

A vállalati növekedési lehetőségek területi különbségeinek modellezése

Tóth-Pajor Ákos¹–Farkas Richárd²

A tanulmány célja, hogy a vállalati növekedési lehetőségek területi különbségeinek alakulására keressen magyarázatot. A térségek versenyképességére hatással van a gazdasági közösségek teljesítménye. A közösségek részét képező vállalatok növekedési lehetőségeiben megfigyelhető különbségek jó indikátorai lehetnek a versenyképességben jelentkező eltéréseknek. Az adott térségben kialakult vállalkozói ökoszisztémák olyan pozitív gazdasági extern hatásokat generálnak, amelyek nem minden esetben mérhetőek egzakt módon, csak az aggregált hatás ragadható meg különböző proxykon keresztül. Az aggregált hatás egyik indikátora lehet, ha az adott térségben koncentráltan jelennek meg kiemelkedő növekedési lehetőségekkel rendelkező vállalatok.

A tanulmány arra a vállalkozói ökoszisztéma irodalom által felvetett kérdésre keresi a magyarázatot, amely szerint a nagy növekedési potenciállal rendelkező vállalatok térben koncentrált módon jelennek meg a gazdaságban. A vizsgálatok eredményei a kiemelkedő növekedési lehetőségekkel rendelkező vállalatok koncentrációját erősítik meg. Az eredmény a vállalkozói ökoszisztémák pozitív gazdasági extern hatásainak indikátoraként értelmezhető, így lehetővé téve a vállalkozói ökoszisztémák teljesítménymérésének output alapú megközelítését.

Kulcsszavak: vállalati növekedési lehetőségek, Q-elmélet, vállalkozói ökoszisztéma

1. A vállalkozói ökoszisztéma

A gazdasági közösségek hatással vannak a térségek versenyképességére. A gazdasági közösségek részét képező vállalatok növekedési lehetőségeiben megfigyelhető különbségek jó indikátorai lehetnek a közösségi teljesítménynek, és az általuk generált pozitív gazdasági extern hatások befolyásolhatják a térségek versenyképességét.

Moore (1993) szerint a vállalatok növekedését a folyamatos innováció teszi lehetővé, amely hatással van a vállalat horizontális és vertikális stakeholdereire is. Az általa üzleti ökoszisztémáknak nevezett gazdasági közösségek esetében felvázol egy életciklus modellt, ami az üzleti ötlet megszületésétől az innováció vezérelt megújulásig követi nyomon az ökoszisztémák tevékenységét. A modell arra utal, hogy az ökoszisztémákban kialakul egy vezető gazdasági szereplő, aki az innovációs

¹ Tóth-Pajor Ákos, PhD hallgató Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar (Pécs)

² Farkas Richárd, PhD hallgató Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar (Pécs)

képességén keresztül egy közösséget tud építeni maga köré, így létrehozva egy klasztert a gazdaságon belül. Összességében Moore a vállalkozói ökoszisztémát kapcsolatban levő szervezetek és egyének gazdasági közösségeként határozza meg (Moore 1993).

A politikai döntéshozók is felismerték, hogy az ilyen nagy növekedési lehetőségekkel rendelkező gazdasági közösségek támogatása lehet a gazdaság élénkítésének egyik alapköve, ezért elkezdtek vizsgálni, hogy milyen tényezők befolyásolják az ilyen gazdasági közösségek kialakulását. Így alkották meg a főként döntéshozói szemszögből szemlélődő vállalkozói ökoszisztéma megközelítést. Ez a megközelítés főként a nagy növekedési potenciállal rendelkező vállalkozásokra koncentrált. A helyi és régiós környezet azon feltételeit vizsgálják, amelyek lehetővé teszik a nagy növekedési lehetőségekkel rendelkező vállalkozások kialakulását és azok támogatását. A megközelítés fő célja, hogy olyan vállalkozóbarát környezetet teremtsen meg, amely ösztönzi a vállalkozást. Ezen kívül fontosnak tekinti a régiós adottságok és a szabályozási keretek közötti kapcsolatot. A megközelítés arra következtetésre jut, hogy nincsenek köbe véshető szabályok, amik egy ilyen közösség kialakulását elősegíthetik, hanem minden ökoszisztéma egyedi és egy evolúciós folyamat eredménye, amely során figyelembe kell venni az egyéni karakterisztikákat (Mason–Brown 2014).

A vállalkozói ökoszisztéma teljesítményének mérésére tett kísérletek eddig arra koncentráltak, hogy összegyűjtsék azokat a tényezőket, amelyek szükségesek ahhoz, hogy egy adott térségben vállalkozóbarát környezet alakulhasson ki (Isenberg 2010, Vogel 2013). Ezen felül a Vállalkozás Nemzeti Rendszere is hasonló teljesítménymérési keretrendszert foglal magában, amely a vállalkozói attitűdök, a vállalkozói aspirációk és vállalkozói képességek dinamikus és intézményileg beágyazott interakciójaként határozódik meg azzal a céllal, hogy vállalkozások létrehozása és működtetése révén vezérelje az erőforrások elosztását (Ács et al. 2012).

Jelen tanulmány ezen szakirodalmakhoz szeretne hozzájárulni, amikor azt a célt tűzi ki, hogy a nagy növekedési lehetőségekkel rendelkező vállalatok térbeli koncentrálnálódásával próbálja meg jellemezni a gazdasági közösségek teljesítményét.

2. Q-modellek alkalmazási lehetőségei a vállalati növekedési lehetőségek mérésében

Az általunk használatos alapmodell nagyon sokszor fordul elő a szakirodalomban. Jelen cikkünkben két munkára támaszkodunk, melyek összefüggéseket tárnak fel a vállalatok gazdasági döntéseit befolyásoló tényezők, mint például a profitmaximalizálás között (Gilchrist–Himmelberg 1995), a másik munka pedig az elemzési eszköztár egyik népszerű elméleti alapozását adja, a Tobin-féle „Q-modell” tulajdonságait mutatja be (Hayashi 1982).

