

XXXII. OTDK Biológia Szekció

## A vörös róka (*Vulpes vulpes*) kisemlős csapdázásra adott predációs válaszának modellezése

Készítették: Somogyi Balázs, Morvai Anita, Hárságyi Dorottya

Biológus MSc II. és Biológia Bsc III.

Témavezető: Dr. Horváth Győző  
egyetemi adjunktus



PTE TTK Ökológiai Tanszék

- Pécs, 2015 -

## Tartalomjegyzék

|                                                                                   |    |
|-----------------------------------------------------------------------------------|----|
| 1. Bevezetés.....                                                                 | 3  |
| 2. Témafelvetés, irodalmi áttekintés .....                                        | 4  |
| 3. Célkitűzések .....                                                             | 8  |
| 4. Anyag és módszer .....                                                         | 9  |
| 4.1 Mintavételi területek, az alkalmazott kvadrátok elhelyezkedése .....          | 9  |
| 4.2 Csapdázási metodika .....                                                     | 11 |
| 4.3 Adatfeldolgozás módszerei .....                                               | 11 |
| 4.3.1 A vörös róka predációs hatásának értékelése .....                           | 11 |
| 4.3.2 Alap és származtatott adatok statisztikája .....                            | 13 |
| 4.3.2 A két karakterfaj mozgásmintázatának elemzése .....                         | 15 |
| 5. Eredmények .....                                                               | 16 |
| 5.1 A vörös róka zsákmánykínálatra adott válaszána modellezése .....              | 16 |
| 5.2 A csapdapredáció hatása a domináns kisemlős fajok fogási paramétereire .....  | 21 |
| 5.3 A ragadozó aktivitás hatása a domináns kisemlős fajok mozgásmintázatára ..... | 25 |
| 6. Diskusszió.....                                                                | 27 |
| 7. Összefoglalás .....                                                            | 31 |
| Köszönetnyilvánítás .....                                                         | 32 |
| Irodalom .....                                                                    | 33 |
| Függelék .....                                                                    | 40 |
| Tételes szerzői hozzájárulás .....                                                | 48 |

## 1. Bevezetés

A populációk demográfiai fluktuációjának, a ciklikusságának, a gradációs periódusok kialakulásának vizsgálatában már közel 100 éve fontos, meghatározó objektumok a kisemlősök. A populációk demográfiai változásának értelmezése, a népesség változásának matematikai elemzése a korai 20. századi (ELTON 1924, ELTON & NICHOLSON 1942) tanulmányokon keresztül, melyek a populációk demográfiai ciklusaira fókuszáltak, még a 21. század elején is az egyik legfrekvenciáltabb kérdésköre a populációbiológiának. A napjainkban is zajló kutatások már hosszú távú adatok idősor-elemzésével a demográfiai ingadozásokat előidéző összetevők matematikai leírását, a trendek és ciklusok tulajdonságait vizsgálják (pl. TURCHIN 1993, HÖRNFELDT 1994, 2004; SAUCY 1994, BJØRNSTAD *et al.* 1995, STENSETH *et al.* 1996a, 1998a; FRAMSTAD *ET AL.* 1997, LIMA *et al.* 2006). A „kisemlősök” fogalma számos, eltérő ökológiai igényű fajt foglal magába, így ezek arányai, illetve arányaik egymáshoz viszonyított változásai megbízhatóan indikálják élőhelyük változásait. Életmenet stratégiájuk (rövid generációs idő, nagy szaporodási potenciál, gyors kolonizációs képesség) miatt intenzíven reagálnak a változásokra, ezért kiemelkedően alkalmasak a természetben bekövetkező spontán; és a zavarások, emberi beavatkozások hatására bekövetkező változások indikációjára. A kisemlősök a táplálékhálózatok anyag-, és energiaforgalmában jelentős szerepet töltenek be. Számos védett, fokozottan védett kulcs és esernyő fajnak meghatározó jelentőségű zsákmányállatai, így kiemelkedő a táplálékhálózatokban betöltött jelentőségük; abundancia viszonyuk változásának ismerete felhasználható a trofikus struktúrák jellemzéséhez, illetve a guild-szintű elemzésekhez. Másrészt a kisemlősök között is található védett, fokozottan védett, sőt a habitat direktíva listákon (Natura 2000) is szereplő faj, melyek elterjedésére és tömegességére vonatkozó, akár közvetlen csapdázással, akár közvetett módon bagolyköpetekből nyert adatokból szerzett ismeretek gyakorisági viszonyairól, természetvédelmi szempontból kiemelt fontosságú.

A Kőszegi-forrás Erdőrezervátum területén 2006 óta folyik a kisemlősök elevenfogó csapdázáson alapuló monitorozása, melynek alapvető célja különböző erdőképkorosztályokban és a vegetáció szerkezetben markánsan különböző erdőfoltokban megtalálható kisemlős összetétel feltérképezése, a domináns fajok demográfiai mintázatának és élőhely használatának elemzése. Ebben a munkában a PTE TTK Ökológiai Tanszékének diákköri hallgatójaként az utóbbi négy évben veszünk részt, amely során az erdőrezervátum területén nagyobb csapdázási ráfordítással 13 mintakvadrát alkalmazásával monitoroztuk a kisemlősöket. 2012-ben a vizsgált erdőrezervátumi területen a vörös róka, *Vulpes vulpes*

(Linnaeus, 1758) predációja jelentős mértékű zavaró hatásként jelentkezett az elevenfogó csapdázások során. Jelen dolgozatban vörös róka predációs hatását három megközelítésben értékeltük, vizsgálva a ragadozó csapdázások során felkínált táplálékkínálatára adott funkcionális választ, és ehhez kapcsolódóan becsültük a ragadozó szempontjából kritikus zsákmányszámot és a predációs sikert. Továbbá a predációs hatás függvényében vizsgáltuk a területen két domináns kismamfaj abundancia változását, valamint az elkülönített ragadozó aktivitási időszakok összehasonlításában a két faj mozgás-mintázatának különbségét.

## 2. Témafelvetés, irodalmi áttekintés

A legtöbb kutyaféle (*Canidae*), mint a farkasok és a rókák jelentős ökológiai plaszticitással rendelkeznek, amely a különböző minőségű és mennyiségű forrásokkal rendelkező élőhelyek vonatkozásában a táplálék-összetétel variabilitásában, a térbeli szerveződésben és a szociális interakciókban is megnyilvánul (MECH 1970, BEKOFF & WELLS 1980, GITTLEMAN & HARVEY 1982, LAUNDRE & KELLER 1984, KRUUK & MACDONALD 1985, MILLS & KNOWLTON 1991, GITTLEMAN 1993, OKARMA 1995, GOSZCZYNSKI 2002). A leggyakrabban tanulmányozott kutya-féle a vörös róka. Állatokkal és növényekkel is táplálkozik, de táplálkozási stratégiájában a dögevés is jellemző alternatíva, ezáltal egész elterjedési területén opportunista ragadozónak tekintik (LLOYD 1980, SEQUEIRA 1980). Azonban sajátos körülmények között, mint például amikor egy adott táplálékforrás (zsákmányállat típus pl.: nyulak, pockok) stabilan jelen van, a vörös róka specialista predátorként csak egy prédefajt zsákmányol (VON SCHANTZ 1980, GOSZCZYŃSKI 1986). A ragadozók populációinak a zsákmánypopuláció denzitására adott választ SOLOMON (1949) funkcionális (viselkedési) és numerikus (reproduktív) válaszra bontotta. Az első a ragadozó fogyasztási rátáját írja le a táplálékdenzitás függvényében, míg a második a egyedenkénti reprodukciós ráta változását modellezi a forrásdenzitás függvényében. Tíz évvel később HOLLING (1959) a funkcionális válasz három alaptípusát írta le: I. típusú (lineáris) válasz: a predátor fogyasztása lineárisan nő a préda denzitással, majd konstans értéket vesz fel, ami a passzív (helytülő, szűrő stratégiájú) ragadozókra jellemző. A II. típusú (logaritmikus) válasz: a predátor fogyasztási rátájának növekedése a prédadenzitás növekedésével a kezelési idő miatt folyamatosan csökken és fokozatosan elér egy konstans értéket. Egy vagy néhány zsákmányfajra specializálódott, aktív kereső ragadozókra jellemző. A III. típusú (szigmoid) válasz: a predátor fogyasztási rátája a kezdeti növekedés után, fokozatosan beáll egy konstans értékre. A generalista ragadozókra jellemző viselkedés, melyek könnyen átváltnak egy

zsákmányfajról a másikra, vagy olyan területen vadásznak, ahol a zsákmánydenzitás magasabb (KEITH *et al.* 1977, PECH *et al.* 1992, TAYLOR 1984), így a vörös rókára, mint opportunistá ragadozóra is ez a válaszgörbe jellemző (MIGUEL *et al.* 2008).

A vörös róka táplálkozás-biológiájáról számos tanulmány bizonyította, hogy generalista ragadozó, főleg olyan zsákmányt fogyaszt, amely nagy sűrűségben van jelen és könnyen elérhető. Leggyakrabban kisemlősöket fogyaszt, de dögöket, madarakat és más emlősöket is elejt, ha az adott területen a pocokfélék alacsony sűrűségben vannak jelen (GOSZCZYŃSKI 1974, PAPAGEORGIOU *et al.* 1988, JĘDRZEJEWSKI & JĘDRZEJEWSKA 1992, DELL'ARTE *et al.* 2007). A vörös róka opportunistá táplálkozási szokásait és zsákmány-összetételét számos faktor befolyásolja. Fontos tényező az élőhely típusa, ami a zsákmány állatok elérhetőségén keresztül erősen befolyásolhatja ennek a predátornak a táplálkozását, illetve hasonlóan válaszol a préda állatok szezonális különbségeire, amely visszatükröződik táplálék-összetételében, ami jelzi opportunistá ragadozó viselkedését (GOSZCZYŃSKI 1986, JĘDRZEJEWSKI & JĘDRZEJEWSKA 1992, BALTRUNAITE 2001, BALTRUNAITE 2002).

A ragadozó emlősök táplálkozási kapcsolatainak és táplálék-összetételének ismeretéhez a Magyarországon végzett kutatások is jelentős mértékben hozzájárultak (LANSZKI 2002, 2012). Az aranysakál, szürke farkas, eurázsiai borz, vidra, nyest, nyuszt mellett a vörös róka volt az egyik legfontosabb célfaja ezeknek a kutatásoknak. A vörös róka táplálkozási sajátosságaira vonatkozó adatok elsősorban mezőgazdasági művelés alatt álló területekről és erdei környezetben gyűjtött hullatékminiók feldolgozásából származik. A vörös róka testtömegéhez és magányos vadászati stratégiájával összefüggésben zsákmányállatai kisméretűek, 1 kg alattiak (GITTLEMAN 1985, 1989). A Dél-dunántúli mezőgazdasági területeken vizsgált vörös róka táplálék-összetételében mind a négy évszakban a kisemlősök fordultak elő legnagyobb mennyiségben (30-94 %), de szezonális különbségek is mutatkoztak. A legkevesebb kisemlőst nyáron, legtöbbet ősszel és télen fogyasztott. A zsákmányfajok közül legjelentősebb a mezei pocok (*Microtus arvalis*) volt, de emellett az erdeipocok (*Myodes galeorus*) és erdeiegér fajok (*Apodemus spp.*) is fontos szerepet töltek be a róka táplálkozásában. Étrendjében nyáron előfordultak pelefélék, ősszel mókus is. Legfontosabb táplálékát a legtöbb területen kisemlősök jelentik, a vörös róka napi táplálék szükséglete 400-500 gramm (LANSZKI 2012). A hazai kutatások is alátámasztották a vörös róka alternatív táplálékfogyasztásában jellemző dögevést (szarvas, vaddisznó), ami a táplálék-szegény téli hónapokban volt számottevőbb. A vizsgálatok rámutattak arra, hogy a települések közelségének függvényében változik a háziállat-fogyasztásának mennyisége. Leggyakrabban baromfiféléket, de vágási maradékot és valószínűleg elpusztult kutya és házi

macska egyedeket is fogyasztott. Tápláléka között a madarak is előfordulnak, leginkább kistestű énekesmadarak és fácán. Tavasszal és nyáron gerinctelenek fogyasztása is gyakori. A vörös róka táplálék-összetételében erdei környezetben is a kisemlősök előfordulása a leggyakoribb. A fogyasztott fajok közül legfontosabb az erdeipocok volt, emellett jelentős arányban szerepeltek a mezei pocok és az erdeiegér fajok is. Az erdeiegér fajok fogyasztása télen volt magasabb. A róka másodlagosan fontos táplálékát a növények jelentik, amelyekből télen és tavasszal kevesebbet, míg nyáron és ősszel kétszer annyit fogyaszt. Leggyakoribb növényi táplálék télen és tavasszal a kukorica, nyáron cseresznye, ősszel a kökény és a szőlő volt (LANSZKI 2002). A vörös róka magányos vadász, a kölykök vadászatra tanítását leszámítva egyedül vadászik. Jellemzően éjszakai ragadozó, alkonytól hajnalig jár táplálék után, de a januártól márciusig tartó párzási (koslatás) és a kölyök nevelési időszak alatt nappal is aktív lehet. Az ellés főleg áprilisban történik, melynek során átlagosan 4-5 kölyök születik almonként. A fiatalok július-augusztusban kezdenek önállóan zsákmányt szerezni és közel egy éves korukban válnak ivaréretté (LANSZKI 2012).

