

EGYES GESZTÁCIÓS FOLYAMATOKKAL KAPCSOLATOS MATEMATIKAI STATISZTIKAI VIZSGÁLATOK METODIKÁJÁRÓL*

DR. MIKOLÁS MIKLÓS

A sztochasztikus összefüggések szorosságának finomabb vizsgálata, ill. a korreláció- és regresszióanalízis már hosszabb ideje a hazai közgazdasági és demográfiai szakirodalomban is elterjedt. E problémakör mélyebb valószínűségszámítási háttere azonban magyar nyelven a legutóbbi évekig csupán matematikai monográfiákban volt hozzáférhető (vö. pl. (13), (14), (18)), eltekintve a Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó gondozásában 1970 óta megjelent két idevágó tárgyú kézikönyvtől ((6), (7)). Így érthető a szakemberek egy részének idegenkedése az említett módszerektől, továbbá az a tény, hogy az apparátus használatát illetően mindmáig félreértések tapasztalhatók; különösképpen ez a helyzet egy olyan „kényesnek” tartott alkalmazási terület vonatkozásában, mint a terhességmegszakítások egészségügyi hatásának tárgyalása. Ilyen körülmények között kötelességemnek tartom, hogy állást foglaljak a közelmúltban (11) tanulmányomat ért kritikával kapcsolatban, annál is inkább, mivel – mint a szóban forgó (1) cikk szerzői ugyancsak kiemelik – az abortuszkérdés Magyarországon a hatvanas évek eleje óta közüggé vált.

1. Mindenekelőtt vitába kell szállnom azzal az (1) kiindulópontját jelentő megállapítással, hogy „tudományos értelemben véve semmiféle bizonyítékunk nincs a tömeges méretű művi vetélések hatásairól sem pozitív, sem pedig negatív értelemben”. Hiszen már az 1926. évi kijevei nőgyógyász-kongresszuson elhangzott hivatalos beszámolóknak azt a megdöbbentő adatát is döntő negatív bizonyítéknak fogadták el a szakemberek, hogy 423 ezer (a Szovjetunióban végzett) terhességmegszakítás anyagában 84⁰/₀ menstruációs rendellenesség és 5⁰/₀ meddőség fordult elő, hatalmas számú egyéb szövődménnyel együtt. (Vö. pl. (8), 14; (21), 81–82; (3), 249.) Az orvostudomány fejlődése, a szociálhigiénia általános szintjének javulása természetesen azóta lényegesen csökkentette az interrupcióval járó kockázatot, de hogy a tömegesen végzett művi vetélések egészségügyi következményei egyértelműen negatívak, afelől a hatvanas évek bel- és külföldi szakirodalma alapján sem lehet kétségünk. Kiemelendők például a szerzők által szintén tárgyalt hazai tömegvizsgálatok (Barsy-Sárány, Miltényi, Klinger), melyek hatékony

* Reflexiók Dr. Andorka Rudolf – Cseh-Szombathy László – Dr. Vukovich György: Módszertani megjegyzések az abortusz hatásainak vizsgálatához című tanulmányhoz (Demográfia 1974. évi 1. szám). E tanulmány szerzőinek véleménye szerint Dr. Mikolás Miklós jelen válaszában érdemben nem oszlatta el azokat a kétségeket, amelyet tanulmányuk – többek között – az idősorokon alapuló korrelációszámításokkal, a korrelációs együtthatók értelmezésével, valamint az egyéb változóknak a matematikai statisztikai elemzésből való kihagyásával kapcsolatban kifejezésre juttatott.

Dr. Mikolás Miklós észrevétele szerint a fenti jegyzet alapján nem állapítható meg, hogy Andorka-Cseh-Szombathy-Vukovich mit fogad el és mivel nem ért egyet a jelen tanulmány 1–5. pontjában foglalt részletes dokumentációból. (Szerkesztőségi megjegyzés.)

szelektív statisztikai módszerekkel igazolták, hogy az abortuszok és a koraszülött-gyakoriság közötti összefüggés bármely szóbjövő társadalmi tényezőtől elkülönítve észlelhető.¹ (Vö. (11), 87–88.) Ismeretes továbbá, hogy az abortuszproblémával foglalkozó 1960. évi rostocki nemzetközi konferencián és az 1965. évi belgrádi népességtudományi világkongresszuson több referátum számot adott az abortuszlegalizációval kapcsolatban regisztrált széles körű egészségkárosodásról; így Csehszlovákiában emelkedő tendenciájúvá vált számos terhességi-szülési szövődmény (placenta-rendellenességek, parametritis, méhnyak-elégtelenség stb.) előfordulási aránya. (Vö. (9); (10), 91–93; (5), 314; (12), 235.)

