

KÓNYA ISTVÁN

Munkapiaci áramlások Magyarországon és Európában

A szakirodalomban bevett gyakorlat állományi adatokból munkapiaci áramlásokat számolni. Ahhoz, hogy az így kapott áramlási rátákat a standard munkapiaci keresési modellben használhassuk, feltételezni kell, hogy a közgazdasági szempontból releváns mozgások a foglalkoztatottság és a munkanélküliség között zajlanak. Ha azonban a munkapiaci részvétel és az inaktivitás között is jelentősek az áramlások, és ha ez utóbbiakat nem vesszük figyelembe, akkor a számítások nagymértékben torzulnak. A rendelkezésre álló állományi adatokból nem identifikálható ugyan az összes áramlás, de részleges identifikáció lehetséges. A cikkben bemutatunk egy olyan, tudásunk szerint új módszert, amelynek segítségével az összevont állományokból azonosíthatók a makroökonómiai szempontból releváns átmeneti valószínűségek. Az ismertetett módszer könnyen használható, az alkalmazás lépéseit részletesen is leírjuk a felhasználók számára.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C82, E24, J63, J64.

Bevezetés

A munkapiaci áramlások mérése és magyarázata mára alapvető részévé vált a munkapiacok makroökonómiai vizsgálatának. A munkapiaci keresés modellje (*Mortensen* [1970], *Pissarides* [1985] és *Mortensen–Pissarides* [1994]) nyilvánvalóvá tette, hogy az áramlások megértése nélkül az állományok változásait sem tudjuk megfelelően magyarázni. A keresési modellen alapuló kutatási program számára tehát elsőrendű fontosságú a munkapiaci áramlások mérése. Az 1. táblázat szemlélteti az állományok és áramlások kapcsolatát.

Az E , U , I mennyiségek jelölik a foglalkoztatottak, a munkanélküliek és az inaktívak számát a releváns népességben belül. Ez utóbbi nagysága is változik időszakonként: P_t^{in} a vizsgált népességbe a t -edik időszakban belépők száma, P_t^{out} pedig

Kónya István, MTA KRTK Közgazdaságtudományi Intézet és Közép-európai Egyetem (e-mail: konya.istvan@krtk.mta.hu).

A kézirat első változata 2015. december 11-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2016.4.357>

1. táblázat

Állományok és áramlások

	E_t	U_t	I_t	P_t^{out}
E_{t-1}	$1 - f_t^{eu} - f_t^{ei} - f_t^{e,out}$	f_t^{eu}	f_t^{ei}	$f_t^{e,out}$
U_{t-1}	f_t^{ue}	$1 - f_t^{ue} - f_t^{ui} - f_t^{u,out}$	f_t^{ui}	$f_t^{u,out}$
I_{t-1}	f_t^{ie}	f_t^{iu}	$1 - f_t^{ie} - f_t^{iu} - f_t^{i,out}$	$f_t^{i,out}$
P_t^{in}	$f_t^{in,e}$	$f_t^{in,u}$	$f_t^{in,i}$	

az abból kilépőké. A tanulmányban a 15–64 évesek negyedéves gyakoriságú munkapiaci státusát fogjuk vizsgálni. Így P_t^{in} az adott negyedévben 15. életévüket, míg P_t^{out} a 65. évüket betöltők száma. A különböző munkapiaci státusok közötti áramlásokat az f^{ij} valószínűségek jelzik, és természetesen az egyes sorokban szereplő ráták összege 1. A szakirodalomhoz hasonlóan feltételezzük, hogy a népesség változásának hatása elhanyagolható.¹ Ennek egyik megfogalmazása az, hogy $P_t^{in} = P_t^{out}$ és $f_t^{in,j} = f_t^{j,out}$, ahol $j = e, u, i$.

Az állományok időbeli megfigyelésével azonosítani tudjuk a *nettó változásokat*, ami például a foglalkoztatottság esetében $E_t - E_{t-1}$. Az Eurostat munkaerő-felvétele (EU-LFS)² és Magyarországon a KSH munkaerő-felmérése (MEF) összesítve negyedéves gyakoriságban közli a három fő munkapiaci állomány (E_t , U_t , I_t) nagyságát. Ugyanakkor a *bruttó változások* – az f_t^{ij} ráták – nem elérhetők. Ezek méréséhez további információkra és/vagy identifikációs feltevésekre van szükség.

Amennyiben rendelkezésünkre állnak egyéni szintű paneladatok, a megfelelő áramlásokat közvetlenül tudjuk számolni. Ez a lehetőség Magyarország esetében részlegesen adott, mivel a MEF egy adott háztartást hat negyedéven keresztül követ a mintában, és így rotáló panelként is használható. Magyarország esetében Cseres-Gergely [2011] és Mihályffy [2012] számolnak munkapiaci áramlásokat az egyéni MEF adatok segítségével.

Probléma azonban, hogy a munkaerő-felmérésből közvetlenül kinyerhető panel nem reprezentatív a népességre nézve, és a paneladatokból számolt áramlások nem konzisztensek a keresztmetszeti peremfeltételként előálló állományokkal. Bár ez a probléma *statisztikai* eszközökkel kezelhető (Frazis és szerzőtársai [2005], Cseres-Gergely [2011], Mihályffy [2012]), nem lehetünk teljesen biztosak, hogy a kapott áramlások valóban jól tükrözik a tényleges, *közgazdasági* folyamatokat.

A mikroadatokon alapuló módszerek esetében az is nehézség, hogy a publikus adatbázis nem frissül rendszeresen. Több országot tartalmazó vizsgálathoz pedig az

¹ A később röviden ismertetett panelmódszerek e változás hatását is képesek figyelembe venni, az általunk tárgyalt aggregált megközelítés azonban nem.

² A munkaerő-felmérés közös, európai országokra elérhető mikroadatbázisa (European Labour Force Survey, LFS).

egyéni szintű adatok nem, vagy csak nehezen elérhetők. Ezért érdemes megvizsgálni, hogy milyen áramlási információk nyerhetők ki az aggregált, állományi szintű – és publikus adatbázisokban könnyen megtalálható – idősorokból.

Az 1. táblázatból jól látható, hogy a teljes rendszer identifikálásához nincs elég információ az aggregált, publikus adatokban. A fentiek alapján hagyjuk figyelmen kívül a vizsgált korcsoport be- és kiáramlási rátáját, azaz dolgozzunk a mindenkorinépességgel normalizált állományokkal. Legyenek $e_t = E_t/P_t$, $u_t = U_t/P_t$ és $i_t = I_t/P_t$ a foglalkoztatási, munkanélküliségi és inaktivitási arányok a népességben. Ekkor hat független valószínűséget kellene kiszámolnunk (lásd az 1. táblázat 2–4. sorát és oszlopát), amihez azonban első megközelítésre csak két független állományi adat áll rendelkezésre, hiszen $e_t + u_t + i_t = 1$. Ez az áramlások számolásának alapvető *identifikációs problémája*. Ennek kezelése cikkünk fő témája, és ehhez mutatunk be egy tudomásunk szerint új, könnyen használható eszközt.

A szakirodalomban az általánosan elterjedt módszer a munkapiaci állapotok közül a munkanélküliségre és a foglalkoztatásra koncentrálva állít elő a munkanélküliséghez kötődő be- és kiáramlási rátákat (Shimer [2005a]). A módszer azon a feltevésen alapul, hogy a munkapiaci részvételi döntés figyelmen kívül hagyható, a munkapiaci folyamatok megértéséhez és magyarázatához elegendő a másik két állapot elemzése, és a két ráta értelmezhető állásszerzési és munkahely-megszűnési valószínűségként. A két állapot feltételezése mellett alapvető elem a *munkanélküliség időtartamára* vonatkozó, szintén publikusan elérhető adat felhasználása.

A közelmúltban azonban mind a munkapiac empirikus szakirodalma, mind pedig a gazdasági ciklusok (*business cycles*) szakirodalma megkérdőjelezte az *inaktivitás* figyelmen kívül hagyásának megalapozottságát (Elsby–Hobijn–Sahin [2015], illetve Campolmi–Gnocchi [2014]). Úgy tűnik, hogy a munkapiaci alkalmazkodásban a részvételi döntés is fontos alkalmazkodási határ. Ezért szükséges az állományokon alapuló módszer olyan továbbfejlesztése, amely mindhárom három állapot között képes azonosítani a releváns áramlásokat.

Ebben a tanulmányban erre teszünk kísérletet. Megmutatjuk, hogy bár a rendelkezésre álló aggregált adatokból teljes identifikáció nem lehetséges, a keresési modell néhány alapvető feltevésének felhasználásával ki lehet számolni a munkahelyek megszűnéséhez és betöltéséhez kapcsolódó lényeges valószínűségeket. Ezek elegendők ahhoz, hogy megfelelően kalibráljunk és teszteljünk egy három állapotot feltételező makroökonómiai modellt. Magyarországra és az európai országok többségére vonatkozó eredményeinkből kiderül, hogy a munkahelyek fluktuációja nagyobb, mint azt a kétállapotos, a munkanélküliség időtartamán alapuló megközelítés sugallja.

Empirikus implementációnkban kulcsszerepe van a *munkahelyek tartósságára* vonatkozó, 2005 óta rendelkezésre álló negyedéves időornak. A munkapiaci állományok mellett ez az információ teszi lehetővé, hogy kiszámoljuk a *keresési hajlandóságot*, az *állásszerzési valószínűséget* és a *munkahelyek megszűnési valószínűségének* mérőszámait három munkapiaci állapot esetén. Tudomásunk szerint ez a tanulmány az első, amely ezt a lehetőséget bemutatja.

