

Statisztikai Szemle

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
TUDOMÁNYOS FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BOZSONYI KÁROLY, ÉLTETŐ ÖDÖN, DR. HARCSA ISTVÁN,
DR. HUNYADI LÁSZLÓ (főszerkesztő), DR. JÓZAN PÉTER, DR. LAKATOS MIKLÓS,
DR. MELLÁR TAMÁS, DR. RAPPAI GÁBOR, SÁNDORNÉ DR. KRISZT ÉVA,
DR. SIPOS BÉLA, DR. SPÉDER ZSOLT, SZABÓ PÉTER, DR. VARGHA ANDRÁS,
DR. VITA LÁSZLÓ, DR. VUKOVICH GABRIELLA (a Szerkesztőbizottság elnöke)

90. ÉVFOLYAM 9. SZÁM

2012. SZEPTEMBER

*A Statisztikai Szemlében megjelenő tanulmányok
kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképp egybe
a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.*

Utánnomás csak a forrás megjelölésével!

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Vukovich Gabriella
2012.97 – Xerox Magyarország Kft.

Szakreferensek: dr. Németh Zsolt, dr. Laczka Éva
Szerkesztők: Bartha Éva, dr. Kondora Cosette, Visi Lakatos Mária
Tördelőszerkesztők: Bartha Éva, Simonné Káli Ágnes

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.
Telefon: 345-6908, 345-6546 Telefax: 345-6594

Internet: www.ksh.hu/statszemle

E-mail: statszemle@ksh.hu

Kiadó: Központi Statisztikai Hivatal, Budapest II., Keleti Károly utca 5–7.

Postacím: Postafiók 51. Budapest, 1525. Telefon: 345-6000

Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Hírlap Üzlet (1008 Budapest, Orczy tér 1).

Előfizethető közvetlen a postai kézbesítőknél, az ország bármely postáján,
valamint e-mailen (hirlapelofizetes@posta.hu) és faxon (303-3440).

További információ: 06-80-444-444

Előfizetési díj: fél évre 6 000 Ft, egy évre 10 800 Ft

Beszerezhető a KSH Könyvesboltban (Budapest II., Fényes Elek u. 14–18. Telefon: 345-6789),
valamint a Digitalstand honlapján (www.digitalstand.hu).

Tartalom

Tanulmányok

Többváltozós-többdimenziós egyenlőtlenség és a szegénység – <i>Hajdu Ottó</i>	789
Sztochasztikus ciklikus munkaerő-áramlás a visegrádi országokban – <i>Morvay Endre</i>	815
Mikroszimuláció alkalmazása a munkaügyi statisztikában – <i>Cserhádi Ilona – Dobszayné Hennem Judit – Takács Tibor</i>	844

Műhely

Adatszolgáltatói terhek mérése, mérséklése III. – A regiszterek szerepe – <i>Nádudvari Zoltán</i>	862
Becsült részvételi valószínűség szerinti párosítás a marketingprogramok értékelésében – <i>Dr. Neulinger Ágnes</i>	867
Statisztika, igaz vagy hamis – Statisztikai legendák – <i>Bocz János</i>	878

Fórum

Hírek, események	883
------------------------	-----

Szakirodalom

Folyóiratszemle

Silver, M.: Egy indexszámítási probléma: a lazán körülhatárolt termékek aggregációja – (<i>Marton Ádám</i>)	886
Nyvt, O. – Tourek, S.: Munkaerő-piaci változások 2009 III. és 2010 III. negyedéve között (longitudinális elemzés) – (<i>Lakatos Judit</i>)	890
Kleber, B. – Strum, R. – Rümmler, T.: Vállalatcsoportok regiszteradatai Németországban – (<i>Nádudvari Zoltán</i>)	892
Kiadók ajánlata	894
Társfolyóiratok	896

Többváltozós-többdimenziós egyenlőtlenség és a szegénység

Hajdu Ottó,
a Budapesti Corvinus Egyetem
tanszékvezető egyetemi
docense
E-mail: hajduotto@uni-corvinus.hu

A tanulmány célja egy új, terminológiánk szerint GVIP (generalized variance inequality and poverty) többváltozós módszer definiálása az egyenlőtlenség többdimenziós mérésében, majd szegmentált társadalomra megadni annak külső-belső csoportközi felbontását, és az elvet a szegénység mérésében is alkalmazni. A módszer a szóródás többváltozós, általánosított variancia mértékén alapul. A csoportközi dekompozíció a Wilks' lambda hányadost alkalmazza, lehetővé téve a numerikus számítások standard statisztikai programmal történő kalkulálását. A GVIP elv a szerző által definiált új mátrix, nevezetesen a Theil-kovarianciamátrix determinánsára épül, amit a tanulmány általánosított Theil-varianciaként nevez el. A szegénység mérésében transzformált eloszlásokra alkalmazva a GVIP mint szegénységi mérték adódik. A GVIP figyelembe veszi a dimenziók korrelációs rendszerét és aszimmetrikus eloszlását, és egydimenziós esetben is többváltozós technikát alkalmaz, kihasználva annak előnyeit.

TÁRGYSZÓ:

Általánosított entrópia és variancia.
Többdimenziós egyenlőtlenség és szegénység.
Diszkriminancia analízis, Wilks' lambda.

A tanulmány gazdasági-társadalmi jelenségek (dimenziók) egyenlőtlenségét vizsgálja, amit szóródásként értelmez és ennek megfelelően méri azt. Célunk több dimenzió tekintetében egyidejűleg és kompozit módon mérni az egyenlőtlenség fokát, figyelembe véve a dimenziók korrelációs kapcsolatait és aszimmetrikus eloszlását, majd szegmentált társadalomra megadni az egyenlőtlenség külső-belső arányát, végül pedig rangsorolni a csoporthatásokat a belső egyenlőtlenséghez való százalékos hozzájárulásuk alapján. A módszertani mondanó bemutatása, tárgyalása érdekében – illusztratív céllal – a tanulmány a jövedelem, fogyasztás, vagyoni helyzet dimenziókört alkalmazza.

A cikk egy új egyenlőtlenségi módszertant vezet tehát be, mely más területeken, például a szegénység mérésében (mint jelen tanulmányban is), tovább alkalmazható. A javasolt módszertan az egydimenziós, általánosított entrópia mértékből indul ki, mely vagy csak a jövedelem, vagy csak a fogyasztás, vagy csak a vagyon esetére, esetleg ezek valamely egydimenziós kombinációjára vonatkozik. Az entrópia azonban – statisztikai értelemben – egydimenziós esetben is kétváltozós számítás, mert formulája (például a jövedelem esetén) igényli magát a jövedelmet és a jövedelem logaritmusát is. Ebben a megközelítésben a jövedelem egy latens dimenzió, melynek két manifest változója valamely konkrét jövedelmi tétel és annak logaritmus.

Az entrópia jellegű logaritmus-megalapozás figyelembe veszi a vizsgált eloszlás (jövedelem) aszimmetrikus voltát, közelebb hozva a szimmetrikus (normális) eloszlás esetét, lehetővé téve így statisztikai tesztek alkalmazását is. Különbséget teszünk tehát dimenziószám és változószám között: ha a vizsgált dimenziók száma p , az alkalmazott változószám $2p$. Ezért az egydimenziós vizsgálat is értelemszerűen kétváltozós.

A tanulmány új eredményként a dimenziókból és a logaritmusaikból képezi a Theil-féle kovarianciamátrixot, melynek determinánsa adja a Theil-variancia egyenlőtlenségi mértéket. A Theil-mátrix rendje $(2p, 2p)$, és elemeinek jelentését nevezetes (elsősorban információelméleti alapú) egyenlőtlenségi mértékek adják. A Theil-variancia figyelembe veszi mind a dimenziók, mind a változók korrelációs kapcsolatait az egyenlőtlenség fokában. Analógiaként hozva az euklideszi vs. Mahalanobis-távolságot, míg az előbbi korrelálatlan, addig az utóbbi korrelált koordinátatengelyeket feltételez. Jelen cikk ebben az értelemben a Mahalanobis-jellegű egyenlőtlenségi mértékek irányában lép tovább.

A társadalom csoportosítása esetén – alapvetően gazdasági-társadalmi jellegű csoportosításra gondolva (például település, régió, háztartástípus, szegény volt) – a kovarianciamátrix külső és belső komponensek összegére bontható, ahol a totális általánosított Theil-variancia mértékében a belső egyenlőtlenség arányát a Wilks' lambda jellemzi. Így a Wilks' hányados lehetővé teszi az alkalmazott csoportosítás

százalékos hozzájárulásának az elemzését az egyenlőtlenség forrása tekintetében. Transzformált adatokra alkalmazva, az általánosított variancia mint általánosított szegénységi mérték is értelmezhető. Egyféle megfelelő transzformáció a cenzorálás, ahol a szegénységi küszöb feletti értékeket a küszöb szintje helyettesíti. Ezáltal a szegénységi mérték érzéketlen a küszöb fölötti átrendeződésekre.

A cikk felépítése a következő. Az 1. fejezet röviden áttekinti az entrópia fogalmát, majd definiálja a Theil-kovariancia C_T mértéket, és megadja kapcsolatát a nevezetes Theil-féle T_1 és T_2 entrópia alapú indexekkel.¹ A 2. fejezet definiálja a Theil-mátrixot, és javasolja a determinánsát mint új egyenlőtlenségi mértéket Theil általánosított variancia (röviden Theil-variancia) elnevezéssel, majd példán keresztül bemutatja számításának menetét. A 3. fejezet ismerteti a Theil-variancia csoportközi felbontását, illusztrálja a számításokat, és értelmezi az eredményeket. A 4. fejezet kiterjeszti a módszertant a többdimenziós esetre is. Az 5. fejezet végül a Theil-varianciát cenzorált eloszlásra alkalmazva, értékét szegénységi mérőszámként értelmezi, és adott csoportosításra vonatkozóan dezaggregálja.

A tanulmány a számítások részleteinek bemutatásához, az eredmények könnyű ellenőrzése céljából egyfelől egy modelltípust jellegű illusztratív adatállományt használ, másfelől – az eredmények valós nagyságrendjének és a gyakorlati alkalmazás lehetőségeinek érzékeltetése érdekében – az új módszertant a magyar háztartásokat jellemző költségvetési felmérés – az ún. Háztartási Költségvetési Felvétel (HKF) – adatain is alkalmazásra kerül (*KSH* [2003]).

1. A Theil-kovariancia entrópia-felbontása

Mivel a központi mondanivaló a Theil-kovarianciamátrix elemeire épül, ezért a tárgyalást a Theil-kovariancia fogalmi bevezetésével és értelmezésével kezdjük.

1.1. Az entrópia jelölésrendszere és pszeudo- R^2 tartalma

Legyen az n tagú társadalom relatív jövedelmi eloszlása az átlagos jövedelem bázisában

$$r_i = \frac{Y_i}{Y} \quad (i = 1, 2, \dots, n), \quad /1/$$

¹ Innen ered a cikk által alkalmazott elnevezés, a Theil-kovariancia.

ahol Y_i az i egyén jövedelme. A relatív jövedelem az átlagos „1” jövedelemhez viszonyítva a

$$d_i = r_i - 1 \quad (\bar{d} = 0) \quad /2/$$

hozamot eredményezi, melynek logaritmikus közelítését a relatív jövedelem logaritmus adjá²

$$D_i = \ln(r_i) \approx d_i \quad (\text{ahol: } \bar{D} \leq 0) . \quad /3/$$

Ez a közelítés annál pontosabb, minél közelebb áll a d_i tényleges hozam a zéróhoz, vagyis a jövedelmi átlagpont szűk környezetében. Totális egyenlőség esetén a D -hozam és a d -hozam egybe esik, növekvő egyenlőtlenség esetén pedig távolodnak egymástól.

A Shannon- [1948] entrópia eredetileg a kapott hír alapján történő előrejelzés bizonytalanságának a mértéke

$$H(r) = \ln(n) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_i D_i . \quad /4/$$

Ha a jövedelmek eloszlását magyarázó prediktor változók információja üres, akkor az információ zéró többletet ad az egyedi jövedelmek eloszlásáról, az információ hiányában az a priori előrejelzés egy mindenkire egyaránt vonatkozó konstans jövedelem, és a hír bizonytalansága maximális. Ha a hír információja nem üres, és ezt mindenki ismeri, akkor a jövedelmi modell előrejelzése maga az aktuális eloszlás, a posteriori csökkentve az előrejelzés bizonytalanságát az információ birtokában. Végül, ha létezik „a tökéletes információ”, akkor ezt értelemszerűen csak egyvalaki ismerheti, így övé a totális jövedelem, a modell előrejelzése pedig egyértelmű, zéró bizonytalanság mellett. A klasszikus Shannon-entrópia növekvő értékkel egyre egyenletesebb eloszlást jelez, tehát egyenlőségi mutató.

A bizonytalanság csökkenését, közeledését a hír hatására a totális bizonyosság irányába – a lehetséges maximális és minimális szint közötti terjedelmen – az ún. pszeudo- R^2 illeszkedési mutató számszerűsíti relatív (százalékosan értelmezendő) formában: $R^2 = 1 - H(r) / \ln(n)$.

² A közelítés a logaritmus függvény $r=1$ pontban történő Taylor-sorának lineáris tagját használja: $\ln(r) \approx (r-1) = d$. Ha például $r = 1,01$, akkor az egzakt hozam $d = r - 1 = 0,01$, azaz 1 százalékos hozam, a közelítő hozam pedig $D = \ln(1,01) = 0,00995$.

Az egyenlőtlenség mérésére azonban – szemben a Shannon-entrópiával – célszerű olyan mutatót alkalmazni, mely növekvőleg az egyenlőtlenség emelkedését jelzi, és több hangsúlyt helyez az eloszlás szegényebb, alsó szegmensén történő változásokra. Ezeket a szempontokat teljesíti a jól ismert generalized entropy (GE) mérték, mely egy α paraméterrel figyelembe veszi az egyenlőtlenséggel szemben érzett averzió mértékét is. Ezek értelmében az α paraméterű általánosított entrópia (Cowell [1977]; Bourguignon [1979]; Shorrocks [1980]; Cowell-Cuga [1981a], [1981b]) formulája az /1/ és /3/ jelölésekkel

$$GE(\alpha) = \frac{1}{n\alpha(\alpha-1)} \sum_{i=1}^n \left[(r_i)^\alpha - 1 \right], \quad \alpha \neq 0, \alpha \neq 1, \quad /5/$$

ahol L'Hospital-határértékben – és /4/ alapján

$$GE(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_i D_i = \ln(n) - H(r), \quad /6/$$

$$GE(0) = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n D_i = -\bar{D}. \quad /7/$$

A $GE(\alpha)$ index az egyenlőtlenség mutatója, növekvő értékkel az egyenletes eloszlástól való távolodást jelezve. Alacsonyabb α nagyobb súlyt ad az eloszlás alsóbb szegmensén, mint a felső szegmensén történő transzferváltozásra.³

Értelmüket tekintve a két α -specifikus GE-index a két nevezetes Theil-egyenlőtlenségi indexet jelenti, rendre:

- $GE(1)$: a redundancia Theil₁-indexe (Theil [1967]) és
- $GE(0)$: a mean logarithmic deviation (MLD), avagy Theil₂-index (Theil [1967] 125. old.).⁴

1.2. A Theil-kovariancia

A cikk a relatív jövedelem és a log-hozam közti kovarianciát Theil-kovariancia elnevezéssel vezeti be, és definiálja az alábbi módon

$$C_T = Cov(r, D). \quad /8/$$

³ A GE-index egy további paraméterrel történő kiterjesztését lásd Cowell [2005].

⁴ $GE(1)$ megszokott jelölése az irodalomban T_1 , míg $GE(0)$ jelölése T_2 . Az MLD mérőszám magyar jövedelmi adatokra való egy alkalmazását lásd Tóth István György [2003].

A Theil-kovariancia tartalmát a GE felbontása adja /1/, /3/, /6/, /7/ alapján, mely (tekintve, hogy $\bar{r} = 1$)⁵

$$C_T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_i D_i - \bar{r} \cdot \bar{D} = GE(1) + GE(0) . \quad /9/$$

A Theil-kovariancia jelentése: az MLD eltéréssel növelt Theil-redundancia index, és C_T eleget tesz mindazon kritériumoknak melyeket MLD és T_1 teljesít, így a Pigou–Dalton-transzfer érzékenységi kritériumnak is.⁶ A C_T kovariancia növekvő értéke emelkedő korrelációt mérve azt jelzi, hogy a D log-hozam egyre redundánsabbá válik mert d egzakt ismerete önmagában tartalmazza a releváns szóródási információt.

2. A Theil-mátrix és a Theil-variancia definiálása

Az egyenlőtlenséget a tanulmány mint a szóródás egy megjelenési formáját tekinti, ezért fokát is mint a szóródás fokát méri. Többváltozós megközelítésben a szóródás klasszikus mértéke az ún. generalized variance (általánosított variancia – GV) mutató, formálisan az aktuális változók kovarianciamátrixának a determinánsa.⁷ Kulcskérdés tehát a megfelelő kovarianciamátrix megadása.

2.1. A Theil-mátrix

A tanulmány által bevezetett új egyenlőtlenségi mátrix – terminológiánk szerint – a Theil-mátrix. Az egyszerűség kedvéért az egydimenziós-kétváltozós (r, D) esetben a Theil-(kovariancia) mátrix definíciója

$$C_T = \begin{array}{c|cc} \text{Változó} & r & D \\ \hline r & Var_r & C_T \\ D & C_T & Var_D \end{array} , \quad /10/$$

⁵ Bár a $[GE(1) + GE(0)]/2$ átlagot az irodalom szimmetria tulajdonsága miatt használja, a $GE(1) + GE(0)$ összeg kovarianciatartalmának felismerése és a kovarianciamátrix alkalmazásáig való továbbvezetése a szerző önálló eredménye. Szimmetria esetén a mutató invariáns az (x), vagy ($1/x$) argumentum használatára.

⁶ Érzékeny a regresszív transzfer mértékére és helyzetére az eloszlásban: a regresszív transzfer egy adott jövedelmi tételt elvesz, és egy gazdagabbhoz csoportosítja át. További, az egyenlőtlenségi indexekkel szemben támasztott általános axiomatikus kritériumok tárgyalását lásd például Cowell [2009].

⁷ Az általánosított variancia két- és többváltozós bemutatását lásd például Hajdu [2003] (59–60. old.).

ahol Var a relatív jövedelem és a log-hozam varianciákat jelöli és C_T a Theil-kovariancia.

2.2. A Theil-variancia

Az egyenlőtlenség mértéke definíciónk szerint a Theil-mátrix determinánsa, a cikk terminológiájában a Theil- (általánosított) variancia, melynek formulája kétváltozós esetben

$$T_{GV} = \det(\mathbf{C}_T) = Var_r Var_D - C_T^2 . \quad /11/$$

Ha r a D log-hozammal gyengén korrelál – vagyis a relatív jövedelem és a log-hozam között alacsony a redundancia –, akkor Var_r és Var_D együttes információja szükséges a szóródás méréséhez, ha viszont a redundancia jelentős, akkor a $Var_r Var_D$ felső korlát a redundancia mértékében redukálható.

Lévéen T_{GV} szóródást mér, így értéke az egyenlőtlenség növekedésével nő, alsó és felső korlátai pedig rendre

$$0 \leq T_{GV} \leq Var_r Var_D . \quad /12/$$

Az egyenlőtlenség növekedésével a Var_r variancia és vele Var_D emelkedik, a T_{GV} rés tágul, de a tágulást a Theil-kovariancia (összetevőinek megfelelő növekedésén keresztül) mérsékli.

A felső korlátot az „1” értékhez igazítva, a pszeudo- R^2 tartalmú normalizált érték

$$R_{GV}^2 = \frac{T_{GV}}{Var_r Var_D} = 1 - \frac{C_T^2}{Var_r Var_D} = 1 - Corr^2(r, D) , \quad /13/$$

mely a Pearson-determináció komplementereként az eloszlás egyenletességének a csökkenését adja az aktuális eloszlás ismeretében.

A Theil-mátrix elemeinek értelmezését segítik a felismerések, miszerint $Var_r = 2GE(2)$ az Y jövedelmek V_Y relatív szórásának a négyzete és $Var_D = Var_{\ln Y}$. Ezzel a Theil-mátrix tartalma

Változó	r	D	
$\mathbf{C}_T =$	r	$V_Y^2 = 2GE(2)$	$GE(1) + GE(0)$
	D	$GE(1) + GE(0)$	$Var_{\ln Y}$

/14/

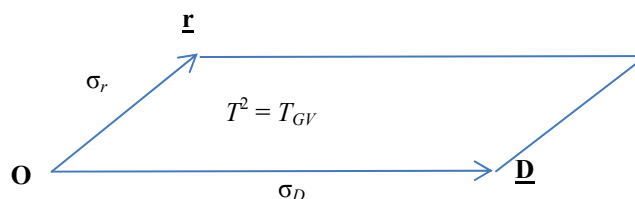
A Theil-variancia tehát egyidejűleg négy egyenlőtlenségi index hatását is magában foglalja, nevezetesen:⁸

1. V_Y : a jövedelem variációs koefficiense (relatív szórása),
2. Var_{lnY} : a logaritmikus jövedelmek varianciája,
3. $GE(1)$: a Theil-redundanciaindex,
4. $GE(0)$: a Theil-mean-logarithmic-deviation index.

Újra hangsúlyozzuk, hogy a 2., 3., 4. indexek logaritmus alapúak, tehát hatásuk tompítja az aszimmetriából eredő torzítást statisztikai tesztek alkalmazásakor. Geometriai interpretációban T_{GV} annak a paralelogrammának a négyzetes területe, melyet az n -dimenziós \mathbf{O} origóból az \mathbf{r} és a \mathbf{D} pontokba mutató vektorok feszítenek ki, ahol σ_r és σ_D a megfelelő vektor hossza, γ pedig a két vektor hajlásszöge:

$$\begin{aligned} T_{GV} &= (\sigma_r \sigma_D \sin \gamma)^2 = Var_r Var_D (1 - \cos^2 \gamma) = \\ &= Var_r Var_D - Var_r Var_D \text{Corr}^2(r, D) = Var_r Var_D - \text{Cov}^2(r, D). \end{aligned} \quad /15/$$

1. ábra. A Theil-variancia geometriai interpretációja



Az 1. ábra felhívja a figyelmet, hogy a többváltozós egyenlőtlenség mértékében a változók korrelációjának (ferde szögű „oblique” tengelyeknek) az alkalmazása – akár egy, akár több dimenzióban – elengedhetetlen. Az 1. ábra mutatja, hogy ha $\text{Corr}(r, D)$ emelkedik, vagyis a hajlásszög csökken, akkor a redundancia növekedésének hatására az általánosított variancia mértéke csökken és megfordítva. Egy dimenzióról ket-tőre térve az ábrázolás már nem lehetséges, mert a változók (tengelyek) száma négy-re emelkedik.

Modellpélda

A kalkulációk könnyű ellenőrizhetősége érdekében tekintsünk egy száztagú társadalmat, ahol a rendezett jövedelmi konfiguráció: $\mathbf{Y} = [1, 2, 3, \dots, 98, 99, 100]$. Az át-

⁸ Itt jegyezzük meg, hogy $GE(2)$ egyben a Hirschman–Herfindahl-indexet adja. A négy index tulajdonságainak részleteit lásd Cowell [2009].

lag és a medián egyaránt 50,5, $GE(1) = 0,18827$, $GE(0) = 0,28458$, $V_Y^2 = 0,32673$, $Var_{\ln Y} = 0,85267$.⁹

A Theil-kovarianci a GE-felbontása az előbbi adatokkal

$$C_T = 0,18827 + 0,28458 = 0,47285 \quad , \quad /16/$$

majd a Theil-mátrix

$$C_{\text{Theil}} = \begin{array}{c|cc} \text{Változó} & r & D \\ \hline r & 0,32673 & 0,47285 \\ D & 0,47285 & 0,85267 \end{array} \quad /17/$$

és végül az általánosított Theil-variancia

$$T_{GV} = 0,32673 \cdot 0,85267 - 0,47285^2 = 0,05501 \quad , \quad /18/$$

melynek normált pszeudo- R^2 értéke

$$R_{GV}^2 = \frac{0,05501}{0,32673 \cdot 0,85267} = 0,19744 \quad . \quad /19/$$

Az egyenlőtlenség abszolút mértéke 0,05501, ami az aktuális eloszlás 19,744 százalékos távolságát jelzi a totális egyenlőség – a totális bizonytalanság – állapotától.

Mindezek alapján az egyenlőtlenség intenzitása mint pszeudo- R érték adódik

$$R_{GV} = \sqrt{0,19744} = 0,44434 \quad . \quad /20/$$

3. A Theil-variancia diszkriminanciaanalízise¹⁰

A kategória kimenetű, diszkriminátor változó egyenlőtlenségre gyakorolt diszkriminatív hatásának jellemzésére, a társadalmat $g = 1, 2, \dots, G$ csoportra bontjuk. A csoportok száma és kialakításuk módja tetszőleges lehet. Az egyszerűség kedvéért e

⁹ A Gini-index értéke összehasonlításként: 0,33333.

¹⁰ Összehasonlításként a Gini- és a generalized entropy (GE) -felbontások összefoglalását lásd például *Mussard–Seyte–Terraça* [2003].

fejezetben előbb csak két szomszédos csoportra, szegényekre és nem szegényekre, tehát egy alsó és egy felső szegmensre tagolunk, adott szegénységi küszöb alapján.

3.1. A Theil-mátrix külső-belső felbontása és a Wilks' lambda-hányados

A csoporthatások számításának alapja a Theil-mátrix külső-belső dekompozíciója (a variancia külső-belső felbontásának az analógiájára)

$$\mathbf{C}_{\text{Theil}} = \mathbf{C}_{\text{Külső}} + \mathbf{C}_{\text{Belső}} \quad /21/$$

ahol $\mathbf{C}_{\text{Külső}}$ a külső, $\mathbf{C}_{\text{Belső}}$ pedig a belső kovarianciamátrix jelölése. Tartalmilag a külső kovarianciamátrix a csoportátlagokkal kisimított változók kovarianciamátrixa, míg a belső kovarianciamátrix az átlagos csoporton belüli kovarianciamátrix.¹¹

A belső kovarianciamátrix formálisan a

$$\mathbf{C}_{\text{Belső}} = \sum_{g=1}^G n_g \mathbf{C}_{T_g} \quad /22/$$

súlyozott átlag, ahol n_g a g csoport népességaránya (összegük = 1), \mathbf{C}_{T_g} pedig a g csoport átlagolandó Theil-mátrixa. A belső kovarianciamátrix elemei rendre a szegény és a nem szegény kovarianciamátrixok megfelelő elemeinek a súlyozott átlagai, súlyként a népességi arányokat használva.

Legyen a szegénységi küszöb a medián jövedelem 60 százaléka, ami az alsó 30 százalék népességet klasszifikálja szegényként. A küszöb tehát 30-70 százalék arányban bontja ketté a társadalmat, így a belső Theil-mátrix

$$\mathbf{C}_{\text{Belső}} = 0,3 \cdot \mathbf{C}_{\text{Szegény}} + 0,7 \cdot \mathbf{C}_{\text{Nemszegény}} = \begin{array}{c|cc} \text{Változó} & r & D \\ \hline r & 0,12087 & 0,13163 \\ D & 0,13163 & 0,28708 \end{array} \quad /23/$$

ahol az átlagolandó csoporton belüli Theil-mátrixok

$$\mathbf{C}_{\text{Szegény}} = \begin{array}{c|cc} \text{Változó} & r & D \\ \hline r & 0,02938 & 0,13194 \\ D & 0,13194 & 0,69913 \end{array} \quad /24/$$

¹¹ A kovarianciamátrix külső-belső felbontására, és a Wilks' lambda származtatására egy számpéldát ad Hajdu ([2003] 101–105. old.).

$$C_{\text{Nemszegény}} = \begin{array}{c|cc} \text{Változó} & r & D \\ \hline r & 0,16008 & 0,13150 \\ D & 0,13150 & 0,11049 \end{array} . \quad /25/$$

A totális Theil-mátrix felbontása tehát (a külső Theil-mátrixot kivonással határozva meg):

$$C_{\text{Theil}} = \begin{array}{c|cc} \text{Totális} & r & D \\ \hline r & 0,32673 & 0,47285 \\ D & 0,47285 & 0,85267 \end{array} =$$

$$= \begin{array}{c|cc} \text{Külső} & r & D \\ \hline r & 0,20586 & 0,34122 \\ D & 0,34122 & 0,56559 \end{array} + \begin{array}{c|cc} \text{Belső} & r & D \\ \hline r & 0,12087 & 0,13163 \\ D & 0,13163 & 0,28708 \end{array} . \quad /26/$$

A csoportosítás irrelevanciáját a többváltozós statisztikai irodalom szerint a Wilks' lambda-hányados méri, mely a belső általánosított variancia és a totális általánosított variancia hányadosa, tehát a belső és a totális kovarianciamátrixok determinánsainak a hányadosa

$$\text{Wilks' lambda} = \frac{\det C_{\text{Belső}}}{\det C_{\text{Theil}}} . \quad /27/$$

A Wilks' lambda értelme a kategóriák által a totális varianciából meg nem magyarázott rész, ezért komplementere tartalmilag variancihányados (variance explained) típusú VE mutató.

A belső Theil-mátrixból a Wilks' lambda értéke¹²

$$\text{Wilks' lambda} = \frac{0,12087 \cdot 0,28708 - 0,13163^2}{0,05501} = 0,31585 , \quad /28/$$

ahonnan a VE mutató alapján az alkalmazott szegmentáció (jelenleg a szegénységi küszöb) diszkrimináló ereje

$$VE = 1 - 0,31585 = 0,68415 . \quad /29/$$

¹² A belső általánosított variancia pszeudo- R^2 normálása: $R^2 = \frac{0,13163^2}{0,12087 \cdot 0,28708} = 0,4993$. E szerint a belső variancia 49,93 százalékban közelítette meg a lehetséges maximális értékét.

A szegénységi küszöb 68,415 százalékban magyarázza az egyenlőtlenséget, és kapcsolata az egyenlőtlenséggel $\sqrt{VE} = 0,82714$ intenzitású.

3.2. A kanonikus korreláció megközelítés

Bár VE a külső egyenlőtlenség hatását méri, számításához a külső Theil-determináns értékén keresztül nem vezet út, mert

1. a Theil-mátrix additív felbontása a komponensek determinánsaira nem érvényes

$$\det C_{\text{Theil}} \neq \det C_{\text{Külső}} + \det C_{\text{Belső}} . \quad /30/$$

2. Ha a csoportok száma megegyezik a változók számával (mint példánkban könnyen ellenőrizhető), akkor a külső determináns értéke mindig zéró, akkor is, ha a külső varianciák-kovarianciák nem zérók.¹³

Mindazonáltal a komplementer Wilks' hányados külső tartalma és külső számítási módja megadható a következő alternatív megközelítésben. Tekintsük az r relatív jövedelem és a D log-hozam lineáris kombinációját

$$\Delta = w_1 r + w_2 D . \quad /31/$$

A w súlyokat úgy választjuk meg, hogy Δ belső varianciája legyen az „1” értéken normált és hozzá képest a külső variancia értéke maximált. A külső variancia maximált értéke nem más, mint a $C_{\text{Belső}}^{-1} C_{\text{Külső}}$ ANOVA-mátrix pozitív λ sajátértéke.¹⁴

Esetünkben $\lambda = 2,16609$, tehát Δ varianciája $(1 + 2,16609)$, a külső variancia aránya pedig definíció szerint a négyzetes kanonikus korreláció¹⁵

$$Rho^2 = \frac{2,16609}{3,16609} = 0,68415 , \quad /32/$$

ami a 0,31585 Wilks' hányados VE komplementere, aminek pozitív gyöke a Rho-kanonikus korreláció¹⁶

¹³ Például két csoport két „külső” pontja maradék nélkül magyarázható két változóval, azaz két paraméterrel.

¹⁴ A kanonikus korreláció és a diszkriminanciaanalízis kapcsolatának elméleti és számítási részleteit illetően lásd például Hajdu ([2003], [2010]). A maximált külső varianciát biztosító w súlyokkal Δ szokásos megnevezése: kanonikus diszkriminanciaváltozó.

¹⁵ Ez az eredmény értelemszerűen megegyezik a /29/ szerint számítással.

¹⁶ E korreláció másik megközelítésben a szegény és nemszegény dummy változó, valamint az r és D változók által adott két változókör közötti kapcsolat szorosságát méri.

$$Rho = \sqrt{0,68415} = 0,82714 \quad /33/$$

Egydimenziós-kétváltozós esetben hangsúlyozzuk, hogy két olyan csoportra, melyek belül nem szóródnak, Rho értéke mindig 1.¹⁷ Ez a helyzet akkor is, ha mindenki jövedelme egyenlő, kivéve egyetlen outliert. Így $Rho = 1$ akkor is, mikor az egyetlen outlier kap mindent.

3.3. Homogenitásvizsgálat

A klasszikus Box-M-statisztika alapján a sokasági kovarianciamátrixok egyezőségének a tesztelésére is lehetőség nyílik. Szegényekre és nem szegényekre bontva a társadalmat, a hipotézis

$$H_0 : \Sigma_{\text{Szegény}} = \Sigma_{\text{Nemszegény}} \quad /34/$$

ahol Σ a sokasági csoporton belüli kovarianciamátrix jelölése. A hipotézis tesztelésére szolgáló Box-M-statisztika likelihood-arány (LR) próba, melynek formulája:¹⁸

$$Box-M = \sum_{g=1}^G (n_g - 1) [\ln \det C_{\text{Belső}} - \ln \det C_g], \quad /35/$$

ahol példánkban (a kovarianciákat itt korrigáltan számítva és egy tizedesre kerekítve¹⁹):

1. $\ln \det(C_{\text{Belső}}) \approx -4,0$,
2. $\ln \det(C_{\text{Szegény}}) \approx -5,7$,
3. $\ln \det(C_{\text{Nemszegény}}) \approx -7,8$.

A homogenitás-tesztstatisztika értéke a fenti eredményekkel

$$M = 29 \cdot (-4,0 + 5,7) + 69 \cdot (-4,0 + 7,8) = 311,5 \quad /36/$$

amelynek szignifikanciaértéke F -tesztet alkalmazva és kerekítve 0,000, tehát a csoporton belüli Theil-varianciák minden szokásos szignifikanciaszinten különböznek egymástól.

¹⁷ Visszaautalunk a 13. lábjegyzetre.

¹⁸ Az M-statisztika tesztelését lásd *Michaleczky* ([1986] 67–68. old.), az LR-teszt elv leírását pedig *Hunyadi* ([2001] 369–376. old.).

¹⁹ A kovariancia nevezőjében a mintaméretet itt 1-gyel csökkentve, a belső kovarianciamátrixban az ún. pooled kovarianciákat számítjuk.

Az M-statisztika additív struktúrája lehetővé teszi végül az egyes „kategóriák” százalékos hozzájárulásainak megadását is a belső egyenlőtlenség mértékén belül:

$$M_{\text{Szegény}} = \frac{29 \cdot (-4,0 + 5,7)}{29 \cdot (-4,0 + 5,7) + 69 \cdot (-4,0 + 7,8)} = 15,8\% , \quad /37/$$

$$M_{\text{Nemszegény}} = \frac{69 \cdot (-4,0 + 7,8)}{29 \cdot (-4,0 + 5,7) + 69 \cdot (-4,0 + 7,8)} = 84,2\% . \quad /38/$$

Ezek szerint a szegények köre 15,8 százalék arányban járul hozzá a belső egyenlőtlenség mértékéhez.

4. A Theil-mátrix többdimenziós kiterjesztése

Bővítjük a dimenziók számát háromra: jövedelem, kiadás, vagyon.²⁰ Jelölésünk szerint:

- a relatív jövedelmek rendre $j = r_{\text{jövedelem}}$, $k = r_{\text{kiadás}}$, $v = r_{\text{vagyon}}$,
- a log-hozamok pedig $J = D_{\text{jövedelem}}$, $K = D_{\text{kiadás}}$, $V = D_{\text{vagyon}}$.

A $p = 3$ dimenziós vizsgálat egy hatváltozós esethez vezet, ahol a $C_{(6,6)}$ Theil-kovarianciamátrix:

Változó	j	k	v	J	K	V
j	C_{jj}	C_{jk}	C_{jv}	C_{jJ}	C_{jK}	C_{jV}
k	C_{kj}	C_{kk}	C_{kv}	C_{kJ}	C_{kK}	C_{kV}
v	C_{vj}	C_{vk}	C_{vv}	C_{vJ}	C_{vK}	C_{vV}
J	C_{Jj}	C_{Jk}	C_{Jv}	C_{JJ}	C_{JK}	C_{JV}
K	C_{Kj}	C_{Kk}	C_{Kv}	C_{KJ}	C_{KK}	C_{KV}
V	C_{Vj}	C_{Vk}	C_{Vv}	C_{VJ}	C_{VK}	C_{VV}

$$C_{T(6,6)} = \quad /39/$$

²⁰ Irodalmi összehasonlításul: A GE-index többdimenziós kiterjesztéseinek különféle módjai olvashatók többek között: *Maasoumi* [1986], [1998] *Tsui* [1995], [1999], *Vega-Urrutia-Volij* [2011], *Lugo* [2005]. Egy másik, a Gini-index többdimenziós általánosítását adja *Gajdos-Weymark* [2003]. Egy új, ún. „hybrid” többdimenziós egyenlőtlenségi mértéket definiál *Araar* [2009], míg a többdimenziós egyenlőtlenségi összehasonlítások kérdését *Duclos-Sahn-Younger* [2009] tárgyalja.

Általában p -dimenziós esetben a Theil-mátrix $\mathbf{C}_{(2p,2p)}$, melynek determinánsa értelemszerűen a „kiterjesztett” Theil-variancia egyenlőtlenségi mérték

$$T_{GV} = \det\left(\mathbf{C}_{T(2p,2p)}\right). \quad /40/$$

Az elemi kovarianciák értelmezése (a többi kovariancia értelmezése analóg):

1. C_{jj} : a relatív jövedelem varianciája,
2. C_{kj} : a relatív kiadás és a relatív jövedelem kovarianciája,
3. C_{Jj} : a jövedelmi változók kovarianciája,
4. C_{Kj} : a kiadási log-hozam és a relatív jövedelem kovarianciája,
5. C_{JJ} : a jövedelmi log-hozam varianciája,
6. C_{KJ} : a kiadási és jövedelmi log-hozamok kovarianciája.

T_{GV} mint determináns maximális értékét korrelálatlanság esetén veszi fel, ekkor a kovarianciamátrix diagonális, determinánsa a diagonális varianciák szorzata. Ezzel a $(0,1)$ intervallumra való normálása

$$R_{GV}^2 = \frac{T_{GV}}{\prod_{t=1}^p \text{Var}_{r_t} \prod_{t=1}^p \text{Var}_{D_t}}. \quad /41/$$

Kiemelendő, hogy többdimenziós esetben a $T_{GV(2p, 2p)}$ kiterjesztett Theil-variancia nemcsak a változóközi, hanem a dimenzióközi és a keresztkorrelációkat is figyelembe veszi.

Csoportosítás esetén a $\mathbf{C}_{\text{Belső}}^{-1} \mathbf{C}_{\text{Külső}}$ ANOVA-mátrixnak általánosságban $m = \min\{2p, G-1\}$ pozitív λ_δ sajátértéke van, melyek a Δ_δ változók külső varianciái. A Δ_δ dimenziók relevanciája standard diszkriminanciaanalízis (discriminant analysis) eljárással tesztelhető, és a dimenziók stepwise algoritmus-sal szelektálhatók. A Wilks' lambda struktúrája a p -dimenziós esetben (lásd például Hajdu [2010]):²¹

$$\text{Wilks' lambda} = \prod_{\delta=1}^m \frac{1}{1 + \lambda_\delta}. \quad /42/$$

²¹ A többdimenziós egyenlőtlenségi dekompozíció módszertani kérdéseit lásd például Zheng [2005], Cowell-Fiorio [2010], Kobus [2011].

4.1. Háztartási költségvetési példa, településtípus szerinti dekompozícióval

Illusztratív céllal háztartásokat tekintünk, melyeknél most: j az évi nettó jövedelmet, k az évi kiadást, v pedig tulajdont (lakás+gépkocsi) jelent. Az alkalmazott csoportosítás példánkban a település típusa: *Budapest, Nagyváros, Többi város, Községek*.

A Theil-variancia értéke²²

$$T_{GV} = \det(C_{T(6,6)}) = 0,0000198526 \quad /43/$$

és a településtípus szerint csoportosítva az ANOVA-mátrix három pozitív sajátértéke rendre

$$\lambda_1=0,13671, \quad \lambda_2=0,01977, \quad \lambda_3=0,00220.$$

A Wilks' lambda ebből

$$\text{Wilks' lambda} = \frac{1}{1,13671 \cdot 1,01977 \cdot 1,00220} = 0,8608. \quad /44/$$

Így a településtípus a jövedelem, kiadás, vagyon együttes egyenlőtlenségből 13,92 százalékot magyaráz, kapcsolata pedig az „oblique pontfelhők” külső szóródásával a globális pontfelhő körül $Rho = \sqrt{0,1392} = 0,3731$ intenzitású.

4.2. Homogenitásvizsgálat

Kettőnél több (a példabeli négy) sokasági kovarianciamátrix azonosságát állító hipotézis:

$$H_0 : \Sigma_{\text{Budapest}} = \Sigma_{\text{Nagyváros}} = \Sigma_{\text{Többiváros}} = \Sigma_{\text{Község}}, \quad /45/$$

ahol Σ a sokasági kovarianciamátrixot jelöli. A megfelelő mintabeli statisztikák (településtípus szerinti log-determinánsok) értékei következnek:²³

²² Ennek normálós tényezője (a Theil-mátrix főátló elemek szorzata) 0,0123, de a csoportosítás elemzése szempontjából a nagyságrendnek nincs jelentősége.

