

## Hatékonyságnövekedés és külföldi tulajdon a magyar feldolgozóiparban – keresztmetszeti becslések

NOVÁK CSABA

*A cikkben arra vállalkozunk, hogy megbecsüljük a külföldi tulajdonosok hatását a vállalati teljesítmény egyik fontos mérőszámára, a hatékonyság növekedési ütemére.*

*A szokásos elvárás szerint a magas külföldi tulajdonosi részesedéssel rendelkező vállalkozások gyorsabban képesek hatékonyságukat emelni, mint a hazai tulajdonú cégek. Keresztmetszeti módszerekkel mutatjuk be a két vállalati kör hatékonysága alakulásának eltérő dinamikáját. A legegyszerűbb klasszikus lineáris regresszió csak e különbözőség leírására alkalmas: eszerint a külföldi többségű tulajdonú cégek gyorsabban emelik hatékonyságukat, mint a hazaiak, bár ez az ütemkülönbség időben csökken.*

*E módszer alapján azonban nem lehet azt mondani, hogy a külföldi tulajdonú cégek magasabb hatékonyságnövekedése a külföldi tulajdonos jelenlétével kapcsolatos előnyöknek tudható-e be. Ennek figyelembevétele azt mutatja, hogy az időszak végén a külföldi tulajdonos már nem jelentett előnyt. Ha a vállalati tulajdonlás önszelektíváját vesszük figyelembe, arra a következtetésre juthatunk, hogy ez a hatás csak a minta első két évében volt jellemző.\**

A cikkben a külföldi többségi tulajdonú és a hazai többségi tulajdonban lévő vállalatok hatékonyságának növekedési ütemét vetjük össze. A kérdés fontossága szinte már közhelyszámba megy. Ennek ellenére kevés parciális hatásokat mérő számítás született hazai adatokkal. A gazdasági átmenet egyik alapkérdése, hogy mennyire sikerült hatékonyabbá tenni a vállalati szektort, és ez a hatékonyságjavulás hogyan oszlik meg a vállalatok különböző kritériumok szerinti csoportosításakor. A feldolgozóiparban megfigyelt hatékonyságnövekedés lényeges gazdaságpolitikai inputváltozó, ennek egyes vállalati csoportok közti megoszlása és az esetleg valószínűsíthető oksági kapcsolat szintén lényeges lehet a gazdaságpolitika eszközeinek kiválasztásakor. Az eddigi kutatások általában hatékonysági szinteket hasonlítottak össze és – nem meglepő módon – a külföldi vállalatok jobb teljesítményét dokumentálták. Ebben a munkában inkább a növekedési ütem különbségeire vagyunk kíváncsiak. Áttekintjük, hogy mikor mondhatjuk a külföldi vállalatok hatékonyságnövekedésének magasabb ütemére azt, hogy az a külföldi tulajdonos jelenlétének következménye, és nem pedig a modellbecslés tőkéletlenségének tudható be. A becslés finomítása azért lényeges, mert a növekvő hatékony-

\* Megjegyzéseivel sokat segített Julian Fennema, Giovanni Mangiarotti, Mark E. Schaffer, Szanyi Miklós, Sass Magdolna és Szilágyi Katalin. A munka az OKTK A. 1645/1/99 sz. projektjének támogatásával készült.

ságkülönbség a két vállalati kör egységkölségeinek eltéréséhez vezet, amely a piaci szereplés sikerességét befolyásolja. Néhány torzító tényező figyelembevétele azonban arra utal, hogy a külföldi tulajdonos hatása kisebb annál, mint amennyit a klasszikus regresszió alapján várhattunk volna. Ennek magyarázatára a tanulmány végén hipotéziseket fogalmazunk meg. Ha a hatékonyság növekedési ütemére és ennek meghatározó tényezőire vagyunk kíváncsiak, akkor a szokásos ökonometriai módszerek megalapozottabban használhatók, mint a hatékonyság szintadatainak elemzése során.

A cikkben először ismertetjük a témával kapcsolatos – általunk feldolgozott – irodalmat, majd különböző módokon megpróbáljuk számszerűsíteni azt, hogy mennyire fontos a külföldi tulajdonos jelenléte a vállalati hatékonyság alakulásában. Ezt egyszerű, klasszikus regressziós keretben tesszük meg, ezután a szigorú feltevésekkel élő klasszikus regressziót valamilyen szempontból lazítjuk, és megnézzük, hogy egy-egy feltétel feloldása mennyire változtatja meg az eredményeket. Kérdésünk az, hogy a külföldi tulajdonos jelenléte mennyiben emeli a hatékonyságnövekedés ütemét a magyar cégekhez képest. Ezt az elemzést regressziós keretben folytatjuk le, ahol egyszerű dinamikus termelésfüggvény-bebecslésre kerül sor. Először feltesszük, hogy a külföldi tőkebefektető tulajdoni részesedése szimultán, és így korrigáljuk a modellt. Majd arra térünk ki, hogy mi történik akkor, ha az önszelektív torzítást vesszük figyelembe. Végül összefoglaljuk a keresztmetszeti eredmények lehetséges interpretációit.

### A kérdés nemzetközi irodalmából

A korai cikkek, amelyek a külföldi tőketulajdonos jelenlétének hatékonysági következményeit elemezték (*Caves, 1974*), általában egyszeri vállalati *keresztmetszeti becsléseket* készítettek, és arra a megállapításra jutottak, hogy a külföldi tulajdonos pozitív hatással van a hatékonyságra. Nem véletlen, hogy e cikk ausztrál, kanadai és amerikai adatokat használ, hiszen akkoriban az FDI-adatokból rendkívül kevés volt, csak a legfejlettebb adatkezeléssel és -gyűjtéssel rendelkező országokban folytatott ilyen kutatás. A nyolcvanas évek végére, részben a statisztikai adatgyűjtés, részben maga az FDI kiterjedése miatt már sokkal több országról állt rendelkezésre különböző formában megfelelő adat, mint *Caves* ezzel kapcsolatos cikke idején. Bár *Caves* tanulmányában a megfigyelt pozitív kapcsolat az FDI és a hatékonyság között pozitív hatásként magyarázta, a következtetés korántsem ilyen egyértelmű. Nem vette ugyanis figyelembe azt, hogy a külföldi tulajdonosok szívesebben fektetnek be olyan cégekbe, amelyek már a befektetést megelőzően is hatékonyabban működtek. Tehát a klasszikus regressziót, amelyet a korábbi elemzésekben használtak, a szimultaneitás hatása erősen torzíthatja. Ráadásul a becslés nagy mintában sem lesz jobb: ebben nem csak a termelés hatékonysága függ a tulajdonos eredetétől, hanem a függés kölcsönös.

