



**Közgazdaságtani
Doktori Iskola**

TÉZISGYŰJTEMÉNY

Morvay Endre

A MUNKAERŐPIAC SZTOCHASZTIKUS DINAMIKAI VIZSGÁLATA

ELMÉLET ÉS GYAKORLAT

című Ph.D. értekezéséhez

Témavezető:

Móczár József, az MTA-doktora
egyetemi tanár

Budapest, 2014.

Matematikai Közgazdaságtan és Gazdaságelemzés Tanszék

TÉZISGYŰJTEMÉNY

Morvay Endre

A MUNKAERŐPIAC SZTOCHASZTIKUS DINAMIKAI VIZSGÁLATA

ELMÉLET ÉS GYAKORLAT

című Ph.D. értekezéséhez

Témavezető:

Móczár József, az MTA-doktora
egyetemi tanár

© Morvay Endre

Tartalomjegyzék

1. Bevezetés.....	1
2. Felhasznált módszerek	4
2.1. Standardizáláson alapuló dekompozíció, komparatív statika	4
2.2. Sztochasztikus Poisson-folyamat, kevert differenciál-differenciaegyenletek	5
2.3. TRAMO-SEATS, Hodrick–Prescott szűrő és elsőrendű differencia szűrő	7
2.4. Steady state ráták, varianciarányadók, bétamutatók	8
3. Az értekezés eredményei.....	13
4. Az értekezés következtetései.....	23
5. Hivatkozások.....	27
6. A témakörrel kapcsolatos saját publikációk.....	29

1. Bevezetés

Disszertációm megírásával kettős célkitűzésem volt: egyrészt, alapkutatóként, elméleti szempontból vizsgálni a modern munkaerő-piaci modelleket, másrészt empirikus elemzéseket végezni az egyes visegrádi országok inaktív munkaerő-hányadára és különböző ismérvek szerinti összetételére, valamint a munkanélküliséget befolyásoló tényezők, az állásvesztési és állásszerzési ráták időbeli alakulására az 1990-es évek végétől 2012 végéig. Ez utóbbi vizsgálat, az inaktívak és az aktívak közötti munkaerő-áramlási adatok hiányában, a foglalkoztatásukat elvesztők és a foglalkoztatottá válók rátáinak *ceteris paribus* vizsgálatát jelentik, vagyis, hogy az állásvesztők inaktívak lesznek-e, és hogy az állásszerzők az inaktívak közül kerültek-e ki, arra nincsenek statisztikai adataink. Ezért az erre vonatkozó számításaim elsősorban a modellek tesztelését célozták meg, az eredményekből levont következtetések a fenti korlátok mellett kezelendők. Viszont a pozitív tesztek azt mutatják, hogy a modellek az inaktivitási és az aktivitási áramlási adatok ismeretében is lefuttathatók és az eredmények már megszorítások nélkül használhatók lesznek a munkaerőpiacot érintő döntésekben.

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 differenciáltságától 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 dinamikáját¹. 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 bővülő empirikus

¹ Lásd *Móczár* [2008].

megfigyeléseken keresztül teret nyitott e modellek újabb 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 szerepvállalásának főbb jellemzőit is. *Shimer* a [2005]-ös tanulmányában, többek között, rávilágított arra is, 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 magyarázókéességéről folytatott vita közepette megjelenő legújabb elméleteket (merev bérek²) és az ezeken alapuló empirikus eredményeket, mintegy átvezetésként disszertációm empirikus részéhez.

Disszertációm 4. fejezetében a visegrádi országok munkaerő-piaci folyamatait, az állástalanok (inaktívak és munkanélküliek) mutatóit, az inaktívak összetételét és a munkanélküliség időbeli alakulását vizsgálom. Bemutattam az egyes országokban alkalmazott munkaerő-felmérés eljárásait, módszereit. Empirikus elemzéseim e részében a foglalkoztatottak és a munkanélküliek közötti munkaerő-áramlások, az aktívak és az inaktívak számának stb. dinamikai vizsgálatát sztochasztikus empirikus közelítésben végeztem el, mégpedig az egyes visegrádi országokra az elmúlt közel másfél évtizedre elérhető adatházison.

Először a standardizáláson alapuló komparatív statikával megvizsgáltam az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport között megfigyelhető inaktivitási rátabeli különbségeket, illetve a fiatalok, a 60 év felettek és az alapfokú végzettséggel rendelkezők súlyát a 15-64 éves korosztály inaktivitásában.

Ezután az állásvesztési és állásszerzési valószínűségek és ráták kiszámítására a *Shimer*-féle módszert használtam. E mutatók segítségével elemzem a visegrádi országok munkaerő-piaci adatait a 90-es évek végétől 2012-ig: kiszámítom az egyes ráták átlagos értékeit, és ezek alapján megvizsgálom az egyes visegrádi országok közötti különbségeket. Központi kérdéseim közé tartozik, hogy miként alakulnak az olyan főbb munkaerő-piaci változók, mint a munkanélküliségi ráta, a foglalkoztatási ráta, az inaktivitási ráta, az állásvesztési és állásszerzési valószínűségek a gazdasági ciklusok mentén. A makrogazdasági és munkaerő-piaci változók ciklikus komponenseit a trendtől való eltérésként definiáltam

² Lásd *Shimer* [2004], *Gertler–Trigary* [2009], *Kennan* [2010], *Hall–Milgrom* [2008].

(mint például *Benczúr–Rátvai* [2005]). A ciklikus tulajdonságok feltárását, ciklikus indikátorként a reál GDP-t választva, egyidejű és keresztkorrelációs elemzéssel végeztem el.

A továbbiakban arra a kérdésre kerestem a választ, hogy milyen súlya van a munkanélküliség dinamikájában az állásvesztés és az állásszerzés időbeli alakulásának. 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. Ez azért is fontos, mert eltérő gazdaságpolitikai eszközökkel lehet az állásvesztést, illetve az állásszerzést befolyásolni. Először, korrelációs együtthatókkal és egyszerű regressziós számításokhoz köthető bétamutatók segítségével vizsgáltam e két áramlás szerepét. Ezt követően pedig a legújabb variancia-dekompozíciós módszerekkel becsültem az állásvesztés és állásszerzés súlyát a munkanélküliségi ráta alakulásában az egyes visegrádi országokban.