²³ $\ln \det(C_{\text{Belső}}) = -10,975$, ami az ún. „pooled” kovarianciamátrix log-determinánsa!

$$\begin{aligned}
\ln \det(\mathbf{C}_{\text{Budapest}}) &= -8,183, \\
\ln \det(\mathbf{C}_{\text{Belső}}) - \ln \det(\mathbf{C}_{\text{Budapest}}) &= -2,792, \\
\ln \det(\mathbf{C}_{\text{Nagyváros}}) &= -11,865, \\
\ln \det(\mathbf{C}_{\text{Belső}}) - \ln \det(\mathbf{C}_{\text{Nagyváros}}) &= 0,890, \\
\ln \det(\mathbf{C}_{\text{Többváros}}) &= -12,355, \\
\ln \det(\mathbf{C}_{\text{Belső}}) - \ln \det(\mathbf{C}_{\text{Többváros}}) &= 1,380, \\
\ln \det(\mathbf{C}_{\text{Községek}}) &= -12,616, \\
\ln \det(\mathbf{C}_{\text{Belső}}) - \ln \det(\mathbf{C}_{\text{Községek}}) &= 1,641.
\end{aligned}$$

A településtípusok népességarányai a mintában rendre 0,158, 0,228, 0,272, 0,342. $\text{Box-M} = 4907,486$, az F -teszten alapuló 0,000 szignifikanciaértékkel, tehát a csoporton belüli Theil-varianciák minden szokásos szignifikanciaszinten különböznek egymástól.

Egyedül Budapest hatása negatív $-2,792$, erősen átlag alatti. Valamennyi településtípus hatását pozitív értékű skálán rangsorolandó, Budapest hatását pozitív előjellel minimális értéként rögzítve, a távolságőrző transzformált skála értékei:

- Budapest = 2,792,
- Nagyváros = 6,474,
- Többi város = 6,964,
- Község = 7,225, ahol például $7,225 = 1,641 + 2\text{abs}(-2,792)$.

A településtípusok súlyozott, relatív hozzájárulásai a belső egyenlőtlenséghez rendre:

$$M_{\text{Budapest}} = \frac{0,158 \cdot 2,792}{0,158 \cdot 2,792 + 0,228 \cdot 6,474 + 0,272 \cdot 6,964 + 0,342 \cdot 7,225} = 11,9\% , \quad /46/$$

$$M_{\text{Nagyváros}} = \frac{0,228 \cdot 6,474}{0,158 \cdot 2,792 + 0,228 \cdot 6,474 + 0,272 \cdot 6,964 + 0,342 \cdot 7,225} = 27,6\% , \quad /47/$$

$$M_{\text{Többváros}} = \frac{0,272 \cdot 6,964}{0,158 \cdot 2,792 + 0,228 \cdot 6,474 + 0,272 \cdot 6,964 + 0,342 \cdot 7,225} = 29,7\% , \quad /48/$$

$$M_{\text{Község}} = \frac{0,342 \cdot 7,225}{0,158 \cdot 2,792 + 0,228 \cdot 6,474 + 0,272 \cdot 6,964 + 0,342 \cdot 7,225} = 30,8\% . \quad /49/$$

A belső egyenlőtlenséghez Budapest járul hozzá a legkisebb (11,9%) mértékben, és a községek a legnagyobb (30,8%) mértékben.

5. Theil-variancia alapú szegénységi mértékek

A szegénységi P mérték általánosságban a szegénység kiterjedtségének, intenzitásának és az eloszlásának az eredője. A mérőszám formális „ P ” megadása – adott z küszöb mellett – vagy a *csonkolt*, vagy a *cenzorált* eloszlásra épül. Míg a csonkolt eloszlás elhagyja a küszöb fölötti tagokat, addig a cenzorált eloszlás megtartja, de értékeiket a küszöb szintjével helyettesíti. A Z_j dimenzió cenzorálása a z_j küszöb mellett:

$$y_{ji} = \min\{Z_{ji}, z_j\}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad /50/$$

Jelen cikk a cenzorált elvre építve definiál többváltozós-többdimenziós P mértéket.²⁴ A szegénység többváltozós, többdimenziós mértéke definíciók szerint a cenzorált y eloszlások együttes, többdimenziós Theil-varianciája. Speciálisan egydimenziós-kétváltozós esetben az y eloszlás cenzorált Theil-mátrixa²⁵

$$C_T^c = C_T(y) = \begin{array}{c|cc} \text{Változó} & r^c & D^c \\ \hline r^c & Var_r^c & C_T^c \\ D^c & C_D^c & Var_D^c \end{array}, \quad /51/$$

melynek determinánsa

$$T_{GV}^c = \det(C_T^c) = Var_r^c \cdot Var_D^c - C_T^{c^2}, \quad /52/$$

ami normált pszeudo- R^2 változatban

²⁴ A cenzorált eloszlás szegénységi alkalmazását *Hamada–Takayama* [1978] és *Takayama* [1979] vezette be az irodalomba. A Sen–Shorrocks–Thon (SST) (*Shorrocks* [1995] módon korrigált Sen-index) a legismertebb egydimenziós, és az *Alkire–Foster* [2009] módon korrigált Foster–Greer–Thorbecke- (FGT-) index), illetve a *Lugo–Maasoumi* [2008] -indexek a többdimenziós alkalmazások. A Lugo–Maasoumi-indexcsalád információelméleti megalapozottságú, mely speciális esetként tartalmazza a *Tsui* [2002] és a *Bourgougni–Chakravarty* [2003] indexeket is. A többdimenziós szegénységi indexek összefoglaló áttekintését egyébként lásd *Ravallion* [2011]. A többdimenziós témakörben meghatározó további tanulmányok: *Anand–Sen* [1997], *Chakravarty–Mukherjee–Renade* [1998], *Atkinson* [2003], *Thorbecke* [2008], *Chakravarty–Silber* [2008], *Kakwani–Silber* [2008].

²⁵ A klasszikus egydimenziós szegénységi index-elvek összefoglaló bemutatását lásd *Foster–Sen* [1997], *Zheng* [1997]. A módszertan fejlődését illetően a következő indexeket emeljük ki: *Watts* [1968], *Sen* [1976], *Anand* [1977], *Hamada–Takayama* [1978], *Thon* [1979], *Kakwani* [1980], *Takayama* [1979], *Clark–Hemming–Ulph* [1981], *Chakravarty* [1983], *Blackorby–Donaldson* [1980], *Foster–Greer–Thorbecke* [1984], *Hagenaars* [1987], *Atkinson* [1987], *Shorrocks* [1995].

$$R_p^2 = 1 - \frac{C_T^{c^2}}{Var_r^c \cdot Var_D^c} . \quad /53/$$

Mivel a cenzorált eloszlás csak a szegényjövedelmeket és a küszöb szintjét ismeri, így csak az aktuális küszöbalattiság információit tükrözi. A cenzorált eloszlás általánosított varianciája tehát növekvő értékkel a szegénység növekvő fokát jelzi.

Az R_p^2 szegénységi mérték öröklí a Theil-variancia tulajdonságait, és a cenzorált eloszláson történő kalkulálásából eredő további jellemzői a következők:

1. Az R_p^2 szegénységi mérték eliminálja az index formulájából a szegények explicit létszamarányát, mivel ez a hatás implicit módon az értékében érvényesül.
2. A „z” küszöb emelése több szegénységet indukál, több szegénységi információval, melynek cenzorált Var_r, Var_D felső határa együtt nő a küszöbvel.
3. A cenzorálás a társadalmat küszöb alattiakra és éppen a küszöb szintjén levőkre bontja, így a külső-belső kovariancia-felbontás szegény vs. küszöb tekintetben értendő.
4. A belső varianciát csak a küszöb alattiak szóródása és létszamaránya mozgatja.
5. A külső variancia a küszöb alatti átlagos szegény és a küszöbszint varianciáját méri, így jelentése az átlagos szegény által a küszöb szintjén élőkkel szembeni depriváció mértéke.
6. A társadalmat exogén változók szerint csoportosítva (város-vidék, férfi-nő, aktív-inaktív) a szegénység foka külső-belső szempontból és a belső szegénységhez való hozzájárulás mértéke tekintetében is dezaggregálható, jellemezhető.
7. A szegénységi küszöb megadható dimenziókra szeparáltan, vagy az egyes dimenziók valamely súlyozott kombinációjára aggregáltan is.
8. Az R_p^2 szegénységi mérték figyeli a dimenziók korrelációit és aszimmetrikus voltát is.

Modellpélda

A százfős példában a cenzorált eloszlás: $y = \{1,2,\dots,29,30|30,30,\dots,30\}$, melyre a Theil-mátrix

$$\mathbf{C}_T^c = \begin{array}{c|cc} \text{Változó} & r^c & D^c \\ \hline r^c & 0,10127 & 0,18627 \\ D^c & 0,18627 & 0,38463 \end{array} \quad /54/$$

a cenzorált Theil-variancia

$$T_{GV}^c = 0,10127 \cdot 0,38463 - 0,18627^2 = 0,004257, \quad /55/$$

melynek pszeudo- R^2 értéke

$$R_p^2 = 1 - \frac{0,18627^2}{0,10127 \cdot 0,38463} = 0,10929, \quad /56/$$

ahonnan

$$R_p = \sqrt{0,10929} = 0,3306. \quad /57/$$

Az alkalmazott szegénységi küszöb szintje által az aktuális eloszlás szegénységi mértékéből megmagyarázott hányad 10,929 százalék, és a szegénység 0,3306 intenzitással valósul meg.

A szegénységi mérték szegény vs. küszöb csoportközi elemzése a cenzorált Theil-mátrix

$$\mathbf{C}_{\text{Theil}}^c = \mathbf{C}_{\text{Külső}}^c + \mathbf{C}_{\text{Belső}}^c \quad /58/$$

felbontásán alapulva, egy általánosított szegénységi arány és egy általánosított deprivációarány-mutatóhoz vezet el, a következő úton.

Példánkban a küszöb kettébontja a társadalmat 30-70 százalék arányban, ahol a belső Theil-mátrix

$$\mathbf{C}_{\text{Belső}}^c = 0,3 \cdot \mathbf{C}_{\text{Szegény}} + 0,7 \cdot \mathbf{0}_z = \begin{array}{c|cc} \text{Változó} & r^c & D^c \\ \hline r^c & 0,03416 & 0,07793 \\ D^c & 0,07793 & 0,20974 \end{array}, \quad /59/$$

ahol az átlagolandó csoporton belüli Theil-mátrixok

$$\mathbf{C}_{\text{Szegény}} = \begin{array}{c|cc} \text{Változó} & r^c & D^c \\ \hline r^c & 0,11387 & 0,25976 \text{ és} \\ D^c & 0,25976 & 0,69913 \end{array} \quad /60/$$

$$\mathbf{0}_z = \begin{array}{c|cc} \text{Változó} & r^c & D^c \\ \hline r^c & 0 & 0 \\ D^c & 0 & 0 \end{array} \quad /61/$$

Így a cenzorált belső Theil-variancia

$$T_{GV_{\text{Belső}}}^c = \det(\mathbf{C}_{\text{Belső}}^c) = 0,03416 \cdot 0,20974 - 0,07793^2 = 0,001092 \quad , \quad /62/$$

mellyel a cenzorált belső pseudo- R^2 értéke

$$R_{\text{Belső}}^2 = \frac{0,001092}{0,03416 \cdot 0,20974} = 15,241\% \quad . \quad /63/$$

Értelmét tekintve a cenzorált belső R^2 általánosított szegénységi arány. Ugyanis a belső variancia átlagos csoporton belüli variancia, ahol a cenzorált eloszlásban a nem szegények kovarianciamátrixa definíció szerint zéró értéken rögzített ($\mathbf{0}_z$), ezért a belső variancia nő, ha a) emelkedik a szegények aránya, vagy ha b) nő a szegények körében a Theil-variancia. Az általánosított szegénységi arány példánkban 15,241 százalék, ami kisebb mint a $H = 30$ százalék standard „head-count-ratio” létszám-arány.

Tekintsük most a szegénység harmadik tényezőjeként c) a szegények szegénységi küszöbvel szemben érzett deprivációjának a fokát azzal a követelménnyel, hogy legyen érzékeny a nem szegények népességi arányára is, akik nem depriváltak a küszöbvel szemben. Jelölje e hatást az IG (implicit gap, azaz implicit rés), és tételizzünk fel multiplikatív kapcsolatot a szegénységi komponensek között. Ekkor implicit módon a küszöbvel szembeni IG depriváció definíciónk szerint

$$R_p^2 = R_{\text{Belső}}^2 \cdot IG_{\text{Külső}} \quad . \quad /64/$$

Az $IG_{\text{Külső}} = \frac{10,2}{15,9} = 72\%$ inflátor (deflátor) a szegények szegénységi küszöbvel szemben érzett deprivációjának a foka.

Többdimenziós szegénységi dekompozíció

A dimenziók számát többre – a háztartási költségvetési példánkban már alkalmazott háromra (jövedelem, kiadás, vagyon) – bővítve, a szegénységi mérték kalkulálása és településtípusok szerinti felbontása kiterjesztett cenzorált Theil-mátrix alkalmazásával a következő. A dimenziókat a mediánérték 60 százalékánál cenzorálva a *Budapest, Nagyváros, Többi város, Községek* csoportosítás hatváltozós diszkriminanciaanalízisének három sajátértéke rendre: 0,1090, 0,0067, 0,0006, amiből a Wilks' lambda = 0,8952, komplementerének a gyöke pedig a kanonikus korreláció: $Rho = 0,32373$. A településtípus tehát 89,52 százalékban nem magyarázza a háromdimenziós szegénységet és kapcsolata a szegénységi „kockával” $Rho = 0,32373$ intenzitású.

Az eddigiekben a háztartások éves összes kiadását és jövedelmét, valamint a teljes vagyonát tekintettük. Áttérve az egy fogyasztási egységre vetített szintre, az eredmények az alábbiak szerint módosulnak. Továbbra is a mediánérték 60 százalékánál cenzorálva a *Budapest, Nagyváros, Többi város, Községek* csoportok hatváltozós diszkriminanciaanalízisének három sajátértéke rendre: 0,1238, 0,0054, 0,0005, amiből a Wilks' lambda = 0,8847, a kanonikus korreláció pedig $Rho = 0,33956$. A településtípus tehát 88,47 százalékban nem magyarázza az egy fogyasztási egységre jutó háromdimenziós szegénységet, és kapcsolata e szegénységi „kockával” 0,33956 intenzitású.

*

A tanulmány egy új egyenlőtlenségi módszertant javasol, melynek alkalmazása más területeken (például a szegénységi elemzésekben, a relatív depriváció és a társadalmi kirekesztés mérésében, de az információelméletben, vagy az adatbányászatban) is új módszertant eredményezhet. Az eljárás lényegében egy sokdimenziós „oblique térben” húzódó pontfelhő varianciáját méri kompozit módon, egyenlőtlenségi tartalommal, entrópieleméleti alapokon. A kulcsformula a többváltozós statisztika „generalized variance” mértéke, mely esetünkben egy speciális entrópia tartalmú kovarianciamátrixra vonatkozik. Mivel a kovarianciamátrix általánosságban csoportok esetén dezaggregálható belső és külső faktorok összegére, ezért a javasolt egyenlőtlenségi mutató is megadható külső és belső hatások eredőjeként. Így a javasolt módszerrel vizsgálható a különböző dimenziójú szegénységi küszöbök diszkriminatív hatása a szegénységi mérték tekintetében vagy az adott társadalmi-gazdasági csoportosítás prediktív ereje. Mindezen túl az egyes csoportok relatív hozzájárulása a belső egyenlőtlenséghez is elemezhető.

Irodalom

ALKIRE, S. – FOSTER, J. E. [2009]: *Counting and Multidimensional Poverty Measurement*. Working Paper 32. Oxford Poverty & Human Development Initiative. Oxford.

- ANAND, S. [1977]: Aspects of Poverty in Malaysia. *Review of Income and Wealth*. Vol. 23. No. 1. pp. 1–16.
- ANAND, S. – SEN, A. [1997]: *Concepts of Human Development and Poverty: A Multidimensional Perspective*. Human Development Papers. United Nation. New York.
- ARAAR, A. [2009]: *The Hybrid Multidimensional Index of Inequality*. Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi. Working Paper 09-45. October.
- ARISTONDO, O. – VEGA, L. – URRUTIA, A. [2008]: A New Multiplicative Decomposition for the Foster-Greer-Thorbecke Poverty Indices. *Bulletin of Economic Research*. Vol. 62. No. 3. pp. 259–167.
- ATKINSON, A. B. [1987]: On the Measurement of Poverty. *Econometrica*. Vol. 55. No. 3. pp. 749–764.
- ATKINSON, A. B. [2003]: Multidimensional Deprivation: Contrasting Social Welfare and Counting Approaches. *Journal of Economic Inequality*. Vol. 1. No. 1. pp. 51–65.
- BLACKORBY, C. – DONALDSON, D. [1980]: Ethical Indices for the Measurement of Poverty. *Econometrica*. Vol. 48. No. 4. pp. 1053–1060.
- BLACKORBY, C. – DONALDSON, D. [1984]: Ethically Significant Ordinal Indexes of Relative Inequality. *Advances in Econometrics*. Vol. 3. No. 4. pp. 131–147.
- BOSSERT, W. – CHAKRAVARTY, S. R. – D'AMBROSIO, C. [2009]: *Measuring Multidimensional Poverty: The Generalized Counting Approach*. www.ecineq.org/ecineq_ba/papers/Dambrosio.pdf
- BOURGUIGNON, F. [1979]: Decomposable Income Inequality Measures. *Econometrica*. Vol. 47. No. 4. pp. 901–920.
- BOURGUIGNON, F. – CHAKRAVARTY, S. R. [2003]: The Measurement of Multidimensional Poverty. *Journal of Economic Inequality*. Vol. 1. No. 1. pp. 25–49.
- CHAKRAVARTY, S. R. [1983]: Ethically Flexible Measures of Poverty. *Canadian Journal of Economics*. Vol. 16. No. 1. pp. 74–85.
- CHAKRAVARTY, S. R. [1997]: On Shorrocks Reinvestigation of the Sen Poverty Index. *Econometrica*. Vol. 65. No. 5. pp. 1241–1242.
- CHAKRAVARTY, S. R. – MUKHERJEE, D. – RENADE, R. R. [1998]: On the Family of Subgroup and Factor Decomposable Measures of Multidimensional Poverty. *Research on Economic Inequality*. Vol. 8. pp. 175–194.
- CHAKRAVARTY, S. – DEUTSCH, J. – SILBER, J. [2008]: On the Watts Multidimensional Poverty Index and its Decomposition. *World Development*. Vol. 36. No. 6. pp. 1067–1078.
- CLARK, S. – HEMMING, R. – ULPH, D. [1981]: On Indices or for the Measurement of Poverty. *The Economic Journal*. Vol. 91. No. 362. pp. 515–526.
- COWELL, F. [2005]: *Theil, Inequality Indices and Decomposition*. ECINEQ 2005-1. Working Paper. ECINEQ Society for the Study of Economic Inequality. London.
- COWELL, F. A. [1977]: *Measuring Inequality*. Phillip Allan. Oxford.
- COWELL, F. A. [2009]: *Measuring Inequality. Part of the series LSE Perspectives in Economic Analysis*. Oxford University Press. Oxford.
- COWELL, F. A. – KUGA, K. [1981a]: Additivity and the Entropy Concept: An Axiomatic Approach to Inequality Measurement. *Journal of Economic Theory*. Vol. 25. No. 1. pp. 131–143.
- COWELL, F. A. – KUGA, K. [1981b]: Inequality Measurement: An Axiomatic Approach. *European Economic Review*. Vol. 15. No. 3. pp. 287–305.

- COWELL, F. – FIORIO, C. [2010]: *Inequality Decompositions*. Gini Discussion Paper 4, December. Growing Inequalities' Impacts. University of Amsterdam. Amsterdam.
- DAGUM, C. [1997]: A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio. *Empirical Economics*. Vol. 22. No. 4. pp. 515–531.
- DARDANONI, V. [1996]: On Multidimensional Inequality Measurement. In: *Dagum, C. – Lemmi, A.* (eds.): *Research on Economic Inequality: Income Distribution, Social Welfare, Inequality and Poverty*. Vol. 6 of Research on Economic Inequality. JAI Press Inc. pp. 201–205.
- DUCLOS, J.-Y. – SAHN, D. E. – YOUNGER, S. D. [2006]: Robust Multidimensional Poverty Comparisons. *The Economic Journal*. Vol. 116. No. 514. pp. 943–968.
- ÉLTETŐ, Ö. – FRIGYES, E. [1968]: New Inequality Measures as Efficient Tools for Causal Analysis and Planning. *Econometrica*. Vol. 36. No. 2. pp. 383–396.
- ÉLTETŐ Ö. – HAVASI É. [2009]: A hazai jövedelemegyenlőtlenség főbb jellemzői az elmúlt fél évszázad jövedelmi felvételei alapján. *Statisztikai Szemle*. 87. évf. 1. sz. 5–40. old.
- FERGE ZS. [1969]: *Társadalmunk rétegződése: elvek és tények*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- FOSTER, J. E. – SHNEYEROV, A. A. [1999]: A General Class of Additively Decomposable Inequality Measures. *Economic Theory*. Vol. 14. No. 1. pp. 89–111.
- FOSTER, J. E. [2007]: *A Class of Chronic Poverty Measures*. Working Paper No. 07-W01. Vanderbilt University. Nashville.
- FOSTER, J. E. – GREER, J. – THORBECKE, E. [1984]: A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*. Vol. 52. No. 3. pp. 761–767.
- FOSTER, J. E. – SEN, A. [1997]: *On Economic Inequality After a Quarter Century*. Calendron Press. Oxford.
- GAJDOS, T. – WEYMARK, J. [2003]: *Multidimensional Generalized Gini Indices*. Working Paper No. 16. Applied Mathematics Working Paper Series. Vanderbilt University. Nashville.
- HAGENAARS, A. [1987]: A Class of Poverty Indices. *International Economic Review*. Vol. 28. No. 3. pp. 583–607.
- HAJDU O. [1997]: *A szegénység mérőszámai*. KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat. Budapest.
- HAJDU, O. [1999]: On the Deprivation-Sensitive Measurement of Poverty. *Hungarian Statistical Review*. Special number 3. pp. 15–22.
- HAJDU O. [2003]: *Többváltozós statisztikai számítások*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HAJDU, O. [2009]: Poverty, Deprivation, Exclusion: A Structural Equations Modelling Approach. *Hungarian Statistical Review*. Special number 13. pp. 90–102.
- HAJDU O. [2010]: Sajátértékek a statisztikában. *Statisztikai Szemle*. 88. évf. 7–8. sz. 773–788. old.
- HAMADA, K. – TAKAYAMA, N. [1978]: Censored Income Distributions and the Measurement of Poverty. *Bulletin of the International Statistical Institute*. Vol. 47. No. 1. pp. 617–623.
- HUNYADI L. [2001]: *Statisztikai következtetésemélet közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KAKWANI, N. C. [1980]: On a Class of Poverty Measures. *Econometrica*. Vol. 48. No. 2. pp. 437–446.
- KAKWANI, N. C. – SILBER, J. [2008]: *Quantitative Approaches to Multidimensional Poverty Measurement*. Palgrave MacMillan. Basingstoke.
- KOBUS, M. [2011]: *Attribute Decomposability of Inequality Indices via Copula*, <http://coin.wne.uw.edu.pl/mkobus/Attribute.pdf>

- LUGO, M. A. [2005]: *Comparing Multidimensional Indices of Inequality: Methods and Application*. ECINEQ WP 2005-14. ECINEQ Society for the Study of Economic Inequality.
- LUGO, M. A. – MAASOUMI, E. [2008]: *Multidimensional Poverty Measures from an Information Theory Perspective*. ECINEQ 85. ECINEQ Society for the Study of Economic Inequality.
- MAASOUMI, E. [1986]: The Measurement and Decomposition of Multidimensional Inequality, *Econometrica*. Vol. 54. No. 4. pp. 991–997.
- MIHALECZKY GY. [1986]: A többdimenziós normális eloszlás várhatóérték-vektorára és szórásmatrixára vonatkozó becslés és hipotézisvizsgálat. In: *Móri F. T. – Székely J. G. (szerk.): Többváltozós statisztikai analízis*. Műszaki Könyvkiadó. Budapest. pp. 49–69.
- MUSSARD, S. – SEYTE, F. – TERRAZA, M. [2003]: Decomposition of Gini and the Generalized Entropy Inequality Measures. *Economics Bulletin*. Vol. 4. No. 7. pp. 1–6.
- RAVALLION, M. [2011]: *On Multidimensional Indices of Poverty*. Policy Research Working Paper 5580. The World Bank Development Research Group Director’s Office. February.
- SEN, A. K. [1976]: Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. *Econometrica*. Vol. 44. No. 2. pp. 219–231.
- SHANNON, C. E. [1948]: A Mathematical Theory of Communication. *The Bell System Technical Journal*. Vol. 27. July pp. 379–423; October pp. 623–656.
- SHORROCKS, A. F. [1980]: The Class of Additively Decomposable Inequality Measures. *Econometrica*. Vol. 48. No. 3. pp. 613–625.
- SHORROCKS, A. F. [1995]: Revisiting the Sen Poverty Index. *Econometrica*. Vol. 63. No. 5. pp. 1225–1230.
- SPÉDER, ZS. [2002]: *A szegénység változó arcai*. Századvég Kiadó. Budapest.
- SZIVÓS P. – TÓTH ISTVÁN GY. [2001]: *A jövedelmi szegénység: trend és profil 2000-ben*. *Statisztikai Szemle*. 79. évf. 10–11. sz. 848–861. old.
- TAKAYAMA, N. [1979]: Poverty, Income Inequality and Their Measures: Professor Sen’s Axiomatic Approach Reconsidered. *Econometrica*. Vol. 47. No. 3. pp. 747–759.
- THEIL, H. [1967]: *Economics and Information Theory*. North-Holland Publishing Company. Amsterdam.
- THON, D. [1979]: On Measuring Poverty. *Review of Income and Wealth*. Vol. 25. No. 4. pp. 429–440.
- THORBECKE, E. [2008]: Multidimensional Poverty: Conceptual and Measurement Issues. In: *Kakwani, N. – Silber, J. (eds.): The Many Dimensions of Poverty*. Palgrave Macmillan. New York.
- TÓTH ISTVÁN GY. [2003]: Jövedelemegyenlőtlenségek – tényleg növekszenek, vagy csak úgy látjuk? *Közgazdasági Szemle*. 50. évf. 3. sz. 209–234. old.
- TSUI, K. Y. [1995]: Multidimensional Generalizations of the Relative and Absolute Inequality Indices: The Atkinson-Kolm-Sen Approach. *Journal of Economic Theory*. Vol. 67. No. 1. pp. 251–265.
- TSUI, K. Y. [1999]: Multidimensional Inequality and Multidimensional Generalized Entropy Measures: An Axiomatic Derivation. *Social Choice and Welfare*. Vol. 16. No. 1. pp. 145–157.
- TSUI, K. Y. [2002]: Multidimensional Poverty Indices. *Social Choice and Welfare*. Vol. 19. No. 1. pp. 69–93.
- VEGA, C. L. – URRUTIA, A. – DIEZ, H. [2009]: *The Bourguignon and Chakravarty Multidimensional Poverty Family: A Characterization*. ECINEQ WP 2009–109. ECINEQ Society for the Study of Economic Inequality.

- VEGA, C. L. – URRUTIA, A. – VOLIJ, O. [2011]: *An Axiomatic Characterization of the Theil Inequality Ordering*. Monaster Center for Economic Research. Ben-Gurion University of the Negev. Beer Sheva.
- WATTS, H. W. [1968]: An Economic Definition of Poverty. In: *Moynihan, D. P. (ed.): On Understanding Poverty*. Basic Books. New York.
- ZHENG, B. [1997]: Aggregate Poverty Measures. *Journal of Economic Surveys*. Vol. 11. No. 2. pp. 123–162.
- ZHENG, B. [2005]: *Unit-Consistent Decomposable Inequality Measures*. Working Paper No. 05-02. University of Colorado. Denver.

Summary

The paper introduces a new multivariate methodology for measuring multidimensional inequality. The method proposed is based on the information theory generalized entropy indices and gives a composite inequality measure of a multivariate oblique space. The key formula is the so-called generalized variance metric applied to the special Theil covariance matrix yielding a between-within effects decomposable index of the total inequality. Even in the case of only one dimension, the new approach is multi (two) variate based. In addition, given a (socio-economic) segmentation of the population, the contribution of an individual group to the "within-groups" inequality can also be quantified and ranked. Finally, the new inequality approach applied to a censored distribution yields a multivariate-multidimensional poverty measurement. Dimension-specific poverty lines or aggregate attribute poverty lines are also allowed.

Sztochasztikus ciklikus munkaerő-áramlás a visegrádi országokban*

Morvay Endre,
a Budapesti Corvinus Egyetem
PhD-hallgatója
E-mail: endre.morvay@uni-
corvinus.hu

A tanulmány a visegrádi országok munkaerőpiacait empirikus közelítésben vizsgálja a negyedéves munkanélküliségi és inaktivitási ráták trendjeinek elemzésével 2000 I. negyedévévelől 2010 IV. negyedévéig. A Szerző *Shimer* módszerével (*Shimer* [2007]) állászerzési és állásvesztési rátákat és valószínűségeket számol az egyes országokra, összehasonlítja a GDP, az átmenetvalószínűségek és az ún. munkaerő-piaci változók ciklikus alakulását. Az eredményeket összeveti az Egyesült Államok munkaerő-piaci megfigyeléseivel. A ciklikusság vizsgálatának eredményeiből következtetést von le az inaktívok áramlásainak fontosságáról.

TÁRGYSZÓ:
Munkaerő-áramlás.
Sztochasztikus folyamatok.
Statisztikai következtetésemélet.

* Ezúton is szeretném megköszönni *Móczár Józsefnek*, PhD-témavezetőmnek, a Budapesti Corvinus Egyetem (BCE) professzorának a tanulmány szerkesztésében, a módszertani és közgazdasági fogalmak tisztázásában és a tanulmány megírásában nyújtott önzetlen segítségét. Továbbá köszönettel tartozom *Galasi Péternek*, a BCE professzorának a kutatásaim során nyújtott bátorításáért és *Hunyadi Lászlónak*, a BCE professzorának, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztőjének a tartalmi kérdésekben tett megjegyzéseikért.

A modern piacgazdaságban a globalizáció, a technikai haladás, a termelési és pénzügyi innovációk stb. következtében a munkaerőpiacon állandó változások figyelhetők meg. Egyes iparágak térhódítása, míg mások háttérbe kerülése, leépülése természetes módon befolyásolja az állásteremtést és -rombolást. Mindezek a folyamatok pedig meghatározzák az állásszerzést és állásvesztést, hatással vannak az aktívvá, illetve inaktívvá válási szándéokra is, és az állásvesztésen (beáramlás) és az állásszerzésen (kiáramlás) keresztül hatnak a munkanélküliek számának alakulására.

Az állásszerzési (kilépési) és állásvesztési (belépési) ráták és valószínűségek becslése és elemzése a munkanélküliség folyamatainak megértéséhez, a kiváltó okok tüzetesebb megismeréséhez elengedhetetlen. Ezek az elemzések főleg a *keresési-párosítási modellek* megjelenése után, azok empirikus tesztelésével¹ kerültek előtérbe (Horváth [2006], Morvay [2012]). Az empirikus elemzésekben a ciklikus viselkedés szorosan kötődik az állásszerzés és állásvesztés munkanélküliségre kifejtett hatásainak vizsgálatához. E kapcsolat vizsgálatával egy következő tanulmányban kívánok foglalkozni. Jelen célkitűzésünk csupán az átmenetvalószínűségek és átmenetráták becslése az egyes visegrádi országok adatbázisán, továbbá az időbeli változásuk és ciklikus viselkedésük elemzése és összehasonlítása.

Shimer ([2005], [2007]) módszere az állásvesztési és állásszerzési ráták meghatározására és eredményei újabb lökést adtak az ilyen irányú kutatásoknak. *Hall* [2005], *Fujita* és *Ramey* [2008] valamint *Yashiv* [2008] is vizsgálta az állásszerzési és állásvesztési ráták dinamikáját, ciklikus viselkedését az Egyesült Államokban. *Davis*, *Faberman* és *Haltiwanger* [2006] az elbocsátások és az álláselhagyás szeparáción belüli elkülönítését tartották fontosnak. Ezt a kutatási irányt követve *Elsby*, *Michaels* és *Solon* [2009] a munkanélkülieket érintő munkaerő-piaci áramlások összetevőinek eltérő ciklikus viselkedését hangsúlyozva, a munkanélküliek között elkülönítve vizsgálta az elbocsátottak, az álláselhagyók és a munkanélkülivé váló inaktívok áramlásait, állásvesztési (belépési) és állásszerzési (kilépési) rátáit.

A visegrádi országok munkaerő-piaci elemzései között hasonló vizsgálatok nem találhatók. *Münich* és *Svejnár* [2006] vizsgálata a cseh és szlovák munkanélküliség okát egyrészt a jelentős áramlásokkal jellemezett struktúraváltás folyamatának, másrészt (vagy) az alacsony munkaerő-keresletnek (álláshirdetésnek) tulajdonította. A lengyeleknél inkább a nem hatékonyan működő munkaerőpiac okozott gondokat, aminek következtében fontos szerepet játszanak az intézmények és intézkedések. A lengyel munkaerőpiacon *Góra* és *Walewski* [2002] vizsgálatai az inaktívokat érintő

¹ Horváth [2006] tanulmánya, a keresési-párosítási modellek keretében az egyesült államokbeli és a spanyol munkanélküliségnek és összetevőinek idősorait az egyes intézményrendszerek magyarázóváltozóinak függvényében vizsgálja.

áramlások fontosságát hangsúlyozzák. Később *Strawinski* [2008] már az előzőkben említett Shimer-módszerrel és újabb eljárásokkal vizsgálta a lengyel munkaerő-piaci változók dinamikáját.

A magyar munkaerő-piaci vizsgálatok között a regisztrált munkanélküliek elhelyezkedését vizsgálva *Galasi* [2003] megállapította, hogy a munkanélküliek kilépési (állászerzési) rátája alacsony, míg az egyes inaktív csoportok elhelyezkedési esélyei kedvezőbbek a munkanélküliek elhelyezkedési esélyeinél. *Galasi* [1996] a segély pozitív és negatív hatásait vizsgálta az álláskeresésre, ugyanakkor *Galasi* és *Nagy* [2003] vizsgálata szerint az elhelyezkedést csak kis mértékben csökkenti a segélyezés. *Micklewright* és *Nagy* [2001] a munkanélküliség növekvő időtartamával az álláskeresés feladását, valamint a helyi körülmények jelentős befolyását mutatták ki. *Kézdi*, *Horváth* és *Hudomiet* [2005] az országban megfigyelhető nagyarányú inaktivitást tartják az alacsony munkanélküliség okának, ami *Pula* [2005] és *Cseres-Gergely* [2007] szerint a puha segély- és a nyugdíjrendszernek (a rokkant- és a nyugdíjkorhatár előtti nyugdíjazásnak) tulajdonítható. Ugyanakkor a munkaerő-piaci aktivitás 1997 óta kedvezően alakult, ami *Kátay* és *Nobilis* [2009] számítási eredményei szerint elsősorban az öregségi nyugdíjrendszert szigorúbbá tevő intézkedéseknek és a növekvő iskolázottságnak köszönhető. *Cseres-Gergely* [2011] olyan „gereblyézési eljárást” mutat be, amivel korrigálja „a munkanélküliség és foglalkoztatás közötti átmenetek esetében a közel 20 százalékos inkonzisztens eltérést” (i. m. 499. old.).

Tanulmányomban a foglalkoztatottak és munkanélküliek közötti munkaerő-áramlások, az aktívak és inaktívak számának stb. dinamikai vizsgálatát sztochasztikus empirikus közelítésben végzem el, mégpedig az egyes visegrádi országokra az elmúlt évtizedben elérhető adatbázison. Kvantitatív vizsgálataim az alkalmazott valószínűségelméleten, vagyis a statisztikai következtetéselméleten alapulnak (*Hunyadi* [2001]). Az 1. fejezetben bemutatom a visegrádi országok munkaerő-felmérési eljárásait, módszereit, a 2. fejezetben pedig a munkanélküliség és inaktivitás trendjeit, különbségeit. A 3. fejezetben ismertetem a Shimer-módszert, kiszámítom az állászerzési és állásvesztési valószínűségek átlagos értékeit, és ezek alapján elemzem az egyes visegrádi országok közötti különbségeket. A 4. fejezetben az átmenetvalószínűségek sztochasztikus ciklikus tulajdonságait statikus korrelációs számítások alapján vizsgálom.

1. Módszertani előzmények

Mínt hogy a tanulmány a munkaerő-piaci státusok (munkanélküliek és foglalkoztatottak) közötti áramlásokat vizsgálja, ezért röviden bemutatjuk az egyes visegrádi

országok munkaerő-felmérési módszereit, az azokból származó adatsorok és fogalmak főbb jellemzőit.

A munkaerő-felmérések az ILO tanácsai szerint elkészített reprezentatív mintavételen alapulnak, amelynek során a véletlenszerűen kiválasztott háztartásokban élő 15 évnél idősebb családtagok munkaerő-piaci státusát mérik fel. A minta több részmintából áll, amelyeket országonként más és más elvek szerint folyamatosan rotálnak, minden negyedévben új részmintát vonnak be a megkérdezésbe. A statisztikai mutatókat az aktuális demográfiai adatokra számítják ki.

Csehországban és Szlovákiában a rotációs eljárás megegyezik. Csehországban 25 ezer háztartást és közel 50 ezer 15 évnél idősebb családtagot, míg Szlovákiában 10 ezer háztartást és 30 ezer családtagot kérdeznek meg. A véletlenszerűen kiválasztott háztartások öt egymást követő negyedévben szerepelnek a mintában. Egy negyedév mintája öt részmintából áll, a minta 20 százaléka minden negyedévben kicserélődik (*Český statistický úřad* [2012], *Štatistický úrad Slovenskej republiky* [2012]).

Lengyelországban a megkérdezett háztartások száma meghaladja az 54 ezret. Minden egyes negyedév mintája négy részmintából áll. Az adott negyedévben két olyan részminta szerepel, amelyek az előző negyedévben is szerepeltek a mintában, továbbá szerepel még egy új részminta, valamint egy olyan részminta is, amely nem szerepelt a mintában az előző negyedévben és pontosan egy éve került a rendszerbe. Mindez azt jelenti, hogy két egymást követő időszakban a minta 50 százaléka azonos (*Główny Urząd Statystyczny* [2012]).

Magyarországon 1998 és 2002 között a felmérésben részt vevő háztartások száma 33 ezer volt, a családtagok száma 66 ezer. 2003-tól a megkérdezett háztartások száma 30 ezerre csökkent, ami közel 60 ezer családtagot érint. Ha egy háztartás bekerül a mintába, akkor egymást követő hat negyedévben szerepel benne. A minta hat rotációs hullám egyesítése, egyhatoda pedig negyedévente egyszerű rotációs eljárással kicserélődik.

A munkaerő-felmérés egységes ILO-gyakorlata szerint egy korosztályon belül *munkanélkülinek* számít az az egyén, aki a vizsgált héten semmilyen kereső tevékenységet nem folytat (nem dolgozik), a vizsgálatot megelőző négy hét folyamán aktívan állást keresett és két héten belül munkába tud állni, vagy már talált három hónapon belül betölthető állást (2000 előtt ez utóbbi 30 nap volt). *Foglalkoztatottnak* számítanak azok a személyek, akik a referenciahéten legalább egy óra időtartamú olyan jellegű munkát végeztek, amely jövedelmet biztosított számukra. Ezeken kívül a vállalkozók családi kisegítői, katonák és civilszolgálatot végzők is idetartoznak. Továbbá, foglalkoztatottnak minősülnek a referenciahéten állással rendelkező, de a munkahelyüktől átmenetileg távol maradók (ennek oka lehet: egészségügyi probléma, szabadság, szülési szabadság, iskolázás, felmondási idő töltése, munkáltató átmeneti munkaszüneteltetése, kedvezőtlen időjárás és sztrájk), kivételt képez a gyermekgondozási szabadság és a hosszabb (három hónapot meghaladó) időtartamú fize-

tetlen vagy a fizetés 50 százalékát nem meghaladó díjazású szabadság. 2002-ben a sorkatonák kikerültek a foglalkoztatottak közül. A foglalkoztatottak és a munkanélküliek együtt alkotják a munkaerő-állományt, vagyis a népesség munkaerőpiacon *aktív* hányadát. Az adott korosztályhoz tartozó népesség fennmaradó hányada az *inaktív* csoportjába tartozik. A csoportba tartoznak a megkérdezés hetében nem dolgozó, állást aktívan nem kereső egyének, vagy az olyan személyek, akik két héten belül nem tudnak munkába állni. Az inaktívok speciális csoportját képezik a passzív munkanélküliek, akik nem keresnek aktívan állást. Az inaktívok táborába tartoznak többek között a tanulók, a nyugdíjasok, a háztartásbeliek és a gyermeküket gondozók (KSH [2006]).

Az Eurostat a munkanélküliek számát a munkanélküliség időtartama szerint is közli (csoportok: kevesebb mint 1 hónap, 1–2 hónap, 3–5 hónap, 6–11 hónap, 12–17 hónap, 18–23 hónap, 24–47 hónap, 48 hónap felett). A kilépési és belépési valószínűségek (ráták) számításához szükségünk lesz az ún. rövid távú munkanélküliek számára. A rövid távú munkanélküliek számát a negyedéves adatsorok miatt a három hónapnál rövidebb ideje (az első két csoportba tartozó) munkanélküliek száma adja.

Az inaktívok állományát az inaktivitási okok szerint csoportosíthatjuk. Az Eurostat az inaktívok három csoportját különíti el. Az első csoportba a dolgozni nem kívánók; a másodikba a dolgozni kívánók, de állást nem keresők; míg a harmadik csoportba az álláskereső inaktívok tartoznak, akik nem minősülnek az ILO szabályai szerint munkanélkülinek.

Vizsgálatainkhoz az Eurostat adatbázisában elérhető (http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database), a munkaerő-felmérés 15-64, valamint 25-59 éves korosztályokra vonatkozó negyedéves adatsorait használtuk fel. Ezek az adatsorok az egyes országok esetében különböző időszakokra állnak rendelkezésre: a cseh adatok 1998 első negyedévéétől, a lengyel 2000 első negyedévéétől, a magyar és a szlovák 1999 első negyedévéétől. A munkaerő-piaci folyamatokat az előbbi időpontoktól 2010 negyedik negyedévéig vizsgáljuk mindegyik visegrádi országban.

2. Munkanélküliség és inaktivitás a visegrádi országokban

A munkaerőpiacok jellemzésének három leggyakrabban használt rátája a munkanélküliségi, a foglalkoztatási és az inaktivitási ráta. A három ráta alakulása eltérő, bár egymáshoz szorosan kötődő jellemzőkre összpontosítva írja le a munkaerő-piaci folyamatok időbeli alakulását.

