

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
NÉPESSÉGTUDOMÁNYI KUTATÓ INTÉZETÉNEK
DEMOGRÁFIAI MÓDSZERTANI FÜZETEI

2.

KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
NÉPESSÉGTUDOMÁNYI KUTATÓ INTÉZET

Igazgató:

Monigl István

Sorozatszerkesztő:

Hablicsek László

Írta:

Langerné Rédei Mária

Lektorálta:

dr. Laczkó László

**A SHIFT – SHARE ANALIZIS SZAKIRODALMI
ÁTTEKINTÉSE ÉS ALKALMAZÁSI
LEHETŐSÉGEI A DEMOGRÁFIÁBAN**

BUDAPEST

1985/1

TARTALOMJEGYZÉK

	oldal
BEVEZETÉS	7
I. A módszer ismertetése	9
1. A modell kezdeti továbbfejlesztési kísérletei	12
II. Az analízis alkalmazásának lehetőségei a demográfiában	15
III. Vita a shift-share-ről, mint az előrejelzés egyik módszeréről	17
IV. A shift-share alternatív formulái - prognózis	23
V. A shift-share és a kettős standardizálás kapcsolata	27
VI. A területi demográfiai alkalmazások eredményei	31
VII. ÖSSZEFOGLALÁS.....	45
JEGYZETEK.....	47
VIII. FÜGGELÉK.....	53

BEVEZETÉS

A demográfiai jelenségek megfigyelése során egyre több hatás elemzésével foglalkozunk. A többváltozós megfigyelési rendszerben általában különböző mértékegységű, eltérő tartalmu sajátos változást mutató elem fordul elő. Ezért a változók értéke, azaz térbeli helyzete, közvetlenül nem hasonlítható össze.

Minden ilyen jellegű problémát a változók standardizálásával – a szokásos módon – egyszerűsítünk. Az eljárás lényege, hogy az új változók értékeit egy új középértéktől számítjuk és elosztjuk a skálatranszformáció (a változó szórása) mértékével.

Geometriai értelemben a standardizálás két dolgot jelent:

- az új standardizált változó origója az eredeti változó átlagára kerül;
- az új skála beosztásának egysége az eredeti változó szórása lesz.

Ennek a transzformációnak kiemelt jelentősége van a többváltozós rendszerben. Itt az origó az összes változó átlaga és az egység minden tengelyen azonos.

Igy a standardizálási eljárások felfoghatók, mint egységesítési megoldások annak érdekében, hogy azonos fogalmi mértékű rendszerben tudjunk összehasonlításokat végezni. Ezért bármilyen jelenség változásának a mértékéről akkor alkothatunk megnyugtatóbb véleményt, ha annak relatív változását nézzük. Ezen eljárási módok közül részletesen a shift-share analízissel kívánunk foglalkozni.

A shift-share analízis, 1960-as szélesebb körű elterjedése óta – az elemzés első alkalmazása 1942-re tehető –, amelyet Daniel B.Cramer publikált, sokféle előadási módban, vitában látott napvilágot.

A téma iránti nagy fogékonyság két momentumnak tulajdonítható:

- a módszer egyszerű, könnyen beszerezhető adatokra épül és gyorsan értékelhető eredményeket ad;
- még a kritikai megjegyzések szerint sem alapszik olyan elemeken, amelyek a gyakorlatias szemlélettel ellentétes eredményeket adnának, akár a *multra*, akár a *jövőre* nézve.

A módszernek az eredeti célja az volt, hogy szétválassza a területi és strukturális változás arányát, mint regionális specifikumot. A területi eltérés tényezője azonban az adott terület ágazati (demográfiai) összetételétől való eltérés mérésére is alkalmas. Egy pozitív irányu eltérés azonosítható a terület előnyösebb helyzeti - helyi adottságával és strukturájával.

A shift-share irodalmat nehéz áttekinteni, összehasonlítani, mert nincsenek állandó matematikai definíciók és formák a regionális változás komponenseire. Az tény, hogy az irodalomban előforduló viták közül néhányban megjelenik az a törekvés, hogy az algebrai formulákat egységesítse, utaljon az előző kifejezésekre és kialakítsa az egységes definíciók és terminológiák használatát.

A témáról készült publikációk céljai általában kétirányúak:

- tisztázza a módszer alapvető használatát és azt algebrai megjegyzésekkel egészítse ki, valamint
- megpróbálja a speciális kritikai megjegyzéseket abba az irányba vinni, hogy a shift-share alapvető elméleti és gyakorlati gyengéit feltárja, és bővitse az előrejelzés eszközeit.

Végül bemutatják a módszernek néhány alternatív és más irányu felhasználását is.

I. A MÓDSZER ISMERTETÉSE

A nemzetközi szakirodalomban több mint 20 éves publikálásra tekint vissza a shift-share analízis alkalmazása /1/. Ez az időszak, valamint a módszer kedvező elméleti, prognosztizálási lehetőségei ellenére ritka használata indokolja, hogy annak különböző módosításairól, újabb felhasználási lehetőségeiről összefoglaló jelenjen meg szélesebb körben (lásd 1. jegyzet).

A területi vonatkozásban gyakran merül fel az a kérdés, hogy a térbeni jelenségek mennyiben az összetétel változás részei és mennyiben a terület sajátjai. A shift-share módszer a jelenség változását adott időszakban két komponensre bontja:

- egyrészt az elemek közötti arányok területegységenkénti változására, a struktúra változásából adódó különbségre;
- másrészt az elemek eltérő fejlődési ütemére, a száösszágból adódó különbségre.

Ez utóbbi a struktúra tényezők hatása, amely úgy mutatható ki, ha minden strukturális elem fejlődési ütemét az átlaggal azonosnak tételezzük fel. A másik a területi fejlődést kifejező tényező, amely az átlagos ágazati struktúrával azonos fejlődést feltételez.

Az egyik komponens tehát az állandó ütemű változást, a másik a tényezők állandó szerkezeti megoszlását feltételezi. Ezek az elemzésen túl egyben a prognosztizálás fő alternatívái is lehetnek, amit tovább lehet területileg, ágazatilag gazdagítani vagy feltételrendszerre alakítani a koncepciókban.

A számítások tény és fiktív adatokra, sőt távlati időpontra is alkalmazhatók, utóbbi esetben a tervezett tendenciák hatására kaphatunk választ. A strukturális és a területi elemek szétválasztása egyben lehetőséget nyújt a területi és ágazati feladatok további szétválasztására.

Az analízis elvégzéséhez részletes területi és összetételt jellemző adatokra van szükség, vagy két időpontra vonatkozóan, vagy két térségre egy időpontra nézve. A metrikus strukturát jellemző adatok sokfélék lehetnek. Elvégezhető abszolút számokkal, vagy viszonyszámokkal.

Legyen E_{nm} és E'_{nm} a két indulási mátrix ($n \times m$), amelynek elemei

e_{ij} és e'_{ij} . Jelölje a sorok összegét e_{i0} , e_{0j} az oszlopok összegét, e_{00} a mátrix elemeinek összegét. Analóg módon értendők a ' -vel jelzettek. Ezen peremértékek kiszámítása után, egy viszonyítási index mátrixot (V_{nm}) képezünk, aminek az elemeit v_{ij} -vel jelöljük.

$$\underline{1} \quad v_{ij} = \frac{e'_{ij}}{e_{ij}} \quad \text{elemenként a változás mértéke.}$$

Hasonló módon alakíthatók ki az egyes területi és összetételbeli indexek, valamint a teljes változás indexe.

$$\underline{2} \quad v_{i0} = \frac{e'_{i0}}{e_{i0}} \quad v_{0j} = \frac{e'_{0j}}{e_{0j}} \quad \text{az oszlop és sorváltozás mértéke.}$$

A shift-share változás számítása:

$$\underline{3} \quad e'_{0j} - \frac{e'_{00}}{e_{00}} \cdot e_{0j} = e'_{0j} - v_{00}e_{0j}$$

A területi változás számítása:

$$\underline{4} \quad \sum_{i=1}^n \left(e'_{ij} - \frac{e'_{i0}}{e_{i0}} \cdot e_{ij} \right) = \sum_{i=1}^n \left(e'_{ij} - v_{i0} \cdot e_{ij} \right)$$

Az összetétel változás számítása a fentiek különbsége.

$$\underline{5} \quad \left(e'_{0j} - v_{00} \cdot e_{0j} \right) - \sum_{i=1}^n \left(e'_{ij} - v_{i0} e_{ij} \right) = \sum_{i=1}^n e_{ij} \left(v_{i0} - v_{00} \right)$$

Lényegében mindegyik összetevő kiszámításának az az alap gondolata, hogy ha az adott összetevőt a megfelelő viszonyítási index-szel szorzom, akkor az mennyiben tér el a bekövetkezett értéktől.

A számítás eredményeként minden területre rendelkezésünkre áll a teljes változás, a területi és az összetételbeli hatás. A könnyebb értelmezés érdekében kifejezhetjük ezek %-os megosztását is.

A szakirodalmi viták végeredményeként a szerzők megállapodtak a három legfontosabb komponens definiálásában /2/.

A látszólagos változás $e'_{0j} - e_{0j}$. A shift-share által definiált változás

$$\text{mértéke: } e'_{oj} = \frac{e'_{oo}}{e_{oo}} \cdot e_{oj}$$

$$\underline{6} \quad \text{Teljes valódi változás: } NS_i = e_i^{t-1} \left[\frac{E^t}{E^{t-1}} \right]$$

$$\text{Strukturális hatás: } IM_i = e_i^{t-1} \left[\frac{E_i^t}{E_i^{t-1}} - \frac{E^t}{E^{t-1}} \right]$$

$$\text{Regionális, területi hatás: } RS_i = e_i^{t-1} \left[\frac{e_i^t}{e_i^{t-1}} - \frac{E_i^t}{E_i^{t-1}} \right]$$

ahol e_i és E_i a területi és összes események száma az i -edik elemben, e és E területi és összes események száma az összes ágazatban, a t és $t-1$ időperiódusban.

$$\underline{7} \quad e_i^t \equiv NS_i + IM_i + RS_i \quad \text{hatásból tevődik össze.}$$

A regionális megoszlás vagy részesedés (RP_i) az alábbi:

$$\underline{8} \quad RP_i \equiv e_i^{t-1} \left[\frac{E_i^t}{E_i^{t-1}} \right] = NS_i + IM_i$$

ez az utóbbi kifejezi az események arányát az i -edik strukturában, abban az esetben, ha a struktúra területi növekedése az országgal azonos. Így a legegyszerűbb és leghasznosabb shift modell:

$$\underline{9} \quad e_i^t = RP_i + RS_i$$

Ez két lehetőséghez vezet el:

- az egyik $e_i^t = RP_i$, akkor a területi és az országos növekedés azonos, vagyis $RS_i = 0$. A terület szempontjából lényegtelen az IM , NS és RP komponensek szerepe;

- a másik variáció, ha az i -edik ágazat területi változása, eltér a periódus alatti összes változástól, azaz $RS_i \neq 0$. A negatív irányú eltolódás az ágazati összaránytól való elmaradásnak tulajdonítható, pozitív irányú az eltolódás, ha az ágazati növekedés gyorsabb a területen, mint az összesen. Az eltéréseket a szakirodalom a terület "shift"-jének illetőleg "share"-jének nevezi, aszerint, hogy az eltérés + vagy -.

A szakirodalomban előfordul az esemény változásának önmagával való összehasonlítása időperióduson belül is. Akkor

$$\underline{10} \quad e_i^t - e_i^{t-1} = NS_i + IM_i + RS_i - e_i^{t-1}$$

erre az esetre definiálták az NS_i -t.

$$\underline{11} \quad NS_i = e_i^{t-1} (E^t/E^{t-1}) \quad \text{így,}$$

$$\underline{12} \quad e_i^t - e_i^{t-1} = NS_i + IM_i + RS_i$$

kiemelve a 12 egyenletből az e_i^{t-1} -et, a régió látszólagos változását eredményezi a teljes változás függvényében. A különböző változások eltérő országos növekedést jelentenek az i -edik ágazati szektor és a teljes ágazati strukturában a vizsgálati időszak alatt.

Sokszor merült fel az, hogy sem a dinamikus modell 12, sem a statikus modell 7 és 9 nem tudja olyan hűen követni a területi eltolódást, pedig a tervezésben használatuk igen fontos lenne. Ennek oka azonban nem a modellben keresendő, hanem abban, hogy az összetevők egyuttal többdimenziósak és ezek megadása a jövő számára nehéz.

1. A modell kezdeti továbbfejlesztési kísérletei

A shift-share analízis 60-as évtizedbeli továbbfejlesztői: Perloff, Dunn, Lampard és Muth voltak¹. Ezekkel a munkákkal is foglalkozott a Regionális Tudományos Társaság, ahol ezt az analízist, mintegy regionális gazdasági adatokra vonatkozó rendszerező, vizsgálati módszert mutatták be. Itt vitatták meg Ashby, Fuchs és Garett vizsgálatának értékelését is.

A shift-share alapvető felülvizsgálatát Perloff végezte el és egyuttal új komponenseket állított fel: a teljes eltolódást (TS) a különbség eltolódást (DS) ami az alábbiak szerint lett definiálva:

$$\underline{13} \quad TS = \sum_i e_i^t - \sum_i NS_i$$

$$\underline{14} \quad DS = TS - \sum_i IM_i \quad \text{így,}$$

¹ Lásd irodalomjegyzék.

15 $DS = \sum_i e_i^t - \sum_i e_i^{t-1} - \sum_i NS_i - \sum_i IM_i$, amelyet, ha az összes i -re értelmesszünk a 12 egyenletet kapjuk.

$$16 \quad DS = \sum_i RS_i$$

Ezért úgy tűnik, hogy az analízis egy olyan területi esemény módszer, amely megoldásában a relatív növekedés összetevőinek elemzésére törekszik inkább, mint az ágazatok egyedi sajátosságaira keres igazolást. Az ágazati szemléletű területi eltolódás indoklásához Ashby három komponensű modellje tér ki, amely jelen cikkben a 12 egyenlettel azonosítható.

Ashby megismétli, hogy a shift-share sohasem csak változási modell volt. Azoknak a figyelmébe ajánlja az analízis előnyeit, akik a vizsgálatokhoz további más minőségi jellemzőket is használnak.

