

MORVAY ENDRE

A MUNKAERŐPIAC SZTOCHASZTIKUS DINAMIKAI
VIZSGÁLATA
ELMÉLET ÉS GYAKORLAT

Matematikai Közgazdaságtan és Gazdaságelemzés Tanszék

Témavezető: Móczár József egyetemi tanár, az MTA-doktora

© Morvay Endre

Budapesti Corvinus Egyetem

Közgazdaságtani Doktori Iskola

Közgazdaságtani Doktori Program

A MUNKAERŐPIAC SZTOCHASZTIKUS DINAMIKAI
VIZSGÁLATA
ELMÉLET ÉS GYAKORLAT

Ph.D. értekezés

MORVAY ENDRE

Budapest, 2014.

Tartalomjegyzék

1. Bevezetés.....	1
2. Keresési modellek	11
2.1. Diszkrét idejű keresési alapmodell.....	11
2.2. Folytonos idejű keresési alapmodell	13
2.3. A keresési modellek jellemzői, kritikái és fejlődése	15
3. A keresési-párosítási modellek	18
3.1. Keresési-párosítási alapmodell.....	18
3.2. Nem-egyensúlyi dinamika a keresési-párosítási modellben	26
3.3. Kezdeti kritikák és a keresési-párosítási modellek újabb generációi.....	30
3.4. Externális hatások, piaci hatékonyság és az állami szerepvállalás	32
3.5. Munkaerő-piaci intézkedések a keresési-párosítási modellben	35
3.6. A Shimer-kritika és a bérmeredvség	38
4. A visegrádi országok munkaerő-piaci elemzése	41
4.1. Módszertani előzmények	41
4.2. Munkanélküliség és inaktivitás a visegrádi országokban	43
4.2.1. A munkanélküliségi ráta alakulása a visegrádi országokban.....	43
4.2.2. Az inaktivitási ráta alakulása a visegrádi országokban.....	47
4.2.3. Az inaktivitás szerkezete a visegrádi országokban	53
4.3. Munkaerő-áramlás vizsgálata a visegrádi országokban.....	68
4.4. A munkaerő-piaci változók ciklikus alakulása	73
4.4.1. A ciklusok vizsgálata	80
4.4.2. A differenciák vizsgálata.....	90
4.5. A munkanélküliség dinamikájának összetevői a visegrádi országokban.....	96
4.5.1. Korrelációs vizsgálatok a visegrádi országok munkaerő-áramlásában..	96
4.5.2. A munkaerő-piaci áramlások Shimer-féle értékelése	100
4.5.2. Variancia-dekompozíciós módszerek	103
5. Összefoglalás.....	112
Függelék.....	120
F.1. Poisson-folyamat	120
F.2. A munkások Bellman-egyenleteinek levezetése.....	121
F.3. Táblázatok.....	125
F.4. Ábrák	127
Hivatkozások jegyzéke.....	129
Publikációs jegyzék.....	138

Ábrák jegyzéke

3.1. ábra: A keresési-párosítási modell egyensúlya	25
3.2. ábra: A nem-egyensúlyi dinamika valamint a termelékenységváltozás hatása a keresési-párosítási modellben.....	29
4.1. ábra: A 15-64 és 25-59 éves korosztályok munkanélküliségi rátáinak alakulása a visegrádi országokban.....	44
4.2. ábra: A 15-64 és 25-59 éves korosztályok inaktivitási rátáinak alakulása a visegrádi országokban.....	47
4.3. ábra: A 15-24 és 60-64 éves korosztályok inaktivitási rátáinak alakulása a visegrádi országokban	50
4.4. ábra: Az EU15 ország-csoport és az egyes visegrádi országok inaktivitási rátáinak alakulása	53
4.5. ábra: Az EU15 ország-csoporttól számított inaktivitási ráta lemaradás eltérő népegyensúlyi szerkezetből és inaktivitásból eredő tényezői.....	56
4.6. ábra: Az EU15 ország-csoporttól számított inaktivitási ráta lemaradás népegyensúlyi végzettségi szerkezetéből és különböző inaktivitásából eredő tényezői..	58
4.7. ábra: Az inaktivitás eltéréséből származó hozzájárulás nemek szerinti megoszlása	60
4.8. ábra: Az inaktivitás eltéréséből eredő hozzájárulás korosztályok szerinti megoszlása	62
4.9. ábra: A nemek szerinti korosztályok eltérő inaktivitásból eredő hozzájárulása az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport inaktivitási rátáinak különbségeihez.....	64
4.10. ábra: Az alapfokú végzettséggel rendelkezők eltérő inaktivitásából eredő hozzájárulásának alakulása a visegrádi országokban.....	65
4.11. ábra: Az alapfokú végzettséggel rendelkezők aránya a vizsgált korosztályokban 2013 második negyedében	67
4.12. ábra: Az állásvesztési és állásszerzési ráták alakulása Csehországban.....	74
4.13. ábra: Az állásvesztési és állásszerzési ráták alakulása Lengyelországban.....	75
4.14. ábra: Az állásvesztési és állásszerzési ráták alakulása Magyarországon	77
4.15. ábra: Az állásvesztési és állásszerzési ráták alakulása Szlovákiában	78
4.16. ábra: A munkaerő-piaci változók és a reál GDP ciklikus komponensei között megfigyelt keresztkorrelációk a 15-64 éves korosztályban	88
F1. ábra: A munkaerő-piaci változók és a reál GDP ciklikus komponensei között megfigyelt keresztkorrelációk a 25-59 éves korosztályban	127

Táblázatok jegyzéke

4.1. táblázat: A 15-64 és 25-59 korosztályok munkanélküliségi rátáinak statisztikai jellemzői a visegrádi országokban	44
4.2. táblázat: A 15-64 és 25-59 korosztályok inaktivitási rátáinak statisztikai jellemzői a visegrádi országokban	47
4.3. táblázat: A 15-24 és 60-64 éves korosztályok átlagos inaktivitási rátája a visegrádi országokban	50
4.4. táblázat: Átlagos állásvesztési és állásszerzési ráták a visegrádi országokban...	70
4.5. táblázat: A ciklikus komponensek szórása és elsőrendű autokorrelációja	81
4.6. táblázat: A ciklikus komponensek közötti korrelációk a 15-64 éves korosztályban	83
4.7. táblázat: A differencia idősorok szórása és elsőrendű autokorrelációja	90
4.8. táblázat: A differencia idősorok közötti korrelációk a 15-64 éves korosztályban	93
4.9. táblázat: A tényleges és az egyensúlyi munkanélküliségi ráták korrelációja a visegrádi országokban	97
4.10. táblázat: A tényleges munkanélküliségi ráta és az átlagolással számított ráták korrelációja	99
4.11. táblázat: A bétamutatók értékei a visegrádi országokban	102
4.12. táblázat: A Petrongolo–Pissarides dekompozíciós módszer alkalmazhatóságát jelző korrelációs együtthatók	105
4.13. táblázat: A munkanélküliségi ráta változásának Petrongolo–Pissarides-féle dekompozíciója	106
4.14. táblázat: A Fujita–Ramey dekompozíciós módszer alkalmazhatóságát jelző korrelációs együtthatók	109
4.15. táblázat: A munkanélküliségi ráta trendtől való eltérésének Fujita–Ramey-féle dekompozíciója	110
F1. táblázat: A ciklikus komponensek közötti korrelációk a 25-59 éves korosztályban	125
F2. táblázat: A differencia idősorok közötti korrelációk a 25-59 éves korosztályban	126

Köszönetnyilvánítás

Szeretném megköszönni Móczár Józsefnek, a PhD témavezetőmnek, a Budapesti Corvinus Egyetem (BCE) professzorának a disszertáció szerkesztésében, a módszertani és közgazdasági fogalmak tisztázásában és a disszertáció megírásában nyújtott önzetlen segítségét, valamint bátorítását.

Köszönettel tartozom továbbá Bock Gyulának, a BCE egyetemi docensének, a disszertáció alapjául szolgáló tanulmányokhoz kapcsolódó értékes megjegyzéseiért és tanácsaiért.

1. Bevezetés

A munkanélküliség társadalmi és egyéni szempontból is kártékony jelenség. A társadalom szempontjából gondot okoz, hogy a kihasználatlan erőforrások megakadályozzák a gazdaság hatékony működését, a költségvetést a kieső adóbevételek és megnövekedett szociális juttatások terhelik, az egyén pedig nem jut munkajövedelemhez. Éppen ezért a munkanélküliség vizsgálata a közgazdaságtanban, azon belül is a makroökonómiában fontos szerepet játszik. A munkaerőpiac azonban különleges piac, ezért egységes elemzési keretet az elmélet még nem tudott és várhatóan nem is képes kialakítani.

A munkaerőpiac működését súrlódások nehezítik, ami miatt a piac nem viselkedhet a walrasi modellnek megfelelően: nem teljesülhetnek a tökéletes versenyre vonatkozó – főként a homogenitási és a teljes informáltságra vonatkozó – feltevések. A súrlódások forrása, hogy a munkaerő képzettsége és igényei eltérnek a vállalatok által kínált munkahelyek differenciáltságától és igényeitől. További súrlódásokat okoz a differenciáltságból adódó információhiány, vagyis a szereplők informáltsága nem tökéletes, gyakoriak az aszimmetrikus információk. A koordinációs nehézségek szintén hozzájárulnak a súrlódásokhoz, aminek következtében nem jelentkeznek minden üres álláshelyre, és nem minden munkanélküli talál állást. Súrlódásokat okoznak azok a mobilitási költségek is, amelyekkel az álláskeresők szembesülnek. Ezek a költségek nehezítik a munkaerő regionális, valamint iparágak közötti átrendeződését, a piactisztító erők érvényesülését.

A keresési-párosítási¹ (*search and matching*) modellek középpontjában a keresési súrlódások állnak. A súrlódások szerepére, már jóval a modellek megszületése előtt, elsőként Hicks [1932] hívta fel a figyelmet: létezik a munkanélküliségnek olyan mértéke, amely mellett a bérek nem változnak. Ezt a munkanélküliséget Hicks normális munkanélküliségnek nevezte. Hicks a súrlódásokat abból a szempontból is fontosnak tartotta, hogy azok jelenlétében a reálbérek lassabban reagálnak a sokkhatásokra, és így rövid távú egyensúlytalanságot

¹ Galasi [2007] keresési-illeszkedési modell kifejezést használ. További magyar nyelven írt tanulmányok: Horváth [2006] és Morvay [2012a].

okoznak. *Keynes* [1936/1965] értelmezésében a „normális” munkanélküliség nem lényeges, ugyanis definiálható egy bizonyos mértékű úgynevezett súrlódásos munkanélküliség, ami összeegyeztethető a teljes foglalkoztatással (*Petrongolo–Pissarides* [2001]).

Az 1960-as évek végén minden korábbi próbálkozásnál erőteljesebben jelent meg az az alapelv, hogy a gazdaságban létezik egy *Friedman* [1968] által „természetesnek”, *Phelps* [1967], [1968] által „egyensúlyinak” nevezett munkanélküliségi ráta. Egy dinamikus gazdaságban a munkanélküliségnek több forrása van, a természetes ráta ebben a dinamikus megközelítésben az az elméleti ráta, amihez a gazdaság hosszú távon konvergál. A természetes ráta függ többek között a munkaerőpiac és az árupiac strukturális jellemzőitől, a piaci tökéletlenségek mértékétől, a kereslet és kínálat véletlenszerű ingadozásaitól, az információszerzés, valamint a mobilitás költségétől a munkaerőpiacon. Ez a ráta természetesen nem állandó. *Friedman* érvelése szerint ezt a rátát ráadásul a monetáris politika hosszú távon nem képes befolyásolni, ugyanakkor – a *Phillips*-görbe által ábrázolt – rövid távú átváltás van az inflációs ráta és a munkanélküliségi ráta között.

Stigler [1989a], [1989b] az információszerzés költsége következtében fellépő nem teljes informáltságra hívta fel a figyelmet. Hangsúlyozta a keresés fontosságát, amikor a vásárlók nem ismerik az eladók árait a piacon. Megalkotta a keresési modellek első változatait. *Stigler* feltételezte, hogy az álláskeresők ismerik a bérelosztás szóródását, és legalább megközelítően képesek meghatározni a bérek középértékét, de nem tudják, hogy melyik vállalat mekkora bért ajánl. Ezért felismerik, hogy érdemes megkeresniük a lehető legjobb ajánlatokat. Ilyen körülmények között került előtérbe az a kérdés is, hogy az álláskeresők vajon meddig keresik a megfelelő ajánlatot. Az 1970-es évek elején formalizált keresési modellek a munkanélküliség jelenlétét elsősorban annak tulajdonítják, hogy az álláskeresők nem rendelkeznek megfelelő információkkal a magas bérű állások előfordulásáról, így „mintát vesznek”, és amennyiben az ajánlatok nem felelnek meg az igényeiknek, akkor visszautasítják az (alacsony bérű) állásajánlatokat. Így a modellek a munkavállalói (azaz kínálati) oldalt jellemző keresésre és a döntéshozatalra helyezik a hangsúlyt, amelyben kulcsszerepük van a *rezervációs béreknek* (lásd *Galasi* [2007]).

A keresési modellek² a később megjelenő *keresési és párosítási* modellek elődjeinek tekinthetők (uo.). E modellekben minden korábbinál fontosabb szerepet kapnak a keresési súrlódások, amelyek hatásainak „elegáns” elemzését a párosítási (*matching*) függvény bevezetése tette lehetővé. A modellek arra az általánosságban megfigyelhető jelenségre épülnek, hogy a gazdaságban a munkanélküliség és az üres állások egyidejűleg megfigyelhetők, vagyis a munkanélküliséget nem redukálják a túlkínálat jelenségére. A modellek további fontos jellemzője a *keresési externáliák* jelenléte, valamint a súrlódásoknak köszönhető állásteremtési járadék.

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, ezen áramlásokon keresztül hatnak a munkanélküliek számának alakulására, illetve befolyásolják az aktívvá, illetve inaktívvá válási szándékot is.

Az állásszerzési és állásvesztési 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 tesztelésével kerültek előtérbe. Az empirikus elemzésekben a ciklikus viselkedés szorosan kötődik az állásszerzés és állásvesztés munkanélküliségre kifejtett hatásainak vizsgálatához.

A munkaerőpiac szempontjából a munkaképes népességet (és így az egyéb korosztályokat is) két csoportba lehet sorolni. Az aktív népességbe (L) számítanak a foglalkoztatottak (E) és a munkanélküliek (U). Az alábbiakban munkanélkülinek azokat tekintjük a forrásadatainkat képező munkaerő-felmérés (LFS statisztika³) alapján, akiknek nincs állásuk, de aktívan keresnek munkahelyet és hajlandók is munkát vállalni. Azok az állásnélküliek azonban, akiknél nem teljesül az utóbbi két feltétel egyike, már inaktívaknak számítanak. A statisztika szerint inaktív tehát az, aki nem is akar munkát vállalni, vagy szeretne ugyan dolgozni, de nem keres egyáltalán állást, vagy nem tesz érte kellő erőfeszítést.

² A keresési modelleket Galasi [2007] jellemzi részletesebben.

³ A Labour Force Survey az egyes országok Statisztikai Hivatalai által közétett munkaerő-piaci felmérés eredményeit tartalmazza. Az európai és fejlettebb országok LFS-ből származó aggregált idősorait az Eurostat közli.

A munkaképes népesség e három csoportja (foglalkoztatottak, munkanélküliek, inaktívak) között folytonos időbeli áramlások tapasztalhatók, ahol minden csoportból minden más csoportba átlépnek emberek. A munkanélküliség időbeli dinamikáját, ennek növekvő vagy csökkenő tendenciáját és a munkanélküliségi ráta (u = munkanélküliek száma osztva az aktívak számával) változékonyságát is ezek az áramlások határozzák meg.

A továbbiakban e sokféle áramlás két fontos mutatószámát fogjuk használni, az állásvesztési rátát (S) és az állásszerzési rátát (F). Mindkettő negyedévre vonatkozik, és az LFS statisztika adataiból származtatható. Az állásvesztési ráta az állásvesztők negyedéves számát viszonyítja a foglalkoztatottak számához, az állásszerzési ráta pedig a negyedév alatt állást találók számát viszonyítja a munkanélküliek számához. Az állásvesztők (elbocsátottak és önkéntes kilépők együtt) negyedéves számát úgy nyerhetjük ki a statisztikai adatokból, hogy a munkanélkülieken belül ismerjük azok számát, akik három hónapnál rövidebb ideje vannak állás nélkül (U^S). Őket tehát az előző negyedévben bocsátották el vagy léptek ki önként az állásukból, s a következőkben friss munkanélküliekként hivatkozunk rájuk. Az állásszerzési rátát pedig a foglalkoztatottak és a munkanélküliek közötti áramlások dinamikája alapján határozhatjuk meg.

Itt kell felhívni a figyelmet azon egyszerűsítésre, amely bizonyos pontatlanság forrása lesz a további elemzésekben. Úgy kezeljük ugyanis a meglévő statisztikai adatainkat az alábbi modellekben, mintha csak a foglalkoztatottak és a munkanélküliek között mozognának az emberek. Tehát például az állásvesztők csak munkanélkülivé válhatnak, miközben a valóságban egy részük inaktív lesz. Ugyanígy az állásszerzőket is úgy tekintjük, mintha előzőleg mindannyian munkanélküliek lettek volna, pedig egy részük szintén az inaktívak közül kerül ki. Tehát az aktívak és az inaktívak közötti áramlásokra nem leszünk tekintettel.⁴

Darby, Haltiwanger és Plant [1986] tanulmánya az Amerikai Egyesült Államok munkaerőpiacán végzett kutatásai alapján a munkanélküliség alakulásában a munkanélkülivé válók számát és több fontos jellemző (életkor, nem, bőrszín, iparág, foglalkozás, képzettség és munkanélküliséget kiváltó ok) szerinti összetételének fontosságát hangsúlyozta. Empirikus kutatásukban elsősorban arra a

⁴ Erre a lépésre az inaktívak statisztikai, mindenekelőtt az inaktivitás időtartamára vonatkozó adatainak hiánya miatt kényszerültem. Ezek nélkül ugyanis az inaktivitásból a foglalkoztatásba vagy a munkanélküliségbe, illetve a munkanélküliségből vagy a foglalkoztatásból az inaktivitásba való áramlásokat, az azokat reprezentáló rátákat nem tudjuk meghatározni.

kérdésre keresték a választ, hogy vajon az újonnan foglalkoztatottak (akik a munkanélküliek közül érkeznek), vagy a munkanélkülivé válók (foglalkoztatásukat elvesztők) száma dominálja-e a munkanélküliségi ráta alakulását. *Pissarides* [1986] kutatása Nagy-Britannia munkaerőpiacán az 1970-es és 1980-as évekbeli munkanélküliségi ráta emelkedésének alapvető okát a munkaerő-kereslet visszaesésében látta, ami értelemszerűen csökkentette az újonnan foglalkoztatottak számát.

Számunkra most *Shimer* [2005] és [2007] tanulmányai a legérdekesebbek. *Shimer* állásszerzési (*job finding*) és állásvesztési (*employment exit*⁵) rátákat⁶ becslő a megfigyelt időtartamra, vizsgálja azok ciklikus viselkedését és meghatározza, hogy milyen súllyal vettek részt a munkanélküliségi ráta alakulásában. A szerző módszere az állásvesztési és állásszerzési ráták meghatározására és a kapott eredményei újabb lökést adtak az ilyen irányú kutatásoknak. *Hall* [2005], *Fujita* és *Ramey* [2007] valamint *Yashiv* [2008] is vizsgálta az állásszerzési és állásvesztési ráták dinamikáját, ciklikus viselkedését az Egyesült Államokban. *Fujita* és *Ramey* [2007] Shimertől eltérő módszerrel vizsgálta a munkanélküliségi ráta volatilitását (változékonyságát) is. Kutatásuk az egyensúlyi munkanélküliségi ráták idősorának trendtől való eltérésére felírt összefüggésen alapuló ún. variancia-dekompozícióra épült. Kimutatták: nincs olyan lényeges különbség az állásszerzési és állásvesztési ráták varianciáhányadai között, mint amit *Shimer* kimutatott, és ráadásul az eredmények jelentős mértékben függenek a trendszűrés módszerétől. *Petrongolo* és *Pissarides* [2008] a munkaerő-felmérés adataiból származó munkanélküliek és foglalkoztatottak közötti áramlások egymást követő időszakokban megfigyelt számadataira alapozott eljárással számított állásszerzési és állásvesztési rátákat, majd saját az egyensúlyi (steady state) munkanélküliségi ráta változására felírt összefüggésen alapuló variancia-dekompozícióval vizsgálta az angol és a spanyol munkaerőpiacot: az állásvesztési ráta szintén jelentősebb, 40%-ot meghaladó varianciáhányadát hozzájárulását kimutatva a munkanélküliségi ráta varianciájához. *Elsby*, *Hobijn* és *Sahin* [2008] átmenetrátákat⁷ becsültek az OECD országokra. A ráták között jelentős eltéréseket figyeltek meg: az angolszász és észak-európai országok jelentősen

⁵ A módszert ismertető kezdeti tanulmányokban még „separation rate” kifejezést használt.

⁶ Az elnevezés kiáramlási és beáramlási ráta is lehetett volna, ami jobban tükrözi az adatokban foglaltakat, de a munkaerő-állományra összpontosító módszer és *Shimer* által bevezetett fogalmak miatt továbbra is az állásszerzési és állásvesztési ráta elnevezéseket használok.

⁷ A szerzők a tanulmányban kiáramlási (*outflow*) és beáramlási (*inflow*) ráta elnevezéseket használtak.

magasabb rátákkal jellemezhetők. Számításaik szerint az állásvesztési rátának a munkanélküliség volatilitásához való hozzájárulása jelentős eltéréseket mutat: az angolszász országokban csak 20%, míg a többi országban ennél jóval magasabb mértékű, 50%.

Davies, Faberman és Haltiwanger [2006] fontosnak tartotta az elbocsátás és az önkéntes álláselhagyás elkülönítését is. Vizsgálataik szerint kisebb recesszióban az állásszerzési, súlyosabb recesszióban az állásvesztési ráta dominanciája jellemző. 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 önkéntes álláselhagyók és a munkanélkülivé váló inaktívak áramlásait, állásvesztési (illetve az inaktívak beáramlási) és állásszerzési rátáit.

A munkanélküliség jelensége és közgazdasági elemzése értelemszerűen a rendszerváltás után jelent meg Magyarországon és a többi visegrádi országban. A 2008-ban kirobbanó globális pénzügyi-gazdasági válság (lásd *Móczár* [2010]) és annak munkaerő-piaci következményei még erőteljesebben ráirányították a figyelmet a munkaerőpiacra, azon belül is a munkanélküliségre. A rendszerváltás óta eltelt években egyre gyarapodott az egyes visegrádi országokban megfigyelhető munkanélküliség alakulásával foglalkozó cikkek listája. A munkanélküliség elsősorban reálgazdasági jelenség, s az eddigi kutatások is erre helyezték a hangsúlyt. Ennek azonban van egy nem elhanyagolható költségvetési és pénzügyi vetülete is, amennyiben nem feledkezünk meg a munkanélküli-segélyekről, a kieső bérjárulékokról és jövedelemadókról. Ez utóbbiakkal a disszertációmban nem foglalkozok, itt most csak a munkanélküliség dinamikáját és annak összetevőit elemezem.

A fejlett gazdaságok esetében felvázolt vizsgálatokhoz hasonló elemzések a visegrádi országok munkaerő-piaci tanulmányai között nem találhatók (főleg nem nemzetközi összehasonlító elemzések). *Münich és Svejnar* [2009] tanulmánya a munkaerőpiac (párosítás) nem hatékony működése, az alacsony munkaerő-kereslet (álláshirdetések) és a struktúraváltás munkanélküliség alakulásában betöltött szerepét elemezte többek között a visegrádi országokban is. A cseh és szlovák munkanélküliség okát egyrészt a struktúraváltás folyamatának, másrészt az alacsony munkaerő-keresletnek tulajdonították. Lengyelországban inkább a nem hatékonyan működő munkaerőpiac okozott gondokat, aminek következtében fontos szerepet

játszanak az intézmények és intézkedések. A magyar esetet bonyolultabbnak ítélték: az előzőekben említett folyamatok mindegyike, vagy egyike sem oka a munkanélküliség mértékének. *Faggio* [2007] az átmeneti gazdaságok vizsgálata során a munkanélküliségi ráta és a magánszektor állásteremtése közötti negatív korrelációt figyelte meg. Kutatása során a munkanélküliségi ráta alakulásában fontos szerepet tulajdonított a segély- és adórendszernek, valamint a külföldi tőkebeáramlás engedélyezésének.

Hurník és *Navrátil* [2005] a csehországi természetes (hosszú távú) munkanélküliségi ráta⁸ becslésével kimutatta, hogy az az 1995-ös és 1996-os évekbeli 6%-ról a következő 3 évben 1,5 százalékponttal emelkedett, majd az új magasabb szinten stabilizálódott. Mindebben fontos szerepet játszottak a gazdasági sokkok (főként a valutaválság), de hozzájárult az 1990-es évek második felében megreformált szociális ellátások és a munkatörvény, illetve a minimálbér emelése is. *Gottvald* [2005] 1993 és 2000 közötti időszakban az LFS adatai alapján becsült átmenetvalószínűségekkel vizsgálta a munkaerő-áramlásokat. Az áramlások vizsgálatával az 1993 és 2003 közötti időszakot három részperiódusra bontotta. A késleltetett strukturális változások időszaka 1997-ig tartott: a munkanélküliek egy éven belüli állásszerzésének valószínűsége relatíve magas volt. 1997 és 1999 között a túlfűtöttség recessziót eredményezett: a foglalkoztatottak munkanélkülivé válásának valószínűsége jelentősen megnőtt, a munkanélküliek állásszerzésének valószínűsége drámaian csökkent. 2000-től a válságot követően pedig egyre súlyosabbá vált a tartós (egy évet meghaladó) munkanélküliség problémája.

A lengyel munkaerőpiacon *Góra* és *Walewski* [2002] vizsgálatai az inaktívakat érintő áramlások fontosságát hangsúlyozták. Később *Strawinski* [2008] már az előzőekben említett Shimer-módszerrel és újabb eljárásokkal vizsgálta a lengyel munkanélküliség dinamikáját.

A magyar munkaerő-piaci vizsgálatok között a regisztrált munkanélküliek elhelyezkedését vizsgálva *Galasi* [2003] megállapította, hogy a munkanélküliek munkaerő-piaci kötődése alacsony, egyes inaktív csoportok (szociális segélyben részesülők és egyéb inaktívak⁹) elhelyezkedési esélyei csaknem olyan jók, mint a

⁸ A tanulmány az ún. NAIRU-t (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) becsülte, ami a munkanélküliségnek az a steady state szintje, ami összeegyeztethető a stabil inflációval. Amennyiben a munkanélküliségi ráta nagyobb ennél az értéknél, akkor az infláció csökkenne, ha pedig kisebb, akkor az infláció növekedne. Így a NAIRU a természetes munkanélküliségi rátával rokon fogalom.

⁹ Nem a hagyományos nyugdíjas, tanuló és gyesen lévő csoportokba tartozó inaktívok.

munkanélkülieké. *Galasi* [1996] a segély pozitív és negatív hatásait vizsgálta az álláskeresőkre, ugyanakkor *Galasi* és *Nagy* [2003] vizsgálata szerint az elhelyezkedést csak kis mértékben csökkenti a segélyezés. *Micklewright* és *Nagy* [2001] a munkanélküliség növekvő időtartamával az álláskereső feladását, valamint a helyi (regionális) körülmények jelentős befolyását mutatták ki. A minimálbér-emelés hatásait több anyag is vizsgálta. *Kertesi* és *Köllő* [2004] a 2001. évi minimálbér-emelés hatásait elemezve a kisvállalatok foglalkoztatásának csökkenését, a minimálbérrel rendelkezők állásvesztési valószínűségének növekedését, az alacsony bérű segélyezett munkanélküliek elhelyezkedési esélyeinek csökkenését mutatták ki. *Halpern* és *szerzőtársai* [2004] a jelentősebb negatív keresleti reakciók következtében elmélyülő regionális különbségekre is felhívták a figyelmet. *Kéző*, *Horváth* és *Hudomiet* [2005] az országban megfigyelhető nagyarányú inaktivitást tartották 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. *Köllő* [2009] a nem foglalkoztatottak rendkívül alacsony álláskeresői aktivitását figyelte meg. *Cseres-Gergely* [2010], [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.).

Lubyová, *Ochranková* és *Vantuch* [1999] a szlovák gazdaságban az előző évezred végén tapasztalható problémákra hívták fel a figyelmet. 1994-től ugyan viszonylag gyors gazdasági növekedés vette kezdetét (ami kezdetben export- majd a kormányzati kiadások által volt vezérelve), de közben a strukturális reformok nagyon lassan haladtak, hiányzott a hatékony csődeljárások biztosítása. A vállalatokat eladósodottság, alacsony profitabilitás és lassú átszerveződés jellemezte, amihez nagyban hozzájárult a kuponos privatizáció is. A szlovák gazdaságot nem jellemezte diverzifikált termelési struktúra: a régiók közül több egyetlen iparágtól függött. Ezeket a térségeket alacsony állásteremtés és nagyon rossz elhelyezkedési esélyek jellemezték, ami magas munkanélküliségi rátát okozott. *Lubyova* és *Ours* [1997] a munkanélküli regiszter 1992 és 1995 közötti adatait elemezve kimutatták, hogy a pénzügyi ösztönzők befolyásolják a munkanélküliség időtartamát, de a

segélyrendszer módosításának jelentéktelen hatása van az állásszerzésre. *Lubyova és Ours* [1998a] az LFS-adatokat vizsgálva az állásvesztők jellemzőinek fontosságára hívták fel a figyelmet. A jellemzők és képességek terén megnyilvánuló különbségek a segélyrendszer munkavállalást torzító hatásánál fontosabb szerepet játszottak abban, hogy a munkanélküliek jelentős hányadának nagyon alacsony volt az állásszerzési rátája. *Lubyova és Ours* [1998b] a támogatott foglalkoztatás és átképzések pozitív, míg a közhasznú programokban való részvétel kedvezőtlen hatását mutatták ki az elhelyezkedési lehetőségekre. *Páleník* [2009] a szlovák munkaerőpiac gyengéi közé sorolta a tartós munkanélküliség mellett a fiatalok és alacsony végzettséggel rendelkezők munkaerő-piaci helyzetének alakulását, és a foglalkoztatásban megfigyelhető kor, végzettség és nem szerinti különbségeket is.

Disszertációm részben elméleti, részben empirikus vizsgálatokból áll. Az elméleti munkaerő-piaci modellek alkalmasnak bizonyultak a közel azonos gazdasági mutatókkal rendelkező visegrádi országok munkaerő-piaci mozgásainak empirikus összehasonlítására, főleg a munkanélküliség magyarázatára. Ez a következtetésünk azért is érdekes, mert e modellek megfogalmazása főleg az USA munkaerő-piaci sajátosságaira épült, de annyira adekvát kérdéseket vizsgálnak, hogy a különböző gazdasági fejlettségű országokra is használhatók. Ez utóbbi következtetésünk természetesen feltételezi, hogy a modell-számítások alapján csak olyan országok hasonlíthatók össze, amelyek közel azonos módszereket követnek a munkaerő-piaci felmérésekben és közel azonos fejlettségűek. Ugyanakkor, további vizsgálatokkal lehetséges e modellek specifikálása is, mondjuk, éppen a visegrádi országok eltérő munkaerő-piaci sajátosságainak figyelembevételével.

A disszertációmát következőképpen rendeztem. A 2. fejezetben röviden jellemeztem a keresési modelleket, ismertettem a rájuk vonatkozó kritikákat, valamint a modellek újabb változatait. Ezt követően a 3. fejezetben a keresési és párosítási modelleket mutatom be. Az egyszerű alapmodell egyensúlyon kívüli dinamikáját ért kritikai megjegyzések nyomán kialakult új generációs modelleket is vázolom, érintve a hatékonyságelemzések tanulságait, az állami intézkedések vizsgálatának lehetőségeit, valamint a Shimer-féle kritika alapjait. Ez az elméleti rész *Morvay* [2012a] cikke épül. Ezzel az elméleti résszel egyrészt azt a hiányt próbáltam pótolni, ami a magyar szakirodalmat jellemzi. A témával ugyanis ezidáig *Galasi* [2007] és *Horváth* [2006] szerzőkön kívül nem foglalkoztak. Másrészt viszont azért

vázoltam fel e modellek egyszerű alapváltozatát, hogy rávilágítsak néhány a munkanélküliségi, az állásvesztési és -szerzési ráták közötti elméleti összefüggésre.

A disszertációm empirikus részében a foglalkoztatottak és munkanélküliek közötti munkaerő-áramlások, az aktívak és inaktívak számának stb. dinamikai vizsgálatát sztochasztikus empirikus közelítésben végeztem el, mégpedig az egyes visegrádi országokra az elmúlt közel másfél évtizedre elérhető adatbázison. Kvantitatív vizsgálataim az alkalmazott valószínűségelméleten, vagyis a statisztikai következtetéseméleten alapulnak (*Hunyadi* [2001]). Ebben a részben a *Morvay* [2012b] cikkekre alapozva a 4.1. alfejezetben először bemutatom a visegrádi országok munkaerő-felmérési eljárásait, módszereit, a 4.2. alfejezetben pedig a munkanélküliség és inaktivitás trendjeit, különbségeit. Standardizáláson alapuló módszerrel megvizsgáltam az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport között megfigyelhető inaktivitási ráta különbségeket, illetve a fiatalok, a 60 év felettiek és az alapfokú végzettséggel rendelkezők hozzájárulását a 15-64 éves korosztály inaktivitásához. A 4.3. alfejezetben ismertetem az állásvesztési és állásszerzési valószínűségek és ráták számítására felhasznált Shimer-féle módszert, és ennek segítségével elemzem a visegrádi országok munkaerő-piaci adatait a 90-es évek végétől 2012-ig: kiszámítom az egyes ráták átlagos értékeit, és ezek alapján elemzem az egyes visegrádi országok közötti különbségeket. A 4.4. alfejezetben az állásvesztési és -szerzési ráták sztochasztikus ciklikus tulajdonságait korrelációs és keresztkorrelációs számítások alapján vizsgálom. Mivel egyik trendszűrési eljárás sem tekinthető tökéletesnek, ezért a ciklikussági vizsgálatokat a Hodrick–Prescott és elsőrendű differencia szűrő alkalmazásával végeztem el.

A disszertációm fennmaradó része (4.5. alfejezet) arra keresi a választ, hogy milyen jelentősége volt az állásvesztésnek, illetve az állásszerzésnek a munkanélküliségi ráta dinamikájában. Ez azért fontos gyakorlatilag, mert eltérő gazdaságpolitikai eszközökkel lehet az állásvesztést, illetve az állásszerzést befolyásolni. Először *Shimer* [2007] vizsgálatát követve korrelációs együtthatók és egyszerű regressziós számításokhoz köthető bétamutatók segítségével próbálom megragadni e két áramlás szerepét. Ezután pedig a legújabb variancia-dekompozíciós módszerekkel vizsgálom meg az állásvesztés és állásszerzés súlyát a munkanélküliségi ráta alakulásában az egyes visegrádi országokban. A befejezésben összefoglalom a számítási eredmények alapján levonható legfontosabb következtetéseket.

2. Keresési modellek

Ebben a fejezetben a keresési-párosítási modellek elődjének tekinthető *keresési modelleket* jellemzem. Bemutatok egy diszkrét idejű és egy folytonos idejű alapmodellt, majd ismertetem a keresési modellek kritikáit és az ennek köszönhetően megjelenő újabb modellváltozatok jellemzőit.

2.1. Diszkrét idejű keresési alapmodell

A keresési modellek az álláskereső egyéneket állítják a középpontba és az ő munkavállalási döntésüket elemzik.

Először feltételezzük, hogy az álláskereső minden egyes egységnyi időszakban egy állásajánlatot kap, vagyis induljunk ki a lehető legegyszerűbb diszkrét idejű modellből. Az egyes időszakok reálbér-ajánlatai függetlenek, azonos eloszlásúak. A bér-ajánlatok $F(w)$ valószínűségi eloszlása ismert, ahol $F(w_1) = P\{w \leq w_1\}$, valamint léteznek véges $w_2 > w_1 > 0$ reálbérek, melyek esetében $F(w_1) = 0$ és $F(w_2) = 1$. A munkaerő-piaci szereplő a bér-ajánlat alapján hoz döntést az ajánlat elfogadásáról.

A várható jövedelmet maximalizáló feladatban a reálbér-ajánlat a feladat állapotváltozója. Jelölje a feladat bináris döntési (*control*) változóját a , ami két értéket vehet fel. Amennyiben az aktuális periódusban a munkavállaló a w bér-ajánlatot elfogadja, akkor $a = 1$. Ebben az esetben foglalkoztatottá válik, a folyó időszaki reáljövedelme az ajánlott w reálbérrel egyenlő, az adott munkahelyet „örökre” megtartja, és a továbbiakban a reálbére változatlan. Mindez azt jelenti, hogy a modell az állásszerzést vizsgálja, egyelőre eltekintünk a bármilyen okból bekövetkező munkaviszony megszűnésétől. Amennyiben a munkavállaló a w bér-ajánlatot nem fogadja el, akkor $a = 0$. Az egyén az adott periódusban munkanélküli marad, továbbra is állást keres, és a következő periódusban újra dönthet a beérkező ajánlat elfogadásáról. A munkanélküliség időszaka alatt a munkaerő-piaci szereplő *z nem munkavégzésből származó reáljövedelemre* tesz szert például munkanélküli-segélyből, be nem jelentett foglalkoztatása révén, de értékelhető a szabadidő, vagy a nem fizetett otthoni tevékenység is. Abban a

pillanatban azonban, amikor foglalkoztatottá válik, erről azonnal lemond. Mindezek alapján a folyó időszaki reáljövedelem (y) a döntés- és állapotváltozó függvényében az $y(w, a) = aw + (1 - a)z$ alakban fejezhető ki, ahol $a = 0, 1$.

Legyen r a reálkamatláb (diszkontráta), és ennek megfelelően a diszkonttényező $1/(1 + r)$. Így egy diszkrét idejű modellben, végtelen időhorizonton a munkanélküli jövedelem-maximalizálási feladata:

$$(2.1) \quad \max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^t y(w_t, a_t),$$

(i) $w_{t+1} = w_t$, ha $a_t = 1$,
(ii) $w_{t+1} = w'$, ha $a_t = 0$,

ahol E_0 a w' véletlen változó F valószínűségi eloszlása szerinti feltételes várható értéket jelöli, ahol w' , a megfelelő sztochasztikus folyamat diszkrét valószínűségi realizációja, ami nem függ (w, a) -tól. Az álláskereső olyan döntési szabály alkalmazásában érdekelt, aminek fényében döntést hoz az adott állásajánlat elfogadásáról vagy elutasításáról.

A (2.1) jövedelem-maximalizálási feladat értékfüggvénye¹⁰, vagyis a közvetlen jövedelem (y) jelenértéke a T időpontban:

$$(2.2) \quad J_T(w_t) = \max_{\{a_T\}} E_T \sum_{t=T}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{t-T} y(w_t, a_t).$$

Mivel a folyó időszaki y reáljövedelem, és a (2.1) feladat (i) és (ii) feltételekkel adott átmenetet meghatározó függvénye nem az idő explicit függvénye, ezért a jövő tetszőleges időpontból tekintve pontosan ugyanúgy néz ki, mint a $t = 0$ -ból. Mindez azt is jelenti, hogy ha az álláskereső egy állásajánlatot visszautasít, akkor azt a jövőben sem fogja elfogadni. A folyó időszaki reáljövedelem a bérajánlatok korlátja miatt korlátos. Mindezek miatt a továbbiakban az értékfüggvény $J(w)$ alakban írható.

Jelölje $W(w_t)$ a w_t ajánlat elfogadása ($a_t = 1$) által generált reáljövedelem jelenértékét, míg U az adott ajánlat elutasítása ($a_t = 0$) által generált reáljövedelem jelenértékét. A (2.1) feladat optimális értékfüggvénye $J(w_t) = \max[W(w_t), U]$ kielégíti a következő Bellman-egyenletet:

¹⁰ Lásd Móczár [2008] 201-208. o.

$$(2.3) \quad J(w_t) = \max_{\{a_t\}} \left\{ a_t w_t + (1 - a_t)z + \frac{1}{1+r} E_t J(w_{t+1}) \right\},$$

ahol elfogadás esetében ($a_t = 1$) $J(w_t) = W(w_t)$ és $E_t J(w_{t+1}) = W(w_t)$, egyébként $J(w_t) = U$ és $E_t J(w_{t+1}) = \int J(w') dF(w')$. Mindezt figyelembe véve a (2.3) egyenlet szétbontható és felírható a következő alakban is:

$$(2.4) \quad W(w_t) = w_t + \frac{1}{1+r} W(w_t),$$

$$(2.5) \quad U = z + \frac{1}{1+r} \int_0^\infty \max\{W(w'), U\} dF(w').$$

A (2.5) kifejezés második tagja a beérkező bérajánlat várt jelenértéke optimális viselkedést feltételezve. A (2.4) egyenlet által meghatározott $W(w_t) = [(1+r)/r]w_t$, a w_t reálbér növekvő függvénye, míg U nem függ w_t -től. Így létezik egy kiemelt w_R reálbér, az úgynevezett *rezervációs bér*, ami mellett $W(w_R) = U$. A rezervációs bér az a minimális reálbér, amit a munkanélküli elfogad (Rogerson–Shimer–Wright [2005])¹¹.

2.2. Folytonos idejű keresési alapmodell

A folytonos idejű modellben a közvetlen jövedelem jelenértéke és ezáltal a célfüggvény (2.1) helyett

$$(2.6) \quad \max E_0 \int_0^\infty e^{-rt} y_t dt$$

alakot ölt. E modellváltozat megalapozásához vizsgáljunk a továbbiakban elégségesen rövid időszakokat, valamint feltételezzük, hogy a bérajánlatok beérkezését Poisson-folyamat¹² generálja, ami gyakori feltevésnek tekinthető. Jelölje α az ajánlat beérkezési rátáját.

A vizsgált dt periódus alatt a folyó időszaki reáljövedelem az ajánlat elfogadása esetében $w dt$, elutasítása esetében $z dt$, valamint a megfelelő diszkonttényező $1/(1 + r dt)$. Továbbá az ajánlatok beérkezését generáló Poisson-

¹¹ Lásd <http://www.ssc.upenn.edu/~rwright/courses/app-dp.pdf>

¹² Lásd az F.1. függelék.

folyamat miatt: egy ajánlat beérkezésének valószínűsége $1 - e^{-\alpha dt}$, míg annak valószínűsége, hogy egyetlen ajánlat sem érkezik be $e^{-\alpha dt}$. A (2.5) egyenletből U értékére így a következő egyenletet kapjuk

$$(2.7) \quad U = zdt + \frac{1}{1 + rdt} \left\{ (1 - e^{-\alpha dt}) \int_0^{\infty} \max\{W(w'), U\} dF(w') + e^{-\alpha dt} U \right\}.$$

A (2.7) egyenletet $(1 + rdt)$ -vel szorozva, mindkét oldalból U értéket kivonva, felhasználva az

$$(1 - e^{-\alpha dt})U = (1 - e^{-\alpha dt}) \int_0^{\infty} U dF(w')$$

összefüggést, elosztva dt -vel, majd $dt \rightarrow 0$ mellett felhasználva, hogy $(1 - e^{-\alpha dt})/dt \rightarrow \alpha$ a folytonos idejű modell U értékét meghatározó Bellman-egyenlete

$$(2.8) \quad rU = z + \alpha \int_0^{\infty} \max\{W(w') - U, 0\} dF(w')$$

alakú. A (2.8) egyenlet értelmében a munkanélküliség tőkekölsége (rU) a közvetlen nem munkavégzésből származó reáljövedelem (z), valamint az „állapotban” (munkanélküli vagy foglalkoztatott) bekövetkező változás várható értékének (a *keresés opcionális értékének*) összege. Az opcionális értéket az állásajánlat beérkezési valószínűségének és az állapotváltozásnak köszönhető értékváltozás szorzata határozza meg, figyelembe véve, hogy az ajánlat bizonyos érték alatt nem kerül elfogadásra.

Az ajánlat elfogadásának értékét, a $W(w)$ -t, pedig a (2.6) feladatnak megfelelően, ahol $y = w$, a következő Bellman-egyenlet határozza meg

$$(2.9) \quad W(w) = \int_0^{\infty} e^{-rt} w dt = \frac{w}{r}.$$

A (2.8) és (2.9) egyenletek a diszkrét idejű modellhez hasonló okok miatt egyértelműen meghatározzák a rezervációs bért, ami mellett $W(w_R) = U$, a döntési szabály szintén ugyanaz. Mivel ennek értelmében $w' < w_R$ esetében $W(w') < U$, valamint $U = w_R/r$, ezért a rezervációs bér értéke

$$(2.10) \quad w_R = z + \alpha \int_{w_R}^{\infty} [W(w') - U] dF(w')$$

$$(2.11) \quad w_R = z + \frac{\alpha}{r} \int_{w_R}^{\infty} (w' - w_R) dF(w')$$

$$(2.12) \quad w_R = z + \frac{\alpha}{r} \int_{w_R}^{\infty} [1 - F(w')] dw'$$

alakokban fejezhető ki, ahol (2.11) egyenletből (2.12) a parciális integrálási szabály

és a $\left[(w' - w_R) F(w') \right]_{w_R}^{\infty} = \int_{w_R}^{\infty} dw'$ összefüggés felhasználásával adódik.

A munkanélküli állásszerzésének valószínűsége, az úgynevezett *esélyráta* pedig $H = \alpha[1 - F(w_R)]$, ahol α az állásajánlat beérkezésének valószínűsége, míg $1 - F(w_R)$ annak valószínűsége, hogy az ajánlat által kínált bér meghaladja a rezervációs bért (Rogerson–Shimer–Wright [2005], Prat [2007]).

2.3. A keresési modellek jellemzői, kritikái és fejlődése

Az előző két alfejezetben bemutatott keresési modelles család elméleti megalapozásában Mortensen [1970a] mellett McCall [1970] és Gronau [1971] játszottak főszerepet. A modellek központi kérdése az volt, hogyan optimalizálhatják a munkavállalók a bérajánlatok elfogadását. A munkavállaló nem ismeri a vállalatok által kínált munkabérek, csak azok valószínűségi eloszlását, így „mintát vesz”, és ez alapján igyekszik a jövőbeli jövedelme várt jelenértékét maximalizálni. Az optimális keresési magatartást a *rezervációs bér* határozza meg: az a bér, amely mellett a munkavállaló számára közömbös az ajánlat elfogadása vagy elutasítása. A döntési szabály értelmében a rezervációs bérnél nem kisebb bérajánlat esetében a munkanélküli elfogadja az ajánlatot, és foglalkoztatottá válik.

Mortensen [1970b] modelljében a munkavállalók versenyzői körülmények között kínálnak heterogén, de egymást helyettesítő munkaerő-piaci szolgáltatásokat, a bérek befolyásolásához szükséges piaci erővel senki sem rendelkezik. A munkaerőpiac kínálati oldalán a szereplők nem ismerik a bérajánlatokat és a

vállalatok követelményeit, csak a bérelőszámlát. Egyensúlyban a reálbérek változatlanok, a vállalatok a nyugdíjba vonulókat új dolgozókkal helyettesítik. A munkanélküliségi ráta pedig azért pozitív, mert a piacra mindig belépnek új munkavállalók, akik egy bizonyos időt álláskereséssel töltenek, hiszen nincsenek tökéletes információik. Mortensen mellett többek közt *Phelps* [1968] is rámutatott hasonló összefüggésekre teljes informáltság hiányában.

A keresési modellek a munkanélküliek elhelyezkedését magyarázzák, a munkanélküliséget a visszautasított állásajánlatoknak tulajdonítják. Az ellentétes áramlást (vagyis az állásvesztést) az álláshely megszűnésével kapcsolatos (szeparációs) kockázat figyelembevétele eredményezte.

A keresési modellek tehát más megvilágításba helyezték a munkaerőpiacot, a munkaerő-keresletre összpontosító keynesi szemlélettel szemben a munkaerő-kínálatot vizsgálva arra hívták fel a figyelmet, hogy az elhelyezkedés valószínűségét a kapcsolatfelvételek és a rezervációs bért meghaladó ajánlatok valószínűsége határozza meg. Az elmélet középpontjában a várakozások kialakítása, a tévedések, az aggregált reálsokk és a gazdaság szerkezeti változásai állnak (*Pissarides* [1988]).

A keresési modellek első jelentősebb kritikáira nem kellett sokáig várni. Ezekben fontos szerepet játszottak az ár-, illetve bérkülönbségek. E kutatások kezdetén az egyik legjelentősebb felismerés az úgynevezett *Diamond-paradoxon* volt. *Diamond* [1971] megmutatta, hogy a költséges keresési tevékenység és a párlakotást nehezítő súrlódások miatt nem alakulnak ki egyensúlyi árkülönbségek. Felhívta a figyelmet arra, hogy már egészen kicsi keresési költség is jelentősen eltéríti az árat a versenyzői ártól. Tegyük fel, hogy egy termék piacán sok ármeghatározó eladó tevékenykedik. A vásárlók egységnyi terméket szeretnének megvásárolni, miközben ismerik az árelőszámlát, de egy adott időpontban csak egyetlen árról van információjuk, s így kell döntenük a vásárlás vagy a további keresés mellett. Ilyen környezetben létezik egy keresési költségtől és az árelőszámlától függő rezervációs ár, vagyis az a maximális ár, amit a vevők hajlandók kifizetni a termékért. Ha a keresési költségek és az árelőszámla minden vevő számára azonos, akkor a rezervációs ár mindenki esetében ugyanakkora. Viszont ilyen környezetben mindegyik eladó ezt a rezervációs árat állapítja meg, pozitív keresési költségek mellett ugyanis nincs értelme a rezervációs ár alatti ár megszabásának. Mindez azt is jelenti, hogy nincsenek árkülönbségek, nincs értelme a mintavételnek és a keresésnek sem.

Rotschild [1973] a modelleknek az exogén bérelaszlás feltételezéséből eredő parciális egyensúlyi jellegét bírálta. A modellek eredményei és az őket ért kritikák további kutatásokra sarkalltak, amelyek főként arra kerestek választ, hogy hogyan jönnek létre a bérkülönbségek. *Albrecht–Axell* [1984] szerint például a bérkülönbségek arra vezethetők vissza, hogy a munkavállalók eltérően értékelik a szabadidőt, ami magasabb vagy alacsonyabb rezervációs béreket eredményez.