1. táblázat

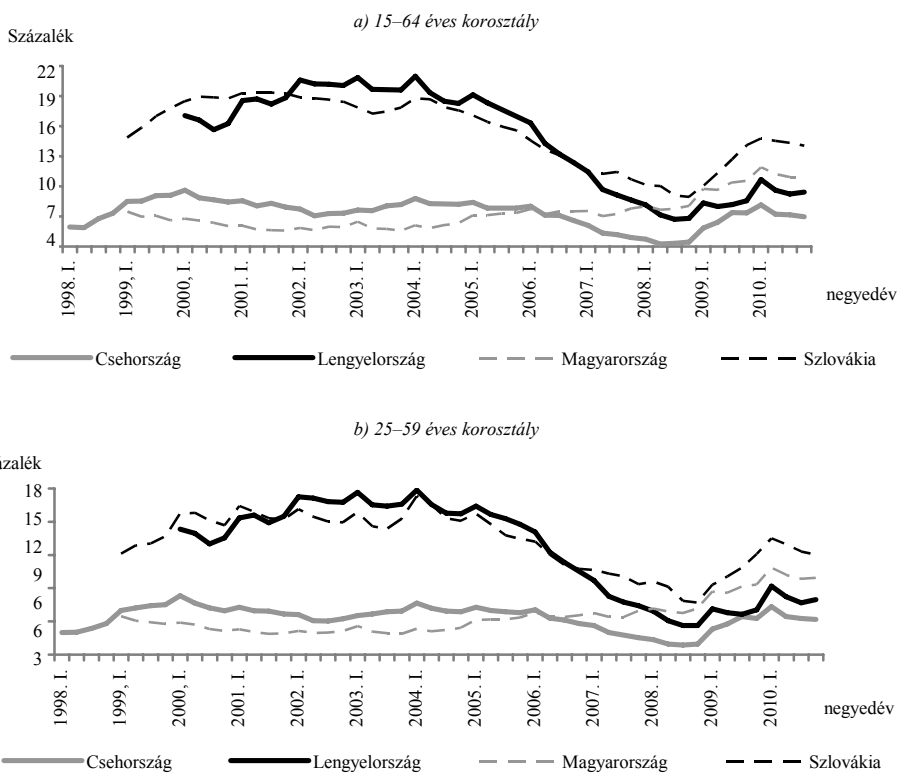
A 15–64 és 25–59 korosztályok munkanélküliségi rátáinak statisztikai jellemzői a visegrádi országokban (százalék)

Ország	Átlag		Minimum		Maximum	
	15–64	25–59	15–64	25–59	15–64	25–59
	éves					
Csehország	7,3	6,3	4,3	3,9	9,6	8,3
Lengyelország	14,7	12,4	6,7	5,6	21,0	17,9
Magyarország	7,4	6,5	5,6	4,9	11,9	10,9
Szlovákia	15,5	13,2	8,7	7,7	19,9	17,3

Megjegyzés: Az átlag a megfigyelt időszak negyedéves adatainak számtani átlagát jelöli.

Forrás: Saját számítások az Eurostat adatai alapján.

1. ábra: Az egyes korosztályok munkanélküliségi rátáinak alakulása a visegrádi országokban



Forrás: Eurostat adatbázisa.

Az 1. ábra és az 1. táblázat is azt tükrözi, hogy a munkaerőpiac helyzete a cseh esetben a legkedvezőbb. A cseh átlagos munkanélküliség 7,3 százalék volt a 15–64 évesek és 6,3 százalék a 25–59 évesek körében. Az alacsony érték annak eredményeként következett be, hogy a mutató az 1998-tól tartó jelentősebb növekedése ellenére egyik negyedévben sem haladta meg a 10 százalékot, míg a gyorsuló gazdasági növekedés időszakában (főleg 2006-ban és 2007-ben) jelentősen csökkent, ami csak a válság éveiben fordult meg.

A lengyel munkanélküliségi ráta viszont az egyik legmagasabb volt Európában. A 2000. I. negyedévtől 2010. IV. negyedévig terjedő időszakban a lengyel mutató átlaga 14,7 százalék volt a 15–64 éves korosztályban, míg a 25–59 évesek körében több mint 2 százalékponttal alacsonyabb volt. Ezt a magas átlagot az okozta, hogy a mutató csupán 2006 második negyedévéből csökkent 15 százalék alá. Viszont ebben az időszakban a lengyel munkanélküliségi ráta az egyre gyorsuló gazdasági növekedés hatására jelentősen csökkent, minimális értékét pedig a cseh esethez hasonlóan a globális válság előtt érte el.

A munkanélküliségi ráták alakulását tekintve Magyarország mutatója a többi visegrádi országtól merőben eltérően alakult. (Lásd az 1. ábrát.) Csehország munkanélküliségi rátájának átlagos értékét Magyarország mutatója követi. Mindez a stabil gazdasági növekedés időszakában (1999 és 2004 között) felvett alacsony rátaértékeknek tulajdonítható, amit azonban az utóbbi időszak számainak kedvezőtlen alakulása váltott fel. Ugyan a reál GDP még 2004 és 2006 között is viszonylag stabilan növekedett, a munkanélküliségi ráta kisebb stagnálását leszámítva, már 2003 óta növekedő trendet mutat. A globális válság Magyarország esetében csak annyiban hozott újat, hogy a munkanélküliségi ráta még nagyobb mértékű növekedését eredményezte, így 2009 III. negyedévéből meghaladta a 10 százalékot.

A legmagasabb átlaggal a szlovák munkaerőpiac jellemezhető. Ez a 15–64 évesek körében 15,5 százalékot, a 25–59 évesek körében pedig 13,2 százalékot jelent. A magas átlag itt is annak tudható be, hogy 1999 és 2006 eleje között a ráta értéke meghaladta a 15 százalékot. Ugyan a szlovák gazdaság 2001 óta jelentős mértékben növekedett, a munkanélküliségi ráta csökkenő trendje azonban csak 2004 elejétől figyelhető meg. Mindez azt sugallja, hogy a munkanélküliség alakulásában az FDI-beáramlásnak és a foglalkoztatás rugalmas reakcióját lehetővé tevő reformoknak is jelentős szerepe lehetett. A globális válság leginkább a szlovák munkaerőpiacot sújtotta: a munkanélküliségi ráta a minimális 8,7 százalékról 2010 I. negyedévére több mint 6 százalékponttal nőtt.

Összességében elmondható, hogy bár jelentős különbségek figyelhetők meg az átlagos értékek között, de a folyamatok azt mutatják, hogy az országok között meglévő különbségek jelentősen csökkentek, mindenképp a szlovák és a lengyel gazdaságot jellemző gyors gazdasági növekedés miatt. A cseh, lengyel és szlovák gazdaságot csaknem szinkronban lévő folyamatok jellemzik, amit az is mutat, hogy a rátaik értékének minimumát esetükben 2008-ban, a globális gazdasági válságot közvetlenül megelőző negyedévekben vették fel.

2. táblázat

A 15–64 és 25–59 korosztályok inaktivitási rátáinak statisztikai jellemzői a visegrádi országokban
(százalék)

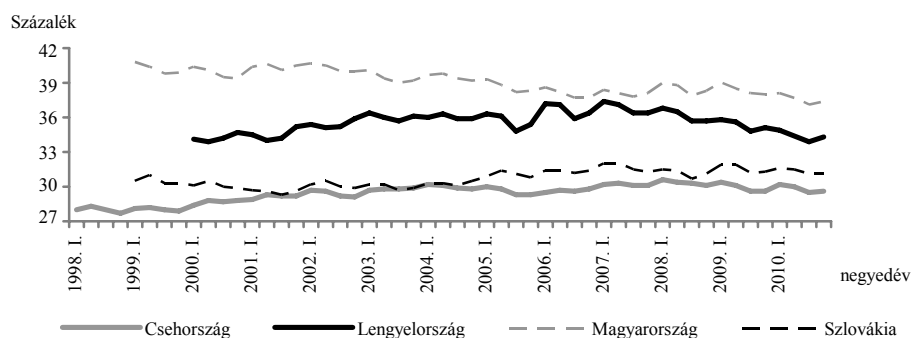
Ország	Átlag		Minimum		Maximum	
	15–64	25–59	15–64	25–59	15–64	25–59
	éves					
Csehország	29,4	15,4	27,7	14,2	30,6	16,2
Lengyelország	35,6	22,7	33,9	20,6	37,4	24,7
Magyarország	39,1	25,6	37,1	22,2	40,8	29,4
Szlovákia	30,7	16,0	29,3	14,4	32,0	17,5

Megjegyzés: Az átlag a megfigyelt időszak negyedéves adatainak számtani átlagát jelöli.

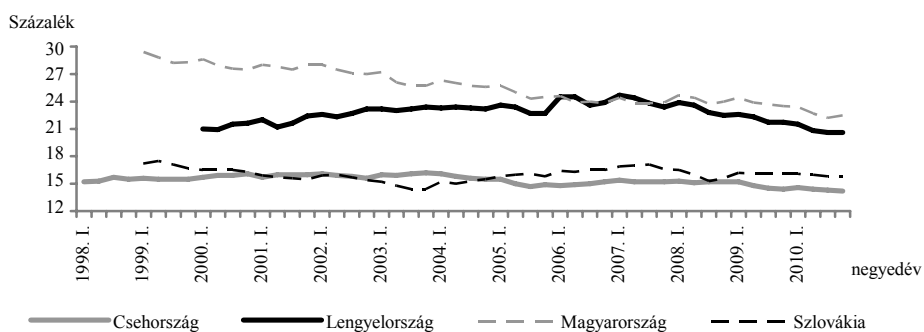
Forrás: Saját számítások az Eurostat adatai alapján.

2. ábra. Az egyes korosztályok inaktivitási rátáinak alakulása a visegrádi országokban

a) 15–64 éves korosztály



b) 25–59 éves korosztály



Forrás: Eurostat adatbázisa.

Az inaktivitási ráta alakulásában a gazdasági folyamatok mellett fontos szerepet játszik a népesség változása, a különböző korosztályok eltérő jellemzői (továbbtanulási döntés, munkavállalási szándék) és természetesen a jóléti intézményrendszer család-támogatási, munkaerő-piaci elemei is. Az inaktivitási rátákban (lásd a 2. táblázatot és a 2. ábrát), a munkanélküliségi rátákhoz hasonlóan jelentős különbségek figyelhetők meg az egyes országok között, azzal együtt is, hogy az alacsonyabb rátákkal jellemzett Csehországot és Szlovákiát a ráta enyhe növekedése, míg Magyarországot és Lengyelországot (utóbbit főleg 2007 után) a ráta csökkenése jellemezte.

A két vizsgált korosztályban a legalacsonyabb inaktivitási rátával Csehország rendelkezik. A 15–64 éves korosztályban a ráta átlagos értéke 29,4 százalék, míg a 25–59 évesek körében több mint 14 százalékponttal alacsonyabb. Csehországban az 1997-es valutaváltást szigorú intézkedések, privatizáció és az FDI-beáramlás támogatása követték, mindez 1998 és 2004 között 2 százalékponttal növelte a 15–64 éves korosztály inaktivitási rátáját, ami ezután 30 százalék körül ingadozott. Habár 2004-ben és 2005-ben volt csökkenés, de az ezt követő két évben újra nőtt a ráta értéke.

Lengyelországban az inaktivitási ráta átlagos értéke jóval magasabb, a 15–64 évesek között 35,6 százalék, a 25–59 évesek körében 22,7 százalék volt. Az új évezred első két évében a ráta több mint 2 százalékponttal nőtt. Ezután a ráta 2005 második negyedéve és 2006 első negyedéve között először jelentősen csökkent, majd minden addiginál magasabb értékre, 36,2 százalékra nőtt. A maximumot 2007-ben érte el, majd azt követően folyamatosan csökkent és értéke 2010-ben elérte az új évezred első negyedéveinek értékét.

A két vizsgált korosztályban a legmagasabb inaktivitási ráta Magyarországot jellemzi: 39,1 százalék a 15–64, míg 25,6 százalék a 25–59 évesek körében. Magyarországon a 15–64 éves korosztályban a ráta rövidebb periódusokat leszámítva (2001–2002 és 2008), folyamatosan csökkent és minimális értékét 2010 harmadik negyedévében érte el, ami több mint 3 százalékponttal alacsonyabb volt, mint az 1999 első negyedévében megfigyelt maximuma.

A szlovák ráta átlagértéke a 15–64 évesek körében 30,7 százalék, ami a 25–59 éveseknél 13 százalékponttal alacsonyabb volt. Szlovákiában a ráta értéke 2001 végéig csökkent, amikor is elérte a cseh inaktivitási ráta értékét. Ezután viszont először 2001 és 2002 között, majd 2004 és 2005 között jelentősebben megnőtt, és azóta 31 százalék körül ingadozik.

Összességében az inaktivitási ráta vizsgálata azt sugallja, hogy a különbségek nem csak a fiatalok (15–24 évesek) továbbtanulási szándékaiban és az idősebbek (60–64 évesek) nyugdíjba vonulási szándékában keresendők, hiszen a különbségek ugyanúgy jellemzik a fő munkavállalási korosztálynak tekinthető 25–59 éves korosztályt is. Az inaktivitási ráták közötti különbségek azonban ebben a korosztályban is mérséklődtek. Továbbá a mutató alakulása a cseh, a lengyel és a szlovák esetben is arra utal, hogy ezekben az országokban a késleltetett struktúraváltás is hozzájárulhatott az inaktív

arányának növekedéséhez. A magyar munkanélküliségi ráta viszonylag kedvező értéket elhomályosítja az országot jellemző magas inaktivitás, amiért többen (*Kézdi-Horváth-Hudomiet* [2005]; *Pula* [2005]; *Cseres-Gergely* [2007], [2011]) is arra hívták fel a figyelmet, hogy az országban a tényleges állástalanságokat inkább a nem foglalkoztatottak (munkanélküliek és inaktívok) fogalmával kellene közelíteni. Az inaktívok jelentős népességen belüli aránya miatt, az inaktívok számát érintő áramlások fontosságát hangsúlyozzák, mégpedig a munkanélküliség alakulásának szempontjából. A 2. ábra és a 2. táblázat alapján Lengyelországra is igaz lehet hasonló megjegyzés, azzal a különbséggel, hogy itt azért merőben mást mutatott a munkanélküliségi ráta értéke is.

Az inaktívok munkavállalásának ösztönzése a magas inaktivitási rátával jellemzett magyar és lengyel gazdaság esetében is fontos feladatnak tűnik. Az inaktívok számának alakulása főleg Magyarországon kedvező mindkét vizsgált korosztályban, de az utóbbi években a lengyel inaktívok száma is mérséklődött. A cseh és szlovák munkaerőpiacon a 15–64 éves korosztályban az inaktívok száma kedvezőtlenül alakult, de ezeket a folyamatokat valamelyest ellensúlyozta az a tény, hogy az aktívok száma is emelkedett. A 25–59 éves korosztályban az inaktívok száma egyedül Szlovákiában emelkedett, főleg 2003 után, azaz az utóbbi időszakban egyedül itt voltak megfigyelhetők kedvezőtlen folyamatok. Ezekben a folyamatokban a népességváltozás is fontos szerepet játszik.

3. táblázat

*Az inaktívok és a népességszám közötti korreláció
a visegrádi országokban*

Ország	Korosztályok	
	15–64	25–59
	éves	
Csehország	0,382*	0,413*
Lengyelország	0,252	0,144
Magyarország	0,509*	0,222
Szlovákia	0,161	0,346*

* Az egyoldali tesztek mellett 1 százalékos szinten szignifikáns korrelációkat jelöli (Pearson-féle korrelációs koefficiensek kritikus értékei alapján).

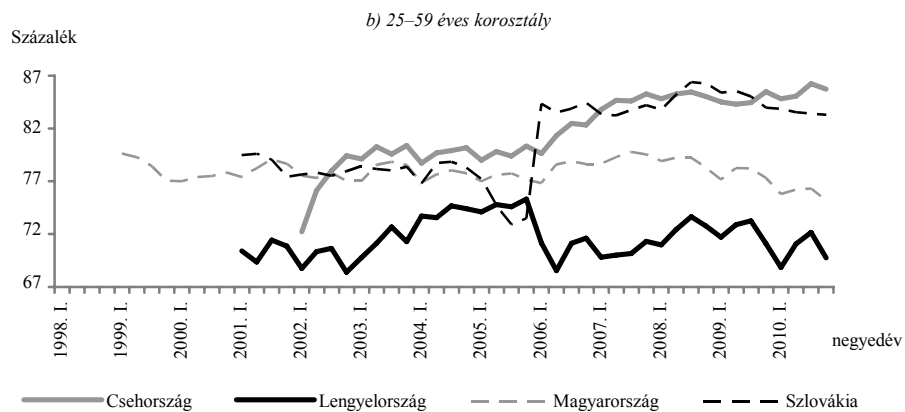
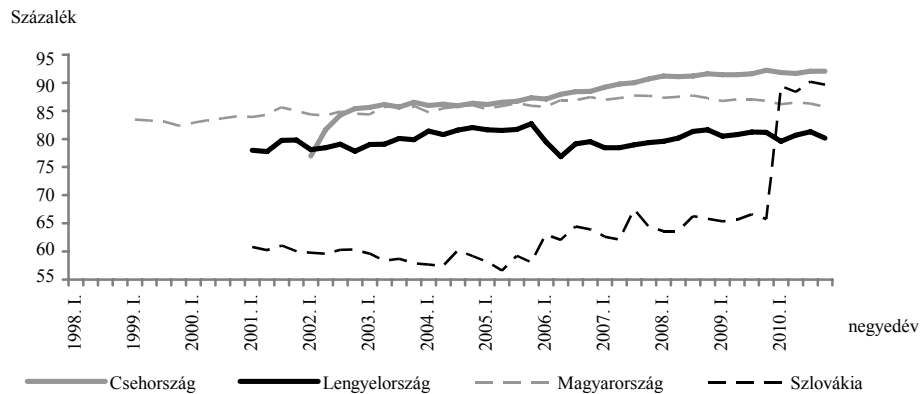
Forrás: Saját számítások az Eurostat adatai alapján.

A 3. táblázatban látható, hogy népességváltozás hatásait az inaktívok változása és a népességváltozás közötti korrelációval² mértük. Csehországban a korreláció mind-

² Az inaktívok és a népesség számát először logaritmizáltuk, majd meghatároztuk a két idősor differenciáit. A következőkben e differenciák közötti korrelációt elemeztük.

két vizsgált korosztályban szignifikáns: a 15–64 éves korosztály esetében 0,382 és a 25–59 évesek körében 0,413. Lengyelországban nem figyelhető meg szignifikáns kapcsolat a két változó között. Magyarországon a kapcsolat szignifikáns a 15–64 éves korosztályban 0,509 értékű, míg Szlovákiában a 25–59 korosztály esetében 0,346 értékű korrelációval. Azokban az esetekben tehát, ahol szignifikáns pozitív értékű korrelációt figyelhetünk meg, ott a népességváltozás ingadozásai azonos irányban befolyásolják az inaktívok számának változását, vagyis a népesség alakulása befolyásolja az inaktívok számát.

3. ábra. A dolgozni nem kívánó inaktívok aránya a 15–64 és 25–59 éves korosztályokban
a) 15–64 éves korosztály



Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

Az inaktívok munkavállalási szándékáról e népességcsoport előzőkben már említett csoportosítása használható. Ebből a szempontból fontos csoportot alkotnak a

munkavállalást elutasító, dolgozni nem kívánó inaktívak. Az inaktívak csoportján belül a dolgozni nem kívánók arányának alakulását a 3. ábrán láthatjuk. Szinte az összes visegrádi országot aggasztja az állást nem akarók aránya az inaktívak között. Ez az arány Csehországban, Magyarországon és újabban már Szlovákiában is igen magas. Csehországban és Szlovákiában is jövőbeli problémákat jelezhet előre a növekvő létszámú inaktív népesség, valamint a dolgozni nem kívánók arányának növekedése. Magyarországon az alacsony aktivitási ráta mellett ez kifejezetten aggasztó jelenség, ugyanis az inaktívak számának csökkenése mellett ez arra utal, hogy az inaktív lakosság fennmaradó részének visszacsábítása a munkaerőpiacra nehéz feladat. Meg kell azonban jegyezni, hogy 2008 óta az inaktív népesség további csökkenése mellett, a dolgozni nem kívánók aránya csaknem 2 százalékponttal csökkent a 15–64 évesek és 4 százalékponttal a 25–59 évesek körében. A lengyeleknél 2007 óta az inaktívak létszámának csökkenése a dolgozni nem akarók arányának növekedésével párosult, igaz, itt az inaktívak létszámcsökkenése nem olyan tartós, mint Magyarországon és ezért a dolgozni nem kívánók aránya még alacsonyabb.

3. Munkaerő-áramlás vizsgálata a visegrádi országokban

A munkaerő-felmérés adataira Shimer [2007] tanulmányában kifejlesztett modell segítségével számítunk kilépési (állászerzési) és belépési (állásvesztési) rátákat és valószínűségeket. Shimer folytonos idejű modellben vizsgálódik, ahol az adatok diszkrét időpontokban állnak rendelkezésre. A modell szerint adott periódusban a munkanélküliek kilépése (állászerzése) és a foglalkoztatottak állásvesztése (belépés a munkanélküliek táborába) Poisson-folyamattal jellemezhető (Wälde [2011] 227., valamint 252–253. old.). A munkanélküliek kilépési rátája $f_t \equiv -\log(1 - F_t)$, ahol F_t az adott időszakra jellemző átlagos kilépési (állászerzési) valószínűség. Hasonlóképpen a foglalkoztatottak állásvesztési (munkanélküliek táborába való belépési) rátájára és valószínűségére (S_t): $s_t \equiv -\log(1 - S_t)$. A munkaerő-piaci folyamatokat, vagyis a munkanélküliek és a rövid távú munkanélküliek számának alakulását a következő kevert differencia-differenciálegyenletek határozzák meg:

$$\dot{u}_{t+\tau} = s_t e_{t+\tau} - f_t u_{t+\tau}, \quad /1/$$

$$\dot{u}_t^s = s_t e_{t+\tau} - f_t u_t^s(\tau), \quad /2/$$

ahol $\dot{u} = \frac{du}{dt}$, t diszkrét időpontokat jelöl, $\tau \in [0,1)$, valamint $t+\tau$ időpontban $e_{t+\tau}$, továbbá $u_{t+\tau}$ a foglalkoztatottak, illetve munkanélküliek száma, $u_t^s(\tau)$ a rövid távú munkanélküliek száma, akik valamikor a $[t, t+\tau]$ időintervallumban még foglalkoztatottak voltak. Valamint $u_t^s(0) = 0$ és $u_{t+1}^s \equiv u_t^s(1)$, ami a t -edik időszak végi rövid távú munkanélküliek számát adja meg. Az /1/ és /2/ sztochasztikus differenciáldifferenciálegyenletek azon alapulnak, hogy mind a rövid távú, mind az összes munkanélküli számát az állásvesztés és állásszerzés sztochasztikus folyamatainak diszkrét realizációi alakítják (Móczár [2008] 186–187. old.). Az /1/ és /2/ egyenletrendszer megoldása meghatározza a kilépési és belépési valószínűségeket a következő egyenletek szerint.³

$$F_t = 1 - \frac{u_{t+1} - u_{t+1}^s}{u_t}, \quad /3/$$

$$u_{t+1} = \frac{l_t s_t}{s_t + f_t} (1 - e^{-s_t - f_t}) + u_t e^{-s_t - f_t}, \quad /4/$$

ahol $l_t = u_t + e_t$ a munkaerő-állomány, ami feltételezés szerint nem változik. A /3/ egyenlet meghatározza a kilépési (az állásszerzési) valószínűséget, majd az átmenetvalószínűségek és -ráták közötti kapcsolat az állásszerzési ráta értékét. A /4/ egyenlet az állásszerzési ráta, a munkanélküliségi és foglalkoztatási adatok ismeretében meghatározza a belépési (állásvesztési) rátát, a ráta pedig az állásvesztés valószínűségét.

A munkanélküliségi, foglalkoztatási és rövid távú munkanélküliségi adatok alapján Matlab segítségével kiszámoltuk a kilépési és belépési valószínűségek értékét a 15–64 és a 25–59 éves korosztályokra is. A 4. táblázat az átmenetvalószínűségek átlagos értékét tartalmazza, melyeket *Hobijn* és *Sahin* [2007] tanulmány számítási eredményeivel vetek össze.

³ /1/-ből kivonva /2/ egyenletet kapjuk a következő autonóm (homogén) differenciálegyenletet: $\dot{u}_{t+\tau} - \dot{u}_t^s = -f_t(u_{t+\tau} - u_t^s)$. Ennek megoldása felírható az $u_{t+\tau} - u_t^s = Ce^{-f_t \tau}$ alakban. Az $u_t^s(0) = 0$ kezdeti feltételt kielégítő megoldás, felhasználva az $u_{t+1}^s \equiv u_t^s(1)$ és $e^{-f_t} = 1 - F_t$ összefüggéseket, adja meg az állásszerzési valószínűség értékét, a /3/-at. Az /1/ differenciálegyenlet, felhasználva a munkaerő-állományra vonatkozó feltevést, $\dot{u}_{t+\tau} + (s_t + f_t)u_t = s_t l_t$ alakot ölt, aminek megoldása: $u_{t+\tau} = Ce^{-(s_t+f_t)\tau} + \frac{s_t l_t}{s_t + f_t}$. $\tau = 0$ mellett meghatározhatjuk C értékét, amit visszahelyettesítve megkapjuk az állásvesztési rátára felírt /4/ egyenletet.

4. táblázat

*A belépési és kilépési valószínűségek átlagos értékei a visegrádi országokban
(abszolút értékek)*

Ország	Belépés (állásvesztés)			Kilépés (állásszerzés)		
	15–64	25–59	Hobijn–Sahin [2007]	15–64	25–59	Hobijn–Sahin [2007]
	éves			éves		
Csehország	0,015	0,011	0,028	0,177	0,151	0,223
Lengyelország	0,027	0,019	0,029	0,170	0,149	0,201
Magyarország	0,015	0,012	0,029	0,162	0,142	0,180
Szlovákia	0,018	0,013		0,096	0,082	0,160

Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

Hobijn és *Sahin* [2007] számításai kivétel nélkül mindegyik ország esetében magasabb értékeket eredményeztek. Az eltérés a különböző időszakoknak és a módszernek köszönhető. Mind az állásvesztési mind az állásszerzési oldalon a legkedvezőbb értékek összességében Csehországot jellemzik. A csehek a kuponos privatizációval csökkentették az állásvesztés lehetőségét, ezért is lehet, hogy Hobijn és Sahin is a többi visegrádi országhoz képest alacsonyabb belépési valószínűséget kapott. Az általunk becstelt 0,015 értékű belépési valószínűség ennél az értéknél jóval alacsonyabb. A kilépési oldalon is megfigyelhető több mint 4 századnyi különbség az általunk és Hobijn és Sahin által becstelt értékek között, ami valószínűleg annak köszönhető, hogy a csehek az 1990-es évek elején a munkaerőpiacon a hangsúlyt a gyors elhelyezkedés biztosítására helyezték. A csehek előnye pont a kilépési oldalon meghatározó a többi visegrádi országhoz képest.

A lengyel piac már kevésbé kedvező mutatókkal jellemezhető. A belépési oldalon egyrészt a lengyel átlagos érték van a legközelebb a Hobijn és Sahin értékéhez, másrészt a lengyel átlag 0,027 valószínűségi értékkel a legmagasabb. A kilépési oldalon a lengyelek a csehek mögött a második legmagasabb átlagértékkel jellemezhető. Összehasonlítási lehetőséget jelent ebben az esetben *Strawinski* [2008] tanulmánya, miszerint 1995 második és 2008 első negyedéve közötti időszakban a lengyel munkanélküliek kilépési valószínűségének átlagos értéke 0,198, a belépési oldalon a foglalkoztatottak munkanélkülivé válásának valószínűsége 0,013, és az inaktív munkanélkülivé válásának valószínűsége 0,017.

A belépési oldalon Magyarország jellemezhető az egyik legalacsonyabb, 0,015 értékű belépési valószínűséggel. Ez az érték jelentősen alacsonyabb, mint Hobijn és Sahin becstelt értéke, ami valószínűleg az 1999 előtt végbemenő gazdasági szerkezet váltásnak köszönhető. Az állásszerzési oldalon viszont a 0,162 kilépési valószínűség csak a 3. helyre elegendő.

Szlovákia, a másik jelentős munkanélküliségi problémával jellemzett ország esetében kedvezőbb a helyzet a belépési oldalon, hiszen a 0,019 értékű belépési valószínűség nem haladja meg lényegesen a magyar és a cseh értéket. Sokkal kedvezőtlenebb helyzetet tükröz a kilépési oldal, hiszen a 0,096 érték jóval alacsonyabb, mint a többi visegrádi ország esetében, viszont figyelemreméltó a jelentős eltérés Hobijn és Sahin tanulmányával összevetve.

Az egyes országokban a 25–59 éves korcsoport belépési és kilépési valószínűségei alacsonyabbak a 15–64 éves korosztályhoz képest, ami arra utal, hogy helyzetük stabilabb. Alacsonyabb valószínűséggel veszítik el munkájukat, viszont alacsonyabb a kilépési valószínűségük is. A kilépési valószínűség alacsonyabb értéke mögött megbújhat az is, hogy ebben a korosztályban kevesebb az olyan jellegű kilépés, ami inaktivitást eredményez.

A magas munkanélküliséggel jellemzett országok magasabb állásvesztési és viszonylag alacsony állásszerzési valószínűséggel jellemezhetők. A legsikeresebbnek tekinthető Csehország rendelkezik az egyik legalacsonyabb állásvesztési és legmagasabb állásszerzési valószínűséggel.

4. A munkaerő-piaci változók ciklikus alakulása

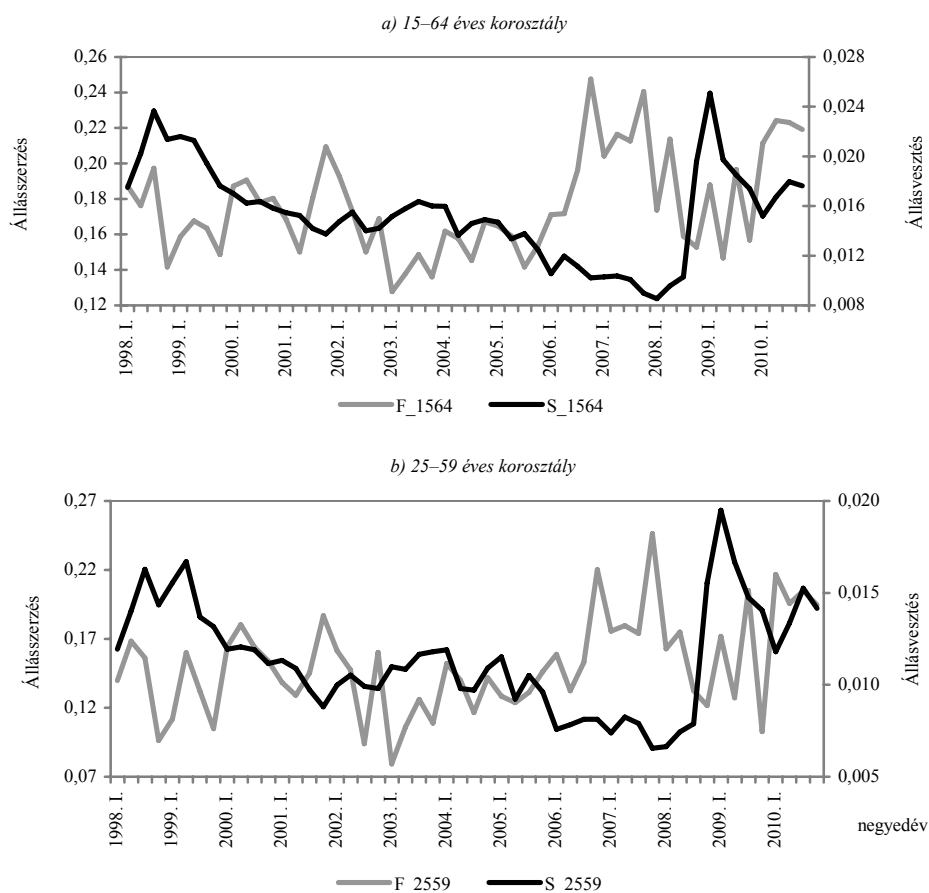
A ciklikusság vizsgálata során a változókat a TRAMO-SEATS-módszer⁴ segítségével megtisztítottuk a szezonalitástól. Így jártunk el a foglalkoztatottak, a munkanélküliek és a rövid távú munkanélküliek idősorainak esetében. Ezeket a szezonálisan korrigált adatsorokat felhasználva, a /3/ és /4/ egyenletek alapján újrabecsültük az átmenetvalószínűségeket: az S belépési (állásvesztési) és az F kilépési (állásszerzési) valószínűségeket.

A 4. ábrán a cseh tendenciák mindkét korosztályban közel azonosan azt mutatják, hogy a cseh valutaválságot követően és a globális válság éveiben a munkanélküliség inkább a nagyon gyorsan növekvő állásvesztésnek volt tulajdonítható, ami különösen drámai volt 2008 folyamán, amikor 2009 első negyedévére az állásvesztési valószínűség a 2008 első negyedévében megfigyelt érték háromszorosára nőtt. Az állásszerzés sokkal változékonyabb, a válság idején kicsit késleltetve ugyan, de lecsökkent a 2005-ben megfigyelhető értékekre. 2003 és 2007 között, a jelentős gazdasági növekedés időszakában, az állásvesztés valószínűsége folyamatosan csökkent, az állásszerzés valószínűsége kezdetben csekély, majd 2005 második félévétől 2006 végéig jelentős mértékben emelkedett, és 2007 negyedéveiben jelentősen meg is haladta a

⁴ A szezonalitás kiszűrésére alkalmazott sztochasztikus alapú, modellszemléletű eljárás. Bővebben lásd *Sugár* [1999].

0,2 valószínűségi értéket a 15–64 éves korosztályban, míg a 25–59 évesek körében egy-egy negyedévben. A cseh munkaerőpiacot 2009-ben és 2010-ben már kedvezőbb folyamatok, alacsonyabb állásvesztés és főleg 2010-ben már magasabb állászerzés jellemezte mindkét korosztályban.

4. ábra. Az átmenetvalószínűségek alakulása Csehországban



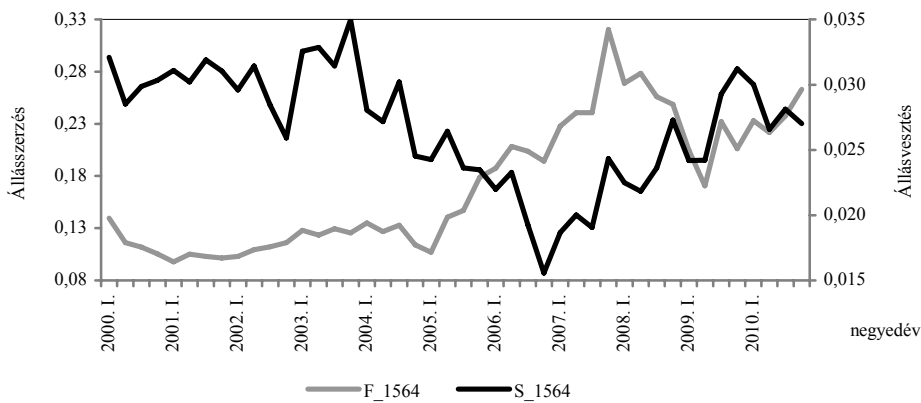
Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

Az 5. ábrán jól látható, hogy Lengyelországban 2004-ig igen magas volt az állásvesztés valószínűsége, ami egyúttal a magas átlagos érték oka is. A magas munkanélküliség oka ebben az időszakban viszont nem csupán a magas valószínűségi értékű állásvesztés volt, hanem az alacsony állászerzési valószínűség is, hiszen az 2004 végéig nem haladta meg a 0,14 értéket. Ezt követően kezdetben a stabil, majd a fokozatosan egyre gyorsabb növekedés időszakában jelentősen csökkent az állásvesz-

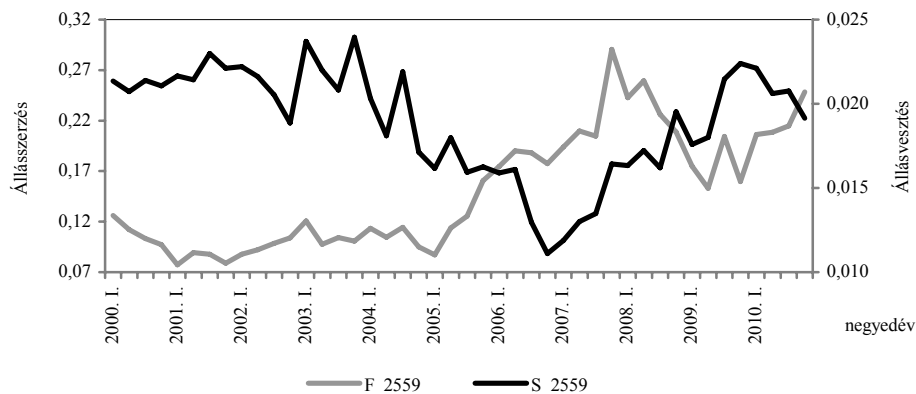
tés esélye. 2006 utolsó negyedében az állásvesztés valószínűsége elérte a minimális 0,016 valószínűségi értéket. Az állászerzési valószínűség növekedése szintén egy évvel később, 2005 elején kezdődött, amikor értéke 0,107 volt, ami egészen 2007 végéig tartott, amikor is meghaladta a 0,32 valószínűségi értéket. 2007 és 2010 első negyedéve között újra jelentősen növekedett az állásvesztés esélye és 2009 utolsó negyedében meghaladta a 0,03 valószínűségi értéket. Az állászerzési valószínűség 2005 és 2007 vége között jelentősen, több mint kétszeresére nőtt, a globális válság hatására pedig 2009 második negyedévére 0,171 valószínűségi értékre csökkent. A munkaerő-piaci kilábalást a válságból a 2009 második felétől növekvő állászerzési, valamint a 2010 folyamán már alacsonyabb állásvesztési valószínűség jelzi.

5. ábra. Az átmenetvalószínűségek alakulása Lengyelországban

a) 15–64 éves korosztály



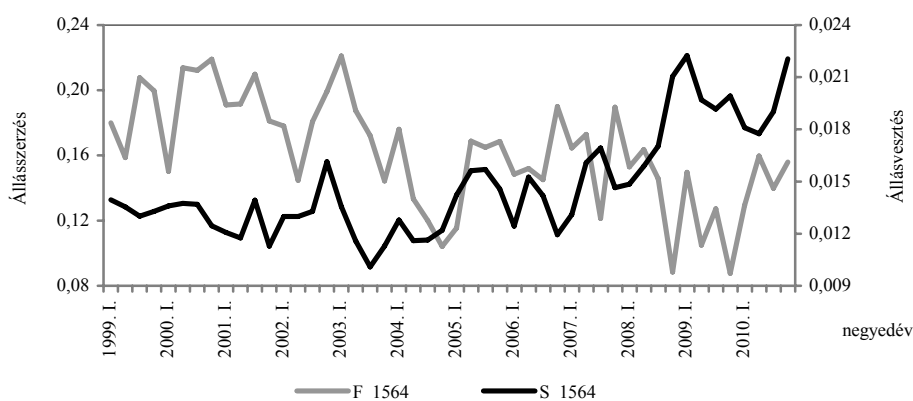
b) 25–59 éves korosztály



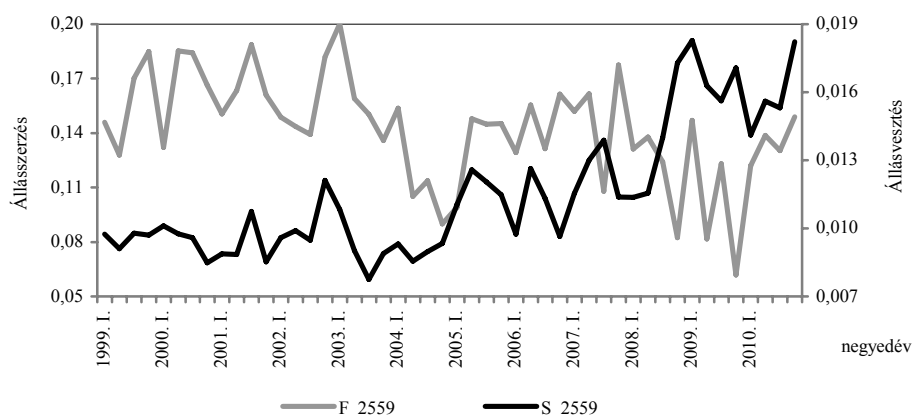
Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

6. ábra. Az átmenetvalószínűségek alakulása Magyarországon

a) 15–64 éves korosztály



b) 25–59 éves korosztály



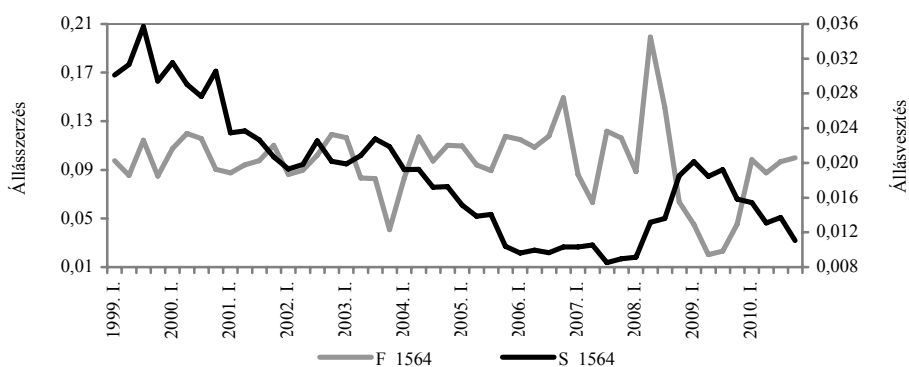
Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

Magyarország esetében az állásvesztési valószínűség 2004-ig viszonylag alacsony értékekkel jellemezhető, ebben az időszakban csak 2002 utolsó negyedévében haladta meg a 0,015 valószínűségi értéket. Az állás szerzési valószínűség ebben az időszakban volatilisabb, csak egyszer csökkent 0,15 alá és a maximális 0,221 valószínűségi értéke pedig 2003 elejére esett. Az állásvesztési valószínűség növekvő tendenciát mutat, jelentősebb növekedés 2003 harmadik és 2005 második negyedéve közötti periódusban, továbbá 2007-ben és 2008-ban jellemezte, ami után 2009 első negyedévében érte el maximumát: 0,022 valószínűségi értékkel. Az állás szerzés valószínűsége már 2003-ban és 2004-ben jelentősen csökkent, ezután 2005 és 2007 kö-

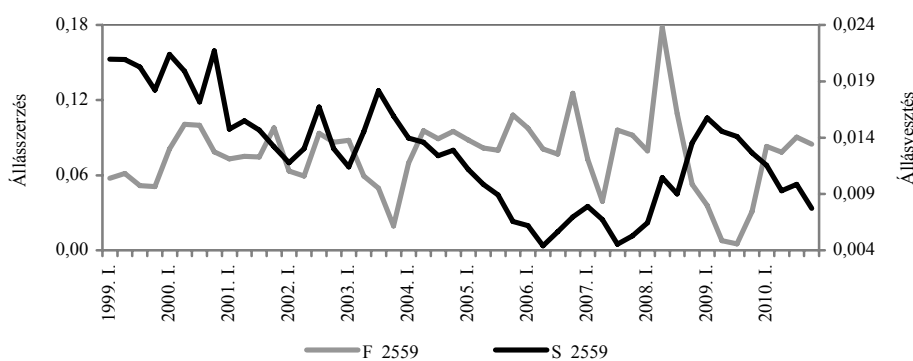
zött stabilizálódott 0,16 körüli értéken. 2008 újra a 2003-as és 2004-es csökkenést hozta, az állásszerzési valószínűség ezekben az években több mint 7 százalékkal csökkent. Így 2008 utolsó negyedévében értéke 0,088 volt. 2009-ben aztán először kedvezően hatott az állásvesztés csökkenése, amit 2010-ben újra kedvezőtlen folyamatok követtek, aminek köszönhetően ez év utolsó negyedévében az állásvesztési valószínűség 0,022 lett. Az állásszerzési valószínűség 2009 utolsó negyedévéétől eltekintve emelkedett. A 6. ábrán látható, hogy az előzőekben leírt 15–64 éves korosztályt jellemző tendenciák a 25–59 éves korosztály esetében is hasonlóak.

