

# A VK<sub>INDEX</sub>, mint a vállalati versenyképesség kettős forrású kompozit mutatója - módszertani megalapozás és validálás a magyar pékiparban

## The VK<sub>INDEX</sub> as a dual-source composite indicator of firm competitiveness - methodological foundations and validation in the Hungarian bakery industry

**KOSZTYI DÁVID** PhD hallgató Magyar Agrár- és Élettudományi Egyetem, Gazdaság- és Regionális Tudományok Doktori Iskola, email: david.kosztzyi@phd.uni-mate.hu

**DR. FODOR ZITA JÚLIA** egyetemi docens, Magyar Agrár- és Élettudományi Egyetem, Agrár- és Élelmiszergazdasági Intézet; Mezőgazdasági és Élelmiszeripari Vállalati Gazdaságtan Tanszék

DOI: <https://doi.org/10.65513/MaMi.2026.3.19>

### Abstract

The empirical measurement of firm competitiveness faces a persistent methodological dilemma. Single-dimensional accounting-based profitability ratios – such as return on assets (ROA) or return on equity (ROE) – capture only a momentary slice of profitability and fail to reflect either revenue dynamics or the temporal dimension of changes in market valuation. Alternative approaches that rely on self-reported data, in turn, are susceptible to Common Method Bias (CMB), which systematically inflates the associations between explanatory and outcome variables (Podsakoff et al., 2003). Because of this dual methodological limitation, the literature offers few composite competitiveness indicators that simultaneously draw exclusively on objective external data sources, integrate multiple performance dimensions, and rest on a transparent, reproducible methodological framework.

This paper presents the methodological foundations and empirical validation of one such indicator – the  $VK_{INDEX}$ . Its theoretical grounding lies in Chikán's (2003, 2006, 2008) dual value creation framework: a competitive firm simultaneously creates value for customers – expressed as sustained revenue growth and thus market acceptance – and for shareholders – expressed as the change in the firm's economic value over time. The indicator integrates these two dimensions through the equal-weighted, z-score standardised, and P1–P99 winsorisation-based aggregation of the block-CAGR (a compound annual revenue growth rate calculated from the aggregated revenues of two consecutive five-year blocks, measuring market acceptance) and  $\Delta Q$  (the difference between the Chung–Pruitt (1994) Q ratio computed at two reference dates, where the market value of equity for non-listed firms is estimated via Damodaran's (2002) FCFE-based DCF methodology). Equal weighting is grounded conceptually in the principle that the two dimensions of dual value creation are of equivalent importance; the aggregation follows the principles of the OECD Handbook on Constructing Composite Indicators (Nardo et al., 2008), which requires theoretical coherence between the conceptual framework and its components, robustness of the composite to changes in aggregation decisions, and decomposability of the final score into its constituent contributions.

Validation follows a four-pillar framework applied to publicly available annual financial statements of  $N = 482$  firms in the Hungarian bakery industry (TEÁOR 10.71), covering the period 2014–2024. The first pillar – internal validation – examines whether the two components measure statistically distinct yet conceptually related phenomena, and whether the symmetry of the data structure is consistent with the equal weighting applied. The second pillar – robustness and sensitivity analysis – tests whether the firm ranking changes substantively under alternative winsorisation thresholds and weighting schemes, establishing whether the composite is stable against reasonable variations in aggregation decisions. The third pillar – convergent validity – assesses whether the  $VK_{INDEX}$  shows moderate yet significant associations with established financial performance benchmarks (ROA, ROE, revenue growth, Tobin Q), confirming that it carries independent information content while remaining consistent with reference metrics accepted in the performance measurement literature. The fourth pillar – known-groups validation – introduces an external criterion, namely firms' 2024 equity values, to examine whether the  $VK_{INDEX}$  can predict theoretically expected group differences, that is, whether higher competitiveness quartiles are systematically associated with higher capital accumulation.

The four validation pillars jointly confirm that the  $VK_{INDEX}$  is a methodologically grounded, CMB-free, and predictively valid competitiveness measurement tool that operationalises the dual value creation logic from objective, external financial data. Its decomposable structure further enables diagnostic application: it allows identification of which dimension of dual value creation a given firm lags the sectoral reference value, making the indicator applicable as a tool for corporate self-diagnosis and quality management decision support. The paper also explicitly delineates the boundaries of validity: estimation uncertainty in  $\Delta Q$  is an unavoidable constraint for non-listed firms; the block-CAGR's block-level aggregation is insensitive to within-block temporal patterns; and applicability requires at least a ten-year financial data panel and a sufficiently homogeneous industry context. Subject to appropriate parameter recalibration, however, the methodological framework is transferable to other food industry and manufacturing sectors and may serve as a foundation for longitudinal competitiveness trajectory analyses, intra-industry benchmarking applications, and the development of evidence-based policy performance monitoring tools.

**Keywords:** firm competitiveness, composite indicator, Tobin Q, CAGR, dual value creation, performance measurement, quality management

**JEL Codes:** L25, C43, M21, Q13

## Absztrakt

A vállalati versenyképesség empirikus mérése tartós módszertani dilemmával küzd. Az egyszeres számviteli hozammutatók – így az eszközarányos megtérülés (ROA) vagy a tőkearányos megtérülés (ROE) – kizárólag a pillanatnyi jövedelmezőség szeletét ragadják meg, és nem tükrözik sem az árbevétel-dinamika, sem a piaci értékelés időbeli változásának dimenzióját. A szubjektív önértékelési adatokra támaszkodó alternatív megközelítések ugyanakkor közös módszer-torzításnak (Common Method Bias, CMB) vannak kitéve, amely a mért összefüggéseket szisztematikusan felfelé torzítja (Podsakoff et al. 2003). E kettős módszertani korlát következtében az irodalomban mindmáig kevés olyan kompozit versenyképességi mutató áll rendelkezésre, amely egyszerre épül kizárólag objektív, külső adatforrásra, integrálja a teljesítmény több dimenzióját, és transzparens, reprodukálható módszertanra alapoz.