A vállalat menedzsmentjének – standardoknak megfelelően feltételezett – célja, hogy a jövőben várható profitáram nettó jelenértékét maximalizálja. Mivel a vállalatok növekedési lehetőségeinek indikátoraként a beruházási lehetőségeket, illetve a megvalósított és megvalósítandó beruházásokat tartjuk megfelelőnek, így modelünk is így kívánjuk felépíteni. A beruházási döntések vizsgálatakor általánosan használt modellek a kiigazítási-költség modellek. Tételezzünk fel egy növekvő határköltséget reprezentáló költségfüggvényt, miszerint a költségfüggvény egy növekvő konvex összefüggés formájában adott a pótlólagos beruházásokra vonatkozóan. Ekkor a vállalat által maximalizálni kívánt nettó jelenérték probléma³:

$$V(K_{i,t-1}, \theta_{i,t}) = \max_{I_t} E \left\{ \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau} [\pi(K_{i,\tau}, \theta_{i,\tau})] - c(I_{i,\tau}, K_{i,\tau}, \xi_{i,\tau}) - I_{i,\tau} \mid \Omega_{i,\tau} \right\}$$

ahol

$$K_{i,t} = (1 - \delta)K_{i,t-1} + I_{i,t}$$

ahol V a vállalat jövőben várható profitjának nettó jelenértéke, E a várható érték operátor, K a tőkeállomány, I a beruházások nagysága, c a kiigazítási-költségek függvénye, π a profitfüggvény, θ és ξ pedig exogén sokkok, míg i a vállalat, t pedig az időperiódus indexe⁴.

A szélsőérték-feladat megoldásaként adódik a profitmaximum elsőrendű feltétele

$$E[q_{i,t} \mid \Omega_{i,t}] = 1 + \frac{\partial c(I_{i,t}, K_{i,t})}{\partial I_{i,t}}$$

ahol

$$q_{i,t} = \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s (1 - \delta)^s \left[\frac{\partial \pi(K_{i,t+s}, \theta_{i,t+s})}{\partial K_{i,t+s}} - \frac{\partial c(K_{i,t+s}, \xi_{i,t+s})}{\partial K_{i,t+s}} \right]$$

Az elsőrendű feltétel szerint a tőke árnyékára meg kell egyezzen annak határköltségével az optimális pontban. Vagyis a profitmaximumot adó beruházási szint esetében a tőke várható diszkontált határprofitja megegyezik annak határköltségével.

A tőke árnyékaraként kapott összeg tagonként komponensekre bontható. A szögletes zárójelben megjelenő tag a tőke várható határprofitja, melyet a továbbiakban $E(\pi_{i,t+s} \mid \Omega_{it})$ –vel jelölünk. A zárójel előtt álló tag az időpreferenciát kinyilvánító diszkonttényező és az amortizáció után megmaradó tőkehányad szorzata, me-

³ A következő modell levezetésében nagyban támaszkodunk Gilchrist–Himmelberg (1995)-re.

⁴ A változók kivétel nélkül reál nagyságok, míg az ármércezőségi a tőke, így a numeriare a tőkebérleti díj.

lyek a nettó jelenérték meghatározásánál kapnak központi szerepet, melyet a továbbiakban jelöljünk λ -val. Ekkor

$$E[q_{i,t} | \Omega_{i,t}] = \sum_{s=0}^{\infty} \lambda^s E[\pi_{i,t+s} | \Omega_{i,t}]$$

összefüggés áll fenn. Az általában használatos kvadratikus formájú kiigazítási-költség függvényt segítségül hívva⁵, majd ezt behelyettesítve az optimalitási feltételbe, és az egységnyi tőkére eső beruházásra rendezve a következő összefüggést kapjuk:

$$y_{i,t} = \frac{1}{\alpha} E[q_{i,t+s} | \Omega_{i,t}] + \gamma_i + \xi_{i,t} \quad \text{ahol} \quad y_{i,t} = \frac{I_{i,t}}{K_{i,t}}$$

Az egyenletből jól látszik, hogy az egy tőkeegységre eső beruházások nagysága függ a beruházandó egység várható határprofitjától. E határprofit meghatározó tényezői a vállalati működésből származtathatók, melyek megragadhatók a vállalat pénzügyi mutatóival. Ennek formalizálására használjuk az $X_{i,t}$ mátrixot, amely az egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel és az egységnyi tőkére jutó profit mutatók vektorait tartalmazó mátrix. Mivel a vállalati pénzügyi mutatókban időbeli összefüggések is fellelhetők, definiáljuk az $X_{i,t}$ mátrixot egy elsőrendű autoregresszív folyamatként, a következő módon:

$$X_{i,t} = AX_{i,t-1} + f_i + d_t + u_{i,t}$$

ahol f_i az egyedhatások vektora, d_t reprezentálja az egész iparágat érő sokkokat, $u_{i,t}$ pedig az innovációs fejlődés által keletkező sokkhatásokat. Az iparágat érő sokkhatásról is feltételezve, hogy hasonló autoregresszív folyamatot követ, mint a magyarázó változók mátrixa, felírhatjuk a $(t + s)$ -edik időszakban várt pénzügyi adatok mátrixát a következő formában:

$$E[X_{i,t+s} | X_{i,t}] = A^s X_{i,t} + k(f_i) + h(d_t)$$

Ahol eltekintünk a sokkokat definiáló függvények meghatározásától.⁶

⁵ Általánosságban adjumstment-cost függvényként egy kvadratikus formájú költségfüggvényt alkalmazunk, mely biztosítja a beruházások kiigazítási költség-görbéjének konvex-növekvő tulajdonságait. E függvény jelen esetben követve alapmodellünket a következő alakot ölti: $c(I_{i,t}, K_{i,t}) = \frac{\alpha}{2} (\frac{I_{i,t}}{K_{i,t}} - \gamma_i - \xi_{i,t})^2 K_{i,t}$.

⁶ A sokkokat meghatározó függvények igen bonyolult összefüggésekből adódnának, ugyanakkor a modellben paraméterek szerepét töltik be, így definiálásuktól az alapmodell útmutatásait követve eltekinthetünk.