Úgy tűnik: a szerzők figyelmét elkerülték Árvay Sándornak és munkatársainak az abortuszok koraszülést elősegítő hatására vonatkozó eredményei is (1967), amelyek világosan tisztázták az összefüggés kóroktanát, s melyeket az idevágó szakirodalom általánosan elfogadott. (Vö. (2), 85–86; (4), 235; (11), 88.) Ami pedig a legújabb külföldi tapasztalatokat illeti, megemlítendő, hogy I. a liberalizáció óta történt egyik NDK-beli felmérés 42,2⁰/₀-nak találta az interrupciók utáni menstruációs rendellenességek arányát (38,8⁰/₀ túlerős, 3,4⁰/₀ gyenge vérzés); II. egy az angliai helyzetről tavaly publikált statisztikai tanulmány szerint a legálisan abortált nők 4–5⁰/₀-ánál sterilitás következett be, s körükben a spontán abortuszok gyakorisága 30–40⁰/₀-kal, a koraszülési ráta kb. 40⁰/₀-kal, végül a perinatális mortalitás kb. 100⁰/₀-kal emelkedett. (Vö. (22), 7 és 16; (19).)

Nem túlzás tehát azt állítani, hogy egyfelől a tömegesen végzett terhesség-megszakítások, másfelől a felsorolt távoli szövődmények, ill. a koraszülött-frekvencia, s a perinatális halandóság növekedése közötti ok – okozati kapcsolat már régóta tudományosan igazolt tény. (Ezt egyébként (1) szerzői burkoltan maguk is elismerik a tanulmány több helyén.) A hatvanas években azonban mind nálunk, mind külföldön számos olyan közlemény jelent meg, mely csupán a problémakör legkönnyebben megragadható szektorával foglalkozott és a legálisan végzett műtétek csekély letalitását, ill. ezek bizonyos közvetlen szövődményeinek viszonylag kis előfordulási gyakoriságát regisztrálta. A koraszülött-probléma és a perinatális mortalitás vonatkozásában ugyanakkor egyes hazai szakcikk az abortusz-helyzettől független potenciális okok (az anya egészségi állapota és szociális helyzete, dohányzása stb.) szerepét hangsúlyozták, részben vitatva még idevágó statisztikai nyilvántartásunk használhatóságát is. Ily módon abortuszhelyzetünk komplex felméréseinek társadalmi igénye a hetvenes évek elején aktuálissá tette annak tisztázását, hogy milyen erős az összefüggés az interrupciók és ezek negatív egészségügyi következményei között, ill., hogy mennyire domináns oka a művi vetélések magas száma az említett egészségkárosodások létrejöttének.

Az abortuszlegalizáció szociálhigiéniai hatásának sokoldalú statisztikai elemzésén belül főleg ez a célkitűzés indított a (11) tanulmány megírására, s ennek kapcsán a korreláció- és regressziószámítás alkalmazására.

2. Mint ismeretes, két valószínűségi változó: ξ és η várható értékét $M(\xi)$ -vel, ill. $M(\eta)$ -val, szórását pedig $D(\xi)$ -vel és $D(\eta)$ -val jelölve, ezek C kovariációján a $[\xi - M(\xi)] \cdot [\eta - M(\eta)]$ szorzat várható értékét, korrelációs együtthatóján pedig az

$$r = \frac{C}{D(\xi) D(\eta)}$$

hányadost értjük; s az utóbbi – például az ún. lineáris regressziós függvényvel való kapcsolata alapján – a ξ és η változók közötti sztochasztikus összefüggés erősségé-

¹ Ennek egyáltalán nem mond ellent az a tapasztalat, hogy az említett társadalmi tényezőktől való függés kisebb-nagyobb mértékben ugyancsak fennáll.

