

DR. LIPTÁK KATALIN

Változó munkaerőpiac? Munkaerő-piaci előrejelzés Észak-Magyarországon*

A tanulmányban bemutatom Észak-Magyarország munkaerő-piaci folyamatait. Választásom azért esett Észak-Magyarországra, mert a régió lakosaként érzékelem a kedvezőtlen munkaerő-piaci folyamatokat. Úgy vélem, hogy a regionális foglalkoztatáspolitikai szempontrendszerének kidolgozását az előrejelzések egyik lehetséges módszerével: az ARIMA (autoregresszív integrált mozgóátlag) módszerrel kapott eredmények támogatni tudják, így rövid távon meghatározható a régió munkaerő-piaci helyzetében várható változások iránya és mértéke. Az előrejelzési módszerrel készített 12 havi prognózis (2014. április–2015. március) irányt tud mutatni a regionális foglalkoztatáspolitikai számára. Az előrejelzés eredményei egy alacsonyabb létszámú nyilvántartott álláskeresőkkel rendelkező régió munkaerőpiacát vetítik előre. Észak-Magyarországon a nyilvántartott álláskeresők 2009. február–2010. július közötti időszakra előrejelzett és valós számának összehasonlításával kimutathatóvá vált a gazdasági válság regionális munkaerő-piaci hatása. A regionális foglalkoztatáspolitikai szempontrendszeréhez adalékokkal szolgálhat a Beveridge-görbe és a Lilien-index eredménye is.

Munkaerő-piaci előrejelzések

A gazdasági folyamatok múltbeli és jelenbeli adatainak vizsgálatán túlmutatóan az elmúlt 50 évben egyre nagyobb hangsúlyt helyeznek az előrejelzések készítésére. Az alkalmazott mutatók, az előrejelzési módszerek széles skálája ismert. A komplex gazdasági modellek mellett egyre elterjedtebb a munkaerő-piaci folyamatokat magyarázó előrejelző modellek alkalmazása, amelyek megértése sokszor nehézkes a számítások bonyolultsága és összetettsége miatt. A munkaerő-piaci előrejelző modellek alkalmazása iránt komoly igény mutatkozik, „melynek oka, hogy a munkapiacok nem tökéletes piacok, az előrejelzések adta információk nélkül a munkaerő-kereslet és -kínálat között várhatóan nagyobb eltérések mutatkoznának, ami aztán feltehetően betöltetlen álláshelyekben, jelentős munkanélküliségben vagy inaktivitásban, makroszinten a hatékonyság romlásában és inflációban mutatkozna meg.” (Gács–Bíró 2013, 5. o.). A munkaerő-piaci előrejelzések négy főbb típusát különbözteti meg a szakirodalom:

1. Formális, ország szintű, kvantitatív, modellre alapozott előrebecslések.
2. A munkáltatók körében végzett felmérések, kvalitatív megközelítés.
3. Egyes iparágakat, foglalkozásokat vagy régiókat vizsgáló ad hoc tanulmányok.
4. A jövőbeli fejlődésre vonatkozó forgatókönyvek kidolgozása szakértői véleményekre alapozva, kvalitatív módszerekkel (Gács–Bíró 2013).

* A kutatás a TÁMOP 4.2.4.A/2-11-1-2012-0001 azonosító számú *Nemzeti Kiválóság Program – Hazai hallgatói, illetve kutatói személyi támogatást biztosító rendszer kidolgozása és működtetése konvergenciaprogram* című kiemelt projekt keretében zajlott. A projekt az Európai Unió és Magyarország támogatásával, az Európai Szociális Alap társfinanszírozásával valósul meg.

A hazai szakirodalomban az utóbbi időben nagyon hasznos és részletes előrejelzési modellek készültek. Antal et al. (2012) a magyarországi foglalkoztatási struktúrákra végeztek előrejelzést, tízéves időszakra, 1992–2010 közötti adatsorok alapján. Köllő et al. (2012) az előrejelzési modelleket fenyegető kockázatok szempontjából végeztek elemzéseket, arra keresve a választ, hogy milyen a tévedés lehetősége, ha elhanyagolnak, illetve egyszerű feltevésekkel írják le részfolyamatokat. Gács–Bíró (2013) 12 európai országra elkészített előrejelzéseket hasonlított össze azonos szempontok alapján. Ezek az előrejelzések ökonometriai makromodellek alkalmazásával készültek, többnyire országokra.

A régiók szerint differenciált foglalkoztatáspolitikának Magyarországon nincs még gyakorlata. Európában sem találunk erre igazán jó példákat, pedig indokolt lenne a regionális foglalkoztatáspolitikára. A tanulmányban az volt a célom, hogy a régiókra is alkalmas, sokkal egyszerűbb előrejelzést készítsék, amelyet fel lehet használni a regionális foglalkoztatáspolitikára kidolgozásához. Így az ARIMA-módszerrel végeztem előrejelzést a nyilvántartott álláskeresők számának változására.

A munkanélküliség elméleti megközelítései

A munkaerőpiacon nem érvényesülnek a tökéletes versenyre vonatkozó feltételek, hanem sűrűlődségek nehezítik. Az eleve nem tökéletes munkaerőpiacot Dabasi Halász (2011) az alábbiakkal jellemzi:

- A munkaerőállomány nem homogén, hanem különböző ismérvek szerint strukturált termelési tényező.
- A munkaerőpiac korlátozottan átlátható és korlátozottan rugalmas.
- A munkaerő-piaci szereplők reakciói időben késleltetettek és nem tökéletesen informáltak.
- A tőke és az élőmunka nem helyettesíthető egymással korlátlanul.

Mivel a tanulmányban a hangsúlyt a munkanélküliségre, a nyilvántartott álláskeresők számára helyezem, érdemesnek tartottam röviden áttekinteni a munkanélküliség elmélet-történeti megközelítéseit. A teljesség igénye nélkül csak a legfontosabb közgazdasági korszakokból emeltem ki a munkanélküliségről kidolgozott nézeteket.

A klasszikus iskola képviselői úgy gondolták, hogy munkanélküliség nem alakulhat ki a piacon, ugyanis ha létre is jött volna munkanélküliség, akkor a kereslet és a kínálat egymást befolyásolva megoldotta volna a munkanélküliek gondját, ugyanis a felkínált munkahelyek és a munka nélkül maradtak egymásra találtak volna. Szerintük a legfontosabb a szabadon, minden külső beavatkozástól érintetlenül működő piaci mechanizmus létezése, az állam csak (Smith szerint) „láthatatlan kézként” vagy (Mill szerint) „éjjeli őrként” avatkozzon be. A klasszikus elmélet, miközben elismerte, hogy a piacon állandóan van egyensúlytalanság a munkaerő kereslete és kínálata között, úgy vélte, hogy az így létrejött munkanélküliség az egészséges gazdasági fejlődés velejárója, ismerték a munkanélküliség természetes rátáját (NAIRU – *non-accelerating inflation rate of unemployment*), amely semmilyen beavatkozással sem befolyásolható (Bánfalvy 1989).

Theory of Unemployment című művében Pigou (1933) elismerte, hogy depresszió idején, amikor a gazdaság nincs egyensúlyban, a reálbérek csökkenése mellett is nőhet a munkanélküliség; továbbá hogy a rendszer önműködően tart a teljes foglalkoztatás felé.

Pigou úgy gondolta, hogy a kereslet állapota, mint olyan, nem számít a foglalkoztatás szempontjából – ezt Keynes erőteljesen kritizálta.

A keynes-i elképzelések szükségessé és lehetségessé tették az állami beavatkozást a munkaerőpiacon azért, hogy a munkanélküliség szintjét alacsonyan lehessen tartani. „A munkanélküliség azonban Keynes szerint sem küszöbölhető ki teljesen a fejlődőben lévő gazdaságokból. A strukturális és a frikcionális munkanélküliség Keynes tanításában is az egészséges gazdasági szerkezeti átalakulás szükségszerű terméke” (Bánfalvy 1989, 51. o.).

