

Tamás, Bakó

Working Paper

Munkanélküliek álláskeresési magatartása: keresési módok és keresési intenzitás

Budapest Working Papers on the Labour Market, No. BWP - 2016/6

Provided in Cooperation with:

Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Hungarian Academy of Sciences

Suggested Citation: Tamás, Bakó (2016) : Munkanélküliek álláskeresési magatartása: keresési módok és keresési intenzitás, Budapest Working Papers on the Labour Market, No. BWP - 2016/6, ISBN 978-615-5594-78-6, Hungarian Academy of Sciences, Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Budapest

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/173671>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



BUDAPESTI
MUNKAGAZDASÁGTANI
FÜZETEK

BWP – 2016/6

**Munkanélküliek álláskeresési magatartása:
keresési módok és keresési intenzitás**

BAKÓ TAMÁS

Budapest Munkagazdaságtani Füzetek

BWP 2016/6

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézet

Munkanélküliek álláskeresési magatartása: keresési módok és keresési intenzitás

Szerző:

Bakó Tamás
tudományos segédmunkatárs
MTA Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézet
email: bako.tamas@krtk.mta.hu

2016. december

ISBN 978-615-5594-78-6

ISSN 1785 3788

Kiadja a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi
Kutatóközpont Közgazdaság-tudományi Intézete

Munkanélküliek álláskeresési magatartása: keresési módok és keresési intenzitás

Bakó Tamás

Összefoglaló

A tanulmányban a munkanélküliek keresési magatartását elemeztük a KSH MEF 2010 és 2013 közötti 16 negyedévet felölelő adatainak felhasználásával. Eredményeink szerint, ha a munkanélküli közfoglalkoztatott volt előzőleg, akkor az növeli a valószínűségét annak, hogy az állami munkaközvetítőn keresztül keres állást, és csökkenti az összes többi keresési mód választásának a valószínűségét. Azt találtuk, hogy a keresési intenzitást a rezervációs bér és a kistérségi átlagbér pozitívan, míg a szociális segély és az eltartottak aránya negatívan befolyásolja. Annak, hogy a munkanélküli részesült munkanélküli járadékban, vagy sem, nem volt szignifikáns hatása a keresési intenzitására. Ugyanakkor a munkanélküli járadék folyósítási idejének és maximális összegének csökkentése az új szabályok bevezetését követő egy éven belül pozitívan befolyásolta a keresési intenzitást, de nem volt szignifikáns hatása a rezervációs bérre. A munkanélküli járadékreform keresési intenzitásra gyakorolt pozitív hatását némiképp beárnyékolja, hogy a keresési intenzitás már a 2011. szeptember 1-én bevezetett munkanélküli járadék szabályok bevezetése előtt növekedésnek indult, ezért lehetséges, hogy az új szabályok csak egy már meglévő folyamatra erősítettek rá.

JEL kódok: J64, J65, J68

Tárgyszavak: álláskeresés, keresési módszerek, munkanélküli járadék

Job search behavior of the unemployed: search methods and search intensity

Bakó Tamás

Abstract

In this study we explore the job search behavior of the unemployed using 16 waves of Labor Force Survey between 2010 and 2013. According to our results if unemployed individual was previously public workers, then it increases the likelihood that he search for a job through public employment office and it reduces the probability of the usage of all other search methods. We found that reservation wage and the sub-regional average wage affect the search intensity positively, while social assistance and the proportion of dependents in the household had a negative impact on the search intensity of the unemployed. The fact, that the unemployed received unemployment benefit, or not had no significant effect on search intensity. However, reducing the length of eligibility period and the maximum amount of unemployment benefits had a positive impact on the intensity of job search within one year after the introduction of new rules, but had no significant effect on the reservation wage. The positive impact of UI reform is somewhat overshadowed by that the search intensity has been started to grow before the introduction of new rules therefore it is possible that the new rules only reinforce an already existing process.

JEL: J64, J65, J68

Keywords: job search, search methods, unemployment benefits

BEVEZETÉS

A magyar munkapiacot jellemző strukturális problémák – a közfoglalkoztatás magas szintje, az egyes szakmák iránt megnyilvánuló túlkereslet – ráirányítják a figyelmet a munkanélküliek álláskeresési magatartására. Noha viszonylag sokat tudunk a munkanélküliség időtartamára, és a kilépés valószínűségére ható főbb tényezőkről, magáról az álláskeresési folyamatról, annak módszereiről és a keresési intenzitásáról, illetve az ezeket befolyásoló tényezőkről már lényegesen kevesebb ismerettel rendelkezünk.

Jelen tanulmány célja, hogy bepillantást nyerjünk a „fekete dobozba”, és feltárjuk hogyan hatnak a pénzügyi ösztönzők az egyes keresési csatornák választására, és a keresési intenzitásra. A korábbi munkaviszony jogcímén szerzett munkanélküli járadék egyfajta biztosításként tekinthető a munkanélküliséggel járó negatív jövedelmi sokk hatásának tompítására, valamint fedezetet nyújt az álláskeresésre. Ugyanakkor a túl bőkezű támogatás visszafoghatja a munkanélküli álláskeresési erőfeszítéseit, illetve növelheti a rezervációs bérét, mely csökkenti az állásajánlat elfogadásának valószínűségét. Az elméleti modellekben az optimális munkanélküli járadékot az előbb említett trade-off (Baily, 1978; Chetty, 2008), illetve Shimer és Werning (2007) szerint az adózás utáni rezervációs bér határozza meg¹. A modellek empirikus tesztelése az elmélet fejlődése mellett szakpolitikai szempontból is fontos, mivel így fény derülhet arra, hogy mely intézkedésekkel csökkenthető a munkanélküli járadékkal járó erkölcsi kockázat, hogyan növelhető a munkanélküliek álláskeresési intenzitása, és az állás elfogadásának valószínűsége. A közelmúlt egyik ilyen fontos szakpolitikai beavatkozása volt, hogy 2011. szeptember 1-től jelentősen rövidítették munkanélküli járadék folyósításának időtartamát, valamint csökkentették a járadék maximális összegét² annak érdekében, hogy ösztönözzék a munkanélküliek elhelyezkedését. Az intézkedés hatásának kimutatására kihasználjuk annak kvázi-kísérleti jellegét, mivel közvetlenül 2011. szeptember 1. előtt és után regisztráló munkanélküliek csoportszinten hasonlóan tekinthetők, így keresési intenzitásuk és rezervációs bérük közötti különbséget csak a kezelésnek tulajdoníthatjuk. Mindezekre figyelemmel a következő területeken kívánunk hozzájárulni az irodalomhoz: (1) magyar adatokon elsőként becsüljük meg, hogy milyen tényezők hatnak az egyes keresési módok választására; (2) Galasi (1996) korai

¹ A szerzők meglátása szerint az adózás utáni rezervációs bér – a rezervációs bér és a munkanélküli segély fedezetéül szolgáló adó különbsége – a munkanélküli jólétre vonatkozó összes információt kódolja. A modell alapján azt találták, hogy a munkanélküli hasznossága az adózás utáni rezervációs bér monoton növekvő függvénye. Ebből következik, hogy az optimális munkanélküli biztosítás – a dolgozó hasznosságát maximalizáló munkanélküli járadék és újrafoglalkoztatási adó – egyszerűen az, amely a dolgozó adózás utáni rezervációs bérét maximalizálja.

² A 2011. szeptember 1-től életbe lépő új szabályok szerint a korábbi öt év helyett 3 éven belül kell legalább 360 nap munkaviszonnal rendelkezni. Továbbá jelentősen csökkent a folyósítási idő, mely minimum 36, maximum 90 nap lett, azaz a korábbi 5 helyett 10 jogosultsági nap felel meg 1 ellátási napnak. Az ellátás összege a munkaerő-piaci járulékalap 60 százaléka, ez lényegében megfelel a korábbi szabályozásnak, de az adható felső határ a minimálbér 100 százaléka lett és megszűnt a korábbi alsó határ is.

modelljét további pénzbeli ösztönzőkkel kibővítve, szelekcióval korrigált becslést adunk a keresési intenzitás meghatározó tényezőire; (3) megvizsgáljuk, hogy befolyásolta-e a keresési intenzitást, és a rezervációs béreket a munkanélküli járadék folyósításának időtartamát és maximális összegét érintő új szabályozás.

1. IRODALOM

Jelen tanulmány szempontjából legnagyobb jelentősége a pénzbeli ösztönzőknek van, különösen azért, mert nincs teljes konszenzus az eredményességüket tekintve. A kilépési ráta hirtelen megugrását a járadék kimerítése előtt sokan annak tulajdonítják, hogy a munkanélküliek addig halogatják az álláskeresést, míg ellátásban részesülnek, és ezt több kutató a munkanélküli járadék ellenőztető hatásának bizonyítékeként értékelte (Moffitt, 1985, Katz és Meyer, 1990a, Katz és Meyer 1990b).

Magyar adatokon Micklewright és Nagy (1998) azt találták, hogy a munkanélküliek egy része úgy időzíti az elhelyezkedést, hogy az egybeessen a járadékjogosultság kimerítésével, de ezek a munkanélküliek meglehetősen kevesen vannak, mindössze a járadékban részesülők 2%-ról van szó. Némiképp hasonló eredményre jutott Card, Chetty és Weber (2007) ausztriai adatok alapján. Megállapították, hogy a legtöbb munkanélküli Ausztriában nem vár addig a munkába állásra, amíg kimeríti a segélyt, és csak a munkanélküli időszakok kevesebb, mint 1 százalékánál esik egybe a kimerítés dátuma a munkanélküliség végével (a foglalkoztatás kezdetével). Noha Ausztriai adatokon jelentős kiugrást találtak a regisztrált munkanélküliségből való kiáramlási rátában a munkanélküli járadék kimerítésének időpontjában, de ugyanakkor a foglalkoztatásba kerülés esélye csak kissé emelkedett ugyanebben a pontban. Arra a következtetésre jutottak, hogy a járadék kimerítés közelében tapasztalt kiáramlás általában kisebb, amikor a munkanélküli időszakot a következő állásig eltelt idővel mérjük, mint amikor úgy definiáljuk, mint a munkaügyi rendszerben töltött idő. Lalive (2007) ausztriai adatokon szakadással regresszió alkalmazásával azt vizsgálta meg, hogy meghosszabbított járadékfolyósítási idő növeli-e a munkanélküliek álláskeresési időtartamát. Eredményei szerint nem befolyásolja erősen a sikeres állástalálással járó munkanélküli periódusok hosszát a meghosszabbított járadékfolyósítási idő. Adamchik (1999) lengyelországi adatok alapján azt állapította meg, hogy a járadékkimerítés időpontja közeledtével jelentősen megnő a foglalkoztatásba kerülés valószínűsége, míg ezzel szemben Puhani (2000) szintén lengyel adatokon nem talált ilyen hatást. Farber és tsai. (2015) megvizsgálták, hogy a 2008-ban kezdődő válság hatására meghosszabbított járadékfolyósítási idő, illetve annak visszavonása 2013-ban a válság elmúltával milyen hatással volt a munkanélküliségből való kilépésre. Eredményeik szerint sem a hosszabbításnak, sem a csökkentésnek nem volt jelentős hatása az állásba kerülés valószínűségére. A hosszabb járadékfolyósítás idő azonban csökkentette a kiáramlást a

munkaerő-állományból, míg a hosszabbítás visszavonása épp ellenkező hatással járt, 0,1 százalékponttal csökkentette az aktivitási rátát 2014 elején. Lindner és Reizer (2016) azt vizsgálta magyar adminisztratív adatokon, hogy a 2005-ben bevezetett járadékreform milyen hatással volt a munkanélküliség hosszára. Eredményeik szerint a korábbi fix összegű segélyt felváltó időben csökkenő segélypálya hatására a munkanélküliség átlagos hossza 1,5 hetet csökkent a reform után, míg az új munkahelyen eltöltött idő és az új elhelyezkedés utáni bérek nem változtak.

Köllő (2001) tanulmányában összehasonlította 1994. év tavaszán és 2001. év tavaszán a munkanélküliek álláskilátásait. Eredményei szerint a kompenzációs hányad, azaz munkanélküli járadék korábbi jövedelemhez viszonyított nagysága nem hat a járadékosok elhelyezkedési ütemére. Galasi-Nagy (2003) egy követéses vizsgálat alapján azt elemezte, hogy a jövedelepótló támogatásról a rendszeres szociális segélyre való áttérés milyen hatást gyakorolt a járadékkimerítők segélyhez jutási és elhelyezkedési esélyeire. A szerzők azt találták, hogy az alacsonyabb segélyösszeg és a segély nélkül maradás gyorsította az elhelyezkedés ütemét. Firlé és Szabó (2007) a KSH MEF 2001-2004 évi adatain végzett probit regresszióval vizsgálta a munkanélküliségből való kilépésre ható tényezőket. Eredményeik szerint, ha valaki rendszeres szociális segélyt kap, a nőknél átlagosan 5,3 a férfiaknál 6,8 százalékponttal csökkenti az esélyeit arra, hogy a következő negyedévben foglalkoztatott lesz. A kilépés vizsgálata mellett diszkrét-időtartam modellt is becsültek, mely hasonló eredménnyel járt; a rendszeres szociális segélyben részesülő férfiak negyedakkora, a nők 85 százalékkal kisebb eséllyel állnak munkába, mint a nem segélyezett társaik. A szerzők arra hívják fel a figyelmet, hogy a segély ellenőztönző hatása a kimutatottnál kisebb lehet, mert a változó olyan nem megfigyelt tényezők hatásait (belső motiváltság, kapcsolati háló, talpraesettség, kitartás) is felveheti, amelyekben a szociális segélyben részesített csoport különbözik a többi nem foglalkoztatottól. A munkanélküli járadék hatása tekintetében Eriksson és tsai. (2002) Finnország, Dánia, Norvégia adatai alapján ellentmondásos eredményre jutottak. Míg Dániában nem volt hatása a munkanélküli járadéknak a keresési döntésére, Finnországban és Norvégiában az állományi adatok alapján a munkanélküli járadék növelte a keresési hajlandóságot. A szerzők ezzel kapcsolatban arra hívják fel a figyelmet, hogy amennyiben a munkanélküli járadék feltétele az aktív keresés, és a munkaügyi kirendeltségek szorosan ellenőrzik a munkanélküliek magatartását, akkor a segélyezettök ösztönözve lesznek arra, hogy az interjú során eltúlozzák az aktuális keresési erőfeszítésüket (St. Louis és tsai.,1986). Finnországban és Norvégiában a foglalkoztatási szolgálatok szorosan monitorozzák a munkanélkülieket, ez a szerzők szerint részben magyarázhatja az eltéréseket.

