

Munkapiaci áramlások számítása és alkalmazása az idősebb emberek foglalkoztatásának vizsgálatára[†]

Cseres-Gergely Zsombor[‡]

Első, nem véglegesített változat - kérem, ne idézzék! Minden véleményt szívesen veszek.

Kivonat

A tanulmány a státusok közötti áramlások használatát mutatja be magyarországi adatokon. Elsőként ismerteti és szétválasztja az áramlások közvetlen használatakor fellépő hibákat, melyek fő forrása az, hogy a naiv számítások nem veszik figyelembe az áramlások és az állományok közötti összefüggés. Ezután olyan eljárást mutatunk be, amelynek segítségével az aggregált áramlások egyszerűen konzisztenssé tehetők az állományi adatokkal.

Az áramlás-állomány konzisztencia megkövetelése elengedhetetlen konzisztens idősorok kialakításához – a meg nem egyezés már szemmel vizsgálva is „megmagyarázhatatlan” ellentmondásokhoz vezethet. Mivel a hibák két időszak között jelentkeznek, elsősorban az időpont-párok közötti átmenetek elemzését érintik, amilyenek a rövid távú előrejelzések és utólagos elemzések, gyorsjelentések. Ide sorolhatnánk az átmenet-valószínűségek többváltozós elemzését is, mert a hiba nemcsak a szintek, de a regressziós paraméterek becsült értékét is érinti. Sajnos az aggregált adatokon rutinszerűen alkalmazható eljárás erre a területre nem vihető át közvetlenül, így ez az alkalmazás további kutatásra vár.

A bemutatott módszert a 45-64 éves korosztály foglalkoztatásának és nyugdíj-igénylésének időbeli alkalmazására alkalmazom. Az eredmények azt mutatják, hogy a korosztály foglalkoztatási rátájának 1998 után megfigyelhető erőteljes növekedése jelentős részben a nagyobb foglalkoztatási rátájú belépő kohorszokból táplálkozott.

[†] Bár az eredményekért nem felelősek, a tanulmány létrejötte nem lett volna elképzelhető többek segítségével nélkül. A KSH Munkaerőfelvétel panel adatait a KSH bocsátotta rendelkezésünkre, amiért ezúton köszönetet mondok. Az adatok feldolgozását a KTI Adatbankjában Bálint Mónika végezte Nagy Gyula vezetésével. Az áramlási adatok feldolgozásához Szabó Zsuzsannától kaptam segítséget, aki szintén a KTI Adatbankjának munkatársa. Mindehhez az anyagi háttérrel 2007-ben az Állami Foglalkoztatási Szolgálat biztosította. A kutatás 2006 nyarán kezdődött amit a Magyar Nemzeti Bankban töltöttem vendégkutatóként. Ezúton köszönöm ezt a lehetőséget, és különösen Andri Chassamboulli, illetve Kátay Gábor segítségét. A korrekció által javított hibák dekompozíciójának ötlete Kátay Gábor és Pula Gábor, a jelenleginél jóval ambíciózusabb, de be nem fejezett kéziratából származik, megközelítése és kifejtése azonban attól eltér.

[‡] MTA közgazdaságtudományi Intézet, CEU Középeurópai Egyetem, PhD hallgató.

Bevezetés

Kevés olyan hasonlítási alap van, amelyet használva ne arra a következtetésre jutnánk, hogy Magyarországon kicsi a munkaképes korú lakosság foglalkoztatásának aránya. Az Európai Unióban mérhető XX százalékos aránytól a magyarországi 57 százalék jelentősen elmarad. A kis arány megértése nem triviális feladat. Többen foglalkoztak a probléma részterületeinek megértésével (lásd például Micklewright-Nagy, 1999 a nemfoglalkoztatás állapotának elhagyásáról, Galasi-Nagy, 2003 a munkanélküliek elhelyezkedéséről, Körösi, 2006 írását pedig a munkahely teremtés-rombolás folyamatáról Magyarországon), pontos és átfogó helyzetkép elkészítését azonban akadályozza, hogy alapvető információink hiányoznak a munkapiac működéséről. Ilyen információ a stilizált tények között előkelő helyet elfoglaló munkapiaci áramlások pontos ismerete.

A munkapiac helyzetének vizsgálata hosszú ideig az állományok alakulásának leírására és megértésére korlátozódott. Az állományok azonban önmagukban sokszor nem elégségesek sem egy munkapiacon kialakult helyzet, sem a helyzethez vezető út megértéséhez. A dinamikus folyamatok elemzése az elmúlt évtizedekben a modern makroökonómia, ezen keresztül pedig a munkapiac leírásának alapvető eszköze lett. Amint a számítástechnika lehetővé tette nagy mennyiségű egyéni szintű adat rutinszerű kezelését, a dinamikus viselkedés vizsgálhatóvá vált és igen jelentős kutatási figyelem fordult az állományok közötti áramlások felé. Blanchard és Diamond (1992) klasszikus írásában a munkapiac működését a munkavállalók és munkalehetőségek áramlása és a bérek meghatározódásának hármasságában írja le. A munkapiaci státusok közötti mozgás e modellnek csak egy részterületet fed le, bizonyos esetben legalább olyan fontos információt nyerhetünk belőle, mint a munkapiac pontosabb leírásából. Ilyen minden olyan ország, ahol a szociális ellátó rendszer, a munkapiacot befolyásoló intézmények hatása és ennek megfelelően a aktivitás-inaktivitás illetve a transzferstátuszok közötti mozgás jelentős. Garibaldi és Wasmer (2002) rövid és informatív összefoglalását adja az ilyen értelemben vett áramlásokkal kapcsolatos tudnivalóknak.

A munkapiaci dinamika vizsgálatának egyik alapja tehát a státusok között egyéni szinten megfigyelt átmenet. Ilyen megfigyelések segítségével nemcsak az aggregált áramlások számíthatók ki, de az átmenetet egyéni szinten befolyásoló tényezők hatása is számszerűsíthető. A megszokott statisztikai apparátus számos elvárásnak megfelelő, jól viselkedő eszközt biztosít az állományok, arányok, és egyéb keresztmetszeti mennyiség mérésére, amelyeket rutinszerűen használunk. Ezek azonban nem általánosíthatók az átmenetek esetére, és a felhasználásukkal kapott eredmények félrevezetőek lehetnek mind az aggregált, mind az egyéni elemzésében. Ennek oka az, hogy az átmenetek becslése nem kezelhető az állományi adatoktól függetlenül.

Makroszinten vizsgálva az áramlásokat elvárhatjuk, hogy az áramlások két időszak közötti

kumulálásával az egyik időszakban mért állománytól eljuthatunk a másik időszakban mérthez. Ennek jelentősége nem pusztán esztétikai – egy állományban bekövetkezett változás vélt okát jelentősen befolyásolhatja, hogyan számolunk. Problémánk a következőképpen fogalmazható meg: ha adott két státus, A és B, valamint megbízható becslés arra vonatkozóan, hogy egy népességben hány ember található egyikben és másikban, hogyan becsülhetjük meg a kettő közötti átmenetek számát. Táblázatos formában felírva a problémát célunk a keretbe foglalt átmenetek számának meghatározása:

$$\begin{array}{cc}
 & \begin{array}{cc} A_t & B_t \end{array} \\
 \begin{array}{c} A_{t-1} \\ B_{t-1} \end{array} & \begin{array}{|cc|} \hline AA_t & AB_t \\ \hline BA_t & BB_t \\ \hline \end{array}
 \end{array}$$

ahol elvárjuk, hogy

$$A_t = A_{t-1} + BA_t - AB_t$$

teljesüljön. Látni fogjuk, hogy az egyszerű keresztmetszeti becslési eljárások ennek a követelménynek nem tesznek eleget, aminek oka elsősorban a rendelkezésre álló adatokban keresendő. Kiderül majd az is, hogy ennek oka nem az, hogy valamilyen értelemben „rossz” adataink vannak. A probléma szerinte bármely olyan adat esetében fennáll, amelyet az adott célra használhatunk.

A következőkben bemutatom az átmenetek elemzésekor jelentkező becslési problémát, illetve egy egyszerű eszközt, amellyel makroszinten konzisztens idősorokat kaphatunk. Kitérek, de nem adok megoldást a probléma mikroszintű kezelésére. A módszert az inaktivitás és nyugdíjazás dinamikájának hazai elemzésével mutatom be. A makroszintű korrekciós eljárás nem újdonság, így az írás fő erénye a hiba dekomponálása és a mikroszintű elemzésre vonatkozó következmények tárgyalása.

A nyers áramlások használatából adódó torzulások

A nyers áramlások, azaz az egyes státusok közötti áramlásokra a korrigálatlan panel adatok felhasználásával adódó becslést torzított. Ennek belátására először az adott célra használható adatforrások sajátosságait kell megértenünk. Az adatforrások ismeretében már tárgyalhatjuk azokat a hibákat, amelyekkel az időbeni függés figyelembevétele nélkül szembe kell nézzünk.

Ahogy arról már szó volt, az átmenetek becsléséhez olyan adatok szükségesek, amelyek egyének állapotának időbeli alakulását követik. Vannak olyan országok, ahol erre a célra adminisztratív,

regiszterekből származó adatok állnak rendelkezésre, de a legtöbb országban lakossági adatfelvételtől származnak. Regiszterek használata esetén a probléma csekély, pusztán arra kell figyelni, hogy minden lehetséges állapotot figyelembe vegyünk. Fontos kihagyott állapot lehet az országon túlról és túli költözés, születés, halál. A becslni kívánt mennyiség definíciójában alkalmazott megszorítás is teremthet a „semmiből jövő”, vagy a „semmibe távozó” embereket, amilyenek a 15-64 éves korcsoport vizsgálatok a 14 és 65 évesek.