Az 1980-as évek második felétől kezdve a külföldi működőtőke-áramlás rendkívüli mértékben megnőtt, és bár ezek az áramlások továbbra is elsősorban a fejlett országok között jöttek létre, a folyamat a feltörekvő országokban is egyre nagyobb külföldi tőkejelenlétet idézett elő. A nemzetközi makroadatokkal kapcsolatos következtetésekhez *Borensztein – De Gregario – Lee [1999]* nyújtanak fogódzót, ők mindenesetre az egyértelmű pozitív kapcsolat mellett érvelnek. Azt mutatják be, hogyan vezet az FDI megjelenése a termékváltozatok számának emelkedéséhez, a kereslet bővüléséhez és – a méretgazdaságosság révén – a hatékonyság emelkedéséhez. Emellett a negatív hatást hangsúlyozó, szintén makroadatokkal dolgozó munkák is megjelentek (*Kentor, 1998*). *Horstmann – Markusen [1989]* olyan modellt javasoltak, amely kifejezetten vállalatspecifikus tényezőkkel indokolja a hatékonyságnövekedésben felmutatott sikere-

ket, ezzel a későbbi panelbecsléseket alapozzák meg az elemzésekben. Több panelbecslés született különböző országok adataival (*Haddad – Harrison, 1993, Aitken – Harrison 1999, Djankov – Hoekman, 1999, 2000, Dmijan – Knell – Rojec, 2000*). Ezek metodológiai és tartalmi áttekintésével itt nem foglalkozunk. A cikkben használt becslési módszerek keresztmetszeti adatokat igényelnek, ezért az ilyen adatsorokkal készült elemzéseket vesszük figyelembe.

*Major – Vezonni – Szalavetz [1999]* azt találták a kettős könyvelést végző magyar cégek adatai alapján, hogy a hazai magáncégek termékegységre jutó nyeresége magasabb a külföldi tulajdonú magáncégekéénél, és mindkét csoport ily módon mért hatékonysága magasabb az állami tulajdonú cégekéénél. Eredményeink nem összehasonlíthatók, mivel mi nem különböztettük meg az adatbázisban a magán- és állami tulajdonú hazai cégeket. Továbbá dinamikus termelési függvényeket becsülünk meg, míg ők statikus elemzéssel foglalkoztak. Az említett cikkben az ár- és költségalapú hatékonyságmutatóból nem lehetett megállapítani, hogy a hatékonyság magasabb lenne a külföldi tulajdonú cégeknél, mint hazai vagy az állami vállalatoknál.<sup>1</sup> Így a szerzők a külföldi tulajdonos megjelenésének a termelést átstrukturáló hatását a termelékenység különböző mérőszámain mutatták be.

A hazai irodalomban *Szanyi [2000]* írja le, hogy a hazai és külföldi tulajdonosnak milyen szerepe van az eszközök hasznosításában. Munkája *a vállalatok közötti* (allokatív) hatékonyság egyik aspektusát vizsgálja, és egy kis vállalati mintán bemutatja, hogy az eszközértékesítés mennyire kedvező a vevő cég számára. Azt találja, hogy akár csőd eljárás révén, akár azon kívül jutott hozzá a külföldi vállalat az eszközökhöz, azokat nagyobb valószínűséggel tudta sikeresen működtetni, mint amikor a vevő hazai volt. Ez arra utal, hogy a külföldi cégek hatékonyabban tudták az eszközbeszerzésben rejlő lehetőséget kihasználni. Az X-hatékonyság (vállalaton belüli hatékonyság) feldolgozóipari exportban megfigyelhető javulását vizsgálta *Lücke – Szalavetz [1997]*. Érdekes módon azt találták, hogy a sikeres exporttevékenység nem feltétlenül köthető a külföldiek aktív részvételéhez, a magyar vállalatok is képesek a megfelelő piaci és vállalatvezetési technikák elsajátítására, és a sikeresség azt is jelenti, hogy az exportpiacokra történő belépést nem terhelik olyan fix költségek, amelyek ezt megakadályoznák.

Keresztmetszeti vállalati mintákból származó adatokkal profit- és termelési függvényeket becsült meg *Halpern [1997]*. Azt találta, hogy az egységnyi termelésre jutó profitra a külföldi tulajdonosnak csak a 90-es évek elején volt közvetlen befolyása, utána ez eltűnt – valószínűleg a verseny kiterjedésének hatására. A vállalati termelési függvény becslése során a hatékonyság szintjét is számította, azonban ezt nem kapcsolta a tulajdonosi szerkezethez. Míg az egyszerű kétváltozós elemzésből (*Major – Vezonni – Szalavetz, 1999*) nem derül ki, hogy milyen a külföldi tulajdonos hatása az eredményeségre (a profitra), addig *Halpern [1997]* többváltozós analízise szerint a külföldi tulajdonos hatása közvetlenül már nem bizonyult fontosnak. Az ismertetett elemzések közül csak *Szanyi [2001]* eredményei sugallták azt, hogy a külföldi többségi tulajdonú cégek hatékonyságának *dinamikája* felülmúlhatja majd a hazaiakét. A következőkben kifejezetten a termelési hatékonyság dinamikájának átalakulására koncentrálnak és ezért növekedési ütemekkel jellemezhető változókat használunk.

<sup>1</sup> Megállapítják, hogy 1990-ben és 1992-ben a külföldi cégek magasabb hatékonysággal (alacsonyabb egységköltséggel) termeltek, mint a hazaiak, míg 1996-ban ez pontosan fordítva volt.