A munkanélküliségen alapuló és két állapottal dolgozó módszerrel *Shimer* [2005a] végzett az Egyesült Államokra számításokat. Az OECD-országokra készített áramlási mérőszámokat *Hobijn–Sahin* [2009], amely hozzánk hasonlóan felhasználja a munkahelyek tartósságát a megszűnési valószínűségek számításánál, de továbbra is megmarad a két állapotot feltételező keretben. További különbség, hogy míg a mi adataink negyedévesek, *Hobijn–Sahin* [2009] éves adatokat használt. *Morvay* [2012] szintén két állapotot feltételezve *Shimer* módszerével állított elő munkanélküliségi ki- és beáramlási rátákat a visegrádi országokra.

Érdemes még megemlíteni a *Casado–Fernandez–Jimeno* [2015] tanulmányt. A szerzők az EU–LFS adatbázist használják az áramlások mérésére, de mivel nem paneladatokkal dolgoznak (nincsenek egyéni azonosítók), arra a kérdésre hagyatkoznak, amely a megkérdezett egy évvel korábbi státusára vonatkozik. A munkapiaci áramlások ennek segítségével mérhetők, de csak éves gyakoriságban. Valószínű továbbá, hogy a visszatekintő kérdés miatt számottevő a mérési hiba is. Végül erre a módszerre is igaz, hogy publikusan nehezen elérhető adatbázist használ, hasonlóan a többi, mikroadatokon alapuló eljáráshoz.

A tanulmány további részében először ismertetjük a két állapoton alapuló módszert, megtárgyaljuk ennek korlátait és problémáit. Majd bemutatjuk, hogy miként lehet az álláshelyek tartósságát felhasználva azonosítani a makroökonomiai szempontból releváns, három állapotú munkapiaci áramlásokat. Ezután ismertetjük Magyarországot, valamint az európai országok nagy részére vonatkozó eredményeket. Két további lényeges kérdésre is kitérünk: az egyik a keresési modellben alapvető szerepet játszó találati függvény becslése, a másik pedig a teljes identifikáció kérdése. Végül a tanulmányt összegzés zárja.

Áramlások inaktivitás nélkül

Shimer [2005a] bemutatja, hogy miként lehet a munkanélküliségi ráta és a munkanélküliség átlagos időtartama felhasználásával áramlási adatokat számolni. A két keresett áramlás az állásszerzés, illetve a munkahelyek megszűnésének valószínűsége. A munkapiaci keresés alapmodelljében (lásd *Pissarides* [2000] 1. fejezet) ez a két ráta határozza meg a munkanélküliség és a foglalkoztatottság alakulását, mivel a modellben a munkapiaci aktivitás döntése nincs figyelembe véve.

Röviden bemutatjuk *Shimer* [2005a] megközelítését, az eredeti folytonos helyett a későbbi – három állapotot feltételező – számításokkal való kompatibilitás kedvéért diszkrét időben. Két releváns állapotot feltételezve a foglalkoztatottság és a munkanélküliség zárt rendszert alkot, vagyis a munkaerő nagysága ($L = E_t + U_t$) konstans. Ennek megfelelően vezessük be a munkanélküliségi rátát: $v_t = U_t/L_t$, illetve a foglalkoztatottak munkaerőn belüli arányát: $\varepsilon_t = 1 - v_t$.

Diszkrét időben a munkakeresés és állásszerzés időzítése nem egyértelmű. Mind ebben a részben, mind a későbbiekben azzal a feltevessel élünk, hogy a sikeres állás-keresők még az időszakon belül munkába állnak: ha tehát valaki elveszíti munkáját a $(t - 1)$ -edik periódus végén, akkor a következő időszakban – sikeres keresés

esetén – újra foglalkoztatott lesz. Ennek a feltevésnek két okból van jelentősége. Egyrészt nem elhanyagolható azoknak a száma, akik ilyen ok miatt nem jelennek meg munkanélküliként a negyedéves statisztikában. Ugyanakkor a munkapiac dinamikája és feszessége szempontjából lényegesek, hiszen a többi, „kimutatott” munkanélkülivel versenyeznek az üres állásokért. Másrészt az időzítés lehetővé teszi, hogy anélkül vegyük figyelembe a munkahelyet váltókat is, hogy explicit módon bevezetnénk a munkahelyen történő keresést.

Definiáljuk mindezeknek megfelelően σ_t -t, a munkapiacon állást keresők számát:

$$\sigma_t = \rho_t^u \varepsilon_{t-1} + v_{t-1},$$

ahol ρ_t^u a munkahelyek megszűnési valószínűsége (*separation rate*). Mivel a munkaerő és inaktivitás között nincs (nettó) áramlás, a t -edik időszaki állást keresők az előző időszaki munkanélküliek, illetve a munkájukat frissen elvesztettek. Munkanélküli az az álláskereső lesz, akinek nem sikerül az állásszerzés az időszakban. Az álláskezesők számára az állásszerzés valószínűségét jelöljük f_t^u -val.

E definíciók és a fentebb ismertetett időzítés alapján a munkanélküliség mozgási egyenlete a következő lesz:

$$v_t = (1 - f_t^u) \sigma_t = (1 - f_t^u) \left[1 - (1 - \rho_t^u)(1 - v_{t-1}) \right],$$

ahol a második egyenlőség σ_t -nek, az álláskeresők számának behelyettesítésével adódik. Az egyenlet átalakítható oly módon, hogy a munkanélküliség változását a *beáramlás* és *kiáramlás* különbségeként kapjuk meg:

$$v_t - v_{t-1} = \underbrace{\rho_t^u (1 - f_t^u)}_{\text{Beáramlás}} (1 - v_{t-1}) - \underbrace{f_t^u v_{t-1}}_{\text{Kiáramlás}}. \quad (1)$$

Shimer [2005a] módszere azon alapul, hogy a kiáramlási valószínűség mérhető a munkanélküliség időtartama alapján:

$$f_t^u = 1 - \frac{v_t - v_t^s}{v_{t-1}},$$

ahol v_t^s azoknak az aránya, akik kevesebb mint negyedéve lettek munkanélküliek. Ez a statisztika mind az Egyesült Államokban, mind az Európai Unió országaiban rendelkezésre áll, tehát f_t^u közvetlenül számítható. A kiáramlás segítségével – azaz az (1) egyenlet felhasználásával – pedig előállítható a beáramlás mértéke: $\rho_t^u (1 - f_t^u)$. Ebből pedig egyszerűen következik a megszűnési valószínűség, ρ_t^u .

Az áramlások identifikálhatósága két állapot feltételezése esetén abból adódik, hogy bár a két állapot lineárisan összefügg ($v_t + \varepsilon_t = 1$), a munkanélküliség időtartamára vonatkozó információval együtt két idősorunk van a két áramlási ráta (f_t^u és ρ_t^u) meghatározására. Mindhárom állapot figyelembevétele esetén ez a módszer közvetlenül nem használható, hiszen ott a három idősor (két független állapot, illetve a munkanélküliség időtartama) nem elegendő a hat független áramlási ráta meghatározására.

Bár a szakirodalomban a munkanélküliség időtartamát szokás identifikációra használni, ugyanígy kiindulhatunk a foglalkoztatottság mozgási egyenletéből is:

$$\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} = f_t^e (1 - \varepsilon_{t-1}) - \rho_t^e (1 - f_t^e) \varepsilon_{t-1}. \quad (2)$$

Az Eurostat 2005 óta közöl adatokat a foglalkoztatás időtartamáról.³ Ezt az információt felhasználva – a fenti logikához hasonlóan – kiszámítható a foglalkoztatás kiáramlási rátája:

$$\rho_t^e (1 - f_t^e) = 1 - \frac{\varepsilon_t - \varepsilon_t^s}{\varepsilon_{t-1}},$$

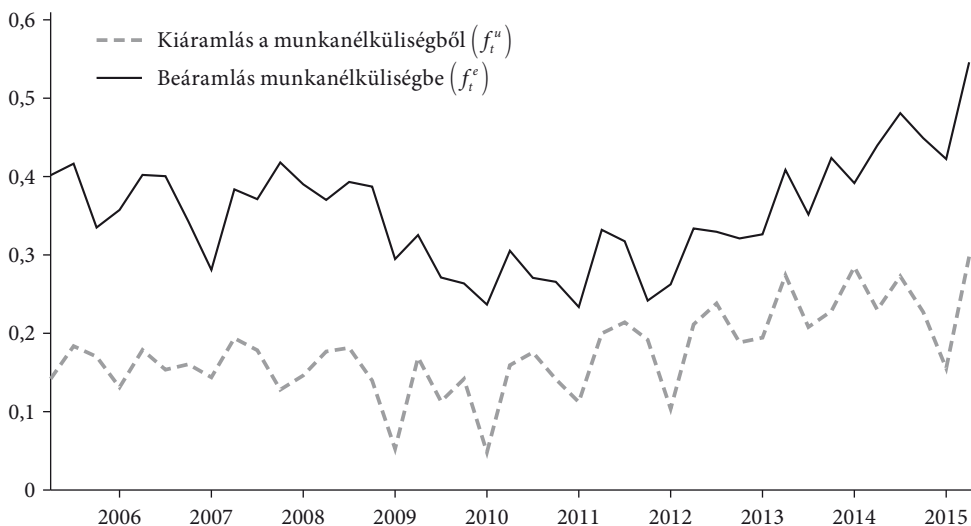
ahol ε_t^s az egy negyedévnél nem régebben létrejött munkahelyek aránya. A kiáramlási ráta és a (2) egyenlet felhasználásával pedig meghatározhatók az alapvető paraméterek, f_t^e és ρ_t^e .

