

B í r á l a t

Dr. Matyasovszky István

„Néhány statisztikus módszer az elméleti és alkalmazott klimatológiai
vizsgálatokban”

címen az MTA doktora cím elnyeréséért benyújtott értekezéséről.

Matyasovszky István doktori értekezésében az éghajlat változását vizsgálja a matematikai statisztika eszköztára segítségével. Ennek következtében a munka interdiszciplináris, a klimatológia és a statisztika határmezsgyéjén mozog, de kutatásának eredményei mégis elsősorban klimatológiai szempontból újdonságértékűek.

Én magam matematikus lévén, természetesen a dolgozat matematikai statisztikai megalapozottságát, a felhasznált eszköztár alkalmasságát, tudományos mélységét, naprakész voltát, illeszkedését a feladathoz és használatának újdonságát az adott alkalmazási körben tudom megítélni. Ugyanakkor több földtudománnyal kapcsolatos alkalmazott kutatás résztvevőjeként, esetenként vezetőjeként is, van azért némi rálátásom az alkalmazott terület kérdéseinek jellegére, fontosságára, a felvetődő problémák nehézségére, noha ez nyilván nem éri el a klimatológia avatott kutatóinak szintjét.

Az értekezésről általánosságban elmondható, hogy a felhasznált matematikai statisztikai eszközök messze túlmutatnak az ilyen alkalmazásokban megszokottakon, sokrétűek, modernnek, célirányosak, esetenként a jelölt által megfelelően módosítva egyes ismert eredményeket. A jelölt egyik, szerintem kulcsfontosságú, felismerése, hogy túl kell lépni a lineáris modellek körén. A nemlinearitások vizsgálatával, bár ez elvileg és technikailag is sokkal nagyobb kihívást jelent, sokkal mélyebb betekintést szerezhetünk a folyamatok struktúrájába, jellegébe, tulajdonságaikat pontosabban határozhatjuk meg. A TAR, FCAR, és Threshold GARCH modellek alkalmazása előzmény nélküli a klimatológia, de tágabban a földtudományok jelentős területein is, és teljesen új és mély következtetések levonását teszi lehetővé. Matyasovszky ilyen irányú modellépítése és elemzése úttörő mind hazai, mind nemzetközi vonatkozásban, és a magam részéről ezt tartom az értekezés legfontosabb részének.

A trendelemzés témakörében elsősorban a hirtelen éghajlatváltozások jelölt által adott egzakt definíciója, amely a trend deriváltjának ugrásán alapul, valamint az ezt detektáló nemparaméteres becslések alkalmazása teszi lehetővé a pontos kvantitatív vizsgálatokat. Ezeket a jelölt az északi hemiszféra különböző hőmérsékleti jellemzőire vonatkozóan el is végzi és az ismert eredményekkel jó összhangban lévő de új következtetést is megengedő konklúzióra jut.

Ugyancsak nagyon fontosak és az irodalomban igen kevés előzménnyel rendelkeznek a parlagfű, illetve más allergén növények pollenkoncentrációjára vonatkozó vizsgálatai. E témában világviszonylatban is csekély a valóban pontos kvantitatív elemzést végző tanulmány, hazai példáról pedig én nem tudok. A trend elemzésén túl itt a kvantilis regresszió szolgáltatja az információ adatokból történő kinyerésének eszközét. Matyasovszky módszerei ezen az alkalmazási területen egyedülállóak és előremutatóak, valamint fontos, mindennapi életünket is érdemben befolyásoló ismeretek megszerzését teszik lehetővé.