A kisemlősök elemzésében a legelterjedtebb mintavételi módszer az elevenfogó csapdázás, ahol a különböző típusú csapdák élve fogják be az állatokat, majd a befogott állatok jelölésével és visszafogási sikere alapján az adatok felhasználhatók különböző paraméterek becsléséhez, vagy a populációdinamika különböző abundancia index alapján értékelhetők. A fogás-visszafogás módszer sikerét több tényező határozza meg, mint a csapdák típusa, a csapdaháló konfigurációja (kvadrát, vonal (line) transzekt, trapping web), mintavételi ráfordítás, a csali minősége, a holdfázis és az időjárás változása (SMITH *et al.* 1975). Az elevenfogó doboz- vagy ládacsapdáknak számos változatát használják, és folyamatosan vizsgálták, illetve tesztelték a különféle célokra történő alkalmasságukat (pl. HANSSON 1967, DALBY & STRANEY 1976, GURNELL & FLOWERDEW 1990, SLADE *et al.* 1993, O'FARREL *et al.* 1994, NICOLAS & COLYN 2006, BELANT & WINDELS 2007). A csapdatípusok összehasonlítása, használatuk értékelése mellett vizsgálták a csali és álcázás (BATHE 1983), valamint a csapda szagának jelentőségét (BOONSTRA & KREBS 1976), amely különösen szaporodási időszakban kifejezett, tehát a csapdák tisztasága, szaga befolyásolja a fogási adatokat (GURNELL & LITTLE 1992). A megfelelő csalétek használata szignifikánsan befolyásolhatja a célfaj elfogásának valószínűségét. Jóllehet a csapdázásos adatgyűjtés alapvető módszertana meglehetősen régóta és alaposan tisztázott, még e tekintetben is léteznek alapvetően ellentétes elgondolások. Így például a gyakorlatban az eleven fogásos kisemlős csapdázást alkalmazó kutatók egy része (pl. BEASLEY & GETZ 1986, SMAL & FAIRLY 1982, YLÖNEN & VIITALA 1985) által alkalmazott „előcsalizás” mások szerint

befolyásolhatja a szociális szerveződést és a populációdinamikát, tehát hatással van a különböző abundancia paraméterek becslésére, éppen ezért ilyen természetű vizsgálatok során nem célszerű alkalmazni (pl. SMITH *et al.* 1975, GURNELL 1980). A fentebb említett és az általunk is használt dobozcsapdák különböző elsütő szerkezetek alapján hozhatók működésbe, amelyek precizitása, a szerkezet jó működése befolyásolja a csapdázások fogási sikerét. Ezek a szerkezetek meghibásodnak, amit az időjárás és különböző egyéb zavarások is előidéznak. A csapdák működésére vonatkozóan további tényezőként kell kiemelnünk a csapdázásokat végző személyek mintavételi precizitását is, amely a csapdák lerakásának és élesre állításának minél nagyobb pontosságát kívánja meg.

Ugyanakkor el kell különítenünk a biotikus faktorokat, mint a populációkon belüli egyedi különbségeket, a denzitásfüggő hatásokat, mint az intraspecifikus, fajon belüli versengés, valamint az együttélő fajok kölcsönös egymásra hatását, mint az interspecifikus interakciók meghatározó jelentőségét. Ezek közé sorolható a ragadozók predációs hatása, a kisemlősök esetében is széles körben kutatott ragadozó-zsákmány kölcsönhatás. A csapdázásokon alapuló terepi mintavételezések során fontos tényezőként kell figyelembe venni a területen élő szárazföldi ragadozók potenciális zavaró hatását, amennyiben a csapdázásnál alkalmazott csali és a befogott állatok szaga vonzza a ragadozókat és a predációs nyomás a csapdákba befogott kisemlősök ragadozásában, illetve ezen állatok eltávolításában nyilvánul meg. A mintavételi területen jelen lévő ragadozó kereső viselkedésével a predált csapdák száma egyenesen arányosan változik a lecsapódott csapdák számával, amit azzal indokoltunk, hogy a ragadozó a kereső viselkedése, mozgása következtében hatással lehet az útjába eső üres csapdákra is, így azok elsütése, illetve felborítása révén tovább növeli az inaktív csapdák esetszámát. (SOMOGYI *et al.* 2013).

A Kőszegi-forrás Erdőrezervátum területén eddigi minden tapasztalatunkat felülmúlva, a vörös róka predációs hatása jelentős mértékben befolyásolta az elevenfogó csapdázás sikerét. Mint opportunista ragadozó képes arra, hogy viselkedésével alkalmazkodjon a legkönnyebben elérhető táplálékforrások kiaknázására. Az erdőrezervátum mag- és pufferterületén működtetett csapdahálók zavarására, a terítéken kínált kisemlősök ragadozására a vörös róka már 2011 szeptemberében ráállt, amely ragadozó hatás a 2012-es mintavételi évben általánossá vált. Korábbi vizsgálataink során megállapítottuk, hogy a ragadozó által predált csapdák túlnyomó része tartalmazott állatot (SOMOGYI *et al.* 2013). Ehhez feltételezhetően hozzájárult a 2011-es nyári aszály is, amely mind a vegetáció teljes nyár végi degradációját, mind a területen júliusig jellemző folyamatosan növekvő kisemlős

sűrűség jelentős mértékű lecsökkenését okozta. Így a csapdákban elfogott állatok könnyű prédát jelentettek a ragadozónak.

### 3. Célkitűzések

Dolgozatunk elsődleges céljaként a vörös róka kisemlős csapdázásra adott predációs válaszában modellezését tűztük ki, melynél vizsgáltuk a ragadozó csapdapredációs sikerének időbeli alakulását, valamint megvizsgáltuk a ragadozó zsákmánykínálatra adott válaszát. Ezen kívül vizsgáltuk a napi szintű adatfeldolgozásnál a vörös róka hatása mennyire mutatható ki a mintavételi területen két legnagyobb abundanciával megjelenő kisemlős faj (vöröshátú erdeipocok, sárganyakú erdeieger) tér- és időbeli változására, valamint van-e hatása a három elkülönített ragadozó időszaknak a két faj mozgásmintázatára.

A vörös rókára, mint generealista ragadozóra a harmadik típusú funkcionális válasz jellemző, azonban amennyiben egy táplálék stabilan jelen van, specialistaként válaszolhat a zsákmánykínálatra. Munkánk során azt vizsgáltuk, hogy a róka csapdapredációra való áttérése megváltoztatja-e a faj funkcionális válaszát, és a csapdapredáció következtében „csapdaspecialista”, azaz második típusú válaszgörbét mutat. Ennek megfelelően az alábbi hipotézist állítottuk fel:

H<sub>10</sub>: A vörös róka zsákmánykínálatra adott predációs válasza nem a generalista ragadozókra jellemző harmadik típusú válaszgörbét mutat.

H<sub>1A</sub>: A vörös róka csapdapredációja harmadik típusú funkcionális válaszgörbét ad.

A kisemlősök populációdinamikájára a predációs nyomás hatással van, melyet közvetlen csapdázással nem tudunk felmérni, modellezni. A vörös róka általunk tapasztalt opportunistá csapdapredációs viselkedése a predációs nyomás része, ami feltételezhetően befolyással van a kisemlősök populációs értékeire. Azonban ennek mértéke nem vonja maga után a csapdázással mérhető kisemlős populációkat leíró indexek (fogásszám, populációméret) változását, mert a ragadozó jelenlétét a csapdapredációt megelőzően is feltételezhetjük. A 2012-es mintavételi év lehetőséget adott a predált csapdák regisztrálásával a probléma vizsgálatára, vagyis a közvetlenül mérhető predációs nyomásnak (csapdapredáció) van-e hatása a mintavételi területen a kisemlősök fogási adataira, így ebben a megközelítésben hipotézisünk a következő:

H2<sub>0</sub>: A két vizsgált kisemlős faj napi léptékű fogásszámainak tér- és időbeli változására nincs hatással a vörös róka csapdapredációja.

H2<sub>A</sub>: A két vizsgált kisemlős faj napi léptékű fogásszámainak tér- és időbeli változására hatással van a predátor.

A kisemlősök mozgásmintázatát az évszakok, az időjárás, a forráseloszlás, a denzitás, kompetítorfajok, valamint a predátorok jelenléte, azaz a predációs nyomás következtében kialakuló denzitás-változás is befolyásolhatja. Az általunk elkülönített három ragadozóaktivitási időszak függvényében vizsgáltuk a csapdapredációt, mint feltételezhetően a mozgásmintázatot befolyásoló tényezőt. Ezzel kapcsolatos hipotézisünk a következő:

H3<sub>0</sub>: A két vizsgált kisemlős faj mozgásmintázatára nincs hatással a ragadozó közvetlen csapdapredációs jelenléte.

H3<sub>A</sub>: A két vizsgált kisemlős faj mozgásmintázatára hatással van a ragadozó közvetlen csapdapredációja.

## **4. Anyag és módszer**

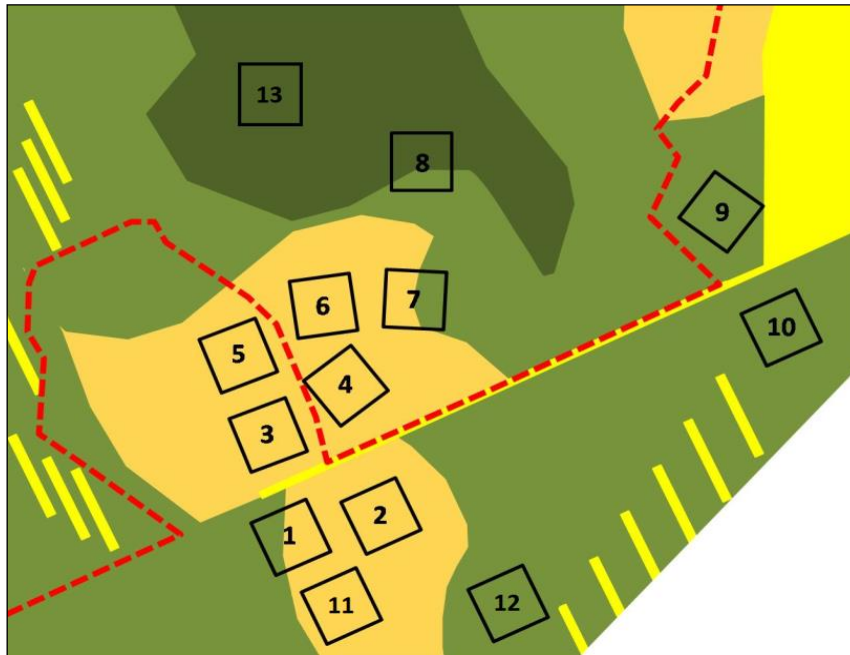
### **4.1 Mintavételi területek, az alkalmazott kvadrátok elhelyezkedése**

Vizsgálatainkat a Kőszegi-forrás Erdőrezervátumban végeztük, amely Dél-Dunántúlon a Mecsek hegységben található, a Duna-Dráva Nemzeti Park Igazgatóságán belül a Mecseki Erdészeti Rt. kezelése alá tartozik. Az erdőrezervátum 149.2 ha összterületéből a magterület nagysága 33.0 ha, a védőzóna 116.2 ha.

A kisemlősök monitorozását 2012-ben összesen 8 hónapon keresztül, több kisebb mintavételi csapdaháló alkalmazásával végeztük, egyenként 6×6-os csapdahálójával, összesen 468 kisemlős csapda működtetésével, amely mintavételi metodika (kvadrátok mérete és száma) alapján figyelembe vettük a lombkorona szintet képviselő faállomány elegyarányát és kor-szerkezetét, valamint az erdei aljnövényzet (gyep-, újulati- és cserjeszint) fajkompozícióját és dominancia viszonyait.

A kijelölt 13 különböző mintavételi kvadrát kiválasztásánál a következő szempontokat vettük figyelembe. A 82/C magterületi erdőrészlet bükkös állományában két mintavételi

területet jelöltünk ki. A 82/C erdőrészletben ezen kívül több különböző természetességű, valamint az aljnövényzetben és a cserjeszintben eltérő vegetáció struktúrájú cseres-tölgyes állományokat érintettünk, amely erdőrészletben így három mintavételi területet választottunk ki monitorozásra, melyekből kettő a 80/H végvágás utáni újulat területe irányában kialakuló erdőszegélyt (ecoton terület) is érintette, míg egy terület belső átmeneti cseres-gyertyános erdőterületet reprezentált (1. ábra).



