

Sztochasztikus ciklikus munkaerő-áramlás a visegrádi országokban*

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

1. Módszertani előzmények

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

2. Munkanélküliség és inaktivitás a visegrádi országokban

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

1. táblázat

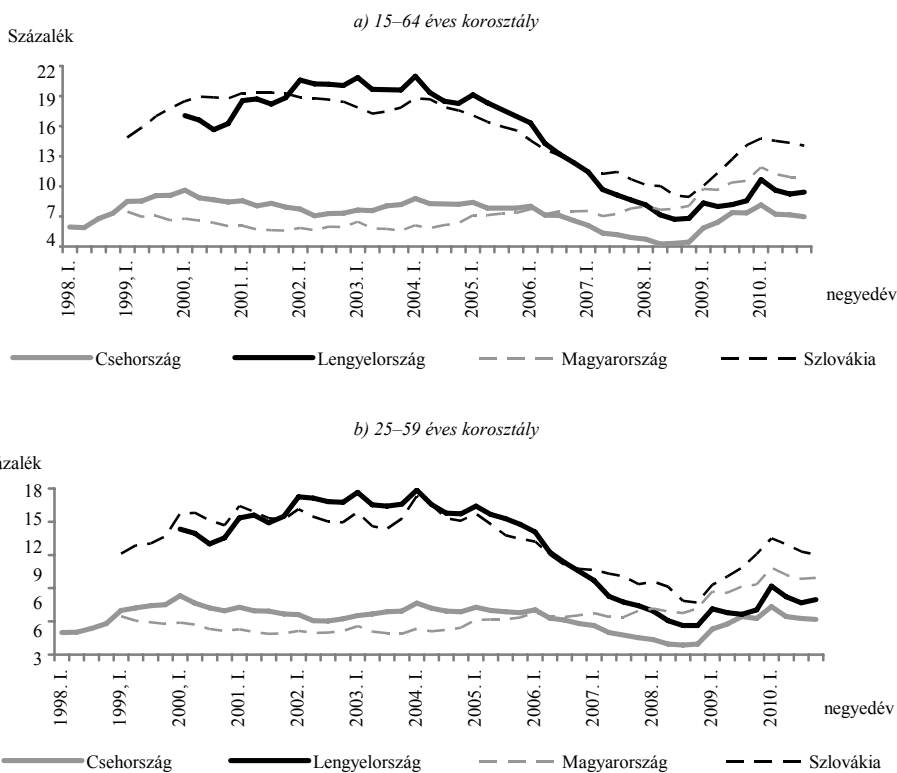
A 15–64 és 25–59 korosztályok munkanélküliségi rátáinak statisztikai jellemzői a visegrádi országokban (százalék)

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

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

Forrás: Saját számítások az Eurostat adatai alapján.

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



Forrás: Eurostat adatbázisa.

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

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

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

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

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

2. táblázat

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

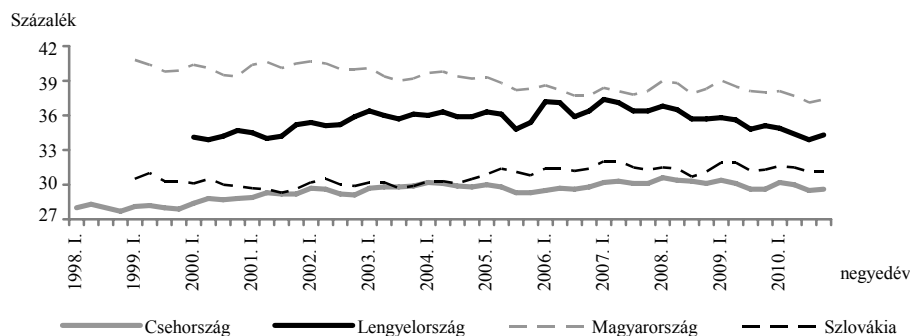
Ország	Átlag		Minimum		Maximum	
	15–64	25–59	15–64	25–59	15–64	25–59
	éves					
Csehország	29,4	15,4	27,7	14,2	30,6	16,2
Lengyelország	35,6	22,7	33,9	20,6	37,4	24,7
Magyarország	39,1	25,6	37,1	22,2	40,8	29,4
Szlovákia	30,7	16,0	29,3	14,4	32,0	17,5

