

Közzététel: 2020. július 9.

A tanulmány címe:

Visszatérés az ipszatív skálákhoz: új módszer kidolgozása a szervezeti szubkultúrák azonosítására az OCAI alapján

Szerző:

KÁSA RICHÁRD, a Budapesti Gazdasági Egyetem tudományos főmunkatársa
E-mail: kasa.richard@uni-bge.hu

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2020.7.hu0783>

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 részei 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 98. évfolyam 7. számában megjelent, Kása Richárd által írt, 'Visszatérés az ipszatív skálákhoz: új módszer kidolgozása a szervezeti szubkultúrák azonosítására az OCAI alapján' 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.

Kása Richárd

Visszatérés az ipszatív skálákhoz: új módszer kidolgozása a szervezeti szubkultúrák azonosítására az OCAI alapján*

**Returning to ipsative scales: developing a new method for identifying
organizational subcultures based on OCAI**

KÁSA RICHÁRD, a Budapesti Gazdasági Egyetem tudományos főmunkatársa
E-mail: kasa.richard@uni-bge.hu

A szervezeti kultúra témája évtizedek óta nagy népszerűségnek örvend a menedzsment szakirodalomban, szerepe nemcsak a tudományos közlemények szintjén, de az üzleti tanácsadás területén is egyre népszerűbb. A szervezeti kultúra felmérésének, megismerésének számos célja lehet: választ tudunk adni arra, hogy miként képviselhetik a szervezeti tagok a szervezet értékeit, illetve hogyan interpretálhatók ezek az értékek a szervezeti tagokon keresztül, elősegítve ezzel a szervezeteket érintő változtatások, fejlesztések, átalakítások megszilárdulását, egyszersmind a vezetési funkciók hatékonyabb gyakorlását. Ehhez azonban szükséges a homogén szubkultúrák azonosítása és az ezek közötti kölcsönös függőség megismerése, amihez elengedhetetlen egy széles körben validált modellre épülő megbízható eszköz használata. Az egyik ilyen népszerű modell a CVF (competing values framework – versengő értékek modellje), eszköze pedig az OCAI (organizational culture assessment instrument – szervezeti kultúra értékelésének eszköze). A modellt az 1980-as években *Quinn* és *Rohrbaugh*, az eszközt az 1990-es évek elejére *Cameron* és *Quinn*, az elemzési módszert pedig az 1990-es évek végére *Hofstede* fejlesztette ki. Ebben a tanulmányban a szerző ez utóbbihoz kíván hozzászólni: ugyanis e módszer nem szolgálja minden tekintetben a CVF-modell eredeti céljait.

Jelen írás szerzője az eredeti elemzési technika statisztikai alapvetéseit, előnyeit és legfőbb hátrányait mutatja be, majd az OCAI segítségével felvett minta elemzésének és a szubkultúrák keresésének saját fejlesztésű új megközelítését és módszerét ismerteti, amely az eredetihez képest jobb összhangban van a CVF elveivel. A kifejlesztett ún. „súlypont” módszert és annak teljesítményét két korábbi adatfelvétel adatbázisán teszteli, és összehasonlítja az eredeti elemzési technika eredményeivel.

TÁRGYSZÓ: szervezeti kultúra, CVF, OCAI

* A szerző köszönetét fejezi ki kollégáinak (Budapesti Gazdasági Egyetem): *Heidrich Balázsnak* és *Nicholas Chandlernek* a közösen felvett adatbázisok felhasználásához adott jóváhagyásukért, továbbá *Gubán Miklósnak* és *Réthy Gábornak* értékes tanácsaikért, valamint az anonim lektor hasznos javaslataiért.

Organizational culture has been a popular topic in management literature for decades, its role is getting more and more in focus both in scientific publications and business consulting. Surveying and understanding organizational culture may have several goals: to determine the ways in which the members of an organization can represent and interpret the organisational values, promote the consolidation of changes, developments and transformations that affect the organisation, and exercise more effectively the leadership functions. However, this requires the identification of homogeneous subcultures and the understanding of their interdependence, which needs a reliable tool that is based on a widely validated model. One of such popular models is the CVF (competing values framework) whose tool is the OCAI (organizational culture assessment instrument). The model was developed by *Quinn* and *Rohrbaugh* in the 1980s, the tool by *Cameron* and *Quinn* in the early 1990s, and the method of analysis by *Hofstede* in the late 1990s.

In this study, the author comments on this last point: the method developed by *Cameron* and *Quinn* and further developed by *Hofstede* does not serve the original objectives of the CVF model in all respects. This is also mentioned by *Cameron* and *Quinn* themselves: at the end of their book they draw the readers' attention to the fact that the technique they present may not be the best, and they are waiting for further development ideas (*Cameron–Quinn* [1999] p. 161.). The literature, however, does not abound in such ideas.

The author of this paper presents the statistical fundamentals, advantages and main disadvantages of the original analysis technique, and introduces a new approach for analysing samples taken by OCAI and searching for subcultures which is more in line with CVF principles than the original method. His so-called 'centre of gravity' method and its performance are tested on a database of two surveys, and compared with the results of the original analytical technique.

KEYWORD: organization culture, CVF, OCAI

A szervezeti kultúra témája iránt az 1970-es évek végén, az 1980-as évek elején kezdtek egyre inkább érdeklődni a gyakorló szakemberek, vállalatvezetők és kutatók. Számos népszerű könyv, konferencia és neves folyóiratok teljes különszámú (*Administrative Science Quarterly* [1979], [1983]; *Journal of Management* [1985]; *Journal of Management Studies* [1986]) dolgozták fel és mutatták be a témát azzal az ígérettel, hogy a szervezeti kultúra segít majd megérteni, a szervezetekben az egyének miként kerülnek interakcióba egymással, valamint ezen keresztül hogyan tudják a szervezetek elérni kinyilvánított és kimondatlan céljaikat (*Chatman–O'Reilly* [2016]). Az 1980-as évekre – a komplex vállalati környezeti problémák kezelésére (radikális technológia fejlődés, szűkülő piacok, globalizáció) egyfajta válaszként – a vállalatvezetés lényeges feladata lett a szervezeti kultúrával való „foglalkozás”, amit alátámasztanak a tudásalapú vállalatelméletek és a humán erőforrásokkal foglalkozó elméletek ez irányú kiterjesztései is (*Málovics* [2007]). Az 1980-as évek végére a szervezeti kultúra a vezetés egyik megkerülhetetlen alrendszerévé,

a kontroll eszközévé (Málovics [2007]) és számos módszertani kísérletezés terepévé vált. Ahhoz azonban, hogy a szervezeti kultúra adta vezetési lehetőségek kihasználhatók legyenek, fontos azt megismerni, felmérni. Ennek hatékony módja az egyéni kulturális jegyek felmérése, a homogén csoportok (szubkultúrák) azonosítása és ezen jellemzők extrapolálása a szervezetre. A szervezeti kultúra felmérése azonban „nem hétvégi kirándulás, és nem is jogakurzus” (Palahniuk [1996]): számos modell és technika áll rendelkezésre, kihívások elé állítva a kutatók módszertani felkészültségét.

Jelen cikk célja az egyik legnépszerűbb kultúrafelmérési modell mérési eszközében használt módszertan statisztikai szempontú vizsgálata és hibáinak feltárása, illetve kiküszöbölése egy új, a szerző által fejlesztett eljárással. A tanulmány ennél fogva vitaindító lehet egyrészt az OCAI-t használó kutatók és tanácsadók körében, másrészt pontot tehet az OCAI mérési skálájával kapcsolatos évtizedes szakmai vitára, harmadrészt pedig számot tarthat olyan kutatók és vezetési tanácsadók érdeklődésére, akik bár használnak kultúrafelmérési módszereket, de figyelmen kívül hagyják ezek felmerülő problémáit. Így – meglátásom szerint – írásomnak elméleti és gyakorlati jelentősége is van, mivel az itt közreadott módszer alapján lehetőség nyílik bárki számára az OCAI segítségével gyűjtött adatok (újra)elemzésére. Miért van erre szükség? A tanulmányból kiderül, hogy az eredeti módszerrel komoly problémák vannak, különösen, ha a szubkultúrák azonosításáról van szó.

1. Szakirodalom áttekintése: a CVF-módszer és az OCAI bemutatása, elméleti háttér

A következő alfejezetekben bemutatom a fejlesztendő módszert, tekintsük át tehát a CVF-módszer háttérét, összetevőit, az arra épülő OCAI technikáját és ezek alkalmazási körét.

1.1. A CVF-módszer

A szervezeti kultúra megragadásának, mérésének az egyik legszélesebb körben elterjedt és elfogadott eszköze (Cameron *et al.* [2014], Chatman–O’Reilly [2016], Hartnell–Ou–Kinicki [2011]) a CVF (versengő értékek modellje), mely az 1980-as évekre nyerte el végső formáját, és amely a kevés értékalapú modellek egyikeként a szervezeti hatékonyságot is próbálja megragadni¹ (Quinn–Rohrbaugh [1983]), Campbell [1977] irodalomkutatását – melyben 30 különböző kritériumát azonosította a

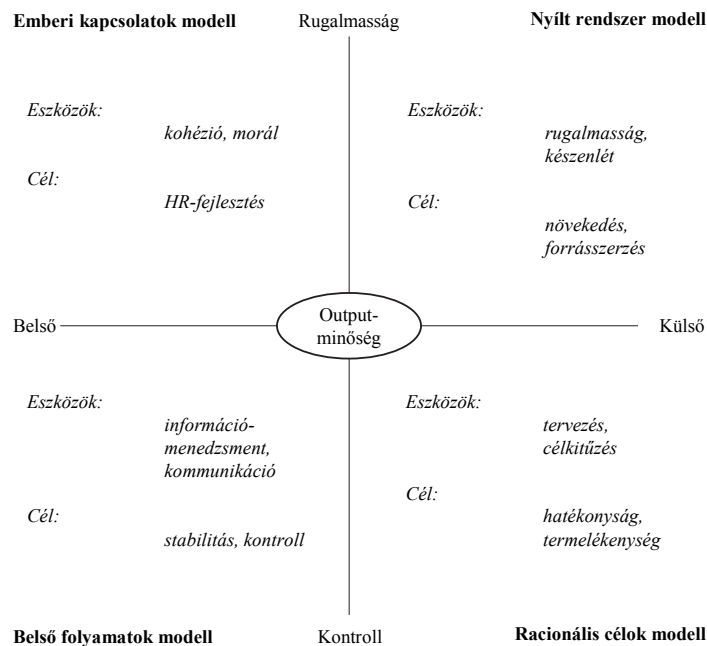
¹ Azt, hogy a modell a szervezeti hatékonyságot is méri, 84 tanulmány 91 mintájának metaelemzésével támasztják alá Hartnell *et al.* [2011].

szervezeti hatékonyságnak – *Quinn és Rohrbaugh* [1981] használták fel, akik 52 szervezetelmélettel foglalkozó kutató segítségével e kritériumokat három dimenzióba transzformálták: belső-külső orientáció, rugalmasság-stabilitás, valamint eszközök-célok. Ez utóbbi dimenziót később Quinn és Rohrbaugh az előző kettőbe integrálta.

Így tehát kialakult a CVF-modell kezdeti formája, amely már két ortogonális dimenziót jelenített meg, amelyeket két ellentétes végpontjukkal azonosítottak: az első dimenzió a szervezet struktúrájára utalva a belső orientáltságot és integrációt a külső orientáltsággal és megkülönböztetéssel szemben definiálja, a másik dimenzió a szervezet fókuszára utalva a rugalmasságot és megfontoltságot a stabilitással és kontrollal állítja szembe. E két dimenzió négy végpontja, négy különböző hatékonyságkritérium-csoportot határoz meg: „az emberi kapcsolatok modelljét, a nyílt rendszermodellt, a belső folyamatok modelljét és a racionális célok modelljét” (*Quinn–Rohrbaugh* [1981] 134. old.). (Lásd az 1. ábrát.)

A CVF-modell „kifejezett célja e szembeállítás megragadása” (*Quinn–Rohrbaugh* [1981] 135. old.), azaz a szemben álló értékek ellenpólusként történő definiálása.

1. ábra. Az eredeti CVF-modell
(The original CFV model)



Megjegyzés. HR (human relations): humán kapcsolatok.

Forrás: *Quinn–Rohrbaugh* [1981] 2. ábrája alapján.

A négy, páronként kölcsönösen ellentétes karakterisztikák egy szervezetben egyszerre is jelen vannak, hiszen ellentmondásos funkcionális követelményekkel rendelkezhetnek, ami feszültséget okozhat a négy antagonisztikus struktúra között (Sjöberg [1967]), azonban egyéni szinten és egy adott pillanatban ezek az ellentétek kizárják egymást (Quinn–Rohrbaugh [1983] 375. old.) – ebben áll a CVF-modell lényege.

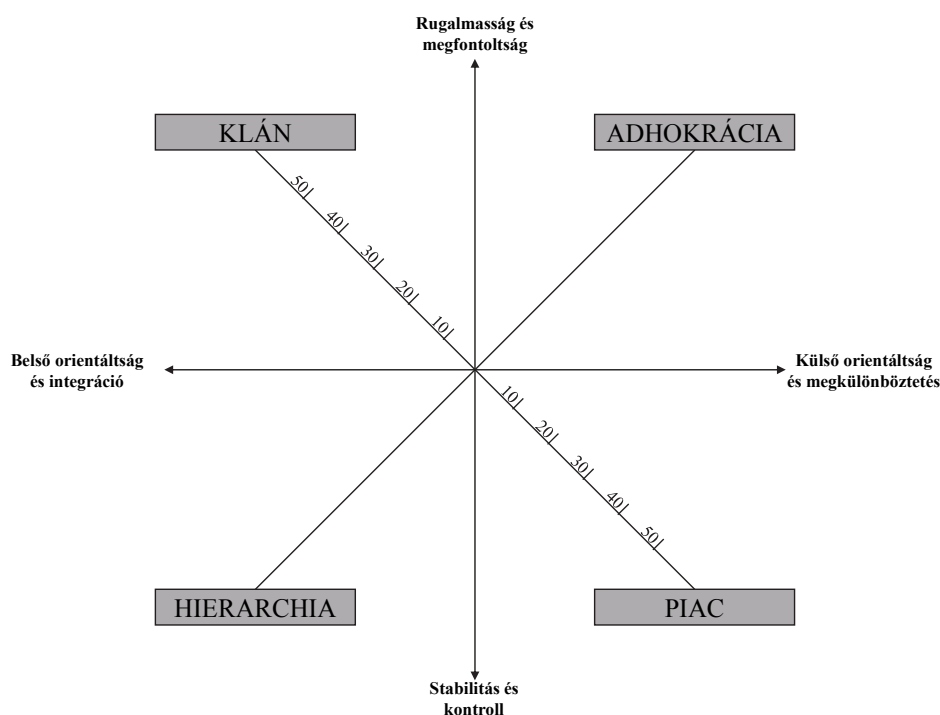
1.2. A CVF-modell mérési eszköze és skálái

Habár az eredeti CVF-modell hatékonyságkritérium-csoportjai tiszta formájukban nem jelennek meg a szervezetekben, hangsúlyeltolódásaik azonban jól differenciálható kulturális profilokat hoznak létre (Chatman–O’Reilly [2016]), melyek a szervezeti kultúra négy típusát különítik el egymástól. Ezeket Cameron és Quinn ([1999] 35. old.) korábbi szervezeti kultúrával foglalkozó tanulmányok alapján – létrehozva ezzel a CVF-modell végleges formáját – a következők szerint nevesítette: *klán*, *hierarchia*, *piac* és *adhokrácia*.² (Lásd a 2. ábrát.) A szerzők az eredeti CVF-modellel azonos módon ezt is úgy alakították ki, hogy a négy kvadráns szemben levő tömbjei (tehát az átlók, illetve síknegyedfelezők végpontjain meghatározott kultúrátípusok) szintén egymással ellentétesek, azaz *versengők* (Cameron–Quinn [1999] 36. old.). Ez könnyen belátható egyrészt a kultúrátípusok értelmezésével (hiszen, ahogy a szerzők is illusztrálják [ui. 36. old.], a klán kultúra, illetve a piac esetében nem lehet valaki egyszerre belső és külső fókusszal is rendelkező), másrészt matematikailag (ha ugyanis a tengelyfelek ellentétes értékeket mérnek, akkor a síknegyedfelezők ellentétes végpontjai is ellentétesek egymással, ily módon az I. és III, valamint a II. és IV. síknegyedek is ellentétben [„versenyben”] állnak egymással).

A továbbfejlesztett CVF-modellre építve Cameron és Quinn [1999], [2006] a négy kultúrátípus alapján kidolgozott egy mérési rendszert és értékelési skálát. Ez az OCAI, amely hat kategóriából álló kérdőíves eszköz. A szervezet tagjainak 4-4 kérdés között kell 100 pontot szétosztania minden kategóriában. A 4-4 kérdés két dimenzióban teszi lehetővé a mérést: az első az, amilyenek a szervezet tagjai a szervezetet jelenleg látják, a második pedig az, amilyenek látni szeretnék (Cameron–Quinn [1999] 2.1. ábra). A szerzők az ipszatív skála alkalmazásával próbálják meg az eszközbe átemelni a CVF-modell versengő, végpontokat kölcsönösen kizáró szemléletét.

² A kultúrátípusok jellemzői jelen tanulmány szempontjából nem lényegesek, a szervezeti kultúrával foglalkozó szakirodalom azt részletesen tárgyalja (Bakacsi [1999], Heidrich [2001]), számos empirikus vizsgálat keretében is (Chandler [2015]; Chandler–Heidrich–Kasa [2017a], [2017b], [2018]; Heidrich–Chandler [2014]; Losonci et al. [2015]; Losonci et al. [2017]), csakúgy, mint az eredeti tanulmányra (Cameron–Quinn [1999]) épülő könyv (Cameron–Quinn [2006] 29–35. old.).

2. ábra. A továbbfejlesztett CVF-modell
(The improved CVF model)



Forrás: Cameron–Quinn [1999] 35. old. alapján Szabó–Csepregi [2009].

Az OCAI megbízhatóságát a benne levő változók skáláinak megbízhatóságán keresztül lehet értelmezni (Davis–Cates [2018]), amit egy 1991-es tanulmányban Quinn és Spreitzer [1991] meg is tett 86 vállalat 769 vezetőjével felvett minta alapján. Az érvényességgel és megbízhatósággal Davis és Cates is részletesen foglalkoztak, számos empirikus mérésre hivatkozva (Cameron–Quinn [1999] 153. old.). Emellett Kwan és Walker [2004] nagy körültekintéssel gyűjtötte össze a módszer validálásáról született tanulmányokat – e cikkben ezzel nem foglalkozom.

A módszer alkalmazása, kifejlesztése óta, rendkívül elterjedté vált: a 2000-es évekre a szervezeti kultúra felmérésének legszélesebb körben használt kvantitatív eljárása lett (Kwan–Walker [2004]), 2005-ig legalább 10 ezer szervezetnél használták (Cameron [2008]); 2008-ig Hartnell, Ou és Kinicki [2011] 4 637 tudományos publikációt azonosított, amelyben a CVF/OCAI-módszerrel foglalkoztak, és közülük 808-ban kvantitatív mérésre is használták azt. Elterjedtségének okai: 1. a módszer kevés dimenzióval számos vonatkozását megragadja a szervezeti kultúrának

és hatékonyságnak (*Ralston et al.* [2006]); 2. rendkívül sok területen és sok szerző által validált kultúraközi kutatásokban (*Howard* [1998], *Ralston et al.* [2006]); 3. tömör, rövid és könnyen megválaszolható kérdőív áll mögötte 24 változóval; 4. az egyik legszélesebb körben (például iparágakra való tekintet nélkül) használható eszköz.