Tobin [1972] empirikus megfigyelésekre alapozva azért bírálta a keresési modelleket, mert figyelmen kívül hagyták az állásváltást. Később *Burdett* [1978] modelljébe beépítette a foglalkoztatottak álláskeresését. Majd *Burdett–Mortensen* [1998] modellje monopsonikus bérversenyt feltételezve, keresési súrlódások mellett vizsgálta az egyensúlyi bérelaszlást. A modellben a munkára jelentkezők ex ante azonosak, de ex post már különböznek, amikor foglalkoztatottá vagy munkanélkülivé válnak. A foglalkoztatottak álláskeresésének figyelembevétele jelentős újítás volt, ami a rezervációs bérek különbségére is magyarázatot adott. A keresési modelleknek a foglalkoztatottak álláskeresésével bővített változataiban megjelennek olyan fontos munkaerő-piaci jellemzők is, mint a munkaviszony időtartamával növekvő bérek, vagy a bérek, illetve a munkaviszony (foglalkoztatás) időtartama és az állásrombolási (szeparációs) ráták közötti negatív korreláció (*Rogerson–Shimer–Wright* [2005], *Royal Swedish Academy of Sciences* [2010]).

3. A keresési-párosítási modellek

A rezervációs béreken alapuló keresési modellek mellett kialakult egy másik irányvonal is, amely a keresési súrlódásokra fókuszál. Az állásajánlatok számának és elérhetőségének szempontjából a súrlódások és az ingadozások jelentős szerepét az empirikus megfigyelések is alátámasztották. A megközelítés így a kínálati és keresleti oldalon is megfigyelhető keresésre, valamint a keresés externális hatásaira helyezte a hangsúlyt (Pissarides [1988]). A továbbiakban Pissarides [2000] 1. fejezete alapján mutatok be egy keresési-párosítási alapmodellt.

3.1. Keresési-párosítási alapmodell

A modellek által leírt munkaerőpiac decentralizált, a szereplők egymástól függetlenül tevékenykednek. A keresleti oldalon a vállalatok munkaerőt keresnek, a kínálati oldalon a munkavállalók munkát kínálnak. A keresést nehézkessé teszi az üres álláshelyek és a munkavállalók heterogenitása, ami megnyilvánulhat az állás keresők eltérő képességeiben, tapasztalataiban, tudásában, a vállalatok sokféle elvárásában, az információk hiányosságaiban, az álláshirdetések és állás keresők különböző területi eloszlásában, időzítésben. A piacot jellemző súrlódások és a szükséges információgyűjtés miatt a megfelelő partner felkutatása időbe és pénzbe kerül.

Az alapmodellben eltekintünk a munkaerő-állomány (L) változásától, így a munkanélküliség változását az állásszerzés és állásvesztés befolyásolják. Jelölje U a munkanélküliek számát, V az üres állások (álláshirdetések) számát, továbbá u ($u = U/L$) a munkanélküliségi rátát és v ($v = V/L$) az üres állások rátáját. Az üres állások és munkanélküliek számának (vagy rátájának) aránya meghatározza a modellek kiemelt változóját, θ -át ($\theta = V/U = v/u$), az úgynevezett *munkaerő-piaci telítettséget* (*market tightness*).

A munkást kereső vállalatok álláshirdetést adnak fel, amivel információt nyújtanak a betöltetlen álláshelyekről. A megkötött új munkaszerződések számát a modellekben az úgynevezett *párosítási* (*matching*) *függvény* adja meg. A függvény $M = m(uL, vL)$ általános alakban írható fel, ahol M a létrejövő szerződések száma

aggregált szinten, ami az álláskereső munkanélküliek (uL) és az álláshirdetések (vL) számának függvénye. A függvény megadja ugyan az aláírt szerződések számát, de hogy ezeket konkrétan kik kötik meg, az a véletlen műlik a modellben. A függvény használatát többek között *Diamond* [1981], [1982a], [1982b]; *Mortensen* [1982a], [1982b] és *Pissarides* [1984b], [1985a] megfontolásai alapozták meg. A függvény konkáv, első fokon homogén, mindkét változójában növekvő. A függvény első fokon homogén jellege abból az elméleti megfontolásból ered, hogy egyensúlyi növekedési pályán haladó gazdaságban az állandó mérethozadék mellett a munkanélküliségi ráta változatlan.

Blanchard–Diamond [1989] USA-adatokat vizsgálva kimutatta, hogy az állandó mérethozadékú Cobb-Douglas típusú függvény megfelelően illeszkedik az empirikus adatokhoz, ha a munkanélküliség szerinti elaszticitást 0,4-nek vesszük, vagyis a párosítási függvény $M=(uL)^{0,4}(vL)^{0,6}$ alakú. *Petrongolo–Pissarides* [2001] tanulmánya ad bővebb áttekintést a kapcsolat empirikus vizsgálatairól. A vizsgálatok többnyire alátámasztják a Cobb-Douglas típusú állandó mérethozadékú párosítási függvényt, de több számítás szerint a függvény munkanélküliség elaszticitása inkább 0,5 és 0,7 között mozog.

Az álláskereső–vállalat párosok véletlenszerű egymásra találása miatt egy új állásajánlat meghirdetésével keletkező üres állás betöltését Poisson-folyamat generálja. Ennek paramétere az *állásbetöltési ráta* $M/vL = q(\theta)$, ahol θ a már definiált piaci telítettség ($\theta = v/u$). A párosítási függvény tulajdonságai miatt az állásbetöltési ráta θ csökkenő függvénye. A véletlenszerű kiválasztódás miatt a munkanélküli álláskereső állásszerzését is Poisson-folyamat generálja, ahol az *állásszerzési ráta* $M/uL = \theta q(\theta)$. A betöltetlen munkahelyek átlagos élettartama $1/q(\theta)$ a munkanélküliségé $1/[\theta q(\theta)]$. Bármekkora is a munkabér, az álláskeresők bizonyos hányada nem talál állást a „kereskedés” időszak alatt, és az üres állásokat sem töltik mind be.

A „kereskedés” közben a munkaerő ára nem az egyetlen allokációt meghatározó tényező, ezt befolyásolják az úgynevezett *keresési externáliák* is, a keresés során ugyanis pozitív és negatív externális hatások keletkeznek. Pozitívak a keresleti és kínálati oldal kölcsönhatása közben, mivel egyrészt az állásbetöltés időtartama $[1/q(\theta)]$ függ a munkások, az állásszerzés valószínűsége pedig a vállalatok keresési tevékenységétől. A párosítási függvény tulajdonságai miatt például a piaci telítettség növekedése csökkenti az üres állások betöltési rátáját, ezzel

kedvezőtlenül érinti a vállalatokat, valamint növeli az állásszerzési ráta értékét, ezáltal kedvezve az álláskeresőknél. Negatív külső hatások is fellépnek mind a kínálati, mind a keresleti oldalon, mert az álláskeresők egymás vetélytársai, torlódást okoznak a kínálati oldalon, és ezzel negatív externális hatást gyakorolnak egymásra; hasonló jelenség a keresleti oldalt is jellemzi (*Petrongolo–Pissarides* [2001]).

Az alapmodellben a munkanélküliek táborát az állásvesztők gyarapítják. Ebben az egyszerű modellben az egyedi termelékenységek eloszlás speciális. A munkavállaló-vállalat páros által termelt kibocsátás reálértéke magas vagy alacsony. Amennyiben az érték magas, akkor az biztosítja a termelés profitabilitását és így a munkakapcsolatot megéri fenntartani. Alacsony érték mellett a termelés nem nyereséges, a munkakapcsolatot nem éri meg fenntartani. A keresletben bekövetkező strukturális elmozdulások, illetve a kínálati oldalon végbemenő termelékenységi változások következtében a vállalatokat specifikus sokkok érik. Ezeket a sokkokat Poisson-folyamat generálja, bekövetkezési valószínűségük λ . Amikor egy vállalatot sokk ér, akkor a reálkibocsátása alacsony szintre csökken, a munkaszerződést megszüntetik. Ezt a jelenséget *állásrombolásnak* (*szeparációnak*) nevezik, vagyis a modellt exogén állásrombolás jellemzi. A munkavállaló munkanélkülivé válik, a vállalat kivonul a piacról vagy újrahirdeti az állást. A munkaerő-állomány változatlanlanságát feltételezve a munkaerő-piaci áramlások kétirányúak, az állásvesztők munkanélkülivé, az állásszerzők foglalkoztatottá válnak. Az állásvesztők száma $\lambda(1-u)L$, az állásszerzők száma $\theta q(\theta)uL$, és így a munkanélküliségi ráta időbeli változását leíró egyenlet:

$$(3.1) \quad \dot{u} = \lambda(1-u) - \theta q(\theta)u.$$

Hosszú távú egyensúlyban (steady state-ben) vagyis amikor $\dot{u} = 0$, akkor az állásvesztők száma megegyezik az állásszerzők számával (az állásvesztők hányada megegyezik az állásszerzők hányadával), így a (3.1) egyenletből az egyensúlyi munkanélküliségi rátát meghatározó összefüggés:

$$(3.2) \quad u = \frac{\lambda}{\lambda + \theta q(\theta)},$$

ahol θ rögzített konstans. A (3.2) egyenlet által meghatározott egyensúlyi kapcsolat u és v között a szakirodalomban *Beveridge-görbe* néven ismert. A Beveridge-görbe a $v \times u$ térben negatív meredekségű, az origóra konvex görbe.

Azt a jelenséget, amikor az álláshirdető vállalat és az álláskereső egymásra talál, és megegyeznek a szerződési feltételekben, *állásteremtésnek* nevezik. Ebben az egyszerű modellben ilyenkor a magas termelési érték mellett megkezdik a termelést. A modellben mind a jószág, mind a termelési technológia differenciált, de csak az állásteremtésig választható, utána a kiválasztott technológiát alkalmazzák az állás megszűnéséig. A munkaidő fix, a munkaszerződések a béreket határozzák meg. A vállalatok csupán egyetlen üres vagy betöltött állással rendelkeznek, kibocsátásuk a piachoz mérten elenyésző, álláshirdetés feladásával lépnek a piacra, amit a szerződés aláírása után betöltenek. Miután az állást betöltik a vállalat tőkét bérel, megkezdik a termelést, majd a p reálkibocsátást a versenypiacon értékesíti. Amikor a munkahely betöltetlen, akkor a vállalat aktívan dolgozót keres, a keresés fix költsége $pc > 0$ (a keresési költség arányos a termelékenységgel, c az arányossági tényező), és $q(\theta)$ – állásbetöltési ráta – független a vállalat keresési tevékenységétől.

Az álláshirdetések számát a profitmaximalizáló vállalatok határozzák meg. A belépés az álláshirdetések piacára szabad. Jelölje V az optimálisan viselkedő üres állással, és J az optimálisan viselkedő betöltött állással rendelkező vállalat optimális (jelen)értékfüggvényét! A V tehát a meghirdetett üres állás által generált pénzáramlás jelenértéke, míg J ugyanezt a jelenértéket mutatja a betöltött munkahelyre vonatkozóan. Tökéletes tőkepiacok mellett, végtelen időhorizontot és a paraméterek változatlan értékét feltételezve a Bellman-egyenletek:

$$(3.3) \quad rV = -pc + q(\theta)(J - V) \text{ és}$$

$$(3.4) \quad rJ = p - w + \lambda(V - J),$$

ahol r a reálkamatláb és w a reálbér. A meghirdetett, de még betöltetlen állás és a betöltött állás a vállalat által birtokolható eszközök. Tökéletes tőkepiacokon az eszközök tőkeköltsége (rV , illetve rJ) megegyezik az eszközön realizálható folyó időszaki profittal ($-pc$, illetve $p - w$), és egy adott valószínűséggel ($q(\theta)$, illetve λ) bekövetkező eszközváltásnak (munkahely betöltése, illetve megszüntetése) köszönhető nettó tőkenyerességgel ($J - V$) vagy tőkeveszteséggel ($V - J$). A szabad

belépés következtében a betöltetlen munkahelyek eszközértéke zéró ($V = 0$). Ezért (3.3) és (3.4) alapján

$$(3.5) \quad J = \frac{pc}{q(\theta)} \text{ és}$$

$$(3.6) \quad rJ = p - w - \lambda J.$$

A (3.5) egyenlet szerint egyensúlyban a piac telítettsége egyenlővé teszi a betöltött állás eszközértékét (J) a munkaerő-felvétellel járó költségekkel. Mivel csupán állásajánlattal lehet megjeleníteni a piacon, ezért egyensúlyban az állásbetöltéshez járadék kapcsolódik. Az üres álláshelyekért folytatott piaci verseny csökkenti ezt a gazdasági járadékot a foglalkoztatás várható költségeinek értékére. Ez a zéró-profit feltétel először *Pissaridesnél* jelent meg [1979], [1984b], és tette a modellt zárttá, endogén munkaerő-kereslettel. A vállalat számára adottság a kamatláb, de a bért a vállalat és a munkás tárgyalása során határozzák meg. A (3.5) és (3.6) egyenletből

$$(3.7) \quad p - w - (r + \lambda) \frac{pc}{q(\theta)} = 0.$$

Ez az egyenlet a munkaerő-kereslet határfeltétele. Amennyiben nem lennének munkaerő-felvételi költségek, akkor az egyenlet $p = w$ alakot öltene. Az egyenlet értelmében a reálkibocsátásnak fedeznie kell a reálbért és a várható munkaerő-felvételi költség tőkésített értékét. Az egyenlet szerint: ahogy növekedik a piaci telítettség, úgy csökkennek a bérek, amit a párosítási függvény biztosít, s így már a munka állandó határterméke mellett is csökkenő lesz a munkaerő-keresleti görbe. A (3.7) egyenlet által meghatározott kapcsolatot w és θ között *állásteremtési (job creation) görbének* nevezik.

A munkások a várható jövőbeli pénzáramlásuk jelenértékét maximalizálják, az egyensúlyt a bérmeghatározásában betöltött szerepük által befolyásolják. Egy tipikus munkavállaló w reálbért kap, ha éppen van állása, ha pedig nincs, akkor álláskeresési tevékenységet folytat. Ez alatt az idő alatt nem munkavégzésből származó z reáljövedelemre tesz szert például munkanélküli-segélyből, be nem jelentett foglalkoztatása révén, de értékelhető a szabadidő, vagy a nem fizetett otthoni tevékenység is. Abban a pillanatban azonban, amikor foglalkoztatottá válik, erről azonnal lemond. Jelölje U a munkanélküliség időszaka alatt, míg W a

foglalkoztatottság idején várható jövedelemáramlás jelenértékét! Az egyes állapotokhoz tartozó Bellman-egyenletek¹³:

$$(3.8) \quad rU = z + \theta q(\theta)(W - U) \text{ és,}$$

$$(3.9) \quad rW = w + \lambda(U - W).$$

A (3.8) egyenletben szereplő rU a humántőke várt hozama a munkakeresés ideje alatt, s ez az a minimális díjazás, amiért cserébe a munkás lemond a keresés folytatásáról. Így tulajdonképpen nem más, mint az álláskereső rezervációs bére. Egy másik értelmezésben rU az a maximális jövedelem, amit az álláskereső a rendelkezésére álló erőforráskeret kimerítése nélkül elkölthet, a munkanélküli szélesebb körben értelmezett permanens jövedelme. A foglalkoztatott permanens jövedelme (rW) kisebb a munkabérnél, mert fennáll a munkahely elvesztésének veszélye. A $w \geq z$ feltétel miatt a fizetett munkával megszerezhető jövedelem jelenértéke a nagyobb ($W \geq U$).

A súrlódások jelenléte a modellben gazdasági járadékot generál. Ez a járadék a vállalat állásteremtésből származó többletének ($J - V$), valamint a munkavállaló állásszerzésből származó többletének ($W - U$) összegével egyenlő. Mivel mindkét többlet pozitív, ezért a vállalat és a munkavállaló hajlandó felvállalni a keresést. A járadék a munkás és a vállalat várt keresési költségeinek összegével egyezik meg. A munkás esetében ez az állásszerzéssel megszerezhető w reálbér z feletti részéből $\{W - U = (w - z)/[r + \lambda + \theta q(\theta)]\}$, míg a vállalat esetében az elmaradt nyereségből adódik, ami (3.5) által meghatározott egyenlőség miatt egyenlő a várt keresési költséggel $[J = (p - w)/(r + \lambda) = pc/q(\theta)]$. A bérektől függ, hogyan oszlik meg ez a járadék a két fél között. A párkeresés folyamán egymásra találó felek a piac egészéhez képest kicsik, így amikor találkoznak és a bérrel döntenek, akkor a piaci tényezőket adottságnak tekintik.

A bérmeghatározás az általánosított *Nash-féle alkumegoldás* alapján történik, amit először *Diamond* [1982b] használt, hasonló béralkut használt korábban *Mortensen* [1978], valamint *Diamond* és *Maskin* [1979]. Az egymásra találó vállalat és munkavállaló tárgyalást indít a w_i bérrel. Ez a bér meghatározza majd az ajánlatelfogadás jövedelemáramlásainak jelenértékét, vagyis J_i és W_i értékét. A (3.6)

¹³ A Bellman-egyenletek részletes levezetését lásd az F.2. függelékben.

és (3.9) egyenletekből w_i behelyettesítésével: $J_i(w_i) = (p - w_i)/(r + \lambda)$ és $W_i(w_i) = (w_i - \lambda U)/(r + \lambda)$. Ugyanakkor V és U az úgynevezett *fenyegetettségi pontok* (*threat points*) nem függenek a konkrét w_i bértől. Az üres állás értéke ugyanis nulla és a munkanélküli állapot értéke pedig a piaci w reálbértől függ. A Nash-féle alkumegoldás által meghatározott bér

$$(3.10) \quad w_i = \arg \max \left\{ (W_i(w_i) - U)^\beta (J_i(w_i) - V)^{1-\beta} \right\},$$

ahol β a munkások alkuerejét mutatja, $0 < \beta < 1$. A (3.10) többletelosztási feladat szélsőérték létezésének kritériumát, W_i és J_i függvények ismeretében, w_i szerinti deriválással kapjuk:

$$(3.11) \quad W_i(w_i) - U = \beta [J_i(w_i) + W_i(w_i) - V - U].$$

A (3.11) egyenlet azt jelzi, hogy a munkás a munkanélküli állapot értékén felül megkapja a közös többlet β hányadát. Felhasználva W_i és J_i függvényeket, a járadék nagysága: $(p - rU)/(r + \lambda)$. A béregyenlet több formában is meghatározható. A (3.11) egyenletbe behelyettesítve W_i és J_i függvényeket a bér felírható a

$$(3.12) \quad w_i = rU + \beta(p - rU)$$

alakban, vagyis a munkások munkabérként megkapják az rU rezervációs bért és az ajánlat elfogadásával teremtett nettó (közös) többlet, $p - rU$, β hányadát. Miután meghatározták a bért, a továbbiakban az mindaddig változatlan marad, amíg új információk nem jelennek meg. (3.12) és a heterogenitás hiánya miatt a bér mindenütt ugyanakkora. A (3.5), (3.8), (3.11) és (3.12) összefüggések felhasználásával a béregyenlet másik alakja

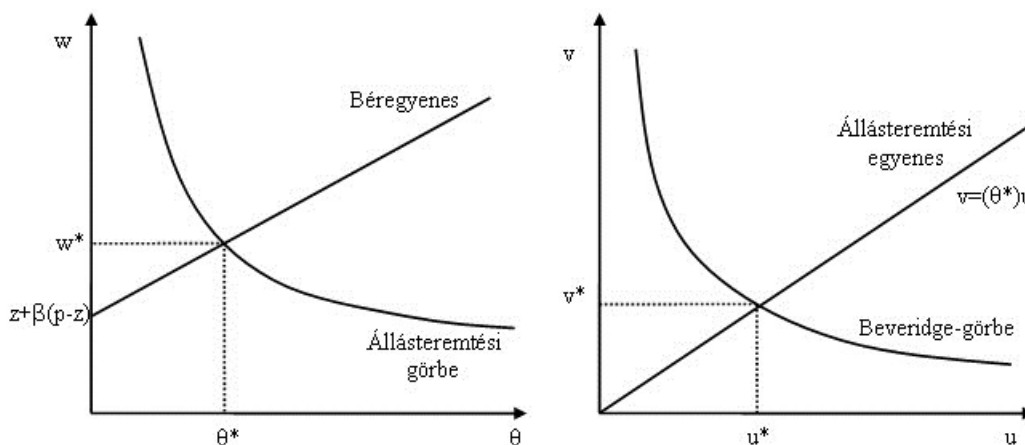
$$(3.13) \quad w = (1 - \beta)z + \beta p(1 + c\theta).$$

Az egyenletben $pc\theta$ a munkanélküliek átlagos toborzási költségének felel meg. Magas telítettség mellett a munkanélküliek nagyobb valószínűséggel helyezkednek el, az üres állásokat viszont kisebb valószínűséggel töltik be. Mindez erősíti a munkanélküli alkupozícióját, így magasabb bérekhez vezet. A (3.13) egyenlettel meghatározott *béregyenes* a munkaerő-kínálatot helyettesíti, és a modellben

megjelenő helyi monopolerő és többletelosztás miatt pozitív kapcsolatot határoz meg a bér és a telítettség között. A párosítással mindkét félnek többlete lesz, hisz a vállalat csak akkor hajlandó az állásteremtésre, ha $p > z$, és részesedik a többletből.

A piaci szereplőket racionális várakozás jellemzi: az egyensúly olyan állapot, amikor a modellbeli döntéshozók adott ismereteik mellett optimálisan viselkednek, a munkanélküliek táborába be- és kilépők száma megegyezik, vagyis az állomány nem változik. A modell egyensúlyát így a (3.2) által meghatározott Beveridge-görbe, a (3.7) által meghatározott állásteremtési összefüggés és a (3.13) alatti béregyenes határozza meg. Az állásteremtési görbe és a béregyenlet meghatározza a béreket és a telítettséget (3.1. ábra baloldali része), ezután a Beveridge-görbe és az állásteremtési egyenes meghatározza a munkanélküliségi ráta és a betöltetlen állások rátájának egyensúlyi értékét (3.1. ábra jobboldali része).

3.1. ábra: A keresési-párosítási modell egyensúlya



Forrás: Pissarides [2000] 19-20. o.

A termelékenység növekedése ceteris paribus a p reálkibocsátás és a többlet növelésén keresztül mind a béregyenest, mind az állásteremtési görbét felfelé tolja, így a bér és az egyensúlyi telítettség is nő. Ennek következtében nő az állásszerzés valószínűsége, csökken a munkanélküliségi ráta, míg a betöltetlen állások rátája nő. Bérekkel arányos munkanélküli-segély esetében a telítettség és a munkanélküliségi ráta sem függ a termelékenységtől.

A z nem munkavégzésből származó jövedelem emelkedése esetén a béregyenes magasabb pontban metszi a függőleges tengelyt, míg a munkavállaló alkuerejének növekedése a tengelymetszeten kívül a meredekségét is növeli, így a

béregyes mindkét esetben felfelé mozdul el, növelve a béreket és csökkentve a telítettséget. A telítettség csökkenése kedvezőtlenül befolyásolja az állásszerzés valószínűségét, ezáltal növeli a munkanélküliségi rátát.

Magasabb reálkamatláb és az egyedi sokkok bekövetkezésének nagyobb valószínűsége lefelé tolják az állásteremtési görbét, mert a magasabb kamatláb magasabb diszkontrátát jelent, a magasabb λ pedig csökkenti a munkahelyek átlagos élettartamát. Az új egyensúlyban így alacsonyabb a telítettség és a bér is, az állásteremtési egyenes laposabb lesz, ez a nagyobb kamatláb esetében magasabb u -t és alacsonyabb v -t jelent. A magasabb λ növeli a beáramlást a munkanélküliek táborába, ez pedig növeli a munkanélküliségi rátát. Felfelé tolódik tehát a Beveridge-görbe, u emelkedik, v változása bizonytalan. A súlyosabb *koordinációs problémák* (*mismatch*) felfelé tolják a Beveridge-görbét, csökken az állások betöltésének valószínűsége, lefelé tolódik az állásteremtési görbe, a bér és a telítettség csökken. A laposabb állásteremtési egyenes a felfelé tolódó Beveridge-görbével együtt növeli u értékét, míg v változása nem egyértelmű.

3.2. Nem-egyensúlyi dinamika a keresési-párosítási modellben

A modell a munkaerőpiac nem-egyensúlyi dinamikai vizsgálatára is alkalmas. Az elemzési keretet *Pissarides* [1985a], [1987] tanulmányai szolgáltatják. A továbbiakban az alapmodell dinamikáját mutatom be *Pissarides* [2000] 1. fejezete alapján. A nem-egyensúlyi dinamika vizsgálatakor a munkavállalók és a munkahelyek eszközértékei az idő explicit függvényeivé válnak. Az eszközértékek alakulását leíró egyenletekben egyetlen változás történik, a munkahelyek és a munkavállalók piaci értékelésének változása következtében tőkenyereség vagy tőkeveszteség keletkezik. Az átmenetek alatti eszközértékek változására felírt módosult egyenleteink:

$$(3.14) \quad \dot{V} = rV - [-pc + q(\theta)(J - V)],$$

$$(3.15) \quad \dot{J} = rJ - (p - w - \lambda J),$$

$$(3.16) \quad \dot{U} = rU - [z + \theta q(\theta)(W - U)],$$

$$(3.17) \quad \dot{W} = rW - [w + \lambda(U - W)].$$

A nem-egyensúlyi dinamika vizsgálatában két fontos feltevessel élünk. Az első feltevés szerint a vállalatok azonnal képesek új betöltetlen munkahelyek létrehozására és megszüntetésére, ezáltal biztosítva az állásajánlattól várt nullprofit feltételezés egyensúlyon kívüli teljesülését. Vagyis $V = \dot{V} = 0$, valamint (3.14)-ből adódóan teljesül a (3.5) feltétel. Az álláshirdetések azonnal reagálnak a paraméterek megváltozására. A második feltevés szerint a bérek meghatározásakor az egyén és a vállalat a közös többletet osztja el, teljesül a többlet elosztásának (3.11) feltétele is. Ezért a bér a (3.13) egyenlettel meghatározott. Amint új információk kerülnek napvilágra, a béreket azonnal újratárgyalják, így a bérek is azonnal alkalmazkodnak. A (3.5) egyenletből adódóan

$$(3.18) \quad \dot{J} = -\frac{pcq'(\theta)}{q^2(\theta)} \dot{\theta}.$$

A (3.5), a (3.13), a (3.15) és a (3.18) meghatározzák a telítettség alakulását leíró differenciálegyenletet, ami

$$(3.19) \quad \dot{\theta} = \phi(\theta) = -\frac{\beta q^2(\theta)}{q'(\theta)} \theta - \frac{(r + \lambda)q(\theta)}{q'(\theta)} + \frac{(1 - \beta)(p - z)q^2(\theta)}{pcq'(\theta)}$$

alakot ölt. Az egyensúlyi telítettség θ^* értékét $\phi(\theta) = 0$ egyenletből kapjuk, amit a

$$(3.20) \quad \frac{r + \lambda}{q(\theta^*)} + \beta\theta^* = \frac{(1 - \beta)(p - z)}{pc}$$

összefüggés határoz meg. A (3.20) egyenlet értelmében az egyensúlyi telítettséget a (3.7) egyenlettel adott állásteremtési görbe és a (3.13) alatti béregyenes határozzák meg. A (3.19) nem lineáris egyenletet a $\phi(\theta)$ függvény Taylor-sorával linearizáljuk a $\theta = \theta^*$ egyensúlyi pont környezetében. Felhasználva a (3.20) egyenletet, a linearizált differenciálegyenletünk

$$(3.21) \quad \dot{\theta} = \phi(\theta^*) + \left. \frac{d\phi(\theta)}{d\theta} \right|_{\theta=\theta^*} (\theta - \theta^*) = \left[-\frac{\beta q^2(\theta^*)}{q'(\theta^*)} + r + \lambda \right] (\theta - \theta^*) = A(\theta - \theta^*).$$

alakú, ahol $A > 0$, mivel $q' < 0$. A (3.21) inhomogén differenciálegyenlet megoldása a homogén differenciálegyenlet általános megoldásának és az adott állapotváltozó

egyensúlyi értékének összege, vagyis $\theta(t) = Ce^{At} + \theta^*$ alakban írható fel¹⁴. Ez pedig azt jelenti, hogy a telítettség egyetlen esetben konvergál a θ^* értékhez, mégpedig akkor, ha $C = 0$. Vagyis a racionális várakozásokon alapuló megoldás kielégíti a

$$(3.22) \quad \dot{J} = \dot{\theta} = 0$$

egyenletet, ami azt jelenti, hogy $J(t) = konstans$ és $\theta(t) = \theta^*$, mert egyébként a rendszer „elszáll”. Ebből adódóan tökéletes előrejelzés mellett, ha valamilyen paraméter megváltoztatja θ értékét, akkor az azonnal igazodik új egyensúlyi értékéhez.

A munkanélküliség viszont már nem reagál azonnal, amiben a piaci súrlódások által életre keltett párosítási függvény, valamint az állásszerzés és állásvesztés folyamatai játszanak szerepet. A munkanélküliség a modell predeterminált változója. A munkanélküliség alakulását leíró (3.1) differenciálegyenlet megoldása felírható az $u(t) = Ce^{[\lambda + \theta q(\theta)]t} + u^*$ alakban, ahol u^* az egyensúlyi munkanélküliségi ráta, aminek értéke az $\dot{u} = 0$ által meghatározott¹⁵. A (3.1) egyenlet u koefficiensének negatív értéke¹⁶ miatt stabil, a munkanélküliségi ráta konvergál az egyensúlyi értékéhez. A munkanélküliség alakulását leíró (3.1) differenciálegyenlet alapján azonban a munkanélküliség változását a piaci telítettség is befolyásolja. A (3.1) linearizálásával az (u^*, θ^*) egyensúly környezetében:

$$(3.23) \quad \dot{u} = -[\lambda + \theta^* q(\theta^*)](u - u^*) - \left. \frac{d[\theta q(\theta)u]}{d\theta} \right|_{u=u^*, \theta=\theta^*} (\theta - \theta^*).$$

A (3.23) egyenletben u koefficiense negatív, θ koefficiense pedig azért lesz szintén negatív, mert a párosítási függvény tulajdonságainak köszönhetően az állásszerzési ráta a telítettség növekvő függvénye.

A leírtak alapján a (3.21) és a (3.23) egyenletekből felállított differenciálegyenlet-rendszerhez tartozó egyensúlyi pontban értékelt Jacobi-mátrix

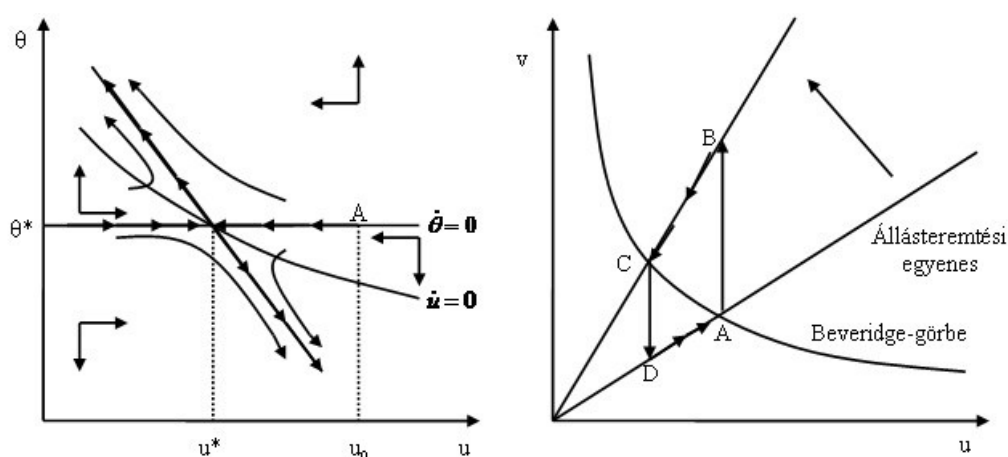
¹⁴ A (3.21) egyenlet a $z = \theta - \theta^*$ transzformációval átírható a következő alakba: $\dot{z} = Az$. Ennek a differenciál-egyenletnek a megoldása: $z = Ce^{At}$, amiből a változótranszformációt felhasználva megkapjuk a megoldást. A konstans értékét $t = 0$ értékben számszerűsítve kapjuk meg: $C = \theta_0 - \theta^*$.

¹⁵ A (3.1) egyenlet felírható a $\dot{u} = -[\lambda + \theta q(\theta)](u - u^*)$ alakban. Változótranszformációt használva, mint az előző megjegyzésben, megkapjuk a megoldást. A konstans értéke ebben az esetben: $C = u_0 - u^*$.

¹⁶ A $\lambda + \theta q(\theta)$ kifejezés pozitív.

determinánsa negatív, ami a nyeregpont szükséges és elégséges feltételeinek teljesülését jelenti. A nyeregpont a predeterminált munkanélküliségnek, valamint a betöltetlen állások várakozásokon alapuló azonnal igazodó számának köszönhető. Az álláshirdetés befektetés, annak hozama az állásbetöltés és az álláshirdetések kínálata miatt bizonytalan. Ha a szereplők az eszköz hozamának csökkenését várják, akkor kevesebb eszközt kívánnak tartani. Még a hozam csökkenése előtt szeretnének munkásokat felvenni, mindez több álláshirdetést igényel, ami azonnali hozamcsökkenéshez vezet. Amint tehát az állásbetöltési ráta változásait feltételezik, az az álláshirdetések piacán tőkenyerességgel vagy tőkevesztéssel jár. Az álláshirdetések így túllendülnek egyensúlyi értékükön, majd folyamatosan alkalmazkodnak. Mivel a stabil gyökök száma megegyezik a predeterminált változók számával, ezért az egyensúly környezetében egyetlen tökéletes előrelátással jellemzett pálya létezik. A predeterminált változó kezdeti értéke és a tökéletes előrelátással jellemzett stabil pálya egyértelműen meghatározzák a kiigazodási folyamat kezdeti pontját. Ha a telítettség eltér egyensúlyi értékétől, akkor távolodik. Ha egy pillanatban a munkanélküliségi ráta értéke u_0 , és a gazdasági szereplők nem számítanak változásra, akkor a rendszer a 3.2. ábra bal oldali részében látható A kezdeti pontból tart az egyensúlyi pontba, miközben csökken a munkanélküliségi ráta.

3.2. ábra: A nem-egyensúlyi dinamika valamint a termelékenységváltozás hatása a keresési-párosítási modellben



Forrás: Pissarides [2000] 30., 32. o.

A kiigazodási folyamat során v és u azonos irányú változása figyelhető meg. Magas munkanélküliség mellett a magas hozamok miatt kezdetben több állást hirdetnek, hiszen az állásbetöltés valószínűsége nagyobb. A kiigazodási folyamatban u csökken, ezért csökken a hozam, ezzel az állásajánlatok száma is. Kezdetben az egyensúlyinál több állást hirdetnek, majd v csökken a párkotási folyamatnak köszönhetően, a kiigazodási folyamat alatt az álláshirdetések megjelenése és megszüntetése biztosítja a telítettség változatlanóságát.

A termelékenység növekedése ceteris paribus növeli a p reálkibocsátást és ezáltal a telítettséget is, tehát egy A egyensúlyi pontból (lásd 3.2. ábra jobb oldali részét) a telítettség azonnal igazodik az új egyensúlyi értékéhez (B pont). A várakozások szerint a betöltetlen állások hozama csökken, ezért a gazdaság az új nyeregpontra mentén konvergál a Beveridge-görbén található új egyensúlyi C ponthoz. Megfelelő negatív termelékenységi sokk esetében a gazdaság C egyensúlyi pontból kiindulva – egy azonnali telítettség igazodást követően – visszatér az eredeti A egyensúlyi pontba. Az igazodási folyamatokat tehát a betöltetlen munkahelyek rátájának új egyensúlyi értékén való túl- vagy alullendülése jellemzi. Az óramutató irányával ellentétes hurok a Beveridge-görbe körül olyannyira szabályos jelenség, hogy az üzleti ciklusok egyszerűsített (stilizált) tényei közé tartozik.

3.3. Kezdeti kritikák és a keresési-párosítási modellek újabb generációi

Az alapmodellt rengeteg kritika érte, s ezek ösztönözték a modellek újabb generációinak kidolgozását. Az alapmodell egyik nagyon fontos tulajdonsága, hogy az állásrombolás és állásteremtés rátái megegyeznek, sőt mivel az állásrombolási rátát a modell konstansnak feltételezi, ezért a kiigazodási folyamatok az állásteremtésen keresztül fejtik ki hatásukat. *Davis–Haltiwanger–Schuh* [1996] megfigyelései azonban azt támasztották alá, hogy az állásrombolás érzékeny a sokkokra. Az empirikus megfigyelések tanulságai *Mortensen–Pissarides* [1994] *endogén állásrombolási modelljében* jelentek meg. A szerzők endogenizálták az állásrombolást, az optimalizáló vállalatok a termelékenységet érő sokkhatások után döntenek a munkaviszony fenntartásáról vagy annak megszüntetéséről az úgynevezett *rezervációs termelékenységen* alapuló szabály szerint, s eközben

figyelembe veszik a termelékenység adott eloszlásfüggvényből származó új értékét. A modell két kulcsváltozója így a telítettség és a rezervációs termelékenység lesz, megváltozik a Beveridge-görbe egyenlete, ami a telítettség mellett a termelékenység rezervációs értékétől is függ.

A termelékenységeloszlás miatt a béreket az egyedi termelékenység értéke határozza meg, az alapmodellbeli béregyenletet általánosítják. A módosított modellben az *állásteremtési feltétel* negatív kapcsolatot eredményez a rezervációs termelékenység és a piaci telítettség között, mivel magas rezervációs termelékenység mellett rövidebb a munkaviszony várható élettartama, emiatt csökken az állásteremtés és a telítettség. Az *állásrombolási egyenlet* ezzel szemben pozitív kapcsolatot határoz meg a telítettség és a rezervációs termelékenység között, mert magasabb telítettség mellett a munkavállaló külső lehetőségei jobbak, és így több marginális állást szüntetnek meg (*Pissarides* [2000] 2. fejezet).

Egyes kritikusok azt is szóvá tették, hogy a kezdeti modellek a munkaerő-piaci áramlások közül csupán a foglalkoztatottak és munkanélküliek állománya közötti áramlásokra koncentráltak. A modellekben így a munkaerő áramlása csak az állások számának változásából eredt, amit viszont technológiai sokkokkal magyaráztak. A munkaviszony azonban megszűnhet még nyugdíjba vonulás, elhalálozás, állásváltás és egyszerű kilépés miatt is. A munkaerő-állományba pedig új munkások, korábban inaktív egyének is beléphetnek. A modellek képesek az említett áramlások vizsgálatára is.

A fejlett gazdaságok tényleges munkaerő-piaci folyamatainak további empirikus vizsgálata kiderítette, hogy az újonnan alkalmazottak jelentős hányada állásváltó, vagyis nem volt munkanélküli az elhelyezkedését megelőzően, emellett erőteljes korrelációt mutatott ki a munkaviszony élettartama és a kilépés valószínűsége között, ez utóbbi jóval nagyobb rövidebb munkaviszony esetén. Ezek a megfigyelések újabb modellváltozatok kidolgozását inspirálták, amelyek endogén módon beépítették a *foglalkoztatottak álláskeresését*. Az alapfeltevés szerint a termelékenység bizonyos értékei mellett az alkalmazottnak megéri állást keresnie, viszont ez a tevékenysége befolyásolja a bérét, s bérkülönbség alakul ki: az álláskereső alkalmazottak alacsonyabb bért kapnak (*Pissarides* [2000] 4. fejezet).

A következő jelentős változtatás a munkaerő-piaci szereplők keresési intenzitásának figyelembevétele volt. A piaci szereplők közül az álláskereső tevékenységének intenzitása fontos játszik szerepet, ugyanis az álláskereső keresési

intenzitásuk megválasztásával maximalizálják várható jövedelmük jelenértékét. A keresési intenzitás növelése emeli az állásszerzés valószínűségét, viszont többletköltséggel jár, amellet függ a munkanélküli jövedelmétől. A Beveridge-görbe eltolódását a keresési intenzitás változása is előidézhetheti, és mindez felerősíti a termelékenység munkanélküliségre gyakorolt hatását (*Pissarides* [2000] 5. fejezet).

Az eddig említett modellek esetében az álláskereső és álláshirdető vállalat találkozása állásteremtéssel járt. A valóságban azonban nem minden találkozás vezet az állás betöltéséhez. A *sztochasztikus párkötési modellben* ezt egy párspecifikus termelékenységeloszlásból származó kezdeti termelékenység reprezentálja. Az alapfeltevés az, hogy a munkavállalók által nyújtott és vállalatok által megkövetelt termelékenység azonos, de amikor sor kerül a két fél találkozójára, és kiderül a „közös” termelékenység, akkor a felek el is utasíthatják a másik ajánlatát, mondván a további keresés számukra előnyösebb. Így meghatározható a kezdeti termelékenység egy rezervációs értéke. Ettől a rezervációs termelékenységtől függ majd, hogy a találkozások közül mennyi végződik munkakapcsolat létesítésével, vagyis az állás betöltésével. A munkanélküliek esetében a döntés a rezervációs bértől függ, ami a rezervációs termelékenység függvénye. Egyensúlyban a Nash-féle béralku miatt a vállalatok és az álláskeresők egyetértenek a munkakapcsolat létrehozásában vagy elvetésében. A modell jó tulajdonsága, hogy még azonos képességű munkások esetében is megengedi a differenciált bérezést (*Pissarides* [2000] 6. fejezet)¹⁷.

3.4. Externális hatások, piaci hatékonyság és az állami szerepvállalás

A keresési-párosítási környezetet externális hatások jellemzik. A munkanélküli jövőbeli jövedelme jelenértékét maximalizálva úgy határozza meg keresése intenzitását, hogy növelje elhelyezkedési valószínűségét, viszont általában figyelmen kívül hagy két externális hatást is. Az egyik az a negatív (torlódási) externális hatás, amit más munkanélküliekre hárít, a másik az a pozitív externális hatás, ami a vállalatok előnyére válik, hiszen tevékenységének köszönhetően nő az állásbetöltés valószínűsége. Az externális hatások elemzése számos hatékonyságvizsgálat

¹⁷ Ilyen sztochasztikus párkötési modellt mutat be részletesen *Horváth* [2006].

elvégzését igényelte. Az ez irányú kutatásokhoz a Nobel-díjas kutatók is nagymértékben hozzájárultak.

Diamond–Maskin [1979], [1981] kifejlesztettek egy modellt, amelyben egyének találkoznak és tárgyalnak annak érdekében, hogy közösen projekteket valósítsanak meg. A kialakult párosok teljesítménye valószínűségi változó, az együttműködésben részt vevő felek tovább folytathatják a keresést. Ha a keresés folyamán jobb partnerre találnak, akkor egyoldalúan felbonthatják a szerződést. A szerzők alternatív kártalanítási eljárásokat vizsgáltak ilyen szerződésfelbontások esetében, és elemezték a hatékonyság és az egymásra találás módjainak (technológiájának) tulajdonságai közötti kapcsolatot. A vizsgált kompenzációs szabályok általában nem eredményeztek hatékony kimenetet. *Diamond* [1981] modelljében a nem hatékony állapotot az a pozitív externális hatás okozza, hogy a magas munkanélküliségi rátának köszönhetően a választék bővül, így a kialakuló munkavállaló-vállalat párok átlagos minősége javulhat. *Diamond* [1982b] modelljében már megjelennek az externális hatások, a szereplők a piac mindkét oldalán folytatnak keresési tevékenységet, a felek találkozását már párosítási függvény írja le, és szerepel benne a Nash-féle béralku. A cikk megteremtette a megfelelő környezetet az externáliák vizsgálatához, valamint az externáliák és a munkaerő-áramlások kapcsolatának elemzéséhez, egy új dolgozó várható életpályajövedelmének jelenértékét összevetette az új dolgozó társadalmi határtermékével. A két érték általában eltért, nem hatékony működést jelezve.

Mortensen [1982a] nem veszi figyelembe a negatív externáliákat, endogén intenzitási döntést és explicit párosítási függvényt tartalmazó modelljében a kimenet általában nem hatékony, és a keresési intenzitás túl alacsony. *Mortensen* [1982b] korábbi megfontolásait általánosította, dinamikus játékokat vizsgált, ahol az egyének akciói befolyásolják más szereplők jövőbeli kifizetéseit, az eredmény itt is ugyanaz. Lineáris párosítási függvény mellett Mortensen megállapítása szerint az optimális viselkedés az állásteremtéshez kötött „speciális tulajdonjogoknak” köszönhető: a találkozást kezdeményező fél igényt tarthat a teljes többletre, a másik félnek csak költségeit térítik meg. A „Mortensen-elvként” ismertté vált szabály a hatékonyság feltétele. *Pissarides* [1984a] mindkét oldalt jellemző – a modellbe endogén módon beépített – keresési intenzitásról kimutatta, hogy az általában túl alacsony, az egyensúlyi munkanélküliség túl magas, valamint felvetette az állások számának endogenizálását is. *Pissarides* [1984b] a párosok termelékenységének sztochasztikus

modelljében vagy túl alacsony, vagy túl magas az ajánlatok visszautasítása. Valószínűbbnek a kevés elutasítást találta, ami azt sugallja, hogy a segély szerepe jelentős az alacsony termelékenységű munkakörökre vonatkozó ajánlatok visszautasításában. A hatékonyság legjelentősebb eredménye *Hosios* [1990] írásában fogalmazódik meg, az úgynevezett *Hosios-feltétel* értelmében az egyensúly hatékony lesz, ha a párosítási függvény munkanélküliség szerinti elaszticitása megegyezik a munkás relatív alkuerejével. Így tehát a hatékonyság ugyan nem biztosított, de bizonyos esetekben teljesülhet (*Royal Swedish Academy of Sciences* [2010], *Rogerson–Shimer–Wright* [2005]).

Diamond [1982a] modelljében a keresési externáliák makrogazdasági koordinációs problémákat generálnak. Kókuszdíómodelljében, a piaci kudarcokat vizsgálva, fontos jelenségekre hívta fel a figyelmet. A modellben a hasznosságot az egyetlen termék fogyasztása eredményezi. A fogyasztók egyben termelők is lehetnek, de a saját maguk által előállított terméket nem fogyaszthatják el, azokkal kereskedniük kell. A termelésre véletlenszerűen kerül sor, a fogyasztók termelési lehetőségekre bukkannak, aminek költsége egy eloszlásból származik. Amikor ilyen termelési lehetőség adódik, akkor dönteniük kell a termelés mellett vagy ellene, egyrészt attól függően, hogy mekkora annak költsége, másrészt pedig annak függvényében, hogy mekkora valószínűséggel találnak cserepartnert. Minél több a saját maguk által nem fogyasztható termékkel ellátott fogyasztó, annál nagyobb a csere valószínűsége. Az egymásra találó felek kicserélik a terméket, ezáltal azt elfogyaszthatják, viszont újra munkanélküliekké válnak, és termelési lehetőség felbukkanására várnak. A modellbeli egyensúlyban a cserepartnert keresők számának csökkenése (akik lebonyolítják a cserét) megegyezik a keresők számának növekedésével (akik termelési lehetőségre bukkannak, és élnek a lehetőséggel). Ez az egyensúlyi feltétel pozitív kapcsolatot határoz meg a költség küszöbértéke és a termelők száma között.

A termelési költség küszöbértékének meghatározásához a cserepartnert kereső, valamint a termelési lehetőség felbukkanására váró fogyasztók életpályája várható hasznosságát elemezve, meghatározható egy másik egyenlet is, ami a költség küszöbértéke és a kereső felek száma között határoz meg szintén pozitív kapcsolatot. Ez a két összefüggés együttesen meghatározza az egyensúlyt, a költség optimális küszöbértékét és a cserepartnert keresők számát. A modellben azonban több

egyensúly is létrejöhet – köszönhetően a cserepartner-találás valószínűsége tulajdonságának.

Diamond rámutatott arra, hogy a kialakult egyensúly nem okvetlenül a „legjobb”, és emiatt felmerül a kormányzat általi keresletszabályozás szükségessége. A gazdaság ugyanis „pangó” egyensúlyban ragadhat, és abból csak a kormányzat képes kivezetni, fiskális eszközökkel ösztönözve a szereplőket. A kormányzatnak figyelembe kell vennie azt is, hogy a nem megfelelő egyensúlyból való kimozdításhoz átmeneti időre van szükség, hiszen a szereplők először csak a termelést indítják el (*Royal Swedish Academy of Sciences* [2010], *Shimer* [2010]).

3.5. Munkaerő-piaci intézkedések a keresési-párosítási modellben

A munkaerőpiac legfontosabb kérdéskörei a foglalkoztatás, a munkanélküliség és a bérek nagysága köré összpontosulnak. Az előző alfejezetekben láthattuk, hogy a munkaerő-piaci egyensúly különböző paraméterektől függ, és általában nem hatékony. Mindez felhívta a figyelmet az állam szerepvállalására, különböző intézkedéseinek szükségességére. A három alapvető kérdéskört kiegészítette egy következő kérdés: milyen munkaerő-piaci szerepvállalással képes az állam befolyásolni a piac működését, illetve az egyes intézkedések miként befolyásolják a felsorolt három alapváltozót. A természetes munkanélküliségi rátát Friedman szerint a monetáris politika nem képes befolyásolni. Idővel azonban felvetődött az „optimális” természetes munkanélküliségi ráta kérdése is. Diamond pedig rámutatva arra, hogy több egyensúlyi ráta is létezhet, és a gazdaság kedvezőtlen egyensúlyban is beragadhat, tovább élezte és sürgette a munkaerő-piaci intézkedések vizsgálatát (*Shimer* [2010]).

