

Az egészségügyi állapot területi egyenlőtlenségeinek vizsgálata

dr. Sándor János

doktori (Ph.D.) értekezés tézisei

témavezető:

dr. Ember István

Pécs

2003.

1. Vezető népegészségügyi problémák

Az értekezés témája az egészségügyi állapot területi és elsősorban kistérségi egyenlőtlenségeinek elemzése. Célja, hogy bemutassa, milyen módszerek állnak rendelkezésre a kistelepülési egészség-térképezéshez, és hogy ez a módszer milyen érdemi adatokkal tudja szolgálni a széles értelemben vett egészségügyi ellátás mlkődítését, fejlesztését. Ezt tekintve, hogy milyen tényezők határozzák meg ma a magyarországi népegészségügyi helyzetet, lényegében delniálni tudjuk azokat a problémákat, melyek megoldásához új eszközök bevezetésére van szükség. Hiszen a területi egyenlőtlenségek elemzése, mint módszer, az alapjai értékeltető igazán, hogy mennyire tudja támogatni ezeket a kulcspontoknak a kezelését.

A XX. század elején az egyes régiókban eltérő ütemben ugyan, de elkezdődtek azok a változások, amelyek a nem-fertőző, krónikus degeneratív betegségek dominálta epidemiológiai korszakhoz vezettek. Néhány országban már a két világháború között, de általában csak a II. világháború után alakult ki az a mindmáig érvényes halálászati minta, mely szerint minden második haláleset oka szív-érrendszeri betegség, minden negyedik-ötödiké pedig valamilyen daganat.

A 80-as évektől a mai napig tartó új epidemiológiai korszakra ugyancsak a halálászati struktúra jellemző, az életmód fokozatos növekedése mellett. A változás a betegségek későbbi megjelenésére és a kialakult betegségek progressziójának lassabbodására vezethető vissza. A degeneratív betegségek etiológiai viszonyainak jobb megértése és a rizikófaktorok elleni fellépés, illetve a szűrővizsgálatok révén a preventív medicina, valamint a hatékony megelőzéshez szükséges multiszektoriális együttműködés ugyanolyan fontos eleme ebben az epidemiológiai korszakban a fejlődésnek, mint a legnagyobb súlyú betegségek kezelésének javuló hatékonysága.

A hazai fejlődés eltér ettől a tendőtől: Magyarország lényegében nem lépett ebbe az epidemiológiai korszakba egészen a 90-es évek közepéig. Sem a preventív területeken, sem az ellátásban nem sikerült lépést tartani a fejlett országokkal. Az új korszak nálunk epidemiológiai krízis formájában jelentkezett. A nők életkilátásai lényegében stagnáltak, a fejlettebb országokhoz képesti elmaradás növekedett. Férfiak esetében pedig még a várható élettartam csökkenésére is volt példa (a közepkori csoportokban), ami békeidőben demográfiai krízisnek számított. A 90-es évek közepétől, a daganatos halálászati eltolódás, minden lényeges betegségcsoportban csökkenő halálászati adatokat figyelhetünk meg.

A krízis közvetlen okai az irracionális életmódban, a szennyezett környezetben és a nem megfelelő egészségügyi ellátásban keresendők.

1. Környezetszennyezés. A környezeti állapotok kétségelennül sokkal rosszabb Magyarországon, mint a fejlettebb országokban. A WHO becslései szerint a volt szocialista országokban a szennyezett ivóvíz és levegő az összhalálzás 5-6%-áért felelős. Nyugat-Európára a hasonló adat közel 1%. A különbség tehát lényeges, de nem magyarázza meg a krízist.

2. Ellátórendszer hibái. Az egészségügyi ellátás színvonala ennél nagyobb mértékben lehet felelős a különbségeket. Modellvizsgálatok szerint az 5-64 éves korosztályban az ellátás hibái okozzák a halálesetek 10%-át Nyugat-Európában és 18%-át Magyarországon. (A 18%-os érték 2/3-át az agyérbetegségek felelősek.)

3. Rosszul kivitelezett prevenció. Fontosabbnak tűnik az életmód racionalizálásában, a prevenció megközelítésében rejlő lehetőségek kihasználásának hiánya. Ezen a területen betegségek megelőzését szolgáló intézményrendszerek fontosságát demonstrálja, hogy a legfejlettebb országok eredményeivel teljesen egyenrangú a fertőző betegségek megelőzésével kapcsolatos hazai teljesítmény. A magyarországi halálászati adatok szerint lényegében ez az egyetlen fontos betegségcsoport, amely nem mutat elérést az Európai Unió hasonló adataitól. Az eredmények mögött minden bizonnyal a szervesített, törvényekkel

megalapozott, kiépített intézményekkel támogatott, szakmai színvonalában folyamatosan modernizált munka áll. Ugyanazek az elemek csak nagyon kezdetlegesen, vagy egyáltalán nem voltak felfedezhetőek a vezető halálokok kontrollálása területén.

4. Nem szűkséglet-orientált döntések. Az egészségügyi ellátás hosszi ideje abban a helyzetben van, hogy képtelen mindenki számára közvetíteni a tudományos eredményeket, melyek olyan gyorsan jelennek meg és olyan alapvetően alakítják át az elvileg lehetséges legjobb gyógyítási eljárások rendszert, hogy a fejlesztések-bevezetések azt nem tudják követni. Feszültség keletkezik ennek nyomában, aminek a lényege, hogy a fejlesztések folynak ugyan, de csak lassan terjednek el a teljes ellátó rendszerben. Sőtül lehet az az elv, hogy a beteg ember ellátása során a terápias döntéseket csak a beteg állapota határozza meg. A fejlesztések ugyanis nem egyforma mértékben okoznak nyereséget, ezért a szűkségletkhez képesti szűkös források racionális elosztása ma már az egészségügyi ellátás hatékonyságát alapvetően befolyásoló kérdés. Az egészségnyi befektetésekhez kapcsolódó egészségügytertség elvileg a legszálesebb érdekeket szolgáló döntéshozatali szempont, amely érvényesülését számos egyéb érdek befolyásolja (orvos-szakmai, területi, befektetői, politikai stb.). A döntési elvek közötti arány meghatározásában az epidemiológiai adatokon nyugvó külső kontroll képes a szűkséglet-orientált döntéshozatal súlyának növelésére.

5. Rendszeres monitorozás hiánya. A fejlett országokban a 70-es évektől olyan epidemiológiai központok alakultak, melyekben az alapkutatók mellett az egészségpolitikai döntéseket előkészítő vizsgálatok sokaságát végezték el. Az egyes betegségek kialakulásának, prognózisának kérdéseivel, vagy a különböző beavatkozások hatékonyságának összehasonlításával foglalkozó vizsgálatok tömege "gyártya" a használható adatokat. A beteges kezelést "evidence based medicine" elvet alapján minősített protollok szerint végzik, a preventív intézkedéseket az "evidence based prevention" határozta meg, az egészségpolitikai döntéseket is egyre inkább adatkokra építik ("evidence based health policy"). Magyarországon az epidemiológia ilyen irányú fejlesztése sokáig egyszerűen elmaradt.

A hazai fejlesztéseknek előbb-utóbb pótolni kell majd ezeket az elmaradásokat. Az egészségügyi állapotok kapcsolatos problémákról folyamatosan kell részletes és megbízható képet nyújtania az epidemiológiának, az ilyen módon áttekinthetőbbé váló rendszerben a döntéseket egyre inkább a szűkségletekre alapozottan lehet majd meghozni és a különböző (országos vagy helyi) költségvetésekre, cselekvési tervre elkészítések is könnyebb lesz majd az egészségügyi kapcsolatos értékeket képviselni jó minőségű, adekvát adatok birtokában.

2. Területi egyenlőtlenségeket elemző epidemiológiai vizsgálatok

Az epidemiológiai módszerek lenyegében egyes betegségek és az egészségi állapotra valamilyen módon ható egyéb faktorok előfordulási gyakoriságát vizsgálja különböző humán populációkban. Az elvárások természetét statisztikai módszerek segítségével elemzi. Alapvetően három szempont alapján képezi a vizsgált populációt és mérőszámait: (1) időterületek határoz meg vagy (2) személyes tulajdonságok alapján definiál vizsgálati csoportokat (nem, életkor, foglalkozás stb.) vagy (3) az egy területen élőkét vizsgálja. A területi elvet használó vizsgálatoknak voltak ugyan történelmi előzményei, de a 70-es évektől kezdődő korszakban, amikor az epidemiológia önálló tudományággá vált, nem játszott még jelentős szerepet. (Az első nemzetközi kongresszust, ami kizárólag a területi egyenlőtlenségek elemzésével foglalkozott, 1989-ben rendezték.)

Alapvetően elmondható, hogy az egészségi állapot determinánsai területileg strukturáltak. Területi különbségek vannak a népesség szocio-ökonomiai állapotában (képzettségben, jövedelmi viszonyokban, munkaelhelyezési adatokban, etnikai összetételében stb.). Teljesen nyilvánvaló, hogy a környezeti állapot és így a káros környezeti expozíciók jelentős térbeli variabilitást mutatnak. Az egészségügyi ellátás is területi elven szerveződik, ezért néha jelentős eltérés

tapasztható az ellátórendszer hatékonyságában egyes területek között. A területi strukturalitás megtehetően túl vannak olyan tényezők, melyek alapvetően befolyásolják a területi epidemiológiai vizsgálatok használhatóságát. Ezekkel kapcsolatos változások tehát lehetővé a módszer előlétebe kerülését:

Hardware. A területi elemzések kivitelezéséhez alapvetően szükséges számítástechnikai háttér csak az utóbbi két évtizedben vált széles körben hozzáférhetővé. Előtte a "klasszikus" deskriptív epidemiológiai lehetőségei a kis kapacitású számítógépek miatt, részben az adatbázisok nagysága, részben pedig a feldolgozás mélysége szempontjából korlátozottak voltak.

Software. Az elemzések elméleti alapjai már régóta ismertek. Számos statisztikai elv és módszer kidolgozása két évtizeddel is régebbi múltira tekint vissza. A ma hozzáférhető software-ek azonban lehetővé teszik, hogy a napi gyakorlati része legyen a területi egyenlőtlenségek elemzése.

Input. A technikai jellegű alapfeltételek javulása együtt járt az input adatok hozzáférhetőségének megváltozásával. Az ipari országok költségvetés egészségügyi részterei és sok fejletési okozó környezeti problémát elemni szűkséglettel telték a rendszeres, széleskörű és megbízható regisztrálást. Az eseti adatgyűjtés eredményei helyett ma átfogó halálozási, morbiditási, betegforgalmi, gyógyterafogyászati, emiásszi, immiassziós adatbázisok állnak rendelkezésre. Ezekkel sok a minőséggyi probléma, de használható értékük folyamatosan javul. Lenyegében az input adatokhoz tartoznak az elemzések keretét jelentő digitális térképek is, amelyek az utóbbi években már nálunk is hozzáférhetőek. Várható, hogy a jövőben a területileg kódolt adatbázisok kínálata nőni fog. Ezzel a vizsgálati kör bővül és egyre bonyolultabb kérdések megválaszolásában lehet majd a térinformatikai módszereket felhasználni.

Igények. Nemcsak az input adatok minősége változott meg, hanem az adatok feldolgozására való igény is átalakult. Többek között az egészségügyön belüli forráselosztás, a környezetet használó ipari üzemek fejlesztési terveinek elkészítése, a széles értelemben vett preventív tevékenység megtervezése és kivitelezése is igényli azokat az adatokat, amelyek leírják és értelmezik az egészségi állapot területi egyenlőtlenségeit.

A felsorolt minőségi változások kifejtésére (az új diszciplína megjelölésére) a térbelileg rendezett adatokkal foglalkozó és eredményeinek bemutatásához térképek és geográfiai mutatószámokat használó statisztikai, informatikai ágat térinformatikaként (Geographical Information System, GIS) definiáljuk.

A nagyobb földrajzi egységeket leíró adatok régebben is bőségesen álltak rendelkezésre. Számos példa van arra, hogy ilyen adatokra támaszkodva lenyegesen megállapításokat lehetett tenni illetve fontos döntéseket lehetett rájuk alapozni. (A datazatok megjelölésével kapcsolatos első becslések például azon alapultak, hogy összegyűjtötték egyes országok incidenciadatait és a legáltalánosabb gyakoriságot mutató területet, mint biológiai elterjedt minimumális szintet definiáltak. Ehbek a szinthez képest egy adott ország incidenciáját fel lehetett osztani elkérthető és el nem kérthető részre. Az angol egészségügyi rendszer finanszírozási reformja során az egyik legfontosabb lépés pedig az volt, hogy a régiók halálozási szintjéhez, mint szűkséglet-indikátorhoz igazították a költségvetési támogatásokat.) A GIS-nek köszönhetően kisebb területek, például egyes települések szintjén is elkészíthetőek az ilyen elemzések. Az így előállított adatok nyilvánvaló hátránya, hogy a települések méretétől független jelentős lehet a belső bizonytalanságuk, komoly a véletlen szerepe a megfigyelt adatok kialakításában. Ugyanakkor, ha kellően szűk határok közé szorítható ez a bizonytalanság, akkor a helyi viszonyokat közvetlenül jellemző adathoz jutunk. Így valóban a lokális problémáknak megfelelő beavatkozásokat alapozhatunk meg. Megfelelő tájékoztatási gyakorlat esetén pedig, az egyre kisebb területekre és egyre kisebb populációkra vonatkozó adatok miatt, az érnített lakosság jobb együttműködése érhető el. A kisközösségek

erőforrásainak aktivizálása pedig a népbetegségek esetén alapvetően meghatározza mind a prevenció, mind az ellátás-gondozás sikerességét.

A kistérsületi egyenlőtlenségek vizsgálatának közvetlen célja általában, hogy egy-egy nagyobb földrajzi egységben belüli a populációk egészségi állapotáról leírást készítsen. Ennek elemi halálhálózati adatok esetében:

1. az egyes települések, kis területek standardizált halálhálózati hányadosainak leírása,
2. a mortalitási adatok referencia szintűre való elítésének értékelése,
3. a területi elhelyezkedés véletlenszerűségének vizsgálata,
4. a halálhálózatra lokálisan ható tényezők szerepének megbecsülése,
5. a számított paraméterek térképen történő ábrázolása a lehető leginformatívabb módon.

Másodlagos célként olyan adatbázis létrehozása a célja, aminek segítségével megteremtődik az egyéb szakmákkal történő együttműködés alapja. Azaz előkészít a vizsgálat további elemzéseket, amik lehetnek (1) konzultációk egyéb szakmák képviselőivel az általuk ismert problémákról és az adatbázis által megjelentített területi struktúrák közötti lehetséges kapcsolatról, vagy (2) egyéb, már létező adatbázisokkal való összehasonlítások az esetleges korrelációk meghatározására.

Az epidemiológiai kutatások számára további haszontként jelentkezik, hogy egyes biológiai, szociológiai hipotézisek tesztelésére alkalmas populációk kiválasztását segítik a térképek, hiszen a szélsőséges helyzetű csoportok szokatlanul alapuló analitikus vizsgálatok vezetésnek általában a relatíve legerősebb módon sikerre. Járulékos eredménye lehet még az elemzéseknek, hogy pontosabb kép megalkotásához segíthetnek minket a hazai viszonyok között érvényesülő etiológiai háttérrel.

Ezekben a vizsgálatokban használt legfontosabb statisztikai fogalmak a következők:

Várható esetszámok. Az egyes területek, települések demográfiai viszonyai és az országos vagy egyéb referenciára vonatkozó adatok ismeretében minden településre meghatározhatjuk a várható események számát. Ezt a várható értéket különböző statisztikai módszerekkel hasonlíthatjuk a ténylegesen megfigyelt esetszámhoz.

Standardizált hányados. A legegyszerűbb módszer, ha a standardizált hányadosok (SH) értéket illetve a nekik megfelelő megbízhatósági tartományokat adjuk meg. Ezek jól kifejezik, hogy a referencia viszonyokhoz képest mekkora a rizikó az adott területen. Minél ritkébb az országban a vizsgált körkép illetve minél kisebb a vizsgált terület, annál kisebb a valószínűsége annak, hogy az ilyen adat önmagában elégséges (kellően pontos) a vizsgált terület jellemzésére. Ráadásul térképeken ábrázolva a SH-kat zavart kelt, hogy egyazon térképen eltérő bizonytalanságú adatok szerepelnek.

Szigntifikancia tesztek. Ezt a hibát korrigálhatjuk, ha nem csak magát a SH-t ábrázoljuk, hanem a várható és megfigyelt esetek számait viszonyítjuk statisztikai tesztek eredményeivel is. Ilyenkor az egyes településeket p-értékkel írjuk le, ami megmutatja, hogy mekkora annak a valószínűsége, hogy az adott településen az országos standardhoz képesti magas a megfigyelt események száma. Ezeket az adatokat használva a térképen, már a véletlen szerepét is tudjuk értelmezni. Vizsgáló a kicsi települések alacsony esetszámait ma is a korlátozott érzékenységtől fakadó torzítással kell számolnunk.

Bayes becslés. A két lokális rizikó számitási és ábrázolási mód eredményeit egyesítjük a feltételes valószínűségi teórián alapuló eljárásokkal. Például a standardizált hányados empirikus Bayes becslését úgy számolhatjuk, hogy egy adott település helyi viszonyait nem csak egy önmagában mért értékként kezeljük, hanem egy nagyobb földrajzi terület integráns részeként is. Ennek következtében az adott település éppen megfigyelt adatai nem csak az adott területre jellemző kockázatot és a véletlen által meghatározottakat, hanem a nagyobb régióon belüli érvényesülő viszonyok által is. Ez statisztikai szempontból azzal a következménnyel jár, hogy az adott település standardizált halálhálózati hányadosára egy "kétszertit" feltételt tudunk megfogalmazni. Figyelembe véve ezt az új feltételt, olyan lokális rizikó mérőszámot tudunk

generálni, ami a kisebb települések esetén nagyobb mértékben, a nagyobbak esetén kisebb mértékben közelíti a regionális átlaghoz. Ennek a mérőszámnak a térképen való ábrázolásával már képet kapunk arról, hogy a standardhoz képest milyen az egyes települések rizikója. Így már a kis települések torz jellemzése sem teszi nehezen használhatóvá a térképet. A regionális átlagól való eltérés statisztikai értékelésére pedig itt is lehetőség van.

Gyakran a lokális rizikó mérőszámnok egyike sem alkalmas önmagában annak a megválaszolására, hogy az adott területen megfigyelt viszonyok eltérnek-e a standardtól vagy nem. Az együttes alkalmazás jelenti azt a megoldást, ahol nem kell információvesztéssel vagy jelentős torzítással számolnunk.

