

STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI
STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BELYÓ PÁL, ÉLTETŐ ÖDÖN, DR. HARCSA ISTVÁN, DR. HUNYADI LÁSZLÓ (főszerkesztő),
DR. JÓZAN PÉTER, DR. MÁTYÁS LÁSZLÓ, NYITRAI FERENCNÉ DR., DR. OBLATH GÁBOR,
OROS IVÁN, DR. PUKLI PÉTER (a Szerkesztőbizottság elnöke), DR. RAPPAI GÁBOR, DR. SIPOS BÉLA,
DR. SPÉDER ZSOLT, DR. SZÉP KATALIN, DR. SZILÁGYI GYÖRGY, DR. VITA LÁSZLÓ

E SZÁM SZERZŐI:

Dr. Berde Éva kandidátus, a Budapesti Corvinus Egyetem docense; *Dr. Cserháti Ilona* PhD, az ECOSTAT Gazdaságelemző és Informatikai Intézet osztályvezetője; *Fiala András* matematikus, ECOSTAT Gazdaságelemző és Informatikai Intézet; *Józsa Balázs*, a Központi Statisztikai Hivatal osztályvezetője; *Kárpáti József*, a Központi Statisztikai Hivatal osztályvezetője; *Kotosz Balázs*, a Budapesti Corvinus Egyetem egyetemi tanársegédje; *Marton Ádám* kandidátus, a Központi Statisztikai Hivatal ny. osztályvezetője; *Dr. Székely Andrea* PhD, a Veszprémi Egyetem egyetemi adjunktusa.

*

Dr. Hajnal Béla kandidátus, a Debreceni Egyetem kari főigazgató-helyettese; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Rettich Béla*, a KSH Könyvtár és Levéltár osztályvezetője; *Sághi Tamás* szociológus.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Pukli Péter
4375 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2005
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

Szerkesztők: Polyák Andrea, 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

Kiadóhivatal: 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 Üzletág (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 3000 Ft, egy évre 5400 Ft
Beszerezhető a KSH Könyvesboltban. Budapest II., Keleti Károly u. 10. Telefon: 212-4348

TARTALOM

MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

A változatlan adótartalmú árindex módszertana és felhasználási lehetőségei. – <i>Józsa Balázs</i>	1081
---	------

STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

A pályakezdő diplomások munkanélkülisége. – <i>Berde Éva</i>	1093
A határmenti lakosság határképe az EU-csatlakozás előtt. – <i>Székelly Andrea – Kotosz Balázs</i>	1111
Dezaggregált kereseti részmodell az ECO-LINE modellben. – <i>Dr. Cserhádi Ilona – Fiala András</i>	1130

STATISZTIKUSOK EGYMÁS KÖZÖTT

A világgazdaság teljesítményének mérése és értelmezése, 1500–2001. – <i>Marton Ádám</i>	1147
---	------

SZEMLE

A Magyar Statisztikai Társaság 2005. évi konferenciája. – <i>Kárpáti József</i>	1156
---	------

STATISZTIKAI HÍRADÓ

Személyi hírek	1160
Szervezeti hírek – Közlemények	1160

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

Dickinson, T. – Tam, S.-M.: Az ügyfélközpontúság mérése az Ausztrál Statisztikai Hivatalban. – (<i>Sághi Tamás</i>)	1163
Hill, R. J.: Elemi árindexek monotonicitása: egy árindex paradoxon. – (<i>Marton Ádám</i>)	1165
Klevmarken, N. A.: A svéd családok vagyongyarapodása. – (<i>Hajnal Béla</i>)	1166

Radinger, R.: Társadalmi tőke és PISA-tesztjelemek. – (<i>Rettich Béla</i>)	1168
Braakmann, A. – Hartmann, N. – Ráth, N. – Strohm, W.: Né- metország nemzeti számláinak felülvizsgálata, 1991–2004. – (<i>Nádudvari Zoltán</i>)	1169
Külföldi folyóiratszeme	1172

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

Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!

A VÁLTOZATLAN ADÓTARTALMÚ ÁRINDEX MÓDSZERTANA ÉS FELHASZNÁLÁSI LEHETŐSÉGEI *

JÓZSA BALÁZS

A tanulmány célja, hogy a Központi Statisztikai Hivatal által 2004. év elejétől rendszeresen publikált változatlan adótartalmú árindex (VAI) módszertanát, nemzetközi tapasztalatok alapján történt kifejtését és bevezetését részletesebben bemutassa. Ezen túlmenően arra keresi a választ, hogy az egyes közvetett adófajták változása miként befolyásolta az elmúlt években az infláció alakulását. Ehhez kísérleti számítások alapján a mutatót visszavezeti néhány évvel. A tanulmány befejező részében a VAI-mutató bővebb árstatistikai felhasználásának lehetőségeire keresi a választ, például a maginflációs mutató módszertanának lehetséges fejlesztésében.

TÁRGYSZÓ: Változatlan adótartalmú árindex (VAI). Fogyasztói árindex. Maginfláció.

Az utóbbi egy-két évben az EU országaiban és Magyarországon is igényelték a gazdaság szereplői és döntéshozói egy olyan mutatószám kifejlesztését, amely a termékek és szolgáltatások fogyasztói árában meglévő (közvetett) adók változásának hatását kiszűri. Az ilyen típusú indexek iránt különösen akkor növekszik meg az igény, amikor az adórendszer jelentős változáson megy keresztül. Ekkor a közvetett adók változása magától értetődően jelentősen befolyásolhatja az infláció mértékét, de ez a hatás csak egyszeri, az adórendszer megváltozásához köthető, tehát ezen hatásokat a fogyasztói árindexből kiszűrő mutatóra éppen a hosszabb távú inflációs várakozások befolyásolása érdekében van szükség. A fogyasztók természetesen a végső kereskedelmi (fogyasztói) árat fizetik meg, amely tartalmazza az adók hatását, az adóhatások kiszűrésére elsősorban elemzési célok miatt lehet szükség.

Magyarországon 2004. januárban az áfakulcsok rendszerében jelentős változás történt, ami megmutatkozott a fogyasztói árak alakulásában. A jelen kormányzati tervek szerint 2006-tól az általános áfakulcs 25 százalékról 20 százalékra csökken, ami szintén jelentősen befolyásolhatja az áralakulást.

AZ ADÓVÁLTOZÁSOK KISZŪRÉSÉNEK LEHETSÉGES MÓDOZATAI

A fogyasztói árindexből az adóváltozások hatását kiszűrő mutató számítására több lehetőség is kínálkozik. A legegyszerűbb módszer azon termékek indexeiből, amelyekre

* A tanulmányban leírtak a szerző véleményét tükrözik, amely nem feltétlenül esik egybe a Központi Statisztikai Hivatal hivatalos álláspontjával.

speciális adókat (jövedéki, illetve fogyasztási adók) vetnek ki, aggregált indexet számítani, amelyből következtetést vonhatunk le ezen adóváltozások inflációs mutatóra gyakorolt hatásáról. A módszer hátránya, hogy egyrészt az adóváltozás hatását nem lehet számszerűsíteni, másrészt az áfaváltozások hatását nem lehet kimutatni, hiszen forgalmi adó minden terméken van.

Ennél fejlettebb módszer az ún. nettó inflációs mutató számítása, amely a fogyasztói árakból kiindulva és azokból az adókat levonva először a nettó (közvetett adóktól megtisztított) árakat számolja ki, majd ezen tárgy- és bázisidőszaki nettó árakat felhasználva számol árindexeket és azokat összesúlyozva jut el a nettó fogyasztói árindexig. A súlyozás történhet a fogyasztói árindexben használt súlyokkal, de általában a súlyokat is módosítják az adóknak a lakosság vásárlási fogyasztásában képviselt arányának megfelelően.

A nettó inflációs mutató hátránya, hogy akkor is mutathat eltérést a fogyasztói árindexhez képest, ha maguk az adómértékek nem változnak (ez azon termékek esetében lehetséges, amelyeket tételes, darabonként vagy egységenként megállapított fix összegű adó terhel).

Például, legyen a termék fogyasztói ára a bázisidőszakban $CP_0=1000$ Ft, a termék árat 25 százalékos áfa és termékegységenként 100 forintos tételes jövedéki adó terheli. A termék nettó ára ekkor:

$$NP_0 = \frac{1000}{1,25} - 100 = 700 \text{ Ft} .$$

Tegyük fel, hogy a tárgyidőszakban a termék ára $CP_1=1100$ Ft. Ha az adómértékek változatlanok, akkor a termék nettó ára:

$$NP_1 = \frac{1100}{1,25} - 100 = 780 \text{ Ft} .$$

A termék (fogyasztói) árindexe:

$$CPI = \frac{CP_1}{CP_0} = \frac{1100}{1000} = 110\% .$$

A termék nettó árindexe:

$$NPI = \frac{NP_1}{NP_0} = \frac{780}{700} = 111,43\% .$$

Látható, hogy a két index a már említett okok miatt nem egyezik meg.

Éppen ezért az ilyen nettó típusú mutatók helyett inkább egy olyan mutató javasolt, amely akkor és csakis akkor mutat eltérést a fogyasztói árindextől, ha az adómértékekben változás történik.

Az ilyen mutató nem az adókat szűri ki az árindexből, hanem azok változásának a hatását. Ennek legjobb módszere, ha azt próbáljuk meg kiszámítani, hogy a megfigyelési

(tárgy-) időszakban mekkora lenne az árindex, ha még mindig a bázisidőszakban érvényes adótörvények lennének hatályban. Erre kétfajta megoldás létezik, az egyik, amikor az aktuálisan megfigyelt (bruttó) árakat olyan, fiktív árakkal helyettesítjük az indexszámításakor, hogy azok a bázisidőszaki adókulcsokat tükrözzék, a másik, amikor a fiktív árak alkalmazásánál fölteszük, hogy a termékegységenként fizetett adó összege változatlan.

A VÁLTOZATLAN ADÓTARTALMÚ ÁRINDEX SZÁMÍTÁSA AZ EU ORSZÁGAIBAN

Az Európai Központi Bank (EKB) 2003. tavaszán kezdeményezte, hogy a monetáris politikájához szükséges statisztikai eszköztára tovább bővüljön egy olyan, a közvetett adóhatások változását kiszűrő mutatószámmal, amelynek kiindulópontja a Harmonizált Fogyasztói Árindex (HICP), és amelyet az egyes tagállamok statisztikai hivatalai számítanak egységes módszertan szerint. Ezen indexekből az Európai Unió Statisztikai Hivatala, az Eurostat számítaná ki az európai szintű indexeket. A kezdeményezés első lépéseként elkészült egy kérdőív, amelyet a tagállamok statisztikai hivatalainak továbbítottak.

A felmérés eredményéből kiderül, hogy a jelenlegi tizenöt tagállamból hétben számítanak rendszeresen egyes adófajták változásának hatását kiszűrő indexet. Ezen hét tagállamból Nagy Britanniában, Svédországban, Finnországban és Dániában nettó árindexet számítanak (Finnországban egyfajta komplementer indexként egy adóindexet is, amely az adóteher változását mutatja), míg Franciaországban, Hollandiában és Írországban változatlan adótartalmú árindexet. A nettó indexet alkalmazó országok a fogyasztói árindexhez használt súlyaikat újrasúlyozzák (a súlyokból eltávolítják a lakossági fogyasztási kiadások adókra fordított részét), míg a változatlan adótartalmú árindexet használó országok az eredeti árindexben használt súlyokkal számolnak.

Az Eurostat szervezésében 2003 márciusában, decemberében, és 2004 márciusában megrendezett, HICP számításával foglalkozó munkaértekezleten megtartott előadások anyagaiban (ECB [2003]; Eurostat [2003]; Eurostat–ECB [2004]) az EKB, figyelembe véve a kérdőívre adott válaszokat és az eddigi tagállami tapasztalatokat, valamint saját monetáris politikájának statisztikai szükségleteit, a többféle lehetőség közül a változatlan adótartalmú árindex (constant tax rate index) koncepcióját támogatja. Ezen index esetében az árindex számításához a tárgyidőszaki bruttó árak helyett olyan, fiktív (piacon nem megfigyelhető) árakat alkalmaznak, amelyek akkor lennének megfigyelhetők, ha még mindig a bázisidőszaki (általában az előző év decembere) adójogszabályok lennének hatályban. Szemben a nettó index koncepciójával, ugyanazokat a súlyokat használják az egyedi indexek összesúlyozására, mint a fogyasztói árindex esetében.

A 2004. márciusi munkaértekezletre az Eurostat és az EKB már egy olyan előterjesztést készített, amely ezen elképzelés konkrét megvalósításának a módját is leírja. A közvetett adókat tekintve az EKB-Eurostat tanulmány három adókatégoriát különböztet meg.

1. $\alpha_{i,t}$: Az i -edik termékre a t -edik időpontban kivetett fix összegű termékegységre vetített adó pénzösszege, $\alpha_{i,t} \geq 0$.
2. $\beta_{i,t}$: Az i -edik termékre a t -edik időpontban kivetett, pénzegységre vetített adó százalékos adókulcsa, $\beta_{i,t} \geq 0$.
3. $\gamma_{i,t}$: Az i -edik termékre a t -edik időpontban kivetett áfa adókulcsa, $\gamma_{i,t} \geq 0$.

Ha $p_{i,t}$ -vel jelöljük az i -edik termék t -edik időpontban megfigyelt fogyasztói (egység-) árát, illetve $p'_{i,t}$ -vel az adózás előtti „nettó” egységárat, akkor:

$$p_{i,t} = p'_{i,t} + \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} * (p'_{i,t} + \alpha_{i,t}) + \gamma_{i,t} * [p'_{i,t} + \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} * (p'_{i,t} + \alpha_{i,t})] . \quad /1/$$

(Itt azt tételezzük fel, hogy az adózás előtti árból ($p'_{i,t}$) a bruttó árat ($p_{i,t}$) ki tudjuk az /1/ képlettel számolni, mert az adók a képletnek megfelelően egymásra épülnek.)

Az /1/ képlet átalakítva:

$$p_{i,t} = (1 + \gamma_{i,t}) * (1 + \beta_{i,t}) * (p'_{i,t} + \alpha_{i,t}), \quad /2/$$

amely képletből az adózás előtti árat kifejezve:

$$p'_{i,t} = \frac{p_{i,t}}{(1 + \gamma_{i,t}) * (1 + \beta_{i,t})} - \alpha_{i,t} . \quad /3/$$

Ebből az i . termék változatlan adótartalmú árindexe (az index definíciója, amikor a /4/ képlet a változatlan adótartalmú árindex definíciója, nem közvetlenül a /3/ képletből származik):

$$\frac{{}^c p_{i,t_1}}{p_{i,t_0}} = \frac{p'_{i,t_1} + \alpha_{i,t_0}}{p'_{i,t_0} + \alpha_{i,t_0}} . \quad /4/$$

Itt a ${}^c p_{i,t_1}$ szimbólum a felső indexben jelöli azt a fiktív (piacon nem megfigyelhető) árat, amelyet akkor figyelhetnénk meg, ha még mindig a bázisidőszaki adójogszabályok lennének hatályban. A 0-s alsó index a bázisidőszakot, míg az 1 szimbólum a tárgyidőszakot jelöli. A képletből látható, hogy az áfa, és az árarányos adókulcsok tekintetében a bázisidőszak megválasztása semleges hatású, míg a fix összegű tételes adómértékek esetében ez nem így van.

Megjegyzendő, hogy mind az EU országaiban, mind Magyarországon a dohánytermékekre kivetett adók nem ezt a logikát követik, mert ezeket a termékeket egy fix összegű adótétellel (darabszám szerint) és egy maximális kiskereskedelmi ár százalékában meghatározott adótétellel sújtják. Az ezekkel növelt árra, mint áfaalapra vetik ki még az áfát is.

Ezért a dohánytermékek esetében az /1/ képlet a következőképpen módosul:

$$p_{i,t} = p'_{i,t} + \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} * p_{i,t} + \gamma_{i,t} * (p'_{i,t} + \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} * p_{i,t}),$$

ahol $p_{i,t}$ a maximális kiskereskedelmi árat jelenti, $p'_{i,t}$ pedig az ahhoz tartozó adóktól mentes árat. Ebből a képletből átalakítások után:

$$p'_{i,t} = \frac{p_{i,t} * [1 - \beta_{i,t} * (1 + \gamma_{i,t})]}{(1 - \gamma_{i,t})} - \alpha_{i,t} . \quad /5/$$

A /4/ és az /5/ képletek felhasználásával már számítható változatlan adó tartalmú árindex az egyes dohánytermékekre.

Az egyes termékek és szolgáltatások egyedi változatlan adó tartalmú árindexéből a teljes változatlan adó tartalmú árindexet a következő formulával lehet kiszámítani:

$${}_L CTP_{t_0, t_1} = \sum_{i=1}^g \frac{p_{i, t_1}(\tau_{i, t_0})}{p_{i, t_0}(\tau_{i, t_0})} * w_i . \quad /6/$$

Hagyományos index formulával:

$${}_L CTP_{t_0, t_1} = \frac{\sum_{i=1}^g q_i p_{i, t_1}(\tau_{i, t_0})}{\sum_{i=1}^g q_i p_{i, t_0}(\tau_{i, t_0})} , \quad /7/$$

ahol:

g – a termékek és szolgáltatások (reprezentánsok) száma,

p_i – az i . termék vagy szolgáltatás fogyasztói ára,

q_i – az i . termék vagy szolgáltatás fogyasztott mennyisége,

w_i – az egyes reprezentánsok fogyasztói árindexbeli súlya: $w_i = \frac{q_i * p_i}{\sum_{i=1}^g q_i * p_i}$,

$\tau_{i,t}$ pedig az adott i termékhez vagy szolgáltatáshoz tartozó adó kategória-komponensek rendszerére utaló szimbólum: $\tau_{i,t} = (\alpha_{i,t}, \beta_{i,t}, \gamma_{i,t})$.

A /6/, illetve a /7/ képletek bal alsó sarkában lévő L betű utalás arra, hogy a változatlan adó tartalmú árindex, hasonlóan a fogyasztói árindexhez egy Laspeyres-típusú (bázis-időszaki súlyozású) árindex. A fogyasztói árstatisztikában a w_i súlyok a tárgyévet megelőző második év (2005-ben a 2003-as) fogyasztási szerkezetét tükrözik, ez a változatlan adó tartalmú árindex esetében is fennáll.

A VÁLTOZATLAN ADÓTARTALMÚ ÁRINDEX SZÁMÍTÁSA MAGYARORSZÁGON

Hazánkban 2003. őszén merült fel az igény egy olyan árindex-változat számítására, amely kiszűri a fogyasztói árindexből a közvetett adók változásának a hatását, tekintettel arra a tényre, hogy – mint már említettük – a 2004. évi adótörvények jelentős változást hoztak az előző évekhez képest az áfa, a jövedéki adó, illetve a fogyasztási adó mértékében az egyes termékekre és szolgáltatásokra nézve. A mutató számításának előkészítése a Központi Statisztikai Hivatal és az Magyar Nemzeti Bank szakértőinek együttműködésében történt, a Pénzügyminisztérium szakértőinek esetenkénti bevonásával. A kezdeti szándékot, miszerint egyfajta nettó árindexet szándékoztunk számítani, módosították a nemzetközi statisztikai intézményekben történt fejlemények.

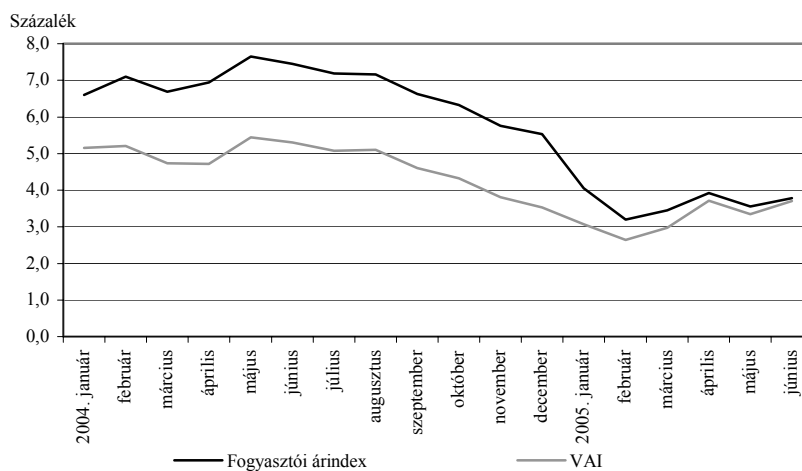
Figyelemmel kísérve az Eurostat és az EKB e tárgy körben kifejtett munkásságát, a változatlan adó tartalmú árindex koncepciója mellett döntöttünk, elfogadva annak javasolt módszertanát. A számításoknál mindig az egyedi fogyasztói árindexekből indultunk ki, kiszámítottuk az egyedi változatlan adó tartalmú árindexeket az előzőekben ismertetett

képletek segítségével, majd ezeket a fogyasztói árindexhez használt súlyokkal aggregáltuk.

A lakossági fogyasztásban kisebb szerepet betöltő közvetett adókat (például az egyes audiovizuális termékek árában szereplő kulturális járulék, a vendéglátási szolgáltatások árában szereplő idegenforgalmi adó vagy a 2005-től bevezetett környezetvédelmi termékdíjak) egyrészt fiskális szempontból kisebb jelentőségük, másrészt nehéz kvantifikálhatóságuk miatt nem vettük figyelembe a számítások során. A lakossági fogyasztást terhelő közvetett adónemek közül így az áfát, a jövedéki adókat, a fogyasztási adót, valamint az új személygépkocsik regisztrációs adóját vesszük figyelembe.

A változatlan adótartalmú árindexben az adóváltozások hatását attól a pillanattól kezdve, hogy azok életbe lépnek, teljes mértékben figyelembe vesszük (immediate and full pass-through concept). Az életbe lépéskori azonnali teljes elszámolás alól egyetlen kivétel a dohánytermékek árindexe, itt ugyanis az azonnali elszámolás jelentősen lefelé torzítaná a változatlan adótartalmú árindexet, így itt árfelíróhelyenként figyeljük meg az egyes dohánytermékek árát, és vizsgáljuk, hogy az új (adóváltozás utáni maximális kiskereskedelmi ár) darabszámra hány százalékát teszi ki az összes felírt árnak, és pontosan ilyen arányban számoljuk el a jövedéki adóváltozást.

1. ábra. A fogyasztói árindex és a VAI előző év azonos hónapjához viszonyított alakulása



Az 1. ábrán jól látható, hogy 2004. elején a fogyasztói árindex és a VAI jelentősen eltértek egymástól az akkor életbe lépett adóváltozások miatt, amelyek idén év elején „kiestek a bázisból” így a két görbe 2005. júniusra már megközelíti egymást. Az is kitűnik, hogy ha nincsen változás a közvetett adókban, akkor a két görbe párhuzamosan mozog egymással.

VISSZATEKINTÉS A KORÁBBI IDŐSZAKOKRA

A KSH hivatalosan 2004. januártól publikálja a VAI-t a fogyasztói árindexszel egy időben. Felmerülhet azonban a kérdés, hogy az adók változása miként befolyásolta az

inflációt a korábbi években. Ennek megválaszolásához vissza kell vezetni a VAI-mutatót néhány évvel, válasszuk 1998. decemberét. Ezen időpont kiválasztását az indokolja, hogy a fogyasztói árindexben szereplő termékek döntő többsége esetében a korábbi fogyasztási adót felváltotta a jövedéki adó.

Változások a fogyasztói árindexben szereplő termékeket terhelő jövedéki és fogyasztási adók körében

Termék	1998. december	1999.	2000.	2001.	2002.	2003.	2004.	2005.
	évben							
Kávé	12%	12%	12%	12%	12%	12%	V. 1-től 12%,	–
Bor , vermut, pezsgő	11% 80 Ft/l 60 Ft/l	11% 88,8Ft/l 66,6 Ft/l	11%(5Ft/l) 97,70Ft/l 71,20 Ft/l	5Ft/l 106,50Ft/l 75,5 Ft/l	5Ft/l 115Ft/l 79,30Ft/l	5Ft/l 115Ft/l 79,30Ft/l	8Ft/l 132,2Ft/l 91,20Ft/l	8Ft/l 132,2Ft/l 91,20Ft/l
Sör	285 Ft/hl/B°	312 Ft/hl/B°	334 Ft/hl/B°	351 Ft/hl/B°	365 Ft/hl/B°	365 Ft/hl/B°	420 Ft/hl/B°	420 Ft/hl/B°
Pálinka, égetett szesz	970 Ft/hlf 1270 Ft/hlf	1120Ft/hlf 1400 Ft/hlf	1250Ft/hlf 1500Ft/hlf	1375Ft/hlf 590Ft/hlf	1515Ft/hlf 1670 Ft/hlf	1670 Ft/hlf	1920 Ft/hlf	1920 Ft/hlf
Cigaretta	1950Ft/edb +17%	2300Ft/edb +17%	2645Ft/edb +17%	3040Ft/edb +17%	3435Ft/edb +17% 4200Ft/edb +18%	VIII. 12-től IV. 1-től 4950Ft/edb 20%	6450Ft/edb +23%	6450Ft/edb +23%
Új személy- gépkocsi	10%, 20%	10%, 20%	10%, 20%	10%, 20%	10%, 20%	10%, 20%	II. 1-től regisztrá- ciós adó	regisztrá- ciós adó
Motorkerék- pár	–	–	–	–	–	–	–	regisztrá- ciós adó
Aranyékszer	35%	35%	35%	35%	35%	VII. 1-től 35%	–	–
Háztartási tűzelőolaj	67,60 Ft/l	75Ft/l	–	–	–	–	–	–
Benzin, gázolaj, kenőolaj	77Ft/l 67,6Ft/l 60,8 Ft/kg	86,9Ft/l 75Ft/l 67,5 Ft/kg	93Ft/l 80,2Ft/l 72,2 Ft/kg	93Ft/l 80,2Ft/l 72,2 Ft/kg	VII 1-től: 103,5Ft/l 85Ft/l 76,5 Ft/kg	103,5Ft/l 85Ft/l 76,5 Ft/kg	Hetente változó –	103,5Ft/l 85Ft/l –

Megjegyzés. A sörök esetében a jövedéki adót Balling-fok (a sör szárazanyag-tartalma – B°) szerint határozzák meg, az alkoholtartalom és a Balling-fok közötti átszámítást szakértői becslés alapján végezzük. Az égetett szeszek esetében a hfl szimbólum a hektoliterfokra utal, amely 1 liter 100 százalékos tisztaságú alkoholt jelent. A cigaretta esetében a táblázatban ezer szádra eső tételes érték és a kiskereskedelmi ár százalékában meghatározott adómérték áll. A személygépkocsik esetében 1600 cm³-ig 10 százalékos, afölött 20 százalékos volt a fogyasztási adó mértéke. A háztartási tűzelőolaj és a világító petróleum ármegfigyelése 1999-től, illetve 2000-től megszűnt. 2004. júniustól az év végéig a benzin és a gázolaj jövedéki adója a PM rendelete szerint az ár függvényében változott.

Forrás: 1991. évi LXXXVIII. törvény a fogyasztási adóról, 1997. évi CIII. törvény a jövedéki adóról, 2003. évi CXXVII. törvény a jövedéki adóról, 2003. évi CX. törvény a regisztrációs adóról; saját számítások.

A bor kivételes, mert 2000. augusztus 1-ig 11 százalékos fogyasztási adó terhelte, és ez literenként 5 forint jövedéki adóra változott. Az arany ékszereket 2003. július 1-ig 35 száza-

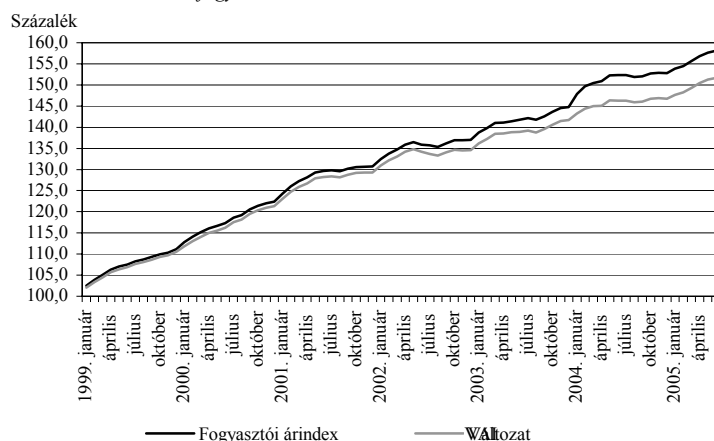
lékos, a kávé 2004. május 1-ig 12 százalékos fogyasztási adó terhelt, amely megszűnt. Az új személygépkocsinál a fogyasztási adót 2004. február 1-től fix összegű tételes regisztrációs adó váltotta fel. A fogyasztási adó esetében a problémát az okozza, hogy azt a termelői árba vetítve kellett megfizetni, amelyet nem ismerünk. Így amikor a fogyasztási adót a jövedéki (vagy regisztrációs) adó váltja fel, becsülnünk kell egy kereskedelmi haszonkulcsot, hogy a VAI képleteit alkalmazni tudjuk. 1998. december előtt termékek széles köre után kellett fogyasztási adót fizetni, így a számítás bonyolultsága és információhiány miatt eltekintünk az ennél korábbi időpontokra való visszavezetéstől. (Lásd a táblát.)

Az áfakulcsok esetében 1998 és 2003 között évente néhány tétel esetében történtek átsorolások, azonban 2004. januártól a kulcsok jelentős mértékben változtak. A korábbi 0,12, illetve 25 százalékos áfakulcsokat 5, 15, illetve 25 százalékos kulcsok váltották fel. Az addig 0 százalékos kulcs alá tartozó gyógyszerek és tankönyvek az 5 százalékos kulcs alá kerültek, az elektromos energia áfája 12-ről 25 százalékra nőtt, a könyveké viszont 12-ről 5 százalékra csökkent. A visszavezetésnél ugyanazt a módszertant használtuk, ugyanazokkal a képletekkel, mint a már publikált index esetében.

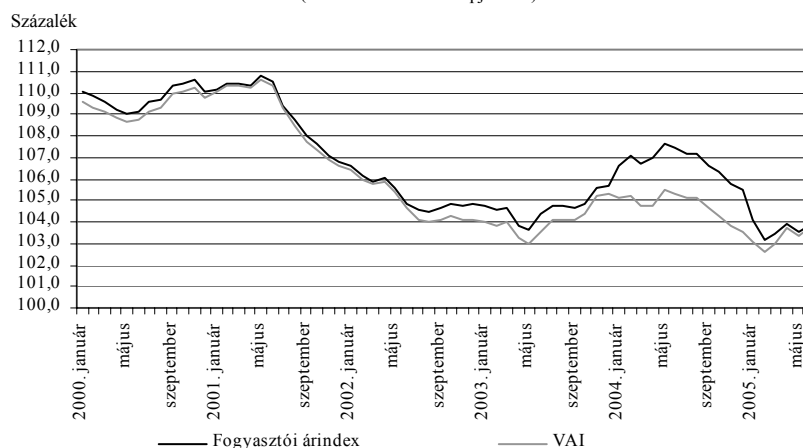
A 2. és 3. ábra segítségével könnyen összehasonlítható a fogyasztói árindex és a VAI alakulása. Jól látható, hogy a két görbe jelentősebb adóváltozások esetén tér el jobban egymástól, míg amikor nincsenek változások, akkor együtt haladnak. Az elmúlt hat és fél éves időszakban a legjobban 2004-ben tértek el egymástól a görbék, így megállapítható, hogy az áfakulcsok változása sokkal inkább befolyásolja az infláció mértékét, mint a jövedékiadó-fajtáké (ami érthető is, hiszen az áfakulcs változása megjelenik minden termék és szolgáltatás árában, míg a jövedéki adó csak bizonyos termékeket terhel).

Joggal merülhet fel a kérdés, hogy a VAI számításánál miért csak az adókat vesszük figyelembe, a fogyasztói ártámogatásokat miért nem. Közgazdaságilag indokolt az adóhatások mellett az ártámogatások hatását is kiszűrni, hiszen az ártámogatás lényegében egyfajta fordított (negatív) adóként működik. A támogatások hatásának számszerűsítése azonban sokkal nehezebb az adókénnél. Az ártámogatásokat ugyanis, szemben az adókkal, sokszor a helyi önkormányzatok szintjén döntenek el, aminek a megfigyelése (adatgyűjtés önkormányzatonként) nehezen megoldható.

2. ábra. A fogyasztói árindex és a VAI 1998. decemberi bázison



3. ábra. A fogyasztói árindex és a VAI alakulása
(Előző év azonos hónapja=100)



A nemzetközi gyakorlatban az ártámogatások figyelembevétele a nettó indexet számító országok egy részére jellemző (Dánia, Svédország és Finnország). Nagy Britanniában a támogatások sokfélesége miatt nem tudják követni azok változását, ezért a nettó indexben ezeket nem számolják. A változatlan adótartalmú árindexet számoló országokban nem veszik figyelembe a támogatásokat.

Jelenleg az EKB és az Eurostat nem javasolja a változatlan adótartalmú árindex számításánál a támogatások változásának figyelembevételét. A fogyasztói ártámogatások hatásával így mi sem számoltunk, részben az említett ajánlás, részben a számítás bonyolultsága miatt.

A VAI LEHETSÉGES SZEREPE A FOGYASZTÓI ÁRSTATISZTIKA FEJLESZTÉSÉBEN

A másfél éve bevezetett és publikált VAI fő szerepe, mint ahogyan már említettük, egyfajta mérési és kommunikációs eszköz az egyszeri közvetett adóváltozások hatásának kimutatására. Ezen túlmenően azonban más területek fejlesztéséhez is hozzájárulhat. Ilyen lehet például a maginflációs mutató.

A jelenleg alkalmazott maginflációs mutató a nemzetközi gyakorlatban ún. „Ex-Food Ex Energy” kategóriába sorolható, ugyanis a fogyasztói árindexből a hagyományos módszerrel (bizonyos tételek kihagyása) készül. Ezek a tételek a nem feldolgozott élelmiszerek, a háztartási energia csoportja, a tb-támogatásban részesülő gyógyszerek, a virágok és dísznövények, valamint az imputált lakbér és a hatóságias-szolgáltatások. Ezen tételek kihagyása után a bent maradókat újrasúlyozzuk, és az 1994. decemberi bázison számított láncindexet a Demetra TRAMO-SEATS szoftverrel szezonálisan kiigazítjuk.

A maginflációs mutató számításának célja, hogy képet adjon az infláció közép- és hosszú távú alakulásáról a gazdasági szereplők (főként a monetáris politikát alakító jegybank és az elemzők) részére az inflációt érintő egyszeri és átmeneti hatások kiszűrésével. Azonban a jelenleg alkalmazott mutatóból nem szűrték ki a közvetett adóváltozások ha-

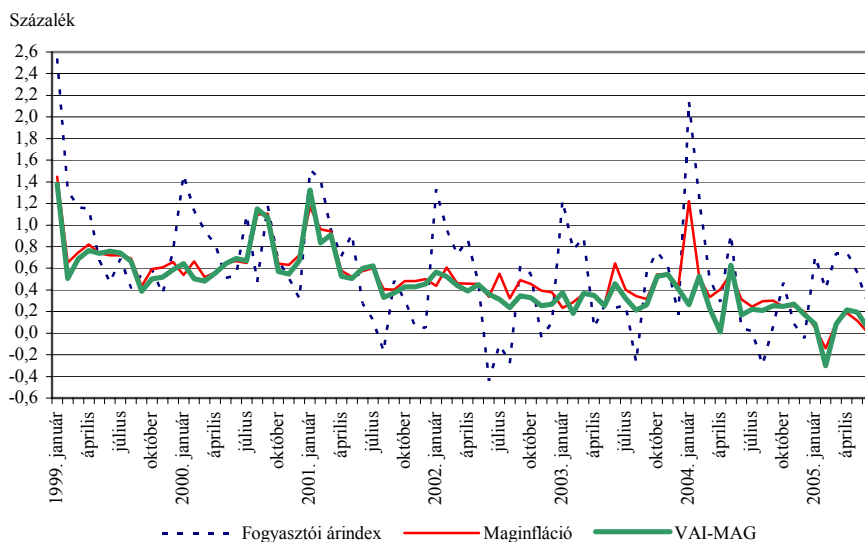
tását, így a döntően kormányzati (tehát nem piaci) lépések hatása is megjelenik az indexben. Ez történt például 2004. elején, amikor is a maginflációs mutató hirtelen megugrott, holott ez nem az inflációs várakozások változásának, sokkal inkább az adóváltozások hatásának volt a következménye.

Az adóhatások változását úgy lehetne a maginflációs mutatóból kiküszöbölni, ha annak számításához nem a fogyasztói árindexet, hanem a VAI-t, mint az adóváltozások hatásától megtisztított indexet használnánk kiindulási alapul. Ekkor már a maginflációs mutatóban sem jelennének meg az adóváltozások hatásai. Ezen túlmenően egy VAI-alapú maginflációs mutató orvosolná a VAI azon „féloldalasságát”, hogy az nem kezeli a fogyasztói ártámogatások hatásait. Hiszen a maginflációból jórészt éppen azon tételek kerülnek kiszűrésre (például tb-támogatásban részesülő gyógyszerek, tömegközlekedési szolgáltatások, lakossági vezetékes gáz, elektromos energia, hatósági áras szolgáltatások, stb.), amelyek fogyasztóiár-támogatásban részesülnek. Így egy VAI-alapú maginflációs mutató trendje valóban a hosszú távú inflációs folyamatokat tükrözné, amely mentes a rövid átmeneti ársokkok, valamint az adók és támogatások változásának hatásaitól. (Lásd a 4. és 5. ábrát.)

Mind a 4. mind az 5. ábrán a fogyasztói árindex változásainak eredeti értékei szerepelnek szaggatott vonallal, a maginfláció és a VAI-MAG értékei pedig a szezonális kiigazítási programmal számított idősorokból származó előző hónaphoz, illetve az előző év azonos hónapjához viszonyított változásokat mutatják.

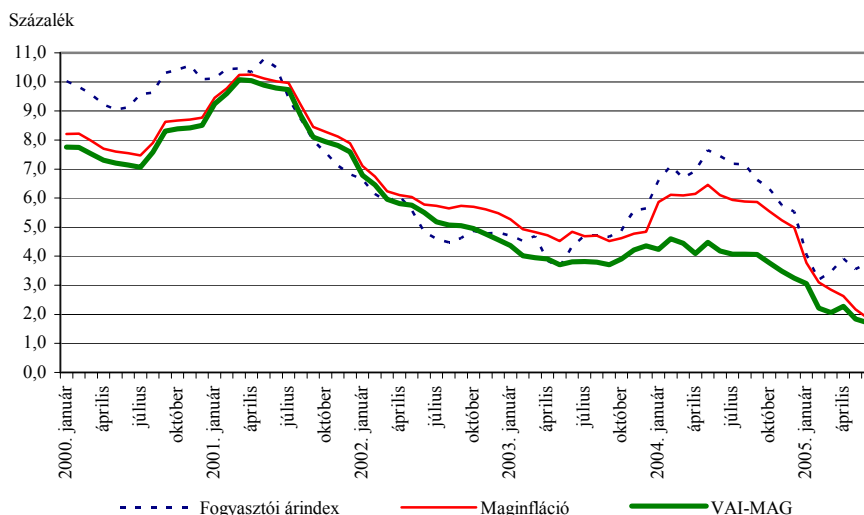
A 4. és 5. ábrán jól látható, hogy a 2004. elején bekövetkezett jelentős közvetett adóváltozások a maginflációs mutatóban is éreztették hatásukat, holott annak éppen az volna a lényege, hogy minden nem piaci eredetű hatást kiszűrjön.

4. ábra. A fogyasztói árindex, a maginfláció, és a VAI-MAG egyhavi változásai



Megjegyzés. A 4. és 5. ábrán egy VAI-alapú maginfláció kísérleti számításának eredményei láthatók. A VAI-MAG-mutató 1998. decemberi bázison számítódik és a szezonális kiigazításhoz a TRAMO-SEATS automatikus modelljét használtuk.

5. ábra. A fogyasztói árindex, a maginfláció és a VAI-MAG változásai előző év azonos hónapjához képest



Különösen szembevetendő az 5. ábrán a maginfláció és a VAI-MAG görbéinek szétnyílása a 2004-es év folyamán. Míg a korábbi években viszonylag jól együtt mozgott a két görbe (akkoriban döntően csak a jövedéki adó változásai okozhattak eltérést), addig 2004. elején az áfakulcsok megváltozása térítette el egymástól a két görbét. Az is jól látszik, hogy az infláció 2004 első felében tapasztalt növekedése valóban átmeneti jelenség volt csupán, a VAI-MAG-mutatóban 2003. utolsó negyedévében volt egy kisebb növekedés, de 2004. első felében ez már nem folytatódott, sőt a második félévtől meredek csökkenésnek indult.

KÖVETKEZTETÉSEK

Az előzőekben láthattuk, hogy a VAI segítségével nemcsak pótlólagos információk nyerhetők az inflációs folyamatokhoz, hanem a VAI hasznos eszköznél bizonyulhat a fogyasztói árindex statisztika módszertanának továbbfejlesztésében is. Erre jó példa a bemutatott maginflációs mutatószám.

A VAI-val kapcsolatban érdemes megjegyezni még egy fontos ismérvet. A mutató számításakor azt feltételezzük, hogy az adók változása azonnal megjelenik a fogyasztói árakban, és ezért az adóváltozás hatását azonnali hatállyal elszámoljuk a VAI-ban is. A közvetett adók az elmúlt években jellemzően inkább emelkedtek, és ez az árakban is megjelent. A jól ismert közgazdasági tétel szerint azonban az árak lefelé merevebbek, ezért a fogyasztói kosár egészét, vagy annak jelentős részét befolyásoló közvetett adócsökkentés nem biztos, hogy azonnal megjelenne a fogyasztói árakban is, így a VAI-mutató értéke megugrana a fogyasztói árindexhez képest. Ez azonban félrevezető lehet, hiszen ebből arra következtethetnénk, hogy ha a közvetett adók nem változtak volna, akkor nőtt volna az infláció, holott csupán arról van szó, hogy az adócsökkentés hatása nem gyűrűzött át

azonnal a fogyasztói árakba. Mivel az utóbbi években a fogyasztói kosár jelentős részét érintő közvetett adócsökkentésre nem volt még példa, nem rendelkezünk ilyen irányú tapasztalattal.

IRODALOM

ECB [2003]: *Measures of the impact of changes in indirect taxes and administered prices on HICP*. (Munkaanyag.)

Eurostat [2003]: *Indirect taxes and administered prices*. (Munkaanyag.)

ECB-Eurostat [2004]: *A harmonized Constant Tax Rate Index*. (Munkaanyag.)

SUMMARY

The aim of this paper is to present the methodology, development and introduction of the constant tax rate index (CTI) which is published by the HCSO from the beginning of year 2004. Beyond these purposes the impact of changes in indirect taxation system on the evolution of the consumer price level is taken under thorough examination. In order to achieve this goal the currently published indicator is calculated retrospectively for some years. In the final part of this paper further applications of the CTI in consumer price statistics is taken into consideration (e.g.: its possible role in developing the methodology of the core inflation indicator).

In the last years the need of a price indicator that eliminates the impact of changes of indirect taxes from the consumer price index has been emerged. This demand particularly rises in that time when significant changes occur in indirect taxation system. This affects significantly the evolution of the inflation but its impact is not enduring; it appears only as a one-off shock on the price level. Thus, the major role of the CTI is to be an influential tool on the long term inflationary expectations.

A PÁLYAKEZDŐ DIPLOMÁSOK MUNKANÉLKÜLISÉGE*

BERDE ÉVA

Tanulmányunkban a pályakezdő diplomás munkanélküliek helyzetét újfajta megközelítésben vizsgáljuk. A regisztrált munkanélküliek idősorából konstruált mutató segítségével szemléltetjük, hogy a pályakezdő diplomások, különösen a főiskolát végzettek relatív helyzete a rendszerváltozás után fokozatosan romlott, bár a nem pályakezdő diplomások jobb munkaerő-piaci pozíciója továbbra is fennmaradt. Panelmodell-számításaink alapján valószínűsíthető, hogy a képzés további mennyiségi bővülése a pályakezdő diplomások elhelyezkedési esélyeit még inkább rontani fogja. 2004-re vonatkozó elemzésünk feltárta, hogy a munkát nem találó fiatal diplomások szakmai struktúrája eltért a tényleges foglalkoztatási struktúrától.

TÁRGYSZÓ: Foglalkoztatás. Munkanélküliség. Pályakezdő diplomások.

A magyar felsőoktatás 1990-es évektől bekövetkező nagymértékű bővülését sokan földindulásszerű változásnak, illetve mennyiségi fejlesztési kampánynak nevezik. (Lukács [2001], Polónyi-Tímár [2001]). Az 1989 és 2004 közötti, összességében több mint három és félszeres hallgatói létszámnövekedés, más gazdasági folyamatokkal összehasonlítva, valóban szokatlan. A felsőoktatás területén azonban Magyarország példája nem egyedülálló. A világ lemaradó, egészen alacsony gazdasági fejlettségű térségeit kivéve, az elmúlt 20-30 évben általános tendencia volt a felsőoktatásban tanulók számának növekedése, a lakosság iskolázottsági szintjének emelkedése.

Az 1990 után valamivel alacsonyabb hallgatói létszámbővülést felmutató, gazdasági fejlettségi színvonalukat tekintve élenjáró országok a korábbi években olyan felsőoktatási részvételi arányt értek el, amelynek kisebb százalékarányú növelése is sok hallgatót jelentett. Több fejlett ország, például az Egyesült Államok, Belgium és Dánia már 1970 előtt jelentősen emelte felsőoktatási részvételi arányát, mások, például Norvégia és Finnország az 1970 és 1990 közötti időszakban mutattak rohamos növekedést. Sok kevésbé

* A kutatás az OFA /123-4341/37 programjának finanszírozásában készült. Köszönetet mondok Hunyadi László egyetemi tanárnak, a Statisztikai Szemle főszerkesztőjének módszertani tanácsaiért, Rigó Mariannak, a Közép-európai Egyetem PhD-hallgatójának a modellszámításokban nyújtott segítségért, Linderné dr. Eperjesi Erzsébetnek, a KSH osztályvezetőjének a munkaerő-piaci felmérésekkel kapcsolatos mutatók kiszámításáért, Prima Vilmosnének, a Foglalkoztatási Hivatal munkatársának a regisztrált munkanélküliségre vonatkozó adatokért és az adatok csoportosításáért, Csécsiné Máriás Emőkének, az Oktatási Minisztérium főtanácsosának és Besenyei Rolandnak, az Oktatási Minisztérium tanácsosának az oktatásstatisztikai adatokért, valamint Gilányi Zsoltnak a Budapesti Corvinus Egyetem adjunktusának és Ványolós Istvánnak, a Rockefeller College, University at Albany PhD-hallgatójának, hogy értékes megjegyzéseikkel emelték a tanulmány színvonalát.

fejlett ország, például Mexikó, Új-Zéland, Spanyolország, szintén ebben az időszakban kezdte el felsőoktatásának fokozott mennyiségi fejlesztését.

A közép- és kelet-európai volt szocialista országok felsőoktatási létszám bővülése a rendszerváltozást megelőző húsz évben egyenletes, de viszonylag szerényebb mértékű volt. 1990 után viszont, egészen napjainkig, ezek az országok mutatták fel a legnagyobb növekedési ütemet. A legtöbb európai volt szocialista országban a felsőoktatás bővülése korábban és jelenleg is, kísértetiesen hasonló pályán haladt. *Reisz* [2003] egy olyan korrelációs mátrixot számszerűsített, mely hat, térségünkbeli ország – Bulgária, a Cseh Köztársaság, a Szlovák Köztársaság, Magyarország és Lengyelország – 1950 és 2000 közötti tízezer lakosra jutó felsőoktatási hallgatói létszámának alakulását, az idősorok közötti korrelációs együtthatóval jellemzi. Ebben a táblában a legalacsonyabb érték 0,794, de a korrelációs együtthatók többsége jóval meghaladja a 0,8-at.

A felsőoktatás mennyiségi fejlődése minden országban többé-kevésbé együtt járt annak, a munkanélküliség szempontjából kivételezett helyzetnek a megszűnésével, amelyet a második világháború után mintegy húsz évig, szinte valamennyi országban élveztek a diplomás munkavállalók. 2002-ben az *OECD* [2004] szerint a B-típusú¹ diplomával rendelkezők munkanélküliségi rátája szinte minden OECD-országban csak kevesebb, mint 1 százalékpontnyival maradt alatta az általános munkanélküliségi rátának, és foglalkoztatottsági hányadosuk is alacsonyabb volt az A-típusú diplomát szerzett honfitársaiknál (bár itt jelentősebb előnnyel rendelkeztek az átlagos foglalkoztatottséghez képest). Kétségtelen viszont, hogy az A-típusú, valamint a diploma utáni, magasabb szintű képzések munkaerő-piaci előnye megmaradt.