Krueger és Mueller (2010) keresésre fordított idő alapján mérte a keresési intenzitást és arra jutott, hogy a keresési intenzitás fordítottan aránylik a munkanélküli járadék

nagyságával, valamint a keresési intenzitás növekszik közvetlenül a járadék kimerítése előtti időszakban. Megállapították továbbá, hogy azok esetében, akik nem jogosultak munkanélküli járadékra a keresési intenzitás többé-kevésbé állandó a munkanélküliség időtartama alatt. Baker és Fradkin (2016) Google keresési adatok alapján elemezte, hogy milyen hatással volt az álláskeresésre a munkanélküli járadék folyósítási idejének meghosszabbítása a 2008-2009-ben. Eredményeik szerint nem mutatható ki közgazdaságilag értelmezhető mértékű csökkenés az aggregált keresési aktivitásban a járadék folyósítási idejének meghosszabbítása miatt. Galasi (1996) magyar háztartáspanel adatok felhasználásával végzett becslése szerint a munkanélküli-segély és az egyéb nem munkából származó jövedelem emeli a munkanélküliek rezervációs bérét, de ugyanakkor az emelkedő rezervációs bér rontja az elhelyezkedési esélyeket. A magasabb rezervációs bérrel együtt azonban növekszik a keresési intenzitás és az intenzívebb keresés eredményeként az elhelyezkedési esélyek nőnek. A szerző további fontos megállapítása, hogy mind a munkanélküli-segély, mind az egyéb nem munkából származó jövedelem emelkedése javítja az elhelyezkedés esélyét.

Osberg (1993) a horgászathoz hasonlította az álláskeresési folyamatot, mert a horgász nemcsak a horgászással töltött időről dönt, hanem arról is, hogy hol és milyen csalival próbálja kifogni a halat. Ezt felismerve az utóbbi években egyre több eredmény jelenik meg a keresési módszerek eredményességéről és az egyes keresési módok választását befolyásoló tényezőkről. Számos országban az informális keresési módszerek a legelterjedtebbek, melyekre először Rees (1966) hívta fel a figyelmet. Az informális keresési módszerek kevésbé költségesek és hatékonyabbak lehetnek az álláslehetőségek feltárása szempontjából, mint a formális módszerek, de széles társadalmi háló meglétét feltételezik (Try, 2005; Cappellari és Tatsiramos, 2010; Caliendo és tsai., 2010; Holzer, 1988). Bachmann és Baumgarten (2012) eredményei alapján a keresési módokban jelentős eltérések voltak országok között még azután is, hogy az egyéni, illetve háztartási tényezőkre kontrolláltak. Weber és Mahringer (2008) osztrák adatok alapján azt találta, hogy ugyan a munkaügyi hivatalok jellemzően az alacsony képzettségűek számára nyújtanak segítséget, de esetükben ezek más keresési módokkal megegyező hatékonyságúak. Böheim és Taylor (2001) Nagy-Britanniára vonatkozó adatokon becsült keresési intenzitást és keresési módokat magyarázó egyenleteket. Eredményeik szerint az álláshirdetésekre válaszolás és a munkaügyi központok szolgáltatásainak igénybevétele a két leggyakoribb keresési mód, valamint a munkaadók közvetlen megkeresése növeli leginkább annak a valószínűségét, hogy a következő periódusban foglalkoztatott lesz a munkanélküli. Addison és Portugal (2002) portugál adatokon azt találták, hogy használati gyakoriságuk ellenére az állami munkaügyi kirendeltségek alacsony hatékonyságot mutattak és igénybevételük alacsony fizetésű, rövid időtartamú állások megszerzéséhez vezetett. Try (2005) norvég friss diplomások keresési

magatartását vizsgálva azt találta, hogy az állami munkaközvetítőket a legrosszabb álláskilátással rendelkezők választották.

2. FELHASZNÁLT ADATOK

A változók zömét a Központi Statisztikai Hivatal Munkaerő-felmérésének (KSH MEF) 2010 és 2013 közötti, 16 negyedévet felölelő hullámaiból vettük. Jelen fejezet legfontosabb függő változója a keresési intenzitás, melynek kialakítása során az eddigi kutatásoknak megfelelően az adott időszakban alkalmazott keresési módok összege³ volt a kiindulási pont. Először egy olyan változót hoztunk létre, mely tartalmazta, hogy a lehetséges 13 keresési módból összesen mennyit alkalmazott a munkanélküli, majd ebből kivontuk a vállalkozás alapításához tartozó két tevékenységet, valamint az előző időszak keresési aktivitásához tartozó két passzív keresési módot⁴. A keletkezett változóból egy 0-3 kategóriával rendelkező változót képeztünk, amely 0-át vett fel, ha az előző változó 0-volt, 1-et, ha az előző változó 1-től 3-ig, 2-öt, ha az előző változó 4-6-ig és 3-at, ha 7-9 vett fel értékeket. A munkanélküliek pénzbeli ösztönzőit legjobban megragadó rezervációs bér esetében a nettó összeget ismerjük. A megélhetés és az álláskeresés szempontjából lényeges lehet, hogy a háztartás jövedelme hány személy között oszlik meg. A KSH MEF kutatható verziója nem tartalmaz a foglalkoztatottakra vonatkozó béradatokat, ezért az eltartottak arányával próbáltuk megragadni az egy főre jutó háztartási jövedelem nagyságát. Az eltartottak arányát úgy képeztük, hogy a nem foglalkoztatottak létszámát elosztottuk a háztartás létszámával. A KSH MEF adatbázisban arra vonatkozóan is van egy kategoriális változó, hogy milyen transfereket kap az egyén, ebből képeztünk egy olyan bináris változót, melynek értéke 1, ha rendszeres szociális segélyben, vagy bérpótló juttatásban⁵ részesül, és 0 egyébként. A munkanélküli járadék esetében is csak azt tudjuk, hogy kapott-e az illető vagy sem, ezért ezt is bináris változóval mértük. A személy munkatörténetére vonatkozóan fontos jellemző, hogy volt-e valaha állása, valamint ha volt, akkor milyen okból szűnt meg. Ez utóbbi változó a KSH MEF-ben kategoriális változó, melyből egy olyan dummy változót képeztünk, mely 1-et vett fel, ha közfoglalkoztatás megszűnése volt a munka megszűnésének az oka, és 0, egyébként. A munkatörténettel kapcsolatos további elérhető ismérv a KSH MEF-ben az adatfelvétel időpontjához képest 1

³ A keresési intenzitás ilyenén meghatározása mögött az a feltételezés húzódik meg, hogy minél több keresési módot használ a munkanélküli egységnyi idő alatt, annál több időt és erőfeszítést fektet a keresésbe.

⁴ A vállalkozás indításához tartozó tevékenységek: „vállalkozáshoz hitel, engedély ügyintézése”, valamint a „vállalkozáshoz föld, telek, helység keresés”. A passzív keresési módok a következők: „jelentkezett és válaszra vár”, valamint a „munkaügyi központ értesítésére vár”.

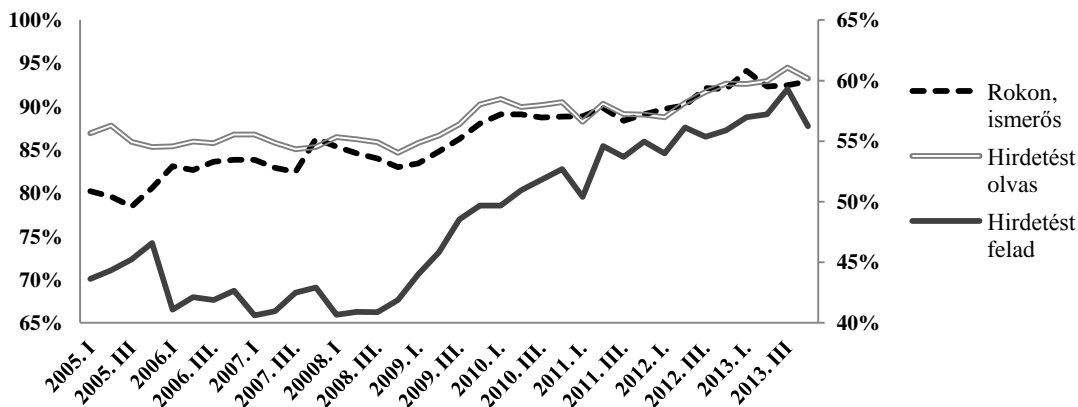
⁵ 2009. január 1-jétől vált le a rendelkezésre állási támogatás (RÁT) a korábbi szociális segélyről, az összege megegyezett a nyugdíjminimummal, azaz 28.500 Ft-tal. 2011. január 1-jétől a RÁT-ot a bérpótló juttatás váltotta fel, amely megegyezett vele a jövedelmi feltételek és összegek tekintetében. 2011. szeptember 1-jétől a bérpótló juttatás elnevezése foglalkoztatást helyettesítő támogatás lett. A támogatásban részesülő a munkaügyi szervezettel nyilvántartott álláskeresőként köteles együttműködni. A támogatás összege 2012. január 1-jétől az öregségi nyugdíjminimumról annak 80 százalékára, azaz 28.500 Ft-ról 22.800 Ft-ra csökkent.

évvel ezelőtti munkapiaci státus. Ebből öt dummy változót képeztünk (dolgozott; tanult; gyesen, gyeden volt; háztartásbeli volt,; egyéb státus), mely közül a dolgozott volt a referencia kategória a regressziókban. A munkanélküliek esetében tudjuk, hogy hány hónapja munkanélküliek, ebből az adatból hat dummy változót képeztünk, melyek közül a 0-5 hónap volt a kihagyott, referencia-kategória a regressziókban. Minden személy esetében ismert a lakhelyének település azonosítója, így ennek, valamint az ILO szerinti munkapiaci státuszt tartalmazó változónak a felhasználásával kerültek kiszámításra a kistérségi szintű munkanélküli ráták. A további regionális jellemzők figyelembe vétele érdekében a KSH T-Star adatbázisát használtuk, mely településenként, éves bontásban tartalmaz adatokat. A települési szintű demográfiai adatok és a bölcsődei férőhelyek száma alapján lett meghatározva az 1000 szülőképes korú nőre jutó bölcsődei férőhelyek száma változó kistérségenként. A lokális munkaerőpiac állapotát jellemző kistérségi átlagbér kiszámításához a Bértarifa felmérés 2010-2013 közötti adatait használtuk fel. Mivel a Bértarifa felmérés éves adatfelvételen alapul, ezért minden kistérségre évente számoltuk ki az átlagbért. A szokásos demográfiai jellemzőkön (nem, iskolázottság, kor) kívül a szelekciós egyenletekben szerepelt egy olyan dummy, amely azt mutatta, hogy van-e 4 évesnél fiatalabb gyerek a háztartásban. A mintába a 15-64 éves, nem tanuló munkanélküliek kerültek bele.

3. LEIRÓ STATISZTIKA

A függelék F1. és F2. táblázatai tartalmazzák a munkapiaci aktivitást és a keresési intenzitást magyarázó regressziós modellek változóinak leíró statisztikáit. A vizsgált időszakban nemzetközi felmérésekkel összhangban a leggyakrabban alkalmazott keresési módok a hirdetések olvasása, valamint rokonokon, ismerősökön keresztül történő információszerezés és jelentkezés volt (1. ábra).

1. ábra: A keresési módok változása: rokonokon, ismerősökön és hirdetésekön keresztül

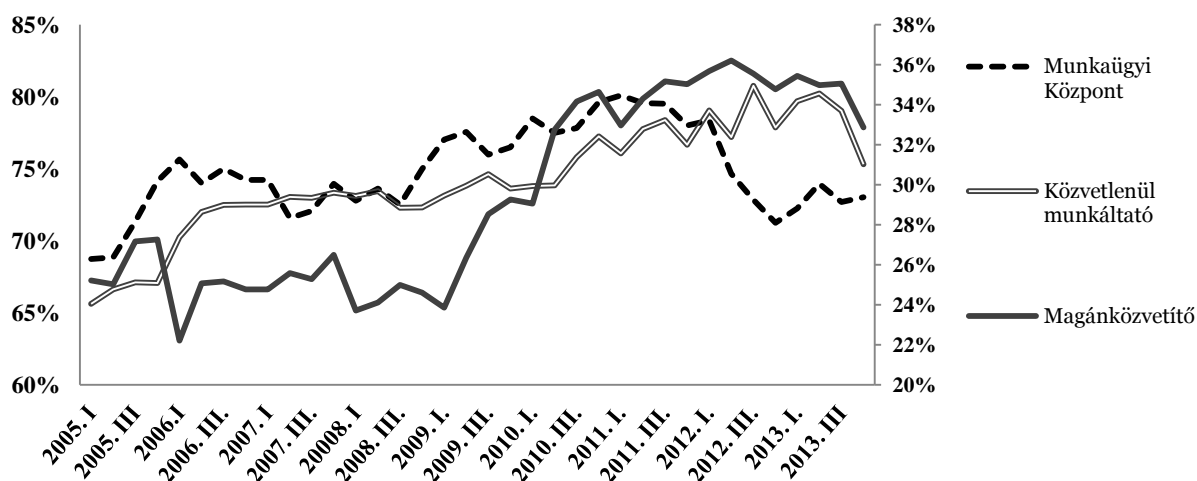


Megjegyzés: Az adatok a KSH MEF 2005-2013 közötti hullámaiból valók, és a nem tanuló, 15-64 éves, munkanélküliekre vonatkoznak. A jobb oldali tengelyen a hirdetések feladása, megválaszolása keresési mód szerepel, míg a bal oldali tengelyen a hirdetések olvasása és a rokonokon, ismerősökön keresztül keresési mód.

A rokonokon, ismerősökön keresztül történő álláskeresés használati gyakorisága 16 százalékkal nőtt 2005 és 2013 között, de ez a lassú növekedés már a válság előtt megkezdődött. A hirdetések olvasása keresési mód növekedése volt a második legkisebb az összes keresési mód közül, 2005 és 2013 között 5 százalékponttal, mintegy 7 százalékkal nőtt a használati gyakorisága.