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

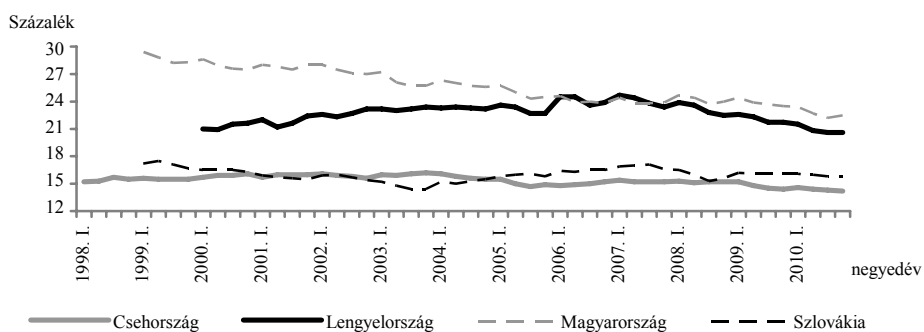
Forrás: Saját számítások az Eurostat adatai alapján.

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

a) 15–64 éves korosztály



b) 25–59 éves korosztály



Forrás: Eurostat adatbázisa.

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

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

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

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

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

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

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

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

3. táblázat

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

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

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

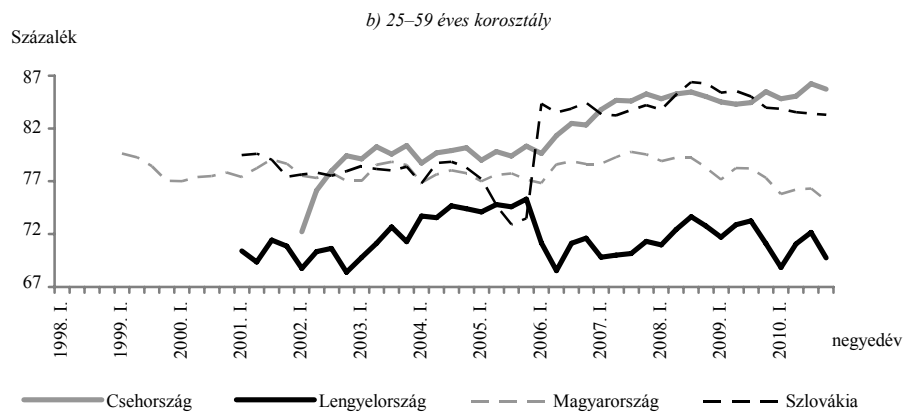
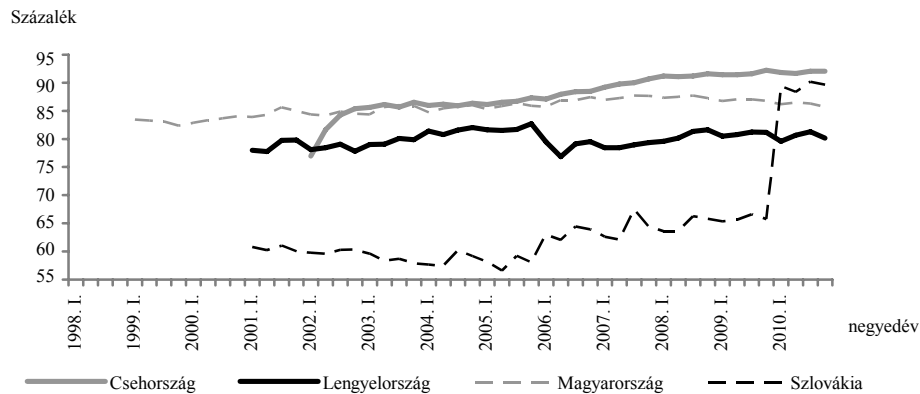
Forrás: Saját számítások az Eurostat adatai alapján.