Magyarországon 2002-ben a felsőoktatási² (pontosabban az ún. harmadfokú képzésbeli) részvételi arány a tipikus korosztályon belül elérte a 37,2 százalékot, majdnem 6 százalékponttal magasabbat az OECD átlagánál (*OECD* [2004]). A nemzetközi tendenciákat, illetve a gazdasági fejlődésben élen járó országok adatait vizsgálva azt várhatjuk, hogy ez a magas beiskolázási ráta a továbbiakban nemcsak fennmarad, de még emelkedni is fog. Ennek ismeretében tanulmányunk arra vállalkozik, hogy a hazai felsőoktatási bővülés fennálló és várható munkaerő-piaci következményeit vizsgálja. Elemzésünk előtt, a tanulmány első részében röviden áttekintjük a felsőoktatás munkaerő-piaci hatásaival foglalkozó szakirodalom irányzatait. A második rész a regisztrált pályakezdő diplomás munkanélküliek összesített adataival foglalkozik. Újfajta, általunk bevezetett megközelítésben elemzi a diplomás fiatalok helyzetét, és a regisztrált munkanélküliségi adatokból egy olyan mutatószámot konstruál, melynek segítségével értékelni lehet a diplomás fiatalok helyzetének időbeli változásait. A harmadik rész a diplomás fiatalok munkanélküliségének szakmai struktúrájával foglalkozik. A negyedik részben megyei idősoros adatok és panelmodell-számítások segítségével próbáljuk meg feltárni a felsőoktatás

¹ Az oktatási szintek ilyen formában történő csoportosítását, az ISCED 97 rendszert, az UNESCO 1997-ben vezette be, némileg módosítva az ISCED 76-os kategóriákat. Az ISCED 5A szintje többnyire elméleti megalapozottságú programokat jelent, amelyek lehetővé teszik kutatási projektekbe és magas színvonalú szakképzettséget igénylő pályákra történő belépést. Az ISCED 5B szintje gyakorlatorientált, szakmaspecifikus, 2-3 éves képzéseket takar. A felsőfokú képzések ilyen jellegű kategorizálása nem mindig egyértelmű, és ez a csoportosítás csak az ISCED 97-ben létezik. Ezért nem lehet a korábbi évek munkaerő-piaci kimenetét ilyen megosztásban vizsgálni. A főiskolai és az egyetemi képzések szétválasztása ugyanis némely ponton különbözik az 5A- és az 5B-rendszer csoportosításától.

² A felsőfokú képzés kifejezést a nemzetközi statisztikákban egyre inkább felváltja az ún. harmadik szintű oktatás (tertiary graduation) kifejezés, amely a hagyományos főiskolai és egyetemi végzettségen túl az ISCED 76 rendszer 4-es csoportjába tartozó középfokúnál magasabb szintet nyújtó programokat is tartalmazza.

mennyiségi bővülése és munkaerő-piaci kihatásai közötti kapcsolatot. Elemzéseink során végig azzal a hipotézissel élünk, hogy a felsőoktatási létszám emelkedése önmagában nem oldhatja meg a fiatalok munkaerő-piaci problémáit, a frissen diplomázottak relatív munkaerő-piaci helyzete fokozatosan romlik. Vizsgálataink eredményei igazolni látszanak induló feltételezésünket.

A NEMZETKÖZI ÉS MAGYAR SZAKIRODALOM

A témával foglalkozó szakirodalom hatalmas mérete lehetetlenné teszi, hogy a friss diplomások munkaerő-piaci helyzetét elemző írások közül valamennyi fontosabb művel foglalkozunk. A szakirodalom talán legjobb magyar nyelvű összefoglalása *Galasi-Varga* [2005]-ben található. A jelen tanulmányban inkább tematikailag kíséreljük meg az egyes gondolati irányzatok összefoglalását.

Mivel az Egyesült Államokban a felsőoktatás bővülése megelőzte az európai folyamatokat, ezért itt a munkaerőpiaci kérdésekkel is korábban kezdtek el foglalkozni.³ *Eagle* [1988] felmérése alapján arról számol be, hogy a középiskolát 1982-ben elvégzettek közül, az 1982 és 1986 közötti időszakot vizsgálva, a tanulók kétharmada vett részt valamilyen harmadfokú képzésben. Jogosan merült fel tehát a kérdés: vajon lesz-e megfelelő munkaerő-piaci lehetősége a sok magasan képzett amerikai fiatalnak. A válasz, annak ellenére, hogy alapjában pozitív kicsengésű, mégis legalább annyira ellentmondásos, mint ahogy a hazai irodalom is ellentmondásosan kezeli a megnövekedett létszámú diplomások előtt álló lehetőségeket.

Rumberger [1980] egy 1969-1977-es felmérés adatait elemzi. Arra a következtetésre jut, hogy az amerikai férfi diplomások relatív helyzete a csak középiskolai végzettséggel rendelkezőkhöz képest nem romlott, de a tanultak hasznosítása a korábbiakhoz képes csökkent. Véleménye szerint a felsőoktatás társadalmi megtérülése csökkent, de egyéni megtérülése változatlan maradt, így *Freeman* [1976] -tal ellentétben, de *Thurow* [1975]-tel azonos következtetéseket von le. *Freeman* szerint a diplomások munkaerő-piaci helyzete romlott az 1976-ot megelőző években, relatív fizetésük csökkent. Mindennek részint az az oka, hogy a frissen diplomázók száma a korábbiakhoz képest jelentősen megnőtt. *Ottinger* [1990] ennél jóval optimistább, egyértelműen úgy véli, hogy a felsőoktatásban végzett diplomások kereslete és kínálata majdnem teljesen egybe fog esni, és egészen 2000-ig végezve az előrebecsléseket, 20 diplomásból 19-nek sikerül majd képzettségének megfelelő állást találni.

Trow [1974] a felsőoktatást három szakaszra osztotta: elit, tömeges és univerzális, a döntő többségre kiterjedő képzésre. Egyes OECD-elemzések szerint (*OECD* [1998]) az 1990-es évek végére az európai felsőoktatásban a „tömegesedés” új korszaka kezdődött el, és félő, hogy a diplomások egyre inkább munkanélküliek lesznek. *Teichler* [1999] inkább azt a nézetet vallja, hogy a társadalomnak nincs szüksége annyi magasan képzett szakemberre, de a diplomások nem munkanélküliségre, hanem inkább képzettségüknek nem megfelelő munkalehetőségekre számíthatnak. A „tudásalapú társadalomban” azon-

³ Az Egyesült Államokban korábban vezették be a harmadfokú képzéshez nagyon közel álló képzési kategóriát. Ezért az összehasonlíthatóság szempontjából a terminológiai eltérések itt sok problémát okoznak. Az érettségi utáni, vagy az érettségi megszerzésével egy időben történő szakmatanulás ugyanis Magyarországon is jól bevált gyakorlat volt, de ezen képzések többségét nem tekintettük a harmadfokú képzéshez tartozónak.

ban valamennyi munka ellátásához egyre magasabb és magasabb iskolai végzettség szükséges.

Krueger és Lindahl [2001] az oktatás hasznosításával kapcsolatos szakirodalmat két csoportba osztja. Az első mikroökonómiai megközelítésű, és az oktatásba fektetett erőforrások megtérülését elemzi. Vizsgálja továbbá, hogy bizonyos külső hatások, mint például a kötelező iskolalátogatási szabályok változása, vagy a diákok felsőoktatási részvétele, hogyan befolyásolják a megtérülést. A mikroökonómiai jellegű vizsgálatokból azonban nem derül ki egyértelműen, hogy a társadalmi megtérülés mennyiben múlja felül az egyéni megtérülést. A meglevő adatok azt sugallják, hogy elsősorban a hátrányosabb helyzetű rétegek tanítására fordított oktatási beruházások eredményeznek nagyobb mértékű pozitív externáliát. A felsőoktatásra fordított kiadások pozitív extern hatása ennél lényegesen kisebb. Véleményük szerint a másik irányzat, a növekedési modellek mintájára, azt elemzi, hogy az iskolázottság szintje az országok közötti keresztmetszeti összehasonlításban hogyan viszonyul a GDP növekedési üteméhez. A makromodellek kapcsán szemléltetik, hogy ha az oktatás megtérülése időben változik, akkor a növekedési modellek identifikálhatósága bizonytalanná válik. Ennek kapcsán azt is lehetségesnek tartják, hogy néhány fejlődő országban, ahol az oktatás bővülésével nő a munkanélküliség, és ahol a fizikai tőke megtérülése felülmúlja a humán tőke megtérülését, az oktatás fejlesztése csökkenti a teljes kibocsátást. *Dolton–Greenaway–Vignoles* [1997] szerint, *Krueger és Lindahl* [2001] állításával ellentétesen, a felsőoktatás jóval többet tesz, mint egyszerűen megnöveli a diplomások fizetését. A tanult népesség erős hatással van a kevésbé tanultak termelékenységére is. Azt is hozzátesszük azonban, hogy ezt az állítást a szakirodalom többsége inkább a középfokú, és nem a felsőfokú oktatásra bizonyítja. Ugyanezt a gondolatot támasztja alá *Barro* [1991], aki bemutatja, hogy egy ország gazdasági növekedése pozitív korrelációban van a kezdeti humántőke-befektetés színvonalával. Azaz, minél nagyobb az ország gazdasági fejlettségi szintjéhez képest az alapfokú és középfokú oktatásban részt vevők száma, annál nagyobb növekedési ütem várható.

Az újonnan feltörekvő országok felméréseinek elemzéseinek sokkal egyértelműben azt a nézetet támasztják alá, hogy a felsőoktatási beruházások mikro- és makroökonómiai szempontból is magas megtérülésű, fejlődést elősegítő hatásúak. *Tin-Chun Lin* [2005] például bemutatja, hogy a felsőoktatás hallgatói létszámának bővülése pozitív és szignifikáns hatást fejtett ki 1965–2000 között Tajvan gazdasági növekedésére. Ugyanakkor ő is megkérdőjelezi, hogy ez minden szakmai ágban így történt-e. A mérnökképzés és a természettudományi képzés esetében adatai szerint a kapcsolat vitathatatlan, a társadalomtudományok vonatkozásában azonban nem mutatható ki közvetlen összefüggés. *Asteriou és Agiomirianakis* [2001] szoros kapcsolatot találnak az alap-, a közép- és a felsőoktatási beiskolázás, és az egy főre jutó GDP növekedése között. Az alap- és középfokú oktatás esetében azt tapasztalják, hogy mind a két szint tekinthető a növekedés okának, a felsőfokú oktatást illetően azonban fordított irányú kapcsolatot számszerűsítene: véleményük szerint a magas GDP-növekedés váltja ki a felsőfokú oktatás magas részvételi arányait.

A rendszerváltozás utáni, diplomás munkaerőpiaccal foglalkozó hazai irodalom a *Krueger és Lindahl* [2001] szerinti kategorizálást használva, a mikroökonómiai jellegű megközelítések közé tartozik, illetve több leíró és összehasonlító munka is fellelhető. Mindezekben belül pedig pontosan ugyanaz a két gondolati irányzat különböztethető meg,

mint a nemzetközi szakirodalomban. Az első szerint a felsőoktatás bővülése nem fog elhelyezkedési gondokat okozni, és a diplomások munkaerő-piaci előnye hosszú távon megmarad. *Galasi* [2004b] szerint például a rendszerváltozás utáni Magyarországon az adott iskolai végzettség mellett általában az éppen szükséges iskolai végzettségű munkavállalók keresete a legnagyobb. Továbbá a túlképzett, tehát az adott szakmához szükséges végzettségnél magasabbal rendelkező munkavállalók fizetése nagyobb, mint azoké, akik iskolai képesítése épp az adott szakma követelményeinek felel meg. Ily módon a piac még ezekben a szélsőséges esetekben is értékeli a magasabb iskolai végzettséget. *Galasi* [2004a] szerint 1994–2002 között pedig nem hogy csökkent volna a felsőfokú végzettségűek felsőfokú képzettséget igénylő szakmákban való elhelyezkedési lehetősége, hanem egyenesen növekedett. *Kertesi–Köllő* [2005] kifejti, hogy 2000-ben ugyan lelassult az újonnan szerzett főiskolai és egyetemi diplomák piaci értékének a növekedése, és csökkent a pályakezdő diplomások kereseti előnye, de a diplomás munkanélküliség nem nőtt. Véleményük szerintük a tények azt sem igazolják, hogy a fiatal diplomások kiszorítanák az alacsonyabb képzettségű társaikat a munkahelyekről. *Kertesi–Varga* [2005] amellet érvel, hogy Magyarországon az alacsony iskolázottságú munkavállalók az EU-átlaghoz képest túl sokan vannak, foglalkoztatottságuk rossz, és egyelőre egyáltalán nem kell félni attól, hogy bármely szinten, azaz akár a felsőoktatásban túlképzés folya. Hangsúlyozza azonban, hogy az iskolázási expanzió megállt a szegényebb néprétegeknél, és ez következményeit tekintve komoly problémákat okoz.

Más szerzők szerint a felsőoktatás bővülése ugyan különösen közvetlen a rendszerváltozás után nagy egyéni és társadalmi megtérülést eredményezett, de az ezredforduló időszakára már egyre több negatív hatás érződött, és az alapvetően mennyiségi bővülésen alapuló fejlődés a jövőben számos probléma forrásává válhat. *Galasi–Varga* [2005] nem sorolható egyértelműen ahhoz az irányzathoz, amely alapvetően hátrányokat lát a felsőoktatás nagymértékű mennyiségi növekedésében. Elismeri ugyanakkor, hogy a magasabb végzettségű pályakezdők elhelyezkedési esélyei az utóbbi években romlottak, de úgy véli, egyelőre várni kell, hogy kiderüljön, vajon a háttérben a csökkenő GDP-hez kapcsolódó átmeneti jelenség, a képzettebb munkavállalók iránti kereslet csökkenése, vagy esetleg egyéb indok áll. *Györgyi* [2004] és *Ladányi* [2002] hasonló jellegű elemzését kiegészítve felvázolja, hogyan alakult a felsőfokú képzettségű munkanélkülieknek a felsőfokú képzettségűekhez viszonyított aránya. *Györgyi* bemutatja, hogy az oktatás expanziójával Magyarországon is új szemszögből jelenik meg a diplomás pályakezdők munkanélküliségének kérdése. A jelenség újdonsága miatt még nem tisztázott, hogy mindez mennyire hozható összefüggésbe a képzettebb munka kínálatának rugalmasabbá válásával, illetve a képzettebb munkavállalók iránti kereslet csökkenésével.

Polónyi–Tímár [2001] a rendszerváltozás utáni időszakra vonatkozóan a felsőoktatás erőltetett, átgondolatlan növekedéséről beszél. A gyors bővülésben egyaránt érdekeltek az elhelyezkedési gondokkal küszködő, középiskolából kikerült fiatalok, valamint a mennyiségi elveken finanszírozott felsőoktatási intézmények. A mennyiségi növekedés véleményük szerint úgy zajlott le, hogy közben az oktatás régi szakágazati struktúrája alig-alig változott, illetve olyan területek súlya nőtt, ahol egyértelműen nagy a túlképzés. *Polónyi–Tímár* [2001] adatokkal ugyan nem alátámasztott, de *Galasi* [2004b]-vel ellentétes véleménye, hogy a hazai alacsony bérek miatt a munkáltatóknak megéri a magasán képzett munkaerőt kisebb követelményeket igénylő munkahelyeken foglalkoztatnia. Fel-

hívja a figyelmet arra, hogy a felsőfokú végzettségűek foglalkoztatási aránya az 1990-es évek közepén hazánkban lényegesen alatta maradt az OECD átlagának. *Polónyi–Tímár* [2001]-hez hasonló véleményt fejt ki *Falusné* [2001], aki szerint a felsőoktatás rohamos bővülése egyre több fiatalat kényszerít képzettségénél alacsonyabb szintű munkahelyek betöltésére. *Ladányi* [2003b] bemutatja, hogy az egy főre jutó GDP – annak ellenére, hogy a felsőoktatásban egy hallgatóra jutó finanszírozással szoros kapcsolatban van – az 1990-es években nem befolyásolta a fejlett és közepesen fejlett európai országokban a hallgatói létszám alakulását. A volt szocialista országokban ez azt jelentette, hogy a frissen diplomázók egyre alacsonyabban finanszírozott programokból kerültek ki. *Polónyi* [2004] szerint, Magyarország a rendszerváltás utáni másfél évtized alatt utolérte a fejlett országok korosztályi felsőoktatási arányát, és 2010-ben várhatóan nagyjából minden negyedik, 2015-ben pedig majdnem minden harmadik aktív foglalkoztatott diplomával fog rendelkezni. Felhívja a figyelmet arra, hogy a diplomások szakmastruktúrájára és munkaerő-piaci lehetőségeire vonatkozó elemzések azért is fontosak lennének, hogy megelőzhessük mind a strukturális, mind a mennyiségi diplomás túlképzést.

A harmadfokú képzést eredményesen befejezők munkaerő-piaci helyzetével foglalkozó hazai szerzők (a legtöbb külföldi kutatóhoz hasonlóan) nehéz helyzetben vannak, hisz viszonylag kevés olyan adatra támaszkodhatnak, melyek a diplomás munkaerőpiac szerkezeti igényeit mutatja be. *Ladányi* [2003a] ugyan kísérletet tesz a gazdasági ágak szerinti felsőfokú foglalkoztatottság nemzetközi összehasonlításra, de mindez kevés ahhoz, hogy kiderüljön, milyen szakirányban érdemes a jövő diplomásainak elmélyülniük. Ennek a kérdésnek a megválaszolására jelen tanulmányban se vállalkozunk, viszont megpróbáljuk a pályakezdő diplomások helyzetét egy, eddig ebből a szempontból viszonylag kevésbé elemzett adatforrás, a regisztrált munkanélküliek segítségével bemutatni. Újfajta megközelítésből igyekszünk eldönteni, hogy javultak-e, vagy romlottak a diplomás fiatalok elhelyezkedési lehetőségei. Emellett felhívjuk a figyelmet, egy olyan elemzési lehetőségre, mely információkat szolgáltat a felsőfokú képzés szakmai struktúrájának munkaerő-piaci eredményességére.

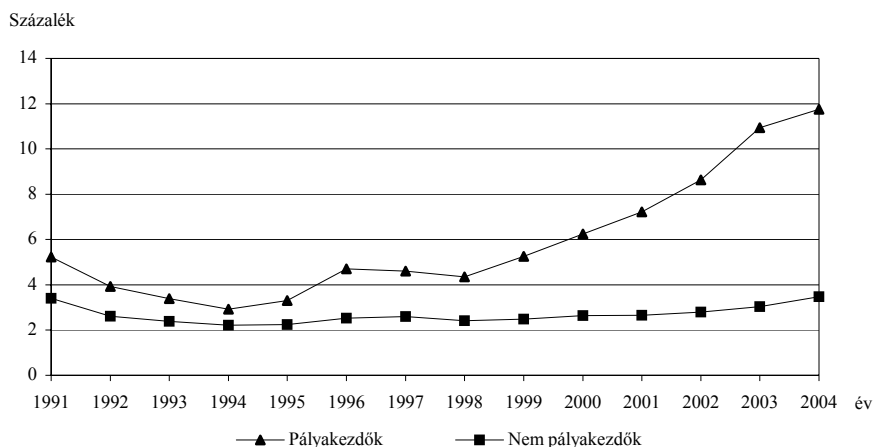
A REGISZTRÁLT PÁLYAKEZDŐ DIPLOMÁS MUNKANÉLKÜLIEK

A regisztrált munkanélküliek fogalma több szempontból félrevezető lehet. Regisztrálni ugyanis mindenki önként regisztráltatja magát, és ily módon a munkaügyi hálózat helyi kirendeltségével való együttműködésért cserébe különböző szolgáltatásokra, munkahelycímekre, és szerencsés esetben munkanélküli járadékra is jogosultságot szerez. A munkaügyi statisztika alapján viszont az az ember, aki a felmérést megelőző héten mindössze 1 óra, jövedelmet biztosító tevékenységet végzett, már foglalkoztatottnak számít, tehát nem munkanélküli (*KSH* [2004], *ÁFSZ* [2005]). A munkaügyi kirendeltségek nyilvántartásába történt bejelentkezés esetén, az előző meghatározás ellenére akkor is lehet valaki regisztrált munkanélküli, ha alkalmi jogviszony keretében, a felmérés hetében jövedelmet kap. A jövedelem nagyságára érvényes kritérium: nem múlhatja felül a minimálbér 30 százalékát (korábban magasabb jövedelemszerzést is engedélyeztek, az erre vonatkozó szabályok folyamatosan szigorúbbá váltak). Jövedelemszerzés esetén viszont a munkaügyi statisztika szerint már foglalkoztatottá vált a regisztrált munkanélküli. Sok, a munkaügyi statisztika alapján munkanélküli ember nem regisztráltatja magát, mert va-

lamilyen ok miatt nem látja annak értelmét, esetleg szégyell bejelentkezni, vagy fél, hogy jövőd munkáltatójánál hátrányban lesz, ha bevallja munkanélküliségét. Ennek ellenére megpróbál aktívan munkát keresni. A pályakezdők⁴ esetében még tovább bonyolítja a helyzetet, hogy ők nem kaphatnak munkanélküli járadékot (1996 júniusáig azonban ők is jogosultak voltak ún. pályakezdő segélyre), csak egyéb, álláskeresési, képzési és munkába állási támogatásokban részesülhetnek. Ráadásul 1990-től kezdve e támogatások rendszere is folyamatosan változott. Emiatt a regisztrált munkanélküliség egyetlen mutatója se tekinthető statisztikai szempontból a munkanélküliség reális jellemzőjének. Megvan viszont az az óriási előnye, hogy a magukat regisztráltatni szándékozókat nem mintavétellel – mint a munkaerő-piaci felmérések esetén –, hanem konkrétan számszerűsíti. Ily módon nem kell a mintavételből származó torzító hatásokkal számolnunk. Ahhoz, hogy a regisztrált munkanélküliek adataiból a pályakezdők munkanélküliségére vonatkozóan bármilyen reális következtetést vonhassuk le, érdemes nem az abszolút mennyiségeket, hanem a segítségükkel számszerűsített viszonyszámokat, és tendenciákat vizsgálni. Megfelelően konstruált mutatók segítségével még az a veszély is többé-kevésbé elkerülhető, hogy a munkanélküliek regisztrálási hajlandóságának időbeli változása miatt jutunk téves következtetésekre.

A regisztrált munkanélküliek adatai több szempontból is csoportosíthatók, mivel a munkaügyi hivatalokban az eljárás során számos adatot megkérdeznek. Ily módon rendelkezésünkre álltak a diplomás pályakezdő és nem pályakezdő munkanélküliek adatai 1991 és 2004 között évi átlagolásban, 1994 és 2004 között pedig havi és megyei bontásban is. Az ábra azt mutatja, hogy évi bontásban hogyan alakult a diplomások aránya a regisztrált munkanélkülieken belül.

A diplomások aránya a regisztrált munkanélküliek két csoportjában



Az ábra értelmezésekor feltételeztük, hogy ha meg is változott a pályakezdő és a nem pályakezdő munkanélküliek regisztrálási hajlandósága, ez a változás ugyanúgy érintette a

⁴ Az Állami Foglalkoztatási Szolgálat (ÁFSZ [2005]) terminológiája szerint pályakezdő munkanélküli az a fiatal, aki 25. életévét – felsőfokú végzettség esetén 30. életévét – még nem töltötte be, a munkaviszony létesítéséhez szükséges feltételekkel rendelkezik, és munkanélküli járadékra tanulmányainak befejezését követően még nem szerzett jogosultságot.

diplomásokat és a nem diplomásokat is. Kiszámítottuk, hogy a nem pályakezdők hány százalékát alkották a diplomások, és ezzel párhuzamosan ugyanilyen mutatót készítettünk a pályakezdőkre is. Az 1. ábra grafikonja szerint körülbelül 1995-ig a két arány durván ugyanolyan ütemben változott, bár a pályakezdő munkanélküliek között mindig többen voltak a diplomások, mint a nem pályakezdők csoportjában. 1995 után a különbség fokozatosan nőtt, és 2004-re már a 8 százalékpontot is felülmúlta. Az adatok további elemzését teszi lehetővé az 1. tábla, amely főiskolai és egyetemi bontásban is bemutatja az eltéréseket.

1. tábla

A főiskolai és egyetemi diplomával rendelkezők aránya a regisztrált munkanélküliek között

Év	Pályakezdők		Nem pályakezdők		A nem pályakezdők és a pályakezdők közötti eltérés	
	százalék				százalékpont	
	főiskola	egyetem	főiskola	egyetem	főiskola	egyetem
1991	3,7	1,5	2,2	1,2	1,5	0,3
1992	2,8	1,1	1,7	0,9	1,1	0,2
1993	2,4	1,0	1,6	0,8	0,9	0,2
1994	2,1	0,8	1,5	0,7	0,6	0,1
1995	2,5	0,8	1,6	0,7	0,9	0,1
1996	3,6	1,1	1,8	0,7	1,8	0,4
1997	3,5	1,1	1,9	0,7	1,6	0,4
1998	3,4	1,0	1,8	0,6	1,6	0,3
1999	4,0	1,2	1,8	0,7	2,2	0,6
2000	4,8	1,5	2,0	0,7	2,8	0,8
2001	5,5	1,8	2,0	0,7	3,5	1,1
2002	6,2	2,4	2,1	0,7	4,1	1,7
2003	7,7	3,3	2,3	0,8	5,4	2,5
2004	8,1	3,6	2,6	0,9	5,6	2,7

Az 1. tábla jól mutatja, hogy a pályakezdő regisztrált munkanélküliek között a teljes vizsgált időszakban mind a főiskolát, mind az egyetemet végzettek nagyobb arányban képviselték magukat, mint a nem pályakezdők között. Hasonlítsuk össze a főiskolai és az egyetemi diplomával rendelkezőkre meghatározott arányszámok különbségeit. Nemcsak azt tapasztaljuk, hogy az eredeti arányszámok különbségei mindkét csoporton belül nőttek, hanem azt is, hogy a főiskolai, illetve egyetemi diplomával rendelkezők közötti százalékpontos eltérések is egyre jobban távolodtak egymástól. Vagyis a vizsgált időszakban mind a pályakezdő főiskolások, mind a pályakezdő egyetemisták relatív munkaerő-piaci helyzete romlott, de ezen belül a főiskolai diplomák birtokosai még hátrányosabb helyzetbe kerültek. Természetesen az adatok tartalmazhatnak torzításokat. A következők miatt véljük úgy, hogy az általunk konstruált mutató megbízható. Tévesen következtetnénk az 1. táblából a különböző szintű diplomák munkaerő-piaci értékére akkor, ha akár a munkanélkülieken belül a diplomások, akár közülük a főiskolai, illetve egyetemi végzettségűek regisztrálási hajlandósága bizonyos években eltérne nem diplomás sorstársaikétól. A számított arányszám tendenciájának alakulása viszont helyes információt ad, ha csak valamelyik, vagy mindkét csoport egészének változott a regisztrálási hajlandósá-

ga, de a kérdéses csoporton belül az egyes rétegek viselkedése ugyanúgy alakult. A vizsgált időszakban, ahogy a következőkben bemutatjuk ez fordult elő.

A csoport egészét illetően 1991 és 2004 között a pályakezdő munkanélküliek regisztrációs hajlandóságának módosulása valóban nagyon valószínűnek tűnik, mert időközben a rájuk vonatkozó szabályok is változtak. A pályakezdők regisztrációs hajlandóságát feltételezhetően módosító két legfontosabb szabályváltozás a következő volt.

1. Egészen 1996. június 30-ig a pályakezdők jogosultak voltak a regisztrálás után három hónappal kezdődően ún. pályakezdő munkanélküli segélyre, ami feltételezhetően fokozta regisztrációs hajlandóságukat. Ettől az időponttól kezdve ugyan bevezettek egy foglalkoztatásukat elősegítő rendszert, de ennek elemei nagyrészt már korábban is működtek, mint általában a munkanélküliek foglalkoztatását elősegítő aktív munkaerő-piaci lehetőségek. Valószínűsíthető tehát, hogy 1996. június 30-a előtt a pályakezdők regisztrációs hajlandósága nagyobb volt, mint ugyanezen év július 1-jét követően. Mindez azonban éppúgy vonatkozott a diplomásokra és a nem diplomásokra is.

2. A másik fontos, pályakezdőkre vonatkozó szabály módosulására rögtön az időszak legelején, az 1991-es év végén került sor. Ekkortól ugyanis többé nem tekintették munkanélkülinek a felsőoktatási intézmény nappali tagozatán tanuló, és egyúttal a munkanélküli kirendeltségekhez segítségért forduló fiatalokat. (Annak ellenére, hogy a munkanélküli kirendeltségek továbbra is segítik a hozzájuk forduló, és jövőbeli elhelyezkedési gondokkal számoló főiskolásokat.) A szóban forgó fiatalok általában még nem rendelkeztek diplomával, így az 1991-es szabálymódosulás a nem diplomás pályakezdő munkanélküliek köréből zárt ki egy réteget, és ezáltal növelte a diplomások arányát. Mivel azonban 1991-ről 1992-re éppen csökkent mind a főiskolások mind az egyetemisták aránya a pályakezdő regisztrált munkanélküliek között, ez a szabálymódosulás vagy nem éreztette hatását, vagy egyéb tényezők ellensúlyozták következményeit.

Összességében az előzők alapján semmi nem indokolja, hogy a diplomás és nem diplomás pályakezdők regisztrációs hajlandóságának eltérő alakulását. Ami pedig a nem pályakezdő regisztrált munkanélkülieket illeti, a rájuk vonatkozó szabályok változása közül a legfontosabb az volt, hogy a munkanélküli járadék mind folyósításának időtartamát, mind összegét tekintve évről évre csökkent. Feltételezhetően ennek – és az időszak végére magának a munkanélküliségi ráta csökkenésének is – köszönhető, hogy folyamatosan fogyott a regisztráltak létszáma. Nem valószínű azonban, hogy a diplomások és a nem diplomások másképp reagáltak volna a kedvezmények fokozatos megvonására. Nem láltunk tehát egyetlen olyan érvet sem, ami alapján feltételezhetnénk, hogy a pályakezdő és a nem pályakezdő csoporton belül a diplomás és nem diplomás munkanélküliek regisztrációs hajlandósága eltért volna. Így az 1. ábrán és az 1. táblában megfigyelt folyamat, a diplomás pályakezdők, illetve különösen a főiskolás pályakezdők helyzetének rosszabbodása valósnak tűnik.

Természetesen a pályakezdő diplomások munkanélküliségének alakulását hagyományos eszközökkel, a munkaerő-piaci felmérés alapján, a munkaügyi statisztika munkanélküli fogalmát felhasználva szokás közelíteni. Azonban ez a mutató is ellentmondásos. Egyrészt azért, mert a reális mérőszám esetén (*Kertesi-Köllő* [2005]) az inaktív, de valójában dolgozni kívánó fiatalokat is számba kellene venni. Másrészt pedig az egy óra jövedelemszerző tevékenység oly kevés, hogy az amúgy magasan képzett és mozgalmas élethez szokott friss diplomások akkor is gyakran teljesítik ezt a kritériumot, ha

valójában még alkalmi munkahelyük sincs. Mindenesetre a kérdéses korosztály diplomásainak így számított munkanélküliségi rátája 1998-hoz képest növekedett 2004-ben (KSH [2004]). Vagyis a munkaerőpiaci felmérés adatai is összhangban vannak a tanulmányunkban kifejtett gondolatokkal. Az adatok tehát a frissen szerzett diploma relatív értékének fokozatos csökkenésére utalnak. Ugyanakkor az is látszik, hogy még mindig nagyon megéri a diploma megszerzése, mert összességében a diplomások relatív munkaerő-piaci helyzete kevésbé romlott – lásd a nem pályakezdő regisztráltakon belüli arányukat –, mint a pályakezdőké. Ez arra utal, hogy a kezdeti „keresgélés” után a diplomások könnyebben találnak munkalehetőséget, illetve könnyebben tudják megőrizni foglalkoztatottságukat.

Másrészt úgy tűnik azonban, hogy a főiskolások pályakezdőként kedvezőlenebb helyzettel szembesülnek, mint az egyetemisták, és hátrányuk 1991 és 2004 között nőtt. Elgondolkoztató, hogy a lineáris képzés általánosságá tétele, és a csak az alap- (bachelor – nagyjából a főiskolai szintnek megfelelő) diplomák számának növelése vajon javítani fogja-e a pályakezdő fiatalok munkaerő-piaci lehetőségeit, vagy csak további relatív előnyt eredményez a mester (nagyjából az egyetemi szintnek megfelelő) diplomák tulajdonosainak. A diplomák munkaerő-piaci értékének vizsgálatakor azonban nem csak a diploma szintje, hanem szakiránya is meghatározó jelentőségű lehet.

A PÁLYAKEZDŐ DIPLOMÁS MUNKANÉLKÜLIEK SZAKMAI STRUKTÚRÁJA

A felsőoktatás munkaerő-piaci eredményessége, illetve eredménytelensége, ennek mérése, az eddigieken kívül is jó néhány összetevőt tartalmaz. Ezek közül az egyik legfontosabb a végzetek szakmai struktúrájának és a piac igényeinek összehasonlítása. A kérdés látszólag rendkívül egyszerű, a válasz azonban – nem csak a hazai, hanem a külföldi szakirodalom alapján is – korántsem adható meg könnyen. A néhány éve diplomázottak monitorozása, nagyméretű kérdőíves felmérések készítése ugyanis drága, és rendkívül nehéz olyan kérdőíveket és kérdezési módszereket kidolgozni, amelyek valóban képesek arra, hogy mérjék a képzés szakmai struktúrájának hatékonyságát. Hazai vonatkozásban ilyen jellegű kísérlet volt az 1998-ban és az 1999-ben végzetek reprezentatív felmérése a Fidév-1- és Fidév-2-felméréssel (Galasi-Varga [2005]). A két felmérés azonban inkább csak aggregált, bár rendkívül érdekes következtetések levonását tette lehetővé. Az Egyesült Államokból hasonló példa erre az Ottinger [1990]-ben bemutatott felmérés, a nagy-britanniai kísérleteket pedig jól illusztrálja Dolton-Greenaway-Vignoles [1997] munkája. A képzés szakmai struktúrájának megfelelésére azonban egyik sem ad teljes körű választ.

A probléma egyik lehetséges, újszerű megközelítése annak vizsgálata, hogy a frissen diplomázott regisztrált munkanélküliek milyen szakterületen keresik az elhelyezkedést, és ehhez képest hogyan alakul a foglalkoztatottak szakmai struktúrája. A rendelkezésünkre álló adatok sajnos csak egyetlen év vonatkozásában, és akkor is csak korlátozott körben tették lehetővé az elemzést. Érdeemes lenne a megfelelő statisztikai szerveknek a tendenciák meghatározása és értékelése céljából a 2. táblában közölt arányszámokat rendszeresen publikálniuk. A 2. tábla ugyanis bemutatja, hogy 2004-ben hogyan alakult a diplomás regisztrált munkanélküliek és a diplomás foglalkoztatottak szakmai struktúrája.

2. tábla

A diplomás pályakezdő regisztrált munkanélküliek és a diplomás foglalkoztatottak szakmai struktúrája 2004-ben

Szaktörzsek*	Regisztrált pályakezdő munkanélküliek**	A regisztrált pályakezdő munkanélküliek megoszlása** (százalék)	Az egyes szakmákban foglalkoztatottak (ezer fő)	A foglalkoztatottak megoszlása (százalék)	Munkanélküli arány / foglalkoztatott arány***
Pedagógus	989	25,9	194	24,2	1,07
Mérnökök	891	23,3	76	9,5	2,46
Közgazdász	516	13,5	55	6,9	1,96
Jogász	203	5,3	24	3,0	1,74
Ügyintéző	205	5,4	86	10,7	0,50
Szociális foglalkozások	105	2,8	8	1,0	2,90
Sport és kulturális foglalkozások	146	3,8	39	4,9	0,79
Számítástechnikai foglalkozások	108	2,8	25	3,1	0,96
Egészségügyi foglalkozások	10	0,3	56	7,0	0,04
Gazdasági vezetők	115	3,0	144	18,0	0,17
Felsőfokot nem igénylő szellemi foglalkozások	313	8,2	42	5,2	1,55
Fizikai foglalkozások	48	1,2	44	5,5	0,23
Egyéb	173	4,5	8	1,0	4,66
<i>Összes</i>	<i>3 822</i>	<i>100,0</i>	<i>801 000</i>	<i>100,0</i>	

* A csoportosítást a FEOR-besorolás alapján összesítettük.

** A regisztrált munkanélküliek besorolása a szerint a szakma szerint történt, ahol állást kerestek.

***Az arányszám pontos tartalma: az adott szakmában a regisztrált pályakezdő diplomás munkanélküliek aránya az összes regisztrált pályakezdő diplomás munkanélkülin belül, osztva az adott szakmában foglalkoztatottak arányával az összes foglalkoztatotton belül.

Forrás: KSH- és ÁSZ-adatok alapján saját számítások.

A 2. tábla adatait elemezve sajnos nem feltételezhetjük, hogy a különböző szakterületek esetében azonos lenne a pályakezdő fiatalok regisztrálási hajlandósága. A döntő többségében közalkalmazotti, és más állami foglalkoztatási lehetőségeket feltételező szakmák jelöltjei – a munkaügyi központok munkatársainak tapasztalatai alapján –, például inkább kívánják magukat regisztráltatni, mint azok, akik a versenyszférában szeretnének elhelyezkedni. Emellett a tényleges foglalkoztatási adatokat illetően figyelembe kell vennünk a munkaerő-piaci felmérés reprezentativitását. Ez azt jelenti, hogy az egyes szakmákban dolgozók számát az alapján becslik, hogy a reprezentatív felmérésben az adott szakmából hányan képviselték magukat. Előfordulhat, hogy valamelyik szakmacsoportot ők csak kis létszámban kerülnek be a mintába. Ekkor az ebből származtatott becslés meglehetősen pontatlan, statisztikailag megbízhatatlan. A munkaerő-piaci felmérés adott mérete mellett kritikus értéknek azt tekintik, amikor a mintavétel alapján felszorozott, és a tényleges létszámnagyságra utaló szám hétezer alatt van. A 2004-es adatokat tekintve ugyan csak két kategória esetében áll közel a felszorozott létszám a hétezerhez, de azok az alcsoportok, amelyek összegzésként a 2. tábla adatait kitöltöttük, több esetben is kisebbek voltak hétezernél. A 2. tábla adatait ezen bizonytalansági tényező figyelembevételével kell értelmezni.

A 2. tábla 3. oszlopa a regisztrált pályakezdő diplomás munkanélküliek, az 5. pedig a diplomás foglalkoztatottak szakmai struktúrája szerinti megoszlását tartalmazza. A két

megoszlási vektor hasonló, vagy eltérő jellegét jellemezhetjük többek között a korrelációs együtthatóval, melynek értéke jelen esetben 0,5798. Ha a korrelációs együttható 1-hez közeli lenne, akkor ez a két struktúra hasonlóságára utalna. Mivel azonos jellegű két megoszlásról van szó, a 0,6 alatti korrelációs együttható a kapcsolat viszonylagos gyengeségére utal. Azaz a foglalkoztatott diplomások, és az elhelyezkedni kívánó pályakezdő diplomások szakmai összetétele 2004-ben meglehetősen eltért egymástól. A tábla utolsó oszlopa összehasonlítja az adott szakmában elhelyezkedni kívánó pályakezdő munkanélküli diplomások arányát, a kérdéses szakmában foglalkoztatott diplomások arányával. Azokon a területeken, ahol ez az érték 1-hez közel áll, ott a regisztrált munkanélkülieknek körülbelül ugyanannyi százaléka kívánt elhelyezkedni, mint ahányan valóban munkába is álltak. Amennyiben a tábla utolsó oszlopának mutatója minden szakma esetében 1 lenne, akkor a regisztrált munkanélküliek és a foglalkoztatottak megoszlása teljesen egybeesne. Ekkor az előbbieken tárgyalt korrelációs együttható is 1 értéket venne fel. Ilyen helyzetben egyszerűen arról lenne szó, hogy többen kívánnának dolgozni (akár azért, mert nincs elegendő munkahely, akár azért mert egyesek épp keresik a megfelelő munkahelyet), mint ahány munkahely rendelkezésre áll. Amennyiben viszont egyes szakmák esetében a szóban forgó mutató jóval felülmúlja az 1-et, más esetekben pedig lényegesen alatta marad, akkor a munkaerő-kereslet és -kínálat struktúrája eltérő.

A 2. táblában a pedagógusok és a számítástechnikusok mutatója 1-hez közeli. Ez a pedagógusok esetében nem áll összhangban a pedagógusképzéshez kapcsolódó szakmai véleményekkel, miszerint ezen a területen lényeges túlképzés folyik. Közismert, hogy a pedagógusképzésben részt vevők jelentős része már eleve más szakmában kíván elhelyezkedni. Azok viszont, akik nem akarják elhagyni tanult szakmájukat, de nem találnak munkát, feltevézésünk szerint sok más szakembernél nagyobb regisztrálási hajlandóságot mutatnak. A munkanélküli arány és foglalkoztatási arány közelsége arra utal, hogy a regisztrált munkanélkülieken belül a fiatal pedagógusok relatíve, azaz arányukat tekintve nincsenek többen, mint a diplomás foglalkoztatottak között a munkahellyel rendelkező tanítók és tanárok. A számítástechnikai foglalkozások mutatójának 1-hez közeli értékét már lényegesen óvatosabban kell kezelnünk, mert hipotézisünk szerint ezen a területen az átlagosnál kisebb a regisztrálási hajlandóság. Az 1-nél kisebb értékek közül az egészségügyi foglalkozások 0-hoz közeli nagysága a legtanulságosabb. Ezen a területen alig van munkanélküli, szinte minden diplomás, aki egészségügyi foglalkozást választ magának, el tud helyezkedni. Mindez összhangban van az utóbbi évek fokozódó orvos- és egészségügyi szakalkalmazott hiányával. Az 1-nél nagyobb értékű mutatók közül a közgazdászokból és jogászokból jelentkező túlkínálat megfelel az utóbbi évek ilyen irányú túlképzési folyamatainak. A mérnökök 2,5 körüli értéke azonban kicsit meglepő, és feltétlen további elemzést kívánna. Jó lenne tudni, hogy mutatónk megbízható-e, és ha igen, akkor mely szintű és szakirányú mérnöki területeken múlja felül a fiatal mérnökök kínálata a keresletet. Sajnos azonban a rendelkezésünkre álló adatok nem elegendők ennek a kérdésnek az eldöntésére.

A 2. tábla minden bizonytalansága ellenére megmutatja, hogy érdemes lenne ilyen típusú összehasonlításokat évről-évre készíteni, mert ennek segítségével közelebb jutnánk a szakmák iránti kereslet és kínálat alakulásának megismeréséhez. A továbbiakban vizsgatérünk a regisztrált pályakezdő munkanélküliek és a képzés mennyiségi mutatói közötti kapcsolat vizsgálatához. Az egyszerű mutatószámok elemzése után most ökonometriai modell segítségével próbáljuk meg feltárni a meglevő összefüggéseket.

A MODELL

A rendelkezésre álló adatok alapján vizsgálati periódusunk az 1994 és 2002 közötti időszakra terjedt ki. Vizsgálatunkban nem a munkanélküliek abszolút számát, hanem a regisztrált diplomás pályakezdeők regisztrált pályakezdeőkön belüli arányát vettük alapul, megyénkénti bontásban. Így a megfigyelési egységeket a 19 megye és Budapest képezte. Hipotézisünk szerint a pályakezdő diplomások munkanélküliségére a felsőoktatásban végzettségük száma, és a gazdasági fejlettség gyakorol alapvető hatást. A gazdasági fejlettséget, illetve a gazdaságban rejlő lehetőségeket egyrészt a megyében működő külföldi tőke mennyiségéből származtatott mutatóval, másrészt az egy főre jutó relatív GDP-ből konstruált értékkel jellemeztük. Induló hipotézisünkben feltettük még, hogy a diplomás munkakeresők jövedelme is meghatározó lehet, amit a szellemi foglalkozásuk relatív bruttó jövedelmével próbáltuk megragadni. (Megyei bontásban nem állt rendelkezésünkre a kifejezetten csak a diplomások bérére vonatkozó érték.) Sajnos az oktatástatistikai adatok nem tartalmazzák sem azt, hogy a frissen diplomázottak hol szeretnének elhelyezkedni, de még azt sem, hogy melyik megyében van az állandó lakóhelyük. Azt viszont összegyűjtjük, hogy a felsőoktatásban tanulóknak hol található az állandó lakóhelyük, így ezeket az adatokat használtuk fel mi is.

Modellszámításaink során feltettük, hogy minél nagyobb az adott megyéből a fiatalok felsőoktatási részvétele, annál nagyobb az adott megyében a pályakezdeők munkanélkülisége. Hipotézisünk szerint egyrészt hazánkban még mindig viszonylag alacsony a mobilitási hajlandóság. Másrészt pedig épp a munkanélküliségtől való félelem készteti a fiatalokat arra, hogy minél tovább maradjanak a felsőoktatásban, és így tegyenek szert olyan tudásra, amellyel a későbbiekben – akár más lakóhelyre költözve – jobban tudnak boldogulni. A munkanélküliség és a képzési részvétel között nagyon sok összetett hatás érvényesül. Az, hogy eredőjük milyen erősségű kapcsolatot eredményez, nehezen dönthető el előre. A kérdés megválaszolását modellszámításaink eredményeire bíztuk. A létszám függ a megye nagyságától, ezt kiküszöbölendő, a hallgatói létszámot elosztottuk a megye lakosságának számával.

A megye egy főre jutó folyóáras GDP-jét azért nem tekintettük a gazdasági fejlettség megfelelő mutatójának, mert inflációs hatásokat is tartalmaz. Ezért az egy főre jutó GDP-t az országos átlag százalékában fejeztük ki. A megyében működő külföldi tőke mutatójával modellünkben a potenciális gazdasági lehetőségeket kívántuk megragadni, a skála és az inflációs hatások elkerülése érdekében ezeket az értékeket elosztottuk a megye lakosságával, és a beruházási árindexszel.

Hipotézisünk további eleme szerint a diplomások bére is hatást gyakorol a munkanélküliségükre. Méghozzá valószínűleg úgy, hogy minél magasabb a bérük, annál kevésbé óhajtják őket foglalkoztatni. Érvényesülhetnek ezzel ellentétes hatások, amelyek a bér és a pályakezdő munkanélküliség között negatív irányú kapcsolatot eredményeznek. A kérdés eldöntését ismét modellünkre bíztuk. Mivel a diplomások átlagbérére nem találtunk megfelelő adatot, ezért modellünk magyarázó változóinak sorában az adott megyében szellemi foglalkozást űzők bruttó bérének és az ország átlagos bruttó bérének a hányadosát szerepeltettük.

A megyénkénti mutatókat 8 évre vonatkozóan tudtuk számszerűsíteni. Ahhoz, hogy kihasználhassuk mind a különböző megfigyelési egységekre, mind a különböző évekre vonatkozó adatokat, panelmodellt készítettünk. Így az egy kategóriára vonatkozó megfi-

gyelésünk 20-szor (a 19 megye és Budapest) 8 (a megfigyelés éveinek száma), azaz 160 elemet tartalmazott. Nem feltételezhettük, hogy a pályakezdő diplomás munkanélküliségi arányra vonatkozó valamennyi magyarázó tényezőt ki tudjuk szűrni, ezért rögzített hatású (fixed effect) panelmodellt becsültünk. Jó néhány futtatást készítettünk, ahol a hallgatói létszámot, a GDP-t és a működő külföldi tőkét magukba foglaló idősorok, illetve ezek késleltetettjei szerepeltek magyarázó változóként. Tapasztalataink összefoglalása előtt feltüntetjük a modellben szereplő kategóriák tartalmát, és elnevezését. A továbbiakban az egyes változókra így fogunk hivatkozni.

1. Diplomás munkanélküliség: az adott megye, adott évben regisztrált pályakezdőin belül a diplomások aránya – mnk .
2. Hallgatói létszám: az adott megyében az adott évben állandó lakóhellyel rendelkező hallgatók létszáma osztva a megye adott évi lakosságának számával – $hallg$.
3. Hallgatói létszám t éves késleltetettje: az előző változó t -éves késleltetettje – $hallg-t$.
4. Külföldi tőke: az adott megyében az adott évben működő külföldi tőke osztva a megye lakóinak számával és a beruházási árindexszel – $kultfoke$.
5. Külföldi tőke t éves késleltetettje: az előző változó t -éves késleltetettje – $kultfoke-t$.
6. GDP: az adott megye folyóéves egy főre eső GDP-jének aránya az országos átlaghoz viszonyítva – GDP .
7. GDP t éves késleltetettje: az előző változó t -éves késleltetettje – $GDP-t$.
8. A szellemi foglalkozásúak bére: az adott megyében az adott évben a szellemi foglalkozásúak átlagos bruttó bére osztva az országos átlagos bruttó bérrrel – ber .
9. A szellemi foglalkozásúak bérének t éves késleltetettje: az előző változó t -éves késleltetettje – $ber-t$.