Noha mindegyik keresési mód előfordulása nőtt, a legnagyobb mértékben – rendre 7,6 és 13 százalékponttal, azaz 30 és 29 százalékkal – a magánközvetítőkön keresztül történő álláskeresés, valamint a hirdetések feladása, megválaszolása növekedett. Mindkét keresési mód viszonylag alacsony bázisról indult, és használatuk a 2009-es gazdasági válság első másfél évében indult látványos növekedésnek. A magánközvetítők használatának növekedésében szerepet játszhatott az internet hozzáférés jelentős növekedése⁶, hiszen ezek a magánközvetítők döntően webes felületen keresztül teszik lehetővé az álláshirdetések feladását és olvasását.

2. ábra: A keresési módok használatának változása: közvetlenül és közvetítőkön keresztül



Megjegyzés: Az adatok a KSH MEF 2005-2013 közötti hullámaiból valók, és a nem tanuló, 15-64 éves, munkanélküliekre vonatkoznak. A jobb tengelyen a Magánközvetítő, míg a bal tengelyen a Munkaügyi Központ és Közvetlenül munkáltató keresési módok szerepelnek.

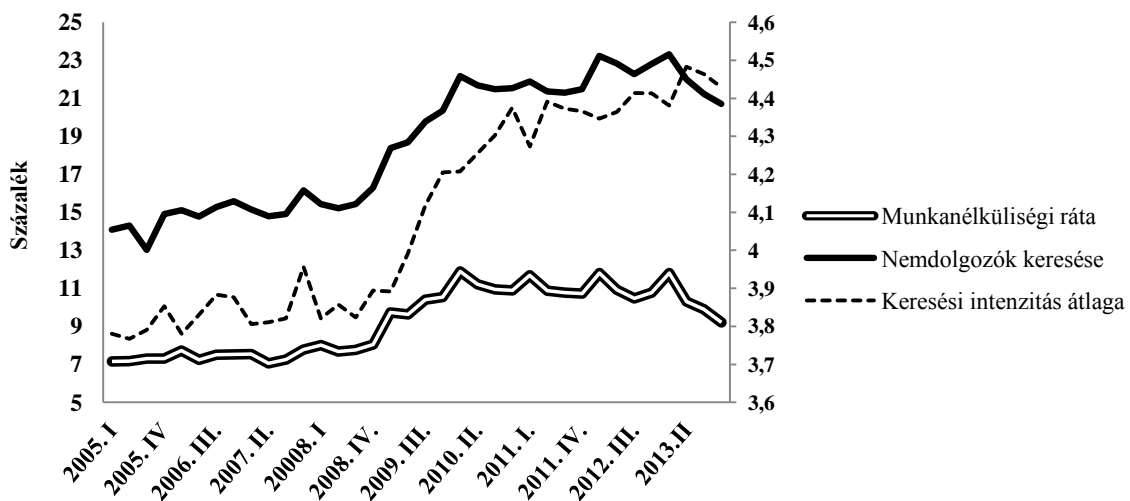
Az internetes álláskeresés az elmúlt években igen dinamikus módon növekedett, mely többek között annak is köszönhető, hogy a webes felületen koncentráltan, nagy mennyiségű hirdetést tud átnézni a munkanélküli, ráadásul mindezt gyorsan, könnyen és költségmentesen. A magánközvetítők használati gyakoriságának növekedésében részben a képzett munkanélküliek arányának a növekedése⁷ is szerepet játszhatott; míg a legalább középfokú

⁶ Az internet előfizetések száma a KSH szerint 2013-ban elérte a 6 482 ezret, ami 648 százalékos növekedés 2005-höz képest. Forrás: http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_oni001.html.

⁷ 2005 első negyedében a legalább középfokú végzettséggel rendelkező munkanélküliek aránya 33 százalék volt, ez 2012-re 38 százalékra emelkedett. Forrás: KSH MEF, saját számítás

végzettségűek 35 százaléka fordul magánközvetítőkhöz, a középfokúnál alacsonyabb végzettségűeknek csak a 27 százaléka. Legkisebb mértékben a munkaügyi központok alkalmazása növekedett 4,3 százalékponttal, ami 6 százalékos növekedésnek felel meg. Ezzel kapcsolatban érdemes megjegyezni, hogy mindkét előbb említett keresési mód viszonylag magas bázisról indult; a munkaügyi központokat a munkanélküliek 68 százaléka, a hirdetések olvasása módszert pedig 87 százaléka vette igénybe 2005 első negyedévében, miközben a magánközvetítők használata a 2013 végén sem érte el a 33 százalékot. A keresési intenzitást a használt keresési módok összegeként határoztuk meg, és mivel a legtöbb keresési mód használati gyakorisága nőtt, nem meglepő, hogy az éves átlagos keresési intenzitás is nőtt; 2005 és 2013 között 14 százalékkal (3. ábra).

3. ábra: Munkanélküliség és a keresési intenzitás, 2005-2013



Megjegyzés: Az adatok a KSH MEF 2005-2013 közötti hullámaiból valók, és a nem tanuló, 15-64 éves munkanélküliekre vonatkoznak.

A keresési intenzitás a 2008-2009-es válság alatt nőtt meg drámaian, majd egyre csökkenő mértékben emelkedett a következő években. Ugyanebben az időszakban a munkanélküliségi ráta éves átlagos értéke 42 százalékkal, míg az állást kereső nemdologzók éves átlagos aránya 55 százalékkal növekedett. Noha nincs egyértelmű szabályosság a keresési intenzitás éven belüli ingadozása tekintetében, annyi mindenesetre megállapítható, hogy az első negyedév általában gyengébb, mint a többi és a keresési intenzitás nem csökken nyáron, mint ahogy azt várnánk.

A keresési intenzitásra ható tényezők közül szakpolitikai szempontból különösen fontos a munkanélküli járadék, melynek hatását a 2011. szeptember 1-én bevezetett új szabályozás tekintetében vizsgáljuk meg. A megváltozott szabályok bevezetési időpontja két egyértelműen elhatárolható csoportra osztja a munkanélkülieket: a 2011. szeptember 1-ét követően regisztráltakat tekinthetjük a kezelt csoportnak, míg a 2011. szeptember 1-et megelőzően regisztráltak alkotják a kontrol csoportot. Az elemzésből kizártuk azokat, akik

saját bevallásuk szerint nem kapnak munkanélküli járadékot, valamint a pályakezdőket, akik a szabály szerint sem kaphatnának járadékot. A kontrol és kezelt csoportok főbb jellemzőinek átlagát mutatják a F3-F4 táblázatok a 270 és a 360 napos ablak esetén. Noha közgazdasági szempontból nincs jelentős különbség, de statisztikai értelemben szignifikáns eltérést mutat mindkét ablak esetében a kistérségi munkanélküliségi ráta és a kistérségi átlagbér. A kistérségi munkanélküliségi ráta 1, illetve a 360 napos ablak esetében 2 százalékponttal kisebb a kezelt csoportra vonatkozóan, míg a kistérségi átlagbér 5587 forinttal, illetve a 360 napos ablak esetében 6957 forinttal nagyobb a kezelt csoport tekintetében. A képzettség esetében azt látjuk, hogy a kezelt csoport – különösen a 360 napos ablak esetében – némileg képzetesebb, mint a kontrol csoport. A kor, a nem és az eltartottak aránya esetében nincs szignifikáns eltérés a kontrol és a kezelt csoport között egyik ablak vonatkozásában sem.

4. ÖKONOMETRIAI MÓDSZEREK

Azt, hogy melyik keresési módot alkalmazzák a munkanélküliek, csak azoktól kérdezik meg a Munkaerő-felmérés során, akik előzőleg azt választották, hogy keresnek állást. Abban az esetben, ha azoknak a munkanélkülieknek a mintája, akik nem keresnek állást, szisztematikusan különbözik azokétól, akik keresnek, akkor a keresési módok választását és a keresési intenzitást magyarázó egyenletek koefficiensei torzítottak lehetnek (Ericsson és tsai, 2002; Weber és Mahringer, 2008; és Smirnova, 2004). A szelekciós torzítás kezelése érdekében együttesen kell modelleznünk, hogy a munkanélküli keres-e állást, vagy sem és azt, hogy az adott keresési módot választja-e vagy sem. Természetesen a keresési intenzitás becslése során is felmerül a szelekciós torzítás problémája, ezért ebben az esetben is együttesen becsüljük a keresési hajlandóságot és a keresési intenzitást. Ez utóbbit egy olyan kategoriális változóval mértük, mely 0-tól 3-ig vesz fel értékeket attól függően, hogy mennyi keresési módot alkalmazott a munkanélküli egyidejűleg. Minél több keresési módot használ a munkanélküli az adott időszakban, annál intenzívebbnek tekintjük a keresést, ezért olyan ökonometriai módszert kell alkalmaznunk, mely figyelembe veszi ezt a sorrendiséget. Ennek megfelelően a De Luca és Perotti (2011) által kifejlesztett szelekcióval korrigált rendezett-probit modellt fogjuk alkalmazni a keresési intenzitás és a keresési módok⁸ választásának becslésére:

$$(1) y_j^* = \beta_j' x_j + \varepsilon_j, \text{ ahol } j = 1, 2$$

$$(2) y_1 = I(y_1^* \geq 0)$$

$$(3) y_2 = \sum_{h=0}^H h I(\alpha_h < y_2^* \leq \alpha_{h+1}), \text{ ha } y_1 = 1$$

⁸ A keresési módokra ható tényezők becslése során a függő változó bináris, ezért a hagyományos szelekcióval korrigált probit modell, és a szelekcióval korrigált rendezett-probit modell azonos eredményt ad.

, ahol y_1^* és y_2^* jelölik rendre a folytonos látens változót a szelekciós modellhez és a rendezett-probit modellhez, β_j -k az ismeretlen paraméterek k_j vektorai, x_j -k az exogén magyarázó változók k_j vektorai, ε_j -k a véletlen hibák. Az y_1^* látens változó az y_1 bináris változóhoz kapcsolódik a (2) kifejezés szerint, ahol $I(A)$ jelöli az A esemény indikátor függvényét. Esetünkben az A esemény az, hogy keresett-e állást a munkanélküli, vagy sem. Az y_2^* látens változó az y_2 változóhoz kapcsolódik a (3) egyenlet által meghatározott szabály szerint, ahol $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_H)$, H szigorúan növekvő küszöbértékek vektora, melyek y_2^* felosztják $H + 1$ diszjunkt intervallumra, és $\alpha_h < \alpha_{h+1}$, $\alpha_0 = -\infty$, $\alpha_{H+1} = +\infty$. A keresési intenzitást kifejező y_2 változó megfigyelhetősége a megfigyeléseknek arra az almintájára korlátozódik, melyekre $y_1 = 1$. A szelekciós hatás csak a látens regressziók ε_1 és ε_2 hibatagjainak korrelációján keresztül érvényesülhet. A modell paramétereinek identifikálhatóságának érdekében megköveteljük, hogy x_1 legalább egy olyan változót tartalmazzon, amelyet nem tartalmaz x_2 , valamint mind x_1 , mind x_2 legalább egy folytonos változót tartalmazzon (Manski, 1988), és a tengelymetszet koefficiense β_2 -ben nullára legyen normalizálva. DeLuca és Perotti (2011) parametrikus specifikációja feltételezi, hogy az ε_1 és ε_2 hibatagok kétváltozós Gauss eloszlást követnek nulla várható értékkel és egy varianciával. Ha az (1)-(3) modell megfelelően lett specifikálva és az ε_1 és ε_2 hibatagokra kirótt feltevések teljesülnek, akkor a paraméterek maximum-likelihood becslése konzisztens és aszimptotikusan hatékony.

A munkanélküli járadék folyósítási idejének és maximális összegének a csökkentése a kormányzat szándékai szerint intenzívebb álláskeresésre ösztönzi a munkanélkülieket. Az intézkedés oksági hatásának kimutatására szakadással regressziót alkalmazunk, aminek egyik legfőbb jellemzője, hogy az X folytonos besoroló változó c küszöbértéke alapján történik a kezelt és a kontrol csoport elkülönítése. Ha $X_i > c$, akkor az i -edik egyén a kezelt csoportba sorolódik, ha $c < X_i$, akkor a kontrol csoportba tartozik. A besoroló változó a mi esetünkben a regisztráció kezdő dátuma, mely egyértelműen meghatározza a maximális folyósítási idő és járadék nagyságát, a küszöbérték pedig 2011. szeptember 1, amikortól hatályos az új szabályozás. Legyen $Y_i(1)$ a kezelés esetén kapott kimenetel, míg jelölje $Y_i(0)$ azt a kimenetelt, melyet akkor figyelünk meg, ha nincs kitéve a kezelésnek az i -edik munkanélküli. Az „éles”, szakadással regresszió esetén kezelésben való részvétel a besoroló változó determinisztikus függvénye, így $T_i = \mathbb{I}(X_i \geq c)$ jelöli a kezelési státuszt, ahol \mathbb{I} az indikátor függvény. Ezek után a Rubin-Neyman lehetséges kimenetel módszer alkalmazva, a megfigyelt Y_i -t a következőképp kapjuk:

$$(4) \quad Y_i = Y_i(0)(1 - T_i) + Y_i(1)T_i = \begin{cases} Y_i(0), & \text{ha } T_i = 0 \\ Y_i(1), & \text{ha } T_i = 1 \end{cases}$$

Az okozati hatás kimutatásának fundamentális problémája, hogy a két „potenciális” kimenetelt nem tudjuk szimultán megfigyelni, ezért a kezelés hatását nem egyéni, hanem csoportszinten, azaz átlagértéken tudjuk kimutatni. Az éles, szakadós regresszió esetén a kimenet feltételes várható értékét vizsgáljuk a szakadási pont környezetében:

$$(5) \lim_{x \downarrow c} \mathbb{E}[Y_i | X_i = x] - \lim_{x \uparrow c} \mathbb{E}[Y_i | X_i = x] = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = c].$$

Az (5) egyenlet azt mondja, hogy a különbség a kezelt-és kontrolcsoport átlagos kimeneteleinek határértékei között, amint a besoroló változó tart c -hez, egyenlő az átlagos kezelési hatással a küszöbértéknél. Az előzőek értelmében az átlagos kezelési hatást a következőképp definiáljuk:

$$(6) \tau = \tau(c) = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = c] = \mu_+ - \mu_-,$$

ahol $\mu_+ = \lim_{x \downarrow c} \mu(x)$, $\mu_- = \lim_{x \uparrow c} \mu(x)$, $\mu(x) = \mathbb{E}(Y_i | X_i = x)$.

