

## **Fenntarthatósági Témahét**

### **Diákok és tanárok a fenntarthatóságról kutatási program**

#### **Kutatási jelentés:**

A 2023-as és a korábbi évek Fenntarthatósági Témahét programjain való részvétel és a biodiverzitással kapcsolatos eredmények összefüggésének vizsgálata

**Készítők: Szabó Zoltán Ábel, Varga Attila, Berze Iván Zsolt és Dúll Andrea**

**ELTE PPK Ember–Környezet Tranzakció Intézet (EKTI)**

**2023. augusztus 31.**

## **I. Diákok és Tanárok a Fenntarthatóságról – Kutatási program**

A 2020-ban indult kutatási programsorozat negyedik szakasza 2023-ban a Forsense 2.0 Kft. szervezésében, az Eötvös Loránd Tudományegyetem Pedagógiai és Pszichológiai Kar Kutatásetikai Bizottságának 2023/264. számú etikai engedélye alapján, a Fenntarthatósági Témahét keretében zajlott.

A Témahét projektgazdája a Belügyminisztérium, kiemelt támogatója a Belügyminisztérium mellett a Kék Bolygó Klímavédelmi Alapítvány volt.

A kutatásban részt vevő szakmai szervezetek:

- Eötvös Loránd Tudományegyetem Pedagógiai és Pszichológiai Kar, Ember–Környezet Tranzakció Intézet, Budapest
- Forsense Intézet
- Debreceni Egyetem Pszichológiai Tanszék
- Széchenyi István Egyetem Apáczai Csere János Kar, Győr
- Kecskeméti Neumann János Egyetem
- UNESCO Magyar Nemzeti Bizottsága – Nevelésügyi Szakbizottság

A kutatás a diákok és a tanárok fenntarthatóságról alkotott véleményét kívánta felmérni, kiemelt célcsoportjai a Kárpát-medencében élő, magyar nyelvet beszélő 10-21 éves, felső tagozatos és középiskolás diákok, illetve bármely általános és középiskolában oktató pedagógusok voltak. A kutatás céljai közé tartozott továbbá a Fenntarthatósági Témahéten részt vett diákok és tanárok Témahéten szerzett tapasztalatainak felmérése is. A kutatás online kérdőívek segítségével zajlott. További információ: <https://www.fenntarthatosagikutatas.hu/>

## II. Vezetői összefoglaló

Jelen kutatási jelentésben a 2023-as Fenntarthatósági Témahéten való részvétel, valamint a Témahéten idén elsőként és a korábbi évek programjait követően ismételten történő részvétel szerinti összefüggéseket vizsgáltuk a felső tagozatos és középiskolai diákok körében. Az idei kérdőív kitöltőinek száma ( $n = 7138$ ) – hasonlóan a tavalyi kitöltőszámhoz ( $n = 6765$ ) – kiemelkedően magas kutatásiminta-elemszámnak tekinthető.

A demográfiai változók tekintetében is több szignifikáns különbséget találtunk a diákok között a Fenntarthatósági Témahéten (továbbiakban: FT) való részvételük alapján. Az előző FT-k során a lány kitöltők jelentősen többen voltak, mint a fiúk. Ez 2023-ban sem fordult meg, azonban kiegyenlítettebb volt a mintánk (lányok: 51,5%; fiúk: 48,5%).

A kutatás kapcsán több kérdőívvel vizsgálni kívántuk a kérdőívet kitöltő diákok biodiverzitással kapcsolatos attitűdjeit, tudását, környezettel kapcsolatos attitűdjeit. A kapott eredmények alapján nem állapítható meg egyértelműen, hogy a FT-n való többszöri részvétellel folyamatosan emelkedne a diákoknak a biodiverzitással kapcsolatos tudása és javulna az biodiverzitással kapcsolatos attitűdje. Az adatokból mindössze annyi állapítható meg, hogy azok a diákok, akik többször részt vettek már az FT programján és idén is így tettek, szignifikánsan magasabb attitűdpontszámokkal rendelkeznek a biodiverzitás valamelyik dimenziója kapcsán, mint legalább egy csoport, aki náluk kevesebb FT-n vett részt. Az eredményekben jelentkező bizonytalanság összecseng a témával kapcsolatban eddig Magyarországon publikált legátfogóbb kutatás eredményeivel, mely szerint a köznevelési szabályozók és segédanyagok nem teszik lehetővé, nem támogatják a biodiverzitással kapcsolatos alapszintű kompetencia kialakítását az érettségi idejére (Könczey, 2020), így ezen a területen a FT munkája a legtöbb iskolában valószínűleg nem támaszkodhat kellő alapokra. Az eredményeink alapján ezen a területen további nagyszabású célzott pedagógiai fejlesztésekre lenne szükség.