Fontos kérdéseket tárgyal Matyasovszky a spektrálemzés kapcsán. Ha fel is merül bennem igény az e témában elmondottak pontosítására, az alapvető elképzelést izgalmasnak, eredetinek tartom, amely fontos problémára keres választ, és így mindenképp érdemes az igényes kidolgozásra. Ezt a szerző több vonatkozásban meg is teszi, talán külön is kiemelhető a nem ekvidisztáns megfigyelések

elemzése a grönlandi jégfuratok oxigén izotóp arány idősorában. Itt a jelölt teljesen új megvilágításba helyezi - szerintem helyesen - a mások által is észlelt jelentős eltérést a Lomb-Scargle és az OLS AR(1) spektrum között. A módszerek kidolgozását illetően azonban maradt bennem hiányérzet, amelyet kritikai észrevételeimben meg is fogalmazok. Itt elsősorban a szignifikancia kérdésére gondolok, különösen a legnagyobb nagyságrendben követő csúcsok esetén, illetve a kritikus tartomány meghatározására hipotézisvizsgálathoz. Ezek nem pusztán matematikai finomkodások, egy esetleges pontosítás az alkalmazás eredményét is módosíthatja. Mindezzel együtt azonban a probléma felismerése és a megoldás keresésének útja számomra értékessé teszi ezt a vizsgálatot is, miközben látni kell azt is, hogy ténylegesen továbblép a megszokott sémákon.

Szépnek, izgalmasnak és eredetien újnak tartom a VOSTOK és NGRIP adatok TAR ill VTAR modellel történő leírását, és nagy élvezettel olvastam az e modellből nyerhető információkat az északi és déli sarkköri időjárások összefüggéseiről. Legjobb tudomásom szerint e kapcsolat feltárása régi, de mind a mai napig nyitott problémája a meteorológiának és klímakutatásnak. Matyasovszky ezen eredménye fontos előrelépés lehet, és méltán tart igényt a világ szakmai közösségének figyelmére.

Ugyancsak nagyon érdekesnek találom az NGRIP adatsor modellezését GARCH illetve rezsimváltó GARCH idősorokkal. Nagyon fontos, hogy a jelölt felismeri a nemlineáris modellek szükségességét, ez sok tekintetben mérföldkő lehet az alkalmazási gyakorlatban, én legalábbis nagyon remélem. Ez, gondolom, mutatja mennyire értékesnek tartom ezt az elemzést. A továbblépésre e területen számos lehetőség kínálkozik, pontosabban ki lehetne mutatni a GARCH jelleget, (pl, GARCH ill. BDS teszt), részletesebben meg lehetne vizsgálni a farokeloszlásokat arra nézve, hogy valóban szükséges-e a GARCH nagyon vastag farka, vagy esetlegesen az APARCH modell jobban illeszkedik e tekintetben, stb. De a jó kutatás soha nem zár le egy kérdést teljesen, hanem továbbgondolásra inspirál, mint Matyasovszky ez utóbbi vizsgálata is.

Mindezen kedvező megállapítások mellett nem hagyható figyelmen kívül, hogy dolgozattal kapcsolatban számos kérdés is felvetődik. Egyes állítások csupán pontatlanok, mások nem állják meg az adott formában helyüket. Miközben egy interdiszciplináris munkában nem várhatunk el rigorózan matematikus tárgyalást, élesen meg kell húznunk azt a határt, ameddig ennek feladásában el lehet menni. Ez pedig szerintem ott húzódik, ahol a matematikai szabatosság áthágása már az adott alkalmazás jogosságát kérdőjelezi meg. Ennek figyelembevételével az alábbi, az értekezést érintő kérdéseimet, felvetéseimet, véleményeimet fogalmazom meg, amelyekre a jelölttől választ várok, beleértve esetenként cáfolatot, vagy akár véleményem elutasítását.

34. oldal. Azt helyesen jegyzi meg a jelölt, hogy egy általános spektrum egy diszkrét és egy folytonos összegére bontható, az azonban már nem igaz, hogy a folytonos tagnak spektrálsűrűségfüggvénye (a továbbiakban spsf) is lenne, mint azt a mondat folytatásában feltételezi, hiszen ehhez abszolút folytonosság kellene, ami a folytonosságból nem következik. Ez a gond többször is visszatér a szövegben: pl. 35 oldal, de az értekezés tartalmi részét nem befolyásolja.

38. oldal. A 3.1.1 pontban a 38. oldalon leírt eljárás helyessége általánosságban számomra kérdéses:

"1. Szimulálunk L számú standard exponenciális eloszlású véletlen számot, mely egyben egy periodogramnak tekinthető" - igen, konstansszor a fehér zaj periodogramjának, melynek $\frac{1}{2\pi}$ -a spsf-e.