A hallgatói létszám, bárhogyan is számszerűsítettük a modellt, mindig nagyon szignifikánsan szerepelt a magyarázó változók között. Akár a hallgatói létszámot, akár egy, két, illetve hároméves késleltetettjét tekintettük magyarázó változónak, az együttható t értéke rendkívül nagy volt (azaz a hallgatói létszám nagyon szignifikánsnak tekinthető), maga az együttható pedig pozitív értéket vett fel. Ez arra enged következtetni, hogy minél nagyobb a megye egy lakosra jutó hallgatói létszáma, annál nagyobb a regisztrált pályakezdőkön belül a diplomások aránya. A hatás a legerősebben a hároméves késleltetésű hallgatói létszám esetén érvényesült, aminek vélhetően az az oka, hogy egy adott év hallgatói átlagosan három év múlva jelentkeznek a gazdaságban munkaerő-kínálatukkal. A 3. táblában összefoglaljuk a különböző, viszonylag nagy csoporton belüli determinációs együtthatóval (within R^2) rendelkező modellváltozatokat. A 3. tábla a hallgatói létszám becslési együtthatóit tartalmazza, valamint az egyes futtatásokban szignifikánsnak talált (2-nél nagyobb abszolút értékű t mutatóval rendelkező) további magyarázó változók elnevezését.

A 3. táblában csak azokat a futtatásokat szerepeltettük, amelyek magyarázó erejüket tekintve eredményesnek bizonyultak. A tábla sorait az időbeli legjobb magyarázat csökkenő sorrendjében tüntettük fel. A within R^2 a munkanélküliségre vonatkozó idősorok megyéken belüli egymás utáni elemeinek magyarázatát jellemző többszörös korrelációs együttható négyzete. A rögzített hatású (fixed effect) panelmodell ezt az értéket igyekszik maximalizálni, miközben a megfigyelési egységek, jelen esetben a megyék közötti különbségek magyarázó erejét is figyelembe veszi. Ez fontos, hisz a megyék közötti különbségeket nagyfokú állandóság jellemzi.

A within R^2 szempontjából legsikeresebb, 12-es futásverzió tehát a hallgatói létszám 3 éves késleltetését tartalmazza, emellett szerepel benne a külföldi tőke, a GDP egyéves, és a bér szintén egyéves késleltetettje. A hallgatói létszámra vonatkozó együttható közgaz-

dasági tartalma a következőképp értelmezhető: ha a hallgatói létszám a lakossághoz képest egy megyében valamelyik évben 0,1 százalékponttal nő, akkor három év múlva a regisztrált pályakezdekőkön belül a diplomások 0,7 százalékponttal magasabb arányban fogják képviselni magukat. Mivel a hallgatói létszám együtthatója a különböző sikeres futásokban 5,74 és 8,86 között mozgott, a hallgatói létszám és a munkanélküliség közötti pozitív irányú kapcsolat nagy valószínűséggel fennáll. Még egy olyan modellverziót is számszerűsítettünk, ahol a hallgatói létszám mellett kizárólag a konstans volt szignifikáns. A becslés within R^2 -ére így is 0,647-et kaptunk. A hallgatói létszám munkanélküliséget befolyásoló hatása tehát robusztusnak tekinthető. Az, hogy az egyes késleltetettek nem okoznak túl nagy különbséget a magyarázó hatásban, feltételezhetően a hallgatói létszám idősorában meglevő nagyfokú autókorrélációnak köszönhető. A vizsgált időszak alatt ugyanis a hallgatói létszám, úgy ahogy tanulmányunk elején ezt országos vonatkozásban be is mutattuk, megyénkénti bontásban is folyamatosan növekedett. Mégis tanulságos, hogy a legjobb eredményt mindenképp a hallgatói létszám hároméves késleltetése adta, annak ellenére, hogy ezáltal három elemet veszítettünk valamennyi idősorából.

3. tábla

A hallgatói létszám koefficienseinek értéke a különböző modellváltozatokban

Verzió	A hallg késleltetése	A koefficiens értéke	A koefficiens t értéke	A modellben szignifikáns szereplő további változók	A within R^2 értéke
12	3	7,00	13,48	kulftoke GDP-1 ber-1	0,8318
11	3	7,10	12,57	kulftoke GDP-1	0,8192
13	3	7,39	14,21	kulftoke GDP-1	0,8156
1	0	7,76	14,80	kulftoke GDP-1	0,8131
3	3	7,29	12,50	kulftoke	0,7889
9	1	5,78	10,99	kulftoke GDP-1	0,7877
8	0	6,10	10,66	kulftoke GDP-1	0,7816
10	2	5,74	10,60	kulftoke GDP-1 ber-1	0,7799
4	0	6,29	11,40	kulftoke	0,7566
7	0	6,40	10,75	kulftoke	0,7552
6	0	8,86	16,49	ber-1	0,6726
5	0	8,50	16,48	ber	0,6644
2	0	8,18	16,00	konstans	0,6476

Megjegyzés. Habár a 4. és 7. futtatás ugyanazokat a szignifikáns változókat tartalmazza, de ezek mellett a nem szignifikáns, és ezért a táblában nem szereplő változók eltérnek. Emiatt némileg különböznek a két futtatás táblabeli értékei.

A külföldi tőke szignifikánsan csak késleltetés nélkül szerepel eredményesnek minősített modellváltozatban. A külföldi tőke együtthatójának értéke ezekben a modellekben

0,0000358 és 0,0000472 között mozog, ami meglehetősen stabilitásra utal. Furcsának tűnhet az együttható pozitív előjele, amely szerint minél nagyobb az egy főre jutó működő külföldi tőke a megyében, annál rosszabb a pályakezdő diplomások relatív helyzete. A meglehetősen stabil együtthatók azonban véleményünk szerint a diplomás munkaerőből elért egyfajta telítettséget mutatják. A sok működő tőke ugyanis a már elért magasabb fejlettségi szintre utal, amely mellett egyre inkább szükség van az alacsonyabb képzettségű munkaerőre is. Ugyanezt jelzi a GDP pozitív együtthatója, azzal a különbséggel, hogy az eredményesnek tekintett modellváltozatokban (ahol megjelenik) egy éves késleltetéssel szerepel. Értéke 0,0008874 és 0,0012872 között mozog. Ezek szerint a gazdasági fellendülést jelző GDP-növekedés a következő évben már inkább kevésbé képzett új munkaerőt igényel, a pályakezdőkön belül a diplomások viszonylag rosszabb helyzetbe kerülnek.

A szellemi foglalkozásuk bére a különböző egyenletekben különbözőképpen viselkedett. A legtöbbször be se került a sikeresnek tekintett modellverzióba, ha pedig igen, akkor egyszer pozitív, egyszer negatív előjellel. Értéke $-0,1590568$ és $+0,1175347$ között mozgott. A legnagyobb within R^2 -tel rendelkező modellverzióban ott szerepel a szellemi foglalkozásuk bére, méghozzá negatív együtthatóval, amely látszólag ellene szól induló hipotézisünknek. Amikor azonban a ber változót kihagytuk az egyenletből, a szóban forgó többszörös korrelációs együttható négyzet alig-alig romlott, és az egyenletben szereplő többi kategória együtthatója is csak kis mértékben változott (lásd a 13. verziót). A bér egyéves késleltetettje egy másik egyenletben pozitív együtthatóval szerepelt. Ezek szerint magasabb bérek esetén a diplomás pályakezdők munkanélküliségi aránya nő. Ez induló hipotézisünk szerint elfogadhatónak tűnik. A baj csak az, hogy bizonyos esetekben negatív, másokban pedig pozitív ugyanannak a kategóriának az együtthatója. Mindez összességében arra enged következtetni, hogy a diplomások bére (illetve az azt helyettesítő szellemi foglalkozásuk bére) vagy nem befolyásolja érdemben a pályakezdő munkanélküliséget, vagy az adott modellkeretek közt ezt nem lehet kimutatni.

Panelmodell-számításaink eredményeinek megbízhatóbbá tétele érdekében érdemes volna hosszabb idősorokkal dolgozni. Néhány év múlva ez már minden bizonnyal rendelkezésre fog állni. A jelenlegi eredmények egyelőre arra utalnak, hogy a felsőoktatás mennyiségi bővülése valamivel rosszabb helyzetbe hozza a friss diplomásokat. Minél többen vesznek részt a felsőoktatásban, annál inkább megnő a diplomások aránya a regisztrált pályakezdők között. Ez azonban semmiképpen nem jelenti azt, hogy abszolút helyzetüket tekintve még mindig ne lennének sokkal sikeresebbek a diplomások, mint a nem diplomások. Továbbá egyelőre nem álltak rendelkezésünkre olyan kategóriák, melyek segítségével az oktatás színvonalának hatását tudtuk volna kimutatni a diplomás munkanélküliségre. A későbbi kutatásoknak feltétlen ki kell térniük erre a kérdésre is.

KÖVETKEZTETÉSEK

Elemzéseinkhez újfajta, ismereteink szerint az irodalomban eddig még nem használt megközelítést alkalmaztunk: a regisztrált munkanélküliek adataiból képzett speciális mutatószámmal dolgoztunk. Mivel a regisztrálás önkéntes, ezért a regisztrált munkanélküliekre vonatkozó adatokat csak úgy tudtuk hasznosítani, hogy egy olyan arányszámot konstruáltunk, amely a lehető legnagyobb mértékben kiküszöböli az egyéni döntésekből

származó statisztikai torzításokat. A mutató a regisztrált pályakezdőkön belüli diplomások aránya volt.

Vizsgálataink megmutatták, hogy a regisztrált pályakezdőkön belül a diplomások aránya fokozatosan emelkedett, mind az egyetemet, mind a főiskolát végzettek körében. Összességében a diplomások aránya a pályakezdő munkanélküliek között jóval gyorsabban növekedett, mint a nem pályakezdők csoportjában, és ez még fokozottabban érvényesült a főiskolai diplomával rendelkező fiatalok körében. Míg a nem pályakezdő regisztrált munkanélküliek esetében a diplomások aránya a rendszerváltozás után csak enyhén növekedett, a pályakezdőknél sokkal nagyobb volt az arányeltolódás. A rendelkezésre álló adatok nem adnak lehetőséget arra, hogy a főiskolai és az egyetemi szint megkülönböztetésén kívül másfajta minőségi mutatókat is alkalmazzunk. Jó volna tudni, hogy mi jellemzi azokat a képzéseket, ahol a diplomás fiatalok relatív helyzete az idők során nem, vagy csak kevésbé romlott. Ez mindenképpen része kell legyen egy későbbiekben megvalósuló kutatásnak.

Tanulmányunkban felhívtuk a figyelmet arra a lehetőségre, mely a regisztrált pályakezdő diplomások szakmai struktúrájának és a tényleges foglalkoztatási struktúrájának az összehasonlításában rejlik. Ehhez azonban semmiképpen nem elegendők egyetlen év adatai, a változásokat folyamatosan figyelemmel kell kísérni. A rendelkezésünkre álló 2004-es adatok csak néhány óvatos következtetés levonását tették lehetővé. Ilyen volt például az, hogy a pedagógusként dolgozni kívánó munkanélküli fiatalok aránya nem múlta felül a tényleges foglalkoztatási arányokat. Figyelemre méltó továbbá az is, hogy – vélhetően az utóbbi évek egészségügyi változásainak következményeként – azok, akik az egészségügyben diplomásként kívánnak dolgozni, könnyedén el tudnak helyezkedni.

Megyei idősoros adatainkból készített panelmodell-számításaink alátámasztották azt a következtetésünket, hogy a megnövekedett felsőoktatási létszám rontja a diplomás fiatalok munkaerő-piaci helyzetét. A gazdasági növekedés egy bizonyos szint után már nem javítja tovább a diplomások relatív lehetőségeit, egyre inkább szükségesek az alacsonyabb képzettséget igénylő szakmák is. A diplomások bére és munkaerő-piaci helyzete között azonban az adott megközelítésben nem sikerült egyértelmű hatást feltárni. Elemzéseink, amelyeket azért kellő óvatossággal kell kezelni, felhívják a figyelmet a felsőoktatás mennyiségi bővülésében rejlő munkaerő-piaci veszélyekre. Semmiképpen nem igaz, hogy a felsőoktatásban tanulók számának növekedése univerzális eszköz lenne a pályakezdők munkanélküliségének visszaszorítására.

IRODALOM

- ÁFSZ [2005]: *Ki tekinthető munkanélkülinek címszó*. www.afsz.hu
- BARRO, R. J. [1991]: Economic growth in a cross-section of countries. *Quarterly Journal of Economics*. 106. évf. 407–442. old.
- DOLTON, P. – GREENAWAY, D. – VIGNOLES, A. [1997]: „Whither higher education?” An economic perspective for the Dearing Committee of Inquiry. *The Economic Journal*. 107. évf. 442. sz. 710–726. old.
- EAGLE, E. [1988]: *A descriptive summary of 1980 high school sophomores: Six years later. High school and beyond*. Analysis Report. MPR Associates. Berkeley. CA.
- FALUSNÉ SZIKRA K. [2001]: Munkanélküliség és diplomás túltermelés. *Közgazdasági Szemle*. 48. évf. 12. sz. 590–564. old.
- FREEMAN, R. B. [1976]: Overinvestment in college training? *Journal of Human Resources*. 10. évf. 3. sz. 287–311 old.
- GALASI P. [2004a]: *Valóban leértékelték a felsőfokú diplomák?* Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek. 3. sz. MTA KTI–Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- GALASI P. [2004b]: *Túlképzés, alulképzés és bérhozam a magyar munkaerőpiacon 1994–2002*. Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek. 4. sz. MTA KTI–Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- GALASI P. – VARGA J. [2005]: *Munkaerőpiac és oktatás*. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest.
- GYÖRGYI Z. [2004]: Friss-diplomás fiatalok a munkaerőpiacon. *Magyar Felsőoktatás*. 5. sz. www.ph.hu/ph/mf

- KERTESI G. – VARGA, J. [2005]: Foglalkoztatottság és iskolázottság Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*. 52. évf. 7–8. sz. 633–662. old.
- KERTESI G. – KÖLLŐ J. [2005]: *Felsőoktatási expanzió, „diplomás munkanélküliség” és a diplomák piaci értéke*. Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek. 3. sz. MTA KTI–Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- KRUEGER A. B. – LINDAHL, M. [2001]: Education for growth: why and for whom? *Journal of Economic Literature*. 39. évf. 4. sz. 1101–1136. old.
- KSH [2004]: *A munkaerő-felmérés idősorai 1992–2002*. Budapest
- KSH [2005]: *A fiatalok munkaerő-piaci helyzete*. A munkaerő-felmérés 2004. IV. negyedévi kiegészítő felvétele alapján. Budapest.
- LADÁNYI A. [2002]: A magyar felsőoktatás nemzetközi összevetésben. In: *Felsőoktatás új pályán*. Oktatókutató Intézet. Budapest.
- LADÁNYI, A. [2003a]: A felsőfokú képzettségű szakemberállomány a kilencvenes években. *Közgazdasági Szemle*. 50. évf. 1. sz. 76–85. old.
- LADÁNYI, A. [2003b]: Az európai felsőoktatás az 1990-es években. *Statistikai Szemle*. 81. évf. 1. sz. 28–37. old.
- LUKÁCS P. [2002]: Piaccá lett felsőoktatás. *Élet és Irodalom*. 46. évf. 6. sz. 9–10. old.
- OECD [2004]: *Education at a glance*. OECD Indicators 2004. Paris.
- OECD [1998]: *Redefining tertiary education*. Paris.
- OTTINGER, C. [1990]: *College graduates in the labor market: Today and the future*. Research Briefs. Division of Policy Analysis and Research. American Council on Education. Washington D.C. 1. évf. 5. sz.
- POLÓNYI I. [2004]: A diplomások foglalkoztatási jellemzőinek alakulása a tömegesedéssel. *Magyar Felsőoktatás*. 5. sz. www.ph.hu/ph/mf
- POLÓNYI I. – TIMÁR J. [2001]: *Tudásgyár vagy papírgyár*. Új Mandátum Kiadó. Budapest.
- POLÓNYI I. [2004]: *A hazai oktatás gazdasági jellemzői a 20–21. századfordulón*. Felsőoktatási Kutatóintézet. Új Mandátum. Budapest.
- REISZ R. D. [2003]: Izomorfizmus, konfliktus és kreativitás. A közép- és kelet-európai felsőoktatás az 1990-es években. *Educatio*. 13. évf. 1. sz. 19–32. old.
- TEICHLER, U. [1999]: Higher educational policy and the world of work: Changing conditions and challenges. *Higher Education Policy*. 12. évf. 4. sz. 285–312. old.
- THUROW, L. C. [1975]: *Generating inequality*. Basic Books. New York.
- TIN-CHUN LIN [2004]: The role of higher education in economic development of Taiwan. *Journal of Asian Economics*. 15. évf. 2. sz. 355–371. old.
- TROW, M. [1974]: Problems in the transition from elite to mass education. In: OECD: *Policies for Higher Education*. Paris. 51–101. old.

SUMMARY

The paper analyses the unemployment of recent graduates of higher education in a new aspect. Using a new indicator, calculated from the data of registered unemployed, we show that the relative situation of career beginners with diplomas has deteriorated since the transition. This is true in the first place for those who have completed their college studies. However, those with degrees from higher education are still in a much better position than those with lower educational attainment. Our panel model calculations show that further quantitative increase in higher education will probably decrease the chances of new graduates in the job market. We also have shown that in 2004 the professional structure of young job seekers with diplomas differed from the professional structure of those working with diplomas.

A HATÁRMENTI LAKOSSÁG HATÁRKÉPE AZ EU-CSATLAKOZÁS ELŐTT*

SZÉKELY ANDREA – KOTOSZ BALÁZS

A tanulmány célja, hogy egy 2003-ban készült lakossági felmérés eredményeit ismertesse. A kutatás célja az volt, hogy feltérképezze Magyarország államhatárai mentén (a határ mindkét oldalán) a helyi lakosság határral kapcsolatos képét. A kérdések négy nagy témakörre csoportosultak: egyrészt a határral kapcsolatos általános attitűdre, másrészt a térségben működő, határon átnyúló együttműködésekkel kapcsolatos tájékozottságra, harmadrészt a határon keresztül történő mozgásra, negyedrészt a határ mentén élők életkörülményeire vonatkoztak. Az 1995 darab értékelhető kérdőív tapasztalatai alapján a gazdaságilag fejlettebb területek közelsége kedvezően befolyásolja a lakosság határképét, a határon átnyúló egyéni szintű gazdasági kapcsolatokról (vásárlás, munkavállalás) mindkét oldal előnyösen részeseedik. A hivatalos (különösen a regionális szintű) kapcsolatok ismertsége azonban elmarad a várttól. A demográfiai jellemzők közül egyedül az iskolai végzettség volt számottevő hatással a válaszokra, a magasabb iskolai végzettségűek jellemzően tájékozottabbak az együttműködésekről.

TÁRGYSZÓ: Lakossági felmérés. Államhatár. Határmenti együttműködés.

E cikk forrása a 2003 tavaszán és nyarán, Magyarország határvonalának mindkét oldalán, a helyi lakosság körében végzett kérdőíves vizsgálat, mely az egyik szerző 2003 végén sikeresen megvédett francia-magyar doktori értekezéséhez kapcsolódik.

A felmérés előzményének tekinthető a 2002 nyarán elvégzett kísérleti felmérés, melyet csak a magyar-szlovák határszakaszon végeztünk el. (Székely [2003a]). A felmérés tapasztalatai alapján átdolgoztuk a kérdőívet, hogy jobban érthető, könnyebben kitölthető és logikusabb felépítésű legyen.

MÓDSZERTAN

A kérdőívek kitöltése az országhatár mindkét oldalán, attól 10–20 kilométeres sávban történt. A megkérdezettek minden esetben a határmenti felnőtt (18 évnél idősebb) lakosság köréből kerültek ki, akiknek magyar és idegen nyelvű kérdőív állt rendelkezésükre az adott szomszédos ország nyelvén. A kérdőívek tartalmilag megegyezők voltak, az

* A tanulmány elkészítését a Francia Köztársaság kormányának „thèse en co-tutelle” ösztöndíja tette lehetővé.

eurorégiókkal és az Európai Unió programjai által nyújtott támogatással kapcsolatos kérdések a helyi viszonyokhoz adaptáltan készültek.

Az időbeli korlátok miatt a teljes felmérést a szerzők nem tudták személyesen lebonyolítani. Nagy segítséget jelentett a helyi lakosság, különösen az önkormányzati szakembereknek és a helyi értelmiségieknek a bevonása. A kérdezőbiztosok minden esetben részletes ismertetést kaptak mind a kutatás körülményeiről, mind a feltett kérdésekkel kapcsolatban, hogy a kitöltéskor esetlegesen felmerülő kérdésekre kielégítő választ tudjanak adni. A válaszadási hajlandóság növelése érdekében a potenciális válaszadók eldönthették, hogy a kérdezőbiztosra bízzák-e a kérdőív kitöltését, vagy az önköltős formát választják.

Jelen kérdőíves vizsgálat egyértelműen a részleges (mintavételes) felmérés kategóriába sorolható (valamennyi határmenti lakos megkérdezése nem volt lehetséges), és a mintavétel nem véletlen. Az adott körülmények között ugyanis a véletlen mintavétel nem lett volna elvégezhető. A minta kiválasztása két lépésben történt. Első lépésként a határmenti települések polgármesterei közül (a határ mindkét oldalán) levélben mintegy 300-at kerestünk meg. A települések kiválasztása úgy történt, hogy az adott határszakaszon a településméret, és a határhoz viszonyított földrajzi elhelyezkedés (közvetlenül a határ mentén, vagy távolabb, rendelkezik-e határátkelőhellyel vagy sem) szerint lehetőleg minden típusú település kerüljön a mintába. A levelek kiküldése után, a polgármester válaszában hiányában, megpróbáltunk a telefonon történő kapcsolatfelvétellel is. A kutatás során azokra a településekre látogattunk el, ahol a polgármester (alkalmanként a hivatal valamely dolgozója) részéről fogadókészség mutatkozott. Az így készült 103 interjú képezte a felmérés egyik, a tanulmányban csak egy kérdéssel érintett részét. Az interjúk során az interjúalanyokat megkérdeztük arról is, hogy segítenének-e a településen 10-20 darab kérdőív kitöltésében. Azokat a polgármestereket, akik az interjútól elzárkóztak, vagy a személyes találkozás időpontütközés miatt nem volt megvalósítható, szintén felkértük a segítségnyújtásra a kérdőívek kitöltésében. Amennyiben erre a felkért személyek nem mutattak hajlandóságot, a rendelkezésre álló idő határain belül a személyes kérdőívfelvétel technikájával éltünk (az összes kérdőív nagyjából 15 százaléka), illetve egyes településeken hallgatóink és ismerőseink is kitöltettek kérdőíveket (35 %). A kérdezőbiztosok nagy száma – még ha azok egy része szubjektívan is választott alanyokat a felméréshez – esélyt ad arra, hogy a minta összetétele hasonló legyen egy véletlen kiválasztással készült mintához.

A válaszadási hajlandóság összességében 75–80 százalék körüli volt, a kérdezőbiztosok és a szerzők saját tapasztalatai alapján a megkérdezettek valamivel több, mint egyötöde teljesen elzárkózott a válaszadás elől. Köztük az idősek és a férfiak voltak nagyobb arányban. Ezt tükrözi a válaszadók összetétele: 58,9 százalékuk nő, 40,3 százalékuk férfi; mindössze 6 százalékuk idősebb 60 évesnél. További problémát jelentettek a nagyon alacsony (8 általánosnál kevesebb) iskolai végzettségűek, akik az önköltéstől teljes mértékben elriadtak, de a megkérdezéses technika esetén is, néhány kérdés elhangzása után gyakran, értetlenkedve továbbálltak.

Összességében 1995 kérdőívet dolgoztunk fel, ebből 1553 származik a határ magyar oldaláról, 442 pedig a szomszédos országokból. A kérdőívek határszakaszonkénti megoszlását az 1. tábla mutatja. A válaszadási hajlandóság Romániában nagyon alacsony volt, illetve Szlovéniából, néhány kivételtől eltekintve, kiértékelhetetlen kérdőívek érkeztek vissza. Ezért a szlovén határszakasz kérdőívei túlnyomórészt a határ magyar oldalán

élők véleményét tükrözik, így nem végezhető el érdemi összehasonlítás a két oldalon adott válaszok között.

1. tábla

*A kérdőívek megoszlása határszakaszonként
(darab)*

Határszakasz	Határoldal		
	Szomszédos ország	Magyarország	Összesen
Szlovák	62	353	415
Ukrán	37	150	187
Román	38	252	290
Szerb	83	190	273
Horvát	90	216	306
Szlovén	8	132	140
Osztrák	124	260	384
<i>Összesen</i>	<i>442</i>	<i>1553</i>	<i>1995</i>

A kérdőívek kiértékelése során, amennyiben nem jelezzük, hogy a határszakasz melyik oldaláról van szó, az mindig a határ két oldalán felvett kérdőívek együttes értékelését jelzi. Ha sem a határszakaszra, sem az országra nem történik utalás, akkor az összes kérdőív együttes eredményére vonatkoztatjuk a megadott számokat.

A kiértékelés során az egyes kérdésekre adott válaszok közti kapcsolat meglétét, illetve szorosságát is vizsgáltuk. Mivel a teljes minta kellően nagy, a szokásos χ^2 -próbák szinte minden esetben szignifikáns kapcsolatot jeleznének, a mintára vonatkozóan célszerűnek látszott valamilyen kapcsolatszorossági mutatót számítani. A vizsgált változók legtöbbje nominális, néhány esetben ordinális skálán mérhető, így a kapcsolatszorossági mutatók közül az asszociációs kapcsolat indikátorai közül kellett választanunk. A szóba jöhető mutatókról jó áttekintést olvashatunk *Mundruczó* [1982] cikkében. Mivel a vizsgált változók közötti ok-okozati összefüggés nem minden esetben áll fenn, szimmetrikus mutatót választottunk, a négyzetes kontingencián alapuló Cramer-féle asszociációs együtthatót (C). A mutató nominális skálán mért változók mellett az ordinális skálán mértekkel is helyesen birkózik meg, az ordinális skálán bekövetkező nemlinearitást is kezeli. (*Losh* [2002])

A Harald Cramér svéd statisztikus által kidolgozott mutató (*Cramér*, [1945]) a [0;1] intervallumban méri a kapcsolat szorosságát, függetlenség esetén értéke 0-át vesz fel, míg függvényszerű kapcsolat esetén 1-et. *Köves és Párniczky* [1981] felhívja a figyelmet arra, hogy az alternatív ismérvek esetén használható Yule-féle asszociációs együtthatónál szigorúbb mutató, míg *Losh* [2002] a γ -együtthatónál találja a C -t szigorúbbnak. *Hunyadi és Vita* [2002] arra hívja fel a figyelmet, hogy a Cramer-féle asszociációs együttható elméleti maximumát (1) csak a peremeloszlások speciális alakulása esetén veheti fel. Ehhez hozzá kell tenni, hogy a peremgyakoriságok egymástól lényegesen eltérő struktúrája a kapcsolat megítélése szintjén is azt jelzi, hogy nem lehet függvényszerű kapcsolat.¹ A

¹ Például, ha két kérdésre adott igen/nem válaszokat vizsgáljuk, és az első kérdésre fele-fele arányban oszlanak meg a válaszok, míg a másikkra egynegyed-háromnegyed arányban, akkor a belső arányok vizsgálata nélkül állíthatjuk, hogy a két ismerv nincsen függvényszerű kapcsolatban egymással. Belátható, hogy ebben az esetben a Cramer-mutató 0,58-nál nagyobb értéket nem vehet fel.

kapcsolat szorossága szempontjából az irodalom általánosan 0,1 felett beszél gyenge, 0,25–0,3 felett közepesen szoros, 0,5–0,7 felett szoros kapcsolatról, és abban is egyetértenek a mutatószám elemzői, hogy a 0,1 tekinthető olyan küszöbértéknek, amely alatt nem beszélhetünk érdemi kapcsolatról. (*AcaStat* [2005])

AZ EGYES KÉRDÉSEKRE ADOTT VÁLASZOK HATÁRSZAKASZONKÉNTI ÖSSZEHASONLÍTÓ ELEMZÉSE

A kérdőív első kérdése „Településén látja-e valamilyen hatását, hogy a határ mentén él?” a határ közelségéhez való hozzáállást kívánta felmérni. A kérdőívet kitöltők 1,8 százaléka nem válaszolt, a válaszadók 21,2 százaléka érzi úgy, hogy a határ negatív hatással van az életére, 34,4 százalék nem érez semmilyen hatást, míg 44,4 százalék inkább pozitívan éli meg a határ közelségét. A válaszok megoszlása jelentős eltéréseket mutat az egyes határszakaszokon. (Lásd a 2. táblát.)

A válaszok alapján szembevetendő a horvát határ zártsága, amelyet a hatás hiánya jelez. Magyarázata a nehezen átjárható Dráva mint határfolyó lehet. Az ukrán határról alkotott vélemények szélsőségesek, sokan érzik a határ hatását, de a pozitív és negatív érzések egyaránt nagyobb arányban fordulnak elő. Az osztrák és a szlovén határon a legnagyobb azok aránya, akik előnyként élik meg a határ közelségét, itt a határok viszonylag könnyű átjárhatósága és a kamatoztatható gazdasági kapcsolatok léte jelenti az alapot.

2. tábla

*Milyen hatását látja határmenti helyzetének?
(Az összes válasz százalékában)*

Határszakasz	Negatív	Nincs	Pozitív	Összesen
	hatás			
Szlovák	15,8	38,2	46,0	100,0
Ukrán	34,4	25,6	40,0	100,0
Román	32,3	37,2	30,5	100,0
Szerb	25,4	34,0	40,6	100,0
Horvát	14,8	53,9	31,3	100,0
Szlovén	14,2	19,4	66,4	100,0
Osztrák	17,0	22,6	60,4	100,0

Ha a határ két oldalán kapott válaszokat külön vizsgáljuk, újabb érdekes eredményekre jutunk. A szlovák határ szlovákiai oldalán az átlagosnál mintegy 7 százalékponttal nagyobb azok aránya, akik szerint a kedvezőtlen hatások vannak túlsúlyban, míg a magyar oldalon éppen ellentétes a helyzet. Az ukrán határszakasz szélsőségeségét a határ két oldalának eltérő attitűdje adja: míg az ukrán oldalon a válaszadók 86,5 százaléka pozitívnak látja a határmentiséget, a magyar oldalon mindössze 28,0 százalék vélekedik így. Hasonló a helyzet a román határon is, a romániai oldal 63,2 százalékos pozitív válasszával szemben a magyar oldal 28,2 százaléka áll. A szerb határ szerbiai oldalán is meglehetősen alacsony azok aránya, akik negatívan élik meg a határ közelségét (7,1%), 34,3 százalék nem érez semmilyen hatást. A magyar oldalon a semleges választ adók aránya hasonló, de 36,1 százalék negatívan értékeli a határ hatását. A horvát határ két oldalán

élők között kisebbek az eltérések, a horvátországi oldalon élők nagyobb arányban érzik semlegesnek a határt (68,2%), mint a magyar oldalon élők (48,1%). Az osztrák határ osztrák oldala a héthatármenti átlaghoz közeli képet mutat, a magyar oldalon élők 69,4 százaléka szerint kedvező hatású a határ közelsége. Összességében megállapíthatjuk, hogy a gazdasági fejlettségben fennálló jelentős különbségek a határról alkotott képpel összefüggésben vannak, a fejletlenebb területek számára a fejlettebb ország közelsége kedvező hatással bír, ami a lakosság véleményében is tükröződik.

A második kérdés arra vonatkozott, hogy a helyi lakosok érznek-e pozitív változást a határmenti helyzetük megítélésében a rendszerváltás óta. Erre a kérdésre 90,6 százalékos volt a válaszadási hajlandóság. A válaszadók több, mint fele (50,8 %) értékelte úgy, hogy nem történt változás és szinte elenyésző volt azoknak az aránya (1,5 %), akik negatív változást érzékeltek. Az ukrán határszakaszon jelentős különbségek érzékelhetők a válaszokban. A határszakasz magyar oldalán a megkérdezettek 35,6 százaléka érezte csak a pozitív változást, 60,2 százaléka nem érzékelte változást. Az ukrán oldalon többen (69,4%) érzékeltek pozitív változást. A szerb határszakasz mindkét oldalán arról foglaltak állást, hogy nem érzékeltek változást (szerb oldalon 63,5, magyar oldalon 65,0 százalék). Fontos megemlíteni, hogy magyar oldalon az országos átlaghoz képest kevesebben (80,1%) válaszoltak erre a kérdésre. A horvát határ mentén mindkét oldalon egyértelműen kirajzolódik azoknak a többsége (horvát oldalon 64,4, magyar oldalon 65,2 százalék), akik szerint nem történt változás a határmenti helyzet megítélésében. A határszakaszok közül a legnagyobb arányban az osztrák határszakasz magyar oldalán élők érztek pozitív változást (71%), az osztrák oldalon ez az arány 56,2 százalék.

Érdekes megemlíteni, hogy az első két kérdésre adott válaszok között összefüggés mutatkozik. Azok, akikből negatív érzést vált ki a határ közelsége, inkább érzik úgy, hogy a helyzet nem javult a rendszerváltás óta (és közülük került ki a negatív változásról beszámoló két-harmada is), míg a határt pozitívan szemlélők jellemzően a változásokat is kedvezőnek látják. (A Cramer-féle asszociációs együttható, $C=0,252$.)

A helyi lakosokat megkérdeztük arról is: van-e tudomásuk arról, hogy településük határon átnyúló együttműködésben vesz részt. Átlagosan a megkérdezettek 60 százaléka válaszolt igennel. Az átlagostól lényegesen eltérő arányokra érdemes figyelmet fordítani. Nagyobb eltérést találunk az ukrán határ két oldala között, míg a magyar oldalon csak 50,3, az ukrán oldalon 67,6 százalék volt az igennel válaszolók aránya. Az osztrák határ osztrák oldalán kitöltött kérdőívek alapján a megkérdezettek 57,0 százaléka szerint a település lakói részt vesznek határon átnyúló együttműködésben. A magyar oldalon a megkérdezettek 82,6 százaléka tud településén határon átnyúló együttműködésről. Ahol a ténylegesen együttműködő települések lakosait kérdeztük meg, ott sem csengett teljesen egybe a két oldal véleménye. Valószínűsíthető, hogy határon átnyúló együttműködésen nem ugyanazt érti a két oldal lakossága, mentálisan létezik különbség az együttműködések kezelésében: amit a magyar oldalon már együttműködésnek tekintenek, azt az osztrákok oldalán még nem, hűvösebben kezelik a kapcsolatok megítélését. Érdekes még megemlíteni a horvát határszakaszon kapott eredményeket. A magyar oldalon a pozitív válaszok aránya hasonló az átlaghoz, 60,2 százalék tud határon átnyúló együttműködésben való részvételről, a horvát oldalon azonban a válaszadók kétharmada nem tudott erről. Ennek a ténynek a magyarázatára a későbbiekben kerül sor, mivel a következő két kérdés szorosan e témához kapcsolódik.

A következő kérdésben rákérdeztünk, hogy hallott-e a válaszadó arról az eurorégióról, amelyhez a települése tartozik. Itt minden esetben a területnek megfelelően tettük fel a kérdést (az érintett eurorégióra, vagy eurorégiókra kérdeztünk rá). Összességében meglehetősen lesújtó eredmény született: a válaszadók 63,9 százaléka nem ismeri azt az eurorégiót, amelynek területén él, 26,2 százalékuk egyetlen eurorégiót ismer, míg 9,9 százalékuk ismeri az összeset. Ennek okait tárgyalja Székely [2005].

3. tábla

Azon válaszadók aránya, akik nem ismerik azt az eurorégiót, amelynek területén élnek (százalék)

Határszakasz	Magyarország	Szomszédos ország
Szlovák	63,9	72,9
Ukrán	60,4	67,6
Román	68,6	68,4
Szerb	85,9	66,7
Horvát	82,4	79,8
Szlovén	61,4	–
Osztrák	30,2	45,1

A 3. táblából megállapítható, hogy a szerb határszakasz magyar oldalán a legmagasabb azoknak az aránya, akik nem ismerték az ott 1997 óta működő Duna-Körös-Maros-Tisza Eurorégiót. A leginkább ismert eurorégió a West-Pannon volt, amely az osztrák határszakaszon 1998-ban alakult. Érdekes lehet megemlíteni, hogy az ukrán határszakaszt is magába foglaló Kárpátok Eurorégiót a magyar oldalon 60,4 százalék nem ismerte. Ez a szám a főátlaghoz képest valamivel alacsonyabb, ami valószínűleg annak tulajdonítható, hogy a Kárpátok Eurorégió a legrégebbi alapítású (1993) és alapításkori központja Nyíregyházán volt. A határmenti együttműködésben való részvételtől való tudomás és az eurorégiók ismerete között a mintában csak gyenge kapcsolat mutatkozott ($C=0,157$).

4. tábla

Létező településközi kapcsolatról tudók aránya (százalék)

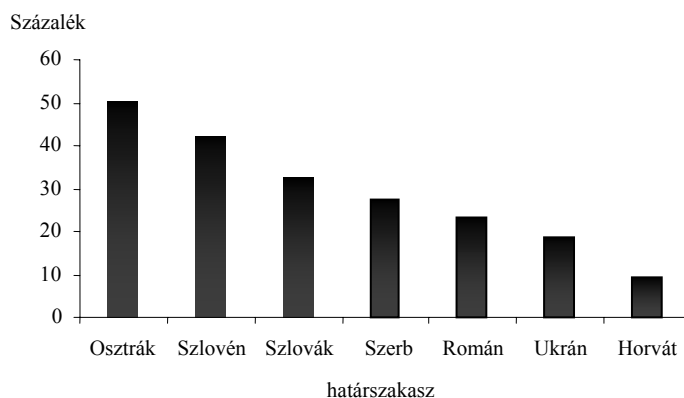
Határszakasz	Magyarország	Szomszédos ország
Szlovák	59,1	73,3
Ukrán	55,9	78,3
Román	75,5	35,3
Szerb	60,7	68,1
Horvát	68,8	70,5
Szlovén	78,7	–
Osztrák	74,2	70,9

Az ötödik kérdés a határon átnyúló településközi kapcsolatok létre vonatkozott. A kérdőívet kitöltők igennel és nemmel válaszolhattak, illetve rákérdeztünk az együttműködő másik település pontos nevére. A szerzők oly módon tudták ellenőrizni a vála-

szok „helyességét”, hogy a kérdőíves felvétel előtt (illetve részben azzal egyidőben) önkormányzati szakemberekkel (polgármesterek, alpolgármesterek, jegyzők, projektmenedzserek) mélyinterjúk során rákérdeztek. Az országhatár egészére vonatkoztatva a kérdőívet kitöltők 54,9 százaléka állította, hogy településének van határon átnyúló településközi kapcsolata. A valóságban ilyen kapcsolata a települések 78,5 százalékának volt, elenyésző azok aránya, akik meg nem lévő kapcsolatról „tudtak”. A 4. tábla adatainak áttekintése felhívja a figyelmet arra is, hogy a településközi kapcsolatot (például testvértelepülés) nem mindenki tekinti határon átnyúló együttműködésnek. Jó példa erre Horvátország, ahol a megkérdezettek 34,4 százaléka tudott településközi kapcsolatáról, de csak 33,3 százalék szerint vesz részt a település tágabb értelemben határmenti együttműködésben. A határmenti együttműködésre és a településközi kapcsolatokra adott válaszok közti asszociációs együttható $C=0,424$, amely közepesen szoros kapcsolatot tükröz.

A határmenti együttműködés keretében létrejött beruházásokról érdeklődött a következő kérdés. Átlagosan a válaszadók harminc százaléka tudott ilyenfajta beruházásokról. A határszakaszok szemközti oldalain kapott eredmények általában összhangban voltak, egyedül az osztrák határszakasz két oldalán tértek el egymástól. Míg a magyar oldalon a válaszadók 61 százaléka azt jelezte, hogy történt ilyenfajta beruházás, addig az osztrák oldalon mindössze 25,7 százalék vélte így. Feltételezhetően az osztrák oldalon ez az alacsony érték abból is származhatott, hogy ott bizonyos műveleteket nem beruházásnak, hanem legfeljebb felújításnak tekintettek (például határátkelő nyitásakor az oda vezető út korszerűsítése). Olyan is előfordult, hogy a néhány hónapja megnyílt határátkelőt nem sorolták be a határmenti együttműködésben létrejött beruházásnak. Határszakaszonként, de a határ két oldalát összevontan kezelve érdekes eredményekre jutunk.

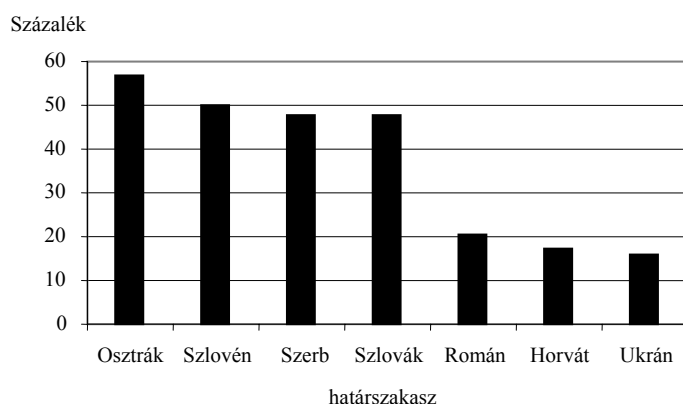
1. ábra. Határmenti együttműködés keretében létrejött beruházásról tudók aránya



Az 1. ábra, amely a határszakaszokat a beruházásokat ismerők aránya szerint csökkenő sorrendben tartalmazza, összefüggést mutat a beruházásokat ismerők aránya és a határszakasz gazdasági fejlettsége között. A horvát határszakasz kivételt képez ezalól, ennek hátterében állhat az is, hogy a horvát oldalon viszonylag hosszú ideig folytak háborús cselekmények a rendszerváltást követő években, amikor ilyen beruházások valóban nem valósulhattak meg.

A következő kérdés arra vonatkozott, hogy hoztak-e létre külföldi befektetők vállalkozást a határmenti településen. A válaszadók 36,7 százaléka tudott ilyenről. A legnagyobb arányban az osztrák határszakaszon tudtak külföldi vállalkozásról. Ahogy a 2. ábra mutatja, az osztrák határszakasz két oldalán a megkérdezettek 56,7 százaléka tud arról, hogy külföldi befektető (azaz nem csak a szomszédos ország befektetője) vállalkozást létesített a településen. Ezt követi a szlovén, majd a szerb határszakasz, ahol meglepően sokan (47,6%) tudnak külföldi vállalkozásról. A szerb határ mentén működő vállalkozásokkal, azok tevékenységével részletesen foglalkozik (Szónokyné [1998]).

2. ábra. A településen történt külföldi befektetésről tudók aránya



A nyolcadik kérdés az Európai Unió támogatási programjainak ismeretére irányult (PHARE, INTERREG, CREDO – határszakaszra adaptáltan). A válaszadók 34,2 százaléka nem hallott egyik Európai Uniós támogatási programról sem, 57,5 százalékuk a programok közül egyet ismer, s 8,2 százalékuk az, aki több programról is informált volt. Az országonkénti értékelés során kiemelkedik Románia, ahol a kérdőívet kitöltők több, mint 80 százalékának ismerősen cseng a PHARE-program neve. Szlovénia esetében a legalacsonyabb a szomszédos országok közül azon válaszadók aránya (7,9%), akik nem ismerik sem a PHARE, sem a régebbi CREDO programot. Ausztria esetében igen magas (63,1%) volt a legalább egy programot ismerők aránya, ami egyértelműen a magyar oldal pozitív hatásának tudható be (a PHARE-programot ismerők aránya itt 78,7 százalék volt). Ha a határszakaszok szemközti oldalán kapott eredményeket vizsgáljuk, akkor minden esetben igaz, hogy a magyarországi oldalon magasabbak voltak az ismertségi mutatók a külföldi oldalénál. Különösen nagy volt az eltérés Szerbia, Horvátország és Ausztria esetén, ahol 30 százalékpont feletti volt a különbség.

A kilencedik kérdés arra kérdezett rá, hogy „Érdekl-e, mi történik a határ túloldalán?”. Hétfokozatú skálán jelölték meg a válaszadók érdeklődésük mértékét (az 1-es a legalacsonyabb, a 7-es a legmagasabb érdeklődést jelentette). A válaszadók átlagosan 4,51-re értékelték saját érdeklődésüket. A medián válasz az 5-ös volt, a módusz a 4-es (a válaszadók 25,2 százaléka), a szórás 1,71 volt. A szlovák, ukrán, román és szerb határszakasz esetében a külföldi oldal érdeklődése magasabb volt (a többi három határszakaszon pedig fordítva, az osztrák határ esetén az eltérés minden szokásos szignifikancia-szinten jelentős). Az első

négy határszakasz magas külföldi érdeklődési szintje az ott élő magyar nemzetiségű lakosság erős, az anyaország felé mutatott érdeklődésének tudható be.

A kérdőív 10-12. kérdései a határral kapcsolatos politikai témákat vizsgálták: „Miért fontosak a politikusok számára a határmenti kapcsolatok?”, „Magyarország EU-csatlakozása és a schengeni határok megváltozása véleménye szerint milyen hatással lesz a település életére?”, „Az elmúlt években több politikus részéről is elhangzott a trianoni határok módosításának gondolata. Mi a véleménye erről?” Mivel ezek nyitott kérdések formájában szerepeltek a kérdőívben, statisztikai kiértékelésük nem valósítható meg. Alacsony válaszadási hajlandóság mellett mérsékelt és szélsőséges válaszok is előfordultak, akadt olyan kitöltő, aki külön lapon mellékelte másfél oldalas véleményét.

A következő nem nyílt kérdés (13.) arra vonatkozott, hogy vannak-e a határ túloldaláról rendszeresen átjáró külföldiek a válaszadó településén. Összességében a válaszadók 88,3 százalékának van tudomása róluk. Ez az érték magasnak tűnik, figyelembe véve, hogy eldugott zsáktelepüléseken is kerültek kitöltésre kérdőívek. Olyan település, ahol a kérdőívet kitöltők egyike sem tudott volna rendszeresen érkezőkről csak Horvátországban fordult elő.

A 13. kérdésre adott igen válaszok arányát mutató 5. táblából jól kitűnik a horvát határ zártsága, mindkét oldalon a legalacsonyabb értékekkel találkozunk. (A horvát oldalon a megkérdezettek 31,0 százaléka tud Magyarországról rendszeresen érkezőkről, míg fordított viszonylatban 74,1 százalék.) A zártságot ebben az esetben több tényező együttesen okozza: a Dráva folyó természeti határként nehezen átjárható akadályt képez, illetve az 1990 utáni háborús események szintén visszatartották a jelentős (különösen a Horvátország felé irányuló) forgalmat (*Hajdú* [1998]).

5. tábla

A szomszédos országból rendszeresen érkezőkről tudók aránya (százalék)

Határszakasz	Magyarország	Szomszédos ország
Szlovák	88,6	95,1
Ukrán	98,6	86,5
Román	97,4	94,7
Szerb	85,4	98,0
Horvát	74,1	31,0
Szlovén	86,3	–
Osztrák	97,7	95,9

Az előző kérdéshez kapcsolódva arra is választ kerestünk, hogy a helyi lakosság tapasztalatai szerint milyen cézzal érkeznek a külföldiek. Több választ lehetett megjelölni: bevásárlás, rokonlátogatás, turizmus, üzleti cél, munkavállalás, feketepiac és egyéb. A válaszadók 62,2 százaléka említette, hogy vásárolni jönnek, 48,9 százalékuk szerint érkeznek rokonlátogatási céllal, harmadik helyen a munkavállalás szerepelt (42,3%), a feketepiacba való bekapcsolódás 25,5 százalék szerint előforduló motiváció, 23,9 százalék említette az üzleti célt, míg 23,5 százalék volt azok aránya, akik turisztikai cézzal érkező szomszédos országban élőkről tudott. Az egyéb választ megjelölők aránya 7,3 százalék volt, emögött legtöbbször a tanulási cél állt.

A határszakaszonkénti legfontosabb célokat szemlélteti a 6. tábla. A legtöbbször említett cél, a vásárlás az összes határszakaszon az első három között jelenik meg, nagyjából szimmetrikusan. A helyi lakosok követik a túloldalon az árváltozásokat és kihasználják a mindenkori ár- és minőség különbséget, vagy egyszerűen azt, hogy bizonyos áruféleségek csak a határ túloldalán kaphatók (például élelmiszer vagy üzemanyag háború, illetve embargó idején). Az ukrán és a román határ magyar oldalán egyértelműen a termékek minőségkülönbsége lehet az az indok, amiért átjönnek a szemközti oldalon élők, míg a magyar oldal lakosait a túloldali alacsony árak motiválják a vásárlásra. A szlovák határ mindkét oldalán meglehetősen aktív a lakosság a vásárlások tekintetében, itt a motiváció az előzőkhöz hasonló egyszerű módon nem mutatható ki. A kilencvenes évek közepén az akkori Jugoszláviában, a háború miatt tapasztalható élelmiszer- és áruhiány miatt, a szerb határ túloldaláról érkezők bevásárlása volt nyomasztóan érzékelhető a magyar oldalon. A kérdőív felvételekor a szerb oldalról magasabb a vásárlási szándékkal érkezők aránya, mint amekkora érdeklődés a magyar oldalon mutatkozik Szerbia irányába. Bár mára a politikai helyzet jelentősen lehiggadt, a volt Jugoszlávia területén és áruhiány sincs, a magyar határhoz közel élők még mindig szívesen jönnek Magyarországra vásárolni (a fejekben élő kép szerint a jobb élelmiszer-minőség miatt). Az osztrák határszakasz mindkét oldalán megjelenik a vásárlás mint gyakorta megjelölt utazási cél, bár a rendszerváltás idején tapasztalt „Gorenje-láz” a magyarok részéről lecsengett (*Rechnitzer* [2002]). A számok a felmérés szerint arra világítanak rá, hogy az osztrák oldalról érkeznek nagyobb arányban rendszeresen vásárlási célzattal a „sógorok”.