Jelen tanulmány egy ilyen mutató – a VK<sub>INDEX</sub> – módszertani megalapozását és empirikus validálását mutatja be. A VK<sub>INDEX</sub> elméleti alapját Chikán (2003, 2006, 2008) kettős értékteremtési kerete adja: a versenyképes vállalat egyszerre teremt fogyasztói értéket – amelyet a piaci elfogadottság, azaz az árbevétel tartós növekedése fejez ki – és tulajdonosi értéket, amelyet a vállalat gazdasági értékének időbeli változása tükröz. A mutató e két dimenziót a piaci elfogadottságot mérő blokk-CAGR (összetett éves árbevétel-növekedési ráta, két egymást követő ötéves blokkban összegzett árbevételből számítva) és a tőketulajdonosi értékteremtés változását kifejező  $\Delta Q$  (a Chung–Pruitt (1994) Q-képlet két referencia-időpontra számított értékének különbsége, ahol a nem tőzsdei vállalatok saját tőkéjének piaci értéke Damodaran (2002) FCFE-alapú DCF-módszertanával kerül becslésre) egyenlő súlyozású, z-score standardizált és P1–P99 percentilis winsorizáláson alapuló aggregálásával integrálja. Az egyenlő súlyozás fogalmilag a kettős értékteremtés két dimenziójának elvi egyenrangúságán nyugszik; az aggregálás az OECD kompozit indikátor-módszertan (Nardo et al. 2008) elveit követi, amely az összetevők elméleti megalapozottságát, a mutató robusztusságát és visszabonthatóságát egyaránt megköveteli.

A validálás négy egymástól független módszertani pillérré épül, a magyar pékipar (TEÁOR 10.71) N = 482 vállalkozásának nyilvánosan elérhető, 2014–2024-es éves pénzügyi adatain. Az első pillér a belső validálás: annak vizsgálata, hogy a két komponens statisztikailag valóban elkülönülő, ugyanakkor fogalmilag összetartozó jelenségeket mér-e, és hogy az adatszerkezet szimmetriája összhangban van-e az egyenlő súlyozással. A második pillér a robusztusság- és érzékenységvizsgálat: annak tesztelése, hogy a vállalatok rangsorrendje érdemben változik-e alternatív winsorizálási határok és súlyozási sémák alkalmazása esetén – azaz a kompozit mutató az aggregálási döntések ésszerű variációival szemben stabil-e. A harmadik pillér a konvergencia érvényességvizsgálat: annak ellenőrzése, hogy a VK<sub>INDEX</sub> mérsékelt, de szignifikáns összefüggést mutat-e az irodalomban elfogadott pénzügyi teljesítménymutatókkal (ROA, ROE, árbevétel-növekedés, Tobin Q), igazolva, hogy önálló információtartalommal bír, miközben összhangban marad a referenciamutatókkal. A negyedik pillér a known-groups validálás: külső kritérium bevonásával – a vállalatok 2024-es saját tőke-értékével – annak vizsgálata, hogy a VK<sub>INDEX</sub> képes-e elméletileg várt csoportkülönbségeket előre jelezni, vagyis hogy a magasabb versenyképességi kvartilisek tartósan magasabb tőkefelhalmozással járnak-e együtt.

A négypilléru validálás együttesen igazolja, hogy a VK<sub>INDEX</sub> módszertanilag megalapozott, CMB-mentes és prediktív érvényességgel bíró versenyképességi mérőeszköz, amely a kettős értékteremtési logikát objektív, külső pénzügyi adatokból állítja elő. Visszabontható struktúrája diagnosztikai

alkalmazhatóságot is biztosít: azonosítható, hogy egy adott vállalat a kettős értékteremtés melyik dimenziójában marad el a szektorális referenciaértéktől, ami a mutatót vállalati öndiagnosztikai és minőségirányítási döntéstámogatási eszközzé is teheti. A tanulmány emellett explicit módon rögzíti az érvényességi korlátokat: a  $\Delta Q$  becslési bizonytalansága nem tőzsdei vállalatoknál szükségszerű; a blokk-CAGR blokkos aggregálása érzéketlen a blokkon belüli időbeli mintázatokra; az alkalmazhatóság előfeltétele legalább tízéves pénzügyi adatpanel és kellően homogén iparági kontextus. A módszertani keret ugyanakkor – megfelelő paraméterhangolással – más élelmiszeripari és feldolgozóipari szektorokra is alkalmazható és kiindulópontul szolgálhat longitudinális versenyképességi elemzésekhez, iparági benchmarking-alkalmazásokhoz, valamint szakpolitikai teljesítménymonitoring-eszközök fejlesztéséhez.

**Kulcsszavak:** vállalati versenyképesség, kompozit mutató, Tobin Q, CAGR, kettős értékteremtés, teljesítmény mérés, minőségirányítás

**JEL-kódok:** L25, C43, M21, Q13

## 1. Bevezetés

A vállalati teljesítmény mérése a minőségirányítás és a stratégiai menedzsment közös metszéspontjában helyezkedik el: mindkét terület megköveteli, hogy a szervezeti eredményességet megbízható, visszabontható és időben követhető mutatókkal ragadjuk meg. A minőségirányítási irodalom – az ISO 9001:2015 szabvány 9.1 klauzulájától a TQM-keretrendszerig (Oakland 2014; Kaplan–Norton 1992) – következetesen hangsúlyozza, hogy az egydimenziós pénzügyi mutatók (pl. ROA, ROE) önmagukban nem alkalmasak a szervezeti versenyképesség átfogó értékelésére; a valódi teljesítmény egyszerre tükrözi a piaci elfogadottságot és az értékteremtési kapacitást (Chikán 2006; Nardo et al. 2008).

A vállalati versenyképesség empirikus mérése ennek ellenére tartós módszertani dilemmával küzd. Az egyszeres pénzügyi mutatók (ROA, ROE) az erőforrások által teremtett értéknek csak egy szeletét fedik le; Crook et al. (2008) metaanalízise igazolja, hogy a piaci alapú mutatók (Tobin Q, árbevétel-növekedés) szignifikánsan erősebb erőforrás-teljesítmény összefüggést mutatnak, mint a számviteli hozammutatók ( $r_n = 0,29$  vs.  $0,21$ ). A szubjektív önértékelési adatok közben közös módszer-torzítástól (CMB – Common Method Bias) szenvednek, amely a mért összefüggéseket szisztematikusan felfelé torzítja (Podsakoff et al. 2003).

Chikán (2003, 2006, 2008) kettős értékteremtési kerete elvben megoldást kínál: a versenyképes vállalat egyszerre teremt fogyasztói értéket (piaci elfogadottság) és tulajdonosi értéket (nyereséges, fenntartható működés) ugyanazon folyamatban. E fogalmi keret empirikus alkalmazása azonban a gyakorlatban korlátozott maradt – az irodalomban kevéssé találkozunk olyan kompozit mutatóval, amely mindkét dimenziót objektív, külső adatforrásból, CMB-mentesen és módszertanilag transzparensen integrálja.