nek jellemzésére szolgál. Pontosabban: I. az r korrelációs koefficiens értéke mindig -1 és $+1$ közé esik, azaz $|r| \leq 1$; II. ha ξ és η egymástól független, akkor $r = 0$, de ez az állítás nem fordítható meg²; III. r abszolút értéke akkor és csak akkor 1, ha ξ és η között 1 valószínűséggel lineáris egész függvénykapcsolat áll fenn. Abban a nevezetes, az alkalmazások során gyakran fellépő speciális esetben, mikor a ξ , η változók együttes valószínűségi eloszlása normális, a II. és III. alatti tulajdonságok élesíthetők: ekkor ugyanis $r = 0$ fennállásának szükséges és elegendő feltétele, hogy ξ és η független legyen, továbbá az $|r| = 1$ egyenlőség ekvivalens azzal, hogy η a klasszikus értelemben függvénye ξ -nek.³ Ez utóbbi esetben tehát r a két változó közötti kapcsolat szorosságának elméleti szempontból kifogástalan mérőszáma. (Vö. pl. (13), 152–157; (14), 314–322; (18), 40–44.)

A fentiekből nyilvánvaló, hogy $|r| < 1$ esetén nincs jogunk a ξ és η változók kauzális kapcsolatára következtetni; ha viszont már eleve tudjuk, hogy η értékei legalább részben (sztochasztikusan) függnek ξ értékeitől, akkor r konkrét becslést ad a függőség százalékarányára. A (11) tanulmányban felhasznált összes korreláció- és regressziószámítások figyelembe vették a szóban forgó előzetes feltételt: a szülési-gyermekágyi szövődmények gyakorisága (80. o.), a 2500 g, ill. 1500 g alatti súllyal világrajött élveszülöttek ezrelékaránya (92–93. o.), a születési átlagsúly csökkenése (93–94. o.), a 100 csecsemőhalottra eső perinatális, korai, ill. újszülötthalálozás (100. o.), az endogén halálokok miatti és speciálisan a születési trauma vagy légzészavar miatti csecsemőhalálozás (102. o.) egytől egyig oly paraméterek, amelyekre – az előző pontban idézett szakirodalmi adatok szerint – a művi vetélélésekkel való összefüggés bizonyítottan tekinthető. (Ugyanakkor számos példát lehetne felsorolni olyan mutatókra, melyeknél az interrupciókkal való kapcsolat laza vagy csak valószínűsíthető, de teljesen tisztázottnak nem vehető; e paraméterek változását a tanulmányban korrelációanalízis nélkül tárgyaltam.)

Az (1) cikk szerzőinek azok az észrevételei tehát, melyek a vizsgált összefüggések kauzális hátterének megvilágítását, ill. a változók előzetes logikai ellenőrzését hiányolják, nem állják meg a helyüket. Sajnálatos, hogy ilyen félreértésre sor került annak ellenére, hogy tanulmányomban nem egyszer leszögeztem: nem az abortuszhelyzettel való összefüggés létezését akarom bizonyítani (ezt mások már elvégezték), hanem annak erősségét vizsgálom. (Vö. pl. (11), 91–92.)

3. Nem érdektelen külön kitérni *idősorok összehasonlításának problémájára*, hiszen ezek a (11) tanulmányban – a téma természeténél fogva – domináns szerepet játszanak.

Kétségtelen, hogy a közgazdaságtani-társadalomstatistikai kézikönyvek bizonyos értelemben elhatárolják az idősorok statisztikai elemzését az egyéb adat sorok vizsgálatától, s az előbbiekkal kapcsolatban különös elővigyázatosságra intenek a változók logikai ellenőrzése, a mintavételnél alapul vett sokaság stabilitása, homogenitása tekintetében. A standard (6) monográfia világosan rámutat e kitüntetett tárgyalásmód okaira: az idősorok társadalomstatistikai használatában hosszú ideig fennállt naiv, kritikátlan gyakorlat Yule-nak az „értelmetlen korrelációkról” írt (20) cikke nyomán a harmincas évek elején az ellenkező végletbe csapott át, s csak lassan alakultak ki a modern regresszióanalízis finomabb módszerei; másfelől mindmáig egyre nőtt és több területen jelentős túlsúlyra jutott az

² Ti. könnyű példát adni olyan nem független valószínűségi változókra, melyeknek korrelációs együtthatója 0. Eppen ezért célszerű külön elnevezést bevezetni az $r = 0$ esetre (amikor a regressziós egyenes vízszintes): ekkor ξ -t és η -t korrelálatlanoknak mondjuk.