Strukturális modellünk alapjaként használatos összefüggésünk elkészítéséhez utolsó lépés, hogy a fenti összefüggést visszahelyettesítsük az $y_{i,t}$ meghatározására szolgáló egyenletbe. Ekkor a következő összefüggést kapjuk átrendezés után:

$$y_{i,t} = \frac{1}{\alpha} [c'(I - \lambda A)^{-1}] X_{i,t} + \varpi_t + v_i + \eta_t + \xi_{i,t}$$

ahol ϖ_t a várható érték számításból és helyettesítésből adódó hibatag, v_i az egyedhatást reprezentáló sokk, mely modellünkben a k függvénnyel definiált folyamatot követi, hasonlóan η_t az iparág egészét érő sokkhatás, mely a h függvény által reprezentált, $\xi_{i,t}$ pedig exogén sokk. Az utolsó egyenlet alapján felírható a panelmodell elemzésére használható empirikus modell, mely a következő formát ölti:

$$y_{i,t} = \beta' X_{i,t} + v_i + \eta_t + \xi_{i,t}$$

Amennyiben modellünk jól illeszkedik, és megfelelően működik, a β' vektor arányos lesz a $c'(I - \lambda A)^{-1}$ kifejezéssel. A tőkearányos beruházás és a tőke várható nettó határprofitja közötti összefüggések levezetéséből látható, hogy ekkor vektorunk jól reprezentálja a vizsgálati céljainknak megfelelő Tobin-féle „q” értéket.

Az így levezetésre kerülő Q-modell állítása szerint a vállalatok beruházásait a vállalatok növekedési lehetőségei határozzák meg. A növekedési lehetőségeket a beruházási egységre jutó profit várható értéke határozza meg, így a vállalat beruházásai a menedzserek profitvárakozásaitól függnék. Az empirikus tesztek során a modell érvényessége nem volt visszaigazolható, mivel az empirikus modell magyarázóereje alacsony. Ennek következtében a modell magyarázóváltozóit kibővítették, mivel azt találták, hogy a növekedési lehetőségeken felül a pénzügyi helyzetet leíró mutatók is szignifikáns magyarázóerővel bírnak a beruházások tekintetében. Így születtek meg a kibővített Q-modellek, amelyekben a beruházásokat a növekedési lehetőségek proxyján túl az egységnyi tőkére jutó működési cash flow, az egységnyi tőkére jutó hosszú lejáratú kötelezettségek és az egységnyi tőkére jutó készpénztartalék is magyarázza. Ezek a kibővített modellek alapozták meg a beruházások cash flow érzékenységének vizsgálatait (Fazzari et al. 1988). A modellekkel kapcsolatos kritikákat Erickson–Whited (2000) fogalmazta meg, amelyben felhívja a figyelmet arra, hogy vagy a modellek ökonometriai feltevéseiben kell keresni a hibát, vagy a Tobin-féle Q nem megfelelő proxyja a vállalatok növekedési lehetőségeinek, amely esetben a pénzügyi helyzethez kapcsolódó mutatószámok is magyarázó erővel rendelkezhetnek a modellekben.

Véleményünk szerint a vállalkozói ökoszisztémák hatására kialakuló pozitív gazdasági extern hatások figyelembe vétele a növekedési lehetőségek tekintetében lehetővé teszi, hogy a Q-modellek magyarázó ereje javuljon. A gazdasági közösségek által generált pozitív extern hatások térökonometriai eszközök segítségével megragadhatók és a modellbe emelhetők. Ez által a nem egzakt módon jellemezhető,

a vállalatok növekedési lehetőségeire számottevő hatást gyakorló látens változók is szerepelhetnek a modellben, amely segítségével az alapmodell magyarázó ereje javítható. Ezen hipotézisünk megalapozásához vizsgálnunk kell a növekedési lehetőségek proxyjaként alkalmazott pénzügyi mutatók térbeli autokorrelációját. A térbeli autokorreláció vizsgálatát a globális Moran I próba és az Anselin-féle lokális Moran I próba segítségével végezhetjük el (Varga 2002). Ugyanezen módszertan lehetővé teszi a gazdasági közösségek teljesítményének növekedési lehetőségekből származtatott output alapú mérését.

A továbbiakban a vállalkozói ökoszisztéma irodalom által megfogalmazott hipotézis kerül vizsgálatra a Q-modellek segítségével, mely szerint a vállalkozóbarát környezet által generált pozitív gazdasági extern hatások miatt a nagy növekedési potenciállal rendelkező vállalatok térben koncentráltan vannak jelen.

3. A növekedési lehetőségek mérése a KKV szektorban

Gilchrist–Himmelberg (1995) modelljében a növekedési lehetőségek proxyjaként az egységnyi tőkére jutó profit várható értékét használja, amely várható érték egy elsőrendű autoregresszív folyamatból származik. Ez a mérőszám a szakirodalomban a fundamentális Q mutatóként jelenik meg azokban a tanulmányokban, amelyek a kis- és középvállalatok esetében alkalmazzák a Q-modelleket (Ryan et al. 2014). Elsőként a Q-modellek kisvállalatokra történő alkalmazási lehetőségeit szeretnénk megvizsgálni, amelyhez a rendelkezésünkre álló adatállomány segítségével megbecsülünk egy kibővített Q-modellt. A modell becslésével azt szeretnénk bizonyítani, hogy az általunk kiválasztott proxy alkalmazható-e a növekedési lehetőségek mérőszámaként. A tőzsdén kereskedett vállalatok esetében a Tobin-féle Q mutató a piaci érték és a könyv szerinti érték hányadosaként határozható meg a legegyszerűbb módon. A kis- és középvállalatok esetén tőkepiaci adatok hiányában a Gilchrist–Himmelberg (1995) által a fundamentális Q kiszámításához alkalmazott pénzügyi mutatók teszik lehetővé a kis- és középvállalatok növekedési lehetőségeinek mérését. Az egyik ilyen mérőszám az egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel mutató. A Q-modellek javítási lehetőségeinek vizsgálatára vonatkozóan a proxy térbeli koncentrációra való hajlamát kell megfigyelni.