Jelen tanulmány a VK<sub>INDEX</sub>-et mutatja be és validálja: egy pénzügyi adatokon alapuló kompozit versenyképességi mutatót, amely a kettős értékteremtés két dimenzióját – az árbevétel-dinamikát (blokk-CAGR) és a tőketulajdonosi értékteremtést (Delta Tobin Q) – az OECD kompozit indikátor-módszertan (Nardo et al. 2008) keretein belül integrálja. A validálás négy egymástól független módszertani pillérre épül, a magyar pékipar (TEÁOR 10.71)  $N = 482$  vállalkozásának névtelen, aggregált pénzügyi adatain.

A tanulmány felépítése: a 2. fejezet az elméleti háttér, a 3. fejezet a VK<sub>INDEX</sub> konstrukciójának módszertanát, a 4. fejezet a négypillérű validálást, az 5. fejezet a megbeszélést és korlátokat, a 6. fejezet a következtetéseket tartalmazza.

## 2. Szakirodalmi háttér

### 2.1. A kettős értékteremtési keret

Chikán (2003) a Vezetéstudományban vezette be az explicit kettős értékteremtési fogalmat: a versenyképes vállalat alapvető célja egyszerre a fogyasztói érték és a tulajdonosi érték megteremtése ugyanazon folyamatban. Chikán (2008) ezt a nemzetközi irodalomban a következőképpen rögzítette: "*Firm competitiveness is a capability of a firm to sustainably fulfil its double purpose: meeting customer requirements at profit.*" A Versenyképességi Kutató Központ (VKK) longitudinális programja (Chikán–Czakó–Wimmer 2019) három évtizedes empirikus időszakkal igazolja, hogy e kettős logika a versenyképes magyar vállalatok tartósan megfigyelhető jellemzője. A VK<sub>INDEX</sub> közvetlenül e fogalmi keretre épül: a fogyasztói értékteremtés dimenziója az árbevétel-dinamika, a tulajdonosi értékteremtés dimenziója a piaci értékelés változása.

### 2.2. Teljesítménymérés és CMB-mentesség

Venkatraman és Ramanujam (1986) kétdimenziós osztályozási sémája szerint a teljesítménymérési megközelítés megválasztása nem semleges: a pénzügyi és az operatív kritériumok a versenyképesség eltérő dimenzióit ragadják meg, és az egyszeres mutatókra való támaszkodás módszertani torzítást okoz. Murphy, Trailer és Hill (1996) irodalmi áttekintése ezt empirikusan is alátámasztja: az entrepreneurship-kutatásban az egymásnak látszólag ellentmondó leletek egy részét nem tényleges elméleti ellentmondás, hanem a teljesítménymérési megközelítések széles diverzitása és következtelensége magyarázza. A mérési probléma egy további, szubjektív adatgyűjtésnél megjelenő dimenziója a közös módszer-torzítás (CMB): ha a magyarázó és a magyarázott változókat ugyanaz a személy tölti ki, a mért összefüggések szisztematikusan felfelé torzítottak (Podsakoff et al. 2003).

### 2.3. A Tobin Q mint versenyképességi proxy

A Tobin Q – az eszközök piaci értékének és pótlási értékének aránya (Tobin 1969); a Chung–Pruitt (1994) közelítésben a pótlási értéket a könyv szerinti érték helyettesíti – 1 feletti értéke azt jelzi, hogy a piac a vállalat jövőbeli teljesítőképességét az eszközök könyv szerinti értékénél magasabbra értékeli. A VK<sub>INDEX</sub> a Chung–Pruitt (1994) által javasolt Tobin Q-képletet alkalmazza:

$$Q = (\text{saját tőke piaci értéke} + \text{kötelezettségek könyv szerinti értéke}) / \text{mérlegfőösszeg.}$$

Mivel a részsokaság vállalatai nem tőzsdén jegyzettek, a saját tőke piaci értéke nem ismerhető meg közvetlenül tőzsdei árfolyamból; azt Damodaran (2002) FCFE-alapú DCF-módszertanával becsüljük. A Chung–Pruitt-keret és a Damodaran-féle piaci értékbecslés így egymást kiegészítő módszertani elemként jelennek meg: az előbbi adja a Q-mutató fogalmi és képleti keretét, az utóbbi pedig a tőzsdén nem szereplő vállalatok esetén hiányzó piaci értékkomponenst pótolja. Az időbeli változás ( $\Delta Q = Q_{2019} - Q_{2014}$ ) a tőketulajdonosi értékteremtés irányát és mértékét jelzi az adott időszakban; a VK<sub>INDEX</sub>-ben a kettős értékteremtési logika tulajdonosi dimenziójának kifejezésére szolgál.

## 2.4. Kompozit indikátorok – az OECD-módszertan

Az OECD Handbook on Constructing Composite Indicators (Nardo et al. 2008) a kompozit mutatók építésének módszertani referenciastandardja. A kézikönyv három minőségi követelményt jelöl meg: (1) elméleti megalapozottság – a fogalmi keret és az összetevők összhangja; (2) robusztusság – a végeredmény stabilitása az aggregálási döntések megváltoztatásával szemben; (3) visszabonthatóság – az összesített érték felbontható az egyedi komponensek hozzájárulásaira. A VK<sub>INDEX</sub> e három követelményt teljesíti; a 4. fejezet ezt empirikusan igazolja. A VK<sub>INDEX</sub> visszabontható struktúrája diagnosztikai alkalmazhatóságot is biztosít: azonosítható, hogy egy vállalat a kettős értékteremtés melyik dimenziójában marad el a szektorális referenciaértéktől.

## 3. A VK<sub>INDEX</sub> konstrukciója

### 3.1. A két komponens és elméleti alapjuk

A VK<sub>INDEX</sub> két komponens integrál, amelyek Chikán (2006) kettős értékteremtési logikájának két oldalát számszerűsítik. Az 1. táblázat összefoglalja az összetevők elméleti alapját és számítási módszerét.

1. táblázat: A VK<sub>INDEX</sub> komponenseinek elméleti alapja és számítása, forrás: saját szerkesztés Chikán (2006), Chung–Pruitt (1994), Damodaran (2002) és Nardo et al. (2008) alapján.