Az 1960-as években a munkanélküliség jelentős növekedése idején került előtérbe a munkaerő-piaci keresés elmélet. Gyakorlati szempontból nézve a munkanélküliek száma azért növekszik, mert időbe telik, amíg a munkaképes korú egyének új munkát találnak. A munkanélküliség mértékét befolyásolja a beáramlás és a munkanélküliség átlagos időtartama (Tzannatos 1992).

Shimer (2007) számításokkal igazolta a munkanélküliek kilépése és a foglalkoztatottak állásvesztése közötti kapcsolatot. Morvay (2012) szerint „a munkanélküliség társadalmi és egyéni szempontból is kártékony jelenség”.

Az Észak-Magyarországon bekövetkezett munkaerő-piaci változások

Az ARIMA módszertanának és a számítások eredményeinek ismertetése előtt egy rövid áttekintést végeztem a régió munkaerő-piaci helyzetéről. A rendszerváltás hatása Észak-Magyarországot is jelentősen érintette. A fejlett piacgazdaságokban megfigyelhető alkalmazkodási folyamatokkal szemben a magyarországi munkanélküliség regionális különbségeit a rendszerváltást követő néhány éven belül vizsgálva három alapvető jellemzőt állapított meg Fazekas (1997):

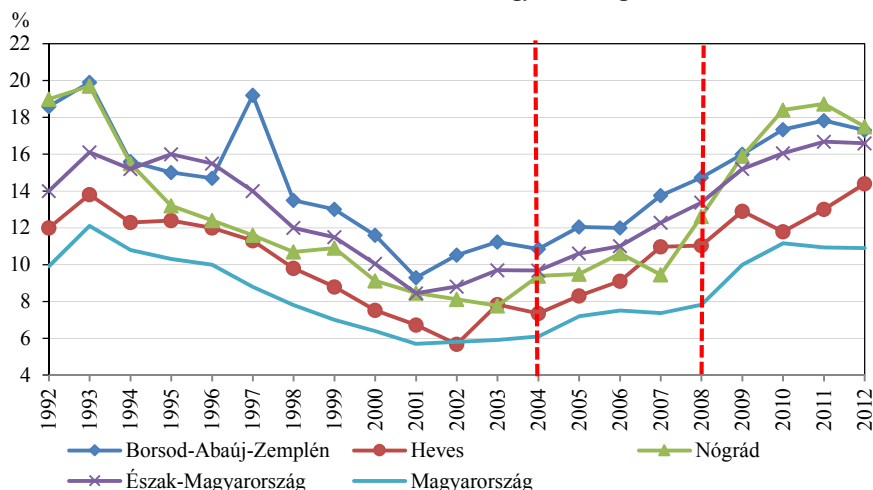
- „a munkanélküliség regionális különbségei viszonylag nagyok,
- a regionális különbségek mértéke utóbbi években lényegében változatlan,
- az egyes régiók pozíciója a helyi munkanélküliségi ráták nagysága szerint képzett sorrendben rendkívül stabil.”

Kérdés, hogy ezek a megállapítások több mint 20 év múltán is érvényesek-e.

Az aktivitási ráta (1. ábra) a rendszerváltást követően 1998-ig jelentősen, az országos értéket meghaladó mértékben esett vissza Észak-Magyarországon. Ezt követően javuló, az országos folyamatokat nagyjából követő tendencia rajzolódik ki. Borsod-Abaúj-Zemplén megye adatsorának változása Észak-Magyarország görbéjének változására hasonlít, a másik két megye, különösen Nógrád aktivitási rátája lényegesen hektikusabban mozog. A változások oka az aktív státusból kikerülők számának és arányának „kampányszerű” változása. A gazdasági válság következtében a legjelentősebb visszaesés Nógrád megyében volt, míg Heves megyében növekedés történt.

1. ábra

Aktivitási ráta Észak-Magyarországon

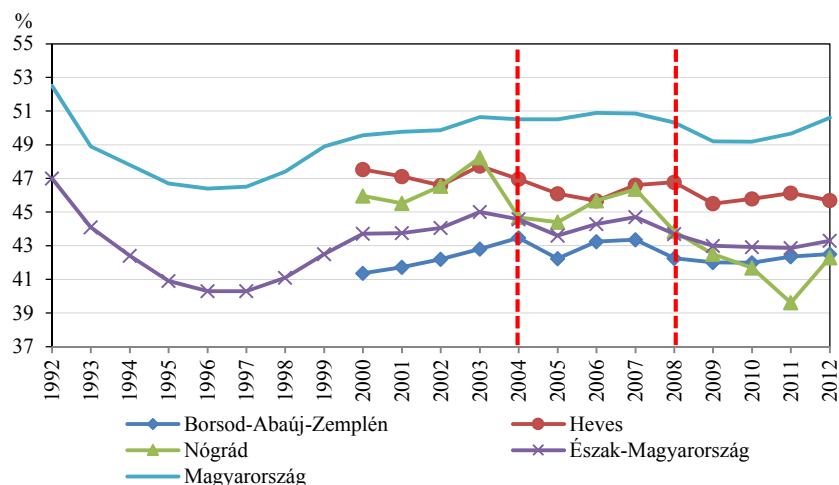


Forrás: saját szerkesztés, KSH-adatok alapján.

A munk kínálatot válság esetében két ellentétes hatás befolyásolhatja. Egyrészt a tartósan alacsony munkakereslet mellett megnő a reményvesztett munkanélküliek aránya, kilépnek a munkaerőpiacról, ami az aktivitási ráta csökkenését eredményezi. Másrészt viszont a korábban inaktív státuszban lévők visszatérhetnek a munkapiacra. Magyarországon a foglalkoztatáspolitikai intézkedések (korkedvezményes nyugdíjak megszüntetése, rokkantsági nyugdíjak jogosultságának felülvizsgálata) megnövelték az aktivitási rátát (Cseres-Gergely et al. 2012).

2. ábra

Foglalkoztatási ráta Észak-Magyarországon



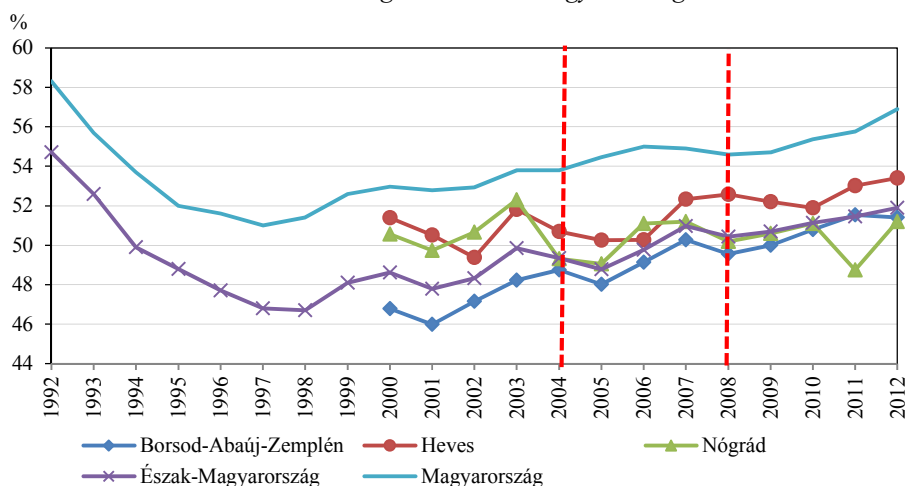
Forrás: saját szerkesztés, KSH-adatok alapján.

A foglalkoztatási ráta (2. ábra) az aktivitási rátával hasonlóan változik, 2006-tól Nógrád megyében erős visszaesés történt. A foglalkoztatási ráta esetében fáziskésést nem állapíthatunk meg az országos és Észak-Magyarország adatainál. A foglalkoztatási ráta görbéjének mélypontjai egy évvel megelőzik az aktivitási ráta minimum pontjait. Azaz a munkanélküli státusban lévők következtében a munkaerő-piaci depresszió egy évvel később tetőzik. A foglalkoztatási ráta minden megyében és Észak-Magyarországon is elmarad a válság előtti állapottól, ugyanis a válság után a munkakereslet kevésbé bővül.