II. AZ ANALIZIS ALKALMAZÁSI LEHETŐSÉGEI A DEMOGRÁFIÁBAN

A demográfiai problémák ok-okozati viszonyának, regionális összefüggéseinek feltárása, kvantifikálása meghatározó jelentőségű a területi elemzések szemszögéből. Ezek nemcsak a megismerésben, de a prognosztizálásban is kiemelkedő helyet foglalnak el. Különösen fontosak az olyan módszerek, amelyek eredményeik alapján jó alapot nyújtanak az elemzésekhez, az előrejelzésekhez és könnyen hozzáférhető adatokra épülnek.

Az eddig alkalmazott példák elsősorban a gazdaságföldrajzban, a foglalkoztatottak számához kötődnek /1/. De alkalmazható akkor is, ha a változás megközelítése, értelmezése állóeszköz, termelési érték, vagy egyéb más, például struktúra vektorral, faktorsúlyokkal, cluster jellemzőkkel történik.

A népességtudományon belül egyre nagyobb hangsúlyt kapnak a területi kutatások. E kutatások szempontjából különösen lényeges, hogy két vagy több terület összehasonlítása során, vagy két vagy több időpontra vonatkozó struktúra elemzése során, a változás eredőjét összetevőkre bontsuk. A két alapvető összetevő a strukturából adódó különbség és a számosságból adódó különbség. Ezek szétválasztását a statisztikai elemzések körében a kettős standardizálás végzi, aminek demográfiai vonatkozású részletes leírását /3/ Valkovics Emil készítette el. Alkalmazása annak ellenére, hogy rendkívül indokolt és hatékony lenne, nem elterjedt. Pedig a változások eredetére, kauzális összefüggéseire vonatkozóan bővebb információkat ad és ezzel a további gondolkodást segíti elő. A módszernek a migrációs példán keresztül történő bemutatása igyekszik egy kis lépést tenni annak érdekében, hogy a népmozgalmon belül e téma is egyre kutatottabb legyen. De alkalmazására sok más lehetőség is kínálkozik a demográfiában. Felhasználásuk indokolt multbeli elemzéseknél, abból a célból, hogy a változás oksági összefüggési kapcsolatairól képet kapjunk. A prognosztizáló munkáknál, egy jövőkép összehasonlításánál a jelennel a különböző hatásmechanizmusok leírásával hozzájárulhat a megalapozottabb munkához. Fokozott hangsúlyt kap a módszer napjainkban azáltal, hogy egyre inkább a strukturális jellegű elemek hordozzák a változást, és a többismérvű megfogalmazások, kritériumrendszerek kerülnek előtérbe.

Egy módszer alkalmazását erősen befolyásolják a rendelkezésre álló adatok és azok statisztikai tartalmának változása. A migrációs folyamatok korspecifikus

jellemzői hosszantartó, az utóbbi időben nagymértékben állandó esemény-sajátosságok. Ugyanakkor az 1960-80-as időszakban az ország egyik legátfogóbb demográfiai folyamata az előregedés volt, ami nagymértékben éppen az állandósult migrációs jellemzők miatt területileg differenciáltan ment végbe. A módszer gyakorlati alkalmazásának bemutatása mellett ezért alapvető célunk az volt, hogy a korstruktúra területi változását és a vándorlás taszító hatását együtt értelmezzük. Mivel egy komplexebb szemléletű területi vonzásokutatás /attraktivitás/ feltételei nem adóttak, így demográfiai szempontból ezt is egy adaléknak tekinthetjük a migrációs kutatások köréből.

Az alkalmazás eredményeként definiált változás, ami a korstrukturából adódó következményekre utal, felhasználható az alábbi körökben:

- a demográfiai prognózisokban a korstrukturális változás shift-share analízise provizórikus előrebecslést nyújthat a migráció egyik elemének nagyságrendjére,
- szűkítheti egy esetleges attraktivitási kutatás körét a népesség szűkebb korcsoportjára,
- a migráció térbeli elemzésénél, a korstrukturából adódó változások mérésén kívül lehetőséget ad a területi attraktivitás regionális különbségeinek mérésére is.

A területi hatásra utaló rész, felhasználható lenne a területfejlesztés azon stratégiájához, amely a migrációs folyamatok irányítottságát fogalmazza meg. Arra ad választ, hogy az életút mely szakaszán hatnak az elvándorlásra a területi adottságok és az milyen mértékű térbeni differenciáltsággal jelenik meg?

Bár általánosságban a módszerről, mint két terület összehasonlításáról beszélünk egy időpontban, de a két időpontbeli fejlődés mérésére ugyanolyan hasznossággal bír.

III. VITA A SHIFT-SHARE-RŐL, MINT AZ ELŐREJELZÉS EGYIK MÓDSZERÉRŐL

A Brown és Ashby² közötti vitára reagálók egyik részét képezi Beaud² munkája is, aki az első összehasonlító gyakorlati shift-share tesztet, mint a területi előrejelzés módszerét bemutatta. Beaud az Ashby-féle shift-share modell adaptációjával kezdte a regionális esemény-előrejelzést. Ezt oly módon tette, hogy az t_0 és t_1 egyenletbe definiálta a t és $t+1$ időt. A nagyobb területi strukturából levezetett tervezés híve, ahol az NS_i és IM_i elemeket, mint gazdaságpolitikai tényezőket veszi figyelembe és azt állítja, hogy az RS_i csak egy második lépcsőben, kistérségi szinten tervezhető elem. Az azonban továbbra is kérdéses marad, hogy a területi eltolódást impliciten lehet-e tervezni?

A legegyszerűbb összegzés, amit Beaud használt és Brown is újra bemutatott, az állandó (konstans) változás volt, vagyis:

$$17 \quad RS_i \left[\begin{matrix} t+1 \\ t \end{matrix} \right] = RS_i \left[\begin{matrix} t \\ t-1 \end{matrix} \right]$$

a t és $t+1$ közötti és $t-1$ és t közötti változás azonos.

A terület esemény változása a jövőben ugyanannyi, mint a múltban volt.

Brown néhány alternatív modellt többek között az alábbi Ingrow-Super féle modell² is megvizsgálta:

$$18 \quad e_i^{t+1} - e_i^t = e_i^t \left[\left(\frac{E_i^t}{E_i^{t-1}} \right) - 1 \right]$$

Az előrejelzéshez használt modell is hasonló volt:

$$19 \quad e_i^{t+1} - e_i^t = e_i^t \left[\left(\frac{E_i^{t+1}}{E_i^t} \right) - 1 \right]$$

A fenti egyenletek valójában a 9. egyenlet alternatív formái, amelyet az előrejelzésre $RS_i = 0$ módosítással használtak fel. Tehát úgy értelmezhetjük, mint egy konstans megoszlású modellt, ahol minden struktúra adott területen az országos növekedésnek megfelelően változik szektoronként, vagyis egy azonos területi szintű

² Lásd irodalomjegyzék.

megoszlást képez le a jövőre /4/.

Ingrow-Super modelljében a gyakorlati különbség a korábbiakhoz képest az volt, hogy a hosszútávra visszatekintő országos arányt a jövőre is alkalmazta. Ez természetesen nem triviális különbség, mert előrejelzés lehetséges egyedi sajátosságok alapján is. A hazai gyakorlatban, az országos arány területi alkalmazása a prognózis készítés első un. technikai változatában használatos.

A másik modell, amit Brown említ; hogy az i -edik ágazatban 0 területi növekedés csak az általános strukturális növekedésre vezethető vissza. Brown összehasonlította a különböző modellek eredményeit a Theil-féle változó koefficiensekkel /5/, a jelenlegi és a távlati átlagra vonatkozóan is. Három vonatkozásban ajánlja felhasználását a prognózis készítésében:

- globális tendenciák előrejelzése, amiket egyszerű transzformációval lehetséges változtatni;
- az egyenlőtlen területi variációk által okozott tendenciák várható hatásának becslésére;
- azon hatások eredőjének mérésére, amelyek a variációk közötti kis-mértékű összefüggéseknek köszönhetőek.

Brown eredményei a legkedvezőbbben az Ingrow-Super féle modellben érvényesülnek, ahol is az egyenlőtlenségi koefficiens - vizsgálatai alapján - a legalacsonyabb átlagu.

James és Hughes nem tettek közzé egyebet, mint a "Shift-share analízis tesztjét, a jövő eszközt", amelyben újból visszatérnek az állandó eloszlásu modellhez. Ezen modellek közül egyik sem azonos a korábbi definíciókkal, hanem az alábbi:

20 $e_i^t/E_i^t = a_i / \exp /b_i t//$, ahol az a_i bázisidőben az i -edik ágazati eseményének területi megoszlása és b_i a relatív eltolódás vagy az un. versenyhatás a területen az i -edik jellemzőben. James-Hughes modelljüket rövid időtávu előrejelzésekre ajánlják a legjobban.

Hellman négy alternatív használati modellt írt le:

1. Az események állandó megoszlásuak.
2. A népesség térbeli elhelyezkedéséhez arányosan rögzített esemény-eloszlás.
3. Implicit shift-share.
4. Explicit shift-share.

Az állandó megoszlásu modell az alábbi:

$$21 \quad e_i^{t+1} = E_i^{t+1} / e_i^t / E_i^t /$$

A fentieket tekintve azt gondolhatnánk, hogy ez ugyanaz, mint Ingrow-Super féle modell, de nem így van. Az Ingrow féle 18 -as egyenlet az esemény változását $(e_i^{t+1} - e_i^t)$, mint függő változót veszi figyelembe.

A népesség térbeli elhelyezkedéséhez arányosan rögzített struktúra alapján:

$$22 \quad e_i^{t+1} = p^{t+1} / e_i^t / p_i^t / \text{ ahol } p^t \text{ a terület népessége a periódus kezdetén } /t/ \text{ és } /t+1/ \text{ a tervezés időpontjában.}$$

Az implicit shift-share modell így adható meg:

$$23 \quad e_i^{t+1} = E_i^{t+1} / e_i^t / E_i^t / + E_i^{t+1} \left[\left(e_i^{t+1} / E_i^{t+1} \right) - \left(e_i^t / E_i^t \right) \right]$$

amit Hellman a legutóbbi időben regionális megoszlási hatásnak nevezett és azt állítja, hogy tipikusan történelmi trenden alapszik. Az igaz, hogy az állandó eltérés típusának tűnik, ha a 23 egyenlet harmadik tagja algebrailag azonos RS_i -vel, azaz az 6 egyenlet időperiódusát eggyel későbbre értelmezzük.

Az explicit shift-share modell az alábbiak szerint van definiálva:

$$24 \quad e_i^{t+1} = E_i^{t+1} / p^t / P^t / + E_i^{t+1} \left[/p^{t+1} / P^{t+1} / - /p^t / P^t / \right] + C_i^{t+1}$$

ahol P az össznépesség és C_i az utóbbi időszak koncentrációs és intenzív-válási indexe minden strukturára, ami tényadatokon alapszik.

Hellman elmondja, hogy mialatt a népesség-arányos modell a legbiztosabb alapja a Theil-féle egyenlőtlenségi koefficiens relatív mérésének, addig a várható tényezők hatása többnyire kovariancia eredménye /5/

Hellman munkájával a legfőbb probléma - összehasonlítva Brownal -, hogyan lehet megfelelően előrejelezni a teljes eseményszámot. Pl. mennyi az ágazati esemény abszolút mértéke az esemény teljes változásához képest egy öt éves perióduson belül.

Hellman négy modelljét összehasonlítva a Theil-féle egyenlőtlenségi koefficiens segítségével, eldönthetővé teszi a módszernek az előrebecslésben való alkalmazhatóságát.

Egy másik variáció a Zimmerman féle shift-share:

$$25 \quad e_i^{t+1} = E_i^{t+1} / e_i^t / E_i^t / + E_i^{t+1} \left[/e_i^{t+1} / E_i^{t+1} / - /e_i^t / E_i^t / \right]$$

A 24 egyenlethez képest a jellemzés a legtömörebben az lehet, hogy ez a kapcsolat nem rendelkezik semmilyen elméleti megfontolással.

Van mégis két szempont, ami Zimmermanhoz vezet. Az első, amivel a tradicionális shift-share kezdődik, azaz az állandó eltolódás extrapolálása, a második az abszolút eseményszám használata, az esemény változása helyett.

Két másik cikk is foglalkozik a shift-share használatával a nagyobb régiókról, a kisebb egységekre történő tervezés problémájával. Vagyis egy szélesebb tartalmu makro-strukturából közeledhetünk a szűkebb mondanivalóju kisebb területi egységek felé. Ezek közül: Greenberg vizsgálta végig az általános Hellman-féle alternatívákat. Az alkalmazott modellek közül a népességnövekedéssel arányos állandó használata volt a legkedvezőbb. Ezek az eredmények különösen azoknak érdekesek, akik a népesség hatástényezőit emelik ki. Egyrészt utal arra, hogy népesség térbeli eloszlásától független modell nem hasznos, másrészt a modellek a népesség variációkat impliciten is magukba foglalhatják.

Összegezve Greenberg munkáját, azt találjuk, hogy:

- az állandó megoszlás adja a legjobb eredményt,
- a regressziós egyenletek, mint független változók, használhatók adottság jellegű standard tényezőkre.

Hewings munkáját több területi szinten végezte el. A kisebb területi egységek szintjén az eredmények kevésbé egyértelműek. Az állandó megoszlás csak az országok bizonyos típusára jellemző. Jobb eredményeket csak lineáris regresszió esetén kapott.

Az állandó megoszlás modelljének viszonylag nehéz tárgyalását adja Greenberg és Hewings, amikor a Brown és Ingrow modellt felújítja. Az elvégzett analízisük kis népességszámú és kevés eseménnyel rendelkező térségekre vonatkozott, ahol a helyi adottságokat nagyon nehéz modellezni.

Az OBERS shift-share a jelenleg rendelkezésre álló irodalomban a legátfogóbb. Alkalmazása a legtöbb területegységre, a legtöbb ágazatra és időperiódusra az alábbi formulával történt meg:

$$\underline{26} \quad e_i^t / E_i^t = e_i^{t-1} / E_i^{t-1} + E_i^t \left[e_i^t / E_i^t - e_i^{t-1} / E_i^{t-1} \right]$$

ami egy kis átalakítás után az alábbi:

$$\underline{27} \quad e_i^t = e_i^{t-1} / E_i^t / E_i^{t-1} / + e_i^{t-1} \left[e_i^t / e_i^{t-1} / - E_i^t / E_i^{t-1} / \right]$$

ami a 9 egyenlettel egyezik meg.