Dimenzió	Számítási módszer	Elméleti alap
Piaci elfogadottság (blokk-CAGR)	$\text{blokk} - \text{CAGR} = \sqrt[5]{\frac{\sum_{t=2020}^{2024} \text{Árbevétel (ÉNÁ)}}{\sum_{t=2015}^{2019} \text{Árbevétel (ÉNÁ)}}} - 1$	Chikán (2006): fogyasztói értékteremtés; Richard et al. (2009)
Tőketulajdonosi értékteremtés ( $\Delta Q$ )	$\Delta Q = Q_{2019} - Q_{2014}$ $Q = (\text{saját tőke} + \text{kötelezettségek}) / \text{mérlegfőösszeg}$	Chikán (2006): tulajdonosi értékteremtés; Chung–Pruitt (1994) Q-képlet; Damodaran (2002) FCFE-DCF a saját tőke piaci értékéhez; CAPM
Aggregálás	$\text{VK}_{\text{INDEX}} = 0,5 * z(\text{wins}_{\text{CAGR}}) + 0,5 * z(\text{wins}_{\Delta Q})$	Nardo et al. (2008) OECD-módszertan; P1–P99 winsorizálás; z-score standardizálás

### 3.2. Az árbevétel-dinamika komponens (blokk-CAGR)

A fogyasztói értékteremtés mérésére a blokk-CAGR-mutatón keresztül kerül alkalmazásra, amely az értékesítés nettó árbevételét (ÉNÁ) nem egyetlen bázisév–záróév pár alapján, hanem két egymást követő 5 éves időszak összegzett árbevétele alapján méri. Az 1. blokk a 2015–2019-es évek összesített árbevétele, a 2. blokk a 2020–2024-es éveké. A képlet:

$$\text{blokk} - \text{CAGR} = \sqrt[5]{\frac{\sum_{t=2020}^{2024} \text{Árbevétel (ÉNÁ)}}{\sum_{t=2015}^{2019} \text{Árbevétel (ÉNÁ)}}} - 1.$$

Az ötös gyök ( $\sqrt[5]{}$ ) az öt éves blokkközi időtávra vonatkozik: a két blokk aggregált árbevételének arányából képzett éves átlagos növekedési ütemet fejezi ki. Az összegzésen alapuló megközelítés módszertani előnye, hogy kisimítja az egyes rendkívüli évek (pl. COVID-19, 2020) torzító hatását: egyetlen kieső év nem billenti meg a hányadost, hiszen a számlálóban és nevezőben is 5 éves aggregátum áll. A blokk-CAGR az árbevétel-dinamikát Richard et al. (2009) sales growth koncepciójával összhangban méri, az egyszeres éves növekedési ráta volatilitásának kiküszöbölésére blokkos aggregálást alkalmazva.

### 3.3. A tőketulajdonosi értékteremtés komponense ( $\Delta Q$ )

A tulajdonosi értékteremtés mérésére a Chung–Pruitt (1994) Tobin Q-képletének két időpontra – 2014.12.31. és 2019.12.31. – vonatkozó értékének változása ( $\Delta Q = Q_{2019} - Q_{2014}$ ) kerül alkalmazásra.

A Chung–Pruitt-képlet:

$$Q = \frac{\text{saját tőke piaci értéke} + \text{kötelezettségek könyv szerinti értéke}}{\text{mérlegfőösszeg}}$$

Mivel a részsokaság vállalatai nem tőzsdén jegyzettek, a saját tőke piaci értékét Damodaran (2002) FCFE-alapú (Free Cash Flow to Equity) DCF-módszertanával becsüljük – ez tölti ki azt az adatréteget, amelyet tőzsdei vállalatoknál a részvénypiaci kapitalizáció közvetlenül biztosítana.

A becslési eljárás két lépésből áll. Az első lépés az explicit FCFE-periódus: minden vállalatnál 5 éves tényleges pénzügyi adatokat alkalmazunk explicit cash flow-ként. A 2014.12.31.-es piaci értékbecslésnél a 2015–2019-es évek FCFE-adatai, a 2019.12.31.-es becsléshez a 2020–2024-es évek FCFE-adatai szolgálnak alapul. A második lépés a Gordon-modell-alapú maradványérték (Terminal Value):

$$TV = FCFE_n * \frac{1+g}{k_e-g},$$

ahol  $g = 3\%$  nominális hosszú távú növekedési ráta,  $k_e$  az időpontspecifikus CAPM-diszkontráta.

A diszkontráta ( $k_e$ ) CAPM-moddal kerül meghatározásra:  $k_e = r_f + \beta \times \text{TERP(H)}$  (Total Equity Risk Premium (Hungary) – azaz Magyarország teljes részvénykockázati prémiuma a Damodaran-adatbázis szerint).

2. táblázat: A CAPM-diszkontráta időpontspecifikus paraméterei. Forrás: MNB; Damodaran; saját számítás.

Paraméter	2014.12.31.	2019.12.31.
$r_f$ – kockázatmentes ráta (MNB 10 éves kötvényhozam)	3,69%	2,015%
$\beta$ – iparági béta (Food Processing, Damodaran)	0,82	0,70
TERP(H) – teljes részvénykockázati prémium (Magyarország, Damodaran)	9,50%	7,37%
<b><math>k_e = r_f + \beta \times \text{TERP(H)}</math></b>	<b>11,48%</b>	<b>7,17%</b>

Az időpontspecifikus diszkontrátákkal végzett értékelés biztosítja, hogy a piaci értékbecslés az adott makrogazdasági és tőkepiaci feltételeket tükrözze. A negatív saját tőke piaci értékű eseteket (ahol a diszkontált FCFE-összeg negatív)  $Q = 0$  alsó korláttal kezeljük. A két értékelési időpont – 2014. 12. 31. és 2019.12.31. – a rendelkezésre álló 10 éves pénzügyi panel két egyenlő, öt éves blokkjának határait jelöli ki, összhangban a blokk-CAGR komponens időhorizontjával.