A tanulmányban felvázolt egyszerű modellkeretben vizsgálhatók az adórendszer olyan speciális elemei, mint a marginális adórátá (t) és a béreket terhelő adó [$T(w) = tw - (1 - t)\tau$]. Továbbá vizsgálhatók a jóléti gazdaságokat jellemző jövedelempótlás, valamint az álláskeresés és állásteremtés különböző támogatásai. Ezek közé sorolható a munkanélküli-segély (b) vagy a nettójövedelem-helyettesítési ráta [$\rho = b/(w - T(w))$], a bértámogatás (τ), a munkaviszony fenntartása alatti foglalkoztatási támogatás (a), az egyszeri alkalmazási támogatás (pH) és az

elbocsátási költségek (pF). Ezek a munkaerő-piaci intézkedések befolyásolják a Bellman-egyenleteket, így a (3.3), (3.4), (3.8) és (3.9) egyenletek módosulnak:

$$(3.24) \quad rV = -pc + q(\theta)(J + pH - V),$$

$$(3.25) \quad rJ = p + a - w - \lambda(J + pF),$$

$$(3.26) \quad rU = z + b + \theta q(\theta)(W - U),$$

$$(3.27) \quad rW = w - T(w) + \lambda(U - W).$$

A betöltetlen állás eszközértékét leíró (3.24) egyenlet változásának oka a betöltésre kerülő állás egyszeri alkalmazási támogatása, míg a betöltött állás eszközértékét meghatározó (3.25) egyenlet egyrészt a munkaviszony fenntartása alatti foglalkoztatási támogatásnak, valamint az állásrombolás (szeparáció) folyamán fizetett elbocsátási költségnek köszönhetően módosul. A munkanélküli egyén álláskeresőségének eszközértékét leíró (3.26) egyenlet abban különbözik a (3.8) egyenlettől, hogy a munkanélküli egyén adott időszaki jövedelmében elkülönítik a munkanélküli-segélyt, a foglalkoztatott munkavállalásának értékére vonatkozó (3.27) egyenletben pedig megjelenik a munkabérek terhelő adó. Mindezek következtében módosul a (3.24) egyenletből származtatható nullaprofit-feltétel is:

$$(3.28) \quad J + pH = \frac{pc}{q(\theta)}.$$

Az intézkedések egyrészt befolyásolják a felek részesedési arányát a béralkuban, másrészt pedig az állásteremtéssel közösen elérhető többletet. A munkavállaló t marginális adórátája csökkenti a munkaerő részesedését, mert bére egységnyi növekedésének csak egy részét kapja meg, az így keletkező közös veszteséget alacsony bérekkel kerülhetik el. A támogatások és az adórendszer egyéb elemei a bérek nagyságától függetlenül a közös többlet nagyságát befolyásolják, ezért azokat a munkavállaló és a vállalat elosztja egymás között. A vállalat szempontjából az állásteremtés értéke $J + pH$, viszont meglévő munkaviszony mellett az állásmegszűnés már $J + pF$ veszteséget eredményez. Így egyszeri alkalmazási támogatás és elbocsátási költségek mellett, ha a munkavállaló képes a bérek újratárgyalását elérni, akkor az bérkülönbségekhez vezet:

$$(3.29) \quad w_o = \frac{1-\beta}{1-(1-\beta)\rho} \left[\frac{z}{1-t} - (1-\rho)\tau \right] + \frac{\beta}{1-(1-\beta)\rho} [(1-\lambda F + (r+\lambda)H + c\theta)p + a],$$

$$(3.30) \quad w_i = \frac{1-\beta}{1-(1-\beta)\rho} \left[\frac{z}{1-t} - (1-\rho)\tau \right] + \frac{\beta}{1-(1-\beta)\rho} [(1+rF+c\theta)p+a].$$

Az állásszerző munkanélküli (*outsider*) munkavállalók bére, w_o , az egyszeri alkalmazási támogatás növekvő és az elbocsátási költség csökkenő, míg a béreket újratárgyaló (*insider*) munkavállaló bére, w_i , az elbocsátási költség növekvő függvénye. A munkaerő-felvétel támogatása növeli a kezdőbéreket, azok hiányában a bérek kezdetben alacsonyak, majd az újratárgyalást követően emelkednek. Mindkét bért növeli a jövedelemhelyettesítési ráta, a foglalkoztatási támogatás és a bértámogatás növekedése. Mindezen megfontolásoknak köszönhetően módosul az állásteremtési feltétel, ami

$$(3.31) \quad p+a+(r+\lambda)pH-\lambda pF+\tau = \frac{z}{(1-\rho)(1-t)} + \frac{pc}{(1-\beta)(1-\rho)} \left[\beta\theta + [1-(1-\beta)\rho] \frac{r+\lambda}{q(\theta)} \right]$$

alakot ölt. A (3.31) egyenlet meghatározza a telítettség, majd pedig a (3.2) által meghatározott Beveridge-görbe u és v egyensúlyi értékét. Megmutatható, hogy a foglalkoztatási, az egyszeri alkalmazási, valamint a bértámogatás növeli az állásteremtést és csökkenti a munkanélküliségi rátát, viszont az elbocsátási költség, a munkanélküli-segély és a béreket terhelő adó csökkenti az állásteremtést és növeli a munkanélküliséget (*Pissarides* [2000] 9. fejezet).

Az intézkedések elemzéséhez, a megfelelő modellkörnyezet kialakításához természetesen a Nobel-díjas kutatók is hozzájárultak. A korai művek a munkanélküli-biztosítási rendszert, a munkanélküli-segélyt vizsgálták empirikus és elméleti szemszögből. Alapvető kérdés volt a segély álláskeresési intenzitásra kifejtett hatásának vizsgálata (*Mortensen* [1977]), valamint a rendszer optimális megszervezése, annak érdekében, hogy csökkentsék a segély álláskeresésre kifejtett negatív hatásait. *Diamond* [1981] valamelyest elkülönülve a fő irányvonalától a munkanélküli-támogatásokra, mint az externáliák miatt szükséges korrekciós eszközre tekintett. *Pissarides* [1983] a finanszírozási és támogatási politikát sztochasztikus páralkotással jellemzett modellben elemezte. Kimutatta, hogy ha a munkanélküli-biztosítás hatásai a magasabb rezervációs bérekből fakadnak, akkor hatásuk eliminálható progresszív jövedelemadóztatással, valamint ha a segélyek magasak, akkor az alacsony bérű állások támogatására van szükség. *Pissarides*

[1985b] modelljében különböző intézkedések egyensúlyi hatásait elemezte. Az intézkedések az állásteremtéstől várt profiton keresztül fejtik ki hatásukat, ami az álláshirdetéseken keresztül megy végbe. Ha egy intézkedés növeli a várt nyereséget, akkor új állásokat hirdetnek, növelve az álláshirdetések számát. Ezzel nő az elhelyezkedők száma, csökken a munkanélküliség. *Millard–Mortensen* [1996] és *Mortensen–Pissarides* [1999a] az állásrombolást endogén módon beépítve a modellbe, elemzi az intézkedéseket.

A modellek szerepet kaptak az amerikai és európai munkanélküliség eltérő alakulásának magyarázatában is. Az elbocsátási korlátozások szerepét *Mortensen–Pissarides* [1999b] saját endogén állásrombolási döntést tartalmazó modelljük általánosított verziójában elemezték. Az 1970-es évek után a két térség között megfigyelhető jelentős eltérések okát a munkanélküli-biztosítási rendszerben és az elbocsátási költségekben (illetve a foglalkoztatást védő jogszabályokban) keresték. Európában a bőkezű jóléti rendszer és magas elbocsátási költségek, valamint a munkatermelékenység szórását növelő képzettség-intenzív (*skill-biased*) sokkhatások okozták a nagyobb munkanélküliséget. Modelljük rámutatott arra, hogy az európai munkanélküliség a hosszabb időtartamnak köszönhetően magasabb, ugyanis a beáramlás a munkanélküliek táborába alacsonyabb volt, mint az Amerikai Egyesült Államokban. Ráadásul mindez a képzettség-intenzív sokkhatások következtében kihatott az aktivitásra is.

3.6. A Shimer-kritika és a bérmeredvség

A keresési-párosítási modelleket a súrlódásoknak köszönhetően monopoljáradék jellemzi, ami növeli a keresési munkanélküliséget. A modellek leggyakrabban azt feltételezik, hogy a járadékot Nash-féle béralku keretein belül a szerződő felek elosztják egymás között. A bér így az állás termelékenységének és az egyén nem munkavégzésből származó jövedelmének lineáris függvénye. *Pissarides* [1985a] és *Mortensen–Pissarides* [1994] megmutatta, hogy mivel a nem munkavégzésből származó jövedelem kevésbé ciklikus, mint a munkatermelékenység, ezért a bér az egyensúlyi bérekhez képest kevésbé ciklikus, a foglalkoztatás viszont ciklikusabb. *Shimer* [2005] kritikájának alapja, hogy a Nash-féle alkumegoldással meghatározott bérek majdnem olyan ciklikusak, mint a termelékenység, így a modell nem

képes kulcsváltozói megfigyelt volatilitásának generálására, a munkanélküliség és az állásszerzés generált volatilitása kicsi a valósághoz mérten. Shimer kritikája után többen is kimutatták, hogy a modell túl kicsi fluktuációkat generál. A vita középpontjába a bérmeghatározás került. A bérmerevség azért tűnt több szempontból is a megoldásnak, mert egyrészt okozója lehet a volatilitás növekedésének, másrészt a bérmerevség egyébként is megfigyelhető a gazdasági ciklus alatt.

Hall [2005] alapján a következő alternatív lehetőségek állnak rendelkezésre. Egy lehetséges megoldás *Shimer* [2004] szerint a teljes mértékben merev bérek. Ha ugyanis a bér fix, akkor a foglalkoztató többlete a munkatermék értéke és a bér különbsége, míg az álláskereső egyensúlyi feltételét egy exogén többlet váltja fel, amelyben már kicsi termelékenységváltozás is nagy változást idézhet elő. Egy negatív termelékenységi sokk így jelentősen alacsonyabb állásszerzési rátát és magas munkanélküliséget okoz. Összességében a merev bérek érzékenyebbé teszik az állásszerzést és a munkanélküliséget a termelékenységet érő sokkhatásokra.

Gertler–Trigari [2009] megoldásában a felek továbbra is Nash-alkut folytatnak, ami viszont bizonyos időszakon keresztül érvényben marad, és bérmerevséget okoz. A tárgyalásmentes periódusban elhelyezkedők bérét a legutolsó béralku határozza meg. Ilyen körülmények között a munkanélküliség a következő tárgyalásig érzékeny a moztatóerőkre, fluktuációjának perzisztenciája a béralku időtartamától függ. *Kennan* [2010] modelljének lényege egyfajta magáninformáció beépítése, amit a kétkomponensű (általános és egyedi) kibocsátás egyedi komponense testesít meg, ugyanis ezt találkozáskor csak a vállalat ismeri. Továbbá a modellben a találkozó felek véletlenszerűen tesznek egymásnak ajánlatot. Ha a vállalat az ajánlattevő, akkor a munkavállaló rezervációs bérét ajánlja, ha pedig az álláskereső tesz ajánlatot, akkor ő a biztos elhelyezkedés érdekében az alacsony termelékenységnak megfelelő ajánlatot tesz. A magas és alacsony termelékenység melletti többletkülönbséget a vállalat információs járadékként realizálja. A termelékenység növekedése növeli a magas termelékenység valószínűségét, de nem eléggé ahhoz, hogy a munkavállalók magasabb ajánlatot tegyenek. Kis termelékenységi sokkok információs járadékot teremtenek a vállalatoknak, nem befolyásolják a béreket, növelik a profitot, ösztönzik az állásteremtést, és a munkanélküliség volatilitását fokozzák.

A következő lehetőség a „fenyegetettségi pontok“ újragondolása. Ezek *Hall–Milgrom* [2008] szerint az alapmodellben nem hihetők, főleg szakképzettek esetében

merülnek fel kételyek. A szerzőpáros megoldásként ajánlattevő feleket feltételez, ahol ajánlatot ellenajánlat követ. Kimutatja, hogy a megegyezés végtelenségig történő késleltetési költségeinek számbavétele lényegesen csökkenti a bérek érzékenységet a termelékenységre, ezáltal nagyobb volatilitás jellemzi a munkanélküliséget.

Az irodalomban azonban nem egységes az a nézet, hogy megoldást jelent a bémerevség. A ciklikus tulajdonságok és volatilitás szempontjából *Hagedorn–Manovski* [2008] a modellek kalibrálásában látja a problémát, főként a szabadidő értékének meghatározásában. *Mortensen–Nagypál* [2007] úgy véli, hogy a bémerevségekhez való ragaszkodás túlzott, a munkaszerződés alternatív költségeinek (szabadidő értéke stb.), a párosítási függvény elaszticitásának megfelelő megválasztása, a munkaerő-felvételi, képzési, illetve elbocsátási költségek és az állásrombolási (szeparációs) rátát érő sokkhatások figyelembevétele is eredményre vezethet, jelentősen növelve a modellek által megmagyarázott telítettség-volatilitást. Fontosnak tartják az állásváltás szerepét is. Ennek oka az elbocsátások és kilépések elkülönítése, valamint az, hogy az állásváltók főleg fellendülés idejében jelentős hányadát teszik ki az új alkalmazottaknak. *Pissarides* [2009] egyszerű, átlagos termelékenység által vezérelt modellben vizsgálta a bérek szerepét. Bírálja a bémerevségen alapuló modelleket, ugyanis az állásteremtést elsősorban a várt termelékenység és a munkaerőköltség vezérli, nem befolyásolja azt a már megteremtett állásokban megfigyelhető járadékelosztás és bémerevség sem. A Nobel-díjas kutató elismeri, hogy a meglévő állásokban a Nash-féle szabály túl nagy bérvolatilitáshoz vezet, de mindez az állásteremtés szempontjából lényegtelen. Fontos szerepet játszana ugyan az új szerződésekben rejlő bémerevség, de empirikus kutatások szerint az új alkalmazottak bére ciklikus. *Pissarides* szerint nem kell az új állások bémerevségéről lemondani ahhoz, hogy nagyobb legyen az állásszerzési ráta volatilitása. A megoldást az állásajánlatok (tárgyalási, képzési, hirdetési és felvételi) költségének módosítása jelentheti úgy, hogy azok az állásajánlat átlagidejénél kisebb mértékben emelkedjenek. A költségeket ezért átalakítja részben állandó, részben az átlagidővel arányos költségekre, amivel pedig növeli a telítettség és az állásszerzés volatilitását.

4. A visegrádi országok munkaerő-piaci elemzése

Ebben a fejezetben először bemutatom a munkaerő-felmérés módszertanát. Ezt követi az egyes visegrádi országok munkanélküliségi és inaktivitási rátáinak elemzése, majd az inaktivitás összetételének vizsgálata. A fejezet fennmaradó részében Shimer-féle módszer alkalmazásával állásszerzési és állásvesztési rátákat és valószínűségeket számítok, elemzem azok ciklikus viselkedését és kapcsolatuk szorosságát a munkanélküliségi rátával, az állásvesztés és állásszerzés munkanélküliségi ráta volatilitásából magyarázott varianciahányadait.

4.1. Módszertani előzmények

A disszertáció a munkaerő-piaci státuszok (munkanélküliek és foglalkoztatottak) közötti áramlásokat vizsgálja, ezért előnyös röviden bemutatnunk a munkaerő-felmérés eltérő módszereit, illetve az abból származó adatsorok és fogalmak főbb jellemzőit.

A munkaerő-felmérés az ILO tanácsai alapján elkészített reprezentatív mintavételen alapul, aminek során véletlenszerűen kiválasztott háztartásokban élő 15 évnél idősebb családtagok munkaerő-piaci státuszát 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, míg Szlovákiában 10 ezer háztartást vonnak be a felmérésbe. Ezáltal Csehországban megközelítőleg 50 ezer, Szlovákiában 30 ezer családtagot kérdeznek meg. A véletlenszerűen kiválasztott háztartások 5 egymást követő negyedévben szerepelnek a mintában. Egy negyedév mintája 5 részmintából áll, a minta 20%-a 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 4 részmintából áll. Az adott negyedévben két olyan részminta szerepel, ami az előző negyedévben is szerepelt a mintában, egy új,

valamint egy olyan részminta, ami 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%-a azonos (*Główny Urząd Statystyczny* [2012]).

Magyarországon 1998 és 2002 között a felmérésben résztvevő háztartások száma 33 ezer volt, ami 66 ezer családtag megkérdezését jelentette. 2003-tól a megkérdezett háztartások száma 30 ezerre csökkent, ami megközelítőleg 60 ezer családtagot érint. Ha egy háztartás bekerül a mintába, akkor hat egymást követő negyedévben szerepel abban. A minta 6 rotációs hullám egyesítése, hatoda negyedévente egyszerű rotációs eljárás segítségével 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 állást, amit 3 hónapon belül betölt (2000 előtt ez utóbbi 30 nap volt).

Foglalkoztatottnak számít az, aki a referenciahéten legalább egy óra időtartamú olyan jellegű munkát végzett, ami jövedelmet biztosított számára. Ezenkívül a vállalkozók családi kisegítői, katonák és civilszolgálatot végzők is ide tartoznak. Továbbá, foglalkoztatottnak minősülnek a referenciahéten állással rendelkező, de a munkahelyüktől átmenetileg távolmaradók (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 (3 hónapot meghaladó) időtartamú fizetetlen vagy a fizetés 50%-át nem meghaladó díjazású szabadság. 1997-ben változások voltak a gyermekgondozási támogatásban részesülők (gyed és gyes) elszámolásában (addig aktív, később a tényleges tevékenységet tükröző besorolás), 2002-ben a sorkatonák kikerültek a foglalkoztatottak közül.

A foglalkoztatottak és a munkanélküliek együtt alkotják a munkaerő-állományt, vagyis a népesség munkaerőpiacon aktív hányadát. A népesség fennmaradó hányada az *inaktívak* csoportjába tartozik. A csoportba tartoznak a megkérdezés hetében nem dolgozó, állást aktívan nem kereső, vagy 2 héten belül munkába állni nem képes egyének. Az inaktívak speciális csoportját képezik a passzív munkanélküliek, akik nem keresnek aktívan állást. Az inaktívak táborába tartoznak többek között a tanulók, a nyugdíjasok, a háztartásbeliek és a gyermeküket gondozók (*KSH* [2006b]).

Nemzetközi összehasonlító vizsgálataimhoz az Eurostat adatbázisában¹⁸ elérhető munkaerő-felmérés negyedéves adatsorait használtam fel, mert ezt azonos módszertannal készítik el az egyes országokban a lakosság reprezentatív mintájának kikérdezésével. E negyedéves idősorok hossza kis eltérést mutat: a cseh és a szlovák adatok 1998 első negyedévéől, a lengyelek 2000 első negyedévéől a magyarok 1999 első negyedévéől állnak rendelkezésre egységesen 2012 negyedik negyedévéig.

A disszertációm további munkanélküliséggel foglalkozó részében a 15-64 és 25-59 éves korosztályok adatsorait elemzem. A két korosztály vizsgálatának oka az, hogy az elemzésből valamelyest kiszűrjem az inaktivitás okozta torzításokat. Így a nemzetközi összehasonlításokban széleskörűen használt 15-64 éves korosztályból „eltávolítottam” az inaktivitásra leginkább hajlamos 15-24 éves (ok: tanulmányok) és a 60-64 éves (ok: nyugdíjba vonulás) peremkorosztályokat. S habár a munkaerő-piaci szakirodalomban fő munkavállalási korosztálynak a 25-54 éves korosztályt tekintik, én disszertációban a 25-59 éves korosztályra tekintek úgy, mint fő munkavállalási korosztályra. Ennek oka az, hogy egyrészt minden vizsgált országban növekedett a nyugdíjkorhatár, másrészt szigorodtak a nyugdíjkorhatár betöltése előtti nyugdíjba vonulás lehetőségei¹⁹.

4.2. 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 fókuszálva írja le a munkaerő-piaci folyamatok alakulását. Az alábbiakban a munkanélküliségi és inaktivitási ráták alakulását elemzem, az állástalanokra helyezve a hangsúlyt.

4.2.1. A munkanélküliségi ráta alakulása a visegrádi országokban

A munkanélküliségi ráta alakulásában természetesen a gazdasági folyamatok mellett a népesség változása és a jóléti intézményrendszer munkaerő-piaci elemei is fontos

¹⁸ Elérhetőség: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database

¹⁹ Lásd Holtzer [2010].

szerepet játszanak. A 4.1. táblázatban foglaltam össze a 15-64 és 25-59 éves korosztályok munkanélküliségi rátáinak statisztikai jellemzőit, míg a 4.1. ábrán a ráták alakulását láthatjuk.

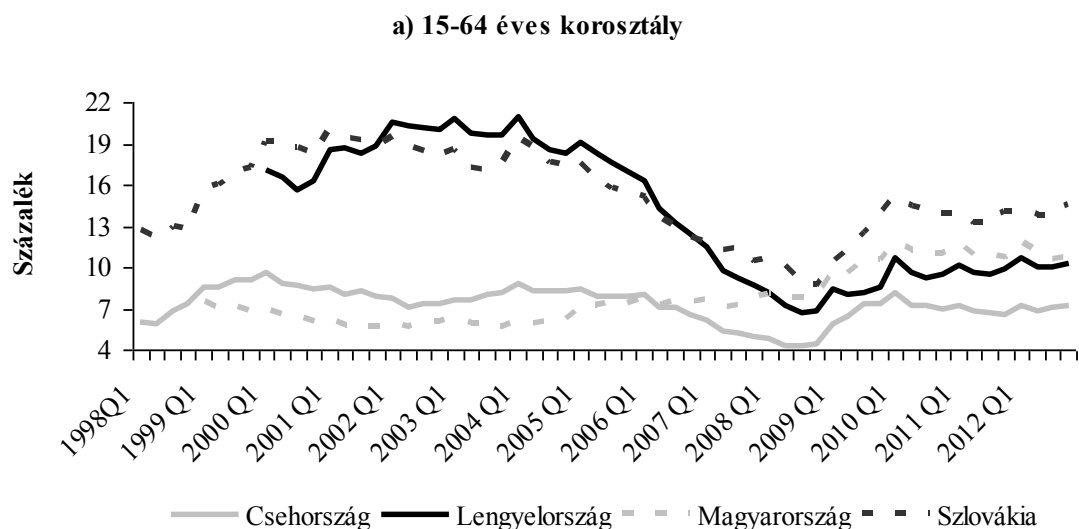
A 4.1. ábra és a 4.1. táblázat is azt tükrözi, hogy a munkaerőpiac helyzete a cseh esetben a legkedvezőbb. A cseh átlagos munkanélküliség 7,26% volt a 15-64 évesek és 6,28% a 25-59 évesek körében. Az alacsony érték annak eredményeként következett be, hogy a mutató az elemzett időszakban nem haladta meg a 10%-ot.

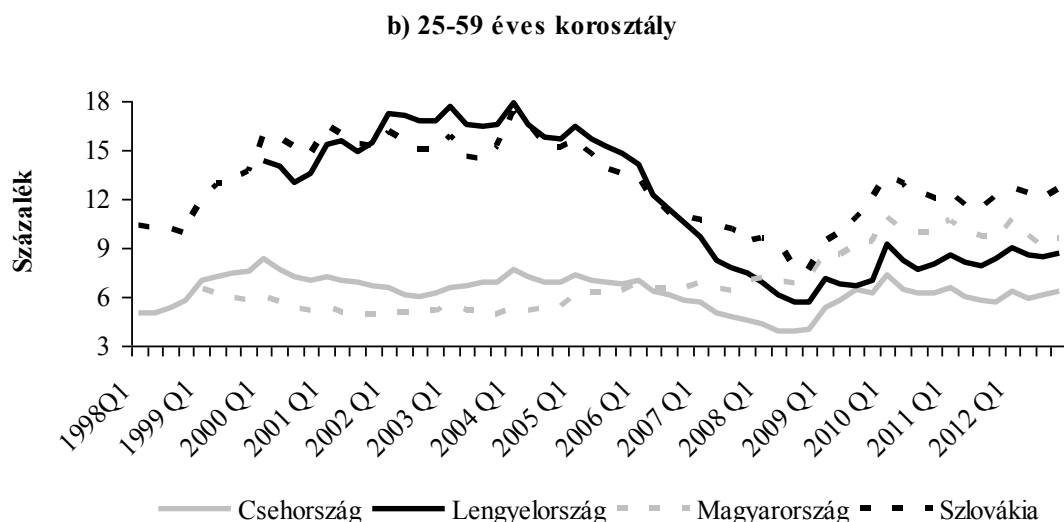
4.1. táblázat: A 15-64 és 25-59 korosztályok munkanélküliségi rátáinak statisztikai jellemzői a visegrádi országokban
(%)

Ország	Átlag		Minimum		Maximum	
	15-64	25-59	15-64	25-59	15-64	25-59
Csehország	7,26	6,28	4,26	3,85	9,63	8,31
Lengyelország	13,96	11,79	6,70	5,63	20,98	17,85
Magyarország	7,88	6,96	5,57	4,87	11,89	10,85
Szlovákia	15,07	12,86	8,67	7,70	19,94	17,30

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

4.1. ábra: A 15-64 és 25-59 éves korosztályok munkanélküliségi rátáinak alakulása a visegrádi országokban





Forrás: Eurostat adatbázisa

Két jelentősebb növekedést figyelhattunk meg 1998 és 2000 között, valamint a globális válság alatt, 2009-ben. A gyorsuló gazdasági növekedés időszakában, 2004 és a globális válság kirobbanása közötti időszakban, jelentősen csökkent a munkanélküliségi ráta értéke. A globális válság kirobbanását és begyűrűződését követő időszakban 2010 első negyedévében a munkanélküliségi ráta a 15-64 évesek körében meghaladta a 8%-ot, és 2012 végéig 7% körüli szinten ingadozott. A fő munkavállalási korosztályban szintén 2010 első negyedéve hozta a legmagasabb munkanélküliségi ráta értéket, meghaladva a 7%-ot. E korosztály munkanélküliségi rátája is a csúcs alatt 1 százalékponttal stabilizálódott az azóta eltelt időszakban.

A lengyel munkanélküliségi ráta viszont az egyik legmagasabb volt Európában. A 2000-tól 2012-ig terjedő időszakban a lengyel mutató átlaga 13,96% volt, míg a 25-59 évesek körében több mint 2 százalékponttal volt alacsonyabb. Ez a magas átlag annak volt köszönhető, hogy a mutató csupán 2006 második negyedévéig csökkent 15% 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 cseh rátákhoz hasonlóan a különböző korosztályok munkanélküliségi rátái a lengyel esetben is magasabb értékeken stabilizálódtak 2009-et követően.

A munkanélküliségi ráták alakulását tekintve Magyarország mutatója a többi visegrádi országtól merőben eltérően alakult (lásd 4.1. ábra). Csehország munkanélküliségi rátájának átlagos értékét Magyarország mutatója követi. Mindez a

stabil gazdasági növekedés időszakában felvett alacsony rátaértékeknek tulajdonítható, amit azonban az utóbbi időszak 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 a ráta 2009 harmadik negyedétől meghaladta a 10%-ot. Mindkét vizsgált korosztályban a globális válság kirobbanását követő időszak hozta a legmagasabb értékeket, egészen pontosan 2010 első negyedéve. 2010 után a 15-64 éves korosztály munkanélküliségi rátája 11%, míg a 25-64 éves korosztályé 10% körül ingadozott. A folyamatosan növekvő munkanélküliségi rátához a gazdasági növekedés visszaesése következtében beszűkülő álláspiac is hozzájárult.

A legmagasabb átlaggal a szlovák munkaerőpiac jellemezhető. Ez a 15-64 évesek körében 15,07%-ot, a 25-59 évesek körében pedig 12,86%-ot jelent. A magas átlag itt is annak tulajdonítható, hogy 1999 és 2006 között a ráta értéke a 15-64 évesek körében meghaladta a 15%-ot, míg a 25-59 évesek között a 12%-ot. A szlovák gazdaság 2001 óta jelentős mértékben növekedett, de a munkanélküliségi ráta csökkenő trendje csak 2004 elejétől figyelhető meg. Mindez azt sugallja, hogy a munkanélküliség alakulásában az FDI-beáramlásnak és a foglalkoztatás rugalmas reakcióját lehetővé tevő 2003-as és 2004-es reformoknak is jelentős szerepe lehetett, hiszen a kormányzat széleskörű munkavállalást ösztönző programot valósított meg. A globális válság leginkább a szlovák munkaerőpiacot sújtotta: a munkanélküliségi ráta a minimális 8,67%-ról több mint 6 százalékponttal nőtt 2010 első negyedévére a 15-64 évesek, míg 7,70%-ról 13,50%-ra a 25-59 évesek körében. A többi visegrádi országhoz hasonlóan Szlovákiában is magas szinten stabilizálódott mindkét vizsgált korosztály munkanélküliségi rátája (lásd 4.1. ábra).

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

4.2.2. Az inaktivitási ráta alakulása a visegrádi országokban

Az állástalanok másik nagy csoportját az inaktívak alkotják. 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 családtámogatási és munkaerő-piaci elemei is. A visegrádi országok inaktivitási rátáinak néhány statisztikai jellemzőjét a 4.2. táblázat tartalmazza, míg a ráták alakulását a 4.2. ábrán követhetjük figyelemmel.

4.2. táblázat: A 15-64 és 25-59 korosztályok inaktivitási rátáinak statisztikai jellemzői a visegrádi országokban

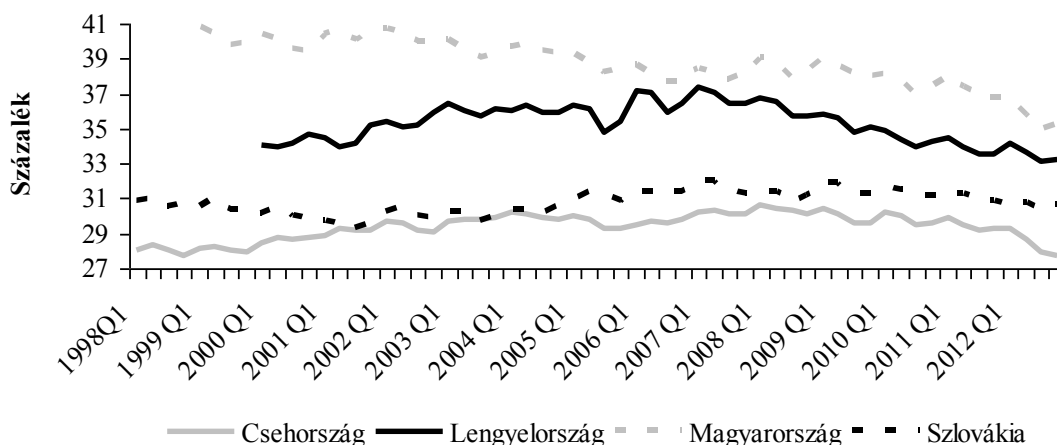
(%)

Ország	Átlag		Minimum		Maximum	
	15-64	25-59	15-64	25-59	15-64	25-59
Csehország	29,37	15,15	27,70	13,00	30,60	16,20
Lengyelország	35,28	22,28	33,10	19,20	37,40	24,70
Magyarország	38,71	25,00	35,00	19,80	40,80	29,40
Szlovákia	30,75	16,00	29,30	14,40	32,00	17,50

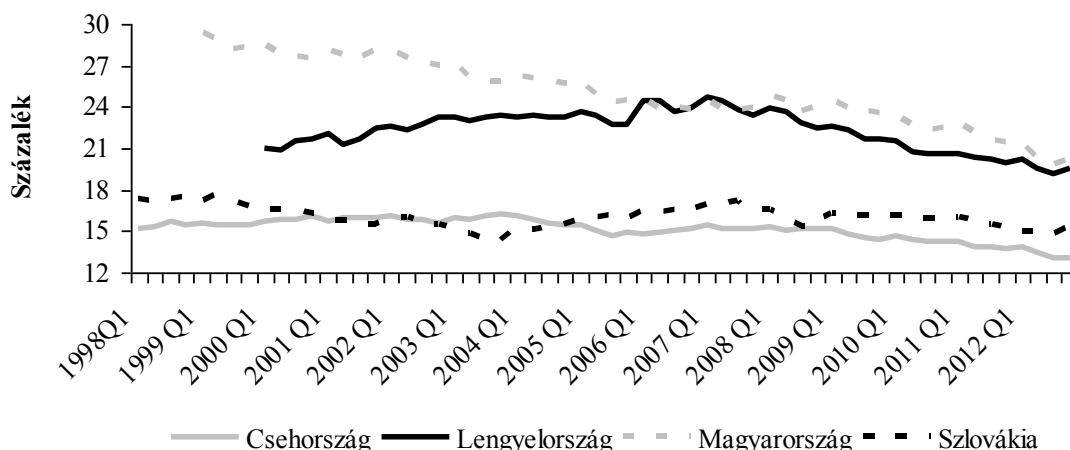
Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

4.2. ábra: A 15-64 és 25-59 éves korosztályok inaktivitási rátáinak alakulása a visegrádi országokban

a) 15-64 éves korosztály



b) 25-59 éves korosztály



Forrás: Eurostat adatbázisa

A munkaerő-piaci aktivitás szempontjából két legfontosabb korosztály inaktivitási rátája Csehországban volt a legalacsonyabb. A 15-64 éves korosztályban a ráta átlagos értéke 29,37%, míg a 25-59 évesek körében több mint 14 százalékponttal volt alacsonyabb. Csehországban az 1997-es valutaválságot 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 több éven keresztül 30% körül ingadozott. Habár 2004-ben és 2005-ben volt egy kétéves csökkenés, de a következő két évben újra nőtt a ráta értéke. 2010 után a ráta 2 százalékponttal csökkent. A fő munkavállalási korosztály inaktivitási rátája a vizsgált periódus nagy részében 15% körüli szinten ingadozott, de a 15-64 éves korosztályhoz hasonlóan az utolsó két évben itt is megfigyelhető a 2 százalékpontos csökkenés.

Lengyelországban az inaktivitási ráta átlagos értéke jóval magasabb, a 15-64 évesek között 35,28%, a 25-59 évesek körében 22,28%. Lengyelországban a 2007-ig terjedő időszakot a 15-64 és 25-59 éves korosztályok inaktivitási rátáinak növekedése jellemezte: a 2007 első negyedévében megfigyelt maximális érték mindkét korosztályban több mint 3 százalékponttal haladta meg a 2000 első negyedévében megfigyelt rátaértékeket. Ezután kedvező irányt vett az inaktivitási ráták alakulása, folyamatos csökkenés kezdődött. 2012 harmadik negyedévében mindkét korosztály inaktivitási rátája a periódusban megfigyelt minimális értékre

csökkent: ez a 15-64 éves korosztályban 33,1%-ot, a 25-59 évesben 19,2%-ot jelentett.

A legmagasabb inaktivitási ráták Magyarországot jellemzik: 38,71% a 15-64, míg 25% a 25-59 évesek körében. Magyarországon a 15-64 éves és 25-59 éves korosztályok rátáinak kedvező alakulása figyelhető meg. A 4.2. ábrán is látható, hogy rövidebb periódusok kivételével (2001-2002 és 2008) a ráták folyamatosan csökkentek és minimális értéküket mindkét vizsgált korosztályban 2012 harmadik negyedévében érték el: ez a 15-64 évesek körében csaknem 6 százalékpontnyi, míg a 25-59 évesek körében csaknem 10 százalékpontnyi csökkenést jelent az 1999 első negyedévében megfigyelt maximális értékekhez képest.

A szlovák ráta átlagértéke a 15-64 évesek körében 30,75%, a 25-59 éveseknél több mint 14 százalékponttal volt alacsonyabb. Szlovákiában a ráta értéke a 15-64 évesek körében 2001 végéig csökkent, amikor is elérte a cseh inaktivitási ráta akkori értékét. Ezután viszont először 2001 és 2002 között, majd 2004 és 2005 között jelentősebben megnőtt, és azóta 30%-ot meghaladó értékeket vett fel. A 25-59 éves korosztályban a csökkenés egészen 2004-ig megfigyelhető, de a következő három évben a ráta nőtt és értéke az 1998 elején megfigyelhető 17%-ot meghaladó értékre emelkedett. Ezután 2007-ben és 2008-ban, majd 2011-ben és 2012-ben is csökkent a korosztály inaktivitási rátájának értéke, ami így az időszak végén 15% körül ingadozott (lásd 4.2. ábra).

Az életkor alapján az inaktív státusz főleg a fiatalok (15-24 évesek) és idősek (60-64 évesek) körében gyakori. Előbbiek tanulmányaik, utóbbiak betegségük, nyugdíjba vonulásuk miatt lehetnek inaktívak. A két csoport inaktivitási rátájának átlagos értékeit a 4.3. táblázat tartalmazza, a rátáik alakulását a 4.3. ábrán tüntettem fel.

Csehországban a fiatalok (15-24 évesek) inaktivitási rátájának átlagértéke 63,62%-kal Szlovákia után a második legalacsonyabb volt. A korosztály rátája csaknem az egész vizsgált időszakban emelkedett, 2012 végére 15 százalékponttal volt magasabb, mint 1998 első negyedévében. Az idősek (60-64 évesek) inaktivitási rátájának átlagértéke Csehországban volt a legalacsonyabb (76,70%). Az idősek inaktivitási rátája a valutaválság után emelkedett ugyan, de az ezredfordulótól kezdve csökkenő tendenciát mutat.

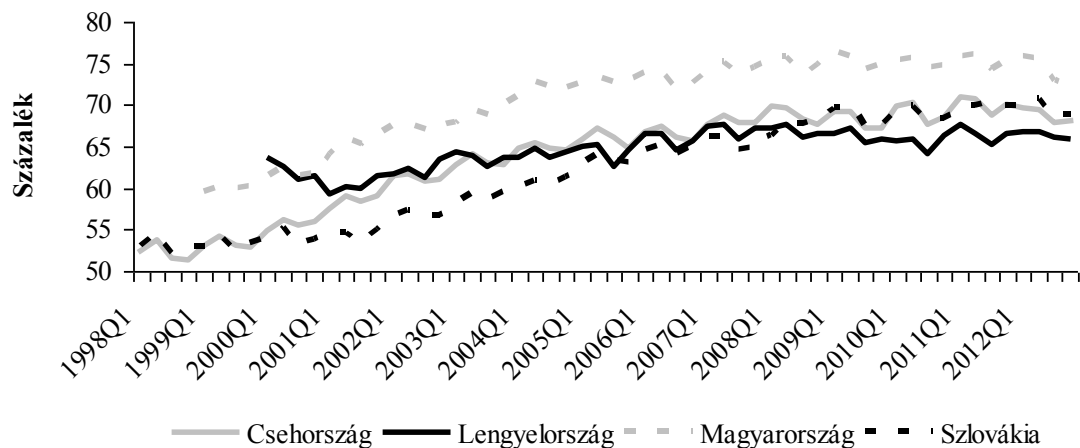
4.3. táblázat: A 15-24 és 60-64 éves korosztályok átlagos inaktivitási rátája a visegrádi országokban
(%)

Ország	Korosztályok	
	15-24	60-64
Csehország	63,62	76,70
Lengyelország	64,68	79,87
Magyarország	70,78	87,63
Szlovákia	61,94	87,25

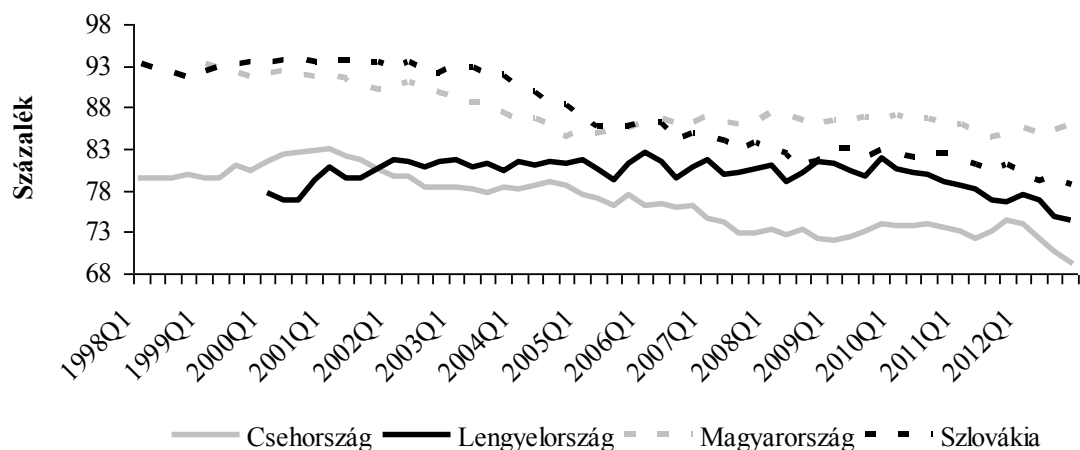
Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

4.3. ábra: A 15-24 és 60-64 éves korosztályok inaktivitási rátáinak alakulása a visegrádi országokban

a) 15-24 éves korosztály



b) 60-64 éves korosztály



Forrás: Eurostat adatbázisa

Lengyelországban a fiatalok inaktivitási rátájának átlagértéke 64,68%, az időseké 79,87% volt. A fiatalok rátája 2001 óta folyamatosan emelkedett, ennek ellenére 2008 után itt volt a legalacsonyabb a visegrádi országok között. Az idősek inaktivitási rátája 2000-től 2002-ig nőtt, ezután 80% körül ingadozott, majd 2009 után folyamatosan csökkent. Az időszak végén már 75% alatti értékeket figyelhattunk meg.

A fiatalok és idősek rátáinak átlagértéke szintén Magyarországon volt a legmagasabb a visegrádi országok között (70,78% és 87,63%). A fiatalok rátája 2007-ig emelkedett, azóta 75% körül ingadozott. Az idősek inaktivitási rátája 1999 és 2005 között 93,25%-ról 85,23%-ra csökkent, azóta gyakorlatilag 85% körül stagnál.

A fiatalok inaktivitási rátájának átlagértéke 61,94%-kal Szlovákiában volt a legalacsonyabb. A korosztály inaktivitási rátája viszont emelkedő trendet mutatva 2009 óta már meghaladja a lengyelországi inaktivitási rátát (lásd 4.3. ábra a) része). Az idősek inaktivitási rátája 87,25%-kal alig maradt el a legmagasabb magyar átlagértéktől. A magas átlagértéket a 2003-ig rekord magasságú értéken stagnáló inaktivitási ráta eredményezte (lásd 4.3. ábra b) része). Az új nyugdíjtörvény, a nyugdíjkorhatárok módosítása, és a nyugdíjkorhatár előtti nyugdíjba vonulás szigorítása 2003 után már érzékeltette hatását. Az idősek inaktivitási rátája 93% körüli értékről folyamatosan csökkent, értéke 78,65% volt 2012 negyedik negyedévében.

A 15-64 és 25-59 évesek inaktivitási rátáiban jelentős különbségek figyelhetők meg a visegrádi országok között. Ez az állítás annak ellenére is igaz, hogy az alacsonyabb rátákkal jellemzett Csehországot (2008-ig bezárólag) és Szlovákiát a ráta enyhe növekedése, míg Magyarországot és Lengyelországot (utóbbit főleg 2007 után) a ráta csökkenése jellemezte. A különbségek a fiatalok és idősek korosztályát is jellemezték. A fiatalok körében tapasztalt továbbtanulási láz hatására az inaktivitási rátáik nőttek, míg az idősek inaktivitási rátái a nyugdíjkorhatárok növekedése miatt csökkentek.

A legjelentősebb problémával Magyarország áll szemben. Az ország inaktivitási rátái ugyanis minden korosztályban a legmagasabbak a visegrádi országok között. Mindez még 2012 negyedik negyedévében is megfigyelhető. A 15-24 évesek rátája 3,5 százalékponttal haladta meg a második legmagasabb szlovák értéket. A 25-59 évesek rátája 0,6 százalékponttal magasabb a lengyel, a 60-64

éveseké pedig 7 százalékponttal a szlovák értéknél. Ennek következtében a 15-64 évesek rátája 2 százalékponttal volt magasabb, mint a lengyel ráta. 2000 első negyedévéhez képest az inaktivitási ráták terén megfigyelhető különbségek leginkább a 25-59 éves korosztályban mérséklődtek, viszont igencsak kedvezőtlenül alakultak az idősök körében. A magyarországi inaktivitási ráta vizsgálata azt sugallja, hogy a különbségek nagyon széleskörűek. A lemaradás okai nem csak a fiatalok (15-24 évesek) továbbtanulási és az idősebbek (60-64 évesek) nyugdíjba vonulási szándékaiban keresendők, hiszen a különbségek ugyanúgy jellemezték a fő munkavállalási korosztálynak tekinthető 25-59 éves korosztályt is. Az inaktivitási ráták visegrádi országok közötti különbségei (Magyarország lemaradása) viszont főleg ebben a korosztályban mérséklődtek. A fiatalok magas inaktivitási rátája még akár kedvező is lehet az ország számára, amennyiben a fiatalok a munkaerő-piaci igényeknek megfelelő végzettség megszerzése miatt maradtak inaktívak. Az idősök magas inaktivitási rátája viszont arra hívja fel a figyelmet, hogy a nyugdíjrendszer is további átalakításokra szorul. A magyar munkanélküliségi ráta viszonylag kedvező értékét így elhomályosítja az országot jellemző magas inaktivitás, amiért több tanulmány (*Kézdi–Horváth–Hudomiet* [2005]; *Pula* [2005]; *Cseres-Gergely* [2007]) is arra hívta fel a figyelmet, hogy az országban a tényleges állástalanságot inkább a nem foglalkoztatottak (munkanélküliek és inaktívak) fogalmával kellene megközelíteni. Az inaktívak jelentős népességen belüli aránya miatt, az inaktívak számát érintő áramlások fontosságát hangsúlyozzák, mégpedig a munkaerő-piaci folyamatok (munkanélküliség) alakulásának szempontjából.

Hasonló megjegyzés a 4.2. és 4.3. ábrák, valamint a 4.2. és 4.3. táblázatok alapján Lengyelországra is igaz lehet. Nem szabad viszont elfeledkeznünk arról, hogy egyrészt a lengyel munkaerőpiac nehézségeit a magas munkanélküliségi ráta is jelezte (főleg 2004-ig). Továbbá Lengyelország problémái, mint ahogy azt a 4.2. ábrán láthattuk, a fő munkavállalási korosztályra koncentrálódnak. A fiatalok és az idősök körében ugyanis az országot Csehországgal és Szlovákiával összevetve is kedvező ráták jellemzik.

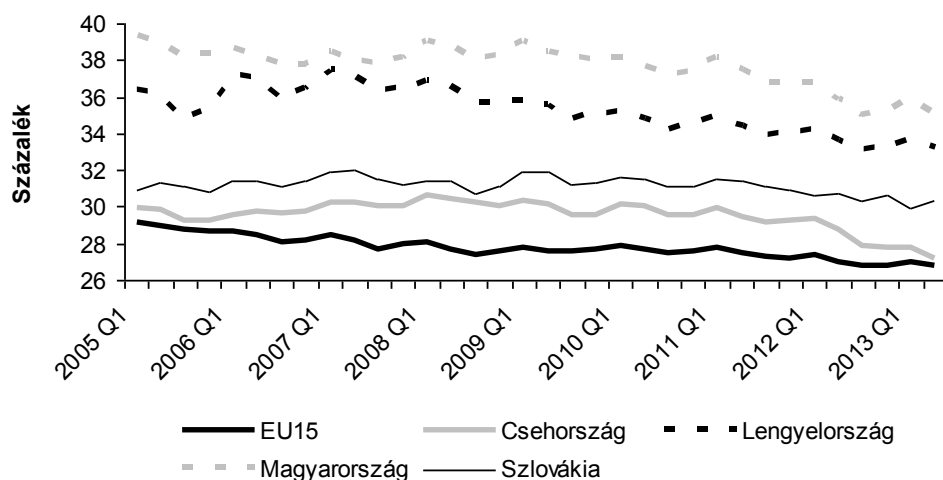
Továbbá a 15-64 és 25-59 évesek mutatóinak alakulása a cseh, lengyel és szlovák esetben is arra utal, hogy ezekben az országokban a késleltetett struktúraváltás is hozzájárulhatott az inaktívak arányának növekedéséhez.

4.2.3. Az inaktivitás szerkezete a visegrádi országokban

Amint azt az előző alfejezetben láthattuk, az inaktivitási ráták között jelentős eltérések figyelhetők meg. A legmagasabb inaktivitási ráta Magyarországot jellemzi, ahol az inaktivitási probléma 1997-ben csúcsosodott ki. A 15-64 éves korosztályban több mint 2,9 millió egyén volt inaktív, ami 470 ezerrel (közel 20 százalékkal) haladta meg az 1992-es értéket (KSH [2006a]). 1997-ben a 15-64 éves korosztály inaktivitási rátája 42,4% volt.

1997 után a 15-64 éves korosztály inaktivitási rátája csökkenni kezdett, de 2000 második negyedévében még 9,1 százalékponttal volt magasabb, mint az EU15 ország-csoport rátája. A visegrádi országok között is jelentős különbségek voltak: a magyar inaktivitási ráta 6,2 százalékponttal haladta meg a lengyel, 9,7, illetve 11,3 százalékponttal a szlovák, illetve cseh értékeket. Az EU15 ország-csoportéhoz képest a lemaradás 2005 első negyedévére tovább nőtt (meghaladta a 10 százalékpontot), a visegrádi országokon belül viszont csökkent a lemaradásunk. Nemzetközi viszonylatban a magyar inaktivitás lemaradásának mérséklődését az is elősegítette, hogy a többi visegrádi országban arányait tekintve növekedett az inaktivitás. Ez a tendencia 2007-ig folytatódott, amikor a lengyel inaktivitási ráta meghaladta a 37%-ot, ezzel arányait tekintve az inaktivitási probléma hasonló méreteket öltött, mint Magyarországon. 2007 után a többi vizsgált országban is az inaktivitás mérséklődése volt megfigyelhető.

4.4. ábra: Az EU15 ország-csoport és az egyes visegrádi országok inaktivitási rátáinak alakulása



Forrás: Eurostat adatai

2013 második negyedévére a magyar inaktivitási ráta a többi országhoz képest csökkent, de továbbra is magas maradt. E negyedévben a cseh ráta 0,4; a szlovák 3,5, a lengyel 6,4, míg a magyar 8,2 százalékponttal maradt el az EU15 ország-csoportban megfigyelt inaktivitási ráta értékétől (lásd 4.4. ábra). A felzárkózást így beárnyékolja az a tény, hogy a lemaradás leginkább azokhoz a visegrádi országokhoz képest csökkent, amelyekben 2007-ig kedvezőtlenül alakult az inaktivitás. Az EU15 ország-csoportéhoz képest 14 év alatt még 1 százalékpontot sem sikerült lefaragni a hátrányból.

Ebben az alfejezetben az inaktív munkaerő összetételét, standardizáláson alapuló módszer²⁰ segítségével, úgy vizsgáltam, hogy megnéztem milyen mértékben járultak hozzá az egyes hátrányos helyzetű csoportok (a fiatalok, az idősek és az alapfokú végzettséggel (ISCED 0-2) rendelkezők) az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport inaktivitási rátáiban megfigyelhető különbségekhez. A kérdést nemzetközi összehasonlítás alapján elemeztem. Az elemzéshez az Eurostat adatbázisában elérhető munkaerő-felmérés 15-64 éves korosztályra vonatkozó negyedéves adatsorait használtam fel. A részletesebb vizsgálat 2005 első negyedévéől 2013 második negyedévéig terjed, továbbá 2013 második negyedévének adatait összehasonlítottam 2000 második negyedévének adataival is.