"2. ... előállítjuk ezen periodogrammot generáló spsf becslését", tehát $\frac{konst}{2\pi}$ becslését, "majd a normalizált periodogramot."

E két lépést sokszor ismételve kap egy empirikus eloszlást a periodogram elemekre. Tudjuk, hogy a klasszikus becslések pl. torzítása függ a spsf görbületétől is. A speciálisan választott konstans spsf-re ez 0. A becslés szórása is függ az igazi spsf-től. Miért lehet e tényeket ignorálva a konstans spsf-re kapott kritikus tartományt alkalmazni más ismeretlen spsf esetére is? Az eljárásból (becslések, közelítések) és a szimulációból adódó hibát is bele kellene számítani az elfogadási (inkább: a kritikus) tartomány meghatározásába, vagy megmutatni, hogy ez a hozadék elhanyagolható.

39.oldal 1.sor "Igen általános feltételek mellett..." a jelölt figyelmét bizonyára elkerülte, hogy Kokoszka és Mikosch hivatkozott cikkükben (50. oldal 1. sor), független azonos eloszlású sorozatokról beszélnek, ami igencsak restriktív idősorok esetén. Ilyen sorozatra határozzák meg a rendezett periodogram határeloszlását, és eredményüket a jelölt, szerintem helytelenül, stacionárius folyamatok periodogramjára is használja, pedig arra érvénytelen.

A periodogram csúcsainak vizsgálatakor ismert nehézség, hogy amennyiben a legnagyobb csúcs szignifikáns, akkor a következő csúcs tesztek már nem lehet érvényes a folyamatra vonatkozó fehér zaj nullhipotézis, továbbá, mivel a maximális csúcs nem határoz meg eloszlást, a null hipotézis alkalmasan nem módosítható és így a második etc. legnagyobb csúcsok határeloszlása sem ismert. Ezért a 6-7. sorban szereplő kijelentés nem helytálló, természetesen annak alkalmazása is. Whittle valamint Grenander és Rosenblatt is vizsgálták e kérdést és javaslatot is tettek kezelésére, ez azonban különbözik a jelöltétől.

41. oldal A Matyasovszki 2012b hivatkozás a jegyzékben nem található.

44.oldal A nullhipotézis elfogadási tartományának meghatározása kérdéses. A szerző minden (Fourier) frekvenciához meghatároz egy $1-\varepsilon$ kvantilis értéket. Ezután azt mondja: "E λ -tól függő kvantilis lesz azon nullhipotézis elfogadási tartománya [sic] az $\varepsilon 100\%$ szignifikancia-szint mellett, hogy az idősorból nyert periodogram az OLS-AR(1) spektrális sűrűségből származik." A kvantilis egy szám, így az nem tartomány. Nagyobb baj, hogy λ -tól függ ez a kvantilis érték. Akkor most egyetlen λ -ra, vagy minden λ -ra kell az idősorból kapott periodogramnak ezen érték alá (gondolom így értette) esnie. Az első esetben egyetlen λ melletti érték semmit nem mond a periodogram egészéről, így a null hipotézisről sem. A második esetben viszont az együttes bekövetkezés valószínűsége - függetlennek tekintve a periodogram értékeit, ami Fourier frekvenciákon igaz, de egyébként nem - $(1-\varepsilon)^K$ ahol K azon frekvenciák száma amelyekre a szóban forgó periodogramot kiszámolta a szerző. Ez $1-(1-\varepsilon)^K$ "szignifikancia szintet" - a szerző szavaival élve - eredményez. Pl. 200 hosszú idősor esetén $K=100$, így $1-(1-\varepsilon)^K=0.994$ a megkövetelt 0.05 helyett.

Ugyanez a - szerintem hibás - gondolat feltűnik a 49 oldalon is.

