



AZ EGYETEMI KÉMIA TANULÁS MATEMATIKAI ALAPKÉSZSÉGEI TESZT ADAPTÁLÁSA

D. Nagy Fruzsina^{1,3} Korom Erzsébet^{2,3}

¹ Szegedi Tudományegyetem, Neveléstudományi Doktori Iskola

² Szegedi Tudományegyetem, Oktatásmélt Tanszék

³ MTA-SZTE Természettudomány Tanítása Kutatócsoprt

A magyar felsőoktatás expanziójával egyre több diák kap esélyt főiskolai, egyetemi tanulmányok folytatására. Ennek velejárója, hogy a felvett hallgatók jelentősen eltérő szintű bemeneti kompetenciákkal érkeznek, és az egyetemi követelményeknek nem tud mindenki megfelelni. A lemaradó diákok felismeréséhez és felzárkóztatásához szükség van a hiányosságok feltárására, a hallgatók tudásának, készségeinek felmérésére. Mindez felveti az igényt olyan mérőeszközök iránt, amelyeknek magas a prediktív validitása, azaz megbízhatóan előre jelzik az egyetemi teljesítményt. Különösen fontos ez a természettudományos egyetemi képzésekben, ahol a lemorzsolódás kifejezetten magas. A STEM (*Science, Technology, Engineering and Mathematics*) szakokon tanulmányaikat megkezdő alapszakos hallgatóknak csupán 56%-a szerez diplomát STEM-területen, további 12%-a nem STEM szakon; vagyis 32%-uk megszakítja felsőoktatási tanulmányait (OECD, 2023).

A lemorzsolódásnak számos oka lehet. Jelenlegi tanulmányunkban ezek közül a matematikai, számolási készségeket helyezük középpontba, a STEM szakok közül pedig a kémia egyetemi alapszakra koncentrálnak. A matematikai készségeknek fontos szerepük van a természettudományos tantárgyak tanulásában, melyet nemcsak elméleti megközelítések (pl. STEM), de empirikus adatok is alátámasztanak. Több korábbi kutatásban a matematikai készségek szignifikáns előre jelzői voltak a kémiatanulásban megfigyelt egyetemi teljesítménynek (pl. Cooper & Pearson, 2012). Így számos olyan teszt érhető el, melyet kifejezetten a kémiát tanuló hallgatók teljesítményének prediktálására készítettek.

Az általunk folytatott empirikus kutatás célja a matematikai készségek és további változók (demográfiai tényezők, motiváció, tanulási stratégiák) szerepének feltérképezése a kémia egyetemi tanulásában. Ezen tanulmány egy pilotvizsgálat eredményeiről számol be, melynek célja a matematikai készségek mérésére alkalmas teszt adaptálása volt.

A magyar felsőoktatási kutatásokban megjelentek olyan tesztek, melyek előzetes matematikatudást mérnek valamely STEM szakon, ezek nagy csoportját adják az intézmények által készített „nulladik” zárthelyi dolgozatok (pl. Sipos, 2024; Szilágyi, 2018). Kutatásunk mérőeszközhöz és céljához legközelebb az egyetemi tanulmányok kezdetén történő kompetenciamérés matematikai gondolkodást mérő résztesztje (Molnár & Csapó, 2019) áll, viszont az nem szakspecifikus. Kutatásunk ezen kutatási űrt hivatott betölteni egy gyors adatfelvételt és a korábbi kutatásokban magas előrejelzési pontosságot biztosító teszt adaptálásával.

Elméleti háttér

Számos előre jelző modell áll rendelkezésre, melyeket a kémiakurzuson vagy kémia szakon tanulók teljesítményének prediktálására alkottak. Ezen modellek bemeneti változói származhatnak a középiskolai tanulmányok időszakából, mint a középiskolai érdemjegyek vagy adott tantárgyak tanult szintje (pl. Tai et al., 2006); a középiskolai és az egyetemi tanulmányokat átívelő időszakból, mint a felvételi tesztek eredménye (pl. Xu et al., 2013); valamint az egyetemi tanulmányok időszakából, mint korábbi kurzusokon szerzett érdemjegyek vagy teljesített kreditek aránya (pl. Cooper & Pearson, 2012). Ez utóbbi kategóriába tartozik azon mérőeszközök pontszáma, melyet a hallgatók a vizsgált periódus (általában egy adott kurzus) kezdetén töltenek ki. Ezen mérőeszközök számos esetben nem (vagy nemcsak) kémiai, hanem matematikai készségeket, tudást mérnek.

A kutatásunkban használandó megfelelő mérőeszköz kiválasztásához azokat a matematikai tudást, készségeket mérő teszteket tekintettük át, melyeket kifejezetten a kémia egyetemi tanulásában alkalmaztak a teljesítmény előrejelzésére. Kizártuk a több szak, például természettudományos szakok (Willems et al., 2019) együttes vizsgálatára használt mérőeszközöket, mivel a kémia tanulására nem szolgálnak egyértelmű információval. Továbbá azokat, amelyek kitöltése nem a vizsgált időszak kezdetén történt (pl. felvételi matematikateszt, Nguyen et al., 2017), valamint, amelyeket egy adott kurzus oktatói készítettek saját használatra, a teszt jószágmutatóinak vizsgálata nélkül (Vyas et al., 2021). A rendelkezésre álló mérőeszközöket az 1. táblázat foglalja össze.

Az általunk ideálisnak tartott teszt kritériumai: kifejezetten kémiakurzusra tervezték, azaz a kémia tanulásához szükséges matematikai alapkészségeket méri, kitöltése gyors, több kutatásban kipróbált, valamint a meglévő prediktív modellek alapján megfelelő az előrejelzési pontossága. A feltételeknek leginkább megfelelő mérőeszköz az USA-ban készült *Az egyetemi kémiatanulás matematikai alapkészségei teszt* (*Math-Up Skills Test*; Albaladejo et al., 2018). További előnye a választott tesztnek, hogy a leggyakrabban alkalmazott többszörös választás típusú feladatokkal (pl. Cooper & Pearson, 2012; Leopold & Edgar, 2008) ellentétben egy item kivételével minden iteme nyílt végű, így nagyobb lehetőséget ad a válaszok elemzésére, az esetleges hibák feltárására.

Fontos kiemelni, hogy az 1. táblázatban szereplő mérőeszközök közül eddig egyet adaptáltak magyar nyelvre (Barke-féle teszt, Tóth et al., 2003). Ezen térszemléleti teszt a kémiai tartalomhoz kapcsolódó specifikus matematikai képességeket méri, illetve nem specifikusan egyetemista korosztály számára készült, ezért nem fontoltuk meg az alkalmazását a kutatásunkban.

Célok, kutatási kérdések

Elsődleges célunk annak vizsgálata volt, hogy megfelelően mér-e a *Math-Up Skills Test* magyar változata. Emellett a teszt eredményének bizonyos háttérváltozókkal mutatott összefüggéseit kívántuk feltárni. Az adaptálást vezérlő kutatási kérdések:

1. Megfelelő-e *Az egyetemi kémiatanulás matematikai alapkészségei teszt* reliabilitása?
2. Ekvivalens-e a teszt két változata?
3. Van-e összefüggés a teszt összpontszáma és néhány háttérváltozó között?

1. táblázat

A matematikai készségeket mérő, egyetemi kémiai kurzuson vagy kémia szakon alkalmazott mérőeszközök és jellemzőik

Mérőeszköz neve	Vizsgált tudományterület	Témakörök	Itemszám/ megoldásra adott idő	Számológép- használat	Hivatkozás	
					Eredeti teszt	Teszt további alkalmazása
Mental Rotation Test	Matematika	térletlátás	24 item, nincs időkorlát	nem	Vandenberg & Kuse, 1978	Nolte et al., 2024
Kaliforniai Állami Egyetem, Fullerton mérőeszköze	Matematika Kémia	matematikai készségek, arányossági gondolkodás, ábráértelmezés, kémiai képletek, reakcióegyenletek	25 item, 45 perc	?	McFate & Olmsted, 1999	–
Student Pre-semester Assessment (SPSA)	Matematika Kémia	algebra, mértékegység-átváltás, kémiai alapismeretek	20 item, ?	nem engedélyezett	Wagner et al., 2002	–
Spatial Ability Test, Barke-féle teszt	Matematika Kémia	térszemlélet, kémiai szerkezetmodellek	40 item, 42 perc	nem engedélyezett	Barke & Kuhrike, 1992	Tóth et al., 2003
University of Minnesota Mathematics Assessment for Second-semester Chemistry (UnMMASSC)	Matematika	matematikai jártasság: logaritmus, normálalak használata, ábrázolás és algebra	20 item, 30 perc	nem engedélyezett	Leopold & Ed- gar, 2008	Kolopajlo, 2019
Diagnostic Algebra Test (DAT)	Matematika Kémia	algebra, kémia szöveges számolási feladatok	20 item, 20 perc	nem engedélyezett	Cooper & Pearson, 2012	–
Math-Up Skills Test (MUST)	Matematika Kémia	számolási készségek (reakcióegyenlet rendezése)	16 item, 15 perc	igen / nem engedélyezett	Albaladejo et al., 2018	pl. Powell et al., 2020; Williamson et al., 2020

Módszerek

A vizsgálat mintája

Bár a kutatás céljainknak megfelelő ideális mintát elsőéves, kémiát tanuló egyetemi hallgatók alkotnák, a teszt adaptálását 11. évfolyamos gimnáziumi tanulók körében végeztük. Ennek oka, hogy a szükséges paraméterekkel rendelkező egyetemi hallgatókat egy későbbi vizsgálatban szeretnénk megkeresni. A célcsoporthoz (kémiát tanuló egyetemi hallgatókhoz) a 11. évfolyamoknál közelebb álló, alkalmasabb sokaság a 12-dikes gimnazisták lettek volna, ők azonban az érettségi közelsége miatt nem voltak elérhetők. A 11. évfolyamos tanulókat azért ítéltük megfelelőnek, mert minden témakört tanultak, ami a tesztben szerepel.

Az adatfelvételhez olyan tanulókat választottunk, akik nagy eséllyel kémia, de legalábbis természettudományhoz vagy matematikához kapcsolódó területen fognak továbbtanulni. Az adatfelvétel egy megyeszékhelyi ($n = 78$ fő; 60,47%) és egy kisvárosi ($n = 51$ fő; 39,53%) gimnáziumban történt, összesen öt 11. évfolyamos osztályban, melyből kettő matematika-fizika tagozatos, kettő biológia-kémia tagozatos, egy pedig hatévfolyamos gimnáziumi osztály.