6. tábla

A határ túloldaláról rendszeresen érkezők célja
(Százalék)

Határszakasz	Oldal	1. cél	2. cél	3. cél
Szlovák	szlovák magyar	vásárlás (71,2) vásárlás (78,1)	családi (66,1) családi (60,3)	turizmus (40,7) munkavállalás (44,8)
Ukrán	ukrán magyar	családi (66,7) munkavállalás (83,7)	vásárlás (63,6) vásárlás (69,4)	üzleti (39,4) családi (57,8)
Román	román magyar	turizmus (94,4) vásárlás (66,7)	családi (72,2) munkavállalás (58,7)	vásárlás (16,7) fekete piac (55,3)
Szerb	szerb magyar	családi (70,0) munkavállalás (74,0)	fekete piac (64,0) családi (64,4)	vásárlás (46,0) vásárlás (62,3)
Horvát	horvát magyar	családi (52,8) vásárlás (74,4)	vásárlás (50,0) családi (49,4)	turizmus (22,2) turizmus (27,5)
Szlovén	szlovén magyar	– vásárlás (87,5)	– családi (71,4)	– turizmus (50,0)
Osztrák	osztrák magyar	munkavállalás (81,5) vásárlás (76,9)	vásárlás (48,7) turizmus (50,6)	családi (35,3) családi (40,0)
Összesen		vásárlás (62,2)	családi (48,9)	munkavállalás (42,3)

Megjegyzés. Zárójelben az említés relatív gyakorisága.

A családi kapcsolatok (rokonlátogatás) áll a második leggyakrabban megjelölt érkezői célként. Ezek a kapcsolatok mindig szimmetrikusak, logikus módon a határ mindkét

oldalán léteznek, és az egyes határszakaszok mindkét oldalán nagyjából ugyanolyan arányban jelölték meg a válaszadók célként. A családi, rokon kapcsolatokat általában a kölcsönösség elvén alapulva működnek, így nyitott határok esetében (ahol tehát nincs jelentős akadálya az egyik ország polgárai kiutazásának) a hasonló nagyságrendű számok természeteseek.

A munkavállalás mind a hét határon bekerült a leggyakrabban említett célok közé. A külföldiek munkavállalásáról a közigazgatási szakemberek (az interjúk során), de még a helyi lakosság is szűkszavúan nyilatkozott, hiszen ez a tevékenység gyakorta illegális formában zajlik a határ valamelyik oldalán. Éppen ezért a kérdőívbe beépítettünk egy kontrollkérdést, amely a külföldi állampolgárok munkavállalásáról érdeklődik az adott településen. Az erre adott pozitív választ (hacsak nem derült ki, hogy a külföldi nem a szomszédos országot jelenti) úgy tekintettük, mint az egyik érkezési célt.

7. tábla

*Az adott területen munkát vállalókról tudók aránya
(százalék)*

Határszakasz	Oldal	Magyarországi	Szomszédos országban
		megkérdezettek	
Szlovák	szlovák	41,7	30,5
	magyar	44,8	91,5
Ukrán	ukrán	10,6	6,1
	magyar	83,7	100,0
Román	román	18,2	11,1
	magyar	58,7	94,7
Szerb	szerb	35,1	14,0
	magyar	74,0	97,9
Horvát	horvát	44,0	11,1
	magyar	20,0	63,8
Szlovén	szlovén	81,0	–
	magyar	32,1	–
Osztrák	osztrák	96,0	81,5
	magyar	35,7	40,0

A kérdőív egyik kérdése arra keresett választ, hogy előfordul-e, hogy a helyiek a szomszédos országban vállalnak munkát. A válaszadók 53,3 százaléka válaszolt igennel. Ebben az esetben különösen tanulságos összevetni a határvonal szemközti oldalai „igen” válaszainak arányát. A 7. táblában ezt az összevetést találjuk meg.² Vegyük észre, hogy a küldőországban nagyobb arányban említik a válaszadók, hogy mennek a határ túloldalára dolgozni, mint a fogadóországban az érkezésüket. Ez a már említett illegálisvállalási problémán túl részben azzal is magyarázható, hogy a határ mellől érkező külföldi nem feltétlenül közvetlenül a határ szemközti oldalára megy dolgozni, hanem a fogadóország belső területére. Két határszakasz kivétel ez alól, az ukrán és az osztrák. Itt a munkavállalás

² A tábla lehetőséget nyújt arra, hogy összevessük a határ két oldalán élők véleményét ugyanarról a jelenségről. Például a 2. sor adatai alapján a Szlovákiából Magyarországra történő munkaerő-áramlást követhetjük nyomon, mindkét oldal véleménye alapján. A szlovák határ magyar oldalán lakók 44,8 százaléka gondolja úgy, hogy településén dolgoznak Szlovákiából érkezett munkavállalók, ugyanakkor a szlovák határ szlovák oldalán lakók 91,5 százaléka gondolja úgy, hogy a település bizonyos lakói a szomszédos országban, tehát Magyarországon vállalnak munkát.

lók inkább a határ közelében dolgoznak, s a migrációs egyenleget tekintve a küldő (alacsonyabb bérszínvonalú) ország fogadási arányszámai is alacsonyak.

A 17. kérdésben arra kértük a helyi lakosokat, hogy egy hétfokozatú skálán (1 – legrosszabb, 7 – legjobb) értékeljék, mennyire elégedettek településükön az infrastruktúra, a közbiztonság, az oktatás, az orvosi ellátás, a kereskedelem (mennyiség, minőség, választék, árak) és az önkormányzat működésének színvonalával. A minősítések közül a legalacsonyabb átlagos értéket az infrastruktúra (a többi jellemzőt a közepesnél jobbnak ítélték) és az orvosi ellátás, a két legjobb átlagot az oktatás és az önkormányzatok kapták. (Lásd a 8. táblát.) (Az önkormányzatok jó átlaga némi szubjektivitást tükrözhet, mivel minden határszakaszon előfordult, hogy az önkormányzatok szakemberei segítettek a kérdőív kitöltésében.)

8. tábla

A települési jellemzőkkel való elégedettség statisztikai mutatói

Megnevezés	Elégedett-e a (az)					
	infrastruktúrával	közbiztonsággal	oktatással	orvosi ellátással	kereskedelemmel	önkormányzattal
Minta (fő)						
Válaszolt	1932	1956	1939	1950	1941	1939
Nem válaszolt	63	39	56	45	54	56
Átlag	3,83	4,16	4,44	4,08	4,35	4,37
Medián	4	4	5	4	4	4
Módusz	4	4	5	4	4	4
Szórás	1,59	1,56	1,57	1,61	1,54	1,76

9. tábla

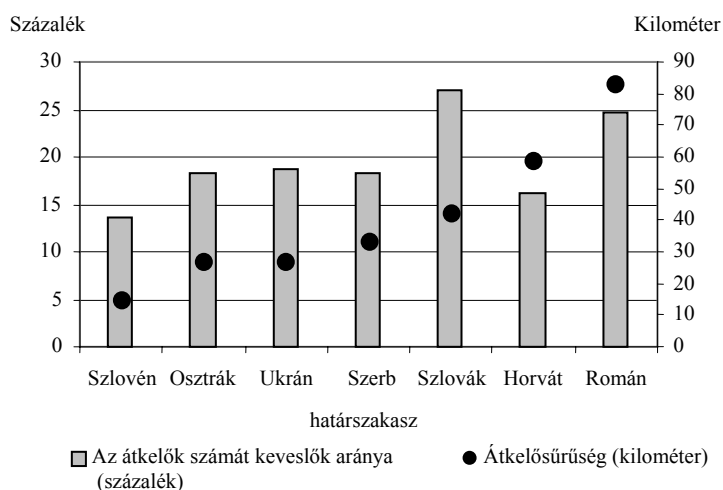
A települési jellemzőkkel való elégedettség átlagai határszakaszonként

Határszakasz	Oldal	Elégedett-e a (az)					
		infrastruktúrával	közbiztonsággal	oktatással	orvosi ellátással	kereskedelemmel	önkormányzattal
Szlovák	szlovák	3,66	3,46	4,39	3,59	4,24	3,74
	magyar	3,82	4,13	4,58	4,11	4,30	4,25
Ukrán	ukrán	2,03	3,76	4,68	3,22	4,70	3,05
	magyar	4,14	4,44	4,42	3,74	4,55	4,82
Román	román	2,26	2,83	2,63	2,74	3,95	3,00
	magyar	4,04	4,06	4,74	4,45	4,62	5,05
Szerb	szerb	2,90	3,34	3,21	2,59	3,87	2,85
	magyar	3,52	3,81	3,80	3,96	4,34	4,30
Horvát	horvát	4,45	4,12	4,68	3,85	5,02	4,92
	magyar	3,60	4,19	4,50	4,42	4,11	4,38
Szlovén	szlovén	*4,63	*5,25	*5,00	*5,25	*5,00	*4,14
	magyar	4,27	4,90	5,01	4,63	4,14	5,19
Osztrák	osztrák	4,01	4,53	4,48	4,53	3,76	4,56
	magyar	4,14	4,42	4,54	4,14	4,57	4,03

* Szlovéniában 8 kérdőív adatai alapján.

Határszakaszonként a határ mindkét oldalát értékelve árnyaltabb képet kapunk. Általánosan megállapítható, hogy a szlovák, az ukrán, a román és a szerb határ esetében a magyar oldalon magasabbak az átlagok. A horvát határ vegyes képet mutat, az osztrák határon inkább a két oldal közti csekély eltérés figyelemreméltó. (Lásd a 9. táblát.) Továbbra is igaz, hogy az infrastruktúrával való elégedettség a legrosszabb mutatók között található. A közbiztonság a legmagasabb átlagot a szlovén határ magyar oldalán kapta. Sorrendben utána az osztrák határ osztrák oldala, az ukrán határ és az osztrák határ magyar oldala áll. Meglepő ez a sorrend, s jól látszik, hogy a helyi lakosok településük közbiztonságát a közel eső, de nem határmenti területekhez viszonyítva (azaz mezoszinten) értékelték. Az ukrán határszakasz magyar oldalának jó átlaga valószínűleg annak köszönhető, hogy a határőrség jól érzékelhetően jelen van a területen, megnyugtatta ezzel a helyi lakosság közérzetét. Az oktatás színvonalára kapott osztályzatok közül a szlovák határszakasz szlovák oldala érdemel említést, ott kiugróan magas volt a 7-es osztályzatok aránya (18%). Az orvosi ellátás megítélése a határ magyar oldalán kiegyensúlyozottabbnak mondható, a szomszédos országok között nagyobb eltérések találhatók. A kereskedelmi egységek színvonalának értékelése némi furcsaságot hoz felszínre: közel egy egész fokozattal nagyobb értéket kapott az ukrán határszakasz ukrán oldala, mint az osztrák határszakasz osztrák oldala. Ez ismét a helyi lakosok mezoszintű összehasonlításának köszönhető, hiszen nehéz elképzelni, hogy a kárpátaljai kereskedelmi egységek színvonala lényegesen meghaladja a burgenlandiak színvonalát. Az önkormányzatok működésének osztályzatainál a szlovák, ukrán, román és szerb határszakaszok esetében szignifikánsan (1 százalékos szignifikanciaszinten is) jobb a magyar oldal osztályzata. Fontosnak tartjuk jelezni, hogy az önkormányzatok munkája, valamint az oktatás és az orvosi ellátás terén szinte lehetetlen teljesen helytálló összehasonlítást végezni, mivel mindhárom terület szervezése közigazgatási egységekhez, rendszerekhez kötődve történik, ami mind a nyolc országban eltérő.

3. ábra. A határátkelők átlagos távolsága (átkelősűrűség, kilométer) és az átkelők számát keveslők aránya



A következő kérdéssel azt kívántuk megismerni, hogy a helyi lakosság szerint elégedő-e a határátkelők száma. Összességében a válaszadók 79,5 százaléka ítélte megfelelőnek a határátkelők számát. Két határszakaszon, a szlovákon és a románokon voltak az átlagosnál elégedetlenebbek a helyi lakosok, 27,1, illetve 24,6 százalék válaszolt nemmel. (Lásd a 3. ábrát.) A román határszakaszon érthető ez az eredmény, hiszen a második leghosszabb határszakaszon átlagosan 83 kilométerenként található átkelő, ami több, mint kétszerese az országos átlagnak (37 kilométer). A szlovák határszakaszon is az átlagosnál ritkábban (42 kilométerenként) követik egymást a határátkelők. A legmeglepőbb eredményt a horvát határ esete mutatja, itt ugyanis annak ellenére, hogy az országos átlagnál jóval ritkábban létesítettek átkelőket (átlagosan 59 kilométerenként), a helyi lakosok az átlagosnál elégedettebbek (83,8 százalékkal).

A 19. kérdéssel a határőrség és a vámhatóság munkájával való elégedettséget vizsgáltuk. Hétfokozatú skálán értékelték a kérdőívet kitöltők mindkét szerv munkáját. A határőrség átlagosan 4,88-as minősítést kapott. Mindegyik határszakaszra igaz, hogy jobbak az átlagok a határ magyar oldalán, mint a külföldi oldalon. A magyar határőrség munkáját nagyra értékelték az ott élők, úgy tűnik a válaszok alapján, hogy Magyarországon jó a kapcsolatuk a helyi lakossággal. A szomszédos országok átlagértékei és az adott ország gazdasági fejlettsége között összefüggés látszik, az átlagok alapján az országok csökkenő sorrendben: Ausztria, Horvátország, Szlovákia, Románia, Ukrajna, Szerbia és Montenegró (Szlovénia a használható kérdőívek alacsony száma miatt nem volt értékelhető). A vámhatóság munkájának megítélése kissé rosszabb a határőrségénél (az átlageredmény 4,67 lett). Hasonlóan a határőrségnél kapott eredményekhez, a magyar oldalon magasabbak az átlagok, ez alól egyedül az osztrák határ jelent kivételt, ahol minimális különbséggel alulmaradt a magyar hatóság. Szerbiában és Ausztriában magasabb osztályzatot kaptak a vámosságok, mint a határőrök, a többi országban a határőrök szerepeltek jobban. Érdekes lehet, hogy a mindkét hatóságot értékelő 1809 fő közül 1210-en (azaz a válaszadók 66,9 százaléka) azonos minősítést jelölt meg (a két ismérv közti asszociációs együttható $C=0,25$). A kérdőívek alapján úgy tűnik, hogy a két szerv tevékenysége összemosódik a megkérdezettek fejében, azonban a személyes kitöltés során több olyan személlyel is találkoztak a szerzők, akik külön kiemelték a – szerintük igen lényeges – különbségeket. Nyílt kérdésben rákérdeztünk arra is, hogy milyen változtatásokra lenne szükség ezeknél a szerveknél. A határőrség esetében a határállomásokon a gyorsabb ellenőrzést (hatékony számítógépes útlevél-leolvasás) hiányolták a várakozások megszüntetésére, a vámhatóság tekintetében a korrupció megszüntetését szorgalmazták.

Az utolsó kérdés az iránt érdeklődött, hogy „Elköltözne-e a térségből?”. A válaszadók 29,1 százaléka jelölte meg az igen választ. Valamennyi határszakaszon a magyarországi válaszadók között magasabb az elköltözni kívánók aránya. Ha határszakaszonként vizsgáljuk a kérdésre adott válaszok megoszlását, akkor két nagy táborra oszthatjuk azokat. Az első csoportba a szlovák, ukrán, román és szerb határok tartoznak, amelyek közelében élők magas elköltözési hajlandóságot mutatnak (30–42%). A másik csoportba a kimondottan alacsony (8 százalék alatti) költözési hajlandósággal jellemezhető osztrák határ (mindkét oldal), illetve a horvát határszakasz horvát oldala tartozik. A horvát-magyar határ – mint a felmérés során oly sokszor – ebben az esetben is Janus-arcúként viselkedik, a magyar oldalon a költözni vágyók aránya (30,8%) sokkal inkább az első csoportba tartozókkal mutat hasonlóságot.

A 10. tábla segítségével azt vizsgáljuk, hogy a határ közelsége mennyiben befolyásolja az elköltözési szándékot. Látható, hogy azok között, akik szerint a határmentiségnek nincs hatása a mindennapokban, az elköltözni kívánók aránya pontosan átlagos. A határral kapcsolatos optimizmus valamelyest csökkenti a költözési szándékot, de a határ közelsége, az arról alkotott kép nem alapvető motivációja a vándorlásnak, annál meghatározóbb helyi és egyéni szempontok döntenek ($C=0,116$).

10. tábla

A határmentiség hatása és az elköltözési szándék kapcsolata

Elköltözne-e?	A határmentiség hatása			
	negatív	nincs hatása	pozitív	Összesen
Nem	236 (291)	471 (471)	665 (610)	1372
Igen	175 (120)	195 (195)	197 (252)	567
<i>Összesen</i>	<i>411</i>	<i>666</i>	<i>862</i>	<i>1939</i>

Megjegyzés. Zárójelben a függetlenség esetén fennálló elméleti gyakoriságok találhatók.

A kérdőívek kitöltéséhez kapcsolódóan a megkérdezetteket arra is kértük, hogy rajzolják le, mi jut eszükbe a határ szóról. Ez a kérés a kérdőív végén szerepelt, így mindenki az országhatárról alkotott képét vetette papírra³. Hasonló, a határokkal kapcsolatos mentális térképek hazánkban – tudomásunk szerint – még nem készültek (*Nemes-Nagy* [2002]). Ezen térképek a valós környezet szubjektív tudati leképeződését mutatják, jelenítik meg (*Kiss-Bajmócy* [1996]). A tér megjelenítése bevonja a képbe az egyén életútját és képzeletvilágát is, így egyfajta társadalmi-kulturális keveréknek tekinthető. (*Baud et al.* [1997]) A mentális térképek feldolgozása során a szerzők a rajzokat általában típusokba sorolják be (*Sanguin* [1975]). A rajzok részletes elemzése meghaladja ennek a tanulmánynak a kereteit. Az érdeklődő olvasó (*Székely* [2003b])-ben talál hosszabb áttekintést.

A DEMOGRÁFIAI JELLEMZŐK ÉS A VÁLASZOK ÖSSZEFÜGGÉSEI

Az egyes határszakaszokon, a határ szemközti oldalán gyakran eltérő képet láttunk a kérdésekre adott válaszokban. Kérdés, hogy a kérdőív kitöltés során felvett demográfiai jellemzők (nem, életkor, iskolai végzettség, családi állapot) és a határokkal kapcsolatos kép között van-e összefüggés.

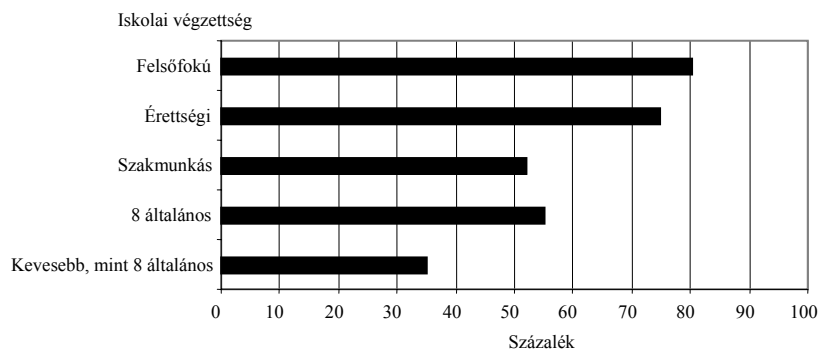
A válaszadó neme, életkora és családi állapota egyik kérdésre adott választ sem befolyásolta lényegesen. A nem szerinti hovatartozás legszorosabb kapcsolatban ($C=0,095$) a határátkelők számának elégségességét kutató kérdéssel volt, a nők inkább elégedettek (82,3%), míg a férfiak inkább elégedetlenek (74,9%) a meglévő határátkelők számával. A férfiak nagyobb mobilitási igénye nem határmenti jelenség, a népesség egészénél megfigyelhető (*Nemes-Nagy*, [1998]). Az életkor a legszorosabb kapcsolatban az elköltözési tervekkel van ($C=0,086$). Amíg a 18-25 év közöttiek 39,6 százaléka szeretne elköltözni a

³ Kontrollcsoportként néhány egyetemi hallgatót is megkértünk ugyanerre a feladatra, a kérdőív kitöltése nélkül. Ebben az esetben a horizont, a hóhatár, a matematikából ismert határérték és egy esetben a ruhatár is megjelent a rajzokon.

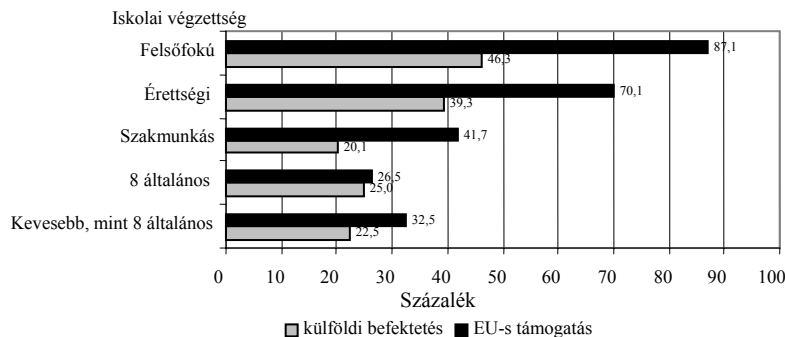
határ mentéről, addig a 26-40 közöttieknek 31,3 százaléka, a 41-60 közöttiek 24,7 százaléka, míg a 60 év felettieknek csak 12,7 százaléka. A mobilitás csökkenése az életkor előrehaladtával semmiképpen nem tekinthető határmenti jelenségnek, a fiatal korosztályok tagjai mindenütt nagyobb arányban tervezik a költözést, mint az idősek. A családi állapottal a határmenti együttműködés keretében létrejött beruházások ismerete áll a legszorosabb kapcsolatban ($C=0,067$), a nőtlen/hajadon megkérdezettek az átlagnál nagyobb arányban tudtak ilyen beruházásokról. Feltételezhető, hogy itt nem közvetlen hatásról van szó, hanem valamilyen közös magyarázó változó áll a látszólagos kapcsolat háttérében. Az egyik ilyen lehetséges változó éppen az iskolai végzettség, ami gyenge kapcsolatot mutat a családi állapottal (a legalább érettségivel rendelkezők között nagyobb a nőtlenek/hajadonok aránya a mintában).

Az iskolai végzettség több ismérvvel is gyenge kapcsolatot mutat. Ezek többsége a határmenti együttműködésekkel kapcsolatos ismeretekre vonatkozik, a magasabb iskolai végzettségűek általában jobban informáltak. Az ismeretet a település részvételéről a határmenti együttműködésben az iskolai végzettség szerint vizsgálva gyenge kapcsolatot ($C=0,130$) találunk. Míg a 8 általánosnál alacsonyabb végzettségűek körében közel kétszer annyian voltak az együttműködésről nem tudók, addig a felsőfokú végzettségűek körében négyszer annyian tudtak együttműködésről, mint ahányan nem. A 8 általánost végzettek és a szakmunkás bizonyítvánnyal rendelkezők tájékozottsága között nem szignifikáns az eltérés. (Lásd a 4. ábrát.)

4. ábra. A határmenti együttműködésben való részvételről tudók aránya iskolai végzettség szerint



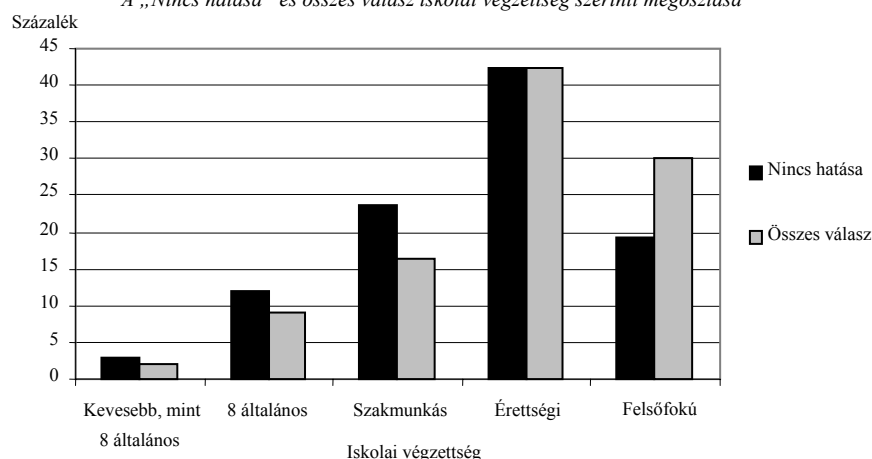
5. ábra. Külföldi befektetésről és az EU-s támogatási programokról tudók aránya iskolai végzettség szerint



Az együttműködésekben belül az eurorégiók és a településközi kapcsolatok ismertsége is együtt növekszik a képzettségi szinttel. Az 5. ábra alapján láthatjuk, hogy a külföldi befektetésről való tájékozottság a legalább érettségivel rendelkezők körében magasabb az érettségivel nem rendelkezőkénél. A legalább 8 osztályt végzettek körében az Európai Unió határmenti területeket/együttműködések támogató programjainak (PHARE, CREDO, INTERREG) ismertsége szintén nő az iskolai végzettséggel. (A kapcsolat-szorossági mutatók rendre 0,100 és 0,151.)

A kérdőív első kérdésére adott válaszok esetében gyenge, de észrevehető összefüggést találunk az iskolai végzettséggel ($C=0,079$). Megállapítható, hogy a „nincs hatása” válasz az alacsony iskolai végzettséggel rendelkezők között nagyobb arányban fordult elő, míg a felsőfokú végzettségűeknek határozottabb képük van arról, hogy milyen hatással van életükre a határmentiség. A középfokú végzettségűek határképe teljesen átlagosnak tekinthető. (Lásd a 6. ábrát.)

6. ábra. Településén látja-e valamilyen hatását, hogy a határ mentén él?
A „Nincs hatása” és összes válasz iskolai végzettség szerinti megoszlása



A kérdőívet kitöltők köre a főbb demográfiai szempontok alapján ugyan nem reprezentálta a határmenti lakosság összetételét, de a nem, a kor és a családi állapot szerinti összetételnek a sokaságitól való eltérése lényegesen nem torzította a kapott eredményeket. Más kérdés az iskolai végzettség. A tájékozottsággal való összefüggése miatt valószínűsíthető, hogy egy reprezentatív minta alapján az együttműködések, befektetések, támogatási programok ismertségére a fentieknél kedvezőtlenebb számokat kaptunk volna (ahogy a bevezetőben említettük, az alacsony végzettségűek válaszadási hajlandósága igen alacsony volt). Ugyanakkor az iskolai végzettségre bemondott/beírt kategória ellenőrzésére nem volt lehetőségünk, így hasonló felmérések tapasztalatai alapján az is feltételezhető, hogy a megkérdezettek tényleges iskolai végzettsége a bevallottnál alacsonyabb volt. Ez a hatás az előző torzítás mértékét minden bizonnyal csökkenti.

*

Összefoglalóan értékelve a kérdőív tapasztalatait, Magyarország határait két csoportba sorolhatjuk. Az egyikbe a Szlovákiával, az Ukrajnával, a Romániával és a Szerbia

és Montenegróval közös határszakasz kerül, amelyek mentén a lakosság határképe a leginkább hasonlít egymáshoz. Ukrajna, Románia és Szerbia és Montenegró esetén a határ két oldala közti általános gazdasági fejlettségbeli különbség magyarázatul szolgálhatna, Szlovákia esetében azonban nem. Véleményünk szerint a négy határ mentén kialakult határképet sokkal inkább a szomszédos országokban élő magyar kisebbség jelenléte határozza meg. A másik csoportba elsősorban az osztrák – és amennyire a félig eredményes felmérés alapján következtetni lehet, a szlovén – határ tartozik. Ez a határkép sokkal közelebb áll a nyugat-európai határokéhoz, ahol a kapcsolattartás túlmutat a bevásárlás és a rokonlátogatás szintjén. A horvát-magyar határvidék kettős képet mutat, a horvát oldal határképe inkább nyugati, a magyar oldalé inkább keleti típusú, de mindkét oldalra igaz, hogy a túloldal felé fordított figyelem, érdeklődés csekély.

Amíg a határon áthaladó vándorlás mozgatója keletről nyugatra a minőség, addig nyugatról keletre az alacsony árak vonzzák a lakosságot. Ugyanakkor a határképben kevésbé mutatkozik meg ez a funkció, a román, vagy az ukrán határ magyar oldala nem Burgenlanddal, hanem a romániai és ukrániai területekkel mutat inkább hasonlóságot. A Dunától keletre fekvő határmenti területeken a perifériára szorultság érzése jelentős.

A 2005-ben még nem EU-tag, szomszédos országok csatlakozása az Európai Unióhoz meglátásunk szerint vegyes hatásokkal fog járni. Románia csatlakozása önmagában a határvidék periférikus megítélésén nem fog változtatni, csak a kohéziós politika sikere, Románia gazdasági felzárkózása. Más a helyzet a horvát határon. Amennyiben Horvátország belátható időn belül csatlakozik az Európai Unióhoz, a tagság elnyerése a határ magyar oldalán élők fejében nyitottabbá teszi ezt a határt. A Schengeni Egyezményhez való csatlakozás jelentős mentális változást a szlovák-magyar határon hozhat, a megállás és általános ellenőrzés nélküli határátlépés a tapasztalatok alapján sokak számára számottevően „légiesebbé” tenné a határt.

Amennyiben megfelelő források rendelkezésre állnak, érdemes lenne a felmérést 2007 nyarán – amikor előreláthatóan Románia már az Európai Unió tagja lesz, de a Schengeni Egyezmény még nem lép életbe –, illetve 2011-ben – az euró várható magyarországi bevezetését követően – megismételni. Az új kutatásokkal feltárhatóvá válna a határkép időbeli alakulása, megvalósulhatna jelentősebb regionális változások mentális hatásainak feltérképezése.

IRODALOM

- ACAStat SOFTWARE [2005]: *Research methods handbook*. AcaStat Software.
- BAUD, P. ET AL. [1997]: *Dictionnaire de géographie*. Hatier. Paris.
- CRAMER, H. [1945]: *Mathematical methods of statistics*. Almqvist and Wiksells. Uppsala.
- HAJDÚ Z. [1998]: A magyar-horvát államhatár menti együttműködés lehetőségei és dilemmái. In: *Balogh A. – Papp G.* (szerk.): *Magyarország az európai regionális együttműködésben*. MTA Regionális Kutatások Központja – Magyar Külügyi Intézet. Pécs-Budapest. 103–119. old.
- HUNYADI L. – VITA L. [2002]: *Statisztika közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KISS J. – BAJMÓCY P. [1996]: Egyetemi hallgatók mentális térképei Magyarországról. *Tér és Társadalom*. 2–3. sz. 55–68. old.
- KÖVES P. – PÁRNICZKY G. [1981]: *Általános statisztika*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- LOSH, S. C. [2002]: *Bivariate associations and correlation coefficient properties*. <http://edf5400-01.sp02.fsu.edu/Guide5.html>, letöltés: 2005. szeptember 9.
- MUNDRUCZÓ GY. [1982]: A minőségi ismérvek közti kapcsolatok vizsgálata (I.). *Statisztikai Szemle*. 60. évf. 6. sz. 635–648. old.
- NEMES-NAGY J. [1998]: *A tér a társadalomkutatásban*. Hilscher Rezső Szociálpolitikai Egyesület. Budapest.
- NEMES-NAGY J. [2002]: Másfél évtized után ismét a hazai területi kutatások mennyiségi elemzési kultúrájáról. *Regionális Tudományi Tanulmányok* 6. kötet. ELTE Regionális Földrajzi Tanszék. Budapest.
- RECHNITZER J. [1999]: Az osztrák-magyar határ menti együttműködés a kilencvenes években. In: *Nárai M. – Rechnitzer J.* (szerk.): *Elválaszt és összeköt a határ*. MTA Regionális Kutatások Központja. Pécs-Győr. 73–128. old.

- SANGUIN, A-L. [1975]: Territorialité, espace mental et topophilie au Saguenay. *Protée*. 4. évf. 1. sz. 53–66. old.
- SZÉKELY A. [2003a]: A magyar-szlovák határmenti lakosság és önkormányzatok határképe 2002 nyarán. In.: Szónokyné Ancsin G. (szerk): *Határok és az Európai Unió*. Nemzetközi Földrajzi Tudományos Konferencia, 2002. november 29-30. Szegedi Tudományegyetem Természettudományi Kar. Szeged. 271–278. old.
- SZÉKELY A. [2003b]: *La coopération transfrontalière entre la Hongrie et les Etats limitrophes*. PhD-értekezés. Université de Paris IV – Sorbonne. Paris.
- SZÉKELY A. [2005]: Euroregions and/or Cross-Border regions. *Region and Regionalism*. 1. évf. 7. sz. 105–116. old.
- SZÓNOKYNE ANCSIN G. [1998]: Jugoszláv vállalkozások Csongrád megyében (1991–1996). *Területi Statisztika*. 1.(38.) évf.3. sz. 265–271. old.

SUMMARY

The main aim of this paper is to review the results of a survey of 2003. The goal of the research was to plot the local population's mental picture about the border around Hungary (on both sides of the border). The questions can be clustered into four groups: (1) the general attitude about the border, (2) the cognition of cross-border co-operations, (3) the migration through the international borders, (4) the living conditions near the borders. By the empirical evidence of the 1995 questionnaires, the proximity of more developed areas favourably influences the mental picture of the local population, but both sides profit from individual cross-border economic relations (shopping, employment). The official (especially regional level) relations are not so well-known as they have presumed. Demographic parameters do not affected the answers, except for the qualification level; the more qualified people are more informed about cross-border relations.

DEZAGGREGÁLT KERESETI RÉSZMODELL AZ ECO-LINE MODELLBEN

DR. CSERHÁTI ILONA – FIALA ANDRÁS

Az ECO-LINE ökonometriai makromodellt az ECOSTAT KSH GII Matematikai Statisztikai és Modellezési Osztálya dolgozta ki, és rövid távú folyamatok modellezésére évek óta alkalmazza. A modell továbbfejlesztéseként elkészültek a munkaerő-piaci blokk dezaggregált részmodelljei. Jelen tanulmány a bruttó keresetek alakulásának mozgatórugóit elemzi ágazati és regionális bontásban. Bemutatjuk a modellek specifikációját, valamint az illeszkedésvizsgálatokhoz alkalmazott ex post becsléseket. A gyakorlati alkalmazás szemléltetésére bemutatásra kerülnek a tényadatokon alapuló ex ante becslések is a 2005 év végéig terjedő időszakra.

TÁRGYSZÓ: Kereseti részmodell. ECO-LINE modell.

Az ECOSTAT Matematikai Statisztikai és Modellezési Osztálya az elmúlt években több makrogazdasági modellt is kifejlesztett, amelyekkel a nemzetgazdaság különböző időtávra vonatkozó folyamatait lehet elemezni és előrejelezni. Az ECO-LINE ökonometriai makromodell a rövid távú folyamatok modellezésére alkalmas, a nemzetgazdaság főbb reál- és pénzügyi folyamatait számszerűsíti negyedéves idősorok alapján. Lehetővé teszi a nemzetgazdaság fejlődésének folyamatos nyomon követését és a mutatók rövid távú előrejelzését. Az előrejelzések a világpiacon környezet és az aktuális gazdaságpolitikai prioritásokat tükröző exogén változók alakulásának függvényében határozhatók meg. A modellel viszonylag rövid idő alatt különböző változatokat, scenáriókat lehet elemezni, értékelni. Az ECOSTAT ezeket a modellszámításokat használja fel előrejelzéseiben, amelyeket többek között a negyedévenként megjelenő MONITOR kiadványaiban is publikál.

Természetes módon vetődött fel a makromodell *ágazati és regionális dezaggregálásának* igénye. A különböző dezaggregációs szinten végzett elemzés és előrejelzés mind makro-, mind mikrogazdasági szempontból fontos lehet. A lehetőségeket természetesen behatárolja, hogy az egyes folyamatokról rendelkezésre állnak-e megfelelő hosszúságú, konzisztens, negyedéves bontású adatsorok. Az ágazati és a regionális adatrendszer nem feltétlenül segíti a modellezőt. A statisztikának többféle követelménynek kell megfelelni, például a hazai és nemzetközi statisztikai módszerek összehangolása, ezek időbeli változásainak követése és emellett a minél hosszabb homogén adatsorok összeállítása.

A dezaggregálás során eddig megvalósult részmodellek a külkereskedelem és a fogyasztás (termékcsoportok szintjén), a munkaerő-piaci folyamatok, azaz a keresetek és a munkaerőpiac alakulása (mind nemzetgazdasági szektorok, mind régiók szerint). A reál-folyamatok közül utolsóként a beruházások részmodelljét szeretnénk felépíteni.

A dezaggregált részmodellek a jelenlegi szerkezetben minden esetben az aggregált blokk már kiszámított eredményeire épülnek. A dezaggregált részmodellek közötti kapcsolat rekurzív, szimultán kapcsolatokat nem írtunk fel. A rekurzivitás részleteit az adott részmodell leírásánál mutatjuk be. A modellel számított előrejelzéseknél az exogén változók értékei részben az aggregált modell-blokk eredményei, részben – értelemszerűen – a rekurzivitásban megelőző dezaggregált részmodellek előrejelzései.

A modell egyenleteiben a 2000. évi összehasonlító ár szerinti adatsorokkal számoltunk, kivétel ez alól természetesen az endogén bruttó átlagkereset. A számításokat megelőzően valamennyi adatsoron elvégeztük a Dickey–Fuller-féle általánosított tesztet, amely az idősorok megkívánt stacionaritását hivatott ellenőrizni. A számításokban az egyenleteket mindig a DLOG-transzformációkra írtuk fel. Gyakorlatilag valamennyi így transzformált gazdasági változó idősora már stacionárius.

1. A KERESETEK ALAKULÁSÁNAK ÁGAZATI DEZAGGREGÁLT RÉSZMODELLJE

Az itt következő modell adatforrásai a Központi Statisztikai Hivatal Havi Közlemények kiadványsorozataiban találhatóak meg.

Specifikáció

A modellezett változó a főállásban, teljes munkaidőben alkalmazottak bruttó átlagkeresete. Két helyen ágazati összevonásokat alkalmaztunk. Így a feldolgozóipar ágazatain belül közös egyenlete van a textilipar és a fa-, papír-, nyomdaipar ágazatainak, és közös egyenletet írtunk fel az üzleti szolgáltatásokra. A közösségi szolgáltatásokat (mely lényegében a közszférát jelenti) is együtt kezeltük a kereseti modellezés során.

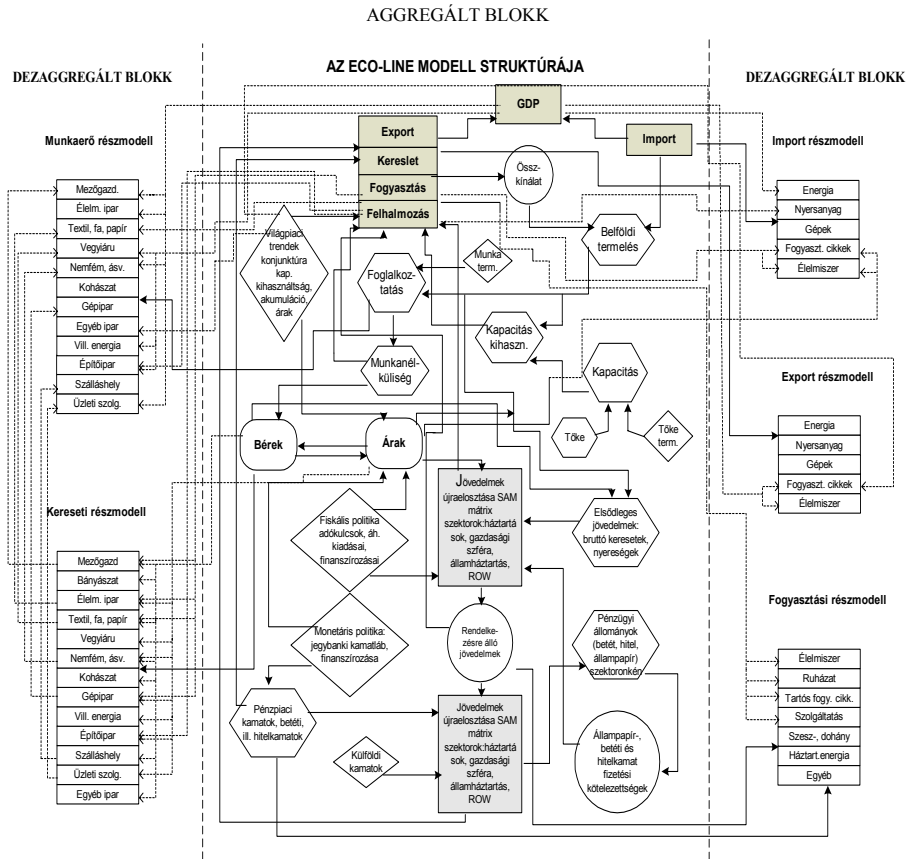
Az 1. ábrán láthatjuk az ECO-LINE modell diagramját, az aggregált és az ágazatok szerint dezaggregált blokkjainak kapcsolatait.

Értelemszerű az egyes dezaggregált részmodellek és az aggregátumok kapcsolata. A strukturális kapcsolódási pontok a következők: a hozzáadott érték, az általános fogyasztói árindex és a külkereskedelemhez kapcsolódó árak és átváltási indexek, a felhalmozás és a fogyasztás folyamatai. Maga a dezaggregált blokk, mint a diagramon is követhető, rekurzív szerkezetű. Az ágazati részmodellben ez a következő sorrendet jelenti:

- külkereskedelmi részmodell, ezen belül: import, export;
- kereseti részmodell;
- foglalkoztatási részmodell tartozik.

Ennek megfelelően, a számítások során, a bruttó átlagkeresetek egyenleteiben exogének a keresletet megjelenítő külkereskedelmi változók eredményei (és természetesen az aggregált ECO-LINE blokk előrejelzései).

1. ábra. Az ECO-LINE modell felépítése



Hasonlóan az ECO-LINE modell makroblokkjának kialakításakor követett elvekhez (Cserhádi-Varga [2000]) az ágazati szintű keresetek meghatározása a dezaggregált blokkban is a termékek iránti belső és külső kereslet nagyságától, illetve az általános fogyasztói árindextől függ. A regressziós egyenletek becslésénél alkalmazott konkrét specifikációk kialakítását empirikus kérdésnek tekintettük (ágazati szemléletű bontásnak nincs elméleti megalapozottsága), így a keresleti hatás modellezésekor a lehetséges változók közül mindig a legnagyobb magyarázó erővel rendelkezőket választottuk. A magyarázó változók köre – az autoregresszív tagokon túl – az aggregált fogyasztási idősorok (aggregált ECO-LINE becslések), a dezaggregált kivitel (termékcsoportok, melyek előrejelzett értékeit már a korábban számított külkereskedelmi részmodellből kaptuk), a nemzetgazdasági GDP, és néhány más, a keresetek alakulására hatással bíró tényező, mint például egyes egyenletekben a nemzetgazdaság egészében az átlagkeresetek alakulása, valamint az általános fogyasztói árindex (és ezeken túl természetesen technikai jellegű változók).

Az 1. táblában csak a strukturális változók paramétereit, és azok t -statisztikáit adjuk meg. Ugyancsak megadjuk a táblában a legfőbb statisztikai mutatókat, így a korrigált R^2

értékét, valamint az átlagos abszolút százalékos hiba értékeit (mean absolute percentage error – MAPE). Ennek értéke dinamikus ex post becslés (az endogén változó késleltetett értékeként már a matematikailag lehetséges első időponttól a becslés, és nem a tényértéket veszi figyelembe) során, közel harminc időpont után adódik. Ezzel az ex ante becslés várható hibáiról ad tájékoztatást, hiszen ténylegesen csak mintegy 5–7 periódust felölelő előrejelzésre lesz szükség. A táblában a változók azonosítóit adjuk meg, de a becsléseket minden esetben a DLOG (a változók növekményeinek logaritmizált transzformációja) adatsorokon hajtottuk végre.

1. tábla

Az ágazatok szerint dezaggregált kereseti egyenletek paramétereit és főbb statisztikai mutatóit
(Megfigyelési időszak: 1995/I.–2004./II.)

FÜGGŐ VÁLTOZÓ	C	EARN... (ágazat)	EARN... (ágazat)	EARNSUM	CPI	QGDP	QCP	QCPUR	QXDIR	QINV	kor. R ²	MAPE
EARNAGRO	-0,0229 (-2,00)	⁺¹ -0,2719 (-4,50)		⁻⁴ 0,2768 (2,44)	⁻¹ 1,4477 (4,59)		0,4083 (6,43)				0,91	3,96
EARNMIN	-0,0349 (-2,88)	⁻² -0,4892 (-7,27)		1,3644 (13,06)							0,87	5,43
EARNFOOD	-0,0055 (-0,69)	⁺¹ -0,1288 (-2,09)		⁻⁴ 0,3218 (4,79)	⁻¹ 0,8449 (3,88)		0,7504 (5,62)				0,93	1,75
EARNXWO	0,0130 (3,29)			0,3686 (6,32)				0,4443 (3,49)	⁻¹ 0,0475 (2,50)	*	0,86	3,72
EARNCHE	0,0336 (5,46)	⁺¹ -0,9178 (-27,14)			⁻² 1,1289 (5,67)				⁻² 0,0669 (2,39)		0,95	2,51
EARNMET	-0,0150 (-1,51)			0,8698 (11,77)	⁻¹ 0,5544 (1,82)				⁻² 0,0709 (1,76)		0,92	3,44
EARNMET	0,0200 (2,89)	⁺¹ -0,2070 (-2,72)		0,4899 (8,22)					⁻² 0,0334 (2,06)	**	0,89	3,52
EARNMACH	-0,0029 (-0,76)	⁺¹ -0,3229 (-3,74)	⁻⁴ 0,2652 (1,92)		⁻² 0,7798 (4,04)				⁻² 0,0122 (1,75)	**	0,97	0,89
EARNELEC	0,0899 (18,38)	⁻² 0,3340 (7,36)			⁻² 0,1951 (1,62)	⁻² 0,4986 (4,26)					0,99	1,53
EARNCNST	0,0112 (1,15)				⁻¹ 0,5970 (2,11)					0,1645 (15,48)	0,88	3,79
EARNTOUR	-0,0165 (-2,39)	⁻² 0,2992 (2,53)		1,0159 (15,36)		⁻¹ 0,5497 (2,11)					0,95	2,67
EARNBUS	0,0037 (0,54)	⁺¹ -0,3638 (-3,45)	⁻⁴ 0,6730 (7,35)		⁻² 0,4282 (2,23)	⁻¹ 0,3325 (3,35)			0,0639 (3,24)		0,95	2,20
EARNOTH2	-0,0189 (-3,12)	⁻² -0,1627 (-3,93)		⁻⁴ 1,3771 (22,66)							0,95	3,62

* QXDIR3

** QXDIR4

Megjegyzés. A késleltetés mértékét az adott cella bal felső sarkában jelezzük. A táblában csak a konstans és a strukturális változók paramétereit tüntettük fel (zárójelben a *t*-értékek). A technikai változókat, valamint a változók azonosítóinak listáját (vakváltók, AR-tagok) részletesen lásd a Mellékletben.

A keresetek alakulásának közismerten erős szezonálisitását is mutatja, hogy az egyenletekben mindenhol alkalmaztunk késleltetést. Az éveken át mutatkozó trend előrejelzésén kívül csak ezzel az autoregresszív jellegű taggal biztosítható az éven belüli megfelelő illeszkedés.

A késleltetett paraméterek előjelével kapcsolatban nem élhetünk közvetlen, elméleti elvárásokkal. A negyedéves adatsorok jellemzői e tekintetben az éves ciklikus ingadozás, amelyet egy négyszeres pozitív előjelű késleltetés hordozhat a modellben, egy rövid peri-

ókusú ingadozás, amelynek növekménye negyedévenként változó előjelű lehet, és egy trendhatás.

Először az egyenletekbe beépített, a keresetek átlagos szintjét elsősorban meghatározó változók ágazati hatását tekintjük át együtt és külön-külön. Ezek az országos bruttó átlagkereset (EARNSUM) és az általános fogyasztói árindex (CPI). Általánosságban elmondható, hogy valamennyi ágazat bruttó átlagkeresetének alakulására egyfajta szabályozó hatással van az összes bruttó átlagkereset vagy az általános fogyasztói árindex. Az előbbinek a hatása azokban az ágazatokban a legerősebb, melyekben a kereset elmarad/jelentősen elmarad az országos átlagkeresettől, ilyenek a mezőgazdaság (EARNAGRO), az élelmiszeripar (EARNFOOD), a textil-, fa-, papír- és nyomdaipar (EARNTXWO), nemfém ásványi termékek (EARNNMET), kohászat (EARNMET), valamint a szálláshely-szolgáltatás (EARNTOUR). Ahol ezek együtthatójának magas a t -értéke, ott az infláció hatása az egyenletekben kevésbé tükröződik (részben, mert a két erős változó egy egyenletben való szerepeltetése rontotta egymás szignifikanciáját). A magas keresetet biztosító ágazatokban viszont nem meghatározó a bruttó bér szerepe, ilyen például az üzleti szolgáltatások (EARNBUS). Részben ide sorolható a bányászat is (EARNMIN), ám ennek az ágazatnak mind a munkaerő-, mind a kereseti modellezése jó-részt technikai jellegű, az ágazatnak a mára csaknem befejeződött leépülése miatt.

