

Közzététel: 2021. szeptember 16.

A tanulmány címe:

**A QS World University Rankings 2021 vizsgálata a Scopus-/SciVal-adatbázisok segítségével**

Szerzők:

**DOBOS IMRE**, a Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem egyetemi tanára

E-mail: [dobos.imre@gtk.bme.hu](mailto:dobos.imre@gtk.bme.hu)

**SASVARI PÉTER**, a Nemzeti Közszolgálati Egyetem és a Miskolci Egyetem egyetemi docense

E-mail: [sasvari.peter@uni-nke.hu](mailto:sasvari.peter@uni-nke.hu)

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2021.9.hu0874>

**Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Statisztikai Szemle c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány vagy annak részeit felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.**

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
  - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
  - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
  - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

„*Forrás: Statisztikai Szemle c. folyóirat 99. évfolyam 9. számában megjelent, Dobos Imre, Sasvári Péter által írt, 'A QS World University Rankings 2021 vizsgálata a Scopus-/SciVal-adatbázisok segítségével' című tanulmány (link csatolása)*”

7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Dobos Imre – Sasvári Péter

## A QS World University Rankings 2021 vizsgálata a Scopus-/SciVal-adatbázisok segítségével\*

Statistical analysis of QS World University Rankings 2021,  
using Scopus/SciVal databases

DOBOS IMRE,  
a Budapesti Műszaki és Gazdaság-  
tudományi Egyetem egyetemi tanára  
E-mail: [dobos.imre@gtk.bme.hu](mailto:dobos.imre@gtk.bme.hu)

SASVÁRI PÉTER,  
a Nemzeti Közszolgálati Egyetem és  
a Miskolci Egyetem egyetemi docense  
E-mail: [sasvari.peter@uni-nke.hu](mailto:sasvari.peter@uni-nke.hu)

A világ egyetemeinek rangsorai azzal a céllal jöttek létre, hogy a felsőoktatási intézmények teljesítményét, valamint az intézmények minőségét mérték. Az ilyen listák a felsőoktatási piacra jelentkezők számára nyújtanak támpontot, de az egyes államok döntéshozóinak is fontos információforrása lehet arról, hogy a nemzetközi tudományos versenyképesség területén az országok felsőoktatási intézményei miként teljesítenek. Számos ilyen rangsor létezik. A szerzők célja, hogy a kiválasztott Quacquarelli Symonds (QS) World University Rankings 2021-et és a rangsorba felvett egyetemeket az Elsevier kiadó által létrehozott Scopus- és SciVal-adatbázisokból nyert statisztikai változók alapján megvizsgálják. Tehát nem a sorrendképzés a cél, hanem a QS-rangsorba felvett egyetemek statisztikai változóinak, kritériumainak többváltozós statisztikai elemzése. Az eredmények szerint – amelyek nagyfokú hasonlóságot mutatnak – a Scopus/SciVal adatai alapján nemcsak a kutatók, hanem az egyetemek teljesítményét is fel lehet mérni.

TÁRGYSZÓ: QS egyetemi rangsor, nemzetközi tudományos versenyképesség, többváltozós statisztika

University rankings in the world were created with the aim of measuring the performance and quality of higher education institutions. These lists provide support for applicants to the higher education market and can be important sources of information for decision-makers in individual states on how each country's institutions are performing in the field of international scientific competitiveness. In this study, the Quacquarelli Symonds (QS) World University Rankings 2021 is selected by the authors to examine the ranked universities based on statistical variables that are obtained from Elsevier's Scopus and SciVal databases. Thus, their aim is not ranking but the multivariate statistical analysis of the ranking criteria and the QS-ranked universities' statistical varia-

\* A szerzők köszönetüket fejezik ki *Urbanovics Annának*, a Nemzeti Közszolgálati Egyetem doktoranduszának a cikk írása során adott hasznos ötleteiért és jó tanácsaiért.

bles. The results show that Scopus/SciVal data can be used to examine not only researchers but also universities. The results also show a high degree of similarity.

KEYWORD: QS university rankings, international scientific competitiveness, multivariate statistics

A nemzetközi tudományos versenyképesség napjaink egyik kiemelt tudománypolitikai témája, amely nemcsak a szakembereket foglalkoztatja, hanem az általánosan ismert és egyre inkább előtérbe kerülő nemzetközi egyetemi rangsorok érintettjeinek széles körét is. A szakpolitika a felsőoktatási intézmények mellett a kutatási központok és műhelyek, a tudományos akadémiák szabályozásával is foglalkozik. Ezekben a dimenziókban az utóbbi években a versenyképesség vált meghatározó fogalommá, és a kormányok, valamint az intézmények vezetői ennek vetnek alá minden intézkedést. A nemzetközi versenyképesség jól mérhető a rangsorok által, hiszen azok gyorsan átlátható, könnyen értelmezhető eredményeket mutatnak, amelyekre az érdekelt szereplők döntéseik során építhetik érvelésüket. A rangsorok számos nemzetközi folyamatot indítanak be, melyek közül csak az egyik a hallgatói továbbtanulásban való segítségnyújtás. Ezen kívül a rangsorok elején szereplő intézmények jobban vonzzák a legjobb teljesítménnyel rendelkező oktatói és kutatói kört, akik nemzeti és nemzetközi szinten egyaránt márkaépítő szerepet is betöltenek. Számos ország kormánya ezért szakpolitikai törekvésként fogalmazza meg a rangsorokban való egyre feljebb jutást intézményei számára.

A dolgozatnak hármас célja van: 1. az elemzésekhez használt hét változó közötti lineáris kapcsolatok feltérképezése, beleértve magát a QS-rangsort is (QS [2020]), melyhez a többváltozós statisztika szokásos módszereit alkalmazzuk; 2. a vizsgálat során a Scopus/SciVal-ból letöltött hat változó segítségével annak feltárása, hogy miként lehet a QS-rangsort előre jelezni, azaz a regressziós modellek és a Scopus-/SciVal-adatbázis kizárólagos használatából lehet-e következtetni egy egyetem rangsorban elfoglalt helyére; 3. klaszteranalízissel az egyetemek csoportokba osztása hét változó szerint, annak érdekében, hogy megtudjuk, az egyes csoportok miként jellemezhetők a változók segítségével.

Tanulmányunkban tehát a QS nemzetközi rangsort igyekszünk statisztikai eszközökkel modellezni, és publikációs adatok segítségével megkíséreljük előre jelezni az intézmények várható helyezéseit. A bevezetés után elméleti áttekintést adunk a nemzetközi egyetemi rangsorok és a versenyképesség kapcsolatáról, a tudományos produktivitásról, valamint a rangsorok kritikájáról. Ezen elméleti áttekintés nagyban hozzájárul a problémafelvetés megalapozásához, illetve az elemzéshez is. Ezt követően az adatállomány összeállítását mutatjuk be. Az elemzést korrelációs számítással

kezdjük, majd főkomponens-analízist végzünk. A multikollinearitást a VIF-mutatóval teszteljük, majd a kollineáris változókat és a QS-rangsort lineáris regresszióval becsüljük. Az ok-okozati összefüggéseket parciális korrelációs számítással tárjuk fel, végül az egyetemeket klaszterelemzéssel csoportokra bontjuk.

## 1. Nemzetközi egyetemi rangsorok és versenyképesség

A nemzetközi egyetemi rangsorok – ahogy azt már a bevezetésben is megfogalmaztuk – jó eszközei a tudományos versenyképesség mérésének, és minden intézmény célja felkerülni ezekre, hogy ezzel hirdessék saját kutatási és oktatási potenciáljukat a nemzetközi közösség előtt. A felsőoktatás egyre inkább a gazdaság és a jólét, valamint a nemzetállam versenyképességét segítő elemként kerül előtérbe (OECD [2015]). Ez az egyre fokozódó verseny napjaink tudásalapú gazdaságaiban az ún. „brain race” jelenséget is fokozza, ami a legtehetségesebb, legnagyobb tudással vagy reputációval rendelkező szakemberek elszívását jelenti. Különösen igaz ez a természet-, a műszaki tudományok és a matematikatudomány területén. E verseny erősödésével a nemzetközi egyetemi rangsorok is egyre inkább látható, előtérbe kerülő eszközök, hiszen könnyen áttekinthető módon, előre definiált mutatók alapján pozicionálják a különböző intézményeket (Hazelkorn [2015]). A gazdasági növekedésben elsődleges szerepet játszanak a tudományegyetemek, melyek kutatómunkájukkal az államok innovációs potenciáljának növeléséért felelnek. Számukra a nemzetközi egyetemi rangsorokban való előrelépés a siker, valamint az erőforrások megszerzésének kulcsa is egyben (Safón [2013]). Ugyanakkor a jelenleg használatban levő rangsorok kutatáshangsúlyos természetük miatt az oktatási pillérre nem helyeznek nagy figyelmet, így az inkább oktatásban jeleskedő intézmények a rangsorokon relatív hátrányból indulnak (Liu–Cheng [2005]).

A felsőoktatás minőségének meghatározása összetett folyamat, amelyre a rangsorok csak korlátozott megoldást nyújtanak. Az országok felsőoktatási rendszerének komplexitásából adódóan nehéz meghatározni az egyetemek minőségét, és csupán néhány indikátorra korlátozni mérésüket. A helyzetet tovább súlyosbítja, hogy a felsőoktatási szektorban érdekelt szereplőket eltérő érdekek és célok vezérik tevékenységükben, számukra az egyes intézmények minősége más és más jelentést tartalmaz, annak függvényében, hogy az oktatásra és/vagy kutatásra fókuszálnak. Éppen ezért az egységes mérési rendszerek kialakításába és a nagyobb stratégiák meghatározásába érdemes valamennyi érintettet (az oktatókat, hallgatókat, alumni, irányító szervek stb.) bevonni (Bobby [2014]).