A tesztet összesen 129 tanuló töltötte ki (átlagéletkor: 17,25 év; szórás: 0,50 év), 71 fiú (55,04%) és 58 (44,98%) lány. Kutatásunkban releváns, hogy a tesztet kitöltő tanulók milyen szinten tanulják a matematikát és a kémiát. A matematika tantárgy esetén három kategóriát különböztetünk meg: normál tanterv szerint tanulók, fakultációra járók (11–12. évfolyamon emelt óraszám, emelt szintű érettségire előkészítő), illetve tagozatra járók (9. évfolyamtól magas óraszám, speciális tanterv alapján). A kémia tantárgy esetén a normál tanterv szerint tanulók 9. és 10. évfolyamon tanulnak kémiát, ezt követően fakultáció keretein belül tanulhatnak. A kémia tagozatra járók gimnáziumtól függően megválaszthatják, hogy 11. évfolyamon fakultáció keretein belül továbbra is tanulják-e a kémiát. Így az általunk vizsgált, 11. évfolyamos minta két részcsoportra osztható a kémia tanult szintje alapján: az adott tanuló már nem tanul kémiát, vagy fakultációra jár. A mintának a matematika és kémia tanult szintje mentén történő megoszlását a 2. táblázat részletezi. Az adatfelvétel időpontjában a minta több mint fele, 66,67%-a már nem tanult kémiát, 55,04%-a normál matematikatantervű osztályba járt. A résztvevők 31,78%-a matematika, 2,33%-a kémia fakultáción is ismerkedett az adott tantárggyal. A minta 10,85%-a volt matematika tagozatos.

2. táblázat

A minta összetétele a matematika és a kémia tanult szintje alapján

Matematika tanult szintje	Kémia tanult szintje		Összesen (%)
	Már NEM tanul kémiát (%)	Fakultáción tanul kémiát (%)	
Normál tanterv	24,03	31,01	55,04
Fakultáció	31,78	2,33	34,11
Tagozat	10,85	–	10,85
Összesen	66,67	33,33	100,00

Mérőeszközök

Az egyetemi kémia tanulás matematikai alapkészségei teszt (Math-Up Skills Test)

A teszt Texasban készült, piloteredményei egy 2018-as konferenciáikkben kerültek bemutatásra (Albaladejo et al., 2018). Első változata 16 itemből áll (Hartman & Nelson, 2016), melyet két matematikát oktató egyetemi tanár készített természettudományos kurzusokon való használatra. A tesztet a pilotvizsgálatot követően négy itemmel bővítették olyan kutatók, akik általános kémiát oktatnak egyetemen. Az újabb, általunk is adaptált verzió 20 itemből áll, papíralapú, a 18. item kivételével minden iteme nyílt végű. Két ekvivalens tesztváltozata érhető el. Kitöltésére 15 perc áll rendelkezésre. Létezik számológép használatát engedélyező és nem engedélyező verziója is, de mivel a számológép használatát tiltó változat eredménye az eredeti kutatás alapján erősebb összefüggést mutatott a hallgatók kurzuson nyújtott teljesítményével, ezt a verziót választottuk. Az eredeti teszt és megoldókulcsa a konferenciáikk honlapján szabadon elérhető kiegészítő dokumentumként (*Supporting Information*).

A tesztet kifejezetten általános kémia témájú kurzusokhoz tervezték (ezen kurzus az USA-ban két szemesztert, a magyar felsőoktatásban egy szemesztert ölel fel az egyetemi kémiatanulmányok kezdetén). Az eredeti teszt célja, hogy összpontszáma a kémiai tanulmányokat előre jelző modell bemeneti változóját adja, éppen ezért az általános kémia kurzuson leginkább szükséges matematikai készségeket méri fel. Ezen célból, vagyis prediktív modell megalkotására már számos kutatásban alkalmazták (pl. Lee et al., 2023; Williamson et al., 2020), de vizsgálták vele a matematikai és a kémiai tudásra irányuló intervenció sikerességét (Alivio et al., 2020, 2024) is. Az eddigi kutatások az USA-ban zajlottak, illetve alkalmazták a Karib-térségben is, szintén egy intervenció hatásának mérésére (Gayle & Yee, 2024). Európában a teszt kipróbálása még nem történt meg.

A magyar változat elkészítése során az instrukciókat lefordítottuk magyar nyelvre, a matematikai formulákban a tizedespontokat tizedesvesszőkre, az ezresek elválasztó vesszőket szóközőkre, a szorzást jelző szimbólumokat ($\times$) pedig pontokra ($\cdot$) cseréltük. A teszt szerkezetét valamelyest megváltoztattuk azzal, hogy az azonos instrukciójú itemeket feladatokba rendeztük. Ezen módosítás csupán formai, az itemek sorrendje nem változott az eredeti teszt-hez képest. A fordítás folyamatát és a teszt magyar változatát nyelvi és matematikai szempontból szakértők lektorálták. A további változtatásokat a 3. táblázat foglalja össze.

3. táblázat

Az eredeti és a magyar tesztváltozat közötti változtatások és azok indoklása

Sor-szám	Item		Indoklás
	Eredeti	Magyar változat	
1.	Multiply: 78 $\times 96$	Végezd el a következő szorzásokat: $78 \cdot 96$	Írásbeli szorzás során egymás mellé kerülnek a számok.
4., 5., 6.	Write these answers in decimal notation (as regular numbers / not fractions).	Add meg a következő számolások eredményét tizedes törtként!	A zárójelben az szerepelhetett volna, hogy „egyszerű számként / nem közönséges törtként”, ami az angol

Sor- szám	Item		Indoklás
	Eredeti	Magyar változat	
			nyelvű kifejezésektől eltérően nem könnyítene a megoldást. (Az adatfelvétel során szóban elhangzott.) A teszt végső változatában szerepel az instrukcióban a „nem közönséges tört” kifejezés.
11.	If $\frac{P_1 V_1}{T_1} = \frac{P_2 V_2}{T_2}$ then solve for T_2, in symbols as one simple fraction: $T_2 =$	Fejezd ki a T_2-t, ha tudjuk, hogy $\frac{P_1 V_1}{T_1} = \frac{P_2 V_2}{T_2}$. $T_2 =$	Az „egyszerű tört” kifejezés kimaradt az instrukcióból, de a javítás során az eredeti megoldókulcsot követve, csak az egyszerű törtként való felírás ért 1 pontot. A teszt végső változatában szerepel az „egyszerű tört” kifejezés.
12., 13.	Determine the base-10 log of: 1000 = 0.001 =	Számítsd ki a következő értékeket! (Az lg a tízes alapú logaritmust jelöli.) lg 1000 = lg 0,001 =	Matematikailag pontosabb, formai változtatás.
19., 20.	$4 \text{ NH}_3 + \text{O}_2 \rightarrow \text{NO} + \text{H}_2\text{O}$ $12 \text{ NH}_3 + \text{O}_2 \rightarrow \text{NO}_2 + \text{H}_2\text{O}$ (A B változatban az NO és az NO₂ szerepe fel van cserélve.)	$4 \text{ NH}_3 + \text{O}_2 \rightarrow \text{NO} + \text{H}_2\text{O}$ $12 \text{ NH}_3 + \text{O}_2 \rightarrow \text{NO} + \text{H}_2\text{O}$ (A és B változat megegyezik.)	Az A és B csoport összehasonlíthatósága miatt megegyező feladatokra cseréltük a 19-es és 20-as itemeket.

A teszt témakörei: szorzás, osztás, törtek, hatványozás, logaritmus, reakcióegyenletek rendezése. Az itemek kategorizálása nehéz feladat, mert egy itemben több gondolkodási művelet is megjelenik (pl. 3. itemben a szorzás és a hatványozás azonosságai). A teszt kidolgozói kezdetben nem tárgyalták a teszt szerkezetét (Albaladejo et al., 2018), később viszont matematikusok véleménye alapján öt csoportba rendezték az itemeket (Alivio et al., 2024; Williamson et al., 2020), ezen kategorizálást a 4. táblázat foglalja össze.

4. táblázat*Az eredeti mérőeszköz itemeinek besorolása (Alivio et al., 2024)*

Témakör	Item	Példa
Szorzás	1., 2., 3.	$(0,5 \cdot 10^{-6})(6,4 \cdot 10^{21})$
Osztás	4., 6., 7., 8., 16.	$\frac{9,0 \cdot 10^{-18}}{2,0 \cdot 10^{-5}}$
Törtek egyszerűsítése	9., 10., 17., 18.	$\frac{1}{8}$
Hatványozás és logaritmus	5., 12., 13., 14., 15.	$\sqrt{64 \cdot 10^{-12}}$
Egyenletrendezés (algebrai és kémiai)	11., 19., 20.	$4 \text{ NH}_3 + \text{--- O}_2 \rightarrow \text{--- NO} + \text{--- H}_2\text{O}$

Az említett besorolás egyszerű módját adná annak, hogy az itemeket kompaktabban elemezzük, azonban bizonyos itemek esetén a szerzőktől eltérően vélekedünk az itemek kategorizálásáról (pl. a 9. item az $\frac{1}{8}$ tizedes törtként való megadását kéri, mely nem a tört egyszerűsítésének, hanem az 1 8-cal való osztásának felel meg). Emiatt nem az említett kategóriákat, hanem egy egyszerűbb, témakörök szerinti felosztást javasolunk, melyet az 5. táblázat mutat be.

5. táblázat*A magyar változat itemeinek egyik lehetséges, témakörönkénti besorolása*

Témakör	Item	Példa
Szorzás	1.	$78 \cdot 96$
Osztás és törtek	4., 6., 9., 10., 11., 16., 17., 18.	$\frac{25}{25 - 5}$
Hatványozás és logaritmus	2., 3., 5., 7., 8., 12., 13., 14., 15.	$(3,0 \cdot 10^{-7})^2$
Reakcióegyenlet kiegészítése sztöchiometriai együtthatókkal	19., 20.	$12 \text{ NH}_3 + \text{--- O}_2 \rightarrow \text{--- NO} + \text{--- H}_2\text{O}$

Fontos megjegyezni, hogy a teszt itemeinek csoportosítása inkább az eredmények áttekinthetőségét támogatja, értelmezésükhöz nem szükséges. A teszt készítői nem egy jól meghatározott elméleti keretből indultak ki, hanem olyan itemeket gyűjtöttek össze, melyek a kémiát tanuló egyetemi hallgatók legfontosabb számolási készségeit mérik. A mérőeszköz célja, hogy összpontszáma alapján prospektív módon azonosíthatók legyenek az esetlegesen lemaradó hallgatók.

