

A KARRANI-FÉLE CSENDES KILÉPÉSI SKÁLA (QUIET QUITTING SCALE) MAGYAR ADAPTÁCIÓJA ÉS PSZICHOMETRIAI ÉRTÉKELÉSE HUNGARIAN ADAPTATION AND PSYCHOMETRIC EVALUATION OF THE QUIET QUITTING SCALE (QQS)

A kutatás célja a Karrani et al. (2024) által fejlesztett Quiet Quitting Scale (QQS) magyar nyelvi adaptációja és pszichometriai jellemzőinek tesztelése volt hazai munkavállalók körében. A „csendes kilépés” jelensége arra utal, amikor a munkavállalók kizárólag a munkaköri minimumokat teljesítik, elkerülve a pluszfelelősségek vállalását és pszichológiailag visszavonulnak a munkavégzéstől. A skála mérési megfelelősége megerősítő faktorelemzéssel (CFA), valamint a tételek közötti egységességet és az általuk lefedett tartalom összhangját vizsgáló mutatókkal került értékelésre: belső megbízhatóság (Cronbach-alfa, CR) és konvergens validitás (AVE) a teljes mintán ($n = 494$), és két Z generációs almintán. Bár a megbízhatósági mutatók megfelelőek voltak, a konvergens validitás minden esetben elmaradt az elvárt szinttől ($AVE < 0,50$), és több tétel gyenge faktorterhelést mutatott. Fontos megjegyezni, hogy még az eredeti angol skála sem bizonyult egyértelműen validnak a vizsgált magyar populációnál. Az eredmények hangsúlyozzák a kulturális és generációs adaptáció, valamint kvalitatív módszerek (pl. kognitív interjúk) bevonásának szükségességét a további mérőeszköz-fejlesztésben.

Kulcsszavak: csendes kilépés, skálaadaptáció, pszichometriai validálás, Z-generáció

This study aimed to adapt and psychometrically evaluate the Quiet Quitting Scale (QQS), developed by Karrani et al. (2024), for use among Hungarian employees. “Quiet quitting” refers to employees performing only the minimum required tasks while avoiding extra responsibilities and psychologically withdrawing from their work. The scale was tested using confirmatory factor analysis (CFA), reliability indices (Cronbach’s alpha, composite reliability) and convergent validity (AVE) on the full sample ($n = 494$) and two Generation Z subsamples. Although reliability was adequate, AVE values were below the recommended 0.50 threshold in all cases, and several items showed weak factor loadings. Notably, even the original English version of the scale did not meet acceptable psychometric standards in the Hungarian context. These findings underscore the importance of cultural and generational adaptation beyond linguistic translation and highlight the value of qualitative methods (e.g., cognitive interviews) in developing valid localized measurement tools.

Keywords: quiet quitting, scale adaptation, psychometric validation, Generation Z

Finanszírozás/Funding:

A Kulturális és Innovációs Minisztérium EKÖP-24 kódszámú egyetemi kiválósági ösztöndíj programjának a Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Alapból finanszírozott szakmai támogatásával készült.

Supported by the EKÖP-24 university excellence scholarship program of the Ministry for Culture and Innovation from the source of the National Research, Development and Innovation Fund.

Köszönetnyilvánítás/Acknowledgments:

A szerző köszönetét fejezi ki Jónás Tamásnak szakmai támogatásáért, illetve a bírálóknak és a kutatás résztvevőinek hozzájárulásukért.

The author expresses gratitude to Tamás Jónás for his professional support, and to the reviewers and research participants for their contributions.

Szerző/Author:

Pádár Katalin^a (padar.katalin@gtk.elte.hu) egyetemi adjunktus (<https://orcid.org/0000-0002-8693-954X>)

^a Eötvös Loránd Tudományegyetem (Eötvös Loránd University) Magyarország (Hungary)

A cikk beérkezett: 2025. 06. 20-án, javítva: 2025. 11. 30-án és 2026. 04. 20-án, elfogadva: 2026. 05. 14-én.

The article was received 20. 06. 2025, revised: 30. 11. 2025 and 20. 04. 2026, accepted: 14. 05. 2026.

Copyright (c) 2026 Corvinus University of Budapest, publisher of Vezetéstudomány / Budapest Management Review.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Napjaink erős versennyel jellemezhető üzleti környezetben kulcsfontosságú a munkavállalói viselkedések és igények megértése a termelékeny és stabil munkaerő fenntartásához (pl. Badru et al., 2024; Bani-Melhem et al., 2021; Maden, 2014). A munkavállalók megtartása a szervezeti siker kulcsa, mivel a tehetségek elvesztése költségnövekedéshez, romló morálhoz és a növekedésmegvárásához vezethet (Karrani et al., 2024).

Ehhez kapcsolódóan kap egyre több figyelmet a „quiet quitting”, vagyis a „csendes kilépés” jelensége, amely egy 2022-es TikTok-videóhoz (Leppelin, 2022) kötődik (Scheyett, 2022; Serenko, 2024), bár a mögöttes viselkedés nem új (Atalay & Dağıstan, 2024). A fogalom azokra a munkavállalókra utal, akik „csak alapvető munkaköri feladataikat látják el anélkül, hogy további feladatokat vállalnának” (Karrani et al., 2024, p. 219), vagy elköteleződésük munkájuk iránt (Bérubé et al., 2022; Scheyett, 2022), lényegében csak a minimálisat teljesítik (Formica & Sfodera, 2022).

A COVID-19 világválság felerősítette a vállalkozások és az alkalmazottak kihívásait, főként a szolgáltatóiparban, széles körű kiábrándulást okozva a munkavállalók, különösen a millennial és Z generáció körében. E generációk magasabb elbocsátási arányokkal, inflációval és recesszióval szembesültek, ami arra késztette őket, hogy újragondolják munkakapcsolataikat, és elkötelezetlenekké válnak (Galanis et al., 2023; Karrani et al., 2024; Kruse & MDiv, 2023). Bár a kutatások alapján (Azeem et al., 2020; Christian & Ellis, 2014) a munkahelyi elkötelezettség hiánya alaphelyzetben arra készítheti az embereket, hogy felmondjanak, a korábban említett munkaerőpiaci bizonytalanságok közepette sokan inkább a „csendes kilépést” választják (Ito, 2022), mint hogy fizikailag is elhagyják munkahelyüket (Galanis et al., 2023; Karrani et al., 2024). Vagyis csak a munkakörük, illetve javadalmasításuk alapján minimálisan elvárható munkát végzik el (Gallup, 2024), és elkerülik az extra erőfeszítéseket (Karrani et al., 2024).

A Gallup 2024-es globális munkahelyi állapotfelmérése (Gallup, 2024) szerint a csendes kilépők a globális munkaerő 62%-át teszik ki (ami 3 százalékos növekedést jelent az előző évi riport eredményeihez képest), ez az alacsony munkavállalói elkötelezettség a globális gazdaságnak évente 8,9 trillió amerikai dollárnyi veszteséget okoz (ami a globális GDP 9%-a). Ezen adatok ismeretében a csendes kilépés jobb megértése, amelynek mérhetősége az egyik alapvető eszköz, fontos mind az egyének, mind a szervezetek oldaláról nézve. A mérhetőség lehetővé teszi a diagnózist, a pillanatnyi helyzet értékelését, melyet a megfelelően megválasztott egyéni és/vagy szervezeti szintű beavatkozások képesek lehetnek pozitív irányba elmozdítani. Egy ilyen beavatkozási folyamat eredményességének méréséhez azonban szintén elengedhetetlen a végállapotbeli helyzetfelmérés, hiszen a kiinduló és a végállapoti adatok összevetése ad visszajelzést a beavatkozások sikerének mértékéről. Jelen kutatás célja ezért egy, a csendes kilépés jelenségét mérő skála magyar nyelvű adaptálása.

Ehhez a csendes kilépés fogalmának és mérési lehetőségeinek áttekintése után az empirikus adatgyűjtés során

alkalmazott módszerek bemutatására kerül sor. Végül az eredmények bemutatása után a kutatás tanulságai zárják a cikket.

A csendes kilépés

Definíció(k)

Számos tanulmány (Anand et al., 2024; Atalay & Dağıstan, 2024; Bani-Melhem et al., 2021; Hamouche et al., 2023) szerint a csendes kilépés nem teljesen új jelenség, és átfedésben és/vagy korrelációban van olyan fogalmakkal, mint a munkahelyi érdektelenség, elégedetlenség (Karrani et al., 2024). Egyelőre nem jelenthető ki, hogy van egy, egyértelműen azonosítható és elfogadható definíció, de a jelenleg fellelhetők rendelkeznek közös elemekkel – ahogy az az alábbi példákból is látszik:

- „A csendes kilépőket nem jellemzi bevonódás, és nem szándékoznak a munkaköri leírásban szereplő szereplőkön felül teljesíteni” (Formica & Sfodera, 2022, p. 900).
- „A munkavállalók szándékosan úgy menedzselik munkájukat/munkahelyi életüket, hogy kizárólag a munkaköri leírásuk szerinti tevékenységeket teljesítik, kerülve, hogy további feladatokat vagy felelősségeket vállaljanak” (Harris, 2025, p. 565).
- „A csendes kilépést úgy határozzuk meg, mint amikor egy munkavállaló tudatosan úgy dönt, hogy munkavégzését szigorúan a szerződésében rögzített feladatokra korlátozza, és szándékosan tartózkodik minden olyan tevékenységtől, amely meghaladja a minimális elvárásokat. Fontos megjegyezni, hogy a csendes kilépés nem csupán a pozitív munkahelyi jelenségek, például az elköteleződés ellentéte” (Hervé & Oh, 2025, p. 1422).

Scheyett (2022) és Pearce (2022) is kiemelik, hogy valójában a munkától való pszichológiai visszavonulásról van szó, nem tényleges felmondásról.

A csendes kilépés és a szervezeti elkötelezettség kapcsolata

A fogalmi határok keresésével összhangban egyre több kutatás vizsgálja a csendes kilépés és a szervezeti elkötelezettség kapcsolatát közvetlenül (Arar & Yurdakul, 2024; Harris, 2025; Kim & Sohn, 2024) vagy közvetetten (Hervé & Oh, 2025; Konal Memiş & Tabancalı, 2024). (Mowday et al. (1979) és Kahn (1990) szerint az elkötelezettség kíváncsi attitűd, amely a bevonódás és a teljesítmény szempontjából meghatározó.) A szervezeti elkötelezettség és a csendes kilépés kapcsolatának jobb megértését Meyer és Allen (1991, 1997) háromkomponensű modellje segítheti, hiszen számos kutatásban széles körben alkalmazták és hitelesítették (Harris, 2025). Meyer és Allen (1991, 1997) szerint az affektív elkötelezettség a munkavállaló érzelmi kötődését fejezi ki a szervezethez, a normatív elkötelezettség az észlelt erkölcsi kötelezettségen alapul, míg a folytonossági elkötelezettség a kilépéssel járó észlelt költségekhez kötődik.