7. ábra. Az átmenetvalószínűségek alakulása Szlovákiában

a) 15–64 éves korosztály



b) 25–59 éves korosztály



Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

Szlovákiában a 15–64 éves korosztály esetében az állásvesztési valószínűség 1999-től kezdődően, amikor a vizsgált időszak kezdetén meghaladta a 0,035 valószínűségi értéket is, 2008-ig szinte folyamatosan csökkent, 2008 első negyedévében

0,009 értéket felvéve. Ezt a 7. ábra első grafikonjából olvashatjuk ki. 2008-ban a válság előestéjén több mint egy századdal emelkedett, amit csökkenés követett. Az állásszerzési valószínűség Szlovákiában a nagyon alacsony 0,1 körül ingadozott az egész időszakban, a kilengések 2006 végétől jóval nagyobbak voltak, mint azt megelőzően. Az állásszerzési valószínűség a legmagasabb értékét 2008 második negyedében vette fel, amikor csaknem elérte a 0,2 valószínűségi értéket, viszont egy év múlva már alig haladta meg a 0,02 értéket. 2010-re a valószínűség értéke újra az „átlagos” 0,1 körül alakult. E valószínűségi értékek dinamikáját a 25–59 éves korosztályra a 7. ábra második, b) grafikonja mutatja.

A munkaerő-piaci változók ciklikus vizsgálatához a szezonalitástól megszűrt 15–64 éves korosztályra vonatkozó adatsorokat logaritmizáltuk, majd a trendeltávolításra a Hodrick–Prescott-szűrőt (Móczár [2008] 200–201. old.) használtuk ($\lambda=1600$). A gazdasági ciklus mutatójaként az Eurostatban szereplő GDP-mutatókat⁵ használtuk fel. Az egyes visegrádi országok GDP idősorában levő ciklusokat szintén az előbbi trendeltávolítási módszerrel kezeltük.

5. táblázat

A ciklikus komponensek szórása és elsőrendű autokorrelációja (abszolút értékek)

Megnevezés	U	ER	IR	F	S	GDP
Csehország						
Szórás	0,139	0,008	0,008	0,134	0,170	0,021
Autokorreláció	0,883	0,863	0,809	0,328	0,717	0,868
Lengyelország						
Szórás	0,133	0,016	0,009	0,142	0,114	0,013
Autokorreláció	0,923	0,895	0,876	0,622	0,538	0,868
Magyarország						
Szórás	0,058	0,006	0,009	0,178	0,103	0,017
Autokorreláció	0,802	0,741	0,796	0,192	0,418	0,865
Szlovákia						
Szórás	0,107	0,016	0,010	0,382	0,186	0,025
Autokorreláció	0,875	0,833	0,763	0,546	0,751	0,849

Megjegyzés: A táblázat fejlécében feltüntetett elemzés tárgyát képező változók: U – munkanélküliségi ráta, ER – foglalkoztatási ráta, IR – inaktivitási ráta, F – kilépési valószínűség, S – belépési valószínűség és a GDP.

Forrás: Saját számítások az Eurostat adatai alapján.

⁵ Millió euró, volumen láncindex, referenciaév 2000, 2000-es árfolyam mellett.

A Hodrick–Prescott-szűrő által előállított ciklikus komponensek szórásának elemzése azt mutatja, hogy a munkaerő-piaci változók közül a GDP-hez viszonyított relatív szórásuk⁶ a foglalkoztatási és az inaktivitási rátáknak a legkisebb. A Lengyelország és Szlovákia esetében hosszú időn keresztül növekvő foglalkoztatási ráta relatív szórása a GDP-szórásának 128, illetve 61 százalékára tehető, a cseh és a magyar esetben ez jóval alacsonyabb, 39, illetve 37 százalék. Az inaktivitási ráta relatív szórása Csehországban és Szlovákiában a legalacsonyabb, ahol az értéke 0,4-nél kisebb, a többi országban magasabb: a magyar esetben 0,55 a lengyeleknél 0,72. A munkanélküliségi ráta volatilitása már meghaladja a GDP-jét. Ez a relatív szórás a magyar esetben a legalacsonyabb (3,49), a többiek esetében a relatív szórás meghaladja a 4,00-et értéket, a legmagasabb értéket Lengyelország esetében figyelhetjük meg (10,29). A kilépési ráta relatív szórása, Csehországot leszámítva, meghaladja a munkanélküliségi rátáét. A legmagasabb értékű relatív szórás Szlovákiában (15,09) figyelhető meg, majd ezt követően Lengyelországban (11,04). A belépési ráta relatív szórása általában kisebb, mint a kilépési rátáé (kivéve Csehország). A legnagyobb relatív szórás ebben az esetben a lengyel munkaerőpiacot jellemzi (8,88).

Az elsőrendű autokorrelációval mért perzisztencia⁷ a munkanélküliségi, foglalkoztatási és inaktivitási ráták esetében erőteljes. A kilépési valószínűségek csak a lengyel és a szlovák esetben, míg a belépési valószínűségek, a magyart kivéve, mind perzisztensek. (Lásd az 5. táblázatot.)

Ahogy a 6. táblázat mutatja, a ciklikus jellemzőket az adott idősor ciklikus komponense és a GDP-ciklikus komponense (mozgása) közötti egyidejű (statikus) korrelációs elemzéssel vizsgáltuk. (Lásd 6. táblázatot.) Elemzéseink a visegrádi országokban a munkanélküliségi ráta kontraciklikus jellegét támasztják alá. A kontraciklikusság a magyar esetben a legszerényebb mértékű, csak 5 százalékos szinten lesz szignifikáns. A foglalkoztatási ráta mindenütt erőteljesen prociklikus, különösképpen a lengyel és szlovák, és legkevésbé a magyar idősorokat tekintve. Az inaktivitási ráta Csehországban és Szlovákiában aciklikus, míg Magyarországon enyhén kontra-, Lengyelországban pedig enyhén prociklikus. A Shimer-féle átmenetvalószínűségek közül az állászerzési valószínűség pro- (0,297 és 0,601 közötti korrelációkkal), az állásvesztési valószínűség kontraciklikus (–0,726 és –0,228 közötti korrelációkkal). Az átmenetvalószínűségek Magyarországon a legkevésbé érzékenyek a ciklusokra, az állászerzési valószínűség 2,5 százalékos szinten lesz szignifikáns, az állásvesztési pedig aciklikus.

Lengyelország esetében *Strawinski* [2008] ciklikus indikátorként a reál GDP növekedési ütemét vette, és csak a munkanélküliek és foglalkoztatottak közötti áramlásokat figyelve az állászerzést 0,4 korrelációval pro-, a szeparációs rátát –0,24 korrelációval enyhén kontraciklikusnak mutatta ki. Az inaktív áramlásait is figyelembe

⁶ A relatív szóráson a következőkben az adott munkaerő-piaci változó szórásának a GDP szórásában kifejezett hányadát értjük.

⁷ Egy idősor akkor perzisztens, ha az adataiból számított elsőrendű autokorreláció értéke nagyobb, mint 0,5.

véve kontraciklikus a munkanélküliséget eredményező állásvesztés ($\rho = -0,43$) és az inaktív munkanélkülivé válása ($\rho = -0,31$), a többi áramlás aciklikus.

6. táblázat

A ciklikus komponensek közötti korrelációk (abszolút értékek)

Változók	U	ER	IR	F	S	GDP
Csehország						
U	1,000	-0,922 ¹	-0,598 ¹	-0,089	0,373 ¹	-0,637 ¹
ER		1,000	0,288 ^{2,5}	0,070	-0,342 ¹	0,607 ¹
IR			1,000	0,142	-0,128	0,190
F				1,000	-0,470 ¹	0,369 ¹
S					1,000	-0,726 ¹
GDP						1,000
Lengyelország						
U	1,000	-0,895 ¹	-0,534 ¹	-0,495 ¹	0,224	-0,792 ¹
ER		1,000	0,250	0,440 ¹	-0,324 ^{2,5}	0,828 ¹
IR			1,000	0,540 ¹	-0,291 ⁵	0,390 ¹
F				1,000	-0,183	0,601 ¹
S					1,000	-0,375 ¹
GDP						1,000
Magyarország						
U	1,000	-0,453 ¹	-0,344 ¹	0,014	0,198	-0,270 ⁵
ER		1,000	-0,650 ¹	0,316 ^{2,5}	-0,254 ⁵	0,615 ¹
IR			1,000	-0,344 ¹	0,191	-0,357 ¹
F				1,000	-0,104	0,297 ^{2,5}
S					1,000	-0,228
GDP						1,000
Szlovákia						
U	1,000	-0,977 ¹	-0,221	-0,019	0,019	-0,797 ¹
ER		1,000	0,092	0,030	-0,024	0,785 ¹
IR			1,000	-0,108	-0,246 ⁵	0,209
F				1,000	-0,525 ¹	0,369 ¹
S					1,000	-0,408 ¹
GDP						1,000

Megjegyzés: Az elemzésbe bevont változók jelentését lásd az 5. táblázat megjegyzésében. A felső indexek (1; 2,5 és 5) azokat a százalékos szinteket jelölik, melyek esetében, egyoldali tesztek mellett, a megfigyelt korreláció szignifikáns (Pearson-féle korrelációs koefficiens kritikus értékei alapján).

Forrás: Saját számítások az Eurostat adatai alapján.

További fontos következtetés levonását teszi lehetővé a trendszűrés által előállított idősorok korrelációja a munkanélküliségi és foglalkoztatási ráták között. A foglalkoztatási és munkanélküliségi ráták ciklikus komponensei közötti korreláció, Magyarországot kivéve, nagyon szoros volt. Csehország és Szlovákia esetében mindez az inaktivitási ráta aciklikus viselkedésével párosulva azt jelenti, hogy ezekben az országokban a munkanélküliek és foglalkoztatottak közötti áramlások vizsgálata megfelelő képet ad a munkaerő-piaci folyamatok alakulásáról. Az említett ráták közötti korreláció Lengyelországban is nagyon szoros ($\rho = -0,895$), ugyanakkor az inaktivitási ráta ciklikussága jelzi, hogy az inaktívakra nagyobb figyelmet kell szentelni az országban. A magyar adatokon elvégzett számítások azt mutatják, hogy itt a leggyengébb a munkanélküliségi és foglalkoztatási ráták ciklikus komponensei közötti korreláció ($\rho = -0,453$), ami azt jelzi, hogy a folyamatok megfelelő felmérése érdekében az inaktívak áramlásaira is oda kell figyelni. Mindezt alátámasztja az inaktivitási és munkanélküliségi ($\rho = -0,344$) valamint foglalkoztatási ráták ($\rho = -0,650$) közötti szignifikáns negatív korreláció is.⁸

A ciklikus komponensek közötti korrelációs elemzés segítségével megvizsgálhatjuk a munkanélküliségi ráta és az átmenetvalószínűségek közötti kapcsolatokat is. A ciklikus komponensek elemzése a cseheknél az állásvesztést, a lengyeleknél az állásszerzést találja meghatározó tényezőnek. Magyarország és Szlovákia esetében az állásszerzési, illetve az állásvesztési valószínűségek és a munkanélküliségi ráta ciklikus komponensei közötti kapcsolat inszignifikáns. (Lásd a 6. táblázatot.)

A ciklikus jellemzők vizsgálatát a ciklikus komponensek egyidejű (statikus) korrelációinak elemzésén kívül a keresztkorrelációik kiszámításával is elvégeztük. (Az eredmények a 8. ábrán láthatók.) A keresztkorrelációs elemzés alátámasztja, hogy a munkanélküliségi ráta erőteljesen (Magyarországon enyhén) kontraciklikus, a GDP-ben megfigyelhető ciklusokat követő indikátor,⁹ a foglalkoztatási ráta pedig erőteljesen prociklikus, a gazdasági (GDP) ciklussal egyidejű, vagy azt egy negyedévvvel követő indikátor.¹⁰ Az inaktivitási ráta Lengyelországban enyhén prociklikus, Magyarországon pedig enyhén kontraciklikus vezető (a gazdasági illetve GDP-ciklust megelőző) indikátor, Csehországban és Szlovákiában aciklikus. Az átmenetvalószínűségek közül a kilépési (állásszerzési) enyhén (Lengyelországban 0,748 értékű

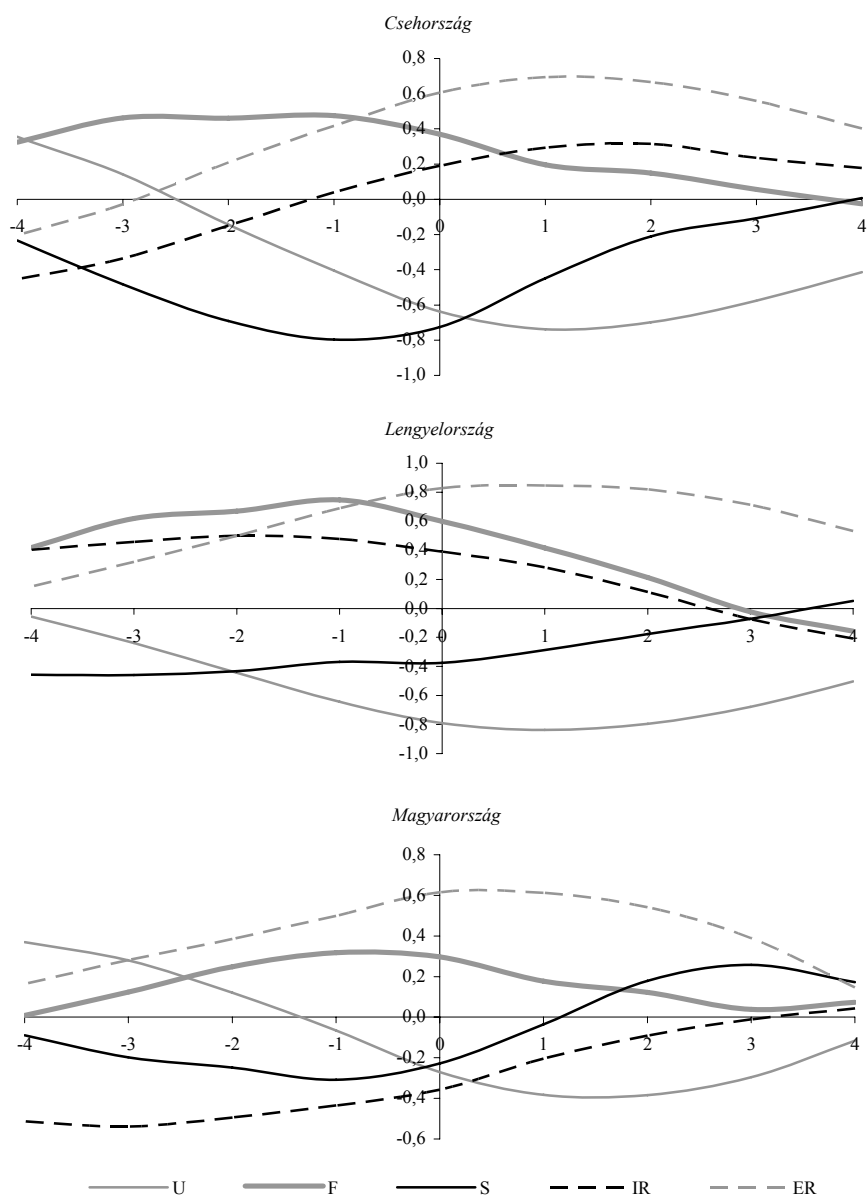
⁸ Az inaktivitási és munkanélküliségi ráták közötti szoros negatív korreláció Lengyelország esetében alátámasztja az inaktivitással kapcsolatos megjegyzést, míg a cseh esetben kicsit árnyaltabbá teszi az előzőekben felvázolt egyértelmű képet, miszerint az inaktívak áramlásai nem fontosak a cseh munkaerőpiacon.

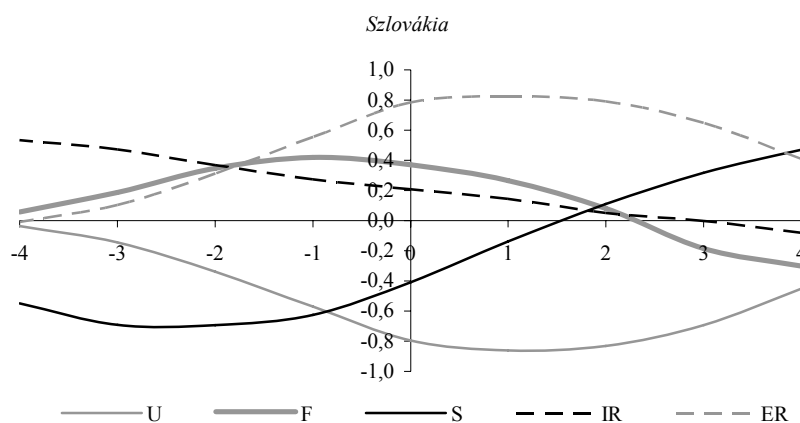
⁹ Az egyes változókban megfigyelt ciklusok eltérhetnek a GDP-ben megfigyelt ciklustól. Amennyiben a változóban megfigyelt ciklus egybeesik a GDP ciklusával, akkor az adott változó a gazdasági ciklussal szinkronban mozog, vagyis *egyidejű indikátor*. Ha a változó ciklusa megelőzi a GDP ciklusát, akkor *vezető*, ha követi azt, akkor *követő indikátor*ról beszélhetünk.

¹⁰ *Benczúr és Rátfai* [2005] a foglalkoztatottak számát vizsgálva a kelet-európai országokban, közepesen prociklikusnak találták azt a visegrádi országokban. Számítási eredményeikben a keresztkorrelációk maximális értékei 0,48 és 0,71 között helyezkedtek el, a legalacsonyabb a cseh, a legmagasabb a magyar esetben volt.

korrelációval erőteljesen) prociklikus vezető, az állásvesztési Csehországban és Szlovákiában erőteljesen (korrelációk: $-0,797$ és $-0,695$), míg Lengyelországban enyhén kontraciklikus ($\rho = -0,459$) vezető indikátor.

8. ábra. A munkaerő-piaci változók és a GDP ciklikus komponensei között megfigyelt keresztkorrelációk





Megjegyzés. Az elemzésbe bevont változók jelentését lásd az 5. táblázat megjegyzésében. A keresztkorreláció X és Y adatsor között a következőképpen definiált: $Corr(X_t, Y_{t+i})$, ahol az elemzésünkben $i=1, 2, 3$ és 4 , valamint az X adatsor a GDP és Y a megfelelő munkaerő-piaci változó Hodrick–Prescott-szűrő által előállított ciklikus komponense. A korrelációkat természetesen diszkrét értékekre számítottuk, de a pontokat a jobb áttekinthetőség érdekében folytonos görbékkel kötöttük össze.

Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

5. Következtetések

A tanulmány eredményei azt mutatják, hogy az átlagos munkanélküliségi ráták között valamennyi vizsgált országban jelentős különbségek figyelhetők meg mind a 15–64, mind a 25–59 éves korosztályban: a legalacsonyabb a cseh és a legmagasabb a szlovák munkaerőpiacon volt a 2000 I. negyedétől 2010 IV. negyedévéig tartó periódusban. Az átlagos munkanélküliségi ráták és az inaktivitási ráták természetes kointegrációja miatt hasonló különbségeket mutattak az inaktivitási rátára kapott számításaink is. Ugyanakkor az egyes ráták időbeli viselkedésében az országok között megfigyelhető különbségeket fokozatos csökkenés jellemezte.

Érdekes megfigyelés, hogy a 15–64 éves korosztály inaktivitását magyarázó tényező nemcsak a nyugdíjkorhatár előtti nyugdíjba vonulási lehetőség és szándék volt, hanem az átlagbérhez képest viszonylag magas minimálbér, a munkaerő magas adóterhelése és a rokkantnyugdíjazás is. Az olyan magas inaktivitási rátával rendelkező országokban, mint Magyarország és Lengyelország, viszonylag kevesebb volt azok száma, akik nem akartak dolgozni.

A munkaerő-áramlás két fontos folyamatát, az állásszerzést (kilépést) és az állásvesztést (belépést) vizsgáltuk sztochasztikus közelítésben, a megfelelő sztochasztikus folyamatok diszkretizációjaiként, *Shimer* [2007] módszerét követve. Az átlagos ál-

lásszerzési valószínűség a cseh munkaerőpiacon volt a legmagasabb: a 15–64 évesek körében a munkanélküliek állás találásának átlagos valószínűségi értéke 0,177 volt, míg ugyanez az érték a 25–59 évesek között 0,151 volt. Vagyis meglehetősen alacsony, de a visegrádi országok között még mindig a cseh munkaerőpiacon volt a legmagasabb az elhelyezkedés valószínűsége a vizsgált időszakban. A legalacsonyabb valószínűségi érték a szlovák munkaerőpiacot jellemezte a maga 0,096, illetve a 0,082 értékével. A legalacsonyabb átlagos állásvesztési valószínűségeket a cseh és a magyar munkaerő-piaci számítások eredményezték: a 15–64 év közötti korosztályban a foglalkoztatott állásvesztésének valószínűsége közel 0,015, míg a 25–59 évesek között 0,012 volt. A legmagasabb értékek a lengyel munkaerőpiacot jellemezték, 0,027, illetve 0,019 értékekkel a megfelelő korosztályokban.

Meglepő eredményt kaptunk a ciklikus GDP szórását és a ciklikus átmenetvalószínűségek szórását összehasonlítva: az utóbbi jelentősen meghaladta az előbbit. A GDP-ciklikus alakulását pro-, kontra- és aciklikus mozgások követték az egyes munkaerő-piaci változókban. Pontosabban:

- *prociklikus* mozgást figyeltünk meg valamennyi visegrádi ország foglalkoztatási rátái és az állásszerzési valószínűségei időbeli alakulásában, és a lengyel inaktivitási ráta idősorában;
- *kontraciklikus* mozgás jellemezte a munkanélküliségi rátát mind-egyik visegrádi országban, a magyar inaktivitási rátát és a cseh, lengyel és szlovák állásvesztési valószínűségi értékek idősorát;
- *aciklikus* viselkedést mutatott a cseh és szlovák inaktivitási ráta, valamint a magyar állásvesztési valószínűség idősora.

Összehasonlításként álljon itt néhány tény az Egyesült Államok munkaerő-piaci vizsgálatainak eredményeiből.

- *Prociklikus* és nagyon volatilis az állásszerzési ráta (*Shimer* [2005], *Hall* [2005], *Braun*, *De Bock* és *DiCecio* [2006], *Fujita* és *Ramey* [2008], *Yashiv* [2008]). *Elsby*, *Michaels* és *Solon* [2009] a munkanélküliség kiváltó okának elkülönítésével kimutatta: a kilépési ráta leginkább az állásvesztés miatt munkanélkülivé válók esetében prociklikus, a többi csoport (álláselhagyók, előzőleg inaktívok) esetében ez mérsékelt.
- *Kontraciklikus* a munkanélküliségi ráta (*Shimer* [2005], *Braun*, *De Bock* és *DiCecio* [2006]) és többé-kevésbé a szeparációs ráta: *Shimer* [2005] és *Hall* [2005] az állásszerzési ráta prociklikusságához képest csak mérsékelt, *Yashiv* [2008] mérsékelt, míg *Braun*, *De Bock* és *DiCecio* [2006], valamint *Fujita* és *Ramey* [2008] erőteljesen kontraciklikusnak találták azt.

– *Yashiv* [2008] eredményei szerint a foglalkoztatottak munkanélkülivé válásának rátája kontra-, inaktívvá válásának rátája prociklikus. *Elsby, Michaels és Solon* [2009] a munkaerő-piaci áramlások részletesebb felbontását vizsgálva kimutatták, hogy az inaktív munkanélkülivé válási rátája aciklikus, az állásvesztőké kontraciklikus, míg az álláselhagyóké prociklikus.

Eredményeink szinkronban vannak az Egyesült Államok munkaerő-piaci vizsgálatainak eredményeivel. Ciklikus elemzéseink alátámasztották azt a sejtésünket, hogy a munkaerő-áramlás jellemzéséhez a szlovák és a cseh esetben elegendő csak a munkanélküliek és a foglalkoztatottak változására helyezni a hangsúlyt, míg a magyar és a lengyel esetben egy szélesebb körű vizsgálatra, az inaktív áramlását is figyelembe kell venni. Megfelelő statisztikai adatok hiányában azonban e számításokat nem tudtuk elvégezni, ezért csak elméleti igazolását láttuk be sejtésünknek.

Irodalom

- BENCZÚR, P. – RÁTFAL, A. [2005]: *Economic Fluctuations in Central and Eastern Europe – the Facts*. MNB Working Papers. 2005/2. Magyar Nemzeti Bank. Budapest. http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/MNB/Kiadvanyok/mnbhu_mnbfuzetek/mnbhu_mf200502/wp2005_2.pdf.
- BRAUN, H. – DE BOCK, R. – DICECIO, R. [2006]: *Aggregate Shocks and Labour Market Fluctuations*. Working Paper 2006-004A. Federal Reserve Bank of St. Louis. St. Louis. <http://research.stlouisfed.org/wp/2006/2006-004.pdf>
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD [2012]: *Zaměstnanost a nezaměstnanost podle výsledků VŠPS – Metodika*. http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/zam_vsps
- CSERES-GERGELY, ZS. [2007]: *Inactivity in Hungary – The Persistent Effect of the Pension System*. Budapest Working Papers on the Labour Market. BWP – 2007/1. Corvinus University of Budapest. Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences. Budapest. <http://www.econ.core.hu/doc/bwp/bwp/bwp0701.pdf>
- CSERES-GERGELY ZS. [2011]: Munkapiaci áramlások, konzisztencia és gereblyezés. *Statisztikai Szemle*. 89. évf. 5. sz. 481–500. old.
- DAVIS, S. J. – FABERMAN, R. J. – HALTIWANGER, J. [2006]: The Flow Approach to Labor Markets: New Data Sources and Micro-Macro Links. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 20. No. 3. pp. 3–26.
- ELSBY, M. – MICHAELS, R. – SOLON, G. [2009]: The Ins and Outs of Cyclical Unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics*. Vol. 1. No. 1. pp. 84–110.
- FUJITA, S. – RAMEY, G. [2008]: *The Cyclicalities of Separation and Job Finding Rates*. Working Paper. No. 07-19/R. Research Department, Federal Reserve Bank of Philadelphia. Philadelphia. <http://www.philadelphiafed.org/research-and-data/publications/working-papers/2007/wp07-19.pdf>

- GALASI P. [1996]: Munkanélküliek álláskeresési magatartása. *Közgazdasági Szemle*. 43. évf. 9. sz. 805–815. old.
- GALASI P. [2003]: *Munkanélküliségi indikátorok és állásnélküliek munkaerő-piaci kötődése*. Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek. BWP 2003/2. Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem. Budapest. <http://www.econ.core.hu/doc/bwp/bwp/bwp0302.pdf>
- GALASI P. – NAGY GY. [2003]: A munkanélküli-ellátás változásainak hatása a munkanélküliek segélyezésére és elhelyezkedésére. *Közgazdasági Szemle*. 50. évf. 7–8. sz. 608–634. old.
- GLÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY [2012]: *Labour Force Survey in Poland, I Quarter 2011*. Warszawa.
- GÓRA, M. – WALEWSKI, M. [2002]: Bezrobocie równowagi w Polsce – wstępna analiza i próba oszacowania. *Polska Gospodarka*. Vol. 15. No. 4. pp. 36–40. http://www.case-research.eu/upload/publikacja_plik/1351326_pgtop15.pdf
- HALL, R. E. [2005]: *Job Loss, Job Finding, and Unemployment in the U.S. Economy over the Past Fifty Years*. NBER Working Paper. No. 11678. The National Bureau of Economic Research. Cambridge, Massachusetts. <http://www.nber.org/papers/w11678>
- HOBijn, B. – SAHIN, A. [2007]: *Job-Finding and Separation Rates in the OECD*. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports. No. 298. Federal Reserve Bank of New York. New York. http://ftp.ny.frb.org/research/staff_reports/sr298.pdf
- HORVÁTH G. [2006]: A munkapiaci intézmények hatása a munkanélküliségi rátára. *Közgazdasági Szemle*. 53. évf. 9. sz. 744–768. old.
- HUNYADI L. [2001]: *Statisztikai következtetésemélet közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KÁTAY, G. – NOBILIS, B. [2009]: *Driving Forces Behind Changes in the Aggregate Labour Force Participation in Hungary*. MNB Working Papers. No. 5. Magyar Nemzeti Bank. Budapest. http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/ENMNB/Kiadvanyok/mnben_mnbfuzetek/mnben_WP_2009_5/wp_2009_5.pdf
- KÉZDI, G. – HORVÁTH, H. – HUDOMIET, P. [2005]: *Labour Market Trends, 2000–2003*. TÁRKI Social Report Reprint Series. No. 11. TÁRKI. Budapest.
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2006]: *A munkaerő-felmérés módszertana*. Statisztikai módszertani füzetek. Budapest.
- MICKLEWRIGHT J. – NAGY GY. [2001]: Az álláskeresés információs értéke és dinamikája. *Közgazdasági Szemle*. 48. évf. 7–8. sz. 599–614. old.
- MÓCZÁR J. [2008]: *Fejezetek a modern közgazdaság-tudományból. Sztochasztikus és dinamikus nemegyensúlyi elméletek, természettudományos közelítések*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- MORVAY E. [2012]: Munkapiac keresési súrlódásokkal. *Közgazdasági Szemle*. 59. évf. 2. sz. 139–163. old.
- MÜNICH, D. – SVEJNAR, J. [2006]: *Unemployment and Worker-Firm Matching: Theory and Evidence from East and West Europe*. University of Michigan. Michigan. http://www.iza.org/conference_files/worldb2007/svejnar_j463.pdf
- PULA G. [2005]: *Az euró bevezetésével járó strukturális politikai kihívások: munkapiac*. MNB-tanulmányok. 41. Magyar Nemzeti Bank. Budapest. http://www.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/MNB/Kiadvanyok/mnbhu_mnbtanulmanyok/MT_41.pdf

- SHIMER, R. [2005]: The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies. *American Economic Review*. Vol. 95. No. 1. pp. 25–49.
- SHIMER, R. [2007]: *Reassessing the Ins and Outs of Unemployment*. NBER Working Paper. No. 13421. The National Bureau of Economic Research. Cambridge, Massachusetts. <http://www.nber.org/papers/w13421.pdf>
- STRAWINSKI, P. [2008]: *What drives the Unemployment Rate in Poland*. MPRA Paper. No. 11372. Munich Personal RePEc Archive. Munich. http://mpra.ub.uni-muenchen.de/11372/1/MPRA_paper_11372.pdf
- SUGÁR A. [1999]: Szezonális kiigazítási eljárások (II.). *Statisztikai Szemle*. 77. évf. 10–11. sz. 816–832. old.
- ŠTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY [2012]: *Metodické vysvetlivky: Trh práce*. <http://www.statistics.sk/pls/elisw/utlData.htmlBodyWin?uic=80>
- WÄLDE, K. [2011]: *Applied Intertemporal Optimization*. Gutenberg Press. Mainz. <http://www.waelde.com/pdf/AIO.pdf>
- YASHIV, E. [2008]: *U.S. Labour Market Dynamics Revisited*. CEP Discussion Paper. No. 831. Centre for Economic Performance. http://eprints.lse.ac.uk/19665/1/U.S._Labor_Market_Dynamics_Revisited.pdf

Summary

The paper deals with the labour markets of Visegrad countries in the empirical approach. We analyse trends in the quarterly data of unemployment and inactivity rates from the first quarter of 2000 till the fourth quarter of 2010. Using *Shimer's* [2007] method, we compute separation and job finding rates and probabilities, compare cyclical movements in the GDP, in the transition probabilities and in other labour market variables, and confront our results with labour market observations of the US. We draw a conclusion of the importance of the flows of economically inactive population based on the analysis of cyclicity.

Mikroszimuláció alkalmazása a munkaügyi statisztikában

Cserhóti Ilona

PhD., a Közigazgatási és Igazságügyi Hivatal ECOSTAT Kormányzati Hatásvizsgálati Központ osztályvezetője

E-mail: Ilona.Cserhati@ecostat.hu

Dobszayné Hannel Judit,

a KSH vezető főtanácsosa

E-mail: Judit.Dobszayne@ksh.hu

Takács Tibor

PhD., a Közigazgatási és Igazságügyi Hivatal ECOSTAT Kormányzati Hatásvizsgálati Központ vezető főtanácsosa

E-mail: Tibor.Takacs@ecostat.hu

A szerzők bemutatják azt a módszert, amely alapján 2011-től az eltartott gyermekek után igénybe vehető családi adókedvezményeket is figyelembe vevő reálkereseteket számítják. Vizsgálatuk ugyanarra a körre terjed ki, amely alapján a KSH ún. intézményi statisztikái is készülnek, azaz a költségvetési és a versenyszektor legalább öt főt foglalkoztató vállalkozásainak teljes munkaidős foglalkoztatottjaira. Mivel az intézményi statisztika nem nyújt információt a családtípusra vonatkozóan, és munkahelyenként is csak egy rekordot tartalmaz, ezért a kereseteket a háztartásstatisztika rekordjainak mikroszimulációs továbbvezetésével határozzák meg. A minta reprezentativitásának megőrzését átsúlyozással oldották meg. Az adatok torzításainak kiküszöböléséhez külső adatforrásokat is felhasználnak.

Tárgyszó:
Mikroszimuláció.
Munkaügyi statisztika.

A mikroszimulációs módszer alapvető jellemzője, hogy az aggregált eredmények a mikroegységek (egyén, háztartás, vállalat) tulajdonságai, ezek időbeli változásai és a mikroegységek közötti kapcsolatok modellezése révén alakulnak ki. A mikroszimulációval ezért rendkívül jól vizsgálhatók a szabályozórendszer (így például a személyijövedelemadó-rendszer) vagy a szociálpolitikai intézkedések változásának jövedelemelosztási és réteghatásai is. Tanulmányunkban a mikroszimuláció olyan alkalmazását mutatjuk be, amely mindkét területet érinti: a 2011-ben bevezetett, az eltartott gyermekek utáni családi adókedvezmény hatásait számszerűsíti a gyermekszám szerint vett családtípusokat tekintve. Ilyen számítások a kereseti statisztikában korábban nem készültek, jóllehet a kilencvenes években három évet leszámítva már létezett hasonló szabályozás. 1999-ben már családi jellegű volt az eltartott gyermekek után igénybe vehető adókedvezmény. A szabályozás 2006-tól változott, amikor a kedvezményeket a nagycsaládosokra (a legalább három eltartott gyermeket nevelőkre) szűkítették. Az elmúlt húsz évben az eltartott gyermekekhez kapcsolódó adókedvezmények alakulásáról részletes áttekintést ad *Ignits–Kapitány* [2006]. A Központi Statisztikai Hivatal (KSH) háztartásstatisztikai adatai természetesen alkalmasak az egyes családtípusok szerinti elemzésekre, de ezek az adatok csak bizonyos késéssel állnak rendelkezésre, így az aktuális kereseti adatok nyomán követésére közvetlenül nem használhatók, és problémák adódnak az adatok torzítottságából is. A továbbiakban azt mutatjuk be, hogy a legfrissebb háztartásstatisztikai adatokból kiindulva, a mikroszimuláció továbbvezetési módszerével hogyan lehet becsülni a családi kedvezményekkel korrigált aktuális nettó kereseti adatokat az egyes családtípusokban. A kifejlesztett módszer alapján 2011-től végezzük a számításokat, az eredményeket a KSH negyedéves gyakorisággal publikálja.

Cél: a nettó reálkeresetek családtípusonként történő meghatározása.

Magyarországon 2011-ben jelentősen átalakult a személyi jövedelemadórendszer. Az adóreform egyik lényeges eleme az egykulcsos adó bevezetése volt, a másik alapvető változás az eltartott gyermekek utáni adókedvezmények jelentős bővülése, illetve az, hogy ezeket a kedvezményeket a két szülő már együttesen veheti igénybe. Ezzel a személyi jövedelemadórendszer részben családi típusú jövedelemadózássá vált. Az Európai Unióban mindkét fajta adózás létezik, de a családi típusú jövedelemadózásnak is több változatát alkalmazzák (*ECOSTAT* [2010]). A családi kedvezmények rendszerének elsődlegesen társadalompolitikai céljai vannak. Ezek közül az egyik legfontosabb, hogy az új gyermektámogatási rendszer legális munkavállalásra ösztönözzön, amihez az is hozzájárul, hogy a kedvezmények bevezetésével egyidejűleg befagyasztották a családi pótlék összegét. A jelenlegi hazai

rendszerben a két szülő által együttesen realizálható kedvezmények három eltartott gyermek után nőnek jelentősen: míg legfeljebb két gyermek esetében az adóalapból havonta és gyermekenként 62 500 forint írható le, legalább három eltartott gyermek esetében ez az összeg már kedvezményezett gyermekenként 206 250 forint.

Nyilvánvaló volt, hogy az ilyen nagyarányú adókedvezmény jelentős különbségeket eredményez majd az egyes családtípusoknál a nettó keresetek alakulásának tekintetében. A KSH 2011-ben azt a célt tűzte ki, hogy kimutassa ezeket a különbségeket. Bár az így kapott jövedelem közgazdaságilag valóban nem tekinthető keresetnek, hiszen egy szociálpolitikai célzatú jövedelemkorrekció hatásának számításáról van szó, de az elkölthető jövedelem eloszlása az egyes családtípusok között fontos jelzőszám mind a családtámogatások hatékonyságára, mind a lakossági fogyasztásra vonatkozóan, még akkor is, ha a számítások csak az intézményi statisztika által figyelt körre vonatkoznak. Megjegyezzük, hogy a KSH már az említett, 1999-ben bevezetett eltartott gyermekekhez kapcsolódó adókedvezményeket sem vette figyelembe a nettó keresetek számításánál, éppen amiatt, mert az intézményi statisztikai felvétel vállalkozásonként csak egy rekordot tartalmaz az adott vállalkozásra, illetve intézményre jellemző átlagos bruttó keresetet feltüntetve. Az Eurostat¹ és néhány nemzeti statisztikai hivatal az OECD módszertanát követve számít meghatározott családtípusra nettó kereseteket, ahol a gyermekek utáni adókedvezményeket is figyelembe veszik. A családtípusonkénti korrigált keresetek becslése tehát a KSH kereseti statisztikai alapján nem lehetséges, mivel a gyermekszámra vonatkozóan ezek nem tartalmaznak információkat. Egyedül a háztartásstatisztika az, ahol mind a jövedelmi, mind pedig a családi jellemzőkre, így az eltartott gyermekek számára is találunk adatokat. Kézenfekvő volt tehát, hogy valamilyen módon ezeket az információkat használjuk a családtípusonkénti keresetek számításához.

Eszköz: a mikroszimulációs technika alkalmazása.

Mivel a háztartásstatisztikai adatok csak bizonyos késéssel állnak rendelkezésre, ezeket az adatokat valamilyen módszerrel át kell vezetni ahhoz, hogy aktuális keresetbecslésekhez jussunk. Az ilyen típusú feladatok megoldására a mikroszimuláció módszere alkalmas. Ennek lényege: az átvezetést – az adatok „öregítését” – a mikroegységeken (személyeken vagy háztartásokon) hajtjuk végre oly módon, hogy azokra különféle szabályokat definiálunk. A módszerről részletes ismertetést ad például Molnár [2003, 2005]. Konkrét hazai mikroszimulációs alkalmazásokat mutat be Benedek–Lelkes [2006], Benedek–Kiss [2011], Cserhádi et al. [2007], Cserhádi–Keresztély [2010], Gáspár–Varga [2011] és Szivós–Rudas–Tóth [1998]. A jövedelmi folyamatokon túl a munkapiaci hatásokat is mikroszimuláció alapján modellezi Benzúr et al. [2011]. Az ECOSTAT már korábban is használt ilyen típusú modellt elsősorban adóhatás-vizsgálatokra (Cserhádi–Péter–Varga [2009], Cserhádi–Takács

¹ Az Eurostat Magyarországra vonatkozó számításai nem a KSH adatszolgáltatásán alapulnak.

