

BESZÁMOLÓ

Körkörös adattal olyan jelenségek tanulmányozásakor találkozunk, melyek kimenetele nem csupán nagysággal, hanem iránnyal is, vagy pusztán csak iránnyal rendelkezik. Ilyen mennyiség egy a nulla és 360 fok közötti számmal jellemezhető és ezeknek a hagyományos módszerekkel történő statisztikai elemzése téves vagy értelmezhetetlen eredményekre vezet. Legjellemzőbb példaként a szélirány említhető. Ekkor az 1° -os vagy 359° -os szélirány gyakorlatilag megegyezik, miközben a két számérték között igen nagy a különbség. Az ilyen adatok kezelésével kapcsolatban két feladat megoldásával foglalkoztunk.

I. A különböző tulajdonságok turbulens átvitele (pl. hőáram, nyomanyagok vertikális szállítódása, stb.) a szél vertikális komponensének és valamely másik, az illető tulajdonságot jellemző paraméter fluktuációi szorzatának átlagával arányos. Ez az átlagolási hossz és a fluktuációk meghatározásához szükséges átlagolási hossz optimális megválasztása máig megoldatlan probléma. Vizsgálataink során kísérletet tettünk e kérdés megválaszolására. E feladatban a körkörös adat természetesen a szél.

II. Vizsgáltuk egy adott hely szén-dioxid koncentrációja és a nagytérségű cirkuláció kapcsolatát a lokális szén-dioxid koncentráció és az adott helyhez futó légpályák (trajektóriák), továbbá a légpályák menti egyéb meteorológiai karakterisztikák közötti kapcsolaton keresztül. A körkörös adat ezúttal a trajektória.

I. A TURBULENS ÁRAMOK MEGHATÁROZÁSÁHOZ SZÜKSÉGES ÁTLAGOLÁSI HOSSZ BECSLÉSE

1. Bevezetés

Az Eddy-kovariancia módszer ma a legelfogadottabb eljárás a felszín-bioszféra-légkör közötti kicserélődési folyamatok tanulmányozásában. Alkalmazható a momentum, hő, nedvesség vagy akár a nyomgázok transzportjára.

A fluxus-számítás alapvető lépése a vertikális sebesség és az adott tulajdonság átvitelével kapcsolatos változó közötti kovariancia becslése. Ez a becslés a két változó fluktuációi szorzatának átlaga. Az átlagolási hossz 10 és 30 perc között van általában, mert ez biztosíthatja azt az elvet, hogy az átlagolási hossz jóval nagyobb, mint a turbulens fluktuációk karakterisztikus ideje, de jóval rövidebb, mint a hosszú időskálájú változások, például a napi menet (Kaimal és Finnigan, 1994, Lenchow et al., 1994). Tanácsos ugyanakkor változó hosszúságú (időfüggő) átlagolást alkalmazni a vertikális stabilitás, a szélesebb és a turbulencia intenzitása szerint (lásd az éjszakai áramok alulbecslését: Finnigen et al, 2003).

Lumley és Panofsky (1964) úttörő munkája az átlagolási hosszát úgy javasolja megválasztani, hogy az átlag varianciája a variancia 1%-a legyen. Az eljárás stacionáriusnak tekinti az adatsort, mert egyébként a variancia becslése igen pontatlan lehet. Fontos továbbá, hogy az 1%-os kritérium nyilvánvalóan önkényes. Andreas és Trevino (1997), illetve Trevino és Andreas (2000) újabban figyelembe veszi a műszerek mérési hibáit. Ez igen szerencsés elv, mert a műszer tehetetlensége folytán a mért érték voltaképpen már átlagolást tartalmaz. Például minél nagyobb a tehetetlensége, annál nagyobb az előátlagolás, és így az átlagolási hossz annál kisebb kell, hogy legyen. Az elv furcsa következménye ugyanakkor, hogy az átlagolási hossz csak a mérési technikától függ, tehát nem tételez fel egy objektíve létező és a turbulencia természetéből fakadó optimális átlagolási hosszát, ráadásul szintén az adatsor stacionaritásából indul ki.

A mi célunk az objektíve létezőnek feltételezett optimális időfüggő átlagolási hossz megadása volt. Az eljárás nem kívánja az adatsor stacionaritását, sőt kifejezetten a nem-stacionárius esetből indul ki, hiszen egy adatsor gyakorlatilag soha nem tökéletesen stacionárius. A kritérium a trend hatása és az átlag varianciája között teremt egy kompromisszumot. Az eljárás a nem-paraméteres regresszió matematikai apparátusán (Simonoff, 1996) alapszik.

2. Módszer

Legyen $z_i, i=1, \dots, n$ egy a fluxus-számításhoz szükséges változóra vonatkozó idősor. A $\{t_i\}$ időpontokban rendelkezésre álló adatokat $z_i = f_z(t_i) + e_i$ formában szemléljük, ahol $f_z(t_i)$ a trend függvénynek nevezett determinisztikus tag, míg az $\{e_i\}$ véletlen sorozat kovariancia függvénye $\text{cov}[z_i, z_{i+k}] = B_z(i, k) = \beta_z(t_i, t_{i+k})$. Feltehetjük, hogy $f(t)$ és $\beta(t, t+s)$ minden s mellett elhanyagolható mértékben változik a mintavételezési sűrűség által meghatározott időskálán. Az $f_z(t_i)$ várható értéknek a