Harris (2025) szerint a csendes kilépés az elkötelezettség különböző dimenzióinak átrendeződéseként, a szervezettel való pszichológiai kötődés újraszabályozásaként értelmezhető. Az attitűdszintű átfedések legmarkánsabban az affektív elkötelezettség kapcsán ragadhatók meg: Meyer et al. (2002) szerint az affektív elkötelezettség szintje erős előrejelzője a kilépési szándéknak, a teljesítménynek, a hiányzásnak és a szervezeti polgár magatartásnak. Hervé és Oh (2025) empirikus eredményei alapján a csendes kilépés szignifikáns összefüggést mutat az affektív elkötelezettség alacsonyabb szintjével, különösen alacsony észlelt kontroll mellett. Kim és Sohn (2024) megerősítették, hogy a csendes kilépés negatív kapcsolatban áll az affektív elkötelezettséggel, és ezen keresztül növeli a kilépési szándékot. Harris (2025) kvalitatív longitudinális vizsgálata szerint a csendes kilépés tipikusan az affektív elkötelezettség csökkenéséhez kapcsolódik.

A normatív elkötelezettség és a csendes kilépés közvetlen empirikus vizsgálata jelenleg korlátozott mértékű, ugyanakkor elméleti szinten a szervezet iránti lojalitás és erkölcsi kötelezettség gyengülésével összefüggésben értelmezhető. Harris (2025) eredményei szerint a csendes kilépés egyes formái kifejezetten a normatív elkötelezettség gyengülésével járnak együtt, amikor a munkavállalók szervezetükkel szembeni kötelezettségűdata és internalizált normái átalakulnak. Konal Memiş és Tabancalı (2024) kvalitatív eredményei alapján a csendes kilépés belső indikátorai közé tartozik a szervezeti elkötelezettség és a szervezethez tartozás érzésének gyengülése, ami a pszichológiai kötődés sérülésére utal. Arar és Yurdakul (2024) empirikus eredményei szerint az affektív és a normatív elkötelezettség szignifikáns, negatív kapcsolatban áll a csendes kilépéssel, és mindkét dimenzió szignifikáns negatív előrejelzője e viselkedésnek.

A folytonossági elkötelezettség és a csendes kilépés viszonyáról szintén kevés kutatás áll jelenleg rendelkezésre. Atalay és Dağıstan (2024) munkája alapján a folytonossági elkötelezettség viselkedési mintázata hasonlóságot mutat a csendes kilépéssel. Harris (2025) értelmezésében a folytonossági elkötelezettséghez köthető csendes kilépés elsősorban akkor jelenik meg, amikor a munkavállalók a kilépés magas észlelt költségei miatt maradnak a szervezetben, de viselkedésük a minimális elvárások teljesítésére korlátozódik. Hervé és Oh (2025) nem találtak szignifikáns közvetítő szerepet a folytonossági elkötelezettség esetében a csendes kilépés és az észlelt kontroll kapcsolatában, míg Arar és Yurdakul (2024) vizsgálatai alapján a folytonossági elkötelezettség és a csendes kilépés között sem volt kimutatható szignifikáns kapcsolat. Az ezen eredményekben észlelhető ellentmondás arra utal, hogy a folytonossági elkötelezettség szerepe a csendes kilépésben jelenleg inkább kvalitatív és elméleti szinten látható, míg az empirikus kvantitatív bizonyítékok nem következtetések, amelynek hátterében többféle, például módszertani ok állhat.

Összességében a csendes kilépés az affektív és a normatív elkötelezettséggel szignifikáns, negatív kapcsolatot mutat, míg a folytonossági elkötelezettséggel nem

mutatható ki egyértelmű empirikus összefüggés; ugyanakkor elméleti megközelítésben a viselkedési mintázatok hasonlósága fennáll (Arar & Yurdakul, 2024; Atalay & Dağıstan, 2024; Hervé & Oh, 2025).

A csendes kilépés és a Z generáció

A csendes kilépés jelensége egyrészt érinti a Z generáció tagjait is, akik körében a munkával kapcsolatos elköteleződés hiánya egyre gyakrabban jelenik meg, másrészt a kutatókat is egyre inkább foglalkoztatja e generáció sajátosságainak megértése, így egyre több empirikus kutatás születik a témában. Xueyun et al. (2023, 2024) eredményei szerint a bizonytalan munkakörnyezet, a karrierlehetőségek hiánya és az alacsony munkahelyi támogatás jelentős mértékben növelik a csendes kilépési szándékot ebben a generációban.

A munkáltató felé irányuló affektív elköteleződés és a szervezet által nyújtott támogatás ugyanakkor mérsékelheti ezt a tendenciát, mivel ezek a tényezők javítják a munkavállalók pszichológiai jólétét (Harris, 2025; Srivastava & Saxena, 2025). Generációs összehasonlítások alapján a Z generáció fokozottabban törekszik a munka-magánélet egyensúlyának fenntartására, és kevésbé hajlandó részt venni a versengő, stresszes munkakörnyezetekben, ami a csendes kilépés irányába mutató attitűdöket erősíti (Özen et al., 2024; Rodríguez-Montoya et al., 2025). Frankó és Erdélyi (2024) eredményei alapján a Z generáció tagjai nagyobb arányban lehetnek érintettek más generációk tagjaihoz képest a csendes kilépésben.

A csendes kilépés mérése

A jelenség és határainak, más fogalmakkal való kapcsolatának tisztázása érdekében mérőeszközöket fejlesztettek és fejlesztenek a csendes kilépés mérésére. Jelen kutatás megtervezésekor három skála (Anand et al., 2024; Galanis et al., 2023; Karrani et al., 2024) állt rendelkezésre a Web of Science és a Scopus adatbázisokban futtatott keresések alapján. A Karrani és szerzőtársai (2024) féle csendes kilépési skála 10 itemes, 1 faktoros, a Galanis et al. (2023) féle 9 itemes, 3 faktoros, míg Anand és szerzőtársai 2 faktoros skálát állítottak össze, ahol a faktorok mindegyikét 7-7 item méri.

Jelen kutatás a Karrani et al. (2024) féle Quiet Quitting Scale (QQS, Csendes Kilépési Skála) magyar nyelvű adaptálását tűzte ki célul, ami az egyes itemek egyszerű fordításánál többet jelent az érvényesség és megbízhatóság – más nyelven történő – fenntartásának igénye miatt. A skála választása mellett szólt egyfaktorossága. Az egyfaktoros mérőmodellek alkalmazása ugyanis különösen indokolt olyan konstrukciók esetében, amelyek elméleti struktúrája még nem teljesen konszolidált, mivel ezek a modellek nagyobb konstrukciós tisztaságot és az elemzési modell egyszerűségén alapuló megközelítést (parszimonía) biztosítanak (Reise et al., 1993; Worthington & Whittaker, 2006). Emellett a rövidebb, egyszerűbb skálák gyakorlati előnyt is jelentenek, mivel általában kevesebb válaszadói időráfordítást igényelnek, ami elősegíti az alkalmazhatóságukat szervezeti és terepkutatási környezetben (Morgado et al., 2017).

Megjegyzendő, hogy a kutatás lezajlása alatti időszakban egyrészt újabb mérőeszközöket publikáltak (Talukder & Prieto, 2025), másrészt Frankó és Erdélyi (2024) munkája épp a Galanis et al. (2023) féle skála magyar adaptációjáról szól.

Módszer

Ahogy az a csendes kilépés és az elkötelezettség kapcsolatának jelenleg ismert vonatkozásait összefoglaló részből is látható, a csendes kilépés jelenségének további vizsgálata és más konstrukcióktól való konceptuális elkülönítése indokolt, amelyhez elengedhetetlen az adatfelvétel nyelvén elérhető, validált mérőeszközök alkalmazása. Jelen kutatás célja a Quiet Quitting Scale (Karrani et al., 2024) magyar nyelvű adaptálása és pszichometriai elemzése, ideértve a faktorstruktúra tesztelését és a skálák megbízhatóságának vizsgálatát. A kutatás két fő lépésre bontható: a magyar változat elkészítésére, valamint az adatgyűjtésre és -elemzésre.

A kérdőív magyar változatának elkészítése

A Behling és Law (2000) által leírt, a nemzetközi gyakorlatban is elismert fordítás-vissza fordítás (translation-backtranslation) eljárás alapján két független fordító külön-külön készítette el az eredeti angol verzió (ENG) egy-egy magyar változatát (HUN1a, HUN1b), amelyeket újabb két szakfordító – akik az angol nyelvű változatot nem ismerték – vissza fordított angolra (ENG2a, ENG2b) (1. ábra).

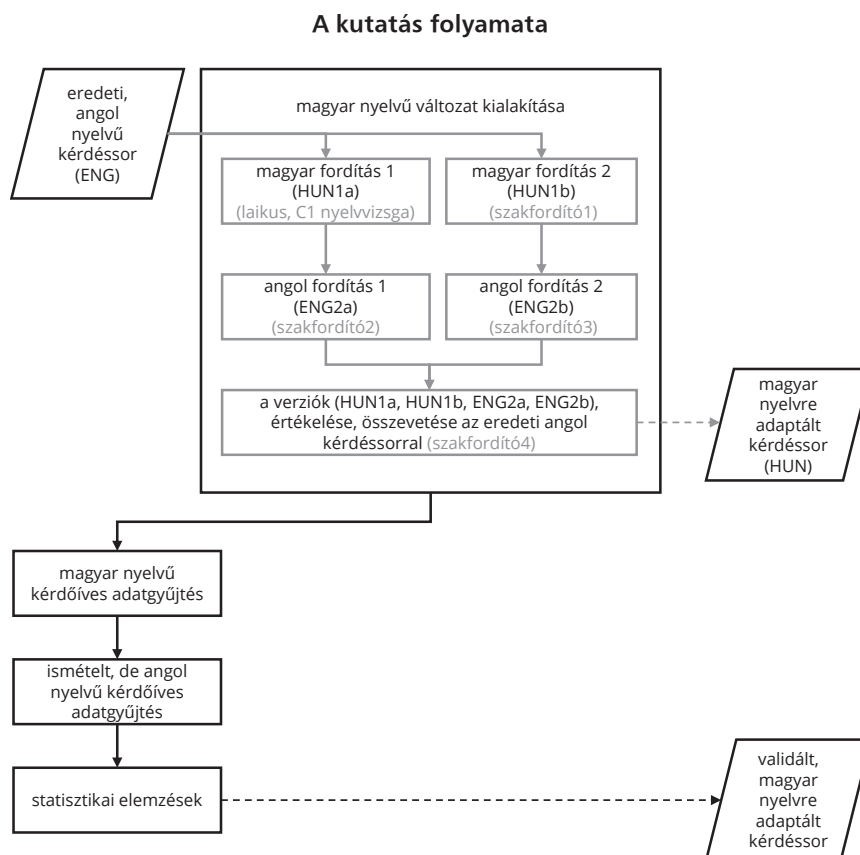
A vissza fordítások és az eredeti skála összevetése után egy ötödik szakfordító nyelvi és kulturális szempontokat figyelembe véve készítette el a végleges magyar nyelvű változatot (HUN2). A vissza fordítás után született angol változatok (ENG2a, ENG2b) csak a magyar nyelvű változat kialakításához voltak szükségesek, az adatgyűjtés során nem volt szerepük.