1. ábra: A Kőszegi-forrás Erdőrezervátum jellegzetes növénytársulásainak megoszlása; a térképen jelöltük a 13 különböző mintavételi terület elhelyezkedését.

Az erdőrezervátumot körülvevő védőzóna alapvető feladata a magterület védelme. A 80/B erdőrészlet védőzóna, nem védett területen, míg a 82/F erdőrészlet védett területen elhelyezkedő pufferezóna. Az előbbi területen a 2011-ben működött két kvadrát mellé 2012-ben egy újabb mintaterületet jelöltünk ki, amely ismét egy zavart, fenyőelegyes cseres- illetve kocsánytalan tölgyes területet mintázott. A 80/B erdőrészletben folyamatos erdőkezelés zajlik, amely változtat a növényzet struktúráján, amely zavarás és 2011-ben itt kijelölt, 10. mintaterület esetében jelentkezett. A ritkítási beavatkozás tél végén, februárban, illetve március első felében történt meg, így az erdészeti kezelés után kezdtük meg a csapdázásos mintavételt. A ritkítás során kapott biomassa folyamatosan, az egész vegetációs időszakban a talajfelszínen maradt. Ehhez hasonló terület volt a 2012-ben kijelölt 12. kvadrát, azonban itt nem volt ritkítási beavatkozás. A 80/A és a 80/H erdőrészekben nagy területet érintő végvágás történt, ahol jelenleg a cserjeszintben megjelent a csertölgy (*Quercus robur*), a gyertyán

(*Carpinus betulus*), a virágos kőris (*Fraxinus ornus*) és egyéb fajok. Ezek az újraerdősödő területek fontos vegetáció struktúrát jelentenek a kisemlősök tér-időbeli mintázatának kutatásában, így ezen a két újraerdősödő területen a csapdahálók számát eggyel növeltük, így ebben a két erdőrészben (80/A és 80/H) 2012-ben 4 mintaterülettel végeztük a csapdázást (1. ábra). A mintaterületek részletes jellemzése a *Függelékben* található.

## **4.2 Csapdázási metodika**

A különböző vegetációs zónákban 2012-ben 6×6-os csapdahálót alkalmazva 13 különböző vegetációstruktúrájú erdőfoltban végeztük a monitorozást. Az elevenfogó csapdák egymástól 5 m-es távolságban voltak elhelyezve. A 13 csapdaháló rácspontjait mindkét év márciusában, az első mintavételi periódus előtt pontosan kimértük és számozott vízálló műanyag kartonlapokkal jelöltük. Csalétekként szalonnát, ánizskivonattal és növényi olajjal megkevert gabona magvakat használtunk. Fogás-jelölés-visszafogás (capture-mark-recapture=CMR) módszerrel csapdáztunk. Az alkalmazott CMR módszer a populációszintű monitorozás feltételeinek is megfelelt. A csapdázások márciustól októberig, 8 hónapon keresztül folytak. Minden hónapban 5 éjszakai periódusokban csapdáztunk, az állatok egyedi jelöléséhez az ujjpercek tetoválását alkalmaztuk. A mintavételezésnél éjszaka és nappal is működtek a csapdák, így reggeli és esti ellenőrzések voltak (7<sup>00</sup>, ill. 19<sup>00</sup> órai kezdettel). A csapdázások során feljegyeztük az állat nemét (nőstényeknél graviditást, laktálást is feltüntetve), korát, tömegét, csapdaszámát és egyéni kódját.

## **4.3 Adatfeldolgozás módszerei**

### **4.3.2 A vörös róka predációs hatásának értékelése**

A vörös róka predációs hatása a 2012-es csapdázások kezdetén már az első mintavételi hónapban (március) jelentősen csökkentették a mintavételi alkalmak során azonosítható egyedek számát, jelentősen befolyásolva a fogás-visszafogás módszer sikerét, e technikából adódó alap és származtatott paramétereket. A róka azokat a csapdákat predálta, melyek állatokat fogtak, hogy táplálékhoz jusson. Ennek alapján a 2012-es csapdaellenőrzések során külön kódoltuk a felborított, kifosztott csapdákat, melyeket a vörös róka által predált csapdáknak tekintettünk (P). A kisemlős csapdázási irodalomban sok esetben foglalkoztak a befogások sikertelenségét okozó különböző „inaktív” csapdák jelentőségével, elkülönítve ezektől a jól működő „aktív”, állatokat fogott csapdáktól.

A vörös róka 2012-es jelenlétét aktivitása, zavarása és eltávolítása alapján három időszakra bontottuk. Az első időszakot a csapdázások kezdetétől, márciustól május végéig különítettük el, amikor a róka predációs aktivitása a kisméltosok lokális sűrűségének növekedésével folyamatosan nőtt, de a csapdapredációs viselkedését nem zavartuk (PA\_1). A második időszakban (május-július) felkértük a nemzeti park vadászát, hogy a vizsgált területen véletlenszerűen az egyes mintavételi napok estéjén zavarja meg a róka aktivitását (PA\_2). Ezek a zavarások rövidtávon növelték a fogási adatokat, de nem tudták megszüntetni a róka permanens jelenlétét és nem befolyásolták a ragadozó állatot fogott csapdákra irányuló opportunistá magatartását. A vadász általi zavarások ellenére megnövekedett predációs hatás következtében az első mintavételi hónap tapasztalatai alapján ebben az időszakban a két legnagyobb sűrűségű és egyben legjobban predált 10. és 12. mintakvadrát területén helyeztünk ki egy-egy darab vörös róka befogására is alkalmas elevenfogó ragadozócsapdát. Mindkét terület a változó korosztályú, kisebb-nagyobb gyepfoltokkal és jelentős cserjeborítású területekkel a zavart pufferezónát reprezentálta, mely területek vegetációborítása alkalmas volt a nagyméretű ragadozócsapdák kihelyezésére és álcázására. A kihelyezett ragadozó csapdákkal két alkalommal sikerült befogni vörös rókát. Az első példányt a júliusi és az augusztusi mintavételi hónapok közötti időszakban fogtuk be, míg szeptemberben egy másik egyedet is sikeresen eltávolítottunk a területről. A második egyed eltávolítása után a ragadozóaktivitás nagymértékben lecsökkent, azonban néhány predált csapdát az eltávolítás ellenére is regisztráltunk a területen. Ennek megfelelően a predációs aktivitás vonatkozásában elkülönített harmadik időszak augusztus és október közé esett (PA\_3).

Korábbi munkánk rámutatott, hogy a vörös róka által predált csapdák túlnyomó része tartalmazott befogott állatot, így az aktív csapdák (A) és a predált csapdák (P) számának összegét (A+P) a napi zsákmánykínálatként tekintettük (A'). A származtatott predációs értékek kiszámításához az ötödik mintavételi kvadrát fogásszámai alapján kiszámoltuk a többi kvadrát várható fogásszámait, amiből a valós fogási értékeket kivonva megkaptuk az eltávolított egyedek számát (P'), és a ragadozó százalékos sikerét ( $P_{sik}\%$ ). A vörös róka funkcionális válaszához az elméleti zsákmányszám (P') változását a második és a harmadik típusú funkcionális válaszgörbe alapján vizsgáltuk a zsákmánykínálat függvényében. A második típusú funkcionális válaszra inflexiós pont nélküli telítési görbe jellemző, értékei az értelmezési tartományban konkáv módon viselkednek. Ez utóbbi tulajdonság akkor teljesül, ha a függvény kétszer differenciálható a változó szerint és a második derivált negatív. Elemzéseinkhez a MITSCHERLICH (1919) módosított exponenciális trendfüggvényre való illeszkedését vizsgáltuk az általunk mért predációs válaszra (1.

ábra/Függelék). A harmadik típusú válasz modellezéséhez logisztikus trendfüggvényt használtunk. Napjainkban ezzel a névvel az egyik legelterjedtebben alkalmazott, PEARL–REED-féle (1920) logisztikus telítődési függvényt használja az irodalom. A függvény az inflexiós pontra szimmetrikus, ahol a görbe a telítettségi szint felét ( $K/2$ ) éri el. A telítődés annak a következménye, hogy a görbe a konvex szakaszból konkávba megy át, azaz a vizsgált jelenségben fordulópont (minőségi változás) következett be (2. ábra/Függelék). Az általunk felhasznált függvények egyenletei:

$$Y_{(x)} = \frac{K}{1 + be^{-cx}}$$

ahol;

$K$  – a telítettségi szint, ha  $K > 0$  ;

$b$  – a helyzetparaméter, ha  $b > 0$  ;

$c$  – növekedési sebességet jellemző paraméter, ha  $c < 0$  logisztikus növekedésről, ha  $c > 0$  , akkor logisztikus csökkenésről van szó.

#### 4.3.1 A két karakterfaj alap és származtatott adatainak statisztikája

Az elevenfogó csapdázás alapján végzett kisemlős monitorozás adatait Access adatbázisba rögzítettük, amelyben egy rekord egy mintavételi ellenőrzés során megfogott kisemlős egyed adatait tartalmazza (faj, csapdaszám, csapdakoordináta, kor, ivar, tömeg). A hosszabb távú, 8 hónapon keresztül történő 2012-es mintavétel alapján az adattáblából a két karakterfajra a sárganyakú erdei egérre (*Apodemus flavicollis*) és a vöröshátú erdei pocokra (*Myodes glareolus*) jellemző fogásszám adatokkal és további származtatott paraméterekkel jellemeztük a fogási sikerben megjelenő különbségek változását. A fogásszámok változását időben és térben is elemeztük. Az időbeli elemzésnél vizsgáltuk a teljes csapdázási időszakra összesítve, napi bontásban, és a három ragadozó aktivitási időszakra elkülönítve; illetve térbeli elemzés során a 13 elkülönített mintavételi területre adtuk meg.

Vizsgálatainkhoz felhasználtuk a két faj fogásszámaikat ( $n$ ), valamint a teljes fogásszám ( $A$ ) és a zsákmánykínálat ( $A'=A+P$ ) ismeretében kiszámoltuk az elméleti fogásszámot ( $n_{elm}$ ), azaz a ragadozó csapdapredációja nélkül feltételezett fogásszámot mindkét fajra:

$$n_{elm} = \frac{n}{A} \times (A + P)$$

A fogási és származtatott paraméterek alapján statisztikailag értékeltük a területen két domináns kisémlősfaj, a sárganyakú erdeieger (*Apodemus flavicollis*) és a vöröshátú erdeipocok (*Myodes glareolus*) fogásmintázatának térbeli (a 13 elkülönített kvadrát alapján) és időbeli (mintavételi napok és a három elkülönített ragadozó aktivitási időszak szerint) különbségeit, amelyhez nemparametrikus Kruskal-Wallis medián tesztet alkalmaztunk (KRUSKAL & WALLIS 1952).

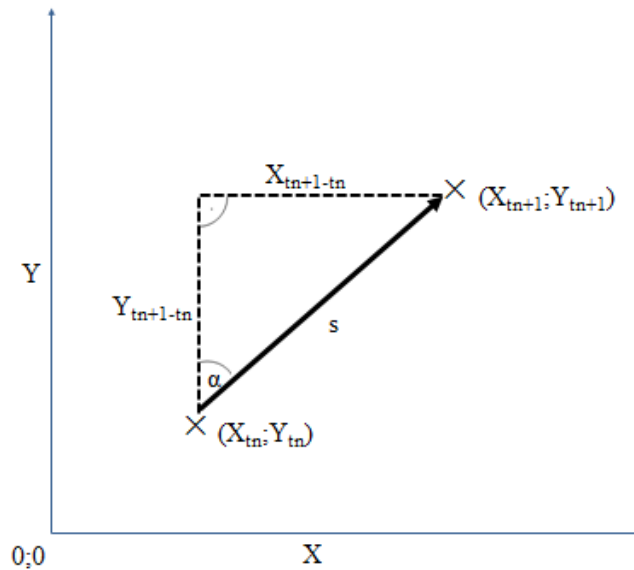
A vörös róka denzitásfüggő predációját a két vizsgált faj elméleti fogásszámának időbeli dinamikájával vizsgáltuk. A korábbi évek fogásszámait időben összehasonlítottuk, majd regresszióanalízissel vizsgáltuk a 2012-es mintavételi év elméleti fogásszámainak alakulását az előző évek adatai függvényében.