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

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

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

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



Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

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

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

3. Munkaerő-áramlás vizsgálata a visegrádi országokban

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

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

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

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

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

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

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

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

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

4. táblázat

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

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

Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

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

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

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

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

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

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

4. A munkaerő-piaci változók ciklikus alakulása

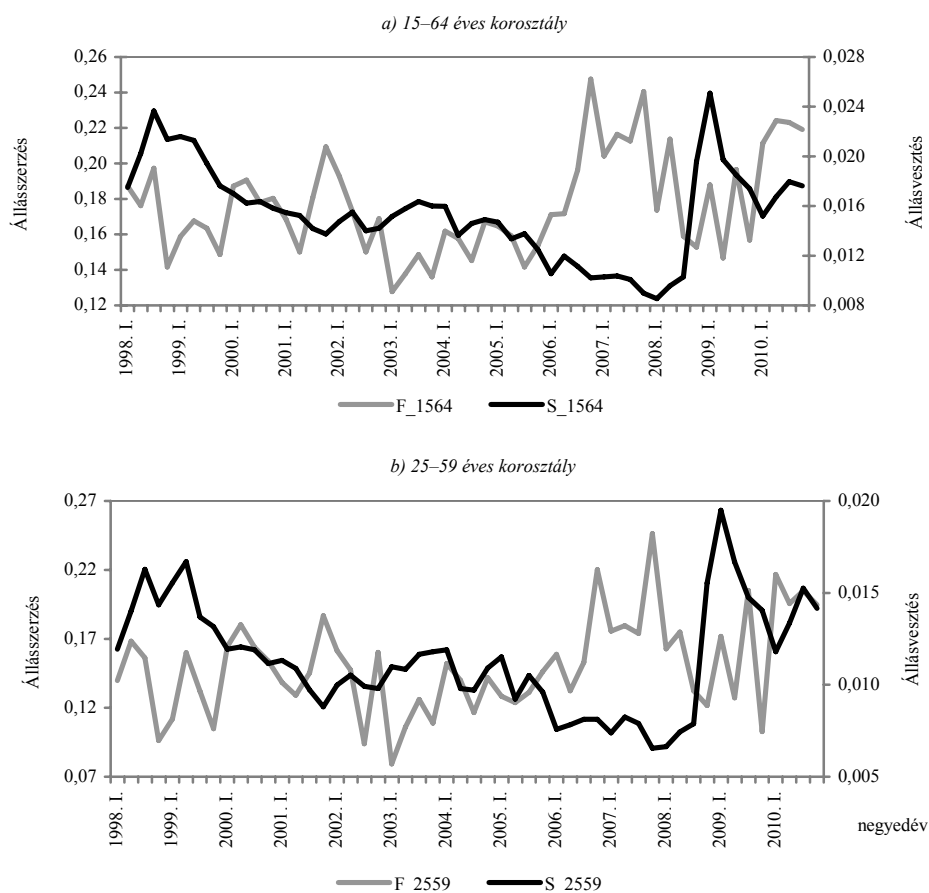
A ciklikusság vizsgálata során a változókat a TRAMO-SEATS-módszer⁴ segítségével megtisztítottuk a szezonalitástól. Így jártunk el a foglalkoztatottak, a munkanélküliek és a rövid távú munkanélküliek idősorainak esetében. Ezeket a szezonálisan korrigált adatsorokat felhasználva, a /3/ és /4/ egyenletek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

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

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

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

4. ábra. Az átmenetvalószínűségek alakulása Csehországban



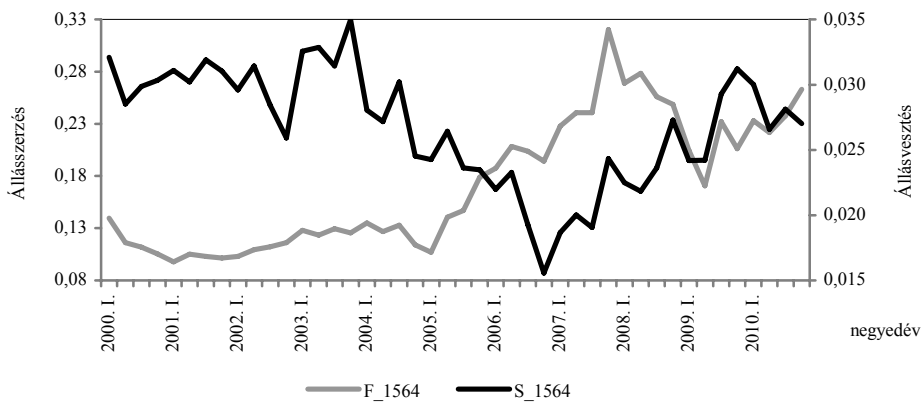
Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