2. Felhasznált módszerek

2.1. Standardizáláson alapuló dekompozíció, komparatív statika

Az inaktív munkaerő strukturális összetételét, standardizáláson alapuló módszer³ segítségével, úgy vizsgáltam, hogy megnéztem milyen mértékben járultak hozzá az egyes hátrányos helyzetű csoportok (a fiatalok, az idősek és az alacsony végzettséggel (ISCED 0-2) rendelkezők) az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport inaktivitási rátáiban megfigyelhető különbségekhez. A kérdést nemzetközi összehasonlítás alapján elemeztem, amihez az Eurostat adatbázisában elérhető munkaerő-felmérés 15-64 éves korosztályra vonatkozó negyedéves adatsorait használtam fel. A részletesebb vizsgálat 2005 első negyedétől 2013 második negyedévéig terjed, de a strukturális változás kimutatására 2013 második negyedévének adatait összehasonlítottam 2000 második negyedévének adataival.

A dekompozíciós módszer az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport közötti inaktivitási rátabeli különbségeket standardizálással bontja elemeire, ahol a standard populáció az EU15 ország-csoport népességének szerkezete. Ily módon, például a magyar 15-64 éves korosztályt n csoportra osztva, az EU15 országok-csoporthoz 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 országok (most Magyarország) és az EU15 ország-csoport népességszerkezetének eltérése. A második tag, K_{inakt} , az EU15 és az egyes országok 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

³ V.ö. Kátay [2009].

felettieket (60-64 éves korosztály). Így a nem és az életkor alapján 6 csoportra bontottam a 15-64 éves népeiséget. E dekompozícióval az inaktív fiatalok és az idősek súlyát (hozzájárulását az 15-64 évesek inaktivitásához) 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) végzettséget. Így a népeiséget a kor, nem és végzettség szerint 18 csoportra bontottam. A célom a szakirodalomban gyakran hangsúlyozott alapfokú végzettséggel rendelkezők inaktivitásának elemzése volt.

2.2. Sztochasztikus Poisson-folyamat, kevert differenciál-differenciaegyenletek

A továbbiakban a munkaerő-áramlás két fontos folyamatát, az állásszerzést és az állásvesztést vizsgáltam, a megfelelő sztochasztikus folyamatok diszkrétizációjaiként. Shimer [2007] folytonos idejű modellt használ fel vizsgálataihoz, miközben a statisztikai adatok csak diszkrét időpontokban, mégpedig 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:

$$(1) \dot{U}_{t+\tau} = s_t E_{t+\tau} - f_t U_{t+\tau},$$

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. Az (1)-hez hasonlóan a friss munkanélküliek számának folytonos változását meghatározó kevert differenciál-differenciaegyenlet:

$$(2) \dot{U}_t^s = s_t E_{t+\tau} - f_t U_t^s(\tau),$$

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 (1) és (2) differenciálegyenletek rámutatnak, hogy mind az összes, mind a friss munkanélküliek számát az állásvesztés és állásszerzés folyamatai alakítják. Az (1) és (2) egyenletrendszer megoldása megadja az állásszerzési rátát, illetve implicit módon az állásvesztés valószínűségét:

$$(3) F_t = 1 - \frac{U_{t+1} - U_t^s}{U_t},$$

$$(4) U_{t+1} = \frac{L_t s_t}{s_t + f_t} (1 - e^{-s_t - f_t}) + U_t e^{-s_t - f_t},$$

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 (3) egyenlet meghatározza az F_t állásszerzési rátát, majd ebből a két változó közti összefüggés alapján adódik az f_t . Ezt a (4) egyenletben kombináljuk a munkanélküliek valamint az aktívak statisztikai adataival, s így eljutunk az s_t állásvesztési valószínűséghez, valamint az S_t állásvesztési rátaához (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 adatbázisában⁴ elérhető munkaerő-felmérésnek, mert ezt azonos módszertannal készítik el az egyes országokban a lakosság reprezentatív mintájának kikérdezésével. A dolgozatban a 15-64 és a 25-59 éves korosztály adatait elemzem. E negyedéves idősorok hossza kis eltérést mutat: a cseh és a szlovák adatok 1998 első

⁴ Elérhetőség: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database

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.

2.3. TRAMO-SEATS, Hodrick–Prescott szűrő és elsőrendű differencia szűrő

Vajon mennyire volatilisak 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? A ciklikus tulajdonságokat korrelációs és keresztkorrelációs számítások alapján vizsgálom. Mivel egyik trendszűrési eljárás sem tekinthető tökéletesnek, ezért a ciklikussági vizsgálatokat a Hodrick–Prescott szűrő és elsőrendű differencia szűrő alkalmazásával végeztem el.

A ciklikussággal kapcsolatos kérdések megválaszolására először is szezonálisan kiigazítottam az erős szezonalitást mutató munkaerő-piaci adatsorokat. A foglalkoztatottak, munkanélküliek és friss munkanélküliek adatsoraiból a TRAMO-SEATS módszer⁵ segítségével kiszűrtem a szezonalitást. Ezeket a szezonálisan korrigált adatsorokat felhasználva, a (3) és (4) egyenletek alapján újrabecsültem az S állásvesztési és F állásszerzési rátákat. Az elemzésekhez ezeket a szezonálisan kiigazított rátákat és a hozzájuk tartozó valószínűségeket használtam fel.

Az állásvesztési és állásszerzési ráták szezonálisan kiigazított adatai mellett a TRAMO-SEATS módszerrel kiszűrtük a szezonalitást a többi változó, azaz, a munkanélküliségi (u), foglalkoztatási (e) és inaktivitási ráták (i); valamint a ciklikus

⁵ A szezonális kiszűrésére alkalmazott sztochasztikus alapú, modellszemléletű eljárás. Bővebben lásd Sugár [1999].

indikátorként használt, az Eurostat által közölt reál GDP mutató⁶ és a termelékenység (P)⁷ idősoraiból is. Az így kiigazított adatokat logaritmizáltam, hogy csökkentsem a számadatok nagyságrendi különbségeit. Ezt követően pedig a logaritmizált idősorokból kiszűrtem a trendeket. Erre, ahogy már említettem, két módszert használtam.