Háttérkérdőív

Háttérkérdőívünk kérdései három nagy csoportba sorolhatók az alapján, hogy a tanulmányi teljesítményt, az affektív tényezőket vagy a demográfiai és szociális háttérrel vizsgálják. A korábban kifejtett okok miatt a mintát gimnazisták alkották, így az alkalmazott Háttérkérdőív kérdései az esetükben elérhető adatokra vonatkoznak, némiben eltérnek az egyetemisták körében használni tervezett mérőeszköztől (pl. érettségi eredmények helyett az érettségi tervezett szintje).

A tanulmányi teljesítményt jellemző változók: érdemjegyek matematikából, kémiából (9., 10. tanév vége, 11. tanév félév vége), a matematika tanult szintje (normál tanterv / fakultáció / tagozat), a kémia tanult szintje (már nem tanul / fakultáció), a matematikaérettségi tervezett szintje (közép / emelt), a kémiaérettségi tervezett szintje (nem érettségizik / közép / emelt), illetve a hetente tanulással eltöltött idő. A vizsgált affektív tényezők: matematika, fizika, kémia tantárgyi attitűd („Mennyire szereted a következő tantárgyakat?”, ötfokú Likert-skála), lemaradás érzése matematikából („Érezted valaha azt, hogy lemaradásod van matematikából?”, dichotóm változó); lemaradás esetén segítség kérése („Ha igen, igénybe veszel segítséget?”, dichotóm változó), továbbtanulási szándék, a pályaválasztás során tervezett szakok. Demográfiai és szociális változók: születési év, hónap, nem, munkavállalás, heti munkaórák száma.

Adatfelvétel, adatelemzés

A kitöltésre tanórán, tanári felügyelettel került sor. Először a háttérkérdőívet töltötték ki a tanulók, ami kb. 10 percet vett igénybe. Ezt követte a teszt kitöltése, amelyre szigorúan 15 perc állt rendelkezésre. A teszt kitöltéséhez a diákok segédanyagot, számológépet nem használhattak. A begyűjtött adatok elemzését az Excel, SPSS 25 és Jamovi szoftverek segítségével végeztük. Az elemzésben a mintának és a teszt reliabilitásának, belső szerkezetének jellemzésére a leíró statisztika eszköztárát alkalmaztuk. A következtetési statisztikai módszerek közül a részminták összehasonlítására t-próbát és varianciaanalízist, adott változó előrejelzésére többszörös lineáris regressziót használtunk. Rasch-analízis segítségével a teszt itemeinek nehézségét vizsgáltuk meg.

Eredmények

A teszt jellemzői

A teszt reliabilitása megfelelőnek bizonyult (Cronbach-alfa = 0,87). Belső konzisztenciáját jelzik az itemek közötti korrelációk is, melyeket a 6. táblázat mutat be. A korrelációs együtthatók abszolútértékben 0,02 és 0,81 között mozognak. A 3. és 16. item a teszt minden más itemével szignifikáns korrelációt mutat. Az 1., 19. és 20. item mutatja a legkevesebb szignifikáns összefüggést a teszt többi itemével. A táblázatból az itemek és a teszt összpontszáma közötti korreláció is leolvasható, ami minden item esetén szignifikáns ($p < 0,01$; $0,36 < r < 0,72$).

6. táblázat*A matematikateszt item-item és item-összpontszám korrelációi*

		Itemsorszám																		
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
Itemsorszám	1	1																		
	2	n.s.	1																	
	3	0,29	0,81	1																
	4	n.s.	0,31	0,27	1															
	5	n.s.	0,20	0,27	0,26	1														
	6	n.s.	0,27	0,33	n.s.	0,28	1													
	7	0,20	0,39	0,39	0,28	0,26	0,22	1												
	8	n.s.	0,49	0,52	0,26	0,37	0,40	0,66	1											
	9	n.s.	0,21	0,21	0,29	0,31	0,25	0,35	0,31	1										
	10	n.s.	0,18	0,18	0,39	n.s.	0,19	0,18	0,21	0,42	1									
	11	n.s.	0,28	0,21	n.s.	0,30	0,23	0,41	0,29	0,21	n.s.	1								
	12	n.s.	0,30	0,40	n.s.	0,34	0,37	0,28	0,39	0,29	n.s.	0,32	1							
	13	0,21	0,32	0,41	n.s.	0,35	0,31	0,28	0,35	0,20	n.s.	0,28	0,58	1						
	14	0,30	0,25	0,37	n.s.	0,33	0,27	0,33	0,34	0,21	0,21	0,25	0,35	0,39	1					
	15	0,24	0,36	0,48	n.s.	0,34	0,30	0,32	0,47	0,25	0,23	0,25	0,34	0,36	0,56	1				
	16	0,25	0,29	0,45	0,23	0,36	0,32	0,25	0,33	0,36	0,27	0,21	0,28	0,31	0,39	0,41	1			
	17	n.s.	0,18	0,22	0,23	0,35	0,18	0,29	0,23	0,21	0,25	0,31	0,20	0,22	0,24	0,26	0,28	1		
	18	0,20	0,27	0,36	n.s.	n.s.	0,28	0,25	0,28	n.s.	n.s.	0,18	0,24	0,50	0,36	0,26	0,19	n.s.	1	
	19	n.s.	0,18	0,18	n.s.	n.s.	0,19	0,18	0,25	n.s.	0,20	n.s.	n.s.	n.s.	0,20	0,29	n.s.	0,23	n.s.	1
	20	n.s.	n.s.	0,18	0,20	n.s.	0,20	n.s.	0,22	n.s.	0,25	n.s.	n.s.	n.s.	0,22	0,25	n.s.	0,18	n.s.	0,67
Σ		0,36	0,63	0,72	0,41	0,53	0,56	0,62	0,70	0,51	0,44	0,47	0,59	0,57	0,63	0,67	0,59	0,47	0,44	0,38

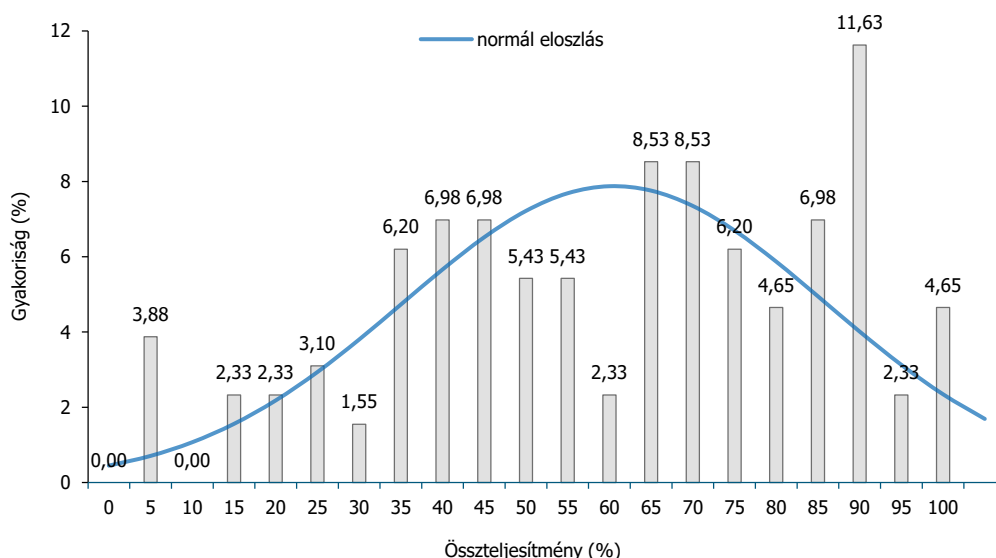
Megjegyzés. A sorok és oszlopok az itemek sorszámai, Σ : összpontszám, jelöletlen: $p < 0,01$; $p < 0,05$, n.s.: nem szignifikáns.

A két tesztváltozat ekvivalenciáját független mintás t-próbával vizsgáltuk. Az összpontszámot tekintve (A változat: $M = 60,31\%$; $SD = 25,26\%$; B változat: $M = 60,86\%$; $SD = 25,60\%$) a szórások nem térnek el jelentősen a vizsgált részminták között (Levene-próba = 0,01; $p = 0,911$), és a két változat között nem mutatható ki szignifikáns különbség ($t = -0,12$; $p = 0,902$). Az ekvivalenciát itemenként is megvizsgáltuk, eredményeinket az 1. melléklet mutatja. Az itemek átlaga 0,34 és 0,84 pont között, szórása 0,37 és 0,50 között mozog. A szóráshomogenitás egyetlen esetben, az 5. item esetén nem áll fenn (Levene-próba = 4,66; $p < 0,05$). A p értéke minden esetben 0,05 feletti, így a két változat között az itemek szintjén sem áll fenn szignifikáns különbség. A két változat összpontszámának eloszlása a kétmintás Kolmogorov–Smirnov-próba alapján nem különbözik szignifikánsan ($Z = 0,47$; $p = 0,981$). Összességében a két tesztváltozatot ekvivalensnek tekintjük, a továbbiakban a tesztváltozatok szerinti két részminta pontszámát együttesen kezeljük.

A teszt átlagpontszáma 12,12 pont (60,58%); szórása 5,07 pont (25,33%). A teljesítmények eloszlása (1. ábra) nem követi a normál eloszlást, annál laposabb és balra dől, melyet a Kolmogorov–Smirnov- ($D = 0,10$; $p < 0,01$) és a Shapiro–Wilk-teszt ($W = 0,96$; $p < 0,001$) is igazolt.

1. ábra

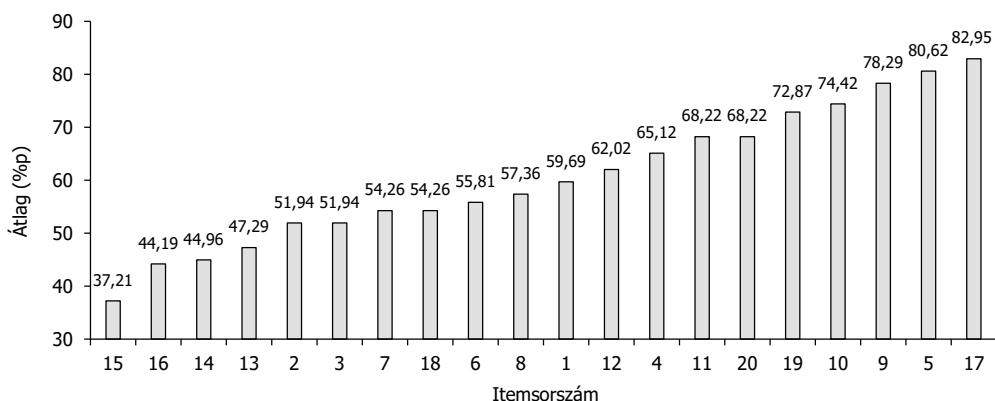
Tesztteljesítmények százalékos gyakorisága



A tesztitemek átlagai 37,21 és 82,95% közötti értékek (2. ábra), legnehezebb a 15-ös (szorzat négyzetgyöke), legkönnyebb a 17-es (tört egyszerűsítése) item. 11 item átlagteljesítménye kisebb, 9 itemé nagyobb, mint a teszt átlagteljesítménye (60,58%). Az egyes itemek nehézségi fokát a valószínűségi tesztelmélet eszköztárával is megvizsgáltuk, a dichotóm adatok esetén alkalmazható Rasch-modell segítségével. Az elemzés szerint jelen kutatási mintában mind a 20 item infit értéke (3. ábra) az elvárt tartományon belül helyezkedik el. Azt az általános feltevést alkalmaztuk, miszerint az infit értékek a 0,70 és 1,30 közötti intervallumban ideálisak (Molnár, 2003, 2006).