A fentieket egy exponenciális trendextrapolációnak is értelmezhetjük a távlatra, az alábbiak szerint:

$$\underline{28} \quad \log / e_i^t / E_i^t / = \log a + b_i \log t$$

ha E_i^t -t tervezett adatnak vesszük.

Ezt a modellt azért nehéz értékelni, mert nem régen látott napvilágot, adatai csak regresszióra alkalmazottak, és a bekövetkező eseményadatok még nem ismertek. Mindamellettt kitűnik a modelltől, hogy nem foglalkozik néhány olyan korábbi elméleti és gyakorlati problémával, mint az állandó változás és megoszlás.

IV. A SHIFT-SHARE ALTERNATÍV FORMULÁI - PROGNOZIS

A publikációk összegzéseképpen elmondható, hogy a legfontosabb kérdés az állandó eltolódás és megoszlás beépítése a shift-share modellbe /7/. Ehhez csak csatlakozik az időperiódus kérdése, ami a prognózis készítéséhez is elvezet. Az állandónak vett változás leírására a legalkalmasabb az Ashby és Brown által leírt RS_i verseny-tényező; amely feltételezi a területnek a teljes-esemény változásából egy részesedést, ami összehasonlítási lehetőséget ad más területeknek az adott struktúrában betöltött előnyére, illetőleg hátrányára vonatkozóan.

Az első feltételezés, hogy RS_i a viszonylagos helyi előnyök eredője szinte triviálisnak tűnik. A második feltételezés már sokkal kérdésesebb és ebben Borts és Stein fejtegetéseit követhetjük. Azaz a pozitív változást, fejlődésként értelmezve, az összetétel területi előnyét jelenti, ami ennek arányában előnyösebb, kedvezőbb értékrendjében nyilvánulhat meg. Ezek a változások gyakran olyan térbeni folyamatokkal függenek össze, ami kapcsolódhat a területi, vagy strukturális elemek relatív változásához.

Ahogy a fentiekből is kiderült, a konstans eltolódás nem egyszerű elméleti fogás, még egy kisebb, öt éves prognózisra sem /6/.

A konstans zérus shift feltételezés megkerül ugyan néhány problémát, de ugyanakkor néhány újabbat pedig felvet. Pl. ha a viszonylag rövid idő alatt egy strukturában a növekedés válik jellemzővé, ez nem ugyanaz, mint az össznövekedés bizonyos területi leosztódása. Mivel a térségek különböző megfeleltetése a növekedésre vonatkozó adottságoktól függenek. Itt elsősorban olyan gyorsan felfuttatható tényezőkre lehet gondolni, mint a bevándorlás, a kisebb korosztályok létszámváltozása, a szakképzett munkaerő letelepítése. Ilyen esetek adódhatnak, ha széles spektrumú az adott tér strukturája, vagy ha a terület gazdasági egységei már elérték az optimális méretet, vagy ahhoz közelállók és hirtelen képesek gazdasági potenciáljuk, ezáltal versenypotenciáljuk megváltoztatására (lásd póluselmélet). Ez akkor lenne speciális feltételezés, ha az új igény, ami az országos növekedését befolyásolja az ágazatnak, nem területileg arányosan, hanem pl. a piaci változás igényében következne be.

Bármilyen más esetben nehéz érvényesíteni az állandó eltolódás és állandó eloszlás feltételezéseit elméleti alapon. Igy a bázismodell egyszerűsítése és helyettesítése csak rövidtávu előrejelzésre alkalmas.

A középtávu és hosszútávu tervezéshez használt shift-share modelltől már sok vita volt. A legfontosabb a strukturális /IM/ és területi /RS/ hatást jelző komponensek közötti kapcsolat. Ezek egyben a területi politika jelzőrendszerei. Többben rámutatnak, hogy a területi adottság is hozhat éppen olyan jó eredményeket, mint az ágazati struktúra változása. Hiszen minden adottság előnye vagy hátránya egy adott struktúra-változás szempontjából értékelhető. Olyan szélsőségesen kedvező ágazati struktúra is lehet, hogy a térség eseményei egy dinamikusan növekvő ágazatban koncentrálódnak. Ilyenek között említhető az urbanizálódó térségek kedvező korstrukturális és az ebből adódó, egyéb jellemzői. Azonban a népesség térbeli átrendeződésének oldaláról nézve a mobilizálható forrás csökken, ami az élet ciklikus rendje miatt éppen a városias térségeket teszi kiegyenlítetlen korösszetételűvé.

Folytatva az elméleti összetevők elemzését, megállapítható, hogy az RS komponens adott ágazatra kisebb mint az IM, és mindig kisebb, mint az IM és NS komponensek kombinációja. Ez a tény vezette Stillwell-t arra, hogy megpróbálja az IM komponens mérhetőségét fejleszteni. Az alábbi mutatókat definiálta:

$$29 \quad RPS = \sum_i e_i^t \left[\left(\frac{E^{t-1}}{E^t} \right) - \left(\frac{E_i^{t-1}}{E_i^t} \right) \right]$$

$$30 \quad PM = RPS - \sum_i IM_i$$

$$31 \quad RD = \sum_i RS_i - PM$$

Az RPS-t nevezi a részesedési shift kiegészítőjének, komplementerének, RPS azt mutatja, hogy az ország összes eseményét a terület várhatóan növeli-e, vagy csökkenti-e? PM az ágazati növekedésen alapszik. RD a különbség shift-je, amit minden egyes terület adott ágazatából összegződik, tevődik össze.

Stillwell megjegyzi, hogy a klasszikus shift-share egyenletnek ez az értelmezése később azért hasznosabb, mert segít azokkal a területekkel azonosítani, amelyek még nem érintettek az esemény-változás eloszlásában jelenleg és a jövőben sem. Hasonló módon választja ki azokat a területeket, amelyek a múltban negatív shift-tel rendelkeztek és a jövőben egyre gyorsabb növekedéssel, dinamikussá válhatnak.

Ashby megjegyzi, hogy Stillwell megközelítése inkonzisztens a bázis-év

változással. Rámutat, hogy a klasszikus modell 12 egyenletéhez kapcsolva az alábbi módon írható le:

$$\underline{32} \quad \sum_i \left(e_i^t - e_i^{t-1} \right) = \sum_i NS_i + RPS + RD$$

ahol RPS egy végidőpontra, RD pedig mind kezdő, mind végpontra alapozott mutató.

Uj elem Chalmers javaslatában a viszonylagos keveredési tényező /MM/, amit az alábbi módon definiálnak:

$$\underline{33} \quad MM = \sum_i RS_i \left[\frac{E_i^t}{E_i^{t-1}} - \frac{E^t}{E^{t-1}} \right]$$

Az új elem mindenegybes RS_i -nek az össznövekedéshez mért súlyát összegzi. Pl. ha a térségnek negatív eltolódása van, egy lassan növekvő ágazatban, akkor MM növekedni fog, ami a terület ágazati strukturájának a javulását jelenti.

A szerzők figyelmüket a regionális strukturára összpontosítják inkább, mint az ágazati sajátosságokra. Ezért a módszer prognosztizálásra inkább a területi tervezésben alkalmasabb, mint az ágazati tervezésben.

Esteban-Marquillas továbbfejleszti a shift-share modellt és bevezeti a homogenitás fogalmát, amit a regionális foglalkoztatási változásokon mutat be. A terület foglalkoztatottságát az országoshoz viszonyítjuk az alábbi módon:

$$\underline{34} \quad \tilde{e}_i = e \left(\frac{E_i}{E} \right)$$

Esteban-Marquillas egyenlete:

$$\underline{35} \quad RS_i = e_i^{t-1} \left[\frac{e_i^t}{e_i^{t-1}} - \frac{E_i^t}{E_i^{t-1}} \right]$$

$$\underline{36} \quad AE_i = RS_i - RS_i$$

és ezt az AE-t nevezi allokációs (elhelyezkedési) hatásnak. Ez a negyedik shift-share komponens mutatja a terület specializációját más szektorokhoz képest, ami pozitív értékek esetén a kedvezőbb verseny előnyeként értelmezhető. A homogén foglalkoztatási tényezőre való transzformálás nagyobb szignifikanciát ad, és a változás nagyságát és irányát is mutatja.

Ezen fejezet alapvető célja az volt, hogy a shift-share különböző formuláit összefoglalja, használatukat összehasonlitsa és rámutasson a regionális strukturák előrejelzésében meglévő lehetőségekre.

V. A SHIFT-SHARE ANALIZIS ÉS A KETTŐS STANDARDIZÁLÁS KAPCSOLATA

Akár longitudinális, akár transzverzális demográfiai elemzést végzünk, felmerül, hogy az összehasonlítás eredményeként kapott érték mennyiben tekinthető a megfigyelt népesség összetételében végbement változásnak és mennyiben a térbeli (időbeli) különbségek alakulásának.

A viszonyítás, amely alapján válaszolhatunk, többféle lehet. Egyik legismertebb módja a direkt standardizálás, amikor egy önkényesen választott tény vagy fiktív összetételhez viszonyítunk. A gyakorlatban gyakran választanak olyan standard strukturát, amely azonos vagy hasonló az összehasonlítandó népességek valamelyikének a strukturájával. A direkt standardizálás helyett kielégítőnek tekinthető az esemény-gyakorisági szériák átlagának a viszonyítása és hasonlítása is. Az átlagokon kívül természetesen egyéb statisztikai középértékek, továbbá az átlagok varianciája is kiszámítható.

Az indirekt standardizálásnál egy tetszőleges gyakorisági szériát veszünk. A műveleteket különböző standard gyakoriságok felhasználásával elvégezve különböző eredményeket kapunk. Az indirekt standardizálás mégis alkalmas módszer arra, hogy összehasonlításokat végezzünk akkor, ha a tényleges gyakoriságok nem állnak rendelkezésre. Ha az összehasonlítás kis számú elemből áll, akkor célszerű indirekt standardizáláshoz folyamodnunk.

A fenti standardizálási eljárások az időbeli és térbeli különbségek zavaró hatását akarják kiküszöbölni. Ha célunk annak megállapítása, hogy a strukturákat állandónak tekintve miként befolyásolják a különböző népességi strukturák a változást, akkor kettős standardizálást használunk. A kettős standardizálás a direkt módon standardizált gyakoriságok és indirekt módon standardizált strukturák arányának szorzataként is felfogható. A standardizált mutatók relatív különbségeinek szorzata a kettős standardizálás.

Ha veszek A és B népességet, Z és Z' az események azonos naptári időszak alatti száma, legyenek P_i és P'_i a vonatkozó népességi strukturák, f_i és w_i a tényleges gyakoriságok.

A két esemény változása a /3/-as számú jegyzetben látható alakban írható

fel. Ahol a második tag a strukturából adódó különbséget fejezi ki, az első tag a lokalitásból, a számosságából adódó változást.

Ha a shift-share analízist egy gyakorlatilag kifejtettebb formában írjuk fel:

$$\underline{37} \quad E = \begin{vmatrix} e_{11} & e_{12} & \dots & e_{1n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ e_{m_1} & e_{m_2} & \dots & e_{mn} \end{vmatrix} \quad E' = \begin{vmatrix} e'_{11} & e'_{12} & \dots & e'_{1n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ e'_{m_1} & e'_{m_2} & \dots & e'_{mn} \end{vmatrix}$$

a E és E' a két időpontbeli n strukturából m területi egységből álló adatbázis. A sorösszegeket $e_{10} \dots e_{m0}$ és az oszlopösszegeket $e_{01} \dots e_{0n}$ -nel jelöljük, a bázis időpont analógiájára megy a végponti jelölés is. Ha a kettős standardizálást felírjuk a shift-share analízis szerint, akkor az alábbiakat kapjuk a két esemény összehasonlítására:

$$\underline{38} \quad \sum e'_{i0} e'_{ij} - \sum e_{i0} e_{ij} = \sum e'_{i0} e'_{ij} + \sum e_{i0} e'_{ij} - \sum e_{i0} e'_{ij} - \sum e_{i0} e_{ij} = \\ = \sum_i e'_{ij} / e'_{i0} - e_{i0} / + \sum_i e_{i0} / e'_{ij} - e_{ij} /$$

A shift-share felírva a kettős standardizálás szerint:

$$\underline{39} \quad \sum \left(w_i - \frac{P'}{P} f_i \right) + \sum f_i \left(\frac{P' w_i}{P f_i} - \frac{P w_i}{P f_i} \right) = \sum \left(w_i P - P' f_i \right) \\ = 0$$

ami a nettó változással azonos. (Lásd /3/ jegyzet.)

Ez már a shift-share két tényezőre bontott felírásánál is látható, azaz

$$\underline{40} \quad \frac{e'_{i0}}{e_{i0}} - \frac{e'_{00}}{e_{00}} = 0 \quad \text{mivel} \quad e_{i0} = e_{00} \quad e'_{i0} = e'_{00} \quad \text{a}$$

kettős standardizálásnál. Tehát a kettős standardizálás a shift-share analízisnek egy speciális esete. Az egyik az i -dimenziós, a másik az egy dimenziós strukturák összehasonlítására szolgál.

A gyakorlatban egy shift-share analízis elvégzéséhez már 3-4 strukturára és megyei szinten (20 területi egység) is, számítógép szükséges. A kettős standar-

dizálás kézi úton vagy számológéppel is elvégezhető feladat akkor is, ha a területi egységek száma sok. A kettő együttes használata olyan esetekben hasznos, ha a shift-share-t kiegészítve egy strukturát kiemelt részletességgel kívánunk elemezni. Így a komplementerkénti használata látszik célszerűnek.

VI. A TERÜLETI DEMOGRÁFIAI ALKALMAZÁSOK EREDMÉNYEI

A példaként elvégzett vizsgálatok is egyrészt shift-share analízissel készültek, másrészt a kettős standardizálással és a kettő kiegészítő jellegű felhasználásával. A megyénkénti 1970-80. évi elvándorlás korszpecifikus arányszámait alkotják az első analízist.