Először a ciklusvizsgálatoknál gyakran használt Hodrick–Prescott szűrővel⁸, $\lambda = 1600$ -as paraméterrel eltávolítottam a vizsgált idősorokból a trendeket. A trendek eltávolítása után az adatok ingadozásában már csak a ciklikus komponensek maradtak meg. A ciklikus jellemzők vizsgálatát így a munkaerő-piaci változók és a reál GDP (illetve termelékenység) ciklikus komponensei közötti egyidejű korrelációs együtthatók elemzésével, illetve a munkaerő-piaci változók és a reál GDP közötti keresztkorrelációk kiszámításával is elvégeztem.

A trendszűrésre az elsőrendű differencia szűrőt is használtam. A logaritmizált idősorokban lévő trendek eltávolítására az idősorok elsőrendű differenciáit számítottam ki. A ciklikus jellemzők alakulását a munkaerő-piaci változók és a reál GDP (illetve termelékenység) differenciái közötti egyidejű korrelációs együtthatók elemzésével is megvizsgáltam.

2.4. Steady state ráták, varianciahányadok, bétamutatók

Az ún. *egyensúlyi (steady state) munkanélküliségi ráta* elmélete segít megérteni, hogy hogyan befolyásolja az állásvesztés és az állászerzés a munkanélküliségi ráta alakulását. A munkaerő-piaci egyensúly akkor jön létre elméletileg, ha nem változik a munkanélküliek száma, vagyis az állásvesztők száma megegyezik az állászerzők számával. A Shimer-modell (1) egyenletéből adódóan ($\dot{U}_{t+\tau} = 0$ és $E_{t+\tau} = L_{t+\tau} - U_{t+\tau}$) az egyensúlyi munkanélküliségi ráta

$$(5) \quad u^* = \frac{s}{s + f},$$

⁶ Eurostat adatbázisából származó reál GDP (millió euró, volumen láncindex, referenciaév 2000, 2000-es árfolyam mellett).

⁷ 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.

⁸ Lásd Móczár [2008] 200-201. o.

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

Shimer [2007] azt próbálta meg kideríteni, hogy vajon az állásszerzésnek vagy az állásvesztésnek van-e nagyobb súlya a munkanélküliség ciklikus alakulásában. E kérdés megválaszolásához bevezette az $f_{\hat{a}l}$ és $s_{\hat{a}l}$ jelölést a modelltől számított állásszerzési és állásvesztési valószínűség vizsgált időszakbeli átlagos értékére. Ezen átlagok segítségével a következő elméleti munkanélküliségi rátákat definiáljuk:

$$(6) u^*_s = \frac{s}{s + f_{\hat{a}l}},$$

$$(7) u^*_f = \frac{s_{\hat{a}l}}{s_{\hat{a}l} + f}.$$

Mint látható a (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 (7) alatt szereplő u^*_f idősor azt jelzi, hogy a változó állásszerzési valószínűség hogyan befolyásolja a munkanélküliségi rátát. Az állásvesztés és állásszerzés szerepét a legegyszerűbben úgy vizsgálhatjuk meg, ha megnézzük, milyen korrelációs kapcsolatban vannak a (6) és (7) elméleti értékek idősorai az u_{t+1} -gyel.

Shimer [2007] a korrelációs vizsgálatokon kívül regressziós számításokhoz köthető módszert is használt. Ő ún. *bétamutatókat* definiált, amelyek az u_{t+1} tényleges munkanélküliségi ráta ciklikus komponensének az állásvesztés, illetve az állásszerzés által megmagyarázott varianciarányát mutatják. Képletben:

$$(8) \beta_s = \frac{Cov(u_{t+1}^c, u_{st}^{*c})}{Var(u_{t+1}^c)},$$

$$(9) \beta_f = \frac{Cov(u_{t+1}^c, u_{ft}^{*c})}{Var(u_{t+1}^c)},$$

ahol a felső indexben szereplő c az adott mutató ciklikus komponensére⁹ utal. A (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 (9) egyenletben β_f , mivel az az f állászerzési valószínűség változásainak tulajdonítható varianciához tartozó hányad. A két bétamutató egyébként az $u_{st}^{*c} = \alpha + \beta_s u_{t+1}^c$ és $u_{ft}^{*c} = \alpha + \beta_f u_{t+1}^c$ regressziós függvények meredekségi paramétereiként is meghatározható. Shimer becslései az Amerikai Egyesült Államok esetében olyan β_s és β_f mutatókat eredményeztek, melyek összege közelítőleg 1, így ezt a felbontást egyfajta dekompozícióként értelmezte (lásd *Shimer* [2007]). Hasonló empirikus vizsgálatokat végeztem el a visegrádi országokra.

Shimer számításait és eredményét, miszerint az Amerikai Egyesült Államok munkaerőpiacán megfigyelt munkanélküliség alakulását az állászerzés dominálta 75%-os súllyal, sok kritika érte. A bírálók újabb eljárásokat dolgoztak ki a két áramlás hozzájárulásának mérésére. Ezek közül most *Petrongolo* és *Pissarides* [2008] valamint *Fujita* és *Ramey* [2007] módszereit mutatom be, illetve használom 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 számításait. A (5) szerinti egyensúlyi munkanélküliségi ráta változására (a $\Delta u_t^* = u_t^* - u_{t-1}^*$ differenciára) a következő egyenletet kapták:

$$(10) \quad \Delta u_t^* = (1 - u_t^*) u_{t-1}^* \frac{\Delta s_t}{s_{t-1}} - u_t^* (1 - u_{t-1}^*) \frac{\Delta f_t}{f_{t-1}} = C_t^s + C_t^f .$$

A (10) egyenlet szerint az egyensúlyi munkanélküliségi ráta differenciája két tagra bontható: a C_t^s az állásvesztési valószínűség előző időszak relatív változásától ($\Delta s_t / s_{t-1}$), míg C_t^f az állászerzési valószínűség előző időszak relatív változásától ($\Delta f_t / f_{t-1}$) függ. Kérdés, hogy a munkanélküliségi ráta ingadozásaiért milyen mértékben felelős az állásvesztés, illetve az

⁹ Shimert követve, trendszűrésre most is 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.