2. ábra

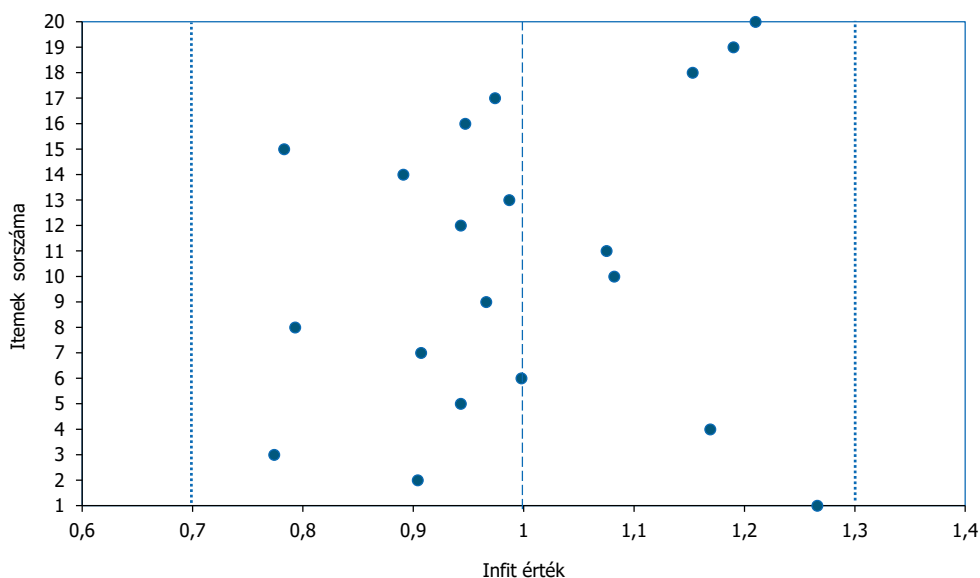
Az itemek teljesítményei

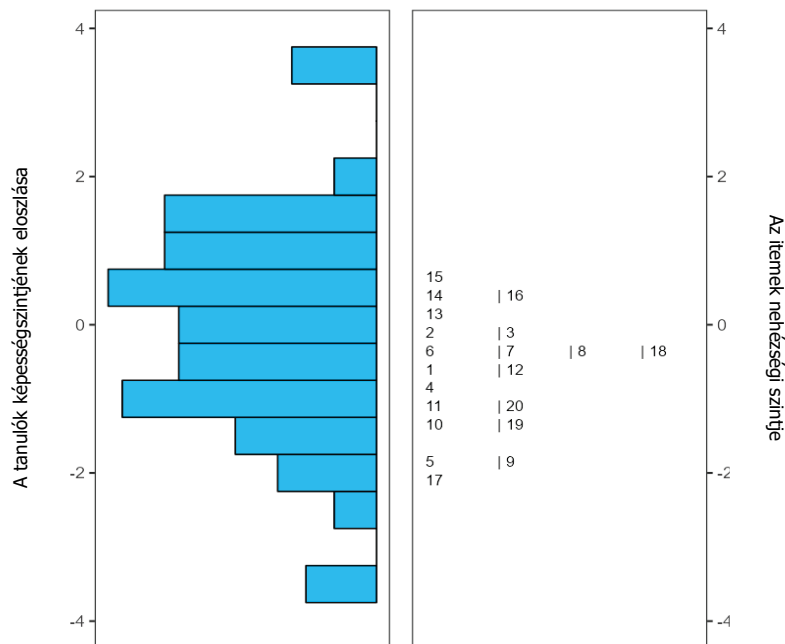


A tanulók képességszint szerinti eloszlása (4. ábra) jelzi, hogy az itemek nem fedik le a diákok képességszintjeit, a logitértékek a 0,72 és -2,11 logit közötti tartományba esnek. A minta átlagos képességszintjének a 2-es és 3-as item (tizedes törtek és 10-hatványok szorzása) felel meg. A vizsgálat tanulói számára legkönnyebbek a 17-es (tört egyszerűsítése), azt követően az 5-ös (nulladik hatvány megadása) és a 9-es (tizedes törtté alakítás) itemek voltak. Legnagyobb gondot pedig a 15-ös (szorzat négyzetgyöke), a 16-os (nulla nevezőjű tört értelmezése) és a 14-es (szorzat négyzete) itemek megoldása okozott.

3. ábra

Az itemek infit értékei



4. ábra*A teszt személy-/itemtérképe***Háttérváltozók és a tesztteljesítmények kapcsolata**

A Háttérkérdőívben számos információt gyűjtöttünk a tanuló tanulmányi, affektív és demográfiai háttéréről, de a statisztikai vizsgálatokban nem minden változó szerepel. Nem vizsgáltunk például a továbbtanulási szándék mentén, mert a vizsgált diákok 96,12%-a szeretne továbbtanulni. Megjegyezzük azt is, hogy bár a teszt összpontszáma nem követi a normál eloszlást, az ekkor is jól működő, robosztus t-próbát, illetve varianciaanalízist alkalmaztunk a háttérváltozók mentén képzett csoportok összehasonlítására.

Nem

Vizsgálatunkban a fiúk (71 fő) matematikateszten elért átlagos teljesítménye 63,10% ($SD = 26,38\%$), a lányoké (58 fő) 57,50% ($SD = 23,85\%$). Nincs lényeges különbség sem a szórásban (Levene-próba = 0,44; $p = 0,507$), sem az átlagpontszámokban ($t = 1,25$; $p = 0,213$), vagyis a független mintás t-próba szerint nem különbözik szignifikánsan a két nem matematikatudása.

Településtípus

A kutatásban kisvárosi és megyeszékhelyi gimnáziumok tanulói vettek részt. A kisvárosban tanulók ($n = 51$; 39,53%) matematikateszten nyújtott átlagteljesítménye 47,25% ($SD = 25,95\%$), a megyeszékhelyen élőké ($n = 78$; 60,47%) 69,29% ($SD = 25,95\%$). A szórások nem térnek el jelentősen (Levene-próba = 3,21; $p = 0,075$), azonban a kisvárosi

($M = 47,25\%$; $SD = 25,95\%$) és megyeszékhelyi ($M = 69,29\%$; $SD = 20,85\%$) tanulók összpontszáma között a független mintás t-próba szignifikáns különbséget mutat ($t = -5,32$; $p < 0,001$). A megyeszékhelyen tanuló diákok jelentősen jobb teljesítményt nyújtottak a teszten.

Kémia tanult szintje

Az adatfelvétel időpontjában mintánk 11. évfolyamos tanulói vagy már nem ($n = 43$ fő, $33,33\%$), vagy fakultáción ($n = 68$ fő, $52,71\%$) tanultak kémiát. A kémiát már nem tanulók tesztátlaga $62,62\%$ ($SD = 26,91\%$), a fakultációra járóké $56,51\%$ ($SD = 21,56\%$). Elvégezve a független mintás t-próbát, nem találtunk szignifikáns különbséget a két tanulócsoport között (Levene-próba = $3,60$; $p = 0,060$; $t = 1,29$; $p = 0,198$).

Kémiaérettségi vizsgaszándék

A kutatásban az érettségitervek függvényében is megvizsgáltuk a matematikateljesítményeket. A válaszok alapján a résztvevők $21,71\%$ -a (28 fő) szándékozik érettségizni kémiából, ezen csoport tesztátlaga $53,57\%$ ($SD = 22,06\%$). A kémiából érettségi vizsgát nem tervezők tesztátlaga $62,52\%$ ($SD = 25,93\%$). Elemzésünk szerint (a független mintás t-próba alapján) nincs szignifikáns különbség a két tanulócsoport között sem a matematikateljesítményben ($t = 1,67$; $p = 0,098$), sem annak szórásában (Levene-próba = $0,88$; $p = 0,350$).

Kémia tantárgyi attitűd

A vizsgálatban résztvevők ötfokú Likert-típusú skálán nyilatkoztak arról, mennyire kedvelik a kémia tantárgyat (1: Egyáltalán nem szeretem; 5: Nagyon szeretem). A varianciaanalízis nem mutat szignifikáns különbséget a skálafokok mentén képzett részminták között ($F = 2,17$; $p = 0,077$).

Matematika tanult szintje

A kutatás egyik legizgalmasabb kérdése a matematikatanulás szintje és a teszteljesítmény közötti kapcsolat vizsgálata volt. A varianciaanalízis szignifikáns különbséget mutat a három csoport között mind a teszteljesítményben, mind annak szórásában (7. táblázat). A vizsgálatban a legeredményesebbek a matematika tagozatos diákok voltak $86,43\%$ -os teljesítménnyel ($SD = 10,82\%$). Őket követik a fakultáción tanulók ($M = 73,50\%$; $SD = 18,86\%$). A sort a matematikát normál tanterv szerint tanuló diákok zárják ($M = 47,61\%$; $SD = 22,96\%$).