*Green* [1994] tanulmányában rávilágít a minőség meghatározásának másik problémájára: a minőség olyan komplex és többdimenziós rendszerben képzelhető csak el, amelyet nem lehet egyetlen koncepcióba tömöríteni. Ezzel összefüggésben jelentkezik a harmadik probléma: eszerint a minőség nem állandó, hanem egy dinamikusan változó folyamat, melyet a tágabb társadalmi, gazdasági és politikai környezetben érdemes csak vizsgálni (*Bobby* [2014]). A minőség meghatározásában két stratégia kínálkozik:

1. egyetlen egységes célt fogalmaz meg, melyet az intézmények misszióként értelmezhetnek működésük során (*Bogue* [1998]);
2. teret enged több specifikus indikátor kialakítására annak érdekében, hogy a befektetett erőforrásokat és a végeredményeket különböző szempontok szerint mérhessék az intézmények (*Barker* [2002]).

A napjainkban nagy figyelemnek és népszerűségnek örvendő nemzetközi egyetemi rangsorok a 2. stratégiát választották, az intézményeket összetett értékelési rendszer szerint mérik és rangsorolják. Érdemes kiemelnünk, hogy a tudományos minőség mérésében erőteljes nemzetközi konvergencia zajlik, ami a tudomány mérési indikátorrendszerének egyfajta egységesedésében mutatkozik meg (*Buela-Casal et al.* [2007]). Mindemellett a rangsorok promóciós értéke is jelentős (*Hazelkorn–Loukkola–Zhang* [2014]). A felsőoktatási intézmények világszerte e rangsorok értékelési rendszerének megfelelően versengenek egymással, így egyfajta visszajelzést is kapnak saját teljesítményükkel kapcsolatban. A rangsorok felértékelődésével megjelent a „világszínvonalú” egyetem válás célja (*Salmi* [2009], *Lee–Liu–Wu* [2020]). *Salmi* tanulmányában arról ír, hogy az intézmények az előrejutás érdekében kizárólag a rangsorok által nevesített szempontokra fókuszálnak, ezen indikátorrendszerekhez igazítják tevékenységüket. *Aithal–Shailashree–Kumar* [2016] szerint a rangsorok a teljesítményalapú kultúra kialakításában is jelentős szerephez jutnak. A világszínvonalú egyetem koncepciójának megfogalmazása ugyanis versenyhelyzetet teremt a fejlett gazdaságok zászlóshajó intézményei és a fejlődő gazdaságok feltörekvő intézményei körében. A fogalom már nemcsak az oktatási minőség javítását és a kutatási teljesítmény növelését foglalja magában, hanem a fenntarthatóságot és az intézmény versenyképességének folyamatos fenntartását is a középpontba helyezi (*Liu–Moshi–Awuor* [2019]). *Altbach* [2012] tanulmányában megállapítja, hogy a rangsorok a globalizálódó és versenyorientált piacon állandó és nélkülözhetetlen szereplőivé váltak a felsőoktatási, valamint az akadémiai szférának. Érdemes itt megjegyeznünk, hogy a felsőoktatás globalizációja és nemzetközivé válása is elősegítette a rangsorok térnyerését. Alapvetően két tekintetben tudják mérni az intézmények helyezését, egyrészt teljesítményük, másrészt nemzetközi reputációjuk alapján. Éppen emiatt egyre több intézmény fogalmazza meg legfőbb céljaként a

nemzetköziesedést (*De Wit* [2015]). *Marginson–van der Wende* [2009] vizsgálatuk során arra az eredményre jutnak, hogy az egyetemek nemzetköziesedése már nemcsak az intézményi, hanem magasabb állami, szakpolitikai szinteken is megjelenik (*Komotar* [2019]). *Altbach* [2012] tanulmányában kiemeli, hogy a nemzetközi egyetemi rangsorok rövid történetük ellenére mára ikonikussá váltak, egyfajta státusszimbólumot képviselnek, melyre a politika is nagyban támaszkodik. (*Hazelkorn–Loukkola–Zhang* [2014]). *Pietrucha* [2018] írásában kifejti, hogy az egyes intézmények rangsorokban elfoglalt helyzetében kulcstényező az adott állam gazdaságának mérete és teljesítőképessége, mert ez határozza meg, hogy mekkora összegű támogatást kaphatnak az egyetemek kutatási tevékenységük fejlesztésére. *Benito–Gil–Romera* [2020] vizsgálatukban nem kifejezetten az egyetemekre, hanem azok tágabb társadalmi, gazdasági és politikai kontextusára koncentrálnak. Eredményeik rámutatnak arra, hogy a gazdaságilag és politikailag stabil államokban, ahol kiemelt értéként jelenik meg a demokratikus berendezkedés és a tudományos szabadság, ott a felsőoktatási intézmények is sokkal versenyképesebbek. Mindezeket erősítik meg a gazdasági mutatók tükrében *Feranecová–Krigovská* [2016] tanulmányukban.

*Sheeja–Mathew–Cherukodan* [2018] összegyűjtötték, hogy a nemzetközi egyetemi rangsorok milyen célokat szolgálnak (a listánk egyes tételeinek végén jelezzük, hogy melyik tanulmányra utalnak a szerzők):

- a felsőoktatási intézmények működésének hatékonyságát mérik (*Shin–Toukoushian–Teichler* [2011]);
- segítik a döntéshozókat az erőforrás-allokációban, prioritizálják az intézmények körében a legfontosabb kutatási és oktatási célokat, ezáltal elősegítve a források fókuszált felhasználását (*Ioannidis et al.* [2007]);
- emelik az intézmények működésének minőségét és teljesítményét (*Aitbal* [2016]);
- ingyenesek és világszerte nagy figyelemmel kísért visszajelzést adnak, ezzel pedig publicitást nyújtanak a rangsorban előkelő helyen szereplő intézmények számára (*Yerbury* [2006]);
- segítenek meghatározni és elkülöníteni az egyes intézménytípusokat, tudományterületeket és szakokat tudományterületi listáik által, ezáltal az egyes tudományterületek közötti eltéréseket is figyelembe veszik a rangsoroláskor (*Harvey* [2008]);
- a listázott intézmények márképítési tevékenységében is segítséget nyújtanak (*Yeravdekar–Tiwari* [2017]).

## 2. A tudományos produktivitás mint a nemzetközi egyetemi rangsorok egyik pillére

A nemzetközi egyetemi rangsorok mérési módszertanukban összetett képet mutatnak, illetve a legismertebb és nemzetközileg legelismertebb rangsorok is nagyban különböznek egymástól a mért indikátoraik (például a közleményszám és hivatkozásszám, a tudományos reputáció, az oktatási minőség, az oktatási környezet és a hallgatói elégedettség, a hallgatók-oktatók, a külföldi hallgatók-oktatók aránya, az ipari kapcsolatok száma, a Nobel-díjasok száma stb.) szerint (*Abramo-D'Angelo* [2014], *Halaweh* [2020]). Abban viszont egyezést mutatnak, hogy mind-egyikben megjelenik a tudományos produktivitás pillérje. *Altbach* [2013] eredményei szerint a nemzetközi egyetemi rangsorok elsősorban a kutatási pillérre fókuszálnak, mert ezt a pillért a legkönnyebb számszerűsíteni és mérni. *Salmi* [2011] ezzel összefüggésben azt bizonyítja, hogy a kutatási pillér dominanciájának köszönhetően azok a tudományegyetemek, melyek kimagasló kutatási potenciállal rendelkeznek, előrébb végeznek a rangsorokban. Az intézmények éppen ezért a három legfőbb misszió – a kutatás, az oktatás és az ipari tudásmegosztás – tekintetében egyértelműen a kutatási potenciál erősítésére fókuszálnak (*Laredo* [2007]).

A tudományos produktivitás mérésének hagyományai a természettudományokban gyökereznek, és ez a tudományos folyóiratokban közölt írások számában fejeződik ki. Napjainkban a mérésre két általánosan elismert adatbázis kínálkozik, melyek áttekinthető, transzparens katalógusát adják a nemzetközileg jegyzett közleményeknek. Ezek az Elsevier tulajdonában álló Scopus és a Clarivate Analytics által működtetett Web of Science. A bibliometriai elemzések többségükben ez utóbbira támaszkodnak, mivel a Web of Science impaktfaktor-alapú mérésének nagy hagyománya van, ugyanakkor érdemes kihangsúlyozni, hogy a Scopus, főleg a társadalom- és bölcsészettudományok területén, sokkal nagyobb merítést kínál a jegyzett folyóirat-közleményekből, könyvekből és konferenciaközleményekből (*Halaweh* [2020]). A közleményalapú produktivitás mérésével kapcsolatban *Abramo-D'Angelo-Di Costa* [2008] arra hívják fel a figyelmet – korábbi mérésekkel egyetértésben –, hogy mivel az egyes tudományterületek különböző termelékenységi intenzitással rendelkeznek, ezért ezek képviselőit csak saját tudományterületük további képviselőivel lehet összevetni. Ugyanígy itt érdemes megjegyezni, hogy a hivatkozási szokásokban is eltérés mutatkozik, mely végső sorban a tudás megosztásának és további felhasználásának, azaz a „spillover” jelenségét méri (*Glänzel* [2008]).