állásszerzés ingadozása. A szerzőpáros ezt úgy határozta meg, hogy a munkanélküliségi ráta változásainak varianciáját (szórásnégyzetét) két részre bontotta a (10) egyenlethől kiindulva:

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

ahol $\text{Cov}(\Delta u^*_t, C_t^s)$ a $\text{Var}(\Delta u^*_t)$ 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 $\text{Var}(C_t^s)$ adódik, másrészt a közvetett, az állásszerzésen keresztüli hatás, amire a $\text{Cov}(C_t^s, C_t^f)$ utal, hiszen a két áramlás nem független egymástól. A $\text{Cov}(\Delta u^*_t, C_t^s)$ összegzi ezt a két hatást, így megmutatja az állásvesztés teljes hozzájárulását a munkanélküliségi ráta ingadozásához. Ugyanígy a $\text{Cov}(\Delta u^*_t, C_t^f)$ az állásszerzés hozzájárulását méri. A két áramlás százalékos súlyát mérő bétamutatók ezután egyszerűen megkaphatók:

$$(11) \beta_s = \frac{\text{Cov}(\Delta u^*_t, C_t^s)}{\text{var}(\Delta u^*_t)},$$

$$(12) \beta_f = \frac{\text{Cov}(\Delta u^*_t, C_t^f)}{\text{var}(\Delta u^*_t)}.$$

Végül az állásvesztés és állásszerzés szerepének súlyozását *Fujita* és *Ramey* [2007] cikkében bemutatott módszer szerint is elvégeztem. Módszerük 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 (13) képlet szerint bontják összetevőire a munkanélküliségi rátának a trendtől való eltéréseit. 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 loglinearizálnak:

$$(13) \ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right) = (1 - u_{t,tr}^*) \ln\left(\frac{s_t}{s_{t,tr}}\right) - (1 - u_{t,tr}^*) \ln\left(\frac{f_t}{f_{t,tr}}\right) + \varepsilon_t = \tilde{C}_t^s + \tilde{C}_t^f + \varepsilon_t.$$

A (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, hogy hogyan tér el az állásvesztési valószínűség a saját trendjétől, a második (\tilde{C}_t^f) tag ugyanezt mutatja az állásszerzési valószínűsége nézve. A (11)-hez és (12)-höz hasonlóan a (13) egyenlethez is meghatározhatjuk azokat a varianciarányokat, amelyek az állásvesztésnek, állásszerzésnek és a hibatagnak tulajdoníthatók:

$$(14) \tilde{\beta}_s = \frac{\text{Cov}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right), \tilde{C}_t^s\right)}{\text{var}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right)\right)},$$

$$(15) \tilde{\beta}_f = \frac{\text{Cov}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right), \tilde{C}_t^f\right)}{\text{var}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right)\right)},$$

$$(16) \tilde{\beta}_\varepsilon = \frac{\text{Cov}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right), \varepsilon\right)}{\text{var}\left(\ln\left(\frac{u_t^*}{u_{t,tr}^*}\right)\right)}.$$

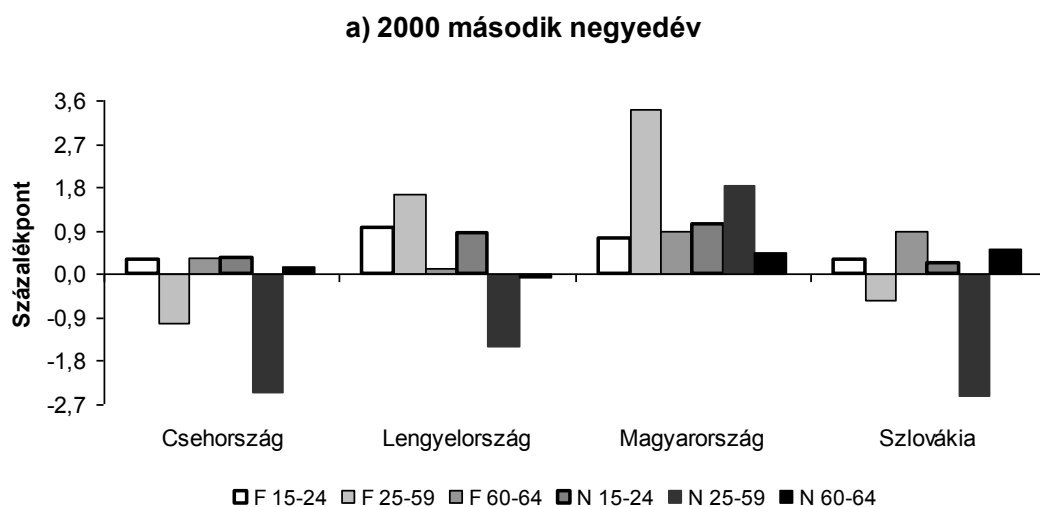
A variancia dekompozíciós módszerek használhatóságát korrelációs számításokkal is teszteltem.