[2010]). A mikroszimulációs modelleket elsősorban a jövőre vonatkozó lehetséges forgatókönyvek hatásainak számszerűsítésére alkalmazzák, döntés-előkészítés vagy elemzés céljából. Az általunk bemutatott modell is a mikroszimulációs technikát használja, de itt a cél statisztikai jellegű: egy, már lezárt időszakra szolgáltat adatot. A következőkben ismertetjük ezt a módszert, illetve modellt, amelyet ezekre a korábbi mikroszimulációs munkákra alapozva dolgoztunk ki és a családtípusonkénti nettó keresetek meghatározására alkalmaztunk.

Először a modell működési jellemzőit mutatjuk be, majd a kitűzött feladat szempontjából ismertetjük és értékeljük a kiinduló adatforrásokat. Ezután az általunk kidolgozott módszer részletes leírása – amely alapján az eltartott gyermekek száma szerinti bontásban számítottuk a nettó kereseteket – és a 2011-re vonatkozó számszerű eredmények következnek. A tanulmány összegzéssel, illetve néhány következtetés levonásával zárul.

1. Az alkalmazott modell lényege és működése

A családi kedvezménnyel korrigált keresetek meghatározásához egy mikroszimulációs modellt alakítottunk ki, amely a háztartási költségvetési felvétel (HKF) személyi adatállományához tartozó bruttó kereseti adatokat rekordonként vezeti át. Az átvezetés a KSH által közölt intézményi (tulajdonosi) szektoronként differenciált bérindexekkel történik, azaz modellünk *determinisztikus* és *szabályalapú*. Az átvezetés után a nettó keresetek meghatározása az érvényes szja-szabályok alapján történik. Mivel itt a családi adókedvezményt is figyelembe kellett venni, a személyi rekordokhoz tartozó bruttó kereseti adatok átvezetése után a háztartásazonosító kódok segítségével „összehoztuk” az egy családdhoz tartozó keresőket, hogy ez alapján nettósítsunk, hiszen az eltartott gyermekek utáni kedvezményeket a szülők együttesen vehetik igénybe.

A számítások során három fő problémát kellett kezelnünk. Az egyik a HKF kereseti adatainak torzításaiból adódott. A másik gond az volt, hogy mivel reprezentatív mintát használtunk az átvezetésnél, biztosítanunk kellett a reprezentativitás megőrzését. Végül figyelembe kellett venni azt is, hogy a számítások során kizárólag ugyanarra a munkavállalói körre korlátozzuk a számításokat, mint amit a KSH intézményi statisztikája is lefed.

A HKF a tapasztalatok szerint a legalsó és legfelső jövedelmi rétegekre vonatkozóan nem tartalmaz kielégítő információkat, így az induló rekordokhoz tartozó bruttó kereseti értékeket ezekben a tartományokban korrigálni kellett. Az általános mikroszimulációs gyakorlatnak megfelelően külső adatforrást – jelen esetben a bértarifa-felvételt – vettünk igénybe. Olyan korrekciókat hajtottunk végre, amelyek

eredményeként az induló állomány (decilisek szerinti) kereseti eloszlása megegyezett a külső forrás szerinti eloszlással.

A számításokhoz használt minta reprezentativitását a háztartásokhoz rendelt súlyok biztosították. Mivel az állomány eredeti – lényegében demográfiai mutatókon alapuló – súlyrendszere nem vett figyelembe minden, a számítások szempontjából lényeges peremfeltételt, már az induló állomány súlyait is korrigáltuk. Úgy súlyoztuk át az állományt, hogy a foglalkoztatottakra vonatkozóan az eredetinel differenciáltabb felbontást tudjunk figyelembe venni. Az átvezetett mintaállományra mindezen peremfeltételek mellett újra meghatároztuk a súlyrendszert.

A KSH intézményi statisztikája a teljes munkaidős munkavállalók körét fedi le, a versenyszférában pedig csak a legalább öt főt foglalkoztató vállalkozásokra terjed ki. A statisztika ezen kívül külön kezeli a nonprofit szektort. A HKF-ben csak a verseny- és az állami szektor különül el, így az intézményi statisztikának megfelelő differenciáltabb kategorizálást mesterséges módon kellett végrehajtani. A rendelkezésre álló információk alapján egyesével szemrevételezve a rekordokat úgy hoztuk létre az új foglalkoztatotti csoportokat, hogy azok minél pontosabban tükrözzék a valóságot.

2. A keresetek szimulációja

A családtípusonkénti keresetek meghatározásánál alapvetően háztartásstatisztikai adatokból indulunk ki, amelyek részben torzítottak (általában mind a jövedelmi, mind a fogyasztási adatok alábecsültek), így megpróbáltunk egyéb adatforrásokat is felhasználni a számításokhoz. Az egyes adatforrások különféle felbontásúak, eltérő megfigyelési körre vonatkoznak, más és más módszertan alapján készülnek, így ezek együttes felhasználása számos problémát vetett fel. A következőkben ezekre is részletesen kitérünk.

2.1. Adatforrások

A *háztartásstatisztikai adatállomány* olyan mintára épül, amelyhez a súlyokat egy adott év sarokszámai alapján határozzák meg. A sarokszámok régiókra, településtípusokra, nemre, gazdasági aktivitásra és iskolai végzettségre vonatkoznak. A torzítás elkerülése érdekében a következő időszakra való átvezetésnél a rekordokat mindenképpen át kell súlyozni, és ehhez megfelelő új sarokszámokat kell számítani. Korábbiakban már utaltunk rá, hogy ezen kívül kezelni kell a kereseti adatok lefelé torzítását is. További probléma, hogy a háztartásstatisztikai adatokból nem lehet megállapítani azt,

hogyan dolgozik a nonprofit szervezeteknél, holott a továbbvezetésnél, illetve az eredmények közlésénél ilyen jellegű bontás is szükséges volt. A számításokat az is torzíthatja, ha a megkérdezettek csak arra válaszolnak, hogy a konkrét munkahelyükön (telephelyen) hányan dolgoznak, ami nem felel meg pontosan az intézményi munkaügyi statisztika által vizsgált körnek. Szintén problémát jelent az, hogy a közmunkások száma és keresete sem állapítható meg az adatokból, holott ezek, amennyiben teljes munkaidőben dolgoznak, szintén bekerülnek az intézményi statisztikába.

A számításokhoz igyekeztünk minden munkajövedelmekre vonatkozó információt, statisztikát felhasználni, ehhez – a háztartási adatokon kívül – a következő adatforrások tartalmaznak lényeges információkat a keresetekre vonatkozóan:

- a KSH intézményi munkaügyi statisztikája,
- a KSH munkaerő-felmérése (MEF),
- a Nemzeti Adó- és Vámhivatal (NAV) személyi jövedelemadó-bevallás teljes körű adatbázisa,
- az Állami Foglalkoztatási Szolgálat (ÁFSZ) bértarifa-felvétele.

Az *intézményi munkaügyi statisztika* a versenyszféra öt főnél többet foglalkoztató egységeire és a teljes költségvetési szférára jellemző munkaügyi adatokat tartalmazza, beleértve a kereseteket, valamint az egyéb munkajövedelmeket és juttatásokat. A létszámra és keresetekre vonatkozó adatokat havonta – az adott évre vonatkozóan kumulálva – publikálja a KSH, a családtípusonkénti kereseteket negyedévente számítjuk. Ez természetesen azt a problémát is felvetette, hogy az éves háztartási adatokat, illetve azok átvezetett értékeit külön meg kellett határozni a negyedévekre, figyelembe véve az éven belüli változásokat. A családtípusonkénti keresetek meghatározásánál az volt a cél, hogy azok ugyanarra a körre terjedjenek ki, mint az intézményi statisztika, azaz a legalább öt főt alkalmazó vállalatoknál foglalkoztatottakra, és az eredmények is hasonló bontásban álljanak rendelkezésre. Utóbbi lényegében azt jelentette, hogy meg kellett különböztetnünk a rész- és teljes munkaidős, valamint a verseny- és az állami szférában, továbbá a nonprofit szervezetekben foglalkoztatottakat.

A *munkaerő-felmérés* a mintavétel alapján kijelölt magánháztartásokban élők kikérdezésén alapuló, alapvetően munkaerő-piaci információkat tartalmazó statisztika, amely az intézményi statisztikától eltérően nem csak az öt fő feletti foglalkoztatásra vonatkozik. Információkat tartalmaz a részmunkaidőben történő foglalkoztatásról, és számításaink szempontjából lényeges, hogy a munkáltató TEÁOR-besorolását is magában foglalja.

Az *szja-adatok* figyelembe vétele mellett szól, hogy segítségével a HKF jövedelmi adatainak aluljelentését korigálni lehet, mivel a keresetekre vonatkozóan teljes körű adatbázisról van szó. Nem nyújt azonban információkat arról, hogy az adózó milyen intézményi szektorhoz tartozó és milyen létszámmal működő munkahellyel rendelkezik. Az, a számításaink szempontjából szintén fontos információ sem derül

ki, hogy a jövedelem teljes vagy részmunkaidős foglalkoztatásból származik-e. Ez utóbbinak regisztrálása nyilván nehézségekbe ütközne, hiszen egy adott adóév alatt változhatnak a foglalkoztatottság jellemzői. A háztartásstatisztikai adatokkal szemben az szja-adatbázis előnye az, hogy a legfelső jövedelmi rétegekről is van megbízható információ. Ugyanakkor ezek kevésbé alkalmasak a háztartásstatisztikai adatok korrekciójára a legalacsonyabb jövedelmi kategóriákban, mivel átlagukat jelentősen eltérítik lefelé az adott évben csak töredék időszakot ledolgozók keresetei.

A bértarifa-felvétel (egyéni bérek és keresetek adatfelvétel) telephelyi adatgyűjtés, amely az öt főnél nagyobb vállalkozások és a költségvetési szféra dolgozóira terjed ki. Az öt és ötven fő közötti vállalkozásokból véletlen mintát vesznek, de ezen vállalkozások valamennyi teljes munkaidős munkavállalója belekerül a felvételbe. Az ötven fő feletti vállalkozásokat teljes körűen megfigyelik, de a vállalkozásokon belül mintavételt alkalmaznak a mintába bekerülő dolgozók kiválasztására. A költségvetési szférában közel teljes körű a megfigyelés. Ebben a felvételben nem szerepel a nonprofit szféra (a bértarifából csak a költségvetésre és a versenyszférára vonatkozóan kaptunk adatokat), ezért a nonprofit keresetekről a *KSH* [2011]-ből vettük az adatokat. A statisztika a keresetekre, illetve a munkahelyre vonatkozó tárgyevi, május havi adatokra tartalmaz információkat. Mivel minden, a számításokhoz szükséges adattípus fellelhető a bértarifa-felvételben, a háztartásstatisztikai kereseti adatok korrekciójára alkalmasabbnak tűnt az szja-adatbázissal szemben. További előnye, hogy segítségével előállíthatjuk az egyedi teljes munkaidős adatok eloszlását, és azt felhasználhatjuk a HKF alapján számolt továbbvezetett adatok korrekciójára. Hátránya ugyanakkor az, hogy nem tükrözi az éven belüli változásokat.

2.2. A keresetek továbbvezetésével kapcsolatos problémák kezelése

Az említett előnyöket és hátrányokat mérlegelve alakítottuk ki azt az eljárást, amellyel számszerűsíthetővé vált az eltartott gyermekek utáni adókedvezménnyel korrigált nettó keresetek alakulása. A számítások tehát arra irányultak, hogy adott számú eltartott gyermekkel rendelkező személyeknek hogyan alakultak a nettó átlagkeresetei, ha figyelembe vesszük a családi kedvezmények érvényesítésének lehetőségét. Megjegyezzük, hogy a költségvetési szférában járó, a nominális kereseteket garantáló kompenzációt nem vettük figyelembe a számításoknál. Ezt ugyanis nem építették be a keresetekbe, így azt az intézményi statisztika sem tartalmazza. A módszer a következő négy fő lépésből áll:

- a HKF adatainak kiegészítése és módosítása,
- a HKF kereseti adatok korrekciója,
- az induló év átsúlyozása,
- továbbvezetés a súlyok aktualizálásával.

A 2011. évre már mind a négy negyedévre vonatkozóan elkészültek a számítások, az eredményeket a KSH negyedévenként publikálta az intézményi statisztikához illeszkedően kumulált módon. A továbbiakban a számítások módszerét és a 2011. évre vonatkozó eredményeket ismertetjük.

2.2.1. A HKF adatainak kiegészítése és módosítása

Az intézményi statisztikának megfelelően első lépésben a háztartásstatisztikai állományból kellett elkülönítenünk a teljes munkaidőben, legalább öt főt foglalkoztató munkáltatónál dolgozó alkalmazottak körét szektorális bontásban, azaz elkülönítve a költségvetésben, a versenyszférában és a nonprofit intézményekben dolgozókat. Külön kategóriaként kezeltük a közfoglalkoztatottakat is. Az 1. táblázat az egyes csoportokra vonatkozó „célértékeket” tartalmazza, azaz azokat, amelyeket a súlyozásnál peremfeltételekként veszünk majd figyelembe. Feltüntettük azokat a létszámokat is, amelyek nem az intézményi statisztikának megfelelő körbe tartoznak (a táblázat alsó sora), mivel a HKF a teljes alkalmazotti körre kiterjed, így adatainak módosításánál ezeket a csoportokat is figyelembe vettük. A gyermekkedvezményel korrigált nettó keresetek számítását később természetesen már csak az 1–4. csoportra hajtjuk végre, mivel ezek szerepelnek az intézményi statisztikában is. (A továbbiakban az 1. táblázat felső sorára mint az 1–4. csoportra, az alsó sorban található kategóriákra rendre mint az 5–8. csoportra fogunk hivatkozni.)

1. táblázat

*A HKF 2010. évi állományának módosításánál figyelembe veendő sarokszámok
(foglalkoztatottak száma, fő)*

Alkalmazotti kör	Költségvetési szektor	Versenyszektor	Nonprofit szektor	Közfoglalkoztatás
Az intézményi statisztikának megfelelő kör	641 084	1 631 733	74 121	67 853
Az intézményi statisztikán kívüli kör	44 132	729 676	65 348	19 467

Forrás: KSH.

Az 1. táblázat első sorát az intézményi statisztika alapján állapítottuk meg. A második sorban a költségvetés és a közfoglalkoztatottak esetében szintén közvetlenül az intézményi statisztikát használtuk. A versenyszféra esetében a MEF-adatból indultunk ki. Az összes alkalmazotti létszámból először levontuk az O, P és Q ág létszámait, majd ezt tovább csökkentettük az intézményi statisztikának megfelelő körben alkalmazottak létszámával (amit az első sorban már megadtunk). Lényegében azt tételteztük fel, hogy az említett három ág nem a versenyszférához tartozik, ami némi

torzítást jelent (magániskolák, magán egészségügyi ellátás). A nonprofit szféránál a *KSH* [2011]-ben szereplő 2009-es teljes alkalmazotti létszámot az intézményi nonprofit-növekedés arányában továbbvezettük 2010-re, majd ebből levontuk az első sorban már elszámolt létszámot.

A foglalkoztatottakra vonatkozó HKF-beli rekordokat a nyolc kategóriának megfelelően soroltuk be. A 2010. évi állomány 25 061 személyi és 9 937 háztartási rekordot tartalmaz. A nyers adatállományban azonban csak a költségvetési és versenyszférát lehet egyértelműen elkülöníteni. A HKF-ben ugyan van információ arra vonatkozóan is, hogy hányan dolgoznak a megkérdezett személy munkahelyén, de ez nem pontosan felel meg az intézményi statisztikának (például ha egy nagyobb vállalat kis telephelyén dolgozik az illető). Első lépésként azonban mégis ezen információk alapján különítettük el az 1–2. és a 4–5. csoportot (a létszámokat természetesen minden esetben az eredeti HKF-súlyokkal való felszorzás révén határozzuk meg). Az 1. csoportban jelentős számú, körülbelül 50 000 minimálbér alatti személyt találtunk, ezeket átsoroltuk az 5. csoportba. A HKF-ben a költségvetési szektor erősen túlréprezentált, így azt a megoldást követtük, hogy következő lépésként az 1. és az 5. csoportból tettünk át további rekordokat rendre a 3–4. és a 7–8. csoportokba.

Ezeket az átsorolásokat sorsolásos módszerrel hajtottuk végre. Az átsorolandó rekordok számát úgy határoztuk meg, hogy a létszámarányok az 1. táblázatból adódó arányoknak feleljenek meg. A közszférából a nonprofit szférába, illetve a közfoglalkoztatottak körébe soroltunk át rekordokat „kézi” módszerrel. A nonprofit szféra esetében az éves kereset, ezen belül településtípus és iskolai végzettség szerint sorba rendeztük a rekordokat, majd az ismert átlagkeresetek által meghatározott sávokból jelöltünk ki úgy rekordokat, hogy a hozzájuk tartozó súlyok összege minél jobban megközelítse az elvárt létszámokat. A közfoglalkoztatottakról ilyen részletes információink nem állnak rendelkezésre, de feltételeztük, hogy az alacsonyabb végzettségűeket jobban sújtja a munkanélküliség. Ezért itt kereset, valamint végzettség szerint rendeztük a rekordokat, és ismét az ismert átlagkereset körüli értékekből válogattunk úgy, hogy a kívánt létszámot elérjük. A nonprofit szektor esetében a *KSH* [2011] által közölt településtípusonkénti átlagkereset (lásd a 2. táblázatot) volt a támpont arra nézve, hogy konkrétan mely rekordok kerülhetnek átsorolásra: a közölt átlagok $\pm 40\,000$ -es tartományából véletlenszerűen választottunk rekordokat. Annyi rekordot soroltunk át, hogy az 1., 3. és 4. csoportba kerülők aránya az 1. táblázat alapján számolható arányoknak feleljenek meg. A 3. csoport esetében még azt is biztosítottuk, hogy a *KSH* [2011]-ben közölt felsőfokú végzettségűek aránya is megmaradjon.

A 7. csoportba a 60–130 ezer forint/hó közötti átlagkeresetűek kerültek, feltételezve a 85 000 forint/hó átlagkeresetet a teljes állásúak (3. csoport) mintegy 170 000 forint/havi átlagkeresete alapján. A nem teljes munkaidős közfoglalkoztatottak 2010. évi átlagkeresetét ismerjük az intézményi statisztikából (55 678 forint/hó), így a 8. csoportba az 51–58 ezer forint körüli átlagkeresetű rekordokat tettük. Itt is annyi rekordot sorol-

tunk át, hogy az 5., 7. és 8. csoportlétszámok arányai az 1. táblázatnak feleljenek meg. (Megjegyezzük, hogy a 7. csoportban megfelelő számú alkalmas rekord híján a felsőfokú végzettségűek aránya a hivatalos adatnál valamivel kisebb lett.)

2. táblázat

Éves keresetek a nonprofit szektorban 2010-ben
(forint)

Település	Az éves kereset	
	alsó határa	felső határa
Budapest	1 915 000	2 915 000
Megyei jogú város	1 190 000	2 190 000
Többi város	1 130 000	2 130 000
Község	996 000	1 996 000

Forrás: KSH [2011].

A rekordok átsorolása utáni létszámokat a 3. táblázat tartalmazza. A nem versenyszférában foglalkoztatottak létszámadatai természetesen még ekkor is jelentősen eltértek az 1. táblázat „célértékeitől”, az ezekhez való pontos illesztést átsúlyozással hajtottuk végre. A súlyozás előtt azonban még korrigálni kellett a meghatározott csoportokhoz tartozó kereseti szinteket az 1–4. csoportokra, amelyekre a végső számítások készültek.

3. táblázat

A HKF-adatok módosítása utáni létszámok
(fő)

Alkalmazotti kör	Költségvetési szektor	Versenyszektor	Nonprofit szektor	Közfoglalkoztatás
Az intézményi statisztikának megfelelő kör	942 597	1 631 733	108 980	99 765
Az intézményi statisztikán kívüli kör	35 636	729 677	52 768	15 720

Forrás: Saját számítás.

2.2.2. A kereseti adatok korrekciója

Az 1–4. csoportokra a HKF-rekordok adatai alapján meghatároztuk az átlagkereseteket. A korrekciókra alapvetően azért van szükség, mert a tapasztalatok szerint a jövedelmi adatok alábecsültek.

Az 1. és a 2. csoportban a korrekciót a 2010. májusi bértarifa-felvétel adatai alapján hajtottuk végre. Erre a célra a bértarifa-adatok azért alkalmasabbak, mint az intézményi statisztikáé, mert mikroszintűek, azaz megfigyelik közvetlenül a foglalkoztatottakat, míg az intézményi statisztika az egyes szervezetekre, vállalkozásokra csak az átlagkereseteket rögzíti, eloszlások vizsgálatára, illesztésére így kevésbé alkalmas. A bértarifa ezen kívül lehetőséget biztosít arra, hogy elválasszuk az adatállományon belül a teljes és a nem teljes munkaidőben foglalkoztatottakat. Az szja azért nem megfelelő a korrekciókra, mivel nem tartalmaz információt arról, hogy hány havi kereset szerepel benne, míg a bértarifa egyértelműen egyhavi keresetekre kérdez. Az szja-ban ráadásul nem különíthető el a költségvetési és a versenyszféra. Először mindkét csoportot felbontottuk régió \times korcsoport \times jövedelmi decilisek szerint. Hasonló csoportokat képeztünk a bértarifa-adatokból is külön a verseny, külön a költségvetési szférára, és a HKF-ből képzett csoportokhoz tartozó rekordok kereseteit oly módon korrigáltuk, hogy azokat felszoroztuk a két adathalmaz megfelelő csoportátlagának hányadosával. A 3. és a 4. csoportban a korrekciót oly módon hajtottuk végre, hogy a csoport átlagkeresete megegyezzen az intézményi statisztikából ismert értékkel, azaz minden rekordhoz tartozó kereseti értéket ennek megfelelően az átlagok hányadosával szoroztuk át.

2.2.3. Az induló év átsúlyozása²

Ezzel a módszerrel tehát az induló évre előállíthatók a négy csoport korrigált keresetei, amellyel a HKF lefelé torzítását kiküszöböltük. Említettük, hogy az eredeti HKF-állományban nem különülnek el a megfigyelt személyek az 1–4. csoportoknak megfelelően, így a rekordokhoz tartozó súlyokat úgy kell módosítanunk, hogy az egyes szektorokban a létszámadatok illeszkedjenek az egyéb adatforrásokban található értékekhez. Ez gyakorlatilag azt jelenti, hogy a HKF-adatok eredeti súlymeghatározásánál figyelembe vett feltételeket további peremfeltételekkel egészítjük ki, és az így kiegészített feltételek alapján számítjuk az egyes rekordokhoz tartozó új súlyokat. Ezeket az új súlyokat elő kellett állítani az első negyedévre, félévre, háromnegyedévre és 2010 egészére vonatkozóan is.

A HKF eredeti súlyrendszerénél figyelembe vett sarokszámok közül a demográfiai feltételeket nem változtattuk, és a településtípusonkénti háztartásszámokat is változatlanul hagytuk. Ezek a feltételek részben lakosságszámra, részben háztartásszámokra vonatkoznak a következőknek megfelelően:

– lakosságszám régiók, nemek és korcsoportok szerint (a négy korcsoport: 0–14, 15–29, 30–59 és legalább 60 évesek);

² A szerzők köszönetüket fejezik ki Mihályffy Lászlónak (KSH), aki a konkrét számítások során az átsúlyozást leprogramozta és elvégezte.

- lakosság szám településtípusonkénti bontásban aszerint, hogy alkalmazott vagy vállalkozó, gyermekellátásban részesül-e, nyugdíjas, illetve járadékos, munkanélküli, 7 évnél fiatalabb, tanuló, egyéb;
- az aktív foglalkoztatottak iskolai végzettsége településtípusonként,
- háztartásszám településtípusonként, illetve gyermekszám szerint.

Jelentős átalakítást a gazdasági aktivitásra vonatkozó feltételrendszerre vonatkozóan hajtottunk végre. Az alkalmazottak létszámát a kialakított nyolc csoportnak megfelelően adtuk meg. (Lásd a 4. táblázatot.) Az „Alkalmazott összesen” sor a HKF 2010. évi sarokszámainak, az „Összesen” az 1. táblázatnak felel meg. A településtípus szerinti bontást úgy határoztuk meg, hogy az arányok megfeleljenek az „Alkalmazott összesen” sor arányainak. Az egyes csoportok peremértékei az 1. táblázat megfelelő értékeivel egyeznek meg. A csoportlétszámok településtípusonkénti bontása a kiinduló sarokszámok foglalkoztatotti arányai szerint történt. Annak érdekében, hogy a keresetek eloszlása is minél közelebb legyen a valósághoz, a bértarifából nyert decilishatárok szintén sarokszámként szerepeltek az átsúlyozás során. Ezzel a módszerrel először a 2011 egészére vonatkozó új súlyrendszert állítottuk elő.

4. táblázat

*A foglalkoztatottak számának megoszlása településtípusonként a nyolc csoport szerint
(fő)*

Alkalmazotti csoport	Budapest	Megyei jogú város	Egyéb település	Összesen
1.	119 321	128 146	393 617	641 084
2.	303 705	326 167	1 001 861	1 631 733
3.	13 796	14 816	45 509	74 121
4.	12 629	13 563	41 661	67 853
5.	8 214	8 822	27 096	44 132
6.	135 810	145 855	448 011	729 676
7.	12 163	13 062	40 123	65 348
8.	3 623	3 891	11 953	19 467
<i>Alkalmazottak összesen</i>	<i>609 261</i>	<i>654 322</i>	<i>2 009 831</i>	<i>3 273 414</i>

Forrás: KSH, saját számítás.

A negyedévenkénti (kumuláltan) induló súlyrendszerek előállításához szintén meg kellett határozniuk a megfelelő sarokszámokat. A HKF eredeti súlyrendszerének sarokszámaihoz hasonlóan itt is a MEF adatait tekintettük forrásnak. A súlyszá-

mításnál figyelembe vett demográfiai feltételek a MEF megfelelő időszakra vonatkozó korcsoportos tábláiból állnak (a HKF eredeti súlyrendszerét is a MEF adatai alapján határozzák meg). A gazdasági aktivitásra vonatkozó feltételek esetében a munkanélküliek, nyugdíjasok és egyéb inaktív személyek számát településtípus szerinti bontásban vettük át a MEF-ből. A felmérés alapján a dolgozók létszámát az éves sarokszaámok arányában osztottuk szét az általunk meghatározott nyolc csoport és a vállalkozók sorain. Az iskolai végzettség figyelembe vételénél ügyeltünk arra, hogy településtípusonként továbbra is fennálljon az egyenlőség a foglalkoztatottak létszámával. A MEF tartalmazza településtípusonként az egyszemélyes háztartások, valamint az 1, 2, illetve 3 és több gyermekes háztartások számát is. Itt az éves tábla elemeit átszoroztuk a teljes népesség megfelelő időszakra vonatkozó összlétszámának és az éves népességszámnak a hányadosával.

2.2.4. A keresetek továbbvezetése a súlyok aktualizálásával

Az ismertetett módon előállított sarokszaámokkal, azaz az eredeti feltételek kiegészítésével, a szokásos kalibrálási eljárással előállítottuk az induló 2010. év új súlyait. A továbbvezetéshez szükséges további – 2011 első negyedévére, 2011 első félévére, 2011 első háromnegyedévére és 2011 egészére vonatkozó – súlyrendszerek előállítása hasonló módon történt. A 2010. évi keresetek továbbvezetését az 1–4. csoportokra, vagyis az intézményi statisztika által is figyelt teljes munkaidőben, öt fő fölötti intézményeknél/vállalatoknál alkalmazottak körére végeztük el.

Az évközi negyedévenkénti átvezetéseknél úgy jártunk el, hogy először rátettük az állományra a 2010. első negyedévi, félévi, illetve háromnegyedévi súlyrendszert, majd arányosítást hajtottunk végre az éves keresettömegben: a 2010. év vizsgált időszakának keresettömeg-értékét osztottuk az év teljes keresettömeg-értékével. Az intézményi statisztikából információval rendelkezünk arra vonatkozóan, hogy a köz-, verseny-, illetve nonprofit szférában a vizsgált időszakban mekkora volt a keresettömeg aránya az éves keresettömeghez képest. Minden rekordot a megfelelő indexszel szoroztuk, majd ezt az értéket éves szintre hoztuk, azaz szoroztuk a vizsgált évközi időszaktól függően 4/1-del, 4/2-del, illetve 4/3-dal. Az egyes csoportok átlagkereseteinek meghatározása után szektoronként (kölségvetési, versenyszféra, nonprofit) korrekciót hajtottunk végre az intézményi statisztika 2010. I., I–II., illetve I–III. negyedévi átlagkereseteihez, azaz az adott szektorra vonatkozó hivatalosan publikált átlagkereset és a mintából számított átlagkereset arányával szoroztuk a megfelelő rekordokon a keresetet. Ezt az eljárást azért alkalmaztuk, mert a keresetek alakulása negyedévenként jellemzően más struktúrájú, egy egyszerű éves átvezetés utáni arányosítás erősen torzította volna a bázisértékeket az egyes időszakokban. Az egész évre vonatkozó számításoknál természetesen a teljes éves kereseti értékekből indultunk ki, és az évre vonatkozó súlyokat használtuk. Az adószabályoknak megfelelően az

így kapott kereseteket nettósítottuk egyéni szinten, ezután családtípusonként meghatároztuk a csoportok nettó átlagkereseteit.

Az időszakokra vonatkozó bázisértékek számítása után végrehajtottuk a továbbvezetést 2011-re. Minden negyedévben elvégeztük a számításokat 2011 elejétől kezdve. Rátettük az állományra az éppen vizsgált időszakhoz tartozó súlyrendszert, majd továbbvezettük a kereseteket a személyi állományon úgy, hogy az intézményi statisztika megfelelő időszakra vonatkozó bruttó keresetváltásának indexeit használtuk, megkülönböztetve az egyes szektorokat. A csoportok átlagkereseteinek meghatározása után végső korrekciót hajtottunk végre a bruttó kereseteken, azaz az adott csoportra vonatkozó hivatalosan publikált átlagkereset és a mintából számított átlagkereset arányával szoroztuk a megfelelő rekordokon a keresetet.

A 2011. évi adózási szabályok alapján ezután elvégeztük a nettósítást. Áttértünk az egykulcsos (16 százalékos) személyi jövedelemadóra. Az alkalmazotti adókedvezmény számításánál az adójóváírás havi maximuma 12 100 forint, a nyugdíjjárulék mértéke 10, az egészségbiztosítási járulék 6, míg a munkavállalói járulék 1,5 százalék volt. Az eltartott gyermekek után járó, a házastársak által megosztható adókedvezmény figyelembe vételéhez 2011. évtől a nettósítás során a családokat kellett megkülönböztetnünk, ezért a háztartásazonosító és a családi sorszám segítségével áttértünk egy családi állományra. Feltételeztük, hogy elsősorban a magasabb jövedelmű szülő veszi igénybe a kedvezményt, s amennyiben ő nem tudja érvényesíteni a teljes keretet, a maradékot a másik szülőnél vontuk le az adóalapból a lehetséges mértékben. A családtípusonkénti átlagok számításánál csak az intézményi statisztika által megfigyelt körben foglalkoztatottakat tekintettük. A reálkereset-indexek számításánál 2011. évre 3,9 százalékos inflációt feltételeztünk.

3. A 2011. évre vonatkozó számítások eredményei

Jelen dolgozat írásakor már teljes egészében elkészültek a 2011. évre vonatkozó számítások. A szimulációs számítások eredményeit az 5. és a 6. táblázat tartalmazza. A gyermektelenek a vizsgált körnek közel a felét, az egy eltartott gyermeket nevelők a negyedét tették ki. A kétgyermekesek aránya 20 százalék körül ingadozott. Az eredmények azt mutatják, hogy az új adórendszer lényeges differenciálódást jelentett a nettó átlag-, illetve reálkeresetek tekintetében az egyes családtípusoknál. A gyermekteleneknél 2011 első negyedévében még csekély reálkereset-csökkenés volt tapasztalható, az első félévben már minden családtípusnál növekedtek a reálkeresetek az öt fő felett foglalkoztatóknál teljes munkaidőben dolgozók esetében. Fontos megjegyezni azonban, hogy a kimutatott viszonylag jelentős jövedelemnövekedés csak

az intézményi statisztika által vizsgált körre, azaz a teljes munkaidős, legalább ötfős vállalkozásoknál, a költségvetési intézménynél, illetve a megfigyelt nonprofit szervezetnél foglalkoztatottakra (azaz körülbelül 2,7 millió főre) érvényes. Az öt fő alatti foglalkoztatóknál feltehetőleg a keresetek alacsonyabbak, így abban a körben kevesebb a lehetőség a gyermekek utáni adókedvezmény érvényesítésére.

5. táblázat

A gyermekkedvezménnyel korrigált nettó keresetek alakulása családtípusonként 2011-ben (százalék)

Eltartott gyermekek száma	2011.							
	I.		I–II.		I–III.		I–IV.	
	negyedév							
	Nettó átlagkereset	Reálkereset	Nettó átlagkereset	Reálkereset	Nettó átlagkereset	Reálkereset	Nettó átlagkereset	Reálkereset
Nincs eltartott gyermek	2,9	–1,2	4,7	0,6	4,6	0,7	5,3	1,3
1 gyermek	5,0	0,8	8,2	3,9	8,1	4,1	10,5	6,4
2 gyermek	9,8	5,4	13,8	9,3	16,0	11,6	16,3	12,0
3 vagy több gyermek	17,0	12,3	22,0	17,2	23,0	18,7	23,6	19,0
Nemzetgazdasági átlag	5,6	1,4	8,3	4,0	8,9	4,9	9,9	5,8

Forrás: KSH, saját számítás.

6. táblázat

A gyermekkedvezménnyel korrigált nettó keresetek alakulása szektoronként 2011-ben (százalék)

Eltartott gyermekek száma	Nettó átlagkereset-változás	Reálkereset-változás
	Költségvetési szektor (közfoglalkoztatottakkal együtt)	
Nincs eltartott gyermek	2,3	–1,5
1 gyermek	4,9	1,0
2 gyermek	10,4	6,2
3 vagy több gyermek	23,6	19,0
Nemzetgazdasági átlag	6,0	2,0

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Eltartott gyermekek száma	Nettó átlagkereset-változás	Reálkereset-változás
	Versenyszektor	
Nincs eltartott gyermek	6,2	2,2
1 gyermek	12,8	8,6
2 gyermek	18,5	14,0
3 vagy több gyermek	23,5	18,9
Nemzetgazdasági átlag	11,2	7,1
	Nonprofit szektor	
Nincs eltartott gyermek	5,0	1,0
1 gyermek	8,7	4,6
2 gyermek	16,9	12,5
3 vagy több gyermek	25,8	21,0
Nemzetgazdasági átlag	8,8	4,7

Forrás: KSH, ECOSTAT.

4. Összefoglalás, következtetések

A KSH intézményi statisztikai felvétele természetesen alkalmas arra, hogy az adókulcsok aktuális változásait követve meghatározza az átlagos nettó kereseteket. Az adatfelvétel vállalkozásonként, illetve intézményenként egy átlagos bruttó kereseti értéket tartalmaz, ami így nem teszi lehetővé azt, hogy a családpolitikai célzatú adókedvezmények hatásait számszerűsítsük. A 2011-ben bevezetett, a személyi jövedelemadóban érvényesíthető családi kedvezmények családtípusonkénti kimutatásához tehát nem volt elégséges az információs bázis, mivel az intézményi statisztika nem tartalmaz az eltartott gyermekszámra vonatkozó adatot. Kézenfekvő volt, hogy ezeknél a számításoknál a háztartásstatisztikai adatokból induljunk ki, mert ebben a mintavételes statisztikában együtt szerepelnek a jövedelmi adatok és a családra vonatkozó egyéb jellemzők is. Mivel a háztartási adatok csak késéssel állnak rendelkezésre, a legfrissebbeket valamilyen módon tovább kell vezetni, hogy abból aktuális információkat nyerjünk a családi kedvezményekkel korrigált nettó reálkeresetre vonatkozóan. Tanulmányunk bemutatott egy mikroszimulációs módszert, amely alapján ez az átvezetés jelenleg történik. A háztartásstatisztikai adatok felhasználásánál több probléma adódik abból, hogy ezek az adatok torzítottak, korrigálásukhoz egyéb kiegészítő adatforrásokat: az ÁFSZ bértarifa-felvételét, a KSH munkaerő-felmérés

adatait és a NAV szja-adatbázisát kellett felhasználni. Szükséges volt továbbá igazodni a KSH intézményi statisztikájához olyan értelemben, hogy a családi kedvezményekkel korrigált nettó reálkereseteket ugyanabban a körben (a költségvetési szférában, illetve az öt fő felett foglalkoztató magánvállalkozások körében) és bontásban (költségvetési, valamint versenyszféra és nonprofit szervezetek) kellett meghatározni. Az alkalmazott módszer eredményesnek bizonyult a korrigált nettó reálkeresetek meghatározásában.

Az eredmények azt mutatják, hogy a 2011. évi családi adókedvezmény-rendszer bevezetése összességében elérte kitűzött célját, azaz azon gyermekes családoknak a kiemelt támogatását, ahol a szülők munkajövedelemmel rendelkeznek. A gyermekek száma szerinti kedvezmények, a vártak megfelelően, jelentős differenciálódást eredményeztek a családok jövedelmében.

Hangsúlyozzuk, hogy a nettó keresetszámítás esetében a vizsgált kör nem Magyarország összes magyar háztartása, hanem csak azok a kereső szülők, akik teljes munkaidős foglalkoztatási jogviszonnyal rendelkeztek 2011-ben. Ezen kívül az eredmények egy keresőre vonatkoznak, azaz már azok a családok is sokkal rosszabbul járhattak, ahol csak az egyik szülő volt teljes munkaidőben foglalkoztatott, a keresettel nem rendelkezők pedig egyáltalán nem tudtak igénybe venni családi típusú kedvezményeket. Az eredményeket tovább árnyalja, hogy 2011-ben 40 000-rel kevesebb alacsony keresettel rendelkező teljes munkaidős közfoglalkoztatott szerepelt a vizsgált körben (részmunkaidőssé változtatták a foglalkoztatás jellegét), ennek következtében az összetételhatás miatt jelentősen emelkedtek az átlagértékek.

A kutatás következő szakaszában a háztartások teljes jövedelmének alakulását kívánjuk elemezni a mikroszimulációs eszköztár segítségével. Ekkor a családtípusok szerinti vizsgálatok mellett lehetőség nyílt a komplex jövedelemeloszlási viszonyok, az egyenlőtlenségek és a szegénység problémáinak elemzésére is.

Irodalom

- BENEDEK D. – KISS Á. [2011]: Mikroszimulációs elemzés a személyi jövedelemadó módosításainak hatásvizsgálatában. *Közgazdasági Szemle*. LVIII. évf. 2. sz. 97–110. old.
- BENEDEK D. – LELKES O. [2006]: A magyarországi jövedelem-újraelosztás és egy egykulcsos adó-reform vizsgálata mikroszimulációs modellel. *Közgazdasági Szemle*. LIII. évf. 7–8. sz. 604–623. old.
- BENCZÚR P. – KÁTAY G. – KISS Á. – REIZER B. – SZOBOSZLAI M. [2011]: Az adó- és transzferrendszer változásainak elemzése viselkedési mikroszimulációs modellel segítségével. *MNB-szemle*. Október. 15–27. old.
- CSERHÁTI I. – DOBSZAYNÉ HENNEL J. – HAVASI É. – KERESZTÉLY T. – KÖVÁRI ZS. – SZÉP K. – TAKÁCS T. – TALLÉR A. – TAMÁSI B. – VARGA ZS. [2007]: *A háztartások jövedelemalakulásának elemzése mikroszimulációs modellel*. ECOSTAT, KSH. Budapest.

- CSERHÁTI I. – KERESZTÉLY T. [2010]: A megfigyelési egységektől a makrogazdasági aggregátumokig — a mikroszimulációs modellezés néhány módszertani kérdése. *Statisztikai Szemle*. 88. évf. 7–8. sz. 789–802. old.
- CSERHÁTI, I. – PÉTER, Á. I. – VARGA, ZS. [2009]: Trends in Household Income Stratification in 2008–2009. *Development and Finance*. No. 3. pp. 70–78.
- CSERHÁTI, I. – TAKÁCS, T. [2010]: Analysis of Income Inequalities by Microsimulation. *Hungarian Statistical Review*. Special Number 14. pp. 110–124.
- ECOSTAT [2010]: A családi adózás nemzetközi tapasztalatai. *Mikroszkóp*. XIII. évf. 4. sz. 1–4. old.
- GÁSPÁR K. – VARGA ZS. [2011]: A bajban lévő lakáshitelek elemzése mikroszimulációs modellezéssel. *Közgazdasági Szemle*. LVIII. évf. 6. sz. 529–542. old.
- IGNITS GY. – KAPITÁNY B. [2006]: A családtámogatások alakulása: célok és eszközök. *Demográfia*. 49. évf. 4. sz. 383–401. old.
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2011]: *Nonprofit szervezetek Magyarországon, 2009*. Budapest.
- MOLNÁR I. [2003]: *A mikroszimuláció alkalmazása*. ECOSTAT. Budapest.
- MOLNÁR I. [2005]: Mikroszimulációs modellfejlesztési környezetek. *Közgazdasági Szemle*. LII. évf. 11. sz. 873–880. old.
- SZÍVÓS P. – RUDAS T. – TÓTH I. GY. [1998]: *TÁRSZIM97 mikroszimulációs modell az adók és támogatások hatásvizsgálatára*. TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok 10. TÁRKI. Budapest.

Summary

Hungary's government introduced tax breaks for families with dependent children from 2011. The amount that can be subtracted from the personal taxes of parents depends on the number of children to encourage population growth and to strengthen the middle class. Families with one or two children can reduce their tax base by 62 500 forints per child per month, while this sum is as high as 206 250 forints with three or more dependent children. The Hungarian Central Statistical Office (HCSO) decided to measure the differences in net real wages according to family types. However, the information base of wage statistics does not contain data on dependent children. Therefore authors developed a microsimulation method, by which this problem can be solved based on Household Budget Survey (HBS) data. Paper presents how the most up-to-date HBS data of 2010 were aged to determine the net real wages for 2011 broken down by quarters. In order to eliminate the bias of HBS data, other sources of wage data were also used. The calculations were tested by comparing the intermediate results with the officially published data. Results show that the new taxation system resulted in relevant differences between family types. The simulation results are published quarterly by the HCSO.