$$\bar{z}_i = 1/(2b_z(i) + 1) \sum_{j=-b_z(i)}^{b_z(i)} z_{i+j} \quad (1)$$

átlag torzítatlan becslése, ha a trend lineáris a t_i pontnak a $b_z(i)$ sáv szélesség által meghatározott környezetében. A korábbiakban (Matyasovszky és Weidinger, 2003) azt a legnagyobb sáv szélességet tekintettük optimálisnak, ahol a lokális linearitás fenntartható. Ez az eljárás azonban túlzottan kis átlagolási hosszakat és így túl kicsi, fizikailag nem tartható áramokat eredményezett. Ennek az oka az, hogy az iménti kritérium túlzottan szigorú, mert mint majd látjuk, megengedhető a trend becslésének bizonyos mértékű torzítása. Nevezetesen, az a sáv szélesség tekinthető optimálisnak, ami az $MSE(i) = E[(\bar{z}_i - f_z(t_i))^2]$ átlagos négyzetes hibát minimalizálja. Itt E a várható értéket jelöli. A probléma aszimptotikus megoldása

$$b_{z,opt}(i) = \left(\frac{9v_z^2(i)}{2u_z^2(i)} \right)^{1/5} = \left(\frac{9(\sigma_z^2(i) + 2 \sum_{k=1}^{\infty} B_z(i, k))}{2(f_z''(t_i))^2} \right)^{1/5} \quad (2)$$

lesz, ahol $\sigma_z^2(i) = B_z(i, 0)$ feltéve, hogy $f_z''(t_i)$ nem zéró. Vegyük észre, hogy ez a választás a trend becslésének torzítása és szórása között teremt meg az optimális kompromisszumot, tehát nincsen szükség a trend lokális linearitásának feltételezésére. A (2) egyenlet a gyakorlatban persze nem alkalmazható, mert a trend második deriváltja nyilván nem ismert. Ennek elkerülésére a lokális sáv szélesség helyett egy globális sáv szélességet vezetünk be úgy, hogy az minimalizálja a lokális átlagos négyzetes hibák átlagát. Ez a

$$CV(b_z) = \sum_{i=1}^n [(z_i - \bar{z}_i)^2 - \sigma_z^2(i) + 2[\sigma_z^2(i) + 2 \sum_{k=1}^{\infty} B_z(i, k)] / (2b_z + 1)] \quad (3)$$

b_z szerinti minimalizálását igényli.

A (3) egyenletben persze az autokovarianciák sem ismertek, de a jobb oldal második és harmadik tagja becslhető, ha kihasználjuk a trend simaságát és feltételezzük, hogy a kovarianciák lokális Markov-folyamatból származnak (Matyasovszky és Weidinger, 2006).

A turbulens áramok kiszámításához tekintsünk a két $x_i = f_x(t_i) + \varepsilon_i$ és $y_i = f_y(t_i) + \delta_i$ párhuzamos adatsort. A második tag a vertikális sebességet, míg az első tag egy olyan változót

reprezentál, ami épp szükséges a turbulens folyamat leírása szempontjából. Így például a szenzibilis hőáram esetében ez a hőmérséklet. A $\varphi_i(x)$ nyers fluxus egy $(2N + 1)$ szélességű átlagossal a

$$\overline{\varphi}_i(x) = 1/(2N + 1) \sum_{j=-N}^N \tilde{x}_{i+j} \tilde{y}_{i+j} \quad (4)$$

formában becsülhető. Természetesen az elvárásunk az, hogy $\tilde{x}_i \tilde{y}_i = (x_i - \overline{x_i})(y_i - \overline{y_i})$ várható értéke éppen $B_{xy}(i,0)$, tehát az x_i és y_i közötti kovariancia legyen. Sajnos ez nem áll fenn, mert $h_x(i)$ és $h_y(i)$ sávszélességek mellett, aszimptotikusan igaz, hogy

$$E[\tilde{x}_i \tilde{y}_i] = B_{xy}(i,0) + \frac{1}{36} (h_x(i) h_y(i))^2 f_x''(t_i) f_y''(t_i) - \frac{r_i}{2} v_x(i) v_y(i) (h_x(i) h_y(i))^{-1/2} \quad (5)$$

ahol r_i az $\overline{x_i}$ és $\overline{y_i}$ közötti korreláció, A feladat most az, hogy a $B_{xy}(i,0)$ utáni tagok négyzetösszegét minimalizáljuk $h_x(i)$ és $h_y(i)$ szerint. Arra az érdekes eredményre lehet jutni, hogy a problémának nincs egyértelmű megoldása, hanem bármilyen $h_x(i)$ és $h_y(i)$ megfelelő, ami $h_{opt}(i) = [h_x(i) h_y(i)]^{1/2}$ mellett kielégíti a

$$h_{opt}^5(i) = \begin{cases} \frac{18|r_i|v_x(i)v_y(i)}{|f_x''(t_i)f_y''(t_i)|}, \text{sign}(r_i) = \text{sign}(f_x''(t_i)f_y''(t_i)) \\ \frac{9|r_i|v_x(i)v_y(i)}{2|f_x''(t_i)f_y''(t_i)|}, \text{sign}(r_i) \neq \text{sign}(f_x''(t_i)f_y''(t_i)) \end{cases} \quad (6)$$

összefüggést. Az egyszerűség kedvéért ezért lehet $h_x(i) = h_y(i) = h_{opt}(i)$. Ha az r_i korreláció és $f_x''(t_i)f_y''(t_i)$ előjele megegyezik, akkor az áram torzítatlanul becsülhető a $h_{opt}(i) = |4r_i|^{1/5} (b_{x,opt}(i)b_{y,opt}(i))^{1/2}$ sávszélességgel. Egyébként nem lehetséges az áramok szisztematikus hiba nélküli becslése, de $h_{opt}(i) = |r_i|^{1/5} (b_{x,opt}(i)b_{y,opt}(i))^{1/2}$ a legkisebb szisztematikus hibát biztosítja. Innen már látható, hogy a lokális átlagok szempontjából optimális $b_{x,opt}(i)$ és $b_{y,opt}(i)$ sávszélességek nem optimálisak a kovariancia becslése szempontjából.