1.3. Az OCAI-modell összetevői, felépítése

Bár *Cameron* és *Quinn* [1999] könyvükben részletesen leírják az eszköz használatát, azonban ahhoz, hogy a mögötte levő módszert fejleszteni lehessen, az eredeti eljárást is operacionalizálni kell, és egzakt formulákkal le kell írni, amit a szerzők nem tettek meg. A legalkalmasabb technikának – figyelembe véve az általam fejlesztett módszer paramétereinek igényeit is – az objektumorientált megközelítés tűnik. Mindezek alapján javaslom a következőkben leírt jelölésrendszert.

Legyen X egy objektum, mely három indexszel rendelkezik:

$$X_{i,j}^T \quad /1/$$

ahol

X – az objektumot, a modell változóit, $X \in \{A, B, C, D\}$;

i – a válaszadó sorszámát,³ $i \in \{1, \dots, 6\}$, n a minta nagyságát;

j – a modell kérdéscsoportjainak sorszámát, $j \in \{1, \dots, 6\}$;

T – az objektum osztályát, a változó domaint, $T \in \{N, P\}$; N a jelenlegi állapotok észlelését (now, percieved), P a kívánt állapotot (preferred) jelöli.

$$X \in \begin{cases} A: klán \\ B: adhokrácia \\ C: piac \\ D: hierarchia \end{cases}$$

Ezt az indexelési rendszert a kialakított modell minden (statisztikai) változójára fenntartom a továbbiakban. Ennek értelmében tehát az $A_{64,2}^P$ a 64. válaszadó

³ Helyére valamely egyedcsoport is kerülhet, így a későbbiekben bevezetett: k – klaszter; g – (demográfiai) csoport; s – szubkultúra. Tehát k_i az i -edik klasztert jelöli és így tovább. Ha az i index helye üres, akkor az adott objektum a teljes mintára vonatkozik.

kívánt (P) A értékét jelöli a második kérdéscsoportban. Az OCAI-módszer ipszatív skáláin teljesülnie kell tetszőleges i -re:

$$\sum_{j=1}^6 \bar{X}_{i,j}^T = A_{i,j}^N + B_{i,j}^N + C_{i,j}^N + D_{i,j}^N = A_{i,j}^P + B_{i,j}^P + C_{i,j}^P + D_{i,j}^P = 100. \quad /2/$$

Jelölje \bar{X}_i^T az i -edik válaszadó adott változóra adott összes válaszáinak átlagát a T domainben:

$$\bar{X}_i^T = \frac{1}{6} \sum_{j=1}^6 X_{i,j}^T. \quad /3/$$

Ennél fogva \bar{A}_{64}^P a 64-ik válaszadó A (klán) kérdésekre adott válaszainak az átlagát jelöli, a kívánatos helyzetre vonatkozóan:

$$\bar{A}_{64}^P = \frac{1}{6} \sum_{j=1}^6 A_{64}^P. \quad /4/$$

1.4. Az eredeti OCAI-módszer matematikai leírása és a szubkultúrák azonosítása

Az eredeti OCAI-modellben az összes válaszadóra számítjuk ki az \bar{X}_i^T átlagokat /3/ szerint, majd a szervezetet ezen mutatók átlagolásával (*Cameron–Quinn* [2006] 33. old.) jellemezhetjük:

$$\bar{X}^T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^T, \quad T \in \{N, P\}. \quad /5/$$

A módszer lényege abban áll, hogy ezek az átlagok különféle demográfiai csoportokra, vállalati részlegekre stb. előállíthatók. Mivel a szervezeteket egyidejű kulturális heterogenitás jellemzi (*Cameron–Quinn* [1999], *Heidrich–Chandler* [2014]), így szükség szerű, hogy a szervezetben kulturálisan homogén csoportokat azonosítsunk (*Hofstede* [1998], *Sinclair* [1993]). *Hofstede* ([1998] 6. old.) ehhez a Ward-féle hierarchikus klaszteranalízist javasolja. Ez olyan módon hajtható végre, hogy az /5/ szerint előállt átlagokat a $T = P$ esetekre klaszterezzük Ward-módszerrel, melynek eredményeként k számú klaszter áll elő, és ezek a $\bar{X}_{k_i}^P$ klaszterközepekkel (klaszter-

átlagokkal) jellemezhetők, interpretálhatók, illetve klaszterenként kiszámíthatók az \bar{X}_k^N értékek is.

A k_i -edik klaszterre előáll az észlelt (now) állapot esetében:

$$\bar{X}_{k_i}^N \in \{\bar{A}_{k_i}^N; \bar{B}_{k_i}^N; \bar{C}_{k_i}^N; \bar{D}_{k_i}^N\}, \quad /6/$$

a kívánt állapot esetében pedig:

$$\bar{X}_{k_i}^P \in \{\bar{A}_{k_i}^P; \bar{B}_{k_i}^P; \bar{C}_{k_i}^P; \bar{D}_{k_i}^P\}. \quad /7/$$

1.5. Elemzési lehetőségek és vizualizáció

A további elemzési lehetőségek az eredeti módszer szerint viszonylag korlátozottak:

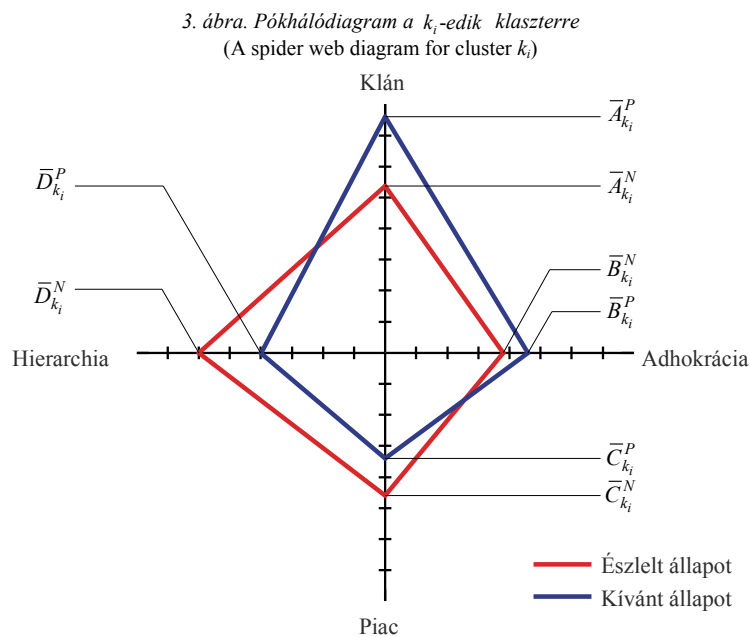
1. Az átlagok /5/ szerinti kiszámítása és összehasonlítása (például F -próbával) egyes demográfiai csoportokban, melyek rendszerint e tekintetben meglehetősen heterogének, ennél fogva nagyon torzítanak:

- $\bar{X}_{k_i}^P$ „klaszterközepek” kiszámítása;
- $\max_X \bar{X}_{k_i}^P$ meghatározása minden k_i klaszterre, ez alapján történik a szubkultúrák profilozása;
- $\bar{X}_{k_i}^N$ klaszterek észlelt kultúra értékátlagainak meghatározása, valamint $\max_X \bar{X}_{k_i}^N$ alapján a szubkultúraprofilok árnyalása;
- a klaszteranalízis miatt az $\bar{X}_{k_i}^P$ -ben az \bar{X}^P értékek k_i szerint ugyan különböznek, de semmi sem garantálja, hogy ezek \bar{X}^N szerint is eltérnének. Ezért fordulhat elő gyakran az, hogy egyes klaszterek (legtöbb esetben az elsőként adódó, legnagyobb elemszámú klaszter) nagyon hasonló (szignifikánsan nem eltérő) $\bar{X}_{k_i}^P$ értékekkel rendelkeznek \bar{X}^N szerint, ami megnehezíti a klaszterek (szubkultúrák) interpretálását.

2. Az N és P átlagok összehasonlítása (például F -próbával) a teljes vállalati mintára.

3. A szubkultúrákon belüli demográfiai megoszlások kiszámítása és a szubkultúrák jellemzése ezen viszonyszámokkal.

A módszer vizualizációja során csupán a klaszterközepeket: $\bar{X}_{k_i}^P$, valamint $\bar{X}_{k_i}^N$ (vagy a teljes szervezet átlagait: \bar{X}^P , \bar{X}^N , illetve demográfiai csoportokra: $\bar{X}_{g_i}^P$, $\bar{X}_{g_i}^N$) áll módunkban ábrázolni (pókháló-) sugárdiagramon (esetenként oszlopdiagramon is szokásos), ami szintén jelentősen torzítja az egyedek tényleges helyzetét a vizsgált négydimenziós térben.



Megjegyzés. $\bar{A}_{k_i}^N$ – az i -edik klaszter klán szerint jellemző észlelt átlaga; $\bar{A}_{k_i}^P$ – az i -edik klaszter klán szerint jellemző kívánt átlaga; $\bar{B}_{k_i}^N$ – az i -edik klaszter adhokrácia szerint jellemző észlelt átlaga; $\bar{B}_{k_i}^P$ – az i -edik klaszter adhokrácia szerint jellemző kívánt átlaga; $\bar{C}_{k_i}^N$ – az i -edik klaszter piac szerint jellemző észlelt átlaga; $\bar{C}_{k_i}^P$ – az i -edik klaszter piac szerint jellemző kívánt átlaga; $\bar{D}_{k_i}^N$ – az i -edik klaszter hierarchia szerint jellemző észlelt átlaga; $\bar{D}_{k_i}^P$ – az i -edik klaszter hierarchia szerint jellemző kívánt átlaga.

1.6. Az OCAI alkalmazása

A menedzsmentirodalom bővelkedik a szervezeti kultúrát vizsgáló tanulmányokban, empirikus kutatásokban, melyek közül igen sok foglalkozik azok felméré-

sével. Ezeket mutatják be *Detert, Schroeder és Mauriel* [2000], és az ehhez használt technikákat *Toarniczky* [2006], aki 16 eltérő kérdőívet talált és rendszerezett. A szakirodalomban ezek közül az OCAI a legnépszerűbb (*Cameron et al.* [2014], *Chatman–O'Reilly* [2016], *Hartnell–Ou–Kinicki* [2011]).

A Scopus és a Web of Science adatbázisából leszűrtem a szervezeti kultúrával foglalkozó azon tanulmányokat, melyek empirikus kutatásokat közöltek az elmúlt 10 évben (a találatok száma közel százezer). Ezután azokat választottam ki, melyek az OCAI-t használták (159 db). Az irreleváns cikkek és duplikációk eltávolítása után végül 34-et azonosítottam, melyek egyedi kutatások, és módszertanilag jól alkalmazzák az eszközt. (Lásd az 1. táblázatot.)

Az OCAI-módszer eredetileg a bemutatott ipszatív skálát használja, de némely felhasználó (részben a könnyebb kitöltés, és módszertani kezelhetőség okán) a Likert-skálát, ami a CVF alapelve alapján problémákat vet fel.⁴ Quinn és Spreitzer mindkét skálátípust elfogadják (*Quinn–Spreitzer* [1991]), mivel az ipszatív skála esetén a válaszok nem függetlenek egymástól, így egyes elemzési módszerek nem alkalmazhatók korrekt módon. Itt tehát egy nagyon fontos dilemma feszül a kutatókban (között): *válasszam az ipszatív skálát, mely jól tükrözi a CVF-modell eredeti céljait, de így statisztikailag korrekt módon több olyan módszert sem tudok alkalmazni, amely kiküszöbölne az átlagolással kapcsolatos problémákat⁵, vagy térjek át a Likert-skálára, amelyet bár az eljárás kitalálója (jobb híján) megenged, de így éppen az értékek versenyztetése tűnik el a modellből.* Ez a dilemma jól látható a szakirodalom empirikus cikkeiben is: az ipszatív skálát használók mindegyike csupán az eredeti módszer szerinti átlagolással⁶ (21 db) vagy egyszerű összegzéssel (1 db) tudta jellemezni a mintáit, míg a Likert-skálát választók közül (12 db) a legtöbben (7 db) összetettebb módszereket is alkalmaztak, melyekkel kiküszöbölték az átlag torzítását.⁷ Ezek a szerzők exploratív, esetleg konfirmatív faktorelemzést végeztek.

⁴ Ugyanis az értékek „versenyztetése” ipszatív skálával érhető el (lásd „A CVF mérési eszköze és skálái” c. fejezet), ellenben a Likert-skála alkalmazása megengedi, hogy egymással ellentétben álló változók is maximális skálaértéket kapjanak a válaszadótól. Ezek ellenére a Likert-skála is statisztikailag validált mérési eszközzé vált az OCAI-nak (*Howard* [1998]).

⁵ Főként az átlag torzító hatására gondolok, és később a cikkben igazolom is azt, hogy az ipszatív skálák átlagolásával gyakran nagyon torzító, főátlag közeli részátlagokat kapunk, melyek nehezen interpretálhatók, illetve használhatók csoportképző ismérvként, ami lényeges szempont lenne a szubkultúrák azonosításában.

⁶ Ez számos problémát vet fel, melyekre később térek ki tanulmányomban.

⁷ A fennmaradó 5 szerző vélhetően módszertani ismeretek korlátozottsága miatt nem merészkedett messzebb az átlag számításánál.

1. táblázat

OCAI-skálák használata a szakirodalomban
(Types of OCAI scales in the literature)

Szerző	Téma	Szegmentálás	OCAI-skála	Módszer
<i>Acar</i> [2012]	vezetés, OC, logisztika	nincs	Likert-skála (n.a.)	PCA
<i>Al Issa</i> [2019]	vezetés, OC, egyetemek	nincs	Likert-skála (1–5)	CFA
<i>Ibarra-Michel et al.</i> [2019]	szállodák, OC	önkéntes (szervezeti részlegenként)	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Choi et al.</i> [2010]	sportszervezetek (baseball)	nincs	Likert-skála (1–6)	CFA, SEM
<i>Kose-Korkmaz</i> [2019]	egyetemek	önkéntes (szervezeti részlegenként)	Likert-skála (1–7)	EFA, CFA (csak három faktor lett)
<i>McLaughlin-Bessant-Smart</i> [2008]	érett mérnöki vállalatok (kis- és középvállalatok)	nincs	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Wyrwicka-Chuda</i> [2019]	kisvállalatok, design thinking, OC	önkéntes (szervezeti részlegenként)	ipszatív skála (100)	additív
<i>Bing-You et al.</i> [2019]	szociális ellátás	önkéntes (szervezeti részlegenként)	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Heritage-Pollock-Roberts</i> [2014]	egészségügy	nincs	Likert-skála (1–5)	CFA
<i>Van et al.</i> [2018]	egészségügy	önkéntes (demográfiai csoportonként) és OCAI-kérdéscsoportonként	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Vlaicu et al.</i> [2019]	szociális	OCAI-kérdéscsoportonként	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Lorincova-Hitka-Balazova</i> [2016]	humán erőforrás-menedzsment minősége, OC	önkéntes (demográfiai csoportonként) és OCAI kérdéscsoportonként	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Frey et al.</i> [2016]	szociális	nincs	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Bing-You-Varaklis</i> [2016]	oktatás	nincs	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Zbieg et al.</i> [2017]	bányászat, teljesítménymenedzsment	önkéntes (demográfiai csoportonként)	Likert-skála (1–6)	átlag
<i>Teravainen-Junnonen-Ali-Loytty</i> [2018]	feldolgozóipar	önkéntes (demográfiai csoportonként)	Likert-skála (1–5)	korrigált átlagok
<i>Lizbetinova-Lorincova-Caha</i> [2016]	logisztika	OCAI-kérdéscsoportonként	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Lovas</i> [2007]	OC, munkahelyi elégedettség	nincs	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Berkemeyer et al.</i> [2015]	oktatás	önkéntes (osztályonként)	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Dostiyarova</i> [2016]	oktatás	nincs	ipszatív skála (100)	átlag

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(Folytatás)

Szerző	Téma	Szegmentálás	OCAI-skála	Módszer
<i>Losonci et al.</i> [2017]	OC, lean menedzsment*, feldolgozóipar	klaszterezés (Ward-féle klaszterezés)	Likert-skála (1–5)	EFA, CFA
<i>Bendak–Shikhli–Abdel-Razek</i> [2020]	OC, innováció	nincs	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Teravainen–Junnonen</i> [2019]	OC, változás-menedzsment, építőipar	önkéntes (szervezetként)	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Caliskan–Zhu</i> [2019]	oktatás	OCAI-kérdéscsoportonként	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Stemberger et al.</i> [2018]	BPM, TQM, OC	BPM- és TQM-gyakorlatok alapján képzett csoportok	Likert-skála (1–5)	átlag
<i>Jaeger–Yu–Adair</i> [2017]	OC, építőipar	önkéntes (demográfiai csoportonként)	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Kargas–Varoutas</i> [2015]	vezetés, OC	önkéntes (szervezetként)	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Simanskiene–Gargasas–Ramanauskas</i> [2015]	OC	nincs	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Currie–Shepstone</i> [2012]	vezetés, OC, könyvtár	nincs	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Zavayalova–Kuchеров</i> [2010]	munkahelyi elégedettség, OC	munkahelyi elégedettség alapján	Likert-skála (n.a.)	átlag
<i>Vijayalakshmi–Awasthy–Gupta</i> [2009]	OC, szervezetalakítás	önkéntes (demográfiai csoportonként)	Likert-skála (1–5)	átlag
<i>Oney–Yazici et al.</i> [2007]	OC, építőipar	OCAI-kérdéscsoportonként, <i>k</i> -közép klaszteranalízis	Likert-skála (1–5)	átlag
<i>Twati–Gammack</i> [2006]	OC, információs rendszer adaptálása	önkéntes (demográfiai csoportonként)	ipszatív skála (100)	átlag
<i>Nukic–Matotek</i> [2014]	OC, építőipar	önkéntes (demográfiai csoportonként)	ipszatív skála (100)	átlag

* Vállalatirányítási/-szervezési módszer, amelynek célja a termékek, szolgáltatások minél hatékonyabb és gazdaságosabb előállítása.

Megjegyzés. OC (organizational culture): szervezeti kultúra; OCAI (organizational culture assessment instrument): szervezeti kultúra értékelésének eszköze; PCA (principal component analysis): főkomponens-elemzés; CFA (confirmatory factor analysis): konfirmatív faktorelemzés; EFA (exploratory factor analysis): exploratív faktorelemzés; SEM (structural equation modeling): strukturális egyenletek modellezése; TQM (total quality management): teljes körű minőségmenedzsment; BPM (business process management): üzleti folyamat-szervezés.

A szakirodalom áttekintéséből az is látható, hogy klaszterezési eljárással kevés szerző vállalkozik a kulturálisan homogén szegmensek, szubkultúrák azonosítására, pedig a kultúrafelmérések egyik célja ez lenne, a következő okok miatt:

1. Egy szervezeten belül jellemzően nem egységes a kultúra: a domináns kultúra mellett léteznek létszámukat tekintve kisebb, de eltérő kulturális jegyekkel rendelkező, de formálisan nem szerveződő csoportok (Schein [1992]).

2. Mivel e csoportok gyakran nem csak a szervezeti struktúra vagy demográfiai jegyek alapján szerveződnek (lásd Chandler [2015] összegzését), ezért téves megközelítés az, hogy ezek alapján kell a szervezetet szegmentálni, és ezen csoportok domináns kultúradimenzióiból következtetve szubkultúrákat önkényesen definiálni; azokat ugyanis keresni kell, a kultúradimenziók hasonlósága alapján (például klaszteranalízis segítségével).