*Lowry-Karuga-Richardson* [2007] tanulmányukban arról írnak, hogy a rangsorok eredetileg a hallgatók továbbtanulási választásában kívántak segítséget nyújtani, amit tévesen a politika és a média napjainkban a tudományos kiválósággal azonosít. Állásfoglalásuk szerint a tudományos minőség egy olyan összetett rendszert

alkot, amelyet pusztán kiragadott indikátorokkal nem lehet pontosan mérni. *Kaba–Ramaiah* [2020] eredményei rávilágítanak arra, hogy a rangsorok által definiált produktivitás során a hivatkozási számokat a tudományos hatás mérőszámaként is használják. *Halaweh* [2020] közleményében egy olyan egységes és átfogó mutató létrehozására tesz kísérletet, mellyel a tudományos minőséget és produktivitást nemzeti és nemzetközi szinten egyaránt pontosan lehetne mérni. A szerző a THE- (Times Higher Education) és a QS-rangsor mérési módszerének kiegészítéseként, a kutatási pillérbe illeszkedve ajánlja a mutatót, amely a súlyozott közleményszámok és az intézményben foglalkoztatásban álló kutatók létszámának arányát fejezi ki.

### 3. Nemzetközi egyetemi rangsorok kritikája és problémafelvetés

A jelenleg tudományos kiválóság mércéjének tartott nemzetközi egyetemi rangsorokat számos kritika éri, elsősorban alkalmazott mérési módszertanuk miatt. Elsődleges probléma, hogy a rangsorokat nem tudományometriai szakemberek és nem jól átgondolt módszertan szerint szerkesztik, ugyanakkor a metodikát sem a politika, sem a média nem veszi figyelembe a helyezések közlésekor (*Loughran* [2016]). Ezzel párhuzamosan *King* [2009] megállapítja, hogy a rangsorokban legjobb helyezést elérő intézményeket hajlamosak ezen szereplők a legjobb intézményeknek nevezni, ezáltal a rangsorok az egyetemek márképítését és szakpolitikai célokat is szolgálnak. Fontos azonban kiemelni, hogy a mérésben részt vevő intézmények csak bizonyos előre meghatározott indikátorrendszerek szerint tűnnek ki. *Doğan–Al* [2019] vizsgálatai azt mutatják, hogy az intézmények vezetői, ismerve a rangsorok mutatószámait, az ezeknek való megfelelés irányába hajtják az egyetemeket, ami legtöbbször a minél magasabb közleményszámban realizálódik. Közleményükben öt nemzetközi rangsort hasonlítanak össze, és a vizsgálat keretében statisztikai eszközökkel igyekeznek meghatározni azokat az indikátorokat, amelyekre a döntéshozóknak fókuszálniuk kellene az erőforrás-allokáció során, hatékonyan javítva ezáltal az intézményi versenyképességet. Elemzésükben két indikátort azonosítanak: a magas hivatkozási számmal rendelkező kutatók, illetve a *Nature*-ben vagy a *Science*-ben közölt publikációk számát. A többi indikátor a korrelációs számításuk alapján redundánsnak bizonyult. Ugyanakkor a szerzők kiemelik, hogy az egyetemek általános minőségének mérése nem lehetséges pusztán statisztikai eszközökkel. Másik megállapításuk, hogy az egyes rangsorokon elől (top 200-ban) szereplő intézmények adataiban mindössze csekély eltérések mutatkoznak. Ugyanerre jutott *Kivinen* [2017] is elemzésében, azzal a kiegészítéssel, hogy a természettudományokban sokkal csekélyebb különbségek figyelhetők meg, míg a társadalom- és bölcsészettudományok esetén



a különbségek már jelentősebbek. *Kivinen* másik megállapítása, hogy a kutatási pillér adatainak aránya a QS-rangsorban a legalacsonyabb (20%), míg ugyanez a THE esetében 60, az ARWU (Academic Ranking of World Universities – a Világ egyetemeinek tudományos rangsora) esetében pedig 40 százalék.

Jelen tanulmányban a QS-rangsort vizsgáljuk a Scopusból és SciValból vett publikációs adatok alapján. Alapvetően ezek a bibliometriai adatok is szervesen a kutatási pillérre épülnek, elvileg tehát – *Kivinen* megállapításához igazodva – a QS-rangsor mindössze 20 százalékban épül ezen adatokra. Elemzésünkben a QS-rangsor intézményi helyezéseit igyekszünk előre jelezni pusztán ezen publikációs adatok segítségével, tesztelve a hard tényezők predikciós értékét a soft tényezőkkel szemben, például a hallgatói véleményeket a felsőoktatási intézményről vagy az intézmény reputációját stb. A QS-rangsorban az adatok jelentős része kérdőíves lekérdezéseken alapszik.

#### 4. Az adatállomány összeállítása

Az adatállomány összeállításakor a QS-rangsort adottnak tekintettük, mert az szabadon letölthető az intézet honlapjáról (*QS World University Rankings* [2021]). Az ott rendelkezésre álló adatokat azonban még felhasználóbarátabbá kellett tenni, mert többszörös holtversenyeket tartalmaz. A holtversenyek feloldása a statisztikában elfogadott módon történt. Ahol holtverseny volt, ott minden érintett egyetem sorrendben szereplő sorszámát összeadva, azok átlagával helyettesítettük a rangsorban elfoglalt helyezést. Ekkor a holtversenyben szereplő egyetemek ugyanazon rangsorbéli értéket kapták.

Mivel azt vizsgáljuk, hogy a QS-rangsort hogyan lehet közelíteni a Scopus-/SciVal-oldalakon elérhető mutatókkal, ezért a becsléshez szabadon hozzáférhető adatokat töltöttük le. A változóink tartalmazzák a publikációs, hivatkozási és szerzői számok mutatóit is minden elérhető egyetemre. Ezek a változók a következők, zárójelben a rövidítésekkel:

- az összes publikáció darabszáma (*PUB*),
- az összes szerző száma (*AUT*),
- a tudományterületre súlyozott idézettségi mérték (field-weighted citation impact, *FWCI*),
- az összes hivatkozás (*CIT*),
- az öt éves Hirsch-index (*H5-I*),
- az egyetem oktatói-kutatói állománya (*AFS*),
- a rangsorban elfoglalt hely (*QS-R*).

Az első öt változót a Scopus-/SciVal-adatbázisból vettük, míg az utolsó kettőt, a QS honlapjáról gyűjtöttük. Az adatokat és változókat 2020. szeptember 21-én töltöttük le a QS honlapjáról. A letöltés pillanatában 1 003 egyetem, 2021 júliusában 1 185 egyetem szerepelt a QS-listán, de elemzéseinkhez már 2020 őszén hozzákezdünk, ezért a szűkített listát tekintjük kiindulópontnak. A hiányzó adatok problémáját az SPSS 26-ban szereplő, hiányzóérték-helyettesítéssel orvosoltuk. A változók közül az *FWCI* minden bizonnyal bővebb magyarázatra szorul, míg a többi, a Hirsch-indexet is beleértve, jól ismert. Az *FWCI* alapvetően azt mutatja, hogy a szerző publikációi milyen hivatkozásvonzó hatásúak. Ha értéke egynél nagyobb, akkor több hivatkozás várható a publikációtól a hasonló tématerületeken található további közleményekhez képest. Az *FWCI*-mutató számítási algoritmusát megtalálható az *Elsevier* [2019] oldalán, valamint *Purkayastha et al.* [2019] cikkében (*Purkayastha et al.* [2019]).

## 5. Az adatállomány statisztikai vizsgálata

A QS 2021-es listáján szereplő 1 003 egyetemet az előző fejezetben bemutatott hét változó szerint vesszük górcső alá. Először a korrelációs mátrixot állítjuk elő, és a változók közötti lineáris kapcsolatokat mérjük. Ezt követően a változócsökkentést vizsgáljuk főkomponens-elemzéssel, majd ok-okozati elemzést mutatunk be parciális korreláció segítségével.

A bevezetésben már említettük, hogy megoszlanak a vélemények arról, hogy a rangsorok milyen mérési skálán értelmezhetők. Mindezek figyelembevételével vizsgálatainkat kétféle skálán, egy ordinális és egy intervallumskálán végezzük el. A korrelációs számítás a Spearman-féle rangkorrelációval és a klasszikus Pearson-korrelációval szemléltetjük. A rangkorrelációhoz nincs szükség a változók sorrendi skálázására, de végrehajtottuk, mert a főkomponens-elemzésnél és az ordinális regressziónál kell majd. A főkomponens-elemzést is mindkét skálára végrehajtottuk, hogy a két eredményt összevethessük. A rangkorreláció mellett azt az érvet hozza fel az irodalom, hogy a nemparaméteres módszer kiszűri az outlier hatását, ezért a rangsort befolyásoló változók esetén is jól alkalmazható. A parciális korrelációelemzés elvégzéséhez azonban már csak a Pearson-féle korreláció állhatott rendelkezésünkre az SPSS 26 programcsomagban, ezért ezt a vizsgálatot egyszer végeztük el, mert a Spearman-féle rangkorrelációval történő parciális korrelációs számításra nem áll rendelkezésre algoritmus a statisztikai programcsomagban.

A következő kutatási kérdéseket kívántuk megválaszolni a többváltozós statisztikai elemzés (*Tabachnik et al. [2007]*) eszköztára segítségével:

1. Milyen lineáris összefüggések, kapcsolatok mutathatók ki a hét változó között a Spearman-féle rangkorrelációval és a Pearson-féle korrelációval?