Ha a két releváns állapotra vonatkozó feltevés jól közelíti a tényleges munkapiaci folyamatokat, akkor a kétféle módon nyert áramlási ráták nem különbözhetnek jelentősen egymástól. Mint az 1. ábra mutatja, ez a feltétel távolról sem teljesül Magyarországon. A munkapiaci áramlások lényegesen magasabbak, ha a foglalkoztatás felől számoljuk őket. A ráták ciklikus tulajdonságai sem egyeznek meg teljesen: a munkahelyek létrejötté nagyobb mértékben esett 2008–2009-ben, mint a munkanélküliségből történő kiáramlás. Továbbá az ellenkező irányú folyamat is jóval később indult el a munkahelyek alapján számolt mutató szerint, mint a munkanélküliségre alapulónál. A munkahelyek megszűnése esetében nem látjuk azt a trendszerű növekedést, ami megfigyelhető a munkanélküliségbe történő beáramlásban [az ábra b) része].

1. ábra

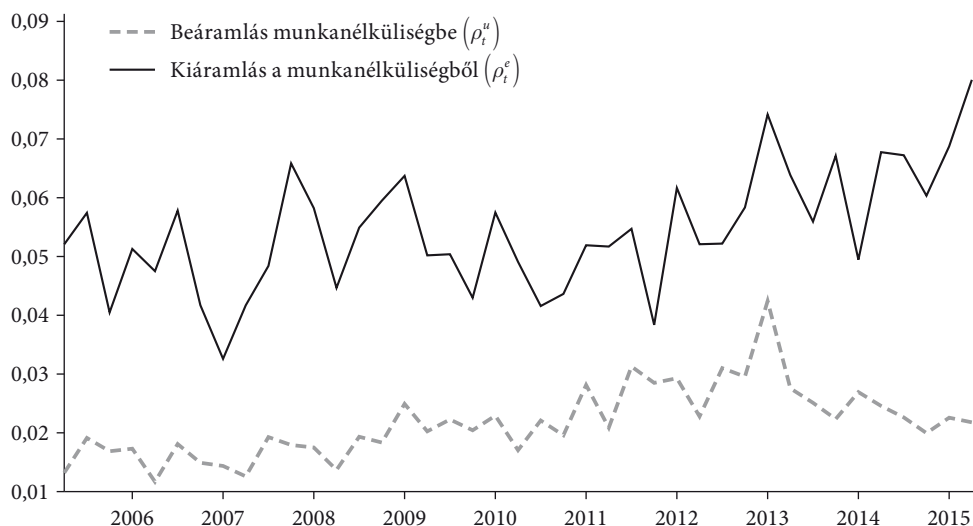
Becsült átmeneti valószínűségek két állapot esetében Magyarországon

a) Állásszerzési valószínűségek a munkanélküliség időtartama, illetve az álláshelyek életkora alapján



³ A tanulmányban felhasznált adatokról a Függelékben közlünk részletesebb információt.

b) Munkahely-megszűnési valószínűségek a munkanélküliség időtartama, illetve az álláshelyek életkora alapján



Megjegyzés: az ábra a munkanélküliség és a foglalkoztatás be- és kiáramlási valószínűségeit mutatja Magyarországon. A számítás két munkapiaci állapotot feltételez, és a munkanélküliség, illetve az álláshelyek időtartamán alapul. Az adatok szezonálisan nem igazítottak. *Az adatok forrása:* Eurostat.

Az eltérések okainak pontos azonosításához további információra van szükségünk, de néhány valószínű tényezőt már most is megemlíthetünk. Ismert, hogy a munkahelyeket érintő áramlásokban jelentős szerepe van a munkahelyváltásnak (Shimer [2005b]). Aki közvetlenül vált munkát, vagy egy negyedévnél rövidebb idő alatt talál munkanélküliként állást, az nem jelenik meg a munkanélküliségi statisztikában. Ez részben definíciós, részben időaggregálási probléma. A másik, nyilvánvaló nehézség az, hogy a munkanélküliséghez kapcsolódó rátákban keverednek a foglalkoztatásból és foglalkoztatásba áramlások, valamint a munkapiaci részvételi döntések. A munkanélküliségi beáramlás 2009 utáni növekedését vélhetően nem a munkahelyek fokozódó megszűnése, hanem az inaktívak munkapiaci belépése okozta.

Áramlások három állapot esetén

A kétállapotos megközelítés az előző rész eredményei alapján nem megfelelően identifikálja az állásszerzési valószínűséget és a munkahelyek megszűnésének valószínűségét. Ebben a részben bemutatjuk, hogy a problémákat az *inaktivitás* megengedésével, illetve az *álláshelyek tartósságának* figyelembevételével tudjuk kezelni. Látni fogjuk, hogy egy egyszerű közgazdasági keret (lásd Campolmi–Gnocchi [2014]) segítségével miként lehet identifikálni a makroökonómiai elemzés szempontjából releváns átmeneti valószínűségeket.

A számítások szempontjából a fő nehézséget az jelenti, hogy három munkapiaci állapot – foglalkoztatottság, munkanélküliség és inaktivitás – figyelembevételével összesen hat, egymástól független áramlást különböztetünk meg. Mivel nincs hat független állományi adatsorunk, az alapvető áramlásokat nem tudjuk identifikálni további korlátozó feltevések nélkül. A munkahelyek élettartamára vonatkozó információ segítségével lehetséges azonban az, hogy néhány kulcsfontosságú valószínűséget számszerűsítsünk.

Áramlási egyenletek

Vegyük a korábban definiált, népességen belüli foglalkoztatottsági, munkanélküliségi és inaktivitási arányokat (e_t, u_t, i_t) .⁴ Legyen továbbá az s_t a t -edik időszak elején állást keresőknek a népességhez viszonyított aránya. A t -edik időszak elején megszűnt álláshelyek számát jelöljük ρ_t -vel. Ekkor a *potenciális állás keresők* – a munkahellyel nem rendelkezők – mértéke $\rho_t e_{t-1} + u_{t-1} + i_{t-1}$. Legyen ezen belül λ_t azoknak az aránya, akik állás keresőként maradnak a munkapiacra vagy az inaktivitásból visszatérnek a munkapiacra. Ekkor az *állás keresők* aránya a következő egyenlettel adott:

$$s_t = \lambda_t (\rho_t e_{t-1} + u_{t-1} + i_t). \quad (3)$$

Munkanélkülivé az válik, aki sikertelenül keresett állást. Legyen az állásszerzés valószínűsége f_t , vagyis

$$u_t = (1 - f_t) s_t. \quad (4)$$

Végül *inaktív* az, aki a potenciális állás keresők közül nem lép be a munkapiacra:

$$i_t = (1 - \lambda_t) (\rho_t e_{t-1} + u_{t-1} + i_{t-1}). \quad (5)$$

Ezeknek a definícióknak a segítségével írjuk fel a foglalkoztatottság mozgási egyenletét:

$$e_t = (1 - \rho_t) e_{t-1} + f_t s_t.$$

Helyettesítsük be az állás keresők számát, majd kissé átalakítva az egyenletet, kapjuk a következőt:

$$e_t - e_{t-1} = \underbrace{\lambda_t f_t (1 - e_{t-1})}_{\text{Beáramlás}} - \underbrace{\rho_t (1 - \lambda_t f_t) e_{t-1}}_{\text{Kiáramlás}}. \quad (6)$$

A jobb oldal első tagja a foglalkoztatottak közé történő beáramlás: ezek a sikeresen munkát találó aktív állás keresők. A második tag a foglalkoztatottságból való kiáramlás: az elbocsátott vagy kilépett munkavállalók közül azok, akik nem akartak, vagy nem tudtak állást találni.

⁴ Továbbra is fenntartjuk, hogy a népesség nagysága állandó. A következőkben ennek megfelelően – de némileg pontatlanul – egymás helyettesítőjeként fogjuk a ráta, hányad, és (lét)szám kifejezéseket használni.

Identifikáció

Az előző részben bemutatott egyenletekben a makroökonómiai szempontból releváns áramlások három valószínűsége vezetethetők vissza. Ezek az állásszerzés valószínűsége (f_t), az álláshely megszűnésének valószínűsége (ρ_t), valamint a keresésben való részvétel valószínűsége (λ_t). A következőkben megmutatjuk, hogy miként identifikálhatók ezek a valószínűségek a rendelkezésre álló aggregált munkapiaci adatokból.

Az Eurostat és a KSH munkaerő-felmérésének publikusan elérhető aggregált idő-sorai állományi adatokat tartalmaznak. Negyedéves bontásban megtalálható a munkanélküliek, a foglalkoztatottak, valamint az inaktívák száma. Mivel azonban ezek a kategóriák kiadják a teljes népességet, ezt exogénnek (és konstansnak) véve, a három állományi adat csak két független megfigyelést jelent.

Az identifikációhoz használt harmadik idősor a munkahelyek élettartama, amelyet már ismertettünk. Idézzük fel, hogy a munkahelyek élettartamának segítségével ki tudjuk számolni a foglalkoztatottság beáramlási rátáját:

$$\lambda_t f_t = \frac{e_t^s}{1 - e_{t-1}}, \quad (7)$$

ahol e_t^s a legfeljebb 3 hónapja állásban lévők aránya. Ezután a (6) egyenlet felhasználásával visszaszámolható a kiáramlási ráta, illetve a munkahelyek megszűnési valószínűsége:

$$\rho_t = \frac{1}{1 - \lambda_t f_t} \left(1 - \frac{e_t - e_t^s}{e_{t-1}} \right). \quad (8)$$

Végül az állományi adatok felhasználásával az (5) egyenletből megkapjuk a λ_t és ennek segítségével az f_t rátákat:

$$\lambda_t = 1 - \frac{i_t}{\rho_t e_{t-1} + u_{t-1} + i_{t-1}}. \quad (9)$$

A (7), (8) és (9) egyenletek tehát együttesen meghatározzák a keresett f_t , ρ_t és λ_t valószínűségeket.