A hipotéziseink empirikus vizsgálatához a Szerb László et al. (2014) cikkben bemutatott kis- és középvállalatokból álló adatbázist használjuk fel, amely 800 kis- és középvállalat mérleg és eredmény kimutatás adatait tartalmazza 2008–2012 időszakra vonatkozóan. Az adattisztítást követően egy nem-kiegyensúlyozott panel adatállomány állt rendelkezésünkre, amely 411 db vállalat mutatóit tartalmazza a 2009–2012 időszakra vonatkozóan. Az adatállományban azok a vállalatok szerepelhetnek, amelyek a következő feltételeknek eleget tettek:

1. Legalább 3 db lezárt üzleti évvel rendelkeznek
2. A mérlegfőösszegük nagyobb, mint 10 millió forint
3. A mérlegegyezőség feltétele teljesül
4. Az árbevétel nagyobb, mint 0

A fundamentális Q mutató kiszámításához nem állt rendelkezésünkre a fundamentumok elegendően hosszú időszora, így a növekedési lehetőségeket a határprofit várható értéke helyett az egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel mutatóval tudtuk közelíteni. A növekedési lehetőségek proxyjaként használt mérőszámot a tárgyévi nettó árbevétel és a bázis évi mérlegfőösszeg hányadosaként származtattuk. A mérőszám megmutatja, hogy mekkora árbevétel jut az egységnyi befektetett tőkére. Ha a mutató értéke egynél nagyobb az azt jelzi, hogy a vállalat jövedelmező módon tudta befektetni a tőkéjét. Ha mutató várható értéke egynél nagyobb az azt jelzi, hogy a vállalat számára várhatóan jövedelmező beruházási lehetőségek állnak rendelkezésre, ezért jók a növekedési lehetőségekkel kapcsolatos kilátásai.

Jelen vizsgálat során az idősor rövidege miatt arra az egyszerűsítő feltételezésre kényszerültünk, hogy az egységnyi tőkére jutó árbevétel múltbeli értékeit tekintsük érvényesnek a jövőre vonatkozóan, mivel a rendelkezésünkre álló megfigyelések alapján mutató várható értékének számtani átlagként történő meghatározása nem javította volna érdemben a növekedési lehetőségek közelítését. Ez a megközelítés egy statikus vizsgálódást tesz számunkra lehetővé, így a növekedési lehetőségek időbeli dinamikáját nem állt módunkban figyelembe venni a Q -modellünkben.

A növekedési lehetőségek proxyjaként használt mérőszám validálásaként az alábbi kibővített Q -modellt becsültük meg:

$$\frac{BB_{j,t}}{MF_{j,t-1}} = \beta_1 Q_{j,t} + \beta_2 \frac{MCF_{j,t}}{MF_{j,t-1}} + \beta_3 \frac{PV_{j,t}}{MF_{j,t-1}} + \beta_4 \frac{HLKV_{j,t}}{MF_{j,t-1}} + \beta_5 \frac{JTN_{j,t}}{MF_{j,t-1}} + \alpha_j + d_t + v_{j,t}$$

ahol az eredményváltozónk a befektetett eszközök bruttó növekménye (BB), és a magyarázó változók között a tárgy évi nettó árbevétel és a bázis évi mérlegfőösszeg hányadosa (Q), a tárgy évi működési cash flow (MCF), a pénzeszközök tárgyévi változása, a hosszú lejáratú kötelezettségek tárgyévi változása ($HLKV$) és a jegyzett tőke tárgyévi növekménye (JTN) szerepel a bázis évi mérlegfőösszeghez (MF) viszonyítva. Az egyedhatást α , az időhatást d , a hibtagot v , míg β a magyarázó változókhoz tartozó paramétereket jelöli.

A Hausman próba alapján a modell állandó hatású becslésére volt lehetőségünk, amelyhez a heteroszkedaszticitás kezelésének szükségessége miatt a robusztus standard hibákkal korrigált legkisebb négyzetek módszerét tudtuk alkalmazni a becslés során Beck–Katz (1995) alapján.

I. táblázat A Q modell alkalmazása a KKV szektorban

Eredmény változó: BB

Minta: 2009–2012

Keresztmetszet: 411

Összes (nem-kiegyensúlyozott) megfigyelés: 1639

Változók	Paraméterek	Standard hiba	t-próba	p-értékek
KONSTANS	-0.061508	0.018778	-3.275461	0.0011
MCF	0.244480	0.042643	5.733186	0.0000
HLKV	0.741834	0.043802	16.93595	0.0000
PV	-0.353610	0.048262	-7.326944	0.0000
Q	0.037290	0.011789	3.163018	0.0016
JTN	0.524912	0.099614	5.269465	0.0000

Hatáspecifikáció

Állandó egyed hatás (dummy változók)

Állandó idő hatás (dummy változók)

R^2	0.565195	Az eredmény változó átlaga	0.021376
Korrigált R^2	0.416221	Az eredmény változó szórása	0.179417
A regresszió standard hibája	0.137084	Durbin-Watson próba	2.278780
F-próba	3.793919	p-érték (F-próba)	0.000000

Forrás: saját szerkesztés, Szerb et al. (2014) adatállomány felhasználásával

A becsült paraméterek a várakozásainknak és a szakirodalomban használt modelleknek megfelelnek. A modellünk a globális F-próba alapján létező modell. A modellünkben a pénzügyi helyzetet meghatározó változók és az általunk a növekedési lehetőségek mérésére használt proxy a parciális t-próbák alapján szignifikánsan magyarázzák az általunk vizsgált vállalatok beruházásait. A modell magyarázó változói a korrigált R^2 mutatót figyelembe véve az eredményváltozónk varianciájának 41%-át magyarázzák. Az időhatások nem tartalmaznak trendet, inkább zajnak tekinthetők.

Modellünk gazdasági jelentéstartalommal is felruházzható. A kibővített Q-modellben a működési cash flowhoz tartozó pozitív paraméter azt jelzi, hogy a beruházások érzékenyek a belső források ingadozásaira, amely eredmény többször is megjelenik a szakirodalomban a finanszírozási korláthoz, az ügynökproblémákhoz kapcsolódó vizsgálatokban (Fazzari et al. 1988, Andrén–Jankensgård 2015). Továbbá ez a megfigyelés a hosszú lejáratú kötelezettségek és a tőkeemelés esetében is fennáll. A készpénztartalékok esetén egy fordított kapcsolat figyelhető meg. Amennyiben a beruházások növekednek, úgy ceteris paribus a készpénztartalékok csökkenése figyelhető meg. A növekedési lehetőségeket közelítő egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel mutatóhoz tartozó paraméter pozitív értéke azt mutatja meg, hogy minél jövedelmezőbb módon tud beruházni egy vállalat, annál többet fog beruházni. A ki-

bővített Q-modell becslésének célja teljesült, a modellünk eredménye alapján az egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel, mint a növekedési lehetőségek proxyja alkalmazható a vizsgálataink során. Noha látnunk kell a proxynk korlátait a Q elméletben alkalmazott proxyk viszonylatában és ez alapján kell értékelnünk az eredményeinket is.