Magyarország munkaerőpiacán egyszerre érvényesül jelentős pozitív munkakinálatti és negatív munkakeresleti sokk. A munkakinálattot a rokkantnyugdíjazás feltételeinek szigorítása növelte az elmúlt években, ami az aktivitási ráta növekedésével járt. A gazdaság szerkezeti átalakulása a válság óta a munkakereslet eltolódását, majd csökkenését okozta, emiatt a munkanélküliségi ráta (3. ábra) 2000 óta folyamatosan emelkedett (Cseres-Gergely et al. 2012).

3. ábra

Munkanélküliségi ráta Észak-Magyarországon



Forrás: saját szerkesztés, KSH-adatok alapján.

A munkanélküliségi ráta nagyobb mozgástérben változik, mint a foglalkoztatási vagy az aktivitási ráta. Az 1993. évi csúcsot követően a ráta országosan és regionálisan 2001-ben éri el minimumértékét. A legalacsonyabb érték mind megyei, mind regionális szinten 2001-ben volt, utána lassú növekedés történt, amely 2010-re elérte közvetlenül a rendszerváltás utáni magas munkanélküliségi értékeket. A munkanélküliség javulása területi közeledéssel járt együtt 2001-ig, azt követően újból nő a távolság az országos és Észak-Magyarország értékei között. A munkanélküliségi ráták magas szintje a régió vállalászási és ipari kapacitásának az átlagostól alacsonyabb szintű jelenlétére vezethető vissza. A munkanélküliségi problémák oka nem valamilyen rövidtávú hatás eredménye, hanem a régiók között hosszú távon ható sajátos jellemvonások.

Mindhárom munkaerő-piaci indikátor azt mutatja, hogy Fazekasnak (1997) az 1990-es évek első felére tett megállapításai (a munkanélküliség regionális különbségei viszonylag nagyok, a regionális különbségek mértéke utóbbi években lényegében változatlan, az egyes régiók pozíciója a helyi munkanélküliségi ráták nagysága szerint képzett sor-

rendben rendkívül stabil) differenciáltan érvényesek. A munkanélküliségi ráta nem maradt tartósan magas szinten, ugyanakkor a területi különbségek is csökkentek az időszak feléig, majd ismét növekedtek. Az viszont tény, hogy az ország régiói közül mindvégig Észak-Magyarország és Észak-Alföld szerepeltek az utolsó helyeken. A munkanélküliségi rátát tekintve azonban egyértelműen Észak-Magyarország értékei emelkednek ki, ezért a régió munkaerő-piaci helyzetének megértéséhez célszerű a munkanélküliség tényezőinek mélyebb feltárása.

G. Fekete (2006) a területi elmaradottság ördögi körének öt fő területét mutatta be (a demográfiai egyensúly megbomlása, a gyenge térségi jövedelemtermelő képesség, a környezeti erőforrások nem megfelelő szintű hasznosítása, az elszigeteltség és a szükségletek kielégítésének akadályai), amelyek Észak-Magyarország esetében jelen vannak és együttesen hatással bírnak a térség alacsony foglalkoztatására. Simkó (2008) a rendszerváltás után a régiót a hirtelen leszakadás, a gazdasági összeomlás és a súlyos válsághelyzet kialakulásával jellemezte, ahol a tömeges létszámleépítések és a folyamatos elbocsátások meghatározó munkaerő-piaci jelenséggé váltak. A kedvezőtlen földrajzi fekvéstől a viszonylag fejletlen infrastruktúrán át a rossz demográfiai eredményekig mindegyik tényező tovább gerjesztette a régió leszakadását az országos átlagtól.

Az Európai Unió csatlakozás óta megfigyelhető hazánkban belül Észak-Magyarország leszakadása az ország többi régiójához képest munkaerő-piaci és gazdasági indikátorok alapján. Korábbi kutatásaim (Lipták 2013) eredményeképpen arra jutottam, hogy a gazdasági válságot megelőzően (2004-től számításokat végezve) elindult egy átrendeződés Észak-Magyarországon belül. 2008-ra még egyértelműbbé vált az ország két részre szakadása, a részek közötti különbségek növekedése és a részekben belüli kiegyenlítődés. A komplex mutatószámokat vizsgálva egyértelműen Észak-Magyarország további leszakadása volt tapasztalható.

A foglalkoztatottság szektorális megoszlásának időbeni változásai

A Lilien-index a strukturális változások mérésének fontos eszköze, mérhetővé teszi a szektorális foglalkoztatás növekedési rátájának szórását a t-1 időpontból a t-ik időpontba (Ansari et al. 2013). A globális világgazdaság gyorsan változó igényeihez egyre kevésbé képes alkalmazkodni a munkaerő összetételének jelentős hányada. A munkaerő szektorok közötti áramlása és újrarendeződése hosszabb-rövidebb ideig tartósan megemelheti a munkanélküliség természetes rátájának a szintjét (Máté 2012). Az alacsony iskolai végzettséggel rendelkező munkanélkülieket érinti jobban ez a jelenség, ugyanis ők kevésbé képesek alkalmazkodni a gyorsan változó, egyre magasabb ismeretszintet igénylő iparágak elvárásaihoz.

A Lilien-index alkalmas a régiók közötti súlyok feltárására az egyes ágazatok foglalkoztatotti számának vizsgálatával (Lilien 1982). Lilien tézisében megfogalmazta, hogy az ágazati sokkokra reagálva az egyes szektorok között megtörténik a munkavállalók átcsoportosítása, ezen időszak alatt pedig a strukturális munkanélküliség hosszabb-rövidebb ideig magasabb szinten merül fel, ami végső soron a munkanélküliség természetes szintjét is magasan tartja (Bachmann–Burda 2007).

$$L_t^S = \sqrt{\sum_{i=1}^m \frac{x_{it}}{x_t} (\Delta \log x_{it} - \Delta \log x_t)^2} \quad (1)$$

ahol,

x_{it} – a foglalkoztatottak aránya az i-edik ágazatban

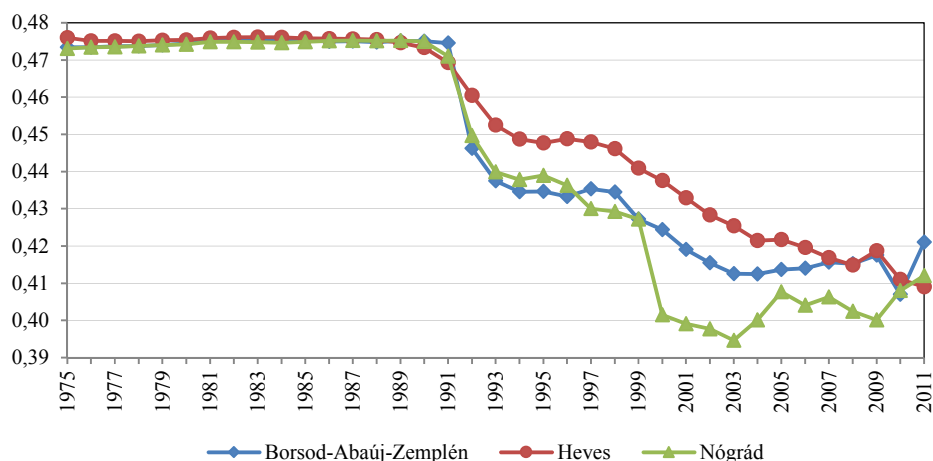
x_t – foglalkoztatottak összlétszáma

Δ – elsőrendű differenciáloperátor

t – idő (Lilien 1982)

4. ábra

A Lilien-index alakulása



Forrás: saját szerkesztés a Nemzeti Foglalkoztatási Szolgálat (NFSZ) adatai alapján.

A Lilien-index alapján (4. ábra) a szektorok közötti kiegyenlítettség a rendszerváltásig jól kirajzolódik, azt követően a legnagyobb átrendeződés Nógrád megyében volt. A gazdasági válság utáni időszak eredményei meglepőek. Míg Heves megye esetében 2009-től csökkent az index értéke, addig Borsod-Abaúj-Zemplén megyénél 2010-ig mérséklődés, majd 2011-ben növekedés történt, utóbbi a mezőgazdasági szektorban dolgozók létszámának a bővüléséből származik. Eközben Nógrád megyében ellentétes folyamat ment végbe. A szektorális munkaerő áramlása egyre kisebb mértékű befolyásoló erővel bír a foglalkoztatásra, ez kifejezetten igaz Nógrád megyére. A szektorális foglalkoztatás esetében örök kérdés, hogy szükséges-e valamelyik szektort felzárkóztatni egy-egy megyében.