Az alapstatisztikai funkciók a mobilitás már ismert lassuló tendenciáját és a területi nivellálódást támasztották alá. (Lásd 1.sz. tábla.) A vándorlás korszpecifikus arányszámaiban megnyilvánuló területi mérséklődés az 5-9, 25-29, és 40-49 éveseknél az 1970. évi érték negyedére, harmadára esett vissza. Viszont a migrációnál kisebb szerepet játszó 10-14 éves korosztály területi mobilitási arányszámait távo-
lódást, területi heterogenitást mutatnak. Ez az értékintervallum-szűkülés mindkét irányba megjelenik. Oly módon, hogy a legkisebb mobilitási arány mérséklődése jelen-

1. Az elvándorlás (állandó+ideiglenes) korszpecifikus megyei arányszámainak statisztikai elemei 1970, 1980

Статистические элементы по возрастных коэффициентов эмиграции /постоянной и временной/ по комитатам, за 1970-80 гг.

Statistical elements of age-specific outmigration rates of counties, 1970-1980 /temporary and permanent outmigration/

Kor- cso- port	1970				1980			
	legki- sebb	legna- gyobb	átlag	szórás	legki- sebb	legna- gyobb	átlag	szórás
	elem				elem			
0- 4	49,70	106,20	75,69	13,00	22,30	60,70	45,56	8,19
5- 9	21,10	131,30	44,99	22,11	14,40	40,50	30,29	5,90
10-14	17,50	54,60	38,93	7,77	12,70	56,70	46,30	9,63
15-19	134,80	286,50	208,54	33,71	122,70	246,90	175,71	27,56
20-24	178,10	317,40	235,95	32,44	132,10	221,20	163,74	18,83
25-29	105,20	339,70	146,18	47,39	94,40	141,60	110,32	13,52
30-34	52,60	103,90	78,31	11,62	44,90	73,10	59,09	8,34
35-39	29,60	127,90	57,04	25,09	25,90	92,80	41,26	13,40
40-49	20,10	93,20	44,50	16,89	15,60	33,30	24,93	4,41
50-59	15,10	34,00	27,01	5,45	9,80	23,30	18,32	3,60
60- x	20,00	40,80	27,10	5,64	13,60	27,10	20,42	3,72

tősebb. Az 1970. évi 15,10-339,70-es intervallum, 1980-ra 9,80-246,90-re változott. A 10-14 évesek vándorlásának átlag és szórásértéke nő, ami talán az ilyen összetételű családvándorlás fogalmához kötődhet.

Mint hogy e szórásértékeket a területi heterogenitás mutatójaként értelmezhetjük, a legnagyobb területi differenciáltság a 15-19 és 20-24 évesek között van. A 25-29 évesek vándorlásainak korábbi területi különbségei lényegesen mérséklődtek. Ez is indokolja azt, hogy kutatásainkkaI korcsoportonként kell megismerkedni.

A korstruktúra és a mobilitási intenzitások összehasonlítása azt mutatta, hogy a népesség korösszetétele döntően nem befolyásolja a korosztályok elvándorlásának intenzitását. (Lásd 2.sz. tábla.) A negatív változás a korosztályok változásából adódó, de valójában elmaradt vándorlásokat jelzi. Ez a nem "manifesztálódott" vándorlás korosztályonként eltérő mértékű.

Három korcsoport elvándorlása mérséklődött a 0-4, 20-24 és 40-49 éveseké. A 10-19 évesek megnövekedett változása utal arra, hogy a vándorlás korszpecifikus görbéje úgy válik kiegyenlítetté, hogy a csúcok csökkennek és más korosztályok szerepe fokozódik. Erre a jelenségre már D.Courageau /8/, is felhívja a franciaországi példák alapján a figyelmet, amikor is a vándorlók korösszetételbeli változását

2. A shift-share analízis eredményei az elvándorlás korszpecifikus arányszámai alapján 1970 - 1980

Результаты анализа "Шифт-шер" на основе повозрастных коэффициентов эмиграции за 1970-80 гг.

Results of the shift-share analysis based on age-specific outmigration rates, 1970-1980

Korcsoport	nettó változás		területi hatás		strukturális hatás	
	fő	%	fő	%	fő	%
0-4	-183 920		-190 831	-1,038	6 911	0,038
5-9	- 68 984		- 60 204	-0,873	-8 780	-0,127
10-14	342 258		366 874	0,984	5 384	0,016
15-19	387 116		361 626	0,934	25 490	0,066
20-24	-263 187		-275 892	-1,048	12 705	0,048
25-29	14 383		48 988	3,406	-34 605	-2,406
30-34	7 644		5 772	0,755	1 872	0,245
35-39	- 30 070		- 27 221	-0,905	- 2 849	-0,095
40-49	-168 662		-161 123	-0,955	- 7 539	-0,045
50-59	- 38 705		- 38 898	-1,005	192	0,005
60- x	2 120		907	0,428	1 213	0,572

tartja az utóbbi évtizedek mobilitási területi jellemzőiből kiemelendőnek. Ez a korösszetételbeli változás mind a város, mind a falu felé irányuló mozgás kiválasztásánál az egyén korához kapcsolódik. De a gazdasági fejlődéssel járó területi kiegyenlítődés úgy differenciálja, hogy minél fejletlenebb a térség, annál élesebb a korszecifikus arányszámok különbsége. Vagyis a területi differenciáltság motiválja a térbeli elmozdulást.

Ha ennek területi aspektusait nézzük, azaz megfordítjuk a változókat; akkor a lakosság korösszetételbeli változásával indokolható mértékű változástól elmaradt a főváros, Bács, Baranya, Heves, Fejér megye.

3. A shift-share analízis eredményei a megyék elvándorlási korszecifikus arányszámai alapján 1970-80

Результаты анализа "Шифт-шер" на основе повозрастных коэффициентов эмиграции по комитатам за 1970-80 гг.

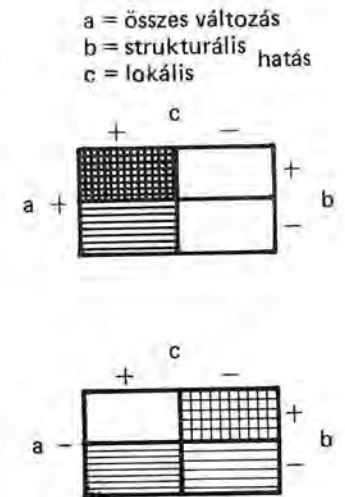
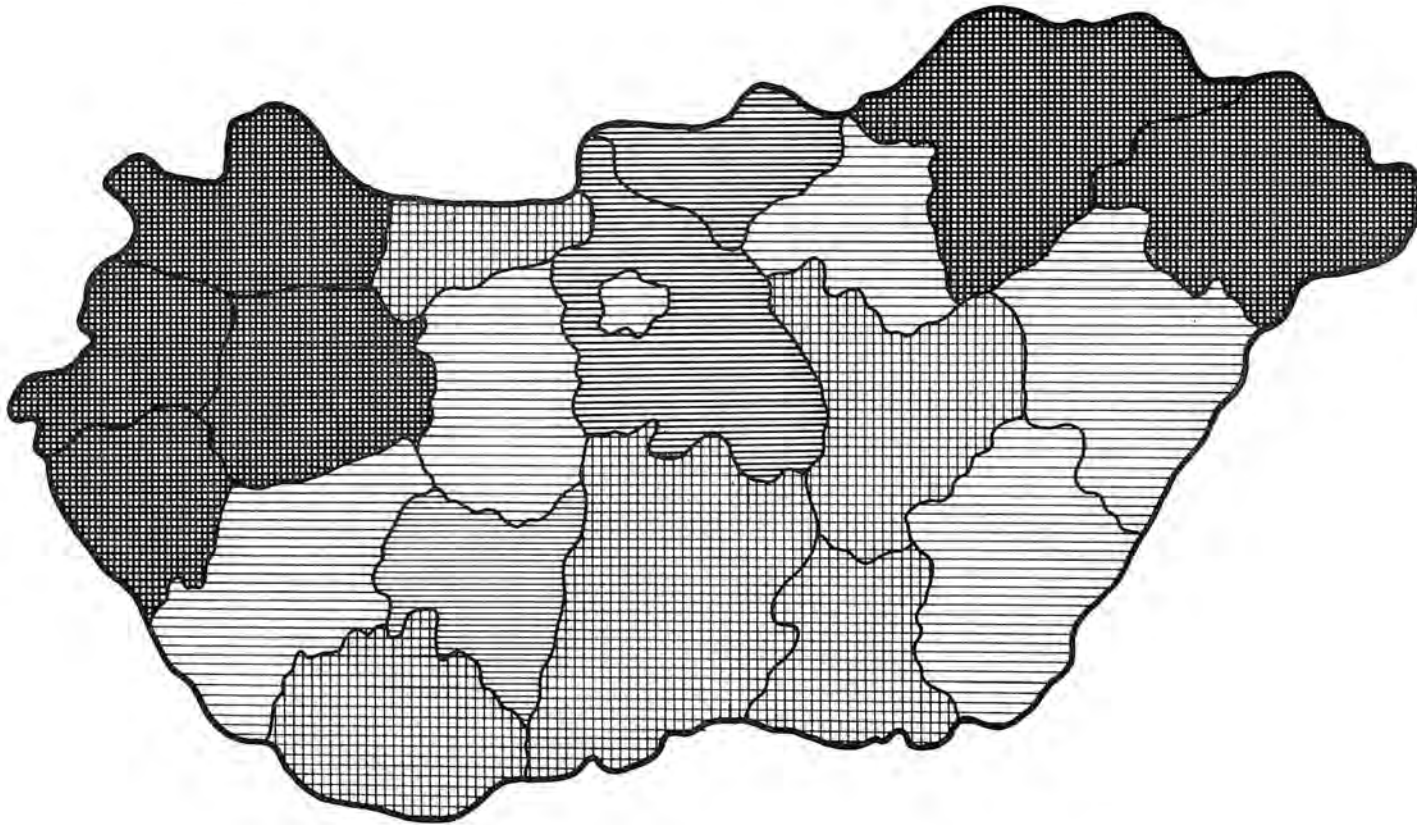
Results of the shift-share analysis based on age-specific outmigration rates of counties, 1970-1980

Megyék	Nettó változás fő	Lokális hatás		Strukturális hatás	
		fő	%	fő	%
Budapest	-196 500	- 188 801	-0,961	- 7 699	-0,039
Baranya	- 42 445	- 45 441	-1,071	2 996	0,071
Bács-Kiskun	-107 197	- 104 808	-0,978	- 2 389	0,022
Békés	- 11 991	- 9 719	-0,811	- 2 272	-0,189
Borsod-Abauj-Zemplén	68 697	68 039	0,990	659	0,009
Csongrád	- 26 722	- 27 713	-1,037	991	0,037
Fejér	- 26 421	- 19 861	-0,752	- 6 560	-0,248
Győr-Sopron	52 262	44 208	0,846	8 054	0,154
Hajdu-Bihar	- 64 113	- 60 810	-0,948	- 3 302	-0,052
Heves	- 28 976	- 28 456	-0,982	- 520	-0,018
Komárom	- 15 477	- 17 133	-1,107	- 1 656	0,107
Nógrád	72 257	72 433	1,002	- 175	-0,002
Pest	19 385	26 453	1,365	- 7 068	-0,365
Somogy	- 6 584	- 6 202	-0,942	- 382	-0,058
Szabolcs-Szatmár	32 798	28 763	0,877	4 035	0,123
Szolnok	- 1 452	- 2 628	-1,810	1 176	0,810
Tolna	- 8 253	4 096	0,496	-12 349	-1,496
Vas	122 607	114 882	0,937	7 725	0,063
Veszprém	100 219	92 470	0,923	7 749	0,077
Zala	67 905	60 229	0,887	7 676	0,113

I. Az elvándorlás /állandó+ideiglenes/ területileg differenciált változásának
hatás-összetevői 1970-1980

Изменение компонентов эффектов эмиграции /постоянной и временной/ по территории
за 1970-80 гг.

Components of regional changes of outmigration, 1970-1980



A korösszetétel és az elvándorlás mértéke közötti összefüggést térbelileg az alábbi összefoglaló tábla adja meg:

A változások		e l ő j e l e szerint							
nettó	+				-				
ebből:	+		-		+		-		
területi									
strukturális	+	-	+	-	+	-	+	-	
	Szabolcs- Szatmár	Nógrád			Tolna	Bács- Kiskun	Hajdu- Bihar		
	Vas	Pest				Csongrád	Heves		
	Zala					Szolnok	Békés		
	Veszprém					Baranya	Somogy		
	Borsod- Abauj- Zemplén					Komárom	Fejér	Buda- pest	
	Győr- Sopron								

A korstruktúra és az elvándorlás intenzitása szerint az országban alapvetően 3 csoport jellemző:

- az egyik, ahol a korösszetétel által indokolhatónál nagyobb elvándorlás jött létre és ebben mindkét összetevő pozitív szerepet játszott (Szabolcs, Vas...);
- a másik, ahol a negatív változás a korösszetétel miatt jött létre, bár a terület sem rendelkezett visszahúzó erővel (Hajdu, Heves...);
- a harmadik, ahol az elmaradt vándorlásban a terület negatív szerepet játszott.

A kettős standardizálással a megyéken belül állandó mozgások térbeli megoszlásának alakulását, mint strukturát néztük meg. 1962-1982 közötti időszakra és négy strukturára, város-város, város-község, község-város, község-község viszonylatban. Mivel a megyén belüli mozgások nagysága, a mobilitás kistérségivé válásával fokozódik, ezért választottuk ezt példaként.

4. A kettős standardizálás output értékei

Результаты двойной стандартизации /на внутри-комитатскую миграцию за 1962-82 гг./

Output values of double standardization /for intra-county movements: 1962-1982/

Időszak	1962 - 1972				1972 - 1982			
	v → v	v → k	k → v	k → k	v → v	v → k	k → v	k → k
netto változás	-1 126,5	-959,1	399,2	-2 086,0	266,1	-267,6	1 081,4	-700,9
kezdő időátlaga	7 866,0	8 283,0	6 661,0	9 079,0	6 572,0	7 374,0	11 042,0	7 912,0
végidő időátlaga	6 740,0	7 324,0	7 060,0	6 992,0	6 838,0	7 056,0	12 123,0	7 210,0
struktúra hatás	241,8	54,1	-140,5	-1 026,3	179,1	35,4	-260,1	-34,6
lokális hatás	-1 368,4	-1 013,1	539,6	-1 060,3	87,0	-303,0	1 341,5	-666,3
struktúra szerepe (%)	0,215	0,056	-0,352	-0,492	-0,673	0,132	-0,241	-0,049
lokális szerep (%)	-1,215	-1,056	1,352	-0,518	0,327	-1,132	1,241	-0,951
v = város	k = község							

Ezek a mozgások, bár összességükben már a megye teljes vándorlásának nagyobbik hányadát teszik ki, mégis jelentős megyén belüli változást mutatnak. A községből a városba irányuló mozgás mindkét időszakban, a vándorló népességhez viszonyítva indokolatlanul magasabb volt, sőt tovább nőtt. (Lásd a kezdő időpont átlag 6 661 a végidőpont átlag 12 123 fő.) A területi adottságok szerepe változó: a község-község viszonylatu mozgásnál szerepe fokozódott, a város-város viszonylatnál megfordult a strukturához képest. Általában tehát a korösszetétel szerepének erősödését, de még mindig a területi adottság meghatározó szerepét mondhatjuk el.