Lakossági felvétellel keletkezett adatok esetében további, a minta és a népesség viszonyából, valamint a minta időbeni alakításából és alakulásából adódó sajátságokkal kell szembenézni. Elsőként tekintsünk egy olyan, a valóságban igen ritka panel adatbázist, amelynek létszáma terv szerint nem változik időben. Ha ez a népesség tökéletes mása lenne, minden folyamat arányosan zajlana, így az egyszerű átlagbecslés megfelelő lenne minden probléma vizsgálatához. Mivel azonban erre nincs garancia, a legtöbb esetben súlyokat rendelnek a résztvevőkhöz, amelyek minden keresztmetszetet az adott időszak népességének kiválasztott tulajdonságaihoz igazítanak. Két időszakhoz két súly tartozik, amiből sejthető, hogy az áramlások számításakor választásra fogunk kényszerülni.

A legtöbb panel-adatbázis állománya azonban terv szerint változik időben, minden időszakban a minta egy meghatározott részét kicserélve friss résztvevőkre. Ha ez az arány 3, akkor minden résztvevő 3 időszakban vesz részt a panelben, és a minta harmada frissül minden időszakban. A szándékos frissítésnek nem ritkán az az oka, hogy a panelből maguktól is lemorzsolódnak résztvevők. Ennek oka a korábban említettek mellett lehet válaszmegtagadás, vagy országon belüli költözés is. A lemorzsolódás annyiban tér el a szándékos frissítéstől, hogy míg az utóbbi véletlenszerű, az előbbi könnyen összefügghet valamely elemzett egyéni tulajdonsággal. Másfelől a lemorzsolódás következtében a minta csak fogy, így korrekciója csak súlyozással képzelhető el. Az adatbázis tervszerű változása ezt úgy kívánja ellensúlyozni, hogy az eltávozó emberek helyére a lehető legjobb helyettesítőket állítja. Több oknál fogva elképzelhető azonban, hogy a helyettesítés nem minden esetben pontos – valójában nem is lehet az. A megmaradó különbségeket ismét a súlyok igazításával szokás kezelni, amely azonban ismét csak a különbségeknek a figyelembe vett szempontok szerinti igazítását teszi lehetővé.

Tekintsük most ismét a korábban felvetett mérési problémát! Feladatunk az ab_t , ba_t , aa_t , bb_t áramlások megbecsülni úgy, hogy az A és B állományok mindkét időszakra

$$a_t = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it} I(A_i=1) \quad , \quad b_t = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it} I(B_i=1)$$

formában súlyozott átlagként mindkét időszakra rendelkezésünkre álló becsléseivel teljesüljön az

$$a_t = aa_t + ba_t \quad \text{vagy másképpen: } a_t - a_{t-1} = ba_t - ab_t$$

és a

$$a_t = aa_t + ba_t \quad \text{vagy másképpen: } a_t - a_{t-1} = ba_t - ab_t$$

feltétel. Az állományi becslés képletében A_t -t a népességben megszámlolt állomány helyett némi csúsztatással itt az „A állapotban lét” jelzőjeként használom, ami 1 ha valaki „A” állapotú, és 0 ha nem. Feltételezéseink mellett így $A+B=1$. Mivel referenciaként kizárólag az állományok keresztmetszeti becsléseit használhatjuk, a feladatot érdemes ezek különbségének becsléseként felfogni. Ugyanezen oknál fogva meglátjuk majd, hogy a peremfeltételekkel az áramlásoknak nem csak egy sora konzisztens.

Kiegészítésképpen tegyük fel, hogy a népesség stacioner, azaz az összlétszám nem változik. A népesség növekedése vagy fogyása mindig valamilyen csatornán keresztül történik, amit mindenképpen figyelembe kell vennünk. Ismert forrás vagy cél esetén ez egy pótlólagos állapot felvételével triviális. Ha ilyen információnk nincs, létrehozhatunk egy mesterséges állapotot, ahol a népesség különbségét valamilyen ad-hoc szabály szerint elnyeljük. Akárhogy is járunk el, létrehozható egy olyan al-feladat, amely stacioner népességek közötti kapcsolatot ír le, így elég ezt tárgyalni.

Az alábbiakban azt elemezzük, hogy egyre realisztikusabb minták esetében milyen hibák lépnek fel akkor, ha a pontos számítás helyett a „naiv”, bázisidőszaki súlyozással számoljuk ki az állományok különbségét.

#1 Kiegyensúlyozott panel, változatlan súlyok

Kiegyensúlyozott, azaz időben nem változó számú panel és változatlan súlyok mellett a becslés egyszerű. Az ab_t áramlás számításának képlete a következő:

$$ab_t = \sum_{i=1}^{N_t} w_{it} I(A_{t-1}=1 \cap B_t=1) = w \sum_{i=1}^N I(A_{t-1}=1 \cap B_t=1)$$

A keresett mennyiséget a két állapot között mozgó emberek mintabeli súllyal súlyozott átlaga adja. Mivel a minta tökéletes, a súly csupán skálázza az eredményt a mintavételi arány reciprokával. Az állományok különbsége ilyenkor

$$\begin{aligned}
a_t - a_{t-1} &= \sum_{i=1}^N w_i I(A_t=1) - \sum_{i=1}^N w_i I(A_{t-1}=1) = \sum_{i=1}^N w_i [I(A_t=1) - I(A_{t-1}=1)] \\
&= w \sum_{i=1}^N [I(A_t=1) - I(A_{t-1}=1)]
\end{aligned}$$

Vegyük észre, hogy a kifejezés végén álló tagban a szögletes zárójelben szereplő különbség 3 értéket vehet fel: 1, ha az egyén A-ban van t-ben, de máshol t-1-ben, 0, ha A-ban vagy nem A-ban mindkét időszakban, -1, ha A-ban volt t-1-ben, de nem A-ban t-ben. Felbontva ezeket az eseményeket a tranzíciós mátrixban bemutatott eseményekre, azt látjuk, hogy

$$\begin{aligned}
a_t - a_{t-1} &= \sum_{i=1}^N w_i [I(A_t) - I(A_{t-1})] = \\
&= \sum_{i=1}^N w_i 1 * [I(BA_t) + I(OA_t)] + w_i 0 * [I(BB_t) + I(AA_t) + I(OO_t)] + w_i (-1) * [I(AB_t) - I(AO_t)] \\
&= \sum_{i=1}^N w_i I(BA_t) + \sum_{i=1}^N w_i I(OA_t) - \sum_{i=1}^N w_i I(AB_t) - \sum_{i=1}^N w_i I(AO_t)
\end{aligned}$$

Tehát az állományok változása ebben az esetben számítható a mintának az átmenetben szereplő tagjai felhasználásával. Mivel a súlyok időben változatlanok, bármelyik, a bázisidőszaki súlyok használata is megfelelő. Az átmenet tényét jelző változó bázisidőszaki súllyal súlyozott átlaga elfogadható becslést ad az átmenetek számára. A két időszakban „A-ba tartozás” indikátorának különbségét képezve, majd ennek bázisidőszaki súllyal súlyozott átlagát véve megkapható az állomány változásának hasonlóan jól viselkedő becslése.

#2 Kiegyensúlyozott panel, változó súlyok

Ha a súlyok változnak időben, például mert a panel nem követi a népesség változását, az azonosság nem áll fenn:

$$A_t - A_{t-1} = \sum_{i=1}^N w_{i,t} I(A_t) - \sum_{i=1}^N w_{i,t-1} I(A_{t-1}) = \sum_{i=1}^N w_{i,t-1} [I(A_t) - I(A_{t-1})] + \sum_{i=1}^N I(A_t) [w_{i,t} - w_{i,t-1}]$$

Jól látszik, hogy a naiv becslésből hiányzik az a hatás, ami a második időszakban aktívak súlyának változásából fakad. A torzulás iránya kézenfekvő – pozitív és negatív is lehet.

#3a Kiegyensúlyozatlan panel (lemorzsolódás), változó súlyok

Ez idáig feltettük, hogy a mintából nem lép ki senki. A valóságban azonban a lemorzsolódásból jelentős torzulás alakulhat ki. Jelöljük a mintából t -ben kilépőket X_t -vel! Ekkor $N_t = N_{t-1} - X_t$. Az állományok közötti különbségekre adott becslésünk most

$$A_{t+1} - A_t = \sum_{i=1}^{N_t} w_{i,t} I(A_t) - \sum_{i=1}^{N_{t-1}} w_{i,t-1} I(A_{t-1}) = \sum_{i=1}^{N_t} [w_{i,t} I(A_t) - w_{i,t-1} I(A_{t-1})] - \left(\sum_{i=1}^{X_t} w_{i,t-1} I(A_{t-1}) \right).$$

Vegyük észre, hogy az első tag ugyanaz, mint az előző pontban kapott. Ebben a panelben mindkét időszakban résztvevő emberekre alapozott becslés és a súlyok változásának hatása jelenik meg – ennek dekompozícióját itt nem ismételjük meg. Fontos észrevenni, hogy még ha a súlyok egymáshoz viszonyított aránya nem is változik meg, a minta nagyságának változása miatt mindegyik nagyobb lesz, mint korábban. A második tag hatása a lemorzsolódott embereknek a mintában elfoglalt súlyától és bázisidőszaki hovatarozásától függ. Mivel a mennyiség mindig pozitív, lemorzsolódás esetén mindenképpen túlbecsüljük a változást. A hiba akkor lehet csak nulla, ha a bázisidőszakban egyetlen lemorzsolódott sem volt az „A” csoport tagja.