³ Ha ui. ξ és η együttesen normális eloszlású, akkor ξ és η között csupán lineáris függvénykapcsolat lehetséges, s a ξ és η közötti regresszió is szükségképpen lineáris.

idősorokba foglalt statisztikai anyag. (6) szerzői ismételten leszögeznek, hogy az általánosan hangoztatott aggályokat túlzottaknak tartják.

Ha mármost tüzetesen megvizsgáljuk azokat az idősorokat, melyek a (11) tanulmányban korreláció-, ill. regressziószámítás alapjául szolgálnak, akkor – az előzőekben kifejtettek miatt – nem érhetünk egyet (1) szerzőinek általánosságokban mozgó fenntartásaival. Főként azzal a megjegyzéssel nem, mely a kérdéses idősorok viszonylag hosszú, mintegy két évtizedre kiterjedő voltát negatívumként emeli ki. Hiszen egy ilyen számítás – a nagy számok törvényének megfelelően – csak akkor vezethet reális becsléshez, ha a felhasznált adatsor tagjainak száma sokszorosra (a gyakorlatban rendszerint 15–20-szorosa) a korrelációba vont változók számának. (Vö. pl. (7), 657.)

4. A női belső nemiszervek *daganatos megbetegedéseire*, mint az abortuszok lehetséges távoli szövődményeire való utalás nem újkeletű, a hazai nőgyógyászati szakirodalomban is ismételten előfordul. (L. pl. (3), 255, 258.) Ha még tekintetbe vesszük, hogy a kérdés egyes specialistái a hatvanas években a méhnyakrákos vagy rosszindulatúvá válható kóros szöveti elváltozásának gyakoriságát ismételt interrupciók után közel 70%-osnak találták (vö. (16), 440 és (17)), továbbá, hogy a kórházi betegségi statisztika, főleg pedig a KSH halálozási statisztikájának idevágó anyaga jelentékeny emelkedést mutat 1955 óta, akkor indokoltnak kell tartanunk ez utóbbi adatsoroknak a (11) tanulmányban való közlését.

A méhnyakrákkal kapcsolatban megfontolandó, hogy ez a szóban forgó betegségcsoportban túlnyomó (50–70%-os) arányban fordul elő, s elsősorban 35–45 éves nőknél állapítható meg, ellentétben az inkább idősebb nőket sújtó méhtestrákkal. Így az (1) cikkben közölt korszpecifikus adatok további bontása volna kívánatos (pl. öt évenként a 35. életévtől kezdődőleg), valamint a táblázat kiegészítése az 1955–60. évek adataival, amikor a halálozások száma és aránya országos viszonylatban a leggyorsabban nőtt. (Vö. (11), 82.)

Mindenesetre egyetértek a szerzőkkel abban, hogy a betegségi és halálozási statisztika e ponton csupán illusztrációul szolgálhat, s hogy az eddigi klinikai eredmények nem teszik lehetővé a korreláció számítás modelljének felállítását. Ilyen számítást azonban a (11) tanulmány távoli szövődményekkel foglalkozó fejezete egyedül a szülési-gyermekegyi szövődmények vonatkozásában tartalmaz, melyeknek kapcsolata a művi vetélésekkel – mint láttuk – már külföldön is megállapítást nyert. Következésképpen az (1) cikk 65. oldalán közölt idevágó kritika csak tévedésen vagy félreértésen alapulhat: felrója a korrelációszámítás alkalmazását egy problematikus területen, holott ezt magam is tudatosan elkerültem.

5. A *koraszülött-problémát* illetően néhány előzetes megjegyzést kívánok tenni.

I. Az anya kereső tevékenységével, az urbanizációs ártalmakkal, az életritmus neurotizáló hatásával kapcsolatban elegendőnek tartottam a hivatkozást egyes szakcikkek adataira, melyek számos európai ország példáján dokumentálták, hogy a felsorolt tényezők önmagukban nem okozhatták a kis súlyú újszülöttek számarányának nálunk tapasztalt gyors növekedését. Szó sincs tehát a bizonyítás mellőzéséről. (Vö. (11), 85–86.)