45. oldal 3.1.3. Vörös zajként az irodalomban általában olyan folyamatot interpretálnak, amelyben a teljesítmény csökken a növekvő frekvencia mellett, a pontos struktúrát nem definiálva, hiszen általában az értékes szignálra zajként rakódó ismeretlen folyamat leírására szolgál. Overland et al. pl. az AR(1) modellt mint a vörös zaj fontos alosztályát írja le, és a frakcionálisan differenciált folyamatokat is vörös zajnak tekinti. A jelen értekezés semmit nem mond arról, mit ért vörös zajon. A jelölt publikációja (Matyasovszky 2013b) tartalmaz definíciót, de az némiképp eltér az irodalomban szokásostól: az alapján a fenti AR(1) alosztályt tekinti csupán vörös zajnak. Ez megszorítás a szokáshoz képest, erre utalni kellene, másfelől viszont jobban specifikált, mint az általános definíció, ezért a vizsgálatokban jobban kezelhető.

45. oldal A lineáris folyamat szokásos definíciójában szereplő zaj független értékű tehát nem egyszerűen korrelálatlan értékű, ahogy a szerző a fehér zajt definiálta. Megengedve fehér zajt is a lineáris szűrő gerjesztésének, legtöbb lineáris folyamatra érvényes tétel (eredmény) érvényét veszítene, ezért ez nem szokásos.

Ugyanez a megjegyzésem érvényes az AR folyamatok esetére is, mert fehér zaj gerjesztés pl. az AR-ARCH modellt is AR-ré degradálná, bár pl. stacionaritási feltétel szempontjából valóban nincs különbség. Szokás még gyenge AR reprezentációnak hívni a fehér zajjal történő előállítását, amennyiben létezik.

45. oldal A (3.24) képlet szerintem nem érvényes a közölt általánosságban. Vegyünk ugyanis $Y(t)$ -nek egy normális zajból generált AR(1) folyamatot. Ez lineáris tehát van 3.23 előállítása. Legyen $Y_t^{(a)}$ ugyanilyen AR(1) ugyanazon paraméterrel mint $Y(t)$, mondjuk centrált exponenciális zajból generálva. (Választhatjuk ugyanazt a szórást, mint a normális zajé, de még ez sem kell). Ekkor Matyasovszky (3.24) képlete a két folyamat távolságára 0-t ad, míg az eltérésnégyzet várható értéke triviálisan nem lehet 0, pedig a szerző szerint a két érték megegyezik. A (3.24) képlet érvényességéhez tehát valószínűleg a generáló zajok -- $e(t)$, $e^{(a)}(t)$ -- azonos eloszlása is kell, e feltétel meglétét viszont szerintem a további alkalmazás során ellenőrizni kell.

52. oldal 13.sor "Az adatokat standardizáltuk..." Mivel e ponton még nem ismert, hogy az adatsor tartalmaz-e pl. periodikus vagy trend komponenst, avagy esetleg stacionárius folyamatból származik, így az ilyen "standardizálás"-nak jó eséllyel semmi köze az eredeti folyamat várható értékéhez és szórásához. Ezért ez szerintem nem hasznos lépés, bár a periodicitás vizsgálatot kétségtelenül nem rontja el. Ugyanez a megjegyzés érvényes a 73. oldalra (alulról 3. sor) is.

55. oldal 4. sor "...enyhe de szignifikáns csúcs..." Mint a 39 oldalhoz tett megjegyzésem mutatja, nem ismerjük a periodogram sokadik csúcsának eloszlását, ezért nem értem milyen értelemben "szignifikáns" az említett csúcs. Ugyanez az 57. oldalon is ismétlődik.

56. oldal Az autoregressziós együtttható 0.989 és 0.999 közé esik. Ez a stacionaritás határára eső érték, olyasmi, mintha egy atomerőművet robbanásközeli paraméterekkel üzemeltetnénk. Nyilván nem lehet ugyanolyan módon, ugyanolyan megbízhatósággal vizsgálni, mint a stabil rezsimet. Erről szól a közel nemstacionárius (nearly non-stationary) folyamatok elmélete, melynek módszereit ez esetben figyelembe kellene venni. Ennek tükrében nem csoda az OLS-AR(1) és a WLS-AR(1) közötti óriási különbség. A magyarázhatatlan periódusok feltűnését is ennek számlájára írom inkább, mint ahogy a szerző szerint a 105000 éves periódus "melléktermékei" lennének. A "melléktermékek" általában felharmonikusoknál jelentkeznek, az említettek azonban nem ilyenek.