2. Milyen mértékben tudjuk látens komponensek bevezetésével csökkenteni az ordinális és az intervallumskálán értelmezett változók számát?

3. Milyen oksági kapcsolatok azonosíthatók (feltételezhető) a változók között?

## 5.1. Korrelációs számítás

A korrelációs számítás eredményeit az 1. táblázatban szemléltetjük.

1. táblázat

*A változók közötti korreláció*  
(Correlations between the variables)

Változó	Korreláció, szignifikancia	<i>PUB</i>	<i>H5-I</i>	<i>FWCI</i>	<i>AFS</i>	<i>QS-R</i>	<i>AUT</i>
<i>CIT</i>	Pearson	<b>0,961</b>	<b>0,910</b>	0,525	0,499	-0,609	0,645
	Spearman-rho	<b>0,973</b>	<b>0,984</b>	0,643	0,602	-0,675	<b>0,927</b>
	Szignifikancia (kétoldalú)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>PUB</i>	Pearson		<b>0,893</b>	0,428	0,561	-0,622	0,724
	Spearman-rho		<b>0,934</b>	0,490	0,666	-0,660	<b>0,974</b>
	Szignifikancia (kétoldalú)		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>H5-I</i>	Pearson			0,683	0,475	-0,686	0,585
	Spearman-rho			0,703	0,561	-0,673	<b>0,878</b>
	Szignifikancia (kétoldalú)			0,000	0,000	0,000	0,000
<i>FWCI</i>	Pearson				0,106	-0,478	0,192
	Spearman-rho				0,169	-0,487	0,384
	Szignifikancia (kétoldalú)				0,001	0,000	0,000
<i>AFS</i>	Pearson					-0,322	0,597
	Spearman-rho					-0,388	0,712
	Szignifikancia (kétoldalú)					0,000	0,000
<i>QS-R</i>	Pearson						-0,418
	Spearman-rho						-0,607
	Szignifikancia (kétoldalú)						0,000

*Megjegyzés.* Az egyetemek száma (*N*) minden esetben 1 003. Itt és a további táblázatokban vastagított számokkal jelöltük az erős korrelációt.

A meghatározott korrelációs együtthatók a Pearson-féle korreláció és a Spearman-féle rangkorreláció esetén is szignifikánsak. A választott változók között viszonylag magas korrelációt mértünk, kivéve az *FWCI*-t. Az *FWCI* négy változóval nagyon gyenge vagy közepes, míg a *H5-I*- és a *CIT*-változókkal erős lineáris korrelációt mutat. Ez nem meglepő, mert mindkét utóbbi változó hivatkozást jellemez. A többi hat változó között közepes és erős lineáris kapcsolat mutatható ki. Érdekesége még a táblázatnak, hogy a kétféle korrelációs együttható az esetek többségében nagyon közel esik egymáshoz. A *PUB*-, a *CIT*- és a *H5-I*-változó mindkét korrelációs együttható esetén erős lineáris kapcsolatot mutat. Azt is meg kell jegyezzük, hogy a Spearman-féle rangkorreláció esetén a szerzők száma is erősen korrelál az előbb említett három változóval. A *QS-R* erős és közepes negatív lineáris összefüggést mutat a másik hét változóval. A *H5-I*- és *CIT*-változók minden más változóval viszonylag erősen korrelálnak mindkét metódus szerint. A korrelációs mátrix arra enged következtetni, hogy a változók több csoportra oszthatók. A korrelációs hányadosok mindegyike szignifikáns.

## 5.2. Főkomponens-elemzés

A hét változó főkomponens-elemzésénél három komponenst kaptunk mindkét adatállományunkra.

2. táblázat

*A változók komponensei és a változók rotált komponens mátrixa*  
(Components and a rotated component matrix of the variables)

Változó	Komponens					
	1		2		3	
	Rangsor	Folytonos	Rangsor	Folytonos	Rangsor	Folytonos
Variancia (%)	46,029	38,602	28,502	29,623	19,534	19,390
<i>AFS</i>	<b>-0,894</b>	<b>0,856</b>	0,036	0,007	-0,101	0,071
<i>AUT</i>	<b>-0,864</b>	<b>0,840</b>	-0,307	0,134	-0,324	0,211
<i>PUB</i>	<b>0,806</b>	<b>0,726</b>	0,420	0,488	0,366	0,384
<i>CIT</i>	<b>0,714</b>	<b>0,642</b>	<b>0,584</b>	<b>0,602</b>	0,356	0,351
<i>FWCI</i>	0,081	-0,018	<b>0,940</b>	<b>0,928</b>	0,197	0,178
<i>H5-I</i>	<b>0,652</b>	<b>0,524</b>	<b>0,651</b>	<b>0,711</b>	0,348	0,405
<i>QS-R</i>	0,288	-0,223	0,271	-0,296	<b>0,912</b>	<b>-0,917</b>

*Megjegyzés.* Alkalmazott módszerek: főkomponens-elemzés és varimax rotáció Kaiser-normalizálással.

A három komponens, amikor folytonos, metrikus változónak tételeztük fel a sorrendet a variancia 87,6 százalékát, és amikor ordinális, nemmetrikussá alakítottuk a változónkat a variancia 94,1 százalékát adta vissza. A modell megfelelése a Kaiser–Meyer–Olkin- (KMO-) teszt alapján folytonos esetben 0,804 volt, ami erős közepes kapcsolatot jelent az elfogadott kategorizálás szerint, míg a sorrendi skála szerinti KMO-teszt eredménye 0,834, amely szinte azonos az előbbi modellel.

Amint azt a korrelációs elemzés alapján várhattuk, a hét változó közül magas korrelációs hányadosa miatt az első két főkomponensbe kerültek a hivatkozás és a belőle számítható változók, azaz a *CIT*, a *H5-I* és az *FWCI*. Az első komponens az oktatók-kutatók száma és a publikációk száma változót tartalmazza (*PUB*, *AUT* és *AFS*), a szórásnégyzet 38,6 százalékát magyarázza a folytonosnak feltételezett modellben, és 46,0 százalékát adja a sorrendi adatok alkalmazásánál. A második komponens a *CIT*-, a *H5-I*- és az *FWCI*-változókkal korrelál erősen, a szórásnégyzet 29,6 és 28,5 százalékát magyarázza. Végül a harmadik komponens lényegében a QS-rangsort tartalmazza, és ez a szórásnégyzet 19,4, illetve 19,5 százalékát teszi ki. A komponensmodellek érdekessége, hogy a bekerült változók lényegében nem függenek a választott skálától, azaz teljesen azonos változók kerülnek az egyes komponensekbe. A két modell varianciájának eltérése 6,5 százalék.

### 5.3. A parciális korrelációelemzés: ok-okozat

A parciális korreláció alkalmas arra, hogy egy lineáris modellben két változó közötti korreláció meghatározásánál kiszűrjük a többi változó hatását. Ezt az SPSS program segítségével úgy érjük el, hogy a parciális korreláció vizsgálatánál a kiválasztott két célváltozó mellett az összes többi változót kontrollváltozónak vesszük. Úgy is interpretálhatjuk, hogy a két változó közötti kauzális kapcsolatot térképezzük fel az összes többi változó hatásának kiszűrésével. A 3. táblázatban a parciális korrelációkat szerepeltetjük, amelyek segítségével az ok-okozati kapcsolatokat írjuk le. A számításokat az alapadatokra végeztük el, 971 egyetem esetében állt rendelkezésre mind a hét változó.

A kauzális kapcsolatok feltárásánál az abszolút értékben 0,25 feletti parciális korrelációs értékeket vesszük figyelembe. A 0,448 és 0,779 között három érték, míg a 0,255 és 0,384 között további négy érték található.

Az 1. ábra a változók közötti ok-okozati összefüggéseket szemlélteti. Látható, hogy a citációs blokk, azaz a *CIT*, a *H5-I* és az *FWCI* az összes publikáció számától függ. Ez arra világít rá, hogy a publikációk száma erős összefüggést mutat a hivatkozások alakulásával. Ugyanakkor a szerzők száma pozitív kapcsolatban van a publikációs mutatószámokkal, vagyis az összes publikációval.