A (6) egyenlet ismét nem alkalmazható a gyakorlatban, mert a trendek második deriváltja és az átlagok közötti korreláció nem ismert. Ezért az (5) egyenlet helyett a pontosabb

$$E[\tilde{x}_i \tilde{y}_i] - B_{xy}(i,0) = \frac{1}{(2h(i) + 1)^2} \sum_{j=-h(i)}^{h(i)} [f_x(t_i) - f_x(t_{i+j})][f_y(t_i) - f_y(t_{i+j})] - \frac{1}{(2h(i) + 1)} \sum_{k=-\infty}^{\infty} B_{xy}(i,k) \quad (7)$$

összefüggést vizsgáljuk. A jobb oldali második tag becsülhető, ha kihasználjuk a trend simaságát és feltételezzük, hogy a kovarianciák lokális kétváltozós Markov-folyamatból származnak (Matyasovszky és Weidinger, 2006). Az első tag becslésekor pedig úgy járunk el, hogy az $f_x(t_i)$ és $f_y(t_i)$ trendeket egy τ kezdeti sávszélesség melletti becslésével helyettesítjük.

Az utolsó probléma N megválasztása. A $\overline{\varphi}_i(x)$ mint valószínűségi változó a $B_{xy}(i,0) = \beta_{xy}(t_i)$ tényleges kovariancia körül ingadozik. Kis N esetén $\overline{\varphi}_i(x)$ nagy szórással bír, ami felülbecsli az áramok valódi ingadozásait. Így létezik az N átlagolási szélességnek egy alsó

határa. Ennek az N_{opt} értéknek a megtalálása azonban teljesen analóg a trend becslés feladatánál látott globális sávszélesség becslésével. Ezért a (3) egyenletet alkalmazhatjuk a $z_i = \varphi_i(x)$ helyettesítéssel.

3. Eredmények

A fent vázolt módszert a nyers szenzibilis hőáram és a nyers momentum áram meghatározására alkalmaztuk az EBEX-2000 adatbázisának felhasználásával, mely egyebek mellett a w vertikális sebességet az u és v horizontális sebességeket és a T hőmérsékletet tartalmazza. Az EBEX-2000 mérési program helyszíne a kaliforniai San Joaquin Valley volt. Egy derült és meleg augusztusi napot bocsátottak rendelkezésünkre. Az adatok 20 Hz felbontással 17 UTC-től másnap 17 UTC-ig álltak rendelkezésre, ezért az ábrák vízszintes tengelyén szereplő időskála 17 UTC-től indul.

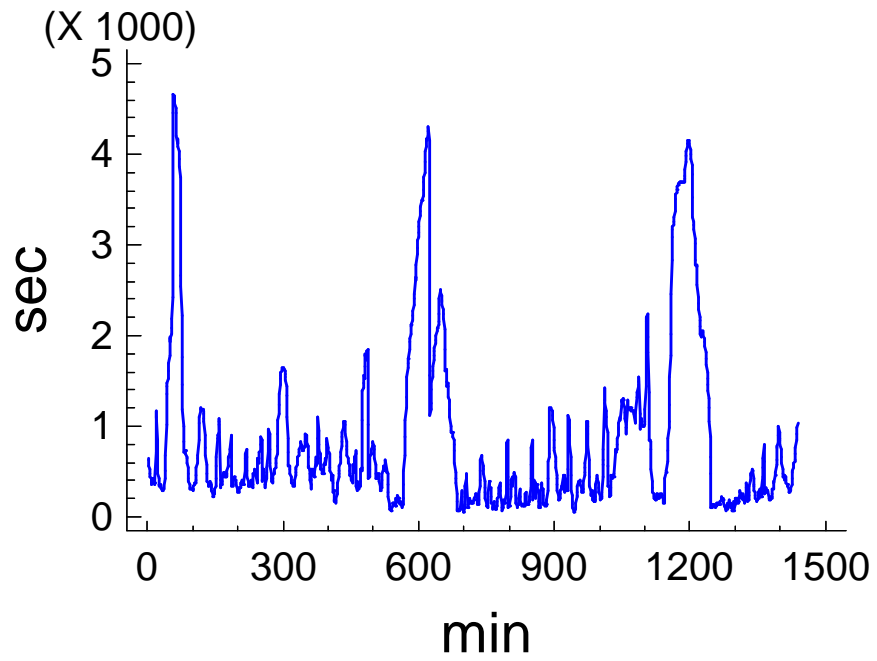
A (3) egyenletet 1 és 1800 sec közötti sávszélességekkel vizsgáltuk. Az optimális sávszélesség u , v és T esetén 9, 11 és 8 percnak adódott. A vertikális sebesség esetén (3) minimumhelye nem jelentkezett határozottan, hanem a 9 percnél nagyobb értékek egy széles tartományon szinte egyformán alkalmasak. E számértékek viszonylag kis eltérései folytán egységesen a 10 percet választottuk.