Mindezek arra mutatnak, hogy markánsan jelen van még napjaink gazdaságában egy régi típusú kapcsolat, ami korábban egyértelműen a nivellálódást jelentette, mai értelemben – más, produktív hatásokat megelőzve-helyettesítve – az átlaghoz való kötődést. Azok az ágazatok, ahol az országos átlagkereset hatása erősebb, mint a keresleti tényezőké (fogyasztás-felhalmozás-kivitel), nem napjaink húzóágazatai.

Az említettek alól kivétel az építőipar (EARNCNST), ahol azonban meghatározóan erős keresleti változó a bruttó állóeszköz-felhalmozás (QINV), melynek szignifikanciáját 15 fölötti t -statisztikája és az ebből következő $p=0,00$ empirikus szignifikancia (a p -értéket a továbbiakban 2 tizedesre adjuk meg) bizonyítja. A modellbe beépített további, közvetlen keresletet jelent a lakosság fogyasztását reprezentáló teljes fogyasztás (QCP), a vásárolt fogyasztás (QCPUR) és a kivitel (QXDIR). Megállapítható, hogy a lakossági fogyasztás hatása a modell szerint már rövid távon érvényesül. A külpiaci kereslet hatása az ágazati keresetekre mind az itt látható változatokban, mind a korábbi egyenletesztelések során ennél lassabbnak látszik. A kivitel hatása 1-2 negyedévvél késleltetett. Mindössze két ágazat van, ahol közvetlen keresleti élénkítő hatást nem mutat az egyenlet, ezek a villamosenergia-, gáz-, hő- és vízszolgáltatás (EARNELEC) és a szálláshely-szolgáltatás. Ezekben az ágazatokban viszont a keresletet a hozzáadott érték (QGDP) képviseli, előbbiben a nemzetgazdaság általános igénye szerint, utóbbiban viszont a modellezés körében nincs közvetlen keresleti változó.

Ex post becslés

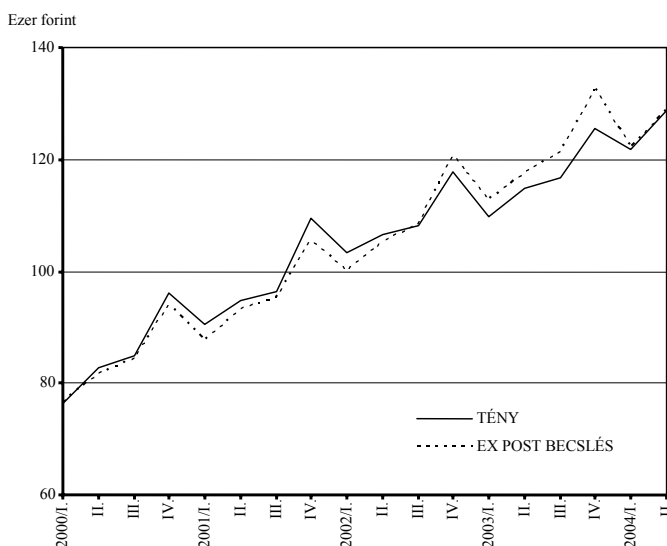
A modellépítés következő fázisában meg kellett vizsgálnunk a dezaggregált egyenletek statisztikailag megfelelő, kapcsolataiban is elfogadható végső változatainak gyakorlati alkalmazhatóságát. Az ágazatok szerint dezaggregált kereseti részmodell munkánk során az elsők között készült el. Az újabb tényadatok beépítése után minden esetben teszteljük az egyenleteket. Elmondható, hogy jelentősebb változtatást sehol nem kellett végre-

hajtunk, valamennyi egyenletünket strukturálisan változatlanul hagyhattuk. A tapasztalat szerint, egy egyenlet bizonytalansága mindig nagyobb negyedéves adatokon felírva, és már egy-egy újabb adat hozzáfűzése is jelentősen megváltoztathatja a specifikáció „jó-ságát”. Nekünk néhány esetben, a megfelelő illeszkedés érdekében az autoregresszív tagok egyik-másik késleltetésén kellett változtatni, illetve két-három esetben kellett egy-egy technikai dummy változót hozzáadni vagy elhagyni a korábban kapott és elvárt statisztikai mutatók megtartásához, és így az egyenletek statisztikája, a magyarázó változók szignifikanciája, az előrejelzés hibamegoszlása (bias-variance-covariance) nem változott jelentősen. Várható, hogy az így kialakított egyenletekkel hosszabb időszakon keresztül dolgozhatunk.

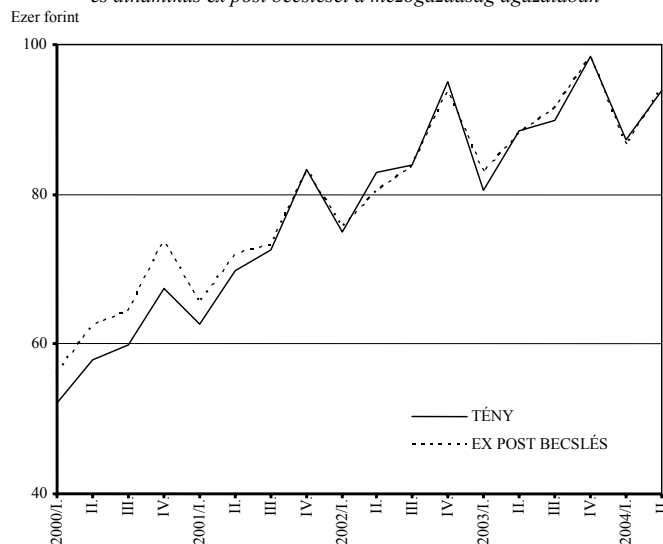
A becsült paraméterekkel dinamikus ex post becsléseket készítettünk a bázisidőszakra. Ekkor a független változó előrejelzett értékei nem a predeterminált változók ismert tényadatai alapján állnak elő, mint a statikus ex post becsléseknél, hanem azok becsült értékeivel. Összevetve a már ismert tényeket a számított értékekkel látható, hogy a gyakorlatban mennyire pontos előrejelzés várható néhány periódus után. A mi dinamikus előrejelzésünk a bázisidőszakon átlagosan – a késleltetések miatt nem egyformán – mintegy 30 periódus több, mint amennyire a gyakorlatban szükség van (ténylegesen csak 5-7 periódus). Ennek fényében bizakodhatunk az ex ante becslések megbízhatóságában.

Az eredményeket a 2., 3., és 4. ábrákon mutatjuk be. Példaként néhány, jellemzőnek mondható illeszkedési grafikont választottunk ki. Jól illusztrálják, hogy a tények és a becslések eltérése minimális még mintegy 26 periódus után is, miközben a tényleges előrejelzési időszak csak 5-7 periódus lesz. A dinamikus ex post becslés – a konkrét egyenletbe beépített késleltetési struktúra szerint – általában 1997/I.–1998/I. negyedéve között indul, a könnyebb áttekinthetőség kedvéért a grafikonokat a 2000/I.–2004/II. negyedévei között rajzoltuk fel.

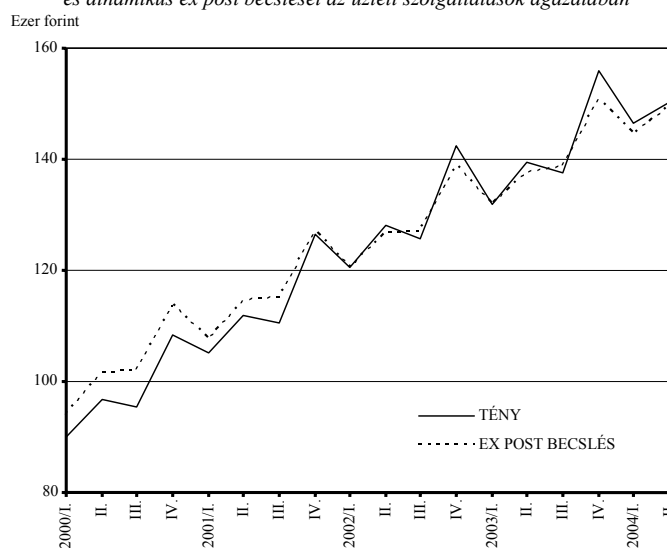
2. ábra. A bruttó havi átlagkereset tényértékei és dinamikus ex post becslései az étel-miszer, ital-, dohánytermékek ágazatában



3. ábra. A bruttó havi átlagkereset tényértékei és dinamikus ex post becslései a mezőgazdaság ágazatában



4. ábra. A bruttó havi átlagkereset tényértékei és dinamikus ex post becslései az üzleti szolgáltatások ágazatában



Ex ante becslés

A következőkben elkészítettük a részmodell ex ante becsléseit. A számításokhoz szükséges exogén előrejelzett értékek részben az aggregált blokkból, részben a – rekurzív modellszerkezet szerinti – megelőző számításainkból származnak (termékcsoportos külkereskedelem). Az egyenletek eredeti kidolgozásának idején csak 2004 második negyedévéig álltak rendelkezésünkre végleges adatok.

A bruttó havi átlagkereset tényértékei és előrejelzései a nemzetgazdaság ágazataiban
(forint)

2. tábla

Időszak (negyedév)	Mező- gazdaság, halászat	Bányászat	Élelmiszer, ital és dohány- termék	Textil-, bőr-, szőrme-, fa-, papír-, nyomdaipar	Vegyipar	Nemfém, ásványi termék	Kohászat, fémfel- dolgozás	Gépipar	Villamos- energia-, gáz-, hő-, vzellátás	Ipar összesen	Építőipar	Szálláshely- szolgáltatás, vendéglátás	Üzleti szolgál- tatások	Egyéb megfigyelt ágak	Megfigyelt ágak összesen
	A,B	C	15-16	17-22	23-25	26	27-28	29-35	E		F	H	G,I,J,K		
	Tényérték														
2002/I.	75 010	115 386	103 276	75 810	148 874	109 255	100 550	119 688	131 140	108 414	79 293	74 494	120 537	119 670	111 815
II.	83 001	133 447	106 443	80 566	165 551	120 964	109 699	124 128	155 649	116 528	84 839	78 049	128 075	120 471	117 142
III.	84 002	140 374	108 128	80 860	155 379	121 854	106 309	124 187	151 664	115 469	87 080	76 393	125 629	122 332	116 817
IV.	94 994	165 845	117 707	86 711	179 517	138 729	116 049	137 677	184 025	129 164	93 229	95 795	142 479	176 322	143 998
2003/I.	80 449	124 359	109 684	81 938	163 264	116 781	108 123	131 782	145 392	118 465	85 696	84 437	131 819	151 364	128 849
II.	88 464	145 431	114 797	86 505	186 505	126 456	117 478	134 175	175 541	127 197	91 874	86 284	139 593	146 764	132 611
III.	89 930	154 769	116 695	88 077	170 613	126 726	115 181	135 101	169 285	126 081	94 660	82 370	137 563	144 742	131 138
IV.	98 364	172 685	125 543	94 440	198 924	145 960	128 911	149 388	207 210	141 454	102 360	95 691	155 884	188 889	156 088
2004/I.	87 265	140 259	121 863	91 713	185 177	128 555	121 556	144 070	163 278	132 449	93 337	87 738	146 459	159 970	140 738
II.	93 784	157 342	128 715	95 057	191 216	135 948	129 624	148 249	200 504	140 212	97 533	89 235	150 190	156 163	143 097
III.	97 476	167 984	124 593	96 153	188 771	139 027	127 743	147 021	185 087	138 012	100 054	86 682	148 229	148 988	139 747
IV.	109 399	181 915	132 823	104 087	219 122	157 644	139 589	162 934	221 695	153 874	107 605	97 173	168 579	173 503	159 184
	Előrejelzés														
2005/I.	92 451	145 422	121 272	101 935	197 162	138 530	132 145	156 159	177 980	142 166	95 336	99 427	157 653	163 472	143 095
II.	104 706	165 100	129 046	104 982	206 349	146 397	139 391	158 253	209 250	148 063	104 618	93 005	162 124	157 611	148 666
III.	106 003	177 657	131 220	106 841	210 224	146 390	139 889	161 045	206 962	147 761	108 847	105 830	163 260	163 165	150 342
IV.	114 108	194 013	140 437	111 386	225 133	163 358	151 622	177 792	246 572	163 789	117 781	103 559	182 602	187 148	175 800

A bruttó havi átlagkereset nominális változása a nemzetgazdaság ágazataiban 2005-ben
(Index: 2004 azonos negyedéve=100,0)

3. tábla

Időszak (negyedév)	Mező- gazdaság, halászat	Bányászat	Élelmiszer, ital és dohány- termék	Textil-, bőr-, szőrme-, fa-, papír-, nyomdaipar	Vegyipar	Nemfém, ásványi termék	Kohászat, fémfel- dolgozás	Gépipar	Villamos- energia-, gáz-, hő-, vzellátás	Ipar összesen	Építőipar	Szálláshely- szolgáltatás, vendéglátás	Üzleti szolgál- tatások	Egyéb megfigyelt ágak	Megfigyelt ágak összesen
	A,B	C	15-16	17-22	23-25	26	27-28	29-35	E		F	H	G,I,J,K		
2005/I.	105,9	103,7	99,5	111,1	106,5	107,8	108,7	108,4	109,0	107,3	102,1	113,3	107,6	102,2	101,7
II.	111,6	104,9	100,3	110,4	107,9	107,7	107,5	106,7	104,4	105,6	107,3	104,2	107,9	100,9	103,9
III.	108,7	105,8	105,3	111,1	111,4	105,3	109,5	109,5	111,8	107,1	108,8	122,1	110,1	109,5	107,6
IV.	104,3	106,7	105,7	107,0	102,7	103,6	108,6	109,1	111,2	106,4	109,5	106,6	108,3	107,9	110,4

A munka folytatása során sehol sem kellett megváltoztatnunk az egyenletek strukturális változóit, de az újabb, 2004 végéig rendelkezésünkre álló adatok nyújtotta többletinformációt is hasznosíthattuk. Ennek módja általában – ahol szükséges volt – a konstans kiigazítás módszere (constant adjustment – CA), más esetben az egyenlet vakváltozóinak igazítását jelentette. A 2. táblában a tényadatokat már 2004. végéig közöljük.

A 3. táblában az előrejelzések szerint megvalósuló nominális keresetváltozást adjuk meg a 2005-ös évre. Az értékek az előző év azonos negyedéveihez viszonyítanak.

A 3. táblába foglalt negyedéves ágazati eredmények a nemzetgazdaságban éves szinten a nominális bruttó átlagkeresetek mintegy 7 százalékos növekedését jelentik (súlyozott átlag a teljes munkaidőben foglalkoztatottak számával súlyozva).

2. A KERESETEK ALAKULÁSÁNAK REGIONÁLIS DEZAGGREGÁLT RÉSZMODELLJE

A regionális munkaerő-részmodellt kétféle módszerrel is felépítettük: klasszikus, idősorokon alapuló becsléssel és panelbecsléssel. A két módszer összevetése során arra a meggyőződésre jutottunk, hogy az adott feladatra alkalmasabb az idősoros modell. A két eljárás összevetését egy módszertani füzetben foglaltuk össze (*Cserhádi–Fiala–Keresztély* [2005]). Ebben a tanulmányban csak a végleges, idősoros modellel foglalkozunk.

Specifikáció

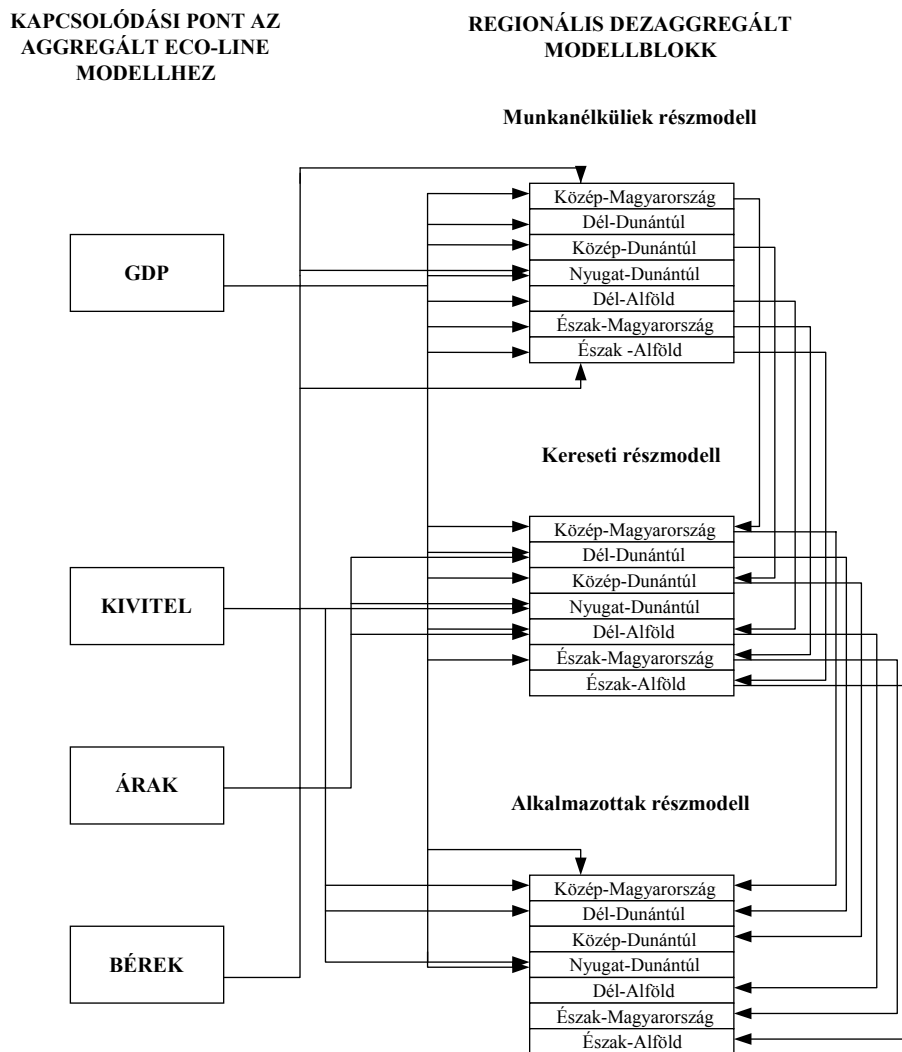
A teljes, regionális blokk szerkezetét és a korábbi diagramon már látott aggregált blokkal való kapcsolódási pontjait az 5. ábrával szemléltetjük.

Ezúttal a diagramon csak az aggregált ECO-LINE modellhez való kapcsolódási pontokat tüntettük fel, az egész aggregált blokk szerkezetét már láthattuk az 1. ábrán. Bár ebben a tanulmányban csak a keresetek alakulásával foglalkozunk, a teljes regionális dezaggregált blokk szerkezetét bemutatjuk. A modell ezúttal is rekurzív. Itt lehetőség volt a munkanélküliség modellezésére: ez az első egyenletcsoport. Ezt követi a keresetek egyenletcsoportja, majd végül a munkaerő.

A kereseteket modellező egyenletcsoport strukturális kapcsolatai: legtöbb régióban a hozzáadott érték, az általános fogyasztói árindex és egyes régiókban a kivitel. A regionális részmodell felépítése során – a lehetőségek szerint – ugyanazokat az elveket követtük, mint az ágazati részmodellnél. Itt is a munkaerő-piaci folyamatok között érvényesülő keresleti típusú egyenleteket írtunk fel, és a keresletet megjelenítő exogén változók köre is lényegében megegyezik a korábbiakkal. A statisztikai környezet azonban jelentősen eltérő: a regionális megfigyelések köre ma még sokkal szűkebb az ágazatiaknál, illetve a legtöbb aggregált makromutatónak nincs regionális megfelelője. Csakúgy, mint a másik részmodellnél, a keresletet egyenleteinkben a hozzáadott érték és a kivitel – belföldi felhasználás jelentik. (A specifikációs elemzés során az egyenletek végső változataiban szereplő kivitel mellett a lakossági és közösségi fogyasztás változóinak használhatóságát is teszteltük.) Ezeknek azonban csak a nemzetgazdasági aggregátuma áll rendelkezésünkre.

Várhatóan előbb-utóbb elkészül a GDP regionális megfigyeléseinek rendszere, de általában az aggregált változók regionális megfelelőinek szakstatistikai megalapozása, mintavételi módszertana, pontos definiálása is nehézséget jelent, lásd például egy-egy gazdasági egység telephelye, központja szerinti megfigyelés, a megfigyelt folyamat régióba sorolása. Hosszabb távon sem számíthatunk regionális külkereskedelmi statisztikára. A regionális fogyasztás lokális hatású exogén változóként való felhasználása pedig nem is értelmezhető.

5. ábra. Az ECO-LINE regionális dezaggregált blokkja



A csak makroszinten rendelkezésünkre álló idősorok felhasználását a következő elv teszi lehetővé: a nemzetgazdasági makrofolyamatok, illetve az azokat reprezentáló aggregált statisztikai idősorok hatása mind mértékében, mind időhatásában (késleltetések) eltérő a régiók saját jellegzetességei, fejlettségük, termelési struktúrájuk, méretük szerint. Így a GDP, az export (illetve annak termékcsoportok szerinti részei), és az általános fogyasztói árindex (CPI) paramétereinek becslése az egyes régiók egyenleteiben természetesen eltérő.

Egy ponton azonban többletlehetőséget is jelent a modellező számára a regionális statisztika: a keresetek alakulásának egy igen fontos, kifejezetten regionális hatású változója áll rendelkezésünkre: a munkanélküliség mutatója. (A regionális statisztika a nyilvántartott munkanélküliek számát adja meg.) A munkanélküliség hatása a bruttó átlagkeresetek alakulására két régió kivételével szignifikánsnak bizonyult.

Az eredményeket a 4. táblában közöljük, amely az 1. táblához hasonló felépítésű. A számításokat ezúttal is a változók növekményeinek logaritmizált transzformációin hajtottuk végre (DLOG).

4. tábla

A régiók szerint dezaggregált kereseti egyenletek paraméterei és főbb statisztikai mutatói
(Megfigyelési időszak: 1997/I.–2004/II.)

FÜGGŐ VÁLTOZÓ	C	EARN... (régió)	UNEMP... (régió)	CPI	QGDP	QXDIR3	kor. R ²	MAPE
EARN_KM	-0,0265 (-4,82)		⁻² -0,2059 (-2,90)		1,0012 (12,26)		0,95	2,10
EARN_KDUN	0,0141 (2,20)	⁻¹ -0,7099 (-10,31)	⁻² -0,1547 (-13,40)		⁻¹ 0,4481 (3,19)		0,95	2,33
EARN_DDUN	-0,0433 (-4,87)			⁻¹ 1,0530 (3,41)	0,9327 (12,02)		0,97	3,77
EARN_NYDUN	-0,0041 (-0,81)	⁻⁴ 0,8689 (13,85)				⁻⁴ 0,0803 (1,94)	0,95	3,96
EARN_EMO	0,0321 (4,81)	⁻³ -0,6797 (-9,54)	⁻¹ -0,5183 (-5,99)		1,1431 (10,67)		0,93	3,71
EARN_DALF	0,0405 (2,75)		⁻² -0,7688 (-10,48)	⁻² -0,7396 (-1,44)	2,2171 (14,07)		0,95	5,69
EARN_EALF	0,0094 (1,34)	⁻¹ -0,5276 (-8,96)	⁻¹ -0,1830 (-2,90)				0,92	2,82

Megjegyzés. A késleltetés mértékét az adott cella bal felső sarkában jelezzük. A táblában csak a konstans és a strukturális változók paramétereit tüntettük fel (zárójelben a *t*-értékek). A technikai változókat, valamint a változók azonosítóinak listáját (vakváltók, AR-tagok) részletesen lásd a Mellékletben.

Látható, hogy a keresleti hatások közül többet egy egyenletbe sehol sem tudtunk beépíteni. Ez, feltételezésünk szerint, egyértelműen a behatárolt lehetőség eredménye: az országos, aggregált változók kollinearitása, a regionális egyenletekben kizárják, illetve korlátozzák egymás hatását. Empirikus kérdésnek tekintettük, mikor melyik alkalma-

sabb a kereslet megjelenítésére. Általában a hozzáadott érték, illetve késleltetési bizonyultak erősnek, mindenhol szignifikáns, és t -értékei kiemelkedően magasak. Egy régióban, Nyugat-Dunántúlon a keresletet egy termékcsoporthoz kivétel jelenti (megfelelő szignifikanciával), és ez nyilván nem véletlenül a gépek és gépi berendezések termékcsoporthoz. Általában elmondható, hogy az aggregált GDP hatása a keresetek alakulására rövidebb távon érvényesül. (A modell negyedéves megfigyeléseken alapul, a késleltetések nem voltak szignifikánsak.) Ugyanakkor a kivétel, mint keresleti változó hatása elhúzódó. Hasonló volt a tapasztalatunk az ágazatok szerint dezaggregált modell-blokknál is.

A legkevésbé fejlett Észak-Alföldi régióban egyáltalán nem tudtuk kimutatni keresleti változó hatását: a régió kereseteinek alakulásában sem a hozzáadott érték, sem a kivétel (összesen és termékcsoporthoz szerint) nem játszik szignifikáns szerepet (emlékeztetünk rá: csak nemzetgazdasági aggregátumokról van szó). Ugyanakkor meglehetősen erős, és számításaink szerint egyetlen kimutatható hatású exogén változó a munkanélküliség, paraméterének p -értéke 0,01 (t -statisztikája 2,9). A másik predeterminált változó az autoregresszív tag, a keresetek késleltetett értéke.

Két fejlettebbnek tekinthető régióban viszont nem tudtuk kimutatni a munkanélküliség hatását (Dél- és Nyugat-Dunántúl). A közvetlen munkaerő-piaci folyamatokat itt az általános fogyasztói árindex (CPI) megfelelően képviseli: p -értékei mindkét esetben 0,00 (a t -értékek 3,4, illetve 5,3). A dél-alföldi régióban az elsődleges munkaerő-piaci folyamatok közül kettő is meghatározó. A keresetek alakulását együttesen szabályozza a csökkentő hatású munkanélküliség és a fogyasztói árak emelkedése, $p=0,00$ és $0,16$ (10,5, illetve $-1,5$ t -értékekkel).

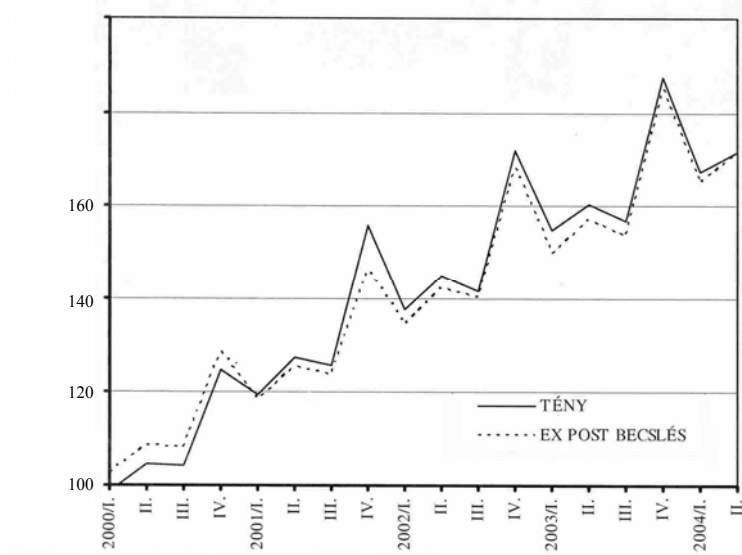
A modell eredményei azt mutatják, hogy a munkaerő-piaci alkufolyamatban a szereplőknek, a munkáltatónak és a munkavállalónak a magatartásában nem azonnali hatású a munkanélküliség és az árak emelkedése: mindkettő csak 1-2 időszakkal késleltetve szignifikáns. Itt azonban gondolni kell arra, hogy például a munkanélküliség alakulásában is érvényesül egy éves ciklus ismeretesen például a szezonális (mezőgazdasági, építési stb.) munkálatok miatt.

Valamennyi egyenletben megfelelő a korrigált R^2 értéke, és – figyelembe véve, hogy teljes bázisidőszakon nyertük, de csak 5-7 időszakra fogunk előrejelzéseket készíteni – megnyugtató az átlagos százalékos hiba, a MAPE értéke (az eredeti adatokon számítva 2 és 6 százalék között mozog).

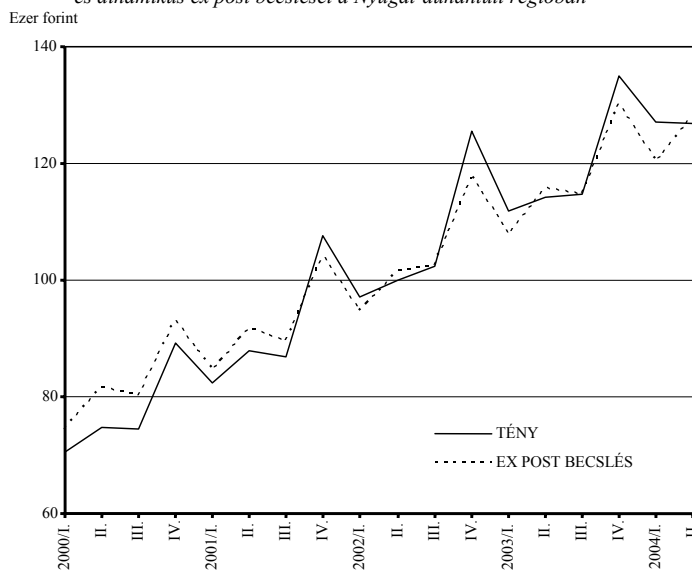
Ex post becslés

Az egyenletek tesztelésének következő lépése ismét az *ex post becslés* készítése és a becsült értékek összevetése a tényekkel. Csakúgy, mint korábban láttuk, itt is *dinamikus becslést* számítottunk. A becslés átlagos, százalékos abszolút hibáját (MAPE) az egyenletek strukturális paramétereit tartalmazó táblában már korábban megadtuk. Az eredeti és a becsült idősorok illeszkedését a következő néhány jellemző grafikonon mutatjuk meg (6., 7., és 8. ábra). A könnyebb áttekinthetőség kedvéért a grafikonok a 2000/I.–2004/II. negyedévig terjedő időszakot fogják át. A becslés a késleltetési struktúra szerinti lehető legkorábbi időpontban kezdődik.

6. ábra. A bruttó havi átlagkereset tényértékei és dinamikus ex post becslései a Közép-magyarországi régióban

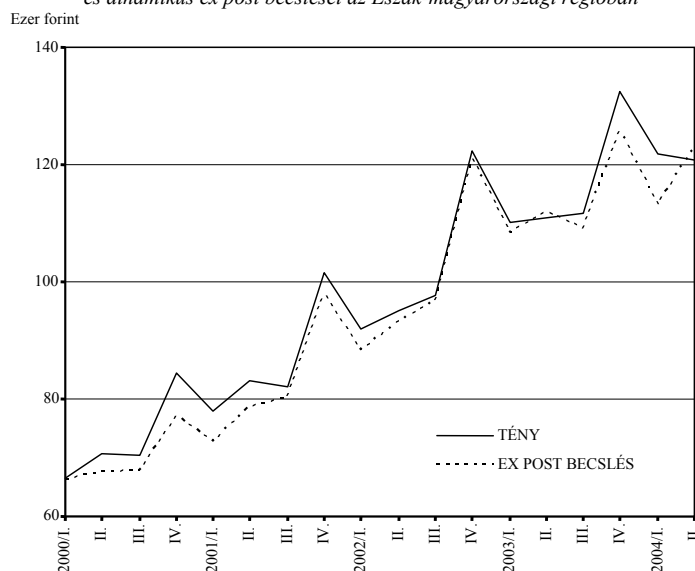


7. ábra. A bruttó havi átlagkereset tényértékei és dinamikus ex post becslései a Nyugat-dunántúli régióban



Itt is felhívjuk a figyelmet arra, hogy – bár a valós előrejelzés horizontja általában csak 4-7 periódus lesz – a 6., 7. és 8. ábra az ex post becslési időszak végén, még 26 periódus után is megfelelő illeszkedést mutat.

8. ábra. A bruttó havi átlagkereset tényértékei és dinamikus ex post becslései az Észak-magyarországi régióban



Ex ante becslés

A modellezés következő fázisa az előrejelzések (ex ante becslések) készítése. Az exogén változóknak a számításokhoz szükséges értékeit már korábban előállítottuk. Az aggregátumok előrejelzéseit az ECO-LINE aggregált modell-blokkja szolgáltatja. A dezaggregált, regionális exogén értékeket a rekurzív modell-szerkezetben megelőzően elvégzett számításokból, ez esetben a munkanélküliségi részmodellből nyerjük.

5. tábla

A bruttó havi átlagkereset tényértékei és előrejelzései régiók szerint
(Előrejelzés a 2005. I. negyedévtől, forint)

Időszak (negyed- év)	Közép- Magyarország	Közép- Dunántúl	Dél-Dunántúl	Nyugat- Dunántúl	Észak- Magyarország	Dél-Alföld	Észak-Alföld
2002/I.	137 579	100 373	90 916	97 231	91 882	86 912	87 715
II.	145 004	107 367	95 628	100 106	95 157	91 314	90 513
III.	141 623	108 045	96 577	102 455	97 599	93 305	94 321
IV.	171 990	132 641	119 797	125 435	122 283	119 471	119 226
2003/I.	154 644	116 984	107 163	111 784	110 035	103 795	105 939
II.	160 383	121 478	111 298	114 178	110 884	106 876	106 847
III.	156 886	118 476	110 351	114 762	111 705	107 710	107 250
IV.	187 506	139 886	127 080	135 058	132 567	129 306	127 011
2004/I.	167 343	127 284	119 275	127 103	121 733	115 858	116 453
II.	171 702	131 409	122 992	126 849	120 900	117 573	115 700
III.	167 060	128 333	119 348	123 404	120 596	115 067	114 014
IV.	193 077	144 716	130 486	138 361	134 643	129 767	126 749

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Időszak (negyed- év)	Közép- Magyarország	Közép- Dunántúl	Dél-Dunántúl	Nyugat- Dunántúl	Magyarország	Dél-Alföld	Észak-Alföld
	Előrejelzés						
2005/I.	174 127	130 466	120 464	130 840	126 842	116 084	116 228
II.	182 517	138 666	127 302	130 705	132 101	122 796	119 859
III.	179 853	136 925	127 276	130 633	133 139	124 038	121 381
IV.	215 435	164 386	146 933	148 438	149 752	146 499	144 329

A regionális statisztika legfrissebb adatai általában néhány héttel később állnak rendelkezésünkre, mint az ágazatiak. Ezért az újabb számítások során kevesebb a friss adatok nyújtotta többletinformáció. A regionális részmodell számításainál is felhasználjuk azonban az ágazati statisztika nyújtotta lehetőségeket: a már kidolgozott éves (aggregált) nemzetgazdasági növekményhez igazítjuk a régiók előrejelzését, ezzel is biztosítva a két részmodell konzisztenciáját. Az 5. táblában a bruttó átlagkeresetek regionális, konzisztens előrejelzéseit adjuk meg. Az egyenletek becslése itt is a 2004 második negyedévéig terjedő bázisidőszakra történt. Strukturális változtatás itt sem volt szükséges. A táblába belefoglaltuk a már ismert (2004 harmadik és negyedik negyedévi) adatokat is.

A 6. tábla a bruttó kereseteknek a 2005. évre előre jelzett nominális növekedését tartalmazza.

6. tábla

A regionális bruttó havi átlagkereset nominális változása a 2005-ös évben
(Index: 2004 azonos negyedéve=100,0)

Időszak (negyed- év)	Közép- Magyarország	Közép- Dunántúl	Dél-Dunántúl	Nyugat- Dunántúl	Észak- Magyarország	Dél-Alföld	Észak-Alföld
2005/I.	104,1	102,5	101,0	102,9	104,2	100,2	99,8
	106,3	105,5	103,5	103,0	109,3	104,4	103,6
III.	107,7	106,7	106,6	105,9	110,4	107,8	106,5
IV.	111,6	113,6	112,6	107,3	111,2	112,9	113,9

Mint azt már korábban is említettük, a fenti eredmények – a konzisztencia követelményeinek megfelelően – a teljes nemzetgazdaságra éves szinten mintegy 7 százalékos növekedést jelentenek.

Az ECO-LINE negyedéves makrogazdasági modell bemutatott kereseti részmodelljei segítségével rekurzív módon lehetőség nyílik előrejelezni az egyes ágazatok és régiók jellemző kereseti adatait. E mutatók árnyaltabb képet adnak a gazdasági fejlődésről és jövedelemelosztásról, a modellezési folyamat kapcsán pedig fontos, a hazai gazdaságra jellemző belső összefüggésekre is fény derült.

MELLÉKLET

A formális egyenletekben alkalmazott azonosítók listája:

EARN	– bruttó átlagkereset
CPI	– általános fogyasztói árindex
EARNSUM	– országos bruttó átlagkereset
QGDP	– hozzáadott érték, 2000. évi változatlan áron
QXDIR	– közvetlen teljes kivitel, 2000. évi változatlan áron
QXDIR3	– gépek és gépi berendezések közvetlen teljes kivitele
QXDIR4	– fogyasztási cikkek közvetlen teljes kivitele
QCP	– teljes fogyasztás, 2000. évi változatlan áron
QCPUR	– vásárolt fogyasztás, 2000. évi változatlan áron
QINV	– bruttó felhalmozás, 2000. évi változatlan áron
UNEMP	– nyilvántartott munkanélküliek száma

Ágazatok azonosítója az ágazati dezaggregált részmodell egyenleteiben:

AGRO	– mező- erdőgazdálkodás, halászat
MIN	– bányászat
FOOD	– élelmiszeripar
TXWO	– fa-, papír-, textil-, nyomdaipar
CHE	– vegyipar
NMET	– nemfém termékek
MET	– kohászat
MACH	– gépipar
ELEC	– villamosenergia-, gáz-, hő-, vízellátás
CNST	– építőipar
TOUR	– szálláshely-szolgáltatás
BUS	– üzleti szolgáltatások
OTH	– egyéb és közösségi szolgáltatások

Régiók azonosítója a regionális dezaggregált részmodell egyenleteiben:

KM	– Közép-Magyarország
DDUN	– Dél-Dunántúl
KDUN	– Közép-Dunántúl
NYDUN	– Nyugat-Dunántúl
DALF	– Dél-Alföld
EMO	– Észak-Magyarország
EALF	– Észak-Alföld

Az ágazati dezaggregált kereseti részmodell formális egyenletei (csak a lényeges magyarázó változókat adjuk meg, az autoregresszív tagokat és a vakváltozókat nem):

$EARNAGRO = f (EARNSUM, CPI, QCP)$
$EARNMIN = f (ERANSUM)$
$EARNFOOD = f (EARNSUM, CPI, QCP, QCP)$
$EARNTXWO = f (EARNSUM, QCPUR, QXDIR4)$
$EARNCHE = f (CPI, QXDIR)$
$EARNNMET = f (EARNSUM, CPI, QXDIR)$
$EARNMET = f (EARNSUM, QXDIR3)$
$ERARNMACH = f (CPI, QXDIR3)$
$EARNELEC = f (CPI, QGDP)$
$EARNCNST = f (CPI, QINV)$
$EARNTOUR = f (EARNSUM, QGDP)$
$EARNBUS = f (CPI, QGDP, QXDIR)$
$EARNOTH = f (EARNSUM)$

A regionális dezaggregált kereseti részmodell formális egyenletei:

$$\text{EARN_KM} = f(\text{UNEMP_KM}, \text{QGDP})$$

$$\text{EARN_KDUN} = f(\text{UNEMP_KDUN}, \text{QGDP})$$

$$\text{EARN_DDUN} = f(\text{CPI}, \text{QGDP})$$

$$\text{EARN_NYDUN} = f(\text{QXDIR3})$$

$$\text{EARN_EMO} = f(\text{UNEMP_EMO}, \text{QGDP})$$

$$\text{EARN_DALF} = f(\text{UNEMP_DALF}, \text{CPI}, \text{QGDP})$$

$$\text{EARN_EALF} = f(\text{UNEMP_EALF})$$

IRODALOM

- BARTKE I. [1997]: Regionális elmélet – területfejlesztési politika és regionális folyamatok Magyarországon. *Területi Statisztika*. 1997. Bemutatószám 5–18. old.
- BELYÓ P. (szerk.) [1998]: *ECOSTAT: Az ECO-LINE modell, a gazdasági fejlődés elemzésére és prognosztizálására*. A gazdaságelemzés módszerei 98/II. ECOSTAT KSH Gazdaságelemző és Informatikai Intézet. Budapest.
- CSERHÁTI I. – FIALA A. – TAKÁCS T. [2001]: Az ECO-LINE modell alkalmazása és továbbfejlesztése. *Gazdaság és Statisztika*. 13. évf. 2. sz. 55–61. old.
- CSERHÁTI I. – FIALA A. – KERESZTÉLY T. [2001]: *Az ECO-LINE modell dezaggregált változata*. A gazdaságelemzés módszerei 2001/I. ECOSTAT KSH Gazdaságelemző és Informatikai Intézet. Budapest.
- CSERHÁTI I. – FIALA A. – KERESZTÉLY T. [2005]: *A munkaerőpiaci folyamatok regionális modellezése*. A gazdaságelemzés módszerei 2005/I. ECOSTAT KSH Gazdaságelemző és Informatikai Intézet. Budapest.
- CSERHÁTI I. – RÉVÉSZ T. – TAKÁCS T. [2001]: *A SOCIO-LINE modell, a fenntartható fejlődés modellje*. A gazdaságelemzés módszerei 2001/II. ECOSTAT KSH Gazdaságelemző és Informatikai Intézet. Budapest.
- CSERHÁTI I. – VARGA A. [2000]: ECO-LINE: a macroeconomic model of the Hungarian economy. *Hungarian Statistical Review*. Special Number. 4. 35–51. old.
- DICKEY, D. A. – FULLER W. A. [1979]: Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*. 74. évf. június 427–431. old.
- DOBOSI E. [2001]: *A regionális elemzések módszertani kérdései. Elméleti megfontolások*. A gazdaságelemzés módszerei 2001/II. ECOSTAT KSH Gazdaságelemző és Informatikai Intézet. Budapest.
- DOBOSI E. [2003]: A komplex regionális fejlettség matematikai-statisztikai elemzése. *Területi Statisztika*. 6. (43.) évf. 1. sz. 15–33. old.
- FÖTI J. – LAKATOS M. [1999]: Foglalkoztatottság és regionális rendszerek. *Területi Statisztika*. 2. (39.) évf. 199–223. old.
- GODFREY, L. G. [1978]: Testing for multiplicative heteroscedasticity. *Journal of Econometrics* 8. 227–236. old.
- HAJDÚ O. – HUNYADI L. – VITA L. [1978]: *Statisztikai elemzések*. Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem. Budapest.
- HAUSMAN A. C. – TAYLOR W. E. [1981]: Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*. 49. évf. 6. sz. 1377–1398. old.
- HUNYADI L. – MUNDRUCZÓ GY. – VITA L. [1996]: *Statisztika*. Aula Kiadó. Budapest.
- ISTVÁN T.-NÉ [2001]: Az elmaradott megyék országon belüli és egymáshoz viszonyított helyzete. *Területi Statisztika*. 4. (41.) évf. 301–307. old.
- KÖRÖSI G. – MÁTYÁS L. – SZÉKELY I. [1990]: *Gyakorlati ökonometria*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- MELLÁR T. [1999]: A statisztika regionális szemléletű fejlesztési irányai. *Területi Statisztika*. 2. (39.) évf. 295–298. old.
- MESZÉNA GY. – ZIERMANN M. [1981]: *Valószínűségelmélet és matematikai statisztika*. Közgazdasági és Jogi Kiadó. Budapest.
- MONITOR: Az ECOSTAT negyedéves kiadványa.
- OWUSU GYAPONG, A. [1986]: Alternative estimating techniques for panel data on strike activity. *The Review of Economics and Statistics*. 68. évf. 3. sz. 526–531. old.
- SÁNDOR I. – VÉGH L.-NÉ [1999]: A gazdasági fejlődés regionális különbségei 1998-ban. *Területi Statisztika*. 2. (39.) évf. 299–319. old.
- Stat-eX társasági adatbázis lekérdező rendszer. ECOSTAT Gazdaságelemző és Informatikai Intézet.
- ZALAI E. [2000]: *Matematikai közgazdaságtan*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.

SUMMARY

The ECO-LINE econometric macro model was created and used for modelling the short-term tendencies for the HCSO Institute for economic analysis and informatics. Developing the model they created the disaggregated section model of the labour market block. The study analyses the driving forces behind the gross incomes breaking down to regional and sector areas. It introduces the specification of models and the ex-post forecasts. For practical use the ex-ante forecasts based on actual data till the end of the year 2005 are also presented.

A VILÁGGAZDASÁG TELJESÍTMÉNYÉNEK MÉRÉSE ÉS ÉRTELMEZÉSE 1500–2001*

MARTON ÁDÁM

A *Review of Income and Wealth* 2005. márciusi számában A. Maddison érdekes tanulmányt adott közre a világgazdaság teljesítményeinek történeti méréséről.¹ Minthogy több szempontból is tanulságosnak tartom az írást, megosztom olvasóinkkal a szerző gondolatait.

Noha már a XVII. és a XVIII. században is végeztek makrogazdasági méréseket (*Sir W. Petty* munkássága, avagy *Quesnais* Tableau économique-ja), ismeretük és felhasználásuk az 1940-es évekig nem váltak sem a gazdasági szakemberek, sem a történészek körében általános gyakorlattá. Az elmúlt több mint 60 év során azonban robbanásszerű fejlődés következett be a gazdaságtörténeti elemzésekben. A makrogazdasági folyamatok vizsgálatához a kezdő lökést *Keynes: How to pay for the war* (A háború finanszírozása) c. tanulmánya adta meg, míg a történeti folyamatok elemzésében C. Clark: *Conditions of economic progress* (A gazdasági fejlődés feltételei) c. műve játszott hasonló szerepet. A Nemzetközi Jövedelem- és Vagyongkutató Társaság (International Association for Research in Income and Wealth – IARIW) alapító atyáinak is egyik legfontosabb tevékenysége a makrogazdasági vizsgálatok, az azokhoz szükséges technikák fejlesztése volt. S. Kuznets (1901–1985) kezdeményezte a gazdaságtörténeti kutatásokat. M. Gilbert (1909–1979) és R. Stone (1913–1991) kidolgozták azokat a módszereket, melyek segítségével a statisztikai hivatalok összehasonlítható nemzeti mérleget állíthattak össze a múltira vonatkozóan.

E tanulmány szerzője, Kuznets követőjeként az elmúlt fél évszázadban, térben és időben egyaránt kibővítette a gazdasági folyamatok elemzését. Ezzel jelentősen hozzájárult ahhoz, hogy mára viszonylag jó képünk legyen a kapitalizmus 1820 utáni történetéről.

A tanulmány a jelenből kiindulva vizsgálja a makrogazdasági mérések eredményeit, melyet három nagy korszakba sorol.

a) Az 1940 utáni éveket vizsgálva arra törekszik, hogy nemzeti szinten mutassa be a gazdasági növekedést célul tűző gazdaságpolitikákat, a jövedelmek egyenlőtlen alakulását az egyes országokban, és a felzárkózás lehetőségeit. 1950-től a világgazdaság nagy részéről már megfelelő statisztikák állnak rendelkezésre, s így kellő részletességű elemzések végezhetők.

* First Ruggles Lecture for the International Association for Research in Income and Wealth. Elhangzott 2004 augusztusában, Corkban, Írországban az IARIW 28. konferenciáján.

¹ Measuring and Interpreting World Economic Performance: 1500–2001. [2005] *Review of Income and Wealth*. 51. évf. 1. sz. 2005.

b) A Kuznets-féle, 1820-ig visszanyúló, modern gazdasági növekedés időszakában zajló folyamatok, a növekedés mértéke, és az azt kiváltó okok elemzésében jelentős előrehaladás történt, s az óhatatlanul megmaradt vitás kérdések ellenére, a legfontosabb adatokban már nincs vita.

c) Az utóbbi évekig nem voltak komolyabb próbálkozások a korai („kereskedelmi”) kapitalista („merchant capitalist”) korszakának (1500–1820) feltárására három okból: 1. nagyon lassú volt a növekedés; 2. kevés a megbízható adat; 3. Malthus hatására, sokan úgy gondolták és gondolják, hogy erre az időszakra alapvetően a katasztrófákkal megszakított stagnálás volt jellemző. *Adam Smith*hez hasonlóan, a szerző véleménye azonban sokkal pozitívabb e korszakról, mint ahogy azt tanulmányában kifejti.