Korábban említettük, hogy a két elemzési mód miképpen kapcsolható össze. Erre végeztük el példaként a korcsoportos elvándorlási arányok (állandó + ideiglenes) kettős standardizálását. Ez az elemzés arra adhat választ, hogy az elvándorlás jellemzői mennyiben motiváltak az életkori sajátosságoktól és mennyiben a térségi sajátosságoktól. Az elvándorlás területi jellemzőit az 1970-80 közötti időszakra, megyei korcsoportos bontásban elemezve, a következő megállapításokat tehetjük:

- az elvándorlás tényleges értékei, minden korosztálynál csökkenést mutatnak, de eltérő mértékben. Ezt jellemezhetjük a korcsoport átlagok változásával és a nettó relatív változással is. Az átlagok 40 % körüli mérséklődést a 15-19 és 40-49 éves korosztálynál mutatnak. A mobilitási intenzitás a 10-14 és 50-59 éves korosztálynál alig változott; (Lásd az 5. táblát.)
- a területi (lokális) hatás általában a korcsoportoknál negatívan meghatározó szerepű. A 10-14 és 25-29 éveseknél a lokális hatás kisebb, mint a strukturális jellemzőké. A területiségén keresztül a folyamat irányíthatóságára úgy tűnik kevés hatást gyakorolhatunk és a dinamikája is az állandóságot tükrözi. Vagyis ebben a szakaszában az életnek a spontán mozgások feltételezése valószínűnek látszik. Analóg módon az 50-59 évesek alacsony mobilitása a pozitív struktúra hatásban mutatható ki;
- az egyes korosztályok területi differenciáltságát az elvándorlásban ennek ellenére viszonylag kevés hatástípus jellemzi. (Lásd a II. ábrákat.)

5. Az elvándorlók korspecifikus arányszámainak kettős standardizálási eredményei 1970-1980-ra

Результаты двойной стандартизации повозрастных коэффициентов эмиграции за 1970-80 гг.

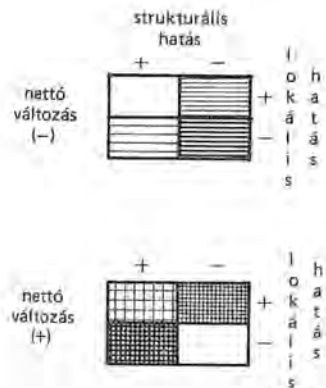
Results of double standardization of age-specific outmigration rates, 1970-1980

Kor- cso- port	A valódi változás	Az 1970-ben elvándorlók számának átlaga $/x_i^0/$	Az 1980-ban elvándorlók számának átlaga $/x_i^1/$	Strukturális hatás		Lokalitási hatás		Az átlag változása $\frac{x_i^1}{x_i^0}$ %-ban
				főben	%-ban	főben	%-ban	
0- 4	- 734,771	2 596,898	1 862,127	- 54,370	- 7,4	- 680,401	- 42,6	- 28,3
5- 9	- 242,677	1 376,276	1 133,599	- 74,522	-30,7	- 168,155	- 69,3	- 17,7
10-14	- 53,495	1 555,603	1 502,108	- 32,687	-61,1	- 20,808	- 38,9	- 3,5
15-19	-3 881,884	9 361,750	5 479,866	-121,860	- 3,1	-3 760,024	- 96,9	- 41,5
20-24	-2 665,859	9 204,026	6 538,167	57,495	2,2	-2 723,354	-102,2	- 29,0
25-29	- 981,459	5 952,151	4 970,692	-964,794	-98,4	- 16,665	- 1,6	- 16,5
30-34	- 488,592	2 769,899	2 281,307	- 67,433	-13,8	- 421,159	- 86,2	- 17,7
35-39	- 399,562	1 755,909	1 356,347	- 2,376	- 0,5	- 397,186	- 99,5	- 22,8
40-49	-1 136,636	2 962,109	1 825,473	- 7,282	- 0,6	-1 129,354	- 99,4	- 38,4
50-59	- 140,365	1 485,008	1 344,643	42,826	30,7	- 183,191	-130,7	- 9,5
60- x	- 501,193	2 224,445	1 723,252	- 21,533	- 4,4	- 479,660	- 95,6	- 22,6

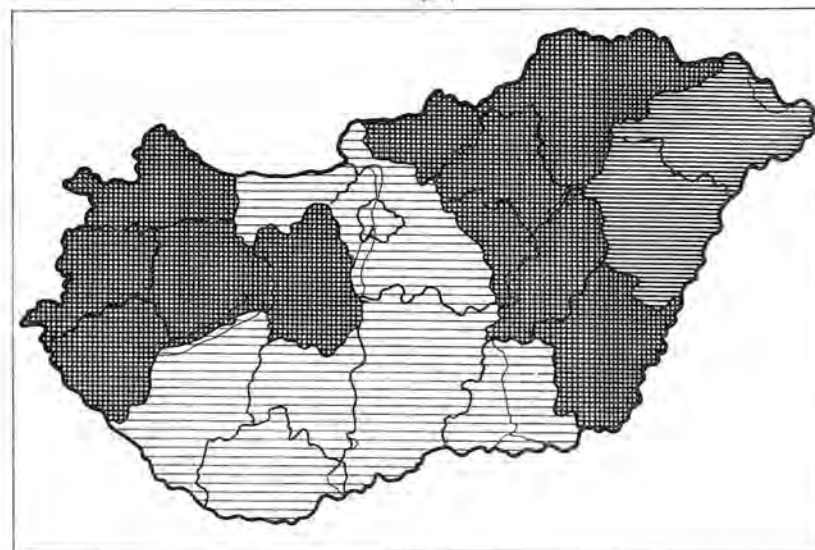
II. A korcsoportos elvándorlási tendenciák területi differenciáltsága 1970-1980

Тенденции повозрастной эмиграции по территории за 1970-80 гг.

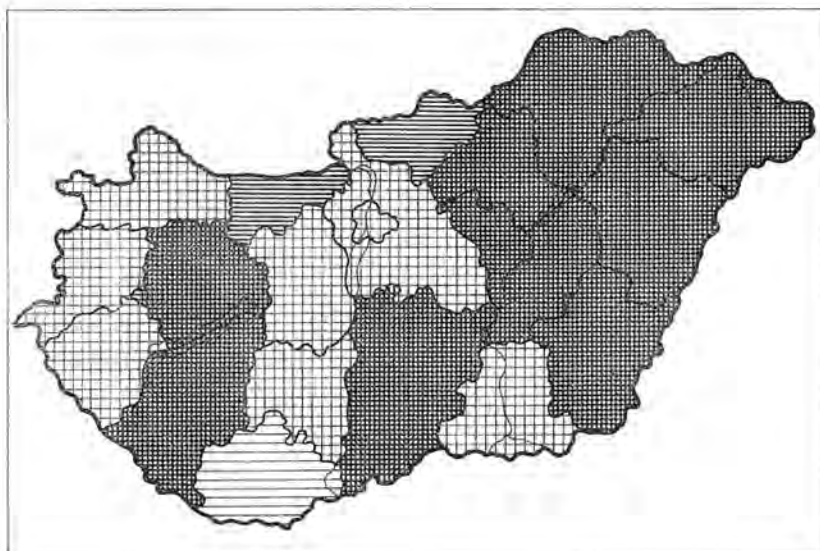
Regional differences in age-specific outmigration trends, 1970-1980