Területi autokorreláció. Ha már minden vizsgált területre vonatkozóan rendelkezünk lokális rizikó mérő számmal, akkor alkalmazhatjuk a különböző területi autokorrelációs teszteket, annak eldöntésére, hogy az adott geográfiai mintázat összességében véletlenszerű-e vagy pedig vannak olyan régiók, ahol magasabbak, míg más régiókban alacsonyabbak a rizikó mérőszámok, mint amit pusztán véletlennel magyarázni lehetne.

Relatív rizikó. Ha eljuttunk egy olyan leírásához, ahol a települések besorolhatók a helyi rizikó alapján, akkor számíthatjuk a konvencionális rizikómérő számokat (relatív rizikó, járulékos kockázat stb.) az aktuális vizsgálatnak megfelelően kiválasztott viszonyítási szintek meghatározása után.

Tematikus térképek. A területi egyenlőtlenségek interpretálása nem lehet teljes értékű, ha a geográfiai elosztást nem ábrázoljuk térképek segítségével. Ez segít a különböző problémagócok behatárolásában. Részben felhívni önmagukban a problémás területeket, részben pedig segíti tájékozódni a nagyobb régiókra vonatkozó halmazozások tekintetében.

A térképek elkészítésekor, színezésük általában kategorizált adatokat dolgoznak. A kategóriák számának és határának megválasztása elvileg követhetne valamilyen biológiai elvet, sokszor azonban egyszerűen csak statisztikai alapon csoportosítjuk az adatokat (pl. azonos kategorizáltság, azonos kategórián belüli elemszám elv alapján). A kategorizálással mindig információt veszítünk, sőt helyenként kifejezetten félrevezető lehet a térképek megalkotásánál túlinterpretálása. Ha például regionális cluster határait próbáljuk leolvasni a térképről, ahol egyszerűen egy statisztikai alapon kategorizált paramétert ábrázolunk, akkor azonos kategóriába tartozónak vélhetünk két települést, amik között azonban nagy különbség lehet, ha azok a megfelelő kategórián belül, de annak két ellentétes határánál helyezkednek el. Ugyanakkor két egymáshoz nagyon közel álló település a térképen külön kategóriához tartozik, ha a kategória határ a két település adatai közé esik.

3. Célkitűzések

Elsődleges célkitűzésünk az egészségi állapot, az életkilátások területi egyenlőtlenségének demográfiai állása illetve az egyenlőtlenségek változásának leírása volt. Különböző elemzések az 1987-2001 közötti időszak adatait dolgozták fel. Elsősorban a Déli-Dunántúli volt a vizsgált terület. Az elemzések területi egységei a települések és a tervezési-statisztikai körzetek voltak. Az egyes részterületekben a szocio-ökonomia státusz, a környezeti minőség és az egészségügyi ellátórendszer területi strukturálisait kapcsoljuk a mortalitási és morbiditási adatok térképehez. Ilyen módon ezen egészség-determinánsok szerepének leírásához jutunk. Olyan indikátorok megalkotása is célunk volt, amelyek a rutin surveillance számára is használhatóak. Az egyes részterületek célkitűzései az alábbiak voltak:

Halálhálózati egyenlőtlenség mértéke és kapcsolata egyes demográfiai, szocio-ökonomiai jellemzőkkel:

- A település szintű halálhálózati viszonyok egyenlőtlenségének leírása a legfontosabb népegészségügyi súlyú körképek vonatkozásában.

- A cigány lakosság részarányának és a képzettség szerepének vizsgálata az egyenlőtlenségek generálásában illetve azok változásában.
- A kistérségek szintjén meglévő különbségek meghatározása és a változások leírása körképek szinten.

Az egészségügyi ellátórendszer szerepe a halálzási viszonyok kialakításában:

- A preventív ellátás hatékonysága egyes földrajzi régiókban:
- A méhnyakrák-, emlőrák szűrés és a stroke kontroll területi különbségeinek és a jól illetve rosszul menedzselte területek azonosítása, a különbségek generálásában szerepet játszó faktorok meghatározása.
- A kórházi betegellátás hatékonysága egyes megyékben:
- Az ellátás szervezésének hatása a suburbanis vérzéssel kezelt kórházi betegek életkilátására az országban.
- Egészségügyi infrastruktúra hatáskör:
- Az egészségügyi intézmények (mentőszolgálat, kórházak) településeinek szerepe a halálzási viszonyok meghatározásában.

Környezetszennyező hatások vizsgálata:

- Környezetszennyező pontforrások körzetében az egészségállapot monitorozás hatékonyságának növelése a területi egyenlőtlenségek elemzése révén.
- Területi korrelációs vizsgálatok diffúz környezetszennyezés hatáskörének értékelésében:
 - a) a baranyai falvak magas nitratartalmú ivóvízének hatása a gyomorrák halálzásiára,
 - b) a csernabli atomreaktor baleset után Magyarországot érő ionizáló sugárzás hatása a Down-kór előfordulására.

4. Halálzási viszonyok változása a dél-dunántúli régió településein és kistérségeiben

Adatok és módszerek

A vizsgálat az 1987-2000-es időszakot ölelte fel. A dél-dunántúli régió illetve ezen belül a 22 tervezési statisztikai kistérség és a települések jelentését a felolgozások földrajzi egységét. A kistérségekben élők demográfiai adatait a megyei közlegységi hivatalok bocsátották rendelkezésünkre az egyes vizsgálati éveknél megjelölten nemenként 5 éves korcsoportonként. A halálzási adatokat a Központi Statisztikai Hivatal megyei igazgatóságai által gondozott községsoros adatszűrésből szereztük be. Az egyes körképek által adott évként és településenkénti halálesetek száma volt ennek az adatszűrésnek az alapadata. A standardizáláshoz szükséges referencia adatok a Központi Statisztikai Hivatal által megjelentetett Demográfiai Évkönyvekben, a képzettségre vonatkozó adatok az 1990-es népszámlálást publikáló kiadványokból származnak. Az egyes területeken élők halálzási kockázatát tendenciáit standardizálással nyert halálzási hányadosokkal (standardizált halálzási hányados, SHH) írjuk le. Az időbeni változások kifejezéséhez az 1992-1996-os és az 1997-2000-es SHH-kat viszonyítjuk az 1987-1991-es adatokhoz. Az ilyen módon kapott relatív rizikó (RR_{RT}) esetén a változás mértékét z-tesztrel minősítettük. A megfigyelt (M_T) és a várható (V) esetszámokat használtva ennek számszerűsítését:

$$RR_{RT} = \frac{SHH_T}{SHH_{referencia}}$$

$$z = \frac{(M_T - V_T) / SE}{\sqrt{(M_T + M_{referencia})}}$$

$$k = \frac{M / (M + M_{referencia})}{V / (V + V_{referencia})}$$

$$SE = \frac{f \times (1 - \pi) / (M + M_{referencia})}{\sqrt{(M + M_{referencia})}}$$

A kistérségi standardizált halálzási hányadosok populáció nagyság szerint súlyozott varianciáját meghatározva a három vizsgálati periódusra, a szóróadás mértékének változását F-próbával teszteltük. A települések közötti egyenlőtlenségek mérésére a különböző szempontok alapján képzett legfelső és a legalsó kvartilisek (településcsoportok) aggregált SHH-ainak hányadosát (relatív rizikó, RR) használtuk. A RR statisztikai értékelését a 95%-os megbízhatósági tartományokkal (MT) adtuk meg:

$$RR = \frac{SHH_{felső} \times k_{felső}}{SHH_{alsó} \times k_{alsó}}$$

$$MT = [RR / f; RR \times f]$$

$$, ahol f = \exp(1,96 \times (1/M_{alsó} \times k_{alsó} + 1/M_{felső} \times k_{felső}))^{1/2}$$

RR az egyenlőtlenség mértéke. Településekenként értékeljük az adott időszakokban a megfigyelt és várható esetek közötti különbség természetét, mid- π tesztrel. A teszt eredménye alapján sorba rendezett települések között egyenlő elemszámú kvartiliseket képeztünk. Az így meghatározott legrosszabb és legjobb helyzetű települések csoportján belül a megfigyelt és a várható esetszámok összehasonlítását után, a szélső kvartilisekre SHH-1-számítunk. RR a cigány lakosság részarányát alapul vevő halálzási hányadosok kvartilisekre. A Cigányügyi Koordinációs Bizottság által végzett vizsgálat eredményeinek megfelelően számítottuk településeinkben a cigány lakosság részarányát. Ez alapján sorba rendeztük a településeket és kvartiliseket képeztünk. Azokat a településeket, ahol nem regisztráltak cigány lakosok egy csoportba vontuk, a többi települést pedig három egyenlő elemszámú csoportba soroltuk. A szélső csoportokban meghatároztuk az összegzett SHH-kat és ezek hányadosát.

RR a képzettségi szint alapján meghatározott kvartilisekre. Az 1990-es évi népszámlálás adatai alapján számítottuk minden településre a 7 évnél idősebbek által elvégzett iskolai osztályok átlagos számát. Ez alapján egyenlő elemszámú kvartilisekbe rendeztük a településeket és a szélső kvartilisekben belül összegzett SHH-kat és a nekik megfelelő RR-kat számítottunk.

A vizsgált körképek (és a nekik megfelelő BNO kódok) az alábbiak voltak: sík, szájtüreg, garat és nyelvbelső rosszindulatú daganatai (C00-15), gyomorrák (C16), vastagbélrák (C18), végbélrák (C19-21), colorectalis carcinoma (C18-21), máj és májon belül epének rosszindulatú daganatai (C22), epébőllyeg és epének rosszindulatú daganatai (C23-24), hasnyálmirigy-rák (C25), gégérrák (C32), tüdőrák (C33-34), emlőrák (C50), petefészek és méh rosszindulatú daganatai (C54-56), méhnyakrák (C53), prosztatarák (C61), hólyagrák (C67), agy-daganatok (C71), limfómák (C82-90), leukémiák (C91-95), sztróke daganatok-1 (C50, C53), sztróke daganatok-2 (C18-21, C50, C53), sztróke daganatok-3 (C00-15, C18-21, C50, C53, C61), daganatok (C00-99), magas vérnyomás (I10-13), akut szívinfarktus (I21-23), ischaemiás szívbetegségek (I20-25), agy-érrendszeri betegségek (I60-69), kardiovaszkuláris betegségek (I00-99), krónikus obstruktív tüdőbetegségek (J40-47), légzőszervi betegségek (J00-99), alkoholos és nem alkoholos májbetegségek (K70-76), ongylikosság (X60-84), érrendszeri halálzások (V01-Y98), öszszhalálzások.

Eredmények

Jelentős különbségek voltak kistérségek morálitási szintjei között. Összhalálzás esetén 31% volt az ellátás a legalacsonyabb és a legmagasabb SHH-k között. Kardiovaszkuláris betegségeknekél 46%, daganatoknakél 27%, légzőszervi betegségeknekél 136%, májbetegségeknekél 77% és erőszakos halálhemeneknél 38% volt ez az ellátás. Az 1992-1996-os periódusra szűkítettük a különbségek a hólyagrák és a légzőszervi betegségek esetében. Szignifikáns növekedést csak a méh daganatai és a máj betegségei esetében találtunk. Közeli szignifikáns mértékben növekedtek a különbségek vizsont gyomorrák, végbélrák és az összhálálzás esetében. 1997-2000-es időszakra már csak a különbségek bővítlését lehetett detektálni. Az összhálálzás és a kardiovaszkuláris illetve erőszakos halálzások valamint a gégerák, limfómák, ongylikosság csoportokban lett nagyobb a különbség kistérségek között. Leukémiák és végbélrák esetében a különbségek növekedésének mértéke csak megközelítette a szignifikáns szintet.

A legjobb és legrosszabb helyzetű települések kvartiliseinél megfigyelt kezdeti RR szignifikáns mértékben és folyamatosan növekedett (RR₁₉₈₇₋₁₉₉₁=1,412 [1,387; 1,437]; RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=1,504 [1,476; 1,532]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=1,747 [1,708; 1,787]) az összhálálzás esetében. Ugyanez volt a jellemző a képzettségi kvartilisek közötti különbségek (RR₁₉₈₇₋₁₉₉₁=1,152 [1,121; 1,183]; RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=1,263 [1,230; 1,297]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=1,491 [1,442; 1,542]) változására is. A cigány lakosság részaránya alapján képzett kvartilisek közötti különbségek csak az 1997-2000 periódusban nőttek (RR₁₉₈₇₋₁₉₉₁=1,036 [1,007; 1,065]; RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=1,018 [0,990; 1,047]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=1,093 [1,057; 1,131]) a korábbi időszak adataihoz képest.

A halálzások főcsoportokon belül mind a kardiovaszkuláris és a légzőszervi betegségek, mind pedig az erőszakos halálhemeneknél folyamatosan növekedtek a régióon belül a különbségek. Daganatok esetében vizsont éppen ellenkező irányú volt a változás, a régió homogenizálódott ebből a szempontból. A képzettségi kvartilisekre kapott eredmények alapján vizsont mindengyik főcsoportban azt látnuk, hogy a különbségek a legrosszabbban és legjobban képzettek között folyamatosan és szignifikáns mértékben növekedtek. A cigány lakosság

részaránya alapján képzett kvartilisek közötti különbség csak a kardiovaszkuláris betegségek esetén növekedett lényegesen. A többi halál oka főcsoportban nem volt kapcsolat a változás és a cigány lakosság részaránya között. (1. táblázat)

1. táblázat. Települések közötti egyenlőtlenségek halál oka főcsoportokkénti változása. (Relatív rizikók és a 95%-os megbízhatósági tartományok)

Település	1997-2000	1997-2000	
		1997-2000	1997-2000
Felső alsó kvartilis	1,906 [1,806 ; 2,012]	1,679 [1,606 ; 1,753]	1,633 [1,560 ; 1,706]
Legközvetlenebb/legközvetlenebb kvartilis	0,919 [0,861 ; 0,981]	1,043 [0,981 ; 1,108]	1,289 [1,199 ; 1,386]
16% felső 0% cigány lakossági részarány	1,027 [0,961 ; 1,098]	1,039 [0,976 ; 1,107]	1,005 [1,008 ; 1,168]
Felső alsó kvartilis	1,578 [1,538 ; 1,613]	1,598 [1,560 ; 1,637]	1,883 [1,823 ; 1,940]
Legközvetlenebb/legközvetlenebb kvartilis	1,152 [1,111 ; 1,193]	1,295 [1,248 ; 1,343]	1,568 [1,498 ; 1,642]
16% felső 0% cigány lakossági részarány	1,009 [0,971 ; 1,048]	1,037 [0,997 ; 1,078]	1,110 [1,039 ; 1,164]
Felső alsó kvartilis	3,244 [2,933 ; 3,588]	2,947 [2,675 ; 3,247]	4,172 [3,658 ; 4,759]
Legközvetlenebb/legközvetlenebb kvartilis	1,611 [1,462 ; 1,775]	1,708 [1,545 ; 1,889]	2,073 [1,804 ; 2,383]
16% felső 0% cigány lakossági részarány	1,114 [1,002 ; 1,238]	1,101 [0,983 ; 1,234]	1,043 [0,899 ; 1,211]
Felső alsó kvartilis	1,940 [1,830 ; 2,063]	2,178 [2,040 ; 2,327]	2,571 [2,373 ; 2,769]
Legközvetlenebb/legközvetlenebb kvartilis	1,211 [1,108 ; 1,323]	1,239 [1,127 ; 1,361]	1,600 [1,421 ; 1,803]
16% felső 0% cigány lakossági részarány	1,056 [0,961 ; 1,161]	0,942 [0,834 ; 1,039]	1,120 [0,992 ; 1,263]

A kardiovaszkuláris betegségeken belül az egyenlőtlenségek növekedését a cerebrovaszkuláris betegségek voltak elsősorban felelősek. Itt lehetett csak szignifikáns változás megfigyelni. (RR₁₉₉₇₋₁₉₉₁=2,176 [2,079 ; 2,277]; RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=2,451 [2,334 ; 2,574]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=2,439 [2,312 ; 2,572]) Az ischaemiás szívbetegségéknél nem változott a szélső kvartilisek tartozó települések viszonya. (RR₁₉₉₇₋₁₉₉₁=1,942 [1,861 ; 2,027]; RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=1,850 [1,778 ; 1,926]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=1,847 [1,769 ; 1,928]) A képzettség szintek között mindkét betegségcsoportban növekedtek a különbségek. (ischaemiás szívbetegségek: RR₁₉₉₇₋₁₉₉₁=1,056 [0,990 ; 1,126]; RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=1,082 [1,015 ; 1,153]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=1,366 [1,268 ; 1,472]) (cerebrovaszkuláris betegségek: RR₁₉₉₇₋₁₉₉₁=1,273 [1,191 ; 1,361]; RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=1,646 [1,545 ; 1,753]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=1,753 [1,614 ; 1,905]) A cigányok részaránya alapján képzett csoportok között nem volt lényeges változás. (ischaemiás szívbetegségek: RR₁₉₉₇₋₁₉₉₁=1,033 [0,966 ; 1,104]; RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=1,024 [0,959 ; 1,094]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=1,116 [1,036 ; 1,203]) (cerebrovaszkuláris betegségek: RR₁₉₉₇₋₁₉₉₁=1,016 [0,950 ; 1,087]; RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=1,036 [0,969 ; 1,109]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=1,074 [0,987 ; 1,169])

A halálzás kúlsó okain belül az öngyilkosságok miatti halálzás rizikója a két középső kvartilisen az országos tendenciákkal együtt javult. A legkedvezőbb területen emeli jelentősebb mértékben csökkent a halálzás rizikó, míg a legmagasabb mortalitási területeken tovább nőtt az országos tendenciától való elmaradás mértéke. Szignifikáns mértékű volt az egyenlőtlenségek növekedése. (RR₁₉₉₇₋₁₉₉₁=2,637 [2,372 ; 2,931]; RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=3,649 [3,241 ; 4,107]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=4,258 [3,711 ; 4,887]) Ez a tendencia viszont nem volt megfigyelhető sem a képzettség (RR₁₉₉₇₋₁₉₉₁=1,222 [1,035 ; 1,443]; RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=1,108 [0,916 ; 1,341]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=1,518 [1,200 ; 1,920]) sem a cigányok részaránya (RR₁₉₉₇₋₁₉₉₁=1,157 [0,973 ; 1,376];

RR₁₉₉₂₋₁₉₉₆=0,836 [0,704 ; 1,041]; RR₁₉₉₇₋₂₀₀₀=1,273 [1,002 ; 1,617]) alapján képzett kvartilisek között.