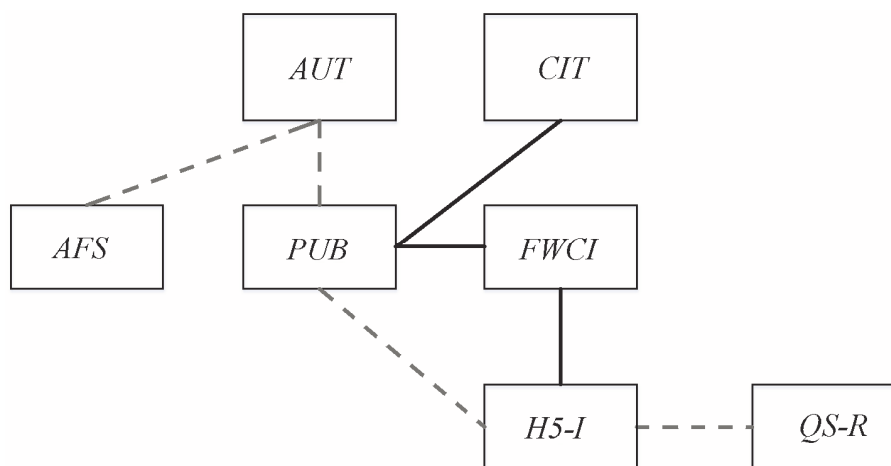
3. táblázat

Parciális korrelációk  
(Partial correlations)

Változó, szignifikancia	<i>AUT</i>	<i>FWCI</i>	<i>CIT</i>	<i>H5-I</i>	<i>AFS</i>	<i>QS-R</i>
<i>PUB</i>	0,384	-0,448	0,779	0,367	0,076	-0,122
Szignifikancia (kétoldalú)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,017	0,004
<i>AUT</i>		0,035	-0,158	-0,100	0,307	-0,003
Szignifikancia (kétoldalú)		0,277	0,000	0,002	0,000	0,937
<i>FWCI</i>			0,219	0,644	-0,163	-0,059
Szignifikancia (kétoldalú)			0,000	0,000	0,000	0,065
<i>CIT</i>				0,168	-0,075	0,134
Szignifikancia (kétoldalú)				0,000	0,019	0,000
<i>H5-I</i>					0,151	-0,255
Szignifikancia (kétoldalú)					0,000	0,000
<i>AFS</i>						0,028
Szignifikancia (kétoldalú)						0,381

Megjegyzés. Az egyetemek száma (*N*) minden esetben 971. A szürke háttérű cellák a vizsgált parciális korrelációkat jelölik.

1. ábra. A változók közötti ok-okozati összefüggések  
(Causal relations between the variables)



Megjegyzés. Fekete vonallal a 0,448 és 0,779 közötti kapcsolatokat, míg szaggatottal a 0,255 és 0,384 közötti korrelációkat jelöltük.

Forrás: Saját összeállítás a *Scopus* adatbázisa alapján.

Összegezve, az az ok-okozati összefüggésrendszer írható le, mely szerint a társ-szerzők számának növekedése gyarapítja a publikációk számát, viszont a publikációk száma növelheti a hivatkozások számát, majd ezzel együtt a Hirsch-indexet. Ezek eredőjeként a Hirsch-indexen keresztül a QS-rangsorban elfoglalt helyezés is javulhat.

## 6. A QS-rangsor becslése

E fejezetben az egyetemi QS-rangsort becsüljük a Scopus-/SciVal-adatbázisból nyert információk segítségével. Ezt azért tehetjük meg, mert amíg a rangsorokat csak évente egyszer, májusban teszik közé, addig a Scopus- és SciVal-adatbázis információi évközben is rendelkezésre állnak. Megjegyezzük, hogy ismereteink szerint csak 5 magyar egyetem/intézmény fizetett elő a SciVal adatainak használatára. A becslés során olyan prediktív lineáris regressziós modelleket hozunk létre, amelyek kevesebb változóval alkotnak rangsort. Ehhez három regressziós modellt használunk:

- ordinális regressziót,
- rangregressziót és
- lineáris regressziót.

Azért szükséges a három regressziós módszer, mert a szakirodalom nem egységes annak megítélésében, hogy a rangsorok – holtversennyel vagy anélkül – ordinális vagy intervallumskálán mért változókként értelmezendők. Így a QS-rangsort az ordinális regresszió segítségével ordinális skálán értelmezett függő változóként becsüljük először. A rangregresszió esetén a hat folytonos változót ordinális skálára transzformáljuk, és a lineáris becslés hibáját távolságfüggvénnyel minimalizáljuk. Ismereteink szerint hazánkban még nem használták statisztikai elemzésre ezt az eljárást. A módszer nagyon hasonlít a lineáris regresszióra, csak a felhasznált adatok mindegyike, tehát a függő és a független változók is sorrendi skálán értelmezettek. Jó áttekintést ad a rangregresszió módszeréről *Parcon* [2003] tanulmánya. A lineáris regresszió esetén már magasabb skálán mért változónak értelmezzük a rangsort. Az olyan Likert-skála, amely legalább hétfokozatú, már intervallumskálának tekinthető, tehát már nem ordinális. Esetünkben a rangsor a holtversenyt is beleértve 310 fokozatot tartalmaz, így ezen értelmezés szerint intervallumskálának vehető.

### 6.1. Ordinális regresszió

Ordinális regressziós elemzésünkben elsőként skálatranszformációt hajtottunk végre, mert a függő változóink 330 ordinálisnak is tekinthető elemből, a független,

folytonos változóink hatszor ezer értékből álltak, és az SPSS 26-tal nem lehetett a számításokat elvégezni, hiszen csak maximum 2 millió cellát tud kezelni a program. A hét változót tizedekre osztottuk (így sikerült a 2 milliós korlát alá kerülnünk), melyek mindegyikében száz-száz egyetem szerepelt, csak a tizedik tizedben volt 103 felsőoktatási intézmény.

Ezt a regressziót másként ordinális klasszifikációnak is nevezik, mert az adatállományt csoportokba osztja. A valószínűségek közötti kapcsolatot egy logit modellel teremtettük meg az SPSS program keretein belül.

Mivel a QS-rangsor egyes tizedeinek becslésére adott táblázat elég kiterjedt még így is, ezért a „modellfittséget”, a goodness-of-fit statisztikákat, a pszeudo  $R^2$ -értékeket és a becslés, valamint az alapadatok egybevágóságát mutatjuk be.

4. táblázat

*A modell fittsége*  
(Model fit table)

Modell	-2 log-likelihood	$\chi^2$	df	Szignifikancia
Intercept only	4 404,255			
Final	3 560,532	843,723	54	<b>0,000</b>

A modell jóságát a  $\chi^2$  szignifikanciaszintje sejteti. Ez azt mutatja, hogy megérte a modellt használni, tehát a valószínűségek viszonylag pontos képet mutatnak.

A modell jóságát bizonyítja az 5. táblázat. A szignifikanciaszint azt mutatja, hogy mindkét mutató esetén el kell fogadnunk a modell jóságát. Ez egyébként annak is tulajdonítható, hogy az adatállomány elemszáma (1 003 egyetem) elég nagynek tekinthető.

5. táblázat

*A modell goodness-of-fit (GOF) adatai*  
(Goodness of fit data of the model)

Modell	$\chi^2$	df	Szignifikancia
Pearson	7002,863	7335	<b>0,997</b>
Deviance	3404,981	7335	<b>1,000</b>

Végül a pszeudo  $R^2$  értékeit a 6. táblázatban ismertetjük. A három mutató közül az első kettő, vagyis a Cox–Snell-féle, valamint a Nagelkerke  $R^2$  hasonló, míg a



McFadden-féle mutató a maximum-likelihood becslésen alapszik. Az irodalomban csak kevésbé találhatók hüvelykujjszabályok e mutatókra. A Cox–Snell és a Nagelkerke  $R^2$  esetén a mutató 0 és 1 közé esik, valamint minél magasabb az értéke, a becslés annál jobbnak tekinthető. Esetünkben ez közepesnek nevezhető. A McFadden-mutatónál a 0,2 és 0,4 közötti érték jó, de a kapott 0,183 sem számít rossznak.

6. táblázat

*A pseudo  $R^2$ -statisztikák*  
(Pseudo  $R$ -squared statistics)

Cox–Snell	<b>0,569</b>
Nagelkerke	<b>0,569</b>
McFadden	<b>0,183</b>

Összegezve, a három mutatócsoport arra utal, hogy az ordinális regresszióval kapott modellünk jónak tekinthető, és a pseudo  $R^2$ -statisztikák is abba az irányba mutatnak, hogy közepes vagy jó lehet az ordinális regresszióval és a tizedekre áttanszformált adatokon elvégzett vizsgálatunk.

Végül nézzük meg a tizedekre osztott QS-rangsor és a modellel kapott előrejelzés közötti összefüggést a két függő változó keresztábrája segítségével.

7. táblázat

*Az előre jelzett függő változó és a rangértékek a tizedekben*  
(QS ranking, and cross table of the predicted decimals)

QS-rangsor	Előre jelzett kategóriák										Teljes
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1	68	16	8	3	4	1	0	0	0	0	100
2	28	27	23	13	3	4	1	0	1	0	100
3	5	18	30	16	9	11	4	0	3	4	100
4	1	13	23	15	8	15	5	0	8	12	100
5	0	5	19	15	14	17	6	2	9	13	100
6	0	4	10	10	18	9	7	1	21	20	100
7	0	1	9	7	10	16	7	4	23	23	100
8	0	1	4	6	17	13	8	0	27	24	100
9	0	0	8	6	17	11	13	3	31	11	100
10	0	0	0	0	0	2	2	1	18	80	103
Teljes	102	85	134	91	100	99	53	11	141	187	1003

A keresztábra  $\chi^2$  értéke 0,000, ami arra utal, hogy a két sorrend között létezik kapcsolat. Ezt a Cramer-féle  $\phi$  vagy  $V$  asszociációs mérőszám 0,343-es értéke is alátámasztja, ami közepesnek tekinthető. Az eredmény is azt bizonyítja, hogy az ordinális regressziós modellünk kapcsolatot mutat a független és a függő változók, vagyis a QS-rangsor között.

## 6.2. Rangregresszió

A rangregresszió a regresszióknak az az esete, amikor a rangok közötti összefüggést főleg lineáris modellekkel becsüljük. Az első lépés általában az értékek sorrendi skálára transzformálása. A módszer legnagyobb előnye, hogy az outliereket – melyek a becslést zavarhatják – könnyebben kiszűri. A rangkorrelációt főként orvosi és pszichológiai tanulmányok alkalmazzák. A számításokat az MS Excel solverével végeztük el.