Érdemes röviden tárgyalni, hogy mi teszi lehetővé a három paraméter identifikációját. Már láttuk két állapot esetén, hogy az álláshelyek időtartamának ismeretében a foglalkoztatottságból kiszámolhatók a ki- és a foglalkoztatottságba beáramlás valószínűségei. Az inaktívák létszámának ismerete pedig lehetővé teszi, hogy ezeken az áramlásokon belül el tudjuk különíteni az aktívan állást keresőket. Az utóbbiak ismeretében pedig meg tudjuk határozni az átlagos állásszerzési és állásvesztési rátákat is.

A korábbiakban már hangsúlyoztuk, hogy a három identifikált valószínűség elégséges a *foglalkoztatás* makroökonómiai modelljének kalibrálásához. A makrogazdasági aggregátumok – GDP, infláció – szempontjából a foglalkoztatottság a kulcskérdés, illetve az ehhez kapcsolódó áramlások. Módszerünk ezeket képes megfelelően azonosítani. Ezzel szemben számításaink azt a kérdést nem tudják megválaszolni, hogy mekkora valószínűséggel talál munkát egy munkanélküli, hiszen csak különböző munkapiaci háttérrel rendelkezők *átlagos* esélyét mérjük. Az egyes részcsoportok áramlásai *szociálpolitikai* szempontból nagyon

fontosak – például a hosszú távú munkanélküliek esélyeinek vizsgálatánál –, de egy *makromodellezőnek* első közelítésre kevésbé lényegesek.

Az eddig felhasznált három idősor mellett rendelkezésre áll a munkanélküliség időtartamára vonatkozó információ is. Mint korábban bemutattuk, ez a kétállapotos megközelítésben identifikálja a munkanélküliségből történő ki- és a munkanélküliségbe történő beáramlást. Három állapot esetén ezzel megegyező módon számolható a kiáramlási valószínűség, ami azonban már nem egyezik meg az álláshelyszerzés valószínűségével.

Ennek belátásához írjuk fel három állapot esetén a munkanélküliség mozgási egyenletét:

$$u_t - u_{t-1} = \underbrace{\rho_t \lambda_{e,t} (1 - f_{e,t}) e_{t-1} + \lambda_{i,t} (1 - f_{i,t}) i_{t-1}}_{\text{Beáramlás}} - \underbrace{\left[1 - \lambda_{u,t} (1 - f_{u,t}) \right] u_{t-1}}_{\text{Kiáramlás}},$$

ahol $1 - \lambda_{u,t}$ a munkanélküliek inaktívvá válásának valószínűsége $f_{u,t}$ pedig a munkanélküliek állásszerzési rátája. A kiáramlási ráta e két paraméter kombinációja. Hasonlóan definiáljuk a $\lambda_{e,t}$, $\lambda_{i,t}$ és az $f_{e,t}$, $f_{i,t}$ valószínűségeket a másik két csoportra. Látható, hogy ezek közösen határozzák meg a munkanélküliségbe történő beáramlást. Anélkül, hogy további feltevéseket tennénk, az egyedi paraméterek nem számolhatók ki. A későbbiekben megvizsgáljuk, hogy milyen részleges következtetések vonhatók le a rendelkezésre álló információkból.

Adatok

A módszer nagy előnye, hogy könnyen elérhető, publikus adatokat használ. Az Eurostat weboldaláról letölthetők a munkapiaci állományok negyedéves idősorai az Európai Unió összes tagállamára nézve, és számos más európai ország esetében is. Az állományok mellett megtalálhatók a munkahelyek tartósságára, illetve az előző részben már használt, a munkanélküliség időtartamára vonatkozó idősorok is.

Az idősorok szezonálisan nincsenek kiigazítva, és jellemzően 2005 első negyedétől elérhetők. Az országok közötti összehasonlításnál – ahol szükségesnek látjuk – elvégezzük az eredményül kapott ráták szezonális kiigazítását. Az idősoros átlagok kiszámításánál az adott ország esetében rendelkezésre álló mintát használjuk. Ez Magyarországon 2005 első negyedétől 2015 második negyedévéig tartó adatokat tartalmaz, de néhány országnál csak később kezdődnek a negyedéves megfigyelések. Az adatsorok további részletei a *Függelékben* találhatóak.

Eredmények

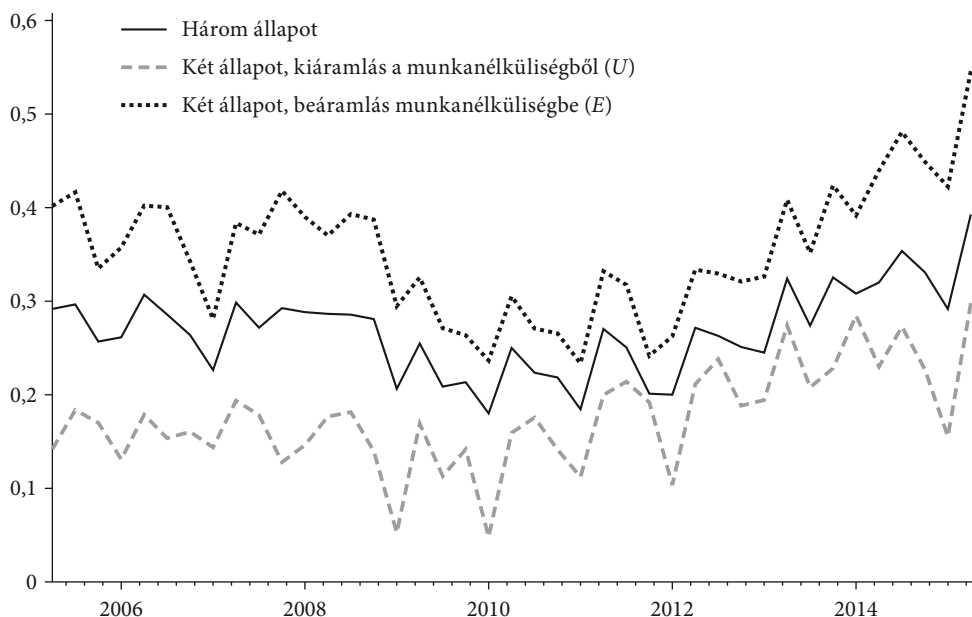
Magyarországi áramlások

A 2–4. ábra mutatja az eredményeket, összehasonlítva az előzőkben bemutatott, két állapotot feltételező megközelítéssel. A 2. ábra az álláskeresői valószínűségeket ábrázolja. A három állapot esetén kapott idősor értékei magasabbak, mint amit

a munkanélküliség időtartamára alapozva kapunk, de alacsonyabbak, mint amit az állások hosszából számoltunk két állapot esetén. Ez érthető, hiszen most figyelembe vesszük a munkapiacról történő ki- és az oda történő beáramlást is.

2. ábra

Az állásszerzés valószínűsége három állapot esetén Magyarországon



Megjegyzés: az ábra az állásszerzés számított valószínűségét mutatja Magyarországon, a két és három állapotot feltételező módszereket használva. Az adatok nincsenek szezonálisan kiigazítva.

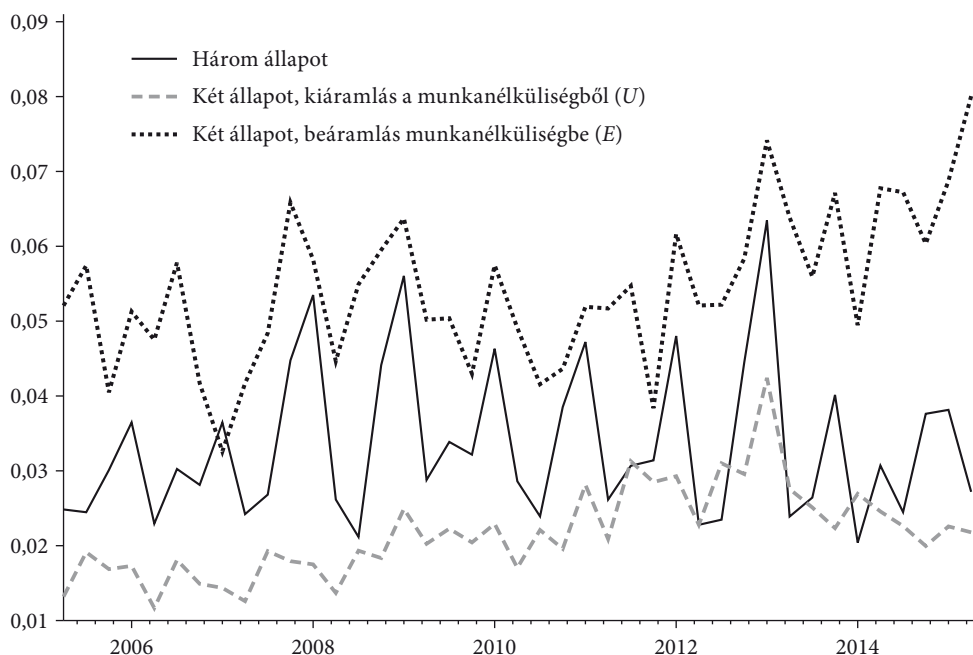
Az adatok forrása: Eurostat.