Véleményünk szerint a modellünk magyarázó ereje térökonometriai eszközök segítségével javítható, amennyiben a modellbe a növekedési lehetőségek térben készleteltett változóit is bevonjuk. Ehhez meg kell vizsgálnunk, hogy az adatállományunkban szereplő vállalatok a növekedési lehetőségeik proxyjaként használt egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel mutató alapján hajlamosak-e a térbeli koncentrációra.

4. A vállalati növekedési lehetőségek térbeli autókorrelációjának tesztelése

A növekedési lehetőségek térbeli autókorrelációjának tesztelésére a globális Moran I próbát, majd ennek dekompozícióját létrehozó Anselin-féle lokális Moran I próbát alkalmazhatjuk. A Moran-féle I próba az egyik leghasználatosabb módja a területi autókorreláció kimutatásának. A teszt próbafüggvénye a következő:

$$I = \frac{N}{S_0} \sum_{i,j} w_{i,j} \frac{(x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_i (x_i - \mu)^2}$$

A próbastatisztikában N a megfigyelési egységek száma, x_i és x_j az x változó i és j helyen megfigyelt értékei, μ az x változó várható értéke, $w_{i,j}$ a területi súlymátrix megfelelő eleme, S_0 pedig a normalizáló faktor (Varga 2002).

Amennyiben a súlymátrix sorstandardizált, vagyis a súlyok sorösszege eggyel egyenlő, akkor a próbastatisztika az alábbi egyszerűbb alakot ölti:

$$I^* = \sum_{i,j} w_{i,j} \frac{(x_i - \mu)(x_j - \mu)}{\sum_i (x_i - \mu)^2}$$

Mivel vizsgálataink során sorstandardizált súlymátrixot használtunk, így esetünkben ez utóbbi mutató a relevánsabb. A próbastatisztika értékei $[-1; 1]$ intervallumba esnek, értelmezése hasonló a korrelációs együtthatóhoz, de mégsem teljesen ugyanaz (Varga 2002). Közelítő értelmezésként használható, hogy I^* pozitív értékei pozitív, míg negatív értékei negatív területi autókorrelációt jeleznek. A pozitív

⁷ A területi súlymátrixokról röviden ír Varga (2002), bővebb tanulmányozáshoz ajánlatos például Anselin (1995).

autokorreláció arra utal, hogy nagyon hasonló értékek csoportosulnak, míg a negatív autokorreláció pedig a nagyon különböző értékek térbeli sűrűsödését jelzi.

5. Anselin-féle parciális Moran-próba⁸

A Moran-féle I teszt alkalmas a térbeli összefüggések feltárására, azonban sok esetben a helyi csoportosulások kimutatása is fontos lehet (klaszterek vizsgálata). Ebben az esetben igen gyakran használják a Lokális Moran-próbát, melynek próbafüggvénye a következő:

$$I_i = (x_i - \mu) \sum_j w_{i,j} (x_j - \mu)$$

A fenti kifejezésben I_i az i -edik megfigyelésre számított parciális Moran-próbafüggvény értéke. Mivel szintén sorstandardizált térbeli súlymátrixot használunk, így I_i értelmezése hasonló I^* -hoz.

A térbeli autokorreláció tesztelése során azt a hipotézist vizsgáljuk mi szerint a nagy növekedési potenciállal rendelkező vállalatok a gazdasági közösségek által generált pozitív extern hatások miatt koncentráltan jelennek meg egyes térségekben.

H1: A nagy növekedési potenciállal rendelkező vállalatok térben koncentrált módon jelennek meg a gazdaságban.

A növekedési lehetőségek kiválasztott proxyja tekintetében a hipotézisünk már tesztelhető. A 2. táblázatban az egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel mutatóhoz kapcsolódó leíró statisztika kerül bemutatásra, amellyel a mintába tartozó vállalatok növekedési lehetőségeit jellemezhetjük. A mutató eloszlásából látható, hogy a mutatóra jobb oldali aszimmetria és csúcosság jellemző. Ez arra utal, hogy nagyon sok olyan kis- és közepes vállalat van, amelyeknek nincsenek növekedési kilátásai. A befektetett tőkéjükhöz képest a realizált árbevétel elenyésző. Ők stagnálnak, nem tudnak növekedni. Rajtuk kívül vannak olyan vállalatok, amelyek esetében az egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel átlagosnak mondható, ők nem nagymértékben, de jövedelmező módon tudják befektetni a tőkéjüket. A mutató eloszlásának jobb oldali aszimmetriája arra utal, hogy vannak olyan vállalatok, amelyek extrém módon tudnak árbevételt generálni a befektetett tőkéjükből. 2012-ben volt olyan vállalat, akinél a mutató értéke 10 volt, egységnyi befektetett tőkéből 10 egység árbevételt tudott generálni. Őket a szakirodalom a gazella elnevezéssel szokta illetni.

⁸ A próbát szintén Varga (2002) alapján mutatjuk be.

2. táblázat Egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel 2011–2012

	Egységnyi tőkére jutó árbevétel 2011	Egységnyi tőkére jutó árbevétel 2012
N	391	391
Átlag	1,7233	1,6597
Szórás	1,46685	1,43937
Ferdeség	1,926	2,292
Csúcsosság	4,151	7,879
Percentilisek		0,2656
		0,6186
		1,0776
		1,6205
		2,4441
		5,4537
	0,1818	0,6245
	1,0250	1,5946
	2,4177	4,4633

Forrás: saját szerkesztés, Szerb et al. (2014) adatállomány felhasználásával

Ezek a vállalatok nagy növekedési lehetőségekkel rendelkeznek és a foglalkoztatásban is nagy szerepet vállalnak a gazdaságban, de általában nem a helyi adottságoknak köszönhetően érnek el kiemelkedő teljesítményt. Ezeket az outliernek tekinthető vállalatokat a hipotézisünk vizsgálata során nem vettük figyelembe, így a növekedési lehetőségeket közelítő mutatószám eloszlásának 95. percentilise felett található értékeket nem vizsgáltuk. A hipotézisünk megfogalmazása alapján a vizsgálatunk célja, hogy a nagy növekedési potenciállal rendelkező vállalatok esetében vizsgáljuk a térbeli koncentrációt. Ezen cél alapján nagy növekedési potenciállal rendelkező vállalatoknak azokat a vállalatokat tekintettük, amelyek esetében a mutatószám értéke adott évben az eloszlás 80. percentilise felett található. A vizsgálatokat 2011–2012 évekre vonatkozóan végeztük el, hogy bizonyítható legyen az eredmények robusztussága.