Az index eredményei alapján nem látszik indokoltnak, hogy a majdani regionális foglalkoztatáspolitikai valamelyik szektort kiemelten kezelje. A Lilien-index eredményei alapján Nógrád megyében lehetett volna erősebb felzárkóztatási igényről beszélni a 2000-es évektől kezdődően, de 2010-re ez már érdektelenné vált.

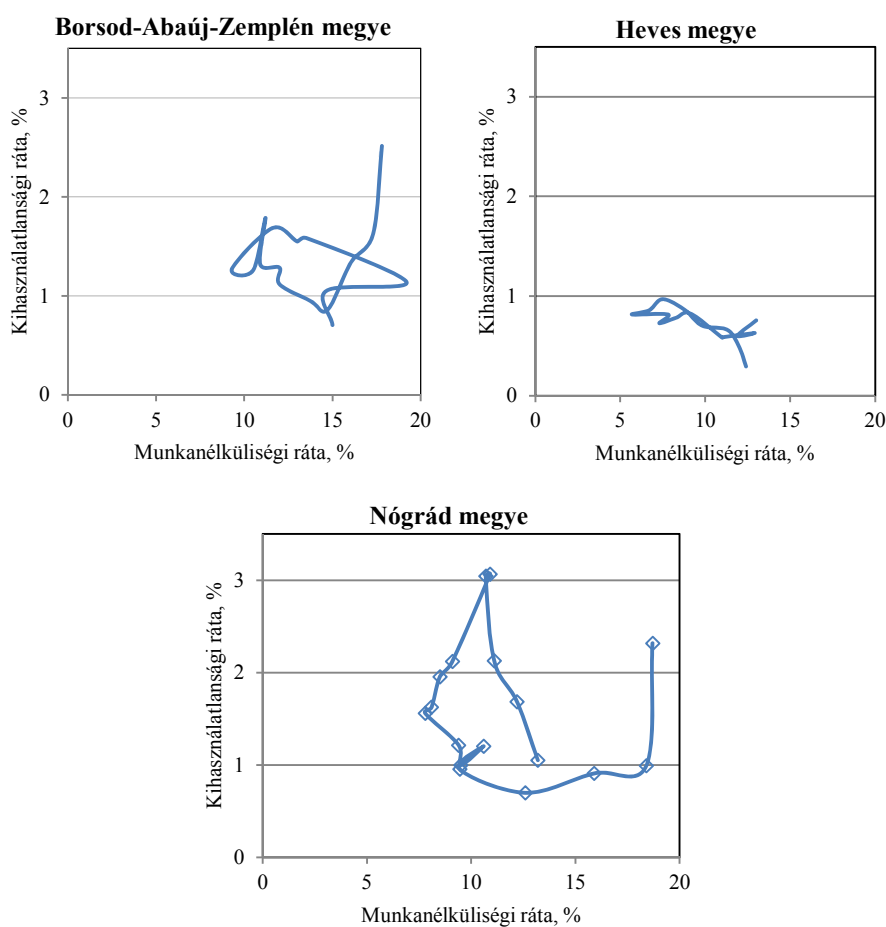
A munkanélküliségi és a kihasználatlansági ráta kapcsolata

A neoklasszikus makroökonómia alaptétele szerint hosszú távon a munkanélküliség egyensúlyi rátája a valóságban is a természetes rátának felel meg, azaz hosszú távon a munkanélküliség súrlódásos jellegű. A természetes ráta vizsgálatának egyik eszköze a Beveridge-görbe (vagy UV-görbe), ami a munkanélküliségi és az állásbetöltetlenségi (vagy kihasználatlansági) hányad közötti összefüggést mutatja. A görbét eredetileg a Dow és Dicks-Mireaux (1958) szerzőpáros alkotta meg. Elemzésükben negatív viszonyt

találtak a V (kihasználatlansági ráta) és U (munkanélküliségi ráta) között, amit úgy értelmeztek, hogyha a gazdaság recesszióban van és magas a munkanélküliség, akkor kevés az üres álláshely, és fordítva is igaz (Rodenburg 2007).

„A munkapiaci irodalom szerint negatív termelékenységi sokkok esetén a Beveridge-görbe kezdetben az origó felé tolódik el (már nem írnak ki új álláshelyeket, és a munkanélküliek száma még nem csökken), majd a görbén mozgunk lefelé (az új álláshelyek száma csökken, és a munkanélküliek száma is növekszik)” (Cseres-Gergely et al. 2012, 30. o.).

5. ábra

A Beveridge-görbe alakulása 1995–2011 között²

Forrás: saját szerkesztés a Nemzeti Foglalkoztatási Szolgálat (NFSZ) adatai alapján.

² Kihasználatlansági ráta (%) megegyezik a betöltetlen (üres) álláshelyek számának és a foglalkoztatottak számának hányadosa százalékos formátumban.

Észak-Magyarország megyéinek esetében a Beveridge-görbe Heves megyében mozdult el a legkisebb mértékben (5. ábra), vagyis a 2011. évi állapot majdnem megegyezett az 1995. évvel. A legjobb helyzetben 2002-ben volt a megyei munkaerőpiac. Sokkal hektikusabb a görbe alakja Borsod-Abaúj-Zemplén és Nógrád megyék esetében, munkanélküliségi ráta mindkét megyében jelentősen megemelkedett az elmúlt 5 évben. Borsod-Abaúj-Zemplénben a munkanélküliség összességében magasabb volt, mint a régió másik két megyéjében, a kihasználatlansági ráta szintén magasabb volt, a régió munkaerőpiacának állapota 2001-re javult, de azt követően visszaesés figyelhető meg. A görbe alakulása alapján megállapítható, hogy az üres álláshelyek és a munkanélküliek közötti szakadék egyre erősebben nő. Felmerülhet a kérdés, miért nem találkoznak az üres álláshelyek és a munkanélküliek. A jelenség lehetséges magyarázata, hogy a munkaerőpiacon, a szektorális átrendeződés miatt a munka nélkül maradt személyek iskolai végzettsége, képzettsége nem alkalmas az üres munkahelyek betöltésére. Magasabb minőségi elvárásokra kell felkészülni a munka nélkül maradt aktív korúaknak, ehhez az oktatási rendszert és a képzéseket, továbbképzéseket át kell gondolni. Nagyon sok munkanélküli nem hajlandó tanulni, nincs meg az ehhez szükséges motiváció.

G. Fekete és Osgyáni (2009) a munkavállalásra vonatkozó motivációs felmérésében rávilágított a munkavállalási hajlandóságot befolyásoló főbb motívumokra, a munkára nevelés jelentőségére és az oktatás szükségességére. Mintájukban a képzésekben való részvételre vonatkozó hajlandóság az alacsony iskolai végzettségűek esetében 2/3 arányú volt.