Adatgyűjtés, elemzési módszerek

Az elkészült magyar verziót (HUN) egy kétfázisú kérdőíves kutatás során teszteltük, mely 2024 decemberében zajlott LimeSurvey segítségével, kényelmi mintavétellel és hólabdamódszerrel. A kutatást az ELTE GTK Kutatásetikai Bizottsága hagyta jóvá, a vizsgálat kutatásetikai engedélyszáma: GTK/1342/4(2024). Tekintettel a csendes kilépés szervezeti kontextusban értelmezett mivoltára, a kutatásban önfoglalkoztatók és munkatapasztalattal nem rendelkezők nem vehettek részt.

Az első adatfelvételi körben a résztvevők az ötfokú Likert-skálára épülő, magyar nyelvű állításokra (HUN) válaszoltak, míg a második körben – körülbelül egy héttel később – az eredeti, angol nyelvű skála (ENG) tételeit értékelték. Az azonos válaszadótól érkezett válaszok egy egyedi, randomizált azonosító kód (15 karakterből álló token) alapján összekapcsolhatók voltak, így minden résztvevő esetében egyetlen összefüggő adatsor jött létre. A kutatási elrendezés célja az volt, hogy időben ne legyen akkora eltérés a két adatfelvétel között, ami a csendes kilépési helyzet értékelését módosíthatná, viszont teljen el

1. ábra



Forrás: saját szerkesztés

annyi idő, hogy a válaszadók ne emlékezessenek korábbi válaszaikra. Az angol és magyar nyelvű itempárokat az 1. táblázat foglalja össze.

elér egy bizonyos szintet (0,5), akkor biztosak lehetünk abban, hogy a skálaitemek valóban ugyanarra a központi fogalomra reagálnak (Hair et al., 2019).

1. táblázat

A csendes kilépési skála (QQS) eredeti és tesztelésre váró adaptált itemei

	Eredeti, angol nyelvű változat (ENG)	Magyar nyelvre adaptált változat (HUN)
QQ_01	I do only what is expected of me and nothing more.	Csak annyit teszek, amit elvárnak tőlem, és semmi többet.
QQ_02	I complete my work but don't put in any extra effort or time.	Megcsinálom a munkámat, de nem teszek bele semmennyi plusz erőfeszítést vagy időt.
QQ_03	I don't volunteer for additional responsibilities.	Nem vállalom önként extra felelősséget.
QQ_04	I don't take on additional projects or tasks beyond my job description.	Nem vállalom olyan plusz projekteket vagy feladatokat, amelyek meghaladják a munkaköri leírásomat.
QQ_05	I don't offer new ideas or suggestions to improve processes or procedures.	Nem ajánlok új ötleteket vagy javaslatokat a folyamatok vagy eljárások javítására.
QQ_06	I avoid taking initiative or leadership roles in the workplace.	Kerülöm a kezdeményezést és a vezetői szerepek vállalását a munkahelyen.
QQ_07	I don't participate in any voluntary activities or projects outside of my regular work responsibilities.	Nem veszek részt semmilyen önkéntes tevékenységben vagy projektben, amely a szokásos munkaköri feladataimon kívül esik.
QQ_08	I only communicate when necessary.	Csak akkor kommunikálok, amikor szükséges.
QQ_09	I don't actively engage in work-related conversations with coworkers or supervisors.	Nem veszek aktívan részt munkával kapcsolatos beszélgetésekben a kollégákkal vagy a felettesekkel.
QQ_10	I don't actively seek feedback or seek to improve my skills.	Nem keresem aktívan a visszajelzéseket, és nem törekszem a készségeim fejlesztésére.

Forrás: Karrani et al (2024) és saját adaptációs eredmények alapján saját szerkesztés

Az adatfeldolgozás és -elemzés egyrészt a MiniTab statisztikai szoftver 22.3.0 verziója, másrészt a megerősítő faktoranalízis (confirmatory factor analysis, CFA) elvégzése az R 4.5.0 verziójú statisztikai szoftver lavaan csomagja (Rosseel, 2012) segítségével történt.

A megbízhatóság és az érvényesség tesztelése

A megbízhatóság azt mutatja meg, hogy a skála ismételt mérés esetén is hasonló eredményeket ad-e, míg az érvényesség arra utal, hogy valóban azt a jelenséget méri-e, amelynek mérésére szánták (Babbie, 2003). A skálák belső konzisztenciáját a Cronbach-alfa (α) (Nunnally, 1978) és a kompozit reliabilitás (CR) (Jöreskog, 1971) mutatók alapján értékeltük. Ezek a mutatók azt mutatják meg, hogy a skála tételei „együtt mozognak-e”, vagyis valóban ugyanazt a jelenséget méri-e. Ha az érték 0,70 felett van, a skála megbízhatósága megfelelőnek tekinthető (Cronbach, 1951; Fornell & Larcker, 1981; Nunnally & Bernstein, 1994).

Az érvényesség értékelése a konvergens validitás vizsgálatán keresztül történt, amely azt mutatja meg, hogy az adott elméleti konstrukció mennyire jól magyarázza a hozzá tartozó itemek varianciáját (Hair et al., 2019), vagyis a konvergens validitás azt vizsgálja, hogy a skála „elég jól megragadja-e” azt a jelenséget, amelyet mérni szeretne. A konvergens validitás elemzése a CFA-ból származó standardizált faktortöltések és az átlagos magyarázott variancia (AVE) alapján történt; ennek 0,5-es küszöbértéke feletti értékek azt jelzik, hogy a konstrukciók megfelelő mennyiségű varianciát magyaráznak az itemekben (Fornell & Larcker, 1981). Azaz, ha az AVE

Megerősítő faktorelemzés

A CFA azt vizsgálja, hogy az adatok valóban alátámasztják-e az előre feltételezett egyfaktoros modellt, vagyis a skála minden tétele egyetlen közös háttértényezőt mér-e. Ezzel összhangban – nemzetközi módszertani ajánlások alapján – a faktorstruktúra ellenőrzése maximum likelihood becslési eljárással történt, Karrani et al. (2024) munkáját replikálandó a következő illeszkedési mutatók és küszöbértékek mentén:

- CMIN/df < 3 (Bagozzi & Yi, 1988); khi-négyzet/szabadságfok hányados, mely a modell és az adatok közötti eltérés mértékét mutatja. Ha a hányados kicsi, akkor a modell nem tér el jelentősen az adatoktól, tehát elfogadhatóan illeszkedik.
- RMSEA < 0,08 (Hair et al., 2013), mely modell komplexitásának megfelelőségét jelzi: minél alacsonyabb az érték, annál egyszerűbben és pontosabban írja le a modell az adatokat.
- SRMR < 0,07 (Steiger, 2007), mely a tényleges és a modell által előrejelzett korrelációk közötti különbséget méri. Alacsony értéknél a modell nagyon hasonló kapcsolatokat mutat, mint amilyenek az adatokban láthatók.
- TLI ≥ 0,90 (Bentler & Bonett, 1980), mely azt vizsgálja, hogy a modell mennyivel teljesít jobban, mint egy olyan, amelyben nincsenek kapcsolatok a változók között. Ha 0,90 feletti, akkor a modell jelentősen jobb a semminél – vagyis strukturális szempontból jól írja le az adatokat.
- CFI ≥ 0,90 (Fan et al., 1999), mely a modell illeszkedési javulását mutatja a nullmodellhez képest. Ha

0,90 (vagy több), akkor eredményesen magyarázza az adatstruktúrát, és lényegesen jobban illeszkedik, mint egy teljesen strukturálatlan modell.

Tehát mindegyik illeszkedési mutató más szempontból vizsgálja, hogy a modell mennyire pontosan írja le az adatok mögött húzódó mintázatokat, azt segítve eldönteni, hogy a mérőeszköz megbízhatónak és érvényesnek tekinthető-e.

A magyar és az angol válaszpárok elemzése

A tokenekkel történő azonosítás lehetővé tette az angol és a magyar válaszok párosítását és összevetését. A válaszeloszlások összehasonlítása páronkénti khi-négyzet próbával történt, amelyek kimutatják, hogy a két nyelvi változat azonos itemeire adott válaszok eloszlásában van-e statisztikailag szignifikáns eltérés (Sheskin, 2020). A kapcsolat erősségének értékelése a Cramer-féle V mutatóval történt (Molnár, 2017). E módszerek révén megállapítható, hogy a két nyelvi verzió hasonló válaszmintázatokat eredményez-e, vagy kimutathatók fordítási, illetve kulturális sajátosságokra visszavezethető eltérések (van de Vijver & Leung, 1997).

Mivel ugyanazok a válaszadók töltötték ki mindkét verziót (páros adatok), és a Likert-skálás mérés ordinális jellegű, a mediánok összehasonlítása a Wilcoxon-féle előjeles rangpróbával valósult meg (Wilcoxon, 1945), amely a páros t-próba nemparaméteres megfelelője (Field, 2013), és nem feltételez normál eloszlást.

Eredmények

Az első adatfelvételi körben 660 főtől érkezett válasz a magyar nyelvű állításokra, míg a második körben az angol nyelvű skálát 538 fő értékelte. Az adattisztítás eredményeképp 494 olyan válasz volt elemezhető, mely nem tartalmazott hiányzó adatokat sem a magyar, sem az angol nyelvű skála itemjeihez tartozó válaszok esetében.

A minta demográfiai jellemzői

A minta legfontosabb demográfiai jellemzőit a 2. táblázat foglalja össze, a generációs határokat Meretei (2017) alapján határoztuk meg. A válaszadók többsége (82%) Z generációs, 9%-a Y, 8%-a X generációs; 60%-a nő. A minta 88%-a rendelkezik alap- (BA/BSc) vagy mesterképzésből (MA/MSc) származó diplomával, 81%-a saját bevétele szerint legalább B2-es szintű angol nyelvtudással rendelkezik (2. táblázat, „nyelvtudás szintje” változó):

A válaszadók 54%-a rendelkezik legalább 3 év munkatapasztalattal. A résztvevők 58%-a legalább 1, de legfeljebb 6 éve dolgozik jelenlegi munkahelyén, kétharmaduk teljes (40 órás) munkaviszonyban foglalkoztatott, további 26%-uk 20 és 40 óra közötti részmunkaidős munkaviszonyban. A válaszadók 83%-a beosztott; a funkcionális területek közül a könyvelés/számvitel (15%), pénzügy (15%), marketing (11%) és HR (9%) területek képviselték a legnagyobb alcsoportokat.