Ahhoz, hogy megalapozottabb kijelentéseket tehesünk az FT-nek a diákok környezettudatosságra gyakorolt hatásáról, a jövőbeli kutatások során a diákok számára készült kérdőíveket a hatásméréshez elengedhetetlen, annak érvényességét biztosító „előtte-utána” dizájnnal lenne érdemes felvenni.

### III. A vizsgálati módszer

A vizsgálat keretében a Forsense 2.0 Kft adatgyűjtő rendszerében tölthettek ki a diákok egy körülbelül 15 perc hosszúságú kérdőívet. A kitöltésre a KRÉTA rendszeren keresztül minden magyarországi iskola kapott felkérést, de a kitöltés önkéntes volt. A felhasznált kérdőívek mindegyike szabad felhasználású kérdőív, az eredetileg angol nyelvű kérdőíveket a kutatás céljára két független fordítás szintézisével adaptáltuk magyar nyelvre. A használt skálák és egyéb kérdések rövid ismertetése a kapcsolódó eredmények ismertetésének elején található.

### IV. A vizsgálati minta:

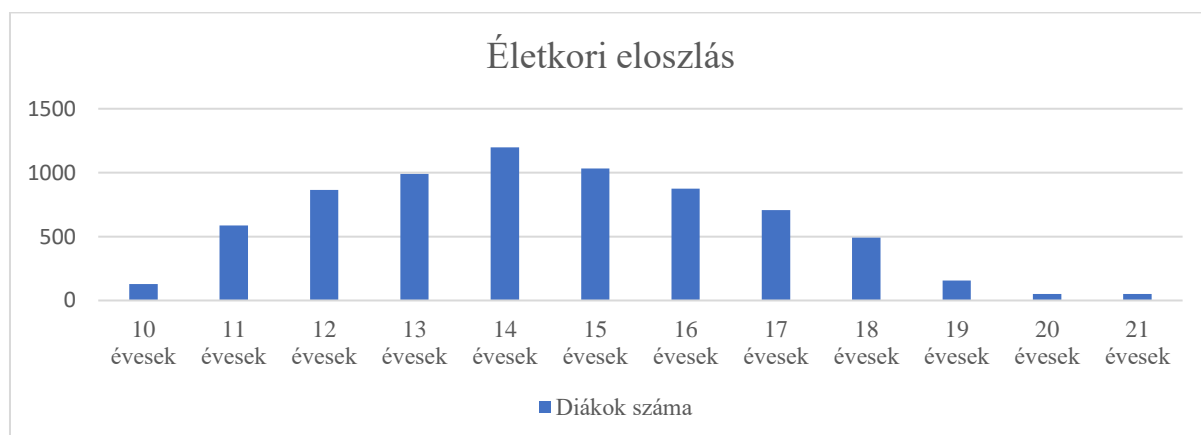
A kutatóprogram keretében az adattisztítást követően 7138 kitöltött kérdőív adatait elemeztük. Azon válaszadók kitöltései nem kerültek a végső adatbázisba, akik:

- 60 másodperc alatt befejezték a kitöltést,
- a Beleegyező nyilatkozatot nem fogadták el,
- életkora a 10-21 éves korosztályon kívül esett.

A kérdőív kitöltésével kapott válaszok elemzéséhez a diákokat 5 csoportba soroltuk aszerint, hogy hány Fenntarthatósági Témahétben vettek részt: (1) többször részt vett és idén is, (2) többször részt vett, de idén nem, (3) egyszer vett részt, de nem idén, (4) idén vett részt először és (5) egyszer sem vett még részt.