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

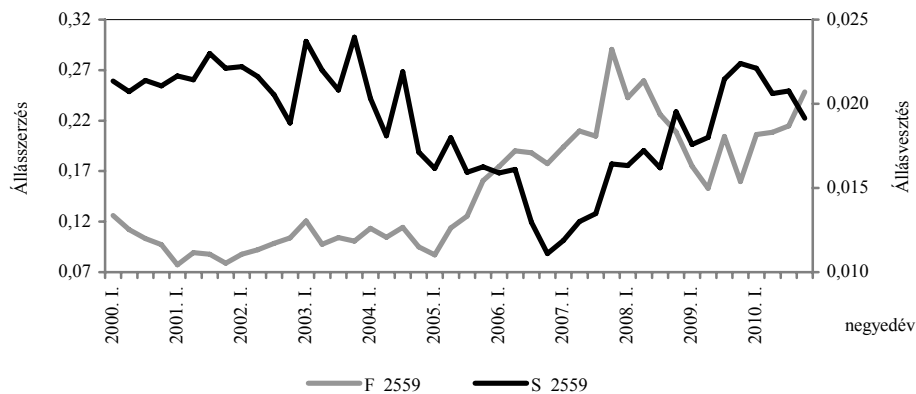
tés esélye. 2006 utolsó negyedében az állásvesztés valószínűsége elérte a minimális 0,016 valószínűségi értéket. Az állászerzési valószínűség növekedése szintén egy évvel később, 2005 elején kezdődött, amikor értéke 0,107 volt, ami egészen 2007 végéig tartott, amikor is meghaladta a 0,32 valószínűségi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

5. ábra. Az átmenetvalószínűségek alakulása Lengyelországban

a) 15–64 éves korosztály



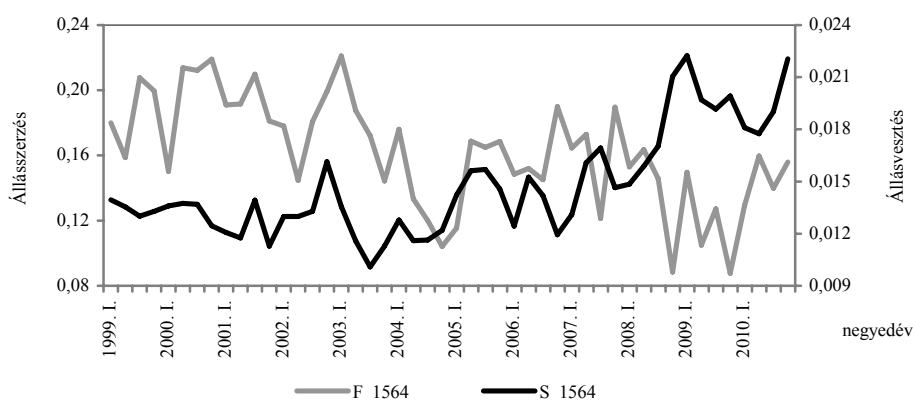
b) 25–59 éves korosztály



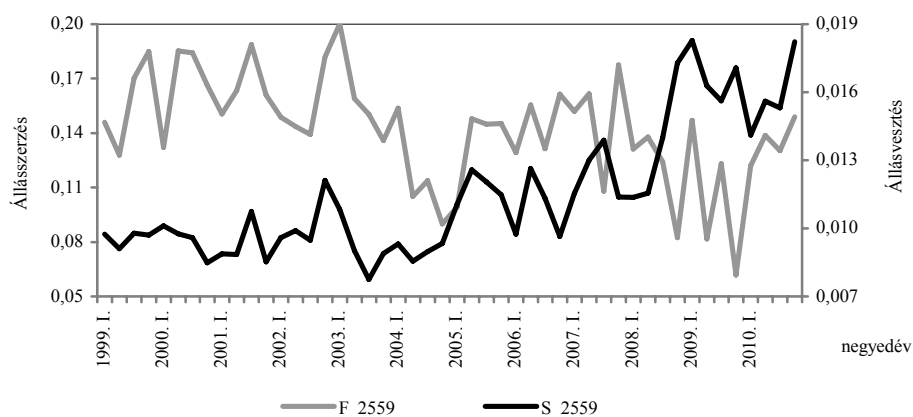
Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