#### 4.3.2 A két karakterfaj mozgásmintázatának elemzése

A visszafogási adatok alapján a ragadozó aktivitási időszakok elkülönítésével vizsgáltuk a két kisémlősfaj mozgásmintázat. Vizsgálatainkhoz a legalább egy alkalommal visszafogott egyedek első ( $X_{tn}; Y_{tn}$ ) és az azt követő ( $X_{tn+1}; Y_{tn+1}$ ) csapdakordinátáit használtuk fel, majd az első értéket az origóra illesztve, elmozdulásonként Pitagorasz-tétellel számoltuk ki a két fogáspont távolságát (elmozdulási távolság;  $s$  [m]), valamint az így kapott mozgásvektor Észak ( $0^\circ$ ) iránnyal bezárt szögét ( $\alpha$ ) (2. ábra) :

$$s = \sqrt{(X_{tn+1} - X_{tn})^2 + (Y_{tn+1} - Y_{tn})^2}$$

$$\alpha(^{\circ}) = \left( \arcsin \left( \frac{X_{tn+1} - X_{tn}}{\sqrt{(X_{tn+1} - X_{tn})^2 + (Y_{tn+1} - Y_{tn})^2}} \right) \right) \times 57,296$$



2. ábra: a mozgásvektor kiszámításának grafikus ábrázolása

A mintavételi területen két karakterfaj mozgásmintázatát az alábbi mozgási indexekkel értékeltük a ragadozó aktivitási időszakok között:

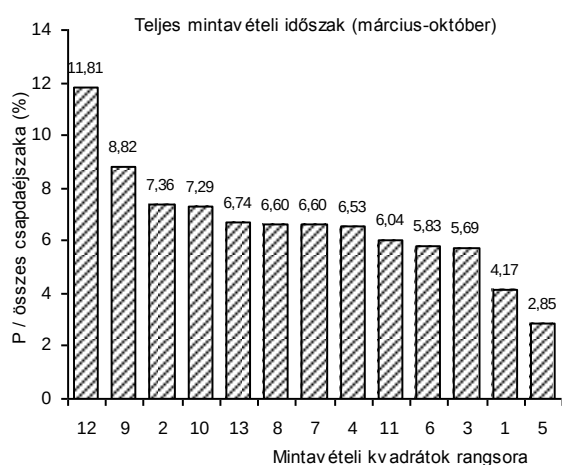
- elmozdulások száma (db)
- átlagos mozgástávolság (m)
- átlagos elmozdulási irány (°)
- iránykoncentráció (%)

A kiértékelés során a mozgások irányát leíró indexeket az *Oriana* 4.02 (KOVACH COMPUTING SERVICES 2005) statisztikai programmal végeztük, mellyel a körhisztogramos ábrázoláson túl, az elmozdulási irányok véletlentől való eltérését Rao's spacing tesztel vizsgáltuk (RAO 1969). A mozgásmintázatot jellemző értékeket a ragadozó aktivitási időszakok összehasonlításában  $\chi^2$ -tesztel értékeltük. Ebben a vizsgálatban fontos kérdés, hogy a kisméltók mozgásmintázatának ragadozó aktivitási időszakok közötti különbsége mennyiben tükrözi a szezonális eltéréseket, vagy a mozgásmintázat feltárt különbsége a szezonális abundancia változásoktól független, egyértelműen a ragadozó hatás eredménye. Ezért a vizsgálatba a 2011-es adatokat, mint referencia értékeket is bevettük, így az indexek ragadozó hatás függését a 2012-es és a csapdapredációtól mentes 2011-es mintavételi év alapján végeztük el. Mindkét év adatait a meghatározott ragadozó aktivitási időszakok összehasonlításában  $\chi^2$ -tesztel értékeltük. Az évek közötti összehasonlítást az elmozdulások átlagos távolsága, az elmozdulások száma, valamint az elmozdulások iránya között vizsgáltuk meg.

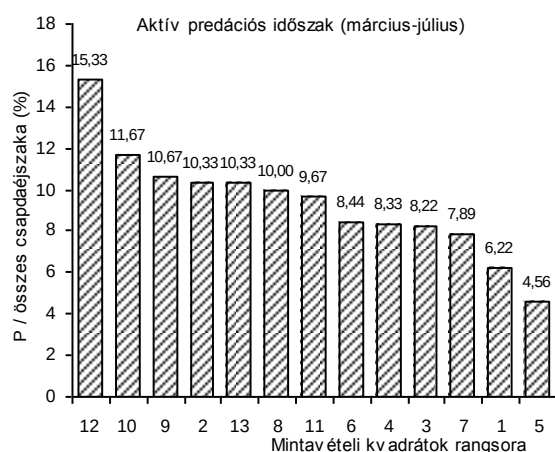
## 5. Eredmények

### 5.1 A vörös róka zsákmánykínálatra adott válaszána modellezése

A vörös róka zsákmánykínálatra adott válaszána értékelésében elsőként megbecsültük a ragadozó havonkénti átlagos predációs sikerét, mivel korábbi tanulmányunk rámutatott, hogy a ragadozó által predált csapdák túlnyomó része ugyan tartalmazott befogott állatot, de a csapdapredáció sikerének kimenetele ettől független. A kérdés megvizsgálásához először a róka predációs aktivitásának térbeli mintázatát vizsgáltuk mintaterületek összehasonlításában.



3. ábra: A vizsgált élőhelyfoltok rangsora a csapdapredáció mértéke alapján a teljes mintavételi idő figyelembevételével

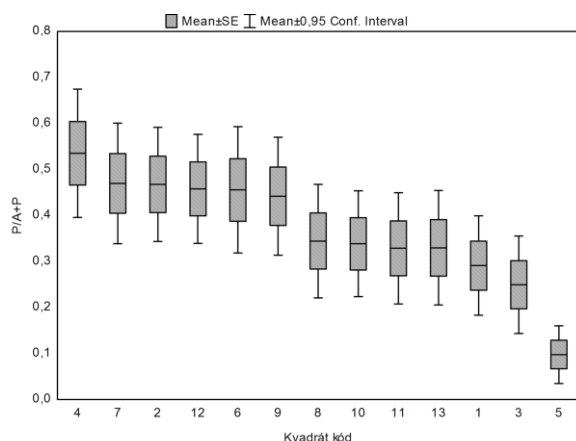


4. ábra: A vizsgált élőhelyfoltok rangsora a csapdapredáció mértéke alapján az aktív predációs időszak figyelembevételével

Ehhez a csapdapredáció esetszámának egy havi összes csapdaéjszakára vetített arányai alapján rangsoroltuk a mintaterületeket. A teljes mintavételi idő (március-október) alapján a csapdapredációs index területenkénti megoszlása 5 és 12 % közötti intervallumban változott. A pufferterületen található változó korú fenyőelegyes, cseres-tölgyes erdőfoltban (12. mintakvadrát) volt a legnagyobb a predációs nyomás, míg a területek rangsorának legvégén elhelyezkedő újraerdősödő élőhelyfoltban volt a legkisebb mértékű a ragadozó aktivitás (3.ábra). A teljes mintavételi idő alapján a predációs aktivitást kifejező index területekre számított értékei megfeleltek az egyutas varianciaanalízis feltételeinek, azonban a statisztikai teszt nem adott szignifikáns különbséget ( $F = 1.38$ , *n.s.*). Ennek ellenére a post hoc teszt kiemelte a 12. kvadrátban jellemző magas predációs nyomást, mivel a területen kapott csapdapredációs index értéke 8 másik mintaterület értékétől volt szignifikánsan magasabb (LSD teszt:  $P = 0.00074 - 0.04525$ ). Az összes mintavételi hónap adatai alapján a legkisebb

predációs terheltségű 5. mintaterület szignifikáns elkülönülése nem volt ilyen mértékű, mivel csak a két legnagyobb ragadozó aktivitással jellemzett területhez viszonyítva (9. és 12. kvadrát) adott szignifikáns különbséget (LSD teszt:  $P = 0.00074 - 0.02213$ ). A post hoc teszt alapján bemutatott mintapárok közötti különbségek nem voltak elegendőek ahhoz, hogy a teljes mintavételi időszak alapján a ragadozó aktivitás variációjának területenkénti megoszlásában statisztikai különbséget kapjunk. További elemzések során a mintából kivettük a ragadozó eltávolítása utáni adatokat, így a területek rangsorát és a predációs hatást kifejező index ANOVA statisztikáját a vörös róka két aktivitási időszakának (március-július) adatai alapján végeztük el. A predációs index értéke 4-16 % között változott, ami a területek rangsorában is hozott változást, de ez az adatsor egyértelműen kiemelte, hogy a ragadozó aktivitás a 12. mintaterületen volt a legnagyobb, míg az 5. kvadrátban a legkisebb mértékű (4. ábra). Ezt a statisztikai feltételek ellenőrzésével alkalmazható egyutas ANOVA is alátámasztotta, a róka aktivitás időszakában a predációs hatás területek közötti megoszlásában már szignifikáns statisztikai különbség volt ( $F = 2.31$ ,  $P < 0.05$ ). Ebben az esetben az LSD teszt alátámasztotta, hogy a többi mintakvadráthoz képest a 12. mintaterületen tapasztalt predációs aktivitás szignifikánsan magasabb (LSD teszt:  $P = 0.000055 - 0.04658$ ), míg ennek az indexnek az 5. kvadrátra számított értéke szignifikánsan kisebb volt (LSD teszt:  $P = 0.000055 - 0.0421$ ).

A predált csapdák számának térbeli elemzését követően a mintavételi kvadrátok között



5. ábra: A zsákmánykínálatban viszonyított csapdapredáció térbeli rangsorolása

megvizsgáltuk a zsákmánykínálathoz viszonyított predált csapdák számát ( $P/A+P$ ) (1. táblázat). Legmagasabb értékkel az 4. mintavételi kvadrát jelent meg, a csapdapredáció mértéke a zsákmánykínálathoz viszonyítva 53.34 % volt. Legalacsonyabb értéket az 5. mintakvadrát vett fel, 5.22 %-kal, míg a második legalacsonyabb értéket a 3. mintaterület mutatta (24.95 %), ami az 5.

mintakvadrátban tapasztalt érték csaknem ötszöröse (5. ábra). A napi adatsort tekintve a mintavételi kvadrátok között e származtatott érték megoszlása szignifikánsan különbözött (Kruskall-Wallis-teszt:  $H=36.886$ ,  $P < 0.01$ ). A post-hoc teszt alapján arra következtettünk, hogy a teszt eredményét az 5. mintavételi kvadrát határozta meg, mert az itt kapott érték

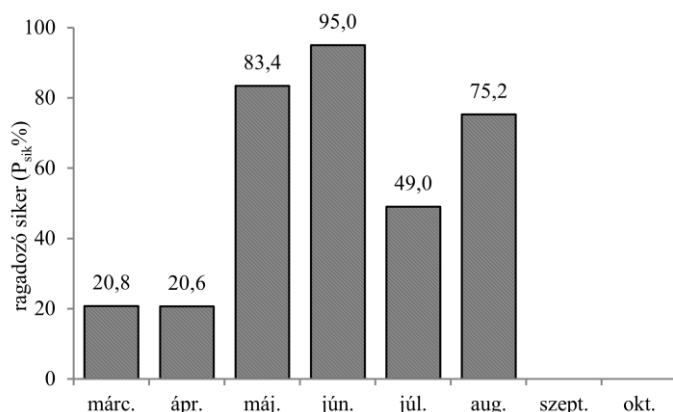
szignifikánsan különbözött a 2., 4., 6., 7., 9., 12. kvadrátok értékétől ( $z = 3.49 - 4.40$ ,  $P < 0.05$ ), míg a többi párosításnál egyik esetben sem tapasztaltunk statisztikailag értékelhető eltérést. Ezek az eredmények már azt mutatták, hogy a legkisebb csapdapredációs aránnyal jellemzett 5. kvadrát referenciaterületként felhasználható a további vizsgálatainkhoz.

1. táblázat: A zsákmánykínálathoz viszonyított predált csapdák száma mintavételi kvadrátonként

| kvadrátkód | 1     | 2     | 3     | 4     | 5    | 6     | 7     | 8     | 9     | 10    | 11    | 12    | 13    |
|------------|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| P/A+P      | 0.29  | 0.47  | 0.25  | 0.54  | 0.05 | 0.46  | 0.47  | 0.34  | 0.44  | 0.34  | 0.33  | 0.46  | 0.32  |
| P/A+P %    | 29.11 | 46.74 | 24.95 | 53.54 | 5.22 | 45.55 | 46.99 | 34.46 | 44.19 | 33.86 | 32.88 | 45.79 | 32.15 |

Ezen eredmények alapján a ragadozó sikerének becsléséhez az 5. mintavételi kvadrát fogási adatainak időbeli alakulásának trendjét használtuk fel referenciaként, mert ebben a mintavételi egységben a ragadozó jelenléte minden hónapban elhanyagolható volt, így az ebben a kvadrátban tapasztalt fogásszám gyarapodást a közvetlen ragadozó hatástól függetlennek tekintettük. A referencia kvadrát havi gyarapodás-értékei alapján megbecsültük a többi kvadrát átlagos várt fogásszám értékeit ( $n_{elm}$ ), amelyből a tényleges fogási adatokat kivonva ( $n_{valós}$ ) megkaptuk a ragadozó által eltávolított egyedek számát ( $P'$ ).