#### IV/1. Életkor

A Fenntarthatósági Témahét diákkérdőívét kitöltő 7138 diák átlagéletkora 14,47 év volt (SD = 2,29, Med = 14,00).



Az egyszempontos független mintás varianciaanalízis (One-way ANOVA) Brown–Forsythe-féle módszerrel történő korrekciójának eredménye alapján az FT-n való részvétel gyakorisága szignifikáns összefüggést mutat a diákok életkorával ( $F(4, 2559,89) = 10,91$ ,  $p < 0,001$ ,  $\eta_p^2 = 0,006$ ), azonban a parciális éta négyzet értéke alapján a programsorozaton való részvételi gyakoriság az életkori varianciát igen csekély mértékben magyarázza. A nemparaméteres Kruskal–Wallis-próba szintén szignifikáns eredményt mutat. A Bonferroni post-hoc teszt alapján csupán egy esetben találtunk szignifikáns különbséget: azok a diákok, akik többször részt vettek már az FT-n, de idén nem, átlagosan idősebbek voltak minden másik csoportba tartozó diáknál.

|   | Többször részt vett és idén is | Többször részt vett, de idén nem | Egyszer részt vett, de idén nem | Idén vett részt először | Egyszer sem vett részt |
|---|--------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|-------------------------|------------------------|
| Többször részt vett és idén is<br>( $M = 14,36$ , $SD = 2,27$ )   | -                              |                                  |                                 |                         |                        |
| Többször részt vett, de idén nem<br>( $M = 14,95$ , $SD = 2,23$ ) | $p < 0,001$                    | -                                |                                 |                         |                        |
| Egyszer részt vett, de idén nem<br>( $M = 14,48$ , $SD = 2,38$ )  | $p = 1$                        | $p = 0,027$                      | -                               |                         |                        |
| Idén vett részt először<br>( $M = 14,38$ , $SD = 2,14$ )          | $p = 1$                        | $p < 0,001$                      | $p = 1$                         | -                       |                        |
| Egyszer sem vett részt<br>( $M = 14,56$ , $SD = 2,38$ )           | $p = 0,062$                    | $p = 0,002$                      | $p = 1$                         | $p = 1$                 | -                      |

#### IV/2. Nem

A kérdésre válaszoló 7128 diák közül 3668 (51,5%) volt lány, míg 3460 fiú (48,5%). A minta nemi aránya az elvégezett binomiális próba alapján szignifikánsan eltér ( $p = 0,014$ ) az egyenlő eloszlást jelentő 50-50%-os aránytól. A mintánkban a lányok vannak túlsúlyban: az előző évekhez hasonlóan 2023-ban is több lány töltötte ki a kérdőívet – a lányok-fiúk százalékos aránya 2022-ben 54,4% és 45,6% volt.

## V. A használt mérőeszközökön kapott válaszok elemzése

### V/1. Biodiverzitás skála

A Biodiverzitás skálát a Kutatócsoport tagjai állították össze más, már használt környezeti attitűdöket mérő kérdőívek kérdéseinek felhasználásával. A skálát alkotó hét itemmel való egyetértést 5 fokú Likert skálával mértük a két végpont (1 = „Egyáltalán nem értek egyet”, 5 = „Teljes mértékben egyetértek”) feltüntetésével.

### Faktoranalízis

A Biodiverzitás skála faktorstruktúrájának feltárásához exploratív faktoranalízist (EFA) végeztünk Principal Axis Factoring (PAF) becslési módszerrel és Direct Oblimin forgatással. A korrelációs mátrixok megvizsgálása után lefuttattuk a Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0,757) és Bartlett teszteket ( $\chi^2(21) = 5153,755$ ,  $p < 0,001$ ) – amelyek alapján a skálán kapott adataink alkalmasak a faktoranalízisre. Az Eigenvalue értékek és a Scree plot törése alapján a konstruktum két faktorból áll, azonban a megmagyarázott variancia csupán 28,12%.