A hipotézis vizsgálatához információra volt szükségünk a vállalatok térbeli elhelyezkedéséről, amihez a vállalatok székhelyének irányítószáma állt rendelkezésünkre, amely segítségével a vállalatok helyzetét település szinten tudtuk meghatározni. Az irányító számokhoz tartozó koordinátákat a Google Maps szolgáltatása segítségével tudtuk legyűjteni a vállalatokra vonatkozóan, így térszerkezetiileg a vállalatok azt a várost reprezentálják, ahol a székhelyük található.

A vizsgálathoz szükség volt a vállalatok szomszédsági viszonyának meghatározásához, amelyet egy szomszédsági mátrix kialakítása tett lehetővé. Az azonos irányítószámmal rendelkező vállalatok közötti távolság nulla, mivel az adatbázis csak az irányítószámot bocsátotta rendelkezésünkre. A problémát manuális közelítéssel orvosoltuk. Az azonos irányítószámmal rendelkező vállalatok között átlagosan 500 méter távolságot generáltunk. Annak ellenére, hogy nem a pontos címadatok álltak rendelkezésünkre, véleményünk szerint ez a közelítés a vállalkozói ökoszisztémák létezésének kimutatásában nem vezet torzításhoz, a probléma jellegéből fakadóan. A vállalatok esetében szomszédsági mátrixként egy sorsztenderdizált inverz távolságmátrixot alkalmaztunk. Egy ilyen mátrix esetén a szomszédsági viszonyokat

az egymástól kilométerben mért távolság alapján határozzuk meg, majd ennek a távolságnak vesszük a reciprokát, így minden vállalat a székhelyük távolsága arányában szomszédja egymásnak.

Az inverz távolságértékek mátrixát sorsztenderdizálva, a növekedési lehetőségeket közelítő mérőszám tekintetében az adott vállalatra vonatkozó térbeli késleltetett változó értéke a szomszédos vállalatokhoz tartozó mutatószámok értékeinek súlyozott átlaga lesz.

A térbeli autokorreláció tesztelése során azt vizsgáljuk, hogy egy adott vállalatot hasonló tulajdonságokkal rendelkező vállalatok vesznek-e körül. Azaz, hogy a nagy növekedésű vállalatok térben koncentráltan vannak-e jelen. A globális Moran I teszt ennek a statisztikai bizonyítását teszi lehetővé, mivel azt mutatja meg számunkra, hogy az egységnyi tőkére jutó árbevétel alapján hajlamosak-e a vállalatok a térbeli koncentrációra.

A 3. táblázatban a nagy növekedésű vállalatok növekedési lehetőségek szerinti térbeli autokorrelációját teszteltük a globális Moran I próba segítségével. A vizsgálatokat a 2011-es és 2012-es üzleti évre vonatkozóan is elvégeztük és a próba mindkét évben hasonló eredményeket hozott. A vizsgálat során nagy növekedésű vállalatoknak a proxy mutató 80. és 95. percentilise közötti értékekkel rendelkező vállalatokat tekintettük, így mindkét évben azonos számú (N) nagy növekedési lehetőségekkel rendelkező vállalatot választottunk ki, ami által a tesztek összehasonlíthatóvá váltak. A teszteredmények alapján látható, hogy a növekedési lehetőségeket tekintve a vállalatok térbeli elrendeződése nem véletlenszerű, kismértékű statisztikailag szignifikáns korreláció mutatható ki. Ebből azt a következtetést vonhatjuk le, hogy a nagynövekedésű vállalatok hajlamosak a térben koncentrált módon megjelenni.

Az 1. ábrán a Moran I próba ábrája található, amely ábrán a függőleges tengelyen a növekedési lehetőségek területi késleltetett értékei találhatók (egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel térben késleltetett értékei 2012-ben „a” ábrán és 2011-ben „b” ábrán), míg a vízszintes tengelyen a növekedési lehetőségek proxyja található (egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel 2012-ben „a” ábrán és 2011-ben a „b” ábrán). A tökéletes területi autokorreláció esetén a pontthalmazra illeszthető egyenes meredeksége 45 fokos. Az ábrán jól látszik, hogy az illesztett egyenes sokkal laposabb, de az összefüggés statisztikailag szignifikáns.

A globális Moran I próba eredménye alátámasztja a H1 hipotézisünket, mely szerint nagy növekedésű vállalatok térben koncentráltan jelennek meg. Ahhoz, hogy lehetővé váljon a gazdasági közösségek teljesítményének mérése, ahhoz az egyes vállalatok szeparáltan történő vizsgálata szükséges. A globális Moran I próba dekompozíciójaként elvégeztük az Anselin-féle lokális Moran próbát, amely segítségével az egyes vállalatok növekedési lehetőségek alapján mért térbeli autokorreláció értékeit kapjuk meg. Jelen vizsgálat során az egyes vállalatok a székhelyüket képviselik, így az adott vállalat közvetlen környezetéről is tudhatunk meg információkat a teszt eredményeiből.