### 3.4. Aggregálás: winsorizálás, standardizálás, súlyozás

A két komponens eltérő mértékegysége és eloszlása miatt háromfázisú előkészítés szükséges az aggregálás előtt. Az első fázis a winsorizálás (P1–P99 percentilis): az extrém értékek statisztikai robusztusság érdekében történő vágása a szélső esetek torzító hatásának csökkentésére. A második fázis a z-score standardizálás:  $z = (x - \bar{x}) / s$  eredményként mindkét komponens nulla átlagú és egységnyi szórású változóvá alakul. A harmadik fázis az egyenlő 50–50%-os súlyozás:

$$VK_{INDEX} = 0,5 * z(\text{wins}_{CAGR}) + 0,5 * z(\text{wins}_{\Delta Tobin Q})$$

Az egyenlő súlyozás indoklása: (1) a kettős értékteremtési logika a két dimenziót fogalmilag egyenrangúnak tekinti; (2) a két komponens közötti alacsony, nem szignifikáns Pearson-korreláció ( $r = 0,068$ ;  $p = 0,134$ ) és mérsékelt Spearman-rangkorreláció ( $\rho = 0,215$ ) igazolja, hogy a két dimenzió nagyrészt különböző jelenségeket mér, így aggregálásuk valódi információ-többletet eredményez; (3) a szimmetria-ellenőrzés megerősíti az egyenlő hozzájárulást:  $r(\text{VK}_{\text{INDEX}}, z_{\text{CAGR}}) = r(\text{VK}_{\text{INDEX}}, z_{\Delta Q}) = 0,765$  – a két korreláció értéke azonos, ami az egyenlő súlyozás adatszerkezeti érvényességét egyértelműen igazolja.

## 4. A $\text{VK}_{\text{INDEX}}$ módszertani validálása

A validálás a magyar pékipar (TEÁOR 10.71)  $N = 482$  aktív vállalkozásának nyilvánosan elérhető éves pénzügyi beszámolóiból gyűjtött 2014–2024-es éves pénzügyi adatain alapul. A részsokaság lehatárolása öt szűkítő ismérv alapján történt: (1) a gazdálkodási forma Kft., Bt., Zrt. vagy egyéb nem egyéni vállalkozási forma; (2) a szervezet alapítása legkésőbb 2014-ben történt, azaz a teljes vizsgált időszakban működött; (3) az alapítás óta a vállalkozás nem került szüneteltetésre; (4) az értékesítés nettó árbevétele egyik vizsgált évben sem volt nulla; (5) a létszám egyik vizsgált évben sem volt nulla. Az egyéni vállalkozások kizárásának indoka adatelérhetőségi: éves pénzügyi beszámoló benyújtására nem kötelezettek, így a blokk-CAGR és a  $\Delta Q$  komponensek nem lennének kiszámíthatók. Az egyszektoros, egyetlen ország adatain alapuló tesztkörnyezet módszertani előnye, hogy az iparági és makrogazdasági hatásokat kontrollált keretben tartja: a megfigyelt teljesítményvarianciát kizárólag a vállalati tényezők magyarázzák, nem külső sokkok vagy iparági struktúra. Az alábbiakban kizárólag névtelen aggregált statisztikák és módszertani teszteredmények kerülnek közlésre.

### 4.1. Belső validálás

A belső validálás – Nardo et al. (2008) kompozit indikátor-módszertanát követve – azt vizsgálja, hogy a két komponens valóban eltérő, de fogalmilag összetartozó jelenségeket mér-e, és hogy az egyenlő súlyozás az adatszerkezetben is érvényesül-e. Három feltétel együttes teljesülése szükséges.

Az első feltétel a mérsékelt, de nem redundáns komponenskapcsolat. A blokk-CAGR és a  $\Delta Q$  Pearson-korrelációja  $r = 0,068$  ( $p = 0,134$ , n.s.; Spearman  $\rho = 0,215$ ,  $N = 482$ ): a két dimenzió statisztikailag független, nagyrészt önálló jelenségeket mér – a piaci elfogadottság (árbevétel-dinamika) és a tőketulajdonosi értékteremtés változása ( $\Delta Q$ ) empirikusan is elkülönülő konstruktumok. Ez módszertanilag indokolja az aggregálást: ha a két komponens tökéletesen korrelálnának, a kompozit mutató nem hordozna többletinformációt; ha egyáltalán nem korrelálnának, fogalmilag nem tartoznának össze. A nem szignifikáns, mérsékelt gyenge pozitív összefüggés a kettős értékteremtés elméleti koherenciájának empirikus lenyomata.

A második feltétel az egyenlő hozzájárulás szimmetriája. Az egyenlő súlyozás empirikusan ellenőrizhető:  $r(\text{VK}_{\text{INDEX}}, z_{\text{CAGR}}) = r(\text{VK}_{\text{INDEX}}, z_{\Delta Q}) = 0,765$ . A két korreláció értéke azonos, ami egyértelműen igazolja, hogy mindkét komponens egyenlő mértékben járul hozzá az indexhez – az egyenlő súlyozás nem csupán fogalmi döntés, hanem az adatszerkezetben is érvényesül.

A harmadik feltétel az eloszlás jellemzése. A  $\text{VK}_{\text{INDEX}}$  jobbra ferde eloszlású (skewness = 1,108; Shapiro–Wilk  $W = 0,934$ ,  $p < 0,001$ ), medián = -0,130, szórás = 0,765. Ez a pékipar versenyképességi struktúráját tükrözi: a vállalatok többsége az átlag alatt helyezkedik el, a magas versenyképességű szegmens szűkebb és markánsabb. Ez nem módszertani hiányosság, hanem a valóságos piaci struktúra

mérési lenyomata, és egyben indokolja a bootstrap standard hibák alkalmazását minden statisztikai elemzésben.

## 4.2. Robusztussági és érzékenységvizsgálat

A robusztussági vizsgálat azt teszteli, hogy a  $VK_{INDEX}$  vállalati sorrendje lényegesen megváltozik-e, ha az aggregálási döntések paramétereit módosítjuk. A 2. táblázat öt alternatív winszorizálási határ és két alternatív súlyozási séma eredményeit foglalja össze.

3. táblázat: A  $VK_{INDEX}$  Spearman-rangkorrelációi alternatív aggregálási döntések mellett ( $N = 482$ ), forrás: nyilvánosan elérhető éves pénzügyi beszámolók (2014–2024) alapján saját számítás.

Winszorizálási határ	Súlyozás	Spearman $\rho$
P1-P99	50-50%	1,000 (ref.)
P2-P98	50-50%	0,9990
P3-P97	50-50%	0,9968
P5-P95	50-50%	0,9925
P10-P90	50-50%	0,9798
P1-P99	60-40%	0,9908
P1-P99	40-60%	0,9922

A vállalati sorrend P5–P95 winszorizálási határig erősen stabil ( $\rho \geq 0,993$ ). A P10–P90 határnál megjelenő kissé erősebb eltérés ( $\rho = 0,980$ ) a legszélső 10%-os tartomány átrendezéséből fakad – ez a winszorizálás ismert elvart tulajdonsága. Az alternatív súlyozási sémákra  $\rho \geq 0,991$ , ami azt jelzi, hogy a sorrend a súlyozási döntésre minimálisan érzékeny. A teljes robusztussági profil az OECD-módszertan elvárásait teljesíti.