## Számítások a termelési hatékonyság dinamikájának alakulásáról

*Keresztmetszeti becslés klasszikus feltevésekkel*

A változókat a kettős könyvelést folytató feldolgozóipari vállalatok 1992 és 1998 közötti mérlegadataival reprezentáljuk. A hatékonyságbecsléshez egyszerű dinamikus specifikációt használunk, ahol minden változó logaritmizált és differenciált. A magyarázóváltozók a termelési függvény szokásos változóit tartalmazzák (állóeszköz-állomány, statisztikai létszám és anyagfelhasználás). A számításokban – mivel az adatállomány kezdetben csak így állt rendelkezésre – egy dummy változót szerepeltetünk az FDI figyelembevételére. Ez a többségi külföldi tulajdonú vállalatok esetén 1-et, amúgy 0-t vesz fel, vagy a külföldi tulajdonos százalékos tulajdonosi részesedését használjuk. A megfigyelések közül az értékatadatok az ISIC-kategóriának megfelelően – jobb híján – termelői árindexszel 1993-ra defláltuk. Csak feldolgozóipari (15 és 37 közötti TEÁOR-kóddal rendelkező) cégek adatait használtuk.

Az adatállomány legfőbb tulajdonságait és a lehetséges alapvető következtetéseket, a külföldi és hazai tulajdonú vállalatok legfőbb különbségeit alaposan leírták többen is (Éltető, 2001, Hamar, 2001), így ezeket az eredményeket nem ismételjük meg. Ha valamelyik változó értéke hiányzott, kihagytuk a számításokból. Differenciált egyenleteket becslünk, ezért paraméterértékeket csak 1993-tól kezdődően találunk.

Az adatokat először keresztmetszeti mintában, a legegyszerűbb klasszikus regressziós feltevésekkel használjuk.

$$y_i = c + \alpha * fdi_i + \sum_{j=1} \mu_j + \sum_j \beta_j * k_i + \sum_j \gamma_j^1 * m_i + \sum_j \delta_j^1 * l_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

ahol az  $i$  index a vállalatokat, míg a  $j$  a 21 feldolgozóipari ágazat egyikét jelöli és a hibatag ( $\varepsilon_i$ ) klasszikus feltételeket elégíti ki.  $y_i, k_i, m_i, l_i$ , az egyes vállalatok nettó eladásainak, állóeszköz-állományának, anyagfelhasználásának<sup>2</sup> és átlagos statisztikai létszámának növekedési ütemét tartalmazza, ahol  $\beta_j, \gamma_j, \delta_j, \mu_j$  a megfelelő ágazati paraméter és  $c$  a regressziós konstans. A külföldi többségi tulajdonú vállalatok esetén a mintában az  $fdi_i$  dummy az 1 értéket veszi fel, különben nulla. Ezen dummyhoz tartozó  $\alpha$  paraméter áll vizsgálatunk középpontjában.

Ekkor  $\alpha$  azt mutatja, hogy átlagosan hány százalékkal nő gyorsabban a többségi külföldi tulajdonban lévő vállalatok hatékonysága a hazaiakhoz képest az egyes években. Az egyenletben rugalmas specifikációt használtunk, amely figyelembe vette az ágazati sajátosságokat. A regresszió megengedte, hogy mindhárom, a termelési függvényben szereplő változó konstansa és meredekségi paramétere ágazonként más-más értéket vegyen fel. A dummy változók és az egyenlet konstansa közötti kollinearitást a megfelelő változó kihagyásával szüntettük meg. Olyan specifikációt használtunk, ahol az ágazati dummyk paraméterértékét az összes megfigyelés átlagától vett átlagos eltérésként lehet értelmezni. Voltak olyan ágazatok, amelyek paramétereit nem tudtuk megbecsülni, mert egyszerűen nem volt elég megfigyelés a paraméterek azonosításához. Ezeket az ágazatokat, nagy koncentrátságuk miatt, amúgy is célszerű volt kihagyni a mintából. Ilyen volt például a 23-as ISIC-kódú kőolaj-feldolgozás. Terjedelmi okokból a táblázatokban csak az FDI-dummy paraméterértékét tüntettük fel, az ágazatspecifikus paramétereket nem. Bár érdekesek lennének, vizsgálatuk nem illeszkedne szorosan a cikk mondanivalójához.

<sup>2</sup> Az anyagfelhasználást az anyagjellegű ráfordítások, az anyagköltségek, az anyagjellegű szolgáltatás, az eladott áruk beszerzési értéke és az alvállalkozói teljesítmények összegeként számoltuk.

Az egyszerű, klasszikus regressziós modell OLS-bebecslésének eredményei  $\alpha$ -ra<sup>3</sup>

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
FDI dummy	0,091	0,094	0,063	0,039	0,035	0,031
p-érték	0,000	0,000	0,000	0,002	0,001	0,002
Korrigált $R^2$	0,745	0,771	0,727	0,732	0,733	0,729
N	6179	7993	7846	8509	10965	19739

Az 1. táblázatban azt látjuk, hogy a külföldi vállalatok hatékonyságukat 3–9 százalékkal gyorsabban növelték a magyar cégeknél, és a dinamikában megmutatózó különbség időben csökkent a két vállalatcsoport között. Első megközelítésben tehát azt tapasztaljuk, hogy a hatékonysági különbség szinte a teljes időszakban növekszik, bár csökkenő ütemben. Ezt azonban semmiképpen nem lehet úgy interpretálni, mint *Caves* [1974], aki szerint ez arra utal, hogy a külföldi tulajdonos megjelenése és jelenléte ösztönözte hatékonyabb működésre a vállalatot. Ezt a magyarázatot azért kell fenntartással kezelni, mert az FDI a regresszióban erősen szimultán lehet. Könnyen elképzelhető, hogy a külföldi tulajdonos éppen azért fektet be egy adott vállalkozásba, mert az már eleve hatékonyabban működik, mint versenytársai. Ez nem ellentétes az átmenet privatizációs irodalmának megállapításaival, amely szerint a vállalatvezetők esetleg már a privatizáció előtt igyekeztek hatékonyabbá tenni a vállalatokat, hogy demonstrálják saját rátermettségüket a jövőbeli tulajdonosok előtt. Ekkor a tőkebefektetés és a hatékonyság együttesen határozódik meg, és nem lehet egy egyenlettel magyarázni az FDI következményeit. Ahhoz azonban, hogy a valós hatását felmérjük, szimultán regressziós egyenletrendszerben kell becslést végeznünk.