#3b Kiegyensúlyozatlan panel (minta rotáció), változó súlyok

A panel nem csak a lemorzsolódás, hanem a minta kialakítása miatt is lehet kiegyensúlyozatlan. Ilyenek a rotációs panelek, melyekben a minta $1/k$ -ad része minden időszakban elhagyja a mintát. Ebben az esetben nem csak elhagyják a mintát, hanem csatlakoznak is ahhoz. Két periódus alatti cserélődés, azaz $k=2$ esetében ilyenkor az állományra adott becslés

$$a_t = \sum_{i=1}^{N_t} w_t I(A_t=1) = \sum_{i=1}^{E_t} w_t I(A_t=1) + \sum_{i=1}^{E_{t-1}} w_t I(A_t=1),$$

ahol E_t és E_{t-1} a t -ben és $t-1$ -ben belépők száma. Az állományokban beállt változás becslése ekkor a különféle időpontokban belépett emberek felhasználásával a következőképpen alakul:

$$\begin{aligned} a_t - a_{t-1} &= \left[\sum_{i=1}^{E_t} w_t I(A_t=1) + \sum_{i=1}^{E_{t-1}} w_t I(A_t=1) \right] - \left[\sum_{i=1}^{E_{t-1}} w_{t-1} I(A_{t-1}=1) - \sum_{i=1}^{E_{t-2}} w_{t-1} I(A_{t-1}=1) \right] = \\ &= \left[\sum_{i=1}^{E_{t-1}} w_t I(A_t=1) - \sum_{i=1}^{E_{t-1}} w_{t-1} I(A_{t-1}=1) \right] + \left[\sum_{i=1}^{E_t} w_t I(A_t=1) - \sum_{i=1}^{E_{t-2}} w_{t-1} I(A_{t-1}=1) \right] \end{aligned}$$

A második sor első tagja változó súlyú mintából nyert eredményt mutatja (ahogy azt a 2. pontban tárgyaltuk), így arra az ott kapott eredmények érvényesek. A második tag nem dekomponálható ehhez hasonlóan. Szóban azonban elmondhatjuk, hogy ez a $t-1$ -edik időpontban még a mintában levő (de onnan t -re már távozó) és a t -edik időpontban a mintába már belépő (de $t-1$ -ben még ott nem szereplő) embereknek t -edik és $t-1$ -edik időszak *keresztmetszeti* becslésekhez való hozzájárulását mutatja. Itt keveredik a súlyok és a viselkedés eltéréseinek hatása. Ettől a tagtól nem várjuk, hogy eltűnjön – a kimenő és bejövő minta tökéletes illeszkedése esetén ugyanolyan változást fog mutatni, amelyet a mindkét időszakban szereplő emberek ismeretében kaptunk.

Meg kell jegyezni, hogy míg a 2. pontban a lemorzsolódott emberek a keresztmetszetből is hiányoznak, hiányukat a t -edik időszak súlyai kompenzálják, így a kapott becslés szám szerint elvileg jó lehet. Rotációs panelnél a mindkét időszakban szereplő embereket bármely időszak súlyával súlyozzuk, kisebb számot kapunk, mint kellene. A rotáció nagyságát ismerve azonban ez könnyen kijavítható, ha az eredményt $k/(k-1)$ -gyel szorozzuk.

A valóságban tehát a legutóbbi, a rotációs paneleknél kapott torzításokkal kell számolnunk, amelyek a következők lehetnek:

- A rotáció során a mintából ki- és bekerült emberek viselkedésének eltérése a mindkét időszakban szereplőkéhez képest, ha úgy tekintjük őket, mint ugyanazon emberek két különböző időszakban megfigyelt realizációit,
- A rotáció és a népesség-minta összhangtökéletlenségéből fakadó eltéréseket korrigáló súlyváltozás okozta különbség a mindkét időszakban szereplő embereknél,
- A lemorzsolódás hatása.

A hazai helyzet és a naiv számítással elkövetett hiba

Magyarországon a munkapiaci átmenetek elemzésére a KSH Munkaerőfelvétele nyújt lehetőséget. A felvétel negyedévenként ismétlődik, működése során 23-35 ezer között változó számú háztartást keres meg minden alkalommal. A minta lakásokra vonatkozik, így halálon kívül elköltözéssel is ki lehet kerülni belőle. Rotációs szerkezetét főként a minta frissen tartása indokolta eredetileg, de ma már egyre gyakrabban használjuk átmenetek elemzésére. A KSH által biztosított információkon túl az adatokat a KTI Adatbankja dolgozta fel és harmonizálta úgy, hogy longitudinális vizsgálatokra komolyabb előkészületek nélkül alkalmas legyen.

A felvétel 1992 óta zajlik, de kisebb változások folyamatosan történnek benne. Ezek közül a jelenlegi téma szempontjából legfontosabb a minta 1998-ban bekövetkezett jelentős, a panel megszakadásával járó bővítése, a 2001-es Népszámlálás után az 1998-at követő időszak ennek megfelelő átsúlyozása, illetve a panel újraindítása 2003-ban. E három változás eredményeként a legtöbb elemzés elkezdésére nem az 1992-es, hanem az 1993-as év alkalmas, az 1998 előtti és utáni időszak folyamatainak összehasonlítása pedig csak komoly fenntartásokkal végezhető.¹

¹ A KSH még az aggregált idősorok összehasonlítását sem javasolja. Ugyanakkor nehezen érthető, hogy a súlyok visszavezetése miért állt meg 1998-ban. Furcsa, hogy a mintabővítés hatása ne lenne legalább az egyszerű

A naiv és a korrigált mennyiségek közötti hibát a 7. ábra mutatja be. Látható, hogy a hiba szezonális igazítás nélkül is jelen van, de az után igen jelentős is lehet.

A hibák korrekciója

A hibák korrekciójára több eljárás adódik, attól függően, hogy mi a célunk az adatokkal. A javítás a fentiekben tárgyalt hibák „visszacsinálásával” végezhető el. A legösszetettebb esetben, a rotációs szerkezetű és lemorzsolódástól szenvedő mintán kézenfekvő gondolat lehet a mintából így vagy úgy kikerülő embereket imputálás útján „visszatenni” a mintába. Bár a gondolat vonzó, és egy egyszerű esetben a Rubin (1987) által bemutatott módszertannal jól kezelhető, a megoldás önmagában nem célravezető. Az imputáláshoz valamilyen regressziós technikát kell alkalmaznunk, amely előrejelzi egy személy jövőbeni csoport-tagságát a jelen információi alapján. Egyrészt több olyan kiemelten fontos alkalmazási terület létezik, ahol az ilyen egyenletek előrejelző képessége rendkívül gyenge (még ha az egyes hatások becslése pontos is). Ennek következtében az előrejelzések sokszor egyetlen átlépést sem jeleznek, ami a módszert használhatatlanná teszi. A másik probléma az, hogy a módszer továbbra sem veszi figyelembe a számítás korlátozó feltételét, ami a változás két „szélén” található időszak állományainak nagyságából fakad. Bár a becslés feltehetőleg módosítható úgy, hogy ez megtörténjen, a módosítás nem triviális és módszertanilag igen összetett lehet. Az alapvető probléma alternatív megoldásai mellett figyelmet érdemelnek az eredmények torzulásához vezető hibák modellezése és javítása. Clarke – Tate (2002) például explicit módon modellezi a válaszmegtagadás okait, így javítja a korrigált áramlási adatokat.

A mikroszintű korrekciónál jóval egyszerűbb megoldás kínálkozik, ha pusztán az egyes státusok közötti áramlásokat szeretnénk konzisztenssé tenni az állományokkal. A feladat megoldásához térjünk vissza a korábbi táblázatos reprezentációhoz. Az átmeneteket úgy szeretnénk az állományokhoz igazítani, hogy bizonyos tulajdonságokat megőrizzünk, amilyen például az egyes cellák hozzávetőleges aránya a teljes átmenetmátrixban, vagy a 0 áramlások. Többféle eljárást használhatunk, amelyek mind felírhatók optimalizálási feladatként; mindegyikhez más és más célfüggvény tartozik. A különféle lehetőségekről és a célfüggvények értelmezéséről lásd Fagan – Greenberg (1988) elemzését, a korrekció mint statisztikai becslés értékelését aszimptotikus hatékonysági szempontból pedig Wilson – Wagner (2001) végzi el. Az egyik leggyakrabban használt és legelterjedtebb eljárás, az iteratív arányos illesztés (Iterative Proportional Fitting, IPF; alkalmazásáról lásd például Battaglia - Izrael – Hoaglin – Frankel, 2006 informatív kéziratát). A

aggregátumok szintjén korrigálható, mint ahogyan az is, hogy a súlyok korrekciójához szükséges sarokszámok visszavezetése 1990-ig megoldhatatlan feladat lenne. Csak remélhetjük, hogy a súlyozás és demográfia szakértői rövidesen megoldják ezt a feladatot.

számítások során a amerikai Bureau of Labor Statistics szakemberei által 2005-ben publikált módszer kis változtatással adaptált változata (Franzis – Robinson – Evans – Duff, 2005).²

Az IPF eljárás feltételezi, hogy a rendszer stacioner, azaz az egyes állapotokban levő emberek számának összege a két peremvektor esetében azonos. A munkapiaci áramlások (általánosan: emberekkel kapcsolatos időbeli változások) esetében azonban akkor sem ilyen egyszerű a helyzet, ha csak két állapotot tekintünk. Emberek megjelenhetnek és eltűnhetnek a mintából azért, mert belépnek a vizsgált fogalom által definiált korcsoportba, illetve eltűnhetnek költözés, halál, vagy lemorzsolódás miatt. Ezen lehetőségek figyelembevételére a fenti állapotokat ki kell egészíteni, a népességet pedig szűkíteni. A három alapvető munkapiaci állapot esetében a keresztmetszeti referenciákkal kiegészített átmenetmátrix a következő:

		t			t-1 össz		
		E	U	I	a65	X	
t-1	E	EE _t	EU _t	EI _t	Ea65 _t	EX _t	E _{t-1}
	U	UE _t	UU _t	UI _t	Ua65 _t	UX _t	U _{t-1}
	I	IE _t	IU _t	II _t	Ia65 _t	IX _t	I _{t-1}
	a14	a14E _t	a14U _t	a14I _t	-	-	a14 _{t-1}
t össz		E _t	U _t	I _t	a65 _t	X _t	

A referenciákat a megfelelő keresztmetszetekből, az induló átmenetmátrix értékeit két egymást követő év összekapcsolásával nyert panelből számítjuk. Az eljárás alkalmazása előtt semlegesítenünk kell a be- és kilépő korcsoportok, illetve a más oknál fogva elveszett csoport nagyságának és aktivitási arányának eltéréseit, hogy biztosítsuk a rendszer stacionaritását. Tekintsük most az első időszakban, „t-1”-ben dolgozókat. Ezek közül néhányan 65 évesek lesznek a következő időszakban (figyelem, negyedéves adattal dolgozunk, így nem minden 64 évesre igaz ez!) Mivel a munkapiaci státust a 15-64 éves korosztályban vizsgáljuk, ők a második időszakban nem jelennek meg a számításunkban. Ha egyszerűen elhagynánk ezt az oszlopot, és úgy igazítanánk a táblázat celláit, szükségtelen korrekciót kényszerítenénk a rendszerre. Mivel jó becsléssel rendelkezünk arról, hogy hányan lettek 65 évesek a két időszak között, ezzel a mennyiséggel

² Az eljárás a magyar közgazdászok közül többnek bizonyára ismerős, mert rokona az input-output mátrixok igazítására alkalmazott RAS elnevezésű módszernek.

csökkenthetjük az első időszak referencia-vektorát, és csak ez után hagyjuk el az átmenet-mátrixból. Hasonlóképpen járhatunk el azokkal, akik 14 évesek voltak az első időszakban. Az ő megjelenésük sem meglepetésszerű, arról megbízható információnk van, így a táblázatból elhagyható a megfelelő sor, feltéve, hogy a $t+1$ -es referenciavektort is megfelelően csökkentjük.