1.7. Az eredeti OCAI-módszer problémái és korlátai

Az eredeti CVF-modell és az arra épülő OCAI-skálák megbízhatóságához és validitásához nem fér kétség, ezt számos tanulmány igazolja (Denison–Mishra [1995], Hartnell–Ou–Kinicki [2011], Howard [1998], Lamond [2003]). Az is nyilvánvaló, hogy alkalmazásuk nem igényel túl nagy módszertani apparátust: átlagot számítanak a teljes szervezetre (esetleg demográfiai csoportokra is), és ezt pókhálódiaagramon ábrázolják. Azonban, ha az adatelemzés módját alaposabban megvizsgáljuk, adódik néhány probléma. Vegyük ezeket sorra:

A) Az egyes értékek versengésének megőrzése az elemzés során

1. *Ipszatív skálák alkalmazása – nomologikus érvényesség.*

Az ipszatív skálákkal Cameron és Quinn azt szerették volna biztosítani, hogy a CVF versengő szemlélete egyértelműen megjelenjen az OCAI-ban is, ezzel „kiemelve és differenciálva azt a kulturális egyediséget, amivel egy szervezet rendelkezik”, mivel „a válaszadókat abba a kényszerhelyzetbe hozza a skála,⁸ hogy kompromisszumra jussanak a négy érték között” (Cameron–Quinn [1999] 160. old.). Csakhogy az egyedi válaszok teljes szervezetre (demográfiai csoportra) vonatkoztatott átlagolása során éppen ezek az egyedi jellemvonások vesznek el. Erre világítanak rá a 84 tanulmányból nyert 94 független minta metaelemzésével Hartnell, Ou és Kinicki ([2011] 686. old.), akik azt ta-

⁸ Tapasztalataink szerint (Chandler–Heidrich–Kasa [2017a], [2018]) azonban a gyakorlat azt mutatja, hogy a válaszadók előszeretettel adnak kerek, átlag körüli pontszámokat (20, 25, 30).

lálják, hogy az elvileg versengő értékek között jelentős korreláció mutatkozik (átlagosan 0,54-es korrelációs együttható), melyből azt a következtetést vonják le, hogy „az ellentétes kvadránsokban levő kultúrátípusok nem versengők, vagy nem paradoxok” (ui. 687. old.). Megítélésem szerint ez a konklúzió téves, ugyanis nem a CVF elvi megfontolásai vagy az OCAI mérési skálái (változók) okozzák ezt a komplementaritást, illetve koegzisztenciát,⁹ hanem az elemzési technika.

2. *Likert-skálára való áttérés.* Bár a Likert-skála alkalmazása megoldja a változók összefüggésének problémáját, és így teljesül a függetlenségi feltétel, ami számos elemzési technika használatát teszi lehetővé, de ezáltal elvész a módszer „versenyzetető” jellege. További probléma, hogy Likert-skálás értékelés esetén a négy kultúradimenziót rögzítő kérdésekre a válaszadók által adott értékek általában növekednek a kívánt tipológiában az észlelthez képest mind a négy dimenzió tekintetében (Cameron–Quinn [2011]). A CVF szerint ez nem történhetne meg, mivel azt állítja, hogy az ellentétes kvadránsok a szervezeti kultúra ellentétes vonásait képviselik. Ez azt jelenti, hogy így a diagramban a megjelenítést szolgáló négyzet területe a *kívánt* esetben nő a *jelenleg észlelt* esethez képest. Ezért tehát amikor egy dimenzió értéke növekszik az észleléshez képest, akkor a vele szemben levőnek szükség szerint csökkennie kell, hiszen tipikusan nem lehet egy szervezet egyszerre rendkívül innovatív és vállalkozói jellegű (adhokrácia), miközben rendkívül formális eljárásokon keresztül irányítják a vállalkozást erőskezü vezetők (hierarchia). Erre a komoly problémára nemigen van válasz a szakirodalomban, csupán Teravainen, Junnonen és Ali-Loytty [2018] próbálták megoldani. A szerzők javaslata hasonló elgondolásra épül, mint az általam fejlesztett módszer, azonban az csak a kívánt értéket korrigálja, az észleltet nem, így torzul az értékek összehasonlíthatósága, illetve ez a fejlesztés csak ennek az egy problémának a megoldására törekszik, ráadásul a javasolt megoldás (Teravainen–Junnonen–Ali-Loytty [2018] 55. old.) nem általánosítható.

3. *Statisztikai módszerek.* További hátránya az ipszatív skálának, hogy a megszokott statisztikai elemzések nem használhatók ezeken az adatbázisokon, hiszen az egyes kultúradimenziókat mérő változók nem függetlenek egymástól. A kutatók erre válaszként számos gyakorlati alkalmazás során egyszerűen áttérnek a Likert-skálára (Losonci et al. [2017], Quinn–Spreitzer [1991], Yeung–Brockbank–

⁹ Ezt egyes szerzők (Chatman–O’Reilly [2016] 11. old., Hartnell–Ou–Kinicki [2011] 687. old.) azzal magyarázzák, hogy ezek az értékek egyszerre vannak jelen a szervezetben, ami nyilvánvalóan igaz, hiszen a szervezeti kultúrával foglalkozó irodalomnak ez alaptézise, azonban ez nem lehet egyidejűleg az egyén szintjén is ennyire heterogén, mivel ekkor egyszerre kell, hogy valaki külső és belső fókusszal is rendelkezzen, illetve stabil és rugalmas is legyen.

Ulrich [1991]), aminek köszönhetően azonnal megszűnik az értékek versenyztetése már a mérőeszköz szintjén, még mielőtt az elemzésre sor kerülne. Másik megoldás lehet az elemzési módszerek körültekintőbb megválasztása, azokat kell preferálni, amelyek nem érzékenyek a függetlenség hiányára. *Cameron és Freeman* ([1991] 21. old.) erre a varianciaanalízist és a diszkriminanciaanalízist javasolják.

B) Klaszterezés kapcsán felmerülő problémák

1. *Klaszterek interpretálása.* A klaszteranalízis során olyan homogén csoportokat hozunk létre, melyeken belül az egyedek a klaszterképző ismérvek (\bar{X}^P) szerint hasonlóak, de a klaszterek ezen ismérvek alapján eltérők. Ez a módszer biztosítja azt, hogy a klaszterek a négy kultúradimenzió alapján különbözzenek, azt azonban nem, hogy egy-egy kultúradimenzió értéke a klaszterek között is eltérő legyen. Ez olyan anomáliákat hozhat létre, amelyek gátolják a klaszterek interpretálhatóságát.

2. *Az észlelt állapot (percepció) gyakran nem ad információt.* Problémát jelent az eredeti módszerben, hogy a /6/ képlet szerinti klaszterezés után ezekre a klaszterekre meghatározzák az $\bar{X}_{k_i}^N$ átlagokat (észlelt állapotot). Azonban mivel nem ez alapján történt a klaszterezés, és a hasonló preferenciákkal rendelkező (egy csoportba került) válaszadók nem szükségszerűen észlelték azonosan a szervezet állapotát, így a legtöbb esetben ezek az értékek átlag körüliek (≈ 25), következésképpen ez általában nem tesz hozzá az elemzéshez. (Ezzel szemben a súlypontmódszerben az $\bar{X}_{k_i}^N$ értékek alapján ugyanolyan csoportképzés történik az egyedek abszolút helyzete szerint.)

3. *Optimális klaszterszám.* A k érték meghatározása szubjektív, ezt maga *Hofstede* ([1998] 6. old.) is megemlíti, és javasolja a screeplot ábra előállítását, valamint értelmezését. Ám ez a statisztikailag optimális k érték nem szükségszerűen könnyen interpretálható a szubkultúrák szempontjából, így választása mindig szubjektív.

4. *Klaszterközép torzítása.* További problémát jelent, hogy a klaszterközép elmosza az egyes klasztertagok valós helyzetét, különösen zajos adatok esetében, ahol nem tudja a módszer kiszűrni az inkonzisztens válaszadókat, akik elhúzzák a mintát (annak átlagát) a skálaközép felé, illetve ugyancsak nem különíti el a ténylegesen kiegyensúlyozott (egyetlen kultúradimenzió szerint sem domináns, átlagos) válaszadókat sem, akik szintén torzítják az átlagokat.

5. *Mintaelemszám.* A klaszterezés során problémát okozhat az alacsony mintaelemszám – ami megnehezíti az esetlegesen változatos

szubkultúrák szeparálását –, valamint annak torzító hatása és interpretálhatósága.

6. *Nagyméretű, átlagos klaszterek.* A klaszterezés során gyakran gondot jelent, hogy minél nagyobb egy klaszter mérete, annál inkább átlag közelében (≈ 25) mozognak a klaszterképző ismérvek értékei. Ez azt a téves helyzetet sugallja, hogy a szervezetet ez a legnagyobb klaszter jellemezi, amelyben egyetlen dimenzió sem domináns.

7. *Független minták összehasonlíthatósága (eltérő szervezetek eredményeinek összehasonlítása).* Quinn és Rohrbaugh ([1981] 138. old.) fogalmazta meg azt az elvárást, hogy a CVF-re épülő módszereknek meg kell teremteniük azt a lehetőséget, hogy az egymástól függetlenül felvett minták (eltérő vállalatoknál) eredményei is összehasonlíthatók lehessenek. Azonban, ha az elemzési technikában bármilyen szubjektív mozzanat, relatív értékelés van, akkor nem teljesül ez az elvárás: közvetlenül nem vethetők össze a nem egyszerre, egy adatbázisban elemzett minták.

C) Átlagolás során felmerülő problémák

Az OCAI-módszerrel nyert adatbázis elemzése során használt technika – ahogyan az az előzőkből egyértelműen látható – többszöri átlagoláson alapul: először az /5/ képlet szerint egyedszintű átlagokat kell képezni (ez nyilvánvalóan elkerülhetetlen), majd ezen átlagok alapján klaszterezést hajtunk végre, ezután pedig a klasztereket egyedei kultúradimenzió-átlagaival jellemezzük. Ez a procedúra háromszorosan is torzítja az eredeti információt (pozitív és negatív eltérések kiegyenlítése, outlierekkel kapcsolatos problémák), és gyakran lapított, kisimított, „átlagos” diagramot kapunk.

D) Elemzési és vizualizációs lehetőségek korlátozottsága

Az eredmények interpretálása kapcsán fontos megemlíteni, hogy a mélyebb elemzés és a vizualizáció a módszerek mely korlátai miatt nem valósulhat meg.

2. Az OCAI-adatok hatékony elemzéséhez szükséges módszertan fejlesztése

Az OCAI-módszer alkalmazása – ahogyan az 1. fejezetben bemutatam, illetve, ahogyan a kutatók és szervezetfejlesztési tanácsadók számára is nyilvánvaló –, az eredmények pókhálódiagramon ábrázolása és értelmezése egyszerű, azonban ezekkel együtt számos – elsősorban statisztikai, módszertani – problémát rejt, me-

lyek felett gyakran átsiklik a gyakorlott kutató is. Ám e problémáknak – meglátásom szerint – jelentős hatásai vannak a kultúrafelmérés eredményére. Az OCAI nagyon népszerű, az egyik leggyakrabban használt kultúrafelmérési eszköz, illetve mivel a modell kidolgozói maguk is tisztában vannak korlátaival, fontosnak tartom, hogy foglalkozzunk módszertani fejlesztésével, frissítésével.

Az ebben a fejezetben bemutatott, általam kidolgozott fejlesztési javaslat meglátásom szerint feloldja a felsorakoztatott problémákat, és lehetőséget ad egyrészt arra, hogy módszertanilag is korrekten használjuk az eszközt, másrészt kinyitja a lehetőséget számos összetett statisztikai elemzési eljárás alkalmazására, harmadrészt pedig pontosabb képed ad a szervezet egészéről, függetlenül annak méretétől.

2.1. Matematikai leírás és a szubkultúrák azonosítása

Az eredeti módszerhez hasonlóan számítsuk ki minden i -re ($i \in \{1, \dots, n\}$) és T -re ($T \in \{N, P\}$) a /3/ képlet alapján az \bar{X}_i^T értékeket. Ezután, az eredeti módszertől eltérően, klaszteranalízis helyett állítsuk elő minden válaszadóra a radardiagramot¹⁰ a következő módon:

1. Minden válaszadóra ($i = [1, \dots, n]$) számítsuk ki az \bar{X}_i^P átlagokat.

2. Ez a négy \bar{X}_i^P érték a koordinátarendszerben egy mindig konvex négyszöget formál, melynek átlói (tengelyek) merőlegesek egymásra – csakúgy, mint a 3. ábra pókhálódiagramja.

3. A CVF-modell filozófiáját kihasználva, ti., hogy a tengelyfelek egymással versengő értékeket jelenítenek meg ($x > 0$: adhokrácia \leftrightarrow $x < 0$: hierarchia, $y > 0$: klán \leftrightarrow $y < 0$: piac)

a radardiagramként ábrázolt négyszögeket az \bar{X}_i^P értékek helyett a négyszög *súlypontjának* koordinátaival is egyértelműen jelölhetjük az ipszatív skálák miatt.

Legyen P_i az i -edik válaszadó *kívánt* értékeinek átlagával meghatározott síkidom súlypontja:

$$P_i(x_i^P; y_i^P) = P_i\left(\frac{\bar{B}_i^P - \bar{D}_i^P}{2}; \frac{\bar{A}_i^P - \bar{C}_i^P}{2}\right). \quad /8/$$

¹⁰ Nem minden válaszadóra állítunk elő radardiagramot, csupán virtuálisan, paraméterek szintjén.

Legyen N_i az i -edik válaszadó észlelt értékeinek átlagával meghatározott síkidom súlypontja:¹¹

$$N_i(x_i^N; y_i^N) = N_i \left(\frac{\bar{B}_i^N - \bar{D}_i^N}{2}, \frac{\bar{A}_i^N - \bar{C}_i^N}{2} \right). \quad /9/$$

Így minden válaszadó két ponttal (N_i, P_i) , a szervezet pedig a pontok (x : BD és y : AC dimenziók által meghatározott) síkban történő ábrázolásával jellemezhető, valamint a szóródás elemzésén keresztül objektív következtetések vonhatók le. A válaszadók ugyanis klaszteranalízis helyett a pontok (válaszadók) abszolút helyzete alapján különíthetők el (csoportosíthatók) szubkultúrákba.

A klaszteranalízis miatti szubjektivitás (k értékének meghatározása), és a válaszadók négydimenziós térben elfoglalt relatív helyzete alapján történő csoportosítás helyett vegyük az előbbieken leírt kétdimenziós síkban elfoglalt abszolút helyzetüket. A minta pontdiagramban történő ábrázolása lehetővé teszi a válaszadók egyedi elhelyezését. Ezzel szükségtelenné válik a (Ward-féle) klaszterezés alkalmazása, ami rendkívül torzítja a minta jellemzését (klaszterekben belüli egyedek változóinak átlagolása, kiugró értékek). E torzító hatás kiküszöbölésére egy standard csoportosító sémát illesztünk a koordináta-rendszerre, melyben az egyedeket ábrázoljuk és helyvektorokkal (hossz és irány) jellemezzük a következő módon.

– Az i -edik válaszadó helyvektorának v_i^T hossza (origótól mért távolság):

$$v_i^T = \sqrt{(x_i^T)^2 + (y_i^T)^2}, \text{ ahol } T \in \{N, P\}. \quad /10/$$

– Az i -edik válaszadó helyvektorának θ_i^T iránytangense:

$$\operatorname{tg} \theta_i^T = \frac{y_i^T}{x_i^T}, \text{ ahol } -90^\circ \leq \theta_i^T \leq 90^\circ \text{ és } T \in \{N, P\}, \text{ valamint } x_i^T \neq 0. \quad /11/$$

A pontok helyzetének függvényében ezek után kifejezhető a θ a $[0^\circ; 360^\circ)$ tartományra transzformálva. Természetesen nem alkal-

¹¹ A koordináta-geometria szabályai szerint a vonatkozó B és D , illetve A és C értékek összegét kellene képezni a súlypont meghatározásához, mivel a koordináta-rendszer D és C értékei esetében az x illetve az y koordináták negatív előjelűek. Ez esetben az átlagok előjelének módosítása helyett azonban kézenfekvőbb a képletben bevezetni az előjelváltást.

mazható a /11/ képlet abban az esetben, ha $x_i^T = 0$; az algoritmusban ezt a következő módon kell kezelni:

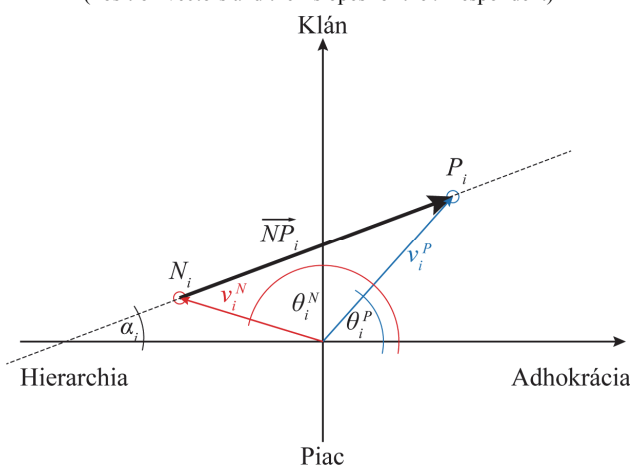
– ha $x_i^T = 0$ és $y_i^T = 0$, akkor a vizsgált pont (N_i vagy P_i) az origóban van;

– ha $x_i^T = 0$ és $y_i^T > 0$, akkor $\theta_i^T = 90^\circ$;

– ha $x_i^T = 0$ és $y_i^T < 0$, akkor $\theta_i^T = 270^\circ$.

– Az N_i és P_i pontok összekötéséből adódó $\overline{NP_i}$ vektorok ábrázolása gyorsan áttekinthetővé teszi a szervezet jelenleg észlelt és kívánt kultúrája közötti eltérést, valamint az elmozdulások tendenciáit.

4. ábra. Helyvektorok és iránytangenseik az i -edik válaszadóra
(Position vectors and their slopes for the i^{th} respondent)



Megjegyzés. N_i – az i -edik válaszadó észlelt értékeinek átlagával meghatározott síkidom súlypontja; P_i – az i -edik válaszadó kívánt értékeinek átlagával meghatározott síkidom súlypontja; v_i^N – az i -edik válaszadó észlelt értékeinek átlagával meghatározott síkidom súlypontjának helyvektora; v_i^P – az i -edik válaszadó kívánt értékeinek átlagával meghatározott síkidom súlypontjának helyvektora; θ_i^N – az i -edik válaszadó észlelt értékeinek átlagával meghatározott síkidom súlypontjának iránytangense; θ_i^P – az i -edik válaszadó kívánt értékeinek átlagával meghatározott síkidom súlypontjának iránytangense; $\overline{NP_i}$ – az i -edik válaszadó észlelt és kívánt helyzetét jelölő súlypontjait összekötő helyvektor; α_i – az i -edik válaszadó helyvektorának irányszöge.

A válaszadók szubkultúrák szerinti csoportosításának sémája ezek után egyszerűen meghatározható a következők módon:

1. A két tengely (x és y) egyértelműen kijelöli a négy kultúradimenziót:

– adhokrácia, ha $\begin{cases} x > 0 \\ y = 0 \end{cases}$;

– hierarchia, ha $\begin{cases} x < 0 \\ y = 0 \end{cases}$;

– klán, ha $\begin{cases} x = 0 \\ y > 0 \end{cases}$;

– piac, ha $\begin{cases} x = 0 \\ y < 0 \end{cases}$.

2. A két tengely közvetlen környezetében levő egyedeknél ezek a kultúradimenziók dominánsak, így ez a környezet megadja a 4 tiszta szubkultúrát. A közvetlen környezet meghatározása érdekében a koordinátarendszert 12 egyenlő részre bontjuk (mivel a négy tiszta kultúradimenzió \pm szögtartománya és a 4 kevert tartomány összesen 12 részt kíván), tehát 30° -os szögtartományokat alakítunk ki, ily módon a tengelyek $\pm 30^\circ$ -os környezete (szögtartománya) jelöli ki a tiszta szubkultúrák határait.

3. Ennek megfelelően a tiszta szubkultúrák közötti szürke zóna (30°) alkotja a 4 kevert szubkultúrát.

4. Mindezek alapján rögzítsük az egyes szubkultúrák d szögtartományát, valamint a tartomány (adott szubkultúra) közepét jelentő \vec{d} szögfelező tengelyt.