#### Az FDI szimultaneitásának korrekciója

Ebben a keretben egy egyszerű kétegyenletes modellt használunk, ahol az első egyenlet (1) magyarázó változói közül a külföldi működő tőke beáramlását tekintjük endogénnek, amelyet külön egyenletben kell formalizálni.

$$\begin{aligned} fdi_i = c + \sum_{j=1} \pi_j + \sum_j \eta_j^1 * sh_j + \sum_j \eta_j^2 * sh_j(-1) + \sum_j \kappa_j^1 * ef_i + \sum_j \kappa_j^2 * ef_i(1) + \\ + \sum_j \lambda_j^1 * sh_i * ef_i + \sum_j \lambda_j^2 * sh_i * ef_i(-1) + u_j \end{aligned} \quad (2)$$

Ahol a  $sh_i$  a vállalat részesedését jelenti a hazai teljes termelésből ágazati szinten, míg az  $ef_i$  változó a munkaerőköltségek és a nettó eladások arányát jelent. Minden változót jelen periódusban és késleltetve is szerepeltettünk, illetve a jelenbeli és a késleltetett értékek szorzata is megjelent a magyarázóváltozók között.<sup>4</sup>

<sup>3</sup> A becslés specifikációs problémáira utal, hogy a hibatag normális eloszlása nem mindig teljesül, van, amikor csak a szimmetriát lehet bizonyítani. Ha az egyenleteket szintadatokkal becsültük volna, eleve nem valószínű, hogy szimmetrikus reziduumokat kaptunk volna, ami szükséges feltétel lenne a hiba normalitásához. A növekedési ütemekkel azonban ez a feltétel gyakran teljesül, és nem ritkán a kurtózis (csúcsosság) is megfelelő.

<sup>4</sup> Az probit egyenletben  $\pi$  az ágazati konstans, míg  $\eta$ ,  $\kappa$  és  $\lambda$  az ágazati meredekségi paramétereket jelenti az egyes változókra. Az egyes indexű paraméterek a jelenbeli, a kettes jelzésűek a késleltetett változókkal állnak együtt és  $c$  a regresszió konstansa.

A (2) egyenlet a külföldi befektetők motivációját foglalja össze, ebben a magyarázott változó az FDI dummy. Két dolgot vettünk figyelembe, a már említett „endogén” hatékonyság proxyját és a cég részesedését, amelyet a (TEÁOR-szerkezet szerinti) iparági termelésen belüli részesedéssel közelítettünk. Mind a két változó ágazatspecifikus konstans és meredekségi paraméterrel rendelkezett, ezen felül az egyenlet a kettő interakcióit is tartalmazta. A második egyenletben a paraméterek előjelei a vártnak megfelelően alakultak, vagyis a hatékonyságra és a piaci részesedésre is pozitívan reagáltak a befektetők. A szorzatok szintén pozitívak voltak, ami az mutatja, hogy valószínűleg számottevő lehet a méretgazdaságosságból fakadó hatékonyság az egyes ágazatokban, és hogy ez fontos motiváció a külföldi működő tőke számára is.

Ezzel a becslési módszerrel az a probléma, hogy ha a (2) egyenlet magyarázóváltozója bináris, akkor nem lehet azonosítani  $\alpha$ -át. Ennek ellenére nem lehet azt mondani, hogy ez a becslési módszer teljesen haszontalan lenne. A probitbecslést használó *Nelson–Olson*-modell eredményei kvalitatívan (előjel szempontjából) mindenképp relevánsak. A becslés így azt mutatja, hogy az időszak elején tipikusan szignifikánsan pozitív a külföldi működőtőke-befektetések paramétere, míg az időszak második felében többször nulla (nem szignifikáns), tehát hazai cégek a külföldiekhez hasonló ütemben emelték hatékonyságukat. Itt kell megemlítenünk egy munkát, amely pontosan ezt a hibát követte el. *Schoors – var der Tol* [2001] treatment-regressziót becsültek meg egy magyar adatbázissal. Munkájukból az derül ki, hogy valójában pont egy olyan *Nelson–Olson*-becslést tesznek, ami az FDI hatásának számszerűsítésére nem alkalmas. Mint láttuk, a *Nelson–Olson*-féle számítás túlbecsüli  $\alpha$  abszolút értékét, ezért helytelenül interpretálták úgy a magas paraméterértékeiket, mintha azok az FDI hatását mutatnák.

A *Nelson–Olson*-becsléseket az FDI-dummy termelésre gyakorolt hatásáról a 2. táblázatban foglaltuk össze. A táblázat azt mutatja, hogy ha figyelembe vesszük a szimultaneitást, hogyan változik a külföldi tőkebeáramlás hatása a termelés dinamikájára a többi feltétel változatlansága esetén. Láthatjuk, hogy 1993-ban, 1994-ben és 1996-ban a hatás szignifikáns volt, vagyis ezekben az években a külföldi tulajdonos részesedésének emelkedése szignifikáns pozitív hatást fejtett ki a termelésre. 1995-ben és 1997-ben ez a hatás nem volt szignifikáns, míg 1998-ban már a magyar vállalatok emelték gyorsabban hatékonyságukat (az azonos inputfelhasználás melletti termelést). Mindenesetre az időszak végén érdekes dolgot figyeltünk meg. A külföldi tulajdonrész emelkedésével már nem nőtt gyorsabban a termelés az ugyanolyan megfigyelhető tulajdonságokkal rendelkező cégek között: ebben az évben a hatékonyság szempontjából már az volt a jó hír, hogy a hazai cégek gyorsabban növelték azt, mint a külföldiek.

2. táblázat

**A Nelson–Olson-modell becslésének eredményei  $\alpha$ -ra**

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
FDI dummy	0,924	0,85	0,12	0,591	0,042	-0,217
p-érték	0,000	0,000	0,21	0,000	0,11	0,01
Korrigált $R^2$	0,745	0,777	0,727	0,733	0,731	0,729
N	6173	7987	7835	8504	10965	13739

### **Az önszelekciós torzítás korrekciója – módszertani kérdések az eddigi irodalommal kapcsolatban**

Az egyszerű regressziós egyenlet becsléseit nemcsak a szimultaneitás torzíthatja, hanem az is, hogy a megfigyelt külföldi beruházásokkal kapcsolatos vállalati jellemzőket meg tudjuk-e egyáltalán figyelni. Az, hogy mely vállalatok termelési jellemzőit tud-

jük megfigyelni külföldiként vagy hazaiaként, nem véletlenszerűen oszlik el a különböző hatékonyságú vállalatok között, ezért a befektetést ismét egy külön egyenletben érdemes modellezni.<sup>5</sup> A szelekciós egyenletben azt magyarázzuk, hogy milyen motivációi vannak a külföldi befektetőnek, míg az (1) egyenlet egy, a befektetők „részhajlását” ellensúlyozó korrekciós taggal bővül. (Lásd a B mellékletet.) A két egyenlet hibatagjaival kapcsolatos megfelelő feltételek esetén ez a módszer konzisztens becslést ad a meredekségi paraméterekre (Blundell, 1998). Ezt a módszert többen használják (Djankov – Hoekman, 1999, 2000; Dmijan – Knell – Rojec, 2000).