A faktortöltések értékeinek megvizsgálása alapján az első faktorba a 4., 6. és 7. itemek (Cronbach alpha = 0,606 – egyik item törlése sem javítana a mérőeszköz reliabilitásán), míg a másik faktorba a 2., 3. és 5. itemek (Cronbach alpha = 0,481 – egyik item törlése sem javítana a mérőeszköz reliabilitásán) kerültek. Az 1. item nem illeszkedett jól egyik faktorra sem. A faktortöltéseket az alábbi táblázatban foglaltuk össze. Az igen alacsony megmagyarázott variancia, a tételek közel felénél mutatkozó 0,5 alatti faktortöltések, valamint a mindkét faktor esetén tapasztalt alacsony Cronbach alpha értékek miatt ezen mérőeszközön nem végeztünk további vizsgálatokat. Az, hogy a biodiverzitással kapcsolatos attitűdökhöz tartozó állítások a kapott válaszok alapján nem rendeződtek jó pszichometriai jellemzőkkel bíró skálába, illetve jól elkülöníthető alskálákba, összefüggésben lehet a fogalommal kapcsolatos oktatási, ismeretterjesztési munka hiányosságaival, hiszen arra utalhat, hogy az emberek a biodiverzitás különböző aspektusaihoz különbözőféleképpen viszonyulnak, gondolkodásukban nem kapcsolódnak össze a biodiverzitással kapcsolatos különböző kijelentések, illetve nem a biodiverzitás fogalmából kiindulva értékelik ezeket a kijelentéseket.

|  | Első faktor | Második faktor |
|--|-------------|----------------|
|--|-------------|----------------|

|  |       |       |
|--|-------|-------|
| 1. item - Új utak építése annyira fontos, hogy indokolt emiatt fákat kivágni.  | 0,297 |       |
| 2. item - Jobban tetszik egy jól ápolt pázsit, mint egy buja mező, ahol össze-vissza nőnek a virágok.                                  |       | 0,358 |
| 3. item - Mivel a szúnyogok mocsaras területeken fejlődnek, jobb lenne lecsapolni és mezőgazdasági termelésre alkalmassá tenni ezeket. |       | 0,440 |
| 4. item - Ahhoz, hogy az embereknek legyen mit enniük, a természetet/vadont háttérbe kell szorítani és termőföldre alakítani.          | 0,513 |       |
| 5. item - A gyomokat ki kell irtani, mert akadályozzák a hasznos növények fejlődését   |       | 0,564 |
| 6. item - Nincs szükség arra, hogy veszélyeztetett fajok védelmét szolgáló területeket jelöljünk ki.                                   | 0,580 |       |
| 7. item - Csak a gazdasági haszonnal bíró növényeket és állatokat kell megvédenünk.  | 0,655 |       |

## V/2. Folyókkal kapcsolatos attitűdök

A folyókkal kapcsolatos attitűdöket az Attitudes Towards River Works (ATRW) skála (House és Fordham, 1997) 12 itemével vizsgáltuk. A skála azt méri fel, hogy a kitöltők véleménye szerint mennyire fontos különböző természeti környezeti és kényelmi aspektusok jelenléte ahhoz, hogy a folyó és a közelében töltött idő élvezhető legyen. Az egyes itemekben szereplő tényezők észlelt fontosságának mértékét 5 fokú Likert skálával mértük a két végpont (1 = „Egyáltalán nem fontos”, 5 = „Nagyon fontos”) feltüntetésével.

### Faktoranalízis

Az ATRW skála faktorstruktúráját feltáró faktoranalízis (EFA) keretében Principal Axis Factoring (PAF) becslési módszerrel és Direct Oblimin forgatással vizsgáltuk. A korrelációs mátrixok megvizsgálása után lefuttattuk a Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0,861) és Bartlett teszteket ( $\chi^2(66) = 27680,44$ ,  $p < 0.001$ ) – melyek adekvát értékeket mutattak, azaz a skálán kapott adatok alkalmasak faktorelemzésre. Az Eigenvalue értékek és a Scree plot törése alapján a konstruktum két faktorból áll. A megmagyarázott variancia 46,21%.