A halálozások, oda- és elköltözések nagyságát a rendelkezésre álló adatokból nem tudjuk megbecsülni. Bár erre külső adatforrás felhasználásával lenne mód, azt nem tettük meg (nem kis részben azért, mert az erre alkalmas adatforrásokban a munkapiaci státus hiányzik, így számításunk valójában nem lenne pontosabb). A különbségeket tehát egy csoportba gyűjtöttük, és a második időszakhoz rendeltük egy korrekciós kategória formájában – ez fogja „kinyitni a rendszert”, biztosítani az össznépszerűség adatokban megfigyelt változást. Mivel a különbség státusok közötti megoszlásáról külsőlegesen adott ismeretünk nincs, a különbséget az első időszak népességbeli arányainak megfelelően elosztva vonjuk le a hozzá tartozó referencia-vektorból.

A fenti korrekciók elvégzése után már teljesül, hogy a két referenciavektor eleminek összege azonos, így elkezdődhet a példánkban már csak 3×3 -as mátrixon végzett egyszerű iteratív művelet, mely a következő lépésekből áll:

- 1) Összeadjuk a mátrix soraiban található elemeket, az összeggel (az áramlások által implikált első időszaki állománnyal) elosztjuk a vonatkozó referencia-értéket (a keresztmetszetből számolt, majd a fentiek szerint korrigált állomány-beclést), majd a kapott hányadost feljegyezzük.
- 2) A hányadosokkal felszorozzuk a megfelelő sor elemeit. Ennek eredményeképpen az adott sor elemeinek összegére teljesülni fog az elvárt állomány-áramlás egyenlőség. Fontos, hogy a kapott értékek még nem azonosak a keresettekkel, hiszen a másik irányban, a második időszakra vonatkozóan az egyenlőség nem fog teljesülni.
- 3) Most megismételjük az 1), 2) műveleteket a mátrix oszlopaiban (a második időszakra vonatkozóan). Ekkor a feltétel az oszlopokban, tehát a második időszakra teljesül, de az elsőre nem, mert azt „elrontottuk”.
- 4) Vizsgáljuk meg valamilyen kritérium alapján, hogy az áramlások által implikált és a referenciaként szolgáló állományok eltérése (pl. a hibák négyzetének összege) milyen mértékű. Ha mértékben kellőképpen kicsi, a feladat végére értünk. Ha nem, kezdjük újra az eljárást az 1) ponttal. Általános esetben az IPF gyakorlatilag tökéletes egyezést biztosít, így a feltételként szabott különbséget egészen kicsinyre vehetjük.

Az eljárás eredményeként olyan áramlási idősorokat kapunk, amelyek segítségével akár az időszak elejétől indulva nagy pontossággal rekonstruálhatók a későbbi állományi adatok – még ha célunk nem is ez. Mivel az előálló adatok az igazításoktól eltekintve nyersnek tekinthetők, és sok esetben igen erőteljesen szóródnak, az adatokat szezonális igazításnak vetettük alá a műfajban elismert Demetra elnevezésű programmal. Mivel a szezonálisan igazított adatsorok konzisztenciája elveszett, azokat újra igazítottuk. Az eljárás hatását a 7. ábra mutatja be egy példán, a 45-64 éves korcsoportban a foglalkoztatott nemnyugdíjas – foglalkoztatott nyugdíjas viszonylatú áramlások esetében. Az első panelen a szezonálisan nem igazított nyers és a konzisztencia érdekében igazított adatok láthatók. A második panel ugyanezt mutatja be a szezonális igazítás után, míg a harmadik a kiinduló állapotot és a végeredményt veti össze. Jól látható, hogy az igazításnak minden esetben van hatása, de ez a szezonális igazítás után nagyobb. Bár az így igazított idősoroknál némileg ismét eltompult a szezonális igazítás hatása, további igazításra nem került sor. (Ugyan felmerül a két eljárás iteratív használata, nincs tudomásunk olyan módszerről, amellyel a két igazítás összekapcsolható lenne, vagy elméleti eredményről, amely az iteráció konvergenciáját bizonyítaná.)

Az eljárást a teljes népesség mellett annak csoportjaira is elvégezhetjük. Ha a csoportok között kizárt a mozgás, az igazítás elvégezhető külön-külön is. Ha a mozgás lehetséges, azt be kell építeni az átmenet-mátrixba (például: a „van-e felsőfokú végzettsége”? kérdésre kétféle válasz adható, és 15 éves kor felett figyelhetők meg az átmenetek – az egyes időszakokban nem három, hanem 6 státussal kell számolnunk).

Az idősebb emberek és a nyugdíj szerepe a foglalkoztatás alakulásában – az eljárás alkalmazása

Ahogy azt korábban már említettük, a hazai foglalkoztatás arány jóval a nemzetközi átlag alatt marad. Az 1. táblázat³ árnyalja a képet a főbb foglalkoztatási és transzferstátusok arányainak bemutatásával. Ebből kitűnik, hogy bár az 57 százalékos foglalkoztatási arány kicsi, nem elhanyagolható időbeli javulás eredménye. Az idősorok behatóbb tanulmányozása nélkül úgy tűnik, hogy a legfontosabb változások a munkanélküliség és a nyugdíjas inaktivitás változásában történtek. A munkanélküliségi ráta csökkenése, majd igen alacsony szint utáni ismételt emelkedése és a többi inaktív csoport arányának kismértékű változása arra enged következtetni, hogy a foglalkoztatás emelkedésének az utóbbi az egyik fő hajtóereje. Mivel a növekedésre vonatkozó következtetést az 1998-as és az után felvett adatokból vontuk le, az megbízhatónak tekinthető.

Ahogy azt az 1. táblázatban láthattuk, az idősebb, 45 évnél idősebb emberek a

³ A táblázatok és az ábrák a tanulmány végén, külön találhatók meg.

nemfoglalkoztatottak igen jelentős részét teszik ki. Nem beszéltünk ugyanakkor arról, hogy miért éppen a 45 éves kor az, ami felett a határt meghúztuk, mint ahogy arról sem volt szó, hogy a mi az empirikus összefüggés a nyugdíj és az inaktivitás között.

Az 1. ábra választ ad a kérdésre. Első panelje a nyugdíjas státus, alatta a harmadik panel a nyugdíj igénylésének gyakoriságát mutatja meg férfiak és nők körében az öregségi nyugdíjkorhatár emelésének kezdetekor, 1998 és 1999-ben illetve 2005 után.⁴ Jól látszik, hogy az igénylések gyakorisága 40-45 éves kor után kezd emelkedni mindkét nemnél. Bármelyiket használhatnánk a „nyugdíj által érintett” korosztály vizsgálatához alsó életkori határnak – a 45 éves kor mellett az szól, hogy a 45-64 éves korcsoportot gyakran használják a nemzetközi összehasonlításban. Meg kell jegyezni, hogy nyugdíjasként itt az összes lehetséges nyugdíjfajtában részesülőt nevezünk. Az egyes ellátási formák között azonban az öregségi és a rokkant-ellátás dominál, így amikor nyugdíjasról beszélünk, lényegében róluk van szó.

Fontos, hogy az öregségi nyugdíj korhatárának emelését irányában igen jól követi a becslés. A tömeges időskori nyugdíjigénylés kezdetét jelző meredek emelkedés a nők esetében az ONYF által emelkedéshez hasonlóan kúszott felfelé. A férfiak esetében is hiteles a kép: az ő móduszértékük gyakorlatilag változatlan.

Mivel a 45-64 éves korcsoportnál a munkapiaci és a transzferstátust együtt akartuk figyelembe venni, a korábbi három helyett csak két, a foglalkoztatott/nem foglalkoztatott státust különböztettük meg, azon belül pedig viszont elkülönítettük a nyugdíjban részesülő és a nem részesülő transzferstátust. Az így keletkezett négy státus alapján készítettük el a számításokat is – az ábrákon az alábbi rövidítések fogják jelölni őket:

	Foglalkoztatott	Nem foglalkoztatott
Nem kap nyugdíjat	en	nn
Kap nyugdíjat	er	nr

A négy státus által meghatározott átmenet-mátrix ennek megfelelően 4*4-es lesz, így 16 átmenetet kapunk. Fontos azonban, hogy az egyes állományok dinamikájának leírásához ez a 16 áramlás nem elég. Szerepeltetni kell a korcsoportba érkező 44 éveseknek az egyes státusokba, valamint a státusokból a kivezető, 65 éves korba irányuló áramlását.