A válaszadókat foglalkoztatók 63%-a nagyvállalati (250+ fő), további 18%-a középvállalati (50-249 fő)

kategóriába esik, fő működési területeik szerinti megoszlásukat a 2. táblázat részletezi. (Mivel több régió is megjelölhető volt, a 2. táblázat vonatkozó értékei nem adják ki a 100%-ot, azonban a válaszadók döntő többsége (91,9%) mindössze egy régiót jelölt meg munkahelye működési területként.) Túlnyomó többségük Budapesten működik (86%). A válaszadók 81%-a a versenyszférában, 13%-a a közszférában működő, 3% nonprofit vállalkozásként jellemezte munkaadóját.

2. táblázat

A vizsgált minta demográfiai jellemzői

Változó	Kategória	Gyakoriság (n=494)	Százalék
Generáció			
	Z generáció (1996-2010)	405	81,99
	Y generáció (1980-1995)	46	9,03
	X generáció (1966-1979)	40	8,08
	Baby Boomer (1946-1965)	5	1,0
	Veterán (1928-1945)	1	0,2
Nem			
	Nő	301	61,0
	Férfi	192	39,0
	Egyéb	1	0,00
Végzettség			
	alapképzés (Bsc vagy BA)	377	76,32
	mesterképzés (MSc vagy MA)	56	11,34
	felsőfokú végzettséghez kötött szakképesítés	7	1,42
	felsőfokú szakirányú továbbképzés	7	1,42
	mesterfokozatra épülő szakirányú szak-képzettség	2	0,40
	PhD/DLA, doktori fokozat	4	0,81
	egyéb	42	8,50
Nyelvvizsga szintje			
	A1 - Beginner	15	3,04
	A2 - Elementary	10	2,02
	B1 - Intermediate	35	7,09
	B2 - Upper Intermediate	221	44,74
	C1 - Advanced	187	37,85
	C2 - Proficient	9	1,82
	I prefer not to say.	17	3,44
Nyelvtudás szintje			
	A1 - Beginner	8	1,62
	A2 - Elementary	17	3,44
	B1 - Intermediate	69	13,97
	B2 - Upper Intermediate	179	36,23
	C1 - Advanced	190	38,46
	C2 - Proficient	29	5,87
	I prefer not to say.	2	0,4

Változó	Kategória	Gyakoriság (n=494)	Százalék
Összes munkatapasztalat			
	kevesebb, mint 1 év	22	4,45
	legalább 1 év, de nincs 3 év	205	41,5
	legalább 3 év, de nincs 6 év	169	34,21
	legalább 6 év, de nincs 15 év	50	10,12
	több, mint 15 év	48	9,72
Jelenlegi munkahelyén mióta dolgozik			
	3 hónapnál nem régebb óta	26	5,26
	legalább 3 hónapja, de még nincs 1 éve	137	27,73
	legalább 1 éve, de még nincs 3 éve	222	44,94
	legalább 3 éve, de még nincs 6 éve	63	12,75
	legalább 6 éve, de még nincs 15 éve	26	5,26
	15 évnél régebben	19	3,85
	Nem szeretnék válaszolni.	1	0,20
Munkaviszony jellege			
	Részmunkaidőben dolgozom (heti 20 óránál kevesebbet)	20	4,05
	Részmunkaidőben dolgozom (heti 20 órát vagy annál többet, de kevesebb, mint 40 órát)	129	26,11
	Teljes munkaidőben dolgozom.	330	66,80
	Megbízási szerződéssel dolgozom.	7	1,42
	Nem szeretnék válaszolni.	8	1,62
Beosztás			
	Tulajdonos	2	0,4
	Felső vezető, felső szintű menedzser	20	4,05
	Közép/alsó szintű vezető, menedzser	55	11,13
	Beosztott	411	83,2
	Nem szeretnék válaszolni.	6	1,21
Munkakör funkcionális területe			
	adminisztráció	33	6,68
	beszerzés	9	1,82
	ellátási lánc	9	1,82
	értékesítés	14	2,83
	HR	46	9,31
	IT	34	6,88
	jog	8	1,62
	K+F	12	2,43
	könyvelés, számvitel	76	15,38
	logisztika	13	2,63
	marketing	53	10,73
	menedzsment	31	6,28
	pénzügy	72	14,57
	termelés	8	1,62
	ügyfélszolgálat	17	3,44
	Egyéb	46	9,31
	Nem szeretnék válaszolni.	13	2,63

Változó	Kategória	Gyakoriság (n=494)	Százalék
Munkahely mérete			
	Mikrovállalkozás (1-10 fő)	28	5,67
	Kisvállalkozás (11-49 fő)	59	11,94
	Közepes vállalkozás (50-249 fő)	87	17,61
	Nagyvállalkozás (250 fő vagy a felett)	310	62,75
	Nem szeretnék válaszolni.	10	2,02
A foglalkoztató vállalat hazai működési helyei (több is választható volt)			
	Budapest	427	86,44
	Dél-Alföld	30	6,07
	Dél-Dunántúl	26	5,26
	Észak-Alföld	21	4,25
	Észak-Magyarország	24	4,86
	Közép-Dunántúl	31	6,28
	Nyugat-Dunántúl	31	6,28
	Közép-Magyarország (Budapesten kívül)	32	6,48
	Nem szeretnék válaszolni	8	1,62
Vállalat fő tevékenységi köre			
	Ipar – Egyéb, fel nem sorolt terület	15	3,04
	Ipar – Elektronikai ipar	10	2,02
	Ipar – Élelmiszeripar	11	2,23
	Ipar – Energiaipar	18	3,64
	Ipar – Építőipar	11	2,23
	Ipar – Gépek és berendezések	9	1,82
	Ipar – Gyógyszeripar	28	5,67
	Ipar – Jármű- és autóipar	48	9,72
	Ipar – Vegyipar	11	2,23
	Mezőgazdaság, bányászat	6	1,21
	Szolgáltató szektor – Banki, pénzügyi szolgáltatások	78	15,79
	Szolgáltató szektor – Egyéb, fel nem sorolt terület	93	18,83
	Szolgáltató szektor – Informatika	30	6,07
	Szolgáltató szektor – Kereskedelem	29	5,87
	Szolgáltató szektor – Közlekedés és logisztika	6	1,21
	Szolgáltató szektor – Tanácsadás	42	8,50
	Szolgáltató szektor – Távközlés	7	1,42
	Szolgáltató szektor – Turizmus	14	2,83
	Nem szeretnék válaszolni.	28	5,67
Munkahely típusa (szektor)			
	versenyszféra	398	80,57
	közfelföld	63	12,75
	nonprofit szervezet	14	2,83
	Nem szeretnék válaszolni.	19	3,85

Forrás: a kérdőívre adott válaszok alapján saját szerkesztés

Megbízhatóság és konvergens validitás

Az összesített eredményeket a 3. táblázat foglalja össze. A skálák pszichometriai jellemzőinek összehasonlítására három minta (az eredeti, a magyar és az angol) eredményeinek elemzése alapján került sor.

Az eredeti angol skála (Karrani et al., 2024) kiváló pszichometriai tulajdonságokkal rendelkezik. A skála megbízhatósági mutatói – Cronbach-alfa = 0,965, CR = 0,966 – messze meghaladják a szakirodalomban elfogadott 0,70-es küszöböt (Cronbach, 1951; Fornell & Larcker, 1981; Nunnally & Bernstein, 1994), az AVE értéke =

0,737, amely a konvergens validitás szempontjából szintén megfelelő. Az egyes ítemek faktorterhelései magasak, 0,813–0,881 között mozognak, jelezve, hogy az egyes tételek erősen hozzájárulnak a mögöttes konstrukcióhoz. Vagyis az eredeti skála nagyon megbízhatóan és következetesen méri a csendes kilépés jelenségét Karrani és szerzőtársai (2024) munkája alapján.

A magyar nyelvű változat megbízhatósága elfogadható (Cronbach-alfa = 0,880, CR = 0,880), ugyanakkor az AVE értéke csak 0,429, ami nem felel meg a 0,50-es küszöbnek (Fornell & Larcker, 1981), vagyis a konstrukció a

3. táblázat
Faktorterhelések, Cronbach-alfa, kompozit reliabilitás, átlagos magyarázott variancia (n=494)

Item (n=10)	S/L	SSL	SSSL	α	CR	AVE
QQ_Karrani et al. (2024)			7,374	0,965	0,966	0,737
QQ01	0,869	0,755				
QQ02	0,854	0,729				
QQ03	0,877	0,769				
QQ04	0,835	0,697				
QQ05	0,846	0,716				
QQ06	0,871	0,759				
QQ07	0,881	0,776				
QQ08	0,871	0,759				
QQ09	0,868	0,753				
QQ10	0,813	0,661				
QQ_magyar adatok (n=494)			4,288	0,880	0,880	0,429
QQ01_HU	0,767	0,588				
QQ02_HU	0,808	0,653				
QQ03_HU	0,740	0,548				
QQ04_HU	0,723	0,523				
QQ05_HU	0,557	0,310				
QQ06_HU	0,612	0,375				
QQ07_HU	0,668	0,446				
QQ08_HU	0,474	0,225				
QQ09_HU	0,505	0,255				
QQ10_HU	0,605	0,366				
QQ_angol adatok (n=494)			4,848	0,902	0,902	0,485
QQ01_EN	0,811	0,658				
QQ02_EN	0,821	0,674				
QQ03_EN	0,775	0,601				
QQ04_EN	0,802	0,643				
QQ05_EN	0,659	0,434				
QQ06_EN	0,61	0,372				
QQ07_EN	0,671	0,450				
QQ08_EN	0,585	0,342				
QQ09_EN	0,611	0,373				
QQ10_EN	0,548	0,300				

Forrás: Karrani et al. (2024) és saját kérdőíves adatok (n=494) alapján saját szerkesztés
Megjegyzés: S/L: standardizált faktortöltések, SSL: négyzetre emelt standardizált faktortöltések, SSSL: a négyzetre emelt faktortöltések összege, α : Cronbach-alfa, CR: kompozit reliabilitás, AVE: Average Variance Extracted

saját itemeinek varianciájából nem magyaráz el elegendő hányadot. Több tétel faktorterhelése mérsékelt (QQ08_HU = 0,474; QQ09_HU = 0,505), vagy bár magasabb, de 0,7 alatti (QQ05_HU = 0,557; QQ06_HU = 0,612; QQ07_HU = 0,668; QQ10_HU = 0,605), ami további fejlesztést vagy tételátfogalmazás szükségességét indikálhatja. Bár a magyar skála tételei nagyjából együtt mozognak (megbízhatók), több állítás nem kapcsolódik elég erősen a központi fogalomhoz.