7. táblázat

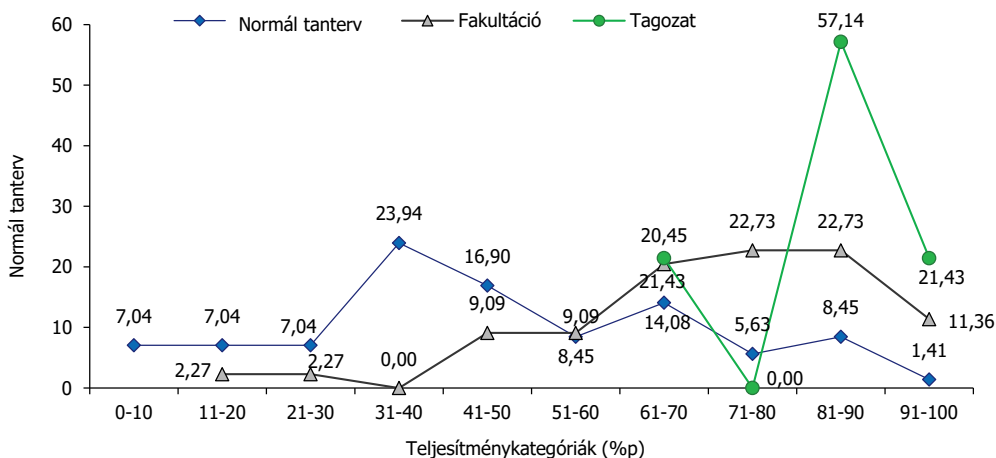
A tesztátlagok a matematika tanult szintje szerint

A matematika tanult szintje	n (fő)	Teszt		Varianciaanalízis	
		Átlag (%)	Szórás (%)	F	p
Normál tanterv	71	47,61	22,96	33,34	<0,001
Fakultáció	44	73,30	18,86		
Tagozat	14	86,43	10,82		

A három rész minta teljesítményeloszlása szintén azt jelzi, hogy a teszttel mért tudás szempontjából a leghatékonyabb tanulási forma a tagozat (5. ábra). A matematika tagozaton tanulók 78,57%-a, a 80% feletti két teljesítménysávban van. A normál tanterv szerint és a fakultáción tanulók teljesítményeloszlása hasonló, a fakultációsoké inkább jobbra tolódott. 50% felett teljesített a fakultáción tanulók 86,36%-a, az általános tantervű osztályba járók 38,03%-a.

5. ábra

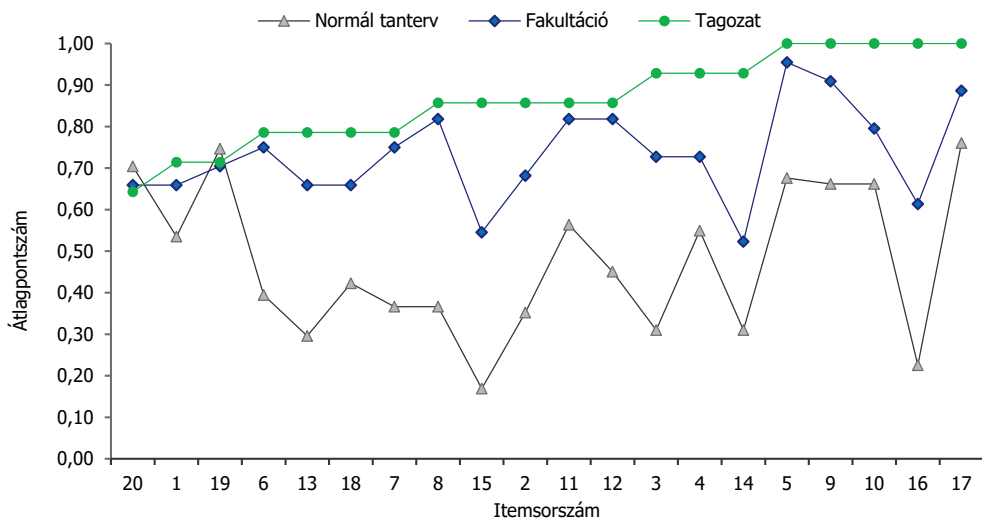
A tesztátlag eloszlása a matematika tanult szintje szerint képzett rész mintákban



A matematika tanult szintje alapján képzett rész minták közötti különbséget itemszinten is megvizsgáltuk. Az egyes ítemek átlagát a rész minták alapján csoportosítva a 6. ábra szemlélteti. Az ítemeket a matematikát normál tanterv szerint tanulók teljesítménye alapján rendeztük növekvő sorba, majd ehhez igazítottuk a fakultáción és tagozaton tanulók eredményeit.

6. ábra

Az ítemek átlagpontszáma a matematikatanulás keretei alapján képzett rész mintákban



Jól látható a 6. ábrán, hogy vannak itemek, melyek nehézsége csoportonként változó (más a rangszáma a nehézségi sorban). Például a 20-as item a normál tantervű csoport itemnehézségi sorában az egyik legnehezebb.

A részminták közötti különbségeket varianciaanalízissel vizsgáltuk, a 20 elemzés eredményét a 2. melléklet foglalja össze. Szignifikáns különbséget 17 item esetén azonosítottunk. Ezen itemek közül kizárólag a 13. item esetén áll fenn a szóráshomogenitás (Levene-próba = 2,02; $p = 0,137$), így ebben az esetben a Tukey-B post hoc teszt; a többi item esetén pedig a Dunnett-T3 próba eredményeit vettük figyelembe a szignifikánsan elkülönülő részminták azonosításához.

Négyféle rendezettség jelent meg a részminták között: a normál tanterv szerint tanulóknál jelentősen magasabb pontszámot értek el a fakultáción vagy tagozaton tanulók (2., 3., 5., 6., 7., 8., 9., 11., 12., 13. és 18. item), a normál tantervű vagy fakultációs csoportoknál szignifikánsan jobban teljesítettek a tagozatos diákok (4., 10. és 14. item), valamint a normál tanterv szerint tanulóknál jelentősen magasabb pontszámot értek el a tagozatra járók (17. item). Két item esetén jelent meg ugyanaz a rendezés, ami az összpontszámokban is: a normál tanterv szerint tanulóknál szignifikánsan magasabb eredményt értek el a fakultációra járók, náluk pedig jelentősen jobban teljesítettek a tagozatos diákok (15. és 16. item).

Matematikaérettségi tervezett szintje

Megvizsgáltuk azt is, hogy van-e szignifikáns különbség az átlagteljesítményekben aszerint, hogy a tanulók közép- ($n = 81$; 62,79%) vagy emelt szinten ($n = 47$; 36,43%) szándékoznak érettségizni matematikából. A középszinten érettségizni tervező diákok teszten elért eredménye 49,57%p ($SD = 23,13$ %p), míg az emelt szinten érettségizni szándékozó tanulók eredménye 79,15%p ($SD = 16,76$ %p). Mivel a szórások között szignifikáns különbség mutatható ki (Levene-próba = 6,04; $p = 0,015$), a Welch-próbát alkalmazva azt kaptuk, hogy a két részcsoport teszten elért pontszáma között szignifikáns különbség áll fenn ($t = -8,34$; $p < 0,001$). Akik emelt szinten terveznek érettségizni matematikából, jelentősen magasabb pontszámot értek el a teszten, mint a tervek szerint középszinten érettségiző tanulók.

Matematika tantárgyi attitűd

A vizsgálatban résztvevők ötfokú Likert-típusú skálán nyilatkoztak arról, mennyire kedvelik a matematika tantárgyat (1: Egyáltalán nem szeretem; 5: Nagyon szeretem). Varianciaanalízissel megvizsgáltuk, hogy a skálafokok mentén képzett részminták között van-e jelentős eltérés a tanulók tesztpontszámában. A 8. táblázat tartalmazza a varianciaanalízis eredményét, amely szerint a szórások nem térnek el jelentősen a vizsgált részminták között (Levene-próba = 2,26; $p = 0,066$), de némely részminták átlaga esetén azonosítottunk szignifikáns különbséget. A matematikát egyáltalán nem szerető, nem szerető vagy matematika iránt közömbös tanulóknál jelentősen magasabb pontszámot értek el a matematikát szerető diákok, és náluk is szignifikánsan jobban teljesítettek a matematikát nagyon szerető tanulók.

Lemaradás érzése matematikából

A tanulók arról is nyilatkoztak, hogy érzik-e lemaradásukat matematikából. A kérdésre 74 tanuló (57,36%) felelt igennel, tesztteljesítményük 52,91% ($SD = 24,68$ %). 55 tanuló (42,64%) nem érzi úgy, hogy le van maradva, ezen részcsoport átlagos teljesítménye 70,91% ($SD = 22,55$ %). A részcsoportok teszteredményének szórásai nem különböznek jelentősen

(Levene-próba = 0,81; $p = 0,369$), azonban azok a tanulók, akik úgy érzik, lemaradásuk van matematikából, valóban gyengébben teljesítettek a társaiknál ($t = 4,25$; $p < 0,001$).

8. táblázat

A teszt eredménye a matematikaattitűd szerint

Matematika tantárgyi attitűd	<i>n</i> (fő)	Tesztpontszám (%p)		Varianciaanalízis		Tukey-B próba alapján szignifikánsan elkülönülő csoportok
		Átlag	Szórás	<i>F</i>	<i>p</i>	
1. Egyáltalán nem szeretem	8	32,50	16,04			
2. Nem szeretem	7	37,14	15,77			
3. Közömbös	27	42,04	23,91	23,15	<0,001	{1, 2, 3} < {4} < {5}
4. Szeretem	58	64,66	20,58			
5. Nagyon szeretem	29	83,10	12,98			

Megjegyzés. A csoportok közti összehasonlító oszlopban szereplő számok a matematika tantárgyi attitűd alapján képzett részmintákra vonatkoznak. A „<” jel a szignifikáns különbség ($p < 0,05$) irányát jelöli.

Regresszióanalízis

A teszt összpontszáma mint függő változó előrejelzésére regresszióanalízist végeztünk. Mivel egyes változók között 0,70-nél nagyobb korrelációs együttható mutatható ki, a matematikaérettségi tervezett szintje helyett a matematika tanult szintje, a kémiaérettségi tervezett szintje helyett pedig a kémia tanult szintje került be a modellbe független változóként. Eredményeinket a 9. táblázat foglalja össze.

9. táblázat

Regresszióanalízis eredménye (függő változó: a matematikateszten elért teljesítmény)

Független változó	<i>r</i>	β	$r \cdot \beta \cdot 100$	<i>p</i>
Nem	-0,11	-0,09	1,06	n.s.
Középiskola elhelyezkedése	0,41	0,31	12,81	<0,001
Matematika tanulmányi átlag	0,55	0,22	12,31	0,017
Matematika tanult szintje	0,59	0,39	22,93	<0,001
Matematika tantárgyi attitűd	0,62	0,24	15,18	0,004
Lemaradás érzése matematikából	-0,38	-0,04	1,38	n.s.
Kémia tanulmányi átlag	0,14	0,14	2,06	n.s.
Kémia tanult szintje	-0,12	0,01	-0,17	n.s.
Kémia tantárgyi attitűd	-0,07	0,05	-0,34	n.s.
Teljes megmagyarázott variancia (%)			67,22	

Megjegyzés. $F = 25,97$, $p < 0,001$, n.s.: nem szignifikáns.