A havi átlagos zsákmányszámot elosztottuk az átlagos havonkénti predált csapdák számával ( $P$ ), eredményként megkaptuk a havi átlagos predációs sikert. Ezt az értéket időben vizsgálva megállapítottuk, hogy a kezdeti alacsony predációs sikert követően a vörös róka



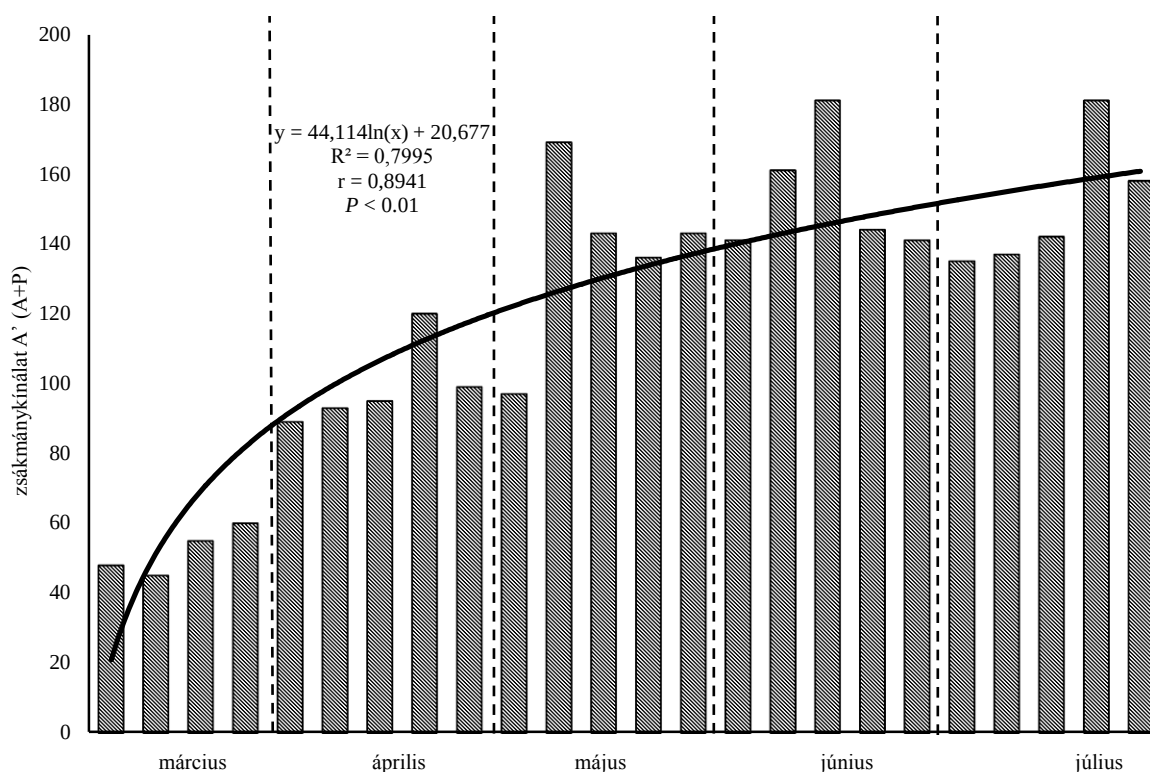
6. ábra: A ragadozó csapdapredációs sikerének időbeli változása

lecsökkent, de a csapdapredáció sikere ismét emelkedő tendenciát mutatott. A második róka eltávolítását követően irreleváns értékeket kaptunk, így az utolsó két hónapot nem vettük be a funkcionális válasz vizsgálatába (6. ábra).

A vörös róka zsákmányszámának ( $P'$ ) ismeretében vizsgáltuk a zsákmánykínálatra ( $A'$ ) adott funkcionális választ, azonban az általunk feldolgozott adatsor ( $P'(A')$ ) nem érte el

megtanulta a csapdákban befogott állatok eltávolítását, így júniusra 95 %-os sikerrel predálta a csapdákat. Ez a magas érték júliusban lecsökkent 49 %-ra, feltehetően a vadász zavarása és a kölykök alomelhagyása következtében, majd augusztusra az első ragadozó eltávolításával a predált csapdák száma ugyan

a telítődési tartományt, ezért a görbe maximum értékét kettős becslési módszerrel határoztuk meg. Elsőként a harmadik ragadozó aktivitási időszak nélkül meghatároztuk a predált csapdák és a zsákmánykínálat időbeli alakulásának trendjét. Mindkét esetben logaritmikus függvényt kaptunk ( $P: y = 3.6552\ln(t) + 1.7561$  (7. ábra);  $A': y = 1.6078\ln(t) - 0.727$ ), amelyek egymással szignifikánsan korreláltak ( $r = 0,9999$ ,  $P < 0.001$ ). A két adatsor regressziós egyeneséből ( $P(A'): y = 0.4399 \cdot A' - 0.0454$ ) a maximális zsákmánykínálatnál kiszámoltuk ( $A'_{\max}/\text{kvadrát} = \text{csapdaszám}$  (36)) a predált csapdák számát ( $P_{\max}=16$ ), amit a predációs sikerrel korrigálva 13 zsákmány/kvadrát ( $P'_{\max}$ ) értékben határoztunk meg.



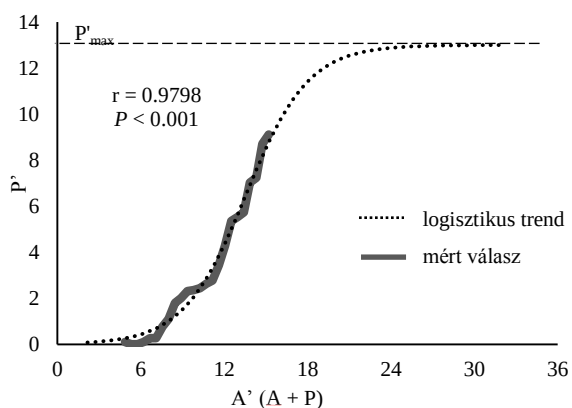
7. ábra: a zsákmánykínálat időbeli változása az első két ragadozó aktivitási időszakban

A  $P_{\max}$  értéket meghatározó függvény lineáris összefüggést mutatott, azonban a zsákmánykínálat nem lehet több kvadrátonként, mint a kihelyezett csapdák száma, ezért értéke csak akkor fogadható el, ha a válaszgörbe a maximum értékét ( $P'_{\max} = K_{\max}$ ) a legnagyobb zsákmánykínálat ( $A'_{\max}$ ) előtt éri el. A vizsgálat tesztelésére a  $P'_{\max}$  felhasználásával meghatároztuk a meglévő adatsorra legjobban illeszkedő ( $r = 0.9798$ ,  $P < 0.001$ ) zsákmánykínálatra adott válaszgörbét:

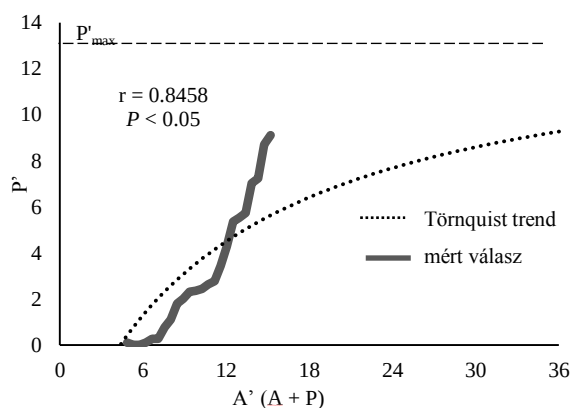
$$P'_{A'} = \frac{P'_{\max}}{1 + 58,7e^{-0,2A'}}$$

A kapott válaszgörbe alátámasztotta a maximális zsákmányszám becslésnél számolt értéket, ugyanis a görbe értelmezési tartományának legnagyobb értékét a feltételezett teljes csapdakihasználtság előtt éri el (8. ábra). A vizsgálat során megállapított logisztikus görbe három szakaszra osztható: (i) a zsákmánykínálatra a ragadozó *exponenciálisan* válaszol, (ii) a prédaszám *lineárisan* változik a kínálat függvényében, (iii) a zsákmányszám *telítődik*, amely lehetőséget adott a funkcionális válasz szempontjából kritikus értékek becslésére. Ezen értékek meghatározásához a logisztikus trendgörbét három szakaszra osztottuk és azt vizsgáltuk, hogy mely tartományok illeszkednek legjobban a fentebb leírt fázisokra. Alsó kritikus értéként a 'zsákmánykínálat - fogyasztott zsákmányszám' összefüggésnél az elméleti aktív csapdák száma kvadrátonként 8, mivel a logisztikus görbe ezen értékig illeszkedik legjobban az exponenciális tendenciára ( $r = 0.9949$ ;  $P < 0.001$ ), ezen zsákmánykínálat érték felett, illetve alatt az adatsor kevésbé illeszkedik a függvény elméleti értékeihez (3. ábra/Függelék). Ezt követő trendszakaszban az elméleti zsákmányszám nyolctól tizenkilencig tartott, lineáris összefüggést mutatva ( $r = 0.9969$ ;  $P < 0.001$ ) (4. ábra/Függelék), efelett csökkent a korrelációs koefficiens értéke, tehát e felső kritikus érték felett a ragadozó zsákmány fogyasztása telítődik (5. ábra/Függelék).

A második típusú funkcionális válasz vizsgálatában az előzőekkel megegyező eljárással az adatsorunk inflexiós pont nélküli telítődési görbére (Mitscherlich-függvény) történő illeszkedését vizsgáltuk. Az adatsorunkra tesztelt görbét a szignifikáns illesztés ellenére legjobb esetben is alacsonyabb korrelációs koefficiens érték jellemezte, mint az előbbi logisztikus illesztésvizsgálat esetén ( $r = 0.8458$ ,  $P < 0.05$ ) (9. ábra). Ezen eredményeink alapján megállapítottuk, hogy a vörös rókára, mint generalista ragadozóra a logisztikus válaszgörbe jellemző.



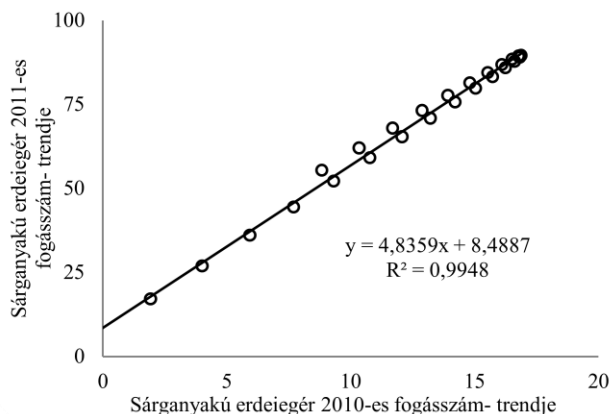
8. ábra: A III. típusú funkcionális válasz illesztésgörbéje



9. ábra: A II. típusú funkcionális válasz illesztésgörbéje

## 5.2 A csapdappredáció hatása a domináns kisemlős fajok fogási paramétereire

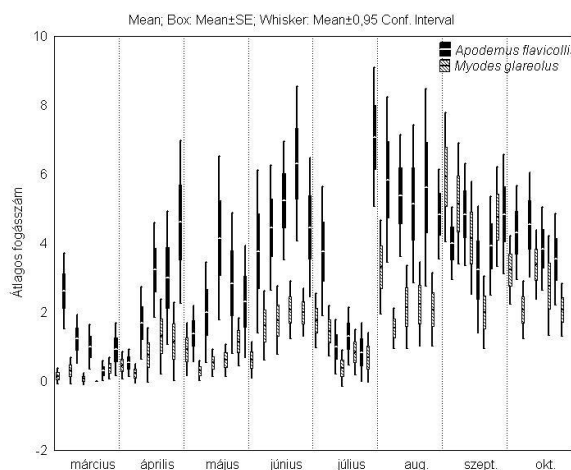
A vörös róka zavarásának kisemlősökre gyakorolt hatását a vizsgált erdőrezervátumi