Az idősebb emberek aktivitása mindenekelőtt a nem nyugdíjas foglalkoztatott emberek arányának

⁴ Az évek összevonására a becslések pontosítása érdekében volt szükség, mert az átmenetek esetszáma igen kicsi.

növekedéséből adódik, ami a nyugdíjas nem foglalkoztatottak hasonló csökkenésével párhuzamosan ment végbe – ezt mind az 1. táblázatból, mind a 3. ábráról leolvashatjuk. Ha ez a nyugdíjkorhatár emelésének vagy a rokkantnyugdíj-megítélés szigorodásának hatása, akkor a változások igen jó eredménnyel jártak. Különösen fontos, hogy csökkent a nem foglalkoztatott nem nyugdíjasok aránya is – itt főként munkanélkülieket találunk. Az eddig bemutatott adatokból azonban ezt nem lehet egyértelműen eldönteni.

A korhatáremelés döntő jelentőségének ellentmond, hogy a férfiak esetében az előrehozott korhatár nem változott a vizsgált időszakban, a nők esetében pedig 2003 után is volt változás. Hasonlóan inkonzulzív a státus nemek vagy iskolázottság szerinti bontása. Bár a nők és a legalább érettségivel rendelkezők nyugdíj melletti foglalkoztatása jelentősen magasabb, mint a férfiaké, az arányok alakulása meglehetősen hasonló az átlagéhoz (lásd a 4. ábrát).

A ki- és beáramlásokban ugyanakkor figyelemre méltó trend mutatkozik meg, amit az 5. ábra első paneljén figyelhetünk meg. A státus arányának töretlen növekedése a be- és kiáramlás folyamatos csökkenése mellett zajlik, amelyek egyenlege ennek ellenére 2003-ig pozitív. A különbség 1999-ben, 2001-ben és 2003-ban szűkül össze, az utóbbi esetben annyira, hogy a kiáramlás meghaladta a beáramlást. Mindhárom szűkülés a kiáramlás növekedésével függ össze.

Kérdés azonban, hogy a be és kiáramlások mögött milyen, az egyes státusok közötti áramlások húzódnak meg? A mindennapi tapasztalt azt a következtetést sugallja, hogy a korcsoportban kicsi az aktiválódás, az egyéb státusból a nemnyugdíjas foglalkoztatottak közé lépés szerepe. Ezt a 6. ábra első panelje meg is erősíti. A nemnyugdíjas foglalkoztatott státus nettó nyeresége majdnem minden másik státussal szemben és gyakorlatilag mindig negatív. A legnagyobb „veszteség” a nemfoglalkoztatott nyugdíjas irányba könyvelhető el, míg a legnagyobb nyereséget a frissen belépő 44 évesek esetében látjuk. Ez az a forrás, amiből a foglalkoztatás bővülés táplálkozik, ez az, amiért a foglalkoztatási arány a korcsoport férfi és női, érettségivel rendelkező és nem rendelkező tagjai körében is nőtt (lásd a 4. ábra 1. paneljét). A 6. ábra második panelje ugyanakkor világossá teszi, hogy ez a forrás 1998-1999 óta folyamatosan apad. A nemnyugdíjas foglalkoztatottként belépő 44 évesek népességhez viszonyított aránya erőteljesen csökken, míg a más státusban belépőké ennél jóval kevésbé – az előbbieket aránya tehát jelentősen csökken az összes belépő között.

A foglalkoztatás növekedésének másik forrása a már a korcsoportban levő más státusúak átmenete a foglalkoztatott nemnyugdíjasok közé, vagy ha erre nincs mód, az odaáramlás mérséklődése. Ilyen hatással lehet a foglalkoztatásban maradás erősödése, a nyugdíjazások arányának csökkenése. Bár említettük, hogy ezek folyamatosan „veszteséget termelnek” több téren lényeges változásnak lehetünk tanúi. A legtöbb viszonylatban mérséklődött a veszteség mértéke. A foglalkoztatott

nyugdíjasokkal és a nemfoglalkoztatott nemnyugdíjas státussal szemben jelentős, de időben változó növekedés volt elkönnyelhető. Az előbbieken terén további javulás elképzelhető, de nem nagy mértékben – az egyenleg közel van nullához. Azt gondolhatnánk, hogy utóbbi kategóriában főként munkanélkülieket találunk, de előzetes vizsgálat mutat arra hogy nagy számban találunk itt táppénzen levőket is. A legnagyobb elszívóerőt a nemfoglalkoztatott nyugdíjasok jelentik. Az egyenleg átmeneti növekedéssel csökkent 1998-ról 2003-ra – mélypontja 2001-ben van.

A kohorszok viselkedésének szisztematikus szétválasztása nélkül biztos kijelentést nem lehet tenni, de úgy tűnik, a 45-64 évesek foglalkoztatásának növekedése nagymértékben a korábnál aktívabb kohorszok belépésére (és a régebbi évjáratok ezzel párhuzamos kilépésére) vezethető vissza. Miért nő akkor a egész népességben is a foglalkoztatás? Ennek oka egyfelől a kiáramlás már tárgyalt mérsékelt, de érzékelhető csökkenése, másfelől az, hogy a 45-64 éves korcsoport részaránya az egész népességben mintegy 35 százalékról 40 százalékra növekedett meg.

Következtetések

Bár az áramlási adatok elemzése fontos információt ad a munkapiac elemzőinek kezébe, a hazai gyakorlatban az áramlásokra alapozott elemzés nem gyakori. Ennek oka feltehetőleg a probléma kezeléséhez szükséges módszertan ismeretlensége. Az fentiekben bemutattam és alkalmaztam egy egyszerű eljárást, amivel a áramlási-állományi konzisztencia megteremthető. A módszer használhatósága ellenére több kérdés felmerül, amelyet további kutatás során volna szükséges vizsgálni. Ilyen a szezonális és az áramlás-állomány igazítás közötti kapcsolat, illetve az utóbbi alkalmazása többváltozós elemzések esetén.

Hivatkozások

Battaglia, M. P. - D. Izrael - D. C. Hoaglin – M. R. Frankel (2006) „Practical considerations in raking survey data”. kézirat, Abt Associates Inc., 55 Wheeler Street, Cambridge, MA 02138.

Blanchard, O. J. - P. Diamond (1992): The flow approach to labor markets. *American Economic Review*, 82(2):354–59, May

Clarke, P. S. - P. F. Tate (2002): An application of non-ignorable non-response models for gross flows estimation in the british labour force survey. *Australian & New Zealand Journal of Statistics*, 44(4):413–425, December

Fagan, J. T. - B. V. Greenberg (1988) „Algorithms for making tables additive: Raking, maximum

likelihood, and minimum chi-square". In *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, 1988.

Frazis, H. J. - E. L. Robinson - T. D. Evans - M. A. Duff (2005): Estimating gross flows consistent with stocks in the CPS. *Monthly Labor Review*, September

Galasi P. – Nagy Gy. (2003): A munkanélküli-ellátás változásainak hatása a munkanélküliek segélyezésére és elhelyezkedésére. *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz., 608–634. o.

Garibaldi P. - E. Wasmer (2002) A survey of the literature on labor market flows between activity and inactivity. Kézirat

Körösi G. (2005): Vállalati munkahelyteremtés és -rombolás. *Közgazdasági Szemle*, 52. évf., 11. sz., 825–845. old.

Micklewright, J. - Gy. Nagy (1999) The informational value of job search data and the dynamics of search behaviour: Evidence from Hungary. CEPR Discussion Papers 2063, C.E.P.R. Discussion Papers, Jan. 1999.

Rubin, D. B. (1987) *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. Wiley series in probability and mathematical statistics. John Wiley and Sons

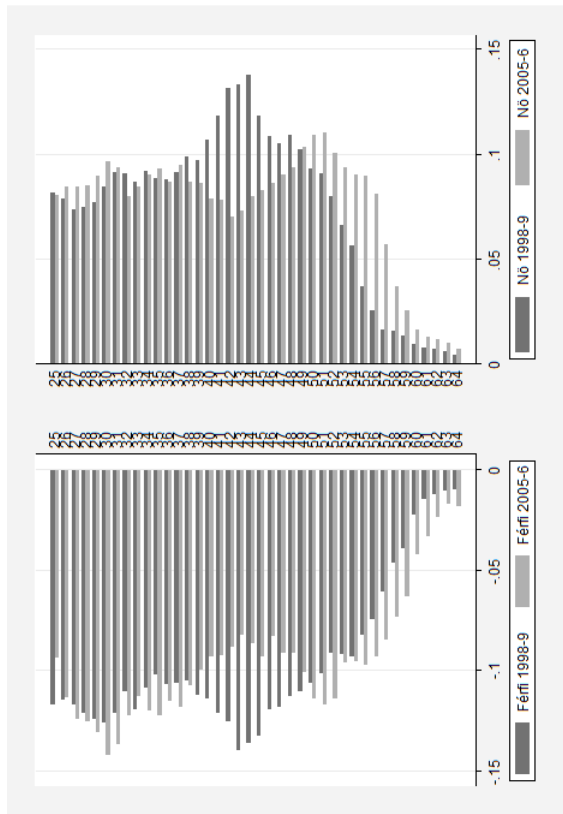
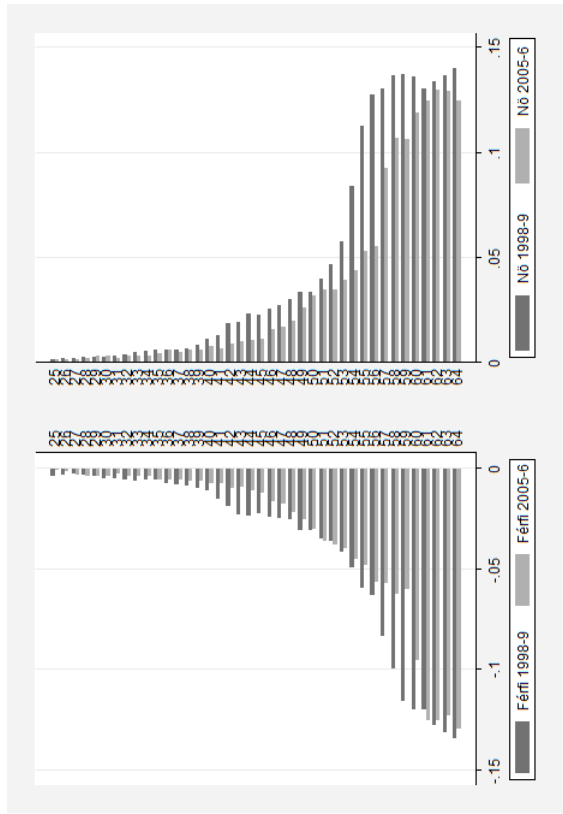
Wilson, D. - A. Wagner (2001): Evaluating alternative raking approaches. In *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association*