5.1. Műhelyrakék és emlőrák szűrés Magyarországon

Adatok és módszerek

A mammográfias vizsgálatok (Osvaykutatási kódok 31930, 31931, 31932) adatai a GYÓGYINTÉZŐK járóbeteg-szakellátás teljesítmény-elismórlési adataiból származnak. A vizsgálati periódus 1998. július 1. – 2000. május 31. volt. Ebben az időszakban 676274 volt a jelentések száma. A feldolgozás során kizártuk a férfiakra vonatkozó jelentéseket, és azokat, amelyekben nem szerepelt TAJ szám. (TAJ szám helyett egy azonosítóra egyébként nem alkalmas személyi azonosító tartalmazott az eredeti adatbázis.) Mivel területi egyenlőtlenségeket vizsgáltunk, azokat a jelentéseket sem tudtuk használni, melyekben a lakóhely irányítószáma nem szerepelt. Az ismételt vizsgálatok kizárása után 413026 nő adatait tartalmazó adatbázist tudtuk kialakítani. Négy korcsoportot (0-24 évesek, 25-44 évesek, 45-64 évesek és 65 évnél idősebbek) és a szűrésre vonatkozó jogszabályban szereplő korosztályt (45-65 év) elemizzük. A női populációra vonatkozó demográfiai adatok a Belsőügyminisztérium Központi Adatfeldolgozó, Nyilvántartó és Választási Hivatalától származnak. A vizsgálati periódus közepére jellemző népességi számokat használtuk fel. Az országos vizsgálati gyakorlatokat, referenciáit és értékeit korcsoportonkénti szinten vizsgáltuk. Ezt követően a tervezési statisztikai kistérségek demográfiai összetételét használtuk számításainkhoz. A vizsgálatok adatait a GYÓGYINTÉZŐK járóbeteg-szakellátási teljesítmény-elismórlési adatbázisa volt. A vizsgálati periódus 1998. július 1. – 2001. június 30. volt. A rektorok feldolgozása a mammográfias vizsgálatok esetén lefektetett követelt. A korcsoportos felosztás az emlőrákrai lefektetés megjelölésén alapult, de itt a rendelkezésnek megfelelően 25-65 év volt. Az 5379284 eredeti jelentésből 790277 nő adatait maradtak az elemzés megkezdéséig tartó időszakban. A munkanélküliséget az 1999-ben regisztrált utolsó számlára használtuk adatbázisban. A részvételi aktivitást befolyásoló társadalmi-gazdasági faktorok közül a munkanélküliséget, az átlagos jövedelmét és az átlagos képzettségét tudtuk kistérségenként elemezni a Központi Statisztikai Hivatal által közölt adatok alapján. A munkanélküliséget az 1999-ben regisztrált utolsó, tehát 180 napon túli munkanélküliség és a munkaképes lakosság számának hányadosával tudtuk le. A személyi jövedelemadó alapját képező éves átlagos jövedelem a 2000. évben állt rendelkezésre. Az 1990-es népszámlálási adatok alapján a 7 év feletti lakosság által elvégzett osztályok átlagos száma alapján használtuk a képzettség szűrés indikátoraként. Ezeknek a faktoroknak a szűrés teljesítményekkel való kapcsolatát többváltozós lineáris regressziós elemzéssel vizsgáltuk.

Eredmények

A vizsgált időszakban Magyarországon a 45-65 éves nők 17,22%-a (257677 fő) vett részt mammográfias vizsgálaton az elemzett 23 hónapos periódus alatt. A legmagasabb átszűrtséget Szekszárd kistérségben érték el az országos átlag 2,77-szeresével, ami 47,10%-os átszűrtségre felel meg. A legacsonyabb értéket Enying környékén figyelhettük meg. Az átszűrési határyal az 0,19 volt (100 szűrendő korcsoporton nőből 3,23 vett részt vizsgálaton). A szélső értékek között tehát jelentős, 14-szeres különbséget lehetett megfigyelni. A legjobb szűrés eredményeket Szekszárd, Bonyhád, Keszthely, Zalaegerszeg és Paks területén érték el. A legacsonyabb értékeket Enying, Győr, Ónszentpéter, Szentgotthárd és Sárospatak kistérségeiben lehetett megfigyelni.

A 25 év feletti korosztályban volt legmagasabb a műhelyrakos átszűrtség. A következő korcsoportban, ami még mindig a szűrés ajánlások szerinti célcsoportba tartozik, már csak 16,16% volt a részvételi arány. A 25-65 éves nők közül 577011 vett részt műhelyrakék szűrésen a vizsgált 3 év alatt. Azaz mindösszesen 20,12%-nál végeztek ökológiai vizsgálatot. A legmagasabb és legacsonyabb értékeket Kiskunfélegyháza és Mako kistérségekben lehetett detektálni. 2,77 és 0,03 között változott a relatív vizsgálati gyakoriság. Ez 78-szoros

Különbségnek felel meg. A legjobb szűrési eredményeket Kiskunfélegyháza, Heves, Csoma, Kisbér és Bonyhád kistérségekből lehetett megfigyelni. A legalacsonyabb értékeket Makó, Kazincbarcika, Nagykálló, Tiszavasvári és Nyírbátor kistérségekből regisztrálhattuk.

A két szűrési rendszerben az egyes kistérségekhez kapcsolódó teljesítmények helyezési számát összegezve (növekvő sorrendekhez az egyre rosszabb teljesítményeket kapcsolva) a legjobban elért terület Bonyhád volt. Legrosszabb képet Enying mutat. A legjobb teljesítményt kistérségek Bonyhád, Kiskunfélegyháza, Paks, Zalaszécsény és Pécs voltak. A legrosszabb összeített sorszámot pedig Enying, Sárbogárd, Nyírbátor, Mór és Csergeni kistérségekből lehetett megfigyelni.

Az egyes kistérségekben megfigyelt mammoográfias és cervix citológiai vizsgálati gyakoriságok közötti kapcsolatot Spearman rangkorrelációs módszerrel vizsgálva a koeficiensre $r=0,042$ érték adódott ($p=0,613$; $r^2=0,002$), ami a teljes korrelálhatóságnak felel meg. Ezek alapján a két átszűrési indikátor között lényegében semmilyen kapcsolat nincs, mutatva hogy szűrendő populáció egészségmagatartásának nem volt érdemi szerepe az átszűrési egyenlőtlenségek generálásában.

A mammoográfias vizsgálati gyakoriságot nem befolyásolta a tartós munkanélküliség ($p=0,65$) és az átlagos jövedelemszint ($p=0,13$). A képzettség viszont szignifikáns módon ($p<0,01$) hatott a teljesítményekre. Az egyes több elvégzett osztályra eső relatív átszűrési növekedés 62%-kal volt. A műanyagtrák szűrési teljesítmények nem mutattak kapcsolatot a regressziós elemzésben sem a tartós munkanélküliséggel ($p=0,87$), sem az átlagos jövedelmekkel ($p=0,29$), sem pedig az átlagos képzettséggel ($p=0,69$).

5.2. Területi eltérések a műanyagtrák megelőzésének hatékonyságában

Adatok és módszerek

Vizsgálatainkban az alapadatokokat a Központi Statisztikai Hivatal által településként regisztrált műanyagtrák halálcsaték száma jelentése (megfigyelt esetek száma, M). Az egyes települések demográfiai összetétele és az adott évben az országban megfigyelt kor-specifikus halálozás segítségével megalkotottuk az adott településen várható esetek számát (V). Az egyes időszakokra kapott megfigyelt és várható értékek hányadosa a standardizált halálzasi hányados (SHH), $SHH=M/V$. Az országos átlagot való elérés szignifikanciájának megítélésére az SHH 95%-os megbízhatósági tartományát használtuk. A település szintű adatok esetében empirikus Bayes korrekcióval stabilizáltuk. Az átszűrési viszonyokat Tolna megyei szinten vizsgáljuk 1997-ben és 1998-ban. Ezekben az években az Állami Népegészségügyi és Tisztiorvosi Szolgálat ellenőrzte a szűréstényeséget a megyét célzó citológiai laborok segítségével. Az általában katalizált adatbázisban a települések egy szátszámával voltak jellemzők. A települések női lakosságának korösszetétele és a megyei kor-specifikus szűrési gyakoriság segítségével kor szerint standardizált átszűrési hányadosokat lehetett képezni, mely a megyét átlagot használva referenciaként. A településkénti adatokat a szakellátó központok ellátási területének megfelelően aggregáltuk. A szakellátás teljesítményét jellemző indikátor képzettség mindkét vizsgálati évre. A szűrőmunka minőségét az értékelhetlen kenetek (P0) jelenléte relatív gyakoriságával lehet meghatározni. Adott területre és időszakra kor szerint standardizált relatív P0 gyakoriságot számítottuk az átszűrési mutatóval is alkalmazott módszerrel.

Eredmények

Szakellátási terület központok szerinti halálozás 1987-1998 között. A területi ellátási kötelezettségnek megfelelően számított halálozás rizikó értékei széles tartományon belül variálódnak. A legkevésbé rosszabb és a legkevésbé rosszabb körzetek közti különbség 3-szoros volt. A megfigyelt esetszámok, a viszonylag hosszú megfigyelési periódus ellenére, egyes körzetekben alacsonyok, ezért nem minden különbség mögött kell lenyegi elérésre gondolnunk. A vélelemmel nem magyarázhatóan magas illetve alacsony értékeket mutató területek a következők: Kaposvár szignifikánsan a régió átlaga feletti, Paks és Tamási a régiós

átlag alatti halálzasi rizikóval rendelkezett. Ha az ellátási területeket egymáshoz viszonyítjuk, akkor a Kaposvár-Nagyatád-Siklós és a Paks-Tamási csoport különíthető el egymástól. Ezekben a körzetekben a halálzasi esélyek eltérése véletlenem nem magyarázható. Az eltérések fennmaradásában szerepet játszó faktorok azonosítása minden bizonyos fontos lépés lenne a megelőzési hatékonyságának javításában.

Településkénti halálzasi rizikó a régióban 1987-1998 között. Mivel az egyes településeken előző demográfiai adatai alapján számítottuk a várható halálcsaték számát és a megfigyelt esetszámokat is településként regisztráltuk, lehetőség volt az egyes városokra, falvakra is megadni a halálzasi relatív rizikóját. Ezen az elemzési szinten az empirikus Bayes korrekciós eljárásnak köszönhetően előállítottunk olyan település szintű rizikóméret számokat, melyek képesek kifejezni, hogy a referencia szinthez (országos halálzasi rizikó) képest hány-szoros az adott közösség veszélyeztetettség. Ezeket az adatokat térképen ábrázolva részletes képet kapunk a halálzasi rizikó területi eloszlásáról. Az ilyen módon számított legalacsonyabb és legmagasabb rizikó között valamivel több, mint 3-szoros a különbség.

A térképen szemléltetett adatok további elemzése előtt megvizsgálendő, hogy a halálzasi hányadosok szóródása véletlenszerű-e, vagy annál szélesebb. Azaz vannak az átlagtól valamivel lényegesen eltérő települések, vagy minden megfigyelt eltérés az átlagtól pusztán a véletlennek köszönhető. A gamma-eloszlású lokális rizikó mértékszámainak legvalószínűbb varianciája 0,165 volt. Ennek eltéréstét a 0-tól testetve szignifikáns volt a különbség (χ^2 -próba, $p<0,001$). A települések között tehát nem csak a véletlennek köszönhetően voltak különbségek, azaz, távolról sem egységes a problémakezelés hatékonysága egyes településeken.

Ezek a mértékszámok időben elég stabilnak mutatkoznak. Az első két periódus korrigált halálzasi rizikói között szignifikáns korreláció volt, a második két periódusnál a kapcsolat halálzasi szignifikanciájú. (A korrelációs koeficiens és a szignifikancia tesztek eredményei $r=0,17$ $p<0,001$ és $r=0,07$ $p=0,059$ voltak). A települések szintjéig követelt halálzasi rizikó mérése tehát a beavatkozások számára is képes megközelítő adatokat szolgáltatni. Maféltól, az "outlier"-ek itt is azonosíthatóak, máltal a jelenősen romló illetve javuló helyzeti települések meghatározhatóak.

Átszűrési Tolna megyében. Az átszűrési széles tartományon belül változott. Voltak gyakorlatilag teljesen elhanyagolt települések (ezzelkes éves átszűrési) és voltak 40% feletti átszűrési populációk is. Vagyis hasonlóan a halálzasi elemzéshez itt sem tűnt homogénnek a megye. A két elemzett év ilyen szempontból nem mutatott eltérést. A szakellátó központok szerinti aggregált adatok is szignifikáns átszűrési különbségeket mutatnak mindkét évben.

Hasonlóan a halálzasi adatokhoz, itt is fontos megvizsgálni, hogy időben mennyire stabilak a mértékszámok. Ha ezek időben viszonylag állandóak egy-egy területen, akkor érdemes ezt az indikátort beavatkozások tervezésekor figyelembe venni.

A szakellátó központokra kapott miniatúrák két évben gyakorlatilag teljesen azonos, közönlük rendkívül szoros a korreláció. ($p<0,001$) A települések szintjén kapott korreláció már nem annyira szoros, de szignifikáns. A megye 108 települése közül mindössze négy outlier település volt azonosítható (melyek esetében az 1997-es év adata alapján nem lehetett következtetni az 1998-as adata). A két év adatai közötti viszonyt leíró regressziós egyenlet:

$$[P_{1998}] = 0,112 \times [P_{1997}] + 0,813 \quad (p < 0,005)$$

ahol $[P_{1997}]$ és $[P_{1998}]$ a települések standardizált átszűrési hányadosait jelentik. Követve az átszűrési szint leírásának, a relatív P0 gyakoriságok esetében is azt látjuk, hogy a citológiai központok közötti különbségek, a vizsgálati évek eredményeinek közötti korreláció erős ($p < 0,05$). A települések szintjén számított relatív gyakoriságok jelentős variabilitást mutatnak. A két vizsgált év adatai közötti kapcsolat csak határérték szignifikanciájú.

$[P_{0,998}] = 0,262 \times [P_{0,997}] + 0,687$ ($p=0,105$)
ahol $[P_{0,998}]$ és $[P_{0,997}]$ a települések standardizált relatív P_0 gyakoriságát jelölik. Megvizsgálva ennek az okát, azt találjuk, hogy 8 outlier település lette: nem szignifikáns a kapcsolatot. Mind a 8 település ugyanannak a szakellátó központnak az ellátási körzetébe tartozott és mindegyik település esetében romlott a citológiai kenetvételek minősége. Ha ezeket a településeket figyelmen kívül hagyjuk, akkor a megye egyéb településeim már szignifikáns lesz a két év adatsoraival közötti korreláció:

$$[P_{0,998}] = 0,332 \times [P_{0,997}] + 0,504 \quad (p=0,004)$$

5.3. *Emberlakos halálzás és mammoográfias ellátás kistérségi egyenlőtlenségei*

Adatok és módszerek

A halálzás és demográfiai adatok Központi Statisztikai Hivatal és a Területi Államháztartási és Közigazgatási Információs Szolgálat 1987-1996-os településsoros adataiból származnak. A központiséggel és a német nemzetiséggel részarányával kapcsolatos adatokat az 1990-es népszámlálás településsoros adataiból szereztük be. (A németek képezik a cigányok után második legnagyobb nemzetiségi kisebbséget a régióban.) A 7 éven felüli lakosok által befejezett osztályok átlagos száma használtuk központiségi indikátornak. A cigány lakosság részarányát a Cigányügyi Koordinációs Bizottság adatai alapján számoltuk. A Megyei Munkanélküli Központokban 1997. december 31-én 180 napnál hosszabb ideje regisztrált munkanélküliek száma alapján határoztuk meg a munkanélküliségi mutatókat. A dohányzás intenzitását becslő adatot populáció 1987-1996 közötti átlagos dohányozási viszonyai alapján számoltuk. A mammoográfias vizsgálatok alkalmazásának egykori vezető az Egészségügyi Minisztérium Gyógyító Ellátás Információs Központja járóbeteg-szakellátás teljesítmény-elszámolási jelentésének adatai alapján vizsgáltuk az 1998. június 1. - 2000. április 30. közötti időszakra. A vizsgálat a Dél-Dunántúli területre terjedt ki. A vizsgálat területi egységeit a megyék, a tervezési statisztikai kistérségek, a települések és az egy irányítással jellemző településcsoportok jelentették. Meghatároztuk a kor, nem és vizsgálati év szerint várható halálozások számát és a standardizált halálozást hanyadosokat (SHH). A lokális rizikót jobban eltrózó mérőszámot jelentenek az SHH empirikus Bayes becsléssel történő korrekciója révén. A demográfiai összetétel és az országos standardok felhasználásával határoztuk meg (az ismételt vizsgálatok kizárása után) a kor szerinti standardizált relatív vizsgálati gyakoriságot mammoográfias vizsgálatokra. Itt a viszonylag nagy esetszámok miatt itt nem volt szükség korrekcióra a legkisebb felbontható utóképek készítésekor sem. Az eredmények területi mintázatának vélelenszerűségét likelihood-hányados próbával teszteltük. A különböző paraméterek közötti kapcsolatokat lineáris regressziós koeficienssel írtuk le.

Eredmények

A vizsgált időszakban, ha nem is szignifikáns módon, de nem elhanyagolható mértékben növekedtek a kistérségek közti különbségek. (A populáció nagyságával súlyozott varianciák hanyadosa növekedett: $F=1,26$, $p=0,30$.) A településszámok halálzás adatok térképe jelentős változékonyságot mutatott. A tesztelek szerint ez a mintázat nem volt pusztán véletlenel magyarázható. ($p < 0,001$) A legmagasabb és legalacsonyabb halálzás rizikója területenként közeli kétszeres volt az eltérés. Alapában a városok és közvetlen környékükre lokalizálódott az emelkedett halálzás kockázat. A legnagyobb kiterjedési magy rizikójú terület Tolna megyében, Szekszárd környékén terült el.

Az egy irányítással jellemző településcsoportok megfigyelt standardizált relatív mammoográfias vizsgálati gyakoriság is széles tartományon belül variálódott. Az elhelyezkedés vélelenszerűségét a tesztelek kizárták. ($p < 0,001$) A gyakorlatilag ellátatlanul, a régiós átlagnál hátramoszor jobban ellátott területekig terjedt a spektrum. A kistérségek adatai Tolna megyében voltak a legmagasabbak, bár azon belül is voltak jelentős eltérések. A legnagyobb vizsgálati gyakoriságot, a régiós átlag több mint kétszeresét Szekszárd-Tolna kistérségben regisztrálták. Két Baranya megyei kistérség ért meg el viszonylag magas

gyakoriságot (Pécs és Pécsvárad), de Somogy megye és a többi baranyai kistérség adatai alacsonyabbak voltak.

A kistérségekben megfigyelt halálzás rizikó szoros kapcsolatot mutatott egy sor társadalmi-gazdasági faktorról. A többváltozós modell magyarázóereje nagy volt. A különbségek 64,5%-a tulajdonítható az elemzett társadalmi-gazdasági faktoroknak. A standardizált koeficiensnek szerint a cigány lakosság részaránya a legkomolyabb befolyásoló tényező.