A hőmérsékletre nyert lokális sávszélesség az igen tág 1-80 perc közötti intervallumban ingadozik (1. *ábra*), miközben az így nyert áramok szinte teljesen megegyeznek a konstans 10 perces sávszélesség melletti nyert áramokkal. Ennek oka, hogy a kétféle sávszélességgel kapott hőmérsékleti trendek csaknem teljesen egyformák. Itt $N^* = 15$ perc adódott optimálisnak jelezve, hogy a hőmérsékleti és vertikális sebesség fluktuációk szorzatait legalább 30 perces átlagolásnak kell alávetni. A momentum áramra adódott sávszélességek még nagyobbak, elérve helyenként a 2 órát is. Ennek megfelelően a $(\varphi_i^2(u) + \varphi_i^2(v))^{1/2}$ nyers momentum áramok a két módszer esetében jelentősen különböznek (2. *ábra*), a lokális sávszélességgel napi összegben 12%-kal nagyobb áramok adódtak. A lokális sávszélességgel nyert trendek ugyanis jóval simábbak, mint a globálissal kapott trendek (3. *ábra*), ami érzékelhetően nagyobb fluktuációkat eredményez. Itt $N^* = 11$ és 17 percet kaptunk az u és w , illetve a v és w fluktuációinak szorzatára. A momentum áramra vonatkozó optimális N nyilvánvalóan e két érték között helyezkedik el, ezért az egyszerűség kedvéért az $N^* = 15$ perc választással éltünk, mint a hőáram esetében.

4. Összefoglaló

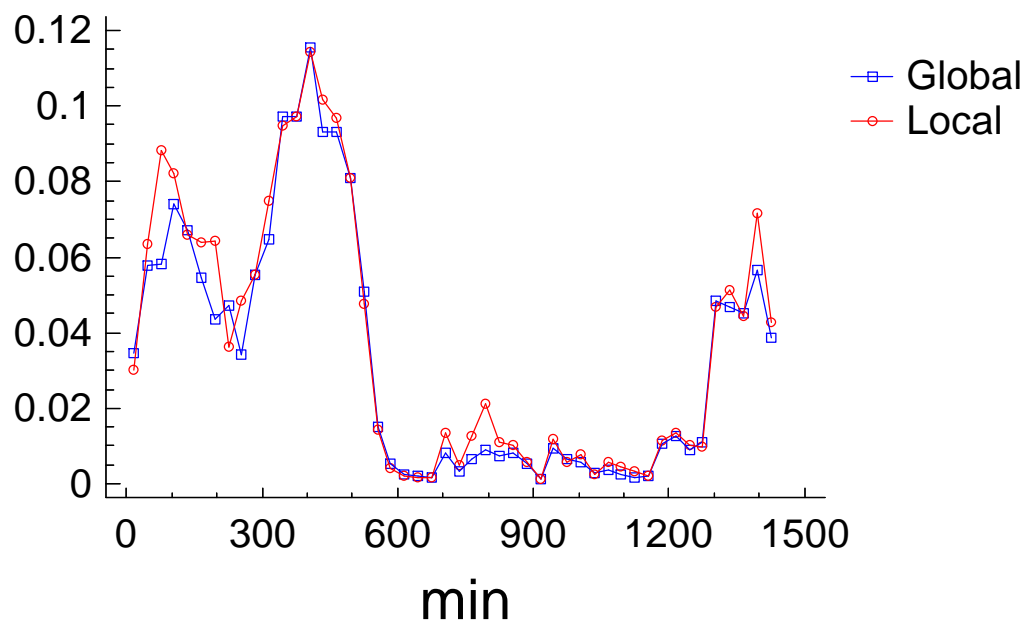
A kidolgozott módszer alkalmas a turbulens áramok meghatározására anélkül, hogy az adatsorban meglévő trendre bármilyen szigorú feltevessel élnénk (nincs trend, lineáris a trend), ahogyan az a hagyományos módszereknél szokványos.

Nem titkolt célunk volt, hogy az átlagolási hossz optimális megválasztásán keresztül csökkentjük az energia-mérlegben meglévő bizonytalanságokat. Jóllehet eljárásunk számottevően nagyobb momentum áramokat nyújtott, mint a korábbi átlagolási technikákkal nyert ilyen áramok, a hőáramokban azonban nem találtunk számottevő különbségeket. Eljárásunk előnye úgy véljük sokkal világosabban látszik majd erősen nem-stacionárius viszonyok mellett, például jelentékeny advekciónál.