A magyar nyelvi környezetben felvett angol minta szintén kielégítő megbízhatóságot mutat ($\alpha = 0,902$, CR = 0,902), az AVE = 0,485 határérték közeli, de alatta marad. Az itemek többsége megfelelő faktorterheléssel bír (0,802–0,821), azonban több tétel közepes vagy gyengébb értéket mutat (QQ06_EN = 0,610, QQ08_EN = 0,585, QQ10_EN = 0,548). Azaz a skála legtöbb kérdése jól kapcsolódik a csendes kilépés jelenségéhez, de néhány kérdés csak gyengébben illeszkedik a többihez, vagyis kevésbé tükrözi pontosan ugyanazt a tartalmat.

Összességében a magyar változat megbízható, de konvergencia validitása gyenge – több tétel lazán kapcsolódik a csendes kilépés fogalmához. A magyar mintán mért angol verzió hasonló mintázatot mutat: megbízható, de több tételnél szintén gyenge a validitás, ami arra utal, hogy az eredeti angol skála sem működik érvényesen magyar kulturális környezetben (a vizsgált mintán).

pontosan a csendes kilépést magyarul, magyar nyelvi környezetben.

Az angol adatbázis esetén a CMIN/df = 5,627 nem felel meg (bár közelebb van az elfogadhatóhoz, mint a magyar minta), és az RMSEA = 0,097 határérték közeli, de az SRMR (0,050), CFI (0,932) és TLI (0,913) már megfelelőek. Az angol adatbázis modellje jobb illeszkedést mutat, mint a magyar változat, de összességében nem teljesen megfelelő mértékűt.

Míg az eredeti skála (Karrani et al., 2024) megfelelő illeszkedést mutat az eredeti mintán, sem a magyar nyelvű változat, sem a magyar populációban lekérdezett angol verzió nem reprodukálja maradéktalanul az eredeti faktorszerkezetet. Ez arra utal, hogy a skála működését nem csupán a fordítási különbségek befolyásolják, hanem a kulturális kontextus is jelentős szerepet játszik. Az eredeti konstrukció sem bizonyul kulturálisan stabilnak, így a magyar változat módosítása elkerülhetetlen. Jelen kutatás eredményei alapján a további pszichometriai fejlesztés nemcsak a magyar verzió, hanem a skála kulturális adaptálhatósága szempontjából is szükséges.

A magyar és az angol válaszok páronkénti értékelése

Az 5. táblázat a tíz itemre vonatkozó páronkénti khi-négyzet homogenitáspróbák eredményeit tartalmazza az

4. táblázat

A megerősítő faktorelemzés eredményei (n=494)

Mutató	CMIN/df	RMSEA	SRMR	CFI	TLI
Küszöbérték	<3,00	<0,08	≤0,07	≥0,90	≥0,90
Forrás	Bagozzi és Yi (1988)	Hair et al. (2013)	Steiger (2007)	Bentler és Bonett (1980)	Fan et al. (1999)
Skála					
QQ_Karrani et al.	1,834	0,058	0,070	0,930	0,921
	megfelelő	megfelelő	megfelelő	megfelelő	megfelelő
QQ_magyar adatok (n=494)	8,941	0,127	0,071	0,866	0,827
	nem megfelelő	nem megfelelő	határérték közeli	határérték közeli	nem megfelelő
QQ_angol adatok (n=494)	5,627	0,097	0,05	0,932	0,913
	nem megfelelő	határérték közeli	megfelelő	megfelelő	megfelelő

Forrás: Karrani et al. (2024) és saját kérdőíves adatok (n=494) alapján saját szerkesztés

A 4. táblázat összesíti a CFA eredményeit. Az eredeti Karrani et al. (2024) féle skála összes illeszkedési mutatója megfelel a küszöbértékeknek (CMIN/df = 1,834; RMSEA = 0,058; SRMR = 0,070; CFI = 0,930; TLI = 0,921) (Bagozzi & Yi, 1988; Bentler & Bonett, 1980; Fan et al., 1999; Hair et al., 2013; Steiger, 2007).

A magyar minta esetében a CMIN/df = 8,941 és az RMSEA = 0,127 egyértelműen gyenge modellilleszkedésre utal. Az SRMR = 0,071 a határérték közelében van, a CFI (0,866) és a TLI (0,827) nem éri el a kívánt szintet. Tehát a magyar minta válaszai nem illeszkedtek jól ahhoz a szerkezethez, amelyet az eredeti skála feltételez, így a skála jelen formájában nem méri elég

angol-magyar válaszpárok esetében. Az elemzés célja annak megállapítása volt, hogy van-e statisztikailag szignifikáns eltérés a két nyelvi változat itemjei esetében a magyar és angol nyelvű válaszok eloszlásai között. Minden egyes adatsorpárnál a következők voltak a null- és ellenhipotézisek:

H_0 : A magyar és angol válaszok eloszlása az adott itemnél nem különbözik.

H_1 : A magyar és angol válaszok eloszlása különbözik.

Az 1., 7. és 10. itemek esetében szignifikáns eltérés mutatkozott ($p < 0,05$) a magyar és angol válaszok eloszlása között, a 10. item esetében a különbség különösen erős ($p <$

0,001). Az 5. és 8. itemek a szignifikancia határához közelítenek (rendre $p = 0,076$ és $p = 0,059$), ami arra utal, hogy a válaszadók esetleg másként értelmezték a fordításokat vagy a nyelvi kontextus eltérő értelmezést eredményezhetett. A 2., 3., 4., 6. és 9. itemek esetében nincs szignifikáns különbség ($p > 0,1$) a különböző nyelven adott válaszok eloszlásai között, ami jó fordítási megfeleléssre utal.

(5., 9., 10. itempárok) gyenge. Ez arra utal, hogy a legtöbb item esetében a magyar és az angol nyelvű változat között csak mérsékelt vagy gyenge kapcsolat figyelhető meg, több esetben jelentős különbségek mutatkoztak a válaszadási mintázatokban is. Ez a fordítási megfelelés vagy kulturális interpretációk eltérésének lehetőségét veti fel, ami további kvalitatív vizsgálatot tehet szükségessé.

5. táblázat

A páronkénti khi-négyzet homogenitásp próbák eredményei

Itempár	Pearson χ^2	DF	p-érték	Értékelés	Cramer V	Értékelés (asszociatív kapcsolat)
QQ_01_HU_EN	13,578	4	0,009	H ₁ elfogadva; szignifikáns különbség	0,360	közepes
QQ_02_HU_EN	3,895	4	0,420	H ₀ elfogadva; nincs szignifikáns különbség	0,362	közepes
QQ_03_HU_EN	6,881	4	0,142	H ₀ elfogadva; nincs szignifikáns különbség	0,320	közepes
QQ_04_HU_EN	7,308	4	0,120	H ₀ elfogadva; nincs szignifikáns különbség	0,327	közepes
QQ_05_HU_EN	8,47	4	0,076	H ₁ elfogadva; szignifikáns különbség	0,298	gyenge
QQ_06_HU_EN	4,238	4	0,375	H ₀ elfogadva; nincs szignifikáns különbség	0,354	közepes
QQ_07_HU_EN	11,829	4	0,019	H ₁ elfogadva; szignifikáns különbség	0,312	közepes
QQ_08_HU_EN	9,077	4	0,059	H ₁ elfogadva; szignifikáns különbség	0,343	közepes
QQ_09_HU_EN	7,094	4	0,131	H ₀ elfogadva; nincs szignifikáns különbség	0,253	gyenge
QQ_10_HU_EN	33,269	4	0,000	H ₁ elfogadva; szignifikáns különbség	0,277	gyenge

Forrás: kérdőíves adatok (n=494) alapján saját szerkesztés

A válaszok közötti asszociáció erősségét a Cramer V mutató alapján értékelve, az itempárok kapcsolata többségében közepes erősségű, az értékek $V = 0,312$ (7. itempár) és $V = 0,362$ (2. itempár) között találhatók, három esetben

A két nyelvi változat mediánjainak összehasonlítása a Wilcoxon-féle előjeles rangpróba (Wilcoxon, 1945) alkalmazásával történt. Mindegyik itempár esetében az alábbi null- és ellenhipotézist tesztelve:

6. táblázat

A Wilcoxon-féle előjeles rangteszt eredményei

Itempár	különbség < 0	különbség = 0	különbség > 0	p-érték	Értékelés
QQ_01_HU_EN	101	234	159	0,000	H ₁ elfogadva; szignifikáns különbség
QQ_02_HU_EN	138	231	125	0,459	H ₀ elfogadva; nincs szignifikáns különbség
QQ_03_HU_EN	135	203	156	0,241	H ₀ elfogadva; nincs szignifikáns különbség
QQ_04_HU_EN	108	221	165	0,001	H ₁ elfogadva; szignifikáns különbség
QQ_05_HU_EN	139	233	122	0,322	H ₀ elfogadva; nincs szignifikáns különbség
QQ_06_HU_EN	115	225	154	0,021	H ₁ elfogadva; szignifikáns különbség
QQ_07_HU_EN	165	204	125	0,022	H ₁ elfogadva; szignifikáns különbség
QQ_08_HU_EN	128	213	153	0,152	H ₀ elfogadva; nincs szignifikáns különbség
QQ_09_HU_EN	161	223	110	0,002	H ₁ elfogadva; szignifikáns különbség
QQ_10_HU_EN	181	227	86	0,000	H ₁ elfogadva; szignifikáns különbség

Forrás: kérdőíves adatok (n=494) alapján saját szerkesztés

H_0 : a magyar és angol minta mediánjai megegyeznek.
 H_1 : a magyar és az angol minta mediánjai eltérnek.

Az eredmények (6. táblázat) alapján az 1., 4., 6., 7., 9. és 10. itemek szignifikáns eltérést mutattak ($p < 0,05$), azaz a válaszok mediánjai között szignifikáns eltérés mutatható ki a magyar és angol nyelvű változatok között, ami a fordítás vagy kulturális értelmezés különbségeire utalhat. A 2., 3., 5. és 8. itemek esetében nem volt szignifikáns különbség. Mivel tíz itemből hat esetében szignifikáns különbség mutatkozott, a két nyelvi verzió ekvivalenciája részben megkérdőjelezhető.

skálát. Az al minta megbízhatósági és validitási tesztjei, valamint a CFA eredményei a 7. és 8. táblázatban találhatók.