2. táblázat

Az egyes szubkultúrákhoz tartozó szögtartományok és középtengelyek
(Angular ranges and centre axes for each subculture)

Szubkultúra	s_i	Szubkultúra szögtartománya d_{s_i} ($^\circ$)	Középtengely irányszöge \vec{d}_{s_i} ($^\circ$)
Klán	s_1	60	90
Klán-adhokrácia	s_2	30	45
Adhokrácia	s_3	60	0
Piac-adhokrácia	s_4	30	315
Piac	s_5	60	270
Piac-hierarchia	s_6	30	225
Hierarchia	s_7	60	180
Klán-hierarchia	s_8	30	135

5. Az origó környezetében azok az egyedek vannak, melyek kultúrajellemzői közül nem domináns egyik érték sem, ez a kiegyensúlyozott szubkultúra (matematikai okok miatt idekerülnek a következtelen, inkonzisztens válaszadók is). Ennek határát egy origó középpontú r sugarú kör jelöli ki:

$$(x^T)^2 + (y^T)^2 = (r^T)^2. \quad /12/$$

Az r sugár meghatározásához T egyes eseteire ($T \in \{N, P\}$), a teljes mintára használjuk a pontok helyvektorhosszainak relatív szórását (V_r):

$$r^T = V_r^T = \frac{s_v^T}{\bar{v}^T}, \quad /13/$$

ahol

$$v^T \neq 0;$$

$$s_v^T - \text{a pontok helyvektorhosszainak szórása } (T \in \{N, P\});$$

$$\bar{v}^T - \text{a pontok helyvektorhosszainak átlaga } (T \in \{N, P\}).$$

A válaszadókat – bármilyen minta esetében – a P_i pontok a koordinátarendszerben elfoglalt abszolút helyzete alapján (figyelembe véve a pontok szóródását a kiegyensúlyozott szubkultúra meghatározásához) legfeljebb 9 csoportba (szubkultúrába) tudjuk besorolni (a csoportosítás $T \in \{P\}$ szerint történik – mint az eredeti Ward-féle klaszteranalízis során –, mivel a szubkultúrába való tartozást nem az észlelt, hanem a kívánt állapot határozza meg, hiszen ez hordozza a kulturális értékeket (Heidrich [2001], Hofstede [1998])):

– s_1 : klán, ha

$$60^\circ \leq \theta_i^P \leq 120^\circ \text{ és } \sqrt{(x_i^P)^2 + (y_i^P)^2} > V_r^P;$$

– s_2 : klán-adhokrácia, ha

$$30^\circ < \theta_i^P < 60^\circ \text{ és } \sqrt{(x_i^P)^2 + (y_i^P)^2} > V_r^P;$$

– s_3 : adhokrácia, ha

$$330^\circ \leq \theta_i^P \leq 30^\circ \text{ és } \sqrt{(x_i^P)^2 + (y_i^P)^2} > V_r^P;$$

– s_4 : piac-adhokrácia, ha

$$300^\circ < \theta_i^P < 330^\circ \text{ és } \sqrt{(x_i^P)^2 + (y_i^P)^2} > V_r^P;$$

– s_5 : piac, ha

$$240^\circ \leq \theta_i^P \leq 300^\circ \text{ és } \sqrt{(x_i^P)^2 + (y_i^P)^2} > V_r^P;$$

– s_6 : piac-hierarchia, ha

$$210^\circ < \theta_i^P < 240^\circ \text{ és } \sqrt{(x_i^P)^2 + (y_i^P)^2} > V_r^P;$$

– s_7 : hierarchia, ha

$$150^\circ \leq \theta_i^P \leq 210^\circ \text{ és } \sqrt{(x_i^P)^2 + (y_i^P)^2} > V_r^P;$$

– s_8 : klán-hierarchia, ha

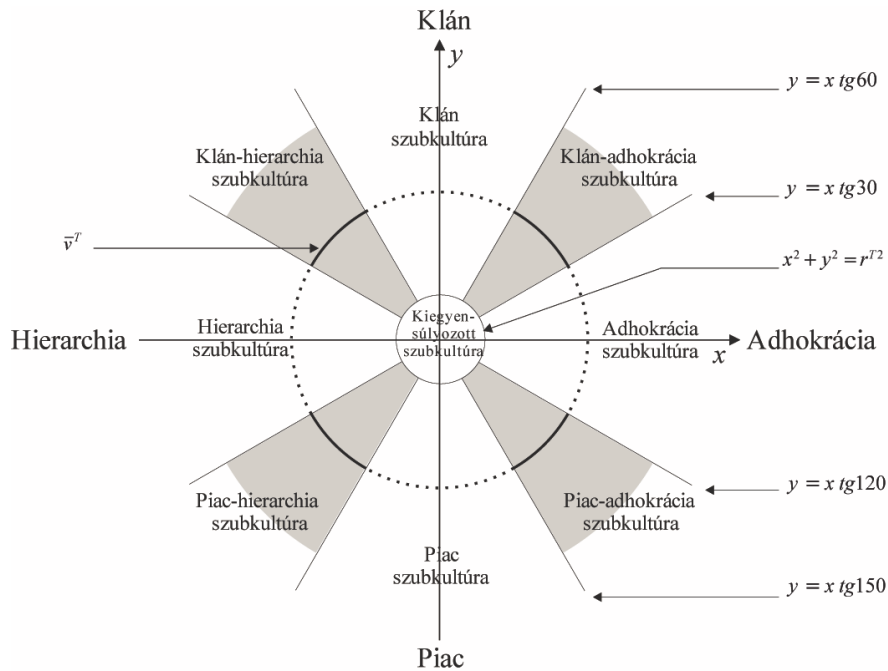
$$120^\circ < \theta_i^P < 150^\circ \text{ és } \sqrt{(x_i^P)^2 + (y_i^P)^2} > V_r^P;$$

– s_9 : kiegyensúlyozott (vagy következetlen kitöltők), ha

$$\sqrt{(x_i^P)^2 + (y_i^P)^2} < V_r^P \text{ tetszőleges } \theta_i^P \text{-re.}$$

Tovább árnyalhatók a szubkultúrák, ha figyelembe vesszük a P_i pontok helyvektorainak hosszát. Ha ez az átlagnál nagyobb, azaz $v_i^T > \bar{v}^T$, akkor az adott (tiszta) szubkultúra dominánsan jellemzi az adott egyedet, ha kisebb az átlagnál, akkor gyengébb a kultúrajegy.

5. ábra. Szubkultúrák abszolút helyzetének sémája
(Scheme of the absolute position of subcultures)



2.2. Elemzési lehetőségek és vizualizáció a súlypontmódszerrel

Ebben az alfejezetben bemutatom, hogy milyen elemzési lehetőségeket nyújt a súlypontmódszer az eredetihez képest. Az egyedszintű mérések eredményei a súlypontmódszerben nem vesznek el, nem kerülnek aggregálásra, így lehetőség van egyedszintű (egyéni) minősítésre és osztályozásra is. Tekintsük először a szervezet egészének, majd a szubkultúrák jellemzési, elemzési lehetőségeit. Lényeges kérdés a szubkultúrák homogenitása is, ennek mérése is lehetséges a súlypontmódszerrel.

2.2.1. Szervezet egészének jellemzése

Pókhálódiagram. A szervezet egészének jellemzésére nincs sok lehetőség az eredeti modellben, hiszen ezt csak az összesített \bar{X}^P és \bar{X}^N átlagok [5], illetve demográfiai csoportok vagy klaszterátlagok ábrázolásával tehetjük meg. Ezek az értékek mindkét módszer kiindulási alapját képezik, így a Cameron és Quinn [1999] által bevezetett pókhálódiagram mindkét esetben előállítható. Az átlag sajátosságai

alapján azonban ez viszonylag torz, kisimított, „ellaposított” képet mutat a szervezetről, így a nagyobb, heterogénebb szervezeteket (szubkultúrákat) gyakran értékelik ezek alapján – tévesen – átlagosnak.

Pontfelhődiagram. A /8–/9/ alapján súlypontmódszerrel előállított pontfelhődiagram rögtön objektív képet mutat a szervezetről: az összes válaszadó egyszerre látható. A pontfelhő előállítható a kívánt /8/ és az észlelt /9/ állapotoknak megfelelő koordinátákból külön-külön, illetve egyszerre is, eltérő színezéssel vagy jelölőkkel. Csakúgy, mint a pókhálódiagramban, itt is lehetőség van egyes egyedcsoportok külön-külön történő ábrázolására, ám ezeket megtehetjük ugyanazon ábrán belül is, a pontokat a demográfiai ismérvek szerint színezve.

Elemzési lehetőségek. A szervezet jellemzésére tehát számos lehetőség adódik a súlypontmódszerben. Természetesen ugyanazokat az elemzéseket és grafikai megjelenítéseket is elvégezhetjük, mint a hagyományos eljárásban, de a súlypontmódszerrel hipotézisvizsgálatokat is végrehajthatunk, melyek jelentősen képesek a szervezet kulturális képét árnyalni az eredeti modellhez képest. Tekintsük az elemzési lehetőségeket:

1. Pontdiagram előállítása a szubkultúrák, illetve a jelenleg észlelt állapot szerint, vagy mindkettő együttes ábrázolása. Ezzel jól szemléltethető az egyedek szóródása a négy kultúradimenzióban.

2. A pontdiagram színezése demográfiai csoportonként.

3. Egyedek szóródásának elemzésével (például a helyvektorok hosszának eloszlása) ellenőrizhető a teljes minta vagy a szubkultúrák homogenitása.

4. Az N_i pontok ábrázolásával a jelenlegi helyzet hasonló módon vizsgálható, mint a kívánt, ennél fogva pedig könnyen és látványosan összevethető a kívánt és a jelenlegi állapot.

5. Az N_i és P_i pontok összekötéséből keletkező \overline{NP}_i vektorok elemzése számos további elemzési lehetőséget rejt:

a) A vektorok hossza $v_{\overline{NP}_i}$ (a teljes mintára vagy szubkultúránként külön) utal az észlelt és a kívánt állapot közötti különbségre (átlag, szórás, relatív szórás elemezhető, ezek összehasonlíthatók a csoportok között), azaz, hogy mekkora a szervezetben/szubkultúrákban a változási igény/elégedetlenség.

$$v_{\overline{NP}_i} = \sqrt{(x_i^P - x_i^N)^2 + (y_i^P - y_i^N)^2}, \quad /14/$$

illetve

$$m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_{\overline{NP}_i}, \quad /15/$$

ahol m jelöli a teljes mintára az \overline{NP}_i vektorok átlagos hosszát. Ez a mutató arra utal, hogy milyen mértékű az átlagos távolság az észlelt és az elvárt állapot között, függetlenül annak irányától. Minél magasabb a mutató értéke, annál nagyobb az elmozdulás iránti igény a szervezetben. A mutató két elvi szélsőérték között alakulhat: ha $m = 0$, akkor minden egyed pontosan helyben maradna; ha $m = 200$, akkor minden egyed pontosan az egyik szélsőséges kultúradimenzióból a vele ellentétesbe vágyik, annak is a legszélére. Ennél fogva:

$$0 \leq m \leq \max_v \left(v_{\overline{NP}_i} \right) = 200. \quad /16/$$

b) A vektorok α irányszögének (meredekségének) elemzése (eredők meghatározása) arra utal, hogy a különböző (demográfiai) csoportok milyen változtatásokat igényelnek a szervezeti kultúrában.

$$\operatorname{tg} \alpha_{\overline{NP}_i} = \frac{y_i^P - y_i^N}{x_i^P - x_i^N}, \text{ ahol } x_i^P - x_i^N \neq 0 \quad /17/$$

Az α ezek után kifejezhető az N_i és P_i pontok helyzetének függvényében, a $[0^\circ; 360^\circ)$ tartományra transzformálva. Ha $x_i^P - x_i^N = 0$, akkor a /11/ képletnél bevezetett kitételek állnak fenn.

c) Abban az esetben, ha $N_i = P_i$ (azaz $x_i^P = x_i^N$ és $y_i^P = y_i^N$), akkor a $\overline{NP}_i = 0$, tehát a válaszadó helyzete nem változik: a jelenleg észlelt állapota pontosan megegyezik a kívánt állapotával.

Azonban mindezek nem feltétlenül teszik hatékonyabbá a pontfelhős ábrázolásmódot. Viszont a pókhálódia grammal ellentétben, itt lehetőség adódik a pontok szóródásának elemzésére (láthatóvá téve a kiugró egyedeket is), illetve arra, hogy

akár a teljes mintát, akár egy-egy (demográfiai) részmintát az egyedi N_i és P_i pontok tömege helyett azok torlódási helyeivel jelöljük:

$$\bar{N}_{g_i}(x_{g_i}^N; y_{g_i}^N) = \bar{N}_{g_i} \left(\frac{1}{n_g} \sum_{i=1}^{n_g} x_{g_i}^N; \frac{1}{n_g} \sum_{i=1}^{n_g} y_{g_i}^N \right) \quad \text{és} \quad /18/$$

$$\bar{P}_{g_i}(x_{g_i}^P; y_{g_i}^P) = \bar{P}_{g_i} \left(\frac{1}{n_g} \sum_{i=1}^{n_g} x_{g_i}^P; \frac{1}{n_g} \sum_{i=1}^{n_g} y_{g_i}^P \right), \quad /19/$$

ahol

g_i – az adott demográfiai csoport sorszáma¹²;

n_g – az adott csoportba tartozók száma;

i – a csoportba tartozókat jelöli.

A /18/ és /19/ képlet tehát az adott g_i csoportba tartozó egyedek $(x; y)$ koordinátáinak átlaga N és P esetekre. Hasonlóan /14/-hez, itt is kifejezhetők a pontokat összekötő \bar{NP}_{g_i} vektorok, ám ezek átlaga /15/ lényegesebb. (A g_i elhagyásával a teljes szervezetre jellemző értékeket mérhetjük/jelöljük.)

További lehetőség a teljes szervezet vagy az egyes demográfiai csoportok diverzifikáltságának, illetve homogenitásának mérése: ha ugyanis az egyedek a koordinátarendszerben nagy területen szóródnak, akkor a szervezet (demográfiai csoport) széttartó, divergens; ha viszonylag kis területen szóródnak, akkor a szervezet (demográfiai csoport) homogén.

Ehhez meg kell mérni, hogy az egyedek mennyire távolodnak el egymástól, azaz hogyan szóródnak az \bar{N}_{g_i} , illetve \bar{P}_{g_i} torlódási pontok körül. Jelölje ezt az értéket $\delta\bar{x}_{g_i}$. Így

$$\delta\bar{N}_{g_i} = \frac{1}{n_g} \sum_{i=1}^{n_g} \sqrt{(x_i^N - x^N)^2 + (y_i^N - y^N)^2} \quad /20/$$

és

$$\delta\bar{P}_{g_i} = \frac{1}{n_g} \sum_{i=1}^{n_g} \sqrt{(x_i^P - x^P)^2 + (y_i^P - y^P)^2}. \quad /21/$$

¹² A képletekben az i index helyett g_i indexet használva nem egyedszintű méréseket végzünk, hanem egy-egy (demográfiai) csoportra vonatkozó számításokat.

A mutató értéke két elvi határ közé esik: 0, ha a szervezet (demográfiai csoport) minden egyede egy pontban van (teljesen azonos jellemzőkkel bírnak); 100, ha minden egyed kizárólag egy tiszta kultúradimenzió maximumán helyezkedik el. Nyilvánvaló, hogy egy empirikus minta e két szélsőértéket nem veszi fel, így a mutató korlátait és egyben a viszonyítási alapot is a következők szerint lehet meghatározni:

$$0 \leq \bar{\delta}_{g_i} \leq \max_{\delta} (\delta_{g_i}), \quad /22/$$

azaz a torlódási ponttól legtávolabb eső pont távolsága adja meg a mutató maximumát. Így egyrészt a mintán belül is meg lehet ítélni a szervezet kulturális homogenitását, másrészt a független minták (vagy demográfiai csoportok) homogenitása abszolút mértékben is összehasonlítható ezzel a mutatóval.

3. táblázat

Az eredeti és a súlypontmódszer elemzési lehetőségei a szervezet vagy adott demográfiai csoport jellemzésére (Analysis options of the original and gravity methods to characterise the organisation or a demographic group)

Eredeti módszer	Súlypontmódszer	Mutató jelentése, elemzési lehetőségek
	\bar{X}^P	A szervezeti (összes válaszadóra kiterjedő) kívánt állapot átlaga. Azt mutatja meg, hogy mekkora a szervezetben az egyes kultúradimenziók (klán, adhokrácia, piac, hierarchia) elvárt átlagértéke. Célzerű az átlagokat az elvi átlaggal összehasonlítani egymintás t -próba segítségével. $H_0 : \bar{X}^P = 25$
	\bar{X}^N	Ugyanaz, mint \bar{X}^P , de a jelenleg észlelt állapotra. Páros mintás t -próbával, illetve varianciaanalízis segítségével ellenőrizhető a következő hipotézis: $H_0 : \bar{X}^P = \bar{X}^N$.
	$\bar{X}_{g_i}^P$ és $\bar{X}_{g_i}^N$	Ugyanaz, mint \bar{X}^P és \bar{X}^N , de a g_i demográfiai csoportra számítva. Páros mintás t -próbával, illetve varianciaanalízis segítségével ellenőrizhető, hogy az adott demográfiai csoport N és P értékei megegyeznek-e egymással, illetve a teljes szervezet N és P átlagával. $H_0 : \bar{X}_{g_1}^P = \bar{X}_{g_1}^N$ $H_0 : \bar{X}_{g_1}^T = \bar{X}_{g_1}^T$ $H_0 : \bar{X}_{g_1}^T = \bar{X}^T$
–	$P_i(x_i^p; y_i^p)$	A szervezet tagjai által vágyott (kívánt) állapotot jelölő pontok (válaszadónként) az összes válaszadóra, a pontfelhő szóródása alapján következtetni tudunk arra, hogy a 4 dimenzió melyikében szeretnének lenni a szervezet egyes tagjai. Jól láthatóvá válnak az outlierek is.

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(Folytatás)

Eredeti módszer	Súlypontmódszer	Mutató jelentése, elemzési lehetőségek
–	v_i^p vagy v_g^p	A P_i pont helyvektora. A helyvektorok hosszának átlaga megmutatja, hogy a szervezetben mennyire dominánsak a kívánt kultúrajegyek. Alacsony érték esetében (a relatív szórásnál kisebb érték) a szervezet átlag közeli, kevésbé dominálnak a kultúradimenziók. A magas (a relatív szórásnál magasabb) érték arra utal, hogy a szervezet kultúrajegyei dominánsak. Ezek az átlagok egy-egy demográfiai csoportra is kiszámíthatók és átlagolhatók.
–	θ_i^p vagy θ_g^p	A P_i pontba húzott helyvektor irányszöge. Megmutatja, hogy a szervezet tagjai milyen kultúrajegy irányába mozdulnának.* Ezek az átlagok egy-egy demográfiai csoportra is kiszámíthatók és átlagolhatók.
–	$N_i(x_i^N; y_i^N)$	Ugyanaz, mint $P_i(x_i^p; y_i^p)$, de a jelenleg észlelt állapotra.
–	v_i^N vagy v_g^N	Ugyanaz, mint v_i^p vagy v_g^p , de a jelenleg észlelt állapotra.
–	θ_i^N vagy θ_g^N	Ugyanaz, mint θ_i^p vagy θ_g^p , de a jelenleg észlelt állapotra.
–	$\bar{P}_i(x^p; y^p)$ vagy $\bar{P}_{g_i}(x_{g_i}^p; y_{g_i}^p)$	A teljes minta (szervezet) vagy egy g_i demográfiai csoport egyedeinek torlódási pontja (középpontja), a négy kultúradimenzióhoz viszonyított abszolút helyzetét mutatja. A pontok helyzete jelzi a szervezet/csoport szervezeti kultúráját: a tengelyektől való távolság a kultúra típusát, az origótól való távolság pedig azt, hogy mennyire domináns(ak) az adott kultúrajegy(ek).
–	$\bar{N}(x^N; y^N)$ vagy $\bar{N}_{g_i}(x_{g_i}^N; y_{g_i}^N)$	Ugyanaz, mint $\bar{P}_i(x^p; y^p)$ vagy $\bar{P}_{g_i}(x_{g_i}^p; y_{g_i}^p)$, de a jelenleg észlelt állapotra.
–	\bar{NP} vagy \bar{NP}_{g_i}	Az \bar{N} és \bar{P} pontokból (vagy \bar{N}_{g_i} és \bar{P}_{g_i}) meghatározható az \bar{NP} (vagy \bar{NP}_{g_i}) vektor. Ez tehát a jelenleg észlelt és kívánt állapot szervezeti (vagy demográfiai csoportbeli) középpontjait összekötő vektor, iránya pedig a kívánt kultúradimenzió felé mutat.
–	$v_{\bar{NP}}$ vagy $v_{\bar{NP}_{g_i}}$ és m	Az \bar{NP} vagy \bar{NP}_{g_i} vektorok hossza, mely utal az észlelt és a kívánt állapot közötti eltérés mértékére. Ezek m átlaga is kifejezhető és összehasonlítható a különböző csoportokban.
–	$\alpha_{\bar{NP}}$ vagy $\alpha_{\bar{NP}_{g_i}}$	Az \bar{NP} vagy \bar{NP}_{g_i} vektorok iránya, mely utal a változások irányára, azaz, hogy az egyes észlelt állapotokból hová kíván mozdulni a szervezet vagy egy-egy demográfiai csoport.
–	$\delta\bar{P}_{g_i}$ vagy $\delta\bar{N}_{g_i}$	A minta (vagy demográfiai csoport) kulturális homogenitását kifejező mutató. Kiszámítható az elvárt és a jelenleg észlelt állapotra is. Az így kapott mutatók abszolút módon összemérhetők.