A faktortöltések értékeinek megvizsgálása alapján az első faktorba – melyet „Természetesség” alskálának neveztünk el – tartoznak az 1-6. itemek (Cronbach alpha = 0,820 – egyik item törlése sem javítana a mérőeszköz reliabilitásán), míg a „Kényelem és rekreáció”

alskálába kerültek a 7-12. itemek (Cronbach alpha = 0,830 – egyik item törlése sem javítana a mérőeszköz reliabilitásán). A két alskála egymással nem korrelál ( $r = 0,049$ ). A faktortöltéseket az alábbi táblázatban foglaltuk össze.

|   | Természetesség alskála | Kényelem és rekreáció alskála |
|---|------------------------|-------------------------------|
| 1. item - Nyugalom és csönd   | 0,506                  |                               |
| 2. item - Sok madár/Sokféle madár                                       | 0,760                  |                               |
| 3. item – Fák   | 0,690                  |                               |
| 4. item - Vidrák és más víziemlősök                                     | 0,639                  |                               |
| 5. item - Sok hal a vízben  | 0,678                  |                               |
| 6. item - Sokféle virágzó növény és fűvek/ növény- és fűfélék           | 0,708                  |                               |
| 7. item - Könnyű lejutás a vízhez/ Könnyű eljutás a vízhez              |                        | 0,616                         |
| 8. item - Közeli autóparkoló  |                        | 0,675                         |
| 9. item - Padok a parton  |                        | 0,697                         |
| 10. item – Piknikezőhely  |                        | 0,687                         |
| 11. item - Büfé, vendéglátóhely a parton                                |                        | 0,747                         |
| 12. item - Úszási és evezési lehetőség/ Úszási vagy evezési lehetőségek |                        | 0,617                         |

#### Csoportok összehasonlítása – Természetesség alskála

Az egyszempontos független mintás varianciaanalízis (One-way ANOVA) Brown–Forsythe-féle módszerrel történő korrekciójának eredménye alapján az FT-n való részvétel gyakorisága szignifikáns összefüggést mutat a diákok ATRW skála Természetesség alskáláján elért pontszámával ( $F(4, 2746,9) = 4,98, p < 0,001, \eta_p^2 = 0,003$ ), azonban a parciális eta négyzet értéke alapján a programsorozaton való részvétel gyakorisága a folyók természetességével kapcsolatos preferenciákat igen csekély mértékben magyarázza. A nemparaméteres Kruskal–Wallis-próba szintén szignifikáns eredményt mutat. A Bonferroni post-hoc teszt alapján csupán két esetben találtunk szignifikáns különbséget, mely szerint a diákok, akik többször vettek részt már a FT-n és idén is így tettek ( $M = 50,20, SD = 9,77$ ), a védelem skálán magasabb átlagos pontszámmal rendelkeznek, mint akik egyszer sem vettek részt ( $M = 49,27, SD = 10,78$ ), vagy most vettek részt először ( $M = 48,67, SD = 11,42$ ).

|  | Többször részt vett és idén is | Többször részt vett, de idén nem | Egyszer részt vett, de idén nem | Idén vett részt először | Egyszer sem vett részt |
|--|--------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|-------------------------|------------------------|
|  |                                |                                  |                                 |                         |                        |



|   |           |       |       |       |   |
|---|-----------|-------|-------|-------|---|
| Többször részt vett és idén is<br>(M = 50,32, SD = 9,69)    | -         |       |       |       |   |
| Többször részt vett, de idén nem<br>(M = 49,17, SD = 10,48) | p = 0,1   | -     |       |       |   |
| Egyszer részt vett, de idén nem<br>(M = 49,36, SD = 9,44)   | p = 1     | p = 1 | -     |       |   |
| Idén vett részt először<br>(M = 48,73; SD = 11,37)          | p = 0,005 | p = 1 | p = 1 | -     |   |
| Egyszer sem vett részt<br>(M = 49,26, SD = 10,78)           | p = 0,038 | p = 1 | p = 1 | p = 1 | - |

### Csoportok összehasonlítása – Kényelem és rekreáció alskála

Az egyszempontos független mintás varianciaanalízis (One-way ANOVA) Brown–Forsythe-féle módszerrel történő korrekciójának eredménye alapján az FT-n való részvétel gyakorisága nem mutat szignifikáns összefüggést a diákok ATRW skála Kényelem és rekreáció alskáláján elért pontszámával ( $F(4, 3015,46) = 1,31, p = 0,266, \eta_p^2 = 0,001$ ). A Kruskal-Wallis-próba szintén nem szignifikáns eredményt mutat.