6. ábra. Az átmenetvalószínűségek alakulása Magyarországon

a) 15–64 éves korosztály



b) 25–59 éves korosztály



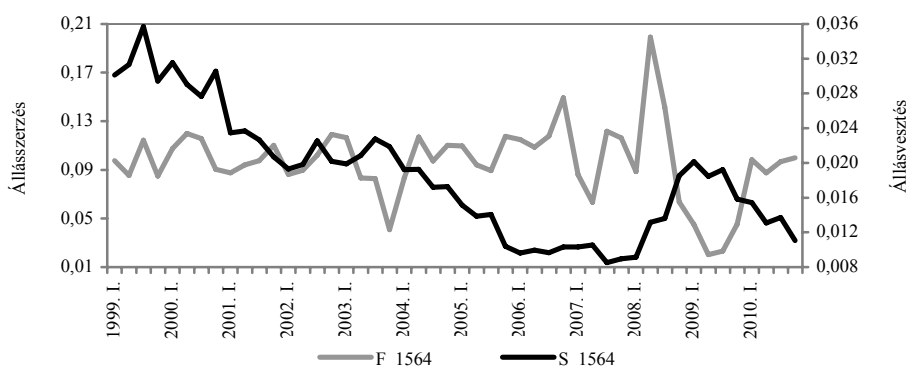
Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

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

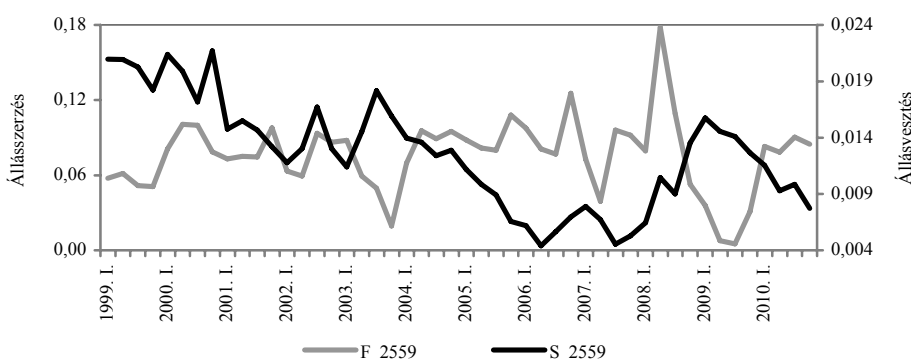
zött stabilizálódott 0,16 körüli értéken. 2008 újra a 2003-as és 2004-es csökkenést hozta, az állászerzési valószínűség ezekben az években több mint 7 százalékkal csökkent. Így 2008 utolsó negyedében értéke 0,088 volt. 2009-ben aztán először kedvezően hatott az állásvesztés csökkenése, amit 2010-ben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

7. ábra. Az átmenetvalószínűségek alakulása Szlovákiában

a) 15–64 éves korosztály



b) 25–59 éves korosztály



Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

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

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

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

5. táblázat

A ciklikus komponensek szórása és elsőrendű autokorrelációja (abszolút értékek)

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

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

Forrás: Saját számítások az Eurostat adatai alapján.

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

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

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

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

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

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

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

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

6. táblázat

A ciklikus komponensek közötti korrelációk (abszolút értékek)

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

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

Forrás: Saját számítások az Eurostat adatai alapján.