A dekompozíciós módszer az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport közötti inaktivitási rátabeli különbségeket standardizálással bontja elemeire, ahol standard populáció az EU15 ország-csoport népességének szerkezete. Ily módon, például a magyar 15-64 éves korosztályt n csoportra osztva az EU15 ország-csoportéhoz viszonyított inaktivitási ráta-eltérést két tagra bontjuk:

$$\begin{aligned} ir_{15-64,HU} - ir_{15-64,EU15} &= \sum_{i=1}^n w_{i,HU} ir_{i,HU} - \sum_{i=1}^n w_{i,EU15} ir_{i,EU15} = \\ &= \sum_{i=1}^n (w_{i,HU} - w_{i,EU15}) ir_{i,HU} + \sum_{i=1}^n w_{i,EU15} (ir_{i,HU} - ir_{i,EU15}) = K_{pop} + K_{inakt} \end{aligned}$$

ahol i a csoport indexe, w_i a megoszlási viszonyszámokat (a csoportok 15-64 éves korosztályon belüli arányait) és ir_i a csoportok inaktivitási rátáit jelöli. A jobb oldalon az első tag, K_{pop} , azt mutatja, hogy a 15-64 éves korosztály inaktivitási rátájában megfigyelhető eltérés mekkora részére ad magyarázatot az egyes visegrádi

²⁰ V.ö. Kátay [2009].

országok (most Magyarország) és az EU15 ország-csoport népességszerkezetének eltérése. A második tag, K_{inakt} , az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport eltérő munkaerő-inaktivitásából fakadó különbséget mutatja.

A dekompozíciót mindegyik visegrádi országra elvégeztem. Először a nem és az életkor alapján alakítottam ki csoportokat. Az életkor alapján három csoportot különböztettem meg: a fiatalokat (15-24 éves korosztály), a középkorúakat (25-59 éves korosztály) és 60 év felettieket (60-64 éves korosztály). Így a nem és az életkor alapján 6 csoportra bontottam a 15-64 éves népességet. E dekompozícióval a fiatalok és az idősök inaktivitásában betöltött szerepét elemeztem

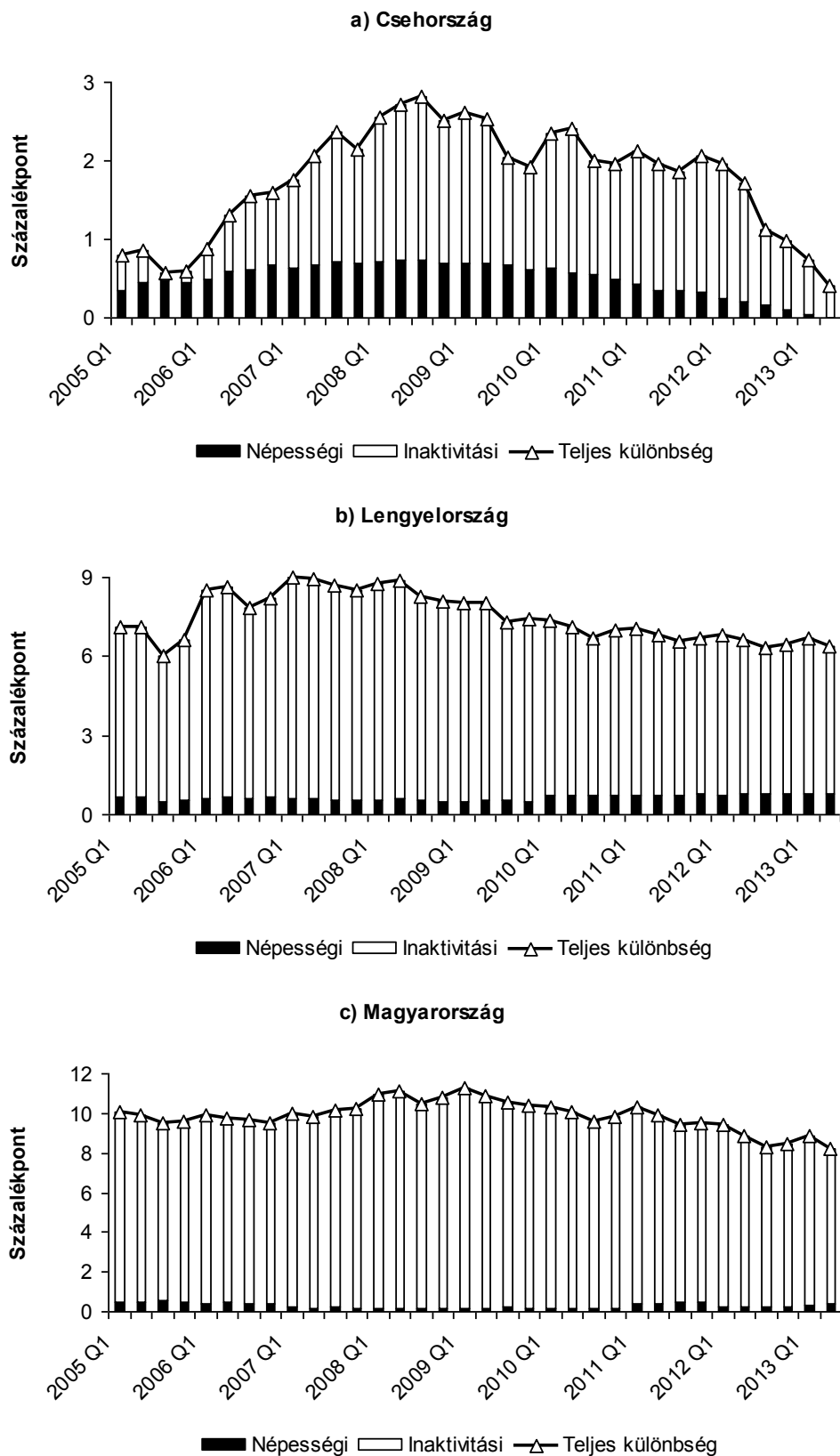
Másodszor a népesség részletesebb felbontását használtam. Ebben a felbontásban a nem és az életkor mellett figyelembe vettem még a népesség végzettség szerinti összetételét is. Végzettség szerint további három kategóriát különböztettem meg: alapfokú (ISCED 0-2), középfokú (ISCED 3-4) és felsőfokú (ISCED 5-6) végzettséget²¹. Így a népességet a kor, nem és végzettség szerint 18 csoportra bontottam. A célom a szakirodalomban gyakran hangsúlyozott alapfokú végzettséggel rendelkezők inaktivitásának elemzése volt.

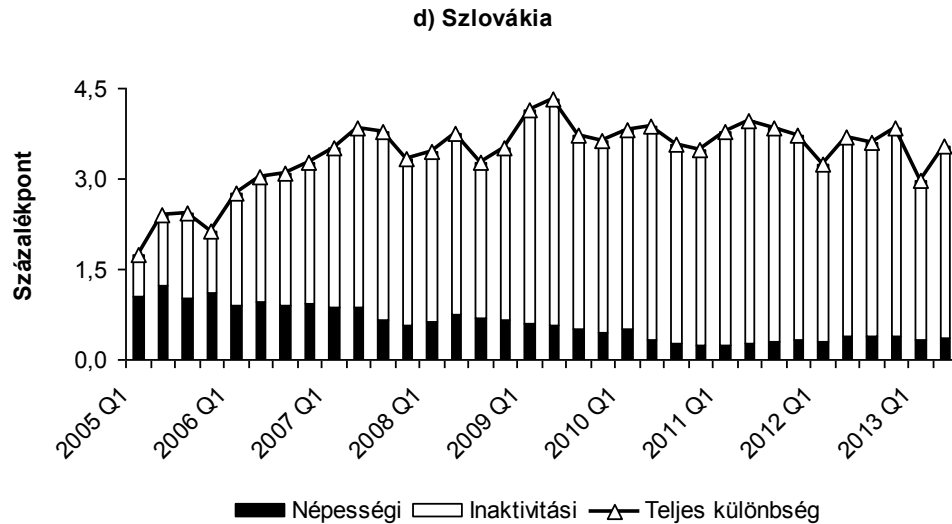
A demográfiai tényezőkre (nem és életkor) visszavezethető eltéréseket a 4.5. ábrán, a demográfiai és képzettségi tényezőkre visszavezethető eltéréseket a 4.6. ábrán követhetjük figyelemmel.

A 4.5. ábra c) részében jól látható, hogy Magyarország esetében az inaktivitásbeli különbségekre visszavezethető tényező dominál. A ráta eltérésének a népesség nem és életkor szerinti összetételére visszavezethető része 2007-ig csökkent. 2010 óta valamelyest növekedett ugyan a népesség hatása, de még így is csak 0,4 százalékpont körüli eltérés fakad az EU15 ország-csoporttól eltérő népességszerkezetből. Az inaktivitás eltéréséből fakadó hátrány 2009-ig nőtt elérve a 11 százalékpontot. 2009 óta az eltérő inaktivitásból fakadó hozzájárulás mérséklődött, 2013 második negyedévére a vizsgált időszakban megfigyelhető minimális értékre 7,8 százalékpontra csökkent.

²¹ Az elemzésben csak a beazonosított végzettséggel rendelkezők csoportját vettem figyelembe. Ezek alapján számoltam ki a megoszlási viszonyszámok és az inaktivitási ráták értékeit.

4.5. ábra: Az EU15 ország-csoporttól számított inaktivitási ráta lemaradás eltérő népeség szerkezetből és inaktivitásból eredő tényezői



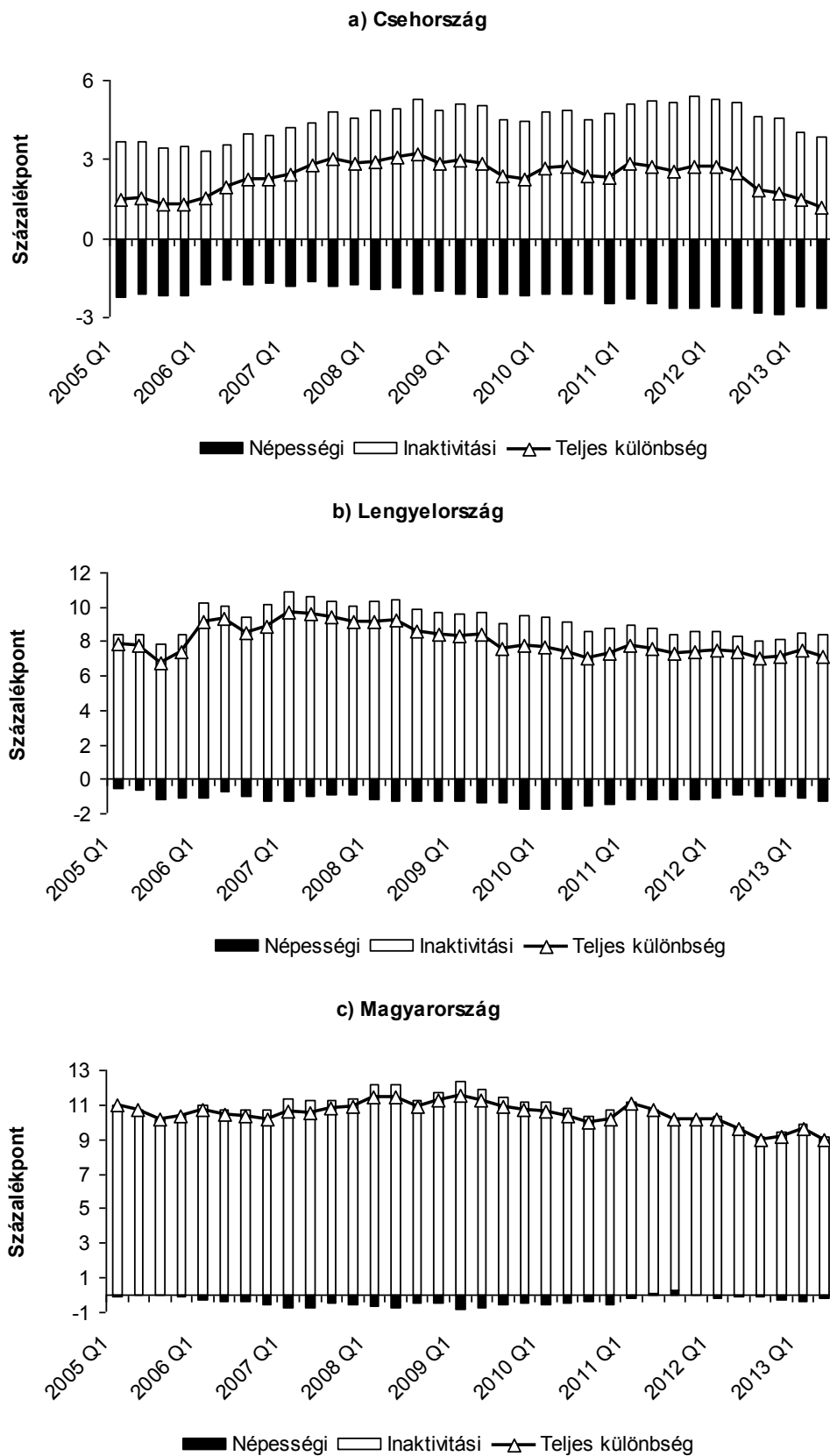


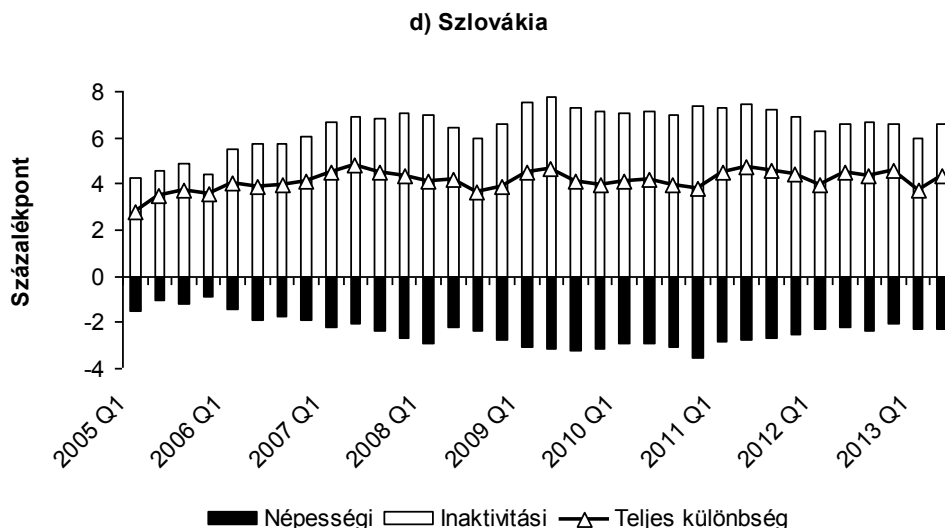
Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

Az EU15 ország-csoporthoz képest Lengyelország inaktivitási lemaradása is jelentős. Lengyelországban a népesség összetételéből fakadó nyomás nagyobb volt, mint Magyarországon. Ráadásul a vizsgált időszak végére az inaktivitásra kifejtett populációs nyomás tovább nőtt, így az inaktivitási rátákban megfigyelhető eltérésből 0,8 százalékpontnyi a népességszerkezetnek tulajdonítható. Az eltérő inaktivitásból fakadó hátrány közel 8,5 százalékponttal 2007-ben és 2008-ban érte el maximumát.

A népesség összetételének eltéréseiből fakadó különbség a vizsgált időszak elején Szlovákiában volt a legjelentősebb (1,2 százalékpont), ami a teljes lemaradás meghatározó hányadát tette ki (lásd 4.5. ábra d) része). Azóta a populációs nyomás jelentősen csökkent, viszont 2009-ig az inaktivitás eltéréséből fakadó hozzájárulás jelentősen megnőtt (azóta 3 százalékpont körül ingadozik). A legjobb helyzetben a legalacsonyabb inaktivitási rátával rendelkező Csehország volt. Csehországban 2008-ig figyelhető meg a lemaradás növekedése, ami aztán a vizsgált időszak végére jelentősen mérséklődött. Kezdetben Csehországban is a népesség EU15 ország-csoporttól eltérő szerkezetéből fakadt a lemaradás jelentős hányada. A 2008-ig kedvezőtlenül alakuló folyamatokhoz hozzájárultak a népességszerkezetből és az inaktivitásbeli eltérésekből fakadó hatások is, igaz az utóbbi jobban növekedett. A lemaradás csökkenésében hasonló módon mindkét tényező közrejátszott. 2012 kezdetétől figyelhető meg az eltérő inaktivitásból eredő hatások jelentősebb csökkenése.

4.6. ábra: Az EU15 ország-csoporttól számított inaktivitási ráta lemaradás népesség eltérő végzettségi szerkezetéből és különböző inaktivitásából eredő tényezői





Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

Amikor már a demográfiai és végzettségi összetétel együttes hatásait vizsgáljuk²² (lásd 4.6. ábra), akkor azt láthatjuk, hogy a visegrádi országok végzettség szerinti összetétele kedvezőbb az EU15 ország-országcsoporthoz. Mindezt az mutatja, hogy a népesség eltérő összetételének tulajdonítható különbség negatív előjelű. Továbbá azt is meg kell jegyezni, hogy Magyarország végzettség szerinti összetétele kevésbé kedvező, mint a többi visegrádi országé.

Az alfejezet fennmaradó részében már csak az inaktivitás eltéréseiből eredő hátrányokat elemeztem. Ezeket a hatásokat a dekompozíció K_{inakt} tagja reprezentálja.

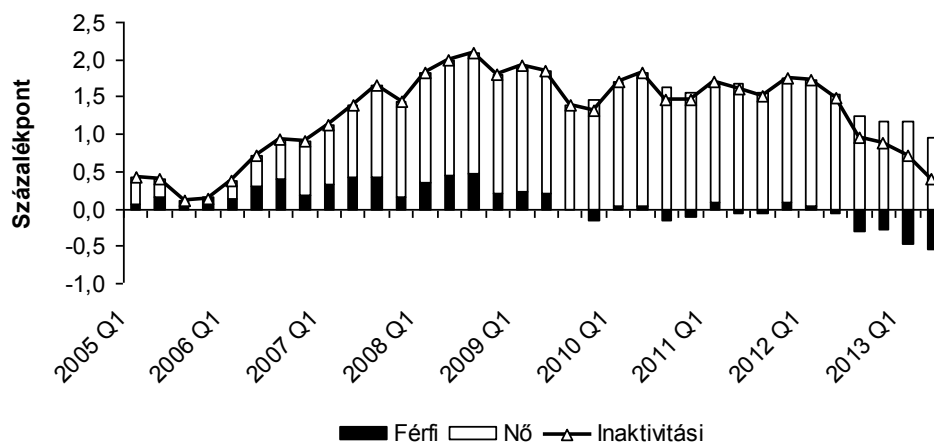
Nézzük először a nemek közötti különbségeket. A nem és életkor alapján végzett dekompozícióból számított százalékpontban kifejezett, az eltérő inaktivitásból eredő, hozzájárulásokat az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport között megfigyelhető inaktivitási rátabeli különbségekhez a 4.7. ábrán láthatjuk.

A 4.7. ábra c) részében látható, hogy Magyarországon a férfiak eltérő inaktivitásából eredő hozzájárulása 2011-ig meghaladta az 5 százalékpontot, amivel jelentősebben hozzájárult az inaktivitásbeli lemaradáshoz, mint a nők. 2009 óta viszont folyamatosan csökkent a férfiak hozzájárulása, ami a vizsgált időszak végére már valamivel kisebb volt, mint a nőké. A nők hozzájárulása 2009-ig nőtt, azóta mérséklődött és 4 százalékpont körül ingadozott.

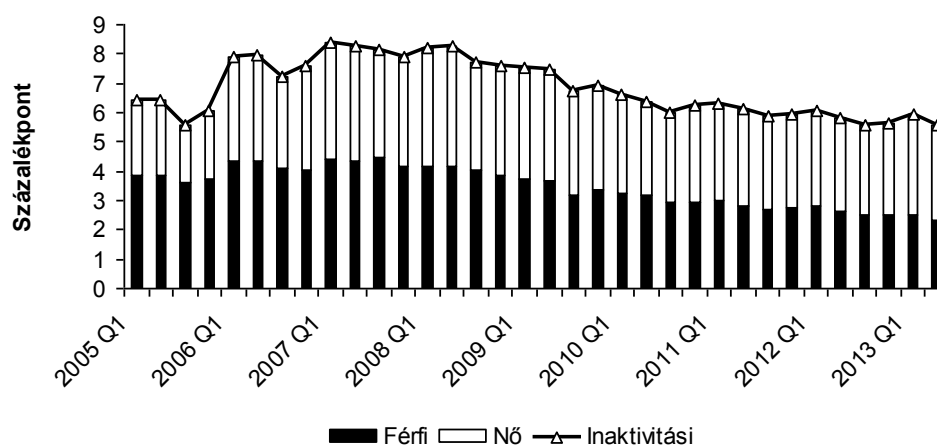
²² Magyarország esetében 2008-ig bezárólag hiányoznak a fiatal felsőfokú végzettséggel rendelkezők férfiakra, míg Szlovákia esetében a fiatal felsőfokú végzettséggel rendelkező nőkre vonatkozó adatok is, így az egyes mutatókat e csoportok nélkül számoltam ki.

4.7. ábra: Az inaktivitás eltéréséből származó hozzájárulás nemek szerinti megoszlása

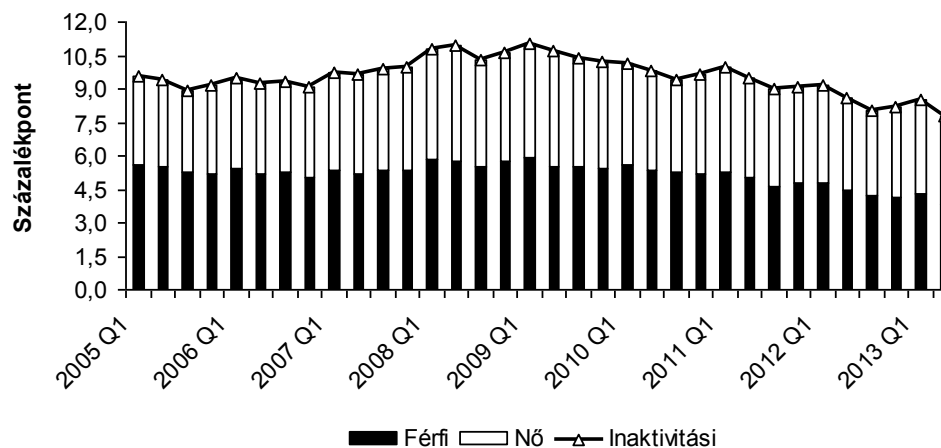
a) Csehország

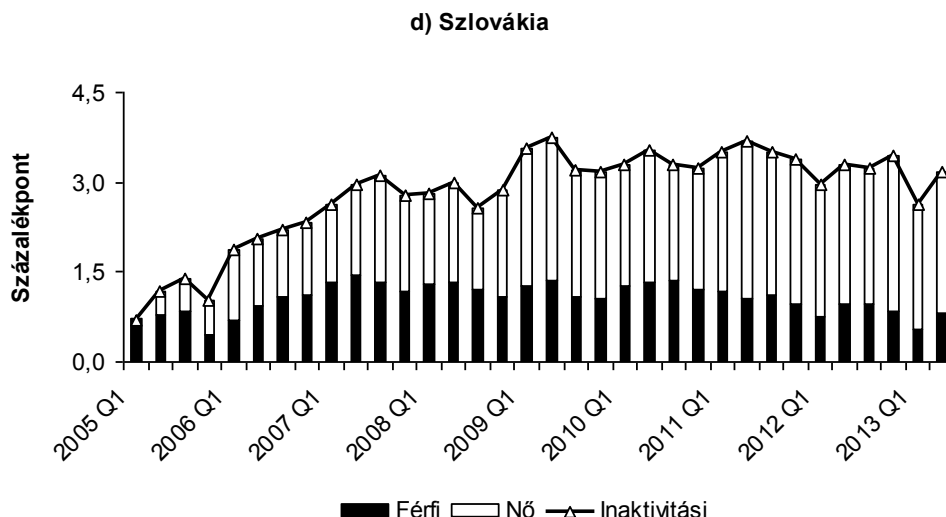


b) Lengyelország



c) Magyarország





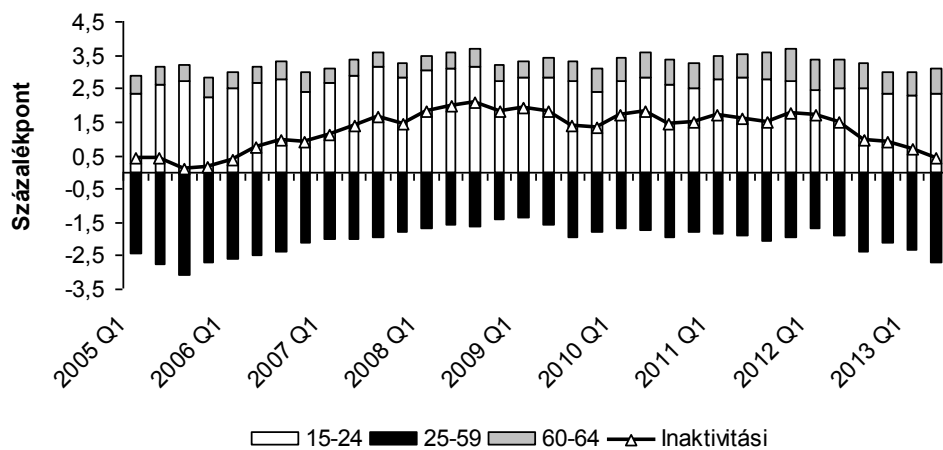
Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

A többi visegrádi országban is megfigyelhető a nők eltérő inaktivitásából eredő hozzájárulásának növekedése. Lengyelországban is kimagasló mindkét nem hozzájárulása az inaktivitási rátákban megfigyelhető különbséghez. A nők esetében a hozzájárulás 2007-ig nőtt, azóta 3 százalékpont körül ingadozik, míg a férfiak esetében 2007 óta folyamatosan csökken. Csehországban és Szlovákiában mind a férfiak, mind a nők hozzájárulása sokkal kisebb, mint Magyarországon vagy Lengyelországban. A nők hozzájárulása ebben a két visegrádi országban is folyamatosan nőtt. Csehországban viszont 2012 óta mindkét nem hozzájárulásának csökkenése szerepet játszott a teljes lemaradás csökkenésében. Nézzük ezután a különböző korosztályokat!

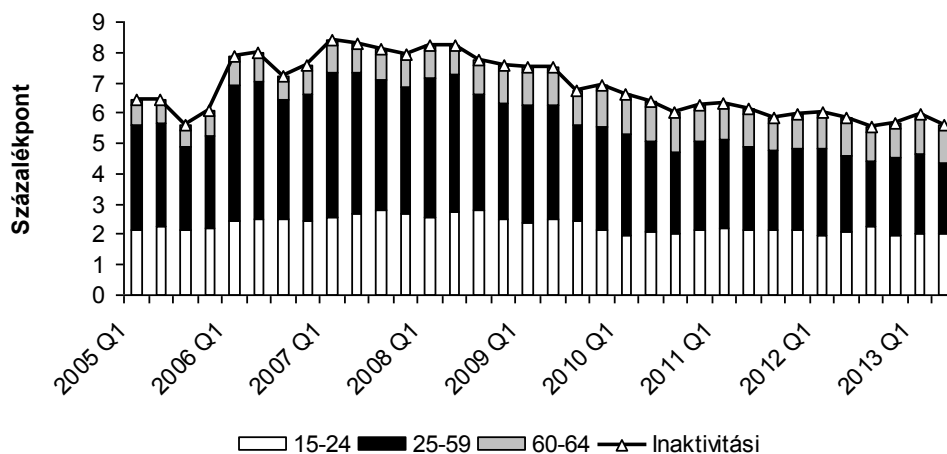
A 4.8. ábrán láthatjuk, hogy Magyarország többi visegrádi országnál magasabb inaktivitása minden korosztályt jellemez. A fiatalok hozzájárulása átlagosan 1 százalékponttal volt magasabb, mint a többi visegrádi országban megfigyelt értékek. 2009-ig hozzájárulásuk 4 százalékpont körül ingadozott. Azóta a csoport hozzájárulása folyamatosan csökkent. A 25-59 éves korosztály hozzájárulása 2005 elején még 5 százalékpont volt. A hozzájárulás mérséklődése 2009-től figyelhető meg. A 2011 óta látványos csökkenés végeredményeként 2013 második negyedévére a hozzájárulás már kisebb mint 3 százalékpont. A 60 évnél idősebbek hozzájárulása folyamatosan nő, 2013-ban már meghaladta a 2 százalékpontot.

4.8. ábra: Az inaktivitás eltéréséből eredő hozzájárulás korosztályok szerinti megoszlása

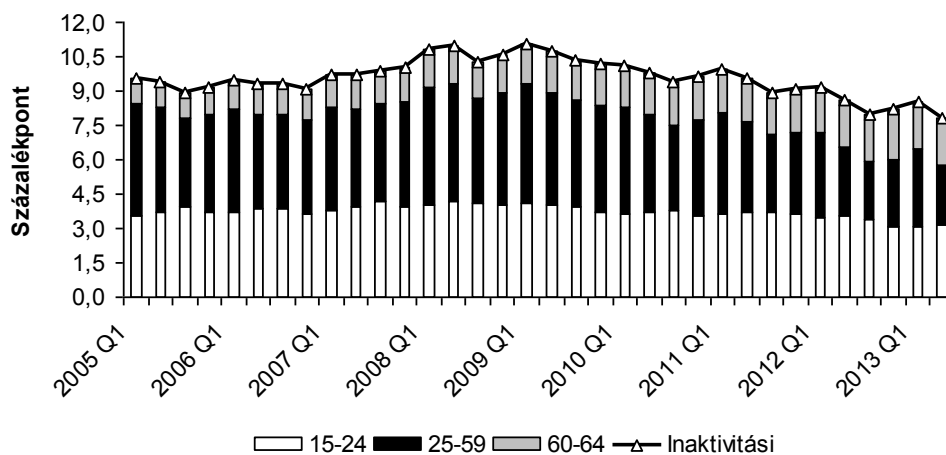
a) Csehország

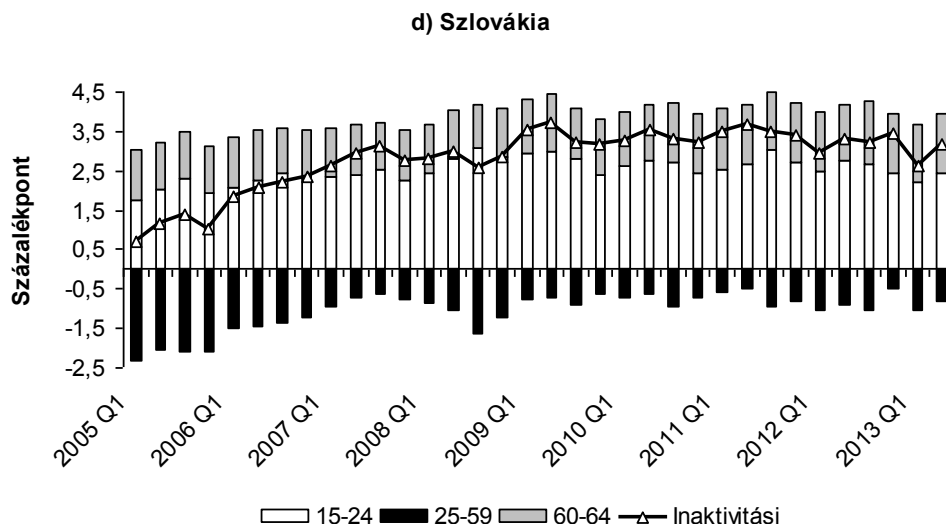


b) Lengyelország



c) Magyarország





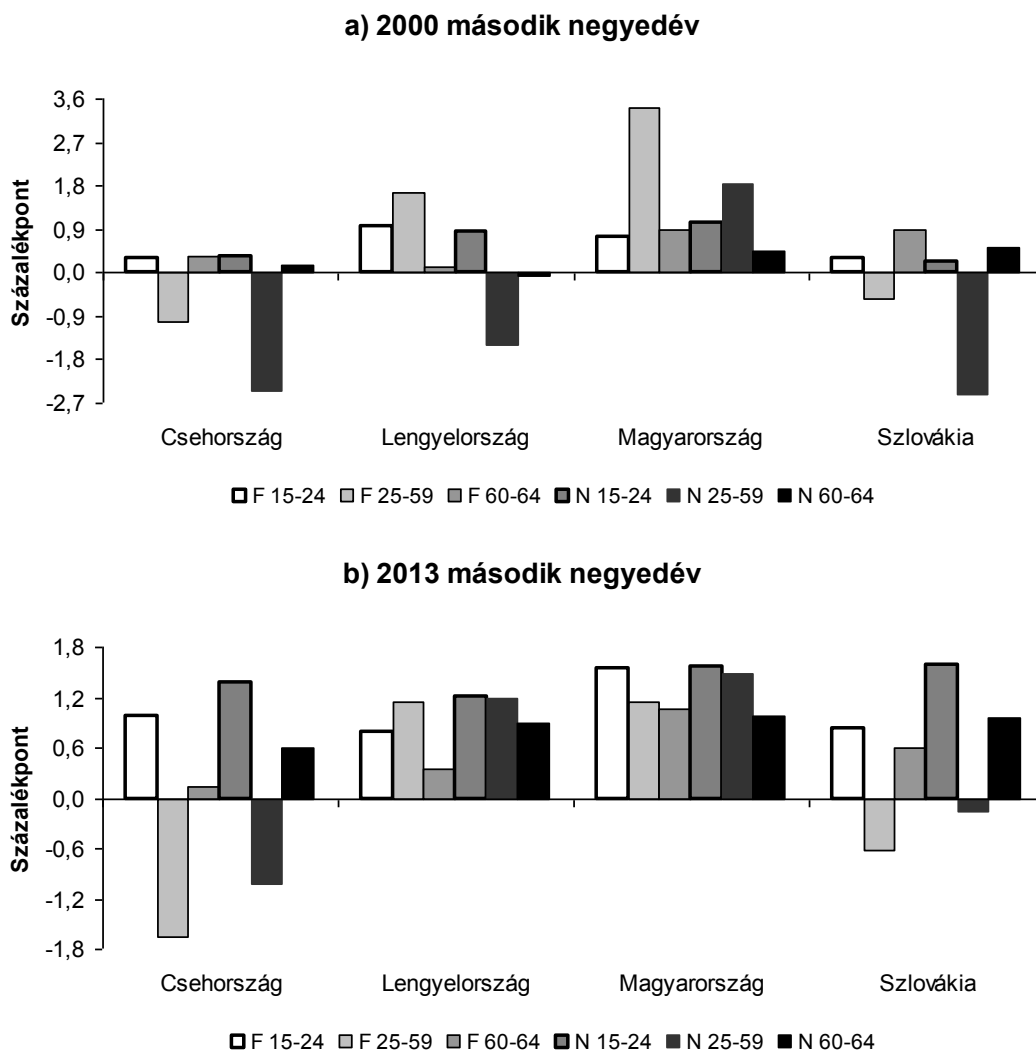
Forrás: Saját számítás az Eurostat adatbázisa alapján

Lengyelországban az inaktivitási probléma a 60 évnél fiatalabb korosztályokhoz köthető. Ugyanakkor nemzetközi összehasonlításban kizárólag a 25-59 éves korosztály eltérő inaktivitásából fakadó hozzájárulási értéke kimagasló, csaknem akkora, mint a magyar esetben. Csehországban és Szlovákiában a fiatalok és a 60 évnél idősebbek inaktivitásából fakad az EU15 ország-csoportnál magasabb inaktivitás. Csehországban viszont kedvezőbb a helyzet abból a szempontból, hogy az idősek hozzájárulása itt a legalacsonyabb, habár a hozzájárulás a többi vizsgált országhoz hasonlóan itt is növekedett. A 25-59 éves korosztály inaktivitása mind Csehországban, mind Szlovákiában kedvezőbb képet fest az EU15 ország-csoport átlagánál (lásd 4.8. ábra).

Nézzük meg a nemek szerinti korosztályok hozzájárulásának változását 2000 második és 2013 második negyedéve között!

A 4.9. ábrán jól látható, hogy mind 2000-ben, mind 2013-ban egyedül Magyarországon járult hozzá mindkét nem minden vizsgált korosztálya a magasabb inaktivitáshoz. Időközben viszont a hozzájárulások összetétele megváltozott: nincsenek már olyan jelentős hozzájárulásbeli eltérések a nemek korosztályai között, mint 2000-ben. Amíg 14 évvel ezelőtt a különbség jelentős hányada (5,28 százalékpont) a 25-59 éves korosztálynak (különösen a férfiaknak) volt tulajdonítható, addig 2013-ra a hozzájárulások jelentősebb hányadát a 60 évnél fiatalabbak – különösen a 15-24 éves korosztály – adják.

4.9. ábra: A nemek szerinti korosztályok eltérő inaktivitásból eredő hozzájárulása az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport inaktivitási rátáinak különbségeihez



Forrás: Saját számítás az Eurostat adatbázisa alapján

A 2000-es évek elején Lengyelország inaktivitási rátája még sokkal kevésbé tért el az EU15 ország-csoport rátájától, mint az azt követő években. E különbség jelentős hányada a fiatal korosztálynak és a 25-59 éves férfiaknak volt tulajdonítható (lásd 4.9. ábra a) része). A 25 évnél idősebb nők inaktivitása kedvezőbb volt, mint az EU15 ország-csoportban. 2013-ra a 25 évnél idősebb nők hozzájárulása jelentősen megnőtt. A többi visegrádi országgal való összehasonlításban magasnak számít a 25-59 évesek hozzájárulása.

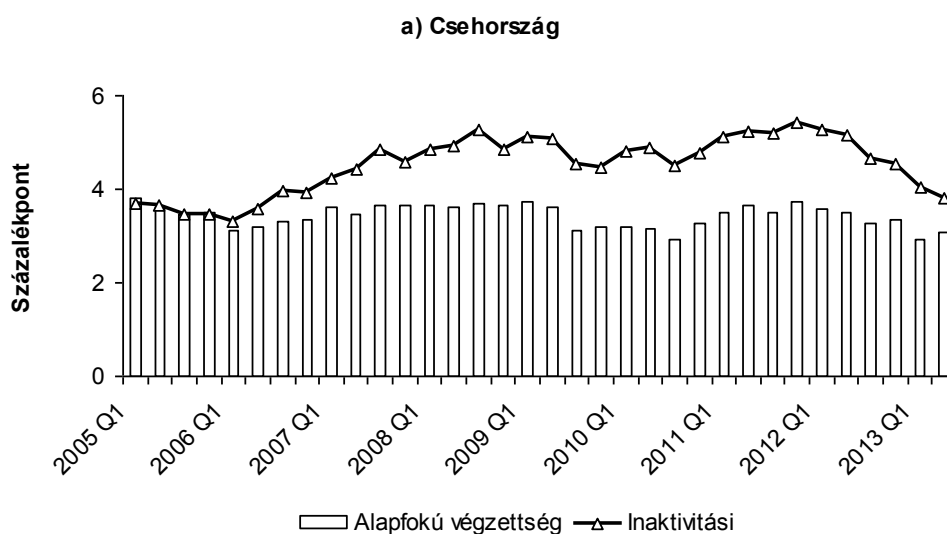
2000 második negyedévében a cseh és szlovák inaktivitási ráta még alacsonyabb volt az EU15 ország-csoportban megfigyelt értéknél (a 4.9. ábra a)

részében a hozzájárulások összege negatív). Ennek oka mindkét országban a 25-59 éves korosztályban megfigyelhető alacsony inaktivitási ráta volt. 2013-ban már mindkét országban jelentősebb hozzájárulással jellemezhetők a fiatalok, illetve valamelyest a 60 évnél idősebbek is. A 25-59 éves korosztályt tekintve már a férfiak inaktivitása a kedvezőbb. Csehországban és Szlovákiában az EU15 ország-csoporténál magasabb inaktivitás a fiatal és 60 évnél idősebb csoportoknak tulajdonítható (lásd 4.9. ábra b) része).

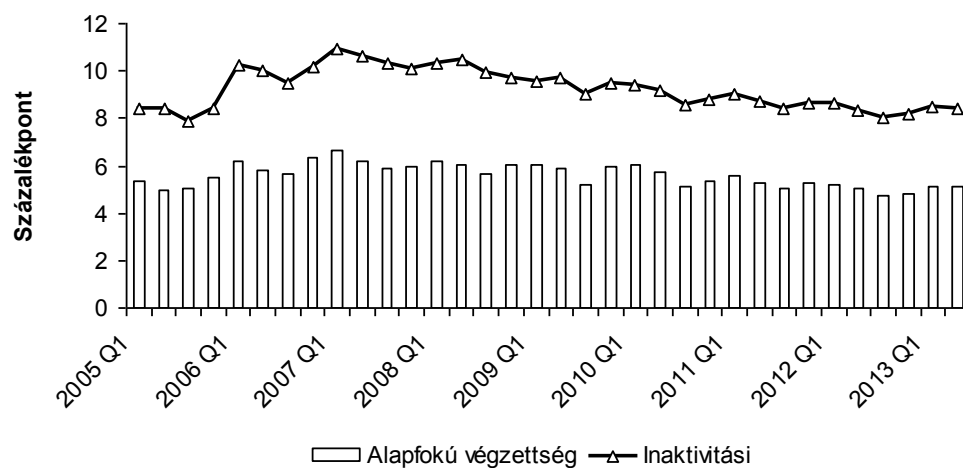
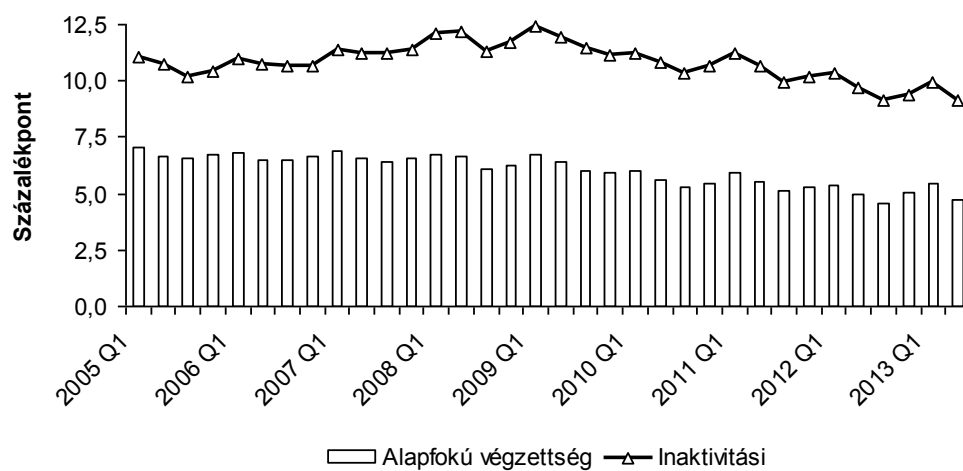
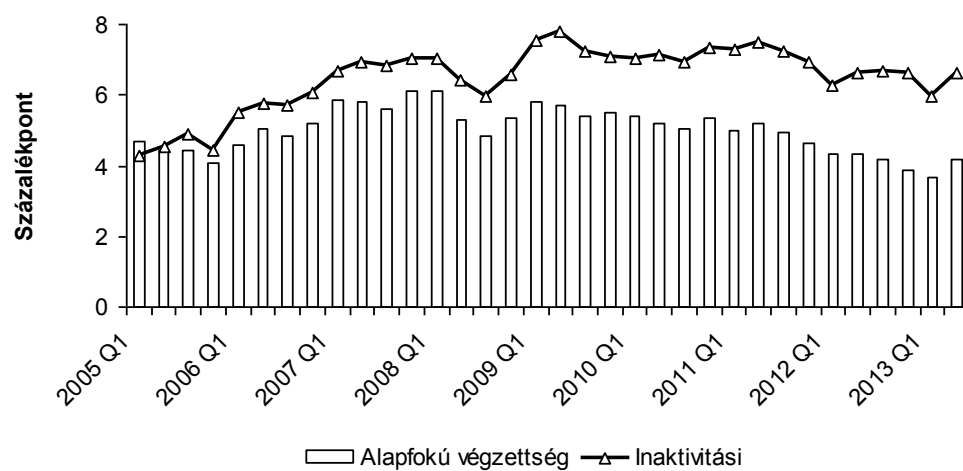
A 2013 második negyedévének pillanatfelvétele rámutat arra, hogy a magas magyar inaktivitásban a fiatalok mellett a 25-59 éves nők csoportja is fontos szerepet játszik²³. A visegrádi országokkal való összevetésben a többi korosztály hozzájárulása sem tekinthető alacsonynak. Még mindig nyugdíjrendszerrel kapcsolatos kérdéseket vet fel az a tény is, hogy nemzetközi összehasonlításban a 60 évnél idősebbek körében a férfiak hozzájárulása kiemelkedően magas. Lengyelországban a különbség jelentős hányada a fiatal nők és a 25-59 évesek csoportjainak tulajdonítható. Mindez alátámasztja azt, hogy míg Lengyelországban elsősorban a 25-59 éves korosztályt, addig Magyarországon a teljes 15-64 éves korosztályt jellemzi az inaktivitási probléma.

A 4.10. ábrán láthatjuk, hogy mindegyik visegrádi országban gondokat okozott az alacsony végzettséggel rendelkezők csoportjának magas inaktivitása.

4.10. ábra: Az alacsony végzettséggel rendelkezők eltérő inaktivitásából eredő hozzájárulásának alakulása a visegrádi országokban



²³ Mindehhez egy, a disszertációban nem vizsgált probléma, a szülőképes korú (15-39 vagy 15-49 éves) nők magasabb inaktivitása is hozzájárul.

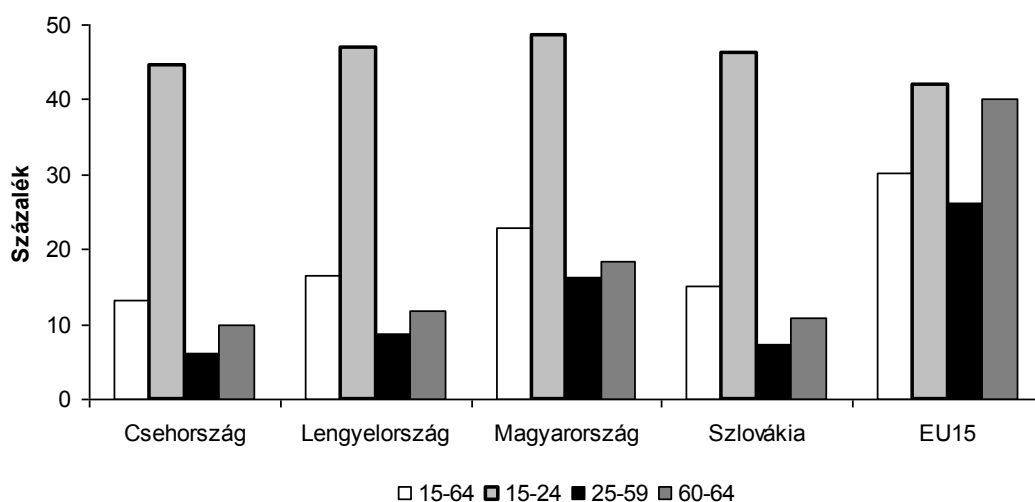
b) Lengyelország**c) Magyarország****d) Szlovákia**

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatbázisa alapján

2005 óta Magyarországon a csoport inaktivitási eltérésekből származó hozzájárulása folyamatosan mérséklődött, a vizsgált időszak végére a hozzájárulás 5 százalékpontra csökkent, amivel felzárkóztunk Lengyelországhoz.

Szlovákiában és Csehországban kisebb ugyan az alapfokú végzettséggel rendelkezők hozzájárulása az inaktivitási ráták között megfigyelhető eltérésekhez, de arányait tekintve a teljes lemaradás fontos meghatározói (lásd 4.10. ábra). 2009 első és 2013 második negyedéve között Szlovákiában átlagosan a teljes eltérés 70,2%-a, Csehországban 63,9%-a, Lengyelországban 62,0%-a, míg Magyarországon 52,3%-a volt megmagyarázható a csoportot jellemző magasabb inaktivitással. Mindez azt mutatja, hogy inaktivitás szempontjából mindegyik visegrádi országban jelentős a hozzájárulásuk az EU15 ország-csoportnál magasabb ráták értékéhez.

4.11. ábra: Az alapfokú végzettséggel rendelkezők aránya a vizsgált korosztályokban 2013 második negyedévében



Forrás: Saját számítás az Eurostat adatbázisa alapján

Ugyanakkor a csoport esetében meg kell említeni azt az összetételhatást, ami a nagyságrendje miatt fontos. Jelentős eltérések mutatkoznak ugyanis a népesség végzettség szerinti összetételében. Az alapfokú végzettséggel rendelkezők aránya az elmúlt időszakban szinte folyamatosan csökkent. Arányait tekintve ugyanakkor több alapfokú végzettséggel rendelkező van az EU15 ország-csoportban, mint a visegrádi országokban. Ennek oka az alapfokú végzettséggel rendelkezők magas aránya a 25 évnél idősebb korosztályokban. Magyarországon is minden korosztályban mérséklődött az alapfokú végzettséggel rendelkezők aránya, de a többi visegrádi

országnál még mindig kedvezőtelenebb a magyar népesség végzettség szerinti összetétele (lásd 4.11. ábra).