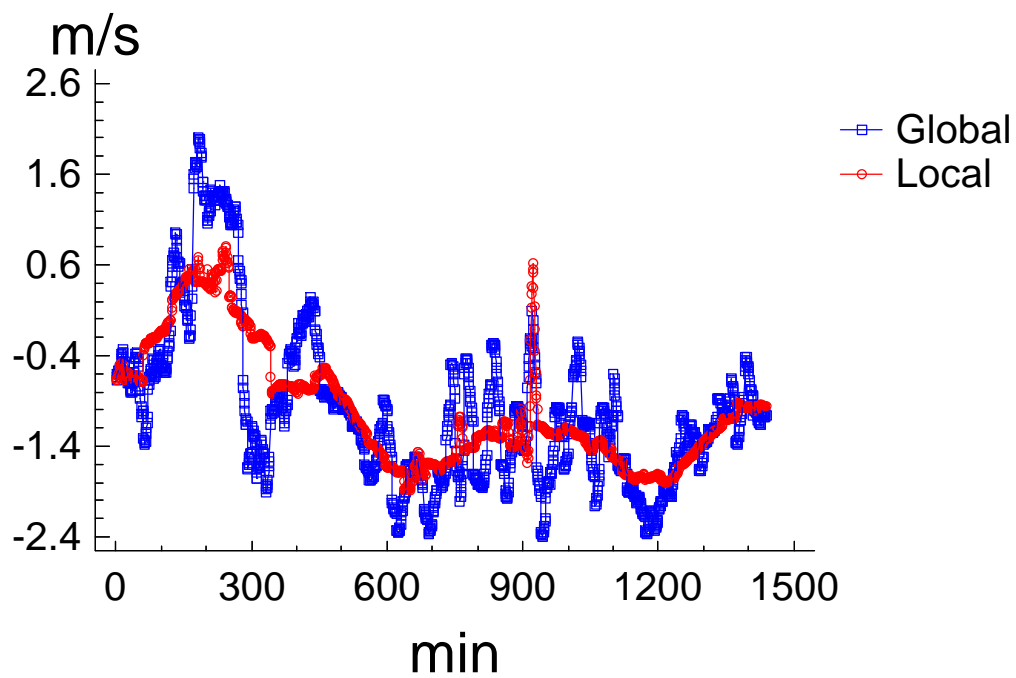
1. ábra

A nyers hőáram számításához szükséges lokális sáv szélesség napi menete



2.. ábra

30 perces nyers momentum áramok a trend becslésére optimalizált globális és az áram becslésére optimalizált lokális sávszélességgel



3. ábra

Az u horizontális szélkomponens trendje a trend becslésre optimalizált globális és az áram becslésre optimalizált lokális sávszélességgel

Irodalom

- Andreas, E. L. and Trevino, G.: 1997, 'Using Wavelets to Detect Trends', *J. Atmos. Ocean. Tech.* **14**, 554-564.
- Finnigan, J. J. , Clement, R., Malhi, Y., Leuning, R. and Cleugh, H. A., 2002 'A Re-Evaluation of Long-Term Flux Measurement Techniques Part I: Averaging and Coordinate Rotation', *Boundary- Layer Meteorol.* **107**, 1-48.
- Kaimal, J. C. and Finnigan, J. J., 1994, *Atmospheric Boundary Layer Flows. Their Structure and Measurement*, Oxford University Press, New York, Oxford. 289 pp.
- Lenschow, D. H., Mann, J. and Kristensen, L., 1994, 'How long is long enough when measuring fluxes and other turbulence statistics?', *J. Atmos. Ocean. Tech.* **11**, 661-673.
- Lumley, J. L. and Panofsky, H. A., 1964, *The Structure of Atmospheric Turbulence*, Wiley-Interscience, New York, 239 pp.
- Matyasovszky, I. and Weidinger T., 2003, 'Estimating averaging periods to calculate turbulent Fluxes'. 28th EGS General Assembly, Nice, France, 2003, Geophysical Research Abstracts, 5 CD ROM.
- Matyasovszky, I. and Weidinger, T., 2006, 'Bandwidth choice for estimating turbulent fluxes', *Boundary-Layer Meteorol.* Submitted.
- Simonoff, J. S., 1996, *Smoothing methods in statistics*, New York, Springer, 338 pp.
- Trevino, G. and Andreas, E. L., 2000, 'Averaging Intervals for Spectral Analysis of Nonstationary Turbulence', *Boundary-Layer Meteorol.* **95**, 231-247.

II. LOKÁLIS SZÉN-DIOXID KONCENTRÁCIÓ ÉS A NAGYTÉRSÉGŰ CIRKULÁCIÓ KAPCSOLATA

1. Bevezetés

Az ELTE Meteorológiai Tanszék meghívást kapott az EU5 GREENGRASS projekt hazai programjában való részvételre a magyarországi szénmérleg meghatározásával kapcsolatos kutatások végzésére. Ennek részeként a hegyhátsági TV-torony 113 m-es szintjén mért, regionális hatásokat mutató szén-dioxid koncentrációkkal foglalkoztunk. Az adott időpontban mért koncentráció kialakításában szerepet játszik a határreteg napi menete, a felszíni források intenzitása és annak a légréznek a korábbi tulajdonságai, amely a mérőhelyhez sodródik.

A hegyhátsági mérőtorony 113 m-es szintjén 12 UTC-kor mért szén-dioxid koncentráció adatokat – a konvektív határretegbeli koncentráció eloszlást – kívántuk becsülni a helyhez futó (500 m, 1000 m és 2000 m állomás feletti beérkezési magasságú) 5 napos backward trajektóriákról rendelkezésre álló információk (trajektóriák menti csapadék, határreteg vastagság és a légréz potenciális hőmérséklete) segítségével. Együtt vizsgáltuk tehát a határreteg karakterisztikáit és a légpályák hatását a koncentráció kialakulására. Jelen kutatásban az 1998-2002 közötti öt éves időszakot dolgoztuk fel. A regionális felszíni fluxus adatokat nem vontuk be a vizsgálatba, hiszen így is nagy volt a változószám. Megjegyezzük: a források és a nyelők közvetett módon – a trajektória térbeli elhelyezkedésén keresztül – így is figyelembe lettek véve.

Az első vizsgálati eredmények Matyasovszky et al. (2005) munkájában, míg a részletes és teljes eredmények Matyasovszky et al. (2006) tanulmányában találhatók.

2. Adatbázis

A CO₂ koncentráció-adatsort a hegyhátsági mérési archívumból állítottuk elő. Az öt éves időszak hiánytalan mérési sor esetén már kellő esetszámot biztosítana a havi léptékű vizsgálatokhoz.