1. táblázat

A nyilvántartott állás keresők aránya iskolai végzettség szerint

(százalék)

Évek	Általános iskola 8 osztálya vagy annál kevesebb			Szakmunkásképző vagy szakiskola			Középiskola			Főiskola vagy egyetem		
	Borsod- Abaúj- Zemp- lén	Heves	Nógrád	Borsod- Abaúj- Zemp- lén	Heves	Nógrád	Borsod- Abaúj- Zemp- lén	Heves	Nógrád	Borsod- Abaúj- Zemplén	Heves	Nógrád
2000	45,6	43,6	48,5	35,2	33,2	30,4	17,6	20,1	19,5	1,6	3,1	1,6
2001	48,0	45,7	50,0	33,3	32,0	29,7	16,9	19,0	18,9	1,8	3,4	1,4
2002	48,6	47,4	49,8	33,4	30,7	29,5	16,2	18,7	19,1	1,8	3,3	1,6
2003	49,7	47,5	50,5	32,0	30,0	29,2	16,2	18,9	18,7	2,1	3,6	1,7
2004	48,9	47,1	49,5	31,4	29,7	29,4	17,2	19,6	19,1	2,5	3,6	2,0
2005	48,7	46,9	49,0	31,2	29,9	29,8	17,4	19,2	19,5	2,7	3,9	1,8
2006	48,2	46,0	50,5	31,3	29,6	28,4	17,7	20,1	19,3	2,7	4,2	1,9
2007	48,8	45,9	49,3	30,6	29,8	28,4	17,9	20,1	20,0	2,7	4,2	2,3
2008	49,5	45,7	50,3	30,1	30,4	28,3	17,7	19,9	19,4	2,8	3,9	2,1
2009	46,1	41,6	46,9	31,5	32,1	30,7	19,5	22,2	20,3	2,9	4,1	2,2
2010	45,6	45,3	47,6	30,7	29,2	28,1	20,3	21,1	21,7	3,4	4,4	2,6
2011	46,8	44,9	47,1	29,1	28,6	27,4	20,6	22,0	22,6	3,5	4,4	2,9

Forrás: saját szerkesztés a Nemzeti Foglalkoztatási Szolgálat (NFSZ) adatai alapján.

Az 1. táblázat a nyilvántartott álláskereső arányát mutatja iskolai végzettség szerint. Minden időszakban és mindhárom megyénél az általános iskolai végzettséggel vagy a 8 általánosnál alacsonyabb végzettséggel rendelkezők voltak a legtöbben (az összes nyilvántartott álláskeresőnek mintegy 41–51%-a). Szintén magas a szakmunkás vagy szakiskolai végzettségűek aránya. A legmagasabb értékekkel és így a legrosszabb iskolai állapottal Nógrád megye és Borsod-Abaúj-Zemplén megye rendelkezik, ami magyarázatot ad a Beveridge-görbénél megjelenő magas kihasználatlansági rátára. Feltételezésem szerint a be nem töltött üres álláshelyek legalább középfokú (vagy magasabb) iskolai végzettséget igényelnek a majdani munkavállalóktól.

A Nemzeti Foglalkoztatási Szolgálat az üres álláshelyek munkakörönkénti típusáról is gyűjt adatokat, ezek csak 2010-re és 2011-re állnak rendelkezésre, de alkalmasak egy-egy időpont értékelésére. 2011-ben Borsod-Abaúj-Zemplén megyében segédmunkásokat, utcaseprőket, eladókat, takarítókat, adminisztrátorokat és konyhai kisegítőket kerestek a legnagyobb számban, ugyanakkor mintegy 100–150 fős új bejelentett álláshelyet kínáltak vagyondőr, személygépkocsi-vezető, pénzügyi ügyintéző, üzletkötő, tanító, pék, vízvezeték-szerelő munkakörbe. Ezeknél az üres állásoknál magasabb a speciális képzettség követelménye. Hasonló a helyzet a Nógrád megyei munkakörökkel illetően is.

Kutatásában Simkó (2008) is arra az eredményre jutott, hogy a legfeljebb általános iskolai végzettségű munkaerő is erőteljesen leértékelődött, a kereslet irántuk meggyengült. A munkaerő-állomány minőségi összetétele az oktatási adatok alapján összességében romlik, ami a megfelelő színvonalú munkahely hiányával és ennek következtében a nagyobb mobilitásra képes diplomás fiatalok növekvő elvándorlási hajlandóságával is összefügg.

A Beveridge-görbe alapján az Észak-Magyarországon lévő üres álláshelyek és a magas számban jelen lévő munkanélküliek nem „találkoznak”, ennek oka a munkanélküliek nem megfelelő szintű iskolai végzettsége. A speciális szakmai ismeretek hiányában nem képesek betölteni az üres álláshelyeket.

A nyilvántartott álláskereső számának előrejelzése – az ARIMA módszertana

A megfigyelt statisztikai adatok időbeni lefolyásának komplex vizsgálatához idősor elemzést alkalmazunk (Herman et al. 1994). A havi munkanélküliségi adatok sztochasztikus idősorelemzésre alkalmasak. A dekompozíciós modellek a legnépszerűbb idősorelemzési módszereket foglalják magukba. A modell négy összetevőből áll:

$$Y(t) = X_T(t) + X_S(t) + X_C(t) + X_\varepsilon(t) \quad (2)$$

ahol, $Y(t)$ – a vizsgált idősor tényadatai, $X_T(t)$ – trend (a tartósan érvényesülő tendencia, hosszú távú alapirányzat), $X_S(t)$ – szezonális komponens (a trendtől való eltérés, az éven belüli, periodikus ingadozás mértéke), $X_C(t)$ – ciklikus komponens (a hosszabb távú ingadozás), $X_\varepsilon(t)$ – irreguláris komponens (stacionárius, Gauss eloszlású véletlen hatás) (Fábián 2008).

Az 1970-es években kerültek előtérbe a társadalomtudományokban az ARIMA-modellek (autoregresszív és mozgóátlagos modellek), amelyeknek a lényege, hogy az időben lejátszódó folyamatokat saját korábbi értékeik, továbbá a véletlen hatások figyelembevételével írjuk le (Hunyadi et al. 1997).

Az ARIMA-modellek alkalmazása a szakirodalomban Boks–Jenkins módszertan-ként is ismert, amelyet az 1930-as években fejlesztettek ki. Az autoregresszió (AR) a regresszió olyan formája, melyben az eredményváltozó más magyarázó változók helyett saját különböző késleltetésű múltbeli értékeihez kapcsolódik.

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ahol: p az autoregresszív rendjét jelöli.

A mozgóátlag (MA)-modell az idősor jelenlegi értékét, a jelenlegi és a múltbeli véletlen változók függvényében fejezi ki, tehát a mozgóátlag azt jelenti, hogy az idősor értékét a t időpontban befolyásolja a jelenlegi hibatarag és a múltbeli hibataragok súlyozott kombinációja.

$$Y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (4)$$

ahol: q a mozgóátlag folyamat rendjét jelöli (Rédey–Szentmiklósi 2000).

A modell a differencia képzéssel stacionáriussá transzformált, ún. d -ed rendű integrált $[I(d)]$ idősorokra felírt ARIMA-modell. Az ARIMA-modellek dimenzióit a következő módon adjuk meg: ARIMA (p, d, q) (Kehl–Sipos 2011).

Az ARIMA-modellek minden esetben lineáris összefüggésekre vonatkoznak. Az eredményváltozó becslésére szolgáló egyenlet magyarázó változóit két csoportra oszthatjuk: az autoregresszív (AR) és a mozgóátlagolású (MA) modell változóira. Az autoregresszív modell esetében az eredményváltozót saját korábbi értékei magyarázzák. Ha a maximális késleltetés értéke p , azaz legfeljebb p időszakkal korábbi értékek szerepelnek a magyarázó változók között, p -ed rendű AR-modellről beszélünk, amelynek jele: AR(p). A havi munkanélküliségi adatsor elemzésére ún. szezonális ARIMA-modellt alkalmazunk, amelynek általános jelölése: ARIMA (p, d, q) (P, D, Q)_s.

Szezonális ingadozáson az azonos hullámhosszú és szabályos amplitúdójú, rendszeresen ismétlődő, rövid távú ingadozásokat értjük (Hunyadi et al. 1997).

A modellezés kiindulópontja annak megállapítása, hogy a vizsgálni kívánt idősorunk stacionárius-e, illetve, ha nem, akkor az, hogy alkalmas transzformációval stacionáriussá tehető-e. Az egymást követő megfigyelések között fennálló összefüggések megállapítása az idősorok korrelációs struktúrájának leírását jelenti, ami az autokorrelációs és a parciális autokorrelációs együtthatók számításával történik.