Nem véletlen, hogy Maddison szükségesnek tartotta az alapos szakirodalmi tájékoztatást tanulmányához. Az olvasó ebben elmerülve látja, hogy a gazdaság- és társadalomtörténeti kutatások éppen az elmúlt 20-30 esztendőben jutottak el oda, hogy kutatásaik alapján készített becsléseiket az 1500-as évekig vissza merjék vezetni. Eredményeiket szerzőnk is felhasználja, bár ezeket értelemszerű korlátaik miatt erős fenntartásokkal kell kezelni.

A szerző azzal is foglalkozik, hogy miként zajlott a korai kapitalizmusból a modern gazdasági növekedésbe való átmenet. Véleménye szerint hosszú folyamat eredménye, és a jövedelemszint eltérő alakulása a nyugati országok és a világ többi része közötti már jóval 1820 előtt elkezdődött.

A makromérések mint a gazdaságpolitika eszközei, 1950–2001

A nemzeti számlák standardizált rendszerével áttekinthetővé válik a gazdaság makrostruktúrája, és a GDP három szempontból válik elemezhetővé. 1. A jövedelmi mérleg (mely a bérek, a bérleti díjak, valamint profitok elszámolása); 2. a keresleti oldal (a lakossági fogyasztás, a beruházások és a kormányzati kiadások); és a termelési oldal, a kettős számbavételt elkerülő hozzáadott érték szektoronkénti összege. Mindezek összehasonlításánál, az árváltozások hatását kiküszöbölve, a volumenfolyamatokat elemzi.

M. Gilbert készítette a háború alatt az Egyesült Államok hivatalos mérlegeit, az ő érdeme, hogy a statisztikai hivatalok elfogadták az *R. Stone* által kidolgozott mérési módszereket. A második világháború után, a Marshall-terv keretében, a segélyek szétosztása is a standardizált mérlegszámítások adatai alapján történt. Ezt követően meggyorsították a módszertani fejlesztést, a statisztikusok képzését. Az Európai Gazdasági Együttműködés Szervezete (Organization for European Economic Co-operation – OEEC) országai az 1938-as és az 1947-52-es évekre vonatkozó az első standardizált mérlegeit 1954-ben adták közre.

Az 1950-es években a szocialista országok, az MPS-rendszert használták, amely a ún. nemproduktív ágazatokat kizárta. Minthogy az ágazatok közötti transzferek bruttó értékét használták, kettős elszámolás történt. Így az ENSZ-tagországok nem rendelkeztek összehasonlítható adatokkal. Ennek áthidalására többször megkísérelték az MPS-adatok összehasonlíthatóvá tételére az SNA-adatokkal.

Az 1990-es években a legtöbb volt szocialista ország áttért az SNA-rendszerre, azonban a tulajdonviszonyok megváltozásából, valamint az árak és az árárányok változásából számos probléma adódott. Az IMF nagy erőfeszítéseket tesz az egyre jobb becslések előállítására érdekében.

Bár az ENSZ sok segítséget nyújt az ez irányú statisztikai munkához, az afrikai országok esetében sincsenek kellő minőségű nemzeti számlák. Ennek oka részben a kellő

szakismeret, részben az anyagi eszközök hiánya. Az is probléma, hogy 1995 után a magasabb jövedelmű országokban a mérési módszerek változtak. A minőségváltozások kezelésénél bevezették a hedonikus módszereket, valamint a láncolási technikát. A hedonikus módszer használata óvatosságra int. Az Egyesült Államokban alkalmazták ezt a módszert a legszélesebb körben, de kérdés, hogy igaz-e a minőségi változások olyan nagy jelentősége, hogy az Egyesült Államokban az 1929 és 1950 közötti éves átlagos növekedést 2,6-ről 3,5 százalékra kellett emelni. Európában és Japánban nem volt hasonló mértékű változás. A szerző kételyeit fejezi ki a hedonikus technika hasznosságát és minőségjavító szerepét illetően.

Amikor már az egyes országok GDP-adatai rendelkezésre álltak, következhetett az országok közötti összehasonlítások elvégzése, illetve több ország adatainak aggregációja. Ehhez további módszertani kutatásokat kellett végezni, mivel a valuták hivatalos paritásán történő átszámítása nem volt használható. Szükség volt a „tényleges vásárlóerő-paritás” (PPP) kidolgozásra, hogy kiküszöböljék a hivatalos árfolyamok torzító hatását, elsősorban a nem konvertibilis valuták esetében. Ahogy az időbeni összehasonlításoknál kiküszöbölték az árváltozások hatását, úgy az országok közötti összehasonlításban is ki kellett küszöbölni az áreltérések hatását. Az első ilyen becsléseket 1954-re és 1958-ra vonatkozóan Gilbert és *Kravis* végezték el. Később a munka kibővült, és 1968-ban, a Pennsylvania Egyetemen létrejött a Nemzetközi Összehasonlítások Projektje (International Comparison Project – ICP).

Minthogy az egyes országok fogyasztási szerkezete nagyon különböző volt, számos problémát kellett megoldani, különösen az árindexek súlyozása terén. A kétoldali összehasonlításoknál célszerű volt mindkét ország fogyasztási szerkezetével számolni és átlagolni az indexeket, ami lényegében a Fisher-féle geometriai átlagolású formula használatát jelentette. Ugyancsak probléma volt több ország egyidejű összehasonlítása. Erre legalkalmasabbnak látszott az ún. Geary–Khamis-index, amely biztosította a szükséges tranzitivitást is.

A többirányú számítások eredményeként összeállítható lett a világ országainak 99 százalékára egy reális, 1990 évre vonatkozó PPP-becslés, amit az 1. tábla mutat be.

1. tábla

Az 1990. évi GDP becslése milliárd Geary-Khamis-dollárban és az országok száma (zárójelben)

Becslés	Európa és Kanada, Egyesült Államok, Ausztrália, Új-Zéland	Latin Amerika	Ázsia	Afrika	Világ
ICP	15 273 (28)	2 131 (18)	8 017 (24)	0 (0)	25 421 (70)
PWT*	59 (3)	71 (14)	524 (16)	891 (51)	1 516 (84)
Proxies	16 (10)	38 (15)	87 (17)	14 (6)	155 (48)
<i>Összesen</i>	<i>15 349 (41)</i>	<i>(2 240 (47))</i>	<i>8 628 (57)</i>	<i>905 (57)</i>	<i>27 122 (202)</i>

* A Penn World Tables adatai. (University of Pennsylvania Center for International Comparison.)

Forrás: Itt és a továbbiakban a szerző (Maddison) saját számításai.

A 2. tábla bemutatja a tíz legnagyobb ország GDP-jét (a világ termelésének 65 százaléka!) egy főre jutó a hivatalos átváltási árfolyamokon és a PPP-n számolva.

A szegényebb országok meglehetősen ellenállással fogadták az eredményeket, mivel segélyezésüket látták veszélyeztetve. A kutatást nagyrészt a Világbank finanszírozta, ennek ellenére, a támogatások odaítélésénél nem nagyon használták az eredményeket. A PPP-korrekciókkal végzett számítások egyre elfogadottabbá váltak, azonban főként a tömegkommunikációban, de nem egy esetben még gazdasági elemzők körében is, sok el-
lentmondásos megállapítás látott napvilágot.

2. tábla

*A világ tíz legnagyobb országának összehasonlítása
1990. évi Geary–Khamis-dollárban és a hivatalos árfolyamok alapján*

Ország	GDP (egy főre jutó)			
	1950	2001	1950	2001
	1990. évi PPP átváltási dollár		1990. évi átváltási kulecsal számolt dollár	
Egyesült Államok	9 561	27 948	9 561	27 948
Kína	439	3 583	85	695
Japán	1 921	20 683	2 458	26 466
India	619	1 957	172	545
Németország	3 881	18 677	4 928	23 717
Franciaország	5 271	21 092	6 244	24 985
Egyesült Királyság	6 939	20 127	7 266	20 985
Olaszország	3 502	19 040	4 046	21 996
Brazília	1 672	5 570	1 077	3 588
Szovjetunió (Oroszország)	3 086	5 435	1 515	2 669

1950 után a mérlegszámítások fejlődtek, minőségileg javultak, mert felismerték fontosságukat, használhatóságukat a makroökonómiai elemzéseknél. Gyakorlati jelentőségük akkor vált nyilvánvalóvá, amikor 1955 és 1961 között M. Gilbert volt a gazdaságpolitikai elemzések felelőse az OEEC-ben. A gazdasági növekedés összehasonlító elemzése addig soha nem látott lendületet kaptak.

A világgazdaság fejlődésének számszerűsítése és értelmezése

S. Kuznets mindenki másnál többet tett az 1950 előtti éveket érintő számszerűsített gazdasági elemzések kiterjesztésére. Az 1930-as és 1940-es években döntő szerepe volt az Egyesült Államok nemzeti számláinak összeállításában, majd később erre ösztönözte a európai országokat is. Kuznets több mint négy évtizeden át volt egyetemi oktató és számos, későbbi neves tanítványát győzte meg arról, hogy az összehasonlító gazdasági elemzések nemcsak lehetségesek, hanem igen érdekesek is. Gondolatainak kifejtéséhez sohasem használta az algebrát, vagy a regressziót. Gondosan elemezte a gazdasági növekedést, ügyelt a mennyiségi és minőségi tényezőkre, a folyamatok összetettségére. Nem törekedett az ökonometerek egzaktságára, okfejtése mégis világos és áttekinthető volt. Így Kuznetsnek és követőinek köszönhetően az 1820 utáni évek gazdasági fejlődéséről meglehetősen jó adatokkal rendelkezünk. (Lásd a 3. táblát.)

Kuznets eurocentrikus volt; nem vizsgálta részletesen az egész világ termelését. Ma már világos, hogy a növekedés az 1820-s évek körül kezdődött, s nem 1760-ban, mint

Kuznets gondolta. Nyugat-Európában a fejlődés meglehetősen egyenletesen ment végbe. Bár lehet arról vitatkozni, hogy miként alakultak a folyamatok 1870 előtt és után, de az kétségtelen, hogy gyorsabb volt, mint a XVIII. században. Kuznets elutasította mind Kondratyev hosszú ciklusait (1930), mind Schumpeter ciklikus „sémáját” (1940). A gazdasági fejlődést nem ciklikusnak, hanem szerteágazó, bonyolult folyamatnak tartotta.

Kuznets az 1820 utáni időszak egészét vizsgálta. Mára már vannak olyan adataink, melyek szerint ez az időszak öt jól elkülöníthető szakaszra osztható. (Lásd a 4. táblát.)

3. tábla

A világ és a nagy régiók GDP-je (1990. évi nemzetközi milliárd dollár)

Régió	1500.	1820.	1870.	1913.	1950.	1973.	2001.
	év						
Nyugat-Európa	44,2	160,1	367,6	902,3	1 396	4 096	7 550
Kanada, Egyesült Államok, Ausztrália, Új-Zéland	1,1	13,5	111,5	582,9	1 635	4 058	9 156
Japán	7,7	20,7	25,4	71,7	161	1 243	2 625
Nyugat	53,0	194,4	504,5	1 556,9	3 193	9 398	19 331
Ázsia (Japán nélkül)	153,6	392,2	401,6	608,7	823	2 623	11 481
Latin-Amerika	7,3	15,0	27,5	119,9	416	1 398	3 087
Kelet-Európa és a volt Szovjetunió	15,2	62,6	133,8	367,1	695	2 064	2 072
Afrika	19,3	31,2	45,2	79,5	203	550	1 222
Egyéb	195,3	501,0	608,2	1 175,2	2 137	6 626	17 862
<i>Világ összesen</i>	<i>248,3</i>	<i>695,3</i>	<i>1 112,7</i>	<i>2 732,1</i>	<i>5 330</i>	<i>16 024</i>	<i>37 194</i>
Nyugat a világ százalékában	21,3	28,0	45,3	57,0	59,9	58,6	52,0

Az országokat el kell és el lehet különíteni növekedésük mértéke szerint. Vannak vezető országok és vannak követők. A vezetők azok, amelyek növekedése megközelíti a technikailag lehetséges növekedést, a többiek pedig azok, amelyek termelékenysége lassabban növekszik.

4. tábla

Az egy főre jutó GDP növekedése (éves átlagos növekedési ráták)

Régió	1500–1820	1820–70	1870–1913	1913–50	1950–73	1973–2001
Nyugat-Európa	0,14	0,98	1,33	0,76	4,05	1,88
Kanada, Egyesült Államok, Ausztrália, Új-Zéland	0,34	1,41	1,81	1,56	2,45	1,84
Japán	0,09	0,19	1,48	0,88	8,06	2,14
Nyugat	0,14	1,06	1,57	1,17	3,72	1,95
Ázsia (Japán nélkül)	0,00	-0,10	0,42	-0,10	2,91	3,55
Latin-Amerika	0,16	-0,03	1,82	1,43	2,58	0,91
Kelet-Európa és a volt Szovjetunió	0,10	0,63	1,18	1,40	3,49	-0,05
Afrika	0,00	0,35	0,57	0,92	2,00	0,19
Egyéb	0,02	0,06	0,82	0,65	2,83	1,75
<i>Világ összesen</i>	<i>0,05</i>	<i>0,54</i>	<i>1,30</i>	<i>0,88</i>	<i>2,92</i>	<i>1,41</i>

Kérdés, hogy az időbeni és térbeni fejlődés milyen tényezők hatására jött létre. Nézzük először a munkaerő-ráfordítás és a termelékenység alakulását. 1820 óta az előbbi nagyon egyenlőtlenül alakult mind térben, mind időben, és kisebb mértékben növekedett, mint a népesség. A termelékenység pedig a GDP-t meghaladó mértékben növekedett.

A háború utáni elemzők nagy szerepet tulajdonítottak a tőkének. Megbízható adatok hiányában azonban különböző feltételezésekre támaszkodtak egyrészt a tőke és a kibocsátás arányát, másrészt pedig a beruházások és az kibocsátás arányát illetően. Sok hasznos tanulság adódott az egyes országokra vonatkozó hosszú távú elemzésekből is.

A legfejlettebb országokról az 1820–1998-as időszakot illetően a következő érdekes jellemzők állapíthatók meg:

- a gépek és berendezések állománya a GDP-hez viszonyítva a technikai fejlődéssel párhuzamosan 13-14-szeresére növekedett;
- nagymértékben, mintegy tízszeresére nőtt az iskolázottság szintje. Az egyre bonyolultabbá váló technika is hozzáértést igényelt. A kutatás-fejlesztéshez kiművelt főkre volt szükség;
- az egy főre számított munkaerő-ráfordítás 20–40 százalékkal csökkent;
- a dinamikus fejlődő külkereskedelem csatornáin keresztül nőtt a nemzetközi specializáció, aminek a GDP-hez való aránya 1–2 százalékról 10–12 százalékra nőtt az Egyesült Államok és Japán esetében. Az Egyesült Királyságban is hasonló tendencia volt megfigyelhető, de ott már eleve jóval nagyobb volt a külkereskedelem aránya;
- a természeti erőforrások nem jelentettek korlátot;
- az energiafelhasználás növekedése viszonylag kicsi volt, egy főre számítva körülbelül mindössze háromszoros, azonban jelentős volt a strukturális változás. Amíg 1820-ban a szerves anyagok szolgáltatták az energia-szükséglet 94 százalékát, addig ez 2001-re 11 százalékra csökkent.

A korábbi időszakokra vonatkozó kvantitatív vizsgálatok hiányának három oka volt: *a)* a növekedés sokkal lassabb volt, mint az utóbbi két évszázadban, *b)* kevés adat állt rendelkezésre, *c)* sokan azt gondolták, hogy a múltbeli folyamatok érdektelenek, legfeljebb hosszú stagnálások és katasztrófák váltogatták egymást.

A XVIII. század végén két egymástól nagyon különböző felfogás uralkodott a korábban végbement gazdasági folyamatokról. Adam Smith felfogása inkább optimista, míg Malthusé mélyen pesszimista volt. Adam *Smith* [1776] szerint az amerikai kontinens és az Ázsiába vezető új útvonal felfedezése a külkereskedelmen keresztül jelentősen fellendítette a gazdaságot annak ellenére, hogy az ellenségeskedések, a gazdasági megszorítások nehezítették a fejlődést. Smith nem törekedett számszerűsítésre, de az egyes országokat rangsorolta teljesítményük szerint. Szerinte a gazdasági fejlődésben a politika és az intézményi rendszer volt a meghatározó. *Malthus* [1798] a növekedést két tényező hatásának tulajdonította: a természeti erőforrásoknak és a munkaerőnek. Érvelésében a technikai haladás, a tőke, a nemzetközi kereskedelem nem voltak meghatározók. Szerinte az egyensúlyt a különböző katasztrófák (háborúk, éhezés, járványok) tartották fenn. Csak bizonyos prevenciót, nevezetesen a születésszám korlátozását tartotta célravezetőnek. Érvelésének nagy hatása volt bizonyos gondolkodók körében.

A pozitív és negatív megközelítés kettőssége még mindig létezik. Egyesek szerint a francia gazdaság 1300-tól 1720-ig stagnált. Mások szerint Angliában az életszínvonal 1820-ban 44 százalékkal alacsonyabb volt, mint 1500-ban, de az sem kizárt, hogy ez a csökkenés egész Nyugat-Európára jellemző volt. Bár a szakirodalom főként Európával foglalkozik, vannak utalások Japánra és Kínára is.

1965-ben Kuznets megfogalmazott egy későbbiekben igen jelentősnek bizonyult feltételezést Nyugat-Európa lehetséges fejlődéséről, amennyiben 1500 és 1750 között az egy főre jutó GDP mintegy 0,2 százalékkal növekedett a népesség gyarapodásával párhuzamosan. A világ többi részével nem foglalkozott, de úgy tűnik azt feltételezte, hogy ott a fejlődés minden tekintetben kisebb volt Európánál.

A tanulmány röviden felvázolja a világ többi részének (Egyesült Államok, Kanada, Ausztrália és Új-Zéland) fejlődését. A kapott becslésekről az 5. tábla ad összefoglaló áttekintést.

5. tábla

A GDP 1500-ban és 1820-ban a dinamikus országokban és régiókban

Ország	Egy főre jutó			Összes		
	1990. évi G-K dollárban					
	1500	1820	Éves átlagos növekedési ráta (százalék)	1500	1820	Éves átlagos növekedési ráta (százalék)
Belgium	1,23	4,53	0,41	875	1319	0,13
Franciaország	10,91	35,47	0,37	727	1135	0,14
Németország	8,26	26,82	0,37	688	1077	0,14
Olaszország	11,55	22,54	0,21	1100	1117	0,00
Hollandia	0,72	4,29	0,56	761	1838	0,28
Portugália	0,61	3,04	0,51	606	923	0,13
Spanyolország	4,50	12,30	0,32	661	1008	0,13
Írország	0,42	6,23	0,85	526	880	0,16
Nagy-Britannia (Írország nélkül)	2,39	30,00	0,79	762	2121	0,32
Egyéb nyugati ország	3,69	14,93	0,44	650	1051	0,15
Nyugat-Európa összesen	44,16	160,15	0,40	771	1204	0,14
Brazília	0,40	2,91	0,62	400	646	0,15
Mexikó	3,19	5,00	0,14	425	759	0,18
Karibi országok	0,20	1,86	0,70	400	636	0,15
Egyéb Latin-Amerika	3,50	5,26	0,13	412	683	0,16
Egyesült Államok és Kanada	0,90	13,29	0,84	400	1231	0,35
Amerika összesen	8,19	28,31	0,39	415	1148	0,32
				Lassan fejlődő országok és régiók		
Kína	61,80	228,60	0,41	600	600	0,00
India	60,50	111,42	0,19	550	533	-0,01
Japán	7,70	20,74	0,31	500	669	0,09
Ázsia	31,30	52,18	0,16	565	584	0,01
Ázsia összesen	161,30	412,96	0,29	568	581	0,01
Orosz birodalom	8,46	37,68	0,47	499	688	0,10
Kelet-Európa	6,70	24,91	0,41	496	683	0,10
Egyiptom	1,90	1,99	0,01	475	475	0,00
Egyéb Észak- Afrika	1,85	2,92	0,14	430	430	0,00
Fekete Afrika	15,53	26,25	0,16	405	415	0,01
Afrika összesen	19,28	31,16	0,15	414	420	0,00
Ausztrália és Új-Zéland	0,22	0,21	-0,01	400	490	0,06
<i>Világ összesen</i>	<i>248,31</i>	<i>695,35</i>	<i>0,32</i>	<i>566</i>	<i>667</i>	<i>0,05</i>

A fejlődés okairól a kapitalizmusnak ebben az időszakában csak nagyon bizonytalan megállapítások tehetők. Az nyilvánvalónak látszik, hogy a munkaráfördítés növekedett és csak később, 1820 után kezdett csökkenni. Fontos volt a hajózás és az emberi erőforrás, a tudás növekedésének, valamint a globalizációnak a szerepe. Ugyanakkor az is látható, hogy a rendelkezésre álló adatok szerint a növekedés hozzávetőlegesen csak akkora volt, hogy a népesség növekedését valamelyest ellensúlyozta, s így az egy főre jutó GDP lényegesen nem változott. A hajózás fejlődése a világkereskedelem mintegy húszszoros növekedését hozta létre. Európa számára új termékek váltak elérhetővé: tea, kávé, kakaó, cukor, burgonya, dohány, porcelán, selyem és pamutszövetek. Nyugat-Európának jelentős haszna származott a gyarmatosításból.

6. tábla

A világkereskedelem és a GDP volumenének növekedése (éves átlagos növekedési ütem)

Időszak	Világkereskedelem (1)	Világ GDP (2)	Az (1) és (2) hányadosa
1500–1820	0,96	0,32	3,0
1820–1870	4,18	0,93	4,5
1870–1913	3,40	2,11	1,6
1913–1950	0,90	1,82	0,5
1950–1973	7,88	4,90	1,6
1973–2001	5,22	3,05	1,7
1820–2001	3,93	2,22	1,8

Amerika ez idő alatt jelentős természeti, technikai és demográfiai változáson ment át., új termékek elterjedésével, valamint az igavonó állatok egyre szélesebb körű használatával fejlődött a mezőgazdaság és a szállítás. Az acéltermelés, a bányászat, a nyomtatás, az oktatás, az írástudás és az intézmények létrejötte is jelentős lökést adott a fejlődésnek. Az európai betegségek viszont megtizedelték a lakosságot, amit később a rabszolga-kereskedelem és a bevándorlás pótolta. A Nyugat felemelkedésében igen nagy szerepet játszott a szekuláris tudás és a tudomány fejlődése. Az első egyetemet Bolognában 1080-ban alapították. 1500-ra már 70 oktatási intézmény volt. A tanítás a görög példát követve, szóbeli volt, de a könyvnyomtatás megvalósulása után (Mainz 1455) a fejlődés nagy lendületet vett. 1500-ra már 220 nyomda működött Nyugat-Európában.

A felvilágosodásnak köszönhetően, a tudomány is nagy fejlődésnek indult. Megszűnt a földközpontúság, visszaszorultak a különböző mágikus tanok. A tudományos felfogás elterjedt az oktatásban is. Kulcsfontosságú volt a tudományos megfigyelések feljegyzése és azok írásos terjesztése. Létrejött a városi burzsoázia és a magántulajdon védelme. Változtak a családi, házassági, örökösödési szokások. Létrejöttek a nemzeti államok.

Maddison [2001] nagy erőfeszítéseket tett Kuznets feltételezéseinek ellenőrzésére. 1985 és 1995 között hat munkacsoport foglalkozott az 1820-ig tartó időszakokkal. Olyan álláspont alakult ki, hogy a növekedés 1500 és 1820 között alacsonyabb volt, mindössze 0,14 százalék. Jan de Vries e korszak vizsgálatát három irányban fejlesztette tovább. Foglalkozott az európai urbanizációval, a kiadások szerkezeti átalakulásával és kimutatta, hogy ebben az időszakban az egy főre jutó munkaráfördítés növekedett, a termelékenységek pedig lassabban nőttek, mint az egy főre jutó jövedelem. Ez utóbbi jelenséget nevezte „ipa-

ri” forradalomnak, szembeállítva a XIX. és XX. század munkaidő-csökkentésre irányuló törekvéseivel.

A tanulmány képet ad a korai kapitalizmus több száz éves történetének változatos, megvalósultnak vélt folyamatairól, hangsúlyozva a megállapítások óhatatlan bizonytalanságait és korlátait. Számot ad azokról a sokoldalú kutatásokról, amelyek a nagyon kevés információ birtokában, de gazdag fantáziával, megpróbálnak választ adni arra, hogyan fejlődhetett a világ abban a háborúkkal és járványokkal sújtott sokszor nyomorúságos évszázadokban. Külön említést érdemel a rendkívül gazdag, több mint 200 tételt tartalmazó irodalomjegyzék, ami gazdag forrásanyagul szolgálhat a közeli és távoli időszakok makrogazdasági folyamatait kutatók számára.

SZEMLE

A MAGYAR STATISZTIKAI TÁRSASÁG 2005. ÉVI KONFERENCIÁJA

A Magyar Statisztikai Társaság 2005. évi, október 20–21-én megrendezett konferenciájának közel kétszáz résztvevője, az immár hagyományosnak tekinthető helyszínen, Balatonfüreden hallgathatta meg a kétnapos rendezvény előadásait. A konferencia anyagait a résztvevők nyomtatott formában is kezükbe vehették.

A konferencia nyitóülésén, ahol három, egymáshoz szorosan kapcsolódó előadás hangzott el, *Herman Sándor*, az MST elnöke, a Pécsi Tudományegyetem docense vezette.

Elsőként *Veress József*, a Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem MBA GTK dékánja tartotta meg előadását „Magyarország esélyei az átalakuló világban” címmel. Bevezetőjében kiemelte, hogy Magyarország az elmúlt időszakban elvesztette az ún. „transzformációs start”-nál megszerzett előnyét a többi, új uniós tagállammal szemben. Az előadó röviden bemutatta a globalizáció ellentmondásos megközelítéseit és utalt Magyarország és a térség felzárkózásának esélyeire. A felzárkózás nehézségeit a stratégiára alapozott dinamikus jövőkép hiányával, a jogi és versenykeretek tisztázatlanságával, a szabályozás lassú igazodási képességével és az átfogó gazdaságpolitika hiányával magyarázta. Hangsúlyozta, hogy pillanatnyilag hazánk nem kötelezi el magát a gazdaság erőteljes fejlesztése és védelme mellett, ugyanakkor a még szélesebb liberalizáció mellett sem. Kiemelte, hogy Magyarország jövőképének formálása a közvéleménynek a jelenleginél magasabb szintű tájékozottságát igényli. Ezt követően bemutatta annak az egyetemi kutatásnak az eredményét, amelyben több PhD-hallgató működött közre. A kutatás tárgya egy általános helyzetértékeléshez ajánlott mutatószámrendszer kialakítása. A munka célja egy katalógus készítése, amelyben a hazánk fejlettségét jellemző informatív mutatók találhatóak. Ezek egyszerűen és közérthetően igazítanak el a makrogazdaság jellemzői között. Az előadást követő kérdés kapcsán a professzor elmondta, hogy ezeket a mutatószámokat nem szükséges feltét-

lenül a nemzetközi gyakorlathoz igazítani – a cél, hogy a hazai felhasználó el tudjon igazodni a hazai gazdaság útvesztőiben, és ezeken keresztül közvetlenül meggyőződhessen a gazdaság teljesítményéről.

Bagó Eszter, a KSH elnökhelyettese „Termékstratégia a statisztikában” címmel a statisztika termékeinek marketing szemléletű összefoglaló jellemzését mutatta be. Utalt arra, hogy a statisztika termékei esetében is azonosíthatóak a marketing-elméletben használatos termékszint-meghatározások. Termékeink legbelső szintjét (*absztrakt termékszint*) a nyers statisztikai adatok adják. A statisztika termelési folyamatában kulcspozíciót viselő, szélesebb kör számára is használható publikációink, rendszerezett adatbázisaink már ennek az absztrakt szintnek a továbbfejlődése. Ezt nevezi a marketing *tárgyiasult termékszintnek*. A gyakorlat egyre inkább azt mutatja, hogy a statisztika esetében is a harmadik, azaz az ún. *kiegészült termékszinten* a legnagyobb a felhasználói érdeklődés és a lehetséges továbbfejlődés. Ez a termékszint az önmagukban álló publikációk, adatbázisok helyett a felhasználói igényeknek még jobban megfelelni szándékozó további kiegészítő szolgáltatásokat is feltételez. Így az egyedi feladatok elvégzése, specifikusan összeállított elemzések készítése és a további egyedi igények kielégítése felé tolja a termékeknek a külvilággal fenntartott kapcsolatát. Az előadó a klasszikus marketingelmélet mentén csoportosította a statisztika termékeit, valamint részletesen bemutatta a hasonló igényekkel fellépő felhasználók csoportosításának, szegmentációjának lehetőségeit. Kiemelte, hogy a KSH a felhasználók közül az elmúlt években elsősorban az Európai Unió elvárásait vette figyelembe. Hangsúlyozta, hogy a korábbihoz mérten jóval alaposabban kell a különböző igényekkel fellépő felhasználói csoportokat feltérképezni.

Az előadást követő kérdésre válaszolva elmondta, hogy a társadalomstatistikai terület fejlesztése is napirenden van, egyúttal eloszlatta azokat a kétségeket, amelyek szerint a kapacitások korlátai miatt a

tudományos kutatók igényeinek teljesítése csak a gazdaság és a társadalom egyéb területein megfogalmazódó igények teljesítésének rovására lenne megoldható, hiszen a kutatók számára így is hatalmas mennyiségű információ áll rendelkezésre. A KSH elnökhelyettese a „BCG-mátrix” ábrán mutatta be a hivatal termékszerkezetének lehetséges felosztását, utalva arra, hogy a csoportokat, a jelenleg rendelkezésre álló ismereteink szerint, nagyon nehéz a KSH-ban jól behatárolni. Mindezek tükrében az egymástól eltérő, de jól beazonosítható felhasználói igények részletes felmérését jelölte ki a közeljövő feladatául.

A KSH Szegedi Igazgatóságának vezetője, *Végh Zoltán* a statisztika termékeinek területi vetületéről tartott előadást. Kapcsolódva a hivatal elnökhelyettesének előadásához, szintén kiemelte, hogy a felhasználók igényeinek kielégítése végső soron a statisztikai munka eredményességének és hasznosságának legfontosabb mércéje. Előadásában több szempontból definiálta a hivatal területi termékeinek körét. Bemutatta a területi tájékoztatás keretében létrehozott termékeket (kiadványokat, területi adatbázisokat), valamint azokat, a területi szerveknél végzett tevékenységeket, amelyek a felhasználók számára hasznosak, ezáltal ugyancsak a statisztikai termelési folyamat területi termékének tekinthetők. Példaként említette a legegyszerűbb információszolgáltatást, illetve az utóbbi időben előtérbe kerülő összetett statisztikai szolgáltatási feladatok (bonyolultabb területi elemzések, komplex adatfelvételek) végrehajtását is. Utalt arra, hogy a felhasználók területi igényeinek kielégítésében még nagy tartalékok rejlenek, amelyek kiaknázása a területi tájékoztatás legfontosabb célkitűzése.

Az első nap délutáni munkakülését *Soós Lőrinc*, az MST alelnöke, az Info-Datex igazgatója vezette. A munkakülésen moderátori szerepkört kapott *Oblath Gábor*, a Corvinus Egyetem tanára, aki kérdéseivel, hozzászólásaival aktívan közreműködött a délutáni előadások nyomán kialakult eszmecsereben. *Soós Lőrinc* megnyitójában kiemelte, hogy a minőség kérdésköre évek óta jelen van a konferenciák javasolt témái között, ezért különösen hasznos, hogy a munkakülés több szempontból is foglalkozhat a statisztikai minőség témájával.

Szép Katalin „Minőség az elméletől a gyakorlatig” című, élénk eszmecsere kiváltó előadásában áttekintést adott a hivatalos statisztika minőségi kritériumainak nemzetközi kialakulásáról és részletesen ismertette az Eurostat szakértői csoportjának (LEG – Leadership Expert Group) az elmúlt évek során elvégzett munkáját. Bemutatta az idén elfogadott Európai Statisztika Gyakorlati Kódexének tartalmát és

a KSH-ban elindított két stratégiai fejlesztési projekt („A termékminőség és mérési rendszere”, illetve „A munkafolyamatok minőségbiztosításának rendszere”) főbb ismérveit.

A vita során a minőség mérésével kapcsolatosan is a felhasználói igények megfelelő kielégítése állt a középpontban. Felvetődött, hogy vajon tudjuk-e, melyek a külvilág valós elvárásai a statisztikával szemben, egybeesnek-e az általunk azonosított igények a felhasználókéval. A vita folyamán elhangzott, hogy gyakran nehéz azonosítani a felhasználók tényleges adatigényeit. Nehéz a prioritások felállításáig addig, amíg nincs a kérdéskörnek egységes mérési módszere.

Németh Zsolt, a Pécsi Igazgatóság igazgatóhelyettese a társadalomstatisztika minőségi aspektusairól tartott gondolatébresztő előadást. Felvázolta a társadalomtudomány módszertani problémáit, illetve a társadalomtudományok közötti konszenzus hiányából fakadó eltéréseket. Kiemelte, hogy már magának a társadalom fogalmának sincs egységes meghatározása, következésképpen a kutatók a mérési módszerekről és a leghitelesebb mérési pontokról sem tudnak egységes véleményt alkotni. Az előadó a társadalomstatisztika és a szociológia különbségét az alkalmazott módszerek különbségein keresztül világította meg. Hangsúlyozta ugyanakkor, hogy a társadalomstatisztika nem szakadhat el a rokon tudományágaktól, mivel a társadalomról nyújtott képében nem térhet el a rokon diszciplínák eredményeitől. Kétségtelen azonban, hogy a társadalomstatisztikának nem feladata társadalomelméletek gyártása, vagy azok explicit cáfolata-igazolása. Összességében az előadó úgy értékelte, hogy a társadalomstatisztika területén is jelentős minőségi kritériumként kell kezelni a relevanciát. Azt fogalmazta meg, hogy ennek a kritériumnak a jegyében a társadalomstatisztikai adatfelvételeket is alá kell vetni egy olyan eljárásnak, amellyel kijelenthető, hogy az adott statisztikai eredmények érvényes képet alkotnak valamely társadalmi jelenségről. Előadásában röviden utalt a DESAP-kérdőív (Development of a Self Assessment Programme) KSH-ban történt felhasználásának végeredményére, és rámutatott arra, hogy a társadalomstatisztikában fontos és még kiaknázatlan terep az integrált társadalomstatisztikai rendszer kialakítása. A hozzászólások során elhangzott, hogy a társadalomstatisztika területén sem teljesen elvetendő a módszertani individualizmus, mert a társadalomtudományok egyre inkább a statisztikában keresik a mérés lehetőségét. Jó példa erre a longitudinális felvételekben az attitűdökre és preferenciákra utaló kérdések. Az ilyen típusú felvétel azonban nagyon drága.

Lakatos Judit, a KSH főosztályvezetője „Munkaerőfelmérés az Unióban és nálunk” címmel

tartotta meg előadását. Kiemelte, hogy a felmérést az EU által harmonizált, de nem az uniós igényekből, hanem a hazai szükségletekből kialakítva vezették be 1992-ben. A magyar felvétel nagymértékben támaszkodik az Egyesült Államok Munkaügyi Statisztikai Hivatalának felvételére, a negyedéves kérdőív struktúrája erősen hasonlít az amerikai mintához. Az európai igények teljesítését 1997-re teljes egészében sikerült megvalósítani. A módszertani harmonizáció az output oldal egységesítését már korábban elérte, azonban tovább folyik az egységesítés, amelynek végső célja, hogy pár év alatt közös EU-kérdőív jöjjön létre, azaz a felvétel inpuharmonizált legyen. Az előadó a munkaerő-felmérés fejlődésének bemutatása során vázolta a referenciahekek alkalmazásának részben még nem harmonizált uniós módszerét. A kiegészítő ad hoc modulokkal kapcsolatban pedig kiemelte, hogy a következő években a migránsok adatainak minősége egyre fontosabb lesz, valamint nagyobb szerepet kapnak a jövedelmi kérdések is. Mindezek alapján elmondható, hogy az uniós szinten egységesnek tekinthető felvétel, a kiegészítő felvételeivel együtt, egyre növekvő jelentőségű, harmonizált nemzetközi adatforrássá vált.

A délutáni munkaiülés záró előadását „Az adatfelvételek önértékelési kérdőíve az EUROSTAT-nál” címmel a KSH két fiatal munkatársa, *Földesi Erika* és *Mag Kornélia* tartotta meg. Bemutatták az ún. DESAP-projekt előzményeit és az EUROSTAT projektjéből származó magyarországi feladatokat. Vázolták a KSH-ban végrehajtott, hat adatgyűjtésre kiterjedő próbafelvételt, majd részletesen bemutatták a hét fő szakaszra bontott statisztikai adatfelvételi folyamatot, illetve a kérdőív ehhez kapcsolódó fejezeteit. Előadásukban beszámoltak az önértékelő kérdőív kitöltése során szerzett tapasztalatokról és tájékoztatást adtak a DESAP-kérdőív további nemzetközi fejlesztéséről is. Legfontosabb megállapításuk az volt, hogy a kidolgozott önértékelő módszer sok olyan területre rávilágít, ahol fejlesztésekre lehet szükség, de hangsúlyozták, hogy a folyamatminőség értékeléséhez mindenképpen szükség lenne a magyar statisztikai hivatal viszonyaihoz jobban igazodó önértékelő kérdőívre. Hallgatói hozzászólásban került fel az a gondolatébresztő kérdés, hogy vajon mennyire tekinthető a DESAP-kérdőív válaszaiból előálló „pókháló diagram” 15 pontja egyenrangúnak. Az előadók kiemelték, hogy a súlyozás kérdését már a próbafelvétel folyamán vizsgálták és megfogalmazták ezen aggályait a kérdőív módszertani fejlesztői számára.

A további eszmecsere folyamán elhangzott, hogy a gazdaságstatisztika területén igen sok a nemzetközi elvárás, de azért természetesen a hazai

igények is kielégítést nyernek. Utóbbira jó példa a nyugdíjas fogyasztói árindex, vagy a változatlan adótartalmú fogyasztói árindex. A nehezebb feladatot az idősorokat kettévágó módszertani váltások adják. A társadalomstatisztika területein ugyanakkor a kutatók nincsenek abban a kényelmes helyzetben, hogy egységes, harmonizált módszertan alapján dolgozzanak, de ennek kialakulása felgyorsulóban van.

A minőség mérhető és nem mérhető aspektusai a nemzeti számlák tükrében konkrét kérdések megfogalmazásához vezettek a kibontakozó vita során. Így felmerült, hogy kutatási célra fontos lenne egy viszonylag hosszú, homogén idősor kialakítása, valamint a nemzeti számlák, a fizetési mérleg és a pénzügyi számlák összhangjának megteremtése. Ennek kapcsán merült fel lehetőségként a nemzeti számlák minőségi kritériumainak kiemelt kezelése.

Az október 21-ei, második munkaiülést *Klonkai László*, az MST alelnöke, a KSH Szegedi Igazgatóságának nyugalmazott igazgatója nyitotta meg. Az ülés során elsőként *Belyó Pál*, az ECOSTAT igazgatója „Konjunktúrakutatás az ECOSTAT-ban” című előadásában beavatta a hallgatóságot az intézetben folyó műhelymunka eredményeibe. A fontosabbak közül kiemelte az ún. ECO-LINE-modell és a SOCIO-LINE-modell eredményeit, illetve a negyedéves GDP-gyorsbecslés sikerét. Röviden szólt a top-100 konjunktúraindex, a lakossági bizalmi index, illetve az ingatlan- és a turizmusbarométer tartalmáról. Kiemelte, hogy az ECOSTAT által kidolgozott mutatók nagyon komoly belső tartalommal bírnak, például a beruházási hajlandóságról, illetve a hitelfelvételi kényszerről. Az intézet előtt álló feladatok közül megemlítette a hosszú távú fejlődés és felzárkózás kutatás-sorozatát, valamint a rejtett gazdasággal kapcsolatos vizsgálat végrehajtását, továbbá a 2005. évi tőkejövedelem-adózási mikroszimuláció feladatát. Kérdésekre válaszolva az előadó elmondta, hogy a tőkefogyasztás mérése jelenleg csak kísérleti szinten létezik. Az intézet előrejelzéseinek pontossága más intézményekéhez képest jobb, ami elsősorban az ECOSTAT használhatóbb adatbázisának és jobb ökonometriai módszereinek köszönhető. Utalt arra, hogy a négy vezető kutató-intézetnek ritkán sikerül közös álláspontra jutnia az előrejelzések tekintetében.

Galambosné Tiszberger Mónika, a KSH osztályvezetője figyelemfelkeltő, színes előadást tartott a földterület-borítottság és -használat adatainak meghatározásához kidolgozott területi mintavételes módszer, az ún. LUCAS-felvétel végrehajtásáról és a kísérleti projekt elmúlt éveiben elért eredményeiről. Az Európai Unió mezőgazdasági információinak begyűjtésére kidolgozott új módszer a vizsgált terü-

let vetületi térképének négyzethálójával történő leborításával, s a megfelelő rácsponthoz mintába beválasztásával hozza létre a kijelölt mintát. A felvételt első alkalommal 2002-ben hajtották végre három EU-csatlakozás előtt álló országban. A cél az uniós szintű földhasználati és felszínborítottsági információk begyűjtése volt, de a KSH vállalta, hogy nagyobb mintán, nemzeti szintű adatokat fog előállítani. A tapasztalatok azt mutatták, hogy a terepmunka, amellyel a felvételt végzik, a mezőgazdaságon túlmenően környezeti, tájképi és a fenntartható fejlődés vizsgálatát érintő szempontok megfigyeléséhez is lehetőséget biztosít, de a mintavételi tervet át kellett gondolni a megfelelő eredmény elérése érdekében. Az új mintavétel már bonyolultabb módszertanra épül, legnagyobb újdonsága a rétegzés. Az előzetes számítások igen biztató eredményeket mutatnak az új módszerrel végrehajtott felvételen. 2006-ban már 25 tagországban hajtják végre a LUCAS-t. Amennyiben ez megfelelő eredményekkel jár, és anyagi fedezete biztosítható, esély van arra, hogy ez a hagyományostól merőben eltérő típusú adatgyűjtés bekerüljön az Európai Statisztikai Rendszerbe.

A munkaülés utolsó előadását *Nemes Erzsébet*, a KSH Könyvtár és Levéltár főigazgatója tartotta. Előadásában bemutatta a könyvtár történetét a tizenkilencedik századtól napjainkig. Ecsetelte állományának huszadik századi fejlődését és a jelenlegi állomány összetételét, valamint a gyarapodás lehetséges forrásait. Elhelyezte a KSH könyvtárát a hazai könyvtárak hálózatában, s részletesen taglalta a könyvtárhoz kapcsolódó informatikai fejlesztések történetét és a jövőben várható további fejlesztések irányait. Beszámolt arról, hogy a számítógépes elérhetőség biztosítása óta jelentősen növekedett a kölcsönzések száma, de a könyvtár még mindig jóval több igényt tudna kiszolgálni a jelenlegi kihasználtságához képest. Megemlítette a könyvtárközi kölcsönzés növekvő lehetőségeit is. Távlati terveikben a hazai statisztikatudomány szakirodalmi bázisának folyamatos fejlesztése, a statisztikát oktatók találkozási pontjának megteremtése, a teljes könyvtári munkafolyamat naprakész megszervezése és a modern technika lehetőségeinek kihasználása szerepel.

Az előadásokat követően két további eseménynek adott helyet az idei konferencia. Elsőként sor került a Péter György Alapítvány idei díjainak átadására. A hivatalos statisztikai szolgálatban dolgozó fiatal magyar szakemberek munkájának elismerésére és

támogatására létrejött alapítvány 2005-ben *Mináry Borbála* és *Valkó Gábor* számára ítélte meg díjait, amelyeket *Balogh Miklós*, az alapítvány kuratóriumának elnöke, a KSH elnökhelyettese adott át a díjazottaknak. A jövőben a fiatal magyar statisztikusok támogatására, elismerésére létrehozott alapítvány minden évben az MST éves rendezvényén köszönti a tehetséges kollégákat.

Ezt követően *Kupcsik József*, professor emeritus, az MST örökös tiszteletbeli elnöke tájékoztatta az MST jelenlévő tagságát a Társaság régi adósságának törlesztéséről, a Statisztikaoktatási Szakosztály létrehozásáról. Az MST új, nyolcadik szakosztálya régóta meglevő ürt tölt be a szervezetben belül. A statisztika oktatásával foglalkozó középiskolai, főiskolai, egyetemi oktatók részvételével a tavasz folyamán létrehozott bizottság szervezte meg az új szakosztály létrehozását, amelynek elnöke *Vita László*, a Budapesti Corvinus Egyetem tanszékvezető egyetemi tanára lett. Vita László elmondta, hogy az új szakosztály legalapvetőbb célkitűzése, hogy fórumot teremtsen a statisztikát oktatók és a téma iránt érdeklődők számára. Széles értelemben véve a szakosztály célja a statisztikai műveltség terjesztése, a képzés fejlesztésére tett javaslatokon és a résztvevő tanárok közvetlen kapcsolatainak ápolásán keresztül. Tájékoztatta a hallgatóságot, hogy a szakosztály első ülését november második felében tartja, az ülés témája „a bolognai képzési folyamat” első ciklusának tantervi-tankönyvi kérdései lesznek.

*

Laczka Sándorné, az MST főtitkára a konferencia zárszavában méltatta a rendezvény fő témáit, hangsúlyozva az adatszolgáltatói igények megismerésének, a közvélemény számára fogyasztható statisztikai adatok előállításának és a minőség-szemlélet kiterjesztésének fontosságát és aktualitását. Megköszönte a konferencia második ülésnapjának előadóinak, hogy bemutatták a KSH-hoz szorosan kötődő társintézményekben zajló munkát, illetve betekintést adtak egy olyan projektbe, amelyben a Központi Statisztikai Hivatalnak kiemelkedő szerepe van. A Társaság ez évi konferenciájának zárásaként a főtitkár asszony a szélesebb nemzetközi együttműködés lehetőségeiről, néhány új kapcsolat kezdeményezéséről is beszámolt a tagságnak.

Kárpáti József

STATISZTIKAI HÍRADÓ

SZEMÉLYI HÍREK

Jubileumi jutalom. Közszolgálati jogviszonyban eltöltött munkaidejük alapján 2005. október-november hónapban a következők részesültek jutalomban.

25 éves jogviszony

Györfi Péter Mihály (Szolgáltatásstatisztikai főosztály); *Holka László* (Elnöki titkárság); *Horváth Dienes Éva* (Külkereskedelem-statisztikai főosztály); *Molnár Imréné* (Gazdálkodási főosztály); *Szeitz Attila* (Tájékoztatási főosztály);

30 éves jogviszony

Fehér Erzsébet (EU Integrációs és nemzetközi kapcsolatok főosztály); *Hosszú Sándorné* (Igazgatási és tervezési főosztály); *Krupincza Edit* (Debreceni Igazgatóság); *Perjés Zoltán* (Informatikai főosztály); *Rúza Ibolya* (Adatgyűjtő főosztály);

35 éves jogviszony

Farkas Ferencné (Elnöki titkárság); *Frissné Tóth Ilona* (Tájékoztatási főosztály); *Hajba Józsefné* (Győri Igazgatóság); *Nyéki Attiláné* (Adatgyűjtő főosztály); *Schuyer Gyuláné* (Miskolci Igazgatóság); *Szegedi Péterné* (Tájékoztatási főosztály); *Szűcs Zoltán* (Népszámlálási főosztály);

40 éves jogviszony

Gábor Mária (Igazgatási és tervezési főosztály); *Illés Árpádné* (Igazgatási és tervezési főosztály); *Lakatos Mária* (Statisztikai kutatási és oktatási főosztály, Statisztikai Szemle Szerkesztősége); *Lucza Sándor* (Miskolci Igazgatóság); *Panka Józsefné* (Pécsi Igazgatóság) és *Vörös Jánosné* (Pécsi Igazgatóság).

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

Sajtótájékoztató. *Dr. Pukli Péter*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke 2005. október 25-én sajtótájékoztatót tartott a Hivatalban, ahol *Németh Eszter*, a KSH Tájékoztatási főosztályának vezetője a Magyar statisztikai évkönyv 2004 című kiadványt mutatta be, *Czibulka Zoltán*, a KSH Népszámlálási főosztályának vezetője pedig a 2005. évi mikrocenzus 1. Területi és választókerületi adatok című kiadványt ismertette a megjelentekkel.

Szervezeti változás. A Központi Statisztikai Hivatal elnökének 2./2005.(SK 5.) sz. KSH határozata szerint a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat neve, szervezeti felépítése és feladatai 2005. október 17-ei hatállyal módosultak. Az intézmény új neve Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Levéltár.

A statisztika szakmai etikája címmel *dr. Szilágyi György*, a közgazdaság-tudomány doktora, a

Hivatalos Statisztika Tudományos Tanácsának elnöke 2005. november 4-én előadást tartott a Magyar Tudományos Akadémia Tudomány Napja eseménysorozatának keretében. Az előadásra „A társadalomtudományok felelőssége, lehetőségei és korlátai a mai Magyarországon” című tudományos ülésen került sor.