Fontos megemlíteni, hogy (6) egyenlőségben kifejtett kezelési hatás különbözik a konvencionális átlagos kezelési hatástól, melyet a tipikus véletlen kísérleteknél keresünk. Mivel jelen esetben a kezelési hatás, azaz a két potenciális kimenet görbéje közötti különbség az X_i besoroló változótól függ, ezért a $X = c$ pontban identifikált kezelési hatás nem általánosítható a teljes populációra.

Az identifikáció tekintetében kulcsfontosságú feltétel a feltételes regresszió függvények folytonossága. A folytonossági feltétel összefüggésben van a kezelési státusz manipulálhatóságával. Ha van lehetőségük a minta tagjainak arra, hogy befolyásolják a kezelt-, vagy kontrolcsoportba kerülés valószínűségét és ezzel élnek is, akkor vélhetően sérülni fog a folytonossági feltétel. A mi esetünkben nem valószínű, hogy a munkanélküliek befolyásolták, hogy a küszöbérték (2011. szeptember 1.) melyik oldalára kerüljenek. Akiknek lehetett volna módjuk ezt megtenni, azaz a 2011. szeptember 1. előtt munkanélkülivé válók, nem voltak ebben érdekeltek, hiszen önként senki sem akar rosszabb helyzetbe kerülni. A 2011. szeptember 1. után munkanélkülivé válóknak pedig nem volt lehetőségük az idő kerekének visszaforgatására, ők, még ha akartak volna se tudtak 2011. szeptember 1. előtt regisztrálni. Természetesen felmerül az a lehetőség is, hogy a munkaadók tekintetbe veszik a munkavállalók érdekeit, és úgy időzítik az elbocsátást, hogy az 2011. szeptember 1. előtt bekövetkezzen. Az adatok azonban nem utalnak az elbocsátások előrehozatalára, sőt, azt találtuk, hogy némileg több újonnan regisztrált van közvetlenül 2011. szeptember 1. után, mint közvetlenül 2011. szeptember 1. előtt. Mindazonáltal formális teszt segítségével is megvizsgáltuk az esetleges manipulálásra utaló jelet. A manipulálás tesztelésének alapötlete, hogy a besoroló változó küszöbérték körüli manipulálásának hiányában a küszöbérték közelében a minta elemek sűrűségének folytonosnak kell lennie (McCrary, 2008). Ennek

megfelelően a nullhipotézisünk az, hogy a besoroló változó sűrűségfüggvénye folytonos a küszöbérték közelében, míg az alternatív hipotézisünk az, hogy a mintaelemek besoroló változó szerinti sűrűségfüggvénye a küszöbérték közelében szakadásos:

$$(7) \quad H_0: \lim_{x \uparrow c} f(x) = \lim_{x \downarrow c} f(x) \text{ vs. } H_1: \lim_{x \uparrow c} f(x) \neq \lim_{x \downarrow c} f(x)$$

A (7) hipotézis tesztelésének technikai részleteit Cattaneo és tsai. (2016) cikke tartalmazza. A hipotézist mindkettő általunk alkalmazott ablakszélesség esetében teszteltük és azt találtuk, hogy egyik esetben sincs statisztikai bizonyítéka a szisztematikus manipulációnak⁹.

A (6) egyenlet becslésére Calonico, Cattaneo és Titiunik (2014a, 2014b) a következő kernel-alapú p -ad rendű lokális polinomiális becslőfüggvényt konstruálta a küszöbérték mindkét oldalán Hahn, Todd és Van Der Klaauw (2001), valamint Porter (2003) alapján:

$$(8) \quad \hat{\tau}_p(h) = \hat{\mu}_{+,p}(h) - \hat{\mu}_{-,p}(h),$$

ahol $\hat{\mu}_{+,p}(h)$ és $\hat{\mu}_{-,p}(h)$ jelölik a p -ad rendű súlyozott polinomiális regressziós egyenleteket rendre a kezeltre és a kontrol csoport tagjaira, azaz

$$\hat{\mu}_{+,p}(h) = \mathbf{e}'_0 \hat{\beta}_{Y+,p}(h) \text{ és } \hat{\mu}_{-,p}(h) = \mathbf{e}'_0 \hat{\beta}_{Y-,p}(h),$$

ahol $\mathbf{e}_0 = (1, 0, \dots, 0) \in \mathbb{R}^{p+1}$ az első egységvektor, valamint $\hat{\beta}_{Y+,p}(h)$ -t és $\hat{\beta}_{Y-,p}(h)$ -t a következőképpen definiáljuk:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{Y,p}(h) = \arg \min_{\beta_-, \beta_+, \gamma} \sum_{i=1}^n (Y_i - \mathbf{r}_{-,p}(X_i - c)' \beta_- - \mathbf{r}_{+,p}(X_i - c)' \beta_+ - \mathbf{Z}'_i \gamma)^2 K_{h_n}(X_i - c)$$

, ahol $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{Y,p}(h) = [\hat{\beta}_{Y-,p}(h)', \hat{\beta}_{Y+,p}(h)', \hat{\gamma}_{Y,p}(h)']$ és $\beta_+, \beta_- \in \mathbb{R}^{p+1}$, valamint $\gamma \in \mathbb{R}^d$, $\mathbf{r}_{-,p} = \mathbb{I}(u < 0)(1, x, \dots, x^p)'$, $\mathbf{r}_{+,p} = \mathbb{I}(u > 0)(1, x, \dots, x^p)'$, $K_{h_n} = K(u/h)/h$ ahol $K(\cdot)$ a magfüggvény és h_n pozitív ablakszélesség sorozat, h ablakszélességgel.

A lokális polinomiális módszerek csak azokat a megfigyeléseket használják, melyek $c - h$ és $c + h$ közé esnek. Ezen intervallumon belül azok a megfigyelések kapnak általában nagyobb súlyt a megfelelően választott magfüggvény kimeneteként, melyek közelebb vannak a c küszöbértékhez. A kedvező pont-becsléses tulajdonságai miatt sokan a trianguláris magfüggvényt preferálják, mely a küszöbértéktől távolodva lineárisan csökkenő súlyt ad az egyes megfigyeléseknek, azaz $K\left(\frac{X_i - c}{h}\right) = \left(1 - \left|\frac{X_i - c}{h}\right|\right) \mathbb{I}\left(\left|\frac{X_i - c}{h}\right| \leq 1\right)$. A h ablakszélesség meghatározza, hogy a c küszöbérték mekkora környezetéből vesszük a megfigyeléseket a lokális polinom illesztéséhez. Általában a nagyon kicsi h csökkenti a lokális polinom approximációjának hibáját, de a kevés megfigyelés növeli a becslt koefficiens varianciáját.

⁹ A 270 napos ablak esetében a p -érték 0,8054, míg a 360 napos ablak esetében 0,1954.

Ugyanakkor a nagy h növelheti a torzítást, ha az ismeretlen függvény jelentős mértékben eltér a polinomiális approximációtól, de alacsonyabb varianciát fog eredményezni a nagyobb számú megfigyelésnek köszönhetően. Mivel az approximáció pontosságát lényegében a h ablakszélesség befolyásolja, a polinom rendjét érdemes alacsonyan tartani. Mindezek ellenére időnként érdemes magasabb rendű polinomot alkalmazni, ha az X besoroló változó és a kimenet közötti kapcsolat nemlineáris, mert ekkor a lineáris közelítés esetleg szignifikáns, de valójában téves, félrevezető eredményt szolgáltat. A mi esetünkben a grafikus elemzés arra vezetett, hogy a kapcsolat nemlineáris a besoroló változó és a kimenetek között, ezért másodrendű polinomiális illesztést alkalmaztunk.

A leíró statisztikák alapján a kezelt és kontrol csoport némileg eltér a kistérségi munkanélküliségi ráta, az kistérségi átlagbér és a végzettségi megoszlás tekintetében, ezért fontos, hogy legalább ezekre a változókra kontroláljuk a két csoport homogenizálása érdekében. Ezért a besoroló változó mellett további pre-determinált, beavatkozás előtti változókat illesztettünk be a (6) egyenletbe, melyeket a $\mathbf{Z}_i \in \mathbb{R}^d$ véletlen vektor tartalmaz (Calonico és tsai., 2016). Tekintettel arra, hogy a megfigyelések túlnyomó többsége a munkanélküliek első adatfelvételi periódusát érinti, ezért csak olyan változókat tudtunk kiválasztani, melyek értéke nem változhat, vagy ismert az első periódust megelőző időszakra vonatkozó érték. A nem, illetve az egy évvel ezelőtti munkapiaci státusz nem változhatott a kezelés hatására, a munkanélküliség oka, illetve, hogy pályakezdő-e az illető szintén olyan exogén változók, melyek a kezelés időpontja előtt felvették értéküket és a későbbiekben nem változnak a munkanélküliség időtartama alatt. A kistérségi munkanélküliségi ráta és a kistérségi átlagbér változók esetében rendelkezésünkre állt az első időszakot közvetlenül megelőző időszak értéke, így ezeknél ezt alkalmaztuk, továbbá a regressziókba beillesztettük az első adatfelvételnél ismert értékekkel a kor és végzettség változókat is.

5. EREDMÉNYEK

5. 1 Az aktivitásra (munkapiacra való belépésre) ható tényezők

Elsőként azt vizsgáltuk meg, hogy milyen tényezők befolyásolják az aktivitási döntést, mely egyben ahhoz is szükséges, hogy korrigáljuk a szelekciós torzítás hatását. A becslési eredményeket a függelék F2.5. táblázata mutatja. A pénzbeli ösztönzőket tekintve azt találtuk, hogy minél magasabb az eltartottak aránya (minél kisebb az egy főre jutó háztartási jövedelem), annál kisebb valószínűséggel keres munkát az egyén, minden egyéb tényező változatlansága esetén. Az alacsony egy főre jutó jövedelem vélhetően erős kényszer az álláskeresőre, de úgy tűnik, hogy egyben erős pénzügyi korlátot is jelent a munkanélküli

számára és eredményeink szerint ez utóbbi hatás dominál. Ha a munkanélküli részesül szociális segélyben, vagy munkanélküli járadékban akkor az növeli a munkapiaci keresés valószínűségét, szemben azzal, ha nem kap ellátást. A munkanélküli járadék pozitív hatására az lehet a magyarázat, hogy a regisztráció és a folyamatos kapcsolattartás a munkaügyi kirendeltséggel előfeltétele a járadék folyósításának, ezért akik járadékban részesülnek vélhetően szorosabb kapcsolatban vannak a munkapiaccal, mint azok, akik nem. A keresési döntés mögött a szabadidő, és a munkavállalás következtében elérhető többletfogyasztás határhaszna közötti választás eredménye húzódik meg. Ezt a választást az egyén demográfiai jellemzői, valamint a munkával elérhető jövedelem befolyásolja, minél nagyobb az elérhető jövedelem, annál valószínűbb, hogy a munkanélküli munkát akar találni. Ezt az érvelést erősíti meg becslési eredményünk, mely szerint az elérhető jövedelem, melyet a kistérségi átlagbérrel közelítettünk pozitívan hat az álláskeresés valószínűségére. A munkanélküliséggel és a munkatörténettel kapcsolatos változók közül említést érdemel a közmunka dummy, melynek negatív értéke azt jelzi, hogy kisebb valószínűséggel keresnek munkát, akik azért váltak munkanélkülivé, mert kikerültek a közfoglalkoztatásból, mint azok, akik más okból váltak munkanélkülivé. Az eredmény arra enged következtetni, hogy a közfoglalkoztatásból kikerülők kevésbé bíznak abban, hogy saját erejükkel állást találnak, és vélhetően a következő közmunkaprogramra várnak¹⁰. A hosszú munkanélküliség erodálja a munkanélküli készségeit, kapcsolatát a munkapiaccal, valamint negatív jelzés lehet a potenciális munkaadók felé a munkanélküli termelékenységével kapcsolatban és mindez visszafoghatja a munkanélküli keresési hajlandóságát. Eredményeink megerősítik az előbbi gondolatmenetet, a munkanélküliség hossza negatívan befolyásolja annak a valószínűségét, hogy a munkanélküli állást keres. A kistérségi és demográfiai hatások tekintetében szakpolitikai szempontból is érdekes a 4 éves kor alatti gyerek és bölcsődei férőhely számának hatása az aktivitásra. Azt találtuk, hogy a 4 évesnél fiatalabb gyerek negatívan hat a munkanélküliek aktivitására, ugyanakkor minél több bölcsődei férőhely jut 1000 szülőképes korú nőre - minden egyéb tényezőt változtatlanul tartva -, annál nagyobb valószínűséggel fog a munkanélküli állást keresni. Becslési eredményeink szerint az inaktivitás egyik legmeghatározóbb tényezője – nem meglepő módon - a munkaképtelenség.

5.2 Az egyes keresési módokat és keresési intenzitást meghatározó tényezők

Az elemzés következő lépésében azt néztük meg, hogy milyen tényezők hatnak az egyes keresési módok választására (függelék F6 táblázat) és a keresési intenzitásra (függelék F7 táblázat), különös tekintettel a pénzbeli ösztönzőkre. Eredményeink azt mutatják, hogy minél magasabb a munkanélküli rezervációs bére annál kisebb valószínűséggel veszi igénybe a munkaügyi központot, illetve a rokonokon, ismerősökön keresztül történő álláskeresést, de

¹⁰ Csak regisztrált munkanélküliként válhat az egyén közfoglalkoztatottá.

ugyanakkor annál valószínűbb a többi keresési mód (magánközvetítő, közvetlenül munkáltató, hirdetés feladása, olvasása) választása. Úgy tűnik, hogy a munkaügyi központokon és a rokonokon, ismerősökön keresztül elérhető állások alacsonyabb bérrel kecsegtetnek, mint a többi három keresési mód alkalmazásával megszerezhető állások, ezért az alacsonyabb rezervációs bérű munkanélküliek alkalmazzák inkább őket. A magas rezervációs bér nemcsak meghatározott keresési csatornák felé tereli a munkanélkülieket, hanem hipotézisünknek megfelelően növeli a keresési intenzitást is. Ennek az lehet a magyarázata, hogy magas rezervációs bér esetén csökkenhet az állás megszerzésének esélye, ezért ezt ellensúlyozandó a munkanélküli ösztönözve van arra, hogy növelje az egységnyi idő alatt beérkező állásajánlatok számát, melyet a keresési intenzitás növelésével érhet el (Galasi, 1996). Minél magasabb az eltartottak aránya (azaz minél kisebb az egy főre jutó háztartási jövedelem), annál kisebb valószínűséggel alkalmazza a munkanélküli a rokonokon, ismerősökön keresztül történő álláskeresést és a hirdetés feladása, olvasása keresési módokat, míg a többi keresési mód esetén a változó nem szignifikáns. Mivel a keresési intenzitást az alkalmazott keresési módok összegeként határoztuk meg, ezért ez az eredmény azt sejteti, hogy az eltartottak magas aránya csökkenti a keresési intenzitást. Valóban, azt találtuk, hogy az eltartottak aránya koefficiens negatív, de csak a férfiak és a teljes minta esetében szignifikáns.