A modell a variancia 67,22%-át magyarázza meg, kizárólag a szignifikáns előre jelzők figyelembevételével ez az érték 63,23%. A legerősebb prediktor a matematika tanult szintje, mely a variancia 22,93%-át magyarázza meg. További szignifikáns előre jelzők a matematika tantárgyi attitűd, a középiskola elhelyezkedése, valamint a matematika tanulmányi átlag. Minden változó regressziós együtthatója pozitív, vagyis minél magasabb szinten tanulja a diák a matematikát, minél jobban szereti a matematikát, illetve minél magasabb ezen tantárgyból a tanulmányi átlaga, annál magasabb pontszámot ért el a teszten. A középiskola elhelyezkedésére vonatkozó változó azt mutatja, hogy a megyeszékhelyi gimnáziumba járás magasabb pontszámot eredményez. A további vizsgált változók (nem, lemaradás érzése matematikából, kémia tanulmányi átlag, kémia tanult szintje, kémia tantárgyi attitűd) nem bizonyultak a teszt-pontszám szignifikáns előre jelzőinek.

Diszkusszió

A teszt adaptálása az elvégzett elemzések alapján sikeresnek bizonyult. A reliabilitásmutatók megfelelőek, a két tesztváltozat az összpontszám, az itemteljesítmények, és az eloszlások tekintetében is ekvivalensnek tekinthető. A teszt belső konzisztenciáját erősítik meg az itemek közötti korrelációs együtthatók, melyek számos esetben szignifikánsak. Ezen itemközi kapcsolatok közül néhányat részletesebben tárgyalunk.

Erős, szignifikáns kapcsolat mutatható ki a második és a harmadik item között ($r = 0,81$; $p < 0,001$), melyet magyaráz, hogy az itemek egymás analógjai, megoldásukhoz a szorzás zárójelezhetőségét és felcserélhetőségét, valamint az azonos alapú hatványok szorzásának azonosságát kell ismerni. Szintén erős szignifikáns kapcsolat áll fenn a hetedik és a nyolcadik item között ($r = 0,66$; $p < 0,001$), mindkét esetben a hatványozás azonosságait (azonos alapú hatványok szorzása és osztása) szükséges használni. Erős kapcsolat mutatható ki a tizenkilencedik és a huszadik item között ($r = 0,67$; $p < 0,001$) is, melyek a tesztnek ténylegesen kémiai tartalmú itemei; megadott reakcióegyenlet sztöchiometriai együtthatókkal való kiegészítését kéri.

A tízes alapú logaritmus definícióját kívánja meg a tizenkettedik és a tizenharmadik item, a hasonló gondolkodási műveletet mutatja az itemek közötti korreláció is ($r = 0,58$; $p < 0,001$). Azonban, ha az itemek kapcsolatát jobban megvizsgáljuk, a páros t-próba szignifikáns különbséget mutat a tizenkettedik item ($M = 0,62$; $SD = 0,49$) és a tizenharmadik item ($M = 0,47$; $SD = 0,50$) átlagában ($t = 3,70$; $p < 0,001$), vagyis a tizenkettedik item átlaga jelentősen magasabb. Ennek oka az lehet, hogy a tizenharmadik item még egy gondolkodási műveletet igényel, ez pedig egy 1-nél kisebb tizedes tört átírása a 10 negatív kitevős hatványaként.

Az itemek és az összpontszám korrelációja az itemeknek a teszt egészébe való beleilleszkedését mutatja. Minden korrelációs együttható szignifikáns ($p < 0,01$) és pozitív, ami megerősíti a teszt konzisztenciáját. Az értékek viszont változóak, az 1-es item esetén a legalacsonyabb a korrelációs együttható, ami arra utal, hogy kevésbé illeszkedik a tesztbe. Hasonlóan a tesztől némileg különvlik a 19-es és a 20-as item. Ezen három item esetén az itemközi kapcsolatokat tekintve kevés szignifikáns korrelációt találunk.

Ennek egyik magyarázata lehet az itemek tartalma. Az 1. item az írásbeli szorzás elvégzését kéri, melyet a magyar tanulók a kerettanterv alapján a 3–4. évfolyamon kezdenek elsajátítani, így ezen item pontszáma nem feltétlenül tükrözi a teszt többi részén nyújtott teljesítményt. A 19. és 20. itemek kémiai tudást is mérnek, eltérően a teszt többi itemétől, ami magyarázhatja a többi itemtől való különválásukat.

Az itemek eltérő viselkedését összefüggésbe hozhatjuk a matematika tanult szintje szerint képzett részminták eredményeivel is. A varianciaanalízis eredménye alapján az említett itemek (1., 19., 20.) átlagában nem mutatható ki szignifikáns különbség a csoportok között, vagyis ezen itemeken minden tanuló ugyanúgy teljesített, a matematika tanult szintjétől függetlenül. Így ezen itemek a vizsgált mintán nem tudtak differenciálni, ami összefügghet a teszt egészétől való különválásukkal.

Habár a korábbi kutatások egyetemi hallgatókat vizsgáltak, az általunk vizsgált 11. évfolyamos minta összpontszámának átlaga (60,58%) az előzetes eredményekhez közeli érték (pl. 58,85%, Alivio et al., 2020; 59,30%, Powell et al., 2020; 51,80%, Williamson et al., 2020). Az itemek átlaga alapján az általunk vizsgált tanulók 82,95%-a tudott törtet egyszerűsíteni, de csupán 37,21%-a tudta megadni egy szorzat négyzetgyökét. A korábbi kutatások többsége egy kutatócsoporthoz tartozik, melynek tagjai különböző amerikai egyetemeken oktatnak, ezért egy-egy elkészült tanulmány több egyetem hallgatóinak adatait együttesen elemzi. A teszt itemenkénti átlaga csak egyetemekre lebontva érhető el, ez alól egyetlen kivétel a *Math-Up Skills Test* pilotvizsgálatának eredménye, amely még a teszt 16 ítemes verzióját alkalmazta; így kutatásunk itemeinek átlagát csak ezen adatokkal tudjuk összehasonlítani. Az említett vizsgálatban a 0,001 tízes alapú logaritmusának kiszámítása volt a legnehezebb item (a hallgatók 17%-a tudta megoldani), míg a legkönnyebb egy pozitív egész szám nulladik hatványának kiszámítása (a hallgatók 69%-a tudta helyesen) (Albaladejo et al., 2018).

A Rasch-analízis alapján a teszt itemeinek nehézsége nem teljesen fedi le a tanulók képességszintjeit, így a tesztfejlesztés egyik lehetősége a további, nehezebb itemekkel való kiegészítés. A fejlesztés lehetőségét megfontoltuk, de a mintaválasztás miatt feleslegesnek ítéltük meg további itemek beillesztését (a tanulók 44,96%-a legalább fakultáció keretein belül tanulja a matematikát, mely az egyetemi mintára kisebb arányban jellemző). A teszt eredeti felépítésének meghagyása azért is fontos, hogy a magyar felsőoktatásban begyűjtött adatok összehasonlíthatók legyenek a korábbi vizsgálatok eredményeivel.

A teszt összpontszáma és a háttér adatok közötti összefüggések vizsgálata alapján az alábbi megállapításokat tehetjük. A fiúk és lányok átlagpontszáma között nem mutatható ki jelentős különbség. Nem áll fenn szignifikáns különbség a kémia tanult szintje szerint sem (már nincs kémiaórása / fakultáció keretein belül tanulja), ami a mintaválasztást figyelembe véve érdekes eredmény, hiszen aki fakultáción tanulja a kémiát, statisztikailag ugyanúgy teljesített, mint akinek egy éve nincs kémiája, és legalább fakultáción tanulja a matematikát (ez a kémiát már nem tanulók 63,94%-a). Habár a matematika szintje szerint jelentős eltéréseket találtunk a csoportok között, ezen eredmény arra enged következtetni, hogy a kémiafakultáció mégis fejlesztheti a teszt kitöltéséhez szükséges matematikai készségeket. A kémiaérettségi tervezett szintje alapján nem áll fenn szignifikáns különbség, ami az előbbi eredménnyel összefügg (a kémiát fakultáción tanulók 62,79%-a szeretne érettségizni kémiából).

Több változó mentén viszont szignifikáns különbségeket azonosítottunk. Jelentős különbség áll fenn a matematika tanult szintje alapján képzett csoportok összpontszáma között: minél magasabb szinten tanulják a diákok a matematikát, annál jobb a teszten nyújtott teljesítményük. Itemenként is megvizsgálva ezeket a különbségeket, két kétjegyű szám szorzása (1. item) mindhárom csoportnak ugyanannyira ment. Ugyanez igaz a reakcióegyenletek rendezésére (19. és 20. item), ami érdekes eredmény, hiszen a minta 66,67%-a egy éve nem tanul kémiát. A három részminta között legjobban differenciáló itemek a szorzat négyzetgyökének kiszámítását (15. item) és a nulla nevezőjű tört értelmezését (16. item) kéri; melyek egyébként a Rasch-modell alapján a legnehezebb itemek. Szeretnénk kiemelni, hogy a matematika

tanult szintje mentén összehasonlítva a részcsoportokat érdekes eredményeket kaptunk, eredményeink azonban a vizsgálatban részt vevő tagozatos diákok alacsony elemszáma miatt (14 fő; 10,85%) nem általánosíthatók.

Ezen eredménnyel összhangban, jelentős különbséget mutattunk ki a matematikaérettségi tervezett szintje alapján, ami nem meglepő, hiszen a matematikát legalább fakultáción tanulók 80,70%-a valóban emelt szinten szándékozik érettségizni matematikából. Az emelt szinten érettségizni tervezők szignifikánsan magasabb pontszámot értek el a teszten. Emellett szignifikánsan gyengébben teljesítettek társaiknál azok a tanulók, akik úgy érzik, lemaradásuk van matematikából.

A teszt összpontszáma mint függő változó előrejelzésére regresszióanalízist végeztünk. A modell szignifikáns, a bemeneti változók közül a matematika tanult szintjének van a legnagyobb szerepe. A kapott modell a variancia 67,22%-át magyarázza, a variancia további részének megmagyarázására adhatnak lehetőséget további változók, például motivációs komponensek.

A pilotvizsgálat tapasztalatai alapján néhány formai pontosítást végeztünk, és elkészítettük a teszt magyar nyelvű, a további vizsgálatainkban alkalmazható változatát, ami továbbra is papíralapú, kitöltésére 15 perc áll rendelkezésre, ahhoz számológép nem használható. A teszt előtt egy rövid tájékoztató olvasható, ami azt is közli, hogy a szükséges számolásokat a kitöltők a lap üres helyein végezhetik el. A feladatok csoportba rendezése miatt a magyar verzió összesen 11 feladatot tartalmaz, de továbbra is 20 itemből áll. A feladatokba szervezésnek inkább formai jelentősége van; azok az itemek kerültek egy feladatba, melyek instrukciói meg egyeznek, így a kitöltő számára követhetőbbek a teszt kérdései.