3. Az értekezés eredményei

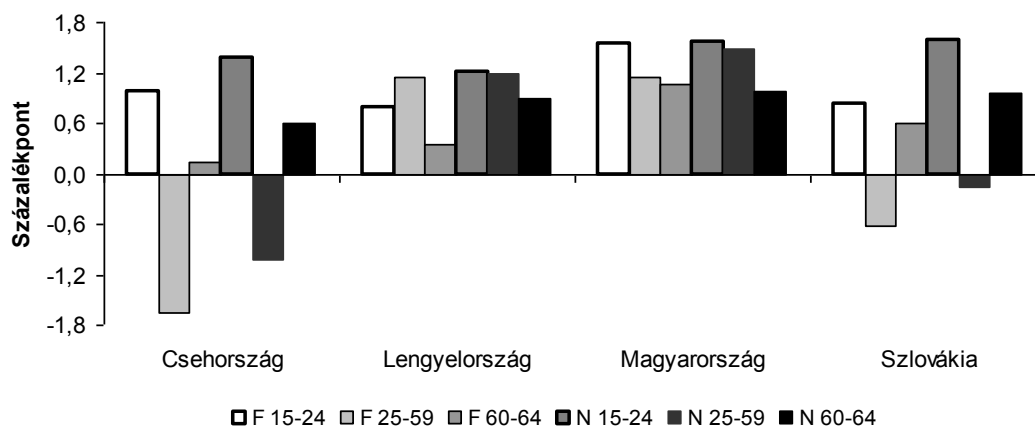
A disszertáció 2. és 3. fejezetében bemutattam a keresési-párosítási modelleket, az alapul szolgáló elmélet fejlődését és a megjelent kritikai megjegyzéseket is. Matematikai szempontból részletesen elemeztem az alapmodell sztochasztikus nem-egyensúlyi dinamikáját. Az alapmodell bemutatása azt a célt is szolgálta, hogy rámutassak az állásvesztés illetve az állásszerzés és a munkanélküliség közötti kapcsolatra, mind elméleti, mind empirikus szempontból. Disszertációmban vázoltam e modellek segítségével elemezhető intézkedéseket és az állam munkaerő-piaci szerepvállalásának főbb jellemzőit is. Végül összefoglaltam *Shimer* [2005]-ös tanulmánya által kirobbantott, a modellek magyarázóképeségéről folytatott vita közepette megjelenő legújabb elméleteket és az ezeken alapuló empirikus eredményeket, mintegy átvezetésként disszertációm empirikus részéhez.

A 4.1. alfejezetben bemutattam a munkaerő-felmérés módszertanát, az egyes visegrádi országokban alkalmazott rotációs eljárások jellemzőit. A 4.2. alfejezetben a munkanélküliségi és inaktivitási ráták alakulását vizsgáltam meg. Lássuk először az inaktívak összetételére vonatkozó legfontosabb megállapításokat az egyes visegrádi országokra. A nemek szerinti korosztályok eltérő inaktivitásból eredő hozzájárulásának változását az inaktivitási rátákbeli különbségekhez 2000 második és 2013 második negyedéve között az 1. ábrán láthatjuk.

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



b) 2013 második negyedév



Forrás: Saját számítás az Eurostat adatbázisa alapján

Az 1. ábrán jól látható, hogy mind 2000-ben, mind 2013-ban egyedül Magyarországon járult hozzá jelentősebben mindkét nem mindegyik vizsgált korosztálya a magasabb inaktivitási rátához. 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.

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 1. ábra a) része). A 25 évnél idősebb nők inaktivitása kedvezőbb volt, mint az EU15 ország-csoportban (lásd 1. ábra a) része: a hozzájárulási mutató negatív). 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 (az 1. 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 inaktivitási rátája a kedvezőbb. Csehországban és Szlovákiában az EU15 ország-csoportnál magasabb inaktivitás a fiatal és 60 évnél idősebb korosztályoknak tulajdonítható (lásd 1. ábra b) része).

2013 második negyedévének pillanatfelvétele rámutat arra, hogy a magas magyar inaktivitásban a fiatalok mellett a 25-59 éves nők csoportja is fontos szerepet játszik¹⁰. A többi visegrádi országgal való összevetésben a többi korosztály hozzájárulása sem tekinthető alacsonynak. Még mindig a 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 4.3 alfejezetben a munkaerő-áramlás két fontos folyamatát, az állásszerzést és az állásvesztést vizsgáltam sztochasztikus közelítésben, a megfelelő sztochasztikus folyamatok diszkretizációjaiként.

1. táblázat: Átlagos állásvesztési és állásszerzési ráták az egyes visegrádi országokban (%)

Ország	Állásvesztési ráta		Állásszerzési ráta	
	15-64	25-59	15-64	25-59
Csehország	1,6	1,2	18	15,6
Lengyelország	2,7	1,9	17,6	15,5
Magyarország	1,6	1,3	16,5	14,7
Szlovákia	1,8	1,2	9,7	8,4

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

Az átlagos állásszerzési ráta a cseh munkaerőpiacon volt a legmagasabb: a 15–64 évesek körében a munkanélküliek állásszerzési rátájának átlagos értéke 18%, míg a ráta értéke 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 átlagos állásszerzési ráta a szlovák munkaerőpiacot jellemezte a maga 9,7%-os, illetve 8,4%-os értékével, megfelelően az egyes korosztályokban.

A legalacsonyabb átlagos állásvesztési rátákat 1,6%-os értékkel a 15–64 éves korosztályban a cseh és a magyar, a 25–59 évesek körében 1,2%-os értékkel a cseh és a szlovák adatok eredményezték. A legmagasabb állásvesztési ráták a lengyel munkaerőpiacot jellemezték, 2,7%-os, illetve 1,9%-os értékekkel a megfelelő korosztályokban. Összességében

¹⁰ Mindehhez egy, a disszertációban nem vizsgált probléma, a szülőképes korú (15-39 vagy 15-49 éves) nők magasabb inaktivitási rátája is hozzájárul.

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 rátával¹¹.

A 4.4. alfejezetben a munkaerő-piaci változók ciklikus viselkedését vizsgáltam. Elemeztem a munkaerő-piaci változók volatilitását, a reál GDP-hez viszonyított relatív szórások számításával. A reál GDP-t ciklikus indikátorként használva egyidejű és keresztkorrelációs számításokkal vizsgáltam a változók pro-, kontra- és aciklikus jellegét.

A munkaerő-piaci változók ciklikus volatilitását a ciklikus komponensek és a differenciák szórásának reál GDP szórásához viszonyításával elemeztem. A ciklikus komponensek és differenciák eredményei csaknem egybehangzó volatilitási sorrendet állítottak fel. Számítási 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 szórása kisebb, mint az állásszerzési rátáé, vagyis a legvolatilisabb változó az állásszerzési ráta.

A ciklikus jellemzőket az adott idősor ciklikus komponense és a GDP ciklikus komponense (mozgása) közötti egyidejű korrelációs elemzéssel vizsgáltam (lásd 1. táblázat utolsó oszlopa).

2. 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

¹¹ Hasonló számításokat végzett Lengyelországra *Strawinski* [2008], az OECD országokra, köztük a visegrádi országokra is *Hobijn-Sahin* [2007].

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	-0,896 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 *real 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

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.