## 4.3. Konvergens validálás

A konvergens validálás azt vizsgálja, hogy a  $VK_{INDEX}$  összhangban van-e a teljesítménymérési irodalomban elfogadott mutatókkal. Az elvárás: mérsékelt pozitív összefüggés (az érvényesség igazolásához), de nem tökéletes azonosság (a többletinformáció fennmaradásához). A 4. táblázat az  $N = 482$  vállalkozás aggregált adatain számított korrelációkat tartalmazza.

4. táblázat: A  $VK_{INDEX}$  konvergens validálási eredményei ( $N = 482$ , vállalati szintű Spearman-rangkorrelációk), forrás: nyilvánosan elérhető éves pénzügyi beszámolók (2014–2024) alapján saját számítás.

Mutató	Pearson $r$	Spearman $\rho$	Értelmezés
ROA (2019)	0,101	0,220	Gyenge pozitív összefüggés – a jövedelmezőségi szint és a versenyképességi pozíció részben kapcsolódik, de a $VK_{INDEX}$ jelentős önálló tartalmat hordoz
ROE (2019)	0,022	0,276	Gyenge összefüggés; a tőkearányos hatékonyság és a kettős értékteremtés csak részben átfedő dimenziók
blokk-CAGR	0,768	0,835	Erős összefüggés – a blokk-CAGR a $VK_{INDEX}$ egyik közvetlen komponense; az összefüggés erőssége az elméleti várható értéken belül van
$\Delta Q$ (nyers)	0,451	0,637	Közepes-erős összefüggés – a $VK_{INDEX}$ másik komponense, de a blokk-CAGR komponens önálló tartalmat biztosít

z_CAGR (winszorizált komp.)	0,765	0,835	Közel azonos a nyers blokk-CAGR-al – a winszorizálás nem változtatja meg érdemben a rangsorokat
z_ΔQ (winszorizált komp.)	0,765	0,637	Szimmetrikus az előző sorhoz, igazolva az egyenlő súlyozás érvényesülését

A ROA-val és ROE-vel való gyenge összefüggés ( $\rho = 0,220$  és  $0,276$ ) arra utal, hogy a  $VK_{INDEX}$  a pillanatnyi jövedelmezőségi dimenzióhoz csak lazán kapcsolódik – ez strukturálisan elvárható: a kettős értékteremtés árbevétel-dinamikai és tőketulajdonosi dimenziója más jelenséget mér, mint az egyszeres számviteli hozammutató. Az erős összefüggés a blokk-CAGR komponenssel ( $\rho = 0,835$ ) és a közepes-erős összefonódás a  $\Delta Q$ -val ( $\rho = 0,637$ ) igazolja, hogy a  $VK_{INDEX}$  valóban e két dimenziót integrálja. A winszorizált komponensek (z\_CAGR és z\_ΔQ) korrelációi gyakorlatilag megegyeznek a nyers értékekkel ( $\rho = 0,835$  és  $0,637$ ), ami megerősíti, hogy a winszorizálás nem torzítja el érdemben a rangsorokat. A két komponens önálló, nem redundáns információtartalma a köztük mért alacsony, nem szignifikáns Pearson-korreláció alapján is megerősítést nyer ( $r = 0,068$ ;  $p = 0,134$ ; Spearman  $\rho = 0,215$ ).

#### 4.4. Known-groups validálás

A known-groups validálás azt vizsgálja, hogy a  $VK_{INDEX}$  képes-e előre jelezni olyan csoportkülönbségeket, amelyeket elméletileg elvárunk (Venkatraman–Ramanujam 1986). Külső kritériumként a vállalatok 2024-es saját tőkéjét alkalmaztuk: a tartósan versenyképes vállalatoknál – amelyek hosszú távon egyszerre termelnek árbevétel-dinamikát és tőketulajdonosi értéket – magasabb tőkefelhalmozás várható, mint a gyengébb versenyképességű társaiknál.

5. táblázat: Known-groups validálás –  $VK_{INDEX}$  kvartilisek és saját tőke 2024 ( $N = 482$ ), forrás: saját szerkesztés

$VK_{INDEX}$ kvartilis	n	$VK_{INDEX}$			Saját tőke 2024 (eFt)		
		Medián	Átlag	SD	Medián	Átlag	SD
Q1 – leggyengébb	121	-0,704	-0,803	0,348	33 039	113 718	271 405
Q2	121	-0,286	-0,284	0,097	60 005	179 506	387 278
Q3	120	0,069	0,088	0,141	94 905	223 125	398 300
Q4 – legerősebb	120	0,778	1,010	0,665	126 657	521 467	1 593 745

6. táblázat: Kruskal–Wallis teszt (saját tőke 2024 ~  $VK_{INDEX}$  kvartilis), forrás: saját szerkesztés

Teszt	H statisztika	df	p-érték	$\eta^2$ (effekt)
Kruskal–Wallis	35,676	3	< 0,001 ***	0,068

7. táblázat: Páronkénti Mann–Whitney U tesztek (nyers p-értékek és Bonferroni-korrigált p-értékek), forrás: saját szerkesztés (Szignifikancia: \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .)

Pár	W statisztika	Nyers p	Bonferroni p	Szignifikáns?	Értelmezés
Q1 vs Q2	6 108,0	0,026	0,156	nem	szomszédos
Q1 vs Q3	5 154,0	< 0,001	0,001 **	igen	2 kvartilis távolság
Q1 vs Q4	4 168,0	< 0,001	< 0,001 ***	igen	3 kvartilis távolság
Q2 vs Q3	6 265,5	0,066	0,397	nem	szomszédos
Q2 vs Q4	5 353,0	< 0,001	0,003 **	igen	2 kvartilis távolság
Q3 vs Q4	6 323,0	0,103	0,619	nem	szomszédos

8. táblázat: Hodges–Lehmann mediánbecslés (Q4 vs Q1), forrás: saját szerkesztés

Becsült mediánkülönbség	95% CI alsó határ	95% CI felső határ
+69 047 eFt	44 064 eFt	106 869 eFt

A VK<sub>INDEX</sub> kvartiliseit a 2024-es saját tőke értékével összevetve monoton növekvő mintázat rajzolódik ki: a leggyengébb negyedben (Q1) a saját tőke mediánja 33 039 eFt, a legerősebb negyedben (Q4) 126 657 eFt – közel négyszeres különbség. A Kruskal–Wallis teszt erősen szignifikáns csoportközi különbséget igazol ( $H = 35,676$ ;  $df = 3$ ;  $p < 0,001$ ), közepes effektméret mellett ( $\eta^2 = 0,068$ ). A Hodges–Lehmann mediánbecslés a Q4 és Q1 közötti különbséget 69 047 eFt-ra becsüli (95% CI: 44 064 – 106 869 eFt), ami azt jelzi, hogy a különbség statisztikailag robusztus és nem véletlen.