4.3. Munkaerő-áramlás vizsgálata a visegrádi országokban

Ebben az alfejezetben *Shimer* [2007] tanulmányában kifejlesztett modell segítségével számítok állásszerzési és állásvesztési rátákat, illetve valószínűségeket a munkaerő-felmérés adatai alapján. Shimer folytonos idejű modellt használ fel vizsgálataihoz, miközben a statisztikai adatok csak diszkrét időpontokban, azaz negyedévekre állnak rendelkezésre. A modell a munkanélküliek állásszerzését és a foglalkoztatottak állásvesztését Poisson-folyamattal írja le. A folytonos idejű modellben a munkanélküliek állásszerzési valószínűsége: $f_t \equiv -\log(1 - F_t)$, ahol F_t a t -edik negyedévre a statisztikai adatokból kiszámított átlagos állásszerzési ráta. Hasonlóképpen az állásvesztési valószínűség (s_t) és ráta (S_t) összefüggése: $s_t \equiv -\log(1 - S_t)$. A munkanélküliek számának folytonos változását a következő differenciálegyenlet határozza meg:

$$(4.1) \quad \dot{U}_{t+\tau} = s_t E_{t+\tau} - f_t U_{t+\tau},$$

ahol $\dot{U} = dU/dt$, t diszkrét időpontokat jelöl, $\tau \in [0,1)$, valamint $t+\tau$ pillanatban $E_{t+\tau}$ illetve $U_{t+\tau}$ a foglalkoztatottak, illetve a munkanélküliek száma. A különbség első tagja tehát az állásvesztők számát, a második tag pedig az állásszerzők számát mutatja. A (4.1)-hez hasonlóan a friss munkanélküliek számának folytonos változását meghatározó kevert differenciál-differenciaegyenlet:

$$(4.2) \quad \dot{U}_t^s = s_t E_{t+\tau} - f_t U_t^s(\tau),$$

ahol $U_t^s(\tau)$ a friss munkanélküliek száma, akik valamikor a $[t, t+\tau)$ időintervallumban még foglalkoztatottak voltak. A fenti két egyenletből álló kevert differenciál-differenciaegyenlet rendszer t -edik negyedév végpontjaihoz tartozó peremfeltételei: a kezdeti érték $U_t^s(0) = 0$, ez egy technikai adat, és $U_{t+1}^s \equiv U_t^s(I)$, ami a friss munkanélküliek tényleges létszáma a t -edik időszak végén. A (4.1) és

(4.2) differenciálegyenletek rámutatnak, hogy mind az összes, mind a friss munkanélküliek számát az állásvesztés és állásszerzés folyamatai alakítják. A (4.1) és (4.2) egyenletrendszer megoldása megadja az állásszerzési rátát, illetve implicit módon az állásvesztés valószínűségét²⁴:

$$(4.3) \quad F_t = 1 - \frac{U_{t+1} - U_{t+1}^s}{U_t},$$

$$(4.4) \quad U_{t+1} = \frac{L_t s_t}{s_t + f_t} (1 - e^{-s_t - f_t}) + U_t e^{-s_t - f_t},$$

ahol e az Euler-féle szám, $L_t = U_t + E_t$ a gazdaságilag aktív népesség a t -edik negyedévben. Ez az egyszerűsítő feltevésünk szerint nem változik, hiszen a *modell nem veszi figyelembe az aktívak és inaktívak közötti áramlást*. A (4.3) egyenlet meghatározza az F_t állásszerzési rátát, majd ebből a két változó közti összefüggés alapján adódik az f_t . Ezt a (4.4) egyenletben kombináljuk a munkanélküliek valamint az aktívak statisztikai adataival, s így eljutunk az s_t állásvesztési valószínűséghez, valamint az S_t állásvesztési rátahoz (emlékeztetőül $s_t \equiv -\log(1 - S_t)$).

A modell gyakorlati alkalmazására áttérve döntő fontosságú az eredmények nemzetközi összehasonlíthatósága. Ez nem lenne lehetséges a regisztrált munkanélküliek adataira támaszkodva, mert az egyes országokban eltérőek a munkanélküliek regisztrációjának feltételei (a felvétel kritériumai, a segélyezés időtartama stb.). Ezért van kiemelkedő jelentősége az Eurostat adatbázisában²⁵ elérhető munkaerő-felmérésnek, mert ezt azonos módszertannal készítik el az egyes országokban a lakosság reprezentatív mintájának kikérdezésével. A tanulmányban a 15-64 és a 25-59 éves korosztály adatait elemzem. E negyedéves idősorok hossza kis

²⁴ (4.1)-ből kivonva (4.2) 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. A $U_t^s(0) = 0$ 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 a állásszerzési ráta értékét, a (4.3)-at. A (4.1) 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 valószínűségre felírt (4.4) egyenletet.

²⁵ Elérhetőség: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database

eltérést mutat: a cseh és a szlovák adatok 1998 első negyedévétől, a lengyelek 2000 első negyedévétől, a magyarok 1999 első negyedévétől állnak rendelkezésre egységesen 2012 negyedik negyedévéig.

Az állásszerzési és állásvesztési ráták, illetve valószínűségek számításához, ahogy azt láthattuk, szükség van a friss munkanélküliek számára (U^s). Ez kinyerhető az Eurostat által publikált adatokból, mert ebben szerepel a munkanélküliek megoszlása a munkanélküli állapot időtartama szerint (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). Friss munkanélkülinek a negyedéves adatsorok miatt azokat tekintjük, akik 3 hónapnál rövidebb ideje vannak állás nélkül (vagyis az első két csoportot).

A munkanélküliségi, foglalkoztatási és friss munkanélküliségi adatok alapján Matlab segítségével kiszámoltam az állásszerzési és állásvesztési ráták, illetve valószínűségek értékét a két korosztályra. A 4.4. táblázat az állásvesztési és állásszerzési ráták átlagos értékeit tartalmazza, miközben *Hobijn* és *Sahin* [2007] tanulmányának értékeivel vethetjük össze azokat.

4.4. táblázat: Átlagos állásvesztési és állásszerzési ráták a visegrádi országokban (%)

Ország	Állásvesztési ráta			Állásszerzési ráta		
	15-64	25-59	Hobijn–Sahin [2007]	15-64	25-59	Hobijn–Sahin [2007]
Csehország	1,6	1,2	2,8	18,0	15,6	22,3
Lengyelország	2,7	1,9	2,9	17,6	15,5	20,1
Magyarország	1,6	1,3	2,9	16,5	14,7	18,0
Szlovákia	1,8	1,2		9,7	8,4	16,0

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

A 4.4. táblázatban láthatjuk, hogy az állásvesztési ráták legkedvezőbb (legkisebb) átlagos értékei Csehországot és Magyarországot jellemzik. A csehek a kuponos privatizációval csökkentették az állásvesztés lehetőségét, ezért is lehet, hogy *Hobijn* és *Sahin* [2007] is a többiekhez képest alacsonyabb állásvesztési rátát jelez. A 15-64 évesek körében általunk becsült 1,6%-os állásvesztési ráta, azért ennél az

értéknél jóval alacsonyabb.²⁶ Összevetési alapul szolgálhatnak Magyarország esetében az *MTA KTI Finomelemzés adatbázisa*²⁷ által közölt állásvesztési ráták, melyek 1992 első negyedévétől 2009 harmadik negyedévéig végzettség szerinti felbontásban állnak rendelkezésre. Az említett periódusban a még általános iskolai végzettséggel sem rendelkező egyének állásvesztési rátájának átlagos értéke 4,5%, a felsőfokú végzettséggel rendelkezőké 1,2%.

A vizsgált időszak alatt tartósabban rendkívül magas munkanélküliségi rátával jellemzett Szlovákia és Lengyelország értékei meghaladják a cseh és magyar értéket (legalábbis a 15-64 éves korosztályban): a szlovák állásvesztési ráta 1,8% míg a lengyel 2,7% volt. Összehasonlítási lehetőséget jelent Lengyelország esetében *Strawinski* [2008] tanulmánya: 1995 második és 2008 első negyedéve közötti időszakban a foglalkoztatottak munkanélkülivé válásának átlagos rátája 1,3%, míg az inaktívak munkanélkülivé válásának rátája 1,7% volt. A visegrádi országok körében kimagasló lengyel érték okait érdemes lenne alaposabban megvizsgálni. A lengyel adatban szerepet játszhat például az, hogy itt a többi visegrádi országhoz képest későn indult meg a szocialista rendszerben kiépült gazdasági szerkezet átalakítása, amely a 2000-es évek elején 3-3,5%-os állásvesztési rátákat generált.

A 25-59 éves korosztályban számított állásvesztési ráták értékei kisebbek, vagyis ők alacsonyabb valószínűséggel veszítik el munkájukat, jelezve a korosztályban tapasztalható stabilabb foglalkoztatást. A számított értékek ebben a korosztályban nem mutatnak lényeges különbséget a cseh, magyar és szlovák értékek között. A lengyel állásvesztési ráta ebben az esetben is jóval nagyobb, 1,9% volt. A számított ráták közötti különbség egyik oka, hogy *Hobijn* és *Sahin* számításai az 1997 és 2004 közötti időszakokkal egy olyan időszak értékei, mely jelentős gazdasági változásokkal, ágazati szerkezetváltással, külföldi nyitással és a külföldi tőke megérkezésével jellemezhető szinte minden visegrádi országban.

A 4.2. alfejezetben taglalt munkaerő-piaci mutatók legkedvezőbb értékei általában Csehországot jellemezték, így nem tekinthető meglepőnek, hogy a legalacsonyabb állásvesztési ráta mellett az állásszerzési ráta legmagasabb értéke is a

²⁶ *Gottvald* [2005] 1993 és 2000 közötti időszakban vizsgálta a munkaerő-áramlásokat az LFS adatai alapján átmenetvalószínűségek becsülésével. Annak valószínűségét, hogy valaki egy év múlva is foglalkoztatott lesz nagyon stabilnak találta, 93,5 és 95,1% közötti valószínűségekkel. A munkaviszony elvesztésének valószínűsége 4,9 és 6,5% között ingadozott, mindebben 1,2 és 3,1% közötti volt a munkanélkülivé válás valószínűsége.

²⁷ Elérhetőség: <http://adatbank.mtaki.hu/finomelemzes/>

cseh gazdaságot jellemzi: a 15-64 éves korosztályban 18% a 25-59 éves korosztályban 15,6%-kal²⁸.

A cseh értékektől minimálisan maradnak csak el a lengyel átlagos értékek. *Strawinski* [2008] tanulmányában a már említett időszakban a munkanélküliek állásszerzési rátájának átlagos értéke 19,8%, ami 2 százalékponttal magasabb az általam kapott értéknél (17,6%). Mindez azt mutatja, hogy a lengyel munkaerőpiac az állásszerzés terén a többiekhez képest is „egészségesen” működött.

A 15-64 éves korosztályban a magyar 16,5%-os állásszerzési ráta csak a 3. helyre elegendő. Az *MTA KTI Finomelemzés adatbázisa* által közölt állásszerzési ráták értékei: az állásszerzési ráta átlagos értéke a még általános iskolai végzettséggel sem rendelkező egyének esetében 8,9%, míg a felsőfokú végzettséggel rendelkezőké 18,9%.

A legkedvezőtlenebb átlagos állásszerzési ráták a szlovák gazdaságot jellemzik mindegyik vizsgált korosztályban. A szlovák átlagértékek megközelítőleg 6 százalékponttal kisebbek, mint Magyarország átlagos értékei. Mindez azt sejteti, hogy a magas munkanélküliség elsődleges oka a szlovák esetben a munkanélküliek alacsony elhelyezkedési esélye. Ugyanakkor pont Szlovákiában figyelhető meg a legjelentősebb eltérés *Hobijn* és *Sahin* tanulmányával összevetve, igaz az előbbi következtetés e tanulmány számított értékei alapján is elmondható, hiszen a legkisebb ráta a szlovák munkaerőpiacot jellemzi. Vajon mi lehet az oka annak, hogy a szlovák ráta ilyen alacsony? Nem ismerek erre nézve alaposabb empirikus elemzést, így csak találgathatok ennek okairól. Talán összefügghet ez a szlovák munkanélküliek alacsonyabb képzettségi szintjével a többi visegrádi ország állástalanjaival összehasonlítva²⁹.

A 25-59 éves korcsoport állásszerzési rátái alacsonyabbak a 15-64 éves korosztályhoz képest, ami arra utal, hogy helyzetük ebből a nézőpontból kiindulva is stabilabb, munkanélküliként nehezebben helyezkednek el. Az állásszerzési ráta

²⁸ Gottvald [2005] 1993 és 2000 közötti időszakban a legnagyobb fluktuációt a munkanélküliek esetében diagnosztizálta: 1993-ban csupán 32,3%-os valószínűsége volt annak, hogy valaki egy év múlva is munkanélküli lesz, de ez az érték szinte folyamatosan emelkedett és 2000-re elérte a 60,2%-ot. Mindeközben a munkanélküliek egy éven belüli állásszerzésének valószínűsége 1993-as 54,6%-ról 33,7%-ra, az inaktívra válás valószínűsége 13,1%-ról 6,1%-ra csökkent.

²⁹ Szlovákiában a munkanélküliek átlagosan 63,35%-a volt tartósan (több mint egy éve) munkanélküli, ami több mint 17 százalékponttal haladta meg a többi visegrádi országot jellemző arányokat. A különbséghez ráadásul leginkább a több mint 4 éve munkanélküliek járultak hozzá azzal, hogy arányuk a munkanélküliek között 26,41% volt, ami 15 százalékponttal magasabb, mint a sorban következő cseh arány. Mindezzel Szlovákiában volt a legsúlyosabb a tartós munkanélküliség problémája.

alacsonyabb értéke mögött megbújhat az is, hogy ebben a korosztályban alacsonyabb az olyan jellegű kiáramlás, ami inaktivitást eredményez.

Összességében elmondható, hogy a vizsgált időszak meghatározó részében magas munkanélküliségi rátái mögött állásvesztési és/vagy állásszerzési nehézségek álltak: a lengyel esetben a magas állásvesztési, míg a szlovák esetben pedig az alacsony állásszerzési ráta. A munkaerő-piaci mutatók tekintetében legsikeresebbnek tűnő Csehország rendelkezik mindkét vizsgált korosztályban az egyik legalacsonyabb állásvesztési és a legmagasabb állásszerzési rátával.

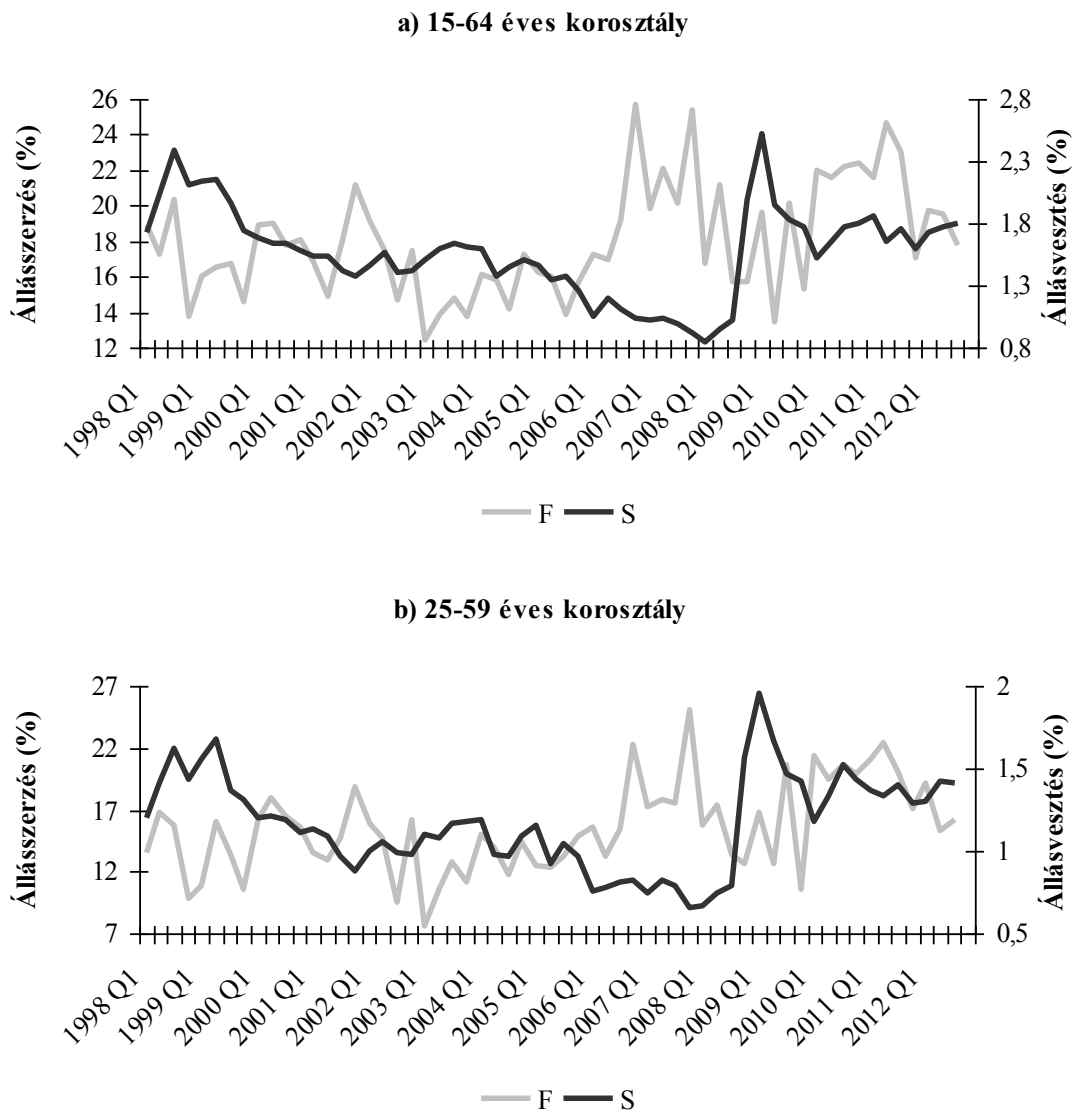
4.4. A munkaerő-piaci változók ciklikus alakulása

Ezidáig csupán azt vizsgáltuk, hogy milyen átlagos állásvesztés, illetve állásszerzés jellemezte az egyes visegrádi országokat. Az átlagok mellett természetesen a ráták ingadozása és ciklikus viselkedése is érdekel bennünket. Pontosabban az, mennyire volatilisek az elemzett munkaerő-piaci változók, s nagyobb-e vagy kisebb az ingadozásuk, mint a reál GDP-é? Továbbá, ha ciklikus ingadozásokat mutatnak, egyirányban vagy ellentétesen mozognak-e a reál GDP-vel?

Mindezen kérdések megválaszolására először is szezonálisan kiigazítottam az erős szezonalitást mutató munkaerő-piaci adatsorokat. A foglalkoztatottak, munkanélküliek és friss munkanélküliek adatsoraiból a TRAMO-SEATS módszer³⁰ segítségével kiszűrtem a szezonalitást. Ezeket a szezonálisan korrigált adatsorokat felhasználva, a (4.3) és (4.4) egyenletek alapján újrabecsültem az S állásvesztési és F állásszerzési rátákat. A további elemzésekhez ezeket a rátákat és a hozzájuk tartozó valószínűségeket használtam fel.

A 4.12. ábrán látható cseh tendenciák mindkét korosztályban közel azonosan azt mutatják, hogy a cseh valutaválságot követően és a globális válság éveiben is a munkanélküliség inkább a nagyon gyorsan növekvő állásvesztésnek köszönhető, ami különösen drámai volt 2008 folyamán: 2009 első negyedévére az állásvesztési ráta a 15-64 éves korosztályban a 2008 első negyedévében megfigyelt érték közel háromszorosára, 2,5%-ra nőtt.

³⁰ A szezonális kiszűrésére alkalmazott sztochasztikus alapú, modellszemléletű eljárás. Bővebben lásd Sugár [1999].

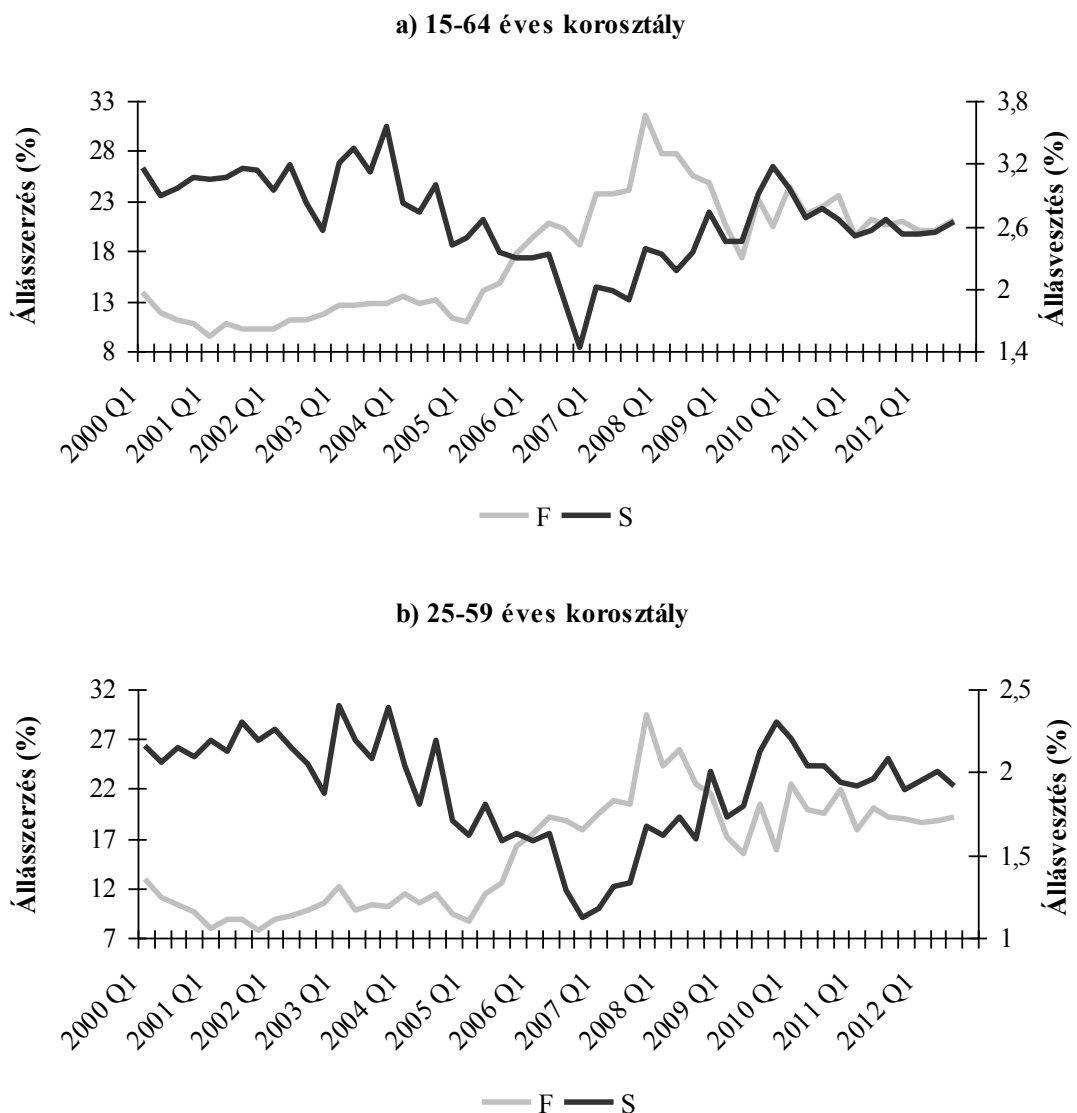
3.12. ábra: Az állásvesztési és állásszerzési ráták alakulása Csehországban

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

Az állásszerzés sokkal változékonyabb, a válság idején szintén jelentősen megváltozott az értéke: 2007 negyedik negyedévében megfigyelhető 25,4%-ról 2009 második negyedévére 13,5%-ra csökkent. Hasonlóan alacsony értékek utoljára a 2003 és 2005 közötti időszakot jellemezték, de akkor folyamatosan emelkedett az állásszerzési ráta. 2003 és 2007 között, a jelentős gazdasági növekedés időszakában, az állásvesztési ráta folyamatosan csökkent, az állásszerzési ráta kezdetben csekély, majd 2005 második felétől 2006 végéig jelentős mértékben emelkedett. 2007 folyamán az állásszerzési ráta jelentősebben meghaladta a 20%-ot a 15-64 éves korosztályban. A 25-54 éves korosztályban 2007 negyedik negyedévében volt a

legmagasabb az állásszerzési ráta (25%). A válság kedvezőtlen hatásai 2009 első félévéig tartottak. 2009 első negyedévében az állásvesztési ráta mindkét korosztályban elérte legmagasabb értékét és az elkövetkező évben folyamatosan csökkent. Ugyanakkor 2010 óta az állásvesztési ráta magas, a 15-64 évesek körében 1,8 és a 25-59 évesek körében pedig 1,4%-os érték körül ingadozik. Ilyen magas értékek az évezred első éveiben voltak megfigyelhetők. Kedvezőbben alakult 2009 második negyedéve után az állásszerzési ráta, ami két év alatt csaknem újra elérte a 25%-ot a 15-64 éves korosztályban. 2011 második felében azonban jelentősebb csökkenést, majd 2012 folyamán már 20% alatti értékeket figyelhetünk meg.

4.13. ábra: Az állásvesztési és állásszerzési ráták alakulása Lengyelországban



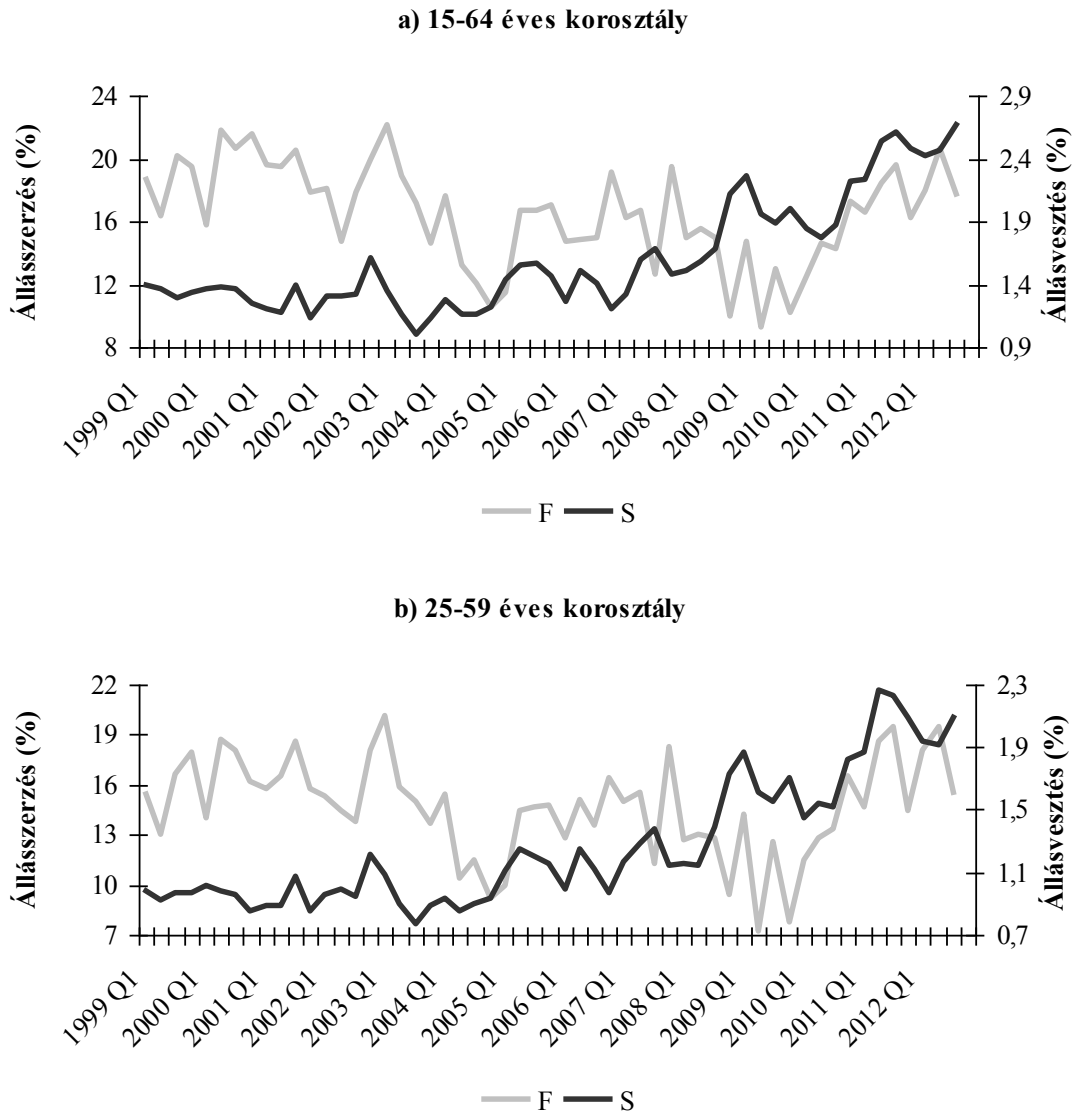
Forrás: Saját számítás az Eurostat adatbázisa alapján

A 4.13. ábrán jól látható, hogy Lengyelországban 2004-ig igen magas volt az állásvesztési ráta, ami egyúttal a magas átlagos érték oka is mindkét vizsgált korosztályban. A 15-64 éves korosztályban 2,5 és 3,5%, a 25-59 éves korosztályban 1,9 és 2,4% között ingadozott. Mindez mindkét korosztály esetében jelentős mértékben hozzájárult a 2002-ig folyamatosan növekvő, majd 2004-ig magas értéken stagnáló munkanélküliségi rátához (lásd 4.1. ábra). A magas munkanélküliség oka viszont nem csupán a magas állásvesztés volt, hanem az alacsony állásszerzés is. Ezt alátámasztja, hogy az állásszerzési ráta 2004 végéig nagyon alacsony volt mindkét vizsgált korosztályban: a 15-64 évesek körében nem haladta meg a 14, míg a 25-59 évesek körében a 13%-ot. Ezt követően kezdetben a stabil majd a fokozatosan egyre gyorsabb növekedés időszakában 2006 végéig jelentősen csökkent az állásvesztési ráta és elérte a minimális 1,4%-ot a 15-64, míg az 1,1%-ot a 25-59 éves korosztályban. Az állásszerzési ráta növekedése egy évvel késleltetve 2005 elején kezdődött. Ekkor a 15-64 évesek körében értéke 10,9%, a 25-59 évesek körében 8,7% volt. A ráta növekedése valamivel tovább, egészen 2007 végig tartott. Ebben az időszakban az állásszerzési ráta több mint 20 százalékpontot növelt az egyes korosztályokban. 2007 és 2009 utolsó negyedéve között újra jelentősen növekedett az állásvesztési ráta és meghaladta a 3%-ot. A globális válság hatására az állásszerzési ráta 2009 második negyedévére 17,3%-ra csökkent. A 25-59 évesek táborának mutatóit hasonló tendenciák jellemezték. A munkaerő-piaci kilábalást a válságból a 2009 második felétől tovább nem csökkenő (stagnáló) állásszerzési ráta jelzi: azóta értéke a 15-64 évesek körében néhány százalékponttal meghaladja a 20%-ot, míg 19% körül ingadozik a 25-59 éves korosztályban. Az állásvesztési ráta 2010 folyamán mindkét korosztályban csökkent, majd a vizsgált időszak utolsó két évében szintén stabilizálódott egy valamelyest alacsonyabb szinten (15-64: 2,5%; míg 25-59: 2%).

Magyarország esetében az állásvesztési ráta 2004-ig viszonylag alacsony értékekkel jellemezhető. Ebben az időszakban a ráta csak 2002 utolsó negyedévében haladta meg az 1,5%-ot a 15-64, míg az 1,1%-ot a 25-59 éves korosztályban. A 15-64 évesek körében az állásszerzési ráta ebben az időszakban volatilisabb, 2003 végéig csak kétszer csökkent 15% alá és a maximális 22,1%-os érték pedig 2003 elejére esett. Az egyes korosztályok állásvesztési rátái 2003 óta növekvő tendenciát mutattak. Jelentősebb növekedést 2003 harmadik és 2005 második negyedéve közötti

periódusban, 2007-ben és 2008-ban, továbbá 2010 harmadik és 2011 harmadik negyedéve közötti időszakban figyelhetünk meg.

4.14. ábra: Az állásvesztési és állászerzési ráták alakulása Magyarországon

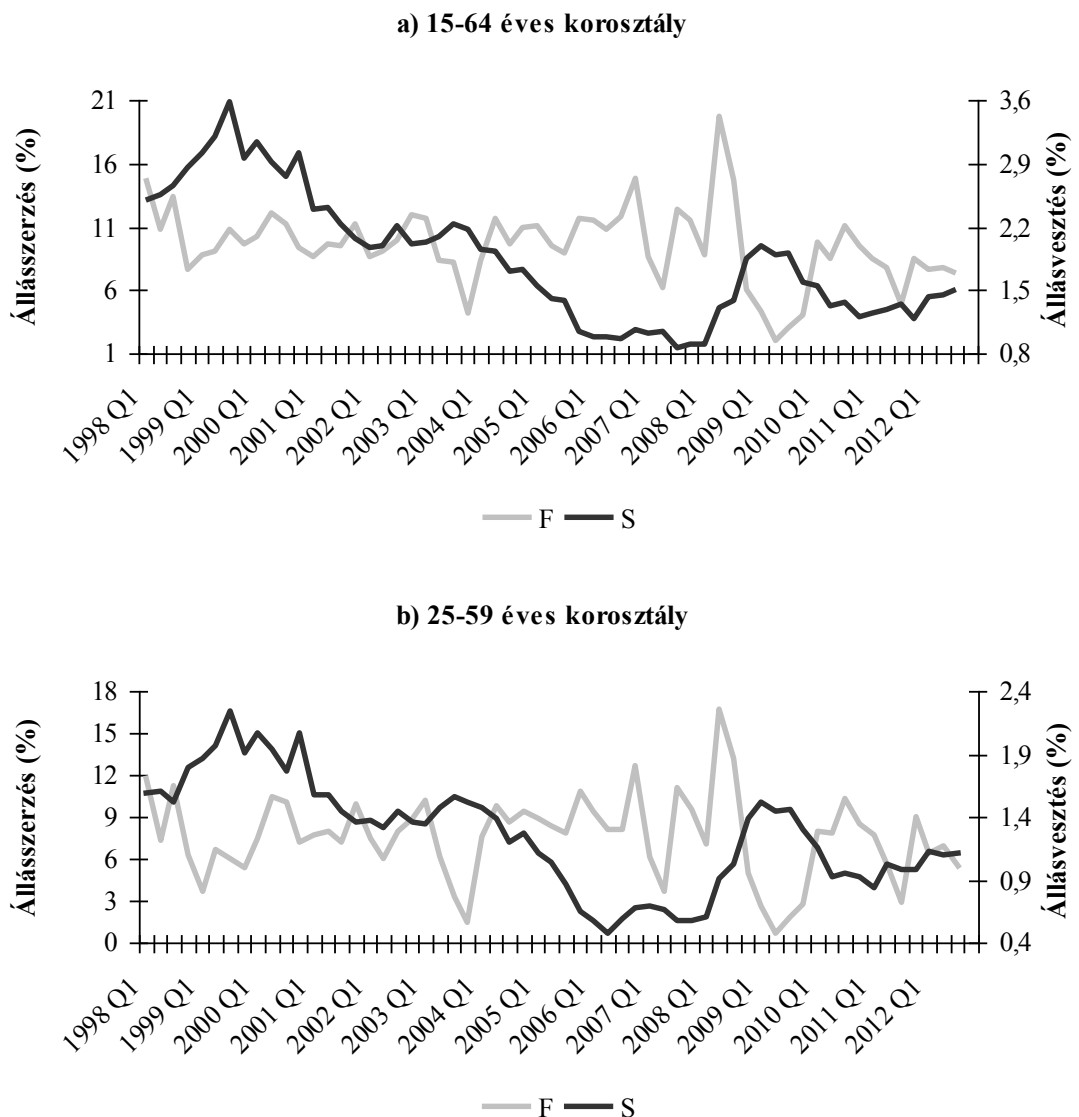


Forrás: Saját számítás az Eurostat adatbázisa alapján

Az állásvesztési ráta a globális válság kibontakozása óta eltelt időszakban mindkét korosztályban egyre nagyobb értéket vett fel: a 15-64 éves korosztályban 2012 harmadik negyedévében érte a csúcsát 2,7, míg a 25-59-éves korosztályban 2011 második negyedévében 2,3%-kal. Az állászerzési ráta már 2003-ban és 2004-ben jelentősen csökkent: mindkét korosztályban több mint 5 százalékpontos csökkenést mutatva. Ezután 2005 és 2007 között stabilizálódott 17% körüli értéken a 15-64 éves,

míg 16%-os értéken a 25-59 éves korosztályban. 2008 újra jelentős csökkenést hozott. Az állásszerzési ráta 2007 és 2008 utolsó negyedéve között több mint 9 százalékponttal csökkent mindkét vizsgált korosztályban. A minimális értékeket 2009 második negyedéve hozta, még hozzá 9,3%-kal a 15-64, míg 7,2%-kal a 25-59 éves korosztályban. A minimális szint elérése után 2011 harmadik negyedévéig az állásszerzési ráta 10 százalékponttal nőtt. Azóta pedig 18-19% körül ingadozik a 15-64, míg nagyobb kilengéseket mutatva 17% körül a 25-59 évesek körében (lásd 4.14. ábra). Ebben a növekedésben vélhetően a kormányzat közmunka programja játszott fontos szerepet.

4.15. ábra: Az állásvesztési és állásszerzési ráták alakulása Szlovákiában



Forrás: Saját számítás az Eurostat adatbázisa alapján

Szlovákia esetében (lásd 4.15. ábra) az állásvesztési ráta az előző évezred utolsó két évében emelkedett. A 15-64 éves korosztályban az 1998 első negyedévében megfigyelt 2,5%-os értékről az 1999 harmadik negyedévével jellemző 3,6%-ra, ami a vizsgált időszak alatti maximális érték volt. A 25-59 évesek körében 1998 utolsó negyedéve hozott csak emelkedést, a csúcspontot e korosztályban is 1999 harmadik negyedéve hozta 2,2%-os értékkel. Ezzel egyetemben 1998 első és negyedik negyedéve között az állásszerzési ráta több mint 7 százalékponttal csökkent mindkét korosztályban. Az 1999-es év folyamatai visszaállították megközelítőleg azokat az értékeket, amiket még 1998 elején figyelhettünk meg. Ebben az időszakban kétségtelenül az 1998-as kormányváltással kezdődő gazdasági és politikai nyitás a világ felé, valamint a meginduló és felgyorsuló gazdasági szerkezetváltás okozta gazdasági növekedés visszaesése eredményezte az állásvesztési és -szerzési ráták kedvezőtlen alakulását. 2000-től, az egyre gyorsabban fejlődő szlovák gazdaságban mindkét korosztályban szinte folyamatosan csökkent az állásvesztési ráta. A legnagyobb csökkenést 1999 harmadik és 2002 első, valamint 2003 harmadik és 2006 második negyedéve között figyelhettük meg. A köztes időszakban a ráta stagnált. Ehhez a stagnáláshoz és az azt követő kedvező alakuláshoz bizonyára hozzájárultak a 2002 és 2004 között lezajló újabb fontos reformok is. A folyamatos csökkenést 2006 és 2008 első negyedéve között, a világszinten is az egyik legmagasabb növekedést felmutató Szlovákiában, az állásvesztési ráta nagyon alacsony értéken való stagnálása követte: a 15-64 éves korosztályban 1%, míg a 25-59 éves korosztályban 0,6% körül ingadozott. A válság 2008-ban való kibontakozása és áttérjedése az országra utoljára 2003-ban látott szintekre emelte az állásvesztési rátát. Az állásszerzési ráta mindeközben (2008-ig bezárólag) a 15-64 évesek esetében 11, a 25-59 évesek esetében 9% körül ingadozott kisebb-nagyobb kilengésekkel. A válság begyűrűzése előtt 2008 második negyedéve hozta a legmagasabb állásszerzési rátákat mindkét vizsgált korosztályban: 19,7%-kal a 15-64 és 16,7%-os értékkel a 25-59 éves korosztályban. Ezt jelentős csökkenés követte. 2009 második negyedévére mindkét korosztályban több mint 16 százalékponttal csökkent az állásszerzési ráta. A válság utóhatásai közepette 2009 először az állásvesztési ráta magas értékű stagnálását, majd a 2010-es év már újra csökkenését eredményezte. A vizsgált időszak utolsó két évében stagnálás (enyhe növekedés) jellemző: a 15-64 évesek körében 1,3%, míg a 25-59 évesek körében 1,1%-os érték körül. Az állásszerzési ráta 2009 második felében jelentősen emelkedett majd 2010-től újra

kisebb-nagyobb kilengésekkel a válságot megelőző szintek alatt ingadozik: a 15-64 évesek körében 8%, míg a fő munkavállalási korosztályban 7%-os érték körüli.

4.4.1. A ciklusok vizsgálata

Az állásvesztési és -szerzési ráták szezonálisan kiigazított adatait már az előzőekben elemeztük. Mindemellett a ciklikus vizsgálatok elvégzéséhez a TRAMO-SEATS módszerrel kiszűrtük a szezonalitást a többi munkaerő-piaci változó: a munkanélküliségi (u), foglalkoztatási (e) és inaktivitási ráták (i); valamint a ciklikus indikátorként használt az Eurostat által közölt reál GDP mutató³¹ és a termelékenység (P)³² adatsoraiból is. A kiigazított adatokat ezután logaritmizáltam, hogy csökkentsem a számadatok nagyságrendi különbségeit, majd a Hodrick–Prescott szűrővel³³, $\lambda=1600$ -as paraméterrel eltávolítottam belőlük a trendeket. A trendek eltávolítása után az adatok ingadozásában már csak a ciklikus komponensek maradtak meg.

A Hodrick–Prescott szűrő által előállított ciklikus komponensek szórásának elemzése a 4.5. táblázat alapján azt mutatja, hogy a 15-64 éves korosztályra vonatkozó munkaerő-piaci változók közül a reál GDP-hez viszonyított relatív volatilitása³⁴ a foglalkoztatási és az inaktivitási rátáknak a legkisebb. A hosszú időn keresztül növekvő Lengyelország és Szlovákia esetében a foglalkoztatási ráta szórása a reál GDP szórásának 127 illetve 62%-ára tehető, a cseh és a magyar esetben ez jóval alacsonyabb, 45 illetve 52%. Az inaktivitási ráta reál GDP-hez viszonyított relatív volatilitása Szlovákiában a legalacsonyabb, ahol az értéke 0,4-nél kisebb, Csehországban már 0,5 értékű, míg a többi (magas inaktivitással jellemzett) országban még ezt is meghaladja: a magyar esetben 0,66 a lengyeleknél 0,63. A kisebb foglalkoztatási ráta volatilitással jellemzett országokban (Csehország és Magyarország) az inaktivitási ráta enyhén volatilisabb a foglalkoztatási rátánál, míg

³¹ Eurostat adatbázisából származó reál GDP (millió euró, volumen láncindex, referenciaév 2000, 2000-es árfolyam mellett).

³² A termelékenység mutatójaként az Eurostat adatbázisából származó egy foglalkoztatottra jutó (reál) munkatermelékenység (*Real labour productivity per person employed*) indexmutatóját használtam. Lásd http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=namq_aux_lp&lang=en.

³³ Lásd Móczár [2008] 200-201. o.

³⁴ Relatív volatilitás alatt az adott változó és a reál GDP ciklikus komponensei szórásának hányadosát értjük.

Lengyelországban és Szlovákiában a foglalkoztatási ráták volatilitása több mint 1,5-szerese az inaktivitási ráták volatilitásának.

4.5. táblázat: A ciklikus komponensek szórása és elsőrendű autokorrelációja

Megnevezés	Korosztály	<i>u</i>	<i>e</i>	<i>i</i>	<i>S</i>	<i>F</i>	<i>P</i>	<i>GDP</i>
		Csehország						
Szórás	15-64	0,130	0,008	0,009	0,166	0,144	0,015	0,018
	25-59	0,124	0,013	0,016	0,178	0,200		
Autokorreláció	15-64	0,880	0,847	0,622	0,708	0,164	0,796	0,846
	25-59	0,869	0,855	0,676	0,689	0,051		
		Lengyelország						
Szórás	15-64	0,120	0,015	0,008	0,117	0,130	0,010	0,012
	25-59	0,122	0,013	0,014	0,119	0,158		
Autokorreláció	15-64	0,944	0,915	0,852	0,534	0,597	0,792	0,829
	25-59	0,943	0,893	0,850	0,591	0,546		
		Magyarország						
Szórás	15-64	0,061	0,009	0,010	0,098	0,163	0,013	0,016
	25-59	0,059	0,007	0,016	0,108	0,189		
Autokorreláció	15-64	0,820	0,738	0,737	0,434	0,300	0,747	0,869
	25-59	0,811	0,737	0,746	0,398	0,174		
		Szlovákia						
Szórás	15-64	0,099	0,015	0,009	0,177	0,348	0,018	0,024
	25-59	0,097	0,013	0,026	0,221	0,541		
Autokorreláció	15-64	0,898	0,87	0,735	0,798	0,503	0,672	0,782
	25-59	0,895	0,855	0,812	0,837	0,476		

Megjegyzés: A táblázat fejlécében feltüntetett elemzés tárgyát képező változók: u – munkanélküliségi ráta, e – foglalkoztatási ráta, i – inaktivitási ráta, S – állásvesztési ráta, F – állásszerzési ráta, P – termelékenység és a *reál GDP*.

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

A munkanélküliségi ráta szórása már meghaladja a reál GDP szórását. A relatív volatilitás a magyar esetben a legalacsonyabb (3,69), ezt követi a szlovák érték (4,14), a többiek esetében a relatív szórás meghaladja a 7 értéket. A legmagasabb relatív volatilitást Lengyelország esetében figyelhetjük meg (10).

Az állásszerzési és állásvesztési ráták általában legalább olyan volatilisak, mint a munkanélküliségi ráta. Továbbá az állásszerzési ráta reál GDP-hez viszonyított relatív volatilitása kisebb-nagyobb mértékben meghaladja a munkanélküliségi rátáét. A legmagasabb érték Szlovákiában (14,55) figyelhető meg, majd ezt követően Lengyelországban (10,89), míg a legalacsonyabb érték

Csehországban (7,79). Csehországban és Lengyelországban a munkanélküliségi ráta és az állásszerzési ráta relatív volatilitása között nincs lényeges különbség, a magyar és szlovák esetben viszont az állásszerzési rátához tartozó érték többszöröse a munkanélküliséghez tartozó értéknek. Mindez tehát azt jelenti, hogy a cseh és lengyel esetben a két változó volatilitása között nincs lényeges különbség, míg a magyar és szlovák esetben az állásszerzési ráta lényegesen volatilisabb a munkanélküliségi rátánál.

Az állásvesztési ráta relatív volatilitása Lengyelország, Magyarország és Szlovákia esetében kisebb, mint az állásszerzési rátáé. Csehország, Magyarország és Szlovákia esetében pedig az állásvesztési ráta volatilisabb, mint a munkanélküliségi ráta. Az állásvesztési ráta volatilitása egyik visegrádi országban sem éri el a munkanélküliségi ráta volatilitásának kétszeresét: a szlovák esetben az állásvesztési ráta szórása a munkanélküliségi ráta szórásának 1,79-szerese. A legnagyobb relatív volatilitás egyébként a lengyel (9,78), míg a legalacsonyabb a magyar munkaerőpiacot (5,97) jellemzi.

Lényegesebb különbséget a korosztályok közötti relatív volatilitásokban az inaktivitási ráták esetében tapasztalhatunk: a 25-59 évesek inaktivitási rátájának volatilitása több mint 1,55-szöröse a 15-64 éves korosztályénak. Így a fő munkavállalási korosztályban az inaktivitási ráta volatilitása meghaladja a foglalkoztatási ráta volatilitását. Hasonlóan nagy volatilitásbeli különbségeket ezen kívül csak a cseh foglalkoztatási ráta és a szlovák állásszerzési ráta esetében regisztrálhattunk.

Az elsőrendű autokorrelációval mért perzisztencia³⁵ a reál GDP, a termelékenység, a munkanélküliségi, foglalkoztatási és inaktivitási ráták ciklikus komponensei esetében erőteljes. Az állásvesztési ráták (S) minden visegrádi országban perzisztensek: leginkább Szlovákiában és legkevésbé Magyarországon. A lengyel és szlovák állásszerzési ráta (F) perzisztens (lásd 4.5. táblázat).

³⁵ Egy idősor perzisztens, ha az idősor adataiból számított elsőrendű autokorreláció pozitív és szignifikáns. Az elsőrendű autokorreláció szignifikanciája t-eloszlást követő próbafüggvény segítségével vizsgáltó (lásd Kehl és Sipos [2011] 117-118. o.). Mintaelemszámaink és 1%-os szignifikanciaszint mellett az idősor akkor perzisztens, ha az elsőrendű autokorreláció 0,31 értéknél nagyobb.

4.6. táblázat: A ciklikus komponensek közötti korrelációk a 15-64 éves korosztályban

Változók	<i>u</i>	<i>e</i>	<i>i</i>	<i>F</i>	<i>S</i>	<i>P</i>	<i>GDP</i>
Csehország							
<i>u</i>	1,000	-0,903 ¹	-0,419 ¹	-0,040	0,387 ¹	-0,214 ⁵	-0,609 ¹
<i>e</i>		1,000	0,030	-0,005	-0,378 ¹	0,151	0,562 ¹
<i>i</i>			1,000	0,172	-0,011	0,067	0,113
<i>F</i>				1,000	-0,341 ¹	0,479 ¹	0,354 ¹
<i>S</i>					1,000	-0,731 ¹	-0,709 ¹
<i>P</i>						1,000	0,863 ¹
<i>GDP</i>							1,000
Lengyelország							
<i>u</i>	1,000	-0,896 ¹	-0,457 ¹	-0,515 ¹	0,117	0,306 ^{2,5}	-0,760 ¹
<i>e</i>		1,000	0,154	0,457 ¹	-0,196	-0,461 ¹	0,800 ¹
<i>i</i>			1,000	0,504 ¹	-0,273 ^{2,5}	0,373 ¹	0,319 ¹
<i>F</i>				1,000	-0,089	0,153	0,578 ¹
<i>S</i>					1,000	-0,129	-0,316 ^{2,5}
<i>P</i>						1,000	0,033
<i>GDP</i>							1,000
Magyarország							
<i>u</i>	1,000	-0,598 ¹	-0,049	-0,128	0,139	-0,084	-0,379 ¹
<i>e</i>		1,000	-0,754 ¹	0,348 ¹	-0,157	0,287 ^{2,5}	0,604 ¹
<i>i</i>			1,000	-0,333 ¹	0,179	-0,222 ⁵	-0,399 ¹
<i>F</i>				1,000	-0,015	0,184	0,418 ¹
<i>S</i>					1,000	-0,113	-0,143
<i>P</i>						1,000	0,876 ¹
<i>GDP</i>							1,000
Szlovákia							
<i>u</i>	1,000	-0,973 ¹	-0,114	-0,033	0,115	-0,392 ¹	-0,744 ¹
<i>e</i>		1,000	-0,031	0,045	-0,130	0,361 ¹	0,726 ¹
<i>i</i>			1,000	-0,134	-0,210	0,159	0,100
<i>F</i>				1,000	-0,517 ¹	0,498 ¹	0,370 ¹
<i>S</i>					1,000	-0,520 ¹	-0,420 ¹
<i>P</i>						1,000	0,876 ¹
<i>GDP</i>							1,000

Megjegyzés: Az elemzés tárgyát képező változók: *u* – munkanélküliségi ráta, *e* – foglalkoztatási ráta, *i* – inaktivitási ráta, *S* – állásvesztési ráta, *F* – állásszerzési ráta, *P* – termelékenység és a *reál GDP*. A felső indexek (1; 2,5 és 5) azokat a százalékos szignifikanciaszinteket jelölik, melyek esetében egyoldali tesztek mellett a megfigyelt korreláció szignifikáns (Pearson-féle korrelációs koefficiensek kritikus értékei alapján).