A magyar nyelvű változat megbízhatósága megfelelő ($\alpha = 0,8801$, $CR = 0,880$) (Cronbach, 1951; Nunnally & Bernstein, 1994), de az $AVE = 0,430$ alatta marad a 0,50-es küszöbnek (Fornell & Larcker, 1981). Az angol nyelven felvett adatok szintén jó megbízhatóságot mutatnak ($\alpha = 0,899$, $CR = 0,899$), $AVE = 0,477$, ami még szintén nem éri el az elvárt szintet. Mind a magyar, mind az angol változat megbízható, de a konvergencia validitása problémás.

7. táblázat

Faktorterhelések, Cronbach-alfa, kompozit reliabilitás, átlagos magyarázott variancia (n=405)

	Item (n=10)	S/L	SSL	SSSL	α	CR	AVE
QQ_magyar adatok_Gen_Z (n=405)				4,298	0,8801	0,880	0,430
	QQ01_HU	0,765	0,585				
	QQ02_HU	0,798	0,637				
	QQ03_HU	0,755	0,570				
	QQ04_HU	0,720	0,518				
	QQ05_HU	0,548	0,300				
	QQ06_HU	0,624	0,389				
	QQ07_HU	0,660	0,436				
	QQ08_HU	0,487	0,237				
	QQ09_HU	0,504	0,254				
	QQ10_HU	0,609	0,371				
QQ_angol adatok_Gen_Z (n=405)				4,767	0,899	0,899	0,477
	QQ01_EN	0,817	0,667				
	QQ02_EN	0,819	0,671				
	QQ03_EN	0,782	0,612				
	QQ04_EN	0,789	0,623				
	QQ05_EN	0,641	0,411				
	QQ06_EN	0,595	0,354				
	QQ07_EN	0,655	0,429				
	QQ08_EN	0,587	0,345				
	QQ09_EN	0,602	0,362				
	QQ10_EN	0,542	0,294				

Forrás: kérdőíves adatok alapján saját szerkesztés
Megjegyzés: S/L: standardizált faktortöltések, SSL: négyzetre emelt standardizált faktortöltések, SSSL: a négyzetre emelt faktortöltések összege, α : Cronbach-alfa, CR: kompozit reliabilitás, AVE: Average Variance Extracted

Elemzések almintákon

Alminta 1: Z generációsok

A minta mintegy 82%-a Z generációsokból állt, ami lehetővé tette ezen al minta külön vizsgálatát, tekintettel arra, hogy a szakirodalom (Frankó & Erdélyi, 2024; Özen et al., 2024; Rodríguez-Montoya et al., 2025) alapján e generáció fokozottan érintett a csendes kilépésben, bár Karrani et al. (2024) nem Z generációs mintán tesztelték az eredeti

A CFA eredményei (8. táblázat) hasonló mintázatot mutatnak, mint a teljes mintánál. A magyar verzió illeszkedési mutatói ($CMIN/df = 6,988$; $RMSEA = 0,122$) nem felelnek meg az elvárásoknak (Bagozzi & Yi, 1988; Hair et al., 2013), bár az $SRMR (0,069)$ elfogadható, a $CFI (0,875)$ és $TLI (0,839)$ nem kielégítőek. Az angol nyelven felvett minta adataira illesztett modell valamivel jobb teljesítményt nyújtott ($CMIN/df = 5,044$; $RMSEA = 0,100$; $SRMR = 0,053$; $CFI = 0,926$; $TLI = 0,905$) a magyarnál, ahogy ez a teljes mintánál is tapasztalható volt.

8. táblázat

A megerősítő faktorelemzés eredményei (n=405)

Mutató	CMIN/df	RMSEA	SRMR	CFI	TLI
Küszöbérték	<3,00	<0,08	≤0,07	≥0.90	≥0.90
Forrás	Bagozzi és Yi (1988)	Hair et al. (2013)	Steiger (2007)	Bentler és Bonett (1980)	Fan et al. (1999)
Skála					
QQ_Karrani et al.	1,834	0,058	0,070	0,930	0,921
	megfelelő	megfelelő	megfelelő	megfelelő	megfelelő
QQ_magyar adatok_Gen Z (n=405)	6,988	0,122	0,069	0,875	0,839
	nem megfelelő	nem megfelelő	megfelelő	határérték közeli	nem megfelelő
QQ_angol adatok_Gen Z (n=405)	5,044	0,100	0,053	0,926	0,905
	nem megfelelő	nem megfelelő	megfelelő	megfelelő	megfelelő

Forrás: Karrani et al. (2024) és saját kérdőíves adatok alapján saját szerkesztés

Alminta 2: Legalább B2-es nyelvtudás, Z generációsok, minimum 3 év munkatapasztalattal
A saját bevallásuk szerint legalább B2 szintű valódi angol nyelvtudással rendelkező (tehát nem a nyelvvizsga

volt a kérdés, hanem a valós nyelvtudás önértékelése), legalább három év munkatapasztalattal bíró Z generációs alpopulációra (n=152) vonatkozó adatok alapján végzett pszichometria elemzés eredményei hasonló szerkezetet mutatnak, mint a teljes Z generációs minta

9. táblázat

Faktorterhelések, Cronbach-alfa, kompozit reliabilitás, átlagos magyarázott variancia (n=152)

	Item (n=10)	S/L	SSL	SSSL	α	CR	AVE
QQ_magyar adatok_B2+ nyelvtudás_Gen Z_3+ év munkatapasztalat (n=152)				4,139	0,870	0,870	0,414
	QQ01_HU	0,727	0,529				
	QQ02_HU	0,841	0,707				
	QQ03_HU	0,777	0,604				
	QQ04_HU	0,776	0,602				
	QQ05_HU	0,479	0,229				
	QQ06_HU	0,522	0,272				
	QQ07_HU	0,677	0,458				
	QQ08_HU	0,449	0,202				
	QQ09_HU	0,397	0,158				
	QQ10_HU	0,615	0,378				
QQ_angol adatok_B2+ nyelvtudás_Gen Z_3+ év munkatapasztalat (n=152)				4,711	0,895	0,894	0,471
	QQ01_EN	0,860	0,740				
	QQ02_EN	0,853	0,728				
	QQ03_EN	0,837	0,701				
	QQ04_EN	0,838	0,702				
	QQ05_EN	0,566	0,320				
	QQ06_EN	0,535	0,286				
	QQ07_EN	0,657	0,432				
	QQ08_EN	0,541	0,293				
	QQ09_EN	0,480	0,230				
	QQ10_EN	0,529	0,280				

Forrás: kérdőíves adatok alapján saját szerkesztés
Megjegyzés: S/L: standardizált faktortöltések, SSL: négyzetre emelt standardizált faktortöltések, SSSL: a négyzetre emelt faktortöltések összege, α: Cronbach-alfa, CR: kompozit reliabilitás, AVE: Average Variance Extracted

(9. táblázat). A magyar változat megbízhatósága megfelelő ($\alpha = 0,870$, $CR = 0,870$) (Bagozzi & Yi, 1988; Hair et al., 2013), az AVE = 0,414 gyenge konvergencia validitásra utal. A faktorterhelések jelentős szórást mutatnak: míg egyes tételek erősek (QQ02 = 0,841; QQ03 = 0,777), mások gyengébbek (QQ05 = 0,479; QQ08 = 0,449; QQ09 = 0,397).

Az angol változat ismét jobb teljesítményt mutat ($\alpha = 0,895$, $CR = 0,894$, AVE = 0,471). Az első négy item faktorterhelése 0,837–0,860 között mozog, de több item itt is közepes vagy gyengébb (QQ09 = 0,480; QQ10 = 0,529).

Ebben az almintában is megfigyelhető a minta- és nyelvfüggő eltérés: az angol megbízhatóbb és jobban közelíti az eredeti (Karrani et al., 2024) skála pszichometriai profilját, míg a magyar nyelvű fejlesztésre szorult a konvergencia validitása erősítése érdekében. Ez arra utal, hogy a konstrukció nyelvi és kulturális adaptálása során egyes tételek újrafogalmazása vagy lokális validálása indokolt lehet.

A CFA illeszkedési mutatói (10. táblázat) alapján a magyar skála illeszkedése továbbra is gyenge (CMIN/df = 3,155; RMSEA = 0,119), bár ezek az értékek alacsonyabbak, mint a teljes vagy a Z generációs minták. Az angol verzió ebben az almintában mutatja a legjobb illeszkedést: CMIN/df = 2,079 (küszöbérték alatti); SRMR = 0,056; CFI = 0,949; TLI = 0,934 – ezek az értékek közelítik meg leginkább az eredeti Karrani et al. (2024) által közölt mutatókat. Fontos kiemelni, hogy a jelen vizsgálat célpopulációja eltér az eredeti tanulmány kontextusától (az Egyesült Arab Emírségek kormányzati szervezeteinél dolgozó felügyelők, 46,5%-uk tízéves szakmai tapasztalattal). Az illeszkedés hasonlósága azt jelezheti, hogy az eredeti skála szerkezete ebben a jól körülhatárolt részmin-tában replikálható, ugyanakkor további validálási lépések szükségesek.

Következtetések és tanulságok

Az eredeti QQS fejlesztési és tesztelési minták jellemzői és a magyar minta kontextusa

Az eredeti QQS-t (Karrani et al., 2024) egyfaktoros, 10 tétel mérőeszközként kiváló illeszkedési mutatókkal validálták az Egyesült Arab Emírségekben, 3 fázisban: (1) szakértői panel (n=5): többségében férfi, 45 év feletti, 15+ év tapasztalattal, posztgraduális végzettségűek; (2) szervezeti alkalmazotti minta (n=199): 57% nő, jellemzően 35-44 éves, főként alapszakos végzettségűek, 10+ év munkatapasztalattal középszintű pozíciókban, négy funkcionális területről (IT, ügyfélszolgálat, pénzügy-számvitel, HR); (3) állami szektor felügyelői minta (n=157): kiegyensúlyozottabb nemi arány, 46,5% esetében 10+ év tapasztalat.

E jellemzőktől a jelen kutatás 494 fős magyar mintája több dimenzióban eltér: munkatapasztalat tekintetében jóval heterogénebb (4,45% 1 évnél kevesebb; 41,5% 3 évnél kevesebb; 54% 3+ év; kb. 20% 6+ év). A válaszadók többsége beosztotti munkakörben dolgozott, menedzseri pozíciót kisebb arányban töltött be. A magyar minta sokszínűbb szektorálisan, és mindössze 13%-a foglalkoztatott az állami szférában. Az életkori összetétel is eltér: az eredeti vizsgálatok nem Z generációs mintákon zajlottak, míg itt a Z generáció számbelileg meghatározó volt – ami különösen releváns, mert a szakirodalom szerint (Hamilton et al., 2023; Özen et al., 2024; Rodríguez-Montoya et al., 2025; Xueyun et al., 2024) a Z generáció a csendes kilépés leginkább érintett korosztálya.