A páronkénti Mann–Whitney U tesztek (Bonferroni-korrekcióval) megerősítik, hogy az 1. kvartilis szignifikánsan különbözik a 3. ( $p = 0,001$ ) és a 4. kvartiliséstől ( $p < 0,001$ ), valamint a 2. kvartilis a 4. kvartiliséstől ( $p = 0,003$ ). A szomszédos kvartilisek közötti különbség nem szignifikáns Bonferroni-korrekció után, ami monoton, folytonos versenyképességi struktúrára utal – nem éles kategóriahatárookra. Megjegyzendő, hogy a Q4 saját tőke átlaga (521 467 ezer forint) lényegesen meghaladja mediánját (126 657 ezer forint), ami néhány kiemelkedően magas értékű vállalat jelenlétére utal a legerősebb versenyképességű szegmensben – ez a jobb ferde eloszlás a pékipar versenyképességi struktúrájának ismert tulajdonsága.

A known-groups validálás összességében igazolja, hogy a VK<sub>INDEX</sub> a vállalati tőkefelhalmozás szempontjából értelmes, külső kritériummal konzisztens sorrendet állít fel – azaz a mutató nem csupán belső módszertani koherenciával, hanem gazdaságilag is értelmes prediktív tartalommal rendelkezik

## 5. Megbeszélés

### 5.1. Elméleti és módszertani hozzájárulás

A VK<sub>INDEX</sub> négy ponton visz előre a vállalati versenyképesség mérésének irodalmán belül. Első hozzájárulás: elméleti megalapozottság. A kettős értékteremtés (Chikán 2006, 2008) két dimenziója egy-egy irodalmilag önálló, objektív pénzügyi mutatóval kerülnek alkalmazásra, biztosítva a fogalmi keret és a mérési instrumentum koherenciáját.

Második hozzájárulás: CMB-mentesség. A VK<sub>INDEX</sub> kizárólag külső adatforrásból (mérleg, eredménykimutatás) épül fel, ami strukturálisan kizárja a közös módszer-torzítást (Podsakoff et al. 2003). Ez KKV-populációkon különösen releváns: Wall et al. (2004) dokumentálják, hogy a kis- és középvállalkozások jellemzően vonakodnak tényleges pénzügyi adataik közzétételétől, ami az önértékelési mérőeszközök megbízhatóságát ebben a szegmensben tovább csökkenti.

Harmadik hozzájárulás: visszabonthatóság és diagnosztikai alkalmazhatóság. A VK<sub>INDEX</sub> bármely megfigyelés esetén felbontható a  $z\_CAGR$  és  $z\_ΔQ$  komponensekre, lehetővé téve annak azonosítását, hogy egy vállalat melyik értékteremtési dimenzióban marad el a szektoriális referenciaértéktől. Ez a tulajdonság a mutatót vállalati öndiagnosztikai és minőségirányítási döntéstámogatási eszközzé is teszi.

Negyedik hozzájárulás: külső kritériummal igazolt prediktív érvényesség. A known-groups validálás megmutatta, hogy a VK<sub>INDEX</sub> kvartilisei monoton növekvő saját tőke-értékekkel járnak együtt (Q1

medián: 33 039 eFt; Q4 medián: 126 657 eFt; Kruskal–Wallis  $H = 35,676$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,068$ ), és a Hodges–Lehmann mediánbecslés szerint a legerősebb és leggyengébb versenyképességű negyedek között a tőkefelhalmozásbeli különbség 69 047 eFt (95% CI: 44 064–106 869 eFt). Ez igazolja, hogy a VK<sub>INDEX</sub> nem csupán belső módszertani koherenciával, hanem gazdaságilag értelmes, külső kritériummal konzisztens prediktív tartalommal is rendelkezik – teljesítve a Nardo et al. (2008) által megkívánt visszakövethetőségi feltételt.

## 5.2. Alkalmazási lehetőségek a minőségirányítás és a teljesítménymérés területén

A VK<sub>INDEX</sub> minőségirányítási kontextusban több szinten alkalmazható. Szervezeti önértékelési eszközként lehetővé teszi a vállalat versenyképességi pozíciójának időbeli nyomon követését – a blokk-CAGR komponens a piaci elfogadottság trendjét, a  $\Delta Q$ -komponens a piaci értékelés változásának irányát jelzi. Ez összhangban van a TQM-irodalom szemléletével, amely a vállalati teljesítményt egyszerre értékeli a vevői elfogadottság (piaci dimenzió) és a tőketulajdonosi értékteremtés (pénzügyi dimenzió) mentén – Hendricks és Singhal (2001) empirikusan igazolják, hogy a hatékony TQM-implementációk hosszú távon mind az operatív teljesítményt, mind a részvényesi értéket szignifikánsan javítják.

Benchmarking eszközként az iparágon belüli (intra-industry) összehasonlítás lehetővé teszi, hogy egy vállalat meghatározza saját relatív versenyképességi pozícióját az azonos szektorális feltételek között működő versenytársaihoz képest. A z-score standardizálás biztosítja, hogy az összehasonlítás méretfüggetlen és időben is követhető legyen. Szakpolitikai döntéstámogatásként az iparági aggregált VK<sub>INDEX</sub>-eloszlás a szektor versenyképességének nyomon követésére is alkalmazható.

## 5.3. Korlátok

A tanulmány három módszertani korlátot jelez. Először a konvergens validálásban közölt korrelációs értékek a magyar pékipar részsokaságán számított aggregált statisztikák; más szektorokban ezek eltérhetnek. Másodszor, a  $\Delta Q$  becslése a Chung–Pruitt (1994) Q-képleten belül Damodaran (2002) FCFE-DCF módszerén nyugszik; a g növekedési ráta (3%) és az iparági béta feltételezései más szektorban felülvizsgálatot igényelnek. Harmadszor, a blokk-CAGR két 5 éves aggregátum arányát méri, ami érzéketlen az időbeli mintázatokra a blokkon belül. A VK<sub>INDEX</sub> alkalmazhatóságának előfeltételei: legalább 10 éves pénzügyi panel (két 5 éves blokk FCFE-adatokkal) és kellően homogén iparági kontextus az összehasonlíthatóság biztosításához.