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

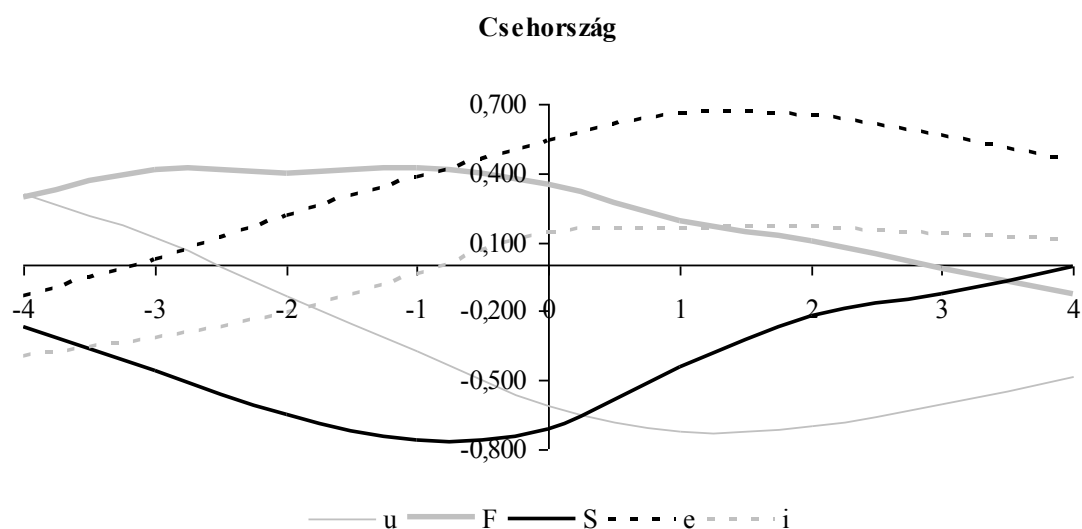
előjele szintén negatív, de az adott mintaelemszám mellett nem szignifikáns, így Magyarországon az állásvesztési ráta aciklikus.

További fontos számítási eredmény a trendszűrés által előállított idősorok korrelációja a munkanélküliségi és foglalkoztatási ráták között. A foglalkoztatási és munkanélküliségi ráták ciklikus komponensei közötti nagyon jelentős negatív korreláció Csehországban, Lengyelországban és Szlovákiában (lásd 1. táblázat 2. oszlopa), ezzel jelezve azt, hogy ezekben az országokban a foglalkoztatás és munkanélküliség közötti áramlások a meghatározók.

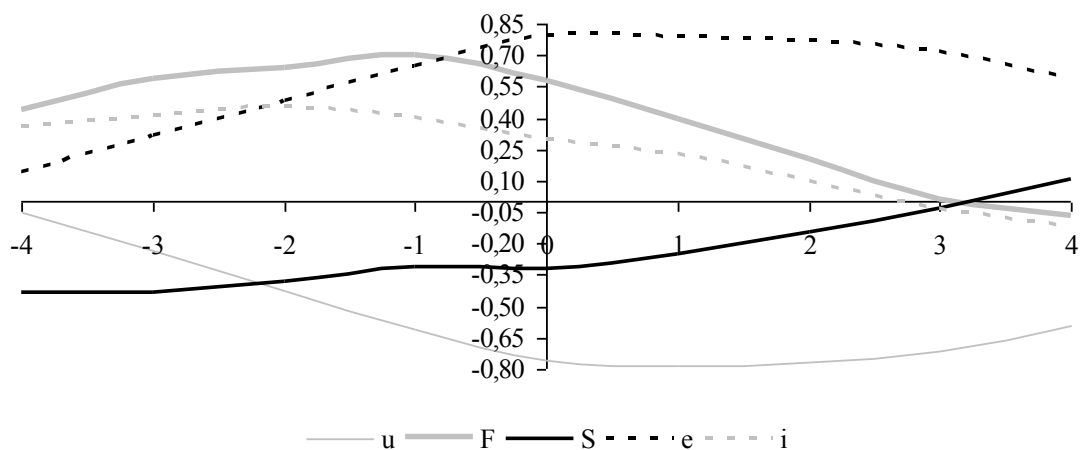
Az inaktívakat érintő áramlások fontosságának egy másik jelzője lehet az inaktivitási ráta és a munkanélküliségi, valamint a foglalkoztatási ráták ciklikus komponensei közötti szoros negatív korreláció is (lásd 1. táblázat 3. és 4. oszlopa). Csehországban és Lengyelországban az inaktivitási és munkanélküliségi ráták közötti negatív korreláció közepes, míg Magyarországon az inaktivitási és foglalkoztatási ráták közötti negatív korreláció nagyon szoros.

Az előzőekben leírtak tovább erősítik azt a megfigyelést, hogy az inaktív áramlásainak szerepe Magyarországon meghatározó a munkanélküliség alakulásában. 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 munkaerő-piaci folyamatok fő meghatározói.

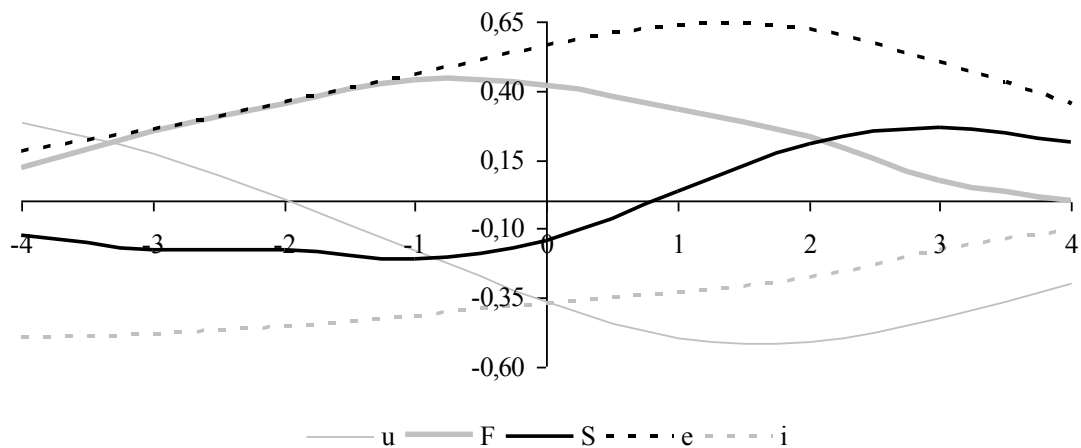
2. ábra: A munkaerő-piaci változók és a reál GDP ciklikus komponensei között megfigyelt keresztkorrelációk a 15-64 éves korosztályban