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

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

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

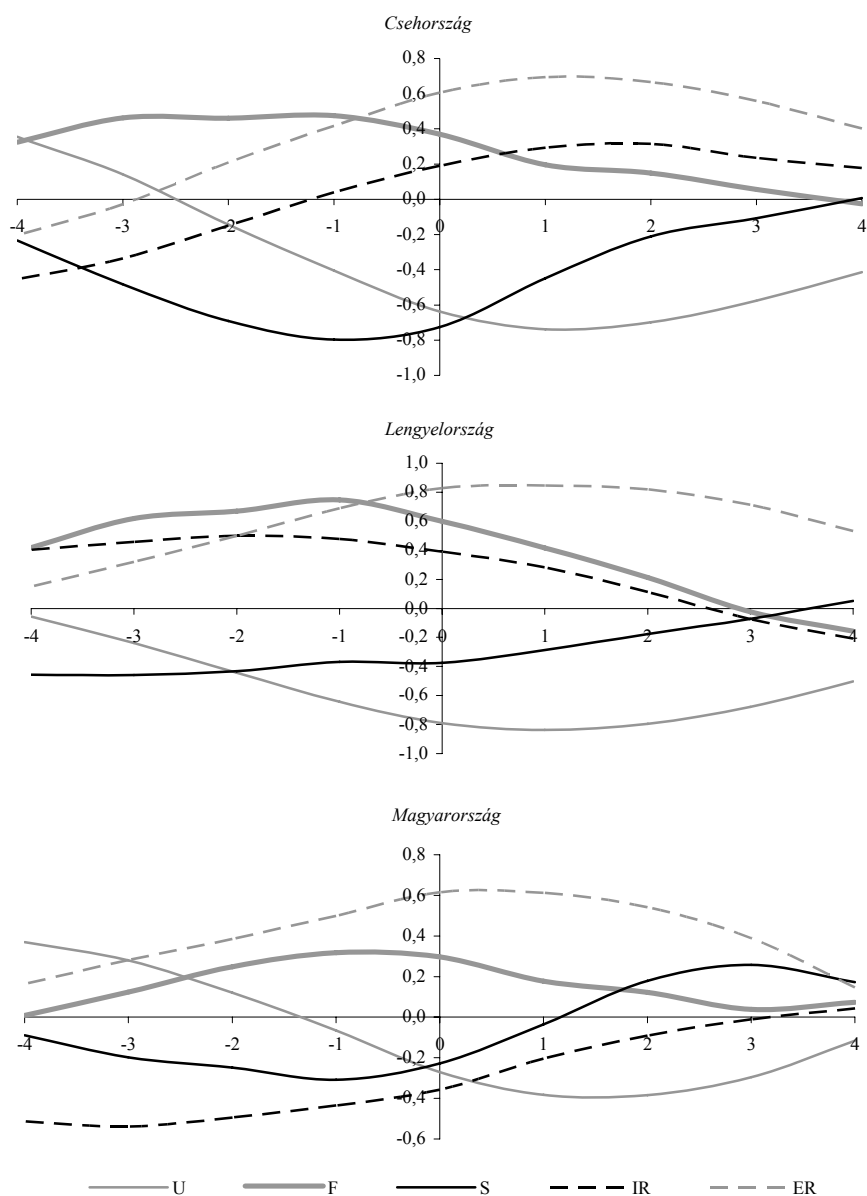
⁸ Az inaktivitási és munkanélküliségi ráták közötti szoros negatív korreláció Lengyelország esetében alátámasztja az inaktivitással kapcsolatos megjegyzést, míg a cseh esetben kicsit árnyaltabbá teszi az előzőekben felvázolt egyértelmű képet, miszerint az inaktívak áramlásai nem fontosak a cseh munkaerőpiacon.

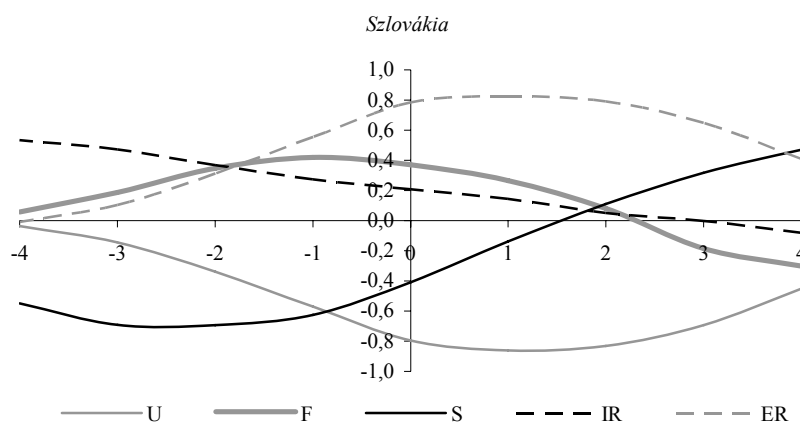
⁹ Az egyes változókban megfigyelt ciklusok eltérhetnek a GDP-ben megfigyelt ciklustól. Amennyiben a változóban megfigyelt ciklus egybeesik a GDP ciklusával, akkor az adott változó a gazdasági ciklussal szinkronban mozog, vagyis *egyidejű indikátor*. Ha a változó ciklusa megelőzi a GDP ciklusát, akkor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

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

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

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





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

Forrás: Saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

5. Következtetések

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Irodalom

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

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

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

Summary

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