A kistérségi mammoográfias vizsgálati gyakorisági adatok szoros pozitív kapcsolatot mutattak a központiséggel és negatívan korreláltak a cigány lakosság részarányával. A többváltozós modell magyarázóereje itt is viszonylag nagy volt (40,2%), bár egyetlen faktor sem bizonyított szignifikáns befolyásoló tényezőnek.

A települések halálzás rizikója a központiséggel és a település nagyságával mutatott kapcsolatot. A település nagysága jelentős meghatározó tényező volt. ($r^2 = 0,160$) A többváltozós modell a halálzás 17,5%-ára adott magyarázatot. A legfontosabb rizikófaktor ebben a modellben a település nagysága volt.

A mammoográfias vizsgálati gyakoriságot irányítással szerinti területek szintjén pozitív módon befolyásolta a német nemzetiséggel részaránya, a központiség és negatívan a munkanélküliség. A többváltozós modellnek sem volt azonban túl nagy a magyarázóereje, amiben a német nemzetiséggel részaránya bizonyult a legterősebb befolyásoló faktornak. A megyéket (ezzen keresztül a megyékben eltérő módon végzett szűrtesszervezési módszereket) beillesztve a modellbe, a magyarázóerő nagymértékben növekedett. Ebben a modellben szereplő faktorok 52,6%-ban képesek megmagyarázni egy adott terület mammoográfias vizsgálati gyakoriságát. A legnagyobb hatású tényezőnek pedig a Tolna megyei elhelyezkedés (illetve az ott alkalmazott szervezési módszer) bizonyult.

5.4. *Körhízi ellátás hozzájárulásának szerepe a halálzás egyenlőtlenségek kialakításában*

Adatok és módszerek

Az elemzés alapjai a Dél-dunántúli régió 22 kistérségi vonzatközpontjai voltak. Az elemzett időszakok 1987-1991, 1992-1996 és 1997-2000 voltak. Közzük különben nem volt körház a vizsgálati periódusban. A halálzás rizikóit a fontosabb megtelepedések esetén a kistérség szintjén aggregált kor-nem és vizsgálati év szerint standardizált halálzás hanyadosai (SHH) adtuk meg. A körházzal nem rendelkező kistérségek adatait összesítőre kapott halálzás kockázatot (SHH₀) viszonyítottuk a körházzal rendelkező területek aggregált adatához (SHH₁). Az így kapott relatív rizikó ($RR = SHH_1 / SHH_0$) 95%-os megbízhatósági tartományának megadásával a két populáció közti eltérés szignifikanciája volt megadható. A talált eltérések népszerűségi súlyának pontosabb értékeléséhez számítottuk azokat a halálozások számát, melyek elkülönítve lettek volna, ha a (körházzal rendelkező) referenciapopuláció viszonyai lettek volna érvényesek minden kistérségben. A járulékos kockázati hanyad révén megadtuk, hogy a körházzal nem rendelkező területeken megfigyelt többet kistérségi hanyadokhoz teszi ki adott halálzók az összes esetek számának. A körházak jelenléte mellett társadalmi-gazdasági indikátorokat (képzettség, ésszelakosság száma, cigányok illetve németek részaránya) tartalmazó lineáris regressziós modellben vizsgáltuk, hogy milyen hatást a körház. A kapott koeficiensnek segítségével korrigáltuk a kistérségek adatait és ezt követően számítottuk a társadalmi-gazdasági indikátorokkal korrigált RR-kat. (k-RR) A körházzal rendelkező illetve nem rendelkező kistérségek korrigált k-RR-jének átlagát és szórását számoltuk meg, majd a kistérségek, melyek az adott kistérség szempontjából nem tartoznak a típusú körházzal rendelkező illetve nem rendelkező kategóriába. Kizártuk a csoportokból az átlagot legalább 1,96-szoros szórással eltérő SHH-0 területeket, majd újra számítottuk a relatív kockázatokkal. (k-RR)

Eredmények

A halálzás kockázata a teljes időszakban 2,1%-kal volt magasabb a körházzal nem ellátott területeken (KNEI). Ez a három időszakban külön elemzve folyamatosan romló trend

eredménye. Míg az 1987-1991-es időszakban meglevő 1,1%-os halálzási többlet még nem is volt statisztikailag szignifikáns, addig a következő két periódusban a 2,5 illetve 2,9%-os eltérés már nem volt véletlenül magyarázható. A 2,1%-kal rosszabb életkilátások megfeleltek 889 többelhalálesemnek a 14 év alatt a kórházzal nem rendelkező területeken. A régió összes halálesetének ez a 0,05%-a.

Kardiiovaszkuláris halálzási arány is ugyanezt a képet látnuk. Itt folyamatosan romlik a KnET relatív kockázata (2,3%, 4,3% és 5,1% a három periódusban). Összességében a halálzási 3,9%-a volt kapcsolatban a kórház hiányával, ami megfelel 849 többlet halálesetnek.

Az erőszakos halálozásoknál és a máj betegségei okozta halálzási arány is jelentős mortalitási többletet figyelünk meg. A járatékos kockázati hányad 9 illetve 10 % volt, ami megfelel 338 illetve 179 többlet esetnek. Az erőszakos halálzási arány folyamatosan romlott a KnET helyzetec. A máj betegségeinél nem volt időbeni változás.

Daganatok és légzőszervi betegségek okozta halálzási arány viszont éppen ellenkező trend irányba fordult. Előbbi csoportra 5,5%-kal utóbbi betegségcsoportra 2,5%-kal volt alacsonyabb a halálzási kockázat a KnET-en. Ez 494 illetve 58 elkerült halálesetnek felelt meg. A daganatoknál nem is látnuk időben változást. A légzőszervi betegségekkel viszont folyamatosan emelkedik az eredetileg szignifikánsan alacsony RR, mely trend miatt az utolsó időszakban már a KnET halálzási arányai a rosszabbak.

A kardiovaszkuláris okokat részletekben elemzve a cerebrovaszkuláris betegségeknél jelentős és folyamatosan növekvő többlet kockázatot látnuk. 16,1%-kal 16,6%-kal és 21,0%-kal magasabb halálzási arányokkal. Ischaemiás szívbetegségeknél viszont éppen fordított a trend, folyamatosan csökkent a RR. A két kórképre a teljes időszakban 17,5%-os illetve 7,0%-os rizikó többlet a 14 elemzett év alatt, ami megfelel 1052 illetve 553 halálesetnek. Hipertónia esetén folyamatosan lényegesen alacsonyabbak a KnET kockázatai.

Fontos még kiemelni, hogy a dohányzással kapcsolatos daganatok okozta halálzási arány 6,9%-kal alacsonyabb volt a KnET-en (ami megfelel 187 halálesetnek), de a trend a relatíve kedvező halálzási helyzet fokozatos megszűnését mutatja a három elemzett periódusban. Ebben a lényeges betegségcsoportban is kiegyenlítődsé ment végbe.

A társadalmi-gazdasági faktorokkal való korrekció után csak a májdaganatok (RR=1,160) és a máj betegségek (RR=1,104) okozta halálzási arány volt szignifikánsan magasabb a KnET-en. A tüdőrák (RR=0,936) és a hipertónia okozta (RR=0,910) halálzási arány is szignifikánsan alacsonyabbnak mutatkozott. Az alacsony ischaemiás szívbetegségek (RR=0,965) és a magas cerebrovaszkuláris betegségek (RR=1,053) miatti halálzási kockázat volt még megfigyelhető ebben a vizsgált megközelítésben.

A speciális helyzetű területek kizárása után a máj daganataira (RR=1,220) illetve egyéb májbetegségekre (RR=1,104) kapott rizikóemelkedés továbbra is megfigyelhető volt. A tüdőrák (RR=0,936) és a hipertónia okozta (RR=0,910) halálzási arány is szignifikánsan alacsonyabbnak mutatkozott. Az alacsony ischaemiás szívbetegségek (RR=0,965) és a magas cerebrovaszkuláris betegségek (RR=1,053) miatti halálzási kockázat volt még megfigyelhető ebben a vizsgált megközelítésben.

5.5. A kórházba kerüléshez szükséges út hossza és az egy-érendszeri halálzási rizikó kapcsolata Somogy megyében

Adatok és módszerek

Az 1989-1995 közötti időszak adatai használtak fel. A nemekénti és 5 éves korcsoportonkénti lakosság alapján, országos viszonyokra standardizált halálzási hányados empirikus Bayes becsléssel simított értékeivel. Az adatok a településekre jellemző halálzási rizikó halálzási típusonként. A vizsgált bevont körzetek (és a megfelelő BNO-IX. kódok) a következők: daganatos halálzási (140-239), alárak, széljűreg és ganat daganatai (140-149), nyelvbőrnyak (150), gyomorrak (151), vastagbélnyak (153), végbélnyak (154), colorectalis daganatok

együtt (153-154), máj-epedati karcinóma (155), epehólyagrák (156), hasnyálmirigyrák (157), orrmelléküregi- és gégerák (160-161, 163-165), tüdőrák (162), emlőrák (174), nőgyógyászati daganatok a méhnyakrák mellé (179, 181-184), méhnyakrák (180), prosztatarák (183), húgyhólyagrák (188), szívhólyag daganatok (140-9, 153-4, 174, 180), dohányzással kapcsolatos daganatok (140-9, 160-165), légzőszervi halálzási (460-517), krónikus obstructív tüdőbetegségek (490-496), szívbetegségek összesen (390-459), magas vérnyomás (401-405), akut szívinfarktus (410), ischaemiás szívbetegségek (410-414), egy-érendszeri elváltozások (430-438), májcirrhosis (571), összehalálzási (1-999). Regressziós egyenletekkel próbáltuk le a beszállítási távolság és a halálzási rizikó közötti kapcsolatot. Multiplex regressziós elemzésekben a települések mérete, egy dózishatárnyi index, szoció-ökonomiai státusz (a lakások zűrtfőlétege, az alkalmazatok aránya, a képzés és a lakások fűtőközeleivel való ellátottsága alapján számtalan index) volt független változó, a beszállítási távolság (úthossz a mentőállomástól) a települést és a településtől az ellátó kórházig) mellett. Az eredményeket a beszállítási távolságra kapott regressziós koeficiens (és 95%-os megbízhatósági tartomány) értékeivel adtuk meg. A felírt összefüggések alapján lehetőségek voltak arra, hogy az intervenciók hasznát megbecsüljük. Ezért meghatároztuk azokban az esetekben, amik leírják, hogy bizonyos szűrtfőrt maximális beszállítási távolság esetén évente mennyi lett volna az elkerülhető halálesetek száma. A "nyereség" földrajzi eloszlását is figyelembe véve pedig meg tudtuk adni a 10000 főre jutó megelőzhető halálesetek számát.

Eredmények

Többváltozós elemzésben, a zavaró tényezők hatásának csökkentése után csak az egy-érendszeri betegségek okozta halálzási arány bizonyult szignifikáns pozitív prediktornak a kórházba szállításhoz szükséges út hossza. A beszállítási távolsággal 346 egy-érendszeri halálesetet tudunk megmagyarázni a vizsgált periódusban. Ez a megyében detektált többlethalálzási 24%-a.

Somogy megye a kiemelkedően magas magyarországi referencia adathoz képest 9%-kal magasabb halálzási arányt mutatott 1989-1995-ben. A kedvezőtlen megyei összehalálzási arányban a magas egy-érendszeri halálzási arány volt közönséges. A 3200 többlethalálzási arány, mint fele (1616; 50,5%) az egy-érendszeri többlethalálzási arányból adódott. A többlet arányban belüli eloszlása egyenlőtlen. Az önmagukban szignifikánsan emelkedett egy-érendszeri halálzási arány mutatja a halálzási arányok tekintetében a megye legsúlyosabb problémájának és a magas rizikóúti települések tekintetében a probléma forrásának. A beavatkozások megtervezésekor figyelembe kell venni, hogy a betegek kórházba szállításhoz szükséges út hossza pozitív prediktora a halálzási aránynak még akkor is, ha néhány fontos rizikóindikátor segítségével növekvő az elemzés validitását. 2,6%-kal növekszik a halálzási rizikó 10 km beszállítási távolság növekedésével. Ennek alapján a többlethalálzási 20%-át, évente 49 esetet lehet megmagyarázni a beszállításhoz szükséges út hosszával.

Az intervenciók (beszállítási távolság maximumának csökkentése például új mentőállomások telepítésével) fájlagos nyeresége jelentős eltérést mutat. Legáltalában fájlagos nyereség a 30-65 km-es maximális távolságokhoz kapcsolódik. A 70 km-nél nagyobb beszállítási távolságú települések esetén végrehajtott útróvidítéssel 14 000 fős populáción lehetne egy-egy esetet megelőzni évente. 20 km-es kúszóhínel az éventénti 25 megelőzhető halálzási 285 000-es populáción jelentkezne.

5.6. A stroke prevenció-ellátás hatékonyasági befolyásoló faktorok azonosítása

Adatok és módszerek

A vizsgálatban először egy olyan modell állítottunk össze, mely leírja a progresszió a betegség kialakulásától a stroke halálzási arányig. Az egyes stádiumokhoz kapcsolhatunk a progresszió megakadályozását, illetve lassítását célzó beavatkozásokat és ezeket kapcsolatban elvben felmerülő problémákkal. Az egyes stádiumokhoz olyan indikátorokat definiáltunk, melyek számszerűsíthetővé tennék az adott fázisban tartózkodó beavatkozások hatékonyságát. Ezeket az indikátorokat területileg definiált populációkon határoztuk meg. (A vizsgált elemzési

egységét nem a teljességgel jelentették, mert egyes adatok csak háziorvosi praxisonként állnak rendelkezésre. Ezért a településeket úgy vettük össze, hogy a háziorvosi ellátás szempontjából is zárt területeket kapjunk. Az így kapott elemzési körzetekben gyakran egyáltalán több háziorvos dolgozik. Az indikátorokat térképen ábrázoltuk és a különböző térképeket összekapcsoltuk, a térképek közötti korrelációt elemeztük. A modell szerint a primer prevenció befolyásolása jelentős, aminek hatékonyasága szoros kapcsolatban van a lakosság képzettségével. A képzettség indexet az elemzési területeken először elvégezték osztályok száma alapján számítottuk az 1990-es évi adatok alapján. A szaknővér prevenció jelen esetben a magyarázóválaszték szerves részét képezi. A szűkebb és a betegségek kialakulásának megelőzése egyúttal határozza meg a hipertónia prevalenciáját. Ez az érték a háziorvosok által gondozott hipertóniás betegek és az összlakosság arányával írjuk le. Az eredményt nem és deklor szerint standardizáltuk. Az alapadatokat a háziorvosok 1997-es éves jelentéséből származnak. A területi egészségügyi felmérés segítségével térképeztük fel. Az összes antihipertenzív gyógyszer fogyasztását a szokások napi adag alapján számított ekvivalens gyógyszeradagjával fejeztük ki. Ezt viszonyítottuk a hipertóniás betegek számához. Az adatok 1997 egy év gyógyszeradagjait számítottuk átlagos időszakra, a szepember-október-november hónapokból származnak. A kórházi kezelt betegek hatékonyasága először az akut cerebrovaszkuláris események keresztlínia kapott jelentéséből. Mivel a kórházi ellátáshoz való hozzáférés nem egyenletes, ezért a kórházi felvételek gyakoriságát szerepelemünk kellett az elemzésben. A GYÓGYINTÉZÉSEK segélyével a településeket le tudtuk írni stroke-os kórházi felvételi gyakorisággal. A mérőszámot nem kor szerint standardizáltuk indirekt módon és empirikus Bayes becslés révén növeltük a mérőszám megbízhatóságát. A kapott paraméter standardizált kórházi felvételi hányados. Mivel a férfiak és a nők orvoshoz fordulásában illetve kórházi kezelési gyakoriságában jelentős eltérések vannak, külön paraméterként használtuk a kórházi felvételi gyakoriságot nők és férfiak esetében. A gyógyszerkezelés hatékonyságát végül soron és hosszán távol a stroke halálozás jelzi. Ezért meghatároztuk a kor-nem és vizsgálati év szerinti standardizált halálozási hányadosokat. Mivel itt is alacsonyok voltak az esetszámok, ezt a paramétert is stabilizálni kellett empirikus Bayes becsléssel. A vizsgálat területén Tolna megye volt, ahol a 250 000 lakost az említett módon képezték 61 elemzési körzetbe soroltuk. A térképek kapcsolása után többváltozós lineáris regressziós elemzést végeztünk, ahol a flügel változó a cerebrovaszkuláris halálozás korrigált standardizált halálozási hányadosa volt. A többi indikátor szerepét standardizált regressziós koefficienssel (β) adtuk meg.

Eredmények

Az eredményül kapott standardizált regressziós koefficienssek és a megfelelő szignifikancia tesztek eredményei (β) a következők voltak: képzettségi index $\beta = -0,284$ ($p = 0,007$); hipertóniás gondozottak aránya $\beta = -0,341$ ($p = 0,029$); egy főre jutó antihipertenzív gyógyszerfogyasztás $\beta = -0,388$ ($p = 0,024$); férfiak standardizált stroke miatti kórházi felvételi hányadosa $\beta = -0,223$ ($p = 0,043$); nők standardizált stroke miatti kórházi felvételi hányadosa $\beta = -0,076$ ($p = 0,487$). Vagyis, a nők hospitalizációs adataitól eltekintve mindkét indikátor befolyásolja a cerebrovaszkuláris halálozást. Más szóval, a női hospitalizációs adataitól eltekintve mindkét indikátor esetében vannak kedvező és kedvezőtlen helyzetű területek, ahol a kimutatható halálozási kockázata növekedés a kedvezőtlen státusz következménye.

Meg lehet határozni, hogy hol kritikus a férfiak kórházba kerülése, vagy a lakosság képzettsége hol veszélyezteti komolyan az egészségi állapotot. Térképeken kijelölhetők azok a területek, ahol az adott rizikófaktor legalább 10%-ban növelte a cerebrovaszkuláris betegségek halálozási rizikóját. Mindezek a célozt beavatkozás számukra teremthetnek epidemiológiai alapot.

5.7. Suburbanis vérzéssel kezelt betegek halálozási viszonyait befolyásoló tényezők

Adatok és módszerek

A kórházban ápoló betegek adatait az Egészségügyi Minisztérium Gyógyító Ellátás Információs Központja (GYÓGYINTÉZÉSEK) adta meg 1997. január 1. és 1999. december 31. időszakra és az egész országra vonatkozóan.