A becslési módszer azonban azt feltételezi, hogy csak a külföldi vállalatok első egyenletben szereplő jellemzőit tudjuk megfigyelni, a hazai tulajdonúakét nem. Ez hiányos modellhez vezet, bár a becslésnek a külföldi tulajdonú vállalatokra vonatkozó része konzisztens.

A teljes modell három regressziós egyenletet tartalmaz. (Lásd a B mellékletet.) Az *első regresszió* a korábbi (2) egyenletnek felel meg, hiszen a működőtőke-beruházások motivációit foglalja össze. A *második egyenlet* egy olyan regresszió, amely nem más, mint az (1) egyenletre mindazon megfigyelésekkel elvégzett becslés, amelyekben az FDI dummyja 1. Szerepel még a regresszióban egy – a mellékletben definiált – korrekciós tag is. A *harmadik regresszió* pedig azon megfigyelésekkel becslési az (1) egyenletet, amelyekben az FDI-dummy értéke 0. Ennek a becslésnek az előzőtől szintén különböző – a B mellékletben leírt – saját korrekciós tagja van. Mi az önszelekciós regressziókban szereplő kétfajta korrekciónak a közgazdasági interpretációja? A magyarázatban Maddala [1983] a kérdéssel foglalkozó fejezetének intuíciói alapján járunk el.

Az adatbázisban szereplő vállalatok közül nemcsak a külföldi tulajdonosok keresték a jobb cégeket, hanem a jobban teljesítő cégek is keresték a külföldi befektetőket, ezért is próbálták a menedzserek demonstrálni saját rátermettségüket, bízván abban, hogy a majdani új tulajdonos ezt később honorálja. Ennek a fordítottja is érvényes lehetett, aki nem volt képes jól teljesíteni a vállalat átalakításának időszakában, az hajlamos volt megakadályozni a cég külföldiek részére történő privatizálását. Magyarán, a kezdetben jól vezetett és hatékonyabb cégek inkább kerültek külföldi tulajdonba. Viszont a rosszabbul vezetett cégek tudatosan kerültek a külföldi tulajdonlásra. A kölcsönös keresési folyamat eredményeképpen a nagyobb piaci részesedéssel, hatékonyabban működő cégek inkább kerültek külföldi többségi tulajdonba, míg a múltban kevésbé sikeres cégek inkább hazai tulajdonossal vágtak neki a túlélésnek. Ez az eredmény már ismerős a Nelson–Olson-modellből, és a (2) egyenletből is.

Az önszelekciós regresszióban ugyanez az egyenlet írja le azt, hogy melyik elem kerül az egyik csoport mintájába (FDI dummy=0), és melyik a másikba (FDI dummy=1). Mivel a jobban működő cégek keresték a külföldi befektetőket, a gyengébbek pedig kifejezetten kerültek azokat, ezért kétféle olyan önszelekciós cselekvés volt, amelyre különböző korrekciós algoritmust kell alkalmazni.<sup>6</sup> (Lásd a 3. táblázatot.)

<sup>5</sup> Kenny – Lee – Maddala – Trost [1979] egy olyan modellt mutattak be, amely az önszelekciós torzítást és a szimultánitást egyidejűleg vette figyelembe. Az adatbázis korlátai miatt ezt a modellt nem alkalmazhattuk.

<sup>6</sup> Az egyenletek hibatagjaira tett eloszlási feltételek érvényessége esetén kiszámíthatók a korrekciós változó azon értékei, amelyeket az (1) regressziós egyenlet 0, illetve az 1 FDI-értékű rekordjaiban figyelembe kell venni. Ez az eljárás azonos az irodalomban kezelési regresszióknak (treatment regression) nevezett módszerrel (Greene, 2000), csak az önszelekciós regresszióban a két dummyértéknek megfelelő regressziókat használunk, míg az irodalom inkább egyetlen egyenletbe rendezi ezeket az információkat. Ez utóbbi módszer korlátozóbb feltevéseket jelent, mert ugyanolyan eloszlású hibatagot implikál mind a külföldi, mind a hazai többségi tulajdonú cégekre.

Az önszelekciós (treatment) modell becslési eredményei  $\alpha$ -ra

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
<b>FDI dummy</b>	0,192	0,099	0,089	0,044	0,039	0,018
<b>p-érték</b>	0,000	0,053	0,334	0,464	0,344	0,594
LR-teszt	–	–	+	+	+	+
Log L	–6340	–8083	–7803	–8657	–9832	–12697
N	6179	7993	7846	8549	10965	13739

*Megjegyzés:*

1. Az önszelekciós modellt ML-módszerrel hatékonyan becsültük.
2. A táblázatban az LR-tesztsor annak a null hipotézisnek az elutasítását (+) vagy el nem utasítását jelenti (–), hogy van-e önszelekciós torzítás a becsült mintában. Ha az LR-tesztnél a + jel áll, akkor a cikk 1. táblázatának megfelelő évében szereplő OLS-paramétert kell figyelembe vennünk, és nem ebben a táblázatban szereplő értéket.

**A keresztmetszeti becslések értékelése**

A három különböző és egymással csak korlátozottan összehasonlítható regressziós becslés igen eltérő eredményeket hozott az egyes évekre vonatkozóan, azonban bizonyos következtetéseket így is levonhatunk.

A keresztmetszeti becslésekből kitűnik, hogy a hatékonyságnövekedés különbsége idővel csökkent a két vállalatcsoport között. Az időszak elején az átmenetben meggett kulcsfontosságú lépéseknek – az új számviteli törvény, a csődtörvény – szerepük volt abban, hogy az átlagos magyar vállalat gazdálkodása ne romoljon egyre gyorsabban a külföldi vetélytársakéhoz képest. A csődtörvény a nem hatékony magyar vállalatokat nagy számban megszüntette. Természetesen ezek vagyona nem ment kárba (Szanyi, 2001), hanem az új tulajdonosok javuló hatékonyságot értek el a korábban nem hatékonyan használt vagyontárgyakkal.