## 6. Következtetések

Jelen tanulmány a VK<sub>INDEX</sub>-et mutatta be: egy objektív, pénzügyi adatokon alapuló kompozit versenyképességi mutatót, amely Chikán (2006) kettős értékteremtési logikáját az árbevétel-dinamika (blokk-CAGR) és a tőketulajdonosi értékteremtés változása ( $\Delta Q$ ) egyenlő súlyú integrálásával számszerűsíti. A mutató négy egymástól független méréselméleti szintézis: Chikán (2006, 2008) fogalmi kerete, Chung–Pruitt (1994) Tobin Q-képlete, Damodaran (2002) FCFE-alapú piaci értékbecslésével kiegészítve, Richard et al. (2009) növekedési teljesítménymérési irodalma és Nardo et al. (2008) OECD-kompozit indikátor-módszertana.

A négypillérű validálás főbb eredményei a következők. A belső validálás igazolta, hogy a két komponens statisztikailag független egymástól (Pearson  $r = 0,068$ ;  $p = 0,134$ ; Spearman  $\rho = 0,215$ ), és mindkettő egyenlő mértékben járul hozzá az indexhez ( $r(\text{VK}_{\text{INDEX}}, z_{\text{CAGR}}) = r(\text{VK}_{\text{INDEX}}, z_{\Delta Q}) = 0,765$ ). A robusztussági vizsgálat szerint a vállalati sorrend P5–P95 winsorizálási határig erősen stabil ( $\rho \geq 0,993$ ), alternatív súlyozási sémák mellett  $\rho \geq 0,991$ . A konvergencia validálás igazolta, hogy a  $\text{VK}_{\text{INDEX}}$  gyengén korrelál a pillanatnyi jövedelmezőségi mutatókkal (ROA:  $\rho = 0,220$ ; ROE:  $\rho = 0,276$ ), erősen a blokk-CAGR komponenssel ( $\rho = 0,835$ ) és közepesen a  $\Delta$ Tobin Q-val ( $\rho = 0,637$ ) – ez a mintázat a kettős értékteremtés mérési logikájával konzisztens. A known-groups validálás szerint a  $\text{VK}_{\text{INDEX}}$  kvartilisei monoton növekvő saját tőke-értékekkel járnak együtt (Q1 medián: 33 039 eFt; Q4 medián: 126 657 eFt; Kruskal–Wallis  $H = 35,676$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,068$ ). A négy validálási pillér együttesen igazolja, hogy a  $\text{VK}_{\text{INDEX}}$  módszertanilag megalapozott, stabil és prediktív érvényességgel bíró versenyképességi mérőeszköz.

A  $\text{VK}_{\text{INDEX}}$  módszertani hozzájárulása háromrétű: CMB-mentes mérőeszközként kitölti a szubjektív önértékelési mutatók és az egyszeres számviteli mutatók közötti rést; visszabontható struktúrájával diagnosztikai és döntéstámogatási eszközként is alkalmazható; négypillérű validálási protokollja más szektorokra és más kompozit indikátorokra is transzferálható módszertani keretként szolgálhat.

Jövőbeli kutatási irányok: (1) a  $\text{VK}_{\text{INDEX}}$  replikálása más élelmiszeripari és feldolgozóipari szektorokban; (2) longitudinális alkalmazás a versenyképességi pályák és életciklus-specifikus dinamikák azonosítása céljából; (3) összehasonlító tesztelés fejlettebb tőkepiaccal rendelkező közép-kelet-európai gazdaságokban; (4) a szimulációs validálási keretrendszer kiterjesztése több komponensű kompozit mutatókra.

## Irodalomjegyzék

- Chikán Attila (2003). A vállalati versenyképesség mérése. *Pénzügyi Szemle*, 48(2), 191–200.
- Chikán Attila (2006). Versenyképesség és globalizáció. *Vezetéstudomány*, 37(különszám), 42–52.
- Chikán Attila (2008). National and firm competitiveness: a general research model. *Competitiveness Review*, 18(1/2), 20–28.
- Chikán Attila, Czakó Erzsébet, & Wimmer Ágnes (2019). *Vállalati versenyképesség Magyarországon*. Akadémiai Kiadó.
- Chung, K. H., & Pruitt, S. W. (1994). A simple approximation of Tobin's q. *Financial Management*, 23(3), 70–74.
- Crook, T. R., Ketchen, D. J., Combs, J. G., & Todd, S. Y. (2008). Strategic resources and performance: a meta-analysis. *Strategic Management Journal*, 29(11), 1141–1154.
- Damodaran, A. (2002). *Investment valuation: Tools and techniques for determining the value of any asset* (2nd ed.). Wiley.
- Hendricks, K. B., & Singhal, V. R. (2001). The long-run stock price performance of firms with effective TQM programs. *Management Science*, 47(3), 359–368.
- Kaplan, R. S., & Norton, D. P. (1992). *The Balanced Scorecard – Measures That Drive Performance*. Harvard Business Review, 70(1), 71–79.

- Murphy, G. B., Traylor, J. W., & Hill, R. C. (1996). Measuring performance in entrepreneurship research. *Journal of Business Research*, 36(1), 15–23.
- Nardo, M., Saisana, M., Saltelli, A., Tarantola, S., Hoffman, A., & Giovannini, E. (2008). *Handbook on constructing composite indicators*. OECD Publishing.
- Oakland, J. S. (2014). *Total Quality Management and Operational Excellence: Text with Cases* (4th ed.). Routledge.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879–903.
- Richard, P. J., Devinney, T. M., Yip, G. S., & Johnson, G. (2009). Measuring organizational performance: Towards methodological best practice. *Journal of Management*, 35(3), 718–804.
- Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15–29.
- Venkatraman, N., & Ramanujam, V. (1986). Measurement of business performance in strategy research. *Academy of Management Review*, 11(4), 801–814.
- Wall, T. D., Michie, J., Patterson, M., Wood, S. J., Sheehan, M., Clegg, C. W., & West, M. (2004). On the validity of subjective measures of company performance. *Personnel Psychology*, 57(1), 95–118.