A szociális segély és a munkanélküli járadék kizárólag a munkaügyi közvetítő választására hat pozitívan, a rokonokon, ismerősökön keresztül történő álláskeresés esetében nem szignifikáns, míg a többi keresési mód választására negatívan hat. Az eredményre részben az lehet a magyarázat, hogy aki munkanélküli járadékot, vagy szociális segélyt kap köteles együttműködni a munkaügyi központtal. Mindazonáltal a tökéletes korreláció hiánya arra enged következtetni, hogy a munkanélküli járadékban, illetve szociális segélyben részesülők egy része¹¹ nem tekinti aktív keresésnek a munkaügyi központtal való együttműködést. Becslési eredményeink szerint a szociális segély a keresési intenzitásra szignifikáns negatív hatást gyakorol, míg a munkanélküli járadék hatása nem szignifikáns. A szociális segély keresési intenzitásra gyakorolt negatív hatására magyarázat lehet, hogy a segély címzettei döntően olyan nagyon rossz anyagi körülmények között élő munkanélküliek, akiknek meglehetősen kevés esélyük van nyílt piacon való munkához jutásra és ez visszafoghatja a keresési intenzitásukat. A szociális segély nem jelent jövedelmi többletet, ahhoz képest, ha a munkanélküli nem kap segélyt, hanem épp ellenkezőleg, annak a jelzése, hogy a munkanélküli az anyagi javak olyan szintű megfosztottságával néz szembe, mely

¹¹ A munkanélküli járadékban részesülők 6,8%-a, míg a szociális segélyben részesülők 9,4%-a válaszolta azt, hogy nem keres állást a Munkaügyi Központon keresztül.

ellenhetetleníti az álláskeresést¹².

A várható jövedelem, melyet a kistérségi átlagbérrel helyettesítettük negatívan befolyásolja a munkaügyi központok igénybevételét és a munkáltató közvetlen megkeresését, míg a többi keresési mód választására pozitív hatást gyakorol. Ez az eredmény azt sejteti, hogy az előbbi két keresési módon keresztül főként alacsonyabb bérű állások megszerzése lehet célja a munkanélkülieknek. A várható bér keresési intenzitásra gyakorolt hatása pozitív, melynek az a magyarázata, hogy minél magasabb a várható bér, annál nagyobb lehet a munkavállalás haszna és ezért kifizetődő lehet nagyobb erőfeszítést az álláskeresésbe fektetni.

A munkatörténetre és a munkanélküliség jellemzőire vonatkozó változók közül szakpolitikai szempontból talán a közmunka dummy a legfontosabb. Becslési eredményeink szerint a munkaügyi központ választására pozitívan hat, míg az összes többi keresési mód választását negatívan befolyásolja, ha közfoglalkoztatás megszűnése miatt lett az egyén munkanélküli. Mivel csak egy keresési mód választását befolyásolta pozitívan a közmunka, mint utolsó foglalkoztatási jogviszony, ezért várakozásunknak megfelelően a keresési intenzitásra is negatív hatást gyakorol. Úgy tűnik, hogy a közfoglalkoztatásból kikerültek lényegesen rosszabb álláskeresési attitűddel és hatékonysággal rendelkeznek, mint a más okból munkanélkülivé válók, minden egyéb tényezőt változatlanul tartva. A munkaügyi központok erőteljes preferálása az összes többi keresési móddal szemben arra utal, hogy a közfoglalkoztatást elvesztők nagy része nem lát más lehetőséget az újbóli álláshoz jutásra, mint a közfoglalkoztatást. Ez az eredmény összhangban van azokkal a kutatásokkal, melyek a közfoglalkoztatást egyfajta csapdahelyzetként azonosítják, mert minél többször és minél hosszabb ideig közfoglalkoztatott valaki, annál kisebb az esélye, hogy az elsődleges munkapiacra elhelyezkedjen (Bakó és társai, 2014). Ugyanakkor fel kívánjuk hívni a figyelmet arra, hogy egyértelmű oksági kapcsolat a közfoglalkoztatás megszűnése és a keresési magatartás között nem határozható meg teljes bizonyossággal. Jó okunk van azt gondolni, hogy akik korábban közfoglalkoztatottak voltak más nem megfigyelhető jellemzőkkel rendelkeznek, mint a többi munkanélküli.

A nem pályakezdő munkanélküliek a hirdetés olvasása, feladása keresési mód kivételével minden keresési módot kisebb valószínűséggel vesznek igénybe, mint a pályakezdők, az összes többi jellemzőt változatlanul tartva. Ha a munkanélküli nem pályakezdő (volt már korábban munkája), akkor – ceteris paribus – kisebb intenzitással keres állást, mint a pályakezdők, ugyanakkor ez az eredmény csak a férfiak és a teljes minta esetében szignifikáns. A demográfiai változók közül a kor érdemel említést, mely meglepő módon nem szignifikáns egyik mintán sem. A végzettség az eddigi irodalmi adatokkal egybecsengően pozitívan befolyásolja a keresési intenzitást, minél képzetesebb az egyén annál

¹² Rendszeres szociális segítyt, illetve foglalkoztatást helyettesítő támogatást csak akkor kaphat a munkanélküli, ha megélhetése más módon nem biztosított, ami akkor teljesül, ha a családnak az egy fogyasztási egységre jutó havi jövedelme nem haladja meg az öregségi nyugdíj mindenkori legkisebb összegének 90%-át, mely 2016. évben 25650 Ft, és vagyona nincs.

nagyobb a keresési intenzitása. Ugyanakkor az egyes keresési módok választására vonatkozóan jelentős különbségeket találtunk. A munkáltató közvetlen megkeresését egyetlen képzettségi kategória sem befolyásolja szignifikánsan. A munkaügyi központ választására csak a középfokú végzettség gyakorol szignifikáns pozitív hatást a legfeljebb 8 általános iskolai végzettséghez képest, míg a magánközvetítők választásának valószínűségét a középfokú végzettség és a felsőfokú végzettség is pozitívan befolyásolja. Minél képzetlenebb a munkanélküli a legfeljebb nyolc általános végzettségéhez képest annál nagyobb mértékben növekszik a valószínűsége a hirdetés olvasása, feladása keresési mód választásának.

5.3 A munkanélküli járadék reform hatása a keresési intenzitásra és a rezervációs bérre

Elemzésünk előző részében a pénzbeli ösztönzők és a keresési intenzitás közötti kapcsolatot vizsgáltuk alapvetően leíró jelleggel. Oksági hatás kimutatására olyan kvázi-kísérleti szituációt kell keresni, mely lehetővé teszi a tényellentétes állapotok „megfigyelését”. Erre ad lehetőséget a munkanélküli ellátások 2011. szeptember 1-én életbe lépett új szabályozása, mely a maximális folyósítási időt harmadolta, illetve csökkentette a járadék maximálisan adható összegét azért, hogy ösztönözze a munkanélküliek álláskeresési magatartását. A munkanélküli alapvetően kétféle stratégiát alkalmazhat a minél előbbi álláshoz jutás érdekében: fokozhatja a keresési intenzitását azért, hogy növelje az adott idő alatt beérkező állásajánlatok számát, és/vagy csökkentheti a rezervációs bérét, annak érdekében, hogy növelje a jelentkezés elfogadási valószínűségét. A fentiek értelmében ezért a kezelés kimenetelét a regisztrációt¹³ követő első negyedévre vonatkozó keresési intenzitással és rezervációs bérrel mértük. Először grafikus elemzést végeztük, melynek eredményeit a keresési intenzitás tekintetében a függelék F1-F4 ábrái mutatják. Az ábrák azt mutatják, hogy a kezelt csoport esetében a keresési intenzitás átlaga a besoroló változó majdnem minden értéke esetén 4,5 felett van, míg a kontrol csoport esetében a keresési intenzitás az időszak jelentős részében nem éri el a 4.5 értéket, mely azt sejteti, hogy a kezelésnek pozitív hatása volt a keresési intenzitásra.

A grafikus elemzés mellett két ablakszélesség és két magfüggvény alkalmazásával összesen négy szakadós regressziót futtattunk, melyek eredményeit az 1. táblázat mutatja. Az átlagos kezelési hatás a 270 napos ablaknál, a robusztus torzítás-korrigált konfidencia-intervallum esetében nem szignifikáns, melynek vélhetően a kevés adat az oka. Természetesen felmerül a kérdés, hogy melyik konfidencia-intervallumhoz és ablakszélességhez tartozó eredményt fogadjuk el véglegesként. Mivel viszonylag kis minta állt rendelkezésünkre, ezért a hosszabb időszakot megbízhatóbbnak tekintjük a több adat miatt.

¹³ A kezelés hatása intuíciónk szerint akkor a legkifejezettebb, amikor a munkanélküli szembesül a hivatal által megállapított járadék nagysággal és folyósítási idővel.

Hosszabb időszak esetén azonban felmerül annak a veszélye, hogy növekszik a torzítás, ha a függvény jelentősen eltér a polinomiális közelítéstől, valamint hosszabb távon nehezebb elkülöníteni a kezelés hatását a gazdasági környezet változásának a hatásától. Ezért a szakadási ponthoz közelebbi megfigyeléseknek nagyobb súlyt adó trianguláris magfüggvénnyel számított átlagos kezelési hatást tartjuk érvényesnek, amit a robusztus, torzítás-korrigált konfidencia-intervallum mellett értékelünk. Mindezeket figyelembe véve azt mondhatjuk, hogy az munkanélküli járadék reform átlagos kezelési hatása 0,659, mely a 4,5-ös átlagos keresési intenzitást figyelembe véve viszonylag jelentős hatás.

1. táblázat: Munkanélküli járadékreform hatása a keresési intenzitásra

	Keresési intenzitás			
	270 napos ablak		360 napos ablak	
	Trianguláris magfüggvény	Egyenletes magfüggvény	Trianguláris magfüggvény	Egyenletes magfüggvény
Átlagos kezelési hatás, hagyományos KI esetén	0.694** (0.314)	0.739** (0.296)	0.551** (0.261)	0.494** (0.240)
Átlagos kezelési hatás, torzítás-korrigált KI esetén	0.663** (0.314)	0.620** (0.296)	0.744*** (0.261)	0.659*** (0.240)
Átlagos kezelési hatás, robusztus torzítás-korrigált KI esetén	0.663 (0.506)	0.620 (0.481)	0.744* (0.380)	0.659* (0.358)
Megfigyelések száma összesen:	1073		1531	
Megfigyelések száma a kontrol csoportban:	645		1019	
Megfigyelések száma a kezelt csoportban:	428		512	

Megjegyzések: A minta 16-57 év közötti regisztrált, járadékban részesülő munkanélküliek az első munkanélküli negyedévükben. A keresési intenzitást 0-9 kategóriás változóval mértük. A regressziókban a következő pre-determinált változókat szerepeltettük: kistérségi munkanélküliségi ráta logaritmus, kistérségi átlagbérek logaritmus, egy évvel ezelőtti foglalkoztatási státus dummyk (tanult; háztartásbeli volt; gyesen, gyeden volt; egyéb státusú volt), végzettségi kategóriák (szakmunkás, szakiskolai végzettségű; középfokú végzettségű; felsőfokú végzettségű), közmunka dummy, kor, kor négyzete, munkanélküli neme. A referencia kategóriák: dolgozott, legfeljebb általános iskolai végzettség. A ***, **, * szimbólumok jelölik a szignifikáns változókat, rendre 1, 5 és 10 százalékos szinten.

Ezt az eredményt azonban óvatossággal kell kezelni, mivel az adatok alapján már a járadékreform bevezetése előtt elkezdett növekedni a keresési intenzitás, ezért lehetséges, hogy az új szabályozás csak ráerősített egy egyébként is meglévő folyamatra. A rezervációs bér változása ugyanakkor közel sem mutat ennyire meggyőző képet (lásd függelék F5-F8 ábrái). A grafikus elemzést megnehezíti, hogy a rezervációs bér rekeszenkénti átlagának szórása jóval nagyobb, mint a keresési intenzitás esetében. Ha a 270 napos ablakszélesség és a trianguláris magfüggvény esetében nézzük a rezervációs bér átlagát a besoroló változó függvényében (F5. ábra), akkor azt látjuk, hogy közvetlenül a reform bevezetése után meredeken csökken a rekeszenkénti átlagos rezervációs bér, majd körülbelül 80 nap múlva emelkedni kezd és 200 nap után meghaladja a reform előtti szintet. Az összes többi esetben lényegesen enyhébb rezervációs bér csökkenést látunk közvetlenül 2011. szeptember 1. után, valamint kevésbé meredek növekedést a 200 nap után. A grafikus elemzés alapján nem bízhatunk abban, hogy a munkanélküli járadék reform hatására a rezervációs bér csökkent.

Ezt a sejtésünket megerősítik a szakadásos regresszió által kapott eredmények (2. táblázat). A rezervációs bér esetében is a hosszabb időszakot és a trianguláris magfüggvénnyel számított átlagos kezelési hatást, valamint a robusztus torzítás-korrigált konfidencia-intervallum mellett számított standard hibát tekintjük érvényes eredménynek. Noha a koefficiensek minden esetben a vártak megfelelően negatívak, azonban csak a 270 napos ablakszélesség, és a torzítás-korrigált konfidencia-intervallum esetében szignifikánsak. A becslési eredményeink azt mutatják, hogy a munkanélküli járadékreformnak csak a keresési intenzitásra volt pozitív hatása, a rezervációs bérre vonatkozóan nem sikerült érdemi, szignifikáns hatást kimutatni. Mindazonáltal eredményeinket fenntartásokkal kell kezelni az adatbázis jellegéből fakadó adatproblémák miatt.