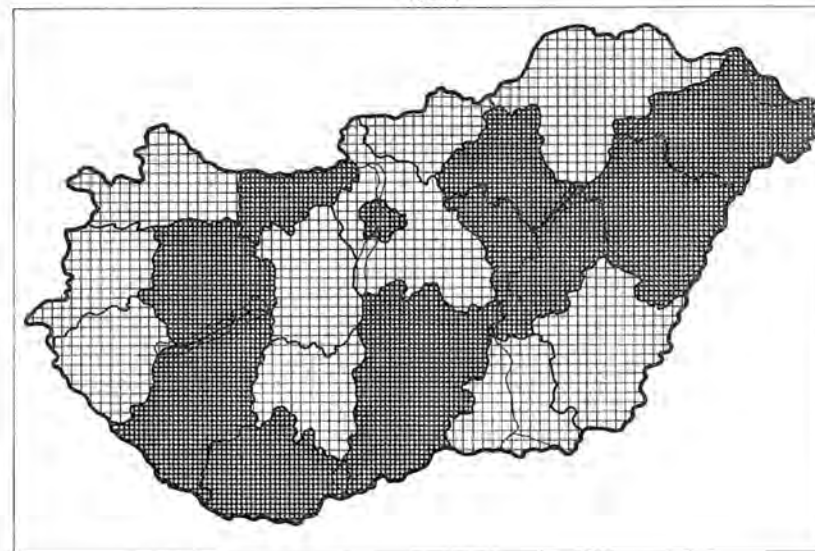
0-4



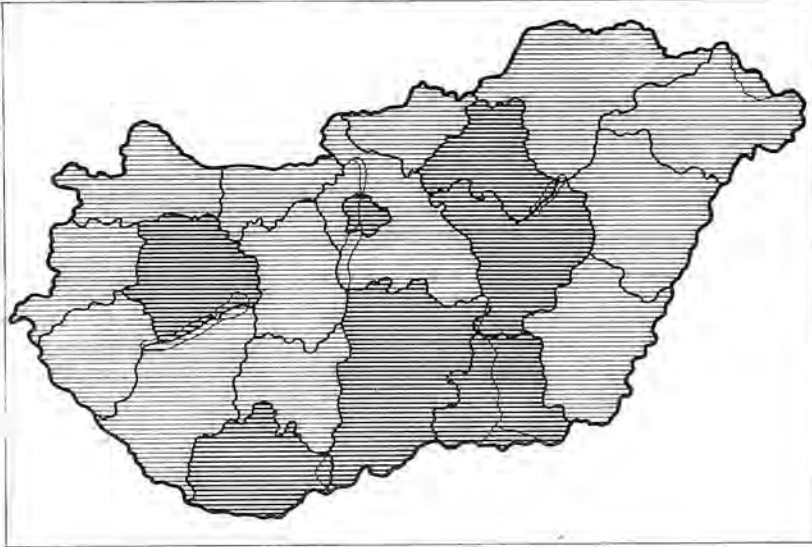
5-9



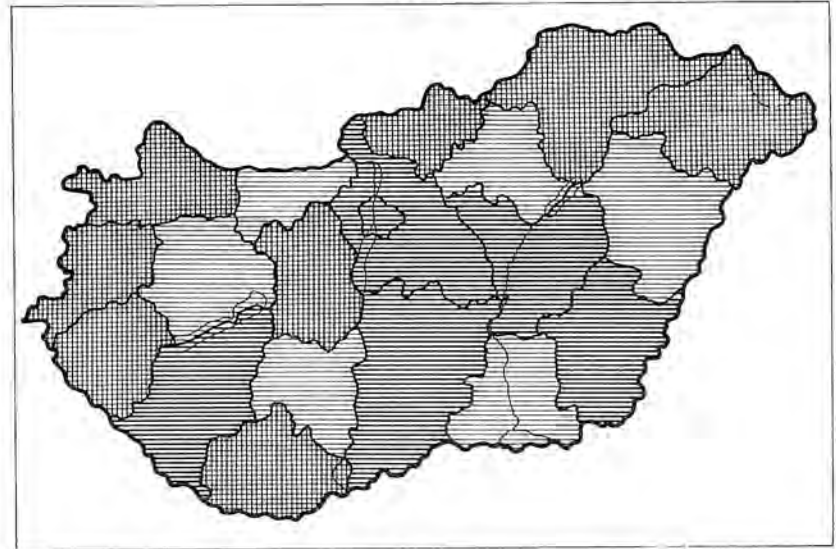
10-14



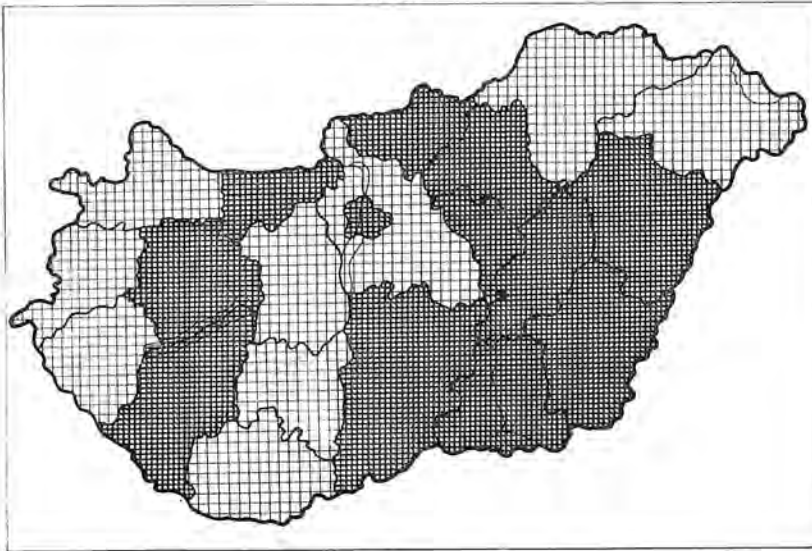
15-19



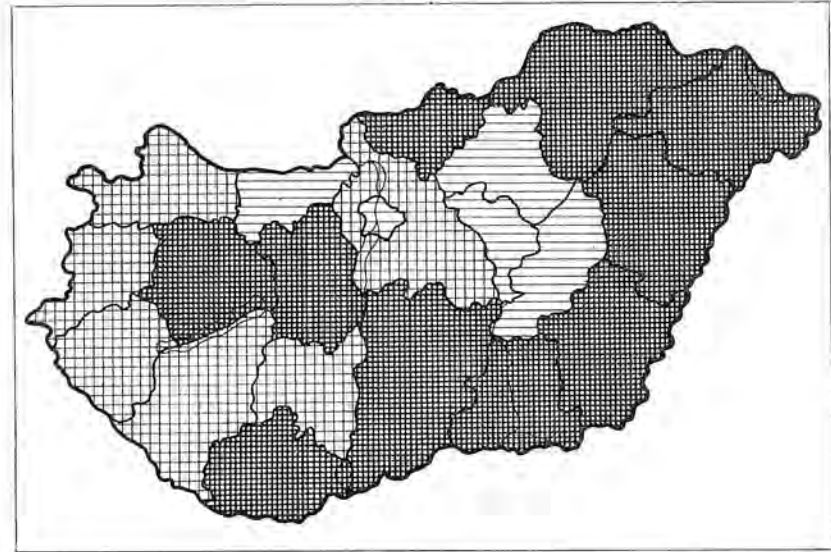
20-24



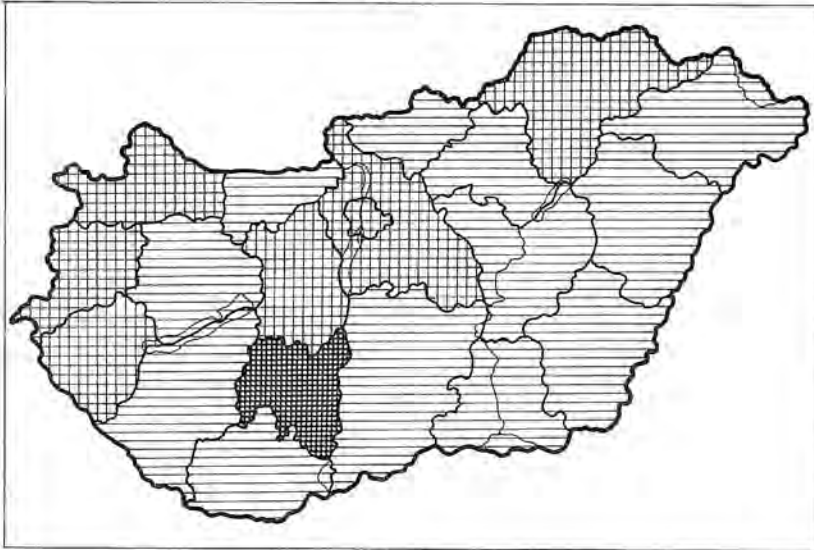
25-29



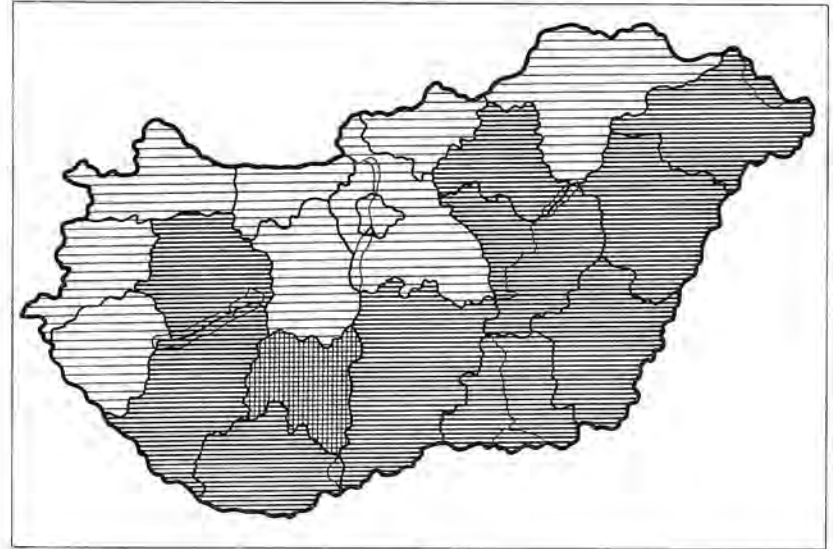
30-34



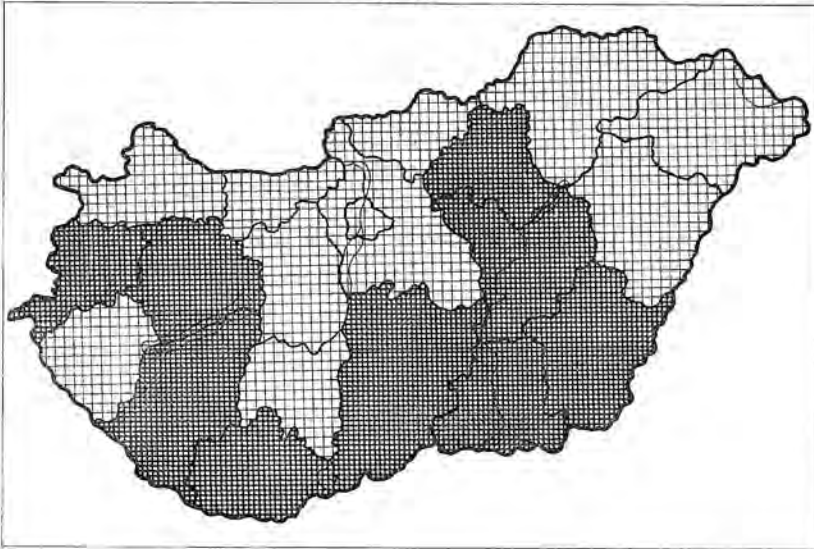
35-39



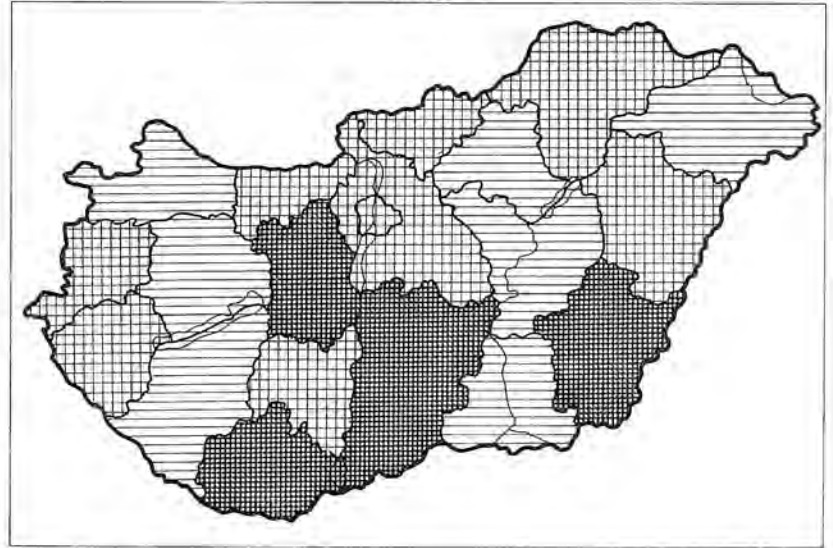
40-49



50-59



60-X



Két típus értelemszerűen nem fordul elő, negatív változás pozitív összetevőkkel és pozitív változás negatív összetevőkkel. Az összelvándorlás üteméhez képest elmaradt vándorlás jellemzi a 15-19 éves és 40-49 éves csoportot az egész országban. Ebből az idősebb korosztályok területi visszahúzó szerepe eltér a fiatalabb korosztálytól.

- Az elvándorlás átlagüteménél nagyobb elköltözés a 10-14, 25-29 és 50-59, de részben az 5-9 és 30-34 évesekre is jellemző. Kisebb eltérésekkel, de 3 térség mindig szerepel, ez a főváros és környéke, Borsod-Abaúj-Zemplén, ÉK-Magyarország és a nyugati országrészünk. Itt az összelvándorlás számának megfelelő arányú változásnál nagyobb volt az elköltözés, amiben az összetevők pozitív szerepet tölthettek be. A "köztes területek" változásában a lokális tényezők szerepe negatív, azaz a korosztályi elvándorlók számának megfelelő arányú csökkenésénél kisebb következett be. Ezt a területi stabilizálódás jeleként is értékelhetjük.

- A 20-24 évesek korosztályát kivéve 2 hatástípusba sorolhatók a végbe ment folyamatok. Ha az ábrákat az életutba rendezve nézzük, úgy tűnik, hogy az elvándorlás folyamata egyes időszakokban irányítható a területi politika oldaláról, mint pl. a 0-4 és 15-24 éves, valamint a 35 éves kor utáni mozgások időszakában. Máskor pedig a mozgások állandóságából és kis lokális hatásából arra a következtetésre juthatunk, hogy az életkorral együttjáró mobilitási változásként kezelhetjük, így a 10-14 és 25-29 éves korosztályt. Az ábrákhoz kapcsolódó függelék táblák, amelyek a korcsoportos elvándorlás területi alakulását jellemzik részletes adalékokat jelentenek arra vonatkozóan, hogy mely területek tényleges mobilitási arányai térnek el az összelvándorlási ütemtől és ezek mennyiben területi okokra vezethetők vissza. Példaként a jelentős tömegű 20-24 éves mobilitást emeljük ki. Az összes elvándorlók 74,7 %-os csökkenésénél kisebb volt a fővárosban, Borsod-Abaúj-Zemplén, Fejér, Győr-Sopron, Szabolcs-Szatmár, Vas, Zala megyékben. A korösszetétel ezt a folyamatot negatívan befolyásolta, azaz a 20-24 évesekre jellemző elvándorlásnál kisebb következett be. A területi hatás, a megtartó erő, a fővárosnál jelentkezett csupán, a többinél negatív szerepű volt.

- A korösszetételből némi valós következtetéssel élhetünk a vándorlásban együtt költöző családok mozgására. Az 5-14 éves és a 25-34 éves, sőt az 50-59 évesek által képviselt területi tendenciák hatásában azonos képet mutatnak. A család vándorlások szerepe még ilyen makroregionális folyamatban is figyelemre méltó.

Ily módon próbáltuk bemutatni az alkalmazások kiegészítő szerepét, a teljességre törekvés igénye nélkül. A mozgások életkori sajátosságai és a területi attraktivitások nagy valószínűséggel eltérő módon hatnak az életut során.

Ebből a megállapításból többirányú következtetés lehetséges. Egyrészt a környezeti hatások csak az élet bizonyos szakaszain nyilvánulnak meg térbeli elmozdulásban, költözésben. Másrészt a migrációs folyamat irányíthatósága életkoronként differenciált stratégiát követel. A folyamat olyan hosszutávon jellemző népességeloszlásokat hoz létre, amelyekben a területi életkörülmények alakítása és az ember szocializációs szerepe, egyensúlyra törekszik.

VII. ÖSSZEFOGLALÁS

A demográfiai problémák ok-okozati viszonyának, regionális összefüggéseinek feltárása, kvantifikálása, meghatározó jelentőségű a területi elemzések szemszögéből. Ezek nemcsak a megismerésben, de a prognosztizálásban is kiemelkedő helyet foglalnak el. Az olyan módszerek, amelyek eredményeik alapján jó alapot nyújtanak az elemzésekhez, az előrejelzésekben és könnyen hozzáférhető adatokra épülnek, különösen fontosak.

A shift-share analízis hatáselemzésekre alkalmas, egységesítési eljárás. Eredeti célja, hogy szétválassza a területi (lokális) és a strukturális (összetételbeli) változások hatását. De a munka részletesen foglalkozik más összetevőkre bontás lehetőségeivel és az idődimenzió változásával a prognózisban történő felhasználással. A jelenségek területi és összes tételbeli adatbázisának ismerete szükséges két időpontra, vagy két összehasonlítandó térségre. Ebből a struktúra hatás úgy mutatható ki, ha minden strukturális ütem fejlődését az átlaggal azonosnak tételezzük fel. A másik, a területi fejlődést kifejező tényező, amely az átlagos ágazati strukturával azonos fejlődést feltételez.

A demográfiai felhasználás javasolható az előreszámításokhoz, az egyes jelenségek kutatási területének közelebbi hatásokra való szűkítéséhez és minden elemzéshez. Regionális aspektusa indokolja, hogy a területfejlesztés stratégiájához, a területi politika kidolgozásához eredményeit visszacsatolják.

Kitértek a munkában az analízisnek a kettős standardizálással, mint speciális esettel való kapcsolatára. A gyakorlati példák a migráció fejezetéből kerülnek ki. A költözésekkel kapcsolatos elemzések főbb megállapításai:

- a mobilitás lassuló tendenciája a területi nivellálódást támasztja alá megyei szinten,
- a korszpecifikus vándorlási arányszámok görbéje úgy tart a kiegyenlítés felé, hogy a csúcsok (5-9, 25-29, 40-49 évesek) csökkennek és más korcsoportok mobilitása enyhén nő,
- a területi heterogenitást a 15-24 évesek képviselik,
- az elvándorlás folyamatát, a népesség korösszetétele összefüggésében

kismértékben befolyásolja, döntő a területi attraktivitás,

- az életút során a mozgások életkori sajátosságai és a területi hatások eltérően hatnak; azonosak, viszont a korszerinti összetételben - valószínűsíthető családvándorlás-, hatásösszetevői.

A migrációs folyamat irányítására készülő stratégiáknak nemcsak a környezeti elemeit kell differenciáltan megfogalmazni, hanem a funkciójában hozzákapcsolódó életkori összefüggéseket is.

J E G Y Z E T E K

/1/ Hazai alkalmazása a területi tudományokban terjedt el, bár a terület bármely más strukturával is helyettesíthető. Publikált anyagok:

Ruttkay Éva: 1975. Az ipari termelőerők területi rendszere, a területi szervezeti formák Magyarországon. NIMIGÜSZI Bp.

Nemes Nagy József: A shift analízis alkalmazási lehetőségei a regionális gazdasági fejlődés vizsgálatában. Földrajzi Értesítő XXVIII. évf. 3-4. 237-247.

Laczkó László: 1978. A "Shift and share" eljárás alkalmazási lehetőségeiről - Területrendezés. 3. p. 67-71.

/2/ A különböző shift-share komponenseket és egyenleteket alapvetően itt írjuk le, a továbbiakban csak ezek elméleti vagy gyakorlati gazdagítása jelenik meg.