* Az irányszögek átlagolása nem feltétlenül kívánatos a teljes mintára, ugyanis, ha kellően heterogén a szervezet, akkor az irányszögátlagok 180° körül fognak alakulni, ami téves következtetésekre vezethet. Homogén csoportok esetében azonban (például demográfiai csoportok, szubkultúrák) az irányszögátlag az elmozdulás irányára utal.

2.2.2. A szubkultúrák jellemzése és homogenitásuk ellenőrzése

Az OCAI előnye abban áll, hogy a szervezetet egyszerűen kulturálisan homogén csoportokba lehet rendezni. Az eredeti módszer szerint ehhez Ward-féle klaszteranalízist használnak. Ezután a klaszterekben az egyes dimenziók átlagát mérik /5/ alapján. A klaszterezés akkor hatékony, ha az így keletkező szubkultúrákban ezek az átlagok post hoc eltérnek egymástól, és legfeljebb kettő domináns, feltéve, hogy az a kettő nem egymással ellentétes irányba mutat.

A súlypontmódszerrel történő szubkultúra-meghatározás a klaszteranalízishez képest eliminál minden szubjektív tényezőt, kiküszöböli a klaszterközépek (átlagok) torzító hatását, és mélyebb, szabadabb elemzési és ábrázolási módot tesz lehetővé. A szervezetet reprezentáló N_i, P_i pontok szubkultúrák szerinti színezése a pontdiagramban látványos ábrázolást tesznek lehetővé (az eredeti módszerben nincs lehetőség a [rész]minta pontdiagramban történő ábrázolására, mivel a klaszteranalízis 4 dimenzió szerint hajtható végre).

A módszer által létrehozott $s_i (i \in \{1, \dots, 9\})$ szubkultúrák tehát vizsgálhatók és ábrázolhatók a klasszikus módszer szerint is, de ezeknek az elemzéseknek a köre homogenitásvizsgálattal bővíthető. Így minden mutató és teszt, amit a 3. táblázat tartalmaz, kiszámítható szubkultúrákra is: g_i index és értékek helyett s_i használatával.

A csoportosítás és ezen keresztül a szubkultúráképzés után szeretnénk meggyőződni arról is, hogy a kialakult szubkultúrák mennyire homogének. Erre gyakran az \bar{X}_k^P átlagértékek szórása használatos. Azonban ez – matematikai megfontolások miatt – az eredeti módszer alapján nem lehetséges a következők miatt:

1. A szubkultúrák meghatározása a kultúradimenziók átlagának kiszámításával történik.
2. Az adott szubkultúrát az a kultúradimenzió határozza meg, amelyiknek az átlaga a legmagasabb.
3. Az a szubkultúra lenne a leghomogénebb, amelyben az adott domináns kultúradimenzió-átlag szórása a legalacsonyabb.
4. Azonban az ilyen eloszlásokban (ahol csak pozitív értékeket vesz fel az eloszlásfüggvény, és felülről gyakorlatilag nem korlátos¹³) a szórás és az átlag összefügg: minél magasabb az átlag, annál magasabb a hozzá kapcsolódó szórás (*Draper–Smith* [1981], *Kendall–Stuart* [1977], *Sirois* [1991]).

¹³ Az OCAI-módszerben a változók elméleti maximuma 100, így egy skálaátlag is elérheti ezt az elméleti maximumot, ami a szokásos skálaátlaghoz képest jelentősen nagyobb érték.

Ezek alapján a szórás nem alkalmas a homogenitás vizsgálatára. Így a hagyományos módszerben nincs lehetőség a szubkultúrák homogenitásának meghatározására. Ellenben a súlypontmódszerben lehetőség nyílik erre: a szubkultúrák ugyanis annál homogénebbek, minél közelebb vannak a szubkultúra egyedei a (névadó) domináns tengelyhez. Ez a tengely pedig a szubkultúra d_{s_i} szögtartományának a szögfelezője: \vec{d}_{s_i} .

A d_{s_i} értéke a tiszta szubkultúrák esetében a 5. ábrával összhangban 60° , míg a kevert szubkultúrák esetében 30° . Ennél fogva pedig egy szubkultúra homogenitása a benne levő egyedek irányszögének átlagával és szórásával jellemezhető.

A /11/-es képlet alapján minden szubkultúrára kiszámítható a benne levő egyedek irányszögének átlaga: $\bar{\theta}_{s_i}^P$, illetve a középtengely és az irányszögátlag eltérése:

$$\Delta_{s_i} = \vec{d} - \bar{\theta}_{s_i}^P, \quad /23/$$

valamint a szórása: $S_{\theta_{s_i}^P}$.

Az átlag és a szórás tulajdonságai alapján pedig:

– minél közelebb van a pontok irányszögének átlaga az adott szubkultúrát definiáló középtengely irányszögéhez (azaz $|\Delta_{s_i}|$ minél kisebb), annál „tisztább” a szubkultúra, azaz kevésbé tart valamelyik szomszédja felé;

– minél kisebb a szögtartományok szórása, annál homogénebb a szubkultúra, azaz annál inkább a tengely környezetében szóródnak az egyedek.

Az irányszögek szórása arra utal tehát, hogy mekkora az átlagos eltérés a középtengelyhez képest. Triviális, hogy a nagyobb terjedelmű (60°), egy dimenzió által meghatározott szubkultúrákat tekintve a szórás is – nyilvánvalóan – nagyobb, mint a kisebb szögtartományú, kevert szubkultúrák esetében. Ahhoz, hogy ezek az értékek összehasonlíthatók legyenek, minden szubkultúrára a H homogenitás hányadosát képezzük:

$$H_{s_i} = \frac{S_{\theta_{s_i}^P}}{d_{s_i}}. \quad /24/$$

Minél kisebb ennek a hányadosnak az értéke, annál inkább a középtengely körül szóródnak a válaszadók, így annál homogénebb az adott szubkultúra.

További jellemzésre ad lehetőséget a helyvektor hosszának $(\bar{v}_{s_i}^P)$ elemzése.

Azt, hogy mennyire domináns egy szubkultúra, a benne levő egyedek origótól való távolsága határozza meg, ami a helyvektoraik hosszának átlagával fejezhető ki. A mutató abszolút értékben értelmezhető, így tudjuk a szubkultúrák dominanciáját egymáshoz viszonyítva mérni. Minél nagyobb egy szubkultúrán belül a helyvektorok hosszának átlaga, annál nagyobb az adott szubkultúra dominanciája. Tehát a hagyományos módszerrel ellentétben a szubkultúra nemcsak a méretével (elemszámával), hanem a dominanciájával is jellemezhető.

A bemutatott homogenitás és dominancia mutatói az alkalmazott súlypont-módszer sajátosságai miatt nem érzékenyek a szubkultúrák elemszámaira, azok ugyanis nem egy iteratív eljárás (mint például a klaszteranalízis) eredményeként állnak elő, hanem az egyedek abszolút helyzete alapján.

2.2.3. Homogenitásvizsgálat – referenciaértékek és az illeszkedésvizsgálat lehetősége

A referenciaértékek meghatározása az MS Excel véletlen függvényével készült minta alapján történt. Az eljárás során 2 darab $4 \times 20\,000$ -es véletlen mátrixot állítottam elő /1/ szerint, 0–100 közötti cellaértékekkel. A két mátrix sorait ezután Guilford-féle súlyszámképzéssel úgy alakítottam, hogy teljesüljön a /2/ egyenlet. Azonban a kerekítési problémák miatt egyes sorok összege 99, illetve 101 lett, így a 20 000 esetből azok kerültek a véletlen adatbázisba, melyek esetén a kerekítéssel is teljesült a /2/ egyenlet. A normál eloszlású, véletlen minta elemszáma $n = 13\,208$,¹⁴ a homogenitást mérete és eloszlása garantálja,¹⁵ így az abból kalkulált értékek referenciának tekinthetők. A szubkultúrát meghatározó középtengelytől való eltérés (Δ_{s_i}) ebben a véletlen mintában sehol nem haladja meg a $\pm 5^\circ$ -os értéket.¹⁶ Praktikus okokból (és figyelembe véve a további valós minták értékeit) tekintsük küszöbértéknek ennek az intervallumnak a tízszeresét, azaz $\pm 5^\circ$. Ez a következőt jelenti:

– Ha egy szubkultúrában az egyedek irányszögeinek átlaga kevesebb, mint 5° -kal tér el a középtengelytől $(|\Delta_{s_i}| \leq 5^\circ)$, akkor azt

¹⁴ A véletlen függvények sajátossága szerint az előállított változók normális eloszlást követnek, így várható, hogy az egyes szubkultúrák megoszlása egyenletes lesz a mintában – köszönhetően a mintaelemszám nagyságának. Mivel ennek a mintának a célja kizárólag a módszer alkalmazásnak demonstrálása, így ez nem okoz gondot.

¹⁵ Ezt jelzi a szubkultúrák megoszlása is, mely egyenletes eloszlást követ a Kolmogorov–Smirnov-teszt alapján.

¹⁶ Az alacsony irányszögátlagoknak a véletlen minta az oka, hiszen az egyedek az adott intervallumban egyenletesen oszlanak el a középtengely mindkét oldalán és a teljes szögtartományban, valamint a normál eloszlás várható értéke 0 (ez esetben a középtengely) körül szóródik.

mondhatjuk, hogy a szubkultúra domináns, az adott kultúradimenzió tengelyéhez húz, ami arra utal, hogy a szubkultúra homogén, kevésbé áll közel a szomszédos szubkultúrákhoz. Ha ez az érték nagyobb, mint 5° , akkor a szubkultúra a szomszédos szubkultúra irányába húz.

– Ha $\Delta_{s_i} \leq -5^\circ$, akkor a szubkultúra az óramutató járásával ellentétes szomszéd felé húz.

– Ha $\Delta_{s_i} \geq 5^\circ$, akkor a szubkultúra az óramutató járásával megegyező szomszéd felé húz.

Az illeszkedésvizsgálathoz teszteljük t -próbával $H_0 : \bar{\theta}_{s_i}^P = \vec{d}_{s_i}$ hipotézist.

A szubkultúrák homogenitását a H_{s_i} mutatóval mérhetjük. Referenciaként a véletlen mintánk alapján a 0,3-es értéket tekinthetjük, ugyanis a normál eloszlású véletlen minta esetében minden szubkultúrára teljesül, hogy $H_{s_i} < 0,3$. Ebből arra következtethetünk:

– ha $H_{s_i} < 0,3$, akkor az egyedek irányszögeinek szórása – figyelembe véve a szubkultúra szögtartományát – alacsony, ami azt jelenti, hogy az egyedek közel vannak az átlaghoz, és ez kézenfekvő mérszám a homogenitásnak;

– ha $H_{s_i} < 0,3$, akkor a szubkultúra homogén;

– ha $H_{s_i} > 0,3$, akkor a szubkultúra heterogén.

A helyvektor hosszának átlagához nem tartozik referenciaérték, mivel alulról a „kiegyensúlyozott” csoport (szubkultúra) határolja (a /13/-as képlet szerinti V_r^T érték), felülről pedig gyakorlatilag nem korlátos.¹⁷ Minél nagyobb ez az érték, annál dominánsabb a szubkultúra.

3. A súlypontmódszer empirikus tesztelése és összehasonlítása az eredeti eljárással

A súlypontmódszer kifejlesztése, részleteinek és a lehetséges elemzések bemutatása után nézzük meg működését a gyakorlatban, összevetve az eredeti elemzési módszerrel két korábbi, empirikus mintán.

¹⁷ Az OCAI-módszer skálái alapján a mutató maximuma 100, ám ezt az értéket csak elvi keretek között veheti fel, így az átlag a skálamaximumhoz képest felülről gyakorlatilag nem korlátos.

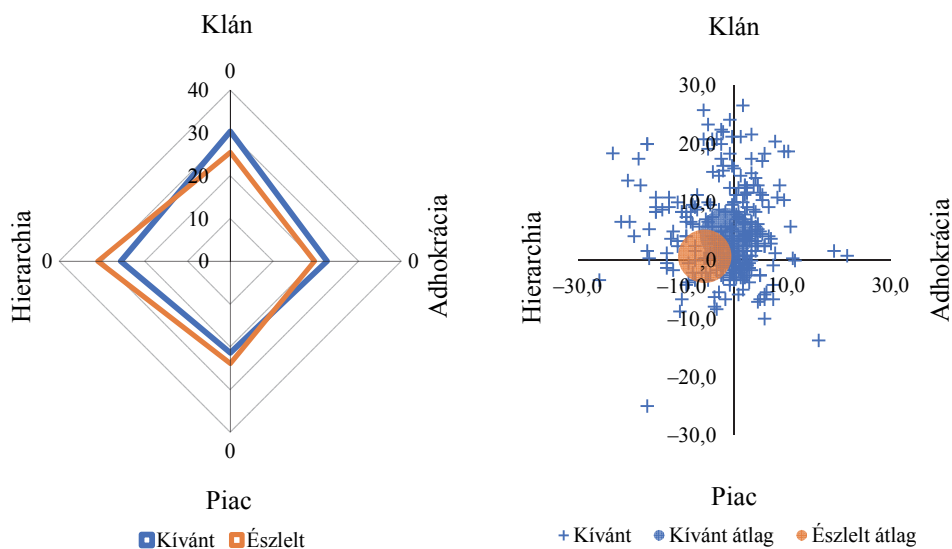
3.1. Vizsgálati minták

Két adatbázison mutatom be a hagyományos és a súlypontmódszer tesztelésének eredményeit. Egy felsőoktatási intézmény dolgozói (oktatók, kutatók és adminisztratív személyzet) körében 2011-ben és 2016-ban végrehajtott papíralapú felvétel nyomán jött létre mindkét adatbázis. A 2011-es minta ($n_1 = 322$) (Chandler [2015]) a teljes szervezet 34,62 százalékos, az öt évvel későbbi ($n_2 = 409$) (Chandler–Heidrich–Kasa [2017b]) pedig 45,55 százalékos válaszadási hajlandósága nyomán állt elő. A két mintavétel során¹⁸ minden egyéb körülmény megegyezett, valamint az eredeti módszer szerinti klasszifikáció megtörtént, és a hivatkozott forrásokban ezek ellenőrizhetők.

3.2. A szervezet egészének jellemzése

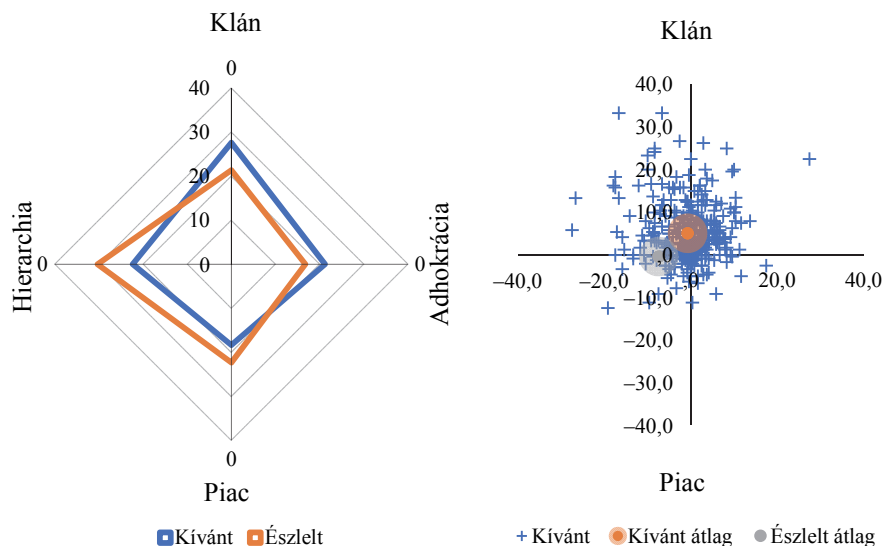
A két valós mintával reprezentált szervezetek ábrázolását elvégeztem a hagyományos diagrammal és a súlypontmódszerből származó pontdiagrammal is.

6. ábra. Pókhálódiaagram és a kívánt értékek pontfelhője a torlódási pontokkal – 2011. évi minta
(A spider web diagram and a scatter dot graph of the preferred values with congestion points – sample of 2011)



¹⁸ Anonimitási okokból, illetve a szervezetben történt jelentős változás miatt a két minta egyedei között nincs megfeleltetés, csupán a demográfiai hasonlóság ellenőrizhető.

7. ábra. Pókhálódiaagram és a kívánt értékek pontfelhője a torlódási pontokkal – 2016. évi minta
(A spider web diagram and a scatter dot graph of the preferred values with congestion points – sample of 2016)



A két ábratípus eredményeiben nem mutatkozik jelentős különbség, mindkét módszer esetén hasonló jellemzők dominánsak. Azonban a 2016. évi minta súlyponti ábrázolása alapján arra lehet következtetni, hogy a szervezet a klán kultúra irányába mozdulna el, míg a (relatív különbségeket kevésbé érzékeltető) pókhálódiaagram szerint a klán és adhokrácia irányba törekszik.

3.3. Szubkultúrák jellemzése

Tekintsük ehhez a két vizsgálati mintán elvégzett klaszterezések eredményeit.

Az első mintában jól látható a klaszteranalízis egyik problémája: a legnagyobb szubkultúra a legátlagosabb, a négy érték tulajdonképpen statisztikailag megegyezik a tesztek alapján. A többi szubkultúra viszonylag könnyen profilozható az egy vagy két domináns érték alapján. A profilozás validálása érdekében a domináns $\max_X \bar{X}_{k_i}^P$ értékeket post-hoc össze kell hasonlítani a többi értékkel. Az első mintában a klán, az erős hierarchia és az erős klán szubkultúrák esetében egy domináns maximum érték szignifikánsan magasabb az összes többinél, tehát ezeknek a klasztereknek a profilja tiszta és domináns. Azonban a piac szubkultúra sokkal inkább egy kiegyensúlyozott, átlagos szubkultúrára hasonlít, a hierarchia pedig inkább egy klán-hierarchia dominálta szubkultúrára.¹⁹

¹⁹ A szubkultúrák elnevezései szakértői profilozás során születtek, egyéb tényezőket is figyelembe véve. Lásd bővebben Chandler [2015] és Chandler-Heidrich-Kasa [2017b] tanulmányait.