### V/3. Növényekkel kapcsolatos attitűd

A Növényekkel Kapcsolatos Attitűd Kérdőív (Plant Attitude Questionnaire, PAQ, Fančovičová és Prokop, 2010) 10 itemmel vizsgálja a kitöltők attitűdjeit a növényekhez kapcsolódóan. Az itemekkel való egyetértést 5 fokú Likert skálával mértük a két végpont (1 = „Egyáltalán nem értek egyet”, 5 = „Teljes mértékben egyetértek”) feltüntetésével.

### Faktoranalízis

A PAQ skála faktorstruktúráját Principal Axis Factoring (PAF) becslési módszerrel és Direct Oblimin forgatással végzett feltáró faktoranalízissel vizsgáltuk meg. A korrelációs mátrixok megvizsgálása után lefuttattuk a Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0,901) és Bartlett teszteket ( $\chi^2(45) = 28895,44, p < 0,001$ ) – melyek az adatok faktorelemzésre való alkalmasságát jelző adekvát értékeket mutattak. Az Eigenvalue értékek alapján a konstruktum két faktorból áll, azonban a Scree-plot törése szerint csak egy faktorból áll a konstruktum. Ezt

erősíti meg a faktortöltések áttekintése is, mivel a második faktoron egyik itemnek sincs erős faktortöltése, mindegyik az első faktorra rendeződik. Ezen indokok miatt a PAQ-t a továbbiakban egy faktoros mérőeszközként kezeljük. A megmagyarázott variancia 43,023%. A mérőeszköz megbízhatóságát is megvizsgáltuk: a Cronbach alpha = 0,879, azaz megfelelő és egyik item eltávolítása sem növelné a reliabilitást.

|   | 1. Faktor |
|---|-----------|
| 1. item - Érdekelnek a növényekről szóló könyvek.                         | 0,738     |
| 2. item - Szeretnék növényeket termesztetni.                              | 0,684     |
| 3. item - Szeretek növénykiállításokra járni.                             | 0,684     |
| 4. item - Szeretem a szobanövényeket.                                     | 0,566     |
| 5. item - Szívesen töltöm a szabadidőmet a természetben.                  | 0,595     |
| 6. item - A jövőben szeretnék egy kis kertet.                             | 0,634     |
| 7. item - Nyugodt vagyok a növények között.                               | 0,709     |
| 8. item - Többet kellene tanulnunk a növények fontosságáról az iskolában. | 0,684     |
| 9. item - Szeretek filmeket nézni a növényekről.                          | 0,698     |
| 10. item - Szeretek erdőben sétálni.                                      | 0,541     |

### Csoportok összehasonlítása

Az egyszempontos független mintás varianciaanalízis (One-way ANOVA) Brown–Forsythe-féle módszerrel történő korrekciójának eredménye alapján az FT-n való részvétel gyakorisága szignifikáns összefüggést mutat a diákok PAQ skálán elért pontszámával ( $F(4, 2825,35) = 26,92, p < 0,001, \eta_p^2 = 0,015$ ), azonban a parciális éta négyzet értéke alapján a programsorozaton való részvétel gyakorisága a növények iránti attitűdöket csak kis mértékben magyarázza. A nemparaméteres Kruskal–Wallis-próba szintén szignifikáns eredményt mutat. A Bonferroni post-hoc teszt alapján szignifikánsan magasabb azoknak a diákoknak a PAQ mérőeszközön elért átlaga, akik már többször és idén is részt vettek az FT-n, azaz ők szignifikánsan pozitívabb attitűddel rendelkeznek a növényekkel kapcsolatban – a pontos szignifikanciaszinteket és átlagokat az alábbi táblázatban közöljük.