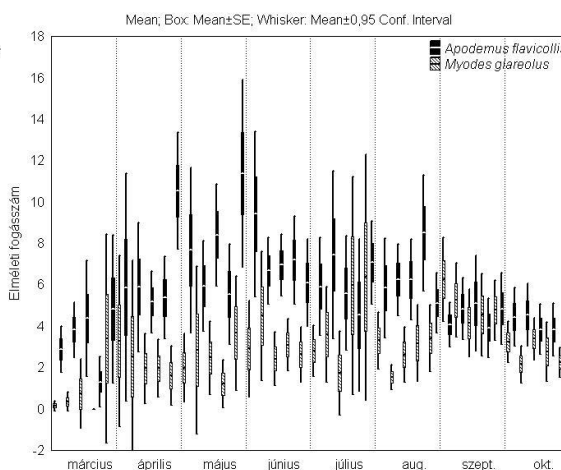
10. ábra: A sárganyakú erdeieger 2010-es és 2011-es fogásszám-trendjének korrelációja

területen domináns sárganyakú erdeieger és az erdeipocok fogás adatainak elemzésével vizsgáltuk. Mindkét faj esetében a napi, kvadrátonkénti átlagos összes befogást ( $n_i$ ), valamint az ezekből származtatott adatokat használtuk fel. Első lépésként ragadozó csapdappredációs zsákmánypreferenciáját határoztuk meg. A vörös rókára jellemző a pockok ( pl.: *Microtus* sp.) magasabb arányú

fogyasztása, azonban kérdéses, hogy a közvetlen csapdappredáció esetén is igaz-e a pocokfélék preferenciája. A probléma vizsgálatához mindkét faj esetében a korábbi évek (2010, 2011) fogásszám trendjét elemeztük. Eredményként azt kaptuk, hogy a sárganyakú erdeieger fogásszám-trendje a két előző évben polinomiálisan változott (2010:  $r = 0.732$ ;  $P < 0.01$ ; 2011:  $r = 0.927$ ;  $P < 0.001$ ) és egymással szignifikánsan pozitívan korrelált ( $r = 0.9974$ ;  $P < 0.001$ ) (10. ábra). Ebből arra következtettünk, hogy a közvetlen csapdappredációs hatás előtti két év során a sárganyakú erdeieger fogásszámának trendje megegyezik. Ezen eredmények alapján azt a hipotézist állítottuk fel, hogy amennyiben a 2012-es mintavételi év fogásszám-trendje korrelál a két év átlagértékeivel, akkor a vizsgált fajra vetítve a csapdappredáció esetén nem tapasztalható közvetlen zsákmánypreferencia a vörös róka részéről. Ezt az értékelést mind a valós, mind az elméleti fogásszámoknál elvégeztük, mindkét esetben szignifikáns pozitív korrelációt tapasztaltunk, azonban az elméleti fogásszám szorosabb illeszkedést mutatott ( $r = 0.866$ ;  $P < 0.01$ ), mint a valós fogás értékek ( $r = 0.7483$ ;  $P < 0.01$ ). A vöröshátú erdeipocok trendelemzésénél nem kaptunk az erdeiegerhez hasonló összefüggéseket, a vörös róka közvetlen hatását megelőző évek egymással nem mutattak szignifikáns korrelációt, így a két év átlageredményeivel nem hasonlítottuk össze a 2012-es mintavételi évet. Az előzőek alapján arra következtettünk, hogy a vörös róka közvetlen csapdappredációja során egyik fajt sem preferálta nagyobb mértékben, mert az egyik faj előnyben részesítése kihat a másik faj fogásszámának időbeli alakulására, tehát a vörös róka olyan arányban távolította el a két faj egyedeit a csapdákból, amilyen arányban a zsákmánykínálatban megjelentek.

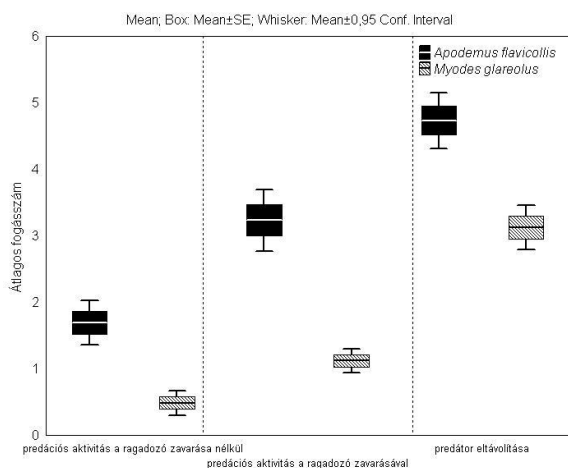


11. ábra: A két vizsgált faj mért fogásszámának napi szintű alakulása.

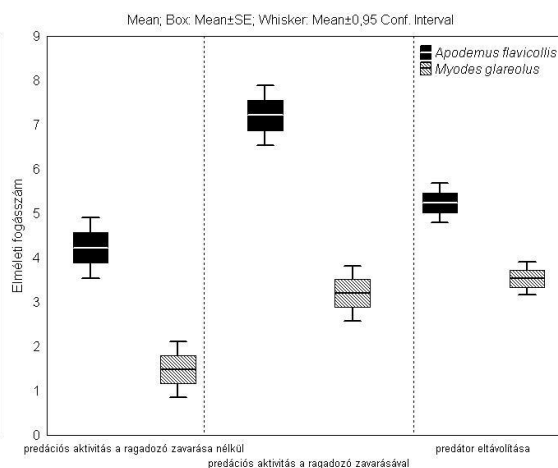


12. ábra: A két vizsgált faj elméleti fogásszámának napi szintű alakulása.

A vörös róka csapdapredációjának hatását a napi fogásszám adatok és az elméleti fogásszám értékek elemzésével is vizsgáltuk. Mindkét karakterfaj esetében Kruskal-Wallis teszttel elemeztük a fogásszám és az elméleti fogásszám értékeket napi alakulását. A statisztikai vizsgálat során mind a valós, mind az elméleti fogás értékeknél szignifikáns különbséget kaptunk (fogásszám Kruskal-Wallis: *A. flavicollis* -  $H = 201.96$ ,  $P < 0.001$ ; *M. glareolus* -  $H = 239.93$ ,  $P < 0.001$ , elméleti fogásszám Kruskal-Wallis: *A. flavicollis* -  $H = 105.17$ ,  $P < 0.001$ ; *M. glareolus* -  $H = 114.06$ ,  $P < 0.001$ ), amely jól mutatta, hogy a predációs hatás alapján elkülönített időszakokon belül napi léptékben mind a valós, mind az elméleti fogásszám értékek nagy a variabilitása. A két paraméter napi szintű átlagos értékeinek boxplot ábrázolása alapján mindkét fajnál látható a mért fogásszám júliusi nagymértékű visszaesése, ugyanis a ragadozó aktivitása (predált csapdák száma,  $P$ ) ebben a hónapban jelent meg a legmagasabb értékekkel, melynek következtében az aktív csapdák aránya csökkent (11. ábra). A ragadozó hatás kiküszöbölésének érdekében megvizsgáltuk az elméleti fogásszámok időbeli alakulását is. A sárganyakú erdei egér esetében az elméleti fogásszám időbeli dinamikája májusi és augusztusi csúccsal jelent meg, ami visszatükrözte a fajra jellemző kétszcúsu, bimodális dinamikát. A vöröshátú erdeipocok elméleti fogásszámának értékelésénél is a fajra jellemző dinamikát tapasztaltunk, azaz a számolt érték nyár végén érte el a maximumát (12. ábra). Ezen eredmények alapján arra következtettünk, hogy a származtatott paraméterként leírt elméleti fogásszám értéke mindkét faj esetében értékelhető, valamint alátámasztotta, hogy a statisztikai értékelésben az elméleti fogásszám alkalmas a zsákmánykínálat ( $A+P$ ) mennyiségének kifejezésére is.

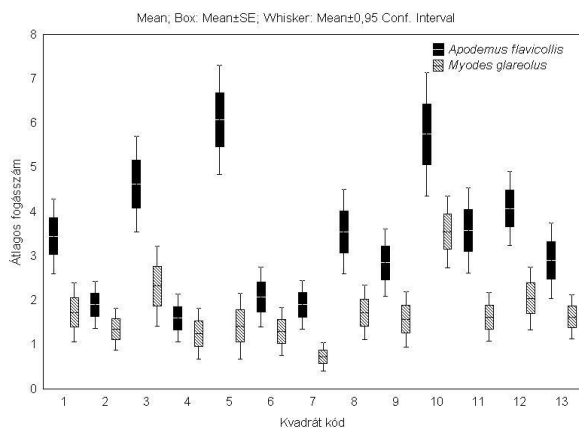


13. ábra: A két vizsgált faj fogásszámának három ragadozó aktivitási időszak

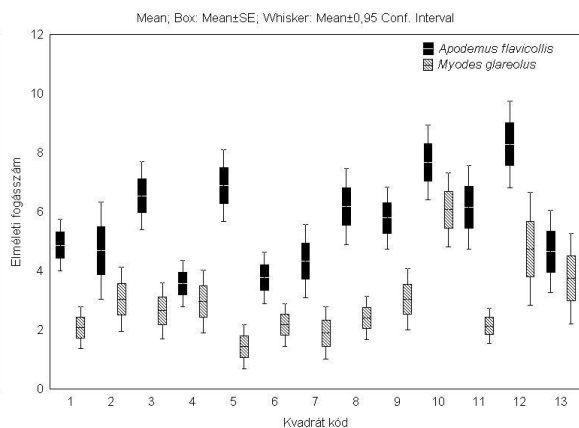


14. ábra: A két vizsgált faj elméleti fogásszámának három ragadozó aktivitási időszak

A fogásszámok és elméleti fogásszámok változását a három ragadozó aktivitási időszak összehasonlításában is vizsgáltuk. Mind a sárganyakú erdeiegegnél, mind a vöröshátú erdeipocoknál mindkét paraméter esetén szignifikáns különbséget kaptunk a három időszak között (átlagos fogásszám Kruskal-Wallis: *A. flavicollis* -  $H = 101.65$ ,  $P < 0.001$ ; *M. glareolus* -  $H = 168.85$ ,  $P < 0.001$ , elméleti fogásszám Kruskal-Wallis: *A. flavicollis* -  $H = 43.76$ ,  $P < 0.001$ ; *M. glareolus* -  $H = 61.14$ ,  $P < 0.001$ ). A vöröshátú erdeipocok elméleti fogásszámánál kisebb különbséget mutattunk ki a második és harmadik ragadozóaktivitási időszak között. A sárganyakú erdeiegegnél elméleti fogásszámának esetében az első két időszak között volt kisebb a különbség. Az átlagos fogásszám tekintetében mindkét fajnál nagyobb különbség volt a harmadik időszak és a másik kettő időszak között, míg az első és második szakasz között kisebb eltérést tapasztaltunk. Ezen eredmények megerősítették az elméleti fogásszámok napi szintű adatfeldolgozását, ami szerint a vizsgált erdeiegegnél faj nyáron éri el a maximumát, a vöröshátú erdeipocok pedig nyár végén (14. ábra). A valós fogásszámok a predációs aktivitási időszakok esetén az elméleti fogásszámoktól eltérően változott. A ragadozó zavarása nélküli időszakban (első szakasz) az átlagos fogásszám alacsony értéket vett fel, amit a kisemlősök éves populáció dinamikájának bevezető szakaszával, valamint az alacsony ragadozó aktivitással magyaráztunk. A második szakaszban a fogásszám érték nőtt, de legnagyobb értékét a közvetlen csapdapredációs ragadozó hatás ebben a időszakban tapasztalt maximuma miatt nem ekkor érte el, hanem a harmadik, a ragadozó mentes időszakban. Mivel a valós fogásszám-átlag értéke időbeli alakulása sem a napi, sem a ragadozó aktivitási időszaknál nem tükrözte a kisemlősökre jellemző fogás dinamikát, ezért arra következtettünk, hogy közvetlen csapdapredáció hatása okozta az ettől való eltérést, amelyet az elméleti fogásszámok temporális elemzése már visszaadott (13. ábra).



15. ábra: A két vizsgált faj fogásszámának kvadrátonkénti eloszlása



16. ábra: A két vizsgált faj elméleti fogásszámának kvadrátonkénti eloszlása

A vörös róka csapdapredációjának hatását a fogásszámok és az elméleti fogásszámok térbeli elemzésével a kvadrátok összehasonlításában is vizsgáltuk. Mindkét karakterfaj esetében Kruskal-Wallis teszttel elemeztük a fogásszám és az elméleti fogásszám értékek térbeli megoszlását. A statisztikai elemzés során mind a valós, mind az elméleti fogás értékeknél szignifikáns különbséget kaptunk (fogásszám Kruskal-Wallis: *A. flavicollis* -  $H = 87.72$ ,  $P < 0.001$ ; *M. glareolus* -  $H = 48.60$ ,  $P < 0.001$ , elméleti fogásszám Kruskal-Wallis: *A. flavicollis* -  $H = 68.03$ ,  $P < 0.001$ ; *M. glareolus* -  $H = 60.77$ ,  $P < 0.001$ ) (15-16. ábra). A sárganyakú erdeieger fogásszám  $H$  értéke magasabb az elméleti fogásszám  $H$  értékénél, ebből arra következtettünk, hogy az elméleti fogásszámok térbeli eloszlása homogénebb, a statisztikai különbség inkább a kvadrátok által reprezentált eltérő élőhely foltok hatásának köszönhető. Míg a valós fogásszámoknál a tapasztalt statisztikai értéket a csapdapredáció mértéke befolyásolta. A post-hoc teszt alapján összesen 17 kvadrátpárosításban tapasztaltunk szignifikáns eltérést, ezek közül az 5. mintavételi kvadrát fogásszáma szignifikánsan magasabb volt a 2., 4., 6., 7., 9., 13. kvadrátokhoz képest ( $z = 3.87 - 6.02$ ,  $P < 0.01$ ) (1. táblázat/Függelék). Az elméleti fogásszám értékeknél az előzőekhez képest kevesebb, 12 kvadrát párosításban találtunk szignifikáns eltérést. Az 5. kvadrát csak a 6. és a 4. kvadráttól tért el szignifikánsan ( $z = 3.47 - 3.56$ ,  $P < 0.05$ ), míg a 10. és a 12. kvadrát 5-5 mintavételi egységhez viszonyítva mutatott szignifikáns eltérést (2., 4., 6., 7., 13. kvadrát) ( $z = 3.98 - 4.77$ ,  $P < 0.01$   $P = 0.005 - 0.00014$ ) (2. táblázat/Függelék). A vöröshátú erdeipecok esetén a teszt értéke az erdeiegerétől eltérő eredményt adott, azaz az elméleti fogásszám térbeli eloszlása kevésbé homogén, mint a valós fogásszámnál tapasztalt, amit a faj alacsonyabb abundanciája okozta térbeli szegregációjával és élőhely-foltokhoz történő asszociációjával (pl. a bükkös magterületen található kvadrátok) magyaráztunk. A post hoc teszt szignifikáns különbséget mutatott a 10. kvadrát és a 1., 2., 4., 5., 6., 7., 9., és 11. kvadrátok között ( $z =$

3.48-5.69,  $P < 0.001$ ) (3. táblázat/Függelék). Az elméleti fogásszám értékeknél a 10. kvadrát csak a 4. és a 12. kvadráttal összehasonlítva nem mutatott szignifikáns eltérést, azonban a többi mintavételi területhez viszonyítva a 10. kvadrátban szignifikánsan nagyobb elméleti fogásszám volt jellemző (4. táblázat/Függelék).