58. oldal Az északi hemiszféra adatait a lineáris folyamatokra ismertetett módszere segítségével kívánja elemezni. Fontos lenne tehát előtte megvizsgálni, vajon jogos-e lineáris folyamatként jellemezni ezt az adatsort. Linearitás teszt elvégzése szerfelett indokolt lenne. Sajnos azonban semmit nem ír arról, vajon ilyen tesztet végzett-e, s ha igen, annak mi volt az eredménye. Így az értekezésből nem látható, jogosak-e az elvégzett vizsgálatok, eredményük mérvadó-e. Még kevésbé világlik ki az értekezésből, miért érdekes, hasznos, informatív, a vörös zaj (elfogadva Matyasovszky 2013b definícióját) spektrumához hasonlítani az adatsor AR(1) spektrálsűrűség becslését. Itt két becslés összehasonlításáról van szó, ezért az eltérés szerintem elvileg éppúgy származhat a becslések tulajdonságából, mint a folyamat AR(1)-től eltérő struktúrájából. Még kevésbé látom, hogy az eltérés alapján hogyan lehet egyes ciklusokra érdemi következtetéseket levonni. Ennek azonban a jelölt is tudatában van, mint azt az 59 oldal 6. sorának megjegyzése mutatja.

62. oldal Jól ismert tény, hogy gamma marginális stacionárius eloszlású AR(1) folyamatot generáló zaj eloszlása a 0-ra koncentrált degenerált és egy gamma eloszlás keveréke. Ebből azonban csupán az következik, hogy bizonyos ω -kra, azaz bizonyos elemi események esetén $Y(t)$ az $Y(t-1)$ konstansszorosa. Ez azonban egyáltalán nem jelenti azt, semmilyen t időpont esetén sem, amit a jelölt ír, hogy $Y(t)$ és $Y(t-1)$ kapcsolata determinisztikus lenne. (Ilyen erővel pl. a Poisson folyamat is determinisztikus lenne, hiszen a növekmény ott is pozitív valószínűséggel 0.)

63. oldal 1. sor: "lognormális AR(1) modell"... Egy AR(1) modell stacionárius eloszlása nem lehet tetszőleges. Nemnegatív eloszlások esetén a stacionárius eloszlásnak teljesítenie kell, hogy az $L(s)$ Laplace transzformáltjával felírt $L(s)/L(\alpha s)$ hányadosnak ugyancsak eloszlás Laplace transzformáltjának kell lennie. Ha ezt minden $0 < \alpha < 1$ értékre megköveteljük, akkor az eloszlásnak u.n. self decomposable-nak kell lennie, ha csak egy bizonyos α -ra akkor α -decomposable-nek. Satheesh és Sandhya 2005, Bouzar és Satheesh 2008: "It is shown that the class of α -decomposable distributions of Loève (1945) provides all the possible marginal distributions for stationary first-order autoregressive (AR(1)) processes."

A leírt alkalmazáshoz úgy tűnik, hogy nem csak egy speciális paraméter mellett kellene léteznie a lognormális AR(1) folyamatnak, tehát self decomposability-t (továbbiakban SD) kell megkövetelnünk. A bírálónak sokáig nem sikerült olyan hivatkozást találnia, amelyben a lognormális eloszlás mint AR(1) folyamat stacionárius eloszlása szerepelt volna (és megkérdezett kollégáim sem tudták, ez lehetséges-e). Végül, bár bizonyítás nélkül, de sikerült hivatkozást találnom a lognormális eloszlás SD tulajdonságára: Mena és Walker (2005) Watanabe és Yamamuro (2010). Ez számomra végül igazolja az alkalmazás jogosságát, de a jelöltnek ezt említene kellett volna.

Meg kell még jegyeznem, hogy az irodalom használja a "lognormális AR(1) modell" kifejezést más értelemben, nevezetesen, ha a folyamat logaritmus Gauss AR(1) folyamat. Ekkor azonban a folyamat egy lépéses autokorrelációja nem egyenlő az AR(1) paraméterrel, pedig a jelölt a 4.3 formulában így használja, tehát egy ilyen választás a 4.3 formulát és ezzel a továbbiakban mondottakat érvénytelenítené.

