.W., 1990, Footprint Predictions of Scalar Fluxes using a Markovian Analysis, Boundary-Layer Meteorol., 52, 247–258.
- Lohou, F., Saïd, F., Lothon, M., Durand, P., Serça, D., 2010, Impact of boundary-layer processes on near-surface turbulence within the West African monsoon, Boundary-Layer Meteorol., 136, 1–23.
- Mahrt, L., 1998, Flux Sampling Errors for Aircraft and Towers, J. Atmos. Oceanic Technol., 15, 416–429.
- Moffat, A.M., Papale, D., Reichstein, M., Hollinger, D.Y., Richardson, A.D., Barr, A.G., Beckstein, C., Braswell, B.H., Churkina, G., Desai, A.R., Falge, E., Gove, J.H., Heimann, M., Hui, D., Jarvis, A.J., Kattge, J., Noormets, A., Stauch, V.J., 2007, Comprehensive comparison of gapfilling techniques for eddy covariance net carbon fluxes, Agric. For. Meteorol., 147, 209–232.
- Moraes, O.L.L., Acevedo, O.C., Degrazia, G.A., Anfossi, D., Da Silva, R., Anabor, V., 2005, Surface layer turbulence parameters over a complex terrain, Atmos. Environ., 39, 3103–3112.
- Nemitz, E., Hargreaves, K.J., McDonald, A.G., Dorsey, J.R., Fowler, D., 2002, Micrometeorological measurements of the urban heat budget and CO2 emissions on a city scale, Environ. Sci. Tech., 36, 3139–3146.
- Pahlow, M., Parlange, M., Porté-Agel, F., 2001, On Monin-Obukhov similarity in the stable atmospheric boundary layer, Boundary-Layer Meteorol., 99, 225–248.
- Panofsky, H.A., Dutton, J.A., 1984, Atmospheric turbulence. Wiley, New York, 397 s.
- Papale, D., 2012, Data Gap Filling, w: M. Aubinet, T. Vesala, D. Papale (red.), Eddy Covariance: A Practical Guide to Measurement and Data Analysis, Springer, Dordrecht, Heidelberg, London, New York, 159–172.

- Rannik, U., Sogachev, A., Foken, T., Gockede, M., Kljun, N., Leclerc, M.Y., Vesala, T., 2012, Footprint Analysis, w: M. Aubinet, T. Vesala, D. Papale (red.), *Eddy Covariance: A Practical Guide to Measurement and Data Analysis*, Springer, Dordrecht, Heidelberg, London, New York, 211–261.
- Reichstein, M., Falge, E., Baldocchi, D., Papale, D., Aubinet, M., Berbigier, P., Bernhofer, C., Buchmann, N., Gilmanov, T., Granier, A., Grunwald, T., Havrankova, K., Ilvesniemi, H., Janous, D., Knohl, A., Laurila, T., Lohila, A., Loustau, D., Matteucci, G., Meyers, T., Miglietta, F., Ourcival, J.M., Pumpanen, J., Rambal, S., Rotenberg, E., Sanz, M., Tenhunen, J., Seufert, G., Vaccari, F., Vesala, T., Yakir, D., Valentini, R., 2005, On the separation of net ecosystem exchange into assimilation and ecosystem respiration: review and improved algorithm, Glob. Change Biol, 11, 1424–1439.
- Schmid, H.P., 1994, Source areas for scalar and scalar fluxes, Boundary-Layer Meteorol., 67, 293–318.
- Schmid, H.P., 1997, Experimental design for flux measurements: matching scales of observations and fluxes, Agric. For. Meteorol., 87, 179–200.
- Schmid, H.P., Oke, T.R., 1990, A model to estimate the source area contributing to turbulent exchange in the surface layer over patchy terrain, Q.J.R. Meteorol. Soc., 116, 965–988.
- Schuepp, P.H., Leclerc, M.Y., MacPherson, J.I., Desjardins, R.L., 1990, Footprint prediction of scalar fluxes from analytical solutions of the diffusion equation, Boundary-Layer Meteorol., 50, 355– 373.
- Steinfeld, G., Raasch, S., Markkanen, T., 2008, Footprints in homogeneously and heterogeneously driven boundary layers derived from a Lagrangian Stochastic particle model embedded into large-eddy simulation. Boundary-Layer Meteorol., 129, 225–248.
- Vesala, T., Rannik, U., Leclerc, M., Foken, T., Sabelfeld, K., 2004, Flux and concentration footprints, Agric. For. Meteorol., 127, 111–116.
- Vickers, D., Mahrt, L., 1997, Quality control and flux sampling problems for tower and aircraft data, J. Atmos. Oceanic Technol., 14, 512–526.
- Yamanoi, K. i in., (red.), 2012, Practical Handbook of Tower Flux Observations. Hokkaido Research Center, Forestry and Forest Products Research Institute, Sapporo, Japan, 196 s.

The methods of data quality control and source area calculations for turbulent fluxes

Abstract

The basic methods of statistical data quality verification and source area calculation for turbulent fluxes are presented and discussed in the paper. The empirical base of analysis were results of three years (2013–2015) eddy-covariance measurements of energy balance and turbulent fluxes of greenhouse gases (water vapor, carbon dioxide and methane) conducted near to the Kopytkowo village in Biebrza National Park. We analyzed three stationary tests and tests for well-developed turbulence. It is shown that the automatic application of the tests can lead to the rejection of valid values as well as approval of unrealistic values. A particular care should be taken using tests for the condition of a well-developed turbulence. The methods of determining the source area of turbulent fluxes were discussed. It has been shown that different analytical algorithms lead to similar results and that in the case Kopytkowo the turbulent flux source area covers 100–150 thousand squared meters covered with typical for Biebrza wetlands vegetation.

Key words: eddy-covariance method, stationarity tests, footprint function, Biebrza National Park