### 5.3 A ragadozó aktivitás hatása a domináns kisemlős fajok mozgásmintázatára

A kisemlősök mozgásmintázatát a predációs hatás függvényében, az elkülönített három predációs időszak összehasonlításában vizsgáltuk. A mozgásmintázat kiértékelését a vörös róka predációs hatásával terhelt 2012-es év, valamint a predációs hatástól mentes 2011-es év adataiból is elvégeztük, összehasonlítva a két év különbségeit.

A 2012-es, csapdapredációs évben a sárganyaakú erdeiegér elmozdulásainak száma mindhárom időszakban meghaladta az erdeipocok értékeit, amit a erdeiegér dominanciájával és az ezzel járó magasabb fogás és visszafogás számmal magyaráztunk. A két faj mozgástávolsága között egyik időszakban sem tapasztaltunk szignifikáns különbséget ( $\chi^2 = 0.25-0.41$ ; n.s.). A *Rao's spacing* teszt eredményei alapján megállapítottuk, hogy mindhárom ragadozó aktivitási időszakban mindkét vizsgált faj elmozdulási irányai nem a véletlen hatása, a kapott átlagos irányok értelmezhetők, az elmozdulások iránya mind a két fajnál mindhárom időszakban szignifikánsan különbözött ( $\chi^2 = 21.08-12.6$ ;  $P < 0.001$ ) (2. táblázat). A sárganyakú erdeiegér a három időszakban átlagosan  $68^\circ-80^\circ$  fokos elmozdulási iránnyal (Kelet) jellemezhető, azonban a leggyakoribb értékek Észak-Dél mozgásra utaltak, az első két időszakban 56 %-os és 37 %-os iránykoncentrációval, melynek értéke a harmadik időszakban 1 % alá csökkent (6. ábra/Függelék). Annak ellenére, hogy a harmadik időszakban az elmozdulások 4.7 %-a mutatott a fő iránynak megfelelő mozgást, erre az időszakra az elmozdulások iránya nem a véletlennek tekinthető (*Rao's U*: 247.41;  $P < 0.01$ ). Az erdeipocok eredményeinél megállapítottuk, hogy az elmozdulási irány a harmadik időszakra az erdeiegérhez hasonlóan megváltozott, de az átlagértéke eltérő volt, az első két időszakban Dél-nyugat, majd a harmadik időszakban Észak-kelet irányultsággal jellemeztük (7. ábra/Függelék). Az iránykoncentráció értéke a harmadik időszakra 21 %-ra nőtt, ezt megelőzően 1 % alatti értékkel jelent meg. Az átlagos elmozdulási távolság tekintetében egyik fajnál sem tapasztaltunk szignifikáns különbséget az elkülönített predációs időszakok összehasonlításában. Az elmozdulások száma azonban a harmadik időszakra mindkét fajnál jelentősen megnőtt, ami a ragadozó eltávolítása következtében a nagyobb mennyiségű fogás és visszafogás értékeknek köszönhető növekedés miatt nem értelmeztük a ragadozó hatás

szempontjából, mivel ez az eredmény a ragadozó hiányának és nem a jelenlétéből adódó hatás következménye (3. táblázat.).

2. táblázat: a két vizsgált faj mozgásmintázat indexei ragadozó aktivitási időszakonként

| mozgásmintázat-indexek<br>vizsgált időszak | I. időszak           |                    | II. időszak          |                    | III. időszak         |                    |
|--------------------------------------------|----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|
|                                            | <i>A.flavicollis</i> | <i>M.glareolus</i> | <i>A.flavicollis</i> | <i>M.glareolus</i> | <i>A.flavicollis</i> | <i>M.glareolus</i> |
| elmozdulások száma                         | 43                   | 11                 | 127                  | 28                 | 312                  | 190                |
| átlagos mozgástávolság (m)                 | 30.3                 | 33.7               | 18                   | 20.61              | 33                   | 36                 |
| elmozdulások átlagos iránya (°)            | 68.59                | 246.72             | 72.41                | 217.75             | 80.35                | 47.96              |
| Iránykoncentráció                          | 0.569                | 0                  | 0.373                | 0.09               | 0.047                | 0.214              |
| Rao's Z                                    | 198.76               | 145.03             | 248.13               | 214.45             | 247.41               | 252.79             |
| P                                          | < 0.01               | < 0.05             | < 0.01               | < 0.01             | < 0.01               | < 0.01             |

3. táblázat: a két vizsgált faj mozgásmintázat indexeinek összehasonlítása a ragadozó aktivitási időszakok között

| index                        | Faj / periódus        | I.    | II.   | III.  | $\chi^2$ | P      |
|------------------------------|-----------------------|-------|-------|-------|----------|--------|
| mozgásszám (db)              | <i>A. flavicollis</i> | 43    | 127   | 312   | 219.9    | <0.001 |
|                              | <i>M. glareolus</i>   | 11    | 28    | 190   | 208.5    | <0.001 |
| átlagos elmozdulási szög (°) | <i>A. flavicollis</i> | 68.59 | 72.41 | 80.35 | 1.21     | n.s.   |
|                              | <i>M. glareolus</i>   | 246.7 | 217.8 | 47.96 | 206.1    | <0.001 |
| elmozdulás koncentráció      | <i>A. flavicollis</i> | 569   | 0.373 | 0.047 | 0.87     | n.s.   |
|                              | <i>M. glareolus</i>   | 0     | 0.09  | 0.214 | 0.18     | n.s.   |
| átlagos mozgástávolság (m)   | <i>A. flavicollis</i> | 30.3  | 18    | 33    | 4.79     | n.s.   |
|                              | <i>M. glareolus</i>   | 33.7  | 20.61 | 36    | 4.58     | n.s.   |

A ragadozó hatás hiányát (2011) és jelenlétét (2012) reprezentáló összehasonlító elemzésében a következő számításokat végeztük el. A rókamentes évre vetítve is kiszámoltuk, majd értékeltük a mozgásmintázatot leíró indexeket (5. táblázat/Függelék), majd ezen értékeket összehasonlítottuk a ragadozó 2012-ben elkülönített aktivitási időszakai között, azonban az előbbieken említett okok miatt az elmozdulások számát nem vettük figyelembe. Eredményként azt kaptuk, hogy a két év összehasonlításában az átlagos elmozdulások iránya mindhárom időszakban szignifikáns különbséget mutatott a sárganyakú erdeiegegnél, míg ez az érték az erdeipocoknál csak az első időszakban nem adott különbséget. Az erdeiegegnél átlagos mozgástávolságához hasonlóan, az elmozdulások iránykoncentrációjánál egyik időszak vonatkozásában sem kaptunk szignifikáns eltérést a két év összehasonlításában, amely utóbbi paraméternél kapott eredmény mindkét fajra egyaránt értelmezhető. Az erdeipocok átlagos mozgástávolsága az első két időszakban nem mutatott szignifikáns különbséget, azonban a harmadik időszakban a 2012-es év értéke szignifikánsan magasabb

volt a 2011-es évhez képest (4. táblázat). Ezt az eredményt az erdeipocok denzitásfüggő mozgásmintázatának változásával magyaráztuk, ugyanis a predációs nyomás mellett 2012-ben a faj havi valós és elméleti fogásszámai szignifikánsan nagyobbak voltak a 2011-es évvel ellentétben, tehát a tapasztalt mozgástávolságnál kapott különbség a harmadik ragadozó aktivitási időszakra nem a ragadozó hatása (5. táblázat).

4. táblázat: A két vizsgált faj mozgásmintázat indexeinek összehasonlítása a két vizsgált év között

| index                        | Faj / $\chi^2$        | I. időszak | II. időszak | III. időszak |
|------------------------------|-----------------------|------------|-------------|--------------|
| átlagos elmozdulási szög (°) | <i>A. flavicollis</i> | 18.78*     | 13.07*      | 99.30*       |
|                              | <i>M. glareolus</i>   | 0.98       | 196.20*     | 569.04*      |
| elmozdulás koncentráció      | <i>A. flavicollis</i> | 0.06       | 0.03        | 0.06         |
|                              | <i>M. glareolus</i>   | -          | 2.44        | 0.43         |
| átlagos mozgástávolság (m)   | <i>A. flavicollis</i> | 5.05       | 0.18        | 2.59         |
|                              | <i>M. glareolus</i>   | 0.03       | 1.71        | 15.20*       |

\*:  $P < 0.001$

5. táblázat: A vöröshátú erdeipocok valós és elméleti fogásszámának összehasonlítása a 2011 és 2012 között.

| hónap/ fogásszám | valós fogásszám |      | $\chi^2$ | elméleti fogásszám |      | $\chi^2$ |
|------------------|-----------------|------|----------|--------------------|------|----------|
|                  | 2011            | 2012 |          | 2011               | 2012 |          |
| március          | 51              | 12   | 24.14**  | 51                 | 27   | 7.19*    |
| április          | 63              | 51   | 1.26     | 63                 | 125  | 20.32**  |
| május            | 76              | 46   | 7.38*    | 76                 | 120  | 9.85*    |
| június           | 44              | 105  | 24.97**  | 44                 | 186  | 87.89**  |
| július           | 56              | 67   | 0.98     | 56                 | 198  | 79.31**  |
| augusztus        | 47              | 147  | 51.55**  | 47                 | 174  | 72.82**  |
| szeptember       | 5               | 286  | 271.34** | 5                  | 319  | 304.67** |
| október          | -               | 176  | -        | -                  | 177  | -        |