A hegyhátságra futó (backward) trajektóriákat a NOAA Air Resources Laboratory HYSPLIT-4 modelljével állítottuk elő (Draxler és Hess, 1997). A NOAA biztosította a modell-hozzáférést az adatbázis előállításához. Minden nap 12 UTC-re állítottuk elő a 120 órás légpályákat mind Hegyhátságra, mind K-pusztára (ez utóbbi adatbázissal kapott eredményekkel e jelentésben nem foglalkozunk). A futtatásoknál a nagyskálájú háttérmodell vertikális sebességét használtuk, de elkészítettük a trajektóriákat izobár koordináta-rendszerben is (jelen vizsgálatban ez sem szerepel). A hegyhátsági mérőhely felett 3 magassági szintre (500 m, 1000 m és 2000 m) számítottuk ki a bejövő légpályák óránkénti helyzetét, felszín feletti magasságát, a trajektória menti csapadékot, keveredési rétegvastagságot, a légréz hőmérsékletét, potenciális hőmérsékletét és relatív nedvességét. Az 500 m alatti szintre – a nagyskálájú háttérmodell egyszerű határreteg parametrizációja miatt – nem számoltunk légpályákat.

A 3 légpálya közül az 500 m-es szintre érkezőket vontuk be a vizsgálatba. Ez jellemzi a határreteg levegőjét (~925 hPa), s ez van legközelebb a mérőtorony felső szintjéhez. Gebig et al. (2003) a felszíni fluxusok hatását vizsgálva azt találta, hogy nem konvektív stabil rétegződés mellett a felszín közeli légpálya menti fluxusok hozzávetőlegesen 5 napig, míg konvektív esetben 1 napig rendelkeznek visszamenőleges információ-tartalommal. A trajektóriákat tehát 1-5 nap hosszúságban érdemes figyelembe venni. Így kompromisszumként vizsgálatainkban a háromnapos trajektóriákat használtuk fel.

Egy-egy légpályát 18 pontjának földrajzi szélessége és hosszúsága határozott meg. A „beérkezési időpontot” megelőző 24 órában háromóránként, az ez előtti napon négyóránként, míg a három nappal megelőző napon (-48 – -72 óra) hatóránként vettük számításba a légréz helyzetét.

Mind a szén-dioxid, mind a nagytérségű cirkulációban mutatkozó évi menetre való tekintettel havi bontást alkalmaztunk a vizsgálat során. Ennek leginkább az átmeneti évszakokban

van jelentősége, amikor a változás a leggyorsabb. Feltételeztük, hogy a cirkuláció iránya leginkább tavasszal van befolyással a szén-dioxid koncentrációjára (a déli területek vegetációs időszaka hamarabb köszönt be), ezért az elemzés alapvetően erre az időszakra koncentrált. Márciust, áprilist és májust mutatjuk be, a többi hónap eredményei ettől nem különböznek számottevően.

3. Módszer

A trajektóriát definiáló 36 változót (18 x 2 koordináta), mint 36 dimenziós vektor értékű valószínűségi változót a k -közép clusterező algoritmussal típusokba soroltuk. Márciusban és májusban a típusok belső távolsága alapján 7 típus tűnt indokoltnak, azonban a legváltozékonyabb áprilisban 9 típust alakítottunk ki. Ez után megvizsgáltuk, hogy az adott napi koncentráció varianciáját milyen mértékben magyarázza a típustól függő, feltételes koncentráció átlag.

A trajektóriák mentén a szén-dioxid hígulását vagy dúsulását az átkeveredés és a kimosódás mértékével kívántuk becsülni. Az előbbit a keveredési rétegvastagság és a trajektória magasságának különbségével, az utóbbit a trajektória mentén kihullott csapadék mennyiségével jellemeztük. A kapcsolatot számos változatban lineáris regresszióval írtuk le úgy, hogy a különböző változatokban a trajektória mentén visszafelé haladva különböző hosszúságú szakaszokat vettünk figyelembe.

4. Eredmények

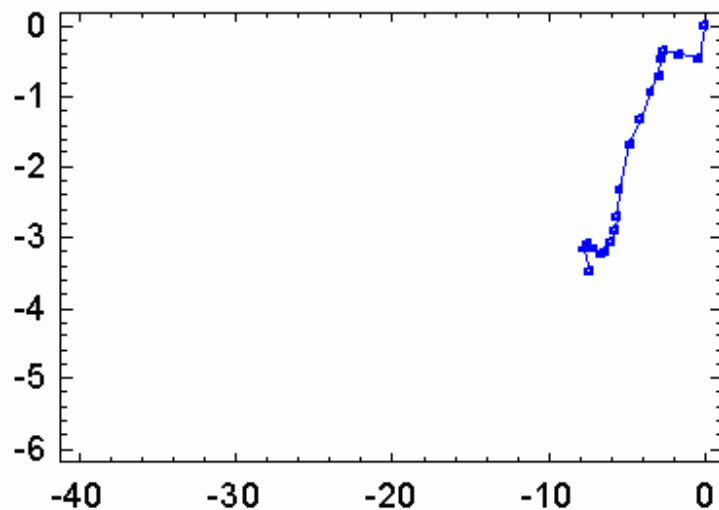
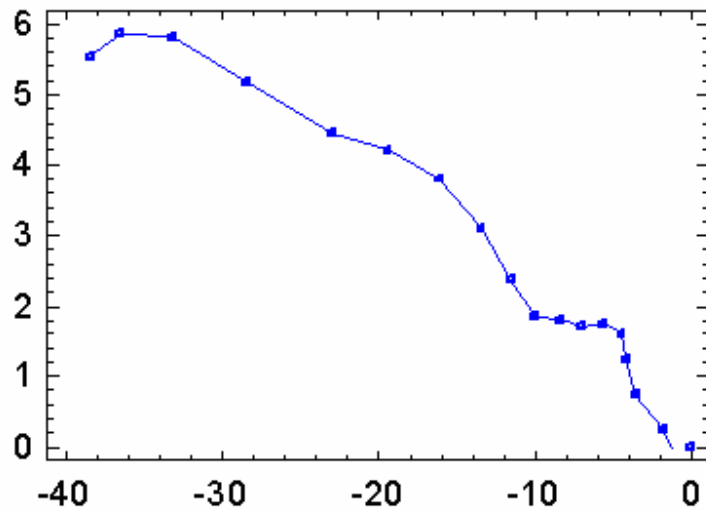
Szemléltetésül tekintsük először a márciust. Az átlagos szén-dioxid koncentráció 377,4 ppm, a típusoktól függő feltételes átlag 374,6 és 379,7 ppm között mozog. E két értékhez tartozó átlagos trajektóriát az 1. ábra szemlélteti. A vízszintes tengely a nyugat-keleti irányt, a függőleges tengely az észak-déli irányt jelzi fok egységben. A negatív előjel nyugatra, illetve a délre irányul, míg a zérus pont jelöli Hegyhátsálat. Ahogy várható volt, a kis koncentráció esetében a trajektória ÉNy-ről húzódik, és hatalmas pályát fut be. Ezzel szemben a nagy értékhez kis utat megtevő, DNy-ről húzódó pálya tartozik.