Ha viszont azonosított szubkulturáknak tekintjük az $\bar{X}_{k_i}^N$ értékeit, akkor az látható, hogy például a homogénnek tűnő klán szubkultúra teljesen heterogén a jelenlegi helyzet észlelésében, a többi szubkulturát pedig egyáltalán nem sikerült szeparálni ez alapján: mindegyik esetében a hierarchia észlelése dominál.

4. táblázat

A Ward-féle klaszterezéssel előállított szubkulturák – 2011. évi minta
(Subcultures based on Ward clustering – sample of 2011)

Jellemzők		Szubkultúra (k_i)				
		Piac (k_1)	Klán (k_2)	Hierarchia (k_3)	Hierarchia (erős) (k_4)	Klán (erős) (k_5)
n		140	84	34	30	44
Észlelt állapot átlaga $\bar{X}_{k_i}^N$	Klán	21,83	24,86	26,00	24,89	37,94
	Adhokrácia	20,63	23,96	15,57	10,78	17,76
	Piac	26,04	24,32	22,91	21,66	18,62
	Hierarchia	31,50	26,87	35,51	42,67	25,69
Észlelt állapot $\max_X \bar{X}_{k_i}^N$ vagy post-hoc p	Klán	0,000***	0,220 n.s.	0,029*	0,000***	37,94
	Adhokrácia	0,000***	0,085 n.s.	0,000***	0,000***	0,000***
	Piac	0,000***	0,075 n.s.	0,001**	0,000***	0,000***
	Hierarchia	31,50	26,87	35,51	42,67	0,005**
Kívánt állapot átlaga $\bar{X}_{k_i}^P$	Klán	25,58	30,75	29,61	31,06	44,87
	Adhokrácia	24,40	26,91	16,72	12,81	19,98
	Piac	24,78	20,03	22,70	16,44	15,82
	Hierarchia	25,25	22,32	30,98	39,69	19,33
Kívánt állapot $\max_X \bar{X}_{k_i}^P$ vagy post-hoc p	Klán	25,58	30,75	0,665 n.s.	0,004**	44,87
	Adhokrácia	0,082 n.s.	0,006**	0,000***	0,000***	0,000***
	Piac	0,296 n.s.	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***
	Hierarchia	0,618 n.s.	0,000***	30,98	39,69	0,000***

Megjegyzés. Itt és az 5. táblázatban n.s.: nincs szignifikáns különbség; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$; a félkövér számok a $\max_X \bar{X}_{k_i}^N$, illetve a $\max_X \bar{X}_{k_i}^P$ értékét jelölik; minél sötétebb az átlagot tartalmazó cella háttéré, annál magasabb az átlag értéke.

A második minta kapcsán hasonló megállapításokat tehetünk az eredeti módszer felhasználásával. A szakértői profilozás után kialakult szubkulturák (*Chandler–Heidrich–Kasa* [2017a]) homogének, ahogyan a post-hoc tesztek is mutatják. Azonban az aktuális állapot észlelése ebben a mintában is viszonylag heterogén, és nem ad hozzá sokat a kép árnyalásához, csupán az tűnik ki, hogy többnyire minden szubkultúra a hierarchia értékét észleli dominánsnak.

5. táblázat

A Ward-féle klaszterezéssel előállított szubkultúrák – 2016. évi minta
(Subcultures based on Ward clustering – sample of 2016)

Jellemzők		Szubkultúra (k_i)					
		Hierarchia (gyenge) (k_1)	Klán (domináns) (k_2)	Piac (gyenge) (k_3)	Klán (gyenge) (k_4)	Piac- hierarchia (k_5)	Adhokrácia (domináns) (k_6)
n		61	24	144	62	21	36
Észlelt állapot átlaga $\bar{X}_{k_i}^N$	Klán	20,97	38,19	20,70	26,45	17,42	23,18
	Adhokrácia	17,80	14,51	18,95	19,52	15,16	20,59
	Piac	24,62	18,08	25,04	23,64	30,95	22,70
	Hierarchia	35,79	28,52	32,53	29,86	36,47	33,07
Észlelt állapot $\max_X \bar{X}_{k_i}^N$ vagy post-hoc p	Klán	0,000***	38,19	0,000***	0,243 n.s.	0,000***	0,015*
	Adhokrácia	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	0,002**
	Piac	0,000***	0,002**	0,000***	0,002**	0,149 n.s.	0,002**
	Hierarchia	35,79	0,057 n.s.	32,53	29,86	36,47	33,07
Kívánt állapot átlaga $\bar{X}_{k_i}^P$	Klán	28,80	49,72	26,54	38,45	21,57	28,80
	Adhokrácia	20,03	14,20	25,41	23,71	17,50	33,71
	Piac	19,41	11,52	23,89	17,68	28,63	18,74
	Hierarchia	31,76	24,56	24,17	20,17	32,30	18,76
Kívánt állapot $\max_X \bar{X}_{k_i}^P$ vagy post-hoc p	Klán	0,003**	49,72	26,54	38,45	0,000***	0,001**
	Adhokrácia	0,000***	0,000***	0,017*	0,000***	0,000***	33,71
	Piac	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	0,153 n.s.	0,000***
	Hierarchia	31,76	0,000***	0,000***	0,000***	32,30	0,000***

A módszerrel kapcsolatosan mindezekből a következők vonhatók le:

1. A Ward-féle klaszterezéssel létrehozott szubkultúrák megfelelően szeparálják a mintát és homogének.
2. A módszer használata egyszerű és a szubkultúránként kiszámított $\bar{X}_{k_i}^P$ értékek alapján azok könnyen profilozhatók.
3. Az $\bar{X}_{k_i}^P$ értékek alapján történő csoportképzés azonban nem garantálja azt, hogy az így kialakult szubkultúrák az $\bar{X}_{k_i}^N$ értékek szerint is jól elkülönüljenek. A tapasztalat azt mutatja, hogy ez a szeparáció nem valósul meg, mivel a minta az $\bar{X}_{k_i}^P$ értékek szerint más struktúrát követ, mint az $\bar{X}_{k_i}^N$ értékek szerint, így ez utóbbi a szubkultúrákban hozzávetőlegesen a teljes mintabeli átlagok szerint fog alakulni.

6. táblázat

Súlypontmódszerrel előállított szubkulturák – 2011. évi minta
(Subcultures based on the gravity model – sample of 2011)

Jellemzők	Szubkultúra (s_i)								
	Klán (s_1)	Klán- adhokrácia (s_2)	Adhokrácia (s_3)	Piac- adhokrácia (s_4)	Piac (s_5)	Piac- hierarchia (s_6)	Hierarchia (s_7)	Klán- hierarchia (s_8)	Kiegyen- súlyozott (s_9)
n	111	27	31	16	22	9	52	43	21
Észlelt állapot átlaga	31,54 K	27,22 K	20,75	16,24	18,71	14,26	20,58	28,50	22,42
$\bar{X}_{s_i}^N$	19,87	24,14 ←	25,91 ←	19,26	22,05	15,74	16,07	15,40	21,03
Piac	22,11 ←	23,77 ←	25,11 ←	26,37 ←	28,90 ←	27,31 ←	24,18	21,82	26,83 ←
Hierarchia	26,49	24,88 ←	28,23 K	38,13 K	30,34 K	42,68 K	39,17 K	34,29 K	29,72 K
Észlelt állapot	31,54	27,22	0,015*	0,040*	0,000***	0,018*	0,000***	0,003**	0,005**
$\max_X \bar{X}_{s_i}^N$ vagy	0,000***	0,239 n.s.	0,494 n.s.	0,017*	0,001**	0,024*	0,000***	0,000***	0,004**
post-hoc p	0,132 n.s.	0,308 n.s.	0,193 n.s.	0,079 n.s.	0,354 n.s.	0,217 n.s.	0,000***	0,000***	0,298 n.s.
Hierarchia	0,000***	0,418 n.s.	28,23	38,13	30,34	42,68	39,17	34,29	29,72
Észlelt állapot	43 ↗	30 ↗	0	0	0	11	0	2	5
megoszlása	5	7	10	0	0	0	0	0	0
a kívánt állapot	1	11	32 ↗	13	0	0	4	0	10
esportjában	4	4	7	13	5	0	2	7	5
(szubkulturákban;	11	22	19	13	7	11	6	7	14
százalék)	8	7	19	13	32	44 ↗	14	2	14
Hierarchia	19	4	13	50 ↗	18	33	71 ↗	49 ↗	38 ↗
Klán-hierarchia	9	11	0	0	0	0	2	33	0
Kiegyensúlyozott	1	4	0	0	5	0	2	0	14

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(Folytatás)

Jellemzők	Szubkultúra (s_i)									
	Klán (s_1)	Klán- adhokrácia (s_2)	Adhokrácia (s_3)	Piac- adhokrácia (s_4)	Piac (s_5)	Piac- hierarchia (s_6)	Hierarchia (s_7)	Klán- hierarchia (s_8)	Kiegészen- súlyozott (s_9)	
Kivánt állapot átlaga $\bar{X}_{s_i}^p$	Klán	39,29 \aleph	30,46 \aleph	24,19	20,33	21,48	18,33	23,69	33,25 \leftarrow	24,68 \leftarrow
	Adhokrácia	21,89	28,46	32,02 \aleph	29,17 \leftarrow	24,47	19,35 \leftarrow	17,68	15,99	25,24 \leftarrow
	Piac	17,50	20,96	23,58 \leftarrow	30,21 \aleph	28,80 \aleph	31,11 \leftarrow	22,43	18,37	24,76 \leftarrow
	Hierarchia	21,32	20,12	20,22	20,29	25,26	31,20 \aleph	36,21 \aleph	32,39 \aleph	25,32 \aleph
Kivánt állapot $\max_X \bar{X}_{s_i}^p$ vagy post-hoc p	Klán	39,29	30,46	0,000***	0,000***	0,000***	0,025*	0,000***	0,389 n.s.	0,141 n.s.
	Adhokrácia	0,000***	0,033*	32,02	0,291 n.s.	0,000***	0,100 n.s.	0,000***	0,000***	0,426 n.s.
	Piac	0,000***	0,000***	0,000***	30,21	28,80	0,967 n.s.	0,000***	0,000***	0,153 n.s.
	Hierarchia	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***	31,20	36,21	32,39	25,32

Megjegyzés: Itt és a 7. táblázatban n.s.: nincs szignifikáns különbség; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$; \aleph : legnagyobb arány; \aleph : legnagyobb átlag; \leftarrow : szignifikánsan nem tér el a maximumtól; a félkövér számok a $\max_X \bar{X}_{s_i}^p$, illetve a $\max_X \bar{X}_{s_i}^p$ értékét jelölik; minél sötétebb az átlagot tartalmazó cella háttére, annál magasabb az átlag értéke.

7. táblázat

Súlypontmódszerrel előállított szubkulturák – 2016. évi minta
(Subcultures based on the gravity model – sample of 2016)

Jellemzők	Szubkultúra (s_i)								
	Klán (s_1)	Klán- adhokrácia (s_2)	Adhokrácia (s_3)	Piac- adhokrácia (s_4)	Piac (s_5)	Piac- hierarchia (s_6)	Hierarchia (s_7)	Klán- hierarchia (s_8)	Kiegyen- súlyozott (s_9)
n	134	49	33	10	15	11	42	39	22
Észlelt állapot átlaga	26,85 ←	21,36	20,50	18,67	19,83	16,36	18,08	21,79	22,01
$\bar{X}_{s_i}^N$	18,55	20,17	19,79	17,50	18,28	16,06	14,11	17,88	19,96
	24,21	25,33	22,91	30,58 ←	27,44 ←	32,42 ←	23,67	20,73	23,14
	30,01 K	32,80 K	36,29 K	33,25 K	34,44 K	35,15 K	40,97 K	32,33 K	34,13 K
Észlelt állapot	0,087 n.s.	0,000 ****	0,000 ****	0,009 **	0,014 *	0,000 ****	0,000 ****	0,000 ****	0,013 *
$\max_X \bar{X}_{s_i}^N$ vagy	0,000****	0,000****	0,000****	0,021 *	0,003**	0,000****	0,000****	0,000****	0,006**
post-hoc p	0,000****	0,003**	0,001****	0,671 n.s.	0,207 n.s.	0,341 n.s.	0,000****	0,000****	0,010*
	30,01	32,80	36,29	33,25	34,44	35,15	40,97	32,33	34,13
Észlelt állapot megoszlása	32 7	15	6	0	0	0	3	6	10
a kivánt állapot	Klán- adhokrácia	Klán- adhokrácia	Klán- adhokrácia	Klán- adhokrácia	Klán- adhokrácia	Klán- adhokrácia	Klán- adhokrácia	Klán- adhokrácia	Klán- adhokrácia
esetportjában	2	2	13	0	0	0	0	0	5
(szubkulturákban;	2	0	0	0	7	0	0	6	0
százalék)	17	13	9	40 7	13	18	5	14	10
	12	27 7	9	20	27	36	18	14	14
	24	21	47 7	30	47 7	46 7	72 7	36 7	19
	10	6	6	10	0	0	3	25	14
Kiegyensúlyozott	1	2	3	0	0	0	0	0	24 7

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(Folytatás)

Jellemzők	Szubkultúra (s_i)									
	Klán (s_1)	Klán- adhokrácia (s_2)	Adhokrácia (s_3)	Piac- adhokrácia (s_4)	Piac (s_5)	Piac- hierarchia (s_6)	Hierarchia (s_7)	Klán- hierarchia (s_8)	Kütyen- súlyozott (s_9)	
Kivánt állapot átlaga \bar{X}_i^p	Klán	37,18 ₺	31,04 ₺	25,18	22,17	21,20	19,55	24,26	31,36 ←	24,74 ←
	Adhokrácia	22,34	29,76 ←	32,29 ₺	27,25 ←	24,28	19,39	18,52	18,53	25,27 ₺
	Piac	17,54	20,01	22,87	28,33 ₺	29,91 ₺	30,00 ←	21,44	18,25	24,74 ←
	Hierarchia	22,94	19,19	19,67	22,25 ←	24,61	31,06 ₺	35,78 ₺	31,86 ₺	25,27 ₺
Kivánt állapot $\max_x \bar{X}_i^p$ vagy post-hoc p	Klán	37,18	31,04	0,000****	0,005**	0,000****	0,001**	0,000****	0,560 n.s.	0,129 n.s.
	Adhokrácia	0,000****	0,148 n.s.	32,29	0,609 n.s.	0,001**	0,003**	0,000****	0,000****	25,27
	Piac	0,000****	0,000****	0,000****	28,33	29,91	0,417 n.s.	0,000****	0,000****	0,129 n.s.
	Hierarchia	0,000****	0,000****	0,000****	0,071 n.s.	0,001**	31,06	35,78	31,86	25,27

Így a módszer kevésbé alkalmas arra, hogy a szubkultúrákat jellemezzük az észlelésük alapján.

4. A módszer nem tesz lehetővé további vizsgálatokat, nincs mód mélyebb elemzésekre, nem lehet tovább árnyalni a szubkultúrákat.

Ezeket a problémákat azonban kiküszöbölhetjük, ha a szubkultúrák keresését a súlypontmódszer szerint hajtjuk végre, illetve számos egyéb elemzési lépést vezethetünk be a szubkultúrák mélyebb jellemzésére, profilozásuk árnyalására és a vizualizációra is.

A módszerrel tehát minden esetben összesen legfeljebb 9 szubkultúrába csoportosíthatók az egyedek, ez a csoportosítás pedig teljesen objektív és automatikus, valamint ezzel egymástól eltérő minták (vállalatok, adatfelvételek, térben és időben elkülönülő független mintavételek) is összehasonlíthatóvá válnak.

Mindkét vizsgálati mintában hibátlan a szubkultúrák szeparációja: a domináns (névadó) kultúradimenzió(k) $\bar{X}_{s_i}^P$ értékei a legmagasabbak, és szignifikánsan el is térnek a többi értéktől. A matematikai modellnek ez szükségszerű következménye, hiszen a klaszteranalízissel ellentétben itt nem a válaszadók 4 dimenzióban elfoglalt relatív helyzete, hanem abszolút helyzetük alapján történik a szeparáció, így annak hatékonyságát nem befolyásolják a kiugró értékek (szélsőséges válaszadók), és nem torzítanak a következtelen válaszadók sem.

Ugyanakkor sokkal árnyaltabb képet kaphatunk a szervezetről, illetve a szubkultúrákról, ha nemcsak – a hagyományos módszerben megszokott módon – a szubkultúrákon belüli $\bar{X}_{s_i}^N$ értékeket állítjuk elő, hanem megnézzük, hogy egy-egy szubkultúrán belül hogyan oszlik meg a jelenlegi észlelések szerinti csoportosítás. Jól látható ez alapján, hogy például a klán szubkultúra majdnem fele a jelenlegi helyzetet is klánnak észleli (azaz, ha az $\bar{X}_{s_i}^N$ értékek alapján is elvégezzük a válaszadók csoportosítását, akkor a klán szubkultúra majdnem fele a jelenlegi helyzetet is klánnak észleli). Így megállapítható, hogy a legnagyobb szubkultúra, melyet tisztán a klán dimenzió jellemez, a jelenlegi helyzetet is klánnak észleli (az eredeti módszer szerinti $\bar{X}_{s_i}^N$ értékek kiszámítása kissé ellentmondásos eredményt ad: e szerint klán és egyszerre piac²⁰ dominálta kultúrának is érzékelik a jelenlegi állapotot). A 6. és a 7. táblázatból látható, hogy a szubkultúrák jelenlegi állapotának észleléséről sokkal homogénebb képet ad az $\bar{X}_{s_i}^N$ szerinti csoportosítás megoszlásainak elemzése. Egészen hasonló a helyzet a második mintában is, ami az előbbi megállapítást támasztja alá.

²⁰ Bár az adatok szerint a második legmagasabb $\bar{X}_{s_i}^N$ értéke nem a piacnak van, hanem a hierarchiának, de statisztikai szempontból az átlagok szignifikáns egyezése vagy eltérése kell, hogy mérvadó legyen.

3.4. A szubkultúrák homogenitása

Tekintsük a két minta homogenitásának mérőszámait. Az első mintában mind-egyik szubkultúra elemei a névadó (domináns) tengely közelében van, az eltérés (Δ_{s_i}) a középtengely (\vec{d}_{s_i}) és az egyedek irányszögének átlaga ($\bar{\theta}_{s_i}^P$) között abszolút értékben mindig 5° alatt marad. Ez azt jelenti, hogy a szubkultúrák igazodnak az elnevezésükhöz, homogének. Az egyedek irányszögének szórása azonban érzékeny a szubkultúra szögtartományára, így az ebből kalkulált H mutató utal a szubkultúra homogenitására: leghomogénebb a piac-adhokrácia és a klán-hierarchia szubkultúra. A $\bar{v}_{s_i}^P$ helyvektorhossz-átlagok arra utalnak, hogy mely szubkultúra mennyire domináns a szervezetben, látható, hogy az első minta esetében a klán és a klán-hierarchia szubkultúra, ezeknek van a legmarkánsabb véleményük.