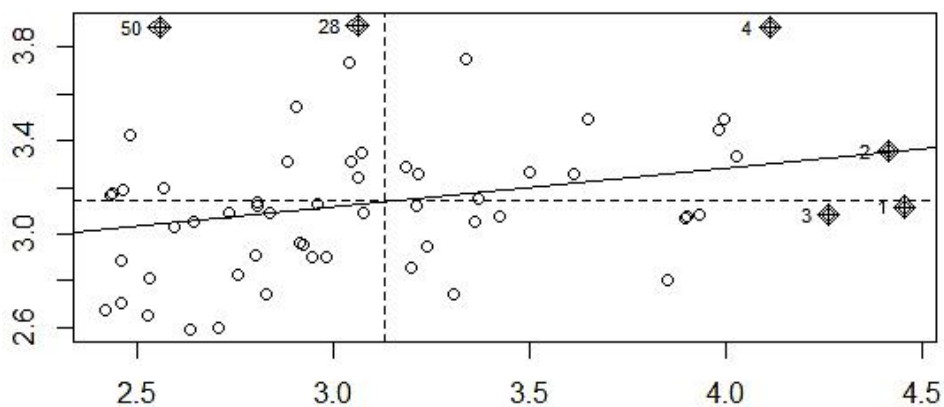
3. táblázat Moran I próba értékei

	Egységnyi tőkére jutó árbevétel 2011	Egységnyi tőkére jutó árbevétel 2012
N	59	59
Moran I próba	0,199772415	0,16527573
p-érték	0,003077	0,008628

Forrás: saját szerkesztés

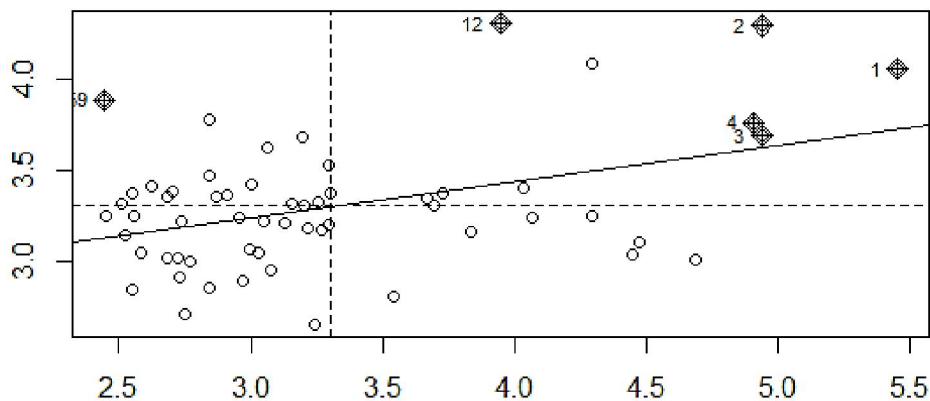
1. ábra Globális Moran I próba

a) Egységnyi tőkére jutó árbevétel 2012



Forrás: saját szerkesztés

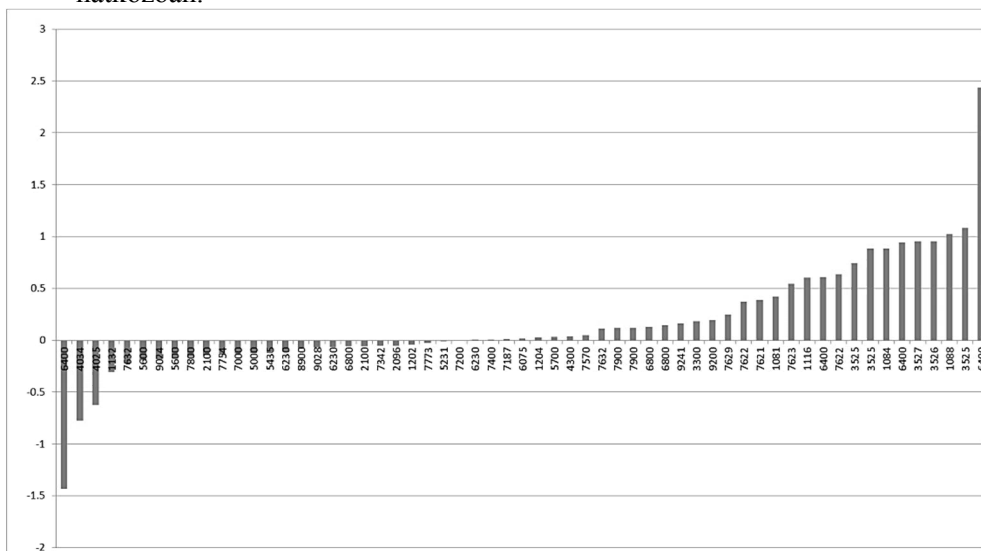
b) Egységnyi tőkére jutó nettó árbevétel 2011



Forrás: saját szerkesztés

2. ábra Anselin-féle lokális Moran próba

- a) Lokális Moran próba értékek a 2012-es üzleti év növekedési lehetőségeire vonatkozóan.



A 2. ábra a lokális Moran tesztek eredményeit mutatja a 2011-es valamint 2012-es üzleti évre vonatkozóan. A próba pozitív értéke azt jelzi, hogy a vizsgált vállalat körül a nagy növekedésű vállalatok koncentráltan vannak jelen. Az egyes próbaértékekhez az ábrán a vállalatok irányítószámait rendeltük hozzá.

A 2012-es üzleti évben egy szegedi vállalat esetében volt megfigyelhető a legmagasabb pozitív próbaérték, amely a mintában szereplő vállalatokat figyelembe véve Szeged környékén a nagy növekedési lehetőségű vállalatok koncentrációját jelzi. A nagyobb próbaértékek között még megjelennek Miskolc környéki székhellyel rendelkező vállalatok valamint budapesti székhellyel rendelkező vállalatok. A 2011-es üzleti évben ugyanúgy szegedi vállalatoknál figyelhető meg nagy próbaérték, ezt Székesfehérvári székhellyel rendelkező vállalatok követik, majd ismét miskolci vállalatok következnek. Ezek alapján az a következtetés vonható le, hogy a mintában szereplő nagyobb növekedésű vállalatok az említett városok környékén sűrűsödnek. Ez az eredmény az említett területen tevékenykedő gazdasági közösségek teljesítményének egy output alapú indikátora. Az eredmény azt jelzi, hogy azokban a térségekben olyan pozitív gazdasági extern hatások vannak jelen, amelyek vállalkozóbarát környezetet teremtenek, amelyből kinőhetnek magukat nagy növekedésű vállalatok.