A tényleges koncentrációt a típustól függő, feltételes átlaggal becsülve a variancia 16, 23 és 13%-a magyarázható meg márciusban, áprilisban, illetve májusban. Hasonló értékek tapasztalhatók a többi hónapban, és világos évi menet sem mutatkozik.

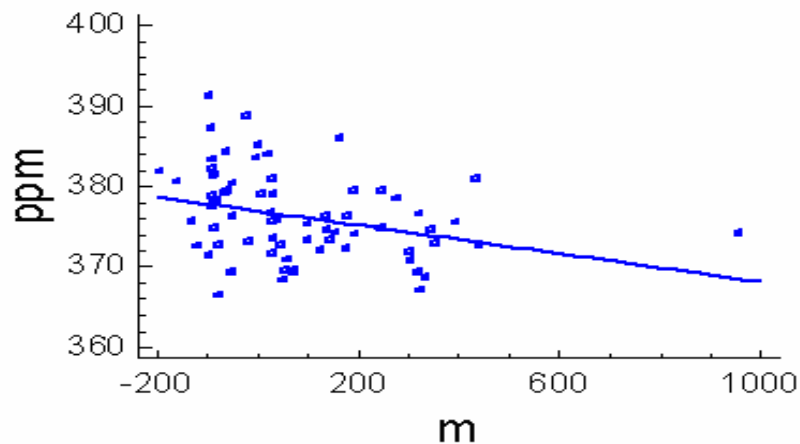
A trajektória mentén kihullott csapadék mennyisége nem tűnik fontos paraméternek, a regressziós kapcsolat szorossága ugyanis épp a statisztikailag szignifikáns kapcsolat határán helyezkedik el. A keveredési rétegvastagság viszont egyértelműen szignifikáns prediktornak tekinthető. Fontos tanulság azonban, hogy a trajektória mentén szükségtelen hosszan visszamenni, a 6 órán túli megelőző időpontok már nem javítják szignifikánsan a becslést, vagyis döntően az aznapi konvektív határreteg fejlődése határozza meg a vizsgált légréteg nappali CO₂ koncentrációját. A koncentráció varianciájának megmagyarázott hányada 3, 19 és 18% márciusban, áprilisban, illetve májusban. A többi hónapban is hasonló értékek figyelhetők meg ezúttal is világos évi menet nélkül.

Szemléltetésül bemutatjuk a 2. és 3. ábrán a Hegyhátsál feletti (12 UTC) keveredési rétegvastagság (H) és a megérkezési trajektória ($H_t = 500$ m) magasságkülönbsége ($H - H_t$), illetve a szén-dioxid koncentráció kapcsolatát áprilisban és májusban.

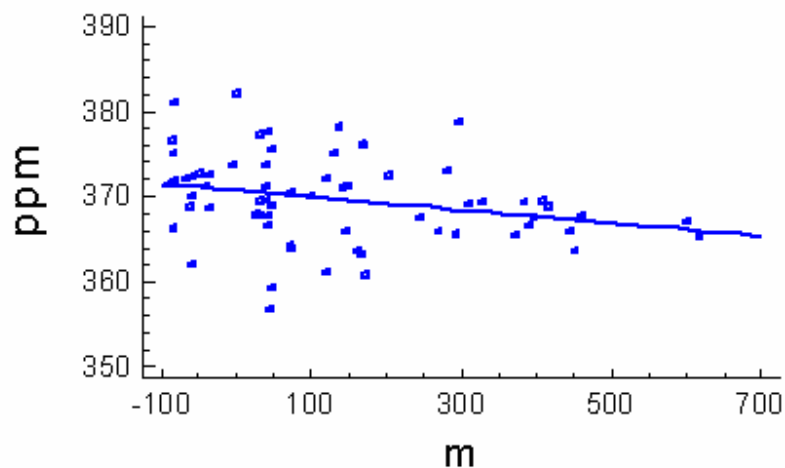
Úgy tűnik, hogy pusztán a típusfüggő átlagok jobb becslést nyújtanak, mint a keveredési rétegvastagsággal történő lineáris regresszió. Ez azonban mégsem így van, mert a regresszióban becsült paraméterek száma négy (a 0, -3, -6 órás időponthoz tartozó rétegvastagság együtthatója és egy konstans), míg a típusfüggő átlagok száma ennél nagyobb. A kétféle eredményt az Akaike-féle kritériummal (Akaike, 1974) értékelve az adódik, hogy a keveredési rétegvastagság figyelembevétele a hasznosabb.