|                                | Többször részt vett és idén is | Többször részt vett, de idén nem | Egyszer részt vett, de idén nem | Idén vett részt először | Egyszer sem vett részt |
|--------------------------------|--------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|-------------------------|------------------------|
| Többször részt vett és idén is | -                              |                                  |                                 |                         |                        |

|  |           |           |       |       |   |
|--|-----------|-----------|-------|-------|---|
| (M = 35,87, SD = 8,36)                                     |           |           |       |       |   |
| Többször részt vett, de idén nem<br>(M = 34,57, SD = 8,41) | p = 0,002 | -         |       |       |   |
| Egyszer részt vett, de idén nem<br>(M = 33,48, SD = 8,25)  | p < 0,001 | p = 0,669 | -     |       |   |
| Idén vett részt először<br>(M = 33,91, SD = 8,88)          | p < 0,001 | p = 1     | p = 1 | -     |   |
| Egyszer sem vett részt<br>(M = 33,43, SD = 9,26)           | p < 0,001 | p = 0,042 | p = 1 | p = 1 | - |

#### V/4. Tudásteszt

A 2023-as FT részét képezte egy kérdéssor is, melynek célja felmérni a diákok biológiai sokféleséggel kapcsolatos tudását. A tudástesztet két egyszerű feladatválasztós kérdés és 10 Igaz/Hamis kérdés alkotta. Minden helyes válasz egy pontot ért.

#### Csoportok összehasonlítása

Az egyszempontos független mintás varianciaanalízis (One-way ANOVA) eredménye alapján az FT-n való részvétel gyakorisága nem mutat szignifikáns összefüggést a diákok Tudásteszten elért eredményével ( $F(4, 7001) = 1,312$ ,  $p = 0,263$ ,  $\eta_p^2 = 0,001$ ). A nemparaméteres Kruskal–Wallis-próba szintén nem szignifikáns eredményt mutat.

#### V/5. Élőlényekkel kapcsolatos attitűdök

Driscoll (1995) Attitudes Towards Animals kérdőívét alapul véve, összesen nyolc élőlényvel (négy emlős és négy rovar) kapcsolatban mértük meg, mennyire tartják őket a diákok szerethetőnek. A diákok az egyes állatok szeretetreméltóságának észlelt mértékét egy 11 fokú skála segítségével adhatták meg, 0 = „Egyáltalán nem szeretetreméltó” és a 10 = „Nagyon szeretetreméltó” végpontokkal.

#### Sorrend és összehasonlítás

A diákok által adott visszajelzések átlagai alapján felállítottunk az itemek sorrendjét, valamint az Emlősök és Rovarok összesített átlagos pontszámát is jeleztük a következő táblázatban.

| Sorrend   | Élőlény         | Átlagos szerethetőség (M, SD) |
|---|-----------------|-------------------------------|
| 1.  | Róka            | M = 7,58, SD = 2,73           |
| 2.  | Hiúz            | M = 7,57, SD = 2,76           |
| 3.  | Farkas          | M = 7,50, SD = 2,73           |
| 4.  | Dongó (poszméh) | M = 7,45, SD = 3,13           |
| 5.  | Hód             | M = 7,31, SD = 2,88           |
| 6.  | Katicabogár     | M = 7,18, SD = 2,96           |
| 7.  | Szitakötő       | M = 6,32, SD = 3,24           |
| 8.  | Cserebogár      | M = 4,28, SD = 3,40           |
| Emlősök (Róka, Hiúz, Farkas, Hód)                   |                 | M = 30,23, SD = 8,93          |
| Rovarok (Dongó, Katicabogár, Szitakötő, Cserebogár) |                 | M = 25,57, SD = 9,48          |

Szignifikáns különbséget találtunk a Rovarok és Emlősök szerethetősége között ( $t(6759) = -41,647$ ,  $p < 0,001$ , Cohen  $d = -0,507$ ), azaz a diákok kevésbé tartják szerethetőnek a Rovarok csoportba tartozó négy élőlényt átlagosan, mint az Emlősök csoportba tartozó négy élőlényt.