Minden olyan beteg adatait leválogattuk, akinek egyik diagnózisra suburbanis vérzés (SDH) volt. A kórházi rekordot az egyetlen azonosított nélkül bocsatorított rendelkezésünkre. A betegnek nem, életkor, lakhelyének irányítószáma, az ellátó kórház azonosítója, a felvételi módja, a diagnózisok BNO kódjai, az ápolás tartama, a súlyszám és a letális kimenetel szerepeltek a rekordokban. Az egyes kórházakban alkalmazott diagnosztikus és terápiai eszközökre vonatkozó adatokat Csepregi és munkatársai kórházi vizsgálata állította elő. Ebben egy kórházi jelentéssel hozzákapcsoljuk a kórházakat megkérdeztük, hogy a letális kimenetelt mennyiben befolyásolták a különböző ápolási módok. A válaszok alapján az egyes kórházakat az alábbi szempontból minősítettük: megjelölték használták-e a Glasgow Coma Scale-t (GCS) a súlyos koponya sérülés definíciójára, van-e folyamatos CT hozzáférhetőség és idegsebészeti szolgálat a kórházban, intenzív osztály van-e létezését, a súlyos koponya-agyszerűtliek ellátásának alapelveit monitorozták-e az intracranialis nyomást (ICP) és a cerebroális perfúziós nyomást (CPP) hány műtétet végeztek SDH diagnózisú betegekben. Minden beteg kórházi jelentéséhez hozzákapcsoltuk az adott intézményre jellemző ellátási adatokat. Ez jelentette a statisztikai elemzések alapadatbázisát, mely során megvizsgáltuk, hogy a letális kimenetelt mennyiben befolyásolták a betegek egyéni paramétereit és az ellátás végző kórház adatait. A kapcsolatot minden esetben többváltozós logisztikus regressziós elemzéssel számszerűsítettük. A vizsgálathoz bevont betegpopuláció heterogenitás bizonyos kérdések vizsgálatát nehezítette, ezért a teljes adatbázison (A-csoport) belül vizsgáltuk azokat az adatokat, melyek a kórházra vonatkozó kórházakból származnak (B-csoport); majd tovább szűkítettük az adatbázist azokra az esetekre, melyeknél a fődiagnózis SDH volt (C-csoport). Még tovább szűkítve a definíciók azokra a rekordokra, melyeknél az ellátó kórház és az ellátott beteg lakóhelyének irányítószáma azonos volt és a beteg vagy mentő szállította a kórházba vagy másik kórházból, kórházi osztályról került áthelyezésre (D-csoport), olyan betegek csoportjához jutottunk, akik nagy valószínűséggel akart SDH miatt kerültek felvételre. Az ellátás területi sajátosságainak elemzéséhez, az egyes betegkezelő intézmények rekordokat összekapcsoltuk az ápolási esetek epizódokra rendeztük. Az epizódokra a beteg lakóhelyének irányítószáma alapján megválasztottuk és Budapesthez rendeljük, majd vizsgáltuk, hogy az ellátás során történ-e megváltoztatás a kórházról. Mivel a populációk eltérő demográfiai összetételűek addó hatásokkal korrigáltuk megváltoztuk, hogy az országos átlaghoz képest az egyes megyékben hányadosos volt az epizódok gyakorisága és a halálal végződő esetek száma, illetve az epizódokra jutó ápolási időtartam. A megyékre számítottuk a case-mix indexet és azokat az epizódokat az arányát, melyek ellátását nem egy megyében illetve kórházban végezték. Ezt követően a SDH fődiagnózisú csoporton belül az életkor és nem mellett a felvételi jellegre, a súlyszáma, a kórházváltásra és meggyógyításra is korrigált relatív letalitási számítottuk logisztikus regressziós elemzéssel és ezekkel az adatokkal írjuk le az egyes megyékben élők ellátásának relatív hatékonyságát.

Eredmények

Az ápolási esetek 79%-át jelentették a kórházra való átvételre választó intézmények. Az esetek 55%-ában volt az ápolást indokló fődiagnózis SDH. 27% a helyi beteg aránya, aktívok a lakóhely és az ellátó kórház irányítószáma azonos volt. A jelentések 21%-a záródott halálozással.

A betegek felét látták el olyan kórházban, ahol helyesen alkalmazták a GCS-t a koponyasérülés súlyosságának megítéléséhez. A kórházban folyamatosan üzemelt CT az ápolási esetek 81%-ánál. Intenzív osztályon végezték a lélegeztetést 71%-nál. Folyamatos idegsebészeti ellátás volt az esetek 82%-át ellátó kórházban. Az esetek 4%-a olyan kórházból került ki, ahol az ellátás alapvető eleme volt az ICP monitorozás, de nem monitorozták CPP-t. 10%-nál monitorozták ugyan a nyomásviszonyokat, de a kórházban szereplő válaszok inadekvátak voltak (a CPP monitorozást ICP mérések nélkül végezték). 72%-nál egyik monitorozást sem végezték az ellátás alapvető elemeként, míg 15%-nál mindkét monitorozás alapvető követelmény volt. A betegek 29, 34, 23 illetve 14%-át látták el olyan kórházban, ahol a három éves műtétszám 100 alatt, 100-200 között, 200-300 között illetve 300 felett volt. A különböző adatbázis szűkítések során nem változnak lényegesen az eredeti adatbázisban (B-csoport) megfigyelhető arányok.

A teljes adatbázison (A-csoport) megfigyelt adatok alapján a férfiak letalitása alacsonyabb, az életkorral romlanak a betegek túlélési esélyei. A háziorvosi illetve járóbeteg-szakellátási beutaltakhoz képest az áttelvezett illetve mentővel beszállított betegek prognózisa lényegesen rosszabb volt. A súlyszámmal párhuzamosan romlott a prognózis. A helyi esetek letalitása lényegesen rosszabb volt, mint a távolabb lakó betegeké.

A szűkített elemzések során a férfi nem végig proaktív tényezőnek tűnt, de ez szignifikáns mértéki csak az akut eseteknél (D-csoport) volt. A magasabb életkor és súlyszám rizikónövelő szerepe minden elemzési szinten szignifikáns volt. A helyi esetek szignifikánsan magasabb rizikója is meggyőzően minden elemzési szinten.

A folyamatos CT elérhetőség minden elemzésnél szignifikáns letalítás csökkentő tényező volt. Ha a lélegeztetést intenzív osztályokon végezték, a betegek letalítása alacsonyabb volt, de csak határérték szignifikanciájú eredményeket figyeltünk meg. Folyamatos idegszervi ellátás határérték szignifikanciájú letalítás csökkentést eredményezett. Ahol a betegek ellátásának alapelve volt az ICP és CPP monitorozás, alacsonyabb letalítást figyeltünk meg minden csoportnál, de szignifikáns mértékű rizikócsökkentést csak az akut és krónikus SDH-akat is tartalmazó populációknál láttunk (B-csoport). Hasonló eredményt kaptunk az ICP monitorozási CPP monitorozás nélkül végző intézményekre is. Ahol a nyomásvisszonyok monitorozására vonatkozó válaszok inadekvátak voltak, ott magasabb volt a betegek letalítása. Ez szignifikáns mértékű volt a SDH fődiagnózisi (C-csoport) és az akut-lokális esetek (D-csoport) között is. A műtétszám emelkedésével csökkent a letalítás a SDH fődiagnózisi (C-csoport) és az akut esetek (D-csoport) csoportban. De a referencia csoporthoz képest, ahol 100-nál kevesebb műtétet végeztek 3 év alatt, nem figyeltünk meg szignifikáns rizikócsökkentést.

A logisztikus regressziós elemzés eredményei alapján megbecsülhető volt, hogy a protokollok egyes elemeink fejlesztésével milyen mértékben lett volna csökkenthető a betegek letalítása. Az összes vizsgálható esetet tartalmazó B-csoportban 1370 halállal végződött eset 15,8%-a lett volna elküldhető, ha minden esetet olyan intézményben láttak volna el, ahol folyamatos az idegszervi szolgálat, mindig elérhető CT az intézményben, az intracranialis nyomás monitorozása a protokoll része és a lélegeztetést intenzív osztályon végzik. A C- és D-csoportban a hasonló adat 20,1% illetve 17,6% volt. A B- és C-csoportban a legjelentősebb hatás az intracranialis nyomás monitorozásával kapcsolatos. Ezekben a csoportokban a többi faktor jelentősége lényegesen kisebb. A D-csoportban az intézmény telephelyen folyamatosan elérhető CT jelentősége ugyanakkora, mint a megfelelő nyomásmonitorozásé.

A kritériumoknak megfelelő esetek 5676 epizódot alkotnak (3607 epizóddal volt az első, felvételkor megadott fopókló fődiagnózis a SDH, SDH csoport). A letalítás 29,77% volt. (az SDH fődiagnózisi csoportban 29,55%). Az esetek 10,24 és 2,60%-ában történt kórház illetve meggyógyulás az ellátás során (10,03 és 2,69% az SDH fődiagnózisi csoportban). A SDH fődiagnózisi betegek letalítása heterogén eloszlást mutat. Szignifikáns eltérések a Szabolcs-Szatmár-Bereg (legmagasabb letalítás), Bács-Kiskun megyei adatok és az alacsonyabb Baranya (legalacsonyabb letalítás), Zala, Békés és Pest megyei letalítások között voltak. A szélsőséges területeken élők túlélési esélyei közötti eltérés 2,36-soros volt a vizsgált időszakban. A logisztikus regressziós elemzés szerint a nem és a meggyógyuláson való átszállítás nem befolyásolta lényegesen a betegség lefolyását. A magasabb életkor, a magasabb súlyszám és a menús felvétel viszont növelték a halálozás esélyét. A kórházi áthelyezést is tartalmazó epizódok kedvezőbb kimenetelűek voltak, mint a hasonló tulajdonságú, de át nem helyezett betegek sorsa.

A logisztikus regressziós elemzés eredményeit használva becsülhető volt, hogy hogyan alakult volna a letalítási viszonyok egyes megyékben, ha mindenütt a legalacsonyabb, illetve a legmagasabb megfigyelt letalítási mértékűre jellemző viszonyok érvényesültek volna. A korra, nemre, súlyszámra, felvétel jellegére, megye- illetve kórházválasztás megfontolatlanságát korrigált elemzés szerint az SDH fődiagnózisi betegek letalítása 21,0%-kal lett volna alacsonyabb, ha mindenütt a legkedvezőbb letalítási kockázati megye viszonyai érvényesültek volna. Ha a legmagasabb kockázati megye viszonyai lettek volna általánosak, akkor pedig 33,5%-kal lett volna magasabb a halálozási kockázat ebben a betegcsoportban Magyarországon.

6.1.1. Daganat incidenciára veszélyes hulladékterületek közelében

Adatok és módszerek

Az elemzés Toha megyére terjedt ki. A vizsgálat alapvető földrajzi egyetemesi települések voltak. A megye 108 településén 7 veszélyes hulladékterület működött. Az incidenciára vonatkozó adatbázist a megyei ellátó pánthelyen osztályok 2000-ban végzett szövetési vizsgálatának eredményei alapján állítottuk össze. Így lehetőség volt az ismételt vizsgálatok illetve a nem primer tumoron végzett szövettani vizsgálatok kiértékelésére. A bír és fűgellekkel lezárta minden rosszindulatú daganat típusát magában foglaló kórházhoz adatház. A teljes megyei esetszám 984 volt. A településekenként megfigyelt esetszámokat (M) a (megyéhen megfigyelt kor-nem specifikus incidenciára és a település demográfiai összetételére alapján számított) várható esetszámhoz (V) viszonyítva kaptuk meg a standardizált incidenciára hányadosot (SIH=M/V). Az eredményeket térképen ábrázoltuk. Annak eldöntésére, hogy a térképen látható rizikóelosztás előfordulhat-e a megyében teljes homogen megbetegedési kockázata esetén is, vagy a valós megbetegedési rizikó bizonyos nem egyforma a településeken, kiszámítottuk a település szintű megbetegedési kockázatok tényleges varianciáját és annak 95%-os megbízhatósági tartományát. A településekenként megfigyelt és a várható esetszámok különbségeinek természetét z- illetve mid-p tesztel értékeltük. Az ábrázolt esetek számát korreláltuk a döntési küszöb alapján becsült számú elemzés során felmerülő cluster. Egyúttal ellenőrzésére a egyantott forrás környezetben összegeztük a megbetegedési kockázatokkal a feltehetően teljes expozícióra kerülő vonatkozón. Ezen a területen belüli a feltehetően portforrású való távolságnak megfelelően közeli és távoli sávokra definiáltuk. Ezekre számítva a SIH-okat, a feltehetően magasabb és alacsonyabb expozíciók elszárvadó populációk veszélyeztetettségét hasonlítottuk össze.

Erdmények

A SIH-ok 0 és 8,71 között szóródtak. Több településen is extrém értékeket látnak: a 108 vizsgáltható 18 településen volt legalább 50%-os az így meghatározott rizikó emelkedés. A megbetegedési kockázati területi homogenitásának vizsgálatakor azt látnak, hogy a településeken megbetegedési kockázati varianciája 0,14 (a becslés 95%-os megbízhatósági tartományja 0,06-0,28), vagyis a homogenitás nagy bizonyossággal kizárható.

A z-tesztet eredményeit és a veszélyes hulladékterületek helyeit egy térképen ábrázolva, egyetlen lerakó (S), esetében kaptunk csak emelkedett rizikót, igaz ott is csak 10%-os döntési küszöb mellett. S-ben 26 esetet regisztráltak 18,4 várható esetszám mellett. Ez megfelel 41%-os rizikóemelésnek (SIH = 1,41) illetve 10%-os döntési küszöb esetén szignifikáns többségnek (p=0,08). Einnél a 10%-os döntési küszöbétől 12 volt a magas értéket mutató települések száma a megyében, melyekből 2,3-6,6 lehet valóban pozitív, az ábrázolt települések száma 5,4-9,7. A mid-p teszt már csak 6 pozitív települést talált 10%-os döntési küszöb mellett. Einnél a megközelítésnél S csak 15%-os döntési küszöb mellett mutatkozott szignifikáns mértékben emelkedett rizikójú településnek. Az empirikus Bayes becsléssel korrigált SIH-ok 0,24 és 4,31 között fordultak elő. S. esetében a számított érték 38%-os rizikóemelési mutatót (SIH_{reg}=1,38), ami a megyén belüli 86 percentilisonk felett meg. (Az SIH-ra kapott percentilis érték 82% volt.)

A Sió mellett helyezkedik el. Maga a lerakó közvetlenül a folyó partján található, ahol 30-90 ezer tonnára becsült krómszennyezett bört és szennyvíztisztítási tárolók. Ezért feltehető, hogy a környező településeken lakók a folyón keresztül exponálódtak. Konkrét expozíciós adatok hiányában a folyó 5 km-es közelében elterülő településeket tekintettük exponátnak. A Sió folyásának megfelelően 15 km-enként összegeztük a megfigyelt és várható esetek számát az kapunk, hogy az SIH 1,33 (0-15 km), 1,23 (15-30 km), 1,19 (30-45 km) és 1,06 (45-60 km) volt az egyes szakaszokon. Az SIH-k egymáshoz szignifikánsan különböztek és a trend monoton csökkenő volt.

6.1.2. Daganatos halálózás elrendeződésének értékelése legszennyező pontforrások közelében

Adatok és módszerek

Kiemelkedően magas daganatos halálózású települési azonosított településszámú adatokat értékelő, területi halmozódások Baranya megyei statisztikai rendszerünk, ami viszont nem tudta meghatározni, hogy mely daganat típusok felelősek a többletet a viszonylag alacsony esetszámok miatt. A kiemelk. extrém magas daganatos halálózású település (B.) 15 illetve 20 km-es körzete volt a kitörzset vizsgálat terület. Az így képzett háttérterület településeinek daganatoment. területileg kódolt megfigyelt és várható esetszámait jelenítettük az alapadatházis.

Eszelvényesség modelljez (Monte-Carlo model) A halálesetek helyét modellezte az eljártás a 15 km-es körzeten belül. A halálózás valószínűségét (P) számítottuk [0-1] intervallumon belüli véletlen szám generátor segítségével mindegyik y vizsgálati évben, minden a körü, g nemű / lakosra, aki a pontforrásból a távolságra levő településen él. A kor, nem-, vizsgálati év specifikus országos halálózási gyakoriságokat (r) használtva, ezek az esetek jelképezik a haláleset modellezett helyét, ahol az r referencia gyakorisághoz képest alacsonyabb volt a P generált valószínűség. Összegezve a modellezett N halálesetet, számítottuk a szimulált halálesetek átlagos távolságát (D) a pontforrásból.

$$D = \sum (d_{kay}) / N$$

Igy megkaptuk, hogy a modellelben mekkora volt a halálesetek átlagos távolsága a pontforrásból. Ezt a modellezést 100-szor ismételve generáltuk mindkét várható átlagos esettávolságra vonatkozóan egy legvárhatóbb értéket és neki megfelelő szórót. Végül azt kellett megvizsgálnunk, hogy a modellhez képest hogyan alakult ténylegesen az átlagos távolság. Azokban az esetekben, ahol a megfigyelt átlagos esettávolság rövidebb volt, mint az a modellezés alapján vártnak volna (vagyis a megfigyelt távolság kisebb volt, mint a modellezett távolság megbízhatósági tartományunk alsó határa), akkor ennek oka az lehetett, hogy az események mint a pontforrás közelében gyakrabban fordultak elő a halálesetek. Standardizálva a modellezés eredményeit és a megfigyelt átlagtávolságot, egyszerűen (z-tesztet) megkaptuk, hogy a megfigyelt távolság a várható szignifikánsan vagy nem szignifikáns mértékben tér-e el.

Távolságtrend elemzés: A pontforrás körüli R sugári (R=0,1,2, ..., 20 km) köröket meghatározva a településeknél rendelkezésre álló megfigyelt (M) és várható (P) esetek számát összegeztük.

$$M_k = \sum (M_{kay}) / d_{kay} \quad d_{kay} < R$$

$$V_k = \sum (V_{kay}) / d_{kay} \quad d_{kay} < R$$

Az így kapott adatokkal standardizált halálózási hányadosot számoltunk: $SHH_{ka} = M_k / V_k$. Az SHH_{ka}-t az R sugáryelvben ábrázoltuk és a pontokra két részről álló trendvonalat illesztettünk. Az illesztett trend egy T kúszóhív $T = 1,2,3, \dots, 20$ km] lineárisan csökkent, a T kúszóhív felett pedig vízszintesen folytatódott. A rendelkezésre minimalizálással kerestük meg a legjobb illeszkedő trendvonalat minden T értékhez külön-külön. A legjobb illeszkedő trend esetén az illeszkedési ANOVA-val értékeljük. A szignifikáns illeszkedési biztósító T-kt. adtuk meg végeredményként. Lényegében tehát az vizsgáltuk, hogy van-e olyan távolság, aminél elértétség csökken a halálózási rizikó, de amin túl távolodva már nem változik a standardizált halálózási hányados értéke.