A vizsgálatunk során felállított hipotézisünket a területi autokorrelációs tesztek alapján elfogadhatjuk, azonban látnunk kell a vizsgálati módszer korlátait. Ahhoz, hogy pontosabb eredményeket kapjunk nagyon nagy számú nagy növekedési lehetőségekkel rendelkező vállalatot kellene összehasonlítani, ami lehetővé tenné a növekedési lehetőségek térben késleltetett változójának pontosítását. Így nem csak kevés számú vállalat képviselne egy adott várost vagy térséget. Továbbá az autokorrelációs tesztek eredményei alapján a Q-modellek esetében a növekedési lehetőségek proxyjainak magyarázó erejét a térben késleltetett magyarázó változók csak abban az esetben lehetnek képesek javítani, ha nagy növekedési lehetőségekkel rendelkező vállalatokra alkalmazzuk a modellt.

6. Következtetések, javaslatok

A tanulmány kitűzött célja volt, hogy hozzájáruljon a vállalkozói ökoszisztémákhoz kapcsolódó szakirodalom által fontosnak tartott hipotézis megválaszolásához, mely szerint az egyes gazdasági közösségek által generált pozitív extern hatásoknak köszönhetően a nagy növekedésű vállalatok térben koncentrált módon jelennek meg a gazdaságban. Az általunk bemutatott megközelítés egy alternatív lehetőséget biztosít a gazdasági közösségek teljesítményének értékelésére. A nagy növekedési potenciállal rendelkező vállalatok egy adott térségben működő gazdasági közösség teljesítményének outputjaként tekinthetők, így ezek térbeli koncentrációja a pozitív extern hatások létezésének bizonyítékaként értelmezhető.

A vállalkozói ökoszisztémák szabályozói megközelítése szerint azokat a gazdasági közösségeket kell támogatni, amelyek tagjai bizonyítottan rendelkeznek növekedési potenciállal. A módszerünk nagyszámú nagy növekedési lehetőségekkel rendelkező vállalat esetén ki tudja mutatni azokat a lokális csoportosulásokat, amelyekben megvan a pozitív extern hatásoknak köszönhető növekedési potenciál. Ezzel a kutatásunkban alkalmazott módszer egy adott térségre vonatkozóan képes lehet olyan eredményeket produkálni, amelyek szabályozói szinten is implementálhatók a gazdasági közösségek teljesítményének mérésére vonatkozóan, és ami akár gazdaságélénkítésre vonatkozó támogatási források szétosztásának alapját is képezhetik. A tanulmány további fontos következtetése, hogy nagy növekedésű vállalatok vizsgálata esetén a térben késleltetett növekedési lehetőségeket közelítő változók javíthatnak a Q-modellek magyarázóerején.

A gazdasági közösségek teljesítményének mérésére alkalmazott módszer korlátait a tanulmány részletesen tárgyalja, amelyek közül a legnagyobb kérdést a növekedési lehetőség proxy mutatójának meghatározása jelenti. A KKV szektor esetében a fundamentális Q alkalmazás biztosíthat megfelelő mérőszámot, azonban számításához hosszú idősorra van szükség, ami a fiatal vállalkozások kizárását jelentené. Jelen tanulmány a proxy meghatározásakor a növekedési lehetőségek dinamikáját nem vette figyelembe, így a növekedési lehetőségek ex post kerültek meghatározásra.

A továbbiakban a módszer eredményeinek pontosítására szeretnénk kísérletet tenni egy adott terület nagyobb lefedettségű vizsgálatán keresztül, amely lehetővé tenné a módszer alkalmazási lehetőségeinek tesztelését.

Felhasznált irodalom

- Ács Z. J. – Autio, E. – Szerb L. (2012): *National Systems of Entrepreneurship: Measurement Issues and Policy Implications*. SSRN eLibrary
- Andrén, N. – Jankensgård, H. (2015): Wall of cash: The investment-cash flow sensitivity when capital becomes abundant. *Journal of Banking & Finance*, 50, 204–213. o.
- Anselin, L (1995): Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, 27, 93–115. o.
- Beck, N. – Katz J. N. (1995): What to Do (and Not to Do) With Time-series Cross-section Data. *American Political Science Review*, 89(3), 634–647. o.
- Erickson, T. – Whited, T. M. (2000): Measurement Error and the Relationship between Investment and q. *Journal of Political Economy*, 108 (5), 1027–1057. o.
- Fazzari, S. – Hubbard, R. – Petersen, B. (1988): Financing constraints and Corporate Investments. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141–195. o.
- Gilchrist, S. – Himmelberg, C. P. (1995): Evidence on the role of cash flow for investment. *Journal of Monetary Economics*, 36, 541–572. o.

- Hayashi, F. (1982): Tobin's Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation. *Econometrica*, 50 (1), 213–224. o.
- Isenberg, J. D. (2010): How to Start an Entrepreneurial Revolution. *Harvard Business Review*, June, 1–11. o.
- Mason, C. – Brown, R. (2014): *Entrepreneurial Ecosystems and Growth Oriented Entrepreneurship*. Background paper prepared for the workshop organised by the OECD LEED Programme and the Dutch Ministry of Economic Affairs, The Hague, Netherlands, 7th November 2013.
- Moore, J. (1993): Predators and Prey: A New Ecology of Competition. *Harvard Business Review*. May, 75–86. o.
- Ryan, R. M. – O'Toole, C. M. – McCann F. (2014): Does bank market power affect SME financing constraints? *Journal of Banking & Finance*, 49, 495–505. o.
- Szerb L. – Csapi V. – Deutsch N. – Hornyák M. – Horváth Á – Kruzslicz F. – Lányi B. – Márkus G. – Rác G. – Rappai G. – Rideg A. – Szűcs P. K. – Ulbert J. (2014): Mennyire versenyképesek a magyar kisvállalatok?: A magyar kisvállalatok (MKKV szektor) versenyképességének egyéni-vállalati szintű mérése és komplex vizsgálata. *Marketing és Menedzsment*, 48 évf. (Különszám), 3–21. o.
- Varga A. (2002): Térökonometria. *Statisztikai Szemle*, 80 (4), 354–369. o.
- Vogel, P. (2013): *The Employment Outlook for Youth: Building Entrepreneurial Ecosystems as a Way Forward*. An essay for the G20 Youth Forum 2013, St Petersburg, Russia.