Az időszak első felében mindhárom becslésben a hatékonyság növekedése magasabb volt a külföldi többségi tulajdonú cégeknél, mint az időszak második felében (amely gyakorlatilag a Bokros-csomag utáni időszak). A *Bokros-csomag váratlan* forintleértékelésének az export profitabilitásának emelésén keresztül elsősorban a külföldi cégek hatékonyságára kellett volna hatást gyakorolnia, hiszen ezek a vállalatok jelentették az exportteljesítmény javulásának fő húzóerejét. A hatékonysági hatás vagy olyan rövid volt, hogy az nem húzódott át több évre, vagy nem a külföldi tulajdonú cégek profitáltak jobban belőle, esetleg más tényezők ellensúlyozták.<sup>7</sup> Mit jelenthet ez? Az időszak második felében mindhárom becslési módszer szerint már jóval lassabban nőtt a hatékonysági különbség a két vállalatcsoport között. Elképzelhető, hogy idő kellett ahhoz, hogy a magyar vállalatok jobb szervezési, értékesítési módszereket, új technológiákat vegyenek át, és így hatékonyságban fel tudják venni a versenyt a külföldi cégekkel. Lehet, hogy ez a folyamat a késleltetett hatás miatt csak az 1995 utáni időszakban mutatkozott meg. Ez ellensúlyozhatta valamennyire a külföldi tulajdonú cégek gyors exportnövekedéséhez kapcsolódó hatékonysági előnyöket.

Figyelemre méltó, hogy az időszak záró évében már mindhárom becslési módszer a legalacsonyabb hatékonyságbeli növekedéskülönbséget mutatja a két vállalati kör között. Az egyszerű regressziós módszer szerint a külföldi cégek hatékonyságnövekedési

<sup>7</sup> Halpern [1997] mutat be olyan változást, amely a stabilizációs csomag profitot növelő hatására utal a külföldi vállalatok esetén.

előnye háromszázalékos volt, az önszelektív regresszió szerint nem volt ilyen előny, míg a *Nelson–Olson*-módszer alapján már a magyar feldolgozóipari cégek emelték gyorsabban hatékonyságukat.

Az önszelektív becslések mindezek mellett azt is bemutatják, hogy az önszelektív hatás az első két év kivételével nem volt jellemző a külföldi működőtőke-befektetésekkel kapcsolatos döntésekben. Ennek egyszerű oka lehetett, mégpedig az, hogy a jobb cégek hamar elfogytak a privatizáció során. A rosszabb cégeket pedig vagy felszámolták (*Szanyi, 2001*), vagy olyannyira javították hatékonyságukon, hogy már ebben a tekintetben nem különböztek a többi cégtől.

Nem lehetünk biztosak abban, hogy a külföldi tulajdonú cégeknek az időszak elején megfigyelt magas relatív hatékonyságnövekedése nem csak azt jelenti, hogy adataink megbízhatatlanok és szisztematikusan torzítanak. Elképzelhető, hogy valójában megbízhatatlan adataink miatt egyszerűen túlbecsültük a külföldi cégek hatékonyságának dinamikáját az időszak elején. Ez bekövetkezhet, ha a külföldiek túl lassan növekedő tényezőfelhasználást vagy az eladások túl gyors növekedését jelentik. A magyar cégeknél a fordított viselkedés jelentené a hatékonyság (Total Factor Productivity – TFP) növekedésének alulbecslését. Nem biztos azonban, hogy az adatok minőségével van probléma. Lehet, hogy az adatok jók, csak az átmeneti viszonyok még túlságosan erősen hatnak ahhoz, hogy jól viselkedő termelésfüggvény-paramétereket kapjunk a jól megfigyelt adatokkal, és ezért persze a paramétereket sem lehet a szokásos módon interpretálni. Mit értünk ezen? Ha például egyszerű *Cobb–Douglas*-féle specifikációval aggregált termelési függvényeket becsülünk meg, a tényezőrugalmasságok az időszak elején egynél kisebbek. Idővel egy fölé emelkednek, de nem esnek messze tőle.<sup>8</sup> A konstansparaméterről ekkor beszélhetünk a hatékonyság növekedési ütemeként. Kivételnek számít azonban az 1992-es és az 1993-as év, amikor egy fontos elméleti feltevés nem teljesült, mivel a szintbecslésekben az állóeszköz-állomány nettó eladásokra vonatkozó elaszticitása inszignifikáns volt. Nemcsak az aggregált (a teljes feldolgozóiparra vonatkozó) becslésekben volt ez így, hanem az ágazati különbségeket figyelembe vevő regressziókban is. Ez az átmenethez kapcsolódó jelenség a táblázatokban bemutatott, differenciált egyenletekben becsült paraméterértékek közül az 1993-as évet érinti hasonló módon. Tehát ezt az évet nem érdemes figyelembe venni, mert vagy az adatok megbízhatatlansága, vagy az átmenet bizonytalansága okozta ezt a furcsaságot.

Természetesen 1998 nem értékelhető fordulópontként a magyar vállalatok relatív hatékonyságnövekedése szempontjából, mert hiányzik a következő két év adatainak elemzése. Az eddigi eredmények bizonyos szempontból optimizmusra adnak okot a hazai cégek életképességére vonatkozóan, mert a külföldi vállalkozások hatékonysági előnyének növekedési üteme a kilencvenes évek második felében erősen lelassult, és 1998-ra lehet, hogy megállt. Ez az önmagában nem túl meglepő következtetés arra épül, hogy mind a külföldi, mind a hazai tulajdonú cégek „ugyanarról a piacról élnek”, tehát a feldolgozóipari termékek piaca ugyanolyan itthon és külföldön is. Mivel e termékek kereskedelme a leginkább akadálymentes, ezért ez a hipotézis nem ésszerűtlen. Ha adataink megbízhatóak, akkor nem valószínű, hogy az egyik vállalati kör hatékonysága folyamatosan romlik a másikkal képest, mert ez esetükben az egységköltség folyamatos emelkedését jelentené a másik vállalati körrel szemben. Bizonyos idő után be kell következnie valamilyen hatékonyságbeli korrekciónak a hazai vállalatok javára, ha úgy gondoljuk, hogy a magyar tulajdonú vállalatok megpróbálják felvenni a versenyt a külföldi jelenléttel működő cégekkel szemben. Márpedig a kilencvenes évek második felében tömeges csődökről már szó sem volt.