Az adaptáció pszichometriai eredményei

A jelen tanulmány a nemzetközi ajánlásokat (Behling & Law, 2000) követve járt el, hasonlóan a Frankó és Erdélyi (2024) által sikeresen validált másik quiet quitting skálához. A magyar nyelvű adaptáció megbízhatósági mutatói (Cronbach-alfa és CR) minden mintán megfelelőek voltak,

10. táblázat

A megerősítő faktorelemzés eredményei (n=152)

Mutató	CMIN/df	RMSEA	SRMR	CFI	TLI
Küszöbérték	<3,00	<0,08	≤0,07	≥0,90	≥0,90
Forrás	Bagozzi és Yi (1988)	Hair et al. (2013)	Steiger (2007)	Bentler és Bonett (1980)	Fan et al. (1999)
Skála					
QQ_Karrani et al.	1,834	0,058	0,070	0,930	0,921
	megfelelő	megfelelő	megfelelő	megfelelő	megfelelő
QQ_magyar adatok_B2+ nyelvtudás_Gen Z_3+ év munkatapasztalat (n=152)	3,155	0,119	0,074	0,876	0,841
	határérték közeli	nem megfelelő	határérték közeli	határérték közeli	határérték közeli
QQ_angol adatok_B2+ nyelvtudás_Gen Z_3+ év munkatapasztalat (n=152)	2,079	0,084	0,056	0,949	0,934
	megfelelő	határérték közeli	megfelelő	megfelelő	megfelelő

Forrás: Karrani et al. (2024) és saját kérdőíves adatok alapján saját szerkesztés

azonban az AVE egyik esetben sem érte el az ajánlott 0,50-es küszöböt (Fornell & Larcker, 1981). A faktorterhelések széles tartományban mozogtak: míg néhány tétel (QQ01–QQ04) magas értéket mutatott (0,720–0,841), több item (QQ05, QQ08, QQ09) gyenge kapcsolattal jellemezhető (0,448–0,548):

Az angol nyelvű skála magyar mintán történő vizsgálata alapján a megbízhatóság erős maradt, az AVE azonban határérték alatti. A legjobb illeszkedés a legszűkebb almintán ($n=152$) jelent meg, ahol több mutató közelítette az eredeti skáláét (CMIN/df = 2,079; CFI = 0,949; TLI = 0,934).

Az eredmények arra utalnak, hogy a QQS konstrukciója nem univerzálisan stabil, és mérési jellemzői jelentősen függenek a kulturális és mintaszpecifikus tényezőktől. Mivel sem a magyar, sem az angol verzió nem reprodukálta maradéktalanul az eredeti faktorszerkezetet, a gyengébb illeszkedés nem pusztán a fordítási folyamat következménye. A csendes kilépés konstruktuma – vagy annak eredeti operacionalizálása – kultúra- és demográfiai csoport-specifikus sajátosságokat hordoz.

A jelen munka hozzáadott értékét képezi, hogy a Z generációt célzottan is vizsgálta, ellentétben az eredeti kutatással (Karrani et al., 2024). A magyar Z generációs almintákon az angol skála egyes illeszkedési mutatói javultak, de a konstrukcióérvényesség korlátai fennmaradtak, ami arra utal, hogy az operacionalizált mérőeszköz nem feltétlenül ragadja meg teljes pontossággal a Z generációra jellemző specifikumokat.

Fontos hangsúlyozni, hogy a következtetések a vizsgált magyar mintára vonatkoznak. Ugyanakkor az eredmények rámutatnak: a nemzetközi szakirodalomban publikált skálák pusztán nyersfordítása vagy „szabadkézi” adaptációja nem garantálja, hogy az adott mérőeszköz más kulturális vagy nyelvi környezetben is érvényesen működik. A jelen kutatás egyik fontos hozzájárulása annak bemutatása, hogy egy eredetileg magas pszichometriai minőségű skála is jelentős érvényességi nehézségekkel szembesülhet új kontextusban.

További kutatási irányok

Mivel a QQS (Karrani et al., 2024) sem magyar nyelven, sem az eredeti angol verzióban nem tekinthető maradéktalanul érvényes mérőeszköznek a vizsgált magyar munkavállalói populációra vonatkozóan, a mérőeszköz strukturális és tartalmi újragondolása indokolt. Ehhez további kvantitatív vizsgálatokra és kvalitatív eszközökre is szükség van. Az eltérő célpopuláció – a szociokulturális környezet, a generációs és munkatapasztalati jellemzők is igen eltérőek voltak – mindenképp megemlíthető az eredmények mögötti okok között.

Az eredmények tükrében különösen fontos hangsúlyozni, hogy az adaptáció igen gyakran nem pusztán fordítás kérdése – bár jelen kutatás keretében is több történet ennél pl. laikus bevonásával és az összesítő szakfordítói értékeléssel – hanem konceptuális megfelelés biztosítását is igényli. A kvalitatív vizsgálatok keretében kognitív interjúkra (Beatty & Willis, 2007; Willis, 2015) kerülhet sor, amelyek feltárják, hogy a válaszadók hogyan

értelmezik az egyes tételeket. A kognitív interjúk mindkét technikája (Ryan et al., 2012) alkalmazható: (1) a „hangos kitöltés” módszer és (2) a célzott kérdés. Krenyácz és Devecsery (2023) munkája alapján ezek a magyar adaptációs kontextusban is bevált gyakorlatok.

A magyar környezetben a megbízható és érvényes mérőeszköz feltétele annak, hogy folytatódhasson a fogalmi határok vizsgálata, például az elkötelezettség és egyes dimenzióinak vonatkozásában.

Összefoglalás

A tanulmány célja a Karrani et al. (2024) által kidolgozott, a csendes kilépés jelenségét mérő Quiet Quitting Scale (QQS) magyar nyelvűre történő adaptációja és pszichometriai jellemzőinek vizsgálata volt hazai munkavállalók körében. A vizsgálat a teljes mintán ($n = 494$) és két célzott almintán (Z generációs; illetve B2+ nyelvtudással és 3+ év munkatapasztalattal rendelkező Z generációs válaszadók) külön is lefolytatta a megbízhatósági és érvényességi elemzéseket. A megerősítő faktorelemzés mellett a teljes mintán homogenitásvizsgálatra is sor került mind az adaptált magyar, mind az eredeti angol nyelvű itemváltozatok esetében.

A Cronbach-alfa és a kompozit reliabilitás értékei valamennyi mintán megfeleltek a szakirodalmi küszöbértékeknek, azonban a konvergens validitást jelző AVE-mutató következetesen alacsonynak bizonyult ($< 0,50$) a vizsgált mintán. A faktorterhelések szórása, valamint több tétel (pl. QQ05, QQ08–QQ10) gyenge vagy közepes teljesítménye strukturális gyengeségekre utal, különösen a magyar nyelvű változat esetében. Még az eredeti angol skála sem mutatott univerzálisan kielégítő mérési jellemzőket a hazai kontextusban, csupán egy szűk, jól körülhatárolt almintán ($n = 152$) közelítette meg az eredeti publikáció pszichometriai jellemzőit (pl. CFI = 0,949; TLI = 0,934).

A vizsgálat egyértelműen jelzi, hogy a skála nyelvi fordítása önmagában nem elegendő: a konstrukció kulturális és generációs értelmezései is lényegesen befolyásolják a mérőeszköz érvényességét. Ennek megfelelően nem csupán tartalmi módosításra, hanem kvalitatív vizsgálatokra – különösen kognitív interjúkra – is szükség van a további fejlesztéshez jelen kutatás eredményei alapján. Az itt bemutatott eredmények egy validálási folyamat korai szakaszának tekinthetők, és hangsúlyozzák a lokalizált mérőeszköz-fejlesztés elengedhetetlen jelentőségét a szervezeti pszichológia és a humán menedzsment hazai kutatásaiban.

Felhasznált irodalom

- Anand, A., Doll, J., & Ray, P. (2024). Drowning in silence: a scale development and validation of quiet quitting and quiet firing. *International Journal of Organizational Analysis*, 32(4), 721–743.
<https://doi.org/10.1108/IJOA-01-2023-3600>
- Arar, T., & Yurdakul, G. (2024). Increasing Danger in Business After the Pandemic: Adaptation of the Quiet