67 oldal 4.1.2.2. Ellentétben a jelölt által leírtakkal, az ARCH modell stacionárius megoldásának szórása igenis állandó, mint minden stacionárius folyamaté. Ami időfüggő az a **feltételes** szórás. A továbbiakban is keveredik az értekezésben ez a két fogalom. A 4.16 formulával adott $g(t)$ valváltozó, hiszen ilyenek összege, lentebb, (alulról 5. sor) mégis függvényként hivatkozik rá a jelölt.

68. oldal Az ARCH folyamat paraméterbecslésére leírt eljárás a kvázi maximum likelihood, melyet a szerző pseudo maximum likelihoodnak nevez. A két eljárás különbségéről ld. pl. Nelder és Lee 1992., illetve Chen és Hyrien 2011.

68. oldal Nem tudom mit ért a szerző a "valóságos" eloszláson. A mondat szerint az általa innovációnak nevezett generáló zaj eloszlását kellene érteni alatta, ez azonban - a mondottakkal ellentétben - ARCH folyamat esetén bátran lehet Gauss eloszlású: ez az egyik legtöbbet vizsgált eset. A stacionárius eloszlásról bizonyított, hogy Gauss zaj esetén reguláris változású eloszlás, tehát az valóban nem lehet Gauss - talán erre gondolhatott a szerző.

69. oldal A 28. oldalon a jelölt leírja, hogy a pollenkoncentráció adatai jelentősen autokorreláltak, majd ezek után a 69. oldalon khi négyzet ill. Kolmogorov-Szmirnov próbát alkalmaz ezen adatokra. Ismert, hogy a K-S teszt félrevezető eredményeket adhat, ld. pl. Aguirre et al. , illetve az előírtnál lényegesen nagyobb az elsőfajú hibája (Zhang és Wang 2010) autokorrelált esetben, a khi négyzet teszt pedig még érzékenyebb az összefüggésekre, ezért Matyasovszky ezen érvelése a lognormális eloszlás mellett nem túl meggyőző. Igaz, nehéz mit kezdeni az összefüggéssel, mivel pl. a ritkítás a kevés adat miatt nem járható út.

74. oldal Az AIC kritérium köztudottan túlbecsüli a rendeket. Más információs kritériumokat Bayesian, Hannan-Quinn, GIC, etc. számított-e?

74. oldal, alulról 2. sor "Mindkét zaj igen alacsony szintű..." de mihez képest? Önmagában a kis (szórású) generáló zaj nem biztosít jó előrejelezhetőséget, pl. ugyancsak kicsi AR(1) paraméter esetén. Ez a megjegyzés tehát nem állja meg a helyét.

75. oldal utolsó sor A két folyamat csupán lineáris kapcsolatban nem áll, nemlineárisban állhat.

76. oldal 8. sor. Mi a trend, hogyan becsülte, mielőtt kivonta.

77. oldal Érdekelne, hogy az itt leírt FCM (más szerzőknél FCAR) modellt hogyan, milyen szoftverrel becsülte.

83. oldal "...ami nemlineáris ARCH folyamat szükségességét veti fel..." Az ARCH folyamat maga egy nemlineáris folyamat (és nem ekvivalens a négyzetére vonatkozó lineáris dinamikával !!! tehát nem is szabadna így hivatkozni, mint ahogy a szerző teszi). A szerző által említett "nemlinearitás"-on itt rezsimváltás értendő, és akkor így is kellene nevezni.