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

A ciklikus jellemzőket az adott idősor ciklikus komponense és a *reál GDP* ciklikus komponense (mozgása) közötti egyidejű korrelációs elemzéssel vizsgáltam (lásd 4.6. táblázat utolsó oszlopa)³⁶.

³⁶ Az elemzésben így azt vizsgálom, hogy mennyire jellemzi a változókat a *reál GDP*-ben megfigyelhető ciklikusság. Amennyiben a korreláció szignifikánsan pozitív, akkor a változó

Számítási eredményeim a munkanélküliségi ráta kontraciklikus jellegét támasztják alá. A kontraciklikusság a magyar esetben a legszerényebb mértékű ($-0,379$). A foglalkoztatási ráta mindenütt erőteljesen prociklikus, különösképpen a lengyel és szlovák, és legkevésbé a cseh idősorokat tekintve. Az inaktivitási ráta aciklikus Csehországban és Szlovákiában, míg Magyarországon enyhén kontra-, Lengyelországban enyhén prociklikus (mindkét országban már 1%-os szinten szignifikánsak a reál GDP és az inaktivitási ráta közötti korrelációk).

A Shimer-féle ráták közül az állásszerzési ráta prociklikus ($0,354$ és $0,578$ közötti korrelációkkal): Csehországban és Szlovákiában enyhén (kisebb a korreláció mint $0,4$), míg Magyarországon és Lengyelországban közepesen. Az állásvesztési ráta Csehországban, Lengyelországban és Szlovákiában kontraciklikus: enyhén a lengyel (csak 2,5% szinten lesz szignifikáns a kapcsolat), közepesen a szlovák, míg jelentős mértékben ($0,7$ -et abszolút értékben meghaladó korreláció) a cseh esetben. A magyar esetben a korrelációs együttható előjele szintén negatív, de az adott mintaelemszám mellett nem szignifikáns, így Magyarországon az állásvesztési ráta aciklikus³⁷.

Nagyon fontos lenne utána járni, miért térnek el ily határozott mértékben a magyar adatok a többi visegrádi országtól. Itt ugyanakkor nem csupán arról van szó, hogy a munkanélküliségi és állásvesztési ráták illetve a reál GDP közötti korrelációk nem olyan szorosak, mint a többi elemzett országban, hanem arról is, hogy a munkanélküliségi, foglalkoztatási és állásvesztési ráták szórása is kisebb (lásd 4.5. táblázat). Ez összefüggésben állhat intézményi tényezőkkel, például az állami költségvetés munkaerőpiaccal kapcsolatos kiadásainak szerkezetével is. A magyar aktív munkaerő-piaci politika lehangsúlyosabb (az összkiadásokhoz mérten

együttmozog a reál GDP-vel, az ilyen változót *prociklikus* indikátornak nevezzük. Amennyiben a korreláció szignifikánsan negatív értékű, akkor a változó a reál GDP-vel ellentétesen mozog. Az ilyen változót *kontraciklikus* indikátornak nevezzük. Végül az inszignifikáns korreláció *aciklikus* indikátort jelöl, ami azt jelenti, hogy a változó a reál GDP-től függetlenül mozog, vagyis nem jellemezhető a reál GDP-ben megfigyelt ciklikussággal.

³⁷ A számításokat $\lambda = 100000$ érték mellett is elvégeztem. A számítási eredmények helyett itt csak egy nagyon fontos megfigyelésre szeretném felhívni a figyelmet, ami a továbbiakban fontos szerepet játszhat. A kisebb frekvenciájú, kevésbé jól illeszkedő trend mellett, a ciklikus komponensek jellemzői Csehországban, Lengyelországban és Szlovákiában nem változtak meg jelentősen. Ez nem mondható el a magyarországi a korrelációs együtthatókról: a munkanélküliségi ráta ($-0,673$) és az állásvesztési ráta is ($-0,648$) közepesen kontraciklikus lett. A legmeglepőbb változást az állásszerzés és a reál GDP közötti korrelációs együttható mutatta, aminek értéke $-0,181$. Mindez azt jelenti, hogy se az előjele, se a nagysága (gyakorlatilag inszignifikáns) nem igazolja előzetes várakozásainkat.

legnagyobb súlyú) elemének a közvetlen állásteremtésnek³⁸ mindebben meghatározó szerepe lehet. 1998 és 2011 között ugyanis a magyar munkaerő-piaci kiadások átlagosan 17,4%-át tette ki a közvetlen állásteremtés, míg a többi visegrádi országban ugyanez az arány jóval alacsonyabb: Csehországban 5,7%; Lengyelországban 2,3% és Szlovákiában 6,9%³⁹. Ebbe a kiadáscsoportba tartoznak az utóbbi években a figyelem homlokterébe került közmunka programok is, melyek például gyengítik a munkanélküliségi ráta és a reál GDP ciklikus ingadozásai közti kapcsolatot és csökkentik a munkanélküliségi és foglalkoztatási ráták ciklikus volatilitását (szórását) is.

Hasonló számításokat a 25-59 éves korosztály adatsoraira is elvégeztem, a számítási eredményeket tartalmazó F1. táblázat a függelékben található meg. A fő munkavállalási korosztályra végzett számítások a magyar foglalkoztatási ráta, a lengyel és szlovák inaktivitási ráták, valamint a lengyel és magyar állásvesztési rátákat leszámítva kisebb korrelációt mutatnak a reál GDP ciklikus komponensével, mint a 15-64 éves korosztályban. A végkövetkeztetéseket ugyanakkor ezek a különbségek csak egyetlen esetben befolyásolják: a 25-59 éves korosztályban a lengyel inaktivitási ráta már nem enyhén, hanem közepesen prociklikus 0,525 értékű korrelációval.

Hasonló számításokat leginkább az Amerikai Egyesült Államok munkaerő-piaci adatain végeztek. Az eredmények rámutattak arra, hogy *prociklikus* és nagyon volatilis az állásszerzési ráta (*Shimer* [2005], *Hall* [2005], *Braun*, *De Bock* és *DiCecio* [2006], *Fujita* és *Ramey* [2007], *Yashiv* [2008]). *Elsby*, *Michaels* és *Solon* [2009] a munkanélküliség kiváltó okának elkülönítésével kimutatta: a kiáramlási ráta („*outflow rate*”) leginkább az állásvesztés miatt munkanélkülivé válók esetében prociklikus, a többi csoport (álláselhagyók, előzőleg inaktívak) esetében ez mérsékeltebb. *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 mérsékelten, *Yashiv* [2008] mérsékelten, míg *Braun*, *De Bock* és *DiCecio* [2006] valamint *Fujita* és *Ramey* [2008] erőteljesen kontraciklikusnak találták azt. *Yashiv* [2008] eredményei

³⁸ A közvetlen állásteremtés (*Direct Job Creation*) kategóriája az újonnan teremtett közérdeket, közösségi célt szolgáló munkahelyeket foglalja magába. Az eszköz a tartósan munkanélküliek elhelyezkedését teszi lehetővé. Ide tartoznak a közmunkaprogramok mellett a magánszféra közérdeket szolgáló projektjei is. Lásd: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-GQ-13-002/EN/KS-GQ-13-002-EN.PDF

³⁹ A számításokhoz felhasznált adatok forrása az OECD adatbázisa (<http://stats.oecd.org/>).

szerint a foglalkoztatottak munkanélkülivé válásának rátája kontra-, inaktívra 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.

Lengyelországot vizsgálva *Strawinski* [2008] ciklikus indikátorként a reál GDP növekedési ütemét vette és csak a munkanélküliek és foglalkoztatottak közötti áramlásokra fókuszálva az állásszerzési rátát 0,4 korrelációval pro-, az állásvesztést $-0,24$ korrelációval enyhén kontraciklikusnak mutatta ki. Az inaktívok áramlásait is figyelembe véve kontraciklikus a munkanélküliséget eredményező állásvesztés ($\rho = -0,43$) és az inaktívok munkanélkülivé válása ($\rho = -0,31$), a többi ráta aciklikus.

A munkaerő-piaci változók korrelációja a termelékenységgel mindkét vizsgált korosztályban Szlovákiában a legszorosabb (lásd 4.6. és F1. táblázatok). A munkanélküliségi ráta gyenge, de szignifikáns negatív korrelációját figyelhetjük meg a 15-64 évesek körében Csehországban ($-0,214$) és Szlovákiában ($-0,392$). Ezzel szemben Lengyelországban a munkanélküliségi ráta és a termelékenység korrelációja szintén gyenge, de pozitív ($0,306$). A 25-59 éves korosztály eredményei többnyire alátámasztják a szélesebb, 15-64 éves korosztályban megfigyelt kapcsolatokat. Magyarországon és Szlovákiában a foglalkoztatási ráta mindkét vizsgált korosztályban gyengén korrelál a termelékenységgel, míg Lengyelországban a korreláció közepes, de negatív. Az inaktivitási ráták korrelációja a termelékenységgel gyenge, de szignifikáns a két inaktivitási problémával küzdő visegrádi országban: a lengyel esetben pozitív, a magyar esetben negatív. A Shimer-féle ráták Csehországban és Szlovákiában is szignifikáns érzékenységet mutatnak mindkét vizsgált korcsoportban: az állásszerzési ráta pozitívan, az állásvesztési negatívan korrelál a termelékenységgel⁴⁰.

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 Csehországban, Lengyelországban és Szlovákiában is nagyon szoros volt. Szlovákia esetében mindez az inaktivitási ráta aciklikus viselkedésével párosulva azt jelenti,

⁴⁰ Az Amerikai Egyesült Államokban *Fujita és Ramey* [2007] a munkatermelékenységet használva ciklikus indikátorként az állásszerzési rátát erősen prociklikus ($\rho = 0,6$) követő (2-3 negyedév), a szeparációs rátát pedig kontraciklikus ($\rho = -0,58$), a gazdasági ciklussal szinkronban mozgó (egyidejű) indikátornak találták.

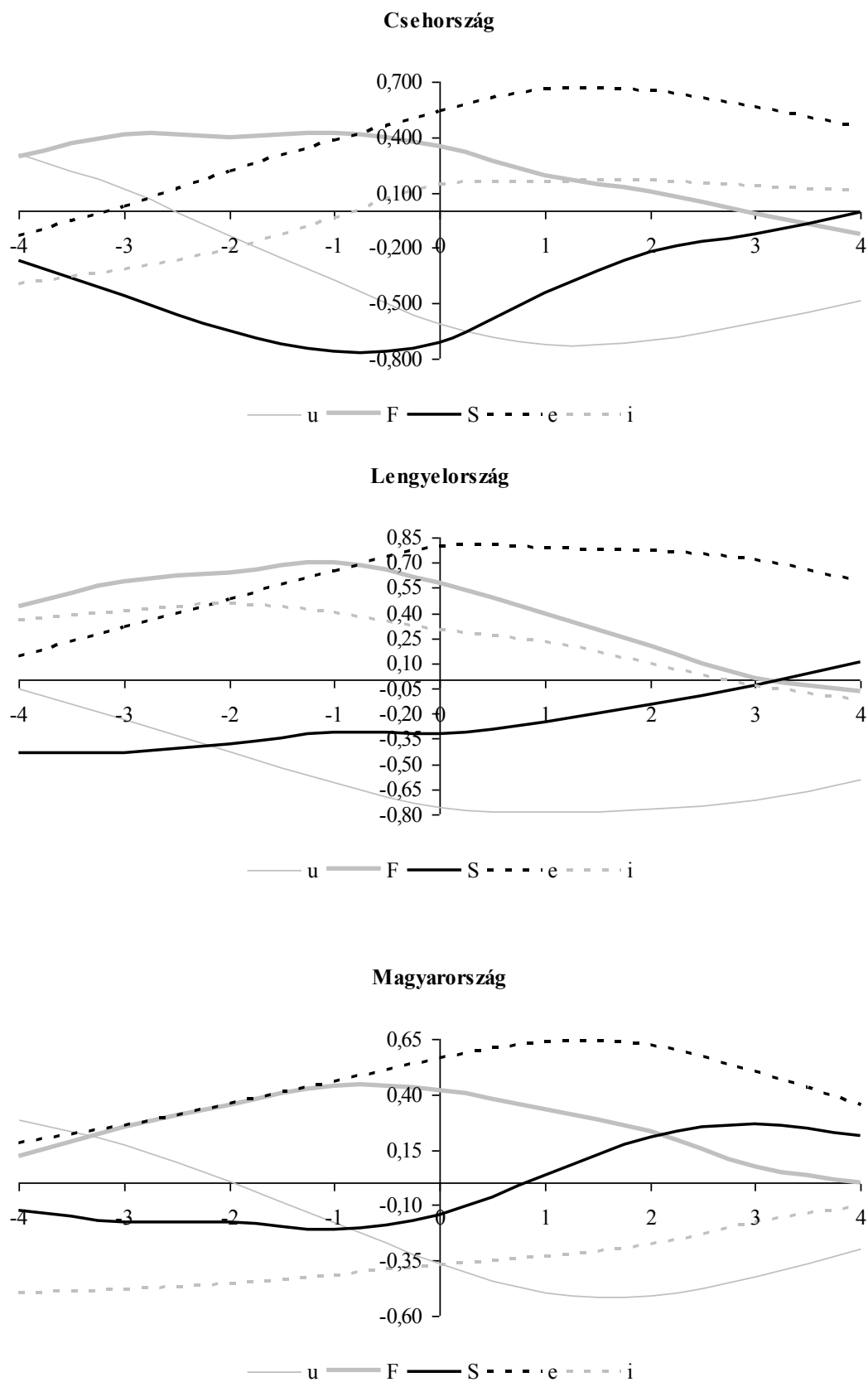
hogy az országban a munkanélküliek és foglalkoztatottak közötti áramlások vizsgálata megfelelő képet ad a munkaerő-piaci folyamatok alakulásáról. Csehországban is igaz mindez a 15-64 éves korosztályban, ugyanakkor a 25-59 éves korosztályban megfigyelhető $-0,807$ értékű korreláció már valamelyest árnyalja a képet. Lengyelországban szintén nagyon szoros a korreláció (értéke $-0,9$ körüli mindkét korosztályban), de az inaktivitási ráta enyhe prociklikus viselkedésével és az egyébként is magas inaktivitási érték csökkenésével együtt azt sugallja, hogy az országban az inaktívok áramlásainak nagyobb figyelmet kell szentelni. A magyar adatokon elvégzett számítások azt mutatják, hogy itt a leggyengébb a munkanélküliségi és foglalkoztatási ráták ciklikus komponensei közötti korreláció (15-64 éves korosztályban: $-0,598$, a 25-59 éves korosztályban: $-0,647$), ami már önmagában is azt jelzi, hogy a folyamatok megfelelő felmérése érdekében az inaktívok áramlásaira is oda kell figyelni.

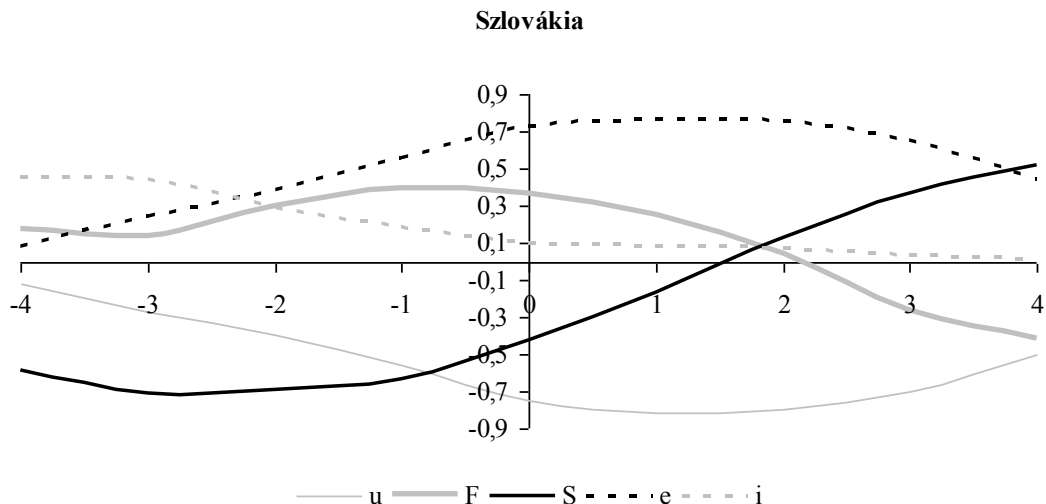
Az inaktívokat érintő áramlások fontosságának egy másik jelzője lehet az inaktivitási ráta és a munkanélküliségi, illetve foglalkoztatási ráták ciklikus komponensei közötti szoros negatív korreláció is. Csehországban és Lengyelországban az inaktivitási és munkanélküliségi ráták közötti negatív korreláció közepes mindkét vizsgált korosztályban. Az említett ráták közötti korreláció a 15-64 éves korosztályban szorosabb: Csehországban $-0,419$ és Lengyelországban $-0,457$. Magyarországon az inaktivitási és foglalkoztatási ráták közötti negatív korreláció mindkét vizsgált korosztályban nagyon szoros (15-64 évesek: $-0,754$; 25-59 évesek: $-0,770$). Szlovákiában sokkal enyhébb jelei vannak annak, hogy az inaktívok áramlásai fontosak. A szlovák esetben ugyanis csak a 25-59 éves korosztály inaktivitási és foglalkoztatási rátái közötti korreláció szignifikáns, ugyanakkor nagyon szerény mértékű ($-0,274$).

Az előző bekezdés tovább erősíti azt a megfigyelést, hogy az inaktívok áramlásainak szerepe Magyarországon a legfontosabb. A többi visegrádi országban ezek a jelek sokkal szerényebbek. Különösképpen Szlovákia esetében tűnik helytállónak az a megállapítás, hogy a munkaerőpiac két aktív csoportja (munkanélküliek és foglalkoztatottak) közötti áramlások a folyamatok fő meghatározói.

A ciklikus jellemzők vizsgálatát a ciklikus komponensek egyidejű korrelációinak elemzésén kívül a keresztkorrelációk kiszámításával is elvégeztem. Az eredmények a 4.16. ábrán láthatók.

4.16. ábra: A munkaerő-piaci változók és a reál GDP ciklikus komponensei között megfigyelt keresztkorrelációk a 15-64 éves korosztályban





Megjegyzés: Az elemzésbe bevont változók jelentését lásd a 4.6. táblázat megjegyzésében. A keresztkorreláció X és Y adatsor között a következőképpen definiált: $Corr(X_t, Y_{t+i/-i})$, ahol az elemzésünkben $i=1, 2, 3$ és 4 , valamint X adatsor a reál GDP és Y pedig a megfelelő munkaerő-piaci változó Hodrick–Prescott szűrő által előállított ciklikus komponense. A korrelációkat természetesen diszkrét értékekre számítottam, de a pontokat a jobb áttekinthetőség érdekében folytonos görbékkel kötöttem össze.

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

A keresztkorrelációs elemzés alátámasztja, hogy a munkanélküliségi ráta erőteljesen (Magyarországon enyhén) kontraciklikus, a reál GDP-ben megfigyelhető ciklusokat követő indikátor⁴¹, a foglalkoztatási ráta pedig erőteljesen prociklikus, a gazdasági (reál GDP) ciklust egy negyedévvvel követő indikátor⁴². Az inaktivitási ráta Lengyelországban enyhén prociklikus, Magyarországon pedig enyhén kontraciklikus vezető indikátor, Csehországban és Szlovákiában aciklikus.

A Shimer-féle ráták közül az állásszerzési minden visegrádi országban prociklikus vezető (Lengyelországban a keresztkorreláció maximális értéke 0,705 a többi országban ez az érték 0,5 alatt marad), az állásvesztési Csehországban és Szlovákiába erőteljesen (a keresztkorrelációk maximális értéke: $-0,764$ és $-0,711$), míg Lengyelországban enyhén kontraciklikus ($\rho = -0,433$) vezető indikátor.

⁴¹ Az egyes változókban megfigyelt ciklusok eltérhetnek a reál GDP-ben megfigyelt ciklustól. Amennyiben a változóban megfigyelt ciklus egybeesik a reál GDP ciklusával, akkor az adott változó a gazdasági ciklussal szinkronban mozog, vagyis *egyidejű indikátor*. Ha a változó ciklusa megelőzi a reál GDP ciklusát, akkor *vezető*, ha követi azt, akkor *követő indikátor*tól beszélhetünk.

⁴² Benczúr és Rátfai [2005] a foglalkoztatottak számát vizsgálva a kelet-európai országokban, azt közepesen prociklikusnak találták 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 érték volt.

A fő munkavállalási korosztályra elvégzett számításaim eredményei az F1. ábrán láthatók a függelékben és teljes mértékben alátámasztják az előzőekben leírtakat.

4.4.2. A differenciák vizsgálata

Az előző alfejezetben a Hodrick–Prescott szűrőt használtam trendszűrésre. Ebben az alfejezetben a logaritmizált adatsorokban lévő trendeket az elsőrendű differencia szűrő segítségével távolítottam el, az idősorok differenciáit számítottam ki. Ciklikus indikátorként ugyanúgy az Eurostat reál GDP mutatóját és a termelékenységet (P) használtam. A 4.7. táblázat a differencia idősorok szórását és az elsőrendű autokorrelációs együtthatókat tartalmazza.

Az idősorok differenciái elemzésének eredményei azt mutatják, hogy a reál GDP és a termelékenység differenciáinak szórása nem tér el lényegesen egymástól. A legkisebb szórással Lengyelország rendelkezik (reál GDP: 0,006; termelékenység: 0,005). Lengyelországot Csehország és Magyarország követi. Ebben a két visegrádi országban nagyjából azonos méreteket öltött a két változó differenciáinak szórása. A differenciákat tekintve a leginkább volatilis (legnagyobb szórással jellemezhető) Szlovákia reál GDP-je (szórása 0,016) és termelékenysége (szórása 0,015) volt.

4.7. táblázat: A differencia idősorok szórása és elsőrendű autokorrelációja

Megnevezés	Korosztály	<i>u</i>	<i>e</i>	<i>i</i>	<i>S</i>	<i>F</i>	<i>P</i>	<i>GDP</i>
		Csehország						
Szórás	15-64	0,060	0,004	0,006	0,127	0,186	0,011	0,011
	25-59	0,060	0,025	0,012	0,140	0,278		
Autokorreláció	15-64	0,664	0,621	0,356	0,158	−0,589	0,163	0,347
	25-59	0,555	0,529	0,064	0,120	−0,552		
		Lengyelország						
Szórás	15-64	0,046	0,007	0,006	0,115	0,114	0,005	0,006
	25-59	0,047	0,054	0,010	0,109	0,147		
Autokorreláció	15-64	0,855	0,700	0,354	−0,226	−0,231	0,357	0,410
	25-59	0,805	0,617	0,513	−0,292	−0,333		

Megnevezés	Korosztály	<i>u</i>	<i>e</i>	<i>i</i>	<i>S</i>	<i>F</i>	<i>P</i>	<i>GDP</i>
		Magyarország						
Szórás	15-64	0,034	0,005	0,006	0,106	0,196	0,011	0,010
	25-59	0,032	0,018	0,010	0,121	0,245		
Autokorreláció	15-64	0,438	0,362	0,370	−0,036	−0,523	0,379	0,619
	25-59	0,456	0,244	0,134	−0,130	−0,621		
		Szlovákia						
Szórás	15-64	0,049	0,008	0,007	0,113	0,348	0,015	0,016
	25-59	0,049	0,025	0,017	0,130	0,556		
Autokorreláció	15-64	0,693	0,522	0,212	−0,023	−0,110	-0,032	0,103
	25-59	0,673	0,529	0,303	0,173	−0,101		

Megjegyzés: A táblázat fejlécében feltüntetett elemzés tárgyát képező változók: u – munkanélküliségi ráta, e – foglalkoztatási ráta, i – inaktivitási ráta, S – állásvesztési ráta, F – állásszerzési ráta, P – termelékenység és a *reál GDP*.

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

A differenciákat tekintve a legkisebb gazdasági volatilitással jellemzett Lengyelországban a 15-64 éves korosztály foglalkoztatási és inaktivitási rátáinak szórása nagyjából a reál GDP szórásával egyezett meg. A többi visegrádi országban az említett korosztály foglalkoztatási és inaktivitási rátáinak differenciáit a reál GDP differenciájánál kisebb mértékű szórás jellemezte. Az inaktivitási ráták szórása az egyes országokban nem mutatott lényeges eltérést. Nem mondható el ugyanez a foglalkoztatási rátákról. A cseh és magyar ráták kisebb (0,004 és 0,005), míg a lengyel és szlovák ráták nagyobb volatilitással jellemezhetők (0,007 és 0,008). A 15-64 évesek esetében a kisebb gazdasági volatilitással jellemzett Csehországban és Magyarországon az inaktivitási ráta volatilitása meghaladta a foglalkoztatási rátáét, míg a volatilisabb reál GDP differenciájú Lengyelországban és Szlovákiában a foglalkoztatási ráta volt a változékonyabb. A reál GDP-hez viszonyított relatív volatilitás így Lengyelországban volt a legmagasabb: a foglalkoztatási ráta esetében 1,13, az inaktivitási ráta esetében 0,89.

A 25-59 éves korosztály foglalkoztatási és inaktivitási rátái jóval volatilisabbak, mint a 15-64 éves korosztályé. Ezt a korosztályt tekintve a legkevésbé volatilis az inaktivitási ráta, amely Szlovákiában volt a legnagyobb szórással jellemezhető. Ebben a korosztályban csak a magyar inaktivitási ráta differenciájának szórása volt kisebb, mint a reál GDP differenciájáé. A reál GDP-hez viszonyított relatív volatilitás 0,98 volt Magyarországon. A legmagasabb relatív volatilitást

Lengyelországban figyelhetjük meg (értéke 1,68). A korosztály foglalkoztatási rátájának differenciája Magyarországon volt a legkevésbé volatilis (0,018). Magyarországot Szlovákia és Csehország követte nagyjából azonos mértékű volatilitással, míg a legvolatilisabb a lengyel foglalkoztatási ráta (szórása 0,054) volt. A foglalkoztatási ráták differenciájának reál GDP differenciához viszonyított relatív szórása 1,51 és 8,74 közötti volt: a legalacsonyabb Szlovákiában, míg a legmagasabb Lengyelországban.

A többi vizsgált munkaerő-piaci változó volatilitása lényegesen nagyobb. A 15-64 éves korosztály munkanélküliségi rátája jóval volatilisabb, mint az inaktivitási vagy foglalkoztatási rátáik. A munkanélküliségi ráta differenciájának szórása Magyarországon volt a legkisebb (0,034), Lengyelországban és Szlovákiában nagyjából hasonló volt, míg Csehországban volt a legnagyobb (értéke 0,060). A legnagyobb reál GDP-hez viszonyított relatív volatilitás a munkanélküliségi ráta esetében is a lengyeleket (meghaladta a 7 értéket), a legkisebb a szlovákokat jellemezte (kisebb, mint 3). A korosztályok között nem volt megfigyelhető lényeges eltérés a szórásokban. Egyetlen fontosabb jellemzőre hívhatjuk csak fel a figyelmet, mégpedig arra, hogy Lengyelországban a fő munkavállalási (25-59 éves) korosztály foglalkoztatási rátájának differenciája volatilisabb volt, mint a munkanélküliségi ráta differenciája. A többi visegrádi országban e korosztályt is a 15-64 éves korosztálynál feltárt összefüggés jellemzi, miszerint a munkanélküliségi ráta volatilisabb a foglalkoztatási (és az inaktivitási) rátánál.

Még ennél is jóval nagyobb a Shimer-féle ráták szórása (volatilitása). A 15-64 éves korosztály *S* állásvesztési rátájának szórása Magyarországon volt a legkisebb (0,106), míg Csehországban a legnagyobb (0,127). A reál GDP-hez viszonyított relatív volatilitás Szlovákiában volt a legkisebb (6,90), míg Lengyelországban a legnagyobb (18,49). A 25-59 évesek állásvesztési rátájának szórása csak Lengyelországban volt kisebb, mint a 15-64 éves korosztályé. Ezzel ebben a korosztályban a lengyel ráta volt a legkevésbé volatilis. Így Magyarország és Lengyelország helyet cserélt ugyan, de a további sorrend változatlan maradt.

Az *F* állásszerzési ráta differenciájának szórása Lengyelországban gyakorlatilag megegyezett az állásvesztési ráta differenciájának szórásával. A többi visegrádi országban az állásszerzési ráta volatilisabb volt az állásvesztési rátánál. A legkisebb szórás mindkét korosztályban Lengyelországot, a legnagyobb Szlovákiát jellemezte. A 15-64 évesek rátájának reál GDP-hez viszonyított relatív volatilitása

Csehországban volt a legalacsonyabb (16,77), míg Szlovákiában a legmagasabb (21,24). A 25-59 éves korosztály rátájának szórása meghaladta a 15-64 éves korosztályét, az országok sorrendje viszont változatlan maradt. E korosztály rátájának relatív volatilitása a legalacsonyabb értéket a magyar (23,36), a legmagasabbat Szlovákiában (33,91) vette fel. Összességében tehát kijelenthető, hogy a lengyel 15-64 évesek körét leszámítva, a legvolatilisabb változó az állásszerzési ráta.

A differencia idősorok vizsgálatával a munkanélküliségi és foglalkoztatási rátákat perzisztensnek találtam minden visegrádi országban. A magyar foglalkoztatási és inaktivitási ráták a legkevésbé perzisztensek. Sőt Magyarországon a 25-59 éves korosztály foglalkoztatási ráta differenciájának elsőrendű autokorrelációja 1%-os szint mellett nem szignifikáns, de nem marad el sokkal a 0,3 körüli küszöbértéktől itt sem. Az inaktivitási ráták kevésbé perzisztensek. A 15-64 éves korosztály rátái a cseh, lengyel és magyar esetben, a 25-59 évesek rátája főként a lengyel (és kevésbé szigorú szignifikanciaszint mellett a szlovák) esetben perzisztens. Az állásvesztési ráták elsőrendű autokorrelációja Csehországban és Szlovákiában ugyan pozitív, de nem szignifikáns. Így elmondhatjuk, hogy a Shimer-féle állásvesztési és –szerzési ráták nem perzisztensek⁴³ (lásd 4.7. táblázat).

A differenciák közötti korrelációk értékeit a 15-64 éves korosztály esetében az 4.8. táblázatban, míg a 25-59 éves korosztály esetében az F2. táblázatban (lásd Függelék) foglaltam össze.

4.8. táblázat: A differencia idősorok közötti korrelációk a 15-64 éves korosztályban

Változók	<i>u</i>	<i>e</i>	<i>i</i>	<i>F</i>	<i>S</i>	<i>P</i>	<i>GDP</i>
	Csehország						
<i>u</i>	1,000	-0,791 ¹	-0,230 ⁵	0,229 ⁵	0,093	-0,110	-0,453 ¹
<i>e</i>		1,000	-0,327 ¹	-0,178	0,045	-0,155	0,207
<i>i</i>			1,000	0,005	-0,072	0,315 ¹	0,238 ⁵
<i>F</i>				1,000	0,087	0,193	0,104
<i>S</i>					1,000	-0,521 ¹	-0,492 ¹
<i>P</i>						1,000	0,895 ¹
<i>GDP</i>							1,000

⁴³ A negatív értékek már arra utalnak, hogy az adatsorok további differenciájának számítására már nincs szükség, sőt a -0,5 értéknél kisebb érték már azt jelzi, hogy már erre az elsőrendű differencia számításra sincs szükség az adatsorok tulajdonságainak vizsgálatához.

Változók	<i>u</i>	<i>e</i>	<i>i</i>	<i>F</i>	<i>S</i>	<i>P</i>	<i>GDP</i>
Lengyelország							
<i>u</i>	1,000	-0,784 ¹	-0,214	-0,091	0,014	0,302 ^{2,5}	-0,615 ¹
<i>e</i>		1,000	-0,268 ⁵	0,102	0,003	-0,458 ¹	0,593 ¹
<i>i</i>			1,000	-0,028	0,025	0,240 ⁵	-0,040
<i>F</i>				1,000	0,464	0,059	0,094
<i>S</i>					1,000	-0,105	-0,161
<i>P</i>						1,000	0,235 ⁵
<i>GDP</i>							1,000
Magyarország							
<i>u</i>	1,000	-0,575 ¹	-0,040	0,371 ¹	-0,001	-0,114	-0,373 ¹
<i>e</i>		1,000	-0,755 ¹	-0,106	0,002	-0,072	0,231 ⁵
<i>i</i>			1,000	-0,166	0,017	0,209	0,014
<i>F</i>				1,000	0,036	0,007	0,058
<i>S</i>					1,000	-0,314 ¹	-0,240 ⁵
<i>P</i>						1,000	0,880 ¹
<i>GDP</i>							1,000
Szlovákia							
<i>u</i>	1,000	-0,920 ¹	-0,082	0,177	-0,043	-0,137	-0,444 ¹
<i>e</i>		1,000	-0,202	-0,158	0,040	0,095	0,408 ¹
<i>i</i>			1,000	-0,226 ⁵	-0,005	-0,024	-0,054
<i>F</i>				1,000	-0,145	0,191	0,121
<i>S</i>					1,000	-0,132	-0,090
<i>P</i>						1,000	0,904 ¹
<i>GDP</i>							1,000

Megjegyzés: Az elemzés tárgyát képező változók: *u* – munkanélküliségi ráta, *e* – foglalkoztatási ráta, *i* – inaktivitási ráta, *S* – állásvesztési ráta, *F* – állás szerzési ráta, *P* – termelékenység és a *reál GDP*. A felső indexek (1; 2,5 és 5) azokat a százalékos szignifikanciaszinteket jelölik, melyek esetében egyoldali tesztek mellett a megfigyelt korreláció szignifikáns (Pearson-féle korrelációs koefficiensek kritikus értékei alapján).

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

A munkaerő-piaci változók GDP-differenciával megfigyelt korrelációi alapján a foglalkoztatási ráta⁴⁴ pro-, a munkanélküliségi ráta kontra-, míg az inaktivitási ráta⁴⁵ általában aciklikus. Az idősorok differenciáin alapuló számításaim a Shimer-féle ráták esetében csak az állásvesztési rátánál mutatnak szignifikáns kapcsolatot. Csehországban mindkét korosztályban közepes mértékű kontraciklikus változót jelez a –0,5 körüli érték. Lengyelországban a 25-59 évesek körében a –0,277

⁴⁴ Egyetlen kivétel Csehországban a 15-64 éves korosztály idősora, de a korrelációs együtttható értéke ott is pozitív és csak 7 ezreddel marad el az 5%-os szignifikanciaszinthez tartozó kritikus értéktől.

⁴⁵ A 15-64 évesek körében a cseh inaktivitási ráta esetében enyhe prociklikus viselkedést mutat az 5%-os szignifikanciaszinten szignifikáns pozitív korreláció ($p = 0,238$).

és Magyarországon a 15-64 évesek körében a $-0,240$ értékű negatív korrelációs együtttható jelez enyhén kontraciklikus változót.

A termelékenység és a munkaerő-piaci változók közötti korrelációk néhány kivételtől eltekintve nem jeleznek szoros kapcsolatot a munkaerő-piaci változók differenciája és a termelékenység differenciája között (lásd 4.8. és F2. táblázatok). Lengyelországban mindkét korosztály foglalkoztatási rátája a termelékenységgel ellentétesen alakul ($-0,457$ körüli korrelációval), míg a munkanélküliségi ráta ($0,3$ -nál kisebb, de szignifikáns korrelációval) és az inaktivitási ráta ($0,3$ értéket meghaladó korrelációval) a termelékenységgel együtt mozog. Csehországban a 15-64 éves korosztály inaktivitási rátája és a termelékenység között figyelhető meg szignifikáns pozitív korreláció ($p = 0,315$). Csehországban és Magyarországon mindkét korosztályban szignifikáns a negatív korreláció az állásvesztési ráta és a termelékenység differenciái között. Így amennyiben a termelékenységet használnánk a gazdasági ciklus indikátoraként, akkor ez a cseh és a magyar esetben jelezne kontraciklikus állásvesztési rátát mindkét korosztályra nézve, míg a 25-59 éves korosztályban a szlovák állászerzési ráta esetében pedig prociklikus változót.

A foglalkoztatási és munkanélküliségi ráták differenciái között szignifikáns szoros kapcsolatokat figyelhetünk meg, ahogy ezt már a ciklikus komponensek vizsgálatánál is láthattuk. A differenciák közötti kapcsolat, a magyar 25-59 éves korosztályt kivéve, gyengébb, mint a ciklikus komponensek közötti. A 15-64 éves korosztályban a differencia idősorok közötti korrelációk (lásd 4.8. táblázat) is megerősítik azt a következtetésünket, hogy a cseh, a lengyel és leginkább a szlovák esetben a munkanélküliségi és foglalkoztatottsági ráták között szoros negatív korreláció miatt elégséges lehet a munkaerő-piaci áramlások vizsgálata e két csoport (munkanélküliek és foglalkoztatottak) között. Ez a megállapítás a magyar esetben már nem állja meg a helyét, itt ugyanis a közepesen erős korreláció arra utal, hogy az inaktívok áramlására oda kell figyelni. A 25-59 éves korosztályban már szűkülni látszik azon országok köre, ahol elégséges az inaktívok nélküli elemzés: elsősorban Szlovákia, de valamelyest Lengyelország is ilyen ország (lásd F2. táblázat a függelékben). A legkisebb korrelációt ebben a korosztályban már nem Magyarország, hanem Csehország esetében figyelhetjük meg ($p = -0,576$). Ez azt jelenti, hogy Magyarország mellett már Csehországban is fontosak lehetnek az inaktívok áramlásai.

Lássuk továbbá a foglalkoztatási illetve munkanélküliségi és az inaktivitási ráták differenciái közötti korrelációkat, amely arra utalhat, hogy a munkanélküliségi ráta alakulásának vizsgálatánál az inaktív áramlásait is figyelembe kellene venni. A 15-64 éves korosztályt tekintve szignifikáns az inaktivitási és foglalkoztatási ráták közötti kapcsolat: a cseh ($\rho = -0,327$) és a lengyel ($\rho = -0,268$) esetben ez gyenge, míg a magyar esetben ($\rho = -0,755$) erős kapcsolatot jelez. Csehországban a munkanélküliségi és inaktivitási ráták differenciái közötti $-0,230$ értékű korreláció jelez gyenge kapcsolatot. A 25-59 éves korosztályban csak a foglalkoztatási ráták esetében találunk szignifikáns negatív korrelációs együtthatókat: Lengyelországban ($-0,353$) és Szlovákiában ($-0,430$) gyenge, Magyarországon ($-0,735$) erős kapcsolatot jeleznek. Mindezek a korrelációs értékek arra utalnak, hogy a magyar munkaerőpiacon jelentős az inaktív és foglalkoztatottak közötti áramlások szerepe. A többi visegrádi országban is felfedezhetünk erre utaló jeleket, de ezek sokkal gyengébbek.

4.5. A munkanélküliség dinamikájának összetevői a visegrádi országokban

A disszertáció fennmaradó része arra a kérdésre keresi a választ, hogy milyen jelentősége volt az állásvesztésnek, illetve az állásszerzésnek a vizsgált országok munkanélküliségi rátájának alakulásában. Természetesen mindkét áramlás szerepet játszik a munkanélküliség alakulásában, de nem mindegy, hogy ebben az állásvesztésnek vagy az állásszerzésnek van-e domináns szerepe. Ha ez kiderül, akkor jobban megérthetjük a munkanélküliség okait és dinamikáját, s ennek alapján adekvátabb munkaerő-piaci intézkedéseket javasolhatunk a kormányzatoknak.

4.5.1. Korrelációs vizsgálatok a visegrádi országok munkaerő-áramlásában

Az ún. *egyensúlyi (steady state) munkanélküliségi ráta* elmélete segít megérteni, hogyan befolyásolja az állásvesztés és az állásszerzés a munkanélküliségi ráta alakulását. A munkaerő-piaci egyensúly akkor jön létre elméletileg, ha nem változik a munkanélküliek száma, vagyis az állásvesztők száma megegyezik az állásszerzők

számával. A Shimer-modell (4.1) egyenletéből adódóan ($\dot{U}_{t+\tau} = 0$ és $E_{t+\tau} = L_{t+\tau} - U_{t+\tau}$) az egyensúlyi munkanélküliségi ráta

$$(4.5) \quad u^* = \frac{s}{s+f},$$

vagyis a modell alapján számított állásvesztési (s) és az állásszerzési valószínűség (f) határozza meg a munkanélküliségi ráta ($u = U/L$) modellbeli egyensúlyi értékét.

Shimer [2007] az Amerikai Egyesült Államok empirikus munkaerő-piaci adatain tesztelte a modelljét, és azt kapta, hogy a (4.5) által meghatározott modellbeli egyensúlyi munkanélküliségi ráta nagyon szoros kapcsolatban van a munkaerő-felmérés során megállapított munkanélküliségi rátával. A szoros összefüggés (0,99-es korrelációs együttható) a tényleges adatok egy periódussal való eltolásával adódott, egész pontosan az u^*_t és u_{t+1} értékek között.

A következőkben megvizsgáltam, vajon a visegrádi országokban is hasonlóan erős-e az összefüggés a modellbeli számított és a tényadatokban szereplő munkanélküliségi ráták között. Az eredmények megmutatják majd, hogy a Shimer-módszerrel elemezni lehet-e a visegrádi országok munkaerő-piaci folyamatait. Az összevetés eredményeit a 4.9. táblázat mutatja.

4.9. táblázat: A tényleges és az egyensúlyi munkanélküliségi ráták korrelációja a visegrádi országokban

Ország	$\rho(u_{t+1}, u^*_t)$		$\rho(u^c_{t+1}, u^{*c}_t)$	
	Korosztályok			
	15-64	25-59	15-64	25-59
Csehország	0,633 ¹	0,513 ¹	0,556 ¹	0,452 ¹
Lengyelország	0,899 ¹	0,867 ¹	0,708 ¹	0,655 ¹
Magyarország	0,823 ¹	0,780 ¹	0,523 ¹	0,475 ¹
Szlovákia	0,319 ¹	0,189	0,273 ^{2,5}	0,194

Megjegyzés: A felső indexek (1 és 2,5) azokat a százalékos szignifikanciaszinteket jelölik, melyeken egyoldali tesztek mellett a megfigyelt korreláció szignifikáns.

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

A visegrádi országokra az u^*_t és u_{t+1} között kiszámított korrelációk a 15-64 éves korosztály esetében egyaránt szignifikánsak, bár nem mutatnak az idősorok

olyan szoros együttmozgást, mint az Egyesült Államokban. Magyarországon és Lengyelországban mindenesetre nagyon erős a kapcsolat, ezt mutatja a 0,899-es és a 0,823-as korrelációs együttható, Csehországban azonban már csak közepesen erős (0,633), Szlovákiára nézve azonban kifejezetten gyenge (0,319)⁴⁶. Elvégeztem ugyanezt a számítást a munkanélküliségi rátáknak a ciklikus komponenseire⁴⁷ is, amelyekből a trendet már előzőleg kiszűrtük. Ahogy az a 4.9. táblázatban látható, az u_t^{*c} és u_{t+1}^c közötti korreláció Lengyelországban a legnagyobb, de közepesen erős még a cseh és magyar esetben is. A szlovák korrelációs együttható itt még kisebb.

A 25-59 éves korosztály esetében az u_t^* és u_{t+1} között kiszámított korrelációk kisebbek, mint a 15-64 éves korosztály korrelációs együtthatói. A ráták közötti kapcsolat továbbra is nagyon erős Lengyelországban és Magyarországon, illetve közepesen erős Csehországban. A Szlovákiára kapott korreláció pedig már inszignifikáns. A ciklikus komponensekre kapott értékek itt is Lengyelországban jelzik az u_t^{*c} és u_{t+1}^c közötti legszorosabb kapcsolatot, de e korreláció még Csehországban és Magyarországon is közepesen erős. A szlovák korreláció itt is inszignifikáns (lásd 4.9. táblázat).

E számítások alátámasztják, hogy a visegrádi országok esetében is alkalmazható a Shimer-módszer, bár Szlovákia esetében indokolt az óvatosság a következtetések levonásánál.

Visszatérve a Shimer-eljárásra, ő a modellje segítségével megpróbálta kideríteni, vajon az állásszerzésnek vagy az állásvesztésnek van-e nagyobb jelentősége a munkanélküliség ciklikus alakulásában. Munkája alapján bevezetjük az f_{atl} és s_{atl} jelölést a modellből számított állásszerzési és állásvesztési valószínűség vizsgált időszakbeli átlagos értékére. Ezen átlagok segítségével a következő elméleti munkanélküliségi rátákat lehet definiálni:

$$(4.6) \quad u_s^* = \frac{s}{s + f_{atl}},$$

⁴⁶ Nehéz megtalálni a magyarázatot a többi országtól lényegesen elmaradó szlovák értékre. Véleményem szerint ebben közrejátszhat a szlovák munkaerő-piaci felmérés pontatlansága is, mert itt a munkanélküliek jelentős része nem adott választ arra a kérdésre, mióta van állás nélkül.

⁴⁷ Shimert követve, trendszűrésre most is (pontosabban ebben és a következő alfejezetben) a Hodrick–Prescott szűrőt használtam, de $\lambda = 100000$ -es paraméterrel, ami sokkal kisebb frekvenciájú szűrő. Így a ciklikus volatilitás kisebb hányadát szűrjük ki az idősorokból, mint a standard $\lambda = 1600$ mellett.

$$(4.7) \quad u^*_{fj} = \frac{s_{\hat{a}tl}}{s_{\hat{a}tl} + f}.$$

Mint látható a (4.6) képletben az időben ingadozó állásvesztési valószínűség mellett az átlagos állásszerzési valószínűség szerepel. Az u^*_s idősorának adatai tehát csak az állásvesztés hatására ingadoznak, mert az állásszerzés változásainak hatását az átlagolással kiszűrtük. Ugyanígy a (4.7) alatt szereplő u^*_{fj} idősor azt jelzi, hogyan befolyásolja a változó állásszerzési valószínűség a munkanélküliségi rátát. Az állásvesztés és állásszerzés szerepét a legegyszerűbben úgy vizsgálhatjuk meg, ha megnézzük, milyen korrelációs kapcsolatban vannak a (4.6) és (4.7) elméleti értékek idősorai az u_{t+1} -gyel. Ha ugyanis egy ország esetében a két korrelációs együttható közel áll egymáshoz, akkor ott nagyjából hasonló jelentősége van az állásszerzés és az állásvesztés változásainak a munkanélküliségi ráta alakulásában. Ezzel szemben az eltérő értékek más-más szerepre utalnak; nyilván a magasabb korrelációs együttható jelzi az adott áramlás nagyobb befolyását. Kiszámoltam tehát ezeket a korrelációs együtthatókat a visegrádi országokra, a trendet tartalmazó értékekre és ciklikus komponensekre is. A számítási eredmények a 4.10. táblázatban láthatók.

4.10. táblázat: A tényleges munkanélküliségi ráta és az átlagolással számított ráták korrelációja

Ország	$\rho(u_{t+l}, u^*_{st})$		$\rho(u_{t+l}, u^*_{ft})$		$\rho(u^c_{t+l}, u^{*c}_{st})$		$\rho(u^c_{t+l}, u^{*c}_{ft})$	
	Korosztályok							
	15-64	25-59	15-64	25-59	15-64	25-59	15-64	25-59
Csehország	0,499 ¹	0,383 ¹	0,473 ¹	0,395 ¹	0,501 ¹	0,467 ¹	0,364 ¹	0,271 ^{2,5}
Lengyelország	0,554 ¹	0,401 ¹	0,926 ¹	0,910 ¹	0,404 ¹	0,354 ¹	0,760 ¹	0,726 ¹
Magyarország	0,899 ¹	0,911 ¹	0,324 ¹	0,218	0,584 ¹	0,562 ¹	0,164	0,167
Szlovákia	0,639 ¹	0,531 ¹	-0,061	0,013	0,423 ¹	0,415 ¹	0,180	0,119

Megjegyzés: A felső indexek (1 és 2,5) azokat a százalékos szignifikanciaszinteket jelölik, melyeken egyoldali tesztek mellett a megfigyelt korreláció szignifikáns.

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

Nézzük először a 15-64 éves korosztályra kapott eredményeket! Azt kaptam, hogy Csehországban, Magyarországon és Szlovákiában az elméleti u^*_{st} és a tényleges u_{t+1} munkanélküliségi ráták idősorai közötti korreláció erősebb, vagyis

ezekben az országokban inkább az állásvesztés hatására változik a munkanélküliségi ráta. Az állásvesztés dominanciája Magyarországon és Szlovákiában egyértelmű, míg Csehországban a közeli korrelációs értékek azt jelzik, hogy nincs lényeges különbség az állásvesztési és állásszerzési valószínűségek hatásában. Lengyelországban viszont jelentősen magasabb a korrelációs együttható az állásszerzéstől függő u^*_{jt} esetében, így az állásszerzési valószínűség változásai fontosabbak a munkanélküliség alakulása szempontjából. Szlovákia adatai megint furcsa képet mutatnak. Az állásvesztés hatása ugyan itt is erős, viszont az állásszerzés esetében a nagyon kicsi korrelációs együttható azt sugallja, hogy ez az áramlás nem hat a munkanélküliségi rátára ebben az országban. Közgazdasági szemmel nézve ez furcsának tűnik, az adatfelvételi pontatlanságok mellett az is közrejátszhat ebben, hogy Szlovákiában nagyon magas a munkanélküliek között a tartósan állás nélküliek aránya, akik szinte soha nem jelennek meg az állásszerzők között. Az alacsony frekvenciájú szűrővel kapott ciklikus komponensek közötti összefüggésre rátérve, a korrelációs együtthatók összehasonlítása az előzőekkel összhangban lévő eredményeket hoz. Egyedül Csehország esetében figyelhetjük meg azt, hogy jelentősebb a korrelációs együtthatók értékei közötti különbség (0,501 illetve 0,364). Ezzel azt jelezve, hogy Csehországban is az állásvesztés a meghatározó a ciklikus munkanélküliség alakulásában.