A 2. feladat (4., 5., 6. item) instrukcióját bővítettük, szerepel benne a „nem közönséges törtként” kiegészítés az eredeti, angol nyelvű instrukcióhoz hasonlóan. A válaszok megadására eddig a legtöbb feladat esetén folytonos vonal állt rendelkezésre; a válaszadók némely esetben azonban ezen vonalak mellé írtak, vagy helytelenül törtvonalként használták azokat. Ennek kiküszöbölésére a végleges verzióban pontozott vonalakat alkalmazunk.

Hasonló mérőeszközöknek nemcsak az összpontszáma, hanem a diákok saját bevallása, véleménye szerint elért pontszáma is szignifikáns előre jelzője volt a teljesítménynek (Potgieter et al., 2010). Így a magyar verzió kiegészül egy plusz kérdéssel, mely a teszt végén szerepel: „Véleményed szerint hány százalékos eredményt értél el a teszten?”.

Limitációk

Kutatásunkban *Az egyetemi kémiatanulás matematikai alapkészségei teszt* adaptálása gimnáziumi mintán történt, ugyanakkor a későbbiekben a mérőeszközt kémiát tanuló, elsőéves egyetemisták körében tervezzük használni. A mintaválasztás további szempontja volt, hogy a tanulók a kémiát nagy eséllyel fakultáció keretein belül, emelt óraszámban tanulják, ami csak részben valósult meg az általunk vizsgált gimnazisták körében. Az eredmények alapján feltételezzük, hogy a teszt magyar nyelvű adaptált változata az egyetemista korosztályban is megfelelően fog mérni. A kutatás további limitációját adja az 5. item szigorú javítása; hiszen az instrukcióban nem szerepelt az „egyszerű tört” kifejezés.

Az A és B tesztváltozatok a vizsgálat alapján ekvivalensnek tekinthetők a klasszikus tesztelméletet alapul véve, azonban az itemek nehézségét érdemes egyetemista mintán is megvizsgálni, melyre a Rasch-analízis ad lehetőséget. További feltárást igényel az itemek viszonya, a teszt belső szerkezete egyetemista mintán, melyet feltáró faktoranalízis mutatna meg; ugyanis a tesztet megalkotó kutatócsoport munkáiban még nem végeztek el hasonló elemzést.

Összegzés, a kutatás folytatása

Pilotvizsgálatunk célja az angol nyelvű *Math-Up Skills Test* adaptálása volt. A teszt magyarra fordított változatát 11. évfolyamos tanulók körében próbáltuk ki, a teszt reliabilitásmutatói megfelelőnek bizonyultak. A teszt átesett néhány formai javításon, változtatáson. A teszt megfelelően működött 11. évfolyamos gimnazista mintán, és a végleges verziója alkalmazható olyan egyetemi hallgatók körében, akik kémiát tanulnak.

A kutatás folytatását képezi az alkalmazott Háttérkérdőív módosítása, valamint a későbbiekben vizsgált korosztályhoz igazítása (érettségi szintje, százalékos eredménye, 12. tanév végi jegyek). Ezt követi *Az egyetemi kémiatanulás matematikai alapkészségei* teszttel együttesen adaptált motivációs és tanulási stratégiákat mérő kérdőívek módosítása.

A kutatás folytatása lehetőséget adhat az említett limitációk csökkentésére. Ennek érdekében mérést végzünk általános kémia kurzusra járó egyetemi hallgatók körében. A felvett adatokat további vizsgálatnak vetjük alá. Célunk feltáró faktoranalízist és Rasch-analízist végezni, valamint a kitöltők tipikus hibáit feltárni kvalitatív eszközökkel (ezzel egyetemben megvizsgáljuk az 5. feladat eredményét abban az esetben, ha emeletes törtet is elfogadunk helyes megoldásként). A kutatás végső célja egy prediktív modell elkészítése, melynek egyik bemeneti változója *Az egyetemi kémiatanulás matematikai alapkészségei* teszten elért teljesítmény, kimeneti változója pedig valamilyen, a kémiát tanuló egyetemi hallgatók kognitív teljesítményét jellemző mutatószám (pl. érdemjegyek, tanulmányi átlag).

Köszönetnyilvánítás

A kutatást a Magyar Tudományos Akadémia Közoktatás-fejlesztési Kutatási Programja (Projekt száma: KOZOKT2025-21) támogatta.

Irodalom

- Albaladejo, J. D. P., Broadway, S., Mamiya, B., Petros, A., Powell, C. B., Shelton, G. R., Walker, D. R., Weber, R., Williamson, V. M., & Mason, D. (2018). ConfChem conference on mathematics in undergraduate chemistry instruction: MUST-know pilot study–Math preparation study from Texas. *Journal of Chemical Education*, 95(8), 1428–1429. <https://doi.org/10.1021/acs.jchemed.8b00096>
- Alivio, T. E. G., Galloway, C. E., Mamiya, B., & Williamson, V. M. (2024). Item analysis of Math-Up Skills Test (MUST) questions after an early math intervention: Student performance in general chemistry as a function of various arithmetic categories. *Journal of Science Education and Technology*, 33(6), 970–982. <https://doi.org/10.1007/s10956-024-10137-5>
- Alivio, T. E. G., Howard, E., Mamiya, B., & Williamson, V. M. (2020). How does a math review impact a student's arithmetic skills and performance in first-semester general chemistry? *Journal of Science Education and Technology*, 29(6), 703–712. <https://doi.org/10.1007/s10956-020-09851-7>
- Barke, H.-D., & Kuhrke, R. (1992). *Einführung in die Chemie: Von Alltagsvorstellungen zu ersten Strukturmodellen der Materie* (New edition). Peter Lang GmbH, Internationaler Verlag der Wissenschaften.
- Cooper, C. I., & Pearson, P. T. (2012). A genetically optimized predictive system for success in general chemistry using a diagnostic algebra test. *Journal of Science Education and Technology*, 21(1), 197–205. <https://doi.org/10.1007/s10956-011-9318-z>
- Gayle, A., & Yee, S. P. (2024, Nov 7–9). Infusing mathematics into collegiate chemistry: Impact on self-efficacy and problem-solving. In B. Cory & A. Ray, (Eds.), *Proceedings of the 123rd annual*

- convention of the School Science and Mathematics Association (pp. 74–82). SSMA.
<https://www.ssma.org/assets/SSMA%20PROCEEDINGS%202024.docx.pdf#page=74>
- Hartman, J. R., & Nelson, E. A. (2016). Automaticity in computation and student success in introductory physical science courses. arXiv. <https://doi.org/10.48550/arXiv.1608.05006>
- Kolopajlo, L. (2019). Attitudinal and mathematical assessments as measures of student success in a college general chemistry II course. *Ohio Journal of Science*, 119(2), 17–27.
<https://doi.org/10.18061/ojs.v119i2.6626>
- Lee, K. S., Rix, B., & Spivey, M. Z. (2023). Predictions of success in organic chemistry based on a mathematics skills test and academic achievement. *Chemistry Education Research and Practice*, 24(1), 176–191. <https://doi.org/10.1039/D2RP00140C>
- Leopold, D. G., & Edgar, B. (2008). Degree of mathematics fluency and success in second-semester introductory chemistry. *Journal of Chemical Education*, 85(5), 724–731.
<https://doi.org/10.1021/ed085p724>
- McFate, C., & Olmsted, J. I. (1999). Assessing student preparation through placement tests. *Journal of Chemical Education*, 76(4), 562–565. <https://doi.org/10.1021/ed076p562>
- Molnár, G. (2003). Az ismeretek alkalmazásának vizsgálata modern tesztelmélet (IRT) eszközökkel. *Magyar Pedagógia*, 103(4), 423–446.
<https://www.magyarpedagogia.hu/index.php/magyarpedagogia/article/view/294/293>
- Molnár, G. (2006). A Rasch-modell alkalmazása a társadalomtudományi kutatásokban. *Iskolakultúra*, 16(12), 99–113. <https://www.iskolakultura.hu/index.php/iskolakultura/article/view/20552/20342>
- Molnár, G., & Csapó B. (2019). A felsőoktatási tanulmányi alkalmasság értékelésére kidolgozott rendszer a Szegedi Tudományegyetemen: Elméleti keretek és mérési eredmények. *Educatio*, 28(4), 705–717. <https://doi.org/10.1556/2063.28.2019.4.4>
- Nguyen, T.-L. K., Williams, A., & Ludwikowski, W. M. A. (2017). Predicting student success and retention at an HBCU via interest-major congruence and academic achievement. *Journal of Career Assessment*, 25(3), 552–566. <https://doi.org/10.1177/1069072716651870>
- Nolte, N., Fleischer, J., Spoden, C., & Leutner, D. (2024). Cross-disciplinary impact of spatial visualization ability on study success in higher education. *Journal of Educational Psychology*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1037/edu0000847>
- OECD. (2023). *Education at a Glance 2023: OECD Indicators*. OECD Publishing.
<https://doi.org/10.1787/e13bef63-en>
- Potgieter, M., Ackermann, M., & Fletcher, L. (2010). Inaccuracy of self-evaluation as additional variable for prediction of students at risk of failing first-year chemistry. *Chemistry Education Research and Practice*, 11(1), 17–24. <https://doi.org/10.1039/c001042c>
- Powell, C. B., Simpson, J., Williamson, V. M., Dubrovskiy, A., Walker, D. R., Jang, B., Shelton, G. R., & Mason, D. (2020). Impact of arithmetic automaticity on students' success in second-semester general chemistry. *Chemistry Education Research and Practice*, 21(4), 1028–1041.
<https://doi.org/10.1039/D0RP00006J>
- Sipos, D. F. (2024). *Komplex módszer a matematika oktatásának fejlesztésére a mérnöki alapképzésekben* [Doktori disszertáció, Debreceni Egyetem]. A Debreceni Egyetem Elektronikus Archívuma. <https://hdl.handle.net/2437/379097>
- Szilágyi, B. (2018). Az MTMI (STEM) készségek korai azonosítása a felsőoktatásban a lemorzsolódás csökkentése érdekében. *Opus et Educatio*, 5(2), 188–206. <https://doi.org/10.3311/oep.249>
- Tai, R. H., Ward, R. B., & Sadler, P. M. (2006). High school chemistry content background of introductory college chemistry students and its association with college chemistry grades. *Journal of Chemical Education*, 83(11), 1703–1711. <https://doi.org/10.1021/ed083p1703>
- Tóth, Z., Kiss, E., & Barke, H.-D. (2003). Egy kémia tanításban használható térszemléleti teszt hazai adaptációja. *Magyar Pedagógia*, 103(4), 459–479.
<https://www.magyarpedagogia.hu/index.php/magyarpedagogia/article/view/292/291>
- Vandenberg, S. G., & Kuse, A. R. (1978). Mental rotations, a group test of three-dimensional spatial visualization. *Perceptual and Motor Skills*, 47(2), 599–604.
<https://doi.org/10.2466/pms.1978.47.2.599>