Az eljárás abból indul ki, hogy a függő és független változókat egy sorrendi skálára alakítja át. Esetünkben a hat folytonos változót kell átalakítani, mert a függő változók, azaz a QS-rangsor sorrendi skálán értelmezett, még akkor is, ha holtverseny is előfordulhat, és elő is fordul benne. Ezután az adatok között lineáris kapcsolatot tételezünk fel, ami esetünkben

$$(QS-R) = \alpha + \beta_{PUB} \cdot R(PUB) + \beta_{AUT} \cdot R(AUT) + \beta_{FWCI} \cdot R(FWCI) + \\ + \beta_{CIT} \cdot R(CIT) + \beta_{H5-I} \cdot R(H5 - I) + \beta_{AFS} \cdot R(AFS)$$

alakban írható fel, ahol az  $R(\cdot)$  rangfüggvény az egyetem rangját jelöli az adott kritérium szerint és  $\alpha$ ,  $\beta_{PUB}$ ,  $\beta_{AUT}$ ,  $\beta_{FWCI}$ ,  $\beta_{CIT}$ ,  $\beta_{H5-I}$ , és  $\beta_{AFS}$  az egyenlet paramétereit. Legyen az előre jelzendő érték  $pred(QS-R)_i$ , ahol  $i$  az  $i$ -edik egyetemet jelöli.

Értelmezzünk most egy távolságot, metrikát  $d^p(\dots; \dots)$  függvénnyel, ahol  $p$  a metrika értéke, ami egynél nem kisebb. A távolságfüggvény ekkor

$$d^p((QS-R)_i, pred(QS-R)_i) = \left[ \sum_{i=1}^n \left\{ (QS-R)_i - pred(QS-R)_i \right\}^p \right]^{\frac{1}{p}}.$$

Ha  $p = 1$ , akkor a távolságfüggvény a következő lesz

$$d^1((QS-R)_i, pred(QS-R)_i) = \sum_{i=1}^n \left| (QS-R)_i - pred(QS-R)_i \right|,$$

amelyet Manhattan-távolságnak hívnak. A klasszikus euklideszi távolság esetén  $p = 2$ :

$$d^2((QS-R)_i, pred(QS-R)_i) = \left[ \sum_{i=1}^n \left\{ (QS-R)_i - pred(QS-R)_i \right\}^2 \right]^{\frac{1}{2}}.$$

Végül, a Csebisev-távolság esetén  $p \rightarrow \infty$ , ekkor a metrika

$$d^\infty((QS-R)_i, pred(QS-R)_i) = \max_i \left| (QS-R)_i - pred(QS-R)_i \right|.$$

A három távolságra és a sorrendi ordinális skálára elvégezhetjük a minimalizálásokat. Az eredményeket a 8. táblázat mutatja.

8. táblázat

*A becsült paraméterek a távolságfüggvények szerint*  
(Estimated parameters by distance functions)

Távolság	$\alpha$	$\beta_{PUB}$	$\beta_{AUT}$	$\beta_{FWCI}$	$\beta_{CIT}$	$\beta_{H5-I}$	$\beta_{AFS}$	Minimum
Manhattan	0,014	0,574	0,000	0,216	0,000	0,143	0,045	167107,7
Euklideszi	0,000	0,000	0,000	0,000	0,087	0,000	0,000	10129,0
Csebisev	1,001	0,590	0,394	0,000	0,000	0,024	0,013	471,5

Látható a 8. táblában, hogy a  $p$  függvényében csökken a minimum értéke. A paramétereket csak háromtizedes jegyig mutatjuk be.

9. táblázat

*A becsült rangsorok közötti korrelációk*  
(Correlations between the estimated rankings)

Távolság	Euklideszi	Csebisev	(QS-R)
Manhattan	0,50	0,47	<b>0,69</b>
Euklideszi		0,51	0,46
Csebisev			0,47

A 9. táblázatban azt vizsgáltuk, hogy a három távolsággal kapott sorrend egymással és főként a QS-rangsorral milyen lineáris kapcsolatban van. A legerősebb

kapcsolatot a Manhattan-távolság és a QS-rangsor között találtuk, ami 0,69-os értékkel közepesen erősnek mondható. A többi rangsor között közepes lineáris kapcsolat áll fenn. Összegezve: a Manhattan-távolsággal jól becsülhető a QS-rangsor.

### 6.3. Lineáris regresszió

Végül bemutatjuk, hogy miként lehet úgy becsülni a QS-rangsort, ha feltételezzük, hogy az metrikus, azaz a változói folytonosak, vagy legalábbis úgy viselkednek. A becsléshez az SPSS 26 négy lineáris regressziós algoritmusát használjuk. Az eredményeinket a 10. táblázat tartalmazza.

10. táblázat

*A QS-R lineáris regressziós becslésének eredményei az SPSS különböző metódusai szerint*  
(QS-R linear regression estimates based on various SPSS methods)

Módszer	Konstans	PUB	AUT	FWCI	CIT	H5-I	AFS	R <sup>2</sup>
Enter	905,520 (0,000)	-0,008 (0,000)	-5,929E-5 (0,949)	-54,789 (0,034)	0,001 (0,000)	-3,534 (0,000)	0,004 (0,423)	0,481 (0,694)
Stepwise	835,568 (0,000)	-	-	-	-	-3,891 (0,000)	-	0,471 (0,686)
Backward	912,301 (0,000)	-0,008 (0,000)	-	-58,202 (0,022)	0,001 (0,000)	-3,491 (0,000)	-	0,481 (0,694)
Forward	835,568 (0,000)	-	-	-	-	-3,891 (0,000)	-	0,471 (0,686)

*Megjegyzés.* Zárójelben a paraméterek szignifikanciaszintjei találhatóak.

Az  $R^2$  a 0,471 és 0,481 értékeket veszi fel, itt a zárójelben az  $R$ -értékeket, vagyis a többszörös korrelációs együtthatót szerepeltetjük. A lineáris regressziós modellben ez egyben a kanonikus korrelációs hányadosnak felel meg. A 0,686 és 0,694 értékek arra utalnak, hogy gyengén erős kapcsolat van a QS-rangsorban elfoglalt hely és a többi változó becslési eredménye között. Az enter módszer paraméterei – két kivétellel – legalább 5 százalékos szinten szignifikánsak.

A stepwise és forward regressziós módszerek ugyanazt az eredményt adják, az  $R^2$  értéke mindkét esetben 0,471, ami azt mutatja, hogy a H5-I önmagában is képes jól előre jelezni a rangsort. Ráadásul az  $R^2$ -érték csak kissé alacsonyabb mértékben tér el a maximálisan elérhetőtől.

Az azonos  $R^2$ -értékű enter és backward eljárásokkal kapott becslőfüggvények abban térnek el egymástól, hogy a backward nem tartalmazza egyik létszámadatot sem. A paraméterek csak kicsit különböznek egymástól. Ennek a két egyenletnek a kondíciós indexei (CI) 23 és 24 közöttiek, vagyis a multikollinearitás létezése nem zavaró a modell becslésére. Három változó (*PUB*, *CIT* és *H5-I*) varianciainflációs tényezője (*VIF*) nagyobb 10-nél, ami kollinearitásra utal, de a CI-érték ezt nem igazolta vissza.

A várakozásnak megfelelően, a konstans pozitivitása mellett a paraméterek többsége negatív. Ez azt mutatja, hogy a változók növekedése csökkenti a QS értéket, azaz a rangsorban elfoglalt helye annak az egyetemnek lesz jobb – és ezzel az egyetemi ranglistán kedvezőbb helyen szerepel –, amelynek ezek a kritériumai növekednek. Ugyanakkor az összes publikáció száma és az egyetem oktatói-kutatói állománya változó pozitív együtthatója arra utal, hogy ezek növekedése – ha kismértékben is – rontja az egyetem listán elfoglalt helyét.

## 7. Az egyetemek csoportosítása klaszterelemzéssel

Kísérletet tettünk az egyetemek csoportba sorolására is. Ez a vizsgálat azt célozta, hogy megállapítsuk vajon felismerhetők-e csoportok az adatállományban. A csoportba sorolást a quick cluster technika segítségével végeztük el, melynek az az előnye, hogy meghatározza az egyes klaszterek középpontjait, és így tipizálhatóvá válnak az egyes csoportok.

A 11. táblázat azt mutatja, hogy a 13 választott klaszternek nagyon különböző az elemszáma, 8 klaszternek 11-nél kevesebb. Ez a 8 klaszter így összesen 34 egyetemet tartalmaz. A másik 5 klaszterben viszont az elemszám legalább 43. A klaszterek számát viszonylag magasán állapítottuk meg, de még így is kevésbé vált szét az adatállományunk értelmezhető csoportokra. Ugyanakkor az adatállomány mintegy 81 százalékát nem bontotta tovább az algoritmus.

11. táblázat

A 13 klaszterben szereplő egyetemek száma  
(Number of universities in the 13 clusters)

1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	Összesen	Hiányzó érték
klaszter														
4	2	1	11	3	43	471	250	109	5	1	7	71	978	25

*Forrás:* Saját összeállítás a Scopus-adatbázis alapján.

A 12. táblázatban mutatjuk be a 34 egyetemet tartalmazó 8 klasztert. Ezekben szerepelhetnek „kiugró” adatokkal rendelkező egyetemek, amelyeket a klaszterközpontok segítségével azonosítunk.