Nádudvari Zoltán,
a KSH ny. főtanácsosa
E-mail: Zoltan.Nadudvari@ksh.hu

Adatszolgáltatói terhek mérése, mérséklése III. – A regiszterek szerepe

A jó minőségű gazdaságstatisztikai indikátorok rendszerezett és hatékony adatgyűjtést igényelnek, ehhez a gazdasági szervezet statisztikai regiszterének információi nélkülözhetetlenek. A külföldi szakirodalmi források ismertetése utal arra a jó gyakorlatra, miszerint az adminisztratív adatforrások a regiszterrel összekapcsolhatók, többcélúan hasznosíthatók, így az adatszolgáltatói terhek mérsékelhetők.

Az EU jogszabályai (EC [2008]) szerint a statisztikai regiszter hatályába tartoznak az agrárágazatok, a halászat, valamint a kormányzat statisztikai egységei.¹

A hatályos rendelet tartalmi meghatározása szerint, a regiszter vonatkozási köre kiterjed:

- a) minden olyan gazdasági egységre, amely a bruttó hazai termékhez (GDP) hozzájáruló gazdasági tevékenységet végez, valamint annak telepei;
- b) azon jogi egységekre, amelyekből ezek a gazdasági egységek állnak;
- c) a gazdasági egységek csonka csoportjára és a gazdasági egységek multinacionális csoportjaira; és
- d) a teljesen honos gazdasági egységek csoportjára.

A gazdasági szervezetek regisztere (business register – BR, itt GSZR jelöléssel) elősegíti az adatgyűjtés szervezését, a különböző adatforrások információinak összekapcsolását, az elemzést, és szerepe van a tájékoztatásban is. A nemzeti számlák elszámolásai is a regiszterinformációk alapján csoportosíthatók, például szektorok, nemzetgazdasági ágak, ágazatok szerint. A gazdasági folyamatok előírt mutatóit a

¹ A 2008-ban módosított (2186/93/EK) alaprendelet ezeket a regiszterek opciójaként írta elő.

szakstatisztikák adatsoraiból állítják össze, a vállalatok regiszterben meghatározott kategóriái szerint (*Orjala* [2010]).

Regiszterinformációk felhasználása

A statisztikai célra felhasznált adatok konzisztenciája a regiszter funkciói alapján elemezhető, javítható (*Richter–Engelage–Thomas* [2010]).

A regiszter fontosabb funkciói a következők:

- statisztikai egységek azonosítása, kialakítása;
- az egységek közötti kapcsolatok dokumentálása;
- az egységek fontosabb jellemzőinek megállapítása, csoportba sorolásának dokumentálása;
- keretek összeállítása a gazdasági szervezetek sokaságára;
- a többszörös elszámolás, illetve kihagyás megelőzése az adatgyűjtések, adatátvételek során;
- közös keret kialakítása a statisztikai adatgyűjtések szervezéséhez, koordinálásához, a mintavételhez a rétegeképzés jellemzőinek megfelelően;
- alapsokaság kijelölése a teljes körre számításhoz a mintavételes adatgyűjtés eredményeiből;
- az alakuló és a megszűnő vállalatok, egyéb vállalatdemográfiai események nyilvántartása;
- a nem belföldi és a belföldi egységek kapcsolatainak azonosítása, dokumentálása.

A regiszter kialakításának és rendszeres frissítésének alapinformációi a statisztikai egységek adatszolgáltatásaiból, valamint az adminisztratív adatforrásokból származnak. Ilyen külső adatforrások például az adózás és a munkaerőpiac, valamint egyéb rendszerezett szakhatósági nyilvántartások.

Az Eurostat kézikönyvet adott ki a statisztikai regiszterekről, a fontosabb módszertani kérdések kifejtésével (*EC* [2010]). A regiszter rendszerezi a statisztikai egységek szervezeti adatait, a regiszteradatok többszörös felhasználása mérsékli az adatszolgáltatók terheit. A hatékonysági szempontok indokolják, hogy a GSZR átvegye az adóalanyok, illetve a társadalombiztosítás nyilvántartásában szereplő munkáltatók elérhető alapadatait, ezekre állapítsa meg az összekapcsoláshoz alkalmazott azonosítás alapadatait, kiegészítve az egységek fontosabb gazdasági, területi és egyéb ismérveivel.

A gazdaságstatisztika összeállításához mikroadatokat szükségesek, a GSZR információival kapcsolhatók össze a regiszter egységeinek különböző adatforrások-

ban szereplő adatai. A közvetlenül felmért adatok így összekapcsolhatók az elérhető hivatalos és más nyilvántartásokkal, az országos és a térségi regiszterekkel. Olyan speciális kapcsolati információk is szükségesek például a vállalatcsoport regiszteréhez (VCSR), amelyeket közhiteles, illetve kereskedelmi cégregiszterekből lehet átvenni és a GSZR tételeihez kapcsolni (*Kleber–Sturm–Tümmeler* [2010]).

A jó minőségű regiszternek és szatellit moduljainak kiegészítő információit a nemzeti számlák és más gazdaságstatisztikák adatsorai hasznosítják. A GSZR információi alapján illesztik a különböző adminisztratív adatforrásokból átvett adatokat az integrált jelentési rendszerbe, ezek adnak alapot a statisztikai felhasználáshoz szükséges kiigazításokra, pótlásokra. Az ilyen megfeleltetések és a folyamatba iktatott szűrés, hibajavítás, csoportosítás képezik az alapjait a gazdasági egységek azonosítói egységes szerkezetének és kódállományának.

A regiszter karbantartása az adóhatóság és a munkaügyi hatóság éves adatállományainak rendszeres átvételére alapozott. A regiszter az alapja a gazdaságstatisztikák mintavételeinek, a minta adatgyűjtései csökkentik az adatszolgáltatás költségeit, terheit. A regiszter karbantartott információi adnak keretet a teljes célsokaság mutatóinak becsléséhez.

Az elektronikus háttér hatása a regiszterfejlesztésre

A munkaadók Dániában elektronikus munkaügyi jelentést készítenek és küldenek az adóhatóságnak (*Duer* [2010]). A dániai adóhatóság korábban nem havi, hanem éves jövedelemadatokat adott át a szerkezeti gazdaságstatisztika összeállításához. Az új (eIncome) adatbázis kétségtelenül javítja a statisztika minőségét, egyben csökkenti az adatszolgáltatók terheléseit. A teljes eIncome adatbázis a központilag kezelt alapregiszter egyik modulja, ahol elérhetők az ellenőrzött, csoportosított, összesített, editált, illetve pótolta adattáblák. A központi adatbázis az alapja az ún. regiszterverzióknak, amelyek az előírt csoportosításokban tartalmazzák az egyes szakstatisztikai területek szervezeti információit.

A munkaügyi nyilvántartásból átvett adatmennyiség 2008. januártól átlagosan havi tízmillió jelentés. A statisztikai célra átvett havi munkaügyi adatok más adatforrásokkal kiegészítve alkalmasak a regiszter karbantartására. Az előírt adatminőség a beérkező állományok nyers adatait felhasználva statisztikai célú editálással érhető el. Meghatározható a statisztikai egységek foglalkoztatottjainak száma, amely a GSZR egyik alapmutatója.

Ebben a regiszterben elérhetők és levezethetők a szakosodott telepek elemi adatai, valamint a vállalat szakosodott egységeinek összesített munkaügyi adatai is. A regiszter időszerűségét és részletességét javítja, hogy az átvett havi adatok alapján

rendelkezésre áll az egységek foglalkoztatottainak aktuális száma, mind a vállalatok, mind a szakosodott egységeik (kind of activity unit – KAU), mind a működő telepeik (local kind of activity unit – LKAU) szerinti bontásban.²

Az elektronikus regisztermodul (eIR) konzisztens, standard munkaügyi és egyéb mutatókat tartalmaz, ilyenek például a munkahelyek szerinti (telepi) kereseti adatok, továbbá az egyes munkavállalók teljesített munkaideje. Az egy órára jutó munkajövedelmek az említett alapadatokból számíthatók. Az évközi gazdaságstatisztika fontosabb munkaügyi mutatói összeállíthatók az ott elérhető adatsorokból. A statisztikai célra havonta összeállított regiszterverziók alapján javítható a tárgyidőszak különböző rendeltetésű feldolgozásainak konzisztenciája, így a célsokaságok, illetve megfigyelt vonatkozási körök a különböző szakstatisztikákban azonos homogén évközi (és változó) állományhoz tartoznak. A dániai adatvédelmi jogszabályok szerint ezekhez a nagyon érzékeny személyi adatokhoz erősen korlátozott a hozzáférés jogosultsága.

A regiszter munkaügyi alapadatainak fontosabb alkalmazásterületei: az évközi gazdaságstatisztika munkaügyi mutatói; a munkaerő-piaci statisztikák; a szakstatisztikai táblák, például az alkalmazásban állók, a munkajövedelem, a munkaidő stb. adatsoraival. Követhető a munkaerő mozgása, a keresetek alakulása, kijelölhető a munkaerő-felvétel kerete. Az ilyen regiszteradatok a nemzeti számlák elszámolásaihoz is szükségesek. A regiszter említett munkaügyi adatforrása csak az alkalmazásban állók kötelezően jelentett munkaügyi adatait tartalmazza. Az önfoglalkoztatók munkajövedelme más adatforrásokból származik. A regiszterben csak a dániai munkaadók adatai érhetők el a külföldön szerzett munkajövedelmek nélkül. Ez a jövedelemadat (a munkavállalói jövedelem) nem tartalmazza az osztalékokat és a tulajdonból származó egyéb jövedelmeket.

Az eIncome alapján az összes olyan gazdaságstatisztika minősége javítható, amely a regiszter ilyen munkaügyi adatait alkalmazza, ez javítja a kérdőíves adatgyűjtések minőségét is. A regiszter aktuális adatai alkalmasak például a munkahe-lyek, az alkalmazásban állók száma és a keresetek alakulása ellenőrzésére. A szakosodott telepek munkaügyi adatait korábban évente mérték fel külön kérdőívekkel, ezzel terhelték az adatszolgáltatókat. A korábbi évközi, negyedéves munkaügyi statisztikai jelentések is elhagyhatók, hiszen az elemi adatok elérhetők az eIncome adatbázisban, és a minőségük is megfelelő.

Az editálási szakasz egyik művelete a pótlás a havi munkaügyi adatokkal, feltéve, hogy korábban már jelentettek működő szakosodott telepet. Ahol a jelentés új teleptől érkezik, ott a munkaadó településeként az alkalmazásban állók címéhez legközelebbi közigazgatási egységet jelölik ki.

² A szakosodott egység (KAU) és a területi egység, telep (LKAU) fogalmi meghatározását az Eurostat kézikönyve tartalmazza.

Ellenőrzik vagy/és pótolják a működő szakosodott telep ágazati besorolását:

- ahol van regiszteradat, ott a tárgyidőszak NACE-kódja azzal egyező marad,
- ahol nincs ilyen telepi besorolás ott a NACE-tevékenységcsoportot a foglalkozások nemzetközi osztályozása alapján jelölik ki.

Az eIncome regiszter olyan korábban nem készített, új évközi gazdaságstatisztikákra ad lehetőséget, mint például a havi adatsor, mely összeállítható a teljes munkaidős foglalkoztatottakra és a teljesített munkaórákra. Új statisztika továbbá a munkahelyek, illetve a munkavállalók (például foglalkozások szerinti) álláshelyei számának alakulása. Új kereseti statisztikák készíthetők a foglalkozások és a munkavállalók csoportjai szerint bontva.

Irodalom

- DUER, K. H. [2010]: *eIncome – A Unique New Source of Administrative Data and the Impact on the Quality of the Business Register and a Number of Surveys*. „Use of Administrative Data in Business Statistics.” 18–19. Rome. March http://www.ine.pt/filme_inst/essnet/papers/Session4/Paper4.1.pdf
- EC (EUROPEAN COMMUNITIES) [2008]: Az Európai Parlament és a Tanács 177/2008/EK rendelete (2008. február 20.) a vállalkozások statisztikai célú nyilvántartása közös keretének létrehozásáról és a 2186/93/EGK tanácsi rendelet hatályon kívül helyezéséről. *Az Európai Unió Hivatalos Lapja*. L/61. <http://eurlex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2008:061:0006:0016:hu:PDF>
- EC [2010]: *Business Register. Recommendations Manual*. Eurostat Methodologies and Working papers. http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-32-10-216/EN/KS-32-10-216-EN.PDF
- KLEBER, B. – STURM, R. – TÜMMLER, T. [2010]: Ergebnisse zu Unternehmensgruppen aus dem Unternehmensregister. *Wirtschaft und Statistik*. No. 6. pp. 527–536. https://www.destatis.de/DE/Publikationen/WirtschaftStatistik/Monatsausgaben/WistaJuni10.pdf?__blob=publicationFile
- ORJALA, H. [2010]: Reducing the Administrative Burden in Official Statistics – Enterprise Respondents in Focus. *Simply 2010 Ghent*. Session 2a No. 2. http://www.simply2010.be/documents/papers/SESSION_2a_P2_FIN.doc
- RICHTER, J. – ENGELAGE, C. – THOMAS, P. [2010]: *External Study on Detail Evaluation of the Legal Acts in the Areas of Statistics Which Were Identified by Member States as Areas to Revision. Modernisation of European Enterprise and Trade Statistics*. European Union. Brussels. http://www.essnet-portal.eu/sites/default/files/41/external%20study_1.pdf

Dr. Neulinger Ágnes,
a Budapesti Corvinus Egyetem
egyetemi docense,
az ELTE PhD-hallgatója
E-mail: agnes.neulinger@uni-
corvinus.hu

Becsült részvételi valószínűség szerinti párosítás a marketing- programok értékelésében

A „mi lett volna ha” kérdés megválaszolása mindig dilemmát fejez ki mind a tudományos, mind az üzleti kutatások területén. Állandó az üzleti igény azokra az elemzésekre, amelyek képesek megmondani, hogy egy-egy marketingtevékenység mennyire volt sikeres, és mi lett volna, ha egyáltalán nem valósul meg. Ezt a kérdést a kutatási gyakorlat jellemzően időbeli összehasonlításokkal vagy a magatartást befolyásoló változókból kiinduló becslésekkel válaszolja meg. Az ideális megoldást a randomizált kísérlettel végzett oksági vizsgálatok jelentik, amelyek a gyakorlati piacutatásban ritkán valósulnak meg költség- és időigényességük okán. Cikkünk a valószínűségi becsléseken alapuló modellek használatára fókuszál, mert ezek a megközelítések megbízhatók a marketingkampányok és ügyfélértékelések esetén egyaránt. Kiemelten foglalkozunk a *Rosenbaum* és *Rubin* ([1983] 41–55. old.) nevével fémjelzett, becsült részvételi valószínűsége (más magyar elnevezéssel „hajlandósági együtthatón” vagy eredeti elnevezése szerint „propensity score-on”) alapuló megközelítéssel, amely jó megoldást ad az említett problémákra. Ez az eljárás a valóság elmentétének¹ becslésére alkalmazható, segítségével lehetőség nyílik a tények és a „másik, alternatív út” kimenete közötti összehasonlításra és arra, hogy újraírjuk a múltat és megnézzük mi történt volna, ha egy másik lehetőséget választunk, mint azt eredetileg tettük. A szerzőpáros által 1983-ban publikált módszer az elmúlt közel harminc évben széles körben elterjedt az oksági kapcsolatokkal foglalkozó vizsgálatokban. Párosítási eljárásuk felhasználása különösen gyakori az orvos- és közgazdaságtudomány, valamint az oktatás területein, ahol „a véletlen kísérlet költsége korlátozza a

¹ Használt elnevezés még a tényellentétes (counterfactual) kifejezés, lásd *Kézdi* [2011] módszertani leírását (http://econ.core.hu/file/download/mt_2011_hun/kozelkep.pdf).

lehetőségeket, vagy etikai kérdések nem teszik lehetővé a randomizációt, illetve éveket kellene várni a kísérleten alapuló becslésekre” (*Rubin* [1974] 688. old.).

Írásunk célja, hogy a Rubin-féle oksági modell és ehhez kötődően a részvételi valószínűség szerinti párosítás módszertanát és marketingkutatói alkalmazási lehetőségét ismertesse, majd a megközelítés jelenlegi használatát társadalomtudományi kutatásokban mutassa be. Az EBSCO-adatbázis² és a Google Scholar keresési eredményei alapján tekintettük át azokat az alkalmazási területeket, ahol a *Rosenbaum* és *Rubin* [1983] által javasolt eljárás leggyakrabban megjelenik, beleértve az elterjedés időbeli alakulását. A bemutatás a nemzetközi alkalmazásokon túl a hazai gyakorlatra is kitér, hangsúlyt fektetve a társadalomtudományi elemzésekre. A tanulmány célja felhívni a figyelmet az oksági kutatások *Rubin* [1974] szerinti modelljére, továbbá rámutatni arra, hogy bár ez a módszer a szociológia és a marketingkutatók területén kevésbé elterjedt, érdemes lenne ezen kutatások esetében is gyakrabban alkalmazni.

A Rubin-féle oksági modell és a becsült részvételi valószínűség szerinti párosítás módszere

Az 1970-es években *Rubin* olyan időszakban publikálta randomizált és nem randomizált kísérletek oksági becslésével foglalkozó cikkét, amikor már megjelent az igény a laboratóriumi kísérletek társadalmi valóságba történő átültetésére. A társadalom, a politikai gyakorlat ekkorra elvárta a tudománytól, hogy az képes legyen valós helyzeteket értékelni, döntések következményeit előre jelezni.³ A kutatók tehát keresték a megoldást arra, hogy miként vizsgálható az oksági viszony abban az esetben, ha nincs kezükben kontroll valódi kísérlet lefolytatására. Az alkalmazott társadalomtudományi kutatások kihívásaira reagálva a korabeli irodalomban megjelentek a kvázi kísérleti megoldások, például az alternatív idősoros elemzések (*Campbell–Ross* [1968], *Caporaso–Pelowski* [1971]). *Rubin* 1974-ben megjelent cikke a randomizálás idealizálása helyett a kimenetet befolyásoló kritikus tényezők számbavételét és figyelembevételét javasolja megoldásul. Szerinte az számít elsősorban, hogy az összehasonlított csoportok az eredményt befolyásoló változók szerint minél hasonlóbbak legyenek és ekkor „a randomizálás teljesen lényegtelen” az eredmény szempontjából (*Rubin* [1974] 691. old.). Oksági modellje tehát a várható kimeneteken alapszik, ahol minden egyes esetnek a körülményektől függően több megvalósu-

² Multidiszciplináris, teljes szövegű adatbázis, a legkülönbözőbb tudományterületeket fedi le: humán- és társadalomtudományok, oktatás, informatika, fizika, kémia, orvostudomány. Az adatbázisban több mint 10 000 folyóirat cikkeinek referátumai és indexe található meg. (Az EBSCO Academic Search Complete adatbázis, a Budapesti Corvinus Egyetem Könyvtár elérésén keresztül: <http://www.lib.uni-corvinus.hu/content/view/31/190/lang.hu/>)

³ *Campbell* ([1969] 72. old.) *American Psychologist* folyóiratban megjelent cikkében írja, hogy határozottan igény van megbízható hatásvizsgálatok készítésére.

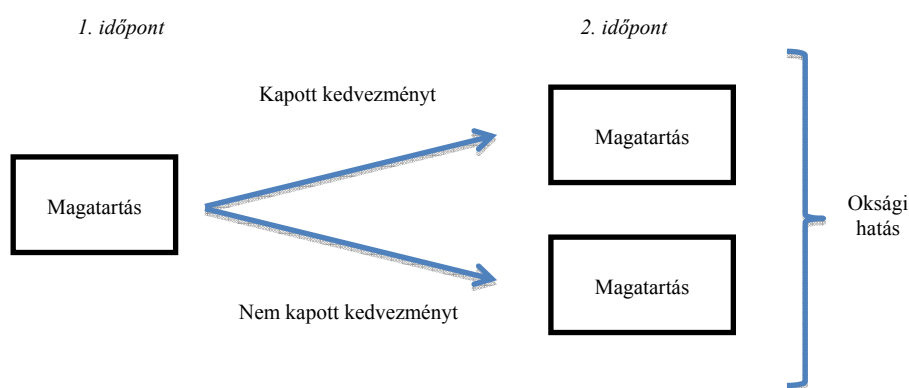
lása lehetséges. Megközelítése szerint ezeket az azonos (vagy jellemzően minél hasonlóbb) alapokról induló kimeneteket kell összehasonlítani egymással, ahelyett hogy olyan megvalósult és eltérő eseteket vetnénk össze, ahol a különbségek nem feltétlenül a kezelésből⁴ adódnak. Eszerint azt modellezi, mintha képesek lennénk visszamenni az időben és ugyanannak az alanyak kétféle viselkedését tudnánk összehasonlítani. Rubin ([1974] 689. old.) szemléletes példája szerint „ha egy órával ezelőtt beveszek két aszpirint, ahelyett hogy egy pohár vizet iszom, már elmúlt volna a fejfájásom” vagy „mert egy órával ezelőtt bevettem két aszpirint, és nemcsak egy pohár vizet ittam, elmúlt a fejfájásom” esetek összehasonlíthatóvá válnak.

A megközelítés logikáját jól szemlélteti az 1. ábra, ahol a hatás a két kimenet közötti különbségből származik és nem a két időpont közötti változásból. A hatásvizsgálat logikáját egy marketingkutatósi problémával szemléltetem. Kérdésünk, hogy online áruházunkban érdemes-e ingyenes házhozszállítást kínálni vagy sem, illetve kiknek érdemes ezt a lehetőséget biztosítanunk? Amennyiben a célunk annak megértése, hogy online boltunkban az ingyenes szállítást ajánlata hogyan befolyásolja a vásárlást, akkor két hasonló fogyasztót érdemes összehasonlítani egymással: az egyik, akinek felkínáltuk, a másik, akinek nem. Hangsúlyos azonban, hogy mindkét fogyasztónál a vásárlást befolyásoló tényezőknek egyformának kell lenniük, illetve fontos, hogy a „kezelt” és „nem kezelt” csoportokba történő besorolás hatása elhanyagolható legyen. Alternatív megoldásként megtehetnénk – és sok esetben ez történik –, hogy értékeljük a vásárlók magatartását abban az időszakban, amikor még nem volt ingyenes a kiszállítás, szemben azzal, amikor már meghirdettük akciónkat. Azonban ekkor semmi nem biztosítja, hogy a tényleges hatást tudjuk mérni, hiszen időközben megváltozhatott a piac és saját kínálatunk, de maga a fogyasztó is. Ugyanakkor az ingyenes kiszállítást nem szeretnénk mindenkinek felkínálni, csak azoknak, akik egyébként nem vásárolnának tőlünk. Azon fogyasztók számára felesleges – és veszteséges – biztosítani ezt a lehetőséget, akik egyébként kifizették volna a szállítási díjat. De kik azok, akikre ebben az értelemben érdemes költeni, azaz akiknél a legnagyobb hatást váltja ki a felkínált ajánlat? Gyakran választják a vállalatok a nagy fogyasztókat vagy a rendszeres vásárlókat, holott egyáltalán nem biztos, hogy rájuk érdemes fókuszálni. Amennyiben meg tudjuk becsülni az akció várható hatását, és annak nagysága szerint sorba tudjuk rendezni a vevőket, akkor erre a kérdésre is választ kaptunk. Többek között ebben a két tényezőben rejlik a becsült részvételi valószínűség alapú modellek ereje, amennyiben randomizált kísérlet nem végezhető. Egyrészt nem kell az időbeli változás mögött álló lehetséges és valójában megbízhatóan nem kezelhető tényezőkkel foglalkozni, azaz a külső változók hatását kontrollálni, mert az összehasonlítás azonos időben és körülmények között, valamint

⁴ Kezelés alatt valamely program hatása vagy egy olyan változó értendő, amely szerint a vizsgált csoportokat összehasonlítjuk.

„azonos” alanyok⁵ vagy esetek között történik. Másrészt a tényleges magatartás alapján jelezzük előre, hogy milyen hatású az akciónk, így a hagyományos elméleti szegmentációs modelleket meghaladó megközelítéssel dolgozunk. A felvetett marketingkutatói problémára még a piactesztelés is alkalmazható lenne, amely kontrollált kísérleti módszert jelent, de igen költség- és időigényes, és a külső változók (így például a versenytársak) befolyása sem minden esetben kontrollálható.

1. ábra. Egy marketingkampány hatásának értelmezési kerete



Forrás: Rubin–Waterman ([2006] 208. old.) példájának felhasználásával.

A nemkísérleti módszerek esetében, ahol a véletlen csoportba sorolás hiányzik, felmerül a megfelelő párosítás, összehasonlítás kérdése. Ez a kiválasztás jelenti a megközelítés alkalmazásának első kritikus pontját, hiszen az oksági kapcsolat becslése hibás lehet, ha téves vagy önkényes párosításon alapul. A Rosenbaum és Rubin [1983] által bevezetett becslt részvételi valószínűségi mutató (propensity score – hajlandósági mutató) ezt a kiválasztási hibát szándékol minimalizálni. Ahelyett, hogy egyszerűen az alanyok elérhető és lényeges jellemzői szerint akarná a hasonlóságot keresni, a figyelmet a kezelésben való részvétel valószínűségére irányítja, amelyet minden egyes alanyra megbecsül a kezelés szempontjából fontos háttérváltozók figyelembevételével (Dehejia–Wahba [2002] 151. old.). Azonban, ha a magatartást befolyásoló változókat egyszerre vennénk figyelembe, akkor azok nagy száma miatt a pontos pár megtalálása nehézkes lenne, és nagy elemszámot követelne meg. Például X kovariáns esetében – amely dichotóm – a lehetséges párosok száma 2^X -n. Ezt a dimenzióbeli problémát oldja meg a becslt részvételi valószínűségi mutató, amely egy dimenzióba sűríti az összes figyelembeveendő információt. A valószínűségi mutató meghatározására több megoldás is létezik, de leggyakrabban valamilyen való-

⁵ Az azonosság elméleti és azon dimenziók szerint valós, amelyeket bevontunk modellünkbe.

színűségi modell segítségével állítható elő, például logisztikus regresszióval, ahol a kimenetek – példánkat követve a szállítás költségének elengedése és megtartása – a függő változók, és minden háttérváltozó, amely a magatartást befolyásolhatja (benne demográfiai változók, továbbá magatartási és attitűdváltozók egyaránt) magyarázó-változóként szerepelnek (*Kézdi* [2011] 61. old., *Rubin–Waterman* [2006] 212. old.). A becült részvételi valószínűség szerinti párosítás lépései *Caliendo–Kopeinig* ([2008] 33. old.) alapján a következők.

- Döntés a részvételi valószínűségi mutató alkalmazása mellett.
- A modellbe bevonandó (magatartást befolyásoló) változók meghatározása.
- Becsült részvételi valószínűségi mutató kiszámítása.
- Párosítási algoritmus kiválasztás és a párosítás elvégzése.
- Hatás meghatározása.
- Érvényességi vizsgálat.

A valószínűségi mutatók kiszámítását a közeli párok megkeresése és kiválasztása követi. Ennek során a hasonló mutatókat keressük, hiszen ezek azt jelzik, hogy ha vannak is esetleges különbségek a háttérváltozóknak, azok nem érdekesek a részvétel szempontjából, így nem térítik el a hatásvizsgálat eredményét (*Kézdi* [2011] 61. old.). A párosítás többféle eljárással is történhet, de tekintettel a bevont háttérváltozók nagy számára (minél többet vonunk be, annál megbízhatóbb lesz az eredmény) és arra, hogy változónk folytonos, ritka a pontos párosítás. Jellemző a legközelebbi szomszéd kiválasztása, amellyel egy esethez egy esetet vagy több eset átlagát is párosíthatjuk. Lehetséges a megadott intervallumokba tartozás alapján történő megfeleltetés, amikor adott intervallum értékeinek átlagai állíthatók párba (*Rubin–Waterman* [2006] 214. old.).

Ezt követően, ha a párok rendelkezésre állnak, a 2. időpontban mutatott magatartásokat kell összehasonlítani és aggregálni a vizsgálni kívánt szintre, amely lehet a teljes minta vagy annak alsoportjai. Példánknál maradványok a párba állított fogyasztók vásárlását hasonlítjuk össze a 2. időpontban, ahol a szállítási kedvezmény hatása a minta teljes egészére értelmezhető, de külön megvizsgálhatók a kis- és nagyfogyasztók, a rendszeres és ritka vásárlók stb. A becült részvételi valószínűségi mutató alkalmazásánál tehát a mutató kiszámítása és a párosítás elvégzése jelenti az igazi feladatot, a hatás értékelése egyszerű kivonás eredményeként előáll. Eszerint a gyakorlati megvalósításnál a mutató becslése és az összehasonlítási algoritmus megválasztása vet fel elsősorban kérdéseket, ahogy erre *Deheija* és *Wahba* ([2002] 151. old.), illetve *Caliendo* és *Kopeinig* ([2008] 32. old.) is rámutat. Utóbbiak javaslata szerint a modell többváltozós becsléseknél probit vagy logit, ahol a változók bevonását az alkalmazott elmélet, a korábbi kutatási eredmények és az intézményi sajátosságok szerint kell megvalósítani. A kiválasztási algoritmusra egyik tanulmány sem javasol

egyetlen megfelelő módszert, a megoldást elsősorban a minta jellemzőihez – mint mintaméret, kezelt és kontrolcsoport mérete és a becült részvételi hajlandósági mutató eloszlása – kötik. A módszer alkalmazásának utolsó lépése a becslés érvényességének meghatározása, amely során a bevont és be nem vont háttérváltozók hatását becslik (*Caliendo–Kopeinig* [2008] 56. old.), illetve a megbízhatóság érdekében többféle párosítási módszer alkalmazása (kontrollfüggvények) is javasolt (*Kézdi* [2011] 62. old.).

A becült részvételi valószínűség felhasználása akadémiai és gyakorlati kutatásokban

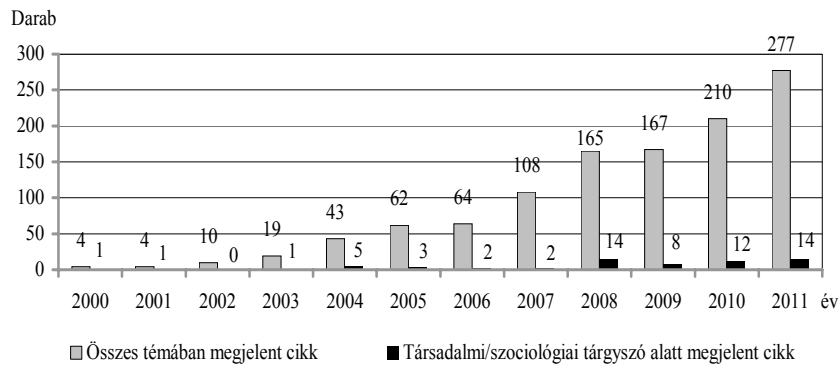
A becült részvételi hajlandóság alapján történő elemzések a statisztikai/módszertani publikációkon túl a társadalomtudományi és orvostudományi kutatások módszertanában a 90-es évek óta kezdtek el megjelenni. Rubin sokat tett azért, hogy párosítási eljárását széles körben alkalmazzák. A közreműködésével (is) készült cikkekben – többek között – 1992-ben (*Czajka et al.* [1992]) az adóvisszatérítésekre vonatkozó becslési modellt mutatott be, 2003-ban (*Barnard et al.* [2003]) iskolaválasztási rendszert értékelt, 2004-ben a becült részvételi valószínűség alkalmazási lehetőségét tárgyalta orvosi kutatások esetében (*Rubin* [2004])⁶. *Rubin* és *Waterman* ([2006] 206. old.) tanulmányukban arra hívták fel a figyelmet, hogy a megközelítést az üzleti kutatásokban alig használják. Egy gyógyszeripari értékesítést ösztönző kampány hatásának értékelésén keresztül ismertették a módszert és annak alkalmazásában rejlő lehetőségeket. Említést tettek arról is, hogy megközelítésükkel a marketingtevékenységek befektetés megtérülésének mutatója (return on investment – ROI) is megbízhatóbban számítható, amely az üzleti kutatások esetében nagy jelentőséggel bír.

A becült részvételi valószínűség szerinti párosítás elterjedtségét az akadémiai kutatásokban az EBSCO Academic Search Complete adatbázis⁷ találatai szerint elemeztük. A használt keresési kifejezés a „propensity score(s)” volt. A keresés során csak az akadémiai, szakmailag lektorált írásokat vettük figyelembe, ahol a keresett kifejezés a cikkek rövid kivonatában megjelent. A hazai tanulmányok megismeréséhez a Google Scholar adatbázist használtuk még, hasonló kulcsszóval és a magyar találatok leválogálásával. Az adatok lehívása 2011. december 28-án történt, a találatok az aznapi állapotot tükrözik. Az EBSCO-adatbázisban a „propensity score(s)” kifejezésnek 1292 releváns és ismétlődés nélküli találat felelt meg, a cikkeket 1985 és 2012 között publikálták. A megjelenés időpontja szerinti megoszlás a 2. ábrán látható.

⁶ Rubin, D. R. önéletrajza és publikációs listája szerint.

⁷ Az adatbázisban több mint 10 ezer folyóirat cikkeinek referátumai és indexe található meg.

2. ábra. A becsült részvételi valószínűség szerinti párosítás használatának elterjedtsége az EBSCO Academic Search Complete adatbázis alapján 2000 és 2011 között



Forrás: Saját szerkesztésű ábra.

Érdeemes megemlíteni, hogy az első olyan cikkek, amelyek a becsült részvételi hajlandósággal foglalkoztak 1985-ben jelentek meg. Az egyik ilyen tanulmány *Rubin* és *Rosenbaum* [1985] módszertani elemzése, míg a másik egy kriminálszociológia témájú elemzés *Berk* és *Newton* [1985] munkája.⁸ Az adatbázis szerint a következő írás 1996-ból származik és orvostudományi témájú. Ezután évente egy-egy cikk jelent meg a vizsgált módszertannal kapcsolatban, jellemzően az orvostudomány kutatási területét képviselve. A 2000. év után, ugyan még mindig az orvostudományt érintő találatok domináltak, de megjelentek a szociológiai (benne oktatásszociológia, fogyasztás), az egészségügyi-szolgáltatási és az oktatási területhez kötődő írások, miközben az orvostudományi lapok köre is bővült.⁹

Amennyiben a keresést a társadalmi/szociológiai (social/sociology) tárgyszóval kiegészítjük, a releváns találatok száma 63-ra csökken a 2000 és 2011 közötti időszakban (a megjelenések ideje szerinti gyakoriság – fekete színnel – a 2. ábrán látható). Ebben az esetben is, akárcsak az összes vizsgált cikknél, a publikációk közlésének ugrásszerű növekedése figyelhető meg az utóbbi években. A tanulmányok szerzői többségükben különböző társadalmi vagy magatartási alcsoportok párosítását és összehasonlítását végzik el (38 esetben), jellemzők még a hatásvizsgálatok (18 esetben) és a módszertani tanulmányok (7 esetben).¹⁰ A cikkek a szociológia területeinek széles körét fedik le, benne család, nevelés, demográfia (10 eset), társadalmi problémák (8 eset), oktatásszociológia (7 eset), szociális intézmények (7 eset), életmód (6

⁸ EBSCO-találat a cikk kivonata alapján.

⁹ A becsült részvételi valószínűség megjelenését orvosi kutatásokban csak a 2001-es évre vonatkozóan elemezték *Weitzen és szerzőtársai* [2011].

¹⁰ A cikkek kategorizálását saját besorolással végeztük, más független besorolás eredményével ez a csoportosítás nem vehető össze, ami az elemzés korlátját jelenti.

eset), politika, állam (6 eset), gazdaság (3 eset), egészség (3 eset), társadalmi fejlettség (2 eset), foglalkoztatás, munkaügy (1 eset).

Amennyiben a hazai cikkeket vizsgáljuk, az online elérhetőkre jellemző, hogy azok elsősorban oktatási és gazdasági területekről származó hatástanulmányok. Többek között a becült részvételi valószínűség szerinti párosítást használta írásában *Kézdi és Surányi* ([2008] 17. old, [2010] 8. old.) a hátrányos helyzetű tanulók oktatási integrációjának elemzésekor, *Kertesi és Kézdi* ([2010] 10. old.) a roma és nem roma tanulók eredményeinek összehasonlításakor és *Varga* ([2010] 67–68. old.) a diplomások pályakövetési elemzésében. A gazdasági, pénzügyi témájú vizsgálatokban való alkalmazásra példa *Csengődi* [2009] kutatása a külföldi tőke hazai hatásáról, *Béres* ([2008] 13. old.) elemzése a kis- és középvállalkozások beruházási és növekedési eredményéről az állami támogatással összefüggésben, továbbá *Békés és Mura-közi* ([2011] 22. old.) tanulmánya a hazai gyorsan növekedő vállalkozásokról. Emellett a becült részvételi valószínűség szerinti párosítást használta fel ökonometriai modellezése részeként *Bíró, Elek és Vincze* ([2007] 783. old.) *Közgazdasági Szemlében* megjelent írásában.

Konkrét példaként az itt felsoroltak közül *Kertesi és Kézdi* [2010] elemzésének rövid bemutatására kerül sor. A szerzők bemutatják, hogy különösen milyen esetekben érdemes használni a becült részvételi valószínűség alapú összehasonlítást, valamint a hátrányos helyzetű gyermekek lemaradását ellensúlyozni kívánó program hatáselemzését ismertetik. A vizsgálatot 2005-ben, másfél évvel a program elindulása után kezdték el. Az értékeléshez nem lehetett randomizált kísérletet alkalmazni, mert a program kezdetekor a jelentkezők közül a várható sikeresség alapján, önkényesen történt a kiválasztás. A megfigyelés alapú vizsgálatban a programba kerülés nemrandomizált módját a kontrollcsoport megfelelő kiválasztásával lehet kezelni, ahogy azt *Rosenbaum és Rubin* [1983] is javasolja. *Kertesi és Kézdi* a becült valószínűségi mutató kiszámításához bevonták a sikerességet befolyásoló tényezőket, azaz a tanulók összetételét, az iskolák és a települések méretét, valamint a korábbi kompetenciamérés eredményeit. Így sikerült olyan csoportokat létrehozni, ahol a programban részt vett iskolák és a kontrolliskolák tanulóinak összetétele minden vizsgált ismérv szerint megegyezett. Ezt követően lehetőség nyílt az esetek összehasonlítására, azaz megválaszolhatóvá vált az a kérdés, hogy az azonos háttérű tanulók mennyiben érnek el más eredményeket akkor, ha olyan iskolába járnak, amely részt vesz a programban, szemben azokkal az iskolákkal, amelyek nem. Az eredmények szerint a program kedvezően befolyásolta a hátrányos helyzetű gyermekek teljesítményét. Az eredményeket érvényességi vizsgálatokkal ellenőrizték, így a korábban említett kontrollfüggvények alkalmazásával és a minta szűkítésével is. Az elemzés összességben azzal a következtetéssel zárult, hogy a programban részt vett és részt nem vett tanulók közötti különbségek nagy valószínűséggel az integrációs program hatását mutatják.

Mindezek alapján a becsült részvételi valószínűség szerinti párosítás alkalmazására a hazai szociológiai témájú publikációk között oktatási és foglalkoztatási témákban található elsősorban példa, míg a marketing és piackutatás területén használata nem jellemző. Igaz részben érthető, ha a gyakorlati piackutatás kapcsán a módszer alkalmazása kevésbé látható, hiszen amennyiben üzleti problémák elemzésére, például adatbányászati eljárások részeként használják, akkor nem cél annak publikálása, elsősorban a piaci versenyelőny megtartása miatt. A hazai akadémiai kutatások között marketing témakörben a vizsgált keresési módszert nem sikerült azonosítani.

Összegzés

Összegzésként megállapítható, hogy a becsült részvételi valószínűség szerinti párosítás az elmúlt években lett igazán népszerű a társadalomtudományi akadémiai kutatásokban. Emellett a becslés a hatástanulmányok elfogadott eszközévé vált elsősorban oktatásügyi, gazdasági és egészségügyi programok értékelésében. Nemzetközi környezetben a módszertan használatát szociológiai kutatásokban népszerűsítik, többek között *Christopher Winship*, a Harvard Egyetem szociológus professzora és kutatótársai. Honlapjuk szerint¹¹ a szociológiában és más társadalomtudományokban az oksági vizsgálatok tényellentétes megközelítése még nem eléggé elterjedt.¹²

Rubin és *Waterman* gondolataival egyetértve elmondható, hogy a módszernek vannak még kiaknázatlan területei, így jól lehetne használni a marketingtevékenység hatásainak mérésére, különösen mert az ezen a területen végzett kutatásokra jellemző, hogy „hagyománya van a nem megfelelő technikák használatának” (*Rubin–Waterman* [2006] 206. old.). A *Rosenbaum* és *Rubin* [1983] által javasolt megközelítés alkalmas lehet kampányok mérésére, termékváltozatok összehasonlító értékelésére, termékkihelyezés optimalizálására, illetve általában a marketingtevékenység értékelésére. Eszerint javasolható és várható, hogy a módszertan a hazai társadalomtudományi kutatásokban és a marketingkutatói területeken is gyakrabban megjelenik majd a jövőben.