1. Táblázat: A különféle gazdasági és transzfersátusok aránya különféle népességszempontokban 1993 és 2006 között (százalék, kerekítve; azonos háttérszín jelöli az összehasonlítható időszakokat)

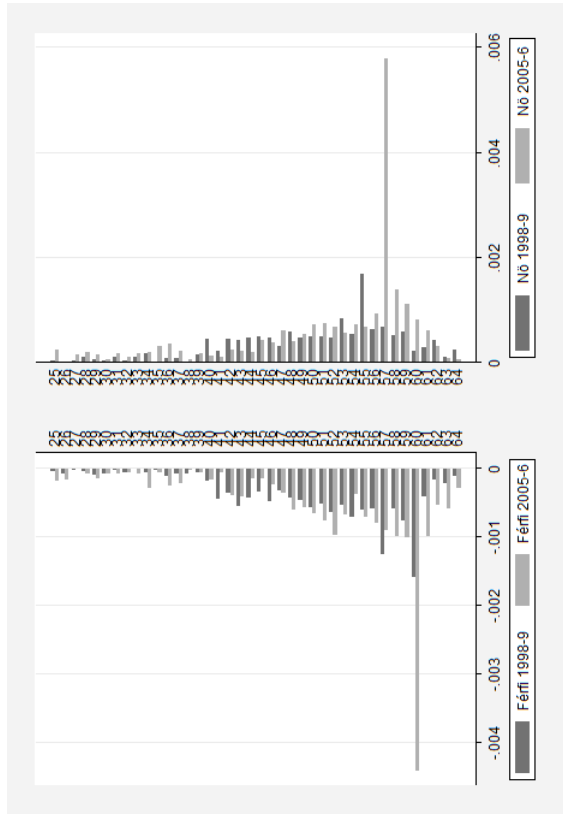
Év	Aktivitási-transzferstátus (a megfelelő korcsoport százalékában)				
	Foglalkoztatott	Munkanélküli	Gyermek-gondozási támogatást kap	Inaktív	Nem kap támogatást / más támogatást kap
15-64					
1993	55	7	4	18	17
1994	54	7	3	19	18
1998	54	5	4	19	18
2002	56	3	4	18	19
2006	57	5	4	16	18
25-64					
1993	60	7	3	23	7
1994	59	6	3	24	8
1998	59	4	4	25	8
2002	63	3	4	22	7
2006	65	5	4	20	6
45-64					
1993	43	4	0	46	7
1994	42	3	0	48	7
1998	45	3	0	47	6
2002	51	2	0	41	5
2006	55	3	0	37	5

Forrás: saját számítás a KSH Munkaerőfelvételének elemi adataiból

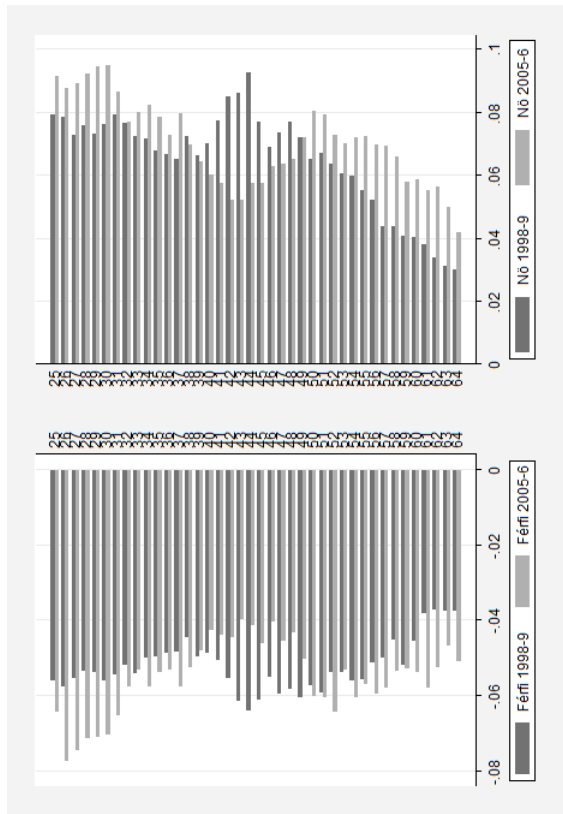
1. ábra: Az életpálya négy fontos jellemzője korévenként keresztmetszetben 1998-99-ben és 2005-6-ban



P1: Nyugdijas státus aránya korévenként (minden nyugdíj)



P2: Foglalkoztatott státus aránya korévenként

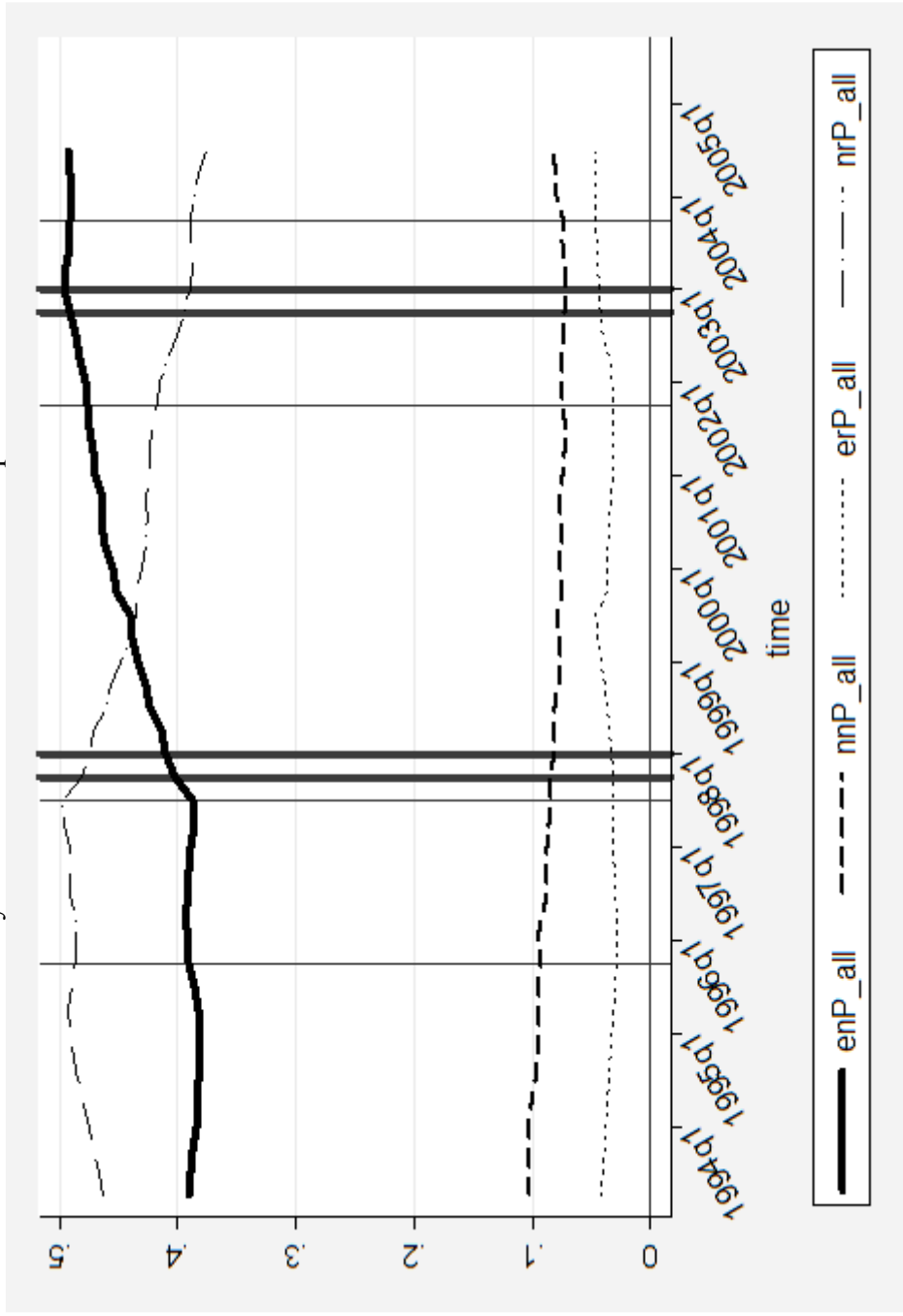


P3: Nyugdíj-igénylések aránya korévenként (minden nyugdíj)