8. táblázat

Szubkultúrák homogenitása – 2011. évi minta
(Homogeneity of subcultures – sample of 2011)

Szubkultúra	Szubkultúra szög-tartománya d_{s_i}	Közép-tengely irányszöge \vec{d}_{s_i}	Egyedek irányszög-átlaga $\bar{\theta}_{s_i}^P$	Eltérés a közép-tengelytől $\Delta_{s_i} = \vec{d}_{s_i} - \bar{\theta}_{s_i}^P$	Egyedek irányszög-szórása $s_{\theta_{s_i}^P}$	Homogenitás $H_{s_i} = \frac{s_{\theta_{s_i}^P}}{d_{s_i}}$	Helyvektorok hosszának átlaga $\bar{v}_{s_i}^P$
	(°)						
Klán	60	90	88,37	1,63	15,41	0,26	11,27
Klán-adhokrácia	30	45	47,77	-2,77	7,95	0,27	6,38
Adhokrácia	60	0	0,90	-0,90	19,52	0,33	6,21
Piac-adhokrácia	30	315	310,72	4,28	6,67	0,22	6,69
Piac	60	270	268,07	1,93	16,52	0,28	3,85
Piac-hierarchia	30	225	224,24	0,76	10,53	0,35	8,86
Hierarchia	60	180	178,39	1,61	17,18	0,29	9,70
Klán-hierarchia	30	135	137,10	-2,10	6,47	0,22	11,15

A második mintából hasonló következtetéseket tudunk levonni, ám itt már megjelennek olyan szubkultúrák is (adhokrácia és hierarchia), melyek egyedei jobban szóródnak a saját szögtartományukban. Ez azt jelenti, hogy itt több olyan válaszadó is van, akik közel esnek a szomszédos szubkultúra határához. Azonban ezek is még homogének tekinthetők. Legkevésbé a klán-hierarchia egységes, legdominánsabb pedig a klán, a hierarchia és az ezek közé eső klán-hierarchia szubkultúra.

9. táblázat

Szubkultúrák homogenitása – 2016. évi minta
(Homogeneity of subcultures – sample of 2016)

Szubkultúra	Szubkultúra szög-tartománya d_{s_i}	Közép-tengely irányszöge \vec{d}_{s_i}	Egyedek irányszög-átlaga $\bar{\theta}_{s_i}^P$	Eltérés a közép-tengelytől $\Delta_{s_i} = \vec{d}_{s_i} - \bar{\theta}_{s_i}^P$	Egyedek irányszög-szórása $s_{\theta_{s_i}^P}$	Homogenitás $H_{s_i} = \frac{s_{\theta_{s_i}^P}}{d_{s_i}}$	Helyvektorok hosszának átlaga $\bar{v}_{s_i}^P$
	(°)						
Klán	60	90	90,54	-0,54	16,4	0,27	10,25
Klán-adhokrácia	30	45	46,21	-1,21	8,44	0,28	7,72
Adhokrácia	60	0	10,55	-10,55	15,69	0,26	6,70
Piac-adhokrácia	30	315	311,92	3,08	5,29	0,18	3,99
Piac	60	270	268,83	1,17	12,89	0,21	4,48
Piac-hierarchia	30	225	222,53	2,47	5,98	0,20	7,89
Hierarchia	60	180	173,43	6,57	16,45	0,27	9,01
Klán-hierarchia	30	135	135,40	-0,40	9,45	0,32	9,46

3.5. Vizualizáció

Súlypontmódszerrel sokféle látványos módon ábrázolhatjuk:

1. pontdiagramként a teljes szervezetet, különféle jelölést használva a szubkultúrákra vagy demográfiai csoportokra;

2. a teljes szervezet \overline{NP}_i vektorait vagy akár ezeket külön-külön is szubkultúránként, illetve demográfiai csoportonként (robbantott csillag ábra);

3. a /18/ és /19/ képletekkel jelölt szervezeti súlypontokat, a szubkultúrák és a demográfiai csoportok súlypontjait, akár egyazon koordinátarendszerben is. A 8. és 9. ábrák ezeket az eredményeket ábrázolják, a következők jelölésével:

– a nagy körök a szubkultúrák súlypontjában vannak /19/ szerint;

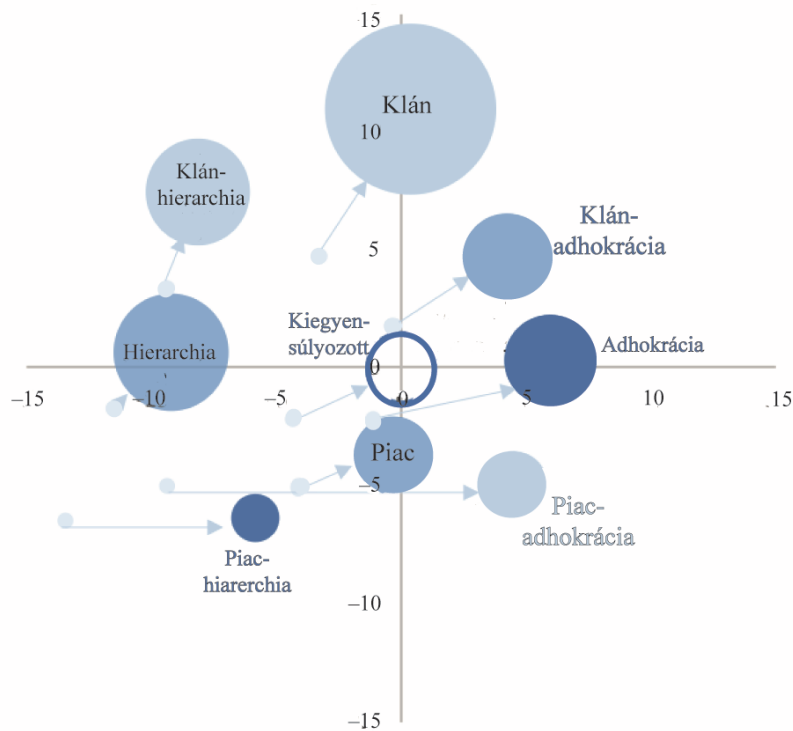
– a kisebb világos pontok azt jelzik, hogy az adott szubkultúra jelenleg milyennek látja a szervezet a /18/ szerint számított súlypontok alapján (ezek mérete megegyezne a hozzájuk kapcsolódó szubkultúrák méretével, de így praktikusabb az ábrázolás), a pont-

párokat összekötő nyíl azt mutatja, hogy jellemzően hogyan látják a szervezetet az adott szubkultúra tagjai;

- a nagy körök mérete a szubkultúra elemszámával arányos;
- a körök színárnyalata a homogeneitás növekedésével arányosan sötétedik.

Ez utóbbi, 3. pont szerinti súlypontdiagramm pontos kép látható a szervezetről, mely arra is utal, hogy a változás irányát tekintve egységes a minta: jelenleg mindenki az adhokrácia vagy a klán-adhokrácia irányába vágyik – kisebb vagy nagyobb mértékben –, amire a nyilak hossza utal. Az itt ábrázolt nyilak a /14/-es képletben megadott \overline{NP}_{s_i} vektorok, hosszuk pedig $\overline{v}_{\overline{NP}_{s_i}}$.

8. ábra. A szubkultúrák súlypontdiagramja – 2011. évi minta
(Gravity diagram of subcultures – sample of 2011)



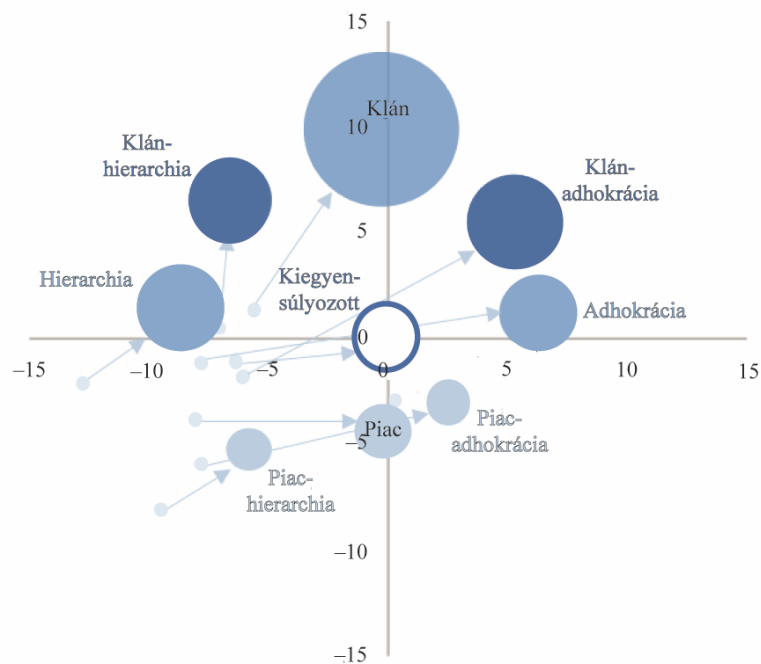
A második minta súlypontdiagramja is hasonló képet mutat: a szervezet ekkor is inkább az adhokrácia és a klán irányába mozdulna a jelenleg észlelt állapotból.

Kiszámítható és érdekes jellemzője a szervezetnek az $\bar{v}_{NP_{s_i}}$ vektorhossz-
 átlagok összege:²¹

$$M = \sum_{i=1}^9 \bar{v}_{NP_{s_i}}. \quad /25/$$

Az M értéke arra utal, hogy a szervezetben mekkora az elmozdulás iránti igény: tehát milyen mértékben térnek el az összes szubkultúrát tekintve az N és a P értékek. Az első minta esetében ez: $M_1 = 85,68$; a második mintában pedig: $M_2 = 105,72$. Ez arra utal, hogy a második mintában nőtt az elmozdulás iránti igény. Ugyanabban a szervezetben eltérő időpontokban felvett minták esetében ez a mutató azt fejezi ki, hogy közelebb került-e a szervezet az aktuálisan vágyotthoz.

9. ábra. A szubkultúrák súlypontdiagramja – 2016. évi minta
 (Gravity diagram of subcultures – sample of 2016)



²¹ Mivel $s_i \in (1, \dots, 9)$, így nincs jelentősége, hogy az M mutatót vagy annak átlagát számítjuk ki (minden esetben 9 lenne a nevezőben).

3.6. A hagyományos és súlypontmódszer szerinti osztályozás összehasonlítása

Vessük össze a hagyományos módszerben használt Ward-féle klaszteranalízis osztályozását és a súlypontmódszer szeparációját!

Az első minta esetében a 332 válaszadó 36,3 százalékában egyezett meg pontosan a szeparáció, és további 21 százalékban közelítőleg azonos volt az osztályozás (például piac esetén piac-adhokrácia vagy piac-hierarchia). Ez azt jelenti, hogy a minta közel 60 százalékát azonosan jellemezte a két módszer.

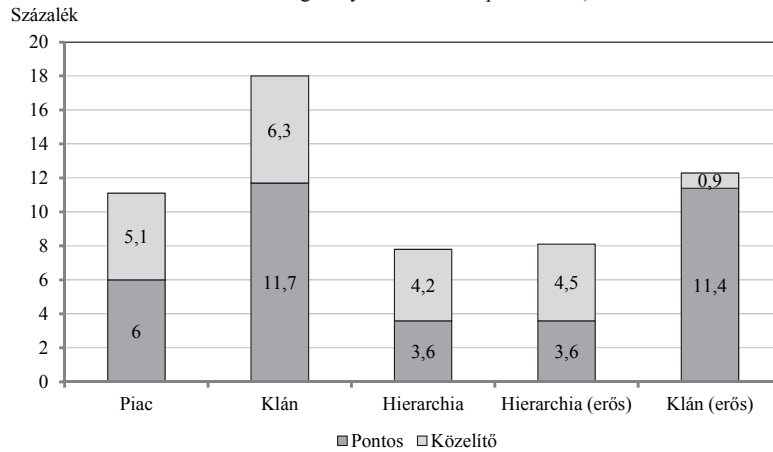
10. táblázat

A Ward-féle klaszterezés és a súlypontmódszer szerint azonosan szeparált válaszadók száma és aránya – 2011. évi minta
(Number and proportion of the equally separated respondents by Ward clustering and the gravity method – sample of 2011)

Súlypontmódszer szerinti szubkultúra	Eredeti módszer szerinti szubkultúra										Válaszadók száma összesen (fő)
	piac		klán		hierarchia		hierarchia (erős)		klán (erős)		
	száma (fő)	aránya (%)	száma (fő)	aránya (%)	száma (fő)	aránya (%)	száma (fő)	aránya (%)	száma (fő)	aránya (%)	
Klán	26	7,8	39	11,7	7	2,1	1	0,3	38	11,4	111
Klán-adhokrácia	9	2,7	17	5,1	0	0,0	0	0,0	1	0,3	27
Adhokrácia	17	5,1	13	3,9	0	0,0	0	0,0	1	0,3	31
Piac-adhokrácia	12	3,6	1	0,3	0	0,0	2	0,6	1	0,3	16
Piac	20	6,0	2	0,6	0	0,0	0	0,0	0	0,0	22
Piac-hierarchia	5	1,5	0	0,0	3	0,9	1	0,3	0	0,0	9
Hierarchia	22	6,6	5	1,5	12	3,6	12	3,6	1	0,3	52
Klán-hierarchia	12	3,6	4	1,2	11	3,3	14	4,2	2	0,6	43
Kiegyensúlyozott	17	5,1	3	0,9	1	0,3	0	0,0	0	0,0	21
Összesen	140		84		34		30		44		332

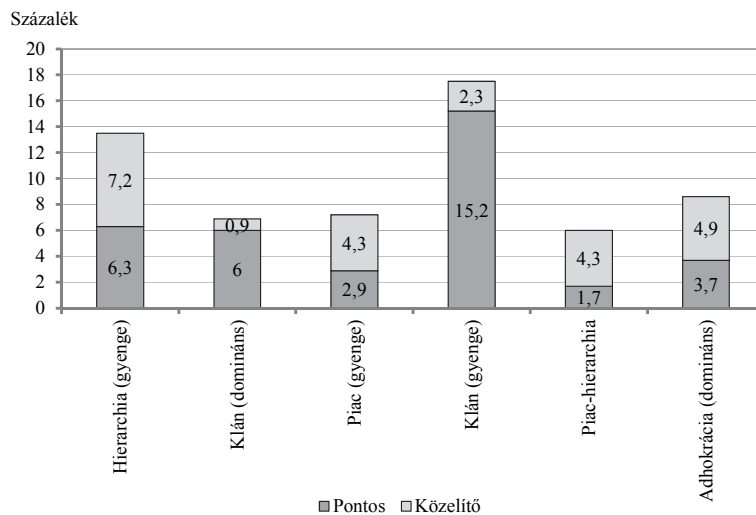
Megjegyzés. Itt és a 11. táblázatban a szürke háttérű cellák a két módszer alapján azonosan szeparált válaszadók számát jelölik.

10. ábra. A Ward-féle klaszterezés és a súlypontmódszer szerint azonosan és hasonlóan szeparált válaszadók aránya – 2011. évi minta
(Proportion of the equally and similarly separated respondents by Ward clustering and the gravity method – sample of 2011)



A második mintát tekintve a 348 válaszadó 35,8 százalékában egyezett meg pontosan a szeparáció, és további 23,9 százalékban közelítőleg azonos volt az osztályozás. Ez azt jelenti, hogy itt is a minta közel 60 százalékát jellemezte azonosan a két módszer.

11. ábra. A Ward-féle klaszterezés és a súlypontmódszer szerint azonosan és hasonlóan szeparált válaszadók aránya – 2016. évi minta
(Proportion of the equally and similarly separated respondents by Ward clustering and the gravity method – sample of 2016)



11. táblázat

A Ward-féle klaszterezés és a súlypontmódszer szerint azonosan szeparált válaszadók száma és aránya – 2016. évi minta
 (Number and proportion of the equally separated respondents by Ward clustering and the gravity method – sample of 2016)

Súlypontmódszer szerinti szubkultúra	Eredeti módszer szerinti szubkultúra												Válaszadók száma összesen (fő)
	hierarchia (gyenge)		klán (domináns)		piac (gyenge)		klán (gyenge)		piac-hierarchia		adhokrácia (domináns)		
	A válaszadók												
	száma (fő)	aránya (%)	száma (fő)	aránya (%)	száma (fő)	aránya (%)	száma (fő)	aránya (%)	száma (fő)	aránya (%)	száma (fő)	aránya (%)	
Klán	14	4,0	21	6,0	39	11,2	53	15,2	0	0,0	6	1,7	133
Klán-adhokrácia	0	0,0	0	0,0	23	6,6	8	2,3	0	0,0	17	4,9	48
Adhokrácia	0	0,0	0	0,0	18	5,2	1	0,3	0	0,0	13	3,7	32
Piac-adhokrácia	0	0,0	0	0,0	10	2,9	0	0,0	0	0,0	0	0,0	10
Piac	0	0,0	0	0,0	10	2,9	0	0,0	5	1,4	0	0,0	15
Piac-hierarchia	0	0,0	0	0,0	5	1,4	0	0,0	6	1,7	0	0,0	11
Hierarchia	22	6,3	0	0,0	7	2,0	0	0,0	10	2,9	0	0,0	39
Klán-hierarchia	25	7,2	3	0,9	10	2,9	0	0,0	0	0,0	0	0,0	38
Kiegyensúlyozott	0		0	0,0	22	6,3	0	0,0	0	0,0	0	0,0	22
Összesen	61		24		144		62		21		36		348

3.7. A súlypontmódszer további fejlesztési iránya

A súlypontmódszer illeszkedése tovább javítható, ha a /3/ képlet szerinti \bar{X}_i^T átlagok helyett a modellt $j=[1; 6]$ kérdéscsoportokra alkalmazott faktoranalízisből nyert χ_i^T faktorsúlyokkal helyettesítjük:

$$\chi_i^T \in \{ \alpha_i^T; \beta_i^T; \gamma_i^T; \delta_i^T \}. \tag{26/}$$

Ez azt jelenti, hogy mind az észlelt (N), mind pedig a kívánt (P) eseteket j kérdéscsoportonként faktorálni kell, majd az így adódó faktorsúlyokkal a 2. fejezetben leírtak szerint kifejezhetők az egyedek koordinátái. A kívánt helyzetre vonatkozóan:

$$P_i(x_i^P; y_i^P) = P_i \left(\frac{\beta_i^P - \delta_i^P}{2}; \frac{\alpha_i^P - \gamma_i^P}{2} \right). \tag{27/}$$

A jelenlegi helyzetre vonatkozóan:

$$N_i(x_i^N; y_i^N) = N_i\left(\frac{\beta_i^N - \delta_i^N}{2}, \frac{\alpha_i^N - \gamma_i^N}{2}\right). \quad /28/$$

Ezt követően a vizualizáció, csoportképzés és elemzés minden tekintetben megegyezik az előbbieken leírt módszerrel.

4. Következtetések

A tanulmány célja nem vitriolos kritika megfogalmazása az OCAI eszközzel szemben, csupán egy új lencsét tesz a régi keretbe: ugyanazon módszerrel és eszközzel felvett adatok elemzéséhez és szubkultúrák kereséséhez. A súlypontmódszer alkalmazása tehát nem változtat az eredeti eszköz, az OCAI struktúráján: ugyanaz a széles körben validált kérdőív, mérési skálák, csupán az összegyűjtött adatok elemzésének metodikája tér el. A súlypontmódszer legfőbb előnye abban áll az eredeti elemzési eljáráshoz képest, hogy míg utóbbi a szervezet szintjén méri a szervezeti kultúrát és azonosítja a szubkultúrákat az átlagon keresztül, addig a súlypontmódszer az egyén szintjén elemez, valamint az egyén abszolút pozíciói alapján azonosít szubkultúrákat, extrapolálva ezt a szervezetre, kiküszöbölve ezzel az átlagolásból adódó torzítást és a klaszterezés szubjektivitását, illetve a relatív pozíciók alapján történő csoportosítást. Ez kézenfekvő megoldás, hiszen a szervezet egyénekből áll, így nemcsak a mérési eszköznek, de az azt elemző módszernek (technikának) is az egyén szintjén kell maradnia. Az eljárás kellően robusztus: nem érzékeny a mintaelemszámra, kisebb csoportokban is ugyanolyan hatékony, mint nagy szervezeteknél. Ugyanakkor sokkal mélyebb elemzési és vizualizációs lehetőségeket enged meg, mint az eredeti módszer, lehetővé téve az adatok elemzésének és a szubkultúrák meghatározásának teljes automatizálását, hiszen a módszerben semmilyen szubjektív attribútum nem szerepel. Ebből adódóan a teljes elemzési fázis egyszerű eszközökkel rendkívül egyszerűen programozható (például MS Excelben), kiiktatva bármilyen szubjektív mérlegelést, preconcepciót.