A 4.10. táblázatba foglalt korrelációs együtthatók értékéből adódóan a 25-59 éves korosztályra is hasonló következtetéseket vonhatunk le, mint a 15-64 éves korosztály esetében.

4.5.2. A munkaerő-piaci áramlások Shimer-féle értékelése

Az eddigi elemzés ugyan rávilágított arra, hogy az állásvesztés és az állásszerzés közül melyiknek van nagyobb szerepe a munkanélküliség alakulásában, de hatásukat más módszerekkel pontosabban lehet számszerűsíteni. Ebben és a következő pontban olyan módszereket mutatok be, melyekkel százalékos arányban fejezhetjük ki az állásvesztés és -szerzés hozzájárulását a munkanélküliség alakulásához.

A következőkben a regressziós számításokhoz köthető módszert mutatok be, még mindig Shimer tanulmányai alapján. Ő ún. *bétamutatókat* definiált, amelyek az

u_{t+1} tényleges munkanélküliségi ráta ciklikus komponensének az állásvesztés, illetve az állásszerzés által megmagyarázott varianciarányát mutatják. Képletszerűen:

$$(4.8) \quad \beta_s = \frac{\text{Cov}(u_{t+1}^c, u_{st}^{*c})}{\text{Var}(u_{t+1}^c)},$$

$$(4.9) \quad \beta_f = \frac{\text{Cov}(u_{t+1}^c, u_{ft}^{*c})}{\text{Var}(u_{t+1}^c)},$$

ahol a felső indexben szereplő c az adott mutató ciklikus komponensére utal. A (4.8) által meghatározott β_s azt mutatja, hogy az u_{t+1}^c varianciájának mekkora hányadát magyarázza az u_{t+1}^c és u_{st}^{*c} közötti kovariancián keresztül az s állásvesztési valószínűség. Hasonlóan értelmezhető a (4.9) egyenletben β_f , mert ez az f állásszerzési valószínűség változásainak tulajdonítható varianciarányad. A két bétamutató egyébként az $u_{st}^{*c} = \alpha + \beta_s u_{t+1}^c$ és $u_{ft}^{*c} = \alpha + \beta_f u_{t+1}^c$ regressziók meredekségi paramétereiként is meghatározható. Shimer becslései az Amerikai Egyesült Államok esetében olyan β_s és β_f mutatókat eredményeztek, melyek összege megközelítőleg 1, így ezt a felbontást egyfajta dekompozícióként értelmezte. Ebben a dekompozícióban a béta paramétereket úgy értelmezte, mint amelyek megmutatják az s állásvesztési és f állásszerzési valószínűségeknek a munkanélküliség alakulásában betöltött szerepét, azaz százalékos súlyát (lásd *Shimer* [2007]).

Hasonló empirikus vizsgálatokat végeztem el a visegrádi országokra. A (4.8) és (4.9) által meghatározott bétamutatók összege a visegrádi országok esetében is 1-hez közeli eredményre vezet (lásd 4.11. táblázat). A hozzájárulás súlyainak kimutatására így közelítő értékeket adnak csupán. A β mutatók értékeit a 4.11. táblázat foglalja össze a visegrádi országokra nézve.

A 4.11. táblázatban közölt számítási eredményeink azt mutatják, hogy a 15-64 éves korosztályt tekintve Csehországban és Magyarországon az állásvesztés ciklikus ingadozása dominálja a munkanélküliségi ráta ciklikus alakulását (68,6, illetve 72,6%-os arányban). Lengyelországban viszont a többi visegrádi országgal ellentétben az állásszerzés dominanciája figyelhető meg (71,1%).

4.11. táblázat: A bétamutatók értékei a visegrádi országokban

Ország	β_s		β_f	
	Korosztályok			
	15-64	25-59	15-64	25-59
Csehország	0,686	0,743	0,413	0,485
Lengyelország	0,231	0,217	0,644	0,711
Magyarország	0,726	0,730	0,328	0,382
Szlovákia	0,493	0,598	0,463	0,575

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

Szlovákiában az eredményeink szerint nincs nagy különbség a két áramlás hozzájárulásában, bár mint korábban utaltunk arra, lehetnek kételyeink a szlovákiai munkaerő-piaci felmérés pontosságával kapcsolatban. A 25-59 éves korosztályra elvégzett számítások nem vezettek kirívóan eltérő eredményekre. Lényegesebb észrevételünk az lehet, hogy a fő munkavállalási korosztályra nézve minden visegrádi országban fontosabb az állásszerzés, mint a 15-64 évesek körében. Felhívjuk a figyelmet arra is, hogy megállapításaink a munkanélküliségi ráta hosszú távú trendjétől való ciklikus eltérésekre vonatkoznak, a Hodrick–Prescott szűrő $\lambda = 100000$ paraméteréből következően.

Már a ciklikus komponensek korrelációs vizsgálatánál is kiderült azonban, hogy alacsonyabb, 1600-as λ paramétert használva Magyarországon eltérő eredményeket kapunk, vagyis így az állásszerzés mutatkozik dominánsnak. Mivel kisebb λ -val a trend sokkal közelebb kerül a megfigyelt értékekhez, ezt az eltérést úgy lehet értelmezni, hogy Magyarország esetében a munkanélküliség rövid távú ingadozásaiért inkább az állásszerzés, a hosszú távú változásaiért pedig az állásvesztés a felelős. A többi országnál ez a különbség nem tapasztalható. Az állásszerzés nagyobb szerepére a későbbi vizsgálatok is utalnak Magyarorszag esetében.

Shimer [2007] az u_s^* és u_f^* mutatók segítségével az Amerikai Egyesült Államok munkaerőpiacán az állásszerzés hozzájárulását a munkanélküliségi ráta volatilitásához 75%-ra becsülte. Ugyanezen a munkaerőpiacon Hall [2005] az utóbbi időben viszonylag stabil állásvesztési és jóval volatilisabb állásszerzési ráta mellett azt hangsúlyozza, hogy recessziókor a nehezebb állásszerzés eredményezi a munkanélküliség növekedését. Strawinski [2008] a lengyel munkaerőpiacot vizsgálva (Shimer korábbi tanulmányai alapján, de azonos konstruált mutatók

segítségével) az állásszerzés súlyát a munkanélküliségi ráta alakulásában 85%-ra becsülte.

4.5.2. Variancia-dekompozíciós módszerek

Shimer számításait és eredményét, miszerint az Amerikai Egyesült Államok munkaerőpiacán megfigyelt munkanélküliség alakulását az állásszerzés dominálta 75%-os súllyal, sok kritika érte. A bírálók újabb eljárásokat dolgoztak ki a két áramlás hozzájárulásának mérésére. E módszerek a munkanélküliségi ráta varianciáját az s állásvesztési és az f állásszerzési valószínűségek varianciájára vezették vissza. Ezek közül most *Petrongolo* és *Pissarides* [2008] valamint *Fujita* és *Ramey* [2007] eljárásait mutatom be, illetve használok fel a visegrádi országok munkaerő-piaci folyamatainak tanulmányozására.

Petrongolo és *Pissarides* [2008] a munkanélküliségi ráta trendjének kiszűrését úgy oldotta meg, hogy előállították a munkanélküliségi ráta negyedéves változásainak idősorát, és ennek alapján végezték a dekompozíciós számításaikat. A (4.5) szerinti egyensúlyi munkanélküliségi ráta változására (a $\Delta u_t^* = u_t^* - u_{t-1}^*$ differenciára) a következő egyenletet kapták⁴⁸:

$$(4.10) \quad \Delta u_t^* = (1 - u_t^*) u_{t-1}^* \frac{\Delta s_t}{s_{t-1}} - u_t^* (1 - u_{t-1}^*) \frac{\Delta f_t}{f_{t-1}} = C_t^s + C_t^f.$$

A (4.10) egyenlet szerint az egyensúlyi munkanélküliségi ráta differenciája két tagra bontható: a C_t^s az állásvesztési valószínűség előző időszaki relatív változásától ($\Delta s_t/s_{t-1}$), míg C_t^f az állásszerzési valószínűség előző időszaki relatív változásától

⁴⁸ A (4.5) szerinti munkanélküliség egyensúlyi rátáját t és $t-1$ időpontban felírva és kivonva egymásból, a következő összefüggés vezethető le

$$u_t^* - u_{t-1}^* = \frac{s_t(s_{t-1} + f_{t-1}) - s_{t-1}(s_t + f_t)}{(s_t + f_t)(s_{t-1} + f_{t-1})},$$

a számlálóhoz $s_t f_t - s_{t-1} f_{t-1}$ kifejezést hozzáadva az egyenlet a következő formában írható fel:

$$u_t^* - u_{t-1}^* = \frac{f_t(s_t - s_{t-1})}{(s_t + f_t)(s_{t-1} + f_{t-1})} \frac{s_{t-1}}{s_{t-1}} - \frac{s_t(f_t - f_{t-1})}{(s_t + f_t)(s_{t-1} + f_{t-1})} \frac{f_{t-1}}{f_{t-1}}.$$

Felhasználva az $1 - u_t^* = \frac{f_t}{s_t + f_t}$ összefüggést megkapjuk a (4.10) egyenletet.

$(\Delta f_t / f_{t-1})$ függ. Kérdés ezután, hogy a munkanélküliségi ráta ingadozásaiért milyen mértékben felelős az állásvesztés, illetve az állásszerzés ingadozása. A szerzőpáros ezt úgy határozta meg, hogy a munkanélküliségi ráta változásainak varianciáját (szórásnégyzetét) két részre bontotta a (4.10) egyenletből kiindulva:

$$\begin{aligned} Var(\Delta u_t^*) &= Var(C_t^s) + Cov(C_t^s, C_t^f) + Var(C_t^f) + Cov(C_t^s, C_t^f) \\ &= Cov(\Delta u_t^*, C_t^s) + Cov(\Delta u_t^*, C_t^f), \end{aligned}$$

ahol $Cov(\Delta u_t^*, C_t^s)$ a $Var(\Delta u_t^*)$ varianciának azt a részét jelöli, ami C_t^s , vagyis az állásvesztés varianciájából származik. Ennek két forrása van, egyrészt a közvetlen hatás, ami magából az állásvesztés varianciájából $Var(C_t^s)$ adódik, másrészt a közvetett, az állásszerzésen keresztüli hatás, amire a $Cov(C_t^s, C_t^f)$ utal, hiszen a két áramlás nem független egymástól. A $Cov(\Delta u_t^*, C_t^s)$ összegzi ezt a két hatást, így megmutatja az állásvesztés teljes hozzájárulását a munkanélküliségi ráta ingadozásához. Ugyanígy a $Cov(\Delta u_t^*, C_t^f)$ az állásszerzés hozzájárulását méri. A két áramlás százalékos súlyát mérő bétamutatók ezután egyszerűen megkaphatók:

$$(4.11) \quad \beta_s = \frac{Cov(\Delta u_t^*, C_t^s)}{var(\Delta u_t^*)},$$

$$(4.12) \quad \beta_f = \frac{Cov(\Delta u_t^*, C_t^f)}{var(\Delta u_t^*)}.$$

Mielőtt rátérnénk a bétamutatók konkrét értékeinek kiszámítására és elemzésére, célszerű a módszer használhatóságára nézve korrelációs számításokat végezni. A 4.12. táblázat első oszlopában a tényleges és az egyensúlyi munkanélküliségi ráták differenciái közötti korreláció látható. Ha ez a korreláció elég szoros, akkor a Petrongolo–Pissarides-féle dekompozíciós módszer jól használható az adott országra nézve. A második és harmadik oszlopban a munkanélküliségi ráta változásai és az állásvesztési valószínűség változásai közötti korreláció látható, először a modellből számított egyensúlyi, utána a tényleges munkanélküliségi rátára. Itt az mutatja a szóban forgó dekompozíciós módszer jó alkalmazhatóságát, ha e két korrelációs együttható közel áll egymáshoz egy adott országra nézve. Ugyanez áll a munkanélküliségi ráta és az állásszerzési valószínűség közötti korrelációra.

4.12. táblázat: A Petrongolo–Pissarides dekompozíciós módszer alkalmazhatóságát jelző korrelációs együtthatók

Ország	$\rho(\Delta u_{t+1}, \Delta u^*_t)$	$\rho\left(\Delta u^*_t, \frac{\Delta s_t}{s_{t-1}}\right)$	$\rho\left(\Delta u_{t+1}, \frac{\Delta s_t}{s_{t-1}}\right)$	$\rho\left(\Delta u^*_t, \frac{\Delta f_t}{f_{t-1}}\right)$	$\rho\left(\Delta u_{t+1}, \frac{\Delta f_t}{f_{t-1}}\right)$
15-64 éves korosztály					
Csehország	0,576	0,474	0,455	-0,825	-0,381
Lengyelország	0,489	0,435	0,104	-0,513	-0,403
Magyarország	0,621	0,366	0,423	-0,872	-0,438
Szlovákia	0,440	0,373	0,215	-0,839	-0,390
25-59 éves korosztály					
Csehország	0,559	0,413	0,463	-0,887	-0,423
Lengyelország	0,460	0,337	0,121	-0,678	-0,413
Magyarország	0,586	0,275	0,335	-0,879	-0,407
Szlovákia	0,393	0,248	0,218	-0,854	-0,261

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

Csehország adatait elemezve a 4.12. táblázat alapján mindkét vizsgált korosztályban nagyon ellentmondásos helyzetet találunk. Nézzük először a 15-64 éves korosztályt! Az első oszlopban szereplő 0,576 értékű együttható még elfogadható lenne, mert ez azt mutatja, hogy a tényleges és a számított munkanélküliségi ráta változásai között szignifikáns és közepesen erős a kapcsolat. Az országnak még a második és harmadik oszlopban szereplő adatai sem okoznának bonyodalmat, mert elég közel állnak egymáshoz. Sőt még az utolsó oszlop –0,381 értékű együtthatója is összhangban áll a Shimer-módszerrel végzett számításokkal, mert ez azt jelzi, hogy az állásszerzés változásai gyengébben hatnak a munkanélküliségi ráta változásaira, mint az állásvesztés ingadozása, ahol 0,4 felett vannak a korrelációs együtthatók. A Petrongolo–Pissarides dekompozíció alkalmazhatóságát azonban erősen megkérdőjelezi a 4. oszlop –0,825-ös együtthatója két okból is. Egyrészt ez az állásszerzés igen erős befolyására utal, amit a korábbi számítások nem támasztanak alá, másrészt igen eltér az utolsó oszlop –0,381-es együtthatójától, ami a számított és a tényleges értékek közötti inkonzisztenciára vall. Emiatt arra jutottam, hogy Csehország adataira nem érdemes az áramlások súlyát jelző β mutatókat kiszámítani ezzel a dekompozíciós módszerrel. A 25-59 éves korosztályra vonatkozó korrelációk ugyanerre a következtetésre vezetnek.

Lengyelország esetében nem ennyire ellentmondásosak az együttthatók, sőt ezek is az állásszerzés nagyobb jelentőségére utalnak a korábbi vizsgálatokhoz hasonlóan. Mégsem felhőtlen a kép, egyrészt az első oszlop aránylag alacsony együttthatója, másrészt a második és harmadik oszlopban szereplő szám jelentős különbsége miatt. Pontos magyarázat hiányában az a sejtésünk, hogy az egyes korosztályokra vonatkozó 2. oszlopban szereplő 0,435, illetve 0,337 értékű együttthatók túlbecsülik az állásvesztés befolyását a lengyel munkaerőpiacon, s ez Lengyelország egyes korosztályokra vonatkozó β_s mutatóit is felfelé torzíthatja.

Magyarország együttthatói annyiban mutatnak szebb képet, amennyiben itt a legszorosabb a kapcsolat a tényleges és a számított munkanélküliségi ráták differenciái között (0,621 a 15-64 és 0,586 a 25-59 éves korosztályra nézve). Van azonban esetünkben is egy kiugró együtttható a 4. oszlopban, mely szerint túlzottan erős lenne az állásszerzés jelentősége a hazai munkaerőpiacon. Ezt a korábbi számítások nem támasztják alá, s az 5. oszlop együttthatója sem. Ebből megint torzítás adódik a bétamutatókban, túlságosan magas β_f értékre számíthatunk mindkét vizsgált korosztályban.

Ez a probléma Szlovákia adataira nézve is megfigyelhető, itt is felfelé torzított β_f érték várható. Ráadásul ebben az országban a leggyengébb a kapcsolat a tényleges és a számított munkanélküliségi ráták differenciái között. Lássuk ez után a 4.13. táblázatban a Petrongolo–Pissarides módszerrel meghatározott béta súlyokat Csehország kivételével a többi visegrádi országra.

4.13. táblázat: A munkanélküliségi ráta változásának Petrongolo–Pissarides-féle dekompozíciója

(%)

Ország	β_s		β_f	
	Korosztályok			
	15-64	25-59	15-64	25-59
Lengyelország	47,71	27,67	52,29	72,33
Magyarország	14,00	12,27	86,00	87,73
Szlovákia	11,41	4,72	88,59	95,28

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

A 15-64 éves korosztályt tekintve a (4.11) egyenleten alapuló számítások az állásszerzési valószínűség dominanciáját mutatják, ami a magyar és szlovák munkaerőpiacon a legjelentősebb: az állásszerzés által meghatározott varianciarányad mindkét esetben meghaladja a 85%-ot, ami a korrelációs együtthatók vizsgálata alapján feltehetően túlbecsült érték. Lengyelországban lényegesen kisebb az állásszerzés súlya, csupán 52,29%, de ez viszont inkább alulbecsült aránynak tartható. A 25-59 éves korosztály eredményei szintén az állásszerzés fontosságát jelzik. Egyik fontos megfigyelésünk az lehet, hogy a fő munkavállalási korosztályt tekintve minden országban egyaránt fontosabb az állásszerzés, mint a 15-64 éves korosztályban. Az állásszerzési valószínűség súlya Lengyelországban 20, Szlovákiában 6,5 és Magyarországon pedig közel 2 százalékponttal magasabb, mint a 15-64 éves korosztályra vonatkozó értékek. Ne feledjük azonban, hogy míg a magyar és a szlovák esetben az állásszerzés súlya felfelé, addig a lengyel esetben lefelé torzított.

Petrongolo és Pissarides [2008] Nagy-Britanniában 1993 és 2005 között a munkaerő-felmérés adatait vizsgálva az állásvesztés súlyát 48%-ra becsülték. Az inaktívak áramlásainak köszönhető a variancia 30%-a. Spanyolországban az állásvesztés hozzájárulása a varianciához 43,3%. Amikor a munkanélküliségi ráta jelentősen emelkedett, akkor az állásvesztés még fontosabb volt, a súlya meghaladta a 60%-ot. Az inaktívak és munkanélküliek közötti áramlások hozzájárulása a munkanélküliség volatilitásához szintén jelentős, a vizsgált időszakban megfigyelt hozzájárulásuk a munkanélküliség volatilitásához 35%. Lengyelországban *Strawinski* [2008] a Petrongolo–Pissarides eljárással azt mutatta ki, hogy az állásvesztés varianciarányada 60% körüli.

Lássuk végül az állásvesztés és állásszerzés szerepének súlyozását *Fujita és Ramey* [2007] cikkében bemutatott módszer szerint. Ez abban különbözik az előző eljárástól, hogy másféle trendszűrést alkalmaz, nem a munkanélküliségi ráta differenciáival számol, hanem Hodrick–Prescott szűrőt alkalmaz a szokásos $\lambda=1600$ paraméterrel. Mivel ez aránylag alacsony λ , itt a trend jól közelíti a tényleges adatokat, tehát a trendtől való eltérések a rövid távú folyamatokat mutatják. A szerzők a (4.13) képlet szerint bontják összetevőire a munkanélküliségi rátának a trendtől valóeltéréseit. Megjegyzendő még, hogy az egyensúlyi munkanélküliségi

ráta trendjét az $u^*_{t,tr} = \frac{s_{t,tr}}{s_{t,tr} + f_{t,tr}}$ összefüggés szerint számolják, tehát az

állásszerzési és állásvesztési ráták trendjeinek segítségével és ekörül loglinearizálnak⁴⁹:

$$(4.13) \quad \ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right) = (1 - u_{t,tr}^*) \ln\left(\frac{s_t}{s_{t,tr}}\right) - (1 - u_{t,tr}^*) \ln\left(\frac{f_t}{f_{t,tr}}\right) + \varepsilon_t = \tilde{C}_t^s + \tilde{C}_t^f + \varepsilon_t.$$

A (4.13) egyenlet értelmében az egyensúlyi rátának a trendtől való eltérése kifejezhető két tag összegeként egy hibataggal korrigálva. Ezek közül az első tag (\tilde{C}_t^s) annak függvénye, hogyan tér el az állásvesztési valószínűség a saját trendjétől, a második (\tilde{C}_t^f) tag ugyanezt mutatja az állásszerzési valószínűségre nézve. A (4.11)-hez és (4.12)-höz hasonlóan a (4.13) egyenlethez is meghatározhatjuk azokat a varianciahányadokat, amelyek az állásvesztésnek, állásszerzésnek és a hibatagnak tulajdoníthatók:

⁴⁹ A (4.13) képlet levezetéséhez vegyük a (4.5) egyenlet és a (4.5) egyenlet alapján a trendkomponensekre felírt összefüggés logaritmusát, ezután vonjuk ki azokat egymásból:

$$(i) \quad \ln u_t^* - \ln u_{t,tr}^* = \ln s_t - \ln s_{t,tr} - \ln(s_t + f_t) + \ln(s_{t,tr} + f_{t,tr}).$$

Legyen az x_t változóra $\bar{x}_t \equiv \ln x_t - \ln x_{t,tr} \approx \frac{x_t - x_{t,tr}}{x_{t,tr}}$, vagyis a felülvonás jelölje a százalékos

eltérést a trendtől. A fenti közelítést felhasználva

$$\bar{s}_{t,tr} s_t = s_t - s_{t,tr},$$

$$\bar{f}_{t,tr} f_t = f_t - f_{t,tr},$$

$$(s_{t,tr} + f_{t,tr}) \overline{(s_t + f_t)} = (s_t + f_t) - (s_{t,tr} + f_{t,tr}),$$

ezért

$$(s_{t,tr} + f_{t,tr}) \overline{(s_t + f_t)} = s_{t,tr} \bar{s}_t + f_{t,tr} \bar{f}_t.$$

Felhasználva a trendtől való százalékos eltérésre vonatkozó definíciót:

$$(ii) \quad \ln(s_t + f_t) - \ln(s_{t,tr} + f_{t,tr}) = \frac{s_{t,tr}}{s_{t,tr} + f_{t,tr}} (\ln s_t - \ln s_{t,tr}) + \frac{f_{t,tr}}{s_{t,tr} + f_{t,tr}} (\ln f_t - \ln f_{t,tr}).$$

Az (i), (ii), az $u_{t,tr}^*$ és az $1 - u_{t,tr}^* = \frac{f_{t,tr}}{s_{t,tr} + f_{t,tr}}$ összefüggés felhasználásával kapjuk a (4.13) egyenletet.

$$(4.14) \quad \tilde{\beta}_s = \frac{\text{Cov}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right), \tilde{C}_t^s\right)}{\text{var}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right)\right)},$$

$$(4.15) \quad \tilde{\beta}_f = \frac{\text{Cov}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right), \tilde{C}_t^f\right)}{\text{var}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right)\right)},$$

$$(4.16) \quad \tilde{\beta}_\varepsilon = \frac{\text{Cov}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right), \varepsilon\right)}{\text{var}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right)\right)}.$$

A konkrét bétamutatók kiszámítása előtt érdemes az előző módszerhez hasonlóan megbizonyosodni arról, hogy ez a dekompozíciós eljárás megfelelően megbízható-e a munkaerő-piaci áramlások súlyának értékelésére. Most is kiszámítjuk tehát a megfelelő korrelációs együtthatókat, amelyeket a 4.14. táblázat tartalmazza.

4.14. táblázat: A Fujita–Ramey dekompozíciós módszer alkalmazhatóságát jelző korrelációs együtthatók

Ország	$\rho(\tilde{u}_t^*, \tilde{u}_{t+1}^*)$	$\rho(\tilde{u}_t^*, \tilde{s}_t)$	$\rho(\tilde{u}_{t+1}^*, \tilde{s}_t)$	$\rho(\tilde{u}_t^*, \tilde{f}_t)$	$\rho(\tilde{u}_{t+1}^*, \tilde{f}_t)$
15-64 éves korosztály					
Csehország	0,641	0,831	0,695	-0,803	-0,335
Lengyelország	0,723	0,648	0,335	-0,789	-0,667
Magyarország	0,609	0,485	0,348	-0,871	-0,499
Szlovákia	0,433	0,762	0,400	-0,940	-0,345
25-59 éves korosztály					
Csehország	0,565	0,769	0,693	-0,841	-0,253
Lengyelország	0,661	0,640	0,341	-0,845	-0,605
Magyarország	0,577	0,396	0,332	-0,868	-0,443
Szlovákia	0,390	0,720	0,408	-0,938	-0,285

Megjegyzés: A táblázat fejlécében feltüntetett korrelációkban a változók a trendtől vett eltéréseket

reprezentálják logaritmusban kifejezve, például $\tilde{u}_t^* \equiv \ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right)$.

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

A Fujita–Ramey dekompozíció korrelációs vizsgálata ezúttal Szlovákiára nézve támaszt erős kétségeket mindkét vizsgált korosztályt tekintve. Egyrészt gyenge az összefüggés a tényleges és az egyensúlyi értékek között a munkanélküliségi rátáknak a trendjüktől való eltérésére nézve. Másrészt az állásszerzés és az állásvesztés esetében is nagy a vonatkozó korrelációs együtthatók eltérése, például a 15-64 éves korosztály esetében 0,762 szemben a 0,400-gyel, illetve –0,94 szemben a –0,345-tel. Ez olyan mértékű torzításokra vezethet, hogy Szlovákiára nem érdemes kiszámítani a megfelelő béta súlyokat.

A többi ország esetében már sokkal szorosabb a kapcsolat a tényleges és az egyensúlyi munkanélküliségi ráták között a 4.14. táblázat 1. oszlopának tanúsága alapján, tehát ez nem kelt aggályokat a módszer használhatóságával kapcsolatban. Ami a lehetséges torzításokat illeti, Csehország esetében mindkét korosztályra vonatkozóan a 4. oszlopban szereplő –0,803, illetve –0,841 értékű korrelációs együtthatók arra vezethetnek, hogy a reálisnál magasabbnak mutatkozik majd az állásszerzés bétája mindkét korosztályban. Ugyanez a helyzet Magyarországon is. Lengyelországban viszont fordított a helyzet, a második oszlopban szereplő 0,648-as, illetve 0,640-es együtthatók mutathatnak a valóságosnál szorosabb kapcsolatot, felfelé torzítva az ország állásvesztési bétáit. A maradék három országra meghatározott béta értékeket a 4.15. táblázatban láthatjuk.

A 4.15. táblázatban az állásvesztés, illetve -szerzés varianciahányadai (béta értékei) jól mutatják a két áramlás súlyát az egyensúlyi munkanélküliségi ráta ingadozása szempontjából.

4.15. táblázat: A munkanélküliségi ráta trendtől való eltérésének Fujita–Ramey-féle dekompozíciója

(%)

Ország	$\tilde{\beta}_s$		$\tilde{\beta}_f$		$\tilde{\beta}_e$	
	Korosztályok					
	15-64	25-59	15-64	25-59	15-64	25-59
Csehország	52,57	43,62	47,42	56,35	0,00	0,03
Lengyelország	39,83	34,49	60,12	65,44	0,06	0,07
Magyarország	23,78	19,76	76,14	80,15	0,07	0,10

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

Nézzük először a 15-64 éves korosztály eredményeit! A lengyel és a magyar eset mutat rokonságot, mert az állásszerzés súlya nagyobb, szemben Csehországgal, ahol az állásvesztés varianciarányada kissé meghaladja az állásszerzését. A fő munkavállalási korosztályban az állásszerzés súlya mindhárom visegrádi országban nagyobb, mint a 15-64 éves korosztályban. Csehországban továbbra sem látható lényeges eltérés az állásszerzés és állásvesztés munkanélküliségi ráta alakulásához való hozzájárulásban. Az állásszerzés súlya 56,36%-kal itt a legkisebb. Lengyelországban az állásszerzési valószínűség varianciarányada 65,44%, míg Magyarországon 80,15%. De ismét utalunk a módszer használhatóságát tesztelő, 4.14. táblázatbeli korrelációs vizsgálatainkra, s az ott jelzett lehetséges torzításokra a bétamutatók értékében.

Fujita és Ramey [2007] kimutatták, hogy az Amerikai Egyesült Államok munkaerőpiacán nincs olyan lényeges különbség az állásszerzés és állásvesztés varianciarányadai között, mint amit Shimer kimutatott. Az eredmények ráadásul jelentős mértékben függenek a trendszűrés módszerétől: az állásvesztés súlya a munkanélküliségi ráta alakulásában 40% és 50% közötti. *Strawinski* [2008] e módszerrel az állásszerzés súlyát 89% körülire becsülte a lengyel munkaerőpiacon.

5. Összefoglalás

Disszertációm részben elméleti, részben empirikus vizsgálatokból áll. Az elméleti munkaerő-piaci modellek alkalmasnak bizonyultak a közel azonos gazdasági mutatókkal rendelkező visegrádi országok munkaerő-piaci mozgásainak empirikus összehasonlítására, főleg a munkanélküliség magyarázatára. Ez a következtetésünk azért is érdekes, mert e modellek megfogalmazása főleg az USA munkaerő-piaci sajátosságaira épült, de annyira adekvát kérdéseket vizsgálnak, hogy a különböző gazdasági fejlettségű országokra is használhatók. Ez utóbbi következtetésünk természetesen feltételezi, hogy a modell-számítások alapján csak olyan országok hasonlíthatók össze, amelyek közel azonos módszereket követnek a munkaerő-piaci felmérésekben és közel azonos fejlettségűek. Ugyanakkor, további vizsgálatokkal lehetséges e modellek specifikálása is, mondjuk, éppen a visegrádi országok eltérő munkaerő-piaci sajátosságainak figyelembevételével.

A disszertációm elméleti részében azt a megközelítést vizsgáltam, amely elméleti szempontból elegáns választ ad a következő munkanélküliséggel kapcsolatos empirikus kérdésekre: Miért utasítják vissza bizonyos esetekben a munkanélküliek az állásajánlatokat? Miért léteznek egyidejűleg munkanélküliek és üres állások is? Mi határozza meg a munkanélküliség és az üres állások számának alakulását? Milyen kapcsolat van a munkanélküliség alakulása és az állásszerzés és állásvesztés folyamatai között? Hogyan befolyásolhatja a kormányzat a munkaerő-piaci helyzet alakulását?

Disszertációm 2. és 3. fejezetében alapkutatásaim szerepelnek: az előbbiben a keresési, míg utóbbiban a keresési-párosítási modelleket mutattam be, a megértésükhöz szükséges matematikai háttérrel. Ezzel azt a hiányt pótoltam, ami a hazai munkaerő-piaci szakirodalmat jellemzi. E modellekkel eddig csak *Galasi* [2007] és *Horváth* [2006] foglalkozott, de csak vázlatos elméleti matematikai megközelítéssel. Itt rámutatok arra is, hogy az 1970-es éveket követően a keresési, majd a keresési-párosítási modellek jelentős mértékben hozzájárultak a közgazdasági elméletek fejlődéséhez. E modellek szerzői, *Diamond, P. A.*, *Mortensen, D. T.* és *Pissarides, Ch. A.*, a 2010. évi közgazdasági Nobel-díjasok, olyan modellkörnyezetet fejlesztettek ki, melyben fontos szerepet kapnak a munkaerő-piaci súrlódások (a munkaerő képzettségének, igényeinek a vállalatok által kínált munkahelyek

differentenciáltságtól való eltérések) is. A disszertációban bemutattam a keresési-párosítási modelleket, az alapul szolgáló elmélet fejlődését és a megjelent kritikai megjegyzéseket is. Matematikai szempontból részletesen elemeztem az alapmodell nem-egyensúlyi dinamikáját. Az alapmodell bemutatása azt a célt is szolgálta, hogy rámutassak az állásvesztés illetve az állásszerzés és a munkanélküliség közötti kapcsolatra, mind elméleti, mind empirikus szempontból. Az elmélet munkaerő-piaci alkalmazása az egyre gyarapodó empirikus megfigyeléseken keresztül teret nyitott e modellek új generációi megjelenésének is. A keresési-párosítási modellek az empirikus vizsgálatokhoz szükséges feltételek teljesítésével kitűnő „laboratóriumi környezetet” biztosítottak az állami intézkedések vizsgálatára is. Disszertációmban vázoltam e modellek segítségével elemezhető intézkedéseket és az állam munkaerő-piaci szerepvállalásával kapcsolatos legfontosabb megállapításokat. *Shimer* [2005]-ös tanulmányában rávilágított arra, hogy e modellek a munkatermelékenység észlelt változásai mellett nem képesek a munkanélküliség és az állásszerzés megfigyelt volatilitásának kimutatására. Végül összefoglaltam a *Shimer* tanulmánya által kirobbantott, a modellek magyarázóképeségéről folytatott vita közepette megjelenő újabb elméleti meglátásokat és az ezeken alapuló empirikus eredményeket, mintegy átvezetésként disszertációm empirikus részéhez.

A 4. fejezetben az egyes visegrádi országok munkaerőpiacait, mindenekelőtt a munkanélküliségi ráta dinamikáját, annak összetevőit, valamint az inaktivitási ráta alakulását és az inaktivitás összetételét vizsgáltam. A 4.1. alfejezetben először áttekintettem a munkaerő-felmérés módszertanát, a reprezentatív mintavétel visegrádi országokat jellemző sajátosságait. A 4.2. alfejezetben megvizsgáltam a 15-64 és 25-59 éves korosztályok munkanélküliségi és inaktivitási rátáinak alakulását. A munkanélküliségi ráta alakulását vizsgálva láthattuk, hogy az országok közötti különbségek az utóbbi időben mérséklődtek, amit a szlovák és a lengyel gazdaságok gyors fejlődése eredményezett. A munkanélküliségi ráta elemzését az inaktivitási ráta vizsgálata követte. A két vizsgált korosztály inaktivitási rátájában megfigyelhető különbségek is mérséklődtek. Ehhez a magyarországi inaktivitási ráták csökkenése és a többi visegrádi ország gazdasági szerkezetváltása is hozzájárult. Ugyanakkor meg kell jegyezni, hogy Magyarország lemaradása a többi visegrádi országhoz képest még mindig jelentős. Továbbá feltérképeztem az inaktív népesség összetételét az egyes visegrádi országokban. Az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport inaktivitási rátáiban megfigyelhető különbségeket a 15-64 éves lakosságra

nem és életkor, valamint nem, életkor és végzettség szerinti bontásban elemeztem. Vizsgáltam, hogy a férfiak és a nők, valamint a fiatalok (15-24 évesek), a középkorúak (25-59 évesek) és a 60 év felettiek, illetve az alapfokú végzettséggel rendelkezők milyen mértékben járultak hozzá az inaktivitásban megfigyelhető eltérésekhez. Számításaim arra világítottak rá, hogy Magyarországon még 2013 második negyedévében is jelentős a 60 évnél fiatalabbak hozzájárulása a magas inaktivitási rátához. Az inaktivitási ráta mérséklődése leginkább a 25-59 éves férfiak EU15 ország-csoporttól eltérő inaktivitásából fakadó hozzájárulásának csökkenése miatt volt megfigyelhető. Ugyanakkor nemzetközi összehasonlításban a 60 évnél idősebbek hozzájárulása is magas, különösen a férfiak körében. Lengyelország magas inaktivitási rátáját a 25-59 éves korosztály kimagasló hozzájárulása eredményezte. Csehországban és Szlovákiában az EU15 ország-csoportnál magasabb inaktivitási rátát a fiatalok és idősök magas hozzájárulása eredményezte. Az alapfokú végzettséggel rendelkezők hozzájárulása az inaktivitási rátákban megfigyelhető különbségekhez ugyan minden visegrádi országban mérséklődött, de továbbra is jelentős.

A 4.3. alfejezetben a munkaerő-áramlás két fontos folyamatát, az állásszerzést és az állásvesztést vizsgáltam *Shimer* [2007] módszerét követve sztochasztikus közelítésben, a megfelelő sztochasztikus folyamatok diszkretizációjaiként. Az átlagos állásszerzési ráta a cseh munkaerőpiacon volt a legmagasabb: a 15–64 évesek körében a munkanélküliek állásszerzési rátájának átlagos értéke 18%, míg a 25–59 évesek között 15,6% volt. Ezek az értékek meglehetősen alacsonyak, de a visegrádi országok között még mindig a cseh munkaerőpiacon volt a legmagasabb az állásszerzési ráta a vizsgált időszakban. A legalacsonyabb ráta a szlovák munkaerőpiacot jellemezte a maga 9,7%-os, illetve 8,4%-os értékével. A legalacsonyabb átlagos állásvesztési rátákat a cseh és a magyar munkaerő-piaci adatok eredményezték: a 15–64 éves korosztályban a foglalkoztatottak állásvesztési rátája 1,5%, míg a 25–59 évesek között 1,2% volt. A legmagasabb értékek a lengyel munkaerőpiacot jellemezték, 2,7%-os, illetve 1,9%-os értékekkel a megfelelő korosztályokban. Összességében elmondható, hogy a vizsgált időszak magas átlagos munkanélküliségi rátái mögött vagy állásvesztési vagy állásszerzési nehézségek álltak: a lengyel esetben a magas állásvesztési, a szlovák esetben pedig az alacsony állásszerzési ráta. A munkaerő-piaci mutatók tekintetében legsikeresebbnek tűnő

Csehország rendelkezik mindkét vizsgált korosztályban az egyik legalacsonyabb állásvesztési és a legmagasabb állásszerzési rátával.

A 4.4. alfejezetben a munkaerő-piaci változók (munkanélküliségi, foglalkoztatási, inaktivitási, állásvesztési és állásszerzési ráták) ciklikus viselkedését vizsgáltam. Először TRAMO-SEATS módszerrel kiszűrtem a szezonalitást az adatsorokból, majd logaritmizáltam azokat és trendszűrést alkalmaztam a ciklikus komponensek előállításához. Mivel egyik trendszűrési eljárás sem tekinthető tökéletesnek, ezért a ciklikussági vizsgálatokat a Hodrick–Prescott és elsőrendű differencia szűrők alkalmazásával végeztem el.

Elsőként a fentebb felsorolt munkaerő-piaci változók volatilitását elemeztem, a reál GDP-hez viszonyított szórások (az úgynevezett relatív volatilitás) kiszámításával. A volatilitást elemző számításaim a Hodrick–Prescott szűrővel előállított ciklikus komponensek és az elsőrendű differencia szűrővel kapott elsőrendű differenciák esetében csaknem egybehangzó volatilitási sorrendet állítottak fel. Eredményeim azt mutatják, hogy a foglalkoztatási és az inaktivitási ráták a legkevésbé volatilisak. Az említett ráták szórása kisebb, mint a reál GDP szórása. A többi vizsgált változó reál GDP-hez viszonyított relatív volatilitásának értékei azt mutatják, hogy azok már lényegesen volatilisabbak a reál GDP-nél. A munkanélküliségi ráta volatilitása már többszöröse a reál GDP volatilitásának. Az állásvesztési és állásszerzési ráták pedig általában még a munkanélküliségi rátánál is volatilisabbak: az állásvesztési ráta relatív volatilitása kisebb, mint az állásszerzési rátáé, vagyis a legvolatilisabb változó az állásszerzési ráta.

A reál GDP-t ciklikus indikátorként használva egyidejű és keresztkorrelációs számításokkal vizsgáltam, hogy a reál GDP-ciklikus alakulását milyen pro-, kontra- és aciklikus mozgások követték az egyes munkaerő-piaci változókban. Pontosabban, Hodrick–Prescott szűrőt alkalmazva ($\lambda = 1600$ mellett) a ciklikus komponensek egyidejű korrelációs együtthatói vizsgálatának eredményei alapján mind a 15-64, mind a 25-59 éves korosztályban:

- *prociklikus* mozgást figyeltem meg valamennyi visegrádi ország foglalkoztatási rátái és az állásszerzési rátái időbeli alakulásában, és a lengyel inaktivitási ráta idősorában;
- *kontraciklikus* mozgás jellemezte a munkanélküliségi rátát mindegyik visegrádi országban, a magyar inaktivitási rátát és a cseh, lengyel és szlovák állásvesztési rátáinak idősorát;

- *aciklikus* viselkedést mutatott a cseh és szlovák inaktivitási ráta, valamint a magyar állásvesztési ráta időszora.

Alacsonyabb frekvenciájú ($\lambda = 100000$) szűrés mellett, a magyar munkanélküliségi és állásvesztési ráta közepesen erős kontraciklikusságot, az állásszerzési ráta pedig aciklikus alakulást mutatott a GDP-vel szemben.

A reál GDP-t ciklikus indikátorként használva az elsőrendű differencia szűrővel előállított differenciák közötti egyidejű korrelációk elemzése a következő pro- és kontraciklikus változókat tárta fel:

- *prociklikus* a foglalkoztatási ráta (kivéve Csehország 15-64 éves korosztály);
- *kontraciklikus* a munkanélküliségi ráta valamennyi visegrádi országban, a 15-64 éves korosztályban a cseh és a magyar, a 25-59 éves korosztályban a cseh és a lengyel állásvesztési ráta.

Összehasonlítás nélkül megjegyzem, hogy az USA-ra elvégzett számítások (*Braun–De Bock–DiCecio* [2006], *Elsby–Michaels–Solon* [2009], *Fujita–Ramey* [2007], *Hall* [2005], *Shimer* [2005], *Yashiv* [2008]) az állásszerzési rátát prociklikusnak és nagyon volatilisnek, míg a munkanélküliségi rátát és az állásvesztési (vagy szeparációs) rátát enyhén vagy erősebben kontraciklikusnak mutatták.

A reál GDP és a munkaerő-piaci változók ciklusai közötti kapcsolatot a Hodrick–Prescott szűrővel kapott ciklikus komponensekre elvégzett keresztkorrelációs elemzéssel is megvizsgáltam. E számítások eredményei arra világítottak rá, hogy a reál GDP-ben megfigyelhető ciklusokat:

- követik a munkanélküliségi és foglalkoztatási ráták ciklusai mindegyik visegrádi országban (azaz úgynevezett „követő” változók);
- megelőzi a lengyel és a magyar inaktivitási ráták ciklusa (azaz úgynevezett „vezető” változók);
- megelőzik az állásszerzési ráták ciklusai mindegyik visegrádi országban, és az állásvesztési ráták ciklusai Csehországban, Lengyelországban és Szlovákiában.

Egyidejű korrelációs vizsgálatok segítségével azt is feltérképeztem, hogy melyik munkaerő-piaci áramlások játszanak fontos szerepet az egyes visegrádi országokban. Ezt a munkanélküliségi, foglalkoztatási és inaktivitási ráták Hodrick–

Prescott szűrővel előállított ciklikus komponensei és az elsőrendű differencia szűrővel kapott differenciák között megfigyelt korrelációk segítségével elemeztem. A szlovák és a magyar eset a legvilágosabb: a szlovák munkaerőpiacon a munkanélküliek és foglalkoztatottak közötti áramlások, míg a magyar munkaerőpiacon az aktívak és inaktívak közöttiek is fontosak. A cseh munkaerőpiac inkább a szlovákhhoz hasonlít, azzal az eltéréssel, hogy itt a ciklusok és a differenciák vizsgálata is szignifikáns (gyenge) negatív korrelációt jelez az inaktivitási és munkanélküliségi illetve foglalkoztatási ráták között. A lengyel munkaerőpiacot a foglalkoztatási és munkanélküliségi ráták közötti szoros negatív korreláció mellett, az inaktivitási és a munkanélküliségi illetve foglalkoztatási ráták közötti szignifikáns (gyenge) negatív korreláció jellemzi. Az inaktívak figyelembe vétele tehát a korrelációs elemzés alapján a magyar esetben tűnik a legfontosabbnak.

Disszertációm 4.5. alfejezetének alapvető célkitűzése az volt, hogy az állásvesztés és állásszerzés folyamatainak a munkanélküliségre kifejtett hatását elemezze a visegrádi országok adatbázisán. Megvizsgáltam, hogy az állásvesztés és az állásszerzés közül melyik a meghatározóbb, illetve hogy milyen hányadban játszanak szerepet az egyes visegrádi országok munkanélküliségi rátájának dinamikájában.

Mennyire számít az állásvesztési és az állásszerzési ráta alakulása a munkanélküliségi ráta dinamikája szempontjából? *Shimer* [2007] tanulmányában definiált átlagoláson alapuló elméleti ráták korrelációs elemzése szerint a munkanélküliség alakulásában:

- Csehországban az állásvesztés és az állásszerzés közel azonos fontosságú;
- Lengyelországban az állásszerzés;
- míg Magyarországon és Szlovákiában az állásvesztés dominál.

Az áramlások számszerű hozzájárulását, súlyát a munkanélküliség dinamikájában először a *Shimer*-féle bétamutatókkal vizsgáltam, aminek során nagyon alacsony frekvenciájú szűrést alkalmaztam, hogy a ciklikus volatilitás jelentős hányada benne maradjon a trendtől megszűrt adatsorokban. A variancia-dekompozíciós módszerek azon a feltevésen alapulnak, hogy a munkanélküliségi ráta varianciáját az állásvesztési és -szerzési valószínűségek varianciái határozzák meg. Itt most *Petrongolo* és *Pissarides* [2008], valamint *Fujita* és *Ramey* [2007] módszereit használtam fel számításaimhoz, amit a két módszer rövid bemutatása előzött meg. Az előbbi a munkanélküliségi ráta elsőrendű differenciája (változása),

az utóbbi a trendtől vett eltérés (miközben Hodrick–Prescott szűrőt alkalmaz) varianciájának vizsgálatára épül. A módszerek használatának helyességét a becslések pontosságát korrelációs számításokkal is teszteltem. A *Petrongolo* és *Pissarides* [2008] alapján elvégzett variancia-dekompozíciós vizsgálataim azt mutatták, hogy a cseh adatokkal nem tesztelhető a módszer. A kapcsolódó korrelációs vizsgálatok rámutattak arra is, hogy a módszer az állásszerzés súlyát Lengyelországban alul-, míg Magyarországon és Szlovákiában túlbecsüli. A *Fujita* és *Ramey* [2007] regressziós egyenletén alapuló korrelációs vizsgálat rámutatott arra, hogy Szlovákia adataira az eljárás egyáltalán nem alkalmazható. A korrelációs vizsgálatok ebben az esetben azt jelezték, hogy alulbecsüljük a cseh állásvesztés és a lengyel állásszerzés, míg túlbecsüljük a magyar állásszerzés súlyát.

Óvatosan feltehetjük azt a kérdést is, hogy vajon melyik országokhoz állnak közelebb az egyes visegrádi országok? Az angolszász országokhoz, ahol kevésbé meghatározó az állásvesztés (20% körüli), vagy a kontinentális európai országokhoz, ahol az arányuk 50% közeli (*Elsby–Hobijn–Sahin* [2008])? Vizsgálataim alapján az egyes visegrádi országok esetében az alábbi következtetésekre jutottam:

Csehország esetében a 15-64 éves korosztályban az állásvesztést találták meghatározónak 54% és 62% közötti súllyal, míg a fő munkavállalási korosztályban az állásvesztés súlya 44% és 60% közötti, a szűrés frekvenciájától függően. Lengyelországban az állásszerzés a meghatározó, aminek varianciahányada 60% és 74% közötti helyezkedik el a 15-64 éves korosztályra nézve. A 25-59 évesek korosztályában az állásszerzés súlya 66% és 77% közötti. Az eredmények Szlovákia esetében a legkevésbé megbízhatóak. A jelentős állásszerzési dominanciát kimutató, de annak súlyát jelentősen túlbecslő Petrongolo–Pissarides módszer mellett a korrelációs számítások eredményei, összhangban a Shimer-féle bétamutatókkal 50% közeli hozzájárulási mutatókra utalnak mind a 15-64, mind a 25-59 éves korosztályban. Így Csehország egyértelműen a kontinentális európai országokhoz áll közelebb, és Szlovákia eredményei is ezt mutatják. Ezekhez az eredményekhez hozzájárulhatott az is, hogy az említett két ország a vizsgálatunkat megelőző időszakban (1998 előtt) nem valósított meg radikális reformokat, nem engedélyezték a külföldiek részvételét a privatizációban, és a külföldi működőtőke (FDI) se áramlott be ezekbe az országokba olyan méretékben, mint például Magyarországra. A gazdasági szerkezetváltás ilyen jellegű késleltetése lehet az egyik oka annak, hogy a cseh és szlovák munkaerőpiacon ilyen meghatározó volt az állásvesztés.

Lengyelország eredményei 26% és 40%, illetve 23% és 34% közötti állásvesztési hozzájárulással a két csoport közé esnek. A cseh és szlovák gazdaságra leírtak a lengyel gazdaságra szerényebb mértékben vonatkoznak. Ugyanakkor a gazdasági szerkezetváltás munkanélküliségben betöltött szerepét alátámasztja az is, hogy Lengyelországban a vizsgált periódus elején nagyon magas állásvesztési ráta volt megfigyelhető több éven keresztül.

Magyarország esete más. Az alacsony frekvenciájú szűrésen alapuló Shimer-eljárás az állásvesztést találta meghatározónak: a 15-64 éves korosztályban közel 69%-os, míg a 25-59 éves korosztályban közel 66%-os súllyal. A munkanélküliség növekvő trendjében ugyanis fontos szerepet játszott a 2004 óta folyamatosan emelkedő állásvesztés. A folyamatok forrása 2006 után először a saját, majd a globális válsággal is terhelt gazdasági körülmények, illetve a 2010 óta lényegesen nem javuló gazdasági kilátások voltak. A negyedéves adatokra ajánlott frekvenciájú szűrést alkalmazó Fujita–Ramey dekompozíció azonban az állásszerzést mutatta meghatározónak 76%-os, illetve 80% súllyal a megfelelő korosztályokban. Magyarországon tehát a munkanélküliség ráta (emelkedő) trendjét alapvetően az állásvesztés fokozódása uralta, míg a rövidebb távú ciklikus munkanélküliség szempontjából az állásszerzés volt a meghatározó. Ebből az következik, hogy a jelenlegi helyzetben az állásvesztés csökkentésére kellene nagyobb figyelmet fordítani a gazdaságpolitika kialakítása során.