II. Téves az az állítás, hogy a (11) tanulmány nem veszi figyelembe a KSH-nyilvántartás 1950–54. évekre vonatkozó adatait. A 85. oldalon megemlítem, hogy koraszülött-frekvenciánk 1950–56 között 6–7% volt, majd a 86. oldalon hangsúlyozom, hogy az újszülöttek súly szerinti kategorizálása csak 1954 óta tekinthető lényegileg teljesnek, s ezért szorítkozom a következőkben az 1954 utáni adatokra. 1950-től 1954-ig a koraszülöttek *számaránya* mindössze 1%-kal növekedett

(sőt 1953–54-ben valamelyest csökkent); abszolút számuk ugyan 10 831-ről 15 624-re emelkedett, de ez az „ugrás” megtévesztő, mert ugyanakkor az összes élveszülettek száma is 195 ezerről 223 ezerre nőtt.

III. Az a feltételezés, hogy újszülött-populációnknak az 1954–1970 időszakban történt permanens átcsoportosulása az alacsonyabb súlykategóriák irányában (s a születési átlagsúlynak ezzel kapcsolatos csökkenése) születéseink tudatos „súlycsökkentő” tevékenységének volna tulajdonítható, orvosi vélemények szerint szakmai abszurdum. Ugyanakkor sajnálatos módon figyelmen kívül maradt az az igen sokoldalú statisztikai elemzés, mellyel Sárkány professzor a közelmúltban tisztázta: a jelzett átcsoportosulás „dinamikája” csak a női populációnkat ért, erősen szelektív gesztációs ártalmakkal magyarázható ((15), 201–209). S vajon nincs-e semmi bizonyító ereje annak a ténynek, hogy az *abortuszráta* és *átlagos születési súly csökkenése közötti korreláció* 1955 óta 98%-os; továbbá, hogy e változók *regressziója az M születési átlagsúlyra oly közelítő formulát szolgáltat, melyből M évről évre legfeljebb 1/2 százalékos hibával kiszámítható?* (Vö. (11), 93–94.)

Részletesebb diszkusziót igényel az a korreláció- és regressziószámítás, mellyel (1) szerzői az egyes megyék koraszületési arányszámának és abortuszrátájának az 1965–71. évekre vonatkozó átlagát kísérik meg kapcsolatba hozni. Az a körülmény, hogy a kapott korrelációs együttható értéke meglehetősen kicsi (0,35), bizonyára részben indokolható a szerzők által említett két okkal, ti. a terhesség-megszakítás helyének az abortáns lakóhelyétől való esetenkénti különbözőségével, továbbá azzal, hogy a 100 élveszületésre vonatkoztatott abortusz-szám nem pontos mutatója a vetélési gyakoriságnak. Úgy vélem azonban, hogy mindkét oknál jóval súlyosabban esik latba az illegális (tehát a nyilvántartásban nem szereplő) művi vetélések figyelmen kívül hagyása, melyeknek számában mindmáig lényeges eltérések lehetnek az ország egyes megyéi, ill. körzetei között. (Vö. (11), 74.) További komplikációt jelenthet az, hogy a koraszülött-gyakoriságra nyilván csak a reprodukciós időszak lezárása előtt végeztetett interrupciók vannak befolyással, e műtétek számaránya pedig egyes megyékben kiugróan magas vagy alacsony lehet – a lakosság helyi szokásaitól függően. Végeredményben rendkívül nehéznek látszik az abortuszok koraszülésre hajlamosító hatását ilyen módszerrel is érzékeltetni; kérdés azonban, szükség van-e erre egyáltalán?

Másfelől igen sajnálatosnak tartom, hogy az (1) cikk egyszerűen negligálja a koraszülött-problémát érintő statisztikai vizsgálataimnak több lényeges pontját és dolgozatomnak a *perinatális halálozással* foglalkozó teljes anyagát. (Vö. (11), 84–105.)

6. A (11) tanulmány utolsó fejezetét ért kritikával kapcsolatban csak egy észrevételre szorítkozom: alig képzelhető el, hogy az állami gondozottak száma és aránya ennyire kedvezőtlenül alakult volna 1956 óta, ha akár kis részben is megvalósult volna az abortuszlegalizáció egyik fő célkitűzése, a *tudatos és szabad családtervezés*. Így a konklúzió csak negatív értékelést adhatott az annak idején hangoztatott szélsőséges elvárásokról.⁴ (Vö. (11), 70 és 109.)