Mindezek mellett a módszer megőrzi a CVF versengő szemléletét – melyet az eredeti elemzési technika kiiktat, nem is beszélve a Likert-skálás változatról –, így lehetőséget ad a konvergencia és diszkriminációs validitás ellenőrzésére is.

Végül pedig a kapott eredmények és grafikák abszolút összemérhetőséget biztosítanak egymástól teljesen független minták esetében is, illetve az egyén vagy tet-

szőleges demográfiai csoportok (szubkultúrák) szintjén is, hiszen a módszer nem tartalmaz relativizált mutatókat, megfelelően így *Quinn* és *Rohrbaugh* ([1981] 138. old.) eredeti vágyának.

Irodalom

- ACAR, A. Z. [2012]: Organizational culture, leadership styles and organizational commitment in Turkish logistics industry. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*. Vol. 58. October. pp. 217–226. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.09.995>
- ADMINISTRATIVE SCIENCE QUARTERLY [1979]: *Special Issue on Qualitative Research*. Vol. 24. No. 4. pp. 519–711.
- ADMINISTRATIVE SCIENCE QUARTERLY [1983]: *Special Issue on Organizational Culture*. Vol. 28. No. 3. pp. 331–502.
- AL ISSA, H.-E. [2019]: Organisational culture in public universities: empirical evidence. *Asian Journal of Business and Accounting*. Vol. 12. No. 1. pp. 41–70. <https://doi.org/10.22452/ajba.vol12no1.2>
- BAKACSI G. [1999]: *Szervezeti magatartás és vezetés*. Aula Kiadó. Budapest.
- BENDAK, S. – SHIKHLI, A. M. – ABDEL-RAZEK, R. H. [2020]: How changing organizational culture can enhance innovation: development of the innovative culture enhancement framework. *Cogent Business & Management*. Vol. 7. Issue 1. <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/23311975.2020.1712125>
- BERKEMEYER, N. – JUNKER, R. – BOS, W. – MUETHING, K. [2015]: Organizational cultures in education: theory-based use of an instrument for identifying school culture. *Journal for Educational Research Online*. Vol. 7. Issue 3. pp. 86–102.
- BING-YOU, R. G. – VARAKLIS, K. [2016]. Organizing graduate medical education programs into communities of practice. *Medical Education Online*. Vol. 21. Issue 1. pp. 1–6. <https://doi.org/10.3402/meo.v21.31864>
- BING-YOU, R. – RAMANI, S. – RAMESH, S. – HAYES, V. – VARAKLIS, K. – WARD, D. – BLANCO, M. [2019]: The interplay between residency program culture and feedback culture: a cross-sectional study exploring perceptions of residents at three institutions. *Medical Education Online*. Vol. 24. Issue 1. pp. 1–7. <https://doi.org/10.1080/10872981.2019.1611296>
- CALISKAN, A. – ZHU, C. [2019]: Organizational culture type in Turkish universities using OCAI: perceptions of students. *Journal of Education Culture and Society*. Vol. 10. No. 2. pp. 270–292. <https://doi.org/10.15503/jecs20192.270.292>
- CAMERON, K. S. – FREEMAN, S. J. [1991]: Cultural congruence, strength, and type: relationships to effectiveness. *Research in Organizational Change and Development*. Vol. 5. pp. 23–58. <http://webuser.bus.umich.edu/cameronk/PDFs/Organizational%20Culture/Cultural%20Congruence.pdf>
- CAMERON, K. S. – QUINN, R. E. [1999]: *Diagnosing and Changing Organizational Culture: Based on the Competing Values Framework*. Prentice Hall. New Jersey.
- CAMERON, K. S. – QUINN, R. E. [2006]: *Diagnosing and Changing Organizational Culture. Based on the Competing Values Framework*. Jossey-Bass. San Francisco.

- CAMERON, K. S. – QUINN, R. E. [2011]: *Diagnosing and Changing Organizational Culture, Based on the Competing Values Framework* (3rd edition). Jossey-Bass. San Francisco.
- CAMERON, K. S. – QUINN, R. E. – DEGRAFF, J. – THAKOR, A. V. [2014]: *Competing Values Leadership. Second Edition*. Edward Elgar Publishing Limited. Cheltenham.
- CAMERON, K. S. [2008]: A process for changing organizational culture. In: *Cummings, T. G. (ed.): Handbook of Organizational Development*. Sage Publishing. Thousand Oaks. pp. 429–445.
- CAMPBELL, J. P. [1977]: On the nature of organizational effectiveness. In: *Goodman, P. S. – Pennings, M. (eds.): New Perspectives on Organizational Effectiveness*. Jossey-Bass. San Francisco. pp. 13–55.
- CHANDLER, N. [2015]: *The Alignment of Organisational Subcultures in a Post-merger Business School in Hungarian Higher Education*. Pannon Egyetem. Veszprém.
- CHANDLER, N. – HEIDRICH, B. – KASA, R. [2017a]: A longitudinal study of market-oriented subcultures in higher education. *Közgazdász Fórum*. Vol. 20. No. 133. pp. 3–20. http://epa.oszk.hu/00300/00315/00123/pdf/EPA00315_kozgazdasz_2017_04.pdf
- CHANDLER, N. – HEIDRICH, B. – KASA, R. [2017b]: Everything changes? A repeated cross-sectional study of organisational culture in the public sector. *Evidence-based HRM*. Vol. 5. Issue 3. pp. 283–296. <https://doi.org/10.1108/EBHRM-03-2017-0018>
- CHANDLER, N. – HEIDRICH, B. – KASA, R. [2018]: Evolution of higher education organizational subcultures following changes to Astructure Aystems: results from a longitudinal study in Hungary. *Organizational Cultures: An International Journal*. Vol. 18. Issue 2. pp. 53–69. <https://doi.org/10.18848/2327-8013/CGP/v18i02/53-69>
- CHATMAN, J. A. – O'REILLY, C. A. [2016]: Paradigm lost: reinvigorating the study of organizational culture. *Research in Organizational Behavior*. Vol. 36. pp. 199–224. <https://doi.org/10.1016/j.riob.2016.11.004>
- CHOI, Y. S. – SEO, M. – SCOTT, D. – MARTIN, J. [2010]: Validation of the organizational culture assessment instrument: an application of the Korean version. *Journal of Sport Management*. Vol. 24. Issue 2. pp. 169–189. <https://doi.org/10.1123/jsm.24.2.169>
- CURRIE, L. – SHEPSTONE, C. [2012]: Mining the cultural evidence: situating planning and leadership within the academic library culture. *Evidence Based Library and Information Practice*. Vol. 7. No. 3. pp. 51–70. <https://doi.org/10.18438/B8P02Q>
- DAVIS, R. – CATES, S. [2018]: The implementation of the organizational culture assessment instrument in creation of a successful organizational cultural change. *International Journal of Business and Public Administration*. Vol. 15. No. 1. pp. 1–25.
- DENISON, D. R. – MISHRA, A. K. [1995]: Toward a theory of organizational culture and effectiveness. *Organization Science*. Vol. 6. No. 2. pp. 204–223.
- DETERT, J. R. – SCHROEDER, R. G. – MAURIEL, J. J. [2000]: A framework for linking culture and improvement initiatives in organizations. *Academy of Management Review*. Vol. 25. No. 4. pp. 850–863.
- DOSTIYAROVA, A. [2016]: Students' perception of organizational culture at Kimep University based on OCAI instrument. *Bulletin of the National Academy of Sciences of The Republic of Kazakhstan*. Vol. 3. No. 361. pp. 89–94.
- DRAPER, N. R. – SMITH, H. [1981]: *Applied Regression Analysis, Second Edition*. John Wiley. Hoboken.

- FREY, R. – BOYD, M. – FOSTER, S. – ROBINSON, J. – GOTT, M. [2016]: What's the diagnosis? Organisational culture and palliative care delivery in residential aged care in New Zealand. *Health & Social Care in the Community*. Vol. 24. Issue 4. pp. 450–462. <https://doi.org/10.1111/hsc.12220>
- HARTNELL, C. A. – OU, A. Y. – KINICKI, A. [2011]: Organizational culture and organizational effectiveness: a meta-analytic investigation of the competing values framework's theoretical suppositions. *Journal of Applied Psychology*. Vol. 96. Issue 4. pp. 677–694. <https://doi.org/10.1037/a0021987>
- HEIDRICH B. [2001]: *Szervezeti kultúra és interkulturális menedzsment*. Human Telex Consulting. Budapest.
- HEIDRICH B. – CHANDLER, N. [2014]: Hajsza közben: Egy magyar felsőoktatási intézmény piacorientációjának kultúra alapú elemzési kísérlete. *Vezetéstudomány – Budapest Management Review*. 45. évf. 6. sz. 27–36. old.
- HERITAGE, B. – POLLOCK, C. – ROBERTS, L. [2014]: Validation of the organizational culture assessment instrument. *PLOS ONE*. Vol. 9. No. 3. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0092879>
- HOFSTEDE, G. [1998]: Identifying organizational subcultures: an empirical approach. *Journal of Management Studies*. Vol. 35. Issue 1. pp. 1–12. <https://doi.org/10.1111/1467-6486.00081>
- HOWARD, L. W. [1998]: Validating the competing values model as a representation of organizational cultures. *International Journal of Organizational Analysis*. Vol. 6. Issue 3. pp. 231–250.
- IBARRA-MICHEL, J. P. – VELARDE-VALDEZ, M. – OLMOS-MARTINEZ, E. – SANTILLAN-NUNEZ, M. A. [2019]: Organizational culture assessment of sustainable hotel companies in Mazatlan; four case studies. *Investigaciones Turísticas*. No. 17. pp. 71–102. <https://doi.org/10.14198/INTURI2019.17.04>
- JAEGER, M. – YU, G. – ADAIR, D. [2017]: Organisational culture of Chinese construction organisations in Kuwait. *Engineering Construction and Architectural Management*. Vol. 24. Issue 6. pp. 1051–1066. <https://doi.org/10.1108/ECAM-07-2016-0157>
- JOURNAL OF MANAGEMENT [1985]: *Special Issue on Organizational Culture*. Vol. 11. No. 2. pp. 4–136.
- JOURNAL OF MANAGEMENT STUDIES [1986]: *Special Issue on Organizational Culture*. Vol. 23. No. 3. pp. 253–362.
- KARGAS, A. S. D. – VAROUTAS, D. [2015]: On the relation between organizational culture and leadership: an empirical analysis. *Cogent Business & Management*. Vol. 2. Issue 1. pp. 1–18. <https://doi.org/10.1080/23311975.2015.1055953>
- KENDALL, M. G. – STUART, A. [1977]: *The Advanced Theory of Statistics* (Fourth Edition). Macmillan Publishing. New York.
- KOSE, M. F. – KORKMAZ, M. [2019]: Why are some universities better? An evaluation in terms of organizational culture and academic performance. *Higher Education Research & Development*. Vol. 38. Issue 6. pp. 1213–1226. <https://doi.org/10.1080/07294360.2019.1634679>

- KWAN, P. – WALKER, A. [2004]: Validating the competing values model as a representation of organizational culture through inter-institutional comparisons. *Organizational Analysis*. Vol. 12. No. 1. pp. 21–39. <http://dx.doi.org/10.1108/eb028984>
- LAMOND, D. [2003]: The value of Quinn's competing values model in an Australian context. *Journal of Managerial Psychology*. Vol. 18. No. 1. pp. 46–59. <http://dx.doi.org/10.1108/02683940310459583>
- LIZBETINOVA, L. – LORINCOVA, S. – CAHA, Z. [2016]: The application of the organizational culture assessment instrument (OCAI) to logistics enterprises. *Nase More*. Vol. 63. No. 3. pp. 170–176. <https://doi.org/10.17818/NM/2016/SI17>
- LORINCOVA, S. – HITKA, M. – BALAZOVA, Z. [2016]: Corporate culture in Slovak enterprises as a factor of HRM quality – Case study. *International Journal for Quality Research*. Vol. 10. No. 4. pp. 719–732. <https://doi.org/10.18421/IJQR10.04-04>
- LOSONCI D. – JENEI I. – HEIDRICH B. – KÁSA R. [2015]: A modern termelési koncepciók és a szervezeti kultúra kapcsolata – Irodalomfeldolgozás. *Vezetéstudomány – Budapest Management Review*. 46. évf. 1. sz. 47–58. old. <http://unipub.lib.uni-corvinus.hu/1857/>
- LOSONCI, D. – KÁSA, R. – DEMETER, K. – HEIDRICH, B. – JENEI, I. [2017]: The impact of shop floor culture and subculture on lean production practices. *International Journal of Operations & Production Management*. Vol. 37. Issue 2. pp. 205–225. <https://doi.org/10.1108/IJOPM-11-2014-0524>
- LOVAS, L. [2007]: Relationship of organizational culture and job satisfaction in the public sector. *Studia Psychologica*. Vol. 49. No. 3. pp. 215–221.
- MÁLOVICS É. [2007]: Szervezeti kultúra és vezetés – lehetőségek és korlátok. *Vezetéstudomány – Budapest Management Review*. 38. évf. 9. sz. 40–51. old. <http://unipub.lib.uni-corvinus.hu/3999/>
- MCLAUGHLIN, P. – BESSANT, J. – SMART, P. [2008]: Developing an organisation culture to facilitate radical innovation. *International Journal of Technology Management*. Vol. 44. Nos. 3–4. pp. 298–323. <https://doi.org/10.1504/IJTM.2008.021041>
- NUKIC, I. S. – MATOTEK, J. [2014]: Importance and trends of organizational culture in construction in Eastern Croatia. *Ekonomski Vjesnik*. Vol. 27. No. 1. pp. 23–41.
- ONEY-YAZICI, E. – GIRITLI, H. – TOPCU-ORAZ, G. – ACAR, E. [2007]: Organizational culture: the case of Turkish construction industry. *Engineering, Construction and Architectural Management*. Vol. 14. Issue 6. pp. 519–531. <https://doi.org/10.1108/09699980710828996>
- PALAHNIUK, C. [1996]: *Fight Club*. Norton & Company. New York.
- QUINN, R. E. – ROHRBAUGH, J. [1981]: A competing values approach to organizational effectiveness. *Public Productivity Review*. Vol. 5. No. 2. pp. 122–140. <https://doi.org/10.2307/3380029>
- QUINN, R. E. – ROHRBAUGH, J. [1983]: A spatial model of effectiveness criteria: towards a competing values approach to organizational analysis. *Management Science*. Vol. 29. No. 3. pp. 363–377. <https://doi.org/10.1287/mnsc.29.3.363>
- QUINN, R. E. – SPREITZER, G. [1991]: The psychometric of the competing values culture instrument and an analysis of the impact of organizational culture on quality of life. In: *Woodman, R. W. – Pasmore, W. A. (eds.): Research in Organizational Change and Development*. JAI Press. Greenwich. pp. 115–142.

- RALSTON, D. A. – TERPSTRA-TONG, J. – TERPSTRA, R. H. – WANG, X. – EGRI, C. [2006]: Today's state-owned enterprises of China. Are they dying dinosaurs or dynamic dynamos? *Strategic Management Journal*. Vol. 27. No. 9. pp. 825–843.
- SCHEIN, E. H. [1992]: *Organizational Culture and Leadership*. Jossey-Bass Publishers. San Francisco.
- SIMANSKIENE, L. – GARGASAS, A. – RAMANAUSKAS, K. [2015]: The role of organizational culture in the organization's activities. *Management Theory and Studies for Rural Business and Infrastructure Development*. Vol. 37. No. 2. pp. 310–320. <https://doi.org/10.15544/mts.2015.28>
- SINCLAIR, A. [1993]: Approaches to organizational culture and ethics. *Journal of Business Ethics*. Vol. 12. No. 1. pp. 63–73. <https://doi.org/10.1007/BF01845788>
- SIROIS, A. [1991]: The relationship between mean and standard deviation in precipitation chemistry measurements across Eastern North America. *Atmospheric Environment*. Vol. 25. Issue 2. pp. 329–340. [https://doi.org/10.1016/0960-1686\(91\)90304-p](https://doi.org/10.1016/0960-1686(91)90304-p)
- SJOBERG, G. [1967]: *Ethics, politics, and social research*. Routledge and Kegan Paul. London.
- STEMBERGER, M. I. – BUH, B. – GLAVAN, L. M. – MENDLING, J. [2018]: Propositions on the interaction of organizational culture with other factors in the context of BPM adoption. *Business Process Management Journal*. Vol. 24. Issue 2. pp. 425–445. <https://doi.org/10.1108/BPMJ-02-2017-0023>
- SZABÓ L. – CSEPREGI A. [2009]: A gazdasági válság hatása a szervezeti kultúra alakulására – jó irányba megyünk? *Harvard Business Review (magyar kiadás)*. 11. évf. 11. sz. 29–35. old.
- TERAVAINEN, V. J. – JUNNONEN, J.-M. [2019]: The promoters and the barriers for organizational culture change in a Finnish construction company. *Construction Innovation*. Vol. 19. Issue 4. pp. 672–688. <https://doi.org/10.1108/CI-04-2019-0029>
- TERAVAINEN, V. – JUNNONEN, J.-M. – ALI-LOYTTY, S. [2018]: Organizational culture: case of the Finnish construction industry. *Construction Economics and Building*. Vol. 18. No. 1. pp. 48–69. <https://doi.org/10.5130/AJCEB.v18i1.5770>
- TOARNICZKY, A. [2006]: A szervezeti kultúra mérési kultúrája: Kérdőív-tipológia és kulcsdimenziók. *Vezetéstudomány – Budapest Management Review*. 38. évf. 1. sz. 14–24. old.
- TWATI, J. M. – GAMMACK, J. G. [2006]: The impact of organisational culture innovation on the adoption of IS/IT: the case of Libya. *Journal of Enterprise Information Management*. Vol. 19. Issue 2. pp. 175–191. <https://doi.org/10.1108/17410390610645076>
- VAN, H. N. – NGUYEN, A. T. H. – NGUYEN, T. T. H. – NGUYEN, H. T. T. – BUI, H. T. T. – TRAN, P. T. – NGUYEN, A. L. T. [2018]: Individual and occupational differences in perceived organisational culture of a central hospital in Vietnam. *Biomed Research International*. Special Issue. <https://doi.org/10.1155/2018/3759290>
- VIJAYALAKSHMI, C. – AWASTHY, R. – GUPTA, R. K. [2009]: Assessment of cultural shifts in an Indian public sector bank. *International Journal of Indian Culture and Business Management*. Vol. 2. No. 3. pp. 307–325. <https://doi.org/10.1504/IJICBM.2009.023551>
- VLAICU, F. L. – NEAGOE, A. – TIRU, L. G. – OTOVESCU, A. [2019]: The organizational culture of a major social work institution in Romania: a sociological analysis. *Sustainability*. Vol. 11. No. 13. pp. 1–18. <https://doi.org/10.3390/su11133587>

- WYRWICKA, M. K. – CHUDA, A. [2019]: The diagnosis of organizational culture as a change's factor in the context application of design thinking. *Logforum*. Vol. 15. No. 2. pp. 279–290. <https://doi.org/10.17270/J.LOG.2019.319>
- YEUNG, A. K. O. – BROCKBANK, J. W. – ULRICH, D. O. [1991]: Organizational culture and human resources practices: an empirical assessment. In: *Woodman, R. W. – Pasmore, W. A.* (eds.): *Research in Organizational Change and Development*. JAI Press. Greenwich.
- ZAVYALOVA, E. – KUCHEROV, D. [2010]: Relationship between organizational culture and job satisfaction in Russian business enterprises. *Human Resource Development International*. Vol. 13. No. 2. pp. 225–235. <https://doi.org/10.1080/13678861003703740>
- ZBIEG, A. – KUDELKO, J. – JUZYK, A. – ZAREMBA, L. [2017]: The association between values and performance in a mining corporation. Empirical study and insights for managing by values (MBV) model. *Gospodarka Surowcami Mineralnymi – Mineral Resources Management*. Vol. 33. Issue 2. pp. 145–164. <https://doi.org/10.1515/gospo-2017-0019>