Elsby, Hobijn és Sahin [2008] tanulmánya ugyanakkor felhívja a figyelmet arra is, hogy az egyensúlyi munkanélküliségi rátákon alapuló eljárásokat a legtöbb ország esetében módosítani kell, mert azokat a munkanélküliségi ráta egyensúlyi rátától való eltérése jellemzi. Ennek jelei ebben a tanulmányban is felfedezhetők, vagyis az eltérés az itt elemzett országokat is jellemzi. A visegrádi országok munkaerő-piaci elemzésének következő lépése így e módszer alkalmazása lehet. A munkaerő-felmérés részletes adatainak elemzése további távlatokat nyithat meg, például az inaktívak aktívvá, vagyis foglalkoztatottá vagy éppen munkanélkülivé, illetve a foglalkoztatottak és munkanélküliek inaktívvá válásának az egyes munkaerő-piaci változókra gyakorolt hatásának vizsgálatával, vagy a korreláció-elemzés helyett a munkanélküliség kointegráción alapuló dinamikával történő jellemzésével.

Függelék

F.1. Poisson-folyamat

Egy $q(t)$ sztochasztikus folyamat, akkor nevezhető Poisson-folyamatnak α beérkezési rátával, ha teljesíti a következő feltételeket:

- (i) $q(0) = 0$,
- (ii) a folyamat növekményei („increments”) függetlenek,
- (iii) tetszőleges $\tau-t$ intervallumban a $q(\tau) - q(t)$ összefüggés által definiált növekmény Poisson eloszlást követ, vagyis

$$P[q(\tau) - q(t) = n] = e^{-\alpha(\tau-t)} \frac{[\alpha(\tau-t)]^n}{n!}, \quad n = 0, 1, \dots$$

A Poisson-folyamatokat „számláló folyamatoknak” („counting process”) is nevezik, mivel $q(t)$ bizonyos események (állapotváltozások) bekövetkezését számlálja. Egy elégségesen kicsi $[t, \tau]$ intervallumban ($dt = \tau - t$) az események (állapotváltozások) számát $dq = q(\tau) - q(t)$ adja.

A folyamatok (iii) tulajdonsága szerint annak valószínűsége, hogy egyetlen állapotváltozás történt $P[q(\tau) = q(t) + 1] = e^{-\alpha(\tau-t)} \alpha(\tau-t)$. Amennyiben dt elégségesen kicsi, akkor $e^{-\alpha(\tau-t)}$ 1-hez közeli szám, így αdt valószínűséggel $dq(t) = 1$. Mivel pedig rövid időtartam alatt legfeljebb egy állapotváltozás történhet, ezért $1 - \alpha dt$ valószínűséggel $dq(t) = 0$.

Tekintsük a két állapotváltozás között eltelt időt, ami valószínűségi változó. Mivel (iii) szerint annak valószínűsége, hogy nem történt állapotváltozás ($n=0$) $P[q(\tau) = q(t)] = e^{-\alpha(\tau-t)}$, ezért a legalább egy állapotváltozás valószínűsége: $P[q(\tau) = q(t) + 1] = 1 - e^{-\alpha(\tau-t)}$. Ez az összefüggés pedig megadja a két állapotváltozás között eltelt idő ($\tau - t$) mint valószínűségi változó eloszlásfüggvényét, ami így exponenciális eloszlást követ, sűrűségfüggvénye $\alpha e^{-\alpha(\tau-t)}$. Ennek köszönhetően két állásajánlat beérkezése között eltelt idő várható értéke:

$$E(\tau - t) = \int (\tau - t) \alpha e^{-\alpha(\tau-t)} d(\tau - t) = 1/\alpha$$

lesz (Wälde [2011]).

F.2. A munkások Bellman-egyenleteinek levezetése

A munkások feladatának megoldásában *Wälde* [2011] 11.2 alfejezetét és *Móczár* [2008] 4.6 alfejezetét használtam fel. A munkások a várható jövőbeli pénzáramlásuk jelenértékét maximalizálják, az egyensúlyt a bérek meghatározásában betöltött szerepük által befolyásolják. Jelölje az egyén vagyonát a , a humántőkéből származó reáljövedelmét y , valamint a fogyasztását c . A vagyon változását dt időtartam alatt az aktuális (folyó) megtakarítások befolyásolják. A megtakarítás alakulását a rendelkezésre álló vagyon hozama, az aktuális reáljövedelem, valamint a fogyasztás határozza meg. Így a megtakarítás nagysága $ra + y - c$, ahol r a reálkamatláb. A vagyon alakulását leíró differenciálegyenlet

$$(1) \quad da = (ra + y - c)dt$$

alakot ölt. Az egyén humántőkéből származó reáljövedelme két értéket vehet fel. Amikor az egyén foglalkoztatott jövedelme a *reálbér* (w_t). A munkanélküli egyén ún. *nem munkavégzésből származó reáljövedelemre* (z) tesz. Abban a pillanatban azonban, amikor foglalkoztatottá válik, erről azonnal lemond.

A munkaerő jövedelmének alakulása sztochasztikus Poisson differenciálegyenlet által meghatározott, mivel az állásszerzést és állásvesztést Poisson-folyamatok generálják. A munkaerő jövedelmének változását így a

$$(2) \quad dy = -\Delta_y dq_w + \Delta_y dq_z$$

differenciálegyenlet írja le, ahol $\Delta_y = w - z$. Az állásvesztés exogén, állapotfüggő folyamat, aminek bekövetkezési rátája, $s(y)$, a $q_w(t)$ Poisson-folyamat tehát a foglalkoztatott-munkanélküli státuszváltást számlálja. Mivel a munkanélküli nem veszítheti el állását, ezért $s(z) = 0$, míg a foglalkoztatott esetében $s(w) = \lambda$. Az állásszerzést is Poisson-folyamat generálja, vagyis $q_z(t)$ a munkanélküli-foglalkoztatott státuszváltást számlálja. Az állásajánlat elfogadási rátája (vagy állásszerzési ráta) $\alpha(y)$ exogén, a matching függvénytől függ. Egyszerű modellünkben $\alpha(w) = 0$, mivel a foglalkoztatottak nem keresnek állást. A munkanélküliek viszont kivétel nélkül állást keresnek, az állásszerzési ráta esetükben $\alpha(z) = \theta q(\theta)$.

Legyen az egyén közvetlen hasznossági függvénye CES típusú $u(c) = (c^{1-\sigma} - 1)/(1-\sigma)$, ahol $\sigma > 0$. Az egyén a várható jövőbeli hasznossága jelenértékét maximalizálja, ezért hasznosság-maximalizálási feladata

$$(3) \quad \max_{\{c_t\}} E_0 \int_{t=0}^{\infty} e^{-rt} u(c_t) dt$$

alakot ölt, (1) és (2) által meghatározott vagyon- és jövedelemalakulással. Az állapottól a vagyon (a) és jövedelem (y) változókkal jellemezhető.

A közvetlen hasznossági függvény jelenértéke (értékfüggvénye) a T időpontban:

$$(4) \quad J(T, a, y) = \max_{\{c_t\}} E_T \int_{t=T}^{\infty} e^{-r(t-T)} u(c_t) dt,$$

mivel pedig a $\tau = t - T$ változó-transzformációt felhasználva

$$(5) \quad \begin{aligned} J(T, a, y) &= \max_{\{c_t\}} E_T \int_{t=T}^{\infty} e^{-r(t-T)} u(c_t) dt = \max_{\{c_{\tau+T}\}} E_0 \int_0^{\infty} e^{-r\tau} u(c_{T+\tau}) d\tau = \\ &= \max_{\{c_\tau\}} E_0 \int_0^{\infty} e^{-r\tau} u(c_\tau) d\tau = J(0, a, y) \end{aligned}$$

ezért az értékfüggvény nem az idő explicit függvénye így egyszerűen $J(a, w)$ alakot ölt.

A maximumelv felhasználásával a (3) feladat értékfüggvényére felírható a

$$(6) \quad J(a, y) = \max_{\{c_t\}, 0 \leq t \leq \Delta t} E_{a,y} \left\{ \int_0^{\Delta t} e^{-rt} u(c_t) dt + \max_{\{c_t\}, \Delta t \leq t \leq \infty} E_{\Delta t, a+\Delta a, y+\Delta y} \int_{\Delta t}^{\infty} e^{-rt} u(c_t) dt \right\}$$

összefüggés. A középértéktétel értelmében:

$$(7) \quad \int_0^{\Delta t} e^{-rt} u(c_t) dt = e^{-r\theta \Delta t} u(c_{\theta \Delta t}) \Delta t,$$

ahol $0 \leq \theta \leq 1$ úgy, hogy $0 \leq \theta \Delta t \leq \Delta t$ és $c_{\theta \Delta t} \rightarrow c$ amint $\Delta t \rightarrow 0$. Az $s = t - \Delta t$ változótranszformációt felhasználva:

$$\begin{aligned}
& \max_{\{c_t\}, \Delta t \leq t \leq \infty} E_{\Delta t, a+\Delta a, y+\Delta y} \int_{\Delta t}^{\infty} e^{-rt} u(c_t) dt = \\
(8) \quad & = \max_{\{c_{s+\Delta t}\}, 0 \leq s \leq \infty} E_{a+\Delta a, y+\Delta y} \int_0^{\infty} e^{-r(s+\Delta t)} u(c_{s+\Delta t}) ds = \\
& = e^{-r\Delta t} \max_{\{c_s\}, 0 \leq s \leq \infty} E_{a+\Delta a, y+\Delta y} \int_0^{\infty} e^{-rs} u(c_s) ds = e^{-r\Delta t} J(a+\Delta a, y+\Delta y)
\end{aligned}$$

A (6) egyenlet (7) és (8) felhasználásával átírható a

$$(9) \quad 0 = \max_{\{c_t\}, 0 \leq t \leq \Delta t} E_{a,y} \left\{ e^{-r\theta\Delta t} u(c_{\theta\Delta t}) \Delta t + e^{-r\Delta t} J(a+\Delta a, y+\Delta y) - J(a, y) \right\}$$

alakra. Elégségesen kicsi Δt -re $e^{-r\Delta t} = 1 + r\Delta t + o(\Delta t)$ valamint

$$\begin{aligned}
(10) \quad & e^{-r\Delta t} J(a+\Delta a, y+\Delta y) - J(a, y) = (1 - r\Delta t) J(a+\Delta a, y+\Delta y) - J(a, y) + o(\Delta t) = \\
& = [J(a+\Delta a, y+\Delta y) - J(a, y)] - r\Delta t J(a+\Delta a, y+\Delta y) + o(\Delta t)
\end{aligned}$$

Legyen $J(a+\Delta a, y+\Delta y) - J(a, y) = \Delta J(a, y)$. Ezért (10) felhasználásával (9) új alakja

$$(11) \quad 0 = \max_{\{c_t\}, 0 \leq t \leq \Delta t} E_{a,y} \left\{ e^{-r\theta\Delta t} u(c_{\theta\Delta t}) \Delta t + \Delta J(a, y) - r\Delta t J(a+\Delta a, y+\Delta y) + o(\Delta t) \right\}.$$

A (11) egyenletet Δt -vel osztva, majd $\Delta t \rightarrow 0$, amivel együtt $\Delta k \rightarrow 0$, $\Delta y \rightarrow 0$, $e^{-r\theta\Delta t} \rightarrow 1$ és $c_{\theta\Delta t} \rightarrow c$, végül $[o(\Delta t)/\Delta t] \rightarrow 0$. A (3) feladat értékvégvényére felírt Bellman-egyenlet alakja

$$(12) \quad rJ(a, y) = \max_c \left\{ u(c) + \frac{1}{dt} EdJ(a, y) \right\}.$$

A (12) Bellman-egyenletben látható $dJ(a, y)$ meghatározásához a következő tételt használjuk fel.

Tétel: Legyenek $x_i(t)$ ($i=1, \dots, n$) sztochasztikus folyamatok és definiáljuk az $x=(x_1(t), \dots, x_n(t))$ vektort. A sztochasztikus folyamatokat a következő sztochasztikus differenciálegyenletek jellemzik:

$$(13) \quad dx_i(t) = a_i(t)x_i(t)dt + b_{i1}(t)dq_1 + \dots + b_{im}(t)dq_m, \quad i = 1, \dots, n,$$

ahol $b_{ij}(t)=b_{ij}(t, x(t))$, q_i pedig Poisson-folyamatokat jelöl. Vagyis a sztochasztikus folyamatokat Poisson-folyamatok vezérlik, ahol q_j Poisson-folyamat hatását $x_i(t)$

folyamatra $b_{ij}(t)$ mutatja. Legyen továbbá $F(t, x)$ C^1 -es osztályba tartozó függvény, ebben az esetben

$$(14) \quad dF(t, x(t)) = \left\{ F_t(\cdot) + \sum_{i=1}^n F_{x_i}(\cdot) a_i(\cdot) \right\} dt + \sum_{i=1}^n [F(t, x(t) + b_i(\cdot)) - F(t, x(t))] dq_i,$$

ahol F_t valamint F_{x_i} , $i = 1, \dots, n$, az F függvény parciális deriváltjait jelöli, valamint b_j egy n -dimenziós vektor $b_j = (b_{1j}, \dots, b_{nj})^T$. (Wälde [2011] 238. o.)

A J értékfüggvényre felhasználva a tétel (14)-es összefüggését, valamint az (1) és (2) differenciálegyenleteket

$$(15) \quad dJ(a, y) = J_a[ra + y - c]dt + [J(a, y - \Delta_y) - J(a, y)]dq_w + [J(a, y + \Delta_y) - J(a, y)]dq_b$$

összefüggést kapjuk. Ezt behelyettesítve a (12) Bellman-egyenletbe, valamint felhasználva az $E_t dq_b = \alpha(y)dt$ és $E_t dq_w = s(y)dt$ összefüggést a Bellman-egyenlet

$$(16) \quad rJ(a, y) = \max_c \left\{ \begin{aligned} &u(c) + J_a[ra + y - c] + [J(a, y - \Delta_y) - J(a, y)]s(y) \\ &+ [J(a, y + \Delta_y) - J(a, y)]\alpha(y) \end{aligned} \right\},$$

alakra hozható. Jelölje $U \equiv J(a, z)$ az optimálisan viselkedő munkanélküli, és $W \equiv J(a, w)$ az optimálisan viselkedő foglalkoztatott értékfüggvényét (várható jövedelmük jelenértékét). Mivel $s(z) = 0$ és $s(w) = \lambda$, valamint $\alpha(z) = \theta q(\theta)$ és $\alpha(w) = 0$, ezért a két Bellman-egyenlet ($y = z, w$ értékeket helyettesítve (16) egyenletbe):

$$(17) \quad rU = \max_c \{u(c) + U_a(ra + b - c) + \theta q(\theta)(W - U)\},$$

$$(18) \quad rW = \max_c \{u(c) + W_a(ra + w - c) + \lambda(U - W)\}$$

alakot ölt. Feltételezzük továbbá, hogy az egyének optimálisan viselkednek, helyettesítsük tehát a döntési változók optimális értékét a (17) és (18) egyenletekbe. A legegyszerűbb modell feltevései szerint ráadásul a szereplőknek nincs kezdeti vagyona ($a = 0$), nincs megtakarításuk ($c = y$), és az egyének kockázat-semlegesek, vagyis $u(c) = c$. Mindezeknek köszönhetően a két Bellman-egyenlet:

$$(19) \quad rU = z + \theta q(\theta)(W - U),$$

$$(20) \quad rW = w + \lambda(U - W).$$

F.3. Táblázatok

F1. táblázat: A ciklikus komponensek közötti korrelációk a 25-59 éves korosztályban

Változók	<i>u</i>	<i>e</i>	<i>i</i>	<i>F</i>	<i>S</i>	<i>P</i>	<i>GDP</i>
Csehország							
<i>u</i>	1,000	−0,807 ¹	−0,349 ¹	0,089	0,377 ¹	−0,170	−0,570 ¹
<i>e</i>		1,000	0,308 ¹	−0,239 ⁵	−0,111	0,052	0,442 ¹
<i>i</i>			1,000	0,065	0,122	−0,024	0,052
<i>F</i>				1,000	−0,299 ¹	0,442 ¹	0,292 ^{2,5}
<i>S</i>					1,000	−0,716 ¹	−0,694 ¹
<i>P</i>						1,000	0,863 ¹
<i>GDP</i>							1,000
Lengyelország							
<i>u</i>	1,000	−0,917 ¹	−0,423 ¹	−0,406 ¹	0,097	0,328 ¹	−0,744 ¹
<i>e</i>		1,000	0,177	0,381 ¹	−0,137	−0,472 ¹	0,776 ¹
<i>i</i>			1,000	0,434 ¹	−0,418 ¹	0,335 ¹	0,348 ¹
<i>F</i>				1,000	−0,185	0,150	0,525 ¹
<i>S</i>					1,000	−0,183	−0,343 ¹
<i>P</i>						1,000	0,033
<i>GDP</i>							1,000
Magyarország							
<i>u</i>	1,000	−0,647 ¹	0,048	−0,090	0,179	−0,104	−0,377 ¹
<i>e</i>		1,000	−0,770 ¹	0,297 ^{2,5}	−0,193	0,310 ¹	0,613 ¹
<i>i</i>			1,000	−0,345 ¹	0,182	−0,235 ⁵	−0,431 ¹
<i>F</i>				1,000	0,090	0,164	0,396 ¹
<i>S</i>					1,000	−0,157	−0,172
<i>P</i>						1,000	0,876 ¹
<i>GDP</i>							1,000
Szlovákia							
<i>u</i>	1,000	−0,954 ¹	0,002	0,050	0,108	−0,352 ¹	−0,719 ¹
<i>e</i>		1,000	−0,274 ^{2,5}	−0,100	−0,020	0,231 ⁵	0,624 ¹
<i>i</i>			1,000	0,112	−0,454 ¹	0,324 ¹	0,184
<i>F</i>				1,000	−0,472 ¹	0,469 ¹	0,326 ¹
<i>S</i>					1,000	−0,491 ¹	−0,394 ¹
<i>P</i>						1,000	0,876 ¹
<i>GDP</i>							1,000

Megjegyzés: Az elemzés tárgyát képező változók: *u* – munkanélküliségi ráta, *e* – foglalkoztatási ráta, *i* – inaktivitási ráta, *S* – állásvesztési ráta, *F* – állásszerzési ráta, *P* – termelékenység és a *reál GDP*. A felső indexek (1; 2,5 és 5) azokat a százalékos szignifikanciaszinteket jelölik, melyek esetében egyoldali tesztek mellett a megfigyelt korreláció szignifikáns (Pearson-féle korrelációs koefficiensek kritikus értékei alapján).

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

F2. táblázat: A differencia idősorok közötti korrelációk a 25-59 éves korosztályban

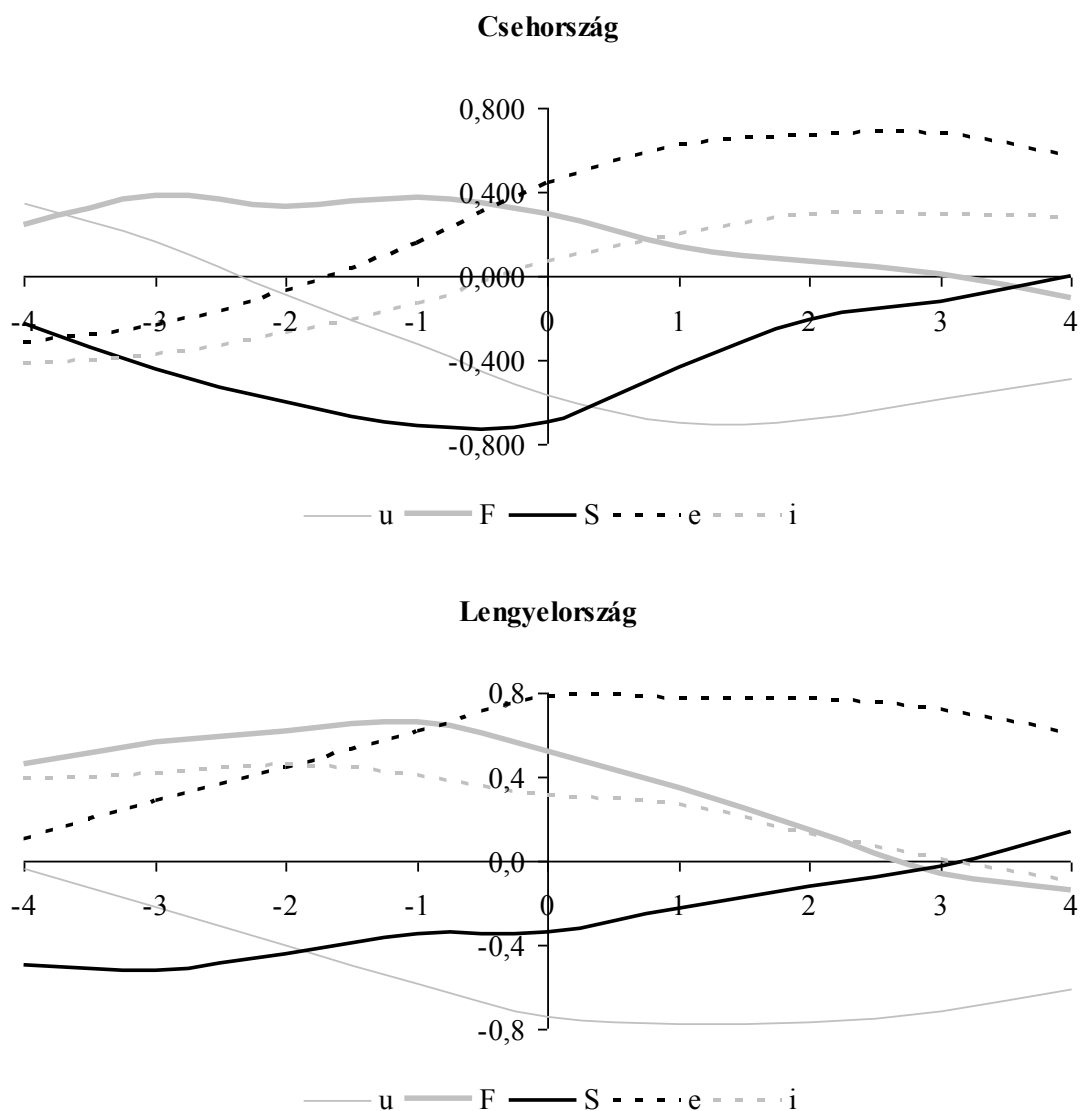
Változók	<i>u</i>	<i>e</i>	<i>i</i>	<i>F</i>	<i>S</i>	<i>P</i>	<i>GDP</i>
Csehország							
<i>u</i>	1,000	−0,576 ¹	−0,144	0,359 ¹	0,046	−0,064	−0,401 ¹
<i>e</i>		1,000	0,173	−0,170	−0,076	0,096	0,337 ¹
<i>i</i>			1,000	−0,010	0,165	0,201	0,133
<i>F</i>				1,000	−0,053	0,183	0,077
<i>S</i>					1,000	−0,579 ¹	−0,534 ¹
<i>P</i>						1,000	0,895 ¹
<i>GDP</i>							1,000
Lengyelország							
<i>u</i>	1,000	−0,771 ¹	−0,138	0,013	0,023	0,349 ¹	−0,584 ¹
<i>e</i>		1,000	−0,353 ¹	0,072	0,048	−0,456 ¹	0,534 ¹
<i>i</i>			1,000	−0,083	−0,078	0,278 ^{2,5}	0,002
<i>F</i>				1,000	0,370 ¹	0,030	0,046
<i>S</i>					1,000	−0,207	−0,277 ^{2,5}
<i>P</i>						1,000	0,235 ⁵
<i>GDP</i>							1,000
Magyarország							
<i>u</i>	1,000	−0,654 ¹	0,030	0,373 ¹	−0,001	−0,153	−0,393 ¹
<i>e</i>		1,000	−0,735 ¹	−0,144	0,018	−0,030	0,287 ^{2,5}
<i>i</i>			1,000	−0,189	0,006	0,217	0,011
<i>F</i>				1,000	0,108	−0,053	−0,005
<i>S</i>					1,000	−0,302 ^{2,5}	−0,218
<i>P</i>						1,000	0,880 ¹
<i>GDP</i>							1,000
Szlovákia							
<i>u</i>	1,000	−0,915 ¹	0,083	0,186	−0,056	−0,081	−0,403 ¹
<i>e</i>		1,000	−0,430 ¹	−0,235 ⁵	0,052	0,010	0,325 ¹
<i>i</i>			1,000	0,064	−0,066	0,081	0,026
<i>F</i>				1,000	−0,141	0,278 ^{2,5}	0,182
<i>S</i>					1,000	−0,175	−0,135
<i>P</i>						1,000	0,904 ¹
<i>GDP</i>							1,000

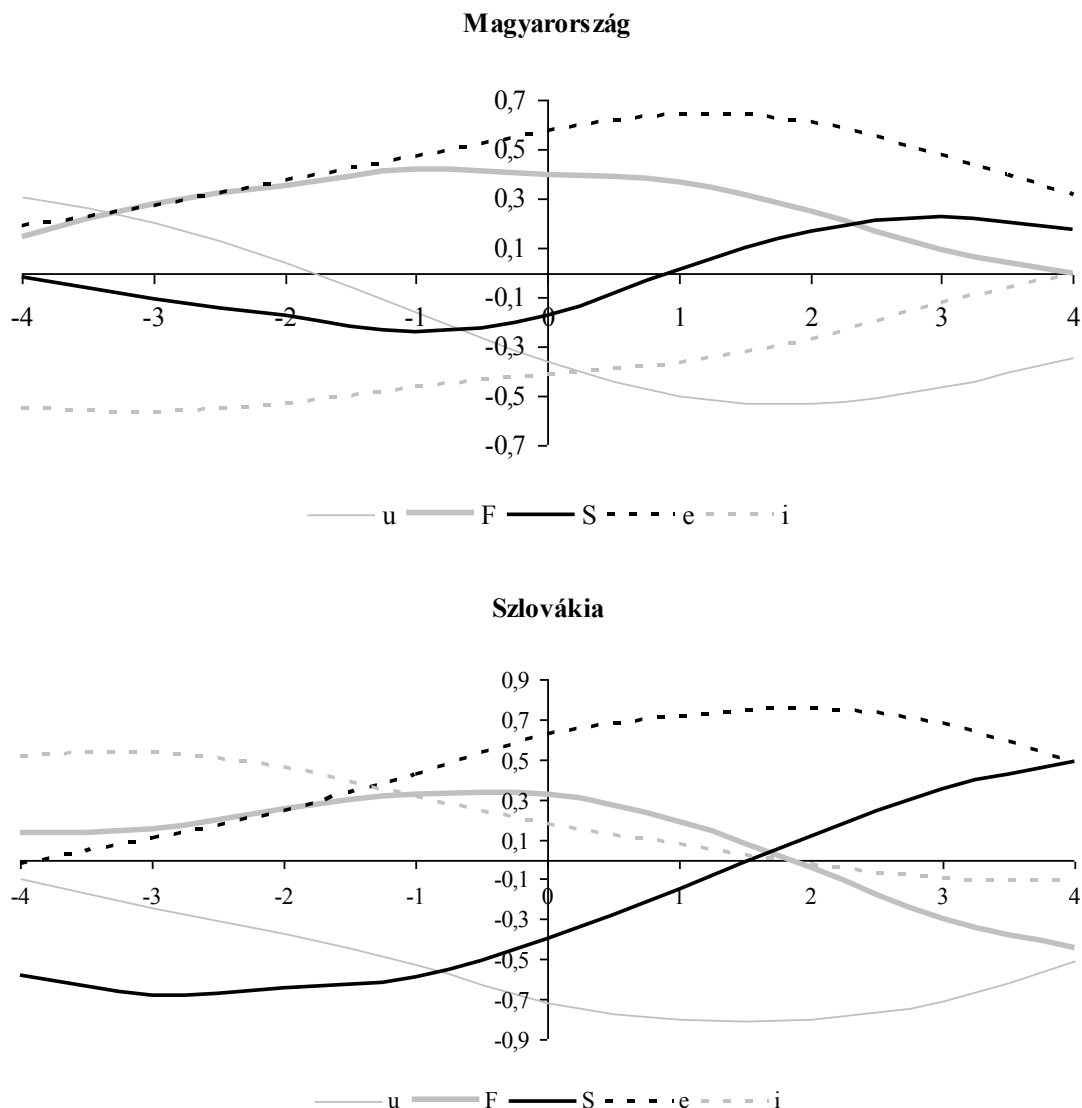
Megjegyzés: Az elemzés tárgyát képező változók: *u* – munkanélküliségi ráta, *e* – foglalkoztatási ráta, *i* – inaktivitási ráta, *S* – állásvesztési ráta, *F* – állásszerzési ráta, *P* – termelékenység és a reál *GDP*. A felső indexek (1; 2,5 és 5) azokat a százalékos szignifikanciaszinteket jelölik, melyek esetében egyoldali tesztek mellett a megfigyelt korreláció szignifikáns (Pearson-féle korrelációs koefficiensek kritikus értékei alapján).

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

F.4. Ábrák

F1. ábra: A munkaerő-piaci változók és a reál GDP ciklikus komponensei között megfigyelt keresztkorrelációk a 25-59 éves korosztályban





Megjegyzés: Az elemzésbe bevont változók jelentését lásd a 4.6. 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 X adatsor a reál GDP és Y pedig a megfelelő munkaerő-piaci változó Hodrick–Prescott szűrő által előállított ciklikus komponense. A korrelációkat természetesen diszkrét értékekre számítottam, de a pontokat a jobb áttekinthetőség érdekében folytonos görbékkel kötöttem össze.

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

Hivatkozások jegyzéke

- Albrecht, J. W. – Axell, B. [1984]: „An Equilibrium Model of Search Unemployment”. *Journal of Political Economy*. Vol 92 (5), 824–840. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1086/261260>
- Benczúr, P. – Rátfai, A. [2005]: „Economic Fluctuations in Central and Eastern Europe – the Facts”. *MNB Working Papers*. 2005/2.
- Blanchard, O. J. – Diamond, P. A. [1989]: „The Beveridge Curve”. *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol 1989 (1), 1–60. o.
- Braun, H. – De Bock, R. – DiCecio, R. [2006]: „Aggregate Shocks and Labour Market Fluctuations”. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper*. 2006-004A. <http://research.stlouisfed.org/wp/2006/2006-004.pdf>
- Burdett, K. [1978]: „A Theory of Employee Job Search and Quit Rates”. *American Economic Review*. Vol 68 (1), 212–220. o.
- Burdett, K. – Mortensen, D. T. [1998]: „Wage Differentials, Employer Size, and Unemployment”. *International Economic Review*. Vol 39 (2), 257–273. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2527292>
- 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.
- Cseres-Gergely, Zs. [2010]: „Munkapiaci áramlások, gereblyezés és a 2008 végén kibontakozó gazdasági válság foglalkoztatási hatásai”. *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*. BWP 2010/4.
- Cseres-Gergely, Zs. [2011]: „Munkapiaci áramlások, konzisztencia és gereblyezés”. *Statisztikai Szemle*. 89. évf (5), 481–500. o.
- Darby, M. R. – Haltiwanger, J. C. – Plant, M. W. [1986]: „The Ins and Outs of Unemployment: The Ins Win”. *UCLA Working Paper*. No. 411. <http://www.econ.ucla.edu/workingpapers/wp411.pdf>
- Davis, S. J. – Faberman, R. J. – Haltiwanger, J. C. [2006]: „The Flow Approach to Labor Markets: New Data Sources and Micro-Macro Links”. *Journal of Economic Perspectives*. Vol 20 (3), 3–26. o. DOI:

<http://dx.doi.org/10.1257/jep.20.3.3>

- Davis, S. J. – Haltiwanger, J. C. – Schuh, S. [1996]: *Job Creation and Destruction*. MIT Press. Cambridge.
- Diamond, P. A. [1971]: „A Model of Price Adjustment”. *Journal of Economic Theory*. Vol 3 (2), 156–168. o.
- Diamond, P. A. [1981]: „Mobility Costs, Frictional Unemployment and Efficiency”. *Journal of Political Economy*. Vol 89 (4), 798–812. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1086/261003>
- Diamond, P. A. [1982a]: „Aggregate Demand Management in Search Equilibrium”. *Journal of Political Economy*. Vol 90 (5), 881–894. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1086/261099>
- Diamond, P. A. [1982b]: „Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium”. *Review of Economic Studies*. Vol 49 (2), 217–227. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2297271>
- Diamond, P. A. – Maskin, E. [1979]: „An Equilibrium Analysis of Search and Breach of Contract, I: Steady States”. *Bell Journal of Economics*. Vol 10 (1), 282–316. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/3003332>
- Diamond, P. A. – Maskin, E. [1981]: „An Equilibrium Analysis of Search and Breach of Contract, II: A Non-Steady State Example”. *Journal of Economic Theory*. Vol 25 (2), 165–195. o. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531\(81\)90001-6](http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531(81)90001-6)
- Elsby, M. – Hobijn, B. – Sahin, A. [2008]: „Unemployment Dynamics in the OECD”. *NBER Working Paper*. No. 14617. <http://www.nber.org/papers/w14617.pdf>
- Elsby, M. – Michaels, R. – Solon, G. [2009]: „The Ins and Outs of Cyclical Unemployment”. *American Economic Journal: Macroeconomics 2009*. Vol 1 (1), 84–110. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1257/mac.1.1.84>
- Faggio, G. [2007]: „Job Destruction, Job Creation and Unemployment in Transition Countries: What Can We Learn?”. *CEP Discussion Paper*. No. 798. <http://cep.lse.ac.uk/pubs/download/dp0798.pdf>
- Friedman, M. [1968]: „The Role of Monetary Policy”. *American Economic Review*. Vol 58 (1), 1–17. o.
- Fujita, S. – Ramey, G. [2007]: „The Cyclicity of Separation and Job Finding Rates”. *Research Department, Federal Reserve Bank of Philadelphia Working*

Paper. No. 07-19/R.

<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), 805–815. o.
- Galasi, P. [2003]: „Munkanélküliségi indikátorok és állásnélküliek munkaerő-piaci kötődése”. *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*. BWP 2003/2.
- Galasi, P. [2007]: *Munkagazdaságtan mikroökonómiai megközelítésben*. BCE Emberi erőforrások tanszék. Budapest.
- Galasi, P. – Nagy, Gy. [2003]: „A munkanélküli-ellátás változásainak hatása a munkanélküliek segélyezésére és elhelyezkedésére”. *Közgazdasági Szemle*. 50. évf (7-8), 608–634. o.
- Gertler, M. – Trigari, A. [2009]: „Unemployment Fluctuations with Staggered Nash Wage Bargaining”. *Journal of Political Economy*. Vol 117 (1), 38–86. o.
- Główny Urząd Statystyczny [2012]: *Labour Force Survey in Poland I Quarter 2011*. Główny Urząd Statystyczny. Warszawa.
- Góra, M. – Walewski, M. [2002]: „Bezrobocie równowagi w Polsce – wstępna analiza i próba oszacowania”. *Polska Gospodarka*. Vol 2002 (4), 36-40. o.
- Gottvald, J. [2005]: „Czech Labour Market Flows 1993-2003”. *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*. Vol 55 (1–2), 41–53. o.
- Gronau, R. [1971]: „Information and Frictional Unemployment”. *American Economic Review*. Vol 61 (3), 290–301. o.
- Hagedorn, M. – Manovski, I. [2008]: „The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies Revisited”. *ECB Working Paper Series*. No. 853.
- 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.
<http://www.nber.org/papers/w11678>
- Hall, R. E. – Milgrom, P. [2008]: „The Limited Influence of Unemployment on the Wage Bargain”. *American Economic Review*. Vol 98 (4), 1653–1674. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1257/aer.98.4.1653>
- Halpern, L. – Kertesi, G. – Koren, M. – Köllő, J. – Vincze, J. [2004]: A minimálbér költségvetési hatásai. *MTA KTK Műhelytanulmányok*. MT-DP. 2004/4.
- Hicks, J. R. [1932]: *The Theory of Wages*. Macmillan. London.

- Hobijn, B. – Sahin, A. [2007]: „Job-Finding and Separation Rates in the OECD”. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*. No. 298.
<http://www.econstor.eu/bitstream/10419/60714/1/541550497.pdf>
- Holtzer, P. (szerk.) [2010]: *Jelentés a Nyugdíj és Időskor Kerekasztal tevékenységéről*. Miniszterelnöki Hivatal. Budapest.
- Horváth, G. [2006]: „A munkapiaci intézmények hatása a munkanélküliségi rátára”. *Közgazdasági Szemle*. 53. évf (9), 744–768. o.
- Hosios, A. J. [1990]: „On the Efficiency of Matching and Related Models of Search and Unemployment”. *Review of Economic Studies*. Vol 57 (2), 279–298. o.
 DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2297382>
- Hunyadi, L. [2001]: *Statisztikai következtetéselmélet közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- Hurník, J. – Navrátil, D. [2005]: „Labour Market Performance and Macroeconomic Policy: The Time-Varying NAIRU in the Czech Republic”. *Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance*. Vol 55 (1-2), 25-40. o.
- Kátay, G. (szerk.) [2009]: Az alacsony aktivitás és foglalkoztatás okai és következményei Magyarországon. *MNB-tanulmányok*. 79.
- Kátay, G. – Nobilis, B. [2009]: „Driving Forces Behind Changes in the Aggregate Labour Force Participation in Hungary”. *MNB Working Papers*. 2009/5.
- Kehl, D. – Sipos, B. [2011]: *Excel parancsfájlok felhasználása a statisztikai elemzésekben*. Oktatási segédlet. Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar.
http://www.gmi.ktk.pte.hu/files/tiny_mce/File/publikaciok/Kehl-Sipos-oktatasi-segedlet-Excelparancsfajlok.pdf
- Kennan, J. [2010]: „Private Information, Wage Bargaining, and Employment Fluctuations”. *Review of Economic Studies*. Vol 77 (2), 633–664. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-937X.2009.00580.x>
- Kertesi, G. – Köllő, J. [2004]: „A 2001. évi minimálbér-emelés foglalkoztatási következményei”. *Közgazdasági Szemle*. 51. évf (4), 293–324. o.
- Keynes, J. M. [1936/1965]: *A foglalkoztatás, a kamat és a pénz általános elmélete*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- Kézdi, G. – Horváth, H. – Hudomiet, P. [2005]: „Labour Market Trends, 2000-2003”. *TÁRKI Social Report Reprint Series*. No. 11.
- KSH [2006a]: *A munkaerő-felmérés idősorai 1992-2005*. Központi Statisztikai

Hivatal. Budapest.

KSH [2006b]: *A munkaerő-felmérés módszertana. Statisztikai módszertani füzetek.*
Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.

Lubyová, M. – Ochranková, D. – Vantuch, J. [1999]: „Background study on employment and labour market in the Slovak Republic“. *Working Document*, European Training Foundation. Bratislava.

Lubyová, M. – Ours, J. C. [1997]: „Unemployment dynamics and the restructuring of the Slovak unemployment benefit system“. *European Economic Review*. Vol 41 (3-5), 925–934. o. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921\(97\)00050-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921(97)00050-0)

Lubyová, M. – Ours, J. C. [1998a]: „Unemployment durations of job losers in a labour market in transition“. *Tilburg University, Center for Economic Research Discussion Paper*. No. 1998-127. <http://arno.uvt.nl/show.cgi?fid=3702>

Lubyová, M. – Ours, J. C. [1998b]: „Effects of Active Labor Market Programs on the Transition Rate from Unemployment into Regular Jobs in the Slovak Republic“. *The William Davidson Institute at the University of Michigan Business School Working Paper*. No. 213.
<http://wdi.umich.edu/files/publications/workingpapers/wp213.pdf>

McCall, J. J. [1970]: „Economics of Information and Job Search“. *Quarterly Journal of Economics*. Vol 84 (1), 113–126. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/1879403>

Micklewright, J. – Nagy, Gy. [2001]: „Az álláskeresés információs értéke és dinamikája“. *Közgazdasági Szemle*. 48. évf (7–8), 599–614. o.

Millard, S. P. – Mortensen, D. T. [1996]: „The unemployment and welfare effects of labour market policy: A comparison of the U.S. and U.K“. Megjelent: *Unemployment Policy: How Should Governments Respond to Unemployment?* Cambridge University Press, 545–572. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511752025.041>

Móczár, J. [2008]: *Fejezetek a modern közgazdaság-tudományból. Sztochasztikus és dinamikus nemegyensúlyi elméletek, természettudományos közelítések.* Akadémiai Kiadó. Budapest.

Móczár J. [2010]: „A globális pénzügyi válság anatómiája és tanulságai: Kínai megtakarítás finanszírozza USA fogyasztását?“. *Pénzügyi Szemle*. Vol 55 (4), 1–25. o.

Mortensen, D. T. [1970a]: „A theory of wage and employment dynamics“. Megjelent: *Phelps, E. S. (szerk.): Microeconomic Foundations of Employment*

- and Inflation Theory*. W.W. Norton. New York. 167–211. o.
- Mortensen, D. T. [1970b]: „Job Search, the Duration of Unemployment and the Phillips Curve”. *American Economic Review*. Vol 60 (5), 847–862. o.
- Mortensen, D. T. [1977]: „Unemployment Insurance and Job Search Decision”. *Industrial and Labor Relations Review*. Vol 30 (4), 505–517. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2523111>
- Mortensen, D. T. [1978]: „Specific Capital and Labor Turnover”. *Bell Journal of Economics*. Vol 9 (2), 572–586. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/3003599>
- Mortensen, D. T. [1982a]: „The Matching Process as a Noncooperative Bargaining Game”. Megjelent: *McCall, J. (szerk.): The Economics of Information and Uncertainty*. University of Chicago Press. 233–258. o.
- Mortensen, D. T. [1982b]: „Property Rights and Efficiency in Mating, Racing, and Related Games”. *American Economic Review*. Vol 72 (5), 968–979. o.
- Mortensen, D. T. – Nagypál, É. [2007]: „More on Unemployment and Vacancy Fluctuations”. *Review of Economic Dynamics*. Vol 10 (3), 327–347. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.red.2007.01.004>
- Mortensen, D. T. – Pissarides, Ch. A. [1994]: „Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment”. *Review of Economic Studies*. Vol 61 (3), 397–415. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2297896>
- Mortensen, D. T. – Pissarides, Ch. A. [1999a]: „New developments in Models of Search in the Labor Market”. Megjelent: *Ashenfelter, O. – Card, D. (szerk.): Handbook of Labor Economics*. Elsevier, 3B. 2567–2627. o. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)30025-0](http://dx.doi.org/10.1016/S1573-4463(99)30025-0)
- Mortensen, D.T. – Pissarides, Ch. A. [1999b]: „Unemployment Responses to ‘Skill-Biased’ Technology Shocks: The Role of Labour Market Policy”. *Economic Journal*. Vol 109 (April), 242–265. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0297.00431>
- Morvay, E. [2012a]: „Munkapiac keresési súrlódásokkal”. *Közgazdasági Szemle*. 59. évf (2), 139-163. o.
- Morvay, E. [2012b]: „Sztochasztikus ciklikus munkaerő-áramlás a visegrádi országokban”. *Statisztikai Szemle*. 90. évf (9), 815–843. o.
- Münich, D. – Svejnar, J. [2009]: „Unemployment and Worker-Firm Matching: Theory and Evidence from East and West Europe”. *The World Bank Policy Research Working Paper Series*. No. 4810.

DOI: <http://dx.doi.org/10.1596/1813-9450-4810>

- Páleník, V. [2009]: „Slovenský trh práce v európskom kontexte“. Megjelent: Páleník, V. (szerk.) [2009]: *Zborník príspevkov z vedeckej konferencie. Ekónómia trhu práce a jej implikácie pre Slovensko*. Inštitút zamestnanosti. Bratislava. 22–29. o.
- Petrongolo, B. – Pissarides, Ch. A. [2001]: „Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function”. *Journal of Economic Literature*. Vol 39 (2), 390–431. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1257/jel.39.2.390>
- Petrongolo, B. – Pissarides, Ch. A. [2008]: „The Ins and Outs of European Unemployment”. *American Economic Review*. Vol 98 (2), 256–262. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1257/aer.98.2.256>
- Phelps, E. S. [1967]: „Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time”. *Economica*. Vol 34 (Aug), 254–281. o.
- Phelps, E. S. [1968]: „Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium”. *Journal of Political Economy*. Vol 76 (4), 678–711. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1086/259438>
- Pissarides, Ch. A. [1979]: „Job Matchings with State Employment Agencies and Random Search”. *Economic Journal*. Vol 89 (Dec), 818–833. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2231501>
- Pissarides, Ch. A. [1983]: „Efficiency Aspects of Financing of Unemployment Insurance and Other Government Expenditure”. *Review of Economic Studies*. Vol 50 (1), 57–69. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2296954>
- Pissarides, Ch. A. [1984a]: „Efficient Job Rejection”. *Economic Journal*. Vol 94, 97–108. o.
- Pissarides, Ch. A. [1984b]: „Search Intensity, Job Advertising, and Efficiency”. *Journal of Labor Economics*. Vol 2 (1), 128–143. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1086/298026>
- Pissarides, Ch. A. [1985a]: „Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies and Real Wages”. *American Economic Review*. Vol 75 (4), 676–690. o.
- Pissarides, Ch. A. [1985b]: „Taxes, Subsidies and Equilibrium Unemployment”. *Review of Economic Studies*. Vol 52 (1), 121–133. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2297474>
- Pissarides, Ch. A. [1986]: „Unemployment and Vacancies in Britain”. *Economic*

- Policy*. Vol 1 (3), 499–559. o.
- Pissarides, Ch. A. [1987]: „Search, Wage Bargains and Cycles”. *Review of Economic Studies*. Vol 54 (3), 473–483. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2297570>
- Pissarides, Ch. A. [1988]: „The Search Equilibrium Approach to Fluctuations in Employment”. *American Economic Review*. Vol 78 (2), 363–368. o.
- Pissarides, Ch. A. [2000]: *Equilibrium Unemployment Theory*. Second edition. MIT Press. Cambridge.
- Pissarides, Ch. A. [2009]: „The Unemployment Volatility Puzzle: Is Wage Stickiness the Answer?”. *Econometrica*. Vol 77 (5), 1339–1369. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.3982/ECTA7562>
- Prat, J. [2007]: Theories of Unemployment. *Előadásanyag*. University of Vienna. <http://homepage.univie.ac.at/julien.prat/Classnotes.pdf>
- Pula, G. [2005]: „Az euró bevezetésével járó strukturális politikai kihívások: munkapiac”. *MNB-tanulmányok*. 41.
- Rogerson, R. – Shimer, R. – Wright, R. [2005]: „Search-Theoretic Models of the Labor Market: A Survey”. *Journal of Economic Literature*. Vol 43 (4), 959–988. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1257/002205105775362014>
- Rothschild, M. [1973]: „Models of Market Organization with Imperfect information: A Survey”. *Journal of Political Economy*. Vol 81 (6), 1283–1308. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1086/260128>
- Royal Swedish Academy of Sciences [2010]: *Scientific Background on the Sveriges Riksbank Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel 2010: Markets with Search Frictions*. The Royal Swedish Academy of Sciences [Kungl. Vetenskaps-Akademien]. Stockholm.
- Shimer, R. [2004]: „The Consequences of Rigid Wages in Search Models”. *NBER Working Paper*. No. 10326. <http://www.nber.org/papers/w10326>
- Shimer, R. [2005]: „The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies”. *American Economic Review*. Vol 95 (1), 25–49. o. DOI: <http://dx.doi.org/10.1257/0002828053828572>
- Shimer, R. [2007]: „Reassessing the Ins and Outs of Unemployment”. *NBER Working Paper*. No. 13421. <http://www.nber.org/papers/w13421>
- Shimer, R. [2010]: The Diamond-Mortensen-Pissarides contribution to Economics. University of Chicago. http://faculty.chicagobooth.edu/brian.barry/igm/2010-nobel-prize_Shimer.pdf

- Štatistický úrad Slovenskej republiky [2012]: Metodické vysvetlivky: Trh práce. <http://www.statistics.sk/pls/elisw/utlData.htmlBodyWin?uic=80>
- Stigler, G. J. [1989a]: „Az információszerzés közgazdaságtana”. Megjelent: *Stigler, G. J.: Piac és állami szabályozás. Válogatott tanulmányok.* Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest. 232–253. o.
- Stigler, G. J. [1989b]: „Információszerzés a munkaerőpiacon”. Megjelent: *Stigler, G. J.: Piac és állami szabályozás. Válogatott tanulmányok.* Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest. 254–273. o.
- Strawinski, P. [2008]: „What drives the Unemployment Rate in Poland”. *MPRA Paper*. No. 11372. 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), 816-832. o.
- Tobin, J. [1972]: „Inflation and Unemployment”. *American Economic Review*. Vol 62 (1), 1–18. o.
- Wälde, K. [2011]: *Applied Intertemporal Optimization*. Gutenberg Press. Mainz. DOI: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1547776>
- Yashiv, E. [2008]: U.S. Labour Market Dynamics and the Business Cycle. Prepared for ESSIM 2008. *Konferenciakiadvány*. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.183.968&rep=rep1&type=pdf>

Publikációs jegyzék

Könyvfejezet:

Berde, É. – Morvay, E. [2006]: „A bolognai folyamat és munkaerő-piaci kihatása három országban“. Megjelent: Berde, É. – Czenky, K. – Györgyi, Z. – Híves, T. – Morvay, E. – Szerepi, A.: *Diplomával a munkaerőpiacon*. Felsőoktatás és Munkaerőpiac. Felsőoktatási Kutatóintézet. Budapest. 39–72. o.

Referált szakmai folyóiratokban megjelent cikkek:

Berde, É. – Morvay, E. [2007]: „Külföldi tapasztalatok a bolognai folyamat munkaerő-piaci hatásairól“. *Statisztikai Szemle*. 85. évf (5), 406–430. o.

Morvay, E. [2012a]: „Munkapiac keresési súrlódásokkal“. *Közgazdasági Szemle*. 59. évf (2), 139–163. o.

Morvay, E. [2012b]: „Sztocasztikus ciklikus munkaerő-áramlás a visegrádi országokban“. *Statisztikai Szemle*. 90. évf (9), 815–843. o.

Egyéb:

Morvay, E. [2010]: „Munkaerő-piaci trendek átmeneti gazdaságokban: Magyarország és Szlovákia“. Megjelent: *Spring Wind 2010. Tavasz Szél 2010*. Konferenciakötet. Doktoranduszok Országos Szövetsége. Pécs. 356–370. o.

Morvay, E. [2010]: „Magyarország és Szlovákia: Munkaerő-piaci trendek és problémák“. *A VIRTUÁLIS INTÉZET KÖZÉP-EURÓPA KUTATÁSÁRA KÖZLEMÉNYEI*. Szeged. 2. évf (1), 105–113. o.