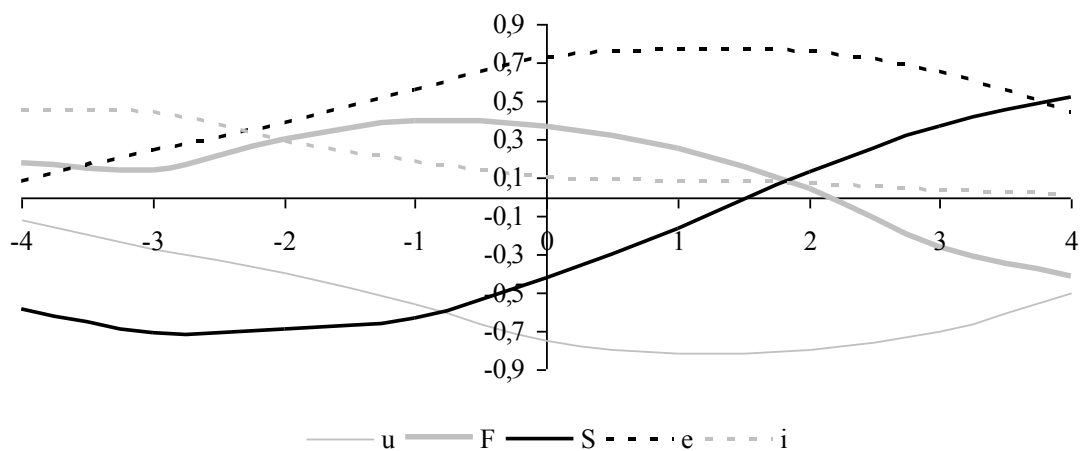
Lengyelország



Magyarország



Szlovákia



Megjegyzés: Az elemzésbe bevont változók jelentését lásd a 2. táblázat megjegyzésében. A keresztkorreláció X és Y idősor 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 számítottuk, de a pontokat a jobb áttekinthetőség érdekében folytonos görbékkel kötöttük össze.

Forrás: Saját számítás az Eurostat adatai alapján

A ciklikus tulajdonságokat keresztkorrelációs elemzéssel is megvizsgáltam. A 2. ábrán feltüntetett eredmények alátámasztják, hogy a munkanélküliségi ráta erőteljesen (Magyarországon enyhén) kontraciklikus, a reál GDP-ben megfigyelhető ciklusokat követő indikátor¹², a foglalkoztatási ráta pedig erőteljesen prociklikus, a gazdasági (reál GDP) ciklust egy negyedévvvel követő indikátor¹³. Az inaktivitási ráta Lengyelországban enyhén prociklikus, Magyarországon pedig enyhén kontraciklikus vezető indikátor, Csehországban és Szlovákiában aciklikus.

A Shimer-féle átmenetráták 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 Szlovákiában erőteljesen (a keresztkorrelációk maximális értéke: $-0,764$ és $-0,711$), míg Lengyelországban enyhén kontraciklikus ($\rho = -0,433$) vezető indikátor.

Disszertációm további alapvető empirikus kutatási célkitűzése az volt, hogy az állásvesztés és állásszerzés folyamatainak a munkanélküliségre kifejtett hatását elemezze a visegrádi országok adatbázisán. A 4.5. alfejezetben megvizsgáltam, hogy az állásvesztés és az állásszerzés közül melyik a meghatározóbb, illetve hogy milyen hányadban játszanak szerepet az egyes visegrádi országok munkanélküliségi rátájának alakulásában.

Mennyire számít az állásvesztési és az állásszerzési ráta alakulása a munkanélküliségi ráta dinamikája szempontjából? Az átlagoláson alapuló 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

¹² Az egyes változóknak 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*ról beszélhetünk.

¹³ *Benczúr és Rátvai* [2005] a foglalkoztatottak számát vizsgálva a kelet-európai országokban, 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 esetben volt.

szűrést alkalmaztam, hogy a ciklikus volatilitás jelentős hányada benne maradjon a trendtől megszűrt idősorokban. Az így számított súlyok alapján az alábbi következtetésekre jutottam:

- A 15-64 éves korosztályban:
 - Lengyelországban jelentősebb a súlya az állásszerzésnek (64,4%);
 - a többi visegrádi országban az állásvesztés dominál, amit a megfelelő súlyok értékei is alátámasztanak:
 - Csehországban 68,6%;
 - Magyarországon 72,6%;
 - Szlovákiában 49,3%.
- A 25-59 éves korosztályban:
 - Lengyelországban az állásszerzés a meghatározó (71,1%),
 - a többi visegrádi országban az állásvesztés dominál:
 - Csehországban 74,3%;
 - Magyarországon 73,0%;
 - Szlovákiában 59,8%.

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.

A *Petrongolo* és *Pissarides* [2008] alapján elvégzett variancia-dekompozíciós vizsgálataim azt mutatták, hogy a cseh adatokkal nem tesztelhető a módszer, míg a többi visegrádi országban az állásszerzés volt nagyobb súlyú a következő varianciahányadokkal:

- A 15-64 éves korosztályban:
 - Lengyelország: 52,29%;
 - Magyarország: 86%;
 - Szlovákia: 88,59%.
- A 25-59 éves korosztályban:
 - Lengyelország: 72,33%;
 - Magyarország: 87,73%;
 - Szlovákia: 95,28%.

A kapcsolódó korrelációs vizsgálatok rámutattak arra is, hogy a módszer az állásszerzés súlyát Lengyelországban alul-, míg Magyarországon és Szlovákiában felülbecsüli.