A mintából az autokorrelációs együtthatók becslése a következőképpen történik:

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \quad k = 1, 2, \dots, K \quad (5)$$

Az autokorrelációs együtthatók becsült értékei, az idősor k időegységgel késleltetett értékei közötti lineáris korrelációs kapcsolat szorosságát mérik. Az r_1 az egymást követő, az r_2 , az egymástól két időegységre lévő értékek közötti kapcsolat intenzitását jelenti. Az r_k együtthatók a késleltetés függvényében ($k = 1, 2, \dots, K$), az autokorrelációs függvényt (ACF) alkotják. A parciális autokorrelációs együtthatók ρ_k az idősor k időegységgel késleltetett értékei közötti lineáris korrelációs kapcsolat szorosságát mérik úgy, hogy a közbenső, $1, 2, \dots, k-1$ késleltetések hatását kiszűrjük. A ρ_k együtthatók a késleltetés függvényében ($k = 1, 2, \dots, K$), a parciális autokorrelációs függvényt (PACF) alkotják. A tapasztalati idősor ACF és PACF értékei alapján azonosítható a sztochasztikus folya-

mat típusa, amely egyben kijelöli a választandó modell típusát (Rédey–Szentmiklósi 2000).

A stacionárius idősorok nem tartalmaznak időtrendhatást, az idősor értékei egy állandó átlagos szint körül ingadoznak, állandó szórással. Az állandó szórás azt jelenti, hogy az ingadozások intenzitása időben nem változik (nem növekszik vagy csökken). Ezenkívül a stacionárius idősorokra jellemző az, hogy az autokorrelációs együtthatói ρ_k időben állandóak, nem függenek t -től, csak a változók egymás közötti távolságától, k -től. Amennyiben az idősor nem stacionárius folyamatból származik, bizonyos transzformációval stacionerré lehet alakítani. Ha ez nem sikerül, a folyamatra ARIMA-modellek nem illeszthetők.

Meg kell határozni, hogy milyen típusú ARIMA-modell illesztésével próbálkozzunk, illetve, hogy milyen legyen az autoregresszivitás (p) és/vagy, a mozgóátlagolás (q) rendje. Ezt a tapasztalati, vagy a transzformált idősor ACF- és PACF-értékei alapján határozzuk meg. A modellezés ezen fázisát identifikációnak nevezzük. Az illeszkedés jóságát is vizsgálnunk kell, azaz hogy a kiválasztott modell tényleg jól jellemzi-e az adatokat. Ennek tesztelésére alkalmas az Akaike-féle információs kritérium (AIC) vagy a Schwartz-féle bayesi kritérium, ami egyszerre veszi figyelembe a becsült együtthatók számát és az illeszkedés jóságát. A kettő együttes alkalmazása viszont téves információra vezet, mert az AIC figyelembe veszi a becsült paraméterek számát, de nem bünteti szigorúan, míg a Schwartz-féle kritérium a paraméterek számának növekedését szigorúbban kezeli, így a továbbiakban az Akaike-kritériumot alkalmazom.

$$AIC(p) = n \log \hat{\sigma}_p^2 + 2p \quad (6)$$

ahol: n – a minta nagysága, p – a becsült paraméterek száma, σ – a reziduum nagysága. Azt a modellt választjuk, ahol az Akaike-kritérium értéke a legkisebb. Ezt követően ellenőrizni kell, hogy a reziduumok között nincs autokorreláció, erre a hibatagok normalitás tesztelését végezzük el (Maddala 2004).

„Az első- ($p=1$) és másodrendű ($p=2$) autoregresszív modell felírható az alábbi formában:

$$\text{ARIMA (1, 0, 0) vagy AR (1) modell} \quad Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\text{ARIMA (2, 0, 0) vagy AR (2) modell} \quad Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Az autoregresszív folyamat mindenkori értéke kifejezhető saját késleltetett értékeinek lineáris kombinációja és egy fehér zaj folyamat összegeként.

Az első- ($q=1$) és másodrendű ($q=2$) mozgóátlag modell felírható az alábbi formában:

$$\text{ARIMA (0, 0, 1) vagy MA (1) modell} \quad Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (9)$$

$$\text{ARIMA (0, 0, 2) vagy MA (2) modell} \quad Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (10)''$$

(Rédey–Szentmiklósi 2000).

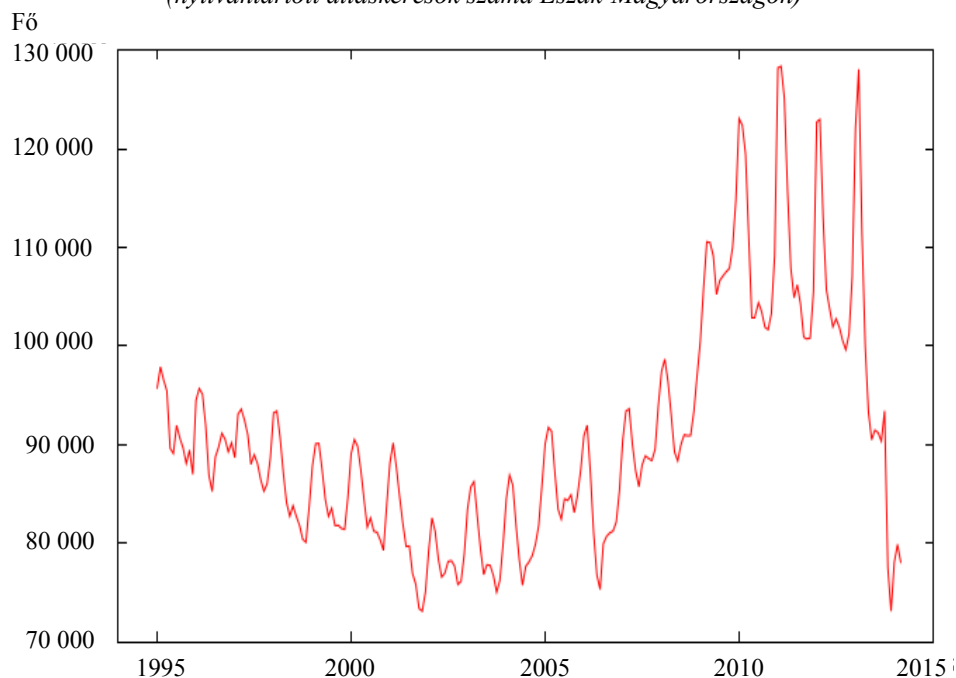
Előrejelzés Észak-Magyarországon – empirikus eredmények

Az előrejelzéshez a nyilvántartott állás keresők számának havi adatsorát vettem alapul az 1995. január–2014. március közötti időszakra (6. ábra). A számításokhoz Gretl szoftvert alkalmaztam. Először is megvizsgáltam, hogy az idősor stacionárius-e.

Az idősor nem stacionárius a legkisebb négyzetek módszere (OLS) alapján, ezt Dickey–Fuller teszttel (ADF) ellenőriztem. Vizsgáltam a konstanssal, a konstanssal és trenddel, illetve a konstanssal, a trenddel és a trendnégyzettel való illeszkedést. 1%-os szignifikanciaszinten el lehet vetni a nullhipotézist mindhárom esetben, ami azt jelenti, hogy az idősor tartalmaz egységgyököt.

6. ábra

*Az idősor grafikus ábrázolása
(nyilvántartott állás keresők száma Észak-Magyarországon)*



Forrás: saját szerkesztés.

Az egységgyök jelenléte miatt még nem lehetséges az ARIMA-modell idősorra történő illesztése, át kell alakítani az idősort stacionáriussá. Az átalakításhoz az adatok szezonális differenciázott³ értékeit kell venni (*seasonal difference of selected variables*). (Ha az adatsor nem lenne szezonális, akkor elég lenne az első rendű differenciázott értékek

³ Differenciázásnak nevezzük a diszkrét időben történő deriválást.

vizsgálata.) Azt az idősort, melynek első differenciái stacionáriusak, elsőrendű integrált $I(1)$ idősrnak nevezzük. Ezt követően megnéztem újra az ADF-teszt eredményét.

A Dickey–Fuller-teszt alapján a kis p -értékek miatt az idősrban már nincs egységgyök (a késleltetés mértéke 1). A következő lépés a megfelelő ARIMA-modell kiválasztása, ennek az eldöntéséhez a korrelogramot kell megvizsgálni.