Az időközben életbe lépett új népesedéspolitikai kormányhatározat minden érdekelt szakember számára kijelölte a továbbhaladás útját. Meg vagyok győződve arról, hogy a problémákör komplex volta és társadalmi súlya, a szigorú

⁴ Világos egyébként, hogy válási statisztikáinknak e helyen való említése mindössze annak a (11) bevezetésben idézett tézisnek a realitás-értékét kívánta illusztrálni, mely szerint az abortuszok liberalizálása természetes szerelmi kapcsolatot teremt a házasságon belül, egészséges, harmonikus és boldog családi életet alakít ki. Ha tehát (1) szerzői szerint helytelen kapcsolatba hozni a házasságok stabilitását az abortuszlegalizációval, akkor nem velem, hanem a szóban forgó vélemény képviselőivel kell vitába szállniuk.

tudományosság igénye, az egyoldalúság és szubjektivizmus kiküszöbölésére irányuló törekvés a közeljövőben nemcsak lehetővé, hanem nélkülözhetetlenné is fogja tenni demográfusok, orvosok és matematikusok együttműködését. — Különösen a többváltozós korreláció- és regressziószámítás alkalmazását illetően.

IRODALOM

1. Dr. Andorka Rudolf — Cseh-Szombathy László — Dr. Vukovich György: Módszertani megjegyzések az abortusz hatásainak vizsgálatához. *Demográfia*, 17 (1974), 63–73.
2. A. Arvai — M. Görgey — L. Kapusi: La relation entre les avortements (interruptions de la grossesse) et les accouchements prématurés. *Rev. franc. gynéc.*, 62 (1967), 81–86.
3. Dr. Arvai Sándor — Dr. Raics Jenő: A terhesség művi megszakítása kapcsán szerzett tapasztalataink. *Magyar Nőorvosok Lapja*, 21 (1958), 249–260.
4. Dr. Bogdár Zoltán — Dr. Czeizel Endre: Az ismert kórokok részesedése a kis súlyú újszülöttek (koraszülések) aetiologiájában. *Orvosképzés*, 46 (1971), 231–240.
5. Černoch: Experiences in Czechoslovakia with the effects and consequences of legalized artificial termination of pregnancy. *Proc. World Population Conference in Belgrade*, 1965. (UN edition, New York, 1967.) Vol. II.
6. M. Ezekiel — K. A. Fox: Korreláció- és regresszióanalízis. (Lineáris és nem-lineáris módszerek.) Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Bp. 1970.
7. Dr. Köves Pál — Dr. Párnitzky Gábor: Általános statisztika. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Bp. 1973.
8. H. Kraatz: Die Abortbekämpfung aus gynäkologischer Sicht. — „Internationale Abortsituation, Abortbekämpfung, Antikonzeption“, Leipzig, 1961, 10–18.
9. K. H. Mehlman: Internationale Abortsituation, Abortbekämpfung, Antikonzeption. Leipzig, 1961.
10. K. H. Mehlman: Die Abortsituation im Weltmaßstab. — „Arzt und Familienplanung“. Berlin, 1968, 69–99.
11. Dr. Mikolás Miklós: Az abortuszlegalizáció népegészségügyi hatása és egyes társadalmi kísérőjelenségei Magyarországon. *Demográfia*, 16 (1973), 70–113.
12. M. Potts: Legal abortion in Eastern Europe. *The Eugenics Review*, 59 (1967), 232–250.
13. Dr. Prékopa András: Valószínűségelmélet műszaki alkalmazásokkal. Műszaki Könyvkiadó, Bp. 1962.
14. Dr. Rényi Alfréd: Valószínűségszámítás. Tankönyvkiadó, Bp. 1954.
15. Dr. Sárkány Jenő: Az újszülött-halálozás néhány aspektusáról. *Demográfia*, 13 (1970), 184–211.
16. Dr. Seregély György: Az ovulatio-gátlók mellékhatásainak és a művi abortuszok szövődményeinek gyakorisága. *Gyógyszereink*, 17 (1967), 435–445.
17. Dr. Simon József: Módszertani és szervezési kérdések a méhnyakrák megelőzése és eredményesebb gyógyítása érdekében. *Népegészségügy*, 51, (1970), 35–43.
18. Dr. Vincze István: Matematikai statisztika ipari alkalmazásokkal. Műszaki Könyvkiadó, Bp. 1968.
19. M. Wynn — A. Wynn: Some consequences of induced abortion to children born subsequently. *Foundation for Education and Research in Child-bearing*, London, 1973.
20. G. U. Yule: Why do we sometimes get nonsense-correlations between time-series? *J. Royal Stat. Soc.*, 89 (1926), 1–64.
21. Dr. Zoltán Imre: A szülész hozzászólása a születésszabályozás kérdéséhez. Megjelent „A születésszabályozás” c. tanulmánykötetben, Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Bp. 1958., 66–92.
22. Chr. Zwahr — P. Knorre — L. Kunz: Zur Frage der Rehabilitation nach Interruptio seit Legalisierung der Schwangerschaftsunterbrechung I.–II. *Zentralblatt für Gynäkologie*, 96 (1974), 2–18.