Az MTA IX. (Gazdaság- és Jogtudományok) osztálya tisztújító ülésén 2005. október 21-én a Demográfiai Bizottság elnökévé választották *dr. Józán Pétert*, a KSH statisztikai főtanácsadóját. A Bizottság alelnöke *Tóth Pál Péter*, a KSH Népeségtudományi Kutatóintézetének tudományos tanácsadója, titkára pedig *Husz Ildikó*, az MTA Társadalomkutató Központ Népeségtudományi Kutatócsoportjának tagja lett.

Eurostat-munkacsoportülés. 2005. október 3. és 5. között tartották Luxembourgban a Munkaerő-

piaci Statisztikai Munkacsoport (Working Group on Labour Market Statistics – LAMAS) ülést. A rendezvény résztvevői többek között a következő témákat vitatták meg: bérkérdés a munkaerő-felmérésben; 2007. évi munkahelyibaleset-felvétel tervezése, egészségkárosodás-felvétel; a 2008. évi vándorlásokkal foglalkozó ad-hoc modul kérdései, a NACE- (Nomenclature générale des Activités Economiques dans le Communauté Européenne – EU gazdasági tevékenységek általános nomenklatúrája) osztályozásrevíziója és a Labour Market Policy (Munkaerőpiac-politika) 2005. évi munkaprogramja. Az ülésen a KSH képviselőjében *dr. Lakatos Judit* főosztályvezető vett részt.

Az Eurostat Crop Products Statistics (Földhasználat és növénytermesztés) című munkaértekezletét 2005. október 23. és október 25. között Luxembourgon tartották. A rendezvény célja a földhasználati adatokra és minden növénytípusra időszerű adatátadási rendszer áttekintése volt, érintve az adatok minőségének és elérhetőségének jelenlegi helyzetét, valamint a jövőbeni fejlesztési lehetőségeket EU- és nemzeti szinten egyaránt. Az értekezleten a következő témákat vitatták meg: földhasználati statisztika, kiemelten a LUCAS (Land Use and Covered Area Survey – Földfelszín-borítottság és földhasználat felvétel); gabonák és egyéb szántóföldi növények, kiemelten a korai termésbecslés; zöldségfélék, kiemelten az olasz kísérleti felvétel bemutatása; valamint egyéb kiemelten a TAPAS- (Technical Action Plan for Improvement of Agricultural Statistics – Műszaki akcióterv a mezőgazdasági statisztika fejlesztésére) eredmények bemutatása. Az értekezleten az Eurostat, a DG AGRI és a FAO képviselői mellett az összes tagállam, valamint a három tagjelölt ország (Bulgária, Románia és Törökország) képviselői vettek részt. A rendezvényen a Központi Statisztikai Hivatalt *Major Tamás*, a KSH tanácsosa képviselte.

A Szociális Védelem Bizottság (Social Protection Committee – SCP) indikátorokkal foglalkozó csoportja 2005. október 10. és 12. között tartotta csoportülését Brüsszelben. A rendezvény célja az egészségügyi ellátás és hosszú távú gondozás területén alkalmazott indikátorokkal és a nyitott koordinációs módszer alkalmazásával kapcsolatos munkaanyag megbeszélése volt. A résztvevők többek között megvitatták a magánellátás szerepét az egészségügyi lefedettségben, az EU-SILC (Statistics on Income and Living Conditions – Jövedelmi és Életmód-statisztika) egészséggel kapcsolatos vizsgálatának szerepét, a hosszú távú gondozás, és az interjúk egészségügyi felmérés (Health Interview Survey –

HIS) előkészítésének kérdéseit. Az értekezleten *Salamin Pálné* osztályvezető képviselte a Központi Statisztikai Hivatalt.

ANAMORT-értekezlet. 2005. október 27. és 28. között szakértői értekezletet tartottak Párizsban. Az ANAMORT (Analysis of Mortality – Erőszakos halálozások) a baleseti és erőszakos halálozások adatainak európai összehasonlítását, valamint az adatgyűjtési és adatfeldolgozási módszerek vizsgálatát tűzte ki feladatául. Európában a balesetek és erőszakos cselekmények miatt bekövetkezett halálozások az összes halálozás 5 százalékát teszik ki évente, a fiatal felnőttek körében azonban ez a vezető halálok. Az ANAMORT célja – a statisztikai feldolgozás európai összehangolásán és fejlesztésén felül – megelőzési programok kidolgozása. Az ANAMORT-projektben partnerként az Európai Unió tagállamai, az EFTA-tagországok és az Eurostat vesznek részt. A résztvevők feladatai közé tartozik: a halálozási statisztikában rendelkezésre álló szakirodalom összegyűjtése, figyelemmel az erőszakos és a baleseti halálozások témájára; kérdőív összeállítása az európai országok halálhálói statisztikai adatgyűjtéseinek és feldolgozási módszereinek felmérésére; a kérdőív megválaszolása és az eredmények elemzése; az Eurostatnál rendelkezésre álló halálhálói adatok elemzése és részletesebb adatok felkutatása; valamint a baleseti és erőszakos halálozások „finom mutatóinak” meghatározása, a rendelkezésre álló részletes adatok elemzése. Az értekezleten az európai kérdőívet állították össze. A rendezvényen a KSH képviselőjében *Bene Mónika*, a KSH tanácsosa vett részt.

A Generáció és Nemek Program (Generation and Gender Program – GGP) negyedik tanácskozási ülést 2005. október 6. és 8. között tartották Isztambulban. A GGP-adatfelvételi program az európai demográfiai kihívásokra keres választ egy új, európai kérdőíves adatfelvétel, illetve egy a demográfiai problémák értelmezéséhez, az adatgyűjtés szempontjából fontos aggregát szintű kontextuális adatbázis létrehozásával. A tanácskozáson a szakemberek többek között megvitatták két, már sikeresen elvégzett adatfelvétel eredményeit, illetve a résztvevő 20 ország képviselői beszámoltak arról, hogy az adatgyűjtés mely fázisában járnak. A tanácskozás során felvetődött az a kérdés is, hogy milyen eszközökkel lehet a politikai döntéshozók figyelmét felhívni az adatfelvétel fontosságára, az új demográfiai kihívásokra és a népesedési problémákra. Az ülésen *dr. Spéder Zsolt* a Népeségtudományi Kutatóintézet igazgatója vett részt, aki bemutatta a Szegénység és depriváció című kutatásuk eredményeit is.

Statisztikai etikai kódex. A Magyar Statisztikai Társaság elnöke – a Társaság Választmányának döntése és a Visegrádi együttműködés keretében is vállalt kötelezettség alapján – munkabizottságot hozott létre a Statisztikai Szakmai Etikai Kódex kidolgozására. A munkabizottság 2005. november 18-án tartotta alakuló ülését a Központi Statisztikai Hivatalban. Tagjai reprezentálják a KSH központi és területi szerveit, illetve a Hivatalon kívüli statisztikusokat. A munkabizottságot *dr. Vita László*, a Budapesti Corvinus Egyetem tanszékvezető egyetemi tanára vezeti, tagjai pedig *dr. Hunyadi László*, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője, *dr. Probáld Ákos*, a KSH Szolgáltatásstatisztikai főosztályának főosztályvezetője, és *Végh Zoltán*, a KSH Szegedi Igazgatóság igazgatója. A tervek szerint a Kódex egyeztetésre bocsátható változata 2006 tavaszára készül el, végső jóváhagyására pedig a Társaság 2006. őszi közgyűlésén kerülhet sor.

Statisztikai társaságok. Az Osztrák Statisztikai Társaság, a Cseh Statisztikai Társaság, a Magyar Statisztikai Társaság, a Román Statisztikai Társaság, a Szlovák Statisztikai és Demográfiai Társaság és a Szlovén Statisztikai Társaság elnökei 2005. szeptember 23-án együttműködési megállapodást írtak alá Budapesten. A megállapodás többek között tartalmazza a felek szándékát arra, hogy regionális fórumot teremtsenek a statisztika elméleti és gyakorlati kérdéseinek megvitatására, kapcsolatot tartsanak a régió nemzeti statisztikai társaságaival, segítsék a fiatal statisztikusok karrierjét, kezdeményezzék és támogassák a statisztikai szakmai etika alkalmazását

a régióban, valamint a Nemzetközi Statisztikai Intézettel való együttműködést. A célok elérésének érdekében az aláíró tagok évente legalább egyszer találkoznak és kölcsönösen tájékoztatják egymást tevékenységükről.

Az MST Statisztikatörténeti Szakosztálya A történeti helységnévtárak szerepe, jelentősége címmel szakmai ülést tartott 2005. november 23-án, a Központi Statisztikai Hivatal Árvay János termében. Az ülés elnöke *dr. Faragó Tamás* a Budapesti Corvinus Egyetem tanszékvezető egyetemi tanára, a MST Statisztikatörténeti Szakosztályának elnöke volt. A konferencián *Kígyósi Attila*, a KSH főtanácsosa A történeti statisztikai helységnévtárak kialakulása és tartalmi ismertetése; *Lelkes György*, a KSH Könyvtár és Levéltár munkatársa A „Magyarország történeti helységnévtára (1773–1808)” c. sorozat és a Bács megyei kötet; míg *Nemes Erzsébet*, a KHS Könyvtár és Levéltár főigazgatója A helységnévtárak és digitalizálásuk a KSH Könyvtár és Levéltárnál címmel tartott előadást

A Jogi Informatikai Társaság és a Magyar Statisztikai Társaság 2005. november 9-én az ELTE Tanári Klubjában tartott ülésén *dr. Hanvay Csaba* r. alezredes: A bűnügyi statisztika jelentősége és használhatósága címmel tartott előadást, melyben ismertette a magyar bűnügyi statisztika rendszerének négy fő elemét, sajátosságait, jellemzőit. Az ülés moderátora *dr. Kovácsics Józsefné* az ELTE ny. egyetemi tanára volt.

Megjelent a *Gazdaság és Statisztika* című folyóirat 2005. évi 5. száma

MŰHELY-ELEMZÉSEK

A városi statisztika – az Urban Audit – és főbb eredményei – *Bognár Virág – Faluvégi Albert*

Technológia, munkaerő, versenyképesség – egy empirikus kutatás tapasztalatai – *Artner Annamária*

MÓDSZERTAN – STATISZTIKAI GYAKORLAT

A szén-dioxid-kibocsátás és a karbon-intenzitás alakulása Magyarországon – *Dr. Tajthy Tihamér*

Közlekedés és környezet, irányok és célállomások – *Mészáros Andrea*

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

DICKINSON, T. – TAM, S.-M.:

AZ ÜGYFÉLKÖZPONTÚSÁG MÉRÉSE AZ AUSZTRÁL STATISZTIKAI HIVATALBAN

(Measuring client servicing in the Australian Bureau of Statistics (ABS) – a balanced scorecard approach.)
Statistical Journal of the United Kingdom. UN ECE. 2004.
1. sz. 7–16. p.

Az Ausztrál Statisztikai Hivatal (Australian Bureau of Statistics–ABS) egyik fontos célja, hogy összegyűjtött adatai minél szélesebb körben elérhetőek legyenek. A hivatal számos csatornát igénybe vesz annak érdekében, hogy biztosítsa az érdeklődők hozzáférését az információkhoz (például kiadványok, elektronikus publikációk, táblázatok, adathalmazok internetes megjelenítése). További eszköze a telefonos információs szolgálat és az ehhez kapcsolódóan beindított információs tanácsadás, amely során az ügyfelek a mindenkori szükséges költségek ellentételezése után juthatnak a kért adatokhoz. Emellett az ABS ingyenes adathozzáférést biztosító programot is fenntart, amelyben az ország egész területén részvételi jogosultságot szerzett könyvtárak is részt vehetnek.

Az ABS-sel kapcsolatba lépők négy csoportját lehet megkülönböztetni: a kulcsfontosságú ügyfelek (a kormányhivatalok és minisztériumok), speciális felhasználók (média, oktatás, könyvtárak), állandó ügyfelek, ad hoc ügyfelek. A különböző csoportokba tartozók más és más kérésekkel fordulnak a hivatalhoz, így eltérő igényeik kielégítése különböző módszerek, eljárások hatékony alkalmazását igényli. Az ANAO (Australian National Audit Office – Ausztrál Nemzeti Auditálási Hivatal) a minőségi ügyfélszol-

gálati szolgáltatással kapcsolatban a következő alapelveket fektette le iránymutatásában: hozzanak létre ügyfélbarát szolgáltatási környezetet a hivatalban; létesítsenek kapcsolatot az emberierőforrás-menedzsment és az ügyfélszolgálati tevékenység között; tartsanak kapcsolatot az ügyfelekkel; hozzanak létre ügyfélbarát hivalt; folyamatosan fejlesszék programjaikat/termékeiket és ügyfélszolgálatukat. E célok elérése érdekében számos változtatást hajtottak végre az elmúlt években, mint például a hivatal szervezeti átalakítása és fejlesztése, amelyek azt egyértelműen ügyfélbaráttá tették. A tanulmány célja annak bemutatása, hogy a *Kaplan* és *Norton* szerzőpáros nevéhez köthető, alapvetően a versenyszférában tevékenykedő vállalatok stratégiai tervezésére és vezetésére kidolgozott balanced scorecard (BSC) menedzsmentelméletet hogyan sikerült adaptálni az ABS-re. A balanced scorecard-elmélet az adott szervezet teljesítményét méri és kidolgozása óta széles körben elterjedt a vállalatok körében. Az ABS esetében a balanced scorecard alkalmazása elsősorban a kiszolgálás minőségének mérését és segítségnyújtást jelentett a szükség szerinti változtatásokhoz. Természetesen az elmélet bizonyos elemeit az ABS esetében ki kellett hagyni a vizsgálatból.

A hivatali teljesítményt négy szempontból vizsgálták. 1. Az ügyféli/vevői oldal méri ügyféli/vevői elégedettséget a hivatal által nyújtott szolgáltatással. 2. A pénzügyi oldal méri a kormány által megkövetelt ellentételezési díj és a ténylegesen felmerült költségek közti arányt. 3. A tanulási-fejlesztési képesség oldal megmutatja, hogy mennyire felkészült az emberi erőforrás ahhoz, hogy az ügyfelek igényeit kielégítse. 4. A működési folyamat oldal azt mutatja

Megjegyzés. A *Statisztikai Irodalmi Figyelő* rovatot a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat állítja össze. A rovat minden hónapban *Külföldi Statisztikai Irodalom* fejezetet (külföldi statisztikai és demográfiai könyvek és cikkek ismertetését *Rettich Béla* szerkesztésében), páratlan hónapban általában *Bibliográfiát* (a könyveket az MSZ 3423/2–84, az időszaki kiadványokat az MSZ 3424/2–82 szabvány szerinti feldolgozásban), páros hónapokban *Külföldi folyóiratszemlét* tartalmaz.

meg, hogy az ABS által alkalmazott eljárás mennyire hatékony és eredményes az igények kielégítése szempontjából.

Az ABS megbízásából 2003-ban született tanulmány azt javasolta, hogy az ügyféli/vevői észlelések alapján az ABS termékeire/szolgáltatásaira ún. értékvezérlő térképet készítsenek el, amely elsősorban a minőség és az ár dimenzióját, később pedig az ABS termékeinek/szolgáltatásainak értékösszetevőit vizsgálja az átadási folyamat és a közvetlen költségek viszonylatában. Ennek során a tanulmány rámutatott, hogy a vásárlás szempontjából a termék/szolgáltatás minőség háromszor fontosabb, mint az ár; a minőségen belül pedig a termék/szolgáltatás hitelessége, illetve időszerűsége ugyanígy háromszor fontosabb, mint az átadás lebonyolítása. E megállapítások után a tanulmány a BSC áttekintő eredményeit ismerteti, és példával szolgál teljesítményindikátorok megadására.

1. Az ügyféli/vevői oldal terén a kulcsindikátorok, amelyek a teljesítményt mérik: az ügyfél elégedettsége, az ügyfeleknek az ABS termékei és szolgáltatásai iránti vásárlási szándéka. A hivatal 1997-től az ügyfelek igényeinek közvetlen mérésére célzott piacutalásokba kezdett. Többek között megállapították, hogy az ABS tevékenységével az ügyfelek igen elégedettek; a technikai segítségnyújtást magas szinten tudják biztosítani; egyre jobban csökkent az adatfelvétel és a belőle származó adatok közzététele között eltelt időt. Sikerült növelni a pontosságot; egyre több ügyfél veszi fel a kapcsolatot elektronikus úton, ennek ellenére még mindig van igény a közvetlen kapcsolattartásra is. A tanulmányok rámutattak arra is, hogy az értékesített termékek ára, azaz a hivatali árképzése meghatározó tényezője az ügyfelek kapcsolatfelvételének a hivatallal. Jóllehet egyre több adathoz lehet ingyenesen hozzáférni, sokan úgy vélik, hogy a költségvetési szervek valamennyi adatához mindenkinek ingyenesen hozzá kellene jutnia, ha már az adókból finanszírozzák a fenntartást. A tanulmányok megállapításai következményeként a hivatalban változásokat vezettek be.

2. A hivatalnak tartania kell magát a kormány információs termékek árképzésére vonatkozó előírásaihoz. Ez követelményként előírja, hogy minden hivatal határozza meg, mi számít ún. alaptermékeknek. A hivatal meghatározása értelmében alaptermékeknek számítanak mindazok a termékek, amelyek a közjót szolgálják illetve azok, amelyek jóllehet a közjót nem szolgálják, de több részterületet érinthetnek. Ennek figyelembevételével a következő árképzési módszerek alkalmazandók: az alaptermékek esetén kizárólag az információhoz juttatás költsége; az alapterméket meghaladó szolgáltatás esetén a létre-

hozás, illetve a hozzáférés járulékos költségei; a piaci ár, ha a terméknek vagy szolgáltatásnak versenytársai vannak az információs piacon. Azonban hangsúlyozni kell az árképzési alapszabályt, nevezetesen azt, hogy a felmerülő költségek nem foglalhatják magukban az adatgyűjtés és annak szokás szerinti feldolgozásából fakadó költségeket. E területen a teljesítmény vizsgálata szempontjából kulcsindikátornak tekinthető, hogy milyen mértékben sikerül elérni a kormány által kítűzött költségfinanszírozási elvárásokat; és milyen mértékben sikerül érvényre juttatni a hozzáférés és a termékek, illetve a szolgáltatások előállításának költségeit. A hivatal belső pénzügyi finanszírozása terén 2000-ről 2004-re a felmerülő költségek 70 százalékos költségfinanszírozottsági arányát sikerült 100 százalékra emelni.

3. Annak érdekében, hogy a telefonos ügyfélszolgálat és tanácsadás minél eredményesebben láthassa el a feladatát, az ügyfélszolgálat munkatársait munkába állás előtt képzésben részesítették, amely nagyon hasznosnak bizonyult. E területen a teljesítmény mérésére három indikátort használtak: a professzionalizmus (udvariasság és szakértelem); az adott válaszok helyessége; az ügyfél kérdésének pontos értelmezése. A dolgozók munkájának értékelését ún. rejtett ügyfelek részvételével végezték el, akik szokásos kérésekkel fordultak az ügyfélszolgálatához és az erre adott ügyfélszolgálati válaszokat ötfokú skálán maguk értékelték. Megállapították, hogy folyamatos fejlődést lehetett tapasztalni a vizsgálatba bevont mindhárom területen.

4. A többi statisztikai hivatalhoz hasonlóan, e területen sokféle eljárás alakult ki a folyamatelemzés mérésére. Azok a kulcsindikátorok, amelyeket az ABS alkalmazott, a következők voltak: a felvétel és a közzététel között eltelt idő; az utólagos helyesbítések, a visszavont, illetve beharangozatlan közzétételek száma; az információ kérése és a válaszadás, illetve a megkeresés és az adatok átküldése között eltelt idő. Az adatok biztonsága szerint az utolsó területen 2003-ban az elvárt időszintet az esetek 90 százalékában sikerült elérni 2003-ban a kezdeti (2001. évi) 70 százalékhoz képest.

A szerzők megállapítják, hogy az ügyfélszolgálati tevékenység folyamatosan fejlődik. Ugyanakkor felhívják a figyelmet arra, hogy a teljesítmény mérésére szolgáló indikátorok kiválasztásánál gondot jelenthet a legmegfelelőbb megtalálása. Néhány indikátornál nem okoz nehézséget a teljesítmény mérése, más indikátornál nehéz meghatározni, hogy mit jelent adott esetben a teljes összhang vagy a 100 százalékos hitelesség. Ilyenkor a statisztikai standardok átvételére kerül sor. Egyes esetekben az alapos értékeléshez nem elegendők pusztán az indikátorok értékei, hanem ezt

ki kell egészíteni az indikátorok közötti korrelációs kapcsolat vizsgálatával is, hogy a lehető legkedvezőbb eredményt érhessek el az egész szervezetre. E vizsgálat mellett további segítséget jelenthet a társhivatalok eredményeivel történő összevetés és véleménycsere. Például a kanadai költségekkel való összevetés során derült ki, hogy az ausztrál felvételi költségek azért magasabbak, mert a terepellenőrzések jóval magasabb költséghányadot emésztettek fel.

(Ism.: *Sághi Tamás*)

HILL, R. J.

ELEMI ÁRINDEXEK MONOTONICITÁSA: EGY
ÁRINDEX PARADOXON

(Monotonicity in price relatives: A price index paradox.) – *Journal of Economic and –Social Measurement*. 2004. 4. sz. 507–20 p.)

A közgazdasági elemzésekben, széles körben használják az ár- és volumenindexeket. Különösen fontosak az infláció és a növekedés mérésénél, a vállalatok közötti összehasonlítások elemzésénél, valamint az életszínvonal és a megélhetési költségek nemzetek és régiók közötti vizsgálatánál. A bilaterális (időbeni és térbeni) mérések céljára sokféle indexet ajánl a szakirodalom. Az elmúlt száz év során a legtöbb figyelmet a Laspeyres-, a Pasche-, a Fisher-, valamint az Edgeworth-, a Walsh-, a Törnquist- és a Sato–Vartia-indexformulák kapták, jóllehet ezeknél sokkal több variáció képzelhető el.

Az indexelméletben sokat vitatott kérdés volt, hogy milyen formulát használjunk. Két iskola körvonalazódott az évek során: az axiomatikus és a közgazdasági indexelmélet. Az axiomatikus elmélet szerint az ár- (volumen-) indexeknek számos feltételnek kell megfelelniük, és egy index „jósa” attól függ, hogy milyen sok axiómát elégít ki. Egy formula annál jobb, minél több a „józan ész” által megkövetelt axiómának felel meg. Olyan formula azonban nincs, amely minden értelmes feltételnek eleget tenne. (Az axiómák, a formulák jól ismertek, vagy a szakirodalomban könnyen hozzáférhetők.) Ezzel szemben a közgazdasági megközelítés a „hasznosság” maximalizálásának elvén alapul. Abból indul ki, hogy az érvényes árak mellett a gazdaság szereplői mindig a hasznosság optimalizálására törekednek. Így azt kívánják mérni, hogy a különböző időszakok, vagy régiók között miként alakult az a minimális költség, amely egy adott hasznossági szint megszerzéséhez szükséges. Ilyen például a megélhetési költségindex, amelynek kiszámítása azonban nagyon nehéz. Bizonyos feltételek teljesülése esetén

az említettek között vannak olyan indexformulák, amelyek megélhetési költség függvényeknek, illetve azok közelítésének tekinthetők. Az ilyen indexeket szokták szuperlatív indexeknek nevezni.

Megegyezés alakult ki a tekintetben, hogy az infláció mértékét, illetve a növekedés ütemét szuperlatív indexekkel kell kiszámítani. Ezek közé tartozik a Fisher-féle index is, azonban voltak kutatók, akik azzal érveltek, hogy sok hasonló tulajdonságú index van, s így nem könnyű az egyértelmű választás. Ezért célszerű visszatérni az axiomatikus megközelítéshez.

A tanulmány egy új „axiómát” vizsgál: az egyedi árviszonyszámok monotonicitását, amely első látásra szinte magától értetődő. Kiderül azonban, hogy az összes említett szuperlatív formula megsérti azt, s ez furcsa paradoxonnak tűnik. A vállalatok hatékonyságával kapcsolatban például *Reinsdorf* és *Dorfman* kimutatták, hogy a cégek közötti összehasonlításban egy sokféle terméket előállító cég lehet termékenként a leghatékonyabb, de abból még nem következik, hogy a szerteágazó struktúra miatt, a teljes hatékonyság tekintetében is a legjobb (Fox-paradoxon). Hasonló a helyzet az árindexek esetében, amelyek értéke függ a kiinduló és a végső fogyasztási szerkezettől: nem elégítik ki a monotonicitás feltételét. A tanulmány felhívja a figyelmet erre a helyzetre mind az elemi árindexek, mind az árviszonyszámok tekintetében.

A monotonicitás jellemzői (amit a szerző tömören axiómának nevez) az árindexek esetében a következőképpen definiálhatók. 1. Ha egy adott (A) viszonylatban minden egyedi ár magasabb, mint egy B régióban, akkor a p_a átlagár nagyobb lesz a p_b átlagárnál. 2. Ha A viszonylatban minden egyes egyedi árindex nagyobb, mint a megfelelő árindexek a B régióban, akkor a P_a árindex nagyobb lesz, mint a P_b árindex. 3. Ha egy egyedi árindex relatív súlya minden határon túl nő (tart az 1-hez), akkor a P árindex értéke tart a szóban forgó egyedi árindex értékéhez. 4. A P árindex az árak és mennyiségek folytonos függvénye. (A volumenindexek tekintetében a helyzet teljesen analóg módon tárgyalható.)

A tanulmány a továbbiakban egyszerű eszközökkel bemutatja, hogy a legtöbb, gyakorlatban használatos formula megsérti a monotonicitás axiómáját. A felsorolás *Diewert* nyomán a szuperlatív formulák közül tartalmazza a Törnquist-, a Walsh-, a Fisher- és a Sato–Vartia-indexet, az egyszerű, ún. állandó súlyozásúak (fixed weights) közül pedig a Laspeyres- és a Paasche-indexet. Megengedve különböző súlyrendszerek használatát, könnyen konstruálhatók olyan súlyarányok amelyek mellett az említett feltételek valamelyike nem teljesül. Ezt az esetet a tanulmány egyszerű példával illusztrálja is.

Más a helyzet az egyedi (elementary) árindexekkel. Az elemi árindex a két időszak árvektorának segítségével állítható elő. Kiszámítása történhet például az összetartozó árfeljegyzések hányadosainak számtani átlagaként (Carli-), az összetartozó árfeljegyzések hányadosának geometriai átlagaként (Jevons-), illetve az árak összegének hányadosaként (Dutot-formula). A monotonicitás axiómájának feltételeit ezek az igen egyszerű formulák sem elégítik ki maradéktalanul, azonban a Jevons-féle geometriai átlagolási árindex rendelkezik a legkedvezőbb tulajdonságokkal. (A volumenindexek értelemszerűen hasonlóan viselkednek.)

Összefoglalóan megállapíthatjuk, hogy a súlyozott indexek esetében nem teljesül a monotonicitás axiómája. A 2. kritériumot két súlyozatlan indexformula teljesíti. Ilyen árindexeket számítani azonban legfeljebb nagyon alacsony aggregáltsági szinten lehet, ahol már súlyok nem állnak rendelkezésre. Ezt úgy is lehet értelmezni, hogy az árváltozások hatása függ a szóban forgó termékek súlyától, jelentőségétől. Ugyanakkor fontos tanulság, hogy ettől függetlenül, az egyre szélesebb körben használt geometriai átlagolás e tekintetben is előnyösnek bizonyul.

(Ism.: *Marton Ádám*)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

KLEVMARKEN, N. A.:

A SVÉD CSALÁDOK VAGYONGYARAPODÁSA

(On the wealth dynamics of Swedish families, 1984–1998.) – *Review of Income and Wealth*. 2004. 4. sz. 469–491. p.

A korábbi vagyonegyenlőségekkel kapcsolatos svéd kutatások főleg a vagyonegyenlőségekre koncentráltak, különös tekintettel a vagyoneeloszlás felső öt, illetve egy százalékára. Általános tapasztalat, hogy az itt elhelyezkedő nagyon gazdag családoktól rendkívül nehéz megbízható vagyonadatokhoz jutni. Svédországban erre két adatforrást használnak. Az egyiket azok a regiszteradatok, amit az emberek önbevallás alapján adózási célra adnak, de érkeznek adatok a regiszterbe a munkáltatóktól, a bankoktól és a brókerektől is. A másik adatforrást a reprezentatív felvételek képviselik. A vagyonegyenlőség mértékét jelentősen befolyásolja a vagyon fogalmának meghatározása. A korábbi tanulmányok azt bizonyítják, hogy az adóbevalláson alapuló vagyonegyenlőségek sokkal nagyobbak, mint amikor a vagyon fogalmát kiterjesztik, és piaci alapokra helyezik. A régebbi kutatások csak az adóbevallásokra támaszkodhattak, ezért eltúlozták az egyenlőség mértékét, szemben a későbbi munkákkal, melyek számára már szélesebb körű adatok álltak rendelkezésre. Az utolsó évtizedben a Svéd Központi Statisztikai Hivatal (Statistics Sweden) regiszteradatainak minősége sokat javult, de a szerző ebben a tanulmányában mégis a Svéd Háztartási Panel (Swedish Household Panel Surveys) adatait használta fel. Munkájában felhasználta az amerikai panelből számított mutatószámok tapasztalatait is.

A korábbi svéd kutatások szerint a vagyonegyenlőség mértéke a XX. század elejétől 1970-ig csökkent, majd megállt. Az 1980-as évtizedben

növekedésnek indult, ami a következő dekádban is folytatódott. A háztartási panel 1984-re, 1993-ra és 1998-ra vonatkozó adataiból megállapítható, hogy növekedett az átlagos vagyon nagysága és a vagyonegyenlőség mértéke is, különösen igaz ez a vizsgált (1984 és 1998 közötti) időszak második felére. A svédországi változások többé-kevésbé hasonlóak a legtöbb európai államéhoz és az egyesült államokbelihez is. Az utóbbihoz viszonyítva a különbség az, hogy Svédországban az egyenlőség emelkedése a 90. és a 10. percentilis közötti arány növekedésével magyarázható, míg az Egyesült Államokban ugyanezt a kvartilisek közötti hányados emelkedésében jelentkezik. A számítások azt igazolják, hogy a svédországi vagyoneeloszlás 1920 és 1975 közötti felső 10 százalékának csökkenését a felső egy százalék mérséklődése idézte elő. Az ez alatti szinteken a vagyonegyenlőségekben lényeges változás nem történt. Az 1980-as és 1990-es évek egyenlőségeinek növekedésére számos magyarázatot találunk. Az első ezek közül a „baby-boom” korszak kohorszainak öregedése, akiknek a korral növekvő vagyonemelkedése megközelítette a csúcst, miként az életciklus-hipotézisek azt előre is jelzik. (Az ötven év felettiéknél a vagyoneérték csökkenést mutat.) A második a társadalombiztosítási rendszerrel szemben megnyilvánuló bizalmatlanság, amely a magánnyugdíj-megtakarításokat növeli, hogy kompenzálja az előbbieken várható megszorításokat. A harmadik az 1980-as évek végén bekövetkezett tőkepiaci dereguláció, a negyedik pedig az 1990-es évek elején indult adóreform. E változások drámai mozgásokat váltottak ki a vagyontárgyak áraiban.

A svéd megtakarítási ráta 1993–94-ben mintegy 12–13 százalékra emelkedett a korábbi néhány százalékos értékekről, majd 1998–99-re ismét 5 százalék alá esett. Ennek egyik magyarázata az 1990-es

évek első felének erőteljes recessziójában rejlik, amikor estek az ingatlanárak is. A lakások és üdülők árcsökkenése befolyásolta a vagyonmegoszlást is. Az ingatlanárak az 1980-as és az 1990-es évek elején, valamint 2000 körül ismét emelkedtek, míg visszaestek az 1980-as és az 1990-es évtizedek közepére, amikor a maximumhoz viszonyítva az árak 70 százalék körülire süllyedtek. A tőzsdei árak emelkedése kivételes volt. Az 1980-as évek elejétől az 1990-es évek végéig a Stockholmi Értéktőzsde indexe 17-szeresére nőtt. Az ingatlanpiac és a tőzsde eltérő árváltozása magyarázatot ad a svédországi vagyonegyenlőtlenség növekedésére, különösen ami az eloszlás jobb oldali „farkát” illeti. A tőzsdei árak 2000 elején esni kezdtek, amelyek maguk után vonták a vagyonegyenlőtlenségek csökkenését is.

A reprezentatív felvétel mintájába a nem intézeti háztartások 18-74 év közötti személyei kerültek. A háztartásfőtől válaszokat vártak az ingatlanokról, a vagyontárgyakról és az esetleges adósságokról. A válaszokat úgy kérték, hogy azok a háztartás minden tagjára vonatkozzanak. Az adatgyűjtést öt alkalommal hajtották végre: 1984-ben, 1986-ban, 1993-ban, 1996-ban és 1998-ban. A nettó vagyon részének tekintették a saját tulajdonú lakásokat, az üdülőket és más ingatlanokat, a megtakarításokat és folyószámlákat, a részvényeket és a kötvényeket, a tartós fogyasztási cikkeket, a kisebb jelzálogokat és más adósságokat. Az 1984. évi felvétel kivételével ide tartoztak az életbiztosítások és az életjáradékok is. Minden vagyonelemet a svéd korona 1993. évi árfolyamára számoltak át. A nemválaszolók által okozott gondokat a Rubin-féle imputációs módszerrel küszöbölték ki. A megfigyelések 20-30 százalékánál a vagyontárgyak értékeit imputálni kellett. Az imputáció mértéke az 1980-as években nem érte el a 20 százalékot, ami 1998-ra 30 százalékra emelkedett.

Az életciklus-hipotézis szerint egy \cap alakú kapcsolat van az életkor és a teljes vagyon nagysága között, amit viszont az élet számtalan esetben nem igazol. Nyugdíjazás után sem csökken a vagyon értéke mindenkinél, mivel sokan tartózkodnak a vagyonfeléléstől öregkori betegségekkel kapcsolatos kiadásokra gondolva. Mások azért nem élnek fel vagyonukat, hogy vagyontárgyaikat gyermekeikre hagyassák. Az 1984-re, 1993-ra és 1998-ra kiszámított vagyonérték mediánjai a 45-50 év közötti életkorra esnek, azzal a különbséggel, hogy napjaink felé közeledve a medián az idősebb kor felé tolódik, az idősek válnak egyre gazdagabbá. Ezzel szemben a fiatalok helyzete kevésbé volt olyan jó az 1990-es évek végén, mint az 1980-as évek közepén. Az előzőkhöz hasonló eredményt mutatnak az amerikai vizsgálatok

is. Az Egyesült Államokban, Hollandiában, Olaszországban és Japánban is szoros kapcsolatot találtak az életciklusmodell kohorszainak vagyonértékei között. A fiatalabb korosztályoknak ma jelentősen nagyobb a háztartási vagyona, mint a mai öregeknek volt fiatalabb korukban. Svédországban az 1940-es években született kohorszok élvezték a svéd gazdaságnak az 1960-as, 1970-es évekbeli virágzását, amikor a munkanélküliség csaknem ismeretlen volt.

Több szerző vizsgálta az örökségek szerepét a vagyonosodásban. A legtöbben arra a következtetésre jutottak, hogy a hagyatékok aránya az összes vagyonban körülbelül átlagosan 35-45 százalék közöttire becsülhető. Az ajándékok és az örökölt vagyon együttes értékének mediánja mintegy 100 ezer svéd korona. A 90. percentilis majdnem eléri a 800 ezer koronát. Az ajándékok értéke tipikusan 10 ezer korona körüli, amely az ajándékokra is vonatkozó adó miatt tűnhet szerénynek. Elég közismert, hogy Svédországban az örökösödési adó igen magas. Az örökségek és az ajándékok értékének eloszlása rendkívül nagy aszimmetriát mutat, amit az is bizonyít, hogy az említett 100 ezer koronát alig meghaladó mediánnal szemben az átlag 511 ezer svéd koronát tesz ki.

A nettó vagyon átlaga Svédországban (1993. évi évfolyamra számolva) 928 ezer korona volt, a 10. percentilis értéke csak 56 ezer, de a 90. percentilisé meghaladta a kétezer koronát. Jelen tanulmány egyik legértékesebb és legérdekesebb megállapítása az, hogy a hagyatékok és a kapott ajándékok a vagyaneloszlás egyenlőtlenségeit nem növelik, hanem éppenséggel csökkentik. Erre magyarázat az, hogy a vagyonos háztartások sokkal gyakrabban adnak transzfereket, mint a nem vagyonosak, másrészt az ő hagyatékok és ajándékok nagyobb értékű. De van kivétel is. Az első decilisbe tartozó háztartások sokkal gyakrabban kapnak transzfereket, mint mások, és ezek összege is többszöröse a többi decilishez tartozókéknak. Az örökségek aránya relatíve magas a fiatal háztartásoknál és szerepe a szegényeknél sokkal jelentősebb, mint a tehetőseknél. Az örökségeket legtöbb esetben több részre osztják, ezért ez a tényező csökkenti a vagyonegyenlőtlenségeket. Az 1998. évi felvétel vizsgálta az örökségben részesülők életkorát is. Azt találták, hogy a mediánkor 46 év, az alsó kvartilis 36 a felső 55 év. Megállapítható tehát, hogy az örökségek nagy részét a középkorúak kapják. Az ajándékokat élvezők kicsit fiatalabbak, a mediánkor 39 év. Mivel az ajándékok nagysága viszonylag kicsi, másrészt minden korcsoportban körülbelül azonos összegű, ezért nagy valószínűséggel nincs hatásuk a vagyaneloszlásra. Talán

nem meglepő, hogy az örökségek és az ajándékok az 1990-es évtizedben gyakrabban fordultak elő, mint korábban. Bár nem lehet kizárni azt sem, hogy a válaszolók már részben elfelejtették a korábban kapott transzfereket. Az viszont tény, hogy részben a hagyatékok magyarázzák a „baby-boom” korszak kohorszainak viszonylag magas vagyonát.

A szerző vizsgálta a háztartások vagyoni mobilitását is, például a családi állapotban bekövetkezett változások hatását. A válás és az özvegyülés nagy valószínűséggel lefelé mozditja el a vagyoneelosztásban elfoglalt helyet, de aki hosszú időn át egyedülálló marad az is inkább veszít, mint nyer a vagyonsorban elfoglalt helyét illetően. Azok akik magasabb iskolai végzettséget szereznek, vagy vezetői állásba kerülnek, természetesen javítják pozíciójukat e rangsorban. Ezentúl az is felfelé (vagy lefelé) irányuló mozgást indukálhat, ha a különböző vagyontárgyak árai eltérő mértékben változnak. A portfólió összetétele ilyenkor meghatározza a mozgás irányát.

A tanulmány közli Svédország és az Egyesült Államok vagyoni mobilitásának összehasonlítását. Meglepetésre azt találták, hogy Svédországban ez a mozgás nagyobb. Standardizálás után viszont nem láttak lényeges különbséget a két ország vagyoni mobilitásában. A vagyoneeloszlást vizsgálva megállapították, hogy a legtöbb mozgás a megosztás közepén fordul elő. Annak valószínűsége – különösen egy rövidebb időszakot tekintve –, hogy a szegények szegények, a gazdagok gazdagok maradnak, meglehetősen nagy. Egy kétéves (1996 és 1998 közötti) és egy 14 éves (1984 és 1998 közötti) időszakot vizsgálva viszont azt találták, hogy annak valószínűsége, hogy a szegények szegények maradjanak 40 százalékkal csökkent, ugyanez a csökkenés a gazdagoknál csak 10 százalékos. Megállapítható tehát, hogy hosszabb távon könnyebb kikerülni a szegénységből, mint elveszíteni a vagyont.

A jövőbeli kutatásokra vonatkozóan az az általános következtetés vonható le a tanulmányból, hogy a vagyonfelhalmozás elemzésénél nem elégedhetünk meg az átlag és a medián kiszámításával. A szegények és a gazdagok viselkedése e téren is nagyon eltérő, ezért különböző magyarázatok vannak a vagyoneeloszlás változásaival kapcsolatban. A kutatóknak még sokat kell tanulniuk a vagyonadatok mérési hibáinak természetéről, hogy megbízhatóbbá tehesék kutatási eredményeiket. Többet kell tenniük, hogy valós vagyonadatokhoz jussanak az önállóktól és a nagyon gazdagoktól, beleértve az örökségből származó vagyonrészeket is.

(Ism.: *Hajnal Béla*)

RADINGER, R.

TÁRSADALMI TŐKE ÉS PISA-TELJESÍTMÉNYEK

(Soziales Kapital und PISA Leistungen.) – *Statistische Nachrichten*. 2005. 4. sz. 316–327. p.

A 2000. évi PISA-adatok másodlagos értékelése keretében egy külön tanulmány vizsgálta a társadalmi tőke lehetséges hatását a különböző teljesítményváltózkodra. A PISA (Programme for International Student Assessment) egy nemzetközi tanulói teljesítményt vizsgáló program, amelyet az OECD-országok együttműködési projektje keretében hajtottak végre, azzal a céllal, hogy megállapítsák, milyen szinten áll bizonyos tantárgyakhoz kapcsolható témakörökben az iskolaköteles életkor (15. életév) végén a tanulói ifjúság, mennyire áll készen, illetve alkalmas a mai kor követelményeinek teljesítésére. A felmérés elsősorban arra koncentrált, hogy alkalmasságot, meghatározott készségeket és ismereteket vizsgáljon, azaz kevésbé kérte számon az iskolában elsajátítandó tényszerű, faktografikus ismerteket. A PISA tanulóspecifikusan, a családi körülményeket és az intézményi tényezőket figyelembe véve kísérte meg a tanulói teljesítmények és információs szint megállapítását, mivel mind a tanulók egyéni tulajdonságai, mind a családi- és intézményi háttér jelentős mértékben befolyásolják és magyarázzák a fiatalok teljesítményében megmutató különbségeket.

A vizsgálatban résztvevő országok szakemberei közösen kutatták az olvasási készséget, a matematikai és a természettudományos ismereteket. A vizsgálati anyag kialakításánál igyekeztek figyelembe venni a kulturális és nyelvi sokszínűségnek megfelelően. Az első PISA-adatfelvétel 2000-ben, 32 országban indult el. A három említett vizsgálati terület (olvasás, matematika, természettudományok) mindegyikében az olvasási készség állt középpontban. A vizsgálatot 2000 után három évenként megismétlik, mégpedig úgy, hogy 2003-ban a matematikai alapképzettség állt a vizsgálat középpontjában, 2006-ban pedig a természettudományos ismeretek kapnak kiemelt szerepet. „A tanulás az életért” címet viselő, 2001-ben közreadott OECD-jelentés a 2000. évi vizsgálatokat foglalta össze. Háttérinformációkat közölt a tanulókról, iskolákról, a képzési rendszerekről. Az országok tanulói teljesítményeinek mintáit összefüggésbe hozták az adott ország tanulóiról szerzett ismeretekkel, hogy azok jobban érthetőek legyenek.

A PISA 2000 keretében tesztfeladatokat végeztettek el a diákokkal. A tesztidő tanulónként két óra volt. Többváltozós feladatokat is alkalmaztak, továbbá kérdéseket tettek fel, amelyekre az iskolásoknak önálló feleletet kellett adniuk. Valamennyi fel-

adat elvégzése mintegy hét órát vett igénybe, de természetesen ez az idő diákonként igencsak különböző volt. A háttérkérdőívek megválaszolására fél órát kaptak a tanulók. Annak érdekében, hogy a különböző szerkezetű oktatási rendszerek és az eltérő beiskolázási életévek összehasonlíthatók legyenek, életkorra alapozott szűrőpróbaszerű vizsgálatokat alkalmaztak, függetlenül az iskolai fokozattól vagy a tanuló által látogatott iskolai évfolyamtól. A PISA által kiválasztott korosztály az 1984-ben születettek csoportja lett. Természetesen ez nem jelentette azt, hogy a PISA a vizsgált országok minden egyes 1984-ben született tanulóját megvizsgálta. A résztvevő országokban a vizsgálat negyedmillió tanulóra terjedt ki. Ausztriában ez 213 iskolából 4745 tanuló jelentett. 15 százaléka magyar általános iskolának megfelelő intézménybe járt, a többiek különböző szintű és fokozatú szakiskolák vagy szakmára orientáló iskolák tanulója volt.

A PISA Plusz nevű vizsgálat a központilag meghatározott mérési szempontok nemzeti szempontokkal kiegészített változata. Ausztriában öt járulékos projekt kapcsolódott a PISA 2000-hez: 1. a 15-16 éves osztrák tanulók olvasási szokásai és olvasási szocializációja, továbbá az iskolák olvasmánybiztosítási keretfeltételei; 2. az alapvető olvasási készségek és az olvasás sebessége; 3. az érzékenység és iskolai siker; 4. az iskola minősége, a minőséghez kapcsolódó intézkedések, az iskolai vezetés és a tanulók szempontjainak előtérbe helyezésével; 5. a modern információs technológiák felhasználása a tanításban, a számítógép és az internet tanulói használata.

A PISA OECD-szintű eredményeiről számos publikáció látott napvilágot, már 2001-től kezdődően. A „Tanulás az életért” című tanulmány többek között foglalkozik a tanulók társadalmi-gazdasági háttérével, az iskoláknak a tanulói teljesítményekre gyakorolt hatásával, amelyeknek szerepe országoként igencsak változó volt. 2005-ben Ausztriában jelent meg egy tanulmány, amely a szocio-demográfiai változók drámai hatásával foglalkozott. A társadalmi-gazdasági háttér

méréséhez a nemzetközi indexet (International Socio-Economic Index – ISEI) használták. Az index kiindulási alapjául a szülők foglalkozása szolgált, amelyhez a foglalkozások, 1988-ban elkészített nemzetközi osztályozási rendszerét (ISCO-88 – International Standard Classification of Occupations) használták fel. Az index értékei 0 és 90 között mozognak, és lényegében a szülők foglalkozásának társadalmi presztízst tükrözik. Az anyák képzettsége pozitív kapcsolatban áll a tanulói teljesítményekkel. Az ő képzettségük befolyásolja, hogy gyermekük milyen szintű képzési formában vesz részt, illetve hat továbbtanulásukra is. A vizsgálatok jelentős része nagy teret szentelt a nem specifikus teljesítménybeli különbségeknek. Szinte valamennyi országban a lányoknál magasabb olvasási szintet regisztráltak. A felmérésben résztvevő országok felénél statisztikailag jelentős különbségek voltak a matematikai alapképzettségben a fiúk javára. Nagy eltérések voltak az egyes országokon belül is a természettudományok körében.

A PISA-Plusz kérdőíveknél a baráti kapcsolatok, a barátok, barátság és a bizalom közötti összefüggéseket is vizsgálták, figyelembe véve az iskolatípust, a tanulók nemét és a szocio-ökonometriai indexet. Jelentős eltérések voltak a nemzetközi kérdőívek, illetve a PISA-Plusz szűrőpróbaiknak, mintáinak számában, ami érthető, hiszen a kiadott kérdőíveknek csak mintegy harmadát készítették el a tanulók. Ez azt jelenti, hogy olvasás esetében átlagosan minden ötödik, matematika és természettudományok esetében valamivel több mint minden harmadik tanuló adott értékelhető választ. A változók koeficienseinek különbségeit, azok hatását már a nemzetközi kérdőívek vizsgálatakor kiszámolták, azokat elsősorban az iskolai tanulói létszámokra alapozták és csak kisebb mértékben egyéb, kevésbé megfogható és mérhető tényezőkre. Az értékelésből kiderült, hogy a baráti kapcsolatok nincsenek meghatározó befolyással a tanulói teljesítményre, viszont a bizalom valamennyi vizsgált területen fontos tényező.

(Ism.: *Rettich Béla*)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

BRAAKMANN, A. – HARTMANN, N.
– RÄTH, N. – STROHM, W:

NÉMETORSZÁG NEMZETI SZÁMLÁINAK
FELÜLVIZSGÁLATA, 1991–2004

(Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 2005 für den Zeitraum 1991 bis 2004.) – *Wirtschaft und Statistik*. 2005. 5. sz. 425–462. p.

A német hivatalos statisztikai kiadványok között 2005. április végén megjelent a nemzeti számlák tel-

jesen átdolgozott mutatósorozata (jelölése: Revision 2005), az 1991 és 2004 közötti időszakra. A német Szövetségi Statisztikai Hivatal 5-10 éves időközönként készít átfogó felülvizsgálatot. A legutóbbi átdolgozás eredményeit 1999. április végén adták ki, akkor tértek át az európai nemzeti számlák ESA'95 előírásainak megfelelő mutatósorozatra. Az eddigi átfogó felülvizsgálatok kapesán történt a nemzeti számlák rögzített bázisvének cseréje is, legutóbb az

1995. évi bázisra tértek át. A tanulmányban ismertett 2005. évi felülvizsgálat nem határozott meg rögzített bázisét, ezután az indexszámítás az előző évihez viszonyítva történik. A revíziós politika ismertetése az 1991–2004-es időszak nemzeti számláinak folyó áras és az árváltozásoktól megtisztított adatait tartalmazza.