Saját, elsősorban hidrológiai folyamatokra vonatkozó modellezési tapasztalataim szerint a klasszikus ARCH - GARCH folyamatok túl vastag farkú eloszlással rendelkeznek, ezért nem alkalmasak ilyen célra, a feltételes variancia négyzetesnél kisebb kitévőjű választása (Power ARCH) hasznosabbnak bizonyult. Éppen ezért szeretném azt megtudni, végzett-e, s ha igen, milyen vizsgálatokat a jelölt, amelyek megalapozzák az ARCH folyamat használatát az általa vizsgált esetekben. Ugyancsak alapvető fontosságúnak érzem, és ezért hiányolom a goodness of fit vizsgálatokat, amelyek az általa illesztett modellek jóságáról győz(het)nék meg az olvasót. Különösen fontos lenne, mivel - bár nem írja le - úgy tűnik, hogy a négyzetes adatsorra illesztett TAR modellből kapja a GJR-ARCH paramétereit, ami alapjában nem hibás, de az optimálistól messze van.

Érdekes lenne tudni valamit a jelölt által felhasznált szoftverekről. Erről sajnos számomra semmi nem derült ki az értekezésből.

Összegzés

Matyasovszky István klimatológiai kérdéseket vizsgál a matematikai statisztika kifinomult, modern és a kérdéskörhöz adekvát eszközeivel, melyeket esetenként maga is továbbfejleszt. A problémák megközelítései és megoldásai eredetiek, az elért eredmények újak, még olyan területen is, amely régen vizsgálatok tárgyát képezi. A vizsgált problémák és a kapott eredmények fontosak, nem egy esetben akár a mindennapi életet is befolyásoló hatásúak. A vizsgálati módszerek között akad olyan, amely pontosítást vagy felülvizsgálatot igényel. Ez azonban véleményem szerint nem éri el azt a szintet, hogy kétségbevonná a jelölt tudományos munkáinak eredményességét és összességében az érvényes, értékes és fontos eredmények jóval felülmúlják az esetlegesen megkérdőjelezhetőket. Mindezek alapján **javaslom az értekezés nyilvános vitára tűzését** és a magam részéről **javaslom a tisztelt Bíráló Bizottságnak az értekezés elfogadását**, illetve az **MTA Doktora cím odaítélésére** irányuló javaslat megtételét.

Dr Márkus László
egyetemi docens
a matematikai tudomány kandidátusa

A bírálathoz felhasznált, a jelölt által nem hivatkozott irodalom:

J.E. Overland, D.B. Percival, H.O. Mofjeld: Regime shifts and red noise in the North Pacific - Deep Sea Research Part I: 2006 - Elsevier

Nadjib Bouzar – Sreedharan Satheesh: Comments on α -decomposability International Journal of Statistics 2008, vol. LXVI, n. 2, pp. 243-252

S Satheesh, E Sandhya: Semi-Selfdecomposable Laws and Related Processes, Journal of the Indian Statistical Association Vol.43, 2, 2005, 157-166.

G.K. Grunwald, R.J. Hyndman† and L.M. Tedesco A unified view of linear AR(1) models, 1996 robjhyndman.com/papers/ar1.pdf

J.A. Nelder, Y. Lee: Likelihood, quasi-likelihood and pseudolikelihood: some comparisons - Journal of the Royal Statistical Society. Series B 1992 Vol 54. No 1. pp. 273-284.

Rui Chen and Ollivier Hyrien: Quasi- and pseudo-maximum likelihood estimators for discretely observed continuous-time Markov branching processes, J. Stat. Plan. Inference. 2011 July 1; 141(7): 2209–2227

Geoffrey K. Aguirre, Eric Zarahn and Mark D'Esposito M.D.: A critique of the use of the Kolmogorov-Smirnov (KS) statistic for the analysis of BOLD fMRI data Magnetic Resonance in Medicine Volume 39, Issue 3, pages 500–505, March 1998

Zhen Zhang, Chao Wang: Investigating the effect of dependence on the performance of Kolmogorov-Smirnov test, Computational Statistics, 2010.

Toshiro Watanabe Kouji Yamamuro Local Subexponentiality and Self-decomposability Journal of Theoretical Probability 2010, Volume 23, Issue 4, pp 1039-1067

A.P. Voudouri: A stochastic discounting model arising in competing risks management Computers & Mathematics with Applications Volume 38, Issues 3–4, August 1999, Pages 51–59

Ramsey's H. Mena and Stephen G. Walker: Stationary autoregressive models via a Bayesian nonparametric approach, Journal of Time Series Analysis, 2005, Vol. 26, No. 6, pp. 789-805.