Forrás: saját számítás a KSH Munkaerőfelvételének elemi adatai alapján

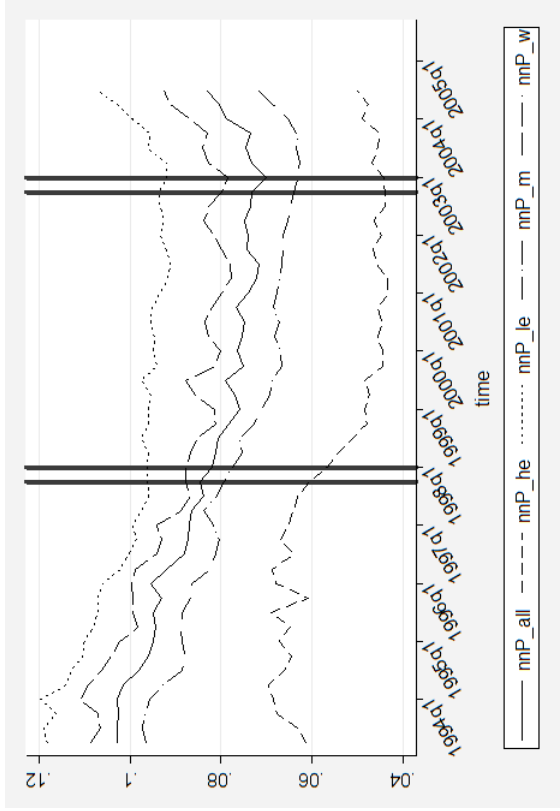
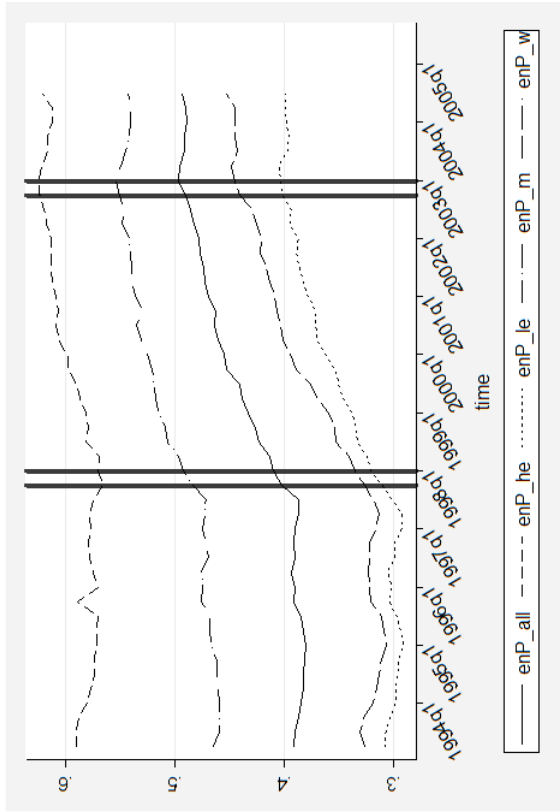
P4: A legalább érettségivel rendelkezők aránya korévenként

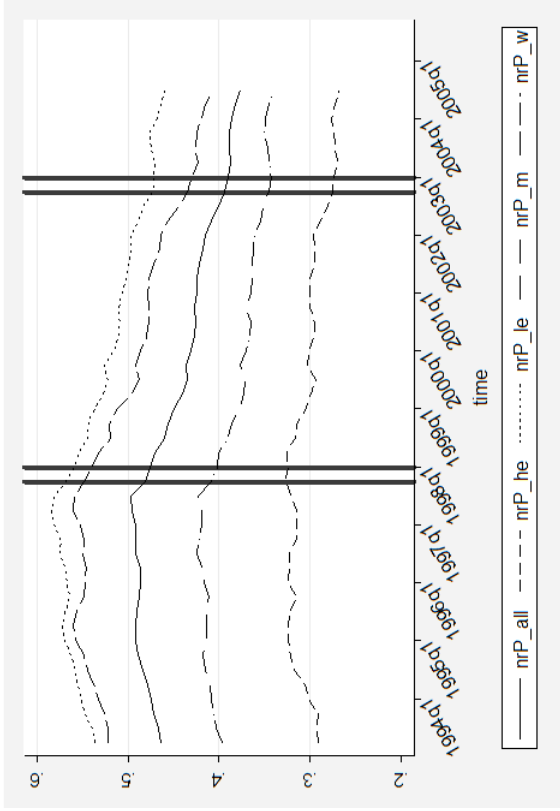
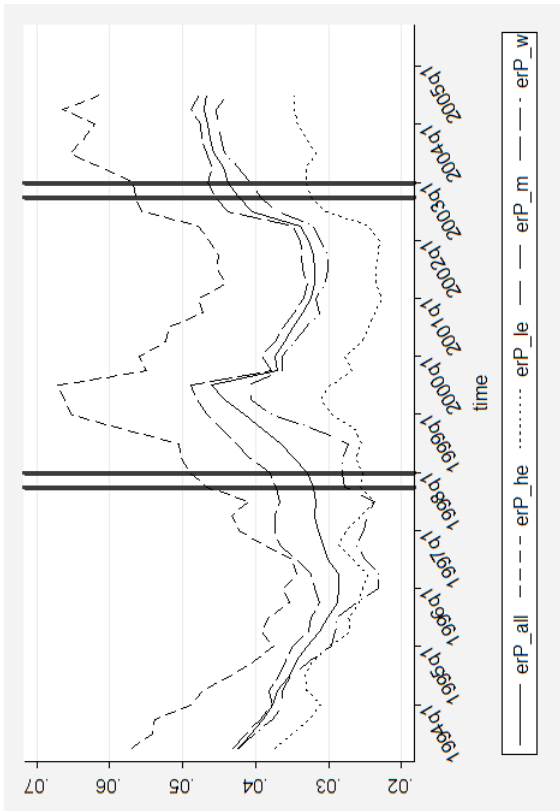
3. ábra: Összetett státusok arányának alakulása a 45-64 éves korcsoportban



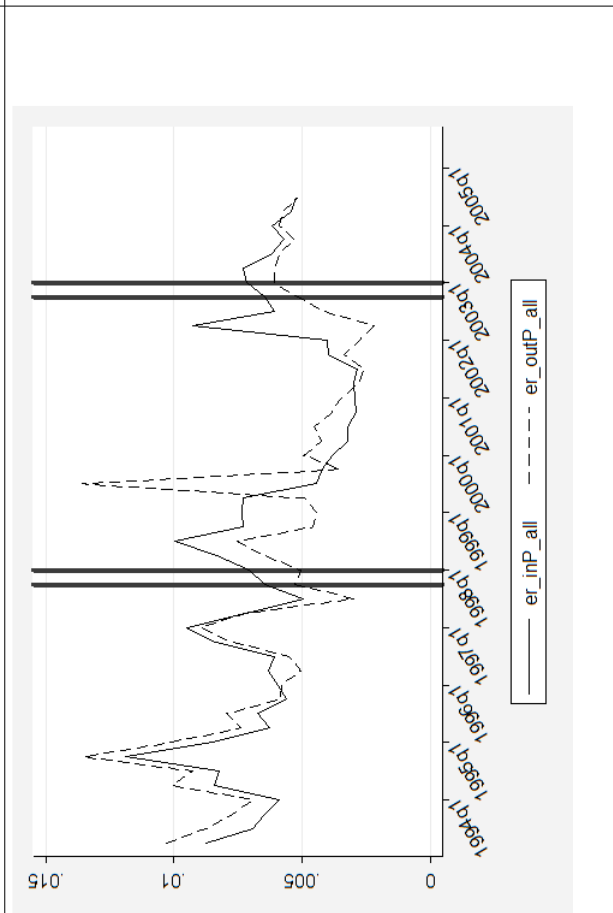
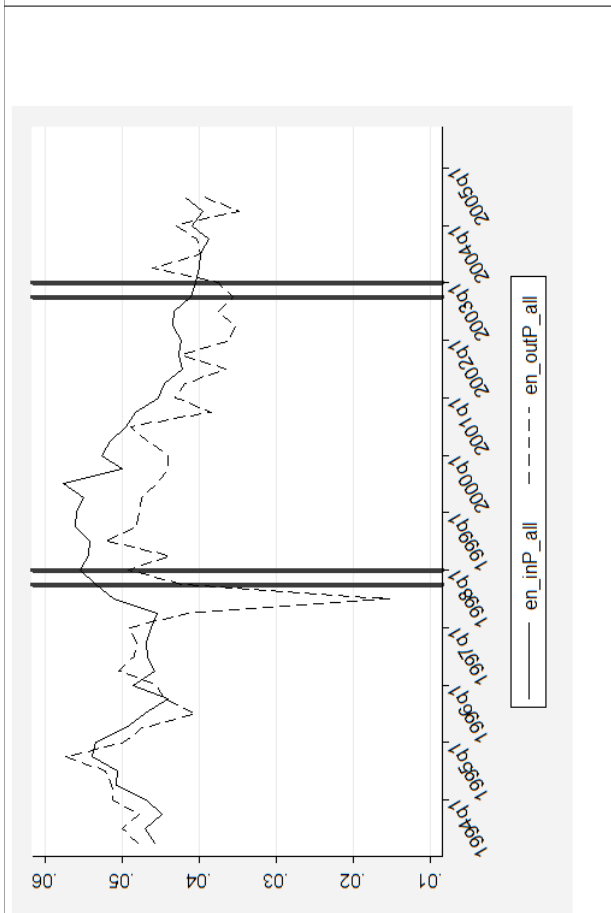
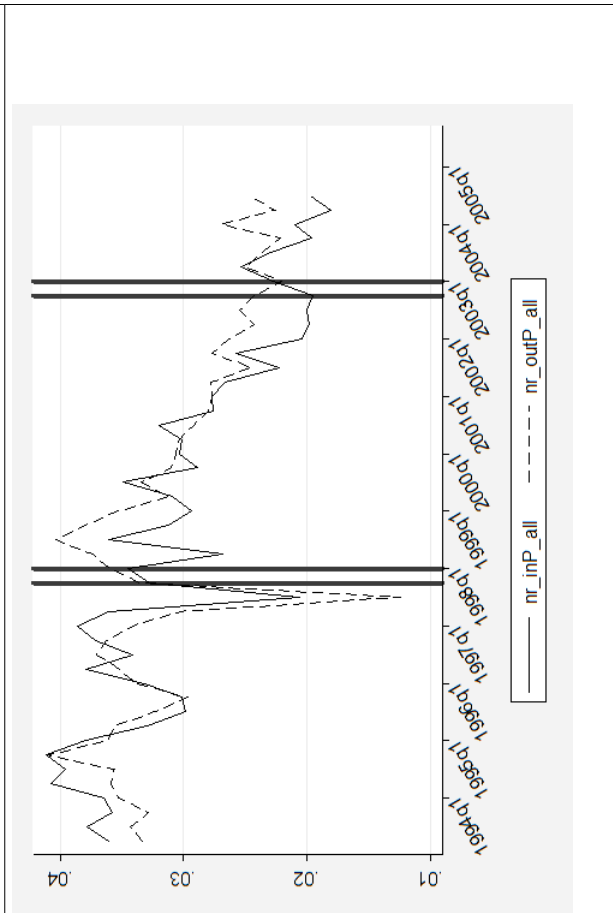
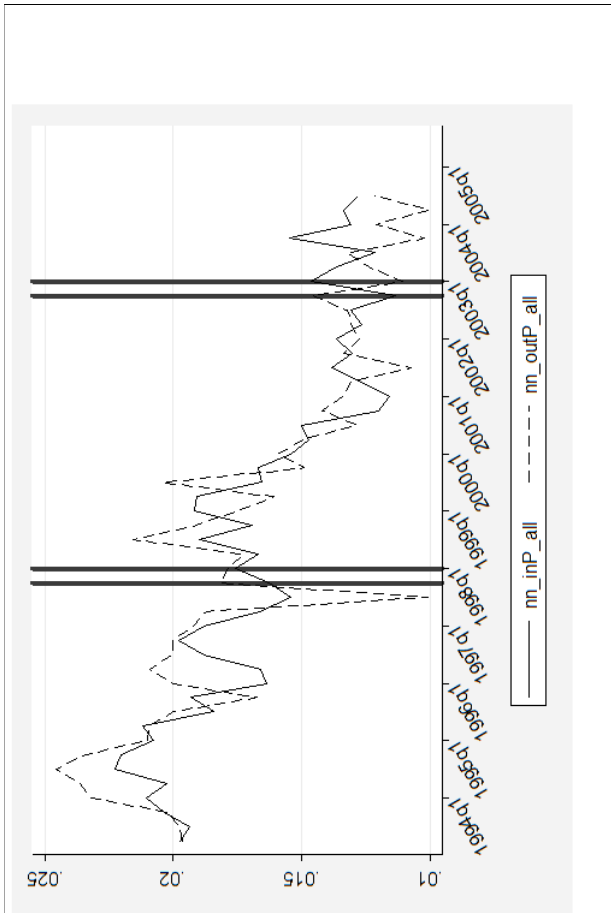
Forrás: saját számítás a KSH Munkaerőfelvételének elemi adatai alapján