Irodalom

BARNARD, J. – FRANGAKIS, C. E. – HILL, J. L. – RUBIN, D. B. [2003]: Principal Stratification Approach to Broken Randomized Experiments: A Case Study of School Choice Vouchers in New York City. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 98. No. 462. pp. 299–311. <http://www.jstor.org/stable/30045238>,

¹¹ Counterfactual Causal Analysis in Sociology, honlap, URL: <http://www.wjh.harvard.edu/~cwinship/cfa.html>

¹² A honlapon elérhető a tényellentétes oksági vizsgálatokkal foglalkozó cikkek: <http://www.wjh.harvard.edu/~cwinship/cfa.html>

- BÉKÉS G. – MURAKÖZY B. [2011]: *Magyar gazellák: gyors növekedésű vállalatok jellemzői és kialakulásuk elemzése Magyarországon*. TÁMOP – 2.3.2–09/1 műhelytanulmányok. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. <http://elorejelzes.mtakti.hu/publikaciok/TaMOP-2-3-2-09-1-muhelytanulmanyok/16/>
- BÉRES A. [2008]: *A Nemzeti Fejlesztési Terv keretében a KKV-k számára megítélt technológiafejlesztési támogatásoknak a vállalkozások beruházásaira és növekedésére gyakorolt hatásának elemzése (GVOP 2.1.1)*. Nemzeti Fejlesztési Ügynökség. Budapest. www.nfu.hu/download/29862/GVOP211-hatasvizsgalat-081116.pdf
- BÍRÓ A. – ELEK P. – VINCZE J. [2007]: Szimulációk és érzékenységvizsgálatok a magyar gazdaság egy középmeretű makromodelljével. *Közgazdasági Szemle*. Vol. LIV. 9. sz. 774–799. old.
- CALIENDO, M. – KOPEINIG, S. [2008]: Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*. Vol. 22. No. 1. pp. 31–72. <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x/pdf>
- CAMPBELL, D. T. – ROSS, H. L. [1968]: The Connecticut Crackdown on Speeding: Time-Series Data in Quasi-Experimental Analysis. *Law & Society Review*. Vol. 3. No. 1. pp. 33–54.
- CAMPBELL, D. T. [1969]: Reforms as Experiments. *American Psychologists*. Vol. 24. No. 4. pp. 409–429. <http://www.fivehokies.com/Evaluation/Evaluation%20and%20Analysis%20Designs/Regression-Discontinuity%20Studies/Donald%20Campbell%20-%20Reforms%20as%20Experiments.pdf>
- CAPORASO, J. A. – PELOWSKI, A. L. [1971]: Economic and Political Integration in Europe: A Time-Series Quasi-Experimental Analysis. *The American Political Science Review*. Vol. 65. No. 2. pp. 418–433. <http://www.jstor.org/stable/10.2307/1954458>
- CSENGÓDI S. [2009]: *Külföldi tőke és bérek Magyarországon*. PhD-értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- CZAJKA, J. L. – HIRABAYASHI, S. M. – LITTLE, R. J. A. – RUBIN, D. B. [1992]: Projecting from Advance Data Using Propensity Modeling: An Application to Income and Tax. *Journal of Business & Economic Statistics*. Vol. 10. No. 2. pp. 117–131. <http://www.jstor.org/stable/1391671>
- DEHEJIA, R. H. – WAHBA, S. [2002]: Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 84. No. 1. pp. 151–161. <http://www.nber.org/~rdehejia/papers/matching.pdf>
- FRIEDLANDER, D. – GREENBERG, D. H. – ROBINS, P. K. [1997]: Evaluating Government Training Programs for The Economically Disadvantaged. *Journal of Economic Literature*. Vol. 35. No. 4. pp. 1809–1855.
- KERTESI, G. – KÉZDI, G. [2010]: *The Roma/Non-roma Test Score, Gap in Hungary*. Budapest Working Papers on the Labour Market 10. Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences. Budapest. <http://www.econ.core.hu/file/download/bwp/bwp1010.pdf>
- KÉZDI G. [2011]: A programok hatásvizsgálatának módszertana. In: Kézdi G. (szerk.): *Közelkép. Foglalkoztatáspolitikai programok hatásvizsgálata*. 54–71. old. http://econ.core.hu/file/download/mt_2011_hun/kozelkep.pdf
- KÉZDI G. – SURÁNYI É. [2008]: *Egy sikeres iskolai integrációs program tapasztalatai – A hátrányos helyzetű tanulók oktatási integrációs programjának hatásvizsgálata 2005–2007*. Educatio Társadalmi Szolgáltató Közhasznú Társaság. Budapest.

- KÉZDI G. – SURÁNYI É. [2010]: *Mintavétel és elemzési módszerek az oktatási integrációs program hatásvizsgálatában, és a hatásvizsgálatból levonható következtetések*. Budapesti munkagazdaságtani füzetek 2. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest.
- ROSENBAUM, P. R. – RUBIN, D. B. [1983]: The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrics*. Vol. 70. No. 1. pp. 41–55. <http://www.jstor.org/stable/2335942>
- RUBIN, D. R. [1974]: Estimating Casual Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies. *Journal of Educational Psychology*. Vol. 66. No. 55. pp. 688–701. <http://www.biostat.jhsph.edu/~dscharf/Causal/rubin.journ.psych.ed.pdf>
- RUBIN, D. R. [2009]: *Curriculum Vitae*. http://www.stat.harvard.edu/Faculty_Content/Rubin-cv.pdf
- RUBIN, D. B. – WATERMAN, R. P. [2006]: Estimating the Causal Effects of Marketing Interventions Using Propensity Score. *Statistical Science*. Vol. 21. No. 2. pp. 206–222. <http://www.jstor.org/stable/27645750>
- VARGA J. [2010]: A pályakezdő diplomások keresete, munkaerő-piaci sikeressége a 2000-es évek elején. In: *Garai O. – Horváth T. – Kiss L. – Szép L. – Veroszta Zs. (szerk): Diplomás pályakövetés IV. – Frissdiplomások 2010*. Educatio Társadalmi Szolgáltató Nonprofit Kft. Budapest.
- WEITZEN, S. – LAPANE, K. L. – TOLEDANO, A. Y. – MOR, V. [2004]: Principles for Modeling Propensity Scores in Medical Research: A Systematic Literature Review. *Pharmacoepidemiology and Drug Safety*. Vol. 13. No. 12. pp. 841–853.

Bocz János,
a KSH főtanácsosa
E-mail: Janos.Bocz@ksh.hu

Statisztika, igaz vagy hamis – Statisztikai legendák

A statisztika a valóság számszerűsíthető tényeinek szisztematikus összegyűjtésével, feldolgozásával és elemzésével foglalkozó tudományos módszer és gyakorlat.¹ A statisztikai adatok és elemzések felhasználása, az ezekből adódó következtetések levonása azonban gyakran a szakmai környezetben kívül történik, és előfordul az is, hogy a különböző felhasználócsoporthoz saját érdekeiknek és szempontjaiknak megfelelően értelmezik a statisztikai eredményeket. A statisztikai tevékenységet hivatás-ként végzők számára fontos, hogy munkájukat nemcsak a döntéshozók és a tudományos élet képviselői, hanem a tágabb értelemben vett közvélemény is hitelesnek és megbízhatónak tekintse. Ezért e rövid ismertetőben – tisztázó és pontosító szándékkal – a Wikipédia enciklopédia és más elektronikusan elérhető források² segítségével alaposabban is megvizsgáljuk két gyakran idézett – a statisztikai adatok hitelességét megkérdőjelező, illetve relativizáló – állítás eredettörténetét.

Az első idézet – megalapozatlanul – gyakran *Benjamin Disraeli*³ angol miniszterelnöknek tulajdonítják. Különös módon a tévhit elterjedésében nagy szerepet játszott egy amerikai író, *Samuel Langhorne Clemens*, írói nevén *Mark Twain*⁴ 1906-ban

¹ A statisztikának számos fogalmi definíciója létezik, a téma iránt érdeklődők a nemzetközi szakirodalomból és a statisztika hazai képviselőinek (például *Hunyadi Lászlónak*, *Mundruczó Györgynek*, *Vita Lászlónak*) munkásságából részletesen tájékozódhatnak a statisztika fogalmának szűkebb és tágabb meghatározásairól. Érdekességként érdemes megjegyezni azt is, hogy a statisztika szó etimológiai értelemben az újlatin „status” (állapot), a „statisticum” (állami) és az olasz „statista” (államférfi, politikus), valamint a német „statistik” szavakra vezethető vissza. A statisztikáról lásd bővebben a forrásjegyzék ([1]–[2]) tételét. A „statistics” szó előbukkanása angol szövegek környezetben 1787-re tehető.

² Az idézett és felhasznált források elektronikusan elérhetősége az ismertető végén, a Forrásjegyzékben található. Ezek közül külön is ki kell emelni a yorki egyetem matematikai tanszékének honlapját, ahonnan az ismertetőben szereplő idézetek származnak [5].

³ Benjamin Disraeli (1804–1881) 1874 és 1880 között, illetve 1868-ban töltötte be a miniszterelnöki tisztséget az Egyesült Királyságban. Életéről lásd bővebben: [3].

⁴ Mark Twain (1835–1910) amerikai író, többek között a „Tom Sawyer kalandjai” és a „Huckleberry Finn kalandjai” című művek szerzője. Életéről lásd bővebben: [4].

az *Észak-amerikai Szemle* című folyóiratban publikálta „*Fejezetek az önéletrajzomból*” című munkáját. Ebben, egy a számok félrevezető jellegéről értekező részben egyértelműen Disraeli-nek tulajdonítja a következő gondolatot: „...*A számok gyakran rászednek engem, különösen akkor, ha jómagam csoportosítom őket, s ez arra a Disraelitől származó megjegyzésre emlékeztet, amelyet gyakran alkalmazhatott az igazságossággal/pártatlansággal és az érvényességgel kapcsolatban: a hazugságok három csoportba sorolhatók: egyszerű hazugságok, gyalázatos hazugságok és statisztikák...*”⁵ [5].

A valóság az, hogy a brit politikus munkáiban nem találták nyomát ilyen vagy ehhez hasonló kijelentésnek, és Disraeli életrajzírói szerint is nagyon valószínűtlen, hogy valaha is mondott vagy leírt volna hasonlót. Az eredeti forrással foglalkozók kutatásai alapján egy szóösszetételében is változó, elsőként jogi környezetből származó és a bíróság előtt tanúként meghallgatott szakértőkkel kapcsolatos eredettörténet tűnik a legvalószínűbbnek.

Utóbbit támasztja alá egy 1885 novemberében, a *Nature* című tudományos folyóiratban megjelent szerkesztőségi cikk: „...*Egy jól ismert ügyvéd, aki jelenleg bíró, egyszer három csoportba sorolta a tanúkat: közönséges hazugok, gyalázatos hazugok és szakértők...*” ([5], [6]). A jelenleg ismert információk szerint a legvalószínűbb, hogy az említett személy *George William Wilshere Bramwell*⁶ lehetett, egy 1911-ből származó jogi szöveggyűjtemény egyértelműen őt tekinti a kijelentés forrásának: „...*A bírói pulpituson ülők közül Bramwell báró szintén jellegzetes személyiség volt. Az Ő nevéhez fűződik a hazug embereket csoportokba soroló jól ismert mondás, miszerint vannak hazugok, gyalázatos hazugok és szakértő tanúk.*” ([5], [9]).

A jogászai forráseredetre utal egy 1886-ban a *The Accountant* című folyóiratban megjelent ismeretlen szerzőtől származó szövegrész is: „...*Ezt követően a másik felet képviselő ügyvéd elmagyarázta az ügyfelének, hogy három fajta hazug létezik, a közönséges hazug... a gyalázatos hazug, aki szerencsére ritka a tisztességes társadalomban, és végül a szakértő...*” [5].

Nem sokkal később azonban a kijelentés módosult tartalmú szövegkörnyezetét dokumentáló – a szakértő helyébe a statisztikát beillesztő – változatok is megjelentek. A mai napig megválaszoltalan kérdés, hogy miért éppen akkor és miért a statisztika lett behelyettesítve, erre vonatkozóan csak találgatni lehet. A XIX. század végén Angliában gyors ütemben fejlődtek és terjedtek a természettudományos ismeretek, a korszak belpolitikájára élénk viták, a liberális (whig) és a konzervatív (tory) párt váltógazdasága volt jellemző. Angliában és Wales-ben 1801 óta tízévente tartottak népszámlálást, a társadalmi állapotok leírására és a kormányzati intézkedések indoklásá-

⁵ „...*Figures often beguile me, particularly when I have the arranging of them myself; in which case the remark attributed to Disraeli would often apply with justice and force: »There are three kinds of lies: lies, damned lies, and statistics«...*”

⁶ Életéről lásd bővebben: [8].

ra vagy éppenséggel bírálatára pedig gyakran használtak statisztikai adatokat. Ezért nem elképzelhetetlen, hogy a különféle politikai érdekek képviselői a statisztikai adatokat, illetve azok érvényességét kétségbe vonva, a másik fél hitelességét igyekeztek megkérdőjelezni, s ennek következményeként változott meg a kijelentés szöveg- és jelentéstartalma is.

Ennek első írásos nyoma 1891 júniusára tehető, amikor a *The National Observer* című folyóirat szerkesztőjének küldött olvasói levélben – a szegények számára vonatkozó statisztikai adatokat megkérdőjelezve – a klasszikus liberalista *Thomas Mackay*⁷ azt írta: „...*Szellemes megjegyzés, hogy három fajta hazugság létezik, az első a füllentés, a második a sima hazugság, a harmadik és legsúlyosabb pedig a statisztika...*” ([5], [11]).

Nem sokkal későbbi – 1891 októberéből származó – korabeli újságcikkek már *Charles Wentworth Dilke*⁸ (1843–1911) angol liberális politikusnak tulajdonítják a kijelentést: „...*Sir Charles Dilke másnap azt mondta, hogy a hamis kijelentések jellegük alapján három csoportba sorolhatók: füllentések, hazugságok és statisztikák...*” [5].

Feltehetően ez lehet az oka, hogy a *St. Swithin* írói álnevet használó *Eliza Gutch*⁹ (1840–1931) a „*Notes and Queries*” c. negyedévente megjelenő – az angol nyelvvel és hagyományokkal foglalkozó – folyóiratban még ugyanabban a hónapban a következő kérdést tette fel az olvasóknak. „...*Ki mondta azt, hogy három fajtája van a hazugságnak: az első a füllentés, a második a gyalázatos hazugság, aztán következik a statisztika?*” [5]. Az erre vonatkozó 1891 novemberében megjelent válaszok alapján azonban ismét a jogászai körökből származó eredetre és általában a szakértőkkel kapcsolatos szóhasználatra lehet következtetni [5]. Ezt követően 1892 és 1896 között több korabeli dokumentumban is felbukkant, majd röviddel ezután a tengerentúltra is áterjedt a kijelentés, ahol már – tévesen – Benjamin Disraelinek tulajdonították.

Összefoglalóan és a jelenleg ismert források alapján annyit állíthatunk, hogy az állítás nagy valószínűséggel Angliából, s jogi környezetből származik. Eredetileg bírósági ügyekben tanúként közreműködő szakértőkre vonatkozott, de az 1890-es évek elejétől – módosult szövegösszetételben – már brit politikusok és publicisták is használták közvetlen értelemben a statisztikák, közvetett módon pedig a tudományos adatok vagy a más nézeteket vallók állításainak megkérdőjelezésére.

A *második és valószínűleg ismertebb kijelentést* – szintén megalapozatlanul – *Winston Churchill*¹⁰ angol miniszterelnöknek tulajdonítják. A számadatokat egyébként nagyra becsülő brit államférfinak tulajdonított idézet szerint „...*csak azokban a*

⁷ Életéről lásd bővebben: [9].

⁸ Életéről lásd bővebben: [11].

⁹ Életéről lásd bővebben: [13].

¹⁰ Winston Churchill (1874–1965) két alkalommal, 1940–1945 és 1951–1955 között töltötte be a miniszterelnöki tisztséget az Egyesült Királyságban. Életéről lásd bővebben: [14].

*statisztikában bízhat meg, amelyeket magad hamisítottál...*¹¹ Annak ellenére, hogy Churchill a mai napig híres frappáns megnyilatkozásairól, semmilyen hiteles bizonyíték nincs arra vonatkozóan, hogy a brit politikus bármikor mondott, illetve leírt volna ilyet vagy ehhez hasonlót. Jelenlegi ismereteink Churchill kifejezetten fontosnak tartotta a statisztikai mutatókat, és politikai pályája során rendszeresen fel is használta azokat az események értelmezése és értékelése érdekében. A megbízható adatok iránti igényét, azok jelentőségének felismerését bizonyítja például, hogy amikor 1939-ben kinevezték haditengerészeti miniszternek (az admirális első lordja) – személyes tanácsadója, *Frederick Lindemann* javaslatára – külön statisztikai részleg hozott létre az Admirálisaton. Az ún. „*S Branch*” 1940-ben, miniszterelnökké történt megválasztását követően átkerült az új hivatalába, s a hagyományos statisztikai elemzéseken túlmutató „speciális vizsgálatokat” is készítve, meghatározó szerepet játszott a miniszterelnök tájékoztatásában [15].

A témával foglalkozó hazai és nemzetközi cikkek ([16]–[18]) alapján a Churchillnek tulajdonított mondat megszületésének megértéséhez egészen a második világháború idejére kell visszanyúlni, amikor a szemben álló felek nemcsak a harctereken, hanem a kommunikáció és propaganda frontjain is a lovagiasságot nélkülöző csatákat vívtak. Az ellenség lejáratása, hitelességének kétségbe vonása egyik féltől sem volt idegen, s a propagandáért felelősök igyekeztek minél negatívabb színben feltüntetni a másik oldal vezetőit. Az idézet eredetiségét kutató *Werner Barke* német statisztikus 2004-ben publikált cikke¹² alapján a szemben állók kommunikációs összecsapása különösen élesen merült fel Anglia és Németország között az ún. Atlanti¹³ és az angliai¹⁴ (Battle of Britain) csata során, amikor a német tengeralattjárók által okozott veszteségekről, illetve a német légi erők támadásainak polgári áldozatairól mindkét fél eltérő adatokat közölt vagy eltitkolta azokat. Barke hipotézise szerint a Churchillnek tulajdonított mondat is feltehetően erre az időszakra tehető. A Churchillt többször is „számakrobatának” nevező német propagandafelelősök találhatták ki, hogy hazugnak tüntessék fel, s hiteltelenné tegyék az első számú angol vezetőt. A ténytudásához ugyanakkor az is hozzátartozik, hogy a kijelentés német eredetűre sincs hiteles bizonyíték. A valóság tehát az, hogy sem az idézett gondolat forrását, sem megszületésének körülményeit nem ismerjük pontosan. Jelenleg mindössze annyi bizonyos, hogy Churchill igen gazdag életművéből egyelőre nem ismert ilyen ki-

¹¹ „...the only statistics you can trust are those you falsified yourself...”

¹² Lásd bővebben: [18]. Az idézetről és eredetéről lásd: [15]. A német szöveg szakszerű fordításáért külön köszönet illeti meg *Boros Júliát*.

¹³ Az ún. Atlanti csata 1940–1945 között, elsősorban az Atlanti óceánon zajlott tengeri hadviselésre vonatkozik, amelynek során a német haditengerészet (elsősorban a tengeralattjárók) célja a Brit-szigetek blokádja és a szövetséges hatalmak utánpótlásának ellehetetlenítése volt.

¹⁴ Az ún. angliai csata a német (Luftwaffe) és a királyi légi erők (Royal Air Force) között zajlott az angol légtér uralmáért az 1940-es évek nyarán és őszén.

jelentés, és senki sem tudta még alátámasztani, hogy a brit államférfi valóban mondott, vagy leírt volna ehhez hasonlót.

A leírtak ismeretében végül érdemes röviden választ keresni arra a kérdésre is, hogy szakmai szempontból mindezeknek milyen mai tanulságai lehetnek? Úgy véljük, hogy több is. Annak ellenére, hogy magától értetődőnek tűnhet elsőként az, hogy a statisztikusoknak – függetlenül attól, hogy kik és hogyan interpretálják a statisztikai információkat – mindig felelősen, az elméleti és módszertani ismereteiket folyamatosan korszerűsítve, legjobb szakmai tudásuk alapján kell végezni munkájukat. A XXI. század információbőséggel jellemezhető világában nem lehet „táblagyárként” működve, pusztán csak elvont számadatokat publikálni, az adatfelhasználók számára az információkat közérthetően, a környezeti tényezőket és azok hatását is bemutató elemzéseket kell készíteni. A szakmai függetlenség, a jól átgondolt adatgyűjtési és ellenőrzési programok, valamint a korszerű, megbízható statisztikai adatok a legjobb eszközök, módszerek arra, hogy a döntéshozók, a szakemberek, valamint a közvélemény egyaránt hitelesnek tartsa és megbízzon a statisztikusok munkájában.

Forrásjegyzék

- [1] <http://hu.wikipedia.org/wiki/Statiztika>
- [2] http://hu.wikipedia.org/wiki/Gottfried_Achenwall
- [3] http://en.wikipedia.org/wiki/Benjamin_Disraeli
- [4] http://hu.wikipedia.org/wiki/Mark_Twain
- [5] <http://www.york.ac.uk/depts/math/histstat/lies.htm>
- [6] http://en.wikipedia.org/wiki/Lies,_damned_lies,_and_statistics
- [7] http://www.archive.org/stream/naturevolume24unkngoog/naturevolume24unkngoog_djvu.txt
- [8] http://en.wikipedia.org/wiki/George_Bramwell,_1st_Baron_Bramwell
- [9] <http://archive.org/details/piepowderbeingdu00foot>
- [10] http://en.wikipedia.org/wiki/Thomas_Mackay
- [11] <http://www.york.ac.uk/depts/math/histstat/mackay.pdf>
- [12] http://en.wikipedia.org/wiki/Sir_Charles_Dilke,_2nd_Baronet
- [13] http://en.wikipedia.org/wiki/Eliza_Gutch
- [14] http://hu.wikipedia.org/wiki/Winston_Churchill
- [15] http://books.google.hu/books?id=UMc6gwp7VPIC&pg=PA223&lpg=PA223&dq=Churchill+Admiralty+statistical+section&source=bl&ots=xJIuEQsV7C&sig=fKoGpjWNaY_A8JmwLwo_KTiYn_0&hl=hu&sa=X&ei=-JQSUJ25JsvHsgbr9YHACQ&ved=0CEEQ6AEwAg#v=onepage&q=Churchill%20Admiralty%20statistical%20section&f=false
- [16] <http://www.urbanlegends.hu/2010/01/churchill-csak-abban-a-statisztikaban-hiszek-amit-en-magam-hamisitok/>
- [17] http://www.zeit.de/2002/18/200218_stimmts_churchill.xml
- [18] http://www.statistik.baden-wuerttemberg.de/Veroeffentl/Monatshefte/PDF/Beitrag04_11_11.pdf

Hírek, események

Díjak, dicséretetek, címek. A 2012. évi Községi Tisztviselők Napja alkalmából *dr. Navracsics Tibor* közigazgatási és igazságügyi miniszter *dr. Vukovich Gabriellának*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökének javaslatára Fényes Elek-díjat adományozott *Janák Katalinnak*, az Életmód-, foglalkoztatás- és oktatásstatisztikai főosztály vezetőjének több mint két évtizedes kiemelkedő, újító, az adatgyűjtést korszerűsítő munkájáért; *Németh Zoltánnak*, a Pécsi Igazgatóság főosztályvezető-helyettesének három évtizedes kiemelkedő, nagy szakmai felkészültségű, kiváló szervezőképességű munkájáért és *dr. Nemes Erzsébetnek*, a KSH Könyvtár főigazgatójának a könyvtár korszerűsítése érdekében végzett példaértékű tevékenységéért.

Elnöki dicséretben részesült *Kadlecsek Roland*, az Életmód-, foglalkoztatás és oktatásstatisztikai főosztály és *Mogyorós Imre*, a Debreceni Igazgatóság statisztikusai a munkaerő-felmérés mobileszközös kikérdezési módra való áttérésben végzett kiemelkedő munkájukért; *Trajtler Gábor*, az Informatikai főosztály Népmozgalmi és egészségügyi adatfeldolgozó osztályának osztályvezetője a mobil eszközre alapuló összeíró rendszer kialakításában végzett kiemelkedő munkájáért; *Nagy Anna*, az Informatikai főosztály szakmai tanácsadója a LAKOS rendszer kialakításában, karbantartásában végzett kiemelkedő munkájáért; *Hauksz Jánosné*, a Tájékoztatói főosztály munkatársa a hivatali – különösen a „Környezeti helyzetkép, 2011” című – kiadvány külső megjelenésének magas színvonalú tervezésében végzett kiemelkedő munkájáért; *Valkó Gábor*, a Vidékfejlesztési, mezőgazdasági és környezeti

statisztikai főosztály vezetője a 2010. évi általános mezőgazdasági összeírás során nyújtott kiemelkedő szervező munkájáért; *Lengyel György*, a Vidékfejlesztési, mezőgazdasági és környezeti statisztikai főosztály főosztályvezető-helyettese a 2010. évi általános mezőgazdasági összeírás eredményeinek publikálásában végzett kiemelkedő munkájáért; *Bóday Pál*, a Vidékfejlesztési, mezőgazdasági és környezeti statisztikai főosztály Környezeti és vidékfejlesztési osztályának osztályvezetője a 2010. évi általános mezőgazdasági összeírás adatainak feldolgozásában, a kiadványok – különös tekintettel a „Környezeti helyzetkép, 2011” című kiadványra –, elemzések elkészítésében nyújtott kiemelkedő munkájáért; *Nagysolymosi István*, a Vidékfejlesztési, mezőgazdasági és környezeti statisztikai főosztály statisztikusa a 2010. évi általános mezőgazdasági összeírás eredményeit tartalmazó EUROFARM-adatbázis létrehozásában végzett kiemelkedő munkájáért; *Tohai László*, a Vidékfejlesztési, mezőgazdasági és környezeti statisztikai főosztály szakmai tanácsadója a 2010. évi általános mezőgazdasági összeírás adatainak feldolgozásában nyújtott kimagasló teljesítményéért; illetve *Tóth Péter*, a Vidékfejlesztési, mezőgazdasági és környezeti statisztikai főosztály statisztikusa a 2010. évi általános mezőgazdasági összeírás végrehajtása során a területi feladatok koordinálásában nyújtott kimagasló teljesítményéért.

2012. július 1-jétől szakmai tanácsadói címet *Patay Ágnes* és *Major Tamás*, a Vidékfejlesztési, mezőgazdasági és környezeti statisztikai főosztály statisztikusai és *Soponyai Péter*, az Informatikai főosztály informatikusa;

szakmai főtanácsadói címet *dr. Telegdi László*, a Módszertani főosztály szakmai tanácsadója; közigazgatási tanácsadói címet *Danyádi-Takács Ágnes*, a Vállalkozásstatisztikai főosztály statisztikusa, *Lehmann Anna*, a Szektor-számlák főosztály statisztikusa és *Tóthné Perlaky Mária*, a Tájékoztatási főosztály informatikusukapott.

Csökken a KSH szervezeti egységeinek száma. 2012 szeptemberétől egy főosztállyá olvadnak össze a Szolgáltatásstatisztikai és a Külkereskedelem-statisztikai főosztályok, valamint a Szektorszámok és a Nemzeti számok főosztálya. Az Árstatisztikai főosztály feladatai és munkatársai a szakmailag illetékes főosztályokra kerülnek.

Megbízás. *Dr. Németh Zsolt*, a KSH társadalomstatisztikai elnökhelyettese 2012. július 18-i hatállyal megbízta *Németh Esztert* a Népesedési és szociális védelmi statisztikai főosztály főosztályvezető-helyettesi feladatainak ellátásával, szociális statisztikai osztályvezetői feladatainak változatlanul hagyása mellett, valamint 2012. augusztus 1-jei hatállyal kinevezte *Székely Gábornét* a Népesedési és szociális védelmi statisztikai főosztályon a Lakásstatisztikai osztály osztályvezetőjévé.

Gálik Ferenc, a KSH Nemzetközi kapcsolatok osztályának vezetője 2012. szeptember 1-jétől határozatlan ideig az Eurostat A Directorate („Együttműködés az Európai Statisztikai Rendszerben, nemzetközi együttműködés, források” Igazgatóságának) A6 (statisztikai együttműködési) részlegénél folytatja munkáját.

A Sponsorship on Standardisation, standardizálással foglalkozó magas szintű, stratégiai munkacsoport 2012. július 3-án Rigában tartotta legutóbbi ülését. A megbeszélésen *dr. Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke, a standar-

dok nyilvántartásának kialakításával foglalkozó nemzetközi munkacsoport vezetője, valamint *dr. Szép Katalin*, a hivatal munkacsoport-vezetője vett részt.

A Sponsorship elismeréssel fogadta a nemzetközi standardok nyilvántartása terén végzett munkát. Ezért a KSH elnöke tevékenységükért köszönetét és elismerését fejezte ki a hivatali munkacsoport tagjainak.

Hosszú távú együttműködési megállapodás jött létre a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kara (PTE KTK) és a Magyar Statisztikai Társaság között. Ez egyrészt a PTE KTK gyakornoki programjának támogatására, másrészt az MST rendezvényein kedvezményes megjelenési lehetőségek biztosítására és oktatói pályázatok meghirdetésére terjed ki.

Kitüntetés. A KSH Könyvtár Olvasószolgálati osztályának vezetője, *Lencsés Ákos* kapta az „Év ifjú könyvtárosa” kitüntetést Győrben, a Magyar Könyvtárosok Egyesületének 2012. július 12-e és 14-e között tartott 44. vándorgyűlésén. A kitüntetett a *Statisztikai Szemle* külső munkatársa.

Sajtótájékoztató. „A Népszámlálás 2011. adatfeldolgozásának műhelytitkai, avagy a papíralapú kérdőívek sorsa” címmel a Központi Statisztikai Hivatal és az EDUCATIO Társadalmi Szolgáltató Nonprofit Kft. közös sajtótájékoztatót tartott 2012. augusztus 9-én a társaság székhelyén. A népszámlálás adatainak feldolgozásáról, az adatok kiadásának várható időpontjairól (elsőként az 1 százalékos képviselői minta eredményeinek közzétételéről) *dr. Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke szólt. *Dr. Péterfalvi Attila*, a Nemzeti Adatvédelmi és Információszabadság Hatóság elnöke elmondta: az adatfeldolgozást végző EDUCATIO helyszíneinek 2012. augusztus 6-ai bejárása

során az adatvédelmi rendszabályok érvényesítését rendben levőnek találták. *Kerékgyártó Sándor*, az EDUCATIO ügyvezető igazgatója ismertette a társaságnál alkalmazott közfoglalkoztatottak kiválasztásának és alkalmazásának feltételeit. *Mag Kornélia*, a KSH osztályvezetője, a népszámlálás feldolgozásának projekt-

vezetője pedig bemutatta a csaknem 11,5 millió papíralapú kérdőív feldolgozásának ütemezését, kitérve arra is, hogy 2012 novembere végétől az adatok feldolgozása a KSH informatikai rendszerén belül folytatódik. A sajtótájékoztató az adatfeldolgozás helyszíneinek bejárásával zárult.

A Nemzetközi Statisztikai Intézet (International Statistical Institute – ISI) fontosabb konferenciaajánlatai

(A teljes ajánlatlista megtalálható a <http://isi.cbs.nl/calendar.htm> honlapon.)

Afrika. 2012. november 18.

Afrikai statisztikai napi ünnepek. (*African Statistics Day Celebrations*.)

Oviedo, Spanyolország. 2012. december 1–3.

Az ERCIM (Európai Informatikai és Matematikai Kutatási Konzorcium) Számítógépes és Statisztikai Munkacsoportjának 5. nemzetközi konferenciája. (*5th International Conference of the ERCIM (European Research Consortium for Informatics and Mathematics) Working Group on Computing & Statistics*.)

Honlap: <http://www.cfe-csda.org/ercim12/>

Atlantic City, Egyesült Államok. 2012. december 2–7.

68., éves, W. Edwards Demingről elnevezett, alkalmazott statisztikai konferencia. (*68th Annual Deming Conference on Applied Statistics*.)

Információ: *Walter R Young*

Telefon: (+1)610-989-1622

E-mail: demingchair@gmail.com

Honlap: www.demingconference.com

New Delhi, India. 2012. december 18–20.

Az Indiai Mezőgazdasági Statisztikai Társaság 66., éves konferenciája. (*66th Annual Conference of Indian Society of Agricultural Statistics*.)

Információ: *Dr. Rajender Parsad* szervezőtitkár és kísérlettervezési osztályvezető (IASRI, Library Avenue, Pusa, New Delhi -110 012, India)

Telefon: (+1)610-989-1622

E-mail: rajender@iasri.res.in;

rajender1066@yahoo.co.in

Dhaka, Banglades. 2012. december 27–29.

„Statisztika a tervezésben és a fejlesztésben: Banglades kilátásai” konferencia. (Conference “Statistics in Planning and Development: Bangladesh Perspective”.)

Információ: *A. R. Sikder*, a Bangladesi Statisztikai Társaság titkára

Telefon: (+880)1819256469

E-mail: arsikderbbs@yahoo.com

Kolkata, India. 2012. december 27–30.

Nyolcadik Nemzetközi Calcuttai Valószínűség-számítási és Statisztikai Szimpózium. (*Eighth International Calcutta Symposium on Probability and Statistics*.)

Információ: *Arindam Sengupta*

Department of Statistics (Statisztikai Tanszék), University of Calcutta (Calcuttai Egyetem)

35, Ballygunge Circular Road, Kolkata, 700019, India

E-mail: caltri8@gmail.com

Honlap:

<http://triennial.calcuttastatisticalassociation.org>

Folyóiratszemele

Silver, M.:

Egy indexszámítási probléma: a lazán körülhatárolt termékek aggregációja

(An Index Number Formula Problem: The Aggregation of Broadly Comparable Items.) – *Journal of Official Statistics*. 2011. Vol. 27. No. 4. pp. 553–567.)

Az árindex több termék, szolgáltatás együttes, átlagos árváltozását méri, kiszámítása többféle módszerrel lehetséges. Nincs elméletileg definiálható egyértelmű megoldás. Konszenzus alapján létrejött nemzetközi egyezmények szabályozzák, hogy az árak és a fogyasztott mennyiségek ismeretében milyen formulával mérjük az árak változását. A nemzetközi szakirodalom örökzöld témája az indexelmélet: milyen célra, mely indexformulák a legjobbak, amelyeket azonban sokszor azért nem lehet használni, mert a szükséges adatok, például a súlyok nem, illetve csak nagy késéssel állnak rendelkezésre.

Számos lehetséges változat közül az ún. szuperlatív¹ formulák a legjobbak heterogén termékek (csoportok) esetében,² míg a homogén termékeknel az ún. egységértékindexek (unit value – UV) ajánlhatók.

Megjegyzés. A Folyóiratszemelet a KSH Könyvtár (*Lencsés Ákos*) állítja össze.

¹ Azokat az árindexformulákat nevezik „szuperlatívnak”, amelyek a velük szemben támasztott követelmények mindegyikének megfelelnek. Legismertebbek a Fisher- és a Törnqvist-indexek. A Walsh-index (a bázis és beszámolási időszak súlyainak geometriai átlagát használja az egyedi árindexek számtani átlagolásánál) is ide sorolható, de nagyon ritkán használják.

² Ebben a megközelítésben a reprezentánsok, az egyedi árindexek kiszámításáról van szó.

³ Ilyen helyzet akkor állhat elő, ha például valamely termék ára és az eladott mennyiség boltonként változik. (Típikus példák találhatók a külkereskedelmi árindexek viszonylati szerkezetének változása esetén.)

Egy-egy esetben az említett két módszerrel számolva nagyon különböző eredmények adódhatnak. Az ár- és volumenváltozások folyamatát komponensekre bontva feltárható, hogy miből fakadhatnak az eltérések. Vannak azonban olyan termékek is, amelyek se nem homogének, se nem heterogének. Ezeket nevezhetjük tágabb értelemben vett, lazán összehasonlítható termékeknek (broadly comparable items).

A szuperlatív indexek hiányossága az, hogy ha az A és B termékek eltérő árai két időszak között nem változnak, de az egyik súlya megnő a másikkhoz képest, akkor az index értéke egy lesz. (Ilyen helyzet gyakran előfordul. Gondoljunk arra, hogy ha valamely terméket különböző vállalat boltjaiban árusítják, vagy több országba exportálják.) Amennyiben a két termék azonos, akkor az egységértékindex használata célszerű, és az eredmény egytől különböző lesz. Az indexelmélet választ ad arra, hogy miként kell számolni homogén és nem homogén termékek esetében. De nem szabad megfeledkezni arról sem, hogy az árindexeket volumenméréshez, deflálásra is (például reálbérek) alkalmazzuk. A fogyasztói árindexek módszertani ajánlásai – például a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet (International Labour Organization) 2004-es kézikönyve – homogén termékek esetében az egy-

ségértékindexek használatát javasolja. Erről a következőket olvashatjuk: eltérő árú, homogén termékek esetében az egyedi árindex legyen a két időszak súlyozott átlagárainak hányadosa. Ugyanis, ha az alacsonyabb árú, de azonos termékek súlyaránya növekszik/csökken, akkor az átlagár csökken/növekszik. Ezt árváltozásként és nem volumenváltozásként kell számításba venni. Sok esetben azonban nem lehet egyértelműen eldönteni, hogy valamely termékhalmoz homogén-e vagy sem, és tekinthetjük-e azokat tágabb értelemben vett homogénnek. Ebben az esetben mind a szuperlatív, mind az UV-index torzított lesz. Meg kell vizsgálni melyik formula mire használható és mit tegyünk, ha egyik sem megfelelő. A tanulmány ezzel a kérdéssel foglalkozik, feltárva az indexváltozatok belső felépítésének sajátosságait.

Az eredmények általánosak. Felhasználhatók mind a mikro-, mind a makroszintű ár- és volumenelemzésekben, vonatkoznak azok fogyasztói, termelői, külkereskedelmi árindexekre, vagy legyenek akár a nemzeti számlák deflátorai.

A Fisher-index (P_F) a Laspeyres- és Paasche-indexek geometriai átlaga, a Törnqvist-index (P_T) pedig a következő:

$$P_T = \prod_{m=1}^M \left(\frac{P_m^t}{P_m^0} \right)^{\left(\frac{s_m^0 + s_m^t}{2} \right)},$$

ahol a számlálóban az m . termék 0 és t időszaki átlagára van. Mindkét index az időszakok súlyait illetően szimmetrikus és szuperlatív, mivel a súlyarányok változását is figyelembe veszi, azaz azt, hogy a fogyasztók a termékek helyettesítésével csökkenthetik költségeiket. (A ritkán használt Walsh szuperlatív indexben a súlyok a két időszak súlyainak geometriai átlagai.) A Laspeyres- és Paasche-indexek esetében, mivel azok egy-egy időszak súlyait

használgják, nem lehet helyettesítési hatásról beszélni. A szuperlatív indexek kiszámítását az teszi lehetetlenné, hogy a tárgyidőszak súlyai nem állnak időben rendelkezésre. Megoldásként előfordul olyan Laspeyres típusú árindex számítása, amelyben a súlyok a bázis és valamilyen „köztes” időszak súlyaiból adódnak. (Ilyenek például a Lowe-indexek.)

Az UV egységértékindex egy-egy termék-csoport esetében a következő:

$$P_{UV}(t, 0) = \frac{\left(\sum_{m=1}^M P_m^t q_m^t \right)}{\left(\sum_{m=1}^M q_m^t \right)} \bigg/ \frac{\left(\sum_{m=1}^M P_m^0 q_m^0 \right)}{\left(\sum_{m=1}^M q_m^0 \right)}.$$

Amennyiben a vizsgált termékek teljesen azonosak, de árúk eltérő, akkor a P_{UV} index a megfelelő választás. Könnyen belátható, hogy ebből az árindexből a tényleges volumenindex is kiszámítható.

Az egységértékindexek eleget tesznek a szokásos próbáknak, kivéve az identitását, ami csak akkor teljesül, ha a termékösszetétel nem változik. Amennyiben a megélhetési költségindexeknél használnánk nem homogén termékek esetében egységértékindexeket, számolni kellene az esetleges torzítással. Továbbá a szakirodalom foglalkozik azzal is, hogy ha az export és import árindexek kiszámításánál, a vám dokumentációból kiindulva, UV-indexeket alkalmazunk. A reprezentánsok általában tág definíciói miatt mind az ár, mind a volumenváltozások tekintetében torzított eredményt kapunk.

A következőkben a tanulmány azt vizsgálja, hogy milyen tényezők befolyásolják az egységértékindex és a Fisher-index (eltérő) eredményeit. Az előbbieknél alapján fennáll a következő:

$$P_{UV} = \frac{P_P(t, 0) X Q_L(t, 0)}{Q_D(t, 0)},$$

ami nem más mint az értékindex osztva a Dutot-féle ($Q_D = \sum q_t / \sum q_0$) volumenindexszel.

Felhasználva a Bortkiewitz-féle felbontásban szereplő jól ismert korrelációs együtthatót a következőket kapjuk:

$$\frac{P_{UV}(t,0)}{P_F(t,0)} = \left[\frac{\text{cov}^{so}(p_m^t / p_m^o, q_m^t / q_m^o)}{P_L(t,0)q(t,0)} + 1 \right]^{(1)} \frac{Q_L(t,0)}{Q_D(t,0)}.$$

Ezzel a P_{UV} és a P_F hányadosát két komponensre, a *helyettesítési* és a *szinthatásra* (substitution effect és levels effect) bontottuk. Az első az ár- és volumenváltozások közötti korreláció nagyságától, a második pedig attól függ, hogy a mennyiségek – függetlenül a változástól – milyen irányba tolódtak el.

A P_{UV} és P_F különbözősége attól függ, hogy az ár- és volumenváltozások mennyire szóródnak, valamint milyen, általában negatív, korreláció van az ár- és volumenváltozások között. (Az 1923-ban publikált Bortkiewicz-formula is azt mutatja, hogy a Paashe- és a Laspeyres-árindexek közötti eltérés az ár- és volumenváltozások közötti korreláció mértékétől, azaz a helyettesítési hatástól függ.)

Heterogén termékeket tekintve tehát a megoldás a Fisher-árindex, a homogén termékeknel pedig az UV-index. Számos alkalommal találkoznak a fogyasztók olyan termékekkel, amelyek lényege azonos, de részletkérdések tekintetében különböznek. Nevezzük ezeket, mint arról már szó volt, tágabb értelemben összehasonlítható termékeknek. Itt lehet megemlíteni az ún. boltthatást (outlet effect), amikor a vásárlók ugyanahhoz a termékhez a különböző boltokban, áruházláncokban különböző áron juthatnak hozzá. A körültekintő vásárlás is előnyösen befolyásolhatja a megélhetési költségeket!

lás is előnyösen befolyásolhatja a megélhetési költségeket!

A híradástechnikai eszközök, háztartási és számítógépek, autók stb. esetében nagy az árszórás és a probléma sokkal összetettebb. Sok nyilvánvaló és értékelhető minőségi különbség lehet a választékok között, de vannak olyan tényezők is, amik nem számszerűsíthetők. A fogyasztói piac meglehetősen szegmentált, és lehetséges, hogy teljesen azonos minőségi paraméterrel rendelkező termékek nem egyforma eséllyel indulnak a piacon. A lényeges, számszerűsíthető különbségek minőségi korrekciókkal azonos szintre alakíthatók, de a nem számszerűsíthető terméktulajdonságokkal ez nem tehető meg. Az első esetben a minőségi korrekciók segítségével a homogénné tett termékeknel az egységértékeket kell használni (P_{UV}^*), a második esetben viszont a Fisher-index a megoldás.