12. táblázat

*A legkevesebb elemet (egyetemet) tartalmazó nyolc klaszter*  
(The eight clusters with the fewest elements [universities])

Klaszter sorszáma	Elemszám	Egyetem neve	Ország
3.	1	Harvard University	Egyesült Államok
11.	1	Universidad Nacional Autónoma de México	Mexikó
2.	2	University of Toronto	Kanada
		Stanford University	Egyesült Államok
5.	3	University of Oxford	Egyesült Királyság
		University College London	Egyesült Királyság
		Johns Hopkins University	Egyesült Államok
1.	4	Université Paris-Saclay	Franciaország
		Massachusetts Institute of Technology	Egyesült Államok
		University of Michigan-Ann Arbor	Egyesült Államok
		University of Washington	Egyesült Államok
10.	5	University of Melbourne	Ausztrália
		Peking University	Kína
		University of Copenhagen	Dánia
		Sorbonne Université	Franciaország
		University of California, Berkeley	Egyesült Államok
12.	7	Tsinghua University	Kína
		University of Cambridge	Egyesült Királyság
		Imperial College London	Egyesült Királyság
		University of Pennsylvania	Egyesült Államok
		Columbia University	Egyesült Államok
		University of California at Los Angeles	Egyesült Államok
		University of California at San Diego	Egyesült Államok
4.	11	University of Sydney	Ausztrália
		University of British Columbia	Kanada
		Shanghai Jiao Tong University	Kína
		Zhejiang University	Kína
		National University of Singapore	Szingapúr
		University of Chicago	Egyesült Államok
		Yale University	Egyesült Államok
		Cornell University	Egyesült Államok
		Northwestern University	Egyesült Államok
		Duke University	Egyesült Államok
		University of Pittsburgh	Egyesült Államok
Összesen	34		

*Forrás:* Saját összeállítás a Scopus-adatbázis alapján.

Jellemezzük most a 978 egyetem 13 klaszterét a klaszterközepek segítségével. A klaszterközepeket nem az általunk használt quick cluster technikával adott klaszterközepek értékeivel, hanem azok egyes változók szerinti sorrendjével azonosítjuk; vagyis a legalább intervallumskálán mért értékeket ordinális skálára transzformáltuk a változók szerint. Az ordinális skálán a *PUB*-, *FWCI*-, *CIT*- és *H5-I*-változókra az volt a legelőnyösebb, ha azok értékei minél nagyobbak. Ugyanakkor az *AUT*-, *AFS*- és *QS-R*-változóinkra a legkisebb értéket tekintettük legelőnyösebbnek. A legelőnyösebb érték tehát az egy, amit a kettő követ, és így tovább.

13. táblázat

*A klaszterközepek transzformált értékei*  
(Transformed values of the cluster means)

Klaszter sorszáma	<i>PUB</i>	<i>AUT</i>	<i>FWCI</i>	<i>CIT</i>	<i>H5-I</i>	<i>AFS</i>	<i>QS-R</i>	Egyetemek száma
3.	1	12	2	1	1	8	1	1
11.	9	13	13	11	11	13	8	1
2.	2	11	1	2	2	12	3	2
5.	3	9	3	3	3	11	2	3
1.	4	10	4	4	4	6	9	4
10.	6	6	7	6	6	7	6	5
12.	5	8	5	5	5	10	4	7
4.	7	7	6	7	7	9	5	11
6.	8	5	8	8	8	5	7	43
13.	10	4	9	9	9	4	10	71
9.	11	3	10	10	10	3	11	109
8.	12	2	11	12	12	2	12	250
7.	13	1	12	13	13	1	13	471
<i>Összesen</i>								978

Látható, hogy a 3. klaszter szinte minden változót tekintve kiváló, de ez az eredmény elsősorban az oktató-kutatói állomány és a szerzők nagy számának köszönhető. Ugyanez állapítható meg a 2. és az 5. klaszterről is. Ugyanakkor a 11. klaszter szinte minden változó szerint rosszabb eredményt mutat. Az 1., a 4., a 10. és a 12. klaszterekben a legjobb négy egyetemet követő nagyon szűk kör következik. A többi 5 klaszterbe a kisebb és közepes méretű egyetemek tartoznak, ami a rangsorokból is elég egyértelműen kiderül.

## 8. Összegzés

Az oktatáspolitikai döntéshozók és a tudománypolitikusok gyakran használt döntés-előkészítő eszközei az egyetemi rangsorok. A dolgozat ezek közül a kiemelkedő szerepet betöltő információforrást, a QS World University Rankings 2021-et vizsgálta. A rangsorok az egyetemek jellemzőinek (kutatási teljesítmény a publikációkon és a hivatkozásokon keresztül, az oktatási teljesítmény, az egyetem ipari kutatási-fejlesztési pénzeket vonzó képessége) különböző súlyozásával állnak elő. Elemzésünkben a kutatási teljesítményt vettük figyelembe, és azon belül is csak azokat az adatokat, amelyeket a szabadon hozzáférhető Scopus-/SciVal-adatbázisokból kinyerhettünk. Célunk kettős volt: egyrészt az adatállományokból kinyert változók közötti lineáris összefüggések elemzése, másrészt az egyetemek csoportosítása klaszterelemzés segítségével.

A változók közötti lineáris összefüggések feltérképezését ötféle technikával hajtottuk végre. A korrelációelemzés azt az eredmény hozta, hogy a kiválasztott változók között viszonylag erős lineáris kapcsolat van. Mindez lehetővé tette, hogy a változókat főkomponens-elemzés segítségével csoportosítsuk. A hét változó korrelációs mátrixát három komponens segítségével alkottuk meg. Ez a variancia közel 88 százalékát reprodukálta. A három komponens közül az első a létszám adatok és a publikációk számával mutatott erős kapcsolatot. A második komponens a hivatkozásokot és az abból származtatható mutatókat tartalmazta, míg végül a QS-sorrend került egyedül egy komponensbe. Ennek ismeretében a varianciainflációs tényezővel a hét változót csökkenthettük. A *H5-I*- és a *PUB*-változó erős kollinearitást mutatott a maradék öt változóval. Regressziós modellel becsültük a QS-rangsort, ami magas, 0,469  $R^2$ -értéket adott. A becslés másik érdekessége, hogy a sorrend stepwise regresszió esetén csak az ötéves Hirsch-indextől függ. Végül parciális korrelációs elemzéssel az ok-okozati kapcsolatot tártuk fel. Ez a vizsgálat lényegében a főkomponens-elemzés eredményét és a faktorokhoz rendelhető változóinkat igazolta vissza. Eszerint a létszám adatok (*AUT*, *AFS*) és a közleményszám (*PUB*) összefüggése mellett a hivatkozási mutatók (*CIT*, *FWCI*) kerültek egybe, és a lánc végén az ötéves Hirsch-indexhez (*H5-I*) kapcsolódva az egyetemi sorrend (*QS-R*). Ezt az eredményt a regresszió is alátámasztotta.

A klaszterelemzés során azt az eredményt kaptuk, hogy a nagy és jól ismert egyetemek kisebb csoportokban és darabszámmal alkotnak klasztereket. Amint bemutattuk, 8 klaszterbe került 34 egyetem az 1 003-ból, ami alacsony sűrűséget jelez. A többi 5 klaszterbe nagy elemszámmal kerültek egyetemek, vagyis azok között már nehezebb különbséget tenni. A csoportokat a klaszterközepekkel reprezentáltuk, és a közepek értékeit ordinális skálára transzformáltuk, amely azt mutatta ki, hogy a klaszterek öt változó szerint szinte azonos sorrendet adtak, míg a létszám adatoknál, ha fordítottan is, de hasonló sorrendet kaptunk.



## Irodalom

- ABRAMO, G. – D'ANGELO, C. A. – DI COSTA, F. [2008]: Assessment of sectoral aggregation distortion in research productivity measurements. *Research Evaluation*. Vol. 17. No. 2. pp. 111–121. <https://doi.org/10.3152/095820208X280916>
- ABRAMO, G. – D'ANGELO, C. A. [2014]: How do you define and measure research productivity? *Scientometrics*. Vol. 101. pp. 1129–1144. <https://doi.org/10.1007/s11192-014-1269-8>
- AITHAL, P. S. – SHAILASHREE, V. T. – KUMAR, P. M. [2016]: The study of new national institutional ranking system using ABCD framework. *International Journal of Current Research and Modern Education*. Vol. 1. No. 1. pp. 389–402. <https://ssrn.com/abstract=2790229>
- ALTBACH, P. G. [2012]: The globalization of college and university rankings. *Change: The Magazine of Higher Learning*. Vol. 44. Issue 1. pp. 26–31. <https://doi.org/10.1080/00091383.2012.636001>
- ALTBACH, P. G. [2013]: *The International Imperative in Higher Education*. Sense Publishers. Rotterdam.
- BARKER, K. [2002]: *Canadian Recommended E-learning Guidelines*. FuturEd for Canadian Association for Community Education. Vancouver. <https://www.futured.com/pdf/CanREGs%20Eng.pdf>
- BENITO, M. – GIL, P. – ROMERA, R. [2020]: Evaluating the influence of country characteristics on the higher education system rankings' progress. *Journal of Informetrics*. Vol. 14. Issue 3. pp. 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.joi.2020.101051>
- BOBBY, C. L. [2014]: *The Abcs of Building Quality Cultures for Education in a Global World*. Conference presentation. International Conference on Quality Assurance 2014. 8–10 December. Bangkok.
- BOGUE, G. [1998]: Quality assurance in higher education: The evolution of systems and design ideals. *New Directions for Institutional Research*. Vol. 1998. Issue 99. pp. 7–18. <http://dx.doi.org/10.1002/ir.9901>
- BUELA-CASAL, G. – GUTIÉRREZ-MARTÍNEZ, O. – BERMÚDEZ-SÁNCHEZ, M.P. – VADILLO-MUÑOZ, O. [2007]: Comparative study of international academic rankings of universities. *Scientometrics*. Vol. 71. No. 3. pp. 349–365. <https://doi.org/10.1007/s11192-007-1653-8>
- DE WIT, H. [2015]: Is the international university the future for higher education? *International Higher Education*. Vol. 80. No. 7. <https://doi.org/10.6017/ihe.2015.80.6133>
- DIACONIS, P. [1988]: Group representations in probability and statistics. *Institute of Mathematical Statistics Lecture Notes-Monograph Series*. Vol. 11. pp. 1–198. <https://jdc.math.uwo.ca/M9140a-2016-summer/Diaconis-1988.pdf>
- DOBOS I. – MICHALKÓ G. – SASVÁRI P. L. [2020]: Messze még a híd? Kelet-Közép-Európa gazdaságtudományi kutatóinak összehasonlítása. *Statisztikai Szemle*. 98. évf. 8. sz. 981–1000. old. <https://doi.org/10.20311/stat2020.8.hu0981>
- DOBOS, I. – MICHALKÓ, G. – SASVÁRI, P. L. [2021]: The publication performance of Hungarian economics and management researchers: A comparison with the Visegrád 4 countries and Romania. *Regional Statistics*. Vol. 11. No. 2. pp. 165–182. <https://doi.org/10.15196/RS110207>