Eredmények

A Monte-Carlo modellezés szerint a prosztata és a máj daganati eseten voltak lényegesen közlebb az esetek a pontforráshoz, mint az várható lett volna. Tüdőrák, leukémia és a daganatos összehalálózás esetében háttérérték szignifikanciájú volt a megfigyelt átlagos távolság rövidülése. A központi idegrendszeri malignitások miatti halálózás esetében lényegesen távolabb helyezkedtek el az esetek, mint az a környék demográfiai adatai alapján várható lett volna. A többi daganat esetében nem volt eltérés a megfigyelt és a várható átlagos távolság értéke között. A távolságtrend elemzés szerint a daganatos összehalálózás kockázata 11 km-es kúszóhív mutatótt csökkent tendet. Szignifikáns volt a csökkent távolságtrend a fej-nyaki daganatok nyelőcsőrák, gyomorrák, vastagbélrák, máj malignus daganatai, tüdőrák, prosztatarák, hólyagrák és a leukémiák esetében. A nekik megfelelő legvárhatóbb kúszóhívket 8 km, 18 km, 13 km, 10 km, 13 km, 12 km, 15 km, 9 km és 14 km távolsággal találtuk.

A megfigyeléseink eredményeit egy olyan mátrix segítségével összegeztük, amely a daganatok területi elrendeződésének különböző módszerekkel elért értékelését daganatos lokalizációnként tartalmazza. A pozitív eredményeket az alábbi döntési kúszóhívketek alapján

határoztuk meg: SHH magasabb mint 1,5 illetve 1,25; Θ magasabb mint 1,25 illetve 1,125; a statisztikai tesztetknél (mid-p-teszt az SHH-ra; z-teszt a Θ -ra; D tesztelése a Monte-Carlo modellezésnél; T tesztelése a távolságtrend elemzésben) a szignifikáns és háttérérték szignifikanciájú eredményeket $p=0,025$ illetve $p=0,05$ kúszóhívket megfigyelés definíáljuk. A pozitív eredményeket daganatos lokalizációnként összegeztük. A legmagasabb pontértéket - 11-et - a daganatos összehalálózásra kaptuk. Szerevmentéi elemzésben a legmagasabb pontértéket leukémia és a máj malignus daganataira (9 pont) kaptuk. Prosztatarákra 8, tüdőrákra és nyelőcsőrákra 7-7, fej-nyaki daganatokra és gyomorrákra 6-6 pozitív végeredményt kaptunk. Pozitív eredményeket írtunk még le epehólyag-, vastagbél-, végbél- és hólyagrákra.

A kiterjesztett elemzés során távolságtrend elemzést és távolság modellezést végezve nagyobb hatékonyssággal tudtuk értékelni az eredeti clustert, mert megállapítható volt a pakura tüzellel elvben kapcsolható levő daganat típusok (máj, tüdő, leukémia) és a prosztatarák szerepe a halmozódás kialakításában. A Monte-Carlo modellezés és a távolságtrend elemzés hatékonysságvéelő tulajdonságát jól szemlélteti, hogy ha ezeket a módszereket 1983-tól kezdődően alkalmazták volna a környezetszennyezés hatástanak monitorozásban, akkor 1984-ben a tüdőrák esetében a távolságtrend elemzése, 1987-ben pedig a Monte-Carlo modellezés a leukémia esetében felhívta volna a figyelmet az esetek pontforráshoz közeli halmozódására.

6.2. Baranya megye falvainak megfigyelt gyomorrákos halálózás kapcsolata az ivóvíz nitrát tartalmával

Adatok és módszerek

A vizsgálat azon Baranya megyei településekre terjedt ki, ahol a lakosság lélekszáma nem érte el az 5000 főt és ahol rendszeresen mért ivóvíz nitrát koncentrációk állnak rendelkezésre. Így 108 000 fős vizsgálati populációt kapunk, 192 településsel. A településeket az 1974 és 1993 között mért nitrát-koncentrációk alapján csoportosítottuk az elemzések során, az átlagokat a lélekszámokkal súlyoztuk. A települések gyomorrákos rizikóját empirikus Bayes becsléssel korrigált standardizált halálózási hányadosokkal (SHH) írjuk le. A halálózási adatok 1984-1993 periódusú számaznak. Az átlagos nitrát-koncentráció és a települések gyomorrákos halálózási rizikója közötti regressziót vizsgáltuk. A többváltozós elemzésben a települések nitrátos halálózására kapott korrigált standardizált halálózási hányados, mint a dohányzás intenzitásának indikátorául használtuk. Az etnikai kisebbségek (németek és szlovák) települései szokásai elemek a többségi, ennek kontrollálására a településeket a német és szlovák nemzetiségűek részarányával jellemezzük. Standardizált képzetiségi indikátor használtunk a szociál-ökonomiai státusz háttérnek figyelembevételkor. A többváltozós elemzés log-transzformált nitrát koncentrációkkal is elvégeztük. A településeket átlagos nitrát-koncentrációjuk alapján sorba rendeztük, majd tíz egyenlő elemszámú csoportot képeztünk belőlük. Ezeket a deciliseket súlyozott átlagos nitrát koncentrációval jellemezzük. Az így kapott adatok közötti regressziót is vizsgáltuk.

Eredmények

A többváltozós regressziós elemzésben az átlagos nitrát-koncentráció szignifikáns pozitív prediktora volt a gyomorrákos halálózásnak (regressziós koefficiens [b]: $5,43 \times 10^{-4}$, 95%-os megbízhatósági tartomány [MTI]: $(-0,21 \times 10^{-4}) - (11,08 \times 10^{-4})$, $p=0,059$). Az etnikai kisebbségek részaránya ugyancsak pozitív prediktor volt (b: $1,27 \times 10^{-2}$, MT: $0,81 \times 10^{-2} - 1,72 \times 10^{-2}$, $p<0,001$). A log-transzformált nitrát koncentrációk hasonló eredményre vezettek. Az ivóvíz nitrát (b: $5,48 \times 10^{-2}$, MT: $1,11 \times 10^{-2} - 9,85 \times 10^{-2}$, $p=0,014$) és az etnikai részarány (b: $1,25 \times 10^{-2}$, MT: $0,81 \times 10^{-2} - 1,70 \times 10^{-2}$, $p<0,001$) is rizikófaktorok mutatkoztak. A dohányzás ($p=0,502$ és $p_{log}=0,442$) és a képzetiségi index ($p=0,337$ és $p_{log}=0,312$) mindkét elemzésben független volt a gyomorrákos halálózástól.

A decilisenként számított halálzási kockázatok nem tértek el egymástól szignifikáns mértékben, de a négy felső expozíciós csoportban voltak a legmagasabb értékek, amik szignifikánsan vagy közel szignifikánsan voltak magasabbak, mint az országos halálzási rizikó. A regressziós elemzésekben az eredeti paraméterek közötti közel szignifikáns ($p < 2.28 \times 10^{-3}$, MT: $(-0.26 \times 10^{-3}) - (4.82 \times 10^{-3})$, $p=0.072$), a log-transzformált expozíciós értékekkel szignifikáns ($p < 0.21$, MT: $0.02 - 0.40$, $p=0.032$) rizikóemelkedést kaptunk. Lineáris dózis-hatás görbénél ($\text{SHH}=2.28 \times 10^{-3} \times \text{[intra koncentráció]} + 1.02$; $r^2=0.35$) jobban illeszkedett a megfigyelt értékekhez a logaritmusos görbe ($\text{SHH}=0.21 \times \text{[log]intra koncentráció} + 0.40$; $r^2=0.46$).

6.3. Fejlődési rendellenességek gyakorisága a csernobili atomreaktor baleset után Magyarországon

Adatok és módszerek

Az alapadatbázis az ország összes kistérségére tartalmazza az adatokat 1980-2001 közötti időszakra vonatkozóan, amelyben minden olyan Down-kóros eset (BNO kód Q90) szerepel, amelyet jelentettek a Veszélytelen Rendellenességek Országos Nyilvántartása (VRONY) számára, illetve, amit a Kiegészítő Adatgyűjtés során a VRONY munkatársai a genetikai tanácsadókon keresztül azonosítottak. Összesen 3330 eset került az adatbázisba, melyek közül 3418 esetben állt rendelkezésre az születési időpont és a lakóhely irányítószáma, ami alapján területileg ködolhatunk az eset. Minden esetet egy-egy statisztikai kistérségre bontunk kétféle. A vizsgálati alapszáma a kistérségenkénti aggregált esetszáma volt. A kistérségek népmozgalmi adatai a Központi Statisztikai Hivatal bocsátotta rendelkezésünkre. Ebben 1980-tól évenként megadatik a kistérségenkénti élvszámok és kétszáz magzati halálos eset száma. A számlások során a Gyakoriság adatokat az élvszámokkal és a kétszáz magzati halálos esetekre vonatkozóan. A statisztikai elemzések alapértelmezően az egyes kistérségekben megfigyelt halálos esetek száma memóriában tér el a standard populációtól (az ország teljes népességére) adatai alapján várható esetszámtól. Az egyes évek (j) jellemző országos Down-kóros gyakoriság (j) és a kistérségek (x) születésszáma (N_x) alapján meghatározható a kistérségre vonatkozó várható esetek száma (E_{xj}): $E_{xj} = N_x \times j$. A kialakított adatbázis segítségével mindegyik vizsgálati évre vonatkozóan megadható kistérségenként a megfigyelt halálos esetek száma (O_{xj}). Ezek vizsgálati perióduson belüli összege szintén a kistérségek jellemző adatai (O_j). Ezek után már meghatározható a Down-kóros relatív rizikója (RR) minden kistérségre külön-külön: $RR_x = O_{xj} / E_{xj}$. A megfigyelt esetszámok várható értékét valószínűleg természetesen z-tesztrel vizsgáljuk. A kis születésszámok esetén a megfigyelt RR értékek jelentős inhomogén bizonytalanságot hordoznak. Ezért a ezeket a hibákat empirikus Bayes korrekcióval mérsékeljük. (\hat{O}_{xj}) Az eredményeket kistérségi felbontású térképeken ábrázoljuk. A statisztikai tesztek eredményeit Bemutató térképek értékelésekor figyelembe kell venni, hogy ezek 150 kistérség adatait, tehát ugyanannyi statisztikai eljárás eredményeit ábrázolják. Mivel egy-egy statisztikai döntésünkkel 5% hibát engedünk meg, a pusztán véletlenrel is meggyarazható extrémértékek száma $150 \times 0.05 = 7.5$. A statisztikai tesztek eredményeinek ábrázolásakor, tehát az elvárásunk az, hogy 3,75 szignifikánsan magas, és 3,75 szignifikánsan alacsony értékű mutató kistérségre fogunk látni akkor is, ha csak a véletlen játszott szerepet a megfigyelt kistérségi különbségek genetikai természetűek. A kistérségenkénti relatív rizikó változását az 1980-1985 éves periódus összesített megfigyelt és várható esetszámait alapján számított empirikus Bayes becsléssel korrigált relatív rizikóhoz képest adtuk meg. ($O_{rel-1985}$) Ez a referencia adatai fejezék ki a balesetet megelőző kistérségenkénti megbetegedési kockázatot. A baleset utáni időszakot lefedő időszakok letelepedését az 1986-1988-as évekre hasonlóan számított paraméter fejezte ki. ($O_{rel-1988}$) A baleset következtében Magyarországon megjelent radioaktív izotópok csak átmenetileg okoztak többlet expozíciót. Az átmeneti periódusok kivételével minden a megbetegedési vizsnyokban a balesetet megelőzően megfigyelt szinthez kellett igazodnia. Ezt a periódust az 1989-2001-re vonatkozó kistérségi rizikóval írjuk le. ($O_{rel-2001}$) A változások mértékét (r) a baleset időszakra és az expozíció eredeti szintje történeti viszszesése utáni időszakra az alábbi módon volt számítható a kistérségenként:

$$V_{1986-1988, x} = \frac{O_{rel-1988, x} - O_{rel-1985, x}}{O_{rel-1985, x}}$$

$$V_{1989-2001, x} = \frac{O_{rel-2001, x} - O_{rel-1985, x}}{O_{rel-1985, x}}$$

A kistérségekre ért expozíció nagyságát a természetis Környezeti Hattérterhelés levegőben mért dózisaának 1986. július végéig mért növekedése alapján határozzuk meg. A balesetet követően intenzíven monitorozták a háttérterhelés alakulását az ország különböző területein. A mérések eredményei alapján rendszeres térképet szerkesztettek, amelynek alapján a kistérségek átlagos többlet expozíciója számítható volt. A többletexpozíció 0-

440 μGy között változott az országban. A kistérségekre számított értékek 20-380 μGy között változtak. A kistérségenkénti expozíció és a rizikóváltozás közötti kapcsolatot lineáris regressziós elemzéssel vizsgáljuk.

Eredmények

Az országos átlaghoz viszonyított relatív gyakoriságok az egyes periódusokban jelentős eltéréseket mutattak. 1980-1985 között a referencia gyakoriság 1,11 % volt. Néhány kistérségekben nem is volt regisztrált eset ebben az időben. A relatív rizikók széles tartományon belül variálódtak (0,00-3,70). 1986-1988 között a rövidebb időperiódusnak megfelelően kisebb esetszámokat regisztráltak. Ezért az egyes kistérségekben számított adatok megbízhatósága is kisebb volt, ami az adatok szélesebb tartományban való szóródásában nyilvánult meg (0,00 - 4,58). Ebben az időszakban a referencia gyakoriság 1,20 % volt. 1989-2001 között az adatok szóródása szélesebb intervallumot ölelt fel (0,00 - 2,45), túlkörözve a hosszabb megfigyelési periódus és nagyobb esetszámok miatt megbízhatóbb kistérségi rizikóérték számokat. A referencia gyakoriság itt volt a legmagasabb: 1,43%. A korrigált relatív gyakoriságok az egyes periódusokban lényegesen szűkebb tartományon belül szóródtak (1,980-1985: 0,74 - 1,46; 1986-1988: 0,79 - 1,29; 1989-2001: 0,70 - 1,52).

A kistérségenkénti többlet expozíció nagysága és a korrigált relatív gyakoriságok közötti korreláció vizsgálata mindhárom periódus esetén negatív eredményre vezetett: 1980-1985 = 0,019 ($p=0,821$), 1986-1988 = 0,077 ($p=0,351$), 1989-2001 = 0,038 ($p=0,648$).

A referencia periódus és a másik két periódus korrigált relatív gyakoriságait korreláltatva pozitív eredményeket kaptunk: 1986-1988 = 0,191 ($p=0,019$), 1989-2001 = 0,205 ($p=0,013$).

Az első két periódusban a statisztikailag szignifikáns mértékű eltérést mutató területek száma 10 illetve 8, a harmadikban csak 6 volt. Azaz mindegyik területen hozzávetőlegesen annyi extrém területet látnak, amennyi a véletlen hátszóra is mutatkozna (7,5 statisztikailag szignifikáns mértékben emelkedett rizikójú kistérség). A második periódusban véletlenül nem magyarazható szignifikáns rizikóemelkedést mutató területek száma a balesetet megelőző időszak adatainak feléle meg.

A korrigált relatív gyakoriságok esetében meghatároztuk, hogy a kistérségekben milyen mértékben változott a megbetegedési kockázat a referencia periódushoz képest. Ezeket a változásokat korreláltatuk az expozíciós mintázattal. Mindkét változás esetén függetlenek mutatkoztak a többletexpozíció és a lokális megbetegedési kockázatának módosulása: 1986-1988 = 0,004 ($p>0,05$), 1989-2001 < 0,001 ($p>0,05$).

7. Összefoglalás

A mára kialakult népegészségügyi problémák szilkségessé tették, hogy minél részletesebb adatokkal rendelkezünk a vezető kórképeket meghatározó faktorokról. Ennek megfelelően a területi egyenlőtlenségek elemzése részben új ismeretek megszerzését teszi elő, részben a széles értelemben vett egészségügyi ellátáson belüli méltányosság és hatékonyság egyik epidemológiai alapja.

A kistérségek egyenlőtlenségeit tanulmányozásait ezek az igények és a XX. század végre kialakult technikai előrelépések tették lehetővé. Ma lehetséges a települések szintjéig lebonntó értémi adatok előállításra rutin jelleggel. A kistérségek standardizált rizikóértékszámokkal íthatjuk le, melyeket megbízhatóságuknak megfelelően korrigálhatunk. A betegségek előfordulásának térbeli elrendeződését tesztelhetjük, kizárva vagy felveve halmozódások jelenlétét. A lokális rizikóértékszámokat más területileg kódolt adatbázisok kapcsolva vizsgálhatjuk a megfigyelt mortalitási, morbiditási struktúra determinánsait. Saját vizsgálataink legfontosabb megállapításai az alábbiak voltak:

1. A régióban növekednek a települések közötti halálzási különbségek. Különösen olyan betegségcsoportok esetében, ahol az egészségügyi ellátórendszer rövidtávon is képes befolyásolni az életkilátásokat. Alkalmában a képzettebb populációk javuló életkilátásai és a képzetlenebb változatlanul romló halálzási mutatói állnak az egyenlőtlenségek bővülésének hátterében. A cigány lakosság részaránya önmagában csak kis részét magyarázza a változásoknak. Daganatos halálzás esetében homogénizálódott a régió a 90-es években, bár itt is jellemző volt a képzettek és képzetlenebbek közötti különbségek bővülése.
2. A déldunántúli régió kistérségei közötti halálzási különbségek bővültek, amiért főként a kardiiovaszkuláris és külső halálzók (elsősorban öngyilkosság) miatti különbségek növekedése volt felelős. Van olyan kistérség, ahol az országos átlaghoz képest 14%-kal csökkent a halálzás a 90-es években, és van ahol 18%-kal romlottak ezalatt az életkilátások.
3. A mélynyakrák és emlőrák szűrés hatékonysága alacsony átszűrési szint mellett nagyszámú változékonyságot mutatott az országban a 90-es évek végén. A jelentős átszűrési különbségeket elsősorban az ellátás szervezése (szervezetlensége) volt felelős. Bizonyos területeken elért viszonylag magas átszűrési adatok szerint a 90-es évek végén is volt lehetőség a hazai jogi-gazdasági környezetben eredményes szűrés szervezésére. A mélynyakrák átszűrési indikátorok a települések és szakellátó központok szintjén is időben állandó és lényeges különbségeket írtak le a déldunántúli régióban. A mammográfias vizsgálatok esetében a szűrés szervezési módszerek értékelése után demonstrálható volt, hogy a háziorvossal együttműködő, behíváson alapuló módszer kiemelkedő hatékonysága.
4. A dél-dunántúli kistérségekben élők életkilátásaira nem volt hatással az, hogy a lakóhelyükhez közel, a kistérségben belüli volt-e kórház vagy nem. Az eredmények szerint nincs szükség új kórházak kialakítására a jelenlegi halálzási viszonyok javítása érdekében.
5. A kórházba kerüléshez szükséges út hossza csak a cerebrovaszkuláris betegségek esetében okozta halálzási növekedését Somogy megyében. Meghatároztuk azt az egészségtudományt, mely akkor volna elérhető, ha rövidebb lenne a kórházba szállításhoz szükséges út hossza.
6. A cerebrovaszkuláris betegségek okozta halálzási rizikó kialakításában szerepet játszó faktorok hatását számszerűsítettük Tolna megyében. A nem megfelelő egyórgyszertfogyasztás volt a legerősebb rizikófaktor. Ezt követték a rossz szűrés és betegrányítási gyakorlat. Gyengébb hatású rizikófaktor volt a képzetlenség. Az adatok segítségével minden egyes településnél külön értékelhető, hogy az egyes rizikófaktorok mennyiben felelősek a halálzási helyzetért.
7. A subdurális vérzés miatt kórházban kezelték életkilátásai jelentősen eltérnek Magyarország különböző részein. A magas letalálás hátterében az ajánlásoknak nem megfelelő kórházi protokollok alkalmazása áll. A hazai viszonyok közt elérhető ellátási színvonalhoz képesti többlet letalálást, a nem megfelelő ellátási gyakorlati árti meggyenként számlálhatunk.
8. Környezetsemményező pontforrások körzetében alkalmazható módszert dolgoztunk ki, amivel a pontforrások etiológiai szerepének pontosabb megértésére van lehetőség az érintett lakosság bevonásával járó célzott adagyűjtés nélkül.
9. Területi korrelációs vizsgálattal gyomormrákos halálzási többletet tudunk kimutatni Baranya megye falvaiban a viszonylag magas nitrit tartalmú (80-90 mg/l) ivóvizek hatására.
10. A csernobili atomreaktor balcsét után Magyarországot ért többlet ionizáló sugárzás országban belüli eloszlása nem mutatott kapcsolatot a Down-kór előfordulásával, annak

ellenére, hogy a vizsgálat szerint határozott területi struktúrája van a Down-kór előfordulásának és hogy egyébként ismert eszalnmozódási tudlak azonosítani az alkalmazott módszerek.