<sup>8</sup> Nem csoda, hogy Halpern [1997] szintadatokkal végzett becslése során nem használ létszámadatokat, helyettük béradatokkal dolgozik. Sajnos, ezekkel nem rendelkezünk.

Azonban e magyarázattal szemben ellenvetések is tehetők. Az intra-indusztriális kereskedelem magas aránya a feldolgozóipari külkereskedelemben pontosan arra utal, hogy a termék differenciáció fontos motivációja a termelésnek. Így nemcsak az okozhatja a hatékonyság gyorsabb emelkedését, hogy a külföldi tulajdonos jobban használja ki az X-hatékonyságban rejlő lehetőségeket, hanem az is, hogy a vállalatok egyre inkább olyan termékeket gyártanak, amelyek monopolisztikusan versenyeznek. Tehát a hatékonyságnövekedések ütemkülönbségeinek csökkenése abból is fakadhat, hogy a magyar vállalatok is egyre sikeresebben különböztetik meg termékeiket. A költséghatékonyság és a monopolisztikus verseny sikerességét így nem lehet szétválasztani.

### **Összefoglaló**

A magyar és a külföldi vállalatok technológiai különbségeit összefoglaló egyszerű egyenlet szerint a többségi külföldi tulajdonban levő vállalatok 3–9 százalékkal gyorsabban növelték hatékonyságukat a vizsgált 1993 és 1998 közötti időszakban. (Az eredményeket lásd az 1. táblázatban.) Az időszak első felében ez a különbség magas, míg később jóval alacsonyabb volt. Nem biztos azonban, hogy ez a különbség pusztán a külföldi tulajdonosok hatásának tulajdonítható. Először a külföldi közvetlen tőkebefektetés szimultaneitását vettük figyelembe, ami azt jelenti, hogy az FDI és a hatékonyság egyidejűleg és együtt határozódik meg, tehát nem lehet egyetlen regressziós egyenletben jó tulajdonságokkal becsülni a külföldi tőke hatását. Majd a vállalatok önszelektív magatartásával korrigáltunk, ami arra a jelenségre utal, hogy a hatékonyabb vállalatok kerestek és találtak maguknak külföldi befektetőket, a kevésbé hatékonyan működő vállalatok pedig kifejezetten kerülték őket.

A szimultaneitás korrekciójához kapcsolódó eredményeket csak kvalitatívan tudtuk megragadni. A két korrigált modell becslése során arra a következtetésre jutottunk, hogy a vizsgált időszak első felében a külföldi többségi tulajdonú vállalatok gyorsabban növelték dinamikus előnyüket a többi vállalattal szemben, mint az időszak második felében. A külföldi vállalatok dinamikus hatékonysági előnye valamennyi becslési módszer szerint az időszak utolsó évében a legalacsonyabb. Az esetleges „trendforduló” megállapításához valószínűleg hosszabb idő és a felhasznált változók körének bővítése szükséges.

Az elemzés eredményei megerősítik azt, hogy a hatékonyságjavulásban a külföldi tulajdonosok szerepe időben csökkenő. Ennek számos lehetséges oka közül az egyik az, hogy a külföldi befektetők eleve a nagy profittartalmú, monopol jellegű piacokra ruháztak be a kilencvenes évek elején. Időközben több piacon a verseny többszereplőssé és intenzívebbé vált, amelyben jelentős szerepet játszhatott az import, ezért az évek során nőtt a hatékonyság is. A magyar cégek szintén különböző csatornákon keresztül (technológia és tőkejavak importja, learning-by doing) – ha nem is javítottak, de – egyre inkább képesek voltak megakadályozni relatív versenypozíciójuk további romlását (*Grossman – Helpman*, 1991). Ebben nemcsak közvetlen, hanem közvetett (spillover, externália-) hatások is szerepet játszhattak, úgymint a munkaerő mobilitása révén a felhalmozott ismeretek áramlása a két cégcsoport között, a technológia importja és az is, hogy a magyar cégek is egyre sikeresebben léptek a termék differenciáció útjára.

### **A) melléklet**

#### *A Nelson–Olson-modell*

A szokásos szimultán egyenletrendszerből ez a specifikáció annyiban különbözik, hogy itt az egyik endogén változó bináris. Ennek több becslési módját írta le az irodalom (*Nelson – Olson*, 1978, *Amemiya*, 1978, 1979). Az alábbi modellben  $\gamma_1$  az általunk keresett paraméter, amely az FDI-változóhoz ( $y_2^*$ -hoz) tartozik. Az X-ek a többi megfigyelt változót jelölik. Mi

a *Nelson–Olson*-módszer (*Nelson – Olson, 1978*) egyik változatát használtuk egy egyszerű kétegyenletes keresztmetszeti modellben (*Maddala, 1983, 244. o.*):

$$y_1^* = \gamma_1 y_2^* + \beta_1' X_1 + u_1$$

$$y_2^* = \gamma_2 y_1^* + \beta_2' X_2 + u_2$$

ahol:  $y_1$  -t teljesen megfigyeljük, míg  $y_2$  csonkolt normális.

Tehát  $y_1 = y_1^*$  és  $y_2 = y_2^*$  ha  $y_2^* > 0$  és  $y_2^* = 0$  különben.

Ezzel a módszerrel az a probléma, hogy ha a második egyenletünk magyarázott változója (az FDI) bináris, és nem csonkolt normális, akkor a szokásos probitbecsléssel nem tudjuk azonosítani az FDI paraméterét. A redukált formában az FDI paramétere helyett csak annak a második egyenlet hibatagjának szórásával alkotott szorzatát kaphatjuk meg:

$$y_2 = \frac{\gamma_2}{\sigma_2} y_1 + \frac{\beta_2'}{\sigma_2} X_2 + \frac{u_2}{\sigma_2}$$

$$y_1 = \gamma_1 \sigma_2 y_2 + \beta_1' X_1 + u_1$$

Ezért csak előjel szempontból értékelhetők az ezzel a módszerrel nyert eredmények.