A szerzők kiemelik, hogy a felülvizsgált eredmények az országos adatokra vonatkoznak, egységesen kezelve Németország 1990. október 3-i közigazgatási területét. A korábbiakban a nemzeti számlákban a nyugatnémet és a keletnémet tartományok adatait külön mutatósorokkal is közölték. Ezután az egyes tartományokra vár, hogy az egységes országos adatoknak megfelelő saját területi mutatóikat kiadják. A tervek szerint a felülvizsgált nemzeti számlákat az 1991 előtti évekre is visszaszámítják, de csak a nyugatnémet tartományokra.

Összehasonlították a 2005. évi felülvizsgálat folyó áron meghatározott eredményeit az 1991–2004-es időszak bruttó hazai termék értékeire (milliárd euróban) a korábbi számítások eredményeivel, és képezték az évenkénti különbségeket (értékben és százalékban). Képezték továbbá folyó áron és összehasonlítható áron az éves változások százalékos mértékeit, ez utóbbi adatsort az előző évi, illetve az 1995. évi áron (a korábbi indexsorozatokkal) számították. Hasonló részletességű összehasonlítás készült a GDP negyedéves indexeire, és a kétféle mutatósorozattal közel egyező a fejlődési pálya. A volumenindexek új sorozatai itt is rendre nagyobbak, mint a korábban számítottak. A konjunktúrára vonatkozó megállapítások ennek megfelelően az új mutatókkal is fenntarthatók.

A tanulmány ismerteti, hogy a nemzeti számlák deflációs eljárásai miként változtak a 2005. évi felülvizsgálatban. Felhasználták az újabb árstatistikai eredményeket, amelyek bizonyos gazdasági területekre, illetve termék- és szolgáltatáscsoportokra vonatkoznak. Ilyen új deflációs eljárásokat alkalmaztak például egyes nem piaci termelő ágazatok teljesítményére, valamint a termékek minőségi jellemzőit is érvényesítő hedonikus árindexek birtokában.

A szerzők bemutatják, hogyan érvényesíti a felülvizsgálat a pénzközvetítői szolgáltatás fel nem osztott díja (Financial Intermediation Services Indirectly Measured – FISIM) új módszertanát. Az 1991–2004-es időszak éveiben ennek hatására a bruttó hazai termék mintegy 1,2–2,2 százalékkal meghaladja a korábbi mutatósorozat éves értékeit. További módszertani változás, hogy az ún. lecseréléses (swap) ügyleteket a korábbiaktól eltérően számolják el. A lecseréléses ügylet nemzetközi fizetéssel is járhat, és ez a bruttó nemzeti jövedelmet

is érinti. A felülvizsgálat a kiinduló adatokra is kiterjedt.

A cikkben kifejtett módszertani változások között a legfontosabb, hogy átalakították az ár- és volumenindexek számítását. Ezután a GDP volumenindexeit az előző évi árbázissal határozzák meg. A rögzített, egyre távolabbi bázisév súlyaival számolt korábbi árviszonyok mindinkább eltértek a valóságos és aktuális helyzettől. Ez a változtatás megfelel az Európai Bizottság döntésének. A német statisztikában ezt az új súlyozási módszert 2005-től alkalmazták.

A szerzők utalnak arra, hogy az általuk ismertett láncolt indexszámítás eredményei nem additívak, vagyis az abszolút érték láncolt eljárással számított részadatainak összege eltér attól, amelyet az összegzett adat ennek megfelelő számítása ad. A nemzetgazdasági ágak szerint számított hozzáadott érték abszolút mutatóinak összege pedig eltér attól, amelyet a nemzetgazdaság egészére a láncolt index ad. A térbeli összegzésekre is jellemző ilyen eltérés, például az EU egészét, illetve az egyes tagországok részmutatóinak összegét tekintve. Megegyezés szerint nem tüntethetők el ezek az indokolt eltérések, az ebből eredő számítási és elemzési hibák a konkrét felhasználási célok alapján kezelhetők.

A Nemzetközi Valutaalap (IMF) ajánlásokat adott ki a negyedéves GDP-számítás láncolt indexeinek alkalmazására. A német jegybank és a Szövetségi Statisztikai Hivatal próbaszámításokat végzett, és az „annual overlap” elnevezésű eljárás mellett döntött. A cikk az „annual overlap” számítási módszer előnyeként említi, hogy így az idősor értékei összegezhethetők, tehát a négy negyedév adatának összege megegyezik az autonóm eljárással számított éves adattal.

A tanulmány a GDP felhasználásának nagy csoportjai szerint is vizsgálja, hogy milyen mértékben térnek el egymástól a rögzített bázisévvel, valamint az előző évi árbázissal számított összehasonlítható áras mutatók. A bruttó hazai termék kétféle deflálása alapján külön elemezték a fogyasztásra, az építési és a többi beruházásra, a kivitelre és a behozatalra, valamint a fizetési mérlegre gyakorolt hatásokat. A cikk kifejti az EU előírásainak megfelelő deflációs számítási eljárás hatásait is. A 2005. évi felülvizsgálat során, az ezeknek megfelelő következő lényeges módosításokat hajtották végre. Meghatározott termékek minőségi változásait hedonikus árindexekkel veszik figyelembe; bizonyos szolgáltató ágazatok teljesítményére közvetlen volumenmérést vezettek be, ilyen például az oktatás, az egészségügyi és szociális ellátás és nem alkalmaznak az európai előírások szerint nem megengedett módszereket.

A korábbi deflációs módszer átalakításának egyik fő oka a minőségi változások érvényesítése, vagyis az ún. hedonikus árindexek alkalmazása. A személyi számítógépekre 2002. júniustól állnak rendelkezésre ilyen németországi indexsorozatok. A teljes számítástechnikai termékcsoport hedonikus árindexeit 2004. május tárgyhónaptól kezdve adják ki, amelyekbe a termelési, a behozatali, a kiviteli és a nagykereskedelmi árindexek egyaránt érintettek. A felülvizsgálat 1991 és 2004 közötti időtávja szükségessé tette, hogy a 2002 előtti évekre is rendelkezésre álljanak a számítástechnikai, illetve más gyorsan cserélődő elektronikus termékek árindexsorai. Az Egyesült Államok Munkaügyi Hivatala (Bureau of Labor Statistics – BLS) közölt részletes hedonikus árindexeket a PC-kategóriák szerint, valamint meghatározott perifériás készülékekre és tároló modulokra.

A szerzők rámutatnak, hogy a nem üzleti alapú közszolgáltatások közvetlen volumenmérése azért vált időszzerűvé, mert itt a teljesítménymérés eddig az ún. input-eljárással történt. A ráfordítás volumene alapján mérték a nem üzleti alapú szolgáltatások alakulását, ide értve a folyó termelőfelhasználást, az értékcsökkenést, a munkavállalói jövedelmet, valamint a termelési adók és támogatások egyenlegét. Az Európai Bizottság döntése szerint csak a közfogyasztás körében alkalmazható ilyen input eljárás, az államot és a háztartásokat segítő nonprofit intézmények felhasználásaira. Át kell térni viszont a kibocsátás közvetlen volumenmérésére, ahol döntően a nem üzleti szolgáltatást magánszemélyek veszik igénybe. Az outputmérés megvalósítása Németországban az oktatást, valamint az egészségügyi és szociális ellátás egyik részterületét érinti a nemzeti számlák jelen felülvizsgálata kapcsán. Az egészségügy és szociális ellátás többi részterületén (a fekvőbeteg-ellátás kivételével) a piaci termelés a meghatározó.

A szerzők a nemzeti számlák felülvizsgálata kapcsán bemutatják a nem megengedett eljárások kiküszöbölésének módszereit is. A szolgáltatások árindexeire 3 éves átmeneti idő érvényesíthető, 2008-ig van haladék a bevezetésükre. Németországban megvalósíthatósági tanulmány készült az adó-, és a jogi tanácsadó, a könyvvizsgálói szolgáltatások árstatistikájára. Előkészítették az árak kísérleti jellegű adatgyűjtését, valamint e szolgáltatások termelői árindexeinek számítását. A 2004. tárgyévtől

kezdve rendelkezésre állnak ezek az árindexek a nemzeti számlák összeállításához. A szórakozás, kultúra, sport volumenmérését is javították, rendelkezésre állnak a megfelelő árreprezentánsok, a fogyasztói árindex módszertana alapján. A cikk részletesen ismerteti a pénzügyi teljesítménye méréseinek új módszerét, valamint részletezi, hogy az egyes gazdasági ágazatok hozzáadott értékére milyen hatással vannak az itt bemutatott módszertani változások, valamint a módosított alapadatok. A szerzők kifejtik a felülvizsgálat sok egyéb eredményét is, például az értékcsökkenés, a termelékenység új adatsoraira utalva, köztük a háztartások fogyasztásának mutatóira gyakorolt hatásait.

A bruttó felhalmozás 2005. évi felülvizsgálata során az alapadatok módosítása a döntő, itt nem történt olyan mély módszertani változás, amely a beruházási adatsor előző, 1999-es felülvizsgálatát jellemezte, az ESA'95 előírásaihoz igazodva. A felhalmozási adatsor az előző évi árbázis és a láncolt indexek alkalmazása miatt változott. A gépek és szállítóeszközök beruházási mutatóiban változással jár a hedonikus árindex alkalmazása.

Új eljárás alapján rendelték az ingatlanhasznosítás ágazatához a beruházásokat, arra is tekintettel, hogy a lakóépületek bizonyos arányban nem lakás (például kereskedelm) célú helyiségeket illetve bérleményeket is tartalmazhatnak. Módosították a lízinggel kapcsolatos számbavételi módszert, egy gazdaságtudató intézet tanulmányának eredményeit felhasználva. A csatornaszolgáltatás és hulladék-gazdálkodás beruházásainak felmérését is új alapokra helyezték.

Felülvizsgálták a készletek változásának eddigi mutatóit is, annak tudatában, hogy – a nemzeti számlák módszertani előírásai szerint – itt jelennek meg a termelési és a felhasználási számlák egyeztetése során adódó bizonytalanságok. A tárgyi eszközök beruházásában a gépek és szállítóeszközök árindexét új módszerrel a hedonikus árindexeket alkalmazva számították. Az építési beruházás termelői árindexének számításához 8 építményfajtára és 7 termelői csoportra kiterjedő adatgyűjtés áll rendelkezésre, előzőleg a 2000=100 rögzített bázisét vetették figyelembe. A felülvizsgálatot követően az előző évi árbázisra térnek át a beruházásokban is.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

KÜLFÖLDI FOLYÓIRATSZEMLE



A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2005. ÉVI 3 SZÁM

Kretschmerová, T.: A népesség alakulás Csehországban 2004-ben.

Cermák, Z.: Vándorlás és szuburbanizáció Csehországban.

Holá, B.: A külső vándorlási statisztika összehasonlíthatósága.

Morávková, S.: Az élettársi kapcsolat egyes jellemzői a 2001-es népszámlálás adatai alapján.

Kérdőív a következő népszámlálás előkészítéséhez.

Maier, H.: Jogi megközelítések a természet gazdasági rendszerből látható demográfiai kihívásokra.



A FRANCIA GAZDASÁGI
ÉS PÉNZÜGYMINISZTERIUM ÉS A STATISZTIKAI
ÉS GAZDASÁGKUTATÓ INTÉZET FOLYÓIRATA

2004. ÉVI 380. SZÁM

Bénabou, R. – Kramarz, F. – Prost, C.: Oktatási zónák prioritásai: mely erőforrások milyen eredményeket produkálnak.

Duguet, E. – Lelarge, C.: Bátorítják-e a szabadalmak az ipari cégeket az innovációra?

Duhautis, R. – Legarde, P.: Milyen hatásai vannak a cégcsoportoknak és a független cégeknek a munkahelyek elosztására?



AZ AMERIKAI STATISZTIKAI TÁRSASÁG
FOLYÓIRATA

2005. ÉVI 471. SZÁM

Zhang, D. et al.: Hierarchikus grafikus modellek: alkalmazása tüdőfunkcióra és a koleszterinszintre a normatív öregedési vizsgálatokban.

Feng, S. – Wolfe, R. A. – Port, F. K.: Az elhunyt donor veseátültetési adatainak elemzése túlélési modell és Poisson-féle variancia struktúrák segítségével.

Kumhakar, S. C. – Tsonas, E. G.: A technikai és allokációs hiányosságok együttes mérése: bayesi következtetés alkalmazása nemlineáris véletlen hatású modellekben.

Li, T. H.: Egy hierarchikus keret webszerver adatok modellezésére és előrejelzésére.

Ishwaran, H. – Rao, J. S.: A tüske és lap szerinti génkiválasztás többcsoportos mikrotömb adatokban.

Fan, J. – Peng, H. – Huang, T.: Szemilineáris többdimenziós modell mikrotömb adatok normalizálására: elméleti elemzés és részleges konzisztencia.

Huang, J. – Wang, D. – Zhang, C. H.: Egy kétdimenziós szemilineáris modell cDNA mikrotömb adatok normalizálására és elemzésére.

Forni, M. et al.: Az általánosított dinamikus faktormodell: egyoldali becslés és előrejelzés.

Staudenmayer, J. – Buonaccorsi, J. P.: Mérési hiba lineáris autoregresszív modellekben.

Hurvich, C. – Lang, G. – Soulier, P.: A hosszú memória becslése sima nemparaméteres trend jelenlétében.

Dubin, J. A. – Müller, H. G.: Dinamikus korreláció többváltozós longitudinális adatok esetén.

Sun, J. et al.: Longitudinális adatok szemiparaméteres regressziós elemzése informatív megfigyelési időekkel.

Fan, J. – Jiang, J.: Nemparaméteres következtetések additív modellekre.

Datta, S. – Satten, G. A.: Rangösszeg tesztek klaszterezett adatokra.

Taskinen, S. – Oja, H. – Randles, R. H.: Többváltozós nemparaméteres függetlenségi tesztek.

Gao, X. – Alvo, M.: Egyesített nemparaméteres módszer kiegyensúlyozatlan faktoriális tervekre.

Wang, J. P. Z. – Lindsay, B. G.: Büntetéses nemparaméteres maximum likelihood módszer fajok gazdagságának becsléséhez.

Lee, B. L. – Kosorok, M. L. – Fine, J. P.: A profil mintavevő.

Goncalves, S. – White, H.: Lineáris regressziós modellek standard hibájának becslése Bootstrap-módszerrel.

Ma, Y. – Genton, M. G. – Tsatis, A. A.: Lokálisan hatékony szemiparaméteres becslések általánosított ferde elliptikus eloszlásokra.

Serban, N. – Wasserman, L.: CATS (Clustering After Transformation and Smoothing) klaszterezés transzformáció és simítás után).

Zeng, D. – Yin, G. – Ibrahim, J. G.: Következtetés transzformált kockázati modellek egy osztályára.

Maydeu-Olivares, A. – Joe, H.: Korlátozott- és teljes információs becslés és az illeszkedés jóságát vizsgáló teszt 2^n kontingencia táblákra: egy egységes keret.

Gelfand, A. E. – Kottas, A. – MacEachern, S. N.: Bayesi nemparaméteres térbeli modellezés Dirichlet-folyamatkeveréssel.

Garcia-Escudero, L. A. – Goirdaliza, A.: Általánosított rádiusz folyamatok elliptikusan kontúros eloszlásokra.

Frydman, H.: Becslés a Markov-lánc mozgáskeverékében változó sebességgel.

Wang, C. P. – Brown, C. H. – Bandeen-Roche, K.: Reziduális diagnosztika növekedési keverékmodellekre: a megelőző beavatkozás hatásának vizsgálata az agresszív viselkedés többszörös pályáira.

Sisson, S. A.: Transzdimenzionális Markov-láncok.

POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET
FOLYÓIRATA

2005. ÉVI 3. SZÁM

Lou, A. D.: Partnerkapcsolattal a HIV/AIDS fertőzés ellen fekete Afrikában: partnerinformáció, szexualitás és védekezés.

Waltisperger, D. – Meslé, F.: Gazdasági válság és halálozás – Antananarivo esete, 1976–2000.

Villée, I. – Guérin-Pace, F.: Az azonosítók kikérdése: egy felvétel kidolgozása Franciaországban.

Dittgen, A.: Lakások és háztartások nagysága a helyi lakosság mozgásában – Párizs példája.

Loiseau, M. – Bonnalet, C.: Az 1948-as törvény hatása az elegáns pályákra Ile-de-France-ban.

Journal of
OFFICIAL STATISTICS

A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2005. ÉVI 1. SZÁM

Zheng, H. – Little, R. J. A.: Következtetés a sokasági értékösszegre nagysággal arányos valószínűségi mintavétel-nél, nemparaméteres spline modellből származó előrejelzésekre alapozva.

Hedderley, D. I. – Haslett, S. J.: Egy petíció aláíróinak számára vonatkozó becslés pontossága mintára alapozva.

Preisser, J. S. et al.: Egy kétlépcsős nemparaméteres reprezentatív felvételi módszer a vidékiség asszociációs fokának tesztelésére egészségügyi szolgáltatásoknál.

Buuren, S. et al.: Meglévő adatok összehasonlíthatóságának javítása válasszonverzióval.

Gallagher, P. M. et al.: A nemválaszolás természete egy Medicaid felvételnél: okok és következmények.

Schneider, S. J. et al.: Telefonos, internetes és papíralapú adatgyűjtési módok a 2000-es census rövid kérdőívénél.

Jansen, H. – Hak, T.: A háromlépcsős tesztinterjú hatékonysága egy önkéntes kérdőív szakértői felülvizsgálatával összevetve, az alkohol fogyasztásra vonatkozóan.

Graaf, X. J. – Muurling, R. H.: Az E-business keret alátámasztása: E-business fogalmak meghatározása és E-business mutatók osztályozása.

2005. ÉVI 2. SZÁM

Kotz, S.: Elmélkedések a hivatalos statisztika korai történetéről és egy szerény javaslat a globalizáció koordinálására.

Fellegi, I. P. – Ryten, J.: Egy szupranacionális statisztikai hivatal hatékonysága: pluszok és mínuszok, valamint a kívülről látható kihívások.

Kott, S. P. et al.: Interjú a „Modell támogatta mintavétel” c. könyv szerzőivel.

Dillman, D. A. – Gertseva, A. – Mahon-Haft, T.: Telepi felvételek használhatóságának elérése vizuális tervezési alapelvek alkalmazásával.

Conrad, F. G. – Schober, M. F.: A kérdések egységes értelmezésének előmozdítása a ma és a holnap felvételeiben.

Leeuw, E. D.: Keverjük vagy ne keverjük az adatgyűjtési módokat a felvételekben.

Pannekoek, J. – Waal, T.: Automatikus adatedítelés és imputálás vállalati felvételekben: holland hozzájárulás az EUREDIT-projekthez.

Biemer, P. – Brown, G.: A kábítószerhasználat elterjedtségének modellalapú becslése elemleszámlálási adatokkal.

Fienberg, S. E. – McIntyre, J.: Adatcsere: variációk Dalenius és Reiss témájára.

Münnich, R. – Ressler, S.: PRIMA: egy új többszörös imputálási eljárás bináris változókra.

Fiendley, D. F.: Új fejlemények és irányzatok a szezonális kiigazításban.

Statistical Papers

NEMZETKÖZI ELMÉLETI ÉS ALKALMAZOTT
STATISZTIKAI FOLYÓIRAT

2005. ÉVI 4. SZÁM

Alexander, T. – Chandrasekar, B.: Matrikskála és mátrix elhelyezési modellek paramétereinek egyidejű ekvivariáns becslése.

Belzunce, F. – Ortega, E. M. – Ruiz, J. M.: Egy megjegyzés egy egység NBUC-élettartamán alapuló visszatevési stratégiák összehasonlításához.

Kashima, H.: Egy minimax Bayes-szabály és zsugorító becslések alkalmazása a portfólió kiválasztási problémához bayesi megközelítés mellett.

Kuhnert, R. – Böhning, D.: A metaanalitikai aszimptotika meghíúsulása a közös kockázati különbség látszólag hatásos becslése esetén.

Lovison, G.: A Rao-pontszámról és a khi-négyszet statisztikáról általánosított lineáris modellekben.

Ahmad, I. A. – Mugdadi, A. R.: Bizonyos életeloszlások momentum generáló függvényeinek korlátai.

Janardan, K. G.: Egy tiszta születési folyamattal összefüggő diszkrét eloszlás.



AZ EGYESÜLT ÁLLAMOK
MATEMATIKAI STATISZTIKAI INTÉZETÉNEK
FOLYÓIRATA

2005. ÉVI 2. SZÁM

Gustafson, P.: Modellkiterjesztésről, modellösszevonásról, azonosíthatóságról és korábbi információkról: helytelenül mért változókat tartalmazó két illusztratív forgatókönyv.

Meng, X. L.: Az egységgyöktől a Stein-becslésen keresztül a Fisher-féle k -statisztikáig.

Gomatam, S. et al.: Adatközlés és felfedéskorlátozás egy mikroadat nélküli világban.

Bellhouse, D. R. – Genest, C.: Egy közegészségügyi vita a 19. századi Kanadában.

DasGupta, A.: Beszélgetés Larry Brown-nal.

Статистика Statistics

A BOLGÁR STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 5-6. SZÁM

Shkodrev, E.: Index faktoranalízis heterogén sokaságra.
Arcadiey, D.: Az etnikai összetétel meghatározása az európai népszámlálásokban – tendenciák a 21. század kezdetén.

Tosheva, E. – Chipeva, S.: A kötelező nyugdíj- és egészségbiztosítási jelenlegi helyzete Bulgáriában.

Tosheva, E.: A statisztikai mutatók használatának irányai a kötelező nyugdíjbiztosítási rendszerben.

Ostereng, H. K.: Statisztika, statisztikusok és a statisztikai törvény Norvégiában.

statistika
EKONOMICKO - STATISTICKÝ ČASOPIS

A CSEH STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2005. ÉVI 4. SZÁM

Cook, L.: Globalizáció és mérési kérdések a gazdaságstatistikában.

Havlik, P.: Egység munkaerőköltségek az új EU tagállamokban.

Depoutot, R.: A vállalatcsoportokra vonatkozó statisztika 25 éve Franciaországban.

Tomsik, V. – Viktorová, D.: Pénz és gazdasági növekedés Csehországban – összefüggenek?

Sujan, I. – Sujanová, M.: Az adókulcs hatása a gazdasági növekedésre – nemzetközi összehasonlítás.

Jurina, F.: A tényleges és jogi nyugdíjkorhatár eltéréseinek lehetséges okairól.

Doucek, P.: Metainformációs rendszerek és szerepük a döntéshozatali folyamatban.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2005. ÉVI 8. SZÁM

Egyeztetett minimális bérindex, 2005. június.

A 2003-as mezőgazdasági felvétel – 1. rész.

Tejtermelés és felhasználás 2004-ben.

Vízgázalkodási termelés 2004-ben.

A 2003-as szerkezeti vállalatstatisztika.

Szabadidős és üzleti utazások 2004-ben.

Külkereskedelem 2004-ben: végleges eredmények.

Regionális statisztikai egységek földrajzi hálózat formájában.

2005. ÉVI 9. SZÁM

Demográfiai trendek 2001 és 2004 között.

A halálóki statisztikák minőségi szempontjai: egy folyó minőségellenőrzés eredményei a kódolásra vonatkozóan.

Egyeztetett minimális bérindex, 2005. július.

Lakásbérletek 2002 és 2005 között.

A 2003-as mezőgazdasági felvétel – 2. rész.

Sértésállomány-felvétel, 2004. június 1.

A mezőgazdasági jövedelmek alakulása 2004-ben: az EAA előzetes eredményei.

A külkereskedelmi vállalatok szerkezeti elemzése a 2003-as és 2004-es évekre.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2005. ÉVI 5. SZÁM

Popovskaya, E. V. – Alimova, T. A. – Lukovkina, E. V.: Rendelet a versenykörnyezetre vonatkozó elemzés és becslés végrehajtásáról az áru piacok területén: a statisztikai adatok felhasználásának lehetőségei.

Avdasheva, S. B. – Alimova, T. A. – Yusupova, G. E.: Statisztikai információforrások felhasználásának lehetőségei embercsoportok azonosításához.

Popovskaya, E. V. – Alimova, T. A. – Avdasheva, S. B.: A termelési koncentráció statisztikája: új lehetőségek a versenyelemzésére az orosz piacokon.

Nesterov, L. I.: Lehetőségek a nemzeti vagyon kiterjesztett fogalmának érvényesítésére.

Giordonov, M. Yu.: Néhány problémáról a nemzeti vagyona és állóeszközre vonatkozó orosz statisztika aktív és passzív mérlegek összeállítására való átállásával kapcsolatban.

Litvintseva, G. P.: A GDP előállításának fő tendenciái az Orosz Föderációban, 1995–2003.

Ageenko, A. A. – Yurkevich, S. V.: Az ipari komplexum fejlesztése az omszki régióban a rekonstrukciós növekedés kapcsán.

Tsapieva, O. K.: Banki erőforrások formálásának statisztikai elemzése és felhasználása regionális szinten.

Tseitler, N. V. – Zaitseva, G. A.: Az északi öslakos ki-sebbség problémái a magadani régióban.

Shemenov, S. A.: Mezőgazdasági próbaösszeírás a penzai régióban.

Oleinik, O. S.: Volgogradstat információ és felvilágosító munka az oroszországi tevékenységi osztályozási rendszerre való átállással kapcsolatban.

Shumilin, O. V.: A körzeti adminisztrációs szervek el-látása statisztikai információkkal.

Ageenko, A. A. – Plyakova, G. A. – Scherbakova, O. G.: A hivatalos statisztikai anyagok előkészítése és közlése az Omskstatnál.

Podosenova, L. A. – Polousova, G. Yu.: A statisztika meghonosításának 170. évfordulója a tulai régióban.

Nezovorov, A. V.: Fronton a „Katyusával”.

Nesterov, L. I.: A háború országútjai.

Soshnikova, L. A.: A közgazdaságtani kézikönyv új ki-adása.

2005. ÉVI 6. SZÁM

Simchera, V. M.: A vállalati tevékenység besorolása, vállalkozói bizalom és a beruházások vonzása Oroszország régióiban.

Sadkov, V. G. – Grekov, L. E.: A pénzforgalmi statisztika javítása és a pénzkínálati struktúra becslésének modernizálása.

Penyugalova, A. V.: A településstatisztika orosz tapasztalatai: az információs bázis tartalmának elemzése és javításának irányai.

Lemzekova, I. G.: A településstatisztika problémái kis-területek esetén.

Kremlev, N. D.: Az emberek megtartása, mint alap a régiófejlesztési stratégiához.

Belova, T. N.: Mi a kapcsolat az előjogok pénzélése és a születési arány között?

Ivanov, Yu. N.: Új nemzetközi szabvány a fogyasztói árindex összeállításához.

Maslyanenko, A. A. P. – Pashintseva, N. I.: Közös ENSZ EGB/OECD-munkatársítás a statisztikai adatközlésről és kommunikációról.

Dumnov, D. I.: Nemzetközi ajánlások és ENSZ-publikációk a lakásstatisztikáról.

Aivaizan, S. A. – Mkhitarian, V. S.: Közgazdász statisztikusok és közgazdász matematikusok oktatása: tendenciák, problémák és kilátások.

Efimova, M. R.: A statisztikaoktatás javítása a közgazdaságtanra szakosodott felsőoktatási hallgatók esetén.

Savitskaya, E. V. – Rozanova, N. M.: A közgazdaságtani elmélet oktatásának sajátosságai gazdasági és nem gazdasági szakhoz.

Shulakova, O. V.: Társadalmi mobilitás és oktatás.

Aparin, N. S.: A Tudósok Központi Házában.

Az Orosz Föderáció fő társadalmi és gazdasági mutatói, 2001–2005.

Korolev, M. A.: V. N. Starovskiy gondolatai és ezek hatása a statisztika létrehozására és fejlődésére a FAK országában.

Skvoznikov, V. Ya.: Az állami statisztika meghonosítása és fejlesztése a komi régióban – V.N. Starovskiy szülőföldjén.

2005. ÉVI 7. SZÁM

Subbotina, L. V.: Fő módszertani irányelvek a 2004-es mezőgazdasági próbaösszeírás végrehajtásához az Orosz Föderációban.

Obychaiko, E. E.: A 2004-es mezőgazdasági próbaösszeírás kérdőívei az Orosz Föderációban.

Petukhova, O. V. – Korbut, L. S.: Módszertani és informatikai problémák a mezőgazdasági termelők regiszterének összeállításában.

Kudabaev, Z. I.: Az első mezőgazdasági összeírás előkészítése és végrehajtása a Kirgiz Köztársaságban.

Gorbacheva, T. L. – Ryzhikova, Z. A. – Kukhtina, E. M.: A munkaerőköltség statisztikai mérésének módszertana és gyakorlata az SNA szerinti összes munkatípusra.

Popov, A. D.: Az informális szektor a munkaerőköltség szempontjából az orosz gazdaságban.

Tiuleneva, N. A.: A munkaerőköltség szintjének és változásainak elemzése: regionális vonatkozások.

Antonova, O. I. – Sheverdova, G. E.: Oroszország nemzetiségi összetétele a 2002-es oroszországi népszámlálás fényében: okok és változások kilátásai.

Tol'ts, M. S. – Antonova, O. I. – Andreev, E. M.: Születési ráta és a család intézményének átalakulása a modern Oroszországban.

Mkhitarian, V. S. – Riss, I.: Az Izraelbe történő kivándorlás kiválasztódásának elemzése 1974 és 2001 között.

Laikam, K. E.: Az orosz infláció okainak statisztikai elemzése 2005 első negyedévében.

Sabelnikova, M. A. – Kuzmicheva, L. B.: A kiskereskedelemben tevékenykedő orosz egyéni vállalkozók reprezentatív felvételének kérdőívei.

Dorokhov, E. V.: A nemzeti részvénytőzsdék helyzetének statisztikai kutatása.

Donchenko, Yu. V.: Kisvállalkozások tevékenységének összehasonlítása a kurszki régió és a központi körzet régiói között.

Sergeeva, M. E. – Muratova, N. A. – Diachenkova, T. A.: A vállalatok és szervezetek alkalmazottjainak bérszintje a birjanszki régióban és környezetében.

Tatevosian, Z. A.: Az országok beruházási tevékenységére vonatkozó felmérési módszerek.

Bedanokov, N. A.: Könyvviteli elszámolás statisztikai szemmel.

2005. ÉVI 8. SZÁM

Kevesh, A. L. et al.: Alapelvek az intézményi egységek gazdasági szektorok szerinti osztályozásához.

Goryacheva, L. P. – Kobrinskaya, L. N.: Módszertani alap az állami pénzügy statisztika megszervezéséhez.

Raiskaya, N. N. et al.: Az üzleti konjunktúra és a gazdasági növekedés indexe.

Kandilov, V. P. – Panasyuk, M. V.: Egy régió nagy és társadalmilag jelentős berendezkedésnek osztályozási módszere gazdasági fizetőképesség szerint.

Donchenko, Yu. V.: Reprodukciós megközelítés a regionális fejlődés felméréséhez és szabályozásához stabilitási és megalapozottsági ismérvek szerint.

A demográfia és társadalomstatisztika integrálása, valamint ezek belső összefüggései modern feltételek mellett.

Zherebin, V. M. – Alekseeva, O. A. – Zemlyanskaya, V. N.: A családi ciklusok forráslehetőségei.

Tishuk, E. A.: Orvosi és demográfiai folyamatok az Orosz Föderációban.

Trofimova, I. N.: Néhány OECD-ország külkereskedelmi statisztikájának szavahihetősége: van-e „szürke” import ezekben az országokban?

Kozlov, N. V.: A ledolgozott munkaidő statisztikája és elemzése.

Menova, N. F.: Az elektronikus archiválás fejlődése: szükségesség és valóság.

Reshetnikov, Yu. D.: A regionális és települési statisztika néhány módszertani problémája.

Yuzbashev, M. M.: A mintanagyság kiszámítása egy részarány megbízható becsléséhez.

Simchera, V. M. – Aparin, N. S.: Jubileumi konferencia Moszkvában.

Skvoznikov, V. Ya.: Rendezvények Syktyvkarban V.N. Starovskiy 100. születésnapján.

Mashikhin, E. A.: Az Orosz Tudományos Akadémia és a Központi Tudósok Háza.

STATISZTIKAI SZEMLE

83. ÉVFOLYAM

2005. ÉV

TARTALOM

ÁLTALÁNOS ELMÉLET A STATISZTIKA TÖRTÉNETE ÉS SZERVEZETE

A statisztika arcai. – <i>H. L.</i>	1/74
A statisztika tudománya a XXI. században. – <i>H. L.</i>	1/78
A hányadosbecslés néhány tulajdonsága és egy új becslőfüggvénye. – <i>Hunyadi László</i>	2/147
A parciális autokorreláció értelmezéséhez. – <i>Dr. Hajdu Ottó</i>	2/171
A Magyar Statisztikai Társaság (MST) választmányi ülése. – <i>H. L.</i>	2/175
Rendezvények a hivatalos statisztikáról. – <i>Mihályffy László</i>	2/176
A transzformációs reformok méréséről. – <i>Kotosz Balázs</i>	4/365
Tapasztalatok a francia Statisztikai Hivatalban végzett népszámlálási felvételtől. – <i>Mihályffy László</i>	4/389
A statisztikai adatbázisok összekapcsolódásának tapasztalatai és lehetőségei. – <i>Jónás István – Dr. Novák Zoltán</i>	5/413
Sokaságok összehasonlítása új módszerekkel. – <i>Vargha András</i>	5/429
A negatív és az általánosított negatív binomiális eloszlás tulajdonsága és egy alkalmazásuk. – <i>Anwar Hassan</i>	5/449
A Bologna-folyamat kihívásai a statisztika felsőfokú oktatása számára. – <i>Rappai Gábor</i>	6/514
A statisztika alaptárgy oktatása a Budapesti Corvinus Egyetem közgazdasági karain. – <i>Kerégyártó Györgyné</i>	6/533
Statisztika a főiskolai oktatásban. – <i>Sándorné dr. Kriszt Éva</i>	6/543
Kísérlet a Statisztika II. tantárgy számítógéppel támogatott tömegoktatására. – <i>Balogh Irén – Vita László</i>	6/555
A magyar statisztikaoktatás történetének kezdetei. – <i>Visi Lakatos Mária</i>	6/568
A mintavételi hiba kiszámítása és felhasználása a hivatalos statisztikában. – <i>Marton Ádám</i>	7/613
Az imputálási eljárások hatékonysága. – <i>Máder Miklós Péter</i>	7/628
javaslat az asszimiláció mint statisztikai fogalom mérésére. – <i>Benedek Gyula</i>	7/681
A statisztika aktuális kérdései. – <i>Bagó Eszter – Laczka Éva – Szép Katalin</i>	8/780
A statisztikát oktatók összejövetele. – <i>H. L.</i>	8/787
A csödelőrejelzés sokváltozós statisztikai módszerei és empirikus vizsgálata. – <i>Kristóf Tamás</i>	9/841
Gyakorlati kódex az európai statisztikában. – <i>Dr. Szilágyi György</i>	10–11/911
Árvizek a Tiszán és néhány mellékfolyóján. Extrémérték-modellezés a gyakorlatban. – <i>Bozsó Dávid – Rakonczai Pál – Zempléni András</i>	10–11/919
Zenei hangok pótlása neurális hálók segítségével. – <i>Benedek Gábor – Horváth Csilla</i>	10–11/937
Statisztika a neurobiológiában. – <i>Dr. Szilágyi Nóra</i>	10–11/1010
A statisztikai törvények értéke a fizikában és a társadalomtudományokban. – <i>Ettore Majorana</i> ...	10–11/1037
A változatlan adótartalmú áridex módszertana és felhasználási lehetőségei. – <i>Józsa Balázs</i>	12/1081
Dezaggregált kereseti részmodell az ECO-LINE modellben. – <i>Dr. Cserhádi Ilona – Fiala András</i>	12/1030

NÉPESSÉG – EGÉSZSÉGÜGY – SZOCIÁLIS STATISZTIKA

Tapasztalatok a francia Statisztikai Hivatalban végzett népszámlálási felvételtől. – <i>Mihályffy László</i>	4/389
A nemzetközi vándorlás folyamatának irányítása. – <i>Dr. Rédei Mária</i>	7/662
Javaslat az asszimiláció mint statisztikai fogalom mérésére. – <i>Benedek Gyula</i>	7/681
A születéskor induló bioritmusciklusokról. – <i>Köves Pál</i>	10–11/948
Statisztika a neurobiológiában. – <i>Dr. Szilágyi Nóra</i>	10–11/1010
A határmenti lakosság határképe az EU-csatlakozás előtt. – <i>Székely Andrea – Kotosz Balázs</i>	12/1111

GAZDASÁGSTATISZTIKA – KÜLKERESKEDELEM

A magyar gazdasági növekedés és felzárkózás kulcsa: az exportorientált gépipari fejlesztés. – <i>Dr. Szakolczai György</i>	1/5
Magyarázható-e üzemgazdasági okokkal a gazdasági szerkezetváltás Magyarországon? – <i>Ács Barnabás – Rappai Gábor</i>	2/105
A strukturális reformok és a versenyképesség összefüggései. – <i>Dr. Zádor Márta</i>	2/124
Ugrásszerű felzárkózás: az ír „gazdasági csoda”. – <i>iff. Simon György</i>	3/205
A folyó fizetési mérleg kumulálódó hiánya és a hiány finanszírozásának lehetőségei. – <i>Dr. Szakolczai György</i>	3/238
Hagyományos módszerek és új kihívások az ágazaton belüli kereskedelem mérésében. – <i>Erdely László</i>	3/258
Gazdaságmodelllezési szakértői konferencia, 2005. – <i>H. L.</i>	3/284
A munkaerő-piaci reformok fő tendenciái. – <i>Dr. Zádor Márta</i>	4/313
A rendszerváltás utáni rövid konjunktúraciklusok vizsgálata. – <i>Dr. Sipos Béla</i>	4/340
A transzformációs reformok méréséről. – <i>Kotosz Balázs</i>	4/365
Az MTA Ipar- és Vállalatgazdasági, valamint a Statisztikai Bizottságának együttes üléséről. – <i>Lakatos Judit</i>	4/388
Az államháztartási hiány és az árak emelkedése. – <i>Mellár Tamás</i>	7/644
A nemzetközi tőkemozgás stratégiai tényezői (donorok és recipiensek). – <i>Kozma Ferenc</i>	8/724
Közületi beruházások gazdasági hatása. – <i>Ohnsorge-Szabó László</i>	8/737
Közgazdászok, statisztikusok a rejtett gazdaságról. – <i>Bartha Éva</i>	8/789
A csödelőrejelzés sokváltozós statisztikai módszerei és empirikus vizsgálata. – <i>Kristóf Tamás</i>	9/841
Levegőkereskedelem – A Nemzeti Kiosztási Terv kialakítása. – <i>Polt Rita</i>	10–11/990
A lakosság internethasználatának befolyásoló tényezői. – <i>Futó Péter – Karajannisz Manolisz – Tardos Ádám</i>	10–11/1020
A világgazdaság teljesítményének mérése és elemzése, 1500–2001. – <i>Marton Ádám</i>	12/1147

MEZŐGAZDASÁG – KÖRNYEZETSTATISZTIKA

A magyar mezőgazdaság főbb jellemzői a 2003. évi gazdaságszerkezeti összeírás alapján. (I.) – <i>Takács József</i>	8/705
A magyar mezőgazdaság főbb jellemzői a 2003. évi gazdaságszerkezeti összeírás alapján. (II.) – <i>Takács József</i>	9/809
Árvizek a Tiszán és néhány mellékfolyóján. Extrémérték-modellezés a gyakorlatban. – <i>Bozsó Dávid – Rakonczai Pál – Zempléni András</i>	10–11/919
Melegedett-e Magyarország éghajlata a XX. században? – <i>Szalai Sándor – Szentimrey Tamás</i>	10–11/978
Levegőkereskedelem – A Nemzeti Kiosztási Terv kialakítása. – <i>Polt Rita</i>	10–11/990

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – IGAZSÁGÜGYI STATISZTIKA

Gondolatok az Eurostat időmérleg-vizsgálatairól szóló jelentésről. – <i>Falussy Béla</i>	1/24
--	------

Kísérleti felmérések a bűnmegelőzés rendszerének kialakításához. – <i>Déri Pál</i>	1/45
A lakáspiaci dinamizmus néhány jellemzője Magyarországon. – <i>Kovács Zoltán – Szabó Balázs – Székely Gáborné</i>	5/461
Az oktatáspolitikai a nemzetközi összehasonlítás tükrében. – <i>Polónyi István – Timár János</i>	9/826
A pályakezdő diplomások munkanélkülisége. – <i>Berde Éva</i>	12/1093

NEMZETKÖZI STATISZTIKA – TERÜLETI STATISZTIKA

Gondolatok az Eurostat időmérleg-vizsgálatairól szóló jelentésről. – <i>Falussy Béla</i>	1/24
Tizenöt éves az UNDP Human Development Report című sorozata. – <i>Frigyes Ervin</i>	2/166
Ugrásszerű felzárkózás: az ír „gazdasági csoda”. – <i>iff. Simon György</i>	3/205
Tapasztalatok a francia Statisztikai Hivatalban végzett népszámlási felvételtől. – <i>Mihályffy László</i>	4/389
A statisztikai tájékoztatás európai követelményei. – <i>Hunyadi László</i>	5/486
A nemzetközi vándorlás folyamatának irányítása. – <i>Dr. Rédei Mária</i>	7/662
A nemzetközi tökemozgás stratégiai tényezői (donorok és recipiensek). – <i>Kozma Ferenc</i>	8/724
Az oktatáspolitikai a nemzetközi összehasonlítás tükrében. – <i>Polónyi István – Timár János</i>	9/826
Gyakorlati kódex az európai statisztikában. – <i>Dr. Szilágyi György</i>	10–11/911
A Nemzetközi Input-Output Társaság (HIOA) 15. konferenciája. – <i>Forgon Mária</i>	10–11/1046

TÖRTÉNETI STATISZTIKA – A STATISZTIKA TÖRTÉNETE

A magyar statisztikaoktatás történetének kezdetei. – <i>Visi Lakatos Mária</i>	6/568
80 éve született Párniczky Gábor. – <i>Vita László</i>	6/586
A statisztikus költő. – <i>Dr. Lakatos Miklós</i>	9/864
XLII. Statisztikatörténeti Vándorülés, 2005. – <i>Dr. Gyöngyösi István</i>	10–11/1047

JELENTÉS

A társadalom és a gazdaság főbb folyamatai 2004-ben.	8/760
---	-------

STATISZTIKUSOK EGYMÁS KÖZÖTT

Tizenöt éves az UNDP Human Development Report című sorozata. – <i>Frigyes Ervin</i>	2/166
A világgazdaság teljesítményének mérése és elemzése, 1500–2001. – <i>Marton Ádám</i>	12/1147

INTERJÚK, BESZÉLGETÉSEK

Interjú dr. Pukli Péterrel. – <i>H. L.</i>	1/61
Beszélgetés Rácz Alberttel. – <i>H. L.</i>	5/480
Interjú Köves Pállal. – <i>H. L.</i>	9/878

STATISZTIKAI „EGYPERCESEK”

A parciális autokorreláció értelmezéséhez. – <i>Dr. Hajdu Ottó</i>	2/171
Javaslat az asszimiláció mint statisztikai fogalom mérésére. – <i>Benedek Gyula</i>	7/681

SZEMLE

Kovács Tibor (1935–2004) – <i>Végh Zoltán</i>	1/73
A statisztika arcai. – <i>H. L.</i>	1/74

A statisztika tudománya a XXI. században. – <i>H. L.</i>	1/78
A Magyar Statisztikai Társaság (MST) választmányi ülése. – <i>H. L.</i>	2/175
Rendezvények a hivatalos statisztikáról. – <i>Mihályffy László</i>	2/176
Gazdaságmodellezési szakértői konferencia, 2005. – <i>H. L.</i>	3/284
Az MTA Ipar- és Vállalatgazdasági, valamint a Statisztikai Bizottságának együttes üléséről. – <i>Lakatos Judit</i>	4/388
Tapasztalatok a francia Statisztikai Hivatalban végzett népszámlálási felvételtől. – <i>Mihályffy László</i>	4/389
A statisztikai tájékoztatás európai követelményei. – <i>H. L.</i>	5/486
A KSH 2005. évi programértekezlete. – <i>H. L.</i>	6/582
80 éve született Pánczky Gábor. – <i>Vita László</i>	6/586
A statisztika aktuális kérdései. – <i>Bagó Eszter – Laczka Éva – Szép Katalin</i>	8/780
A statisztikát oktatók összefüggése. – <i>H. L.</i>	8/787
Közgazdászok, statisztikusok a rejtett gazdaságról. – <i>Bartha Éva</i>	8/789
Az adatvédelmi biztos 2004. évi beszámolója. – <i>Dr. Lakatos Miklós</i>	9/885
A Nemzetközi Input-Output Társaság (IIOA) 15. konferenciája. – <i>Forgon Mária</i>	10–11/1046
XLII. Statisztikatörténeti Vándorülés, 2005. – <i>Dr. Gyöngyösi István</i>	10–11/1047
A Magyar Statisztikai Társaság 2005. évi konferenciája. – <i>Kárpáti József</i>	12/1156
Magyar szakirodalom	
Román Zoltán: Termelékenységünk és versenyképességünk az EU-csatlakozás küszöbén. – <i>Lindnerné dr. Eperjesi Erzsébet</i>	2/178
Keresztély Tibor – Sugár András – Szarvas Beatrix: Statisztika közgazdászoknak – Példatár és feladatgyűjtemény. – <i>Rédey Katalin</i>	6/587
Tóth István György: Jövedelemeloszlás. A gazdasági rendszerváltástól az uniós csatlakozásig. – <i>Havasi Éva</i>	7/683

STATISZTIKAI HIRADÓ

Személyi hírek	1/81, 2/183, 3/288, 4/393, 5/491, 6/598, 7/685, 8/792, 9/890, 10–11/1054, 12/1160
Szervezeti hírek – Közlemények	1/81, 2/183, 3/289, 4/393, 5/491, 6/589, 7/685, 8/792, 9/891, 10–11/1054, 12/1160

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom	1/84, 2/186, 3/292, 4/396, 5/495, 6/592, 7/688, 8/794, 9/894, 10–11/1057, 12/1163
Bibliográfia	1/94, 3/303, 5/505, 7/695, 9/902, 10–11/1073
Külföldi folyóiratszemle	2/197, 4/405, 6/603, 8/803, 10–11/1067, 12/1172

NÉVMUTATÓ

(A Statisztikai Szemle 2005. évi számaiban megjelent cikkek szerzői.)

Ács Barnabás	2/105	Lakatos Miklós	9/864, 9/885
Anwar Hassan	5/449	Lindnerné dr. Eperjesi Erzsébet	2/178
Bagó Eszter	8/780	Máder Miklós Péter	7/628
Balogh Irén	6/555	Majorana, Ettore	10–11/1037
Bartha Éva	8/789	Marton Ádám	7/613, 12/1147
Benedek Gábor	10–11/937	Mellár Tamás	7/644
Benedek Gyula	7/681	Mihályffy László	2/176, 4/389
Berde Éva	12/1093	Novák Zoltán	5/413
Bozsó Dávid	10–11/919	Ohnsorge-Szabó László	8/737
Cserhádi Ilona	12/1030	Polónyi István	9/826
Déri Pál	1/45	Polt Rita	10–11/990
Erdey László	3/258	Rakonczi Pál	10–11/919
Falussy Béla	1/24	Rappai Gábor	2/105, 6/514
Fiala András	12/1030	Rédei Mária	7/662
Forgon Mária	10–11/1046	Rédey Katalin	6/587
Frigyes Ervin	2/166	Sándorné dr. Kriszt Éva	6/543
Futó Péter	10–11/1020	íj. Simon György	3/205
Gyöngyösi István	10–11/1047	Sipos Béla	4/340
Hajdu Ottó	2/171	Szabó Balázs	5/461
Havasi Éva	7/683	Szakolczai György	1/5, 3/238
Horváth Csilla	10–11/937	Szalai Sándor	10–11/978
Hunyadi László	1/61, 1/74, 1/78, 2/147, 2/175, 3/284, 5/480, 5/486, 6/582, 8/787, 9/878	Székely Andrea	12/1111
Jónás István	5/413	Székely Gáborné	5/461
Józsa Balázs	12/1081	Szentimrey Tamás	10–11/978
Karajannisz Manolisz	10–11/1020	Szép Katalin	8/780
Kárpáti József	12/1156	Szilágyi György	10–11/911
Kerékgyártó Györgyné	6/533	Szilágyi Nóra	10–11/1010
Kotosz Balázs	4/365, 12/1111	Takács József	8/705, 9/809
Kovács Zoltán	5/461	Tardos Ádám	10–11/1020
Kozma Ferenc	8/724	Timár János	9/826
Köves Pál	10–11/948	Vargha András	5/429
Kristóf Tamás	9/841	Végh Zoltán	1/73
Laczkai Éva	8/780	Visi Lakatos Mária	6/568
Lakatos Judit	4/388	Vita László	6/555, 6/586
		Zádor Márta	2/124, 4/313
		Zempléni András	10–11/919