/3/ A demográfiai elemzés elvei és módszerei. KSH Népeségtudományi Kutató Intézet. Kézirat. Bp. 1979. I. rész. 283-288.

A és B a két elemzendő népesség, legyen Z és Z' az események azonos naptári időszak alatti száma, legyenek P_i és P'_i a vonatkozó népességstrukturák, f_i és w_i a vonatkozó tényleges gyakoriság.

$$\frac{Z'}{Z} = \left(\frac{\sum_i P_i w_i}{\sum_i P_i f_i} \right) \left(\frac{\sum_i P'_i w_i}{\sum_i P'_i w_i} \right) \quad \text{a formula a standardizált mutatók relatív különbségének a szorzata.}$$

Ennek a szorzatnak az előállítását kettős standardizálásnak nevezzük. Az események gyakoriságának relatív különbsége:

$$Z' - Z = \sum_i w_i / P'_i - P_i / + \sum_i P_i = w_i - f_i / \quad \text{alakba írva adja a kívánt komponenst.}$$

/4/ Ez azért nem ugyanaz, mintha a várható esemény a jelenlegivel azonos volna. $RP_i^{t+1} = RP_i^t$, mert mind a területi esemény bázisa e_i és az i -edikre vonatkozó országos növekedés hasonló. Ez azzal az összefüggéssel azonos, hogy $e_i^{t+1} / E_i^{t+1} = e_i^t / E_i^t$; amit a 19 egyenletből az E_i^{t+1} -el való osztás után kapunk.

/5/ Theil az alábbi egyenlőtlenségi koefficiensre alapozta munkáit:

$$U = \left[\frac{\sum_i / P_i - A_i / ^2}{\sum_i / A_i / ^2} \right]^{0,5}, \quad \text{ahol } P_i \text{ az előrebecsült és } A_i \text{ a be-következtet szintje volt az eseménynek az } i\text{-edik ágazatban.}$$

- /6/ Jelenleg ez a standard zérus és nem nulla változás problematikájával azonos.
- /7/ A hosszutávu tervezésnél az állandó eltolódás feltételezése logikailag továbbvezethetetlen, ahogy ez James és Hugles vitájából is kiderül.
- /8/ D. Courgeau - Lefebvre M.: Les migrations internes en France de 1954 a 1975. II. Migrations et urbanizations.

I R O D A L O M

A külföldi szakirodalomban az első alkalmazás 1942-re tehető, amikor Daniel B. Cramer, az U.S. National Resources Planning Board munkatársa az *Industrial Location and National Resources* c. munkában publikálta az e módszerrel kapott eredményeket.

További külföldi anyagok:

- J. Arwel Edwards: *Industrial Structure and Regional Change: A Shift-Share Analysis of British Columbia Economy 1961-70*. *Regional Studies*, (1976), Vol. 10. 3.
- Edgar M. Hoover: *An Introduction to Regional Economics*. Second Edition. New York, (1973), p. 295-298.
- Hoppen, H.D.: (1975) *Die Shift-Analyse. - Raumordnung und Raumforschung* 33.
- Lloy d. P.E. - Dicken P.: (1972) *Location in space: a theoretical approach to economic geography*. Harper et Row N.Y.
- Perloff, H.S. - Dunn, E.S. - Lampard, E.E. - Muth, R.E.: (1960) *Region, Resources and Economic Growth*. - The J. Hopkins Press, Baltimore.
- Benjamin H. Stevens - Craig L. Moore: Some critical saying about shift-share analysis. *Journal of regional Science* Vol. 20. No.4. (1980)
- Ashby, L. D.: "The Geographical Redistribution of Employment: An Examination of the Elements of Change," *Survey of Current Business*, 44 (1964), 13-20.
- Ashby, L.D.: "The Shift and Share Analysis: A Reply," *Southern Economic Journal*, 34 (1968), 423-425.
- Ashby, L.D.: "Changes in Regional Industrial Structure: A Comment," *Urban Studies*, 7 (1970), 298-304.
- Beaud, M.: "Analyse Régionale-Structurale et Planification Régionale," *Revue Economique*, 17 (1966), 264-287.
- Berzeg, K.: "The Empirical Content of Shift-Share Analysis," *Journal of Regional Science*, 18 (1978), 463-649.
- Borta, G. H. and J. L. Stein: *Economic Growth in a Free Market*. New York: Columbia University Press, 1964.
- Brown, H.J.: "Shift-Share Projections of Regional Growth: Empirical Test," *Journal of Regional Science*, 9 (1969), 1-18.
- Brown, H.J.: "The Stability of the Regional Share Component: A Reply," *Journal of Regional Science*, 11 (1971), 113-114.
- Brown, H.J.: "Shift and Share Projections Revisited: A Reply," *Journal of Regional Science*, 13 (1973), 121-122.
- Chalmers, J.A.: "Measuring Changes in Regional Industrial Structure: A Comment on Stilwell and Ashby," *Urban Studies*, 8 (1971), 289-292.
- Chalmers, J.A. and T. L. Beckhelm: "Shift and Share and the Theory of Industrial Location," *Regional Studies*, 10 (1976), 15-23.

- Dunn, E. S., Jr.: "A Statistical and Analytical Technique for Regional Science," Papers, Regional Science Association, 6 (1960), 97-112.
- Esteban-Marquillas, J.M.: "A Reinterpretation of Shift-Share Analysis," Regional and Urban Economics, 2 (1972), 249-255.
- Federal Reserve Bank of Boston. "Manufacturing Employment Changes in New England - 1947-1967," Business Review, (1967), 8-11.
- Federal Reserve Bank of Cleveland. "Employment Performances of Cleveland, Pittsburgh, and Cincinnati, 1950-1966," Economic Review, (1967), 3-20.
- Floyd, C.F. and C.F. Sirmans: "Shift and Share Projections Revisited," Journal of Regional Science, 13 (1973), 115-120.
- Fuchs, V.R.: "Statistical Explanations of the Relative Shift of Manufacturing among Regions of the U.S.," Papers, Regional Science Association, 8 (1962), 105-126.
- Garrett, M. A., Jr.: "Growth in Manufacturing in the South, 1947-1958: A Study in Regional Industrial Development," Southern Economic Journal, 33 (1968), 352-364.
- Greenberg, M.R.: "A Test of Alternative Models for Projecting County Industrial Production at the 2, 3, and 4-digit Standard Industrial Code Levels," Regional and Urban Economics, 1 (1972), 297-417.
- Harris, C.C.: Regional Economic Effects of Alternative Highway Systems. Cambridge, Massachusetts: Ballinger Publishing Company, 1974.
- Hellmann, D.A.: "Agglomeration Economies: A Model of Regional Export Activity," Growth and Change, 5 (1974), 12-17.
- Hellmann, D.A.: "Shift-Share Models as Predictive Tools," Growth and Change, 7 (1976) 3-8.
- Hellmann, D.A. and M. Marcus: A Critical Analysis of Employment Projection Methods: A test Case of New Jersey. New Brunswick, New Jersey: Water Resources Research Institute, Rutgers University, 1970.
- Herzog, H.W., Jr. and R.J. Olsen: "Shift-Share Analysis Revisited: The Allocation Effect and the Stability of Regional Structure," Journal of Regional Science, 17 (1977), 441-454.
- Hewings, G.J.D.: "On the Accuracy of Alternative Models for Stepping-Down Multi-County Employment Projections to Counties," Economic Geography, 52 (1976), 206-217.
- Houston, D.B.: "The Shift-Share Analysis of Regional Growth: A Critique," Southern Economic Journal, 33 (1967), 577-581.
- James, F., Jr. and J. Hughes: "A Test of Shift and Share Analysis as a Predictive Device," Journal of Regional Science, 13 (1973), 223-231.
- Klaassen, L. H. and J.H. P. Paelinck: "Asymmetry in Shift-Share Analysis," Regional and Urban Economics, 2 (1972), 256-261.
- Lausen, J.R.: "Venezuela: An Industrial Shift-Share Analysis, 1941-1961," Regional and Urban Economics, 1 (1971), 153-220.
- Matilla, J.M.: "A Methodology of Comparative Analysis of Regional Growth: Some technical Notes," Staff Working Paper in Economics and Statistics, No.8, U.S. Department of Commerce, 1964.

- Miller, E.: "The Role of Factor Supplies in Employment Growth: Some Experiments with Shift-Share Analysis," Office of Systems Analysis and Information, U.S. Department of Transportation, June 1971 (mimeographed).
- Moore, C. and D. Ehrlich : "Modeling Interstate Shifts in Employment," Northeast Regional Science Review, 7 (1976), 143-152.
- OBERS Projections: Regional Economic Activity in The U.S., Volume 1, Concepts, Methodology and Summary Data. U.S. Water Resources Council, 1972.
- Olsen, R. et al. Multiregion: A Simulation-Forecasting Model of BEA Economic Area Population and Employment, Energy Division, Oak Ridge National Laboratory, 1977.
- Paraskevopoulos, C.G.: "The Stability of the Regional Share Component: An Empirical Test," Journal of Regional Science, 11 (1971), 107-112.
- Perloff, H. S., E.S. Dunn, Jr. E.E. Lampard, and R.F. Muth: Regions, Resources and Economic Growth, Lincoln, Nebraska: University of Nebraska Press, 1960.
- Rosenfeld, F.: "Commentaire a l'Exposé de M. Dunn," Economic Appliqueés, 4 (1959), 531-534.
- Sakashita, N.: "An Axiomatic Approach to Shift-Share Analysis," Regional and Urban Economics, 3 (1973), 263-272.
- Stevens, B.H. and G.A. Trainer : "A New Approach to the Prediction of Regional Industrial Growth and a Preliminary Test for the Boston SMSA," Regional Science Research Discussion Paper Series, No. 87, January 1976.
- Stevens, B.H. and G.A. Trainer: "Further Thoughts on the Prospects for Growth in Massachusetts Manufacturing," Massachusetts Business and Economic Report, Volume 4, 1977.
- Stevens, B.H. G.A. Trainer and M.D. Woelfel : "Industrial Growth in Massachusetts: Some New Perspectives," Regional Science Research Institute Discussion Paper Series, No. 110, December 1978.
- Stilwell, F.J.B.: "Regional Growth and Structural Adaptation," Urban Studies, 6 (1969), 162-178.
- Theil, H.: Applied Economic Forecasting. Chicago: Rand-McNally, 1966.
- Thirlwall, A.P.: "A Measure of the Proper Distribution of Industry," Oxford Economic Papers, 19 (1967), 46-58.
- Treyz, G. I. et al.: "The Massachusetts Economic Policy Analysis Model," Department of Economics, University of Massachusetts, 1977 (mimeographed).
- Treyz, G.I. A.F. Friedlaendre and B.H. Stevens : "The Employment Sector of a Regional Policy Simulation Model," Review of Economics and Statistics, 62 (1980), 63-73.
- Treyz, G.I. and B.H. Stevens : "Location Analysis for Multiregional Modeling," paper Presented at Modeling the Multi-Region Economic System, Philadelphia, 1979; Regional Science Research Institute Discussion Paper Series, No. 113, August, 1979.
- U.S. Department of Commerce, Office of Business Economics. Growth Patterns in Employment by County, 1940-1950 and 1950-1960, Washington, D.C., 1965.

Wheat, L.F.: Regional Growth and Industrial Location. Lexington, Massachusetts:
Lexington Books, 1973.

Zimmerman, R.: "A Variant of the Shift and Share Projection Formulation," Journal of
Regional Science, 15 (1975), 29-38.

VIII. F Ü G G E L É K

0-X ÉVESEK ELVÁNDORLÁSÁNAK TERÜLETI ALAKULÁSA 1970-1980

ПРИЛОЖЕНИЕ

Комитаты территориального изменения эмиграции по возрастам за 1970-80 гг.

APPENDIX

Components of regional trends of age-specific outmigrations, 1970-1980

A 0-4 évesek elvándorlásának területi alakulása
1970-1980

Megyék	Tényleges változás	Nettó relatív változás	Területi	Szerkezeti
			tényező	
Budapest	-1 874	- 617	-2 722	2 105
Baranya	-1 139	- 376	-1 653	1 277
Bács-Kiskun	-1 059	- 281	-1 612	1 331
Békés	- 656	386	-1 074	1 460
Borsod-Abaúj-Zemplén	-1 005	160	-1 941	2 151
Csongrád	- 552	- 41	- 954	913
Fejér	- 321	266	- 868	1 134
Győr-Sopron	- 324	103	- 697	800
Hajdu-Bihar	-1 097	- 357	-1 598	2 041
Heves	- 343	90	- 718	808
Komárom	- 525	- 88	- 855	767
Nógrád	- 228	62	- 480	542
Pest	-1 436	- 51	-2 543	2 492
Somogy	- 836	- 210	-1 285	1 075
Szabolcs-Szatmár	-1 069	- 129	-1 794	1 665
Szolnok	- 539	18	- 994	1 012
Tolna	- 421	- 43	- 715	672
Vas	- 132	149	- 400	549
Veszprém	- 570	62	-1 098	1 160
Zala	- 9	318	- 361	679

A struktúra változási tényező: 0,726

Az 5-9 évesek elvándorlásának területi alakulása

1970-1980

Megyék	Tényleges változás	Nettó relatív változás	Területi	Szerkezeti
			tényező	
Budapest	- 112	374	134	240
Baranya	- 555	- 114	- 332	458
Bács-Kiskun	- 402	42	- 178	220
Békés	- 265	40	- 111	151
Borsod-Abauj-Zemplén	- 331	260	- 32	292
Csongrád	- 75	203	65	138
Fejér	- 133	177	24	153
Győr-Sopron	- 50	133	42	91
Hajdu-Bihar	- 358	22	- 166	188
Heves	- 151	82	- 33	115
Komárom	- 304	- 62	- 182	235
Nógrád	- 3	- 138	68	70
Pest	275	917	600	317
Somogy	- 356	4	- 174	178
Szabolcs-Szatmár	- 389	80	- 152	232
Szolnok	- 174	114	- 28	142
Tolna	- 93	121	15	106
Vas	242	341	292	49
Veszprém	- 167	121	- 21	142
Zala	103	255	180	75