Az állásszerzési valószínűség a válság előtti szintről lényegesen csökken, majd erős ingadozások után 2012-től indul ismét emelkedésnek. Az időszak végi felfutás egy része feltehetően a közmunkaprogramnak tulajdonítható, amelyet érdemes lenne kiszűrni az adatokból. Meg kell jegyezni, hogy a munkanélküliség hosszán alapuló mutatószám jóval hamarabb növekedésnek indul, ennek oka azonban nem az állásszerzés, hanem a munkanélküliségből inaktivitásba áramlás lehet.

A 3. ábrán láthatjuk az álláshelyek megszűnésének valószínűségét, szintén a kétállapotos becslésekkel összehasonlítva. A ráta erősen ingadozik – részben a ki nem szűrt szezonális miatt –, de a pénzügyi válság idején átlagosan magasabb szintre emelkedett, és körülbelül 2013-ra tért vissza a válság előtti szintre. Azt is láthatjuk, hogy lényegesen több munkahely szűnik meg, mint amit a munkanélküliség időtartamára alapozott, közvetett becslés sugall (Shimer [2005]). Ebben vélhetően fontos szerepet játszanak mind a foglalkoztatottságból inaktivitásba áramlók, mind a munkahelyet váltók. Ezek elkülönítése azonban a felhasznált adatokkal nem lehetséges.

3. ábra

Az állásmegszűnés valószínűsége három állapot esetén Magyarországon



Megjegyzés: az ábra az álláshelyek megszűnésének számított valószínűségét mutatja Magyarországon, a két és három állapotot feltételező módszereket használva. Az adatok nincsenek szezonálisan kiigazítva.

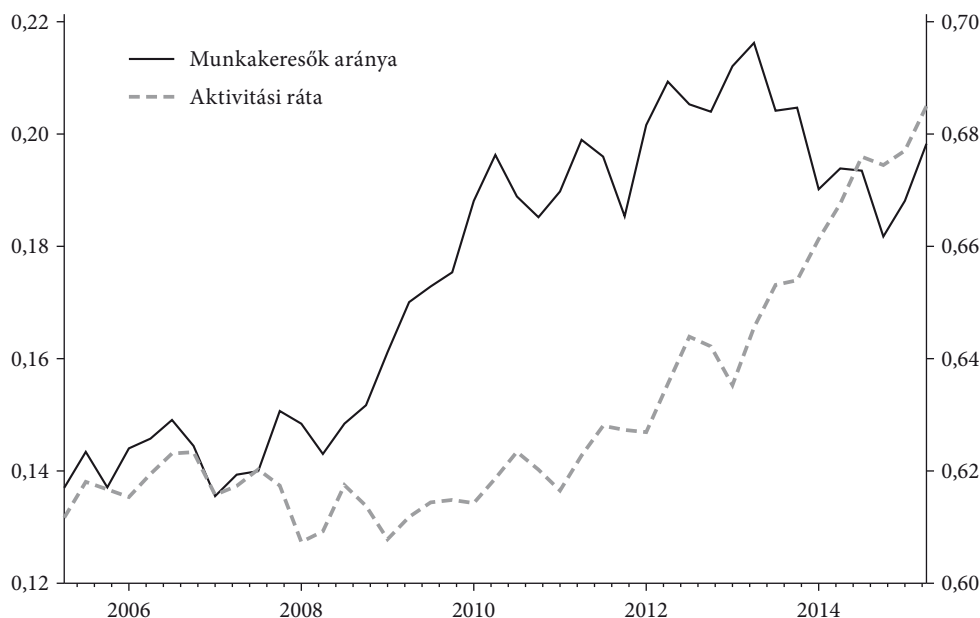
Az adatok forrása: Eurostat.

Végül a 4. ábra a munkakeresők becsült arányát szemlélteti. A (3) egyenlet alapján a ráta a munkakeresők arányát mutatja a releváns népességen (inaktívakon, munkanélkülieken és munkájukat éppen elvesztőkön) belül. Érdekes ezt összevetni az aktivitási rátával, amit a jobb tengelyen ábrázolunk. Látható, hogy munkakeresők aránya 2008-tól kezdve jelentősen emelkedett, majd 2013 után valamelyest csökkent. Ezzel szemben az aktivitás 2001 után indult növekedésnek, és ez a növekedés azóta is tart. A keresési aktivitás megugrásának egyik magyarázata lehet, hogy az inaktív népesség keresési aktivitása már azelőtt megnőtt, mielőtt formálisan is bekerültek volna munkaerőpiacra. Egy másik lehetőség, hogy az inaktivitásba történő kiáramlás forrása átrendeződött, és a munkanélküliektől a foglalkoztatottak felé tolódott el.

Összegezve a fentieket, azt mondhatjuk, hogy az álláshelyek hosszán alapuló mutatók valamivel magasabb munkapiaci áramlásokat mutatnak, mint a két állapotot feltételező, a munkanélküliség időtartama alapján számoltak. Ugyanakkor lényeges figyelembe venni a munkapiacra történő be- és az onnan való kiáramlást is. Ha csak a munkahelyek hosszára hagyatkozunk, akkor túlbecsüljük a foglalkoztatáshoz kapcsolódó áramlásokat. Bemutatott módszertanunk lehetőséget ad arra, hogy realisabb képet kapjunk a legfontosabb munkapiaci folyamatokról.

4. ábra

Az álláskereső aránya (bal tengely) és az aktivitási ráta (jobb tengely) Magyarországon



Megjegyzés: az ábra a munkakeresők számított arányát mutatja a nem foglalkoztatottak között (λ_t), az aktivitási rátával együtt ($e_t + u_t$) Magyarországon. Az adatok nincsenek szezonálisan kiigazítva.

Az adatok forrása: Eurostat.

Nemzetközi összehasonlítás

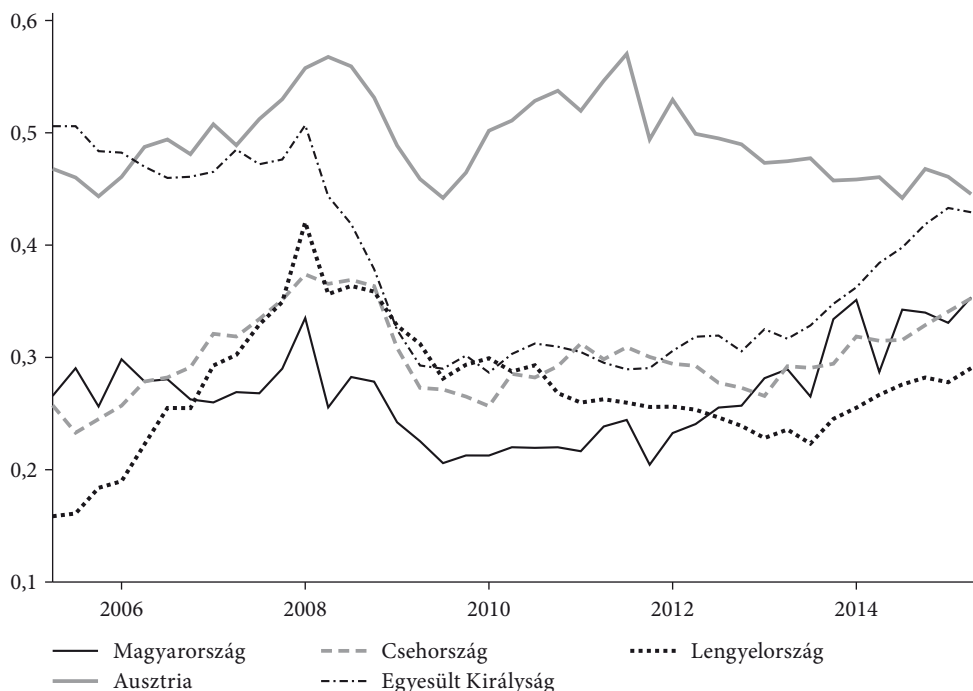
A magyarországi eredményeket érdemes nemzetközi kontextusba is helyezni. Öt országot fogunk részletesen összehasonlítani: ezek Magyarország (HU), Csehország (CZ), Lengyelország (PL), Ausztria (AT) és az Egyesült Királyság (UK). A három visegrádi ország szerepeltetése nem igényel magyarázatot. Ausztria földrajzi helyzete és történelmi múltja miatt természetes viszonyítási alap az EU fejlettebb tagállamai közül, az Egyesült Királyság pedig gyakori példája a kontinentális országokhoz képest rugalmasabb munkaerőpiacnak. Az idősorokat az eddigiekkel ellentétben szezonálisan igazítva mutatjuk be, mert így kiszűrjük az országok közötti összehasonlításnál kevésbé releváns rövid távú tényezőket.

Az 5. ábra az álláskereső valószínűségeket mutatja. A visegrádi országok esetében ezek nagyon hasonlítanak egymásra, és lényegesen alacsonyabbak az átlagos osztrák és brit szinteknél. Öröndetes azonban megfigyelni, hogy Magyarország esetében 2012 után jelentős javulást láthatunk. Fontos lenne megvizsgálni, hogy ez mennyiben tulajdonítható a közmunkaprogramnak. Sajnos a számoláshoz kulcsfontosságú, az álláshelyek hosszára vonatkozó adatok nem állnak rendelkezésre ebben a bontásban. Némileg meglepő, hogy az osztrák állásszerzési valószínűség magasabb a

britnél. Ennek egyik oka ugyan a pénzügyi válság különösen súlyos hatása az Egyesült Királyságban, de ezzel együtt sem mondhatjuk azt, hogy a brit munkaerőpiac e mutató alapján rugalmasabb lenne az osztráknál.