1. ábra. Kis (felül) és nagy (alul) átlagos CO_2 koncentrációt hozó légpályák márciusban. A vízszintes tengelyen a hegyhátsáli állomástól mért szélességi kör menti távolságot ($\Delta\lambda$) jelöljük fokokban, míg a függőleges tengelyen a hosszúsági kör menti távolságot ($\Delta\varphi$) jelöljük szintén fokokban. A vízszintes tengely a nyugat-keleti irányt, a függőleges tengely az észak-déli irányt jelzi fok egységben. A negatív előjel nyugatra, illetve a délre irányul, míg a zérus pont jelöli Hegyhátsálat. 1 fokos szélességi kör változás ($\Delta\varphi = 1^\circ$) ~111 km-es távolságnak, 1 fokos hosszúsági kör változás ($\Delta\lambda = 1^\circ$) pedig ~75 km-es távolságnak felel meg.



2. ábra. Az aktuális keveredési rétegvastagság (H) és az 500 m-es megérkezési szint (H_t) különbsége ($H - H_t$) és a CO_2 koncentráció kapcsolata áprilisban.



3. ábra. Az aktuális keveredési rétegvastagság (H) és az 500 m-es megérkezési szint (H_t) különbsége ($H - H_t$) és a CO_2 koncentráció kapcsolata májusban.

A 2. és 3. ábra jól szemlélteti a keveredési rétegvastagság és az átlagos CO_2 koncentráció közötti kapcsolatot. A keveredési rétegvastagság növekedésével csökken a rétegre jellemző átlagos koncentráció. Márciusban a nagy CO_2 koncentrációt a délies trajektóriák okozzák, míg a kisebb CO_2 koncentrációt az északkelet felől érkező hosszabb utat megtett (nagyobb szélesség, erősebb keveredés) trajektóriák adják. A vegetáció szerepe a CO_2 koncentrációk kialakításában márciusban még nem lényeges. Elsősorban a meteorológiai és az antropogén hatások felelősek a változásokért.

5. Összefoglaló

Összefoglalásként elmondható, hogy adott helyen észlelt szén-dioxid koncentráció és a helyhez befutó trajektóriákból nyerhető információ közötti kapcsolat nem túl szoros. A kapcsolat hónapról hónapra jelentősen különbözik, de világos évi menet nélküli.

Pusztán a trajektóriák tipizálása ígéretesnek tűnik, ám sok típus esetén nagy a becsülendő paraméterek száma és így a típusok és a koncentráció közötti kapcsolat statisztikailag nem túl szignifikáns. Kevesebb típus kialakításával a becsült paraméterek száma lecsökken, ám ekkor a típusfüggő átlagok nem eléggé válnak szét – nem kellően szoros a kapcsolat.

A keveredési rétegvastagság statisztikailag szignifikánsabb kapcsolatot jelez. Ez nyújthatja az ötletet, hogy a két megközelítést együtt alkalmazzuk, tehát, hogy az egyes típusokban külön-külön értelmezzük a koncentráció és a rétegvastagság regressziós kapcsolatát. Az egyes típusokban felírt lineáris regresszió azonban az előző két esethez képest is jóval több paraméter becslését igényli, ami a szignifikanciát gyengíti.

A fenti probléma forrása, hogy a szén-dioxid koncentráció adatsor erősen hiányos, így például májusban a lehetséges eseteknek csak 40%-ában állt rendelkezésre adat. Ezért megkíséreltük az összes adatot együttesen, tehát havi bontás nélkül kezelni és a vizsgálatokat így elvégezni. Ehhez a szén-dioxid évi menetét megfelelő sinus és cosinus hullám illesztésével kiszűrtük. Ekkor azonban gyakorlatilag semmilyen kapcsolatot nem sikerült kimutatni, mert a kapcsolat jellege az év során jelentősen változik, ami most összemosódik.

Az eredmények tehát azt mutatják, hogy a szén-dioxid koncentráció kialakításában elsősorban a regionális skálájú folyamatok játszanak szerepet. A légpályák hatása nem elsődleges, de nem is elhanyagolható az adott helyen kialakuló CO₂ koncentráció magyarázatában.

Irodalom

- Akaike, H., 1974: A new look at the Statistical Model Identification. *IEEE Trans. Auto. Control.* **19**, 716-723.
- Draxler, R. R. and Hess, G. D., 1997: Description of the Hysplit_4 modeling system. *NOAA Tech Memo ERL ARL-224*, 1997 Dec, 24 p.
- Gerbig, C., Lin, J. C., Wofsy, S. C., Daube, B. C., Andrews, A. E., Stephens, B. B., Bakwin, P. S. and Grainger, C. A., 2003: Toward constraining regional-scale fluxes of CO₂ with atmospheric observations over a continent: 2. Analysis of COBRA data using a receptor-oriented framework. *J. Geophys. Res.* **108**, D24, 4757, doi:10.1029/2003JD0037700.
- Matyasovszky, I., Weidinger, T., and Haszpra, L., 2005: Relationship between local carbon-dioxide concentration and large-scale circulation. General Assembly of EGU, Vienna, Austria, 2005, *Geophysical Research Abstracts* **7**, CD ROM.
- Matyasovszky, I., Weidinger, T., and Haszpra, L., 2006: Relationship between local carbon-dioxide concentration and large-scale atmospheric circulation. *Meteorologische Zeitschrift, N.F.* **15**, Submitted.