A struktúra változási tényező: 0,872

A 10-14 évesek elvándorlásának területi alakulása
1970-1980

Megyék	Tényleges változás	Nettó relatív változás	Területi	Szerkezeti
			tényező	
Budapest	- 385	62	- 354	416
Baranya	- 479	28	- 433	461
Bács-Kiskun	- 374	175	- 324	499
Békés	125	490	158	332
Borsod-Abauj-Zemplén	271	971	335	636
Csongrád	- 17	277	10	267
Fejér	254	573	283	290
Győr-Sopron	21	296	46	250
Hajdu-Bihar	- 252	213	- 210	423
Heves	- 106	171	- 81	252
Komárom	- 56	227	- 30	257
Nógrád	104	271	119	152
Pest	501	1 097	555	542
Somogy	- 321	86	- 284	370
Szabolcs-Szatmár	- 147	509	- 87	596
Szolnok	- 180	193	- 146	339
Tolna	43	283	65	218
Vas	335	535	353	182
Veszprém	- 114	293	- 77	370
Zala	62	298	83	215

A struktúra változási tényező: 0,977

A 15-19 évesek elvándorlásának területi alakulása
1970-1980

Megyék	Tényleges változás	Nettó relatív változás	Területi	Szerkezeti
			tényező	
Budapest	- 14 289	- 7 276	- 2 869	- 4 407
Baranya	- 3 750	- 1 563	- 189	- 1 374
Bács-Kiskun	- 4 859	- 2 299	- 690	- 2 983
Békés	- 2 956	- 1 027	185	- 1 212
Borsod-Abauj-Zemplén	- 5 099	- 1 104	1 406	- 2 510
Csongrád	- 3 513	- 1 531	- 286	- 1 245
Fejér	- 2 335	- 612	471	- 1 083
Győr-Sopron	- 2 625	- 811	329	- 1 140
Hajdu-Bihar	- 5 009	- 1 856	126	- 1 982
Heves	- 2 848	- 1 219	- 196	- 1 023
Komárom	- 1 675	- 346	490	- 536
Nógrád	- 1 248	- 434	78	- 512
Pest	- 3 817	- 1 077	645	- 1 722
Somogy	- 2 288	- 780	168	- 948
Szabolcs-Szatmár	- 6 663	- 2 448	201	- 2 649
Szolnok	- 3 934	- 1 633	- 187	- 1 446
Tolna	- 1 277	- 174	519	- 693
Vas	- 1 877	- 597	208	- 805
Veszprém	- 4 185	- 1 903	- 469	- 1 434
Zala	- 2 072	- 721	127	- 848

A struktúra változási tényező: 0,588

A 20-24 évesek elvándorlásának területi alakulása

1970-1980

Megyék	Tényleges változás	Nettó relatív változás	Területi	Szerkezeti
			tényező	
Budapest	- 13 283	- 4 616	- 3 040	- 1 576
Baranya	- 2 151	40	439	- 399
Bács-Kiskun	- 3 329	- 940	- 506	- 434
Békés	- 2 879	- 1 016	- 677	- 339
Borsod-Abauj-Zemplén	- 3 318	433	1 115	- 682
Csongrád	- 2 519	- 384	4	- 388
Fejér	- 1 736	86	417	- 331
Győr-Sopron	- 1 453	180	477	- 297
Hajdu-Bihar	- 2 749	- 69	419	- 488
Heves	- 1 937	- 430	156	- 586
Komárom	- 1 425	- 193	32	- 225
Nógrád	- 779	14	159	- 145
Pest	- 4 546	- 1 030	- 390	- 640
Somogy	- 2 060	- 445	- 151	- 294
Szabolcs-Szatmár	- 3 100	357	986	- 629
Szolnok	- 2 334	- 403	- 51	- 352
Tolna	- 1 119	- 15	186	- 201
Vas	- 617	397	581	- 184
Veszprém	- 3 176	- 1 073	691	- 1 764
Zala	- 431	679	880	- 201

A struktúra változási tényező: 0,701

A 25-29 évesek elvándorlásának területi alakulása

1970-1980

Megyék	Tényleges változás	Nettó relatív változás	Területi	Szerkezeti
			tényező	
Budapest	- 500	3 931	- 325	4 256
Baranya	- 28	1 208	75	1 133
Bács-Kiskun	- 743	536	- 692	1 228
Békés	- 390	558	- 353	911
Borsod-Abauj-Zemplén	- 571	2 660	654	2 006
Csongrád	- 229	786	- 189	970
Fejér	- 260	1 307	301	1 006
Győr-Sopron	- 122	966	155	811
Hajdu-Bihar	- 410	964	- 356	1 320
Heves	- 310	558	- 282	840
Komárom	- 416	377	- 385	762
Nógrád	- 90	421	- 70	491
Pest	- 85	2 463	179	2 284
Somogy	- 179	744	- 143	887
Szabolcs-Szatmár	- 561	2 165	624	1 541
Szolnok	- 139	949	- 96	1 045
Tolna	- 354	950	378	572
Vas	- 489	1 013	510	503
Veszprém	- 489	669	- 443	1 112
Zala	- 481	1 111	506	605

A struktúra változási tényező: 0,990

A 30-34 évesek elvándorlásának területi alakulása

1970-1980

Megyék	Tényleges változás	Nettó relatív változás	Területi	Szerkezeti
			tényező	
Budapest	- 1 070	1 240	355	885
Baranya	- 546	113	- 140	253
Bács-Kiskun	- 622	64	- 199	263
Békés	- 526	4	- 193	197
Borsod-Abauj-Zemplén	- 779	367	- 72	439
Csongrád	- 452	102	- 111	213
Fejér	- 368	206	- 14	220
Győr-Sopron	- 92	424	297	127
Hajdu-Bihar	- 632	85	- 190	275
Heves	- 582	- 83	- 274	191
Komárom	- 498	- 57	- 226	169
Nógrád	- 194	70	- 31	101
Pest	- 187	1 160	644	516
Somogy	- 177	306	121	185
Szabolcs-Szatmár	- 823	125	- 238	363
Szolnok	- 711	- 64	- 312	248
Tolna	- 87	415	289	126
Vas	- 61	292	204	88
Veszprém	- 469	82	- 129	211
Zala	- 64	360	246	114

A struktúra változási tényező: 0,844

A 35-39 évesek elvándorlásának területi alakulása

1970-1980

Megyék	Tényleges változás	Nettó relatív változás	Területi	Szerkezeti
			tényező	
Budapest	- 779	740	614	126
Baranya	- 556	- 106	- 143	37
Bács-Kiskun	- 626	- 146	- 186	40
Békés	- 533	- 173	- 203	30
Borsod-Abaúj-Zemplén	- 685	83	19	64
Csongrád	- 393	- 52	- 81	133
Fejér	- 269	106	75	31
Győr-Sopron	- 85	122	105	17
Hajdu-Bihar	- 667	- 135	- 175	40
Heves	- 580	- 200	- 232	32
Komárom	- 338	- 42	- 67	25
Nógrád	- 211	- 14	- 31	17
Pest	- 236	616	545	71
Somogy	- 406	- 47	- 77	30
Szabolcs-Szatmár	- 873	- 240	- 292	532
Szolnok	- 578	- 133	- 170	37
Tolna	- 70	153	- 135	288
Vas	- 11	124	112	12
Veszprém	- 417	- 55	- 85	30
Zala	- 12	166	152	14

A struktúra változási tényező: 0,768

A 40-49 évesek elvándorlásának területi alakulása

1970-1980

Megyék	Tényleges változás	Nettó relatív változás	Területi	Szerkezeti
			tényező	
Budapest	- 3 898	- 1 211	190	- 1 401
Baranya	- 1 069	- 425	- 90	- 335
Bács-Kiskun	- 1 524	- 734	- 322	- 412
Békés	- 1 025	- 461	- 166	- 295
Borsod-Abauj-Zemplén	- 1 576	- 397	218	- 615
Csongrád	- 911	- 387	- 113	- 274
Fejér	- 717	- 144	155	- 299
Győr-Sopron	- 372	- 78	76	- 154
Hajdu-Bihar	- 1 207	- 493	- 120	- 373
Heves	- 1 340	- 714	- 388	- 326
Komárom	- 581	- 166	51	- 217
Nógrád	- 421	- 138	9	- 147
Pest	- 1 344	- 108	537	- 645
Somogy	- 968	- 415	- 127	- 288
Szabolcs-Szatmár	- 1 493	- 535	- 35	- 500
Szolnok	- 1 314	- 568	- 178	- 390
Tolna	- 279	46	215	- 169
Vas	- 234	- 36	67	- 103
Veszprém	- 904	- 352	- 64	- 288
Zala	- 350	- 62	89	- 151

A struktúra változási tényező: 0,615

Az 50-59 évesek elvándorlásának területi alakulása

1970-1980

Megyék	Tényleges változás	Nettó relatív változás	Területi	Szerkezeti
			tényező	
Budapest	- 519	976	232	744
Baranya	- 241	97	- 71	168
Bács-Kiskun	- 404	12	- 195	207
Békés	- 382	- 49	- 215	166
Borsod-Abauj-Zemplén	- 263	784	525	259
Csongrád	- 272	10	- 131	141
Fejér	- 92	197	53	144
Győr-Sopron	- 67	87	10	77
Hajdu-Bihar	- 109	220	56	164
Heves	- 373	- 57	- 214	157
Komárom	- 96	104	5	99
Nógrád	- 40	190	115	75
Pest	- 113	542	216	326
Somogy	- 299	28	- 135	163
Szabolcs-Szatmár	- 204	231	14	217
Szolnok	- 520	- 122	- 320	198
Tolna	- 24	161	69	92
Vas	- 87	26	- 30	56
Veszprém	- 239	63	- 88	151
Zala	- 40	191	116	75

A struktúra változási tényező: 0,873

A 60-X évesek elvándorlásának területi alakulása

1970-1980

Megyék	Tényleges változás	Nettó relatív változás	Területi	Szerkezeti
			tényező	
Budapest	- 1 590	368	82	286
Baranya	- 538	48	- 37	85
Bács-Kiskun	- 684	25	- 79	104
Békés	- 461	78	- 1	79
Borsod-Abaúj-Zemplén	- 156	501	405	96
Csongrád	- 577	- 64	- 139	75
Fejér	- 434	35	- 34	69
Győr-Sopron	- 405	- 68	- 118	50
Hajdu-Bihar	- 427	106	28	78
Heves	- 446	- 58	- 115	57
Komárom	- 193	105	62	43
Nógrád	- 8	202	173	29
Pest	- 571	427	273	154
Somogy	- 714	- 78	- 171	93
Szabolcs-Szatmár	- 692	- 142	- 223	81
Szolnok	- 585	- 46	- 125	79
Tolna	- 238	113	61	52
Vas	- 178	81	43	38
Veszprém	- 671	- 141	- 218	77
Zala	- 88	178	139	39

A struktúra változási tényező: 0,784

С точки зрения территориальных анализов разработка, квантификация региональных связей, каузальных связей при демографических проблемах имеет определяющее значение. Они занимают важное место и в их познании, но и в их прогностизации. Данные методы, которые на основе их результатов служат соответствующей базой к анализам, в прогностизациях построены на легко доступных данных и являются особенно важными.

Анализ "Шифт-шер"¹ предназначен для анализа эффектов и является единообразным процессом. Первичной его целью является расчленение эффектов территориальных /локальных/ и структурных /составных/ изменений. Далее данная работа подробно занимается возможностями разделений на другие слагаемые и использованием изменений во времени при прогностизации. Знание баз территориальных структурных данных необходимо на 2 точки времени, или на 2 сопоставляемых пространства. Из этих последних эффект структуры можно выявлять в том случае, если мы предполагаем что развитие каждого структурного темпа будет одинаковым со средней. Другой фактор, выражающий территориальное развитие, который предполагает развитие, одинаковое со средней отраслевой структурой.

Применение этого метода в демографии предполагается при прогностизации, сужение исследуемой области одинаковых явлений на ближайшие воздействия и при каждом анализе. Его региональный аспект объясняет воссоединение его результатов к стратегии регионального развития, разработке региональной политики.

Автор в своей работе останавливается на связях данного анализа со двойной стандартизацией, как специфическим случаем. Практические примеры приводятся из главы миграции. Главные выводы при анализе переселений:

- на уровне комитата снижающая тенденция мобильности поддерживает территориальную нивелляцию;
- кривая повозрастных коэффициентов миграции приближается к выравниванию так, как его максимальные значения /в возрасте 5-9, 25-29, 40-49 лет/ снижаются, а мобильность остальных возрастных групп умеренно повышается;
- территориальная неоднородность представляется возрастом 15-24 лет;
- в небольшой мере воздействует на процесс эмиграции в отношении возрастной структуры населения, решающая территориальная аттрактивность;
- по жизненному пути специфичностей по возрасту и территориальные воздействия влияют разным способом; но они почти одинаковыми являются по возрастной структуре - компонентов эффектов миграции семей.

Стратегии, разработанные для управления процессами миграции должны дифференцированно определять не только элементы окружающей среды, но и взаимосвязь по присоединенному возрасту при его функции.

¹ "Shift-share".

SUMMARY

Clearing and quantifying causal relations of demographic phenomena and their regional aspects has fundamental importance in regional analyses. These questions have an outstanding place both in general analysis and in projections. Methods based on data of projections and other easily accessible sources and yielding good results for consequent analyses are especially important.

The shift-share analysis is a process of uniformization in order to analyse different effects. Its original aim was to separate the effects of regional /local/ and structural changes. The present study, however, also deals with the possibility of separating the effects of other factors and involving changes in the time dimension in projections. Knowing the regional and structural data base of the phenomena for two dates or for two regions to be compared is necessary. The structural effect can then be separated if the change in every structural phase is considered to be equal to the average. The other factor expresses regional development, assuming changes to be equal to the average development of industries.

Application of this method to obtain more detailed effects is suggested in population projections but also in other fields. The regional aspect makes a linking of results to regional development strategies and regional development policy necessary.

The author also treats the relation of the shift-share analysis to double standardization as a special case. Practical examples are taken from the chapter on migration. The most important statements of the analysis of migration are the following:

- regional levelling is a factor behind the slackening of mobility,
- the curve of age-specific migration rates gets smoother as the peaks /at ages 5-9, 25-29, 40-49/ decrease and the mobility of other age groups increases slightly,
- regional heterogeneity is manifest in the age group 15-24,
- outmigration is only slightly influenced by the age structure of the population; regional attractivity has a decisive importance,

- age related and regional characteristics of movements have different effects during a lifetime but the components of the effects of family migrations are continuous.

Strategies aiming to influence migration processes have to define both environmental elements and the functionally related age components in detail.