Összességében a települések, kistérségek közötti egyenlőtlenségek számos fontos halálzókai jelentőségek és növekedtek a Dél-Dunántúlon a 90-es években Ezek a különbségek részben területileg változó környezeti hatások (ivóvíz nitrit tartalma, környezetsemményező pontforrások), részben szocio-ökónómiai paraméterekkel (nemzetiségi jelleg, képzetség) részben pedig az egészségügyi ellátás területileg változó hatékonysága (mentőszolgálat és kórházak telepítése, stroke kontroll), emlőrák és mélynyakrák megelőzés, koponyasérültek ellátása) miatt alakulnak ki. Megállapítható, hogy területi epidemiológiai vizsgálatok révén kialakíthatóak azok az indikátorok, melyek javítják a teljesítmények monitorozását, segítik a tervezést, a hatások előrejelzését, melyekre érdemi intervenció építhető.

8. A témával kapcsolatos közlemények, előadások

Közlemények:

1. Sándor J, Kiss I, Ember I: Emelőrák: epidemiológiai rizikófaktork. Orvosképzés, 70: 240-246, 1995.
2. Sándor J, Sümegi Gy, Ember I: Speciális halálzókok regionális értékelése. Egészségügy, 34: 268-275, 1995.
3. Sándor J, Ember I: A dohányzás szerepének értékelése a gyomorrák és a légzőszervi halálzás okozó analízisben. Egészségügy, 40: 128-132, 1996.
4. Sándor J, Ember I: Szívinfarktusos halálzás területi eloszlása Baranya megyében. Orvosi Hetilap, 137: 3-7, 1996.
5. Sándor J, Kiss I, Bényi M, Brázy L, Ember I: Területi egyenlőtlenségek epidemiológiai elemzése. Orvosi Hetilap, 140: 21-29, 1999.
6. Sándor J, Horváth J, Kiss I, Ember I: A kórházba kerüléshez szükséges út hossza és az egy-étrauszoni halálzás rizikó kapcsolata Somogy megyében. Szociális Szemle 78: 142-150, 2000.
7. Sándor J, Kiss I, Ember I: Mortality pattern in rural ethnic minorities in Hungary. Agricultural Medicine and Rural Health, 23: 49-55, 2000.
8. Sándor J, Bács G, Szűcs M, Brázy L, Kiss I, Ember I: Mélynyakrák halálzás területi különbségei a dél-dunántúli régióban. Népegészségügy, 81: 16-23, 2000.
9. Sebertyén A, Boncz I, Pál M, Sándor J: Az emelőrák vizsgálatok helyzete a dél-dunántúli régióban. Egészségügy, 34: 96-91, 2001.
10. Sándor J, Kiss I, Farkas O, Ember I: Association between gastric cancer mortality and nitrate content of drinking water: ecological study on small area inequalities. European Journal of Epidemiology, 17: 443-447, 2001.
11. Havasi V, Sándor J, Kiss I, Szűcs M, Brázy L, Ember I: Emelőrák halálzás és mammográfias vizsgálatok száma Magyarországon. Orvosi Hetilap 142: 2773-2778, 2002.
12. Sándor J, Havasi V, Kiss I, Szűcs M, Brázy L, Sebertyén A, Ember I: Emelőrákos halálzás és mammográfias ellátás kistérségi egyenlőtlenségei. Magyar Onkológia 46: 139-146, 2002.
13. Kiss I, Ember J, Ember I: Regional differences of cancer mortality in Hungary. Central European Journal of Occupational and Environmental Medicine, 8: 235-244, 2002.
14. Boncz I, Sebertyén A, Pál M, Sándor J, Ember I: A mélynyakrák esetében egészségtudományi elemzése. Orvosi Hetilap 144: 713-717, 2003.
15. Sándor J, Szerencse P, Szűcs M, Nemeth A, Kiss I, Ember I: Környezeti eredetű daganatos megbetegedések területi halmozódásának vizsgálata. Magyar Onkológia 2003. (közlekre előgató)
16. Sándor J, Mészáros J, Szunyogi M, Siffl Cs: Feljelölési rendeltettségű egykorúsága a csernobili atomreaktor balcsét után Magyarországon. Orvosi Hetilap 2003. (közlekre előgató)
17. Sándor J, Nemeth A, Kiss I, Kvarna A, Bujdosó L, Ember I: Kistérségek halálzási viszonyainak változása. Egészségügy, 2003. (közlekre előgató)
18. Sándor J, Szűcs M, Kiss I, Boncz I, Sebertyén A, Kiss A, Ember I: Környezeti eredetű daganatos megbetegedések területi kistérségekben. Lege Artis Medicinae, 2003. (közlekre előgató)
19. Sándor J, Szűcs M, Kiss I, Ember I, Csernapi Gy, Fűrő B, Bili A: Subdurális vérzéssel kezelt betegek halálzási viszonyai belüli eloszlás tényezői. Clinical Neuroscience/Egészségügyi Szemle, 2003. (közlekre előgató)

Idelehető absztraktok

1. Sándor J, Ember I: Légzőszervi betegségek területi eloszlása Baranya megyében. Egészségügy, 34: 341, 1995.
2. Sándor J, Ember I: Daganatos halálzás területi eloszlása Baranya megyében. Magyar Onkológia, 55: 1995.
3. Sándor J, Ember I: Correlation between geographical distribution of cancer mortality and soil microelement concentration. Anticancer Research, 15: 1654, 1995.

1. Kiss I, Sándor J, Ember I: Nutritional factors and malignant tumours in Hungary—spatial distribution and geographical inequalities. *International Journal of Oncology*, 7: 1006, 1995.
2. Sándor J, Ember I: Degmanos halálozások Baranyai, nemzeti szintű lakta településeken. *Népegészségügy*, 5: 17-21, 1996.
3. Sándor J, Kiss I, Ember I: The routine geographical cluster investigation in cancer control. *International Journal of Oncology*, 9: 833, 1996.
4. Sándor J, Kiss I, Bényi M, Orbán M, Juhász A, Ember I: Fajnyaki degmanok okozta halálozás területi egyenlőtlenségeinek elemzése Tolna megyében. *Magyar Onkológia*, 41: 227-228, 1997.
5. Sándor J, Kiss I, Bényi M, Ember I: Increased cancer mortality in the vicinity of a crude oil burning factory. *Epidemiology*, 9: 535, 1998.
6. Sándor J, Kiss I, Ember I: Threshold for gastric cancer causing effect of nitrate in drinking water. *Anticancer Research*, 18: 4940, 1998.
7. Sándor J, Kiss I, Szűcs M, Bezzeredy M, Brázy L, Blücs G, Oszeczy G, Ember I: Métélyrakta: Magas rizikójú populációk azonosítására alapozott beavatkozások. *Magyar Onkológia*, 43(4): 287, 1999.
8. Sándor J, Kiss I, Szűcs M, Bezzeredy M, Brázy L, Blücs G, Ember I: County level monitoring of cervix cancer screening: searching for high-risk populations and remedial interventions. *European Journal of Gynecological Oncology*, 20: S27, 1999.
9. Sándor J, Havasi V, Szűcs M, Kiss I, Brázy L, Ember I: Emelkedő korai diagnosztikájára területi különbségek Magyarországon. *Magyar Onkológia*, 45(3): 297, 2001.
10. Boncz I, Sebessyén A, Pál M, Sándor J: Calculation of cervical cancer screening rate by using the data of Health Insurance Fund. *Ceska Gynekol*, 67: (S2) 49-50, 2002.
11. Sándor J, Szanyogh M, Menedei J, Siftel Cs: Small area inequalities investigation on Down syndrome occurrence and its application in monitoring for environmental and screening related problems. *Reproductive Toxicology* 38, 2003.
12. Sándor J, Szűcs M, Kiss I, Ember I, Cséprenyi Gy, Futo J, Buki A: Predictors of lethal outcome for patients with subdural haemorrhage in Hungary. *Clinical Neuroneurosciences/Égységgyógyászati Szemle*, 56: 198-199, 2003.

Könyvek, könyvfejezetek:

1. Sándor J, Ember I: Könyvzetillegő betegségek területi egyenlőtlenségei Baranya megyében. In: *Könyvzeti Ártalmak és Légzõrendszert 5*. Edt: Schweier Ottó, Szabó Tibor. 1995.
2. Sándor J, Kiss I, Ember I: Degmanos betegségek térszervező források könyvtékén. In: *Könyvzeti Ártalmak és a Légzõrendszert 6*. Edt: Szabó Tibor, Miháczai Ernõ, 200-212. 1996.
3. Ember I, Sándor J, Prevcicó. In: *Az onkológia alapjai*. Edt: Adány R, Kasler M, Ember I, Kopper L, Thurzó L. Medicina Budapest, III.41.-III.47. 1997.
4. Sándor J, A régió környezeti-egészségügyi helyzete. In: *Ártalmak, Kórokozók, Kórokozók Gyógy (eds): Pannón Almannach (II), 47-54, 1999.*
5. Sándor J: A térinformatika lehetőségei a degmanok szűrésének támogatásában. In: *Az onkológiai prevenció helyzete*. Edt: dr. Sebessyén Andor, *Országos Egészségpolitikai Pazarat*, Budapest, 2001.
6. Ember I, Sándor J: Szilárdítógépek használata a laboratóriumi gyakorlatban. In: *Az onkológiai prevenció helyzete*. Edt: dr. Sebessyén Andor, *Országos Egészségpolitikai Pazarat*, Budapest, 2001.
7. Sándor J, Kiss I, Ember I: Searching for environmental related health impairments by geographical methods. In: *Pollution at water resources*. Columbia University Seminar Proceedings. Edt.: Halasi-Kun György, Fodor József, Columbia University – Magyar Tudományok Akadémiája, 2002. (különleges előadás)
8. Sándor J, Kiss I, Ember I: Urfahányra köztársaság elõk degmanos halálozása. In: *Könyvzeti Ártalmak és a Légzõrendszert 12*. Edt: Szabó Tibor, Bartai Inre, Somlai János, 339-351, 2002.
9. Sándor J, Kiss I, Nemethi A, Ember I: Növekvõ halálozások a települések halálozási adatai közti a Dél-Dunántúlon és a fej-nyaki degmanok kontrolljainak lehetőségei (különleges előadás) In: *Fajnyaki degmanok*. Edt: dr. Sebessyén Andor, *Országos Egészségpolitikai Pazarat*, Budapest, 2003.
10. Sándor J, Nemethi A, Kiss I, Ember I: Increasing mortality inequalities in Hungary. Edt: Jan Sundin, In: *European Issues*, Composita Group of Universities, Evora, 2004, (különleges előadás)
11. Ember I, Kiss I, Sándor J: Degman-epidemiológia, degman-prevenció. *Dialóg*, Pécs, 2000.
12. Sándor J, Ménédi J, Szanyogh M, Pálfi Gy.-né: Jelentés a Velestőlent Rendeljenességek Országos Nyilvántartása (VRONY) 1997-1998 évi adatairól. "Johán Béla" Országos Epidemiológiai Központ, Budapest, 2000.
13. Sándor J, Ménédi J, Szanyogh M, Pálfi Gy.-né: Jelentés a Velestőlent Rendeljenességek Országos Nyilvántartása (VRONY) 1999. évi adatairól. "Johán Béla" Országos Epidemiológiai Központ, Budapest, 2001.
14. Sándor J, Ménédi J, Szanyogh M, Pálfi Gy.-né: Jelentés a Velestőlent Rendeljenességek Országos Nyilvántartása (VRONY) 2000. évi adatairól. "Johán Béla" Országos Epidemiológiai Központ, Budapest, 2002.

Előadások:

1. Sándor J, Morava E: Veszélyeshulladék-tároló közelében élõ népesség egészségügyi állapotának vizsgálata. *Magyar Higiénikus Társaság Vándorgyűlése, Kaposvár, 1993.*
2. Sándor J, Szabó Z, Szilárd Z, Ember I, Morava E: Egészségügyi állapotok veszélyeshulladék-tároló közelében illertve kontrolli településen élõ Baranya megyei falusi lakosság körében. *NETT Kongresszus, Gyula, 1994.*
3. Sándor J, Ember I: Könyvzetillegő betegségek területi vizsgálataok néhány problémája. *Magyar Higiénikus Társaság 27. Vándorgyűlése, Balatonföldvár, 1994.*

4. Sándor J, Ember I: Degmanos halálozás területi eloszlása Baranya megyében. *MOT XXI Nemzeti Kongresszus, Pécs 1995.*
5. Sándor J, Ember I: Könyvzetillegő betegségek területi egyenlőtlenségei. *Könyvzeti Ártalmak V. Konferenciája, Hévíz, 1995.*
6. Sándor J, Ember I: Légzõszervi betegségek területi eloszlása Baranya megyében. *Higiénikus Társaság VI. Kongresszusa, Pécs 1996.*
7. Sándor J, Ember I: Geographical distribution of cardiovascular mortality preventable by local intervention in Baranya county. *Annual Meeting of the European Public Health Association, Budapest, 1995.*
8. Sándor J, Ember I: Correlation between geographical distribution of cancer mortality and soil microelement concentration. *Fifth International Conference: Anticancer Research, Corfu, 1995.*
9. Sándor J, Kiss I, Ember I: degmanos betegségek térszervező források könyvtékén. *Könyvzeti Ártalmak VI. Konferenciája, Hévíz, 1996.*
10. Sándor J, Kiss I, Ember I: Tudományos cluster Baranya megyében. *Higiénikus Társaság 28. Vándorgyűlése, Balatonföldvár, 1996.*
11. Sándor J, Kiss I, Ember I: High nitrate concentration in drinking water and its consequences in gastric cancer occurrence. *AACR/IAACR Joint Conference (Carcinogenesis from Environmental Pollution: Assessment of Human Risk and Strategies for Prevention, Budapest, 1996.*
12. Sándor J, Kiss I, Ember I: GIS analysis of small area inequalities of cancer mortality. *III. Hungarian-Polish Scientific Conference of Hygiene, Krakow, 1996.*
13. Sándor J, Kiss I, Ember I: The routine geographical cluster investigation in cancer control. "Oncology 1996, International Conference on Experimental and Clinical Oncology", Kos, Greece, 1996.
14. Sándor J, Kiss I, Ember I: Geographical distribution of cancer mortality preventable by local intervention in Baranya county. *Third International Congress of WHMA, Pécs, 1996.*
15. Sándor J, Kiss I, Bényi M, Orbán M, Juhász A, Ember I: Dohányzással kapcsolatos degmanok okozta területi egyenlőtlenségek Tolna megyében, 1985-1994-ben. *Magyar Higiénikus Társaság 29. Vándorgyűlése, Balatonföldvár, 1997.*
16. Sándor J, Kiss I, Bényi M, Orbán M, Juhász A, Ember I: Fajnyaki degmanok okozta halálozás területi egyenlőtlenségeinek elemzése Tolna megyében. *Magyar Onkológusok Társaságának XXII. Nemzeti Kongresszusa, Budapest, 1997.*
17. Sándor J, Horváth J, Illyés A, Kiss I, Ember I: Halálozási egyenlőtlenségek mértéke és okai Somogy megyében. *Magyar Higiénikus Társaság, 30. Vándorgyűlése, Balatonföldvár, 1998.*
18. Sándor J, Bényi M, Orbán M, Juhász A, Nyéki L, Kiss I, Brázy L, Ember I: A mélynyaki kontroll területi egyenlőtlenségei Tolna megyében. *NETT, Pécs, 1998.*
19. Sándor J, Kiss I, Bényi M, Ember I: Increased cancer mortality in the vicinity of a crude oil burning factory. *10th Conference of the International Society for Environmental Epidemiology, Boston, USA, 1998.*
20. Sándor J, Kiss I, Ember I: Threshold for gastric cancer causing effect of nitrate in drinking water. *6th International Conference of Anticancer Research, Kallithra, Greece, 1998.*
21. Sándor J, Kiss I, Ember I: Növekvõ halálozások a Dél-dunántúli régió településein. *NETT, Sopron, 1999.*
22. Sándor J, Kiss I, Szűcs M, Bezzeredy M, Brázy L, Blücs G, Oszeczy G, Ember I: Métélyrakta: Magas rizikójú populációk azonosítására alapozott beavatkozások. *Magyar Onkológusok Társaság XXIII. Kongresszusa, Budapest, 1999.*
23. Sándor J, Kiss I, Szűcs M, Bezzeredy M, Oszeczy G, Brázy L, Blücs G, Ember I: Antihipertermia egyégyesztélyes területi egyenlőtlenségei és kapcsolata morbiditással, mortalitással. *Magyar Higiénikusok Társaság 31. Vándorgyűlése, Balatonföldvár, 1999.*
24. Sándor J, Szűcs M, Blücs G, Sebessyén A, Kovács É, Kiss I, Ember I: Lehetőségek a szakteljesítések minőségének javítására a mélynyaki prevencióban. *NETT Kongresszus, Hévíz, 2000.*
25. Sándor J: A kisteleki halálozások területi egyenlőtlenségei Baranya megyében. *Népegészségügyi Fórum, Pécs, 2001.*
26. Sándor J: Térinformatika alkalmazása a degman epidemiológiájában. *Fiziol. Onkológusok Fóruma, Pécs, 2001.*
27. Sándor J, Havasi V, Szűcs M, Kiss I, Brázy L, Ember I: Emelkedő korai diagnosztikájára területi különbségek Magyarországon. *Magyar Onkológusok Társaságának 24. Kongresszusa, Budapest, 2001.*
28. Sándor J, Ménédi J, Szűcs M, Kiss I, Ember I: Fajnyaki rendellenességek és degmanos megbetegedések egykorúságának értékelése airtó-nitrit általánosító gyõr körzetében. *NETT Kongresszus, Gyula, 2001.*
29. Sándor J, Havasi V, Kiss I, Szűcs M, Brázy L, Ember I: Emelkedés halálozás és nemmortalitás elõltes kitéréségi egyenlõtlenségei. *Magyar Higiénikusok Társaság 32. Vándorgyűlése, Balatonföldvár, 2001.*
30. Sándor J, Kiss I, Ember I: A roma lakosság részaránya és a települések halálozási viszonyai közötti kapcsolatok. *II. Népegészségügyi Fórum, Pécs, 2001.*
31. Sándor J, Kiss I, Ember I: Gyomor-nyombél féltélyek clusteri a Dél-Dunántúlon. *Könyvzeti Ártalmak és a Légzõrendszert XI. Konferenciája, Hévíz, 2001.*
32. Sándor J, Kiss I, Szűcs M, Ember I, Brázy L: Degmanok szűrésének hatékonyasága a magyarországi kistérségekben. *Magyar Onkológusok Társaság, Keszthely, 2002.*
33. Sándor J, Kiss I, Ember I: Urfahányra köztársaság elõk halálozása. *Könyvzeti Ártalmak és a Légzõrendszert XII. Konferenciája, Hévíz, 2002.*
34. Sándor J, Ménédi J, Szanyogh M: Csakalozás a velszálent rendellenességek európai rendszereiben. *Magyar Humángenetikai Társaság, 2002. évi nagygyűlése, Budapest, 2002.*
35. Sándor J, Ménédi J, Szanyogh M: Prenatalisan felismerhetõ fejlõdési rendellenességekkel kapcsolatos prevenció hatékonyaságának mérési lehetőségei. *Magyar Humángenetikai Társaság, 2002. évi nagygyűlése, Budapest, 2002.*