A tágabb értelemben összehasonlítható termékek árait a hedonikus regressziós technika segítségével „homogenizálva” már számíthatók a P_{UV}^* indexek.

A szerző gondolatmenete szerint az a fontos, hogy megfelelően elkülönüljenek az egymással helyettesíthető és nem helyettesíthető termékek. Sor kerülhet e két termékkörre számított P_{UV}^* és P_F indexek súlyozott átlagolására is. De mik legyenek a súlyok?

Nézzünk egy példát. Autók árait elemezzük hedonikus technikával. Az árak (függő változók) a jobb oldalon levő (független) változók függvényei (lóerő, karosszéria, fogyasztás, egyéb műszaki tulajdonságok), ilyen esetben egy keresztmetszeti elemzéssel (egy eladó adatai alapján) az árak szórásának nagy részét magyarázza a regressziós, keresztmetszeti egyenlet. Egy másik esetben vizsgáljuk azonos modellek árát különböző eladóknál. Ekkor a regressziós egyenlet az árszóródás sokkal kisebb részét fogja magyarázni. Az első esetben heterogén, a másodikban homogén termékek-

ről van szó. A hedonikus regresszió magyarázó ereje a heterogenitás mérésére is szolgál. A súlyok tehát a regressziós technikával magyarázott négyzetösszegnek a teljes négyzetösszeghez viszonyított aránya (SSE/SST), valamint a regressziós négyzetösszegek hányada (SSR/SST):

$$P_{UV}^* \bar{w}_U + P_F (1 - \bar{w}_U).$$

A súlyok mindkét időszak átlagai. E formulának is megvannak azok a „jó” tulajdonságai, hogy ha a hedonikus módszer az összes árszórást magyarázza, akkor Fisher-indexet kapunk, ha pedig semmit, akkor P_{UV} index az eredmény. (Elvileg más súlyok is használhatók.)

Az ismertetett módszereket a szerző a tévékészülékek 2001. január és december közötti árváltozásait vizsgálva mutatta be. 10-14 colos, olyan készülékeket vizsgált, amelyeket minden hónapban vásároltak, kizárva ezáltal az új vagy eltűnő termékek zavaró hatását. Összesen 94 modell szerepelt az elemzésben melyek adatai négy értékesítési formából (áruházláncok, áruházak, független üzletek és katalógus áruházak) származó havi eladási szkennerradatai voltak.

A havonta kiszámított hedonikus regressziós modellben változóként szerepelt a képernyő mérete, fajtája, a (sztereó) hangzás, a teletext fajtája, háromféle vételi technika, az shv-csatlakozás, a DVD-lejátszás vagy -felvétel lehetősége, valamint az elárusító hely jellege.

A szerző kiszámította a havonkénti Laspeyres-, Paasche- és Fisher-, valamint az UV-indexet. A volumen- és árváltozások közötti negatív korreláció miatt a P_L a felső, a P_P az alsó korlát. A helyettesítési hatás (P_P/P_F) minden hónapban – július kivételével, amikor valószínűleg a nyári kiadások élénkítően hatottak – meglehetősen kicsi volt. Az egységértékindexek – kis eltéréssel – az árindexekhez hasonlóan alakultak.

Ha összehasonlítjuk a P_{UV} és P_F indexeket látható, hogy két kivétellel az egységértékindexek nagyobbak, mint a Fisher-indexek.

Az ún. szinthatás, ami az egységérték- és a Paasche-index hányadosa (P_{UV}/P_P) azt jelzi, hogy a vásárlások – változatlan árakat feltételezve – a magasabb árszínvonalú cikkelemek irányába tolódtak el.

A bemutatott egységértékindexek az ún. tágan összehasonlítható termékek átlagos árainak változását jelzik. Ha hedonikus regresszióval korrigált árak alapján számolunk, akkor árcsökkenés mutatható ki, azaz a minőségi változásokat is figyelembe véve végül is arra a megállapításra jutunk, hogy az árak mintegy 5 százalékkal csökkentek.

A szerző a tanulmány összefoglalójaként megállapítja, hogy a homogén termékek esetében a P_{UV} index a legjobb, míg a szuperlatív indexek torzítottak, a heterogén termékek esetében a helyzet fordított. A tanulmány megteremtette a formalizált kapcsolatot az UV-, L-, P- és F-indexek között. Ebből adódik a helyettesítési hatás és a szinthatás számszerűsítése is. Ha a cikkelemek nagyon hasonlóak, vagy ha megfelelő minőségi korrekciók történtek, a P_{UV} indexek jól jelzik a vásárlások eltolódását az olcsóbb vagy drágább termékek felé, amit a szuperlatív indexek nem jeleznek. Ezért nagyon fontos eldönteni azt, hogy az egyes termékek „homogének” vagy nem. A valóságban a termékek általában tágabb értelemben homogének, amikor valójában az egyik megoldás sem tökéletes. Ezt a problémát a televíziós készülékek szkennerradatait felhasználva mutatta be a tanulmány. Az eredmények azt mutatták, hogy a megfelelő formula a heterogenitás szerint korrigált (P_{UV}^*) egységértékindex és a Fisher-formula kombinációja. A hozzájuk rendelt súlyok függenek az egyes termékek homogenitásától, amit az jelez, hogy a hedonikus reg-

ressziós modell mennyit magyaráz meg az árak szóródásából.

A szerző a minőségi korrekciók eszközeként a hedonikus regressziót alkalmazta, de a bemutatott módszer más minőségi korrekciós eljárások mellett is használható.

Marton Ádám

kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője
E-mail: Adam.Marton@ksh.hu

Nyvit, O. – Tourek, S.:

Munkaerő-piaci váltások 2009 III. és 2010 III. negyedéve között (longitudinális elemzés)

(Labour Market Transition Between Q3 2009 and Q3 2010 (A Longitudinal Study).) – *Statistika*. 2011. Vol. 48. No. 3. pp. 60–70.

A cikk fő témája az egyének munkaerő-piaci státusváltás jellemzőinek csehországi vizsgálata, de emellett bemutatja a szektorok és a munkavállalói szerződéstípusok közötti átstrukturálódást is. Az elemzéshez felhasznált adatforrás a cseh munkaerő-felmérés volt, mely öt negyedéven keresztül követte nyomon egy adott személy munkaerő-piaci jellemzőit. A vizsgálat időhorizontja a 2009 III. negyedévével kezdődő és a 2010 III. negyedévével végződő öt negyedéves időszak volt. A státusváltás intenzitását egyfelől az egyes kategóriákba tartozók számával, másfelől az átmenet-valószínűségek segítségével jellemezték a szerzők.

A vizsgálat során a munkaerő-felmérés adatállományából leválogatásra kerültek azok, akik 2009 III. negyedéve és 2010 III. negyedéve között folyamatosan szerepeltek a felvételben. Ennek a kritériumnak összesen 10 785 személy, nagyjából a teljes mintasokaság ötöde felelt meg. Ebből 9 305 fő volt 15 éves és idősebb, azaz a munkaerő-piaci státusváltás

szempontjából elemezhető személy. A longitudinális vizsgálat céljára az egyes rekordokat újrásúlyozták, a migrációt és a halálzási valószínűséget is figyelembevevő modell segítségével. A súlyozás a SAS program CALMAR makrójával történt, életkori kategória, nem és régió szerinti bontásban. (A súlyozási jellemzők megtalálhatók a cikk 1–6. táblázataiban.)

A 15 éves és idősebb, a teljes vizsgált periódusban a munkaerőpiacon jelenlevő népességhez tartozók teljeskörűsített létszáma 8 776 ezer fő, melyből a foglalkoztatottak száma 2009 III. negyedévében 4 806,8 ezer, egy évvel később pedig 4 338,4 ezer fő volt úgy, hogy 2009-ben a foglalkoztatási helyzet összességében még kedvezőtlen irányba változott. A 2010. évi foglalkoztatotti létszám-növekedés viszont már azt jelezte, hogy a korábban több munkanélkülinek sikerült állást találnia. Ezzel párhuzamosan csökkent a munkanélküli státus irányába kilépők abszolút száma is. (A negyedévek között végbement státusváltások számát a 8. táblázat foglalja össze.)

Még szemléletesebben lehet érzékeltetni a munkaerő-piaci folyamatokat az ún. átmenet-valószínűségek segítségével. Eszerint 2010 I. és II. negyedéve között volt a legkisebb a valószínűsége (0,713) annak, hogy egy munkanélküli ebben a státusban is maradt, ami párosult a vizsgált időszak legnagyobb foglalkoztatottá válási valószínűségével (0,224). A legkedvezőtlenebb mutatók a 2009 IV. és 2010 I. közötti periódust jellemezték, ekkor a foglalkoztatottak 3 százaléka vált munkanélkülivé. Az inaktív státusból a foglalkoztatotti irányba történő kilépés esélye 2010 II. és III. negyedéve között volt a legnagyobb. (Az átmenet-valószínűségek a 9. táblázatban találhatók.)

A nemzetgazdasági szektorok közötti átmenet vizsgálata szerint az iparban foglalkoz-

tatottak száma 2009-ben csökkent számottevően, azaz a nemzetgazdasági szintű foglalkoztatottság visszaesését az ipar létszámleadóvá válása magyarázta. 2009 III. és IV. negyedéve között 50,6 ezer korábban iparban dolgozó, majd a következő negyedévben további 61,2 ezer fő vált munkanélkülivé. 2010-ben a negatív trend megállt, 2010 I. és II. negyedéve között 28,2 ezer fő, majd ezt követően 23,2 ezer ipari foglalkoztatott veszítette el munkahelyét és lett munkanélküli, miközben 53,3, illetve 38,2 ezer korábbi munkanélküli helyezkedett el az iparban. A foglalkoztatási helyzet javulása tehát az iparban lezajlott folyamat eredménye volt, s a nemzetgazdaság jövőbeni munkaerő abszorbeáló képességét is döntően ez a szektor határozza majd meg. A legújabb adatok azonban azt jelzik, hogy az ipari termelés növekedését nem kíséri Csehországban a foglalkoztatotti létszám hasonló növekedése. A terciér szektor a vizsgált időszakban egyfajta kiegyenlítő szerepet töltött be, ahol 2009 III. és IV. negyedéve között több munkanélküli talált állást, mint ahányan onnan munkanélkülivé váltak.

Ezeket a megállapításokat erősíti az átmenet-valószínűségek alakulása is. A vizsgált időszak első felében még az iparban dolgozók váltak nagyobb eséllyel munkanélkülivé, viszont a második felében már a szolgáltatás területén dolgozókhöz tartozott a magasabb valószínűségi érték.

A foglalkoztatotti létszám 2009. évi csökkenése tehát alapvetően az iparban következett be és az alkalmazásban állókra koncentrált. 2009 III. negyedévében az alkalmazásban állók száma 117,5 ezerrel maradt el az egy évvel korábitól, ugyanakkor az önálló és segítő családtagjaik csoportját 24,6 ezres növekedés jellemezte. 2009 III. és IV. negyedéve között 97 ezer, egy negyedévvél később pedig 127 ezer korábbi alkalmazott státusa változott munkanélküli, miközben az

utóbbi periódusban ebbe a foglalkoztatási kategóriába 82,3 ezer munkanélküli lépett be. 2010 I. és II. negyedéve között viszont már lényegesen több munkanélküli vált alkalmazásban állóvá, mint ahányat a fordított irányú mozgás érintett. Ezzel éppen ellentétesen mozgás jellemezte az önállókat kategóriáját, mely abszolút mértékben és arányaiban is nőtt 2009-ben, viszont ez a trend 2010-ben már nem folytatódott. Hasonló megállapításokra lehet jutni az átmenet-valószínűségek alapján is, melyek táblázatos formában szintén megtalálhatók a cikkben.

A gazdasági visszaesés erőteljes hatást gyakorolt az alkalmazás formájára is. Csehországban, a nemzetközi viszonylatban egyébként is igen alacsonynak minősülő részmunkaidős foglalkoztatás aránya a vizsgált időszak elején még csökkent is, mivel az e csoportba tartozó munkavállalók esetében a munkanélkülivé válás esélye jóval meghaladta a teljes munkaidőben foglalkoztatottakra jellemzőt. Jól látható elmozdulás történt a határozott idejű szerződések irányába, viszont az ilyen módon foglalkoztatottak esélye a munkanélkülivé válásra jóval nagyobb, mint azoké, akik határozatlan idejű szerződéssel dolgoznak.

A cikk szerzői az adatok elemzéséből azt a következtetést vonták le, hogy a 2009 és 2010 közötti időszak munkaerő-piaci folyamatai meglehetősen változatos képet mutatnak. Egyértelműen pozitív elmozdulásról 2010 II. negyedévével lehet beszélni, amikor a munkanélküli státusból egyre többen váltak foglalkoztatottá. A javulás motorja a szekunder szektor volt, viszont 2010 második felében a kedvező irányú változás már sokat veszített lendületéből.

Lakatos Judit

E-mail: Judit.Lakatos@ksh.hu

Kleber, B. – Sturm, R. – Tümmeler, T.:

Vállalatcsoportok regiszteradatai Németországban

(Ergebnisse zu Unternehmensgruppen aus dem Unternehmensregister.) – *Wirtschaft und Statistik*. 2010. No. 6. pp. 527–536.

A tanulmány letölthető:

https://www.destatis.de/DE/Publikationen/WirtschaftStatistik/Monatsausgaben/WistaJuni10.pdf?__blob=publicationFile

Az elemzés a vállalatcsoportok németországi foglalkoztatási és értékesítési hatásait mutatja be. A statisztikai regiszter információit európai jogszabályok írják elő, amelyek a bejegyzett kapcsolatok alapján kiegészíthetők a vállalatcsoportok érdekeltségi viszonyaival. Az Eurostat adatbankja az EU-tagállamokban működő multinacionális vállalatcsoportok statisztikai információit tartalmazza. A gazdasági szervezetek regisztere (GSZR) a vállalat adatait rögzíti, de a vállalatcsoport információi nagyrészt hiányoznak.

A cikk idézi az EU-jogszabály fogalmi meghatározását a vállalatcsoportra: „A vállalatcsoport olyan vállalatokat egyesít, amelyek egymással jogi, pénzügyi kapcsolatban vannak. A vállalatcsoportnak egynél több döntési központja is lehet, különösen a termelés, értékesítés, jövedelempolitika stb. területén. Bizonyos szempontból egyesítheti a vállalatok pénzügyi, adózási fellépését, továbbá gazdasági egységet alkot, és olyan döntést hozhat, amely kötelezi a szervezetébe tartozó összes, egymással kapcsolatban levő egységét.”

A csoport „főnöke” az a jogi egység, amely kizárólagos irányítója más jogi egységeknek. Az irányítottság jellege megállapítható a külső irányítás, a befolyás (például a tőke, illetve a szavazatok mennyisége) alapján. A nagyobb arányú tőke egyben a szavazatok többségét is szavatolja általában. A jogi egység tényleges ellenőrzése a többségi részesedés nélkül is gyako-

rolható (például a számvittel) olyan szerződés alapján, amely előjogot ad egy másik (nem többségi) jogi egységnek a fontos döntésekben (például a vállalati eredményben).

A szerzők megállapítják, hogy a regiszter közhiteles cégiratok alapján és csak bejegyzett jogi személy esetén rögzíti az irányított jelleget. A csoport főnöke azonban bármilyen jogi formájú szervezet, valamint természetes személy lehet. A vállalatcsoportra is alkalmazhatók a hatályos európai regiszterrendelet előírt statisztikai mutatói, amelyek a tulajdon és irányítás említett információi mellett a következők: a vállalatcsoport

- neve,
- gazdasági főtevékenysége,
- típusa: teljesen honos (rezidens) csoport, hazai ellenőrzésű csonka csoport vagy külföldi ellenőrzésű csonka csoport,
- vállalatdemográfiai alapadatai (alapítás, megszűnés),
- foglalkoztatottjainak száma.

A cégiratok rendszerezett értékelése megalapozza a kereskedelmi regiszterek sok forrásból kiegészített információit. A hivatalos statisztikai szolgálat a kereskedelmi cégregiszterből is átvesz adatokat a vállalatcsoport-regiszterhez (VCSR). Ez a GSZR egyik szatelit-modulja.

A cikk kiemeli, hogy az egység átvett törzsadatai a rezidens (németországi) vállalatokra, illetve tulajdonosaikra vonatkoznak, akik lehetnek belföldiek vagy külföldiek. A vállalatcsoport nemzetközi kapcsolata esetén figyelembe veszik a nem rezidens irányítót is, és természetes személy is lehet a csoport irányítója, illetve nem többségi résztulajdonosa. A csoport főnöke transznacionális vállalatcsoport is lehet.

A szerzők bemutatják a „kapcsolat” információit, ahol megállapíthatók a csoporthoz tar-

tozó két vállalat közötti tulajdonosi, irányítási viszonyok, valamint a csoport határai és szerkezete. A regiszter fejlesztése a korábban már megállapított cégkapcsolatok felülvizsgálata nélkül történt, főként a kapacitás kímélése miatt. A VCSR csak a tárgyidőszak kapcsolatait tartalmazza. A kereskedelmi cégregiszter adatai alapozzák meg a statisztikai célú csoportosításokat. Előfordulhat a rezidens egység olyan átvett adata, amelyet a GSZR nem tartalmazott a tárgyidőszak előtt. A csoporttól független jogi személy akkor része az adatátvételnek, ha például a csoporthoz tartozó vállalat nem többségi tulajdonrészét jegyzi.

A cikk ismerteti a külső adatforrásból átvett információk jóváhagyását, amely többszörös ellenőrzési eljárás eredménye. A VCSR tartalmazza a nem rezidens tulajdonosok átvett információit, a részesedés, irányítás kapcsolataival. A GSZR olyan rezidens egységek információit veszi át, amelyeknél legalább a cég neve és címe ismert. Kezdetben az átvett céginformációk túlnyomó része olyan egységekre vonatkozott, amelyeket a GSZR szerint is azonosíthattak.

A cikk a 2003–2007. évi elemzések eredményeit foglalja össze. A tartományi statisztikai hivatalok kezdetben a versenyhatóság igényeinek megfelelő feldolgozásokat, elemzéseket készítettek, felhasználva a kereskedelmi cégregiszter kapcsolati adatait. Elsőként a feldolgozóipar vállalatcsoportjait vizsgálták a megrendelő versenyhatóság szempontjai alapján, és a GSZR szabta keretek között. A gazdasági tevékenységek ágazatai szerint kezelték a csoporthoz tartozó egységek átvett tárgyévi adatait, felhasználva a GSZR besorolásait.

A regiszter fejlesztései az Eurostat nemzetközi cégdatabankjának (EuroGroups Register – EGR) kialakításához kapcsolódnak. Az EU és EFTA tagállamai egységes formátummal készítik, továbbítják a csoport tételes adatait. Az EGR kísérleti projektjében Németország is

részvevő volt, a szövetségi, valamint a szárszói statisztikai hivatal fejlesztéseivel. Ezután minden tartományi statisztikai hivatal kapott feladatokat a VCSR összeállítására.

A szerzők hivatkoznak a gazdasági sajtó TOP 100 jegyzékében megjelenő, nagyság szerinti rangsorokra. A gazdasági szerkezet beható elemzése a következő fontosabb kérdések alapján végezhető:

– Milyen tényezők kapnak szerepet a globalizálódó gazdaság alakulásában?

– Miként jellemezhető a gazdaság jelenlegi piaci szerkezete, milyenek a verseny viszonyai?

– Milyen a nemzetgazdaságban jelenlevő közepes méretű gazdasági egységek pozíciója?

A kereskedelmi cégregiszter törzsadatai a csoporthoz tartozó egységek alapadatait, a kapcsolati adatok a tulajdonra, irányításra vonatkozó információkat tartalmazzák. A szerzők felsorolják a csoport szintjeit.

A *főnök egységek* mennyisége az országban működő vállalatcsoportok számával azonos (2007-ben közel 158 ezer csoport). A cikk közli az irányító természetes személyek számát is (2007-ben 102,5 ezer fő). Elemzési szempont, hogy a csoport külföldi főnöke székhelye szerint melyik földrajzi térséghez tartozik.

A vállalatcsoport *közbenső szintjén* az egységet a főnök vagy valamelyik tag ellenőrzi, aki a csoport legalább egy tagját irányítja. A *legalsó szintet* a csoport tagjai képezik, ők semmilyen ellenőrzést nem gyakorolnak más egységek fölött. A negyedik kategória a *kisebbségi befolyású egységeket* tartalmazza, azokat, akik nem tartoznak az előző három csoportba.

A külső adatforrás és a GSZR összekapcsolásával mindkét regiszter értéke fontos kiegészítő információkkal növelhető. A GSZR-t kiegészítik a vállalatcsoport külső tagjainak törzsadatai. A kereskedelmi cégregiszter átve-

heti a fontosabb gazdaságstatisztikai információkat, és így felhasználóik nem csupán az esetszámokat érhetik el.

A szerzők utalnak arra, hogy a regisztrált rezidens egységek adóalanyok, amelyek tárgyévi adóköteles árbevételének küszöbértéke legalább 17 500 euró. A GSZR olyan egységeket tartalmaz, amelyek bejelentett foglalkoztatottjainak száma legalább egy fő. A vállalatcsoport regisztere viszont felvehet a GSZR-ből kihagyott (küszöbértéknél kisebb) egységeket is. A cégjog szerint vannak az adózásoptimumok, illetve a kockázat elkerülését célzó gazdaságegység-típusok (betéti társaság, holding vagy vagyonekezelő kft. (saját alkalmazott vagy árbevétel nélkül), projektársaság stb.).

A szerzők kiemelik, hogy a kereskedelmi cégregiszter adatai szerint a csoportok gazdasági súlya túlbecsült, ennek lehetséges oka a GSZR-tól eltérő regisztrálási módszer. Sok esetben kettős számbavétel is megállapítható az átvett adatokban. A hivatalos statisztika emiatt nem alkalmazhatja a külső adatforrásból származó foglalkoztatási, illetve teljesítményadatokat. Nincs elég információ a mások-

tól átvett adatokról, így a létszám- és árbevételadatok minősége sem értékelhető.

A cikk utal az európai EGR-projekt feladataira, ahol az egyik adatforrás a magáncégek kereskedelmi cégregisztere, a másik a tagállamok egységes szerkezetű vállalatcsoportregisztere. Az EGR javíthatja a nemzeti regiszterek minőségét a csoportok megfigyelt egységeire elfogadott adatsorozat visszacsatolásával. A szerzők bemutatják a projekt nemzetközi statisztikai hálózatát (ESSnet), amely az Eurostat pénzügyi támogatásával és koordinálásával végzi a módszertanok összehangolását. A németországi statisztikai szolgálat részt vesz a vállalatcsoportok ún. profilvizsgálatát előkészítő fejlesztésekben, ahol külső adatforrás a kereskedelmi cégregiszter, valamint a központi bank (Deutsche Bundesbank) nyilvántartása a közvetlen külföldi működőteke-beruházásokról. Az átvett céginformációk a GSZR érintett egységeihez kapcsolhatók.

Nádudvari Zoltán,

a KSH ny. főtanácsosa

E-mail: Zoltan.Nadudvari@ksh.hu

Kiadók ajánlata

GOOD, P. I. [2012]: *The A–Z of Error-Free Research*. (Hibamentes kutatás A-tól Z-ig.) CRC Press. London.

A könyv a kísérletek, klinikai vizsgálatok és adatfelvételek tervezéséről, elemzéséről, modellezéséről, valamint a velük kapcsolatos jelentéskészítésről szól. Bemutatja, mikor kell statisztikákat alkalmazni, milyen módon lehet a variációval megbirkózni, hogyan szükséges a kísérleteket megtervezni, az optimális mintaméretet meghatározni és használható adatokat gyűjteni. Emellett segít az olvasóknak kiválasztani az alkalmazásaikhoz legjobb statisztikai eljárásokat és lépésről lépésre végigvezeti

őket a modellkidolgozáson, illetve az eredmények közzétételének mikéntjén.

A szerző áttekinti, hogy mikor kell (és mikor nem) statisztikákat alkalmazni annak érdekében, hogy az olvasó magabiztos kutatóvá váljon. Végigkalauzol a tervezésen és az adatgyűjtési fázisokon, különböző adatelemzési eljárásokat mutat be, beleértve a mintaméret meghatározásának módszereit is. Ezután olyan modellkidolgozásokkal foglalkozik, amelyek a jövő kutatásainak alapját képezik. Jelentéskészítési technikákat is kifejti, hogy a kutatási erőfeszítéseink megfelelő eredménnyel járjanak. A könyv visszatekintő és kohorszvizsgálatokkal zárul.

SHUBIK, M. [2012]: *The Theory of Money and Financial Institutions. Volume 3.* (A pénz- és pénzügyi intézmények elmélete. 3. kötet.) The MIT Press. Cambridge.

Ez a *Martin Shubik* által 1959-ben megálmodott, a gazdaságdinamika elengedhetetlen elméleti megalapozását leíró „matematikai intézményi közgazdaságtan” kifejezéséről szóló harmadik, egyben utolsó kötet. A cél a pénz- és pénzügyi intézetek folyamatorientált elméletének kidolgozása, amely stratégiai piaci játékok és más, játékelméleti módszerek felhasználásával felelteti meg egymásnak a mikro- és a makroökonómiát.

E kötetben sem szerepel az egyszerű, matematikailag jól kidolgozott statikus általános egyensúlyelmélet szokásos dinamikus megfelelője. A szerző koncepciója átmenetet képez a teljes dinamika és ezen elmélet között. Az utóbbi értékes betekintést nyújt a zárt, súrlódásmentes gazdaságszerkezeti kapcsolatokba. Shubik a gazdag társadalompolitikai gazdasági környezet e különleges struktúrájáról akar betekintést nyújtani a fogalmak állandóságának mellőzése nélkül.

A 3. kötet a pénzügyi intézmények és a kormány különleges szerepével foglalkozik, az állandó gazdasági és pénzügyi funkciók elméleti vizsgálata, illetve az ezen feladatokat ellátó, folyamatosan változó intézmények közötti kapcsolat biztosításával. A pénzügyi intézetekhez kapcsolódó fogalmat hangsúlyozza a funkció és a forma összekötéseként.

TSOKOS, C. P. [2012]: *Probability for Engineering, Mathematics, and Sciences, 1st Edition.* (Valószínűség-számítás a mérnöki, a matematika- és a természettudományokban, 1. kiadás.) Cengage. Stamford.

A könyv az elméletet és az alkalmazást ötvözi egymással, megerősítve a fogalmakat gyakorlati, valós életből vett, a valószínűség-

számítás fontosságát azok számára illusztráló példákkal, akik azt a későbbi tanulmányaik vagy munkájuk során alkalmazzák. A szerző a véletlen változókat jellemző valószínűségeloszlások tanulmányozására helyezi a hangsúlyt, mivel ez a tudás nélkülözhetetlen a parametrikus statisztikai elemzéshez. A magyarázatok a véletlen változók valószínűségeloszlásainak „miértjeit” és „mikéntjeit” is magukban foglalják az olvasók érdeklődésének felkeltésére, illetve a megértés elősegítésére. A tankönyv egy független, a véges Markov-láncokról szóló fejezetet is tartalmaz, mely számos valós példán keresztül bemutatja azok jellemzőit és hasznosságukat.

ANESHENSEL, C. S. [2012]: *Theory-Based Data Analysis for the Social Sciences.* Second Edition. (Elméletalapú adatelemzés a társadalomtudományokban. Második kiadás.) Sage Publications, Inc. Thousand Oaks, London.

A könyv arra mutat be módszert, hogy az adatelemzést és a statisztikai technikát miként lehet összhangba hozni az elmélettel. A szerző a változók közötti empirikus kapcsolat elemzésére szolgáló modell kidolgozását írja le először. Majd e modellel kapcsolatban egy új, „a központi kapcsolat” fogalmát vezeti be. A fogalom belső validitásának megállapítására, mint a további elemzések sarokkövére építve, két elemzési stratégiát fejt ki: egy kizáró stratégiát az alternatív értelmezések elkerülésére és egy inkluzív, ami az elmélet által előre jelzett, egymással összefüggő kapcsolatokat vizsgálja. Társadalomkutatásból hozva valós példákat, a szerző e megközelítés alkalmazását két általános elemzési formára, a többszörös lineáris és a logisztikus regresszióra mutatja be. A kötet, akár először ismerkedik valaki az adatelemzéssel, akár csak egy új technikát akar elsajátítani, kiváló alapot ad az elméletalapú adatelemzésre.

Társfolyóiratok



A FRANCIA GAZDASÁGI ÉS PÉNZÜGYMI-NISZTÉRIUM, VALAMINT A STATISZTIKAI ÉS GAZDASÁGKUTATÓ INTÉZET FOLYÓIRATA

2011. ÉVI 447. SZÁM

Accardo, J. et al.: Az infláció lakossági megítélése.

Galtier, B.: A kisgyermekes anyák munkavállalás és inaktivitás közötti döntési lehetősége – a családi háttér, a foglalkozási és a társadalmi kényszerek hatása a gyermekgondozási lehetőségekre.

Calvet, L. – Grislain-Létrémy, C.: Lakásbiztosítások Franciaország tengerentúli területein – a háztartások elenyésző része rendelkezik biztosítással.

L'Horty, Y. et al.: A lakóhely munkavállalási lehetőségekre gyakorolt hatása – diszkriminációs vizsgálat képzett fiatalok esetén.



A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

2012. ÉVI 2. SZÁM

Axinn, W. G. – Ghimire, D. – Williams, N. E.: Mintavételes adatgyűjtés fegyveres konfliktusok idején.

Groen, J. A.: Hibaforrások a mintavételes és az adminisztratív adatokban – a jelentési eljárások fontossága.

Weinberg, D. H.: A 2010. évi népszámlálás végrehajtásának kihívásai az Egyesült Államokban.

Thompson, K. J. – Oliver, B. E.: Válaszadási arányok üzleti felmérések esetén – meghaladni az átlagos mértéket.

Montanari, G. E. – Ranalli, M. G.: Kalibrálás félparaméteres regresszió alapján a nemválaszolók kezelésére.

Mason, A. et al.: Stratégia a nemvéletlen adathiány modellezésére bayesi eljárások segítségével, megfigyeléses vizsgálatoknál.



AZ AMERIKAI STATISZTIKAI TÁRSASÁG FOLYÓIRATA

2011. ÉVI 497. SZÁM

Zhu, W. – Jiang, Y. – Zhang, H.: Nemparaméteres kovariáns-szabályozta kapcsolatvizsgálatok tesztjei általánosított Kendall-tau alapján.

Shi, X. et al.: Belső regressziós modellek szubkortikális struktúrák közelítő megjelenítésére.

Dupuis, D. J.: Szélsőséges hőmérsékleti változások modellezése – változó szélsőségek négy városban.

McCandless, L. C. – Richardson, S. – Best, N.: Hiányzó zavaró tényezők szabályozása külső értékelési adatok és részvételi valószínűség alapján.

Dai, J. Y. – Gilbert, P. B. – Mässe, B.: Parciálisan rejtett Markov-modell alkalmazása időben változó rétegzés esetén HIV-megelőzési kísérletekben.

Jeon, J. – Taylor, J. W.: Feltételes Kernel-sűrűségbecslés a szél-teljesítménysűrűség előrejelzésére.

Zajonc, T.: Bayesi következtetés dinamikus kezelési módszerek esetén – mobilitás, egyenlőség és hatékonyság a pályakövetésben.

Rodrigues, A. – Diggle, P. J.: Bayesi becslés és előrejelzés alacsonyrangú modellekkel inhomogén tér- és időbeli lognormális Cox-sorozatokhoz és alkalmazásuk a büntetőeljárársban.

Feng, D. – Tierney, L. – Magnotta, V.: MRI-szövetosztályozás nagy felbontású, bayesi, rejtett Markov normál kevert modellek alkalmazásával.

Li, L.: Torzítással korrigált, hierarchikus bayesi osztályozás magas dimenziószámú jellemzőből választott részalmanál.

Desai, K. H. – Storey, J. D.: Dimenziók közötti következtetés magas dimenziószámú, összefüggő adatok esetén.

Li, B. – Chun, H. – Zhao, H.: Feltételes grafikai modellek becslése és alkalmazása a génhálózatokban.

Ma, Y. – Zhu, L.: A dimenziószám-csökkenés félparaméteres megközelítése.

Apanasovich, T. V. – Genton, M. G. – Sun, Y.: Kereszt-kovariáns függvények érvényes Matérn-családja többváltozós, tetszőleges komponensszámú véletlen mezők esetén.

Wang, H. J. – Feng, X.: Többszörös imputáció M-regresszióhoz csonkolt kovariánssokkal.

Zhou, Q. M. – Song, P. X. – Thompson, M. E.: Információarány-próba téves modellfelismerésnél kvázi-likelihood következtetés esetén.

Wang, L. – Wu, Y. – Li, R.: Kvantilis regresszió heterogenitás-elemzésben rendkívül magas dimenziószám mellett.

Shen, X. – Pan, W. – Zhu, Y.: Likelihood-alapú kiválasztás és egzakt paraméterbecslés.

Nordman, D. J. – Lahiri, S. N.: Blokk-bootstrap idősoroknál, rögzített magyarázó változók mellett.

Hu, Z. – Follmann, D. A. – Qin, J.: Félparaméteres kétszeres egyensúlypontbecslés nemteljes, figyelmen kívül hagyható hiányzással jellemezhető adatokkal.

Sharma, G. – Mathew, T.: Egy- és kétoldallú tolerancia intervallumok általános kevert és véletlenhatás-modelleknél kismintás aszimptotikát használva.

Bevilacqua, M. et al.: Tér és tér-idő kovariáns függvények becslése nagy adathalmazoknál, súlyozott kompozit likelihood megközelítéssel.

Bornn, L. – Shaddick, G. – Zidek, J. V.: Nemstacionárius folyamatok modellezése dimenzió-kiterjesztéssel.

Smith, M. S. – Khaled, M. A.: Kopulamodellek becslése diszkrét határokkal bayesi adatbővítés mellett.

Marchenko, Y. V. – Genton, M. G.: Egy Heckman-féle t-szelekciós modell.

Chen, Y. Q. et al.: Regressziós paraméterek becslése egy kiterjesztett arányos odds modell segítségével.

Zhu, R. – Kosorok, M. R.: Rekurzívan imputált túlélési fák.

Irle, S. – Schäfer, H.: Közbenső termódosítások az idő-esemény vizsgálatokban.

Sen, B. – Chaudhuri, P.: Kovariánsok fraktilis transzformációja regresszió esetén.

Bhattacharya, A. – Dunson, D. B.: Szimplex tényezőmodellek többváltozós, rendezetlen kategóriás adatok esetén.

Maitra, R. – Melnykov, V. – Lahiri, S. N.: Bootstrap-eljárás alkalmazása kompakt klaszterek szignifikanciájának meghatározására többdimenziós adathalmazok esetén.

Qian, P. Z. G.: N-dimenziós latin kocka szeletének tervezése.

Papp, D.: Racionális függvény-regressziók optimális tervezése.

Fan, J. – Li, Y. – Yu, K.: Volatilitásmátrix becslése nagy gyakoriságú adatokból portfólióválasztás céljából.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2012. ÉVI 6. SZÁM

Ingatlanbérletek 2011-ben.
A növénytermesztési ágazat ellátási mér-
lege 2010/2011-ben.
Fakitermelés 2011-ben.
Anyagáramlási számlák 1995 és 2009 kö-
zött.
Az ipar és építőipar 2011. évi rövid távú
statisztikai – előzetes adatok.
Gépjárműállomány 2011-ben.



Journal of the
Royal Statistical Society

AZ ANGOL KIRÁLYI STATISZTIKAI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA
(A SOROZAT)

2012. ÉVI 3. SZÁM

Johnstone, D. J.: Valószínűségi előrejelzések log-optimalis gazdasági értékelése.
Reboussin, B. A. et al.: Mintanagyságbecslés többszintű logisztikus regresszió esetén a fiatalok alkoholfogyasztás vizsgálatában.
Galbraith, J. W. – Norden, S.: A bruttó hazai termék becslése és inflációs valószínűségi előrejelzések a Bank of Englandről készült levezetőábrák alapján.
Jones, H. E. – Spiegelhalter, D. J.: Továbbfejlesztett valószínűségi előrejelzés egészségügyi teljesítménymutatók esetén, kétirányú simítási modellek alkalmazásával.
Pavlopoulos, D. – Muffels, R. – Vermunt, J. K.: Mennyire való az átmenet az alacsony

és a magas fizetés, illetve a munkanélküliség között?

Mealli, F. – Rampichini, C.: Az egyetemi ösztöndíjak hatásának becslése nem-folytonos regresszió segítségével.

Farewell, V. – Johnson, T. – Gear, R.: Hilda Mary Woods (1892–1971) – gondolatok a Királyi Statisztikai Társaság egyik tagjáról.

Nekrológok: Stanley Clifford Pearce, Anthony Peter Macmillan Coxon, Derrick Norman Lawley.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2012. ÉVI 4. SZÁM

Elvira Nabiullina orosz gazdaságfejlesztési miniszter tájékoztatója.

Surinov, A.: A statisztikai szervek 2011. évi tevékenységének összefoglalása és a Szövetségi Állami Statisztikai Szolgálat 2012. évi fő feladatai.

Kuranov, G.: Szezonális és ciklikusság mint a makrogazdasági dinamika szerkezeti tényezői.

Dumnov, A. – Phomenko, G. – Ladygina, O.: Környezeti makroszámlák – néhány fejlesztés.

Aizinova, I.: A piaci szolgáltatások igénybevételének területi különbségei a lakosság körében.

Suslova, S. – Gordeeva, E.: A nemüzleti szektor területi különbségeinek tényezői Oroszországban.

Peresada, V.: Statisztikai adatösszehasonlítás a gazdasági tevékenység és iparágak alapján képzett csoportokban.

Kovtun, N. – Ignatyuk, A.: Ukrajna helyzete és gazdasági fejlettségi szintjének több-

dimenziós becslése gazdasági tevékenységek szerint.

Kuryshcheva, S.: Orosz adóterhek statisztikai megközelítésben.

Khanin, G.: A tárgyi eszközök és az ipar jövedelmezőségének alternatív becslése Kínában, 2009-re vonatkozóan.

Burova, N.: XI. nemzetközi konferencia – „Statisztikai módszertani napok”.

Savinova, T.: A. I. Khryashheva, a cári Oroszország adminisztrációs testületének statisztikusa.

A. P. Zinchenko 75. születésnapja.

V. P. Bozhko 70. születésnapja.

2012. ÉVI 5. SZÁM

A kis- és középvállalkozások teljes körű adatfelvételének megszervezése és néhány eredménye.

Vlasenko, N. – Kirichenko, I. – Smirnov, A.: A havi beruházás- és állóeszközbecslés fejlesztése.

Shirobokova, V.: A költségvetésen belüli kapcsolatok statisztikai mutatói.

Yankov, V.: Készletváltozások – elmélettől a modellezésig.

Bozhku, V. – Luri, A. – Sychev, E.: A teljes népszámlálási anyag automatizált feldolgozásának költségoptimalizálása.

Raiskaya, N. – Sergienko, Y. – Frenkel, A.: A válság utáni Oroszország gazdasági fejlődésének néhány sajátossága.

Plyshevsky, B.: A GDP újraelosztása az Oroszországi Föderáció szerveinek költségvetésén keresztül.

Svechnikova, N. – Tikhomirova, E.: A területi versenyképesség statisztikai becslése Oroszországban az információs társadalom megvalósítására való felkészültség szintje szerint.

Chernyshov, I.: A feldolgozóipar és a regionális társadalmi-gazdasági fejlődés statisztikai megközelítésben.

Zabaturina, I. – Kovaleva, N. – Shugal, N.: Az orosz oktatás 2000 és 2010 közötti fejlődésének statisztikai áttekintése.

Gnevasheva, V.: A felsőfokú szakképzés szerepe az orosz munkaerőképzés folyamatában modern társadalmi-gazdasági körülmények között.

Cara, O.: A hivatalos statisztika válasza a „tudásalapú társadalomra” – tapasztalatok és kihívások Moldovában.

Todorov, T.: A fenntartható fejlődés általánosított becslésének kialakítása.

Khisamova, Y. – Churakova, E.: Összeírások a 19. század végén a Vjatkai kormányzóság egyes körzeteiben.

Kremlev, N.: Az Urálon túli statisztika megalapítása.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL
FOLYÓIRATA

2012. ÉVI 6. SZÁM

Ptak-Chmielewska, A.: Az üzleti túlélés elemzéséhez szükséges adatok megbízhatósága és hozzáférhetősége.

Szukalski, P.: Életkorbeli különbségek házasságkötéskor Lengyelországban.

Ptaszyńska, B.: A társadalmi átalakulás hatása az inaktivitásra.

Dykowska, G. – Gulan, J.: A háztartások járóbeteg-ellátásra fordított kiadásai.

Szubska-Włodarczyk, N. – Paszko, E.: Méltányos kereskedelmi termékek beszerzésének vizsgálata.

Podogrodzka, M.: Egyetemi és főiskolai hallgatók Varsóban és Lengyelországban.

Lengyelország társadalmi-gazdasági helyzete 2012 áprilisában.

Wirtschaft und StatistikA NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2012. ÉVI 5. SZÁM

Lüken, S.: Német munkaerőszámlák a nemzeti elszámolásokban és a munkaerőstatisztikában.

Meyer, I. – Vatter, Y.: Az Ipari és Kereskedelmi Kamara független feladataival kapcsolatos adminisztratív költségek mérése

Czajka, S. – Hechová, P.: A német háztartások számítógép- és internethasználata.

Fiege, L.: Légi áruszállítás, 2011.

Hohmann, K. – Scharfe, S.: Pénzügyi eszközök az államháztartásban 2010. december 31-én.

Meißner, C. – Seese, O. – Schulze-Steikow, R.: Az állami pénzügyi mérleg alakulása 2011-ben.

Árak, 2012. április.

2012. ÉVI 6. SZÁM

Diehl, E.: A többszörös regisztráció kiszűrésének módszerei a 2011. évi népszámlálás esetén.

Wolters, M. – Schmiedel, S.: Doktoranduszok Németországban.

Sikorski, U. – Kuchler, B.: Ki hozza a döntést, ha pénzről van szó?

Thomas, J.: Az áruszállítás környezeti-gazdasági elemzése 1995 és 2010 között.

Az életminőség fenntarthatósági mutatójának kidolgozása.