2. táblázat: A munkanélküli járadékreform hatása a rezervációs bérre

	Rezervációs bér			
	270 napos ablak		360 napos ablak	
	Trianguláris magfüggvény	Egyenletes magfüggvény	Trianguláris magfüggvény	Egyenletes magfüggvény
Átlagos kezelési hatás, hagyományos KI esetén	-5,342 (5,704)	-2,679 (5,142)	-1,383 (4,579)	134.6 (4,019)
Átlagos kezelési hatás, torzítás-korrigált KI esetén	-12,284** (5,704)	-12,723** (5,142)	-7,111 (4,579)	-4,317 (4,019)
Átlagos kezelési hatás, robusztus torzítás-korrigált KI esetén	-12,284 (9,617)	-12,723 (8,966)	-7,111 (7,053)	-4,317 (6,376)
Megfigyelések száma összesen:	1073		1531	
Megfigyelések száma a kontrol csoportban:	645		1019	
Megfigyelések száma a kezelt csoportban:	428		512	

Megjegyzések: A minta 16-57 év közötti regisztrált, járadékban részesülő munkanélküliek az első munkanélküli negyedévükben. A keresési intenzitást 0-9 kategóriás változóval mértük. A regressziókban a következő pre-determinált változókat szerepeltettük: kistérségi munkanélküliségi ráta logaritmus, kistérségi átlagbérek logaritmus, egy évvel ezelőtti foglalkoztatási státus dummy-k (tanult; háztartásbeli volt; gyesen, gyeden volt; egyéb státusú volt), végzettségi kategóriák (szakmunkás, szakiskolai végzettségű; középfokú végzettségű; felsőfokú végzettségű), közmunka dummy, kor, kor négyzete, munkanélküli neme. A referencia kategóriák: dolgozott, legfeljebb általános iskolai végzettség. A ***, **, * szimbólumok jelölik a szignifikáns változókat, rendre 1, 5 és 10 százalékos szinten.

Egyrészt nem tudtuk mérni annak a hatását, hogy a járadékreform hatására a minimális folyósítási időhöz több foglalkoztatásban eltöltött napra volt szükség, így voltak olyanok, akik 2011. szeptember 1. előtt még kaptak volna járadékot, de 2011. szeptember 1. után már nem voltak rá jogosultak. Másrészt mindenki, aki azt válaszolta a Munkaerő-felmérés során, hogy kapott munkanélküli járadékot, annak az aktuális negyedévre vonatkozóan volt munkanélküli járadéka, ezért 2011. szeptember 1. után mindenki a maximális 90 nap folyósítási idővel rendelkezett, ennél rövidebb időszakot nem tudunk a Munkaerő-felmérésben megfigyelni.

6. ÖSSZEFOGLALÁS

Jelen tanulmányban a munkanélküliek keresési magatartását elemeztük a KSH MEF adatainak felhasználásával a különös tekintettel pénzbeli ösztönzők szerepére a keresési módok és a keresési intenzitás magyarázatában, valamint az előzőekkel összefüggésben megvizsgáltuk a munkanélküli ellátással kapcsolatos 2011. szeptember 1-én életbelépő új szabályozás hatását a munkanélküliek keresési intenzitására és rezervációs bérére.

Eredményeink megmutatták, hogy a pénzbeli ösztönzők jelentősen befolyásolják a munkanélküliek álláskeresési magatartását. Azt találtuk, hogy a rezervációs bér és a kistérségi átlagbér pozitívan, míg a szociális segély és eltartottak aránya (egy főre jutó háztartási jövedelem) negatívan befolyásolja a keresési intenzitást. Annak, hogy a munkanélküli részesült munkanélküli járadékban, vagy sem, nem volt szignifikáns hatása a keresési intenzitására. Ugyanakkor a munkanélküli járadék folyósítási idejének és maximális összegének csökkentése a szabályok bevezetését követő egy éven belül pozitívan befolyásolta a keresési intenzitást, de nem volt szignifikáns hatása a rezervációs bérre. A munkanélküli járadékreform keresési intenzitásra gyakorolt pozitív hatását némiképp beárnyékolja, hogy a keresési intenzitás már a 2011. szeptember 1-én bevezetett új munkanélküli járadék szabályok bevezetése előtt növekedésnek indult, ezért úgy tűnik, hogy az új szabályok csak egy már meglévő folyamatra erősítettek rá. Fontos szakpolitikai tanulsággal szolgál, hogy azoknak a keresési intenzitása kisebb, akik előzőleg közfoglalkoztatottak voltak azokhoz képest, akik nem a közfoglalkoztatás megszűnése miatt váltak munkanélkülivé. A becslési eredmények azt mutatják, hogy a munkapiaci aktivitást (keresési döntést) legnagyobb mértékben a munkaképtelenség korlátozza, mely ráirányítja a figyelmet a megváltozott munkaképességűek foglalkoztatásához kapcsolódó intézkedések fontosságára. A 4 éven aluli gyermek jelenléte a családban negatívan, míg a bölcsődei férőhelyek száma pozitívan befolyásolja a keresési hajlandóságot, mely szintén arra utal, hogy megfelelő szakpolitikai beavatkozással növelhető lenne az aktivitási ráta.

Végezetül arra kívánjuk felhívni a figyelmet, hogy eredményeik alapján csak kellő körültekintéssel lehet foglalkoztatáspolitikai javaslatokat megfogalmazni. A segélyekkel kapcsolatosan komoly hiányossága az általunk használt adatbázisnak, hogy nem ismerjük a munkanélküliek által kapott segélyek nagyságát, sem pedig a háztartás jövedelmét, ezért nem tudunk egyik esetben sem a szintekkel kapcsolatos hatásokat mérni. Kérdéseket vethet fel a keresési intenzitás mérése, mely ugyan az irodalomban széleskörűen elfogadott, mégis okozhat torzítást, ha a keresésre fordított idő, pénz, nem arányos az alkalmazott keresési módok számával. Ez akkor fordulhat elő, ha vannak olyan munkanélküliek, akik csak kevés

keresési módot használnak, de azokra sok időt és erőfeszítést szánnak, vagy fordítva, lehetnek olyan munkanélküliek is, akik ugyan sok keresési módot használnak, de azokra összességében kevés erőfeszítést fordítanak. Az ideális az lenne, ha ismernénk minden egyes keresési mód esetében a felhasznált időt és egyéb erőforrásokat, valamint azt, hogy melyik keresési mód volt az, mely a kilépést lehetővé tette.

7. IRODALOM

- Adamchik, V. [1999]: "The Effect of Unemployment Benefits on the Probability of Re-employment in Poland", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 95-108
- Addison, J. T. és Portugal, P. [2002]: "Job search methods and outcomes ", *Oxford Economic Papers*, Vol. 54, 505-533
- Bachmann, R. és Baumgarten, D. [2012]: "How Do the Unemployed Search for a Job?", *Ruhr Economic Papers*, No. 312
- Baily, M. N. [1978]: "Some aspects of optimal unemployment insurance", *Journal of Public Economics*, 10(3), 379-402
- Baker, S. R. és Fradkin, [2016]: "The Impact of Unemployment Insurance on Job Search: Evidence from Google Search Data", kézirat
- Bakó Tamás, Cseres-Gergely Zsombor, Kálmán Judit, Molnár György (kutatásvezető) és Szabó Tibor [2014]: "A munkapiac peremén lévők és a költségvetés", MTA KRTK-KTI, kézirat
- Böheim, R. és Taylor, M. [2001]: "Job search methods, intensity and success in Britain in the 1990s", kézirat
- Caliendo, M, Schmidl, R., Uhlenhorff A. [2010]: "Social Networks, Job Search Methods and Reservation Wages: Evidence for Germany", *IZA Working Papers*, IZA DP. No. 5165.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D. és Titiunik, R. [2014a]: "Robust Data-Driven Inference in the Regression-Discontinuity Design", *Stata Journal*, 14(4), 909-946
- Calonico, S., Cattaneo, M.D. és Titiunik, R. [2014b]: "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs", *Econometrica*, Vol. 82, No. 6, 2295-2326
- Calonico, S., Cattaneo, M.D., Farrell, M. H. és Titiunik, R. [2016]: "Regression Discontinuity Designs Using Covariates", Working Paper, University of Michigan
- Cappellari, L. és Tatsiramos, K. [2010]: "Friend's Networks and Job Finding Rates", *IZA Working Papers*, IZA DP. No. 5240.

- Card, D., Chetty, R. és Weber, A. [2007], "The Spike at Benefit Exhaustion: Leaving the Unemployment System or Starting a New Job?", *The American Economic Review*, Vol. 97, No. 2, 113-118
- Cattaneo, M. D., Jansson, M. és X. Ma, [2016]: "Simple Local Regression Distribution Estimators with an Application to Manipulation Testing", working paper, University of Michigan
- Chetty, R. [2008], "Moral Hazard vs. Liquidity and Optimal Unemployment Insurance", *Journal of Political Economy*, 116(2), 173-234
- De Luca, G. és Perotti, V. [2011]: "Estimation of ordered response models with sample selection", *Stata Journal*, 11: 213-239
- Eriksson, T., Lilja, R. és Torp H. [2002]: "Determinants of Job Search Intensity – Some Evidence From the Nordic Countries", *Labour Institute for Economic Research, Discussion Papers No. 185*
- Farber, H. S., Rothstein, J. és Valletta, R. G., (2015): "The Effect of Extended Unemployment Insurance Benefits: Evidence from the 2012-2013 Phase-Out.", *American Economic Review*, 105(5):171-176
- Firle, R. és Szabó, A. [2007]: "A rendszeres szociális segély célzottsága és munkakínálati hatása", *Közpénzügyi Füzetek*, Vol. 18.
- Galasi Péter és Nagy Gyula [2003]: "A munkanélküli-ellátás változásainak hatása a munkanélküliek segélyezésére és elhelyezkedésére", *Közgazdasági Szemle*, 7–8. 608–634.
- Galasi, Péter [1996], "A munkanélküliek álláskereső magatartása", *Közgazdasági Szemle*, XLIII. évf. , szeptember, 805-815 old.
- Hahn, J. , Todd, P. és Van der Klaauw, W. [2001]: "Identification and Estimation of Treatment Effects with Regression-Discontinuity Design", *Econometrica*, Vol. 69, No. 1., 201-209.
- Holzer, H. J. [1988]: "Search Method Use by Unemployed Youth", *Journal of Labor Economics*, Vol. 6, No. 1 (Jan., 1988), 1-20
- Katz, L. F. és Meyer, B. D. [1990a]: "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment", *Journal of Public Economics*, 41(1):45-72
- Katz, L. F. és Meyer, B. D. [1990b]: "Unemployment Insurance, Recall Expectations, and Unemployment Outcomes", *Quarterly Journal of Economics*, 105(4):973-1002
- Köllő János [2001]: "A járadékos munkanélküliek álláskilátásai 1994 és 2001 tavaszán", *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, BWP 2001/7
- Krueger, Alan, B. és Mueller, A. [2010], "Job search and unemployment insurance: New evidence from time use data", *Journal of Public Economics*, 94, 298-307 old.
- Laive, R. [2007]: "Unemployment Benefits, Unemployment Duration, and Post-Unemployment Jobs: A Regression Discontinuity Approach", *The American Economic Review*, Vol. 97, No. 2, 108-112
- Lindner, A. és Reizer, B. [2016]: "Frontloading the Unemployment Benefit: An Empirical Assessment", *MTA KRTK-KTI műhelytanulmány*, MT-DP-2016/27
- Manski, C. F. [1988], "Identification of binary response models", *Journal of the American Statistical Association*, 83: 729-738
- McCrary, J. [2008], "Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test.", *Journal of Econometrics*, 142(2), 698-714 old.

McGregor, A. [1983]: "Neighborhood Influence on Job Search and Job Finding Methods", *British Journal of Industrial Relations*, Volume 21, Issue 1, 91–99

Micklewright, J. és Nagy Gyula [1998], "Segélyezés, életszínvonal és ösztönzés a munkanélküli-járadék kimerítése után", *Közgazdasági Szemle*, 5. szám, 401-423 old.

Moffitt, R. [1985], "Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells", *Journal of Econometrics*, 28(1):85-101

Osberg, L. [1993]: "Fishing in different pools: job-search strategies and job-finding success in Canada in the early 1980s", *Journal of Labour Economics*, 11(2), pp. 348-386.

Puhani, P. [2000]: "Poland on the dole: The effect of reducing the unemployment benefit entitlement period during transition", *Journal of Population Economics*, vol. 13, 35-44

Rees, A. [1966]: "Information networks in labour markets", *The American Economic Review*, Vol 56, pp. 559-566.

Shimer, R. és Wering, I. [2007]: "Reservation wages and unemployment insurance", *The Quarterly Journal of Economics* (2007) 122 (3): 1145-1185

Smirnova, N. [2004]: "Job Search Behaviour of Unemployed in Russia", kézirat, William Davidson Institute, Working Paper Number: 629

St. Louis, R., Burgess, P., Kingston, J. [1986]: "Reported vs. Actual job search by unemployment insurance claimants", *Journal of Human Resources*, 21, 92-117

Tasci, H. M., [2008]: "Job Search and Determinants of Job Search Intensity in Turkey", kézirat

Try, S. [2005]: "The use of job search strategies among university graduates", *The Journal of Socio-Economics*, Vol. 34, 223–243

Wadsworth, J. [1991]: "Unemployment benefits and search effort in the UK labor market", *Economica*, Vol. 58, pp. 17-34.