4. ábra: Összetett státusok alakulása a 45-64 éves korcsoportban iskolázottsági kategóriánként (le=nincs érettségi, he=van), és nemenként (w=nő, m=férfi)

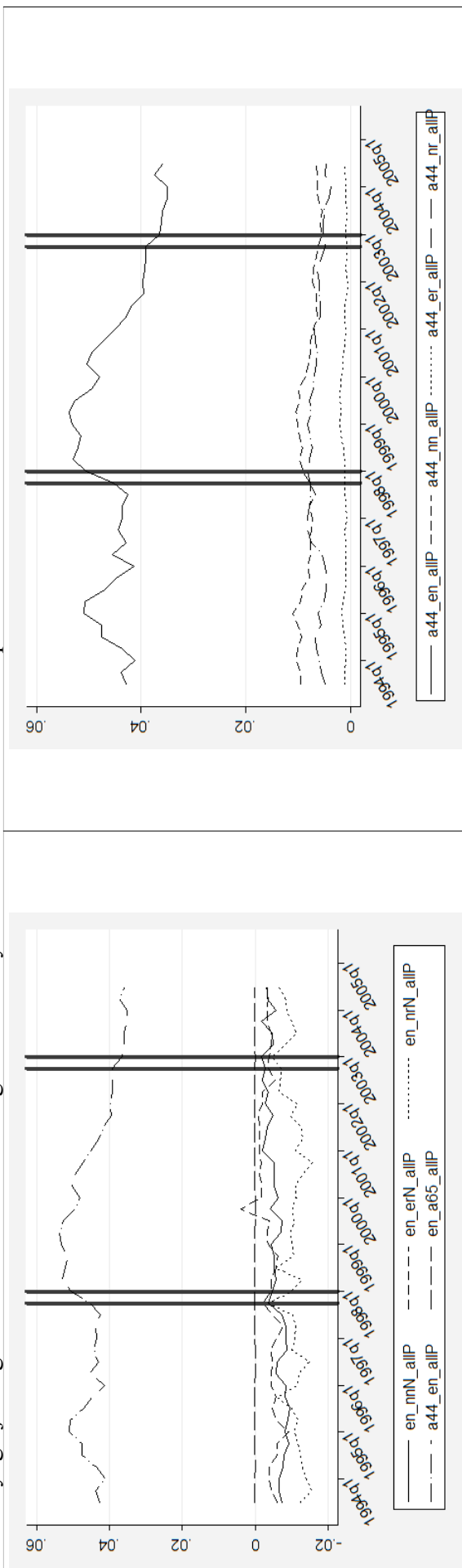




5. ábra: Ki és beáramlások az összetett státusokba a 45-64 éves korcsoportban

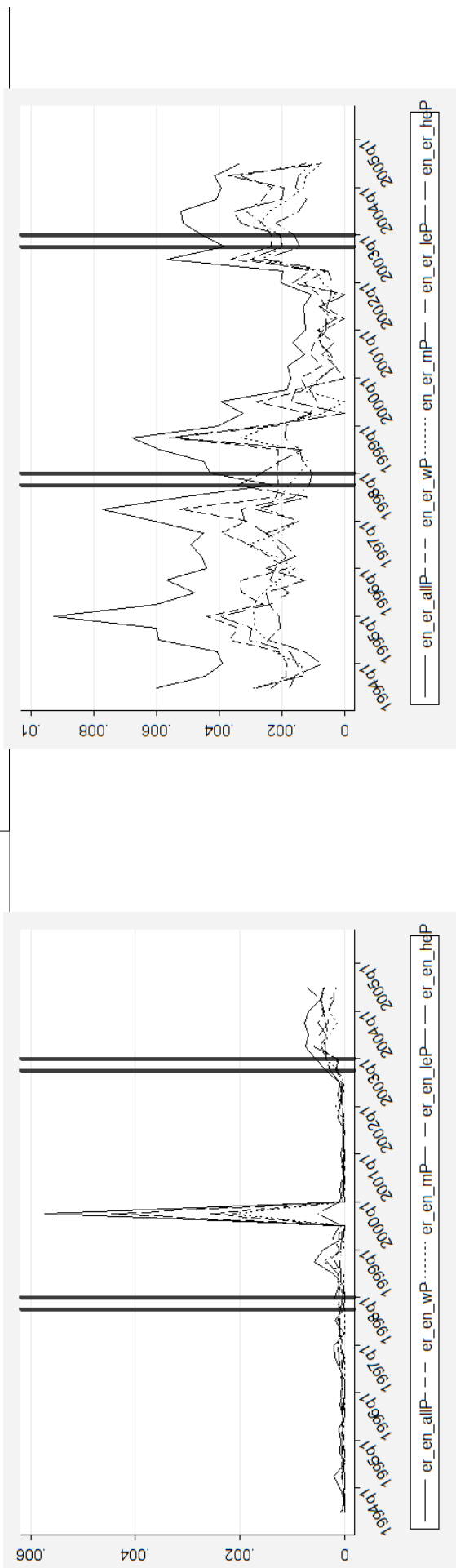


6. ábra: A nemnyugdijas foglalkoztatás alakulását meghatározó folyamatok a 45-64 éves korcsoportba



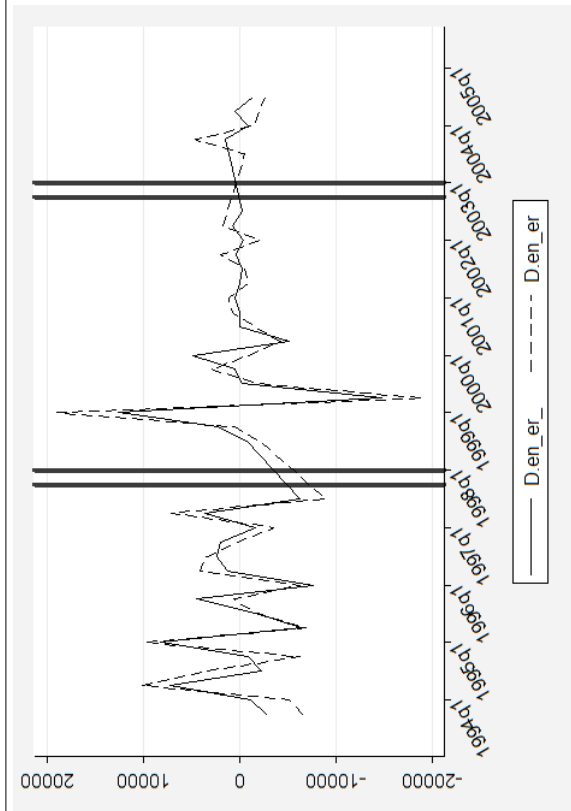
P1: A nemnyugdijas foglalkoztatotti státus nettó nyeresége más státusoktól a teljes 45-64 éves népesség arányában

P2: A különféle összetett státusok nettó nyeresége a 44 évesek beáramlásából a teljes 45-64 éves népesség arányában



P3: A nemnyugdíjas foglalkoztatottból nyugdíjas foglalkoztatott státusba áramlás a *teljes* 45-64 éves népesség arányában

7. ábra: Az állomány-áramlás korrekció hatása a foglalkoztatott nemnyugdíjas – foglalkoztatott nyugdíjas viszonylatban



P4: A nemnyugdíjas foglalkoztatottból nyugdíjas foglalkoztatott státusba áramlás a *teljes* 45-64 éves népesség arányában

7. ábra: Az állomány-áramlás korrekció hatása a foglalkoztatott nemnyugdíjas – foglalkoztatott nyugdíjas viszonylatban