#### Csoportok összehasonlítása

Az egyszempontos független mintás varianciaanalízis (One-way ANOVA) Brown–Forsythe-féle módszerrel történő korrekciójának eredménye alapján az FT-n való részvétel gyakorisága szignifikáns összefüggést mutat azzal, hogy a diákok mennyire kedvelik az emlősöket és rovarokat (Rovarok:  $F(4, 2632,97) = 4,18$ ,  $p = 0,002$ ,  $\eta_p^2 = 0,002$ , Emlősök:  $F(4, 2618,94) = 3,17$ ,  $p = 0,013$ ,  $\eta_p^2 = 0,002$ ), azonban a parciális eta négyzet értéke azt mutatja, hogy a programsorozaton való részvétel a rovarok és emlősök iránti attitűdöket igen csekély mértékben magyarázza. A nemparaméteres Kruskal–Wallis-próba szintén szignifikáns eredményt mutat. A Bonferroni post-hoc teszt alapján azok a diákok, akik idén vettek részt először az FT-n, átlagosan szignifikánsan negatívabban viszonyulnak a rovarokhoz, mint minden más csoport, kivéve azokat, akik egyszer már részt vettek, de idén nem. Az emlősök esetében csupán egyetlen szignifikáns különbséget találtunk, mely szerint azok a diákok, akik egyszer sem vettek részt az FT-n, szignifikánsan pozitívabb attitűdőkkel rendelkeznek az

emlősökkal kapcsolatban, mint akik már többször és idén is részt vettek az FT – a pontos szignifikanciaszinteket és átlagokat az alábbi táblázatban közöljük.

|  | Többször részt vett és idén is | Többször részt vett, de idén nem | Egyszer részt vett, de idén nem | Idén vett részt először      | Egyszer sem vett részt |
|--|--------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|------------------------------|------------------------|
| Többször részt vett és idén is<br>(R: M = 25,74, SD = 9,45)<br>(E: M = 30,00, SD = 9,02)   | -                              |                                  |                                 |                              |                        |
| Többször részt vett, de idén nem<br>(R: M = 25,86, SD = 8,94)<br>(E: M = 30,57, SD = 8,66) | R: p = 1<br>E: p = 1           | -                                |                                 |                              |                        |
| Egyszer részt vett, de idén nem<br>(R: M = 24,45, SD = 8,98)<br>(E: M = 29,85, SD = 8,53)  | R: p = 0,196<br>E: p = 1       | R: p = 0,238<br>E: p = 1         | -                               |                              |                        |
| Idén vett részt először<br>(R: M = 24,33, SD = 10,22)<br>(E: M = 29,75, SD = 9,52)         | R: p = 0,008<br>E: p = 1       | R: p = 0,035<br>E: p = 1         | R: p = 1<br>E: p = 1            | -                            |                        |
| Egyszer sem vett részt<br>(R: M = 25,61, SD = 9,56)<br>(E: M = 30,94, SD = 8,58)           | R: p = 1<br>E: p = 0,021       | R: p = 1<br>E: p = 1             | R: p = 0,472<br>E: p = 0,706    | R: p = 0,067<br>E: p = 0,090 | -                      |

## Hivatkozások:

- Driscoll, J. W. (1995). Attitudes toward animals: Species ratings. *Society & Animals*, 3(2), 139–150.
- Fančovičová, J., & Prokop, P. (2010). Development and initial psychometric assessment of the plant attitude questionnaire. *Journal of Science Education and Technology*, 19, 415–421.
- Könczey, R. (2020). A kiemelt európai jelentőségű természeti értékek jelenléte a köznevelésben és a környezeti nevelésben, illetve kapcsolódásuk a biodiverzitás tanításához., Doktori disszertáció, Eszterházy Károly Egyeten Neveléstudományi Doktori Iskola, Témavezetők: Dr. Pajtókné Dr. habil. Tari Ilona forrás: [http://disszertacio.uni-eszterhazy.hu/78/6/Disszertacio\\_Konczey.pdf](http://disszertacio.uni-eszterhazy.hu/78/6/Disszertacio_Konczey.pdf) (letöltés dátuma: 2023.08.22.)
- House, M., & Fordham, M. (1997). Public perceptions of river corridors and attitudes towards river works, *Landscape Research*, 22:1, 25–44, DOI: 10.1080/01426399708706499)