Weber, A. és Mahringer, H. [2008]: "Choice and success of job search methods", *Empirical Economics*, Volume 35, Issue 1, 153-178

Függelék

F1. táblázat: Munkapiaci aktivitás magyarázó egyenlet változói, leíró statisztika

	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
Keresett-e állást az elmúlt 4 héten	0,20	0,40	0,00	1
Eltartottak aránya	0,82	0,22	0,17	1
Szociális segílyt kap	0,09	0,29	0	1
Munkanélküli járadék	0,03	0,17	0	1
Kistérségi munkanélküliségi ráta logaritmus	-2,23	0,59	-5,36	-0,61
Kistérségi munkanélküliségi ráta	0,13	0,07	0	0,54
Kistérségi átlagbér logaritmus	11,96	0,21	11,57	12,53
Kistérségi átlagbér	160432,60	36770,78	106181,70	277116,70
Munkaképtelen	0,21	0,41	0	1
0-5 hónapja munkanélküli	0,09	0,28	0	1
6-12 hónapja munkanélküli	0,09	0,28	0	1
13-24 hónapja munkanélküli	0,12	0,33	0	1
25-36 hónapja munkanélküli	0,07	0,25	0	1
37-48 hónapja munkanélküli	0,07	0,25	0	1
48 hónapnál hosszabb ideje munkanélküli	0,57	0,49	0	1
Munkanélküli közmunka megszűnése miatt	0,06	0,23	0	1
Volt már korábban munkája	0,83	0,38	0	1
Férfi	0,41	0,49	0	1
Egy éve dolgozott	0,12	0,33	0	1
Egy éve tanult	0,04	0,19	0	1
Egy éve háztartásbeli volt	0,04	0,20	0	1
Egy éve gyesen, gyeden volt	0,10	0,30	0	1
Egy éve egyéb státusú volt	0,70	0,46	0	1
Legfeljebb általánost végzett	0,38	0,49	0	1
Szakmunkás	0,29	0,45	0	1
Középfokú végzettségű	0,24	0,43	0	1
Felsőfokú végzettségű	0,09	0,28	0	1
Kor	47,05	14,33	15	64
1000 szülőképes korú nőre jutó bölcsődei férőhelyek száma	15,76	10,48	0	39,46

F2. táblázat: Keresési módokat és keresési intenzitást magyarázó egyenletek változói

	Átlag	Szórás	Min	Max
Munkaügyi Központ	0,80	0,40	0	1
Magánközvetítő	0,31	0,46	0	1
Közvetlenül munkáltató	0,78	0,42	0	1
Rokon, ismerős	0,90	0,31	0	1
Hirdetés feladása, olvasása	0,89	0,31	0	1
Keresési intenzitás (4 kategóriás)	1,76	0,51	0	3
Keresési intenzitás (bináris)	0,46	0,50	0	1
Rezervációs bér	82097,63	25893,49	9105,54	481135,20
Rezervációs bér logaritmus	11,28	0,26	9,12	13,08
Eltartottak aránya	0,79	0,23	0,20	1,00
Szociális segélyt kap	0,24	0,42	0	1
Munkanélküli segély kap	0,10	0,30	0	1
Kistérségi átlagbér	160265,10	37503,56	106181,70	277116,70
Kistérségi átlagbér logaritmus	11,96	0,21	11,57	12,53
Kistérségi munkanélküliségi ráta	0,15	0,07	0,00	0,54
Kistérségi munkanélküliségi ráta logaritmus	-2,04	0,49	-5,36	-0,61
0-5 hónapja munkanélküli	0,21	0,41	0	1
6-12 hónapja munkanélküli	0,19	0,39	0	1
13-24 hónapja munkanélküli	0,19	0,39	0	1
25-36 hónapja munkanélküli	0,06	0,25	0	1
37-48 hónapja munkanélküli	0,05	0,22	0	1
48 hónapnál hosszabb ideje munkanélküli	0,30	0,46	0	1
Munkanélküli közmunka megszűnése miatt	0,12	0,33	0	1
Volt már korábban munkája	0,85	0,36	0	1
Férfi	0,55	0,50	0	1
Egy éve dolgozott	0,27	0,44	0	1
Egy éve tanult	0,07	0,26	0	1
Egy éve háztartásbeli volt	0,02	0,14	0	1
Egy éve gyesen, gyeden volt	0,03	0,17	0	1
Egy éve egyéb státusú volt	0,61	0,49	0	1

Legfeljebb általános iskola	0,34	0,47	0	1
Szakmunkás	0,34	0,47	0	1
Középfokú végzettségű	0,25	0,43	0	1
Felsőfokú végzettségű	0,08	0,27	0	1
Kor	37,62	12,03	15	64
Kor négyzete	1559,82	935,14	225	4096

F3. táblázat: A reform előtti és utáni átlagok összehasonlítása, 270 napos ablak

	2011. 09.01. előtt 270 nap	2011. 09.0 1. után 270 nap	Különbség	t-statisztika
Keresési intenzitás (10 kategória)	4,41	4,65	0,23	-2,6747
Járadék folyósítási ideje (nap)	141,8	90	51,8	20,9663
Rezervációs bér	84549	82944	-1605	1,0688
Eltartottak aránya	78%	78%	-0.002%	0,1601
Kistérségi átlagbér	156043	161630	5587	-2,6054
Kistérségi munkanélküliségi ráta	15%	14%	-1%	2,3334
Férfiak	53%	56%	3%	-0,9127
Kor	37.37	37.46	0.09	-0,1416
Legfeljebb 8 általánost végzett	27%	26%	-1%	-0,2868
Szakmunkás	39%	35%	-4%	1,2487
Középfokú végzettségű	25%	31%	6%	-1,984
Felsőfokú végzettségű	9%	8%	-1%	0,2863

F4. táblázat: A reform előtti és utáni átlagok összehasonlítása, 360 napos ablak

	2011.09.01. előtt 360 nap	2011.09.0 1. után 360 nap	Különbség	t-statisztika
Keresési intenzitás (10 kategória)	4,315996	4,634766	0,31877	-4,2328
Járadék folyósítási ideje (nap)	140,3435	90	-50,3435	25,3986
Rezervációs bér	83440	84454	1015	-0,6475
Eltartottak aránya	80%	78%	-2%	1,7397
Kistérségi átlagbér	154347	161305	6957	-3,7474
Kistérségi munkanélküliségi ráta	16%	14%	-2%	5,0882
Férfiak	56%	54%	-2%	0,7174
Kor	37,88	37,69	-0,19	0,3416
Legfeljebb 8 általánost végzett	30%	25%	-5%	2,0602
Szakmunkás	40%	35%	-4%	1,607
Középfokú végzettségű	23%	30%	7%	-2,7027
Felsőfokú végzettségű	7%	10%	3%	-1,6701

F5. Munkapiaci aktivitást meghatározó tényezők (koefficiensek)

	Teljes minta	Férfiak	Nők
Eltartottak aránya	-0.254*** (0.0297)	-0.261*** (0.0425)	-0.300*** (0.0419)
Szociális segély	0.518*** (0.0201)	0.382*** (0.0275)	0.624*** (0.0295)
Munkanélküli járadék	0.783*** (0.0255)	0.634*** (0.0336)	0.900*** (0.0387)
Kistérségi munkanélküliségi ráta logaritmus	0.570*** (0.0125)	0.620*** (0.0179)	0.528*** (0.0174)
Kistérségi átlagbér logaritmus	0.458*** (0.0408)	0.545*** (0.0606)	0.376*** (0.0558)
Munkaképtelen	-1.320*** (0.0309)	-1.415*** (0.0447)	-1.201*** (0.0429)
6-12 hónapja munkanélküli	0.105*** (0.0147)	0.176*** (0.0204)	0.0453** (0.0215)
13-24 hónapja munkanélküli	0.0536*** (0.0191)	0.161*** (0.0263)	-0.0335 (0.0282)
25-36 hónapja munkanélküli	-0.0884*** (0.0248)	-0.0479 (0.0343)	-0.128*** (0.0362)
37-48 hónapja munkanélküli	-0.101*** (0.0278)	-0.193*** (0.0403)	-0.0380 (0.0386)
48 hónapnál hosszabb ideje munkanélküli	-0.315*** (0.0216)	-0.471*** (0.0327)	-0.291*** (0.0303)
Közmunka	-0.422*** (0.0266)	-0.428*** (0.0357)	-0.404*** (0.0397)
Volt már korábban munkája	0.447*** (0.0220)	-0.0203 (0.0392)	0.558*** (0.0286)
Férfi	0.202*** (0.0139)		
Egy éve tanult	0.270*** (0.0299)	-0.0267 (0.0405)	0.440*** (0.0444)
Egy éve háztartásbeli volt	-0.829*** (0.0378)	-0.760*** (0.0931)	-0.785*** (0.0443)
Egy éve gyesen, gyeden volt	-1.053*** (0.0289)	-1.331*** (0.121)	-0.825*** (0.0334)
Egy éve egyéb státusú volt	0.00620 (0.0147)	-0.0968*** (0.0197)	0.0911*** (0.0220)
Szaktanulás	0.148*** (0.0169)	0.189*** (0.0242)	0.132*** (0.0246)
Középfokú végzettségű	0.0990*** (0.0181)	0.0869*** (0.0286)	0.141*** (0.0237)
Felsőfokú végzettségű	-0.00204 (0.0256)	0.0308 (0.0438)	0.0576* (0.0323)
Kor	0.142*** (0.00374)	0.151*** (0.00517)	0.148*** (0.00560)
Kor2	-0.00224*** (4.33e-05)	-0.00230*** (5.99e-05)	-0.00232*** (6.46e-05)
Bölcsődei férőhelyek száma	0.00690*** (0.000841)	0.00829*** (0.00123)	0.00627*** (0.00116)
0-3 éves gyerek a családban	-0.593*** (0.0218)	-0.200*** (0.0321)	-0.833*** (0.0317)
Megfigyelések száma	251273	103580	147693
Pszedo-R2	0.3858	0.3914	0.3741

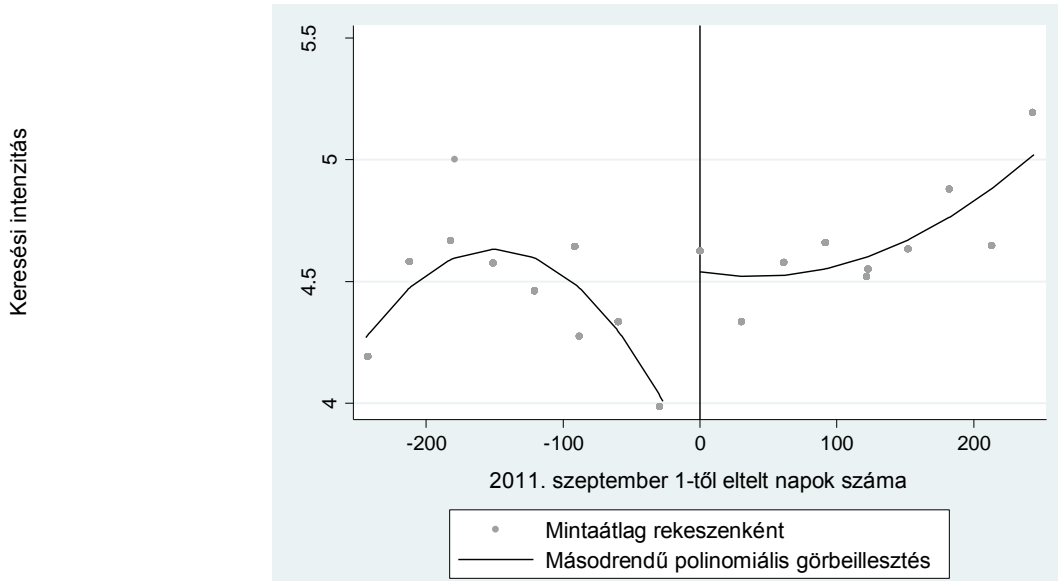
Megjegyzés: Probit becslés; függő változó értéke 1, ha keresett az egyén állást, 0 egyébként. Adatbázis: KSH MEF 2010-2013 közötti 16 negyedév. Minta: 15-64 éves, nem tanuló, nem foglalkoztatottak. Referencia-kategóriák: legfeljebb 8 általánost végzett, 0-5 hónapja munkanélküli, egy éve dolgozott. Az év és negyedév dummy-k nem szerepelnek a táblázatban. A ***, **, * szimbólumok jelölik a szignifikáns változókat, rendre 1, 5 és 10 százalékos szinten. A klaszterezett standard hibák zárójelben találhatók.