- Quitting Scale to Turkish. *Istanbul Business Research*, 53(3), 279–298.
<https://doi.org/10.26650/ibr.2024.53.1442717>
- Atalay, M., & Dağıstan, U. (2024). Quiet quitting: a new wine in an old bottle? *Personnel Review*, 53(4), 1059–1074.
<https://doi.org/10.1108/PR-02-2023-0122>
- Azeem, M.U., Bajwa, S.U., Shahzad, K., & Aslam, H. (2020). Psychological contract violation and turnover intention: the role of job dissatisfaction and work disengagement. *Employee Relations*, 42(6), 1291–1308.
<https://doi.org/10.1108/ER-09-2019-0372>
- Babbie, E. (2003). *A társadalomtudományi kutatás gyakorlata* (6., átdolg. kiadás). Balassi Kiadó.
- Badru, A.F., Karadas, G., & Olugbade, O.A. (2024). Employee voice: the impact of high-performance work systems and organisational engagement climate. *The Service Industries Journal*, 44(7–8), 563–591.
<https://doi.org/10.1080/02642069.2022.2056163>
- Bagozzi, R.P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74–94.
<https://doi.org/10.1007/BF02723327>
- Bani-Melhem, S., Zeffane, R., Abukhait, R., & Shamsudin, F. Mohd. (2021). Empowerment as a Pivotal Deterrent to Employee Silence: Evidence from the UAE Hotel Sector. *Human Performance*, 34(2), 107–125.
<https://doi.org/10.1080/08959285.2021.1890079>
- Beatty, P.C., & Willis, G.B. (2007). Research Synthesis: The Practice of Cognitive Interviewing. *Public Opinion Quarterly*, 71(2), 287–311.
<https://doi.org/10.1093/poq/nfm006>
- Behling, O., & Law, K. (2000). *Translating Questionnaires and Other Research Instruments*. SAGE Publications, Inc.
<https://doi.org/10.4135/9781412986373>
- Bentler, P.M., & Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bérubé, V., Maor, D., Mugayar-Balochi, M., & Reich, A. (2022, December 12). European talent is ready to walk out the door. How should companies respond? *McKinsey Quarterly*. <https://www.mckinsey.com/capabilities/people-and-organizational-performance/our-insights/european-talent-is-ready-to-walk-out-the-door-how-should-companies-respond#/>
- Christian, J.S., & Ellis, A.P.J. (2014). The Crucial Role of Turnover Intentions in Transforming Moral Disengagement Into Deviant Behavior at Work. *Journal of Business Ethics*, 119(2), 193–208.
<https://doi.org/10.1007/s10551-013-1631-4>
- Cronbach, L.J. (1951). Coefficient Alpha and the Internal Structure of Tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334.
<https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Fan, X., Thompson, B., & Wang, L. (1999). Effects of sample size, estimation methods, and model specification on structural equation modeling fit indexes. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 56–83.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540119>
- Field, A. (2013). *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics* (4th edition). SAGE.
- Formica, S., & Sfodera, F. (2022). The Great Resignation and Quiet Quitting paradigm shifts: An overview of current situation and future research directions. *Journal of Hospitality Marketing & Management*, 31(8), 899–907.
<https://doi.org/10.1080/19368623.2022.2136601>
- Fornell, C., & Larcker, D.F. (1981). Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error: Algebra and Statistics. *Journal of Marketing Research*, 18(3), 382–388.
<https://doi.org/10.1177/002224378101800313>
- Frankó, L., & Erdélyi, A. (2024). A csendes kilépés jelensége és mérése – a Csendes Kilépés Kérdőív adaptálása magyar nyelvre. *Magyar Pszichológiai Szemle*, 79(3), 595–610.
<https://doi.org/10.1556/0016.2024.00117>
- Galanis, P., Katsiroumpa, A., Vraha, I., Siskou, O., Konstantakopoulou, O., Moisoglou, I., Gallos, P., & Kaitelidou, D. (2023). The quiet quitting scale: Development and initial validation. *AIMS Public Health*, 10(4), 828–848.
<https://doi.org/10.3934/publichealth.2023055>
- Gallup. (2024). *State of the Global Workplace*. <https://www.gallup.com/workplace/349484/state-of-the-global-workplace.aspx#ite-645944>
- Hair, J.F., Anderson, R., Babin, B., & Black, W. (2013). *Multivariate Data Analysis Pearson New International Edition*. Pearson Deutschland. <https://elibrary.pearson.de/book/99.150005/9781292035116>
- Hair, J.F., Risher, J.J., Sarstedt, M., & Ringle, C.M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2–24.
<https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>
- Hamilton, O., Jolles, D., & Lordan, G. (2023). Does the Tendency for “Quiet Quitting” Differ Across Generations? Evidence from the UK. *SSRN Electronic Journal*.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.4488737>
- Hamouche, S., Koritos, C., & Papastathopoulos, A. (2023). Quiet quitting: relationship with other concepts and implications for tourism and hospitality. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 35(12), 4297–4312.
<https://doi.org/10.1108/IJCHM-11-2022-1362>
- Harris, L.C. (2025). Commitment and Quiet Quitting: A Qualitative Longitudinal Study. *Human Resource Management*, 64(2), 565–582.
<https://doi.org/10.1002/hrm.22274>
- Hervé, J., & Oh, H. (2025). Quiet Quitting in Times of Uncertainty: Definition and Relationship With Perceived Control. *Human Resource Management*, 64(5), 1421–1456.
<https://doi.org/10.1002/hrm.22317>
- Ito, A. (2022, March 2). *My company is not my family*. Insider. <https://www.businessinsider.com/overachievers-leaning-back-hustle-culture-coasting-employees-work>

- Jöreskog, K.G. (1971). Simultaneous Factor Analysis in Several Populations. *Psychometrika*, 36(4), 409–426. <https://doi.org/10.1007/BF02291366>
- Kahn, W.A. (1990). Psychological Conditions of Personal Engagement and Disengagement at Work. *Academy of Management Journal*, 33(4), 692–724. <https://doi.org/10.2307/256287>
- Karrani, M.A., Bani-Melhem, S., & Mohd-Shamsudin, F. (2024). Employee quiet quitting behaviours: conceptualization, measure development, and validation. *Service Industries Journal*, 44(3–4), 218–236. <https://doi.org/10.1080/02642069.2023.2286604>
- Kim, K.T., & Sohn, Y.W. (2024). The Impact of Quiet Quitting on Turnover Intentions in the Era of Digital Transformation: The Mediating Roles of Job Satisfaction and Affective Commitment, and the Moderating Role of Psychological Safety. *Systems*, 12(11), 460. <https://doi.org/10.3390/systems12110460>
- Konal Memiş, T., & Tabancalı, E. (2024). Teachers' Silent Scream: Quiet Quitting. *Research in Educational Administration and Leadership*, 9(3), 372–412. <https://doi.org/10.30828/real.1440040>
- Krenyácz, É., & Devecsery, Á. (2023). 60th Anniversary of Minnesota Satisfaction Questionnaire – Validation of an organizational satisfaction questionnaire in Hungarian adult sample. *Statisztikai Szemle*, 101(7), 571–588. <https://doi.org/10.20311/stat2023.07.hu0571>
- Kruse, G.C., & MDiv, B.T.M. (2023). A Movement to Redefine our Relationship With Work. *American Journal of Health Promotion*, 37(4), 579–582. <https://doi.org/10.1177/08901171231159711e>
- Leppelin, Z. (2022, July 25). *On quiet quitting#workreform*. [TikTok video].
- Maden, C. (2014). Impact of fit, involvement, and tenure on job satisfaction and turnover intention. *The Service Industries Journal*, 34(14), 1113–1133. <https://doi.org/10.1080/02642069.2014.939644>
- Meretei, B. (2017). Generációs különbségek a munkahelyen – szakirodalmi áttekintés. *Vezetéstudomány*, 48(10), 10–18. <https://doi.org/10.14267/VEZTUD.2017.10.02>
- Meyer, J.P., & Allen, N. (1997). *Commitment in the Workplace: Theory, Research, and Application*. SAGE Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781452231556>
- Meyer, J.P., & Allen, N.J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment. *Human Resource Management Review*, 1(1), 61–89. [https://doi.org/10.1016/1053-4822\(91\)90011-Z](https://doi.org/10.1016/1053-4822(91)90011-Z)
- Meyer, J.P., Stanley, D.J., Herscovitch, L., & Topolnysky, L. (2002). Affective, continuance, and normative commitment to the organization: A meta-analysis of antecedents, correlates, and consequences. *Journal of Vocational Behavior*, 61(1), 20–52. <https://doi.org/10.1006/jvbe.2001.1842>
- Molnár, T. (2017). *Empirikus területi kutatások és módszerek*. Akadémiai Kiadó. <https://doi.org/10.1556/9789634540229>
- Morgado, F.F.R., Meireles, J.F.F., Neves, C.M., Amaral, A.C.S., & Ferreira, M.E.C. (2017). Scale development: Ten main limitations and recommendations to improve future research practices. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 30(1), 1–20. <https://doi.org/10.1186/s41155-016-0057-1>
- Mowday, R.T., Steers, R.M., & Porter, L.W. (1979). The measurement of organizational commitment. *Journal of Vocational Behavior*, 14(2), 224–247. [https://doi.org/10.1016/0001-8791\(79\)90072-1](https://doi.org/10.1016/0001-8791(79)90072-1)
- Nunnally, J.C. (1978). An Overview of Psychological Measurement. In *Clinical Diagnosis of Mental Disorders* (pp. 97–146). Springer US. https://doi.org/10.1007/978-1-4684-2490-4_4
- Nunnally, J.C., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric Theory* (3rd Edition). McGraw-Hill.
- Özen, H., Korkmaz, M., Konucuk, E., Çeven, B., Sayar, N., Menşan, N.Ö., & Chan, T.C. (2024). Evaluation of Quiet Quitting: Is the Bell Ringing? *Journal of Qualitative Research in Education*, (38), 108–142. <https://doi.org/10.14689/enad.38.1910>
- Pearce, K. (2022, September 12). *What is “quiet quitting”?* HUB. <https://hub.jhu.edu/2022/09/12/what-is-quiet-quitting/>
- Reise, S.P., Widaman, K.F., & Pugh, R.H. (1993). Confirmatory factor analysis and item response theory: Two approaches for exploring measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 114(3), 552–566. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.114.3.552>
- Rodríguez-Montoya, C., De Castro Morel, R., & Frías-Rodríguez, D. (2025). Quiet quitting in the Dominican Republic: the employers' perspective. *Management Research: Journal of the Iberoamerican Academy of Management*, 23(2), 185–202. <https://doi.org/10.1108/MRJIAM-12-2023-1488>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2). <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Ryan, K., Gannon-Slater, N., & Culbertson, M.J. (2012). Improving Survey Methods With Cognitive Interviews in Small- and Medium-Scale Evaluations. *American Journal of Evaluation*, 33(3), 414–430. <https://doi.org/10.1177/1098214012441499>
- Scheyett, A. (2022). Quiet Quitting. *Social Work*, 68(1), 5–7. <https://doi.org/10.1093/sw/swac051>
- Serenko, A. (2024). The human capital management perspective on quiet quitting: recommendations for employees, managers, and national policymakers. *Journal of Knowledge Management*, 28(1), 27–43. <https://doi.org/10.1108/JKM-10-2022-0792>
- Sheskin, D. J. (2020). *Handbook of Parametric and Non-parametric Statistical Procedures* (5th Edition). Chapman and Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/9780429186196>
- Srivastava, S., & Saxena, A. (2025). Deciphering how workplace hazing evokes quiet quitting among Gen Z employees in the hotel industry. *Journal of Hospitality and Tourism Insights*. <https://doi.org/10.1108/JHTI-10-2024-1133>

- Steiger, J.H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 893–898. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.017>
- Talukder, M.F., & Prieto, L. (2025). A “quiet quitting” scale: development and validation. *International Journal of Organizational Analysis*, 33(6), 1487–1510. <https://doi.org/10.1108/IJOA-01-2024-4182>
- van de Vijver, F.J.R., & Leung, K. (1997). *Methods and Data Analysis for Cross-Cultural Research*. SAGE.
- Wilcoxon, F. (1945). Individual Comparisons by Ranking Methods. *Bulletin*, 1(6), 80–83. <https://doi.org/10.2307/3001968>
- Willis, G. B. (2015). *Analysis of the Cognitive Interview in Questionnaire Design*. Oxford University Press.
- Worthington, R.L., & Whittaker, T.A. (2006). Scale Development Research. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806–838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>
- Xueyun, Z., Al Mamun, A., Masukujjaman, M., Rahman, M.K., Gao, J., & Yang, Q. (2023). Modelling the significance of organizational conditions on quiet quitting intention among Gen Z workforce in an emerging economy. *Scientific Reports*, 13(1), 15438. <https://doi.org/10.1038/s41598-023-42591-3>
- Xueyun, Z., Yang, Q., & Al Mamun, A. (2024). Predicting the Quiet Quitting Intention Among the Generation Z Workforce in Hotel Industry. *Journal of Quality Assurance in Hospitality & Tourism*, 1–30. <https://doi.org/10.1080/1528008X.2024.2393336>