A *Fujita* és *Ramey* [2007] regressziós egyenletén alapuló korrelációs vizsgálat rámutatott arra, hogy Szlovákia adataira az eljárás nem alkalmazható. A többi országban a számítások eredményei az alábbiakat mutatják:

- A 15-64 éves korosztályban:
 - Csehországban 52,57%-kal az állásvesztésnek van enyhén nagyobb súlya;
 - Lengyelországban és Magyarországon nagyobb súlyú az állásszerzési valószínűség a következő hányadokkal:
 - a lengyel: 60,12%;
 - a magyar: 76,14%.
- A 25-59 éves korosztályban:
 - mindhárom visegrádi országban nagyobb az állásszerzés súlya:
 - Csehország: 56,35%;
 - Lengyelország: 65,44%;
 - Magyarország: 80,15%.

A korrelációs vizsgálatok ebben az esetben azt jelezték, hogy alulbecsüljük a cseh állásvesztés és a lengyel állásszerzés, míg felülbecsüljük a magyar állásszerzés súlyát.

4. Az értekezés következtetései

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.

Az empirikus rész három alapvető kérdést érintett. Az első kérdés az inaktív állástalanok összetételére, a második a munkaerő-piaci változók ciklikus alakulására, a harmadik pedig a munkanélküliség dinamikáját meghatározó tényezőkre fókuszált. Számítási eredményeimből levonható következtetések az alábbiakban foglalhatók össze.

Az egyes visegrádi országok és az EU15 ország-csoport inaktivitási rátáiban megfigyelhető különbségeket a 15-64 év közötti 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 felettek, 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 idősek viszonylag magas hozzájárulása eredményezte. Az alapfokú végzettséggel rendelkezők hozzájárulása az inaktivitási rátákban megfigyelhető különbségekhez ugyan minden visegrádi országban mérséklődött, de továbbra is jelentős.

A reál GDP-t ciklikus indikátorként használva egyidejű és keresztkorrelációs számításokkal vizsgáltam, hogy a reál GDP-ciklikus alakulását az egyes munkaerő-piaci változók pro-, kontra- vagy aciklikus mozgásai követték-e. Pontosabban, a standard 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 idősora.

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 korosztályát);
- *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 vizsgáltam, hogy mely munkaerőpiaci áramlások játszhatnak fontos szerepet az egyes visegrádi országokban. Ezeket a kapcsolatokat a munkanélküliségi, foglalkoztatási és inaktivitási ráták ciklikus komponensei 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 kapcsolatot jelez az inaktivitási és munkanélküliségi illetve foglalkoztatási ráták valamelyikével. 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 kapcsolat jellemzi. Az inaktívok figyelembe vétele tehát a korrelációs elemzés alapján a magyar esetben tűnik a legfontosabbnak.

Óvatosan feltehetjük azt a kérdést is, hogy vajon mely 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 találtam meghatározónak, 53% és 68% közötti súllyal, míg a fő munkavállalási korosztályban az állásvesztés súlya 44% és 68% közötti a szűrés frekvenciájától függően. Lengyelországban az állásszerzés a meghatározó, aminek varianciarányada 60% és 64% között helyezkedik el a 15-64 éves korosztályra nézve. A 25-59 évesek korosztályában az állásszerzés súlya 65% és 72% 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 23% és 40%, illetve 22% és 27% 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 73% körüli súllyal mindkét korosztályban az állásvesztést találta meghatározónak. 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 állászerzést 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 állászerzés 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 [2007] 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 inaktívok aktívvá, vagyis foglalkoztatottá vagy éppen munkanélkülivé, illetve a munkanélküliek és foglalkoztatottak inaktívvá válásának az egyes munkaerő-piaci változókra gyakorolt hatásának vizsgálatával, vagy a korreláció-elemzés helyett a munkanélküliség kointegráción alapuló dinamikával történő jellemzésével.

5. Hivatkozások

- Benczúr, P. – Rátfai, A. [2005]: „Economic Fluctuations in Central and Eastern Europe – the Facts”. *MNB Working Papers*. 2005/2.
- 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>
- Diamond, P. A. [1982]: „Aggregate Demand Management in Search Equilibrium”. *Journal of Political Economy*. Vol 90 (5), 881–894. o.
- Elsby, M. – Hobijn, B. – Sahin, A. [2008]: „Unemployment Dynamics in the OECD”. *NBER Working Paper*. No. 14617. <http://www.nber.org/papers/w14617.pdf>
- Fujita, S. – Ramey, G. [2007]: „The Cyclicalities 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. [2007]: *Munkagazdaságtan mikroökonómiai megközelítésben*. BCE Emberi erőforrások tanszék, Budapest.
- Gertler, M. – Trigary, A. [2009]: „Unemployment Fluctuations with Staggered Nash Wage Bargaining”. *Journal of Political Economy*. Vol 117 (1), 38–86. o.
- 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.
- 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>
- Horváth, G. [2006]: „A munkapiaci intézmények hatása a munkanélküliségi rátára”. *Közgazdasági Szemle*. 53. évf (9), 744–768. o.
- Kátay, G. (szerk.) [2009]: Az alacsony aktivitás és foglalkoztatás okai és következményei Magyarországon. *MNB-tanulmányok*. 79.
- Kennan, J. [2010]: „Private Information, Wage Bargaining, and Employment Fluctuations”.

- Review of Economic Studies*. Vol 77 (2), 633–664. o.
- Móczár, J. [2008]: *Fejezetek a modern közgazdaság-tudományból. Sztochasztikus és dinamikus nemegyensúlyi elméletek, természettudományos közelítések*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- 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. – Pissarides, Ch. A. [1994]: „Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment”. *Review of Economic Studies*. Vol 61 (3), 397–415. o.
- 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.
- Petrongolo, B. – Pissarides, Ch. A. [2008]: „The Ins and Outs of European Unemployment”. *American Economic Review*. Vol 98 (2), 256–262. o.
- 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. [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.
- 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.
- Shimer, R. [2007]: „Reassessing the Ins and Outs of Unemployment”. *NBER Working Paper*. No. 13421. <http://www.nber.org/papers/w13421>
- Strawinski, P. [2008]: „What drives the Unemployment Rate in Poland”. *MPRA Paper*. No. 11372. http://mpa.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.
- 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>

6. A témakörrel kapcsolatos saját publikációk

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]: „Sztochasztikus 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. Tavaszi 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.