5. ábra

Állásszerzési valószínűség öt országban



Megjegyzés: az ábra az állásszerzés számított valószínűségét mutatja öt európai országban, a háromállapotos módszerrel számítva. Az adatok szezonálisan igazítottak, az X-13 ARIMA-SEATS módszerrel.

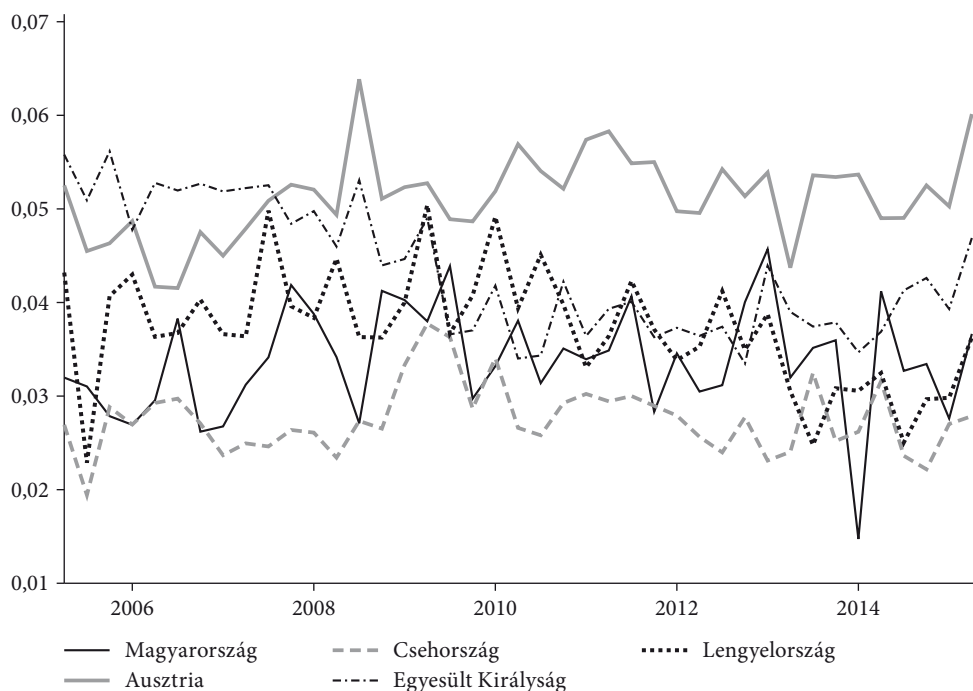
Az adatok forrása: Eurostat.

A 6. ábrán a munkahelyek megszűnési valószínűségét láthatjuk. A ráták még a szezonális igazítás után is meglehetősen volatilisak, de alapvetően alátámasztják az 5. ábrán láthatókat. A legnagyobb fluktuáció az osztrák munkahelyeknél látható, míg a brit ráta a válság hatására lényegesen kisebb lett. Ez magyarázhatja azt, hogy a lecsökkent álláskeresési valószínűség ellenére a brit munkanélküliség viszonylag alacsony maradt 2008 után.

A 372. oldalon lévő 7. ábrán találjuk az álláskereső arányát a releváns népességben belül. A visegrádi régióban ez a szám is alacsonyabb, és nem látunk jelentős eltérést az országok között. Az eddigi két ábrával ellentétben itt jellemzően a brit érték a legmagasabb. A brit munkaerőpiac relatív rugalmassága tehát inkább a keresési intenzitásban, és kevésbé az állásszerzés vagy a munkahelyek megszűnésének valószínűségében mutatkozik meg. Összegezve azt mondhatjuk, hogy Magyarország számára – talán némileg meglepő módon – Ausztria tűnik követendő példának.

6. ábra

Munkahelyek megszűnésének valószínűsége öt országban



Megjegyzés: az ábra az állásvesztés számított valószínűségét mutatja öt európai országban, a háromállapotos módszerrel számítva. Az adatok szezonálisan igazítottak, az X-13 ARIMA-SEATS módszerrel.

Az adatok forrása: Eurostat.

Nézzük meg, hogy a teljes mintában rendelkezésre álló 33 országban (EU és Izland, Macedónia, Norvégia, Svájc, Törökország) milyen munkaerőpiaci rátákat figyelhetünk meg! A 373. oldalon lévő 2. táblázat mind a 33 ország esetében tartalmazza az időszaki átlagokat, ahol az oszlopokban szerepeltetjük az állásszerzés valószínűségét (f), a munkahelyek megszűnésének valószínűségét (ρ), valamint a munkapiaci részvételi rátát (λ). A korábbi szakirodalommal történő összehasonlíthatóság kedvéért szerepeltetjük azokat a mutatókat is, amelyeket a két állapotot feltételező, valamint a munkanélküliség időtartamán alapuló módszerrel kapunk (f_t^u és ρ_t^u).

Az országokat három csoportra osztottuk az alapján, hogy mekkora a munkahelyszerzés valószínűsége. A legmagasabb értékeket az észak-európai országoknál látjuk, hozzájuk csatlakozik Törökország, Ausztria és Svájc. Ebben csoportban jellemzően több munkahely is szűnik meg, és magas az álláskereső aránya. Törökország esetében az utóbbi már nem igaz: itt viszonylag szűk réteg vesz részt az egyébként dinamikus munkaerőpiaci mozgásokban.

A második csoportot főleg nyugat-európai országok alkotják. Ezekben már alacsonyabb az állásszerzési és munkahely-megszűnési ráta, és az álláskereső aránya is kisebb. Különösen szembetűnő a különbség a skandináv országokhoz képest: míg

7. ábra

A munkakeresők aránya öt országban



Megjegyzés: az ábra a munkakeresők arányát mutatja a nem foglalkoztatottak között öt európai országban, a három állapotos módszerrel számítva. Az adatok szezonálisan igazítottak, az X-13 ARIMA-SEATS módszerrel.

Az adatok forrása: Eurostat.

Svédországban az álláskereső aránya 40 százalék, addig Franciaországban, az Egyesült Királyságban és Németországban csak 25 százalék. Ismét láthatjuk, hogy mutatószámunk alapján a brit munkaerőpiac nem tűnik különösebben rugalmasnak.

A harmadik csoportban mediterrán és kelet-közép-európai országokat találunk. Itt az állásszerzési valószínűség kifejezetten alacsony, a meglévő munkahelyek pedig viszonylag tartósak. Az álláskereső aránya jóval kisebb az első csoportban láthatónál, de összemérhető a nyugat-európai országokkal. Magyarország e csoport közepén foglal helyet. Érdekes azonban hangsúlyozni, hogy az időszaki átlag a mi esetünkben jelentősen alacsonyabb az időszak végén látott értékeknél. Amennyiben a 2012 utáni, 30 százalékot meghaladó értékek tartósnak bizonyulnak (és nem csak a közmunkaprogram felfutását látjuk), akkor Magyarország a középső csoport aljára kerül.

Hasonlítsuk össze a három állapot feltételezésével kapott értékeket a munkanélküliség időtartamán alapulóakkal! Az állásszerzési valószínűség (f) jellemzően magasabb, mint a munkanélküliség kiáramlási rátája (f_t^u). Ez azt jelenti, hogy az országok többségében az üres munkahelyek betöltésében jelentős szerepet játszanak az inaktívak és az állást váltók, és/vagy magas a munkanélküliségből inaktivitásba áramlók aránya. Érdekes módon az Egyesült Királyságban a két szám nagyon hasonló, vagyis feltehetően itt az álláskereső nagyobb mértékben kötődik a munkanélküli státushoz.

2. táblázat

Áramlási valószínűségek európai országokban

	f_t	f_t^u	ρ_t	ρ_t^u	λ_t
I. csoport (<i>Észak-Európa</i>)					
Izland	0,657	0,715	0,107	–	0,480
Norvégia	0,628	0,455	0,065	0,030	0,253
Dánia	0,595	0,448	0,093	0,051	0,361
Svájc	0,554	0,300	0,057	0,020	0,330
Svédország	0,552	0,425	0,102	0,063	0,408
Törökország	0,542	0,339	0,124	0,056	0,191
Ausztria	0,494	0,354	0,051	0,030	0,226
Finnország	0,491	0,437	0,084	0,069	0,325
II. csoport (<i>Nyugat-Európa</i>)					
Ciprus	0,396	0,291	0,054	0,036	0,266
Franciaország	0,390	0,275	0,062	0,037	0,257
Németország	0,387	0,239	0,045	0,022	0,272
Hollandia	0,385	0,274	0,033	0,019	0,225
Luxemburg	0,385	0,373	0,033	–	0,153
Egyesült Királyság	0,380	0,346	0,043	0,038	0,253
Észtország	0,371	0,265	0,052	0,041	0,286
Szlovénia	0,356	0,188	0,042	0,019	0,218
Lettország	0,333	0,229	0,062	0,038	0,325
Belgium	0,324	0,214	0,041	0,024	0,194
Írország	0,323	0,198	0,049	0,027	0,256
Málta	0,314	0,330	0,028	0,039	0,131
Csehország	0,301	0,203	0,027	0,017	0,186
III. csoport (<i>Délkelet-Európa</i>)					
Spanyolország	0,284	0,299	0,074	0,084	0,387
Litvánia	0,279	0,247	0,038	0,036	0,254
Olaszország	0,277	0,167	0,036	0,020	0,172
Lengyelország	0,273	0,215	0,037	0,027	0,208
Bulgária	0,269	0,148	0,034	0,018	0,208
<i>Magyarország</i>	<i>0,268</i>	<i>0,177</i>	<i>0,033</i>	<i>0,022</i>	<i>0,175</i>
Portugália	0,253	0,176	0,044	0,029	0,297
Románia	0,222	0,222	0,020	0,022	0,141
Horvátország	0,176	0,100	0,032	0,020	0,229
Szlovákia	0,149	0,097	0,024	0,014	0,254
Görögország	0,120	0,141	0,025	0,031	0,259
Macedónia	0,076	0,063	0,034	0,028	0,380

Megjegyzés: a táblázat 33 ország állásszerzési és állásvesztési valószínűségét tartalmazza a két- (f_t^u , ρ_t^u), illetve háromállapotos (f_t , ρ_t) módszer esetén. Az utolsó oszlop az álláskeresőknem foglalkoztatottakon belüli arányát mutatja (λ_t). A számok idősoros átlagok, az országokként elérhető periódusokra. Az adatok szezonálisan nincsenek kiigazítva.