О МЕТОДИКЕ МАТЕМАТИКО-СТАТИСТИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ БЕРЕМЕННОСТЕЙ
РЕЗЮМЕ

РЕЗЮМЕ

Автор настоящей статьи отвечает на очерк, опубликованный в номере I. за 1974 год журнала „Демография“ (Р. Андорка — Л. Чех-Сомбати — Д. Вукович: Методологические замечания к исследованию влияния аборт) дискутирующий итоги и метод исследования другой статьи, опубликованной в I. номере за 1973 г. того же журнала („Влияние легализации абортов на охрану народного здоровья и ее общественные сопровождающие явления в Венгрии“).

Автор настоящего очерка считает спорными исходные утверждения данной публикации, по которым «нет никаких научных доказательств о влиянии искусственных абортов ни в положительном, ни в отрицательном смысле». Рассматривается несколько международно оцениваемых научных результатов из шестидесятых и семидесятых годов, показывающих взаимоотношение между искусственными абортами и некоторыми болезнями новорожденных и матерей (проблемы менструации, инфертильность, осложнения родов и послеродового периода, преждевременные роды, новорожденные с маленьким весом, перинатальная смертность). Подчеркивается, что в статье, опубликованной в 1973 г., был проведен корреляционный анализ, только параметрами, взаимосвязь которых с положением абортов можно считать уже доказан-

ной на основе вышеуказанных исследований. Таким образом, полученные индексы корреляции являются неспорными с точки зрения доказательства. Самая сильная корреляция (98%) получена между числом аборт и уменьшением веса новорожденных в период 1955—1970 гг; ее значение подчеркивается и приближенной формулой, полученной линейной регрессии и среднего веса новорожденных с имеющей место погрешностью 0,5%.

Нужно заметить в связи с региональными проверяющими исчислениями вышеперечисленных авторов, что в них не учитываются нелегальные искусственные аборты; однако, их частота (по данным медицинской статистики) значительно различается по областям или регионам, но в отношении всей страны после легализации абортов, вероятно, изменялась только медленно и постепенно. Полученная слабая корреляция объясняется, главным образом, этим обстоятельством.

ON THE METHOD OF MATHEMATICAL STATISTICAL SURVEYS CONNECTED WITH CERTAIN GESTATION PROCESSES

Summary

Author replies to an article (R. Andorka — L. Cseh-Szombathy — G. Vukovich: „Methodological remarks to the study of the effects of abortion”) published in No 1974/1 of the Hungarian demographic journal „Demográfia” which discusses the results and survey methods of his study („The effect of the legalization of abortion on public health and some of its social concomitants in Hungary”) issued in No 1973/1 of the same journal.

The author of the present study contests first of all the statement serving as starting point of the article in question that „we have no scientific proof regarding the effects of induced abortions performed in mass, neither in positive nor in negative sense”: he remembers numerous results of research recognized on an international scale from the 1960s and 1970s which showed a causal relation between interruptions of pregnancies and certain health damages affecting the female population and the newborn, respectively (menses disorders, sterility, complications during delivery and in the post-partum period, disposition to premature birth, lower birth weight and perinatal mortality). Later he stresses that in his article published in 1973, he made correlation and regression analyses only with parameters for which it was cleared on the basis of the mentioned studies that they are connected with the abortion situation. Therefore the probative force of the significant correlation indices obtained is beyond question. The strictest stochastic correlation (98%) was stated between the abortion rate and the decline in the average birth weight of live-born for 1955—1970; the significance of the correlation was confirmed by the fact that the formula of approximation obtained for the average birth weight from appropriate linear regression is valid with an error of maximum 0.5 per cent.

In respect of the regional control calculation made by the above authors it is to be noted that it leaves out of consideration illegal induced abortions; there is a great difference in the incidence of the latter by counties and districts, respectively (according to the data of health registration), but for the country as a whole since legalization it is supposed to have changed only slowly and evenly. Probably this is the reason of having got a weak correlation.