36. Sándor J, Ménéki J, Szunyogh M: Fejlődési rendellenességek gyakorisága a csermohillai atomreaktor balást után 15 évvel. NETT Kongresszus, Hévíz, 2003.

37. Sándor J, Kiss I, Szucs M, Bezecedy M, Brazay L, Bucsi G, Ember I: County level monitoring of cervix cancer screening: searching for high-risk populations and remedial interventions. 11th International Meeting of Gynecological Oncology, ESCO, Budapest, 1999.

38. Sándor J, Kiss I, Szucs M, Blazso E, Oroszky G, Brazay L, Ember I: Monitoring the spatial inequalities in the anti-hypertensive drug consumption and its linkage with morbidity, mortality data. XV International Scientific Meeting of the International Epidemiological Association, Firenze, 1999.

39. Sándor J, Kiss I, Ember I: Determinants of the disease-specific mortality of rural populations. XIVth Congress of IAAMRH, Pécs, 2000.

40. Sándor J, Kiss I, Szucs M, Oroszky G, Brazay L, Ember I: Spatial inequalities in anti-hypertensive drug consumption: its linkage with morbidity and mortality. Central Nervous System Injury Pannonian Symposium, Pécs, 2000.

41. Sándor J, Ménéki J, Szunyogh M: Birth defects registration in Hungary. Annual Meeting of EUROCAT, Lisbon, 2002.

42. Sándor J: Increasing geographical inequalities in Hungarian mortality. European Health and Social Welfare Policies Seminar, Evora, 2002.

43. Sándor J, Szunyogh M, Ménéki J, Siffl Cs: Small area inequalities investigation on Down syndrome occurrence and its application in monitoring for environmental and screening related problems. 7th European Symposium on the Prevention of Congenital Anomalies associated to the 18th EUROCAT Registry Leaders Meeting, Heidelberg, 2003.

44. Sándor J, Szucs M, Kiss I, Ember I, Csepregi Gy, Furo J, Buki A: Predictors of lethal outcome for patients with subdural haemorrhage in Hungary. 2nd Pannonian Symposium on CNS Injury, Pécs, 2003.

45. Bényi M, Sándor J, Orbán M, Juhász A: Tolna megye halálozásának alakulása településeinken. NETT, Hévíz, 1997.

46. Anfal I, Bényi M, Borzó L, Jeczák L, Keszthelyi Gy, Sándor J, Szathmari Gy, Varnas E: A Dél-dunántúli régió kórház-egészségügyi és környezeti állapotának értékelés, helyzetképzés. Magyar Higiénikusok Társasága, 30. Vándorgyűlés, Balatonföldvár, 1998.

47. Bényi M, Sándor J, Juhász A, Dittner J, né: A kistérségek fotózatlan hátrányos helyzete Tolna megyében. NETT, Pécs, 1998.

48. Hung L, Grófi Z, Sándor J, Anfal I, Bényi M, Harsányi F, Ember I: Településközi mortalitási, morbiditási és egészségügyi szolgáltatások igénybevételéi szűk szektor statisztikai feloldásának közvetítő hatásait vizsgálva, szótárfejlesztés. Magyar Higiénikusok Társasága, 30. Vándorgyűlés, Balatonföldvár, 1998.

49. Sebescsényi A, Bucsi G, Sándor J, Ember I: A területi egészségügyi helyzet együteműsítési lehetőségei a minőségügyi prevenció útjain. NETT Kongresszus, Hévíz, 2000.

50. Mészáros P, Sándor J, Kiss I, Ember I: Depriált közösségek halálozási viszonyai. NETT Kongresszus, Hévíz, 2000.

51. Borzó L, Sándor J, Szucs M, Kiss I, Ember I: Településközi tényezők szerepe a kardiovaszkuláris mortalitásban. NETT Kongresszus, Hévíz, 2000.

52. Farkas O, Sándor J: A nem megfelelő kóddalási gyakorlat szerepe a létszálogos Baranya megyei hipertónia halálozási táblázat kialakításában. NETT Kongresszus, Hévíz, 2000.

53. Horváth B, Szucs M, Sándor J, Bucsi G, Sebescsényi A, Kiss I, Ember I: Településközi mérnyaklakos átszűrési időbeli stabilitás. NETT Kongresszus, Hévíz, 2000.

54. Bucsi G, Sebescsényi A, Sándor J, Ember I: Az egészségügyi szűrés és minőségbiztosítási lehetőségei a mérnyaklakos megelőzésben és kezelésben. NETT Kongresszus, Hévíz, 2000.

55. Borzó L, Sándor J, Szucs M, Kiss I, Ember I: The role of local factors in cardiovascular mortality. XIVth Congress of IAAMRH, Pécs, 2000.

56. Farkas O, Sándor J, Kiss I, Ember I: Reliability of mortality data in rural areas. XIVth Congress of IAAMRH, Pécs, 2000.

57. Galosi M, Toth J, Sándor J: Geographical inequalities and city-village differences in the health infrastructure. XIVth Congress of IAAMRH, Pécs, 2000.

58. Szucs M, Sándor J, Buki A, Kiss I, Brazay L, Ember I: Epidemiology of subdural haemorrhage in Hungary: monitoring of health care performance. Central Nervous System Injury Pannonian Symposium, Pécs, 2000.

59. Sebescsényi A, Borcz I, Pál M, Sándor J: A szótárvizsgálatok szervezéséről és a bizottsági politika megvalósítása. NETT Kongresszus, Gyula, 2001.

60. Sebescsényi A, Borcz I, Pál M, Sándor J: Onkológiai szótárvizsgálatok a bizottsági politika megszervezéséről. Fiafal Onkológusok Fóruma, Pécs, 2001.

61. Szerencsés P, Sándor J, Brizay L: Hulladékgyűjtéskorlátságok a környezeti egészségügyi szemléletű Tolna megyében. NETT Kongresszus, Gyula, 2001.

62. Muzslai Z, Sándor J, Ember I: Mélynyaklakos: magas rizikójú populációk Zala megyében. Magyar Higiénikusok Társasága, 32. Vándorgyűlés, Balatonföldvár, 2001.

63. Szucs M, Sándor J, Brizay L, Pál A: Magas rizikójú csoportok influenza elleni vakcinálásának ellenőrzése. NETT Kongresszus, Gyula, 2001.

64. Harsányi V, Sándor J, Kiss I, Ember I: A magyar lakosság részvételének emelői szerepe. NETT Kongresszus, Gyula, 2001.

65. Harsányi V, Sándor J, Kiss I, Sándor J: Az emelőszerepének hatékonyága Magyarországon. Magyar Higiénikusok Társasága, 32. Vándorgyűlés, Balatonföldvár, 2001.

66. Trócskó A, Sándor J, Kiss I, Ember I: Kistérségi halálozási viszonyainak értékelése. NETT Kongresszus, Gyula, 2001.

67. Borcz I, Pál J, Sándor J: A mérnyaklakos szűrés költséghatékonyságának értékelése finanszírozási oldalról. NETT Kongresszus, Nyíregyháza, 2002.

68. Sebescsényi A, Pál M, Sándor J: Szűrésről szótárvizsgálatok a Dél-dunántúli régióban. NETT Kongresszus, Nyíregyháza, 2002.

69. Bényi M, Sándor J, Szekeres P: A Dél-dunántúli régió kistérségeinek gazdasági fejlettsége és halálozási adatai közötti összefüggés. NETT Kongresszus, Hévíz, 2003.

70. Király R, Sándor J, Ember I: A halálozási egyenlőtlenségek változásának kapcsolata a társadalmi-gazdasági státusszal a Dél-dunántúli régióban (1987-2000). NETT Kongresszus, Hévíz, 2003.

71. Rottenbacher E, Sándor J, Szucs M: Magas rizikójú csoportok influenza elleni vakcinálásának ellenőrzése. NETT Kongresszus, Hévíz, 2003.

72. Lévai E, Sándor J, Ember I: A cigány lakosság morbiditási viszonyainak változása a Dél-dunántúli régióban (1987-2000). NETT Kongresszus, Hévíz, 2003.

73. Kiss A, Sándor J, Ember I: Mélynyaklakos és emelőszerep a magyarországi kistérségekben. NETT Kongresszus, Hévíz, 2003.

Felkért előadások:

1. Sándor J: Morbiditási adatok elemzése Tolna megyében. GENET-Euro, Budapest, 1997.

2. Sándor J: Novotno halálozási kockasági adatok elemzése. GENET-Euro, Budapest, 1999.

3. Sándor J: A Dél-dunántúli régió mortalitási kapcsolata a környezeti állapottal. Dél-dunántúli Regionális Egységfejlesztési Tanács Konferenciája, Pécs, 1999.

4. Sándor J: A térinformatika lehetőségei a demográfusok szűrésében. Az onkológiai prevenció helyzete, Villány, 2001.

5. Sándor J: Onkológiai prevenció a dél-dunántúli régióban. A tudomány megszállja az egészségpolitikát. A magyar lakosság egészségi állapota és az ebből adódó népegészségügyi beavatkozások. Magyar Tudomány Napja, Pécs, 2001.

6. Sándor J, Szunyogh M, Ménéki J: Veszélytelen rendellenességek alakulásának tanulmányozása. "15 éve üdönti a Csermohillai Atomerőmű balást", Magyar Tudomány Akadémia, Budapest, 2001.

7. Sándor J: Az egészségügyi állapot területi egyenlőtlenségeinek vizsgálata. Magyar Higiénikusok Társasága, 33. Vándorgyűlés, Keszthely, 2002.

8. Sándor J: Regionális epidemiológiai adatbázis és az alkalmazás lehetőségei. Az egészség és az egészségügy regionális dimenziói, DRETT, Pécs, 2003.

Egyéb közlemények, absztraktok, könyvfejezetek:

1. Sándor J, Kiss I, Ember I: Emelőszerep: molekuláris epidemiológiai marker. Orvosképzés, 70: 300-307, 1995.

2. Sándor J, Árnus T, Ember I: A p53 gén vizsgálatának használatossága a molekuláris epidemiológiában. Orvosi Hetilap, 136: 1875-1883, 1995.

3. Sándor J, Somfai M, Bárány L, Kiss I, Ruzsa Cs, Ember I: Tudórték ritizó utánozókat közt. Egészségudomány, 43: 145-153, 1999.

4. Páljos G, Kiss I, Sándor J, Ember I, Kisházi P: A K-ras onkogén 12, 13 és 61 kodonjánál mutációinak prognosztikus értéke colorectalis carcinomában. Orvosi Hetilap, 140: 1673-1680, 1999.

5. Bándóczy J, Baló A, Domi Cs, Ember I, Kiss Zs, Sándor J, Szabó Gy: Szomato-onkológiai szótárvizsgálatok: a korai diagnosztika jelentősége. Magyar Onkológia, 45: 143-148, 2001.

6. Ménéki J, Sándor J: 1999-ben fejlődési rendellenességgel született gyakoriság Magyarországon. EPTNFO 9: 123-125, 2002.

7. Ménéki J, Sándor J, Vasyán A, Szunyogh M: Kórházi ellátás idejéből fejlődési rendellenességek bejelentési gyakoriságának vizsgálata. EPTNFO, 9: 327-329, 2002.

8. Ménéki J, Siffl Cs, Szunyogh M, Sándor J: A Down-kór genetikai-epidemiológiai vizsgálata. EPTNFO 9: 389-394, 2002.

9. Ménéki J, Sándor J, Szunyogh M: Velezelenített fejlődési rendellenességek előfordulása Kintán. 2002-ben. EPTNFO 10: 93-95, 2003.

10. Vajda A, Buki A, F. Vén, Z. Horváth, J. Sándor, T. Decsi: Transzmembrán doppler-determinált pulzussal index in the evaluation of endoscopic third ventriculostomy (preliminary data). Acta Neurochir (Vienna), 141: 247-250, 1999.

11. Kiss I, Sándor J, Bogner B, Hegedűs G, Ember I: Colorectal cancer risk in relation to genetic polymorphism of cytochrome P450 1A1, 2E1, and glutathione-S-transferase M1 enzymes. Anticancer Research, 20: 519-522, 2000.

12. Páljos G, Kiss I, Sándor J, Ember I, Kisházi P: The prognostic value of the presence mutations at the codons 12, 13, 61 of K-ras oncogene in colorectal cancer. Anticancer Research, 20: 519-522, 2000.

13. Kiss I, Sándor J, Ember I: Alkalic polymorphism of GSTM1 and NAT2 genes modifies dietary-induced DNA damage in colorectal mucosa. European Journal of Cancer Prevention, 9: 429-432, 2000.

14. Gyöngyi Z, Grana L, Nádasi E, Sándor J, Némethi A, Varga Cs, Kiss I, Ember I: Flow cytometric Analysis of DNBA-induced early In Vivo Ras Expression. In vivo, 16: 323-326, 2002.

15. Kiss I, Sándor J, Ember I: Regional differences of cancer mortality in Hungary. Central European Journal of Occupational and Environmental Medicine, 8: 235-244, 2002.

16. Kiss I, Sándor J, Páljos G, Ember I: Metabolizálási enzimek genetikai polimorfizmusa és K-ras pontmutációk megoszlása vastagbélgyulladásokban. Magyar Onkológia, 41: 229-239, 1997.

17. Kiss I, Sándor J, Ember I: Nutritional factors and malignant tumours in Hungary: spatial distribution and geographical inequalities. International Journal of Oncology, 7: 1006, 1995.

18. Kiss I, Sandor J, Ember I: Genetic polymorphism of metabolism enzymes in patients with lung cancer and silicosis. *International Journal of Oncology*, 9: 853, 1996.
19. Somoskeoy Sz, Sandor J, Kiss I, Ember I: Analysis of p53 mutations in a chemically induced rat fibrosarcoma. *Molecular Biology of the Cell*, 7: 130, 1996.
20. Kiss I, Sándor J, Ember I: Molecular epidemiology of the malignant gastrointestinal diseases. *Digestive Disease and Sciences*. 41: 434, 1996.
21. Ember I, Kiss I, Sandor J, Kozma L, Szakall Sz, Nagy A: C-myc and K-ras amplification in renal clear cell adenocarcinoma. *Cancer Detection and Prevention*, 20: 534, 1996.
22. Kiss I, Sandor J, Pajkos G, Ember I: Influence of genetic polymorphisms on colon cancer susceptibility. *Cancer Detection and Prevention*, 20: 533-534, 1996.
23. Kiss I, Sandor J, Pajkos G, Ember I: K-ras point mutations in colorectal cancer and their association with certain alleles of drug metabolizing enzymes. *Anticancer Research*, 18: 4897, 1998.
24. Szunyogh M, Metneki J, Sandor J, Siffel Cs: Knowledge and use of folic acid supplementation among mothers in Hungary. *Reproductive Toxicology* 38, 2003.
25. Metneki J, Szunyogh M, Sandor J, Siffel Cs: The impact of prevention strategies on the prevalence of neural tube defects in Hungary. *Reproductive Toxicology* 38, 2003.
26. Sandor J, Szucs M, Kiss I, Ember I, Csepregi Gy, Futo J, Buki A: Predictors of lethal outcome for patients with subdural haemorrhage in Hungary. *Clinical Neuroscience/ideggyógyászati Szemle*, 56: 198-199, 2003.
27. Ember I, Sándor J: Etiológiai epidemiológia. In: *Az onkológia alapjai*. Eds: Ádány R, Kásler M, Ember I, Kopper L, Thurzó L. *Medicina Budapest*, III.19. - III.31. 1997.
28. Sándor J, Somfai M, Bárány I, Kiss I, Ruzsa Cs, Ember I: Tüdőrák gyakorisága uránbányászok között, Pécsen. In: *Környezeti Ártalmak és a Légzőrendszer* 8. Eds: Szabó Tibor, Miriszlai Ernő, 154-161, 1998.