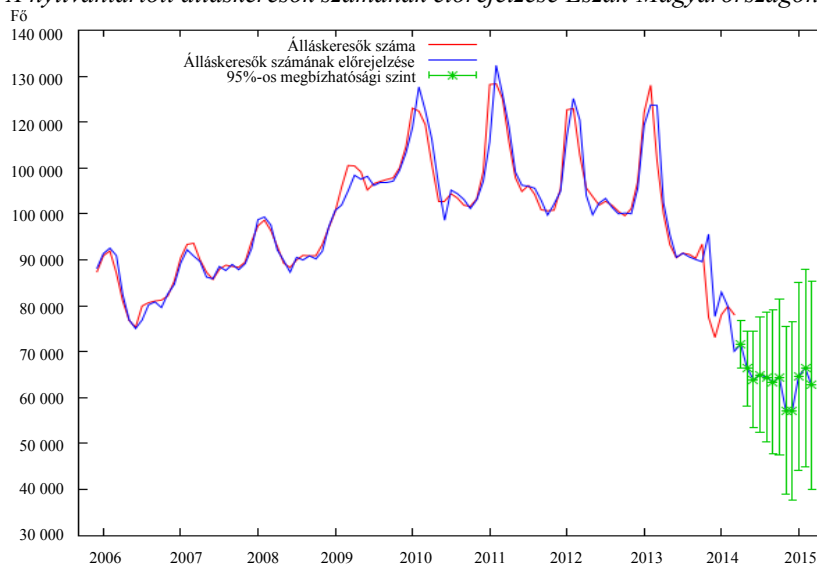
A stacionárius idősrrok ACF- és PACF-értékei tartalmaznak nullától szignifikánsan különböző értékeket, ez valamilyen „szisztéma” jelenlétére utal. A „szisztéma” megkeresése úgy történik, hogy a különböző típusú ARIMA-folyamatok közül kiválasztjuk azokat, amelyeknek az ismert elméleti ACF és PACF sémájára leginkább hasonlítanak az idősr tapasztalati autokorrelációs és parciális autokorrelációs együtthatói. A korrelogram és az ACF-értékek ismeretében sem tudjuk egyértelműen meghatározni az alkalmazásra kerülő modellt, így olyan ARIMA-modelleket kell képezni, amelyekben első rendű differenciázott van, így az $ARIMA(1,1,1)(1,1,1)$ az $ARIMA(1,1,0)(1,1,0)$ és az $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)$ modellváltozatokat képeztem.

Meg kell vizsgálni, hogy a fenti modellek közül melyiket használhatjuk leginkább előrejelzésre. Az ismert modellszelekciós eljárások közül az Akaike-kritériumokat vetettem össze (az a legjobb, ahol a legkisebb az érték). Ezen mutató alapján az $ARIMA(1,1,1)(1,1,1)_{12}$ modell alkalmazható. Ahhoz, hogy az előrejelzéshez használni tudjuk a modellt, állapítsuk meg, hogy a hibtagok normális eloszlásúak, illetve autokorrelálatlanok-e. A számítás alapján a hibtagok normális eloszlást követnek. Mivel a korrelogram viszont csak minimális autokorrelációt mutatott, így lefuttattam egy előrejelzést az $ARIMA(1,1,1)(1,1,1)_{12}$ modellelre (1. melléklet).

A teljes időszakot (1995–2014) tekintve Észak-Magyarországon 2002–2004 között volt a legalacsonyabb a nyilvántartott állás keresők száma (7. ábra).

7. ábra

A nyilvántartott állás keresők számának előrejelzése Észak-Magyarországon



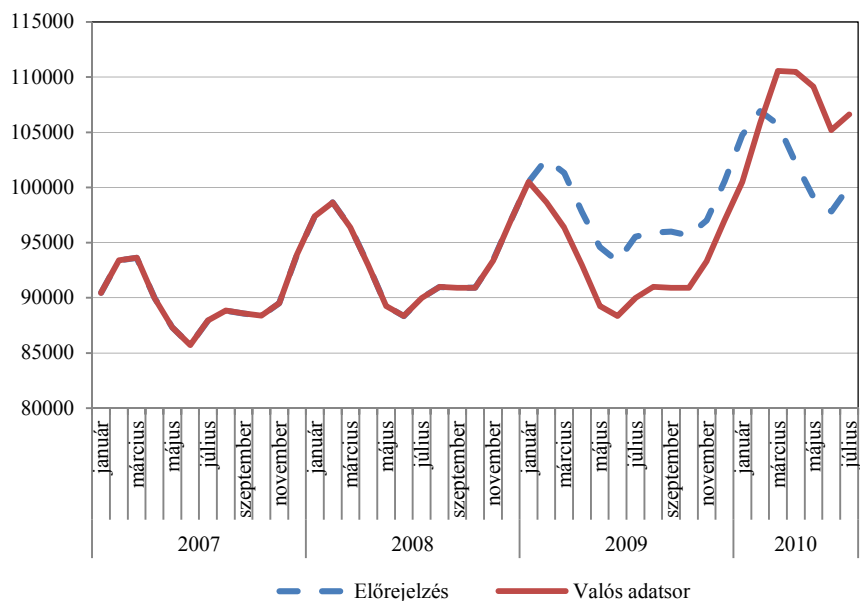
Forrás: saját szerkesztés.

Az EU-csatlakozást követően folyamatos növekedés volt, amit a 2008. évi gazdasági válság állított meg, azóta ugyanis a nyilvántartott álláskeresők évi átlagos száma közel ugyanolyan szinten (115 000 fő) körül mozog. A hosszú idősr és a havi adatok lehetővé teszik a szezonális ingadozások alaposabb vizsgálatát is. Az őszi hónapokban már egyre kevesebb munkaképes korú személynek van hivatalos munkaviszonya és folytat kereső tevékenységet, a csúcspont a téli hónapokban figyelhető meg (december–március között). A tavaszi hónapokban ismét csökken a nyilvántartott álláskeresők száma, sokan ugyanis képesek valamilyen jövedelemszerző tevékenységet folytatni (például mezőgazdasági munka, egyéb szezonmunkák). Az előrejelzett értékek konfidenciaintervalluma elég tág, a kék színű görbe a nyilvántartott álláskeresők számának jelentős csökkenését vetíti előre, ennek oka, hogy a 2013. novemberi adatsor az előző hónaphoz képest a téli közfoglalkoztatás miatt mintegy 15 000 fővel csökkentette a nyilvántartott álláskeresők számát. A szezonális kilengések mértéke csökken, amely a válságból történő kismarkó kilábalást mutatja.

Az előrejelzés használhatóságát illetően végeztem egy kontrollmodellezést, arra kerestem a választ, hogyan alakult volna a nyilvántartott álláskeresők száma, ha nem lett volna 2008-ban válság. Mivel a gazdasági válság a munkaerőpiacra késleltetve hatott, 1995. januártól 2009. januárig meglévő adatsor alapján végeztem ARIMA-módszer segítségével előrejelzést a 2009. február–2010. július közötti időszakra (8. ábra).

8. ábra

Előrejelzés eredménye Észak-Magyarországon, ha nem lett volna gazdasági válság



Forrás: saját szerkesztés, saját számítás alapján.

Érdekesen alakult volna a nyilvántartott álláskeresők száma, ha a gazdasági válság nem következett volna be. A meglévő adatokra illesztett előrejelző modell szerint a gazdasági válság nélkül 2009 telén 2500 fővel több regisztrált álláskeresővel kellett volna

számolni, ugyanakkor a szezonális tendenciája teljesen megegyezik a valós adatsorral, megközelítőleg a 2500 fővel magasabb érték megmaradt volna a nyári időszakban is. Ami a válság hatását mutatja, hogy az előrejelzés válság nélkül nem eredményezett 2010 márciusára olyan magas létszámot, mint az valójában volt. A válság nélkül is növekedett volna a nyilvántartott álláskeresők száma, de nem akkora mértékben, mint amelyet a válság eredményezett.