Az adatok forrása: Eurostat.

A munkahelyek megszűnésének valószínűsége is hasonló képet mutat. A két állapoton alapuló számok alacsonyabbak, hiszen a munkanélküliségből történő (alacsonyabb) kiáramlási ráta alapján számoljuk őket.

Összességében azt látjuk, hogy az országok nagy többségében a munkapiaci áramlások erőteljesebbek, mint amit a két állapotot feltételező, munkanélküliségen alapuló mutatószámok sugallnak. Ennek oka feltehetően az, hogy a foglalkoztatás és munkanélküliség között lazább a kapcsolat, mint azt a kétállapotos modell feltételezi. Jelentős áramlások vannak egyrészt a foglalkoztatás és inaktivitás között, másrészt lényeges figyelembe venni az állást váltókat is. Ugyanakkor a munkanélküliségből inaktivitásba történő kiáramlás kevésbé tűnik jelentős problémának, valószínűleg azért, mert ez viszonylag alacsony érték a foglalkoztatás változásához képest.

További vizsgálatok

Ebben a részben bemutatunk néhány további érdekes eredményt, visszatérve ismét Magyarország esetéhez. Bemutatjuk a *találati függvény* (*matching function*) becslését a két-, illetve háromállapotos esetben, majd röviden tárgyaljuk a munkapiaci áramlások teljes identifikációjának lehetőségét.

A találati függvény

A munkapiaci keresési modell alapvető összetevője a találati függvény:

$$m_t = m(V_t, S_t),$$

ahol m_t az újonnan betöltött álláshelyek száma, V_t az üres álláshelyek száma, S_t pedig a már korábban definiált álláskeresők száma. Általános gyakorlat, hogy feltételezzük a találati függvény első fokú homogenitását. Ekkor a kapcsolat felírható az állásszerzési valószínűség és a munkapiaci feszesség $\theta_t = V_t/S_t$ segítségével is:

$$f_t = m(\theta_t).$$

A függvény becsléséhez feltételezzünk Cobb–Douglas specifikációt, és tegyük fel, hogy a találatok számát véletlen sokkok (μ_t) is befolyásolják. Logaritmikus alakban a következő, lineáris összefüggéshez jutunk:

$$\log f_t = \alpha + \beta \log \theta_t + \mu_t,$$

ahol konstans skáláhozadék mellett $0 < \beta < 1$.

A magyarországi becslést legkisebb négyzetek módszerével (OLS) végezzük. Felvethető, hogy az OLS eredmények torzítottak lesznek, mivel a munkahelyteremtés és a keresési intenzitás is endogén lehet a találati sokkra (μ_t) nézve (*Borowczyk-Martins-Jolivet-Postel-Vinay* [2013]). Ekkor azonban a munkapiaci feszesség sem független a sokktól, ami az OLS becslés alapvető feltétele. Célunk itt ugyanakkor nem a lehető legpontosabb β együttható megtalálása, hanem a cikkben bemutatott, áramlásokat

azonosító módszertan összevetése a standard, kétállapotos technikával. Addig, amíg a torzítás mértéke nem függ össze az endogén változók előállításának módjával, az összehasonlítás meglehetősen egyszerű OLS alapján.

A 3. táblázat mutatja az eredményeket. Az első oszlop tartalmazza a három állapoton alapuló becslést, míg a második oszlopban láthatjuk a kétállapotos megközelítést és a munkanélküliség időtartamát használt. Látható, hogy az első esetben lényegesen jobb illeszkedést kapunk, és a paraméterértékek is mások. A találati függvény becslésénél tehát lényeges, hogy a cikkben bemutatott, az elméleti koncepcióhoz közelebb álló állásszerzési valószínűséget használjuk a munkanélküliségből történő kiáramlási ráta helyett.

3. táblázat

Találatifüggvény-becslések összehasonlítása

	(1)	(2)
Konstans	-5,775*** (0,621)	-8,592*** (1,454)
Álláskereső valószínűség	0,322*** (0,045)	0,481*** (0,103)
R^2	0,568	0,359

Megjegyzés: a táblázatban a találati függvény becslési eredményei láthatók. Az (1) oszlop a háromállapotos módszerrel, a (2) oszlop a kétállapotos módszerrel számolt állásszerzési valószínűséget használja. A regressziókat a legkisebb négyzetek módszerével becsültük; a zárójelben standard hibák szerepelnek.

*** 1 százalékos szinten szignifikáns.

Az adatok forrása: Eurostat.

A teljes identifikáció lehetősége

Idézzük fel, hogy megközelítésünk csak részlegesen identifikálja a munkapiaci áramlásokat! Ennek az az oka, hogy csak három munkapiaci változót használunk fel: a munkanélküliséget, foglalkoztatottságot, valamint a munkahelyek tartósságát. Elvileg rendelkezésünkre áll egy negyedik idősor is, a rövid távú munkanélküliek száma. Ezzel együtt is csak négy idősorunk van, míg a három munkapiaci állapot között összesen hat áramlást figyelhetünk meg.

Kérdés, hogy megfelelő identifikációs megszorításokkal előállíthatjuk-e a hat áramlási rátát a meglévő adatok segítségével. Vegyük észre, hogy számolt rátáink átlagos értékek: például az állásszerzési valószínűség különbözhet a korábban munkanélküliek és a korábban inaktívak között. Az említett identifikációs feltevések arra vonatkoznak, hogy mennyi ilyen jellegű különbséget engedünk meg.

A legegyszerűbb esetet vizsgáljuk: feltesszük, hogy $f_{u,t} = f_{e,t} = f_{i,t}$ és $\lambda_{eu,t} = \lambda_{u,t} = f_{e,t}$, ahol az indexek rendre az előző időszak munkanélkülieket, az állásukat frissen elvesztőket, valamint az előző időszak inaktívakat jelölik. Ekkor az állásszerzés

valószínűsége független a korábbi munkapiaci állapottól, illetve a munkapiaci részvétel rátája azonos az előző időszak munkanélküliek és az állásukat frissen elvesztettek között. Megengedjük azonban, hogy az inaktívak alacsonyabb arányban lépjenek be a munkapiacra, mint a másik két csoport.

Könnyen belátható, hogy ebben az esetben az összes áramlási ráta identifikált. Egyetlen új rátát szeretnénk számolni az eddigiek mellett, ez az inaktív munkapiaci részvételének valószínűsége, λ_i^i . A munkanélküliség áramlási egyenlete a következő:

$$U_t - U_{t-1} = \rho_t \lambda_{eu,t} (1 - f_t) E_{t-1} + \lambda_{i,t} (1 - f_t) I_{t-1} - \underbrace{\left[1 - \lambda_{eu,t} (1 - f_t) \right]}_{f_t^u} U_{t-1}. \quad (10)$$

Mint korábban bemutattuk, a munkanélküliség időtartama alapján ki tudjuk számolni a kiáramlási rátát (f_t^u), illetve a (10) egyenlet felhasználásával a beáramlási rátát is. Ezekből előállíthatjuk a keresett ismeretlen változók ($\lambda_{i,t}$ és $\lambda_{eu,t}$) értékeit, így rendelkezünk az összes szükséges információval ahhoz, hogy a hat áramlási rátát meghatározzuk.

Sajnos a bemutatott identifikációs stratégia a gyakorlatban nem működik. Ennek oka, hogy – mint azt a 2. táblázatban már láttuk – a munkanélküliség kiáramlási valószínűsége a legtöbb országban alacsonyabb, mint az állásszerzési valószínűség. Ez azonban inkonzisztens a (10) egyenlettel, amely szerint $f_t^u > f_t$. Identifikációs feltevéseink tehát nem tarthatók: a munkanélküliek állásszerzési valószínűsége alacsonyabb az átlagosnál. Ennek oka lehet a friss állásvesztők jobb helyzete vagy az inaktivitásból visszatérők könnyebb álláshoz jutása (és természetesen mindkettő együtt).

Ha feloldjuk az $f_{u,t} = f_{e,t} = f_{i,t}$ feltevést, akkor nincs lehetőség teljes identifikációra, mert a négy idősorból legalább öt rátát szeretnénk meghatározni. Vagy újabb adatra van szükségünk, vagy más megkötést kell bevezetnünk. Egyik irányban sincsen azonban nyilvánvaló lehetőség, ezért a teljes identifikációt egyelőre nem látjuk kivitelezhetőnek.