- Vyas, V. S., Kemp, B., & Reid, S. A. (2021). Zeroing in on the best early-course metrics to identify at-risk students in general chemistry: An adaptive learning pre-assessment vs. traditional diagnostic exam. *International Journal of Science Education*, 43(4), 552–569. <https://doi.org/10.1080/09500693.2021.1874071>
- Wagner, E. P., Sasser, H., & DiBiase, W. J. (2002). Predicting students at risk in general chemistry using pre-semester assessments and demographic information. *Journal of Chemical Education*, 79(6), 749–755. <https://doi.org/10.1021/ed079p749>
- Willems, J., Coertjens, L., Tambuyzer, B., & Donche, V. (2019). Identifying science students at risk in the first year of higher education: The incremental value of non-cognitive variables in predicting early academic achievement. *European Journal of Psychology of Education*, 34(4), 847–872. <https://doi.org/10.1007/s10212-018-0399-4>
- Williamson, V. M., Walker, D. R., Chuu, E., Broadway, S., Mamiya, B., Powell, C. B., Shelton, G. R., Weber, R., Dabney, A. R., & Mason, D. (2020). Impact of basic arithmetic skills on success in first-semester general chemistry. *Chemistry Education Research and Practice*, 21(1), 51–61. <https://doi.org/10.1039/C9RP00077A>
- Xu, X., Villafane, S. M., & Lewis, J. E. (2013). College students' attitudes toward chemistry, conceptual knowledge and achievement: Structural equation model analysis. *Chemistry Education Research and Practice*, 14(2), 188–200. <https://doi.org/10.1039/C3RP20170H>

Mellékletek

1. melléklet

A két tesztváltozat itemeinek összehasonlítása független mintás t-próbával

Itemek sorszama	Levene-próba		A változat (n = 65 fő)		B változat (n = 65 fő)		t	p
	F	p	Átlag (pont)	Szórás (pont)	Átlag (pont)	Szórás (pont)		
1.	0,71	0,401	0,62	0,49	0,58	0,50	0,43	0,669
2.	0,03	0,869	0,52	0,50	0,52	0,50	0,08	0,933
3.	0,21	0,649	0,51	0,50	0,53	0,50	-0,27	0,791
4.	0,06	0,812	0,65	0,48	0,66	0,48	-0,12	0,905
5.	4,66	0,033	0,77	0,43	0,84	0,37	-1,07	0,287
6.	0,04	0,845	0,55	0,50	0,56	0,50	-0,10	0,922
7.	1,86	0,175	0,58	0,50	0,50	0,50	0,96	0,339
8.	2,18	0,142	0,54	0,50	0,61	0,49	-0,81	0,419
9.	0,57	0,450	0,77	0,43	0,80	0,41	-0,38	0,706
10.	0,25	0,616	0,75	0,43	0,73	0,45	0,25	0,802
11.	0,24	0,622	0,69	0,47	0,67	0,47	0,25	0,805
12.	0,05	0,824	0,62	0,49	0,63	0,49	-0,11	0,911
13.	0,74	0,392	0,45	0,50	0,50	0,50	-0,61	0,544
14.	1,68	0,198	0,42	0,50	0,48	0,50	-0,78	0,435
15.	2,38	0,125	0,34	0,48	0,41	0,50	-0,79	0,430
16.	0,73	0,393	0,46	0,50	0,42	0,50	0,45	0,653
17.	0,73	0,396	0,82	0,39	0,84	0,37	-0,43	0,671
18.	2,83	0,095	0,62	0,49	0,47	0,50	1,68	0,096
19.	0,25	0,618	0,74	0,44	0,72	0,45	0,25	0,803
20.	1,01	0,316	0,66	0,48	0,70	0,46	-0,50	0,615

2. melléklet*Az itemek összehasonlítása a matematika tanult szintje mentén*

	Normál tanterv (n = 71 fő)		Fakultáció (n = 44 fő)		Tagozat (n = 14 fő)		F	p	Szórás- homogenitás (Levene)	Elkülönülő csoportok
	Átlag (pont)	Szórás (pont)	Átlag (pont)	Szórás (pont)	Átlag (pont)	Szórás (pont)				
1.	0,54	0,50	0,66	0,48	0,71	0,47	1,31	n.s.	$F = 4,91$ $p = 0,009$	–
2.	0,35	0,48	0,68	0,47	0,86	0,36	10,89	< 0,001	$F = 9,34$ $p < 0,001$	{n} < {f,t}
3.	0,31	0,47	0,73	0,45	0,93	0,27	18,67	< 0,001	$F = 13,82$ $p < 0,001$	{n} < {f,t}
4.	0,55	0,50	0,73	0,45	0,93	0,27	4,79	0,010	$F = 37,48$ $p < 0,001$	{n,f} < {t}
5.	0,68	0,47	0,95	0,21	1,00	0,00	9,73	< 0,001	$F = 80,90$ $p < 0,001$	{n} < {f,t}
6.	0,39	0,49	0,75	0,44	0,79	0,43	9,71	< 0,001	$F = 7,29$ $p = 0,001$	{n} < {f,t}
7.	0,37	0,49	0,75	0,44	0,79	0,43	11,47	< 0,001	$F = 5,10$ $p = 0,007$	{n} < {f,t}
8.	0,37	0,49	0,82	0,39	0,86	0,36	17,35	< 0,001	$F = 14,15$ $p < 0,001$	{n} < {f,t}
9.	0,66	0,48	0,91	0,29	1,00	0,00	7,74	0,001	$F = 55,34$ $p < 0,001$	{n} < {f,t}
10.	0,66	0,48	0,80	0,41	1,00	0,00	4,13	0,018	$F = 36,44$ $p < 0,001$	{n,f} < {t}
11.	0,56	0,50	0,82	0,39	0,86	0,36	5,50	0,005	$F = 23,16$ $p < 0,001$	{n} < {f,t}
12.	0,45	0,50	0,82	0,39	0,86	0,36	11,10	< 0,001	$F = 24,57$ $p < 0,001$	{n} < {f,t}

	Normál tanterv (n = 71 fő)		Fakultáció (n = 44 fő)		Tagozat (n = 14 fő)		F	p	Szórás- homogenitás (Levene)	Elkülönülő csoportok
	Átlag (pont)	Szórás (pont)	Átlag (pont)	Szórás (pont)	Átlag (pont)	Szórás (pont)				
13.	0,30	0,46	0,66	0,48	0,79	0,43	11,94	< 0,001	$F = 2,02$ $p = 0,137$	{n} < {f,t}
14.	0,31	0,47	0,52	0,51	0,93	0,27	11,24	< 0,001	$F = 31,16$ $p < 0,001$	{n,f} < {t}
15.	0,17	0,38	0,55	0,50	0,86	0,36	21,04	< 0,001	$F = 16,89$ $p < 0,001$	{n} < {f} < {t}
16.	0,23	0,42	0,61	0,49	1,00	0,00	24,81	< 0,001	$F = 35,22$ $p < 0,001$	{n} < {f} < {t}
17.	0,76	0,43	0,89	0,32	1,00	0,00	3,22	0,043	$F = 19,00$ $p < 0,001$	{n} < {t}
18.	0,42	0,50	0,66	0,48	0,79	0,43	5,22	0,007	$F = 7,87$ $p = 0,001$	{n} < {f,t}
19.	0,75	0,44	0,70	0,46	0,71	0,47	0,13	n.s.	$F = 0,49$ $p = 0,611$	–
20.	0,70	0,46	0,66	0,48	0,64	0,50	0,18	n.s.	$F = 0,68$ $p = 0,507$	–

Megjegyzés. A „<” jel a szignifikáns különbség ($p < 0,05$) irányát jelöli; n: normál tanterv, f: fakultáció, t: tagozat, n.s.: nem szignifikáns.

ABSTRACT

ADAPTATION OF THE MATH-UP SKILLS TEST FOR UNIVERSITY CHEMISTRY STUDENTS

Fruzsina D. Nagy & Erzsébet Korom

Keywords: test adaptation, arithmetic skills, chemistry learning at university, academic performance

Given the diverse competences of students entering higher education, measures to help identify students who may be falling behind are becoming more relevant. This is also the case in science learning, where mathematical knowledge plays an important role. One group of measures that are available assesses mathematical and numerical skills. In our pilot study, we translated and adapted one of these tests, the Math-Up Skills Test (Albaladejo et al., 2018), into Hungarian. The test consists of 20 items, is paper-based, takes 15 minutes to complete and does not allow for the use of any aids. Two equivalent versions of the test are available, and it specifically measures the arithmetic skills most needed in the academic learning of chemistry. The adaptation was carried out among 11th-grade students with a high probability of pursuing a career in science in five classes ($N = 129$) from one small-town school and one county-seat high school. The administration of the test took one class period, during which data on the students' demographic, affective and academic background were collected using a background questionnaire. The results indicate that the Hungarian version of the test has good reliability (Cronbach's $\alpha = 0.87$). The two test versions are equivalent in terms of total score and distribution. The overall test score was 60.60% ($SD = 25.35\%$); the hardest item was the square root of a product, and the easiest item was the simplification of a fraction. We also examined the relationship of performance on the test with background data, identifying significant differences between subsamples along several variables (e.g., location of secondary school, level of mathematics studied, feeling behind in mathematics). Based on the adaptation experience, the test has undergone some formal improvements and changes, and we plan to use the final version among university students studying general chemistry. The ultimate goal of our research is to construct a predictive model with the total test score as an independent variable, where the output variable is representative of performance in chemistry learning (e.g., grades, grade point average).

Magyar Pedagógia, 125(2). 67–92. (2025)

<https://doi.org/10.14232/mped.2025.2.67>

D. Nagy Fruzsina:  <https://orcid.org/0009-0006-1794-7606>

Szegedi Tudományegyetem, Neveléstudományi Doktori Iskola; MTA-SZTE Természettudomány Tanítása Kutatócsoport

H-6722, Szeged, Petőfi Sándor sgt. 32–34.

d.nagy.fruzsina@edu.u-szeged.hu

Korom Erzsébet:  <https://orcid.org/0000-0001-9534-8146>

Szegedi Tudományegyetem, Oktatásmélt Tanszék; MTA-SZTE Természettudomány Tanítása Kutatócsoport

H-6722, Szeged, Petőfi Sándor sgt. 32–34.

korom@edpsy.u-szeged.hu