F6. táblázat: Keresési módokat meghatározó tényezők, marginális hatások

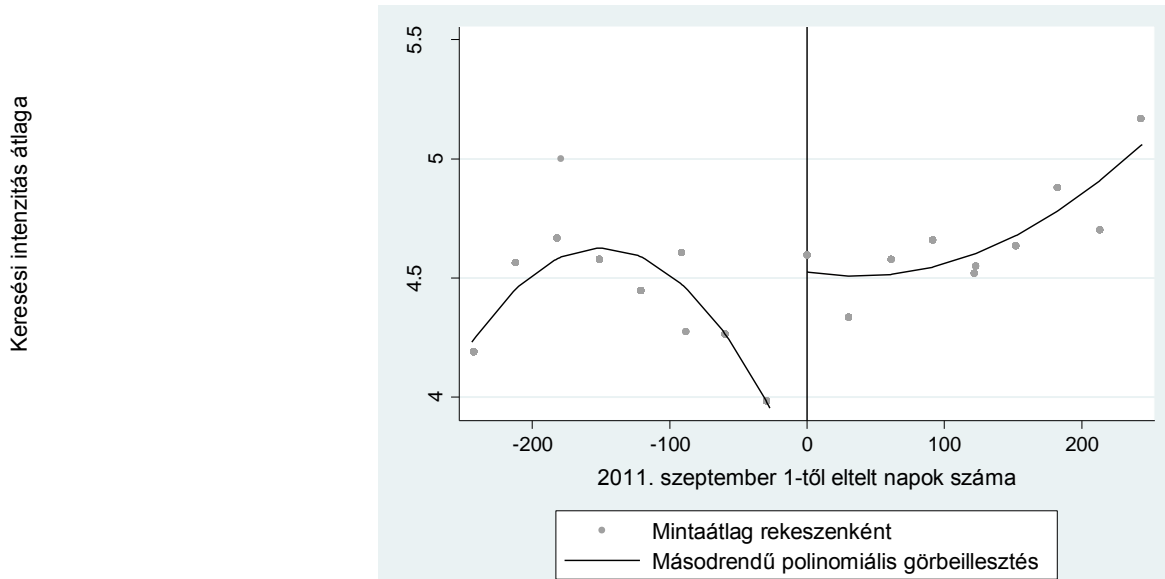
	Munkaügyi közvetítő	Magán-közvetítő	Közvetlenül munkáltató	Rokon, ismerős	Hirdetés feladása, olvasása
Rezervációs bér logaritmusa	-0.109*** (0.0139)	0.158*** (0.0167)	0.0514*** (0.0137)	-0.0176* (0.0100)	0.0110 (0.00686)
Eltartottak aránya	0.00760 (0.0107)	-0.0163 (0.0189)	-0.0150 (0.0140)	-0.0320*** (0.0118)	-0.0350*** (0.00939)
Szociális segély	0.0706*** (0.00992)	-0.0912*** (0.0121)	-0.0425*** (0.00812)	-0.00523 (0.00579)	-0.0241*** (0.00385)
Munkanélküli járadék	0.0917*** (0.0117)	-0.0432*** (0.0146)	-0.0219** (0.00999)	-0.00956 (0.00736)	-0.00979** (0.00465)
Kistérségi munkanélküliségi ráta logaritmusa	-0.0151*** (0.00563)	-0.0871*** (0.0111)	0.00494 (0.00813)	-0.00825 (0.00549)	-0.0242*** (0.00338)
Kistérségi átlagbér logaritmusa	-0.170*** (0.0153)	0.130*** (0.0229)	-0.199*** (0.0168)	0.0642*** (0.0179)	0.0894*** (0.0188)
6-12 hónapja munkanélküli	0.00312 (0.00493)	0.0164** (0.00777)	0.0109* (0.00586)	-0.00930** (0.00464)	0.00166 (0.00271)
13-24 hónapja munkanélküli	0.00395 (0.00631)	0.0291*** (0.0104)	0.00871 (0.00761)	-0.00316 (0.00574)	0.0124*** (0.00374)
25-36 hónapja munkanélküli	-0.0224** (0.0101)	0.0419*** (0.0148)	0.00327 (0.0110)	0.00283 (0.00789)	0.00925** (0.00469)
37-48 hónapja munkanélküli	-0.0325*** (0.0119)	0.0227 (0.0174)	-0.0189 (0.0135)	-0.0108 (0.00998)	0.00577 (0.00529)
48 hónapnál hosszabb ideje munkanélküli	-0.0454*** (0.0105)	0.0400*** (0.0147)	-0.0288** (0.0115)	-0.0194** (0.00901)	0.00357 (0.00480)
Közmunka	0.0340*** (0.00773)	-0.0518*** (0.0152)	-0.0370*** (0.0123)	-0.0274*** (0.0103)	-0.0464*** (0.0109)
Volt már korábban munkája	-0.0485*** (0.00934)	-0.0571*** (0.0183)	-0.0223* (0.0125)	-0.00349 (0.00922)	0.00762 (0.00679)
Férfi	-0.0342*** (0.00554)	-0.0166* (0.00878)	0.0263*** (0.00697)	0.00946* (0.00489)	-0.00710** (0.00294)
Egy éve tanult	0.0196** (0.00960)	-0.0422** (0.0165)	0.0124 (0.0124)	0.00750 (0.00888)	-0.00755 (0.00643)
Egy éve háztartásbeli volt	-0.0127 (0.0185)	0.0314 (0.0314)	0.0128 (0.0214)	0.0198* (0.0114)	0.0209*** (0.00630)
Egy éve gyesen, gyeden volt	0.000161 (0.0168)	0.0295 (0.0313)	-0.0150 (0.0221)	0.0208* (0.0121)	0.00330 (0.00889)
Egy éve egyéb státusú volt	-0.0121** (0.00494)	-0.0147* (0.00762)	-0.0185*** (0.00587)	0.00200 (0.00423)	0.00163 (0.00274)
Szaktanács	0.000350 (0.00616)	0.0120 (0.0106)	0.0259*** (0.00784)	0.0181*** (0.00604)	0.0263*** (0.00541)
Középfokú végzettségű	0.0157** (0.00663)	0.0234** (0.0114)	0.0133 (0.00826)	0.0150** (0.00610)	0.0315*** (0.00615)
Felsőfokú végzettségű	-0.00244 (0.00973)	0.0388** (0.0167)	0.00484 (0.0123)	-0.00195 (0.00897)	0.0295*** (0.00619)
Kor	-0.00355** (0.00178)	-0.0113*** (0.00349)	-0.00117 (0.00237)	-0.000260 (0.00175)	-0.00336*** (0.000883)
Kor ²	6.28e-05*** (2.27e-05)	0.000162*** (4.81e-05)	1.06e-05 (3.22e-05)	1.80e-06 (2.40e-05)	3.79e-05*** (1.15e-05)
Megfigyelések száma:	50859	50859	50859	50859	50859
Log-pszeudolikelihood:	-101162.89	-108006.16	-104109.84	-94526.717	-93308.473

Megjegyzés: Probit becslés; függő változó értéke 1, ha az egyén az adott keresési módot alkalmazta, 0 ha nem. Adatbázis: KSH MEF 2010-2013 közötti 16 negyedév. Minta: 15-64 éves, nem tanuló nem foglalkoztatottak. Referencia-kategóriák: legfeljebb 8 általánost végzett, 0-5 hónapja munkanélküli, egy éve dolgozott. Az év és negyedév dummy-k nem szerepelnek a táblázatban. A marginális hatások a többi változó átlagértékén számítottak. A ***, **, * szimbólumok jelölik a szignifikáns változókat, rendre 1, 5 és 10 százalékos szinten. A klaszterezett standard hibák zárójelben találhatóak.

F1. ábra: Átlagos keresési intenzitás, 270 napos ablak, trianguláris magfüggvény

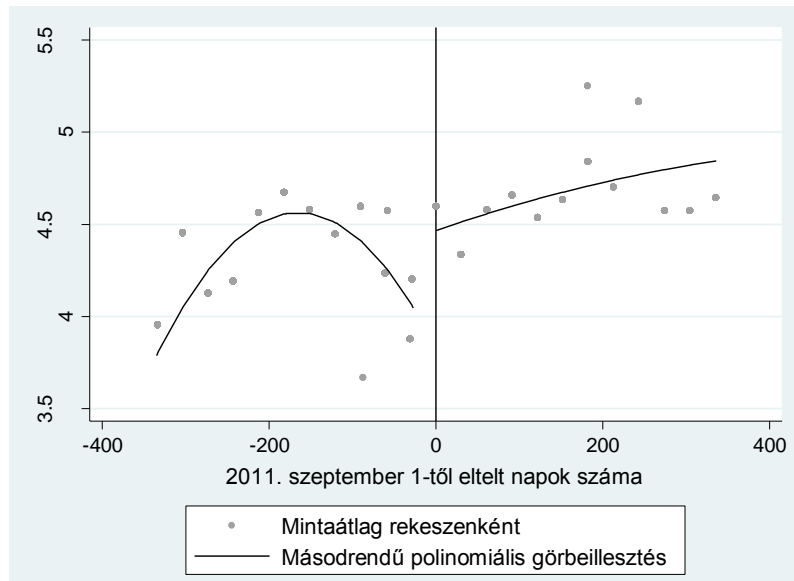


F2. ábra: Átlagos keresési intenzitás, 270 napos ablak, egyenletes magfüggvény



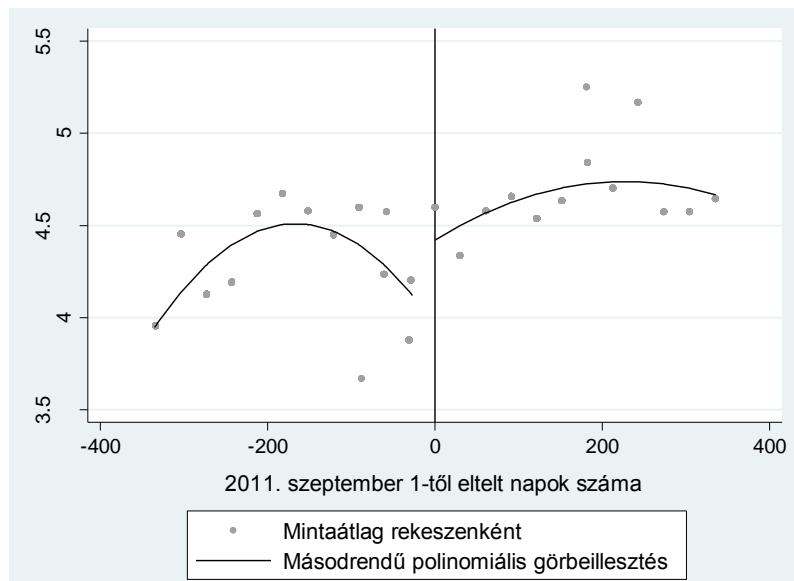
F3. ábra: Átlagos keresési intenzitás, 360 napos ablak, trianguláris magfüggvény

Keresési intenzitás átlaga



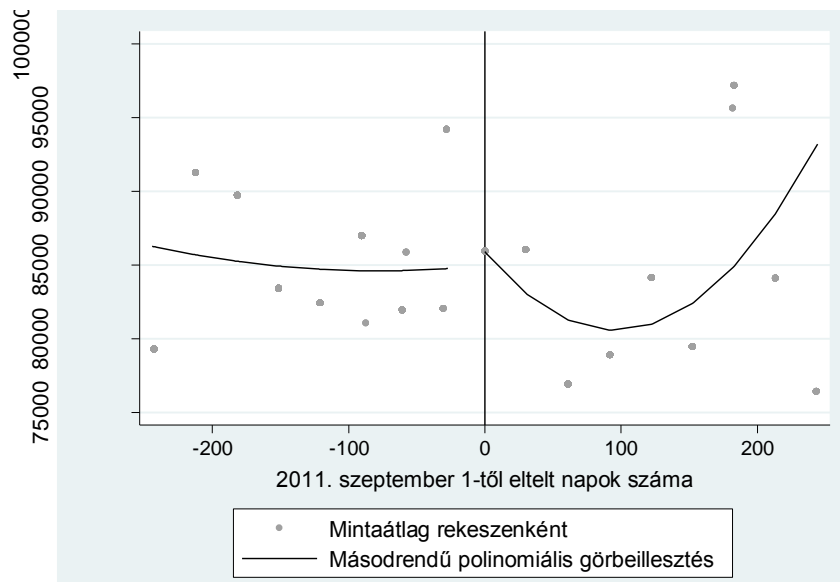
F4. ábra: Átlagos keresési intenzitás, 360 napos ablak, egyenletes magfüggvény

Keresési intenzitás átlaga

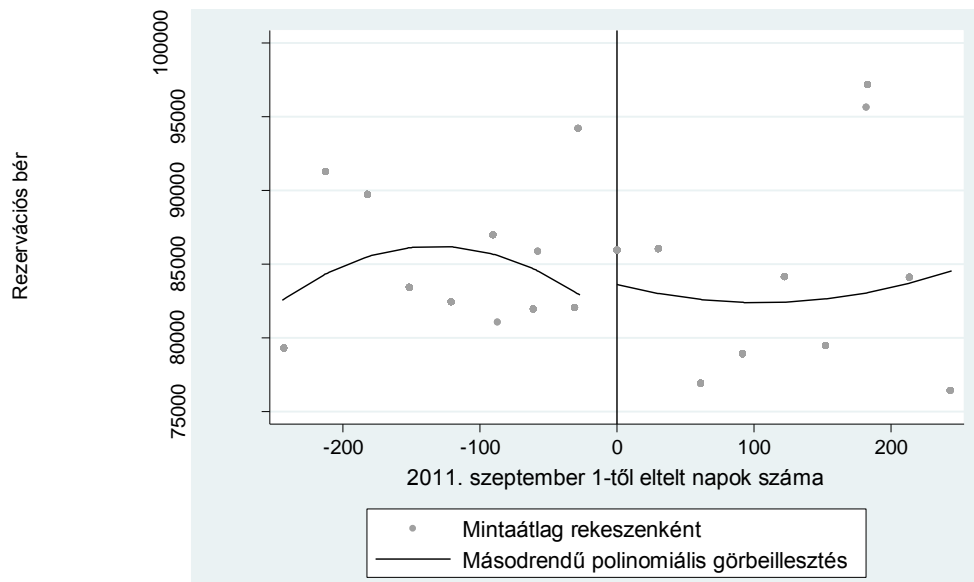


Rezervációs bér átlaga

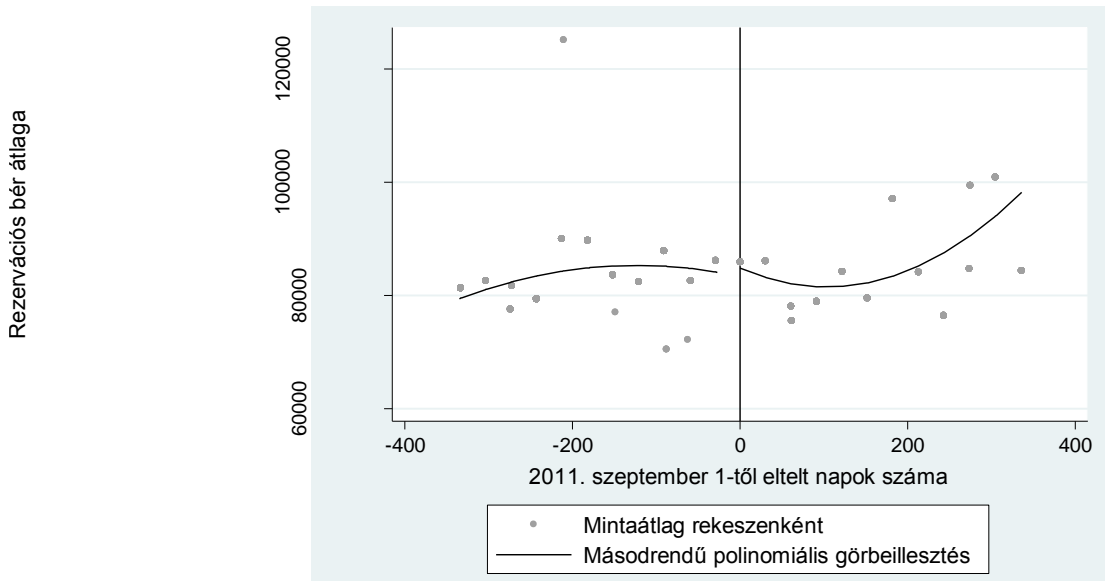
F5. ábra: Átlagos rezervációs bér, 270 napos ablak, trianguláris magfüggvény



F6. ábra: Átlagos rezervációs bér, 270 napos ablak, egyenletes magfüggvény



F7. ábra: Átlagos rezervációs bér, 360 napos ablak, trianguláris magfüggvény



F8. ábra: Átlagos rezervációs bér, 360 napos ablak, egyenletes magfüggvény