Összegzés

A tanulmányban megmutattuk, hogy miként számolhatók aggregált adatokból munkapiaci áramlási valószínűségek. Bár az identifikáció részleges, a makroökonomiai modellezés szempontjából kulcsfontosságú álláskeresői valószínűségét és a munkahelyek megszűnésének valószínűségét meg lehet határozni. Az identifikációhoz szükséges, a munkahelyek tartósságát mérő idősor 2005 óta található meg negyedéves gyakorisággal az Eurostat adatbázisában, ezért az elemzést erre az időszakra végeztük el Magyarországra, valamint összehasonlításuként az európai országok nagy részére.

A cikkben tárgyalt módszer egyszerűen alkalmazható. Ehhez segítségül összefoglaljuk a szükséges lépéseket.

1. Az Eurostat honlapjáról töltjük le a foglalkoztatás, munkanélküliség és inaktivitás negyedéves idősorait (E_t , U_t , I_t)!

2. Alakítsuk át a létszámokat részarányokká, az abszolút számokat elosztva a releváns népesség – általában a 15–64 éves csoport – mindenkori létszámával (e_p, u_p, i_p)!

3. Szintén töltsük le az Eurostat honlapjáról a foglalkoztatottak létszámát az álláshely időtartama szerinti bontásban, és mérjük az újonnan foglalkoztatottak arányát a népességen belül azokkal, akik három hónapnál kevesebb ideje dolgoznak a munkahelyen (e_i^s).

4. Számoljuk ki az állásszerzési és állásvesztési valószínűségeket, illetve az aktív álláskereső nem foglalkoztatottakon belüli arányát a (7), (8) és (9) egyenletek segítségével!

Eredményeink azt mutatják, hogy a munkahelyek fluktuációja nagyobb, mint ahogy azt a csak munkanélküliekre alapozott számítás mutatja. Ahhoz, hogy teljesebb képet kapjunk a munkahelyek betöltéséről és megszűnéséről, figyelembe kell venni a munkapiaci részvételi döntést is. Az így kapott mutatók az egyes országok szintjén jelentősen árnyalják a munkapiac rugalmasságáról alkotott képet, az országok közötti rangsort azonban csak kismértékben befolyásolják.

Módszerünk segítségével elsősorban a foglalkoztatottság változásáról kapunk képet, és nem tudjuk külön azonosítani a munkanélküliek álláskeresői valószínűségét. Mint bemutattuk, erre a makroökonómiai folyamatok modellezése szempontjából nincsen szükség. Ugyanakkor lényeges szociálpolitikai kérdés, hogy a munkahelyek betöltésében mekkora lehetőség jut a munkanélkülieknek. Valószínűnek tűnik, hogy bár a kontinentális európai országok és az Egyesült Királyság foglalkoztatási folyamatai hasonlóak, az utóbbiban jóval könnyebb munkanélküliként állást találni. Ennek vizsgálatához további identifikációs feltevésekre lenne szükségünk, ezek azonban nem állnak rendelkezésre. Gyümölcsözőbbnek tűnik a mostani elemzés mikroadatokkal való kiegészítése, amennyiben ezek egy adott ország esetében rendelkezésre állnak.

Hivatkozások

- BOROWCZYK-MARTINS, D.–JOLIVET, G. POSTEL-VINAY, F. [2013]: Accounting for Endogeneity in Matching Function Estimation. Review of Economic Dynamics, Vol. 16. No. 3. 440–451. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.red.2012.07.001>.
- CAMPOLMI, A.–GNOCCHI, S. [2014]: Labor Market Participation, Unemployment and Monetary Policy. Bank of Canada Working Paper, 2014/9.
- CASADO, J.–FERNANDEZ, C.–JIMENO, J. [2015]: Worker flows in the European Union during the Great Recession. European Central Bank, Working Paper Series, 1862. és Banco de Espana Working Paper, No. 1529 <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2682414>.
- CSERES-GERGELY ZSOMBOR [2011]: Munkapiaci áramlások, konzisztencia és gereblyezés. Statisztikai Szemle, 89. évf. 5. sz. 481–500. o.
- ELSBY, M.–HOBIJN, B.–ŞAHIN A. [2015]: On the importance of the participation margin for labor market fluctuations. Journal of Monetary Economics, Vol. 72. 64–82. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2015.01.004>.

- FRAZIS, H.–ROBISON, E.–EVANS, T.–DUFF, M. [2005]: Estimating gross flows consistent with stocks in the CPS. *Monthly Labor Review*, szeptember, 3–9. o. <http://www.bls.gov/opub/mlr/2005/09/art1full.pdf>.
- HOBijn, B.–SAHIN, A. [2009]: Job-finding and separation rates in the OECD. *Economics Letters*, Vol. 104. No. 3. 107–111. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2009.04.013>.
- MORTENSEN, D. [1970]: Job Search, the Duration of Unemployment, and the Phillips Curve. *American Economic Review*, Vol. 60. No. 5. 847–862. <http://EconPapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:60:y:1970:i:5:p:847-62>.
- MORTENSEN, D.–PISSARIDES, C. [1994]: Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment. *Review of Economic Studies*, Vol. 61. No. 3. 397–415. <http://dx.doi.org/10.2307/2297896>.
- MIHÁLYFFY LÁSZLÓ [2012]: Munkapiaci áramlások, konzisztencia – egy alternatív megoldás. *Statisztikai Szemle*, 90. évf. 5. sz. 394–423. o.
- MORVAY ENDRE [2012]: Sztochasztikus ciklikus munkaerő-áramlás a visegrádi országokban. *Statisztikai Szemle*, 90. évf. 9. sz. 815–843. o.
- PISSARIDES, C. [1985]: Short-run Equilibrium Dynamics of Unemployment Vacancies, and Real Wages. *American Economic Review*, Vol. 75. No. 4. 676–690. o.
- PISSARIDES, C. [2000]: *Equilibrium Unemployment Theory*. 2. kiadás, The MIT Press. Cambridge, MA.
- SHIMER, R. [2005a]: The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies. *American Economic Review*, Vol. 95. No. 1. 25–49. o. <http://dx.doi.org/10.1257/0002828053828572>.
- SHIMER, R. [2005b]: The Cyclical Behavior of Hires, Separations, and Job-to-Job Transitions. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 87. No. 4. 493–507. o.

Függelék

Az adatokról

Az adatok forrása az Eurostat. Az idősorok nyers adatok, szezonálisan nem igazítottak. Az elérhetőségek pontos helye: Database by themes → Population and Social conditions → Labour market → Employment and unemployment → LFS series – Detailed quarterly survey results.

Ezen belül a következő idősorokat használjuk.

MUNKANÉLKÜLISÉG: Total unemployment – LFS series → Unemployment by sex, age and duration of unemployment (lfsq_ugad).

FOGLALKOZTATOTTSÁG: Employment – LFS series → Employment by sex, age, time since job started and economic activity (lfsq_egdn2).

INAKTIVITÁS: Inactivity – LFS series → Inactive population by sex, age and willingness to work (lfsq_igaww)

A mintaidőszak általánosan 2005 I. negyedétől 2015 II. negyedévéig tart, amit az álláshelyek időtartamára vonatkozó idősor kezdete határoz meg (a munkanélküliség

és inaktivitás egyes országokra már 1998 első negyedévétől elérhető). Az országok szerinti periódusok a következők:

2005. I. né.–2015. II. né.: Ausztria, Belgium, Bulgária, Ciprus, Csehország, Dánia, Egyesült Királyság, Észtország, Finnország, Franciaország, Görögország, Hollandia, Írorság, Izland, Lengyelország, Lettország, Litvánia, Luxemburg, Magyarország, Málta, Németország, Olaszország, Norvégia, Portugália, Románia, Szlovákia, Szlovénia, Spanyolország, Svédország.

2006. I. né.–2015. II. né.: Macedónia, Norvégia, Törökország

2005. IV. né.–2015. II. né.: Horvátország

2010. I. né.–2015. II. né.: Svájc

A munkahelyek időtartama két csoportra oszlik: három hónapnál kisebb (*Less than 3 months*), vagy legalább három hónap (*3 months or over*). Bizonyos országok és időszakok esetében van egy harmadik, nem informatív kategória (*No response*). Amennyiben ebben a kategóriában pozitív számok szerepelnek, ezeket a másik két csoport arányában osztjuk fel. Magyarország esetében csak 2014. I. negyedév után kerülnek ide foglalkoztatottak, de maximális arányuk 1 százalék. Hasonlóan kis részarány jellemző a legtöbb esetben, de a mintaidőszak elején néhány országban jóval magasabb a nem válaszolók aránya.

A munkanélküliség időtartamának országspecifikus mintaidőszakai megegyeznek a fentebb ismertetettel. A válaszok bontása viszont jóval részletesebb. A negyedéves gyakoriságnak megfelelően azokat minősítjük rövid távú munkanélkülieknek, akik egy hónapnál rövidebb ideje (*Less than 1 month*), vagy egy-két hónapja (*From 1 to 2 months*) munkanélküliek. A nem válaszolókat a fentebb ismertetett módon osztjuk szét a rövid és hosszú távú munkanélküliek között. Érdemes megjegyezni, hogy a munkahelyek időtartamának idősoraihoz képest a nem válaszolók aránya és előfordulása a munkanélküliségnél elenyésző.

Az öt országot összehasonlító 5–7. ábrán a számított rátákat szezonálisan igazítottuk. Ehhez a Matlab szoftverhez használható, ingyenes és nyílt forráskódú IRIS kiegészítőt vettük igénybe (<https://iristoolbox.codeplex.com/>). Az IRIS az US Census Bureau X13-ARIMA-SEAT módszerét használja a szezonális kiszűrésére.