MGL: *M. glareolus*

\*:  $P < 0.01$ ; \*\*:  $P < 0.001$

## 6. Diszkusszió

A kisemlősök az adott élőhelyeken gyors sűrűség növekedést érnek el, egyes fajokra jellemző az időszakos gradáció (pl. STENSETH & IMS 1993, DELATTRE *et al.* 1999, LIMA *et al.* 1999), amely túlszaporodás során a fajok mezőgazdasági károkat okoznak. Így az egyik legfontosabb kérdés a populációk időbeli változásának problémája, a populációk dinamikájának leírása, a szabályozása és a ciklikusság elemzése lett (PETRUSEWICZ 1966; CHITTY 1967, 1970; KREBS 1964, BATZLI 1996, HANSEN *et al.* 1999, IMS *et al.* 2007). A ciklusos dinamikával rendelkező populációk méretüket 3-11 éves időközönként egy bizonyos alsó és felső határ között rendszeresen változtatják. A ciklusok kialakulására számos hipotézis született, BATZLI (1992) munkájában 22 hipotézist említ, de az utóbbi közel 20 évben több új

született és a régebbiek közül is többet módosítottak. STENSETH & IMS (1993b) a hipotéziseket 3 fő csoportba sorolták: 1. abiotikus tényezők, mint a napfoltok és az időjárás; 2. biotikus belső tényezők, mint a genotípusos és fenotípusos viselkedésbeli és élettani változások; 3. biotikus külső tényezők, mint a ragadozás, a táplálék, a fertőzések és a paraziták (a hipotézisek más osztályozása található TURCHIN & HANSKI (2001) munkájában). Az egyfaktoros hipotézisek mellett többfaktoros magyarázatokat is felvetettek (LIDICKER 1988). A legismertebb és a legtöbbet tanulmányozott hipotézis, ami a kisméretű populáció ciklusokat magyarázza, a „predációs hipotézis”, pontosabban a „specialista predátor hipotézis” (ANDERSSON & ERLINGE 1977, HENTTONEN 1987, HANSKI *et al.* 2001). Számos terepi és elméleti tanulmány fókuszált a generalista predátorok zsákmánypopulációk dinamikájára kifejtett hatásának vizsgálatára (ERLINGE *et al.* 1984; KORPIMÄKI *et al.* 1990, HANSKI *et al.*, 1991, 2001; KORPIMÄKI & KREBS, 1996; LAMBIN *et al.*, 2000). A generalista ragadozókról azt feltételezik, hogy stabilizálják a kisméretű populációk ciklusait, amit a specialista predátorok a közvetlen denzitásfüggő hatásuk révén előidéznek (HANSKI *et al.* 1991, 2001; KORPIMÄKI & KREBS 1996). A stabilizáló generalisták és a destabilizáló specialisták hatásának változása jelentős mértékben meghatározza a rágcsáló ciklusok hosszának és amplitúdójának variabilitásában (HANSSON & HENTTONEN 1988; KORPIMÄKI & NORRDAHL 1989a,b; HANSKI *et al.* 1991, 2001). A rágcsálók szabályos populációciklusait Észak-Európában (boreális régió) dokumentálták, ahol a ciklusok hossza 3-4 évnél bizonyult és ciklusok kialakulásában a predáció hatást tekintik a legfőbb faktornak (NORRDAHL & KORPIMÄKI 1995; KORPIMÄKI & NORRDAHL 1998; KORPIMÄKI *et al.* 2002, 2005a). Másrészt a generalista predátorok a különböző zsákmány fajok abundancia változásának és így elérhetőségük függvényében képesek megváltoztatni a zsákmányolási stratégiájukat. Ha fő táplálékforrásuk denzitása csökken, akkor át tudnak váltani egy alternatív zsákmány fogyasztására (ERLINGE 1986, KORPIMÄKI *et al.* 1990, KRIVAN & SIKDER 1999). A nagy generalista ragadozók, ragadozó madarak és a vörös róka kisméretű specialista ragadozókat is fogyasztanak, mint a kisebb ragadozó madarak és a menyétfélék, hogyha a fő zsákmányuk a kisméretű denzitása csökken. Mivel a kis specialista ragadozók főleg pockokat fogyasztanak, fajpopulációik között jelentős mértékű az interspecifikus kompetíció. A kompetitív hatás mellett további negatív tényezőként jelentkezik a nagyméretű generalista ragadozó guilden belüli predációs nyomása, amely e ragadozók vonatkozásában a kisméretűeket irányában csak akkor áll fenn, ha azok nagy sűrűségben elérhetőek (DELL'ARTE *et al.* 2007). Az általunk vizsgált területen a vörös róka csapdapredációs viselkedése a befogott állatokat tartalmazó csapdákra irányult, a ragadozó áttért a csapdázás során befogott,

könnyen elérhető zsákmány elfogyasztására, amely viselkedés megerősítette a vörös róka opportunistá táplálkozási stratégiáját (SMALL *et al.* 1993).

A III. típusú funkcionális válasz szigmoid görbét mutat, ami azt jelenti, hogy alacsony zsákmánydenzitásnál emelkedik a fogyasztott préda aránya egy küszöbértékig, ritkán fogyasztja a zsákmányt a ragadozó, majd a zsákmányváltást követően a zsákmánykínálattól, illetve az adott préda denzitásától függően telítődik a fogyasztott zsákmány mennyisége (BOUTIN 1995). MIGUEL *et al.* (2008) tanulmányukban megállapították, hogy a rókák üregi nyúl (*Oryctolagus cuniculus*) zsákmányolása már közepes denzitásnál is elérte ezt a küszöbértéket, majd az növekvő fázist követően a görbe magas denzitásnál egy maximum értékhez közelített, amit a ragadozó „jóllakottsága” és a kezelési idő határoz meg (SINCLAIR & PECH 1996). Bár a róka táplálékspektruma tág, az idézett vizsgálat szempontjából a fő zsákmányállata alapvetően az üregi nyúl, abban az esetben, ha ez a prédafaj megfelelő abundanciával jelenik meg a területen. PANZACCHI *et. al* (2008) tanulmányukban megállapították, hogy a vörös róka funkcionális válasza az európai őz (*Capreolus capreolus*) borjújának létszámára nagymértékű különbséget mutat bizonyos skandináviai területek között, amely során akár specialista ragadozóként is megjelenhet. A vörös rókának ezt a specialista predátorként megjelenő zsákmányolását, amikor adott körülmények mellett adott prédafaj magas sűrűségben stabilan jelen van a zsákmánykínálatban, akkor a róka ráállhat egy faj tartósabb fogyasztására, más tanulmányok is igazolták (VON SCHANTZ 1980, GOSZCZYŃSKI 1986). Ezek az eredmények a vörös róka alternatív préda hipotézis szempontjából szolgáltatnak adatot. Az alternatív prédahipotézis szerint a ragadozó erős preferenciát mutat a fő zsákmányállata felé, amely a vörös róka esetében lehet különböző kisméretű faj, amely fajok denzitása jelentősen fluktuál az idő függvényében, így ha a fő zsákmányfaj mennyisége lecsökken a természetben, akkor a ragadozó képes átváltani alternatív préda fogyasztására. Ami a vörös róka esetén többféle alternatív prédát jelenthet (HAGEN 1952, LACK 1954, HÖRNFELDT 1978, ANGELSTAM *et al.* 1984, 1985)

Vizsgálataink során első munkahipotézisként a vörös róka funkcionális válaszával foglalkoztunk. Ennek során megvizsgáltuk, hogy a ragadozó által a csapdákból elfogyasztott zsákmányállatok száma hogyan változik a zsákmánykínálat függvényében és hogyan változik a ragadozó csapdapredációs sikere. Eredményeink a generalista ragadozókra jellemző logisztikus funkcionális választ támasztották alá, ennek megfelelően az alternatív hipotézisünket fogadtuk el ( $H_{1A}$ ).

Második hipotézisünkben megfogalmazottak alapján megállapítottuk, hogy a vörös róka predációs hatása kimutatható a valós fogásszámok esetében, amit mind a napi szintű,

mind a ragadozó aktivitás szempontjából elkülönített három időszakban mindkét faj esetében igazoltunk. Az elméleti fogásszámok tér- és időbeli vizsgálatánál ezt a ragadozóhatást azonban már nem tudtuk kimutatni, a kapott adatsorok a két fajra jellemző időbeli dinamikával jelentek meg. Ezek az eredmények alátámasztották az aktív (A) és a predált csapdák (P) összegeként értelmezett elméleti aktív csapdák (=zsákmánykínálat) különböző vizsgálatokhoz történő felhasználását. Így az elméleti fogásszámokat alapul véve ennél a kérdéskörnél a nullhipotézisünket ( $H_{20}$ ) fogadtuk el, azaz a két vizsgált kisémlős faj napi léptékű fogásszámainak tér- és időbeli változására nincs hatással a vörös róka csapdapredációja.

A kisémlősök mozgásmintázatának ragadozótól való függését vizsgálva megállapítottuk, hogy az egyes elkülönített ragadozóaktivitási időszakok összehasonlításával tapasztalt mozgási indexek között kapott különbségek nem a ragadozó hatásának köszönhető, amely eredmények igazolják a HORVÁTH *et al.* (2011) megfogalmazott, a vöröshátú erdeipocoknál tapasztalt denzitásfüggő mozgástávolság változást. Ennek megfelelően a harmadik nullhipotézisünket fogadtuk el ( $H_{30}$ ), ami szerint a két vizsgált kisémlős faj mozgásmintázatára nincs hatással a ragadozó közvetlen csapdapredációs jelenléte.

Vizsgálatunk szerint a sikeresen állatot fogott csapdából történő táplálékfogyasztás a róka esetében egyrészt az opportunistá ragadozási stratégiát, vagyis a könnyen, legkisebb energia befektetéssel elérhető zsákmány fogyasztására áttérő viselkedést tapasztaltunk. Másrészt a csapdában befogott állatok fogyasztására áttért róka esetében eredményeink szerint igazoltuk a harmadik típusú funkcionális válasz kialakulását, amely alapján hasonlóan a fentebb említett üregi nyúl-róka interakciójával foglalkozó tanulmányhoz, meg tudtuk becsülni a zsákmány mennyiségnek azt a küszöb értékét, amely fölött a rókának már megérte áttérni a csapdák által befogott állatok fogyasztására. Tehát eredményeink igazolták, hogy a vörös róka opportunistá ragadozóként alkalmazkodik az elérhető zsákmány kínálathoz, jó tanulási képességei alapján kiaknázza a legkönnyebben elérhető táplálékforrást, képes átváltani (switching) a különböző mértékben elérhető zsákmány, vagy táplálékforrások között.

## 7. Összefoglalás

A Kőszegi-forrás Erdőrezervátum (Mecsek-hegység) területén 2012-ben 13 különböző erdőfoltba kihelyezett 6×6-os csapdahálóval vizsgáltuk a kisemlősök élőhely-függő populációdinamikáját. Az erdőrezervátum területén öt mintaterület a magterületen, nyolc a pufferzónában helyezkedett el, amely területeket 2012-ben nyolc hónapon keresztül (márciustól-októberig) 5 napos mintavételi periódusokkal, fogás-jelölés-visszafogás módszerével mintavételeztük. A mintavételi területeken már az első csapdázási hónapban megjelent a vörös róka predációs hatása, amely ragadozó a mintavételi idő folyamán teljesen átállt a csapdákból befogott állatok zsákmányolására. A predációs hatáson kívül további három csapdainaktivitási tényezőt (csapdahiba, megszökött állat, elsütött csapda) regisztráltunk.

Dolgozatunkban modelleztük a vörös róka zsákmánykínálatra adott funkcionális választ, valamint vizsgáltuk a ragadozó csapdapredációs sikerét. Ezen kívül elemeztük, hogy a csapdapredációnak van-e hatása a területen két domináns kisemlősfaj (sárganyakú erdeieger és vöröshátú erdeipocok) valós és elméleti fogásszámának tér és időbeli változására, valamint hogy a ragadozó jelenléte befolyásolja-e a kisemlősök mozgásmintázatát.

Eredményeink alapján megállapítottuk, hogy az általunk vizsgált területen a vörös róka csapdapredációs sikere az állatot fogott csapdából történő zsákmányolás megtanulása miatt emelkedik, majd a vadász zavaró jelenléte és a feltételezett kölykök alom elhagyása miatt időlegesen visszaesik. Ezen kívül megállapítottuk, hogy a vörös róka zsákmány fogyasztása a zsákmánykínálat függvényében logisztikus görbe szerint alakul, ez alapján az első hipotézisünk alternatív hipotézisét fogadtuk el, tehát a rókára, mint generalista ragadozóra a harmadik típusú funkcionális válasz jellemző.

A két vizsgált kisemlősfaj valós és elméleti fogásszámainak időbeli elemzésénél megállapítottuk, hogy mind a napi szintű, mind a ragadozó aktivitás szempontjából elkülönített három időszak alapján végzett vizsgálatnál a vörös róka csapda predációja hatással volt a valós fogásszámokra. Azonban az elméleti fogásszámok időbeli dinamikájára nem gyakorolt hatást, ezen értékek mindkét kisemlősfaj esetén visszatükrözte a rájuk jellemző abundancia változást. Ezen kívül megállapítottuk, hogy a vörös róka csapdából kivett zsákmányainak aránya elméleti számításaink szerint megegyezett az egyes fajok zsákmánykínálatban megjelenő arányával. Ezen eredmények alapján a második nullhipotézisünket fogadtuk el, tehát a két vizsgált kisemlős faj napi léptékű fogásszámainak tér- és időbeli változására nincs hatással a vörös róka csapdapredációja.

Harmadik hipotézisünk vonatkozásában az eredményeink alapján a nullhipotézist fogadtuk el, vagyis a ragadozó jelenléte nem volt hatással a kisemlősök mozgásmintázatára, a vöröshátú erdeipocoknál, a mozgástávolságban tapasztalt változást a 2012-es a magasabb denzitású év hatásának tulajdonítottuk.

Eredményeinket összefoglalva arra a megállapításra jutottunk, hogy a vörös róka csapdapredációja a mintavételi területen tapasztalható predációs nyomással egyenértékű, a róka csak a könnyebben hozzá férhető táplálékforrás miatt tért át a mintavételi csapdákban befogott állatok fogyasztására, megerősítve az irodalomban többször bizonyított opportunistá táplálkozási stratégiáját.

### **Köszönetnyilvánítás**

A Kőszegi-forrás Erdőrezervátum területén végzett kisemlős monitorozást a Duna-Dráva Nemzeti Park Igazgatósága támogatta. Köszönet illeti Dr. Horváth Győző témavezetőnk a dolgozat elkészítésében adott tanácsaiért és hallgató társainknak a területen történő mintavételezésben nyújtott segítségükért.