## B) melléklet

### Az önszelekciós/önkiválasztásos becslés

*Maddala* [1983] alapján tegyük fel, hogy van két csoportunk, amelyek tagjai kétféle módon cselekedhetnek. A két cselekvés eredményét jelöljük  $y_1$ -vel és  $y_2$ -vel.

A cselekvés motivációit foglaljuk össze az  $\beta_1' X_1$  és a  $\beta_2' X_2$  mátrixban és vezessük be, hogy  $u_1 = y_1 - \beta_1' X_1$  és  $u_2 = y_2 - \beta_2' X_2$  és  $\sigma^2 = \text{var}(u_1 - u_2)$ .

Ha  $Z = \frac{\beta_1' X_1 - \beta_2' X_2}{\sigma}$  és  $u = \frac{u_2 - u_1}{\sigma}$ .

Ha egy individuum jobban jár az egyik választással, mint másikkal, az azt jelenti, hogy  $u < Z$ . A két tevékenység közötti választás közös eloszlása normális.

Az első cselekvés és a második cselekvés feltételes várható értéke (regressziója) ekkor így adható meg:

$$E(y_1 | u < Z) = \beta_1' X_1 - \sigma_{1u} \frac{\phi(Z)}{\Phi(Z)},$$

illetve

$$E(y_2 | u > Z) = \beta_2' X_2 + \sigma_{2u} \frac{\phi(Z)}{1 - \Phi(Z)},$$

ahol  $\sigma_{1u} = \text{cov}(u_1, u)$  és  $\sigma_{2u} = \text{cov}(u_2, u)$ .

## Felhasznált források

- Aitken, B. – Harrison, A. E. [1999]: Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review*, Vol. 89, 605–618. o.
- Amemiya, T. [1979]: The Estimation of a Simultaneous Equation Tobit-model. *International Economic Review*, Vol. 20, 169–181. o.
- Amemiya, T. [1984]: Tobit Models: A Survey. *Journal of Econometrics*, Vol. 24, 3–61. o.
- Amemiya, T. [1978]: The Estimation of a Simultaneous Equation Generalised Probit Model. *Econometrica*, Vol. 46, 1193–205. o.
- Blundell, R. [1998]: *Microeconometrics*. Egyetemi jegyzetek, University College London.
- Borensztein, E. – De Gregorio, J. – Lee, J.-W. [1998]: How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth? *Journal of International Economics* Vol. 45, 115–135. o.
- Caves, E. R. [1974]: Multinational Firms, Competition and Productivity in Host-Country Markets. *Economica*, May, 177–193. o.
- Corden, W. M. [1989]: Effects of Protection on Monopoly Profits and X-Efficiency Effects of Protection and Monopoly. In: *Trade Policy and Economic Welfare*. (Ed. M. W. Corden), Oxford University Press, Oxford, UK (Reprint of the 1974 Edition).
- Djankov, S. – Hoekman, B. [2000]: Foreign Investment and Productivity Growth in Czech Enterprises. *World Bank Research Quarterly*, January, 49–64. o.
- Djankov, S. – Hoekman, B. [1998]: Avenues of Technology Transfer: Foreign Investment and the Productivity Change in The Czech Republic. *CEPR Discussion Paper Series*, No 1883., London.
- Dmijan, J. – Knell, M. – Rojec, M. [2000]: What Role Does FDI, Adsorptive Capacity and Trade Play in Transferring Technology to Eastern Europe? Evidence from Panel Data for Estonia and Slovenia. Mimeo.
- Éltető, A. [2001]: The Competitiveness of Hungarian Companies. HAS Institute for World Economics, Working Paper, No. 118.
- Greene, W. [2000]: *Econometric Analysis*. New York. Prentice-Hall Publishers.
- Grossman, M. G. – Helpman, E. [1991]: *Innovation and Growth*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Haddad, M. – Harrison, A. E. [1993]: Are There Positive Spillovers from Direct Foreign Investment? Evidence from Panel Data for Morocco. *Journal of Development Economics*, October, Vol. 42, 53–73. o.
- Halpern L. [1997]: Vállalati magatartás és a mikroökonómiai környezet átalakulása. (Firm Behaviour and the Transformation of Microeconomic Conditions. In Hungarian.) HAS Institute of Economics, Mimeo.
- Hamar J. [2001]: A külföldi és hazai tőkével működő vállalatok szerepe a magyar iparban. *Külgazdaság*, Vol 65, 4–34. o.
- Horstmann, J. I. – Markusen, J. R. [1989]: Firm Specific Assets and the Gains from Direct Foreign Investment. *Economica*, February, Vol. 56, 49–59. o.
- Kentor, J. [1998]: The Long Term Effects of Foreign Investment Dependence on Economic Growth, 1940–1990. *American Journal of Sociology*, January, Vol. 103, Nr 4, 1024–1047. o.
- Kenny, L. W. – Lee, L. F. – Maddala, G. S. – Trost, R. P. [1979]: Return to College Education: An Investigation of Self-Selection Bias Based on the Project Talent Data. *International Economic Review*, Vol. 20, Nr 3, 775–789. o.
- Lücke, M. – Szalavetz, A. [1997]: Export Reorientation and Transfer of Know-how and Technology – the Case of Hungarian Manufactured Exports. *Kieler Arbeitspapiere*, Nr. 801, Kieler Weltwirtschaftliches Institut.
- Maddala, G. S. [1983]: *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Econometric Society Monographs. Cambridge University Press, Cambridge UK.
- Major, I. – Vezzoni, C. – Szalavetz, A. [1999]: Company Restructuring after Privatisation in Hungary Between 1988–1997. In *Privatization and Economic Performance in Central and Eastern Europe*. (Ed. I. Major), Edward Elgar, Cheltenham, UK.
- Nelson, F. D. – Olson, L. [1978]: Specification and Estimation of a Simultaneous-equation Model with Limited Dependent Variables. *International Economic Review*, Vol. 19, 695–709. o.
- Nickell, S. [1996]: Competition and Corporate Governance. *Journal of Political Economy*, Vol. 104, 721–746. o.
- Schoors, K. – Van der Tol, B. [2001]: The Productivity Effect of Foreign Ownership on Domestic Firms in Hungary. SBS, Oxford University, Mimeo.
- Szanyi, M. [2001]: Life After Death: Is Reallocation of Financially Distressed Firms' Assets Efficient? – Results from an Empirical Survey. Mimeo.