- DOĞAN, G. – AL, U. [2019]: Is it possible to rank universities using fewer indicators? A study on five international university rankings. *Aslib Journal of Information Management*. Vol. 71. No. 1. pp. 18–37. <https://doi.org/10.1108/AJIM-05-2018-0118>
- ELSEVIER [2019]: *Research Metrics Guidebook*. <https://www.elsevier.com/research-intelligence/resource-library/research-metrics-guidebook>
- FERANECOVÁ, A. – KRIGOVSKÁ, A. [2016]: Measuring the performance of universities through cluster analysis and the use of financial ratio indexes. *Economics and Sociology*. Vol. 9. No. 4. pp. 259–271. <https://doi.org/10.14254/2071-789X.2016/9-4/16>
- GLÄNZEL, W. [2008]: Seven myths in bibliometrics. About facts and fiction in quantitative science studies. *Journal of Scientometrics and Information Management*. Vol. 2. Issue 1. <https://doi.org/10.1080/09737766.2008.10700836>
- GREEN, D. [1994]: *What is Quality in Higher Education?* Society for Research into Higher Education. London.
- HALAWEH, M. [2020]: Research productivity index (RPI): A new metric for measuring universities' research productivity. *Information Discovery and Delivery*. Vol. 49. No. 1. pp. 29–35. <https://doi.org/10.1108/IDD-01-2020-0003>
- HARVEY, L. [2008]: Rankings of higher education institutions: A critical review. *Quality in Higher Education*. Vol. 14. No. 3. pp. 187–207. <https://doi.org/10.1080/13538320802507711>
- HAUPTMAN KOMOTAR, M. [2019]: Global university rankings and their impact on the internationalisation of higher education. *European Journal of Education*. Vol. 54. Issue 2. pp. 299–310. <https://doi.org/10.1111/ejed.12332>
- HAZELKORN, E. – LOUKKOLA, T. – ZHANG, T. [2014]: *Rankings in Institutional Strategies and Processes: Impact or Illusion?* European University Association. Brussels. <https://eric.ed.gov/?id=ED571137>
- HAZELKORN, E. [2015]: *Rankings and the Reshaping of Higher Education: The Battle for World-class Excellence*. Palgrave Macmillan. London.
- IOANNIDIS, J. P. – PATSOPOULOS, N. A. – KAVVOURA, F. K. – TATSIONI, A. – EVANGELOU, E. – KOURI, I. – CONTOPOULOS-IOANNIDIS, D. G. – LIBEROPOULOS, G. [2007]: International ranking systems for universities and institutions: A critical appraisal. *BMC Medicine*. Vol. 5. No. 1. <https://doi.org/10.1186/1741-7015-5-30>
- KABA, A. – RAMAIAH, C. K. [2020]: Global research productivity in knowledge management: An analysis of scopus database. *Library Philosophy and Practice*. (e-journal) Winter 1–25. pp. 1–19. <https://digitalcommons.unl.edu/libphilprac/3920/>
- KING, R. [2009]: *Governing Universities Globally: Organizations, Regulation and Rankings*. Edward Elgar Publishing. Cheltenham.
- LAREDO, P. [2007]: Revisiting the third mission of universities: Toward a renewed categorization of university activities? *Higher Education Policy*. Vol. 20. No. 4. pp. 441–456. <https://doi.org/10.1057/palgrave.hep.8300169>
- LEE, J. – LIU, K. – WU, Y. [2020]: Does the Asian catch-up model of world-class universities work? Revisiting the zero-sum game of global university rankings and government policies.

- Educational Research for Policy and Practice*. No. 19. pp. 319–343. <https://doi.org/10.1007/s10671-020-09261-x>
- LIU, N. C. – CHENG, Y. [2005]: The academic ranking of world universities. *Higher Education in Europe*. Vol. 30. No. 2. pp. 127–136. <https://doi.org/10.1080/03797720500260116>
- LIU, Z. – MOSHI, G. J. – AWUOR, C. M. [2019]: Sustainability and indicators of newly formed world-class universities (NFWCUs) between 2010 and 2018: Empirical analysis from the rankings of ARWU, QSWUR and THEWUR. *Sustainability*. Vol. 11. No. 10. Article no. 2745. <https://doi.org/10.3390/su11102745>
- LOUGHRAN, G. [2016]: Why university rankings may be harming higher education. *The Irish Times*. 19 September. [www.irishtimes.com/news/education/why-university-rankings-maybe-harming-higher-education-1.2793532](http://www.irishtimes.com/news/education/why-university-rankings-maybe-harming-higher-education-1.2793532)
- LOWRY, P. B. – KARUGA, G. G. – RICHARDSON, V. J. [2007]: Assessing leading institutions, faculty, and articles in premier information systems research journals. *Communications of the Association for Information Systems*. Vol. 20. pp. 142–203. <https://doi.org/10.17705/1CAIS.02016>
- MARGINSON, S. – VAN DER WENDE, M. [2009]: The new global landscape of nations and institutions. In: *Higher Education to 2030. Volume 2. Globalisation*. pp. 17–62. <https://doi.org/10.1787/9789264075375-en>
- QS (QUACQUARELLI SYMONDS) [2020]: *QS World University Rankings*. <https://www.topuniversities.com/university-rankings/world-university-rankings/2021>
- OECD (ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT) [2015]: *Education at a Glance 2015 – OECD Indicators*. Paris. <https://doi.org/10.1787/eag-2015-en>
- PARCON, J. C. [2003]: *Spearman Rank Regression*. PhD Dissertation. Western Michigan University. Michigan. <https://scholarworks.wmich.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=2270&context=dissertations>
- PIETRUCHA, J. [2018]: Country-specific determinants of world university rankings. *Scientometrics*. Vol. 114. December. pp. 1129–1139. <https://doi.org/10.1007/s11192-017-2634-1>
- PURKAYASTHA, A. – PALMARO, E. – FALK-KRZESINSKI, H. J. – BAAS, J. [2019]: Comparison of two article-level, field-independent citation metrics: Field-weighted citation impact (FWCI) and relative citation ratio (RCR). *Journal of Informetrics*. Vol. 13. No. 2. pp. 635–642. <https://doi.org/10.1016/j.joi.2019.03.012>
- SAFÓN, V. [2013]: What do global university rankings really measure? The search for the X factor and the X entity. *Scientometrics*. Vol. 97. March. pp. 223–244. <https://doi.org/10.1007/s11192-013-0986-8>
- SALMI, J. [2009]: *The Challenge of Establishing World-Class Universities*. World Bank. Washington, D.C. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-7865-6>
- SALMI, J. [2011]: Nine common errors when building a new world class university. *Dyna*. Vol. 78. No. 168. pp. 5–7. <https://doi.org/10.6017/ihe.2011.62.8529>
- SHEEJA, N. K. – MATHEW K. S. – CHERUKODAN, S. [2018]: Impact of scholarly output on university ranking. *Global Knowledge, Memory and Communication*. Vol. 67. No. 3. pp. 154–165. <https://doi.org/10.1108/GKMC-11-2017-0087>

- SHIN, J. C. – TOUTKOUSIAN, R. K. – TEICHLER, U. (eds.) [2011]: *University Rankings – Theoretical Basis, Methodology and Impacts on Global Higher Education*. Springer. Dordrecht. <https://doi.org/10.1007/9789400711167>
- YERAVDEKAR, V. R. – TIWARI, G. [2017]: *Internationalization of Higher Education in India*. SAGE Publications India Pvt. Ltd. New Delhi.
- YERBURY, D. [2006]: *Spreading Universities' Foreign Risks*. [www.theage.com.au/news/opinion/spreading-universities-foreign-risks/2006/01/11/1136956237562.html](http://www.theage.com.au/news/opinion/spreading-universities-foreign-risks/2006/01/11/1136956237562.html)