Az ARIMA-módszert a nyilvántartott álláskeresők számának múltbeli időszakának idősorára alkalmazva beigazolódott, hogy az előrejelzett adatok és a valós adatok 95%-os megbízhatósági szinten illeszkednek. Az előrejelzési módszerrel 12 hónapra készített prognózis a régió foglalkoztatási helyzetének további kisebb mértékű romlását vetíti előre a regionális foglalkoztatáspolitikára. Észak-Magyarország nyilvántartott álláskeresőinek előrejelzése a válság 18 hónapjára és a tényleges változások közötti különbség igazolja a régióban a késleltetett munkaerő-piaci hatás (hiszterézis) érvényesülését.

Az előrejelzés eredményeit fenntartással kell kezelni, ugyanis az ARIMA-módszer legjelentősebb korlátja, hogy egyetlen indikátor múltbeli adataival dolgozunk, és nem vesszük figyelembe a gazdaságban lezajló folyamatokat és külső sokkokat.

Összefoglalás

A Lilien-index és a Beveridge-görbe segítségével megvizsgáltam a rendszerváltás utáni észak-magyarországi folyamatokat. A változó munkaerőpiac jövőbeli alakulását ARIMA-moddellel jeleztem előre a régió esetében. A modell eredményei alapján (részben köszönhetően a kormányzati intézkedéseknek és a sokat vitatott közfoglalkoztatás egyre szélesebb körű és nagyobb arányú alkalmazásának) a jövőben egy javuló tendenciát leíró munkanélküliségi folyamat várható, amit természetesen egy külső sokkhatás azonnal ki tud lendíteni a görbe előrejelzett helyzetéből. Mégis úgy vélem, hogy a (regionális) foglalkoztatáspolitikával foglalkozó szakemberek számára az ilyen jellegű – viszonylag egyszerű – modellek segíthetnek a jövőbeli folyamatok felvázolásában.

IRODALOM

- Ansari, M. R.–Mussida, C. – Pastore, F. (2013): *Note on Lilien and Modified Lilien Index* IZA Discussion Paper No. 7198. Bonn, Germany.
- Antal, Gábor – Sutherland Earle, John – Telegdy, Álmos (2012): *Labor Demand Forecasting by Occupation, Gender, Education and Region* Research Centre for Economic and Regional Studies of the Hungarian Academy of Sciences, Budapest.
- Bachmann, R.–Burdá, M. C. (2007): *Sectoral Transformation, Turbulence, and Labour Market Dynamics in Germany* IZA Discussion Paper No. 3324 Bonn, Germany.
- Bánfalvy Csaba (1989): *A munkanélküliség* Magvető Kiadó, Budapest.
- Beveridge, W. H. (1909): *Unemployment: A problem of industry* Longmans, Green, and co., London.
- Cseres-Gergely Zsombor–Kátay Gábor–Szörfi Béla (2012): A magyarországi munkapiac 2011–2012-ben In: Fazekas Károly (szerk.) (2012): *Munkaerőpiaci Tükör* pp 18-40. Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Közgazdaság-tudományi Intézete, Budapest.
- Dabasi Halász Zsuzsanna (szerk.) (2011): *Munkaerőpiac és foglalkoztatáspolitikai* Miskolci Egyetemi Kiadó, Miskolc.
- Dow, J.C.R. – Dicks-Mireaux, L. (1958): The Excess Demand for Labour: A Study of Conditions in Great Britain, 1946–1956 *Oxford Economic Papers* 10 (1): 1–33.
- Fábián László (2008): *Idősorelemzési módszertanok összehasonlítása statisztikai tanuló algoritmusok segítségével* Debreceni Egyetem, Debrecen.
- Fazekas Károly (1997): Válság és prosperitás a munkaerőpiacon–A munkanélküliség regionális sajátosságai Magyarországon 1990–1996 között *Tér és Társadalom* 11 (4):9–24.
- G. Fekete Éva–Osgyáni Gábor (2009): A munkavállalási motivációk időbeni és térbeni változásai *Észak-magyarországi Stratégiai Füzetek* 5 (1):38–62.

- G. Fekete Éva (2006): Hátrányos helyzetből előnyök? Elmaradott kistérségek felzárkózásának lehetőségei az Észak-magyarországi régióban *Észak-magyarországi Stratégiai Füzetek* 3 (1):54–69.
- Gács János–Bíró Anikó (2013): A munkaerő-piaci előrejelzések nemzetközi gyakorlata *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, BWP 2013/10 MTA Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Közgazdaság-tudományi Intézet, Budapest.
- Herman Sándor–Pintér József–Rappai Gábor–Rédey Katalin (1994): *Statistika II.*, JPTE Kiadó, Pécs.
- Hunyadi László–Mundruczó György–Vita László (1997): *Statistika*, Aula Kiadó, Budapest.
- Kehl Dániel–Sipos Béla (2011): *Excel parancsfájlok felhasználása a statisztikai elemzésekben*, oktatási segédlet, Pécsi Tudományegyetem, Pécs.
- Köllő János et al. (2012): *Foglalkoztatási csodák Európában – Tanulság a munkaerő-piaci előrejelzés számára* Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Közgazdaság-tudományi Intézete, Budapest.
- Lilien, D. M. (1982): Sectoral shifts and cyclical unemployment *Journal of Political Economy* 90 (4):777–793.
- Lipták Katalin (2013): A magyarországi kistérségek munkaerő-piaci alakulását magyarázó tényezők vizsgálata *Journal of Central European Green Innovation* 1 (1):83–96.
- Máté Domicián (2012): *A foglalkoztatás változásai szektorális megközelítésben, különös tekintettel egyes munkapiaci intézkedések hatásaira*, Ph.D. értekezés Debreceni Egyetem, Debrecen.
- Morvay Endre (2012): Munkapiac keresési súrlódásokkal *Közgazdasági Szemle* 59 (2):139–163.
- Pigou, Arthur C. (1933): *A munkanélküliség elmélete* McMillan Kiadó, London.
- Rédey Katalin–Szentmiklósi Miklós (2000): *Az SPSS for Windows szoftver alkalmazása ARIMA modellek készítésére idősorlemezés és előrejelzés céljából*, http://www.ktk.jpte.hu/kepzes/anyag/msc_i/sipos/ (letöltve 2010. január)
- Rodenburg, P. (2007): *The remarkable palce of UV-curve in economic theory* Tinbergen Institute Discussion Paper, University of Amsterdam, and Tinbergen Institute, Amsterdam.
- Shimer, R. (2007): *Reassessing the Ins and Outs of Unemployment* NBER Working Paper, No 13421, NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH Cambridge, USA.
- Simkó János (2008): A foglalkoztatás aktuális problémáira megoldást javasoló módszerek az Észak-magyarországi régióban, kézirat, Miskolc.
- Tzannatos, Z. (1992): Labour economics, In: Maloney, John: *What is new in economics?*, pp. 71–100. Manchester University Press, Manchester.

Kulcsszavak: munkaerő-piaci előrejelzés, ARIMA modell.

Resume

Globalization basically determines regional processes and regional labour markets. Lilien index introduces sectoral division in the light of employment. Lilien index is applicable to explore the weights among regions by means of investigating the number of people employed in particular sectors. The monthly unemployment data are suitable for stochastic time series analysis; as the author had intended to deal primarily with the analysis of the short term impact. Decomposition models include the most popular time series analysis methods, so called seasonal ARIMA model is used. The author carried out a control modelling in order to check the usability of the prediction that sought answer to what the trend of the number of registered job-seekers would have been if there had been no crisis in 2008.

Melléklet

Előrejelzés értékei 95%-os megbízhatósági szinten Észak-Magyarország nyilvántartott álláskeresőinek számára

Időszak	Előrejelzés	Intervallum (alsó érték)	Intervallum (felső érték)
2014. április	71 599	66 514	76 684
2014. május	66 354	58 165	74 544
2014. június	63 890	53 355	74 425
2014. július	64 997	52 534	77 461
2014. augusztus	64 452	50 319	78 585
2014. szeptember	63 370	47 744	78 997
2014. október	64 408	47 419	81 396
2014. november	57 205	38 956	75 454
2014. december	57 163	37 734	76 591
2015. január	64 600	44 060	85 141
2015. február	66 426	44 831	88 021
2015. március	62 681	40 081	85 281

Forrás: saját szerkesztés.